引用格式：林映贞，张倩. 赋能或负能：数字化转型与绿色持续创新——基于“本地-邻近”环境规制调节视角[J]. 技术经济，2026，45(3)：49-64.

Lin Yingzhen，Zhang Qian. Empowerment or disempowerment：Digital transformation and green sustainable innovation—Based on the moderating perspective of “local-neighboring” environmental regulation[J]. Journal of Technology Economics，2026，45(3)：49-64.

赋能或负能：数字化转型与绿色持续创新

——基于“本地-邻近”环境规制调节视角

林映贞[1]，张 倩[2]

（1. 东北财经大学公共管理学院，大连 116025；2. 大连理工大学商学院，盘锦 124211）

摘 要：城市数字化与绿色化“双化协同”转型是适应技术环境新变革、塑造新竞争优势的必由之路。基于 2011—2023 年中国 284 个地级市面板数据，运用非线性模型、曲线调节效应模型及偏线性函数系数模型，实证研究数字化转型的绿色持续创新效应及其作用边界。研究发现：①数字化转型对绿色持续创新具有“驱动”和“诅咒”两种效应，两种潜在机制结合塑造了二者间倒 U 型的关系特征；研究期内，中国多数城市数字化转型对绿色持续创新仍以驱动效应为主导，数字化与绿色化协同发展态势良好。②“本地-邻地”环境规制对本地数字化转型影响绿色持续创新的过程具有异质性的非线性调节作用。本地环境规制强化了“数字驱动”和“数字诅咒”双重效应，使倒 U 型曲线变陡峭、曲线拐点左移，导致数字化转型对绿色持续创新的最优边际效应更早达到；地理邻近环境规制强化了本地数字化转型与策略性绿色持续创新的倒 U 型关系，经济地理邻近环境规制则强化了本地数字化转型与实质性绿色持续创新的倒 U 型关系。③偏线性函数系数模型的估计结果，进一步揭示了“本地-邻近”环境规制对本地数字化转型的双重效应存在非线性调节作用。研究结论丰富了数字化转型与绿色创新相关研究，对中国城市迈向“双化协同”发展新阶段提供了理论参考。

关键词：数字化转型；绿色持续创新；环境规制；“双化协同”；曲线调节效应模型；偏线性函数系数模型

中图分类号：F29；F062.2 **文献标志码**：A **文章编号**：1002-980X(2026)03-0049-16

DOI：10.12404/j.issn.1002-980X.J25091506

一、引言

随着数字技术加速创新，日益融入经济社会发展各领域全过程，在赋能绿色化转型、助力实现碳达峰碳中和方面发挥了重要支撑作用[1]，数字化和绿色化正成为全球经济社会转型发展的重要趋势。世界银行数据显示，城市贡献了全球 75%以上的碳排放，同时也孕育着 90%的技术创新，推进数字化、绿色化发展势在必行[2]。近年来，党和国家高度重视数字化和绿色化发展，2024 年 7 月中共中央、国务院发布的《关于加快经济社会发展全面绿色转型的意见》提出支持企业用数智技术、绿色技术改造提升传统产业。《2025 年数字化绿色化协同转型发展工作要点》指出加快数字化绿色化融合创新、推动数字技术赋能城市运行绿色化转型。这些重要论述为“绿色化牵引数字化，数字化赋能绿色化”的城市发展范式指明方向、提供行动路径。绿色创新兼具技术创新和环境保护双重功效[3]，是城市绿色发展的内在要求。绿色持续创新由绿色创新衍生而来[4-5]，强调将绿色创新视为一种理念和能力融入创新主体的长期发展战略中，具有“积累”和“锁定”效应，可为创新主体赢得可持续的竞争优势[6]，进而持续赋能城市绿色低碳转型。但不同于一般创新，绿色创新的投资回报期更长、风险更大，导致市场主体难以维持绿色持续创新。数字经济时代，数字化转型通过重构创新要素配置范式、降低试错成本、加速知识溢出等优势，正成为破解绿色创新困境的重要力量[1,7]。那

收稿日期：2025-09-15

基金项目：国家社会科学基金重大项目“全面建立资源高效利用制度研究”(20ZDA084)；中央高校基本科研业务费项目“环境规制、产业升级与经济高质量发展”(DUT21RW121)

作者简介：林映贞(1995—)，博士，东北财经大学公共管理学院博士研究生，研究方向：数字经济、公共政策；张倩(1986—)，博士，大连理工大学商学院讲师，研究方向：绿色创新。

么,数字化转型能否为城市绿色持续创新带来新的契机,助推城市迈向数字化与绿色化“双化协同”转型发展的新阶段,深入探讨该问题不仅可以丰富绿色创新的理论体系,而且对于实现“双碳”目标、推动中国绿色发展具有重要的现实意义。

二、文献回顾

当前,学术界关于数字化转型与绿色持续创新的关系研究较为有限,学者多围绕数字化的绿色创新效应及其影响机制或作用边界展开广泛探究。由于绿色持续创新衍生于绿色创新[2],现有研究成果仍可为本文提供重要借鉴价值。

第一类,研究数字化的绿色创新效应,形成了“促进论”“抑制论”和“非线性论”三种主流观点。一方面,数字化可通过革新传统创新模式[1]、增强知识共享能力[8]、降低交易成本[9]、优化资源配置模式[10]等途径促进绿色创新发展。另一方面,数字化转型具有投入沉没性、长期性与不确定性等特点,可能加剧绿色创新环境的复杂性,挤出绿色创新资源[10],甚至引发信息超载[11]、信息安全[12]、数绿匹配失衡等问题[7],进而对绿色创新产生冲击和阻碍。随着研究深入,有学者提出数字化的绿色创新效应不能单纯归纳为促进或抑制,受数字化发展阶段差异[10-11]、数字化应用程度差异[12]及数字化细分维度差异[13]等因素影响,数字化的绿色创新效应可能呈现非线性特征。

第二类,探究数字化影响绿色创新的核心机制与作用边界。此类研究多采用中介效应、调节效应或门槛效应等模型,分析数字化影响绿色创新的内在机制与约束条件,为深化数字化赋能实践提供理论支撑。机制挖掘方面:张文秋和赵君丽[10]的研究发现,数字化通过供应链协同影响绿色创新且受到企业产权性质的间接调节;李娜等[14]研究发现,敏捷响应度、“环境-社会-治理”(environmental social governance,ESG)信息披露在数字化转型与企业绿色创新关系中均发挥了中介作用。边界条件方面:蔡礼辉和张小鹿[15]、李宁娟和杨卓尔[16]分别从企业ESG表现、正式与非正式环境规制视角切入,分别检验其对数字化转型与企业绿色创新关系的调节作用;李盛楠等[17]基于中国30个省份(因数据缺失,不包括西藏和港澳台地区)数据,考察了市场与政府协同支持下数字经济对绿色创新的门槛效应;岳立和韩亮[18]则基于中国资源型城市数据,探究了环境分权、地方政府经济竞争与环保竞争对数智化的绿色创新效率效应的差异化调节效应。

综上,现有研究尚存三个方面的缺口。第一,研究对象多聚焦于企业或省级层面,对城市层面关注度不足。城市是现代化建设的“火车头”,是高质量发展的核心载体,肩负着推动区域数字化与绿色化协同转型发展的重要使命。这一研究缺失使得城市层面的政策优化缺乏实证依据。第二,数字化转型对绿色持续创新的非线性影响仍待进一步探究。大量研究依然从线性视角切入,忽略了数字化转型效应的复杂性与渐进性,更鲜有关注数字化转型的城市绿色持续创新效应。绿色创新的成功具有偶然性,而绿色持续创新强调动态增长与持续累积,与绿色可持续发展战略核心理念深度契合[6],探讨数字化转型的绿色持续创新效应可能是助力绿色创新从偶然成功走向持续增长的关键突破口。第三,环境规制的非线性调节效应研究匮乏。虽然已有少数学者关注到环境规制对数字化与绿色创新的线性调节作用[18-19],但“本地-邻近”环境规制的非线性调节作用尚未得到充分探讨。在环境规制空间溢出效应被广泛证实背景下[20-22],上述研究缺失不利于从联建联防联治环境规制政策体系着手,探索数字化转型赋能绿色持续创新的实现路径。

针对上述研究不足,本文以中国284个地级市为研究对象,聚焦“数字化转型的绿色持续创新效应”这一核心问题,将“本地-邻近”环境规制的调节效应纳入研究框架,旨在揭示数字化转型、环境规制与绿色持续创新之间的复杂关系,为城市数字化与绿色化“双化协同”转型发展提供理论启示。边际贡献为:第一,将绿色持续创新分析视角从企业层面提升至城市层面。城市作为多主体、多层级交互的复杂系统,其绿色持续创新既包含企业单一层面创新主体的动态演化特征,又整合了企业、科研机构与高校等多类创新主体的创新要素与实践成果。围绕城市层面展开探究,有助于识别城市绿色持续创新水平,并为城市绿色转型的政策制定提供实证依据。第二,突破传统绿色创新静态分析范式,构建绿色创新的动态持续性分析框架,揭示在城市数字化转型的数字“驱动”和“诅咒”效应叠加作用下,对绿色持续创新及其子维度创新的非线性影响特征,为数字化转型“双刃剑”后果研究提供辩证分析框架,丰富了数字化绿色化协同转型发展的研究维

度和理论体系。第三，突破传统线性调节效应研究的局限，借鉴 Haans 等[25]提出的曲线调节效应分析范式，系统揭示数字化转型影响绿色持续创新的边界条件“本地-邻近”环境规制的非线性调节效应，并构建偏线性函数系数模型（PLFC）进一步验证。研究成果有望为政策制定者依托环境规制手段，提升数字化转型赋能绿色持续创新的靶向性与有效性提供理论支持与实践指导。

三、理论基础与研究假说

（一）数字化转型与绿色持续创新

数字化转型对绿色持续创新存在“双刃剑”效应。

一方面，数字化对绿色持续创新具有“驱动”效应。根据资源编排理论，数字技术的可编辑性、关联性和开放性等特征，可为企业、科研机构与高校等绿色创新主体整合内部资源、链接外部资源提供支撑[24]，助力其精准洞悉市场动态、技术尖端及绿色发展新动向等关键信息，找到“探索”和“利用”所需资源的最优配置路径，进而缓解绿色创新资源约束，提高绿色创新资源配置效率，推动绿色持续创新。此外，数字化转型带来的人工智能、数字孪生技术、智能优化算法等先进研发技术，可实现绿色行业生产运营过程的智能化、精益化和柔性化[25]，有效提高了行业劳动生产率，降低绿色技术的研发周期和成本[1]，破除绿色创新的成本樊篱；同时，数字化转型可以将创新主体的组织内部结成紧密的数字化网络，促进知识流动与共享，助力绿色技术的协同研发与转化[18]。最后，数字化创新成果与传统行业不断融合发展，打破了传统技术创新的路径依赖，有助于推动高耗能产业绿色化转型，通过节能减排促进绿色创新绩效提升，从而推动城市绿色持续创新。

另一方面，数字化转型还可能因自身物化成本[10]、信息超载[11]和信息安全[12]等问题，对绿色持续创新表现出“诅咒”效应。首先，数字化转型进程高度依赖数字基础设施和数字化人才，期间需要投入大量资源，所产生的物化成本、管理成本和隐性成本[10]，可能会对绿色创新投入形成“资源挤占”效应，进而削弱绿色创新产出能力和持续创新水平；但当数字技术与创新主体的生产管理深度融合后，数字化转型的资源挤占效应可能得到缓解[10]。其次，从信息超载角度看，数字化发展引起网络联系和信息以指数级、数量爆炸式增长[11]，使绿色创新主体难以或需要承担更高的信息处理成本才能从海量信息中及时捕获有价值的信息资源。这将在一定程度上妨碍绿色创新实践的开展，进而不利于绿色持续创新。最后，部分城市在数字化转型初期，数字基础设施建设尚待完善，技术水平和信息处理能力难以适应数字技术应用的高要求时[7]，可能出现信息质量和信息安全等问题[12]，进而产生抑制绿色持续创新的“数字悖论”。

可见，在“数字驱动”和“数字诅咒”两种潜在机制相互交织下，数字化转型对绿色持续创新的影响呈非线性特征。

基于上述分析，提出假设：

数字化转型对绿色持续创新具有非线性影响（H1）。

（二）“本地-邻近”环境规制的调节效应

环境规制作为政府调控的“有形之手”，能够借助环境政策对创新主体构成硬性约束与导向激励，推动其绿色低碳转型。由此，环境规制可能构成数字化转型影响绿色持续创新的边界条件。一方面，本地环境规制可能强化“数字驱动”效应。根据制度理论，企业深嵌于制度环境中，其数字化应用与绿色创新行为受内外环境共同影响，在外部制度压力——环境规制“硬约束”下，为获取规制合法性、规避政治风险和法律制裁，企业倾向于将数字资源投入绿色创新实践以满足规制要求[26]。同时，基于资源依赖理论逻辑，企业必须与周围环境展开互动以确保得到所需的资源，为提高组织合法性、获取更多资源和更强的生存能力，企业必须与掌握大量经济资源的地方政府目标保持一致[27]。若政府以绿色发展为导向，企业会积极利用数字技术跨越组织边界寻求创新资源[19]，以提高自身绿色创新表现。另一方面，根据新古典经济学的观点，环境规制会导致创新主体遵循成本提高，进而对数字化转型产生“资源挤占”效应[10]，造成数字化转型赋能绿色创新红利损失，若遵循成本与数字物化成本叠加，将大幅挤出绿色创新资源投入，进而抑制企业对新产品和技术的投资意愿，加剧了“数字诅咒”效应。

城市间环境规制强度的差异可能诱使污染产业跨区域转移[21]，而且环境规制存在空间溢出效应，会使

“本地-邻近”城市环境规制政策选择发生变化[28]，进而对本地数字化转型的绿色持续创新效应产生调节作用。当邻近城市环境规制强度较低时，本地污染企业易向其迁移，进而带来本地环境质量改善并吸引环境治理要素流入[29]，而这类要素对数字化的需求天然指向绿色创新场景，这将提升数字化转型赋能绿色创新的靶向效率，增强本地“数字驱动”效应。但是，上述过程存在绿色化与数字化“双化协同”转型，需大量资源投入，可能导致创新主体争夺稀缺资源，进而加剧“数字诅咒”效应。当邻近城市环境规制强度较高时，规制的空间溢出产生正外部性惠及本地，一方面，可能使本地城市意识到绿色发展才是可持续之道，由此展开环境治理的“逐顶竞争”[28]，促进了绿色要素跨城良性互动，强化了本地“数字驱动”效应；另一方面，也可能使本地城市滋生“搭便车”的想法，进而降低其利用数字化技术开展绿色创新的积极性，从而削弱本地数字驱动效应。此外，本地由于较低的环境规制强度还可能沦为污染“避难所”[21,28]，引发自身环境质量恶化、产业绿色低碳转型受阻，加之污染负外部性带来的环境诉讼风险和城市形象受损等各类成本，进一步深化了“数字诅咒”效应。

基于上述分析，提出假设：

“本地-邻近”环境规制能够调节数字化转型与绿色持续创新之间的非线性关系（H2）。

本文的理论机理如图 1 所示。

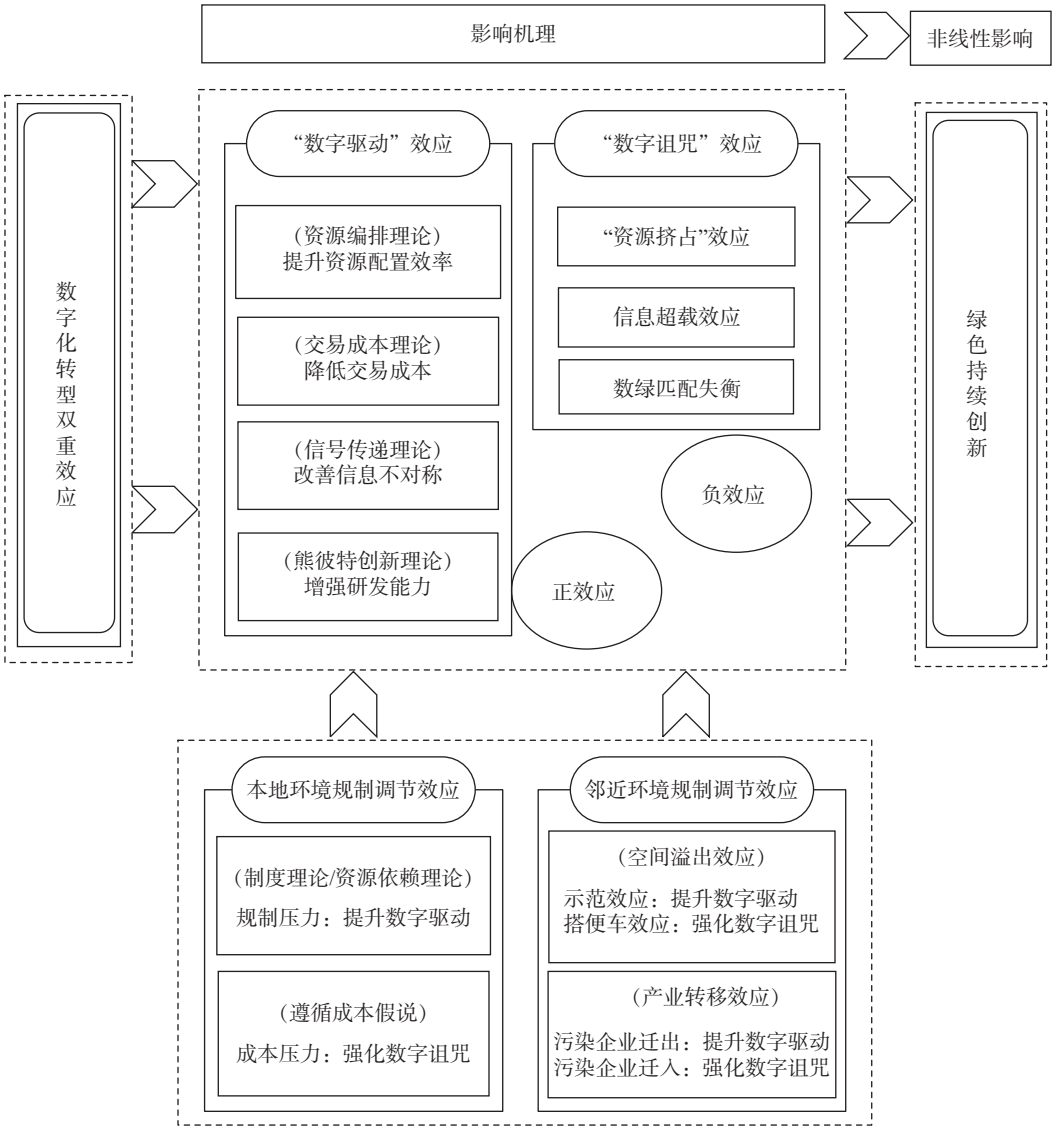


图 1 理论机理

四、研究设计

（一）模型设定

首先，构建基准回归模型，检验数字化转型对绿色持续创新的非线性影响，如式（1）所示。

$$Gia_{it}=\alpha_0+\alpha_1 Dig_{it}+\alpha_2 Dig_{it}^2+\alpha_6 X_{it}+\varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中：被解释变量 *Gia* 为绿色持续创新；核心解释变量 *Dig* 为数字化转型；Dig^2 为其二次项；*X* 为一系列控制变量；ε 为随机误差项；α 为待估系数；*i* 和 *t* 分别为城市和时期。

其次，借鉴 Haans 等[23]提出的曲线调节效应分析范式，构建调节效应模型以检验本地环境规制对数字化转型与绿色持续创新之间非线性关系的调节作用，如式（2）所示。

$$Gia_{it}=\alpha_0+\alpha_1 Dig_{it}+\alpha_2 Dig_{it}^2+\alpha_3 Fer_{it}+\alpha_4 Fer_{it}\times Dig_{it}+\alpha_5 Fer_{it}\times Dig_{it}^2+\alpha_6 X_{it}+\varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中：*Fer* 为本地环境规制。

最后，参考林子秋和李应博[21]、Peng[22]等研究，构建邻近城市环境规制强度考察邻近环境规制的调节作用，如式（3）所示。

$$Gia_{it}=\alpha_0+\alpha_1 Dig_{it}+\alpha_2 Dig_{it}^2+\alpha_3 WFer_{it}+\alpha_4 WFer_{it}\times Dig_{it}+\alpha_5 WFer_{it}\times Dig_{it}^2+\alpha_6 X_{it}+\varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中：*WFer* 为邻近环境规制。

（二）变量选取和描述

1. 被解释变量

绿色持续创新（*Gia*）。借鉴相关研究[4-6]，利用绿色创新产出（*Oin*）的前后期增长率与当期绿色创新产出之间的乘积来表示城市绿色持续创新水平。将城市绿色创新能力和其增长趋势结合起来考虑，能够综合反映城市在绿色创新方面的规模和动态增长趋势[6]。同时，考虑到专利申请数据比授予量更为稳定且及时[12]，以绿色专利申请数量作为绿色创新产出进行计算，如式（4）所示。

$$Gia_{i,t}=\frac{Oin_{i,t}+Oin_{i,t-1}}{Oin_{i,t-1}+Oin_{i,t-2}}\times(Oin_{i,t}+Oin_{i,t-1}) \quad (4)$$

其中：*Gia* 为绿色持续创新水平；*Oin* 为绿色创新产出，代表绿色发明专利申请数量和绿色实用新型专利申请数量之和；*t* 为当年，*t*−1 和 *t*−2 分别为前一年和前两年。

2. 核心解释变量

数字化转型（*Dig*）。城市是数字技术创新和应用的前沿阵地，也是数字经济发展的火车头，承载着区域全方位治理的数字化转型光荣使命。目前着力研究和推动的城市数字化转型，主要着眼于以数字基础设施为基石，不断提升数字应用水平，促进数字产业发展，实现城市原有功能的提升、发展环境的改善[30-31]。由此，本文秉持客观可行和数据可得的原则，从数字基础设施、数字产业和数字应用三个维度构建数字化转型评价指标体系。

数字基础设施是城市数字化转型的基本支撑。随着全球信息技术的发展和普及，网络和移动设备几乎成为城市的标配，城市互联网覆盖率及网络速度、便利程度等成为评价城市数字化发展的基本因素[30]。因此，本文从电信和互联网基础方面选取指标测度城市数字基础设施水平，具体包括人均电信业务总量、每百人移动电话用户数和每百人互联网宽带接入用户数 3 个二级指标。

数字产业是城市数字化转型的核心内容。城市数字化转型的主要体现为有一批数字经济新主体产生，有数字经济新产业形成，以及传统产业加速进行数字化改造升级[30]。数字产业是狭义上的数字经济[32]，主导数字时代的生产力革命，构成城市数字化转型的核心竞争力。数字产业为通信设备、电子计算机制造业及信息传输、软件和信息技术服务业[32]。由此，本文以城市信息传输、计算机服务和软件行业从业人员作为城市数字产业发展的代理指标。

数字应用是城市数字化转型的重要领域。近年来，技术革命成果不断融入生产生活，消费模式、生活方式、社会交往方式、社会组织方式都发生了深刻变革，数字技术广泛应用极大地提高了居民生活的便利度和获得感[30]。数字应用意指数字技术与实体经济深度融合所带来的效率提升及产出增加[31]，反映了城市数

字化发展活力。参考相关研究[30-31],主要考虑数字技术在金融业领域的渗透应用,选取数字普惠金融指数衡量。该指数涵盖数字金融覆盖广度、使用深度、数字化程度三大核心维度,包含银行服务、支付、投资、保险、货币基金、信用服务等多元业态,共 33 项具体指标,能够较为全面、多层次地刻画数字化应用的实际水平。

最后,通过熵值法测算数字化转型综合指数,以排除指标量纲不同导致的不可通度性问题。数字化转型评价指标体系见表 1。

表 1 数字化转型评价指标体系

目标层	准则层	指标层	权重
数字化转型	数字基础设施	人均电信业务总量	0.203
		每百人移动电话用户数	0.118
		每百人互联网宽带用户数	0.150
	数字产业	信息传输、计算机服务和软件行业从业人员比重	0.464
	数字应用	数字普惠金融指数	0.065

3. 调节变量

1)本地环境规制(Fer)

以往研究主要从两个角度对环境规制强度进行衡量[28]:一是从政策与投入视角,通过地方政府发布的政策文件、制定的环境标准及污染治理投入等指标,反映环境规制的实施力度;二是从治理结果视角,通过污染治理的实际成效倒推环境规制强度,以代表性污染物排放量的变化表征环境规制的水平。

其中,第一种方法多采用单一指标法,仅从环境规制的某一方面进行衡量,容易造成研究结论的偏差;同时,城市数据的查找限制导致难以从不同视角考察环境规制强度。第二种方法通常通过构建综合指数反映地区环境规制强度,更能精准体现环境规制的实际约束效应,且可以有效规避因政策文本数量、治理投入规模与实际执行效果脱节所产生的测度偏误。由此,借鉴关海玲和屈田雨[28]的研究方法,基于中国城市各类污染物排放的严重程度及数据的可得性,通过构建环境污染排放量综合指数并取倒数来衡量本地环境规制强度。计算步骤如下。

步骤 1:计算环境污染排放相对强度,如式(5)所示。

$$Er_{j,it}=\frac{\frac{e_{j,it}}{y_{it}}}{\sum_{i=1}^{284}\frac{e_{j,it}}{y_{it}}},\ j=1,2,3 \tag{5}$$

其中:$Er_{j,it}$ 为 i 城市第 t 期第 j 种污染物的排放相对强度;$e_{j,it}$ 为 i 城市第 t 期第 j 种污染物的排放总量;y_{it} 为 i 城市第 t 期实际地区生产总值;污染物 j 重点考察工业烟(粉)尘排放量、工业二氧化硫排放量和工业废水排放量三种。

步骤 2:计算环境规制综合指数,如式(6)所示。

$$Er_{it}=\frac{1}{3}(Er_{1,it}+Er_{2,it}+Er_{3,it}) \tag{6}$$

其中:Er_{it} 为 i 城市第 t 期的环境规制综合指数。

步骤 3:对环境规制综合指数进行逆处理得到式(7)。

$$Fer_{it}=\frac{1}{Er_{it}} \tag{7}$$

其中:Fer_{it} 为 i 城市第 t 期的本地环境规制强度,数值越高说明政府环境污染治理越努力,环境规制强度越大,反之越弱。

2)邻近环境规制强度(W_1Fer,W_2Fer)

借鉴林子秋和李应博[21]、Peng[22]等研究测度邻近环境规制强度,如式(8)所示。

$$WFer_i = \sum_{s \neq i} W_{is} Fer_s \tag{8}$$

其中：$WFer$ 为邻近环境规制强度；s 为不是 i 城市的其他城市；W 为权重矩阵，包括地理距离矩阵[33]（W_1）和经济地理矩阵[34]（W_2），依据式（8）分别构造地理邻近环境规制强度（W_1Fer）和经济地理邻近环境规制强度（W_2Fer）。

4. 控制变量

根据数字化转型与绿色创新相关理论及文献，选取如下控制变量：人口规模（*Pop*），用全市年末总人口/万人表征；基础设施（*In*），用人均城市道路面积（平方米）表征；政府科教支持（*Tes*），用科教支出占财政支出总额比重衡量；工业发展水平（*Ind*），用规模以上工业企业数（个）表征；消费水平（*Con*），用人均每年社会消费品（万元）度量。

（三）数据来源

考虑到数据的可获取性和一致性，以及 2011—2023 年是中国数字化与绿色化“双化协同”转型发展的关键年份区间。本文选取该区间中国 284 个地级及以上城市作为研究样本。数据主要来源于《中国城市统计年鉴》、EPS 数据库和中国研究数据服务平台（CNRDS），部分缺失数据采用线性插值法与平滑法补齐。主要变量描述性统计见表 2。

表 2　描述性统计

变量名称	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
Gia	3692	1099.167	3360.322	1.333	80266.227
Dig	3692	31.052	17.580	3.531	241.617
Fer	3692	545.162	629.736	7.980	12877.360
W_1Fer	3692	209.000	55.832	46.296	408.241
W_2Fer	3692	222.857	322.703	9.260	3183.911
Pop	3692	452.233	323.153	19.500	3416.000
In	3692	12.746	9.186	0.338	108.370
Tes	3692	0.193	0.043	0.036	0.372
Ind	3692	1344	1712	20	14536
Con	3692	3.099	2.239	0.000	16.596

五、实证结果与分析

（一）基准回归分析

由表 3 的（6）列可知，数字化转型与绿色持续创新之间呈显著倒 U 型关系，假说 H1 得到验证。这种非线性影响源于“数字驱动”和“数字诅咒”效应的先后出现，一方面，数智技术广泛应用于绿色创新实践中，促进了绿色持续创新；另一方面，随着数字化转型深入，数字技术应用可能引发信息超载与信息安全等问题，抑制了绿色持续创新。

此外，由表 3 的（6）列结果可算出倒 U 型曲线拐点阈值为 66.46。查阅样本数据可知，全样本数字化转型均值为 31.05，东部城市均值为 36.38，中西部城市为 28.05；跨过拐点阈值的样本量约占总样本量 3.23%，东部城市约占 2.59%，中西部城市约占 0.64%。可见，研究期间中国大部分城市数字化转型水平未达到拐点，数字化转型对绿色持续创新的驱动效应占主导，这源于当前中国多数城市仍处于数字化转型的基础应用与融合赋能阶段，数字化与绿色化“双化协同”发展正在不断深化。从区域角度来看，东部城市数字驱动效应较强且高于全国水平，中西部城市较弱低于全国水平。这一差异源于东部地区在数字技术应用、人才培养、产业培育方面具有较强的创新优势，数字化实现了更快、更有韧性的发展，为绿色持续创新实践提供了更有力的“硬”支撑；而中西部地区数字基础设施建设则相对滞后，影响了“数字驱动”速度。由此，数字基础设施的区域均衡布局、中西部数字人才与产业的协同培育，成为推动数字技术赋能区域绿色持续创新、缩小区域发展差距的关键着力点。

表3　基准回归

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Gia	*Gia*	*Gia*	*Gia*	*Gia*	*Gia*
Dig	27.635***	24.891***	28.026***	34.201***	9.975**	9.969**
	(6.11)	(5.60)	(5.98)	(7.22)	(2.15)	(2.17)
Dig^2	−0.238***	−0.229***	−0.239***	−0.263***	−0.077**	−0.075**
	(−7.30)	(−7.14)	(−7.36)	(−8.13)	(−2.43)	(−2.40)
Pop		9.753***	9.814***	9.350***	7.535***	7.477***
		(11.22)	(11.29)	(10.80)	(9.14)	(9.18)
In			15.466**	21.180***	21.373***	2.518
			(2.10)	(2.88)	(3.08)	(0.35)
Tes				11336.270***	7768.990***	7396.032***
				(7.03)	(5.06)	(4.87)
Ind					1.498***	1.343***
					(20.06)	(17.70)
Con						282.882***
						(8.88)
常数项	545.263***	−3792.180***	−4102.171***	−6311.857***	−6304.82***	−6636.640***
	(4.78)	(−9.42)	(−9.57)	(−11.93)	(−12.60)	(−13.38)
观测值	3692	3692	3692	3692	3692	3692
R^2	0.015	0.050	0.052	0.065	0.164	0.183
F	26.662	60.358	46.420	47.555	111.358	108.902

注：括号里为 *t* 统计量；***、**、* 分别表示在1%、5%、10%的水平下显著。

(二)稳健性检验及内生性分析

1. 稳健性检验

为提高结论的可信度，进行多维度稳健性检验。

第一，替换被解释变量。对绿色持续创新指标取对数处理(ln*Gia*)，以缓解变量间量级差异过大的问题；同时，为验证数字化转型对绿色持续创新子维度的影响，参考周云波等[35]做法，按照绿色专利类型将绿色创新细分为两类进行回归：一类是追求“高质量”创新行为的实质性绿色创新(绿色发明专利申请数量表征)，一类是追求创新“数量”和“速度”的策略性绿色创新(绿色实用新型专利申请数量表征)，依然按照绿色持续创新的测度法算出实质性绿色持续创新(ln*Gias*)和策略性绿色持续创新(ln*Giac*)。由表4的(1)列~(3)列的回归结果可知，在替换被解释变量后，数字化转型对绿色持续创新及其子维度创新仍呈显著倒U型影响，说明基准回归的结论依旧成立。

第二，倾向得分匹配(PSM)。为更好地控制个体异质性的干扰，按照周泽将和高雅萍[6]的思路，基于PSM法进行了稳健性测试。该方法可以最大程度地消除数字化转型水平较高组城市与控制组城市在各个协变量上的差异。具体而言，设置数字化转型哑变量(*Digmd*)，将样本按照数字化转型程度是否高于自身水平

表4　稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	ln*Gia*	ln*Gias*	ln*Giac*	*Gia*	*Gia*
Dig	0.038***	0.031***	0.028***	32.192***	20.638***
	(20.95)	(16.90)	(15.20)	(4.60)	(3.44)
Dig^2	−0.0001***	−0.0001***	−0.0001***	−0.139***	−0.195***
	(−10.19)	(−9.69)	(−9.41)	(−3.99)	(−6.26)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	3.429***	3.003***	4.351***	−1801.680***	−9363.099***
	(17.24)	(15.11)	(21.59)	(−4.69)	(−14.85)
观测值	3692	3692	3692	2689	1696
R^2	0.269	0.205	0.191	0.365	0.231
F	178.519	125.560	114.840	60.600	60.440

注：括号里为 *t* 统计量；***、**、* 分别表示在1%、5%、10%的水平下显著。

的中位数分为处理组和对照组，采用最邻近匹配法按照 1∶1 比例进行样本匹配，使用配对成功的样本对数字化转型与绿色持续创新的关系进行回归检验。由表 4 的(4)列结果可知，经倾向得分匹配后的数字化转型对绿色持续创新的影响依然呈显著倒 U 型。

第三，改变样本区间。新冠肺炎疫情深刻影响了全球经济发展趋势，也冲击了中国既往的经济增长路径，可能影响城市数字化转型的绿色持续创新效应。为了避免此期间的不确定性和异常情况对模型结果产生偏差，剔除 2020—2023 年数据后重新回归。由表 4 的(5)列结果可知，数字化转型的绿色持续创新效应不变，进一步验证了基准回归结果的稳健性。

2. 内生性分析

为解决变量间可能存在的反向因果关系对估计结果带来的偏误问题，本文采用两阶段最小二乘法(2SLS)，并引入工具变量进行处理。

选取工具变量一，参考王智新和张永琪[36]的思路，将数字化转型的滞后四期(*L4Dig*)作为数字化转型的工具变量一。一方面，数字化转型是一个具有路径依赖的渐进过程，前期的数字化投入、基础设施建设等因素会对后续阶段的数字化转型发展形成持续支撑，满足相关性，而且当期的数字化转型对前四期的工具变量没有影响；另一方面，滞后四期的数字化转型对当期绿色持续创新的直接影响已随时间推移弱化，满足排他性。由表 5 的(1)列和(2)列第一阶段结果可知，工具变量均通过显著性检验，工具变量与内生解释变量之间存在强相关性。由表 5 的(3)列第二阶段的回归结果可知，数字化转型与绿色持续创新之间仍呈现显著倒 U 型关系。进一步的弱工具变量检验显示 *F* 统计量值远高于 10%水平下的临界值，拒绝了弱工具变量的假设；识别不足检验的统计量在 1%的水平下显著，说明工具变量选取具有合理性。

选取工具变量二，借鉴马艺璇和岳宇君[2]研究思路，通过构建包含滞后一期数字化转型与 1984 年各城市每万人电话机数量的交互工具变量(*IV*)。一方面，数字化是传统通信技术的延续发展，当地历史上的电信基础设施会从技术水平和使用习惯等因素影响到后续阶段数字化技术的应用，满足相关性；另一方面，随着新一代移动技术的快速发展，固定电话普及率等传统邮电业务的使用频率逐渐下降，满足排他性。此外，考

表 5　内生性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Dig	Dig^2	*Gia*	*Dig*	Dig^2	*Gia*
	第一阶段	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第一阶段	第二阶段
Dig			130.505***			273.974***
			(3.18)			(4.83)
Dig^2			−0.950**			−0.769***
			(−2.13)			(−2.07)
L4Dig	1.200***	91.988***				
	(23.72)	(11.21)				
$L4Dig^2$	−0.003***	−0.103*				
	(−8.94)	(−1.67)				
IV				0.001***	−0.023**	
				(5.18)	(−2.22)	
IV^2				1.660×10^{-8}*	9.220×10^{-6}***	
				(1.66)	(2.95)	
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	12.156***	−331.353***	−3924.382***	30.291***	746.260***	−8853.404***
	(7.82)	(−1.83)	(−4.16)	(16.52)	(2.24)	(−5.04)
Kleibergen-Paap rk LM			13.967			96.893
Cragg-Donald Wald *F*			48.300			106.675
观测值	2556	2556	2556	3408	3408	3408
F	385.240	110.520	40.790	49.070	13.850	28.900

注：(3)列、(6)列括号里为 *z* 统计量，其余括号内为 *t* 统计量；***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%的水平下显著。

虑该数据是截面数据，引入一个随时间变化的变量来构造面板工具变量。最终，以交互项 *IV* 作为数字化转型的工具变量。由表5的(4)列~(6)列回归结果可知，工具变量均通过显著性检验，在缓解了内生性问题后，数字化转型与绿色持续创新之间仍存在显著倒U型关系。

(三)调节效应分析

1. 本地环境规制的调节效应

本地环境规制的调节效应结果见表6。(1)列~(3)列中数字化转型平方项与本地环境规制的交乘项($Dig^2 \times Fer$)系数均显著为负，表明本地环境规制能够调节数字化转型与绿色持续创新(*Gia*)及其子维度持续创新(*Gias* 和 *Giac*)之间的非线性关系，负号表明本地环境规制强化了“数字驱动”和“数字诅咒”双重效应，导致倒U型效应变陡峭。同时，考虑本地环境规制对曲线拐点的影响，(1)列~(3)列中估计系数 $\alpha_1\alpha_5 - \alpha_2\alpha_4 < 0$，表明倒U型曲线拐点均左移并提前出现。

本地环境规制能够强化数字化转型的双重效应可能原因在于：一方面，环境规制压力倒逼创新主体更积极主动利用数字化技术开展绿色创新实践以迎合监管。这既增加了追求“数量”的策略性创新，也激励了追求“质量”的实质性创新，从而实现绿色持续创新的提质扩量。同时，严格且稳定的环境政策为绿色创新提供了一个受保护和有溢价的市场，有效激励创新主体积极依托数字化技术开展绿色创新。另一方面，环境规制的遵循成本与数字物化成本叠加，加重了创新主体的成本负担，迫使其削减绿色创新投入，抑制了绿色持续创新。可见，本地环境规制既加速了“数字驱动”效应也提前触发了“数字诅咒”效应，使数字化转型的最优边际效应更早达到，导致倒U型曲线变陡峭且拐点左移。

2. 邻近环境规制的调节效应

邻近环境规制的调节效应结果见表7。(1)列和(2)列中数字化转型平方项与地理邻近环境规制的交乘项($Dig^2 \times W_1Fer$)系数不显著，说明地理邻近环境规制 W_1Fer 对数字化转型与绿色持续创新及实质性绿色持续创新无调节作用；(3)列中 $Dig^2 \times W_1Fer$ 系数显著为负，说明 W_1Fer 调节下，数字化转型与策略性绿色持续创新之间倒U型曲线变陡峭。(4)列和(5)列中数字化转型转型平方项与经济地理邻近环境规制的交乘项($Dig^2 \times W_2Fer$)系数显著为负，说明在经济地理邻近环境规制 W_2Fer 调节下，数字化转型与绿色持续创新及实质性绿色持续创新之间倒U型曲线变陡峭；(6)列中该系数不显著，即 W_2Fer 不调节数字化转型与策略性绿色持续创新之间的关系。

表6　本地环境规制的调节效应

变量	(1)	(2)	(3)
	Gia	*Gias*	*Giac*
Dig	−8.373 (−1.44)	2.961 (0.83)	9.487*** (3.09)
Dig^2	0.120*** (3.12)	0.027 (1.17)	−0.032 (−1.61)
Fer	−0.365* (−1.71)	−0.050 (−0.38)	0.606*** (5.39)
Dig×*Fer*	0.024*** (3.97)	0.009** (2.43)	−0.011*** (−3.33)
Dig^2×*Fer*	−0.0002*** (−7.15)	−0.0001*** (−8.01)	−0.0001*** (−3.89)
Pop	7.690*** (9.56)	4.080*** (8.23)	3.799*** (8.95)
In	6.074 (0.85)	4.325 (0.99)	8.543** (2.27)
Tes	6768.078*** (4.50)	3685.704*** (3.98)	1045.957 (1.32)
Ind	1.230*** (16.16)	0.195*** (4.16)	0.192*** (4.79)
Con	302.102*** (9.57)	246.165*** (12.67)	177.791*** (10.68)
常数项	−6322.182*** (−12.50)	−3005.195*** (−9.65)	−2342.569*** (−8.78)
观测值	3692	3692	3692
R^2	0.205	0.164	0.193
F	87.424	66.813	81.276

注：括号里为 *t* 统计量；***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平下显著。

地理邻近环境规制仅强化本地数字化转型与策略性绿色持续创新之间的倒U型关系，不调节本地数字化转型的实质性绿色持续创新效应。可能原因在于，当地理邻近环境规制较高时，规制的空间溢出产生正外部性惠及本地城市，使本地意识到绿色生产方式才是可持续发展之道，进而开展环境治理“逐顶竞争”。此时，企业为迎合监管需求并获取更多政策扶助，会更积极以数字技术开展策略性绿色创新来粉饰表面创新能力，而难度大周期长风险高的实质性绿色创新更依赖于关键知识和技术资源，对地理邻近环境规制的反应不敏感。由此，最终表现为强化了本地数字化转型对策略性绿色持续创新的驱动效应。然而，若本地城市处于数字化转型初期，数字基础设施建设未完备，就迫于邻地环

表 7　邻近环境规制的调节效应

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Gia	*Gias*	*Giac*	*Gia*	*Gias*	*Giac*
Dig	35.794**	21.246**	18.193**	−4.631	1.660	10.022***
	(2.32)	(2.18)	(2.20)	(−0.91)	(0.52)	(3.72)
Dig^2	−0.164*	−0.075	−0.018	0.073*	0.034	−0.009
	(−1.95)	(−1.40)	(−0.41)	(1.95)	(1.42)	(−0.46)
W_1Fer	25.694***	9.559***	14.770***			
	(9.43)	(5.56)	(10.12)			
W_2Fer				26.950***	14.405***	13.849***
				(23.37)	(19.72)	(22.58)
$Dig\times W_1Fer$	−0.149**	−0.045	−0.057			
	(−2.19)	(−1.07)	(−1.56)			
$Dig^2\times W_1Fer$	0.0005	−0.0003	−0.0007***			
	(1.16)	(−1.29)	(−3.26)			
$Dig\times W_2Fer$				0.008	0.001	−0.057***
				(0.82)	(0.27)	(−9.95)
$Dig^2\times W_2Fer$				−0.00030***	−0.00020***	−0.00003
				(−4.54)	(−6.72)	(−0.95)
Pop	7.257***	3.871***	3.635***	5.577***	3.045***	3.210***
	(9.05)	(7.65)	(8.46)	(7.44)	(6.42)	(8.05)
In	−1.622	−2.763	−1.152	0.343	−0.306	4.750
	(−0.23)	(−0.62)	(−0.30)	(0.05)	(−0.07)	(1.36)
Tes	8733.663***	4767.368***	2159.889***	7340.458***	4056.178***	1570.035**
	(5.79)	(5.01)	(2.67)	(5.28)	(4.60)	(2.12)
Ind	1.325***	0.268***	0.235***	1.133***	0.126***	0.137***
	(17.25)	(5.54)	(5.72)	(15.78)	(2.79)	(3.59)
Con	288.320***	237.469***	174.498***	278.477***	237.809***	176.747***
	(9.20)	(12.00)	(10.39)	(9.56)	(12.88)	(11.40)
常数项	−11935.310***	−5132.845***	−5161.113***	−11132.020***	−5487.487***	−4582.077***
	(−15.43)	(−10.51)	(−12.45)	(−22.05)	(−17.15)	(−17.06)
观测值	3692	3692	3692	3692	3692	3692
R^2	0.211	0.129	0.173	0.319	0.243	0.297
F	90.756	50.352	71.070	159.052	108.815	143.405

注：括号里为 *t* 统计量；***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%的水平下显著。

境治理竞争压力和污染产业迁入负担，盲目推进数字化转型赋能策略性绿色创新，难以形成有效赋能效果，还因数字技术不成熟引发信息安全等问题，反而深化了本地数字化转型对策略性绿色创新的“数字诅咒”效应。

经济地理邻近环境规制仅强化本地数字化与实质性绿色持续创新之间的倒 U 型关系，不调节本地数字化转型的策略性绿色持续创新效应。可能原因在于，经济地理邻近环境规制主要通过经济纽带传递规制压力，经济结构相似城市可能因环境治理的“逐顶竞争”压力而开展绿色创新“锦标赛”。此时，“高质量”的实质性绿色创新相比片面追求“数量”的策略性绿色创新更具竞争优势，是地方政府在这场竞赛中的制胜法宝。因此，会强化本地城市利用数字化技术驱动实质性绿色创新增长而非策略性绿色创新。然而，经济地理邻近城市间易围绕绿色要素和创新资源展开争夺，引发要素成本扭曲、创新资源错配等问题，反向深化了本地数字化转型对实质性绿色创新的诅咒效应。此外，当邻近城市环境规制的空间溢出效应为正外部性时，也可能使本地城市产生“搭便车”动机，从而减少环保支出，弱化了本地数字驱动效应。

（四）PLFC 模型估计分析

1. PLFC 模型构建

前文采用 Haans 等[23]对倒 U 型曲线调节作用的研究范式，验证了“本地-邻近”环境规制可调节“数字化转型-绿色持续创新”之间倒 U 型的曲率，即改变数字化转型效应的强度。为具象化“本地-邻近”环境规制调节作用的效果图，参考 Cooray 等[37]方法构建偏线性函数系数模型（PLFC）进一步识别环境规制的非线性调节作用，模型如式（9）所示。

$$G_{it}=\beta_0+g(M_{it})Dig_{it}+\beta_6X_{it}+\varepsilon_{it} \quad (9)$$

其中：G 包括绿色持续创新（*Gia*）、实质性绿色持续创新（*Gias*）和策略性绿色持续创新（*Giac*）；M 包括本地环境规制（*Fer*）、地理邻近环境规制（W_1Fer）和经济地理邻近环境规制（W_2Fer）；$g(M_{it})$ 为数字化转型（*Dig*）的函数系数估计值，用于捕捉不同环境规制水平下数字化转型对绿色持续创新的非线性效应；β 为待估系数。

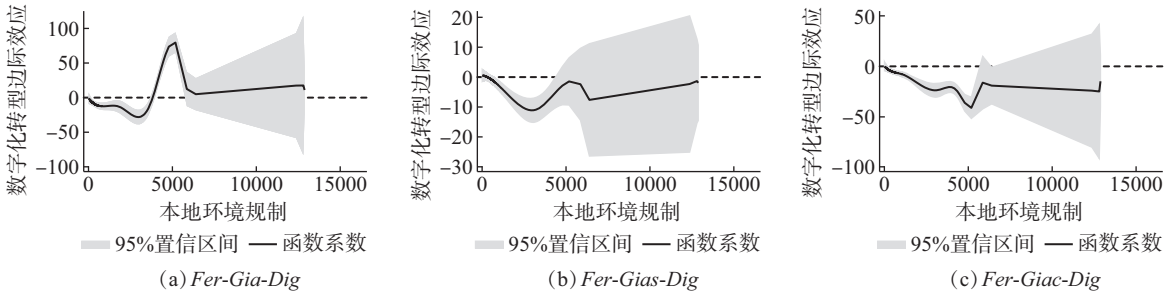
2. PLFC 估计结果分析

图 2 显示了 PLFC 模型估计的 $g(M_{it})$ 函数系数图，灰色阴影部分面积为 $g(M_{it})$ 函数系数 95% 的置信区间。图 2（a）~图 2（c）分别代表在不同强度本地环境规制水平下，数字化转型对绿色持续创新、数字化转型对实质性绿色持续创新、数字化转型对策略性绿色持续创新的非线性影响。由图 2（a）可知，随着横轴本地环境规制强度提升，纵轴数字化转型对绿色持续创新整体趋势呈“抑制-促进-不显著”的非线性影响特征，此时本地环境规制深化了数字化转型的双重效应。由图 2（b）和图 2（c）可知，随着本地环境规制提升，数字化转型对实质性绿色持续创新和策略性绿色持续创新的影响大致呈抑制由强到弱直至无影响趋势，此时较低水平的本地环境规制调节了数字诅咒效应。

图 3（a）~图 3（c）分别代表了不同地理邻近环境规制水平下，数字化转型对绿色持续创新及其子维度创新的非线性影响。由图 3 可知，随着地理邻近环境规制强度不断提升，数字化转型对绿色持续创新及其子维度的创新大致影响均表现为“不显著-抑制-不显著”作用趋势，其中图 3（c）中数字化转型对策略性绿色持续创新的抑制作用最早出现，随后是图 3（b）中对实质性绿色持续创新的抑制作用，最后是图 3（a）。可见，较高水平的地理邻近环境规制主要调节了数字诅咒效应，且对数字化转型与策略性绿色持续创新之间的调节作用最明显。

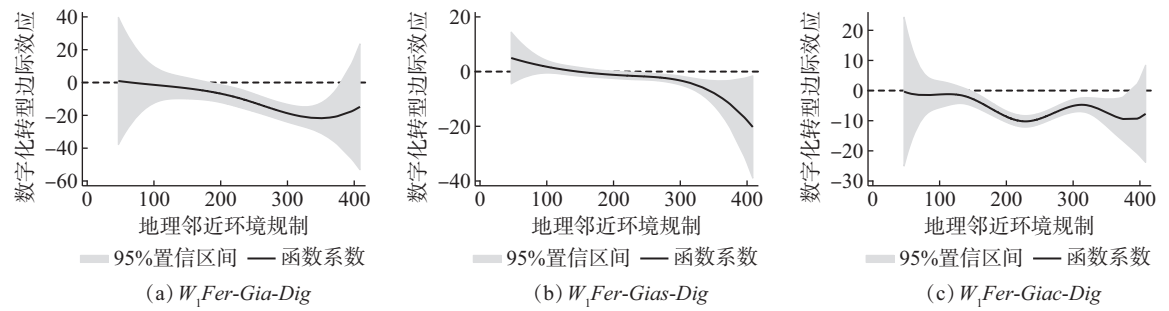
图 4（a）~图 4（c）分别代表了不同强度经济地理邻近环境规制水平下，数字化转型对绿色持续创新及其子维度创新的非线性影响。由图 4（a）可知，随着地理邻近环境规制水平提升，数字化转型对绿色持续创新的影响大致表现为“抑制-促进-不显著”作用，此时经济地理邻近环境规制强化了数字化转型的双重效应；而图 4（b）和图 4（c）中，随着地理邻近环境规制水平提升，数字化转型对实质性绿色持续创新和策略性绿色持续的影响大致为“不显著-抑制增强-抑制减弱”作用，此时经济地理邻近环境规制主要调节“数字诅咒”效应。

综上，PLFC 模型估计结果的作用方向和曲线调节效应模型并不完全一致，但二者均表明环境规制具有非线性调节作用，假设 H2 得到验证。二者结果差异化的可能原因在于：二者模型构建本质存在差异，曲线调节效应模型考虑了数字化转型二次项，而 PLFC 模型中仅考虑数字化转型一次项。曲线调节效应模型刻画



（a）*Fer-Gia-Dig*　（b）*Fer-Gias-Dig*　（c）*Fer-Giac-Dig*

图 2　本地环境规制的调节效应



（a）W_1*Fer-Gia-Dig*　（b）W_1*Fer-Gias-Dig*　（c）W_1*Fer-Giac-Dig*

图 3　地理邻近环境规制的调节效应

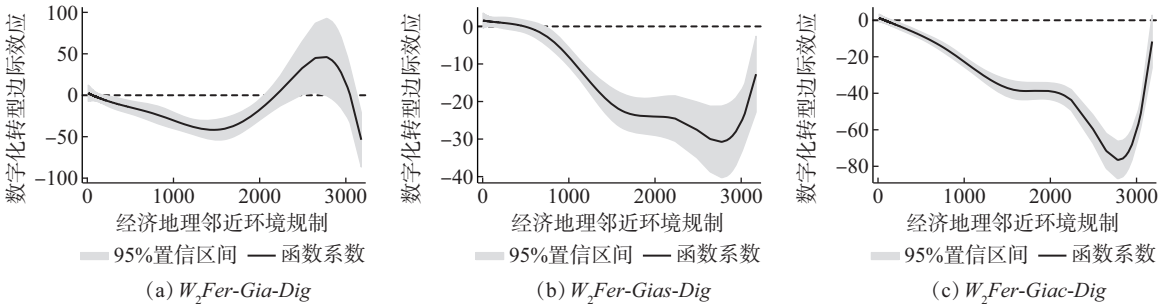


图 4　经济地理邻近环境规制的调节效应

的是环境规制对数字化转型与绿色持续创新倒 U 型关系的整体非线性调节效应，反映环境规制整体水平的调节作用；而 PLFC 模型聚焦于不同环境规制强度下的数字化转型对绿色持续创新线性影响的调节效应，可以捕捉特定环境规制区间内的调节作用特征。由此，PLFC 模型中不同环境规制水平下的主导调节效应发生切换或相互抵消导致整体调节方向与曲线调节效应模型存在差异性。此外，由前文研究假设可知，“本地-邻近”环境规制同时具有提升“数字驱动”效应和深化“数字诅咒”效应，两种相反的调节效应并非单一、同步发挥作用，其触发的时间节点、作用的强度阈值、是否叠加可能会随城市数字化转型水平、环境规制实施力度、区域协同治理能力等情景特征产生显著异质性，造就了不同模型下调节效应方向的差异化。简而言之，不同模型对非线性关系的刻画特性差异是技术层面的重要诱因，而“本地-邻近”环境规制调节效应的情景化异质发挥是结果差异的核心经济逻辑，二者共同造就了两类模型下调节效应方向的非完全一致性。可见，环境规制的调节作用呈现出非线性与阶段性的复杂特征，各城市应因地制宜，合理运用环境规制政策，强化“数字驱动”效应，防范“数字诅咒”风险，推动数字化与绿色化“双化协同”转型发展。

六、结论与政策建议

本文基于 2011—2023 年中国 284 个地级市面板数据，构建非线性模型、曲线调节效应模型和偏线性函数系数模型，实证分析了数字化转型对绿色持续创新的非线性影响及“本地-邻近”环境规制的非线性调节作用，得出如下研究结论：

第一，数字化转型对绿色持续创新具有“驱动”和“诅咒”两种效应，两种作用机制结合塑造了数字化转型与绿色持续创新之间的倒 U 型关系特征。研究期内，中国大部分城市数字化转型水平尚未达到拐点，数字化对绿色持续创新的驱动效应占主导，数字化与绿色化“双化协同”发展态势较好。从区域差异来看，东部城市“数字驱动”效应高于全国水平；中西部城市“数字驱动”效应仍低于全国水平，有较大提升空间。

第二，“本地-邻近”环境规制在数字化转型与绿色持续创新之间发挥着非线性调节作用。本地环境规制强化了数字化转型对绿色持续创新及其子维度创新的“数字驱动”和“数字诅咒”双重效应，进而使倒 U 型曲线变陡峭、曲线拐点左移。邻近环境规制具有异质性的调节作用，地理邻近环境规制仅调节本地数字化转型与策略性绿色持续创新之间的倒 U 型关系，表现为强化本地数字化转型的双重效应；经济地理邻近环境规制则强化了本地数字化转型与绿色持续创新及实质性绿色持续创新之间的倒 U 型关系。偏线性函数系数模型的估计结果进一步揭示了“本地-邻近”环境规制在本地数字化转型与绿色持续创新之间具有调节作用。

根据以上结论，提出如下政策建议：

第一，辩证看待数字化转型对绿色持续创新带来的影响。尽管数字化转型促进了绿色持续创新，但也存在潜在数字悖论。因此，数字变革浪潮下，构建完善且高效的绿色创新驱动机制至关重要。一方面，要加快推进城市全域数字化转型，以数字化赋能绿色化，推进数字基础设施、数据要素赋能体系和数字化共性能力平台等核心“城市数字底座”的建设与更新，为“数字诅咒”绿色持续创新提供“硬”支持。另一方面，要提升绿色持续创新能力，以绿色化带动数字化，通过政策扶持、资金投入、人才培养等多个维度激发绿色创新活力，在常态化绿色创新中牵引数字化技术应用与迭代，反哺并夯实了绿色持续创新能力。通过上述“双化

协同”转型路径,促进数字化和绿色化良性互动,相互促进,共同发展。同时,建立健全数字驱动过程的监测评估体系,通过智能管理系统及时发现并解决数字化“负能”绿色创新过程中的重复建设、资源挤占、信息泛滥和信息安全等障碍,通过提高资源配置效率、畅通数据要素的区域流通、强化数据流通安全治理能力、完善数字化相关的法律法规体系等举措,筑牢“数字诅咒”风险的防控屏障,绿色集约推进数字化进程。最后,政府应根据所在地市的经济发展水平、城市类型和资源禀赋,有针对性地制定数字化发展规划(税收优惠、财政补贴、人才引进)和数字化赋能绿色创新规划。鼓励东部城市加快数字关键核心技术攻关,搭建跨区域创新合作平台、培育高端数字人才队伍,驱动数字化迈向高质量赋能绿色创新新阶段;加快推动中西部城市数字技术的深度融合与广泛渗透;加强区域间数字化合作与交流,支持东部地区向中西部转移绿色数字化技术方案、管理模式与人才资源,实现资源共享和优势互补,缩小区域“数字鸿沟”与“创新鸿沟”,从数字化转型中深化并引导绿色化转型,实现区域“双化协同”转型发展,有效赋能经济社会低碳转型。

第二,推动环境规制和数字化转型协同促进绿色持续创新。各城市应依据自身的数字化水平、环境承载能力和产业结构,制定差异化的环境标准,配套绿色激励政策、税收优惠措施和污染约束措施,在有效发挥规制合法性压力倒逼“数字驱动”效应的同时,避免过高的遵循成本深化了“数字诅咒”效应,从而为创新主体营造一个有利于开展绿色创新并持续转化为绿色创新成果的政策环境。对于积极合理运用数字化技术开展绿色创新的主体,政府既给予绿色税收优惠,也提供数字技术、人才及绿色金融等专项支持,正向引导其绿色持续创新;对污染企业及数字化转型滞后的主体,地方政府应深入剖析其发展特征,制定符合其未来发展方向的绿色转型政策,在提高绿色税率强化约束的同时,同步提升数字化转型公共服务水平,鼓励其利用人工智能等新一代数字技术开展绿色创新。通过上述联动,实现环境遵循成本优化与数字化能力提升的协同发力,推动数字化转型赋能绿色化发展,为绿色持续创新注入持久动力。此外,地方政府实施环境规制政策时,应考虑邻近城市环境规制引致的产业转移效应和空间溢出效应。一方面,要加强区域利益共同体意识建设,建立健全区域环境协同治理机制,通过协同规划和决策、优化整体产业布局和利益补偿机制等手段,降低污染负外部性及污染产业转移对“数字诅咒”的深化“负能”。另一方面,建议构建全国统一的环境数字监管与生态补偿平台,提升区域生态治理体系和治理能力现代化水平;以数字技术推进区域数字生态文明建设,促进环境数据要素和绿色要素的自由流通与价值释放,在更大规模和范围上创造“数字驱动”所需的生态网络,推动区域数字化绿色化协同转型发展。

本文在数字化与绿色化“双化协同”转型背景下,探讨了城市数字化转型对绿色持续创新的影响机制及环境规制的调节效应,但仍存在如下局限性:

第一,受限于数据的可得性,本文对数字化转型的数字应用维度采用了单一指标进行度量,未能全面捕捉该维度的多维概念内涵。未来研究可采用综合指标体系,如纳入能够反映数字技术在生产制造、居民生活、公共服务等多领域应用成效的指标,从而全面刻画城市数字化应用的整体发展活力。

第二,本文采用偏线性函数系数模型开展稳健性检验,鉴于环境规制调节效应兼具非线性特征与内在复杂性,未能系统阐释该模型与曲线调节效应模型的结果差异的其他潜在原因,此处对比分析将是个有趣且有意义的命题。未来研究可结合典型案例佐证或机制检验,深入探究并对比分析两类模型差异化结果背后的现实经济内涵。

第三,受篇幅限制,且本文核心目标聚焦于全样本城市,旨在整体考察数字化对绿色持续创新的驱动效应及环境规制的调节效应,因此未专门针对研究主题开展分区域异质性分析。未来研究可进一步深化探究“本地-邻近”环境规制在不同区域的差异化调节效应,挖掘其区域异质特征与作用逻辑。

参考文献

[1] 郑航, 叶阿忠. 数字化能否赋能绿色工艺创新?[J]. 管理评论, 2025, 37(7): 115-126.

[2] 马艺璇, 岳宇君. 数字赋能与绿色跃迁: 新质生产力视角下数字化对城市绿色发展效率的影响[J]. 软科学, 2025, 39(10): 1-15.

[3] WEI L, LIU Z, CAO P, et al. Environmental subsidies and green innovation: The role of environmental regulation and chief executive officer green background[J]. Clean Technologies and Environmental Policy, 2025, 27(1): 389-402.

[4] 苏涛永, 郭鑫. 数字化转型对企业绿色创新持续性的影响研究[J]. 经济体制改革, 2025, 43(3): 136-145.

[5] 刘振, 宋小军. 高管薪酬差距影响企业持续绿色创新的链式中介机制研究[J]. 研究与发展管理, 2025, 37(5): 107-122.

[6] 周泽将，高雅萍. 地方政府环保关注度与企业绿色持续创新水平[J]. 系统工程理论与实践，2025，45(1)：17-35.
[7] LIU Y，SHEN F，GUO J，et al. Can artificial intelligence technology improve companies' capacity for green innovation? Evidence from listed companies in China[J]. Energy Economics，2025，143：108280.
[8] 杨鹏，孙伟增. 企业数字技术应用对绿色创新质量的影响研究[J]. 管理学报，2024，21(1)：1-8.
[9] 李婧，苏美雅. 数字经济、创新资源空间错配与城市绿色创新效率[J]. 研究与发展管理，2025，37(4)：1-14.
[10] 张文秋，赵君丽. "资源挤占"与"创新协同"：供应链视角下数字化转型影响绿色创新的机制研究[J]. 研究与发展管理，2025，37(4)：1-14.
[11] 王旭，张晓宁，牛月微. "数据驱动"与"能力诅咒"：绿色创新战略升级导向下企业数字化转型的战略悖论[J]. 研究与发展管理，2022，34(4)：51-65.
[12] 成琼文，陆思宇. 数字技术应用、经济不确定性与绿色创新[J]. 软科学，2023，37(5)：1-7，30.
[13] 倪外，吴桂全. 数字化转型对中国制造业企业绿色生产力的影响[J]. 资源科学，2025，47(4)：864-875.
[14] 李娜，王则仁，王维，等. 新质生产力视域下数字化转型何以赋能企业绿色创新——敏捷响应度和 ESG 信息披露的双重中介作用[J]. 科技进步与对策，2025，42(23)：1-13.
[15] 蔡礼辉，张小鹿. 数字化转型、ESG 表现与企业绿色创新[J]. 统计与决策，2025，41(19)：169-173.
[16] 李宁娟，杨卓尔. 从数字化转型到绿色创新——环境不确定性的因果中介效应研究[J]. 科学学与科学技术管理，2025，46(11)：1-26.
[17] 李盛楠，林周周，吴颖文，等. 市场与政府协同视角下数字经济对绿色技术创新的门槛效应研究[J]. 科技进步与对策，2025，42(14)：127-138.
[18] 岳立，韩亮. 数智化能否提升资源型城市绿色创新效率——基于环境分权和地方政府竞争的调节效应[J]. 兰州大学学报(社会科学版)，2025，53(2)：86-98.
[19] 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.
[20] 胡奕，王凯，程晓丽，等. 中国省域环境规制对旅游生态安全的影响及空间溢出效应[J]. 地理科学，2025，45(10)：2118-2128.
[21] 林子秋，李应博. 知识作用视角下城市间环境规制异质性与绿色创新质量研究[J]. 科技进步与对策，2022，39(21)：33-44.
[22] PENG X. Strategic interaction of environmental regulation and green productivity growth in China：Green innovation or pollution refuge[J]. Science of The Total Environment，2020，732：139200.
[23] HAANS R F，PIETERS C，HE Z L. Thinking about U：Theorizing and testing U-and inverted U-shaped relationships in strategy research[J]. Strategic Management Journal，2016，37(7)：1177-1195.
[24] 李金昌，连港慧，徐蔼婷. "双碳"愿景下企业绿色转型的破局之道——数字化驱动绿色化的实证研究[J]. 数量经济技术经济研究，2023，40(9)：1-21.
[25] 代文彬，李满，刘晓，等. 数字化转型、绿色创新与企业绩效：基于 MASEM 的分析[J]. 科学学与科学技术管理，2026，45(2)：1-29.
[26] 梁林，冉悦涵. 碳韧性、数字化转型与高碳排放企业成长绩效[J]. 技术经济，2025，44(10)：73-88.
[27] 刘衡，栗辉杨，林建浩，等. 官员岗位变动、环境治理压力与企业绿色创新——来自一项准自然实验的证据[J]. 管理科学学报，2025，28(7)：53-74.
[28] 关海玲，屈田雨. 环境规制对产业结构升级的影响——基于中国 284 个地级市的经验证据[J]. 经济问题，2023，45(7)：29-37.
[29] 田时中，王鹏霖. 财政环保支出、数字技术与区域污染治理——基于长三角样本的考察[J]. 财经论丛，2025，41(4)：1-13.
[30] 葛红玲，李韫珅，李惠璇. 城市数字化发展评价体系构建及应用[J]. 中国行政管理，2025，41(3)：40-52.
[31] 肖沁霖，邓宗兵，乔怡丹. 长三角城市群数字化与绿色化协同发展的时空演变及溢出效应[J]. 地理科学进展，2025，44(6)：1178-1193.
[32] 余壮雄，韩佳容，付锦华. "宽带中国"政策如何影响中国城市的数字产业[J]. 世界经济，2024，47(8)：95-132.
[33] 韩峰，阳立高. 生产性服务业集聚如何影响制造业结构升级？——一个集聚经济与熊彼特内生增长理论的综合框架[J]. 管理世界，2020，36(2)：72-94，219.
[34] 董直庆，王辉. 环境规制的"本地-邻地"绿色技术进步效应[J]. 中国工业经济，2019(1)：100-118.
[35] 周云波，段懿恒，黄杏子. 环境规制下企业绿色技术创新行为研究：实质性抑或策略性？[J]. 经济与管理研究，2025，46(1)：124-144.
[36] 王智新，张永琪. 数字化绿色化协同转型对中国 OFDI 高质量发展的影响[J]. 世界经济研究，2026，42(1)：74-88，135.
[37] COORAY A，SHAHBAZ M，KUZIBOEV B，et al. Mitigating energy risk through energy sources diversification[J]. Journal of Environmental Management，2025，380：124955.

Empowerment or Disempowerment: Digital Transformation and Green Sustainable Innovation—Based on the Moderating Perspective of "Local-Neighboring" Environmental Regulation

Lin Yingzhen[1], Zhang Qian[2]

(1. School of Public Administration, Dongbei University of Finance and Economics, Dalian 116025, China;
2. School of Business, Dalian University of Technology, Panjin 124211, China)

Abstract: The coordinated advancement of urban digitalization and green transformation (dual-transformation coordination) represents a crucial strategy for adapting to evolving technological and environmental conditions and for cultivating new sources of competitive advantage. Drawing on panel data from 284 prefecture-level cities in China spanning 2011 to 2023, nonlinear models, curvilinear moderating effect models, and partial linear functional coefficient models were employed to empirically investigate the effects of digitalization on green sustainable innovation and the associated boundary conditions. The findings are summarized as follows. Digital transformation exerts both "driving" and "cursing" effects on green sustainable innovation. The interplay of these two underlying mechanisms generates an inverted U-shaped relationship. During the study period, the driving effect remained dominant in most Chinese cities, indicating a favorable trend in the coordinated development of digitalization and greening. "Local-neighboring" environmental regulation imposes heterogeneous nonlinear moderating effects on the relationship between local digital transformation and green sustainable innovation. Specifically, local environmental regulation intensifies both the digital "driving" and "cursing" effects, resulting in a steeper inverted U-shaped curve and a leftward shift of the inflection point. This shift causes the optimal marginal effect of digitalization on green sustainable innovation to be achieved earlier. Geographically proximate environmental regulation strengthens the inverted U-shaped relationship between local digitalization and strategic green sustainable innovation, whereas economically and geographically proximate environmental regulation strengthens the inverted U-shaped relationship between local digitalization and substantive green sustainable innovation. Estimation results derived from the partial linear functional coefficient model further reveal that "local-neighboring" environmental regulation nonlinearly moderates the dual effects of digitalization. It enriches the literature on digital transformation and green innovation, providing theoretical insights for Chinese cities as they move toward a new stage of "dual-transformation coordination" development.

Keywords: digital transformation; green sustainable innovation; environmental regulation; "dual-transformation coordination"; curvilinear moderation effect model; partially linear functional-coefficient model