

# 数字经济与绿色全要素生产率\*

## ——异质性与影响机制分析

张思源<sup>1</sup> 王春枝<sup>1</sup> 张鸿帅<sup>2</sup>

(1.内蒙古财经大学统计与数学学院, 内蒙古 呼和浩特 010010; 2.石河子大学经济与管理学院, 新疆 石河子 832000)

**[摘要]** 近年来, 数字经济已成为全球经济发展大势, 其蓬勃发展为推动绿色发展、促进绿色全要素生产率提高提供了重要途径。基于中国30个省(自治区、直辖市)2007—2019年的面板数据, 通过编制数字产业投入产出表, 构建包含非期望产出指数的超效率SBM-BML模型, 测度我国各省域的数字经济发展规模和绿色全要素生产率。采用理论逻辑和实证检验相结合的方法, 从定性和定量角度刻画数字经济发展水平对绿色全要素生产率的作用机理。理论分析结果表明: 数字经济可以通过提高生产效率和开发绿色技术直接促进绿色全要素生产率的提升; 数字经济能够通过推动产业结构升级、减少对环境的依赖、促进技术进步间接对绿色全要素生产率产生促进作用。实证检验结果表明: 从数字经济发展对绿色全要素生产率的直接效应研究来看, 我国数字经济发展能够促进绿色全要素生产率提高, 且对于中部地区的促进作用略高于西部地区, 中西部地区的促进作用明显高于东部地区; 从数字经济发展对绿色全要素生产率的间接效应研究来看, 产业结构升级、环境治理和技术进步均是数字经济影响绿色全要素生产率的重要机制性因素并存在一定区域异质性。因此, 各级地方政府应因地制宜, 大力发展数字经济, 并通过优化产业结构、加快绿色技术进步等方面来提升绿色高质量发展, 进而实现绿色全要素生产率的全面提升。

**[关键词]** 数字经济 绿色全要素生产率 影响机制 中介效应 区域异质性

**[中图分类号]** F49 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 2096-983X(2022)06-0039-10

## 一、引言

数字经济是新一轮科技革命孕育出的, 以数据为关键生产要素, 以现代信息网络为重要

载体, 以互联网和人工智能推动经济发展的经济模式。近年来, 数字经济已成为全球经济发展大势, 我国高度重视数字经济的发展。2021年, 全球市值10强企业中有7家位于美国, 2家

收稿日期: 2022-02-28; 修回日期: 2022-09-14

\*基金项目: 国家社会科学基金一般项目“民族地区高等教育量、质溢价及其贫困的代际传递阻断效应与路径研究”(BMA180083); 内蒙古自治区经济数据分析与挖掘重点实验室重点课题“数字经济提升区域经济韧性——理论逻辑与实证检验”(SYSKT22001); 内蒙古自治区研究生科研创新项目“内蒙古数字经济规模及其绿色全要素生产率贡献测度与评价”(S20210299Z)

作者简介: 张思源, 硕士研究生, 主要从事宏观经济统计研究; 王春枝, 教授, 技术经济与管理博士, 主要从事宏观经济统计研究; 张鸿帅, 博士研究生, 主要从事区域经济学研究。

位于中国,且7家都是互联网科技企业;同年据中国信息通信研究院发布的《中国数字经济发展白皮书》和《中国数字经济就业发展研究报告》显示,我国数字经济规模达到45.5万亿元,占GDP比重为39.8%,相较2020年增加6.3万亿元,且经中商产业研究院预测,2022年我国数字经济规模将达48.9万亿元,2023年全球数字经济产值将占到GDP的62%。当前,由于新冠肺炎疫情的不断反复,全球经济处于低迷状态,中国面临着边际投资收益递减、人口红利逐渐消失等的多重影响,迫切需要从要素驱动和投资驱动转变为创新驱动和全要素生产率驱动。在新形势下,数字经济已成为驱动经济高质量发展的新引擎。经济高质量发展的重要体现就是效率的改进,达到额外生产效率,即全要素生产率的提高。但是,由于中国经济发展受到了严重环境污染和能源利用效率低下等问题的制约,绿色发展成为中国经济高质量发展的战略选择,相较于传统的全要素生产率,利用绿色全要素生产率来测度评价一个经济体的增长情况也更为科学。因此,数字经济作为一种融合性经济,能否突破传统生产要素的束缚,成为推动经济增长的新动能并在促进绿色全要素生产率提高、推动绿色发展方面起到重要作用是值得深入探究的。基于此,文章将对现有文献进行梳理,通过实证分析揭示我国数字经济对绿色发展的影响效应,并就如何利用数字经济促进经济高质量发展提出相应建议。

## 二、文献综述

“数字经济”是继农业经济和工业经济后的一种新的经济形态,其对于一个国家的发展起着极其重要的作用。其中在就业方面,Daron and Pascual的研究发现,数字经济的发展能够提供给劳动力更多的就业选择,从而有效提高劳动力的配置效率。<sup>[1]</sup>在创新方面,熊励和蔡雪莲对数字经济与区域创新之间的关系进行了分析,研究发现数字经济对区域创新有着显著促

进作用。<sup>[2]</sup>在交易市场方面,Erik and Loran指出互联网等数字经济的大力发展使贸易效率大大提高<sup>[3]</sup>;吕明元和苗效东发现数字经济一方面能够大幅度提升交易效率,另一方面对产业结构的合理化和高级化也都同时发挥着积极的推动作用,对价值分配有着很大影响;<sup>[4]</sup>余文涛和吴士炜研究发现互联网平台经济对金融市场错配和技术市场错配具有显著地改善效应。<sup>[5]</sup>

党的十九大报告为我国新时代绿色高质量发展指明了前进的方向,即要健全绿色循环的经济发展体系,数字经济与绿色发展就会成为未来我国构建新发展体系的必然要求。数字经济已成为我国落实此重大战略的关键力量。宋洋从“外在表现”和“内生动力”两个维度分析数字经济对经济发展质量的影响,结果表明数字经济在多个层次和维度上促进经济发展质量的提升。<sup>[6]</sup>张鸿等则指出数字经济通过促进三大变革——经济发展质量、经济增长效率、经济增长动力来推动经济向高质量水平发展。<sup>[7]</sup>蒋金荷提出数字经济是助力我国实现双碳目标,推进绿色经济转型,实现绿色高质量发展的必要途径。<sup>[8]</sup>刘丽和丁涛指出数字经济的发展可以提高资源利用效率,降低碳排放污染,以达到促进经济绿色高质量发展的目的。因此,可以认为数字经济正成为推动中国经济绿色高质量发展的重要动力。<sup>[9]</sup>

早期的研究通常只关注数字经济对全要素生产率的影响。近年来,随着绿色发展理念的普及,一些学者开始关注数字经济在促进绿色全要素生产率方面的作用。绿色全要素生产率是以全要素生产率为基础,引入了环境变化、资源消耗等变量衡量经济协调发展,重在体现经济的绿色发展状况。程文先和钱学锋认为,数字经济具有可持续发展价值,能够显著地提升中国工业绿色全要素生产率,并存在行业规模和环境制度为门槛变量的门槛效应,随着门槛变量的变化,数字经济对绿色全要素生产率的促进作用也随之改变。<sup>[10]</sup>周勇和王怀英提出,数字经济能够促进绿色全要素生产率的提高,

中西部地区的促进作用强于东部地区，数字经济对绿色全要素生产率的影响主要通过财政分权与金融发展进行调节。<sup>[11]</sup>蔡玲和汪萍利用中介效应证实，数字经济可以通过提升生产效率和绿色创新能力促进城市GTFP的提高。<sup>[12]</sup>

纵览相关研究成果，可以发现：由于绿色高质量发展概念的提出时间很短，针对数字经济与绿色全要素生产率关系的研究相对较少，还存在一定拓展空间。基于此，本文将以上述作者的研究成果为基础，采用2007-2020年中国30个省域（除西藏）的面板数据，深入挖掘和厘清我国数字经济在异质性条件下对绿色全要素生产率的影响机理与路径。

### 三、数字经济作用于绿色全要素生产率的理论分析

随着移动互联网、大数据、云计算等技术的快速发展，数字技术被广泛应用于各个行业当中，这样一来数字经济就诞生了，并逐渐成为经济增长的重要支柱。作为习近平新时代中国特色社会主义思想“创新、协调、绿色、开放、共享”的组成部分，绿色发展是经济高质量发展的重要战略选择，从供给侧角度分析，经济绿色发展也代表着生产要素投入和GTFP的提高，可以认为数字经济在促进绿色全要素生产率方面发挥了至关重要的作用，但具体影响机制有待进一步探究。

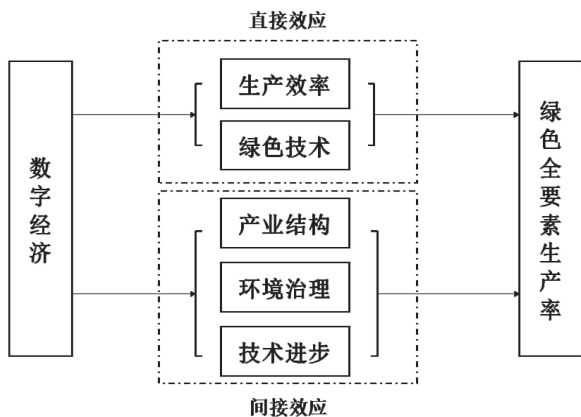


图1 数字经济促进绿色全要素生产率机制示意图

#### （一）数字经济对绿色全要素生产率的直接效应

如图1所示，数字经济可以通过提高生产效率和开发绿色技术直接促进绿色全要素生产率的提升。一方面，数字经济能够对“数据”进行挖掘，相互传递，减少信息不对称性及供需不匹配造成的资源错配的现象，并有助于资源和产品的跨区域调配，形成一体化市场，提升生产效率、消减不必要的资源消耗，促进绿色全要素生产率的提升。另一方面，数字经济的发展可以加速创新主体之间的信息传递，为资源配置奠定基础，为绿色技术创新提供优势，环境支撑和要素供给降低了绿色技术创新的成本，从而激励了绿色技术创新行为，促进了绿色全要素生产率的提高。

#### （二）数字经济对绿色全要素生产率的间接效应

如图1所示，数字经济能够通过推动产业结构升级、减少对环境的依赖、促进技术进步，间接对绿色全要素生产率产生促进作用。

首先，数字经济能够通过三次产业的融合，将数字技术融合贯通于各个产业的所有阶段，可以用数字融合产业挤压甚至代替传统高污染行业的发展，直接降低环境的压力，带动产业结构的升级，而产业结构合理化和精细化程度的提高往往伴随着绿色全要素生产率的提升。

其次，数字经济与环境部门的融合可以实现对各环境数据的实时监测，提高政府对污染的预警和感知能力，及时采取应对措施，进而提升绿色高质量发展水平。数字经济也可以催生出“虚拟产业园”等新兴产业，同时加速绿色产业的发展，以减少污染物排放并改善环境质量，提升绿色全要素生产率。

最后，随着数字经济的快速发展，一个国家或地区的技术将得到有效的提升，技术进步可通过改进生产设备和生产过程来提升生产效率，推动生产要素的需求变动，降低生产过程中对劳动、资本等生产要素的依赖，进一步优化生产要素配置，降低单位能耗，提升绿色全



要素生产率。另外,技术进步的同时会产生新的知识,这些知识可以强化知识储备,衍生出新的技术进步,进而提升绿色全要素生产率。

## 四、数字经济与绿色全要素生产率关系实证分析

### (一) 研究假设与理论模型构建

基于上述理论分析及相关研究成果,提出以下研究假设:

假设1:数字经济可以促进绿色全要素生产率的提升。

假设2:数字经济能够通过影响产业结构、环境治理以及技术进步促进绿色全要素生产率的提升。

假设3:数字经济对全要素生产率的影响存在区域异质性。

进一步,基于数字经济作用于绿色全要素生产率的理论分析与研究假设,为检验数字经济发展对全要素生产率的促进作用,设置以下面板模型进行探究:

$$GTFP_{it} = c + \alpha DIE_{it} + \beta_1 control_{it} + \varepsilon \quad (1)$$

其中,  $GTFP_{it}$  表示第  $i$  个省份第  $t$  年的绿色全要素生产率,  $DIE_{it}$  表示第  $i$  个省份第  $t$  年的数字经济发展指数,  $control$  表示控制变量。

在此基础上,为进一步检验各数字经济对绿色全要素生产率的影响是否会受到产业结构、环境依赖和技术进步的影响,本文建立如下中介效应模型:

$$Median_{it} = c + \lambda DIE_{it} + \beta_2 control_{it} + \varepsilon \quad (2)$$

$$GTFP_{it} = c + \alpha' DIE_{it} + \beta Median_{it} + \beta_3 control_{it} + \varepsilon \quad (3)$$

其中,  $Median_{it}$  为产业结构、环境依赖和技术进步,其他参数含义与式(1)一致。式(2)为数字经济对中介变量的影响情况,式(3)为数字经济通过中介变量对绿色全要素生产率中介效应,只有当式(2)和式(3)的回归结果均显著时,才能证明存在中介效应。

### (二) 数据来源及预处理

本文实证分析使用2007—2020年的面板数

据,数据主要来源于《中国统计年鉴》《中国科技统计年鉴》《中国环境统计年鉴》等。由于数据可得性的限制,共获取到30个省域的数据,部分缺失数据采用线性插值的方法进行补齐。

### 1. 被解释变量:绿色全要素生产率(GTFP)

目前有关绿色全要素生产率的测度还没有形成统一的方法,基本都是在全要素生产率测度方法基础上做相应处理,是在全要素生产率的计算中加入能源投入和污染排放的约束。通过对现有文献的梳理,文章选用超效率SBM模型并包含非期望产出的GML指数方法,SBM-BML模型能够考虑到投入、期望产出和非期望产出的关系,Malmquist模型能够得到第  $t$  期到第  $t+1$  期的变化率,使测度结果更能够切合经济现实。首先,SBM模型如下:

$$S_0(x_0, y_0, z_0) = \min \frac{1 - \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \frac{S_i^x}{x_{i0}}}{1 + \frac{1}{s+v} \left( \sum_{r=1}^s \frac{S_r^y}{y_{r0}} + \sum_{w=1}^v \frac{S_w^z}{x_{w0}} \right)} \quad (4)$$

ML指数可以表示为:

$$GML_t^{t+1} = \left[ \frac{S_0^t(x_0^t, y_0^t)}{S_0^{t+1}(x_0^{t+1}, y_0^{t+1})} \frac{S_0^{t+1}(x_0^t, y_0^t)}{S_0^t(x_0^t, y_0^t)} \right]^{\frac{1}{2}} \quad (5)$$

另外,还可以通过因式分解,将GML指数进一步分解为技术变动效率和技术规模效率,即:

$$GML_t^{t+1} = \frac{S_0^t(x_0^t, y_0^t)}{S_0^{t+1}(x_0^{t+1}, y_0^{t+1})} \left[ \frac{S_0^{t+1}(x_0^{t+1}, y_0^{t+1})}{S_0^t(x_0^t, y_0^t)} \frac{S_0^{t+1}(x_0^t, y_0^t)}{S_0^t(x_0^t, y_0^t)} \right]^{\frac{1}{2}} \quad (6)$$

GML指数可以代表绿色全要素生产率的变动方向,当GML大于1时,绿色全要素生产率提升,反之则降低。其中  $S_i$ 、 $S_r$ 、 $S_w$  分别代表投入、期望产出以及非期望产出的剩余量。投入要素由三部分组成:投入1为劳动投入,采用各省域年末就业人员数表示;投入2为资本投入,以2006年为基期采用永续盘存法对固定资产存量进行测算;投入3为能源投入,采用各省域的能源消费量衡量(万吨标准煤)。以2006年为基期,选择各省域的实际GDP作为期望产出,选择工业废水中化学需氧量及工业二氧化硫排放量

作为非期望产出进行计算。

## 2.解释变量：数字经济(DIE)

本文选用编制数字产业投入产出表对中国各省域数字经济规模进行核算,利用30个省域2007年、2012年、2017年的42部门投入产出表,将投入产出表中的42个中间部门合并为包含一、二、三产业,通信设备、计算机及其它电子设备制造业,信息传输、软件和信息技术服务业五个部门的数字经济产业投入产出表,该合并有助于研究数字经济与传统三产业之间的内在联系。

在计算数字经济规模时,参考中国信息通信研究院对数字经济的定义,选择数字产业化规模和产业数字化规模两个指标对数字经济规模进行测度。

$$\text{数字经济规模} = \text{数字产业化规模} + \text{产业数字化规模} \quad (7)$$

其中数字产业化规模由数字经济产业投入产出表中数字经济行业(如通信设备、计算机及其它电子设备制造业和信息传输、计算机服务和软件业)的增加值来进行测算,产业数字化规模通过数字经济产业对其他产业的贡献来测度,即数字经济产业投入产出表中数字经济在一、二、三产业中的中间投入量。其余年份的数据按照年均增长率进行估计,并为消除其随年份增长趋势及可能存在的异方差问题进行取

对数处理。

## 3.中介变量：产业结构升级(RIS)、环境治理(EG)、技术进步(TE)

通过对数字经济作用于绿色全要素生产率的理论分析可以发现,数字经济会通过产业结构升级、提高环境治理、推动技术进步对绿色全要素生产率产生影响。因此可以初步将产业结构升级、环境治理和技术进步作为本文的中介变量。其中,产业结构升级由第三产业增加值与第二产业增加值的比值测算得到,环境治理为政府环境保护支出占GDP的比重,技术进步为科技支出占财政支出的比重。

## 4.控制变量：外贸水平(FTL)、基础设施水平(IFL)、城镇化水平(UBL)

通过对相关文献的研究,发现除数字经济外,外贸水平、基础设施建设水平以及城镇化水平也是绿色全要素生产率产生影响因素。邹颖怡(2019)提出对外贸易规模的提升可能会加剧生产中的环境污染,抑制绿色生产转型,不利于绿色全要素生产率的提升<sup>[13]</sup>。彭小辉和王静怡(2019)发现基础设施水平可以促进大中型城市绿色全要素生产率的提升,但不利于小型城市绿色全要素生产率的提升<sup>[14]</sup>。尚娟和廖珍珍(2021)发现,新型城镇化可以促进绿色技术进步,显著促进绿色全要素生产率的提升<sup>[15]</sup>。具体各变量及说明见表1。

表1 变量选取及说明

| 变量类型  | 变量名称     | 符号   | 构建方法               |
|-------|----------|------|--------------------|
| 被解释变量 | 绿色全要素生产率 | GTFP | 用超效率SBM模型计算所得      |
| 解释变量  | 数字经济     | DIE  | 对通过投入产出法计算所得的结果取对数 |
|       | 产业结构升级   | RIS  | 第三产业增加值/第二产业增加值    |
| 中介变量  | 环境治理     | EG   | 政府环境保护支出/GDP       |
|       | 技术进步     | TE   | 科技支出/财政支出          |
| 控制变量  | 外贸水平     | FTL  | 对外贸易总额/GDP         |
|       | 基础设施水平   | IFL  | LN(人均拥有公路里程数)      |
|       | 城镇化水平    | UBL  | 城镇人口/常住人口数         |

## (三)实证结果与分析

### 1.主效应回归

为分析数字经济对绿色全要素生产率的影响情况,本文采用2007—2019年中国30个省域的面板数据进行分析,为防止模型可能存在多重共线性问题的干扰,对其进行VIF检验,结果

响情况,本文采用2007—2019年中国30个省域的面板数据进行分析,为防止模型可能存在多重共线性问题的干扰,对其进行VIF检验,结果

表明该面板数据并不存在多重共线性。进一步基于式(1)构造普通面板模型,根据hausman检

验的结果,可以判定本文使用面板数据的随机效应模型进行分析,回归结果如表2。

表2 主效应回归结果

| 变量  | (1)                    | (2)                    | (3)                    | (4)                     | (5)                     | (6)                    | (7)                    |
|-----|------------------------|------------------------|------------------------|-------------------------|-------------------------|------------------------|------------------------|
| DIE | 0.0199***<br>(0.00379) | 0.0254***<br>(0.00426) | 0.0277***<br>(0.00469) | 0.0210***<br>(0.00452)  | 0.0204**<br>(0.00914)   | 0.0229**<br>(0.00968)  | 0.0223***<br>(0.00532) |
| FTL |                        | -0.0396***<br>(0.0145) | -0.0484***<br>(0.0162) | -0.0461***<br>(0.0150)  | -0.0391<br>(0.0321)     | -0.0361<br>(0.146)     | -0.123**<br>(0.0592)   |
| IFL |                        |                        | -0.00134<br>(0.00106)  | -0.00258**<br>(0.00105) | -0.00421**<br>(0.00206) | -0.000404<br>(0.00253) | -0.00112<br>(0.00119)  |
| UBL |                        |                        |                        | 0.120***<br>(0.0355)    | 0.170***<br>(0.0536)    | 0.128*<br>(0.0774)     | 0.0705<br>(0.0521)     |
| 常数  | 0.915***<br>(0.0260)   | 0.890***<br>(0.0275)   | 0.896***<br>(0.0276)   | 0.893***<br>(0.0262)    | 0.887***<br>(0.0579)    | 0.834***<br>(0.0626)   | 0.905***<br>(0.0285)   |
| 数目  | 390                    | 390                    | 360                    | 390                     | 143                     | 104                    | 143                    |

注:\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%、10%水平下显著,下同。

表2第(1)列显示了仅包含解释变量与被解释变量的回归结果,可以发现数字经济发展对绿色全要素生产率的待估参数为0.0199,通过了1%的显著性水平,表明数字经济的发展确实可以促进绿色全要素生产率的提升,并且数字经济每提高一个单位,绿色全要素生产率将提升约0.0199个单位,验证了假设1是正确的。第(2)(3)(4)列为加入控制变量后的回归结果,解释变量数字经济的回归系数均有提升,并且控制变量的系数也都通过了显著性检验,表明新加入的变量确实会对绿色全要素生产率产生影响,且外贸水平、基础设施水平和城镇化水平的估计系数符号分别为负、负、正,这与现有文献有关控制变量对绿色全要素生产率的影响方向相一致,外贸水平、基础设施水平的发展会抑制绿色全要素生产率的提升,而城镇化水平的提升则会促进绿色全要素生产率的提升。

根据我国地理位置的划分,将各省份划分为东、中、西部三大地区,并分别进行回归,结果见第(5)(6)(7)列,数字经济发展对绿色全要素生产率的回归系数在东、中、西部地区分别为0.0204, 0.0229和0.0223,且均通过了5%的显著性水平检验,这表明数字经济发展可以促进

东中西部地区绿色全要素生产率的提升,且中部地区数字经济对绿色全要素生产率的边际贡献最高,西部地区地理环境及发展较为落后,将会导致数字经济发展无法全面惠及,其促进作用略次于中部地区,而东部地区数字经济发展已较为完善,将出现边际效益递减的现象,但仍呈现促进作用,也可以从侧面说明本文的结论是相对可靠的。

### 2. 影响机制研究

除了直接效应,根据前文分析,对产业结构升级、环境治理以及技术进步是否可以作为数字经济影响绿色全要素生产率的中介变量进行检验。表3为根据式(2)进行回归的结果:在全国范围与东部地区,数字经济的发展可以显著促进我国产业结构升级、提升环境治理力度,促进技术进步;而在中部地区,产业结构升级的系数不显著,数字经济的发展仅能显著提升环境治理力度和技术进步,无法提升产业结构升级;在西部地区,环境治理的系数没有通过显著性检验,数字经济能促进产业结构升级和技术进步,提高环境治理力度不明显。由此可知,数字经济对绿色全要素生产率的影响机制可能存在区域异质性。

表3 机制分析结果(1)

| 变量  | 全国整体      |             |             | 东部地区       |             |             |
|-----|-----------|-------------|-------------|------------|-------------|-------------|
|     | RIS       | EG          | TE          | RIS        | EG          | TE          |
| DIE | 0.260***  | 0.000904**  | 27,063***   | 0.621***   | 0.00194***  | 51,891***   |
|     | (0.0371)  | (0.000395)  | (3,014)     | (0.0843)   | (0.000470)  | (7,379)     |
| FTL | -0.951*** | -0.00723*** | -64,947***  | -0.700***  | -0.00545*** | -91,602***  |
|     | (0.0840)  | (0.000962)  | (8,759)     | (0.112)    | (0.000967)  | (16,807)    |
| IFL | -0.00809  | -0.000156** | -1,733***   | -0.0437*** | -0.000138   | -2,312      |
|     | (0.00615) | (6.98e-05)  | (621.3)     | (0.0111)   | (8.68e-05)  | (1,453)     |
| UBL | 1.082***  | 0.00148     | 21,413      | 1.045*     | 0.00452     | 2,554       |
|     | (0.367)   | (0.00387)   | (27,769)    | (0.597)    | (0.00387)   | (60,362)    |
| 常数项 | -0.736*** | 0.00551***  | -133,233*** | -2.718***  | -0.00678**  | -264,247*** |
|     | (0.176)   | (0.00181)   | (14,878)    | (0.540)    | (0.00322)   | (51,829)    |

| 变量  | 中部地区      |             |            | 西部地区      |              |            |
|-----|-----------|-------------|------------|-----------|--------------|------------|
|     | RIS       | EG          | TE         | RIS       | EG           | TE         |
| DIE | -0.0354   | -0.00225*** | 12,209***  | 0.120***  | -0.000129    | 5,783***   |
|     | (0.0673)  | (0.000507)  | (2,102)    | (0.0277)  | (0.000751)   | (808.3)    |
| FTL | -3.186*** | -0.0226***  | 11,204     | -0.952*** | -0.00215     | 1,604      |
|     | (0.629)   | (0.00798)   | (23,170)   | (0.206)   | (0.00467)    | (6,669)    |
| IFL | 0.0417*** | 7.20e-05    | 367.9      | 0.0107**  | -0.000336*** | -88.24     |
|     | (0.0149)  | (0.000128)  | (519.6)    | (0.00517) | (0.000128)   | (157.7)    |
| UBL | 1.715***  | 0.0174***   | 18,286     | 1.008***  | 0.00628      | 10,312     |
|     | (0.641)   | (0.00383)   | (19,543)   | (0.285)   | (0.00788)    | (8,242)    |
| 常数项 | 0.0400    | 0.0142***   | -89,296*** | -0.143    | 0.0144***    | -34,749*** |
|     | (0.275)   | (0.00345)   | (9,993)    | (0.116)   | (0.00298)    | (3,554)    |

表4为在中介变量存在的条件下,根据式(3)进行回归得到数字经济对绿色全要素生产率的影响路径,只有数字经济及中介变量的回归系数均显著时,才表明存在中介效应。在全国范围内,产业结构升级、环境治理以及技术进步的回归系数均通过了1%的显著性水平检验,均为有效中介变量,并且在影响下,数字经济的回归系数变为0.0205、0.0287、0.0116,相较于主效应回归的系数0.0210,发生了不同方向的变化,也就是说,环境治理程度的加强会提升数字经济对绿色全要素生产率的促进作用,而

产业结构升级和技术进步的存在不会提升数字经济对绿色全要素生产率的促进作用。在东部地区,产业结构升级和环境治理是数字经济促进绿色全要素生产率的有效中介变量,两者的回归系数相较于主效应回归均有所增大,即两者均会增强数字经济对绿色全要素生产率的促进作用。

在西部地区,产业结构升级是数字经济促进绿色全要素生产率的有效中介变量,但回归系数相较于主效应回归有所减小,这可能是由于西部地区数字经济发展相对落后,绿色全要



素生产率的提升更依赖于产业结构升级,进而掩盖了数字经济对绿色全要素生产率的部分影响。而在中部地区,产业结构升级、环境治理以

及技术进步均不能显著影响数字经济对绿色全要素生产率的促进作用。验证了假设2和假设3的正确性。

表4 机制分析结果(2)

| 变量  | 全国整体                    |                         |                           | 东部地区                   |                       |                           |
|-----|-------------------------|-------------------------|---------------------------|------------------------|-----------------------|---------------------------|
|     | (1)                     | (2)                     | (3)                       | (1)                    | (2)                   | (3)                       |
| RIS | 0.0289***<br>(0.00647)  | —                       | —                         | 0.0252***<br>(0.00888) | —                     | —                         |
| EG  | —                       | 3.587***<br>(0.838)     | —                         | —                      | 9.161***<br>(2.714)   | —                         |
| TE  | —                       | —                       | 4.77e-07***<br>(1.15e-07) | —                      | —                     | 5.27e-07***<br>(1.75e-07) |
| DIE | 0.0205***<br>(0.00442)  | 0.0287***<br>(0.00475)  | 0.0116**<br>(0.00511)     | 0.0223**<br>(0.00894)  | 0.0214**<br>(0.00882) | -0.000777<br>(0.0113)     |
| FTL | -0.0639***<br>(0.0152)  | -0.0364**<br>(0.0147)   | -0.0435***<br>(0.0150)    | -0.0515<br>(0.0316)    | -0.00755<br>(0.0323)  | -0.0158<br>(0.0321)       |
| IFL | -0.00213**<br>(0.00103) | -0.00254**<br>(0.00102) | -0.00283***<br>(0.00105)  | -0.00273<br>(0.00208)  | -0.00231<br>(0.00207) | -0.00389*<br>(0.00201)    |
| UBL | 0.108***<br>(0.0349)    | 0.118***<br>(0.0344)    | 0.126***<br>(0.0357)      | 0.171***<br>(0.0523)   | 0.135**<br>(0.0528)   | 0.191***<br>(0.0526)      |
| 常数项 | 0.867***<br>(0.0262)    | 0.810***<br>(0.0321)    | 0.948***<br>(0.0296)      | 0.820***<br>(0.0612)   | 0.806***<br>(0.0607)  | 0.995***<br>(0.0667)      |

| 变量  | 中部地区                   |                         | 西部地区                   |                           |
|-----|------------------------|-------------------------|------------------------|---------------------------|
|     | (1)                    | (2)                     | (1)                    | (2)                       |
| RIS | —                      | —                       | 0.0681***<br>(0.0225)  | —                         |
| EG  | 1.228<br>(2.143)       | —                       | —                      | —                         |
| TE  | —                      | -4.81e-07<br>(6.81e-07) | —                      | 2.85e-06***<br>(7.86e-07) |
| DIE | 0.0247**<br>(0.0112)   | 0.0273**<br>(0.0127)    | 0.0180***<br>(0.00568) | 0.00832<br>(0.00686)      |
| FTL | -0.00607<br>(0.157)    | -0.0237<br>(0.152)      | -0.0460<br>(0.0631)    | -0.112*<br>(0.0583)       |
| IFL | -0.000480<br>(0.00280) | 0.000145<br>(0.00289)   | -0.00182<br>(0.00122)  | -0.00129<br>(0.00120)     |
| UBL | 0.102<br>(0.0967)      | 0.134<br>(0.0903)       | 0.0112<br>(0.0573)     | 0.0659<br>(0.0544)        |
| 常数项 | 0.826***<br>(0.0673)   | 0.796***<br>(0.0864)    | 0.885***<br>(0.0287)   | 0.981***<br>(0.0368)      |

### 3.内生性检验

主效应回归分析时,已由补充变量法和分样本回归法验证了回归结果的稳定性,但考虑到一个地区的绿色全要素生产率还可能依赖于其过去的绿色全要素生产率发展情况,即存在内生性问题,因此,还需检验其内生性。文章借鉴刘军<sup>[20]</sup>检验内生性的方法,引入绿色全要

素生产率的一阶滞后项,将普通面板回归模型扩展为动态模型来克服模型中被解释变量的内生性问题,表5内生性检验结果可以发现,各个解释变量的系数符号与主效应回归的结果相一致,这进一步表明以绿色全要素生产率作为被解释变量进行回归分析是稳健的。



表5 内生性检验结果

| 变量    | gftp                      |
|-------|---------------------------|
| LGFTP | 0.116**<br>(0.0536)       |
| DIE   | 0.0153***<br>(0.00410)    |
| FTL   | -0.0340**<br>(0.0137)     |
| IFL   | -0.00255***<br>(0.000942) |
| UBL   | 0.105***<br>(0.0311)      |
| 常数项   | 0.816***<br>(0.0558)      |

## 五、结论与建议

### (一) 结论

经过梳理国内外相关文献,对数字经济与绿色全要素生产率的关系与影响机制有了明确的认识,并从理论逻辑和实证检验的角度探讨了我国数字经济对绿色全要素生产率影响情况,得出了如下结论。

首先,通过理论逻辑的分析,发现数字经济能够通过提升生产效率、发明绿色技术、促进产业结构升级、降低环境依赖、推动技术进步等方面直接或间接地对绿色全要素生产率产生影响。

其次,无论总体还是分地区看,数字经济均对绿色全要素生产率呈现促进作用。其中,中部地区数字经济对绿色全要素生产率的边际贡献最高,西部地区次之,最后为东部地区。

最后,通过实证检验,发现在产业结构升级、环境治理以及技术进步均是数字经济促进绿色全要素生产率的影响机制。另外,其影响机制存在异质性,在东部地区,数字经济可以通过产业结构升级和环境治理促进绿色全要素生产率,中部地区只能靠数字经济自身的发展推

动,而西部地区需要调整产业结构的合理性才能促进绿色全要素生产率。

### (二) 建议

通过上面得出的结论,本文提出以下政策建议。

一是在数字经济发展方面,政府应抓住数字经济发展大势,继续推进大数据、云计算、5G通信等新兴技术与整个经济系统的融合,加快数字化基础设施建设及数字人才培养,设立更多的交流合作平台实现数据共享的同时出台保护数字隐私的相关政策。

二是在绿色发展方面,各级政府在制定发展政策时,要时刻秉持“绿水青山就是金山银山”的发展理念,不能有“重发展、轻环境”的想法,经济发展和环境保护不是相互矛盾,要以经济发展促进绿色发展。

三是在数字经济促进绿色全要素生产率方面,进一步强化数字经济对绿色技术的推动作用,提升资源的合理分配与有效利用率,加强数字经济与传统生产要素的融合,利用数字技术加速生产效率;加强研发投入与创新保护,缓解数字经济发展不平衡和绿色全要素生产率增长差异的问题。

四是由于数字经济对绿色全要素生产率影响的异质性,各地要因地制宜,实行差异化的发展政策,东部地区应加强产业结构升级,加大政府环境治理力度,中西部地区应提升数字经济对绿色技术与生产效率的促进作用,以促进经济绿色高质量发展,提升自身绿色全要素生产率。

### 参考文献:

- [1]Daron A, Pascual R. The race between man and machine: Implications of technology for growth, factor shares, and employment[J]. The American Economic Review, 2018, 108(6): 1488-1542.
- [2]熊励,蔡雪莲.数字经济对区域创新能力提升的影响效应——基于长三角城市群的实证研究[J]. 华东经济管理, 2020, 34(12): 1-8.
- [3]Erik B, Lorin M H. Beyond computation: Info-

rmation technology, organizational transformation and business performance[J]. *Journal of Economic Perspectives*, 2000, 14(4): 23-48.

[4]吕明元, 苗效东. 大数据能促进中国制造业结构优化吗? [J]. *云南财经大学学报*, 2020, 36(3): 31-42.

[5]余文涛, 吴士炜. 互联网平台经济与正在缓解的市场扭曲[J]. *财贸经济*, 2020, 41(5): 146-160.

[6]宋洋. 经济发展质量理论视角下的数字经济与高质量发展[J]. *贵州社会科学*, 2019(11): 102-108.

[7]张鸿, 刘中, 王舒莹. 数字经济背景下我国经济高质量发展路径探析[J]. *商业经济研究*, 2019(23): 183-186.

[8]蒋金荷. 可持续数字时代: 数字经济与绿色经济高质量融合发展[J]. *企业经济*, 2021, 40(7): 23-30, 161.

[9]刘丽, 丁涛. 数字经济与产业绿色高质量发展——作用机制及区域异质研究[J]. *技术经济与管理研究*, 2022(3): 106-110.

[10]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.

[11]周勇, 王怀英. 数字经济对工业绿色全要素生产率的影响——基于区域基础吸收能力的调节作用[J]. *科技与经济*, 2021, 34(4): 81-85.

[12]蔡玲, 汪萍. 数字经济与城市绿色全要素生产率: 影响机制与经验证据[J]. *统计与决策*, 2022, 38(9): 11-16.

[13]邹颖怡. 农业FDI、对外贸易对绿色全要素生产率的影响研究[D]. 长沙: 湖南大学, 2018.

[14]彭小辉, 王静怡. 高铁建设与绿色全要素生产率——基于要素配置扭曲视角[J]. *中国人口·资源与环境*, 2019, 29(11): 11-19.

[15]尚娟, 廖珍珍. 新型城镇化对绿色全要素生产率的影响[J]. *统计与决策*, 2021, 37(5): 116-119.

【责任编辑 许鲁光】

## Digital Economy and Green Total Factor Productivity: Heterogeneity Test and Influence Mechanism

ZHANG Siyuan, WANG Chunzhi & ZHANG Hongshuai

**Abstract:** In recent years, the digital economy has become a global economic development trend, and its vigorous development provides an important way to promote green development and green total factor productivity. Based on the panel data of 30 Chinese provinces from 2007 to 2019, the article compiles a digital industry input-output table and constructs a super-efficient SBM-BML model that includes a non-expected output index to measure the scale of digital economy development and green total factor productivity of each province and region in China. The article uses a combination method of theoretical logic and empirical tests to mechanism the development level of the digital economy on green total factor productivity, in qualitative and quantitative perspectives. The results of the theoretical analysis show that: (1) The digital economy can directly promote green total factor productivity by improving production efficiency and developing green technologies. (2) The digital economy can indirectly contribute to green total factor productivity by promoting industrial structure upgrading, reducing environmental dependence, and promoting technological progress. The results of the empirical tests show that: (1) Considering the overall national level, the development of digital economy is conducive to the improvement of green total factor productivity, and industrial structure upgrading, environmental governance and technological progress can influence its promotion effect. (2) In terms of regional differences, the promotion effect of digital economy development on green total factor productivity is stronger in central and western regions than in eastern regions, and this promotion effect can be achieved in eastern regions through The promotion effect can be enhanced in the eastern region through industrial structure upgrading, environmental governance and technological progress, while in the western region, it can only be driven by industrial structure upgrading. Therefore, local governments should develop the digital economy according to local conditions, enhance green high-quality development through optimizing industrial structure and accelerating green technological progress, and then realize the overall improvement of green total factor productivity.

**Keywords:** digital economy; green total factor productivity; mechanism; intermediary effects; regional heterogeneity