

欢迎按以下格式引用:刘松,胡云瑞.数字普惠金融与绿色全要素生产率——基于空间杜宾模型的实证研究[J].长江大学学报(社会科学版),2024,47(4):75-84.

数字普惠金融与绿色全要素生产率

——基于空间杜宾模型的实证研究

刘松 胡云瑞

(长江大学 经济与管理学院,湖北 荆州 434023)

摘要:基于中国 30 个省(市)2011~2020 年的面板数据,采用 SBM-GML 指数法,将非期望产出环境污染纳入绿色全要素生产率指数的测算。通过构建空间杜宾模型,探讨数字普惠金融对绿色全要素生产率的影响和传导路径,并进行地区异质性分析。研究发现:数字普惠金融的发展能有效促进绿色全要素生产率的提升,这种促进作用主要通过推动技术进步来实现,并且东部地区的数字普惠金融对绿色全要素生产率的促进效应优于中西部地区,其中人力资本水平在其中发挥重要的作用。因此,应创新数字普惠金融产品,强化数字普惠金融服务;深化科技创新,推动企业高质量低碳节能发展;制定差异化的数字普惠金融人才引育策略,优化数字普惠金融资源的空间布局。

关键词:数字普惠金融;绿色全要素生产率;SBM-GML 模型;空间杜宾模型

分类号:F832;F124.5 **文献标识码:**A **文章编号:**1673-1395(2024)04-0075-10

一、引言

绿色全要素生产率($GTFP$)在传统的要素生产率(TFP)测算的基础上,将造成环境污染的因素纳入框架,除了具备要素生产率指数的良好系统性和结构性外,还加入了环境的刚性约束^[1,2]。在中国经济转向高质量发展的重要阶段,除了要稳定经济增长外,还必须兼顾环境保护的可持续性,绿色产业技术的研发投入不断加大,绿色全要素生产率代替要素生产率将成为实现经济高质量发展的必然选择。同时,金融作为经济资源配置的核心,是推动经济高质量发展的关键因素。数字普惠金融作为一种新型金融服务,在推动经济绿色高质量发展中起着不可或缺的作用^[3]。因此,亟待加强数字普惠金融对绿色全要素生产率的影响机制方面的理论论

释和实证研究。此外,由于国内不同地区特别是邻近地区的经济发展具有很强的相关性,需要考虑当前数字普惠金融对绿色全要素生产率影响的空间作用。为此,本文将采用空间杜宾模型,基于 30 个省(市)的统计数据,从空间相关性维度,研究数字普惠金融对绿色全要素生产率的影响及其影响传导机制,分析数字普惠金融在东中西部的异质性影响,对于全面探索数字普惠金融和绿色全要素生产率之间的关联性、发现绿色全要素生产率的空间相关性以及制定相关政策具有较好的理论和实践价值。

二、文献综述

(一)绿色全要素生产率的内涵、测度和影响因素
1957 年,新古典经济学家索洛首次提出了全要素生产率,是指除去资本和劳动力要素投入外,由技

收稿日期:2023-07-10

基金项目:湖北省委三农重大问题研究专项“推进农村电商线上线下融合发展问题研究”(HBSNYJ2017-2018)

第一作者简介:刘松(1981—),男,湖北公安人,教授,博士,主要从事高新技术创新、“互联网+”农业现代化研究。

通信作者:胡云瑞(1998—),男,江苏宿迁人,主要从事产业经济研究,E-mail:1836487758@qq.com。

术进步带来的产出,是去除要素投入贡献后得到的残差,即索洛残差^[4,5]。该指标的计算将期望产出包括在内,却没有把环境污染这一非期望产出考虑在内,这种测度方法忽视了生产所造成的各种环境污染,这样可能会造成对经济增长效率的高估。Chambers(1996)运用方向距离函数(DDF),在考虑期望产出的基础上将非期望产出加入到 TFP 的测算方程中,首次考虑到环境污染对全要素生产率的影响^[6]。

目前,关于绿色全要素生产率的测度方法主要有三种:第一种是索洛余值法,其特点是以索洛残差作为理论基础,是 TFP 测算的经典方法^[7,8],其缺点是使用前提比较严苛,需要设定合适的生产函数;第二种是随机前沿分析法,其优点是克服了索洛余值法中严苛的函数假设条件,可以分析出各种随机因素对产出的影响^[9,10],缺点是只适用于多投入、单产出的指标测算;第三种是数据包络分析法,其特点是避免了模型形式和参数设定造成的差异影响,相较于以上两者更加具有实用性,Malmquist 指数法、ML 指数法等都是其典型的应用。目前,有关绿色全要素的测度方法多使用 SBM-GML 指数法,相对于传统的绿色全要素生产率的测度方法更加准确^[11,12]。

当前,对绿色全要素生产率的影响因素探讨主要集中在环境规制、外商直接投资、城镇化水平和金融业发展等方面。关于环境规制方面,李玲等(2012)的研究认为环境规制是我国制造业绿色发展的最优选择,尤其是对于重度污染产业的促进效果最佳^[13]。吴磊(2020)发现市场激励型的环境规制对绿色全要素生产率的增长起到促进作用,而命令控制型和公众自愿型的影响不明显^[14]。关于外商直接投资方面,原毅军(2015)的研究表明外商直接投资(FDI)是我国绿色全要素生产率的影响因素之一,有显著的促进作用,但是对于内陆省份的促进作用远低于沿海省份,甚至起到一定的阻碍作用^[15]。但李斌(2016)的研究结果却认为 FDI 阻碍绿色全要素生产率的提高,只有财政分权水平的提升,其才会有些许改善^[16]。关于城镇化水平方面,郑垂勇(2018)认为城镇化率总体上降低了绿色全要素生产率,且呈现出明显的异质性^[17]。但郑强(2018)研究认为城镇化显著驱动了绿色全要素生产率的增长^[18]。除了上述的影响因素外,张桅(2020)基于长江三角洲的空间角度研究发现,创新型人力资本水平的提高显现出对绿色全要素生产率的拉动作用^[19]。冯海波(2020)的研究表明, $R\&D$ 的投入显

著促进经济增长质量的提升,即推动绿色全要素生产率的生长,且表现出显著的空间相关性^[20]。

(二)数字普惠金融与绿色全要素生产率

关于数字普惠金融对绿色全要素生产率的影响研究,学术界已经取得了一定的成果。王伟(2017)基于乌江流域区(县)数据建立指标,测算金融发展水平和绿色全要素生产率,发现 2007 年以后,金融发展对绿色全要素生产率的促进作用明显增强,并且下游的促进作用优于上中游地区^[21]。王小腾等(2018)根据 42 个“一带一路”沿线国家的面板数据,运用 GMM 方法探讨金融发展水平对绿色全要素生产率的影响,研究发现,长期来看金融深化和金融结构对绿色全要素生产率起到促进作用,而金融效率则起到抑制作用^[22]。张帆(2017)通过构建熊彼得内生增长模型,发现金融发展能有效促进全要素生产率和绿色全要素生产率的增长,并且 TFP 高于 $GTFP$ 的增长^[23]。葛鹏飞(2018)在对金融发展和绿色全要素生产率的研究中加入异质性创新,发现金融发展对绿色全要素生产率提升具有抑制作用,但是绿色技术创新会有效改善金融发展对绿色全要素生产率存在的抑制性^[24]。惠献波(2021)的实证结果表明,数字普惠金融显著促进了绿色全要素生产率的增长^[25]。

在数字普惠金融对绿色全要素生产率的传导机制方面,田杰等(2021)运用地级市的数据开展研究,发现数字普惠金融对绿色全要素生产率的促进作用可以通过改善要素扭曲来实现^[26]。惠献波(2021)认为数字普惠金融主要通过技术创新、产业结构优化和缓解资源错配来间接推动绿色全要素生产率的增长,并且在中西部地区和不发达地区效果更加显著^[25]。范欣等(2021)、赵传忠(2020)、侯层(2020)等学者则发现数字普惠金融通过提升企业技术创新和地区创业水平作为传导途径,在提升绿色全要素生产率中发挥着举足轻重的作用^[27~29]。同时,相关研究指出,数字普惠金融对绿色全要素生产率的影响表现出明显的区域异质性。王小腾(2017)在对“一带一路”沿线国家的研究中发现,欧洲国家的金融发展水平始终对绿色全要素生产率的增长发挥着促进作用,而亚洲国家则起着抑制作用^[22]。田杰等(2021)的研究则发现,数字普惠金融对绿色全要素生产率的促进作用在东部地区和大城市的效果更加明显^[26]。

另外,数字普惠金融主要基于互联网,具有很强的地理渗透性,高效的信息传输缩小了时间和空间,

强化各地区的经济互动,带动邻近地区的经济发展,产生空间溢出效应^[30]。本地区的数字普惠金融发展会导致各种生产要素流入周边地区,对邻近地区产生扩散效应,从而影响邻近地区的经济发展。此外,本地数字普惠金融发展带来的技术进步亦存在空间溢出效应,主要体现为对邻近地区的示范效应,带动邻近地区技术进步,从而提升绿色全要素生产率。

综上所述,当前对数字普惠金融和绿色全要素生产率的研究主要围绕金融发展和全要素生产率展开,较少将环境污染纳入绿色全要素生产率的测算,而对于不同地区、不同时间段传导机制的探讨所得出的结论有所区别。因此,结合实时数据,讨论某一定区域、一定时间段内的数字普惠金融发展与绿色全要素生产率仍具有较强的现实意义。本文可能的贡献有以下两点:一是基于理论角度,从数字普惠金融对绿色全要素生产率的影响及其影响传导机制展开研究,同时借助国内 30 省(市)相关数据基于空间相关性维度展开实证分析,这有助于从理论上丰富数字普惠金融和绿色全要素生产率之间关联性的研究。二是以科技创新作为中介变量,探索数字普惠金融对绿色全要素生产率的传导机制;同时进行区域异质性分析,对各区域创新数字普惠金融产品,制定差异化的数字普惠金融发展政策,优化数字普惠金融资源的空间布局具有一定的现实意义。

三、理论分析与研究假设

(一)数字普惠金融对绿色全要素生产率的直接影响

数字普惠金融运用网络、云计算等先进技术,实现了资金的集约化利用,并且具备“成本低、效率高、覆盖广”的特征,能够促进资本配置的合理性,防止资金进入高污染或高耗能公司,进而有效地提高绿色全要素生产率。一是数字普惠金融通过引入前沿科技,可以更具前瞻性地识别出具备创新潜力的项目,降低借贷相关方信息不对称影响,在很大程度上能够减少公司逆向选择以及道德风险的产生,促进资金利用效率的提升^[25]。二是数字普惠金融借助于数字平台能够促进服务的有效对接,持续创新多元化的金融服务,丰富金融服务对象,对资金流动要素产生积极的正向影响,增强了融资的便捷性,使得绿色金融产品的交易成本大幅度减少,促进资金更有目的地转向环保领域,从而实现提升绿色全要素生产率的目标。基于此,本文提出以下研究假设:

H1:数字普惠金融可以显著提升绿色全要素生产率。

(二)数字普惠金融对绿色全要素生产率的间接影响

通过利用先进的信息技术,如新型人工智能、互联网和云计算等,数字普惠金融能够大大降低创新型市场主体的生产成本和市场准入门槛条件,减轻中小微企业 R&D 成本,引导企业进行技术创新,开发绿色环保的生产工艺和原材料,促进绿色生产体系的形成,有效减少了对环境的不利影响,推动城市经济的稳定发展,从而达成城市绿色全要素生产率提高的目标^[25,27]。基于此,本文提出以下研究假设:

H2:数字普惠金融通过开展技术创新来实现对绿色全要素生产率的促进作用。

四、绿色全要素生产率的测度

(一)测度方法

第一步,构建投入产出集的表达式:

$$P^t(x^t) = \left\{ (x^t, y^t, b^t): \sum_{k=1}^K \lambda_k^t x_{kn}^t, \forall n; \right. \\ \left. \sum_{k=1}^K \lambda_k^t y_{km}^t \geq y_{km}^t, \forall m; \right. \\ \left. \sum_{k=1}^K \lambda_k^t b_{ki}^t = b_{ki}^t, \forall i; \right. \\ \left. \sum_{k=1}^K \lambda_k^t = 1, \lambda_k^t \geq 0, \forall k \right\} \quad (1)$$

在上式中, x 是指要素投入; y 是期望产出; b 是指非期望产出; n 表示要素投入种类; m 表示期望产出种类; k 表示非期望产出种类; t 表示时期, λ 是指观测值对应的权重。

第二步,构建 SBM 方向距离函数:

$$S_v^t(x^{t,i'}, y^{t,i'}, b^{t,i'}, g^x, g^y, g^b) = \max_{s^x, s^y, s^b} \\ \frac{\frac{1}{N} \sum_{n=1}^N \frac{s_n^x}{g_n^x} + \frac{1}{M+K} \left(\sum_{m=1}^M \frac{s_m^y}{g_m^y} + \sum_{k=1}^K \frac{s_k^b}{g_k^b} \right)}{2} \\ \text{s.t.} \sum_{i=1}^I w_i^t x_{in}^t + s_n^x = x_{i'n}^t, \forall n; \\ \sum_{i=1}^I w_i^t y_{im}^t - s_m^y = y_{i'm}^t, \forall m; \\ \sum_{i=1}^I w_i^t b_{ik}^t + s_k^b = b_{i'k}^t, \forall k; \\ \sum_{i=1}^I w_i^t = 1, w_i^t \geq 0, \forall i; \\ s_n^x \geq 0, \forall n; s_m^y \geq 0, \forall m; s_k^b \geq 0, \forall k \quad (2)$$

在上式中, g^x 是指要素投入减少、 g^y 是指期望

产出增加; g^b 是指非期望产出减少的方向向量, s^x 是指要素投入冗余; s^y 是指期望产出不足; s^b 是指非期望产出过量的松弛向量。为了更好地比较不同年份的生产潜力,建立一个全局 SBM 方向距离函数,其形式根据式(2) 来确定。

$$S_v^G(x^{t,i'},y^{t,i'},b^{t,i'},g^x,g^y,g^b)=\max_{s^x,s^y,s^b}\frac{\frac{1}{N}\sum_{n=1}^N\frac{s_n^x}{g_n^x}+\frac{1}{M+K}\left(\sum_{m=1}^M\frac{s_m^y}{g_m^y}+\sum_{k=1}^K\frac{s_k^b}{g_k^b}\right)}{2}$$

$$\begin{aligned} \text{s.t. } & \sum_{t=1}^T\sum_{i=1}^l\omega_i^tx_{in}^t+s_n^x=x_{i'n}^t,\forall n; \\ & \sum_{t=1}^T\sum_{i=1}^l\omega_i^ty_{im}^t-s_m^y=y_{i'm}^t,\forall m; \\ & \sum_{t=1}^T\sum_{i=1}^l\omega_i^tb_{ik}^t+s_k^b=b_{i'k}^t,\forall k; \\ & \sum_{i=1}^l\omega_i^t=1,\omega_i^t\geq 0,\forall i; \\ & s_n^x\geq 0,\forall n;s_m^y\geq 0,\forall m;s_k^b\geq 0,\forall k \end{aligned} \quad (3)$$

第三步,根据全局 SBM 方向距离函数构造 GML 指数:

$$GML_t^{t+1}=\frac{1+S_v^G(x^t,y^t,b^t;g^t)}{1+S_v^G(x^{t+1},y^{t+1},b^{t+1};g^{t+1})} \quad (4)$$

通过式(4) 能够计算得到 GML 指数,所表达的含义是绿色全要素生产率第 $t+1$ 期对比第 t 期的变动值,当 GML 指数大于 1 时,第 $t+1$ 期的绿色全要素生产率对比第 t 期出现提高,相反则出现降低。此外,可更进一步把 GML 指数细分为技术效率指数(EC)和技术进步指数(TC),而技术效率指数(EC)可以进一步分解为纯技术效率(PES)和规模效率(SEC)。

(二)测度指标

1.投入指标

(1)劳动投入:劳动投入的构成相当复杂,除了需要考虑劳动总数外,还需要考虑每个劳动力的劳动能力、工作持续时间等因素。大多数研究者因为此类数据获取存在较大难度,且量化困难,因而选择通过绝对劳动数量来测度劳动投入。本文同样选择以每个省(市)年末的社会就业人数作为衡量标准。

(2)能源投入:一些学者以各地区煤炭消耗量和原油消耗量作为参考,但这些方法仅限于一次性能源,考虑的不够全面,而本文将采用全国各省(市)的用电量来替代。

(3)资本投入:由于资本投入是一个复杂的过程,它不仅需要考虑本期的资本存量,还需要结合上

一期的资本存量,以便更准确地测算绿色全要素生产率。本文选择通过永续盘存法对资本存量进行估算。永续盘存法表达式如下: $K_t=K_{t-1}(1-\delta_t)+I_t/P_t$,其中 P_t 的含义为固定资产投资价格指数; K_t 和 K_{t-1} 分别是指当期资本存量以及上期资本存量; δ_t 是指上期资本折旧率,借鉴张军(2004)的研究方法^[31],设置折旧率为 9.6%。本文选择使用 2010 年的资本存量除以 10%来表示基期。

2.产出指标

(1)期望产出:以地区的实际 GDP 作为评价期望产出的指标,用于计算绿色全要素生产率。

(2)非期望产出:非期望产出的含义为除期望产出以外的产品,在实际生产活动中表现出负向作用、抑制期望产出,在计算产出过程中要剔除非期望产出。针对某一生产活动来说,非期望产出大多是具有污染性的废物,本文在借鉴了其他文献的研究对非期望产出品进行界定,即化学需氧量排放量、工业二氧化硫排放量和工业废物产生量等,用于计量污染指标。在此基础上,采用熵权法测算环境污染综合指数以评估非期望产出。

(三)数据来源

本文选取中国大陆地区 30 个省(市)2011~2020 年的面板数据作为研究对象(西藏因数据不全而被剔除)。研究过程中涉及的绿色全要素生产率的投入和产出指标源自《国家统计年鉴》、30 个省(市)的统计年鉴和各省(市)的《国民经济与社会发展统计公报》。

(四)测度结果

根据收集的 2010~2020 年 30 个省(市)的样本数据,参照 SBM-GML 模型,利用 MAXDEA 软件测算得到上述时间内的 GTFP,并参考徐璋勇等(2020)的分析方法^[32],把 2010 年效率值假定为 1,通过连续累乘方式对绿色全要素生产率指数进行测算。

根据图 1 中 2011~2020 年的数据(图中 GTFP、GPEC、GSEC、GTC 分别表示绿色全要素生产率、技术效率、规模效率和技术进步),中国的绿色发展主要呈现出两个特点:一是中国经济的绿色生产效率正在不断提高。GTFP 的年平均增长率达到 4.6%,说明中国的经济正朝着高环保和高品质的方向发展。2015 年,GTFP 取得了一个重大的转折,标志着一个新的里程碑。2011~2015 年,GTFP 上升受阻,而 2015 年以后绿色全要素生产率加速上升。在“十二五”规划中对于绿色发展转型制定了战略目标,针

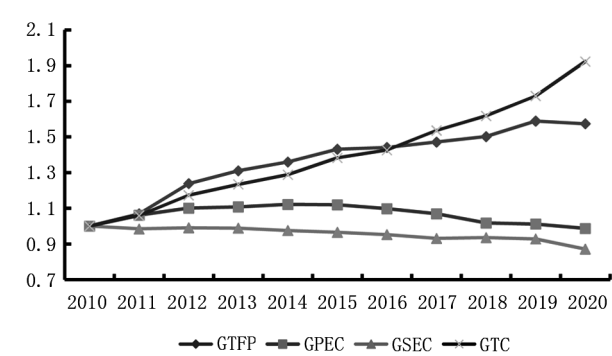


图 1 2010~2020 年 GTFP、GPEC、GSEC、GTC 走势

对高耗能和高污染企业提出产业升级或转型的发展要求,在此背景下,大量的高污染和高耗能企业被淘汰,国内整体产业架构趋于向绿色结构方向发展。2015 年,绿色发展大部分指标已经达标,这是造成 2015 年后 GTFP 上升缓慢的主要原因之一;同时,2015 年 10 月提出的新发展理念,强调了绿色发展对于保护环境的必要性,由此我国绿色产业发展步入迅猛发展时期,产业结构持续优化,绿色经济发展在国内多领域已得到广泛认可,极大地提高了绿色全要素生产率。二是技术进步是我国绿色经济发展效率的源动力,但效率进步并没有起到推动作用,说

明我国在大力推动技术进步的同时,没有有效发挥效率进步的作用。2011~2020 年,技术进步指数表现出快速增长趋势,提高作用十分显著,已发展为拉动绿色全要素生产率增长的主要动力之一,但是技术效率指数与规模效率指数依旧表现出波动状态,在促进绿色经济发展方面应持续提升。

根据表 1 的数据可以看出,各省的 GTFP 具备以下特征:一是部分省份如新疆、内蒙古、吉林和黑龙江等的 GTFP 水平明显低于其他省份,发展相对滞后,这说明生产规模效率下降是 GTFP 下降的主要原因之一。二是四个直辖市(北京、天津、上海和重庆)的 GTFP 明显高于其他省份,正在强势增长,主要归功于中央对四个直辖市的管理更加便捷,政策支持力度更大和资金投入更多,更加重视人才培养,经济规模增长较快。三是部分经济基础较落后的省份如贵州和云南的 GTFP 显著提高,仅次于四个直辖市。这表明贵州和云南的绿色发展转型取得阶段性的成果,主要归因于贵州和云南的工业基础比较薄弱,绿色发展转型和节能减排的阻力较小,同时人均经济发展水平较低,受周边城市的发展影响所带来经济发展增速较快。

表 1 2020 年 GTFP、GEC、GTC 的累计效率值

	GTFP	GEC	GTC		GTFP	GEC	GTC
北京	2.183	0.962	2.270	河南	1.702	0.881	1.932
天津	2.203	0.666	1.957	湖北	1.761	0.914	1.926
河北	1.371	0.717	1.912	湖南	1.675	0.874	1.916
山西	1.492	0.800	1.866	广东	1.578	0.850	1.858
内蒙古	1.158	0.610	1.900	广西	1.374	0.713	1.926
辽宁	1.244	0.639	1.945	海南	1.423	0.741	1.920
吉林	1.161	0.608	1.910	重庆	1.922	1.002	1.918
黑龙江	1.150	0.600	1.918	四川	1.773	0.924	1.918
上海	1.961	0.925	2.120	贵州	1.893	1.020	1.856
江苏	1.778	0.929	1.914	云南	1.868	0.972	1.923
浙江	1.508	0.805	1.873	陕西	1.565	0.814	1.923
安徽	1.881	0.987	1.905	甘肃	1.484	0.797	1.863
福建	1.836	0.953	1.927	青海	1.516	0.830	1.827
江西	1.569	0.824	1.904	宁夏	1.648	0.903	1.826
山东	1.250	0.645	1.939	新疆	1.203	0.632	1.904

五、实证分析

(一)模型构建
科学构建空间计量模型,能够更为直观有效地探讨数字普惠金融和绿色全要素生产率间存在的空

间作用,因此本文建立空间杜宾模型(SDM),以更好地检验数字普惠金融对绿色全要素生产率的影响。

$$GTFP_{it} = \rho W_{ij}^m GTFP + \alpha_K X_{itk} + \beta_K W_{ij}^m X_{itk} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{it}$$

(5)

在上式中, i 表示第 i 个地区, t 表示第 t 年,

$GTFP$ 是指绿色全要素生产率, β_k 表示解释变量空间滞后项的估计系数, μ_i 表示地区固定效应, v_i 、 ε_{it} 、 X_{itk} 依次表示时间固定效应、随机扰动项以及其他控制变量。 W_{ij}^m 表示测算相邻地区和地区之间经济构成同质度 $NT \times NT$ 的空间权重矩阵, 本文使用邻接距离空间矩阵, N 表示横截面样本数量, m 为权重种类, T 表示横截面样本长度。 ρ 是指空间滞后系数, 其内涵为本地区绿色全要素生产率观测值所受相邻地区绿色全要素生产率的影响; α_k 表示第 k 个解释变量的估计系数。

(二) 变量说明

1. 被解释变量

被解释变量为 $GTFP$ 的累乘效率指数。 $GTFP$ 作为一种新型的效率指数, 它考虑到非期望产出的环境影响, 从而更有效、更准确评价绿色发展的效率。 为提高被解释变量的估计效率, 借鉴徐璋勇等(2020)的方式^[29]将 2010 年基础效率值设置为 1, 随后以连续累乘的方式衡量地区经济的绿色发展效率。

2. 解释变量

本文选择数字普惠金融指数(DIF)作为核心解释变量。 北京大学数字普惠金融指标可以准确地反映出当前数字普惠金融的发展情况, 并且已经被学术界广泛采用。

3. 中介变量

学术界主要通过测算投入端和产出端的某一经济指标来衡量技术进步。 在投入方面采用人均 $R\&D$ 人员全时当量来衡量技术进步; 在产出方面采用发明专利申请数占申请专利总量的比例来衡量技术进步, 本文采用后者。

4. 控制变量

本文将控制变量设置为城市化水平、产业结构、经济发展水平、外商投资水平、人力资本水平等指标。 经济发展水平以实际人均 GDP 来衡量, 其通过人均 GDP 指数进行价格平减得来; 城市化水平是以城镇人口占总人口的比重测度; 产业结构是以第三产业值与第二产业值的比例衡量; 外商投资水平是利用外商资本投入与当地的国内生产总值的比值来测度; 人力资本水平以高等学校在校生与地区总人口之比衡量。

(三) 数据来源

鉴于数据的可获得性, 本文选取中国 30 个省(市)2011~2020 年的面板数据作为研究对象, 统计描述见表 2。 研究中涉及的绿色全要素生产率的投入和产出指标以及空间计量的相关变量的数据源自《国家统计年鉴》、30 个省(市)的统计年鉴和各省(市)的《国民经济与社会发展统计公报》。

表 2 变量说明和描述性统计特征

名称	变量	观测值	均值	标准差
绿色全要素生产率	$GTFP$	300	1.391	0.222
数字普惠金融	DIF	300	224.103	96.968
技术进步	$Innovate$	300	0.322	0.110
经济发展水平	GDP	300	9945.240	7975.220
产业结构	$INDU$	300	1.577	0.696
城市化水平	URB	300	0.573	0.122
人力资本水平	HUM	300	0.020	0.005
外商投资水平	FDI	300	0.002	0.015

(四) 实证结果

1. $GTFP$ 的空间自相关检验

对 $GTFP$ 进行检验且结果表现出空间相关性是构建空间计量模型的前提条件, 主要的检验方法包括 Moran's I 指数法和稳健 LM 检验。 当 Moran's I 结果为正值, 说明空间正相关, 数值越高, 其相关性越显著; 当 Moran's I 结果为负值, 说明空间负相关, 数值越高, 空间差异越明显; 当 Moran's I 等于 0, 则说明空间表现随机性。

根据空间邻接权重矩阵, 通过应用 STATA 软件对国内 30 个省(市)2011~2020 年进行全局 Moran's I 指数检验, 检验结果如表 3。 由表 3 可知, 2011~2020 年间, 除了 2011 年, Moran's I 所得数值均为正数, 且均大于 0.15, 通过 10% 水平的显著性检验。 由此可知, 国内 $GTFP$ 表现为空间正相关性。

根据空间自相关检验结果可知, 绿色全要素生产率呈显著空间自相关, 而且对变量进行拉格朗日

因子(LM)检验得到相同的结果。由表 4 检验结果可知,省际 *GTFP* 显著拒绝不存在空间滞后项和空间自相关误差项的原假设,验证了空间自相关性。根据 Moran’s I 和 LM 检验结果,30 个省(市)的 *GTFP* 具有显著的空间相关性,因而满足构建空间计量模型的前提条件。

表 3 中国 <i>GTFP</i> 全局 Moran’s I 指数			
时间	Moran’s I	正态统计量(Z)	P 值
2011	0.066	0.920	0.179
2012	0.196	2.037	0.021
2013	0.230	2.425	0.008
2014	0.167	1.853	0.032
2015	0.202	2.157	0.016
2016	0.197	2.139	0.016
2017	0.250	2.582	0.050
2018	0.249	2.561	0.05
2019	0.159	1.906	0.028
2020	0.285	2.855	0.002

2.SDM 模型回归结果及分析

为了能够准确地评价数字普惠金融的发展对绿色全要素生产率的影响,本文使用 Wald 统计量或 LR 统计量来检验空间杜宾模型(SDM),看其是否

会退化成空间滞后模型(SLM)和空间误差模型(SEM)。如果检验结果显示,SDM 不会发生退化,那么该模型中应具有因变量和自变量的空间滞后项。Wald 统计量和 LR 统计量如表 5 所示。根据这些模型在空间矩阵下的分布,可以发现,Wald 统计量和 LR 统计量结果都符合 1%显著性检验,与原假设不符。这种情况表明,在检验数字普惠金融对绿色全要素生产率的具体影响时,采取双向固定效应下的空间杜宾模型较为适宜。

SDM 模型不仅包含空间滞后项和外生变量,同时也从外生变量方面出发考虑其中的空间溢出效应。根据空间固定效应的 SDM 模型的回归结果(表 6),核心解释变量数字普惠金融指标的系数是 0.00327(表中数据作了四舍五入处理,后文类似结果不再赘述),通过了 1%显著水平的检验。说明数字普惠金融指数能够对绿色全要素生产率发挥显著的促进作用。因为数字普惠金融利用自身的科技优势,提供低成本、方便的金融服务,同时缓解资源的错配问题,实现资源的高效配置,为绿色经济高效赋能,从而显著地提高绿色全要素生产率。由此 H1 得到验证。

表 4 LM 检验结果					
	系数	P 值		系数	P 值
LM error	138.735	0.000	LM lag	73.669	0.000
Robust-LM error	69.468	0.000	Robust-LM lag	4.403	0.036

表 5 空间杜宾模型的 Wald 和 LR 检验					
统计量	系数	P 值	统计量	系数	P 值
Wald_spatial_lag	22.470	0.001	Wald_spatial_error	21.730	0.001
LR_spatial_lag	70.660	0.000	LR_spatial_error	69.290	0.000

根据表 6,经济发展水平和人力资本水平对绿色全要素生产率发展具有显著的正向影响,城镇化水平和外商投资水平对绿色全要素生产率具有显著的负向影响,产业结构水平与绿色全要素生产率之间为正相关关系,但是结果不显著。随着人均收入提升,一方面,扩大居民消费,使得消费需求转化为实际消费,刺激消费增长和升级为多元化、高级化和绿色化的消费,产生的消费需求对生产企业的产业链条升级产生一定的反向作用,进一步促进创新发展,使绿色全要素生产率能够不断提高;另一方面,增加收入能够帮助居民实现对美好生活的向往,更

加注重绿色健康的生活,从而将节能环保落实到行动上,推动经济绿色健康发展。产业结构升级的方式能够不断提高绿色全要素生产率。其原因是产业结构的调整升级能够不断促进资源的有效配置,从而对提高绿色全要素生产率起到一定的推动作用。城市化在一定程度上阻碍了绿色全要素生产率的提高,这主要是由于在城市化不断提高的过程中会不可避免地对环境产生污染,从而影响到绿色经济的发展。

控制变量人力资本水平通过了显著性检验,这表明在促进绿色全要素生产率提高的过程中,人力资本水平发挥了极大的积极作用。主要原因在于,

对于一个地区来说,较高的人力资本水平表明该地区的人才较多,那么该地区的创新水平就会更高,对地区企业绿色发展转型能够发挥巨大的推动作用,进一步促进绿色全要素生产率的不断发展。外商投

资在一定程度上阻碍了绿色全要素生产率的提高,可能因为部分外商资金流入了污染比较严重的产业,在一定程度上造成了污染,从而阻碍了绿色经济发展。

表 6 模型检验结果

	SDM 模型	SAR 模型	SEM 模型
<i>DIF</i>	0.003 ***(2.786)	0.005 ***(4.692)	0.006 ***(4.952)
<i>GDP</i>	0.000005 ***(7.954)	0.00002 ***(4.398)	0.00002 ***(4.140)
<i>INDU</i>	−0.045 (−1.218)	−0.086 ** (−2.203)	−0.139 *** (−3.569)
<i>URB</i>	−1.061 *** (−2.111)	−1.533 *** (−2.919)	−1.774 *** (−3.344)
<i>HUM</i>	19.582 *** (3.598)	20.069 *** (3.427)	20.668 *** (3.474)
<i>FDI</i>	−1.584 *** (−2.230)	−2.436 *** (−3.334)	−2.306 *** (−3.371)
<i>rho</i>	0.328 *** (4.478)	0.378 *** (5.601)	0.422 *** (5.608)
<i>R</i> ²	0.432	0.551	0.549

注:***、**、* 分别表示 1%、5%、10%水平下显著,括号内为 *t* 统计量。下同。

3.*GTFP* 的影响机制检验

为了进一步探究数字普惠金融对绿色全要素生产率的影响机制,本文选择发明专利申请量占专利总量的比例作为衡量技术进步的中介变量,构建如下的模型,其中 M_{it} 表示中介变量:

$$GTFP_{it} = \beta_0 + \beta_1 DIF_{it} + \beta_2 control_{it} + \lambda_i + \eta_t + \mu_{it}$$

(6)

$$M_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 DIF_{it} + \alpha_2 control_{it} + \theta_i + \gamma_t + \mu_{it}$$

(7)

$$GTFP_{it} = \varphi_0 + \varphi_1 DIF_{it} + \varphi_2 M_{it} + \varphi_3 control_{it} + \theta_i + \gamma_t + \mu_{it}$$

(8)

如表 7 所示,第(1)列的结果显示数字普惠金融对绿色全要素生产率的总效应显著为正;第(2)列的回归结果显示数字普惠金融对技术进步的回归系数显著为正,说明了数字普惠金融显著促进了技术进

步;第(3)列在回归模型中同时纳入数字普惠金融和中介变量技术进步。比较列(1)、列(3),数字普惠金融对绿色全要素生产率的回归系数由原来的 0.00178 降为 0.00162,可以证明技术进步在数字普惠金融对绿色全要素生产率的影响机制产生了部分中介效应,即数字普惠金融能够通过技术创新来实现对绿色全要素生产率的促进作用,H2 得证。数字普惠金融不仅可以直接促进绿色全要素生产率的提高,而且能够通过推动技术创新间接提高绿色全要素生产率。数字普惠金融快速发展,拓宽了企业的融资渠道,为企业的创新发展解决资金需求问题,同时技术创新能够营造全新高效的生产模式,有利于绿色全要素生产率的提高。

表 7 中介效应回归结果

	(1) <i>GTFP</i>	(2) <i>Innovate</i>	(3) <i>GTFP</i>
<i>DIF</i>	0.002 ***(13.619)	0.010 *** (10.748)	0.002 *** (11.728)
<i>Innovate</i>	—	—	0.00344 *** (0.379)
<i>GDP</i>	0.00001 *** (3.077)	0.00016 *** (8.258)	0.00001 *** (2.939)
<i>INDU</i>	−0.045 ** (−2.263)	−1.037 *** (−7.691)	−0.049 *** (−2.224)
<i>URB</i>	−0.756 *** (−3.950)	−5.663 *** (3.655)	−0.775 *** (−3.919)
<i>HUM</i>	13.502 *** (5.955)	18.682 *** (3.816)	13.694 *** (5.899)
<i>FDI</i>	−1.267 * (−1.747)	−0.622 (−1.016)	−1.203 (−1.617)
常数项	1.156 *** (18.585)	8.615 *** (20.466)	1.188 *** (12.211)
<i>R</i> ²	0.563	0.503	0.575

4. 区位异质性检验

根据对相关文献研究成果,在推动绿色全要素生产率发展的过程中,数字普惠金融具有一定的地

区差异。为了对这一状况进行检验,根据国家统计局的划分标准,本文将总样本分为东部、中部和西部三个子样本。由于前文已确定了空间计量模型,故

直接对三个子样本分别进行 SDM 回归,相关的回归检验结果如表 8 所示。

表 8 东、中、西部 SDM 模型检验结果

	整体	东部	中部	西部
<i>DIF</i>	0.003*** (2.786)	0.007*** (3.262)	0.004** (2.078)	0.003* (1.906)
<i>GDP</i>	0.000005*** (7.954)	0.00001 (0.775)	0.00005** (2.156)	0.00005*** (3.957)
<i>INDU</i>	-0.045 (-1.218)	0.057 (0.815)	-0.127** (-2.247)	-0.217*** (-4.147)
<i>URB</i>	-1.061*** (-2.111)	-3.986*** (-4.919)	-1.011 (-0.655)	4.407*** (4.944)
<i>HUM</i>	19.582*** (3.598)	54.968*** (3.424)	0.176 (0.015)	0.403 (0.065)
<i>FDI</i>	-1.584*** (-2.230)	-0.373 (-0.371)	-0.344 (-0.174)	-9.324*** (-5.431)
<i>rho</i>	0.328*** (4.478)	0.214*** (1.916)	0.386*** (4.155)	-0.027* (-0.252)
<i>R</i> ²	0.432	0.560	0.617	0.239

根据表 8 中的结果,东部、中部和西部的核心解释变量数字普惠金融的系数分别为 0.00683、0.00396和 0.00252,分别通过了 1%、5%和 10%的显著性检验,说明数字普惠金融促进了绿色全要素生产率的增长。在数字普惠金融的回归系数方面,从高到低分别是东部地区、中部地区和西部地区,这表明,在绿色全要素生产率的发展中,中国数字普惠金融发挥了显著的推动作用,同时存在一定异质性,可归因于不同地区的人才丰富度差异。由表 8 可以看出人力资本水平的系数很大,且十分显著。北京和江浙沪等地区教育水平比较高,人才丰富,在数字普惠金融快速发展的加持下,人才推动企业技术创新,创造出节能环保的科技成果,从而有效地推动绿色全要素生产率的提高。从产业结构方面看,中部和西部地区的全要素生产率会在一定程度上受到阻碍,这主要是由于产业结构升级过程中所造成的污染程度比较严重,治理效果不佳,从而阻碍了经济绿色高质量发展。

由此可见,在对绿色全要素生产率产生影响的过程中,数字普惠金融具有明显的地区差异,东部地区的优化效应强于中、西部地区,其中人力资本水平在其中发挥重要的作用。

六、结论与对策建议

本文基于中国 30 个省(市)2011~2020 年的面板数据,采用 SBM-GML 指数法,测算了绿色全要素生产率指数;进而运用空间杜宾模型,研究了数字普惠金融对绿色全要素生产率的影响和传导路径,并分析数字普惠金融对东、中、西地区的异质性影响,主要得到以下结论:

第一,数字普惠金融的发展直接推动绿色全要素生产率的提高。2011~2020 年,30 个省(市)数字

普惠金融的发展有效促进绿色全要素生产率的发展,经济发展水平和人力资本水平的提高会加速绿色全要素生产率的提高,同时城镇化水平和外商投资水平的不断提升会抑制经济绿色高质量发展。这主要是因为外商资本进入本地带来先进的管理经验和生产技术,同时也降低了本地企业技术进步的积极性。除此之外,外商还把环境污染转移到本地,阻碍地区的 *GTFP* 增长。

第二,数字普惠金融通过技术创新间接促进绿色全要素生产率的提高。引入科技创新这一中介变量后,空间杜宾模型回归发现数字普惠金融对绿色全要素生产率的促进作用主要是通过推动技术进步来实现。企业进行技术创新,开发绿色环保的生产工艺和原材料,减少生产成本,促进绿色生产体系的形成,从而有效地提高城市绿色全要素生产率。

第三,东、中、西部地区存在明显的区域异质性差异。异质性检验发现,东部地区的数字普惠金融对绿色全要素生产率的促进效应优于中、西部地区,主要是东部地区的人力资本水平高于中、西部地区,高尖端人才是技术创新的关键因素。

基于上述主要结论,本文的主要政策建议为:

第一,创新数字普惠金融产品,强化数字普惠金融服务。首先,要加快金融创新的步伐,通过更多的金融创新性金融服务,更好的满足各类金融客户的金融需求,从而实现金融的可持续性和可扩展性;其次,根植于各个地域经济现状、基础设施完善情况以及客户的多样性,实行具有地方特色的数字普惠金融政策,以期更好地落实数字普惠金融服务;此外,加快银行支付体系数字化转型和便利化建设,加快数字普惠金融与传统金融的关系向优势互补转变,充分发挥数字普惠金融在提高绿色全要素生产率方面的促进作用。

第二,深化科技创新,推动企业高质量低碳节能发展。具体来说,首先政府出台政策对进行技术创新和环保产品研发的企业进行免税和减税,减轻税务压力,从而使企业能够有足够的经济基础来支撑科技创新;其次,对环保节能的企业进行专项基金扶持,使其能够稳定发展和不断壮大,并且吸引更多的有志之士投身环保行业;最后,企业充分利用数字普惠金融发展所带来的金融科技优势,探索科技与数字普惠金融新的结合点,利用大数据和云计算等相关高新技术,更好地进行研发创新,激活数字普惠金融的科技效能。

第三,制定差异化的数字普惠金融人才引育策略,优化数字普惠金融资源的空间布局。东部地区的人才充足,要立足精英人才,制定切实可行的人才发展策略,充分发挥人才的潜能,加快普惠金融技术创新和绿色产业科技研发。中、西部地区首先要加强当地的教育,加大对普惠金融人才教育的投入;其次,要制定更加丰厚的人才引进政策,吸引各方面的人才投身中西部的建设中,不仅要吸引、培养人才,而且还要留住人才;最后,中、西部地区要抓住国家政策机遇,借鉴东部重点城市发展数字普惠金融的有效经验,合理推动城镇化发展,吸引高精尖人才,为中、西部地区的经济绿色高质量发展注入新的动力。

参考文献:

[1]陈诗一.中国的绿色工业革命:基于环境全要素生产率视角的解
释(1980—2008)[J].经济研究,2011(4).
[2]张伟科,葛尧.对外直接投资对绿色全要素生产率的空间效应影
响[J].中国管理科学,2021(4).
[3]黄益平,黄卓.中国的数字金融发展:现在和未来[J].经济学季
刊,2018(4).
[4]郭庆旺,贾俊雪.中国全要素生产率的估算:1979—2004[J].经济
研究,2005(6).
[5]Alwyn Y.The tranny of numbers:Confronting the statistical real-
ities of the east Asian growth experience[J].Quarterly Jounal of
Economics,1995(3).
[6]Chambers R. G., Faure R., Grosskopf S.Productivity growth in
APEC countries[J].Pacific Economic Review,1966(1).
[7]Zeng Shaolong, Shu Xianfan, Ye Wenxian. Total factor productivity
and high-quality economic development: A theoretical and empirical a-
nalysis of the Yangtze River economic belt, China[J]. International
Journal of Environmental Research and Public Health,2022(5).
[8]李玲,姚建兵.基于索洛余值法的技术进步对经济增长的贡献研
究——对北京市 2000—2020 年的数据进行实证分析[J].甘肃金
融,2022(3).
[9]Yasmina Rim Limam, Stephen M. Miller, Giampaolo Garzarelli.
Output growth decomposition in the presence of input quality
effects: A stochastic frontier approach[J].German Economic Re-

view,2019(4).
[10]胡韵韵,杨继瑞,郭鹏飞.数字经济与全要素生产率测算及其空
间关联检验[J].统计与决策,2022(4).
[11]Chung Y. H., Faure R., Grosskopf S.Productivity and undesira-
ble outputs: A directional distance function approach[J].Journal
of Environmental Management,1997(5).
[12]Supran Sharma, Dalip Raina. Technical efficiency, technological
change and total factor productivity growth of selected manufac-
turing firms in India[J].IIMS Journal of Management Science,
2012(3).
[13]李玲,陶锋.中国制造业最优环境规制强度的选择——基于绿色
全要素生产率的视角[J].中国工业经济,2012(5).
[14]吴磊,贾晓燕,吴超,等.异质型环境规制对中国绿色全要素生产
率的影响[J].中国人口·资源与环境,2020(10).
[15]原毅军,谢荣辉.FDI、环境规制与中国工业绿色全要素生产率增
长——基于 Luenberger 指数的实证研究[J].国际贸易问题,
2015(8).
[16]李斌,祁源,李倩.财政分权、FDI 与绿色全要素生产率——基于面
板数据动态 GMM 方法的实证检验[J].国际贸易问题,2016(7).
[17]郑垂勇,朱晔华,程飞.城镇化提升了绿色全要素生产率吗? ——
基于长江经济带的实证检验[J].现代经济探讨,2018(5).
[18]郑强.城镇化对绿色全要素生产率的影响——基于公共支出门
槛效应的分析[J].城市问题,2018(3).
[19]张桅,胡艳.长三角地区创新型人力资本对绿色全要素生产率
的影响——基于空间杜宾模型的实证分析[J].中国人口·资源与
环境,2020(9).
[20]冯海波,葛小南.R&D 投入与经济增长质量——基于绿色全要
素生产率的省际面板数据分析[J].软科学,2020(4).
[21]王伟,孙芳城.民族地区金融发展与绿色全要素生产率增长——
以乌江流域为例[J].云南民族大学学报(哲学社会科学版),
2017(5).
[22]王小腾,徐璋勇,刘潭.金融发展是否促进了“一带一路”国家绿
色全要素生产率增长? [J].经济经纬,2018(7).
[23]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).
[24]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).
[25]惠献波.数字普惠金融与城市绿色全要素生产率:内在机制与经
验证据[J].南方金融,2021(5).
[26]田杰,谭秋云,陈一明.数字普惠金融、要素扭曲与绿色全要素生
产率[J].西部论坛,2021(4).
[27]范欣,尹秋舒.数字金融提升了绿色全要素生产率吗? [J].山西
大学学报(哲学社会科学版),2021(4).
[28]杜传忠,张远.数字经济发展对企业生产率增长的影响机制研究
[J].证券市场导报,2021(2).
[29]侯层,李北伟.金融科技是否提高了全要素生产率——来自北京
大学数字普惠金融指数的经验证据[J].财经科学,2020(12).
[30]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).
[31]张军,章元.对中国资本存量 K 的再估计[J].经济研究,2003(7).
[32]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).

责任编辑 刘玉成 E-mail:770533213@qq.com