

高铁开通能否促进技术创新“绿色化”?

高洪玮*

摘要:技术创新“绿色化”是经济社会绿色高质量发展的关键,高铁开通加速了资源要素的流动和重新配置,为绿色创新创造了更为便利的条件。文章以中国高铁开通作为准自然实验,从绿色创新绝对数量和相对数量双重维度出发,基于2003—2019年282个地级城市数据,采用双重差分模型实证研究了高铁开通对技术创新“绿色化”的影响。研究发现,高铁开通对技术创新“绿色化”的促进作用主要表现为显著增加了沿线城市的绿色创新数量,但对绿色创新占比无显著影响。机制分析表明,在需求层面,高铁开通促进了沿线地区旅游经济的发展壮大,增大了绿色创新需求;在供给层面,高铁开通加快了沿线地区创新要素的流动,促进了空间知识溢出,改善了绿色创新供给条件,从而促进了绿色创新数量提升。进一步分析发现,高铁开通对旅游城市和非中心城市技术创新“绿色化”的促进作用较非旅游城市和中心城市更为突出;高铁开通优化了沿线地区的绿色创新结构,提升了绿色创新质量;高铁开通对绿色创新数量的影响具有显著的正向空间溢出效应。文章为政府部门充分认识并发挥高铁开通对技术创新“绿色化”的正向作用,激发主体绿色创新积极性提供了参考和借鉴。

关键词:高铁开通 技术创新“绿色化” 旅游经济发展 创新要素流动

DOI: 10.19592/j.cnki.scje.410814

JEL分类号: H54, O31, R11 中图分类号: F532

文献标识码: A 文章编号: 1000 - 6249(2024)02 - 136 - 23

一、引言

改革开放以来,我国经济高速发展,城镇化快速推进,取得了巨大的发展成就。但是以高投入、高消耗、高污染、低效率为特征的粗放型发展方式引发了一系列生态环境问题,严重制约了经济社会的可持续发展。2015年,党的十八届五中全会首次提出绿色发展理念。2017年,党的十九大阐述了加快生态文明体制改革、推进绿色发展、建设美丽中国的战略部署。2020年,我国正式提出碳达峰、碳中和远景目标。2022年,党的二十大报告进一步指出,要加快发展方式绿色转型,强调推动经济社会发展绿色化、低碳化是实现高质量发展的关键环节。技术创新的“绿色化”指技术进步和创新朝着绿色低碳的方向发展,是绿色可持续发展的关键催化剂(Azevedo-Rezende et al., 2019),在引领经济社会全面绿色转型发展中具有重要意义。

近年来,以高速铁路为代表的中国交通基础设施实现了跨越式的发展。作为一种快速安全、便

*高洪玮,中国社会科学院数量经济与技术经济研究所, E-mail: gaohw@cass.org.cn, 通讯地址:北京市东城区建国门内大街5号科研大楼14层,邮编:100732。感谢编辑部及外审专家的宝贵意见,作者文责自负。

基金项目:本文受国家自然科学基金青年项目“主体异质性视角下国家战略科技力量推进关键核心技术创新的效应、路径与对策研究”(72304276)、中国社会科学院重大创新项目“实现高水平科技自立自强的关键”(2023YZD010)资助。

利环保的跨区域重大客运交通基础设施,高铁的开通极大地提高了沿线区域的可达性,有助于促进资源要素的流动和重新配置,为创新活动创造了更为便利的条件。现有研究对高铁开通的创新效应进行了较为丰富的研究(王春杨等,2020;吉赞、杨青,2020),但对绿色创新的关注较少。绿色技术创新指有利于节约资源、提高能效、防控污染、实现可持续发展的技术、工艺改进及产品开发。与传统创新相比,绿色创新具有一定的特殊性。首先是目标或效果差异。传统技术创新以取得利润和竞争优势为目标,往往会给环境带来不利影响,而绿色创新在强调获得经济效益的同时,更注重采用新技术和新理念实现资源的高效利用和污染的有效降低,能够实现经济效益和环境效益的双赢(王彩明、李健,2019);且与一般创新仅具有技术外部性不同,绿色创新会产生技术与环境双重外部性(Rennings,2000)。其次是技术特征差异。与一般创新相比,绿色创新需要环境技术与其他生产工艺或技术紧密结合,具有更高的技术复杂性和跨界交叉性,除一般创新要素外,还需要绿色知识和技术等特定要素,而对于大部分企业来说,绿色创新并不是主要生产经营活动,相关特定要素难以完全从企业内部获取,具有较高的外部依赖性(杨立成等,2022)。此外是动力机制差异。传统技术创新是市场需求和技术进步共同推动的结果,但即使缺乏明确的市场需求,部分技术自身也能实现创新,而绿色技术的产生则必须以市场需求的出现为前提,绿色创新不仅需要技术进步的供给驱动,也离不开环境质量的需求驱动,具有明显的双重动力机制特征(刘勇,2011)。技术创新“绿色化”与绿色创新密切相关,但前者更强调过程,后者则更强调结果,技术创新的“绿色化”水平可用绿色创新的绝对数量和相对数量来表征。一方面,高铁开通有助于推动以旅游经济为主体的服务业快速发展,增大绿色创新需求;另一方面,高铁开通可以加快创新要素流动,改善绿色创新供给条件,有利于增大沿线地区的绿色创新数量。但考虑到绿色创新具有双重外部性、更高的技术复杂性和跨界交叉性以及双重动力驱动机制,实现难度较大,高铁开通可能无法提升沿线地区的绿色创新占比。中国高度重视高速铁路的规划建设,“十四五”规划纲要指出,构建快速网,基本贯通“八纵八横”高速铁路,党的二十大提出,加快建设交通强国。在此背景下,探讨高铁开通能否促进技术创新“绿色化”,并从需求和供给双重视角出发剖析影响机制,具有重要的理论和实践意义。

与文章相关的文献主要有两类:第一类是高铁开通的经济效应,第二类是绿色创新的影响因素。关于高铁开通的经济效应,现有研究分别剖析了其对绿色发展或创新的影响。在高铁开通对绿色发展影响的研究中,学者们主要剖析了高铁开通的减排效应和效率提升效应,肯定了高铁开通对生态环境质量提升的重要作用,发现高铁开通不仅显著降低了污染物(李建明、罗能生,2020)和二氧化碳(Lin et al.,2021)的排放量,还显著提升了沿线地区的绿色效率(彭小辉、王静怡,2019)。关于高铁开通对绿色发展的影响机制,学者们从规模效应、技术进步、人力资本、人口聚集、外商投资等方面展开了分析和验证,其中,部分研究证实了技术创新机制的重要作用(王群勇、陆凤芝,2021)。也有大量学者研究了高铁开通对创新的影响,包括区域创新(王春杨等,2020;杨思莹、李政,2020)和企业创新(吉赞、杨青,2020;翟淑萍等,2020),认为高铁开通通过促进人才流动(卞元超等,2019)、区域合作(Wang and Cai,2020)、市场扩大(Gao and Zheng,2020)、竞争强化(诸竹君等,2019)等机制推动了创新发展。关于绿色创新的影响因素,现有研究从多个层面进行了剖析,但对高铁开通关注较少。例如,基于制度理论,大量学者研究了政府的制度压力和制度支持对绿色创新的影响,包括以环境规制(齐绍洲等,2018;刘金科、肖翊阳,2022)为代表的制度压力,以及以环保补助和绿色金融为代表的制

度支持(唐大鹏、杨真真,2022;王营、冯佳浩,2022)。基于利益相关方视角,部分研究剖析了公众关注和股东压力等因素如何影响绿色创新(伊志宏等,2022;Singh et al.,2022)。立足企业内部视角,现有研究关注了高管环保意识(曹洪军、陈泽文,2017)、CEO绿色经历(卢建词、姜广省,2022)等因素对绿色创新的影响。还有学者从外部因素出发,探讨了国家级城市群建设(周力、沈坤荣,2020)、互联网发展(刘保留等,2022)等对绿色创新的影响。

目前,关注高铁开通对绿色创新影响的文献较少,部分研究(Huang and Wang,2020;黄漫宇等,2023)对高铁开通的绿色创新效应进行了初步探索,但仍存在一定局限性。首先,现有研究主要分析了高铁开通对绿色创新数量的影响,对高铁开通后绿色创新在全部创新中的占比变化及其背后的理论逻辑剖析不足,不利于全面展示高铁开通对技术创新“绿色化”的影响。其次,现有研究对绿色创新与一般创新的差异化特征剖析不足,机制分析缺乏针对性,对需求层面的作用机制挖掘不够,未能充分体现绿色创新和一般创新的动力机制差异。此外,高铁开通带来的可达性提升不局限于本地区,而现有研究对高铁开通对邻近地区绿色创新的溢出效应关注不足。

基于此,文章研究了高铁开通对技术创新“绿色化”的影响,包括绿色创新绝对数量和相对数量两个维度,并基于需求和供给双重视角对影响机制进行剖析。可能的边际贡献如下:①聚焦绿色创新绝对数量和相对数量两个维度考察高铁开通对技术创新“绿色化”的影响,不仅分析了高铁开通对绿色创新数量的影响,还剖析了其对绿色创新占比的影响,更全面地展示了高铁开通的绿色创新效应。②在系统总结绿色创新与一般创新差异化特征的基础上,从需求和供给双重视角剖析了高铁开通对绿色创新数量的作用机制,从高铁开通对绿色创新和一般创新影响的一致性和差异性视角剖析了高铁开通对绿色创新占比的影响逻辑,深化了现有研究。③从空间相关视角出发,研究了高铁开通对邻近地区技术创新“绿色化”的溢出效应,对现有研究进行了有益拓展。

二、理论分析与研究假设

(一)高铁开通对技术创新“绿色化”的影响

1. 高铁开通对绿色创新数量的影响

作为一种跨区域重大交通基础设施,高铁大幅缩短了客运运输时间,提升了区域可达性,加快了沿线地区人员和要素的流动和重新配置,有利于改善绿色创新的需求和供给条件。从需求层面看,高铁开通加快了人员的流动,有利于促进第三产业发展,尤其是旅游经济的发展壮大。与第二产业的高排放高污染相比,第三产业更为清洁,随着更多经济收益转向源自第三产业,公众和政府会增加对环境质量的关注度,提升自身环保意识和理念,同时倒逼企业积极开展绿色创新活动,从而增大地区绿色创新需求。从供给层面看,根据内生经济增长理论,一个地区的创新增长离不开创新要素及知识溢出这两个重要条件,该理论同样适用于绿色创新。创新要素是企业制定有效绿色创新战略的重要前提(Mårtensson and Westerberg,2016)。高铁开通有助于加快创新要素流动,改善绿色创新主体的资源要素条件,这与一般创新活动存在相似性,但由于绿色创新具有双重外部性,短期回报通常低于一般创新,加之其具有较高的技术复杂性和跨界交叉性,企业开展绿色创新的积极性不足,具有较强的资源要素依赖性,在一定程度上取决于冗余资源(Hart,1995)和特定要素的供给。当人员、资

本等要素短缺或效率低下时,创新主体会优先将其分配给高回报项目(Ammenberg and Hjelm, 2003);同时,绿色创新所需的特定知识和技术等要素的短缺也使得创新主体无力开展绿色创新活动。只有当上述要素均较为丰富时,创新主体才会增大绿色创新的意愿和能力,扩大绿色创新规模(Leonidou et al., 2017)。高铁开通对创新要素流动的促进作用有利于增大创新主体的冗余资源和特定要素,改善绿色创新供给条件,提升企业积极性。因此,本文认为高铁开通有助于提升沿线地区的绿色创新数量,据此提出假设1:

H1:高铁开通有助于提升沿线地区的绿色创新数量。

2. 高铁开通对绿色创新占比的影响

探究高铁开通对绿色创新占比的影响必须要明确高铁开通对绿色创新数量和一般创新数量影响的一致性和差异性。首先,在创新要素配置层面,高铁开通对绿色创新和一般创新数量的影响具有一致性。基于刘金科、肖翊阳(2022)的思想,高铁开通对绿色创新数量的影响可能具有增长效应或替代效应,一方面,高铁开通可能使沿线地区在现有创新的基础上进一步加大创新要素投入,增大绿色创新规模,产生绿色创新增长效应,此时,绿色创新数量和创新总量应同时增加;另一方面,高铁开通可能使沿线地区在既定资源条件下重新进行要素配置,减少一般创新的要素投入来扩大绿色创新规模,产生绿色创新替代效应,此时,绿色创新数量增加,创新总量应无显著变动。考虑到高铁开通可以加快创新要素流动,有利于增大创新活动的要素供给,这对一般创新和绿色创新均具有积极作用,且大量研究已经证实了高铁开通对创新总量的促进作用(诸竹君等,2019;吉赞、杨青,2020),因此,文章认为高铁开通对绿色创新数量的影响应以增长效应为主,高铁开通对绿色创新正向影响应是在其促进一般创新活动开展的基础上产生的。其次,在创新特征属性方面,高铁开通对绿色创新和一般创新数量的影响具有差异性。与一般创新相比,绿色创新具有双重外部性特征,这在很大程度上降低了私人主体开展绿色创新活动的动力(Rennings, 2000),且绿色创新的技术复杂性和跨界交叉性较高,对外部特定要素具有较强的依赖性,加之绿色创新需要供给和需求双重动力驱动,不仅依赖于技术的进步,还需要市场需求及相关配套政策及战略的支撑,实现难度可能较一般创新更大。因此,高铁开通对绿色创新的积极影响应不强于对一般创新的影响,从而无法提升沿线地区的绿色创新占比,据此提出假设2:

H2:高铁开通对沿线地区的绿色创新占比无显著正向影响。

(二)高铁开通对绿色创新数量的作用机制

1. 需求维度:旅游经济发展机制

从需求层面来看,高铁开通有利于促进旅游经济发展壮大,增大沿线地区绿色创新的意愿和需求。首先,高铁开通有利于促进旅游经济的发展。高铁开通不仅可以加快人员的流动,便利游客的出行,在旅游时间预算有限的情况下大幅缩短出行时间,提升沿线城市旅游竞争力,为旅游经济发展提供强大的市场基础,还能促进劳动力和资本的跨区域流动和重新配置,推动旅游经济配套设施和服务的完善,扩大旅游经济的发展规模。其次,旅游经济的发展有利于增大绿色创新需求。良好的生态环境是旅游业持续发展的重要基础,二者存在着复杂的辩证关系。关于旅游业与生态环境的关系,大部分学者认识到旅游业的发展对生态环境存在一定程度的破坏(Hill and Pickering, 2006),其中,Stephen(2001)指出,旅游业对旅游目的地生态环境同时存在着积极作用与消极作用。一方面,

旅游业的发展会使地方政府和公众更为重视生态环境保护。随着更多经济收益转向源自旅游业,公众和政府会增加对生态环境的关注度,提升自身环保意识和理念。现有研究表明,在旅游业中,生态旅游对本地居民的环保意识和环境需求的促进作用最为突出(付向阳、黄涛珍,2016);同时,地方政府为了更好地通过旅游业发展拉动经济增长,也会增加对生态环境的重视和保护程度,以推动旅游业可持续发展。另一方面,旅游业的快速集聚和发展可能会放大其对生态环境的破坏效应,增加生态环境保护 and 治理的迫切性和必要性。对经济效益的过度追求会使得游客和产业规模无度扩张,造成景区发展规模超过资源环境承载力,带来资源浪费和环境破坏,从而增大地方政府生态环境保护 and 治理的压力。因此,旅游经济的发展壮大有利于增加公众和政府的生态环境保护意识和需求,不仅可以应用侧为创新主体提供绿色创新的方向和重点领域,激发创新主体绿色创新积极性,同时也可以增大创新主体的外部压力,倒逼企业绿色创新活动的开展,从而增大地区绿色创新需求,促进绿色创新数量提升,据此提出假设3:

H3:高铁开通可以通过促进旅游经济发展提升绿色创新数量。

2. 供给维度:创新要素流动机制

从供给层面来看,高铁开通可以加快创新要素流动,促进要素聚集和知识溢出,有助于增加创新主体的冗余资源和特定要素,改善绿色创新供给条件,增大沿线地区绿色创新数量。一方面,高铁开通可以通过加快创新要素跨区域流动促进创新要素聚集。人力资本是创新的重要动力,劳动力在地区间的充分流动是人力资本支撑创新的重要基础(梁琦等,2013)。高铁开通可以打破劳动力流动的地域障碍,提升劳动力市场的一体化程度,大大缩短人员在各地区间的流动和转移时间,实现人力资本流动过程中的时间节约和空间扩展,促进企业和劳动力的匹配(董艳梅、朱英明,2016)。同时,高铁开通还显著降低了城市间的贸易成本(Bernard et al., 2019),使人力资本在利益最大化的驱动下进行新的区位选择,促进了人力资本的迁移(王春杨等,2020),有利于人力资本向优势地区聚集,增加了绿色研发活动中人力资本的可得性。此外,研发投入是绿色创新活动的物质基础和重要前提。高铁开通可以降低地区间的信息不对称程度和贸易成本,加快跨区域资本流动,增大企业在异地进行投资的规模(马光荣等,2020),有利于研发资本的聚集,缓解绿色研发活动的融资约束。另一方面,高铁开通可以通过加快创新要素跨区域流动强化空间知识溢出效应。由于绿色技术的复杂性和交叉性较强,单个企业依靠自身力量进行研发的成本较高,特定知识和技术的获取具有较强的外部依赖性,知识空间溢出是创新主体绿色创新的重要基础。人力资本是区域间知识溢出特别是缄默知识溢出的重要载体,人力资本通常会携带一定的知识、技术和信息等。高铁开通后,各地区人员获得了更为便捷的交流途径,不仅降低了交流成本,还通过更为频繁的“面对面交流”强化了交流效果,加快了知识、技术、信息,尤其是缄默知识的传递,强化了地区间的知识溢出。基于上述分析,文章提出假设4:

H4:高铁开通可以通过促进创新要素聚集和空间知识溢出提升绿色创新数量。

三、研究设计

(一)模型设定

为准确估计高铁开通对技术创新“绿色化”的影响,文章以2003—2019年间开通高铁的城市为

实验组,以未开通高铁的城市为控制组,采用多期双重差分模型进行估计,基准回归模型如下:

$$GI_{it} = \alpha + \beta HSR_{it-1} + \lambda X_{it} + \mu_t + \gamma_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, GI_{it} 代表第*i*个城市在第*t*年的绿色创新数量或占比; HSR_{it-1} 是高铁开通的虚拟变量,若第*i*个城市在第*t*-1年开通了高铁取值为1,否则取值为0, β 为核心解释变量的估计系数,代表高铁开通对技术创新“绿色化”的影响; X_{it} 代表其他城市层面的控制变量,用以控制高铁开通之外影响城市技术创新“绿色化”的重要因素; μ_t 代表年份固定效应, γ_i 代表城市固定效应,用以控制时间和个体特征; ε_{it} 为误差项。

(二)变量构建与数据来源

1. 被解释变量

文章的被解释变量为城市绿色创新数量和占比。一般来说,绿色创新数量可以采用研发投入和专利两种方式度量,但由于城市层面的绿色研发数据难以获取,文章基于绿色专利数据构建城市绿色创新数量指标。根据国家知识产权局的定义,绿色技术指有利于节约资源、提高能效、防控污染、实现可持续发展的技术,绿色专利则是以绿色技术为发明主题的专利。根据世界知识产权组织(WIPO)推出的“国际专利分类绿色清单”,绿色专利包括替代能源生产类、交通类、能源节约类、废弃物管理类、农林类、行政监管与设计类和核能类七个子类,文章按此标准对绿色专利进行界定。绿色专利数据分为绿色专利申请数据和绿色专利授权数据,现有研究认为,专利申请意味着相应的技术方案已经完成并投入使用,因此,采用专利申请数度量创新主体的研发能力成为大多数学者的选择(方先明、那晋领,2020)。尽管绿色专利的授权代表专利得到了国家知识产权局的认可,可以更好地体现城市的绿色创新能力,但其往往具有时滞,而绿色专利申请可以更及时地反映地区绿色创新能力的提升。现有研究发现,由于专利技术很可能在申请过程中就会对企业产生影响,专利申请数据比授权数据更为稳定、可靠和及时(黎文靖、郑曼妮,2016)。基于此,文章采用绿色专利申请数的自然对数度量城市的绿色创新数量,采用绿色专利申请数占全部专利申请数的比例度量城市绿色创新在全部创新中的占比,后文也采用绿色专利授权数构建数量和占比指标进行了稳健性分析。

2. 解释变量

文章的核心解释变量为高铁开通虚拟变量,考虑到高铁开通的经济效应具有滞后性,文章对高铁开通时间进行滞后一年处理,若某城市在前一年开通了高铁,则该变量取值为1,否则为0。若某城市开通了多条高铁,则以最早一条线路的运营时间作为该城市的高铁开通时间。

3. 控制变量

参考现有研究(卞元超等,2019;周力、沈坤荣,2020),文章选取人均地区生产总值($pgrp$)代表的经济发展水平、地方政府用于科学技术的财政支出(exp_sci)代表的政府支持力度、科学研究、技术服务和地质勘探业从业人数(emp_sci)代表的研发人员规模、外商直接投资(fdi)代表的开放程度、普通高等学校在校学生数(stu)代表的创新环境、人均道路面积代表的基础设施发展水平($road$)、金融机构存款余额代表的金融发展水平(fin)作为城市层面的控制变量。

4. 数据来源与描述性统计

文章的研究样本为2003—2019年282个地级城市。其中,高铁开通数据为作者根据国家铁路局信息及网络公开信息整理得到;地级城市绿色专利数据来自中国研究数据服务平台(CNRDS)的绿色

专利研究数据库(GPRD)^①;其他城市层面数据来自《中国城市统计年鉴》;为控制模型异方差和统计偏误,对部分变量进行对数处理。初步描述性统计发现,样本期内,我国技术创新“绿色化”水平持续提升,其中,绿色专利申请量快速增加,从2003年的9349件增长到2019年的427310件,绿色专利占比也有一定提升,从2003年的8.94%上升至2019年的12.54%。核心变量的描述性统计如表1所示,表2进一步对开通高铁城市和未开通高铁城市的变量进行分组统计,可以看到,开通高铁城市和未开通高铁城市在绿色专利申请量及占比方面均具有显著的差异性。

表1 描述性统计

变量	样本量	均值	标准误	最小值	最大值
hsr	4794	0.2877	0.4527	0.0000	1.0000
app	4794	4.1915	1.9580	0.0000	10.4537
app_p	4794	0.1086	0.0482	0.0000	0.8000
pgrp	4794	9.4606	0.6300	3.9751	14.4211
exp_sci	4794	12.1751	1.7599	0.0000	16.2456
emp_sci	4794	8.3363	1.1517	4.6151	13.6048
fdi	4794	9.4180	2.2958	0.0000	14.9413
stu	4794	10.1694	1.8859	0.0000	13.9579
road	4794	2.1183	0.6282	0.2469	4.6947
fin	4794	15.8053	1.3349	12.5477	20.4198

表2 分组描述性统计

变量	开通高铁组			未开通高铁组			均值t检验
	样本量	均值	标准误	样本量	均值	标准误	
app	1379	5.9583	1.5728	3415	3.4780	1.6167	48.46***
app_p	1379	0.1146	0.0345	3415	0.1062	0.0525	5.49***
pgrp	1379	9.7520	0.5412	3415	9.3429	0.6252	21.29***
exp_sci	1379	13.3417	0.8281	3415	11.7040	1.8165	32.16***
emp_sci	1379	8.9355	1.2809	3415	8.0944	0.9982	24.25***
fdi	1379	10.6083	1.9546	3415	8.9374	2.2482	24.16***
stu	1379	11.0908	1.3299	3415	9.7974	1.9489	22.61***
road	1379	2.1070	0.7195	3415	2.1228	0.5874	0.79
fin	1379	16.9043	1.2024	3415	15.3615	1.1105	42.50***

注:***表示1%水平显著,**表示5%水平显著,*表示10%水平显著。下同。

四、实证结果分析

(一)基准回归结果

基准实证回归结果如表3的第(1)列—第(2)列所示,可以看到,高铁开通显著提升了沿线城市

①该数据库基于世界知识产权局公布的绿色专利分类号标准,对来源于国家知识产权局和 Google Patent 的专利进行全面梳理与筛查,形成了包括上市公司、非上市公司、科研机构和地域绿色专利,涵盖绿色专利的申请与授权情况以及被引用情况。

的绿色创新数量,增加了绿色专利的申请量,但对绿色专利占比的影响负向不显著,即高铁开通对绿色创新的正向影响并未显著强于对一般创新的影响。由于双重差分模型的估计过程中可能会出现由自选择问题导致的回归结果选择性偏差,文章在双重差分模型的基础上进一步采用倾向得分匹配(PSM)方法降低内生性问题。考虑到各个城市的高铁开通年份存在差异,文章采用逐年匹配法,基于Logit模型对每个城市开通高铁的概率(倾向得分值)进行估计,并根据倾向得分值对样本进行一对一匹配,然后采用匹配后的新样本重新估计高铁开通对沿线城市技术创新“绿色化”的影响,其中,匹配变量为地区生产总值、人口规模、第二产业占比、平均工资水平、外商直接投资、人均道路面积以

表3 基准回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	未匹配	未匹配	倾向得分匹配	倾向得分匹配
	绿色创新数量	绿色创新占比	绿色创新数量	绿色创新占比
hsr	0.1121** (2.59)	-0.0827 (-0.38)	0.1045** (2.36)	-0.1247 (-0.57)
pgrp	0.2011** (2.56)	-0.6179 (-1.50)	0.2242*** (2.68)	-0.6742* (-1.70)
exp_sci	0.1157* (1.89)	0.3565 (1.61)	0.1491 (1.32)	0.2465 (1.12)
emp_sci	0.1534*** (3.92)	0.3773 (1.64)	0.1517*** (3.94)	0.4647** (1.99)
fdi	-0.0092 (-0.86)	0.0682 (0.66)	-0.0037 (-0.32)	0.0801 (0.76)
stu	0.0135 (0.74)	-0.0369 (-0.24)	0.0163 (0.71)	-0.1516 (-0.91)
road	-0.0357 (-1.00)	-0.0521 (-0.14)	-0.0349 (-0.94)	-0.2848 (-0.74)
fin	0.5773*** (6.67)	-0.9020** (-2.08)	0.5172*** (5.51)	-0.9750** (-2.33)
_cons	-10.0043*** (-7.29)	22.3047*** (2.80)	-10.2438*** (-6.19)	24.4527*** (3.38)
城市效应	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制
N	4794	4794	4392	4392
R ²	0.888	0.065	0.879	0.040

表4 协变量均值比较

变量	实验组	控制组	差异p值
grp	15.586	15.584	0.96
popu	6.013	6.037	0.36
sec	0.465	0.461	0.33
wage	10.894	10.890	0.77
fdi	10.417	10.306	0.14
road	2.078	2.066	0.68
stu	10.923	10.854	0.15

及普通高等学校在校学生数,匹配方法为核匹配。表4展示了匹配后实验组和控制组协变量均值的差异比较,发现匹配后两组样本特征变量的差异 p 值均不显著,表明两组特征变量在匹配后不存在显著的差异性,具有较强的可比性。倾向得分匹配后的结果如表3第(3)列—第(4)列所示,前述结论依然成立,即高铁开通显著提升了沿线地区的绿色创新数量,但对绿色创新的占比无显著影响,据此, H_1 和 H_2 得到验证。

(二)稳健性分析

1. 平行趋势检验

双重差分模型的基本假设为实验组和控制组在政策时间点之前具有共同的趋势。因此,文章首先验证,在高铁开通前,实验组和控制组城市的绿色创新数量及其占比具有共同趋势。具体来说,文章基于多期双重差分模型的事件研究法进行平行趋势检验,定义虚拟变量 d_1 — d_8 ,代表高铁开通前的1—8年,类似地,定义 $current$ 代表高铁开通当年,定义虚拟变量 d_1 — d_5 代表高铁开通后的1—5年。然后,将以上虚拟变量纳入基本回归模型中^①,如果样本城市满足平行趋势假定,则在高铁开通前,开通高铁城市与未开通高铁城市的绿色创新数量和占比应不存在显著差异, d_1 — d_7 应不显著。图1和图2展示了平行趋势检验的结果。可以看到,无论是绿色专利申请数量还是占比, d_1 — d_7 均不显著,即平行趋势假定满足;而在高铁开通后,实验组城市的绿色专利申请数量显著高于控制组城市,二者绿色专利申请数量占比无显著差异,与基准结论一致。

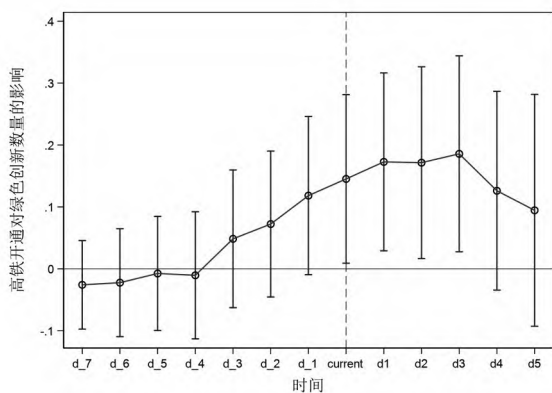


图1 平行趋势检验(绿色专利申请数)

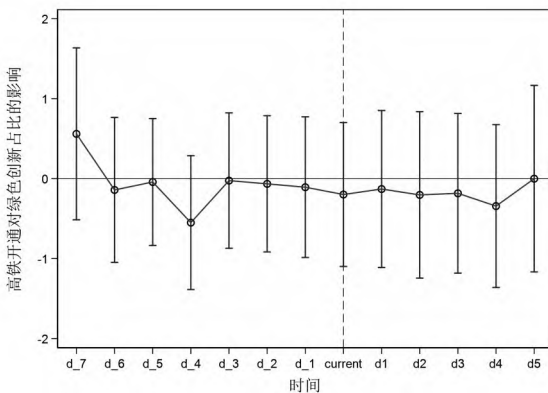


图2 平行趋势检验(绿色专利申请占比)

2. 工具变量检验

为了更好地消除高铁开通的内生性问题,文章进一步通过工具变量法对模型的稳健性进行检验。基于传统认知,地理成本高低是决定高铁建设的重要依据,但由于地理坡度是一个不随时间变化的量,文章参考卞元超等(2019),将坡度与每一年各地级市所在省份开通高铁城市总数的乘积作为高铁开通的工具变量,这是因为各地级市所在省份开通高铁数量与各地级市是否开通高铁紧密相关,但无法直接影响各地级市的创新活动。工具变量估计结果见表5,在第一阶段回归中,工具变量的估计系数显著为正,Cragg-Donald Wald F统计量为295.04,通过了弱工具变量检验;在第二阶段回

^①为避免共线性,将 d_8 作为基期。

归中,高铁开通显著增加了沿线城市的绿色专利申请量,但对绿色专利申请量的占比无显著影响,与基准结论一致,证明了结果的稳健性。

表5 工具变量回归

	(1)	(2)	(3)
	第一阶段	绿色创新数量	绿色创新占比
hsr		0.7872*** (3.62)	-1.0427 (-1.05)
iv	0.0224*** (6.00)		
pgrp	-0.0980** (-2.48)	0.2543*** (2.79)	-0.6935* (-1.67)
exp_sci	0.0333** (2.04)	0.0865 (1.54)	0.3980* (1.74)
emp_sci	0.0196 (0.72)	0.1513*** (3.64)	0.3803* (1.66)
fdi	-0.0092 (-1.26)	0.0038 (0.32)	0.0498 (0.48)
stu	-0.0204* (-1.80)	0.0258 (1.38)	-0.0543 (-0.35)
road	-0.0062 (-0.22)	-0.0214 (-0.53)	-0.0725 (-0.19)
fin	-0.0429 (-0.96)	0.6027*** (6.87)	-0.9380** (-2.16)
_cons	1.4147* (1.88)		
Cragg-Donald Wald F	295.04		
城市效应	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制
N	4794	4794	4794
R ²	0.511	0.868	0.061

3. 安慰剂检验

考虑到绿色创新除了会受到高铁开通的影响外,还会受到其他因素的影响,文章采用安慰剂检验对高铁开通的政策效应进行稳健性测试,以消除不确定因素的干扰。参考Li et al.(2016)的做法,文章将高铁在各城市的开通时间进行随机处理,并据此定义高铁开通虚拟变量,若某年在新定义的高铁开通年份之后,虚拟变量取1,否则为0,并重复操作500次。图3展示了安慰剂检验估计结果。可以看到,对于绿色创新数量,基于随机样本得到的高铁开通估计系数均值在0附近,且500次安慰剂检验所得估计系数大于基准回归结果中估计系数的概率小于5%。这表明高铁开通时间随机这一假定事实并不能够显著影响实验组城市的绿色创新数量,说明高铁开通对绿色创新数量的正向影响并非由随机因素和不可观测因素导致,证明了结果的稳健性。

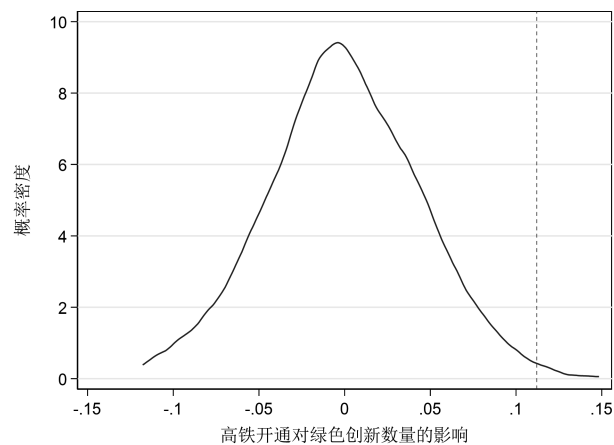


图3 安慰剂检验

4. 更换绿色创新度量变量

文章进一步采用绿色专利授权数的对数形式度量沿线城市的绿色创新数量,采用绿色专利授权数占全部专利授权数的比重度量沿线城市的绿色创新占比,对基准模型进行重新估计,结果如表6所示。可以看到,无论是否进行倾向得分匹配,高铁开通均显著增大了沿线城市的绿色创新数量,对绿色创新在全部创新中占比的影响负向不显著,与基准结果一致,证明了结果的稳健性。

表6 更换绿色创新度量变量

	(1)	(2)	(3)	(4)
	未匹配	未匹配	倾向得分匹配	倾向得分匹配
	绿色创新数量	绿色创新占比	绿色创新数量	绿色创新占比
hsr	0.1334*** (3.05)	-0.1848 (-0.74)	0.1243*** (2.82)	-0.2191 (-0.89)
pgrp	0.0799 (1.13)	-0.7245** (-2.05)	0.1070 (1.40)	-0.8672** (-2.23)
exp_sci	0.0339 (0.91)	-0.1975 (-0.86)	0.1048 (1.19)	0.0724 (0.34)
emp_sci	0.1691*** (3.88)	0.5442 (1.44)	0.1501*** (3.55)	0.2885 (0.84)
fdi	0.0079 (0.68)	-0.0331 (-0.25)	0.0123 (1.04)	-0.0011 (-0.01)
stu	-0.0102 (-0.66)	-0.0865 (-0.52)	-0.0091 (-0.58)	-0.2110 (-1.36)
road	-0.0392 (-1.20)	-0.0806 (-0.31)	-0.0248 (-0.72)	-0.0769 (-0.28)
fin	0.4980*** (5.45)	-0.1598 (-0.32)	0.4495*** (4.76)	-0.1400 (-0.28)
_cons	-7.6043*** (-5.08)	16.0022** (2.01)	-7.9935*** (-4.88)	17.8495** (2.11)
城市效应	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制
N	4794	4794	4392	4392
R ²	0.873	0.038	0.867	0.040

五、影响机制分析

进一步验证高铁开通对绿色创新数量的作用机制。首先,对旅游经济发展机制进行验证,文章采用旅游业收入和旅游业人数两个指标度量旅游经济的发展状况,机制分析结果如表7所示。第(1)列和第(2)列展示了高铁开通对旅游经济发展的影响,可以看到,高铁开通显著促进了沿线城市旅游业收入和旅游业人数的增加,需求机制得以验证。为保证结论的稳健,第(3)列和第(4)列进一步将旅游业收入和旅游业人数指标纳入绿色创新数量对高铁开通的回归方程中,考察高铁开通及旅游经济发展指标的系数变动,可以看到,在纳入旅游经济发展指标后,高铁开通的估计系数明显小于基准回归结果,同时,旅游业收入和旅游业人数指标均显著为正,表明旅游经济发展很可能是高铁开通促进绿色创新数量提升的机制,因此, H_3 得到验证。

表7 旅游经济发展机制

	(1)	(2)	(3)	(4)
	旅游业收入	旅游业人数	绿色创新数量	绿色创新数量
hsr	0.1744*** (6.28)	0.0871*** (3.10)	0.0805* (1.85)	0.0947** (2.23)
tra_r			0.1810*** (3.16)	
tra_p				0.2000*** (4.32)
pgrp	0.0381 (1.06)	0.2111*** (4.69)	0.1942** (2.47)	0.1589** (2.12)
exp_sci	0.0115 (0.75)	0.0640** (2.54)	0.1136* (1.89)	0.1029* (1.77)
emp_sci	0.0533** (2.18)	-0.0339 (-1.29)	0.1437*** (3.82)	0.1602*** (4.10)
fdi	0.0038 (0.45)	0.0126 (1.54)	-0.0099 (-0.91)	-0.0117 (-1.09)
stu	-0.0321*** (-3.51)	0.0011 (0.10)	0.0193 (1.04)	0.0133 (0.74)
road	0.0072 (0.27)	-0.0716*** (-2.87)	-0.0370 (-1.03)	-0.0214 (-0.60)
fin	0.1200** (2.36)	0.1221** (2.25)	0.5556*** (6.64)	0.5529*** (6.75)
_cons	-2.1233*** (-2.60)	-2.4750*** (-2.67)	-9.6200*** (-7.27)	-9.5093*** (-7.33)
城市效应	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制
N	4794	4794	4794	4794
R ²	0.818	0.898	0.889	0.889

接着,对创新要素流动机制进行检验。基于理论分析,创新要素流动加快一方面有可能促进要素聚集,另一方面有可能加剧知识溢出,文章分别对二者进行验证,剖析哪一个维度在高铁开通促进绿色创新数量提升中发挥的作用更大。由于人力资本是创新要素中最为重要的,同时其又是知识溢出的主要载体,因此文章主要对人力资本要素的聚集进行分析。在要素聚集维度,将信息传输、计算机服务和软件业,科学研究、技术服务和地质勘探业以及金融业三个知识技术密集型行业的从业人员定义为人力资本,运用人力资本数量与全部就业人数构建区位熵指数度量人力资本聚集程度。同时,参考谭志雄等(2022),构建人口迁入率指标,衡量人口的聚集程度,采用城市人口增长率与自然增长率之差表示。在知识溢出维度,参考白俊红等(2017)的引力模型,构建人力资本流动带来的知识溢出程度指标,如式(2)所示,为了更好地反映人力资本流动带来的知识溢出,文章选择了地区创新水平、政府创新支持以及创新环境和氛围三个影响人力资本交流的重要因素作为引力变量,其中, HF_{it} 为*i*城市*t*年由人力资本流动带来的知识溢出; hc_{it} 为*i*城市*t*年的人力资本,即本地知识存量,同样用信息传输、计算机服务和软件业,科学研究、技术服务和地质勘探业以及金融业三个知识技术密集型行业的从业人数度量; app_{it} 和 app_{jt} 分别代表*i*城市和*j*城市*t*年的专利申请量,代表城市创新水平; gov_{it} 和 gov_{jt} 分别代表*i*城市和*j*城市*t*年政府的科技支出,代表政府对创新的重视和支持程度; sch_{it} 和 sch_{jt} 分别代表*i*城市和*j*城市*t*年的普通高等学校数量,代表城市的创新环境和氛围; D_{ij} 代表*i*城市和*j*城市之间的地理距离,用其经纬度测算; ε 是城际距离的折算系数,将其设为1.5。

$$HF_{it} = \ln hc_{it} \times \sum_{j=1}^n \ln (app_{it} - app_{jt}) \times \ln (gov_{it} - gov_{jt}) \times \ln (sch_{it} - sch_{jt}) \times D_{ij}^{-\varepsilon} \quad (2)$$

创新要素流动机制的检验结果如表8所示,第(1)列和第(2)列分别展示了高铁开通对人力资本聚集和人口聚集的影响,结果显示,高铁开通对人力资本聚集程度负向不显著,同时,显著促进了沿线地区的人口迁出,创新要素聚集机制不显著。第(3)列展示了高铁开通对人力资本流动带来的知识溢出程度的影响,可以看到,高铁开通显著促进了沿线地区的知识溢出,进一步将知识溢出纳入到绿色创新数量对高铁开通的回归方程中,发现高铁开通的估计系数明显小于基准回归结果,同时,知识溢出指标显著为正,表明人力资本流动带来的知识空间溢出很可能是高铁开通促进绿色创新数量提升的机制。因此,文章认为高铁开通加快了人力资本等创新要素的流动,这种流动主要通过加快知识空间溢出促进了绿色创新数量提升, H_4 得到部分验证。

表8 创新要素流动机制

	(1)	(2)	(3)	(4)
	人力资本聚集度	人口迁入率	知识溢出程度	绿色创新数量
hsr	-0.0305 (-0.78)	-0.7498** (-2.53)	1.6402*** (5.40)	0.0946** (2.19)
hc_f				0.0106*** (3.76)
pgrp	-0.2535 (-1.27)	-0.4350 (-0.80)	-1.0371** (-2.03)	0.2121*** (2.66)
exp_sci	-0.0322 (-1.19)	-0.4903* (-1.71)	0.3435 (1.46)	0.1120* (1.86)
emp_sci	0.4202*** (3.84)	-1.0870*** (-4.57)	5.1138*** (9.34)	0.0990** (2.34)

续表

	(1)	(2)	(3)	(4)
	人力资本聚集度	人口迁入率	知识溢出程度	绿色创新数量
lnfdi	-0.0035 (-0.53)	0.0940 (1.00)	0.1037 (1.19)	-0.0103 (-0.97)
stu	-0.0090 (-0.95)	0.0997 (1.20)	-0.3392*** (-3.97)	0.0171 (0.93)
road	-0.1417 (-0.87)	-0.2037 (-0.80)	0.4507 (0.97)	-0.0405 (-1.14)
fin	0.0015 (0.03)	-0.5129 (-1.07)	0.6982 (1.43)	0.5699*** (6.70)
_cons	0.4840 (0.19)	19.8548*** (2.73)	63.3514*** (7.02)	-10.6781*** (-7.75)
城市效应	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制
N	4794	4512	4794	4794
R ²	0.008	0.102	0.458	0.889

六、拓展性分析

(一)异质性分析

1. 是否为旅游城市

首先,分析高铁开通对旅游城市和非旅游城市技术创新“绿色化”的影响差异。如果旅游经济发展机制成立,高铁开通对旅游城市技术创新“绿色化”的影响应显著强于非旅游城市。文章基于《“十四五”旅游业发展规划》(简称《规划》)对旅游城市和非旅游城市进行划分,《规划》首次增设了“旅游城市布局”专栏,列出了“十四五”期间国家突出重点、发挥优势、分类建设的34个旅游枢纽城市、25个重点旅游城市和21个特色旅游目的地名单。将名单中的80个旅游城市与样本数据进行合并,共有61个地级城市被定义为旅游城市,其余221个城市被定义为非旅游城市。分组估计结果如表9的第(1)列至第(4)列所示,可以看到,高铁开通对旅游城市绿色专利数量的促进作用更突出,系数和显著性均更大,同时,高铁开通对非旅游城市绿色专利占比的影响负向不显著,但却显著提升了旅游城市绿色专利的占比。这表明,相较于非旅游城市,高铁开通对旅游城市技术创新“绿色化”的正向影响更大,其对旅游城市绿色创新的正向影响甚至大于对一般创新的正向影响。为了进一步对组间差异的显著性进行检验,再次进行了交乘项分析,结果显示,高铁开通对旅游城市和非旅游城市绿色专利数量的影响差异不显著,但高铁开通对旅游城市绿色专利占比的负向影响显著弱于非旅游城市。考虑旅游经济机制主要针对与自然环境更为密切的生态旅游,而34个旅游枢纽城市基本和省会城市重合,主要承担通道作用,且人文景观相对较多,生态旅游较少,同时,省会城市的经济一般较为发达,对旅游经济的依赖度较低,在旅游城市样本中剔除34个旅游枢纽城市进行再检验。检验结果如表10所示,可以看到,主要结论与上述相似,此时高铁开通对旅游城市和非旅游城市绿色专利数量和占比的影响差异均显著,即相较于非旅游城市,高铁开通对旅游城市绿色专利数量的正向影响更强,对旅游城市绿色专利占比的负向影响更弱,强化印证了旅游经济机制。

表 9 是否为旅游城市异质性(80个旅游城市)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	绿色创新数量	绿色创新数量	绿色创新占比	绿色创新占比	绿色创新数量	绿色创新占比
	非旅游城市	旅游城市	非旅游城市	旅游城市	交乘项	交乘项
hsr	0.1015* (1.93)	0.1827*** (3.21)	-0.4326 (-1.64)	0.6650* (1.70)	0.1095** (2.13)	-0.4006 (-1.55)
h_t					0.0506 (0.72)	0.9885** (2.17)
_cons	-10.0713*** (-6.71)	-9.0285*** (-3.07)	26.0014*** (2.88)	18.0680 (1.61)	-9.8344*** (-7.20)	23.1483*** (3.02)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	3757	1037	3757	1037	4794	4794
R ²	0.875	0.942	0.053	0.221	0.888	0.069

表 10 是否为旅游城市异质性(46个旅游城市)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	绿色创新数量	绿色创新数量	绿色创新占比	绿色创新占比	绿色创新数量	绿色创新占比
	非旅游城市	旅游城市	非旅游城市	旅游城市	交乘项	交乘项
hsr	0.0902* (1.93)	0.2725*** (3.43)	-0.2438 (-1.05)	0.8558 (1.68)	0.0968** (2.10)	-0.2221 (-0.97)
h_tra					0.1540* (1.71)	1.1981** (1.98)
_cons	-9.8874*** (-7.05)	-9.3812** (-2.25)	24.2538*** (2.82)	28.0514** (2.16)	-9.9006*** (-7.23)	23.1721*** (2.96)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	4267	527	4267	527	4794	4794
R ²	0.885	0.921	0.063	0.166	0.888	0.067

2. 是否为中心城市

接着,研究高铁开通对中心城市和非中心城市技术创新“绿色化”的影响差异。在创新要素流动机制中,若要素聚集发挥主要作用,受“虹吸效应”影响(Qin,2017),创新要素应更多地向经济发展水平和基础设施条件更好的中心城市流动和聚集,从而使得高铁开通对中心城市技术创新“绿色化”的影响较非中心城市更为突出;相反,若知识溢出发挥主导作用,研发环境和基础更差的非中心城市应从高铁开通中受益更多,使得高铁开通对非中心城市技术创新“绿色化”的促进作用更为突出。基于此进行分组验证,参考王雨飞等(2021),将中心城市界定为北京、上海和广州三座全国中心城市以及包括较高行政等级的直辖市、省会城市与副省级城市在内的区域中心城市。在与样本数据合并后共得到35个中心城市,其余247个为非中心城市。高铁开通对中心城市和非中心城市技术创新“绿色

化”影响的分组估计结果如表11的第(1)列至第(4)列所示,可以看到,高铁开通对非中心城市绿色专利数量具有显著的正向影响,而对中心城市的影响则不显著;同时,高铁开通对非中心城市和中心城市的绿色专利占比均无显著影响,这表明,相较于中心城市,高铁开通对非中心城市技术创新“绿色化”的正向影响更为突出。进一步对组间差异的显著性进行检验,结果显示,高铁开通对中心城市绿色专利数量的影响显著小于非中心城市,高铁开通对中心城市和非中心城市绿色专利占比的影响无显著差异。因此,创新要素流动带来的知识空间溢出是高铁开通促进技术创新“绿色化”的主要机制,非中心城市高铁开通后获得了来自中心城市更多的知识溢出,实现了绿色创新数量的增长,但由于非中心城市经济和创新发展水平相对较低,高铁开通对一般创新也产生较强的促进作用,致使其绿色创新占比未显著提升,与中心城市无明显差异,进一步强化了前文所述的知识溢出机制。

表11 是否为中心城市异质性

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	绿色创新数量	绿色创新数量	绿色创新占比	绿色创新占比	绿色创新数量	绿色创新占比
	非中心城市	中心城市	非中心城市	中心城市	交乘项	交乘项
hsr	0.1252** (2.55)	0.0607 (0.94)	-0.2579 (-1.04)	-0.1109 (-0.32)	0.1299*** (2.70)	-0.2467 (-1.01)
h_t					-0.0639* (-1.90)	0.1705 (0.41)
_cons	-10.0844*** (-6.90)	-10.2889*** (-4.02)	23.5232*** (2.80)	8.4161 (0.65)	-9.7784*** (-7.29)	21.6113*** (2.77)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	4199	595	4199	595	4794	4794
R ²	0.878	0.969	0.054	0.539	0.888	0.070

(二)绿色创新质量分析

按照专利类型,绿色专利可分为绿色发明专利和绿色实用新型专利两类,一般来说,绿色发明专利通常具有实质性和显著性的技术进步,其创新性高于绿色实用新型专利。基于现有研究(刘金科、肖翊阳,2022),文章将绿色发明专利视为实质性创新,将绿色实用新型专利视为策略性创新,并采用实质性创新的数量和占比来度量绿色创新质量。将绿色创新数量分别替换为绿色实质创新数量和绿色策略创新数量,将绿色创新占比分别替换为绿色实质创新占比和绿色策略创新占比,重新估计高铁开通对技术创新“绿色化”的影响,估计结果如表12所示。可以看到,在绿色创新数量维度,高铁开通对绿色实质创新的促进作用更强,系数估计值和显著性水平均高于绿色策略创新;在绿色创新占比维度,高铁开通显著降低了绿色策略创新在全部策略性创新中的比重,对绿色实质创新的占比则无显著影响。结合基准回归结果,高铁开通对绿色创新数量的正向影响主要表现为提高了绿色实质性创新的数量,高铁开通对绿色创新占比的负向影响则主要表现为降低了绿色策略性创新的占比。黎文靖、郑曼妮(2016)的研究表明,我国企业更多地开展了以实用新型专利为代表的策略性创新,实质性创新不足。高铁的开通一方面通过促进旅游经济发展激发了地区绿色创新的需求,另一

方面通过加快创新要素流动提升了地区绿色创新的能力,大大优化了沿线地区绿色创新的内部结构,提升了绿色创新质量。

表 12 高铁开通对不同类别绿色创新的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
	绿色实质创新数量	绿色策略创新数量	绿色实质创新占比	绿色策略创新占比
hsr	0.2428*** (4.85)	0.0817* (1.88)	-0.4354 (-1.25)	-0.6099** (-2.51)
pgrp	0.1494** (1.98)	0.1175* (1.70)	0.3308 (0.63)	-0.5229 (-1.31)
exp_sci	0.1377** (2.06)	0.0658 (1.42)	0.7723 (1.45)	0.2166 (1.17)
emp_sci	0.2196*** (4.65)	0.1318*** (3.60)	0.4915 (1.41)	0.2924 (1.35)
fdi	-0.0141 (-1.02)	-0.0034 (-0.30)	-0.0369 (-0.26)	-0.0077 (-0.07)
stu	-0.0094 (-0.45)	-0.0124 (-0.78)	0.6479*** (5.11)	-0.0033 (-0.02)
road	-0.0256 (-0.60)	-0.0440 (-1.27)	-0.0729 (-0.13)	0.1546 (0.55)
fin	0.5716*** (5.97)	0.5221*** (5.49)	-0.4229 (-0.73)	-0.1676 (-0.36)
_cons	-10.7730*** (-7.12)	-8.0669*** (-5.36)	-1.1945 (-0.12)	10.5475 (1.38)
城市效应	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制
N	4794	4794	4794	4794
R ²	0.844	0.871	0.067	0.085

(三)空间溢出效应分析

考虑到高铁开通带来的可达性提升不仅对本地区具有正向影响,也有利于改善邻近地区的交通条件,因此,文章进一步探讨空间视角下高铁开通对邻近地区技术创新“绿色化”的影响。基于空间邻接矩阵和经济距离矩阵^①对绿色创新数量和占比的空间相关性进行检验,莫兰检验结果如表 13 所示,可以看到,绿色创新数量和绿色创新占比均存在显著的正相关性。进一步通过 LM 检验、LR 检验进行模型选择,发现空间相关性存在,且空间杜宾模型无法退化为空间误差模型与空间滞后模型^②,最终确定空间杜宾模型进行分析,如式(3)所示。

$$GI_{i,t} = \rho WGI_{i,t} + \beta HSR_{i,t} + \theta WHSR_{i,t} + \gamma X_{i,t} + \lambda WX_{i,t} + \mu_t + \gamma_i + \varepsilon_{i,t}$$

(3)

其中,WGI_{i,t}为被解释变量绿色创新数量和占比的空间滞后项;WHSR_{i,t}为解释变量高铁开通的

①空间邻接矩阵为 0-1 矩阵,经济距离矩阵基于各地人均地区生产总值的差距构建。

②为节省空间,未展示检验结果,备索。

空间滞后项; WX_{it} 为控制变量的空间滞后项,其他变量的含义与基准模型一致。

表 13 面板莫兰检验

指标	空间邻接矩阵		经济距离矩阵	
	莫兰指数	P 值	莫兰指数	P 值
绿色创新数量	0.603	0.000	0.568	0.000
绿色创新占比	0.106	0.000	0.038	0.000

高铁开通对技术创新“绿色化”空间溢出效应的估计结果如表 14 和表 15 所示,可以看到,无论是在空间邻接矩阵还是经济距离矩阵下,高铁开通对绿色创新数量的直接效应和间接效应均显著为正,即高铁开通不仅显著增大了本地区的绿色创新数量,也显著改善了邻近地区的可达性,从而增加了邻近地区的绿色创新数量;但高铁开通在两个矩阵下对绿色创新占比的直接效应、间接效应和总效应均不显著,即高铁开通不仅没有提升本地区的绿色创新占比,对邻近地区的绿色创新占比也没有显著影响。综上,高铁开通对技术创新“绿色化”具有一定的空间溢出效益,主要表现为对邻近地区绿色创新数量的正向溢出效应。

表 14 高铁开通对绿色创新数量的空间溢出效应

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	绿色创新数量(空间邻接矩阵)			绿色创新数量(经济距离矩阵)		
	直接效应	间接效应	总效应	直接效应	间接效应	总效应
hsr	0.0667*** (2.78)	0.2495*** (4.76)	0.3162*** (5.69)	0.0802*** (3.26)	0.2585*** (4.47)	0.3387*** (5.70)
pgrp	0.1350*** (3.99)	0.0363 (0.54)	0.1712** (2.46)	0.2127*** (6.49)	-0.1975** (-2.46)	0.0152 (0.19)
exp_sci	0.0818*** (5.14)	-0.0266 (-1.60)	0.0551*** (5.28)	0.1265*** (6.29)	-0.0708*** (-3.49)	0.0557*** (6.96)
emp_sci	0.0811*** (3.89)	0.2430*** (4.48)	0.3241*** (5.47)	0.1287*** (5.86)	-0.0050 (-0.09)	0.1237** (2.14)
fdi	-0.0068 (-0.98)	-0.0134 (-0.92)	-0.0202 (-1.21)	-0.0045 (-0.66)	0.0160 (0.85)	0.0114 (0.57)
stu	0.0245*** (2.99)	0.0299 (1.17)	0.0545* (1.86)	0.0262*** (3.09)	-0.0107 (-0.45)	0.0155 (0.62)
road	-0.0573*** (-2.79)	-0.2031*** (-6.74)	-0.2605*** (-8.83)	-0.0484** (-2.19)	-0.2003*** (-6.63)	-0.2487*** (-9.86)
fin	0.6400*** (21.12)	0.6234*** (14.89)	1.2634*** (34.44)	0.6266*** (17.79)	0.7355*** (15.62)	1.3620*** (38.10)
城市效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	4794	4794	4794	4794	4794	4794
R ²	0.569	0.569	0.569	0.882	0.882	0.882

表 15 高铁开通对绿色创新占比的空间溢出效应

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	绿色创新占比(空间邻接矩阵)			绿色创新占比(经济距离矩阵)		
	直接效应	间接效应	总效应	直接效应	间接效应	总效应
hsr	-0.2085 (-0.88)	0.3275 (0.85)	0.1190 (0.33)	-0.2272 (-1.03)	0.1725 (0.32)	-0.0546 (-0.10)
pgrfp	-0.4780 (-1.43)	-0.5563 (-1.11)	-1.0343** (-2.28)	-0.4199 (-1.39)	-1.5194** (-2.00)	-1.9393*** (-2.63)
exp_sci	0.6710*** (4.17)	-0.2840* (-1.78)	0.3870*** (5.81)	0.3740** (1.97)	0.0044 (0.02)	0.3783*** (5.31)
emp_sci	0.1844 (0.91)	-0.5419 (-1.41)	-0.3575 (-0.93)	0.0350 (0.18)	0.4087 (0.79)	0.4436 (0.85)
fdi	0.1079 (1.62)	-0.0076 (-0.07)	0.1003 (0.92)	0.1057* (1.71)	-0.0479 (-0.26)	0.0578 (0.29)
stu	0.0320 (0.42)	0.0183 (0.10)	0.0503 (0.26)	0.0158 (0.21)	0.3884* (1.75)	0.4042* (1.75)
road	-0.2509 (-1.23)	-0.6992*** (-2.88)	-0.9501*** (-4.94)	-0.2731 (-1.34)	-0.8100*** (-2.70)	-1.0831*** (-4.34)
	-0.0102 (-0.03)	0.3573 (1.00)	0.3472 (1.44)	-0.5597* (-1.73)	0.8350* (1.90)	0.2753 (0.81)
城市效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	4794	4794	4794	4794	4794	4794
R ²	0.022	0.022	0.022	0.015	0.015	0.015

七、研究结论与政策建议

(一)研究结论

文章以中国高铁开通作为准自然实验,从绿色创新绝对数量和相对数量双重维度出发,基于2003—2019年282个地级城市数据,采用双重差分模型实证研究了高铁开通对技术创新“绿色化”的影响。研究发现,高铁开通后,沿线城市的绿色创新数量显著增加,但绿色创新占比无显著变化。机制分析表明,在需求层面,高铁开通促进了沿线地区旅游经济的发展壮大,增加了绿色创新需求;在供给层面,高铁开通加快了沿线地区创新要素的流动,促进了空间知识溢出,改善了绿色创新供给条件,促进了绿色创新的数量提升。拓展分析表明,高铁开通对旅游城市和非中心城市技术创新“绿色化”的促进作用较非旅游城市和中心城市更为突出;高铁开通优化了沿线地区的绿色创新结构,提升了绿色创新质量;高铁开通对绿色创新数量的影响具有显著的正向空间溢出效应。综上,高铁开通对技术创新“绿色化”具有显著的促进作用,但主要表现为绿色创新绝对数量的提升。高铁开通通过供求双重机制促进了绿色创新发展,增大了绿色创新数量和质量,但由于绿色创新具有双重外部性、技术复杂性和跨界交叉性以及供求双重驱动机制,高铁开通对绿色创新的正向影响未超过对一般创新的影响,导致绿色创新的占比未显著提升。

(二)政策建议

第一,推动以高铁开通为代表的交通基础设施升级与环境经济政策叠加融合,更好推动技术创新“绿色化”发展。高铁开通后,沿线地区绿色创新的绝对数量获得显著提升,但相对数量无明显增长,这表明高铁开通虽然对绿色创新具有促进作用,但主要表现为数量的增加,对地位的影响相对有限。因此,一方面,要基于“十四五”规划,进一步加强城市群交通基础设施互联互通,提升区域可达性,充分发挥高铁开通通过供需机制对沿线地区自主开展绿色创新活动的激励作用;另一方面,要持续完善环境经济政策,加强环境规制、环保补助等政策对绿色创新的引导,根据各地实际情况设立差异化的政策措施,增加更为灵活的市场化环境规制手段的设计和运用,将高铁开通的激励效应和环境经济政策的制度性压力和支持效应充分叠加融合。

第二,从需求和供给两个方面完善绿色创新发展的配套政策措施,更好发挥高铁开通对技术创新“绿色化”的推动作用。研究发现,高铁开通可以通过需求机制和供给机制促进绿色创新数量提升。在需求层面,高铁开通沿线地区,尤其是旅游资源丰富的地区,可以结合本地经济发展实际情况适度加大旅游经济发展力度,同时积极开展调研,深入挖掘绿色技术需求,面向社会广泛征集绿色技术需求,并根据需求制定技术路线,优先针对重大关键领域开展技术攻关。在供给层面,沿线地区应注重加强整体规划,设立地区性绿色技术重大专项,完善人才交流的优惠和支持政策,加强绿色低碳平台建设,积极构建绿色低碳平台体系,建立区域性绿色技术交易市场,通过市场化手段促进绿色创新成果转化,为发挥高铁推动技术创新“绿色化”创造良好外部条件。

第三,依托空间溢出效应充分扩大高铁开通对技术创新“绿色化”的正向影响。研究结果表明,高铁开通不仅促进了本地绿色创新数量的增加,也显著增大了邻近地区的绿色创新数量。对于交通条件不便利的城市,尤其是旅游城市和亟待绿色发展和转型的中小城市,应充分发挥邻近地区高铁开通的优势,积极融入以交通枢纽城市为核心的城市群,加强与核心城市的交流与合作,增加与邻近地区高铁站点直达列车的开通频次,加大对本地特色旅游的宣传力度,大力发展飞地经济,建立人才飞地,加强地区间人才、知识和技术的交流;同时,也要不断完善本地区绿色创新发展的配套政策措施,鼓励旅游业配套产业入驻,大力引进外来人才、技术和资本。

参考文献:

- 白俊红、王钺、蒋伏心、李婧,2017,“研发要素流动、空间知识溢出与经济增长”,《经济研究》,第7期,第109-123页。
- 卞元超、吴利华、白俊红,2019,“高铁开通是否促进了区域创新?”,《金融研究》,第6期,第132-149页。
- 曹洪军、陈泽文,2017,“内外环境对企业绿色创新战略的驱动效应——高管环保意识的调节作用”,《南开管理评论》,第6期,第95-103页。
- 董艳梅、朱英明,2016,“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”,《中国工业经济》,第10期,第92-108页。
- 方先明、那晋领,2020,“创业板上市公司绿色创新溢酬研究”,《经济研究》,第10期,第106-123页。
- 付向阳、黄涛珍,2016,“生态旅游影响居民环保意识的机制与对策”,《统计与决策》,第23期,第62-64页。
- 吉赞、杨青,2020,“高铁开通能否促进企业创新:基于准自然实验的研究”,《世界经济》,第2期,第147-166页。
- 黄漫宇、余祖鹏、陈磊、赵曜,2023,“高铁开通促进了城市绿色创新吗?”,《经济经纬》,第1期,第25-35页。
- 黎文靖、郑曼妮,2016,“实质性创新还是策略性创新?——宏观产业政策对微观企业创新的影响”,《经济研究》,第4期,第60-73页。
- 李建国、罗能生,2020,“高铁开通改善了城市空气污染水平吗?”,《经济学(季刊)》,第4期,第1335-1354页。

- 梁琦、陈强远、王如玉,2013,“户籍改革、劳动力流动与城市层级体系优化”,《中国社会科学》,第12期,第36-59+205页。
- 刘保留、张莹、李雨珊,2022,“互联网发展对城市绿色创新的影响机理——基于专利视角的分析”,《中国人口·资源与环境》,第6期,第104-112页。
- 刘金科、肖翊阳,2022,“中国环境保护税与绿色创新:杠杆效应还是挤出效应?”,《经济研究》,第1期,第72-88页。
- 刘勇,2011,“绿色技术创新与传统意义技术创新辨析”,《工业技术经济》,第12期,第55-60页。
- 卢建词、姜广省,2022,“CEO绿色经历能否促进企业绿色创新?”,《经济管理》,第2期,第106-121页。
- 马光荣、程小萌、杨恩艳,2020,“交通基础设施如何促进资本流动——基于高铁开通和上市公司异地投资的研究”,《中国工业经济》,第6期,第5-23页。
- 彭小辉、王静怡,2019,“高铁建设与绿色全要素生产率——基于要素配置扭曲视角”,《中国人口·资源与环境》,第11期,第11-19页。
- 齐绍洲、林岫、崔静波,2018,“环境权益交易市场能否诱发绿色创新?——基于我国上市公司绿色专利数据的证据”,《经济研究》,第12期,第129-143页。
- 唐大鹏、杨真真,2022,“地方环境支出、财政环保补助与企业绿色技术创新”,《财政研究》,第1期,第79-93页。
- 王彩明、李健,2019,“中国区域绿色创新绩效评价及其时空差异分析——基于2005-2015年的省际工业企业面板数据”,《科研管理》,第6期,第29-42页。
- 王春杨、兰宗敏、张超、侯新烁,2020,“高铁建设、人力资本迁移与区域创新”,《中国工业经济》,第12期,第102-120页。
- 王群勇、陆凤芝,2021,“高铁开通的经济效应:‘减排’与‘增效’”,《统计研究》,第2期,第29-44页。
- 王营、冯佳浩,2022,“绿色债券促进企业绿色创新研究”,《金融研究》,第6期,第171-188页。
- 王雨飞、倪鹏飞、赵佳涵、王雅琦,2021,“交通距离、通勤频率与企业创新——高铁开通后与中心城市空间关联视角”,《财贸经济》,第12期,第150-165页。
- 杨立成、周正、张芸芸,2022,“知识溢出与企业绿色创新——制度压力与吸收能力的调节作用”,《软科学》,网络首发, <http://kns.cnki.net/kcms/detail/51.1268.g3.20221027.1257.002.html>。
- 杨思莹、李政,2020,“高铁开通对区域创新格局的影响及其作用机制”,《南方经济》,第5期,第49-64页。
- 伊志宏、陈欣、田柳,2022,“公众环境关注对企业绿色创新的影响”,《经济理论与经济管理》,第7期,第32-48页。
- 翟淑萍、毕晓方、李思诺,2020,“时空压缩下的企业双元创新投资——来自高铁通车的证据”,《南方经济》,第9期,第54-68页。
- 周力、沈坤荣,2020,“国家级城市群建设对绿色创新的影响”,《中国人口·资源与环境》,第8期,第92-99页。
- 诸竹君、黄先海、王煌,2019,“交通基础设施改善促进了企业创新吗?——基于高铁开通的准自然实验”,《金融研究》,第11期,第153-169页。
- Ammenberg, J. and Hjelm, O.,2003,“Tracing Business and Environmental Effects of Environmental Management Systems: A Study of Networking Small and Medium-sized Enterprises Using A Joint Environmental Management System”, *Business Strategy and the Environment*, 12(3):163-174.
- Azevedo-Rezende, L., Bansi, A. C., Alves, M. F. R. and Galina, S. V. R.,2019,“Take Your Time: Examining When Green Innovation Affects Financial Performance in Multinationals”, *Journal of Cleaner Production*, 233: 993-1003.
- Bernard, A.B, Moxnes, A. and Saito, Y. U.,2019, “Production Networks, Geography and Firm Performance”, *Journal of Political Economy*, 127 (2): 639-688.
- Gao, Y. and Zheng, J.,2020,“The Impact of High-speed Rail on Innovation: An Empirical Test of the Companion Innovation Hypothesis of Transportation Improvement with China's Manufacturing Firms”, *World Development*, 127: 104838.
- Hart, S.L., 1995,“A Natural-Resource-Based view of the Firm”, *Academy of Management Review*, 20(4): 986-1014.
- Hill, W. and Pickering, C. M.,2006, “Vegetation Associated with Different Walking Track Types in the Koliuzsko Alpine Area, Australia”, *Journal of Environmental Management*, 78(1): 24-34.
- Huang, Y. and Wang, Y.,2020, “How Does High-speed Railway Affect Green Innovation Efficiency? A Perspective of Innovation Factor Mobility”, *Journal of Cleaner Production*, 265:121623.

- Leonidou, L. C., Christodoulides, P., Kyrgidou, L. P. and Paliwadana, D., 2017, "Internal Drivers and Performance Consequences of Small Firm Green Business Strategy: The Moderating Role of External Forces", *Journal of Business Ethics*, 140(3): 585–606.
- Li, P., Lu, Y. and Wang, J., 2016, "Does Flattening Government Improve Economic Performance? Evidence from China", *Journal of Development Economics*, 123: 18–37.
- Lin, Y., Qin, Y., Wu, J. and Xu, M., 2021, "Impact of High-speed Rail on Road Traffic and Greenhouse Gas Emissions", *Nature Climate Change*, 11: 952–957.
- Martensson, K. and Westerberg, K., 2016, "Corporate Environmental Strategies towards Sustainable Development", *Business Strategy and the Environment*, 25(1): 1–9.
- Qin, Y., 2017, "'No County Left Behind?' The Distributional Impact of High-Speed Rail Upgrades in China", *Journal of Economic Geography*, 17(3): 489–520.
- Rennings, K., 2000, "Redefining Innovation—Eco-Innovation Research and the Contribution from Ecological Economics", *Ecological Economics*, 32(2): 319–332.
- Singh, S. K., Del Giudice, M., Chiappetta Jabbour, C. J., Latah, H. and Sohal, A. S., 2022, "Stakeholder Pressure, Green Innovation, and Performance in Small and Medium-Sized Enterprises: The Role of Green Dynamic Capabilities", *Business Strategy and the Environment*, 31(1): 500–514.
- Wang, J. and Cai, S., 2020, "The Construction of High-speed Railway and Urban Innovation Capacity: Based on the Perspective of Knowledge Spillover", *China Economic Review*, 63: 101539.

Does the Opening of High-speed Rail Promote the Greening of Technological Innovation?

Gao Hongwei

Abstract: Promoting green and low-carbon economic and social development is a key factor to achieve high-quality development. The greening of technological innovation is essential for green and sustainable development, and is of great significance in leading the overall green transformation and development of economy and society. In recent years, China's transportation infrastructure, represented by high-speed railway, has achieved leapfrog development. The opening of high-speed rail has greatly improved the accessibility of areas along the route, promoted the flow and reallocation of resources and factors, and created more convenient conditions for innovative activities. Existing studies have carried out abundant research on the innovation effect of the opening of high-speed rail, but paid less attention to green innovation. By taking the opening of China's high-speed railway as a quasi-natural experiment, this paper empirically studies the impact of high-speed railway opening on the greening of technological innovation from the dual dimensions of absolute quantity and relative quantity of green innovation using the difference-in-difference model, based on the data of 282 prefecture-level cities from 2003 to 2019.

Results show that the opening of high-speed rail significantly improves the quantity of green innovation in cities along the line, but fails to significantly improve the proportion of green innovation. Mechanism analysis shows that, in terms of demand, the opening of high-speed railway promotes the growth of tourism economy, which increases the demand for green innovation; and in terms of supply, the opening of high-speed railway speeds up the flow of innovation factors and the spillover of knowledge, which improves the supply conditions of green innovation, increasing the number of green innovations. Further analysis shows that the opening of high-speed railway has more prominent influence on the greening of technological innovation in tourist cities and non-central cities compared with non-tourist cities and central cities; it optimizes the green innovation structure and improves the quality of green innovation in the cities along the route; and it also has a significant positive

spillover effect on the quantity of green innovation.

This paper provides a reference for the government to fully understand the role of high-speed railway opening in promoting the greening of technological innovation and further stimulate the enthusiasm of subjects to carry out green innovation. Hence, the following policy recommendations are proposed: firstly, promote the integration of transportation infrastructure upgrading, which is represented by the opening of high-speed rail, and environmental economic policies, to accelerate the green development of technological innovation; secondly, improve the supporting policies for green innovation development from both demand and supply aspects, to strengthen the effect of high-speed rail opening in promoting the greening of technological innovation; thirdly, fully expand the positive impact of the opening of high-speed rail on the greening of technological innovation relying on the spatial spillover effect.

Keywords: Opening of High-speed Rail; the Greening of Technological Innovation; Tourism Development; the Flow of Innovation Factors

(责任编辑:谢淑娟)

(上接第 78 页)

Based on the quasi-natural experiment scene of the implementation of Shanghai/Shenzhen-Hong Kong Stock Connect Program, we use multi-period difference in differences method to study the relationship between the opening of Chinese stock market and the firms' labor investment efficiency. We find that the interconnection mechanism significantly improves the firms' labor investment efficiency. Specifically, stock market liberalization reduces under-hiring and over-hiring in employees. Group tests based on labor adjustment cost show that the Shanghai/Shenzhen-Hong Kong Stock Connect Program has a more significant influence on the firms' labor investment efficiency in firms with higher labor intensity, more R&D personnel and higher financing constraints. Further channel tests find that the role of stock market opening in improving the firms' labor investment efficiency is more significant in firms with more serious agency problems, weaker external supervision and higher information asymmetry. This paper enriches the research on the economic consequences of China's capital market opening, expands the research perspective of firms' labor investment efficiency, provides the theoretical basis and reference for further strengthening the orderly opening of the capital market in China.

Keywords: Stock Market Liberalization; Labor Investment Efficiency; Shanghai/Shenzhen-Hong Kong Stock Connect; Human Resource Allocation

(责任编辑:柳阳)