

引用格式: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.
文章编号:1673-4793(2024)01-0012-07

数字金融对碳排放强度的影响效应研究

周泽炯*,杨曦

(安徽财经大学经济学院,蚌埠 233030)

摘要:数字金融工具的广泛应用有利于缓解碳排放压力,为“双碳目标”的加速实现提供了动力。本文基于2011-2021年30个省份的面板数据集,采用双向固定模型、中介效应模型以及空间杜宾模型分析数字金融对碳排放的影响效应。研究发现:数字金融的发展对碳排放强度有显著的抑制作用;数字金融能够通过促进技术进步来降低碳排放;空间溢出效应表明数字金融对邻近地区的碳排放强度具有正向空间溢出效应。据此提出相应建议以促进碳减排。

关键词:数字金融;碳排放强度;空间效应

中图分类号:F49;F832 文献标识码:A

Research on the impact of digital finance on carbon emission intensity

ZHOU Zejiang*, YANG Xi

(School of Economics, Anhui University of Finance and Economics, Bengbu 233030, China)

Abstract: The widespread application of digital financial tools is beneficial for alleviating carbon emission pressures and providing impetus for accelerating the achievement of the "dual carbon goals". Based on the panel data set of 30 provinces from 2011-2021, in this paper two-way fixed model, mediation effect model and spatial Durbin model were used to analyze the impact of digital finance on carbon emissions. Research has found that the development of digital finance has a significant inhibitory effect on carbon emission intensity; digital finance can reduce carbon emissions by promoting technological progress; the spatial spillover effect indicates that digital finance has a positive spatial spillover effect on the carbon emission intensity of neighboring regions. Based on this, corresponding suggestions were proposed to promote carbon reduction.

Keywords: digital finance; carbon emission intensity; spatial effect

1 引言

随着工业化时代的到来以及国民经济的高速发展,化石能源消耗持续上升,而且随着化石消耗所释放的二氧化碳等温室气体的总量也在相应上升。为了应对和缓解气候问题,我国在2020年提出“双碳”(碳达峰、碳中和)目标。在党的二十大报告中,“双碳”目标再被提起,“推动经济社会发展绿色化、低碳化是实现高质量发展的关键环节”。在此背景下,探讨如何促进碳减排推进绿色低碳发展具有重要现实意义。

碳达峰、碳中和的实现需要长效的金融支持,而数字金融作为数字技术与金融业务的融合,能对污染形成长效机制的治理^[1]。数字金融是中国新一代技术革命与工业转型的必然产物,可以通过提升区域内科技技术水平从而深刻影响中国经济社会发展过程中的能源效益,并作用于中国生态环境问题^[2]。那么,数字金融的发展是否能够影响碳排放量?如果有影响,影响机制为何?利用数字金融来应对日益严峻的生态环境问题,尤其是碳排放问题,研究数字金融对碳排放的影响尤为重要。

基金项目:安徽省社会科学创新发展研究课题(2022CX024);安徽省哲学社会科学规划重大项目(AHSKZD2021D01)

作者简介(*为通讯作者):周泽炯(1970-),男,教授,主要从事宏观经济管理和公共投资理论研究。Email: aczzj123456@163.com

近年来工业化造成的环境污染问题逐渐得到重视,在当今金融数字化热潮的大背景下,有诸多学者已经开始思考数字金融和碳排放的关系。

在国外,Shahbaz^[3]认为金融发展一方面可以直接抑制碳排放,另一方面可以通过促进技术进步来间接抑制碳排放。Frankel等^[4]认为,数字金融可以促进技术进步,金融的发展能够带动经济增长,环境污染和碳排放也会相应减少。Arjunwadkar P Y^[5]发现数字金融对传统金融产生的巨大影响主要依托于信息技术。Paramati等^[6]得出金融深化能够在碳减排过程中发挥积极作用。

在国内,邓荣荣和张翱翔^[7]基于285个城市的面板数据研究数字金融对碳排放强度及效率的影响与作用机理,既验证了数字金融对碳排放绩效的改善作用,又指出了经济、结构和技术3种效应的作用路径;王元彬等^[8]运用Python机器学习模型得出数字金融对碳排放影响具有重要作用,且影响效应是非线性的;廖珍珍和茹少峰^[9]通过展开实证研究发现数字金融和二氧化碳排放之间的倒U型关系以及该关系在不同地区的显著程度不同;范思倩和封思贤^[10]同样认为数字金融与碳排放规模间呈倒U型关系,同时还提出增产效应以及节能效应;王法涛和刘雅彤^[11]研究发现数字金融对碳排放的直接效应明显,且在中东部地区较西部地区更为显著。关于技术创新是否能够影响碳排放方面,王文静等^[12]认为数字金融、技术创新、碳排放三者之间相互关联,同时,技术水平的提高在初期对碳减排有明显影响,后期则较为复杂;王广在^[13]应用中介效应模型进行研究时未发现技术创新对碳排放有作用路径;康曼和杜运伟^[14]通过测算碳排放效率得出包含提高创新效率的三条渠道促进碳减排。

由于本文研究内容是数字金融的碳减排效应,因此进一步梳理已有的数字金融的文献,探究数字金融对于环境的影响。许钊^[15]从实证角度分析了数字金融对污染减排的作用机制,发现在达到低数字金融水平之前和高数字金融水平之后,数字金融能够显著降低环境中的污染;而在从低数字金融水平到达高数字金融水平的过程之中,数字金融的发展对环境产生负作用。朱东波等^[16]认为数字金融的覆盖广度与使用深度可以实现减污效应。汪中华等^[17]提出数字金融与低碳生活融合可以实现环境保护与金融发展的协调统一。

综上,经过梳理发现,目前大部分研究将目光聚焦在数字金融发展对碳排放效率的影响上,但较少关注数

字金融对碳排放强度的影响,且未从多角度研究数字金融对碳排放强度的影响机制。因此,本文基于已有文献对此展开进一步研究。本文从数字金融的角度拓展了金融发展与碳排放强度的关系,为更好地发挥数字金融促进碳减排的作用提供实证依据和参考价值。

2 研究设计

2.1 变量选取

(1)被解释变量:本文选取碳排放强度(Cei)作为被解释变量。由于目前碳排放缺乏官方公布的统一数据,用CEADs发布的省级碳排放数据来衡量各省份的碳排放量,得到其与各地区GDP的比值并取对数。

(2)解释变量:本文选取数字金融发展程度($Digital$)作为解释变量,用北京大学数字金融研究中心提供的数字普惠金融指数衡量各省份数字金融的发展水平^[9]。

(3)中介变量:技术进步($Tech$)用专利申请量表示,并取对数。用各省市历年专利申请的数量来表示技术进步的程

度。(4)控制变量:本文参照已有的文献,控制了以下可能影响碳排放强度的变量。人口规模($Population$):选取地区年末常住人口表示人口规模,并取对数;经济发展水平($Pgdp$):用人均GDP取对数作为代理变量;产业结构(Str):用第三产业增加值与GDP的比值表示,并取对数;能源消耗($Energy$):选取人均全年用电量表示,并取对数。

2.2 模型设定

2.2.1 基准回归模型

通过上述文献可得数字金融的发展会对碳排放产生抑制作用,为实证检验数字金融发展是否对碳排放强度有抑制作用且显著,构建如式(1)描述的基准回归模型:

$$\ln Cei_{it} = \alpha + \beta_1 Digital_{it} + \beta_2 Control_{it} + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式中: i 为省份; t 为年份; Cei_{it} 为被解释变量碳排放强度; $Digital$ 为核心解释变量数字金融; $Control$ 为影响碳排放的其他控制变量; μ_i 为区域个体固定效应; η_t 为时间固定效应; ε_{it} 为随机扰动项; α 为常数项; β_1 和 β_2 为回归系数^[18]。

2.2.2 中介效应模型

为了检验技术进步是否为数字金融影响碳排放的机制路径,借鉴温忠麟和叶宝娟^[19]的研究,在式(1)的基础上,构建如式(2)、式(3)的中介效应模型:

$$\ln Tech_{it} = \beta_0 + \beta_1 Digital_{it} + \beta_2 Control_{it} + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$\ln Ce_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 Digital_{it} + \gamma_2 \ln Tech_{it} + \gamma_3 Control_{it} + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

式中: $Tech$ 为中介变量技术进步; β_0 、 γ_0 为常数项; β_1 、 β_2 、 γ_1 、 γ_2 、 γ_3 为回归系数。

2.2.3 空间杜宾模型

经济单元通过各种联系与邻近的经济单元在空间上相互作用,并通过地理上的空间异质性和依赖性表现出来^[20]。数字金融对碳排放的影响可能会对周边地区产生空间溢出效应,因此采用空间计量模型,同时分析数字金融对碳排放影响的直接效应和间接效应(空间溢出效应)。由于空间杜宾模型(Spatial Durbin Model, SDM)在使用时可以同时捕捉自变量和因变量的空间效应,故以空间杜宾模型为例,在基准模型的基础上构建空间计量模型,如式(4)所示:

$$\ln Ce_{it} = \alpha + \rho W \ln Ce_{it} + \beta Control_{it} + \theta W Control_{it} + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

式中, ρ 是因变量的空间滞后回归系数, β 为自变量的回归系数向量, θ 为自变量空间滞后项的回归系数向量, W 为 $i \times i$ 阶空间权重矩阵^[21]。其余符号含义与式(1)相同。选择邻接矩阵(0~1矩阵)作为空间权重矩阵,如式(5)所示:

$$W_{ij} = \begin{cases} 1 & \text{当两个地区相邻时} \\ 0 & \text{当两个地区不相邻时} \end{cases} \quad (5)$$

2.3 数据来源

为确保样本数据的完整性和统计口径一致,研究样本选取2011-2021年30个省(自治区、直辖市)的面板数据。相关变量的原始数据来源于北京大学数字金融研究中心、CEADs数据库、《中国统计年鉴》、《中国能源统计年鉴》以及各省市统计年鉴。描述性统计数据如表1所示。

表1 描述性统计数据

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
$\ln Ce_{it}$	330	2.688	0.666	0.686	4.282
$Digital_{it}$	330	231.473	103.313	18.330	458.970
$\ln Tech_{it}$	330	10.713	1.413	6.596	13.782
$\ln Population_{it}$	330	8.207	0.736	6.342	12.123
$\ln Pgd_{it}$	330	10.878	0.442	9.706	12.123
$\ln Str_{it}$	330	3.876	0.170	3.484	4.430
$\ln Energy_{it}$	330	6.106	0.502	5.226	7.468

3 实证分析

首先,对各地区数字金融以及碳排放的情况进行时空分析;接着,利用中介效应模型验证技术进步在数字金融促进碳减排中的调节作用;再用空间杜宾模型验证数字金融促进碳减排的本地效应以及空间溢出效应。

空分析;接着,利用中介效应模型验证技术进步在数字金融促进碳减排中的调节作用;再用空间杜宾模型验证数字金融促进碳减排的本地效应以及空间溢出效应。

3.1 数字金融与碳排放的时空分析

3.1.1 数字金融的时空分析

从时间层面分析全国数字金融发展水平的均值随时间推移的变化趋势,得到2011-2021年数字金融发展水平变化趋势,结果见图1。

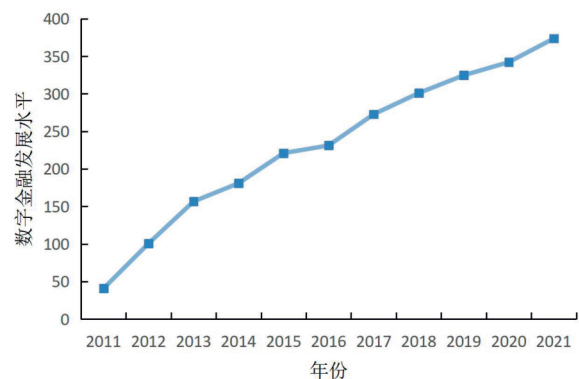


图1 2011-2021年数字金融发展水平变化趋势

由图1可知,在研究周期内全国数字金融平均发展水平稳步上升。在2011-2013年的早期阶段,数字金融高速发展,近几年发展速度则相对缓慢,但仍然保持着可观的增速,这在一定程度上表明随着数字金融市场的发展越来越成熟,该行业开始由高速增长阶段向常态增长过渡。

以2021年为例,从空间层面比较各地区数字金融发展的差异与联系。2021年各地区数字金融发展水平见图2。

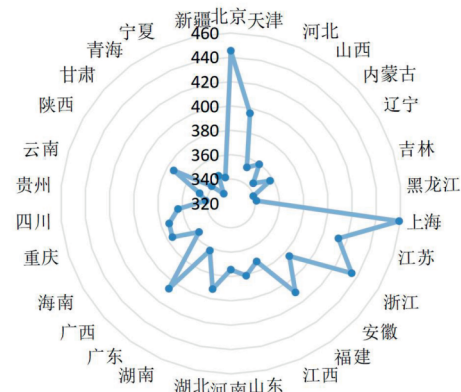


图2 2021年各地区数字金融发展水平

由图2可知,北京、上海、浙江属于数字金融发展的第一梯队,发展程度最高。江苏、江西、广东等地区的数字金融发展处于中间位置,而数字金融发展水平较低的主要是西部地区。数字金融的发展与地区经济发展有着密切联系,位于第一梯队的地区经济水平最高,金融市场更为完善。西部地区金融基础较差,导致数字化金融发展也较为缓慢。

3.1.2 碳排放的时空分析

从时间层面分析碳排放强度随时间推移的变化趋势,得到2011-2021年碳排放量变化趋势,见图3。

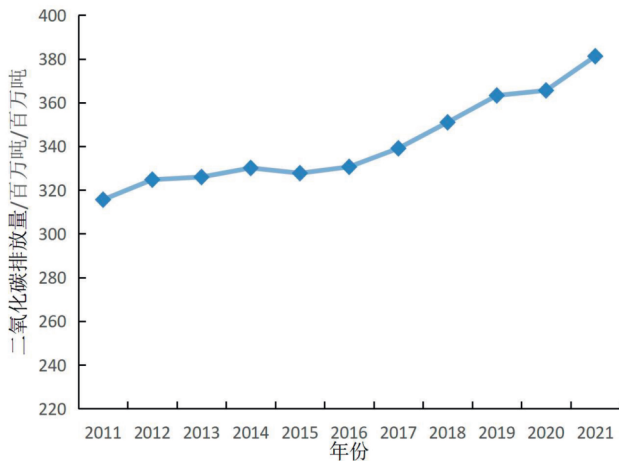


图3 2011-2021年碳排放量变化趋势

由图3可知,整体来看2011-2021年我国的碳排放量有所增加,但在2014-2016年碳排放有减缓的趋势,这与我国经济增长方式转变和相关环境政策的出台有关。2021年相较于2011年碳排放强度降低了近46%,说明经济增长方式正在向绿色发展转变。

用雷达图比较2021年30个地区的碳排放情况,见图4。

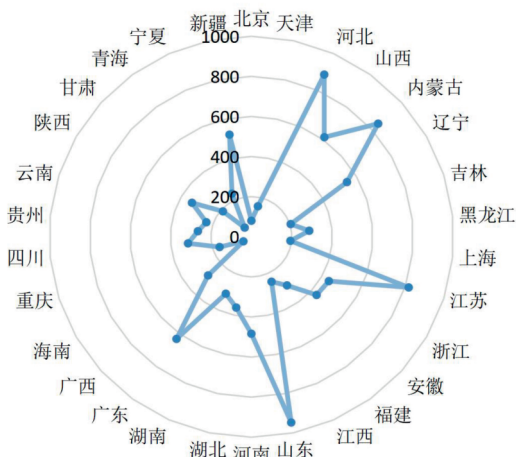


图4 2021年各地区碳排放情况(单位:百万吨)

由图4可知,山东、河北、内蒙古、江苏、广东、辽宁、山西、新疆等省份碳排放量最高。其中,山东、河北、广东、江苏均为工业强省,在大力发展工业的同时也应当注重碳排放的控制。

3.2 基准回归

通过双向固定效应模型研究数字金融对碳排放强度的效应,基准回归结果见表2第二列。

由表2第二列可知,数字金融与碳排放之间的相关系数为-0.312,表明数字金融的发展与碳排放强度之间呈显著负相关。即数字金融的发展会降低碳排放强度,数字金融每提高一个单位,碳排放强度就相应减少0.312个单位。数字金融在发展的过程中运用大数据、云计算等数字技术对传统金融服务进行融合创新,形成健全的金融体系,进而通过其在资源配置中的作用,影响资本流向绿色、低碳和先进产业,优化城市的能源使用效率以及工业生产效率,助力城市碳排放强度的下降。

从其他控制变量的系数来看,人口规模的系数为正,表明随着人口的增多,碳排放量也会随之增加。人口总量的增长会带动消费需求的增长,对能源的需求也逐渐提高,在以煤炭为主的高碳能源结构下,碳排放量只增不减。因此,人们的消费观念要向绿色环保转变。经济发展水平(人均GDP)系数显著为负,即经济发展水平的提高能够有效缓解碳排放压力。经济社会的发展使得环境治理也被更加重视,清洁能源的种类越来越多,居民使用清洁能源的现象也更加普遍。能源消耗(人均用电量)的系数显著为正,当下能源消耗是导致碳排放量增加的主要因素。减少能源使用尤其是化石能源,选择低耗能、清洁能源是减少碳排放的重要途径。产业结构(第三产业占比)的回归系数为正,表明优化产业结构可以减少碳排放。这可能是因为随着产业结构的优化调整,企业需要相应地优化各个生产环节的生产技术,在管理水平以及生产后期的治理水平上都会进一步提高,在源头上对碳排放进行了控制,直接减少碳排放量。

3.3 内生性检验

尽管本文已经控制了可能影响碳排放强度的相关变量,但仍然会遗漏相关变量造成估计结果有一定偏差,并且数字金融与碳排放强度之间可能存在互为因果的问题,即碳排放强度的高低可能会影响数字金融的发展程度。本文采用工具变量法解决内生性问题。

由于数字金融指数的滞后一期与当期的数字金融高度相关,且与当期碳排放强度没有相关关系,因此对数字金融指数进行滞后一期的处理,用滞后核心解释变量($L.Digital$)作为工具变量进行二阶段最小二乘(2SLS)回归^[22]。回归结果具体见表2第三、四列。

表2 基准回归与工具变量回归结果

变量	基准回归模型	First-stage	Second-stage
	$\ln Cei$	$Digital$	$\ln Cei$
$Digital$	-0.312*** (-4.59)		-0.465*** (-2.31)
$L.Digital$		0.700*** (15.45)	
$\ln Population$	0.254 (1.81)	-0.007 (-0.08)	0.264 (1.08)
$\ln Pgdg$	-0.518*** (-9.97)	0.141*** (2.36)	-0.418*** (-3.81)
$\ln Str$	0.080 (0.90)	-0.002 (-0.03)	0.184*** (0.18)
$\ln Energy$	0.382*** (7.13)	-0.039 (-0.97)	0.289*** (2.94)
_cons	3.989*** (3.05)	0.172*** (0.17)	3.908 (1.75)
N	330	330	330
R ²	0.9101	0.9980	0.9910

注:*,**,***分别代表在10%,5%,1%的水平上显著;括号内为t值。

将工具变量引入后,第一阶段的结果见表2第三列。 $L.Digital$ 的系数在1%的水平上显著,即表明当期与滞后一期的数字金融有很强的相关性;同时,工具变量的个数等于内生变量的个数,并且能够恰好识别,则不需要进行过度识别检验,表明该工具变量是有效的。第二阶段的结果如表2第四列所示, $Digital$ 的系数为负且通过了1%的显著性检验,证明工具变量法的估计结果支持提出的假设。

3.4 中介效应检验

通过查阅过往文献,理论分析表明数字金融发展可以通过促进技术进步来抑制碳排放强度。利用逐步回归法对技术进步这一中介变量进行检验,检验结果如表3所示。

数字金融的系数为0.023且在1%的水平上显著,表明数字金融能够促进技术进步。由表3第三列可以看出,加入中介变量后,数字金融与碳排放强度之间仍然呈负相关,数字金融每提升一个单位,碳排放强度将显著下降0.293个单位。数字金融能够通过技术创新来降低城市碳排放强度,因此,我国各城市在提升数字金融发展水平,广泛应用数字金融工具的同时,也应当因地制宜,基于城市当前发展阶段和资源

表3 中介效应模型分析结果

变量	$\ln Tech$	$\ln Cei$
$Digital$	0.023*** (3.32)	-0.293*** (-4.23)
$\ln Tech$		-0.024 (-2.46)
$\ln Population$	3.927*** (2.35)	0.237 (1.68)
$\ln Pgdg$	0.132 (0.75)	-0.522*** (-10.04)
$\ln Str$	-1.027*** (-3.43)	0.105 (1.16)
$\ln Energy$	0.078 (0.43)	0.380*** (7.11)
常数项	6.434 (1.46)	3.831 (2.92)
控制变量	控制	控制
个体效应	控制	控制
时间效应	控制	控制
N	330	330
R ²	0.8240	0.9107

注:*,**,***分别代表在10%,5%,1%的水平上显著;括号内为t值。

现状加大技术创新力度,制定相关政策,从而更高效的促进经济发展与“双碳”目标的实现。

3.5 稳健性检验

(1) 替换因变量

考虑到各省份常住人口数有差异,而人均碳排放量也具有代表意义,因此选取人均碳排放量代替碳排放强度进行稳健性检验,回归结果如表4中的模型1所示。数字金融的回归系数为负且在1%的水平上显著,说明数字金融发展可以抑制人均碳排放,与上文基准回归结果一致,间接证明了上述结论的稳健性。

(2) 改变样本量

由于直辖市的地域经济与其他省域差异较明显,因此选择将北京、天津、重庆、上海4个直辖市的样本剔除,结果如表4中的模型2所示。数字金融的回归系数仍为负且在1%的水平下显著,进一步验证了数字金融对碳排放强度的抑制作用,表明基准回归结果稳健。

3.6 空间效应分析

为了进一步研究数字金融对碳排放强度的影响是否存在空间效应,引入邻接矩阵,采用全局莫兰指数对数字金融和碳排放强度进行空间自相关检验,检验结果如表5所示。2011-2021年数字金融和碳排放强度的莫兰指数均在1%的水平下显著为正,表明二者均存在正向空间自相关性。

表4 稳健性检验结果

变量	模型1 替换因变量	模型2 改变样本量
<i>Digital</i>	-0.058*** (-6.09)	-0.333*** (-3.84)
<i>ln Population</i>	0.008 (0.40)	0.320 (2.07)
<i>ln Pgd</i>	-0.029*** (-3.98)	-0.530*** (-9.10)
<i>ln Str</i>	-0.071*** (-5.71)	0.024 (0.25)
<i>ln Energy</i>	0.065*** (8.77)	0.374*** (6.67)
_cons	0.222 (1.22)	3.853*** (2.58)
N	330	330
R ²	0.5050	0.9009

注:*,**,***分别代表在10%,5%,1%的水平上显著;括号内为t值。

表5 全局莫兰结果

年份	数字金融		碳排放强度	
	Moran's I	P值	Moran's I	P值
2011	0.123	0.005	0.152	0.001
2012	0.155	0.001	0.178	0.000
2013	0.160	0.000	0.166	0.000
2014	0.168	0.000	0.177	0.000
2015	0.117	0.006	0.184	0.000
2016	0.159	0.000	0.177	0.000
2017	0.173	0.000	0.161	0.000
2018	0.195	0.000	0.165	0.000
2019	0.196	0.000	0.166	0.000
2020	0.206	0.000	0.161	0.000
2021	0.223	0.000	0.155	0.001

在进行回归之前,用相关检验选择合适的空间计量模型,检验结果如表6所示。LM检验和稳健性LM检验均在1%的水平上显著,因此可以认为碳排放存在空间关系,本研究应采用空间杜宾模型。接着通过分析确定空间杜宾模型是否会退化成为空间滞后模型或空间误差模型^[23]。结果显示,LR和Wald检验均在1%的水平上显著,表明该研究应使用空间杜宾模型。因此,选用双向固定效应的空间杜宾模型进行空间计量分析。

进行空间杜宾回归,得到数字金融对碳排放强度的空间溢出效应结果,见表7。空间自回归系数 ρ 为正且在1%的水平上显著。Main为本地区的数字金融对本地区碳排放强度的影响,Wx表示本地区数字金融对邻近地区的碳排放强度的影响。表7第二列Main的系数为负且在1%的水平上显著,表明本省份内的数字金融发展对本省份的碳排放强度具有显著的抑制作用。数字金融有助于提升地区的经济发展的质量和速度,加速

表6 空间模型选择

检验	统计量	P	
LM	LM-lag	10.675	0.001
	Robust LM-lag	31.362	0.000
	LM-error	125.141	0.000
	Robust LM-error	145.928	0.000
Wald	Wald-lag	40.33	0.000
	Wald-error	31.40	0.000
LR	LR-SDM-SAR	48.57	0.000
	LR-SDM-SEM	46.17	0.000

产业结构优化升级,从而抑制了地区碳排放强度。

表7第三列Wx系数为正且在1%的水平上显著,表明数字金融在空间上具有显著的正向溢出效应,即本省份的数字金融的发展会使邻近省份的碳排放强度上升,即数字金融发展抑制本省份碳排放强度的同时会增强邻近省份的碳排放强度。

考虑到空间计量模型的回归系数并不能直接反应数字金融对碳排放强度的空间溢出效应,运用空间回归偏微分法,将空间效应进一步分解为直接效应、间接效应和总效应^[24],结果见表7第四、五、六列。直接效应和总效应的回归系数显著为负,表明本地区的数字金融发展会显著抑制本地区的碳排放强度;间接效应的回归结果为正且在1%的水平上显著,即数字金融在空间上存在空间溢出效应,表明本地区的数字金融发展会在空间上增强邻近地区的碳排放强度。造成这种现象的原因可能是:以传统工业为基础发展的城市在升级优化产业结构的同时,会吸引邻近城市的人才迁往本地,将高能耗高污染的产业迁出。由此,本城市碳排放将会下降,相邻城市在人口流动以及接管高污染高能耗的产业的过程中造成碳排放量上升。

表7 空间杜宾回归结果

变量	ln Cei				
	Main	Wx	直接效应	间接效应	总效应
<i>Digital</i>	-0.08***	0.07***	-0.08***	0.06***	-0.02***
控制变量			控制		
个体效应			控制		
时间效应			控制		
ρ			0.508***		
N			300		
R ²			0.8389		

注:*,**,***分别代表在10%,5%,1%的水平上显著。

4 结论与建议

4.1 结论

选取2011-2021年30个省份的面板数据,以技术

进步作为中介变量,对基准回归模型、空间杜宾模型、中介效应模型进行回归分析,深入探讨了数字金融对碳排放强度的影响效应和作用机制,得出以下结论:(1)通过固定效应模型得出数字金融对碳排放有明显的抑制作用;(2)运用中介效应模型分析发现,数字金融可以通过推动技术进步来促进碳减排,降低各地区的碳排放强度;(3)通过空间杜宾模型表明数字金融与邻地碳排放强度之间存在正向空间溢出效应。

4.2 建议

为了促进数字金融对碳排放的影响效应,基于上述研究结论,提出如下对策建议:

一、加大数字金融发展力度。数字金融为碳减排提供了新的思路,也为双碳目标的加速实现注入了新的动力。中国应继续加大数字金融的发展力度,运用数字化技术,减少线下的碳排放。加强数字基础设施建设,完善数字金融服务体系,加强数字金融监管机制,推动数字金融以绿色为导向。

二、关注技术创新地域差异。数字金融在不同的地区表现出对碳排放的抑制作用的强度不同,技术进步作为能够促进数字金融对碳减排作用的中间变量,应当重点关注东西部地区技术创新的发展情况。相较于东部地区,西部地区应该加快数字化转型,在发展工业的同时也应当为降低碳排放积聚力量。中东部地区则应关注绿色数字转型,吸纳人才,加速技术创新。

参考文献(References):

- [1] 姚磊,张孟磊.“双碳”目标下数字金融对碳排放强度的影响研究[J].江苏海洋大学学报(人文社会科学版),2023,21(04):120-131.
- [2] 汪克亮,赵斌.“双碳”目标背景下数字金融对能源效率的影响研究[J].南方金融,2021(9):20-31.
- [3] Shahbaz M, Hye A M Q, Tiwari K A, et al. Economic growth, energy consumption, financial development, international trade and CO2 emissions in Indonesia [J]. Renewable and Sustainable Energy Reviews, 2013, 25: 109-121.
- [4] Frankel J A, Romer D. Dose trade cause growth? [J]. American Economic Review, 1999, 89(3): 379-399.
- [5] Arjunwadkar P Y. FinTech: the Technology Driving Disruption in the Financial Services Industry [M]. Boca Raton: CRC Press, 2018.
- [6] Paramati S R, MO D, Huang R. The role of financial deepening and green technology on carbon emissions: evidence from major OECD economies [J]. Finance Research Letters, 2021, 41: 101794.
- [7] 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.
- [8] 王元彬,张尧,李计广.数字金融与碳排放:基于微观数据和机器学习模型的研究[J].中国人口·资源与环境,2022,32(06):1-11.
- [9] 廖珍珍,茹少峰.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[J].经济问题探索,2022(09):117-132.
- [10] 范庆倩,封思贤.数字金融影响碳排放的作用机理及效果[J].中国人口·资源与环境,2022,32(11):70-82.
- [11] 王法涛,刘雅彤.数字金融对碳排放的直接与间接效应——基于省级面板数据的实证分析[J].科技和产业,2023,23(13):16-21.
- [12] 王文静,胡辰净.数字金融、科技创新与碳排放——基于省级面板数据的实证分析[J].天津商业大学学报,2022,42(03):40-48.
- [13] 王广在.数字金融对碳排放的影响及机制研究[J].武汉商学院学报,2022,36(06):36-41.
- [14] 康曼,杜运伟.数字金融与碳排放效率提升的关系研究——基于中国省际面板数据分析[J].生产力研究,2023(03):16-22+58+161.
- [15] 许钊,高煜,霍治方.数字金融的污染减排效应[J].财经科学,2021(4):28-39.
- [16] 朱东波,张相伟.中国数字金融发展的环境效应及其作用机制研究[J].财经论丛,2022,(03):37-46.
- [17] 汪中华,侯丹丹.数字金融、金融资源错配与环境污染[J].中国林业经济,2022,(05):112-118.
- [18] 谢云飞.数字经济对区域碳排放强度的影响效应及作用机制[J].当代经济管理,2022,44(02):68-78.
- [19] 温忠麟,叶宝娟.中介效应分析:方法和模型发展[J].心理科学进展,2014,22(5):731-745.
- [20] 温茵茵,郑文志,郑丽琳.绿色金融对碳排放的影响效应研究[J].西南林业大学学报(社会科学),2023,7(05):63-71.
- [21] 温茵茵,顾玉萍,唐根丽.金融集聚对绿色发展效率的影响研究[J].长春理工大学学报(社会科学版),2021,034(006):126-132.
- [22] 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,2020,19(4):1401-1418.
- [23] 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(02):42-56.
- [24] 蒋毅一,彭林,赵爽,等.基于空间计量的中国省域火电行业碳排放效率分析[J].山东财经大学学报,2019,31(02):31-42+83.

编辑:赵志军