

数字经济、技术创新与生态效率： 来自我国 30 个省份面板数据的证据

顾炜宇¹, 闫伟峰², 祝 伟¹, 马媛媛¹

(1. 中央财经大学经济学院, 北京 100081;

2. 中央财经大学财政税务学院, 北京 100081)

摘要:数字经济作为推动经济社会发展的关键力量,研究其能否提升生态效率及其作用机理,对我国把握数字经济发展机遇,实现与资源高效利用、环境有效保护相协调的高质量经济发展具有重要意义。基于内生增长理论、外部性理论以及数字经济特征,选取我国 2011—2023 年 30 个省份的面板数据,利用熵值法和非期望的超效率 SBM 模型对数字经济和生态效率进行测算。研究发现:数字经济能够显著提升省域生态效率;技术创新在数字经济正向影响生态效率的过程中发挥了部分中介效应,是数字经济推动生态效率提升的重要机制;通过将 30 个省份划分成东中西 3 个地区并分别进行回归,发现数字经济对于生态效率的提升作用均成立,其中数字经济对于东部地区的生态效率提升作用最强,中部地区次之,西部地区最弱。

关键词:数字经济;生态效率;技术创新;区域异质性

中图分类号:F062.5

文献标识码:A

文章编号:1005-0566(2025)02-0181-15

Digital economy, technological innovation and eco-efficiency: Evidence from panel data from 30 provinces and cities in China

GU Weiyu¹, YAN Weifeng², ZHU Wei¹, MA Yuanyuan¹

(School of Economics, Central University of Finance and Economics, Beijing 100081, China;

School of Public Finance and Taxation, Central University of Finance and Economics, Beijing 100081, China)

Abstract: Digital economy is a key force to promote economic and social development, it is of great practical significance to study whether it can improve ecological efficiency and its mechanism, grasp the opportunities of digital economy development, and realize high-quality economic development coordinated with efficient utilization of resources and effective protection of the environment. Based on the endogenous growth theory, externality theory and the characteristics of digital economy, the panel data of 30 provinces and cities in China from 2011 to 2023 were selected to measure the digital economy and ecological efficiency by using the entropy method and the unexpected super-efficiency SBM model. The results showed that: digital economy can significantly improve the provincial ecological efficiency; Technological innovation plays a part of the intermediary effect in the process of digital economy positively affecting

收稿日期:2024-09-08 修回日期:2024-12-28

基金项目:国家社会科学基金重点项目“古丝绸之路对新疆地区经济文化发展的影响研究”(19VXJ007);中央财经大学教育教学改革基金 2022 年度资助课题“准确把握市场和政府关系——深化中国特色社会主义政治经济学课程思政专业内容研究”(2022ZXJG14);中央财经大学教师“思政+”专项支持基金项目“围绕‘四新’的数字政治经济学理论框架构建与三位一体化思政教学探索”(SZJ2211)。

作者简介:顾炜宇(1976—),男,江苏江阴人,经济学博士,中央财经大学经济学院副教授,中央财经大学金融创新与风险管理研究中心主任,研究方向为金融政治经济学、金融科技与数字经济、可持续发展。

ecological efficiency, and is an important mechanism for digital economy to promote the improvement of ecological efficiency. By dividing 30 provinces into three regions, East and west, and conducting regression respectively, it is found that the digital economy has the strongest effect on improving ecological efficiency in the eastern region, followed by the central region, and the western region is the weakest.

Key words: digital economy; ecological efficiency; technological innovation; regional heterogeneity

生态效率是刻画经济产出与资源节约、污染防治相统一的重要尺度,其不断提高是我国新时代坚持绿色可持续发展理念、推进全面绿色转型、实现“双碳计划”和高质量发展的关键。

数字革命席卷全球,逐步融入经济社会发展各领域全过程,我国数字经济进入加速发展期,数字经济地位和作用日益重要,已然成为我国落实创新驱动发展战略的关键力量。根据中国信息通信研究院《中国数字经济发展研究报告(2024年)》,2012—2023年,我国数字经济规模由11.2万亿元增至53.9万亿元,11年期间增长了3.8倍;数字经济占国内生产总值(GDP)比重从20%多增至42.8%,数字经济增长对GDP增长的贡献率逐步上升,2023年达到66.45%。数字经济已经成为我国经济社会发展的重要支撑和关键动力。《中华人民共和国国民经济和社会发展第十四个五年规划和二〇三五年远景目标纲要》提出,要加快数字化发展,建设数字中国。国务院《“十四五”数字经济发展规划》认为,“十三五”期间数字经济为经济社会持续健康发展提供了强大动力,进一步明确,“十四五”时期,我国数字经济转向深化应用、规范发展、普惠共享的新阶段。政策加大引导、供需两端持续发力,数字经济在我国经济社会中的地位 and 作用将进一步提升。

作为推动经济社会发展的关键力量,数字经济发展能否同时促进生态效率的提升?影响机制为何?本文试图通过对以上问题的研究,探寻数字经济背景下,我国实现全面绿色转型的可行之道。

目前,学术界对于数字经济之于生态效率影响的理论基础和机制分析缺乏广泛的讨论。为回应现实需要,本文结合内生增长理论、外部性理论、经济效率理论等经典理论与数字经济的特征和规律,利用增长函数 $Y = A(t) \cdot F[K(t), L(t)]$,对数字经济之于生产要素的丰富与调整、资

源配置的优化、技术创新等方面进行理论阐述,通过面板数据计量等方式对数字经济之于生态效率的影响以及技术创新在其中的中介效应进行实证分析。

一、文献回顾

(一)数字经济的研究现状

中国信息通信研究院2017年发布的《中国数字经济白皮书》认为,数字经济是以数字化的知识和信息为关键生产要素、以数字技术创新为核心驱动力、以现代信息网络为重要载体,通过数字技术与实体经济深度融合,不断提高传统产业数字化、智能化水平,加速重构经济发展与政府治理模式的新型经济形态。国务院发布的《“十四五”数字经济发展规划》指出,数字经济是继农业经济、工业经济之后的主要经济形态,是以数据资源为关键要素,以现代信息网络为主要载体,以信息通信技术融合应用、全要素数字化转型为重要推动力,促进公平与效率更加统一的新经济形态。目前对数字经济的测度方法主要有直接测算法、指标体系法以及卫星账户法。

目前,学者们对数字经济的研究主要聚焦其所带来的社会经济效应。

宏观层面的研究主要集中于数字经济对经济增长和高质量发展的作用,学术界普遍对数字经济之于经济发展的作用持肯定态度,如荆文君等^[1]、宁朝山^[2]、李三希等^[3]、李鑫等^[4]。

中观层次的研究主要针对地区和产业,马嫣然等^[5]、王军等^[6]认为数字经济能够显著地促进区域的协调发展,并且存在较为明显的空间异质性;在产业方面,学术界对于数字经济之于制造业^[7]、金融业^[8]等行业的影响进行了分析。

此外,也有不少文献从居民、企业(平台)、政府等微观层面进行了分析。其中,数字经济之于居民收入及差距^[9-11]、居民消费^[12-14]等方面的研究十分丰富,但结论分化。

(二) 生态效率的研究现状

生态效率兼顾了经济与生态效应,是基于投入产出视角,对经济发展、资源利用以及环境保护三者协同关系的刻画。生态效率本质内涵就是要投入最少的资源、以最低的环境代价,实现最大化的经济收益。生态效率的主流测度方式可以分为以下3种:单一比值法、系统指标法、模型法。

学者对于影响生态效率的因素分析非常丰富,主要涉及环境规制、产业结构、技术创新、对外开放水平等多个方面。

有学者认为环境规制对生态效率具备正向影响。张优智等^[15]认为环境规制通过技术创新促进了绿色经济效率提升;郭妍等^[16]通过研究指出环境规制不仅能够直接正向影响全要素生产率,还能通过促进R&D投入间接提升全要素生产率;屈文波^[17]则利用SDM模型支持环境规制之于生态效率的作用,认为各地方政府的环境规制有明显的溢出效应。但也有学者则得出相反的结论。程柯等^[18]运用演化博弈理论发现环境规制对全要素生产率的影响先增加然后减少,特别在重度污染行业中,环境规制强度与全要素生产率呈负相关。学者普遍认为产业结构会影响资源集约利用。以汪艳涛等^[19]、蔡玉蓉等^[20]为代表的学者认为产业的高级化和合理化会促进区域生态效率的提升。而陈明华等^[21]则通过对局部地区的实证研究发现,即便是第三产业主导的产业结构对生态效率的提升作用也并不明显;黎振强等^[22]认为数字经济发展和产业结构升级对生态效率具有显著的正向促进作用,并且这种影响具有空间溢出效应。对于技术创新之于生态效率的影响,Ghisetti等^[23]对意大利各生产部门的数据进行了实证研究,发现绿色技术创新能有效提升生产效率;岳立等^[24]通过对黄河流域城市生态效率的影响因素的分析,指出由于企业的科技创新更着重于生产而非绿色技术,导致创新水平与生态效率没能呈现显著的正向相关关系。而邵帅等^[25]和Chang等^[26]则认为创新会促进经济增长,从而导致对更多资源的消耗,不利于绿色生产效率的提升。关于对外开放水平对生态效率影响的研究,毕斗斗等^[27]

运用空间杜宾模型认为对外开放水平提升有助于提升旅游业生态效率,并且存在正向空间溢出效应。除以上因素的研究之外,经济发展水平、城镇化进程、人口密集程度、产业聚集等也是为学者们所关注的方面。

(三) 数字经济对生态效率影响的研究

目前,国内外学者对数字经济和生态效率可以分为以下4个大方向。

第一,直接研究数字经济之于生态效率、绿色全要素生产率的影响,学者们的结论基本认为前者对后者具有明显的正向影响,且主要研究了产业结构升级、产业融合等在其中的中介作用。肖远飞等^[28]在利用SBM-ML模型测算各省市2005—2018年工业绿色全要素生产率的同时,分析指出数字经济能显著提升工业绿色生产效率,并且是通过加速市场化、升级产业结构、提升人力资本等途径产生的效果。程文先等^[29]研究发现,数字经济对中国工业绿色全要素生产率具有边际效应递增的非线性影响。周晓辉等^[30]研究发现数字经济发展可以通过优化资本配置扭曲而不能通过缓解劳动力配置扭曲来实现对绿色全要素生产率的提升,同时指出产业数字化和数字产业化发展是绿色全要素生产率长久提升的动力来源。梁琦等^[31]指出数字经济的发展对提升城市生态效率有显著的正向影响,并且认为产业结构升级可以在其中发挥明显的中介作用。但也有学者持不同观点。Zhang等^[32]认为随着时间的推移,工业生态效率与数字经济的相关性呈倒V型趋势,而数字经济与纯技术效率之间的相关性则呈现波动的W型格局。

第二,研究数字经济与全要素生产率的关系,学者也普遍认为前者能对后者产生积极作用,且这种作用通过技术进步、产业协调等实现。邱子迅等^[33]证实了数字经济发展可以提高地区全要素生产率,并且指出这种提高主要通过技术进步实现;张焱^[34]利用空间计量模型探究了两者的关系,指出数字经济的高技术性、高融合性和高协同性特征带动全要素生产率的快速提升,并且这种提升作用具有明显的外溢性;杨汝岱等^[35]将企业数字化投入纳入传统增长核算模型,发现数字化投

入的产出弹性为 0.07—0.09,上游的数字化发展存在产业链溢出效应,会提升下游企业整体的生产率水平。

第三,研究了作为数字经济重要组成的数字金融之于绿色全要素生产率的影响,但结论并不完全一致。范欣等^[36]探讨了数字金融与绿色全要素生产率之间的关系及机制,发现前者可以通过提高技术创新、提升区域创业水平显著正向影响绿色全要素生产率。谢东江等^[37]认为绿色金融不仅能提升本地区城市绿色全要素生产率,还能提升邻近地区城市绿色全要素生产率,具有显著的正向空间溢出效应。还有学者持有不同看法。雷晓丽^[38]认为数字金融对技术创新驱动流通产业绿色全要素生产率提升存在双重门槛效应,当数字金融跨越第一重门槛后,技术创新的影响效应有所提升,当数字金融跨越第二重门槛后,技术创新的促进效应开始减弱。江红莉等^[39]利用 SBM-GML 模型对中国 263 个地级及以上城市的绿色经济效率进行了测度,并实证了数字金融对城市绿色效率的影响,发现前者对后者的影响呈正“U”型,而绿色技术进步与改善资本错配是前者作用于后者的内在机制。

第四,在更广的范围内,对数字经济之于绿色经济发展、低碳发展等的作用进行了分析。樊轶侠等^[40]通过构建数字经济与绿色 GDP 指数,发现数字经济与经济绿色化之间存在着“倒 U 形”曲线关系,且“能源回弹效应”是造成倒“U”型曲线的关键。徐维祥等^[41]通过对 2011—2017 年我国 386 个城市面板数据进行空间杜宾模型及 DID 模型分析,研究发现数字经济发展改善了城市碳排放,但存在显著的空间异质性。徐昊等^[42]利用 2011—2018 年我国 30 个省份的面板数据,通过空间计量模型分析了数字经济、资源依赖以及绿色经济发展之间的关系,认为中国数字经济的发展能有效推动绿色经济的发展,并且有显著的正空间外溢性,能够缓减自然资源依赖带来的不利影响。还有学者对数字经济作用于绿色经济发展的机制进行了研究。骆行等^[43]采用双向固定效应模型揭示数字经济对资源型城市的低碳转型具有显著的积极作用,认为降低资源错配和提高劳动生产率是数

字经济推动资源型城市低碳转型的重要路径。赵超等^[44]认为数字经济能够通过提升能源使用效率、优化能源结构、提升资源利用率和优化产业结构促进低碳产业发展。通过梳理以上对于数字经济、生态效率以及两者关系的研究,可以发现学者们对两者各自的研究较为丰富详实,但鲜有聚焦两者关系的研究。因此,有诸多值得深入补充研究的内容。

二、理论分析与研究假设

基于学术界已有研究,结合内生增长理论、外部性理论等经典理论以及数字经济的特征和规律,本文对数字经济之于生态效率提升的影响、技术创新在其中的中介作用的理论机制进行分析,并提出研究假设。

(一)数字经济对生态效率的影响

首先,根据梅特卡夫法则,网络的价值以用户数量的平方速度增加,外部性特征使得在用户规模达到临界值后将触发正向反馈,降低边际成本与平均成本,这样的成本特征将使得行业平均成本下降,形成规模经济。在数字经济之下,不论是数字产业还是受数字化影响的传统产业,参与其中的厂商易形成较高固定成本、较低边际成本的成本特征,能够提高整体的要素利用效率,从而提升生态效率。

其次,数字经济的发展丰富了生态友好型投入要素,对生态效率的提升有积极作用。数字经济的蓬勃发展,数据、算力等逐渐成为被经济参与主体所关注的生产要素,形成了对增长函数中原有要素 K(资本)、L(劳动)的补充和丰富。同时,以数字化信息为核心的新要素可以实现对传统高污染、低产出要素的替代和补充,且相较而言属于环境友好型资源,具备较好的转化效率,可以降低生产的资源环境代价,实现对于生态效率的提升。

再次,数字经济能够优化资源配置效率,提升生态效率。互联网、区块链等数字经济相关技术帮助实现供需方广泛及时的信息交流,降低了搜寻成本^[45],缩短了交易时间,并且形成了更精确及时的定价机制,在一定程度上减少了议价与决策成本。数字经济通过实现信息的快速传播、资源的高效链接,使得各种要素的组合方式、速度发生了变化,实现了对资源的优化配置。

最后,数字经济能够实现对于绿色理念的传播与生态环境保护反馈机制的构建,实现对生态效率的改善。其一,数字经济的不断发展能够为传播绿色理念提供丰富的数字媒介,提升全社会对于生态建设的认知^[46]。其二,数字经济的范围经济效应、长尾特征不仅能实现对于差异化消费需求的满足^[47]。同时,还扩展了现有的消费者行为理论的分析基础,消费者不再单纯依靠预算范围内的效用最大化来进行消费,同样被大数据和算法所影响^[46],甚至为其所支配^[48],因此,还能借助构建绿色消费平台、打造绿色产品等方式实现释放绿色消费红利,提升生态效率。其三,数字技术的发展、政府数字治理能力的提升能够畅通政府、企业、公众的互动,同时,实现对于节能减排的精准数据抓取分析与有效监管^[49],在全社会形成有效的生态环境保护及反馈机制。

基于以上分析,提出假设 1:数字经济能够提升生态效率。

(二)数字经济通过促进技术创新影响生态效率

1. 数字经济发展为技术创新提供良好基础

第一,数字经济能为技术创新活动提供资金支持。由于技术创新活动本身具备风险高、投资期长等特征,能否有效实现资金的运营、突破融资约束是影响创新能力的一大关键^[50],而数字经济能在以下方面提供改善的可能:一是数字经济的发展为金融机构抓取和分析用户信息提供了机会,能有效降低放款机构与企业之间存在的信息不对称问题^[51],畅通企业的借款流程^[52],提高信贷资源的利用效率;二是数字经济政策可以通过政府的资金投入、补贴政策和数字金融环境的改善,为企业提供充足的资金和资源支持,从而助推企业数字技术创新水平的提升^[53]。数字金融的发展正在逐步改变企业融资的传统模式,提供了更为多样化和便捷的融资渠道,降低了企业融资难度。数字化转型有助于企业更好地利用数字金融提供的融资机会,从而缓解融资约束,促进技术创新活动^[54]。另外,数字经济持续发展,在线支付、电子商务等规模逐步扩大,企业与产业上下游之间的联系与交易速度得到大幅提升,能够优化企业的资金运营水平^[55]。

第二,数字经济能通过促进产学研合作、促进产业融合提升创新能力。一方面,研究证明产学研合作有利于企业吸引优秀人才,提升企业创新质量与效率。而企业与学校之间存在组织文化、工作方式等多方面的差异,双方在合作过程中存在搜寻成本、沟通成本过高的问题^[56],而数字经济能够通过提供创新平台、沟通媒介等多途径打破了时间和空间限制,为产学研合作提供便利。另一方面,不论是数字产业化还是产业数字化过程中,都存在各产业之间的深度融合,数字经济降低了产业之间的壁垒,现实了“流动空间”与“流动行业”的叠加协同效应^[57],这不仅能直接赋能传统产业的数字化创新升级^[58],也能催生出诸多新的产品^[59],还能通过数字浪潮、数字暗流推动战略性新兴产业融合集群发展^[60]。

2. 技术创新能促进生态效率提升

技术创新对生态效率的促进作用可以分为三大效应,即增长效应、资源环境效应和结构效应。

在内生增长理论模型中,技术进步甚至“创造性毁灭”是经济持续增长的动力与源泉。在现实的社会经济活动中,厂商会出于获得垄断利润等目的不断增加对于研发等费用的投入,进而推动了技术创新,在技术创新的过程中也推动了新产品、新工艺、新方法的实现与发展,不断改进或替代效率低下、污染严重的生产过程与工艺,这既能实现对于社会生态效率的改善又能实现经济的增长^[61]。

创新能够形成资源与环境效应^[62]。现有文献认为科技投入、科技发展水平有利于提高资源利用效率和生态治理水平,对部分地区的供给效率有促进作用^[63]。第一,以新材料、节能技术为代表的涌现的创新技术为资源的高效利用提供了可能,技术创新在降低原生产过程能耗与污染的同时,也通过对原有非环境友好型资源的替代促进了循环与集约^[64];第二,创新能够帮助实现对于高能耗、高污染的预防,大数据和人工智能等技术手段可以高效应用于水污染监测数据的生产采集、存储、管理、共享、服务及大数据分析和决策等方面^[65],这些创新对于实现清洁生产、降低污染排放、增强环境复原能力具有重要意义^[66];第三,随着社会的发展与绿色生态理念的增强,创新也将

以绿色高效为重要演进方向,并且将关注产品从研发到生产、交易甚至报废回收的全流程,这将在最大程度上实现对于生态、经济、社会等多个目标之间的协调发展。

另外,创新也能通过对产业结构的优化来提升生态效率。尽管产业结构的调整与演进受到诸多方面因素的影响,但是从源头而言,技术创新仍旧是推动和实现产业结构调整的重要动力。技术

创新能突破各种因素对于资源配置和转型发展的制约,不断实现对综上,创新能通过促进增长、形成资源环境效应、优化产业结构等方面提升整体的生态效率,带来经济和环境的双赢。

基于以上分析提出假设 2:数字经济能通过促进技术创新间接提升生态效率。

综上,数字经济发展对生态效率提升的影响机制总结如图 1 所示。

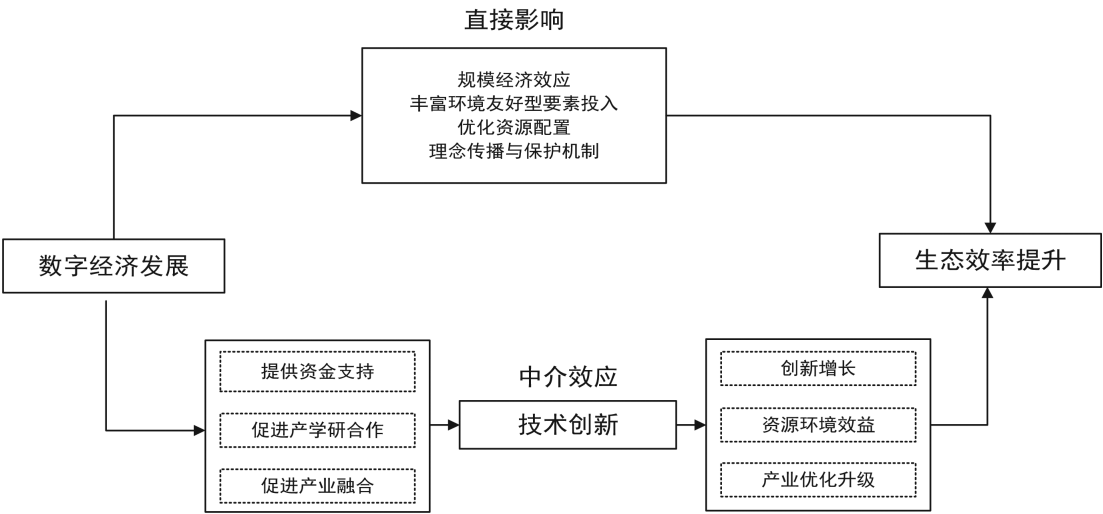


图 1 数字经济发展对生态效率提升的影响机制

三、实证分析

(一)模型设定

1. 基准回归模型

根据本文的研究目的和假设,设定以下方程对假设 1 进行检验。

$$EE_{it} = C_1 + \alpha_1 DE_{it} + \alpha_2 Control_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式(1)中,被解释变量 EE_{it} 为 i 省 t 年的生态效率值,核心解释变量为数字经济发展水平(DE_{it}), $Control$ 表示控制变量,本文选取了地区人均生产总值($PGDP$)、城市化率(UR)、人口密度(PD)、开放程度($OPEN$)、产业合理化程度(TDL)、产业高级化程度(IS)、政府财政投入(GOV)7 个控制变量。

2. 中介检验模型

为检验假设 2,分析技术创新(TE)在数字经济(DE)促进生态效率(EE)提升中是否发挥了中介作用,本文借鉴温忠麟等^[67]的研究方法,分别建立解释变量(DE)对中介变量(TE)、解释变量(DE)与中介变量(TE)对被解释变量(EE)的回归

方程(2)与方程(3):

$$TE_{it} = C_2 + \beta_1 DE_{it} + \beta_2 Control_{it} + \mu_{it} \quad (2)$$

$$EE_{it} = C_3 + \gamma_1 DE_{it} + \gamma_2 TE_{it} + \beta_3 Control_{it} + \xi_{it} \quad (3)$$

式中, α_1 为数字经济(DE)对生态效率(EE)的总效应, $\beta_1 \times \gamma_2$ 为通过中介变量技术创新(TE)传导的中介效应, γ_1 为数字经济(DE)对生态效率(EE)的直接效应。 $\alpha_1 = \gamma_1 + \beta_1 \times \gamma_2$, 即总效应可以用直接效应和中介效应之和来表示。

(二)变量选择

1. 被解释变量:生态效率

通过对于文献的梳理,本文将生态效率定义为在某一区域内,资源消耗、环境污染与经济效益的比值。在方法上,借鉴梁琦等^[68]的做法,采用非期望的超效率 SBM 模型测算我国 30 个省份(不含西藏、港澳台地区)2011—2023 年的生态效率,在模型中包含环境投入、非期望产出和期望产出三个部分,表 1 列示了具体指标体系。

其中,对于各省年末投资存量的测算,遵循的是 Goldsmith 提出的永续盘存法。而针对基期资本存量的确定和折旧率的选择,单豪杰^[69]、张军等^[70]的估算方法为学术界所广泛认可,本文采用张军的方法,将基期(2010 年)的固定资产投资额除以 10% 作为这个省份的初始资本存量,并将折旧率设定为 9.6%。

表 1 生态效率指标构建体系

目标层	构成	指标层	数据来源
投入	资本投入	年末固定资产投资存量(万元)	《中国统计年鉴》
	劳动力投入	从业人员数(万人)	国家统计局
	能源投入	能源消耗总量(万吨标准煤)	《中国能源统计年鉴》
非期望产出	工业废水	工业废水排放量(万吨)	《中国环境统计年鉴》
	工业废气	工业二氧化硫排放量(吨)	《中国环境统计年鉴》
	工业固体废弃物	一般工业固体废弃物产生量(万吨)	《中国环境统计年鉴》
期望产出	地区生产总值	地区实际生产总值(亿元)	国家统计局

所用的非期望产出超效率 SBM 模型是将超效率 DEA 模型和非期望产出 SBM 模型相结合的一

种模型,可以通过 MaxDea、MATLAB 等数据软件实现。其基本思路是:先使用 SBM 模型对决策单位的有效性做出鉴定、恰当处理非期望产出,再通过超效率 SBM 对有效的决策单元(DMUs)进行评价。图 2 图示了通过这个方法测度的 2011—2023 年全国 30 省份生态效率的均值和极差情况,整体而言,我国生态效率逐步提高,经济发展与资源节约、环境保护之间更加协调,但是从极差来看,生态效率的水平在省际之间差异较大。

2. 核心解释变量:数字经济

(1) 指标构建

目前,有关数字经济的测度和衡量尚未有统一标准,基于数据可得性,本文借鉴赵涛等^[71]的方法对 2011—2023 年的我国 30 个省份数字经济发展水平进行测度,用数字普惠金融发展水平和互联网发展水平共同构建数字经济发展的指标,共计分解成 5 个三级指标,体系如表 2 所示。

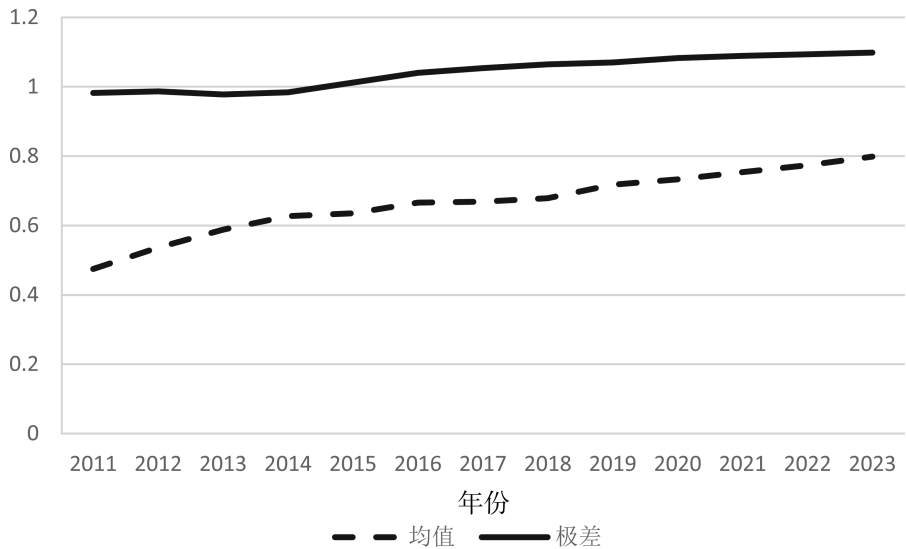


图 2 2011—2023 年我国 30 省份生态效率均值及极差情况

表 2 数字经济发展指标构建体系

一级指标	二级指标	三级指标	数据来源
数字经济发展水平	数字普惠金融发展水平	中国数字普惠金融指数	北京大学数字金融研究中心
		每百人互联网宽带接入用户数	《中国信息年鉴》
	互联网发展水平	信息传输、软件和信息技术服务业从业人员占比	国家统计局
		人均电信业务总量	国家统计局
		移动电话普及率	国家统计局

(2) 熵值过程

对于熵值法而言,可以在同一时期(年)对各省的数字经济发展指标进行测度,多年则分年多次重复步骤进行熵值,计算需要进行数据标准化(解决各指标数据不同量纲的问题)、计算指标信息熵、确定信息熵权重以及进行综合评分 4 个步骤。

第一步,数据标准化,由于 5 个子指标都是正

向指标,因此按式(4)对其进行标准化:

$$X_{ij} = \frac{X'_{ij} - \min(X_j)}{\max(X_j) - \min(X_j)}, (i = 1, 2, \dots, m; j = 1, 2, \dots, n) \quad (4)$$

式(4)中 X_{ij} 是第 j 个指标(共计 5 个子指标)中第 i 个评价对象(共计 30 个省份)的标准值, X'_{ij} 是第 j 个指标中第 i 个评价对象的原始值, $\max(X_j)$ 和 $\min(X_j)$ 和分别是第 j 个指标中的最大值和最小值。

第二步是计算指标信息熵。先按式(5)计算第 j 个指标中第 i 个对象的比例 Y_{ij} ,再计算其信息熵 e_j :

$$Y_{ij} = \frac{X_{ij}}{\sum_{i=1}^m X_{ij}} \quad (5)$$

$$e_j = -\frac{1}{\ln n} \sum_{i=1}^m (Y_{ij} \cdot \ln Y_{ij}) \quad (6)$$

第三步是确定指标的信息熵权重 W_j (7):

$$W_j = -\frac{1 - e_j}{\sum_{j=1}^n (1 - e_j)} \quad (7)$$

最后,利用标准化数据与信息熵权重相乘计算综合评分 R_{ij} :

$$R_{ij} = \sum_{j=1}^n X_{ij} \times W_j \quad (8)$$

(3) 数字经济发展整体概况

表 3 展示了 2011—2023 年我国数字经济的发展水平,从各年平均值来看,我国数字经济整体的发展水平呈现明显的上升趋势,均值从 2011 年 0.078 提升至 2023 年的 0.570。但是考虑地域发展差异,可以发现,极差呈现整体的扩大趋势,说明我国数字经济在省际之间的发展广度和深度差异可能处在不断扩大的过程中,在后续的分析中需要分地区情况进行研究。

3. 其他变量

技术创新(TE):考虑到专利申请的受理在省际间存在较为统一的标准,且“专利申请受理数”是被学者们所广泛认可的衡量技术创新的指标之一,是比较理想的中介变量指标,本文选取各省份

专利申请受理量与总人口之比来测算人均值,并在计量中对其进行取对数处理。

表 3 各年全国数字经济发展指标均值及差异情况

年份	最大值	最小值	均值	极差
2011	0.393	0.009	0.078	0.384
2012	0.444	0.035	0.108	0.409
2013	0.498	0.077	0.148	0.421
2014	0.545	0.094	0.166	0.451
2015	0.609	0.117	0.194	0.492
2016	0.558	0.117	0.184	0.441
2017	0.635	0.161	0.239	0.474
2018	0.818	0.261	0.359	0.558
2019	0.993	0.370	0.480	0.623
2020	0.994	0.382	0.510	0.612
2021	0.995	0.394	0.550	0.601
2022	0.996	0.410	0.580	0.586
2023	0.996	0.426	0.596	0.570

人均生产总值(PGDP):人均生产总值反映了地区的经济发展水平,由于其绝对数值较大,在计量过程中对其进行取对数处理。

城镇化率(UR):城镇化会对产业结构、生产生活方式、思想理念等多个方面产生重要影响,从而直接和间接影响到地区的生态效率,本文用各省城镇人口数与总常住人口数之比衡量城镇化水平。

人口密度(PD):人口密集程度会对区域的资源消耗、环境污染、经济产出同时产生影响,基于数据可得性,本文利用国家统计局所披露的各省城市人口密度来进行表征。由于绝对数值较大,在计量过程中对其进行取对数处理。

开放程度(OPEN):开放程度在一定程度上影响了某省对外资源交换与经济交易的速度与深度,本文用各省进出口总额与实际生产总值之比来进行衡量,在汇率换算中,采用国家统计局公布的人民币对美元汇率的年均价进行换算。

产业结构升级:产业结构升级包括产业合理化程度(TDL)和产业高级化程度(IS)两个方面,本文借鉴于春晖等^[72]的做法进行测度,合理化程度用泰尔指数的倒数衡量,高级化程度用第三和第二产业产值的比值来进行衡量。

政府财政投入(GOV):选用各省每年的一般

财政预算支出与当地实际居民生产总值之比来测算,以研究政府行为或者支持力度对于省域生态效率的影响。

4. 数据来源与描述性统计

本文选取 2011—2023 年我国 30 个省份(除西藏、港澳台)的面板数据进行分析。以上数据来自于国家统计局《中国能源统计年鉴》《中国环境统计年鉴》《中国信息统计年鉴》以及各省历年统计年鉴,部分缺失值采取线性插补法等进行填补,变量的描述性统计结果列报在表 4 中。

在对数据进行回归之前,对变量间的多重共线性进行了检验,方差检验系数 VIF 值为 4.08,小于临界值 10,因此变量取值较为合理,变量之间不存在多重共线性问题。

表 4 变量描述性统计

变量	均值	标准差	最小值	最大值	是否取对数	定义/计算
<i>Ee</i>	0.632	0.324	0.208	1.323	否	综合指标
<i>De</i>	0.217	0.153	0.009	0.996	否	综合指标
<i>Pgdp</i>	10.82	0.442	9.691	11.958	是	实际 GDP/总人口
<i>Ur</i>	0.577	0.124	0.344	0.942	否	各省城市人口密度
<i>Pd</i>	7.881	0.41	6.639	8.669	是	总人口/总面积
<i>Open</i>	0.288	0.308	0.014	1.464	否	进出口总额/实际 GDP
<i>Tld</i>	1.22	0.614	0.517	3.989	否	泰尔指数的倒数
<i>Is</i>	1.271	0.743	0.527	5.223	否	第三产业产值/第二产业产值
<i>Gov</i>	0.296	0.122	0.121	0.783	否	财政预算支出/实际 GDP
<i>Te</i>	2.621	1.251	0.254	6.693	是	专利申请受理总量/总人口

(三) 实证过程及结果分析

1. 估计结果分析

(1) 模型选择

在对随机效应和固定效应模型进行选择时,需要使用豪斯曼 Hausman 检验,检验结果显示, P 值为 0.000 4(小于 0.01),因此拒绝选用随机效应的原假设,选择固定效应模型进行回归。

同时,表 5 分别报告了使用固定效应模型(模型 1)、混合 OLS 模型(模型 2)、随机效应模型(模型 3)进行回归的结果。固定效应模型的拟合系数 R^2 为 0.582,且为 3 个模型中的最高值,模型的拟合效果较好。

(2) 基准回归结果分析

在此,主要对表 5 中模型(1)即固定效应模型

的回归结果进行分析,重点关注核心解释变量数字经济以及其他对生态效率有显著影响的控制变量。

表 5 混合 OLS、随机效应模型及固定效应模型回归结果

变量	固定效应(1)	混合回归(2)	随机效应(3)
	<i>Ee</i>	<i>ee</i>	<i>ee</i>
<i>De</i>	2.526 *** (7.647)	1.786 *** (5.722)	2.470 *** (8.213)
<i>Pgdp</i>	-0.558 * (-1.712)	0.363 ** (2.337)	-0.172 (-0.822)
<i>Ur</i>	3.269 ** (2.075)	1.706 *** (4.086)	2.253 *** (2.930)
<i>Pd</i>	-0.154 (-1.102)	-0.472 *** (-7.193)	-0.360 *** (-3.574)
<i>Open</i>	-0.701 * (-1.701)	-0.844 *** (-5.452)	-0.823 *** (-3.911)
<i>Tld</i>	0.211 (1.271)	-0.013 (-0.139)	0.103 (0.864)
<i>Is</i>	0.084 (0.409)	-0.174 *** (-2.837)	-0.191 * (-1.947)
<i>Gov</i>	-3.206 ** (-2.308)	0.678 ** (2.574)	-0.014 (-0.028)
<i>_cons</i>	7.217 ** (2.362)	0.465 (0.266)	4.931 ** (2.211)
<i>Province FE</i>	是	—	—
<i>Year FE</i>	是	—	—
<i>N</i>	270	270	270
<i>R</i> ²	0.582	0.566	0.558 0

注 *、** 和 *** 分别表示在 $p < 0.10$ 、 $p < 0.05$ 和 $p < 0.01$ 时有统计学意义。

数字经济(DE)作为核心解释变量,其系数为 2.526,且在 1% 的显著性水平上显著,实证结果表明假设一成立,数字经济对于促进生态效率提升有显著的正向影响。这种较强的正向影响可能来自于数字经济所有的规模效应,能够降低边际成本和平均成本;有可能来自数字经济能够实现以数据为代表新兴生产要素对传统高耗能高污染要素的替代或补充;也有可能是数字经济通过帮助实现了信息等的及时传输优化了的资源配置效率。数字经济的不断深入发展,能为我国实现生态效率提升、实现全面绿色转型、实现高质量发展提供动力。

地区经济发展指标($PGDP$)的系数为负,且在 10% 的显著水平上显著,这说明我国经济的发展仍未摆脱产生较高资源消耗、较重环境污染的局面。在新时代,在实现双碳计划的新阶段,不断提高生态效率,降低经济发展对资源环境的影响是

重要课题。

同时,在控制变量中,在 5% 的显著性水平下,城镇化(*UR*)的推进对生态效率的提升具备较大的正向影响。城镇化是以农业为主的社会转向以非农业产业为主的社会的过程,这种转变的实现,不仅影响了地区的产业结构,也使得产业发生集聚,资源利用、污染治理效率得到提升。同时,使得劳动力从低端农业生产活动中释放出来,受教育水平不断增长,人口素质不断提高,也会对整个社会的思想理念产生重大影响,使得绿色低碳、高效节能发展逐渐成为共识。

地区开放程度(*OPEN*)对生态效用的提升具备一定的抑制作用,从进出口贸易角度而言,可能是由于过去我国处于全球价值链的较低位置,对外开放程度越高,使得地区消耗更多资源、产生更多的污染排放、生产低附加值的对外贸易产品;从外商投资角度而言,虽然有增加其对我国技术外溢的可能,但是外商对环保问题可能不够重视。

对生态效率有显著影响的因素还有政府财政支出的力度(*GOV*),但实证结果表明,这种影响为负向。政府的“有形之手”之于生态建设的作用不可否认,可能原因是,受到预算等多方因素的制约,政府的调控无法随市场的变化做出及时的调整,存在方式方法“粗线条”的问题。

此外,其他控制变量,人口密度(*PD*)、产业结构升级(*TLD&IS*)等对生态效率的影响不明显。

2. 中介效应分析

表 6 报告了技术创新作为数字经济影响生态效率的中介变量的效果,在数字经济对于生态效率的回归模型(1)中,前者对后者在 1% 的显著水平下有较强的正向影响,系数表现为 2.526;在数字经济对技术创新的回归模型(2)中,前者对后者的影响也为正,且同样在 1% 的水平下显著;在数字经济、技术创新对生态效率的回归模型(3)中,技术创新对生态效率的作用依旧显著。

因此,本文认为技术创新是数字经济影响生态效率的中介变量,即数字经济可以通过推动技

术创新正向影响生态效率,研究假设二成立。

从系数上看,数字经济对于生态效率的影响系数从模型(1)的 2.526 下降至模型(3)的 1.801,且生态效率与技术创新之间呈现显著正相关关系,系数为 0.289,说明技术创新在数字经济和生态效率之间起部分中介作用,占总效应的比值为 28.73% ($2.512 \times 0.289 \div 2.526$)。

表 6 中介效应检验

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>ee</i>	<i>te</i>	<i>ee</i>
<i>De</i>	2.526 *** (7.647)	2.512 *** (7.774)	1.801 *** (5.052)
<i>Te</i>	—	—	0.289 *** (4.472)
<i>Pgdp</i>	-0.558 * (-1.712)	1.557 *** (4.883)	-1.007 *** (-3.061)
<i>Ur</i>	3.269 ** (2.075)	-0.092 (-0.060)	3.296 ** (2.176)
<i>Pd</i>	-0.154 (-1.102)	0.192 (1.398)	-0.210 (-1.551)
<i>open</i>	-0.701 * (-1.701)	-0.805 ** (-1.999)	-0.468 (-1.172)
<i>Tld</i>	0.211 (1.271)	0.184 (1.132)	0.158 (0.987)
<i>Is</i>	0.084 (0.409)	-0.487 ** (-2.436)	0.224 (1.126)
<i>gov</i>	-3.206 ** (-2.308)	2.774 ** (2.042)	-4.007 *** (-2.974)
<i>_cons</i>	7.217 ** (2.362)	-16.258 *** (-5.440)	11.908 *** (3.818)
<i>Province FE</i>	是	是	是
<i>Year FE</i>	是	是	是
<i>N</i>	270	270	270
<i>F</i>	40.352	132.187	41.028
<i>R²</i>	0.582	0.820	0.615

注*、**和***分别表示在 $p < 0.10$ 、 $p < 0.05$ 和 $p < 0.01$ 时有统计学意义。

3. 稳健性分析

(1) 区域异质性检验

我国地区之间发展不平衡现象较为明显,这一点在数字经济发展水平和生态效率水平上也有体现,为了了解数字经济发展对于生态效率水平之影响的异质性,同时验证数字经济对于生态效率作用的稳定性,本文对基准回归进行区域异质性检验。借鉴国家统计局对我国区域的划分标准,鉴于东北地区样本较少(辽宁、吉林和黑龙江三省),在此将其调整进东部地区,由此将

全国 30 省份划分成东中西 3 个区域,并分别进行回归。

表 7 报告了地区异质性检验的结果,划分区域进行回归后,数字经济对于生态效率的作用在 3 大地区仍旧明显,都在 1% 的显著性水平下显著。从系数看,数字经济对于东部地区的生态效率提升作用最强、中部次之、西部最弱,但整体都在 1 以上。本文认为,相较于相对落后的西部地区,东中部具有较好的实体经济基础、具有良好的数字基础设施,数字经济的发挥空间更大,能在促进生态效率提升方面释放出更多的红利。西部地区如果能够抓住机会,积极引进技术和人才,缩小和东中部地区的“数字差异”,发展特色数字经济产业,其生态效率受到数字经济发展影响的边际改善情况将值得期待。

表 7 地域异质性检验

变量	(1) 东部地区	(2) 中部地区	(3) 西部地区
	ee	ee	ee
De	3. 890 *** (5. 574)	3. 118 *** (6. 346)	1. 360 *** (4. 167)
pgdp	-1. 213 * (-1. 761)	1. 040 (1. 486)	0. 733 * (1. 737)
Ur	5. 582 ** (2. 261)	-2. 550 (-0. 599)	-1. 795 (-0. 583)
Pd	-0. 275 (-0. 751)	0. 235 (0. 714)	-0. 082 (-0. 788)
open	-1. 350 * (-1. 857)	-2. 776 (-1. 354)	-0. 596 (-0. 982)
Tld	0. 262 (1. 051)	-2. 525 *** (-5. 058)	0. 290 (1. 097)
Is	-0. 189 (-0. 547)	0. 808 (1. 550)	-0. 097 (-0. 371)
gov	-6. 696 ** (-2. 275)	-3. 888 (-1. 323)	-0. 717 (-0. 592)
_cons	14. 519 ** (2. 101)	-7. 540 (-1. 587)	-4. 440 (-1. 304)
Province FE	是	是	是
Year FE	是	是	是
N	117	54	99
F	16. 184	35. 675	29. 013
R ²	0. 574	0. 877	0. 744

注 *、** 和 *** 分别表示在 $p < 0. 10$ 、 $p < 0. 05$ 和 $p < 0. 01$ 时有统计学意义。

(2) 替换变量法

稳健性检验的另一种可行方式为替换变量法,信息传输、计算机服务和软件业法人单位是直

接的数字经济参与者,其数量能在一定程度上反映本省数字经济的发展水平。因此,本文采用“信息传输、计算机服务和软件业法人单位数”作为各省数字经济发展指数的替换变量,并对其进行取对数处理,以对数字经济之于生态效率的影响以及技术创新的中介作用进行稳健性检验,结果如表 8 所示。

从整体回归的结果来看,数字经济对于生态效率提升的作用依旧在 1% 的显著性水平下显著;从技术创新的中介效应来看,替换变量后,数字经济对于技术创新的作用也在 1% 的显著性水平下显著,技术创新依旧发挥了重要的部分中介效应,占总效率的 26%。

表 8 替代变量进行稳健性检验的结果

整体回归 变量	ee	中介 效应	(1)	(2)	(3)
			ee	Te	ee
Com	0. 319 *** (4. 935)	com	0. 319 *** (4. 935)	0. 214 *** (3. 276)	0. 236 *** (3. 873)
Pgdp	0. 073 (0. 226)	te	—	—	0. 388 *** (6. 461)
Ur	0. 653 (0. 374)	pgdp	0. 073 (0. 226)	2. 326 *** (7. 081)	-0. 829 ** (-2. 502)
Pd	-0. 145 (-0. 965)	ur	0. 653 (0. 374)	-1. 913 (-1. 086)	1. 395 (0. 864)
Open	-0. 277 (-0. 633)	pd	-0. 145 (-0. 965)	0. 251 (1. 651)	-0. 243 * (-1. 737)
Tld	0. 430 ** (2. 475)	open	-0. 277 (-0. 633)	-0. 427 (-0. 968)	-0. 111 (-0. 275)
Is	0. 227 (1. 054)	tld	0. 430 ** (2. 475)	0. 411 ** (2. 344)	0. 271 * (1. 670)
Gov	-3. 399 ** (-2. 300)	is	0. 227 (1. 054)	-0. 319 (-1. 466)	0. 351 * (1. 756)
_cons	-1. 015 (-0. 353)	gov	-3. 399 ** (-2. 300)	2. 569 * (1. 723)	-4. 395 *** (-3. 204)
N	270	_cons	-1. 015	-25. 900 ***	9. 030 ***
F	32. 204	—	(-0. 353)	(-8. 930)	(2. 937)
R ²	0. 526	N	270	270	270
Province FE	是	F	32. 204	104. 796	38. 291
Year FE	是	R ²	0. 526	0. 783	0. 599

注 *、** 和 *** 分别表示在 $p < 0. 10$ 、 $p < 0. 05$ 和 $p < 0. 01$ 时有统计学意义。

4. 内生性问题的讨论

计量误差、遗漏变量以及反向因果是常见的引起内生性问题的主要原因。在本文的相关研究中,一方面,核心解释变量数字经济由 5 个子指标通过熵值而来,且子指标数字普惠金融指数

同样是综合性指标,因此可能存在因计量偏误造成的内生性问题;另一方面,尽管本文在梳理过往文献的基础上,尽可能多地对影响生态效率的因素进行了控制,但在也有可能存在遗漏变量的问题。为了解决上述问题,本文采用工具变量法,通过两阶段最小二乘法对内生性问题进行检验。

本文借鉴张勋等^[73]的做法,选取各省省会城市与杭州的球面距离与每年除本省之外全国数字经济发展指数的均值之乘积来构建工具变量。就各省会城市与杭州的球面距离这一项而言,一方面,杭州集聚了包括阿里巴巴集团等在内的众多数字经济相关的头部企业,在一定程度上代表着中国数字经济的较高水平,距离其越近,数字经济的发展可能越成熟,因此这项指标与各省的数字经济发展水平具备一定的相关性;另一方面,作为地理类变量又能满足工具变量的“排他性”。但这个距离变量不随时间变化,可能使得工具变量难以通过第二阶段的估计,因此,参考 Nunn 等^[74]的处理方式,引入随时间变化的变量“除本省外全国数字经济发展水平的均值”来共同构建工具变量。

同时,由于多数城市与杭州距离较远,使得工具变量原始数值较大,本文对其进行取对数处理;另外,由于杭州为浙江省省会城市,会造成浙江省的工具变量全部为 0 的情况,为保证数据的完整度,本文对于工具变量原始值加上常数 0.1 再取对数。表 9 汇报了采用工具变量进行回归的结果,数字经济对生态效率的提升仍具有显著的正向影响,且仍在 1% 的显著性水平下显著,与前文基准回归的结果保持一致。在列(2)中,工具变量对数字经济发展水平的正向影响在 1% 的显著性水平下显著,说明工具变量通过了相关性检验;Kleibergen-Paap rk LM statistic 值为 145.90(P 值为 0)表面工具变量通过了可识别性检验;工具变量回归的 F 值为 359.57(大于显著性水平为 10% 所对应的临界值 16.38),表明通过了弱工具变量检验。

表 9 内生检验结果

变量	(1)	(2)
	<i>ee</i>	<i>de</i>
<i>de</i>	2.073 *** (4.956)	—
<i>iv</i>	—	0.304 *** (18.96)
<i>pgdp</i>	-0.367 (-1.077)	-0.198 *** (-4.03)
<i>ur</i>	3.231 * (2.077)	-0.309 (-1.57)
<i>pd</i>	-0.125 (-0.897)	-0.008 (-0.48)
<i>open</i>	-0.648 (-1.590)	0.008 (0.16)
<i>uld</i>	0.255 (1.538)	0.049 ** (2.34)
<i>ls</i>	0.123 (0.606)	-0.003 (-0.12)
<i>gov</i>	-3.248 * (-2.369)	-0.298 * (-1.72)
Province FE	是	是
Year FE	是	是
Kleibergen-Paap rk LM statistic	145.899	—
Cragg-Donald Wald F statistic	359.567	—

注 *、** 和 *** 分别表示在 $p < 0.10$ 、 $p < 0.05$ 和 $p < 0.01$ 时有统计学意义。

四、结论与建议

(一)主要结论

数字经济作为新经济形态,在我国及全球的影响日益显著,建设数字中国已被写入国家“十四五”规划,成为我国 2035 年的远景目标之一,对推动我国经济高质量发展有重要意义。生态效率作为刻画经济产出与资源节约、污染防治相统一的重要尺度,其不断提升也是我国新时代实现全面绿色转型、实现高质量发展的关键。本文基于 2011—2023 年我国 30 个省份(除西藏及港澳台)的面板数据,实证研究了数字经济之于生态效率的影响以及机制,得出以下结论。

第一,从利用固定效应模型进行的整体基准回归来看,数字经济能够显著提升省域生态效率,替换数字经济的表达指标后该结论依旧成立,具备稳定性。

第二,从中介效应检验结果来看,就全国整体而言,技术创新在数字经济正向影响生态效率的过程中发挥了部分中介效应,占到总效应比重的 28.73%,是数字经济推动生态效率提升的重要

机制。

第三,通过将30个省份划分成东中西3个地区并对其分别进行回归,实证发现,数字经济对于生态效率的提升作用均成立,其中数字经济对于东部地区的生态效率提升作用最强,中部地区次之,西部地区最弱。本文认为这与地区实体经济的发展水平、数字经济基础设施的建设、产业融合情况等紧密相连,前述条件相对较好的东中部地区,数字经济的发挥空间更大,更能释放出其对生态效率提升的红利;对于西部地区而言,若能抓住机会,积极引入技术和人才,发展特色数字经济产业,未来通过数字经济改善生态效率的可能性值得期待。

(二)基本建议

为把握好数字经济发展机遇,更好发挥数字经济对于生态效率提升的积极作用,实现与资源高效利用、环境有效保护相协调的高质量经济发展,提出以下建议。

一是,充分发展数字经济,释放其对生态效率改善的红利。数字经济对提升生态效率具有显著的正向影响,应加强数字经济基础设施建设,为数字经济发展创造良好的社会环境,着力培养新业态、新模式,引导关注数字产业发展,充分发挥数字经济正外部性、规模效应、高效资源配置作用,提升资源利用效率,降低生产投入与成本;积极推进产业融合,助力传统产业的数字化转型,实现对传统高能耗高污染要素的逐步改善或替代;充分发挥数字媒介、数字治理平台等对企业及社会群众的引导教育、反馈监督作用,推动全社会形成绿色发展合力。

二是,因地制宜,充分利用数字经济提升生态效率的异质性,分区施策。对于数字经济发展较快、相关基础设施较为完备、产业融合程度较高的东部地区而言,应当继续利用好在数字经济发展上的领先优势,实现数字经济与传统产业更加密切、更高层次的融合,进一步发挥数字经济对于生态效率的提升作用;对于中部地区而言,应当把握数字经济发展机遇,“查漏补缺”,合理有效推动数

字经济基础设施、创新平台、应用场景等的建设,积极主动推动数字经济与传统产业的融合发展,不断发挥数字经济之于生态效率提升的作用;对于西部地区而言,数字经济发展的实体经济基础、互联网基础设施条件相对较差,应当着重加强数字经济基础设施建设、重视技术与人才的引进,探寻区域资源禀赋,发展特色数字产业,更好实现数字经济对于生态效率提升的促进作用。

三是,重视技术创新,发挥其对生态效率提升的积极作用。其一,继续加强对科学研究的关注和投入力度,充分鼓励技术创新发展,重视技术创新产出端的发展应用,积极推动技术创新交流合作,扩大“技术外溢”效应,实现技术创新到应用落地的畅通,充分发挥技术创新对于经济的“增长效应”、对于产业结构的优化升级作用,实现经济增长的资源生态友好化。其二,重点关注新能源、新材料等与生态建设紧密相关领域的技术创新,激发创新主体进行绿色创新的活力与积极性,更直接实现技术创新对生态效率提升的作用。

参考文献:

- [1]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.
- [2]宁朝山.基于质量、效率、动力三维视角的数字经济对经济高质量发展多维影响研究[J].贵州社会科学,2020(4):129-135.
- [3]李三希,黄卓.数字经济与高质量发展:机制与证据[J].经济学(季刊),2022,22(5):1699-1716.
- [4]李鑫,魏姗.数字经济的增长效应及其影响机制[J].统计与决策,2024,40(3):28-33.
- [5]马嫣然,吕寒,蔡建峰.数字经济、技术创新与区域经济增长[J].统计与决策,2023,39(6):98-103.
- [6]王军,刘小凤,朱杰.数字经济能否推动区域经济高质量发展?[J].中国软科学,2023(1):206-214.
- [7]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.
- [8]刘莉,陆森.数字经济、金融发展与经济韧性[J].财贸研究,2023,34(7):67-83.
- [9]李晓钟,李俊雨.数字经济发展对城乡收入差距的影响研究[J].农业技术经济,2021(9):1-17.

- [10] 李朝婷, 刘国亮. 数字经济背景下互联网普及对残差收入不平等的影响[J]. 软科学, 2021(12): 1-13.
- [11] 潘馨悦, 王乐. 数字经济、产业智能化与不同技能劳动方间的收入差距[J]. 系统管理学报, 2024, 33(2): 472-487.
- [12] 何宗樾, 宋旭光. 数字金融发展如何影响居民消费[J]. 财贸经济, 2020, 41(8): 65-79.
- [13] 向国成, 石校菲, 邝劲松. 数字经济发展提高了居民消费水平吗? [J]. 消费经济, 2021, 37(5): 44-55.
- [14] 刘导波, 张思麒. 数字经济赋能居民消费: 理论机制与微观证据[J]. 消费经济, 2022(1): 1-10.
- [15] 张优智, 张珍珍, 赵璟. 环境规制对区域绿色经济效率的影响研究[J]. 生态经济, 2023, 39(10): 164-173.
- [16] 郭妍, 张立光. 环境规制对全要素生产率的直接与间接效应[J]. 管理学报, 2015, 12(6): 903-910.
- [17] 屈文波. 环境规制、空间溢出与区域生态效率: 基于空间杜宾面板模型的实证分析[J]. 北京理工大学学报(社会科学版), 2018, 20(6): 27-33.
- [18] 程柯, 金典, 汪娱辉. 演化博弈视角下环境规制影响企业全要素生产率路径研究: 基于面板门槛模型的经验证据[J]. 电子商务评论, 2024, 13(3): 4142-4157.
- [19] 汪艳涛, 张娅娅. 生态效率区域差异及其与产业结构升级交互空间溢出效应[J]. 地理科学, 2020, 40(8): 1276-1284.
- [20] 蔡玉蓉, 汪慧玲. 产业结构升级对区域生态效率影响的实证[J]. 统计与决策, 2020(1): 110-113.
- [21] 陈明华, 王山, 刘文斐. 黄河流域生态效率及其提升路径: 基于 100 个城市的实证研究[J]. 中国人口科学, 2020, (4): 46-58.
- [22] 黎振强, 游肖月. 数字经济发展、产业结构升级对长江经济带生态效率的影响效应[J]. 长江流域资源与环境, 2024, 33(8): 1624-1636.
- [23] GHISETTI C, QUATRARO F. Green technologies and environmental productivity: a cross-sectoral analysis of direct and indirect effects in Italian regions [J]. Ecological economics, 2017, 132: 1-13.
- [24] 岳立, 薛丹. 黄河流域沿线城市绿色发展效率时空演变及其影响因素[J]. 资源科学, 2020, 42(12): 2274-2284.
- [25] 邵帅, 杨莉莉, 黄涛. 能源回弹效应的理论模型与中国经验[J]. 经济研究, 2013(2): 96-109.
- [26] CHANG Y, HUANG R, RIES R J, et al. Shale-to-well energy use and air pollutant emissions of shale gas production in China[J]. Applied energy, 2014(125): 147-157.
- [27] 毕斗斗, 张宇嘉. 对外开放对粤港澳大湾区旅游业生态效率影响的空间效应[J]. 经济地理, 2024, 44(9): 232-240.
- [28] 肖远飞, 姜瑶. 数字经济对工业绿色生产效率的影响研究[J]. 现代管理科学, 2021(8): 100-109.
- [29] 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.
- [30] 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.
- [31] 梁琦, 肖素萍, 李梦欣. 数字经济发展提升了城市生态效率吗?: 基于产业结构升级视角[J]. 经济问题探索, 2021(6): 82-92.
- [32] ZHANG Wenjing, SUN Bin, LI Zaijun, et al. 数字经济对长三角城市群产业生态效率的影响. Sustainability, 2023, 15(16): 12328.
- [33] 邱子迅, 周亚虹. 数字经济发展与地区全要素生产率: 基于国家级大数据综合试验区的分析[J]. 财经研究, 2021, 47(7): 4-17.
- [34] 张焱. 数字经济、溢出效应与全要素生产率提升[J]. 贵州社会科学, 2021(3): 139-145.
- [35] 杨汝岱, 李艳, 孟珊珊. 企业数字化发展、全要素生产率与产业链溢出效应[J]. 经济研究, 2023, 58(11): 44-61.
- [36] 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, 44(4): 109-119.
- [37] 谢东江, 胡士华, 包芸夕. 绿色金融能否提高中国城市绿色全要素生产率: 基于中国 285 个城市的证据[J]. 中国地质大学学报(社会科学版), 2023, 23(4): 122-137.
- [38] 雷晓丽. 数字金融、技术创新与流通产业绿色全要素生产率[J]. 商业经济研究, 2022(22): 15-18.
- [39] 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(1): 1-11.
- [40] 樊轶侠, 徐昊. 中国数字经济发展能带来经济绿色化吗?: 来自我国省际面板数据的经验证据[J]. 经济问题探索, 2021(9): 15-29.
- [41] 徐维祥, 周建平, 刘程军. 数字经济发展对城市碳排放影响的空间效应[J]. 地理研究, 2022, 41(1): 111-129.
- [42] 徐昊, 马丽君. 数字经济、资源依赖与绿色经济发展[J]. 金融与经济, 2022(1): 45-54.
- [43] 骆行, 刘子俊, 田云. 数字经济对资源型城市低碳转型的影响及作用路径[J]. 中国人口·资源与环境, 2024,

34(6):56-64.

[44]赵超,王传会.数字经济驱动绿色低碳产业发展:基于中介效应模型分析[J].现代管理,2024,14(4):817-829.

[45]许宪春,任雪,常子豪.大数据与绿色发展[J].中国工业经济,2019(4):5-22.

[46]陈晓红,李杨扬,宋丽洁,等.数字经济理论体系与研究展望[J].管理世界,2022,38(2):208-224,13-16.

[47]王伟玲,王晶.我国数字经济发展的趋势与推动政策研究[J].经济纵横,2019(1):69-75.

[48]RHUE L, SUNDARARAJAN A. Playing to the crowd? digital visibility and the social dynamics of purchase disclosure [J]. MIS Quarterly, 2019(43):1127-1142.

[49]郭海,李永慧.数字经济背景下政府与平台的合作监管模式研究[J].中国行政管理,2019(10):56-61.

[50]沈红波,寇宏,张川.金融发展、融资约束与企业投资的实证研究[J].中国工业经济,2010(6):55-64.

[51]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.

[52]安孟,张诚.数字经济发展能否提升中国区域创新效率[J].西南民族大学学报(人文社会科学版),2021,42(12):99-108.

[53]周剑明.数字经济政策何以影响企业数字技术创新:基于中国A股上市企业和省级政府工作报告文本数据的分析[J].华南师范大学学报(社会科学版),2024(3):124-141,207.

[54]张笑恒,刘永文.数字金融、数字化转型与企业融资约束[J].电子商务评论,2024,13(3):5760-5771.

[55]胡山,余泳泽.数字经济与企业创新:突破性创新还是渐进性创新?[J].财经问题研究,2022(1):42-51.

[56]BELDERBOS R, CARREE M A, LOKSHIN B. Cooperative R&D and firm performance[J]. Research policy, 2004,33(10):1477-1492.

[57]惠宁,刘鑫鑫.互联网发展与区域创新能力非线性关系研究[J].科技进步与对策,2020,37(12):28-35.

[58]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.

[59]刘意,谢康,邓弘林.数据驱动的产品研发转型:组织惯例适应性变革视角的案例研究[J].管理世界,2020,36

(3):164-183.

[60]向子威,何建佳,张悦,等.从数字暗流到未来产业:数字化转型如何推动战略性新兴产业融合集群发展[J/OL].科技进步与对策,2024(11):1-11.

[61]严成樑,龚六堂.熊彼特增长理论:一个文献综述[J].经济学(季刊),2009,8(3):1163-1196.

[62]陈超凡,蓝庆新,王泽.城市创新行为改善生态效率了吗?:基于空间关联与溢出视角的考察[J].南方经济,2021(1):102-119.

[63]贺义雄,阮佳航,谢素美,等.海洋生态产品政策的经济效应:提升供给效率与实现共同富裕:基于中国沿海省份的数据分析[J].海洋科学,2022,46(12):74-87.

[64]韩晶,蓝庆新.新发展阶段绿色发展的理论逻辑与实践路径[J].北京师范大学学报(社会科学版),2022(2):5-16.

[65]何希,霍志彬.大数据时代水污染监测及防治探讨[J].中国矿业,2024,33(增刊1):186-190.

[66]王鹏,谢丽文.污染治理投资、企业技术创新与污染治理效率[J].中国人口·资源与环境,2014,24(9):51-58.

[67]温忠麟,叶宝娟,中介效应分析:方法和模型发展[J].心理科学进展,2014,22(5):731-745.

[68]梁琦,肖素萍,李梦欣.数字经济发展提升了城市生态效率吗?:基于产业结构升级视角[J].经济问题探索,2021(6):82-92.

[69]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,2008,25(10):17-31.

[70]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.

[71]赵涛,张智,梁上坤.数字经济、创业活跃度与高质量发展:来自中国城市的经验证据[J].管理世界,2020,36(10):65-76.

[72]干春晖,郑若谷,余典范.中国产业结构变迁对经济增长和波动的影响[J].经济研究,2011,46(5):4-16,31.

[73]张勋,杨桐,汪晨,等.数字金融发展与居民消费增长:理论与中国实践[J].管理世界,2020,36(11):48-63.

[74]NUNN N, QIAN N. US food aid and civil conflict[J]. American economic review, 2014, 104(6):1630-66.

(本文责编:希文)