

# 数字经济发展与绿色全要素生产率提升

张 建<sup>1</sup>, 王 博<sup>2</sup>

(1. 山西财经大学 统计学院, 山西 太原 030006; 2. 兰州大学 县域经济发展研究院, 甘肃 兰州 730000)

**[摘 要]**在理论分析的基础上,从数字基础设施、数字经济普及程度、网络信息资源和数字经济环境与效果四个维度构建衡量数字经济发展的综合指标体系,采用时序全局主成分分析法对 2006—2019 年中国省际数字经济发展水平进行测算,并运用两阶段最小二乘法和面板门槛模型等多种计量方法考察了数字经济对绿色全要素生产率(TFP)的影响。研究发现:数字经济显著促进了中国绿色 TFP 的提升,从而从绿色生产率的视角验证了数字经济完全可以成为支撑新发展阶段下中国绿色 TFP 提升的新力量,这一研究结论在经过一系列稳健性检验后依然成立;作用机制发现,数字经济可以通过激励企业增加研发投入和促进产业结构的优化升级等渠道来促进绿色 TFP 的提升;在数字经济发展水平较高、地区知识产权保护强度较高的情况下,数字经济的绿色生产率增长效应更为突出;进一步研究发现,与东部地区相比,中西部地区数字经济发展水平的提高对绿色 TFP 具有更为明显的积极影响。这一研究不仅为评估数字经济的影响效果提供了实证依据,也为依托数字经济推动国内绿色转型发展提供了有益借鉴。

**[关键词]**数字经济;绿色全要素生产率;知识产权保护;经济转型;数字融合

**[中图分类号]**F205 **[文献标志码]**A **[文章编号]**1004-4833(2023)02-0000-00

## 一、引言

新时代下,中国经济发展方式亟须由过去的外延式向内涵式转变,而促成这一转变的关键在于持续提升绿色全要素生产率(Green Total Factor Productivity,以下简称绿色 TFP)。绿色 TFP 是将环境污染和能源消耗纳入传统 TFP 核算框架中而综合测算得到的,能够全面、准确地衡量地区经济发展绩效,也符合新发展阶段下绿色发展的理念<sup>[1]</sup>。因此,探究绿色 TFP 增长的驱动机制,对于转变经济发展方式,实现绿色转型发展至关重要。近年来,中国数字经济蓬勃发展,产业规模呈现出持续快速的增长态势。据中国信息通信研究院统计,中国数字经济规模从 2005 年的 2.6 万亿元跃升至 2021 年的 45.5 万亿元,占同期 GDP 的比重由 14.2% 提升至 39.8%。数字经济作为一种新的经济形态,深刻影响着社会生产和人民生活的方方面面<sup>[2]</sup>。那么,一个值得关注的问题是,在国家大力促进绿色转型发展和加快发展数字经济建设的现实背景下,数字经济的蓬勃发展是否有效地促进了中国绿色 TFP 的提升? 如果答案是肯定的,其内在机制是什么? 其影响效应又呈现出何种特征和规律? 厘清数字经济与绿色 TFP 之间的关系,对于新发展阶段下如何更有针对性地采取数字经济发展策略,促进绿色技术进步,具有重要的意义。

## 二、文献述评

### (一)关于数字经济的内涵、测度及经济效应研究

“数字经济”一词最早由 Tapscott 在其 1996 年出版的《数字经济》一书中提出,他认为数字经济基本上等同于新经济或知识经济<sup>[3]</sup>。随后,诸多机构和学者分别从经济活动、商业模式、投入产出等角度对数字经济进行了定义<sup>[4]</sup>。目前,《G20 数字经济发展与合作倡议》中给出的定义得到广泛认可,即数字经济是指以使用数字化的知识和信息作为关键生产要素、以现代信息网络作为重要载体、以信息通信技术的有效使用作为效率提升和经济结构优化的重要推动力的一系列经济活动。相应地,关于数字经济评价指标体系亦没有一个统一的设定,学

**[收稿日期]**2022-06-19

**[基金项目]**中央高校基本科研业务费专项资金项目(21lzujbkyds012);甘肃省哲学社会科学规划项目(2021YB012);中国商业统计学会 2021 年度规划课题(2021STY06)

**[作者简介]**张建(1989—),男,山西平遥人,山西财经大学统计学院讲师,博士,从事对外投资、绿色发展方面研究,通讯作者,E-mail:170214885@qq.com;王博(1989—),男,甘肃庆阳人,兰州大学县域经济发展研究院讲师,博士,从事产业经济方面研究。

者从各自的角度解读数字经济的维度及具体测度指标。比如,陈小辉等从电信业务、信息产业、企业数字化和电子商务四个维度构建测度指标体系<sup>[5]</sup>;余姗等从数字基础设施建设、网络信息资源、数字经济普及程度和数字经济商务化程度四个维度构建数字经济综合测度体系<sup>[6]</sup>;万晓榆和罗焱卿从数字基础设施、数字产业、数字融合三个维度构建测度指标体系并进行测度分析<sup>[7]</sup>。此外,中国信息通信研究院、北京大数据研究院等国内研究机构亦发布了各自所构建的数字经济评价指标体系。学者关于数字经济产生的经济效应方面,如数字经济有利于提升就业水平<sup>[8]</sup>、提升全球价值链上游度<sup>[9]</sup>、促进经济增长<sup>[10]</sup>等,这些方面的研究结论相对一致。

### (二)关于绿色 TFP 的测算与影响因素研究

为了将环境因素纳入 TFP 的核算框架,Chung 等基于方向性距离函数来构造 Malmquist-Luenberger 生产率指数测算瑞典纸浆厂的绿色 TFP<sup>[11]</sup>。为克服径向和角度带来的非零松弛问题,Tone 提出了基于松弛的 SBM 模型,后来又提出了考虑非期望产出的 SBM 模型,该模型可以较好地处理投入、产出和环境污染之间的关系<sup>[12]</sup>。随后,Fukuyama 和 Weber 与 Fare 和 Grosskopf 将方向性距离函数和 SBM 模型进一步结合<sup>[13-14]</sup>,使绿色 TFP 的测算更加准确。关于绿色 TFP 的影响因素研究,现有文献着重考察了外商直接投资<sup>[15]</sup>、地方政府竞争<sup>[16]</sup>、对外直接投资<sup>[1]</sup>、环境规制<sup>[17]</sup>等对绿色 TFP 的影响。

### (三)关于数字经济对绿色生产率的影响研究

现有文献对数字经济在促进 TFP 方面的作用已基本达成共识<sup>[18-19]</sup>。随着环境污染问题越来越受到重视,数字经济的环境效应也逐渐引起学术界的广泛关注。柏亮和陈小辉的研究结果表明,数字经济发展水平与工业二氧化硫排放量之间呈倒 U 型非线性关系,即随着数字经济发展水平的提升,工业二氧化硫排放量先上升后下降<sup>[20]</sup>。李广昊和周小亮借助“宽带中国”战略的准自然实验,得出推动数字经济发展能够显著降低二氧化硫的排放量<sup>[21]</sup>。然而,关于数字经济与绿色 TFP 的实证研究尚不多见,程文先和钱学锋基于中国省际面板数据的研究表明,数字经济对中国工业绿色 TFP 的影响呈现出正向边际效率递增的非线性作用规律<sup>[22]</sup>。随后,周晓辉等<sup>[23]</sup>基于中国地级市层面的研究也得出类似结论。

综上所述,上述文献在相关研究领域进行了许多有益的探讨,但也存在不足:全面测度数字经济发展水平和关于数字经济与绿色 TFP 之间关系的实证文献比较匮乏,数字经济影响绿色 TFP 的机制与内在逻辑的研究仍处于“黑箱”之中,缺乏理论上的阐释和严格的实证分析。在绿色 TFP 增长的驱动因素中,数字经济是一个不可忽视的关键因素,而关于数字经济影响绿色 TFP 的研究还是一个被广泛关注且尚未深入研究的领域。相较于以往研究,本文可能的创新在于:第一,在研究视角上,在全新的绿色发展要求下,从绿色发展的视角评估数字经济的影响效果,本文为深刻认识数字经济与绿色 TFP 之间的关系提供了新的经验证据。第二,在研究指标上,从数字基础设施、数字经济普及程度、网络信息资源和数字经济环境与效果四个维度构建衡量数字经济发展的综合指标体系,采用时序全局主成分分析法对各省份的数字经济发展水平进行全面测度,为评估数字经济的影响效果提供了数据支撑。第三,在研究内容上,本文关注了数字经济对绿色 TFP 的影响及其作用机制,分析了数字经济与绿色 TFP 之间的非线性动态变化特征,并进一步探讨了数字经济对绿色 TFP 的异质性影响,这一工作有助于深入理解数字经济在提升绿色 TFP 方面的重要作用。第四,在政策应用上,本文研究为依托数字经济推动国内绿色转型发展提供了有益借鉴。

## 三、理论分析与研究假设

### (一)数字经济与绿色 TFP 的关系

数字经济作为一种新的经济形态,具有正外部效应、长尾效应等多种有利于绿色 TFP 提升的特征。具体而言,数字经济对绿色 TFP 的积极作用主要体现在激励企业增加研发投入和促进产业结构的优化升级两个方面。

第一,数字经济的发展有助于激励企业增加研发投入,保障其绿色技术创新活动的顺利开展,从而促进绿色 TFP 的提升。一般来说,创新活动具有高投入和高风险性的特点,企业进行绿色技术创新需要大量的资金支持,当企业面临较严重的融资约束困境而无法通过外部途径融资解决时,其后果是制约了企业进行绿色技术创新的积极性,自动降低研发投入支出<sup>[24]</sup>,从而不利于绿色技术水平的提升。数字经济极大地增强了信息的交流与分享,缓解了借贷双方之间可能出现的信息不对称问题,节省了交易时间,大幅度降低了交易成本,实现金融资源的集中整合和有效利用,有效缓解了企业的融资约束问题,增强了企业进行绿色技术创新活动的积极性,并激励

了企业增加研发投入强度,这一过程不仅实现了规模经济,而且提高了绿色技术水平。同时,数字经济发展水平的提高,除了有助于销售大众市场的商品和服务外,也有助于实现小众市场商品和服务的销量,从而提高企业的收益,收益的提高会使企业更有能力和动力增加对绿色技术研发的投入,进而促进绿色技术水平的提升。此外,数字经济的蓬勃发展在对传统金融机构产生巨大冲击的同时,也会倒逼其积极进行金融创新,提供更好的金融产品和服务,这有助于企业获得研发资金,从而促进绿色技术水平的提升。

第二,数字经济的发展有助于促进地区的产业结构优化升级,从而提升绿色 TFP。一方面,数字经济发展有利于促进地区产业结构的优化升级。随着数字经济的蓬勃发展,数字经济对产业结构的影响主要体现在供给端和需求端。具体地,从供给端来看,数字经济有助于生产要素的自由流动,实现生产要素在全国市场范围内的优化配置,从而提高资源配置效率。此外,数字经济可以有效地改进绿色生产工艺和清洁技术,实现生产效率和节能减排的“双提升”,并通过产业关联效应、示范模仿效应和人员流动效应等途径机制,实现地区产业结构的优化升级;从需求端来看,数字经济发展能够通过增加居民收入来刺激消费需求,根据“需求引致创新”理论,足够的市场有效需求将进一步激发企业的创新动力<sup>[25]</sup>,最终实现了区域产业结构的变迁和升级。另一方面,地区产业结构的优化升级有利于提升绿色 TFP。地区产业结构的升级不仅有助于实现要素的优化配置和技术上的升级,也有助于减少污染物的排放,提高环境的整体质量,进而促进绿色 TFP 的提升<sup>[26]</sup>。逯进和李婷婷采用中国省级层面的数据进行检验,发现产业结构升级对绿色 TFP 存在正向影响<sup>[27]</sup>。此外,地区产业结构升级在促进本地区绿色 TFP 提升的同时,还可以产生地区间溢出效应。

因此,数字经济不仅能够激励企业增加研发投入,还有助于促进地区的产业结构优化升级,进而促进绿色 TFP 的提升。综上所述,本文提出假设 1。

假设 1:数字经济对绿色 TFP 具有正向促进作用。

## (二)数字经济与绿色 TFP 的非线性关系

如前文分析,数字经济作为一种新的经济形态,能够激励企业加大研发投入,促进产业结构的优化升级,从而实现绿色 TFP 的提升。根据梅特卡夫定律,网络价值与参与用户数量的平方成正比。在数字经济应用领域,随着网络用户规模的不断增加,数字经济的绿色价值也将呈非线性式增长<sup>[6]</sup>。在数字经济发展的初期,较低的数字经济发展水平可能会制约数字经济积极作用的有效发挥,使得其对提升绿色 TFP 的效果相对有限。随着数字经济发展水平的提高,数字经济的积极作用也得到充分发挥,使得其对提升绿色 TFP 的效果将持续增强。基于此,本文提出假设 2。

假设 2:数字经济对绿色 TFP 的促进作用在其自身发展的不同阶段呈现异质性特征。

数字经济对绿色 TFP 的影响还取决于各地区的知识产权保护强度。当知识产权保护强度较低时,容易滋生创新惰性和技术侵权,“免费搭便车”现象普遍,不利于保护数字经济带来的绿色技术创新成果,降低企业进行绿色技术创新的积极性与持续性,也不利于实现地区产业结构的优化升级,使得数字经济对绿色 TFP 的积极影响较为有限。而加强知识产权保护强度能够保护企业通过数字经济获得的绿色技术创新成果,规范市场秩序,有效减少创新惰性和技术侵权,激励企业不断进行绿色技术创新,从而促进企业绿色技术创新能力的提升,同时知识产权保护的这种激励效应能够促进绿色生产工艺和清洁技术等转移扩散,促进了较大范围内绿色技术水平的提高。在此情形下,数字经济对绿色 TFP 具有更明显的积极影响。基于此,本文提出假设 3。

假设 3:知识产权保护强度越大,数字经济的绿色生产率增长效应越显著。

## 四、研究设计

### (一)模型设定

#### 1. 数字经济与绿色 TFP

为了验证假设 1,本文设定如下数字经济与绿色 TFP 关系的基准计量模型:

$$GTFP_{it} = \beta_0 + \beta_1 dig_{it} + \beta_2 X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,下标  $i$  代表各省(自治区、直辖市);下标  $t$  代表年份; $GTFP$  为绿色 TFP; $dig$  为数字经济发展水平; $X$  为一系列控制变量,具体为政府干预( $gov$ )、城镇化水平( $urb$ )、对外开放水平( $dw$ )和交通设施条件( $infra$ ); $\beta_0$  为常数项; $\mu_i$  为个体固定效应, $\lambda_t$  为时间固定效应; $\varepsilon$  为随机扰动项。 $dig$  的估计系数  $\beta_1$  的显著性和影响方向是本

文关注的重点,如果  $\beta_1$  大于 0,且通过 10% 的统计显著性水平检验,则说明数字经济的发展有利于促进中国绿色 TFP 的提升。

2. 面板门槛模型

为了验证假设 2 和假设 3,本文借鉴 Hansen 的研究<sup>[28]</sup>,以数字经济发展水平、知识产权保护强度分别作为门槛变量,设定如下面板门槛模型:

$$GTFP_{it} = \alpha_1 dig_{it} \times I(thr_{it} \leq \gamma_1) + \alpha_2 dig_{it} \times I(\gamma_1 < thr_{it} \leq \gamma_2) + \dots + \alpha_n dig_{it} \times I(\gamma_{n-1} < thr_{it} \leq \gamma_n) + \alpha_{n+1} dig_{it} \times I(thr_{it} > \gamma_n) + \theta X_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中,  $thr$  为门槛变量,分别表示数字经济发展水平和知识产权保护强度; $\gamma$  为待估计的门槛值; $I(\cdot)$  为一个指标函数,括号内的条件满足时取值为 1,否则取值为 0;其他变量定义同式(1)。

(二) 变量说明与数据来源

1. 被解释变量:绿色 TFP ( $GTFP$ )

本文将能源消耗和环境污染纳入传统 TFP 核算框架,并借鉴傅京燕等的做法<sup>[15]</sup>,采用基于非径向非导向包含非期望产出的 SBM 方向性距离函数与全局 Malmquist-Luenberger 生产率指数来测算 2005—2019 年中国各省(自治区、直辖市)的绿色 TFP 指数,最后借鉴陈超凡<sup>[29]</sup>的累乘法将其转化为最终的绿色 TFP 进行实证分析。

投入产出变量及数据处理如下:在投入变量选取上,选取各省(自治区、直辖市)的城镇单位就业年末人数作为劳动力投入;选取各省(自治区、直辖市)的能源消费总量作为能源投入;资本投入方面,借鉴张建和李占风的做法<sup>[1]</sup>,通过永续盘存法估算得到各省(自治区、直辖市)的资本存量来表示。在产出变量选择方面,选取以各省(自治区、直辖市)2003 年不变价的 GDP 作为期望产出;借鉴原毅军和谢荣辉的做法<sup>[30]</sup>,选取二氧化碳排放量作为非期望产出指标,根据陈诗一提供的公式和核算方法<sup>[31]</sup>,以各省(自治区、直辖市)历年所消耗的煤炭、天然气和石油三种主要的一次能源为基准进行估算得到。

2. 核心解释变量:数字经济发展水平 ( $dig$ )

随着数字经济的蓬勃发展,如何构建科学合理的数字经济发展综合指标体系,并测度各地区数字经济的发展水平是当前理论界亟待解决的重要课题。本文首先借鉴韩先锋等<sup>[32]</sup>、余姍等<sup>[6]</sup>、刘洋和陈晓东<sup>[33]</sup>的经验做法,结合当前中国数字经济发展实际,从数字基础设施、数字经济普及程度、网络信息资源和数字经济环境与效果四个维度构建衡量数字经济发展的综合指标体系(见表 1),然后采用时序全局主成分分析法计算得到中国各省(自治区、直辖市)的数字经济发展综合得分,最后利用标准化公式将计算得到的数字经济综合得分数据标准化到 0 至 1 之间,并以此作为本文的核心解释变量和门槛变量。

表 1 数字经济发展水平的综合指标体系

一级指标	二级指标	指标解释
数字基础设施	IPv4 地址占比(%)	IP 地址资源分配程度
	万人域名数(个/万人)	域名资源分配状况
	长途光缆线路长度(公里)	光纤基础设施建设情况
	互联网接入端口(万个)	互联网接入设备配置状况
数字经济普及程度	网站数(万个)	数字化软件设备的建设情况
	互联网普及率(%)	互联网普及情况
	移动电话普及率(部/百人)	移动终端普及状况
网络信息资源	网页数(万个)	数字经济信息资源的应用程度
	每个网页平均字节数(KB)	数字经济信息资源的丰富程度
数字经济环境与效果	人均实际 GDP(元)	经济发展水平
	城镇居民人均可支配收入(元)	城镇居民数字经济的消费能力
	农村居民人均可支配收入(元)	农村居民数字经济的消费能力
	快递业务总量(万件)	电子商务的发展水平
	信息传输、软件和信息技术服务业人数(万人)	数字产业的就业情况
	电信业务总量(亿元)	电信业务的发展水平

注:其中互联网普及率和网站数量在少数几个年份有缺失,本文采用年均增长率予以推算。为了消除价格波动的影响,本文以 2003 年为基期,对所有涉及货币计量的指标进行 GDP 平减处理。

3. 门槛变量:知识产权保护强度 ( $ipr$ )。

本文借鉴胡凯等的做法<sup>[34]</sup>,选取各省份技术市场交易额占 GDP 的比重来衡量知识产权保护强度,该指标数值越大,说明知识产权保护越有效。

4. 控制变量

政府干预 ( $gov$ ),本文借鉴张建和王博的做法<sup>[35]</sup>,采用各省份财政支出占同期 GDP 的比重来表示。城镇化水平 ( $urb$ ),采用各省份年末城镇常住人口与总人口之比来表示,该比值越大,表明该省份的城镇化水平越高。对外开放水平 ( $dw$ ),采用各省份进出口总额占同期 GDP 的比重表示。交通设施条件 ( $infra$ ),采用各省份单位面积公路里程来表示。

5. 数据说明

本文选取的样本区间为 2006—2019 年,考虑到数据的可得性,本文最终选取 30 个省(自治区、直辖市)作为研究对象。本文数据取自《中国统计年鉴》《中国互联网发展状况统计报告》以及 EPS 数据库。表 2 报告了各变量的描述性统计结果。

表 2 各变量的描述性统计结果

变量	符号	N	Mean	SD	Min	Max
绿色 TFP	<i>GTFP</i>	420	0.9708	0.2081	0.4768	1.9265
数字经济发展水平	<i>dig</i>	420	0.6	0.0554	0.5327	0.9327
知识产权保护强度	<i>ipr</i>	420	0.0118	0.0244	0.0002	0.1635
政府干预	<i>gov</i>	420	0.2277	0.0983	0.0837	0.6284
城镇化水平	<i>urb</i>	420	0.5466	0.1357	0.2746	0.896
对外开放水平	<i>dw</i>	420	0.2985	0.3582	0.0127	1.7215
交通设施条件	<i>infra</i>	420	0.8813	0.4843	0.0685	2.1158

五、实证结果与分析

(一)数字经济与绿色 TFP 的相关性分析

为了直观地观察数字经济发展水平与绿色 TFP 之间的关系,图 1 绘制了二者的二维散点图和线性拟合直线。由图 1 可以看出,数字经济发展水平与绿色 TFP 之间呈现正相关关系。那么,在国家大力促进绿色转型发展和加快发展数字经济建设的现实背景下,数字经济的蓬勃发展是否有效地促进了中国绿色 TFP 的提升?下文将通过严格的实证检验进行验证。

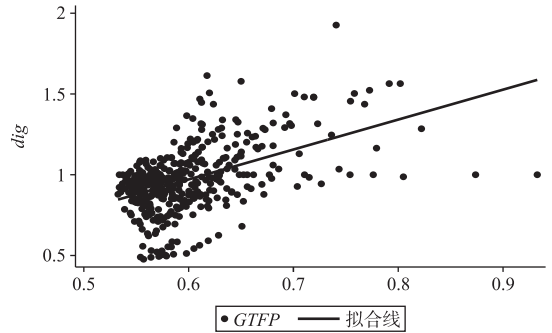


图 1 数字经济发展水平与绿色 TFP 关系

(二)基准回归结果

为了得到数字经济对绿色 TFP 影响的一致性估计结果,需要解决计量模型中可能存在的内生性问题。根据本文所设定的计量模型,变量测量误差、遗漏变量、数字经济与绿色 TFP 之间存在双向因果关系等都有可能引起内生性问题。为规避这一问题,借鉴黄群慧等的做法<sup>[36]</sup>,本文选取历史上邮局的数量作为工具变量,并使用两阶段最小二乘法(2SLS)对式(1)进行估计。选取历史上邮局的数量作为工具变量,其理由为:中国互联网技术的发展始于固定电话的普及,在历史上固定电话普及率较高的地区,后期互联网普及率也较高,邮局是铺设固定电话的执行部门,历史上邮局的布局分布影响着互联网的普及与发展,而历史上邮局的布局分布与区域绿色 TFP 没有直接联系。因此,历史上的邮局数量满足有效工具变量的相关性和外生性条件。当具体应用时,选取 1990 年各省份邮局数量作为数字经济的工具变量。由于本文为均衡面板数据,1990 年各省份的邮局数量不随时间变化,为了使其具有动态特征,采用上一年度的信息传输、计算机服务和软件业的全社会固定资产投资完成额与其相乘得到的交互项(IV)作为数字经济的工具变量。

表 3 两阶段最小二乘法(2SLS)估计结果

变量	模型(1)	模型(2)
	GTFP 2SLS	GTFP 2SLS
<i>Dig</i>	1.2768* (1.751)	1.6839** (2.170)
<i>Gov</i>	—	-0.8683*** (-3.454)
<i>Urb</i>	—	-1.5768*** (-5.061)
<i>Dw</i>	—	0.2078* (1.872)
<i>Infra</i>	—	0.3474*** (3.259)
常数项	0.5774 (1.025)	0.9166 (1.213)
Kleibergen-Paap rk LM 统计量	51.342 [0.0000]	59.643 [0.0000]
Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量	72.097 {16.38}	68.147 {16.38}
地区/时间效应	控制	控制
First-stage 的回归结果		
IV	0.0001*** (8.491)	0.0001*** (8.255)
R <sup>2</sup>	0.800	0.831
观测值	420	420

注: \*、\*\*、\*\*\* 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平, ( ) 内为修正方差后的 *t* 统计量, [ ] 内为 Kleibergen-Paap rk LM 统计量的 P 值, { } 内为 Stock 和 Yogo (2005) 在 10% 的水平下推断出的临界值。

表 3 报告了式(1)的估计结果,其中模型(1)仅控制核心解释变量及个体时间固定效应,模型(2)则控制了所有变量的估计结果。两阶段工具变量的相关检验结果表明,本文所选择的工具变量是有效的<sup>①</sup>。根据模型(2)结果显示,核心解释变量数字经济的回归系数显著为正,这表明近年来数字经济的蓬勃发展显著促进了中国绿色 TFP 的提升,从绿色生产率的视角验证了数字经济完全可以成为支撑新发展阶段下中国绿色 TFP 提升的新力量,该结果支持了假设 1。

从控制变量来看,政府干预的回归系数显著为负,说明政府干预活动的低效率,不利于绿色 TFP 的提升。城

①下文中不再详细说明工具变量的相关检验问题。

镇化水平的回归系数显著为负,这与目前大部分研究不一致,其原因可能是,本文选取了各省份年末城镇常住人口占总人口的比值来表示,这一指标仅能反映出城镇化的水平,并不能反映出城镇化的质量<sup>[37]</sup>。对外开放水平的回归系数为正,说明对外开放有利于促进绿色 TFP 的提升。交通设施条件的回归系数显著为正,便利的交通条件加强了区域间的要素流动,有利于其他区域进一步对绿色创新技术的吸收扩散,进而促进了全国范围内绿色 TFP 的提升。

(三) 稳健性检验

本文从以下三方面进行稳健性检验:第一,对绿色 TFP 缩尾处理。为了避免绿色 TFP 异常值对估计结果的有偏影响,对其 1% 的极小值和 1% 的极大值进行缩尾处理,相应的模型回归结果见表 4 中模型(3)。第二,更换模型估计方法。为了克服 2SLS 估计中可能存在的异方差和弱工具变量问题,采用广义矩估计对模型进行重新估计,相应的模型回归结果见表 4 中模型(4)。第三,缩减样本时间。为了避免样本时间选择对结论的影响,本文剔除掉 2006 年和 2007 年数据,仅以 2008—2019 年样本数据进行估计,回归结果见表 4 中的模型(5)。经过一系列的稳健性检验,核心解释变量的影响方向及系数显著性与前文一致,说明前文的研究结果具有一定的稳健性。

表 4 稳健性检验结果

变量	模型(3)	模型(4)	模型(5)
被解释变量	GTFP	GTFP	GTFP
估计方法	2SLS	GMM	2SLS
<i>dig</i>	1.4322 ** (2.025)	1.6839 ** (2.170)	1.7653 ** (2.137)
控制变量	控制	控制	控制
常数项	1.0643 * (1.728)	0.8337 (1.227)	0.9166 (1.213)
地区/时间效应	控制	控制	控制
R <sup>2</sup>	0.839	0.831	0.855
观测值	420	420	360

(四) 影响机制检验

上述估计结果表明,数字经济对中国绿色 TFP 具有显著的正向促进作用。那么,其作用机制是什么?结合本文的理论分析与研究假设,数字经济促进绿色 TFP 基于以下两条渠道:一方面,数字经济的发展能够激励企业增加研发投入,从而促进绿色 TFP 的提升;另一方面,在数字经济的发展过程中伴随着产业结构的变迁和升级,从而促进绿色 TFP 的提升。基于此,本文借鉴范子英等的做法<sup>[38]</sup>,设定如下计量模型对上述机制进行检验:

$$RD_{it} = \beta_0 + \beta_1 dig_{it} + \beta_2 X_{it} + \mu_i \lambda_t + \varepsilon_{it} \tag{3}$$

$$IS_{it} = \beta_0 + \beta_1 dig_{it} + \beta_2 X_{it} + \mu_i \lambda_t + \varepsilon_{it} \tag{4}$$

其中,*RD* 为研发投入,选取各省份研发经费投入与同期 GDP 的比值来刻画。*IS* 为产业结构升级,本文借鉴付凌晖的衡量方法<sup>[39]</sup>,采用向量夹角来度量产业结构高级化水平。

表 5 影响机制检验结果

变量	模型(6)	模型(7)
	RD 2SLS	IS 2SLS
<i>Dig</i>	0.0579 *** (5.833)	1.5989 *** (3.381)
控制变量	控制	控制
常数项	0.0061 (0.618)	5.7653 *** (14.966)
地区/时间效应	控制	控制
R <sup>2</sup>	0.984	0.961
观测值	420	420

影响机制检验的 2SLS 回归结果如表 5 所示。可以看出,模型(6)和模型(7)中数字经济的回归系数显著为正,表明数字经济的发展对研发投入、产业结构升级均表现出显著的正向促进作用,这表明数字经济的发展有效缓解了企业的融资约束问题,激励企业增加了研发投入,同时促进了地区产业结构的优化升级,从而推动了绿色 TFP 的提升。以上回归结果支持了研发投入、产业结构升级是数字经济作用于绿色 TFP 的两个渠道。

(五) 门限特征分析

根据面板门限模型的建模步骤,本文对式(2)进行门限条件检验,以确定所构建的面板门限模型的具体设定形式,其检验结果见表 6。

表 6 门限效应存在性检验及门限值估计结果

门檻变量	门檻数	估计值	置信区间	F 值	P 值	BS 次数
数字经济发展水平	单一门檻	0.5979	[0.5965, 0.5982]	42.28 **	0.0133	300
	双重门檻	0.6464	[0.6415, 0.6465]	13.07	0.2567	300
知识产权保护强度	单一门檻	0.0212	[0.0202, 0.0218]	37.48 **	0.0333	300
	双重门檻	0.0645	[0.0362, 0.0989]	15.35	0.3300	300

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示在 1%、5%和 10%的显著水平上拒绝原假设。

由表 6 可知,以数字经济发展水平作为门檻变量时,通过了单一门檻检验,但未能通过双重门檻检验,所以存在单一门檻效应,运用残差平方和最小原则估计出门檻值为 0.5979。以知识产权保护强度作为门檻变量时,通过了单一门檻检验,但未能通过双重门檻检验,所以存在单一门檻效应,门檻值为 0.0212。在门檻值确定后,就可以对面板门檻回归模型进行参数估计,同时为了消除异方差的影响,本文采取稳健标准误处理方法,具体估计结果见表 7。

从表 7 中可以看出,数字经济发展水平的门槛效应结果显示,当数字经济发展水平低于门槛值 0.5979 时,数字经济的回归系数是 2.259,且通过了 5% 显著性水平的检验,表明数字经济对绿色 TFP 产生了一定的正向影响,但这种促进效应相对有限;当数字经济发展水平超过门槛值 0.5979 时,数字经济对绿色 TFP 依然保持着显著的正向影响作用,其效应系数进一步增大至 2.432。由此可见,随着数字经济发展水平的提高,数字经济对绿色 TFP 的影响存在显著的正向且边际效应递增的非线性作用规律,即梅特卡夫定律成立。这就说明,数字经济对绿色 TFP 提升的积极作用依赖于较高水平的数字经济发展基础,数字经济的绿色生产率增长效应在其发展初期较弱,而随着数字经济发展水平的提高,数字经济可以充分发挥其在激励地区内企业加大研发投入和促进产业结构优化升级方面的积极作用,从而增强其对绿色 TFP 的促进效应。从实际情况来看,样本期内天津、山西、吉林等 19 个省份的数字经济发展平均水平还在 0.5979 以下,且这些省份主要集中于中西部地区,这预示着新发展阶段下我国应通过加快发展数字经济建设,尤为注重提高中西部省份的数字经济发展水平,以最大限度地发挥数字经济的绿色生产率增长效应。

知识产权保护强度的门槛效应结果显示,当知识产权保护强度超过门槛值 0.0212 时,数字经济的绿色生产率增长效应明显增强,其效应系数由 2.719 上升到 2.939,可见,随着知识产权保护强度的提高,数字经济对绿色 TFP 的正向影响亦存在显著的边际效应递增的非线性作用规律。这就说明,在较低的知识产权保护强度中,数字经济对绿色 TFP 的积极影响较为有限。随着知识产权保护强度的提高,在激励企业不断进行绿色技术创新的同时,也有利于保护企业的绿色技术创新成果,使得数字经济对绿色 TFP 的促进效应更加明显。由此,假设 2 和假设 3 得到验证。从实际情况来看,除了北京和上海之外,其他省份的数字经济发展平均水平低于 0.0212。可见,当前知识产权保护作用于数字经济驱动绿色 TFP 的效果还比较有限,通过提升知识产权保护强度来深入推动数字经济与实体经济的深度融合,应是新发展阶段下推动国内绿色转型发展需要重点关注的。

综上可知,数字经济对绿色 TFP 的影响存在显著的约束机制,数字经济自身发展水平和知识产权保护强度等条件因素显著作用于数字经济的绿色生产率增长效应,且呈现出明显的非线性作用规律。总体看来,只有数字经济发展水平和知识产权保护强度达到一定条件时,才能最大限度地发挥数字经济的绿色生产率增长效应。

### 六、进一步探讨:异质性分析

由于中国地域辽阔,地区间资源禀赋、技术水平等存在较大差异,本文将样本分为东部和中西部地区<sup>①</sup>,以考察数字经济影响绿色 TFP 的空间异质性。2SLS 的估计结果如表 8 中模型(10)所示。根据回归结果,在中西部地区,数字经济对绿色 TFP 提升的作用效果要比东部地区更为明显。其原因可能与各省份数字经济发展水平和初始绿色 TFP 水平等因素有关。为此,本文绘制出历年各区域数字经济发展水平与绿色 TFP 的变化趋势图,如图 2 所示。可以看出,东部、中西部地区的绿色 TFP 均呈现先递减后递增的变化态势,数字经济发展水平呈现上升的变化态势,东部地区的数字经济发展水平虽然相对较高,但是绿色 TFP 水平也相对较高。这说明,在中西部地区,其数字经济发展水平的提高对于提升绿色 TFP 具有更大的潜力和空间。因此,对于中西部地区而言,在现有基准水平的基础上,进一步加快发展数字经济建设,推动绿色转型发展,更具紧迫性、必要性和高效性。

### 七、结论与政策启示

在当前国家大力促进绿色转型发展和加快发展数字经济建设的现实背景下,深入考察数字经济对绿色 TFP

表 7 面板门槛模型估计结果

变量	模型(8)	模型(9)
	GTFP FE	GTFP FE
<i>dig_1</i>	2.259 ** (2.432)	2.719 *** (3.021)
<i>dig_2</i>	2.432 ** (2.756)	2.939 *** (3.347)
控制变量	控制	控制
常数项	-0.045 (-0.106)	-0.398 (-1.121)
R <sup>2</sup>	0.494	0.486
观测值	420	420

表 8 异质性检验结果

变量	模型(10)	
	GTFP(2SLS)	
	东部地区	中西部地区
<i>dig</i>	1.5906 ** (2.123)	3.7069 *** (5.034)
控制变量	控制	
常数项	1.2966 * (1.788)	
地区/时间效应	控制	
R <sup>2</sup>	0.835	
观测值	420	

<sup>①</sup>东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东和海南等 11 个省区市;中西部地区包括山西、内蒙古、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南、广西、重庆、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆等 19 个省区市。

的影响无疑具有重要的理论和现实意义。鉴于此,本文在理论分析数字经济影响绿色 TFP 的基础上,基于中国 2006—2019 年省际面板数据,实证分析了数字经济对绿色 TFP 的影响及其作用机制。研究表明,数字经济的蓬勃发展显著促进了中国绿色 TFP 的提升,从绿色生产率的视角验证了数字经济完全可以成为支撑新发展阶段下中国绿色 TFP 提升的新力量,这一研究结论在经过一系列稳健性检验后依然成立。作用机制研究发现,数字经济可以通过激励企业增加研发投入和促进地区产业结构的优化升级等渠道促进绿色 TFP 的提升。在数字经济发展水平较高、地区知识产权保护强度较高的情况下,数字经济的绿色生产率增长效应更为突出。进一步的探讨部分内容显示,与东部地区相比,中西部地区数字经济发展水平的提高对绿色 TFP 具有更为明显的积极影响。

基于以上实证研究结论,本文提出以下政策建议:第一,注重加快发展数字经济建设,推动其与实体经济在更高水平上实现融合。有关部门要聚焦新一代信息技术等领域,加紧布局数字新基建建设,加强数字基础设施建设,大力发展数字经济,将数据转化为新的关键生产要素,最大限度地释放数字经济发展新动能,让数字经济为绿色转型发展提供强大动力。第二,在通过数字经济提升绿色 TFP 时,有关部门应充分考虑自身的知识产权保护强度,现阶段要进一步提升知识产权保护强度,使其达到相应“门槛”之上,以有效发挥数字经济的绿色生产率增长效应。因此,政府在大力发展数字经济的同时,也应该完善知识产权保护相关的法律法规政策体系,全面提高知识产权保护力度,着力营造公平竞争的市场环境,为数字经济助推绿色转型发展提供良好的制度保障。第三,因地制宜,完善相关政策措施。正视中国区域发展不平衡的现实,特别是中西部地区要结合自身的要素禀赋特征,有关部门应紧紧抓住发展数字经济的战略机遇,完善相关政策措施,以数字经济为抓手,在加快推进数字经济发展的同时,打通数字经济与绿色 TFP 提升之间的传导瓶颈,有效释放数字经济的绿色生产率增长效应并促进区域绿色转型的协调发展。

本研究还存在以下不足:限于数据的可得性,仅选取了 14 年的中国省际面板数据进行实证检验,样本量不够充分,分析结果相对有限。在未来的研究中,可以尝试结合企业层面的微观数据,较为系统地探讨数字经济的绿色生产率增长效应。

参考文献:

[1] 张建,李占凤. 对外直接投资促进了中国绿色全要素生产率增长吗——基于动态系统 GMM 估计和门槛模型的实证检验[J]. 国际贸易问题, 2020(7):159-174.

[2] 王开科,吴国兵,章贵军. 数字经济发展改善了生产效率吗[J]. 经济学家,2020(10):24-34.

[3] Tapscott D. The digital economy: Promise and peril in the age of networked intelligence[M]. New York: McGraw-Hill, 1996.

[4] 裴长洪,倪江飞,李越. 数字经济的政治经济学分析[J]. 财贸经济,2018(9):5-22.

[5] 陈小辉,张红伟,吴永超. 数字经济如何影响产业结构水平? [J]. 证券市场导报,2020(7):20-29.

[6] 余姗,樊秀峰,蒋皓文. 数字经济对我国制造业高质量走出去的影响——基于出口技术复杂度提升视角[J]. 广东财经大学学报,2021(2):16-27.

[7] 万晓榆,罗焱卿. 数字经济发展水平测度及其对全要素生产率的影响效应[J]. 改革,2022(1):101-118.

[8] 郭东杰,周立宏,陈林. 数字经济对产业升级与就业调整的影响[J]. 中国人口科学,2022(3):99-110,128.

[9] 齐俊妍,任奕达. 数字经济发展、制度质量与全球价值链上游度[J]. 国际经贸探索,2022(1):51-67.

[10] 荆文君,孙宝文. 数字经济促进经济高质量发展:一个理论分析框架[J]. 经济学家,2019(2):66-73.

[11] Chung Y H, Grosskopf S. Productivity and undesirable outputs: A directional distance function approach[J]. Journal of Environmental Management, 1997, 51(3):229-240.

[12] Tone K. A slacks-based measure of efficiency in data envelopment analysis[J]. European Journal of Operational Research, 2001, 130(3):498-509.

[13] Fukuyama H, Weber W L. A directional slacks-based measure of technical inefficiency[J]. Socio-economic Planning Sciences, 2009, 43(4):274-287.

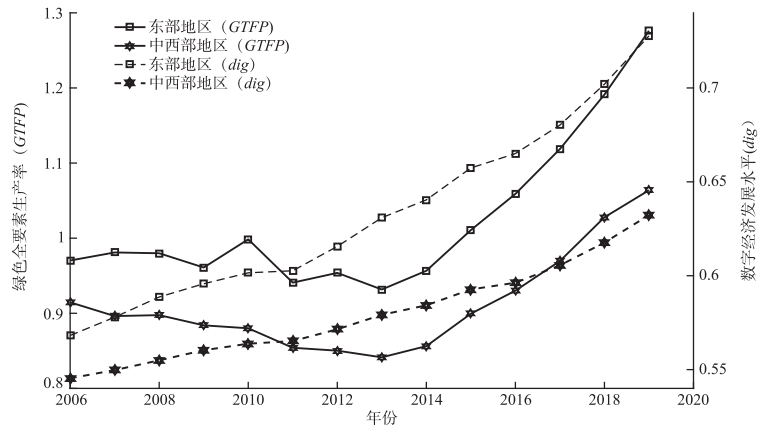


图2 分区域数字经济发展水平和绿色 TFP 的变动趋势



- [14] Fare R, Grosskopf S. Directional distance functions and slacks-based measures of efficiency[J]. *European Journal of Operational Research*, 2010, 200(1): 320-322.
- [15] 傅京燕, 胡瑾, 曹翔. 不同来源 FDI、环境规制与绿色全要素生产率[J]. *国际贸易问题*, 2018(7): 134-148.
- [16] 何爱平, 安梦天. 地方政府竞争、环境规制与绿色发展效率[J]. *中国人口·资源与环境*, 2019(3): 21-30.
- [17] 马国群, 谭砚文. 环境规制对农业绿色全要素生产率的影响研究——基于面板门槛模型的分析[J]. *农业技术经济*, 2021(5): 77-92.
- [18] Shao B B M, Lin W T. Assessing output performance of information technology service industries: Productivity, innovation and catch-up[J]. *International Journal of Production Economics*, 2016, 172: 43-53.
- [19] 杨慧梅, 江璐. 数字经济、空间效应与全要素生产率[J]. *统计研究*, 2021(4): 3-15.
- [20] 柏亮, 陈小辉. 数字经济如何影响工业 SO<sub>2</sub> 排放? ——理论解读与实证检验[J]. *东北财经大学学报*, 2020(5): 73-81.
- [21] 李广昊, 周小亮. 推动数字经济发展能否改善中国的环境污染——基于“宽带中国”战略的准自然实验[J]. *宏观经济研究*, 2021(7): 146-160.
- [22] 程文先, 钱学锋. 数字经济与中国工业绿色全要素生产率增长[J]. *经济问题探索*, 2021(8): 124-140.
- [23] 周晓辉, 刘莹莹, 彭留英. 数字经济发展与绿色全要素生产率提高[J]. *上海经济研究*, 2021(12): 51-63.
- [24] 汪昌云, 钟腾, 郑华懋. 金融市场化提高了农户信贷获得吗? ——基于农户调查的实证研究[J]. *经济研究*, 2014(10): 33-45, 178.
- [25] 李平, 李淑云, 许家云. 收入差距、有效需求与自主创新[J]. *财经研究*, 2012(2): 16-26.
- [26] 刘赢时, 田银华, 罗迎. 产业结构升级、能源效率与绿色全要素生产率[J]. *财经理论与实践*, 2018(1): 118-126.
- [27] 逯进, 李婷婷. 产业结构升级、技术创新与绿色全要素生产率——基于异质性视角的研究[J]. *中国人口科学*, 2021(4): 86-97, 128.
- [28] Hansen B E. Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing, and inference[J]. *Journal of Econometrics*, 1999, 93(2): 345-368.
- [29] 陈超凡. 中国工业绿色全要素生产率及其影响因素——基于 ML 生产率指数及动态面板模型的实证研究[J]. *统计研究*, 2016(3): 53-62.
- [30] 原毅军, 谢荣辉. 环境规制与工业绿色生产率增长——对“强波特假说”的再检验[J]. *中国软科学*, 2016(7): 144-154.
- [31] 陈诗一. 能源消耗、二氧化碳排放与中国工业的可持续发展[J]. *经济研究*, 2009(4): 41-55.
- [32] 韩先锋, 宋文飞, 李勃昕. 互联网能成为中国区域创新效率提升的新动能吗[J]. *中国工业经济*, 2019(7): 119-136.
- [33] 刘洋, 陈晓东. 中国数字经济发展对产业结构升级的影响[J]. *经济与管理研究*, 2021(8): 15-29.
- [34] 胡凯, 吴清, 胡毓敏. 知识产权保护的技术创新效应——基于技术交易市场视角和省级面板数据的实证分析[J]. *财经研究*, 2012(8): 15-25.
- [35] 张建, 王博. 对外直接投资、市场分割与经济增长质量[J]. *国际贸易问题*, 2022(4): 56-72.
- [36] 黄群慧, 余泳泽, 张松林. 互联网发展与制造业生产率提升: 内在机制与中国经验[J]. *中国工业经济*, 2019(8): 5-23.
- [37] 江洪, 纪成君. OFDI 逆向技术溢出能够改善中国能源效率吗[J]. *审计与经济研究*, 2020(3): 102-110.
- [38] 范子英, 彭飞, 刘冲. 政治关联与经济增长——基于卫星灯光数据的研究[J]. *经济研究*, 2016(1): 114-126.
- [39] 付凌晖. 我国产业结构高级化与经济增长关系的实证研究[J]. *统计研究*, 2010(8): 79-81.

[责任编辑: 杨志辉]

## Development of Digital Economy and Improvement of Green Total Factor Productivity

ZHANG Jian<sup>1</sup>, WANG Bo<sup>2</sup>

(1. School of Statistics, Shanxi University of Finance and Economics, Taiyuan 030006, China;

2. Research Institute of County Economic Development, Lanzhou University, Lanzhou 730000, China)

**Abstract:** Based on theoretical analysis, this paper constructs a comprehensive index system to measure the development of digital economy from four dimensions: digital infrastructure, digital economy penetration, network information resources, and digital economy environment and effects, and uses the time-series generalization principal component analysis method to measure the provincial digital economy development level index of China from 2006 to 2019, and establishes two-stage least squares method and panel threshold model to analyze the relationship between digital economy and green total factor productivity. The study finds that the digital economy significantly promoted to the improvement of China's green TFP, become a new driving force to support China's green TFP improvement in the new development stage, and this research conclusion is still robust after a series of robustness tests. The mechanism of action finds that the digital economy can promote to green TFP growth by stimulating enterprises to increase R&D investment and promoting the optimization and upgrading of industrial structure. The green productivity growth effect of the digital economy is further enhanced by the higher level of digital economy development and the higher intensity of regional IPR. Compared with the eastern region, the increase in the level of digital economy development in the central and western regions has a more obvious positive impact on green TFP. Our research not only provides an empirical basis for assessing the impact of the digital economy, but also theoretical references for promoting the development of domestic green transformation through the digital economy.

**Key Words:** digital economy; green total factor productivity; intellectual property protection; economic transition; digital integration