

数字金融发展对二氧化碳排放增减叠加效应的理论分析与实证检验

廖珍珍^a 茹少峰^{a, b1}

(西北大学:a. 经济管理学院;b. 中国西部经济发展研究院, 西安 710127)

【摘要】: 本文研究数字金融与二氧化碳排放的关系, 建立了数字金融与二氧化碳排放的理论模型, 理论研究表明数字金融与二氧化碳排放之间存在着倒 U 型关系。通过采用 2011—2018 年我国 281 个地级及以上城市面板数据, 利用系统 GMM 模型进行实证检验, 检验结果表明: 数字金融与二氧化碳排放之间存在的倒 U 型关系, 在东部地区显著, 而在中部和西部地区不显著; 在数字金融覆盖广度和使用深度维度显著, 而在数字支持服务程度维度不显著。进一步研究了数字金融与二氧化碳排放之间关系的形成机制, 研究认为数字金融的网络外部性和边际产出具有递增性是导致这一关系的本质所在, 即经济规模扩张引起的二氧化碳排放增加和绿色技术创新引起的二氧化碳减排之间的叠加效应具有先增后减特点。

【关键词】: 数字金融 二氧化碳排放 经济增长 绿色技术创新 增减叠加效应

【中图分类号】: F015 **【文献标识码】:** A **【文章编号】:** 1006—2912(2022)09—0117—16

一、引言

二氧化碳大量排放给全球环境与生产、生活造成了巨大影响, 因此减少二氧化碳排放已成为全球共识。2020 年 9 月 22 日, 习近平主席在第七十五届联合国大会一般性辩论上宣布, “中国将提高国家自主贡献力度, 采取更加有力的政策和措施, 二氧化碳排放力争于 2030 年前达到峰值, 努力争取 2060 年前实现碳中和。”这对二氧化碳排放达标进程提出了新要求。然而, 根据英国石油公司统计数据显示, 2020 年我国碳排放总量达 98.99 亿吨, 占全球总量比重达 30.7%, 目前我国能源消费结构以煤炭为主, 并且在短期内难以改变, 这给我国“双碳”目标的实现带来了巨大的挑战, 如何减少碳排放和促进经济绿色发展已成为当前我国亟待解决的重要问题。与此同时, 数字金融得到了蓬勃发展, 数字金融是传统金融机构和互联网企业利用互联网技术和信息技术提供投融资、支付、保险、金融咨询等服务的新型金融业务模式, 又被称为互联网金融(郭峰和王瑶佩, 2020)^[1]。数字金融不仅具备传统金融的核心功能, 如配置资源、服务实体经济等, 而且具有“服务成本低、服务速度快、服务面广”的特征, 能够有效发挥规模经济、范围经济和长尾经济效应(汪炜和郑扬扬, 2015)^[2]。数字金融的蓬勃发展给二氧化碳排放带来了两方面效应, 一方面, 数字金融能够降低金融服务准入门槛, 为商品生产和消费提供资金支持, 促进我国经济增长和包容性增长(张勋等, 2019)^[3], 从而增加能源消耗和二氧化碳排放(严成樑, 2016; Zhao 等, 2021)^[4, 5]。另一方面, 数字金融能够促进技术创新和产业结构转型升级, 从而降低经济增长对化石能源的依赖, 最终减少二氧化碳排放(Zhao 等, 2021; 房宏琳和杨思莹, 2021)^[6, 6]。因此, 数字金融发展对于二氧化碳排放具有增加和减排的正负效应, 二者的叠加特征是什么, 效果到底是增加排放还是促进减排成为

¹**作者简介:** 廖珍珍(1996-), 女, 陕西汉中, 西北大学经济管理学院博士研究生, 研究方向: 数字经济与绿色经济; 茹少峰(1962-), 男, 陕西泾阳人, 西北大学经济管理学院/中国西部经济发展研究院教授、博士生导师, 研究方向: 数字经济与经济高质量发展。

基金项目: 国家社会科学基金后期资助项目“中国经济高质量发展的机理与路径研究”(20FJLB026), 项目负责人: 师博

值得研究的一个重要问题。

目前, 现有文献大多研究传统金融对二氧化碳排放的影响, 主要存在以下三种观点: (1) 抑制论。传统金融抑制了二氧化碳排放(Tamazian 等, 2009; Jalil 和 Feridun, 2011)^[7,8]。传统金融通过改变生产要素投入和经济结构(刘莎和刘明, 2020)^[9]、以较低的资金成本资助环保项目(Tamazian 等, 2009)^[7]、增加与环境保护相关的投资(Lee 等, 2015)^[10]、促进碳交易活动的开展和促进技术创新(Shahbaz 等, 2013)^[11]等渠道减少二氧化碳排放。(2) 促进论。传统金融是促进二氧化碳排放的重要因素(Javid 和 Sharif, 2016; Salahuddin 等, 2018)^[12,13]。传统金融通过增加消费者的大件商品购买量、企业的新设备和新项目投资(Zhang, 2011)^[14]、倾向于向自然资源密集型污染行业和污染型产业提供资金支持(He 等, 2017)^[15]等渠道促进经济增长和能源消耗, 从而促进二氧化碳排放。(3) 其他观点。严成樑(2016)、Charfeddine 和 Khediri (2016) 研究表明传统金融与二氧化碳排放之间存在倒 U 型关系^[4,16]。传统金融通过扩大经济规模促进二氧化碳排放, 但也通过提高技术水平减少了二氧化碳排放, 两者之间的关系取决于两种效应之间的权衡(严成樑, 2016; 任力和朱东波, 2017)^[4,17]。Ozturk 和 Acaravci (2013) 认为传统金融对碳排放的影响不显著^[18]。

在上述研究基础上, 数字金融作为数字技术赋能传统金融的新型金融服务模式, 对二氧化碳排放或环境污染也产生了重要影响。贺茂斌和杨晓维(2021)选取我国 2011—2018 年 30 个省份面板数据, 利用固定效应模型进行实证研究, 研究表明数字金融可以减少碳排放^[19]; 房宏琳和杨思莹(2021)选取我国 2011—2016 年间 285 个城市的面板数据, 利用固定效应模型证明了数字金融能够促进绿色技术创新, 从而减少二氧化硫排放^[6]; Zhao 等(2021)认为数字金融能够通过吸引外资、缓解企业融资约束、拓宽消费贷款渠道以及增加对边远地区的金融服务等方式促进二氧化碳排放, 但又通过促进技术创新、产业结构转型和促进消费者环保参与活动等方式减少二氧化碳排放, 并且利用静态面板模型对我国 2011—2018 年 30 个省份面板数据进行了实证研究, 结论表明数字金融与二氧化碳之间存在倒 U 型关系^[5]; 许钊等(2021)指出数字金融的污染减排效应存在着双门限效应, 数字金融与环境污染之间呈现倒 N 型关系^[20]。

综上所述, 现有研究在以下几方面可能存在进一步拓展空间: 一是对我国数字金融与二氧化碳排放的研究较少, 且尚未形成一致的研究结论; 二是已有研究多从实证角度展开, 尚未构建数字金融与二氧化碳排放的理论模型; 三是缺乏对数字金融与二氧化碳排放非线性关系及非线性关系形成机制的探讨与检验。因此, 在上述研究基础上, 本文构建了一个包含数字金融与二氧化碳排放的理论模型, 并采用 2011—2018 年我国 281 个地级及以上城市面板数据, 利用系统 GMM 模型进行相应的实证检验。本文的边际贡献可能在于: (1) 建立了数字金融与二氧化碳排放的理论模型, 并以我国 281 个地级及以上城市为研究样本进行了实证检验; (2) 区别于传统线性中介效应检验, 本文引入非线性中介效应检验探讨数字金融对二氧化碳排放的影响机制。

二、数字金融与二氧化碳排放的理论分析

(一) 数字金融与经济增长的理论模型

借鉴王定祥等(2017)^[21]、杨兵等(2021)^[22]的研究, 提出如下假设: ①整个经济体系只有一种资本, 即数字金融资本; ②经济体封闭, 存在两个部门, 一个产品生产部门制造产品, 另一个研究与开发部门增加知识存量。数字金融资本中有 P 的份额用于产品生产部门, 1-P 的份额用于研究与开发部门; ③资源可以自由流动, 数字金融资本与劳动等其他要素总处于最优配置状态。基于上述假设, 可以构造出数字金融资本与产出之间关系的函数:

$$Y = F(K_{dfy}, TL) \quad (1)$$

$$T = \varphi(K_{dfh}, L) \quad (2)$$

式(1)说明了总产出 Y 取决于技术发展水平 T、劳动 L、用于产品生产的数字金融资本 K_{dfy} 。式(2)说明了技术发展水平 T 取

决于劳动 L 、用于研究与开发部门的数字金融资本 K_{dfb} 。若数字金融资本总量为 K_{df} ，则 $K_{dfy}=PK_{df}$ ， $K_{dfb}=(1-P)K_{df}$ 。根据总产出函数满足规模报酬不变的假设，式(1)可变换为：

$$Y = TL \times F(K_{dfy}/TL, 1) \quad (3)$$

$$Y/TL = F(K_{dfy}/TL, 1) \quad (4)$$

令 $y=Y/TL$ ， y 表示总产出与有效劳动的比例或者单位有效劳动的经济产出。令 $k_y=K_{dfy}/TL$ ， $k=K_{df}/TL$ ，则 $k_y=K_{dfy}/TL=PK_{df}/TL=Pk$ ， k_y 表示用于产品生产的数字金融资本与有效劳动的比例， k 表示数字金融资本与有效劳动的比例。则有：

$$y = Y/TL = f(K_{dfy}/TL) = f(k_y) \quad (5)$$

$$Y = TL \times f(k_y) \quad (6)$$

由 $y=Y/TL$ 和 $k_y=K_{dfy}/TL$ 可得：

$$y'/y = [Y'/Y] / (Y/TL) = Y'/Y - L'/L - T'/T \quad (7)$$

$$k_y'/k_y = [K_{dfy}'/TL] / (K_{dfy}/TL) = K_{dfy}'/K_{dfy} - L'/L - T'/T \quad (8)$$

由 $y=f(k_y)$ 可得：

$$y'/y = k_y f'(k_y) / f(k_y) = [k_y f'(k_y) / f(k_y)] \times (k_y' / k_y) = \delta(k_y) \times k_y' / k_y \quad (9)$$

式(9)中， $\delta(k_y)=k_y f'(k_y) / f(k_y)$ 为用于产品生产的数字金融资本的产出弹性。将式(8)代入式(9)可得：

$$y'/y = \delta(k_y) \times (K_{dfy}'/K_{dfy} - L'/L - T'/T) \quad (10)$$

令 $n=L'/L$ 表示劳动的增长率， $g_b=T'/T$ 表示技术进步率，将式(7)代入式(10)可得：

$$Y'/Y - n - g_b = \delta(k_y) \times (K_{dfy}'/K_{dfy} - n - g_b) \quad (11)$$

令 $b=K_{dfy}'/Y$ 表示数字金融资本增量占总产出的比例，将其代入式(8)可得：

$$k_y' = k_y (bY/K_{dfy} - n - g_b) = bf(k_y) - (n + g_b)k_y \quad (12)$$

由式(12)可以看出，若 b 、 n 保持不变， k_y 是否存在稳态与 $f(k_y)$ 和 g_b 有关。在上述分析基础上，引入柯布-道格拉斯生产函数：

$$Y = (TL)^{1-\alpha} (K_{dy})^{\alpha}, 0 < \alpha < 1 \quad (13)$$

$$T = \omega (K_{db})^{\beta} L^{\eta}, \omega > 0, 0 < \beta, \eta < 1 \quad (14)$$

式(13)两边同时除以 TL, 并将 $y=Y/TL=f(k_y)$, $k_y=K_{dy}/TL$, 代入可得:

$$f(k_y) = k_y^{\alpha} \quad (15)$$

式(14)两边同时除以 $(TL)^{\beta}$, 并将 $K_{db}=(1-P)K_{dt}=[(1-P)/P]K_{dy}$, $g_{ky}=k_y' / k_y$ 代入可得:

$$g_B = (\beta/(1-\beta))g_{k_y} + ((\beta+\eta)/(1-\beta))n \quad (16)$$

对于 g_{ky} , 假设其满足如下形式:

$$g_{k_y} = \gamma k_y^m, \gamma > 0, m \geq 0 \quad (17)$$

式(16)表明, 技术进步率 g_B 与用于生产的单位有效劳动的数字金融增长率 g_{ky} 正相关。式(17)表明, g_{ky} 随着 k_y 增加呈现非递减趋势。这是因为: 数字金融具有网络外部性和边际产出递增的特点, 这将使得数字金融发展具有规模经济效应, 以及数字金融的供需规模具有无限扩大的激励效应(汪炜和郑扬扬, 2015; 谢平等, 2015)^[2, 23], 即随着数字金融资本的积累, 最终形成爆发式增长。此外, Guo 等(2016)研究表明数字金融发展迅速, 每年增长速度大约为 100%^[24], 这在一定程度上也验证了式(17)的可靠性。将式(15)-(17)代入式(12)有:

$$k_y' = b k_y^{\alpha} - ((\beta/(1-\beta))\gamma k_y^{m+1} + ((1-\eta)/(1-\beta))n k_y) \quad (18)$$

在式(18)中, 令 $k_y' = 0$, 则 k_y 将稳定在 $k_y' = 0$ 处, 此时最优均衡解为 k_y^* 。这是因为, 当 $k_y < k_y^*$ 时, $k_y' > 0$, k_y 将上升; 当 $k_y > k_y^*$ 时, $k_y' < 0$, k_y 将下降, 最终 k_y 将稳定在均衡解 k_y^* 处。

(二) 引入二氧化碳排放的经济增长模型

借鉴 Brock 和 Taylor (2010)^[25] 的模型, 采用 Copeland 和 Taylor (1994)^[26] 的方法, 假设每一单位的经济活动同时产生 Ω 单位的二氧化碳。当考虑减排时, 假设减排 A 满足规模报酬不变, 并将减少的二氧化碳排放量写成经济活动总规模 F 和经济在减排方面的努力 F^A 的一个递增且严格凹函数。如果减排水平为 A, 则从产生的总污染中除去 ΩA 单位的二氧化碳, 最终排放的二氧化碳排放总量 E 可以表达为:

$$E = \Omega F - \Omega A(F, F^A) \quad (19)$$

$$E = \Omega F [\bar{1} - A(1, F^A/F)] \quad (20)$$

$$E = \Omega F a(\theta), a(\theta) \equiv [\bar{1} - A(1, F^A/F)], \theta = F^A/F \quad (21)$$

式(20)是由A的规模报酬不变得出的,式(21)中,定义 θ 作为经济活动中用于减排的部分, $0 < \theta < 1$ 。考虑到减排消耗,则扣除减排消耗后的产出为 $Y = (1 - \theta)F$,再结合式(5)、式(12)、式(21)可得:

$$y = f(k_y) (1 - \theta) \quad (22)$$

$$k_y' = b(1 - \theta)f(k_y) - (n + g_B)k_y \quad (23)$$

$$e = f(k_y)\Omega a(\theta) \quad (24)$$

式(22)-(24)中, $k_y = K_{dy}/TL$, $y = Y/TL$, $e = E/TL$, $f(k_y) = F(k_y, 1)$ 。

(三)数字金融与二氧化碳排放的理论模型

由数字金融与经济增长的理论模型可知,在 θ 固定的情况下,从任意 $k_y > 0$ 开始, k_y 收敛到唯一的 k_y^* 。在均衡点 k_y^* 时,总产出、数字金融资本存量增长率为 $n + g_B$ 。然而,一个潜在恶化的环境威胁着这种平衡。当 k_y 趋近于常数 k_y^* 时,二氧化碳排放量的增长率 g_E 沿着均衡增长路径趋向于常数 g_E^* ,均衡增长路径下 g_E^* 可表达为:

$$g_E^* = g_B + n - g_A \quad (25)$$

式(25)中, $g_B + n - g_A$ 表示在均衡增长路径上,产出增长的规模效应使二氧化碳排放以 $g_B + n$ 的速率增长,而减排技术的技术进步效应使二氧化碳排放以 g_A 的速率减少。

结合式(24)、式(15),将二氧化碳排放总量在任何时刻 t 的函数表示为:

$$E = a(\theta)\Omega(0)T(0)L(0)\exp\{g_E^* t\}k_y^\alpha \quad (26)$$

式(26)中, $0 < \alpha < 1$, $T(0)$, $L(0)$ 和 $\Omega(0)$ 为初始水平。两边同时对时间求微分,则二氧化碳排放总量的增长率为:

$$E'/E = g_E^* + \alpha k_y'/k_y \quad (27)$$

将式(18)代入式(27)可得:

$$E'/E = \alpha b(1 - \theta)k_y^{\alpha-1} - [\beta/(1 - \beta)]\gamma k_y^m + ((1 - \eta)/(1 - \beta))n - g_E^* \quad (28)$$

将 $k_y = Pk$ 代入式(28)可得:

$$E'/E = \alpha b(1 - \theta)P^{\alpha-1}k^{\alpha-1} - [\beta/(1 - \beta)]\gamma P^m k^m + ((1 - \eta)/(1 - \beta))n - g_E^* \quad (29)$$

令 $v = ((1 - \eta)/(1 - \beta))n - g_E^*$, 式(29)可表示为:

$$E'/E = \alpha b(1-\theta)P^{\alpha-1}k^{\alpha-1} - [\beta/(1-\beta))\gamma P^m k^m + v] \quad (30)$$

根据式(30),可用图1、图2将数字金融资本积累与二氧化碳排放总量的演变联系起来。在图1中,横轴表示单位有效劳动的数字金融资本 k ,纵轴表示二氧化碳排放的变化率 E'/E 。根据式(30)可知, E'/E 可由 $\alpha b(1-\theta)P^{\alpha-1}k^{\alpha-1}$ 与 $(\beta/(1-\beta))\gamma P^m k^m + v$ 之间的距离表示。由于 $\alpha, \beta, \theta \in (0, 1)$ 且 $b, \gamma, P > 0$, 故 $\alpha b(1-\theta)P^{\alpha-1}k^{\alpha-1}$ 随着 k 的增加而减少, 为一条向右下方倾斜的曲线 l_1 ; 当 $m > 0$ 时, $(\beta/(1-\beta))\gamma P^m k^m + v$ 随着 k 的增加而增加, 故为一条右上方倾斜的曲线 l_2 , 并与 l_1 相交于点 O , 此时 $E'/E=0, k=k(O)$ 。由此可知, 当 $k < k(O)$ 时, $E'/E > 0$, 二氧化碳排放总量随着 k 的增加而增加; 当 $k = k(O)$ 时, $E'/E=0$, 二氧化碳排放总量达到最大; 当 $k > k(O)$ 时, $E'/E < 0$, 二氧化碳排放总量随着 k 的增加而减少, 如图2所示, 数字金融与二氧化碳排放总量之间存在倒U型关系。当 $m=0$ 时, $(\beta/(1-\beta))\gamma + v$ 为一条平行于横轴的直线, 其分析过程与 $m > 0$ 时的分析相同, 仍然得到数字金融与二氧化碳排放总量之间存在倒U型关系的结论。

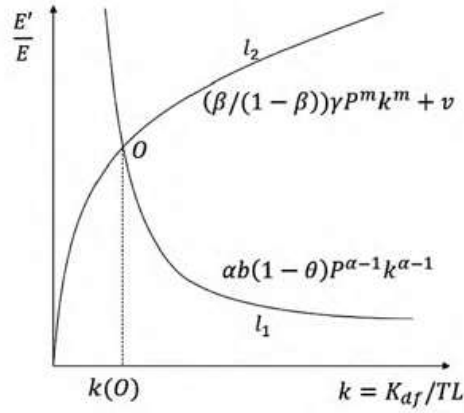


图1 k 与二氧化碳排放总量增长率的关系

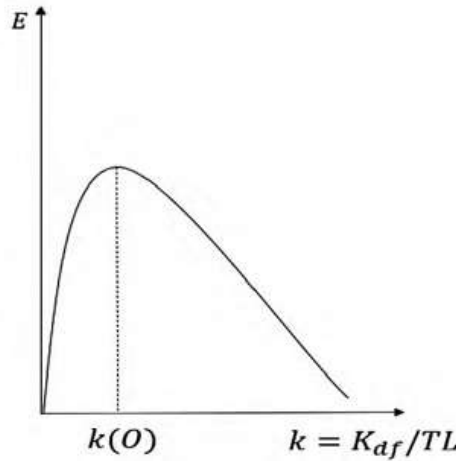


图2 k 与二氧化碳排放总量的关系

那么这种倒U型关系的形成机制是什么?根据引入二氧化碳排放的经济增长模型可知,二氧化碳排放最终取决于两方面因素:

一是总产出 F , 随着 F 的增加, 每一单位的经济活动同时排放 Ω 单位的二氧化碳。由于数字金融资本的边际产出大于 0, 所以数字金融资本的积累会引起总产出增加, 从而增加了二氧化碳排放量, 这也符合现有研究的理论分析。数字金融可以通过以下三种途径促进总产出增加从而促进二氧化碳排放: 第一, 数字金融催生出新的金融服务模式和金融业态, 拓宽了投融资的渠道, 降低了企业和消费者获取金融服务的准入门槛, 能够有效缓解生产和消费过程中的资金约束, 有利于促进企业创业、促进企业生产实现规模化和差异化以及激发消费者的消费潜能, 从而引起企业生产增加和经济规模扩张 (Zhao 等, 2021; 许钊等, 2021)^[5, 20]; 第二, 数字金融具有普惠性, 它利用技术手段突破时间和空间的限制, 将低成本、多元化的金融服务带到偏远地区, 而这些偏远地区获得金融服务后, 多投资于能够获得短期投资的粗放型生产领域 (Zhao 等, 2021)^[6]; 第三, 数字金融通过数字化服务能够提高金融服务效率, 促进金融机构服务的专业化和程序化, 从而有利于吸引外商直接投资 (文淑惠和张诣博, 2020)^[27], 而外商直接投资的增加促进了资本的积累, 从而促进我国经济规模扩张 (Zhao 等, 2021)^[5]。由此可知, 数字金融发展会引起经济规模的扩张, 而经济规模扩张导致能源、电力等资源消耗增加, 从而增加二氧化碳排放 (Zhang, 2011)^[14]。

二是经济主体在减排方面的努力 F^A 。数字金融资本在促进 T 和 F 增加的同时, 也会引起 F^A 增加, 而 F^A 主要体现为绿色技术创新, 即数字金融通过促进绿色技术创新从而减少二氧化碳排放, 这也符合现有研究的理论分析。数字金融可以通过以下三种途径促进绿色技术创新从而减少二氧化碳排放: 第一, 数字金融能够缓解企业的融资约束, 弱化企业将资源投向短期生产而非研发创新的短视行为, 有利于企业增加技术研发部门的资金投入, 从而促进绿色技术创新 (房宏琳和杨思莹, 2021; 许钊等, 2021; 谢绚丽等, 2018)^[6, 20, 28]; 第二, 数字金融能够通过提升金融服务效率从而吸引外商直接投资, 而外商直接投资带来的技术溢出效应有利于促进我国的绿色技术创新 (Zhao 等, 2021)^[5]; 第三, 数字金融是技术创新的产物, 具有技术累积迭代效应, 其可以通过在碳交易、碳捕获、碳利用与碳封存等场景的应用不断突破金融科技边界, 从而促进绿色技术的不断改进和创新。由此可知, 数字金融能够促进绿色技术创新, 而绿色技术创新不仅能够提高能源、电力等资源的使用效率或者减少生产对能源、电力等资源的依赖和消耗, 还能够解决信息不对称问题, 提高碳金融市场效率, 从而减少二氧化碳排放。因此, 数字金融发展能够促进绿色技术创新, 从而减少二氧化碳排放。

综上所述, 在数字金融促进经济增长过程中, 对二氧化碳排放产生了两种效应, 一种是增加效应, 即数字金融通过促进经济规模扩张增加了二氧化碳排放; 另一种是减排效应, 即数字金融通过促进绿色技术创新减少了二氧化碳排放。数字金融对二氧化碳排放的影响最终取决于这两种效应之间的权衡。本文猜想如下: 在数字金融发展水平较低阶段, 由于数字金融资本规模有限, 其更倾向于发挥传统金融的资源配置和服务实体经济功能, 从而促进了高排放、高污染的粗放型经济规模扩张, 此时数字金融对二氧化碳排放产生的增加效应大于减排效应, 数字金融发展增加了二氧化碳排放; 但随着数字金融资本的积累, 由于数字金融具有网络外部性和边际产出递增的特点, 数字金融发展规模迅速扩大, 其数字化技术属性优势不断凸显, 并且引起绿色技术创新速度不断加快, 从而推动经济增长向低能耗、低污染的清洁型发展模式转型, 此时数字金融对二氧化碳排放产生的减排效应大于增加效应, 数字金融减少了二氧化碳排放。因此, 两种效应叠加具有先增后减的特点, 即数字金融与二氧化碳排放之间存在倒 U 型关系。

三、研究设计

(一) 模型设定

1. 基准回归模型。

基于上述理论分析, 考虑到二氧化碳排放的动态依赖性, 本文建立如下非线性动态面板模型, 并利用系统 GMM 估计来检验数字金融与碳排放之间的关系:

$$CO_{2it} = \alpha_0 + \alpha_1 CO_{2it-1} + \alpha_2 df_{it} + \alpha_3 (df_{it})^2 + \sum_{j=1}^J \alpha_j Z_{it} + u_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (31)$$

其中, i 表示城市, t 表示年份, CO_{2it} 表示二氧化碳排放总量, $CO_{2i(t-1)}$ 表示二氧化碳排放总量的滞后一期, df_{it} 和 df_{it}^2 为本文的核心解释变量, 分别表示数字金融发展水平的一次项和二次项。 Z_{it} 为影响二氧化碳排放的其他控制变量, u_i 和 v_t 分别为个体固定效应和时间固定效应, 用来刻画难以观测的个体和时间特征, ε_{it} 为残差项。此外, Lind 和 Mehlum(2010)指出, 在考虑 U 型关系时, 当变量之间的真实关系是明显的凹凸性且单调时, 仅通过二次项系数的显著性来判断是否存在倒 U 型关系的标准过于薄弱。因此, 在 U 型关系的模型中, 在判断二次项系数显著后, 需要引入 U 检验, 从而进一步验证 U 型关系的可靠性^[29]。

2. 非线性中介效应模型。

为了进一步探讨数字金融对碳排放的影响机制, 本部分引入非线性中介效应模型加以验证。由于数字金融对碳排放的影响是非线性的, 故传统的线性中介效应检验方法不再适用。借鉴 Hayes 和 Preacher(2010)的研究^[30], 建立以下非线性中介效应模型:

$$M_{it} = \beta_0 + \beta_1 M_{i(t-1)} + \beta_2 df_{it} + \sum_{j=1}^r \beta_j Z_{it} + u_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (32)$$

$$CO_{2it} = \lambda_0 + \lambda_1 CO_{2i(t-1)} + \lambda_2 M_{it} + \lambda_3 df_{it} + \lambda_4 (df_{it})^2 + \sum_{j=1}^r \lambda_j Z_{it} + u_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (33)$$

其中, M_{it} 为中介变量, $M_{i(t-1)}$ 为中介变量的滞后一期。其余变量定义与式(31)相同。根据式(31)可得, 总效应(TE)为:

$$TE = \left(\frac{\partial CO_2}{\partial df} \right) = \alpha_2 + 2\alpha_3 df \quad (34)$$

瞬时中介效应(ME)可表达为:

$$ME = \left(\frac{\partial M}{\partial df} \right) \left(\frac{\partial CO_2}{\partial M} \right) = \beta_2 \lambda_2 \quad (35)$$

式(34)计算了非线性中介效应的总效应, 与线性中介效应不同, 该值并不是一个固定的常数, 而是随着 df 的变动而变动。式(35)计算了中介效应, 接下来需要对中介效应是否显著为 0 进行统计学检验。虽然 Hayes 和 Preacher(2010)^[30]提出了对 ME 的 bootstrapping 统计学检验, 但该方法仅局限于非面板数据。由于本文数据为面板数据, 故本文参考 Yang(2020)^[31]提出的适用于面板数据的非线性模型中介效应检验步骤, 进行中介效应检验。

(二) 变量选取及测算

(1) 被解释变量。

本文采用 CO_2 排放量作为被解释变量, Chen 等(2020)^[32]采用粒子群优化-反向传播(PSO-BP)算法, 整合了 DMSP/OLS 和 NPP/VIIRS 两类夜间灯光数据, 对中国 2735 个区县的 CO_2 排放量进行了估算, 并证明了碳排放测算数据的有效性和可靠性, 弥补了现有数据缺口。本文在该数据的基础上, 通过将县级层面 CO_2 排放量加总得到城市层面的 CO_2 排放量。

(2)核心解释变量。

本文采用北京大学数字金融研究中心发布的数字普惠金融指数作为数字金融的代理变量，并且该指数由数字普惠金融的覆盖广度(cov)、使用深度(use)以及数字支持服务程度(dig)三个子维度构成。

(3)控制变量。

除核心解释变量外，借鉴房宏琳和杨思莹(2021)^[6]、许钊等(2021)^[20]学者的相关研究，本文还加入影响CO₂排放的其他控制变量：①人口密度(density),用城市单位面积人口数量衡量；②外商直接投资(fdi),用实际利用外资与GDP的比值衡量；③政府规模(gov),用地方政府财政内预算支出与GDP的比值衡量；④人力资本水平(hum):用每万人高等学校在校生人数衡量；⑤基础设施水平(facility),用人均道路面积占比衡量；⑥产业结构(industry),用第二产业增加值占GDP比重衡量。

(4)中介变量。

由理论分析可知，数字金融通过经济规模扩张和绿色技术创新对二氧化碳排放产生增加效应和减排效应。故在实证分析中，本文选取经济规模和绿色技术创新作为中介变量，分别采用人均实际GDP(以2011年为基期)和人均绿色发明专利申请量衡量。

(三)数据来源与说明

表 1 变量的描述性统计

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
df	2248.00	155.83	62.02	17.02	302.98
cov	2248.00	146.18	59.37	1.88	290.32
use	2248.00	154.01	65.32	4.29	325.68
dig	2248.00	191.02	80.86	2.70	581.23
CO ₂	2248.00	30.55	25.40	3.58	226.68
density	2248.00	439.98	342.03	5.09	2648.26
fdi	2248.00	0.09	0.33	0.00	7.12
gov	2248.00	0.58	0.56	0.05	6.04
hum	2248.00	187.35	243.73	0.05	1311.24
facility	2248.00	17.00	7.12	1.37	60.07
industry	2248.00	47.93	10.27	14.84	89.34

本文选取2011—2018年我国281个地级及以上城市作为样本。其中，CO₂排放量数据来源于Figshare数据库；数字金融数据来源于北京大学数字金融研究中心和蚂蚁金服集团共同编制的中国数字普惠金融指数；绿色发明专利申请量数据来源于国家

知识产权数据库；其余数据来源于国家统计局、历年《中国城市统计年鉴》、EPS 数据库、海关数据库等，部分缺失值采用邻近点的均值补齐。各变量的描述性统计量如表 1。

四、实证结果分析

(一)基准回归结果

表 2 数字金融对碳排放的影响

		(1)	(2)
CO _{2(t-1)}		1.036 ^{***} (0.007)	0.945 ^{***} (0.048)
ln _{df}		187.915 ^{***} (36.831)	118.676 ^{***} (43.254)
(ln _{df}) ²		-19.507 ^{***} (3.740)	-12.731 ^{***} (4.755)
density			0.001(0.006)
fdi			16.000 ^{**} (6.509)
go _v			9.488 ^{**} (4.648)
hum			0.037 ^{***} (0.011)
facility			0.729 ^{***} (0.276)
industry			0.062(0.241)
Constant		-452.150 ^{***} (90.551)	-304.826 ^{***} (105.392)
个体效应		Yes	Yes
时间效应		Yes	Yes
AR(1)		0.018	0.029
AR(2)		0.520	0.116
Hansen		0.054	0.359
Observations		1,967	1,967
U 检验	Extreme point	4.817	4.661
	Interval	[2.834, 5.714]	[2.834, 5.714]
	Slope	[77.336, -34.994]	[46.507, -26.804]
	结论	倒 U 型	倒 U 型

注：表中，*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%的水平下显著；()内数值为稳健型标准误，下表同。

表 2 报告了数字金融影响二氧化碳排放的基准回归结果，并列出了模型中需要满足的两个统计检验：①系统 GMM 模型有效性检验：AR(1)、AR(2)分别表示一阶和二阶差分残差序列的 Arellano-Bond 自相关检验，Hansen 检验为工具变量的过度识别检验。在 5%的显著性水平下，当 $AR(1) < 0.05$, $AR(2) > 0.05$ 以及 $Hansen > 0.05$ 时，则说明系统 GMM 模型是有效的。②U 检验：在二次项系数显著的基础上，如果 U 型检验计算出的极值点在数据范围内，结果中的 slope 区间包含负值，并能够在 5%的显著性水平上拒绝原假设，则能得出倒 U 型结论(下表同)。

表 2 列(1)显示，在没有加入控制变量，只固定个体效应和时间效应的情况下，在 5%的显著性水平下，数字金融的一次项系数显著为正，而二次项系数显著为负，且上述两个统计检验显著通过，这表明数字金融与二氧化碳排放之间存在显著的倒 U 型关系。在此基础上，表 2 列(2)控制了人口密度、外商直接投资、政府规模、人力资本、基础设施以及产业结构变量，在 5%的显著性水平下，数字金融的一次项系数显著为正，而二次项系数显著为负，且上述两个统计检验显著通过，再次验证了我国数字金融与二氧化碳排放之间存在显著的倒 U 型关系。这表明在数字金融发展初期，数字金融发展增加了二氧化碳排放，当数字金融达到一个临界值后(U 检验结果表明该临界值为 4.661)，数字金融发展减少了二氧化碳排放。通过计算可知，样本期内有 87.6%的样本的数字金融水平已超越临界值，这说明我国绝大部分城市目前处于数字金融减少碳排放的阶段。

从控制变量的结果来看，①人口密度对二氧化碳排放的影响不显著，可能的解释是：一方面，人口密度的增加带来了生产要素的集中，使得能源利用效率提高从而降低二氧化碳排放。另一方面，人口过度集聚对交通基础设施造成了压力，形成拥堵效应，从而增加了二氧化碳排放(何文举等，2019)^[33]；②外商直接投资显著促进了二氧化碳排放，这验证了“污染天堂假说”，即由于我国的环境保护标准较低，所以跨国公司倾向于将高污染产业向我国转移；③政府规模对二氧化碳排放产生了显著的促进作用，这说明政府财政支出可能在一定程度上刺激了粗放型经济增长，从而增加了二氧化碳排放；④人力资本水平对二氧化碳排放产生了显著的促进作用，人力资本对二氧化碳排放的影响可能包括两种途径：一是人力资本水平较高的群体往往具有较高的购买力，人力资本水平的提高也增加了其对耐用型消费品的需求，从而增加了二氧化碳排放；二是人力资本水平的提高有利于促进技术创新从而减少二氧化碳排放。当第一种效应大于第二种效应时，人力资本就对二氧化碳排放产生正向促进作用；⑤基础设施水平对二氧化碳排放产生了显著的促进作用，这说明我国人均道路面积的增加，有利于促进交通运输业的发展，而交通运输业的发展增加了对能源的消耗，从而促进了二氧化碳排放；⑥产业结构的估计系数不显著，可能的原因是：一方面，第二产业发展可能导致能源消耗增加，从而促进了二氧化碳排放。但另一方面，随着政府环境规制力度的不断加强，企业开始向绿色低碳的生产方式变革，从而减少了能源消耗与二氧化碳排放。

(二)异质性分析

(1) 基于数字金融三个维度的异质性检验。

表 3 列(1)、(2)、(3)分别为数字金融覆盖广度、使用深度以及数字支持服务程度三个子维度对二氧化碳排放的回归结果。结果显示，在数字金融对二氧化碳排放影响的维度分解中，在 5%的显著水平下，数字金融覆盖广度、使用深度与碳排放之间存在显著的倒 U 型关系，而数字支持服务程度对二氧化碳排放的影响不显著，表 3 列(4)进一步研究发现，数字支持服务程度对二氧化碳排放具有显著的抑制作用。上述结果可能的解释在于：数字金融覆盖广度和使用深度衡量了数字金融的用户人数和实际使用情况，在数字金融覆盖广度和使用深度处于较低水平时，其只能部分缓解中小企业的融资约束，企业会将有限的资金用于短期边际收益较高的生产销售等环节，由此产生的增加效应大于减排效应，从而增加了碳排放，而当在数字金融覆盖广度和使用深度处于较高水平时，其在很大程度上缓解了企业的融资约束，企业可以用闲置资金进行技术研发投入，此时减排效应大于增加效应，从而减少了二氧化碳排放；而数字支持服务程度体现了数字金融的便利性、低成本和信用化(郭峰等，2019)^[34]，相比于数字金融覆盖广度和使用深度，数字支持服务程度的提高更有助于降低交易成本、提高生产效率和促进技术创新，从而对二氧化碳排放产生抑制作用。

表 3 基于数字金融不同维度的回归结果

		(1)	(2)	(3)	(4)
	$CO_{2(t-1)}$	1.002*** (0.048)	0.945*** (0.070)	1.000*** (0.015)	1.005*** (0.013)
	$\ln cov$	92.455*** (31.346)			
	$(\ln cov)^2$	-11.137*** (3.847)			
	$\ln use$		250.651*** (91.500)		
	$(\ln use)^2$		-26.284*** (9.877)		
	$\ln dig$			-6.849 (10.075)	-1.046** (0.460)
	$(\ln dig)^2$			0.543 (0.952)	
	Constant	-198.369*** (62.032)	-616.777*** (210.185)	18.522 (28.161)	4.137 (3.241)
	控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
	个体效应	Yes	Yes	Yes	Yes
	时间效应	Yes	Yes	Yes	Yes
	AR (1)	0.017	0.038	0.007	0.020
	AR (2)	0.064	0.055	0.056	0.171
	Hansen	0.337	0.373	0.412	0.092
	Observations	1,967	1,967	1,967	1,967
U 检验	Extreme point	4.151	4.768	/	/
	Interval	[0.631, 5.671]	[1.456, 5.786]	/	/
	Slope	[78.394, -33.861]	[174.096, -53.506]	/	/
	结论	倒 U 型	倒 U 型	不显著	线性

注：限于篇幅，未报告控制变量的估计结果，下表同。

(2) 基于不同区域的异质性检验。

表 4 列 (1)、(2)、(3) 是根据区域划分的回归结果，结果显示，对于东部地区，在 5% 的显著性水平下，数字金融与二氧化碳排放之间呈现显著的倒 U 型关系，而在中部和西部地区，数字金融对二氧化碳排放的影响不显著。猜测原因如下：相比于东部地区，中西部地区在资源密集型产业方面具有比较优势，并且由于缺乏技术创新激励，经济发展更偏向于粗放型发展模式，最终产生路径依赖和锁定效应(李江龙和徐斌, 2018)^[35]，再加上该区域数字人力资本匮乏和数字基础设施供给不足，最终导致数字金融对二氧化碳排放的影响难以凸显。

表 4 基于不同区域的回归结果

		(1)	(2)	(3)
		东部	中部	西部
$CO_{2(t-1)}$		1.010*** (0.022)	0.950*** (0.016)	1.152*** (0.059)
ln df		119.782*** (45.148)	18.915 (12.519)	-1.235 (17.632)
$(\ln df)^2$		-12.714*** (4.754)	-2.404* (1.419)	0.169 (1.964)
Constant		-303.687*** (107.958)	-31.724 (27.125)	4.963 (41.037)
控制变量		Yes	Yes	Yes
个体效应		Yes	Yes	Yes
时间效应		Yes	Yes	Yes
AR(1)		0.047	0.001	0.034
AR(2)		0.067	0.535	0.953
Hansen		0.186	0.115	0.314
Observations		833	560	574
U 检验	Extreme point	4.710	/	/
	Interval	[2.834, 5.714]	/	/
	Slope	[47.708, -25.508]	/	/
	结论	倒 U 型	不显著	不显著

(三)影响机制检验

表 5 报告了数字金融对二氧化碳排放的影响机制回归结果。表 5 列(1)给出了人均实际 GDP 作为中介变量时模型(32)的回归结果,在 5%的显著性水平下,数字金融能够显著促进人均实际 GDP 的提高。表 5 列(2)给出了人均实际 GDP 作为中介变量时模型(33)的回归结果,在 5%的显著性水平下,人均实际 GDP 对二氧化碳排放产生了显著的促进作用,根据式(35)计算的瞬时中介效应为 31.935。表 5 列(3)给出了人均绿色发明专利申请量作为中介变量时模型(32)的回归结果,在 5%的显著性水平下,数字金融能够显著促进人均绿色发明专利申请量的提高。表 5 列(4)给出了人均绿色发明专利申请量作为中介变量时模型(33)的回归结果,在 5%的显著性水平下,人均绿色发明专利申请量的增加对二氧化碳排放产生了显著的抑制作用,根据式(35)计算的瞬时中介效应为-6.317。由上述结论可知,数字金融对二氧化碳排放产生了增加效应和减排效应两种效应,增加效应表明数字金融通过扩大经济规模增加了碳排放,而减排效应表明数字金融通过促进绿色技术创新减少了碳排放。因此,利用数字金融加快绿色技术创新成为减少二氧化碳排放的重要渠道。

表 5 数字金融对二氧化碳排放的影响机制

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Lnpdp	CO ₂	pgreentech	CO ₂
M _{t-1}	-0.280 (0.194)		0.821*** (0.170)	
CO _{2(t-1)}		0.971*** (0.038)		1.009*** (0.023)
ln df	2.119** (0.876)	35.467 (109.543)	13.165** (5.647)	79.754 (51.164)
(ln df) ²		-12.925 (11.946)		-8.178 (5.381)
M _t		15.071** (6.606)		-0.464** (0.224)
Constant	4.222 (5.288)	-49.571 (277.139)	-59.941** (27.260)	-206.369 (128.631)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
个体效应	Yes	Yes	Yes	Yes
时间效应	Yes	Yes	Yes	Yes
AR (1)	0.027	0.005	0.038	0.003
AR (2)	0.964	0.223	0.063	0.078
Hansen	0.142	0.070	0.099	0.203
Observations	1,771	1,771	1,939	1,939

(四) 稳健性检验

考虑到基准回归结果可能会受到模型选取、指标选取、环保政策等各方面的干扰，本文将从以下几个方面对基准回归结果进行稳健性检验。

(1) 考察差分 GMM 估计。

利用差分 GMM 估计替换系统 GMM 估计，重新考察数字金融对二氧化碳排放的影响。表 6 列(1)报告了差分 GMM 估计的回归结果，结果表明在 5%的显著性水平下，数字金融与碳排放之间存在显著的倒 U 型关系。

(2) 考察静态面板模型。

利用静态面板模型(Hausman 检验结果表明选择固定效应模型)，重新考察数字金融对二氧化碳排放的影响。为了避免静态面板模型中存在的内生性问题，借鉴张勋等(2019)^[3]的研究，选取杭州到各城市的球面距离作为数字金融的工具变量。此外，考虑到杭州到各城市的球面距离为截面数据，难以直接作为面板数据的工具变量，需要引入一个随时间变化的变量来构造面板工具变量(赵涛等，2020)^[36]。因此，本文以上一年的数字普惠金融指数与杭州到各城市的球面距离的交互项的对数值，作为当期数字金融的工具变量。工具变量检验结果如下：ln df、(ln df)²的外生性检验表明，在 5%的显著性水平下拒绝 ln df、(ln df)²为外生变量的原假设，即模型中存在内生性问题；在 5%的显著性水平上，Kleibergen-Paap rk LM 统计量拒绝工具变量识别不足的原

假设; Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量大于 Stock-Yogo 弱工具变量识别 F 检验在 10%显著性水平上的临界值, 拒绝弱工具变量的原假设。因此, 上述三个检验表明选取的工具变量是合理可靠的。表 6 列(2)报告了工具变量第二阶段的回归结果, 结果表明在 5%的显著性水平下, 数字金融与碳排放之间存在显著的倒 U 型关系。

(3) 替换被解释变量。

利用人均二氧化碳排放量替换二氧化碳排放总量进一步考察数字金融对人均二氧化碳排放的影响, 由表 6 列(3)可知, 在 5%的显著性水平下, 数字金融与人均二氧化碳排放之间存在显著的倒 U 型关系。

(4) 排除环保政策干扰。

我国在 2011 年出台了碳排放权交易机制试点政策, 并在北京、上海、天津、重庆、湖北、广东和深圳 7 省市试点, 为了排除该政策对碳排放的影响, 本文剔除了开展碳交易试点的 7 个省市。由表 6 列(4)可知, 在 5%的显著性水平下, 数字金融与碳排放之间存在显著的倒 U 型关系。

(5) 剔除中心城市的干扰。

由于中心城市具有特殊的经济和政治地位, 中心城市不仅具有更多的经济、金融资源, 而且也面临着更为严苛的环境规制政策(房宏琳和杨思莹, 2021)^[6]。为了排除中心城市对研究结论的干扰, 本文剔除各省省会城市、直辖市以及深圳、大连等五个计划单列市。由表 6 列(5)可知, 在 5%的显著性水平下, 数字金融与碳排放之间存在显著的倒 U 型关系。

表 6 稳健性检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	差分 GMM 估计	FE-IV	替换被解释变量	排除环保政策干扰	剔除中心城市
$dy_{(t-1)}$	0.324** (0.131)	/	1.158*** (0.046)	0.993*** (0.013)	1.056*** (0.061)
$ln df$	94.321** (42.631)	170.827*** (64.752)	0.724** (0.308)	51.448** (24.046)	585.360** (295.794)
$(ln df)^2$	-10.496** (5.074)	-21.110** (8.256)	-0.086** (0.034)	-6.116** (2.594)	-62.872** (31.779)
Constant	/	-340.750*** (126.877)	-1.480** (0.731)	-103.515* (56.347)	-1,282.485* (688.295)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
AR(1)	0.012	/	0.016	0.000	0.038

AR (2)		0.063	/	0.113	0.527	0.085
Hansen		0.159	/	0.127	0.084	0.157
Observations		1,686	1,960	1,939	1,708	1,715
U 检验	Extreme point	4.493	4.046	4.205	4.206	4.655
	Interval	[2.834, 5.714]	[2.834, 5.714]	[2.834, 5.714]	[2.834, 5.714]	[2.834, 5.642]
	Slope	[34.822, -25.620]	[51.159, -70.405]	[0.236, -0.260]	[16.779, -18.439]	[228.950, -124.067]
	结论	倒 U 型	倒 U 型	倒 U 型	倒 U 型	倒 U 型

五、结论及政策建议

本文的主要贡献是从理论和实证两方面分析了数字金融与二氧化碳排放之间的关系。首先，本文构建了一个包含数字金融与二氧化碳排放的理论模型，得出数字金融与二氧化碳排放之间存在倒 U 型关系的结论。其次，以 2011—2018 年我国 281 个地级及以上城市为研究样本，利用系统 GMM 估计考察了数字金融对二氧化碳排放的影响。实证研究结果表明：(1) 数字金融与二氧化碳排放之间存在倒 U 型关系，即随着数字金融发展水平的提高，二氧化碳排放先增加后减少，且研究样本中有 87.6% 的城市处于数字金融发展减少碳排放阶段；(2) 数字金融与二氧化碳之间的倒 U 型关系具有异质性，其在东部地区显著，而在中部和西部地区不显著；在数字金融覆盖广度和使用深度维度显著，而在数字支持服务程度维度不显著；(3) 数字金融通过促进经济规模扩张增加了二氧化碳排放，但也通过促进绿色技术创新减少了二氧化碳排放，且经济规模扩张引起的二氧化碳排放增加和绿色技术创新引起的二氧化碳减排之间的叠加效应具有先增后减特点。最后，本文针对上述研究结论，主要提出以下四点政策建议：

第一，加快数字金融发展，充分释放数字金融发展的环境红利。首先，加强数字化技术在金融领域的运用。重点推进区块链、大数据等技术在碳金融市场的应用，促进基于林业(如森林、草地等)抵扣项目的基础碳金融工具及衍生碳金融工具的开发。其次，利用大数据、智能算法等技术推动金融机构的环境信息披露制度由自愿转向强制、由先行试点转向全国推广。加快利用数字化技术建立环境信息披露大数据系统，制定相应的评分、积分制度，成立政府、金融机构、企业和第三方机构联合环境信息披露委员会，对企业和金融机构的环境信息披露进行评分和积分，并针对累计积分建立相应的奖罚机制。

第二，加快金融机构的“分层级动态贷款利率”试点，减少经济规模扩张增加的二氧化碳排放。针对经济规模扩张引起的二氧化碳排放，金融机构可以利用互联网平台实时监控消费者和企业的贷款资金流向，针对不同资金流向采取“分层级动态贷款利率”模式，并借助云计算、智能算法等数字技术对于购买污染产品、污染型能源(如汽车、空调、煤炭、石油等)的贷款资金收取较高利率，而对于购买清洁产品、清洁能源(如新能源汽车、新能源燃料、新能源材料等)的贷款资金则收取较低利率，并基于贷款中的每笔消费金额、累计消费金额和累计消费次数的环保情况进行大数据分析，实施贷款利率的动态调整。

第三，利用数字金融解决“产学研”融合激励不足问题，促进绿色技术创新。企业、高校和科研机构是绿色技术创新的主体，但由于缺乏数字金融支持，目前“产学研”多方合作激励机制难以形成，这导致绿色科技创新动力不足。对此，需要加快建立一个“政产学研金”数字金融服务平台，以互联网为桥梁，数字金融为纽带，打造“政府主导+数字金融支持+国内外企业、学校、科研机构等相互合作”的模式，加快数字金融对国内外高校企业实现信息共享、知识共享、技术共享、人才培养的主导作用，从而促进绿色技术创新。

第四，立足区域发展特征，采取差异化策略，加快不同地区的数字金融发展与二氧化碳减排。对于中西部地区，可以通过采取数字众筹、数字捐赠、数字销售等模式加大对数字金融基础设施的建设力度，加强高校对于数字化技术、金融、新能源等相关

学科建设,促进本土人才数字金融素养的提升和清洁技术发展。而对于东部地区,则需要加快绿色技术创新的孵化速度,加快数字金融产品创新,拓展数字金融在节能减排中的应用场景和范围,积极创建绿色低碳发展示范区。

参考文献:

- [1]郭峰,王瑶佩.传统金融基础、知识门槛与数字金融下乡[J].财经研究,2020,46(01):19-33.
- [2]汪炜,郑扬扬.互联网金融发展的经济学理论基础[J].经济问题探索,2015(06):170-176.
- [3]张勋,万广华,张佳佳,何宗樾.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]严成樑,李涛,兰伟.金融发展、创新与二氧化碳排放[J].金融研究,2016(01):14-30.
- [5]Zhao H,Yang Y,Li N,et al.How Does Digital Finance Affect Carbon Emissions?Evidence from an Emerging Market[J].Sustainability,2021,13(21):12303.
- [6]房宏琳,杨思莹.金融科技创新与城市环境污染[J].经济学动态,2021(08):116-130.
- [7]Tamazian A,Chousa J P,Vadlamannati K C.Does higher economic and financial development lead to environmental degradation:evidence from BRIC countries[J].Energy policy,2009,37(1):246-253.
- [8]Jalil A,Feridun M.The impact of growth,energy and financial development on the environment in China:A cointegration analysis[J].Energy Economics,2011,33(2):284-291.
- [9]刘莎,刘明.绿色金融、经济增长与环境变化——西北地区环境指数实现“巴黎承诺”有无可能?[J].当代经济科学,2020,42(01):71-84.
- [10]Lee J M,Chen K H,Cho C H.The relationship between CO₂ emissions and financial development:evidence from OECD countries[J].The Singapore Economic Review,2015,60(05):1550117.
- [11]Shahbaz M,Solarin S A,Mahmood H,et al.Does financial development reduce CO₂ emissions in Malaysian economy?A time series analysis[J].Economic Modelling,2013,35:145-152.
- [12]Javid M,Sharif F.Environmental Kuznets curve and financial development in Pakistan[J].Renewable and Sustainable Energy Reviews,2016,54:406-414.
- [13]Salahuddin M,Alam K,Ozturk I,et al.The effects of electricity consumption,economic growth,financial development and foreign direct investment on CO₂ emissions in Kuwait[J].Renewable and Sustainable Energy Reviews,2018,81:2002-2010.
- [14]Zhang Y J.The impact of financial development on carbon emissions:An empirical analysis in China[J].Energy Policy,2011,39(4):2197-2203.

-
- [15]He Y, Sheng P, Vochozka M. Pollution caused by finance and the relative policy analysis in China[J]. *Energy & Environment*, 2017, 28(7):808-823.
- [16]Charfeddine L, Khediri K B. Financial development and environmental quality in UAE: Cointegration with structural breaks[J]. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 2016, 55:1322-1335.
- [17]任力, 朱东波. 中国金融发展是绿色的吗——兼论中国环境库兹涅茨曲线假说[J]. *经济学动态*, 2017(11):58-73.
- [18]Ozturk I, Acaravci A. The long-run and causal analysis of energy, growth, openness and financial development on carbon emissions in Turkey[J]. *Energy Economics*, 2013, 36:262-267.
- [19]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.
- [20]许钊, 高煜, 霍治方. 数字金融的污染减排效应[J]. *财经科学*, 2021(04):28-39.
- [21]王定祥, 李伶俐, 吴代红. 金融资本深化、技术进步与产业结构升级[J]. *西南大学学报(社会科学版)*, 2017, 43(01):38-53, 190.
- [22]杨兵, 杨杨, 杜剑. 金融结构、制度约束与经济增长[J]. *统计与信息论坛*, 2021, 36(08):43-55.
- [23]谢平, 邹传伟, 刘海二. 互联网金融的基础理论[J]. *金融研究*, 2015(08):1-12.
- [24]Guo F, Kong S T, Wang J. 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.
- [25]Brock W A, Taylor M S. The green Solow model[J]. *Journal of Economic Growth*, 2010, 15(2):127-153.
- [26]Copeland B R, Taylor M S. North-South trade and the environment[J]. *The quarterly journal of Economics*, 1994, 109(3):755-787.
- [27]文淑惠, 张诣博. 金融发展、FDI 溢出与经济增长效率: 基于“一带一路”沿线国家的实证研究[J]. *世界经济研究*, 2020(11):87-102, 136-137.
- [28]谢绚丽, 沈艳, 张皓星, 郭峰. 数字金融能促进创业吗?——来自中国的证据[J]. *经济学(季刊)*, 2018, 17(04):1557-1580.
- [29]Lind J T, Mehlum H. With or without U? The appropriate test for a U-shaped relationship[J]. *Oxford bulletin of economics and statistics*, 2010, 72(1):109-118.
- [30]Hayes A F, Preacher K J. Quantifying and testing indirect effects in simple mediation models when the constituent paths are nonlinear[J]. *Multivariate behavioral research*, 2010, 45(4):627-660.
- [31]Yang G, Zha D, Wang X, et al. Exploring the nonlinear association between environmental regulation and carbon

intensity in China:The mediating effect of green technology[J].Ecological Indicators,2020,114:106309.

[32]Chen J,Gao M,Cheng S,et al.County-level CO₂ emissions and sequestration in China during 1997—2017[J].Scientific data,2020,7(1):1-12.

[33]何文举,张华峰,陈雄超,颜建军.中国省域人口密度、产业集聚与碳排放的实证研究——基于集聚经济、拥挤效应及空间效应的视角[J].南开经济研究,2019(02):207-225.

[34]郭峰,王靖一,王芳,孔涛,张勋,程志云.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.

[35]李江龙,徐斌.“诅咒”还是“福音”:资源丰裕程度如何影响中国绿色经济增长?[J].经济研究,2018,53(09):151-167.

[36]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.