·金融与投资·

数字普惠金融碳减排效应的异质性及空间边界

——基于城市维度的非线性视角

刘　磊[1]，曲　越[2]，钟四萍[2]

（1. 对外经济贸易大学 国际经济贸易学院，北京　100029；2. 山东科技大学 经济管理学院，山东　青岛　266590）

摘　要：数字普惠金融作为数字经济推动下普惠金融的新形式，对本地和相邻地区的碳排放产生重要影响。本文基于2011—2023年中国146个城市的数字普惠金融指数，利用面板平滑转换模型实证检验了数字普惠金融对中国城市碳排放的非线性影响及空间溢出效应。研究表明，数字普惠金融与城市碳排放之间存在倒U型关系，数字普惠金融通过产业结构调整和绿色技术创新提升碳减排效率；东部地区在较高的数字普惠金融水平上达到了碳排放的下降拐点，数字普惠金融的使用深度和数字化程度在城市碳减排中发挥核心作用，碳减排政策与数字普惠金融在城市碳减排领域形成了协同效应，非资源型城市相较于资源型城市在更高的数字普惠金融发展水平上达到了碳排放的下降拐点。空间溢出分析结果表明，数字普惠金融的碳减排空间溢出效应随着地理距离的增加呈现N型非线性变化趋势，当地理距离在300千米地理阈值范围内时，数字普惠金融对本地碳减排的作用最强；在距离本地边界0—300千米时，数字普惠金融对相邻地区产生正向的碳减排空间溢出效应；在距离本地边界300—1 000千米时，碳减排空间溢出效应逐渐减弱；在距离本地边界1 000—1 400千米时，数字普惠金融对相邻地区的碳减排效应再次显现，随后持续衰减，空间溢出的有效边界为1 400千米。本文为实现“双碳”目标提供了政策启示。

关键词：数字普惠金融；碳减排；产业结构；空间溢出效应

中图分类号：F062.1　　**文献标志码：**A　　**文章编号：**1000-176X（2026）10-0114-16

一、问题的提出

世界经济的发展推动了科技进步，提升了生活水平，但也对全球环境造成了深刻冲击。《2025年全球碳预算》显示，2025年，全球二氧化碳排放总量达422亿吨，全球碳治理形势已经刻不容缓[1]。2020年9月，中国明确提出2030年前实现碳达峰与2060年前实现碳中和的目标（下文简称“双碳”目标）。2021年9月，《中共中央 国务院关于完整准确全面贯彻新发展理念做好碳达峰碳中和工作的意见》印发，碳减排工作被正式列入国家发展议程。在此背景下，碳减排问题成为近年来的研究重点。现有研究认为，碳排放规模受到经济发展、技术水平、产业结构和

收稿日期：2026-02-10

基金项目：山东省社会科学规划研究项目“数据要素开放赋能山东省企业内外贸一体化转型的机制与政策研究”（26CJJJ25）

作者简介：刘　磊（1985-），女，山东招远人，博士研究生，主要从事产业经济与环境研究。E-mail：1076617628@qq.com

曲　越（通讯作者）（1987-），男，山东烟台人，副教授，博士，主要从事区域经济一体化与碳减排研究。E-mail：675959386@qq.com

钟四萍（1998-），女，江西赣州人，硕士研究生，主要从事贸易与环境研究。E-mail：sdkjzsp@163.com

人口规模等诸多因素的影响[2-3]。能源强度和能源结构决定了经济发展模式，也重塑了区域碳排放结构[4]。以新能源为主体的能源结构优化是推动传统产业脱碳的关键[5]，碳定价机制为低碳、零碳、负碳技术创新与产业转型升级提供了有效激励，进而提升碳减排效率[6-7]。城市化进程中交通运输业的发展和人口的快速增长成为影响城市碳排放的重要因素[8]。鉴于碳排放还存在明显的区域异质性[9-10]，区域协同发展和合作是实现碳达峰的有效途径[11]。

近年来，信息处理和大数据等技术在金融领域广泛应用，使数字普惠金融逐渐成为促进企业和城市碳减排的重要抓手。数字技术与金融服务的结合不仅降低了企业融资门槛，缓解了企业融资约束，还通过支持企业技术创新实现了资源合理配置和产业转型升级，为企业节能减排提供了有效金融支撑。在数字经济快速发展的背景下，围绕数字普惠金融的相关研究不断丰富。现有研究认为，数字技术与金融服务的结合重塑了普惠金融的传统运作方式[12-13]，并对传统金融系统产生了深刻的影响[14]。数字普惠金融有利于缓解金融资源错配问题，对于提高企业自主创新水平和促进国民经济增长具有重要作用[15-17]。数字普惠金融可通过支持居民创业[18]，提高居民收入和社会保障水平[19]，缩小城乡收入差距[20]。此外，数字普惠金融可促进消费支出增加[21-22]，并在一定程度上增强金融系统的稳定性[23]。

伴随着中国“双碳”目标进程的持续推进，数字普惠金融的碳减排效应逐渐受到学者关注。现有研究认为，数字普惠金融总体上有利于减少碳排放[24]，能够提升区域碳减排能力[25-27]，即证实了数字普惠金融的碳减排效应[28]。然而，从家庭碳排放视角来看，数字普惠金融通过扩大居民消费规模和改变居民消费结构，促进家庭转向碳排放强度较高的生存型消费，导致家庭碳排放增加[29]。从区域视角来看，数字普惠金融的碳减排效应具有明显的区域异质性，学术界对于该效应在哪一类区域更显著尚未形成统一结论。相关研究发现，碳减排效应在数字普惠金融发展水平高的东部地区更突出[30]。也有研究表明，中部地区的数字普惠金融碳减排效果最明显[31]。

关于数字普惠金融与碳减排的关系，现有研究在不同领域存在差异化观点，需结合区域异质性和空间关联特征深入研究数字普惠金融的碳减排效应。现有研究多集中于分析数字普惠金融对碳减排的线性影响，对于二者非线性关系的探讨则主要借助门槛模型[32-33]。门槛模型依赖预设门槛值，其不同区制间的突变转换机制难以捕捉数字普惠金融影响碳排放的渐进演变特征，且无法识别复杂非线性结构的机制转换速度与平滑程度。基于分区域维度，结合经济与产业发展特征来考察数字普惠金融对碳减排非线性异质性影响的研究仍显不足。此外，空间溢出效应的相关研究未能深入探讨不同地理空间范围内数字普惠金融的碳减排溢出效应及衰减边界。因此，本文利用面板平滑转换（Panel Smooth Transition Regression，PSTR）模型，从非线性视角分析数字普惠金融对城市碳排放的影响及作用机制，探讨数字普惠金融碳减排效应的空间异质性及空间边界。

相较于现有研究，本文的边际贡献主要包括三个方面。第一，本文构建数字普惠金融影响城市碳排放的非线性理论框架并揭示其作用机理。第二，本文从阈值点平滑连续转换的视角分析问题，更加精准地识别数字普惠金融影响城市碳排放的阈值参数和转换形式，检验中国城市层面数字普惠金融与碳减排之间的倒U型关系。第三，本文探究不同地理空间范围内数字普惠金融对城市碳减排溢出效应的N型特征及衰减边界，考察不同区域数字普惠金融对碳减排的非线性影响，以此从区域统筹视角提出助力中国“双碳”目标实现的城市协同路径。

二、理论模型与研究假说

本文参考Copeland和Taylor的理论框架[34]，结合数字普惠金融发展水平、经济发展阶段、产业结构和技术进步，构建数字普惠金融影响城市碳减排的非线性多阶段PSTR模型。

（一）生产领域

首先设定如下：在一个开放型城市i中，仅存在A和B两类小微企业。其中，企业A为资本密

集型企业，企业B为劳动密集型企业。城市i中的两类企业均可申请数字普惠金融支持，只考虑资本K和劳动L两种生产要素。企业A和企业B只生产x和y两种产品，其中，产品x是高碳排放产品，产品y是低碳排放产品。本文只考虑生产过程产生的碳排放，w表示工资，r表示利率。企业需将潜在产出中Φ比例的部分用于产品x排放污染治理投入。城市i有明确的产权制度规范，企业需承担由碳排放产生的环境治理费用，即向政府缴纳税率为τ的碳费。

企业A和企业B的生产函数均符合规模报酬不变的柯布—道格拉斯形式：

$$F^A(K,L)=K^{\alpha}L^{1-\alpha} \tag{1}$$

$$F^B(K,L)=K^{\chi}L^{1-\chi} \tag{2}$$

其中，α表示企业A资本的产出弹性，χ表示企业B资本的产出弹性。企业A的潜在产出中有Φ比例的部分用于产品x排放污染治理投入，得到企业A的实际产出：

$$Y^A=(1-\Phi)F^A(K_x,L_x)+F^A(K_y,L_y) \tag{3}$$

本文将企业A中产品x的产值占企业总产出的比重定义为H_x，用以衡量企业A的产业结构，具体形式如下：

$$H_x=\frac{P_x x^A}{P_x x^A+P_y y^A} \tag{4}$$

其中，P_x表示高碳排放产品x的价格，P_y表示低碳排放产品y的价格。企业A中产品x的产值占比将影响企业的总体碳排放水平和污染治理投入规模。考虑到企业产业结构变化会对碳排放产生影响，加之企业碳治理与实际产出之间存在非线性关系，[①]本文推导得到企业A的碳排放表达式：

$$CO_2^A=H_x(1-\Phi)^{\frac{1}{b}}F^A(K,L) \tag{5}$$

其中，b为企业碳治理与剩余实际产出之间的替代系数，企业A生产的产品中高碳排放产品所占比重越高，生产过程的碳排放越多。由于资本密集型企业A所在城市i可申请数字普惠金融政策支持，据此构建政策冲击函数：

$$Vpolicy_{it}=\begin{cases}1\text{，城市}i\text{中的企业在}t\text{时间申请数字普惠金融政策支持}\\0\text{，城市}i\text{中的企业在}t\text{时间没有申请数字普惠金融政策支持}\end{cases} \tag{6}$$

企业A在申请数字普惠金融政策支持后，可获得新的资本。这些资本进入生产部门，可助力企业产业结构升级，但需考虑到政策支持对企业实际产出的影响具有一定的时滞性。企业A申请数字普惠金融政策支持后，式（5）可变换为：

$$CO_2^A=H_x(1-\Phi)^{\frac{1}{b}}F^A(K,L)\left[1-Vpolicy_{it}\delta(Envir_{it},Devel_{it},v_{it})\left(1+\frac{DFI_{t-1}}{K}\right)^{\alpha}\right] \tag{7}$$

其中，v_{it}表示其他纳入的相关因素，$\delta(Envir_{it}，Devel_{it}，v_{it})$表示企业$A$申请数字普惠金融政策支持后将资本应用于企业产业结构调整、增加低碳排放产品生产投入的能力决策函数，δ受到营商环境$Envir_{it}$、经济发展水平$Devel_{it}$和其他相关因素的影响，DFI_{t-1}表示数字普惠金融政策支持的滞后项。式（7）表明，产业结构调整的碳减排效应受企业A是否申请数字普惠金融政策支持、企业应用新资本投入产业结构调整的决策能力的影响。

（二）研发领域

企业A将所获盈利中ω比例的部分用于绿色技术创新和低碳产品研发，研发部门进行绿色技术创新和低碳排放产品研发成功的次数服从泊松分布。在数字普惠金融政策支持下，企业A获得

① 企业A用于碳排放领域的投入与剩余实际产出之间存在明显挤出效应，且二者之间呈现指数性关系[35]。即$\varphi(1-\Phi)=\Phi^{1/b}$，其中，$\varphi$表示碳治理投入的减排转化效率（减排效率系数），刻画碳治理资源投入对碳排放的削减能力，$0<b<1$。

绿色信贷资本和数字金融服务，用以支持研发创新。考虑企业A利润与产品定价对研发部门创新决策的影响，将研发部门最终实现产品绿色技术创新的概率表示为：

$$Q_{it}=\sum_{h=1}^{n}\lambda_{ht}\frac{Z^{A}}{D_{h}Y'_{ht}} \tag{8}$$

$$\lambda_{ht}\sim\frac{(kg)^{n}e^{-kg}}{n!} \tag{9}$$

其中，k表示单位时间内研发部门实现低碳技术改进的平均速率，g表示研发时间跨度，h表示第h次研发试验，λ_{ht}表示研发部门进行第j次低碳产品研发成功的概率，Z^{A}表示企业A的研发投入，$D_{h}Y'_{ht}$表示研发部门进行绿色创新过程中获得的收益。企业A研发部门在申请数字普惠金融政策支持后，绿色技术创新投入得以增加，企业的信息成本得以降低。企业A获取的绿色创新资本越多，研发部门越倾向于投入更高的研发成本。因此，企业A在生产过程中产生的利润及研发部门在绿色技术创新、低碳排放产品研发过程中形成的研发总投入可分别描述为：

$$\pi_{it}^{A}=P\left(x,y\right)\left(1-\Phi\right)F^{A}\left(K+DFI_{t-1},L\right)-\left[Cost\left(r,w\right)F^{A}\left(K+DFI_{t-1},L\right)+\tau_{A}CO_{2}^{A}\right] \tag{10}$$

$$Z_{DFI_{t-1}}^{A}=\frac{1}{\lambda_{ht}}Q_{it}EnvTech_{it}^{\frac{1}{1-\alpha}}\omega\pi_{it}^{A}\overline{U}_{DFI_{t-1}} \tag{11}$$

其中，$\pi_{it}{}^{A}$表示企业在生产过程中产生的利润，$Cost$表示成本，$Z_{DFI_{t-1}}^{A}$表示企业A在t期的绿色研发总投入。$EnvTech_{it}$表示企业A在生产时面临的技术环境或外生政策环境，技术环境越好，企业进行绿色技术创新和低碳产品研发的研发投入越多。$\overline{U}_{DFI_{t-1}}$表示由数字普惠金融带来的技术进步程度函数，即企业研发总投入与城市数字普惠金融支持力度存在正相关关系。企业A获得的数字普惠金融政策支持力度越大，研发部门可用于投入绿色技术创新和低碳排放产品研发的资源越多。综上所述，本文进一步将式（7）变换为：

$$CO_{2}^{A}=H_{x}\left(1-\Phi\right)^{\frac{1}{b}}F^{A}\left(K,L\right)\overline{U}_{DFI_{t-1}}\left[1-Vpolicy_{it}\delta\left(Envir_{it},Devel_{it},v_{it}\right)\left(1+\frac{DFI_{t-1}}{K}\right)^{\alpha}\right] \tag{12}$$

式（12）表明，数字普惠金融发展水平不仅对碳减排产生直接影响，还会通过产业结构调整、绿色技术创新和经济发展水平提升对碳减排产生间接影响。具体而言，企业A申请数字普惠金融政策支持并获得创新研发资本后，其对碳减排的积极作用开始逐步显现，数字普惠金融得以通过产业结构调整、绿色技术创新等方式提升碳减排效率。

（三）研究假说

综上所述，产业结构、绿色技术创新和经济发展水平会直接影响碳排放，数字普惠金融缓解了企业绿色转型面临的资金约束，增加了企业研发部门的绿色创新投入，降低了企业的信息成本，从而促进企业生产低碳排放产品。进一步考虑A和B两个企业的碳排放情况，根据前文分析可将两个企业的碳排放表达式简化如下：

$$E^{A}=CO_{2}^{A}\left[DFI_{A},H_{x}^{A}Ins(DFI_{t-1}^{A}),\alpha_{1}Tech\left(DFI_{t-1}^{A}\right),\delta_{1}(Envir_{it},Devel_{it},v_{it})\right] \tag{13}$$

$$E^{B}=CO_{2}^{B}\left[DFI_{B},H_{x}^{B}Ins(DFI_{t-1}^{B}),\alpha_{2}Tech\left(DFI_{t-1}^{B}\right),\delta_{2}(Envir_{it},Devel_{it},v_{it})\right] \tag{14}$$

其中，Ins表示产业结构机制函数，$Tech$表示绿色技术创新机制函数。

令$R=E^{A}/E^{B}$，对式（13）和式（14）分别就产业结构和绿色技术创新求偏导，可得：

$$\frac{\partial R}{\partial Ins\left(DFI_{t-1}\right)}=\frac{H_{x}^{A}E_{12}^{A'}E^{B}-H_{x}^{B}E_{22}^{B'}E^{A}}{\left(E^{B}\right)^{2}} \tag{15}$$

$$\frac{\partial R}{\partial Tech\left(DFI_{t-1}\right)}=\frac{\alpha_{1}E_{13}^{A'}E^{B}-\alpha_{2}E_{23}^{B'}E^{A}}{\left(E^{B}\right)^{2}} \tag{16}$$

式（15）和式（16）表明，产业结构、绿色技术创新和经济发展水平对碳排放有明显的直接

影响。为进一步考察数字普惠金融对碳排放的影响，求其对数字普惠金融的偏导，得到：

$$\frac{\partial R}{\partial DFI}=\frac{E^{B}\left[\begin{array}{l}E_{11}^{A'}+H_{x}^{A}\dfrac{\partial Ins(DFI_{t-1})}{\partial DFI}E_{12}^{A'}\\+E_{13}^{A'}\alpha_{1}\dfrac{\partial Ins(DFI_{t-1})}{\partial DFI}\end{array}\right]-E^{A}\left[\begin{array}{l}E_{21}^{B'}+H_{x}^{B}\dfrac{\partial Ins(DFI_{t-1})}{\partial DFI}E_{22}^{B'}\\+E_{23}^{B'}\alpha_{2}\dfrac{\partial Ins(DFI_{t-1})}{\partial DFI}\end{array}\right]}{\left\{E^{B}\left[DFI^{B},G_{x}^{B}Ins(DFI_{t-1}^{B}),\alpha_{2}Tech\left(DFI_{t-1}^{B}\right),\delta_{2}(Envir_{it},Devel_{it},v_{it})\right]\right\}^{2}} \tag{17}$$

式（17）表明，数字普惠金融可以提高企业资金可得性，推动企业开展绿色生产，减少企业碳排放。由于城市碳排放根植于辖区内企业生产活动，微观企业碳减排行为是城市碳排放总量下降的重要基础。因此，数字普惠金融能够突破单一企业边界，带动区域绿色资源配置优化，进而对城市碳排放总量产生影响。基于以上分析，本文提出如下基本假说：

假说1：数字普惠金融对城市碳排放具有直接影响，且该影响以门槛值为界限，呈现非线性和多阶段特征。

假说2：数字普惠金融对城市碳排放具有间接调节作用，即通过经济发展水平提升、产业结构调整和绿色技术创新提升碳减排效率。

（四）典型事实分析

本文采用北京大学发布的城市层面的数字普惠金融指数和全球大气研究排放数据库（Emissions Database for Global Atmospheric Research，EDGAR）中的城市碳排放数据，分析数字普惠金融发展水平和城市碳排放规模，并利用分箱散点图考察数字普惠金融与城市碳排放之间的拟合关系。分箱散点图能够直观显示给定解释变量时被解释变量条件期望的非参数估计结果，有助于快速检测非线性关系与分布特征，并确定最佳拟合函数形式，揭示不同子样本的异质关系。分箱散点图显示，数字普惠金融对城市碳排放的影响呈现显著的倒U型特征，[①]进一步验证了理论模型与研究假说提出的合理性。

三、研究设计

（一）变量定义

1.被解释变量

本文的被解释变量为城市碳排放（CO_2），用二氧化碳排放规模衡量。数据测算基于联合国政府间气候变化专门委员会的温室气体清查方法，该方法不仅考虑了已采取减排措施的影响，还综合考量了含碳量、碳氧化率和不同地区的能源结构差异。

2.解释变量

本文的解释变量为数字普惠金融（*DFI*），用数字普惠金融发展情况衡量。北京大学数字普惠金融指数基于数字经济、信息技术和新时期金融领域的数据，运用层次分析法编制，从数字金融覆盖广度（*Coverage*）、数字金融使用深度（*Usage*）和普惠金融数字化程度（*Digit*）3个维度来测度数字普惠金融发展情况，共包含3个一级指标和33个二级指标[36]。经济发展水平（*AGDP*），用城市人均生产总值衡量；产业结构（*PSI*），用城市第二产业产值占城市生产总值的比重衡量；绿色技术创新水平（*TECH*），用城市发明专利授权数衡量。

3.控制变量

人口密度（*PPD*），用城市单位土地面积上的人口数量衡量；工业发展水平（*SIZE*），用城市产业总产出减去中间投入获得的增加值衡量。

4.转换变量

① 数字普惠金融影响城市碳排放的分箱散点图未在正文中列出，留存备索。

转换变量S_{it}能够刻画整个模型的连续平滑演变，鉴于模型内生性和转换变量前后关联性，模型的转换变量选取数字普惠金融的滞后一期，即：

$$S_{it} = DFI_{i,t-1} \tag{18}$$

（二）模型构建

以上分析表明，数字普惠金融对城市碳排放的影响呈现多阶段、连续性的非线性特征。因此，本文以PSTR模型为工具，对数字普惠金融与城市碳排放的关系进行全过程刻画和多视角分析，结合式（12）、式（17）和PSTR模型的基本特征，构建实证模型如下：

$$CO_{2it} = \beta + \beta_{01}DFI_{it} + \beta_{02}AGDP_{it} + \beta_{03}PSI_{it} + \beta_{04}TECH_{it} + \gamma X_{it} + \sum_{e=1}^{n}(\beta_{e1}DFI_{it}^{e} + \beta_{e2}AGDP_{it}^{e} + \beta_{e3}PSI_{it}^{e} + \beta_{e4}TECH_{it}^{e})G^{e}(S_{it};\zeta_{q}^{e},C_{q}^{e}) + \varepsilon_{it} \tag{19}$$

其中，转换函数$G^{e}(S_{it};\ \zeta_{q}^{e},\ C_{q}^{e})$为：

$$G^{e}(S_{it};\zeta_{q}^{e},C_{q}^{e}) = \left\{1 + \exp\left[-\zeta_{q}^{e}\prod_{q=1}^{m}\left(S_{it} - C_{q}^{e}\right)\right]\right\}^{-1} \tag{20}$$

其中，β表示常数项，i表示城市，t表示年份，CO_{2it}表示城市碳排放，DFI_{it}表示数字普惠金融，$AGDP_{it}$表示经济发展水平，PSI_{it}表示产业结构，$TECH_{it}$表示绿色技术创新水平，X_{it}表示影响城市碳排放的控制变量，G表示模型的平滑转换函数，一般取指数形式，取值介于0和1之间，转换函数的取值变动引起模型在不同机制间平滑转换，S_{it}表示转换变量，在转换变量的不同发展阶段，模型呈现不同的机制和趋势，ζ表示转换速度，ζ>0，C表示位置参数，即模型转换的阈值，e表示转换函数G的个数，取值为［1，n］，代表不同作用机制的数量，q是位置参数C的个数，取值为［1，m］，代表阈值的数量，ε_{it}表示随机扰动项。

（三）数据来源

考虑数据的可得性和研究的时效性，本文采用面板数据，最终选取的时间跨度为2011—2023年，通过碳排放数据和数字普惠金融数据的交叉匹配，选取截面城市的数量为146个，样本量为1 898个，能够说明模型需要解释的现实问题。碳排放数据来源于全球大气研究排放数据库，数字普惠金融数据来源于北京大学数字金融研究中心，经济发展水平数据来源于万得（Wind）数据库，产业结构、绿色技术创新水平、人口密度和工业发展数据来源于历年《中国城市统计年鉴》和城市数据库。本文主要变量的描述性统计结果如表1所示。

表1　主要变量的描述性统计结果

变　量	符　号	样本量	均　值	标准差	最小值	中位数	最大值
城市碳排放	CO_2	1 898	426. 5109	428. 7937	22. 6151	278. 8640	2 934. 0260
数字普惠金融	*DFI*	1 898	210. 5778	80. 4073	21. 2600	222. 4667	373. 2215
经济发展水平	*AGDP*	1 898	69. 5376	40. 8771	10. 0900	58. 2465	290. 4770
产业结构	*PSI*	1 898	45. 2141	9. 5340	14. 9100	45. 8673	74. 7346
绿色技术创新水平	*TECH*	1 898	2 631. 8140	6 960. 8390	1	502. 5000	107 875
人口密度	*PPD*	1 898	5. 5348	4. 5114	0. 1753	4. 7800	38. 2957
工业发展水平	*SIZE*	1 898	8. 2325	1. 0453	4. 2212	8. 1796	10. 9392

四、实证结果与分析

（一）机制检验

1.非线性机制检验

由前文分析可知，数字普惠金融与城市碳排放的关系具有非线性特征，而PSTR模型的基本

前提也是非线性。因此，在实证分析之前，本文需检验模型是否存在非线性机制。本文采用PSTR模型的常用检验形式，即Wald、Fisher和LRT检验，三个检验均假定“模型为线性为原假设”，然后在位置参数个数分别为1和2的机制下对原模型的非线性关系进行验证。全样本的非线性机制检验结果如表2所示。由表2可知，在位置参数为1的情况下，Wald、Fisher和LRT检验的检验值均足够大，且显著性水平达到0.01。表明在m=1的条件下已经可以显著拒绝模型为线性的原假设。原模型在三个检验下均存在明显的非线性机制，能够基本确定式（20）中的m值为1，即全样本模型只存在一个拐点。

表2　全样本的非线性机制检验结果

检验工具	（1）	（2）	（3）	（4）
	m=1		m=2	
	统计量	P值	统计量	P值
Wald	165.7310***	0.0000	180.9320***	0.0000
Fisher	27.8410***	0.0000	15.2790***	0.0000
LRT	173.4220***	0.0000	190.1520***	0.0000

注：***表示在1%水平上显著，下同。

2.机制的进一步检验

在模型非线性机制确定的情况下，需要对式（19）中的转换函数个数n和式（20）中的位置参数个数m进行进一步确认。转换函数个数n依然采用Wald、Fisher和LRT进行检验，位置参数个数m则在非线性检验基础上，进一步依据赤池信息准则（Akaike Information Criterion，AIC）和贝叶斯信息准则（Bayesian Information Criterion，BIC）进行择优确定。全样本模型机制的进一步检验结果如表3所示。

表3　全样本模型机制的进一步检验结果

假　设	检验工具	（1）	（2）	（3）	（4）
		m=1		m=2	
		统计量	P值	统计量	P值
原假设：n=1 备择假设：n=2	Wald	28.4780	0.0000	105.1760	0.0000
	Fisher	4.4020	0.0000	8.4480	0.0000
	LRT	28.6940	0.0000	108.2040	0.0000
原假设：n=2 备择假设：n=3	Wald	5.7670	0.4500	5.8980	0.4350
	Fisher	0.8780	0.5100	0.8940	0.4980
	LRT	5.7750	0.4490	5.9080	0.4340
	AIC	7.8590		7.8840	
	BIC	7.9230		7.9550	

由表3可知，在n=1的原假设下，当m为1和2时，Wald、Fisher和LRT检验的数值均较大，且P值均为0，显著拒绝n为1的原假设。进一步地，在n=2的原假设下，当m为1和2时，Wald、Fisher和LRT检验的数值明显下降，且P值均较大，不能显著拒绝n为2的原假设。因此，判定模型中的转换函数个数n为2。此外，从AIC和BIC的结果可以看出，在m为1的条件下，标准值均小于m为2的情况。因此，综合非线性检验、AIC和BIC的结果可以判定，位置参数m的数量为1，数字普惠金融与城市碳排放的关系模型存在1个位置参数和2个转换函数。

（二）模型基准结果

根据前文参数检验结果，本文分别对不同位置参数和转换函数个数作用下的模型进行非线

性、多阶段实证分析。鉴于非线性机制的存在，采用网络格点法确定位置参数和转换速度。本文在不同的作用机制下，结合组内均值中心化方法，搜索最优参数，该组合使模型在最佳位置实现连续平滑转换。全样本模型的基准回归结果如表4所示。由表4可知，全样本模型存在显著的非线性三机制，三机制在数字普惠金融达到59. 3840和234. 1029时出现拐点，数字普惠金融与城市碳排放之间存在明显倒U型关系，假说1得到验证。

当数字普惠金融小于59. 3840时，模型退化为显著的线性机制，数字普惠金融的系数为0. 7238，且在1%水平上显著，表明在经济发展的初期阶段，数字普惠金融对城市碳减排的影响尚未显现。经济发展水平的系数为-1. 8661，且在1%水平上显著，表明在第一阶段，经济发展水平是决定城市碳排放规模的主要因素，二者存在负向关系。此外，产业结构的系数为1. 2546，但不显著，即产业结构的优化和升级的碳减排效应尚不明显。绿色技术创新水平的系数为-0. 0037，但不显著，表明科技创新对城市碳排放的抑制作用尚未显现。综合第一阶段的结果可以看出，在经济发展初期，经济发展水平是城市碳排放的主要影响因素。

当数字普惠金融在59. 3840到234. 1029之间时，全样本模型越过拐点达到第二阶段，此时的模型整体呈现非线性，数字普惠金融的系数为-0. 1569，且在10%水平上显著，表明数字普惠金融水平越高，城市碳排放规模越小。这一阶段经济发展水平的系数为0. 8981，且在1%水平上显著，表明经济发展水平在一定程度上加剧了城市碳排放。产业结构的系数为2. 8068，且在1%水平上显著，表明产业结构升级在当前阶段仍加剧了城市碳排放，数字普惠金融的碳减排效应日益显现。

当数字普惠金融大于234. 1029时，全样本模型越过第二拐点达到第三阶段，此时的模型非线性特征最为明显，数字普惠金融对城市碳排放的影响系数为-0. 7792，且在1%水平上显著，影响度和显著性相对于第二阶段均有了大幅提升，此阶段数字普惠金融已经成为降低城市碳排放的关键因素。

综合三阶段非线性机制可以看出，数字普惠金融在城市碳排放中发挥着越来越重要的作用，且经济发展水平、产业结构和绿色技术创新的碳减排效应在很大程度上受到城市数字普惠金融发展水平的影响，假说2得到验证。

表4　全样本模型的基准回归结果

变　量	第一阶段		第二阶段		第三阶段	
	系数	回归值	系数	回归值	系数	回归值
DFI	β_{01}	0. 7238*** （3. 1462）	β_{11}	-0. 1569* （-1. 6945）	β_{21}	-0. 7792*** （-3. 2504）
AGDP	β_{02}	-1. 8661*** （-3. 7136）	β_{12}	0. 8981*** （3. 4657）	β_{22}	1. 6010*** （3. 3180）
PSI	β_{03}	1. 2546 （1. 5098）	β_{13}	2. 8068*** （4. 4657）	β_{23}	-1. 4026 （-1. 6002）
TECH	β_{04}	-0. 0037 （-0. 5035）	β_{14}	-0. 0011 （-1. 4324）	β_{24}	0. 0065 （0. 8491）
C			59. 3840		234. 1029	
ζ			0. 2000		0. 0675	

注：*表示在10%水平上显著，括号内为t值，下同。

（三）内生性检验

为处理遗漏变量和反向因果引发的内生性问题，本文使用控制函数法进行内生性检验。由于PSTR模型的转换函数设定为logit形式，使用传统工具变量方法难以正确处理内生性问题，而控制函数法将第一阶段回归产生的残差（*Residual*）作为控制变量引入主回归模型，该方法更适用

于非线性模型，能够对非线性内生解释变量进行一致估计，且无需替换原方程中的变量，从而有效修正内生变量与误差项相关引发的估计偏误。控制函数法的内生性检验结果如表5所示，数字普惠金融对碳排放仍呈现三阶段非线性（m=1，n=2）特征，影响效应呈现先正后负的倒U型，基准结论依然稳健。

表5　内生性检验结果

变　量	第一阶段		第二阶段		第三阶段	
	系数	回归值	系数	回归值	系数	回归值
DFI	β_{01}	3.6861*** (3.2540)	β_{11}	0.5917 (0.6191)	β_{21}	−2.2547*** (−2.6374)
AGDP	β_{02}	−15.2761** (−1.9751)	β_{12}	10.7019 (0.8482)	β_{22}	5.946 (0.9179)
PSI	β_{03}	5.2788*** (3.1777)	β_{13}	−12.3862*** (−3.9146)	β_{23}	6.3241** (2.4975)
TECH	β_{04}	0.0036 (1.0532)	β_{14}	−0.0015 (−0.2737)	β_{24}	−0.0037 (−1.2717)
Residual		−0.4313*** (−3.5404)		0.1442 (1.5352)		0.0051 (0.1042)
C			97.9974		129.0466	
ζ			0.0346		22.0570	

注：**表示在5%水平上显著，下同。

（四）稳健性检验①

本文借鉴胡宗义等的思路，根据北京大学测度数字普惠金融的逻辑思路，将传统金融机构的数字化转型实践纳入指标体系构建范围[37]，通过整合互联网平台与传统金融机构的多元业务数据，构建涵盖数字金融科技基础和数字金融普惠价值两个一级维度的广义指标体系，基于该指标，重新测度数字普惠金融水平，并进行稳健性检验。结果显示，将传统金融机构的数字化转型实践纳入测度范围并将数据更新至2023年后，模型测度的机制转换及影响方向未发生显著变化，数字普惠金融对城市碳排放的影响仍呈现倒U型特征，表明本文研究结论稳健。

五、异质性分析

（一）区域异质性

鉴于中国区域经济发展不平衡，本文进行区域异质性分析，明确不同区域城市的数字普惠金融对碳排放的异质性作用。按照中国的区域行政区划和本文数据的特征，从全样本划分为东部地区、中部地区和西部地区，②并分别利用PSTR模型进行子样本异质性分析。表6列（1）结果显示，东部地区存在两个运行机制，但是东部地区的数字普惠金融拐点为293.2716，表明东部地区在较高的数字普惠金融水平下实现了碳排放机制的非线性转换，经济发展水平是影响数字普惠金融碳减排效应的重要因素。表6列（2）结果显示，中部地区数字普惠金融以245.3140为拐点实现了两阶段的机制转换，两个阶段数字普惠金融的系数分别为0.3958和−0.5799，且均在1%水平上显著，表明数字普惠金融在第一阶段加剧城市碳排放，在第二阶段转为抑制作用，转换速度和转换时间相对落后于东部地区，表明中部地区需进一步提升数字普惠金融发展水平，中部地区要实现“双碳”目标还需要提高经济发展水平，提升数字金融普惠水平。表6列（3）结果显示，在西部地区的两个阶段中，数字普惠金融的碳减排效应相对于其他地区较弱。但从第二阶段

① 稳健性检验结果未在正文中列出，留存备索。

② 东部地区包括山东、福建、广东、北京、辽宁、河北、江苏、浙江、天津、上海和海南，中部地区包括江西、湖南、吉林、黑龙江、山西、河南、安徽和湖北，西部地区则包括四川、重庆、云南、广西、贵州、西藏、新疆、宁夏、甘肃、陕西、内蒙古和青海。

开始，数字普惠金融在西部地区也呈现碳减排效应（-0.6188），表明经济的高质量、低碳发展是西部地区实现“双碳”目标的重要抓手，数字普惠金融通过技术赋能和金融服务优化提升西部地区的碳减排效率。

（二）数字普惠金融指标异质性

鉴于数字普惠金融评价体系的多维性和指标侧重性，不同二级评价指标的差异化会导致城市碳减排效应的异质性，本文对模型进行数字普惠金融指标碳减排效应的异质性分析，从数字金融覆盖广度、数字金融使用深度和普惠金融数字化程度3个维度衡量城市数字普惠金融的不同发展方向对碳排放的差异化作用。表6列（4）结果显示，数字金融覆盖广度对城市碳排放的作用呈现前两阶段上升、第三阶段下降的趋势，呈现近似倒U型特征。在第三阶段，数字金融覆盖广度对城市碳排放的影响系数为-0.8213，且在1%水平上显著，表明数字金融覆盖广度在前两阶段加剧城市碳排放，在第三阶段转为抑制作用。表6列（5）和列（6）结果显示，数字金融使用深度和普惠金融数字化程度对碳排放的作用同样呈现近似倒U型特征，但在第二阶段，数字金融使用深度和普惠金融数字化程度对城市碳排放的影响系数分别为-0.6689和-0.3026，且均在1%水平上显著，表明从第二阶段开始，碳排放出现了下降趋势，且第二阶段到第三阶段的转换过程中，碳减排效应不断提升。这表明随着数字普惠金融发展水平的不断上升，碳减排效应逐渐显现，数字金融使用深度和普惠金融数字化程度在城市碳减排中发挥重要作用。

表6　区域异质性、数字普惠金融指标异质性分析结果

阶　段	变　量	系　数	（1）	（2）	（3）	（4）	（5）	（6）
			东部地区	中部地区	西部地区	数字金融覆盖广度	数字金融使用深度	普惠金融数字化程度
第一阶段	*DFI*	β_{01}	0.2938*** （6.4205）	0.3958*** （6.6109）	0.1888 （1.3870）	0.9843*** （4.2308）	0.5463** （2.4186）	0.1836 （1.1029）
	AGDP	β_{02}	-0.0555* （-1.5631）	-1.5011*** （-6.2543）	-0.7332 （-0.8993）	-2.4668*** （-4.2021）	-1.3136*** （-2.8686）	-1.3180*** （-3.0061）
	PSI	β_{03}	-1.1403** （-2.2464）	1.5544*** （2.6369）	-0.2978 （-0.3674）	1.8111** （2.0567）	1.1089 （1.3563）	0.3471 （0.4297）
	TECH	β_{04}	0.0034*** （2.5946）	0.0118*** （3.0444）	-0.0024 （-0.4981）	-0.0082 （-0.8074）	-0.0009 （-0.1323）	-0.0017 （-0.3587）
第二阶段	*DFI*	β_{11}	-0.7277*** （-5.1983）	-0.5799*** （-2.8669）	-0.6188* （-1.9293）	0.0436 （0.6459）	-0.6689*** （-5.6385）	-0.3026*** （-3.0207）
	AGDP	β_{12}	0.2136* （1.7772）	2.5112*** （4.0054）	3.4368*** （6.5136）	0.8000*** （4.3792）	0.8799*** （3.6025）	0.6515*** （3.1971）
	PSI	β_{13}	1.9310** （2.5722）	1.4207* （1.7142）	3.4874*** （3.7873）	1.5933*** （3.9642）	3.0065*** （5.3574）	2.7151*** （4.4716）
	TECH	β_{14}	-0.0017** （-2.3385）	-0.0101** （-2.2129）	0.0096*** （2.5965）	-0.0012* （-1.9451）	-0.0009 （-1.2681）	-0.0006 （-0.8000）
	C_1		293.2716	245.3140	216.8627	57.1939	60.2872	61.0631
	ζ_1		473.9292	0.0679	0.0879	0.1956	0.2175	0.1527
第三阶段	*DFI*	β_{21}				-0.8213*** （-3.3837）	-0.5818** （-2.5280）	-0.3944** （-2.3868）
	AGDP	β_{22}				2.1922*** （3.7985）	1.1509*** （2.6165）	1.1327*** （2.727）
	PSI	β_{23}				-1.2095 （-1.3563）	-1.4426* （-1.6961）	-1.1561 （-1.3723）
	TECH	β_{24}				0.0103 （0.9885）	0.0034 （0.4549）	0.0038 （0.7876）
	C_2					218.3702	231.6435	225.4230
	ζ_2					6.0503	0.0632	0.0574

（三）城市发展阶段异质性

城市发展阶段差异和政策环境变化是影响数字普惠金融碳减排效应的重要因素。2017年底，全国碳市场正式启动，本文以此为依据，将样本分为2011—2016年和2017—2023年两个时间段，进行城市发展阶段异质性分析。表7列（1）和列（2）结果显示，数字普惠金融对城市碳排放的影响在前两个阶段均呈现倒U型特征，全国碳市场正式启动之后，数字普惠金融在第二阶段的系数为-1.5858，且在1%水平上显著，数字普惠金融的碳减排效应发挥得更加明显，碳减排政策与数字普惠金融形成协同效应。

（四）城市发展类型异质性

不同发展类型城市的碳减排效应存在显著差异。为此，本文进一步开展城市发展类型的异质性分析。按照城市的资源禀赋程度和资源依赖程度，本文从146个全样本城市中划分出以包头、攀枝花和东营为代表的43个资源型城市，以广州、成都和杭州为代表的103个非资源型城市，分别进行异质性分析。表7列（3）和（4）结果显示，资源型城市和非资源型城市在第二阶段的数字普惠金融系数分别为-0.8438和-0.5839，且均在1%水平上显著，表明数字普惠金融的碳减排效应在资源型城市发挥得更加明显，而非资源型城市需在更高数字普惠金融发展水平下实现碳减排。

表7　城市发展阶段、城市发展类型异质性分析结果

阶　段	变　量	系　数	（1）	（2）	（3）	（4）
			2011—2016年	2017—2023年	资源型城市	非资源型城市
第一阶段	*DFI*	β_{01}	0.2255* （1.8108）	1.8608*** （6.0606）	0.3295*** （3.6558）	0.2711*** （7.4123）
	AGDP	β_{02}	-0.8074*** （-3.9998）	-1.2010*** （-3.0219）	0.2396 （0.6188）	-0.0647 （-0.6656）
	PSI	β_{03}	-0.3179 （-0.5164）	0.7173 （0.8035）	2.9909*** （4.1882）	-0.7404** （-2.2182）
	TECH	β_{04}	0.0044 （1.2091）	0.0001 （0.0136）	0.0294*** （5.3045）	0.0042*** （4.2549）
第二阶段	*DFI*	β_{11}	-0.4998*** （-3.7433）	-1.5858*** （-4.8243）	-0.8438*** （-3.4558）	-0.5839*** （-3.3053）
	AGDP	β_{12}	0.7939*** （4.5504）	2.2341*** （4.2922）	2.5189*** （5.0137）	0.1098 （0.7840）
	PSI	β_{13}	-1.0606** （-2.5069）	3.2339*** （2.8824）	-0.1876 （-0.1566）	2.3861*** （2.7463）
	TECH	β_{14}	0.0022 （1.0725）	0.0003 （0.0392）	-0.0638*** （-5.1015）	-0.0015** （-2.2516）
	C_1		65.1879	208.0571	225.1226	292.7177
	ζ_1		0.1403	0.0484	0.0577	3.0000

六、进一步分析

（一）模型设定

数字要素具有跨时空流动和快速扩散的属性，而碳排放同样存在跨区域转移的特征。因此，本文进一步从空间视角分析数字普惠金融对城市碳排放的影响，参考赵涛等的做法，构建时间和空间均固定的空间杜宾模型（Spatial Durbin Model，SDM）[38]：

$$CO_{2it}=\alpha_0+\rho\sum_{a=1}^{146}W_{ia}CO_{2at}+\beta DFI_{it}+\varepsilon X_{it}+\iota\sum_{a=1}^{146}W_{ia}DFI_{it}+\phi\sum_{a=1}^{146}W_{ia}X_{it}+\mu_i+\psi_t+\eta_{it} \quad (21)$$

其中，$\eta_{it}\sim N(0,\sigma^2 In)$，$i$和$a$均表示城市，$\rho$表示空间自回归系数，$\iota$和$\phi$分别表示城市碳排放、数字普惠金融与控制变量的空间滞后项系数。ι可用于度量数字普惠金融发展水平对相邻城

市碳排放的边际影响。W_{ij}表示空间权重矩阵，使用空间邻接矩阵、地理距离矩阵和地理经济嵌套矩阵三种形式，具体构造时对权重矩阵做标准化处理。

（二）空间模型估计形式的相关检验

为选择最优的空间模型，本文对模型进行适配性相关检验。空间模型估计形式的相关检验结果如表8所示。空间滞后模型（Spatial Lag Model，SLM）和空间误差模型（Spatial Error Model，SEM）的LM检验结果分别为51.3570和28.7450，且均在1%显著水平上显著，支持了选择SDM的合理性。此外，SLM和SEM的Wald检验结果分别为35.8900和44.1300，LR检验结果分别为35.2900和36.1200，且均在1%水平上显著，两个检验结果显著拒绝了SDM退化成SLM和SEM的原假设。豪斯曼（Hausman）检验和LR检验进一步支持采用双固定效应SDM。

表8　空间模型估计形式的相关检验结果

检验方法	统计值	P值	检验方法	统计值	P值
LM-Lag	51.3570	0.0000	Hausman检验	30.5000	0.0000
LM-Error	28.7450	0.0000	Wald-Test SLM	35.8900	0.0000
Robust LM-Lag	22.9580	0.0000	Wald-Test SEM	44.1300	0.0000
Robust LM-Error	0.3460	0.5560	LR-Test ind	55.5300	0.0000
LR-Test SLM	35.2900	0.0000	LR-Test time	7 594.3800	0.0000
LR-Test SEM	36.1200	0.0000			

（三）空间衰减边界分析

由于数字信息技术在空间传递过程中存在衰减特征，数字普惠金融对碳排放的空间效应在区域范围内存在溢出距离。进一步地，为研究数字普惠金融对城市碳排放空间溢出的影响边界，本文设置地理阈值d来估计空间衰减边界，d的初始值设置为$d_0=100$千米，步长$step=100$千米。将构造好的空间地理阈值权重矩阵依次代入时空双固定的SDM中，可检验数字普惠金融对城市碳减排的直接效应及间接效应随地理距离增加而衰减的特征。设置空间地理阈值权重矩阵如下：

$$Thre_{ij}=\begin{cases}\dfrac{1}{d_{ij}^{\,2}}, d_{ij}\geqslant d\\ 0, d_{ij}<d\end{cases} \tag{22}$$

其中，$d\in\{d_0,\ d_0+step,\ \cdots,\ d_0+kstep,\ \cdots,\ d_{\max}\}$，具体操作时设置$k=1$，2，…，16。本文依据数字普惠金融对城市碳排放的本地效应，结合空间溢出系数与地理阈值的关系，将空间衰减特征的估计结果可视化，分别绘制空间视角下直接效应系数变动和空间溢出效应变动的衰减边界图。

1.本地效应

不同地理阈值下数字普惠金融对碳排放的本地效应如图1所示。由图1可知，数字普惠金融对碳排放的本地效应处于一定波动范围内，但总体变化幅度小，数字普惠金融对区域内碳排放有显著的抑制作用。此外，当地理距离在300千米地理阈值范围内时，数字普惠金融对本地碳减排的作用最强，抑制作用达到峰值。主要原因在于，300千米一般处于省界范围内。在这一区间内，高铁网络大幅压缩城市间时空距离，降低了资本、技术、人才等生产要素流动成本，交通可达性和经济发展水平较高，使数字普惠金融的碳减排作用得以充分发挥。

2.邻地效应

不同地理阈值下数字普惠金融对碳排放的邻地效应如图2所示。由图2可知，数字普惠金融对周边区域碳排放的邻地效应近似N型，分为三个阶段。第一阶段，在距离本地边界0—300千米范围内，间接效应的系数为负，且负向效应不断减小，此时，本地区域数字普惠金融发展水平

对相邻地区发挥积极的碳减排效应。鉴于存在虹吸效应，碳减排效应随着地理距离增加而递减。第二阶段，在本地边界以外的300—1 000千米地理阈值内，碳减排空间溢出效应逐渐减弱，原因在于300—1 000千米地理阈值内处于信息、人才和技术的虹吸效应区域，资本和技术等流向本地，此区间内的碳减排示范效应逐渐减弱而虹吸效应逐渐增强，导致该区域内城市碳排放增加。第三阶段，随着地理距离的增加，城市的虹吸效应逐渐减弱，在本地边界以外的1 000—1 400千米地理阈值内，相邻地区数字普惠金融的碳减排效应再次显现，且减排效果显著增强，随后出现衰减现象，衰减边界为1 400千米。综合来看，受产业结构、城乡发展水平、技术水平和交通基础设施等因素的影响，数字普惠金融存在显著的碳减排空间溢出效应，该效应存在明显的地理峰值，且呈现边界衰减特征。

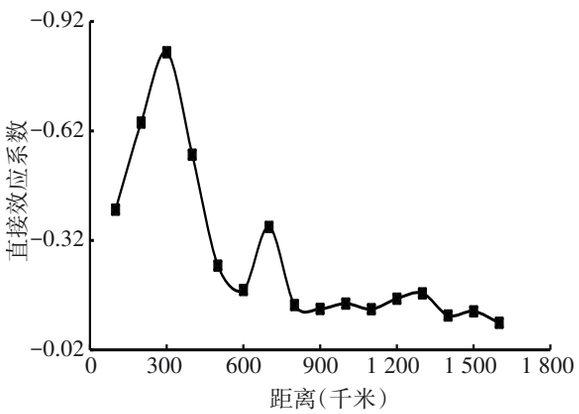

图1　不同地理阈值下数字普惠金融对碳排放的本地效应

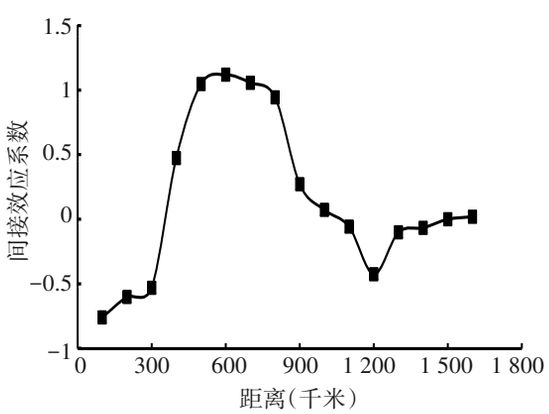

图2　不同地理阈值下数字普惠金融对碳排放的邻地效应

七、结论与启示

数字技术与金融领域的不断融合，使数字普惠金融成为推动城市高质量发展和促进碳减排的重要力量。本文基于2011—2023年中国146个城市的数字普惠金融指数，利用PSTR模型实证检验了数字普惠金融对城市碳排放的非线性影响及空间溢出效应。研究表明，数字普惠金融与城市碳排放之间存在倒U型关系，其作用机制在于数字普惠金融通过产业结构调整和绿色技术创新提升碳减排效率；东部地区在较高的数字普惠金融水平上达到了碳排放的下降拐点，数字普惠金融的使用深度和数字化程度在城市碳减排中发挥核心作用，碳减排政策与数字普惠金融在城市碳减排领域形成了协同效应，非资源型城市相较于资源型城市在更高的数字普惠金融发展水平上达到了碳排放的下降拐点。空间溢出分析结果表明，数字普惠金融的碳减排空间溢出效应随着地理距离的增加呈现N型非线性变化趋势，当地理距离在300千米地理阈值范围内时，数字普惠金融对本地碳减排的作用最强；在距离本地边界0—300千米时，数字普惠金融对相邻地区产生正向的碳减排空间溢出效应；在距离本地边界300—1 000千米时，碳减排空间溢出效应逐渐减弱；在距离本地边界1 000—1 400千米时，数字普惠金融对相邻地区的碳减排效应再次显现，随后持续衰减，空间溢出的有效边界为1 400千米。本文的研究结论对当前中国数字技术驱动下的城市碳减排具有重要政策启示。

一是在数字技术和信息技术的推动下，大力发展数字普惠金融，为区域碳减排提供金融服务支持。鉴于数字技术的应用可放大普惠金融对绿色低碳领域的资金引导作用，数字技术与普惠金融的结合能够为区域碳减排开辟有效的路径，尤其当数字普惠金融发展达到特定水平之后，其碳减排效应将明显提升。因此，为推动各城市因地制宜加快实现“双碳”目标，需要加快数字普惠

金融基础设施建设，加大政策支持。借助数字技术红利及国家“十五五”时期推动数字经济发展的政策红利，聚焦工业、能源、服务业等重点领域数字化绿色化协同转型，充分利用数字普惠金融的资金和服务，有针对性地破解中小微企业降碳成本高、融资难、技术弱等难题，借助金融工具提升企业碳减排效能，推动区域碳减排。同时，以数字技术为引擎，以普惠金融为渠道，以绿色金融为目标，通过完善碳核算、创新挂钩产品、设立引导基金等举措，实现对不同规模市场主体碳减排的精准支持和有效激励，构建数字赋能、金融助力、市场主导的绿色低碳发展新格局，提升区域生态治理效能与绿色经济发展质效。

二是数字普惠金融发展需要因地制宜，中国实现“双碳”目标必须重视区域统筹协调。只有因地制宜与区域统筹协同发力，才能使数字普惠金融对城市碳减排的效应达到最优。因此，需要从区域协同视角统筹数字普惠金融和碳达峰的融合发展。在基础设施完善、技术与经济发展水平较高的东部地区，应推动数字普惠金融与高精度碳监测、碳账户、智能合约深度融合，研发面向居民绿色消费和出行的动态碳激励产品，并利用区块链和物联网实现碳减排的实时核算与交易。充分发挥东部地区的技术优势，加大金融创新，提高技术服务水平，为实现“双碳”目标提供更多的技术和资金支持。而在基础设施薄弱、工业主导、技术能力有限的中部地区和西部地区，则应优先保障移动支付和数字信贷覆盖，重点支持中小制造企业节能改造和绿色转型，采用基于行业平均排放因子的简化碳核算，避免技术超前投入。加快中部地区和西部地区产业转型升级，承接和利用东部地区的产业、技术和资金。发挥中西部地区的资源优势，依托数字普惠金融与数字技术，助力“双碳”目标顺利实现。同时，搭建区域绿色要素流转与经验共享机制，推动成熟碳金融产品、数字化降碳方案跨区域推广。建立差异化考核与风险缓释机制，兼顾降碳任务落地与金融风险防控，促进区域间资金、数据与绿色要素双向联动，形成优势互补、分工协作的跨区域减碳体系。

参考文献：

[1] Friedlingstein P, O’Sullivan M, Jones M W, et al. Global carbon budget 2025[J]. Earth System Science Data, 2026,18(5):3211-3288.

[2] 王韶华,赵暘春,张伟,等.京津冀碳排放的影响因素分析及达峰情景预测——基于供给侧改革视角[J].北京理工大学学报(社会科学版),2022,24(6):54-66.

[3] Liu Zhu, Guan Dabo, Wei Wei, et al. Reduced carbon emission estimates from fossil fuel combustion and cement production in China[J]. Nature,2015,524(7565):335-338.

[4] Narayan P K, Saboori B, Soleymani A. Economic growth and carbon emissions[J].Economic Modelling, 2016, 53: 388-397.

[5] 鲁万波,仇婷婷,杜磊.中国不同经济增长阶段碳排放影响因素研究[J].经济研究,2013,48(4):106-118.

[6] 张希良,黄晓丹,张达,等.碳中和目标下的能源经济转型路径与政策研究[J].管理世界,2022,38(1):35-66.

[7] 杨莉莎,朱俊鹏,贾智杰.中国碳减排实现的影响因素和当前挑战——基于技术进步的视角[J].经济研究,2019,54(11):118-132.

[8] 邵帅,范美婷,杨莉莉.经济结构调整、绿色技术进步与中国低碳转型发展——基于总体技术前沿和空间溢出效应视角的经验考察[J].管理世界,2022,38(2):46-69+4-10.

[9] 潘安.对外贸易、区域间贸易与碳排放转移——基于中国地区投入产出表的研究[J].财经研究,2017,43(11):57-69.

[10] 曲越,秦晓钰,黄海刚,等.碳达峰碳中和的区域协调:实证与路径[J].财经科学,2022(1):55-70.

[11] Meng Bo, Xue Jinjun, Feng Kuishuang, et al. China’s inter-regional spillover of carbon emissions and domestic supply chains[J]. Energy Policy,2013,61:1305-1321.

[12] Guo Feng, Kong Tao, Wang Jingyi. General patterns and regional disparity of internet finance development in

China: evidence from the Peking University Internet Finance Development Index[J]. China Economic Journal, 2016, 9(3): 253-271.
[13] Sarma M, Pais J. Financial inclusion and development[J]. Journal of International Development, 2011, 23(5): 613-628.
[14] 黄益平，黄卓. 中国的数字金融发展：现在与未来[J]. 经济学（季刊），2018，17(4)：1489-1502.
[15] 张金林，董小凡，李健. 数字普惠金融能否推进共同富裕？——基于微观家庭数据的经验研究[J]. 财经研究，2022，48(7)：4-17+123.
[16] Anand S, Chhikara K S. A theoretical and quantitative analysis of financial inclusion and economic growth[J]. Management and Labour Studies, 2013, 38(1-2): 103-133.
[17] 赵晓鸽，钟世虎，郭晓欣. 数字普惠金融发展、金融错配缓解与企业创新[J]. 科研管理，2021，42(4)：158-169.
[18] 张林，温涛. 数字普惠金融发展如何影响居民创业[J]. 中南财经政法大学学报，2020(4)：85-95+107.
[19] 汪亚楠，谭卓鸿，郑乐凯. 数字普惠金融对社会保障的影响研究[J]. 数量经济技术经济研究，2020，37(7)：92-112.
[20] 周利，冯大威，易行健. 数字普惠金融与城乡收入差距："数字红利"还是"数字鸿沟"[J]. 经济学家，2020(5)：99-108.
[21] 易行健，周利. 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[J]. 金融研究，2018(11)：47-67.
[22] 孙玉环，张汀昱，王雪妮，等. 中国数字普惠金融发展的现状、问题及前景[J]. 数量经济技术经济研究，2021，38(2)：43-59.
[23] Ozili P K. Impact of digital finance on financial inclusion and stability[J]. Borsa Istanbul Review, 2018, 18(4): 329-340.
[24] 王巧，尹晓波. 数字普惠金融能否有效促进碳减排？——基于阶段性效应与区域异质性视角[J]. 首都经济贸易大学学报，2022，24(6)：3-13.
[25] 孙慧，王凤逸，丁志勇. 数字金融如何影响了区域碳减排能力?[J]. 首都经济贸易大学学报，2022，24(2)：42-56.
[26] Wang Xiong, Wang Xiao, Ren Xiaohang, et al. Can digital financial inclusion affect CO_2 emissions of China at the prefecture level? Evidence from a spatial econometric approach[J]. Energy Economics, 2022, 109: 105966.
[27] Zhao Hui, Yang Yaru, Li Ning, et al. How does digital finance affect carbon emissions? Evidence from an emerging market[J]. Sustainability, 2021, 13(21): 12303.
[28] 胡本田，肖雪莹. 数字普惠金融对区域碳排放强度的影响研究[J]. 大连海事大学学报（社会科学版），2022，21(5)：57-66.
[29] 刘倩，陈瑞颂. 数字普惠金融对家庭碳排放的影响研究——基于2018年CGSS数据[J]. 环境经济研究，2022，7(4)：41-60.
[30] 王守坤，范文诚. 数字普惠金融与碳减排——基于中国县级数据的实证分析[J]. 当代财经，2022(11)：53-64.
[31] 丁凡琳. 中国数字普惠金融对碳强度的影响[J]. 武汉大学学报（哲学社会科学版），2022，75(6)：110-120.
[32] 孙欣，芮雪雨. 城市数字普惠金融发展对碳排放强度影响研究[J]. 华东经济管理，2024，38(7)：66-76.
[33] 梁杰，宋天豪，夏学超，等. 数字普惠金融对农业碳排放效率的影响及作用机制[J]. 中国人口·资源与环境，2025，35(9)：66-81.
[34] Copeland B R, Taylor M S. North-south trade and the environment[J]. Quarterly Journal of Economics, 1994, 109(3): 755-787.
[35] Antweiler W, Copeland B R, Taylor M S. Is free trade good for the environment?[J]. The American Economic Review, 2001, 91(4): 877-908.
[36] 郭峰，王靖一，王芳，等. 测度中国数字普惠金融发展：指数编制与空间特征[J]. 经济学（季刊），2020，19(4)：1401-1418.
[37] 胡宗义，闫建超，李毅，等. 数字普惠金融的统计测度与时空演化特征[J]. 经济学动态，2025(12)：169-188.
[38] 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.

Heterogeneity and Spatial Boundaries of the Carbon Reduction Effects of Digital Inclusive Finance: A Nonlinear Perspective in the Urban Dimension

LIU Lei[1], QU Yue[2], ZHONG Siping[2]

(1. School of International Economics and Trade, University of International Business and Economics, Beijing 100029, China;
2. College of Economics and Management, Shandong University of Science and Technology, Qingdao 266590, China)

Summary: As a new form of digital inclusive finance driven by the digital economy, digital inclusive finance exerts a substantial impact on carbon emissions within local regions as well as neighboring areas. Against this backdrop, identifying the relationship between digital inclusive finance and urban carbon emissions has emerged as a critical research topic in the field of green, low-carbon development.

This paper adopts the panel smooth transition regression (PSTR) model to empirically test the impacts and mechanisms of digital inclusive finance on urban carbon emissions from a nonlinear perspective. It further investigates the spatial heterogeneity and attenuation boundary of the carbon reduction effect generated by digital inclusive finance. The results reveal a distinct inverted U-shaped relationship between digital inclusive finance and urban carbon emissions. Digital inclusive finance indirectly affects the efficiency of cities to achieve carbon reduction targets through technological innovation and industrial structure upgrading. Heterogeneity analysis demonstrates that cities in the eastern region reach carbon peaking at relatively high levels of digital inclusive finance. The usage depth of digital inclusive finance and the digitalization degree of inclusive finance begin to play core roles in urban carbon reduction. Carbon reduction policies and digital inclusive finance form synergistic effects in carbon reduction. Non-resource-based cities reach carbon peaking at higher developmental levels of digital inclusive finance compared with resource-based cities. From the spatial spillover perspective, the carbon reduction effect of digital inclusive finance presents an N-shaped nonlinear pattern as geographic distance increases, accompanied by a clear attenuation boundary.

Compared with prior research, this paper makes the following marginal contributions. First, it constructs a nonlinear theoretical framework describing how digital inclusive finance affects urban carbon emissions and clarifies the underlying mechanisms through which digital inclusive finance facilitates urban carbon reduction. Second, from the perspective of smooth and continuous transitions at threshold points, this paper accurately identifies the location parameters and transition forms of the nonlinear impact of digital inclusive finance on urban carbon emissions, and verifies the inverted U-shaped relationship between digital inclusive finance and carbon reduction at China's city level. Third, combined with economic and industrial development conditions, it examines the nonlinear impacts of digital inclusive finance on carbon reduction in different regions.

Key words: digital inclusive finance; carbon reduction; industrial structure; spatial spillover effects

（责任编辑：刘欣琦）（校对：尚培培）

[DOI]10.19654/j.cnki.cjwtyj.2026.10.009

[引用格式]刘磊，曲越，钟四萍．数字普惠金融碳减排效应的异质性及空间边界——基于城市维度的非线性视角[J]．财经问题研究，2026(10)：114-128，封三．