

引用格式:孟望生,范鼎浩,李丁.政府数据开放对城市绿色创新效率的影响——基于政府数据开放平台上线的准自然实验[J].技术经济,2024,43(9):1-17.

MENG Wangsheng, FAN Dinghao, LI Ding. Impact of government data openness on the efficiency of urban green innovation: Based on a quasi-natural experiment of the launch of government data open platforms[J]. Journal of Technology Economics, 2024, 43(9): 1-17.

政府数据开放对城市绿色创新效率的影响

——基于政府数据开放平台上线的准自然实验

孟望生¹, 范鼎浩², 李丁²

(1. 甘肃政法大学商学院, 兰州 730070; 2. 甘肃政法大学经济学院, 兰州 730070)

摘要:政府数据开放会对经济绿色创新活动产生重要影响。探究政府数据开放对城市绿色创新效率的影响,对把握两者关系、推动城市经济绿色发展具有重要意义。本文基于2011—2021年286个地级市的面板数据,采用多期双重差分模型开展实证研究。研究表明,政府数据开放能够有效提升城市绿色创新效率,且该影响主要通过促进人才集聚、激发创新创业活力和优化监管环境三条路径予以实现。异质性分析表明,政府数据开放对城市绿色创新效率的提升作用在中西部、高公众环保关注度及高网络基础设施水平城市中更强。扩展研究发现,政府数据开放能够实现绿色创新“量质齐升”;政府数据开放平台质量提高能够强化其绿色创新效应。此外,该影响在微观企业层面也得到验证。研究结果为推动地方政府数据高质量开放与城市绿色创新发展提供了有益启示,为探索符合新质生产力发展要求的政策设计提供了经验参考。

关键词:政府数据开放;绿色创新效率;多期双重差分法;超效率SBM-GML

中图分类号:F124 **文献标志码:**A **文章编号:**1002-980X(2024)09-0001-17

DOI:10.12404/j.issn.1002-980X.J24060106

一、引言

当前我国经济已进入新发展阶段,推动以创新为主导的新质生产力发展是破解发展难题、实现高质量发展的关键。中共中央政治局第十一次集体学习时提到“绿色发展是高质量发展的底色,新质生产力本身就是绿色生产力”“科技创新是发展新质生产力的核心要素”。这说明,兼具创新和绿色两大发展理念的绿色创新^[1],是新质生产力发展的方向,能为夯实高质量发展底色注入强大动能。2022年12月,国家发展改革委、科技部印发的《关于进一步完善市场导向的绿色技术创新体系实施方案(2023—2025年)》提出“推动形成创新效能持续提升的绿色技术创新工作格局,为加快发展方式绿色低碳转型、推动高质量发展提供有力科技支撑”,同样说明绿色创新正逐渐成为绿色生产力形成、经济绿色发展转型的关键动力。然而,当下绿色创新潜能还未得到完全释放;绿色创新活动还面临人才匮乏、活力不足、监管欠佳及企业为迎合监管进行的策略性绿色创新活动等问题。这将大量挤出专注于变革式技术创新与环境绩效的实质性绿色创新活动,严重抑制区域绿色创新效率提升。为此,经济社会亟须产生新型生产要素来进一步释放绿色创新潜能^[2],驱动绿色创新效率提升。

数字经济蓬勃发展的当下,数据成为继资本、劳动之后又一重要生产要素。其中,政府数据因其数量庞大和官方属性等特点,对经济社会数据集具有主导作用。政府与企业和社会数据的融通融合,将对各经济主

收稿日期:2024-06-01

基金项目:国家社会科学基金西部项目“黄河流域城市群集聚对经济绿色发展的影响研究”(22XJL009)

作者简介:孟望生,博士,甘肃政法大学商学院教授,博士研究生导师(兼职),研究方向:发展经济学,城市与区域经济学;范鼎浩,甘肃政法大学经济学院硕士研究生,研究方向:城市与区域经济学,城市创新政策;李丁,甘肃政法大学经济学院硕士研究生,研究方向:城市与区域经济学,城市创新政策。

体创新活力和区域绿色创新效率产生决定性影响^[3]。然而,由于涉密和安全性等原因,长期以来政府数据开放都是各地非常困难且审慎的政策抉择。党的十八大以来,我国从地方上线政府数据开放平台到中央颁布数字政府建设指导意见等,开启了一系列政府数据开放的政策实践,如政府数据开放平台在各城市的应用、国家各类数字政府建设指导性意见的出台等。这为政府数据开放影响地区绿色创新效率和经济绿色发展提供了实践可能。政府数据开放到底如何影响城市绿色创新?其影响机制和影响效应是什么?探究这些问题,对准确把握政府数据开放与城市绿色创新关系、发挥政府数据开放驱动绿色创新功能、更好推动城市新质生产力发展具有重要的理论和现实意义。为此,本文以地方政府数据开放平台上线为准自然实验,从理论与实证两方面分析政府数据开放对城市绿色创新效率的影响效应及作用机制,以期提升城市绿色创新效率产生裨益的启示与建议。

本文可能的边际贡献主要体现在三个方面:第一,丰富了绿色创新效率的影响因素研究。绿色创新效率影响因素的现有研究主要聚焦于传统生产要素视角,而本文创新性地从政府数据开放所代表的数据要素视角切入,探究了新型生产要素的绿色创新效应。第二,拓展了政府数据开放的研究范式。政府数据开放的现有研究大多为基于公共管理理论分析范式的定性研究,而本文在此基础上,基于经济学实证研究范式,采用双重差分法识别政府数据开放与绿色创新效率间的因果关系。第三,拓宽了研究对象范围。现有研究多探讨政府数据开放对微观主体的价值创造作用,忽略了宏观城市主体也享有政府数据开放的制度红利及创新效益。本文以我国286个地级及以上城市为研究对象,深入分析政府数据开放对城市绿色创新效率的影响效应及作用机制。

二、制度背景与文献回顾

(一) 制度背景

政府数据开放对于推动地区绿色创新、形成绿色生产力以促进经济绿色高质量发展具有重要作用。为此,我国在政府数据开放制度设计和城市数字政府建设上进行了一系列实践探索。2016年,中共中央办公厅和国务院办公厅发布《国家信息化发展战略纲要》,提出“构建国家数据开放体系,积极稳妥推进公共信息资源开放共享”,公共数据开放由此成为信息化发展战略的重中之重。2019年,国务院公布并施行修订版《中华人民共和国政府信息公开条例》(以下简称《条例》),以“公开为常态、不公开为例外”为首要原则,完善了政府信息公开行政法规。2021年,国务院印发的《“十四五”数字经济发展规划》更是要求“强化高质量数据要素供给”“推动基础公共数据安全有序开放”,为推进公共数据要素开放流通提供了重要规划指引。2022年,《国务院关于加强数字政府建设的指导意见》直接指明“深化政务数据高效共享和有序开发利用的关键措施”,细化了政府数据高效开放共享的实践路径。2023年,国家数据局等17部门联合印发《“数据要素x”三年行动计划(2024—2026年)》,为以数据要素助力城市治理、科技创新、绿色低碳发展等各项重点行动设定了具体目标及计划,不断突出数据要素开放共享在城市经济社会发展工作中的重要作用。综上所述,从公共信息聚焦到政府数据,由战略布局延展至具体工作路径,充分表明我国政府数据开放进程已取得阶段性成果,相关制度趋于成熟。在此背景下,作为数据要素的有形载体和政府数据开放的实践形式,政府数据开放平台在各城市应运而生。2012年,上海首先上线政府数据开放平台,从2017年开始,城市地方政府数据开放平台上线数量迎来指数式增长,由2017年的20个城市增长至2023年的204个城市。图1展示了2012—2021年地方政府数据开放平台数量变化情况。值得关注的是,《条例》公布实行后,当年地方政府数据开放平台上线数量达到峰值39个,涉及省份也高达15个。这意味着,政府数据开放的城市建设变化趋势与制度实践密切相关。各城市平台数据开

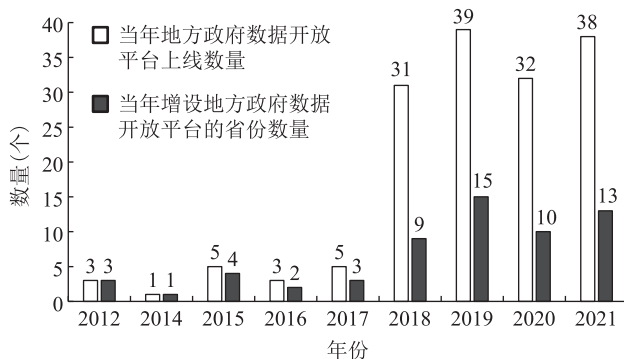


图1 地方政府数据开放平台数量变化情况

放内容和量级虽存在差异,但大多包含环境信息、科研项目、法律法规、行政审批、企业经营、企业处罚等数据集,均以多种形式供社会各主体免费获取。可以预见,政府数据开放必将成为驱动城市绿色创新的中坚力量。

(二) 文献回顾

绿色创新效率是对技术创新方向进行绿色增长约束后,考虑生产过程中环境因素的技术创新效率指标^[4]。现有文献主要从要素流动、产业集聚、环境规制等角度分析绿色创新效率的影响因素。学者们认为,人才、资本及数据等要素流动能优化创新要素空间配置^[5];高技术产业集聚能提升绿色技术创新要素资源共享及配置效率^[6];环境规制则通过倒逼企业开展绿色技术创新来提升城市绿色创新效率^[7-8]。有研究从微观层面考察了企业数字化转型对绿色创新的影响,认为数字化转型中产生的信息共享、知识整合效应等,能够降低企业内部研发与外部获取绿色创新知识及信息的成本,从而提升企业绿色创新效率^[9]。此外,还有研究从城市层面研究了数字经济对绿色创新效率的影响。学者们认为,数字经济带来的数字技术广泛应用,将通过拓宽地方政府环境治理信息传播渠道引发公众对环境的关注,进而提升城市环境治理效率,最终提升绿色创新效率^[10]。与此同时,“宽带中国”和智慧城市建设等数字经济试点政策还将通过推进数字技术与城市创新发展深度融合提升城市绿色创新效率^[11-12]。

与以民主监督为目的的政府信息公开不同,政府数据开放的目的主要在于释放数据价值以驱动数字经济发展,最终服务繁荣经济、提升治理能力等政府治理改革目标^[13]。现有文献主要基于公共管理分析范式探讨了政府数据开放的制度构建、实践路径及其影响效应^[14]。以制度构建为视角的研究认为政府数据开放应加快建立健全面向公民、企业和其他社会组织的平台系统及制度程序^[15]。以实践路径为视角的研究认为政府、企业及高校院所等多元主体下政府数据协同治理是共同释放政府数据资源价值的有效路径^[16]。此类研究还提出,政府数据开放能通过数据供需双方协同治理以构建开放的数据平台生态系统,进而激励生态系统内各创新主体基于政府数据开展有效互动,促进应用创新和服务创新^[17]。以影响效应估计为视角的研究认为,政府数据开放能够在企业主体内实现价值创造,赋能企业技术创新,进而显著提升企业创新水平及全要素生产率^[18-19]。类似的,还有研究发现数据要素市场化能促进数据跨领域流通与共享,有利于城市多元创新主体协同创新^[20]。

可见,现有文献主要聚焦于传统要素、数字经济视角开展绿色创新效率影响因素及其影响效应的研究,鲜有文献将数据视为要素来专门探讨政府数据对绿色创新效率的影响。与此同时,虽有少量涉及政府数据开放会带来治理效应进而改善创新效率的论题,但此类研究仍局限于从理论层面进行探讨,没有对政府数据开放的绿色创新效率提升效应从作用机制层面开展详细的实证研究。因此,此类研究对于政府数据开放能否以及如何提升绿色创新效率仍存疑虑。此外,既有研究仅聚焦于政府数据开放对微观企业主体创新行为的影响,鲜有关注政府数据开放对城市多元主体创新的影响。鉴于此,本文基于2011—2021年我国286个地级及以上城市的面板数据,采用多期双重差分模型探究政府数据开放对城市绿色创新效率的影响及其作用机制。

三、理论分析与研究假设

(一) 政府数据开放对城市绿色创新效率的影响

以城市为分析对象的基本单元,政府数据开放能够有效提升城市绿色创新效率。一方面,政府数据开放畅通了政府与企业等经济主体间的数据流通渠道,将加速环境保护部门等绿色创新相关公共企事业单位在社会公共服务过程中的重要信息数据流通,为城市多元主体通过数据汇集加强环境治理协同和绿色创新协作提供更多可能,最终会提升城市绿色创新全环节链的运行效率。与此同时,数据流通渠道的畅通还将大幅降低各绿色创新主体的数据搜寻获取成本——既为人才主体降低了助力绿色创新转化的科研成本,又为企业主体降低了绿色创新数据资源投入成本,还为公众监督环境降低了政府及公共企事业单位环境监管中行政过程性信息的获取成本,这些都会提升城市绿色创新效率。另一方面,政府数据开放能够促进数据要素与其他生产要素协同互动,赋能绿色创新主体,激发企业绿色创新潜力和实质性绿色创新行为^[21],从而

增加绿色创新成果产出。此外,政府数据开放平台通常存储了节能、低碳和治污等绿色技术领域的海量知识数据,其开放能在城市空间内形成绿色技术知识聚集,增进城市内部绿色创新技术共享及知识储备,并降低绿色创新过程中的技术与研发成本,最终激励城市内外部绿色创新行为,推动绿色创新技术进步及其效率提升。

基于此,提出以下假设:

政府数据开放能够显著提升城市绿色创新效率(H1)。

(二) 政府数据开放对城市绿色创新效率的影响机制

第一,政府数据开放通过促进绿色创新人才集聚,提升城市绿色创新效率。首先,政府数据开放给当地绿色创新研发活动提供更多的数据资源,这会成为提升当地绿色创新研发活动成功率的一个便利条件;出于个人创新研发成功的需要,绿色创新人才会被这种条件所吸引,进而在同等其他条件下向政府数据开放度高的城市迁移,实现人才要素与数据要素的协同流动。与此同时,政府数据开放还会降低当地企业的绿色创新研发成本,使得这些企业能分配更多资金用于吸引绿色创新人才与积累配套资源,促进绿色创新人才持续流入。其次,政府数据开放所带来的城市协同治理能力提升及公共服务优化,也会吸引绿色创新人才流入。最后,绿色创新人才凭借其多元化知识储备和数据创新转化能力,能够推动兼顾经济增长和环境效益型创新技术的应用,使城市绿色创新产生知识溢出及共享效应;因此,此类人才的集聚会推动绿色创新技术进步及政府数据的绿色创新转化^[22],最终提升城市绿色创新效率。

第二,政府数据开放通过激发绿色创新创业活力提升城市绿色创新效率。首先,政府数据开放带来的信息渠道畅通将推动政府组织系统内外部的程序创新以提升决策及互动效率^[23],使得政企协同等更加紧密高效,从而激励企业绿色创新及创业。同时,政府数据开放能提升环评审批、治污补助等相关政策程序效率,加快绿色创新创业相关激励政策的推进与落实,更为直接地激励企业绿色创新及创业。其次,政府数据更加贴近人工智能、大数据等低污染新兴产业,其开放将为此类产业提供充足的要素资源,降低此类产业的生产及研发成本,引导区域内产业绿色低碳转型升级。最后,政府数据开放将为绿色创新企业提供更多经济社会各方面信息数据,有助于企业对外部绿色发展需求的识别与社会价值的认同,提升企业对绿色创新创业的风险感知,减少不确定性研发及风险控制成本,从而激发高风险倾向和高社会价值感知企业的绿色创新及创业活力^[24],最终提升城市绿色创新效率。

第三,政府数据开放通过优化绿色创新监管环境提升城市绿色创新效率。以往城市环境信息数据存在垄断、封闭及失真等传播困境^[25],社会公众获取环境信息的渠道少且分散、申请获取难度较大。这使得污染企业的排污问题、“搭便车”和“环境责任推诿”等行为难以受到有效监督和法律处罚,阻碍了城市绿色创新发展^[26]。在政府数据开放平台上线之前,公众仅能通过生态环境局、大气监测站等有限的途径获取环境污染等级、主要污染物等传统环境监管信息。相比之下,政府数据开放不仅包括对污染监控、环保评价等权威环境信息的开放,还包括对政府各环境监管部门及相关企事业单位行政过程性信息数据的开放,如环境访查、环境处罚等。虽然这些都属于事后信息,但可能会引发公众对城市环保工作和环境现状的关注,促使其通过百度等搜索引擎获取更多环境监管信息;也就是说,政府数据开放不仅拓宽了环境监管信息维度,还强化了公众对已有环境信息渠道的认知和利用。此外,网络链接集成作为政府数据开放平台建设的重要内容,能够引导公众通过特定链接访问绿色创新监管信息数据库及企业现况监管端口,零成本获取当地环境信息数据,这势必会降低公众的监督成本,为公众监督提供具有法律效力的数据证据,进而推动城市各经济主体开展减污增效的绿色创新活动^[27-28]。同时,政府数据开放下的政府环境监管程序效率提升和跨部门数据互通与治理协同,必将在短期内加大环保处罚及其他环境规制力度,遏制企业污染行为,并倒逼企业开展绿色技术创新^[27-29],从而提升城市绿色创新效率。

基于此,提出以下假设:

政府数据开放能够通过促进绿色创新人才集聚提升城市绿色创新效率(H2a);

政府数据开放能够通过激发绿色创新创业活力提升城市绿色创新效率(H2b);

政府数据开放能够通过优化绿色创新监管环境提升城市绿色创新效率(H2c)。

四、研究设计

(一) 模型设定

鉴于各城市政府数据开放平台上线时间不同,本文采用多期双重差分模型识别政府数据开放对绿色创新效率的净效应,模型设定如式(1)所示。

$$GITFP_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 OGD_{i,t} + \alpha_j X_{i,t} + \mu_i + \sigma_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中: i 和 t 分别为城市和年份; $GITFP$ 为绿色创新效率; $OGD_{i,t}$ 为城市 i 第 t 年政府数据开放平台是否上线的虚拟变量(是则取值为1,否则为0);其系数 α_1 若显著大于零,则说明政府数据开放能够提升绿色创新效率; j 为不同系数 α 的编号标注; X 为一组控制变量; μ_i 和 σ_t 分别为城市固定效应和年份固定效应; $\varepsilon_{i,t}$ 为随机误差项。

(二) 变量定义

1. 被解释变量:绿色创新效率($GITFP$)

绿色创新效率综合考虑了城市创新、技术研发与生态环境的投入产出关系,能够从综合效率视角更全面地衡量城市绿色创新。本文借鉴卢建霖等^[30]及王洪庆和郝雯雯^[31]的做法,选取劳动、研发资金和非研发资金支出为投入指标,创新和经济效益为期望产出,环境污染物排放为非期望产出,构建城市绿色创新效率投入产出评价指标体系(具体指标及测算方式见表1),并采用超效率SBM模型和全局参比Malmquist-Luenberger指数测算城市绿色创新效率。

表1 绿色创新效率评价指标体系

指标类型	指标名称	测算方式
投入	RD人员	R&D人员数量
	RD经费	R&D内部经费支出总额
	非研发资金投入	购买国内技术、引进技术、消化吸收与技术改造经费总量
期望产出	专利产出	专利授权量
	绿色专利产出	绿色专利授权量
	新项目产出	规模以上工业企业新产品项目数量
	新产品销售产出	规模以上工业企业新产品销售收入
非期望产出	污染排放	“工业废水、二氧化硫、烟粉尘、氮氧化物以及一般固体排放量”熵值法综合指数

2. 核心解释变量:政府数据开放(OGD)

本文的核心解释变量为政府数据开放(OGD)的虚拟变量,并根据各城市政府数据开放平台上线时间赋值:若城市 i 第 t 年政府数据开放平台已上线,则取值为1,否则取值为0。

3. 机制变量

第一,促进绿色创新人才集聚。考虑到绿色创新人才主要包括创新研发、环境治理、数字创新三方面相关产业人才,本文借鉴孙晋云等^[32]的做法,构建包含三类人才区域流入量的引力模型;结合劳动力迁移推拉理论,分别将各城市间职工平均工资水平、政府研发支持力度及环境规制强度的比值作为流入地的拉力变量,房价水平比值作为迁出地的推力变量,构建拉力与推力共同作用下的人才流入模型为

$$RD|EN|ITPF_{g,t} = \sum_{f=1}^n RD|EN|ITPF_{fg,t} = \sum_{f=1}^n RD|EN|ITP_{f,t} \times \left(\frac{PW_{g,t}}{PW_{f,t}}\right)^{\lambda_1} \times \left(\frac{RDS_{g,t}}{RDS_{f,t}}\right)^{\lambda_2} \times \left(\frac{ER_{g,t}}{ER_{f,t}}\right)^{\lambda_3} \times \left(\frac{HP_{f,t}}{HP_{g,t}}\right)^{\lambda_4} \times D_{fg}^{-2} \quad (2)$$

其中: g 和 f 分别为人才流入城市和其余流出城市; t 为年份; $RD|EN|ITPF_{fg,t}$ 分别为第 t 年城市 f 流动到城市 g 的研发人员数量($RDPF_{fg,t}$),水利环境和公共设施管理业从业人员数量($ENPF_{fg,t}$),信息传输计算机服务和软件业从业人员数量($ITPF_{fg,t}$); $RD|EN|ITP_{f,t}$ 分别为第 t 年城市 f 的三类人员数量($RDP_{f,t}$,

$ENP_{f,t}, ITP_{f,t}$); PW 为城市职工平均工资水平; RDS 为城市财政科技支出占一般预算支出的比值; ER 为城市环境污染综合指数; HP 为城市平均房价水平; $\lambda_h (h=1, 2, 3, 4)$ 为各推拉力变量的熵值法权重系数; D_{fg} 为城市间的地理距离; $RD|EN|ITPF_{g,t}$ 分别为第 t 年城市 g 三类人员的流入量 ($RDPF_{g,t}, ENPF_{g,t}, ITPF_{g,t}$)。

第二, 激发绿色创新创业活力。考虑到治污行业和信息行业作为绿色创新产出及创业的重点行业, 本文参考赵涛等^[33]的做法, 分别用城市水利、环境和公共设施管理业新注册企业数量, 信息传输、软件和信息服务业新注册企业数量衡量绿色创新创业活力; 此外, 本文还使用企业城市每万人绿色专利授权量衡量绿色创新创业活力。

第三, 优化绿色创新监管环境。考虑到环保处罚有利于企业绿色技术创新“量质齐升”, 本文借鉴张家豪等^[34]的做法, 以城市环保行政处罚案件数量所代表的城市环保处罚水平衡量绿色创新监管环境优劣程度。此外, 本文还从城市环境规制强度和公众法律意识水平两个角度对监管环境进行考虑, 分别以城市环境污染综合指数和城市当年运营或注册状态正常的律师事务所数量衡量绿色创新监管环境优劣程度。

4. 控制变量

为排除影响城市绿色创新效率的城市特征与资源禀赋差异因素, 借鉴王晗等^[35]的做法, 将产业结构、经济发展、教育水平、对外开放、金融资源、政府干预作为控制变量纳入模型。变量具体说明见表 2。

表 2 变量说明

变量类别	变量名称	变量符号	测算方式
核心解释变量	政府数据开放	OGD	政府数据开放平台是否上线
被解释变量	绿色创新效率	$GITFP$	城市绿色创新效率
机制变量	促进绿色创新人才集聚	$RDPF$	研发人才流入
		$ENPF$	环境人才流入
		$ITPF$	信息人才流入
	激发绿色创新创业活力	$ENEN$	治污企业活跃度
		$ITEN$	信息企业活跃度
		GIP	绿色专利水平
	优化绿色创新监管环境	ER	环境规制水平
		EP	环保处罚水平
		FL	公众法律意识水平
控制变量	产业结构	INS	第二产业与第三产业产值的比值
	经济发展	$PGDP$	人均生产总值
	教育水平	EDU	高等教育在校学生数量
	对外开放	FDI	当年实际使用外资金额总额
	金融资源	FIN	年末金融机构存贷款余额总额
	政府干预	PUB	一般财政收入总额与财政支出的比值

(三) 数据来源与描述性统计

本文选取 2011—2021 年我国 286 个地级以上城市的面板数据作为研究样本。数据来源如下: 第一, 主要变量数据来源于《中国城市统计年鉴》《中国科技统计年鉴》等公开权威统计年鉴, 部分缺失值依据省级统计年鉴数据补齐。第二, 各城市政府数据开放平台上线时间的数据来源于复旦大学数字与移动治理实验室发布的《中国地方政府数据开放报告》; 在此基础上, 通过网络公开报道及各地级市政府门户网站公告进行人工比对以交叉验证。第三, 绿色创新相关数据来源于国家知识产权局专利数据库、北大法宝法律法规数据库和中国经济金融研究数据库等数据库。第四, 其他数据来源于安居客房价交易网、天眼查信息网等大型信息数据网站。为减少极端值对回归结果的干扰, 所有连续型变量均进行双边 1% 水平的缩尾处理和对数化处理。表 3 为主要变量的描述性统计。其中, $GITFP$ 的均值为 1.116, 中位数为 1.043, 表明样本城市的绿色创新效率不存在明显的左偏或右偏特征; OGD 的均值为 0.146, 表明约 14.6% 的样本受到政府数据开放的冲击。

表 3 描述性统计

变量名称	观测数	平均值	标准差	最小值	中位值	最大值
<i>GITFP</i>	3146	1.116	0.328	0.456	1.043	5.818
<i>OGD</i>	3146	0.146	0.353	0.000	0.000	1.000
<i>ENPF</i>	3146	2.125	0.962	-1.312	2.125	7.275
<i>RDPF</i>	3146	0.000	0.038	-0.020	-0.010	0.980
<i>ITPF</i>	3146	2.192	1.144	-1.329	2.191	7.170
<i>ENEN</i>	3146	-0.000	0.096	-0.074	-0.030	0.927
<i>ITEN</i>	3146	5.719	1.249	2.565	5.587	11.618
<i>GIP</i>	3146	0.742	1.567	0.000	0.229	24.422
<i>ER</i>	3146	-4.581	1.348	-9.109	-5.048	-0.388
<i>EP</i>	3146	0.779	1.496	0.000	0.000	5.602
<i>FL</i>	3146	0.000	0.092	-0.065	-0.029	0.935
<i>INS</i>	3146	0.062	0.461	-1.241	0.087	1.145
<i>PGDP</i>	3146	10.749	0.565	9.432	10.721	12.065
<i>EDU</i>	3146	10.563	1.382	4.511	10.549	13.957
<i>FDI</i>	3146	9.846	2.127	2.773	10.061	14.027
<i>FIN</i>	3146	17.454	1.085	15.526	17.277	20.676
<i>PUB</i>	3146	-0.925	0.536	-2.373	-0.871	-0.002

五、实证分析

(一) 基准回归

基准回归结果如表 4 所示。列(1)和列(2)城市绿色创新效率对政府数据开放的回归结果显示,不论是否加入控制变量,核心解释变量 *OGD* 的估计系数均显著为正。可知,政府数据开放能够提升城市绿色创新效率。技术效率变动代表固定技术水平下的生产效率变化,而技术进步代表生产技术前沿向外拓展的技术创新效能提升。列(3)和列(4)绿色创新技术效率指数与技术进步指数^①对政府数据开放的回归结果显示,绿色创新技术效率指数(*GIEC*)对政府数据的回归结果中,*OGD* 的估计系数不显著,而绿色创新技术进步指数(*GITC*)对政府数据的回归结果中 *OGD* 的估计系数在 1%水平上显著为正。由此可知,相较于未实行政府数据开放的城市,政府数据开放能破除数据稀缺型创新障碍、激发各经济主体创新潜力,并通过技术进步促进实质性的绿色技术创新效能提升,从而提升城市绿色创新效率。

表 4 基准回归

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>GITFP</i>	<i>GITFP</i>	<i>GIEC</i>	<i>GITC</i>
<i>OGD</i>	0.124*** (0.04)	0.109*** (0.03)	0.037(0.02)	0.056*** (0.02)
<i>INS</i>		0.135*** (0.05)	0.050(0.04)	0.048** (0.02)
<i>PGDP</i>		-0.120** (0.06)	-0.020(0.04)	-0.078*** (0.03)
<i>EDU</i>		-0.053*** (0.02)	-0.041*** (0.01)	-0.006(0.01)
<i>FDI</i>		0.023*** (0.01)	0.020*** (0.01)	0.004(0.00)
<i>FIN</i>		0.058(0.09)	0.040(0.06)	-0.006(0.03)
<i>PUB</i>		0.037(0.04)	0.040(0.04)	0.022(0.02)
<i>Constant</i>	1.097*** (0.01)	1.730(1.45)	1.065(1.06)	1.876*** (0.61)
城市固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	3146	3146	3146	3146
R^2	0.480	0.490	0.703	0.654

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%的显著性水平下显著;括号内为聚类到城市层面的稳健标准误。

① 绿色创新效率(*GITFP*)的 Global Malmquist-Luenberger 指数可进一步分解为绿色技术效率指数(*GIEC*)与绿色技术进步指数(*GITC*)。

(二) 平行趋势检验与异质性处理效应处理

双重差分模型的前提假设是处理组与控制组存在相同的时间变化趋势,即满足平行趋势假设。对于多期双重差分模型,传统双向固定效应估计量会使模型会受到“坏控制组”的影响,即早期接受处理样本会成为晚期处理样本的控制组^[36];同时,样本各时期的估计系数会受到其他相对时期处理效应的污染^[37],造成模型估计偏误。为缓解处理效应异质性影响,本文借鉴 Sun 和 Abraham^[37]的方法,将从未接受处理的样本作为控制组,对不同时期处理组进行加权处理,使用交互加权(IW)估计量以保证平行趋势检验的有效性。具体模型如式(3)所示。

$$GITFP_{i,t} = \beta + \sum_e \sum_{l \neq -8} \delta_{e,l} (1\{E_i = e\} \cdot D_{i,t}^l) + \beta_j X_{i,t} + \mu_i + \sigma_t + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

其中: $\delta_{e,l}$ 为处理时长大于等于 l 的组别占比所代表的权重变量; $1\{E_i = e\}$ 为首次处理时间是否为 e 的指示变量; $D_{i,t}^l$ 为政府数据开放平台上线相对时间的虚拟变量; β 为截距项; e 为自然常数; t 为年份。进一步地,鉴于样本时间窗口内部分年份处理组样本数量过小,本文主要衡量政府数据开放上线时间前 8 年以及后 5 年绿色创新效率的变化趋势,对 $t < -8$ 的时间点合并至 $t = -8$ 时间点组别,对 $t > 5$ 的时间点合并至 $t = 5$ 时间点组别,将时间窗口的第一期(-8期)作为基准,修正模型后进行平行趋势检验。如图 2 所示,城市政府数据开放平台上线前,各年份政府数据开放的估计系数均不显著;城市政府数据开放平台上线后,除上线当年,其余年份的估计系数均显著为正且呈现增加趋势。上述结果表明,政府数据开放能够显著提升城市绿色创新效率,且此提升作用具有时间上的持续性和强度上的递增性。

为检验上述异质性处理效应处理方法的稳健性,本文还通过其他三类异质性处理效应处理方法进行了估计,分别为 Borusyak 等^[38]代表的插补法、Cengiz 等^[39]代表的堆叠法、Gardner^[40]代表的两阶段回归法。如图 3 所示,相比 Sun 和 Abraham^[37]方法的估计结果,其他三类方法下政府数据开放的估计系数和置信区间变化不大,总体处理方法及结论较为稳健。

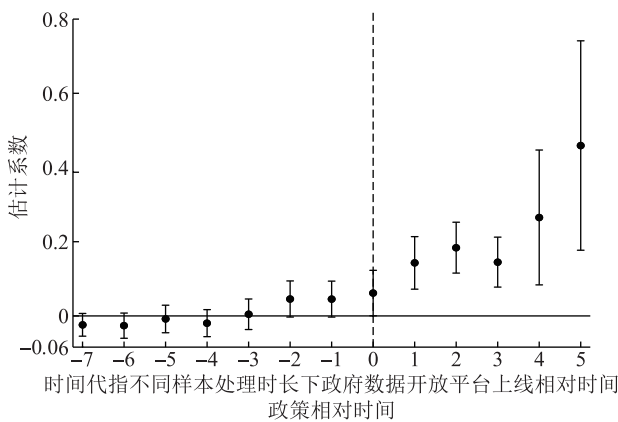


图 2 平行趋势检验结果

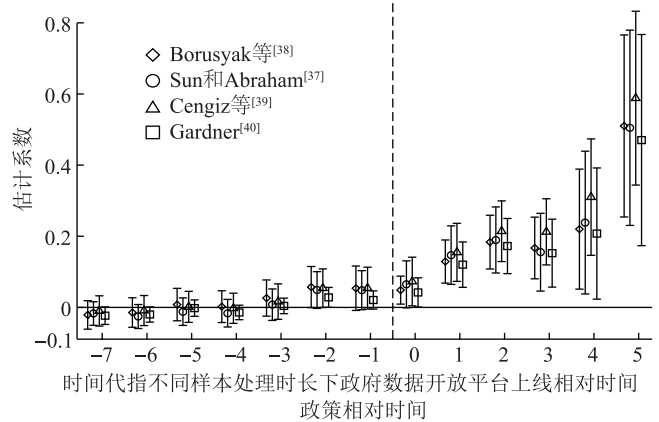


图 3 多种异质性稳健估计量

(三) 安慰剂检验

为排除随机因素对模型估计结果的潜在影响,本文采用安慰剂检验的方式,对政策处理组进行 1000 次随机改变抽样的置换检验。如图 4 所示,黑色空心点为每次安慰剂检验抽样回归系数估计值,黑色曲线为估计系数核密度曲线。结果显示:每次抽样回归的估计系数核密度近似均值为 0 的正态分布,绝大多数估计系数的 $P > 0.1$,且所有估计系数均未超过基准回归系数 0.109,表明政府数据开放对绿色创新效率的提升作用未受随机因素的干扰。

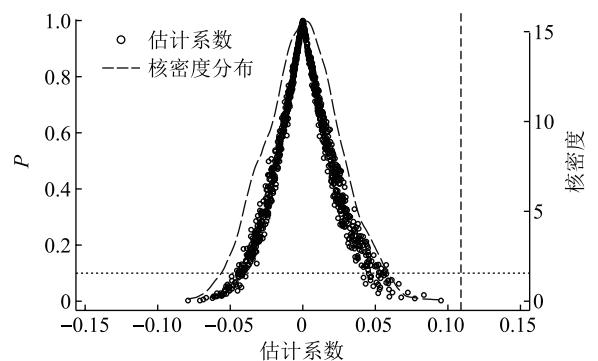


图 4 安慰剂检验图

(四) PSM-DID 及其他稳健性检验

(1) PSM-DID。当处理组与控制组存在组间特征差异时,样本选择导致的内生性问题会降低基准回归结果的准确性。鉴于此,本文采用倾向得分匹配-双重差分法(PSM-DID)缓解样本选择偏误。具体而言,首先将式(1)中的控制变量作为匹配变量,采用 Logit 模型计算倾向得分,然后基于 1:3 近邻匹配原则为处理组逐年匹配控制组,最后剔除未匹配成功的样本并对式(1)重新进行估计。结果如表 5 的列(1)所示,政府数据开放的估计系数在 5%水平上显著为正,且系数值较基准回归无明显改变,表明基准回归受选择偏误影响较小。

(2) 双重聚类稳健标准误。考虑到研究样本时间跨度较长,可能存在时间序列自相关问题,本文进一步将标准误级别调整至年份和城市双重聚类层面,并对基准回归模型重新进行回归。结果如表 5 的列(2)所示,政府数据开放的回归系数在 10%水平上显著为正,说明基准回归所得结论较为稳健。

(3) 排除其他政策因素。样本期内与政府数据开放并行的政策也可能会影响城市绿色创新效率。例如,低碳城市试点政策作为我国城市层面的典型环境保护实践,其初衷是促进城市低碳转型发展,因此会对绿色创新效率产生有益影响^[27]。同时,碳排放交易试点政策作为我国重要的市场型环境规制措施,能够强化城市污染治理和优化绿色创新资源配置,从而提升城市绿色创新效率^[41]。为排除上述政策对基准回归结果的干扰,本文分别将代表上述政策的虚拟变量纳入式(1)进行回归。结果如表 5 的列(3)与列(4)所示,政府数据开放的回归系数仍在 1%水平上显著为正;可知,考虑并行政策影响的情况下,政府数据开放对绿色创新效率的提升作用依旧显著。

(4) 删除实施干扰性政策的城市和省份样本。除样本期内国家主导实施的并行试点政策外,各城市政府数据开放平台上线前后,当地或所属省份可能会出台一些类似的政策,使得基准回归的估计结果隐含了这些政策的影响,最终导致无法较好地识别政府数据开放对绿色创新效率的真实效应。因此,本文借鉴金刚等^[42]的做法,逐个删除任一地级市样本或任一省域范围的样本后进行回归,以排除地级市或省域局部性政策的干扰。估计结果如图 5 与图 6 所示,政府数据开放的回归估计系数均在 10%水平以上显著为正;可知,依次排除实施干扰性政策的城市和省份样本后,估计结果较基准回归无明显变化。

(5) 替换被解释变量测算方法。本文采用 Directional SBM 模型和全局参比的 Malmquist-Luenberger 指数重新测算城市绿色创新效率($GITFP_2$),再次对式(1)进行回归。结果如表 5 的列(5)所示,政府数据开放的回归系数仍显著为正,基准回归结论较为稳健。

表 5 PSM-DID 及其他稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	PSM-DID	双重聚类	低碳城市	碳排放交易试点	替换测算	双重机器学习
<i>OGD</i>	0.050** (0.02)	0.109* (0.05)	0.102*** (0.03)	0.114*** (0.04)	0.047*** (0.01)	0.105*** (0.03)
<i>INS</i>	0.074** (0.03)	0.135* (0.07)	0.134*** (0.05)	0.142*** (0.05)	0.050** (0.02)	
<i>PGDP</i>	-0.049 (0.03)	-0.120 (0.11)	-0.124** (0.06)	-0.114** (0.06)	-0.024 (0.02)	
<i>EDU</i>	-0.031*** (0.01)	-0.053** (0.02)	-0.051*** (0.02)	-0.054*** (0.02)	-0.026*** (0.01)	
<i>FDI</i>	0.015*** (0.01)	0.023** (0.01)	0.021*** (0.01)	0.022*** (0.01)	0.011*** (0.00)	
<i>FIN</i>	0.171*** (0.05)	0.058 (0.08)	0.067 (0.09)	0.055 (0.09)	0.046 (0.03)	
<i>PUB</i>	-0.011 (0.03)	0.037 (0.06)	0.036 (0.04)	0.032 (0.04)	0.023 (0.02)	
低碳城市			0.093 (0.06)			
碳排放交易试点				-0.084* (0.05)		
<i>Constant</i>	-1.185 (0.90)	1.730 (1.58)	1.597 (1.45)	1.752 (1.48)	0.703 (0.58)	-0.002* (0.00)
城市固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	2961	3146	3146	3146	3146	3146
R^2	0.534	0.490	0.493	0.491	0.557	—

注:***、**、*分别表示在 1%、5%、10%的显著性水平下显著;括号内为聚类到城市层面的稳健标准误。“—”为 R^2 估计量在 Stata 机器学习中不报告。

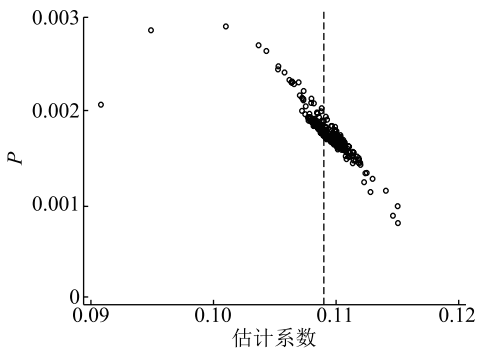


图 5 删除任一地级市样本的估计结果图

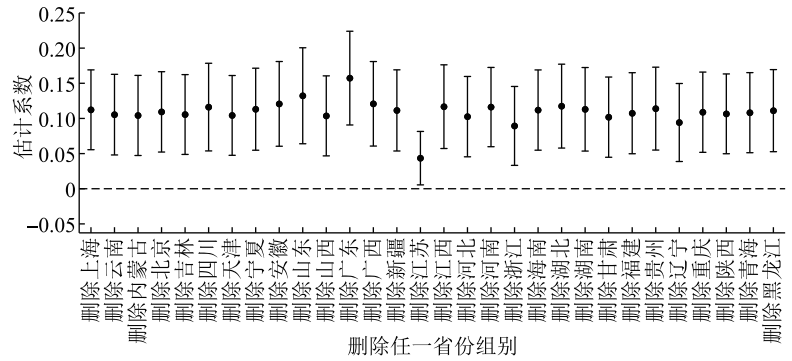


图 6 删除任一省份样本的估计结果图

(6) 双重机器学习。考虑到控制变量数量过少或冗余造成的估计量有偏或“维度诅咒”问题,本文借鉴张涛和李均超^[43]的做法,采用双重机器学习(选择套索算法),对基准回归结果进行稳健性检验。结果如表 5 的列(6)所示,估计结果较基准回归无明显变化。

(五) 工具变量回归

为进一步解决测量误差和反向因果等造成的内生性问题,本文参考方锦程等^[44]的做法,手工收集了 2000—2011 年(首个政府数据开放平台上线前)各地级市历任市委书记的籍贯特征,将籍贯地与海岸线间距离平均值(存在市委书记更换的情况)的倒数与时间趋势的交互项作为政府数据开放的工具变量(IV),采用两阶段最小二乘法进行回归分析。目前,我国政府数据开放制度推进与城市数字政府建设实践如火如荼,但仍有 20 个省份存在未推出平台的地级市。这说明,虽然政府数据开放平台属于省级层面统一性的城市建设规划,但各地级市政府在具体执行上拥有自主裁量空间。市委书记是当地重大决策和基础设施规划的最高负责人,本文认为历任市委书记的籍贯特征与样本期内当地政府数据开放平台的建设情况密切相关。一般来说,城市与海岸线的距离越近其公民会接触到更多海陆贸易与对外开放政策信息;这意味着籍贯地沿海的市委书记对政府数据开放这类开放型政策可能具备更高的接受度和敏感度,因此 2011 年前历任市委书记的籍贯特征会通过任期内的城市长远规划和相关政策延续性对样本期内当地政府数据开放平台的建设情况产生重要影响,满足工具变量的相关性要求。同时,样本时间窗口前的市委书记籍贯特征对当期城市绿色创新发展的影响微乎其微,满足工具变量的排他性要求。

结果如表 6 所示:列(1)为第一阶段回归结果,可知工具变量 IV 在 1% 的显著性水平上显著为正,符合理论预期;列(2)为第二阶段回归结果,二阶段工具变量 OGD_IV 的估计系数在 10% 的显著性水平上显著为正;列(3)为工具变量和核心解释变量共同纳入回归的结果,解释变量显著为正,工具变量不显著且接近于 0,可知工具变量存在外生性。此外,Cragg-Donald Wald F 值为 130.35 远大于经验法则 10,可知弱工具变量问题

表 6 工具变量法

变量	(1)	(2)	(3)
	OGD	GITFP	GITFP
IV	0.022*** (0.00)		0.005 (0.00)
OGD_IV		0.327* (0.17)	
OGD			0.099*** (0.03)
INS	0.079 (0.06)	0.098* (0.05)	0.116** (0.05)
PGDP	-0.007 (0.06)	-0.117** (0.06)	-0.118** (0.06)
EDU	0.026 (0.02)	-0.056*** (0.02)	-0.050*** (0.02)
FDI	0.024*** (0.01)	0.018** (0.01)	0.023*** (0.01)
FIN	0.177*** (0.06)	0.022 (0.09)	0.063 (0.08)
PUB	-0.001 (0.05)	0.052 (0.05)	0.051 (0.04)
Constant			61.197 (44.21)
城市固定效应	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes
样本量	3146	3146	3146
Cragg-Donald Wald F	130.35		
Kleibergen-Paap rk LM 统计量	22.24 [0.000]		
R ²	0.559		0.492

注: Kleibergen-Paap rk LM 统计量的中括号内数字为 P 值;***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的显著性水平下显著;括号内为聚类到城市层面的稳健标准误。

较小;Kleibergen-Paap rk 的 LM 统计量 P 值为 0.000, 显著拒绝不可识别的原假设, 可知工具变量通过不可识别检验。综上所述, 政府数据开放能够提升城市绿色创新效率, 与基准回归所得结论一致。

(六) 作用机制检验

政府数据开放对城市绿色创新效率的提升作用已通过基准回归和稳健性检验充分证实, 本节进一步对其作用机制进行检验。

1. 促进绿色创新人才集聚

政府数据开放促进了新型要素资源供给及社会公共服务水平提升, 为绿色创新人才创造了更好的城市生产资源和社会生活条件, 并且通过数据要素激励企业创造更多人才岗位, 从而拉动区域外部的绿色创新人才流入。进一步地, 人才流入将促进绿色创新人才集聚, 充分发挥其知识储备及溢出效应, 加快绿色技术创新及新产品开发, 进而提升城市绿色创新效率。结果如表 7 的列(1)~列(3)所示, 政府数据开放的系数分别在 1%、10%、5%显著性水平下显著为正, 说明政府数据开放能够显著促进城市外部研发、环境、信息人才流入, 促进绿色创新人才集聚, 从而提升绿色创新效率, 假设 H2a 得以验证。

2. 激发绿色创新创业活力

政府数据开放能够加快政府内部信息流通, 提升组织内部协作及外部互动效率, 为企业节约行政成本并加速激励政策落实; 同时, 政府数据开发还能提升企业对外部信息风险感知与价值认同, 进一步促进企业开展绿色创新及创业行为, 增加绿色创新成果产出及绿色创新主体数量, 从而提升城市绿色创新效率。结果如表 8 的列(1)~列(3)所示, 政府数据开放的系数均在 1%显著性水平下显著为正, 说明政府数据开放能够显著地增加绿色创新企业新注册数量及绿色创新专利产出, 通过激发绿色创新创业活力提升城市绿色创新效率, 假设 H2b 得以验证。

3. 优化绿色创新监管环境

政府数据开放能够破除城市环境信息传播困境, 消除城市各主体间在协同监管和公众监督方面的信息障碍, 提供数据证据支持公众开展环境层面上的法律维权行动; 同时, 政府数据开放能增强城市正式环境规制力度, 加大环保处罚力度, 从而优化绿色创新监管环境, 提升绿色创新效率。结果如表 9 列(1)~列(3)所示, 政府数据开放的系数分别在 1%、10%、1%显著性水平下显著为正, 说明政府数据开放能通过加强环保处罚制约污染行为, 增强环境规制倒逼企业绿色创新, 助力公众环境监督, 从而通过优化绿色创新监管环境提升城市绿色创新效率, 假设 H2c 得以验证。

表 7 促进绿色创新人才集聚作用机制检验

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>ENPF</i>	<i>RDPF</i>	<i>ITPF</i>
<i>OGD</i>	0.087*** (0.03)	0.004* (0.00)	0.074** (0.03)
<i>INS</i>	0.005 (0.06)	-0.001 (0.00)	0.139** (0.06)
<i>PGDP</i>	0.332*** (0.09)	0.003 (0.00)	0.229** (0.09)
<i>EDU</i>	0.011 (0.03)	0.001 (0.00)	0.001 (0.04)
<i>FDI</i>	0.034*** (0.01)	-0.000 (0.00)	0.034*** (0.01)
<i>FIN</i>	0.191** (0.08)	0.007** (0.00)	0.266*** (0.08)
<i>PUB</i>	0.097 (0.08)	0.002 (0.00)	0.115 (0.10)
<i>Constant</i>	-5.153*** (1.62)	-0.158* (0.09)	-5.169*** (1.70)
样本量	3146	3146	3146
R^2	0.937	0.838	0.949

注: **、*、* 分别表示在 1%、5%、10% 的显著性水平下显著; 括号内为聚类到城市层面的稳健标准误。

表 8 激发绿色创新创业活力作用机制检验

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>ENEN</i>	<i>ITEN</i>	<i>GIP</i>
<i>OGD</i>	0.022*** (0.01)	0.145*** (0.05)	0.530*** (0.11)
<i>INS</i>	0.033*** (0.01)	0.296*** (0.08)	1.144*** (0.21)
<i>PGDP</i>	-0.017 (0.01)	-0.418*** (0.11)	-1.021*** (0.22)
<i>EDU</i>	-0.006* (0.00)	-0.017 (0.04)	-0.112* (0.06)
<i>FDI</i>	0.005*** (0.00)	0.031** (0.01)	0.060** (0.02)
<i>FIN</i>	0.015 (0.01)	0.228* (0.13)	-0.524 (0.33)
<i>PUB</i>	0.018*** (0.01)	0.224*** (0.08)	0.393*** (0.14)
<i>Constant</i>	-0.052 (0.23)	6.269*** (2.30)	21.675*** (5.78)
样本量	3146	3146	3146
R^2	0.838	0.905	0.822

注: **、*、* 分别表示在 1%、5%、10% 的显著性水平下显著; 括号内为聚类到城市层面的稳健标准误。

表 9 机制检验三

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>EP</i>	<i>ER</i>	<i>LF</i>
<i>OGD</i>	0.570*** (0.15)	0.078* (0.05)	0.018*** (0.00)
<i>INS</i>	0.716*** (0.21)	-0.158* (0.09)	0.026*** (0.01)
<i>PGDP</i>	-1.142*** (0.25)	0.527*** (0.14)	-0.037*** (0.01)
<i>EDU</i>	-0.029 (0.09)	0.029 (0.07)	-0.003 (0.00)
<i>FDI</i>	-0.020 (0.04)	-0.008 (0.02)	0.002** (0.00)
<i>FIN</i>	0.360 (0.28)	0.576*** (0.11)	0.017 (0.01)
<i>PUB</i>	-0.410** (0.20)	-0.215 (0.16)	0.014** (0.01)
<i>Constant</i>	6.764 (5.22)	-20.717*** (2.38)	0.110 (0.17)
样本量	3146	3146	3146
<i>R</i> ²	0.511	0.929	0.927

注：***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的显著性水平下显著；括号内为聚类到城市层面的稳健标准误。

(七) 异质性检验

1. 东中西部城市异质性

东中西部城市间存在资源禀赋及数据要素基础设施的差异,因而政府数据开放对绿色创新效率的影响也可能存在差异。相比于东部城市,我国中西部城市的资源地貌更为复杂且生态环境更脆弱,区域自然资源合理利用及产业绿色创新产出相对重要,城市政府数据会包含更多生态保护和绿色创新相关数据信息资源,更能促进绿色创新人才流入及企业绿色创新创业,故中西部城市政府数据开放可能会产生更为明显的绿色创新效率提升作用。为考察不同地理区位下政府数据开放对绿色创新效率的影响情况,本文根据国家统计局对东中西部经济地带的划分标准^①,将研究样本分为中西部与东部城市组,构建虚拟变量 *ZX* (中西部城市赋值为 1,东部城市赋值为 0),采用交互效应模型以检验地理区位差异性。如表 10 的列(1)所示,交互项的估计系数显著为正,表明相较于东部城市,政府数据开放对中西部地区绿色创新效率的提升作用更强。

2. 公众环保关注度

城市公众环保关注度会改变公众主体对政府数据中环保信息的敏感度,进而影响城市绿色创新行为的公众监督实际效率^[45]。相较于低环保关注度城市,高环保关注度城市中的公众更愿意主动获取绿色创新信息,并且开展绿色创新相关的公众监督行为,从而提升城市绿色创新效率。对此,本文通过搜集并加总百度指数数据平台中“雾霾”与“环境污染”等关键词的搜索频次,构建公众环保关注度指标,并基于样本当年公众环保关注度进行排名,构建虚拟变量 *GZD* 进行 0-1 赋值(关注度排名后 50%城市赋值为 0,排名前 50%城市赋值为 1),采用交互效应模型探究公众环保关注度异质性。如表 10 的

表 10 异质性检验

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>GITFP</i>	<i>GITFP</i>	<i>GITFP</i>
<i>OGD</i>	0.070** (0.03)	0.091*** (0.03)	-0.009 (0.03)
<i>OGD×M</i>	0.294*** (0.07)	0.292*** (0.07)	0.162*** (0.05)
<i>M</i>		0.011 (0.02)	-0.147** (0.07)
<i>INS</i>	0.073* (0.04)	0.097** (0.05)	0.110** (0.05)
<i>PGDP</i>	-0.050 (0.05)	-0.074 (0.05)	-0.080 (0.06)
<i>EDU</i>	-0.047*** (0.02)	-0.052*** (0.02)	-0.048*** (0.02)
<i>FDI</i>	0.024*** (0.01)	0.021*** (0.01)	0.023*** (0.01)
<i>FIN</i>	0.066 (0.08)	0.057 (0.08)	0.052 (0.08)
<i>PUB</i>	0.041 (0.04)	0.025 (0.04)	0.038 (0.04)
<i>Constant</i>	0.790 (1.36)	1.263 (1.36)	2.483 (1.57)
样本量	3146	3146	3146
<i>R</i> ²	0.507	0.508	0.503

注：*M* 代表异质性变量；列(1)中 *M* 代表虚拟变量 *ZX*；列(2)中 *M* 代表虚拟变量 *GZD*；列(3)中 *M* 代表城市网络基础设施水平连续型变量 *NI*；由于模型纳入了城市固定效应,地理区位等不随时间改变的城市特征会被吸收,因此列(1)无法单独展示 *ZX* 的估计系数。***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的显著性水平下显著；括号内为聚类到城市层面的稳健标准误。

① 东部 13 省份:北京、天津、河北、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南、辽宁、吉林和黑龙江;中西部 18 省份:山西、安徽、江西、河南、湖北、湖南、内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏和新疆。

列(2)所示,交互项的估计系数显著为正,说明相较于低公众环保关注度城市,政府数据开放对高公众环保关注度城市绿色创新效率的提升作用更强。

3. 网络基础设施异质性

网络基础设施是政府数据开放平台建设及数据网络流通的基础,其建设水平将直接影响区域各绿色创新主体获取政府数据的难度和总量。同时,更高的网络基础设施水平有利于城市发挥绿色创新知识溢出效应,推动绿色创新技术及数据共享,进而有利于政府数据提升绿色创新效率的知识及数据流通过程^[12]。为考察政府数据开放对绿色创新效率的网络基础设施异质性影响情况,本文以互联网宽带接入端口数量衡量城市网络基础设施水平(*NI*),并纳入交互效应模型。如表 10 的列(3)所示,交互项的估计系数显著为正,说明在网络基础设施水平更高的城市中,政府数据开放对绿色创新效率的提升作用更强。

六、扩展研究

(一) 绿色创新质量检验

绿色技术创新具有研发周期长且成本高的特点,因而城市各绿色创新主体出于环境监管要求及短期效益的考虑,可能会采取仅追求绿色创新产出数量的策略性回应行为,而非关注变革性绿色技术创新的实质性绿色创新行为。然而,策略性回应行为并不能推动绿色技术进步,也就无法持续提升城市绿色创新效率。为进一步探究政府数据开放的绿色创新效应是否具有实质性,本文借鉴张杨等^[46]的研究,根据绿色创新动机差异,将具备“突出实质性特点和显著进步”的绿色发明型专利视为实质性绿色创新(*SZGIP*),审核周期相对短且费用少的绿色实用新型专利视为策略性绿色创新(*CLGIP*)。进一步地,将城市每万人绿色发明专利授权量和每万人绿色实用新型专利授权量对政府数据开放进行分别回归,以检验政府数据开放对实质性和策略性绿色创新行为的影响。结果如表 11 的列(1)和列(2)所示,政府数据开放能够实现绿色技术创新的“量质齐升”,并且由估计系数可知政府数据开放对实质性绿色创新的提升作用更强。

(二) 政府数据开放质量对绿色创新效率的影响

检验政府数据开放质量对绿色创新效率的影响,是进一步挖掘政府数据价值并推进政府数据高质量开放的重要研究内容。鉴于推进城市政府数据开放平台建设的各地方政府间存在财政状况和研发能力等多方面差异,各城市间的政府数据开放质量参差不齐,复旦大学数字与移动治理实验室联合国家信息中心数字中国研究院构建的开放数林综合指数从准备度、平台层、数据层和利用层 4 个维度较为全面地评估了政府数据开放质量(*OGDQ*)。本文利用该公开数据集进一步探究政府数据开放质量对绿色创新效率的影响。结果如表 11 的列(3)所示,政府数据开放质量的系数显著为正,说明政府数据开放质量的提高能够提升城市绿色创新效率,印证了推进政府数据高质量开放的重要性。

表 11 绿色创新质量检验与政府数据开放质量影响的扩展性检验

变量	(1)	(2)	(3)
	策略性绿色创新行为	实质性绿色创新行为	政府数据开放质量
	<i>CLGIP</i>	<i>SZGIP</i>	<i>GITFP</i>
<i>OGD</i>	0.085 *** (0.02)	0.444 *** (0.10)	
<i>OGDQ</i>			0.005 *** (0.00)
<i>INS</i>	0.133 *** (0.03)	1.010 *** (0.18)	0.047 (0.04)
<i>PGDP</i>	-0.087 ** (0.04)	-0.934 *** (0.20)	-0.035 (0.04)
<i>EDU</i>	-0.026 ** (0.01)	-0.086 * (0.05)	-0.051 *** (0.02)
<i>FDI</i>	0.015 *** (0.00)	0.046 ** (0.02)	0.020 *** (0.01)
<i>FIN</i>	-0.170 (0.13)	-0.354 (0.23)	0.029 (0.06)
<i>PUB</i>	0.046 ** (0.02)	0.347 *** (0.12)	0.015 (0.03)
<i>Constant</i>	4.182 ** (1.94)	17.494 *** (4.34)	1.298 (1.09)
样本量	3146	3146	2922
R^2	0.837	0.802	0.523

注:列(3)样本量变动是由于综合指数数据不完整,故采用非平衡面板数据进行回归。***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的显著性水平下显著;括号内为聚类到城市层面的稳健标准误。

(三) 基于微观企业数据的拓展性检验

企业是城市重要的绿色创新主体,为进一步探究政府数据开放对企业绿色创新效率的影响,为前文研究结论提供微观证据,本文基于 2011—2021 年中国沪深 A 股上市企业数据(剔除金融保险类企业、ST 和 *ST 企业、数据缺失严重的企业、上市年份晚于当地政府数据开放平台上线年份的企业样本),建立如式(4)所示模型。

$$CGITFP_{m,t} = A_0 + A_1 OGD_{m,t} + A_j X_{m,t} + \mu_m + \sigma_n + \eta_k + \nu_t + \varepsilon_{mkt} \quad (4)$$

其中: A 为模型中的估计系数; m 为企业; n 为行业; k 为省份; t 为年份; $CGITFP$ 为企业绿色创新效率(以企业绿色专利申请量与研发支出的比值度量^[46]); X 为一系列企业层面的控制变量; μ_m 、 σ_n 、 η_k 、 ν_t 分别为企业、行业、省份、年份固定效应; ε_{mkt} 为随机扰动项。其中,企业层面控制变量包括企业年龄(AGE),以企业成立年数表示;资产负债率(LEV),以总负债/总资产表示;总资产收益率(ROA),以净利润/总资产表示;企业规模($SIZE$),以总资产表示;两职兼任($DUAL$),以董事长与总经理是否为同一人的虚拟变量表示;营业收入增长率($GROWTH$),以营业收入年同比增长率表示;现金流(CFO),以经营性现金流量净额/总资产表示;总资产周转率(TAT),以营业收入/总资产表示。表 12 的列(1)和列(2)分别为未加入和加入控制变量的回归结果,列(3)为泊松伪极大似然估计法(PPLM)作为稳健性检验的回归结果。结果表明: OGD 的估计系数始终显著为正。综上,政府数据开放的绿色创新效应在微观层面得到了进一步验证。

此外,为进一步检验政府数据开放对绿色创新质量的影响,本文基于上市企业绿色专利数据,通过构建绿色发明型专利知识宽度指标用以衡量企业绿色创新质量($CGIP$),并进行绿色创新质量对政府数据开放的再次回归。绿色发明型专利知识宽度的具体计算方法是通过 IPC 分类号筛选出绿色发明型专利,并借鉴张杰和郑文平^[47]的做法,采用 Herfindahl-Hirschman 指数进行加权计算,具体公式如式(5)所示。

$$GKB_{m,t} = 1 - \sum_{q=1}^n \alpha_{mq}^2 \quad (5)$$

其中: α 为绿色发明型专利拥有的 IPC 分类号中各大组分类占比; GKB 为绿色创新质量水平,能够充分体现绿色发明型专利的 IPC 分类号差异,并通过知识宽度用以衡量绿色创新质量。进一步的,通过中位数加总法将 GKB 在企业-年份层面进行统计,计算得到各企业各年份的绿色创新质量水平。表 12 的列(4)为企业绿色创新质量对政府数据开放的回归结果。结果表明: OGD 的估计系数始终显著为正,说明政府数据开放能够显著提升企业绿色创新质量,进一步巩固和深化政府数据开放对绿色创新质量提升作用的检验。

表 12 基于微观企业数据的扩展检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	$CGITFP$	$CGITFP$	$CGITFP$	$CGIP$
OGD	0.004*** (0.001)	0.004*** (0.001)	0.385*** (0.068)	0.012*** (0.003)
AGE		-0.002* (0.001)	-0.013 (0.112)	-0.005 (0.004)
LEV		0.001 (0.002)	-0.001 (0.307)	0.005 (0.009)
ROA		0.005* (0.003)	0.434 (0.364)	0.031* (0.017)
$SIZE$		0.003*** (0.001)	0.232*** (0.073)	0.004* (0.002)
$DUAL$		-0.001 (0.001)	-0.007 (0.077)	-0.005** (0.002)
$GROWTH$		-0.001** (0.000)	-0.098** (0.044)	-0.003** (0.001)
CFO		0.002 (0.004)	-0.096 (0.358)	0.009 (0.012)
TAT		-0.002 (0.001)	-0.220** (0.110)	-0.002 (0.004)
Constant		-0.048*** (0.015)	-8.208*** (1.601)	-0.061 (0.054)
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
行业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
省份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	19878	18954	6384	22405
R^2	0.693	0.701		0.418

注:研发支出和控制变量存在部分缺失,因此列(1)和列(2)样本量低于列(4);泊松伪极大似然估计会损失较多样本,故样本量相较于列(2)减少。***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的显著性水平下显著;括号内为聚类到城市层面的稳健标准误。

七、结论与建议

绿色创新是形成绿色生产力、推动经济绿色发展转型进而夯实高质量发展底色的核心动力。政府数据是经济社会数据的主导力量,会对地区绿色创新效率产生重要影响。然而,由于涉密和安全性等原因,长期以来政府数据开放都是各地非常困难且审慎的政策抉择。党的十八大以来,我国从地方上线政府数据开放平台到中央颁布数字政府建设指导意见等,开启了一系列政府数据开放的政策实践。探究政府数据开放到底如何影响城市绿色创新,对于准确把握政府数据开放与城市绿色创新关系、发挥政府数据开放驱动绿色创新功能、更好推动城市新质生产力发展具有重要的理论和现实意义。为此,本文以地方政府数据开放平台上线为准自然实验,从理论与实证两方面分析政府数据开放对城市绿色创新效率的影响机制及效应,得到结论如下:

第一,政府数据开放在理论上能够促进城市绿色创新效率提升,且这种促进作用主要通过绿色创新人才向开放城市集聚、绿色创新创业活力得到激发和绿色创新监管环境得到优化三大途径来实现。

第二,现阶段我国城市层面的政府数据开放能显著地提升绿色创新效率。也就是说,同等条件下实行政府数据开放城市的绿色创新效率要显著高于其他未实行政府数据开放的城市。这一结论在考虑内生性问题,经过平行趋势检验、安慰剂检验、倾向匹配得分检验、双重聚类稳健标准误、双重机器学习检验和排除其他政策因素检验等多种检验后依旧稳健。

第三,现阶段我国城市层面的政府数据开放的确通过绿色创新人才、企业绿色创新活力和绿色创新监管环境三大途径提升绿色创新效率。具体地,政府数据开放城市会吸引更多绿色创新人才向其集聚,激发企业绿色创新创业活力,优化绿色创新监管环境;而绿色创新人才集聚带来的绿色技术和知识的正外部性、企业绿色创新创业活力增加引起的创新协同性、绿色创新监管环境优化带来的环境污染监督处罚力度加大等都终将提升城市绿色创新效率。这一结论也进一步印证了理论假说的正确性。

第四,在不同区域城市间、不同公众环保关注度城市间和不同基础设施条件城市间,政府数据开放对创新效率的影响存在显著差异。具体地,相较于东部地区城市,中西部地区城市的政府数据开放对绿色创新效率的提升作用更为明显;相较于低公众环保关注度的城市,高公众环保关注度城市的政府数据开放对绿色创新效率的提升作用更为明显;同样地,相较于低网络基础设施水平城市,高网络基础设施水平城市的政府数据开放对绿色创新效率的提升作用更为明显。

第五,政府数据开放既能提升追求专利产出数量的策略性绿色创新,又能提升关注变革性绿色技术进步的实质性绿色创新,且对实质性绿色创新的提升作用更为强劲;与此同时,政府数据开放的绿色创新效应会受到上线平台质量的影响,平台质量越高,绿色创新效应越强;此外,政府数据开放的绿色创新效应在微观企业层面也得到了验证。

依据上述研究结论,提出如下政策建议:

第一,提升政府数据流通共享效率,充分释放数据绿色创新价值。政府数据的绿色创新价值创造与释放的关键在于数据流通过程,其数据流通共享效率将影响城市绿色创新主体的数据获取及绿色创新转化效率。对此,城市应关注企业、科研机构、高等院校等绿色创新主体的数据获取、流通与共享情况,为各类主体提供便利、实用且高效的政府数据开放获取渠道,构建政府数据开放平台各主体专用网络通道或移动获取端口,以促使更多的数据要素参与创新主体的绿色创新转化进程,推动绿色技术创新及技术进步,进而发挥政府数据的绿色创新价值。同时,地方政府也应加快设立政府数据管理部门,健全数据化平台安全预警机制与互联网保密系统,以保障政府数据的安全利用与网络开放秩序,监管政府数据开放过程中各主体获取数据的程序规范。

第二,优化政府数据开放多方面作用路径,推进城市绿色创新体系化建设。人才视角下,地方政府应重视人才在数据绿色创新转化过程中的重要作用,完善城市绿色创新人才内部培养与外部引进机制,深化政府与校企研机构的绿色创新人才深度合作,加快构建城市绿色创新人才队伍。企业创新创业视角下,地方政府应建立科学合理的政府数据利用及绿色创新转化的激励政策,引导具有绿色创新技术基础的企业参与

到政府数据开放等公共服务建设及绿色创新发展中,激励企业主动开展政府数据利用及绿色技术创新研发,推动企业实质性绿色创新行为。监管环境视角下,地方政府应关注社会公众的数据获取能力,开设相关课程及技能培训以提升社会公众对政府数据的获取利用能力,营造良好的政府环境数据开放的公众监督与绿色创新协作氛围;同时,加快完善环保处罚、环境规制等方面的法律制度及配套公共服务,为城市绿色创新监管的法律行为提供制度与法律服务保障。

第三,加快政府数据高质量开放平台建设,激励企业实质性绿色创新行为。为实现政府数据高质量开放以提升城市绿色创新效率,地方政府应重视政府数据高质量开放平台建设,加快建设跨区域政府数据共建共享机制及其网络基础设施,构建高效的政府数据管理系统及平台化数据共享系统,推进政府数据开放流通匹配渠道的多样化、便利化、精准化,实现政府数据与绿色创新主体间的高效链接。此外,地方政府应完善对企业绿色创新行为的评价指标体系,依此制定综合考核下的绿色创新激励及监管政策,避免企业通过低质量绿色创新策略性回应行为谋利,激励企业通过政府数据开展价值创造及实质性绿色创新行为。

参考文献

- [1] GAO J, FENG Q, GUAN T, et al. Unlocking paths for transforming green technological innovation in manufacturing industries[J]. *Journal of Innovation & Knowledge*, 2023, 8(3): 100394.
- [2] 王永贵,李霞.促进还是抑制:政府研发补助对企业绿色创新绩效的影响[J].*中国工业经济*,2023(2):131-149.
- [3] MARTIN C. Barriers to the open government data agenda: Taking a multi-level perspective[J]. *Policy & Internet*, 2014, 6(3): 217-240.
- [4] 周亮,车磊,周成虎.中国城市绿色发展效率时空演变特征及影响因素[J].*地理学报*,2019,74(10):2027-2044.
- [5] 彭影,李士梅.创新要素流动与城市绿色创新发展——数据要素流动环境的空间调节作用[J].*科技进步与对策*,2023,40(1):30-39.
- [6] 王洪庆,郝雯雯.高新技术产业集聚对我国绿色创新效率的影响研究[J].*中国软科学*,2022(8):172-183.
- [7] 郭进.环境规制对绿色技术创新的影响——“波特效应”的中国证据[J].*财贸经济*,2019,40(3):147-160.
- [8] 陶锋,赵锦瑜,周浩.环境规制实现了绿色技术创新的“增量提质”吗——来自环保目标责任制的证据[J].*中国工业经济*,2021(2):136-154.
- [9] 宋德勇,朱文博,丁海.企业数字化能否促进绿色技术创新?——基于重污染行业上市公司的考察[J].*财经研究*,2022,48(4):34-48.
- [10] 吕德胜,王珏,唐青青.数字经济实现了绿色创新“增量提质”吗?——基于异质环境关注视角[J].*山西财经大学学报*,2023,45(5):55-68.
- [11] 王晗,何泉吟,许舜威.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*,2022,32(4):105-114.
- [12] 辛大楞,彭志远.“宽带中国”战略试点政策对城市绿色创新的影响[J].*中国人口·资源与环境*,2023,33(9):159-170.
- [13] 宋烁.政府数据开放是升级版的政府信息公开吗?——基于制度框架的比较[J].*环球法律评论*,2021,43(5):52-66.
- [14] 李重照,黄璜.中国地方政府数据共享的影响因素研究[J].*中国行政管理*,2019(8):47-54.
- [15] 宋华琳.中国政府数据开放法制的发展与建构[J].*行政法学研究*,2018(2):35-46.
- [16] 胡峰,王秉,张思芊.从边界分野到跨界共轭:政府数据协同治理交互困境扫描与纾困路径探赜[J].*电子政务*,2023(4):93-105.
- [17] BONINA C, RATON B. Cultivating open government data platform ecosystems through governance: Lessons from Buenos Aires, Mexico City and Montevideo[J]. *Government Information Quarterly*, 2020, 37(3): 101479.
- [18] 张双志,吴珂旭,张睿,等.数据赋能:政府数据开放的技术创新效应研究[J].*情报杂志*,2021,40(7):127-133.
- [19] 彭远怀.政府数据开放的价值创造作用:企业全要素生产率视角[J].*数量经济技术经济研究*,2023,40(9):50-70.
- [20] 陈婷,段尧清,吴瑾.数据要素市场化能否提升城市创新能力——一个准自然实验[J].*科技进步与对策*,2024,41(3):74-83.
- [21] ATTARD J, ORLANDI F, SCERRI S, et al. A systematic review of open government data initiatives[J]. *Government Information Quarterly*, 2015, 32(4): 399-418.
- [22] 李雪,吴福象,竺李乐.数字经济与区域创新绩效[J].*山西财经大学学报*,2021,43(5):17-30.
- [23] MCBRIDE K, AAVIK G, TOOTS M, et al. How does open government data driven co-creation occur? Six factors and a ‘perfect storm’; insights from Chicago’s food inspection forecasting model[J]. *Government Information Quarterly*, 2019, 36(1): 88-97.
- [24] YANG Z, HA S, KANKANHALLI A, et al. Understanding the determinants of the intention to innovate with open government data among potential commercial innovators: A risk perspective[J]. *Internet Research*, 2022, 33(2): 445-472.
- [25] 傅毅明.大数据时代的环境信息治理变革——从信息公开到公共服务[J].*中国环境管理*,2016,8(4):48-51.
- [26] 任英华,刘宇钊,胡宗义,等.大数据发展、知识产权保护对企业绿色技术创新的影响[J].*中国人口·资源与环境*,2023,33(7):157-167.
- [27] 徐佳,崔静波.低碳城市和企业绿色技术创新[J].*中国工业经济*,2020(12):178-196.
- [28] 邓玉萍,王伦,周文杰.环境规制促进了绿色创新能力吗?——来自中国的经验证据[J].*统计研究*,2021,38(7):76-86.
- [29] FAN R, WANG Y, CHEN F, et al. How do government policies affect the diffusion of green innovation among peer enterprises? An

- evolutionary game model in complex networks[J]. *Journal of Cleaner Production*, 2022, 364: 132711.
- [30] 卢建霖, 蒋天颖, 傅梦钰. 数字金融对绿色创新效率的影响路径[J]. *经济地理*, 2023, 43(1): 141-147, 235.
- [31] 王洪庆, 郝雯雯. 高新技术产业集聚对我国绿色创新效率的影响研究[J]. *中国软科学*, 2022(8): 172-183.
- [32] 孙晋云, 白俊红, 王钺. 数字经济如何重塑我国区域创新格局? ——基于研发要素流动的视角[J]. *统计研究*, 2023, 40(8): 59-70.
- [33] 赵涛, 张智, 梁上坤. 数字经济、创业活跃度与高质量发展——来自中国城市的经验证据[J]. *管理世界*, 2020, 36(10): 65-76.
- [34] 张家豪, 范文雨, 高原. 环境司法制度改革与地方绿色创新——来自公益诉讼试点的证据[J]. *财经研究*, 2022, 48(10): 19-33.
- [35] 王晗, 何泉吟, 许舜威. 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*, 2022, 32(4): 105-114.
- [36] 刘冲, 沙学康, 张妍. 交错双重差分: 处理效应异质性与估计方法选择[J]. *数量经济技术经济研究*, 2022, 39(9): 177-204.
- [37] SUN L, ABRAHAM S. Estimating dynamic treatment effects in event studies with heterogeneous treatment effects[J]. *Journal of Econometrics*, 2021, 225(2): 175-199.
- [38] BORUSYAK K, JARAVEL X, SPIESS J. Revisiting event-study designs: Robust and efficient estimation[J]. *Review of Economic Studies*, 2024(2): rdae007.
- [39] CENGIZ D, DUBE A, LINDNER A, et al. The effect of minimum wages on low-wage jobs[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2019, 134(3): 1405-1454.
- [40] GARDNER J. Two-stage differences in differences[M/OL]. arXiv, 2022[2024-08-20]. <http://arxiv.org/abs/2207.05943>. DOI: 10.48550/arXiv.2207.05943.
- [41] 刘冰, 贾明杰, 张莹, 等. 市场型环境规制与企业绿色创新——来自碳排放交易试点的证据[J]. *技术经济*, 2023, 42(2): 53-63.
- [42] 金刚, 尹衍斐, 沈坤荣. 国家试点与地方试点的协同: 来自学生营养改善计划的证据[J]. *世界经济*, 2023, 46(11): 30-53.
- [43] 张涛, 李均超. 网络基础设施、包容性绿色增长与地区差距——基于双重机器学习的因果推断[J]. *数量经济技术经济研究*, 2023, 40(4): 113-135.
- [44] 方锦程, 刘颖, 高昊宇, 等. 公共数据开放能否促进区域协调发展? ——来自政府数据平台上线的准自然实验[J]. *管理世界*, 2023, 39(9): 124-142.
- [45] 吴力波. 公众环境关注度对企业和政府环境治理的影响[J]. *中国人口·资源与环境*, 2022, 32(2): 1-14.
- [46] 张杨, 袁宝龙, 郑晶晶, 等. 策略性回应还是实质性响应? 碳排放权交易政策的企业绿色创新效应[J]. *南开管理评论*, 2024, 27(3): 129-140.
- [47] 张杰, 郑文平. 创新追赶战略抑制了中国专利质量么?[J]. *经济研究*, 2018, 53(5): 28-41.
- [48] 刘畅, 潘慧峰, 李珮, 等. 数字化转型对制造业企业绿色创新效率的影响和机制研究[J]. *中国软科学*, 2023(4): 121-129.

Impact of Government Data Openness on the Efficiency of Urban Green Innovation: Based on a Quasi-natural Experiment of the Launch of Government Data Open Platforms

Meng Wangsheng¹, Fan Dinghao², Li Ding²

(1. School of Business, Gansu University of Political Science and Law, Lanzhou 730070, China;

2. School of Economics, Gansu University of Political Science and Law, Lanzhou 730070, China)

Abstract: Government data openness will have a significant impact on promoting green economic innovation activities. Investigating the mechanism of how government data openness affects urban green innovation efficiency is of crucial significance for accurately understanding their relationship, promoting efficiency in facilitating green economic development. Using panel data from 286 prefecture-level cities from 2011 to 2021, a multi-period double-difference model was employed to explore the impact of government data openness on urban green innovation efficiency. Government data openness effectively enhances urban green innovation efficiency. The results show that open government data can effectively enhance the efficiency of urban green innovation, and the impact is mainly realized through three paths: promoting talent concentration, stimulating innovation and entrepreneurship, and optimizing the regulatory environment. Heterogeneity analysis shows that the effect of open government data on urban green innovation efficiency is stronger in cities in central and western China, with high public concern for environmental protection and high levels of network infrastructure. Extended research finds that open government data can realize the “quantitative and qualitative increase” of green innovation, and that improving the quality of open government data platforms can strengthen its green innovation effect. In addition, this effect is also verified at the micro-firm level. The article provides useful insights for promoting high-quality open government data and green innovation in cities, and provides empirical references for exploring policy design that meets the development requirements of new quality productivity.

Keywords: government data openness; green innovation efficiency; multi-period difference-in-differences model; super-efficiency SBM-GML