治理绩效

数字技术创新对城市绿色发展的影响研究

肖远飞[1]，范世龙[1]，陈会儒[2]

（1. 昆明理工大学管理与经济学院，昆明 650500；2. 河北省平泉市交通运输局，平泉 067500）

摘要：数字技术创新的快速发展与广泛应用是兼顾环境与发展、促进经济绿色转型的重要途径。基于2011—2021年中国278个地级市面板数据，实证检验了数字技术创新对城市绿色发展的影响效果及实现机制，识别了有效市场和有为政府的调节作用。结果表明：数字技术创新对城市绿色发展具有显著促进作用，经过内生性讨论和更换变量等一系列稳健性检验后结果依然稳健；数字技术创新能够通过促进科技人才集聚、产业结构合理化和提高城市能源效率促进城市绿色发展；有效市场和有为政府的完善可以更好地发挥数字技术创新在城市绿色发展过程中的积极作用；进一步的异质性和空间效应分析显示，在东部城市、数字经济发展水平较高城市、新能源产业聚集度较高城市和资源型城市，数字技术创新对绿色发展的促进作用更显著。数字技术创新仅对本地绿色发展有显著促进作用，空间溢出效应尚未显现。研究为数字技术创新赋能绿色转型升级和高质量发展提供了经验证据和理论支持。

关键词：数字技术创新；绿色发展；中介效应

中图分类号：F49；F124.5 **文献标志码：**A **文章编号：**1671－1807(2026)06－0258－12

党的二十大报告明确提出“推动绿色发展，促进人与自然和谐共生”。随着中国城市化进程的持续加速，城市绿色发展面临的压力和挑战变得日益严峻，传统技术手段的作用显得“力不从心”，亟须运用新一轮技术创新来降低资源和环境投入，促进区域经济绿色发展，这是贯彻新发展理念的重要任务。近年来中国数字技术创新和应用取得巨大进展，开始全面融入经济社会发展，通过环境规制精准化、居民生活低碳化与企业生产清洁化，为经济社会绿色发展提供了潜在的可行路径。2021年中共中央办公厅、国务院办公厅印发的《关于推动城乡建设绿色发展的意见》提出“加大科技创新力度”“系统布局一批支撑城乡建设绿色发展的研发项目”，2023年中共中央、国务院印发的《数字中国建设整体布局规划》明确指出“推动生态环境智慧治理”“加快数字化绿色化协同转型”。为此，深入探究数字技术创新对城市绿色发展的影响及其表现的规律性特征，对于更好地发挥数字技术创新产生的红利效应，实现新阶段城市绿色高质量发展具有重要理论和现实意义。

1 文献综述

数字技术创新是数字中国建设的核心动力，围绕数字技术创新概念、测度、效益等方面的研究成为时下学界广泛关注的话题。关于数字技术创新的概念，从比较宽泛的角度来看，数字技术创新是以数字技术为基础，围绕产品、流程、组织和商业模式等方向开展技术创新的过程[1-2]。对于数字技术创新的测度，现有研究主要采用专利申请数量[3-4]、特定领域专利[5]、构建评价体系[6]等方式来衡量。对于数字技术创新所能带来的效益，目前研究的方向主要从微观、中观和宏观层面展开。首先是微观层面的探讨，陶锋等[7]、罗佳等[8]、黄勃等[9]发现数字技术创新对企业发展具有显著促进作用。其次是中观层面的研究，孙勇等[10]通过空间计量模型得出数字技术创新对产业结构升级具有显著促进作用，矫萍和田仁秀[6]发现数字技术创新能够有效赋能现代服务业与先进制造业融合。最后是宏观层面的关注，杜丹丽等[11]发现数字技术创新和数字经济发展的总体耦合协调度呈现波动上升趋势，丁仕潮和张飞扬[12]得出数字技术创新与实体经济的耦

收稿日期：2025-07-16

基金项目：云南省哲学社会科学规划重点项目（ZD202206）；昆明理工大学新型智库“资源型产业创新发展研究智库”（XXZK2023006）

作者简介：肖远飞（1976—），男，湖南邵阳人，博士，教授，研究方向为创新与经济发展；范世龙（2001—），男，山东青岛人，硕士研究生，研究方向为创新与经济发展；陈会儒（1979—），女，河北平泉人，高级会计师，研究方向为会计与统计分析。

合协调呈现上升状态的结论。关于数字技术创新产生的环境效益,目前更多的是从数字技术应用角度探究数字技术所能产生的绿色效益。王海花等[13]从重污染企业的数据入手发现数字技术应用对企业可持续发展具有正向促进作用,陈蓓和江嘉欣[14]基于空间计量模型研究湖南省数字技术对城市绿色发展的影响,发现数字技术对当地城市绿色发展起促进作用。

自绿色发展理念提出以来,相关文献围绕绿色发展的概念、测度、影响因素等方面展开了有益的讨论。一是绿色发展的内涵,王玲玲和张艳国[15]将绿色发展分为绿色环境发展、绿色经济发展、绿色政治发展、绿色文化发展四个相互作用的子系统,胡鞍钢和周绍杰[16]认为绿色发展是对传统工业化模式的根本性变革,许宪春等[17]认为绿色发展实质为把握好绿水青山与金山银山的平衡关系。二是绿色发展的测度。相关文献主要通过绿色全要素生产率[18]、绿色发展指标评价体系[19]等方式来测算绿色发展水平。三是影响绿色发展的因素,研究发现技术创新[20]、环境规制[21]、外商直接投资(foreign direct inrestment,FDI)[22]等因素均会对绿色发展产生影响。随着数字浪潮的兴起,探究数字技术创新对城市绿色发展的影响成为学者重点关注的问题。首先,数字技术具有绿色低碳属性和跨时空传播特性[23],能够有效改善环境质量[24],在经济增长与生态保护的双重压力下将扮演关键角色。其次,进一步研究发现数字技术创新可以通过生产、生活以及治理三个层面对城市绿色发展产生影响。生产层面,数字技术创新的应用优化了数字要素与其他生产要素的组合,提高能源效率[25]。生活层面,数字技术创新的应用优化了居民的消费结构,降低了在消费过程中对环境的负面影响[26],增强了居民的绿色消费意识。治理层面,数字技术创新的嵌入加快了现代环境治理体系的构建,提升了政府数字治理能力,促进了绿色可持续发展[27]。

综上,现有研究为本文提供了丰富的参考内容,但现有研究针对数字技术创新影响城市层面的绿色发展仍较为缺乏,尤其是实现路径、外部保障条件以及空间关系的探索依然不足。基于此,本文以2011—2021年278个地级市数据为研究基础,细致探究数字技术创新对城市绿色发展的影响。

本文边际贡献主要包括:一是从城市层面探究数字技术创新对绿色发展的影响,弥补了数字技术创新作用绿色发展研究的不足;二是深入探索数字技术创新影响城市绿色发展的作用机理,并从科技人才集聚,产业结构合理化,能源效率提升三个方面识别数字技术创新对城市绿色发展的影响机制,丰富数字技术创新作用城市绿色发展的路径选择;三是考察有效市场、有为政府在数字技术创新影响城市绿色发展过程中的外部调节效应,拓展了绿色发展中市场和政府功能的研究。

2 理论分析与研究假设

2.1 数字技术创新对城市绿色发展的影响效果

技术进步是区域经济绿色化转型升级的关键机制[28]。数字技术创新对城市绿色发展的影响主要体现在以下三个方面;第一,促进绿色生产。从宏观上看,数字技术创新将数据作为驱动要素,打破了传统的要素依赖型发展模式,提高了资源利用效率[29],推动经济发展向创新驱动、绿色驱动转变。从微观上看,数字技术创新水平的提高降低了企业对土地、能源等传统生产要素的依赖,推动企业生产模式由粗放型向集约型转变,促进企业实现污染减排和绿色发展[30]。第二,促进绿色生活。数字技术创新催生出的物联网、电子商务等新型数字技术提高了公共服务、公共设施的智能化,增强了居民的绿色出行意向。绿色消费平台的打造、绿色消费产品的研发优化了居民的消费结构,促进大众的绿色消费。短视频等新型数字媒介的兴起促进了绿色发展理念的宣传,加速了居民绿色消费观的形成[31],促进了城市的绿色发展。第三,促进绿色关注。数字技术创新促进了政府、群众、社会多方位监管形式的形成,提升了企业的环保意识[32]。大数据、云计算等新型数字技术的使用有利于政府对企业绿色生产进行更好的监管。政府依托数字技术搭建的环境监管体系有助于整合生态环境数据信息,实现生态监管的精准化[17],助力城市绿色发展。企业通过云共享等新型数字技术及时将环境污染信息向政府相关部门、企业、公众传递[33],提升绿色生产效率。公众通过数字平台对环境状况实施监督,对污染行为及时反映,增强政府、企业、居民对城市绿色发展的协同治理效果[34]。基于此,提出以下假设。

H1:数字技术创新有助于促进城市绿色发展。

2.2 数字技术创新影响城市绿色发展的中介机制

城市的绿色发展是投入、生产、产出共同作用的成果,本文构建投入要素-生产过程-产出结果的三维框架[35],从科技人才集聚、产业结构合理化和能源效率提升三方面来探究数字技术创新影响城

市绿色发展的作用路径。第一，科技人才集聚机制。数字技术创新的发展促进了数字基础设施的完善和优化，其衍生出的互联网、大数据、云计算等数字技术与实体经济不断融合，产生了大量职业和岗位，降低了企业和应聘者达成雇佣关系所需的成本，吸引高技能劳动力从外围地区向更具优势的中心地区转移[36]。随着数字技术创新的发展，对于科技人才的人力资本投资也随之增加。政府通过出台一系列人才优惠政策来吸引高素质人才流入，提高城市科技人才集聚水平[37]。作为城市绿色发展的重要动力，科技人才集聚提高了城市绿色创新能力，加速了绿色产品、绿色技术的研发，提高了居民的文化素养，促进居民绿色生活观念的形成[38]，提升了城市的绿色发展水平。第二，产业结构合理化机制。数字技术创新的发展促进了劳动力、技术、资本、数据等要素在产业间的合理配置，提高三大产业的协调度和耦合度，引导生产要素从劳动密集型向技术密集型、知识密集型方向流动[39]，提高了产业结构合理化程度。产业结构合理化程度的增强促进了各产业之间的协作，改善了资源的配置情况，推动传统的粗放发展模式向绿色环保方向转变[40]。第三，能源效率提升机制。数字技术创新推动了新型能源体系的建设，加快新能源推广和普及，提高可再生能源比例，优化能源消费结构。数字技术创新促进了生产、消费等方面的数字化，提高了能源利用效率[41-42]。在生产端，企业将新型数字技术融入传统生产方式，构建绿色智能的生产管理系统，改造耗能产品，降低生产中的能源效率损失。在消费端，数字技术创新构建的新型数字平台整合碎片化的供求信息，优化供需匹配流程，提高了能源效率。数字技术创新也促进了居民出行的智能化，共享经济等新业态的出现增强了居民的节能意识[43]，降低了生活中的能耗。基于此，提出以下假设。

H2：数字技术创新可以通过促进城市科技人才集聚、产业结构合理化和提高能源效率来促进城市绿色发展。

2.3 有效市场与有为政府的外部调节效应

有效市场方面，市场化程度的提高会促进市场的包容性与竞争性[44]，加快数字要素的合理流动，吸引更多数字技术创新主体进入，提高城市数字技术创新活力。优胜劣汰的市场竞争机制和环保标准对产品生产要求的提升迫使企业加大技术创新投入[45]，提高企业数字化水平。市场化程度的提高还优化了资源配置，促进了技术和知识溢出，带动落后地区绿色发展[46]。在市场引导下，数字技术创新与实体经济深度融合，推动传统产业数字化绿色化转型，提高绿色生产效率，促进城市绿色化转型。

有为政府方面，地方政府能够通过投资等方式增加数字基础设施的供给，引导数据等创新资源流动[47]，优化数字技术创新外部环境，推动数字技术创新网络的构建，提升城市数字技术创新水平。在环境治理中，政府的财政政策对绿色发展具有重要促进作用。政府通过专项资金等政策工具推进污染防治、生态保护和修复，弥补绿色转型升级过程中的摩擦损失[48]，培育城市绿色发展新动能。随着数字技术创新的发展，政府也会有意引导数字技术创新与城市绿色发展结合，加速城市绿色化转型。一方面，通过研发补贴，政府采购等工具引导企业进行数字技术创新，加速企业绿色化成果转化；另一方面，将数字技术创新成果与政府环境治理相结合，利用数字技术拓宽信息沟通渠道，提高政府环境治理政策力度[49]。基于此，提出以下假设。

H3：有效市场和有为政府在数字技术创新影响城市绿色发展中发挥积极的正向调节作用。

3 实证设计与变量说明

3.1 固定效应模型建立

结合上文理论分析与研究假设，为验证数字技术创新对城市绿色发展的影响，构建如下基准模型进行回归分析。

$$GTFP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Digtech_{it} + \alpha_2 Z_{it} + \mu_{it} + \nu_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式中：$GTFP_{it}$、$Digtech_{it}$ 分别为城市 i 在 t 年的绿色全要素生产率和数字技术创新水平；Z_{it} 为一系列控制变量；μ_i、υ_t 分别为城市固定效应、年份固定效应；ε_{it} 为随机扰动项。

3.2 变量选取与数据说明

3.2.1 被解释变量

利用城市绿色全要素生产率（GTFP）来衡量城市绿色发展水平。借鉴余永泽等[50]的测度方法，以2011—2021年中国278个地级市为研究对象，选用基于松弛测度（slack-based measure，SBM）模型的Malmquist-Luenberger指数对各城市的绿色全要素生产率进行测算，具体指标如下。

投入指标：为劳动力投入、固定资产投入和能源消耗。劳动力投入选用各城市年末单位从业人员数来衡量，固定资产投入参照张杰和范雨婷[51]的做法采用各城市固定资产投资总额来衡量，能源消

耗采用各城市全年用电量来测度。

产出指标:参考余泳泽等[50]的做法,期望产出采用地区生产总值来表示,非期望产出采用工业废水排放量、工业二氧化硫排放量和工业烟尘排放量来表征。

3.2.2 核心解释变量

对于数字技术创新的测量,参考陶锋等[7]的做法,结合《国际专利分类与国民经济行业分类参照关系表(2018)》和《数字经济及其核心产业统计分类(2021)》,将专利的主分类号与数字经济领域发明专利进行匹配,进而整理出数字经济相关发明专利的申请和授权数据,选择各地级市当年申请的数字经济相关发明申请数量来衡量各城市数字技术创新水平。将各地级市当年数字经济相关发明授权数量作为替换指标进行稳健性检验。

3.2.3 中介变量

根据上文理论分析,使用科技人才集聚(lnSTG)、产业结构合理化(TL)、能源效率(lnEE)作为中介变量。科技人才集聚参考白俊红等[52]的做法,以城市科研技术服务和地质勘查业、信息传输计算机服务和软件业从业人数占城市年末单位从业人数的比例来衡量,并进行对数处理。产业结构合理化参考杨丽君和邵军[53]的做法,选用重新定义的泰尔指数对城市产业结构合理化进行表征,计算公式为

$$t_l = \sum_{i=1}^{3} \frac{Y_i}{Y} \ln \frac{Y_i/L_i}{Y/L} \tag{2}$$

式中:Y 为产值;L 为劳动力人数;i 为三次产业;泰尔指数为反向指标,将其正向化。

$$TL = \max\{t_l\} - t_l \tag{3}$$

能源效率参考耿文欣和范英[54]的做法,选用城市生产总值与城市全年用电量比值的对数来衡量。

3.2.4 调节变量

根据上文理论分析,使用市场化程度和政府干预来衡量有效市场和有为政府,市场化程度(lnMARK)参照肖攀等[55]的做法,采用城镇私营和个体从业人数占年末单位从业人数比例的对数来衡量。政府干预(lnGOV)参考辛大楞和彭志远[56]的做法,使用城市一般公共预算支出与城市 GDP 比值的对数来表示。

3.2.5 控制变量

为了更加准确反映数字技术创新对城市绿色发展的影响,参考吴磊等[57]、魏丽莉等[32]做法,结合数据的可得性,选择 5 个指标来构建控制变量,即财政分权(lnFDE):用财政预算内收入与支出比值的对数来衡量;教育投入(EDU):采用政府教育支出与政府一般预算内支出比值来表示;对外开放(OPEN):采用进出口贸易总额占 GDP 的比例来衡量;环境规制(ER):以一般工业固体废物综合利用率来衡量;经济发展水平(ECON):用城市人均 GDP 的对数来衡量。

3.3 数据来源与变量描述性统计

以中国 278 个地级市 2011—2021 年的面板数据为样本,指标数据来自中国城市统计年鉴、中国统计年鉴、各省份(直辖市、自治区)统计年鉴以及中国研究数据服务平台,缺失值采用线性插值法处理。指标的描述性统计结果如表 1 所示。

4 实证结果与分析

4.1 基准回归

表 2 列(1)是无固定效应的结果,列(2)和列(3)分别只对城市、年份进行固定的结果,列(4)是控制城市和年份的回归结果。可以看出,数字技术创新的系数均显著为正,表明数字技术创新对城市绿色发展有显著促进作用,H1 得到验证。

表 1 变量描述性统计

变量类型	变量名称	变量符号	均值	标准差	最大值	最小值
被解释变量	绿色全要素生产率	GTFP	0.433	0.223	1.394	0.105
解释变量	数字技术创新	Digtech	0.116	0.500	9.443	0.000
	科技人才集聚	lnSTG	−3.652	0.527	−1.565	−7.745
中介变量	产业结构合理化	TL	1.433	0.209	1.766	0.000
	能源效率	lnEE	2.551	0.532	4.202	−0.517
调节变量	政府干预	lnGOV	−1.704	0.424	−0.300	−3.126
	市场化程度	lnMARK	0.076	0.646	2.841	−6.136
控制变量	财政分权	lnFDE	−0.914	0.526	0.433	−2.670
	教育投入	EDU	0.177	0.039	0.356	0.036
	对外开放	OPEN	0.191	0.318	2.934	0.000
	环境规制	ER	78.730	22.880	146.500	0.240
	经济发展水平	ECON	1.542	0.568	3.845	−0.437

表 2　基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	OLS	城市固定	年份固定	双向固定
Digtech	0.124***	0.020*	0.130***	0.037***
	(16.20)	(1.73)	(17.53)	(3.34)
lnFDE	−0.010	0.020	−0.094***	−0.064***
	(−1.09)	(1.46)	(−8.43)	(−3.97)
EDU	0.041	0.762***	0.081	0.532***
	(0.42)	(6.20)	(0.85)	(4.13)
OPEN	−0.012	0.069**	−0.042***	0.055**
	(−0.95)	(2.47)	(−3.37)	(1.99)
ER	0.001***	0.000*	0.001***	0.000
	(8.40)	(1.90)	(8.60)	(0.63)
ECON	0.143***	0.093***	0.238***	0.222***
	(15.44)	(9.64)	(21.08)	(14.86)
常数项	0.080**	0.132***	−0.036	0.001
	(2.39)	(3.55)	(−1.04)	(0.01)
观测值	3 058	3 058	3 058	3 058
R^2	0.284	0.043	0.329	0.089
CITY FE	NO	YES	NO	YES
YEAR FE	NO	NO	YES	YES

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著；括号内为 t 值。

4.2　内生性检验

考虑到数字技术创新和城市绿色发展的关系可能存在潜在的内生性问题，借鉴黄群慧等[58]的做法，选取各城市 1984 年邮局数作为数字技术创新的工具变量。一方面，在信息传输早期，邮局系统是信息传输的主要载体，邮局的布局影响了固定电话的接入和早期互联网的接入，在邮局分布更广泛、布局更完善的地区，信息技术往往发展得更快，从而促进互联网的普及和发展，而互联网的普及和发展又和数字技术创新密切相关。因此，以邮局数量作为工具变量满足相关性要求。另一方面，由于年代较为久远，邮局数量对城市绿色发展也很难产生影响，满足排他性要求。鉴于邮局数据为截面数据，参考赵涛等[59]、肖土盛等[60]的做法，以 1984 年邮局数与上一年全国互联网上网人数构造交互项，以此构建面板形式的工具变量。

采用两阶段最小二乘法来进行回归。表 3 列(1)和列(2)汇报了第一阶段和第二阶段的回归结果。第一阶段结果表明工具变量对内生变量有显著正向影响，工具变量为有效变量。第二阶段回归中，工具变量通过了不可识别检验，弱工具变量检验的 F 大于 10%的临界值。结果表明在对内生性问题进行缓解后，数字技术创新对城市绿色发展仍具有显著促进作用。

为避免因控制变量“反向因果”带来的内生性问题，参照刘维林和王艺斌[61]的做法，将所有控制变量滞后 1 期，并将数字技术创新滞后 1 期作为工具变量进行内生性检验。表 3 列(3)和列(4)中，第一阶段回归结果表明数字技术创新滞后 1 期为有效工具变量，第二阶段回归中，工具变量通过了不可识别检验，弱工具变量检验的 F 也大于 10%的临界值，表明数字技术创新仍能显著促进城市绿色发展。

表 3　内生性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段
	邮局数	邮局数	滞后一期	滞后一期
Digtech		0.181***		0.035**
		(5.50)		(2.63)
IV	0.004***		1.004***	
	(17.94)		(170.57)	
Control	YES	YES	YES	YES
LM Statistics	282.757		2 304.978	
	[0.00]		[0.00]	
Walder F	321.894		29 095.56	
CITY FE	YES	YES	YES	YES
YEAR FE	YES	YES	YES	YES

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著；括号内为 t 值；方括号内为 P 值。

4.3　稳健性检验

4.3.1　改变样本结构

与普通地级市相比，直辖市、省会城市和超大城市在政治、经济等方面更加有优势，和其他地级市相比数字技术创新水平可能会有明显差异。因此参考陈诗一和陈登科[62]的做法，剔除样本城市中的直辖市、省会城市和超大城市样本后进行回归。表 4(1)列的结果表明在剔除这些城市后，数字技术创新仍有显著的促进作用，本文的回归结果较为稳健。

4.3.2　解释变量滞后

考虑到数字技术创新对城市绿色发展的影响可能存在滞后性，参照矫萍和田仁秀[6]的做法，将数字技术创新分别滞后 1、2、3 期进行回归，结果如表 4列(2)～列(4)所示，数字技术创新的系数仍显著为正，表明本文回归结果仍是稳健的。从滞后结果可以看出，随着滞后期数增加，数字技术创新对城市绿色发展的影响逐渐增加，表明数字技术创新对城市绿色发展的滞后影响存在边际递增效应。

4.3.3　替换变量

通过分别对被解释变量和解释变量进行替换来确保回归结果的稳健性。对于被解释变量，参考韩先锋等[63]的做法，使用绿色 GDP 作为城市绿色发展指标进行重新回归，对工业三废排放量进行熵

值法处理来表征环境污染水平,采用城市生产总值与工业三废熵值法的比值取对数来表征绿色 GDP。对于解释变量,使用各地级市当年数字经济相关发明授权数量来代替。表 5 列(1)和列(2)表明分别替换被解释变量和解释变量后,数字技术创新的系数仍显著为正,本文回归结果是比较稳健的。

4.3.4 替换计量方法

考虑到数据可能存在序列相关及异方差问题,参照王磊等[64]的做法,采用广义最小二乘法进行回归,结果如表 5 列(3)所示。数字技术创新系数显著为正,表明本文回归结果是比较稳健的。

表 4 改变样本结构和解释变量滞后

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	改变样本结构	滞后 1 期	滞后 2 期	滞后 3 期
Digtech	0.107**			
	(1.98)			
L. Digtech		0.038***		
		(2.86)		
L2. Digtech			0.045***	
			(2.93)	
L3. Digtech				0.050***
				(2.80)
常数项	−0.032	−0.023	−0.055	−0.236***
	(−0.78)	(−0.50)	(−1.18)	(−4.34)
观测值	2 706	2 780	2 502	2 224
R^2	0.099	0.093	0.111	0.140
Control	YES	YES	YES	YES
CITY FE	YES	YES	YES	YES
YEAR FE	YES	YES	YES	YES

注:*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著;括号内为 t 值。

表 5 替换变量和广义最小二乘法

变量	(1)	(2)	(3)
	替换被解释变量	替换解释变量	广义最小二乘法
Digtech	0.065***		0.037***
	(3.27)		[3.52]
Digtech1		0.084***	
		(3.53)	
常数项	17.517***	0.000	0.421***
	(246.40)	(0.01)	[4.58]
观测值	3 058	3 058	3 058
R^2	0.855	0.089	
Control	YES	YES	YES
CITY FE	YES	YES	YES
YEAR FE	YES	YES	YES

注:*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著;( )内为 t 值;方括号内为 z 值。

4.4 中介机制检验

进一步基于科技人才集聚(lnSTG)、产业结构合理化(TL)和能源效率(lnEE)三种中介机制考察数字技术创新作用于城市绿色发展的途径,借鉴温忠麟和叶宝娟[65]的做法,在模型(1)的基础上构建如下模型。

$$\mathrm{Med}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \mathrm{Digtech}_{it} + \beta_2 Z_{it} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$\mathrm{GTFP}_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 \mathrm{Digtech}_{it} + \gamma_2 \mathrm{Med}_{it} + \gamma_3 Z_{it} + \mu_{it} + \nu_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

式中:Med_{it} 为中介变量,分别表示科技人才集聚、产业结构合理化和能源效率。在式(1)中 a_1 显著的前提下,若 β_1 和 γ_2 均显著,则数字技术创新对城市绿色发展的中介机制成立。β_1 与 γ_2 的乘积占 α_1 的比例反映各中介效应在总效应中的占比。

作用机制的回归结果如表 6 所示。列(1)、列(3)、列(5)为模型(4)的回归结果,展示了数字技术创新对中介变量的影响。列(2)、列(4)、列(6)为模型(5)的回归结果,展示了加入中介变量后数字技术创新及中介变量对城市绿色发展的影响。对于机制变量科技人才集聚来说,表 6 列(1)的回归结果表明数字技术创新对科技人才集聚具有显著促进作用,且在 1%的水平上显著为正。将科技人才集聚和数字技术创新同时放入回归模型中进行分析,表 6 列(2)的回归结果中数字技术创新的回归系数显著为正,较基准回归系数降低。科技人才集聚的回归系数在 5%水平上显著为正,且科技人才集聚的中介效应占比为 25.2%。表明科技人才集聚具有部分中介作用,即数字技术创新能够通过促进城市科技人才集聚来促进城市绿色发展,对于产业结构合理化和能源效率来说,表 6 列(3)和列(5)的回归结果表明数字技术创新对产业结构合理化和城市能源效率具有正向促进作用。表 6 列(4)和列(6)的回归结果中,数字技术创新的系数也低于基准回归的系数,且产业结构合理化和能源效率的中介效应占比分别为 3.45%和 47.69%,表明产业结构合理化和能源效率具有部分中介作用,即数字技术创新能够通过促进城市产业结构合理化,提高能源效率来促进城市绿色发展,H2 得证。进一步从各中介变量的中介效应占比来看,能源效率的占比最大,其次为科技人才集聚,最后为产业结构合理化,因而综合来看,将数字技术创新成果嵌入能源利用过程是驱动城市绿色发展的首要路径,这也反映末端治理对城市绿色发展立竿见影的作用效

表 6　中介机制回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	lnSTG	GTFP	TL	GTFP	lnEE	GTFP
Digtech	0.148***	0.028**	0.025***	0.036***	0.102***	0.020*
	(6.14)	(2.52)	(2.74)	(3.23)	(6.19)	(1.82)
lnSTG		0.063***				
		(7.22)				
TL				0.051**		
				(2.24)		
lnEE						0.173***
						(13.79)
常数项	−3.567***	0.226***	1.418***	−0.072	1.672***	−0.289***
	(−41.17)	(4.46)	(42.47)	(−1.39)	(28.34)	(−6.53)
观测值	3 058	3 058	3 058	3 058	3 058	3 058
R^2	0.072	0.106	0.082	0.090	0.350	0.147
Control	YES	YES	YES	YES	YES	YES
CITY FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES
YEAR FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著；括号内为 t 值。

果。同时，科技人才集聚的技术驱动作用及产业结构合理化的协调治理作用也不能忽视。

4.5　调节效应检验

进一步探究有为政府和有效市场可能在数字技术创新对城市绿色发展作用过程中存在的调节作用，借鉴王磊等[64]的做法，构建如下模型。

$$GTFP_{it} = \delta_0 + \delta_1 Digtech_{it} + \delta_2 Mod_{it} + \delta_3 Digtech_{it} \times Mod_{it} + \mu_{it} + \nu_{it} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

式中：Mod_{it} 为调节变量，即有效市场和有为政府的水平。

使用市场化程度和政府干预来分别表征有效市场和有为政府的水平，M_1、M_2 分别为数字技术创新与有效市场、有为政府的交互项。回归结果表明，M_1、M_2 的系数均显著为正，表明有效市场和有为政府在数字技术创新促进城市绿色发展的过程中均发挥正向调节作用，H3 得证。如表 7 所示。

表 7　调节效应回归结果

变量	(1)	(2)
	有效市场	有为政府
Digtech	0.038***	0.042***
	(3.45)	(3.74)
M_1	0.046***	
	(3.83)	
M_2		0.071**
		(2.49)
常数项	0.008	−0.243***
	(0.21)	(−5.36)
观测值	3 058	3 058
R^2	0.112	0.129
Control	YES	YES
CITY FE	YES	YES
YEAR FE	YES	YES

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著；括号内为 t 值。

4.6　异质性

由于在城市发展过程中，城市区位、数字经济发展水平、能源结构、资源禀赋等方面存在较大差异，这些差异可能会导致数字技术创新对不同城市绿色发展水平的影响存在差异。因此，进一步考察不同的城市差异条件下数字技术创新对城市绿色发展的影响效果，以期得出这种影响的异质性特征。

4.6.1　城市区位异质性

中国领土辽阔，不同区域基础设施建设、经济发展水平等存在较大差异，可能会导致数字技术创新对城市绿色发展产生差异性影响。参照刘保留[66]的做法，将样本划分为东、中、西部三大区域进行分样本回归，探究数字技术创新对城市绿色发展的影响是否存在区位异质性。回归结果如表 8 列(1)～列(3)所示，在东部地区，数字技术创新对城市绿色发展具有显著的促进作用，而在中部、西部地区，数字技术创新的促进作用不明显。

关于区位异质性，可能的原因是东部地区数字化基础设施建设较为完善，经济发展水平较高，人才聚集度较高，工业化进程较早，数字经济发展较为成熟，利用数字技术创新来进行绿色发展的动机更强。而中部和西部地区工业化进程较为滞后，较高的传统产业占比制约着城市的绿色发展，这些地区信息化发展水平相对滞后，创新能力不足，数字技术发展较为滞后，因而数字技术创新对城市绿色

发展的促进作用尚未表现。

4.6.2 数字经济发展水平异质性

数字经济为数字技术创新提供了更优的市场环境和应用场景。参照赛迪顾问发布的《2023 数字百强市数字经济发展水平排名》,将属于榜单城市的归为数字经济发展水平较高的城市,其余城市归为数字经济发展水平较低的城市,结果如表 8 列(4)和列(5)所示。在数字经济发展水平较高城市,数字技术创新对城市绿色发展具有显著促进作用,较低城市的作用不显著。在数字经济发展水平较高的城市,数字基础设施更为完善,信息等要素的流动性更强,企业进行数字技术创新的成本更低,数字技术创新与实体经济的融合度更高,新型数字技术成果转化率更高,对城市绿色发展的促进作用更显著。

4.6.3 新能源产业聚集度异质性

可再生能源的使用改变了能源消费结构,提升了能源供应能力,降低了环境污染。数字技术创新成果的嵌入给能源行业带来了深远的变革,优化了能源结构,促进城市绿色发展。根据《2023 胡润中国新能源产业聚集度城市榜》名单,将名单上列出的 50 强城市作为新能源产业聚集度较高的城市,将其余城市作为新能源产业聚集度较低的城市,回归结果如表 9 列(1)和列(2)所示,在新能源产业聚集度高的城市,数字技术创新对城市绿色发展具有显著的促进作用,新能源产业聚集度低城市的促进作用不显著。新能源产业是推动城市可持续发展的重要引擎,在新能源产业聚集度较高的城市,新型数字技术与新能源产业融合度较高,数字能源产业生态体系建设更加完善,在新能源产业融合创新和新能源绿色转型的现实需要下,数字技术创新对城市绿色发展具有更显著的促进作用。

表 8 基于城市区位和数字经济发展水平的异质性回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	东部地区	中部地区	西部地区	数字经济百强市	非数字经济百强市
Digtech	0.039***	0.043	0.039	0.035**	−0.302
	(2.58)	(1.30)	(0.78)	(2.48)	(−1.06)
常数项	0.278***	−0.126***	−0.152**	0.093	−0.070
	(3.08)	(−2.63)	(−2.10)	(1.10)	(−1.55)
观测值	1 089	1 100	869	1 100	1 958
R^2	0.043	0.289	0.242	0.079	0.118
Control	YES	YES	YES	YES	YES
CITY FE	YES	YES	YES	YES	YES
YEAR FE	YES	YES	YES	YES	YES

注:*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著;括号内为 t 值。

4.6.4 资源禀赋异质性

城市的资源禀赋不同使数字技术创新对城市绿色发展的影响可能存在异质性,基于国务院发布的资源型城市名单,将样本分为资源型城市和非资源型城市,探究数字技术创新对城市绿色发展影响的资源禀赋异质性。表 9 列(3)和列(4)的回归结果表明相比非资源型城市,资源型城市数字技术创新的促进作用更大。如今,资源型城市产业结构单一,生态环境恶化等问题日益突出,数字技术创新有助于促进资源型城市传统产业升级,优化资源型城市产业结构和绿色发展路径,推动资源型城市绿色转型。

4.7 空间溢出效应检验

数字技术创新具有空间依赖性[10],能够促进创新要素在不同地区之间的流动,可能对本地及周边城市的绿色发展产生影响。因此,数字技术创新对城市绿色发展是否具有空间效应值得进一步探究。

在进行空间效应检验时,首先要对城市绿色发展和数字技术创新的空间相关性进行检验。借鉴孔令章和李金叶[43]的做法,构建经济地理权重矩阵、经济地理嵌套矩阵,采用全局莫兰指数对城市绿色全要素生产率和数字技术创新进行空间相关性检验。表 10 的结果表明城市绿色发展和数字技术创新的全局莫兰指数均在 1%的水平上显著为正,二者均存在空间自相关。

为进一步选择合适的空间计量模型,进行 LM 检验、LR 检验、Walder 检验和 Hausman 检验,结果表明本文选择空间托宾模型(SDM)更为合适,因此构建如下基于双向固定效应的空间托宾模型进行分析。

$$GTFP_{it}=\omega_0+\rho \boldsymbol{W}GTFP_{it}+\omega_1 Digtech_{it}+\varphi_1 \boldsymbol{W}Digtech_{it}+\omega_2 Z_{it}+\omega_2 \boldsymbol{W}Z_{it}+\mu_i+\nu_t+\varepsilon_{it} \quad (7)$$

表 9 基于新能源产业聚集度和资源禀赋的异质性回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	新能源产业聚集度高	新能源产业聚集度低	资源型城市	非资源型城市
Digtech	0.046***	0.023	0.816***	0.034***
	(2.69)	(0.23)	(4.01)	(2.72)
常数项	0.397***	−0.097**	−0.017	0.045
	(2.69)	(−2.38)	(−0.33)	(0.75)
观测值	550	2 508	1 243	1 815
R^2	0.077	0.123	0.188	0.064
Control	YES	YES	YES	YES
CITY FE	YES	YES	YES	YES
YEAR FE	YES	YES	YES	YES

注:*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著;括号内为 t 值。

式中：ρ 为空间自相关系数；$\boldsymbol{W}$ 为空间权重矩阵。

利用偏微分方程将数字技术创新对城市绿色发展的影响分为直接效应、间接效应和总效应，回归结果如表 11 所示。直接效应系数显著为正，表明数字技术创新对本地城市绿色发展具有显著促进作用，间接效应和总效应不显著，表明数字技术创新的空间溢出效应尚未显现。从间接效应的回归系数来看，数字技术创新对周边城市绿色发展具有抑制作用，这表明数字技术创新对周边城市绿色发展可能具有虹吸效应。人才、资本和数据是重要的创新要素，具有“趋利性特征”，更易于流向创新体系更完善的地区[67]。当城市间数字技术创新水平存在较大差距时，本地数字技术创新水平的提升和新型数字技术的应用可能会吸引邻近城市人才和资本涌向本地城市[68]，加速数据在本地城市的集聚，造成邻近城市创新要素的流失，抑制邻近城市数字技术创新水平的进步，进而阻碍邻近城市绿色发展。此外，间接效应和总效应不显著，可能的原因是目前数字技术创新规模化程度不高，创新要素的跨区域流动性较低，分散的数字技术资源尚未得到有效整合[69]，数字技术创新尚未进入扩散阶段，跨城市传播与交流的效果还未显现，因而数字技术创新对周边城市的虹吸效应和总的促进作用不显著。

表 10　莫兰指数

年份	经济地理权重矩阵		经济地理嵌套矩阵	
	GTFP	Digtech	GTFP	Digtech
2011	0.172***	0.092***	0.161***	0.071***
2012	0.178***	0.098***	0.171***	0.076***
2013	0.206***	0.108***	0.214***	0.086***
2014	0.194***	0.106***	0.205***	0.090***
2015	0.243***	0.112***	0.246***	0.096***
2016	0.225***	0.120***	0.234***	0.097***
2017	0.181***	0.132***	0.179***	0.103***
2018	0.193***	0.137***	0.188***	0.110***
2019	0.147***	0.125***	0.123***	0.101***
2020	0.115***	0.133***	0.103***	0.109***
2021	0.140***	0.130***	0.115***	0.110***

注：*** 表示在 1% 的水平上显著。

5　结论与建议

5.1　结论

随着数字技术的快速发展，数字技术创新逐渐成为城市绿色发展的重要驱动力，本文基于中国 2011—2021 年 278 个地级市的面板数据，系统探究数字技术创新对城市绿色发展的影响效果与作用规律。研究结果表明：第一，数字技术创新对城市绿色发展具有显著促进作用。第二，数字技术创新可以通过促进科技人才集聚、产业结构合理化，提高能源效率来推动城市绿色发展。第三，有效市场和有为政府在数字技术创新作用于城市绿色发展的过程中发挥正向调节作用。第四，从异质性来看，在东部地区城市、数字经济发展水平较高的城市、新能源产业聚集度较高的城市和资源型城市，数字技术创新能够更好地促进城市绿色发展。从空间效应来看，数字技术创新仅对本地绿色发展呈现显著促进作用，空间溢出效应尚未显现。

5.2　建议

基于上述研究结论，本文提出以下政策建议。

(1)加强数字技术创新能力，赋能城市绿色发展。一方面，加大对数字技术创新的投入力度，促进关键核心技术攻关。相关部门要立足于创新驱动发展战略，加大对关键核心技术攻关的支持力度，加快数字技术创新成果向绿色发展领域转化。

表 11　空间效应回归结果

变量	经济地理权重矩阵			经济地理嵌套矩阵		
	直接效应	间接效应	总效应	直接效应	间接效应	总效应
Digtech	0.040*** (3.58)	−0.029 (−0.76)	0.012 (0.29)	0.042*** (3.70)	−0.033 (−0.88)	0.009 (0.23)
Rho			0.199*** (6.03)			0.120*** (3.56)
sigma2_e			0.012*** (38.98)			0.012*** (39.06)
观测值	3 058	3 058	3 058	3 058	3 058	3 058
R^2	0.052	0.052	0.052	0.031	0.031	0.031
Control	YES	YES	YES	YES	YES	YES
CITY FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES
YEAR FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著；括号内为 z 值。

企业要加大对数字技术创新的投入,推动企业数字化转型,降低企业生产的环境污染。另一方面,加大数字基础设施投资,促进传统基础设施数字化。数字基础设施是数字技术创新的发展前提和基本保障。各地区结合地区发展实际逐步实现数字基础设施的全面建设,逐步探索多元主体共参共建,推进数字基础设施共建共享,促进传统基础设施数字化转型,提升城市绿色智能化水平。

(2)发挥数字技术创新在科技人才集聚、产业结构合理化和能源效率的促进作用,并根据实际效果进行资源倾斜。第一,以数字技术创新赋能城市科技人才引进和培养。充分发挥数字技术创新对"人才-岗位"匹配的优化功能,加大数字技术与人才引进平台的融合力度,降低科技人才引进门槛。加速数字技术创新成果与教育体系的融合,深化产学研合作,提高科技人才的培养质量。各地区也要因地制宜制定人才引进和培养政策,充分发挥科技人才对城市绿色发展的智力支持。第二,加大数字技术创新与产业的融合发展。促进数据等创新要素在三大产业之间的流动,推动互联网、大数据等数字技术与传统产业深度融合,提高三大产业协调度。第三,提高数字技术创新和能源产业的融合度。将数字技术创新成果应用于能源产业链,加速数字能源、能源互联网等技术项目建设,以数字技术创新赋能能源技术创新,推动能源产业绿色化转型。要引导数字技术创新成果融入居民生活,提高居民生活智慧化水平,引领居民生活绿色转型。

(3)优化数字技术创新成果应用与生效的外部环境。充分发挥市场和政府的外部调节作用,共同打造优质的外部环境。做好数字技术创新引导和激励工作,尤其鼓励有利于绿色发展的数字技术创新,加大对企业数字技术创新资金扶持,降低企业开展数字技术研发的门槛,激发市场主体创新动力。加强知识产权保护体系建设,保障数字技术创新专利所有者的合法权益。为充分发挥市场这只"无形的手"的作用,各地区进一步提高市场化程度,塑造良好的市场创新环境,充分发挥有效市场在数字技术创新资源配置中的基础性作用,推动产业数字化转型,提高城市绿色发展水平。

参考文献

[1] YOO Y, BOLAND J R, LYYTINEN K, et al. Organizing for innovation in the digitized world[J]. Organization Science, 2012, 23(5): 1398-1408.

[2] SATISH N, KALLE L, ANN M, et al. Digital innovation management: reinventing innovation management research in a digital world[J]. MIS Quarterly, 2017, 41(1): 223-238.

[3] 孙勇, 樊杰, 刘汉初, 等. 长三角地区数字技术创新时空格局及其影响因素[J]. 经济地理, 2022, 42(2): 124-133.

[4] YANG L, JIUYU D, LIANG M, et al. Digital innovation and performance of manufacturing firms: an affordance perspective[J]. Technovation, 2023, 119: 102458.

[5] 张米尔, 李海鹏, 任腾飞. 数字创新的策略性专利行为及相互作用研究[J]. 科学学研究, 2022, 40(3): 545-554.

[6] 矫萍, 田仁秀. 数字技术创新赋能现代服务业与先进制造业深度融合的机制研究[J]. 广东财经大学学报, 2023, 38(1): 31-44.

[7] 陶锋, 朱盼, 邱楚芝, 等. 数字技术创新对企业市场价值的影响研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2023, 40(5): 68-91.

[8] 罗佳, 张蛟蛟, 李科. 数字技术创新如何驱动制造业企业全要素生产率?——来自上市公司专利数据的证据[J]. 财经研究, 2023, 49(2): 95-109.

[9] 黄勃, 李海彤, 刘俊岐, 等. 数字技术创新与中国企业高质量发展——来自企业数字专利的证据[J]. 经济研究, 2023, 58(3): 97-115.

[10] 孙勇, 张思慧, 赵腾宇, 等. 数字技术创新对产业结构升级的影响及其空间效应——以长江经济带为例[J]. 软科学, 2022, 36(10): 9-16.

[11] 杜丹丽, 简萧婕, 赵丹. 中国数字技术创新与数字经济发展耦合协调度研究[J]. 科技进步与对策, 2023, 40(22): 1-11.

[12] 丁仕潮, 张飞扬. 数字技术创新与实体经济高质量发展的耦合协调评价与动态演进[J]. 统计与决策, 2023, 39(14): 109-113.

[13] 王海花, 谭钦瀛, 李烨. 数字技术应用、绿色创新与企业可持续发展绩效——制度压力的调节作用[J]. 科技进步与对策, 2023, 40(7): 124-135.

[14] 陈蓓, 江嘉欣. 数字技术影响湖南城市绿色发展的空间效应[J]. 经济地理, 2023, 43(11): 46-54.

[15] 王玲玲, 张艳国. "绿色发展"内涵探微[J]. 社会主义研究, 2012(5): 143-146.

[16] 胡鞍钢, 周绍杰. 绿色发展: 功能界定、机制分析与发展战略[J]. 中国人口·资源与环境, 2014, 24(1): 14-20.

[17] 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.

[18] 任亚运, 傅京燕. 碳交易的减排及绿色发展效应研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2019, 29(5): 11-20.

[19] 徐晓光, 樊华, 苏应生, 等. 中国绿色经济发展水平测度及其影响因素研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2021, 38(7): 65-82.

[20] ZHANG J, CHANG Y, ZHANG L, et al. Do technological innovations promote urban green development? a spatial econometric analysis of 105 cities in China[J]. Journal of Cleaner Production, 2018, 182: 395-403.

[21] 何爱平，安梦天. 地方政府竞争、环境规制与绿色发展效率[J]. 中国人口·资源与环境，2019，29(3)：21-30.
[22] 李天籁，韩沅刚. 环境规制视角下FDI质量对绿色发展效率的影响研究——以长江经济带三大城市群为例[J]. 国际经贸探索，2023，39(2)：53-68.
[23] GOLDFARBA，TUCKEr C. Digital economics [J]. Journal of Economic Literature，2019，57(1)：3-43.
[24] CHARFEDDINE L，HUSSAIN B，KAHIA M. Analysis of the impact of information and communication technology，digitalization，renewable energy and financial development on environmental sustainability[J]. Renewable and Sustainable Energy Reviews，2024，201：114609.
[25] XIAO Y，DUAN Y，ZHOU H，et al. Has digital technology innovation improved urban total factor energy efficiency? evidence from 282 prefecture-level cities in China[J]. Journal of Environmental Management，2025，378：124784.
[26] NIE X，WU J X，CHEN Z P，et al. Can environmental regulation stimulate the regional Porter effect? double test from quasi-experiment and dynamic panel data models[J]. Journal of Cleaner Production，2021，314：128027.
[27] CHEN K，LI Q，SHOAIB M，et al. Does improved digital governance in government promote natural resource management? quasi-natural experiments based on smart city pilots [J]. Resources Policy，2024，90：104721.
[28] 方敏，杨胜刚，周建军，等. 高质量发展背景下长江经济带产业集聚创新发展路径研究[J]. 中国软科学，2019(5)：137-150.
[29] 周磊，龚志民. 数字经济水平对城市绿色高质量发展的提升效应[J]. 经济地理，2022，42(11)：133-141.
[30] 韩峰，黄敏，姜竹青. 企业数字化、网络地位与污染减排[J]. 世界经济，2024，47(2)：204-232.
[31] 庞瑞芝，王宏鸣. 数字经济与城市绿色发展：赋能还是负能？[J]. 科学学研究，2024，42(7)：1397-1408.
[32] 魏丽莉，侯宇琦. 数字经济对中国城市绿色发展的影响作用研究[J]. 数量经济技术经济研究，2022，39(8)：60-79.
[33] 文丰安. 数字经济发展、要素配置效率与城市绿色生产效率[J]. 产业经济研究，2023(3)：57-71.
[34] 邓荣荣，张翱祥. 中国城市数字经济发展对环境污染的影响及机理研究[J]. 南方经济，2022(2)：18-37.
[35] 陈钰芬，杨双双，胡思慧. 新质生产力评价指标体系构建及测度分析——基于“投入-过程-产出”视角[J]. 科研管理，2025，46(2)：1-11.
[36] 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.
[37] 王晗，何枭吟，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.
[38] 徐军海，黄永春. 科技人才集聚能够促进区域绿色发展吗[J]. 现代经济探讨，2021(12)：116-125.
[39] 姚璐，王书华，王小腾. 数字赋能中国经济绿色转型研究——基于“宽带中国”试点政策的准自然实验[J]. 中南财经政法大学学报，2023(2)：131-145.
[40] 李金林，陈立泰，刘梅. 互联网发展对中国区域绿色经济效率的影响[J]. 中国人口·资源与环境，2021，31(10)：149-157.
[41] FU Y X，HUANG Z X，ZHANG Z F，et al. Interval analysis and DEMATEL-based reliability apportionment for energy consumption optimization with energy internet [J]. IEEE Access，2017，5：4769-4778.
[42] JUAN L L R，GABRIEL A P，ARTURO G R. Internet of things applied in healthcare based on open hardware with low-energy consumption. [J]. Healthcare Informatics Research，2019，25(3)：230-235.
[43] 孔令章，李金叶. 城市数字经济发展的“减排”与“增效”效应[J]. 中国人口·资源与环境，2023，33(7)：168-179.
[44] 林瑶鹏，林柳琳，刘帷韬. 市场化程度、金融发展水平与区域创新能力——基于企业家精神的中介效应研究[J]. 科技管理研究，2022，42(9)：46-55.
[45] 张治栋，廖常文. 技术创新与长江经济带产业结构升级——市场化的调节作用[J]. 科技进步与对策，2020，37(7)：26-34.
[46] 韩晶，刘远，张新闻. 市场化、环境规制与中国经济绿色增长[J]. 经济社会体制比较，2017(5)：105-115.
[47] 杨仁发，沈忱. 科技创新、政府干预与长江经济带区域协调发展[J]. 统计与信息论坛，2022，37(3)：24-33.
[48] 祁毓，林佳颖，郑家宝. 支持绿色低碳发展的财政政策研究：逻辑阐释、现实挑战及路径优化[J]. 财政科学，2023(7)：63-73.
[49] SHIN D，CHOI J M. Ecological views of big data：perspectives and issues [J]. Telematics and Informatics，2015，32(2)：311-320.
[50] 余泳泽，杨晓章，张少辉. 中国经济由高速增长向高质量发展的时空转换特征研究[J]. 数量经济技术经济研究，2019，36(6)：3-21.
[51] 张杰，范雨婷. 创新型城市绿色发展：效率测算、外部性与提升路径[J]. 中国人口·资源与环境，2023，33(2)：102-112.
[52] 白俊红，张艺璇，卞元超. 创新驱动政策是否提升城市创业活跃度——来自国家创新型城市试点政策的经验证据[J]. 中国工业经济，2022(6)：61-78.
[53] 杨丽君，邵军. 中国区域产业结构优化的再估算[J]. 数量经济技术经济研究，2018，35(10)：59-77.
[54] 耿文欣，范英. 碳交易政策是否促进了能源强度的下降？——基于湖北试点碳市场的实证[J]. 中国人口·资源与环境，2021，31(9)：104-113.
[55] 肖攀，李连友，唐李伟，等. 中国城市环境全要素生产率及其影响因素分析[J]. 管理学报，2013，10(11)：1681-1689.

[56] 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.
[57] 吴磊，贾晓燕，吴超，等. 异质型环境规制对中国绿色全要素生产率的影响[J]. 中国人口·资源与环境，2020，30(10)：82-92.
[58] 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.
[59] 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.
[60] 肖土盛，孙瑞琦，袁淳，等. 企业数字化转型、人力资本结构调整与劳动收入份额[J]. 管理世界，2022，38(12)：220-237.
[61] 刘维林，王艺斌. 数字经济赋能城市绿色高质量发展的效应与机制研究[J]. 南方经济，2022(8)：73-91.
[62] 陈诗一，陈登科. 雾霾污染、政府治理与经济高质量发展[J]. 经济研究，2018，53(2)：20-34.
[63] 韩先锋，郑酌基，尹玉平，等. 创新驱动政策、政府环保注意力与绿色高质量发展——来自国家自主创新示范区的证据[J]. 软科学，2024，38(4)：38-43.
[64] 王磊，李吉，王兴启. 数字经济对城市经济绿色转型的影响研究——基于集聚经济的实证分析[J]. 城市问题，2023(4)：76-86.
[65] 温忠麟，叶宝娟. 中介效应分析：方法和模型发展[J]. 心理科学进展，2014，22(5)：731-745.
[66] 刘保留，张莹，李雨珊. 互联网发展对城市绿色创新的影响机理——基于专利视角的分析[J]. 中国人口·资源与环境，2022，32(6)：104-112.
[67] 王俊豪，谢倩莹，史丹. 绿色技术创新对能源效率的影响研究[J]. 财贸经济，2024，45(6)：143-159.
[68] 陈晓，张鑫奥，王育宝. 数字技术创新赋能城市低碳转型路径机制研究[J]. 科技进步与对策，2024，41(23)：41-51.
[69] 徐瑾，单子强. 绿色技术创新对城市碳减排的影响研究——基于空间计量模型的实证分析[J]. 经济问题探索，2024(9)：155-172.

Research on the Impact of Digital Technology Innovation on Urban Green Development

XIAO Yuanfei[1], FAN Shilong[1], CHEN Huiru[2]
(1. School of Management and Economics, Kunming University of Science and Technology, Kunming 650500, China;
2. Hebei Pingquan City Transportation Bureau, Pingquan 067500, China)

Abstract: The rapid development and wide application of digital technology innovation is an important way to balance the environment and development and promote the green transformation of the economy. Based on the panel data of 278 prefecture-level cities in China from 2011 to 2021, the effect and realization mechanism of digital technology innovation on urban green development was empirically tested, and the regulatory role of effective market and promising government was identified. The results are as follows. Firstly, digital technology innovation has a significant role in promoting urban green development. After a series of robustness tests such as endogenous discussion and replacement of variables, the results are still robust. Secondly, digital technology innovation can promote urban green development by promoting the agglomeration of scientific and technological talents, the rationalization of industrial structure and the improvement of urban energy efficiency. Thirdly, the improvement of effective market and promising government can better play the positive role of digital technology innovation in the process of urban green development. Fourthly, further heterogeneity and spatial effect analysis show that digital technology innovation plays a more significant role in promoting green development in eastern cities, cities with high level of digital economy development, cities with high concentration of new energy industries and resource-based cities. Digital technology innovation only has a significant role in promoting local green development, and the spatial spillover effect has not yet appeared. Empirical evidence and theoretical support are provided for digital technology innovation to empower green transformation and upgrading and high-quality development.

Keywords: digital technology innovation; green development; mesomeric effect