

数字普惠金融、要素扭曲与绿色全要素生产率

田杰^{1a}, 谭秋云^{1b}, 陈一明²

(1. 重庆工商大学 a. 长江上游研究中心; b. 学金融学院, 重庆 400067;

2. 西南大学 经济管理学院, 重庆 400715)

摘要:数字普惠金融可以通过提高金融市场效率改善要素配置扭曲状况,进而促进绿色全要素生产率的提升。采用2011—2017年中国285个地级市的面板数据,引入劳动和资本要素配置扭曲指数,运用中介效应模型检验数字普惠金融对绿色全要素的影响效应及其传导机制,研究表明:数字普惠金融的发展降低了要素扭曲,而要素扭曲的改善会显著提升绿色全要素生产率;相对于数字化程度,数字普惠金融的覆盖广度和使用深度对绿色全要素生产率的提升作用更显著;相对于中西部地区和中小型城市,“数字普惠金融发展→要素扭曲改善→绿色全要素生产率提升”的效应在东部地区和大城市更显著。因此,在资源环境日益成为经济增长的硬性约束条件下,国家应大力推广数字普惠金融,促进资本和劳动要素的自由流动和有效整合,进而实现数字普惠金融与绿色全要素生产率的协调发展。

关键词:数字普惠金融;资本扭曲;劳动扭曲;绿色全要素生产率

中图分类号:F124;F832.1 **文献标志码:**A **文章编号:**1674-8131(2021)04-0082-15

一、引言

推动绿色全要素生产率增长是当前及今后实现经济高质量发展的重要手段。在资源和环境双重约束下,提高绿色全要素生产率将促进资源的合理配置和高效利用,是实现绿色发展的必然选择。金融在推动绿色发展的实践中起着至关重要的作用,党的十九大报告及2020年的政府工作报告中明确指出要加快发展绿色金融推动经济高质量发展。以人工智能、大数据为基础的数字普惠金融与传统金融的融

* 收稿日期:2021-02-05;修回日期:2021-05-05

基金项目:教育部人文社会科学重点研究基地重大项目(16JJD790063)

作者简介:田杰(1983),男,湖北襄阳人;副教授,博士,硕士生导师,主要从事微型金融研究;E-mail: tianjie2121@qq.com;谭秋云(1995),女,重庆潼南人;硕士研究生,主要从事微型金融研究。

通信作者:陈一明(1994),女,重庆人;博士研究生,主要从事数字金融研究;E-mail: cym007@email.swu.edu.cn。

合,能够有效降低信息不对称和不完全契约带来的金融摩擦,从而改善要素错配,对绿色全要素生产率的增长产生影响^[1]。因此,有必要深入探讨数字普惠金融的发展如何影响要素配置,进而推动绿色全要素生产率增长。

已有研究发现,金融发展主要是通过以下途径促进绿色全要素生产率:其一,金融发展通过企业监督效应、资本配置效应和资本支持效应影响绿色发展^[2];其二,金融发展通过规模效应、技术效应与结构效应影响环境质量^[3];其三,金融发展通过改善金融规模、金融结构以及提升金融效率影响绿色创新与绿色技术进步,并最终影响绿色全要素生产率增长^[3-6]。此外,关于数字普惠金融影响绿色金融的国内外文献为本研究提供了逻辑起点,如Siek和Sutanto(2019)认为数字化技术应用有助于金融机构的结构优化、效率提升以及环境责任承担,从而促进绿色金融发展^[7]。刘涛(2019)提出数字金融通过提高绿色项目收益、提升企业环境信息披露广度、深度及精度等赋能于绿色金融^[8]。王康仕等(2020)认为金融数字化促进了绿色金融发展^[9]。纵观国内外已有文献,关于数字普惠金融对绿色全要素生产率影响的研究仅处于起步阶段,尤其是鲜有文献从要素配置的角度分析数字普惠金融对绿色全要素生产率的影响机制。鉴于此,本研究一方面通过对已有文献进行延续性研究,从理论上进一步阐释数字普惠金融如何通过改变要素扭曲影响绿色全要素生产率;另一方面,在已有研究基础上进一步深入和细化,采用中介效应模型,引入劳动和资本要素配置扭曲指数,使用2011—2017年中国285个地级市的面板数据,深入分析要素扭曲在数字普惠金融与绿色全要素生产率之间的传导机制和影响效果。

本文余下部分的安排如下:第一,从要素配置扭曲视角解析数字普惠金融对绿色全要素生产率的作用机理;第二,在引入并测算劳动和资本要素扭曲指数基础上,实证分析数字普惠金融及其不同维度对绿色全要素生产率的影响机制;第三,进一步讨论数字普惠金融在不同地区和城市规模下对绿色全要素生产率的异质性作用机制,并提出有针对性的政策建议。

二、理论分析与研究假说

在Philippe等(2005)和Daron等(2006)的模型基础上^[10-11],张帆(2017)通过构建熊彼特增长离散时间模型探讨了金融发展对绿色全要素生产率的影响机理^[12]。本文将在这一模型的基础上进一步深入分析数字普惠金融如何影响绿色全要素生产率。张帆(2017)首先假定绿色技术升级影响绿色全要素生产率的提升,融资约束会导致绿色技术升级型投资严重不足,从而抑制绿色全要素生产率的提升;相对于一般的项目,绿色技术升级型投资项目面临更高的风险和收益不确定,因此,绿色技术升级项目需要支付更高的融资成本以保证风险与收益的匹配;其研究表明,金融的不断发展能提升绿色全要素生产率水平^[12]。数字普惠金融借助于互联网、物联网、社交媒体、定位系统、区块链等多种方式对大数据展开实时和智能化搜集,并采用人工智能、云计算进行分析,从而有效降低企业技术升级型投资项目由于信息不对称和不完善契约导致的融资约束,有助于增加企业绿色技术升级的投入,进而提升绿色全要素生产率。

要素价格扭曲会抑制绿色全要素生产率的提升。已有研究证明资本和劳动的扭曲,不仅通过降低落后企业的生产成本使其继续存活甚至扩大生产规模,而且低要素价格下企业更没有动力进行绿色技术升级^[13]。此外,劳动和资本要素扭曲通过影响环境污染、能源利用效率、环境治理,使得绿色全要素生产率偏离最优^[13-15];劳动和资本要素市场价格被低估,还会导致资源误置、抑制企业的技术进步和研发投入增长,从而产生低效率低技术“锁定效应”^[16-19],加剧地方环境污染,最终不利于绿色全要素生产率的提升。相对于传统的金融服务,数字普惠金融依托云计算和人工智能等手段,对金融机构和非金融企业的基础信息大数据展开实时和智能化搜集、分析和决策,可以大幅降低长尾市场信息收集成本,有效保证中小企业融资需求,改善资本扭曲。此外,数字普惠金融以较低的成本联合其他部门构建企业信用

体系,能够为创业主体定制精准的金融服务,能有效甄别具备创新实力的创业主体,从而能使更多金融资源投向富含技术创新的项目^[20]。因此,数字普惠金融的发展有利于提升创业主体的融资效率,并加强对创新型项目的支持,促进创业行为,从而有利于改善劳动扭曲。

数字普惠金融通过覆盖广度、使用深度和数字化程度三个维度共计 33 个指标来衡量。覆盖广度主要衡量支付宝账户数及其绑定的银行卡数等电子账户数;使用深度偏向于对数字普惠金融的实际服务状况进行衡量,包括实际使用服务人数、人均交易笔数、人均交易金额^[21];数字化程度衡量的是数字金融服务的便利性和成本。龚强等(2020)认为移动支付对普通人群的作用更大,不仅仅降低了金融服务的交易成本,而且使低收入人群有机会进入金融市场并将自己的财富转移到实体经济^[22]。因此,相对于使用深度,数字普惠金融的覆盖广度和数字化程度的提升更有助于改善和优化地区资本和劳动扭曲,进而提升地区绿色全要素生产率。

因此,本文提出待检验假说 1:数字普惠金融及其不同维度通过改善劳动和资本要素扭曲提升绿色全要素生产率。

拥有较好的基础设施和较高经济水平的东部地区及大城市,在互联网、大数据、人工智能、云计算、区块链等数字基础设施建设方面发展更好^[23],进一步强化了数字普惠金融对企业绿色技术升级项目的金融支持,进而可以更有效地提升绿色全要素生产率。而且东部地区和大城市的劳动和资本要素市场发育相对完善^[23],数字金融普惠金融能有效改善要素扭曲,从而激励企业进行绿色技术升级和研发投入。在中西部地区及中小城市,依托数字科技的数字普惠金融发展受到人力资本及基础设施的制约^[24-25],企业仍然面临着相对较高的融资约束,制约了绿色全要素生产率提升。中西部地区及小城市要素市场发育相对不完善^[23],虽然数字普惠金融能改善劳动和资本要素扭曲,但是企业仍然可以获取价格相对低的劳动和资本要素,没有动力去升级绿色技术和增加研发投入,进而制约绿色全要素生产率的提升。

因此,本文提出待检验假说 2:数字普惠金融对绿色全要素生产率的影响存在区域及城市规模的差异。

三、研究设计

1. 模型设计

本文首先分析数字普惠金融对绿色全要素生产率的影响。回归模型如式(1)所示:

$$GTFP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 INDEX_{it} + \sum \alpha_j Control_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式(1)中,下标 i 表示各地级市,下标 t 表示年份。 $GTFP$ 是被解释变量,表示绿色全要素生产率; $INDEX_{it}$ 是本文的核心解释变量,表示数字普惠金融指数; $Control_{it}$ 代表一系列控制变量; μ_i 表示不可观测的地区个体效应, λ_t 表示时间效应, ε_{it} 为随机干扰项(服从正态分布)。

其次,为了检验数字普惠金融是否通过缓解要素市场扭曲促进绿色全要素生产率,本文构建了如下回归模型:

第一步,构建数字普惠金融与资本扭曲和劳动扭曲的回归模型,如式(2)(3)所示。

$$\gamma_{Kit} = \alpha_0 + \beta_1 INDEX_{it} + \sum \theta_j Control_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$\gamma_{Lit} = \alpha_0 + \beta_2 INDEX_{it} + \sum \theta_j Control_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

式中, γ_{Kit} 表示资本要素扭曲, γ_{Lit} 表示劳动要素扭曲。其余变量定义与式(1)相同。

第二步,检验数字普惠金融是否通过缓解要素市场扭曲促进绿色全要素生产率,回归模型如式(4)所示。

$$GTFP_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 INDEX_{it} + \gamma_2 \gamma_{K_{it}} + \gamma_3 \gamma_{L_{it}} + \sum \theta_j Control_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

2. 数据来源

本文选取的 2011—2017 年中国地级市数据主要来源于《中国城市统计年鉴》《中国区域统计年鉴》和各省市统计年鉴。由于数据的难以获得性以及为保证考察数据的完整性, 本文剔除了西藏数据, 最终选取了 285 个地级市为基础样本。数字普惠金融指数来源于北京大学互联网金融研究中心发布的《北京大学数字普惠金融指数(2011—2018)》。该指数由北京大学数字普惠金融研究中心和蚂蚁金服集团共同编制, 用其描述我国数字普惠金融的发展概况具有科学性、代表性、可靠性和权威性, 具体编制过程见郭峰等(2020)的研究^[21]。

3. 变量选取

(1) 绿色全要素生产率

本文采用非期望产出的 SBM(Slack-based Measure) 方向性距离函数和 GML(Global Malmquist—Luenberger) 指数测算绿色全要素生产率。

投入指标: 劳动力投入、资本投入和能源投入。其中, 劳动力投入用各城市年末单位从业人员数(万人)来衡量, 资本投入采用永续盘存法进行估算(以 2000 年为基期), 能源投入用全年市辖区用电量(万 kw·h)来衡量。

期望产出指标: 用以 2000 年为不变价格计算的各地级市实际 GDP 来衡量。

非期望产出指标: 选取各地级市的工业废水排放量(万吨)、工业二氧化碳排放量(万吨)和工业烟尘排放量(万吨)衡量非期望产出, 并利用熵值法将上述指标拟合成环境污染综合指标。

根据以上所选指标, 利用 MaxDEA Pro 软件测算所选取的 285 个地级市的 GML 指数。同时, 借鉴邱斌等(2008)的累乘思想^[26], 将绿色全要素生产率指数转换为以 2005 年为基期的累积生产率指数, 继而将所得值作为模型的因变量。

(2) 数字普惠金融指数

本文选取数字普惠金融指数除以 100 来衡量数字普惠金融发展水平, 以 INDEX 表示, 并用 COVERAGE/100、USEAGE/100、DIGITAL/100 分别表示数字普惠金融服务的覆盖广度、使用深度和数字化程度这三个维度。

(3) 要素扭曲指数

借鉴陈永伟和胡伟明(2011)的做法^[27], 对表示地级市要素扭曲程度的资本扭曲指数 $\gamma_{K_{it}}$ 和劳动扭曲指数 $\gamma_{L_{it}}$ 进行测算, 具体如下:

$$\gamma_{K_{it}} = \left(\frac{K_{it}}{K_t} \right) / \left(\frac{S_{it}\beta_{K_{it}}}{\beta_{K_t}} \right), \gamma_{L_{it}} = \left(\frac{L_{it}}{L_t} \right) / \left(\frac{S_{it}\beta_{L_{it}}}{\beta_{L_t}} \right) \quad (5)$$

其中, K_{it}/K_t 表示地级市 i 使用的资本存量占总资本存量的实际比例; S_{it} 表示地级市 i 的产出占总产出的实际比例, $\beta_{K_{it}}$ 表示地级市 i 的资本贡献值, $\beta_{K_t} (\sum S_{it}\beta_{K_{it}})$ 表示产出加权的资本贡献值, $S_{it}\beta_{K_{it}}/\beta_{K_t}$ 表示在有效配置情况下地级市 i 使用资本的比例。 K_{it}/K_t 和 $S_{it}\beta_{K_{it}}/\beta_{K_t}$ 的比值可以反映实际资本存量和有效配置时资本存量的偏离程度。同理, L_{it}/L_t 和 $S_{it}\beta_{L_{it}}/\beta_{L_t}$ 的比值可以反映出实际劳动力投入和有效配置时劳动力投入的偏离程度。

由于资本扭曲指数 $\gamma_{K_{it}}$ 和劳动扭曲 $\gamma_{L_{it}}$ 的计算基础是各地级市的资本和劳动的要素产出弹性 $\beta_{K_{it}}$ 和

β_{it} ,因此,本文参考赵志耘等(2006)的做法^[28],采用索洛余值法来测算。假设生产函数为具有规模报酬不变的C-D生产函数,具体形式如下:

$$Y_{it} = AK_{it}^{\beta} L_{it}^{1-\beta} \quad (6)$$

两边同时取自然对数,并在模型中加入个体效应 μ_i 和时间效应 λ_t ,形式如下:

$$\ln(Y_{it}/L_{it}) = \ln A + \beta k_i \ln(K_{it}/L_{it}) + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

产出(Y_{it}):用各地级市的GDP表示,并将所有年份GDP折算成以2004年不变价格表示的实际GDP。

劳动力投入(L_{it}):选取各城市年末单位从业人员数(万人)来衡量。

资本投入(K_{it}):用各地级市的固定资本存量表示,并采用永续盘存法进行估算。本文主要借鉴张军(2004)的思路^[29],计算公式如下:

$$K_t = I_t/P_t + (1-\delta_t)K_{t-1} \quad (8)$$

K_t 表示当期的固定资本存量, I_t 为当期的名义固定资本形成总额, P_t 为固定资产投资价格指数, δ_t 表示折旧率,借鉴张军(2004)的思路取 $\delta_t = 9.6\%$ ^[29], K_{t-1} 表示上一期的固定资本存量,并将所有数据调整为以2004年为基期。

(4)控制变量

为了更准确反映数字普惠金融对绿色全要素生产率的影响,在控制变量的选取方面,本文依据已有文献和经济社会的现实情况,选取如下5个变量:政府干预,选用地区政府一般预算内财政支出除以地区人口表示,即人均财政支出;对外开放,选用实际外商投资额除以地区生产总值表示;产业结构,使用第三产业结构占地区生产总值的比重衡量;环境规制,选用二氧化硫去除率、烟尘去除率、工业固体废物综合利用率、生活污水处理率和生活垃圾无害化处理率等5个指标,利用熵值法拟合成环境规制指标;金融发展,用各地区历年的银行业金融机构人民币各项存贷款余额之和占地区国内生产总值的比重衡量。

4. 描述性统计特征

主要变量的测算方法及描述性统计见表1。为了避免出现“伪回归”,本文使用单位根检验验证数据的平稳性。面板单位根检验结果表明(见表2),所有变量不存在单位根问题,数据是平稳的,可以使用面板数据模型进行直接估计。

表1 变量选取、定义、描述性统计分析

变量		变量定义	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	绿色全要素生产率	各地级市绿色全要素生产率(采用非期望产出的SBM方向性距离函数和GML指数测算)	0.104	0.378	-1.693	1.410
		核心解释变量				
核心解释变量	数字普惠金融	数字普惠金融指数/100	1.444	0.578	0.170	2.854
		覆盖广度/100	1.353	0.554	0.019	2.730
		使用深度/100	1.422	0.611	0.043	3.257
		数字化服务程度/100	1.783	0.783	0.027	5.812
中介变量	资本扭曲指数	各地级市的资本扭曲指数	1.138	0.392	0.309	7.353
	劳动扭曲指数	各地级市的劳动扭曲指数	1.085	0.432	0.192	4.661

续表

	变量	变量定义	均值	标准差	最小值	最大值
控制 变量	政府干预	地区政府一般预算内财政支出除以地区人口	0.252	0.287	0.044	6.041
	对外开放	实际外商投资额占地区生产总值比重	0.022	0.031	0	0.792
	产业结构	第三产业占地区生产总值比重	40.450	11.440	10.150	89.090
	环境规制	利用熵值法将二氧化硫去除率、烟尘去除率、工业固体废物综合利用率、生活污水处理率和生活垃圾无害化处理率拟合成环境规制指标	0.730	0.130	0.226	0.978
	金融发展	年末金融机构各项贷款余额除以地区生产总值	0.984	0.616	0.132	7.450

表2 变量平稳性分析

变量	同质面板 LLC		异质面板 Fisher-ADF		结论
	T 值	显著性	L 值	显著性	
绿色全要素生产率	-35.118 0	0.000	-11.713 2	0.000	平稳
数字普惠金融	-20.491 7	0.000	-10.321 6	0.000	平稳
覆盖广度	-33.104 9	0.000	-18.533 9	0.000	平稳
使用深度	-25.121 9	0.000	-9.426 2	0.000	平稳
数字化程度	-150.000	0.000	-18.634 0	0.000	平稳
资本扭曲指数	-38.701 4	0.000	-9.777 4	0.000	平稳
劳动扭曲指数	-140.00	0.000	-22.305 9	0.000	平稳
政府干预	-20.904 3	0.000	-8.851 9	0.000	平稳
对外开放	-15.230 4	0.000	-8.046 1	0.000	平稳
产业结构	-18.913 2	0.000	-9.473 7	0.000	平稳
环境规制	-200.00	0.000	-7.254 2	0.000	平稳
金融发展	-21.844 6	0.000	-4.224 3	0.000	平稳

四、实证分析结果

1. 数字普惠金融对绿色全要素生产率的影响

Hausman 检验结果表明,本文的基准模型应采用固定效应模型。表3第(1)列报告了数字普惠金融对绿色全要素生产率的影响,结果显示,数字普惠金融的估计系数在5%的水平下显著为正,其系数值为0.245,表明数字普惠金融对地区绿色全要素生产率具有显著促进作用。

为解决内生性问题,首先,本文选用数字普惠金融滞后一期(L.数字普惠金融)作为工具变量;其次,借鉴谢绚丽等(2018)的做法^[30],采用互联网普及率作为数字普惠金融发展的工具变量。一方面,互联网普及率作为数字金融的基础设施,与数字普惠金融的变化存在着紧密的联系;另一方面,在控制与绿色全要素生产率相关的变量后,互联网普及率与绿色全要素生产率之间不存在直接影响路径。这使得选取互联网普及率作为工具变量是有效的。表3第(2)-(3)列报告了数字普惠金融滞后一期作为工具变量的结果,表3第(4)-(5)列报告了互联网普及率作为工具变量的结果。具体来看,第(2)列汇报了L.数字普惠金融作为工具变量后第一阶段的回归结果,主要变量的系数在1%统计水平上显著,满足工具变量相关性要求。此外,弱工具变量检验的F统计量为92.713(大于10),表明不存在弱工具变量问题。第(4)列汇报了引入互联网普及率作为工具变量后的回归结果。结果显示工具变量互联网普及率对数字普惠金融指数的回归系数显著异于0,第一阶段的F值为213.59(大于临界值10),同样说明不存在弱工具变量。因此,无论在基准回归,还是在工具变量的回归中,数字普惠金融的回归系数均显著,进一步证实了数字普惠金融发展能提升绿色全要素生产率。

表3 数字普惠金融影响绿色全要素生产率的回归结果

变量	固定效应	数字普惠金融滞后一期		互联网普及率	
		工具变量 第一阶段	工具变量 第二阶段	工具变量 第一阶段	工具变量 第二阶段
		(1)	(2)	(3)	(4)
	绿色全要素 生产率	数字普惠 金融指数	绿色全要素 生产率	数字普惠 金融指数	绿色全要素 生产率
数字普惠金融	0.245** (0.101)		0.7791** (0.101 91)		0.550** (0.256)
L.数字普惠金融		0.0091*** (0.000 18)			
互联网普及率				0.00417*** (0.000 286)	
常数项	1.608*** (0.105)	0.391*** (0.032 8)	-0.3733** (0.217 9)	0.423*** (0.026 4)	1.097*** (0.176)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
N	1 995	1 995	1 995	1 995	1 995
First Stage F-stat	—	—	92.713***	—	213.59***

注:括号内数值为稳健性标准误,***、**、*分别表示在1%、5%和10%水平上显著,下表同。

2. 作用机制检验

为了探寻数字普惠金融对绿色全要素生产率的作用机制,本研究将在传统回归基础上进一步进行中介效应分析。第一步,检验数字普惠金融是否能提升地区的绿色全要素生产率。表4第(1)列检验结果表明,数字普惠金融的估计系数数值为0.245,并在5%的置信水平上显著,表明数字普惠金融的发展能

够显著提升绿色全要素生产率水平。第二步,加入资本扭曲和劳动扭曲分别进行回归。表4第(2)列检验了数字普惠金融对资本要素扭曲的影响,结果显示,数字普惠金融的估计系数为-0.117,且在1%的置信水平上显著,表明数字普惠金融对资本扭曲存在抑制作用。表4第(3)列检验了数字普惠金融对劳动要素扭曲的影响,结果显示,数字普惠金融的估计系数为-0.137,且在1%的置信水平上显著,表明数字普惠金融对劳动扭曲也存在抑制作用。第三步,检验中介效应是否起作用。表4第(1)-(4)列检验结果显示, α_1 、 β_1 、 β_2 、 γ_2 、 γ_3 的估计系数分别为0.245, -0.117, -0.137, -0.166, -0.266,且均在5%以内的统计水平上显著,说明资本扭曲和劳动扭曲作为中介变量是显著的。而且,将中介变量加入计量模型后,第(4)列结果中数字普惠金融的估计系数 γ_1 为0.234,比加入中介效应之前估计系数值有所减小,说明要素扭曲起到部分中介作用。此外数字普惠金融指数仍在5%的水平上显著为正,进一步表明改善要素扭曲是数字普惠金融促进绿色全要素生产率的渠道。从要素扭曲的中介效应来看,资本扭曲的中介效应($\beta_1\gamma_2$)占总效应(α_1)的比例为7.93%,劳动扭曲的中介效应($\beta_2\gamma_3$)占总效应(α_1)的比例为14.87%。

表4 数字普惠金融、要素配置与绿色全要素生产率

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	绿色全要素生产率	资本扭曲	劳动力扭曲	绿色全要素生产率
数字普惠金融	0.245** (0.101)	-0.117*** (0.0183)	-0.137*** (0.0181)	0.234** (0.0949)
资本扭曲指数				-0.166*** (0.0247)
劳动扭曲指数				-0.266*** (0.0247)
政府干预	0.0438*** (0.00800)	0.00109 (0.00819)	-0.0291*** (0.00813)	0.0370*** (0.00756)
对外开放	1.285** (0.557)	1.625*** (0.572)	-1.791*** (0.567)	1.039** (0.527)
产业结构	-0.0143*** (0.00220)	0.0363*** (0.00205)	0.0203*** (0.00204)	-0.00209 (0.00233)
环境规制	-0.163** (0.0780)	0.0623 (0.0751)	0.0786 (0.0745)	-0.142* (0.0734)
金融发展	0.0273 (0.0192)	0.0825*** (0.0199)	0.0203 (0.0197)	0.0473*** (0.0182)
常数项	1.608*** (0.105)	-0.262*** (0.0794)	0.525*** (0.0787)	1.659*** (0.101)
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制
N	1995	1995	1995	1995
R ²	0.175	0.269	0.104	0.271
F值	22.82	18.47	23.09	21.72

3. 数字普惠金融不同维度的影响

为进一步确定数字普惠金融影响绿色全要素生产率的路径,本文对数字普惠金融三个维度分别作了分析。从表5和6的整体回归结果可以看出,数字普惠金融的覆盖广度和使用深度分别在1%和5%的统计水平上显著促进了绿色全要素生产率;与此同时,覆盖广度、使用深度在1%的水平上缓解了要素扭曲程度;数字普惠金融的覆盖广度、使用深度通过缓解地区要素扭曲促进了地区绿色全要素生产率提升。从表7的回归结果可以看出,数字化服务程度也能提升绿色全要素生产率,但效果并不显著,而对劳动和资本要素扭曲的影响在1%的水平下显著为负。这表明数字化服务程度的提高虽然能改善劳动和资本扭曲,但提升绿色全要素生产率的作用不显著。

表5 覆盖广度、要素配置与绿色全要素生产率

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	绿色全要素生产率	资本扭曲	劳动力扭曲	绿色全要素生产率
覆盖广度	0.369*** (0.117)	-0.118*** (0.0188)	-0.139*** (0.0186)	0.425*** (0.110)
资本扭曲指数				-0.166*** (0.0246)
劳动扭曲指数				-0.271*** (0.0247)
常数项	1.543*** (0.110)	-0.230*** (0.0766)	0.560*** (0.0760)	1.560*** (0.104)
控制变量	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制
N	1995	1995	1995	1995
R ²	0.178	0.269	0.103	0.276
F值	22.32	18.61	22.87	21.47

表6 使用深度、要素配置与绿色全要素生产率

变量	(5)	(6)	(7)	(8)
	绿色全要素生产率	资本扭曲	劳动力扭曲	绿色全要素生产率
使用深度	0.122** (0.0619)	-0.0982*** (0.0191)	-0.109*** (0.0190)	0.106* (0.0582)
资本扭曲指数				-0.168*** (0.0247)
劳动扭曲指数				-0.264*** (0.0247)
常数项	1.672*** (0.0970)	-0.161** (0.0755)	0.659*** (0.0752)	1.724*** (0.0931)

续表

变量	(5) 绿色全要素生产率	(6) 资本扭曲	(7) 劳动力扭曲	(8) 绿色全要素生产率
控制变量	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制
N	1 995	1 995	1 995	1 995
R ²	0.174	0.262	0.089	0.270
F 值	24.28	18.44	22.66	22.55

表 7 数字化服务程度、要素配置与绿色全要素生产率

变量	(9) 绿色全要素生产率	(10) 资本扭曲	(11) 劳动力扭曲	(12) 绿色全要素生产率
数字化服务程度	0.026 8 (0.023 6)	-0.060 2 *** (0.010 6)	-0.072 5 *** (0.010 5)	0.033 7 (0.022 4)
资本扭曲指数				-0.119 *** (0.028 7)
劳动扭曲指数				-0.289 *** (0.027 2)
常数项	1.682 *** (0.109)	-0.193 ** (0.0760)	0.596 *** (0.0754)	1.681 *** (0.105)
控制变量	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制
N	1 995	1 995	1 995	1 995
R ²	0.192	0.265	0.098	0.286
F 值	25.84	17.62	22.95	23.77

4. 稳健性检验

(1) 核心解释变量滞后一期

对数字普惠金融指数滞后一期(L. 数字普惠金融)的回归结果如表 8 第(1)~(4)所示。结果表明,数字普惠金融与绿色全要素生产率仍存在正相关关系,表明数字普惠金融能促进全要素生产率的提升;加入资本扭曲和劳动扭曲后,资本扭曲和劳动扭曲的估计系数均在 1% 的水平上显著为负。稳健性检验中所有变量的参数估计和显著性均没有发生明显变化,与前文基准回归的结果一致,说明本研究的实证结果是稳健的。

(2) 缩尾处理

本文对主要解释变量在 1% 的水平上进行缩尾处理,回归结果如表 8 第(5)~(8)列所示。结果表明,变量的参数估计和显著性没有发生明显变化,进一步说明本文的结果是稳健的。

表8 替换变量和缩尾1%

变量	数字普惠金融指数滞后一期				缩尾1%			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	绿色全要素 生产率	资本 扭曲	劳动力 扭曲	绿色全要素 生产率	绿色全要素 生产率	资本 扭曲	劳动力 扭曲	绿色全要素 生产率
L. 数字普惠金融	0.462*** (0.109)	-0.136*** (0.0188)	-0.121*** (0.0195)	0.435*** (0.102)				
数字普惠金融					0.260*** (0.101)	-0.118*** (0.0183)	-0.136*** (0.0181)	0.254*** (0.0948)
资本扭曲指数				-0.115*** (0.0283)				-0.166*** (0.0247)
劳动扭曲指数				-0.287*** (0.0270)				-0.267*** (0.0247)
政府干预	0.0534*** (0.00860)	-0.00524 (0.00859)	-0.0231*** (0.00894)	0.0475*** (0.00812)	0.0441*** (0.00800)	0.00104 (0.00819)	-0.0294*** (0.00812)	0.0374*** (0.00756)
对外开放	1.167* (0.600)	1.636*** (0.603)	-1.148* (0.628)	0.971* (0.567)	1.287** (0.556)	1.622*** (0.572)	-1.794*** (0.567)	1.038** (0.527)
产业结构	-0.0147*** (0.00240)	0.0397*** (0.00230)	0.0193*** (0.00239)	-0.00401 (0.00259)	-0.0143*** (0.00220)	0.0364*** (0.00205)	0.0203*** (0.00204)	-0.00212 (0.00233)
环境规制	-0.0922 (0.0918)	-0.0360 (0.0859)	0.261*** (0.0894)	-0.00717 (0.0868)	-0.160** (0.0780)	0.0619 (0.0750)	0.0757 (0.0744)	-0.139* (0.0734)
金融发展	0.0241 (0.0195)	0.0749*** (0.0197)	0.0306 (0.0205)	0.0412** (0.0185)	0.0274 (0.0192)	0.0825*** (0.0199)	0.0202 (0.0197)	0.0474*** (0.0182)
常数项	1.452*** (0.121)	-0.301*** (0.0886)	0.328*** (0.0922)	1.466*** (0.116)	1.597*** (0.106)	-0.263*** (0.0793)	0.529*** (0.0787)	1.646*** (0.101)
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	1995	1995	1995	1995	1995	1995	1995	1995
R ²	0.204	0.299	0.093	0.296	0.176	0.270	0.103	0.272
F值	23.66	21.46	20.38	22.77	22.83	18.47	23.08	21.72

5. 异质性分析

(1) 区域差异

由于我国各地的数字普惠金融发展情况存在着明显的地区差异,为了探寻数字普惠金融发展对绿色全要素生产率的影响是否表现出区域差异,本文将总样本分为东部和中西部两个子样本分别进行回归,结果如表9所示。对于东部地区而言,从表9第(1)~(4)列可以看出,数字普惠金融通过改善资本要素扭曲和劳动要素扭曲促进了绿色全要素生产率;而对于中西部地区而言,从表9的(5)~(8)列的回归结果看出,数字普惠金融虽然改善了中西部地区的要素扭曲,但是并没有显著提升绿色全要素生产率,在同时加入了数字普惠金融、劳动和资本要素扭曲后回归结果仍然不显著。

表9 分地区估计结果

变量	东部地区				中西部地区			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	绿色全要素 生产率	资本 扭曲	劳动力 扭曲	绿色全要素 生产率	绿色全要素 生产率	资本 扭曲	劳动力 扭曲	绿色全要素 生产率
数字普惠金融	0.728 ^{***} (0.200)	-0.0591 ^{***} (0.0147)	-0.0520 [*] (0.0307)	0.479 ^{***} (0.179)	0.0629 (0.139)	-0.116 ^{***} (0.0272)	-0.172 ^{***} (0.0231)	0.0713 (0.112)
资本扭曲指数				-0.563 ^{***} (0.0826)				-0.110 ^{***} (0.0266)
劳动扭曲指数				-0.380 ^{***} (0.0387)				-0.192 ^{***} (0.0310)
政府干预	0.0665 ^{***} (0.0118)	-0.0113 ^{**} (0.00571)	-0.0285 ^{**} (0.0119)	0.0489 ^{***} (0.0104)	0.0328 (0.0230)	0.000624 (0.0131)	-0.0297 ^{***} (0.0111)	0.0280 ^{***} (0.0104)
对外开放	2.032 ^{***} (0.710)	-0.151 (0.343)	-2.492 ^{***} (0.717)	0.925 (0.631)	0.796 (1.422)	1.547 (1.277)	-0.789 (1.085)	0.776 (1.003)
产业结构	0.0170 ^{***} (0.00510)	0.0074 ^{***} (0.00230)	-0.000613 (0.00481)	0.0221 ^{***} (0.00454)	-0.0193 ^{***} (0.00400)	0.0417 ^{***} (0.00273)	0.0248 ^{***} (0.00232)	-0.0095 ^{***} (0.00275)
环境规制	-0.0180 (0.146)	-0.0248 (0.0664)	0.00851 (0.139)	-0.0859 (0.129)	-0.187 (0.121)	0.0701 (0.103)	0.102 (0.0878)	-0.165 [*] (0.0869)
金融发展	-0.425 ^{***} (0.0815)	0.326 ^{***} (0.0395)	0.249 ^{***} (0.0826)	-0.157 ^{**} (0.0764)	0.0506 ^{**} (0.0211)	0.0718 ^{***} (0.0240)	0.0110 (0.0204)	0.0612 ^{***} (0.0189)
常数项	0.473 [*] (0.241)	0.552 ^{***} (0.0856)	0.959 ^{***} (0.179)	1.267 ^{***} (0.223)	1.802 ^{***} (0.168)	-0.322 ^{***} (0.102)	0.483 ^{***} (0.0867)	1.819 ^{***} (0.111)
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	否	否	否	否	否	否	否	否
N	707	707	707	707	1288	1288	1288	1288
R ²	0.239	0.281	0.080	0.417	0.202	0.303	0.138	0.256
F值	22.17	44.19	10.39	25.42	23.31	16.12	28.68	21.23

(2)城市规模差异

由于我国各地级市的城市规模存在较大差异,数字普惠金融发展对不同类型城市的作用可能存在差异。为此,本文将总样本分为大型城市和中小型城市,并对其分别进行回归。结果如表10所示。从第(1)~(4)列可以看出,数字普惠金融改善了大城市的劳动和资本要素扭曲,促进了其绿色全要素生产率提升。在中小型城市的样本中,从第(5)~(8)列可以看出,数字普惠金融能缓解劳动要素扭曲,但对资本扭曲的缓解效果不显著,且对绿色全要素生产率的提升效果也不显著。可能原因是在中小城市,资本要素市场发育不完善,虽然数字普惠金融能改善劳动要素扭曲,但是企业仍然可以获取价格低的劳动和资本要素,没有动力去升级绿色技术和增加研发投入,从而对绿色全要素生产率影响不显著。

表 10 不同城市规模估计结果

变量	大型城市				中小城市			
	(1) 绿色全要素 生产率	(2) 资本 扭曲	(3) 劳动力 扭曲	(4) 绿色全要素 生产率	(5) 绿色全要素 生产率	(6) 资本 扭曲	(7) 劳动力 扭曲	(8) 绿色全要素 生产率
数字普惠金融	0.816*** (0.194)	-0.372*** (0.0740)	-0.0758** (0.0352)	0.472*** (0.170)	0.171* (0.103)	-0.0437 (0.0362)	-0.194*** (0.0251)	0.160 (0.0993)
资本扭曲指数				-0.936*** (0.0881)				-0.0766*** (0.0224)
劳动扭曲指数				-0.354*** (0.0343)				-0.190*** (0.0324)
政府干预	0.0755*** (0.0234)	-0.0428*** (0.00894)	-0.0287 (0.0225)	0.0250 (0.0205)	0.0413*** (0.00948)	-0.0275* (0.0154)	-0.0235** (0.0107)	0.0357*** (0.00916)
对外开放	2.049** (0.885)	1.143*** (0.338)	-1.238 (0.856)	2.718*** (0.769)	0.576 (0.674)	2.316** (1.111)	-1.693** (0.769)	0.396 (0.653)
产业结构	-0.0176*** (0.00503)	0.0104*** (0.00192)	0.00666 (0.00440)	-0.00602 (0.00442)	-0.0118*** (0.00212)	0.0448*** (0.00314)	0.0263*** (0.00218)	-0.00303 (0.00240)
环境规制	-0.318** (0.148)	0.127** (0.0565)	0.250* (0.135)	-0.102 (0.128)	-0.0147 (0.0818)	-0.0715 (0.125)	0.000538 (0.0868)	-0.0306 (0.0788)
金融发展	-0.185** (0.0783)	0.189*** (0.0298)	0.164** (0.0756)	0.0441 (0.0694)	0.0410** (0.0160)	0.0667** (0.0266)	0.00686 (0.0184)	0.0477*** (0.0155)
常数项	1.819*** (0.238)	0.621*** (0.0909)	0.614*** (0.173)	2.622*** (0.213)	1.460*** (0.102)	-0.273** (0.121)	0.517*** (0.0836)	1.506*** (0.100)
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	964	964	964	964	1031	1031	1031	1031
R ²	0.124	0.216	0.026	0.355	0.303	0.347	0.232	0.355
F 值	18.83	39.95	13.64	23.86	16.04	13.26	30.75	13.00

五、结论与政策建议

本文的理论分析表明,数字普惠金融通过借助互联网、物联网、社交媒体、定位系统、区块链等缓解融资约束,并改善劳动和资本要素扭曲,进而提升绿色全要素生产率。在实证层面上,本文借鉴中介效应模型引入劳动和资本要素配置扭曲指数,使用 2011-2017 年中国 285 个地级市的面板数据,从总体、不同维度、区域和城市规模等方面分析了数字普惠金融对绿色全要素生产率的影响机制。研究结果表明:(1)从总体上看,数字普惠金融通过缓解要素扭曲促进了绿色全要素生产率的提升。此外,经过内生性检验及更换核心变量、缩尾 1% 等多种稳健性检验后,以上结论仍然成立。(2)从不同维度看,除数字化程度外,数字普惠金融的覆盖广度和使用深度的提高都显著缓解了要素扭曲,促进了绿色全要素生产率的提升。(3)从区域差异看,数字普惠金融的发展缓解了东部地区的要素扭曲,促进了绿色全要素生

生产率的提升,但对中西部地区的影响不显著。(4)从城市规模看,数字普惠金融的发展改善了大型城市要素扭曲,带来的绿色全要素生产率增长效应显著,但对中小型城市影响不显著。总体而言,数字普惠金融通过缓解要素配置扭曲促进了绿色全要素生产率的提升。

基于上述研究结论,本文得出以下政策建议:首先,应坚定不移地推进数字普惠金融的发展。健全数字化金融设施是数字普惠金融进一步发展的方向,也是中国深化金融改革和转型的重要方向,从而使数字普惠金融更有效率、更加全面地提升绿色全要素生产率水平。同时以蚂蚁集团为代表的金融科技公司要进一步降低贷款利率并积极服务中小企业。其次,政府应制定针对东中西部、大中小城市的差异化数字普惠金融推进政策。目前,数字普惠金融只对东部地区和大城市的作用效果显著,相对而言,中西部地区和中小型城市需进一步推进互联网、大数据、人工智能、云计算、区块链等数字科技发展,并通过减少优质资源流失、获取发达地区的创新理念和先进技术、积极承接发达地区的产业转移等方式缩小和东部及大规模城市的差距,加快资本和劳动要素扭曲的改善,提升对本地区绿色全要素生产率的促进作用。最后,强化绿色发展的制度性供给。健全绿色发展的保障机制体制建设,进一步推动相关法律法规的保障,为提高绿色全要素生产率搭建良好的制度生态环境。

参考文献:

- [1] 谢贤君.要素市场扭曲如何影响绿色全要素生产率——基于地级市经验数据研究[J].财贸研究,2019(6):36-46.
- [2] 黄建欢,吕海龙,王良健.金融发展影响区域绿色发展的机理——基于生态效率和空间计量的研究[J].地理研究,2014(3):532-545.
- [3] 任力,朱东波.中国金融发展是绿色的吗?——兼论中国环境库兹涅茨曲线假说[J].经济学动态,2017(11):58-73.
- [4] 周五七,朱亚男.金融发展对绿色全要素生产率增长的影响研究——以长江经济带11省(市)为例[J].宏观质量研究,2018(3):74-89.
- [5] 徐璋勇,朱睿.金融发展对绿色全要素生产率的影响分析——来自中国西部地区的实证研究[J].山西大学学报(哲学社会科学版),2020(1):117-129.
- [6] 葛鹏飞,黄秀路,徐璋勇.金融发展、创新异质性与绿色全要素生产率提升——来自“一带一路”的经验证据[J].财经科学,2018(1):1-14.
- [7] SIEK M,SUTANTO A. Impact analysis of Fintech on banking industry[C]//2019 International Conference on Information Management and Technology(ICIMTech),2019.
- [8] 刘涛.以金融科技重塑绿色金融的微观基础[J].银行家,2019(4):128-130.
- [9] 王康仕,孙旭然,张林曦,王凤荣.金融数字化是否促进了绿色金融发展?——基于中国工业上市企业的实证研究[J].财经论丛,2020(9):44-53.
- [10] PHILIPPE A,PETER H,DAVID MF. The effect of financial development on convergence:Theory and evidence[J]. The Quarterly journal of economics,2005,120(1):173-222.
- [11] DARON A,PHILIPPE A,FABRIZIO Z. Distance to frontier,selection,and economic growth[J]. Journal of the European Economic Association,2006,4(1):37-74.
- [12] 张帆.金融发展影响绿色全要素生产率的理论和实证研究[J].中国软科学,2017(9):154-167.
- [13] 林伯强,杜克锐.要素市场扭曲对能源效率的影响[J].经济研究,2013(9):125-136.
- [14] 占华.要素市场扭曲与中国环境污染[J].统计与信息论坛,2020(2):67-76.
- [15] 张亚斌,李英杰,金培振.要素市场扭曲影响中国城市环境质量的空间效应研究[J].财经论丛,2016(7):3-10.
- [16] 张天华,张少华.偏向性政策、资源配置与国有企业效率[J].经济研究,2016(2):126-139.
- [17] 钱学锋,毛海涛,徐小聪.中国贸易利益评估的新框架——基于双重偏向型政策引致的资源误置视角[J].中国社会科学,2016(12):83-108.
- [18] 张杰,周晓艳,李勇.要素市场扭曲抑制了中国企业R&D? [J].经济研究,2011(8):78-91.
- [19] 张杰,周晓艳,郑文平,芦哲.要素市场扭曲是否激发了中国企业出口[J].世界经济,2011(8):134-160.
- [20] 唐松,赖晓冰,黄锐.金融科技创新如何影响全要素生产率:促进还是抑制?——理论分析框架与区域实践[J].中

国软科学,2019(7):134-144.

- [21] 郭峰,王靖一,王芳,孔涛,张勋,程志云. 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] 龚强,张一林,郁芸君. 支付革命、金融深化与包容性发展[M]//数字开放平台第四次学术论坛,2020.
- [23] 星焱. 农村数字普惠金融的“红利”与“鸿沟”[J]. 经济学家,2021(2):102-111.
- [24] 董晓林,张晔. 自然资源依赖、政府干预与数字普惠金融发展——基于中国273个地市级面板数据的实证分析[J]. 农业技术经济,2021(1):117-128.
- [25] 郭峰,王瑶佩. 传统金融基础、知识门槛与数字金融下乡[J]. 财经研究,2020(1):19-33.
- [26] 邱斌,杨帅,辛培江. FDI技术溢出渠道与中国制造业生产率增长研究:基于面板数据的分析[J]. 世界经济,2008(8):20-31.
- [27] 陈永伟,胡伟民. 价格扭曲、要素错配和效率损失:理论和应用[J]. 经济学(季刊),2011(4):1401-1422.
- [28] 赵志耘,刘晓路,吕冰洋. 中国要素产出弹性估计[J]. 经济理论与经济管理,2006(6):5-11.
- [29] 张军,吴桂英,张吉鹏. 中国省际物质资本存量估算:1952—2000[J]. 经济研究,2004(10):35-44.
- [30] 谢绚丽,沈艳,张皓星,郭峰. 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.

Digital Inclusive Finance, Factor Distortion and Green Total Factor Productivity

TIAN Jie^{1a}, TAN Qiu-yun^{1b}, CHEN Yi-ming²

(1a. *Research Center for Economy of Upper Reaches of the Yangste River*, 1b. *School of Finance, Chongqing Technology and Business University, Chongqing 400067, China*;
2. *School of Economics and Management, Southwest University, Chongqing 400715, China*)

Abstract: Digital inclusive finance promotes the improvement of green total factor productivity by promoting financial market efficiency to improve factor allocation distortions situation. Using the panel data of 285 prefecture-level cities in China from 2011 to 2017, this paper empirically analyzes the effect and transmission mechanism of digital financial inclusion on green total factors by using the mediating effect model and introducing the distortion index of labor and capital factor allocation. The results show that the development of digital financial inclusion reduces the degree of factor distortions, and the improvement of factor distortions is significantly conducive to the improvement of green total factor productivity. Compared with the digitalization degree, the coverage breadth and use depth of digital inclusive finance have a more significant effect on improving green total factor productivity. Compared with central and west areas and middle-sized and small cities, the effect of digital inclusive finance development - factor distortion improvement - green total factor productivity improvement is more significant in the eastern region and big cities. Therefore, with resources and environment increasingly becoming the rigid constraint of economic growth, China should vigorously promote digital inclusive finance, boost the free flow and effective integration of capital and labor factors, so as to achieve the coordinated development of digital inclusive finance and green total factor productivity.

Key words: digital inclusive finance; capital distortions; labor distortion; green total factor productivity

CLC number: F124; F832. 1

Document code: A

Article ID: 1674-8131(2021)04-0082-15

(编辑:刘仁芳)