

高铁开通对城市绿色创新的影响研究

——基于多期双重差分法的实证检验

黄漫宇 余祖鹏 赵 曜

(中南财经政法大学工商管理学院, 武汉 430073)

【摘要】 高铁作为中国新型交通基础设施,其高效便捷的运输方式对于提升城市经济关联、促进绿色创新具有重要影响。本文基于2004~2019年中国城市面板数据,借助SBM-DEA模型对城市绿色创新指数进行了测度,并利用多期DID模型实证检验了高铁开通对城市绿色创新的影响及作用机制。研究结果显示,高铁开通能促进城市绿色创新,经过一系列稳健性检验后,该研究结论依然成立。从作用机制看,高铁开通作用于生产性服务业集聚进而促进城市绿色创新。异质性分析方面,高铁开通促进了长三角城市群和粤港澳大湾区以及中心城市的绿色创新,而对京津冀城市群和非中心城市的影响较弱。

【关键词】 高铁开通 绿色创新 生产性服务业集聚 多期双重差分法 区域异质性 SBM-DEA模型

DOI:10.3969/j.issn.1004-910X.2022.06.007

〔中图分类号〕F294.3; F532 〔文献标识码〕A

引言

城市作为我国经济增长和产业结构转型升级的重要载体,对实现区域高质量发展具有重要意义^[1]。改革开放40多年以来,虽然我国实现了工业化和城市化的迅速推进,但与此同时,城市陷入了经济增长和环境保护的博弈困境,这阻碍了我国城市由数量型向质量型增长转变的实现^[2]。因此,如何在资源和环境约束下实现经济增长成为了当前城市发展面临的重要问题。作为将环境保护与经济增长有机整合的绿色创新战略,无疑是解决城市发展困境的一剂良方。《中华人民共和国国民经济和社会发展第十四个五年规划和2035年远景目标纲要》中强调应当加快推动绿色低碳发展,支持绿色技术创新。因此,推动绿色创新对于我国现阶段实现经济绿色转型以及高质量发展具有重要现实意义。当前,诸多学者就如何推动绿色创新展开了有益探索。综合来看,已有文献主要从资源禀赋、经济发展、产业与市场、环境制度、外资利用等维度研究了如何提升绿色创

新^[2,3],但该类文献较少关注交通基础设施对城市绿色创新的影响,尤其忽视了高铁的作用。高铁开通会加速创新要素的跨区域流动,尤其会促进人力资源在更广范围的再分配^[4,5],增加高铁开通城市创新发展所需的要素储备^[6,7]。此外,高铁因具有运输高效和低污染等特征,一定程度上能缓解地区环境治理压力^[8],因而可能会对城市绿色创新具有重要影响。

目前,只有少数学者关注了高铁开通与城市绿色创新的关系,Huang和Wang(2020)^[9]探究了高铁开通对长江经济带城市群绿色创新效率的影响机制,但仅关注了高铁开通所导致的创新要素流动,而忽视了创新要素流动背后所蕴含的更深层次因素。事实上,只有当地区产业发展强劲,对人才和资本等创新要素才具有吸引力,从而引发创新要素的跨区域流动^[10],因而有必要从产业发展层面考察高铁开通的作用力。此外,李涛和刘国燕(2021)^[11]进行了类似研究,虽然其考察了高铁开通背景下的研发要素流动对省域绿色创

收稿日期:2022-03-15

基金项目:国家自然科学基金青年基金项目“异质性框架下的城市网络体系与空间资源配置:理论、机制和中国经验”(项目编号:71603282)。

作者简介:黄漫宇,中南财经政法大学工商管理学院教授,博士,博士生导师。研究方向:流通经济。余祖鹏,通讯作者,中南财经政法大学工商管理学院博士研究生。研究方向:产业经济。赵曜,中南财经政法大学工商管理学院副教授,硕士生导师。研究方向:城市经济、空间经济。

新效率的经济效应,但却忽视了城市等级和地区异质性的潜在作用。城市等级和地区发展差异会影响城市开通高铁的机会,进而作用于高铁网络规划和布局^[12],从而可能影响高铁开通效果。因而,需要将城市等级和地区发展差异纳入高铁开通效应的评估体系。

综上所述,虽然已有文献针对高铁开通与城市绿色创新关系进行了一定探究,但依然存在不足:(1)已有文献并未充分重视高铁对绿色创新的重要影响,关于高铁开通与绿色创新关系的实证研究较为缺乏;(2)少数研究虽然考察了高铁开通对绿色创新的影响机制,但并未关注到生产性服务业集聚对二者关系所发挥的重要作用;(3)已有学者大多从局部区域或者省域层面探讨高铁开通与绿色创新的关系,鲜有从全国城市层面的实证研究。

鉴于此,本文的边际贡献主要在于:(1)基于中国城市数据,从绿色创新视角探索高铁开通效应,是对已有研究的有益拓展和补充;(2)从生产性服务业集聚视角探究了高铁开通影响城市绿色创新的作用机制,有助于厘清二者关系的作用过程;(3)从城市等级和城市群异质性考察我国高铁开通对城市绿色创新的异质性影响,益于更加细致的理解高铁开通的经济和社会意义。

1 理论分析与研究假设

1.1 高铁开通对城市绿色创新的影响

绿色创新是指将技术创新和环境保护双重利益结合起来,在缓解资源环境压力的同时增加经济收益的新型创新活动^[13,14]。绿色创新需要绿色知识和技术等创新要素的跨区域流动以实现广泛参与。“时空压缩”效应下高铁开通会增强城际可达性,为创新要素流动提供更为多元的渠道,要素流动效率得以提升,客观上能优化城市绿色创新所需要素间的匹配质量,不仅有利于创新要素深度参与绿色创新过程,还可能由此产生绿色知识和技术溢出^[15,16]。高铁开通背景下的创新要素跨区域流动加快了绿色知识和技术的扩散和传播,有益于企业间的信息沟通协作,推动绿色工艺创新^[17],在各地环境规制日益趋紧的客观背景下,为企业生产工艺的绿色化革新和升级提供可

能,这一过程的实现则具有内部经济性和正外部性的双重属性。绿色工艺创新不仅减少了企业长期生产成本,还降低了城市环境遭受污染加重的可能;另外,高铁开通有利于促进绿色技术市场和环境权益市场中交易行为的达成。由于该类市场中交易标的具有多样性和复杂性,往往需要交易双方面对面进行协商和谈判才更可能达成交易。高铁开通则能显著降低面对面协商和谈判实现的难度,加快了交易进度,推动了绿色技术的交易和流转,为绿色技术流入企业的末端污染治理提供了重要技术支撑,有助于降低企业污染排放规模,最终缓解城市生态负荷。由此可得到假设1。

H1: 高铁开通能够促进城市绿色创新。

1.2 高铁开通、生产性服务业集聚与城市绿色创新

现代服务业尤其是生产性服务业的发展和壮大被认为是优化经济结构、提高城市发展效率的重要途径^[10]。较之于其他行业,生产性服务业因更加依赖人力资本、知识和信息的流动,对交通可达性更为敏感。已有研究表明,高铁会诱导生产性服务业从非高铁沿线城市向高铁沿线城市集聚,从而增强高铁沿线城市的区位优势^[10]。区位优势的强化则会提高高铁开通城市市场竞争激烈程度,出于成本考量,市场主体尤其是大型制造业企业通常会将生产部门从高铁网络中心城市迁移到沿线外围城市,而只将具备生产服务属性的企业总部保留在中心城市,因而总体上会增加生产性服务业的产业占比^[17],有助于提升城市经济效率,减少城市污染^[18]。具体而言,作为知识和技术密集型行业,生产性服务业集聚会产生知识溢出效应,客观上会加快产业内部和产业间的科研合作,有利于节能减排属性的绿色技术和工艺的研发和创新^[19],为具有绿色需求意愿的企业提供了重要选择,有助于加快企业绿色化生产进程。绿色技术和工艺的运用不仅会提高企业生产效率,提升产品竞争力,而且还能实现产中环节的能源节约;另外,高铁开通下的高端生产性服务业集聚能够促进绿色技术研发部门污染控制技术的产生和革新,为制造业部门末端污染治理提供技术支撑,有利于强化企业在产后环节的污染排放管理,从而促进城市绿色创新发展。由此可得到假设2。

H2: 高铁通过促进生产性服务业集聚进而影响城市绿色创新。

1.3 高铁开通对城市绿色创新的异质性影响

结合新经济地理学可知, 中心城市往往具备优越的区位条件, 拥有市场规模大和基础设施完善等发展优势, 能够吸引更多创新要素的流入和聚集, 从而有助于形成良好的绿色创新发展环境。较之而言, 非中心城市区位条件一般劣于中心城市, 对创新要素的吸引力相对较弱, 不利于城市绿色创新发展, 区位条件的差异会拉大中心与外围城市间绿色创新发展差距。在区域发展不均衡的情形下, 中心城市对外围城市通常具有“扩散”和“虹吸”双重效应^[18]。在扩散效应下, 距离中心城市较近的外围城市往往能从中心城市获得更多的发展福利, 而远离中心城市的其他外围城市则受到的影响较弱^[20]。与此同时, 还需要考虑到虹吸效应的影响, 距离中心城市过近, 非中心城市的发展则可能受到中心城市的负外部性影响, 表现为非中心城市创新要素流向中心城市, 不利于非中心城市的绿色创新发展。在高铁作用的加持下, 非中心城市与中心城市间原有的区位关系发生了改变, 这会反过来影响高铁开通与城市绿色创新的关系。由此假设3被提出。

H3: 不同等级城市的高铁开通对绿色创新的影响存在差异。

2 实证研究设计

2.1 模型设定

2.1.1 城市绿色创新的评价

当前关于绿色创新的评价方法与思路大致可分为两类: (1) 参数法, 通过 SFA 随机前沿来测度绿色创新效率, 以此表征绿色创新, 但实际中投入和产出之间并不一定存在固定比率关系, 因此该方法存在一定的局限性; (2) 非参数法, 以 Tone (2001)^[21] 为主要代表的学者较早提出了非径向、非角度的 DEA 模型 (SBM-DEA), 为后续绿色创新评价研究提供了方法论支撑, 该模型可以同时从投入和产出两个角度对无效率状况进行测量, 并且其测量效率不存在弱有效问题。因此结合已有研究, 本文选择包含非期望产出的 SBM-DEA 模型来测度城市绿色创新, 并借助 DEA MAX

软件实现该过程。具体数理计算过程如模型 (1) 所示:

$$\min \rho = \frac{1 - \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m s_i^- / x_{ik}}{1 + \frac{1}{q_1 + q_2} \left(\sum_{r=1}^{q_1} s_r^+ / y_{rk} + \sum_{t=1}^{q_2} s_t^{b^-} / b_{rk} \right)} \quad (1)$$

s. t. $X\lambda + s^- = x_{ik}$
 $Y\lambda - s^+ = y_{rk}$
 $B\lambda + s^{b^-} = b_{rk}$
 $\lambda, s^-, s^+ \geq 0$

模型 (1) 中 ρ 代表效率值, $0 \leq \rho \leq 1$, 如果其值等于 1, 则说明被评价单元是强有效的。 λ 表示 DMU 线性组合系数, 由于在实际生产中, 许多生产单位并不会处于最优规模状态, 所以该研究对城市绿色创新的测度基于可变规模报酬, 即 λ 的和为 1。 s 表示松弛变量, s^- 、 s^+ 分别表示投入可以减少值和期望产出可以减少值, s^{b^-} 表示存在非期望产出过多的现象。

2.1.2 多期 DID 模型

由于各地市开通高铁的时间存在较大差异, 并不一致, 因而使用普遍意义上的 DID 方法无法对高铁开通的政策效应进行精准评估。而多期 DID 则能够很好的避免政策执行时间不一致的问题, 从而能很好地估计出“政策处理效应”。基于此, 采取多期 DID 方法, 以便更加精准地估计高铁开通对城市绿色创新的影响。相应的回归方程如模型 (2) 所示:

$$Ginno_{it} = \alpha + \beta_1 after_{it} \times HSRdum_{it} + \sum_j \beta_j control_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

模型 (2) 中 $Ginno_{it}$ 表示 i 城市在 t 年份的城市绿色创新评价水平。 $HSRdum_{it}$ 表示城市是否开通高铁的虚拟变量。 $after_{it}$ 为政策分组虚拟变量, 在高铁开通前取 0, 否则取 1。由于不同城市开通高铁的年份并不一致, 因此并未将 $after_{it}$ 和 $HSRdum_{it}$ 作为解释变量加入模型 (2) 中, 否则可能会引发共线性问题, 从而产生估计偏误。为简便起见, 实证回归结果中使用 DID 表示 $after_{it} \times HSRdum_{it}$ 。

2.2 变量选取

2.2.1 被解释变量

通常包含非期望产出的 SBM-DEA 模型在评价

绿色创新时,需考虑多类型投入和产出因素。借鉴王巧等(2020)^[22]的做法,本文从投入和产出两部分来综合评价城市绿色创新,具体指标选取为:

(1) 人力资本投入。结合现有文献,并考虑数据可得性,本文以从事科技活动和环境水利勘探的从业人数总规模来衡量人力资本投入水平^[22]。

(2) 物质资本投入。由于地级市工业污染治理投资总额数据难以完整获取,因此本文利用地级市固定资本存量来衡量物质资本投入水平。结合张军等(2004)^[23]所提出的“永续盘存法”对各地级市固定资本存量进行测算,并以2004年为基期进行平减处理,最终得到各地级市固定资本存量实际值。

(3) 能源投入。针对能源投入,已有研究多采用水资源消耗量、石油消耗量、全市用电总额来衡量^[22]。为了更为准确的衡量能源投入水平,本文利用熵值法将这3个指标合成为能源投入综合指标,以此表征城市能源投入。

(4) 期望产出。为了使期望产出体现创新和绿色的属性,将其分别设置为创新产出和环境产出。对于创新产出,借鉴已有文献做法,用专利授权量来表征^[22]。在环境产出方面,基于韩晶等(2012)^[2]的研究,使用市辖区绿化覆盖率来表征。

(5) 非期望产出。结合已有研究的做法^[24],将环境污染变量作为衡量非期望产出的总体指标,分别选取工业废水、二氧化硫(SO₂)以及工业固体废弃物(COD)作为非期望产出的具体环境污染指标,并通过熵值法将3个指标合成为环境污染综合指标,以此来衡量非期望产出。

2.2.2 核心解释变量

现有文献主要通过设置虚拟变量的方式来衡量城市开通高铁的状态。借鉴已有研究,以地级市是否开通高铁作为核心被解释变量^①,地级市已开通高铁取值为“1”,否则取值为“0”^[9]。

2.2.3 中介变量

综合国家统计局《生产性服务业分类(2019)》的划分规则以及马红梅和郝美竹(2020)^[10]的做法,用交通运输、仓储和邮政业,信息传输、计算机服务和软件业,金融业,租赁和商务服务业,科学研究、技术服务和地质勘查业五大行业代表生产性服务业。生产性服务业集聚水平(Agg)的

具体计算过程如式(3)所示:

$$Agg_{it} = \left(\frac{PS_{it}}{X_{it}} \right) / \left(\frac{PS_t}{X_t} \right) \quad (3)$$

其中 PS_{it} 和 X_{it} 分别表示 i 城市第 t 年的生产性服务业就业人数和全部就业人数, PS 和 X 则分别表示全部城市生产性服务业就业人数和全部就业人数,Agg值越大代表生产性服务业集聚水平越高。

2.2.4 控制变量

城市经济开放程度(perfdi)。外商直接投资作为衡量区域开放度的重要指标,城市开放程度越高,越有利于绿色创新的资本积累,因此也会对绿色创新产生重要影响^[22]。出于严谨,本文选取各地级市人均实际利用外资金额作为城市经济开放程度的代理变量。根据当期人民币对美元实际汇率将其核算为人民币单位,并以2004年为基期进行平减处理。交通基础设施水平(road)。由于城市公路建设水平直接反映了当地交通基础设施状况,交通基础设施条件越好的城市,要素和资源聚集能力往往越强,越有利于城市创新发展^[4]。因此将公路建设水平也纳入到控制变量指标体系中,具体以各地级市公路开通里程数来衡量。科技发展水平(pate)。由于科技水平会直接影响城市绿色创新,已有研究大多采用城市专利授权数量来反映科技水平^[2]。因相较于实用新型专利和外观设计专利,发明专利科技含量更高,更能代表城市科技产出水平,因此选取考察期内各地级市的发明专利授权数量作为衡量该城市科技发展水平的指标。政府干预程度(scipay)。政府对教育和科技事业的投入力度越大,当地的创新环境通常会更加优质,进而有利于城市绿色创新^[1]。因此,以城市教育事业支出规模和科技事业支出规模之和衡量政府干预程度。为了避免异方差的影响,本文对所有控制变量做对数化处理。

2.3 数据来源与说明

该研究的数据来源主要有EPS数据库、中国铁路集团官方网站、《中国铁道年鉴》、《中国城市统计年鉴》、国家专利局等相关文本信息资料。由于我国第一条真正意义上的高铁开通年份为2008年,为了观测城市绿色创新效率在高铁开通前后的变化情况,因此选取以2004年为起点,并剔除考察期内数据缺失严重、发生重大行政区划调整

以及撤地设市的城市,如巢湖、铜仁、毕节、拉萨等,最终形成了2004~2019年中国246个地级

及以上城市的面板数据,主要变量的数据描述性统计情况如表1所示。

表1 主要变量描述性统计结果

变量类型	变量	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	城市绿色创新(<i>Ginno</i>)	0.4609	0.2876	0.0130	1
解释变量	高铁开通(<i>HSRdum</i>)	0.2454	0.4304	0	1
	高铁站(<i>HSRnum</i>)	0.7280	1.7113	0	17
控制变量	科技教育支出(<i>scipay</i>)	0.2083	0.0524	0.0232	0.5012
	人均FDI(<i>perfdi</i>)	5.7954	1.6377	0.4158	9.0223
	发明专利授权量(<i>pate</i>)	4.1446	1.9389	0.6931	9.9341
	公路里程数(<i>road</i>)	8.8680	0.8860	6.4052	12.0164

3 实证结果与分析

3.1 平行趋势检验

在报告DID的回归结果之前,需要检验高铁开通城市与未开通城市是否满足平行趋势假设。图1展示了模型(2)中的 pre_u^4 到 $post_u^4$ 回归系数的估计结果^②。从图2可以看出,高铁开通提前年份对城市绿色创新影响的均值都不显著异于0,而高铁开通滞后年份对城市绿色创新影响的均值均显著不为0,因此平行趋势得到满足。

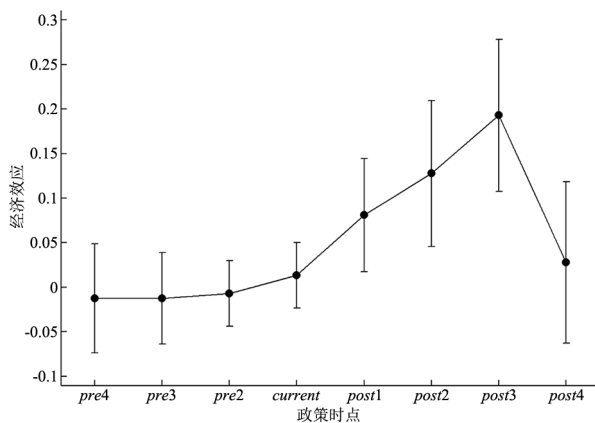


图1 平行趋势检验

3.2 基准回归结果

研究中采用Stata14软件对模型(3)进行了回归估计,表2给出了高铁开通影响城市绿色创新的基准回归结果。从表2中列(1)可知,高铁开通对城市绿色创新具有显著影响,系数为正且在1%的水平上显著。表2中列(2)的回归结果显示,在考虑控制变量的情况下,回归系数依然显著为正。这共同说明高铁开通对城市绿色创

新具有促进作用。因此,假设1得证。

表2 基准回归结果

变量	(1) <i>Ginno</i>	(2) <i>Ginno</i>
<i>DID</i>	0.1899*** (18.33)	0.1525*** (15.30)
<i>perfdi</i>		0.0022 (0.62)
<i>road</i>		-0.0023 (-0.36)
<i>scipay</i>		-0.0081 (-0.59)
<i>pate</i>		0.0967*** (17.78)
常数项	0.3738*** (39.28)	0.1075 (1.60)
城市固定效应	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes
N	3936	3936
R ²	0.1623	0.2589

注: *、**、*** 分别表示在1%、5%、10%水平下显著,括号中为标准误差,下同。

3.3 稳健性检验

3.3.1 替换解释变量

由于不同城市的高铁发展水平存在较为明显的差异,东部城市的高铁发展水平总体高于中、西部城市,如果仅从城市是否开通高铁来衡量高

铁对城市绿色创新的影响可能存在估计偏误。因此为了进一步验证高铁开通效应,考虑将解释变量替换为各地级市开通高铁站数量,利用多期DID模型重新检验高铁开通对城市绿色创新的影响。如表3所示,列(1)为未加入控制变量时,

地级市高铁站数量对城市绿色创新的影响系数在10%的统计水平上显著为正,列(2)中则加入了控制变量,此时回归系数依然为正,且在5%的统计水平上显著。这说明高铁开通能促进城市绿色创新,即使替换核心解释变量,回归结果依然显著。

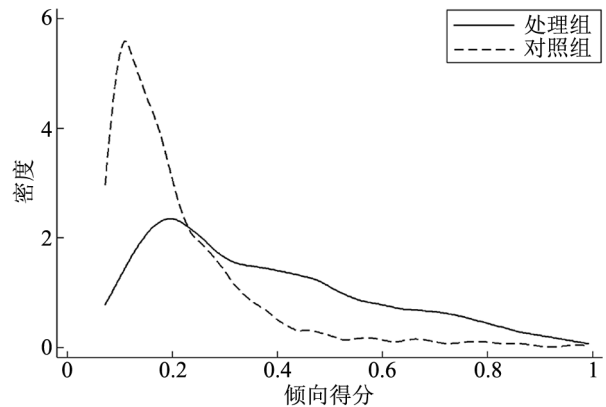
表3 稳健性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>HSRnum * after</i>	0.0085* (1.89)	0.0090** (1.97)		
<i>DID</i>			0.0244* (1.94)	0.0243* (1.92)
<i>perfdi</i>		-0.0238 (-0.45)		-0.0015 (-0.03)
<i>road</i>		-0.0013 (-0.26)		-0.0017 (-0.34)
<i>scipay</i>		-0.0001 (-0.21)		0.0001 (0.39)
<i>pate</i>		-0.0036 (-0.43)		-0.0034 (-0.39)
常数项	0.4566*** (35.94)	0.5051*** (5.85)	0.4511*** (33.09)	0.4982*** (5.55)
控制变量	NO	YES	NO	YES
城市固定效应	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES
N	3936	3936	3936	3936
R ²	0.0460	0.0462	0.0496	0.0496

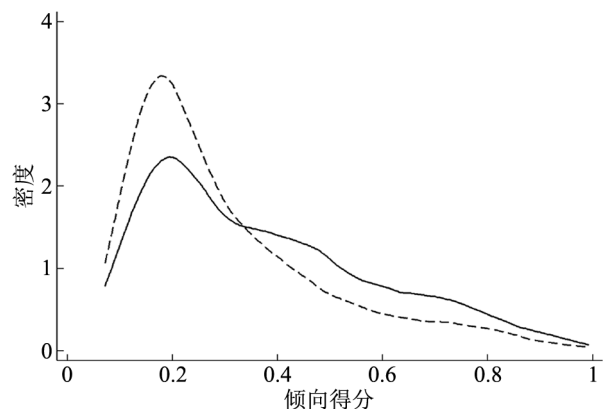
3.3.2 PSM-DID 检验

本文利用PSM-DID方法对基准回归结果进行了稳健性检验。具体的,为了进行样本城市倾向得分匹配处理,本文所选取的可能影响开通高铁的协变量主要包括城市经济发展水平、人口数量、城镇化水平。进一步地,在对处理组和对照组进行最近邻倾向得分匹配后,绘制了核密度函数曲线,如图3所示。根据图2(a)可知,在进行最近邻匹配之前,处理组分布较为松散,而对照组倾向于向左偏且分散,两组样本的倾向得分值概率密度分布存在明显差异,如果不对两组样本加以匹配,直接进行比较可能会造成估计偏误。如图2(b)所示,在完成最近邻倾向得分匹配处理后,保留下来的两组样本概率密度分布明显趋于一致,这表明匹配后两组样本城市各方面特征已经非常接近,总体上看,两组样本的匹配效果较好。

为了避免匹配后的处理组和对照组在相关协变量方面出现显著系统性差异,还对两组协变量进行了平衡性检验,检验结果显示所有协变量的标准误偏差绝对值均显著小于10%,这意味着处理



(a) 匹配前倾向得分的核密度



(b) 匹配后倾向得分的核密度

图2

组和对照组间此时已不存在显著系统性差异,通过了平衡性检验,因此符合随机试验的要求,有效消除了因样本选择偏差而产生的内生性偏误^③。

因此,在样本满足随机试验要求的前提下,本文利用PSM-DID方法对研究样本进行了再估计,具体回归结果报告于表3。由表3中列(3)和列(4)可知,高铁开通对城市绿色创新存在显著的正向影响,当加入控制变量时,虽然核心解释变量的估计系数略微下降,但依然在10%的统计水平上显著,因此进一步验证了高铁开通能够促进城市绿色创新。

3.3.3 内生性处理

客观上,高铁开通并非完全随机事件,与城市绿色创新发展可能存在反向因果关系。为了克服可能存在的内生性,本文采用工具变量法对模型(2)进行估计。具体的,本文借鉴吉赞和杨青的做法,利用城市平均地理坡度构造工具变量^[5]。地级市平均坡度越大,越不利于高铁开通,且平均地理坡度属于地理变量,不会直接影响城市绿色创新,因此城市平均地理坡度满足工具变量的选取标准。于是,本文利用两阶段最小二乘法进行回归估计,回归结果如表4所示,由列(1)可知,城市平均地理坡度对高铁开通具有显著负向影响,列(2)中高铁开通对城市绿色创新的影响系数依然显著为正。此外,本文排除了工具变量不可识别和弱识别问题的干扰,保证了估计结果的有效性。因此,在考虑内生性问题的情形下,高铁开通对城市绿色创新的影响依然存在。

3.4 中介机制检验

参考乔彬等(2019)^[25]在考察高铁影响制造业升级过程中的识别策略,本文在中介效应模型中引入生产性服务业集聚因素,以此探讨高铁开通影响城市绿色创新的作用机制。由表5可知,列(1)、(2)中的解释变量为DID,在考虑控制变量的条件下,其对城市生产性服务业集聚的回归系数为0.0582且在1%的统计水平上显著,说明高铁开通有利于生产性服务业集聚。由表5中列(4)的回归结果可知,DID的回归系数不再显著,而此时生产性服务业集聚值(Agg)的回归系数为0.0637且在1%的水平上显著,由此说明高铁开通推动了城市生产性服务业集聚进而促进城

表4 内生性处理的回归结果

变量	(1)	(2)
	第一阶段回归 DID	IV(2SLS) Ginno
DID		0.1013* (1.8957)
Geo	-0.0694*** (-10.46)	
控制变量	YES	YES
常数项	0.8587 (5.16)	0.6876*** (8.1652)
K-P rk LM	71.89 [0.0000]	71.89 [0.0000]
C-D Wald F 统计量	95.69 {16.38}	95.691 {16.38}
Adj. R ²	-	0.8453
N	3936	3936
F 值	109.4900	40.7700

注:[]内为对应统计量的p值,{}内为Stock-Yogo弱识别检验在10%水平上的临界值。

市绿色创新。由此可知,假设2得证。

3.5 异质性分析

通常当高铁网络建设形成一定规模后,高铁开通效应才更易显现,高铁网络密度越大,越有利于捕捉高铁开通效应^[26]。由于中国东部地区高铁网络规模总体上明显优于中西部地区,且东部城市群的高铁网络平均密度较高,因而具有较好的样本代表性和研究价值。基于此,将粤港澳大湾区、长江三角洲城市群和京津冀城市群作为代表性样本。此外,城市等级也可能影响高铁开通效应,因此本文将样本城市分为中心城市和非中心城市。如表6所示,从地理位置来看,高铁开通对粤港澳大湾区和长三角城市绿色创新均具有显著正向影响,影响系数分别为0.1568和0.2018,而对京津冀城市群地级市绿色创新则存在抑制作用。值得注意的是,高铁开通对城市绿色创新的影响在长三角城市群表现最为明显,可能的解释是长三角城市群高铁网络密度大,且区域一体化水平已经较高,高铁开通则进一步提升了地区城市间的联结有效性,使得区域创新要素的流动更为便利和频繁,因而会显著促进本地绿色创新效率的提升。然而,京津冀城市群目前尚未实现协同

表5 中介机制检验结果

变量	Agg		Ginno	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>DID</i>	0.0475** (2.55)	0.0582*** (3.10)	0.0243 (1.55)	0.0124 (0.82)
<i>Agg</i>			0.0570*** (2.92)	0.0637*** (3.35)
<i>perfdi</i>		0.0031 (0.48)		-0.0048 (-0.94)
<i>road</i>		-0.0023 (-0.19)		-0.0133 (-1.37)
<i>scipay</i>		-0.1008*** (-3.91)		-0.0343* (-1.70)
<i>pate</i>		-0.0269*** (-2.84)		0.1067*** (13.83)
常数项	0.6083*** (37.17)	0.4936*** (3.81)	0.4228*** (24.17)	0.2618** (2.55)
城市固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
N	3936	3936	3936	3936
R ²	0.0394	0.0412	0.0462	0.0308

发展,存在少数城市发展绝对领先,而多数城市发展相对滞后的地区格局。城市发展差距悬殊在一定程度上强化了高铁开通所形成的“虹吸效应”,从而导致高铁开通对地区整体绿色创新的作用微弱,甚至还出现了一定负面影响。从城市等级来看,表6中列(4)的回归结果表明,高铁开通对中心城市绿色创新有正向影响,系数为0.0448且在1%的统计水平上显著,而对非中心城市绿色创新无明显影响。值得注意的是,列(5)的回归结果中,非中心城市的核心解释变量(*DID*)系数不显著。可能的解释是,较之于中心城市,非中心城市的高铁发展水平相对偏低,因而高铁开通对非中心城市的影响强度相对有限,从而导致高铁开通对非中心城市绿色创新的影响系数不显著。因此,假设3得证。

4 结论与启示

绿色创新已经成为了我国城市实现高质量发展的重要方向,如何有效推进绿色创新成为了当前城市发展面临的重要课题。因此本文基于全国246个地级市的面板数据,运用多期DID方法,实证分析了高铁开通对城市绿色创新的影响和作用机理。本文研究结果表明:高铁开通能促进城市绿色创新,该结论通过一系列稳健性检验后依然成立;作用机制方面,高铁开通是通过推动生产性服务业集聚作用于城市绿色创新。异质性影

响方面,高铁开通促进了珠三角和长三角城市绿色创新发展,尤其有利于提升长三角城市绿色创新效率,而对京津冀城市群地级市绿色创新效率则存在一定的抑制作用。此外,高铁开通主要促进了中心城市的绿色创新发展,而对非中心城市绿色创新的影响并不明显。

(1)拥有高铁的城市应抓住机遇,以生产性服务业集聚为新增长点与新动能,依托高铁发展进一步促进生产性服务业集聚,通过产业的集聚与融合,强化本地的知识溢出,促进产业间的资源共享,提高产业层面的绿色创新水平,最终促进城市绿色创新;(2)在高铁网络快速形成的背景下,因高铁开通存在异质性影响,非中心城市应当找准城市发展定位,积极利用中心城市所带来的扩散效应来抵消虹吸效应,为中心城市做好产业承接,努力融入以中心城市为引领的区域一体化发展格局;(3)长江三角洲城市群和珠江三角洲城市群应该借助高铁网络进一步提升本区域的辐射和带动作用,在强化自身绿色创新发展的同时,尽可能促进周边城市的绿色创新发展。京津冀城市群则应通过高铁网络优化城市群内部产业分工,实现资源和要素的重新配置,以此缩小城市间的绿色创新发展差距,进而实现地区协同发展目标。

虽然本文较为深入的考察了高铁开通影响城市绿色创新的影响及作用机制,但依然存在待完善

表6 异质性分回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	粤港澳大湾区	长三角城市群	京津冀城市群	中心城市	非中心城市
<i>DID</i>	0.1568*** (2.79)	0.2018*** (3.23)	-0.0399 (-1.13)	0.0448*** (2.74)	0.0147 (0.89)
<i>scipay</i>	-0.0881 (-1.25)	-0.1433* (-1.77)	0.1522** (2.45)	-0.0412 (-1.50)	-0.0298 (-1.11)
<i>perfdi</i>	-0.1162*** (-3.49)	0.1351*** (4.38)	0.0144 (0.60)	0.0159** (2.24)	0.0114* (1.95)
<i>pate</i>	0.0255 (0.96)	0.1285*** (4.15)	-0.0568** (-2.00)	0.1492*** (12.67)	0.1216*** (14.49)
<i>road</i>	0.0488* (1.81)	-0.0154 (-0.35)	0.0702** (2.58)	-0.0128 (-1.33)	0.0164 (1.46)
常数项	1.4579*** (2.83)	-1.6246*** (-3.50)	0.2119 (0.55)	-0.2046 (-1.62)	-0.0075 (-0.06)
城市固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
N	256	432	208	832	2816
R ²	0.2940	0.3444	0.2742	0.3204	0.1207

之处。高铁开通极大提高了城市间空间关联程度,各城市均不是孤立的地理单位,因此理论上,高铁不仅会影响开通城市的绿色创新,而且还可能作用于周边未开通高铁城市的发展,即高铁开通对城市绿色创新的影响可能存在空间溢出效应,该问题值得进一步探索。

注释:

- ①按照《铁路安全管理条例》的规定,本文所指高铁泛指运行速度大于200km/h的铁路运输种类,运行时速超过200km/h的动车组列车线路也包含在内。另外本文设定地级市高铁站包含停靠高铁列车的普通车站。
- ②由于将高铁开通前一期(*Pre1*)作为基准,因此图2中并未显示*Pre1*的结果。
- ③由于篇幅有限,该部分的平衡性检验结果并未在文中呈现,留存待索。

参 考 文 献

[1] 李金艳,李泽宇,李超.城市绿色创新效率实证研究——来自长江中游城市群的证据[J].江西财经大学学报,2016,(6):3~16.
[2] 韩晶.中国区域绿色创新效率研究[J].财经问题研究,2012,(11):130~137.
[3] 吕承超,邵长花,崔悦.中国绿色创新效率的时空演进规律及影响因素研究[J].财经问题研究,2020,(12):50~57.

[4] 卞元超,吴利华,白俊红.高铁开通、要素流动与区域经济发展差距[J].财贸经济,2018,39(6):147~161.
[5] 吉赞,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,2020,43(2):147~166.
[6] 孙文浩.高铁网络抑制城市创新驱动发展——来自FDI的“逆城市化”解释[J].工业技术经济,2021,327(1):85~94.
[7] 李欣,李福平.高铁开通对数字普惠金融发展的影响研究——来自地级市准自然实验的证据[J].工业技术经济,2021,337(11):136~145.
[8] 杨思莹,路京京.绿色高铁:高铁开通的减排效应及作用机制[J].财经科学,2020,(8):93~105.
[9] Huang Y, Wang Y. How Does High-Speed Railway Affect Green Innovation Efficiency? A Perspective of Innovation Factor Mobility[J]. Journal of Cleaner Production, 2020, 265: 121623.
[10] 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):99~113.
[11] 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.
[12] 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,2020,37(2):125~142.
[13] 李旭.绿色创新相关研究的梳理与展望[J].研究与发展管理,2015,27(2):1~11.

- [14] Schiederig T, Tietze F, Herstatt C. Green Innovation in Technology and Innovation Management—An Exploratory Literature Review [J]. R&D Management, 2012, 42 (2): 180~192.
- [15] Almeida P, Kogut B. Localization of Knowledge and the Mobility of Engineers in Regional Networks [J]. Management Science, 1999, 45: 905~917.
- [16] Los B, Verspagen B. R&D Spillovers and Productivity: Evidence from U. S. Manufacturing Microdata [J]. Empirical Economics, 2000, 25 (1): 127~148.
- [17] 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.
- [18] Shen N, Deng R, Wang Q. Influence of Agglomeration of Manufacturing and the Producer Service Sector on Energy Efficiency [J]. Polish Journal of Environmental Studies, 2019, 28 (5): 3401~3417.
- [19] 刘亮, 蒋伏心, 王钺. 产业集聚对绿色创新的影响——抑制还是激励? [J]. 科技管理研究, 2017, 37 (6): 235~242.
- [20] 姜博, 初楠臣, 薛睿, 等. 高速铁路对沿线城市土地经济价值的影响及驱动力——以东北地区为例 [J]. 工业技术经济, 2017, 290 (12): 130~139.
- [21] Tone K. A Slacks-Based Measure of Efficiency in Data Envelopment Analysis [J]. European Journal of Operational Research, 2001, 130 (3): 498~509.
- [22] 王巧, 余硕, 曾婧婧. 国家高新区提升城市绿色创新效率的作用机制与效果识别——基于双重差分法的检验 [J]. 中国人口·资源与环境, 2020, 30 (2): 129~137.
- [23] 张军, 吴桂英, 张吉鹏. 中国省际物质资本存量估算: 1952~2000 [J]. 经济研究, 2004, (10): 35~44.
- [24] 张钢, 张小军. 绿色创新研究的几个基本问题 [J]. 中国科技论坛, 2013, (4): 12~15, 20.
- [25] 乔彬, 张蕊, 雷春. 高铁效应、生产性服务业集聚与制造业升级 [J]. 经济评论, 2019, (6): 80~96.
- [26] 李彦, 付文字, 王鹏. 高铁服务供给对城市群经济高质量发展的影响——基于多重中介效应的检验 [J]. 经济与管理研究, 2020, 41 (9): 62~77.

Study on the Impact of High-speed Rail Opening on Urban Green Innovation ——An Empirical Test Based on Multi-Period DID Model

Huang Manyu Yu Zupeng Zhao Yao

(School of Business Administration, Zhongnan University of Economics and Law, Wuhan 430073, China)

[Abstract] As a new type of transportation infrastructure in China, high-speed rail has an important impact on improving urban economic connection and promoting green innovation with its efficient and convenient mode of transportation. Based on the panel data of prefecture-level cities in China from 2004 to 2019, this paper measures the green innovation level of each prefecture-level city with the help of SBM-DEA model, and uses the multi-period DID model to test the impact and mechanism of high-speed rail opening on urban green innovation. The results show that the opening of high-speed rail can promote green innovation in cities, after a series of robustness tests, this conclusion still holds. The impact of high-speed rail on urban green innovation is mediated by the agglomeration of producer services. In addition, the opening effect of high-speed rail has obvious heterogeneity. The opening of high-speed rail has promoted the green innovation of Yangtze River Delta urban agglomerations and the Greater Bay Area, while the impact on the Beijing-Tianjin-Hebei urban agglomeration is not obvious. The opening of high-speed rail promotes green innovation in central cities, but has no significant effect on green innovation in non-central cities.

[Key words] high-speed rail; green innovation; producer services agglomeration; Multi-period DID; regional heterogeneity; SBM-DEA model

[Jel classification] L92; R41

(责任编辑: 张舒逸)