

数字普惠金融对城市低碳转型的影响：基于 285 个地级市的实证研究

畅飞

哈尔滨商业大学经济学院，黑龙江哈尔滨，中国

【摘要】在当前推进碳达峰、迈向碳中和的关键阶段，数字普惠金融能有效破解绿色发展的融资约束，为城市低碳转型提供新动力。本文基于 2012-2023 年中国 285 个地级市面板数据，探究数字普惠金融对城市低碳转型的影响。研究发现：数字普惠金融显著提高碳排放效率，促进低碳转型，效应存在显著的区域与城市类型异质性——东部最突出，中部次之，东北不显著且微弱，西部未显正向作用甚至略有抑制；非资源型城市效应强于资源型城市，资源型城市内部呈“成长型突出、成熟型梗阻、衰退型微弱、再生型不显著”格局。空间杜宾模型显示其具有强烈空间溢出效应。建议制定差异化策略，利用空间溢出，构建协同治理格局。

【关键词】数字普惠金融；城市低碳转型；统计测度；空间效应

1.引言

数字普惠金融作为数字技术与普惠金融深度融合的典型形态，凭借低成本、广覆盖等特征，能够有效破解绿色发展面临的融资约束，为城市低碳转型提供新动力。在此背景下，深入考察数字普惠金融对城市碳排放效率的作用机制，成为服务“双碳”战略的重要研究议题。

数字普惠金融是依托数字技术提供普惠性金融服务的新型模式，主要包括移动支付、线上信贷、互联网保险等业务形态。现有研究集中于指数构建与测度[1,2]、经济效应[3,4]及空间分布[5]等方向。随着“双碳”政策推进，数字普惠金融与碳排放的关联成为研究热点。多数研究证实，数字普惠金融能够通过缓解融资约束、推动清洁能源替代、促进技术创新[6-8]等渠道显著抑制碳排放；但也有研究发现二者呈“倒U型”关系[9]或存在阶段性门槛特征[10]。在空间效应方面，数字普惠金融不仅降低本地碳排放，还对周边地区产生空间溢出[11,12]，但溢出方向存在区域差异[13]。然而现有研究在碳排放效率指标、空间溢出机理及异质性分析方面仍存在不足。

基于此，本文采用 2012-2023 年中国 285 个地级市面板数据，系统考察数字普惠金融对城市碳排放效率的影响。相比已有文献，本文的边际贡献在于：以碳排放效率为核心指标，兼顾经济产出与减排效果；从城市区位与资源禀赋开展多维异质性检验；将空间溢出纳入分析框架，使用空间杜宾模型识别本地与邻近影响的差异，厘清空间溢出机理。

2.研究假设与研究设计

2.1研究假设

数字普惠金融对城市碳排放效率的直接促进作用，可以从以下方面加以理解。就作用机制而言，数字普惠金融可通过缓解融资约束和推动清洁能源发展来降低碳排放强度[7]，也能够借助绿色技术创新促进城市碳减排[14]。此外，区域创新水平和创业活跃度的提升被认为是数字普惠金融影响碳排放效率的重要传导环节[15]，而数字普惠金融对全要素生产率的提升效应也会经由降低区域碳排放，特别是第三产业碳排放来实现碳排放效率的改善[16]。基于上述分析，本文提出：

H1：数字普惠金融对城市碳排放效率具有正向促进作用。

数字普惠金融对城市碳排放效率的促进作用很难是均质一致的，城市的初始禀赋和制度环境可能对二者关系产生显著的调节效应。从地理区位来看，东部沿海城市数字基础设施较为完备、金融市场化程度较高，数字金融能够更有效地降低碳排放强度[7]，但也有研究表明中西部地区数字普惠金融对减少碳排放的积极作用更为显著[10]，这说明区域异质性的具体表现需要结合城市发展阶段和政策力度做进一步考察。从资源禀赋来看，数字金融对碳排放的影响在资源型城市表现为先增后减的倒“U”型特征，而在非资源型城市则表现为负向线性关系[9]，表明不同资源禀赋条件下数字金融的碳排放效应存在关系形态上的显著差异。从行政等级来看，数字金融发展更有利于高经济发展水平和高金融发展水平城市碳排放效率的提升[8]，高等级城市在金融资源集

聚、政策先行先试和高端人才储备方面具有明显优势，碳排放效率的提升幅度通常更大。基于上述分析，本文提出：

H2：数字普惠金融对城市碳排放效率的促进作用存在显著的区域、资源禀赋异质性。

数字普惠金融的发展突破了传统金融服务的地理限制，其对碳排放效率的影响很可能并不止于本地。相关研究指出数字金融发展对邻近地区碳排放强度存在正向空间溢出效应[17]。同时，数字普惠金融的深化加速了本地能源结构的清洁化转型，通过区域低碳产业分工协作和绿色消费联动，对邻近城市形成正向环境外部性，促使周边地区跟进绿色转型策略[12]。不过，也有研究得出了不同结论：在省际边界县域层面，数字金融在抑制本地碳排放强度的同时，可能增加相邻县域的碳排放强度[13]，这意味着空间溢出的方向在某些情境下可能并非完全正向。综合权衡，本文倾向于预期正向溢出占据主导，提出：

H3：数字普惠金融对城市碳排放效率具有正向空间溢出效应。

2.2 研究设计

$$LCTE_{it} = \alpha_0 + \beta_1 DFIIIC_{it} + \gamma_n \sum_{n=1}^6 Ctrl_{it} + \mu_i + y_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中， i 代表研究的 285 个城市， t 代表研究年份， $LCTE$ 为城市碳排放效率。核心解释变量 $DFIIIC$ 为数字普惠金融。 $Ctrl$ 为一组控制变量，包括产业结构、经济密度、城市绿化水平、金融发展水平、环境规制强度、能源消耗

$$LCTE_{it} = \phi_1 \sum_{j=1}^m W * LCTE_{jt} + \theta DFIIIC_{it} + \phi_2 \sum_{j=1}^m W * DFIIIC_{jt} + \phi_3 \sum W * Ctrl + \mu_i + y_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中， W 为标准化的空间权重矩阵，研究主要采用邻接矩阵、地理距离矩阵和经济距离矩阵。 ϕ_1 为空间自回归系数，反映被解释变量自身的空间依赖性。模型的关键参数 ϕ_2 捕捉核心解释变量的空间溢出效应，即周边地区 (j) 的数字普惠金融如何影响本地区 (i) 的低碳转型。

2.2.3 变量选取与数据来源

① 被解释变量

城市碳排放效率 ($LCTE$)，本文采取数据包络分析 (DEA) 进行城市碳排放效率的测量。传统的 DEA 模型 (如 CCR、BCC 等) 均存在一定缺陷，而兼顾投入产出径向、非径向属性与投入产出实际水平和前沿水平径向差距的 EBM 模型，则较好克服上述模型的不足。因此，研究参考现有研究构建基于非期望产出的超效率 EBM 模型来度量城市低碳转型，在准确测算的基础上，通过第二阶段类 SFA 回

2.2.1 权重矩阵设定

邻接矩阵，基于行政区划的相邻关系构建，若两个城市拥有共同边界则赋值为 1，否则为 0。该矩阵捕捉基于地理接壤的最近邻效应，反映政策扩散与要素流动在相邻城市间的直接传导机制。

地理距离矩阵，采用城市间地理距离的倒数构建，基于城市经纬度计算的球面距离。该矩阵捕捉随地理距离衰减的空间依赖性，体现技术溢出与知识传播随距离增加而衰减的基本规律。

经济距离矩阵，以各地市 2012-2023 年人均 GDP 均值的相对差异构建，该矩阵侧重捕捉基于经济发展水平相似性的空间关联，反映经济发展水平相近城市之间在低碳转型过程中的相互影响与空间溢出。

2.2.2 模型设定

为系统检验数字普惠金融对城市碳排放效率的影响，基于假设 1 和假设 2，构建双向固定效应面板模型作为基准回归模型，模型如下：

强度。 β_1 为数字普惠金融的系数， γ_n 表示控制变量的系数。 μ_i 和 y_t 分别代表城市个体固定效应和年份固定效应， ε_{it} 为随机误差项。

为检验数字普惠金融的空间溢出效应，基于假设 3，构建空间杜宾模型 (SDM)：

归，剥离外部环境因素与随机噪声对效率值的干扰，进一步增强有效决策单元间的相对可比性。具体操作步骤如下：

第一，运用考虑非期望产出的超效率 EBM 模型计算初始效率值。设共有 n 个决策单元 (DMU)，每个 DMU 使用 m 种投入 X_{ij} ，生产 S_1 种期望产出和 S_2 种非期望产出。对于被评价的 DMU k ，非导向的超效率 EBM 模型可表述为以下线性规划问题：

$$\min \gamma = \frac{\theta - \varepsilon_x \sum_{i=1}^m \frac{w_i s_i^+}{x_{ik}}}{\phi + \varepsilon_y \sum_{r=1}^{s_1} \frac{w_r^+ s_r^+}{y_{rk}^g} + \varepsilon_b \sum_{p=1}^{s_2} \frac{w_p^b s_p^-}{y_{pk}^b}} \quad (3)$$

$$\begin{cases} \sum_{j=1, j \neq k}^n \lambda_j x_{ij} + s_i^- = \theta x_{ik}, & i=1, 2, \dots, m \\ \sum_{j=1, j \neq k}^n \lambda_j y_{rj}^g - s_r^+ = \phi y_{rk}^g, & r=1, 2, \dots, s_1 \\ \sum_{j=1, j \neq k}^n \lambda_j y_{pj}^b - s_p^- = \phi y_{pk}^b, & p=1, 2, \dots, s_2 \end{cases} \quad (4)$$

$$\lambda_j, s_i^-, s_r^+, s_p^- \geq 0, \theta \leq 1, \phi \geq 1 \quad (5)$$

其中， γ 为待求的综合效率值； θ 与 ϕ 分别

为投入与产出的径向缩放系数； ε_x 、 ε_y 、 ε_b 为关键参数，用以平衡径向与非径向部分的重要性； w_i^+ 、 w_r^+ 、 w_p^b 为预先设定的投入与产出权重； s_i^- 、 s_r^+ 、 s_p^b 分别为投入松弛、期望产出不足与非期望产出冗余。

第二，将第一阶段的投入松弛量分解为环境效应、管理无效率与随机噪声三部分。构建

$$x_{ni}^{adj} = x_{ni} + [\max\{Z_i\hat{\beta}_n\} - Z_i\hat{\beta}_n] + [\max\{\hat{v}_{ni}\} - \hat{v}_{ni}] \tag{7}$$

第三，将调整后的投入与原始产出数据再次代入第一阶段 EBM 模型，求解得到的最终效率值。同时，基于以上三阶段超效率 EBM 模型框架，研究构建包含投入变量、期望产出、非期望产出与环境变量的指标体系（表 1）。以 2012-2023 年中国 285 个地级市为样本，共

如下 SFA 回归方程：

$$s_{ni} = f(Z_i; \beta_n) + \varepsilon_{ni} \tag{6}$$

$$\varepsilon_{ni} = v_{ni} + u_{ni}, n = 1, 2, \dots, m$$

通过极大似然估计获得参数后，采用 Jondrow[18]的分解方法，得到管理无效率的条件估计，基于同质环境原则对原始投入数据进行调整：

计 3420 条观测值。原始数据来源于《中国城市统计年鉴》、各省市统计年鉴及国民经济和社会发展统计公报、EDGAR 数据库。对于个别缺失数据，采用线性插值法进行补齐，其中 2017 年之后固定资产投资额采用增速计算得出。变量选取如下表 1 所示。

表 1.城市碳排放效率评价体系

指标类型	变量名称	变量说明	单位	变量符号
投入指标	劳动力投入	城镇非私营单位就业人员数	万人	L
	资金投入	2012 年基期固定资本存量	万元	K
	能源投入	能源消费总量	百吨标准煤	E
期望产出	经济产出	地区生产总值	亿元	Y1
非期望产出	碳排放	城市碳排放总量	吨	Y2
	污染物排放	工业三废排放量熵权法	-	Y3
环境变量	经济发展水平	人均 GDP	元/人	Z1
	要素聚集度	人口密度	人/平方公里	Z2
	对外开放度	进出口总额	百万元	Z3

②解释变量

核心解释变量为北京大学数字普惠金融

指数（DFIIC）[1]。

③控制变量

表 2.相关变量的选取和含义

变量性质	变量名称	变量符号	变量解释
被解释变量	城市碳排放效率	LCTE	三阶段超效率 EBM 模型测算
解释变量	数字普惠金融指数	DFIIC	北京大学数字普惠金融指数
控制变量	产业结构	Sind	第二产业增加值/GDP
	经济密度	Eden	（GDP/建成区面积）的自然对数
	城市绿地面积	Green	城市绿地面积的自然对数
	金融发展水平	Find	金融机构贷款余额/GDP
	环境规制强度	Ereg	政府工作报告环保词频的对数
	能源消耗强度	Eint	全社会用电量/GDP

参考已有文献研究，为控制其他社会经济因素对城市碳排放效率的潜在影响，研究引入六个控制变量，如表 2。第一，产业结构（Sind），采用第二产业增加值占 GDP 的比重衡量，用以控制工业化阶段的影响。第二，经济密度（Eden），采用单位建成区面积上的 GDP 产出衡量，表征经济活动的空间集聚与集约化程度。第三，城市绿化水平（Green），取城市绿地面积的自然对数衡量，反映城市的生态基础设施状况。第四，金融发展水平（Find），采用金融机构各项贷款余额与 GDP 的比值衡

量。第五，环境规制强度（Ereg），基于地级市政府工作报告文本分析，统计与环境保护相关的关键词词频，作为环境政策关注度的代理变量。第六，能源消耗强度（Eint），采用全社会用电量与 GDP 的比值衡量，反映经济的能源利用效率。

④数据来源和描述性分析

研究采用 2012-2023 年中国 285 个地级市的面板数据作为研究样本，共计 3420 个有效观测值。原始数据主要来源于《中国统计年鉴》、《中国科技统计年鉴》、《中国城市统计年鉴》、

中经网统计数据库、国泰安数据库以及各地市级统计公报与政府工作报告等。对于部分缺失数据,采用线性插值法或相邻年份增长率推算

补齐。数据清洗与计量分析均通过 Stata18.0 完成,变量的描述性统计结果如表 3 所示。

表 3.主要变量的描述性统计分析

变量	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
LCTE	0.316	0.147	0.085	0.280	1.193
DFIIC	2.150	0.680	0.560	2.220	3.730
Sind	0.424	0.111	0.114	0.424	0.977
Eden	2.849	0.531	0.398	2.878	4.505
Green	8.402	1.064	2.530	8.308	12.063
Find	1.174	0.693	0.168	0.979	11.916
Ereg	3.745	0.456	1.099	3.784	4.934
Eint	0.096	0.094	0.010	0.075	1.435

3.研究结果分析

影响,本文采用双向固定效应模型进行估计。

3.1基准回归

表 4 报告了基准回归结果。

为检验数字普惠金融对城市低碳转型的

表 4.数字普惠金融对城市低碳转型影响的结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	LCTE	LCTE	LCTE	LCTE	LCTE	LCTE	LCTE
DFIIC	0.307*** (0.047)	0.291*** (0.046)	0.272*** (0.043)	0.267*** (0.043)	0.272*** (0.043)	0.265*** (0.043)	0.262*** (0.043)
Sind		0.225*** (0.071)	0.127* (0.069)	0.115 (0.070)	0.098 (0.071)	0.102 (0.073)	0.097 (0.073)
Eden			0.078*** (0.017)	0.086*** (0.018)	0.080*** (0.019)	0.080*** (0.019)	0.078*** (0.019)
Green				0.020* (0.012)	0.019* (0.011)	0.020* (0.012)	0.020* (0.012)
Find					-0.017* (0.009)	-0.017* (0.009)	-0.016*** (0.009)
Ereg						-0.014** (0.006)	-0.014*** (0.006)
Eint							-0.061 (0.047)
_cons	-0.342*** (0.100)	-0.403*** (0.100)	-0.543*** (0.101)	-0.719*** (0.141)	-0.680*** (0.141)	-0.619*** (0.141)	-0.598*** (0.144)
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	3420	3420	3420	3420	3420	3420	3420
AdjR ²	0.799	0.803	0.808	0.809	0.810	0.811	0.812

注:***、**、*分别表示在 1%、5%、10%水平上显著;括号内为标准误。

其中,列(1)仅纳入核心解释变量数字普惠金融指数(DFIIC)并控制个体与时间效应,列(2)—列(7)在此基础上进一步引入产业结构、经济密度、城市绿地面积、金融发展水平、环境规制强度及能源消耗强度等一系列控制变量。可以看到核心解释变量(DFIIC)的估计系数在模型中均高度显著,且符号稳定为正。在未加入控制变量的列(1)中,DFIIC的系数为 0.307,在 1%的水平上显著;加入全部控制变量后,列(7)的系数略有下降,为 0.262,但仍在 1%的水平上显著。这一结论初

步验证了假设 1,即数字普惠金融的发展对城市低碳转型具有显著的促进效应。

3.2内生性检验

为进一步缓解反向因果与遗漏变量等内生性问题,本文采用工具变量法进行再估计。构造工具变量为:2011 年数字普惠金融指数与时间虚拟变量的交互项,其中时间虚拟变量设定为 2019 年及之后取 1,之前取 0。选择 2019 年作为政策时点,主要基于当年央行印发《金融科技发展规划》等文件,为数字普惠金融发展提供了重要的外部冲击。该工具变量

满足相关性要求，2011 年的初始金融禀赋与后续数字普惠金融发展进程密切相关，且政策冲击强化了这种关联。排他性方面，交互项本身不直接决定城市多年的碳排放效率，主要通过促进数字普惠金融发展这一渠道产生影响，满足外生性约束。

表 5.工具变量回归结果

变量	(1)	(2)
	DFIIC	LCTE
工具变量	0.016***	
	(0.003)	
DFIIC		0.154**
		(0.018)
控制变量	Yes	Yes
城市固定效应	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes
Kleibergen-Paap rk F	28.40***	
Cragg-Donald Wald F	3701.06	
Kleibergen-Paap rk LM	9.053***	
观测值	3420	3420
AdjR ²		0.5044

注：***、**、*分别表示在 1%、5%、10%水平上显著；括号内为标准误。

工具变量的有效性得到统计检验支持（表 5）。Kleibergen-Paap rk LM 统计量为 9.053，在 1%水平上拒绝不可识别原假设。弱工具变量检验中，Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量为 28.40，大于 Stock-Yogo 10%偏误水平下的临界值 16.38，拒绝弱工具变量原假设。同时，Cragg-Donald Wald F 统计量也远高于临界值，进一步支持工具变量的强度。第二阶段回归结果显示，DFIIC 的系数为 0.154，在 5%水平上显著，与基准回归结论一致，表明核心结果具有稳健性。

3.3稳健性检验

表 6.稳健性检验结果

变量	替换被解释变量	缩尾处理	更换标准误聚类方式
	(1)	(2)	(3)
	LCPTE	LCTE	LCTE
DFIIC	0.201*** (0.050)	0.223*** (0.038)	0.262*** (0.024)
cons	-0.191	-0.552***	-0.598***

表 7.区域异质性检验结果

变量	东部	中部	西部	东北
	(1)	(2)	(3)	(4)
	LCTE	LCTE	LCTE	LCTE
DFIIC	0.303***	0.145*	-0.040	0.107

	(0.157)	(0.141)	(0.079)
控制变量	Yes	Yes	Yes
双固定效应	Yes	Yes	Yes
观测值	3420	3420	3420
AdjR ²	0.844	0.838	0.812

注：***、**、*分别表示在 1%、5%、10%水平上显著；括号内为标准误。

为确保基准回归结果的可靠性，本文从更换被解释变量、缩尾处理以及更换标准误方式这三个维度进行稳健性检验，结果如表 6 所示。

3.3.1替换被解释变量

研究通过替换被解释变量的测度方式进行验证（列 1）。采用三阶段 EBM 模型测算的规模效率（LCPTE）作为新的被解释变量，核心解释变量的系数方向与显著性水平均与基准回归保持一致。这表明无论采用技术效率还是规模效率来度量城市绿色低碳发展水平，数字普惠金融均表现出稳健的促进效应。

3.3.2缩尾处理

为消除极端值对估计结果可能造成的偏误，本文对所有连续变量进行 1%水平的双侧缩尾后重新回归。列（2）结果表明，核心解释变量的系数与基准回归结果较为接近，并且在 1%的水平上显著为正，证实了基准结论并非由少数异常观测值所驱动。

3.3.3更换标准误聚类方式

为确保统计推断的可靠性，将基准回归中聚类标准误进一步更换为稳健标准误。列（3）的结果显示，核心解释变量的系数未变，依然在 1%水平上显著，与基准回归结论一致，表明统计推断结果可靠。

3.4异质性分析

为验证绿色普惠金融的低碳转型效应是否因其作用载体的不同而呈现出相应的异质性，本文从地理位置与城市类型两方面出发，深入剖析该效应的异质性，旨在从微观机理层面阐释宏观时空规律。

3.4.1区域异质性

为考察数字普惠金融对城市低碳转型的影响是否存在区域异质性，本文按照国家统计局分类标准，将全样本划分为东部、中部、西部和东北四大区域，分别进行双向固定效应模型估计，结果如表 7 所示。

	(0.083)	(0.073)	(0.065)	(0.078)
_cons	-0.252	-0.177	0.000	-0.355
	(0.385)	(0.366)	(0.175)	(0.213)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
双固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	1032	960	1020	408
AdjR ²	0.730	0.754	0.629	0.683

注：***、**、*分别表示在 1%、5%、10%水平上显著；括号内为标准误。

根据列（1）—（4）的估计结果，数字普惠金融对低碳转型的促进效应呈现明显的区域梯度，东部地区最为突出，中部次之，东北地区虽为正但不显著，西部地区则尚未显现正向效应。

具体而言，东部地区经济发展水平较高、数字基础设施完善且金融科技生态成熟，数字普惠金融能够充分释放其在节能减排技术改善与低碳消费引导方面的推动作用。中部地区效应强度明显低于东部，该区域正处于工业化加速发展和承接产业转移的关键阶段，经济增长对能源消耗与传统工业依赖较高，数字普惠金融的正向作用受到产业结构偏重、绿色金融需求不足等因素的制约。西部地区系数为负但

不显著，可能原因是数字基础设施相对薄弱、普惠金融覆盖广度与使用深度有限，低碳转型效应难以有效发挥。东北地区系数为正但不显著，作为老工业基地，其产业结构重型化与人口外流等挑战制约了数字普惠金融的作用空间。

3.4.2城市类型异质性

为探究数字普惠金融的低碳转型效应在不同城市类型间的异质性表现，本文依据《全国资源型城市可持续发展规划》，将样本划分为非资源型与资源型两大类，再将资源型细分为成长型、成熟型、衰退型、再生型四类，分别进行双向固定效应估计，结果见表 8。

表 8.城市类型异质性检验结果

变量	非资源型	资源型	成长型	成熟型	衰退型	再生型
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	LC TE	LC TE	LC TE	LC TE	LC TE	LC TE
DFI IC	0.291***	0.134***	0.198***	0.026	0.062*	0.071
	(0.065)	(0.042)	(0.086)	(0.081)	(0.035)	(0.100)
_cons	-0.169	-0.466***	-0.559**	-0.301**	-0.030	-0.652
	(0.186)	(0.110)	(0.185)	(0.134)	(0.121)	(0.419)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	2052	1368	156	240	276	180
AdjR ²	0.694	0.754	0.787	0.830	0.866	0.826

注：***、**、*分别表示在 1%、5%、10%水平上显著；括号内为标准误。

列（1）与列（2）的结果显示，非资源型与资源型城市的系数均显著为正，但资源型城市的系数仅为非资源型的 46%左右，效应强度明显偏低。这一结果反映出两类城市在数字金融赋能低碳转型的条件上存在显著不同，非资源型城市产业结构多元、数字经济活跃、金融配置市场化程度高，赋能效应更充分；而资源型城市长期受“资源诅咒”制约，产业结构偏重、碳锁定效应强，削弱了数字金融的推动力。

列（3）—（6）的结果显示，资源型城市内部呈现“成长型突出、成熟型梗阻、衰退型微弱、再生型不显著”的格局。成长型城市资源开发处于上升期，产业结构尚未锁定，转型

弹性大，系数显著为正；成熟型城市产业已形成路径依赖，新增资金难以流向绿色领域，系数低且不显著；衰退型城市经济活力不足、信贷需求弱，系数虽显著但较小；再生型城市面临新兴产业培育与传统产业改造的双重压力，科技资源分散，系数为正但不显著。上述区域异质性与城市类型异质性检验结果，共同验证了假设 2，即数字普惠金融对城市低碳转型的促进作用存在显著的区域与资源禀赋异质性。

3.5空间计量分析

3.5.1全局莫兰指数

空间计量分析的前提是确认研究现象存在空间相关性。本文分别选取了邻接矩阵、经

济距离矩阵、地理距离矩阵对城市低碳转型（LCTE）进行全局莫兰指数检验。结果如表 9 所示，在三种空间权重矩阵下，LCTE 均表现出显著的正向空间自相关，表明城市低碳转型存在稳定的空间依赖特征。进一步对比发现，

经济距离矩阵下的莫兰指数显著性最为突出，说明基于经济发展水平相似性的空间关联正在不断强化，经济发展水平相近的城市在低碳转型进程中呈现出愈加明显的群体趋同特征。

表 9.城市低碳转型（LCTE）的全局莫兰指数

年份	邻接矩阵		经济距离矩阵		地理距离矩阵	
	Moran'sI	P 值	Moran'sI	P 值	Moran'sI	P 值
2012	0.0952***	0.0098	0.1069***	0.0003	0.0637**	0.0146
2013	0.0818**	0.0243	0.0998***	0.0006	0.0895***	0.0007
2014	0.2235***	0.0000	0.1584***	0.0000	0.1207***	0.0000
2015	0.3260***	0.0000	0.2011***	0.0000	0.1288***	0.0000
2016	0.3476***	0.0000	0.2195***	0.0000	0.1321***	0.0000
2017	0.3371***	0.0000	0.2293***	0.0000	0.1456***	0.0000
2018	0.3375***	0.0000	0.2386***	0.0000	0.1597***	0.0000
2019	0.3949***	0.0000	0.2669***	0.0000	0.1675***	0.0000
2020	0.3505***	0.0000	0.2509***	0.0000	0.1521***	0.0000
2021	0.3634***	0.0000	0.2768***	0.0000	0.1948***	0.0000
2022	0.3314***	0.0000	0.2685***	0.0000	0.1985***	0.0000
2023	0.2893***	0.0000	0.2583***	0.0000	0.1984***	0.0000

注：***、**、*分别表示在 1%、5%、10%水平上显著。

3.5.2空间计量模型的选择

基于空间相关性检验结果，本文采用经济距离矩阵进行空间计量模型筛选，经济距离矩阵能够有效捕捉地区间基于经济发展水平相

似性产生的空间关联，相较于单纯的地理邻接或地理距离矩阵，更能反映知识溢出、技术扩散与政策互动等区域创新活动的经济特征驱动本质（见表 10）。

表 10.空间计量模型选择检验结果

检验方法		统计量	P 值	检验结果
空间相关 LM 检验	Moran's I	17.31	0.000	拒绝原假设，存在空间误差项
	LM	295.61	0.000	
	Robust LM	4.92	0.027	
	LM	362.08	0.000	拒绝原假设，存在空间滞后项
	Robust LM	71.39	0.000	
SDM 退化检验	LR-SAR	10.80	0.000	拒绝原假设 SDM 优于 SAR、SEM 模型
	LR-SEM	41.13	0.000	
	Wald(SDM/SAR)	44.52	0.000	SDM 拒绝退化
	Wald(SDM/SEM)	70.09	0.000	
模型确定	Hausman 检验	29.37	0.000	拒绝原假设，选择双固定效应
	LR-ind	187.34	0.000	
	LR-time	3174.94	0.000	

注：***、**、*分别表示在 1%、5%、10%水平上显著。

本文首先进行空间依赖性识别。Moran's I 统计量在 1%水平上显著，证实城市低碳转型存在显著的空间自相关，进一步通过 LM 检验发现，SEM 和 SAR 的 LM 与 Robust LM 统计量均显著，表明模型存在空间误差项和空间滞后项。其次，SDM 退化检验为模型选择提供依据。似然比检验与 Wald 检验结果一致显示，SDM 不能退化为 SEM 与 SAR，表明 SDM 具有更强的适用性，能够同时捕捉被解释变量与

解释变量的空间交互作用，避免因模型设定不当导致的估计偏误。最后，面板数据模型形式的确定。Hausman 检验强烈拒绝随机效应原假设，支持采用固定效应模型。与此同时，个体效应与时间效应的似然比检验进一步确认了双固定效应设定的必要性。最终确定采用双固定效应 SDM 作为分析框架。

3.5.3空间计量回归结果

表 11.空间计量结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	Main	Wx	直接效应	间接效应	总效应
	LCTE	LCTE	LCTE	LCTE	LCTE
DFIIC	0.166*** (0.022)	0.212*** (0.048)	0.177*** (0.022)	0.332*** (0.057)	0.509*** (0.054)
Sind	0.045 (0.030)	0.295*** (0.078)	0.057* (0.029)	0.410*** (0.098)	0.466*** (0.103)
Eden	0.075*** (0.008)	-0.025 (0.020)	0.076*** (0.008)	-0.007 (0.027)	0.069** (0.028)
Green	0.020*** (0.005)	-0.025 (0.016)	0.019*** (0.005)	-0.027 (0.020)	-0.007 (0.022)
Find	-0.016*** (0.003)	0.022* (0.013)	-0.015*** (0.018)	-0.025 (0.018)	0.010 (0.019)
Ereg	-0.011*** (0.003)	-0.000 (0.008)	-0.011*** (0.010)	-0.005 (0.010)	-0.016 (0.011)
Eint	-0.062** (0.031)	-0.114 (0.114)	-0.067* (0.153)	-0.162 (0.153)	-0.229 (0.167)
ρ		0.260*** (0.027)			
Sigma2_e		0.003*** (0.000)			
观测值	3420	3420	3420	3420	3420
双固定效应	yes	yes	yes	yes	yes

注：***、**、*分别表示在 1%、5%、10%水平上显著；括号内为标准误。

空间杜宾模型的估计结果突破了传统非空间模型的局限，揭示了数字普惠金融对城市低碳转型具有显著的空间溢出效应，一个城市的数字普惠金融不仅会提升本地的转型效率，还会对周边城市的低碳转型产生实质性影响。

对估计结果进行效应分解（表 11）发现，空间自回归系数（ ρ ）在 1%水平上显著为正，表明城市低碳转型存在强烈的空间依赖特征，一个地区的转型成效会通过示范效应或竞争压力传导至经济水平相近的邻近地区，形成空间上的协同演化。

具体而言，数字普惠金融（DFIIC）的直接效应（本地效应）为 0.177，而间接效应（溢出效应）则高达 0.332，占总效应的 65.2%。这说明数字普惠金融对低碳转型的推动作用，更多依赖于知识、技术、人才等创新要素在区域网络中的扩散与重组，而非孤立的本地金融活动。这种空间溢出效应具有非均衡性，优势地区通过空间互动网络不断累积正向反馈，可能持续拉大与后发地区之间的差距。因此，空间溢出既是区域协同的潜在桥梁，也可能成为区域分化的现实加速器。上述空间杜宾模型估计结果验证了假设 3，即数字普惠金融对城市低碳转型具有显著的正向空间溢出效应。

4.结论与建议

文章基于 2012-2023 年中国 285 个地级市面板数据，综合运用双固定效应模型与空间杜宾模型，系统考察了数字普惠金融对城市低碳转型的影响作用。研究结果表明：第一，数字

普惠金融能够显著提升城市碳排放效率，这一结论在经过内生性处理和稳健性检验后依然成立；第二，数字普惠金融对城市低碳转型的促进作用存在显著的区域异质性与城市类型异质性。从区域看，东部地区的促进效应最为突出，中部次之，东北地区虽表现为正向效应，但不显著且强度微弱；西部地区则尚未显现正向促进作用，甚至存在微弱的抑制倾向（同样不显著）。从城市类型看，非资源型城市的促进效应显著强于资源型城市，且资源型城市内部呈现“成长型突出、成熟型梗阻、衰退型微弱、再生型不显著”的分化格局；第三，空间杜宾模型的分解结果显示，数字普惠金融对城市低碳转型具有强烈的空间溢出效应，一个城市的数字普惠金融产生的效应，能通过技术、人才等创新要素，对经济发展水平相近地区的低碳转型产生比本地效应更为强劲的促进作用。

基于上述结论，为更好发挥数字普惠金融在服务“双碳”战略中的赋能作用，推动城市绿色低碳转型，提出如下政策建议：

第一，强化数字普惠金融的绿色导向，夯实其促进碳排放效率提升的直接驱动机制。应进一步完善数字普惠金融体系，拓展其在绿色领域的应用场景。具体而言，可引导移动支付、线上信贷、互联网保险等数字金融业态与绿色消费、清洁能源使用等低碳行为挂钩，例如探索“碳账户”与数字支付平台的深度融合，将居民和企业的低碳行为转化为可量化的金融信

用。同时鼓励金融机构依托大数据、人工智能等技术,开发针对节能技改、清洁生产等领域的绿色信贷产品,降低绿色项目的融资门槛与成本,使数字普惠金融的资源配置功能更精准地流向低碳转型领域。

第二,实施差异化的区域与城市类型政策,避免“一刀切”式的数字金融推广策略。政策设计必须充分考虑不同区域的经济发展阶段、产业结构特征与数字基础设施水平。对于东部地区,应着力推动数字普惠金融与前沿绿色技术的深度融合,探索数字金融支持碳交易、碳资产管理的创新模式,发挥其示范引领作用。对于中部地区,需在承接产业转移的过程中同步强化数字金融的绿色筛选功能,引导新增信贷优先支持低碳产业链条,防止高碳锁定效应的加剧。对于西部与东北地区而言,当前的首要任务并非直接追求数字金融的减排效果,而是加快数字基础设施的普惠覆盖,提升数字金融的可得性与使用深度,为后续的绿色赋能夯实基础。

城市类型层面的异质性则进一步要求政策向资源型城市倾斜。对此,成长型资源型城市应把握产业结构尚未完全锁定的窗口期,利用数字金融引导资本流向资源深加工与新兴产业培育,避免走上“先污染后治理”的老路。成熟型与衰退型资源型城市面临的碳锁定困境更为深重,单靠金融手段难以奏效,需将数字普惠金融政策与产业转型基金、财政补贴等工具协同使用,通过“金融+财政+产业”的政策组合拳,逐步打破资源依赖的路径锁定。再生型城市则应着力提升数字金融对新兴产业与传统产业改造的协同支持能力,避免科技与金融资源的分散化配置。

第三,充分利用空间溢出效应,构建区域协同的绿色低碳转型治理格局。地方政府在制定数字金融与绿色低碳政策时,不仅要关注本辖区的投入产出,更应该从城市群或经济区的整体视角出发,打破行政壁垒,促进要素跨区域流动。一方面推动建立区域性数字金融合作平台,促进数字金融基础设施的互联互通与标准互认,降低跨区域金融服务的制度性摩擦,使邻近地区能够更充分地吸收来自数字金融先行区的正向溢出。另一方面警惕空间溢出效应的非均衡性可能加剧区域之间的分化。同时,上级政府应加强对低效率集聚区的定向扶持,通过财政转移支付、数字基础设施建设专项、绿色技术对口支援等手段,提升后发地区对正向空间溢出的吸收能力,避免陷入低水平锁定

陷阱,推动形成优势互补、梯度有序的区域低碳协同发展格局。

参考文献

- [1] 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(04):1401-1418.
- [2] 郭峰,熊云军.中国数字普惠金融的测度及其影响研究:一个文献综述[J].金融评论,2021,13(06):12-23+117-118.
- [3] 张勋,万广华,张佳佳,等.数字经济、普惠金融与包容性增长[J].经济研究,2019,54(08):71-86.
- [4] 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.
- [5] 梁榜,张建华.中国城市数字普惠金融发展的空间集聚及收敛性研究[J].财经论丛,2020,(01):54-64.
- [6] 徐新扩,宋增禄,陆金晶.数字普惠金融如何促进城市碳减排——理论与实证分析[J].山东财经大学学报,2024,36(04):26-43.
- [7] 常雅丽,张嘉琦,周红兰.数字金融对碳排放强度的影响——来自中国城市的经验证据[J].区域金融研究,2024,(03):10-21.
- [8] 邓荣荣,张翱翔.中国城市数字金融发展对碳排放绩效的影响及机理[J].资源科学,2021,43(11):2316-2330.
- [9] 马卫刚,王兴启.数字金融对城市碳排放的非线性影响研究[J].国土资源科技管理,2024,41(01):115-128.
- [10] 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(06):3-13.
- [11] 罗能生,熊少平,李建明,等.数字普惠金融对城市减污降碳的影响效应与机制研究[J].管理学报,2024,37(03):95-111.
- [12] 付焕,成小平.数字普惠金融、能源结构转型与碳排放——基于空间溢出视角[J].内蒙古师范大学学报(自然科学版),2025,54(01):1-9.
- [13] 张慧敏,郑紫颜,佟连军.省际边界县域数字金融对碳排放强度的影响及其空间效应[J].经济地理,2025,45(12):25-33.
- [14] 袁嫚.数字普惠金融对城市碳排放的影响研究——基于长三角区域面板数据的实证

- 分析[J].长春金融高等专科学校学报, 2023, (04): 10-17.
- [15] 姚凤阁, 王天航, 谈丽萍.数字普惠金融对碳排放效率的影响——空间视角下的实证分析[J].金融经济研究, 2021, 36 (06): 142-158.
- [16] 贺茂斌, 杨晓维.数字普惠金融、碳排放与全要素生产率[J].金融论坛, 2021, 26(02): 18-25.
- [17] 周泽炯, 杨曦.数字金融对碳排放强度的影响效应研究[J].中国传媒大学学报(自然科学版), 2024, 31 (01): 12-18.
- [18] Jondrow J, Lovell C A K, Materov I S, et al. On the estimation of technical inefficiency in the stochastic frontier production function model[J]. Journal of econometrics, 1982, 19(2-3): 233-238.