

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¹

韩艳旗 吕 惠 史金平

(湖北大学商学院, 湖北 武汉 430062)

【摘要】：以长江经济带 11 个省市为研究对象，选取 2009 ～ 2018 年的面板数据。首先，采用考虑非期望产出的 Super-SBM 模型测算各省市的高技术产业绿色创新效率；其次，通过主成分分析法构建互联网发展综合指数；最后，运用双向固定效应模型探究互联网发展、环境规制对长江经济带高技术产业绿色创新效率的影响。研究表明：(1) 在只考虑地区效应且不加入环境规制变量的条件下，互联网发展对长江经济带高技术产业绿色创新效率具有显著的正向推动作用；(2) 在同时考虑地区效应和时间效应时，环境规制和互联网发展均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，而互联网发展和环境规制的协同作用能促进高技术产业绿色创新效率的提升；(3) 鉴于研究结论，最后提出充分利用互联网技术、采取差异化环境规制政策及互联网发展与环境规制融合发展的政策建议，以期提升长江经济带高技术产业绿色创新效率。

【关键词】：互联网发展；环境规制；高技术产业绿色创新效率；长江经济带；双向固定效应模型

【中图分类号】：F125 **【文献标识码】**：A **【文章编号】**：1004-8227(2022)11-2382-11

【DOI】：10. 11870 /cjlyzyyhj202211005

“十四五”时期，为增强生态经济发展协同性和区域产业链条耦合性，必须从根本上转变传统的粗放型经济增长方式，走绿色高质量发展道路。绿色增长在实现生态可持续性方面发挥不可或缺的作用，在“碳达峰”和“碳中和”的双碳目标下，走绿色创新发展道路，既彰显了国家绿色可持续发展理念，也是为实现“十四五”规划蓝图布局谋篇的重要环节，既符合长江经济带创新驱动、绿色发展的总体思路，也是助力我国经济高质量发展的不二选择。

绿色创新效率作为传统效率的补充和完善，将创新能力和绿色发展考虑其中，是绿色创新发展水平的重要衡量指标。而环境规制作为政府约束企业污染排放的重要举措，不仅改善了企业的发展环境，同时也推动了企业高质量发展。此外，互联网作为一种新型的基础设施和生产要素^[1]，已成为引领经济飞跃和产业升级的核心技术，是推动产业创新发展的源动力。各产业依托互联网技术带来的技术变革，促使企业技术水平的提高和创新能力的增强，显而易见，互联网+在产业创新体系中扮演着重要的角色。在数字经济时代下，互联网、大数据、人工智能等新兴科技与传统产业快速融合，实现了各行业之间的信息共享，企业各类能源消耗指标在互联网平台上披露，减少了政府对污染企业的监督不到位问题。同时，社会公众作为环境监督治理的第三方，弥补了政府监督的局限性。互联网的介入有利于提升环境治理水平。那么如何厘清互联网发展、环境规制对绿色创新效率

¹ **【收稿日期】**：2021-12-13；修回日期：2022-03-17

【基金项目】：国家重点攻关计划项目“典型行业碳足迹基础数据库与绩效评价体系研究”(2021YFF0601005)；国家社科基金重大项目“气候智慧型农业碳减排及碳交易市场机制研究”(19ZDA085)

【作者简介】：韩艳旗(1981～)，男，副教授，主要研究方向为碳减排与产业绿色创新。E-mail: hanyanqi321@163.com

的影响?

目前,互联网发展与绿色创新效率研究的文献偏少,与技术创新效率相关研究的文献居多,主要分为以下3个方面:一是分别立足于企业、行业和产业创新视角的研究。互联网技术作为信息和知识传播的有效途径,既优化了产品的生产工艺,也缩短了产品的研发周期,对技术创新效率有明显的提升作用。从企业创新层面来看,顾国达等^[2]认为在互联网时代,企业创新的核心要素就是信息要素,而信息化是丰富创新所需信息要素的一个重要手段。Kafourous^[3]从搜集、沟通、吸收能力3个方面研究互联网对研发效率的影响,证实了互联网能提高公司研发创新能力。Wu^[4]认为互联网的普及使用能够提高企业搜集信息能力和适应环境变化的能力,能够帮助企业制定创新型战略。从产业创新层面来看,李时椿^[5]的研究发现信息技术的使用更有利于制造业的科技进步和技术创新。而徐德英等^[6]研究发现信息化能有效促进我国的高技术产业创新,并且这种促进作用还有加强的趋势。张美晨^[7]通过实证分析验证,互联网发展可以促进高技术产业产出增加,认为互联网发展是高技术产业创新发展的渠道之一。周宇等^[8]将高技术产业的创新活动分为创新生成、创新转化和创新扩散3个阶段,发现互联网技术对3个阶段产生逐层递进的影响,最终增强高技术产业的创新效率。同样,杨水利等^[9]研究互联网通过研究直接影响和间接影响发现,技术研发能力和成果转化能力对高技术产业创新效率产生促进作用。二是基于区域创新视角,大多学者探讨互联网发展对区域创新的影响机制,并实证验证了互联网发展对区域创新效率存在线性、非线性、异质性等关系。例如,韩先锋等^[10]验证了互联网技术不仅能直接促进区域创新效率,还能从人力积累、金融发展和产业升级等方面间接对区域创新效率产生正向作用。三是基于绿色创新或环境创新视角,从互联网发展与环境污染相关研究来看,大多数学者认为互联网通过技术改革提高生产率和能源的使用效率,促使公众参与环境污染治理,减少政府与企业之间的信息不对称问题,加快环保产业智能化水平,实现企业节能减排,降低环境污染,提高企业的绿色创新发展水平。

关于环境规制与绿色创新效率的研究,国内外学者持有着不同的看法,根据研究结果主要分为四类。(1)环境规制与绿色创新效率呈正向积极关系。刘和旺等^[11]认为在短期内环境规制对技术创新没有明显的正向影响,但长期来看,环境规制会对技术创新起正向作用。在能源要素价格、利润率等多因素共同作用绿色创新效率时,姚西龙等^[12]发现环境规制对绿色创新效率的提升效果最明显。在FDI政策介入其中时,田红彬等^[13]发现合理的环境规制和科学的FDI政策能够共同促进绿色创新效率的提升。(2)环境规制与绿色创新效率呈负向抑制性。Brannlund^[14]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]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^[15]。尤济红等^[16]基于我国省份1998~2012年工业面板数据,验证了环境规制并不能显著地促进工业绿色创新技术进步。(3)环境规制与绿色创新效率存在非线性关系。刘章生等^[17]以环境规制强度为门槛变量,当超过一定门槛值时,随着环境规制强度的变化,环境规制对绿色创新效率存在非线性关系。罗艳等^[18]利用面板门槛模型实证分析了环境规制对绿色创新效率的作用机制,得出一致结论。(4)环境规制与绿色创新效率存在异质性。除了以上学者探究环境规制对绿色创新效率的线性、非线性关系之外,一些学者则就环境规制对绿色创新效率存在异质性影响进行了研究。例如,许慧等^[19]以二氧化碳排放量为门槛变量把全行业分为低碳行业和高碳行业,结果表明环境规制对不同行业的绿色创新效率存在异质性影响。刘明玉等^[20]通过研究不同类型环境规制对工业绿色创新效率的影响,得出不同类型环境规制对绿色创新效率具有差异性的结论。

综上所述,本文的边际贡献可能在于:第一,研究视角上。从已有的文献梳理来看,把互联网与创新效率、环境规制与创新效率、产业聚集与创新效率等两两进行研究的文献居多,鲜有学者将互联网发展与环境规制结合起来纳入同一个分析框架。本文从一个新视角来探究二者对绿色创新效率的影响机制,丰富了绿色创新效率相关研究内容。第二,研究对象上。目前大多学者将中国工业作为研究对象,针对整个工业面板数据进行分析,研究结论具有普遍性而缺乏针对性。本文将研究切入点转移至区域高技术产业上,在研究样本地区和研究产业上进行聚焦,相对来说更具代表性,能针对性地为区域高技术产业发展提供借鉴意义。另外,高技术产业作为工业领域中最具尖端技术的产业,是推动我国经济繁荣发展的领军产业。因此,选择高技术产业作为研究样本具有重要意义。

1 理论基础与研究假设

1.1 互联网发展与高技术产业绿色创新效率研究

随着信息技术时代的发展，互联网与经济社会各领域深度结合，对各产业的创新体系进行改革，特别是给高技术产业的创新活动和绿色发展带来了重要影响。首先，在创新活动方面，互联网作为企业进行信息化的一项基础要素资源对企业创新活动具有很重要的推动作用。在产品生产上，由于高技术产业产品的多样化、软件化，更新速度快，互联网技术在生产环节的应用，使生产流程更加顺畅，产品生产更加高效。在产品研发上，由于高技术产业具有知识、技术密集型等特点，对从业人员的知识水平和研发能力有很高的要求。互联网技术的融入，给技术研发人员进行产品创新活动提供了更多思路。互联网技术作为承载信息资源的传播工具，不仅给创新主体提供丰富的学习资源，同时也拓宽了创新主体除传统方式外的信息交流平台。另外，企业单独进行创新活动的成本是很高，在互联网技术的融合下，促使企业间进行合作，降低了创新主体的介入门槛，推动企业、高校、政府等机构合作形成产学研体系。其次，在从绿色发展方面，互联网与各行各业的充分融合发展，促使社会公共资源配置更加优化，达到节能减排的效果。特别是互联网技术在环保领域的应用，企业的污染行为更趋向透明化，提高了政府对企业污染行为的监督与管控，推动企业朝着绿色可持续发展道路前进。在互联网发展的作用下，其技术创新和绿色发展水平有很大的提升。基于此，提出本文的研究假设 1。

H1: 互联网发展可以促进高技术产业绿色创新效率的提升。

1.2 环境规制与高技术产业绿色创新效率研究

以往学者对环境规制影响绿色创新效率的研究主要分为两大理论基础。一类是以波特为代表的“创新补偿说”，另一类是“遵循成本说”。“波特假说”认为环境规制对技术水平提高产生促进作用，即合适的环境规制政策能够激励企业提高技术创新水平，通过这种手段来增加收益以弥补环境规制增加的成本^[22]。一些学者如李文鸿^[23]、韩先锋等^[24]通过实证研究得出提高环境规制治理水平能够提升绿色创新效率的结论，验证了“波特假说”。而 Gray^[25]和 Cropper^[26]并不认为环境规制有助于高技术产业绿色创新效率的提升，当企业的技术水平趋于稳定、资源配置恒定的条件下，环境规制的加强和政府监管力度的提高，逼迫企业改变原先用于生产的资金成本，扩大对污染治理的资金成本，削减了企业研发投入资金，阻碍了企业的技术创新活动。Jaffe 等^[27]认为这些因素存在都会使企业的生产配置达不到最优化，环境规制则表现为非效率常态而不能有效促使技术进步。本文更认同第二种说法——新古典经济学的“遵循成本说”^[28]。环境规制不能促使高技术产业绿色创新效率的提升。一般来说，当政府对环境规制提出更高标准的要求时，企业环境污染处理费用和处罚费用便会增多。当企业的营业外支出增加时，企业内部的支出就会压缩，用于产品研发投入就会削减，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，提出本文的研究假设 2。

H2: 环境规制强度增强会抑制高技术产业绿色创新效率的提升。

1.3 互联网发展与环境规制协同机制高技术产业绿色创新效率研究

近年来，随着“互联网+”战略的实施，互联网与各产业进行深度融合，推动着高技术产业进行着技术改革和产业升级。同时，也给人们的社会生活各方面带来了翻天覆地的变化，为社会环境治理工作带来新形式。

根据知识溢出理论，Castellacci^[29]研究了外部创新环境对技术创新和对产业竞争力的影响，研究结果显示，政策制定和制度安排将直接影响产业创新模式，而互联网技术有助于信息的公开共享，可以将政策法规和行业动态及时传递给企业，从而优化产业的创新环境。从创新视角来看，环境规制能直接影响产业创新模式，而互联网在其中起传递信息作用，二者形成合力，共同优化产业的创新环境，为高技术产业的技术创新提供良好的创新环境。

从绿色发展水平的角度来看，在环境规制的实施过程中，由于企业的排污行为相对隐蔽，政府无法时刻对企业进行监督，加大了政府对企业排污行为监控的难度，仅仅依赖环境规制的约束力并不能有效地提高企业的绿色发展水平。在互联网技术的介入下，社会公众成为环境治理工作的重要推手，也弥补了政府不能及时监督的不足。互联网为环境规制的实施创造了一个网

络化和智能化的治理环境^[30],为社会公众提供一个全民共同参与监督的平台。在互联网技术的应用下,为政府及社会参与环境治理活动提供了许多便利之处。网络平台的监督面向社会公民,与政府监督管控不同,能够有效地减少政府对企业污染环境的行为存在监督不到位的问题^[31]。社会公众借助互联网传播信息的及时性、无界性以及广泛性等特点,能够迅速及时地披露企业污染环境的行为,在一定程度上对企业污染行为起到约束作用^[32],所以说互联网在环境规制的实施过程中起到辅助作用。换言之,环境规制也推动着互联网技术的普及与覆盖。当政府意识到互联网对环境规制的实施效果形成重要的影响时,政府便会积极推进互联网技术的普及与发展,二者相辅相成,共同作用于高技术产业绿色创新发展水平的提升。因此,互联网发展和环境规制相结合对高技术产业绿色创新效率起正向影响。基于以上理论分析,提出本文的研究假设 3。

H3: 互联网发展和环境规制协同机制促进高技术产业绿色创新效率的提升。

2 研究设计

2.1 模型设计

2.1.1 Super-SBM 模型

数据包络分析法(DEA)即 Chanes 等学者于 1978 年提出的线性非参数规划方法。由于传统 DEA 模型存在径向和角度问题,导致测算结果不准确。于是 Tone 基于松弛测量方法(Slack-Based Measure, SBM)提出了包含非期望产出的 SBM-Undesirable 模型,但是该模型在进行测算时,因出现多个效率值为 1 的结果而不能对这些决策单元进行排序。于是 Tone 在 2002 年提出了 Super-SBM 模型^[33],该模型对上述问题进行了修正。基于此,设计以下高技术产业绿色创新效率的评价模型:

$$\text{s. t. } \begin{cases} \sum_{k=1}^K z_k^t y_{it}^k - s_i^t = y_{it}^{k^*}, & t = 1, \dots, T \\ \sum_{k=1}^K z_k^q b_{iq}^k + s_q^k = b_{iq}^{k^*}, & q = 1, \dots, Q \\ \sum_{k=1}^K z_k^n x_{ir}^k + s_r^x = x_{ir}^{k^*}, & n = 1, \dots, N \\ z_k^t \geq 0, s_i^t \geq 0, s_q^k \geq 0, s_r^x \geq 0, \\ k = 1, \dots, K \end{cases} \quad (1)$$

上述模型中,决策单元 r 为 110,一个决策单元有 R 种投入、 T 种期望产出和 Q 种非期望产出, ρ^* 即测算出的长江经济带各省市 2009~2018 年的高技术产业绿色创新效率值。

2.1.2 实证模型

本文构建 2009~2018 年长江经济带 11 个省(市)的面板数据,在已有的互联网发展、环境规制和其他控制变量以外,引入互联网发展综合指数与环境规制的交互项,构建考虑地区效应和时间效应的双向固定效应模型,探讨互联网发展、环境规制对高技术产业绿色创新效率的影响作用,模型如下:

$$GIE_{it} = \beta_0 + \beta_1 inet_{it} + \beta_2 lnenv_{it} + \beta_3 inet_{it} \times lnenv_{it} + \beta_4 X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

式中:下标 it 表示 i 省第 t 年; $HGIE_{it}$ 是被解释变量,本文采用 Super-SBM 模型测算 $HGIE$; $inet_{it}$ 表示互联网发展水平;

$envit$ 表示环境规制的强度; $inetit \times envit$ 是互联网发展水平和环境规制的交互项; X_{it} 表示其他控制变量, 包括城镇水平 (urb)、高技术产业研发投入强度 (res)、政府支持力度 (gov)、人力资本 (hum) 和产业结构 (is); μ_i 表示地区固定效应; λ_t 表示时间固定效应; ε_{it} 为其他随机误差项。 β_3 为本文的核心估计参数, 用来衡量互联网发展能否和环境规制共同提升高技术产业绿色创新效率。如果系数显著为正, 则说明互联网发展水平和环境规制协同提升 HGIE; 反之, 如果系数显著为负, 则说明互联网发展不能与环境规制共同作用来提升 HGIE。

2.2 变量设置与数据处理

2.2.1 被解释变量

高技术产业的绿色创新效率 (HGIE)。本文使用考虑非期望产出的 Super-SBM 模型测算长江经济带各省市的高技术产业绿色创新效率。从投入、期望产出和非期望产出三个维度设计高技术产业绿色创新效率的评价指标体系。投入指标包括人员投入和资金投入, 本文借鉴当前学术界的研究成果, 使用高技术产业的 R&D 人员全时当量和 R&D 经费内部支出两个指标来衡量一个地区的创新发展水平。除此之外, 选取能源消耗量指标来表示绿色技术创新的能源消耗。产出指标包含期望产出和非期望产出。其中, 期望产出指标主要包括专利申请数、新产品开发项目数和新产品销售收入, 这三项指标能很好地反映各省市高技术产业的绿色创新研发成果及其带来的经济效益; 另外, 由于高技术产业的二氧化硫排放量相关数据难以收集和统计, 本文以各省市工业二氧化硫总排放量作为非期望产出的代理指标。

2.2.2 核心解释变量

互联网发展水平综合指数 (Inet)。借鉴韩先锋等学者构建的互联网发展水平的测量体系, 本文用互联网普及、应用、基础设施及发展环境等 4 个维度衡量互联网发展水平。选取数据范围与上文一致, 为 2009~2018 年长江经济带各省市与互联网指标相关的面板数据。本文采用主成分分析方法对下属指标进行赋权, 首先, 对原始数据进行标准化处理。全部数据通过了 Bartlett 球形检验和 KMO 检验, 说明指标之间具有相关性, 适合用主成分分析方法进行赋权。其次, 通过主成分分析得出 X_1 和 X_2 的方差累计贡献率达到 80% 以上, 表明这两个成分提取了指标体系 80% 以上的信息量。最后, 根据公式计算综合指数, 所求结果即为长江经济带各省市“互联网发展水平综合指数”。

表 1 互联网发展水平综合指数测量体系

指标类型	变量名称	变量解释
互联网普及	X_1 : 各省网民普及率	衡量各省市互联网的普及程度
互联网基础设施	X_2 : IPv4 地址占比 (%) X_2	描述各省 IP 地址资源的分配情况
	X_3 : 长途光缆线路长度 (km)	体现各省光纤设施的基础建设水平
	X_4 : 互联网接入端口数 (万个)	代表各省互联网接入设备的基础建设水平
互联网应用	X_5 : 快递业务总量 (万件)	描述各省网购产业的发展情况

互联网发展环境	X6:人均 GDP(元)	表示各省的经济发展水平
	X7:城镇居民人均可支配收入(元)	体现居民消费水平
	X8: R& D 投入占 GDP 比重(%)	描述各省科技创新水平

环境规制(env)。现有文献对环境规制的测量方式因学者研究目的不同其采用的方法也不尽相同,总结以往学者的研究,主要测算方法分为两类。一是单一指标法,从环境污染产出视角着手,Cole^[34]、Domazilcky^[35]和沈能等^[36]以污染排放量或污染排放强度度量环境规制;原毅军、谢荣辉和张成等^[37]从环境保护投入视角入手,用环境污染治理投资额或者工业污染投资总额与主营业务成本的比值来衡量环境规制;Ben Kheder 等^[38]从能源消耗视角出发,提出以 GDP / 能源消费来测算环境规制。二是综合指标法,例如李斌等^[39]利用工业三废中的废水达标率、废气二氧化硫去除率和工业固体废弃物综合利用率构建环境综合指标。本文借鉴 Ben Kheder 的方法,它的优点在于能够度量政府针对环境的一系列规则和条款的真正影响效果。以 GDP / 能源消费量度量环境规制强度,因其数值量级过大,在原始数据基础上取对数。

2.2.3 控制变量

为了更加准确地反映互联网发展、环境规制和高技术产业绿色创新效率三者之间的关系。出于稳健性考虑,本文还设置了一些其他变量。①城镇化水平(urb),使用城镇人口占地区人口总数比值度量;②研发投入强度(res),用高技术产业的 R&D 投入与地区 GDP 的比重来表示;③政府支持力度(gov),以地方财政支出占地区 GDP 水平的比值反映;④人力资本(hum),采用普通高等学校在校学生数与城市总人口比值表示。⑤产业结构(is),用第二产业增加值与 GDP 的比重来衡量省市的产业结构。

2.2.4 数据来源

本文以 2009~2018 年长江经济带 11 各省市为研究对象,鉴于数据的连续性和完整性,将面板数据的研究时段设置为 2009~2018 年,本文研究的所有数据均来源于历年的《中国统计年鉴》《中国科技统计年鉴》《中国环境统计年鉴》及《高技术产业统计年鉴》。关于互联网相关指标来自各期的《中国互联网发展研究报告》。对于个别年份个别省(市)的缺失值,使用均值法进行插补,各变量的描述性统计如下表 2。

表 2 变量描述性统计

变量类型	变量	变量含义	均值	标准误	最小值	最大值
被解释变量	HGIE	高技术产业绿色创新效率	0.624	0.311	0.168	1.339
	Inet	互联网综合指数	0.351	0.123	0.046	0.650

核心解释变量	Lnenv	环境规制	9.633	0.384	8.536	10.284
控制变量	Urb	城镇化水平	0.543	0.135	0.299	0.893
	Res	研发投入强度	0.002 4	0.001 4	0.000 2	0.005 4
	Gov	政府支持力度	0.221	0.070	0.116	0.409
	Hum	人力资本	0.013 2	0.010 5	0.000 7	0.043 1
	Is	产业结构	0.443	0.055	0.287	0.547

3 实证分析

3.1 高技术产业绿色创新效率的测算

使用 Matlab 软件采用 Super-SBM 模型对长江经济带 11 个省市 10 年的高技术产业绿色创新效率进行测算，将不同省市不同年份作为一个决策单元，决策单元的个数为 110。具体测算结果如下表 3。

由表 2 可以看出，在测算期 2009~2018 年，长江经济带高技术产业绿色创新效率的综合平均值由 0.321 增至 0.887，绿色创新效率水平呈现逐年上升趋势，但是绿色创新整体效率值还未突破 1，表明高技术产业绿色创新发展水平还有较大的上升空间。从各个省市均值看，安徽、重庆、江苏的高技术产业绿色创新发展水平处于领先地位，均值达到 0.85 以上，其中安徽省最高，平均值达到 0.915；四川、上海、浙江处于中等水平，平均值在 0.65 左右；江西、湖南次之，平均值在 0.5 以上；云南、贵州和湖北相较落后，其中贵州的绿色创新效率值为 0.266，位居最后。从地域分布来看，长江经济带上游区域绿色创新效率水平最低，处于低等水平，中游地区处于中等水平，而下游地区的绿色创新效率最高。

表 3 2009~2018 年长江经济带高技术产业绿色创新效率值

年 份	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	均值

云 南	0.212	1.061	0.204	0.186	0.223	0.204	0.212	0.377	0.313	0.324	0.332
贵 州	0.292	0.180	0.277	0.185	0.205	0.173	0.279	0.325	0.372	0.373	0.266
四 川	0.168	1.039	1.291	1.035	0.636	0.471	0.597	0.681	0.611	0.629	0.716
重 庆	0.387	1.053	1.023	0.512	0.635	1.156	0.730	1.107	0.927	1.028	0.856
湖 北	0.262	0.390	0.314	0.284	0.270	0.308	0.448	0.496	0.647	1.070	0.449
湖 南	0.193	1.050	0.420	0.511	0.446	0.438	0.417	0.602	0.500	0.752	0.533
安 徽	0.670	1.034	0.766	1.012	1.004	0.788	0.810	1.017	1.025	1.022	0.915
江 西	0.202	0.312	0.311	0.433	0.350	0.442	0.556	1.016	1.062	1.057	0.574
江 苏	0.420	1.018	0.749	0.735	0.680	0.798	1.076	1.020	1.025	1.051	0.857

上海	0.451	0.644	0.637	0.575	0.495	0.542	0.578	0.686	0.754	1.339	0.670
浙江	0.275	0.736	0.633	0.675	0.526	0.654	0.715	0.743	0.904	1.116	0.698
均值	0.321	0.774	0.602	0.558	0.497	0.543	0.583	0.734	0.740	0.887	0.624

3.2 互联网发展、环境规制对绿色创新效率的影响机制研究

通过分析变量间的相关系数，HGIE 与互联网发展及环境规制、城镇化水平、研发投入强度、人力资本及产业结构呈明显的正相关关系，与政府支持力度呈负相关关系，大部分相关系数小于 0.5。另外，本文还测算了 VIF 值，VIF 均值小于 10，这说明各变量间不存在多重共线性，因此可以用于回归分析中。由于没有控制时间、地区等其他因素，呈现的变量相关性系数不能反映变量间真实的关系，HGIE 与变量之间的关系还需要进一步讨论。

3.2.1 双向固定效应模型分析结果

本文运用计量模型中建立的双向固定效应模型，探讨互联网发展、环境规制及互联网发展与环境规制的交互项对长江经济带高技术产业绿色创新效率的作用，回归估计结果如下表。在表 4 中，模型(1)表示的是仅控制地区固定效应时互联网发展对 HGIE 的估计结果；模型(2)是在模型(1)的基础上加入控制变量的估计结果；模型(3)是在模型(2)的基础上加入环境规制的估计结果；模型(4)是在模型(3)的基础上加入互联网发展与环境规制的交互项时的估计结果；模型(5)是在模型(4)的基础上加入控制时间固定效应的估计结果，即为本文研究的双向固定效应模型。本文根据上表的各个模型的回归结果分析，得出互联网发展(Inet)和环境规制(Env)对高技术产业绿色创新效率的作用(HGIE)。

表 4 互联网发展、环境规制与 HGIE:双向固定效应回归结果分析

变量	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)
inet	1.363***	2.078***	1.890***	-23.938***	-16.650***

	(0. 283)	(0. 673)	(0. 681)	(5. 445)	(6. 338)
env			0. 168	-0. 911***	-0. 721**
			(0. 115)	(0. 249)	(0. 281)
inet×env				2. 724***	1. 897***
				(0. 571)	(0. 665)
urb		0. 297	-0. 184	2. 454**	0. 902
		(1. 153)	(1. 192)	(1. 206)	(1. 388)
res		150. 591*	153. 749	27. 545	47. 542
		(83. 837)	(83. 350)	(79. 473)	(78. 004)
gov		-0. 846	-0. 854	-1. 994	-1. 133
		(1. 498)	(1. 490)	(1. 360)	(1. 505)
lnhum		-0. 553***	-0. 560***	-0. 472***	-0. 361**
		(0. 164)	(0. 163)	(0. 148)	(0. 144)
is		0. 937	1. 435	2. 826***	2. 264*
		(1. 070)	(1. 116)	(1. 045)	(1. 322)

地区固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	不控制	不控制	不控制	不控制	控制
常数项	0.145	-3.446**	-5.006***	4.073	3.639
	(0.102)	(1.415)	(1.763)	(2.476)	(2.800)
样本数	110	110	110	110	110
R2	0.161	0.319	0.335	0.412	0.579

注：***表示 $p < 0.01$, ** 表示 $p < 0.05$, * 表示 $p < 0.1$ 。

从模型(1)~(3)的回归结果来看,互联网发展对HGIE的估计系数为正,其系数分别为1.363、2.078和1.890,且在1%水平上是显著的,这说明互联网发展水平的提高是能够促进高技术产业绿色创新效率的提升,验证了本文的研究假设H1。互联网技术的发展既推动企业创新活动的进行,又有助于公众和政府对环境问题的监督。

从模型(4)~(5)的回归结果来看,环境规制对HGIE的估计系数均为负,其系数分别是-0.911和-0.721,且分别在1%和5%水平下显著,这说明环境规制强度的提升会抑制高技术产业绿色创新效率(HGIE)的提升,验证了本文研究假设H2,即支持了“遵循成本说”。

互联网发展综合指数与环境规制的交互项 $inet \times env$ 的估计系数分别为2.724、1.897,在1%水平上显著。这说明互联网发展与环境规制的共同作用促进高技术产业绿色创新效率,验证了本文的核心研究假设H3。互联网技术为公众参与治理环境提供了一个透明广阔的平台,为公众曝光企业污染环境行为提供更快速便捷的通道,帮助政府高效地实施监督行为,减少了政府对企业进行把控监督的成本,提高政府的监管力度。一方面,政府意识到互联网技术的普及能够减少政府与污染企业之间的信息不对称问题,于是政府会不断推动互联网的发展。另一方面,在互联网技术的作用下,公众积极参与举报污染环境企业,促使政府颁布更多规章制度来整治环境污染。总之,互联网发展和环境规制相互促进,二者共同作用能提升高技术产业的绿色创新效率。根据模型(5)中,环境规制对HGIE的边际效应 $= -0.721 + 1.897 \times inet$,其中互联网的均值为0.351,说明互联网的发展抵消了环境规制对HGIE的部分抑制作用,总体上说环境规制的边际效应还是负值,表明互联网技术提高依旧改变不了环境规制对HGIE起抑制作用。

从控制变量的估计结果来看,城镇化水平对HGIE的系数为正,但是不显著。高技术产业的研发内部支出对HGIE的估计系

数为正，但是不显著，可能的原因在于我国高技术产业起步较晚，高技术产业企业的内部资金有限，用于研发投入的比例太小。政府支持力度对 HGIE 的估计系数为负值，且不显著，这可能是因为地方财政支出用途范围广泛，用于对高技术产业科技投入和环境保护支出的部分所在比例微小，对 HGIE 的作用有限。人力资本对 HGIE 的估计系数为负值，在 5%的水平下是显著的，这说明人力资本水平的提高也不会促进 HGIE 的提升，这可能与人力资本的培养方向有关。产业结构对于 HGIE 的估计系数为正，在 10%的作用水平下显著，说明第二产业的结构升级调整对于 HGIE 有一定的推动作用。

3.2.2 稳健性检验

为了保证本文结论的说服力，本文使用缩小样本数据的方法进行验证。在我国的省级行政单位中，4 个直辖市相比于其他省份来说，拥有更高的发展自主权，汇集了大量的外商直接投资、人力资本、科技创新和政策优惠等优质资源，形成资本雄厚的物质基础，其绿色创新发展水平明显高于其他省份。本文研究的区域主要为长江经济带，其中上海市和重庆市两个直辖市的存在可能会对本文的估计结果产生一定程度的干扰，所以，本文在删除这两个直辖市的数据后，以剩余 9 个省份作为研究对象，对样本进行重新估计，模型 (6)~(10)的做法参照上文模型 (1)~(5), 新的回归分析结果如表 5 所示。核心解释变量互联网发展与环境规制的交互项 $inet \times lnenv$ 的估计系数为 2.322, 且在 1%的水平上是显著的，表明前文的估计结果是稳健的。

表 5 互联网发展、环境规制与 HGIE:稳健性检验

变量	模型 (6)	模型 (7)	模型 (8)	模型 (9)	模型 (10)
inet	1.305***	1.871**	1.866**	-24.172***	-20.325***
	(0.299)	(0.734)	(0.743)	(5.944)	(7.080)
env			0.009	-0.956***	-0.874***
			(0.131)	(0.248)	(0.285)
inet×env				2.756***	2.322***

				(0.625)	(0.746)
urb		0.727*	0.685	2.421*	1.491
		(1.400)	(1.534)	(1.428)	(1.931)
res		216.403**	215.624**	41.709	53.980
		(89.188)	(90.500)	(90.074)	(98.799)
gov		-1.023	-1.007	-1.649	-1.199
		(1.824)	(1.851)	(1.662)	(1.787)
lnhum		-0.735***	-0.733***	-0.548***	-0.450**
		(0.175)	(0.178)	(0.165)	(0.173)
is		1.162	1.176	2.557**	1.170
		(1.270)	(1.295)	(1.201)	(1.477)
地区固定效应	控制	控制	控制	控制	控制

时间固定效应	不控制	不控制	不控制	不控制	控制
常数项	0.164	-4.655***	-4.720***	4.241	4.819
	(0.101)	(1.622)	(1.884)	(2.641)	(3.066)
样本数	90	90	90	90	90
R ²	0.192	0.384	0.385	0.514	0.617

注：***表示 $p < 0.01$, ** 表示 $p < 0.05$, * 表示 $p < 0.1$.

4 结论与启示

4.1 结论

本文以长江经济带地区 11 个省市为研究对象，基于 Super-SBM 模型对各省市的高技术产业绿色创新效率进行测算。在双向固定效应的模型下，探讨互联网发展、环境规制及互联网发展与环境规制交互项对高技术产业绿色创新效率的影响作用，得出以下结论：(1)在测算期 2009~2018 年，长江经济带高技术产业绿色创新效率的综合平均值由 0.321 增至 0.887, 绿色创新效率水平呈现逐年上升趋势，但是绿色创新整体效率值还未突破 1, 表明长江经济带高技术产业绿色创新发展水平还有较大的上升空间。(2)在只考虑地区效应，不加入环境规制变量条件下，互联网发展能够促进高技术产业绿色创新效率；在考虑地区效应和时间效应时，环境规制对高技术产业绿色创新效率呈现出抑制作用，即验证了“遵循成本假说”。(3)在双向固定效应模型下，互联网发展和环境规制的交互项系数为正，说明互联网发展和环境规制的协同作用促进长江经济带高技术产业绿色创新效率的提升。

4.2 政策建议

根据实证分析的结果，提出以下政策建议：(1)充分利用互联网发展对高技术产业绿色创新发展的推动作用。高技术企业作为创新主体本身，需要充分利用互联网技术进行技术改革和产业创新，优化改进生产工艺，减少能源损耗和环境污染，进而提高整个高技术产业的绿色创新发展水平。(2)采取合理的差异化环境规制政策。根据上文环境规制与长江经济带区域高技术产业

绿色创新效率呈现负相关的结论。基于此,为了减少环境规制对企业创新活动的抑制作用,建议适当调整环境规制的实施强度。对于经济水平落后地区采取低强度的环境规制政策,对经济水平高的地区采取高强度环境规制政策。采取差异化的环境规制政策既考虑到长江经济带中上下游地区发展水平的差异,又有利于各省市和区域高技术产业绿色创新发展水平的均衡发展。(3)政府应该重视互联网技术在环境治理中的重要性,努力推进互联网基础设施的建设,鼓励社会公众积极参与环境治理工作,最大化发挥互联网技术与环境规制协同机制对高技术产业绿色创新效率的提升作用,促使长江经济带高技术产业绿色创新发展水平的提高。

参考文献

- [1] 王文娜,刘戒骄,张祝凯.研发互联网化、融资约束与制造业企业技术创新[J].经济管理,2020(9).WANG W N,LIU J J,ZHANG Z K.Research and development of the Internet,financing constraints and technological innovation of manufacturing enterprises[J].Business and Management Journal,2020(9).
- [2] 顾国达,李金城,张洪胜.信息化能否增进一国高技术产业的比较优势?——基于 1995-2011 年 39 国信息化和附加值贸易数据的实证研究[J].浙江大学学报(人文社会科学版),2017,47(3):202-216.GU G D,LI J C,ZHANG H S.Can informatization enhance the comparative advantage of a country's high-tech industry?:Is based on an empirical study of information and value-added trade data of 39 countries from 1995-2011 [J].Journal of Zhejiang University (Humanities and Social Sciences),2017,47(3):202-216.
- [3] KAFUROS M. I. The impact of the Internet on R&D efficiency:Theory and evidence[J].Technovation,2006,26(7):827-835.
- [4] WU L. Y. Entrepreneurial resources, dynamic capabilities and start-up performance of Taiwan's high-tech firms[J]. Journal of Business Research, 2007, 60(5):549-555.
- [5] 李时椿. 信息化推进我国制造业的新型工业化[J]. 科技管理研究, 2007(4):45-46, 49.LI S C. Information technology promotes the new industrialization of China's manufacturing industry[J]. Sciences and Technology Management Research, 2007(4):45-46, 49.
- [6] 徐德英,韩伯棠. 电商模式下区域创新绩效及空间溢出效应研究[J]. 科研管理, 2016, 37(11):107-118. XU D Y, HAN B T. Research on regional innovation performance and spatial spillover effect under e-commerce mode [J]. Science Research Management, 2016, 37(11):107-118.
- [7] 张美晨. 互联网普及对中国高技术产业的影响研究[D]. 北京交通大学, 2017. ZHANG M C. Research on the Impact of Internet Popularization on China's High-tech Industry [D]. Beijing Jiaotong University, 2017.
- [8] 周宇,惠宁,陈锦强. 互联网促进高技术产业创新效率提升研究[J]. 北京工业大学学报(社会科学版),2021,21(6):102-115. ZHOU Y, HUI N, CHENG J Q. Research on Internet Promoting innovation efficiency in high-tech industries[J]. Journal of Beijing University of Technology(Social Science Edition), 2021, 21(6):102-115.
- [9] 杨水利,李雷. 互联网发展与创新效率提升——来自中国高技术产业的经验证据[J]. 运筹与管理, 2021, 30(3):190-198. YANG S L, LI L. Internet development and innovation efficiency improvement: Empirical evidence from the high-tech industries in China [J]. Operation Research and Management Sciences, 2021, 30(3):190-198.

-
- [10] 韩先锋, 宋文飞, 李勃昕. 互联网能成为中国区域创新效率提升的新动能吗[J]. 中国工业经济, 2019(7):119-136. HANG X F, SONG W F, LI B X. Can the Internet become a new driving force for improving regional innovation efficiency in China [J]. China Industrial Economic, 2019(7):119-136.
- [11] 刘和旺, 刘波涛, 郑世林. 环境规制与产业转型升级: 基于“十一五”减排政策 DID 检验[J]. 中国软科学, 2019(5):40-52. LIU H W, LIU B T, ZHENG S L. Environmental regulation and industrial transformation and upgrading: DID test based on the eleventh Five-Year plan emission reduction policy [J]. China Soft Science, 2019(5):40-52.
- [12] 姚西龙, 王文熹, 刘佳. 能源要素价格、环境规制强度与工业绿色创新效率的关系研究[J]. 价格理论与实践, 2014(10):40-42. YAO X L, WANG W X, LIU J. Research on the relationship between energy factor price: Environmental regulation strength and industrial green innovation efficiency [J]. Price: Theory & Practice, 2014(10):40-42.
- [13] 田红彬, 郝雯雯. FDI、环境规制与绿色创新效率[J]. 中国软科学, 2020(8):174-183. TIAN H B, HAO W W. FDI, Environmental regulation and green innovation efficiency [J]. China Soft Science, 2020(8):174-183.
- [14] BRANNLUND R, CHUNG Y, FARE R, et al. Emissions Trading and Profitability: The Swedish Pulp and Paper Industry[R]. REPEC Working Papers, 1995, NO. 9506001.
- [15] 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. LEI M, YU X W. Local financial expenditure, environmental regulation and China's low-carbon economic transformation [J]. Economic Science, 2013(5):47-61.
- [16] 尤济红, 王鹏. 环境规制能否促进 R&D 偏向于绿色技术研发?——基于中国工业部门的实证研究[J]. 经济评论, 2016(3):26-38. YOU J H, WANG P. Can environmental regulation promote R&D towards green technology development?: Based on the empirical research in the Chinese industrial sector [J]. Economic Review, 2016(3):26-38.
- [17] 刘章生, 宋德勇, 刘桂海. 环境规制对制造业绿色技术创新能力的门槛效应[J]. 商业研究, 2018(4):111-119. LIU Z S, SONG D Y, LIU J H. Threshold effect of environmental regulation on the green technology innovation ability of manufacturing industry [J]. Commercial Research, 2018(4):111-119.
- [18] 罗艳, 陈平. 环境规制对中国工业绿色创新效率改善的门槛效应研究[J]. 东北大学学报(社会科学版), 2018, 20(2):147-154. LUO Y, CHENG P. Study on the threshold effect of environmental regulation on industrial green innovation efficiency improvement in China [J]. Journal of Northeastern University (Social Science), 2018, 20(2):147-154.
- [19] 许慧, 李国英. 环境规制对绿色创新效率的影响研究[J]. 财经问题研究, 2018(9):52-58. XU H, LI G Y. Study on the impact of environmental regulation on green innovation efficiency [J]. Research on Financial and Economic Issues, 2018(9):52-58.
- [20] 刘明玉, 袁宝龙. 环境规制与绿色创新效率的空间异质效应——基于长江经济带工业企业数据[J]. 财会月刊, 2018(24):144-153. LIU M Y, YUAN B L. Spatial heterogeneity effect of environmental regulation and green innovation efficiency: Based on the industrial enterprise data of the Yangtze River economic belt [J]. Finance and Accounting Monthly, 2018(24):144-153.

-
- [21] 程思佳. 环境规制、互联网普及率与绿色全要素生产率研究[D]. 南昌: 江西财经大学, 2020. CHENG S J. Research on environmental regulation, Internet penetration rate and green total factor productivity [D]. Nanchang: Jiangxi University of Finance and Economics, 2020.
- [22] PORTER M E. America' s Green Strategy[J]. Scientific of American, 1991, 264 (4) :168.
- [23] 李文鸿, 曹万林. FDI、环境规制与区域绿色创新效率[J]. 统计与决策, 2020(19):118-122. LI W H, CAO W L. FDI, Environmental regulation and regional green innovation efficiency [J]. Statistics&Decision, 2020(19):118-122.
- [24] 韩先锋, 惠宁, 宋文飞. 信息化能提高中国工业部门技术创新效率吗[J]. 中国工业经济, 2014(12):70-82. HAN X F, HUI N, SONG W F. Can informatization improve the efficiency of technological innovation in China' s industrial sector [J]. China Industrial Economics, 2014(12):70-82.
- [25] GRAY W. B. The cost of regulation: OSHA, EPA and the Productivity Slowdown [J]. American Economic Review, 1987, 77 (5) :998-1006.
- [26] CROPPER M L, OATE W E. Environmental economics: A survey[J]. Journal of Economic Literature, 1992, 30 (2) :675-740.
- [27] Jaffe A B, STAVING R N. Dynamic incentives of environmental regulations: The effects of alternative policy instruments on technology diffusion [J]. Journal of Environmental Economics and Management, 1995, 29 (3) :S43-S63.
- [28] DEAN T J, BROWN R L. Pollution regulation as a barrier to new firm entry: Initial evidence and implications for future research[J]. Academy of Management Journal, 1995, 38 (1) :288-303.
- [29] CASTELLACCI F. Innovation and the competitiveness of industries: Comparing the mainstream and the evolutionary approaches [J]. Technological Forecasting & Social Change, 2008, 75 (7) :984-1006.
- [30] 郭志达. 基于互联网推动环境污染治理变革的主要表现研究[J]. 环境科学与管理, 2017, 42 (2) :10-13. GUO Z D. Research on promoting the reform of environmental pollution control based on the Internet [J]. Environmental Science and Management, 2017, 42 (2) :10-13.
- [31] CRAVEN B M, MARSTON C L. Investor relations and corporate governance in large UK companies [J]. Corporate Governance An International Review, 1997, 5 (3) :137-151.
- [32] WYSOCKI P D. Discussion of ultimate ownership, income management, and legal and extra-legal institutions [J]. Journal of Accounting Research, 2004, 42 (2) :423-462.
- [33] TONE K. A slacks-based measure of super-efficiency in data envelopment analysis [J]. European journal of operational research, 2002, 143 (1) :32-41.
- [34] COLE M A, ELLIOTT R J R. Determining the trade-environment composition effect: The role of capital, labor and environment regulations[J]. Journal of Environmental Economics and Management, 2003(46) :363-383.

[35] DOMAZLICKY B R,WEBER W L.Does environmental protection lead to slower productivity growth in the chemical industry [J].Environmental and Resource Economics,2004,28(3) :301-324.

[36] 沈能. 环境效率、行业异质性与最优规制强度——中国工业行业面板数据的非线性检验[J]. 中国工业经济, 2012(3):56-68. SHENG N.Environmental efficiency, industry heterogeneity and optimum regulatory intensity:Nonlinear test of industrial industry panel data in China [J].China Industrial Economics,2012(3):56-68.

[37] 张成, 陆旸, 郭路, 等. 环境规制强度和生产技术进步[J]. 经济研究, 2011(2):113-124. ZHANG C,LU Y,GUO L.Environmental regulation intensity and production technology progress [J].Economic Research Journal,2011(2):113-124.

[38] BEN KHEDER S,ZUGRAVUSOILITA N.The pollution haven hypothesis:A geographic economy model in a comparative study[R].Working Papers,2008.

[39] 李斌, 彭星, 欧阳铭珂. 环境规制、绿色全要素生产率与中国工业发展方式转变——基于 36 个工业行业数据的实证研究[J]. 中国工业经济, 2013(4):56-68. LI B,PENG X,OU Y M K.Environmental regulation,green total factor productivity and the transformation of China' s industrial development mode:Empirical study based on data from 36 industrial industries [J].China Industrial Economics,2013(4):56-68.