

数字经济服务业提升了区域绿色创新效率吗？

——基于产业协同集聚与公众环境关注的双重视角

叶堂林 张彦淑 王雪莹

内容提要:绿色低碳是高质量发展的基本要求之一,绿色创新已成为推动绿色低碳发展的关键引擎。数字经济服务业具有高创新性、强渗透性、广覆盖性等特点,在推动绿色创新乃至高质量发展中发挥着重要作用。本文选取2010—2020年中国282个地级及以上城市样本数据,探讨数字经济服务业对区域绿色创新效率的影响及其作用机制。研究发现:数字经济服务业能够提升绿色创新效率,且数字经济服务业细分行业对绿色创新效率的影响存在异质性,即数字技术应用业对绿色创新效率具有正向影响,数字产品服务业对绿色创新效率具有负向影响,数字要素驱动业的绿色创新效应则不显著;相较于资源型城市,数字经济服务业对非资源型城市绿色创新效率的提升作用更明显;数字经济服务业能够通过促进产业协同集聚、提高公众环境关注度来提升绿色创新效率。本文的研究对于推动数字经济服务业发展和提升绿色创新效率具有重要的理论和现实意义。

关键词:数字经济服务业 绿色创新 绿色创新效率 产业协同集聚 公众环境关注度

中图分类号:F49;F062.5

文献标识码:A

文章编号:1000-7636(2025)04-0045-16

一、问题提出

推动绿色低碳发展不仅是国际潮流所向、大势所趋,而且已成为中国破解资源环境约束、抢占未来全球经济竞争制高点的重要战略举措。2023年7月18日,习近平总书记在全国生态环境保护大会上指出,“我国经济社会发展已进入加快绿色化、低碳化的高质量发展阶段”,并强调“要加强科技支撑,推进绿色低碳科技自立自强”。绿色创新具有技术和环境双重外部性特征^[1],能够助力经济效益和生态效益同步提升,这既

收稿日期:2023-12-18;修回日期:2024-05-20

基金项目:国家社会科学基金重大项目“数字经济对区域协调发展的影响与对策研究”(23&ZD078);教育部人文社会科学研究项目——专项任务项目“推动京津冀高质量发展研究”(23JD710022);首都经济贸易大学研究生科技创新项目“东部三大城市群科技服务业创新流空间时空演化研究”(2023KJCX013)

作者简介:叶堂林 首都经济贸易大学城市经济与公共管理学院教授、博士生导师,北京,100070;

张彦淑 首都经济贸易大学城市经济与公共管理学院博士研究生;

王雪莹 山东科技大学财经学院讲师,通信作者,泰安,271000。

作者感谢匿名审稿人的评审意见。

是发展新质生产力的重要内容,也是推动绿色低碳高质量发展的关键所在。如何有效提升绿色创新效率已成为当前各界关注的热点问题。党的十八大以来,中国将发展数字经济上升为国家战略,大力实施数字产业化和产业数字化“双轮驱动”。中国信息通信研究院发布的《中国数字经济发展研究报告(2023年)》显示,中国数字经济规模在2022年已达50.2万亿元,占国内生产总值(GDP)比重超过四成。数字经济已成为推进中国式现代化的重要驱动力,并不断赋能中国绿色发展^[2]。作为数字经济的核心产业,数字经济服务业在赋能创新驱动发展中被寄予厚望。2021年,国务院印发的《“十四五”数字经济发展规划》明确提出要“加快推动数字产业化”,强调充分发挥互联网平台在整合共享创新要素、推动跨界创新、营造产业创新生态、打造创新生态体系等方面的积极作用。依托数字技术的迭代升级,数字经济服务业的发展能有效促进数字化分布式研发与创新网络快速发展,提高研发活动的专业化程度和效率水平^[3]。数字经济服务业在促进创新水平提升方面的作用日益凸显,而绿色创新作为绿色低碳发展的关键支撑,在绿色化转型的背景下,数字经济服务业的发展能否加快驱动中国绿色创新水平提升?若答案是肯定的,其作用机制为何?对上述问题的探究,既可为提升中国绿色创新效率提供新思路,也有利于加快发展方式绿色转型,助力美丽中国建设。

二、文献述评

绿色创新效率反映了区域创新效率的绿色化程度,是一种兼顾创新发展质量、能源消耗和环境污染的综合效率,是创新质量的绿色指数^[4]。关于绿色创新效率,现有研究多集中在三个方面:效率评价、时空格局演变及其影响因素。与本文密切相关的研究主要体现在绿色创新效率的评价及其影响因素上。从评价指标来看,少数学者采用绿色创新产出和创新投入的比值等单一指标进行衡量^[5],多数学者则考虑到创新活动所产生的环境负外部性,将工业废水、废气和固体废弃物(“三废”)等污染物作为非期望产出与专利申请数、生产总值等期望产出一起纳入生产过程,通过构建指标体系测度绿色创新效率^[6-7]。从评价方法来看,包含非期望产出的数据包络分析(DEA)法^[8-13]被广泛应用于绿色创新效率的研究。就影响因素而言,绿色创新效率受到多种因素的影响:人才是绿色创新的核心要素,人力资本水平的提升能够为企业绿色创新提供坚实的人才支撑,而产业结构升级和产业协同集聚则能够加速绿色创新要素流动,促进人才集聚,深化企业绿色创新合作,进而促进绿色创新效率提升^[14-15];行政命令型环境规制对绿色创新效率呈先促进后抑制的倒U型影响^[16];金融发展规模不利于绿色创新效率水平的提升,而金融发展效率则能显著提升绿色创新效率水平^[17];国家高新技术产业开发区的设立^[6]、创新型城市建设^[7]、低碳城市试点^[18]等政策因素也对城市绿色创新效率水平的提升有积极影响。

关于数字经济对绿色创新效率的影响,现有研究多从数字经济整体视角出发,探究其对绿色创新效率的作用效果^[19-20],而从数字经济服务业视角展开的研究多聚焦于数字金融、数字消费、信息基础设施建设等细分领域,如数字金融能有效缓解企业融资约束,助力企业开展绿色创新活动,进而促进绿色创新效率的提升^[21-22];数字消费能通过数据要素集聚效应提高绿色创新数量,并通过价值共创和知识溢出效应进一步提升绿色创新质量,最终促进绿色创新提质增量^[23];信息基础设施建设则会通过金融发展、人才集聚、信息化提升三大效应实现城市创新资源的优化配置,进而提升城市绿色创新水平和效率^[24-25]。

基于对已有文献的梳理可以发现,鲜有研究将数字经济服务业与绿色创新效率纳入同一框架,探究前者对后者的影响,且对其作用机制的探讨尚不充分。作为数字经济的核心产业,数字经济服务业不仅是数字技术的前沿应用对象,还为产业数字化发展提供数字技术、产品服务、基础设施等,其赋能绿色创新效率

的作用路径更短、作用范围更广,因此本文主要探讨数字经济服务业对区域绿色创新效率的影响及其作用机理。本文的边际贡献主要体现在三个方面。第一,尝试在数字化背景下对绿色创新效率分析框架进行拓展。本文从数字经济服务业视角出发,试图从理论层面厘清其对绿色创新效率的影响,以更好地反映数字化背景下的绿色创新实践和发展趋势;使用客观的行业数据而非通过构建指标体系衡量数字经济服务业发展水平,进一步增强研究结论的科学性和可靠性。第二,相较于现有研究多从微观视角探究绿色创新效率的影响机制,本文从中观(产业协同集聚)和宏观(公众环境关注度)两个视角切入,进一步打开了数字经济服务业作用绿色创新效率内在机制的“黑箱”,形成了“数字经济服务业→产业协同集聚→绿色创新效率”“数字经济服务业→公众环境关注度→绿色创新效率”的作用路径。第三,考虑到数字经济服务业细分行业的绿色创新需求或绿色创新能力存在差异,本文根据国家统计局对数字经济产业的分类,识别了数字经济服务业三大细分行业对绿色创新效率的差异化影响,更为科学准确地评估了数字经济服务业对绿色创新效率的作用效果,并为差异化绿色创新支持政策的制定提供了参考依据。

三、理论分析与研究假设

(一)数字经济服务业与区域绿色创新效率

数字经济服务业是数字经济的核心产业。依据国家统计局发布的《数字经济及其核心产业统计分类(2021)》,数字经济服务业是指为产业数字化发展提供数字技术、产品、服务、基础设施和解决方案,以及完全依赖于数字技术、数据要素的各类经济活动,主要包括数字产品服务业、数字技术应用业和数字要素驱动业^①。

技术创新理论认为创新就是一种新的生产函数的建立,即实现生产要素和生产条件的新结合。数据要素作为一种新的生产要素以及数字经济服务业作为一种新的技术经济范式,均会对绿色创新产生影响。数字经济服务业的发展能够通过集聚创新要素、优化资源配置等减少创新投入,通过知识扩散和技术溢出增加期望产出、减少非期望产出(减少环境污染),最终提升绿色创新效率。第一,数字经济服务业的发展依赖于数字技术及数据要素,数字技术天然的绿色低碳属性和数据要素跨时空传播及低成本复制的特性^[26],赋予数字经济服务业绿色低碳特征,使其能够提升创新效率、降低环境污染;同时,数字经济服务业的发展能够大幅提升数字技术的可获得性和可利用性,从而降低绿色创新研发周期和成本,提高绿色技术的研发、应用效率,进而提高绿色创新产出。第二,数字经济服务业是为产业数字化提供数字技术的服务部门,其发展通过赋能传统产业数字化转型升级,助力企业绿色创新效率提升。一方面,数字经济服务业通过提高企业内外部信息共享水平和研发资源及知识整合能力,优化企业创新技术资源及创新决策,提升企业绿色创新水平^[27],同时能够助力企业优化创新流程、改善生产工艺,降低企业资源消耗和污染物排放。另一方面,数字经济服务业能够打破传统产业边界,降低产业进入壁垒,提升企业间竞争强度^[28],从而激励低绿色创新效率企业向高绿色创新效率企业学习,通过市场竞争效应提高区域整体的绿色创新效率。第三,数字经济服务业有利于优化创新模式。互联网科技创新平台为跨主体、跨部门、跨领域、跨地区的绿色协同创新创造了条件^[29],通过广泛汇集人才、技术等优质创新要素,能够形成规模效应并实现创新要素资源的跨界优化配

① 其中,数字产品服务业涵盖数字产品批发、数字产品零售、数字产品租赁、数字产品维修和其他数字产品服务业;数字技术应用业涵盖软件开发、电信、广播电视和卫星传输服务,互联网相关服务,信息技术服务和其他数字技术应用业;数字要素驱动业涵盖互联网平台、互联网批发零售、互联网金融、数字内容与媒体、信息基础设施建设、数据资源与产权交易和其他数字要素驱动业。

置,既有利于节约研发投入,还能完善一体化的开放创新模式^[30],全面激活创新主体的创新活力,从而促进复杂绿色关键技术突破并加速创新技术的溢出^[31],有效增加绿色创新产出并推进减污降碳协同增效,进而提升绿色创新效率。

据此,本文提出假设 H1:数字经济服务业能够提升区域绿色创新效率。

(二) 数字经济服务业、产业协同集聚与区域绿色创新效率

根据产业集聚理论,产业集聚能够共享中间投入品或基础设施,产生高效率的劳动力市场匹配以及空间溢出效应,实现运输、生产、匹配、创新、信息交流等成本的节约,形成外部规模经济。产业协同集聚是指具有多种相互关联的产业在地理空间上的集聚^[32],是产业集聚的高级阶段。绿色创新具有投入高、周期长、回报低等特点,而产业协同集聚能够降低绿色创新成本,提升绿色创新效率。制造业与生产性服务业的协同集聚是产业协同集聚的重要表现形式。当前,数字经济服务业的发展正在重塑制造业与生产性服务业的空间布局,成为强化制造业与生产性服务业“双轮驱动”的新引擎^[33]。一方面,数字经济服务业能够促进数据的开放和共享,提高企业的信息透明度,有效纠正跨产业间的信息偏差,极大降低生产性服务业与制造业的交流成本,提高产业间信息交流的频率与质量,加深产业间匹配程度,从而促进产业协同集聚;另一方面,数字经济服务业的发展能够加速新知识、新技术在集聚区内产业间的溢出和扩散,助力彼此适配的制造-服务累积循环产业体系的形成,促进产业协同集聚^[34]。产业协同集聚与绿色创新的关系也十分紧密。首先,依据产业集聚理论,知识、技术密集型的生产性服务业在地理位置上的集中本身就会通过共享、匹配和知识溢出三种微观机制降低企业绿色创新成本,提高企业创新资源利用率和绿色创新水平,进而促进区域绿色创新效率水平提升。其次,生产性服务业集聚能够助力制造业通过共享劳动力市场获得坚实的人才支撑,推动制造业高端化、智能化、绿色化转型升级;同时,制造业与生产性服务业近距离、高频率的互动能够提高制造业对生产性服务业知识溢出的吸收能力,进而推动制造业绿色创新效率提升,最终提高区域整体绿色创新效率。最后,生产性服务业与制造业不仅存在较强的投入产出关联,也形成了较强的技术关联性^[35],故二者的协同集聚能加速绿色技术在上下游产业链的扩散,节约企业绿色研发成本,降低企业污染排放,进而提升企业绿色创新效率;二者空间布局的集中也有利于互补性公共知识池的形成,而作为技术创新的关键要素,互补性、差异化和竞争性的知识更有利于提升地区绿色创新水平^[36]。

据此,本文提出假设 H2:数字经济服务业通过促进产业协同集聚提升区域绿色创新效率。

(三) 数字经济服务业、公众环境关注度与区域绿色创新效率

环境问题与公民健康息息相关。依据利益相关者理论,包括行业协会、政府、公众等在内的利益相关者会对企业的绿色创新行为产生影响。同时,根据制度理论,企业会受到既有社会制度及其体系的影响和制约,包括来自政府制定的法律、规定等的规制性压力以及来自公众、媒体、行业组织等的规范性压力,因而会采取行动进行环境治理和绿色创新。因此,公众作为社会治理的重要主体以及环境最大的利益相关人,在推动绿色创新方面发挥着重要作用,其对环境的关注和需求会影响企业的绿色创新决策。

当前,公众对美好生态环境的追求日益强烈,对环境问题的关注度不断提高。数字经济服务业因其开放、共享的特性能够增强公众对环境信息的可获得性,降低公众参与环境监督与治理的成本和门槛,提高公众对环境问题的关注度和参与度。从公众与市场的关系来看,一方面,随着公众环境关注度的提高,公众对绿色产品及服务的需求和消费意愿不断增加,这将会直接影响企业的绿色创新意愿和市场策略,激励企业

加大对绿色创新的投入和研发,增加更符合市场需求、更具价格竞争力的绿色产品的供给^[37];另一方面,公众环境关注度的提高会加大公众对企业污染环境行为的监督,并通过制造舆论压力等方式推动企业改善环境行为或通过“用钱投票”^①增强对企业环境治理的激励或威慑效应^[38],驱动企业的绿色创新行为^[39]。从公众与政府的关系来看,公众环境关注度的提高会促使公众通过政府网站、微博、短视频平台等渠道向政府提供污染信息来表达环保诉求,政府则会通过加强对企业环境行为的监管和处罚力度等响应民众诉求^[40],并通过制定更严格的法律、法规等手段进一步规范企业的环境行为,从而倒逼企业进行绿色创新、减少能源消耗和环境污染。

据此,本文提出假设 H3:数字经济服务业通过提高公众环境关注度提升区域绿色创新效率。

四、研究设计

(一) 模型设定与数据说明

作为被解释变量的绿色创新效率是一种介于 0~2 的受限变量,若使用普通最小二乘(OLS)方法进行参数估计可能会导致估计值有偏且不一致。截尾回归(Tobit)模型适用于被解释变量取值受限的模型回归,故本文选用面板 Tobit 模型来进行实证分析。构建模型如下:

$$Gie_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Digec_{it} + X'_{it} \alpha_m + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, Gie_{it} 表示城市*i*在*t*年的绿色创新效率; $Digec_{it}$ 表示城市*i*在*t*年的数字经济服务业发展水平; X'_{it} 为控制变量向量,主要包括人力资本(*Humc*)、环境规制(*Er*)、金融发展(*Fin*)、产业结构(*Stru*)、城市化水平(*Urban*); μ_i 、 λ_t 分别为城市固定效应和年份固定效应; ε_{it} 为随机扰动项。为缓解异方差对结果的影响,对相关变量取对数形式。

依据前文的理论分析,产业协同集聚和公众环境关注度可能是数字经济服务业影响绿色创新效率的重要传导机制,借鉴江艇(2022)^[41]的做法,构建如下机制检验模型:

$$M_{it} = \beta_0 + \beta_1 Digec_{it} + X'_{it} \beta_m + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, M_{it} 为机制变量,包括产业协同集聚和公众环境关注度。

考虑到数据可得性,本文的研究样本为 2010—2020 年中国 282 个地级及以上城市。数字经济服务业数据来自龙信企业数据平台,绿色专利申请数据来自国家知识产权局,公众环境关注度数据来自百度指数,其他数据来源于《中国城市统计年鉴》、各城市国民经济和社会发展统计公报及深圳希施玛数据科技有限公司 CSMAR 中国经济金融研究数据库。部分缺失数据采用均值法补齐。

(二) 变量选取

1. 被解释变量

绿色创新效率(*Gie*)。本文借鉴刀根(Tone, 2002)^[42]提出的非径向、非角度超效率-基于松弛的模型(super-SBM)对城市绿色创新效率进行测度,它既克服了传统规模报酬不变(CCR)、规模报酬变化(BBC)模型的投入产出变量松弛性问题,又考虑了非期望产出对效率的影响,同时解决了传统 SBM 有效决策单元间效率难以比较的问题,提升了结果的准确性。当前,中国生态文明建设已经进入以降碳为重点战略方向、推

① “用钱投票”指公众在资本市场平台上直接通过投资行为来表达其环保意愿和诉求。

动减污降碳协同增效、促进经济社会发展全面绿色转型、实现生态环境质量改善由量变到质变的关键时期,并积极推动能耗“双控”向碳排放“双控”转变。考虑到当前中国生态文明建设的重点发展方向以及实现碳达峰碳中和的新要求,本文将二氧化碳(CO_2)排放量作为非期望产出之一纳入创新指标体系,从投入和产出两个层面,劳动投入、资本投入、能源投入、期望产出和非期望产出五个维度选取相关指标建立指标体系,具体如下。

投入指标:劳动投入、资本投入和能源投入。以往研究关于创新人员与创新资本投入的指标多以研发人员和研发经费支出来衡量,由于城市层面研发相关数据难以获得,参考王晗等(2022)^[7]的做法,用从事科技活动人员数与从事水利、环境和公共设施管理的从业人员数之和表征劳动投入,用一般预算支出中的科学技术支出与环境污染治理投资之和表征资本投入。关于能源投入,借鉴王巧等(2020)^[6]的做法,用全市全年用电量来表征,但因统计口径变化,2017年之前用电量为市辖区数据,2017年及以后为全市数据,为保证可比性,按2010—2016年市辖区生产总值占全市比重将其折算成与2017—2020年可比数据。

产出指标:期望产出和非期望产出。其中,选取城市实际地区生产总值和绿色专利^①申请数作为期望产出的代理变量,以反映城市创新发展的经济效益、企业绿色技术创新成果及地区绿色技术发展态势,在计算实际地区生产总值过程中,囿于地级市地区生产总值指数的可获得性,用相应省份指数替代并将其平减为2010年不变价;选取工业废水排放量、工业二氧化硫(SO_2)排放量、工业烟(粉)尘排放量和二氧化碳排放量作为非期望产出的代理变量,借鉴丛建辉等(2014)^[43]的方法对城市二氧化碳排放量进行计算。

本文使用软件SBMrun 1.51对中国282个地级及以上城市的绿色创新效率进行测度。图1展示了样本观测期内中国绿色创新效率的分布动态演进趋势。由图1可知,2010年以来,中国绿色创新效率分布演变特征如下:一是从分布位置来看,曲线中心及变化区间不断右移,说明随着时间的推移,各城市绿色创新效率在不断提高;二是从分布形态来看,曲线的主峰高度明显下降且曲线宽度有所增加,由高窄峰演变成矮宽峰,说明城市间绿色创新效率差异有所扩大,绿色创新效率不平衡问题日渐突出;三是从分布延展性来看,曲线存在持续且明显的右拖尾现象,其分布的延展性也有所拓宽,说明绿色创新效率高的城市依然趋于强劲提升,与平均水平的差距呈拉大趋势;四是从极化现象来看,曲线形状呈明显双峰形态,且侧峰峰值随时间推移有所提高,说明绿色创新效率具有明显的梯度效应,两极分化态势日益凸显,分散化的区域集聚特征逐步显现且呈现从低值集聚向高值集聚演化的趋势。

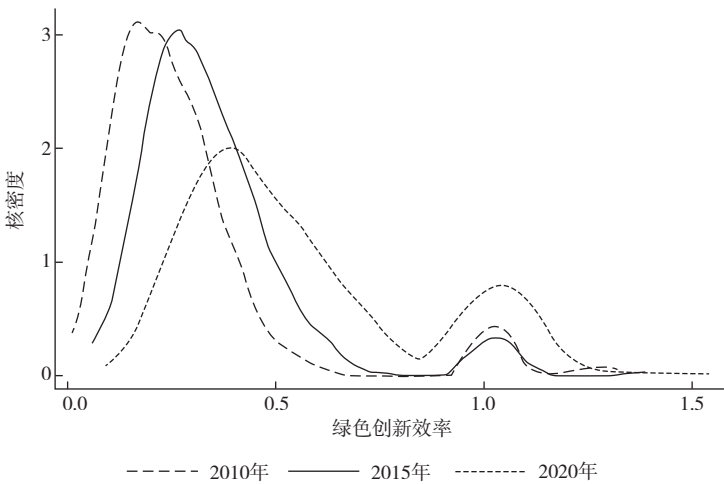


图1 绿色创新效率测度结果

① 根据国家知识产权局的定义,绿色专利是指以绿色技术为发明主题的发明、实用新型和外观设计专利;绿色技术是指有利于节约资源、提高能效、防控污染、实现可持续发展的技术,包括替代能源、环保材料、节能减排、污染控制与治理、循环利用技术等。

2. 解释变量

数字经济服务业发展水平(*Digec*)。依据《数字经济及其核心产业统计分类(2021)》,将数字产品服务业、数字技术应用业、数据要素驱动业3大类,计算机和辅助设备修理、通信设备修理、应用软件开发、互联网搜索服务、物联网技术服务、互联网生产服务平台、互联网零售、金融信息服务、互联网广告服务等共计44小类的细分产业纳入数字经济服务业范畴。因细分产业产值数据较难获取,而企业注册资本能在一定程度上较好地反映企业规模,本文以数字经济服务业在营企业注册资本额的对数来衡量数字经济服务业发展水平。

图2展示了样本观测期内数字经济服务业发展水平的动态演进趋势。由图2可知,2010年以来,数字经济服务业发展水平演变特征如下:一是从分布位置来看,曲线中心及变化区间不断右移,说明各城市数字经济服务业发展水平随着时间推移在不断提高;二是从分布形态来看,曲线的波峰显著提高且曲线宽度有所收窄,由矮宽峰演变为高窄峰,说明城市间数字经济服务业发展水平差距有所缩小,数字经济服务业发展日益趋同;三是从分布延展性来看,曲线右拖尾现象有所缓解,其延展性呈小幅收敛趋势,说明数字经济服务业发展水平高的城市与低的城市之间的差距有所缩小;四是从极化现象来看,曲线形状呈明显单峰形态,不存在明显的两极分化趋势。

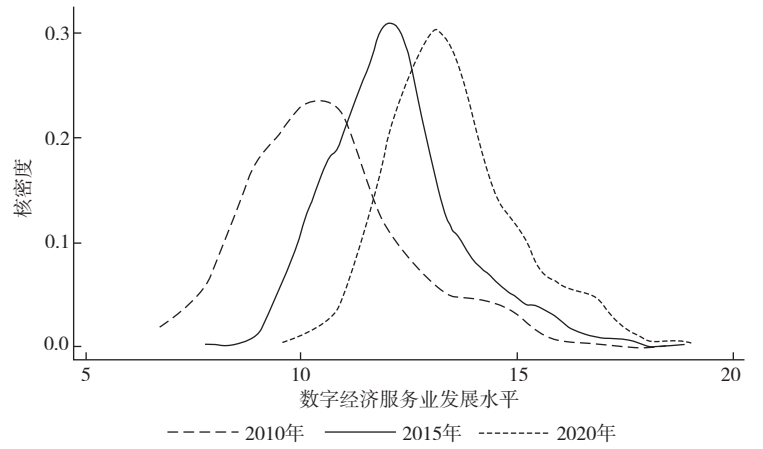


图2 数字经济服务业发展水平测度结果

3. 机制变量

产业协同集聚(*Coagg*)。参考陈建军等(2016)^[44]的做法,通过构建制造业与生产性服务业集聚指数来刻画产业协同集聚。关于生产性服务业的界定,借鉴宣烨和余泳泽(2017)^[45]的做法,将交通运输、仓储和邮政业,信息传输、计算机服务和软件业,金融业,租赁和商务服务业,以及科研、技术服务和地质勘查业五个行业合并为生产性服务业。协同集聚指数的计算公式如下:

$$Coagg = \left(1 - \frac{|Magg - PSagg|}{Magg + PSagg}\right) + |Magg + PSagg| \quad (3)$$

$$Magg = \frac{E_{im}/E_i}{E_m/E} \quad (4)$$

$$PSagg = \frac{E_{is}/E_i}{E_s/E} \quad (5)$$

式(3)中的 *Coagg* 为产业协同集聚, *Magg* 和 *PSagg* 分别表示制造业和生产性服务业集聚, $1 - (|Magg - PSagg|)/(Magg + PSagg)$ 反映了协同质量, $|Magg + PSagg|$ 反映了协同深度;式(4)与式(5)中的 E_{im} 和 E_{is} 分别表示城市 *i* 制造业与生产性服务业从业人数, E_m 和 E_s 分别表示全国制造业与生产性服务业从业人数, E_i 表示城市 *i* 就业人数, E 表示全国就业人数。

公众环境关注度(*Pubatt*)。借鉴王宇哲和赵静(2018)^[38]的做法,采用百度雾霾年均搜索指数的对数来

衡量公众环境关注度。具体而言,在百度指数中以“雾霾”为关键词进行搜索,获得城市“雾霾”搜索日均值,以此求得分地区年均雾霾搜索指数。由于搜索量数据在2011年前缺失较为严重,出于数据质量考虑,本文选取2011年及之后的数据进行分析,故以该变量作为机制变量进行分析时,样本数只有2 820个。

4. 控制变量

遗漏变量会导致估计偏误,为提高估计结果的准确性,本文还控制了以下影响绿色创新效率的因素。

人力资本(*Humc*)。借鉴刘烨等(2023)^[46]的做法,用普通本专科及以上人口占常住人口比重来度量。人力资本是绿色创新的关键,人力资本水平越高,越有利于提升绿色创新效率。高校和科研院所作为绿色创新人才的蓄水池,孕育着未来高素质劳动力及就业创业主力军,可为绿色创新提供其所需的人力资本。预计其回归系数为正。

环境规制(*Er*)。参考田红彬和郝雯雯(2020)^[47]的做法,选取环境污染治理投资占地区生产总值的比重来衡量,该值越大,说明环境规制力度越强。根据波特假说,适当的环境规制具有创新补偿效应,会倒逼企业进行生产清洁技术革新以应对环境成本的增加,同时减少污染物排放、提升企业盈利能力,并通过创新累积放大效应提升区域整体绿色创新效率;但也有研究表明,过高的环境规制同样具有创新抵消效应,会提高企业生产成本,从而挤出企业研发投入,阻碍绿色创新效率的提升^[48]。预计其回归系数不确定。

金融发展(*Fin*)。借鉴王晗等(2022)^[7]的做法,以存贷款余额之和与地区生产总值之比来表示。一方面,金融发展可为企业绿色创新活动提供融资支持,促进企业对绿色技术的引进、改造与研发,从而提升区域绿色创新效率;另一方面,资本的逐利属性使得金融资源往往流向周期短、回报快的项目,周期长、风险高但预期收益高的绿色创新项目通常不受青睐,而金融错配的存在也会抑制企业的绿色创新活动,从而不利于区域绿色创新效率提升^[49]。预计其回归系数不确定。

产业结构(*Stru*)。借鉴干春晖等(2011)^[50]的做法,以第三产业增加值与第二产业增加值之比来刻画。一般而言,第二产业的污染物排放是环境污染的主要来源,而第三产业作为知识技术密集型产业,具有低排放、低能耗、高附加值等特点,对绿色创新效率的提升作用日益凸显。依据产业结构演变规律,信息化推动下的经济结构服务化是产业结构升级的一个重要特征^[50],因此第三产业占比越高,产业结构越趋于优化,越有利于绿色创新效率提升。预计其回归系数为正。

城市化水平(*Urban*)。借鉴赵涛等(2020)^[51]的做法,以人口密度的对数来表征。一方面,城市是集聚知识、推动创新的重要载体,城市化水平的提高有利于创新资源要素在城市的集聚^[52],提升城市绿色创新水平;另一方面,在城市化推进过程中,高能耗高排放的粗放式发展模式不可避免地带来了生态环境的破坏,阻碍了创新发展质量的提高。预计其回归系数不确定。

(三) 数据描述性分析

本文的主要变量描述性统计结果见表1。其中,绿色创新效率(*Gie*)的均值为0.385 0,最大、最小值分别为1.550 0和0.010 0,标准差为0.237 5,说明地区间绿色创新效率水平差异较大,与前文的分析结果一致;不同城市间的数字经济服务业(*Digec*)发展水平差异也较大,最大值是最小值的将近3倍;产业协同集聚(*Coagg*)、公众环境关注度(*Pubatt*)也具有标准差大的特征;从控制变量来看,不同城市间的人力资本(*Humc*)、环境规制(*Er*)、金融发展(*Fin*)、产业结构(*Stru*)和城市化水平(*Urban*)也呈现出明显的差异化趋势。

表 1 主要变量的描述性统计结果

变量类型	变量名称	变量符号	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	绿色创新效率	<i>Gie</i>	3 102	0. 385 0	0. 237 5	0. 010 0	1. 550 0
解释变量	数字经济服务业	<i>Digec</i>	3 102	12. 093 3	1. 948 6	6. 726 2	19. 070 0
机制变量	产业协同集聚	<i>Coagg</i>	3 102	2. 376 3	0. 553 9	0. 634 9	5. 859 4
	公众环境关注度	<i>Pubatt</i>	2 820	3. 091 4	1. 368 2	0. 000 0	7. 020 4
控制变量	人力资本	<i>Humc</i>	3 102	1. 745 1	1. 996 1	0. 000 0	12. 760 0
	环境规制	<i>Er</i>	3 102	0. 011 9	0. 005 5	0. 000 0	0. 030 0
	金融发展	<i>Fin</i>	3 102	2. 447 4	1. 218 0	0. 390 0	21. 300 0
	产业结构	<i>Stru</i>	3 102	1. 002 2	0. 567 5	0. 110 0	5. 350 0
	城市化水平	<i>Urban</i>	3 102	8. 015 1	0. 695 1	5. 736 6	9. 619 5

五、实证分析

(一) 基准回归

面板 Tobit 回归包括固定效应、混合效应、随机效应三种,考虑到固定效应的 Tobit 模型无法得到一致估计,并且经似然比(LR)检验强烈拒绝使用混合 Tobit 模型的原假设,本文采用随机效应 Tobit 模型进行回归。表 2 报告了数字经济服务业对区域绿色创新效率影响的基准回归结果。其中,列(1)仅加入控制变量,列(2)在列(1)的基础上引入城市固定效应和年份固定效应,结果表明,数字经济服务业的回归系数在 1%的水平下显著为正,说明数字经济服务业有利于提升区域绿色创新效率,即假设 H1 成立,这与郭爱君等(2023)^[19]的研究结论一致。从控制变量的回归结果看,在控制城市固定效应和年份固定效应的情况下,人力资本的回归系数显著为正,与预期相符;环境规制、金融发展则会阻碍绿色创新效率提升,且回归系数通过 1%的显著性检验;产业结构、城市化水平的绿色创新效应不明显。

表 2 基准回归结果

变量	(1)	(2)
<i>Digec</i>	0. 063 8*** (23. 087 6)	0. 020 7*** (4. 903 3)
<i>Humc</i>	-0. 001 9 (-0. 459 2)	0. 013 7*** (3. 377 8)
<i>Er</i>	-5. 082 8*** (-7. 931 5)	-5. 710 7*** (-9. 163 4)
<i>Fin</i>	-0. 017 8*** (-3. 947 9)	-0. 018 1*** (-4. 120 8)
<i>Stru</i>	0. 082 5*** (8. 328 5)	0. 005 0 (0. 459 0)
<i>Urban</i>	0. 004 5 (0. 611 3)	0. 004 9 (0. 682 6)
城市固定效应	未控制	控制
年份固定效应	未控制	控制
样本量	3 102	3 102

注: *、**、*** 分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平;括号内为 z 值;系数为经偏效应计算之后的平均边际效应。如无特殊说明,后表同。

(二) 内生性分析

本文可能存在如下内生性问题。一方面,遗漏变量。尽管本文控制了诸多影响绿色创新效率的因素,但仍不能囊括所有,并且数字经济服务业和绿色创新效率可能会同时受到不可观测因素的影响,如某些产业政策可能会同时促进数字经济服务业发展和绿色创新效率提升,遗漏变量问题的存在会导致估计结果有偏。另一方面,反向因果。数字经济服务业的发展有助于提升区域绿色创新效率,而

后者水平的提升同样也会促进前者的发展,反向因果问题的存在同样会使得估计系数出现偏误。为缓解上述内生性问题对结果造成的影响,本文借鉴黄群慧等(2019)^[53]、赵涛等(2020)^[51]的做法,采用历史上各城市1984年每百人固定电话数作为衡量数字经济服务业发展水平的工具变量。从相关性来讲,互联网技术是数字经济服务业发展的基础,而电话线拨号接入作为互联网技术普及的开端,历史上固定电话普及率较高的城市很有可能也是数字经济服务业发展水平较高的城市;从排他性来讲,随着信息通信技术的迅猛发展,固定电话等传统电信工具的使用频率大幅下降,其对绿色创新效率的影响正在消失,并且固定电话主要用于通信,难以对企业的绿色创新过程产生直接影响。由于所选择的工具变量为横截面数据,为了能用于面板数据分析,本文以上一年全国互联网宽带接入用户数与各城市1984年每百人固定电话数的交互项构建面板工具变量(*IV*),以识别数字经济服务业对绿色创新效率影响的净效应。

表3汇报了采用ivtobit两步法的回归结果。其中,沃尔德(Wald)检验在1%的显著性水平下拒绝外生性原假设,说明数字经济服务业为内生变量;第一阶段回归结果*F*值为347.50,明显大于Stock-Yogo检验的临界值16.38,说明不存在弱工具变量问题,同时回归系数在1%的水平下显著为正,说明工具变量对内生变量有较好的解释能力;第二阶段回归结果表明,在考虑内生性问题之后,数字经济服务业的回归系数在1%的水平下依然显著为正,进一步证实了本文结论的稳健性。

表3 内生性分析回归结果

变量	第一阶段回归	第二阶段回归
<i>IV</i>	0.000 0*** [15.392 0]	
<i>Digec</i>		0.096 6*** (10.709 3)
<i>F</i>	347.500 0	
沃尔德检验		24.620 0
<i>P</i>		0.000 0***
控制变量	控制	控制
样本量	2 464	2 464

注:[]内为*t*值;回归系数未经偏效应计算,仅作正负参考,大小并无实际经济意义,表4同。

第二,分组回归。2016年二十国集团领导人杭州峰会(又称:G20杭州峰会)对数字经济的概念进行了界定,此后一系列关于促进数字经济发展的政策不断落地,使中国数字经济获得了快速发展。2016年之前数字经济虽未形成明确定义但却一直存在,理应会对绿色创新效率产生影响,因此本文以2016年为分界点,探究不同样本期内数字经济服务业对区域绿色创新效率的影响差异。由表4可知,两个样本期内数字经济服务业均能够促进区域绿色创新效率提升,且2016年及之后的平均边际效应更大。

第三,剔除部分样本。数字经济发展具有明显的大城市倾向,为剔除数字经济发展水平较高城市对结

(三) 稳健性检验

为进一步增强数字经济服务业提升区域绿色创新效率结论的可靠性,本文进行如下稳健性检验,结果见表4。

第一,考虑“宽带中国”试点政策的影响。2013年,国务院印发《“宽带中国”战略及实施方案》,加快了我国宽带等网络基础设施的建设进程,为数字经济服务业的快速发展提供了良好支撑。为验证这一政策对研究结论的影响,本文纳入二者的交互项,其中2013年及之前*Policy*取值为0,之后取值为1。由表4可知,数字经济服务业的回归系数仍在1%的水平下显

果的影响,本文借鉴叶堂林和王雪莹(2023)^[31]的做法,将 12 个数字经济重点发展城市^①剔除后重新进行估计。表 4 结果显示,数字经济服务业对区域绿色创新效率的影响仍然为正,且回归系数在 1%的水平下显著,说明上文结果是稳健的。

第四,双侧缩尾处理。为缓解极端值对回归结果产生的影响,对样本数据进行上下 1%水平的缩尾(winsorize)处理,将得到的剩余子样本重新进行估计。由表 4 可知,数字经济服务业的平均边际效应及显著性与基准回归结果相差无几,证明了本文核心结论稳健可靠。

表 4 稳健性检验回归结果

变量	“宽带中国”试点政策	G20 杭州峰会前	G20 杭州峰会后	剔除部分样本	双侧缩尾处理
<i>Digec</i>	0.017 1 *** (3.831 8)	0.012 3 *** (2.611 7)	0.046 9 *** (6.294 7)	0.017 2 *** (3.817 3)	0.021 0 *** (4.903 3)
<i>Policy</i> × <i>Digec</i>	0.018 1 *** (5.414 9)				
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	3 102	1 692	1 410	2 970	2 770

六、进一步分析

(一) 异质性分析

受行业特征的影响,数字经济服务业细分行业的绿色创新需求或绿色创新能力存在差异,其对绿色创新效率的作用效果也不尽相同,并且地区间资源禀赋也会影响数字经济服务业对绿色创新效率作用的发挥。本文从行业和城市资源禀赋入手,进一步考察数字经济服务业细分行业对区域绿色创新效率的差异化影响,以及不同资源禀赋城市的数字经济服务业对区域绿色创新效率的影响。

1. 行业异质性

数字经济服务业包括数字产品服务业、数字技术应用业和数字要素驱动业三大类,行业类别的差异决定了其对绿色创新效率的影响存在差异。因此,本文进一步考察数字经济服务业三类细分行业^②对区域绿色创新效率的影响差异,结果见表 5。回归结果显示,数字产品服务业对绿色创新效率存在负向影响,可能的原因在于数字产品服务业主要包括数字产品批发、数字产品零售、数字产品租赁和数字产品维修等产业,这些产业创新性相对较弱,其本身的发展甚至会挤占城市创新资源,从而不利于城市绿色创新效率的提升。数字技术应用业对绿色创新效率存在正向影响,可能的原因是数字技术应用业主要包括软件开发、互联网相关服务、信息技术相关服务等技术密集型产业,这些产业有利于促进绿色技术创新及成果扩散,提高绿色创新水平并减少环境污染,从而提升城市绿色创新效率。数字要素驱动业对绿色创新效率的影响为正但不

① 12 个数字经济重点发展城市包括北京、天津、上海、宁波、杭州、成都、重庆、南京、深圳、广州、武汉、青岛。
② 关于三种变量的衡量方式,以各行业在营企业注册资本额取对数来表征其发展水平。

显著,可能的原因在于数字要素驱动业所包含的行业中仅有几个行业与创新密切相关,如互联网科技创新平台、互联网生产服务平台、互联网金融、工程和技术研究和试验发展等,且这些行业的绿色创新作用发挥周期较长,导致创新产出成果的滞后性也较长,短期内未能有效提升区域绿色创新效率。

2. 资源禀赋异质性

随着资源的日渐枯竭和绿色发展的深入推进,资源型城市的绿色转型升级任务迫在眉睫。因此,探究资源型城市能否借助数字经济服务业发展加快绿色化转型步伐,考察数字经济服务业对区域绿色创新效率的影响是否存在资源禀赋特征依赖,具有重要的现实意义。本文依据国务院印发的《全国资源型城市可持续发展规划(2013-2020年)》,将282个地级及以上城市划分为114个资源型城市 and 168个非资源型城市,进行分样本回归,结果见表5。回归结果显示,数字经济服务业的发展提高了资源型城市与非资源型城市的绿色创新效率,但对前者的提升作用明显偏弱。可能的解释是,拥有丰富能源资源的城市通常会出于比较优势考虑而优先发展资源密集型产业,故而因资源诅咒陷入路径依赖^[54],难以充分利用数字经济的发展机遇提升本地区绿色创新效率;非资源型城市因资源匮乏而具有较高的技术、产业发展趋势敏感度,因而能通过发展数字经济服务业提升本地区绿色创新效率。

表5 异质性分析回归结果

变量	行业			资源禀赋	
	数字产品服务业	数字技术应用业	数字要素驱动业	资源型城市	非资源型城市
<i>Dps</i>	-0.0054*** (-2.8356)				
<i>Dta</i>		0.0139*** (3.3954)			
<i>Ded</i>			0.0013 (0.6503)		
<i>Digec</i>				0.0141** (2.0002)	0.0226*** (4.2411)
系数组间差异检验 <i>P</i> 值				0.0065***	
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	3102	3102	3102	1254	1848

注:组间系数差异性检验的*P*值基于似无相关模型得到,基于邹(Chow)检验的估计结果也类似。

(二) 机制分析

前文从产业协同集聚和公众环境关注度视角阐述了数字经济服务业影响区域绿色创新效率的影响机制,为检验上述作用机制是否存在,本部分将基于式(2)对数字经济服务业影响绿色创新效率的途径进行实证分析,回归结果见表6。由表6可知,数字经济服务业对产业协同集聚和公众环境关注度影响的回归系数均为正,且通过了1%的显著性水平检验,说明数字经济服务业通过促进产业协同集聚和提高公众环境关注

度提升绿色创新效率,即假设 H2 和 H3 的合理性得到验证^①。

表 6 机制分析回归结果

变量	<i>Coagg</i>	<i>Pubatt</i>
<i>Digec</i>	0.0412*** (4.8816)	0.0453*** (3.6385)
控制变量	控制	控制
城市固定效应	控制	控制
年份固定效应	控制	控制
样本量	3102	2820

七、研究结论与政策建议

中国数字经济已进入快速发展期,要充分发挥数字经济对绿色创新的赋能作用,为中国抢占全球绿色经济发展制高点提供强大引擎。考虑到数字经济服务业赋能绿色创新效率的作用路径更短、作用范围更广,本文主要探讨了数字经济服务业对区域绿色创新效率的影响效应及作用机制,得出如下主要结论。第一,样本期内,各地区绿色创新效率不断提高,但区域间差异有所扩大,地区间数字经济服务业发展水平日益趋同。第二,数字经济服务业能够提升绿色创新效率,已成为中国绿色发展的助推器。第三,数字经济服务业对绿色创新效率的影响因行业、城市资源禀赋而异。从数字经济服务业细分行业来看,数字要素驱动业对绿色创新效率的影响不明显,数字技术应用业能够提升绿色创新效率而数字产品服务业则会阻碍绿色创新效率提升;从城市资源禀赋来看,相较于资源型城市,数字经济服务业对非资源型城市绿色创新效率的提升作用更强。第四,产业协同集聚、公众环境关注度在数字经济服务业影响绿色创新效率的过程中发挥着重要作用。

基于上述研究结论,本文提出以下政策建议。

第一,政府、企业、高校、科研院所等创新主体应当充分认识数字经济服务业在促进绿色创新效率提升中的重要作用,并加强合作,共同推动数字经济服务业发展和绿色创新效率水平提升。首先,政府应当加大对数字经济服务业,尤其是数字技术应用业和数字要素驱动业的引导、扶持力度,以促进数字经济服务业的快速发展;同时,搭建数字创新平台,强化企业、高校、科研院所等创新主体之间的链接与合作,促进创新资源的共享和合作创新。其次,企业应当加快数字化转型,充分利用数字技术和数据资源,促进绿色技术创新和减污降碳,如通过建立数字化生产和管理系统,提高资源利用效率,降低能源消耗和污染物排放,推动绿色产品和服务的研发及应用。最后,高校和科研院所作为科技创新的重要组成部分,应当加强与数字经济服务业企业和政府部门的合作,共同开展绿色技术创新和研发工作,提高绿色创新的科技含量和市场适用性,并推动绿色创新技术的快速转化和应用。

第二,因地制宜发展数字经济服务业。各地区在制定数字经济发展政策时应契合本地资源优势,因地制宜发展与本地产业发展方式相适应的数字经济服务业及相关产业。资源型城市也可借势数字经济服务业的发展转变其发展模式,重点发展与资源利用效率提升和环境保护相关的数字经济服务业,如信息系统

^① 在经过缩短样本期、剔除 12 个数字经济重点发展城市和缩尾处理等一系列稳健性检验后,产业协同集聚与公众环境关注度的作用机制依然成立,限于篇幅省略具体结果,备索。

集成服务、信息技术咨询服务等。政府部门在制定政策时,可考虑将优惠政策向相关产业倾斜,以助力产业发展,更好发挥数字经济服务业对绿色创新的赋能作用,加快地区绿色转型发展步伐,同时应不断深化数字、智能技术与资源密集型产业的融合,以实现传统产业绿色转型升级和效率提升,助力地区绿色发展。

第三,重视数字经济服务业发展中产业协同集聚、公众环境关注度等因素对提升绿色创新效率的重要作用。一方面,政府应当充分认识数字经济服务业在链接制造业和生产性服务业中的作用,并出台鼓励政策,助力二者协同集聚,如通过提供资金、技术支持等推动各行业企业积极参与数字化平台建设,以实现跨企业、跨行业的信息共享、技术对接及资源整合,促进制造业和生产性服务业之间的深度融合和协同创新,加快绿色技术创新进程,不断提高绿色创新效率。另一方面,政府应当高度重视公众在环境治理中的作用,充分利用数字媒体等手段加强教育、宣传和政策引导,进一步增强公众的环境保护意识、激发公众参与环境监督与治理的热情;同时,建立健全公众参与机制,拓展公众参与环境治理的渠道,提高公众对环境问题的监督力度,营造全社会积极参与环境治理的氛围,以进一步放大数字经济服务业的绿色创新效应,不断提升绿色创新效率。

参考文献:

- [1] RENNING K. Redefining innovation—eco-innovation research and the contribution from ecological economics[J]. Ecological Economics, 2000, 32(2): 319-332.
- [2] 许宪春,任雪,常子豪. 大数据与绿色发展[J]. 中国工业经济, 2019(4): 5-22.
- [3] 江小涓,靳景. 数字技术提升经济效率:服务分工、产业协同和数字孪生[J]. 管理世界, 2022, 38(12): 9-26.
- [4] 韩晶. 中国区域绿色创新效率研究[J]. 财经问题研究, 2012(11): 130-137.
- [5] 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.
- [6] 王巧,余硕,曾婧婧. 国家高新区提升城市绿色创新效率的作用机制与效果识别——基于双重差分法的检验[J]. 中国人口·资源与环境, 2020, 30(2): 129-137.
- [7] 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.
- [8] 吕岩威,谢雁翔,楼贤骏. 中国区域绿色创新效率时空跃迁及收敛趋势研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2020, 37(5): 78-97.
- [9] 曹玲,杨浩昌,李廉水. 工业绿色创新效率时空分异特征及动态演进[J]. 科学学研究, 2022, 40(10): 1895-1906.
- [10] 钱丽,王文平,肖仁桥. 共享投入关联视角下中国区域工业企业绿色创新效率差异研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2018, 28(5): 27-39.
- [11] 许学国,周燕妃. 基于三阶段 Malmquist-PNN 的区域绿色创新效率评价与智能诊断研究[J]. 科技进步与对策, 2020, 37(24): 54-62.
- [12] 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.
- [13] 张杰飞,尚建华,乔彬. 数字普惠金融对绿色创新效率的影响研究——来自中国 280 个地级市的经验证据[J]. 经济问题, 2022(11): 17-26.
- [14] 黄寰,黄辉,肖义,等. 产业结构升级、政府生态环境注意力与绿色创新效率——基于中国 115 个资源型城市的证据[J]. 自然资源学报, 2024, 39(1): 104-124.
- [15] 常哲仁,郑梦. 产业协同集聚对绿色创新效率的影响研究——基于空间溢出视角[J]. 财经问题研究, 2023(10): 53-67.
- [16] 游达明,欧阳乐茜. 环境规制对工业企业绿色创新效率的影响——基于空间杜宾模型的实证分析[J]. 改革, 2020(5): 122-138.
- [17] 吕承超,邵长花,崔悦. 中国绿色创新效率的时空演进规律及影响因素研究[J]. 财经问题研究, 2020(12): 50-57.
- [18] 邓世成,吴玉鸣,东童童. 低碳城市试点政策对城市绿色创新效率的影响——来自长三角地区的经验证据[J]. 城市发展研究, 2023, 30(3): 40-48.
- [19] 郭爱君,杨春林,张永年,等. 数字经济产业发展对城市绿色创新效率的影响——基于两阶段价值链视角的分析[J]. 城市问题, 2023(1): 49-59.
- [20] 姚战琪. 数字经济、进口技术溢出对中国创新产出的影响研究[J]. 首都经济贸易大学学报, 2022, 24(3): 52-64.
- [21] 李国龙,黄丹艺,朱宁. 数字普惠金融对中小企业转型升级的影响与机制[J]. 经济与管理研究, 2023, 44(8): 38-54.

- [22] 吕岩威,张帅. 数字金融对绿色创新效率的影响及传导机制研究[J]. 金融论坛,2022,27(8):52-62.
- [23] 茹慧超,邓峰. 数字消费与绿色创新驱动:增量与提质能否兼得? [J]. 南京财经大学学报,2024(1):100-110.
- [24] 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.
- [25] 于志慧,何昌磊. 信息基础设施建设能否提升城市绿色创新水平——基于长江经济带 108 个地级市的实证分析[J]. 长江流域资源与环境,2023,32(9):1834-1848.
- [26] GOLDFARB A, TUCKER C. Digital economics[J]. Journal of Economic Literature, 2019, 57(1): 3-43.
- [27] 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.
- [28] 肖旭,戚聿东. 产业数字化转型的价值维度与理论逻辑[J]. 改革,2019(8):61-70.
- [29] 肖静,曾萍. 数字化能否实现企业绿色创新的“提质增量”? ——基于资源视角[J]. 科学学研究,2023,41(5):925-935.
- [30] 戚聿东,肖旭. 数字经济时代的企业管理变革[J]. 管理世界,2020,36(6):135-152.
- [31] 叶堂林,王雪莹. 数字经济对协调性均衡发展的影响——兼论共同富裕的实现路径[J]. 经济学动态,2023(1):73-88.
- [32] ELLISON G, GLAESER E L. Geographic concentration in U. S. manufacturing industries: a dashboard approach[J]. Journal of Political Economy, 1997, 105(5): 889-927.
- [33] 郭然,原毅军. 互联网发展对产业协同集聚的影响及其机制研究[J]. 统计研究,2022,39(6):52-67.
- [34] 谭玉松,任保平,师博. 人工智能影响产业协同集聚的效应研究[J]. 经济学家,2023(6):66-77.
- [35] 原毅军,耿殿贺,张乙明. 技术关联下生产性服务业与制造业的研发博弈[J]. 中国工业经济,2007(11):80-87.
- [36] 彭向,蒋传海. 产业集聚、知识溢出与地区创新——基于中国工业行业的实证检验[J]. 经济学(季刊),2011,10(3):913-934.
- [37] 吴力波,杨眉敏,孙可贺. 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.
- [38] 王宇哲,赵静. “用钱投票”:公众环境关注度对不同产业资产价格的影响[J]. 管理世界,2018,34(9):46-57.
- [39] CHENG J, LIU Y Y. The effects of public attention on the environmental performance of high-polluting firms: based on big data from web search in China[J]. Journal of Cleaner Production, 2018, 186: 335-341.
- [40] 郑思齐,万广华,孙伟增,等. 公众诉求与城市环境治理[J]. 管理世界,2013(6):72-84.
- [41] 江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J]. 中国工业经济,2022(5):100-120.
- [42] TONE K. A slacks-based measure of super-efficiency in data envelopment analysis[J]. European Journal of Operational Research, 2002, 143(1): 32-41.
- [43] 丛建辉,刘学敏,赵雪如. 城市碳排放核算的边界界定及其测度方法[J]. 中国人口·资源与环境,2014,24(4):19-26.
- [44] 陈建军,刘月,邹苗苗. 产业协同集聚下的城市生产效率增进——基于融合创新与发展动力转换背景[J]. 浙江大学学报(人文社会科学版),2016,46(3):150-163.
- [45] 宣烨,余泳泽. 生产性服务业集聚对制造业企业全要素生产率提升研究——来自 230 个城市微观企业的证据[J]. 数量经济技术经济研究,2017,34(2):89-104.
- [46] 刘烨,王琦,班元浩. 虚拟集聚、知识结构与中国城市创新[J]. 财贸经济,2023,44(4):89-105.
- [47] 田红彬,郝雯雯. FDI 环境规制与绿色创新效率[J]. 中国软科学,2020(8):174-183.
- [48] ZHAO X, SUN B W. The influence of Chinese environmental regulation on corporation innovation and competitiveness[J]. Journal of Cleaner Production, 2016, 112: 1528-1536.
- [49] 赵晓鸽,钟世虎,郭晓欣. 数字普惠金融发展、金融错配缓解与企业创新[J]. 科研管理,2021,42(4):158-169.
- [50] 干春晖,郑若谷,余典范. 中国产业结构变迁对经济增长和波动的影响[J]. 经济研究,2011,46(5):4-16.
- [51] 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.
- [52] 万广华,胡晓珊. 新发展格局下的国内需求与创新:再论城镇化、市民化的重要性[J]. 国际经济评论,2021(2):22-35.
- [53] 黄群慧,余泳泽,张松林. 互联网发展与制造业生产率提升:内在机制与中国经验[J]. 中国工业经济,2019(8):5-23.
- [54] 李江龙,徐斌. “诅咒”还是“福音”:资源丰裕程度如何影响中国绿色经济增长? [J]. 经济研究,2018,53(9):151-167.

Can Digital Economy Service Industry Improve Regional Green Innovation Efficiency?

—From the Dual Perspective of Industrial Co-agglomeration and Public Environmental Awareness

YE Tanglin¹, ZHANG Yanshu¹, WANG Xueying²

(1. Capital University of Economics and Business, Beijing 100070;

2. Shandong University of Science and Technology, Tai'an 271000)

Abstract: Green and low-carbon development is one of the basic requirements of high-quality development, and green innovation is a key driving force for promoting green and low-carbon development. The digital economy service (DES) industry, characterized by high innovation, strong penetration, and wide coverage, plays a crucial role in promoting green innovation and high-quality development.

Using panel data of 282 prefecture-level cities and above in China from 2010 to 2020, this paper explores the impact of the DES industry on regional green innovation efficiency and its underlying mechanisms. The findings reveal that the DES industry can enhance green innovation efficiency, and this conclusion remains robust after a series of tests. Heterogeneity analysis indicates that the digital technology application sector has a positive impact on green innovation efficiency, while the digital product service sector hinders this improvement, and the green innovation effect of the digital factor-driven sector is not significant. Moreover, the DES industry significantly improves green innovation efficiency in non-resource-dependent cities compared to resource-dependent cities. Further analysis shows that the DES industry enhances green innovation efficiency by promoting industrial co-agglomeration and increasing public environmental awareness. Therefore, it is recommended to develop the DES industry in accordance with local policies and emphasize the critical role of industrial co-agglomeration and public environmental awareness to jointly promote the DES industry and enhance green innovation efficiency.

The marginal contributions of this paper are as follows. First, from the perspective of the DES industry, it clarifies the impact on green innovation efficiency from a theoretical level, thereby better reflecting the practice and development trend of green innovation against the digital background. In addition, it uses objective industry data rather than constructing an index system to measure the development level of the DES industry, thereby enhancing the scientific rigor and reliability of research conclusions. Second, it starts from two perspectives: industrial co-agglomeration and public environmental awareness, opening the “black box” of the DES industry affecting green innovation efficiency. The paths of “the DES industry-industrial co-agglomeration-green innovation efficiency” and “the DES industry-public environmental awareness-green innovation efficiency” have been established. Third, considering the differences in green innovation demand or green innovation capability among the DES industry segments, it identifies the differentiated impacts of three DES industry segments, evaluating the effect of the DES industry on green innovation efficiency more scientifically and providing references for the formulation of differentiated green innovation support policies.

Keywords: digital economy service industry; green innovation; green innovation efficiency; industrial co-agglomeration; public environmental awareness

责任编辑:宛恬伊;蒋 琰