

数字技术影响城市绿色发展的空间效应和传导机制研究

马艺璇 岳宇君

摘要 “双碳”目标为中国不同城市间绿色协同发展提供了新动能和新契机。基于2010—2022年中国282个地级及以上城市的面板数据，利用动态杜宾模型探讨数字技术对城市绿色发展的空间溢出效应与传导机制。研究发现，数字技术不仅对本地区绿色发展产生正向影响，并在地区之间产生正向的空间溢出效应。异质性分析表明，数字技术的空间溢出效应在东部地区、南方地区、城市圈和大中型城市的表现更明显。机制分析表明，数字技术可以通过产业结构升级、绿色技术创新和社会认知水平提升，进而促进城市绿色发展；环境规制在数字技术对绿色发展的影响中发挥正向调节作用。因此，建议完善数字新基建，增强其对地区绿色发展的赋能作用以提升数字技术的效能，同时，增强区域间协同治理能力，全面推进地区绿色发展。

关键词 数字技术 绿色发展 空间效应 中介效应 动态杜宾模型

[中图分类号] F205; F062.1 [文献标识码] A [文章编号] 2095-851X (2025) 01-0036-18

引言

应对全球范围内逐渐加剧的生态系统破坏和环境污染等挑战已成为当今时代的迫切任务。党的十八届五中全会将绿色发展理念纳入国家治理体系（刘冬梅、尹贵斌，2019）。此外，2021年，第十三届全国人民代表大会强调了生态优先和绿色发展的重要性，指出这是推动社会发展全面迈向绿色转型的关键，旨在平衡生态保护与经济发展。作为经济增长核心的城市，必须转型走向绿色发展之路。数字技术作为先进生产力的显著标志，不仅是驱动生产发展的核心引擎，更是推动绿色发展的重要工具。新质生产力代表了生产力发展的新高度，不仅重新定义了基础生产要素，还彻底颠覆了传统的生产模式，极大提升了生产效率与创新能力（任保平，2024）。尤为值得关注的是，数字技术作为新质生产力的主要表现，其广泛应用和深度渗透已扩展至环境治理的各个环节，为打造更加绿色、高效的生态环境提供了坚实的技术支撑，正逐步发展成为地区迈向绿色发展的核心竞争力和长期驱动力（赵连阁、霍艺嘉，2025）。

数字技术不仅推动了新产业和新模式的涌现，而且在环境和能源领域的融合中扮演关键角色，逐渐成为解决经济增长与生态保护双重挑战的重要力量（Ballestar et al., 2021）。尽管数字化转型成本高昂且周期长，使得地区和企业转型动力不足，并可能因“回弹效应”而增加更多的能源消耗和污染排放（刘文俊、彭慧，2023），但随着数字化进程的持续推进，数字技术以其实时、便捷、

【基金项目】国家社会科学基金重点项目“中国式创新的综合优势、模式演进及体制机制的经济学研究”（批准号：22AZD118）。

【作者简介】马艺璇，南京大学商学院，邮政编码：210093；岳宇君，南京邮电大学管理学院，邮政编码：210003。

灵活的特点，极大地促进了信息与资源的快速流动，提升了信息透明度，使得资源能够跨越地域限制，实现快速、高效流动，推动了区域间资源的优化配置，有力促进了区域间的协调发展，为地区绿色发展注入强劲动力。那么，数字技术在推动地区绿色发展方面究竟扮演了何种角色？它是否能通过空间溢出效应促进地区间的绿色协调发展？这种溢出效应的内在运作机制是怎样的？随着数字技术的持续深化发展，围绕这些问题的探讨已成为一个日益重要的研究议题。

从现有文献看，学界目前的研究多集中于以下方面。第一，关于数字技术的研究。在内涵解析与定量评价上，数字技术被视为利用数字化手段处理和传输信息的综合技术体系，涵盖新一代或改进的信息通信技术及其在产品或服务中的融合应用；为精准评估我国数字技术影响，学者们采用了数字技术专利申请量与授权量（陈楠、蔡跃洲，2021），从数字基础设施、要素投入、产出、交易四个方面构造综合指数（刘婧玲、陈艳莹，2023）等科学方法。在积极效应与影响因素上，数字技术在提升企业全要素生产率（沈坤荣、闫佳敏，2024）、降碳减污协同增效（韩冬日等，2023）等方面展现出积极效应。也有学者利用理论探讨的方式，研究数字技术对环境治理现代化的影响（孔繁彬，2022）。第二，关于数字经济对绿色高质量发展的影响。相关文献从政府与社会协同治理的角度，验证数字经济推动城市绿色发展的具体影响机制（韩晶、陈曦，2022）。数字经济通过多种途径提升城市绿色全要素生产率，其中包括释放产业与人力资本结构的红利、提升政府环境治理关注度、增加污染治理投入及环保执法力度、推动技术创新等（Jiang，2013）。这一提升过程具有典型的“厚积薄发”特征，即在长期积累的基础上，最终呈现出显著的增长效应（刘文俊、彭慧，2023）。

然而，受制于精准的变量测度和系统性的实证分析，学术界对数字技术影响地区绿色发展的研究还相对缺乏，且忽视从区域间联系的视角探讨数字技术对地区绿色发展的空间溢出效应和具体影响机制。本文根据2010—2022年282个地级及以上城市数据，基于动态杜宾模型分析数字技术对地区绿色发展影响，构建空间中介效应模型分析产业结构升级、绿色技术创新和认知水平提升的中介作用，探究环境规制的调节效应。相较于已有文献，本文的边际贡献主要体现在，一是区别于现有文献多聚焦于数字经济与绿色发展之间的关系，本文深入研究数字技术对地区绿色发展的作用，并构建数字技术综合指标，从数字技术基础、数字技术应用两个一级维度构建评价指标体系，确保指标构建的可靠性。二是注重分析数字技术对城市绿色发展影响的空间溢出效应，采用空间计量模型和空间中介效应模型探讨数字技术对地区绿色发展的空间效应及作用机制，弥补简单标准面板模型忽视地区之间空间关联性引起的研究偏误。

一、理论分析与研究假设

（一）数字技术对城市绿色发展的影响

1. 数字技术对城市绿色发展的直接效应

数字技术对城市绿色发展的影响主要体现在以下方面。从生产方面看，数字技术通过构建新能源体系和优化生产流程，推动了劳动密集型产业向技术和数据密集型产业的转变。具体而言，企业运用数字技术进行虚拟仿真，以降低产品报废率和返工率，实现柔性化生产和个性化定制，进而提升生产效率，降低资源消耗，减少污染排放（Wan and Sheng，2022）。从政策方面看，政府利用先进的大数据平台，缓解了政府治理过程中的信息不对称，优化了决策机制，制定科学的绿色发展方案，切实推进社会整体的绿色发展（赵晓鸽等，2021）。从消费方面看，以数字媒体为主要媒介的新媒体迅速发展，通过生动且低成本的方式对绿色发展理念进行广泛的宣传，提升了消费者的环保意识（刘满凤、陈梁，2020）。此外，绿色消费平台的建设不仅提供个性化绿色消费品，还推动生活方式绿色转型；共享经济和远程服务等新业态，助推绿色出行，减少了资源和服务的浪费。

2. 数字技术对邻地城市绿色发展的空间溢出效应

数字技术的空间溢出效应对地区绿色发展的影响有如下四个方面：一是数字技术应用为邻近城市提供了技术创新和合作平台，使得生态环境较差的地区与周边生态环境较好地区能够开展合作与交流，跨越了技术门槛，共同推动绿色技术的应用和发展（李娅、侯建翔，2023）。二是数字技术助推地区之间的合作，打破资源要素和生产方式上的局限性，邻近城市可以共同培育新兴产业、优化产业结构，实现经济的可持续增长和生态的共同发展（杨永杰、阮鑫妍，2023）。三是数字技术打破了地域限制，使得邻近城市可以实现更便捷、高效的交通连接，促进资源、信息和人才的流动与共享，不同地区根据实际情况对资源和要素进行整合优化，促进了邻地城市之间的合作与共赢，推动了绿色发展的实现。四是数字技术的发展触发市场的“竞争效应”和“示范效应”，迫使高污染地区转变发展方式，朝着绿色协调发展的方向迈进（刘乃全等，2021）。据此，提出如下假设。

H1：数字技术会对城市绿色发展产生明显的正向影响。

H2：数字技术会对邻地城市绿色发展产生明显的正向影响。

（二）数字技术对城市绿色发展的传导机制

1. 产业结构高级化、绿色创新能力、环境关注水平的中介效应

数字技术的迅猛发展在优化产业结构和推动城市绿色发展方面起到了决定性作用，这一过程主要通过推动数字化与工业化的深度融合来实现。一方面，数字技术推动传统产业与数字化产业融合，推动了传统产业转型升级，使得高污染、高耗能的产业逐渐淘汰或转型，实现了高产出的同时兼备低能耗、低污染的目标（李广昊、周小亮，2021）。数字技术的发展催生电子商务、智慧物流、云计算等新兴产业。从需求端出发，数字技术能够有效识别并高质量、高效率地整合消费者需求，优化资源配置，从而减少生产过程中的多余供给，降低了能源消耗，提升了经济效益（陈伟雄等，2023）。产业结构的优化升级不仅可以降低资源浪费和能源消耗，还能够带动产业结构向第三产业转变，推动新兴产业和现代服务业的发展。此外，产业结构高级化还能降低生产过程对能源的依赖，减少二氧化碳的排放，为城市绿色发展注入新动力（邬彩霞、高媛，2020）。

数字技术作为信息技术发展的基石，具备技术和绿色属性，对地区绿色创新水平的提升具有重要的推动作用。数字技术的发展加强了科研机构、企业及地方各主体间的交流，使得传统的线下封闭式创新逐渐演变为线上开放式创新，增加了各主体的技术创新动力，实现了创新资源的高效整合，促进了信息的快速流动，从而提升各主体的绿色技术水平，推动了清洁能源的使用占比增加（金培振等，2014）。研究表明，数字技术能够突破资源流动和共享的障碍，使隐性资源趋于显性化，促进绿色资源和技术等在产业链上下游的融合，打破创新主体之间的地区限制，为城市绿色发展奠定了基础（赵军等，2021）。绿色技术创新在工业领域的广泛应用不仅能够推动绿色升级与转型，还高效整合了绿色创新知识和资源，促进工业向清洁集中方向发展。特别是绿色技术的创新加速了节能手段和末端处理手段等在工业企业的大规模应用，激励企业提升绿色创新水平，增强末端治理的能力，减少工业污染排放，推动城市绿色发展的实现（王海等，2023）。

社会认知水平的提升在数字技术对环境治理的影响中发挥了关键的作用。首先，数字技术的传播性、互补性、外部性和网络性等特征，极大地扩展了信息扩散的范围，提升了信息传播的速度，并降低了信息流动的成本，使得公众能够更容易地获取和关注到环境污染事件，从而显著增加了公众对环境问题的关注度。其次，公众通过数字平台（例如，社交媒体、环保自媒体和论坛等）可以实时关注并讨论雾霾、空气、水体污染和酸雨等环境问题。这种参与不仅提高了公众对环境问题的认知和理解，还促进了公众对环境治理的监督（Salahuddin et al., 2015）。公众可以通过这些平台

监督、举报和投诉环境治理中的问题，推动政府在环境政策的制定和执行中采取更加积极和有效的行动。此外，数字技术还丰富和完善了政府获取信息的手段（张杰飞等，2022）。政府可以利用数字技术及时发现社会中存在的环境保护问题，并利用新技术对环境问题进行更加全面和有效的监督和处理。这种政府与公众协同监督的模式，不仅提高了环境政策的透明度和响应性，还增强了政策执行的力度和效果，共同推动了城市绿色发展。据此，提出如下假设。

H3：数字技术通过产业结构升级、绿色技术创新以及社会认知水平提升对城市绿色发展产生正向影响。

2. 环境规制的调节效应

环境规制作为一种外部压力，迫使地区和企业寻找更加环保、高效的技术与解决方案。政府利用数字工具简政放权、优化职能，构建了服务型政府，为环境规制的执行创造了有利的市场环境和坚实的制度支撑。

其中，命令控制型环境规制其核心在于迅速而有效地应对环境问题，实现短期内的环境改善。这一规制模式依赖于国家行政机关的法律法规、严格标准及直接管理和强制监督等手段对企业生产行为进行干预。在此框架下，高耗能、高污染企业被强制要求转型升级，淘汰落后产能，并被引导采用更为环保、高效的生产方式（成金华等，2024）。数字技术的融入，帮助政府借助大数据、云计算、物联网等数字技术，实时获取企业排放数据，精准识别污染源，实现对环境问题的快速响应和高效治理。同时，数字技术还为环境规制提供了更为精细化的管理工具，使得规制措施能够针对不同企业的实际情况进行差异化调整，确保了环境目标实现的同时，尽可能减少了对企业正常运营的干扰（徐鹏、包存宽，2022）。

市场激励型环境规制主要包括治理投资型和市场引导型两种形式。治理投资型规制虽短期占用生产性资金，但长期借助数字技术，例如，大数据分析、智能化监控等，助力企业精准评估污染治理效果，优化资源配置，提升污染治理资金效率（毛晓蒙、王仁曾，2023）。市场引导型规制下，通过绿色金融工具和机制，企业能够获得资金支持，用于绿色技术研发、环保设施建设等。借助数字技术，例如，区块链技术，能够增强绿色金融透明度、安全性和可追溯性，利用绿色金融工具支持绿色技术研发和环保设施建设，实现环保与经济发展双赢（韩先锋等，2023）。据此，提出如下假设。

H4：在数字技术对城市绿色发展的作用机制中，环境规制发挥正向调节效应。

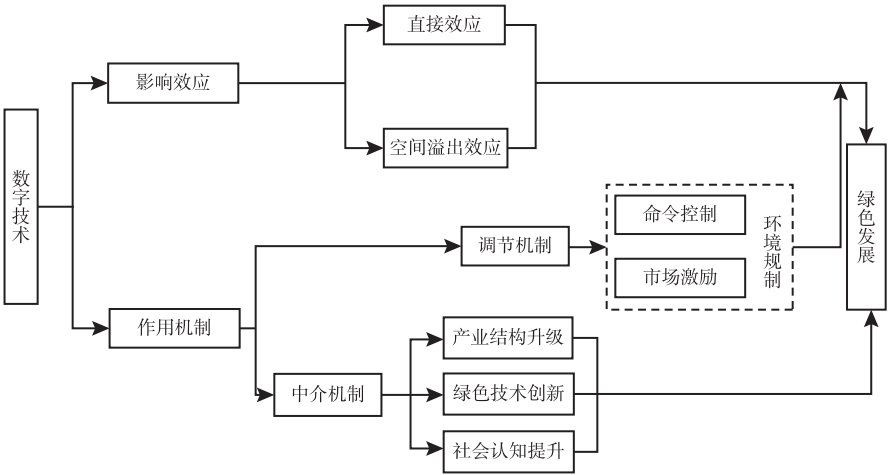


图1 数字技术对地区绿色发展影响的理论框架

资料来源：作者自绘。

二、研究设计

（一）样本选取与数据来源

本文选取 2010—2022 年 282 个地级及以上城市为研究对象（不含西藏和港澳台城市）。2010 年，党的十七届五中全会强调建设资源节约型、环境友好型社会，与绿色发展核心理念一致。结合数据的可得性和连续性，将 2010 年定为研究起点，相关指标主要来源于《中国统计年鉴》、《中国城市统计年鉴》、《中国区域经济统计年鉴》、《中国能源统计年鉴》、国家知识产权局数据库（SIPO）、中国研究数据服务平台（CNRDS）、地方政府官方网站。对于个别数据缺失值，采用插值法进行补齐；对于连续变量，进行上下 1% 水平的 Winsorize 缩尾处理。

（二）变量定义

1. 解释变量

数字技术（*DEC*）。目前还没有地级市层面数字技术水平的统一测度方法，综合现有文献，本文借鉴刘富华和宋然（2023）的研究，基于数字技术基础、数字技术应用水平两个基础维度，构建综合指标体系来表征地区数字技术水平，结合熵权法，最终确定数字技术综合指标（见表 1）。

表 1 数字技术测算相关指标

一级指标	二级指标	指标测度
数字技术基础	数字技术载体	每百人互联网用户数(户/百人)
		每百人移动电话用户数(户/百人)
		移动电话基站数(个)
		每平方千米光缆长度(千米/平方千米)
	信息化基础	信息传输、软件和信息技术服务业从业人员占城镇单位就业人员比重(%)
		信息传输、计算机服务和软件业从业人员平均工资(元)
		信息传输行业增加值(万元)
数字技术应用	数字技术开发	高技术产业技术引进经费支出(万元)
		高技术产业技术改造经费支出(万元)
		规模以上工业企业 R&D 经费占 GDP 比重(%)
	数字技术服务	电子信息产业主营业务收入占实际 GDP 比重(%)
		电子商务交易额(万元)
		电子商务采购额(万元)

资料来源：作者整理。

2. 被解释变量

本文的被解释变量为绿色发展水平（*GREN*）。绿色全要素生产率（Green Total Factor Productivity）不仅反映了绿色发展阶段对效率的要求，还将环境因素纳入其中，体现了绿色发展的内涵。因此，借鉴刘乃全等（2021）的研究，采用绿色全要素生产率来表征绿色发展水平。本文通过非期望产出的 SBM 方向性距离函数以及 GML 指数测度绿色全要素生产率。该测度方法既支持测算期望产出与最大化效率前沿的距离，又支持测算非期望产出与负向最小化前沿的距离，从而提升了绿色全要素生产率的准确性。计算城市绿色全要素生产率要用到以下指标：投入指标包含劳动资本、物质资本以及能源的投入，分别使用各地级市地区年末从业人员数、资本存量以及地区用电量衡量。产出由期望产出和非期望产出构成，期望产出用地区公园绿化面积、城镇就业人员平均工资、地区生产总值（根据各地名义 GDP，以 2011 年为基期进行平减）衡量；非期望产出选取样本

城市工业烟（粉）尘排放量、工业废水排放量、工业二氧化硫排放量三者衡量。

3. 中介变量

(1) 产业结构升级 (ECT)。地区产业结构是动态发展的，参考付凌晖 (2010) 的研究，第一步，构建三维向量 $Z_0 = (x_{1,0}, x_{2,0}, x_{3,0})$ ，三维向量中的分量代表第一、第二、第三产业中产业部门产值与地区生产总值之比；第二步，分别计算第一、第二、第三产业的标准向量 $Z_1 = (1, 0, 0)$ 、 $Z_2 = (0, 1, 0)$ 、 $Z_3 = (0, 0, 1)$ 与 Z_0 向量之间的夹角 θ 。

$$\theta_j = \arccos \left[\sum_{i=1}^3 (x_{i,u} + x_{i,0}) / \sum_{i=1}^3 (x_{i,u}^2)^{\frac{1}{2}} \times \sum_{i=1}^3 (x_{i,0}^2)^{\frac{1}{2}} \right] u = 1, 2, 3 \quad (1)$$

进一步得到产业结构升级的计算公式：

$$ECT_i = \sum_{k=1}^3 \sum_j^k \theta_j = \theta_1 + 2\theta_2 + 3\theta_3 \quad (2)$$

(2) 城市绿色创新能力 (STU)。考虑到专利授权量的滞后性，选取城市绿色发明专利申请量取自然对数作为城市绿色技术创新的代理变量。

(3) 社会认知水平 (SOC)。借鉴袁春来等 (2024) 的研究，从政府关注和公众关注两个维度衡量社会认知水平。政府关注方面，采用文本抓取的技术，选取各地区政府工作报告每千字中出现环境相关词频来衡量政府对于环境问题的关注度。选取“环境保护”“污水”“扬尘”“酸雨”“环保”“全球变暖”“低碳”“污染”“能耗”“节水”“生态”“化学需氧量”“二氧化硫”“二氧化碳”“PM_{2.5}”“烟尘”“空气质量”“温室效应”“造林”“排污”“碧水”“蓝天”“绿化”“可持续”“绿色”“回收”等关键词，通过 Python 的文本分析技术，得到各地区环境相关词频指标，并对其使用最大、最小值法进行标准化处理。公众关注方面，搜集整理 2010—2022 年各城市“环境污染”关键词在搜索引擎的搜索次数后使用最大、最小值法对数据进行标准化处理。最后选取政府关注和公众关注两个指标的平均值来衡量社会认知水平。

4. 调节变量

借鉴宋美喆和柴江艺 (2023) 的研究，将环境规制 (SAS) 分为命令控制型 ($SAS1$)、市场激励型 ($SAS2$) 两种，分别采用地区环保行政处罚案件数量的自然对数、环境污染治理投资占地区生产总值比重衡量。

5. 控制变量

为了控制其他潜在因素对环境发展质量产生影响，本文纳入了一系列控制变量：外商直接投资 (OIV)：以各城市当年实际利用外资占地区生产总值的比重表示；政府干预 (GGV)：用各城市地方财政支出与地区生产总值的比重表示；城市化水平 (CIT)：选取年末城镇人口与总人口之比体现；工业企业规模 (IND)：城市工业企业数量取自然对数；固定资产投资 (FIV)：选取固定资产投资总额与实际 GDP 的比值来衡量；教育水平 (EDU)：用普通高等学校在校人数与人口之比表示；城市绿化水平 (TRE)：用各城市绿化覆盖率表示。

(三) 研究方法

1. 核密度估计

为说明数字技术与绿色发展的数据分布特征，本文基于核密度估计的方法进行分析，假设 $f(x)$ 为变量 x 的密度函数。

$$f(x) = \frac{1}{nh} \sum_{i=1}^n K\left(\frac{x_i - x_0}{h}\right) \quad (3)$$

其中， x 为数字技术水平和绿色发展水平， x_0 表示 x 的均值； n 表示地级市个数； h 表示带宽； $K(\cdot)$ 表示核函数。

2. 空间自相关检验

为检验相关变量在地理上的空间相关性，本文基于全局 Moran’s I 检验变量数字技术和绿色发展水平的空间自相关特征，Moran’s I 指数相关公式如下：

I = \frac{n \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} |x_i - \bar{x}| |x_j - \bar{x}|}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}}

(4)

其中， x_i 和 x_j 表示第 i 个和第 j 个地级市的数字技术或绿色发展水平的变量值； W_{ij} 表示空间权重矩阵； $\bar{x}$ 表示变量的平均值。

3. 空间计量模型

数字技术在影响本地区绿色发展水平的同时，对邻近区域也会产生空间溢出效应。因此，个体间相互独立的传统计量模型不适用于本文研究，需构建空间计量模型进行检验。经 Hausman 检验、LM-test 检验以及 LR-test 检验后，构建地区和时间双固定效应下的空间杜宾模型（SDM）：

GREN_{it} = a_0 + \rho GREN_{it-1} + W_{ij} GREN_{it} + a_1 DEC_{it} + a_2 W_{ij} DEC_{it} + a_3 Controls_{it} + a_4 W_{ij} Controls_{it} + \varepsilon_i + \mu_t + \varphi_{it}

(5)

其中，Control 为控制变量， i 为城市， t 为年份， ε_i 为地区固定效应， μ_t 为时间固定效应， φ_{it} 为随机误差项， ρ 为空间自相关系数；空间权重矩阵（ W_{ij} ）用空间邻接权重矩阵（ W_1 ）、地理距离矩阵（ W_2 ）、经济距离矩阵（ W_3 ）三者表示。具体为：若两地有共同边界，则 $W_1 = 1$ ，否则为 0； $W_2 = 1/W_d$ ， $W_3 = 1/|\bar{Y}_i - \bar{Y}_j|$ ，其中， W_d 为根据地区经纬度测算出的两地的距离， $\bar{Y}_i$ 和 $\bar{Y}_j$ 分别表示地区 i 与地区 j 2010—2022 年人均 GDP 的均值。

三、实证结果与分析

（一）描述性统计分析

描述性统计结果如表 2 所示，可以看出：绿色发展水平（GREN）的均值、中位数、最小值和最大值分别为 1.010、0.998、0.488 和 1.665，表明我国大部分地区的绿色发展水平高于平均水平，且整体水平良好；数字技术（DEC）的均值、中位数、最小值和最大值分别为 0.083、0.072、0.008 和 0.410，表明我国大部分地区的数字技术水平高于平均水平，但地区间存在较大差异；产业结构升级（ECT）、城市绿色创新能力（STU）、社会认知水平（SOC）及各调节变量、控制变量的描述性统计结果均在合理范围内，不再赘述。

表 2 描述性统计

变量名称	观测值	均值	标准差	最小值	P25	中位数	P75	最大值
GREN	3666	1.010	0.048	0.488	0.490	0.998	1.019	1.665
DEC	3666	0.083	0.042	0.008	0.055	0.072	0.097	0.410
ECT	3666	4.087	1.821	1.032	2.781	3.938	5.260	8.687
STU	3666	2.399	0.167	1.987	2.169	2.952	2.368	2.752
SOC	3666	0.314	0.221	0.031	0.212	0.365	0.514	1
SAS1	3666	3.889	0.954	1.474	3.298	3.868	4.474	7.457
SAS2	3666	0.102	0.833	0.002	0.012	0.039	0.129	0.892
OIV	3666	0.014	0.016	0.001	0.005	0.013	0.245	0.756
GGV	3666	0.146	0.170	0.016	0.062	0.112	0.169	0.697
CIT	3666	0.499	0.212	0.203	0.363	0.465	0.589	0.990
IND	3666	6.376	1.156	3.583	5.524	6.198	7.171	9.183

续表

变量名称	观测值	均值	标准差	最小值	P25	中位数	P75	最大值
<i>FIV</i>	3666	0.763	0.389	0.343	0.667	0.803	0.859	0.937
<i>EDU</i>	3666	9.098	1.030	5.675	12.821	14.595	16.189	18.397
<i>TRE</i>	3666	0.470	0.210	0.098	0.143	0.379	0.464	0.689

资料来源：作者利用软件 Stata16 计算整理。

(二) 数字技术水平和地区绿色发展水平的衡量结果分析

1. 数字技术水平和地区绿色发展水平的核密度估计特征

基于熵权法和非期望产出的超效率 SBM 模型，本文对我国 282 个城市 2010—2022 年的数字技术水平和绿色发展水平进行了测算，并相应绘制了 2010 年、2013 年、2016 年、2019 年和 2022 年的核密度图。由图 2 数字新质生产力的核密度曲线可知，我国 282 个城市的数字技术水平在研究期间整体上有一定提升，且随着时间的推移，曲线右尾逐渐拉长，表明有少量城市的数字技术水平逐渐趋向于高端水平。由绿色发展水平的核密度图可知，曲线峰值的大小变化不大，但峰值处的密度随时间推移持续增加，曲线逐步呈现窄而长的形态，说明各城市绿色发展水平差异逐渐缩小。

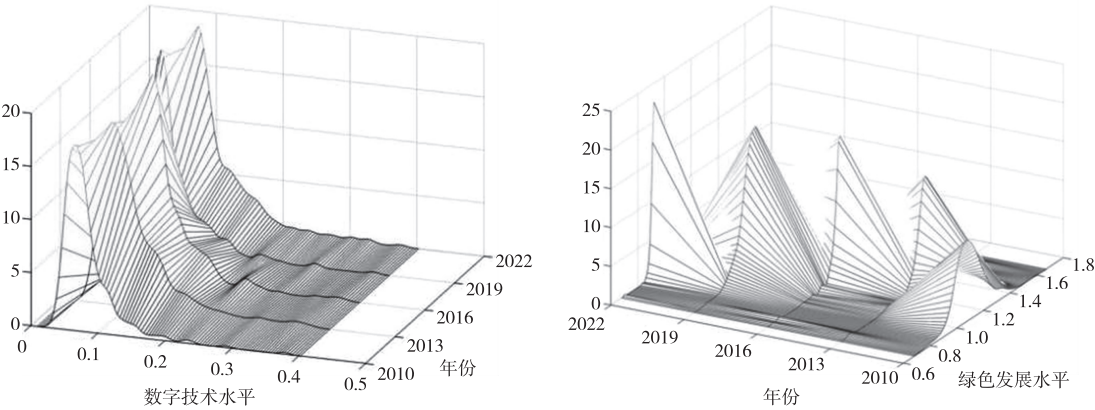


图 2 数字技术水平和绿色发展水平的核密度

资料来源：作者利用软件 Matlab 计算整理绘制。

2. 数字水平和地区绿色发展水平的空间自相关特征

为分析关键数据的空间自相关性，结合数字水平以及地区绿色发展水平的指标测算结果，利用 Stata16，并结合邻接权重矩阵计算获得全局和局部 Moran’s I 指数。由表 3 可知，我国 282 个城市 2010—2022 年绿色发展水平的 Moran’s I 指数同样显著为正，表明数字技术与绿色发展均有较强的空间聚集性。

表 3 数字技术与绿色发展水平的全局 Moran’s I 值

年份	Moran’s I	Z 值	P 值	年份	Moran’s I	Z 值	P 值
2010	0.005 **	2.12	0.000	2016	0.004 ***	6.59	0.000
2011	0.007 ***	3.06	0.000	2017	0.017 ***	4.41	0.000
2012	0.022 ***	9.38	0.000	2018	0.012 ***	12.53	0.000
2013	0.003 ***	2.36	0.000	2019	0.047 **	2.27	0.003
2014	0.009 **	2.95	0.000	2020	0.046 ***	3.18	0.003
2015	0.002 ***	3.03	0.000	2021	0.030 ***	3.29	0.002

续表

年份	Moran's I	Z 值	P 值	年份	Moran's I	Z 值	P 值
—	—	—	—	2022	0.014 ***	3.42	0.000

注：***、** 分别表示通过 1%、5% 水平下的显著性检验。
资料来源：作者利用软件 Stata16 计算整理。

由全局 Moran's I 指数可知，数字技术有显著的空间聚集特征。测算结果如图 3 所示，绿色发展水平主要集中在一、三象限，呈现“高一高”“低—低”聚集分布特点，空间自相关性显著，有必要利用空间计量模型进行展开分析。

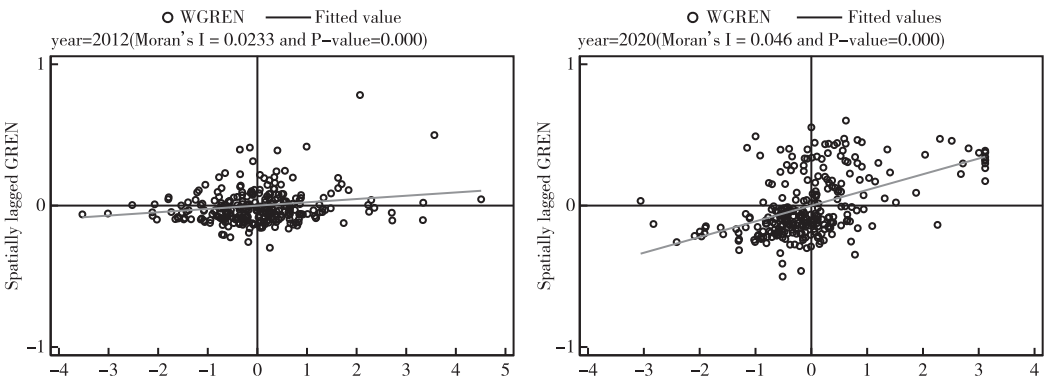


图 3 2012 年与 2020 年绿色发展水平的局部 Moran's I 散点

资料来源：作者利用 Stata 软件计算整理绘制。

(三) 数字技术对地区绿色发展的影响

1. 基准回归结果分析

通过 LM 检验、豪斯曼检验、Wald 检验、LR 检验，本文选取双固定效应的动态杜宾模型作为最佳模型进行回归分析。同时，为得到较为稳健的标准误，本文在对上述模型进行估计时加入了地级市层面的聚类效应。回归结果如表 4 所示。列（1）、列（3）、列（5）显示数字技术对地区绿色发展的影响系数分别为 0.081、0.217、0.095，分别在 5%、1%、1% 的水平上显著，说明数字技术对地区绿色发展具有显著的正向影响，验证了假设 H1。列（2）、列（4）、列（6）显示在空间邻接权重矩阵（ W_1 ）、地理距离矩阵（ W_2 ）及经济地理矩阵（ W_3 ）三个矩阵下的对数似然值（Log Likelihood）分别为 1146.63、1254.21、1051.01，表明模型具有较高的稳健性，回归结果具有较高的可信性；空间自回归系数（ ρ ）分别为 1.016、1.989、0.564，分别在 5%、1%、1% 的水平上显著，表明本地绿色发展水平的提升会在地区间产生显著的正向影响，验证了假设 H2。进一步比较动态杜宾模型中 3 个权重回归结果的 R^2 ，发现使用地理权重矩阵来解释更佳，因此在后续的检验中选择地理权重矩阵。

表 4 数字技术影响地区绿色发展的基准回归结果

变量	邻接权重矩阵		地理权重矩阵		经济权重矩阵	
	X (1)	$W \times X$ (2)	X (3)	$W \times X$ (4)	X (5)	$W \times X$ (6)
DEC	0.081 ** (0.031)	0.194 ** (0.078)	0.217 *** (0.079)	0.572 ** (0.084)	0.095 *** (0.031)	0.092 * (0.085)

续表

变量	邻接权重矩阵		地理权重矩阵		经济权重矩阵	
	X (1)	$W \times X$ (2)	X (3)	$W \times X$ (4)	X (5)	$W \times X$ (6)
OIV	-0.030 (0.051)	-0.031 (0.050)	-0.012 (0.032)	-0.119 (0.041)	-0.006 (0.001)	-0.653 (0.025)
GGV	0.009 (0.006)	-0.047 ** (0.014)	0.004 (0.001)	-0.422 * (0.034)	0.006 (0.001)	-0.154 ** (0.021)
CIT	-0.004 (0.006)	0.066 ** (0.015)	0.008 (0.003)	-0.069 (0.031)	0.007 (0.002)	0.107 (0.013)
IND	0.001 (0.001)	-0.006 * (0.002)	0.003 ** (0.001)	-0.001 (0.000)	0.003 * (0.000)	-0.009 (0.003)
FIV	-0.001 (0.001)	0.002 (0.000)	-0.003 * (0.001)	-0.008 (0.002)	-0.001 (0.000)	0.006 (0.001)
EDU	-0.002 (0.000)	0.014 * (0.004)	-0.001 (0.000)	0.105 (0.012)	-0.001 (0.000)	0.003 (0.000)
TRE	0.006 *** (0.001)	0.004 (0.001)	0.006 *** (0.001)	0.097 * (0.006)	0.005 *** (0.001)	0.013 (0.003)
$W \times GREN$	0.040 * (0.048)	—	0.279 *** (0.033)	—	0.003 (0.001)	—
ρ	—	1.016 ** (0.034)	—	1.989 *** (0.037)	—	0.564 *** (0.023)
σ^2_e	—	0.002 ** (0.000)	—	0.003 *** (0.001)	—	0.010 *** (0.005)
$Log\ likelihood$	—	1146.63	—	1254.21	—	1051.01
城市/时间固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
R^2	0.301	0.301	0.433	0.433	0.213	0.213
N	3384	3384	3384	3384	3384	3384

注：***、**、* 分别表示通过 1%、5%、10% 水平下的显著性检验；括号内为城市层面聚类标准误。
资料来源：作者利用软件 Stata16 计算整理。

2. 数字技术对地区绿色发展影响的空间效应分解结果

为深入探究数字技术对地区绿色发展影响的长期、短期影响，进一步使用地理权重矩阵将总效应分解为直接效应和间接效应。直接效应是本地区数字技术对绿色发展推动效应，间接效应反映地区之间数字技术对绿色发展的影响，结果如表 5 所示。在短期中，数字技术对地区绿色发展的影响系数分别为 0.081、1.634、1.715，分别在 1%、5%、5% 的水平上显著，在长期中，数字技术对地区绿色发展的影响系数分别为 0.092、1.636、1.728，分别在 1%、5%、5% 的水平上显著。结果表明数字技术在长短期内对地区绿色发展的正向影响相近。

表 5 空间效应分解结果

变量	短期效应			长期效应		
	直接效应	间接效应	总效应	直接效应	间接效应	总效应
DEC	0.081 *** (0.031)	1.634 ** (0.059)	1.715 ** (0.064)	0.092 *** (0.054)	1.636 ** (0.061)	1.728 ** (0.075)
OIV	-0.009 (0.003)	-0.078 (0.031)	-0.087 (0.032)	-0.011 (0.011)	-0.013 (0.012)	-0.024 (0.020)

续表

变量	短期效应			长期效应		
	直接效应	间接效应	总效应	直接效应	间接效应	总效应
<i>GGV</i>	0.017 (0.005)	-0.154 * (0.052)	-0.137 * (0.034)	0.003 (0.003)	0.003 (0.001)	0.006 (0.002)
<i>CIT</i>	0.010 (0.004)	-0.034 (0.013)	-0.024 (0.013)	0.006 (0.002)	0.002 (0.001)	0.008 (0.003)
<i>IND</i>	0.004 * (0.001)	-0.002 (0.002)	0.002 (0.001)	0.003 ** (0.002)	-0.001 (0.000)	0.002 (0.003)
<i>FIV</i>	-0.001 * (0.001)	-0.002 (0.000)	-0.003 (0.001)	-0.001 * (0.001)	-0.002 (0.000)	-0.003 (0.002)
<i>EDU</i>	0.004 (0.002)	-0.040 (0.014)	-0.036 (0.012)	-0.001 (0.001)	-0.042 (0.021)	-0.043 (0.022)
<i>TRE</i>	0.003 *** (0.002)	0.038 * (0.021)	0.040 ** (0.024)	0.005 *** (0.002)	0.033 * (0.021)	0.038 ** (0.023)

注：***、**、* 分别表示通过 1%、5%、10% 水平下的显著性检验。
资料来源：作者利用软件 Stata16 计算整理。

3. 稳健性检验

(1) 更换解释变量衡量指标。参考胡汉辉和申杰（2023）的研究，选取人均电信业务量与人均 GDP 的交乘项（*DEC2*）来衡量数字技术。借鉴李江龙和徐斌（2018）的研究，采用非径向方向距离函数（*NDDF*）来衡量绿色发展水平（*GREN2*），重新进行回归，结果分别见表 6 列（1）、列（2）。*DEC2* 的系数为 0.095，在 5% 的水平上显著为正，数字技术与地理权重矩阵交乘项的系数为 0.134，在 10% 的水平上显著为正，表明基准回归结果是稳健的。

(2) 改变样本容量。通过测算绿色发展水平的年平均均值，以此为根据，对我国 282 个城市依次排序后保留排名中间 90% 的城市，对其余的 253 个城市进行回归分析。结果见表 6 的列（3）、列（4），数字技术对地区绿色发展的影响系数仍然显著为正，且存在正向的空间溢出效应，与前文的结论一致，表明前文研究结果稳健性较高。

(3) 剔除直辖市样本。由于直辖市的特殊性质可能会对回归造成干扰，本文剔除 4 个直辖市（北京、上海、天津、重庆）的样本数据后再次进行回归，结果见表 6 列（5）、列（6）。数字技术的系数为 0.127，在 1% 的水平上显著为正，数字生产力与地理权重矩阵交乘项的系数为 5.654，在 1% 的水平上显著为正。

(4) 内生性处理。数字技术及其空间项与绿色发展之间可能存在双向因果关系。因此，本文选择上一年地区互联网用户数，分别与 1984 年各省级行政区每万人电话机数量构造交互项（*DV1*），同时借鉴易行健和周利（2018）的研究，构建“Bartik instrument”指数，即数字技术水平滞后一期（*L.DEC*）乘以数字技术水平一阶差分（*D.DEC*）作为工具变量（*DV2*），基于以上两个工具变量，使用两阶段最小二乘法对基准模型进行重新回归，第一阶段回归如表 6 列（7）所示，工具变量 *DV1* 和 *DV2* 的估计系数均显著为正，且 K-P rk LM 统计量对应的 p 值均为 0.000，K-P rk Wald F 统计量和 C-D Wald F 统计量均大于 Stock-Yogo 弱识别检验 10% 水平上的临界值，表明所选择的工具变量（*DV1*、*DV2*）是合理的。第二阶段的回归结果如表 6 列（8）、列（9）所示，与前文结论一致，表明本文研究结果稳健性较高。

表 6 稳健性检验结果

变量	替代核心变量		改变样本容量		剔除直辖市样本		2SLS		
	X (1)	$W \times X$ (2)	X (3)	$W \times X$ (4)	X (5)	$W \times X$ (6)	X (7)	X (8)	$W \times X$ (9)
$DEC2$	0.095 ** (0.032)	0.134 * (0.042)	—	—	—	—	—	—	—
DEC	—	—	0.114 *** (0.041)	3.287 * (0.132)	0.127 *** (0.012)	5.654 *** (0.231)	—	0.094 *** (0.023)	3.611 *** (0.012)
$W \times GERN$	-0.253 (0.025)	—	0.368 (0.028)	—	0.681 * (0.034)	—	—	0.586 (0.023)	—
$DV1$	—	—	—	—	—	—	0.323 *** (0.043)	—	—
$DV2$	—	—	—	—	—	—	0.032 *** (0.004)	—	—
ρ	—	1.043 ** (0.024)	—	1.654 *** (0.034)	—	1.254 *** (0.035)	—	—	0.943 ** (0.025)
K-P rk-LM	—	—	—	—	—	—	[0.000]		
K-P rk Wald F	—	—	—	—	—	—	{19.65}		
C-D Wald F	—	—	—	—	—	—	{19.65}		
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
地区固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	3384	3384	3036	3036	3336	3336	3384	3384	3384

注：[] 内数值为相应统计量的 P 值；{ } 内为 Stock-Yogo 检验 10% 的水平上的临界值；***、**、* 分别表示通过 1%、5%、10% 水平下的显著性检验。

资料来源：作者利用软件 Stata16 计算整理。

4. 异质性分析

(1) 基于城市地理区位的异质性分析。由于地区之间在经济基础、资源禀赋等方面有着差距，数字技术对地区绿色发展的影响也因此可能存在显著的差异。因此，以城市所在地理区位为标准，将我国 282 个城市划分为东部和中西部地区两个子样本分别进行回归，回归结果如表 7 列（1）—列（4）所示。数字技术对东部地区和中西部地区绿色发展的影响系数分别为 0.118 和 0.095，均在 1% 的水平上显著，数字技术的空间项系数分别为 5.249 和 1.718，分别在 1% 和 5% 的水平上显著。相较于中西部地区，数字技术的正向空间溢出效应在东部地区效果更强，原因在于，东部地区凭借先进的数字技术和完善的数字基础设施，通过技术转移、产业协同、人才流动等方式，有效促进了环保技术和经验的传播与共享；中西部地区虽然数字技术发展相对滞后，但也具有较大的潜力和空间。

近年来，北方尤其西北地区和东北地区经济增长放缓，而南方的长三角和珠三角经济增长强劲，南北差距在区域经济规模和增长速率上日益扩大，因此，以国家统计局的南方、北方划分标准，确定南方与北方两组进行回归。回归结果如表 7 列（5）—列（8）所示。数字技术对北方地区和南方地区绿色发展的影响系数分别为 0.079 和 0.124，分别在 5% 和 1% 的水平上显著。数字技术的空间项系数分别为 1.009 和 3.782，分别为不显著和在 1% 的水平上显著，说明数字技术的正向空间溢出效应主要体现在南方城市，原因在于，南方城市在数字经济发展方面往往具有前瞻性和创新性，例如，南方城市率先开展“智慧城市”建设，将数字技术广泛应用于城市管理和环境治理中。同时，南方温暖湿润的气候有利于数字设备的稳定运行和长期维护，为数字技术的应用提供了良好的自然环境。

表 7 基于地理区位的异质性分析回归结果

变量	东部		中西部		北方		南方	
	<i>X</i> (1)	<i>W</i> × <i>X</i> (2)	<i>X</i> (3)	<i>W</i> × <i>X</i> (4)	<i>X</i> (5)	<i>W</i> × <i>X</i> (6)	<i>X</i> (7)	<i>W</i> × <i>X</i> (8)
<i>DEC</i>	0.118 *** (0.023)	5.249 *** (0.321)	0.095 *** (0.020)	1.718 ** (0.108)	0.079 ** (0.021)	1.009 (0.121)	0.124 *** (0.019)	3.782 *** (0.302)
<i>W</i> × <i>GERN</i>	0.379 (0.029)	—	0.245 (0.026)	—	0.399 * (0.032)	—	0.290 (0.031)	—
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
地区固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	924	924	2460	2460	1488	1488	1896	1896

注：***、**、* 分别表示通过 1%、5%、10% 水平下的显著性检验。

资料来源：作者利用软件 Stata16 计算整理。

(2) 基于城市圈的异质性分析。京津冀、长三角、珠三角的城市圈与非城市圈城市在经济发展层次、产业结构布局、人口城市化、交通信息网络构建、政策制度环境等多个维度上展现出了鲜明的对比与差异，凭借地理与经济条件，更容易催生出显著的集聚效应与辐射效应。本文根据城市是否坐落于京津冀、长三角、珠三角等城市圈内，将研究样本分为城市圈内子样本（涵盖上述三大城市圈内的城市）与城市圈外子样本（则包括其余所有地级城市）。对此分别进行回归分析，回归结果如表 8 列（1）—列（4）所示。数字技术对普通地级市和地级市以上地区绿色发展的影响系数分别为 0.203 和 0.117，均在 1% 的水平上显著，数字技术的空间项系数分别为 4.860 和 0.832，分别在 5% 的水平上显著和不显著，说明数字技术的正向空间溢出效应在城市圈内的城市效果更强，原因主要在于，城市圈内的经济协同性、技术共享、政策协同、生态关联以及示范效应共同推动了数字技术在城市圈内的广泛应用和持续发展，从而对绿色发展产生了更强的正向空间溢出效应。

(3) 基于城市规模的异质性分析。大中型城市通常拥有更为雄厚的经济基础和更强的技术实力，同时，其人口密集，经济活动频繁，面临的环境污染压力也相对较大。为探究数字技术对城市绿色发展的影响是否因城市规模而产生差异，本文参照《国务院关于调整城市规模划分标准的通知》，将所研究样本以市区常住人口在 100 万人及以下划分为小型城市，其余为大中型城市。回归结果如表 8 列（5）—列（8）所示。数字技术对小型城市和大中型城市绿色发展的影响系数分别为 0.034 和 0.243，分别在 10% 和 1% 的水平上显著，数字生产力的空间项系数分别为 1.098 和 3.923，分别为不显著和在 1% 的水平上显著，说明数字技术的正向空间溢出效应主要体现在大中型城市，原因在于，大中型城市通常拥有更为雄厚的经济基础和更强的技术实力，使得这些城市能够更容易地引入和应用先进的数字技术，建立更为完善的信息和数据共享机制，促进政府各部门之间的信息共享和协同工作，还推动了企业与政府之间的数据互通和合作。

表 8 基于城市等级与城市规模的异质性分析回归结果

变量	城市圈		非城市圈		小型城市		大中型城市	
	<i>X</i> (1)	<i>W</i> × <i>X</i> (2)	<i>X</i> (3)	<i>W</i> × <i>X</i> (4)	<i>X</i> (5)	<i>W</i> × <i>X</i> (6)	<i>X</i> (7)	<i>W</i> × <i>X</i> (8)
<i>DEC</i>	0.203 *** (0.008)	4.860 ** (0.153)	0.117 *** (0.015)	0.832 (0.052)	0.034 * (0.005)	1.098 (0.092)	0.243 *** (0.018)	3.923 *** (0.298)
<i>W</i> × <i>GERN</i>	0.542 * (0.039)	—	0.392 (0.031)	—	0.334 * (0.023)	—	0.423 (0.042)	—

续表

变量	城市圈		非城市圈		小型城市		大中型城市	
	<i>X</i> (1)	<i>W</i> × <i>X</i> (2)	<i>X</i> (3)	<i>W</i> × <i>X</i> (4)	<i>X</i> (5)	<i>W</i> × <i>X</i> (6)	<i>X</i> (7)	<i>W</i> × <i>X</i> (8)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
地区固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	552	552	2832	2832	2124	2124	1260	1260

注：***、**、* 分别表示通过 1%、5%、10% 水平下的显著性检验。
资料来源：作者利用软件 Stata16 计算整理。

(四) 数字技术对地区绿色发展的影响机制检验

1. 中介效应检验

为检验数字技术对绿色发展的影响机制，根据中介效应的检验原理，参考江艇（2022）在因果推断研究中的中介效应分析建议，本文选取的中介变量与被解释变量的因果关系较为清晰直观，重点关注数字技术对中介变量的影响，在基准回归模型（3）的基础上引入模型（4）。同时，为避免由于测度方式导致模型（4）的估计产生内生性，降低统计显著性（江艇，2022），本文加入解释变量滞后一期对中介效应进行稳健型检验。

$$M(ECT,STU,SOC)_{it} = b_0 + \chi W_{ij}M(ECT,STU,SOC)_{it} + b_1 DEC_{it} + b_2 W_{ij} DEC_{it} + b_3 Controls_{it} + b_4 \sum_{j \neq i}^n W_{ij} Controls_{jt} + \varepsilon_i + \mu_t + \varphi_{it} \tag{6}$$

表 9 列（1）、列（2）报告了产业结构升级的中介效应检验结果。结果显示，解释变量系数显著为正，说明数字技术对产业结构升级有显著的积极影响，即地区数字技术水平提升能够推动产业结构升级，从而提升地区绿色发展水平，印证了葛立宇等（2022）的研究结论。表 9 列（3）、列（4）报告了绿色技术创新的中介效应检验结果。结果显示，解释变量系数显著为正，说明数字技术对产业绿色技术创新有显著的积极影响，即地区数字技术水平提升能够推动绿色技术创新，从而提升地区绿色发展水平，印证了张哲华和钟若愚（2023）的研究结论。表 9 列（5）、列（6）报告了增加社会认知水平的中介效应检验结果。结果显示，解释变量系数显著为正，说明数字技术对社会认知水平有显著的积极影响，地区数字技术水平提升能提高对环境问题的认知水平，从而提升地区绿色发展水平，印证了毛晓蒙和王仁曾（2023）的研究结论。综上所述，假设 H3 得到验证。

表 9 中介效应检验回归结果

变量	<i>ECT</i>		<i>STU</i>		<i>SOC</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>DEC</i>	0.936 ** (0.072)	—	9.987 *** (0.532)	—	8.845 *** (0.433)	—
<i>L. DEC</i>	—	0.793 ** (0.059)	—	8.342 *** (0.485)	—	6.803 *** (0.369)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
地区固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	3384	3384	3384	3384	3384	3384

注：***、** 分别表示通过 1%、5% 水平下的显著性检验。
资料来源：作者利用软件 Stata16 计算整理。

2. 调节效应检验

基于调节效应模型，将数字技术与命令控制型环境规制（ $SAS1$ ）、市场激励型环境规制（ $SAS2$ ）的交乘项（ $SAS1 \times DEC$ 、 $SAS2 \times DEC$ ）引入基准回归模型，进行估计，结果见表 10。在列（1）中，数字技术与命令控制型环境规制的交乘项（ $SAS1 \times DEC$ ）的估计系数为 0.103，在 5% 的水平上显著。在列（2）中，数字技术与市场激励型环境规制的交乘项（ $SAS2 \times DEC$ ）的估计系数为 0.015，在 1% 的水平上显著。表明命令控制型环境规制、市场激励型环境规制水平的提升强化了数字技术对绿色发展的积极影响，验证了研究假设 H4。

表 10 调节效应检验回归结果

变量	(1)	(2)
	命令控制型	市场激励型
	<i>GREN</i>	<i>GREN</i>
<i>DEC</i>	0.321 *** (0.045)	0.012 ** (0.002)
<i>SAS1</i>	0.435 ** (0.042)	—
<i>SAS1 × DEC</i>	0.103 ** (0.015)	—
<i>SAS2</i>	—	0.009 *** (0.003)
<i>SAS2 × DEC</i>	—	0.015 *** (0.003)
<i>W × GREN</i>	0.253 * (0.038)	0.354 ** (0.049)
控制变量	Yes	Yes
地区固定	Yes	Yes
年份固定	Yes	Yes
N	3384	3384

注：***、**、* 分别表示通过 1%、5%、10% 水平下的显著性检验。
资料来源：作者利用软件 Stata16 计算整理。

四、结论及建议

本文基于 2010—2022 年中国 282 个地级及以上城市面板数据，实证考察数字技术对地区绿色发展的空间效应与作用机制：依次进行基准回归分析、空间效应分解、稳健性检验、异质性分析、中介效应检验、调节效应检验。研究结果表明：数字技术对本地以及邻地绿色发展均具有正向影响，且在长期与短期均有这种影响，在替换核心变量、改变样本容量、剔除直辖市样本、引入工具变量后主要结论仍保持不变。数字技术对绿色发展的影响存在显著的异质特征，根据地理区位来看，相较于中西部地区，数字技术的正向空间溢出效应在东部地区效果更强，且数字技术正向空间溢出效应主要体现在南方城市；根据是否属于京津冀、长三角、珠三角城市圈，数字技术的正向空间溢出效应在城市圈内城市效果更强；从城市规模来看，数字技术的正向空间溢出效应主要体现在大中型城市。机制检验表明，数字技术可以通过产业结构优化升级、创新能力激发和增加环境关注的中介路径促进地区绿色发展；环境规制能够正向调节数字技术对绿色发展的影响。

基于以上研究结论，本文提出以下几点建议。

第一，强化数字技术在绿色发展中的应用，政府要提升对人工智能、大数据等数字产业的扶持力度，例如，税收减免、创新基金、研发补贴、绿色信贷等；优化完善数字技术服务网络，推动数字技术应用的普及，例如，建设智能能源管理系统、高效数据中心等，为新一代信息技术革命的发展提供基础配套以及技术保障；积极推动建立示范项目和平台，例如，智慧城市、绿色工业园区等，展示数字技术在促进绿色发展方面的实际成效；鼓励企业参与环保制度的制定，确保政策更加符合实际需要，同时加大环保执法力度，确保政策实施的效果。

第二，统筹发展，促进地区间的协同治理与合作。避免城市化进程中绿色发展“以邻为壑”的空间溢出特征，发挥其地区间的“示范效应”“竞争效应”，制定区域协调发展的策略，优化区域间基础设施建设和资源配置，形成城市间绿色发展路径，促进区域经济一体化。加强跨区域的政策对接和合作机制，例如，环保技术交流、能源资源共享等，共同应对环境问题，弥补不同地区在绿色发展过程中的短板，加强地区在环境治理方面的援助与合作，形成“共享—共进”绿色发展新路径。

第三，制定差异化和精准的政策保障。针对不同城市在人口规模、经济发展水平和产业结构方面的差异，制定精准政策。充分发挥东部地区的比较优势，重点关注绿色发展水平质的提升，支持高新技术企业在绿色技术领域的研发，例如，清洁能源、环保材料和智能制造。鼓励发展绿色服务业，例如，绿色建筑、绿色设计等；中西部以推动传统产业绿色转型为主，鼓励发展与传统产业相结合的新兴产业，例如，生物能源、环境工程等，支持农业向生态农业转型，提升农业的综合效益和可持续性。发挥各自区域的优势，促进区域间的协调发展，共同推动中国的绿色转型进程。

参考文献

- 陈楠、蔡跃洲（2021）：《数字技术对中国制造业增长速度及质量的影响——基于专利应用分类与行业异质性的实证分析》，《产业经济评论》第6期，第46—67页。
- 陈伟雄、李宝银、杨婷（2023）：《数字生产力赋能生态文明建设：理论基础、作用机理与实现路径》，《当代经济研究》第9期，第99—109页。
- 成金华、彭昕杰、李静远等（2024）：《环境规制对长江经济带经济高质量发展影响的传导机制》，《中国人口·资源与环境》第5期，第126—136页。
- 付凌晖（2010）：《我国产业结构高级化与经济增长关系的实证研究》，《统计研究》第8期，第79—81页。
- 葛立宇、莫龙炯、黄念兵（2022）：《数字经济发展、产业结构升级与城市碳排放》，《现代财经（天津财经大学学报）》第10期，第20—37页。
- 韩冬日、吕晓丽、董会忠等（2023）：《数字技术对降碳减污协同增效的门槛效应》，《资源科学》第11期，第2130—2143页。
- 韩晶、陈曦（2022）：《数字经济赋能绿色发展：内在机制与经验证据》，《经济社会体制比较》第2期，第73—84页。
- 韩先锋、郑酌基、宋文飞等（2023）：《环境规制调节下数字金融对绿色技术创新的动态影响研究》，《管理学报》第8期，第1180—1188页。
- 胡汉辉、申杰（2023）：《数字经济、绿色创新与“双碳”目标——“减排”和“增效”视角》，《南京财经大学学报》第4期，第79—88页。
- 江艇（2022）：《因果推断经验研究中的中介效应与调节效应》，《中国工业经济》第5期，第100—120页。
- 金培振、张亚斌、彭星（2014）：《技术进步在二氧化碳减排中的双刃效应——基于中国工业35个行业的经验证据》，《科学学研究》第5期，第706—716页。
- 孔繁彬（2022）：《数字技术与环境治理现代化——基于环境成本公平性视角》，《财经问题研究》第8期，第65—72页。
- 李广昊、周小亮（2021）：《推动数字经济发展能否改善中国的环境污染——基于“宽带中国”战略的准自然

实验》，《宏观经济研究》第 7 期，第 146—160 页。

李江龙、徐斌（2018）：《“诅咒”还是“福音”：资源丰裕程度如何影响中国绿色经济增长》，《经济研究》第 9 期，第 151—167 页。

李俊利（2024）：《数字新质生产力、农业高质量发展与乡村振兴》，《技术经济与管理研究》第 12 期，第 29—34 页。

李娅、侯建翔（2023）：《数字生产力改变了产业的空间集聚吗？——基于 280 个地级市面板数据的考察》，《南京财经大学学报》第 2 期，第 21—31 页。

刘冬梅、尹贵斌（2019）：《浅谈新时代美丽中国建设的内涵、路径及意义》，《改革与开放》第 24 期，第 1—3 页。

刘富华、宋然（2023）：《数字技术对区域经济差距的影响——基于空间溢出的检验》，《华东经济管理》第 9 期，第 1—10 页。

刘婧玲、陈艳莹（2023）：《数字技术发展、时空动态效应与区域碳排放》，《科学学研究》第 5 期，第 841—853 页。

刘满凤、陈梁（2020）：《环境信息公开评价的污染减排效应》，《中国人口·资源与环境》第 10 期，第 53—63 页。

刘乃全、邓敏、曹希广（2021）：《城市的电商化转型推动了绿色高质量发展吗？——基于国家电子商务示范城市建设的准自然实验》，《财经研究》第 4 期，第 49—63 页。

刘文俊、彭慧（2023）：《区域制造企业数字化转型影响绿色全要素生产率的空间效应》，《经济地理》第 6 期，第 33—44 页。

毛晓蒙、王仁曾（2023）：《数字金融与绿色发展——来自中国 286 个城市的经验证据》，《金融论坛》第 9 期，第 69—80 页。

任保平（2024）：《生产力现代化转型形成新质生产力的逻辑》，《经济研究》第 3 期，第 12—19 页。

沈坤荣、闫佳敏（2024）：《数字技术与企业全要素生产率：影响效应与作用机制》，《财经论丛》第 12 期，第 3—15 页。

宋美喆、柒江艺（2023）：《数字经济背景下环境规制对绿色全要素生产率的影响——基于城市面板数据的分析》，《中国流通经济》第 6 期，第 14—26 页。

王海、沈盈盈、李言（2023）：《数字经济发展与地区绿色创新：负担还是赋能？》，《现代财经（天津财经大学学报）》第 5 期，第 34—49 页。

邬彩霞、高媛（2020）：《数字经济驱动低碳产业发展的机制与效应研究》，《贵州社会科学》第 11 期，第 155—161 页。

徐鹏、包存宽（2022）：《环境规制对碳排放影响研究进展及未来展望》，《科技管理研究》第 10 期，第 41—47 页。

杨永杰、阮鑫妍（2023）：《数字化转型、绿色技术创新与企业 ESG 表现——环境规制的调节作用》，《哈尔滨商业大学学报（社会科学版）》第 5 期，第 34—47 页。

易行健、周利（2018）：《数字普惠金融发展是否显著影响了居民消费——来自中国家庭的微观证据》，《金融研究》第 11 期，第 47—67 页。

袁春来、江泽茹、张波（2024）：《国家新型城镇化综合试点政策的绿色效应——基于双重目标约束的视角》，《城市问题》第 4 期，第 52—64 页。

赵军、李艳姗、朱为利（2021）：《数字金融、绿色创新与城市高质量发展》，《南方金融》第 10 期，第 22—36 页。

赵连阁、霍艺嘉（2025）：《新质生产力赋能农业经济韧性提升：机制分析与推进路径》，《湖北大学学报（哲学社会科学版）》第 1 期，第 164—173 页。

赵晓鸽、钟世虎、郭晓欣（2021）：《数字普惠金融发展、金融错配缓解与企业创新》，《科研管理》第 4 期，第 158—169 页。

张杰飞、尚建华、乔彬（2022）：《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》，《经济问题》第 11 期，第 17—26 页。

- 张哲华、钟若愚 (2023):《数字经济、绿色技术创新与城市低碳转型》,《中国流通经济》第5期,第60—70页。
- Ballestar, M. T., E. Camiña, Á. Díaz-Chao, et al. (2021), “Productivity and Employment Effects of Digital Complementarities”, *Journal of Innovation & Knowledge*, 6 (3), pp. 177 – 190.
- Jiang, Y. Q. (2013), “Total Factor Productivity, Pollution and ‘Green’ Economic Growth in China”, *Journal of International Development*, (4), pp. 504 – 515.
- Salahuddin, M., J. Gow and I. Ozturk (2015), “Is the Long-run Relationship between Economic Growth, Electricity Consumption, Carbon Dioxide Emissions and Financial Development in Gulf Cooperation Council Countries Robust?”, *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, (51), pp. 317 – 326.
- Wan, Y. Y. and N. Sheng (2022), “Clarifying the Relationship among Green Investment, Clean Energy Consumption, Carbon Emissions, and Economic Growth: A Provincial Panel Analysis of China”, *Environmental Science and Pollution Research International*, 29 (6), pp. 9038 – 9052.

Research on the Spatial Effects and Transmission Mechanisms of Digital Technology on Urban Green Development

MA Yixuan¹, YUE Yujun²

(1. Business School, Nanjing University, Nanjing 210093, China;

2. School of Management, Nanjing University of Posts and Telecommunications, Nanjing 210003, China)

Abstract: Under the promotion of the “dual carbon” goal, new momentum and opportunities have been provided for green and coordinated development among different cities in China. Based on panel data from 282 prefecture level cities and above in China from 2010 to 2022, this study uses a dynamic Durbin model to explore the spatial spillover effects and transmission mechanisms of digital technology on urban green development. Research has found that digital technology not only has a positive impact on local green development, but also generates positive spatial spillover effects between regions. Heterogeneity analysis shows that the spatial spillover effects of digital technology are more pronounced in the eastern region, southern region, urban agglomeration, and large and medium-sized cities. Mechanism analysis shows that digital technology can promote urban green development through industrial structure upgrading, green technology innovation, and social awareness improvement; environmental regulations play a positive regulatory role in the impact of digital technology on green development. Therefore, it is recommended to improve the digital new infrastructure, enhance its empowering role in regional green development to improve the efficiency of digital technology, and at the same time, strengthen the collaborative governance among regions, comprehensively promote regional green development.

Key Words: digital technology; green development; space measurement; mediation effect; dynamic Durbin model

责任编辑：周枕戈