

# 数字经济产业集聚对绿色技术创新的影响

## ——基于环境规制的调节效应分析

王彦杰, 高启杰

(中国农业大学 人文与发展学院, 北京 100193)

**摘要:** 绿色转型是推动高质量发展的重要组成部分,实现绿色转型的关键在于绿色技术创新,但学界尚未从数字经济产业集聚视角展开分析。基于我国30省市(因数据缺失,不含西藏地区及港澳台地区)2013—2020年面板数据,分析数字经济产业集聚对绿色技术创新的影响及其调节机制。研究发现:数字经济产业、数字经济制造业和数字经济服务业集聚对绿色技术创新的影响呈“倒U型”,均通过了1%水平的显著性检验,影响程度依次减小且存在滞后性,表明数字经济产业协同集聚对绿色技术创新的影响效应更强。通过计算拐点值发现,多数中西部省市处在“倒U型”的左侧,部分东部省市已经超过拐点值。引入环境规制调节变量后,发现其能够强化数字经济产业和数字经济制造业集聚对绿色技术创新的“倒U型”影响,且滞后性明显。本文为我国各省市加快经济发展方式绿色转型提供政策启示,也为提高区域绿色技术创新能力提供现实参考。

**关键词:** 数字经济产业集聚;绿色技术创新;倒U型;调节效应

**中图分类号:** X322; F49; F124.3 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002—980X(2023)2—0020—11

党的二十大报告明确提出:“加快发展方式绿色转型,实施全面节约战略,发展绿色低碳产业”。《中华人民共和国国民经济和社会发展第十四个五年规划和2035年远景目标纲要》也强调:“构建市场导向的绿色技术创新体系,实施绿色技术创新攻关行动,开展重点行业 and 重点产品资源效率对标提升行动。”由此可见,如何提升绿色技术创新水平已成为当前亟须解决的问题。随着“数字中国”战略持续推进数字产业化和产业数字化,各地纷纷提出大力发展数字经济产业,促进数字经济产业集聚发展,但存在数字经济产业集聚而外部不经济的可能性。在高质量发展和“双碳”目标背景下,绿色发展理念成为我国经济发展方式转型的重要选择,绿色技术创新也成为提升科技竞争力和把握新一轮工业革命的关键(杨上广和郭丰,2022)。数字经济产业集聚为高质量发展提供新动能,绿色技术创新能够为生态文明建设和“双碳”目标实现提供技术支撑,而政府的环境规制却出现“竞相向上”和“逐底竞赛”差异现象。那么,数字经济产业集聚与绿色技术创新的关系如何?环境规制能否成为两者的调节机制?厘清上述问题,能够为避免区域数字经济产业集聚而绿色技术创新水平不高的现象提供现实参考,也为合理制定数字经济产业健康发展和支持绿色技术创新政策提供理论依据。

## 一、文献综述

绿色技术的概念最早由学者 Braun 和 Wield(1994)提出,并发现绿色技术具有减少污染和提高资源利用率的功能。绿色技术创新遵循“工业生态学”的原理和经济发展规律,延伸了传统技术创新,属于生态文明视角下技术创新的新形态,实现了“经济增长和环境保护”双重目标,形成了良性循环(Schiederig et al, 2012)。齐绍洲等(2018)将绿色技术创新定义为一种能够降低污染物排放,减少能源使用,提高绿色发展效率的新技术、新工艺或新产品,它是绿色发展战略和创新驱动战略的有机结合,为构建创新型国家和解决环境污染问题提供力量(汪明月和李颖明,2021)。

已有绿色技术创新的影响因素相关文献,大致能够分为两类。第一类文献主要研究单一因素对绿色技术创新的影响。我国工业绿色技术创新具有空间集聚性特征,绿色研发投入和人均GDP对其有显著影响

收稿日期:2022-11-21

项目基金:农业农村部课题“特色农产品电商市场信息分析”(11200222);河南省高等学校重点科研课题“河南省数字经济发展水平时空格局及影响因素研究”(22B630028);河南省社科联课题“河南省数字经济核心产业集聚水平测度及提升路径研究”(SKL-2022-2118)

作者简介:王彦杰,中国农业大学人文与发展学院博士研究生,研究方向:数字经济、创新经济;;高启杰,博士,中国农业大学人文与发展学院教授,博士研究生导师,研究方向:创新经济、区域经济。

(李婉红,2017)。李青原和肖泽华(2020)认为,排污收费能够显著促进重污染行业企业绿色发明专利成果的产出,但环保补助会挤出绿色发明专利和绿色实用新型专利的产出。王珍愚等(2021)指出,环境规制与企业绿色技术创新呈“U”型关系,非国有企业更倾向于绿色发明专利,不同行业的“U”型拐点值差异较大。而张德涛和张景静(2022)则从政府行为选择视角进行分析,发现其对区域绿色技术创新的影响呈“倒U型”,政府适度提高经济增长目标能够激励绿色技术创新;但目标过度偏离就会阻碍绿色技术创新。第二类文献主要研究多因素对绿色技术创新的影响。绿色技术创新的影响因素主要有金融发展、政府支持、环境规制、市场化进程、政府资助、研发经费投入和研发人员投入(王淑英和张远芳,2022;朱瑾等,2022)。刘云强等(2022)则提出环境政策、绿色市场、贸易开放和技术交易是绿色技术创新影响因素,侧重于政策和市场。

部分学者对数字经济产业集聚与绿色技术创新之间关系展开了研究,主要集中在试验区、企业数字化及数字经济服务业集聚等方面。郭炳南等(2022)以国家级大数据综合试验区为研究对象,发现数字经济产业发展能够改善环境,也能够提高技术创新水平;金环等(2022)利用DID实证分析发现,绿色金融改革创新试验区的企业能够产生资源配置效应,缓解融资约束,促进制造业企业绿色技术创新。宋德勇等(2022)发现企业数字化能够通过提升信息共享水平和知识整合能力促进绿色技术创新。数字金融产业发展与企业绿色技术创新呈边际效应递增的非线性特征(王智新等,2022);按照技术创新环节来说,数字金融集聚能够在企业绿色技术研发环节发挥促进作用,在绿色技术成果转化环节存在抑制作用(张东和王豪杰,2021)。另外,伦晓波和刘颜(2022)还发现数字政府能够通过加强数字基础设施建设、优化制度环境和完善商业生态等促进绿色技术创新。综上,数字经济产业集聚影响绿色技术创新的研究结论尚不能达成统一,主要有两种观点,即线性关系和非线性关系。

与以往文献相比,本文可能的贡献主要体现在两个方面:一是现有研究多数从微观企业视角分析数字经济产业集聚对绿色技术创新的影响,缺少从宏观视角整体考察,忽略了当数字经济产业集聚度达到一定程度时可能对绿色技术创新有抑制作用,也未揭示中间的调节机制。本文以数字经济产业为研究对象,在讨论数字经济制造业和数字经济服务业集聚影响绿色技术创新的基础上,进一步从环境规制视角探究其中的调节机制,拓展了现有研究。二是现有文献主要讨论了产业集聚与绿色技术创新之间的关系,缺少阐述影响机制的文献,数字经济时代如何充分发挥数字经济产业适度集聚对绿色技术创新的促进作用和有效避免数字经济产业过度集聚对绿色技术创新的抑制作用成为当前的重要问题。本文从正向和负向两个视角厘清了数字经济产业集聚影响绿色技术创新的机制,计算出集聚度拐点值,为各地政府最大限度地发挥数字经济产业集聚的绿色技术创新效应提供理论参考。基于上述分析,本文详细阐述数字经济产业集聚影响绿色技术创新的机理,实证检验数字经济产业、数字经济制造业和数字经济服务业集聚对绿色技术创新的影响,进一步揭示其调节机制,为提升数字经济产业集聚的绿色技术创新效应提供新的理论和实证支撑。

## 二、机理分析

古典经济学家强调产业集聚促进社会分工更细化。数字经济产业适度集聚能够通过增强竞争优势、降低成本与分散风险、发挥知识溢出效应、实现资源共享和享受政策红利等促进绿色技术创新;数字经济产业过度集聚也能够通过过度竞争、拥挤效应增强等抑制绿色技术创新。

### (一)数字经济产业适度集聚对绿色技术创新的促进作用

#### 1. 增强竞争优势

产业集聚会激发企业间的竞争活力,培养企业竞争意识,倒逼企业技术创新(罗良文和赵凡,2021),进而获得竞争优势。首先,适度竞争能够帮助企业最大化地利用自身生产能力,明确产品层次和目标市场,降低反垄断风险,分担新产品和新市场的开发成本,推进技术标准化,增加企业和产业竞争优势。其次,数字经济产业在空间地理上集中会使同行业公司间的决策和行为相互影响及时发现绿色技术创新、新产品研发和新市场开发等方面的潜在压力,倒逼企业在绿色技术、产品服务、经营管理和市场拓展等方面进行创新,追赶市场绿色技术创新的步伐。最后,在数字经济时代,获取知识的渠道多种多样,信息迅速流通,市场环境逐步公开透明,那么,率先进行绿色技术创新的企业将重塑原有的竞争格局,改变区域企业间的利益分配格局,可能会快速降低竞争对手的技术价值,对其他企业造成现实威胁。企业在现实威胁和潜在压力之下,为了增加自身竞争优势和追求更高利润,必然会强化绿色技术创新成果,加大研发资金和研发人力的投入,制定激励

方案鼓励绿色技术创新,提高产品的竞争力,提升企业绿色技术创新的投入和产出水平。

## 2. 降低成本与分散风险

单一力量在绿色技术创新时容易受到成本的限制,企业偏向于和上游供应商、下游消费者、行业协会和高校院所等协作创新,共同研究开发新产品和新技术,节约研发成本和分散风险(刘文琦,2019),而数字经济产业集聚为其提供了机会。第一,降低企业的搜寻成本和分析成本。同一区域、同一类型企业之间具有一定的熟悉度,容易快速且准确地识别绿色技术创新合作伙伴,节约搜寻时间,降低搜寻成本。利用数字技术对搜集到的信息进行快速分析,提高效率和结果准确性,降低信息分析成本,将有限的资源使用到绿色技术研发中。第二,降低交易成本。处在同一数字经济产业集聚地内的企业具有相互交易的机会,较为注重双方的信誉,形成良好的信任关系,为长期合作打下基础,降低交易成本。打破时间和地域的限制,与高校院所合作,利用其扎实的理论和廉价的劳动力,降低绿色技术创新交易成本,也能够提升高校院所绿色专利的成果转化率。第三,分散绿色技术创新风险。技术创新存在一定的风险,即使投入了大量人力、物力和财力,也存在失败的可能性。绿色技术创新的难度大、要求高、风险大,而多元力量协同进行绿色技术创新,减少创新主体对创新风险的顾虑,充分发挥各方力量的优势,分散绿色技术创新风险,提高绿色技术创新成功的可能性。另外,企业还能够共享仪器设备、数据库和图书资料等研发基础设施,降低企业研发成本。

## 3. 发挥知识外溢效应

产业集聚为知识外溢创造了条件(史梦昱和沈坤荣,2021),知识外溢是产业集聚区技术创新的根本动力,产业集聚区域内部知识外溢有利于形成绿色技术创新网络。首先,大量的数字经济企业集聚,企业之间的地理邻近性增强,集聚区内研发人员交流成本较低,企业之间实地参观调研频繁,技术人员交流机会增多,工作人员流动性增强。数字经济产业集聚区内知识、信息、人才和资金大量集聚和流动,助力集聚区形成绿色技术创新集群网络,加速绿色技术和绿色知识在企业之间扩散,从而提升区域绿色技术创新水平。其次,优势企业实现绿色技术创新,一旦成为市场需求新产品,就会拥有绝对的市场优势,大幅增加创新收益,激发企业内在创新动力,促进企业绿色技术创新可持续发展。集聚区域内其他企业能够通过交流、学习和模仿从优势企业获取溢出知识,促进绿色知识和绿色技术加速扩散和外溢。新绿色技术在被其他企业学习模仿后,原优势企业的技术超额报酬就会减少,甚至消失,迫使优势企业继续绿色技术研发进而保持行业优势地位,形成一个良好的绿色技术创新循环。最后,数字经济服务业能够把新知识和先进技术快速传播到上游和下游企业,乃至全产业链,为集聚区内企业提供了创新知识和学习模仿的环境,帮助企业获取绿色创新思想、案例和其他绿色技术创新素材,也为中小微企业提供获取外部知识的渠道,促进绿色技术创新。

## 4. 实现资源共享

数字经济时代产业集聚打破了知识共享与技术溢出效应的地理区位限制(曾丹和黄隽,2022),有利于研发和传播绿色技术。第一,衍生技术中介。数字经济产业集聚能够衍生出技术中介,如科技金融、技术咨询和技术转化等中介服务,产生资源共享效应,优化技术创新环境。数字经济服务业集聚能够通过提供绿色信贷服务、提升综合咨询服务水平、提高绿色技术转化效率和提供辅助性服务等发挥作用。第二,开放共享。开放共享是数字经济产业的典型特征,使创新主体更容易获取信息和生产要素。例如,大型绿色技术创新项目对资金的需求较大,仅仅依靠一种融资方式显然无法满足资金需求,此时,数字经济产业集聚能够促进金融机构之间的沟通合作与信息共享,既能够满足创新主体对绿色技术创新的资金需求,也能够扩大区域信息共享的成效。第三,优化资源配置。数字经济产业集聚能够促进创新主体通过相互作用形成“1+1>2”的协同效应,有利于提高区域数字经济产业竞争力,促进绿色技术创新。生产要素得到合理分配,疏通阻碍绿色技术创新的渠道,为绿色技术创新提供物质保障。

## 5. 享受政策红利

完善的政策体系对促进数字经济健康发展、协调集聚发展与绿色技术创新均具有不可忽略的贡献(衣保中和郭思齐,2020)。我国数字经济产业体系建设起步稍晚,但发展速度快。近年来,我国陆续出台诸多技术创新、数字经济和产业集聚的相关政策,而新政策往往具有较大的边际效应。首先,从2017年开始,“数字经济”已连续六年被写入政府工作报告,多次指出要继续出台政策加强数字中国建设整体布局;全国31省市也均出台了支持数字经济发展的相关政策。其次,持续升级和完善技术创新政策,陆续实施各种税收减免优惠。例如,2022年,政府提出将科技型中小企业的研发费用加计扣除比例从75%提高到100%,进一步完善设备器具加速折旧和高新技术企业所得税优惠等政策,支持企业进行绿色技术创新。新政策能够促进数字

经济产业快速发展,并通过数字经济产业的集聚推动绿色技术创新。最后,不断加强知识产权保护和科技成果转化政策建设,完善了创新政策体系,促进绿色技术创新发展的长期化、稳定化和持续化。

## (二)数字经济产业过度集聚对绿色技术创新的抑制作用

### 1. 过度竞争

产业集群生命周期理论将产业集聚发展过程分为形成、增长、成熟和衰退四个阶段,在衰退阶段,资源竞争恶化导致生产成本急剧上升,同时技术创新行为趋于保守,出现规模不经济现象(李琳和邓如,2018)。第一,成本上升。数字经济产业过度集聚会导致市场拥挤,产品成本上升,同时企业还在通过不断压低价格来维持市场份额,营业利润减少,进而减少对绿色技术创新的投入。第二,限制合作创新。市场过度竞争会影响企业绿色技术协作研发,企业之间竞争加剧,合作协议的约束越多,知识外溢效应变弱,限制绿色技术创新网络的扩展,降低绿色技术创新效率。第三,挤出资源。空间上过度集聚的数字经济产业为抢夺市场会出现不良竞争,导致一部分企业离开,数字经济企业进入门槛降低,恶性竞争加剧,挤出企业绿色技术创新的资源,最终致使数字经济产业集聚不能促进绿色技术创新,甚至对绿色技术创新产生抑制作用。第四,政策壁垒。近年来,各级政府出台一系列支持数字经济发展和绿色技术创新的政策,这些政策之间可能存在重复或相矛盾等问题。企业在适应新监管政策或环境规制政策时,边际报酬会逐步递减,进而表现为数字经济产业集聚对绿色技术创新的正向影响逐步减弱。

### 2. 拥挤效应增强

产业过度集聚会产生拥挤效应,导致集聚区内的经济活动非均衡分布,拥挤效应大于集聚经济效应,产生外部不经济(刘信恒,2020)。第一,增大风险。数字经济服务业集聚产生的金融创新、平台创新和共享创新使企业增大经营风险,降低稳定性,从而不利于绿色技术创新。第二,过度模仿。当下,我国仍然处于创新型国家建设阶段,部分企业的主动创新意识不强,仍通过模仿甚至剽窃获取利益,不利于绿色技术创新的持续发展。数字经济企业通过绿色技术创新生产新产品,当新产品上市后,其他企业在短时间内就可能会“搭便车”和“假冒伪劣”,导致“山寨货”产品流通,产品价格和利润快速下降,严重打击创新主体的积极性,对数字经济企业经营和绿色技术创新造成负面影响,减缓绿色技术创新速度。第三,环境规制。随着数字经济产业集聚程度不断提高,环境污染、交通堵塞等问题显现出来,创新主体往往为了追求短时间内环保达标,会将大量资源运用到环保治理当中,减少绿色技术创新研发的资金投入,会对绿色技术创新逐渐产生阻碍作用。第四,在数字经济产业集聚形成后,创新主体为了寻求发展,可能会出现“挖人”现象,同时要素的市场价格上升会导致日常经营成本和技术开发成本增加,抑制了绿色技术创新。

由此可见,在数字经济产业集聚出现和快速发展阶段,能够对绿色技术创新产生促进作用;当数字经济产业集聚达到一定规模后,阻碍绿色技术创新的因素增多,就会对绿色技术创新产生抑制作用。各地区的资源禀赋不同,数字经济制造业和服务业的发展方向及规模存在差异,可能对绿色技术创新的影响机制和效应也不同,并且环境规制对其可能存在调节作用。这充分表明数字经济产业集聚和绿色技术创新之间并不是简单的线性关系,而可能存在复杂的非线性关系,即“倒U型”关系。基于此,本文提出三条假设:

数字经济产业集聚对绿色技术创新的影响呈“倒U型”(H1);

数字经济制造业和数字经济服务业集聚对绿色技术创新的影响存在异质性(H2);

环境规制对数字经济产业集聚与绿色技术创新的“倒U型”关系有调节作用(H3)。

## 三、模型设定、变量选择及描述

### (一)模型设定

各省市之间可能会在其他因素和时间趋势上影响数字经济产业集聚与绿色技术创新的关系,本文既控制了个体固定效应,也控制了时间固定效应。为了降低多重共线性及异方差性的影响,对部分变量进行对数化处理。参照王彦杰等(2022)的研究,模型如式(1)所示。

$$GTI_{c,t} = \beta_0 + \beta_1 agg_{c,t} + \beta_2 agg_{c,t}^2 + X_{c,t} + \gamma_c + \mu_t + \epsilon_{c,t} \quad (1)$$

其中: $c$ 为省市; $t$ 为年份; $agg_{c,t}$ 、 $Magg_{c,t}$ 、 $Sagg_{c,t}$ 分别为数字经济产业、数字经济制造业和数字经济服务业集聚程度; $GTI_{c,t}$ 为绿色技术创新; $X_{c,t}$ 为控制变量集; $\gamma_c$ 和 $\mu_t$ 分别为省市和时间固定效应; $\beta_0$ 、 $\beta_1$ 、 $\beta_2$ 为影响系数; $\epsilon_{c,t}$ 为误差项。根据理论模型分析结论, $\beta_1$ 的方向为正, $\beta_2$ 的方向为负。

由于数字经济产业又可以进一步分为数字经济制造业和数字经济服务业,故模型能够表示为

$$GTI_{c,t} = \beta_0 + \beta_1 Magg_{c,t} + \beta_2 Magg_{c,t}^2 + X_{c,t} + \mu_t + \gamma_c + \epsilon_{c,t} \quad (2)$$

$$GTI_{c,t} = \beta_0 + \beta_1 Sagg_{c,t} + \beta_2 Sagg_{c,t}^2 + X_{c,t} + \mu_t + \gamma_c + \epsilon_{c,t} \quad (3)$$

## (二) 变量选择

### 1. 被解释变量

绿色技术创新(*GTI*)。参照方先明和那晋领(2020)及 Zhang 等(2019)的研究,选择绿色发明型专利和绿色实用新型专利的数量之和衡量绿色技术创新。2010年,世界知识产权组织(WIPO)依据《联合国气候变化框架公约》推出了“国际专利分类绿色清单”,主要包括:交通运输类(transportation)、废弃物管理类(wastemanagement)、能源节约类(energyconservation)、替代能源生产类(alternativeenergyproduction)、行政监管与设计类(administrativeregulatoryordesignaspects)、农林类(agricultureorforestry)和核电类(nuclearpowergeneration)。基于上述分类,通过筛查国家知识产权局公布的专利分类号(IPC),获取我国各省市已获得的绿色发明型专利和绿色实用新型专利数量。另外,在后续实证过程中剔除绿色实用新型专利进行稳健性检验。

### 2. 解释变量

数字经济产业集聚(*agg*)。结合国家统计局在2021年发布的《数字经济及其核心产业统计分类(2021)》和2017年发布的《国民经济行业分类(GB/T 4754—2017)》标准,同时借鉴韩君和高瀛璐(2022)研究成果,基于数据可得性,将数字经济产业划分为数字经济制造业和数字经济服务业,其中数字经济制造业主要包括计算机、通信和其他电子设备制造业、专用设备制造业、电气机械和器材制造业、仪器仪表制造业,涉及数字产品制造业和数字化效率提升业;数字经济服务业主要包括软件和信息技术服务业、互联网和相关服务业、电信业及数字内容业,涉及了数字产品服务业、数字技术应用业、数字要素驱动业和数字化效率提升业。同时,区位熵被广泛用来测度产业集聚。因此,本文采用区位熵衡量我国各省市数字经济产业、数字经济制造业和数字经济服务业集聚度。具体计算公式为

$$LQ_{ij} = \frac{q_{ij}/q_i}{q_j/q} \quad (4)$$

其中: $LQ_{ij}$ 为地区*i*产业*j*在全国的区位熵; $q_{ij}$ 为地区*i*产业*j*的主营业务收入; $q_i$ 为地区*i*所有产业的主营业务收入; $q_j$ 为全国产业*j*的主营业务收入; $q$ 为全国所有产业的主营业务收入。

### 3. 控制变量

在现有文献的基础上,本文设定了其他对绿色技术创新可能产生影响的控制变量。政府支持(*gs*):采用地方政府一般支出表示;经济结构(*es*):采用各省市第一、二、三产业分别赋值1、2、3累加表示;对外开放(*open*):采用各省市进出口总额与GDP比值表示;技术市场成熟度(*tmm*):采用技术市场成交额反映。另外,在后续稳健性检验中使用的人力资本(*hc*)指标采用各省市6岁以上人口平均受教育年限表示。

### 4. 数据来源

本文的数据来源主要有国家统计局、国家知识产权局、《中国工业统计年鉴(2014—2021)》和《中国科技统计年鉴(2014—2021)》等。由于部分数据缺失严重,故选择除西藏地区及港澳台地区外的30个省市作为研究对象。

## (三) 指标描述性统计

表1是对各变量的描述性统计,其中绿色技术创新水平的平均值为7.893,最大值为10.874;数字经济制造业集聚的最大值比数字经济服务业高0.065;解释变量和被解释变量的变异系数均大于控制变量,其中数字经济制造业集聚的变异系数最大,表明我国绿色技术创新和数字经济产业集聚均存在不均衡、不协调的现象。另外,最小值与最大值能够为后续分析“倒U型”拟合线的拐点值是否存在,提供了数值区间。

表1 各变量的描述性统计( $N=240$ )

| 变量                 | 均值     | 标准差   | 最小值   | 最大值    |
|--------------------|--------|-------|-------|--------|
| 绿色技术创新             | 7.893  | 1.293 | 3.689 | 10.874 |
| 绿色技术创新(剔除绿色实用新型专利) | 6.334  | 1.333 | 1.946 | 9.211  |
| 数字经济产业集聚           | 0.712  | 0.427 | 0.173 | 1.835  |
| 数字经济制造业集聚          | 0.697  | 0.458 | 0.073 | 1.886  |
| 数字经济服务业集聚          | 0.703  | 0.397 | 0.200 | 1.821  |
| 技术市场成熟度            | 14.133 | 1.784 | 8.783 | 17.961 |
| 政府支持               | 6.012  | 0.642 | 4.122 | 7.544  |
| 对外开放               | 8.093  | 1.565 | 3.094 | 11.224 |
| 经济结构               | 2.409  | 0.119 | 2.132 | 2.834  |
| 人力资本               | 9.071  | 0.994 | 6.766 | 12.782 |

与此同时,通过计算 30 省市数字经济产业集聚、绿色技术创新和绿色技术创新(剔除实用新型专利)的全局 Moran's  $I$  值,发现我国数字经济产业集聚、绿色技术创新和绿色技术创新(剔除实用新型专利)的全局 Moran's  $I$  均大于 0,  $P$  值也小于 0.05,通过了显著性检验,表明我国数字经济产业集聚和绿色技术创新都具有明显的空间正相关性,且空间关联不断增强。

## 四、实证分析

### (一)面板单位根检验

由于回归变量的平稳性对面板回归的精度有一定影响,为了避免伪回归问题,故在进行面板回归前运用相同根检验中的 Levin-Lin-Chu(LLC)检验和不同根检验中的 PP-Fisher 检验进行面板单位根检验,核心变量检验结果见表 2。各变量的  $p$  值均为 0.000,表明各变量均具有平稳性。

表 2 单位根检验结果

| 变量                 | LLC 检验     |       | PP-Fisher 检验 |       | 结果 |
|--------------------|------------|-------|--------------|-------|----|
|                    | 统计值        | $p$   | 统计值          | $p$   |    |
| 绿色技术创新             | -9.868***  | 0.000 | 16.777***    | 0.000 | 平稳 |
| 绿色技术创新(剔除绿色实用新型专利) | -19.630*** | 0.000 | 40.242***    | 0.000 | 平稳 |
| 数字经济产业集聚           | -7.967***  | 0.000 | 6.778***     | 0.000 | 平稳 |
| 数字经济制造业集聚          | -8.104***  | 0.000 | 4.063***     | 0.000 | 平稳 |
| 数字经济服务业集聚          | -9.834***  | 0.000 | 11.031***    | 0.000 | 平稳 |

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。

### (二)基本计量结果与分析

表 3 是数字经济产业集聚对绿色技术创新影响的固定效应基本估计结果,被解释变量分别为数字经济产业、数字经济制造业和数字经济服务业集聚。估计 1、估计 3 和估计 5 仅考虑了数字经济产业、数字经济制造业和数字经济服务业集聚的一次项对绿色技术创新的影响;估计 2、估计 4 和估计 6 则考虑了数字经济产业、数字经济制造业和数字经济服务业集聚的一次项及其二次项对绿色技术创新的影响,能够看到二次项系数在 1% 显著性水平上显著为负,且其一次项仍显著为正且系数均大幅提高,能够较好地证明数字经济产业、数字经济制造业和数字经济服务业集聚与绿色技术创新之间的影响呈倒“U”型。

具体来看,估计 2 结果表明,数字经济产业集聚及其二次项的系数均通过了 1% 水平的显著性检验,其中数字经济产业集聚的一次项系数为正,二次项系数为负,即数字经济产业集聚对绿色技术创新的影响呈“倒 U 型”,与本文设定的理论模型相一致,验证了假设 H1;通过拐点值公式计算得出,数字经济产业集聚对绿色技术创新产生“倒 U 型”影响的拐点值为 1.327,在数字经济产业集聚程度的取值范围[0.173, 1.835]之中。估计 4 结果显示,数字经济制造业集聚一次项及其二次项系数均通过了 1% 水平的显著性检验,其中数字经济制造业集聚的一次项系数为正,数字经济制造业集聚的二次项系数为负,即数字经济制造业集聚对绿色技术创新的影响呈“倒 U 型”,再次验证了设定的理论模型;通过拐点值公式计算得出,数字经济制造业集聚对绿色技术创新产生“倒 U 型”影响的拐点值为 1.307,在数字经济制造业集聚程度的取值范围[0.073, 1.886]之中。估计 5 结果表明,数字经济服务业集聚仅通过 5% 显著性检验;在加入二次项后,估计 6 结果表明数字经济服务业集聚及其二次项的系数均通过了 1% 水平的显著性检验,其中数字经济服务业集聚的一次项系数为正,其二次项的系数为负,即数字经济服务业集聚对绿色技术创新的影响呈“倒 U 型”,也与设定的理论模型相一致;计算得出数字经济服务业集聚对绿色技术创新产生“倒 U 型”影响的拐点值为 1.256,在数字经济服务业集聚程度的取值范围[0.200, 1.821]之中。通过上述分析可知,数字经济产业、数字经济制造业和数字经济服务业集聚对绿色技术创新的影响依次减小,即“数字经济产业>数字经济制造业>数字经济服务业”,验证了假设 H2,表明数字经济制造业和数字经济服务业协同集聚对绿色技术创新的影响效应更强。

三者的拐点值呈“数字经济产业>数字经济制造业>数字经济服务业”依次减小态势。在 2013—2020 年期间,数字经济产业集聚超过拐点值的省市主要有广东、上海、北京、浙江和江苏,数字经济制造业集聚超过拐点值的省市主要有广东、上海、江苏、天津和重庆,数字经济服务业集聚超过拐点值的省市主要有上海、北京、广东、浙江和天津,均集中在东部地区。由于多数中西部省市的数字经济产业集聚程度不高,其影响效应以正向为主,即多数中西部省市的数字经济产业集聚对绿色技术创新产生正向作用,部分东部省市的数字经济产业集聚对绿色技术创新已经产生负向作用。

就控制变量而言,技术市场成熟度、政府支持和对外开放等均通过了 1% 的统计性显著检验,且系数为正,这与现有研究结论基本一致。后续会对上述基本文结论进行稳健性检验和进一步机制分析。

表 3 数字经济产业集聚对绿色技术创新的影响

| 变量             | 数字经济产业           |                   | 数字经济制造业          |                   | 数字经济服务业          |                   |
|----------------|------------------|-------------------|------------------|-------------------|------------------|-------------------|
|                | 估计 1             | 估计 2              | 估计 3             | 估计 4              | 估计 5             | 估计 6              |
| $agg_{c,t}$    | 0.588*** (0.122) | 1.895*** (0.251)  |                  |                   |                  |                   |
| $agg_{c,t}^2$  |                  | -0.714*** (0.122) |                  |                   |                  |                   |
| $Magg_{c,t}$   |                  |                   | 0.436*** (0.087) | 1.393*** (0.187)  |                  |                   |
| $Magg_{c,t}^2$ |                  |                   |                  | -0.533*** (0.093) |                  |                   |
| $Sagg_{c,t}$   |                  |                   |                  |                   | 0.258** (0.127)  | 1.113*** (0.339)  |
| $Sagg_{c,t}^2$ |                  |                   |                  |                   |                  | -0.443*** (0.163) |
| $imm$          | 0.166*** (0.020) | 0.132*** (0.020)  | 0.172*** (0.020) | 0.147*** (0.019)  | 0.174*** (0.021) | 0.150*** (0.023)  |
| $gs$           | 0.511*** (0.059) | 0.560*** (0.055)  | 0.473*** (0.058) | 0.500*** (0.055)  | 0.513*** (0.064) | 0.556*** (0.065)  |
| $open$         | 0.322*** (0.034) | 0.290*** (0.032)  | 0.345*** (0.030) | 0.324*** (0.028)  | 0.391*** (0.033) | 0.372*** (0.033)  |
| $es$           | -0.353 (0.319)   | 0.392 (0.323)     | 0.032 (0.294)    | 0.347 (0.281)     | -0.033 (0.336)   | 0.336 (0.358)     |
| 时间固定效应         | 是                | 是                 | 是                | 是                 | 是                | 是                 |
| 个体固定效应         | 是                | 是                 | 是                | 是                 | 是                | 是                 |
| 常数项            | 0.304* (0.832)   | 1.487* (0.835)    | -0.558 (0.753)   | 1.244* (0.715)    | -0.915 (0.843)   | 1.882** (0.905)   |
| 观测值数           | 240              | 240               | 240              | 240               | 240              | 240               |
| $R^2$          | 0.927            | 0.937             | 0.928            | 0.937             | 0.921            | 0.924             |

注：\*\*\*、\*\*和\*分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平；括号内值为标准误。

(三)内生性及稳健性检验

为了解决估计模型可能存在的内生性和遗漏指标等问题,保证主要结论的可靠性,采用被解释变量滞后一期、替换被解释变量和引入新变量等方法对基准结论进行内生性和稳健性检验。

1. 被解释变量滞后一期

首先,将被解释变量滞后一期,解释变量和控制变量选择当期进行稳健性检验,如表 4 估计 7~估计 9 所示。数字经济产业、数字经济制造业和数字经济服务业集聚的一次项及二次项均通过了 1% 显著性检验,但系数有小幅下降,表明数字经济产业、数字经济制造业和数字经济服务业集聚对绿色技术创新的“倒 U 型”影响具有滞后性,两者的集聚效应不仅在当期显现,也在后一期显现。因此,被解释变量滞后一期的估计结果与上述基本估计结果相一致。

表 4 被解释变量滞后一期和替换被解释变量的影响估计结果

| 变量             | 被解释变量滞后一期         |                   |                   | 替换被解释变量           |                   |                  |
|----------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|------------------|
|                | 数字经济产业            | 数字经济制造业           | 数字经济服务业           | 数字经济产业            | 数字经济制造业           | 数字经济服务业          |
|                | 估计 7              | 估计 8              | 估计 9              | 估计 10             | 估计 11             | 估计 12            |
| $agg_{c,t}$    | 1.804*** (0.263)  |                   |                   | 1.192*** (0.286)  |                   |                  |
| $agg_{c,t}^2$  | -0.693*** (0.126) |                   |                   | -0.537*** (0.139) |                   |                  |
| $Magg_{c,t}$   |                   | 1.346*** (0.198)  |                   |                   | 0.977*** (0.211)  |                  |
| $Magg_{c,t}^2$ |                   | -0.522*** (0.098) |                   |                   | -0.473*** (0.105) |                  |
| $Sagg_{c,t}$   |                   |                   | 0.895*** (0.344)  |                   |                   | 0.521 (0.363)    |
| $Sagg_{c,t}^2$ |                   |                   | -0.371*** (0.166) |                   |                   | -0.290* (0.175)  |
| 控制变量           | 是                 | 是                 | 是                 | 是                 | 是                 | 是                |
| 时间固定效应         | 是                 | 是                 | 是                 | 是                 | 是                 | 是                |
| 个体固定效应         | 是                 | 是                 | 是                 | 是                 | 是                 | 是                |
| 常数项            | 1.461* (0.873)    | 1.167 (0.747)     | 1.742* (0.942)    | 4.771*** (0.952)  | 4.413*** (0.808)  | 4.883*** (0.968) |
| 观测值数           | 210               | 210               | 210               | 240               | 240               | 240              |
| $R^2$          | 0.939             | 0.939             | 0.926             | 0.929             | 0.930             | 0.924            |

注：\*\*\*、\*\*和\*分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平；括号内值为标准误。

2. 替换被解释变量

其次,通过替换被解释变量再次检验上述估计结果。本文将绿色实用新型专利剔除,形成新的绿色技术创新衡量指标,并对其进行检验,如表 4 估计 10~估计 12 所示。数字经济产业和数字经济制造业集聚的一次项及二次项均通过了 1% 显著性检验,二者的一次项系数为正,二次项的系数为负,验证了本文的主要结论。与基准估计结果对比发现,三者对绿色技术创新的影响系数均有下降,变化最大的是数字经济服务业,数字经济服务业集聚从通过 1% 显著性检验变化为未通过显著性检验,二次项从 1% 显著性变为 10% 显著性。表明数字经济服务业集聚对剔除绿色实用新型专利后的绿色技术创新影响减小。虽然替换被解释变量之后的估计结果有所变化,但总体不影响主要结论。

### 3. 引入新变量

最后,参照郭丰等(2022)的研究,在被解释变量和解释变量不变的前提下,将人力资本作为新变量加入到控制变量进行稳健性检验。数字经济产业、数字经济制造业和数字经济服务业集聚及三者的二次项均通过了1%显著性检验,且系数仅小幅波动,表明研究结论具有稳定性。因此,引入新控制变量之后的估计结果与本文的基本估计结果相一致。

## 五、机制分析

我国数字经济产业集聚发展的同时,也产生了能源消耗、重金属污染等环境问题,可能阻碍了绿色技术创新,基于此,政府部门相继出台了一系列环境治理政策。数字经济产业面临的政策型环境规制对产业发展可能具有显著影响,即环境规制可能对数字经济产业集聚与绿色技术创新“倒U型”关系有调节作用。本文采用工业污染治理完成率反映环境规制(*ers*),参照郭然和原毅军(2020)的研究,将其作为调节变量引入到模型中,具体如式(5)~式(7)所示:

$$GTI_{c,t} = \beta_0 + \beta_1 agg_{c,t} + \beta_2 agg_{c,t}^2 + \beta_3 agg_{c,t} \times ers + \beta_4 agg_{c,t}^2 \times ers + X_{c,t} + \gamma_c + \mu_t + \epsilon_{c,t} \quad (5)$$

$$GTI_{c,t} = \beta_0 + \beta_1 Magg_{c,t} + \beta_2 Magg_{c,t}^2 + \beta_3 Magg_{c,t} \times ers + \beta_4 Magg_{c,t}^2 \times ers + X_{c,t} + \mu_t + \gamma_c + \epsilon_{c,t} \quad (6)$$

$$GTI_{c,t} = \beta_0 + \beta_1 Sagg_{c,t} + \beta_2 Sagg_{c,t}^2 + \beta_3 Sagg_{c,t} \times ers + \beta_4 Sagg_{c,t}^2 \times ers + X_{c,t} + \mu_t + \gamma_c + \epsilon_{c,t} \quad (7)$$

环境规制对数字经济产业、数字经济制造业和数字经济服务业集聚影响绿色技术创新调节作用的估计结果见表5。从估计13、估计15和估计17可以发现,数字经济产业、数字经济制造业和数字经济服务业集聚的一次项与环境规制的交互项系数为正,且分别通过了1%、1%和5%水平的显著性检验,表明三者与环境规制的关联效应能够有效促进绿色技术创新。然而,上述分析已经验证了数字经济产业、数字经济制造业和数字经济服务业集聚的一次项对绿色技术创新的

表5 环境规制调节作用检验结果

| 变量                        | 数字经济产业              |                      | 数字经济制造业             |                     | 数字经济服务业            |                    |
|---------------------------|---------------------|----------------------|---------------------|---------------------|--------------------|--------------------|
|                           | 估计13                | 估计14                 | 估计15                | 估计16                | 估计17               | 估计18               |
| $agg_{c,t}$               | 0.690***<br>(0.128) | 1.529***<br>(0.308)  |                     |                     |                    |                    |
| $agg_{c,t}^2$             |                     | -0.485***<br>(0.162) |                     |                     |                    |                    |
| $Magg_{c,t}$              |                     |                      | 0.503***<br>(0.096) | 0.910***<br>(0.232) |                    |                    |
| $Magg_{c,t}^2$            |                     |                      |                     | -0.254*<br>(0.132)  |                    |                    |
| $Sagg_{c,t}$              |                     |                      |                     |                     | 0.159<br>(0.156)   | 0.950**<br>(0.460) |
| $Sagg_{c,t}^2$            |                     |                      |                     |                     |                    | -0.413*<br>(0.226) |
| $agg_{c,t} \times ers$    | 0.105***<br>(0.017) | 0.057**<br>(0.023)   |                     |                     |                    |                    |
| $agg_{c,t}^2 \times ers$  |                     | -0.028*<br>(0.015)   |                     |                     |                    |                    |
| $Magg_{c,t} \times ers$   |                     |                      | 0.101***<br>(0.015) | 0.069***<br>(0.022) |                    |                    |
| $Magg_{c,t}^2 \times ers$ |                     |                      |                     | -0.035**<br>(0.022) |                    |                    |
| $Sagg_{c,t} \times ers$   |                     |                      |                     |                     | 0.038**<br>(0.019) | 0.006<br>(0.026)   |
| $Sagg_{c,t}^2 \times ers$ |                     |                      |                     |                     |                    | 0.003<br>(0.016)   |
| 控制变量                      | 是                   | 是                    | 是                   | 是                   | 是                  | 是                  |
| 时间固定效应                    | 是                   | 是                    | 是                   | 是                   | 是                  | 是                  |
| 个体固定效应                    | 是                   | 是                    | 是                   | 是                   | 是                  | 是                  |
| 常数项                       | 0.737<br>(0.783)    | 1.511*<br>(0.812)    | 1.603**<br>(0.694)  | 1.682*<br>(0.691)   | 1.537*<br>(0.870)  | 2.132**<br>(0.925) |
| 观测值数                      | 240                 | 240                  | 240                 | 240                 | 240                | 240                |
| $R^2$                     | 0.940               | 0.942                | 0.942               | 0.943               | 0.924              | 0.925              |

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示1%、5%和10%的显著性水平;括号内值为标准误。

表5中估计14的结果反映, $agg_{c,t} \times ers$ 和 $agg_{c,t}^2 \times ers$ 的估计系数均通过了5%和10%显著性检验,且系数方向分别为正和负,表明环境规制能够强化数字经济产业集聚对绿色技术创新的“倒U型”影响,验证了假设H3。估计16的结果表示, $Magg_{c,t} \times ers$ 和 $Magg_{c,t}^2 \times ers$ 的估计系数均通过了1%和5%显著性检验,且系数方向分别为正和负,表明环境规制也能够强化数字经济制造业集聚对绿色技术创新的“倒U型”影响。与上述不同的是,估计18的结果表示, $Sagg_{c,t} \times ers$ 和 $Sagg_{c,t}^2 \times ers$ 的估计系数均未通过显著性检验,且系数方向均为正,表明环境规制尚不能强化数字经济服务业集聚对绿色技术创新的“倒U型”影响。提高环境规制水平有利于以知识密集型和技术密集型为主的数字经济制造业集聚,既能够

减少数字经济制造业企业的污染物排放,也能够提升绿色技术创新能力。

将被解释变量滞后一期,解释变量、控制变量及调节变量选择当期进行进一步检验,如表 6 估计 19~估计 21 所示。数字经济产业集聚一次项及其二次项均通过了 1% 水平下显著性检验,且系数有小幅变动,表明环境规制对数字经济产业集聚与绿色技术创新“倒 U 型”关系的调节作用具有滞后性,调节效应不仅体现在当期,也在后一期显现。数字经济制造业集聚一次项通过了 1% 水平下显著性检验,其二次项通过了 10% 显著性检验,且影响系数明显增大,表明环境规制对数字经济制造业集聚与绿色技术创新“倒 U 型”关系的调节作用具有明显滞后性。数字经济服务业是三者中变化最大的,没有通过显著性检验,但其一次项影响系数方向为正,二次项系数方向为负,表明环境规制对数字经济服务业集聚与绿色技术创新“倒 U 型”关系的调节作用没有明显滞后性。

总之,环境规制对数字经济产业集聚与绿色技术创新“倒 U 型”关系的调节作用存在一定的时滞,数字经济制造业最明显,而数字经济服务业最不明显。这也可能是数字经济制造业迁移成本远远高于环境规制罚款成本和绿色技术创新成本,故政府在加大环境规制强度时,一方面迫使企业被动开展绿色技术创新;另一方面企业处于成本考虑主动开展绿色技术创新。

表 6 滞后一期环境规制调节作用检验结果

| 变量                       | 数字经济产业<br>估计 19      | 数字经济制造业<br>估计 20    | 数字经济服务业<br>估计 21  | 变量                        | 数字经济产业<br>估计 19   | 数字经济制造业<br>估计 20    | 数字经济服务业<br>估计 21   |
|--------------------------|----------------------|---------------------|-------------------|---------------------------|-------------------|---------------------|--------------------|
| $agg_{c,t}$              | 1.530***<br>(0.317)  |                     |                   | $Magg_{c,t}^2 \times ers$ |                   | -0.033**<br>(0.017) |                    |
| $agg_{c,t}^2$            | -0.470***<br>(0.167) |                     |                   | $Sagg_{c,t} \times ers$   |                   |                     | 0.018<br>(0.025)   |
| $Magg_{c,t}$             |                      | 0.985***<br>(0.246) |                   | $Sagg_{c,t}^2 \times ers$ |                   |                     | -0.005<br>(0.016)  |
| $Magg_{c,t}^2$           |                      | -0.283*<br>(0.140)  |                   | 控制变量                      | 是                 | 是                   | 是                  |
| $Sagg_{c,t}$             |                      |                     | 0.609<br>(0.466)  | 时间固定效应                    | 是                 | 是                   | 是                  |
| $Sagg_{c,t}^2$           |                      |                     | -0.261<br>(0.228) | 个体固定效应                    | 是                 | 是                   | 是                  |
| $agg_{c,t} \times ers$   | 0.057**<br>(0.023)   |                     |                   | 常数项                       | 1.480*<br>(0.834) | 1.606*<br>(0.718)   | 1.964**<br>(0.953) |
| $agg_{c,t}^2 \times ers$ | -0.032*<br>(0.015)   |                     |                   | 观测值数                      | 210               | 210                 | 210                |
| $Magg_{c,t} \times ers$  |                      | 0.059**<br>(0.023)  |                   | $R^2$                     | 0.945             | 0.945               | 0.928              |

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平;括号内值为标准误。

## 六、结论与建议

通过上述分析,本文主要得出以下结论。第一,通过计算和观察我国数字经济产业集聚、绿色技术创新和绿色技术创新(剔除实用新型专利)的描述性统计和全局 Moran's  $I$  可知,我国数字经济产业集聚和绿色技术创新均具有明显的空间正相关性,且空间关联不断增强;但两者均存在不均衡、不协调的现象。第二,通过固定效应基准模型分析得出,数字经济产业、数字经济制造业和数字经济服务业集聚对绿色技术创新的影响呈“倒 U 型”,均通过了 1% 水平下显著性检验,且依次减小,即“数字经济产业>数字经济制造业>数字经济服务业”,验证了假设 H1 和 H2,表明数字经济制造业和数字经济服务业协同集聚对绿色技术创新的影响效应更强。通过计算拐点值发现,三者的拐点值呈“数字经济产业>数字经济制造业>数字经济服务业”依次减小,多数中西部省市处在“倒 U 型”的左侧,部分东部沿海省市已经超过了拐点值,表明多数省市的数字产业集聚正向促进绿色技术创新,部分省市的数字产业集聚负向抑制绿色技术创新。第三,通过采用被解释变量滞后一期、替换被解释变量、引入人力资本新变量进行内生性和稳健性检验发现,数字经济产业、数字经济制造业和数字经济服务业集聚对绿色技术创新的“倒 U 型”影响具有稳定性,且滞后性会逐渐减弱;数字经济服务业集聚对剔除绿色实用新型专利后的绿色技术创新影响减小。第四,引入环境规制作为调节变量进一步机制分析,发现环境规制能够强化数字经济产业和数字经济制造业集聚对绿色技术创新的“倒 U 型”影响,验证了假设 H3;但尚不能强化数字经济服务业集聚对绿色技术创新的“倒 U 型”影响。同时发现环

境规制的调节作用也存在一定的时滞,其中数字经济制造业集聚最明显,数字经济服务业集聚最不明显。

在理论分析和实证检验的基础上,本文提出以下对策建议。第一,数字经济制造业和数字经济服务业协同集聚发展。制造业需要积极引入大数据、数字平台和工业互联网等先进数字技术,促进产业数字化发展。数字经济产业需要依据公共资源、基础设施承载力和市场定位等作出准确判断,适度空间集聚,发挥数字经济产业集聚对绿色技术创新的最大效能,避免过度集聚造成负面影响。不同省市的资源禀赋差异较大,各地区需要结合现有产业基础和未来发展方向,选择本地区具有优势的数字经济制造业和数字经济服务业进行协同集聚,为绿色技术创新提高新动能。第二,提高研发要素投入。人才和资本是绿色技术创新的源动力,政府部门要在吸引数字经济专业人才上下功夫,加强人才培养力度,提高研发人员水平。加大绿色技术研发资金投入,拓宽企业融资渠道。出台分层次的激励政策,根据不同价值和创新度进行激励。设置绿色技术创新专项科研课题,鼓励科研院所和企业共同申报,增加企业研发人员与科研院所人才沟通交流次数,加速人才流动,促进绿色技术创新。第三,提高政策的灵活性和持续性。通过各种优惠措施引导数字经济产业协调发展,加强数字经济制造业和数字经济服务业地理区位协同布局,促进区域数字经济产业适度集聚,实现绿色技术创新效应最大化。据实制定环境规制政策,把握环境规制的力度,做到及时、灵活、持续,鼓励创新主体进行绿色技术创新。政府部门也要因地施策、因企施策,避免短期频繁变更政策,无法充分发挥政策的滞后性。

### 参考文献

- [1] 方先明,那晋领,2020.创业板上市公司绿色创新溢酬研究[J].经济研究,55(10):106-123.
- [2] 郭炳南,王宇,张浩,2022.数字经济发展改善了城市空气质量吗——基于国家级大数据综合试验区的准自然实验[J].广东财经大学学报,37(1):58-74.
- [3] 郭丰,杨上广,任毅,2022.数字经济、绿色技术创新与碳排放——来自中国城市层面的经验证据[J].陕西师范大学学报(哲学社会科学版),51(3):45-60.
- [4] 郭然,原毅军,2020.生产性服务业集聚能够提高制造业发展质量吗?——兼论环境规制的调节效应[J].当代经济科学,42(2):120-132.
- [5] 韩君,高瀛璐,2022.中国省域数字经济发展的产业关联效应测算[J].数量经济技术经济研究,39(4):45-66.
- [6] 金环,于立宏,徐远彬,2022.绿色产业政策与制造业绿色技术创新[J].中国人口·资源与环境,32(6):136-146.
- [7] 李婉红,2017.中国省域工业绿色技术创新产出的时空演化及影响因素:基于30个省域数据的实证研究[J].管理工程学报,31(2):9-19.
- [8] 李青原,肖泽华,2020.异质性环境规制工具与企业绿色创新激励——来自上市企业绿色专利的证据[J].经济研究,55(9):192-208.
- [9] 李琳,邓如,2018.产业生命周期视角下多维邻近性对集群创新的动态影响——以中国电子信息产业集群为例[J].软科学,32(8):24-27,62.
- [10] 刘云强,邵小彧,刘莎,等,2022.空间视角下绿色技术创新动力解构:政策推进与市场拉动[J].科技进步与对策,39(13):54-64.
- [11] 刘文琦,2019.产业集聚视角下研发投入对高技术产业绿色创新效率的影响[J].江西社会科学,39(11):65-75.
- [12] 刘信恒,2020.产业集聚与出口产品质量:集聚效应还是拥挤效应[J].国际经贸探索,36(7):33-51.
- [13] 伦晓波,刘颜,2022.数字政府、数字经济与绿色技术创新[J].山西财经大学学报,44(4):1-13.
- [14] 罗良文,赵凡,2021.高技术产业集聚能够提高地区产业竞争力吗?[J].财经问题研究,(1):43-52.
- [15] 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[J].经济研究,53(12):129-143.
- [16] 宋德勇,朱文博,丁海,2022.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,48(4):34-48.
- [17] 史梦昱,沈坤荣,2021.人才集聚、产业集聚对区域经济增长的影响——基于非线性、共驱驱动和空间外溢效应的研究[J].经济与管理研究,42(7):94-107.
- [18] 汪明月,李颖明,2021.多主体参与的绿色技术创新系统均衡及稳定性[J].中国管理科学,29(3):59-70.
- [19] 王珍愚,曹瑜林,善浪,2021.环境规制对企业绿色技术创新的影响特征与异质性——基于中国上市公司绿色专利数据[J].科学学研究,39(5):909-919,929.
- [20] 王淑英,张远芳,2022.组态视角下的工业绿色技术创新水平提升路径[J].科技管理研究,42(12):188-196.
- [21] 王智新,朱文卿,韩承斌,2022.数字金融是否影响企业绿色技术创新——来自上市公司的经验证据[J].中国科技论坛,(3):52-61.
- [22] 王彦杰,杨瑞,高启杰,2022.金融发展、信息基础设施与农村电商——基于中介效应模型的实证研究[J].技术经济

- 与管理研究, (4): 73-79.
- [23] 杨上广, 郭丰, 2022. 知识产权保护与城市绿色技术创新——基于知识产权示范城市的准自然实验[J]. 武汉大学学报(哲学社会科学版), 75(4): 100-113.
- [24] 衣保中, 郭思齐, 2020. 产业集聚对中国工业行业技术创新的影响研究——基于不同环境规制行业的比较[J]. 内蒙古社会科学, (6): 109-118.
- [25] 曾丹, 黄隽, 2022. 数字化、文化产业集聚与技术创新[J]. 统计与决策, 38(17): 119-123.
- [26] 张德涛, 张景静, 2022. 地方政府的行为选择与企业绿色技术创新[J]. 中国人口·资源与环境, 32(3): 86-94.
- [27] 张东, 王豪杰, 2021. 金融集聚、空间溢出与地区工业绿色创新效率[J]. 经济经纬, (1): 134-142.
- [28] 朱瑾, 许智颖, 刘文政, 2022. 基于非对称创新理论的中国区域绿色技术创新实现路径[J]. 中国人口·资源与环境, 32(2): 128-139.
- [29] RENNINGS K, 2000. Redefining innovation—Eco-innovation research and the contribution from ecological economics [J]. Ecological Economics, 32(2): 319-332.
- [30] SCHIEDERIG T, TIETZE F, HERSTATT C, 2012. Green innovation in technology and innovation management—An exploratory literature review[J]. R&D Management, 42(2): 180-192.
- [31] ZHANG D, ZHAO R, QIANG J, 2019. Green innovation and firm performance: Evidence from listed companies in China [J]. Resources, Conservation & Recycling, 144(1): 48-55.

## The Impact of Digital Economy Industry Agglomeration on Green Technology Innovation : Analysis of Regulation Effect Based on Environmental Regulation

Wang Yanjie, Gao Qijie

(College of Humanities and Development Studies, China Agricultural University, Beijing 100193, China)

**Abstract:** Green transformation is an important part of promoting high-quality development. The key to achieving green transformation lies in green technology innovation. However, the academia has not yet carried out analysis from the perspective of spatial agglomeration of digital economy industries. Based on the panel data of 30 provinces and cities (Due to the lack of data, the statistical data mentioned here do not include the Tibet Autonomous Region, the Hong Kong Special Administrative Region, the Macao Special Administrative Region and Taiwan Province.) in China from 2013 to 2020, the impact of spatial agglomeration of digital economy industries on green technology innovation and its regulatory mechanism was analyzed. The study found that the impact of spatial agglomeration of digital economy industry, digital economy manufacturing industry and digital economy service industry on green technology innovation was “inverted U-shaped”, all passed the 1% significance test, the impact degree decreased in turn and there was a lag, indicating that the impact of digital economy industry collaborative agglomeration on green technology innovation was stronger. By calculating the inflection point value, it is found that most of the central and western provinces and cities are on the left side of the “inverted U”, and some eastern provinces and cities have exceeded the inflection point value. After introducing the regulatory variable of environmental regulation, it is found that it can strengthen the “inverted U-shaped” impact of spatial agglomeration of digital economy industry and digital economy manufacturing industry on green technology innovation, and the lag is obvious. This study provides policy inspiration for provinces and cities in China to accelerate the green transformation of economic development mode, and also provides practical reference for improving regional green technology innovation capability.

**Keywords:** industrial agglomeration of digital economy; green technology innovation; inverted U-shape; moderating effect