

欢迎按以下格式引用:徐辉,陈开元. 机遇还是挑战:数字经济对制造业绿色发展效率的影响[J]. 长江大学学报(社会科学版), 2025,48(2):62-71.

# 机遇还是挑战:数字经济对制造业绿色发展效率的影响

徐辉<sup>1,2</sup> 陈开元<sup>2</sup>

(1. 长江大学 湖北农村发展研究中心,湖北 荆州 434023;2. 长江大学 经济与管理学院,湖北 荆州 434023)

**摘要:**数字经济对绿色发展释放的红利是否会囿于其高耗能性的影响?数字经济为制造业绿色发展带来的是机遇还是挑战?论文通过理论剖析,并以 2010~2021 年中国 30 个省份的面板数据为样本,实证检验数字经济对制造业绿色发展的影响。研究发现:数字经济显著促进制造业绿色发展效率的提高,其影响程度呈现出“中部>西部>东部”的特点;进一步调节效应分析发现,命令控制型环境规制会减弱数字经济对制造业绿色发展效率的促进作用,市场激励型环境规制会增强数字经济对制造业绿色发展效率的促进作用;同时基于门槛效应分析发现,命令控制型环境规制和市场激励型环境规制均存在单门槛效应,当两者强度分别达到门槛值时,调节作用增强。因此,要加快推动数字经济发展,发挥数字经济红利,将环境规制强度维持在合理区间,以推动制造业绿色发展。

**关键词:**数字经济;绿色发展;环境规制;制造业

**分类号:**F49;F424;X322 **文献标识码:**A **文章编号:**1673-1395(2025)02-0062-10

## 一、引言及相关文献综述

改革开放以来,中国制造业高速发展,制造业增加值连续 13 年位于世界第一,2023 年在 GDP 中占比达到 26.2%,是我国国民经济的支柱产业和实体经济的重要组成部分。但制造业也是我国能源消耗和碳排放的主要领域,其能源消费占比超过了 55%。《2023 中国制造强国发展指数报告》显示,在绿色持续发展方面,我国制造业与欧美等制造强国相比仍有较大的提升空间。制造业“大而不强”“全而不优”的问题突出。转变制造业高能耗、高污染、低效益的粗放型发展模式,加快发展新质生产力,推动制造业高质量发展迫在眉睫。习近平总书记在二十届中央政治局第十一次集体学习时指出,“绿色发展是高质量发展的底色,新质生产力本身就是绿色

生产力”<sup>[1]</sup>。二十大报告也明确提出要“推动制造业高端化、智能化、绿色化发展”。如何推动制造业绿色发展,成为高质量发展面前亟待解决的问题。

对此,既有研究从贸易发展<sup>[2,3]</sup>、技术创新<sup>[4,5]</sup>、人口流动<sup>[6,7]</sup>和产业集聚<sup>[8]</sup>等维度探讨绿色发展的驱动因素,而学者们普遍认为数字经济将对绿色发展产生影响。随着数字通信技术的发展,数字技术会增加耗电量,促使碳排放量上升<sup>[9]</sup>,阻碍绿色发展。但与数字经济的高耗能性相比,大多数学者认为数字经济能够推动产业升级、优化资源配置,为绿色发展提供基础性保障<sup>[10]</sup>。学者们基于省级面板<sup>[11]</sup>、地级市面板<sup>[12,13]</sup>,证实了数字经济对绿色发展有正向促进作用,认为数字金融<sup>[14]</sup>、数字政府<sup>[15]</sup>、数字化转型<sup>[16]</sup>等均能显著促进绿色发展,且存在空间溢出效应<sup>[17]</sup>和非线性关系<sup>[11]</sup>,为绿色发展带来

收稿日期:2024-10-20

基金项目:中国工程院战略研究与咨询项目“湖北省农业生态产品价值实现工程研究”(2023-DFZD-57);湖北省科协科技创新智库研究课题“‘科创中国’促进湖北县域经济高质量发展的对策”(ZK2024-15)

第一作者简介:徐辉(1975—),男,湖北通山人,教授,博士,博士生导师,主要从事数字经济、农业经济研究。

通信作者:陈开元(2000—),女,湖北阳新人,主要从事数字经济研究,E-mail:1466350694@qq.com。

机遇。

除此之外，环境规制也对绿色发展起到了关键性作用。支持成本理论的学者认为环境规制迫使企业减少非期望产出，治理污染的成本增加，挤出部分创新成本，经济效率下降，减缓绿色发展进程<sup>[18,19]</sup>。同时环境规制存在负向的空间溢出效应从而抑制相邻地区绿色发展<sup>[20]</sup>。支持创新补偿理论的学者则认为，环境规制强制企业治理污染，促使企业提高绿色创新能力，增加经济效益，推动绿色发展进程<sup>[21]</sup>。但大部分观点认为环境规制对绿色发展的影响是非线性的<sup>[22]</sup>且具有异质性，不同的环境规制手段<sup>[23~25]</sup>、环境规制周期<sup>[26,27]</sup>对绿色发展的影响均存在差异。

综上所述，多数学者认为数字经济为绿色发展带来的机遇胜过挑战，数字经济能直接和间接地为绿色增长提供新动能<sup>[12]</sup>。而现有研究对环境规制能否促进绿色发展并未达成共识。也有少部分学者提出数字经济、环境规制和绿色发展三者之间存在关系，在数字经济发展过程中配合适宜的环境规制政策，可以更好地促进绿色全要素生产率提升<sup>[28]</sup>。然而，在制造业中，数字经济为其绿色发展带来更多的的是机遇还是挑战？环境规制是否同样会影响数字经济与制造业绿色发展的关系？仍缺少科学合理的实证检验。基于此，本文以中国 2010~2021 年 30 个省份的面板数据作为研究样本，使用注重资源要素投入产出过程绿色化的绿色发展效率<sup>[29]</sup>来测度制造业绿色发展水平。将数字经济、命令控制型环境规制和市场激励型环境规制放入同一框架中，分析其对制造业绿色发展效率的影响，以期对现有研究进行拓展与补充。

本文可能的边际贡献在于：一是以往文章多探讨数字经济和环境规制分别对制造业绿色发展效率的作用，本文则从环境规制的角度出发，研究数字经济对制造业绿色发展效率的影响，探讨这一过程中环境规制的调节作用和门槛效应，有助于全面揭示数字经济对制造业绿色发展效率的作用；二是多数文章只分析总体环境规制的影响，本文则进一步细化分析，将环境规制区分为命令控制型环境规制与市场激励型环境规制，进而更具体地分析，为政策制定提供更加细致和有针对性的参考依据。

二、理论分析与研究假设

(一)数字经济与制造业绿色发展效率

一方面，数字经济及其相关产业具有高耗能性。

数字经济推动制造业发展的同时，制造业产业规模的扩大，造成更多的污染排放和能源消耗<sup>[9]</sup>。即使目前中国制造业正在面临转型升级，大多数制造企业现有的管理水平和要素条件仍无法与较高的数字经济水平相适应，可能会阻碍经济效益的增长，抑制绿色发展效率的提高。

另一方面，作为新型经济形态，数字经济具有快捷性、高渗透性和可持续性，不仅能帮助催生新兴产业，同时可以助力传统制造业转型升级，优化生产方式。数字经济可以通过提高制造业企业绿色创新能力、企业能源利用能力、政府监管能力等途径促进制造业绿色发展，提高制造业绿色发展效率。首先，数字经济可以提高企业绿色创新能力。数字经济能够实现内部信息的整合和外部信息的共享，减少信息壁垒带来的信息不完全，及时更新前沿的绿色创新知识，了解消费者的需求，高效融合消费者需求和绿色创新研发<sup>[30]</sup>，降低制造业企业绿色创新的风险，促进企业绿色创新。其次，数字经济可以提高企业能源利用能力。微观上数字要素突破了地理空间对制造业传统生产要素的局限，实时共享信息<sup>[31]</sup>，增强企业的要素获取能力，减少能源浪费和污染排放。宏观上数字经济能高效连接企业各部门的生产活动<sup>[32]</sup>，提高制造业企业的资源配置效率。最后，数字经济可以提高政府监管能力。政府能够利用数字技术完善监管流程，及时发现企业环境污染问题，追溯污染源头，监督相关企业加以改正。政府监管能力的加强促使企业减少污染排放，提高绿色发展效率。

数字经济的高耗能性源于其技术属性和基础设施的物理约束，是初期数字技术应用的必要能源投入。但其带来的增碳效应会随着企业绿色技术进步和能源效率提升转变为减碳效应，从而对制造业绿色改造产生持续的正外部性<sup>[33]</sup>。因此，数字经济的绿色创新驱动和能源增效可以有效对冲其能源消耗影响，对制造业绿色发展的影响仍表现为正向促进。数字经济所创造的红利远高于带来的负面影响。

基于上述分析，本文提出如下假设：

H1：数字经济对制造业绿色发展效率有正向促进作用。

(二)命令控制型环境规制和市场激励型环境规制的调节作用

不同的环境规制手段在数字经济与制造业绿色发展效率之间具有不同的调节效应，本文将环境规制分为命令控制型环境规制和市场激励型环境规制。

命令控制型环境规制是指以政府制定并实施的

惩罚性政策作为手段的环境规制,对违规企业实行强制性干预。一方面,政府在运用传统方法对制造业企业进行监管时,需要付出巨额的人力成本和时间成本,无法及时准确地获取企业绿色生产情况。数字经济的便捷性能够节约成本、提高效率,命令控制型环境规制政策的出台促使政府将大数据、物联网等数字技术运用在环境政策的监管中,达到促进制造业绿色发展的目的。另一方面,命令控制型环境规制的强制性干预在短期内会影响制造业企业原本的规划,迫使企业增加遵从成本,从而减少了对绿色创新和数字技术的投资,降低企业利用数字技术开展绿色创新活动的动力。

市场激励型环境规制是指以市场自由竞争和价格机制作为手段的环境规制,企业决策受市场影响,从自身经济利益出发,主动进行环境友好的绿色生产活动。不同于命令控制型环境规制,市场激励型环境规制的影响是长期的,遵从成本对绿色创新成本的挤出效应较小。通过排污费、补贴等市场化手段,市场的“适者生存”法则促使企业积极采用数字技术来应对和解决污染排放问题,借助数字经济进行绿色技术创新,降低治污成本,开展常态化数字创新活动,提高制造业企业绿色发展效率。

基于上述分析,本文提出如下假设:  
H2:命令控制型环境规制在数字经济与制造业绿色发展效率之间存在调节效应,市场激励型环境规制在数字经济与制造业绿色发展效率之间存在显著的正向调节效应。

(三)命令控制型环境规制的门槛效应  
根据要素禀赋论,丰富的资源能提高企业生产的积极性。当命令控制型环境规制强度较低时,企业需要支付的遵从成本少。此时企业有富余的资源应对命令控制型环境规制的强制性干预,对绿色创新和数字创新的资源挤出不大,企业内部的数字技术水平和绿色创新能力没有太大波动。随着命令控制型环境规制力度的不断加大且超过一定强度以后,政府执法力度不断加大,环境保护的标准不断提高,企业的治污排污成本将不断上升,制造业企业的数字技术水平和绿色创新能力受到影响,甚至挤占正常生产经营所需资金。此时,企业生产积极性不高,数字技术水平下降,企业通过数字经济促进企业绿色发展的意愿减弱,不利于绿色发展效率的提升。

基于上述分析,本文提出如下假设:  
H3:命令控制型环境规制对数字经济与制造业绿色发展效率之间关系的调节存在门槛效应。

(四)市场激励型环境规制的门槛效应  
市场激励型环境规制对政府执法力度和决策能力的依赖性较低。其依托市场机制,促使企业利用数字经济产生绿色创新补偿效应,进行绿色生产,减少污染排放。当市场激励型环境规制强度较低时,企业对数字经济的绿色需求低,数字经济对企业绿色发展效率的促进作用小。随着市场激励型环境规制力度不断加大且超过一定强度以后,数字经济的绿色创新属性和可持续性凸显,企业通过数字经济促进绿色发展的意愿增强,数字经济对企业绿色发展效率的促进作用增强。

基于上述分析,本文提出如下假设:  
H4:市场激励型环境规制对数字经济与制造业绿色发展效率之间关系的调节存在门槛效应。

### 三、研究设计

(一)模型设定  
1. 基准回归模型  
为检验数字经济对制造业绿色发展效率的影响,构建如下基准回归模型:

$$GTFP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 DIDG_{it} + \alpha_2 Controls_{it} + \mu_i + \delta_t + \epsilon_{it} \tag{1}$$

式中,被解释变量  $GTFP_{it}$  表示省份  $i$  在  $t$  时期的制造业绿色发展效率,解释变量  $DIDG_{it}$  表示省份  $i$  在  $t$  时期的数字经济水平,  $Controls_{it}$  表示控制变量集,具体包括财政支持程度( $FSI$ )、开放程度( $OPEN$ )、城镇化程度( $URB$ )、产业聚集( $AGG$ )和能源消费结构( $ECS$ ),  $\mu_i$  表示个体固定效应,  $\delta_t$  表示时间固定效应,  $\epsilon_{it}$  表示随机扰动项。

2. 调节效应模型  
为检验环境规制在数字经济与制造业绿色发展效率之间的调节效应,构建如下回归模型:

$$GTFP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 DIDG_{it} + \alpha_2 ER1_{it} + \alpha_3 DIDG_{it} \times ER1_{it} + \alpha_4 Controls_{it} + \mu_i + \delta_t + \epsilon_{it} \tag{2}$$

$$GTFP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 DIDG_{it} + \alpha_2 ER2_{it} + \alpha_3 DIDG_{it} \times ER2_{it} + \alpha_4 Controls_{it} + \mu_i + \delta_t + \epsilon_{it} \tag{3}$$

式中,调节变量  $ER1_{it}$  表示省份  $i$  在  $t$  时期的命令控制型环境规制强度,调节变量  $ER2_{it}$  表示省份  $i$  在  $t$  时期的市场激励型环境规制强度。

3. 门槛效应模型  
为进一步检验环境规制对数字经济与制造业绿色发展效率之间关系的影响,本文借鉴 Hansen



(2000)<sup>[34]</sup>的门槛回归模型,分别以命令控制型环境规制、市场激励型环境规制为门槛变量,构建如下门槛模型:

$$GTFP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 DIDG_{it} \times D(ER1_{it} \leq \beta_1) + \alpha_2 DIDG_{it} \times D(\beta_1 < ER1_{it} \leq \beta_2) + \cdots + \alpha_n DIDG_{it} \times D(\beta_{n-1} < ER1_{it} \leq \beta_n) + \alpha_{n+1} Controls_{it} + \mu_i + \delta_t + \epsilon_{it} \quad (4)$$

$$GTFP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 DIDG_{it} \times D(ER2_{it} \leq \eta_1) + \alpha_2 DIDG_{it} \times D(\eta_1 < ER2_{it} \leq \eta_2) + \cdots + \alpha_n DIDG_{it} \times D(\eta_{n-1} < ER2_{it} \leq \eta_n) + \alpha_{n+1} Controls_{it} + \mu_i + \delta_t + \epsilon_{it} \quad (5)$$

式中, $\beta_1, \beta_2, \cdots, \beta_n; \eta_1, \eta_2, \cdots, \eta_n$  为门槛值, $D(\cdots)$  为指示性函数,括号内条件满足取为 1,不满足取为 0。

(二)指标选取及变量说明

1. 被解释变量

制造业绿色发展效率( $GTFP$ )。数据包络分析(DEA)常用于计算效率,其中非径向、非角度的 DEA-SBM 模型被广泛采用。与以径向测算为基础的 DEA 模型相比,DEA-SBM 模型在效率评估中考虑了松弛变量,能够提供更准确的结果。SBM 模型的缺点在于不能同时处理投入和产出变量之间兼具径向和非径向特征的情况,而 Tone 等(2010)提出的 EBM 模型能够弥补这种不足<sup>[35]</sup>,对制造业绿色

发展的评价更为合理。因此,本文采用兼容径向比例和非径向松弛的 DEA-EBM 模型。借鉴黄磊等(2020)的做法<sup>[36]</sup>,测算制造业绿色发展效率,具体指标选取包括投入、期望产出和非期望产出三个方面:(1)投入指标,投入指标分为劳动投入、资本投入以及能源投入。劳动投入采用制造业就业人员衡量,制造业就业人员数通过制造业城镇单位就业人员数、私营企业和个体就业人员数加总计算得到,资本投入采用制造业单位固定资产投资额衡量,能源投入采用各省制造业电力消费量衡量;(2)期望产出指标,期望产出指标采用工业增加值衡量;(3)非期望产出指标,非期望产出指标包括一般工业固体废物产生量、工业废水排放量和工业二氧化硫排放量。

2. 核心解释变量

数字经济( $DIDG$ )。目前国内外研究对数字经济的测度方法尚未达成共识。本文借鉴王香艳等(2022)的研究<sup>[37]</sup>,考虑各指标的数据可获得性,从数字经济用户环境、产业环境和创新环境三个维度,选取移动电话交换机容量、邮政营业网点数、高技术产业有效发明专利数等 12 个细化指标,构建数字经济综合指标体系进行测算,各指标权重采用熵值法计算得到。具体指标选取及权重计算结果如表 1 所示。

表 1 数字经济综合指标体系

一级指标	二级指标	指标权重(%)	指标属性
数字经济用户环境	移动电话交换机容量	3.307	正向
	长途光缆线路长度	2.706	正向
	互联网宽带接入端口	5.248	正向
	移动电话年末用户	3.615	正向
数字经济产业环境	电信业务总量	8.684	正向
	高技术企业数	10.339	正向
	计算机服务和软件从业人员占比	6.613	正向
	邮政营业网点数	5.385	正向
数字经济创新环境	高技术产业有效发明专利数	22.233	正向
	规模以上工业企业技术改造经费支出	6.545	正向
	高技术产业 R&D 人员全时当量	13.305	正向
	高技术产业 R&D 项目数	12.019	正向

3. 调节变量

选取调节变量包括:命令控制型环境规制( $ER1$ ),在借鉴申晨等(2017)方法的基础上<sup>[38]</sup>,使用地方环境法规总数和单位人口环境处罚案件衡量,通过熵值法赋权得到命令控制型环境规制强度。市场激励型环境规制( $ER2$ ),借鉴李小平等(2020)

的方法<sup>[39]</sup>,选取环境基础设施建设投资额、资源税和排污费解缴入库户金额三个基础指标,基于熵值法算出各项指标权重,得到市场激励型环境规制强度。需要指出的是,随着 2018 年 1 月 1 日起《中华人民共和国环境保护税法》的施行,排污费被环境保护税取代,故 2018 年以后为环境保护税数据。

4. 控制变量

选取控制变量包括:财政支持程度(*FSI*)采用财政一般预算支出与地区生产总值的比值表示;开放程度(*OPEN*)采用货物进出口额占 *GDP* 比重表示;城镇化程度(*URB*)采用常住人口城镇化率表示;产业聚集(*AGG*)采用就业人数与行政区划面积的比值表示;能源消费结构(*ECS*)采用煤炭占能源消费总量的比重表示。

(三)数据说明及描述性统计

基于数据的可得性,2021 年后部分变量数据和西藏自治区部分数据缺失较多,本文以中国 30 个省份(不含港澳台地区和西藏)2010~2021 年的平衡面板数据作为研究样本进行实证分析。其中,制造业绿色发展效率数据源于《中国能源统计年鉴》中

国环境统计年鉴》《中国工业统计年鉴》。由于《中国能源统计年鉴》中只有分地区电力消费总量和工业分行业电力消费量,本文进行如下处理:用工业分行业中制造业电力消耗占比乘以地区电力消费量,得到分地区制造业电力消费量。数字经济相关数据来源于《中国工业统计年鉴》《中国科技统计年鉴》。命令控制型环境规制中的地方环境法规总数来源于中国法律信息总库。其他部分数据来源于 EPS 数据库、国家统计局以及各省份统计年鉴。由于部分地区制造业私营企业和个体就业人员数、高技术企业个数等指标数值存在缺失,为保证数据的连续性和完整性,本文对指标缺失值采用线性插值法进行插值填充。变量的描述性统计结果如表 2 所示。

表 2 变量描述性统计

变量名称	变量符号	样本量	均值	标准差	最大值	最小值
制造业绿色发展效率	<i>GTFP</i>	360	0.496	0.193	1.000	0.169
数字经济	<i>DIDG</i>	360	0.092	0.107	0.870	0.006
命令控制型环境规制	<i>ER1</i>	360	0.110	0.126	0.774	0.002
市场激励型环境规制	<i>ER2</i>	360	0.119	0.098	0.607	0.003
财政支持程度	<i>FSI</i>	360	0.259	0.113	0.758	0.107
开放程度	<i>OPEN</i>	360	0.267	0.274	1.398	0.007
城镇化程度	<i>URB</i>	360	0.590	0.125	0.896	0.338
产业聚集	<i>AGG</i>	360	0.026	0.038	0.217	0.001
能源消费结构	<i>ECS</i>	360	0.385	0.150	0.687	0.007

四、实证结果与分析

(一)基准回归结果

本文根据模型(1)采用固定效应模型进行基础回归分析,回归结果如表 3 所示。其中,第(1)列是仅控制个体固定效应且未加入任何控制变量的估计结果,第(2)列在此基础上,加入了可能影响制造业绿色发展效率的控制变量。在(1)(2)列的回归结果中,数字经济的估计系数符号始终为正,通过了 1%水平的显著性检验。同时,制造业绿色发展效率也会随时间而改变,第(3)列加入了时间固定效应,估计系数仍然显著。第(4)列加入控制变量后, $R^2$  为 0.820,模型的解释力加强,数字经济的回归系数为 0.747,通过了 1%水平的显著性检验。以上结果说明数字经济正向促进制造业绿色发展效率提升,即数字经济发展水平越高,制造业绿色发展效率越高,本文的 H1 得到验证。

(二)稳健性检验

为保证上述回归结果的可靠性和稳健性,减小

偏差,本文通过以下方法对基础回归结果进行了稳健性检验:

1. 解释变量滞后一期检验
- 将解释变量 *DIGI* 滞后一期,其他相关变量保持不变,重新进行回归分析,结果见表 4 列(1)。滞后一期的数字经济回归系数为 1.041,在 1%的水平下显著为正,说明数字经济对制造业绿色发展效率的促进作用存在滞后性,基准回归结果具有稳健性。
2. 剔除直辖市
- 由于直辖市的特殊行政级别,其经济发展水平和绿色环保意识处于中国前列,可能会影响数字经济对制造业绿色发展效率的促进程度。本文将四个直辖市剔除后,重新进行基础回归分析,结果见表 4 列(2)。数字经济的回归系数仍然在 1%的水平下正向显著,即剔除直辖市后基准回归结果依旧稳健可靠。
3. 缩短样本年限
- 2015 年,国务院印发了《促进大数据发展行动纲要》,随后一系列数字经济政策陆续出台,成为了国

表 3 基准模型回归结果

变量	GTFP			
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>DIGI</i>	1.946*** (0.149)	0.959*** (0.188)	0.416*** (0.141)	0.747*** (0.159)
<i>FSI</i>	—	−1.517*** (0.243)	—	−1.178*** (0.228)
<i>OPEN</i>	—	−0.058 (0.124)	—	0.441*** (0.130)
<i>URB</i>	—	1.453*** (0.217)	—	−1.486*** (0.409)
<i>AGG</i>	—	4.085** (1.870)	—	4.317*** (1.503)
<i>ECS</i>	—	−0.176 (0.159)	—	0.205 (0.132)
常数项	0.470*** (0.042)	−0.631** (0.268)	0.531*** (0.033)	1.391*** (0.343)
个体效应	已控制	已控制	已控制	已控制
时间效应	未控制	未控制	已控制	已控制
样本数	360	360	360	360
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.568	0.705	0.797	0.820

注:括号内数值为稳健标准误差,\*\*\*、\*\*、\* 分别表示 1%、5%、10%的显著性水平。下同。

家级的发展战略,数字经济也进入了高速发展阶段。本文将样本年限缩短为 2015~2021 年重新进行估计,结果见表 4 列(3)。数字经济对制造业绿色发展效率的回归系数在 1%水平上显著为正,即数字经济在高速发展时仍然对制造业绿色发展效率有促进作用。

表 4 稳健性检验回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	解释变量 滞后一期	剔除直辖市	2015~2021
<i>L. DIGI</i>	1.041*** (0.188)	—	—
<i>DIGI</i>	—	0.870*** (0.171)	1.210*** (0.273)
<i>FSI</i>	−1.218*** (0.236)	−1.195*** (0.235)	−1.345*** (0.472)
<i>OPEN</i>	0.467*** (0.140)	0.401*** (0.143)	0.979** (0.386)
<i>URB</i>	−1.831*** (0.443)	−0.781 (0.544)	−1.444 (0.912)
<i>AGG</i>	4.435*** (1.663)	−1.706 (6.287)	6.853* (3.773)
<i>ECS</i>	0.207 (0.150)	0.367*** (0.135)	0.183 (0.315)
常数项	1.711*** (0.369)	0.477 (0.307)	1.243* (0.730)
个体效应	已控制	已控制	已控制
时间效应	已控制	已控制	已控制
样本数	330	312	210
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.831	0.825	0.823

注:*L. DIGI* 表示滞后一期的解释变量。

(三)内生性检验

数字经济促进制造业绿色发展的同时,制造业绿色发展也会倒逼数字技术进步。为缓解因潜在的逆向因果和难以避免的遗漏变量产生的内生性问题,本文使用两阶段最小二乘法(2SLS),选择合适的工具变量。一方面,邮电是互联网普及前的主要沟通方式。邮电产业的发展会影响着当地互联网的普及程度,与后期的数字经济发展在一定程度上具有相关性。同时,1984 年的邮电业务总量对现在的制造业绿色发展效率几乎没有影响;另一方面,由于本文数据为面板数据,1984 年的邮电业务量为截面数据,进行固定效应模型的回归存在困难。因此借鉴黄群慧等(2019)的做法<sup>[40]</sup>,选取 1984 年各省邮电业务总量与上一年全国互联网上网人数的交互项,作为数字经济的工具变量,回归结果见表 5。第一阶段中,K-Paaprk LM 统计量和 K-Paaprk Wald F 统计量表明不存在弱工具变量和不可识别问题,该工具变量是一个有效的工具变量。在第二阶段回归结果中,数字经济回归系数仍在 1%的水平下显著为正,控制变量系数均显著,且符号与基准估计模型一致。在考虑内生性问题的情况下,数字经济正向促进制造业绿色发展效率提升的结论依然成立。

(四)异质性分析

考虑到中国各地区由于经济发展、要素禀赋等方面存在显著差异,这不仅会影响数字经济的发展程度,而且会影响制造业的绿色发展水平。数字经济对制造业绿色发展的作用在不同地区可能呈现出不同的效果,因此本文将研究的 30 个样本省份分为东、中、西三大区域来进行回归分析。其中,东部包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山

东、广东和海南 11 个省(市),中部包括山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北和湖南 8 个省份,西部包括内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏和新疆 11 个省(市),结果如表 6 所示。由表 6 的回归结果可知,数字经济对制造业绿色发展效率的影响均呈正向显著,回归系数分别为 0.518、2.548 和 2.060,呈现出“中部>西部>东部”的特点。原因可能在于,东部地区的数字经济和绿色发展水平较高,数字经济促进制造业绿色发展效率的红利存在限制空间。而在中西部地区的绿色发展水平较低,数字经济的发展可显著提高企业绿色创新能力、企业能源利用能力和政府监管能力,进而提升绿色发展效率,释放数字经济红利。

表 5 内生性检验结果		
变量	(1) 第一阶段 <i>DIGI</i>	(2) 第二阶段 <i>GTFP</i>
<i>IV</i>	0.025*** (0.002)	—
<i>DIGI</i>	—	0.781*** (0.255)
<i>FSI</i>	−0.005 (0.067)	−1.184*** (0.216)
<i>OPEN</i>	−0.339*** (0.033)	0.456*** (0.151)
<i>URB</i>	1.139*** (0.119)	−1.510*** (0.407)
<i>AGG</i>	−1.145*** (0.429)	4.370*** (1.439)
<i>ECS</i>	−0.002 (0.039)	0.210* (0.126)
常数项	−0.868*** (0.112)	1.398*** (0.323)
Kleibergen-Paaprk LM	42.882*** (0.000)	—
Kleibergen-Paaprk Wald F	67.940	—
个体效应	已控制	已控制
时间效应	已控制	已控制
样本数	360	360

## 五、进一步讨论

### (一)调节效应分析

本文以环境规制为调节变量,进一步研究数字经济对制造业绿色发展效率的正向促进作用。将环境规制分为命令控制型环境规制和市场激励型环境规制,分别根据模型(2)、(3)进行分析,回归结果如

表 7 所示。

表 6 异质性检验			
变量	(1) 东部	(2) 中部	(3) 西部
<i>DIGI</i>	0.518** (0.245)	2.548** (1.219)	2.060*** (0.470)
<i>FSI</i>	−0.680 (0.637)	−2.187*** (0.766)	−1.060*** (0.243)
<i>OPEN</i>	0.403 (0.258)	−0.294 (0.748)	0.342 (0.212)
<i>URB</i>	−1.744** (0.724)	−1.761 (1.718)	−1.146 (0.781)
<i>AGG</i>	3.888* (2.024)	−0.038 (10.517)	86.774*** (30.371)
<i>ECS</i>	−0.051 (0.366)	0.569** (0.239)	0.560*** (0.175)
常数项	1.635*** (0.562)	1.481* (0.842)	0.864* (0.443)
个体效应	已控制	已控制	已控制
时间效应	已控制	已控制	已控制
样本数	132	96	132
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.822	0.854	0.901

表 7 调节效应回归结果		
变量	<i>GTFP</i>	
	(1)	(2)
<i>DIGI</i>	1.075*** (0.246)	0.573*** (0.169)
<i>ER1</i>	0.101 (0.066)	—
<i>ER1 * DIGI</i>	−0.956* (0.515)	—
<i>ER2</i>	—	0.373*** (0.105)
<i>ER2 * DIGI</i>	—	1.949** (0.898)
<i>FSI</i>	−1.199*** (0.228)	−1.224*** (0.222)
<i>OPEN</i>	0.392*** (0.133)	0.390*** (0.128)
<i>URB</i>	−1.315*** (0.422)	−1.615*** (0.400)
<i>AGG</i>	3.910** (1.513)	3.860*** (1.472)
<i>ECS</i>	0.243* (0.133)	0.193 (0.129)
常数项	1.267*** (0.355)	1.536*** (0.335)
个体效应	已控制	已控制
时间效应	已控制	已控制
样本数	360	360
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.825	0.834

表 7 第(1)列展示了命令控制型环境规制调节效应的回归结果。在考虑了命令控制型环境规制的调节作用后,数字经济发展对制造业绿色发展效率依然存在显著的正向促进作用,与基准回归结果一致。命令控制型环境规制与数字经济交互项的系数显著为−0.956。这说明命令控制型环境规制能抑



制数字经济对制造业绿色发展效率的提升。原因在于命令控制型环境规制对数字技术投资成本的挤出作用超过了对数字技术应用的促进作用。命令控制型环境规制促使制造业企业增加遵循成本,对绿色创新和数字技术的投资减少,企业绿色创新活力降低,而绿色创新是数字经济提高制造业绿色发展效率的重要途径,数字经济对制造业绿色发展效率的促进作用减弱。

表 7 第(2)列展示了市场激励型环境规制调节效应的回归结果。市场激励型环境规制与数字经济指数交互项的系数为 1.949,通过了 5%水平的显著性检验,这说明市场激励型环境规制能促进数字经济对制造业绿色发展效率的提升。原因在于市场激励型环境规制鼓励制造业企业进行环境友好型技术

升级,尤其是数字技术的环境友好型升级,鼓励制造业企业利用数字技术进行绿色可持续生产活动,提高制造业的绿色发展效率。综上,H2 得到验证。

(二)门槛效应分析

从上述调节效应模型可以初步看出命令控制型环境规制和市场激励型环境规制在数字经济与制造业绿色发展效率之间存在显著的调节效应。在此基础上,进一步采用门槛回归模型来研究命令控制型环境规制、市场激励型环境规制在数字经济与制造业绿色发展效率之间是否存在门槛效应。在进行门槛回归之前,需要进行门槛效应存在性检验。本文经过 Bootstrap 重复抽样,结果如表 8 所示。经测试发现,命令控制型环境规制和市场激励型环境规制都显著通过了单一门槛检验。

表 8 门槛效应自抽样检验结果

门槛变量	模型	F 值	P 值	临界值			门槛值
				10%	5%	1%	
ER1	单一门槛	12.920*	0.060	11.236	13.289	18.427	0.037
	双重门槛	5.190	0.627	13.282	15.660	22.431	—
ER2	单一门槛	30.810**	0.003	17.469	19.224	24.614	0.177
	双重门槛	13.760	0.160	16.445	19.350	26.179	—

表 9 报告了数字经济影响制造业绿色发展效率的门槛面板回归结果。列(1)表示以命令控制型环境规制(ER1)为门槛变量时的模型估计结果,数字经济的回归系数在两个阶段分别为 1.571 和 0.825,均显著为正,且第一分段的回归系数大于第二分段。说明无论在命令控制型环境规制强度较高或较低地区,数字经济对制造业绿色发展效率的促进作用均显著存在。随着命令控制型环境规制强度跨越相应门槛,这种促进作用会有所减弱。在命令控制型环境规制第一个门槛区间内,企业需要支付的遵从成本少,对绿色创新和数字创新的资源挤出不大,企业内部的数字技术水平和绿色创新能力没有太大波动。伴随着命令控制型环境规制跨越门槛值,制造业企业的数字技术水平和绿色创新水平下降,企业利用数字技术促使绿色发展的能力和意愿减弱。这说明,过于严格的命令控制环境规制会抑制数字经济对制造业绿色发展效率的促进作用。H3 得到验证。

表 9 列(2)是在市场激励型环境规制(ER2)调节下的门槛回归估计结果。在 ER2 跨越门槛值 0.177 时,数字技术对制造业绿色发展效率的影响系数由 0.702 提高至 1.446,表明市场激励型环境

规制强度更大时,数字经济对制造业绿色发展效率的积极影响更大。在市场激励型环境规制第一个门槛区间内,规制强度较低,制造业企业更倾向于将数字经济应用于能够提高效益的经济活动,对于绿色发展的作用较弱。随着规制强度的提升并超过门槛值,企业需要开展绿色生产以迎合市场选择,利用数字经济提高企业绿色创新能力和能源利用能力,减少污染物排放,数字经济对制造业绿色发展效率的促进作用得以充分发挥。H4 得到验证。

六、结论与建议

(一)结论

本文以 2010~2021 年中国 30 个省份的面板数据为样本,检验数字经济对制造业绿色发展效率的影响,研究发现:第一,数字经济有利于促进制造业绿色发展效率,该结论经过内生性处理和一系列稳健性检验后仍然成立,这一促进作用在中部地区最为明显;第二,命令控制型环境规制会减弱数字经济对制造业绿色发展效率的促进作用,而市场激励型环境规制会增强数字经济对制造业绿色发展效率的促进作用;第三,命令控制型环境规制和市场激励型环境规制均存在单一门槛效应,当命令控制型环境



规制超过门槛值时,其负向调节作用会增强,当市场激励型环境规制超过门槛值时,其正向调节作用增强。

表 9 门槛模型回归结果

变量	GTFP	
	(1)	(2)
<i>DIGI</i> ( <i>ER1</i> ≤0.037)	1.571*** (0.231)	—
<i>DIGI</i> ( <i>ER1</i> >0.037)	0.825*** (0.187)	—
<i>DIGI</i> ( <i>ER2</i> ≤0.177)	—	0.702*** (0.171)
<i>DIGI</i> ( <i>ER2</i> >0.177)	—	1.446*** (0.191)
<i>FSI</i>	−1.197*** (0.353)	−1.312*** (0.350)
<i>OPEN</i>	0.487*** (0.167)	0.420*** (0.166)
<i>URB</i>	−1.860*** (0.624)	−1.843*** (0.524)
<i>AGG</i>	4.600*** (1.700)	3.715* (2.000)
<i>ECS</i>	3.224 (0.184)	0.256 (0.195)
常数项	1.175*** (0.344)	1.238*** (0.301)
个体效应	已控制	已控制
时间效应	已控制	已控制
样本数	360	360
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.740	0.752

(二)建议

第一,推进制造业数字化转型升级。一方面,抓住机遇,发挥数字经济红利。加强数字技术的凝聚和开放,鼓励制造企业加大对数字化转型技术的研发力度,引导企业与高校、研究机构进行深度合作,建设面向国际的数字产业集聚区,为制造企业提供接触和应用前沿数字技术的机会;缩小“数字鸿沟”,建立资源共享平台,强化制造企业间的沟通交流,鼓励数字化程度高的龙头企业分享经验,推动中小型企业数字化转型进程。另一方面,迎接挑战,降低数字经济能耗。加快推动高耗能数字设备优化,加强自动化、智能化能耗管理,提升可再生能源在数字基建能源供应中的比重,减少数字经济能耗和碳排放。

第二,实施合理的规制强度。政府应依据不同

类型环境规制的影响效应,结合当地制造业发展情况,合理的环境规制强度,并及时做好调整,避免囿于某一固定的静态环境规制标准。对于命令控制型环境规制,各地区应合理规划环保法规的出台,避免因追求短期绿色发展而对制造业企业设立过高的标准和强度,降低政策对企业数字创新活力和绿色创新活力的负向影响。对于市场激励型环境规制,各地区应完善环境规制的实施体系,同时根据市场机制对制造业企业的调节效果动态调整政策,发挥市场激励型环境规制对制造业绿色发展的促进作用。

第三,构建动态平衡的环境规制综合体系。在数字经济促进制造业绿色发展效率的过程中,不同类型的环境规制呈现的作用程度有所差异。结合不同类型的法规政策,如环境标准、“碳排放权”交易、污染税和“用能权”交易等建立一个动态平衡的环境规制综合体系,利用“碳排放权”交易、“用能权”交易等环境规制工具,发挥市场化手段在绿色发展方面的基础性作用,推动制造业绿色发展。

参考文献:

[1]加快发展新质生产力扎实推进高质量发展[N].人民日报,2024-02-02(1).

[2]Cherniwchan J. Trade liberalization and the environment: Evidence from NAFTA and U. S. manufacturing[J]. Journal of International Economics,2017(2).

[3]裴建锁,方勇彪,姜佳彤. 嵌入全球价值链助力企业绿色发展:投入结构转型效应的解释[J]. 中国工业经济,2024(2).

[4]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(2).

[5]滕堂伟,孙蓉,胡森林. 长江经济带科技创新与绿色发展的耦合协调及其空间关联[J]. 长江流域资源与环境,2019(11).

[6]王晓东,李繁荣. 农村劳动力流动正向驱动乡村绿色发展研究——基于新中国成立 70 年历史的分析[J]. 经济问题,2019(12).

[7]肖剑,罗必良. 小农的绿色发展转型:人力资本维度的考察——来自农民工回流农户的证据[J]. 华中农业大学学报(社会科学版),2023(5).

[8]胡安军,郭爱君,钟方雷,等. 高新技术产业集聚能够提高地区绿色经济效率吗? [J]. 中国人口·资源与环境,2018(9).

[9]Salahuddin M., Alam K. Internet usage, electricity consumption and economic growth in Australia: A time series evidence[J]. Telematics and Informatics,2015(4).

[10]史丹. 数字经济条件下产业发展趋势的演变[J]. 中国工业经济,2022(11).

[11]杨昕,赵守国. 数字经济赋能区域绿色发展的低碳减排效应[J]. 经济与管理研究,2022(12).

[12]魏丽莉,侯宇琦.数字经济对中国城市绿色发展的影响作用研究[J].数量经济技术经济研究,2022(8).

[13]朱洁西,李俊江.数字经济如何赋能城市绿色发展——基于区域创新产出和要素配置效率的视角[J].兰州学刊,2023(1).

[14]马彦瑞.新发展阶段绿色发展的测度及数字金融驱动效应研究[J].当代经济管理,2023(11).

[15]伦晓波,刘颜.数字政府、数字经济与绿色技术创新[J].山西财经大学学报,2022(4).

[16]蒋煦涵,章丽萍.数字化转型促进高端制造业绿色发展的路径研究[J].当代财经,2023(9).

[17]罗军,邱海桐.城市数字经济驱动制造业绿色发展的空间效应[J].经济地理,2022(12).

[18]朱东波.环境规制、技术创新与中国工业结构绿色转型[J].工业技术经济,2020(10).

[19]徐彦坤,祁毓.环境规制对企业生产率影响再评估及机制检验[J].财贸经济,2017(6).

[20]王鸿儒.“双碳”背景下环境规制对我国工业绿色发展的影响[J].学术论坛,2022(6).

[21]陈思杭,雷礼,周中林.环境规制、绿色技术进步与绿色经济发展——基于长江经济带 11 省市面板数据的实证研究[J].科技进步与对策,2022(10).

[22]何玉梅,罗巧.环境规制、技术创新与工业全要素生产率——对“强波特假说”的再检验[J].软科学,2018(4).

[23]范丹,孙晓婷.环境规制、绿色技术创新与绿色经济增长[J].中国人口·资源与环境,2020(6).

[24]许学国,张俊杰.交互视角下环境规制对工业生态效率的影响[J].软科学,2019(6).

[25]岳立,任婉瑜,曹雨暄.异质型环境规制对绿色经济的影响研究——基于绿色创新的中介效应分析[J].软科学,2022(12).

[26]黄庆华,胡江峰,陈习定.环境规制与绿色全要素生产率：两难还是双赢？[J].中国人口·资源与环境,2018(11).

[27]李鹏升,陈艳莹.环境规制、企业议价能力和绿色全要素生产率[J].财贸经济,2019(11).

[28]张帆,施震凯,武戈.数字经济与环境规制对绿色全要素生产率的影响[J].南京社会科学,2022(6).

[29]田光辉,李江苏,苗长虹,等.基于非期望产出的中国城市绿色发展效率及影响因素分析[J].经济地理,2022(6).

[30]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).

[31]Lee H. L., So K. C., Tang C. S. The value of information sharing in a two-level supply chain[J]. Management Science, 2000 (5).

[32]MayG., Stahl B., Taisch M., et al. Energy management in manufacturing: From literature review to a conceptual framework [J]. Journal of Cleaner Production, 2017(28).

[33]王帅龙.数字经济之于城市碳排放：“加速器”抑或“减速带”？[J].中国人口·资源与环境,2023(6).

[34]Hansen B. E. Sample splitting and threshold estimation[J]. Econometrica, 2000(3).

[35]Tone K., Tsutsui M. An epsilon-based measure of efficiency in DEA: A third pole of technical efficiency[J]. European Journal of Operational Research, 2010(3).

[36]黄磊,吴传清.环境规制对长江经济带城市工业绿色发展效率的影响研究[J].长江流域资源与环境,2020(5).

[37]王香艳,李金叶.数字经济是否有效促进了节能和碳减排？[J].中国人口·资源与环境,2022(11).

[38]申晨,贾妮莎,李炫榆.环境规制与工业绿色全要素生产率——基于命令—控制型与市场激励型规制工具的实证分析[J].研究与发展管理,2017(2).

[39]李小平,余东升,余娟娟.异质性环境规制对碳生产率的空间溢出效应——基于空间杜宾模型[J].中国软科学,2020(4).

[40]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).

责任编辑 刘玉成 E-mail:770533213@qq.com