

数字金融发展对城市二氧化碳排放的影响

姚雨萌

上海大学经济学院, 上海市, 201800;

摘要: 自改革开放以来, 中国经济增长的同时伴随着环境污染的问题。而数字金融作为新兴力量, 能够促进产业结构优化, 打破行业信息壁垒。本文选取中国 241 个城市的面板数据作为回归样本, 采用固定效应模型探究数字金融发展对城市二氧化碳排放的影响。研究表明, 数字金融发展与碳排放强度之间存在显著负相关关系, 且该关系存在空间异质性。通过中介效应研究发现, 数字金融通过促进科技创新实现二氧化碳减排。因此相关部门应该加大对数字金融的支持力度, 依据数字金融发展特点分区域、分维度发展, 并大力鼓励科技创新, 以便更好地达到碳达峰、碳中和的目标。

关键词: 数字金融; 碳金融; 二氧化碳排放

DOI: 10.69979/3029-2700.24.8.005

引言

改革开放以来, 中国经济迎来了飞速发展的阶段, 但是由于产业结构的不合理、就业结构的集中化等问题, 中国在发展经济的同时, 造成了不少环境污染。目前, 中国在使用能源时绝大多数依赖于化石能源, 这些化石能源在使用过程中会生产出大量的二氧化碳。并且中国蕴藏的原煤资源较丰富, 石油和天然气相对较少, 因此在短期内不可能对能源消费结构进行快速调整。而数字金融的出现成为了解决问题的突破口。一方面, 数字金融使得居民能够足不出户就完成传统的金融借贷业务, 极大降低了居民借贷的出行成本; 另一方面, 数字金融作为一种新的生产要素, 能推进技术创新发展, 从而降低生产过程中的能源消耗, 进而降低碳的使用量。本文旨在分析数字金融的基本概念、发展现状以及不同城市二氧化碳排放量的时间变化, 并结合中国经济情况和金融环境, 探讨数字金融对于二氧化碳排放量的影响。

1 数字金融与城市二氧化碳排放概述

1.1 中国数字金融发展现状

数字金融是指通过互联网、物联网等金融科技, 在传统的金融业务上进行升级改造, 并开发出许多新兴金融功能的新一代金融服务。广义上来说, 数字金融的发展可以始于上世纪九十年代, 互联网逐渐进入人们的视野, 传统金融机构也初步开发出网上业务。之后, 一些创新性互联网金融平台开始出现, 数字金融发展迅速。2013 年余额宝上线, 成为数字金融发展史上的一个里程碑。自 2014 年开始, 监管部门逐步出台相关法律法规限制互联网金融平台的行为。此后, 数字金融进入了一个更为稳健的发展阶段。2022 年国务院指出: 中国数字经济取得了一系列值得庆贺的发展成果, 数字经济规模

位居世界前列。

1.2 数字金融发展对二氧化碳排放影响的研究概述

金融发展与碳排放有着密切的关系, 这一点早为众多学者所熟知, 且对其展开的研究也由来已久。而数字金融近些年才逐步进入大众的视野, 关于数字金融与二氧化碳之间的关系, 目前研究给出的结论不一。其中大多数研究认为数字金融发展能够有效减少碳排放, 例如贺茂斌等^[1]。范庆倩则证实了数字金融总指数与碳排放规模之间存在倒 U 型关系, 其中碳排放拐点所需的数字金融能力主要取决于能源现存消耗情况以及技术创新能力等因素^[2]。此外, 还有学者研究出倒 N 型关系、倒 V 型关系等。从国外学者的研究来看, 主要分为两种结论。一些学者认为数字金融的发展与碳排放量之间存在显著的负相关关系^[3]。另一种结论认为数字金融会促进碳排放^[4]。

对于数字金融与二氧化碳排放之间的作用机理与中介效应方面的研究, 仍旧存在多种看法。王广在认为数字金融通过优化能源结构对碳排放产生抑制作用。胡本田认为数字金融减排的传导路径为提升技术创新和产业结构升级。黄永春则证明数字金融通过科技创新传导, 助力推动绿色发展。

从现有研究来看, 存在两个问题, 一是相关研究数量较少, 二是研究结论没有达到统一。基于此, 本研究旨在探究中国数字金融对于二氧化碳排放的影响, 了解数字金融对于二氧化碳排放的作用路径、作用机理。

2 研究设计

2.1 研究假设

数字金融的快速发展, 打破了传统金融的空间限制。

从需求端来看,用户往返线下服务点的出行成本大幅度降低,出行过程中所带来的能源消耗也随之减少。从供给端来看,数字金融的出现降低了线下服务点的运营成本,在一定程度上提高了资源配置的效率,促进了资源的合理配置,从而减少了碳排放量。由此可以提出假设:

H1: 数字金融发展能够降低二氧化碳排放量。

数字金融的出现,给社会带来了全新的生产要素——数字化信息。数字化信息能够以较低的成本解决信息不对称的问题,降低了借贷之间的信息成本,是解决中小微企业融资困难问题新的突破口。而中小微企业中大多数是科技型公司,有了更充足的资金,企业能够更好地创新生产技术,攻克更多科技难关。科技的创新能够推动企业寻找并开发更为绿色的能源,也能降低现有产业对能源的消耗,以达到减少碳排放的目的。综上提出假设:

H2: 数字金融通过助力科技创新最终影响二氧化碳排放。

为了更好地使用数字经济,积极响应政府的号召,现有的产业结构和生产模式都将面临转型,整个行业会向着提高能源利用效率的目标前进。再借助互联网快速的信息传播能力,绿色的新模式、新技术得以更快的传播,给碳减排带来极大的助力。数字金融通过引导能源、劳动力等各类资源要素向效率更高的部门转移,促进产业结构升级,从而降低碳排放。因此提出假设:

H3: 数字金融通过改变产业结构影响二氧化碳排放。

2.2 数据来源与变量选取

本文选取中国30个省份(不包括港澳台及西藏数据)共241个城市的面板数据进行研究。数据来源于IPE数据库、EPS数据库、北京大学数字普惠金融指数、中国城乡建设数据库以及《中国城市统计年鉴》。人口密度存在两个2020年的缺失值,地区绿色发明数存在5个缺失值,缺失值使用线性插值法补齐。

被解释变量:二氧化碳排放强度(CO2GDP)。使用二氧化碳排放量除以地区人均生产总值作为指标,能够排除经济规模对于二氧化碳排放量的影响,使得不同经济规模的城市也具有可比性。

解释变量:数字金融发展指数(index)。选用北京大学数字普惠金融指数作为解释变量。

控制变量:本文选取的控制变量有城市化率(city)、人口密度(density)、环境保护力度(protection)以及对外开放程度(FDIGDP)。

2.3 模型选取

2.3.1 基准回归模型

本文使用面板数据构建双对数线性模型,公式如下:

$$\ln\text{CO2gdp}_{it} = \delta_0 + \delta_1 \ln\text{index}_{it} + \delta_2 \text{control}_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it}$$

其中 $\ln\text{index}_{it}$ 为数字金融指数,并取对数值,除了数字金融总指数,还包括覆盖广度、使用深度和数字化程度三个分维度, control_{it} 表示本文选定的控制变量, μ_i 表示个体固定效应, ε_{it} 为截距项。

2.3.2 中介效应模型

为进一步研究中介效应,本文使用因果步骤法对中介变量进行检验,模型如下:

$$\text{Mid}_{it} = \alpha_0 + \theta_1 \text{index}_{it} + \theta_2 \text{control}_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it}$$

公式中, Mid_{it} 为中介变量,本文选取科技创新(technology)和产业结构(industry)作为中介变量。为验证中介效应是部分成立还是完全成立,构建模型如下:

$$\text{CO2}_{it} = \rho_0 + \rho_1 \text{index}_{it} + \rho_2 \text{Mid}_{it} + \rho_3 \text{control}_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it}$$

公式中,若 ρ_1 显著小于 δ_1 ,且 ρ_2 显著,说明中介效应部分成立。若 ρ_1 不显著,且 ρ_2 通过显著性检验,说明中介效应完全成立。

3 实证结果与分析

3.1 变量描述性统计

为使变量之间量纲接近,本文对大部分变量做自然对数处理。

表1 变量描述性统计

Tab. 1 Variable definitions and descriptive statistics.

变量	观测数	均值	标准误	最小值	最大值	测算方法
lnco2gdp	2,410	4.939	0.793	2.110	7.726	CO2排放量/人均GDP
lnindex	2,410	5.070	0.502	3.566	5.813	数字普惠金融指数
lncoverage	2,410	5.012	0.529	3.195	5.788	数字普惠金融指数
lnicity	2,410	4.483	1.215	1.000	7.142	城市建设用地面积
protection	2,410	40.445	4.906	14.764	58.110	城市人口数/城市面积
density	2,410	17.915	7.089	5.680	39.209	城市绿化面积/城市面积
lnfdigdp	2,410	9.755	1.461	0.221	15.179	进出口总额/人均GDP
industry	2,410	46.233	10.686	11.700	89.340	绿色发明数
lntechnology	2,410	10.781	0.559	8.842	13.056	第二产业增加值/城市GDP

3.2 基准回归结果

本文首先进行Hausman检验,检验结果P值为0.0907,在10%的显著性水平下可以认为使用固定效应模型

优于随机效应模型。

基准回归结果见表2。列(1)为未加入控制变量的回归结果,说明数字金融能够有效抑制二氧化碳排放。列(2)为加入控制变量之后的基础回归结果,结果显示数字金融的一次项系数依旧显著为负,再次验证了该结论。控制变量的结果显示,城市化率对二氧化碳排放有促进作用,并且在5%的置信水平下显著,这与预期是相符的,城市相对于农村而言人口更多,经济发展所需能源消耗也越大,造成的二氧化碳排放量也就越多。环境保护力度越高,也意味着绿地占比越多,植物光合作用所吸收的二氧化碳就越多,因此理论上环境保护力度和二氧化碳排放应为负相关。回归结果中环境保护力度系数为负,但不显著。人口密度与二氧化碳排放为正向关系,这与理论是相符的,但也不显著。对外开放程度依赖于进出口贸易,而中国出口商品中第二产业占比较大,其与能源消耗应为正相关关系,回归结果在10%的显著性水平下证实了这一点。由此接受假设1。

表2 基准回归结果与内生性检验

Tab. 2 Benchmark regression results and endogeneity test

变量				
	(1)	(2)	(3)	(4)
	Inco2gdp	Inco2gdp	Inco2gdp	Inco2gdp
Inindex	-0.488** *(0.016)	-0.488*** (0.019)		
Inl_index_x		-0.323** *(0.014)	-0.320** *(0.016)	
Incity		0.036** (0.014)	0.028** (0.013)	
protecti on		-0.001 (0.003)	-0.001 (0.003)	
density		0.002 (0.003)	0.000 (0.002)	
Infdigdp		0.015* (0.008)	0.006 (0.007)	
个体效 应	控制	控制	控制	控制
常数项	7.412*** (0.082)	7.110*** (0.163)	6.496*** (0.071)	6.324** *(0.150)
观测数	2,410	2,410	2,169	2,169
R ²	0.299	0.303	0.213	0.215
城市数	241	241	241	241

3.3 内生性处理

使用工具变量法进行内生性检验,采用数字普惠金融指数的滞后一阶(l_index)作为工具变量,该变量与当期的指数具有相关性,同时又与当期的碳排放量无关,且能通过“弱工具变量检验”。

用l_index做为解释变量,替代原解释变量进行回归,检验内生性问题。回归结果见表2,列(3)为未加入控制变量的结果,数字金融滞后一阶的系数在1%的显著性水平下为负。列(4)为加入了控制变量的结果,数字金融滞后一阶的系数依旧显著为负。

3.4 稳健性检验

3.4.1 缩尾处理

首先对基准回归的数据使用缩尾处理,剔除前1%和后1%的异常值,结果如表3列(1)所示,数字金融的系数显著为负。

3.4.2 更换解释变量

将解释变量换成数字金融指数中的覆盖广度,结果如表3列(2)所示,覆盖广度的系数显著为负。

3.4.3 排除碳排放权试点交易城市

排除受中国碳排放权交易政策影响的8个省市,再次进行研究。结果如表3列(3)所示。在排除该政策影响后,数字金融系数依旧为负。

3.4.4 剔除中心城市干扰

中心城市由于其特殊的地位,在省份中通常具有较多的经济资源,同时也会受到更大的环境治理压力。为排除其干扰,剔除各省的省会城市、四个直辖市以及五个计划单列市。结果如表3列(4)显示,数字金融系数为负,可以认为研究结果是显著的。

表3 稳健性检验

Tab. 3 Estimation results of the robustness tests.

变量	(1)		(2)		(3)		(4)	
	Inco2gdp_w	变量	Inco2gdp	Inco2gdp_p	Inco2gdp	Inco2gdp_p	Inco2gdp	Inco2gdp_p
Inindex_w	-0.490** *(0.019)	Inindex			-0.481** *(0.021)	-0.469** (0.020)		
Incoverag e			Incoverag e	-0.462** *(0.019)				
Incity_w	0.032** (0.014)	Incity	0.038*** (0.014)	0.034** (0.015)	0.039** (0.015)			
protectio n_w	-0.001 (0.003)	protectio n	-0.001 (0.003)	0.001 (0.004)	0.001 (0.003)	-0.001 (0.003)	-0.001 (0.003)	-0.001 (0.003)
density_w	0.002 (0.003)	density	0.001 (0.003)	0.000 (0.003)	0.000 (0.003)	0.000 (0.003)	0.000 (0.003)	0.000 (0.003)
Infdigdp_w	0.015* (0.008)	Infdigdp	0.014* (0.008)	0.013 (0.009)	0.013 (0.009)	0.013 (0.009)	0.013 (0.009)	0.013 (0.009)
个体效 应常数项	控制 7.136*** (0.082)	个体效 应常数项	控制 6.955*** (0.071)	控制 7.069** *(0.150)	控制 7.076** *(0.150)	控制 7.076** *(0.150)	控制 7.076** *(0.150)	控制 7.076** *(0.150)

观测数	2,410	观测数	(0.166)	(0.164)	(0.184)	(0.170)
R ²	0.308	R ²		2,410	1,980	2,060
城市数	241	城市数		241	198	206

3.5 异质性分析——分地区检验

如表4所示,将城市分为东部、中部、西部之后,三个地区的数字金融发展对二氧化碳强度均呈现显著的抑制作用。其中东部地区抑制作用最大,中部地区其次,西部地区最小,这说明数字金融发展对二氧化碳排放的抑制效应存在空间异质性。存在异质性的原因可能是:东部地区数字技术设施完善,数字金融发展水平较高,在经济发展和环境保护等方面较有优势,而中西部地区相对缺乏技术创新激励,主要发展资源密集型产业,导致数字金融的减排效益不明显。

表4 分地区检验结果

Tab. 4 Regional inspection results

变量	东部地区	中部地区	西部地区
	lnco2gdp	lnco2gdp	lnco2gdp
lnindex	-0.642*** (0.026)	-0.536*** (0.031)	-0.188*** (0.040)
控制变量	控制	控制	控制
个体效应	控制	控制	控制
常数项	7.769*** (0.246)	7.959*** (0.300)	5.835*** (0.281)
观测数	809	980	620
R ²	0.509	0.348	0.084
城市数	81	98	62

3.6 中介效应检验

3.6.1 科技创新

使用中介效应公式对中介变量进行检验,表5列(1)表明数字金融对科技创新有促进作用,根据列(2)可知,科技创新可以抑制碳排放,且lnindex的系数为-0.449且显著。基准回归结果中lnindex的系数为-0.488,这表明加入中介变量科技创新之后,数字金融对二氧化碳排放的影响减小了,根据因果步骤法可知,科技创新的中介效应部分成立。因此能够接受假设2,认为科技创新是数字金融与二氧化碳排放之间的中介变量。

表5 中介效应检验

Tab. 5 Mediating effect

变量	(1)	(2)	(3)
	lntechnology	lnco2gdp	industry
lnindex	0.312***	-0.449***	0.018

lntechnology	(0.007)	(0.025)	(0.515)
控制变量		-0.128** (0.053)	
个体效应	控制	控制	控制
常数项	控制	控制	控制
观测数	8.765*** (0.066)	8.231*** (0.496)	44.907*** (4.504)
R ²	2,410	2,410	2,410
城市数	0.569	0.304	0.000
	241	241	241

3.6.2 科技创新

同理验证产业结构是否为中介变量。表6列(3)显示数字金融对产业结构有正面影响,但是该影响不显著,因此认为产业结构不为中介变量,拒绝假设H3。

4 结语

本文通过研究发现数字金融发展与二氧化碳排放强度之间存在显著的负相关关系,且该关系存在空间异质性,在东部地区减排效果最为明显。数字金融通过促进科技创新实现二氧化碳减排,而产业结构并不是数字金融与二氧化碳排放的中介变量。因此本文提出以下建议:首先,应当加大对数字金融的支持力度。政府应该要搭建更广阔的平台,继续深化数字金融发展,促进金融包容性,扩展融资渠道。其次,应依据数字金融发展特点分区域发展,在西部地区应该加大数字金融的发展力度,加强高校对于数字化技术相关学科的建设,完善相关基础设施水平,使得数字金融能够更好地发挥其减排作用。最后,政府应该加大对科技创新的财政支持,倡导企业研发减排技术,淘汰能源消耗大的生产方式,助力产业结构调整,从而更好地推动绿色低碳发展。

参考文献

- [1] 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.
- [2] 范庆倩,封思贤.基于点线面波动率刻画视角的BS改进模型[J].统计与决策,2022,38(15):16-21.
- [3] Hamurcu Çağrı. Relationship between the green finance index, CO₂ emission, and GDP[J]. Financial Internet Quarterly,2023,19(1).
- [4] Thai-Ha Le,Ha-Chi Le,Farhad Taghizadeh-Hesary. Does financial inclusion impact CO₂ emissions? Evidence from Asia[J]. Finance Research Letters,2020,34(prepublis)
- 姚雨萌(2001-),女,汉,江西吉安,上海大学研究生/硕士,数字金融与绿色金融。