

“一带一路”倡议有助于沿线城市绿色创新“增量提质”吗？

刘京星^{1,2}, 朱慧敏³

(1. 中国社会科学院工业经济研究所, 北京 100000; 2. 华侨大学经济与金融学院, 福建泉州 362021;

3. 中南财经政法大学文澜学院, 武汉 430073)

摘要:“一带一路”倡议作为构建人类命运共同体重要平台,推动绿色发展是其题中之义。绿色发展的关键在于绿色创新,本文采用双重差分法(DID),以我国280个地级市2005—2019年的面板数据为研究样本,从“数量”和“质量”两个维度实证检验“一带一路”倡议实施对我国沿线城市绿色创新的影响、作用机制及时空差异。研究发现:①“一带一路”倡议有效促进了中国沿线城市绿色创新的“增量提质”;②“一带一路”倡议可以通过产业结构升级效应、数字经济赋能效应和资源集聚效应促进中国沿线城市绿色创新的“增量提质”;③相较于东部和西部城市,“一带一路”倡议对中部城市的绿色创新具有更显著的促进作用;④“一带一路”倡议对非资源型城市和特大城市绿色创新“增量提质”作用更加显著。研究结论对于推动共建“一带一路”向高质量发展转变提供了重要的启示。

关键词: 一带一路; 绿色创新; 增量提质; PSM-DID; 时空格局

中图分类号: F207 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002—980X(2023)12—0001—13

一、引言

绿色承载着人类命运共同体的价值观,绿色发展成为各国共同关切和追求的目标。绿色发展理念要融入“一带一路”建设全过程,近年来我国政府部门多次强调绿色发展在推进“一带一路”倡议过程中的重要性(Huang and Li, 2020)。2017年4月,环保部等四部门发表《关于推进绿色“一带一路”建设的指导意见》,提出与沿线国家共建绿色丝绸之路。2022年3月由国家发展改革委、外交部、生态环境部、商务部等部门发布的《关于推进共建“一带一路”绿色发展的意见》再次明确了共建“一带一路”绿色发展格局的重要性和紧迫性。中国是“一带一路”的倡导者,同样也是绿色发展的推动者。绿色发展的关键在于绿色创新,“一带一路”建设是否带动了国内沿线城市的绿色创新?如何才能更有效地促进国内沿线城市的绿色创新?越来越成为当下学术界关注的重要话题。

绿色创新有别于传统的技术创新,强调“可持续”“生态”和“环保”,目标是追求经济效益和环境效益的“共赢”(杨阳等,2022)。城市绿色创新已经成为目前学术界研究的热点(Schiederig et al, 2012)。现有的研究主要集中在以下三个方面:一是关于城市绿色创新的影响因素研究。研究发现,环境政策如低碳城市试点政策、创新型城市试点政策、智慧城市试点政策及各类环境规制政策可以从增加环保需求方面推动城市绿色创新(苏涛永等,2022;Yan et al, 2023;Chen et al, 2022)。此外,如新型基础设施建设投资的增加、地区经济规模的增长、R&D投入和对外直接投资的增加都有助于促进城市绿色创新发展(Wang et al, 2023;董香书等,2022;段德忠和杜德斌,2022)。值得注意的是,近年来,数字经济正在逐渐成为影响城市绿色创新的重要驱动因素,研究发现数字经济能通过推动经济集聚和优化区域金融结构的途径促进城市绿色创新(韦施威等,2022)。与此同时,数字经济发展也可以通过产业结构优化路径推动城市绿色创新的提升(Zhao et al, 2023; Hao et al, 2023),且产业结构优化本身也是加快城市绿色创新、实现城市可持续发展的重要途径(Fan et al, 2021; Li et al, 2023)。二是关于城市绿色创新的影响机制研究。学者们研究发现创新投入的增加、信息化水平的提升和产业转移是促进绿色创新的重要途径(朱洁西和李俊江,2023;朱于珂等,2022)。环境规

收稿日期: 2023-10-16

基金项目: 国家社会科学基金青年科学基金“数字经济驱动全球价值链重构机理与我国制造业升级对策研究”(21CJY014);福建省创新战略研究项目“数字经济时代福建两大协同发展区科技创新资源优化配置对策研究”(2021R0059);中国博士后科学基金面上项目“数字经济驱动制造业价值链重构机理与升级路径研究”(2021M693487)

作者简介: 刘京星,博士,中国社会科学院工业经济研究所博士后,华侨大学经济与金融学院副教授,研究方向:产业经济学与区域经济学;朱慧敏,中南财经政法大学文澜学院硕士研究生,研究方向:产业经济与贸易。

制可以通过促进城市创新投入显著推动本城市绿色创新的提升(李思慧,2023),并通过地区间产业转移影响其相邻地区绿色创新产出(苏涛永等,2022)。除此之外,实现人力资本结构高级化、提高政府环境治理能力和资本深化能力也是实现城市绿色创新的重要条件(马静和吴利华,2022;王晗等,2022)。三是关于城市绿色创新的影响效果研究。相关研究发现,一方面绿色技术创新能够释放节能减排效应、促进产业结构清洁化并引领市场绿色需求,从而促进城市绿色全要素生产率的提高(Zhao et al, 2022;陈喆和郑江淮,2022);另一方面绿色技术创新也能显著降低城市的碳排放水平(Le et al, 2021)和碳强度(周雪峰等,2022),从而有效抑制地区的环境污染(郭凌军等,2022),这对提升城市的可持续发展能力具有显著的推动作用。

“一带一路”绿色创新被视为全球生态文明建设的重要组成部分,是我国“一带一路”建设的重点内容(杨振蛟等,2022)。关于“一带一路”倡议对城市绿色创新影响的探讨才刚刚起步,鲜有见到公开发表的系统研究文献。相关的研究主要包含以下三个方面:一是“一带一路”倡议对沿线国家绿色创新的影响。学者们研究发现,“一带一路”倡议提出后,中国通过对外直接投资显著提高了沿线国家的绿色创新水平(屈小娥等,2022;Liu et al, 2020),且沿线国家的绿色技术创新效应随着互联互通合作水平提升而显著增强(伦晓波和韩云,2022)。此外,有学者发现除 OFDI 外,科研创新、经济发展水平和开放程度的提高也能显著提升沿线国家的绿色创新水平(Xu et al, 2022)。二是“一带一路”倡议对中国沿线省份绿色创新的影响。研究发现,“一带一路”倡议提出后,沿线省份创新要素投入的变动能对绿色创新水平产生显著影响。其中,沿线省份 OFDI 的增加、研发人员的流入、研发资本的流入、信息的流出均显著提高了沿线省份的绿色技术研发效率,但是研发人员和研发资本的流出、信息的流入却阻滞了绿色成果转化效率的提升(沈路等,2023)。三是“一带一路”倡议对中国沿线企业绿色创新的影响。学者们发现“一带一路”倡议能够显著推动沿线企业绿色创新水平的提升(张旭娜等,2023),而且倡议的实施对研发难度和技术含量更高的企业绿色创新活动表现出了更加积极的推动作用(朱悄悄和孙久文,2020)。当学者们进一步将视角聚焦到沿线工业企业当中时发现,研发人员流入、基础设施完善程度和贸易开放度均能对“一带一路”沿线工业企业的绿色研发效率产生显著的正向影响(肖仁桥等,2020)。

总的来说,既有研究已经对城市绿色创新展开了较为丰富的探讨,主要聚焦于城市绿色创新的影响因素及影响机制、环境规制与低碳试点政策对城市绿色创新的影响、数字经济发展对城市绿色创新的影响等不同视域,较少有学者探讨“一带一路”倡议引致的沿线城市绿色创新效应,更是缺乏深入到“量”和“质”层面的系统研究,而这对于“一带一路”倡议的政策效应评估,揭示高质量推进“一带一路”建设的基本规律具有非常重要的意义,本文正是为了弥补目前这一研究缺口进行设计的。本研究将基于我国 280 个地级市 2005—2019 年的面板数据,采用双重差分法(difference in differences),尝试从“数量”和“质量”两个维度探讨“一带一路”倡议实施对我国沿线城市绿色创新影响的现实效果与时空特征,并探讨其背后的内在作用机制,为下一步优化相关支持政策,实现沿线城市绿色创新的“增量提质”,高质量推进“一带一路”建设提供依据。

二、城市绿色创新的时空特征与研究假说

(一)我国城市绿色创新的时空特征

绿色创新的数量和质量是衡量城市绿色创新的两个重要指标。创新数量是创新总量的体现,代表创新的规模(蔡绍洪和俞立平,2017)。而创新质量是技术质量、研究影响力、创新效益的综合体现(林子秋和李应博,2022)。当前我国鼓励性的创新政策催生了大量的绿色创新,扩大了国家整体的绿色创新数量和规模,创新数量的增加对于创新质量的提升具有积极的促进作用(朱雪忠,2013)。如何衡量城市绿色创新水平一直是学术界关注的热点问题,目前学者们普遍采用绿色专利作为衡量绿色创新能力的量化指标(Chen et al, 2022;董香书等,2022;段德忠和杜德斌,2022)。具体来看,绿色专利分为绿色发明专利和绿色实用新型专利两种类型,其中绿色发明专利比绿色实用新型专利需要更多的研发投入、更高的专利费用和更加严格的专利审查标准,故而普遍认为绿色发明专利的创新性更高。本文借鉴李春涛等(2020)、赵胜超等(2020)的做法,用城市绿色发明专利的申请数量作为绿色创新“数量”的代理变量。此外,考虑到专利授权在一定程度上能够有效甄别和筛选低质量的专利申请,从而保证发明专利申请的相对高质量这一特征(郭丰等,2021)。本文借鉴刘维刚等(2020)、谢红军等(2021)、郭丰等(2021)的做法,用城市绿色发明专利授权数量作为绿色创新“质量”的代理变量。基于上述分析,本文分别从“数量”和“质量”两个维度绘制中国城市绿色创新的变化趋

势图,如图1和图2所示^①。

由图1可知,我国城市绿色创新“数量”水平表现为逐年递增,其中每万人绿色发明专利申请量在0~0.1件的城市数量在逐年减少,申请数量在0.1~0.5件的城市数量则逐年上升。此外,自2013年“一带一路”倡议提出以来,每万人绿色发明专利申请量大于1件的城市数量开始显著上升。具体来看,绿色创新“数量”的空间特征总体表现为由沿海向内陆递减,其中珠三角、长三角、环渤海城市群发展水平领先,省会城市和区域中心城市具有显著优势。从趋势上看,2005年,我国绿色创新“数量”水平总体较低,其中水平较高的地区主要分布在东部沿海地区和中部地区的省会城市,并呈现出以省会城市为中心的团块状分布。多数城市的每万人绿色发明专利申请量分布在0~0.1件区间,只有极少数城市,如北京、深圳等,每万人绿色发明专利申请量超过1件。2010年,绿色创新“数量”水平整体较2005年有较大提升,京津冀、长三角、珠三角城市群优势明显,中西部地区的部分省会城市也有较大进步,每万人绿色发明专利申请数量提升至0.1~0.5件。2015年,除珠三角、长三角、京津冀城市群外,山东半岛城市群和辽中南城市群的发展优势也逐渐凸显,形成了以核心城市为中心的城市群发展圈。部分省会城市的每万人绿色发明专利申请量突破1件。2019年,以发展较好的核心城市为中心的城市群辐射范围逐渐扩大,拉动了周边城市的绿色创新发展,形成了范围更大的创新集聚。此外,上海、合肥、广州、嘉兴、苏州等城市的每万人申请量均突破了5件,北京、深圳等城市更是接近20件。

由图2可知,我国城市绿色创新“质量”总体水平在2005—2007年出现了下降,表现为每万人绿色发明专利授权数为0~0.01件的城市数量出现了较大幅度的上升。然而,自2008年开始,每万人绿色发明专利授权数为0~0.01件的城市数量开始下降,反之每万人绿色发明专利授权数大于0.01件的城市数量开始上升,其中以每万人绿色发明专利数在0.01~0.1件的城市数量最多,这一定程度上说明我国城市绿色创新“质量”虽然有所提高,但总体仍处在较低的水平。从空间分布来看,我国沿海城市绿色创新“质量”水平整体要强于内陆地区,中西部绿色创新“质量”水平高的城市主要为省会城市和区域中心城市。从趋势上看,2005年,我国绿色创新“质量”水平整体较低,大部分城市每万人绿色发明专利授权数量为0~0.01件,部分省会城市能达到0.01件以上。2010年,近三分之一的城市每万人绿色发明专利授权数量能达到0.01件以上,这些城市主要分布在东部沿海地区和中部的主要城市。2015年,我国总体绿色创新“质量”提升到一个新的水平,长三角城市群强劲的发展势头逐渐凸显,部分城市的每万人绿色发明专利授权数量达到1件以上。2019年,除东部沿海和中部地区部分重点城市的“质量”水平进一步提升外,其他城市的绿色创新“质量”水平基本保持不变,发展较好的区域同样围绕重点城市展开,形成团块状分布。

相比于绿色创新“数量”,沿线城市绿色创新“质量”呈现出水平低、发展慢的特点。从时空演化规律来看,绿色创新“数量”水平

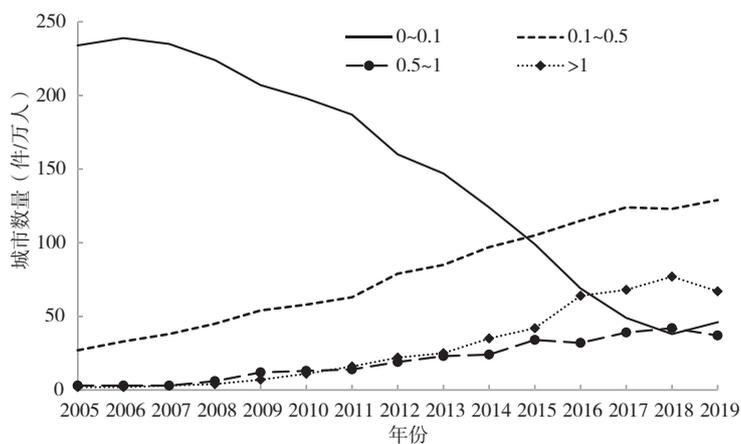


图1 2005—2019年中国地级市绿色创新“数量”变化趋势图

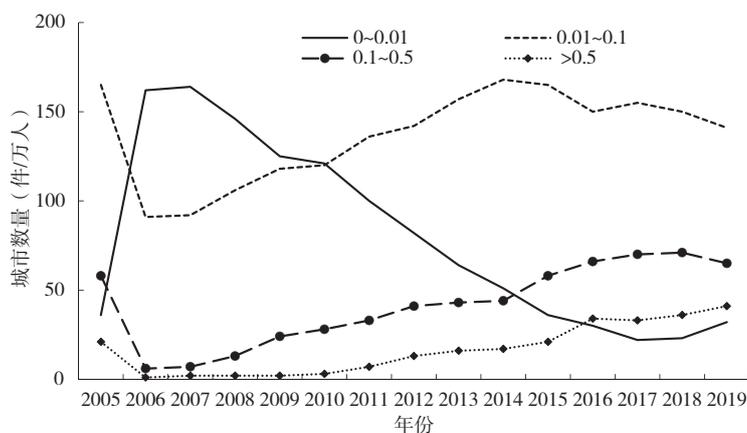


图2 2005—2019年中国地级市绿色创新“质量”变化趋势图

^① 图1是中国“一带一路”沿线城市中每万人绿色发明专利申请数在0~0.1件、0.1~0.5件、0.5~1件以及大于1件的城市数量变化趋势;图2是中国“一带一路”沿线城市中每万人城市绿色发明专利授权数在0~0.01件、0.01~0.1件、0.1~0.5件以及大于0.5件的城市数量变化趋势。

随时间变化呈现出整体性的提升,而绿色创新“质量”水平的提升则集中在少数发展较好的城市,城市间的发展差异随时间进一步加大。值得注意的是,绿色创新的“数量”和“质量”水平在2013年之后都得到了较大的提升,且经济发达地区的水平普遍高于其他地区。此外,2015—2019年有约14%的城市出现了绿色创新“量升质降”的情况,这些城市超过半数分布在中部地区,其次为西部地区。此外,还有近7%的城市绿色创新“数量”和“质量”均出现了下降,这些城市主要分布在中部、西部和华南地区,其中以广西最为严重,近半数的城市都出现了“量质齐降”的情况。还有一些出现“量降质升”的城市分布在中部地区和华东地区,其中包括黑龙江省的伊春市、安徽省的芜湖市等12个城市,这些城市中的大部分与省会城市相邻。城市间绿色创新发展水平的差异是否与创新所需要的产业发展基础、资源人才基础、基础设施配备等因素有关值得进一步研究。

(二)理论分析与研究假说

1. 产业结构升级效应

随着中国经济步入新常态,人口红利、资源红利逐渐衰退,优化要素配置结构、推动产业结构升级成为经济高质量发展的关键。在此背景下,“一带一路”倡议的提出带来了新经济政策、新要素、新技术及新的管理方式,为沿线城市的产业结构升级创造了新机遇(张虹等,2023)。一方面,沿线城市可以依托“一带一路”平台,发挥资源和产业结构互补的优势,将产能富余产业转移到产业基础薄弱的国家,通过对外投资和共建“一带一路”沿线大量的基础设施项目,扩大市场需求总量(王巧和余硕,2020),并利用沿线国家的资源禀赋获得成本优势,将国内更多的生产要素和市场释放出来发展高新技术产业和新兴低碳产业,拓宽企业的发展空间,实现产业结构升级,从而进一步促进绿色创新;另一方面,作为“走出去”的重要倡议,激励国内创新主体在激烈的国际竞争中加大创新研发投入,优化产业结构从而获得更大的市场竞争优势,同时为国内的经济主体形成良好的创新示范,带动国内产业进行结构升级优化,促进更多的绿色创新。此外,沿线城市也可以通过加强对外贸易,学习国外先进的技术和管理经验(Liu et al, 2022),实现技术溢出效应的最大化,推动产业结构的升级和绿色创新的发展。

基于以上分析,本文提出假设1:

“一带一路”倡议通过产业结构升级效应推动中国沿线城市绿色创新“增量提质”(H1)。

2. 数字经济赋能效应

随着我国经济社会进入数字化时代,数字经济占经济总量的比重逐年增长,目前已成为实现区域高质量创新及绿色发展的重要载体。数字化建设有效提升了城市的信息化水平,通过信息技术的全面革新、渗透和应用实现信息的有效传递,为绿色创新提供了强大信息支撑(宋德永等,2021)。一方面,数字化带来的信息技术可以更加高效地协调沿线城市中的生产要素,降低生产成本,实现资源在行业间的有效配置,推动绿色创新。同时,数字经济与实体经济的融合发展促进了创新产出,提升了创新效率并降低创新成本,实现了高效率、低成本和较少资源损耗的技术创新(韦施威等,2022)。另一方面,信息化水平的提升有利于优化生产分工和布局,通过能源、交通等领域基础设施的智能化,诱发能源综合利用、城市交通管理、污染物减排与治理等领域的绿色创新(李晓华,2020)。中国在建设“一带一路”过程中,加大了以数字为核心的供给侧改革,联合“一带一路”沿线国家建设地球大数据平台,提升“一带一路”主要节点城市自身配套服务能力和信息资源网络化共享利用水平,打造数字“一带一路”,为我国数字经济的发展和绿色创新的提升提供了有力的支撑。

基于以上分析,本文提出假设2:

“一带一路”倡议通过数字经济赋能效应推动中国沿线城市绿色创新“增量提质”(H2)。

3. 资源集聚效应

研发资金、人才和企业间合作是推动技术创新最为重要的因素(余长林和孟祥旭,2022),而“一带一路”倡议积极推进沿线地区间的创新合作,加强信息互动与知识共享,促进创新要素有序流动,使得大量创新人才、资本等要素得以重新配置(张涵和杨晓昕,2021),为沿线地区的绿色创新提供了有力的基础保障。一方面,资金融通作为“一带一路”倡议的重要组成部分,吸引了大量外资到我国进行投资,促使资本集聚。通常来看,外商投资大多青睐高新技术、高回报率、低污染的新兴产业,这就使获得更多资本支持的新兴企业投入更多的要素进行创新。然而传统的高能耗、高污染企业为了获得更多的投资,也不得不进行创新升级,将生产要素更多地配置到绿色高效创新的部门,推动企业绿色转型。另一方面,“一带一路”沿线省市在倡议下形

成了诸如长江经济带的“微丝路”合作新通道,吸引技术人才向沿线地区流动,带来了充足的就业机会(孙吉乐,2018)。此外,随着开放水平的深入,企业的发展产生了对高水平人才的刚性需求(宋德永等,2021),以丰厚的条件招募大量科技人才,促使人才集聚,提升了城市的人力资本水平和质量。高水平人才集聚为城市绿色创新提供了充分的智力支持。

基于以上分析,本文提出假设3:

“一带一路”倡议通过资源集聚效应推动中国沿线城市绿色创新“增量提质”(H3)。

三、研究设计

(一)模型设定

本文将“一带一路”倡议的提出视为一项准自然实验,使用双重差分法(DID)实证检验倡议的实施对中国沿线城市绿色创新“数量”和“质量”的影响。在研究样本选取方面,选取《推动共建丝绸之路经济带和21世纪海上丝绸之路的愿景与行动》中圈定的18个省、直辖市、自治区作为处理组,其中由于部分省市的自治县、市和城市的数据大量缺失,故剔除。最终选定136个“一带一路”沿线城市作为处理组城市,其他144个城市作为控制组城市,共280个地级市样本。考虑到“一带一路”倡议作为国家顶层设计在2013年被提出,故将政策实施时间定为2013年。此外,由于2020年初爆发的新冠肺炎疫情可能会对研究数据样本产生影响,故本文选取2005—2019年作为研究区间。

根据双重差分模型的基本原则,设置两个虚拟变量:①政策虚拟变量 $treat$,“一带一路”倡议圈定城市定义为1,其他城市定义为0,用来描述处理组与控制组之间的差异;②时间虚拟变量 $time$,“一带一路”倡议实施之后的年份定义为1,实施之前年份定义为0,用来描述倡议实施前后的差异。两个虚拟变量的交互项 $treat \times time$ 用 Did 表示,为本文的核心解释变量。综上,构建如式(1)双向固定效应的双重差分模型。

$$Y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Did_{it} + \lambda_1 X_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中:下标 i 为第 i 个城市; t 为第 t 年;被解释变量 Y_{it} 为绿色创新,具体分为绿色创新数量($pingrva$)和绿色创新质量($pingrvq$); α_0 为常数项; X_{it} 为一系列控制变量; λ_1 为控制变量系数,表示一系列控制变量对被解释变量的影响方向和程度; μ_i 为城市固定效应; γ_t 为时间固定效应; ε_{it} 为随机误差项。核心解释变量的系数 α_1 是本文的重点关注对象,其符号和数值的大小反映了“一带一路”倡议对中国沿线城市绿色创新的作用方向和影响程度。

(二)变量设定

1. 被解释变量

绿色专利分为绿色发明专利与绿色实用新型专利两类,其中绿色发明专利审查更加严格、申请费用高且平均审查周期长、成功率较实用新型专利而言更低,所以普遍认为绿色发明专利的创新性更强。因此,本文选取每万人绿色发明专利申请数量作为衡量绿色创新“数量”的指标,选取每万人绿色发明专利授权数量作为衡量绿色创新“质量”层面的指标。为保证结论稳健可信,在稳健性检验部分采用绿色专利申请总量和绿色专利授权总量数据进行被解释变量替换。

2. 解释变量

解释变量是“一带一路”虚拟变量 Did ,根据《推动共建丝绸之路经济带和21世纪海上丝绸之路的愿景与行动》中圈定的18个省、直辖市、自治区,以2013年为政策实施节点进行赋值。

3. 控制变量

基于现有的文献,影响城市绿色创新的主要因素有:①经济发展水平($\ln gdp$),以城市生产总值的对数衡量;②城市规模($\ln peo$),以城市年末人口数的对数衡量;③基础设施水平($proad$),以城市每万人拥有的道路面积衡量;④科技支出水平(gov),以科技支出占政府总支出的比重衡量;⑤人力资本($human$),以城市每万人大学生数量衡量;⑥对外开放水平($\ln fdi$),以外商直接投资额的对数衡量。

4. 机制变量

为了检验“一带一路”倡议的实施对城市绿色创新“数量”和“质量”的作用机制,本文设置4个机制变量:①产业结构($struc$),采用第三产业生产总值占第二产业生产总值的比重衡量;②数字经济发展水平($digi$),采用互联网宽带接入数量、信息传输计算机服务和软件业从业人员数量、电信业务总量、每万人移动电话用户

数量 4 个指标通过主成分分析法进行测度的数据衡量;③资本集聚 (*lnfdi*),采用外商直接投资额的对数衡量;④人才集聚 (*human*),采用城市每万人大学生数量衡量。采取以上 4 个机制变量分别对产业结构升级效应、数字经济赋能效应和资源集聚效应进行检验。

(三)数据来源

研究所所用的绿色专利申请和授权数据来源于中国研究数据服务平台 (CNRDS),其他数据主要来自历年《中国城市统计年鉴》,缺失的数据通过查阅各省份和城市的统计年鉴、各城市的年度统计公报、使用插值法等方式进行填补。所有变量的描述性统计见表 1。

表 1 主要变量说明及描述性统计

变量名	变量含义	样本数	平均值	标准差	最小值	最大值
<i>pingrva</i>	绿色创新数量	4200	0.4804929	1.419968	-0.237408	27.12747
<i>pingrvq</i>	绿色创新质量	4200	0.113065	0.3387504	-0.0651955	5.137707
<i>lngdp</i>	经济发展水平	4200	16.17749	1.031493	12.76434	19.75978
<i>lnpeo</i>	城市规模	4200	5.898115	0.6662298	3.392493	9.314556
<i>proad</i>	基础设施水平	4200	4.360811	5.831963	-0.8298124	73.04241
<i>gov</i>	科技支出水平	4200	0.1625879	0.0703775	-0.2150592	0.4943219
<i>human</i>	人力资本	4200	171.6613	235.0927	-95.75259	3502.18
<i>lnfdi</i>	对外开放水平	4200	9.706908	2.321851	-12.37231	41.85568
<i>struc</i>	产业结构	4200	0.9137615	0.5119186	-0.6820401	9.482222
<i>digi</i>	数字经济发展水平	4200	0.5053129	0.7532096	-0.1487046	12.30935

四、实证结果分析

(一)基准回归

本文采用双重差分模型检验“一带一路”倡议对沿线绿色创新“数量”和“质量”的影响,具体回归结果见表 2。其中模型(1)~模型(3)汇报了“一带一路”倡议实施对绿色创新“数量”的政策效应,模型(4)~模型(6)报告了“一带一路”倡议实施对绿色创新“质量”的政策效应。从表 2 的模型(3)和模型(6)可以看出,在城市和时间的双向固定效应下,核心解释变量 *Did* 对绿色创新“数量”和“质量”的影响仍分别在 1%、5% 的水平上显著为正,并且“数量”层面的系数(0.1690)明显大于质量层面的系数(0.0255),说明倡议推动沿线城市绿色创新数量增加的作用更加明显。这表明,“一带一路”倡议的实施显著推进了中国沿线城市的绿色创新,实现了绿色创新“增量提质”,且“增量”效果更加显著。从控制变量来看,经济发展水平、城市规模、基础设施水平、科技支出水平、人力资本和对外开放水平对绿色创新“数量”和“质量”的影响系数均为正数,说明这些因素都会在一定程度上促进绿色创新。

表 2 基准回归结果

变量	<i>pingrva</i>			<i>pingrvq</i>		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Did</i>	0.1327** (0.052)	0.2278*** (0.047)	0.1690*** (0.054)	0.0230** (0.012)	0.0474*** (0.010)	0.0255** (0.012)
<i>lngdp</i>	0.5936*** (0.050)	0.3110*** (0.036)	0.8532*** (0.070)	0.1140*** (0.012)	0.0722*** (0.008)	0.1356*** (0.016)
<i>lnpeo</i>	-0.0187 (0.063)	0.7828*** (0.097)	0.5063*** (0.091)	0.0243 (0.015)	0.1584*** (0.021)	0.1065*** (0.020)
<i>proad</i>	0.0718*** (0.006)	0.1016*** (0.007)	0.0654*** (0.007)	0.0152*** (0.001)	0.0204*** (0.002)	0.0134*** (0.002)
<i>gov</i>	7.2074*** (0.466)	-0.0929 (0.258)	8.4723*** (0.489)	1.4689*** (0.105)	0.0925* (0.056)	1.6642*** (0.109)
<i>human</i>	0.0003** (0.000)	0.0007*** (0.000)	0.0005** (0.000)	0.0002*** (0.000)	0.0003*** (0.000)	0.0003*** (0.000)
<i>lnfdi</i>	0.0269*** (0.010)	0.0219** (0.011)	0.0280*** (0.010)	0.0044** (0.002)	0.0032 (0.002)	0.0044** (0.002)
<i>cons</i>	-10.7133*** (0.642)	-9.9729*** (0.705)	-17.9935*** (1.145)	-2.2485*** (0.158)	-2.1855*** (0.153)	-3.0949*** (0.256)
年份固定效应	是	否	是	是	否	是
个体固定效应	否	是	是	否	是	是
<i>N</i>	4200	4200	4200	4200	4200	4200
<i>R</i> ²		0.1274	0.2517		0.1300	0.2142

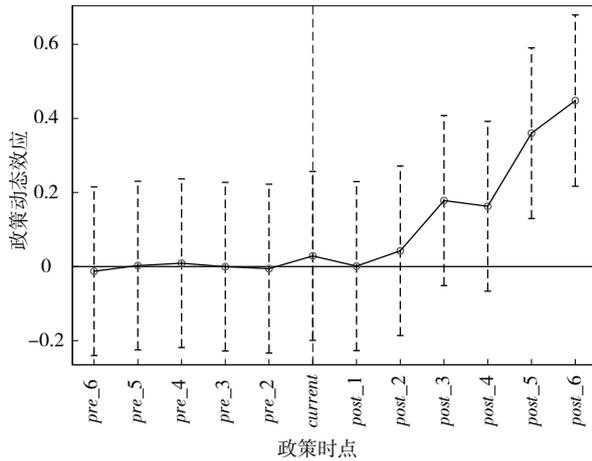
注:*表示 $p < 0.1$, **表示 $p < 0.05$, ***表示 $p < 0.01$; 括号中为标准误。

(二)稳健性检验

1. 平行趋势和动态效应检验

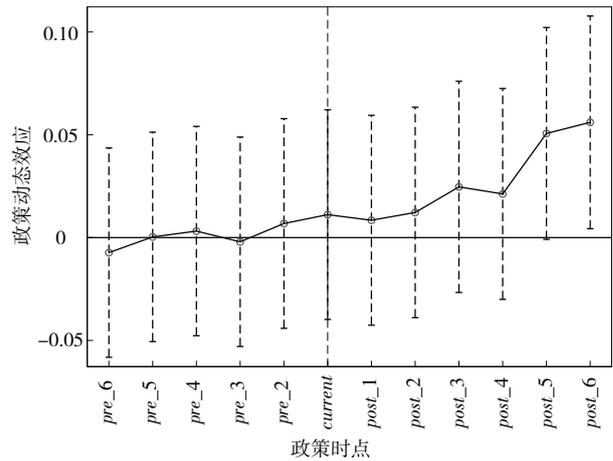
双重差分法成立的前提是处理组与控制组在受到政策冲击之前不存在显著差异,即如果没有“一带一路”倡议的实施,处理组城市与控制组城市的绿色创新变化趋势应是一致的。平行趋势检验结果如图 3 和图

4所示。从图3中可以看出,在绿色创新的“数量”层面,2005—2013年政策效应均不显著,而2013年之后,即“一带一路”倡议实施之后,政策效应部分显著。在图4汇报的绿色创新“质量”层面也是如此,在政策实施前效应均不显著,而在政策实施之后出现了部分显著。因此,可以认为总体基本通过了平行趋势检验。与此同时,平行趋势图中也显示出,随着时间的推移,“一带一路”倡议的实施对于城市绿色创新数量和质量的促进作用呈现出逐年增长的趋势,存在动态增长效应。



pre_t表示政策实施前第t年,post_t表示政策实施后第t年

图3 城市绿色创新数量平行趋势



pre_t表示政策实施前第t年,post_t表示政策实施后第t年

图4 城市绿色创新质量平行趋势

2. PSM-DID 检验

为了最大程度减少处理组和控制组系统性误差带来的估计偏误问题,本文进一步采用PSM-DID方法进行稳健性检验。通过计算倾向匹配得分,使用1:1近邻匹配法对处理组和控制组的样本进行匹配,结果如图5和图6所示:匹配前两组样本变化趋势相差较大,匹配后处理组与控制组具有基本一致的变化趋势。基于此,将匹配后的样本进行回归。从表3的(1)、(3)可以看出,匹配后Did系数符号仍然为正向显著,说明基准回归结果依然稳健。

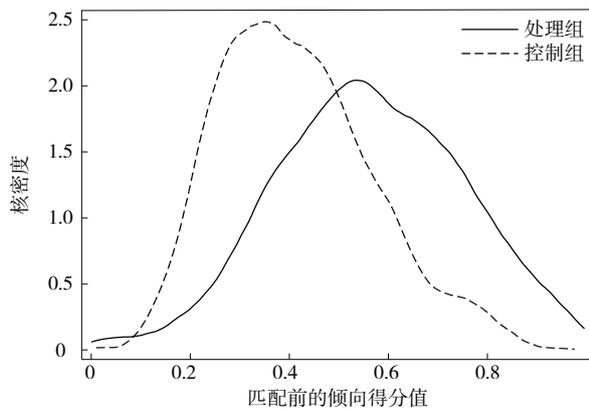


图5 倾向匹配前核密度分布

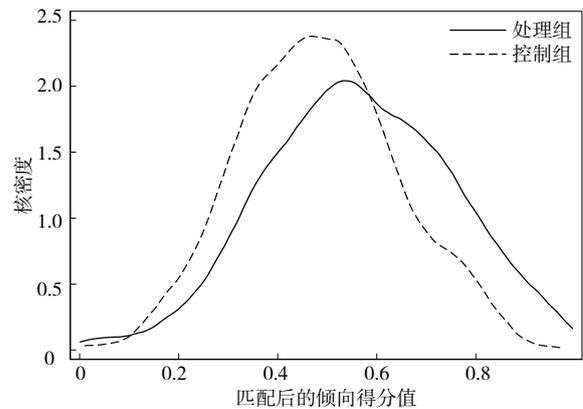


图6 倾向匹配后核密度分布

3. 安慰剂检验

为了进一步检验结果的稳健性,本文通过随机构造处理组,采用安慰剂检验进行反事实分析。从280个城市样本中随机抽取136个城市并将其设定为“伪”处理组,将其余144个城市设定为“伪”控制组,由此构造安慰剂检验的“伪”虚拟变量,再由此构造“伪”交乘项,从而进行安慰剂检验。图7和图8报告了1000次“伪”处理组的估计系数。可以发现,政策对绿色创新“数量”和“质量”的效应1000次随机处理的估计系数均集中在0值附近,说明沿线城市绿色创新“数量”的增加和“质量”的提升不是偶然发生的,也不是其他因素导致的,而是源自“一带一路”倡议的实施所呈现出的良好的政策效应的结果。

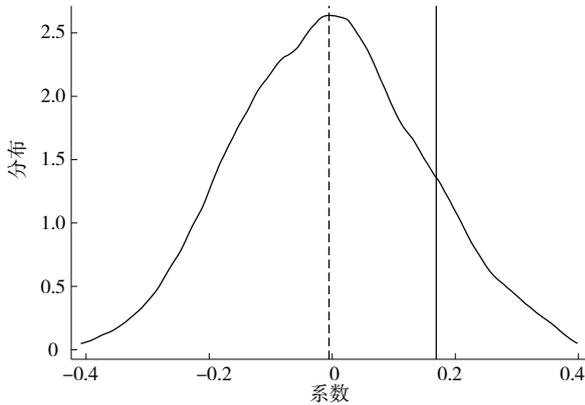


图 7 绿色创新数量随机处理后的系数分布

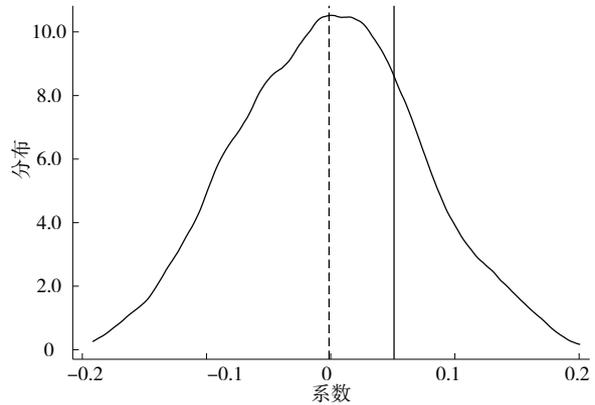


图 8 绿色创新质量随机处理后的系数分布

4. 替换被解释变量

首先,将衡量绿色创新数量的指标替换为绿色专利申请量,同样地将衡量绿色创新质量的指标替换为绿色专利授权量,其中前者等于绿色发明专利与绿色实用新型专利的申请总量,而后者等于两种专利的授权总量,回归结果如表 3 的(2)、(4)所示。可以看出,政策效应系数 *Did* 均在 1% 的水平上正向显著,说明“一带一路”倡议的实施对于中国沿线城市绿色创新的“增量提质”具有显著的正向推动作用,结果与基准回归一致。

(三) 异质性检验

1. 城市区位异质性检验

中国不同区域的经济水平、基础设施建设等方面存在较大的差异。因此,本文基于地理位置将样本分为东部、中部、西部三组,研究“一带一路”倡议对位于不同区位的城市绿色创新的影响,回归结果见表 4。从表 4 可以看出,在“数量”和“质量”维度上,三组系数均为正数,说明倡议对不同地区城市的绿色创新的数量和质量都具有正向的推动作用。其中中部地区城市绿色创新数量和质量 *Did* 系数最大且在 5%、1% 的水平上显著,而东部地区仅有城市绿色创新数量的 *Did* 系数在 10% 的水平上显著,西部地区城市 *Did* 系数均不显著。这表明“一带一路”倡议显著推动中部地区城市绿色创新的“增量提质”和东部地区的“增量”,而对西部城市的推动作用不明显。通过进一步的探究,发现出现这一现象的主要原因可能在于:中部地区依托资源禀赋和政策支持的优势,承托东部地区的产业转移,更好的利用了“一带一路”倡议的红利,而西部地区由于基础设施水平建设相对薄弱的原因,尚未很好地抓住“一带一路”倡议所带来的发展机会。对于东部地区来说,虽然经济基础和基础设施建设水平都已达到较高水平,但在城市基础设施承载力有限的情况下,大量的资源集聚和发展会带来城市拥挤和污染的问题,给城市绿色创新带来压力,所以倡议对城市绿色创新的推动

表 3 倾向匹配和替换被解释变量后的回归结果

变量	<i>pingrva</i>		<i>pingrvq</i>	
	(1) PSM-DID	(2) 替换被解释变量	(3) PSM-DID	(4) 替换被解释变量
<i>Did</i>	0.2607** (0.106)	0.2474*** (0.072)	0.1684*** (0.052)	0.0394*** (0.015)
<i>lngdp</i>	1.0000*** (0.098)	0.8028*** (0.083)	0.5234*** (0.049)	0.1251*** (0.017)
<i>lnpeo</i>	-0.0847 (0.122)	0.4630*** (0.111)	-0.0685 (0.061)	0.1017*** (0.023)
<i>gov</i>	5.1123*** (0.944)	8.1455*** (0.604)	2.7206*** (0.467)	1.5759*** (0.125)
<i>proad</i>	0.1779*** (0.011)	0.0485*** (0.008)	0.0957*** (0.006)	0.0094*** (0.002)
<i>human</i>	0.0007** (0.000)	0.0008** (0.000)	0.0005*** (0.000)	0.0004*** (0.000)
<i>lnfdi</i>	0.0254 (0.020)	0.0342*** (0.011)	0.0051 (0.010)	0.0058** (0.002)
<i>cons</i>	-16.3817*** (1.205)	-16.7840*** (1.349)	-8.3917*** (0.600)	-2.8749*** (0.280)
年份固定效应	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
<i>N</i>	4200	2986	4200	2986
<i>R</i> ²		0.2028		0.1976

注: *表示 $p < 0.1$, **表示 $p < 0.05$, ***表示 $p < 0.01$; 括号中为标准误。

表 4 分区域异质性检验回归结果

变量	<i>pingrva</i>			<i>pingrvq</i>		
	东部	中部	西部	东部	中部	西部
<i>Did</i>	0.2204* (0.127)	0.1321** (0.056)	0.0282 (0.038)	0.0129 (0.029)	0.0278*** (0.010)	0.0033 (0.008)
<i>cons</i>	-43.5526*** (2.972)	-11.7511*** (0.912)	-16.1133*** (1.171)	-8.7539*** (0.671)	-1.9309*** (0.163)	-2.0719*** (0.245)
控制变量	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是
<i>N</i>	1485	1500	1200	1485	1500	1200
<i>R</i> ²	0.3947	0.4301	0.4984	0.3765	0.4646	0.5017

注: *表示 $p < 0.1$, **表示 $p < 0.05$, ***表示 $p < 0.01$; 括号中为标准误。

作用有限。

2. 城市类型异质性检验

(1)资源型城市与非资源型城市。长期以来,资源型城市依托其资源禀赋优势大力发展第二产业,然而高能耗、高污染的发展模式影响了城市的可持续发展。为了探究“一带一路”倡议的实施对资源型城市的绿色创新是否有显著的推动作用,本文根据国务院颁布的《全国资源型城市可持续发展规划》将样本分为资源型城市与非资源型城市两组,并利用DID方法进行检验,回归结果见表5。从表中可以看出,资源型城市两个维度的 Did 系数均在5%的水平上显著为负,而非资源型城市的 Did 系数均为正,且非资源型城市“数量”层面的 Did 系数在5%水平上显著。说明相比于资源型城市,“一带一路”倡议实施对非资源型城市的绿色创新正向推动作用更加显著,却显著抑制了资源型城市的绿色创新。原因可能在于非资源型城市的绿色创新基础较好,在政策的引导下更容易促进绿色创新,而资源型城市由于长期处于粗放型增长的模式,广泛存在“资源诅咒”现象(傅佳莎等,2019),绿色创新难度更大。

(2)特大城市与非特大城市。城市规模的不同往往意味着经济发展水平、基础设施水平和人口密度等因素的不同,从而影响政策的实施效果。因此,本文根据国务院最新颁布的《关于调整城市规模划分标准的通知(2014年)》,以城市人口数量500万为界,将样本分为特大城市与非特大城市两组,回归结果见表6。从回归结果可以看出,“一带一路”倡议对沿线特大城市和非特大城市绿色创新数量和质量的提升均有显著的正向影响,区别在于“一带一路”倡议对特大城市绿色创新质量提升的促进作用要强于非特大城市。出现这一现象的主要原因可能在于:特大城市经济基础较好且基础设施建设完善,更容易利用政策带来的资源红利进行绿色创新,而且特大城市的人员较为集中且产业集聚,容易产生知识溢出效应,进一步推动绿色创新。

表5 资源型城市与非资源型城市异质性检验结果

变量	$pingrva$		$pingrvq$	
	资源型城市	非资源型城市	资源型城市	非资源型城市
Did	-0.0552** (0.026)	0.2108** (0.082)	-0.0109** (0.005)	0.0254 (0.019)
$cons$	-2.4468*** (0.552)	-23.2825*** (1.810)	-0.1825* (0.095)	-3.9588*** (0.410)
控制变量	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
N	1605	2595	1605	2595
R^2	0.2472	0.3141	0.3149	0.2671

注:*表示 $p<0.1$, **表示 $p<0.05$, ***表示 $p<0.01$;括号中为标准误。

表6 特大城市与非特大城市异质性检验结果

变量	$pingrva$		$pingrvq$	
	特大城市	非特大城市	特大城市	非特大城市
Did	0.3711*** (0.110)	0.1780*** (0.060)	0.0883*** (0.028)	0.0285** (0.012)
$cons$	-18.3634*** (2.886)	-24.7985*** (1.376)	-3.5509*** (0.741)	-4.2475*** (0.265)
控制变量	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
N	1469	2731	1469	2731
R^2	0.3405	0.2382	0.2592	0.2385

注:*表示 $p<0.1$, **表示 $p<0.05$, ***表示 $p<0.01$;括号中为标准误。

五、机制检验

通过前文的回归分析和稳健性检验结果,“一带一路”倡议能够显著促进沿线城市绿色创新的“增量提质”。那么,“一带一路”倡议促进沿线城市绿色创新“增量提质”的作用机制究竟如何呢?正如理论分析所述,本文提出“一带一路”倡议主要通过促进产业结构升级、推进数字经济发展和优化资源集聚三条途径来促进城市的绿色创新“增量提质”。本文借鉴温忠麟等(2014)的做法,构造中介效应模型为

$$Y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Did_{it} + \lambda_1 X_{it} + \mu_1 + \gamma_1 + \varepsilon_1 \quad (2)$$

$$M_{it} = \beta_0 + \beta_1 Did_{it} + \lambda_2 X_{it} + \mu_2 + \gamma_2 + \varepsilon_2 \quad (3)$$

$$Y_{it} = \delta_0 + \delta_1 Did_{it} + \delta_2 M_{it} + \lambda_3 X_{it} + \mu_3 + \gamma_3 + \varepsilon_3 \quad (4)$$

其中: Y_{it} 为绿色创新,具体分为绿色创新数量($pingrva$)和绿色创新质量($pingrvq$); M_{it} 为中介机制变量,主要包括产业结构($struc$)、数字经济发展水平($digi$)、资本集聚($lnfdi$)和人才集聚($human$);系数 α_1 衡量核心解释变量对被解释变量的总效应; β_1 反映核心解释变量对中介机制变量的效应; δ_1 反映在控制了中介变量的影响后,核心解释变量对被解释变量的效应;而 δ_2 反映了在控制核心解释变量的影响后,中介机制变量对被解释变量的效应。若系数 α_1 、 β_1 和 δ_2 均为显著,则说明存在显著的中介效应,检验结果见表7和表8。

(一)产业结构升级效应

产业结构升级效应的检验结果见表7。结果表明,“一带一路”倡议的实施显著通过产业转移、逆向技术

溢出等方式实现了沿线城市的产业结构升级,从而推动了城市绿色创新的“增量提质”,即假设 H1 得到验证。从系数上看,产业结构升级在推动绿色创新“数量”的增加上效用更强。这说明,由于外部竞争压力和技术提升带来的产业结构由高能耗、高污染向低能耗、低污染的转变有效促进了绿色创新。

(二)数字经济赋能效应

数字经济赋能效应的机制检验结果见表 8。可以看出,“一带一路”倡议可以通过推动数字经济的发展,从而促进沿线城市绿色创新的“增量提质”,假设 H2 得到验证。这说明,数字经济有效提升了城市信息化水平,促进了资源的有效配置和生产的“绿色化”,对绿色创新起到了很好的推动作用。

(三)资源集聚效应

本文将资源集聚效应分为资本集聚和人才集聚两个方面分别进行检验。从表 9 可以看出,“一带一路”倡议显著促进了资本和人力资源向沿线城市的集聚,从而促进了沿线城市绿色创新的“增量提质”,假设 H3 成立。同时结果还表明,倡议对资本集聚的作用显著强于对人才集聚的作用,且对于绿色创新“数量”增加的推动作用更强。这说明,资源的集聚为城市带来了巨大的发展机遇,为绿色创新提供了充分的资金保障和智力保障,从“数量”和“质量”两个维度促进了城市的绿色创新。

表 7 机制检验回归结果——产业结构升级

变量	产业结构升级效应		
	<i>struc</i>	<i>pingrva</i>	<i>pingrvg</i>
<i>Did</i>	0.0546*** (0.015)	0.1505*** (0.054)	0.0194 (0.012)
<i>struc</i>		0.3379*** (0.057)	0.1119*** (0.013)
控制变量	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
个体固定效应	是	是	是
<i>N</i>	4200	4200	4200
<i>R</i> ²	0.3920	0.2583	0.2297

注:*表示 $p < 0.1$, **表示 $p < 0.05$, ***表示 $p < 0.01$;括号中为标准误。

表 8 机制检验回归结果——数字经济赋能

变量	数字经济赋能效应		
	<i>digi</i>	<i>pingrva</i>	<i>pingrvg</i>
<i>Did</i>	-0.1275*** (0.022)	0.1962*** (0.054)	0.0330*** (0.012)
<i>digi</i>		0.2138*** (0.038)	0.0590*** (0.009)
控制变量	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
个体固定效应	是	是	是
<i>N</i>	4200	4200	4200
<i>R</i> ²	0.1041	0.2574	0.2235

注:*表示 $p < 0.1$, **表示 $p < 0.05$, ***表示 $p < 0.01$;括号中为标准误。

表 9 机制效应回归结果——资源集聚

变量	资源集聚效应						变量	资源集聚效应					
	<i>human</i>	<i>pingrva</i>	<i>pingrvg</i>	<i>lnfdi</i>	<i>pingrva</i>	<i>pingrvg</i>		<i>human</i>	<i>pingrva</i>	<i>pingrvg</i>	<i>lnfdi</i>	<i>pingrva</i>	<i>pingrvg</i>
<i>Did</i>	14.6283*** (3.856)	0.1690*** (0.054)	0.0255** (0.012)	-0.9089*** (0.085)	0.1690*** (0.054)	0.0255** (0.012)	年份固定效应	是	是	是	是	是	是
<i>human</i>		0.0005** (0.000)	0.0003*** (0.000)				个体固定效应	是	是	是	是	是	是
<i>lnfdi</i>					0.0280*** (0.010)	0.0044** (0.002)	<i>N</i>	4200	4200	4200	4200	4200	4200
控制变量	是	是	是	是	是	是	<i>R</i> ²	0.2660	0.2517	0.2142	0.0621	0.2517	0.2142

注:*表示 $p < 0.1$, **表示 $p < 0.05$, ***表示 $p < 0.01$;括号中为标准误。

六、建议与结论

本文基于 2005—2019 年的城市面板数据,运用双重差分模型,分别从“数量”和“质量”两个维度实证检验“一带一路”倡议的实施对中国沿线城市绿色创新的影响效果、作用机制及在不同区位和城市类型间的异质性,研究结果表明:第一,“一带一路”倡议总体上有效促进了中国沿线城市绿色创新的“增量提质”,且其带来的“增量”效果较“提质”更加显著。第二,从空间区位上看,“一带一路”倡议对中部城市的绿色创新推动效果最为显著,其次为东部地区。“一带一路”倡议显著提升了中部城市绿色创新的数量和质量,同时对东部地区城市的绿色创新数量的增加也有较好的推动作用,但对西部城市绿色创新的影响则并不显著。第三,从城市类型上看,“一带一路”倡议抑制了资源型城市绿色创新的“增量提质”,但对非资源型城市绿色创新的“量”和“质”都起到了正向的推动作用,其中“增量”效果更为显著。第四,从城市规模上看,“一带一路”倡议推动了特大城市与非特大城市的绿色创新,相比之下倡议对于特大城市的绿色创新“增量提质”作用更为显著。第五,“一带一路”倡议能够通过产业结构升级效应、数字经济赋能效应和资源集聚效应对中国沿线城市绿色创新的“增量提质”产生积极影响。与“提质”相比,产业结构升级效应和数字经济赋能效应对绿色创新的“增量”起到了更加明显的作用。然而在资源集聚效应中,人才资源对绿色创新“提质”的作用更加显著,资本则对“增量”的作用更加显著。基于以上结论,本文得出以下启示与建议:

第一,促进城市绿色创新从增量向提质转型。从实证结果来看,目前“一带一路”倡议的实施对沿线城市绿色创新的影响,总体上在“增量”方面发挥的作用比在“提质”方面发挥的作用更为显著,这就需要通过政策方向的调整促进城市绿色创新从增量向提质转型。一是要加大对绿色产业的扶持力度,加强产业技术的研发创新,逐步淘汰高污染、高能耗产业,鼓励企业向绿色、低碳的方向转型升级;二是要充分抓住数字经济的发展红利,推动互联网、大数据、人工智能等技术与绿色产业的深度融合,优化资源配置,促进城市经济的可持续发展;三是要鼓励吸聚和培育高端人才,建立健全人才激励机制,发挥高质量绿色创新中人才要素的关键作用;四是要加大对绿色创新的投资力度,引导和鼓励社会资本向绿色产业领域流动,提供多元化的融资渠道。

第二,制定差异化的城市绿色创新发展路径。由于“一带一路”倡议的实施对不同区位、不同类型、不同规模的沿线城市的绿色创新影响不同,我国应根据各地实际情况,制定差异化的绿色创新发展路径。对于发展基础较好的中部地区和东部地区城市,应更多地鼓励通过数字经济赋能推进绿色创新;对于传统资源型城市,应更多地鼓励通过产业转型升级推进绿色创新;对于规模相对较小的城市,应更多地鼓励通过加速产业集聚与整合资源推进绿色创新。

第三,更加关注资源型城市的绿色创新问题。研究结果显示,“一带一路”倡议实施对非资源型城市的绿色创新起到正向推动作用而对资源型城市的绿色创新却产生了抑制作用。然而,我国“一带一路”沿线资源型城市较多,且主要是分布在相对落后的地区,“一带一路”作为构建人类命运共同体重要平台,一个重要的目的就是要帮助相对落后的国家或地区,摆脱资源与环境的约束。从政策设计上,我们一方面要引导沿线资源型城市转型,以推动产业转型为抓手推进城市生态转型;另一方面,坚持支持把科技进步与创新作为转型之基,坚持以需求为导向集聚各类科技资源。

参考文献

- [1] 蔡绍洪,俞立平,2017.创新数量、创新质量与企业效益——来自高技术产业的实证[J].中国软科学,(5):30-37.
- [2] 陈蓓,彭文斌,刘奕飞,2022.长江中游城市群绿色创新效率的时空演变与驱动因素[J].经济地理,42(9):43-49.
- [3] 陈喆,郑江淮,2022.绿色技术创新能够促进地区经济高质量发展吗?——兼论环境政策的选择效应[J].当代经济科学,44(4):43-58.
- [4] 董香书,卫园园,肖翔,2022.财政分权如何影响绿色创新?[J].中国人口·资源与环境,32(8):62-74.
- [5] 段德忠,杜德斌,2022.中国城市绿色技术创新的时空分布特征及影响因素[J].地理学报,77(12):3125-3145.
- [6] 傅佳莎,浦正宁,蔡轩,2019.资源型城市转型政策实施效果评价——基于PSM-DID方法[J].环境经济研究,4(1):108-122.
- [7] 郭丰,杨上广,柴泽阳,2021.创新型城市建设实现了企业创新的“增量提质”吗?——来自中国工业企业的微观证据[J].产业经济研究,(3):128-142.
- [8] 郭凌军,刘嫣然,刘光富,2022.环境规制、绿色创新与环境污染关系实证研究[J].管理学报,19(6):892-900,927.
- [9] 韩沈超,徐姗,2021.“引进来”的区域绿色创新差异性影响研究——基于产权异质性下离岸服务外包与FDI的对比[J].华东经济管理,35(3):54-63.
- [10] 李春涛,闫续文,宋敏,等,2020.金融科技与企业创新——新三板上市公司的证据[J].中国工业经济,(1):81-98.
- [11] 李思慧,2023.环境规制与城市绿色创新:助力抑或阻力?[J].现代经济探讨,(2):94-104.
- [12] 李晓华,2020.面向智慧社会的“新基建”及其政策取向[J].改革,(5):34-48.
- [13] 林子秋,李应博,2022.知识作用视角下城市间环境规制异质性与绿色创新质量研究[J].科技进步与对策,39(21):33-44.
- [14] 刘维刚,周凌云,李静,2020.生产投入的服务质量与企业创新——基于生产外包模型的分析[J].中国工业经济,(8):61-79.
- [15] 伦晓波,韩云,2022.中国对外直接投资有助于沿线国家绿色技术创新吗——基于“一带一路”沿线国家数据的检验[J].科技进步与对策,39(4):39-48.
- [16] 马静,吴利华,2022.智慧城市试点对城市绿色创新的影响机制研究——基于TOE理论框架的分析[J].城市问题,(12):66-76.
- [17] 屈小娥,赵昱钧,王晓芳,2022.我国对“一带一路”沿线国家OFDI是否促进了绿色发展——基于制度环境和吸收能力视角的实证检验[J].国际经贸探索,38(6):89-102.
- [18] 沈路,钞小静,南士敬,2023.研发要素流动对区域绿色创新效率的影响——以“一带一路”沿线省份为例[J].软科学,37(6):89-96.
- [19] 宋德勇,李超,李项佑,2021.新型基础设施建设是否促进了绿色技术创新的“量质齐升”——来自国家智慧城市试点

- 的证据[J]. 中国人口·资源与环境, 31(11): 155-164.
- [20] 苏涛永, 郁雨竹, 潘俊汐, 2022. 低碳城市和创新型城市双试点的碳减排效应——基于绿色创新与产业升级的协同视角[J]. 科学学与科学技术管理, 43(1): 21-37.
- [21] 孙吉乐, 2018. “一带一路”倡议提升沿线省市区域创新效率的作用机理及实证检验[D]. 兰州: 兰州大学.
- [22] 王晗, 何泉吟, 许舜威, 2022. 创新型城市试点对绿色创新效率的影响机制[J]. 中国人口·资源与环境, 32(4): 105-114.
- [23] 王巧, 余硕, 2020. “一带一路”倡议实施的产业结构转型升级效应研究——基于中国 285 个城市 PSM+DID 的检验[J]. 经济问题探索, (2): 132-143.
- [24] 韦施威, 杜金岷, 潘爽, 2022. 数字经济如何促进绿色创新——来自中国城市的经验证据[J]. 财经论丛, (11): 10-20.
- [25] 温忠麟, 叶宝娟, 2014. 中介效应分析: 方法和模型发展[J]. 心理科学进展, 22(5): 731-745.
- [26] 肖仁桥, 沈路, 钱丽, 2020. “一带一路”沿线省份工业企业绿色创新效率及其影响因素研究[J]. 软科学, 34(8): 37-43.
- [27] 谢红军, 张禹, 洪俊杰, 等, 2021. 鼓励关键设备进口的创新效应——兼议中国企业的创新路径选择[J]. 中国工业经济, (4): 100-118.
- [28] 杨阳, 曾刚, 葛世帅, 等, 2022. 国内外绿色创新研究进展与展望[J]. 经济地理, 42(3): 10-21.
- [29] 杨振姣, 陈梦月, 张寒, 2022. “海上丝绸之路”绿色发展的挑战及中国应对——基于全球治理“四大赤字”的视角[J]. 中国人口·资源与环境, 32(12): 138-145.
- [30] 余长林, 孟祥旭, 2022. “一带一路”倡议如何促进中国企业创新[J]. 国际贸易问题, (12): 130-147.
- [31] 张涵, 杨晓昕, 2021. “一带一路”倡议如何影响城市创新集聚方向——来自我国地级市的经验证据[J]. 国际贸易问题, (5): 127-142.
- [32] 张虹, 胡金, 陈正星, 等, 2023. “一带一路”倡议对中国沿线城市基础设施建设的影响研究[J]. 技术经济, 42(5): 162-173.
- [33] 张旭娜, 吴建鑫, 卢山冰, 2023. “一带一路”倡议提升了中国企业绿色技术创新水平吗[J]. 科技进步与对策, 40(7): 45-56.
- [34] 赵胜超, 曾德明, 罗侦, 2020. 产学研科学与技术合作对企业创新的影响研究——基于数量与质量视角[J]. 科学学与科学技术管理, 41(1): 33-48.
- [35] 周雪峰, 韩露, 肖翔, 2022. “双碳”目标下数字经济对企业持续绿色创新的影响——基于数字化转型的中介视角[J]. 证券市场导报, (11): 2-12.
- [36] 朱洁西, 李俊江, 2023. 数字经济如何赋能城市绿色发展——基于区域创新产出和要素配置效率的视角[J]. 兰州学刊, (1): 31-48.
- [37] 朱俏俏, 孙久文, 2020. “一带一路”倡议与中国企业绿色创新[J]. 南京社会科学, (11): 33-40.
- [38] 朱雪忠, 2013. 辩证看待中国专利的数量与质量[J]. 中国科学院院刊, 28(4): 435-441.
- [39] 朱于珂, 高红贵, 丁奇勇, 等, 2022. 地方环境目标约束强度对企业绿色创新质量的影响——基于数字经济的调节效应[J]. 中国人口·资源与环境, 32(5): 106-119.
- [40] CHEN Y, YAO Z, ZHONG K, 2022. Do environmental regulations of carbon emissions and air pollution foster green technology innovation: Evidence from China's prefecture-level cities[J]. Journal of Cleaner Production, 350: 131537.
- [41] FAN F, LIAN H, LIU X, et al, 2021. Can environmental regulation promote urban green innovation Efficiency? An empirical study based on Chinese cities[J]. Journal of Cleaner Production, 287: 125060.
- [42] HAO X, LI Y, REN S, et al, 2023. The role of digitalization on green economic growth: Does industrial structure optimization and green innovation matter?[J]. Journal of Environmental Management, 325: 116504.
- [43] HUANG M, LI S, 2020. The analysis of the impact of the Belt and Road initiative on the green development of participating countries[J]. Science of the Total Environment, 722: 137869.
- [44] LE X, MEITING F, LILI Y, et al, 2021. Heterogeneous green innovations and carbon emission performance: Evidence at China's city level[J]. Energy Economics, 99: 105629.
- [45] LI T, QI Y, CHEN M, et al, 2023. Sub-central city's green innovation in regional integration: Can it be a bridgehead even if it is far away?[J]. Ecological Indicators, 154: 110618.
- [46] LIU H, WANG Y, JIANG J, et al, 2020. How green is the “Belt and Road Initiative”? —Evidence from Chinese OFDI in the energy sector[J]. Energy Policy, 145: 111709.
- [47] LIU Y, MENG Q, ZHOU X, et al, 2022 1350. Enhancing the separation of produced gas and CO₂ capture for enhanced oil recovery in China, multi-objective simulated optimization and quantitative assessment for sustainable development [J]. Journal of Cleaner Production, 380:89.
- [48] SCHIEDERIG T, TIETZE F, HERSTAT C, 2012. Green innovation in technology and innovation management—An exploratory literature review[J]. R&D Management, 42(2): 180-192.

- [49] WANG B, YANG H, BI C, et al, 2023. Green infrastructure and natural resource utilization for green development in selected belt and road initiative countries[J]. *Resources Policy*, 85: 103758.
- [50] XU Y, DONG B, CHEN Z, 2022. Can foreign trade and technological innovation affect green development: Evidence from countries along the Belt and Road[J]. *Economic Change and Restructuring*, 55(2): 1063-1090.
- [51] YAN Z, SUN Z, SHI R, et al, 2023. Smart city and green development: Empirical evidence from the perspective of green technological innovation[J]. *Technological Forecasting and Social Change*, 191: 122507.
- [52] ZHAO X, NAKONIECZNY J, JABEEN F, et al, 2022. Does green innovation induce green total factor productivity? Novel findings from Chinese city level data[J]. *Technological Forecasting and Social Change*, 185: 122021.
- [53] ZHAO Y, KONG X, AHMAD M, et al, 2023. Digital economy, industrial structure, and environmental quality: Assessing the roles of educational investment, green innovation, and economic globalization[J]. *Sustainability*, 15(3): 2377.

Can the Belt and Road Initiative Help to Increase the “Quantity and Quality” of Green Innovation in Chinese Cities?

Liu Jingxing^{1,2}, Zhu Huimin³

- (1. Institute of Industrial Economics, Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 100000, China;
2. School of Economics and Finance, Huaqiao University, Quanzhou, Fujian 362021, China;
3. Wenlan School, Zhongnan University of Economics and Law, Wuhan 430073, China)

Abstract: The “Belt and Road” Initiative, as an important platform for building a community of human destiny, includes the promotion of green development as one of its themes. The key to green development lies in green innovation. Employing the difference in difference (DID) method, the panel data was utilized from 280 Chinese prefecture-level cities spanning the years 2005 to 2019 as its research sample. Empirical testing was conducted from both “quantity” and “quality” perspectives to examine the impact, operational mechanisms, and spatial and temporal differences of the Belt and Road Initiative on green innovation in cities along its route. The research reveals the Belt and Road Initiative effectively stimulates the increase of the “quantity and quality” of green innovations in cities along China’s routes. The Belt and Road Initiative promotes the “quantity and quality” of green innovation in cities along China’s routes through the upgrading effect of industrial structure, the empowering effect of digital economy and the clustering effect of resources. The Belt and Road Initiative promotes green innovation more significantly in central region cities than cities in the east and west. The Belt and Road initiative plays a more significant role in increasing the quantity and improving the quality of green innovation in non-resource cities and megacities. The research conclusions provide important insights for propelling the jointly constructed Belt and Road Initiative toward a transition to high-quality development.

Keywords: the Belt and Road; green innovation; increase in quantity and quality; PSM-DID; spatial and temporal patterns