

# 数字普惠金融如何影响中国能源碳排放效率? ——基于中介效应模型分析

曾良恩<sup>1</sup> 谢东颖<sup>2</sup> 陈志远<sup>3</sup> 袁丹丹<sup>4</sup> 聂洋<sup>5,†</sup> 黄绮<sup>6</sup> 杨乐<sup>4</sup> 梁忠祺<sup>7</sup>

1. 广西大学公共管理学院, 南宁 530004; 2. 吉林大学经济学院, 长春 130012; 3. 深圳大学政府管理学院, 深圳 518060;  
4. 北京大学城市与环境学院, 北京 100871; 5. 北京大学光华管理学院, 北京 100871; 6. 北京大学软件与微电子学院,  
北京 100871; 7. 北京大学城市规划与设计学院, 深圳 518055; † 通信作者, E-mail: nieyang@pku.edu.cn

**摘要** 基于2011—2021年中国30个省、直辖市和自治区(西藏自治区、台湾省、香港和澳门特别行政区数据暂时缺失)的面板数据,采用考虑非期望产出的Super-EBM-undesirable模型,测度能源碳排放效率。在分析能源碳排放效率时空特征的基础上,构建Tobit回归模型,运用中介效应方法,实证检验数字普惠金融如何促进能源碳排放效率的改善,得到如下结果。1) 中国能源碳排放效率在研究时段呈现小幅度波动变化趋势,2013年为最高点(0.529),2021年为最低点(0.501)。各地区能源碳排放效率存在显著差异,东部地区最高,中部和西部地区次之,东北地区最低。2) 数字普惠金融发展水平的提高能够显著地促进能源碳排放效率的改善。其中,技术创新水平和技术应用水平在数字普惠金融对能源碳排放效率的影响过程中起到显著的中介作用,并且经过一系列稳健性检验后,该结果仍然成立。3) 从控制变量看,基础设施水平对能源碳排放效率起到显著的抑制作用,而对外开放水平 and 经济城镇化水平起到显著的促进作用。研究结果可为制定国家数字金融相关政策,建立“碳达峰和碳中和”发展战略的金融支持体系提供参考。

**关键词** 数字普惠金融; 能源碳排放效率; 时空特征; 中介效应

## How Does Digital Inclusive Finance Affect Energy Carbon Emission Efficiency in China? Analysis Based on Mediation Effect Model

ZENG Liang'en<sup>1</sup>, XIE Dongying<sup>2</sup>, CHEN Zhiyuan<sup>3</sup>, YUAN Dandan<sup>4</sup>,  
NIE Yang<sup>5,†</sup>, HUAN Qi<sup>6</sup>, YANG Le<sup>4</sup>, LIANG Zhongqi<sup>7</sup>

1. School of Public Policy and Management, Guangxi University, Nanning 530004; 2. School of Economics, Jilin University, Changchun 130012; 3. School of Government, Shenzhen University, Shenzhen 518060; 4. College of Urban and Environmental Sciences, Peking University, Beijing 100871; 5. Guanghua School of Management, Peking University, Beijing 100871;  
6. School of Software & Microelectronics, Peking University, Beijing 100871; 7. School of Urban Planning & Design, Peking University, Shenzhen 518055; † Corresponding author, E-mail: nieyang@pku.edu.cn

**Abstract** Based on the panel data of 30 provinces in China from 2011 to 2021, this paper uses the Super-EBM-undesirable model to measure the energy carbon emission efficiency (ECEE). On the basis of analyzing the spatiotemporal characteristics of ECEE, the Tobit regression model and the mediation effect method are used to empirically test how digital inclusive finance (DIF) affects the ECEE. The main research results reveal that 1) the ECEE of China shows a fluctuating trend during the study period, with the highest point in 2013 (0.529), and the lowest point in 2021 (0.501). There are significant differences in ECEE among different regions, with the highest in the eastern region, followed by the central and the western regions, and the lowest in the northeast region. 2) According to the empirical research results, the DIF can significantly promote the improvement of ECEE; technological innovation and technological application play a significant intermediary role in the impact of DIF on

ECEE. This conclusion is still valid after robustness tests. 3) As for the control variables, the development of infrastructure has a significant inhibitory effect on ECEE, while China's openness to the outside world and economic urbanization have enormous promoting effects on ECEE. The research results could provide reference for formulating national digital finance related policies and establishing a financial support system for the strategy of "carbon peak and carbon neutrality".

**Key words** digital inclusive finance (DIF); energy carbon emission efficiency; spatial-temporal features; mediation effect

人类进入工业化社会以来,全球平均气温显著升高。根据《2022年全球气候状况》报告,2022年全球平均温度比1850—1900年工业化前平均温度高出约1.15℃<sup>[1]</sup>。全球温度上升导致冰川融化和海洋膨胀,从而造成海平面上升,并引发热浪、干旱和旱涝等极端天气事件的增加。此外,全球变暖使本来就炎热的低纬度地区变得更加炎热和干燥,中低纬度地区许多农作物因不适宜气候环境而减产,危及人类生存。联合国政府间气候变化专门委员会第五次评估报告指出,人类活动引发的温室气体排放的大规模增加,极有可能是20世纪中期以来全球气候变暖的主要原因<sup>[2]</sup>。根据国际能源署(IEA)发布的《CO<sub>2</sub> Emissions in 2022》报告,全球能源相关温室气体总排放量达到413亿吨CO<sub>2</sub>当量,其中CO<sub>2</sub>排放量达368亿吨以上,比2021年增长0.9%,达到368亿吨的新高,占全球温室气体排放量的89%<sup>[3]</sup>,因此,提升能源碳排放效率对实现人类生存与可持续发展具有重要意义。

改革开放以来,中国经济发展被誉为世界经济史上的奇迹。然而,随着经济的快速发展,中国已成为全球最大的能源消费及CO<sub>2</sub>排放国。据国家统

计局和中国碳排放数据库显示,中国能源消费量以及由能源消费产生的碳排放量从1997年的13亿吨标准煤和29.2亿吨增长至2021年的47.9亿吨标准煤和103.6亿吨(图1)。2020年9月,中国政府庄严承诺2030年实现碳峰值,2060年实现碳中和,反映中国应对全球变暖的决心和毅力<sup>[4-5]</sup>。党的“二十大”报告中强调“立足我国能源资源禀赋,坚持先立后破,有计划分步骤实施碳达峰行动”<sup>[6]</sup>。因此,提高能源碳排放效率是实现双碳目标的重要措施。

当前关于能源碳排放效率的评估方法的研究主要分为两类:单要素能源碳排放效率和全要素能源效率。单要素评估框架简单易懂,便于使用,常用的相关指标有能源碳排放强度(即单位GDP的能源碳排放量)和能源碳排放生产率(即单位能源消费的碳排放量)等。然而,单要素法只是能源碳排放与经济产出之间的简单比例关系,或者仅仅表达能源消费与碳排放的关系,不仅没有将经济、能源和环境视为三位一体,而且未能充分考虑相关投入要素的技术效率<sup>[7-8]</sup>。全要素评估框架考察能源、劳动力和资本等多种投入要素与产出之间的生产关系,并以能源目标值与实际值之间的比值作为全要素能

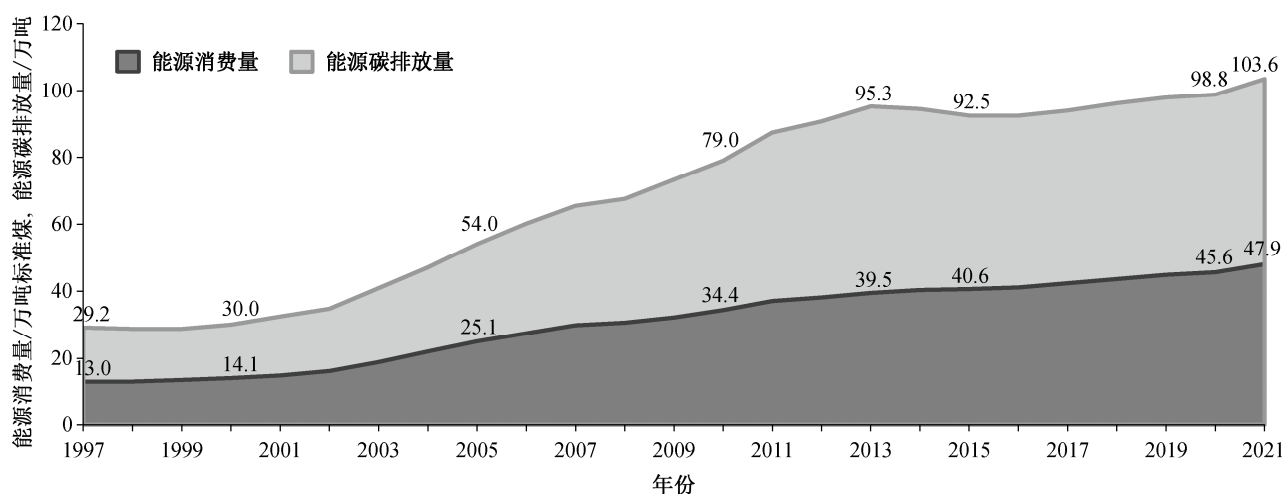


图 1 1997—2021 年中国能源消费量及其碳排放量变化趋势

Fig. 1 Trend of energy consumption and carbon emissions in China from 1997 to 2021

源效率的评价指标,因此可以很好地克服单要素能源碳排放效率评估方法的缺陷。全要素框架下的能源碳排放效率评估方法主要有随机前沿分析方法(stochastic frontier approach, SFA)和数据包络分析方法(data envelopment analysis, DEA)。SFA方法由Aigner等<sup>[9]</sup>与Meeusen等<sup>[10]</sup>分别独立提出,其基本原理是通过设定并估计前沿生产函数中的位置参数,建立随机技术边界,求出实际产出与潜在产出的比值,并将其作为生产效率的近似描述<sup>[11]</sup>。杜克锐等<sup>[12]</sup>、余敦涌等<sup>[13]</sup>、张金灿等<sup>[14]</sup>和孙焱林等<sup>[15]</sup>等均利用SFA方法评估了中国各省份的能源碳排放效率。然而,SFA方法需预设前沿生产函数,具有一定的主观性,其本质是一种参数法。如果误设生产函数,会出现较为严重的结果偏差<sup>[7,16]</sup>。DEA方法由Charnes等<sup>[17]</sup>在1978年提出,其基本原理是利用一组有效的输入和输出值,观测有效生产的前沿面,通过比较各个决策单元的实际投入产出水平与前沿面之间的距离,衡量该决策单元的效率。DEA无需预设函数关系,能够对多投入和多产出决策单元进行技术效率测算,结果更加客观,是一种非参数法。因此,CCR模型、BCC模型和SBM法等传统DEA方法广泛用于全行业或单个行业的能源碳排放效率评估中<sup>[18-20]</sup>。

普惠金融的概念最早由联合国于2005年提出,强调社会各阶层和群体的不同金融需求都能得到满足<sup>[21-22]</sup>。随着互联网、云计算、移动通信技术和远程终端等数字技术的不断发展,金融的交易方式与服务模式也在不断演进,普惠金融向数字化、移动化等方式的转型成为趋势,数字普惠金融概念由此产生。2016年G20杭州峰会上将数字普惠金融定义为利用移动互联网和大数据等数字技术,满足社会各阶层的金融服务需求,尤其是低收入人群和中小微企业等,为他们提供具有覆盖广、使用深和数字化的金融服务,解决其融资约束问题<sup>[23]</sup>。近年来,中国数字普惠金融的发展取得令人瞩目的进步。数字普惠金融的成功发展改变了金融服务模式,减少碳排放的新动力已经出现。通过数字赋权,数字普惠金融支持节能技术研发,提高管理和生产效率,缓解能源和环境压力,并支持可持续发展。尽管大多数研究支持数字普惠金融能够减少碳排放的观点<sup>[24-27]</sup>,但也有一些研究认为数字普惠金融的发展反而会增加碳排放<sup>[28]</sup>,因此这一问题尚未达成共识,需要进一步研究。

本文以2011—2021年中国30个省份为研究对象,应用Super-EBM-undesirable模型,评估中国地区能源碳排放效率并分析其时空特征,实证研究数字普惠金融如何促进能源碳排放效率的改善,同时考察技术创新和技术应用的中介效应,以期为制定差异化地区能源减排政策提供参考。

## 1 理论假设

### 1.1 直接影响

数字普惠金融可以通过3个主要渠道帮助改善能源碳排放效率。1)随着互联网的快速发展,数字普惠金融依托人工智能、大数据等数字新技术,与传统金融相融合,通过将传统业务上网,提高金融服务效率,促进低碳消费,大大降低金融及相关行业发展过程中可能出现的成本和排放,以更加普惠高效的服务能力,有效地推动国家绿色发展和节能减排。具体地说,数字普惠金融依托互联网、网上银行等业务模式,帮助用户在线办理网络贷款、理财支付等金融业务,提高传统金融服务的效率,打破时间和空间限制,同时降低劳动力、运输设施和纸张等资源的消耗<sup>[29]</sup>,从而大大减少碳排放。2)许多由数字普惠金融衍生的新服务平台,如“蚂蚁森林”和二手交易平台,通过鼓励绿色消费模式和资源再利用,培养绿色消费理念和环保意识,减少居民的能源浪费和污染物排放,从而提升能源碳排放效率。3)进一步扩大金融服务的覆盖面,提高资金配置的效率<sup>[30]</sup>,依托精准刻画用户画像,将长期被传统金融排除在外的大量长尾客户纳入金融服务体系,通过“精准滴灌”引导资金流向资源节约型、环境友好型产业<sup>[31]</sup>。基于此,本研究提出假设1:数字普惠金融能够对能源碳排放效率产生直接正向影响。

### 1.2 间接影响

数字普惠金融的发展具有推动技术创新的潜能。首先,数字普惠金融的发展可以提高技术研发的融资能力与效率。由于传统金融机构在小微企业和个人融资方面存在较大的风险,数字普惠金融机构可以利用先进技术,更准确地评估并控制风险,缓解信息不对称问题,从而提供更合适的融资解决方案,降低金融机构绿色创新的投资风险,促进金融机构的绿色投资<sup>[32]</sup>。数字普惠金融平台的长尾效应使之能够以较低的边界成本服务于大量客户,为绿色创新拓宽融资渠道,增加融资金额。数字化

金融服务模式不仅满足传统金融机构青睐的“大客户”，也为投融资两端的“小客户”提供金融服务，使小规模投资者的资金得到利用，扩大绿色创新的资金来源。其次，数字普惠金融可促进资本的优化配置，利用大数据和人工智能等信息技术，建立信息监测处理系统和风险控制系统，实施更准确的风险评估方案，为投资者提供更多关于企业投融资决策的信息，引导投资者在做出投资决策时，将目光投向绿色技术创新领域，在一定程度上避免资源流向高污染、高耗能的行业和企业，从而促进绿色技术创新升级。此外，数字普惠金融还可以通过促进创业<sup>[33]</sup>、提升增加人力资源积累、加强基础设施建设和提高市场化水平等方式，间接地推动地区创新发展<sup>[34-35]</sup>。基于此，本研究提出假设 2：数字普惠金融能够促进技术创新活动的产生，提高能源碳排放效率。

数字普惠金融的发展促进新技术的应用和推广。首先，数字普惠金融利用互联网、大数据和云计算等现代信息技术手段，降低获取新技术的成本门槛<sup>[36]</sup>。在线平台和数字化服务使得新技术信息更加普及和易得，企业和个人因此能够更便捷地了解和掌握新技术。其次，数字普惠金融的发展可以优化金融资源的配置，使新技术应用和推广得到更加精准和有效的支持。金融机构通过大数据分析技术，对新技术项目的市场需求、技术成熟度和经济效益等进行全面评估，从而制定科学合理的资源配置方案<sup>[37]</sup>。这种精准的资源配置有助于避免资源浪费，提高新技术应用的成功率和效率。此外，数字普惠金融能够构建环保服务平台，提升资源利用效率，并直接减少碳排放。数字普惠金融还能够推动移动支付、网络借贷、手机银行和其他新媒体的广泛应用。同时，数字普惠金融引入环保创新。例如，“蚂蚁森林”项目通过收集在线虚拟能源促进造林，直接促进碳效率的发展<sup>[38]</sup>。二手交易平台(如“闲鱼”和“转转”)将闲置资源转化为收益，提高资源的利用效率，有助于减少碳排放。基于此，本研究提出假设 3：数字普惠金融能够促进新技术的推广和应用，提高能源碳排放效率。

## 2 研究设计

### 2.1 研究区域与时段

本文研究区域为中国 30 个省、直辖市和自治区(西藏自治区、台湾省、香港和澳门特别行政区

数据暂时缺失)。北京大学数字普惠金融研究中心公布的数字普惠金融指数统计年份为 2011—2021 年，本文研究的时段与之一致。

### 2.2 变量

#### 2.2.1 被解释变量

本文中被解释变量为能源碳排放效率(ECEE)，使用数据包络分析法进行评估。能源碳排放效率强调经济价值和环境效益的统一，即经济的发展必须以能源的低消耗和 CO<sub>2</sub> 的低排放为前提。本文从全要素能源碳排放效率的视角，以劳动力、资本存量和能源消耗为投入指标，GDP 为期望产出，CO<sub>2</sub> 为非期望产出，采用考虑非期望产出的超效率 EBM 模型来评估能源碳排放效率。

1) 投入指标。劳动力变量用年末三次产业的从业人数(万人)来衡量，数据来自《中国统计年鉴》。能源消费量为年内全社会能源消费量(万吨标准煤)，数据来自《中国能源统计年鉴》。资本存量用永续盘存法测算，计算公式为

$$K_t = I_t + (1 - \delta)K_{t-1},$$

式中， $K$  为资本存量， $I$  为固定资产投资额， $\delta$  为折旧率。参考张军等<sup>[39]</sup>的研究， $\delta$  值取 9.6%，2011 年资本存量用当年值除以 10%；用各省 GDP 平减指数，将历年固定资产投资额调整为 2011 年不变价(亿元)。数据来自《中国统计年鉴》和国家统计局数据库(<https://data.stats.ov.cn/easyquery.htm?cn=E0103>)。

2) 期望产出指标。为了消除通货膨胀因素的影响，以 2011 年不变价格为基准，利用各省当年的名义 GDP 和 GDP 平减指数，计算历年各省的实际 GDP。数据来自国家统计局。

3) 非期望产出指标。能源碳数据来自中国碳核算数据库(<https://www.ceads.net/data/province/>)。

投入产出指标的数据特征如表 1 所示。

#### 2.2.2 解释变量

解释变量为数字普惠金融指数(DIFI)。2016 年中国政府出台各类引导和加快普惠金融服务与互联网技术融合的政策规划后，数字普惠金融得到迅速发展，学者们和各类机构着手对数字普惠金融的发展程度进行测度。北京大学联合阿里巴巴集团发布“北大数字普惠金融指数”，该指数体系涵盖 33 个具体指标，较为科学与完整地将数字普惠金融的覆盖范围、普惠性以及多元化等特征考虑进来，弥补了传统金融指数在数字化方面的不足，在学术界得到

表 1 能源碳排放效率投入产出指标  
Table 1 Assessment indicator system of ECEE

统计值	投入指标			期望产出指标	非期望产出指标
	资本存量/亿元	全社会从业人员/万人	能源消费量/万吨标准煤	国内生产总值/亿元	CO <sub>2</sub> 排放量/万吨
平均值	128752	2688	15352	24739	33887
标准差	85386	1768	9117	20085	21834
最小值	13659	277	1601	1370	3492
最大值	424466	7150	44611	105241	93712

说明：样本量  $n$  为 330。

广泛的应用<sup>[33]</sup>。本文使用该指数第四期 2011—2021 年数据来衡量中国数字普惠金融的发展状况。为了使回归结果更加精确，参考王敏等<sup>[40]</sup>、尹栾玉等<sup>[41]</sup>和李莉莉等<sup>[42]</sup>的研究成果，将指数值除以 100，作为衡量地区数字普惠金融发展水平的指标。

2.2.3 中介变量

1) 技术创新水平(TIL)。已有的研究大多数采用发明专利授权量来衡量技术创新水平。为了消除不同省份人口不同造成的影响，参考刘在洲等<sup>[43]</sup>和何伟军等<sup>[44]</sup>等的研究成果，使用每万人专利授权数来表示。数据来自国家统计局网站。

2) 技术应用水平(TPL)。技术市场成交额是反映地区科技创新与转化能力的重要指标<sup>[45]</sup>，本文应用技术市场成交额占 GDP 的比值来衡量技术应用水平。数据来自国家统计局网站。

2.2.4 控制变量

1) 基础设施水平(IL)。基础设施建设是经济社会发展的重要生产要素，基础设施的完善能够直接或间接地影响生态环境质量，一方面基础设施在建设和运营过程中会造成碳排放增加，另一方面基础设施水平的提升有助于资源配置优化和能源利用效率的提升，进而对全要素碳排放效率产生影响<sup>[46]</sup>。本文借鉴尹希果等<sup>[47]</sup>的研究成果，并考虑数据的可获取性，选取公路里程和铁路营业里程总和与地区行政面积之比作为衡量地区基础设施水平的指标。数据来自中国经济信息网和国家统计局。

2) 对外开放水平(OUL)。提高对外开放水平可以有效地鼓励竞争机制，促进资源的合理配置<sup>[5,48]</sup>，促进当地企业的技术进步，对能源效率产业影响。另外，对外贸易通过扩大经济规模来促进经济增长，而经济规模的扩大意味着环境成本的增加和资源使用的加剧<sup>[42]</sup>，会降低能源碳排放效率。本文借鉴相关研究<sup>[49]</sup>，并考虑数据的可获取性，选取各省进出口贸易总额占各省国内生产总值的比例作为衡量对

外开放水平的指标。

3) 经济城镇化水平(EUL)。城市作为创新活动的中心，汇聚大量的科研机构 and 人才资源，有利于新技术的研发和应用。城市经济的规模化发展使得新技术、新设备的采用更具经济性，促进技术进步在能源领域的广泛应用，包括清洁能源技术、节能技术以及碳捕捉与封存技术等，可以显著地提高能源利用效率并降低碳排放强度。参考徐永辉等<sup>[50]</sup>和王兴邦等<sup>[51]</sup>的研究，本文选取各省二、三产业增加值占各省国内生产总值的比例作为衡量经济城镇化水平的指标。

变量定义及其统计性描述分别见表 2 和 3。

2.3 研究方法

2.3.1 非期望产出的超效率 EBM 模型

传统的 DEA 模型不能处理投入和产出变量中可能同时存在径向与非径向的情形。Tone 等<sup>[52]</sup>提出的混合函数 EBM 模型兼容径向与非径向松弛变

表 2 变量定义  
Table 2 Definition of explanatory variables

类别	变量名称	定义
被解释变量	能源碳排放效率(ECEE)	由超效率 EBM 模型测算得
核心解释变量	数字普惠金融指数(DIFI)	由北京大学数字普惠金融研究中心测算得
中介变量	技术创新水平(TIL)	万人发明专利授权量(件/万人)
	技术应用水平(TPL)	技术交易额占 GDP 比值(%)
控制变量	基础设施水平(IL)	万人公路与铁路营运里程(公里/万人)
	对外开放水平(OUL)	外贸进出口总额占 GDP 比重(%)
	经济城镇化水平(EUL)	二、三产业增加值占 GDP 比值(%)

表 3 变量统计性描述( $n=330$ )  
Table 3 Statistical description of variables ( $n=330$ )

统计值	能源碳排放效率 (ECEE)	数字普惠金融指数 (DIFI)	技术创新水平 (TIL)	技术应用水平 (TPL)	基础设施水平 (IL)	对外开放水平 (OUL)	经济城镇化水平 (EUL)
平均值	0.520	2.672	40.283	27.113	90.341	2.151	1.699
标准差	0.187	0.757	25.289	28.551	5.251	3.889	2.796
最小值	0.269	1.180	5.325	0.763	74.162	0.123	0.019
最大值	1.040	4.590	150.045	146.378	99.78	36.185	17.573

量,反映实际值与目标值之间的比例信息,能更加真实地反映评价单元的相对效率水平<sup>[7]</sup>。但是,随着决策单元的增多,标准 EBM 模型无法进一步区分效率值均为 1 的决策单元,并且无法考虑非期望产出。因此,本文应用非期望产出的超效率 EBM 模型<sup>[53-54]</sup>进行能源碳排放效率评估,其数学规划式计算公式如下:

$$\gamma^* = \min \left[ \frac{\theta - \varepsilon_x \sum_{i=1}^m \frac{w_i^- s_i^-}{x_{io}}}{\phi + \varepsilon_y \sum_{r=1}^s \frac{w_r^+ s_r^+}{y_{ro}} + \varepsilon_z \sum_{p=1}^q \frac{w_p^- s_p^-}{z_{po}}} \right],$$

$$\text{s.t.} \begin{cases} \sum_{j=1, j \neq o}^n x_{ij} \lambda_j + s_i^- = \theta x_{io}, i = 1, 2, \dots, m, \\ \sum_{j=1, j \neq o}^n y_{rj} \lambda_j - s_r^+ = \phi y_{ro}, r = 1, 2, \dots, s, \\ \sum_{j=1, j \neq o}^n z_{pj} \lambda_j + s_p^- = \phi z_{po}, p = 1, 2, \dots, q, \\ \lambda_j \geq 0, s_i^- \geq 0, s_r^+ \geq 0, s_p^- \geq 0, \end{cases} \quad (1)$$

式中,  $\gamma^*$  为决策单元的最佳效率;  $n$  为决策单元总数;  $m$ ,  $s$  和  $p$  分别为投入、期望产出和非期望产出的数量;  $x_{io}$  为决策单元  $i$  的第  $o$  个投入;  $y_{ro}$  为决策单元  $r$  的第  $o$  个期望产出;  $z_{po}$  为决策单元  $p$  的第  $o$  个非期望产出;  $\theta$  和  $\phi$  代表规划参数;  $\lambda$  为线性组合系数;  $\varepsilon$  为关键参数,代表径向和非径向松弛变量的组合程度,取值为 0~1;  $s_i^-$  代表第  $i$  个投入的松弛变量;  $s_r^+$  代表第  $r$  个期望产出的松弛变量;  $s_p^-$  代表第  $p$  个非期望产出的松弛变量;  $w_i^-$ ,  $w_r^+$  和  $w_p^-$  分别代表输入、期望输出和非期望输出的指标权重。

### 2.3.2 Tobit 模型

Tobit 模型是一种受限回归模型,适用于因变量为切割值(Truncated)或片段值(Censored)的情况,能够较好地克服效率分布截取的问题,避免由 OLS 估计带来的偏误<sup>[55-57]</sup>。由于所测算的能源碳排放效率值范围为[0.269, 1.04],属于双截尾变量,因此适用于 Tobit 回归模型进行实证研究。Tobit 模型描述如下:

$$Y_{it} = \begin{cases} Y_{it}^*, & Y_{it}^* > 0, \\ 0, & Y_{it}^* \leq 0, \end{cases}$$

$$Y_{it}^* = X_{it} \beta + v_i, \quad (2)$$

式中,  $Y_{it}$  为因变量,  $X_{it}$  为自变量,  $\beta$  为参数向量,  $Y_{it}^*$  为潜变量,扰动项  $v_i$  服从均值为 0 方差为  $\sigma^2$  的正态分布,  $i$  和  $t$  分别代表第  $i$  个省份和第  $t$  年。

## 3 能源碳排放效率的时空演进特征

利用超效率 EBM 模型测算中国 30 个省级行政区 2011—2021 年的能源碳排放效率,结果见表 4。

2011—2021 年,全国能源碳排放效率均值为 0.520,我国能源碳排放效率整体上偏低,存在较大的改善空间。从区域分布来看,东部地区效率最高,中部和西部地区次之,东北地区最低。东部地区的能源碳排放效率均值为 0.694,高于全国平均水平,主要得益于其较早的环保意识和环境治理投入。中部地区效率均值为 0.507,接近全国平均水平,但由于东部高排放产业的转移,其节能减排压力较大。西部地区效率均值为 0.404,处于较低水平,主要受到交通基础设施滞后、经济基础薄弱和技术水平较低等因素的制约。东北地区效率均值为 0.394,为四大区域中最低,主要是由于其老工业基地的身份和产业结构不合理所致。从变化趋势看,全国各省能源碳排放效率呈现低幅度波动,而新冠疫情对部分地区的能源碳排放效率产生明显影响。此外,不同省份间的能源碳排放效率也存在空间差异,其中北京和上海等东部地区最高,甘肃和青海等西部地区最低。总体来看,我国能源碳排放效率存在区域不均衡现象,需进一步加强节能减排工作,促进各地区能源碳排放效率的均衡提升。

## 4 实证分析

### 4.1 中介效应检验模型构建

为了检验数字普惠金融如何促进能源碳排放效

表 4 2011—2021 年 30 个省份的能源碳排放效率测算结果  
Table 4 ECEE of the 30 provinces in China (2011–2021)

省区	2011 年	2012 年	2013 年	2014 年	2015 年	2016 年	2017 年	2018 年	2019 年	2020 年	2021 年	均值
北京	1.033	1.030	1.030	1.029	1.028	1.030	1.033	1.031	1.031	1.038	1.040	1.032
天津	0.635	0.646	0.738	0.745	0.761	0.777	0.778	0.765	0.770	0.755	0.744	0.738
河北	0.364	0.362	0.359	0.348	0.345	0.346	0.348	0.347	0.352	0.388	0.381	0.358
上海	1.015	1.015	1.014	1.013	1.013	1.013	1.013	1.012	1.011	1.009	1.007	1.012
江苏	0.696	0.701	0.689	0.705	0.730	0.751	0.763	0.761	0.769	0.713	0.712	0.726
浙江	0.718	0.717	0.690	0.674	0.652	0.640	0.637	0.635	0.628	0.586	0.575	0.650
福建	0.657	0.666	0.647	0.625	0.645	0.655	0.649	0.644	0.633	0.633	0.627	0.644
山东	0.452	0.454	0.464	0.456	0.436	0.434	0.448	0.466	0.481	0.495	0.493	0.462
广东	0.882	0.883	0.885	0.858	0.840	0.821	0.798	0.769	0.741	0.701	0.669	0.804
海南	0.597	0.590	0.555	0.540	0.517	0.511	0.499	0.487	0.473	0.444	0.443	0.514
东部地区	0.705	0.707	0.707	0.699	0.697	0.698	0.697	0.692	0.689	0.676	0.669	0.694
山西	0.385	0.382	0.400	0.386	0.373	0.357	0.357	0.358	0.360	0.394	0.401	0.378
安徽	0.587	0.580	0.544	0.548	0.543	0.545	0.551	0.559	0.549	0.494	0.494	0.545
江西	0.637	0.646	0.594	0.583	0.568	0.568	0.575	0.580	0.574	0.533	0.533	0.581
河南	0.469	0.475	0.476	0.465	0.479	0.491	0.509	0.514	0.531	0.483	0.477	0.488
湖北	0.496	0.501	0.516	0.513	0.543	0.543	0.550	0.553	0.545	0.499	0.487	0.522
湖南	0.496	0.507	0.520	0.516	0.546	0.547	0.552	0.559	0.557	0.519	0.517	0.531
中部地区	0.512	0.515	0.508	0.502	0.509	0.509	0.516	0.520	0.519	0.487	0.485	0.507
内蒙古	0.395	0.394	0.433	0.420	0.436	0.435	0.438	0.453	0.455	0.471	0.469	0.436
广西	0.467	0.461	0.446	0.438	0.428	0.422	0.418	0.414	0.402	0.356	0.340	0.418
重庆	0.461	0.474	0.530	0.523	0.592	0.605	0.611	0.602	0.590	0.556	0.556	0.555
四川	0.460	0.469	0.476	0.467	0.480	0.480	0.485	0.486	0.477	0.443	0.434	0.469
贵州	0.337	0.343	0.356	0.348	0.353	0.349	0.343	0.333	0.322	0.310	0.299	0.336
云南	0.452	0.452	0.465	0.451	0.443	0.430	0.417	0.401	0.395	0.357	0.350	0.419
陕西	0.489	0.483	0.468	0.460	0.443	0.451	0.461	0.464	0.469	0.431	0.422	0.458
甘肃	0.347	0.346	0.341	0.329	0.319	0.312	0.304	0.299	0.300	0.296	0.295	0.317
青海	0.282	0.269	0.300	0.303	0.308	0.308	0.307	0.306	0.306	0.349	0.339	0.307
宁夏	0.307	0.313	0.364	0.365	0.368	0.363	0.358	0.353	0.350	0.392	0.382	0.356
新疆	0.376	0.367	0.410	0.407	0.397	0.379	0.369	0.368	0.362	0.356	0.348	0.376
西部地区	0.397	0.397	0.417	0.410	0.415	0.412	0.410	0.407	0.403	0.393	0.385	0.404
辽宁	0.380	0.379	0.419	0.413	0.430	0.426	0.420	0.420	0.422	0.410	0.405	0.411
吉林	0.352	0.359	0.363	0.357	0.421	0.433	0.437	0.430	0.416	0.387	0.391	0.395
黑龙江	0.389	0.382	0.382	0.372	0.373	0.363	0.355	0.344	0.362	0.398	0.399	0.374
东北地区	0.374	0.373	0.388	0.380	0.408	0.407	0.404	0.398	0.400	0.398	0.398	0.394
全国	0.520	0.522	0.529	0.522	0.527	0.526	0.526	0.524	0.521	0.507	0.501	0.520

率的提升，本文参考温忠麟等<sup>[58]</sup>对中介效应模型的设定，以数字普惠金融指数(DIFI)为核心解析变量，技术创新水平(TIL)和技术应用水平(TPL)为中介变量，能源碳排放效率(ECEE)为被解释变量，进行中介效应分析，主要分为以下几个步骤<sup>[59–60]</sup>。

1) 设定不包含中介变量时的模型，检验数字普惠金融指数对区域能源碳排放效率是否存在显著影

响，其表达式为

$$ECEE_{it}=\alpha_0+\alpha_1DIFI_{it}+\alpha_2CON_{it}+\varepsilon_{1it} \text{。} \quad (\text{模型 1})$$

2) 检验数字普惠金融指数是否能够对技术创新水平和技术应用水平产生显著的正向影响，如检验通过，直接进行下一步检验。模型表达式为

$$TIL_{it}=\psi_0+\psi_1DIFI_{it}+\psi_2CON_{it}+\varepsilon_{3it} \text{，} \quad (\text{模型 2})$$

$$TPL_{it}=\rho_0+\rho_1DIFI_{it}+\rho_2CON_{it}+\varepsilon_{4it}。 \quad (模型3)$$

3) 以数字普惠金融指数为核心解析变量, 技术创新水平和技术应用水平为中介变量, 构建中介效应模型。如果核心解析变量的回归系数在加入中介变量后降低并通过显著性水平检验, 意味着部分中介效应存在。如果核心解析变量的回归系数不显著, 则存在完全中介效应。模型表达式为

$$ECEE_{it}=\theta_0+\theta_1DIFI_{it}+\theta_2TIL_{it}+\theta_3CON_{it}+\mu_{2it}, \quad (模型4)$$

$$ECEE_{it}=\delta_0+\delta_1DIFI_{it}+\delta_2TPL_{it}+\delta_3CON_{it}+\mu_{3it}。 \quad (模型5)$$

## 4.2 基准检验分析

为了避免多重共线性的影响, 本研究采用膨胀方差因子(variance inflation factor, VIF), 进一步检验变量间是否存在多重共线性问题。检验结果(表5)表明, 各个变量的方差膨胀因子(VIF)值在 1.2~4.41 之间, 远低于学者们推荐的临界值 10, 容许度(1/VIF)在 0.227~0.833 之间, 高于学者们推荐的临界值 0.1。由此可以判断, 本研究构建的回归分析模型中不存在变量多重共线的问题。

基准检验结果如表 6 所示。模型 1 检验数字普惠金融指数对能源碳排放效率的直接影响, 回归系数分别为 0.0147, 且在 1%水平下显著, 表明数字普惠金融发展水平的提高能够对能源碳排放效率产生显著的正向影响, 假设 1 成立。模型 2 和 3 均以数字普惠金融指数为核心解析变量, 分别以技术创新水平和技术应用水平为被解析变量。在模型 2 和 3 中, 数字普惠金融指数的回归系数同样显著为正,

意味着数字普惠金融发展水平的提高均能显著地促进技术创新水平和技术应用水平的提高, 因此可进行中介效应检验。模型 4 和 5 均以数字普惠金融指数为核心解析变量, 分别以技术创新水平和技术应用水平为中介变量, 能源碳排放效率为被解析变量, 进行中介效应检验。在模型 4 中, 数字普惠金融指数的回归系数分别为 0.0044, 并不显著, 意味着技术创新水平在数字普惠金融对能源碳排放效率的影响中起到完全中介效应, 假设 2 成立。在模型 5 中, 数字普惠金融指数的回归系数为 0.0104, 低于模型 1 的回归系数值(0.0147), 意味着技术应用水平在数字普惠金融对能源碳排放效率的影响过程中起到显著的部分中介效应, 假设 3 成立。

从控制变量看, 模型 1、4 和 5 中基础设施水平的回归系数显著为负, 表明现阶段基础设施建设对能源碳排放效率具有显著的抑制作用。研究时段内中国公路与铁路营业里程由 410.64 万和 9.32 万 km

表 5 膨胀方差因子检验  
Table 5 Results of VIF test

变量	VIF	1/VIF
DIFI	1.20	0.833
TIL	1.57	0.637
TPL	2.60	0.385
IL	1.79	0.559
OUL	4.41	0.227
EUL	3.57	0.280
VIF 平均	2.52	

表 6 基准检验结果  
Table 6 Results of the Benchmark regression

变量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5
	ECEE	TIL	TPL	ECEE	ECEE
DIFI	0.0147*** (3.79)	0.9028*** (6.39)	0.5000*** (4.39)	0.0044 (1.17)	0.0104*** (2.68)
TIL				0.0115*** (8.30)	
TPL					0.0088*** (4.82)
IL	-0.0011*** (-5.45)	-0.0114 (-1.46)	0.0050 (0.81)	-0.0010*** (-5.31)	-0.0012*** (-5.85)
OUL	0.0046*** (19.70)	0.0588*** (6.96)	0.0406*** (6.02)	0.0039*** (17.26)	0.0042*** (17.84)
EUL	0.0054*** (4.91)	0.1463*** (3.66)	0.0976*** (3.05)	0.0037*** (3.65)	0.0046*** (4.21)
cons	-0.0901*** (-0.95)	-14.9218*** (-4.33)	-9.9506*** (-3.62)	0.0808*** (0.91)	-0.0022 (-0.02)
sigma	0.0802	2.9088	2.3251	0.0729	0.0775
Log likelihood	364.536	-820.603	-746.693	395.830	375.757
Obs	330	330	330	330	330

注: \*\*和\*\*\*分别表示在 5%和 1%的水平下显著, 括号内数字为 t 值, 下同。

分别增长至528.07万和15.07万km,我国已成为基建大国。大规模基础设施建设消耗大量的能源,并产生较大的碳排放,抑制能源碳排放效率。虽然我国基础设施建设取得巨大成就,但是对比世界领先的基础设施强国,我国基础设施在技术装备、服务质量、效率成本、安全水平以及国际竞争力和影响力方面还存在较大的差距。此外,如果考虑人均存量水平,目前主要发达国家的人均基础设施水平显著高于我国,一般相当于我国的3~4倍<sup>[61]</sup>。因此,需要继续建设基础设施,推动基础设施提质增效,支撑国家经济高质量发展。

各模型中,对外开放水平对能源碳排放效率的回归系数为正,并通过1%的显著水平检验,说明提高对外开放水平可以带动能源碳排放效率的提升。一方面,国内企业可学习和借鉴国际先进技术水平,引进先进的环保理念与技术,促进粗放型经济发展方式向集约型经济发展方式转变;另一方面,发达国家基于产品质量和环保要求,规定了严格的进出口标准,为在国内国际市场竞争中获得优势,中国企业应不断改进生产技术和产品环保质量,从而提高能源碳排放效率。

经济城镇化水平在模型1、4和5中均显著地促进能源碳排放效率的改善。随着城镇化的不断深入,中国的产业结构经历了显著的调整。一方面,传统的高耗能、高排放行业逐渐被淘汰或面临技术升级与改造;另一方面,高新技术产业与现代服务业等低碳、高效率产业得到快速发展。这种产业结构的优化与升级,不仅显著地提高能源利用效率,而且有效地降低碳排放强度。此外,高新技术产业

和服务业的发展推动清洁能源技术的研发和应用,为提升能源碳排放效率提供有力的支持。

### 4.3 稳健性检验

#### 4.3.1 剔除2020年和2021年数据

考虑到新冠疫情期间,各地区的数字普惠金融受到较大的冲击,故剔除基准模型中2020和2021年数据后进行实证检验,结果如表7所示(模型6~10分别为模型1~5剔除特殊年份后的假设情况)。可见剔除疫情期间的样本后,数字普惠金融对能源碳排放效率的正向影响依然稳健,技术创新和技术应用水平的中介效应仍然存在,验证了假设1~3。

#### 4.3.2 替换被解释变量

为了增加基准回归结论的稳健性,本文使用单要素能源碳排放效率(国内生产总值与能源碳排放总量的比值,SECEE)作为被解释变量,代入基准模型进行回归估计,结果如表8所示。模型11表明数字普惠金融对单要素能源碳排放效率产生显著的正向影响,再次验证了假设1。模型14和15的回归系数分别为6.8060和11.9171,均低于模型11的值(17.1541),再次表明技术创新和技术应用水平的中介效应,与本文基准回归结果一致。由此证明,本文基准回归结果是稳健的。

#### 4.3.3 更换中介效应检验模型

传统的逐步回归检验中介效应可能会错过实际的渠道作用,导致估计偏误。为了进一步印证中介效应的存在,提高结果的稳健性,本研究采用Sobel和Bootstrap方法进一步进行检验。Sobel检验通过构建系数乘积的统计量来估计其置信区间,从而判断中介效应是否显著。这种方法可以在一定程度上

表7 剔除特殊年份检验结果  
Table 7 Results of removing special research years

变量	模型6	模型7	模型8	模型9	模型10
	ECEE	TIL	TPL	ECEE	ECEE
DIFI	0.0172*** (4.05)	0.6699*** (5.56)	0.3556*** (3.07)	0.0073* (1.79)	0.0140*** (3.34)
TIL				0.0148*** (7.59)	
TPL					0.0090*** (4.20)
IL	-0.0014*** (-5.70)	-0.0095 (-1.38)	0.0106 (1.60)	-0.0012*** (-5.62)	-0.0015*** (-6.26)
OUL	0.0045*** (18.24)	0.0512*** (7.37)	0.0406*** (6.08)	0.0037*** (15.22)	0.0041*** (16.20)
EUL	0.0047*** (3.88)	0.1160*** (3.39)	0.0884*** (2.69)	0.0030*** (2.65)	0.0039*** (3.27)
cons	-0.0174*** (-0.17)	-11.5816*** (-3.94)	-9.0689*** (-3.21)	0.1542 (1.59)	0.0651*** (0.64)
sigma	0.0796	2.2523	2.1661	0.0723	0.0771
Log likelihood	300.174	-602.338	-591.809	326.271	308.706
Obs	270	270	270	270	270

表 8 替换被解释变量检验结果  
Table 8 Results of replacing explanatory variables

变量	模型 11	模型 12	模型 13	模型 14	模型 15
	SECEE	TIL	TPL	SECEE	SECEE
DIFI	17.1541*** (8.40)	0.9028*** (6.39)	0.4960** (4.39)	6.8060*** (5.16)	11.9171*** (6.99)
TIL				11.4622*** (23.65)	
TPL					10.5588*** ( 13.07)
IL	-0.3508*** (-3.10)	-0.0114 (-1.46)	0.0050 (0.81)	-0.2203*** (-3.19)	-0.4040*** (-4.40)
OUL	1.0023*** (8.21)	0.0588*** (6.96)	0.0406*** (6.02)	0.3280*** (4.12)	0.5733*** (5.49)
EUL	0.8885 (1.54)	0.1463*** (3.66)	0.0976*** (3.05)	-0.7886** (-2.19)	-0.1425 (-0.30)
cons	-64.1145*** (-1.29)	-14.9218*** (-4.33)	-9.9505*** (-3.62)	106.9218*** (3.43)	40.9518*** (0.99)
sigma	42.041	2.9088	2.3251	25.609	34.128
Log likelihood	-1702.0021	-820.6028	-746.693	-1538.419	-1633.188
Obs	330	330	330	330	330

提高检验的精度，特别是当样本量较大时。Bootstrap法不仅可以避免检验统计量必须符合正态分布的前提，而且可以消除通过系数乘积检验与分布假设之间的冲突，具有较强的检验精确度。模型 16 和 17 应用 Sobel 法分别检验技术创新与技术创新的中介效应，模型 18 和 19 应用 Bootstrap 法分别检验二者的中介效应，结果如表 9 和 10 所示。技术创新与技术应用的  $P$  值均为 0.001，通过 Sobel 检验和 Bootstrap 检验，表明二者是数字普惠金融影响能源碳排放强度的中间传导渠道，进一步验证技术创新与技术应用具有中介效应，支持假设 2 和 3。

表 9 Sobel 检验结果

Table 9 Results of Sobel-Goodman Mediation tests

变量	模型(16)	模型(17)
	TIL	TPL
Sobel	0.127*** (5.62)	0.058*** (3.716)
Goodman-1	0.127*** (5.599)	0.058*** (3.683)
Goodman-2	0.127*** (5.641)	0.058*** ( 3.75)
调节效应占总效应的比例/%	66.57	30.46
间接效应与直接效应的比值	1.9915	0.4381

表 10 Bootstrap 检验结果

Table 10 Results of Bootstrap test

变量	模型 18	模型 19
	TIL	TPL
bs_1: r (直接效应)	0.013*** (7.03)	0.006 *** (2.84)
bs_2: r (间接效应)	0.006 *** (1.55)	0.013 *** (3.03)

## 5 结论与讨论

### 5.1 主要结论

理论分析表明，数字普惠金融借助互联网、人工智能(AI)、区块链和其他数字技术可以缓解融资约束，提供有效的金融支持，具有直接促进能源碳排放效率改善的特征，并促进区域绿色创新能力的提升和新技术的推广和应用，进而促进能源碳排放效率的改善。本文基于 2011—2021 年中国 30 个省(直辖市、自治区)的面板数据，运用 Super-EBM-undesirable 模型和 Tobit 回归模型，检验数字普惠金融对能源碳排放效率的影响机制。实证研究表明，数字普惠金融发展水平的提高能够显著地促进能源碳排放效率的改善。中介效应检验表明，技术创新水平和技术应用水平在数字普惠金融对能源碳排放效率的影响过程中起到显著的中介效应。因此，证实了数字普惠金融的能源减排效应。政府需要加强数字强国与科技强国建设，实施高质量基础设施发展战略和对外开放战略来提升能源碳排放效率。

### 5.2 政策建议

基于研究结论，我们提出以下具体政策建议。

1) 加强数字金融监管，优化金融体制机制。数字技术辅助的金融不能改变金融的自然属性，不能偏离金融发展规律，应该与时俱进，重塑数字金融监管的理念，从被动和响应性监管转向主动、包容和适应性监管，提高数字金融监管的效率，确保数字金融的稳定发展。

2) 促进数字金融与传统金融机构的深度融合，

借助数字技术提高绿色资本配置效率,提高绿色技术的创新能力。鼓励绿色金融发展,提高企业的绿色技术创新能力是发挥数字金融碳抑制效应的重要途径,是碳排放与经济发展脱钩的关键。因此,应充分利用信息化和数字化带来的技术优势,有效地吸收闲置资金的长尾群体,适当扩大绿色基金规模。利用大数据、人工智能和相关数字技术实现绿色资金的精确分配,动员企业创新绿色技术,压缩经济发展的碳成本。

3) 加强数字基础设施建设,提高居民的数字技术接入能力,缩小数字鸿沟。为了通过有效的数字技术接入和高效的数字技术使用促进释放数字金融的全部减碳潜力,必须改善互联网宽带和光纤等硬件设施,加快新一代数字基础设施建设,在提高居民受教育水平和使用数字技术能力的同时,增强网络基础设施的承载能力和服务能力。尤其应加大面向欠发达地区的数字基础设施建设和居民数字技术素养的投资,确保平等获得数字金融服务。鼓励东、中、西部地区之间的区域交流与合作,优化区域资源配置,提倡发展水平相对较高的东部地区和中部地区进行知识转移,用数字金融和减排领域的专业知识和先进经验来优化中西部地区发展。

4) 坚持技术创新驱动战略和产业结构升级发展战略。当前,中国许多地区的产业发展未摆脱“高污染、高能耗、高排放”的经济增长模式,对生态环境造成巨大压力,鉴于第三产业对资源和能源依赖度低和利用率高的特点,亟需打破束缚第三产业发展的体制机制障碍,加大对现代服务业的投资力度,创造良好的服务业发展环境。

5) 大力发展高质量的国际贸易,加强对外开放,鼓励跨国开展环保产品贸易,同时通过一定的约束措施,减少高能耗产品的进出口贸易。不断完善外资引进政策,合理设置引入门槛,加强针对引入外资的监督和管理,限制外资流入高能耗、高排放和高污染的行业。

### 5.3 研究展望

本研究存在一些不足之处。首先,本文侧重省级层面能源碳排放效率的评估,未来的研究中可以侧重特定行业或部门(如农业、采矿、制造、建筑和交通部门)的能源碳排放效率。此外,能源碳排放效率研究的最终目标是提高区域能源碳排放效率的整体水平,实现区域经济、资源和环境的平衡和可持续发展,因此需要进一步开展对我国能源碳排

放效率收敛性的深入研究,为实现区域协调发展的政策制定提供更多的参考。

### 参考文献

- [1] World Meteorological Organization, State of the Global Climate in 2022 [R/OL]. (2023) [2024-09-23]. <https://doi.org/10.18356/9789263113160>
- [2] IPCC. Working Group I Contribution to the IPCC fifth assessment report, climate change 2013: the physical science basis: summary for policymakers [R]. Geneva, 2013
- [3] International Energy Agency. CO<sub>2</sub> emissions in 2022 [R/OL]. (2023) [2024-09-23]. <https://www.iea.org/reports/co2-emissions-in-2022>
- [4] Li C, Shi H, Zeng L, et al. How strategic interaction of innovation policies between China's regional governments affects wind energy innovation. *Sustainability*, 2022, 14: 2543
- [5] Zeng L, Li C, Liang Z, et al. The carbon emission intensity of industrial land in China: spatiotemporal characteristics and driving factors. *Land*, 2022, 11: 1156
- [6] Nie Y, Zhou Y, Wang H, et al. How does the robot adoption promote carbon reduction? spatial correlation and heterogeneity analysis. *Environ Sci Pollut Res*, 2023, 30: 113609-113621
- [7] Zhao P J, Zeng L E, Lu H Y, et al. Green economic efficiency and its influencing factors in China from 2008 to 2017: based on the super-SBM model with undesirable outputs and spatial Dubin model. *Sci Total Environ*, 2020, 741: 140026
- [8] 马大来, 武文丽, 董子铭. 中国工业碳排放绩效及其影响因素——基于空间面板数据模型的实证研究. *中国经济问题*, 2017(1): 121-135
- [9] Aigner D, Lovell C A K, Schmidt P. Formulation and estimation of stochastic frontier production function models. *Journal of Econometrics*, 1977, 6(1): 21-37
- [10] Meeusen W, Broeck J V D. Efficiency estimation from Cobb-Douglas production functions with composed error. *International Economic Review*, 1977, 18(2): 435-444
- [11] 王云, 霍学喜. 基于Bootstrap-DEA方法的苹果种植户生产效率及其影响因素分析. *统计与信息论坛*, 2014, 29(9): 106-112
- [12] 杜克锐, 邹楚沅. 我国碳排放效率地区差异、影响

- 因素及收敛性分析——基于随机前沿模型和面板单位根的实证研究. 浙江社会科学, 2011(11): 32-43
- [13] 余敦涌, 张雪花, 刘文莹. 基于随机前沿分析方法的碳排放效率分析. 中国人口·资源与环境, 2015, 25(S2): 21-24
- [14] 张金灿, 仲伟周. 基于随机前沿的我国省域碳排放效率和全要素生产率研究. 软科学, 2015, 29(6): 105-109
- [15] 孙焱林, 何莲, 温湖炜. 异质性视角下中国省域碳排放效率及其影响因素研究. 工业技术经济, 2016, 35(4): 117-123
- [16] Zeng L, Li P, Yu Z, et al. Spatiotemporal characteristics and influencing factors of water resources' green utilization efficiency in China: based on the EBM model with undesirable outputs and SDM model. *Water*, 2022, 14: 2908
- [17] Charnes A, Cooper W W, Rhodes E. Measuring the efficiency of decision making units. *Eur J Oper Res*, 1978, 2(6): 429-444
- [18] 赵先超, 张颂, 周跃云. 基于DEA的湖南省能源消费碳排放效率空间格局分析. 科技和产业, 2015, 15(3): 128-133
- [19] Liu D. Convergence of energy carbon emission efficiency: evidence from manufacturing sub-sectors in China. *Environ Sci Pollut Res*, 2022, 29: 31133-31147
- [20] 王东, 李金叶. 环境规制、技术进步与能源碳排放效率. 技术经济与管理研究, 2022(7): 31-36
- [21] 郭峰, 王靖一, 王芳. 测度中国数字普惠金融发展: 指数编制与空间特征. 经济学(季刊), 2020, 19(4): 1401-1418
- [22] 周天芸. 数字普惠金融发展对居民获得感的影响研究. 求索, 2023(4): 83-95
- [23] 董晓林, 石晓磊. 信息渠道、金融素养与城乡家庭互联网金融产品的接受意愿. 南京农业大学学报(社会科学版), 2018, 18(4): 109-118
- [24] 李寿喜, 张珈豪. 数字普惠金融、技术创新与城市碳排放强度. 华东师范大学学报(哲学社会科学版), 2023, 55(2): 161-172
- [25] 赵瑞娟, 李薇. 数字普惠金融对碳排放的影响机制与空间溢出研究——基于产业结构升级的中介效应. 现代金融, 2023(2): 49-56
- [26] 王敏, 俞晴萱, 许瑜. 数字普惠金融与碳排放: 理论和实证分析. 西部金融, 2023(4): 50-59
- [27] Zaidi S A H, Hussain M, Zaman Q U. Dynamic linkages between financial inclusion and carbon emissions: evidence from selected OECD countries. *Resources, Environment and Sustainability*, 2021, 4: 100022
- [28] 刘倩, 陈瑞颂. 数字普惠金融对家庭碳排放的影响研究——基于2018年CGSS数据. 环境经济研究, 2022, 7(4): 41-60
- [29] 闫小娜. 全面推进数字普惠金融服务. 中国金融, 2022(24): 85-86
- [30] 马文婷, 蒋先玲, 俞毛毛. 数字金融发展能够降低企业杠杆率吗?. 西南民族大学学报(人文社会科学版), 2021, 42(11): 101-110
- [31] 王仁曾, 詹姝珂. 数字普惠金融与绿色金融对经济高质量发展的协同影响研究. 现代经济探讨, 2023(7): 59-70
- [32] 岳鹄, 谭月彤, 周子灼. 数字普惠金融、资源配置与工业绿色全要素生产率. 武汉金融, 2023(3): 3-10
- [33] 叶文辉, 龚灵枝. 数字普惠金融与包容性增长: 理论分析与展望. 经济问题, 2023(12): 49-57
- [34] 韩珣, 李建军. 金融错配、非金融企业影子银行化与经济“脱实向虚”. 金融研究, 2020(8): 93-111
- [35] 郭恒泰, 石福安, 吴玉彬. 数字普惠金融、非农就业与共同富裕. 会计之友, 2023(21): 81-88
- [36] 任健华, 雷宏振. 数字普惠金融、资本深化与农业全要素生产率. 社会科学家, 2022(6): 86-95
- [37] 周利, 刘浩, 李家山. 退休冲击、信息获取与中国家庭金融资产配置效率——兼论老龄化背景下家庭的养老选择. 福建论坛(人文社会科学版), 2023(3): 123-139
- [38] 程秋旺, 许安心, 陈钦. “双碳”目标背景下农业碳减排的实现路径——基于数字普惠金融之验证. 西南民族大学学报(人文社会科学版), 2022, 43(2): 115-126
- [39] 张军, 吴桂英, 张吉鹏. 中国省际物质资本存量估算: 1952—2000. 经济研究, 2004(10): 35-44
- [40] 王敏, 谷羽, 李兆伟. 数字普惠金融与乡村振兴: 理论逻辑与实证检验. 西北大学学报(哲学社会科学版), 2023, 53(1): 56-71
- [41] 尹栾玉, 张驰, 肖双娇. 数字金融创新、农业农村高质量发展与农民共同富裕. 统计与决策, 2024, 40(16): 51-55
- [42] 李莉莉, 何龙辉, 何广文. 数字普惠金融对中部地区经济增长的空间溢出效应研究. 区域经济评论, 2024(4): 57-66
- [43] 刘在洲, 汪发元. 绿色科技创新、财政投入对产业结构升级的影响——基于长江经济带2003—2019年数据的实证分析. 科技进步与对策, 2021, 38(4): 53-61
- [44] 何伟军, 李闻钦, 邓明亮. 人力资本、绿色科技创

- 新与长江经济带全要素碳排放效率. 科技进步与对策, 2022, 39(9): 23–32
- [45] Zeng L. The driving mechanism of urban land green use efficiency in China based on the EBM model with undesirable outputs and the spatial Dubin model. *Int J Environ Res Public Health*, 2022, 19: 10748
- [46] Zeng L, Li H, Wang X, et al. China's transport land: spatiotemporal expansion characteristics and driving mechanism. *Land*, 2022, 11: 1147
- [47] 尹希果, 张藤. 新旧动能转换推动经济双循环协调发展的效应检验. *统计与决策*, 2023, 39(16): 79–84
- [48] 张志, 易恩文, 王军. 中国城市数字经济发展的资源配置效应. *中国软科学*, 2024(7): 110–121
- [49] 王香艳, 李金叶. 数字经济是否有效促进了节能和碳减排?. *中国人口·资源与环境*, 2022, 32(11): 83–95
- [50] 徐永辉, 吴柏钧. 城镇化如何影响市场潜能?——基于时空双固定的SPDM与PTR模型的实证分析. *经济问题探索*, 2023(11): 74–91
- [51] 王兴邦, 黄晶, 张正峰. 县域城镇化是否会加剧耕地景观细碎化——基于中国 1934 个县域的实证研究. *中国土地科学*, 2024, 38(6): 88–98
- [52] Tone K, Tsutsui M. An epsilon-based measure of efficiency in DEA: a third pole of technical efficiency. *Eur J Oper Res*, 2010, 207: 1554–1563
- [53] Wang X, Zhang T, Lou S, et al. Pathways to improve energy efficiency under carbon emission constraints in iron and steel industry: using EBM, NCA and QCA approaches. *Journal of Environmental Management*, 2023, 348: 119206
- [54] Max X, Xu X, Wang Z, et al. Technological innovation, industrial structure upgrading and mining energy efficiency: an analysis based on the super-efficient EBM model. *Resources Policy*, 2024, 98: 105339
- [55] Wang, L, Zhou X, Chen Y, , et al. How does digital inclusive finance policy affect the carbon emission intensity of industrial land in the Yangtze River Economic Belt of China? evidence from intermediary and threshold effects. *Land*, 2024, 13(8): 1127
- [56] Yang L, Liang Z, Yao W, et al. What are the impacts of urbanisation on carbon emissions efficiency? Evidence from Western China. *Land*, 2023, 12: 1707
- [57] Yuan X, Nie Y, Zeng L, et al. Exploring the impacts of urbanization on eco-efficiency in China. *Land*, 2023, 12: 687
- [58] 温忠麟, 张雷, 侯杰泰, 等. 中介效应检验程序及其应用. *心理学报*, 2004, 36(5): 614–620
- [59] 邵帅, 张可, 豆建民. 经济集聚的节能减排效应: 理论与中国经验. *管理世界*, 2019, 35(1): 36–60
- [60] Li C, Zhang X, Dong X, et al. The impact of smart cities on entrepreneurial activity: evidence from a quasi-natural experiment in China. *Resources Policy*, 2023, 81: 103333
- [61] 郑昊清. 经济增长与共同富裕能否兼得. *合作经济与科技*, 2023(23): 14–17