

数字普惠金融能减少居民能源消费碳排放吗?

彭甲超, 罗 坤, 付思雨

(武汉工程大学 法商学院, 湖北 武汉 430205)

摘要:文章基于2011—2019年中国30个省级面板数据,采用空间计量模型探究数字普惠金融对居民能源消费碳排放的影响。结果表明:数字普惠金融发展和居民能源消费碳排放均表现出显著的空间相关性;数字普惠金融能够显著减少居民能源消费碳排放,且存在空间溢出效应,经过稳健性检验后上述结论依然成立;机制分析表明,数字普惠金融可以通过促进绿色技术创新,显著减少居民能源消费碳排放;数字普惠金融对居民能源消费碳排放的影响存在区域差异和城乡差异。从数字普惠金融不同维度进行研究分析发现,数字普惠金融的使用深度对居民能源消费碳排放的影响更加显著。政府应加快数字普惠金融体系建设,在因地制宜基础上引导地区间加强合作,助力实现“双碳”目标。

关键词:数字普惠金融;居民能源消费;碳排放;空间计量;绿色技术创新

[中图分类号]F832;X821 [文献标识码]A [文章编号]1672-934X(2024)05-0102-13

DOI:10.16573/j.cnki.1672-934x.2024.05.011

Can Digital Inclusive Finance Reduce Carbon Emission from Household Energy Consumption?

Peng Jiachao, Luo Kun, Fu Siyu

(School of Law and Business, Wuhan Institute of Technology, Wuhan, Hubei 430205, China)

Abstract: Based on 30 panel data at provincial level in China from 2011 to 2019, this study uses a spatial econometric model to explore the impact of digital financial inclusiveness on carbon emissions from residential energy consumption. The result demonstrates that there is a significant spatial correlation between the development of digital inclusive finance and carbon emissions from residential energy consumption; that digital inclusive finance can significantly reduce residential carbon emissions, and there is a spatial spillover effect; and that the above conclusions are still valid after the robustness test. Mechanism analysis shows that the finance can greatly cut down energy consumption by promoting green technology innovation, and that there are regional and urban differences in the impact of finance on the consumption. In addition, an analysis from the perspective of its different dimensions finds that the depth of its use has a more eminent influence on the consumption. Therefore, the government should speed up its system development, and guide regional cooperation on the basis of local conditions, as a part of its efforts to achieve the "double carbon" goal.

Key words: digital inclusive finance; household energy consumption; carbon emission; spatial metrology; green technology innovation

收稿日期:2024-06-05

基金项目:国家自然科学基金项目(72303174);武汉工程大学研究生教育创新基金项目(CX2023420)

作者简介:彭甲超(1991—),男,讲师,博士,主要从事能源经济、环境经济研究;

罗 坤(1996—),男,硕士研究生,研究方向为普惠金融、能源经济;

付思雨(2000—),女,硕士研究生,研究方向为能源经济、环境经济。

一、引言

近年来,全球气温升高问题受到国际社会的广泛关注,并成为学术界的研究热点。在导致全球气温升高的众多因素中,人类活动产生的碳排放是主要因素之一,特别是居民能源消费所产生的碳排放(以下简称“居民碳排放”)。随着经济持续发展和居民消费水平不断提高,居民碳排放量在碳排放总量中所占的比例也持续增加^[1-3]。国际公共利益环保组织—自然资源保护协会(NRDC)指出,2021年中国居民消费产生的碳排放量约为2002年的2.27倍,达到约29.7亿吨。目前,在一些发达国家,居民能源消费已经成为主要的碳排放源之一^[4]。在我国,居民能源消费成为仅次于工业的第二大能源消耗领域^[5],居民能源消费已成为我国碳排放的重要来源之一。为应对气候变化问题,2020年,习近平总书记在第七十五届联合国大会提出了我国的“双碳”战略目标。2024年,李强总理在《政府工作报告》中明确指出,要“加强生态文明建设,推进绿色低碳发展”,“深入践行绿水青山就是金山银山的理念,协同推进降碳、减污、扩绿、增长,建设人与自然和谐共生的美丽中国”。随着数字技术的不断突破,中国的数字普惠金融得到迅猛发展,并深深融入居民生产生活的各个方面。那么,数字普惠金融对居民碳排放产生了何种影响?其具体机制是如何运作的?其影响在不同区域和城乡居民之间是否存在差异?厘清这些问题,不仅有助于丰富数字普惠金融的理论研究,还对推动居民能源碳减排具有重要的理论和现实意义。

在现有研究中,已有学者关注到数字普惠金融对自然环境的影响。具体来看,一是数字普惠金融能够提高碳排放效率,这种影响主要通过提升区域创新和创业水平来实现^[6];二是

数字普惠金融生产率能够通过降低区域碳排放来提升全要素生产率^[7];三是数字普惠金融能够通过支持数字科技产业化和产业数字化来推动碳减排^[8]。

目前,学界关于金融发展对碳排放的影响仍存在争议,即金融发展会让碳排放增加还是减少尚未定论。有学者认为,金融发展能够减少碳排放^[9-10],其主要通过促进技术创新和公司治理^[11]、增加绿色环保相关的投资^[12]、改变经济结构和生产要素投入^[13],以及促进碳交易活动的开展^[14]等途径实现。有学者认为,金融发展也可能通过增加耗能商品的消费、新项目投资和设备更新^[15],以及向资源密集型污染行业提供资金^[16]等方式增加碳排放^[17-19]。此外,也有学者认为,金融发展与碳排放之间存在非线性关系,如倒U型关系,即金融发展既能通过扩大经济规模增加碳排放,又能通过提高技术水平减少碳排放,两者的关系取决于两者之间的平衡^[20]。本文梳理相关文献后发现,现有关于金融发展对碳排放的研究主要集中在行业或宏观层面,对居民碳排放的关注不足。

2016年,G20峰会首次提出“数字普惠金融”概念。2022年,党的二十大报告进一步强调,要完善支持绿色发展的财税、金融、投资、价格政策和标准体系,推动低碳转型,提倡绿色消费,促进形成绿色低碳的生产生活方式。在政策支持和技术创新的双重推动下,我国的数字普惠金融发展迅速,并凭借其强大的客户触达能力和地理覆盖优势,对居民的经济活动产生了深远影响,这可能改变居民的碳排放量。目前,已有一些文献关注数字普惠金融对居民经济活动的影响,主要集中在两个方面。一方面,从服务范围来看,数字普惠金融通过其普惠特性,将金融服务扩展至非金融机构,增强个人的服务体验,并为中低收入者和弱势群体提供更加广泛和深入的金融服务奠定了基础^[21]。另一方面,从具体的经济活动来看,数字普惠金融对

减贫^[22-24]、就业^[25-26]、创业^[27-29]、居民收入^[30-31]、居民消费^[32-34]具有显著影响。具体而言,数字普惠金融通过多种方式来减缓贫困。一是数字普惠金融能够增强个人信用,使更多的人能够获得贷款和其他金融服务;二是数字普惠金融通过降低金融服务成本,确保低收入群体也能承担并享受金融服务;三是互联网和移动技术打破了传统金融服务的时间和空间限制,使偏远地区和贫困地区的居民也能便捷地获得金融支持,从而有效地缓解贫困。研究表明,数字普惠金融能够改善贫困家庭的状况^[24],其不仅有助于本地区的贫困减缓,还能带动关联地区的贫困减缓^[35]。此外,数字普惠金融的发展能够显著促进居民就业。从宏观层面和微观层面来看,数字普惠金融能够促进居民收入增长,尤其对中低收入群体的促进作用更为显著^[30]。数字普惠金融可以通过拓宽信贷途径和促进人力资本积累,构建拉动居民消费增长的长效机制^[33]。

综上所述,现有文献侧重研究金融发展对宏观或行业层面碳排放的影响,较少关注居民能源消费已成为我国碳排放重要来源之一的现实情况。在数字经济时代,随着传统金融与数字技术的深度融合,数字普惠金融已成为获取金融服务的主要方式,并成为影响居民活动的重要因素。然而,在现有文献中,关于数字普惠金融与居民碳排放关系的研究较少。因此,在“双碳”战略目标的背景下,探讨数字普惠金融对居民碳排放的影响尤为重要。本文的主要边际贡献在于:第一,将数字普惠金融与居民碳排放置于同一分析框架,探究数字普惠金融对居民碳排放的影响,进一步厘清其作用机制,实证检验不同作用机制下的影响效应,并对区域和城乡异质性进行分析。第二,为政府相关部门协同推进数字普惠金融发展和居民碳减排提供量化依据及决策参考。

二、作用机制与研究假说

(一)数字普惠金融对居民碳排放的直接作用机制分析

数字普惠金融对居民碳排放的影响主要有三个方面。一是数字普惠金融为绿色环保的新经济模式的产生和发展奠定了技术和商业基础。依托数字普惠金融的产生与发展,共享经济开始兴起并迅速发展,共享经济平台能够提高商品的再利用率,减少不必要的能源消耗。二是绿色环保平台可以强化资源的循环利用,增强居民的环保意识。数字普惠金融作为互联网和信息技术与传统金融服务相结合的新模式,降低了传统金融的运营成本,催生了大量线上交易平台。以支付宝为首的网络平台通过提供在线缴纳水电煤气费、网络挂号、网络购票等方式,大大减少了居民出行产生的能源消耗。此外,线上二手交易平台的兴起,使用户能够高效转让闲置物品,实现了资源的二次利用,减少了碳排放。三是数字普惠金融的数字化特性可能增加居民对电力的消耗。数字普惠金融依托在线平台为用户提供金融服务,克服了传统金融机构依赖银行网点的限制。用户通过手机等电子设备即可获得金融服务,如此,降低了用户的进入门槛,显著增加了用户规模。同时,数字化导致消费者在网络平台上的时间增加,网络设备的运行、更新和处理显著提高了人均能耗。因此,本文提出以下假设:

H1a:数字普惠金融对居民碳排放可能具有负向抑制作用。

H1b:数字普惠金融对居民碳排放可能具有正向促进作用。

(二)数字普惠金融对居民碳排放的间接作用机制分析

1. 绿色技术创新

碳达峰、碳中和战略的实现需要绿色技术创新来推动,绿色技术创新是减少居民碳排放

的关键。数字普惠金融可以促进绿色技术创新。一是数字普惠金融能够缓解融资约束,拓宽企业绿色创新项目的资金渠道。熊彼特的创新理论认为,资金的可获得性在技术创新中发挥了重要作用,而融资约束会抑制企业的创新活动^[36]。借助移动互联网、大数据等数字技术,数字普惠金融的主要业务不仅包括传统的实体经济经营,还涵盖了移动支付、网络借贷、在线投资理财等形式,形成了“互联网+金融”的模式。数字普惠金融的线上发展降低了居民和企业获取金融服务的门槛,同时也拓宽了企业绿色创新项目的融资渠道。融资约束的缓解为企业进行绿色技术创新提供了更多资金,进而激励企业在这领域的创新。二是数字普惠金融能够提升风险控制能力,缓解信息不对称问题。数字普惠金融能够收集用户在互联网上的行为数据,建立共享数据库,为投资者提供多方面的参考,从而实现对企业风险的准确评估。在这一背景下,数字普惠金融极大地缓解了金融机构与企业之间信息不对称的问题,提升了金融机构对绿色技术创新项目的信贷意愿,进而促进绿色技术创新。三是数字普惠金融能够在碳交易等场景应用上不断突破金融科技边界,促进绿色技术的不断改进和创新,进而实现数字普惠金融的技术累积迭代效应。一方面,绿色技术创新在新能源领域的应用可以促进光伏、风电等新能源的研发,同时降低能源的使用成本,有利于提高新能源在居民能源消费中的占比,进而减少居民碳排放。另一方面,绿色技术创新在传统能源领域的推广与应用,有助于提升能源利用效率,降低居民生活能源消费的强度,促进居民碳减排。因此,本文提出以下假设:

H2: 数字普惠金融能够促进绿色技术创新,进而减少居民碳排放。

2. 就业水平

数字普惠金融的服务对象包括农民、初创企业和中小微企业等。数字普惠金融在提高长

尾客户融资效率的同时,也为解决就业问题提供了新的途径。数字普惠金融可以从两个方面提升居民就业水平:一方面,直接促进就业。数字普惠金融的发展,既包含传统金融机构在普惠金融业务方面的延伸,又包含数字普惠金融机构的建立与壮大,而这两种情况都需要吸纳一定数量的劳动力,都为我国居民就业提供了更多的岗位。另一方面,间接促进就业。一是数字普惠金融通过促进居民创业吸收大量劳动力。传统金融具有一定的排斥性,中小微企业往往存在着制度不完善、核心竞争力缺乏等问题,无法满足金融机构的融资条件,因而较难通过传统途径获得金融支持^[37]。传统的普惠金融主要聚焦于中小微企业的融资需求,而数字普惠金融则在此基础上解决了普惠金融覆盖的广度和深度问题,进一步降低了中小微企业的融资门槛,这在一定程度上缓解了中小微企业的融资约束问题。中小微企业的蓬勃发展能够吸纳更多的劳动力,提升社会的就业水平。二是数字普惠金融通过缓解居民信息约束问题促进居民就业。数字普惠金融借助数字金融平台和大数据技术,为人们提供与日常生活、就业和金融相关的信息,使居民能够更加及时、准确地获取就业与招聘信息。三是数字普惠金融的发展有助于优化经济环境,促进居民就业。与传统普惠金融相比,数字普惠金融扩大了服务的覆盖广度和深度,进一步优化了金融资源配置结构和配置效率,使金融服务逐渐回归其本质。四是数字普惠金融依托其数字化特性,极大地缩短了融资的时间成本和交易成本,显著提高了融资效率,倒逼传统金融机构提高服务质量和效率,促进金融机构之间的良性竞争。这也为企业和个体从业者创造了良好经营环境,为增加就业岗位增添了新的可能。但随着社会就业水平的提高,通勤人数、通勤时间的增加必然会加剧对能源的消耗。此外,就业水平的提高会相应提高居民的收入与购买力,改善居民对

未来生活的预期,进而转化为对当下能源消费的需求。研究表明,收入增加导致的碳排放量在持续增加。因此,本文提出以下假设:

H3:数字普惠金融能够提升就业水平,进

而增加居民碳排放。

由上可知,数字普惠金融对居民碳排放的作用机制表现为直接作用和间接作用两种,具体内容如图1所示。

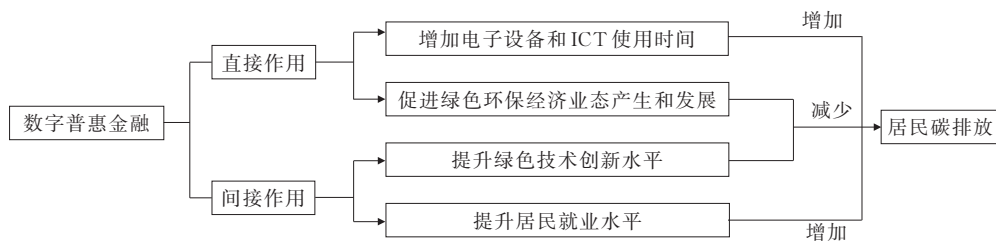


图1 数字普惠金融影响居民碳排放的机制图

三、模型设定和数据说明

(一)模型设定

随着数字技术的发展,数字普惠金融虽然暂时缓解了我国金融发展水平的地区差距,但依然存在各项金融资源分布不均衡的问题。考虑到居民活动具有时间相关性和空间相关性,在进行经济社会研究时需要考虑时间和空间两个维度,因此,本文通过构建空间计量模型研究数字普惠金融对居民碳排放的影响。

1. 基准模型

考虑到各地区存在空间因素的影响,因此构建空间计量模型探讨数字普惠金融对居民碳排放的影响。模型设定如下:

$$\ln c_{it} = \rho W \ln c_{it} + \beta_1 \ln df_{it} + \beta_2 \ln controls_{it} + \varphi_1 W \ln df_{it} + \varphi_2 W \ln controls_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$\varepsilon_{(it)} = \lambda W \varepsilon_{(it)} + v_{(it)} \quad (2)$$

式中, i 表示地区; t 表示年份; c_{it} 表示被解释变量; $\ln df_{it}$ 表示核心解释变量; $controls_{it}$ 表示控制变量; W 为空间权重矩阵; μ_i 为个体效应; γ_t 为时间效应; ε_{it} 和 v_{it} 为随机误差项,且 v_{it} 满足正态分布; ρ 和 λ 为空间自相关回归系数。当 $\lambda=0$ 时,式(1)为空间杜宾模型(SDM);当 $\lambda=0$ 且 $\varphi_1=0, \varphi_2=0$ 时,式(1)为空间自回归模型

(SAR);当 $\rho=0$ 且 $\varphi_1=0, \varphi_2=0$ 时,式(1)为空间误差模型(SEM)。具体使用哪一种模型,需要根据检验结果进行判断。

2. 机制检验模型

在检验一个变量对另一个变量的作用机制时,既有研究的普遍做法是:首先,检验核心解释变量是否作用于中间变量;其次,通过引入中间变量与核心变量的交叉项检验核心解释变量的作用机制^[38]。本文也采用这一方法来检验绿色技术创新和就业水平的作用机制是否成立。检验模型如下:

$$\ln M_{it} = \rho W \ln M_{it} + \beta_1 \ln df_{it} + \varphi_1 W \ln controls_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$\ln C_{it} = \rho W \ln C_{it} + \varphi_1 W \ln df_{it} \times M_{it} + \varphi_2 W \ln controls_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中, M 表示机制变量,包括绿色技术创新(gtp)和就业水平(job), $\ln df \times M$ 表示数字普惠金融与机制变量的交互项,其他变量的含义同上。

(二)变量选取和数据来源及说明

1. 变量选取

被解释变量:居民碳排放(c)。本文以样本省份居民生活主要消费的16类能源来测算居民碳排放:一是将热力折算成标准煤消耗量,再通过其碳排放系数测算热力消耗产生的碳排

放;二是采用居民电力消耗与各区域电网历年基准线碳排放因子相乘得到电力消耗产生的碳排放;三是采用排放因子法对居民能源消费直接产生的碳排放进行测度。碳排放测算公式为:

$$\text{CO}_2=\sum_i E_i\times \text{NCV}_i\times \text{CEF}_i\times \text{COF}_i\times (44/12)$$

(5)

式中, i 代表各类能源, E 、 NCV 、 CEF 和 COF 分别为各类能源消耗量、净发热值、单位热值的碳排放系数和碳氧化因子;44和12分别为二氧化碳与碳的分子量。

核心解释变量:数字普惠金融指数(df)。采用北京大学数字金融研究中心发布的中国数字普惠金融指数来衡量数字普惠金融。该指数由数字普惠金融覆盖广度($\text{ln}df\text{-}cb$)、使用深度($\text{ln}df\text{-}ud$)、数字化程度($\text{ln}df\text{-}dl$)三个维度共同构建。覆盖广度主要指使用数字金融的人数、用户比例和绑定银行卡的数量;使用深度主要指支付、保险和投资等不同金融服务的活动;数字化程度主要指金融服务的便利性、贷款利率和信用水平。本文使用数字普惠金融2011—2019年省级总指数和三个子维度数据进行研究。

机制变量:一是绿色技术创新(gtp)。现

有文献常用绿色专利数量来表示绿色技术创新水平,但专利申请数在一定程度上只是反映了对绿色技术的重视程度,并不代表实际技术水平的提升。因此,本文选择绿色专利授权数来衡量样本省份的绿色技术创新水平。本文从国家知识产权局提供的专利信息整体得到2011—2019年样本省份绿色专利授权数据。二是就业水平(job)。本文采用城市地区的私人及自营职业者人数与年底单位就业人数之和来衡量样本省份的就业水平。

控制变量:参考曹翔等^[39]、王丽琼等^[40]的相关研究,本文选取人口规模(pop),采用样本省份常住人口数(万人)表示;居民消费水平(rcl),采用样本省份居民人均消费支出(千元)表示;能源消费结构(ecs),用居民电力消费标准煤/能源消费标准煤(%)代替;老龄化率(ar),用65岁以上老人人口数/总人口数(%)代替;第三产业结构($stu3$),用第三产业增加值/GDP(%)代替;经济发展水平($pgdp$),用人均GDP(千元)表示;基础设施建设(gov),用政府公共财政支出/GDP(%)衡量等作为控制变量。具体各变量描述性统计如表1所示。

表1 各变量描述性统计

变量名称	变量符号	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
居民碳排放	c	270	3 370.00	2 010.00	293.10	9 732.00
数字普惠金融指数	df	270	203.40	91.57	18.33	410.30
人口规模	pop	270	4 590.00	2 824.00	568.00	12 489.00
居民消费水平	rcl	270	16.26	6.99	6.45	45.61
能源消费结构	ecs	270	16.12	3.70	7.98	25.83
老龄化率	ar	270	10.26	2.21	5.47	16.26
第三产业结构	$stu3$	270	51.79	27.24	2.84	165.00
经济发展水平	$pgdp$	270	51.90	25.82	16.02	161.80
基础设施建设	gov	270	26.42	11.50	12.00	75.83
就业水平	job	270	2 740.44	1 785.25	309.18	7 150.25
绿色技术创新	gtp	270	915.68	1 273.91	7.00	6 820.00

2. 数据来源及说明

鉴于我国西藏和港澳台地区相关数据缺失,本文未将其纳入样本。因此,本文选用

2011—2019年中国30个省级面板数据作为研究样本。其中,数字普惠金融指数来自北京大学数字金融研究中心发布的测算报告;绿

色技术创新数据来自国家知识产权局专利信息;居民碳排放及其他变量源自《中国统计年鉴》《中国能源统计年鉴》。为统一量纲,减少异方差对研究的影响,本文对所有数据进行取对数处理。

四、实证结果与分析

(一)空间相关性检验

1. 全局空间自相关分析

本文选择空间邻接矩阵进行空间计量分析,通过全局 Moran's I 值检验数字普惠金融、居民碳排放的空间自相关,研究结果如表2所示。由表2可知,在2011年至2019年期间,数字普惠金融水平、居民碳排放的 Moran's I 值均为正值,且均通过显著性检验,表明数字普惠金融、居民碳排放具有较强的空间相关性,并呈现高水平地区聚集的特征。因此,选择空间计量模型是合理的。

表2 全局莫兰指数结果

年份	df		c	
	Moran's I	P 值	Moran's I	P 值
2011	0.096	0.001	0.023	0.095
2012	0.120	0.000	0.032	0.063
2013	0.124	0.000	0.048	0.029
2014	0.124	0.000	0.037	0.051
2015	0.089	0.002	0.040	0.044
2016	0.124	0.000	0.056	0.018
2017	0.131	0.000	0.036	0.052
2018	0.149	0.000	0.036	0.053
2019	0.156	0.000	0.068	0.009

2. 局部自相关分析

为更清楚地反映各地区空间聚集的差异性,本文分别绘制数字普惠金融、居民碳排放的 Moran's I 散点图。考虑篇幅受限,通过计算30个样本省份2011—2019年数字普惠金融指数、居民碳排放的平均值,分别绘制居民碳排放、数

字普惠金融指数的平均值局部莫兰散点图,结果如图2和图3所示。

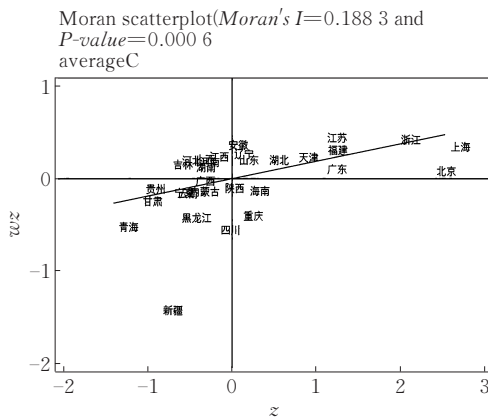


图2 居民碳排放局部莫兰散点图

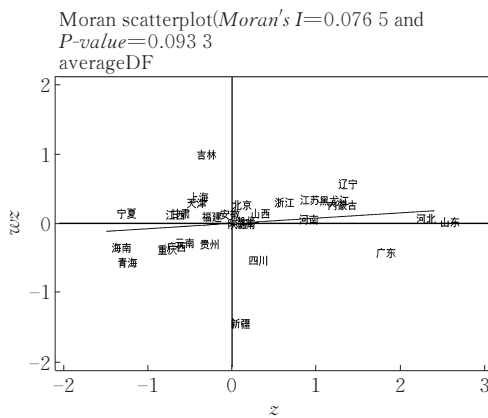


图3 数字普惠金融局部莫兰散点图

由图2和图3可知,中国30个样本省份的居民碳排放、数字普惠金融指数的平均值主要分布在第一、三象限,呈现较明显的高—高集聚和低—低集聚状态。这表明,数字普惠金融水平高的地区,其邻近地区数字普惠金融水平也比较高;数字普惠金融水平低的地区,其邻近地区的数字普惠金融水平同样也比较低。其中,居民碳排放集聚状态与数字普惠金融集聚状态总体保持一致,并且局部莫兰指数检验结果与全局莫兰指数检验结果一致。

(二)数字普惠金融影响居民碳排放的空间效应分析

1. 基准分析

(1) 空间计量模型的选择

根据 Elhorst^[41]的研究,在进行空间计量回

归之前,需要进行若干检验,以选择最合适的空间计量经济模型。基于空间相邻矩阵,本文分别进行 LM、Hausman、LR、Wald 检验,结果如表 3 所示。

表 3 LM、Hausman、LR、Wald 检验结果	
变量	W
LM-error	123.929***
Robust LM-error	118.922***
LM-lag	14.846***
Robust LM-lag	9.839***
Hausman	51.86***
LR-sem	88.12***
LR-sar	169.37***
Wald-sem	79.46***
Wald-sar	238.75***

注:***、**、*分别表示 1%、5% 和 10% 水平下显著。下同。

首先,LM-error、LM-lag、Robust LM-error、Robust LM-lag 的系数均通过 1% 显著性检验,表明本文所选样本具有空间误差和空间滞后双重效应,而空间杜宾模型(SDM)同时考虑了这两种效应,因此,本文初步选择 SDM 模型进行实证分析。其次,Hausman 检验结果显著为正,

表明拒绝原假设,即固定效应模型(fe)优于随机效应模型(re),因此,本文选择具有固定效应的空间杜宾模型。最后,为了检验 SDM 的正确性,本文进一步通过 LR 和 Wald 检验来判断 SDM 是否会退化为 SEM 或 SAR。由表 3 可知,LR 和 Wald 对应的空间滞后检验、空间误差检验均通过 1% 显著性检验,说明 SDM 模型不能简化为 SEM 或 SAR,这也更加验证了 SDM 的正确性。综上,本文选择空间杜宾固定效应模型来研究数字普惠金融对居民碳排放的影响。

(2)基准回归结果分析

本文分别构建 SEM、SAR、SDM 模型,因篇幅受限,本文仅报告部分回归结果(如表 4 所示)。由表 4 可知,数字普惠金融的系数显著为负,表明本地区数字普惠金融发展水平越高,其对当地居民碳排放的抑制作用越强,假设 H1b 成立。数字普惠金融发展水平的空间滞后系数为负,且在 10% 的水平下显著,表明数字普惠金融发展水平具有显著的空间效应,即本地区的数字普惠金融发展水平对其他地区的居民碳排放也具有显著的抑制作用。

表 4 基准回归结果

变量	SEM	SAR	SDM
ln df	-0.276(0.13)	-0.622*** (0.00)	-0.495** (0.02)
ln pop	1.104*** (0.00)	1.158*** (0.00)	1.161*** (0.00)
ln rcl	0.666*** (0.01)	1.198*** (0.00)	1.132*** (0.00)
ln ar	-0.367*** (0.00)	-0.187 (0.21)	-0.231 (0.12)
ln $stu3$	-0.129*** (0.00)	-0.231*** (0.00)	-0.217*** (0.00)
ln $pgdp$	0.254 (0.24)	0.170 (0.54)	0.180 (0.51)
ln gov	0.562*** (0.00)	0.957*** (0.00)	0.918*** (0.00)
$Rho/lambda$	0.846*** (0.00)	0.273*** (0.00)	0.365*** (0.00)
$sigma2_e$	0.091*** (0.00)	0.136*** (0.00)	0.133*** (0.00)
Wdf	—	—	-0.796* (0.08)
Log-likelihood	-73.782	-114.409	-112.878
Observations	270	270	270
R-squared	0.698	0.611	0.169

由于对 SDM 估计的直接分析可能导致错误的结论^[42],并且空间滞后系数(ρ)显著且不

为 0。因此,本文将空间效应进行分解。根据 James LeSage 等^[43]提出的偏微分方法,将所有

自变量对居民碳排放的影响系数分为直接效应、间接效应和总效应。结果如表 5 所示。

表 5 空间效应分解

变量	直接效应	间接效应	总效应
ln df	-0.530 ^{**} (0.01)	-1.618 [*] (0.08)	-2.148 ^{**} (0.02)
ln pop	1.177 ^{***} (0.00)	0.699 ^{***} (0.01)	1.877 ^{***} (0.00)
ln rcl	1.176 ^{***} (0.00)	0.675 ^{***} (0.01)	1.852 ^{***} (0.00)
ln ar	-0.235(0.11)	-0.149(0.20)	-0.384(0.13)
ln $stu3$	-0.221 ^{***} (0.00)	-0.130 ^{***} (0.01)	-0.351 ^{***} (0.00)
ln $pgdp$	0.160(0.55)	0.109(0.55)	0.269(0.54)
ln gov	0.927 ^{***} (0.00)	0.555 ^{**} (0.02)	1.482 ^{***} (0.00)

由表 5 可知,数字普惠金融发展水平的直接效应、间接效应以及总效应均显著为负,表明数字普惠金融发展水平对本地区的居民碳排放具有显著的抑制作用。

从控制变量来看,人口规模、居民消费水平和基础设施建设的直接效应、间接效应以及总效应均通过显著性检验,且都为正,表明数字普惠金融发展水平整体上对居民碳排放表现为正向促进作用;老龄化率均未通过显著性检验,原因可能是农村老人在生活中较少使用电器类产品,但部分农村老人因使用薪柴、秸秆等传统能源而增加了碳排放量;第三产业结构的三种效应均为负,且均通过显著性检验,原因可能是第三产业的消费较第一、二产业更为低碳;经济发展水平的三种效应系数均为正,但没有通过显著性检验,原因可能是目前我国大多数省份的能源供给已基本满足居民对生存型能源的需求,当居民生活直接能源需求达到一定程度饱和后,增加的收入将更多被用于其他支出^[40]。

2. 稳健性检验

为确保估计结果的准确性,本文在回归基础上进行稳健性检验:一是构建地理距离权重矩阵来替代空间邻接权重矩阵,对上述实证结果进行再检验。二是考虑到数据中存在的极端值可能会影响到模型的回归结果,故对数据进

行 1% 的缩尾处理。三是将碳排放强度替换被解释变量进行回归,考察本文结论的稳健性,结果如表 6 所示。对比前文回归结果,三次检验结果的各变量回归系数方向一致,只有系数大小和显著性水平有所变动,表明本文模型的选定合理,研究结果具有可靠性。

表 6 稳健性检验

变量	地理距离矩阵	缩尾处理	替换被解释变量
ln df	-0.603 ^{***} (0.00)	-0.461 ^{**} (0.03)	-0.620 ^{**} (0.00)
ln pop	1.151 ^{***} (0.00)	1.155 ^{***} (0.00)	1.131 ^{***} (0.00)
ln rcl	1.377 ^{***} (0.00)	1.133 ^{***} (0.00)	1.278 ^{***} (0.00)
ln ar	-0.103(0.44)	-0.256 [*] (0.09)	-0.164(0.29)
ln $stu3$	-0.215 ^{***} (0.00)	-0.216 ^{***} (0.00)	-0.219 ^{***} (0.00)
ln $pgdp$	-0.093(0.72)	0.164(0.55)	-0.913 ^{***} (0.00)
ln gov	0.890 ^{***} (0.00)	0.908 ^{***} (0.00)	0.830 ^{***} (0.00)
ρ	0.655 ^{***} (0.00)	0.373 ^{***} (0.00)	0.269 ^{***} (0.01)
σ_2_e	0.125 ^{***} (0.00)	0.131 ^{***} (0.00)	0.139 ^{***} (0.00)
Log-likelihood	-106.870	-110.728	-117.673
Observations	270	270	270
R-squared	0.262	0.151	0.504

3. 异质性分析

(1) 区域异质性

由于地理位置和经济政策等原因,我国各地区经济发展与数字普惠金融发展水平存在明显差异。因此,本文将 30 个样本省份划分为东部、中部和西部地区,讨论数字普惠金融影响居民能源消费碳排放的区域异质性,结果如表 7 所示。由表 7 可知:在东部地区,数字普惠金融对居民能源消费碳排放的直接效应、间接效应和总效应均显著为负。这表明数字普惠金融的发展对东部地区居民碳排放有显著的抑制作用,且东部地区的数字普惠金融发展水平通常高于其他地区。在中部地区,数字普惠金融对居民能源消费碳排放的间接效应和总效应显著为负,但直接效应未通过显著性检验。原因可能是中部地区处于金融集聚的极化阶段,金融资源分布差异进一步扩大^[44],由此表现为对周

围地区居民碳排放的抑制作用。在西部地区,三种效应均不显著,原因可能是西部地区数字普惠金融发展水平普遍较低^[45],对居民碳排放的影响不明显。

表 7 区域异质性分析结果			
变量	东部	中部	西部
ln df	-1.649*** (0.00)	-1.645** (0.02)	-0.490(0.17)
ln pop	0.945*** (0.00)	0.567* (0.07)	1.383*** (0.00)
ln rcl	1.546*** (0.00)	-0.404(0.60)	2.334*** (0.00)
ln ar	0.714*** (0.00)	-0.146(0.72)	-0.529** (0.05)
ln $stu3$	0.720** (0.04)	1.109** (0.03)	-0.223*** (0.00)
ln $pgdp$	-1.040*** (0.00)	0.557(0.46)	0.382(0.49)
ln gov	-0.295(0.33)	0.527(0.50)	1.608*** (0.00)
直接效应	-1.735*** (0.00)	-0.421(0.65)	-0.489(0.18)
间接效应	-4.989*(0.05)	-2.883*** (0.00)	0.135(0.85)
总效应	-6.724** (0.02)	-3.304*** (0.00)	-0.354(0.66)
Log-likelihood	-17.256 5	-4.474 3	-27.233 3
σ^2_e	0.082*** (0.00)	0.053*** (0.00)	0.101*** (0.00)
R-squared	0.024	0.013	0.623

(2)城乡异质性

我国城镇居民与农村居民在生活方式、收入水平以及能源需求等方面存在较大差异,可能导致数字普惠金融对城镇居民与农村居民能源消费碳排放的影响具有异质性。因此,本文将居民分为城镇居民和农村居民,进一步探究数字普惠金融对居民能源消费的影响,结果如表 8 所示。由表 8 可知:对城镇居民而言,数字普惠金融的系数未通过显著性检验,表明数字普惠金融对本地区城镇居民碳排放的影响不显著。而数字普惠金融的空间滞后系数显著为负,表明数字普惠金融能够显著抑制周围地区城镇居民碳排放。对农村居民而言,数字普惠金融对居民能源消费碳排放的影响显著为负,表明数字普惠金融发展水平越高,农村居民碳减排效果越明显。此时,数字普惠金融的空间滞后系数显著为正,表明数字普惠金融增加了周围地区农村居民碳排放。

表 8 城乡异质性分析结果		
变量	城镇	农村
ln df	-0.366(0.13)	-0.461** (0.03)
ln pop	1.139*** (0.00)	1.040*** (0.00)
ln rcl	1.553*** (0.00)	-0.323(0.26)
ln ar	-0.168(0.31)	-0.399*** (0.01)
ln $stu3$	-0.333*** (0.00)	0.035(0.40)
ln $pgdp$	0.216(0.48)	0.251(0.35)
ln gov	1.115*** (0.00)	0.035(0.85)
直接效应	-0.528** (0.03)	-0.483** (0.03)
间接效应	-4.984*** (0.01)	1.000*** (0.00)
总效应	-5.512*** (0.00)	0.517(0.10)
Log-likelihood	-147.456 6	-105.812 4
σ^2_e	0.169*** (0.00)	0.128*** (0.00)
R-squared	0.011	0.722

(3)数字普惠金融多维度分析

覆盖广度、使用深度以及数字化程度的多维度、同方向发展共同构成了数字普惠金融的丰富内涵。为进一步分析数字普惠金融对居民碳排放的影响,本文考察了不同维度的数字普惠金融对居民碳排放的影响,结果如表 9 所示。由表 9 可知:使用深度(ln $df-ud$)、数字化程度(ln $df-dl$)通过显著性检验,且系数为负;而覆盖广度(ln $df-cb$)的系数不显著。由此可知,覆盖广度对居民碳排放的影响有限,原因可能是覆

表 9 数字普惠金融分维度回归结果			
变量	ln $df-cb$	ln $df-ud$	ln $df-dl$
ln df	-0.009(0.92)	-0.633*** (0.00)	-0.235*(0.07)
ln pop	1.196*** (0.00)	1.141*** (0.00)	1.199*** (0.00)
ln rcl	0.900*** (0.00)	1.399*** (0.00)	0.922*** (0.00)
ln ar	-0.175(0.25)	-0.133(0.36)	-0.148(0.32)
ln $stu3$	-0.221*** (0.00)	-0.216*** (0.00)	-0.219*** (0.00)
ln $pgdp$	0.277(0.32)	-0.054(0.84)	0.276(0.32)
ln gov	1.136*** (0.00)	0.712*** (0.00)	1.156*** (0.00)
ρ	0.293*** (0.00)	0.311*** (0.00)	0.271*** (0.00)
σ^2_e	0.140*** (0.00)	0.123*** (0.00)	0.138*** (0.00)
Observations	270	270	270
R-squared	0.615	0.372	0.681

盖广度主要代表数字普惠金融对传统金融的补充,绿色技术创新的效应不明显。使用深度、数字化程度均能减少居民碳排放,原因可能是随着数字普惠金融的不断深入,企业能够享受更加丰富和优质的金融服务,进而促进绿色技术创新,减少居民碳排放。此外,数字技术可以提高资源配置效率,减少居民碳排放。

(三)数字普惠金融影响居民碳排放的影响机制分析

1. 绿色技术创新机制

依据影响机制的检验模型,首先检验数字普惠金融对绿色技术创新的影响,然后检验绿色技术创新与数字普惠金融的交互项对居民碳排放的影响,结果如表10所示。其中,表10列(1)表示数字普惠金融对绿色技术创新的影响,列(3)表示绿色技术创新与数字普惠金融的交互项对居民碳排放的影响。结果表明,绿色技

术创新对居民碳排放的影响呈显著负相关。这表明,数字普惠金融通过提升绿色技术创新能力来减少居民碳排放,假设H2成立。

2. 就业水平机制

如表10所示,列(2)表示数字普惠金融对就业水平的影响,列(4)表示就业水平与数字普惠金融的交互项对居民碳排放的影响。结果表明,数字普惠金融对就业水平无显著影响,就业水平与数字普惠金融的交互项对居民碳排放的影响也不显著,表明当前数字普惠金融并不会通过提升就业水平来增加居民碳排放。尽管数字普惠金融在一定程度上可以促进就业,但其影响力相对有限,未达到显著提升整体就业水平的程度。因此,数字普惠金融带来的就业增加不足以显著影响居民碳排放。此外,数字普惠金融促进就业增长更多的是服务业、信息技术等低碳行业,而这些行业相对而言本身碳排放就较小。

表10 交互项模型回归结果

被解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)
$\ln gtp$	$\ln gtp$	$\ln job$	$\ln c$	$\ln c$
$\ln df$	0.429*(0.06)	-0.290(0.21)		
$\ln gtp$				
$\ln df \times \ln gtp$			-0.025*** (0.00)	
$\ln df \times \ln job$				0.009(0.22)
控制变量	是	是	是	是
ρ	-0.233** (0.02)	-0.163(0.30)	0.803*** (0.00)	0.798*** (0.00)
σ^2_e	0.163*** (0.00)	0.166*** (0.00)	0.078*** (0.00)	0.081*** (0.00)
Observations	270	270	270	270
R-squared	0.876	0.720	0.513	0.312

五、研究结论与政策启示

本文通过选取2011—2019年中国30个省级面板数据,构建空间杜宾模型,研究数字普惠金融对居民碳排放的影响。实证结果表明:第一,数字普惠金融能够减少当地居民的碳排放。同时,空间溢出效应显著,表明本地区的数字普惠金融发展能有效抑制其他地区的居民碳排放。第二,机制分析表明,数字普惠金融可以通

过促进绿色技术创新,减少居民碳排放,但数字普惠金融对就业水平的影响不显著。第三,数字普惠金融的覆盖广度、使用深度、数字化程度对居民碳排放的影响存在差异。数字普惠金融使用深度越高,数字普惠金融对居民碳排放的影响越显著。第四,数字普惠金融对居民碳排放的影响存在明显异质性。从地理位置来看,东部地区的直接效应、空间溢出效应显著为负;西部地区数字普惠金融对居民碳排放的抑制作

用尚未显现。从城乡异质性来看,城镇居民的空间溢出效应显著为负;农村居民的直接效应显著为负,而空间溢出效应显著为正。

基于以上研究结论,本文得到以下政策启示:第一,持续推进数字普惠金融发展。政府应加大对数字普惠金融基础设施建设的投入,特别是在金融服务薄弱的地区(如中西部地区和农村地区),以提升数字普惠金融的覆盖率和使用深度,有效发挥数字金融的普惠作用。第二,鼓励金融科技创新。支持金融科技公司研发新型数字普惠金融产品,通过税收优惠、研发补助等方式,激励企业加大对绿色技术创新项目的投入,促进绿色金融产品的发展。政府应设立专项基金支持绿色技术的研发和推广,鼓励企业和科研机构进行合作,开发低碳、环保的技术和产品。金融机构应积极开发和推广绿色金融产品,帮助企业和居民采用节能减排技术和设备。第三,根据城乡差异制定不同政策。在农村地区,应重点提升数字普惠金融的覆盖率,利用数字金融工具直接减少碳排放;在城镇地区,应更多关注提升数字普惠金融的使用深度,通过间接的空间溢出效应减少碳排放。第四,充分考虑区域发展差异。在东部地区,继续深化数字普惠金融的使用深度,巩固其对碳排放的抑制作用;在中部地区,注重提升数字普惠金融的空间溢出效应;在西部地区,加快数字普惠金融基础设施建设,进一步缩小与东部地区和中部地区的差距。

[参考文献]

- [1] Cao M, Kang W, Cao Q, et al. Estimating Chinese rural and urban residents' carbon consumption and its drivers: considering capital formation as a productive input[J]. *Environment, Development and Sustainability*, 2019, 22(06): 1-22.
- [2] Wang C, Zhan J Y, Li Z H, et al. Structural decomposition analysis of carbon emissions from residential consumption in the Beijing-Tianjin-Hebei region, China[J]. *Journal of Cleaner Production*, 2019, 208(00): 1357-1364.
- [3] Miao W A, Chao F B. The inequality of China's regional residential CO₂ emissions[J]. *Sustainable Production and Consumption*, 2021, 27(Suppl C): 2047-2057.
- [4] 李艳梅, 张红丽. 城市化对家庭 CO₂ 排放影响的区域差异: 基于中国省级面板数据的分析[J]. *资源科学*, 2016 (3): 545-556.
- [5] Lu H L, Liu G F. Spatial effects of carbon dioxide emissions from residential energy consumption: a county-level study using enhanced nocturnal lighting[J]. *Applied Energy*, 2014, 131(00): 297-306.
- [6] 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(6): 142-158.
- [7] 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(2): 18-25.
- [8] 郭桂霞, 张尧. 数字普惠金融与碳减排关系研究[J]. *价格理论与实践*, 2022(1): 135-138.
- [9] 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(02): 284-291.
- [10] 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(01): 246-253.
- [11] Acheampong A O. Modelling for insight: does financial development improve environmental quality? [J]. *Energy economics*, 2019, 83: 156-179.
- [12] 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*, 2016, 60(05): 1550117.
- [13] 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(1): 71-84.
- [14] Shahbaz M, Solarin S A, Mahmood H. Does financial development reduce CO₂ emissions in Malaysian economy? a time series analysis[J]. *Economic Modelling*, 2013, 35(00): 145-152.
- [15] Zhang Y J. The impact of financial development on carbon emissions: an empirical analysis in China[J]. *Energy policy*, 2011, 39(04): 2197-2203.
- [16] He Y P, Sheng P F, Vochozka M. Pollution caused by finance and the relative policy analysis in China[J]. *Energy*

- & Environment,2017,28(07):808-823.
- [17] Javid M, Sharif F. Environmental Kuznets curve and financial development in Pakistan[J]. Renewable & Sustainable Energy Reviews,2016,54(00):406-414.
- [18] Sadorsky P.The impact of financial development on energy consumption in emerging economies[J]. Energy Policy, 2010,38(05):2528-2535.
- [19] Mohammad S, Khorshed A, Ilhan O, 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(Part 2):2002-2010.
- [20] 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(1):14-30.
- [21] 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(4): 1401-1418.
- [22] 董玉峰,陈俊兴,杜崇东.数字普惠金融减贫:理论逻辑、模式构建与推进路径[J].南方金融,2020(2):64-73.
- [23] 龚沁宜,成学真.数字普惠金融、农村贫困与经济增长[J].甘肃社会科学,2018(6):139-145.
- [24] 张志元,李肸.共同富裕背景下数字普惠金融减贫有效性研究[J]. 济南大学学报(社会科学版),2022(1): 117-132,176.
- [25] 方观富,许嘉怡.数字普惠金融促进居民就业吗:来自中国家庭跟踪调查的证据[J]. 金融经济研究,2020(2):75-86.
- [26] 赫国胜,耿哲臣,蒲红霞.数字普惠金融对私营企业及个体就业的影响[J]. 财经论丛,2021(5):49-58.
- [27] 耿旭令,高歌,李秀婷,等.数字普惠金融促进农村居民创业研究:基于CHFS数据的实证分析[J]. 运筹与管理, 2022(9):153-160.
- [28] 黄倩,朱鸿志,苏慧媛.数字普惠金融对农户创业选择影响研究[J]. 福建论坛(人文社会科学版),2021(8): 85-102.
- [29] 赵丙奇.数字普惠金融的农户创业效应研究[J]. 社会科学辑刊,2022(5):109-115.
- [30] 段坪利,王淑敏.数字普惠金融与居民收入增长研究:基于地级市和CLDS的证据[J]. 财会月刊,2021(10): 153-160.
- [31] 刘自强,张天.数字普惠金融对农民收入的影响及其空间溢出效应[J]. 当代经济研究,2021(12):93-102.
- [32] 蔡桂云,聂祎卉,隋鹏昌.数字普惠金融对农村居民消费的影响:基于江西省的实证分析[J]. 农林经济管理学报,2022(5):547-554.
- [33] 纪明,曾曦昊.共同富裕目标下数字普惠金融对居民消费促进作用研究[J]. 价格理论与实践,2022(5): 66-69,193.
- [34] 蓝乐琴,杨卓然.数字普惠金融能提升居民消费水平吗?[J]. 财经问题研究,2021(12):49-57.
- [35] 钱鹏岁,孙姝.数字普惠金融发展与贫困减缓:基于空间杜宾模型的实证研究[J]. 武汉金融,2019(6):39-46.
- [36] 周开国,卢允之,杨海生.融资约束、创新能力与企业协同创新[J]. 经济研究,2017(7):94-108.
- [37] 韩峰,黄敏.数字普惠金融发展对城乡收入差距的影响研究[J]. 长沙理工大学学报(社会科学版),2022(4): 98-110.
- [38] 王巧,余硕,曾婧婧.国家高新区提升城市绿色创新效率的作用机制与效果识别:基于双重差分法的检验[J]. 中国人口·资源与环境,2020(2):129-137.
- [39] 曹翔,高瑀,刘子琪.农村人口城镇化对居民生活能源消费碳排放的影响分析[J]. 中国农村经济,2021(10): 64-83.
- [40] 王丽琼,陈峰.基于GWR的中国居民生活能源消费驱动因素时空演变研究[J]. 生态环境学报,2018(2): 313-321.
- [41] Elhorst J P.Specification and estimation of spatial panel data models[J]. International Regional Science Review, 2003,26(03):244-268.
- [42] Li J Y, Li S S. Energy investment, economic growth and carbon emissions in China—Empirical analysis based on spatial Durbin model[J]. Energy Policy, 2020, 140(00): 111425.
- [43] James L S, Robert K P. Introduction to Spatial Econometrics [M]. New York: CRC Press, 2009: 33-41.
- [44] 王修华,黄明.金融资源空间分布规律:一个金融地理学的分析框架[J]. 经济地理,2009(11):1808-1811, 1815.
- [45] 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(8):71-86.