doi:10.3969/j.issn.1672-626x.2023.02.009

数字金融对绿色经济效率的影响效应及机制检验

姚登宝，杜晓丽
（安徽大学 经济学院，合肥 230039）

摘 要：数字金融作为金融创新与数字技术的有机结合，已成为推动绿色经济转型的重要力量。通过构建SBM-NDDF-GML模型，测算中国30个省份2011－2020年的绿色经济效率，并基于双向固定效应模型、中介效应模型分别检验数字金融发展对绿色经济效率的影响效应、中介传导机制。研究表明：中国各地区绿色经济效率随时间增长，并呈“东、中、西依次递减”的分布格局；数字金融能显著提升我国绿色经济效率；数字金融的推动作用存在明显的结构效应和区域异质性，表现为数字金融覆盖广度作用最强，使用深度次之，数字化程度最弱；另外，数字金融可以通过推动绿色技术创新和促进产业结构升级两个渠道影响绿色经济效率。

关键词：数字金融；绿色经济效率；SBM-NDDF-GML模型；中介效应模型
中图分类号：F832.29 **文献标志码：**A **文章编号：**1672-626X(2023)02-0080-11

一、引言与文献综述

改革开放以来中国经济发展迅速，取得了举世瞩目的成就，但我国资源短缺与环境污染问题日益严重，制约经济绿色高效发展。《世界能源统计年鉴(2021)》数据显示，中国的碳排放连续增长四年，2020年达到全球碳排放总量的31%；另外，煤炭作为我国能源消费的主体，2021年占比达56%，但煤炭利用效率仍处于低水平[1]。因此，治理环境污染并提高能源效率已成为我国经济由量增到质升的关键路径。党的十八大以来，我国一直注重生态文明建设，并把绿色发展理念纳入国家战略层面。在党的二十大报告中，习近平总书记更是强调“深入推进能源革命，加强煤炭清洁高效利用”，“发展绿色低碳产业”，“积极稳妥推进碳达峰和碳中和”。由此可见，经济绿色发展已成为必然趋势。

如今，数字化发展势如破竹，新一代信息技术与传统金融相结合，催生了数字金融新业态。数字金融是指传统金融机构和互联网企业利用数字技术实现融资、支付、借贷等金融服务的新型业务模式。该模式具有科技与金融双重属性，但相较于技术特征，更加偏向金融属性，其应用信息技术手段产生、收集、处理、共享大量数据，将传统金融基于“信用”的框架逐渐改为基于“数据”的数字变现，最终回归服务实体经济的本质[2]。在开展业务的过程中，数字金融凭借其技术优势突破时空限制、改善信息不对称，可以高效且低成本地缓解金融资源错配与“流动性分层”[3]；数字金融还可以降低授信成本，引导资金由低效能部门向高效率部

收稿日期：2022-12-06
基金项目：安徽省哲学社会科学规划项目(AHSKY2021D135)
作者简介：姚登宝(1987-)，男，安徽合肥人，安徽大学经济学院副教授，经济学博士，研究方向为数字金融与风险管理；杜晓丽(2000-)，女，河北邯郸人，安徽大学经济学院硕士研究生，研究方向为数字金融。

门倾斜，助力能源被高效利用；另外，该业务的电子信息平台、线上化操作流程更是掀起了低碳环保的浪潮，因此数字金融为经济高质量绿色发展创造了新机遇。但其能否真正提高且如何作用于绿色经济效率？这个问题亟需回答。

对于数字金融的经济效应，相关研究从企业、地区和个人角度探究了数字金融对企业融资、地区创业和家庭消费等的影响。唐松等（2020）验证了数字金融可以校正金融领域三大错配问题，有效解决企业“融资难、融资贵”，助力企业技术创新[3]；谢绚丽等（2018）证明数字金融可以增加创业行为[4]；易行健等（2018）认为数字金融还通过缓解流动性约束、增加支付便利性促进居民消费[5]。最终，创新创业行为增加，城乡居民消费升级等可以作为渠道机制，有效促进经济增长质量提升，实现经济包容性增长[6~8]。并且，钱海章等（2020）认为数字金融可以缓解普惠金融面临的商业可持续性和普惠性难以兼顾的问题，促进经济在数量和质量上协同增长[9]。对于数字金融的绿色效应，大多研究聚焦环境治理，并主要关注“双碳”目标下的碳减排。王军等（2022）从微观视角出发，证明数字金融通过消费扩张引起家庭消费碳排放增加[2]；王元彬等（2022）以数字金融的创造性和破坏性为研究起点，应用随机森林模型得到数字金融对碳排放的非线性影响[10]；邓荣荣等（2021）关注城市层面，揭示了经济增长、产业结构升级、技术创新是数字金融提升碳排放绩效的主要渠道[11]。总结发现，这些研究仅从经济或绿色效应的单一视角出发，并未体现“既要金山银山，又要绿水青山”的协调发展理念。可持续发展是寻求资源利用、环境保护与经济增长之间的平衡，因此寻找一个能综合评价经济和环境绩效的方法十分必要。

绿色经济效率是兼顾环境、资源代价与经济效益的综合性比率[12]，因此成为衡量绿色高效发展的关键指标。相关文献主要研究绿色经济效率的测度方法和影响因素两方面内容。在测度方法方面，分为非参数法和参数法。非参数法指数据包络分析（DEA），该方法能测算具有多投入与多产出部门或系统的相对效率，不需要主观设定具体函数形式，具有较强的客观性[13]。然而传统的DEA不能纳入非期望产出，于是改进后的SBM模型充分考虑环境污染等非期望产出，可以更全面评价经济运行效率。但是，SBM模型严格假设期望产出与非期望产出同方向同比例变化。因此，Chung等（1997）[14]和Zhang等（2013）[15]分别提出径向和非径向方向性距离函数（DDF和NDDF），放宽同方向同比例变化的假设，消除“松弛偏误”。大多数研究利用非径向方向性距离函数的SBM模型（SBM-NDDF）测度绿色经济效率[12]。另外，在参数法中，基于DEA模型，结合生产率指数可以动态衡量绿色经济效率，吴遵杰等（2021）将SBM-NDDF模型与Malmquist-Luenberger指数结合，拓宽了方法体系[16]。通过分析可知，非参数法与参数法有机结合还有待进一步延伸，因此，本文将基于SBM-NDDF模型，利用ML指数测度绿色经济效率。

在影响因素方面，研究脉络大致分为生产要素、经济现状以及国家政策三种视角。在生产要素视角下，主要关注技术创新、人力资本、地区资源等要素[17~19]。在发展现状视角下，侧重分析城镇化进程、经济或产业聚集如何发挥作用[20~21]。在国家政策视角下，主要从环境规制等政策进行研究[22]。可以看出，绿色经济效率是生产要素、经济发展和政府多方作用的结果，王星等（2022）认为金融从量增过渡到质升后，可较好协调经济与绿色发展[23]。另外，随着金融纵深发展，金融要素和资源在空间上快速集中并协调组合，能形成金融集聚[24]，汪彬等（2022）从空间角度验证了金融集聚对本地区绿色经济效率具有促进作用[25]。数字金融借助信息优势和时空优势的特点[26]，可以发挥生态补偿效应和创新协调效应。但受资源禀赋和经济发展制约，地区需要达到一定的金融和互联网发达水平，数字金融才能发挥正向作用[27]。通过上述分析可以看出，虽然研究绿色经济效率影响因素的文章较多，但较少关注数字金融如何影响绿色经济效率。因此，本文基于SBM-NDDF-GML模型测度绿色经济效率，并进行动态分析；利用双向固定效应模型检验数字金融能否提升绿色经济效率，并分析空间异质性；采用中介效应模型分析数字金融影响绿色经济效率的中介机制。

二、理论分析与研究假设

（一）数字金融对绿色经济效率的影响效应

数字金融借助大数据、智能合约等技术构建金融服务平台，创造出无纸化的交易模式和无网点化的经营模式，降低了传统金融的能源消耗，实现金融服务低碳化。数字金融还能快速筛选和识别绿色投资项目，加速资金向绿色技术产业转移[28]。无论在获取、存储信息，还是在处理高量级数据上，数字金融都具有超高效率的优势，因此它可以高效识别客户信用，缓解财务信息不完善、抵押品不足等造成的融资约束，将金融服务延伸至长尾客户，在一定程度改善传统金融在“属性错配”“领域错配”和“阶段错配”的难题[3]，激发经济发展活力。因此，无论对于环境改善还是经济发展，数字金融都凭借其独有的信息优势和时空优势，发挥着不可或缺的作用。基于此，本文提出如下假说：

H1：数字金融发展能提升绿色经济效率。

（二）数字金融发展影响绿色经济效率的渠道机制

第一，数字金融发展可通过推动绿色技术创新影响绿色经济效率。中小企业是一国创新的主力军，但往往面临资金支持匮乏的难题，迫使部分创新型中小企业出现短视行为。数字金融的电子化流程能提高贷款效率，缩短贷款申请时间，使企业专注于技术研发；金融机构借助大数据可以对服务对象“精准画像”，并基于区块链技术防止信息被篡改，增强信用识别和信息可信度，使处于财务信息劣势的创新企业打破融资困境。另外，数字金融自身发展本质为数字科技的实践探索，有利于绿色技术在实践中不断创新。进一步，绿色技术创新较强的企业通过绿色清洁技术和先进生产设备降低能耗并提升生产效率，迅速缩小与前沿面的差距。单个企业或行业绿色技术创新带来环境与市场红利，通过传染效应推动国家层面的绿色经济效率提升。

第二，数字金融发展可通过促进产业结构升级影响绿色经济效率。数字金融可以推动数字产业化和产业数字化，前者可以丰富现有产业结构，后者的技术特征能吸引人才大量流入，形成聚集效应，加速传统产业向知识密集型产业转型[29]。另外，数字金融不仅可以实现消费在量上的增长，还能通过减少“预防性储蓄”优化消费结构[30]，消费结构升级可以带动市场淘汰部分低端制造产业，同时迫使企业进行技术革新和产品升级，而高质量的产品会吸引更多高水平消费者，促使企业产品进一步优化[27]，最终实现产品质量迭代上升，带动产业结构合理化和高级化。进一步，合理的产业结构能最大限度优化配置资源，促使资源向环保且高效的行业流动，提高绿色经济效率。

H2：数字金融发展可通过推动绿色技术创新和促进产业结构升级两个渠道影响绿色经济效率。

三、我国绿色经济效率的测算分析

（一）测算方法

本文将数据包络分析与参数法结合，基于包含非期望产出和投入、产出松弛变量的SBM方向性距离函数，采用非径向、非角度的度量方法构建全局Malmquist-Luenberger指数测度绿色经济效率。因为标准效率模型下有效决策单元效率均为1，无法进一步评价，所以本文采用超效率SBM模型，其允许效率取值大于1，便于有效决策单元之间的比较。

1. 全域生产可能性集

将省份作为基础决策单元DMU，假设通过加入N中投入要素 $x=(x_1,\cdots,x_n)\in R_N^+$，能得到M种期望产出 $y=(y_1,\cdots,y_n)\in R_M^+$ 和I种非期望产出 $b=(b_1,\cdots,b_n)\in R_I^+$，则第K个省份在第t期的投入和产出函数为 (x^{kt},y^{kt},b^{kt})。

其中，x代表投入，包括劳动投入、资本投入和能源消耗，分别以城市就业人口、固定资产投资和电力消费量衡量。本文参考单豪杰（2008）[31]的方法，以2011年为基期，将固定资产投入的流量指标转化为存量指标。Y表示期望产出，以实际GDP衡量，b表示非期望产出，以各省份碳排放量衡量。所有投入产出指标及测算方法见表1。

表1　绿色经济效率测算指标体系

指标类型	一级指标	二级指标
投入指标	劳动投入	城市就业人口
	资本投入	固定资产投资
	能源消耗	电力消费量
产出指标	期望产出	实际GDP
	非期望产出	碳排放量

为避免产生技术倒退的现象，本文强调生产前沿面的一致性和可比性，于是构建DMU的全域生产可能性集：

$$P^G(x)=\begin{cases}(y^t,b^t):\sum_{t=1}^{T}\sum_{k=1}^{K}z_k^t y_{km}^t \geqslant y_{km}^t,\ \forall m;\ \sum_{t=1}^{T}\sum_{k=1}^{K}z_k^t b_{km}^t = b_{km}^t,\ \forall i;\\ \sum_{t=1}^{T}\sum_{k=1}^{K}z_k^t x_{km}^t = x_{km}^t,\ \forall n;\ \sum_{t=1}^{T}\sum_{k=1}^{K}z_k^t = 1,\ z_k^t \geqslant 0,\ \forall k\end{cases} \tag{1}$$

其中，z_k^t 表示第k个决策单元在第t期的权重，二重求和表示生产可能性集为全域，$\sum_{t=1}^{T}\sum_{k=1}^{K}z_k^t=1$，$z_k^t \geqslant 0$ 表示规模报酬可变（VRS）。

2. SBM方向性距离函数

借鉴刘钻扩等（2018）[32]的研究，采用SBM-NDDF模型测算绿色经济效率变化值。这种方法能有效解决生产效率被高估，以及投入、产出不能非比例调整的问题，最大程度地拟合投入、期望产出和污染排放的非期望产出之间的关系。模型定义如下：

$$\vec{S}_V^t(x^{t,k'},y^{t,k'},b^{t,k'},g^x,g^y,g^b)=\max_{s^x,s^y,s^b}\frac{\frac{1}{N}\sum_{n=1}^{N}\frac{S_n^x}{g_n^x}+\frac{1}{M+I}\left(\sum_{m=1}^{M}\frac{S_m^y}{g_m^y}+\sum_{i=1}^{M}\frac{S_i^b}{g_i^b}\right)}{2}$$

$$s.t.\begin{cases}\sum_{k=1}^{K}z_k^t x_{kn}^t + s_n^x = x_{k'n}^t,\ \forall n;\ \sum_{k=1}^{K}z_k^t y_{km}^t - s_m^y = y_{k'm}^t,\ \forall m;\\ \sum_{k=1}^{K}z_k^t b_{ki}^t + s_i^b = b_{k'i}^t,\ \forall i;\ \sum_{k=1}^{K}z_k^t = 1,\ z_k^t \geqslant 0,\ \forall k;\\ s_m^y \geqslant 0,\ \forall m;\ s_i^b \geqslant 0,\ \forall i\end{cases} \tag{2}$$

其中，(g^x,g^y,g^z) 为方向向量，(s_n^x,s_m^y,s_i^z) 为无效率值，表示投入和产出到达生产前沿面的松弛向量，其数值分别代表DMU到达生产前沿面投入需要减少的量，期望需要产出增加的量以及非期望产出需要减少的量。

3. GML指数

本文在SBM-NDDF的基础上构建全局参比的GML指数，具体公式如下：

$$GML_t^{t+1}=\frac{1+\vec{S}_V^G(x^t,y^t,b^t;g^x,g^y,g^b)}{1+\vec{S}_V^G(x^{t+1},y^{t+1},b^{t+1};g^x,g^y,g^b)}=EC_t^{t+1}\cdot TC_t^{t+1} \tag{3}$$

其中，$\vec{S}_V^G(x^t,y^t,b^t;g^x,g^y,g^b)$ 和 $\vec{S}_V^G(x^{t+1},y^{t+1},b^{t+1};g^x,g^y,g^b)$ 分别代表第t期和第t+1期方向性距离函数。GML指数反映本年度相对于上一年度绿色经济效率（GTFP）的变化率，本文将基期2011年的绿色经济效率设为

1，再通过GML指数连乘得到其余年份的GTFP。另外，该指数还能分解为效率改善（EC）和技术进步（TC）。前者表示在总的生产前沿不变的情况下，自身通过改善管理模式、优化资源配置的方式提升效率；而后者指对生产工艺和制造技能的技术改进，表示社会技术革新带动生产前沿面的移动。

（二）测算结果分析

选取2011—2020年中国省际面板数据，借助SBM-NDDF-GML模型测算中国30个省份（不含西藏及港澳台地区）的绿色经济效率，数据来源于EPS数据库、CSMAR和《中国统计年鉴》，将测算的结果按全国、东部、中部、西部地区取平均值，结果见表2。

表2 全国及各地区绿色经济效率平均值

年份	全国 GTFP均值	全国 TC均值	全国 EC均值	东部 GTFP均值	中部 GTFP均值	西部 GTFP均值
2011	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
2012	0.9992	1.0014	0.9979	1.0036	1.0001	0.9943
2013	0.9988	0.9985	1.0004	1.0073	1.0006	0.9890
2014	0.9986	1.0007	0.9980	1.0111	0.9989	0.9859
2015	0.9982	0.9980	1.0025	1.0113	0.9976	0.9857
2016	0.9992	0.9956	1.0062	1.0166	0.9974	0.9831
2017	0.9992	0.9918	1.0097	1.0214	0.9973	0.9784
2018	0.9975	0.9926	1.0072	1.0217	0.9962	0.9743
2019	1.0113	0.9663	1.0499	1.0727	1.0191	0.9443
2020	1.0031	0.9628	1.0448	1.0694	1.0168	0.9269

从时间动态角度看，2011—2020年全国绿色经济效率平均值呈波动增长趋势，2011—2018年变化不明显，2018年以后陡增，2019年出现回落，但仍处于较高水平。进一步，将指标分解为效率改善（EC）的平均值和技术进步（TC）的平均值，可以看出EC均值基本大于TC均值，因此可以推断绿色经济效率增长更多依赖于技术效率改善。

从空间差异角度看，将30个省份2011—2020年的绿色经济效率按区域划分为东部、中部和西部地区。东部地区包含110个样本，其中有79个决策单元效率大于1，占东部样本的71.82%；中部地区包含80个样本，其中有43个决策单元效率大于1，占中部样本的53.75%；西部地区包含110个样本，其中有31个决策单元效率大于1，占西部样本的28.18%，因此绿色经济效率在中国各地区存在明显“分异”特征。进一步，分别求出东部、中部、西部样本的绿色经济效率平均值，可以看出，各地区效率平均值随时间波动递增，且呈“东、中、西依次递减”格局，因此，根据绿色经济效率及其均值，可以推断我国绿色经济效率存在地区差异性，东部绿色经济发展较快，中部次之，西部最弱。这可能是由于各地区经济和互联网发展水平、金融监管程度等因素存在差异。

四、研究设计

（一）变量说明

被解释变量：绿色经济效率（GTFP），采用SBM-NDDF-GML模型测度。

核心解释变量：数字金融（DE），选取北京大学数字金融研究中心公布的《北京大学数字普惠金融指数（2011—2020）》衡量。为消除量纲上的差异，将数字金融指数除以100。

中介变量：以实质性创新（Sub_inno）和策略性创新（Str_inno）为绿色技术创新的代理变量。借鉴余进韬

等（2022）的做法[29]，将产业结构合理化（Thl）和产业结构高级化（Iss）作为产业结构升级的代理变量。

控制变量：考虑到遗漏变量会带来估计误差，参考余进韬等（2022）的研究[29]，结合数据的可得性，在模型中加入政府规模（Gov）、互联网普及率（Inter）、城镇化水平（Urb）、人力资本（Hum）、基础设施水平（Inf）、外商投资水平（FDI）等控制变量。

表3　变量及描述性统计

变量名	测度方式	均值	标准差	最小值	最大值
GTFP	SBM-DDF-GML模型	1.001	0.048	0.808	1.297
DE	数字普惠金融指数/100	2.172	0.970	0.183	4.319
Sub_inno	绿色发明专利申请量加1取对数	3.238	0.607	1.146	4.509
Str_inno	绿色实用创新专利申请量加1取对数	3.218	0.589	1.279	4.604
Iss	第三产业GDP/第二产业GDP	1.219	0.696	0.518	5.297
Thl	泰尔指数	0.090	0.039	0.018	0.202
Gov	地方政府财政支出/地方GDP	0.497	0.190	0.151	0.931
Inter	互联网普及率	0.447	0.218	0.096	0.986
Urb	城镇化率	0.597	0.136	0.320	1.110
Hum	每百万人高校在校生数取对数	13.470	0.800	10.730	14.730
Inf	人均城市道路面积	137.2	79.060	1.000	275.000
FDI	外商直接投资/GDP	0.019	0.015	0.000	0.080

（二）数据来源

以2011—2020年中国30个省份（不含西藏及港澳台地区）作为样本，数字普惠金融指数来自《北京大学数字普惠金融指数（2011—2020）》，其余数据均来自EPS数据库、CSMAR数据库和《中国统计年鉴》，部分缺失数据采用插值法补齐。

（三）模型设定

为检验假设H1，本文以绿色经济效率为被解释变量，数字金融指数为核心解释变量建立基准回归模型，设定如下：

$$GTFP_{it}=\alpha_0+\alpha_1 DE_{it}+\alpha_2 Z_{it}+\mu_i+\omega_t+\varepsilon_{it} \tag{4}$$

其中，i 和 t 分别代表省份和年份，$GTFP_{it}$ 表示绿色经济效率，DE_{it} 为数字金融指数。Z_{it} 为影响绿色经济效率的控制变量，μ_i 和 ω_t 分别表示省份固定效应和时间固定效应，ε_{it} 为随机扰动项。

为探究数字金融影响绿色经济效率的中介机制，构建如下递归模型：

$$GTFP_{it}=\beta_0+\beta_1 DE_{it}+\beta_2 M_{it}+\beta_3 Z_{it}+\mu_i+\omega_t+\varepsilon_{it} \tag{5}$$

$$M_{it}=\delta_0+\delta_1 DE_{it}+\delta_2 Z_{it}+\mu_i+\omega_t+\varepsilon_{it} \tag{6}$$

其中，M_{it} 为机制变量，包含绿色技术创新和产业结构升级。当机制变量的系数显著时，表示在数字金融影响绿色经济效率的过程中，绿色技术创新和产业结构升级发挥着中介效应。

五、实证分析

（一）基准回归结果

对基准回归模型进行回归，表4汇报了面板数据双向固定效应模型的估计结果。由列（1）可知，数字金融的系数在1%水平下显著为正，表明数字金融作为数字技术与金融的结合，可以有效促进环境与经济的协同发展。

数字金融指数包含覆盖广度(Cov)、使用深度(Usa)和数字化程度(Dig)三个子维度,所以本文将分维度考察数字金融对绿色经济效率的异质性影响,结果见表4第(2)~(4)列。可以看出,数字金融的促进作用存在明显的结构效应——覆盖广度对绿色经济效率的正向效用最大,使用深度次之,数字化程度最小。可能的原因是,覆盖广度代表用户的数量和范围,是数字金融发挥效用的前提,具有决定性作用。覆盖人群数量和范围扩大后可以实现规模效应,其带来的低成本使机构有余力拓展用户的使用深度和数字化程度,加大对绿色创新型中小企业的支持力度,推动绿色经济效率提高。因此,根据基准回归模型,H1得到验证。

由于绿色经济效率可以分解为效率改善和技术进步,本文将从这两个角度讨论数字金融的异质性作用。分别以效率改善和技术进步为被解释变量,代入基准回归模型进行回归,回归结果见表4第(5)~(6)列。可以看出,数字金融系数均在1%水平下显著但系数大小不同,表明数字金融能以不同的程度促进效率改善和技术进步。从系数大小来看,数字金融对效率改善的正向效应大于技术进步。可能的原因是,数字金融的金融属性大于技术属性,其更加侧重对现有技术的应用,而不是科技研发,因此,数字金融虽然能通过优化资源配置、提供信贷支持技术进步,但其更多地是利用现有技术改善业务缺陷,提高金融服务实体经济的效率。这说明实施"大众创业,万众创新"政策,推动实现科技强国,仍需大量的资金投入和政府支持,仅依靠数字金融的作用是不足的。

表4 基准回归与分维度回归结果

	基准回归	数字金融分维度回归			GTFP分维度回归	
	(1) GTFP	(2) GTFP	(3) GTFP	(4) GTFP	(5) EC	(6) TC
DE	0.204***				0.228***	0.079***
Cov		0.138***				
Usa			0.105***			
Dig				0.067***		
Gov	−0.260***	−0.249***	−0.238***	−0.225***	−0.320***	−0.150***
Inter	−0.104***	−0.105**	−0.099**	−0.097**	−0.080	0.015
Urb	0.245***	0.183***	0.291***	0.234***	0.300***	0.045
Hum	−0.156***	−0.216***	−0.139***	−0.153***	−0.036	0.002
Inf	−0.000*	−0.000***	−0.000**	−0.000**	−0.000	0.000***
FDI	−0.594**	−0.585**	−0.484*	−0.419	−0.121	0.589***
cons	2.637***	3.692***	2.613***	2.939***	0.936*	0.867***
样本数	300	300	300	300	300	300
R^2	0.659	0.603	0.643	0.645	0.629	0.180
省份固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是

注:***、** 和*分别表示在1%、5%和10%的水平下显著,下表同。

(二)内生性和稳健性检验

1. 内生性处理

考虑到数字金融与绿色经济效率之间存在双向因果关系,本文参考曾繁华等(2022)的做法[26],构建以1998年中国各省份每百万人邮局数和每百人固定电话数量分别与上一年互联网用户数的交互项作为数字金融的工具变量,两变量既满足与数字金融高度相关的要求,又不存在与绿色经济效率的直接关系,满足外生性要求。使用2SLS方法,估计结果见表5(1)(2)列。可以看出,数字金融仍显著促进绿色经济效率,证明本文结论的稳健性。另外,使用工具变量法时,LM统计量均在1%水平下显著,工具变量不存在识别不足或

过度识别的问题，Wald-F统计量均大于Stock-Yogo弱识别检验10%水平上的临界值，因此工具变量有效。

2. 稳健性检验

为避免指标测度异常值带来的估计误差，对样本数据进行前后1%缩尾处理后再回归，估计结果见表5第(3)列；另外，将金融发展水平作为数字金融的替代变量进行回归，结果见表5第(4)列。可以看出，数字金融对绿色经济效率的正向作用无明显变化，说明本文结论的可靠性。

表5　内生性处理与稳健性检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	工具变量1	工具变量2	缩尾处理	替换核心解释变量
DE	0.1106* (0.059)	0.0078** (0.033)	0.185*** (0.026)	0.001** (0.000)
控制变量	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
LM统计量	18.531 [0.000]	10.851 [0.001]		
Wald-F统计量	37.192 {16.380}	21.335 {16.380}		
样本数	300	300	300	300

注：[ ]内表述相应统计量的P值；{ }内表示Stock-Yogo弱识别检验10%水平上的临界值。

(三)区域异质性检验

考虑到中国地域辽阔，不同地区有着差异化经济发展水平，可能导致数字金融对绿色经济效率的影响存在地区异质性。本文将全国分为东部、中部、西部三大地区进行分组回归，结果见表6。可以看出，在东部和中部地区，数字金融分别以1%和5%显著性水平提升绿色经济效率，东部的边际效用大于中部，但是在西部地区，这种正向作用并不显著。可能的原因是，越发达的地区数字技术应用越广泛，信息基础设施建设越完善，可以为数字金融提供更良好的业务环境，更容易形成规模效应，从而更有利于绿色经济效率提升。

表6　数字金融区域异质性检验

	(1)	(2)	(3)
	东部地区GTFP	中部地区GTFP	西部地区GTFP
DE	0.255*** (0.064)	0.090** (0.045)	0.084 (0.056)
控制变量	是	是	是
省份固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
样本数	110	80	110

为探究深层次原因，本文从数字金融的覆盖广度、使用深度和数字化程度三个子维度进行空间异质性分析，回归结果见表7。可以看出，在东部地区，三个子维度的系数均显著为正，且覆盖广度的系数最大，这与总指数的区域异质性分析一致。在中部地区，使用深度和数字化程度的系数均在5%水平下显著。在西部地区，只有数字化程度显著为正，其余维度系数均不显著，可能是受制于信息基础设施建设不完善和人均受教育程度较低，因此西部地区对新事物的接受程度不高，所以在该地区推广数字金融的成本较高，拓展用

户接受其他金融服务的难度更大，而数字化程度代表的移动支付便利等，为西部地区的交易带来极大的便捷性，因此更容易被人们接纳，这也显示出数字金融中数字化支付的普惠性。

表7 数字金融分维度的区域异质性检验

	(1)			(2)			(3)		
	东部地区GTFP			中部地区GTFP			西部地区GTFP		
Cov	0.180**			0.016			−0.116		
Usa		0.097**			0.057**			0.065	
Dig			0.093***			0.039**			0.014*
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
样本数	110	110	110	80	80	80	110	110	110

（四）中介机制检验

1. 绿色技术创新

将实质性创新（Sub_inno）和策略性创新（Str_inno）作为绿色技术创新的代理变量，依次代入递归模型进行回归，根据表8第（1）（3）列可知，代理变量系数分别在5%和10%水平下显著为正，表明数字金融显著推动绿色技术创新。根据第（2）（4）列可知，代理变量系数均在1%显著性下为正，说明无论以何种方式刻画，绿色技术创新对绿色经济效率的促进作用不变。值得注意的是，（2）（4）列中，数字金融系数均小于表4第（1）列的基准回归系数，说明绿色技术创新在数字金融促进绿色经济效率提升过程中发挥了部分中介效应。观察代理变量的系数大小，发现实质性创新和策略性创新对绿色经济效率的正向边际作用，远小于数字金融对绿色经济效率的边际作用，这说明，数字金融可以通过增加绿色技术创新间接提高绿色经济效率，但这种间接作用小于数字金融的直接作用。

表8 中介机制检验：绿色技术创新

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Sub_inno	GTFP	Str_inno	GTFP
DE	0.667**	0.103***	0.407*	0.103***
Sub_inno		0.016***		
Str_inno				0.017**
控制变量	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
样本数	300	300	300	300
R^2	0.307	0.344	0.386	0.344
Ajusted_R^2	0.184	0.305	0.280	0.304

2. 产业结构升级

将产业结构高级化（Iss）和产业结构合理化（Thl）作为产业结构升级的代理变量，依次代入递归模型进行回归，根据表9第（1）（3）列可知，代理变量系数分别在1%水平下显著为正，表明数字金融可以显著促进产业结构升级。根据第（2）（4）列可知，代理变量系数均在1%显著性下为正，说明无论以何种方式刻画，产业结构升级对绿色经济效率的促进作用不变。值得注意的是，（2）（4）列中，数字金融系数均小于表4第（1）列的基准回归系数，说明产业结构升级在数字金融促进绿色经济效率提升过程中发挥了部分中介效应。观察代理变量的系数大小，发现产业结构高级化对绿色经济效率的边际作用为负，可能的原因是，产业结构高级

化指第三产业GDP占第二产业GDP比重，服务业过度增加会造成产业结构不平衡，替代其他产业对绿色经济效率的正向作用。产业结构合理化对绿色经济效率的边际效用为正，说明产业结构合理化代表的资源优化配置、公平效率提升，最终会促进经济绿色发展。另外，产业结构合理化的间接作用大于数字金融对绿色经济效率的直接影响，其边际作用大于绿色技术创新的两个代理变量，说明产业结构合理化是数字金融促进绿色经济效率提高的主要机制，并且这一渠道比绿色技术创新更为顺畅。因此，根据中介机制检验，H2得到验证。

表9　中介机制检验：产业结构升级

	（1）	（2）	（3）	（4）
	Iss	GTFP	Thl	GTFP
DE	1.372***	0.121***	0.017***	0.161***
Iss		−0.013***		
Thl				2.548***
控制变量	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
样本数	300	300	300	300
R^2	0.406	0.299	0.992	0.689
Ajusted_R^2	0.373	0.262	0.991	0.632

六、结论与政策启示

数字科技发展催生了数字金融新业态，为我国高质量绿色发展带来新机遇。本文基于SBM-NDDF-GML模型测度2011—2020年中国30个省份绿色经济效率，并运用双向固定效应模型、中介效应模型分析数字金融对绿色经济效率的影响效应、中介机制，结果表明：数字金融能显著提高绿色经济效率，并存在结构效应和区域异质性；另外，数字金融通过促进绿色技术创新和产业结构升级提高绿色经济效率。

上述结论具有以下政策启示：第一，推动数字金融发展，促进经济绿色高效发展。政府应抓住数字革命的时代，加快传统金融与数字科技融合，建设数字金融产业生态。比如：加大投入力度，持续扩大并优化金融基础设施建设，提高数字金融服务范围，扩大覆盖广度；注重普及金融知识，提高公众金融素养，增加居民对数字金融的有效需求，并带动金融机构进行多样化产品设计，提高使用深度；通过区域合作，促进数字技术迭代升级，并扩大技术应用范围，推动全面建设数字基础设施，充分发挥大数据、云计算、区块链等信息技术的优势，提高金融服务效率，加强数字化程度。第二，把握数字金融影响的区域异质性，提高政策精准性。推动数字金融发展要因地施策、因省制宜，根据地区经济发展水平，确定适合本区域实际情况的差异化发展战略。在中西部地区应增加营业网点的数量，以完善金融基础设施建设，并通过信息技术进行数字化，提高金融服务效率并降低交易成本，增强金融可得性，为扩大数字金融覆盖范围打好地基；在数字金融覆盖度较高的东部地区，应积极宣传金融知识，提高居民对数字金融服务的熟知度，同时结合数字科技进行产品创新，建立场景化金融生态平台，高质量满足不同用户的需求。结合不同地区特点制定分类政策，从需求端和供给端同时发力，实现数字金融均衡协调发展。第三，加强绿色技术创新和产业结构升级，间接提升绿色经济效率。政府应实施相关激励政策，引导金融机构以数字金融手段加大对绿色创新型中小企业的支持力度，以此调动创新积极性、提高创新能力和创新效率，最终形成数字金融与绿色技术创新的良性互动。相比提高技术创新，更重要的是，政府应借助数字金融的信息优势，改善产业结构中资源分配不均、效率低下、污

染严重的问题，通过淘汰部分落后企业促进产业结构合理化。如利用数字技术精准识别高污染、低效率企业，加大对其监督力度等。通过引导资金流向，形成市场化产业淘汰和升级机制，促进产业结构合理化，让富有活力的产业结构成为经济绿色发展的活水。

参考文献：

[1] 李成宇，张士强.中国省际煤炭资源利用效率研究[J].中国煤炭，2020(3)：13-22.
[2] 王军，王杰，李治国.数字金融发展与家庭消费碳排放[J].财经科学，2022(4)：118-132.
[3] 唐松，伍旭川，祝佳.数字金融与企业技术创新——结构特征、机制识别与金融监管下的效应差异[J].管理世界，2020(5)：52-66.
[4] 谢绚丽，沈艳，张皓星，等.数字金融能促进创业吗？——来自中国的证据[J].经济学(季刊)，2018(4)：1557-1580.
[5] 易行健，周利.数字普惠金融发展是否显著影响了居民消费——来自中国家庭的微观证据[J].金融研究，2018(11)：47-67.
[6] 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.
[7] 汪亚楠，叶欣，许林.数字金融能提振实体经济吗[J].财经科学，2020(3)：1-13.
[8] 宇超逸，王雪标，孙光林.数字金融与中国经济增长质量：内在机制与经验证据[J].经济问题探索，2020(7)：1-14.
[9] 钱海章，陶云清，曹松威，等.中国数字金融发展与经济增长的理论与实证[J].数量经济技术经济研究，2020(6)：26-46.
[10] 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(6)：1-11.
[11] 邓荣荣，张翱祥.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(11)：2316-2330.
[12] 刘浩然.京津冀地区绿色经济效率测度及影响因素研究——基于超效率SBM和Tobit模型的分析[J].生态经济，2022(9)：1-15.
[13] 李金培，徐丽群，唐方成，等.公共交通设施规模对绿色经济效率的影响[J].系统管理学报，2021(6)：1053-1066.
[14] CHUNG Y H，FARE R，GROSSKOPF S. Productivity and Undesirable Outputs：a Directional Distance Function Approach[J].Microeconomics，1997，51(3)：229-240.
[15] ZHANG N，CHOI Y. Total-factor Carbon Emission Performance of Fossil Fuel Power Plants in China：a Metafrontier Non-radial Malmquist Index Analysis[J].Energy Economics，2013，40(2)：549-559.
[16] 吴遵杰，巫南杰.长江经济带绿色经济效率测度、分解及影响因素研究——基于超效率SBM-ML-Tobit模型的分析[J].城市问题，2021(1)：52-62.
[17] 冯锐.金融集聚、绿色技术创新和绿色经济效率[J].经济经纬，2022(4)：150-160.
[18] 蔡德发，董秋菊，朱悦，等.产业集聚、人口结构与绿色经济效率[J].统计与决策，2022(7)：112-116.
[19] 胡博伟，周亮，王中辉，等.干旱区资源型城市绿色经济效率时空分异特征[J].资源科学，2020(2)：383-393.
[20] 胡安军，郭爱君，钟方雷，等.高新技术产业集聚能够提高地区绿色经济效率吗？[J].中国人口·资源与环境，2018(9)：93-101.
[21] 林伯强，谭睿鹏.中国经济集聚与绿色经济效率[J].经济研究，2019(2)：119-132.
[22] 王东，李金叶.R&D投入强度、环境规制与区域绿色经济效率[J].生态经济，2021(9)：155-160.
[23] 王星，赵文娜.金融发展对绿色经济效率的影响[J].浙江金融，2022(5)：13-25.
[24] 朱广印，王思敏.金融集聚影响绿色经济效率的空间机制研究[J].南京财经大学学报，2022(5)：22-32.
[25] 汪彬，阳镇，陈洋毅，等.绿色经济效率影响机制[J].上海经济研究，2022(6)：62-77.
[26] 曾繁华，肖苏阳.数字金融对城市绿色经济效率的影响[J].统计与决策，2022(15)：144-148.
[27] 江红莉，蒋鹏程.数字金融对城市绿色经济效率的影响研究[J].软科学，2022(4)：37-43.
[28] 黄永春，黄瑜珊，胡世亮，等.数字金融能否助推绿色低碳发展？[J].南京财经大学学报，2022(4)：88-97.
[29] 余进韬，张蕊，龚星宇.数字金融如何影响绿色全要素生产率？——动态特征、机制识别与空间效应[J].当代经济科学，2022(9)：1-17.
[30] 江红莉，蒋鹏程.数字普惠金融的居民消费水平提升和结构优化效应研究[J].现代财经(天津财经大学学报)，2020(10)：18-32.
[31] 单豪杰.中国资本存量K的再估算：1952～2006年[J].数量经济技术经济研究，2008(10)：17-31.
[32] 刘钻扩，辛丽."一带一路"建设对沿线中国重点省域绿色全要素生产率的影响[J].中国人口·资源与环境，2018(12)：87-97.

（责任编辑：何　飞）