

数字经济赋能绿色发展的可持续性机制研究

姚芳¹, 赵锴¹, 夏俊馨¹¹ 西安交通大学 经济与金融学院 · 陕西 西安 710061

摘要:数字化与绿色化深度融合和协同转型是加快中国发展方式绿色转型的重要实现途径。虽然国家已形成协同推进“美丽中国”和“数字中国”的顶层政策设计,但是不同地区在具体落实层面的扶持和激励政策尚不完善。基于2011—2019年中国257个地级及以上城市面板数据,构建双向固定效应模型、门槛效应模型等,考察数字经济对城市绿色发展效率的非线性影响及门槛效应,旨在为地方政府因地制宜布局“双化”协同政策,梳理重点领域实施路径,最终形成可持续性机制提供实证参考。研究发现,数字经济显著提升城市绿色发展效率,邻近变量、工具变量及滞后一阶控制变量检验均支持该结论;绿色技术创新在此过程中发挥显著中介作用;以数字经济发展水平为门槛存在双门槛效应,跨越门槛值后促进作用递减;以经济发展水平、企业邻近水平为门槛的单门槛效应显著,在地理、社会、制度与认知邻近水平达到一定门槛后,数字经济对绿色发展的促进作用显著增强。因此,应加大数字基础设施投资力度,丰富邻近维度并强化多要素耦合,出台数字经济与绿色发展协同支持政策,强化理念普及与人才培养。

关键词:数字经济;绿色发展效率;绿色技术创新;邻近理论;门槛效应;可持续发展

文献标识码:A

文章编号:1002-2848-2025(04)-0036-15

一、问题提出

截至2023年,中国数字经济规模已达到53.9万亿元,较上一年增长3.7万亿元,同比名义增长7.39%,超出同期国内生产总值(GDP)名义增速2.76个百分点,占GDP比重达到42.8%,较上一年提高了1.3个百分点,数字经济增长对GDP增长的贡献率达66.45%,其作为经济增长支柱的地位愈发凸显^①。数字经济与实体经济的深度融合,已成为引领数字经济发展的关键。数字产业化和产业数字化不仅从战略层面助推了产业结构高级化和合理化,还传递了加快传统产业数字化转型的信号,增强了数字经济在构建新发展格局中的关键支撑作用。在第四次工业革命的浪潮中,中国不仅率先认识到绿色创新现代化的重要地位,还成为全球的引领者和坚定的实践者。党的二十届三中全会通过的《中共中央关于进一步全面深化改革 推进中国式现代化的决定》提出,“聚焦建设美丽中国,加快经济社会发展全面绿色转型,健全生态环境治理体系,推进生态优先、节约集约、绿色低碳发展,促进人与自然和谐共生”^②。因此,在“数字化”和“绿色化”背景下,深入探究数字经济赋能绿色发展的可持续性机制,具有重要的理论和现实

收稿日期:2024-07-10。 修回日期:2025-04-16。

基金项目:国家社会科学基金后期资助项目暨优秀博士论文项目“中国区域创新驱动发展机制研究:基于创新人才群体视角”(22FJYB008)。

作者简介:姚芳,女,西安交通大学经济与金融学院副教授,硕士生导师,研究方向为区域经济学;赵锴,男,通信作者,西安交通大学经济与金融学院副教授,博士生导师,研究方向为创新发展,电子邮箱为kaizhao@mail.xjtu.edu.cn;夏俊馨,女,西安交通大学经济与金融学院硕士研究生,研究方向为城市经济学。

① 参见https://www.nda.gov.cn/sjj/ywpd/sjzg/0429/20250429185719359511883_pc.html。

② 参见https://www.gov.cn/zhengce/202407/content_6963770.htm?_jump=true。

意义。

数字经济具备环境友好的特性,与绿色发展的要求高度契合。从动力机制来看,数字经济以技术创新为核心,为绿色发展提供不竭动力。从演化机理来看,数字经济对绿色发展的赋能效应主要体现在要素融合和精准匹配上,推动企业成长和产业优化。从参与主体来看,数字经济能够为绿色发展构建以政府、企业和公众为主体的多元治理体系。数字经济能否对绿色发展效率产生影响,以及通过何种路径产生影响,具体的影响效果如何,是一个复杂的传导机制。该机制涉及市场、体制、企业、经济发展水平以及诸多创新驱动要素的聚集和交织,难以通过解读单一数字经济投入和绿色发展效率提升之间的线性因果关系来体现。然而,目前大多数研究仅局限于对线性因果关系或效率测评的讨论。尽管部分学者已关注到二者的非线性关系,但通常仅引入数字经济变量二次项,或仅将数字经济作为门槛变量展开实证分析,以此验证数字经济对城市绿色发展效率的促进作用存在边际效应递减的非线性特征。总体而言,现有研究鲜少从协同发展和环境质量的角度探讨数字经济促进绿色发展效率提升的机制。因此,尽管学界对数字经济能否促进城市绿色发展效率已有较为一致的结论,但在其影响路径与具体效果方面,仍需进一步挖掘和研判。

相较于已有研究,本文可能的边际贡献在于三个方面。第一,采用 Word2Vec 和 TF-IDF 机器学习模型,生成全国 5 000 余家重点企业在认知、组织、社会、制度、地理 5 个维度的邻近数据,进而构建全国主要城市的邻近发展水平指标体系,重构和升级传统实证计量经济学模型,检验数字经济和城市绿色发展效率之间的因果关系。第二,分析数字经济发展水平与城市绿色发展效率之间可能存在的非线性关系,对现有关系的可持续性进行判断。第三,将数字经济、经济发展水平以及各类企业的邻近维度作为门槛变量,甄别导致两者之间非线性关系的关键因素,为提出针对性的可持续绿色发展政策提供实证参考。

二、文献综述

与本文研究密切相关的文献可归纳为三个方面。

一是数字经济的内涵与指标测度。数字经济是在信息通信技术变革中形成的一种新经济形态,美国新经济学家 Tapscott^[1]最早提出该概念。在宏观层面,数字经济对高质量发展和全要素生产率提升具有显著作用,并能促进经济地理格局优化。在中观层面,数字经济和技术创新对促进产业结构升级具有积极作用,技术创新在其中发挥了关键的中介作用。在微观层面,数字经济的核心技术可以显著降低交易成本,帮助企业建立竞争优势,同时还能通过提高创业率提升市场主体参与度。大多数关于数字经济衡量的研究多为定性研究,其定量研究一般可分为直接法和对比法,主要集中在国家和省级层面。目前,由于数据的不可得性,对数字经济的城市层面研究往往不得不减少指标维度和细化程度,且大多沿用了赵涛等^[2]的指标测度,从数字金融水平和互联网发展水平两方面反映数字经济发展程度。

二是绿色发展的内涵、效率测度及影响因素。2009年,经济合作与发展组织(OECD)提出了“绿色发展”理念,该理念不仅包含可持续发展的要求,还强调经济增长的统筹兼顾。随着生活水平的提高,学者们开始关注社会系统的和谐稳定、福利增加和公平性。绿色发展更加强调经济、生态和社会三大系统的协调统一,体现了资源节约、环境友好和社会进步的统一诉求。绿色发展效率的测度对象覆盖范围较广,从全球各个国家和地区,到“一带一路”共建国家,再到某一个国家内部的区域省份或城市等层面。绿色发展效率的测度方法主要是通过构建投入产出指标体系并测算相关指数来反映。如 Zaim 等^[3]测算了 OECD 国家的环境效率指数, Arcelus 等^[4]测算了绿色生产效率, Rashidi 等^[5]测算了生态效率指数。绿色发展效率测度指标的选择呈现出两种方向。一种是将环境污染与资本和劳动一样作为效率评价的投入因素,如 Ramanathan^[6]将 CO₂排放量作为数据包络分析模型(DEA)的投入指标之一,测度了中东和北非等 17 个国家的效率值。另一种更为常见且逐渐成为主流方向,是将环境污染纳入非期望产出指标中,将其作为一种负向指标,与期望产出一起引入生产过程^[7]。

三是数字经济对绿色发展效率影响的相关研究。目前,相关研究主要集中在运用不同的实证模型,探究省(市)级层面或行业层面数字经济对绿色发展效率的影响机制。如赵巍^[8]在基础回归的基础上,为解决内生性问题,采用系统高斯混合模型(GMM)证明数字经济对城市绿色全要素生产率的促进作用始

终显著。Lyu等^[9]构建空间计量模型,检验了数字经济与绿色全要素生产率之间的空间溢出效应。在影响机制的研究上,学者主要从中介效应机制和非线性机制两个角度进行探讨。其中,中介效应机制的研究较为丰富。如赵涛等^[2]主要从产业结构和创业活跃度等角度,研究数字经济在提升绿色发展效率中发挥的中介作用。非线性机制的研究角度较为复杂,尚未形成一致结论。例如,张英浩等^[10]以地区行业规模和制度环境作为门槛变量,证实了数字经济对绿色发展效率具有非线性特征。杨友才等^[11]研究发现,数字经济对绿色发展效率在地理空间区域上缺乏均质性,导致其空间异质特征显著。具体而言,数字经济产生的“绿色红利”在东部地区的影响大于中、西部地区 and 东北地区。相较于中心城市,非中心城市的空间溢出效应更强^[12]。

现有国内外文献在数字经济与绿色发展效率等方面进行了充分探索,相关主流研究已经对数字经济促进绿色发展效率的积极效应达成共识,并对其可能存在的非线性关系进行了一定程度的讨论。然而,现有研究未能从根本上判断数字经济促进绿色发展效率的性质,也未对其发展路径和可持续性进行充分估算,因此无法描述数字经济促进绿色发展效率的具体演化轨迹,也无法甄别具体影响因素,进而制定具有针对性的政策框架。一是相关统计数据匮乏,现有实证分析框架未纳入对企业特征和发展环境的考量,无法深度结合中国区域、城市实际社会 and 经济发展水平;二是对具体非线性阈值指标的定义和选取缺乏足够的理解,数字经济促进绿色发展效率的关键在于“促进”的可持续性,但目前研究尚未对两者之间因发展水平差异、发展阶段差异等因素导致的非线性关系的根本原因进行深度挖掘;三是理论框架相对简单,目前研究对数字经济和绿色发展效率的理论框架主要基于传统经济学理论,涉及生产效率、能源环境等方面,但针对促因外部性分析的理论模块尚未完善。

三、理论机制

(一)数字经济对城市绿色发展效率的直接作用机制

数字经济的核心在于经济活动的信息化,代表经济形态的革新。尽管前期基础设施建设会导致大量能源消耗并增加城市碳排放,但从长期来看,数字经济产业及其在各领域的应用将逐渐摆脱高投入、高污染、高排放的无序发展状态,使资源浪费和环境污染严重的传统产业逐渐失去生存空间。此外,数字经济的广泛应用逐渐形成了开放式、网络状的发展方式。与传统的生产方式和商业模式相比,数字经济更重视平台的利用,也更强调共享经济的特征。数字化平台不仅发挥中介作用,还充当连接者,利用资源优势将用户与生产者直接连接,使生产者可以将用户行为产生的大量数据作为新的生产要素投入到生产过程。一方面,数据要素的投入相较于传统生产要素,其获取和使用过程能耗较低,从而在生产要素投入端降低了能源消耗。另一方面,平台化的生产消费模式使企业能够更精准地把握市场需求,实现生产与消费的精准对接。这有助于企业重新配置闲置资源,进一步降低生产要素的机会成本。在数字经济时代,企业不再局限于单一产品的大规模生产,而是借助网络效应和平台化、在线化的经营模式,打破不同买主、分销渠道和地理区位之间的界限,将不同的生产环节、业务节点和产业链条相互渗透融合,催生出更加个性化、多样化的产品和服务。这种多样化的产品和服务供给模式能更好地满足不同消费者的需求,避免因过度生产单一产品导致的市场饱和和资源浪费。综上,本文提出如下研究假设:

H1:数字经济可以凭借自身优势直接促进城市绿色发展效率的提升。

(二)数字经济对城市绿色发展效率的间接作用机制

数字经济与绿色技术创新的相互促进为绿色创新和绿色发展提供了重要前提。首先,数字经济的高渗透性显著提升了知识积累的速度与外溢程度,促使不同个体和机构之间的知识交流更加便捷,从而实现信息共享,营造出有利于实现绿色技术创新的良好氛围。其次,数字经济催生了规模效应、范围经济以及关注小众市场的长尾效应,这些优势作用于企业的研发活动和生产经营,帮助企业在更大程度上和范围内提升技术效率,降低绿色创新成本,增强绿色技术创新的可行性。此外,具有较高配置效应的数字技术能够显著改善因信息不对称造成的金融资源不匹配状况,降低金融机构放贷风险和资金回收成本,激发金融市场绿色资本的投资活力,从而帮助企业加大研发投入并进行绿色技术创新。与此同时,绿色技

术创新在企业生产中的广泛应用能够实现生产端的低碳生产方式,催生新的能源消费方式,推动产业结构向绿色化转型。不仅如此,在数字经济时代,绿色技术创新在消费端也发挥重要作用。广大居民对绿色产品的使用有助于其实现低碳生活,减少日常生活中的资源浪费和环境污染,进而提升城市绿色发展效率。综上,本文提出如下研究假设:

H2:数字经济通过促进绿色技术创新推动城市绿色发展效率的提升。

(三)数字经济对城市绿色发展效率可持续性的作用机制

1.数字经济发展水平

相比于传统工业,数字经济具备环境友好的特征,能够实现更优的资源配置和管理,在经济活动中降低不同参与主体的交易成本和协调成本,有助于传统工业领域的企业快速实现“绿色化”,改变其以往对有形资源和能源的过度消耗以及对环境造成不可逆影响的发展模式。考虑到数字技术的广泛应用离不开大量电力消耗,因此其对能源消耗并非只有正向效应,还可能存在“绿色盲区”,而能源消耗又不可避免地造成环境污染,在某些时期可能会降低城市的绿色发展效率。樊轶侠等^[13]指出,信息技术是一把双刃剑,技术本身是中性的,而在信息产业发展的背后,应该同时考虑其对自然资源和环境造成的影响。信息通信技术的应用大力推动了数字经济在全社会的应用。一方面,其引致的扩张效应使一部分日常的消费、娱乐和工作从线下转移到了线上,从而加剧电力消耗;另一方面,其创造的经济扩张提高了居民购买力,技术革新提升了自然资源的可得性,从而使得居民在日常生活中增加了能源消耗和使用需求。因此,数字经济发展模式尚未摆脱以能源消耗为主要前提的弊端,这会产生明显的能源回弹效应。综上,本文提出如下研究假设:

H3:数字经济对城市绿色发展效率具有非线性影响特征。

2.城市经济发展水平

当城市经济发展水平处于较低阶段时,城市资源主要集中于满足基本生产与生活需求,基础设施建设相对薄弱,技术创新能力有限。在这种情况下,数字经济的发展往往面临诸多制约。一方面,数字基础设施建设需要大量资金投入,如宽带网络铺设、数据中心建设等,而经济发展水平较低的城市难以进行大规模投资,导致数字经济发展缺乏必要的物质基础。另一方面,低经济发展水平通常伴随着较低的人才吸引力和技术创新能力,这使得数字经济难以充分发挥其对绿色发展效率的提升作用。随着城市经济发展水平逐步跨越一定门槛,城市开始拥有更多资源和能力支持数字经济的发展,加大对数字基础设施的投入,提高网络覆盖范围和数据传输速度,吸引高素质人才,增强技术创新能力。这些人才和创新资源能够与数字经济深度融合,推动数字技术在绿色产业中的广泛应用,从而显著提高城市绿色发展效率。综上,本文提出如下研究假设:

H4:数字经济对城市绿色发展效率因城市经济发展水平而存在门槛效应。

3.企业邻近水平

邻近理论最早由Boschma^[14]提出,最初聚焦静态概念,认为邻近不仅限于地理接近,还涵盖认知、社会、组织、制度和地理5个维度。随后,Broekel等^[15]指出,这些维度间可能存在替代或互补关系,其相互作用可能源自地理、认知或社会邻近的共同进化过程。Balland等^[16]将其发展为一个动态且综合的框架并进一步指出,地理和社会邻近是补充性因素,而组织、制度和认知邻近是促进学习、沟通和互动的关键驱动力。目前,邻近理论主要应用于区域经济和创新发展。Cassi等^[17]指出,尽管地理和技术邻近性对社会网络的建立至关重要,但它们对创新绩效的影响却具有复杂性。过度邻近性可能导致“同质化效应”,即企业间的过度相似性会抑制创新的多样性,降低创新的探索性和突破性,从而影响创新的长远发展。因此,尽管邻近性有助于合作的形成,但过度的地理和技术邻近性在某些情境下可能阻碍创新的进一步发展。

企业邻近水平涵盖地理、社会、制度、组织和认知等多个维度,显著影响数字经济与城市绿色发展效率的关系。各维度相互作用,形成复杂机制并导致门槛效应。地理邻近性决定信息流通与合作效率,距离远时限制绿色发展,距离近时则有助于产业集群和合作。社会邻近性影响企业信任与合作,网络稀疏时合作受限,紧密时则促进绿色发展。制度邻近性体现为制度统一性对协调的促进作用,差异较大时增

加不确定性,制度统一时则降低风险。组织邻近性体现为相似的组织结构和文化,促进资源整合与流程优化。认知邻近性则体现为认知一致性提升企业共识,推动绿色发展。总体来看,当企业邻近水平低时,数字经济难以有效促进绿色发展;而跨越临界门槛后,数字经济与企业发展更紧密结合,有助于提升城市绿色发展效率。综上,本文提出如下研究假设:

H5:数字经济对城市绿色发展效率因企业邻近水平而存在门槛效应。

四、变量说明与模型设定

(一)变量说明

1.被解释变量

城市绿色发展效率(Ge)是本文的被解释变量。本文借鉴张英浩等^[10]的方法,综合考虑经济效益、生态效益和社会效益,构建了如表1所示的城市绿色发展效率的投入产出指标体系。本文采用非期望产出全域曼奎斯特—伦伯格指数(GML),对中国2011—2019年257个样本城市进行测算,并将GML指数的动态结果作为城市绿色发展效率值用于后续回归分析。由于GML指数反映的是与上一年相比的效率增长情况,为准确反映城市绿色发展效率的动态变化,借鉴韩晶等^[18]的方法对GML指数进行调整,调整方法如下:假定2011年的绿色发展效率基期值为1,则2012年的绿色发展效率值为2011年的基期值乘以2012年的GML指数,2013年的绿色发展效率值为2012年的值乘以2013年的GML指数,依此类推。

2.解释变量

本文的核心解释变量是城市的数字经济发展水平(Dig),采用非期望产出的超效率松弛测度模型(SBM)对其进行测度。在构建城市层面指标体系时,参考赵涛等^[2]的方法,以数字金融发展水平及互联网发展水平作为主要衡量指标。各指标的含义、属性以及运用熵值法计算出的权重如表2所示。所需数据均来源于各年度的《中国城市统计年鉴》、各城市国民经济和社会发展统计公报以及经济预测系统数据库(EPS)等。

3.中介变量

绿色技术创新水平(PGI)以每十万人的绿色专利申请量衡量。借鉴彭继增等^[19]的做法,采用绿色专利申请数量作为城市绿色创新水平的衡量标准。

表1 城市绿色发展效率的投入产出指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	指标属性
投入要素	劳动要素	年末从业人员数量,万人	+
	资本要素	固定资本存量,亿元	+
	能源要素	全社会用电量,千瓦时	+
	资源要素	城市建设用地面积,平方千米	+
期望产出	经济效益	地区生产总值,亿元	+
	社会效益	城镇居民年平均工资水平,元	+
	生态效益	城市绿地总面积,平方千米	+
非期望产出	废气排放	工业SO ₂ 排放总量,万吨	—
	废水排放	工业废水排放总量,万吨	—
	固废排放	工业烟尘排放总量,万吨	—

表2 数字经济发展水平指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	指标权重/%	指标属性
数字金融水平	数字普惠金融指数	北京大学数字普惠金融指数	13.33	+
互联网发展水平	互联网普及率	每百人互联网用户数	23.41	+
	移动电话普及率	每百人移动电话用户数	9.32	+
	相关产业从业情况	信息传输、计算机服务与软件业从业人员占年末单位从业人员比重	25.25	+
	互联网相关支出	人均电信业务总量	28.69	+

4. 控制变量

城市化水平($\ln Urb$):采用各地级市的城镇化率作为城市化水平的衡量指标,数据来源于《中国城市统计年鉴》。金融发展水平(Fin):本文以金融机构贷款金额与城市地区生产总值(GDP)的比值作为衡量指标,数据来源于《中国城市统计年鉴》。经济发展水平($\ln Rgdp$):将经济发展水平作为控制变量,并采用人均GDP表示,数据来源于《中国城市统计年鉴》和EPS数据库。人力资本(HC):以普通高等学校在校学生数与城市年末总人口数的比值作为人力资本的衡量指标。由于2019年普通高等学校在校学生数在各数据库中缺失值较多,该年度数据主要来源于各地级及以上城市的国民经济和社会发展统计公报或政府官方网站。政府干预程度(Gov):采用地方财政一般预算支出与当年地区生产总值的比值作为衡量指标,数据来源于《中国城市统计年鉴》。科技支出水平($\ln Tec$):采用地方政府的科技财政支出水平并取对数来衡量城市的科技支出水平,数据来源于《中国城市统计年鉴》。邻近水平:采用邻近理论中衡量创新的5个维度,即地理、社会、制度、组织和认知。本文通过Python爬虫功能收集整理了上海证券交易所、深圳证券交易所全部A股上市企业的年度报告,利用Jieba和HanLP等常用分词工具对年报文本进行分词处理。结合潜在狄利克雷分配主题聚类模型(LDA)选择出5个创新维度下的关键核心主题词,基于TF-IDF与Word2vec对年报热词分析,量化了企业在以上5个维度的水平。具体如下:地理邻近($\ln Geo$),指企业在地理空间上的接近程度,方便面对面的交流、货物运输以及资源共享等活动;社会邻近($\ln Soc$),基于企业相关人员的社会关系网络构建起来的邻近性;制度邻近($\ln Ins$),体现在企业受到相似的制度环境约束和引导;组织邻近($\ln Org$),涉及企业组织架构与文化的相似性或关联性;认知邻近($\ln Con$),反映企业在知识结构和价值观等方面的相似程度。

主要变量的描述性统计结果如表3所示。从中可见,城市绿色发展效率数据波动较大,表明样本城市间的绿色发展效率存在显著差异,不同地区之间绿色发展效率程度不一。数字经济发展水平数据同样呈现较大波动,说明不同地区之间数字经济发展水平差异较大。控制变量、中介变量及工具变量均呈现出较大的最值差与标准差,这与中国地域辽阔、地区发展不平衡的国情吻合,为后续异质性分析提供了必要依据。

表3 主要变量的描述性统计结果

变量	观测值数	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
Ge	2 313	1.267	0.407	0.213	1.199	5.110
Dig	2 313	0.166	0.072	0.032	0.159	0.624
$\ln Urb$	2 313	3.980	0.260	3.118	3.970	4.605
Fin	2 313	0.982	0.611	0.118	0.808	9.622
$\ln Rgdp$	2 313	10.731	0.572	9.091	10.690	13.060
HC	2 313	0.020	0.027	0	0.011	0.486
Gov	2 313	0.192	0.088	0.026	0.170	0.675
$\ln Tec$	2 313	1.250	1.382	-2.586	1.076	6.319
PGI	2 313	0.062	0.115	0	0.020	1.227
$\ln Geo$	2 313	1.179	0.969	0	1.151	4.613
$\ln Soc$	2 313	3.384	1.608	0	4.041	5.423
$\ln Ins$	2 313	1.922	0.983	0	2.262	3.925
$\ln Org$	2 313	1.650	0.975	0	1.914	4.085
$\ln Con$	2 313	1.486	0.899	0	1.685	3.642

(二) 计量模型设定

1. 基准回归的模型设定

根据理论分析和研究假设,本文设立如下双向固定效应模型:

$$Ge_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Dig_{it} + \alpha_c CV_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, Ge_{it} 是被解释变量,表示第*i*个城市第*t*年的城市绿色发展效率; Dig_{it} 是核心解释变量,代表第*i*

个城市第 t 年的数字经济发展水平; CV_{it} 代表第 i 个城市第 t 年的一系列控制变量; ϵ_{it} 表示随机扰动项。此外, 鉴于城市绿色发展效率可能受时间变化或城市个体变化带来的不可观测因素影响。因此, 在基本模型中加入了时间和城市个体固定效应, 分别记作 λ_t 和 μ_i 。对面板数据进行的豪斯曼检验和时间效应检验结果显示, P 值皆小于 0.001, 说明该基准模型的设定合理。

2. 中介机制的模型设定

为检验前文提出的数字经济对城市绿色发展效率的间接作用机制, 本文在式(1)基础上加入中介变量, 构建的中介效应回归模型如下:

$$PGI_{it} = \beta_0 + \beta_1 Dig_{it} + \beta_c CV_{it} + \mu_i + \lambda_t + \epsilon_{it} \quad (2)$$

$$Ge_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 Dig_{it} + \gamma_2 PGI_{it} + \gamma_c CV_{it} + \mu_i + \lambda_t + \epsilon_{it} \quad (3)$$

其中, PGI_{it} 表示绿色技术创新水平, 是本文的中介变量。中介效应检验步骤如下: 首先, 验证式(1)中回归系数 α_1 的显著性; 其次, 检验式(2)中回归系数 β_1 的显著性; 最后, 检验式(3)中 γ_1 和 γ_2 的显著性。若 β_1 显著, 表明数字经济对绿色技术创新水平具有显著影响; 若 γ_2 显著, 表明中介变量对城市绿色发展效率存在显著影响; 若 γ_1 不显著, 或 γ_1 显著但绝对值小于式(1)中的 α_1 , 则证明中介效应存在。

3. 门槛模型设定

数字经济对城市绿色发展效率的提升可能存在非线性的阶段性特征, 这一现象已逐渐成为研究热点。非线性特征通常表现为自变量不同值域内对因变量影响存在差异, 门槛效应可有效捕捉这种差异。因此, 本文采用面板门槛模型, 验证数字经济对城市绿色发展效率影响的非线性阶段性特征。鉴于可能存在多个门槛值, 本文构建多门槛面板回归模型, 模型设定如下:

$$Ge_{it} = \xi_0 + \xi_1 Bas_{it} \times I(m_{it} \leq \Phi_1) + \xi_2 Bas_{it} \times I(\Phi_1 < m_{it} \leq \Phi_2) + \dots + \xi_n Bas_{it} \times I(\Phi_{n-1} < m_{it} \leq \Phi_n) + \xi_{n+1} Bas_{it} \times I(m_{it} > \Phi_n) + \xi_c CV_{it} + \mu_i + \lambda_t + \epsilon_{it} \quad (4)$$

其中, Bas_{it} 为门槛变量, 包括数字经济发展水平、经济发展水平、企业邻近水平; Φ 为待估算的门槛值, $I(\cdot)$ 为指示函数, 当满足 $(\cdot)$ 内的条件时取 1, 否则取 0。

五、实证结果分析

(一) 基准回归结果

在确定样本面板数据具有强平稳性的基础上, 对其进行豪斯曼检验和时间效应检验。依据检验结果, 采用时间和城市个体双向固定效应模型, 并运用逐步增加控制变量的方法开展全样本基础回归, 结果如表 4 所示。结果表明, 无论是否加入控制变量, 核心解释变量数字经济发展水平始终对城市绿色发展效率呈现显著正向作用, 回归系数为正。这表明数字经济对城市绿色发展效率具有正向促进作用。此外, 逐步引入控制变量并未影响其方向, 对回归系数的影响极小, 验证了回归结果是稳健的, 由此验证了本文假设 H1 的成立。

(二) 中介效应检验

中介机制的检验机制包含式(1)~(3)三个部分, 检验结果如表 5 所示。其中, 第(1)列为式(1)的回归结果。第(2)列是式(2)的回归结果, 数字经济对绿色技术创新水平回归系数为 0.643, 在 1% 的水平下显著, 说明城市的数字经济发展能显著提升绿色技术创新水平。第(3)列是式(3)的回归结果, 绿色技术创新水平的回归系数为 0.975, 同样在 1% 的水平下显著, 说明绿色技术创新水平对城市绿色发展效率的影响显著为正。而数字经济发展水平的回归系数为 0.396, 与式(1)中未加入中介变量时相比, 其回归系数的数值明显减小, 且未通过 10% 的显著性检验, 证实绿色技术创新是数字经济影响城市绿色发展效率的中介变量。由此可知, 数字经济的蓬勃发展加速了信息流通, 降低了信息不对称, 显著增强了知识溢出效应, 有力推动了绿色发展观念的传播。同时, 数字技术手段的应用有效降低了创新成本, 合理规避了创新风险, 促进城市的绿色技术创新水平。由此验证了本文假设 H2 的成立。

表 4 数字经济影响城市绿色发展效率的基础回归估计结果

变量	被解释变量: Ge											
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
Dig	1.169*** (4.80)	1.137*** (4.66)	1.220*** (5.01)	1.076*** (4.46)	1.066*** (4.41)	1.044*** (4.32)	1.051*** (4.35)	1.050*** (4.34)	1.055*** (4.38)	1.058*** (4.40)	1.061*** (4.40)	1.023*** (4.26)
$\ln Urb$		-0.172 (-1.70)	-0.180 (-1.79)	-0.325** (-3.19)	-0.319** (-3.14)	-0.307** (-3.02)	-0.308** (-3.03)	-0.308** (-3.03)	-0.301** (-2.97)	-0.303** (-2.99)	-0.304** (-2.99)	-0.295** (-2.91)
Fin			-0.100*** (-4.92)	-0.068** (-3.29)	-0.069*** (-3.33)	-0.062** (-2.97)	-0.062** (-2.99)	-0.063** (-3.00)	-0.062** (-3.00)	-0.063** (-3.01)	-0.063** (-3.01)	-0.064** (-3.07)
$\ln Rgdp$				0.269*** (6.79)	0.270*** (6.80)	0.234*** (5.47)	0.242*** (5.39)	0.242*** (5.39)	0.253*** (5.64)	0.252*** (5.63)	0.252*** (5.62)	0.247*** (5.53)
HC					1.002 (1.84)	0.971 (1.79)	0.983 (1.81)	0.984 (1.81)	0.959 (1.77)	0.964 (1.78)	0.966 (1.78)	0.907 (1.68)
Gov						-0.447* (-2.19)	-0.449* (-2.20)	-0.441* (-2.15)	-0.420* (-2.06)	-0.423* (-2.07)	-0.424* (-2.08)	-0.415* (-2.04)
$\ln Tec$							-0.009 (-0.59)	-0.009 (-0.62)	-0.010 (-0.67)	-0.009 (-0.65)	-0.009 (-0.63)	-0.007 (-0.52)
$\ln Geo$								0.009 (0.66)	0.022 (1.55)	0.022 (1.54)	0.022 (1.56)	0.026 (1.83)
$\ln Soc$									-0.054*** (-4.36)	-0.043* (-2.22)	-0.042* (-2.02)	-0.053* (-2.54)
$\ln Ins$										-0.017 (-0.68)	-0.016 (-0.61)	-0.022 (-0.88)
$\ln Org$											-0.005 (-0.29)	-0.064** (-2.80)
$\ln Con$												0.089*** (4.00)
常数项	0.896*** (33.15)	1.565*** (3.96)	1.667*** (4.24)	-0.593 (-1.16)	-0.634 (-1.24)	-0.241 (-0.44)	-0.314 (-0.56)	-0.323 (-0.58)	-0.304 (-0.55)	-0.292 (-0.53)	-0.287 (-0.52)	-0.259 (-0.47)
观测值数	2 313	2 313	2 313	2 313	2 313	2 313	2 313	2 313	2 313	2 313	2 313	2 313
R^2	0.180	0.180	0.189	0.207	0.208	0.209	0.209	0.209	0.216	0.216	0.215	0.221

注:1. **、*和*分别表示在1%、5%和10%的水平下显著。

2. ()内是t值。

3. 已控制时间和城市固定效应。

表 5 绿色技术创新的中介效应检验估计结果

变量	(1) Ge	(2) PGI	(3) Ge
Dig	1.023*** (4.26)	0.643*** (13.31)	0.396 (1.61)
PGI			0.975*** (9.02)
常数项	-0.259 (-0.47)	0.958*** (8.63)	-1.193* (-2.16)
观测值数	2 313	2 313	2 313
R^2	0.221	0.328	0.251

注:1. ***和*分别表示在1%和10%的水平下显著。

2. ()内是t值。

3. 已控制时间和城市固定效应,控制变量估计结果留存备案。

(三) 门槛效应检验

根据前文理论假设及面板回归结果,为探究数字经济对城市绿色发展效率影响机制的复杂性,本文分别选用数字经济发展水平、经济发展水平、地理邻近、社会邻近、制度邻近、组织邻近、认知邻近作为门槛变量。采用Bootstrap方法反复抽样300次得出检验统计量对应的 P 值,以判断是否存在门槛效应。检验结果如表6所示。

表6 门槛效应自抽样检验结果

变量	门槛类型	F 值	P 值	临界值			门槛值
				10%	5%	1%	
Dig	单门槛	61.77	<0.001	13.817	16.497	23.265	0.119
	双重门槛	23.50	0.020	14.925	17.946	27.486	0.145
	三重门槛	15.30	0.570	34.978	40.459	51.577	0.192
$\ln Rgdp$	单门槛	50.87	<0.001	21.296	23.929	31.515	11.507
	双重门槛	11.46	0.433	36.180	45.956	60.839	11.155
$\ln Geo$	单门槛	54.24	<0.001	17.192	20.161	30.037	2.369
	双重门槛	4.02	0.787	16.172	18.715	24.980	1.947
$\ln Soc$	单门槛	31.77	0.007	17.914	21.181	29.872	4.410
	双重门槛	6.27	0.557	12.988	16.404	20.405	0
$\ln Ins$	单门槛	20.62	0.030	16.081	21.438	27.360	2.707
	双重门槛	9.16	0.287	13.392	17.400	21.078	1.971
$\ln Org$	单门槛	6.91	0.633	18.007	22.054	32.946	1.311
	双重门槛	5.12	0.633	12.140	14.900	19.409	1.710
$\ln Con$	单门槛	34.33	<0.001	16.586	19.153	23.949	2.448
	双重门槛	5.58	0.653	15.136	17.501	22.713	1.918

1. 数字经济发展水平作为门槛变量

图1和表7展示了在由不同数字经济发展水平门槛值界定的相应区间内,数字经济对城市绿色发展效率的影响效果。结果表明,在数字经济发展水平的所有约束区间内,数字经济对城市绿色发展效率的回归系数均为正,且均在5%的水平下显著,表明随着数字经济的发展,其对城市绿色发展效率始终表现为明显的正向促进作用。但也应注意到,在数字经济发展水平的各门槛区间内,其回归系数呈下降趋势,即数字经济对城市绿色发展效率的影响效应存在逐渐减弱的现象。可能原因在于,目前数字经济发展尚不能从根本上解决能源高消耗这一根本问题。并且随着数字经济的发展,信息和通信技术的应用以及数字技术的不断革新,数字经济对科技创新的影响效应有所降低,由此验证了本文假设H3的成立。

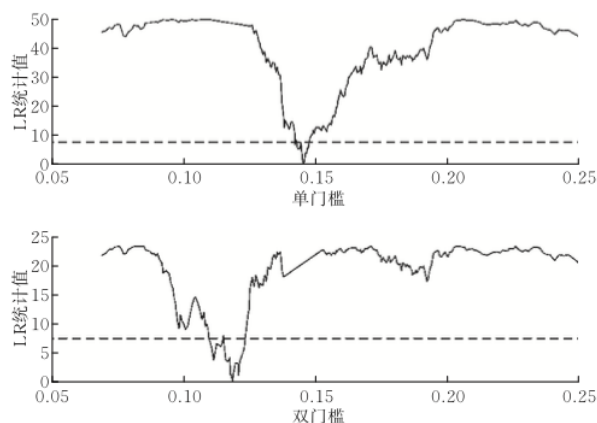


图1 数字经济综合发展水平的门槛效应

2. 经济发展水平作为门槛变量

以经济发展水平为门槛变量的检验结果如图2和表6所示,检验结果显示 F 值为50.87,显著性水平为1%,表明存在单一门槛效应,门槛值为11.507。表7第(4)列报告了经济发展水平的回归结果,当城市的经济发展水平低于门槛值时,数字经济的系数为0.645,且不显著;而当经济发展水平高于门槛值时,数字经济的系数则提高至1.414,并在1%的水平下显著。这表明城市经济水平的上升会使数字经济对绿

色发展的推动效果增强,由此验证了本文假设H4的成立。原因可能是数字经济的发展依赖高速稳定的网络设施、先进的数据处理中心等基础条件,而在经济水平较低阶段,城市难以大规模投资建设此类基础设施,从而限制了数字经济对绿色发展的促进作用。而在经济发展水平越过门槛值后,城市有更充足的资金和资源用于完善数字经济发展所需的基础设施,从而使数字经济能够更有效地推动绿色发展。

3. 邻近水平作为门槛变量

以企业水平为门槛变量的检验结果如图3~7所示。地理邻近的回归结果显示,当企业地理邻近水平低于门槛值时,数字经济的系数不显著,表明企业之间的地理距离可能限制了数字经济在促进城市绿色发展效率方面的有效性;而当企业地理邻近水平高于门槛值时,地理邻近对数字经济影响城市绿色发展程度起到调节作用,这表明企业地理邻近水平的提升有利于数字经济更好地发挥对城市绿色发展的积极作用。社会邻近的回归结果显示,当企业社会邻近水平低于门槛值时,数字经济的系数不显著;而当企业社会邻近水平高于门槛值时,数字经济的系数在5%的水平下显著。在不考虑社会邻近作为门槛变量对数字经济作用的调节时,社会邻近会对城市绿色发展产生抑制作用^①,这表明社会邻近水平本身对城市绿色发展的影响较为复杂,直接来看可能会产生抑制作用。作为门槛变量时,社会邻近水平的提高有助于数字经济更好地发挥对城市绿色发展的积极作用。制度邻近的回归结果显示,当企业制度邻近水平低于门槛值时,数字经济的系数不显著;而当企业制度邻近水平高于门槛值时,数字经济的系数在5%的水平下显著。制度邻近作为控制变量时不显著,但作为门槛变量,当企业制度邻近达到一定水平时,会更好发挥数字经济对城市绿色发展的积极作用。组织邻近未通过门槛变量检验。认知邻近的回归结果显示,当企业认知邻近水平低于门槛值时,数字经济的系数不显著,这意味着在企业认知差异较大(认知邻近水平低)的情况下,数字经济在促进城市绿色发展方面的作用有限,可能是因为企业之间在认知上难以达成共识,无法有效地利用数字经济的优势来推动城市绿色发展;而当企业认知邻近水平高于门槛值时,数字经济的系数在5%的水平下显著,这表明企业之间较高的认知邻近水平有利于数字经济更好地发挥对城市绿色发展的积极作用,企业在认知上的接近使得它们能够更好地理解和应用数字经济相关的理念、技术等来推动城市绿色发展效率的提升。由此验证了本文假设H5的成立。

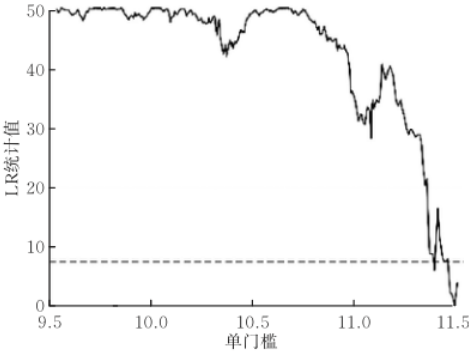


图2 经济发展水平的门槛效应

表7 数字经济及经济发展水平作为门槛变量的回归估计结果

变量	Ge	变量	Ge
Dig	3.035*** (5.00)	Dig	0.645 (1.68)
(Dig≤0.1185)		(lnRgdp≤11.5068)	
Dig	2.173*** (4.05)	Dig	1.414*** (3.43)
(0.1185<Dig≤0.1454)		(lnRgdp>11.5068)	
Dig	1.259** (2.88)		
(Dig>0.1454)			
常数项	-0.894 (-0.85)	常数项	1.539* (2.27)
观测值数	2313	观测值数	2313
R ²	0.332	R ²	0.313

注:1. ***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平下显著。
2. ()内是t值。
3. 已控制时间和城市固定效应,控制变量估计结果留存备索。

① 篇幅限制,结果留存备索。

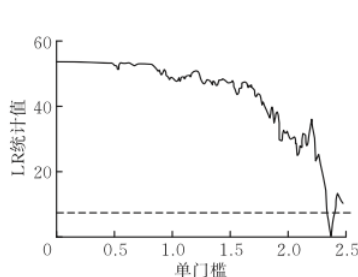


图3 地理邻近的门槛效应

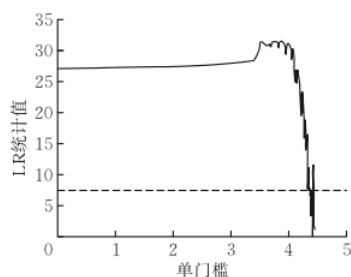


图4 社会邻近的门槛效应

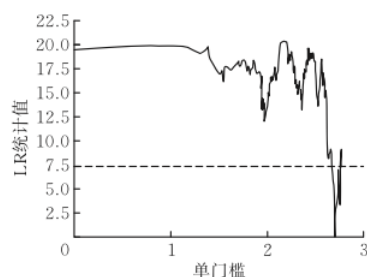


图5 制度邻近的门槛效应

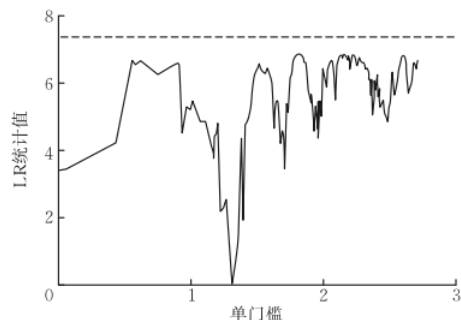


图6 组织邻近的门槛效应

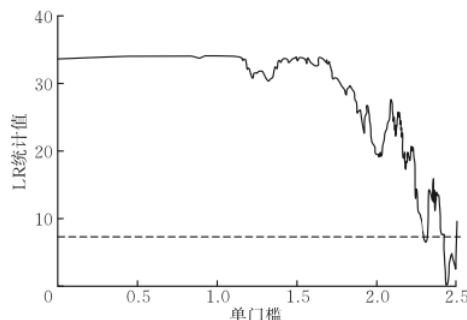


图7 认知邻近的门槛效应

(四) 稳健性检验^①

1. 控制宏观因素影响

通常经济发展水平较高的城市,在数字经济的基础设施建设方面占据较大优势,并在数字经济应用上产生更大效应,故可能会面临内生性问题。因此,本文参考赵涛等^[2]的研究,通过设定省份固定效应、省份与年份交互效应来控制经济中宏观因素的影响。在考虑宏观因素系统性变化后,数字经济对城市绿色发展效率的正向促进作用结论稳健。

2. 内生性问题

值得关注的是,数字经济与城市绿色发展联系紧密。数字经济能够促进城市绿色发展,从现实情况看,城市绿色发展的结果往往体现在加强对第三产业的发展力度、促进产业数字化转型方面,因此城市绿色发展反过来又可以为数字经济提供更好的基础条件,即两者之间可能会存在内生性问题。本文借鉴黄群慧等^[20]的研究思路,以1984年各城市固定电话用户数据作为工具变量基础,使用两阶段最小二乘法进行回归估计,有效解决这一潜在问题。此外,对工具变量进行LM检验,结果显示 F 值大于10,统计量在1%的水平下显著,拒绝该工具变量识别不足的假设。据此判断,该工具变量设定合理且有效,基于上述方法的回归分析可靠。综上,使用合理有效的工具变量克服了由数字经济发展水平和城市绿色发展效率双向因果关系可能导致的潜在内生性问题后,仍能得到数字经济发展水平促进城市绿色发展效率的结论,前文结论稳健可靠。

(五) 异质性分析

1. 城市区域异质性

表8第(1)~(3)列分别表示中国东部、中部和西部地区^②的回归结果。结果显示,数字经济对东部、

^① 篇幅所限,具体检验结果留存备索。

^② 东部地区包括北京、天津、河北、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东和海南;中部地区包括山西、安徽、江西、河南、湖北和湖南;西部地区包括内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏和新疆。本文未包括港澳台。

中部、西部地区城市绿色发展效率的回归系数分别为1.144、1.775和0.370,表明不同区域内数字经济对城市绿色发展效率均有正向促进作用。但不同地区的作用效果存在显著差异,东部地区 and 中部地区城市分别通过了5%和1%的显著性检验,而西部地区城市未通过显著性检验。这表明数字经济对东部地区 and 中部地区的绿色发展效率作用效果更强且更显著,而在西部地区影响较小且不明显。产生这一结果的原因可能是东部地区 and 中部地区具备良好的经济发展基础,且按照人口规模、经济发展水平和城镇化率划分时均存在较多的“大城市”,具备显著的集聚效应。因此,这些地区拥有良好的发展条件和完善的数字基础设施,在“先发优势”影响下,数字经济发展相对成熟。不仅如此,东部和中部地区城市的数字经济在经济结构中占比较高、影响力较大,能够获得更多的“数字红利”,从而吸引高素质人才并进一步提高劳动力匹配质量。因此,数字经济对城市绿色发展效率的影响作用在东部和中部地区大于西部地区。

2. 城市发展类型异质性

表8第(4)(5)列分别表示资源型城市和非资源型城市的回归结果。结果表明,数字经济显著提高了两种类型城市的绿色发展效率,且对非资源型城市的促进作用更明显。具体来看,资源型城市数字经济的回归系数为1.044,在10%的水平下显著;非资源型城市数字经济的回归系数为0.977,在1%的水平下显著。从回归系数来看,资源型城市大于非资源型城市。这可能是因为数字经济在资源型城市的绿色化转型中发挥着促进产业结构升级和合理配置要素的重要作用,有助于解决“资源诅咒”的困境。

3. 发展政策异质性

2013年国务院印发《“宽带中国”战略及实施方案》通知,相关部门分别于2014、2015和2016年分三批在120个城市(群)具体实施,旨在为数字经济快速发展提供有力支持。本文依据上述战略分批次批准的试点城市进行分组,将257个样本城市划分为试点城市和非试点城市,进行分组回归,以探究城市数字经济对绿色发展效率的影响在政策强度方面的异质性。

表8第(6)(7)列分别表示试点城市和非试点城市的回归结果。数字经济的回归系数分别为1.569和0.815,均在5%的水平下显著。试点城市回归系数大于非试点城市,这表明政策支持会加强数字经济对城市绿色发展效率的影响程度。基于政策支持下的数字基建“先发优势”,试点城市能够发挥数字经济在促进技术及知识外溢等方面的优势,提高企业创新能力,加强政府数字化治理,推动相关部门开展环境监测,有利于传统行业向绿色低碳化转型,进而助力城市绿色发展效率提升。

表8 数字经济影响城市绿色发展效率的区域、发展类型、政策强度异质性检验估计结果

变量	被解释变量: Ge						
	(1)东部	(2)中部	(3)西部	(4)资源型	(5)非资源型	(6)试点城市	(7)非试点城市
Dig	1.144** (3.17)	1.775*** (5.26)	0.370 (0.64)	1.044* (2.09)	0.977*** (3.57)	1.569** (3.20)	0.815** (3.01)
$\ln Urb$	-0.478 (-1.71)	-0.941*** (-6.47)	-0.016 (-0.08)	-0.056 (-0.41)	-0.707*** (-4.05)	-1.681*** (-3.95)	-0.006 (-0.05)
常数项	1.864 (1.55)	1.956* (2.51)	-4.606** (-3.14)	-4.514*** (-4.23)	2.035** (2.77)	3.479 (1.62)	-1.433* (-2.14)
观测值数	828	855	630	675	1638	481	1832
R^2	0.280	0.341	0.191	0.166	0.257	0.108	0.186

注:1. ***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平下显著。

2. ()内是 t 值。

3. 已控制时间和城市固定效应,控制变量估计结果留存备索。

六、结论与政策建议

本文基于宏观数据和微观企业年报数据,采用机器学习模型,构建2011—2019年257个地级及以上城市的平衡面板数据。按照“水平与效率测评—线性因果关系性质判断—非线性因果关系识别和关键促因甄别”的思路,深度分析数字经济促进城市绿色发展效率的可持续性机制,将传统研究从关注数字经济

和绿色发展的投入拓展到理解与运用“抓手”,推动数字经济和绿色发展协同,得出四点结论。第一,数字经济显著促进了城市绿色发展效率的增长,即城市数字化水平的提高能有效促进城市绿色发展效率提升,数字经济已成为城市绿色发展的新动能。本文将257个地级市样本划分为东、中、西部三个区域后发现,数字经济对东、中、西部地区城市绿色发展效率的影响程度存在较大差异,对中部地区影响最大且最显著,东部地区次之,西部地区影响较小且不明显。第二,中介机制分析表明,数字经济通过提升绿色技术创新水平促进城市绿色发展效率的提高。数字经济的蓬勃发展能够通过降低创新成本、合理规避创新风险等优势,提升城市的绿色技术创新水平,实现技术外溢效应,使经济活动更高效、低成本、低能耗,从而提高城市绿色发展效率。第三,以数字经济发展水平作为门槛变量的门槛模型回归结果显示,通过双门槛检验且在各门槛区间内,数字经济的回归系数显著为正但呈下降趋势,表明数字经济对城市绿色发展效率的影响效应会逐渐减弱。这说明目前单一的投入产出模式难以有效维持数字经济对绿色发展带来的增长增量。第四,以经济发展水平作为门槛变量进行门槛模型的回归,通过了单一门槛检验,只有经济发展水平大于门槛值时,数字经济对城市绿色发展效率才有显著促进作用,凸显经济基础对数字经济推动绿色发展的关键支撑作用。以企业邻近水平为门槛变量的门槛模型回归结果显示,除组织邻近外,其余邻近水平均通过单一门槛检验,表明地理、社会、制度和认知等邻近维度在水平较低时,数字经济的潜力难以充分释放;而跨越一定门槛后,企业间协同合作增强,实现资源共享与优势互补,数字经济与企业融合发展更加紧密,进而有力促进城市绿色发展效率提升,凸显企业间协同合作环境对数字经济推动绿色发展的重要性。

维持数字经济促进城市绿色发展效率的可持续性,关键在于协同要素环境的建设和完善。除宏观经济环境发展和数字投资带来的直接和间接红利外,地方政府应充分认识到协同要素的“抓手”作用,从而因地制宜,制定符合当地社会、经济和企业特征的数字经济与绿色发展协同战略。第一,加大对城市数字基础设施建设的投入力度,确保其具备高性能与高稳定性,以满足数字经济产业的快速发展需求。在建设过程中,积极采用绿色节能技术和标准。例如,在数据中心建设中推广应用先进冷却技术,降低能源消耗;选用低功耗网络设备,减少碳排放。通过这些措施,降低数字基础设施自身的环境影响,使其与城市绿色发展理念相契合。第二,增加邻近的维度和厚度,并实现不同邻近之间的交织,提升城市整体邻近质量。构建地理邻近和社会邻近,地方政府应关注数字经济产业的聚集效应,创造企业和人才群体共享、沟通和交流的通道,减少企业因软硬环境隔阂而产生的各种直接与间接成本,使相关企业能够投入更多资源和精力推进数字技术赋能绿色发展战略。第三,构建制度邻近要求政府部门出台更多针对数字经济与绿色发展的协同支持政策,如减税、免税,以及针对数字产业的更严格环境保护标准等,确保不同行业和企业政策效力无明显偏差。第四,加大对政府部门工作人员、企业管理人员和技术人员的数字经济与绿色发展理念培训和教育力度,尤其在相对欠发达地区,当地政府部门和企业对数字经济赋能绿色发展缺乏直观理解,需要在价值观和工作方式等方面形成合力。

参考文献:

- [1] TAPASCOTT D. The digital economy: promise and peril in the age of networked intelligence [M]. New York: McGraw-Hill, 1996: 54-68.
- [2] 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.
ZHAO T, ZHANG Z, LIANG S K. Digital economy, entrepreneurial vitality, and high-quality development: empirical evidence from Chinese cities [J]. Management World, 2020, 36(10): 65-76.
- [3] ZAIM O, TASKIN F. Environmental efficiency in carbon dioxide emissions in the OECD: a non-parametric approach [J]. Journal of Environmental Management, 2000, 58(2): 95-107.
- [4] ARCELUS F J, AROCENA P. Productivity differences across OECD countries in the presence of environmental constraints [J]. Journal of the Operational Research Society, 2005, 56(12): 1352-1362.
- [5] RASHIDI K, SAEN R F. Measuring eco-efficiency based on green indicators and potentials in energy saving and undesirable output abatement [J]. Energy Economics, 2015, 50(4): 18-26.

- [6] RAMANATHAN R. An analysis of energy consumption and carbon dioxide emissions in countries of the Middle East and North Africa[J]. *Energy*, 2005, 30(15): 2831-2842.
- [7] YANG L S, NI M Y. Is financial development beneficial to improve the efficiency of green development? Evidence from the “Belt and Road” countries[J]. *Energy Economics*, 2022, 105: 105734.
- [8] 赵巍. 数字经济与城市绿色全要素生产率: 作用机制与门槛效应[J]. *中国流通经济*, 2022, 36(11): 15-26.
ZHAO W. Digital economy and urban green total factor productivity: mechanism and threshold effects [J]. *China Circulation Economy*, 2022, 36(11): 15-26.
- [9] LYU Y W, WANG W Q, WU Y, et al. How does digital economy affect green total factor productivity? Evidence from China [J]. *The Science of the Total Environment*, 2022, 857(2): 159428.
- [10] 张英浩, 汪明峰, 崔璐明, 等. 数字经济水平对中国市域绿色全要素生产率的影响[J]. *经济地理*, 2022, 42(9): 33-42.
ZHANG Y H, WANG M F, CUI L M, et al. Impact of digital economy level on urban green total factor productivity in China[J]. *Economic Geography*, 2022, 42(9): 33-42.
- [11] 杨友才, 王玉聪, 魏涛. 数字经济是否提高了绿色全要素生产率?[J]. *学习与探索*, 2022, 44(12): 114-123.
YANG Y C, WANG Y C, WEI T. Has digital economy improved green total factor productivity? [J]. *Study and Exploration*, 2022, 44(12): 114-123.
- [12] 李治国, 李兆哲, 王丽君. 弥合数字鸿沟激励后发城市绿色追赶: 结构性特征与传导路径[J]. *西安交通大学学报(社会科学版)*, 2025, 45(3): 77-91.
LI Z G, LI Z Z, WANG L J. Bridging the digital divide to stimulate the green catch-up of latecomer cities: structural characteristics and transmission path[J]. *Journal of Xi'an Jiaotong University (Social Sciences)*, 2025, 45(3): 77-91.
- [13] 樊轶侠, 徐昊. 中国数字经济发展能带来经济绿色化吗: 来自我国省际面板数据的经验证据[J]. *经济问题探索*, 2021, 43(9): 15-29.
FAN Y X, XU H. Can the development of digital economy bring economic greening in China? Empirical evidence from provincial panel data[J]. *Economic Problems Exploration*, 2021, 43(9): 15-29.
- [14] BOSCHMA R. Proximity and innovation: a critical assessment[J]. *Regional Studies*, 2005, 39(1): 61-74
- [15] BROEKEL T, BOSCHMA R. Knowledge networks in the Dutch aviation industry: the proximity paradox[J]. *Journal of Economic Geography*, 2012, 12(2): 409-433.
- [16] BALLAND P A, BOSCHMA R, FRENKEN K. Proximity and innovation: from statics to dynamics[J]. *Regional studies*, 2014, 49(6): 907-920.
- [17] CASSI L, PLUNKET A. Proximity, network formation, and inventive performance: in search of the proximity paradox[J]. *The Annals of Regional Science*, 2014, 53(2): 395-422.
- [18] 韩晶, 陈曦. 数字经济赋能绿色发展: 内在机制与经验证据[J]. *经济社会体制比较*, 2022, 37(2): 73-84.
HAN J, CHEN X. Digital economy empowering green development: intrinsic mechanisms and empirical evidence[J]. *Comparative Economic & Social Systems*, 2022, 37(2): 73-84.
- [19] 彭继增, 朱远航, 陈腾背. 数字金融、绿色创新与制造业转型升级[J]. *当代经济科学*, 2025, 47(2): 97-112.
PENG J Z, ZHU Y H, CHEN T B. Digital finance, green innovation and manufacturing transformation and upgrading [J]. *Modern Economic Science*, 2025, 47(2): 97-112.
- [20] 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, 37(8): 5-23.
HUANG Q H, YU Y Z, ZHANG S L. Internet development and manufacturing productivity improvement: intrinsic mechanisms and Chinese experience[J]. *China Industrial Economics*, 2019, 37(8): 5-23.

编辑: 张静, 高原

Research on Sustainable Mechanism of Digital Economy Enabling Green Development

YAO Fang, ZHAO Kai, XIA Junxin

School of Economics and Finance, Xi'an Jiaotong University, Xi'an 710061, China

Summary “Digitalization” and “greening” are key directions for China’s future economic development and important driving forces and goals for achieving high-quality development in the new era. The digital economy, with its unique advantages, helps foster emerging industries, create new business models, and promote the ecologicalization of the economy, thus creating new growth points for China’s sustainable development. The integrated development of “economy + ecology” has gradually attracted high attention from the government and academia. Based on this, this paper explores whether the digital economy can enhance the efficiency of urban green development and its mechanism of action.

This study, based on the previous understanding of the linear causal relationship between the digital economy and green development, delves into the non-linear relationship between them. Using panel data from 257 prefecture-level and above cities in China from 2011 to 2019 and the “proximity” data of over 5,000 key enterprises across the country generated by Word2Vec and TF-IDF machine learning models, including cognitive, organizational, social, institutional, and geographical aspects, a two-way fixed effect model is constructed. Corresponding robustness tests and heterogeneity analyses are conducted to explore the impact of the digital economy’s development level on urban green development efficiency from the perspective of proximity, as well as the threshold effects of the digital economy itself, social and economic development, and the proximity atmosphere on their relationship.

The research proves that: First, the digital economy has a significant positive impact on urban green development efficiency. This conclusion remains reliable after controlling for macro factors, introducing instrumental variables, and lagging the control variables by one period for robustness tests. Second, green technological innovation plays an important mediating role in the process of the digital economy enhancing green development efficiency. Third, when the development level of the digital economy is used as the threshold variable for threshold model regression, it passes the double threshold test. Within each threshold interval, the regression coefficient remains significantly positive but decreases, indicating that the impact effect on urban green development efficiency gradually weakens after crossing the threshold value. Fourth, when the proximity level of enterprises is used as the threshold variable for threshold model regression, it passes the single threshold test. That is, when the geographical, social, institutional, and cognitive proximity levels reach certain thresholds, the development level of the digital economy better promotes green development efficiency. This study concludes that the sustainability of the digital economy promoting green development stems from the overall critical mass of a region or city, which not only includes the digital economy and technological development itself but also has important connection with economic and social development, as well as the superposition and interweaving of innovation elements.

The marginal contribution of this paper can be summarized in three points: (1) Using Word2Vec and TF-IDF machine learning models to generate five major “proximity” data of cognition, organization, society, institution and geography of more than 5,000 key enterprises nationwide, and subsequently constructing an indicator system of the proximity development levels for major cities in China, thus reconstructing and upgrading the traditional empirical econometric model to examine the causal relationship between the digital economy and urban green development efficiency; (2) Analyzing the possible non-linear relationship between the development level of digital economy and urban green development efficiency, and assessing the sustainability of the existing relationship; (3) Using the digital economy, economic development level, and various enterprise proximity dimensions as threshold variables to identify the key factors leading to the non-linear relationship between them, and providing empirical reference for proposing targeted sustainable green development policies.

Keywords digital economy; green development efficiency; green technological innovation; proximity theory; threshold effect; sustainable development