

数字经济发展对绿色创新效率的影响

——基于我国省际面板数据的分析

丁嘉辰, 车丽萍

上海理工大学管理学院, 上海

收稿日期: 2024年2月20日; 录用日期: 2024年3月11日; 发布日期: 2024年4月22日

摘要

数字经济是新时代中国推动绿色创新, 实现高质量发展的重要驱动力, 探究数字经济发展对绿色创新效率的影响具有重要的现实意义。本文基于2012~2021年我国30个省份的面板数据, 构建双向固定效应模型, 实证分析了数字经济发展对绿色创新效率的影响作用。研究发现: 数字经济发展水平与绿色创新效率呈显著的“先抑制后促进”的U型关系, 并且存在地区异质性; 研发投入强度对数字经济发展和绿色创新效率之间的关系具有调节作用。随着调节变量的增大, U型曲线拐点右移, 同时U型曲线变得平缓。综合上述结论, 本文给出相应政策建议。

关键词

数字经济, 绿色创新效率, 研发投入强度, 调节效应

The Influence of Digital Economy on Green Innovation Efficiency

—Based on Inter-Provincial Panel Data in China

Jiachen Ding, Liping Che

School of Management, University of Shanghai for Science and Technology, Shanghai

Received: Feb. 20th, 2024; accepted: Mar. 11th, 2024; published: Apr. 22nd, 2024

Abstract

Digital economy is an important driving force for China to promote green innovation in the new era. It is of great practical significance to explore the impact of digital economy on green innovation efficiency. Based on the panel data of 30 provinces in China from 2012 to 2021, this paper

文章引用: 丁嘉辰, 车丽萍. 数字经济发展对绿色创新效率的影响[J]. 运筹与模糊学, 2024, 14(2): 642-651.

DOI: 10.12677/orf.2024.142167

constructs a two-way fixed effect model to demonstrate the influence of digital economy on green innovation efficiency. It is found that there is a significant U-shaped relationship between the level of digital economy and the efficiency of green innovation, and there is regional heterogeneity; R&D investment intensity can regulate the relationship between digital economy and green innovation efficiency. With the increase of regulating variables, the inflection point of U-shaped curve moves to the right and the U-shaped curve becomes flatter. Based on the above conclusions, this paper gives corresponding policy suggestions.

Keywords

Digital Economy, Green Innovation Efficiency, R&D Investment Intensity, Regulation Effect

Copyright © 2024 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 引言

随着经济的快速发展,中国也面临越来越严重的环境问题。党的二十大报告中提出,要推动绿色发展,促进人与自然和谐共生,尊重自然、顺应自然、保护自然,是全面建设社会主义现代化国家的内在要求。2023 两会政府工作报告指出,我国要推动发展方式绿色转型,深入推进污染防治;推进清洁能源高效利用和技术研发,加快建设新型能源体系;完善绿色发展政策,发展循环经济。绿色创新是绿色发展与创新发展的协调,其直接体现了新发展理念中“绿色”与“创新”两大部分。可以肯定,绿色创新必将为高质量发展和中国式现代化建设提供有力支撑。

在新一轮科技革命和产业变革中,数字经济正在迅猛发展,成为国民经济发展的新动能。我国政府提出要大力发展数字经济,提升常态化监管水平,抓住全球产业布局调整的新机遇。《中国数字经济发展研究报告(2023 年)》显示,我国 2022 第三、第二和第一产业数字经济渗透率分别为 44.7%、24.0%和 10.5%,同比分别提升 1.6、1.2 和 0.4 个百分点,我国数字产业化规模与产业数字化规模分别达到 9.2 万亿元和 41 万亿元。数字经济是推动科技创新的关键,一方面大数据、云计算等数字技术能促进各行业不断革新,催生新的产品和服务。另一方面,数字经济能够形成兼具规模经济、范围经济的环境,在此基础上不断优化资源配置,提高生产效率,从而推动经济发展绿色化、低碳化,进一步实现高质量发展[1]。鉴于此,厘清数字经济发展与绿色创新效率的关系,对于提升绿色创新效率、贯彻新发展理念、推动高质量发展有重要意义。本文基于 2012~2021 年我国 30 个省份的面板数据,就数字经济发展对绿色创新效率的影响进行探讨,并分析这种影响是否存在区域异质性以及研发投入强度在其中的调节作用。

2. 理论分析与研究假设

数字经济发展对绿色创新效率的影响

随着互联网、大数据、云计算等数字技术的深化运用,数字经济作为一种全新的经济形态快速发展。数字经济能够提高生产效率,形成规模经济,减少能源消耗和碳排放,由此促进绿色创新效率的提升[1]。同时,数字经济能够促进创新能力的提升。数字经济的兴起为企业带来更为先进的生产设备和技术,实现生产的方式智能化,减少生产资源损耗和污染物的产生[2]。基于以上分析,数字经济的发展能够促进绿色创新效率的提升。

但在实际情况下, 数字经济发展与绿色创新效率存在非线性关系。数字经济的发展往往伴随大规模的数字基础设施建设和运转, 电力需求程度较高, 并且在建设过程中容易忽视数字基建的合理布局, 煤炭消耗量增多, 碳排放增加[3]。此外, 数字经济发展带来的生产效率提高会造成“杰文斯悖论”中的反弹效应, 即生产效率的提升刺激了消费需求, 导致碳排放增长, 绿色创新效率降低[4]。只有当数字经济发展到一定规模时, 才会促进绿色创新效率的提升。数字经济的发展促进消费规模扩大和消费结构升级, 造成居民间接消费碳排放增加。而随着数字经济进一步发展, 能源利用率提升, 消费结构逐步优化, 最终降低消费碳排放[5]。此外, 数字经济发展带来的利益促使企业盲目扩大生产, 造成重复建设和资源浪费。在获得利益后, 企业会先将收益用于进一步开发新的产品服务, 之后在寻求推动减排环保技术的创新。综合以上分析, 本文提出假设 1:

H1: 数字经济发展对绿色创新效率的影响呈现“U”型, 即“先抑制后促进”。

中国数字经济的发展存在区域异质性。总体而言, 中国数字经济发展水平逐年提升, 但东部地区贡献最大, 空间上呈现东—中—西依次递减之势[6]。东部地区是我国经济的发达地区, 具有完备的工业体系, 其利用数字经济发展促进绿色创新的动机更强。而西部地区经济发展相对落后, 传统产业比重较高; 数字经济发展仍处于起步阶段, 其对绿色创新效率的影响可能尚未凸显[7]。综上, 本文提出假设 2:

H2: 数字经济发展对绿色创新效率的影响具有区域异质性。

研发投入的强度决定着技术进步和创新的速度, 但同时研发也具有投入大、周期长、回报慢的特点。数字经济带来的收益大部分将优先用于研发投入, 包括设备更新、技术升级和产品开发, 挤占用于绿色创新的投入[8]。而从长远看, 污染排放在一定程度上会阻碍发展, 因此, 研发投入用于绿色创新的比重会逐渐增加。综上, 本文提出假设 3:

H3: 研发投入强度在数字经济发展影响绿色创新效率的过程中发挥调节作用。

3. 模型设定与变量选取

3.1. 模型设定

基于以上理论分析, 构建如下双向固定效应模型:

$$GIE_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 DE_{it} + \alpha_2 DE_{it}^2 + \alpha_3 X_{it} + \mu_i + \nu_t + \xi_{it} \quad (1)$$

其中, i 代表省份, t 代表年份, GIE_{it} 表示绿色创新效率, DE_{it} 表示数字经济发展水平, DE_{it}^2 表示数字经济发展水平的平方, X_{it} 表示控制变量, μ 与 ν 分别代表个体效应与时间效应, ξ 代表随机误差。

考虑到研发投入强度在数字经济发展影响绿色创新效率的过程中可能发挥调节作用, 在模型(1)的基础上, 增加调节变量(RD)与数字经济发展水平(DE)一次项和二次项的交互项, 构建如下调节效应模型:

$$GIE_{it} = \beta_0 + \beta_1 DE_{it} + \beta_2 DE_{it}^2 + \beta_3 DE_{it} \times RD_{it} + \beta_4 DE_{it}^2 \times RD_{it} + \beta_5 RD + \beta_6 X_{it} + \mu_i + \nu_t + \xi_{it} \quad (2)$$

其中, RD_{it} 表示研发投入强度。

3.2. 变量选取

本文以 2012~2021 年我国 30 个省份(不含西藏和港澳台)为研究对象, 数据主要来源于国家统计局、各省历年统计年鉴、中国数字经济发展报告、《中国统计年鉴》《中国信息年鉴》《中国环境统计年鉴》。

1) 被解释变量

绿色创新效率(GIE)。参考吕岩威等[9]的研究, 通过考虑非期望产出的超效率 SBM 模型测算得出。其中, R&D 人员全时当量、R&D 经费、电力消耗量、工业污染治理完成投资额表征投入, 专利申请数、

新产品销售收入、建成区绿化覆盖率表征产出, 工业二氧化硫排放总量、工业废水排放总量、一般工业固体废物产生量表征非期望产出。

2) 解释变量

数字经济发展水平(DE)。借鉴王军等[6]的研究方法, 构建数字经济发展评价指标体系(见表 1), 应用熵值法对指标赋权, 并通过加权的方式得到数字经济发展水平指数。

Table 1. Evaluation index system for digital economy development

表 1. 数字经济发展评价指标体系

一级指标	二级指标	单位	属性
数字基础设施	互联网宽带接入端口数	万个	+
	互联网宽带接入用户数	万户	+
	移动电话基站密度	个/平方千米	+
	移动电话普及率	部/百人	+
	单位面积长途光缆长度	公里/平方公里	+
数字产业化	软件业务收入占 GDP 比重	%	+
	信息技术服务收入占 GDP 比重	%	+
	信息服务业从业人数	万人	+
	电信业务总量占 GDP 比重	%	+
产业数字化	企业电子商务交易额	亿元	+
	电子商务交易活动企业比例	%	+
	企业每百人使用计算机数	台	+
	每百家企业拥有网站数	个	+
	数字普惠金融指数		+
数字创新能力	规模以上工业企业 R&D 人员折合全时当量	人年	+
	规模以上工业企业 R&D 经费支出	万元	+
	规模以上工业企业 R&D 项目(课题)数	项	+
	技术合同成交总额	万元	+
	专利申请授权数	件	+

3) 控制变量

文中引入产业结构、经济发展水平、外商直接投资水平和市场化水平作为控制变量。产业结构(IS)采用第三产业增加值与第二产业增加值的比值计算得出; 经济发展水平(G)采用人均 GDP 取对数表征; 外商直接投资水平(FDI)采用外商直接投资额与地区生产总值的比值表示; 市场化水平(MAR)由市场化指数表征。

4) 调节变量

研发投入强度(RD)采用地区科技研发投入与地区生产总值的比值表示。

4. 实证检验与结果分析

4.1. 基准回归结果

4.1.1. 变量描述性统计

变量描述性统计见表 2。

Table 2. Descriptive statistics
表 2. 描述性统计

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
GIE	300	0.5116183	0.4192095	0.0490474	1.823812
DE	300	0.1231774	0.0954001	0.0174385	0.5519432
IS	300	1.282833	0.7105	0.5492718	5.296818
G	300	10.87047	0.4343324	9.849401	12.12258
FDI	300	0.018275	0.0143852	0.0001	0.0796
MAR	300	8.138187	1.881877	3.359	12.39

4.1.2. 面板数据回归结果

回归结果见表 3 (DE2 为数字经济发展水平的平方, 下同)。从表 3 可以看出, 绿色创新效率的一次项回归系数为负, 平方项回归系数为正, 且均在 1%的水平上显著。这一结果在加入控制变量后仍未改变, 说明二者可能存在 U 型关系。为进一步验证二者是否存在 U 型关系, 参考 Hanns 等[10]的研究方法, 进行 U-test 检验。U-test 结果见表 4 和表 5。从两表中可以看到, P 值为 0.014, 在 5%的水平上显著; 曲线

Table 3. Panel data regression results
表 3. 面板数据回归结果

	(1)	(2)
	GIE	GIE
DE	-3.642***	-3.723***
	(0.917)	(0.791)
DE2	5.633***	5.750***
	(1.652)	(1.426)
IS		0.082
		(0.135)
G		0.008
		(0.255)
FDI		4.363*
		(2.350)
MAR		0.025
		(0.024)
_cons	0.824***	0.358
	(0.080)	(2.887)
N	300.000	300.000
r2	0.779	0.787
id	Yes	Yes
year	Yes	Yes

Standard errors in parentheses. * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

Table 4. U-test results
表 4. U-test 检验结果

Specification: $f(x) = x^2$		
Extreme point: 0.324		
Test		
H1: U shape		
vs. H0: Monotone or Inverse U shape		
	Lower bound	Upper bound
Interval	0.0174	0.552
Slope	-3.523	2.624
t-value	-4.699	2.616
$P > t $	0.000561	0.0140
Overall test of presence of a U shape		
t-value = 2.620		
$P > t = 0.0140$		

Table 5. Descriptive statistics of explanatory variables
表 5. 解释变量描述性统计

Variable	Obs	Mean	Std.Dev.	Min	Max
DE	300	0.123	0.0954	0.0174	0.552

极值点为 0.324, 而解释变量取值范围为 0.0174~0.552, 极值点在解释变量取值范围之内。结果表明, 数字经济发展与绿色创新效率存在 U 型关系, 即数字经济发展会先抑制绿色创新效率, 在经过临界点后促进绿色创新效率提升, 验证了 H1。

4.1.3. 稳健性检验

为确定回归结果是否稳健, 本文采取如下方法进行稳健性检验。一是剔除样本中的直辖市数据, 其结果见表 6 列(1), 一次项回归系数为负, 二次项回归系数为正, 且都显著; 二是考虑到数字经济发展对绿色创新效率的影响存在一定滞后性, 所以取数字经济发展水平滞后一期后进行回归, 其结果见表 6 列(2), 一次滞后项系数为负, 二次滞后项系数为正, 且都显著。检验结果说明, 前文基准回归稳健。

Table 6. Robust test
表 6. 稳健性检验

	(1) GIE	(2) GIE
DE	-2.454*** (0.705)	
DE2	3.682* (1.863)	
IS	0.060 (0.121)	0.124 (0.136)

续表

G	-0.025 (0.226)	-0.110 (0.295)
FDI	0.142 (1.638)	5.122*** (0.975)
MAR	0.001 (0.022)	0.020 (0.019)
L.DE		-3.373*** (0.806)
L.DE2		4.786** (1.478)
_cons	0.818 (2.527)	1.597 (3.289)
N	260.000	270.000
r2	0.725	0.786
id	Yes	Yes
year	Yes	Yes

Standard errors in parentheses. * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

4.2. 进一步分析

4.2.1. 区域异质性分析

区域异质性结果见表 7。本文依据中国地理位置将 30 个省份分为东部、中部、西部省份。表第(1)~(3)列分别为东部、中部、西部省份回归结果。由结果可知, 东部地区数字经济发展对绿色创新效率影响呈显著的 U 型, 而这一影响关系在中国中部和西部并不显著。验证假设 H2。这一现象的原因在于, 第一, 东部地区数字经济发展水平相较于中西部更高, 对绿色创新效率的影响更为明显; 第二, 东部地区经济发达, 工业化程度高, 对提升绿色创新效率的需求更大。中西部地区经济发展相对落后, 数字经济发展的收益要更大程度上用于基础设施建设, 所以对绿色创新效率的影响不明显。

Table 7. Regional heterogeneity analysis

表 7. 区域异质性分析

	(1) GIE	(2) GIE	(3) GIE
DE	-3.962** (1.647)	-3.560 (2.395)	-0.136 (3.295)
DE2	5.991** (2.451)	2.024 (8.009)	-4.871 (10.748)
IS	0.074 (0.082)	-0.082 (0.099)	-0.073 (0.102)
G	0.853 (0.686)	-0.812 (0.497)	-0.729 (0.561)

续表

FDI	3.636 (3.412)	0.999 (0.742)	-4.666* (2.451)
MAR	0.008 (0.084)	0.065* (0.032)	0.103 (0.076)
_cons	-8.539 (7.111)	9.223 (5.548)	7.704 (5.910)
N	110.000	90.000	80.000
r2	0.853	0.788	0.593
id	Yes	Yes	Yes
year	Yes	Yes	Yes

Standard errors in parentheses. * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

4.2.2. 调节效应分析

调节效应结果见表 8。由表中结果可知, 数字经济发展水平一次项系数为负, 在 1%水平上显著, 二次项系数为正, 在 10%水平上显著; 同时数字经济发展水平与研发投入强度的一次项交互项系数为负, 在 10%水平上显著, 二次项交互项的系数为正, 且在 5%水平上显著。说明研发投入强度在数字经济发展影响绿色创新效率的过程中存在调节效应。验证 H3。

Hanns 等[10]在研究 U 型曲线的调节效应时, 主要考虑调节变量是否会改变曲线的形状、陡度和拐点。根据表 8 结果和二次函数性质可知, 在考虑研发强度的调节作用后, 数字经济发展对绿色创新效率的影响仍呈 U 型, 同时曲线趋于平缓, 且拐点右移。其结果说明, 研发投入主要运用于新产品的研发、生产设备的更新和人才的引进。数字经济的发展在扩大经济利益的同时, 企业在利润的驱动下出现逐利行为[3], 进一步加大投入以获得利润, 忽视绿色发展。所以随着研发投入强度增加, 数字经济发展必须达到更高的水平才能促进绿色创新效率的提升。

Table 8. Analysis of moderating effect

表 8. 调节效应分析

	(1) GIE
DE	-3.058*** (0.765)
DE2	4.572* (2.307)
DE × RD	-133.085* (64.517)
DE2 × RD	241.198** (104.339)
RD	-15.110* (7.037)

续表

IS	0.044 (0.117)
G	-0.047 (0.199)
FDI	3.901*** (0.850)
MAR	0.021 (0.017)
_cons	1.276 (2.220)
N	300.000
r2	0.794
id	Yes
year	Yes

Standard errors in parentheses. * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

5. 研究结论与政策建议

本文基于 2012~2021 年我国 30 个省份的面板数据, 利用熵值法计算数字发展水平指数, 运用超效率 SBM 模型测算绿色创新效率, 构建双向固定效应模型, 并进行区域异质性分析和调节效应分析。主要结论如下: 1) 数字经济发展与绿色创新效率存在 U 型关系, 即数字经济发展会先抑制绿色创新效率, 在经过临界点后促进绿色创新效率提升。2) 数字经济发展对绿色创新效率的影响具有区域异质性, 其中东部地区显著, 中西部地区则不显著。3) 研发投入强度在数字经济发展影响绿色创新效率的过程中发挥调节作用。随着研发投入强度的增强, 数字经济发展必须达到更高的水平才能促进绿色创新效率的提升。

本文的结论包含了以下启示: 1) 加快数字基础设施建设, 推动数字经济赋能绿色发展。政府应顺应数字化发展趋势, 注重规划数字产业发展, 从而优化资源配置效率, 减少污染排放, 推动绿色创新。2) 促进区域协调发展, 缩小地区间绿色发展差距。政府应制定统一且具有针对性的地区绿色发展策略, 特别是对于欠发达地区的绿色发展设计。推动地区间绿色创新发展的经验技术交流, 鼓励绿色创新成果在区域间流动转化, 确保数字经济发展成果能够促进绿色创新效率的提升。3) 完善绿色发展相关政策法规, 鼓励绿色创新研发投入。数字经济为企业带来巨大发展红利, 政府应当制定严格环保法规和行业标准, 限制企业盲目逐利的行为, 减少过度数字建设。同时, 在税收、财政补贴等方面激励企业加大绿色创新研发投入, 对绿色创新知识产权给予保护, 积极引导企业利用数字技术进行绿色转型, 实现高质量发展。

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] 于璐瑶, 周涛, 高洋. 数字经济、绿色技术创新与城市绿色发展效率——基于空间关联视角的分析[J]. 工业技术经济, 2023, 42(12): 65-73.
- [3] 蒋珂. 数字经济发展对碳排放影响效应研究[D]: [硕士学位论文]. 蚌埠: 安徽财经大学, 2024.
- [4] 王硕, 王海荣. 双碳目标背景下中国数字经济健康发展的策略研究[J]. 当代经济管理, 2022, 44(8): 11-16.

-
- [5] 班楠楠, 张潇月. 数字经济对我国居民消费碳排放影响[J]. 中国环境科学, 2023, 43(12): 6625-6640.
- [6] 王军, 朱杰, 罗茜. 中国数字经济发展水平及演变测度[J]. 数量经济技术经济研究, 2021, 38(7): 26-42.
- [7] 庞瑞芝, 王宏鸣. 数字经济与城市绿色发展: 赋能还是负能? [J/OL]. 科学学研究: 1-17. <https://doi.org/10.16192/j.cnki.1003-2053.20230802.001>, 2024-03-01.
- [8] 白彦锋, 杨雨诗. 环境规制、研发投入与企业绿色创新[J]. 新疆财经, 2024(1): 45-55.
- [9] 吕岩威, 谢雁翔, 楼贤骏. 中国区域绿色创新效率时空跃迁及收敛趋势研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2020, 37(5): 78-97.
- [10] Hanns, R.F.J., Poeters, C. and He, Z.L. (2015) Thinking about U: Theorizing and Testing U and Inverted U Shaped Relationships in Strategy Research. *Strategic Management Journal*, 37, 1177-1195. <https://doi.org/10.1002/smj.2399>