

数字新基建、环境规制与绿色创新效率

罗杨娟, 赖红波

上海理工大学管理学院, 上海

收稿日期: 2024年9月18日; 录用日期: 2024年11月26日; 发布日期: 2024年12月4日

摘要

为探究数字新基建, 环境规制与绿色创新效率之间的关系, 基于2011到2022年30省市(不含西藏、港澳台)的面板数据, 运用超效率SBM模型对区域绿色创新效率进行测算, 并运用固定效应模型与调节效应模型对数字新基建, 环境规制与绿色创新效率之间的关系进行实证检验。研究发现, 数字新基建有利于区域绿色创新效率的提升, 环境规制不仅对区域绿色创新效率的发展存在一定的抑制作用, 而且在数字新基建与区域绿色创新效率之间表现为负向调节二者关系。进一步通过异质性分析发现, 数字新基建和环境规制对区域绿色创新效率的影响存在区域异质性。区域异质性分析结果显示, 数字新基建对西部地区绿色创新效率的提升起到了推动作用, 而对其他地区绿色创新效率提升的影响并不显著。环境规制对东部和西部地区绿色创新效率提升有一定的抑制作用, 而对中部地区绿色创新效率提升的影响并不显著。

关键词

数字新基建, 环境规制, 绿色创新效率, 超效率SBM, 固定效应模型, 调节效应模型

New Digital Infrastructure, Environmental Regulation and Green Innovation Efficiency

Yangjuan Luo, Hongbo Lai

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

Received: Sep. 18th, 2024; accepted: Nov. 26th, 2024; published: Dec. 4th, 2024

Abstract

In order to explore the relationship between environmental regulation and green innovation efficiency of new digital infrastructure, based on the panel data of 30 provinces and cities (excluding Tibet, Hong Kong, Macao and Taiwan) from 2011 to 2022, the super-efficiency SBM model was used to measure the regional green innovation efficiency, and the relationship between digital new infrastructure, environmental regulation and green innovation efficiency was empirically tested by

using the fixed effect model and the moderating effect model. The results show that the new digital infrastructure is conducive to the improvement of regional green innovation efficiency, and environmental regulation not only has a certain inhibitory effect on the development of regional green innovation efficiency, but also negatively moderates the relationship between digital new infrastructure and regional green innovation efficiency. Further heterogeneity analysis shows that there is regional heterogeneity in the impact of new digital infrastructure and environmental regulation on regional green innovation efficiency. The results of regional heterogeneity analysis show that the new digital infrastructure plays a role in promoting the improvement of green innovation efficiency in western China, but has no significant impact on the improvement of green innovation efficiency in other regions. Environmental regulation has a certain inhibitory effect on the improvement of green innovation efficiency in the eastern and western regions, but has no significant impact on the improvement of green innovation efficiency in the central region.

Keywords

New Digital Infrastructure, Environmental Regulation, Green Innovation Efficiency, Super-Efficiency SBM, Fixed-Effect Model, Moderating Effect Model

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

新基建全称新型基础设施建设, 主要包括 5G 基站的建设, 特高压, 城际高速铁路和城市轨道交通、新能源汽车充电桩、大数据中心、人工智能、工业互联网七大领域, 涉及诸多产业链, 是以新发展为理念, 以技术创新为驱动, 以信息网络为基础, 面向高质量发展需要, 提供数字转型、智能升级、融合创新等服务的基础设施体系, 即利用最新的数字信息智能技术, 构造一个面向工业 4.0 新时代的先进基础设施系统。在 2020 年 4 月, 国家发改委首次明确了“新基建”的范围; 并在 2020 年政府工作报告中进一步补充“两新一重”建设内涵, 即加强新型基础设施建设, 发展新一代信息网络, 重点拓展 5G 应用, 激发新消费需求, 助力产业转型升级与经济创新。2023 年, 国家发改委进一步表示, 将会进一步加力支持数字新基建, 引导支持社会资本加大相关领域投入。新基建是智慧经济时代贯彻新发展理念, 吸收新科技革命成果, 实现国家生态化、数字化、智能化、高速化、新旧动能转换与经济结构对称态, 建立现代化经济体系的国家基本建设与基础设施建设。自数字新基建政策发布以来, 与之相关的产业迅速发展。由于中国地区之间, 经济发展, 数字技术水平存在明显差异, 导致了地区之间数字新基建水平的不均衡, 从而导致对区域绿色创新效率的影响存在差异。

近年来, 互联网、大数据、人工智能等数字技术与区域创新系统不断融合, 日益成为区域创新的新动能[1]。基于国家创新和数字化战略的考虑, 中国各级政府加大数字化投入, 力求提高区域创新水平[2]。

环境规制作为社会性规制的一项重要内容, 是指环境污染具有外部不经济, 政府通过制定相应的政策和采取相应的措施, 控制企业污染排放, 实现经济与环境和谐发展的目标。随着全球工业化程度加深, 污染加剧, 全球环境问题日渐突出, 世界多国政府签署协定, 共同控制环境污染, 中国主动承担大国责任。国家高度重视绿色发展, 制定并实施了一系列的环境规制政策, 控制污染排放, 力求实现经济与环境的协调发展。各地区环境规制的力度不同, 对区域绿色创新的影响也存在差异。

目前, 对绿色创新概念的界定学者们还没有达成统一的意见, 认同度较高的定义是: 为了应对环境

问题, 并达到特定环保目的及可持续发展, 包括涉及节能、污染预防、废物回收等方面的企业绿色产品设计和流程创新, 以及组织管理上的支持和创新实施。绿色创新是可持续发展的创新, 可持续发展是目的和方向, 创新是途径和手段, 创新能推动经济走向可持续发展之路, 可持续发展又对创新提出了要求, 要求创新朝着可持续的方向前进。

事实上, 在现阶段的社会发展中, 数字新基建水平和环境规制力度是影响区域绿色创新效率的重要因素, 但二者对区域绿色创新会产生什么样的影响, 二者是否相互影响, 是值得研究的问题。国内外关于数字新基建, 环境规制与区域绿色创新的研究较为丰富, 为本文的研究奠定了一定的基础。但大多数学者的研究多是基于其中两个变量之间的关系研究, 少有学者将以上三个变量联系起来探究其内部关系。本文将在前面学者研究的基础上, 基于 2011 到 2022 年 30 省市的面板数据, 采用固定效应模型、调节效应模型, 在运用超效率 SBM 模型对 30 个省市 2011~2022 年的绿色创新效率进行测算的基础上, 探究了数字新基建和环境规制对区域绿色创新效率的影响。

2. 理论分析与研究假设

2.1. 数字新基建与区域绿色创新

新基建作为产业数字化和数字产业化的有机构成, 可以通过以下几个方面促进区域绿色创新效率的提升。在大力提倡绿色化发展的今天, 一方面, “数字新基建”可以通过物联网、人工智能、云计算、大数据等数字技术对劳动、土地、资本、技术、知识、管理和数据等生产要素进行数字化整合, 使企业能够实现精准的感知、在线的处理以及智能化的决策, 从而推动区域创新体系的建立和完善。另一方面, “数字新基建”凭借自身技术创新溢出为产业发展注入创新活力, 打破了某些产业关键技术发展瓶颈, 进而推动相关产业实现科技成果的转化。“数字新基建”在对传统的基础设施建设进行数字化, 智能化改造的同时, 将对中国经济发展产生变革性的影响, 从根本上改变创新范式, 重塑创新格局。从而进一步推动区域绿色创新的发展。此外, 数字新基建还可以通过扩大知识溢出和思想传播等途径培育更多的研发创新型人才, 从而提升区域创新能力; 信息基础设施的完善, 则提供了更为便捷的信息交流平台, 有效缓解了信息不对称的问题, 降低了企业之间的交易成本, 使其有更多的资金投入到了自主研究当中, 推动了区域创新的发展[3]。

余萍[4] (2023)等经过实证检验认为数字新基建可以通过促进知识共享和增加绿色金融扶持等途径有效推动新兴产业绿色技术创新水平的提升。宋德勇[5] (2021)等经过实证检验研究认为智慧城市建设显著促进了绿色技术创新的“量质齐升”, 未来应以智慧和绿色相结合的理念释放新型基础设施的创新红利。韩孟孟[6]等(2020)通过实证分析认为外部信息共享与内部信息共享均对企业生产率有显著正向的促进作用, 而且在一定程度上为企业技术创新提供信息支撑。吴松强[7]等(2021)研究指出, 知识共享对企业创新能力提升存在正向显著促进作用。韩先锋等(2019) [1]认为互联网作为重要的新基建资源, 对创新有重要的影响。

由以上分析可知“数字新基建”可以从多方面促进区域绿色创新效率, 故提出以下假设。

H0: 数字新基建对区域绿色创新具有显著的促进作用。

2.2. 环境规制与区域绿色创新

关于环境规制对区域绿色创新效率的影响研究方面, 目前学者们并未达成统一的意见。

新古典经济理论的“遵循成本说”认为, 政府实施的环境规制会增加企业的生产成本, 影响企业 R&D 的投资, 进而会影响企业绩效和生产能力的提升。而波特则认为合理的环境规制会激励企业进行技术创新, 提高生产能力, 从而抵消环境规制所带来的成本, 产生净收益, 这就是“波特假说”。波特假说认为

基于长期动态分析的视角, 恰当的环境规制将鼓励企业进行研发创新, 而企业有动力来改进技术水平与优化资源配置, 从而提升企业竞争力。

韩晶等[8] (2013)认为环境规制能够有效激励企业, 进而改善企业的绿色创新水平。此外, 不同类别的环境政策所带来的影响也不尽相同, 如许士春[9] (2012)将环境措施划分为排污税、供拍卖以及供交易的排污许可权三个维度, 尝试从这三个层面展开进一步探寻, 研究发现这三种类型的环境规制措施均会对绿色创新存在着正向的激励影响。而刘海云[10] (2022)等经过实证研究发现, 命令控制型环境政策会阻碍绿色创新的发展, 市场激励型环境规制会促进绿色创新的发展。Yi 等[11] (2019)的研究则指出环境政策并不能为绿色创新提供足够的动力。张峰等[12] (2019)以中国 30 个省份的先进制造业为研究对象, 发现正式与非正式环境规制对其绿色技术创新效率的影响都存在单一门槛效应, 分别呈现“U”型与“倒 U”型关系。Brannlund [13] (1995)通过研究瑞典行业数据得出结论, 环境规制阻碍技术创新效率的提高。国内学者雷明等[14] (2013)基于空间面板模型的实证研究得出环境规制显著抑制了 GTFP 的增长的结论。余伟等[15] (2017)基于工业行业分析得出环境规制会抑制技术创新效率。韩艳旗等(2022) [16]学者经过实证研究认为, 环境规制对长江经济带高技术产业绿色创新效率的提升产生负向抑制作用。一般来说, 当政府对环境规制水平提出更高的要求时, 会额外增加企业环境污染处理费用和处罚费用。使得企业内部的支出就会压缩, 用于产品研发的投入就会削减, 使得企业的生产配置达不到最优, 阻碍了企业创新研发活动的进行, 这将不利于企业绿色创新效率的提升。所以说, 环境规制对高技术产业绿色创新效率起抑制作用。根据以上理论分析, 故提出以下假设:

H1: 环境规制对区域绿色创新具有一定的抑制作用。

2.3. 数字新基建和环境规制对区域绿色创新效率的影响

区域绿色创新效率的提升, 不仅会受到区域创新的影响, 还依赖于绿色转型的实施, 而绿色转型是对其生产过程的绿色改造以及经济增长方式的绿色转变, 既与数字新基建所带来的创新有关, 也与制度环境的约束有关。因此, 在探究数字新基建对区域绿色创新的影响时, 也要重视环境规制所带来的影响。基于前文的分析内容, 本文对数字新基建和环境规制对绿色创新效率的影响机制做出了以下分析, 数字新基建可以通过对生产要素进行资源整合, 推动区域创新体系的建立和完善; 可以凭借自身技术创新溢出为产业发展注入创新活力, 同时还可以通过扩大知识溢出和思想传播等途径培育更多研发创新人才, 从而提升区域创新能力, 进而促进区域绿色创新效率的发展。同时环境规制让企业不得不加大对环境污染治理的投入, 会使企业增加自身的成本, 进而导致企业在激烈的市场竞争中处于劣势地位, 此外, 治污成本的增加也将挤占企业的绿色技术创新投入, 将用于绿色创新的资金运用到污染治理上, 从而降低企业的绿色创新积极性。环境规制作为一种外生性的政策工具, 不仅是改善生态环境的重要机制, 也是影响区域绿色创新效率的重要因素。环境规制的制定, 必然会对区域绿色创新效率存在一定的调节作用。根据以上理论分析, 故提出以下假设:

H2: 在数字新基建对绿色创新的促进作用中, 环境规制削弱了数字新基建对区域绿色创新效率的提升。

3. 变量选取与模型构建

在本次研究中, 本文选取除西藏、港、澳、台地区外我国 30 个省市 2011 到 2022 年的数据展开研究, 变量测算的原始数据来源于《中国统计年鉴》《中国科技统计年鉴》《中国能源统计年鉴》《中国环境统计年鉴》《中国高技术产业统计年鉴》《中国工业统计年鉴》和各省统计年鉴, 对于个别缺失数据, 采用线性插值法填补完整。并运用了 Stata16.0 进行了实证部分的分析。

3.1. 变量选取

3.1.1. 被解释变量

绿色创新效率(GIE)。在对前面学者的研究进行分析后,发现大多数学者对绿色创新效率的衡量,是以要素投入和能源投入作为投入指标,期望产出和非期望产出作为产出指标。故本文借鉴沈能和周晶晶[17]的做法,选取各省份历年的研发部门人员数量及其资本存量作为传统的投入指标,并且将能源这一要素也纳入其中。而在产出指标方面,期望产出分为知识和实物产出两个维度进行衡量,而针对非期望产出指标,为了尽可能规避主观性带来的影响,本文运用熵值法来确定各指标相应的权重,从而计算出污染评价指数。采用具有非理想产出的 Super-SBM 模型测度得到绿色创新效率的测算指标,具体投入产出指标见表 1。

Table 1. Input-output indicators of green innovation efficiency

表 1. 绿色创新效率的投入产出指标

指标类型		指标选取	
投入类	要素投入	人力资本	各省份历年研发部门人员数量/人
		物质资本	各省份历年研发部门资本存量
	能源投入	自然资源	各省份历年能源投入总量
产出类	期望产出	知识产出	各省份历年科学技术发明专利授权量/项
		实物产出	各省份历年工业产品实现收入/万元
	非期望产出	污染评价指数	各省份历年工业废水、废气和固体废物排放量

3.1.2. 解释变量

数字新基建(*Infra*),2020 年 4 月,国家发改委对数字新基建的范围进行了界定,包括信息基础设施、融合基础设施及创新基础设施三大类别。其中,信息基础设施是指基于新一代信息技术演化生成的基础设施;融合基础设施是指深度应用互联网、大数据、人工智能等技术,支撑传统基础设施转型升级,进而形成的融合基础设施;创新基础设施主要是指支撑科学研究、技术开发、产品研制一类具有公益属性的基础设施。因此,将三大类别的基础设施数量作为衡量数字新基建发展水平的评价指标,具体评价指标体系见表 2。

Table 2. Evaluation index system for the development level of new digital infrastructure

表 2. 数字新基建发展水平评价指标体系

一级指标	二级指标	指标说明	计量单位	指标属性
信息基础设施	通信网络基础设施	全国 5G 基站布设数	个	正向
	新技术基础设施	全国超大型、大型数据中心建设数	个	正向
	算力基础设施	智能计算中心数量	个	正向
融合基础设施	智能交通基础设施	智能公路铺设里程	公里	正向
	智慧能源基础设施	新能源汽车充电桩数量	个	正向
创新基础设施	重大科技基础设施	国家级重大科技基础设施建设数量	个	正向
	科教基础设施	国家级科教基础设施建设数量	个	正向
	产业技术创新基础设施	国家新型工业产业化示范基地建设数量	个	正向

3.1.3. 调节变量

环境规制(*Envir*): 现有文献对环境规制强度的测算缺乏全面性和系统性, 基于不同的研究视角和研究方法, 选用的测算方法差异较大。本文采用工业污染治理投资完成总额/第二产业增加值来测算环境规制水平。工业污染治理投资完成总额越大, 表明有越多的环保资金投入到了治污技术升级与减排设备应用之中。

3.1.4. 控制变量

为加强模型的可靠性, 考虑到影响区域绿色创新效率的其它因素, 本文借鉴黄寰[18], 常哲仁[19], 郭雅琼[20], 薛丹[21], 赵路[22]等学者的研究, 在实证过程中, 将以下变量作为控制变量: 1) 经济发展水平(*Agdp*)选用各省人均实际 GDP 来衡量地区经济发展规模, 这里的人均实际 GDP 以 2011 年为基期, 并利用居民消费价格指数进行平减, 同时取其对数形式。2) 研发强度(*R&D*)以地区 *R&D* 经费支出与地区生产总值之比衡量。3) 创新水平(*Innovation*)以国内发明专利申请受理量取对数的形式来衡量。4) 对外开放程度(*Open*), 用进出口总额与本地区生产总值之比衡量。5) 政府干预程度(*Gov*), 用地方财政一般预算收入与本地区生产总值之比衡量。

3.2. 绿色创新效率的测算

由于传统的 DEA 模型会出现几个决策单元(DMU)均位于生产前沿面的情况, 最终造成测算的数值之间无法比较, 为避免此类情况, 本文借鉴 Tone [23]提出的非期望产出的 Super-SBM 模型对绿色创新效率进行测算, 该模型是一种非径向、非角度的效率测算模型, 在传统 DEA 模型基础上考虑了非期望产出指标对效率评价的影响, 更具有兼容性; 其效率值参考其他 DMU 构成的前沿得到, 可进行有效区分。本文构建区域绿色创新效率的评级模型如下, 其中值表示区域绿色创新效率值, x_n^k 是第 k 个生产单元的投入要素, y_m^k, b_i^k 是第 k 个生产单元的产出要素, 分别为期望产出和非期望产出。 z_k^x, z_y^k, z_y^b 分别为投入要素, 期望产出和非期望产出的权重。

$$\min \rho = \frac{1 - \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N \frac{s_n^x}{x_n^k}}{1 + \left[\frac{1}{M+I} \left(\sum_{m=1}^M \frac{s_m^y}{y_m^k} + \sum_{i=1}^I \frac{s_i^b}{b_i^k} \right) \right]}$$

$$s.t. \begin{cases} \sum_{k=1}^K z_y^k y_m^k - s_m^y = y_m^k & m=1, \dots, M \\ \sum_{k=1}^K z_y^k b_i^k + s_i^b = b_i^k & i=1, \dots, I \\ \sum_{k=1}^K z_k^x x_n^k + s_n^x = x_n^k & n=1, \dots, N \\ z_k^i \geq 0, s_m^y \geq 0, s_i^b \geq 0, s_n^x \geq 0 & k=1, \dots, K \end{cases}$$

3.3. 基准回归模型

为验证数字新基建与环境规制对区域绿色创新效率的影响, 选取 2011~2022 年全国 30 省市的面板数据, 构建如下基本模型(1):

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

式中: GIE_{it} 是被解释变量, 表示省市 i 在 t 时间段的区域绿色创新效率;

$Infra_{it}$ 表示省市 i 在 t 时间段的数字新基建的水平;

X_{it} 表示其他控制变量的集合, 具体包含了经济发展水平, 研发强度, 对外开放程度等;

μ_i 表示地区固定效应； λ_t 表示时间固定效应；为其他随机误差项。

3.4. 调节效应模型

环境规制在数字新基建与绿色创新效率之间具有一定的调节作用，选取 2011~2022 年全国 30 省市的面板数据，进一步引入环境规制和数字新基建的交互项，构建调节效应模型(3)：

$$GIE_{it} = \beta_0 + \beta_1 Infra_{it} + \beta_2 Envir_{it} + \beta_3 X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \tag{2}$$

$$GIE_{it} = \beta_0 + \beta_1 Infra_{it} + \beta_2 Envir_{it} + \beta_3 Infra_{it} \times Envir_{it} + \beta_3 X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \tag{3}$$

式中： $Envir_{it}$ 表示省市 i 在 t 时间段的环境规制的强度；

$Infra_{it} \times Envir_{it}$ 表示省市 i 在 t 时间段数字新基建与环境规制的交互项。

4. 实证结果分析

4.1. 描述性统计

各变量的描述性统计结果见表 3。从数据中可以看出， GIE 的平均值为 0.884，标准差为 0.356，最小值为 0.120，最大值为 4.223，表明不同地区的绿色创新效率差异较大。 $Infra$ 的平均值为 0.198，标准差为 0.173，最小值为 0.016，最大值为 1.167，这表明各地区数字新基建的平均水平相对较低，区域之间存在一定的差异。环境规制变量的平均值为 0.003，标准差为 0.003，最小值为 0，最大值为 0.025，在一定程度上说明了我国各地区的环境规制水平相对较低，但也存在一些环境规制水平较高的地区。

Table 3. Descriptive statistical analysis

表 3. 描述性统计分析

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
GIE	360	0.884	0.356	0.120	4.223
$Infra$	360	0.198	0.173	0.016	1.167
$Envir$	360	0.003	0.003	0	0.025
$Agdp$	360	10.909	0.452	9.706	12.156
$R\&D$	360	0.017	0.012	0.004	0.068
$Open$	360	0.265	0.287	0.008	1.548
Gov	360	0.113	0.032	0.058	0.245
$Innovation$	360	9.654	1.391	5.318	12.399

4.2. 基准回归分析

Table 4. Benchmark regression analysis

表 4. 基准回归分析

	(1)	(2)	(3)	(4)
	GIE	GIE	GIE	GIE
$Infra$	1.685*** [0.008]	2.225*** [0.000]	1.685*** [0.008]	2.225*** [0.000]
$Agdp$	-0.336** [0.044]	0.005 [0.969]	-0.336** [0.044]	0.005 [0.969]

续表

<i>R&D</i>	-47.113*** [0.000]	-29.661*** [0.010]	-47.113*** [0.000]	-29.661*** [0.010]
<i>Open</i>	0.609** [0.047]	0.775** [0.012]	0.609** [0.047]	0.775** [0.012]
<i>Gov</i>	2.950** [0.038]	-0.924 [0.462]	2.950** [0.038]	-0.924 [0.462]
<i>Innovation</i>	0.080 [0.237]	0.074 [0.178]	0.080 [0.237]	0.074 [0.178]
<i>Id</i>	YES	YES	NO	NO
<i>Year</i>	YES	NO	YES	NO
<i>_cons</i>	3.649** [0.031]	0.083 [0.947]	3.649** [0.031]	0.083 [0.947]
<i>N</i>	360	360	360	360
<i>r2_a</i>	0.126	0.036	0.126	0.036

注：括号中是 p 值，*、**、***分别表示在 10%、5%、1%水平上显著，下同。

基于固定效应模型，对主要解释变量数字新基建进行了回归，模型(1)的回归分析结果见表 4。从表中可以看出，主要解释变量 *Infra* 对 *GIE* 的回归系数为 1.685，在 1%水平上显著为正，说明数字新基建可以促进区域绿色创新效率的提升，数字新基建水平越高，对区域绿色创新的影响就越大。此外再对个体和年份进行分别固定的基础上再次进行了回归分析，结果显示，*Infra* 对 *GIE* 的回归系数为仍为正，且通过显著性检验，进一步验证了假设 H0。

4.3. 环境规制的调节效应检验

为了衡量环境规制的调节效果，依次将环境规制与数字新基建和环境规制的交叉项添加到固定效应模型中以获得回归结果，见表 5。表 5 数据显示，*Envir* 对 *GIE* 的回归系数为-18.370，在 5%水平上显著为负，说明环境规制对区域绿色创新效率的提升具有一定的抑制作用，验证了假设 H1。在加入数字新基建与环境规制的交互项后，交互项系数为负，且在 5%的水平上显著，这意味着通过环境规制这一变量，显著削弱了数字新基建的正向影响，即环境规制负向调节数字新基建与区域绿色创新效率间的关系，验证了假设 H2。

Table 5. Results of the moderating effect test
表 5. 调节效应检验结果

	(1)	(2)	(3)
	<i>GIE</i>	<i>GIE</i>	<i>GIE</i>
<i>Infra</i>	1.685*** [0.008]	1.891*** [0.003]	-0.715 [0.327]
<i>Envir</i>		-18.370** [0.043]	32.926 [0.178]
<i>inter</i>			-305.049** [0.021]

续表

<i>Agdp</i>	-0.336** [0.044]	-0.330** [0.047]	-0.143 [0.398]
<i>R&D</i>	-47.113*** [0.000]	-46.600*** [0.000]	-31.924*** [0.007]
<i>Open</i>	0.609** [0.047]	0.652** [0.033]	0.104 [0.643]
<i>Gov</i>	2.950** [0.038]	3.229** [0.023]	2.846** [0.046]
<i>Innovation</i>	0.080 [0.237]	0.077 [0.249]	0.078 [0.251]
<i>_cons</i>	3.649** [0.031]	3.580** [0.033]	1.820 [0.293]
<i>N</i>	360	360	360
<i>r2_a</i>	0.126	0.135	0.119

4.4. 稳健性检验

由于以上结果并未排除其它因素的干扰，为进一步检验研究结果的准确性与可靠性，采用以下 3 种方式进行稳健性检验：1) 加入变量外商直接投资水平。考虑到可能存在某些遗漏变量，故引入 *FDI* 进行稳健性检验。2) 解释变量滞后 1 期。考虑到数字新基建对区域绿色创新效率的影响可能会存在一定的时滞，将数字新基建水平滞后 1 期引入模型进行稳健性检验；3) 替换被解释变量。选取科技创新效率作为替换指标，进行稳健性检验。稳健性检验的结果见表 6，表 6 数据显示三种方式均通过显著性检验，表明研究的核心结论是稳健的。

Table 6. Robustness test results

表 6. 稳健性检验结果

	(1)	(2)	(3)
	<i>GIE</i>	<i>GIE</i>	<i>GIE</i>
<i>Infra</i>	1.636** [0.010]		1.384*** [0.000]
<i>L.BInfra</i>		1.534** [0.036]	
<i>Agdp</i>	-0.316* [0.066]	-0.466** [0.012]	-0.223*** [0.001]
<i>FDI</i>	-0.773 [0.600]		
<i>R&D</i>	-46.561*** [0.000]	-46.358*** [0.000]	-5.695 [0.221]
<i>Open</i>	0.571* [0.000]	0.557 [0.000]	0.391*** [0.000]

续表

	[0.069]	[0.118]	[0.001]
Gov	3.290**	4.213***	1.347**
	[0.035]	[0.007]	[0.017]
Innovation	0.087	0.083	-0.073***
	[0.206]	[0.263]	[0.006]
_cons	3.357*	4.801**	2.735***
	[0.060]	[0.012]	[0.000]
N	360	330	360
r2_a	0.124	0.135	0.666

4.5. 异质性检验

数字新基建对区域绿色创新效率的影响可能会受到地区的影响。因此，借鉴国家统计局对中国东、中、西部地区的划分，分别对三个地区的数据再次进行回归分析，区域异质性回归分析的结果见表 7。表(1)(2)(3)列分别展示了数字新基建和环境规制对东、中、西部绿色创新效率的影响。研究结果表明，数字新基建对西部地区的绿色创新效率的影响系数为 9.181，在 5%的水平下显著为正，这说明数字新基建对西部地区绿色创新效率提升起到了推动作用，而对其他地区绿色创新效率提升的影响并不显著。环境规制水平对东部和西部地区的绿色创新效率的影响系数分别为-47.784 和-31.318，且分别在 1%和 5%的水平下显著为负，这说明环境规制对东部和西部地区绿色创新效率的提升有一定的抑制作用，而对中部地区绿色创新效率提升的影响并不显著。这可能是因为不同地区处于不同的经济发展阶段，在数字新基建的存量水平，要素禀赋和创新环境等方面存在一定的差异，从而数字基础设施促进区域绿色创新所需要的经济和制度条件的供给不均，从而导致了数字新基建和环境规制对区域绿色创新效率的影响存在区域性差异。

Table 7. Heterogeneity test
表 7. 异质性检验

	(1)	(2)	(3)
	东部 GIE	中部 GIE	西部 GIE
Infra	0.012 [0.983]	5.377 [0.144]	9.181** [0.038]
Envir	-47.784*** [0.009]	-36.564 [0.189]	-31.318** [0.029]
Agdp	-0.377 [0.176]	-0.640 [0.126]	1.156** [0.033]
R&D	-1.682 [0.907]	-42.901 [0.145]	-146.937*** [0.000]
Open	-0.196 [0.508]	0.139 [0.927]	3.372*** [0.002]
Gov	3.521**	0.015	10.337**

续表

	[0.028]	[0.997]	[0.012]
<i>Innovation</i>	−0.166	−0.022	0.160
	[0.126]	[0.872]	[0.228]
<i>_cons</i>	6.692**	7.811*	−13.220**
	[0.033]	[0.062]	[0.017]
<i>N</i>	132	96	120
<i>r2_a</i>	0.537	0.475	0.486

5. 研究结论与建议

5.1. 研究结论

本文以 2011~2022 年 30 省市为研究对象，从信息基础设施、融合基础设施及创新基础设施三个方面对数字新基建进行衡量，通过 Super-SBM 模型对区域绿色创新效率进行测算，分析了数字新基建、环境规制水平与区域绿色创新效率之间的关系，且结果通过稳健性检验，并探究了环境规制的表现在数字新基建与区域绿色创新效率之间的调节作用。得出如下结论：

- 1) 中国区域绿色创新效率普遍较低，且地区之间的绿色创新效率存在一定的差异。
- 2) 数字新基建可以促进区域绿色创新效率的提升，数字新基建水平越高，对区域绿色创新效率的影响就越大。
- 3) 环境规制对区域绿色创新效率的提升具有一定的抑制作用，且环境规制负向调节数字新基建与区域绿色创新效率间的关系。
- 4) 分样本回归结果显示，数字新基建对西部地区绿色创新效率的提升起到了推动作用，而对其他地区绿色创新效率提升的影响并不显著。环境规制对东部和西部地区绿色创新效率的提升有一定的抑制作用，而对中部地区绿色创新效率提升的影响并不显著。

5.2. 建议

本文不仅为数字新基建如何影响区域绿色创新效率提供了一定经验证据，也为各起区政府部门制定与出台相关政策制度具有一定的指导作用。

数字新基建是推动区域绿色创新效率的重要驱动力，各地区应加快推进新型基础设施建设。发挥新型基础设施建设对其它产业的带动作用；同时拓展数字新基建的应用，推动建设数字化，智能化城市的发展；推动数字新基建与相关行业的交流融合，进一步推动区域整体性发展。

差别化、动态化推动数字新基建建设。目前，我国数字新基建虽取得一定成效，但由于各地区之间存在较大差异，数字新基建对不同地区绿色创新效率的推动有所不同。为缓解数字新基建在区域之间发展不均衡的现象，国家应因地制宜，差别化、动态化推动数字新基建的建设，优化数字新基建空间布局，充分发挥数字新基建的带动作用。

因地制宜，差异化制定环境规制政策。环境规制的力度应考虑企业发展，在政策与企业之间寻求一个合适的点，尽量减少环境规制对区域绿色创新效率的影响。

参考文献

[1] 韩先锋, 宋文飞, 李勃昕. 互联网能成为中国区域创新效率升的新动能吗[J]. 中国工业经济, 2019, 36(7): 119-136.

- [2] 周青, 王燕灵, 杨伟. 数字化水平对创新绩效影响的实证研究: 基于浙江省 73 个县(区、市)的面板数据[J]. 科研管理, 2020, 41(7): 120-129.
- [3] 顾江, 陈璐. 数字新基建、区域创新与文化消费升级[J]. 江海学刊, 2024(1): 85-92+255.
- [4] 余萍, 徐之琦. 数字新基建对战略性新兴产业绿色技术创新效率的影响[J]. 工业技术经济, 2023, 42(1): 62-70.
- [5] 宋德勇, 李超, 李项佑. 新型基础设施建设是否促进了绿色技术创新的“量质齐升”——来自国家智慧城市试点的证据[J]. 中国人口·资源与环境, 2021, 31(11): 155-164.
- [6] 韩孟孟, 张三峰, 顾晓光. 信息共享能提升企业生产率吗?——来自中国制造业企业调查数据的证据[J]. 产业经济研究, 2020(1): 42-56.
- [7] 吴松强, 黄盼盼, 曹新雨. 企业关系资本、知识共享与企业创新能力——基于先进制造业产业技术联盟的实证研究[J]. 科学管理研究, 2021, 39(1): 123-131.
- [8] 韩晶, 宋涛, 陈超凡, 等. 基于绿色增长的中国区域创新效率研究[J]. 经济社会体制比较, 2013(3): 100-110.
- [9] 许士春. 排污税与减排补贴的减排效应比较研究[J]. 上海经济研究, 2012(7): 14-21.
- [10] 刘海云, 姚维伟. 双向 FDI、环境规制与绿色创新效率[J]. 生态经济, 2022, 38(10): 131-138+157.
- [11] Yi, M., Fang, X., Wen, L., Guang, F. and Zhang, Y. (2019) The Heterogeneous Effects of Different Environmental Policy Instruments on Green Technology Innovation. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, **16**, 4660. <https://doi.org/10.3390/ijerph16234660>
- [12] 张峰, 史志伟, 宋晓娜, 等. 先进制造业绿色技术创新效率及其环境规制门槛效应[J]. 科技进步与对策, 2019, 36(12): 62-70.
- [13] Brannlund, R., Chung, Y., Fare, R., et al. (1995) Emissions Trading and Profitability: The Swedish Pulp and Paper Industry. REPEC Working Papers, No. 9506001.
- [14] 雷明, 虞晓雯. 地方财政支出、环境规制与我国低碳经济转型[J]. 经济科学, 2013(5): 47-61.
- [15] 余伟, 陈强, 陈华. 环境规制、技术创新与经营绩效——基 37 个工业行业的实证分析[J]. 科研管理, 2017, 38(2): 18-25.
- [16] 韩艳旗, 吕惠, 史金平. 互联网发展、环境规制与高技术产业绿色创新效率——以长江经济带为例[J]. 长江流域资源与环境, 2022, 31(11): 2382-2392.
- [17] 沈能, 周晶晶. 技术异质性视角下的我国绿色创新效率及关键因素作用机制研究: 基于 Hybrid DEA 和结构化方程模型[J]. 管理工程学报, 2018, 32(4): 46-53.
- [18] 黄囊, 黄辉, 肖义, 等. 产业结构升级、政府生态环境注意力与绿色创新效率——基于中国 115 个资源型城市的证据[J]. 自然资源学报, 2024, 39(1): 104-124.
- [19] 常哲仁, 郑梦. 产业协同集聚对绿色创新效率的影响研究——基于空间溢出视角[J]. 财经问题研究, 2023(10): 53-67.
- [20] 郭雅琼, 韩志非, 刘亚芬. 高技术产业集聚、要素市场分割与绿色创新效率[J]. 技术经济与管理研究, 2023(11): 13-17.
- [21] 薛丹, 李现总. 人口老龄化对中国绿色创新效率的影响研究[J]. 西北人口, 2024, 45(3): 92-103.
- [22] 赵路, 高红贵, 肖权. 环境规制对绿色技术创新效率影响的实证[J]. 统计与决策, 2021, 37(3): 125-129.
- [23] Tone, K. (2002) A Slacks-Based Measure of Super-Efficiency in Data Envelopment Analysis. *European Journal of Operational Research*, **143**, 32-41. [https://doi.org/10.1016/s0377-2217\(01\)00324-1](https://doi.org/10.1016/s0377-2217(01)00324-1)