

DOI:10.3876/j.issn.1671-4970.2025.06.012

新型信息基础设施建设能促进工业绿色转型吗? ——来自长三角城市的经验证据

梁 中¹, 叶秋蓉²

(1. 安徽财经大学工商管理学院; 2. 南京信息工程大学商学院)

摘要:新型信息基础设施普遍被视为工业数智化与绿色化融合发展的关键支撑,但因其建设运营本身所固有的高耗能属性,也可能对工业绿色转型进程形成一种新的潜在制约。基于长三角地区 41 个地级市 2012—2022 年面板数据,采用时空双向固定效应的空间杜宾模型,从非线性视角实证检验新型信息基础设施建设对工业绿色转型的影响及作用机制。研究发现:第一,新型信息基础设施建设对工业绿色转型具有倒 U 形非线性影响关系,其中上海、杭州等数据中心密集地的新型信息基础设施建设水平已跨过拐点,对工业绿色转型开始由促进转为抑制。第二,新型信息基础设施建设对工业绿色转型的非线性影响具有较强的空间溢出效应,即本地新型信息基础设施建设对地理邻近或经济相似的其他城市工业绿色转型也具有先促进后抑制的非线性影响。第三,异质性分析表明,数字经济基础相对薄弱城市的新型信息基础设施建设对工业绿色转型的促进作用更强,高工业竞争力城市比低工业竞争力城市更能有效地利用新型信息基础设施建设助推工业绿色转型。在此基础上,从构建高水平绿色信息基建体系、提升新型信息基础设施的区域集成应用效能与绿色驱动力及因地制宜把握新型信息基建的力度和节奏等方面提出了政策建议。

关键词:新质生产力;新型信息基础设施;工业绿色转型;绿色技术创新;倒 U 形;空间效应

一、引言

党的二十届四中全会提出要“建设现代化产业体系,巩固壮大实体经济根基”,并要“坚持智能化、绿色化、融合化方向”^[1]。《中共中央关于制定国民经济和社会发展第十五个五年规划的建议》则强调要“促进制造业数智化转型,发展智能制造、绿色制造、服务型制造”^[2]。作为数实融合的先决条件,新型信息基础设施建设能够有效促进企业间、产业间、区域间资源

要素的自由流动与最优配置,改变传统工业架构并构建新型生产制造和服务体系。然而,由于新型信息基础设施建设与运营本身也具有高耗能属性,其能源消耗和碳排放的“锁定效应”可能引致“负能”效果,即会对工业绿色转型形成潜在制约^[3]。因此,在加快推动新型信息基础设施建设和经济社会发展全面绿色转型的重要阶段,如何科学认识并准确把握新型信息基础设施对工业绿色转型的影响效应,厘清其内在作用机制,已成为学界和政府关注的焦点。

引用本文:梁中,叶秋蓉. 新型信息基础设施建设能促进工业绿色转型吗? ——来自长三角城市的经验证据[J]. 河海大学学报(哲学社会科学版), 2025, 27(6): 141-155.

基金项目:国家社会科学基金重点项目(25AJY010)

作者简介:梁中(1979—),男,教授,博士,主要从事绿色技术创新与产业政策研究。E-mail:liangzhong79@163.com

已有研究对新型信息基础设施在增强经济韧性、化解就业问题、激发创业活力等社会经济效应方面的重要作用具有基本共识,但对其生态环境效应的认识仍然存在争议。部分研究认为,新型信息基础设施建设能够显著降低主要环境污染物二氧化硫和二氧化碳的排放量^[4-5],对相邻地区节能减排效率的影响也具有显著的正空间溢出效应^[6]。但也有研究指出,尽管新型信息基础设施建设能够显著改善能源利用效率并拉动经济增长,但由于其能源密集属性及回弹效应的存在,也会导致社会能源消费总需求和碳排放总量的大幅上升,从而削弱或抵消提高能效对节能减排的有利影响^[7-8]。上述解释逻辑上的矛盾与争议,在研究新型信息基础设施对工业绿色转型的影响效应问题上同样存在,原因在于既有文献多侧重分析新型信息基础设施建设的单向绿色赋能作用,即主要关注新型信息基础设施与生态环境之间的线性影响关系,对新型信息基础设施建设本身的能源需求及触发的回弹效应所可能引致的非线性影响缺乏充分探讨。对此,本研究立足既有文献分析缺口,选择长三角地区41个城市为样本^①,重点探析新型信息基础设施建设对工业绿色转型的直接影响机制及空间影响效应,以期为相关政策的精准制定提供理论支持与参考依据。此次研究的边际贡献主要体现在3个方面:①现有研究虽围绕新型信息基础

设施建设的社会经济效应和生态环境效应进行了大量探讨,但缺少针对工业绿色转型的直接研究,本研究聚焦新型信息基础设施建设与工业绿色转型之间的关系,为进一步助推工业绿色转型发展提供了可靠的实证依据。②受新型信息基础设施自身高耗能特性的制约,其对工业绿色转型的影响可能并非单一的线性关系,因此通过引入新型信息基础设施建设二次项的方式,探寻新型信息基础设施建设与工业绿色转型之间潜在的非线性关系,从而弥补目前研究主要关注线性关系的不足,也能为更加科学地判断新型信息基础设施的绿色赋能作用提供理论借鉴。③已有研究多从空间独立视角对工业绿色转型的影响因素进行分析,然而由于区域之间存在着广泛而紧密的经济联系,相邻地区工业发展状况往往相互作用、相互影响,新型信息基础设施建设也可凭借外部性及外溢性特征对周边地区工业绿色转型产生间接影响,因此利用空间计量模型探讨地区间工业绿色转型的空间交互效应及新型信息基础设施建设对其产生的空间影响效应,从而为从空间角度促进工业绿色转型发展提供决策参考。

二、理论分析与研究假设

新型信息基础设施建设对工业绿色转型具有多重影响,可从直接效应、溢出效应和中介效应3个维度展开具体分析(图1)。

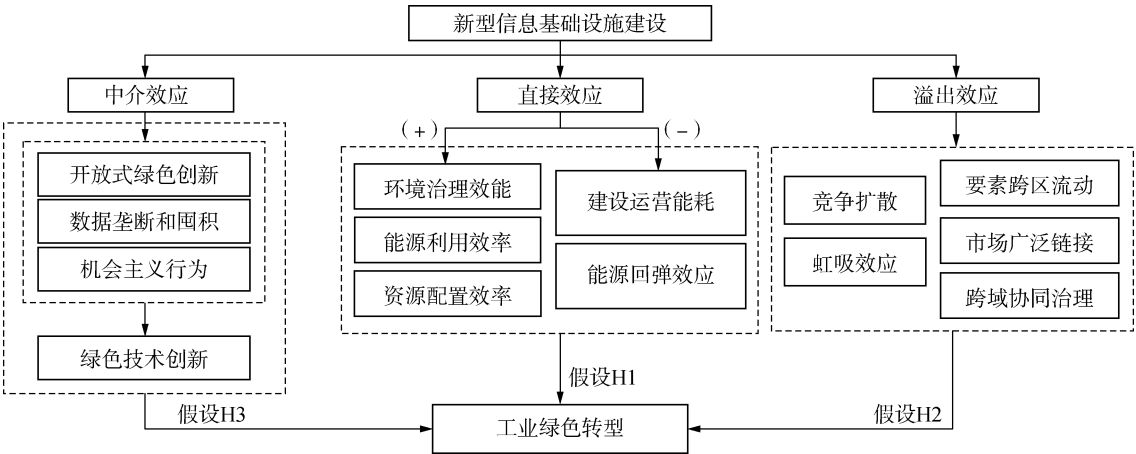


图1 理论模型

① 考虑到长三角地区新型信息基础设施建设水平和工业经济实力均位居全国前列,但同时也面临高耗能与高排放的严峻挑战,因此对该地区的研判具有典型性与代表性。

1. 新型信息基础设施对工业绿色转型的非线性影响

从绿色治理角度来看,新型信息基础设施不仅能够赋予政府更加系统的环境信息整合能力和高效科学的环境治理手段,也有助于提升环境信息透明度,拓宽环境监督渠道,降低公众参与绿色治理的门槛和成本^[9],从而全面提升工业绿色治理效能。与此同时,新型信息基础设施的不断完善还将引导绿色消费理念的深入传播,推动消费模式绿色化变革,从需求端促进产业的绿色化变迁^[10]。从工业运行角度来看,新型信息基础设施对工业企业的绿色化改造具有系统性促进效应,贯穿于研发设计、生产制造、经营管理、销售服务等各个环节:第一,新型信息基础设施的广泛应用可推动企业通过物联网与互联网实现人与人、人与物、物与物的高效互联,既增强了多地远程研发实验和异地协同设计的可操作性,也为攻克绿色研发瓶颈、突破绿色关键工艺提供了平台支撑^[11]。第二,新型信息基础设施建设不仅有利于信息、数据、知识等新型生产要素的采集、储存与分析,还能促进这些新型要素与资本、劳动、技术等传统要素的彼此融合和相互补充,改善传统要素的质量与产出效率^[12],进而推动生产模式绿色高效化变革。第三,新型信息基础设施具有显著的连通性和共享性特征,可全方位连接人、物、机,实现企业内部资源管理系统与业务生产系统的深度连接,为远程操作生产设备、实时监测生产过程、灵活调度生产资源提供了可能,这既加强了内部分工和专业化协作,也可降低非必要资源损耗。第四,新型信息基础设施建设有助于推动建立以消费者为中心的需求导向型绿色智能供应链^[13],实现对供应链碳足迹的精准定位和动态监测,更好地厘清行业碳排放的责任归属,并加速培育形成基于供应链的绿色低碳生态系统。

然而,新型信息基础设施对工业绿色转型并非完全是促进作用,这主要是由于:首先,鉴于新型信息基础设施的高耗能属性,其铺设和运转需要大规模稳定的电力支撑^[14],而我国的电力供应主要来自火电,算力发展还面临集约化水平不高、资源分配不均衡、缺少任务协同和资源共享机制等问题,导致算力需求总体呈爆

炸式增长趋势,整体能耗和碳排放问题日益突出,而新型信息基础设施的广泛建设会进一步加剧该问题,这对工业绿色转型和“双碳”目标实现均提出了巨大挑战。其次,虽然新型信息基础设施凭借强大的网络效应在短期内会形成绿色效益,但如果没有实现其他要素对能源要素的有效替代,反而会刺激能源消费的增长,甚至可能引发“回火效应”^[15]。最后,由于新型信息基础设施具有公共物品属性,过量的新型信息基础设施容易导致资产闲置和治理难度加大,从而影响新型信息基础设施的合理利用^[16]。因此,新型信息基础设施的大规模建设也有可能对工业绿色转型形成潜在制约。基于以上分析提出假设 H1:新型信息基础设施对工业绿色转型具有倒 U 形非线性影响。

2. 新型信息基础设施对工业绿色转型的空间溢出效应

相比于传统基础设施,新型信息基础设施不仅具备更广范围、更快速度的跨时空信息传播能力,而且有网络外部性、溢出性等特点^[17],因此,本地新型信息基础设施建设的绿色赋能作用也可能会对邻近地区产生溢出效应。首先,新型信息基础设施建设能够增强信息、资本和人才等要素在区域、行业和组织之间的流动性,促进绿色技术、产业创新形态和绿色转型经验的空间外溢与扩散,推动邻近地区利用知识网络革新传统工业发展范式及其组织管理方式。更重要的是,由于我国政府高度重视新型信息基础设施建设对工业领域数绿协同转型的赋能驱动作用,地区间政府可能存在“争上游”现象^[18],即新型信息基础设施建设在助推本地工业绿色转型的同时,还将通过示范效应和压力效应带动周边地区加快新型信息基础设施建设,从而呈现基于工业绿色化高质量发展的“竞争扩散”现象。其次,行政边界是隐形的市场壁垒,在长三角一体化发展大背景下,新型信息基础设施建设的发展和完善有助于打破地区市场分割,使得区域内工业产业联动性和空间集聚性得到增强,这既促成了资源的高效配置和市场的广泛链接,也实现了产业之间的优势互补和资源共享,为提高绿色产业链整合程度、打造高效集约的绿色产业集群提供了条件,有利

于推动形成新型信息基础设施共建共享、工业绿色协同转型的高质量发展模式。最后,作为数字政府发展的基础性支撑,新型信息基础设施有助于打破传统行政壁垒与治理边界,促进形成区域协作与属地管理相协调的工业治理新模式。但需要注意,由于新型信息基础设施的建设水平和利用能力存在地区差异,因此也可能带来“虹吸效应”^[19],即相关优势资源会从新型信息基础设施建设水平较弱的地区流向高水平地区,使处于劣势的邻地实现工业绿色转型更加困难,产生负向溢出效应。基于以上分析提出假设 H2:新型信息基础设施建设对工业绿色转型的影响具有空间溢出效应。

3. 新型信息基础设施影响工业绿色转型的中介效应

以绿色低碳为导向的技术创新是解决环境污染、促进工业绿色转型的关键。在当代技术发展趋势下,知识更新迭代速度与技术系统复杂性持续提升,产品生命周期不断缩短,这也导致工业企业独立进行绿色技术研发的难度与风险日益增加^[20]。一方面,以工业互联网、大数据中心等为代表的新型信息基础设施具有整体迭代、协同演进的典型特征^[16],不仅有助于加速新一代信息技术本身的创新迭代,还能拓宽创新主体范围、突破传统创新边界和创设成本风险共担机制,从而更有利于增进创新主体间的协同互动,并通过开放式创新实现绿色技术转移和成果转化推广^[21]。另一方面,由于不同企业数据驱动能力及数据赋能效应存在差异,部分企业尤其是数字平台企业可能存在恶意囤积和垄断数据问题,导致非竞争数据的低效使用,严重抑制其他企业和主体使用非竞争数据从事创新活动,从而抑制绿色技术创新^[22]。此外,虽然新型信息基础设施建设能够加快绿色创新知识和信息的广泛传播,强化创新溢出效应,但也可能引发知识窃取、“搭便车”等破坏创新的机会主义行为,造成恶性竞争和创新预期收益下降,降低原始绿色技术创新动力^[23-24]。基于以上分析提出假设 H3:新型信息基础设施建设不仅能够直接作用于工业绿色转型,还能通过影响绿色技术创新产生间接作用。

三、研究设计与数据来源

1. 研究方法

(1) 熵值法

为避免权重赋予时的主观性,在构建新型信息基础设施建设和工业绿色转型综合评价指标体系的基础上,采用客观赋权法中的熵值法计算各指标权重,并根据权重和标准化数值测算得出新型信息基础设施建设水平和工业绿色转型水平综合指数。

(2) 全局空间自相关分析

采用全局莫兰指数度量新型信息基础设施建设和工业绿色转型在整体上的空间关联程度,公式如下:

$$I = \frac{n \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \tag{1}$$

式中: I 为全局莫兰指数; n 为样本数量; i, j 为地区, $i, j=1, 2, \cdots, 41$; x_i, x_j 分别为城市 i 与 j 的观察值,即新型信息基础设施建设水平与工业绿色转型水平; $\bar{x}$ 为平均值; W_{ij} 为空间权重矩阵。

(3) 核密度估计法

为更加细致、直观地刻画相关变量的分布形态及演变特征,采用核密度估计对长三角地区新型信息基础设施建设和工业绿色转型的分布态势、极化趋势等特征进行深入分析。公式如下:

$$f(x) = \frac{1}{N h} \sum_{i=1}^N K\left(\frac{x - x_i}{h}\right) \tag{2}$$

式中: N 为观测值数量,这里为 41; x 为估计点, x_i 为样本点; $K(\cdot)$ 为核密度函数; h 为带宽。

(4) 空间计量模型

① 模型设定

根据前文分析,新型信息基础设施建设对工业绿色转型的影响可能存在空间溢出效应,若忽略其中的空间相关性问题,可能导致识别结果产生偏误,因此需采用空间计量模型进行实证分析。

根据空间项存在的不同形式,空间计量模型可分为空间自回归模型(SAR)、空间误差项

模型 (SEM) 以及空间杜宾模型 (SDM)。其中, SDM 模型由于同时考虑了解释变量和被解释变量的空间滞后相关性,因而相比其他模型具有独特优势,一定条件下还可转化为 SEM 模型和 SAR 模型,其表达式为:

$$Y_{it} = \alpha + \rho \sum_{j=1}^n W_{ij} Y_{jt} + \beta X_{it} + \theta \sum_{j=1}^n W_{ij} X_{jt} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

式中: i, j 为地区; t 为年份; α 为常数项; Y_{it}, Y_{jt} 为被解释变量的观测值; X_{it}, X_{jt} 为解释变量的观测值 (包括核心解释变量和控制变量); μ_i, ν_t 分别为空间固定效应和时间固定效应; ε_{it} 为随机误差项; ρ 为被解释变量的空间回归系数; β 为解释变量的回归系数; θ 为解释变量的空间交互项系数。当 $\theta=0, \rho \neq 0$ 时,SDM 模型会退化为 SAM 模型;当 $\theta+\rho\beta=0$ 时,SDM 模型会退化为 SEM 模型。

②空间权重矩阵

由于区域之间通常存在着广泛而紧密的经济联系,城市间的关联效应可能不仅来自地理位置,还来自彼此间的经济互动。因此,为更加

全面准确地了解新型信息基础设施建设对工业绿色转型影响的空间溢出效应,采用经济地理空间权重矩阵 ($W1$) 和反距离空间权重矩阵 ($W2$) 两种空间权重矩阵进行回归估计。

2. 变量测度与说明

(1)被解释变量

工业绿色转型 (IGT): 考虑到单一指标和数据包络分析难以反映工业绿色转型的全面多维属性,本研究依据工业绿色转型的理论内涵与表现特征^[25],结合工业绿色发展主要目标和任务,从经济效益、资源利用、减污降排、结构优化共 4 个维度构建更为符合国家绿色发展规划的工业绿色转型综合评价指标体系 (表 1)。

(2)解释变量

新型信息基础设施 (NII): 根据《关于推动新型信息基础设施协调发展有关事项的通知》中对新型信息基础设施的概念定义,借鉴已有研究并结合数据的可得性,从网络基础设施、算力基础设施及新技术设施共 3 个方面选取 6 个指标形成新型信息基础设施建设水平的指标体系 (表 1)。

表 1 工业绿色转型与新型信息基础设施建设评价体系

目标层	系统层	准则层	单位	属性	权重
工业绿色转型水平	经济效益	工业增加值增长率 (Y_1)	%	+	0.019 5
		规模以上工业企业营业收入利润率 (Y_2)	%	+	0.053 1
		规上工业企业成本费用利润率 (Y_3)	%	+	0.077 7
	资源利用	单位工业增加值电耗 (Y_4)	kW · h/万元	—	0.054 7
		单位工业增加值能耗以标准煤计 (Y_5)	t/万元	—	0.022 2
		单位工业增加值用水量 (Y_6)	m ³ /万元	—	0.029 1
		一般工业固体废物综合利用率 (Y_7)	%	+	0.025 1
		工业用水重复利用率 (Y_8)	%	+	0.070 6
		工业企业全员劳动生产率 (Y_9)	万元/人	+	0.272 5
	减污降排	单位工业增加值废水排放量 (Y_{10})	t/万元	—	0.024 8
		单位工业增加值二氧化硫排放量 (Y_{11})	t/亿元	—	0.026 9
		单位工业增加值一般工业固体废物产生量 (Y_{12})	t/万元	—	0.018 8
	结构优化	高技术产业主营业务收入占规模以上工业企业主营业务收入比重 (Y_{13})	%	+	0.257 4
		六大高耗能行业主营业务收入占规模以上工业企业主营业务收入比重 (Y_{14})	%	—	0.047 5
新型信息基础设施建设水平	网络基础设施	移动电话基站密度 (X_1)	个/km ²	+	0.251 6
		光缆密度 (X_2)	km/km ²	+	0.130 5
	算力基础设施	移动电话普及率 (X_3)	户/万人	+	0.072 6
		互联网普及率 (X_4)	户/万人	+	0.080 7
	新技术设施	计算机、通信和其他电子设备制造业 R&D 经费内部支出占规模以上工业企业的比重 (X_5)	%	+	0.231 9
		信息传输、软件和信息技术服务业从业人员占总就业人数的比 (X_6)	%	+	0.232 8

注:中高技术产业包括医药制造业、专用设备制造业、铁路、船舶、航空航天和其他运输设备制造业、电气机械及器材制造业、计算机通信和其他电子设备制造业,仪器仪表制造业。由于无法获取地区层面光缆线路长度和移动电话基站数量,因此根据各城市电信业务总收入占所属省份的比重,将省级层面的光缆线路长度和移动电话基站数量换算到城市层面,从而得到移动电耗基站密度和光缆密度以标准煤计。

(3)控制变量

工业绿色转型是一个复杂的系统性工程,除新型信息基础设施建设,其转型过程中还会受到诸多因素的影响。参考已有研究,选取以下指标作为控制变量:城镇化率(*Urban*)用城镇常住人口与常住总人口比重来衡量,政府支持(*Gov*)采用节能环保支出占地方财政总支出的比重表示,创新投入(*Inno*)用全社会研究与试验(*R&D*)经费支出占地区生产总值的比重衡量,人力资本水平(*Edu*)用普通高等学校在校学生数占常住人口的比重表示,产业结构(*Indus*)用第二、三产业增加值之比表示,人口密度(*Pop*)采用每平方公里常住人口数表示。

(4)中介变量

绿色技术创新采用绿色专利授权量和绿色专利申请量取对数后的值 *Gtec1*、*Gtec2* 表示。

3. 数据来源

根据《长江三角洲区域一体化发展规划纲要》,长三角地区包括江苏、浙江、安徽和上海三省一市全域,共计 41 个城市。考虑到 2011 年安徽省原地级市巢湖市撤市立县,规模以上工业统计口径发生了变化,为保证数据的连续性与可比性,研究期设定为 2012—2022 年。相关数据主要来源于各地区统计年鉴、水资源公报、固体废物污染环境防治信息公告等;绿色专利申请和授权数是基于世界知识产权局(WIPO)发布的绿色专利清单,分年度和地区在中国国家知识产权局专利数据库检索得出。对于个别缺失数据,采用插值法进行补齐。相关变量描述性统计见表 2。

四、新型信息基础设施建设和工业绿色转型的时空特征

1. 空间分布特征

为对比长三角地区城市间新型信息基础设施建设和工业绿色转型的时空差异及变化,借助 ArcGIS 软件分别对 2012 年和 2022 年的数据进行空间可视化处理。

从新型信息基础设施建设的空间格局来看,研究期内长三角地区各城市之间新型信息基础设施建设水平存在显著的空间差异性,整体上呈现出较为明显的“中东高,西北低”的空间分布特征。具体来看,一方面,2012 年新型信息基础设施建设水平中高值区仅有上海、南京、苏州、无锡四地,中值区和较低值区主要集中在浙北和苏南,苏北及安徽省大部分城市处于低值区。2022 年,长三角地区新型信息基础设施建设整体水平得到提升,但仍然表现出较为突出的不平衡、不协调特征,高值区和较高值区主要是杭州、南京、上海等都市圈中心城市、节点城市及其辐射范围内的城市,上述城市均拥有较高的经济发展水平、人力资本集聚水平和良好的数字化发展环境,在新型信息基础设施建设水平上具有明显的比较优势。另一方面,从工业绿色转型的空间格局来看,长三角地区工业绿色转型水平整体上表现为“东北高,西南低”的分布特征。2012 年,工业绿色转型水平高值区和较高值区主要集聚在以合肥为核心的安徽中部和以宿迁、南京、南通为核心的江苏中北部地区;2022 年高值区主要分布于行政级别较高的省会城市和区域中心城市,如扬州、

表 2 变量的描述性统计

变量类型	变量名	符号	均值	标准差	最小值	最大值	观测值
被解释变量	工业绿色转型	<i>IGT</i>	0.459	0.094	0.186	0.669	451
核心解释变量	新型信息基础设施建设	<i>NI</i>	0.178	0.112	0.042	0.642	451
控制变量	城镇化率	<i>Urban</i>	62.721	11.849	33.00	89.600	451
	政府支持	<i>Gov</i>	2.781	1.243	0.902	7.523	451
	创新投入	<i>Inno</i>	1.989	0.931	0.084	4.438	451
	人力资本水平	<i>Edu</i>	2.092	1.921	0.218	11.682	451
	产业结构	<i>Indus</i>	1.055	0.362	0.346	2.972	451
	人口密度	<i>Pop</i>	7.238	5.929	1.270	39.262	451
中介变量	绿色专利授权量对数	<i>Gtec1</i>	6.050	1.395	2.303	9.497	451
	绿色专利申请量对数	<i>Gtec2</i>	6.534	1.344	3.468	9.876	451

苏州、上海、杭州等。行政层级优势赋予的政策红利及经济中心地位的要素集聚效应使得这些地区的产业多集中在高端制造业、电子信息等新兴产业,产业附加值高、能耗低、污染小,易于实现工业绿色转型。

2. 动态演进特征

为深入了解长三角地区新型信息基础设施建设与工业绿色转型的动态演变特征,运用 STATA 软件绘制了两者 2012 年、2015 年、2018 年及 2022 年的核密度估计曲线(图 2~3)。

从新型信息基础设施分布位置来看,曲线重心位置不断向右迁移,说明研究期内长三角地区新型信息基础设施建设水平总体呈不断攀升趋势。主峰高度呈下降趋势,宽度显示出变宽的态势,说明新型信息基础设施的绝对差距和分异呈现增大的趋势;曲线右侧呈现明显的多峰分布态势,表明新型信息基础设施有多级分化现象;右侧拖尾出现了加长、抬厚趋势,且一直长于左侧拖尾,说明在此期间高值区的新

型信息基础设施建设水平上升态势显著,高值区城市占比有所增加,但各城市的新型信息基础设施整体仍呈低值集聚的现象。

工业绿色化转型水平同样呈现向上攀升趋势,其中主峰波峰高度先上升再下降,表明研究期内长三角地区工业绿色转型水平的区域间差异呈现先缩小再扩大的演进特征;曲线呈现出较为明显的“M”形双峰共存分布特征,表明工业绿色转型水平始终处于两极分化格局;两侧拖尾逐渐消失,说明区域内工业绿色转型水平极端值与平均值之间的差距逐步缩小。

五、实证结果与分析

1. 空间相关性分析

在引入空间计量模型前必须对有关变量进行空间相关性检验,以判断是否存在空间效应。表 3 列示了 2012—2022 年新型信息基础设施建设和工业绿色转型的 Moran’s I 及其显著性水平。结果显示,新型信息基础设施建设和工业

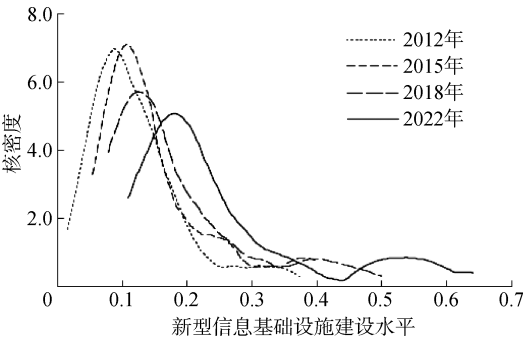


图 2 新型信息基础设施建设水平核密度估计曲线

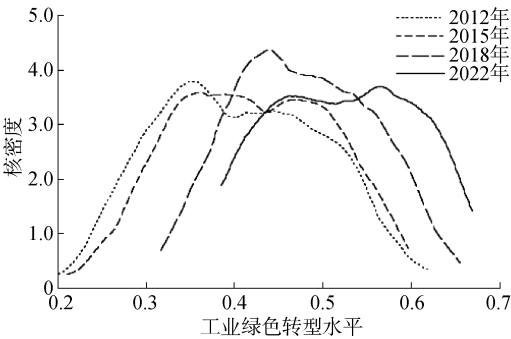


图 3 工业绿色转型水平核密度估计曲线

表 3 全局空间自相关指数统计值及其显著性

年份	经济地理空间权重矩阵		反距离空间权重矩阵	
	新型信息基础设施建设	工业绿色转型	新型信息基础设施建设	工业绿色转型
2012	0.133 ***	0.052 ***	0.142 ***	0.056 ***
2013	0.090 ***	0.043 ***	0.102 ***	0.048 ***
2014	0.040 ***	0.037 **	0.054 ***	0.039 **
2015	0.064 ***	0.041 ***	0.078 ***	0.048 ***
2016	0.069 ***	0.033 **	0.082 ***	0.039 **
2017	0.057 ***	0.034 **	0.067 ***	0.036 **
2018	0.061 ***	0.022 *	0.073 ***	0.025 *
2019	0.067 ***	0.056 ***	0.077 ***	0.058 ***
2020	0.038 **	0.035 **	0.047 ***	0.035 **
2021	0.025 **	0.025 **	0.036 **	0.026 **
2022	0.027 **	0.029 **	0.040 ***	0.025 *

注：*、**、*** 分别表示通过 10%、5%、1% 的显著性水平检验。下同。

绿色转型在经济地理空间权重矩阵和反距离空间权重矩阵下的 Moran's I 均为正且显著,表明研究期内长三角地区新型信息基础设施建设与工业绿色转型不仅呈现出地理空间上的空间关联性,在地理和经济的综合空间上也呈现出显著的空间自相关性,即水平相似的城市之间表现出正向空间依赖性和集聚性,因而可采用空间计量模型进行回归分析。

2. 空间计量模型选择

上述 Moran's I 检验结果表明,长三角地区新型信息基础设施建设与工业绿色转型均存在空间依赖性,而传统计量模型无法解析这种空间关联性,因此需构建空间计量模型实证检验新型信息基础设施建设对工业绿色转型的影响效应。由于不同空间计量模型所反映的传导机制也存在较大差异,为更加准确检验新型信息基础设施建设对工业绿色转型的影响效应,利用 LM、LR、Wald、Hausman 等检验逐步筛选最具解释力的空间计量模型,最终选择了双固定效应的空间杜宾模型(表 4)。此外,根据前述理论分析,为考察新型信息基础设施建设与工业绿色转型间潜在的非线性关系,在模型中同时引入新型信息基础设施建设的一次项和二次项,具体模型设定如下:

$$\begin{aligned}
 IGT_{it} = & \rho_1 \sum_{j=1}^n W_{ij}IGT_{jt} + \beta_1NI_{it} + \beta_2NI_{it}^2 + \\
 & \beta_3X_{it} + \rho_2 \sum_{j=1}^n W_{ij}NI_{jt} + \rho_3 \sum_{j=1}^n W_{ij}NI_{jt}^2 + \\
 & \rho_4 \sum_{j=1}^n W_{ij}X_{jt} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (4)
 \end{aligned}$$

表 4 空间计量模型选择检验

检验方法	经济地理空间权重矩阵		反距离空间权重矩阵	
	统计量	P 值	统计量	P 值
LM_spatial lag	11.413	0.001	14.029	0.000
Robust LM_spatial lag	4.857	0.028	6.045	0.014
LM_spatial error	30.184	0.000	29.334	0.000
Robust LM_spatial error	23.627	0.000	21.351	0.000
Wald_spatial_lag	120.33	0.000	111.82	0.000
LR_spatial_lag	107.54	0.000	101.82	0.000
Wald_spatial_error	107.69	0.000	95.96	0.000
LR_spatial_error	104.55	0.000	95.55	0.000
Hausman	58.72	0.000	31.36	0.000

① 为避免误判,利用 Utest 命令对新型信息基础设施与工业绿色转型间的 U 形关系进行了进一步确认,结果显示倒 U 形关系在 5%的水平上显著。受篇幅所限,未列出具体的检验结果,留存备索。

式中: IGT_{it} 和 IGT_{jt} 分别为 i 地区和 j 地区 t 年的工业绿色转型水平; NI_{it} 和 NI_{jt} 分别为 i 地区和 j 地区 t 年的新型信息基础设施建设水平; NI_{it}^2 和 NI_{jt}^2 为新型信息基础设施建设的二次项; ρ β 为待估参数。

3. 空间计量估计结果与分析

(1)空间杜宾模型基准估计结果

为考察新型信息基础设施建设对工业绿色转型的空间溢出效应及工业绿色转型自身的空间溢出效应,选用双固定效应的空间杜宾模型进行分析并进行普通面板回归作为对照(表 5)。其一,对比普通面板回归模型和空间面板模型发现,两种空间权重矩阵下的空间面板模型拟合优度均高于普通面板模型的拟合优度,表明采用空间计量模型能够更好地解释新型信息基础设施建设与工业绿色转型之间的关系,再次佐证了采用空间计量模型的合理性和必要性。进一步对比发现,考虑空间效应后的核心解释变量系数绝对值均明显变小,说明如果忽视空间相关性,新型信息基础设施建设对工业绿色转型的作用效果可能会被高估。其二,SDM 模型的回归结果显示,两种空间权重矩阵下新型信息基础设施建设一次项与二次项的回归系数和空间系数都分别显著为正和显著为负,说明新型信息基础设施建设与本地和邻近地区工业绿色转型之间均存在显著的倒 U 形关系。这一结果印证了假设 H1 和 H2,即新型信息基础设施建设对工业绿色转型的影响具有非线性特征与空间溢出效应^①。此外,工业

表 5 空间杜宾模型估计结果

解释变量	普通面板	空间杜宾模型		解释变量	空间杜宾模型	
		W1	W2		W1	W2
<i>NII</i>	0.871 6*** (6.02)	0.246 2*** (2.69)	0.263 3*** (2.91)	<i>W</i> × <i>NII</i>	1.841 0** (2.17)	2.491 2*** (3.01)
<i>NII</i> ²	-0.916 2*** (-4.17)	-0.239 9** (-2.04)	-0.278 4** (-2.39)	<i>W</i> × <i>NII</i> ²	-1.923 3* (-1.75)	-3.184 1*** (-2.80)
<i>Urban</i>	-0.001 4** (-2.27)	-0.001 6*** (-2.73)	-0.001 7*** (-2.91)	<i>W</i> × <i>Urban</i>	0.010 3** (2.13)	0.011 2** (2.42)
<i>Gov</i>	-0.011 9*** (-4.34)	-0.002 4 (-1.44)	-0.002 3 (-1.37)	<i>W</i> × <i>Gov</i>	-0.049 1*** (-3.18)	-0.033 3** (-2.36)
<i>Inno</i>	0.021 1*** (3.04)	-0.005 4 (-0.92)	-0.003 0 (-0.51)	<i>W</i> × <i>Inno</i>	0.055 5* (1.67)	0.031 3 (0.94)
<i>Edu</i>	0.005 7** (2.38)	-0.004 3* (-1.77)	-0.004 0* (-1.65)	<i>W</i> × <i>Edu</i>	-0.016 9 (-0.78)	-0.021 3 (-0.94)
<i>Indus</i>	-0.050 3*** (-4.84)	0.048 6*** (4.80)	0.048 5*** (4.76)	<i>W</i> × <i>Indus</i>	-0.204 0*** (-2.89)	-0.232 1*** (-3.52)
<i>Pop</i>	0.000 1*** (-0.14)	0.006 0* (1.70)	0.008 2** (2.34)	<i>W</i> × <i>Pop</i>	-0.079 3*** (-2.66)	-0.023 3 (-0.79)
<i>R</i> ²	0.403	0.704 1	0.697 3	<i>rho</i>	0.286 2* (1.75)	0.330 3** (2.20)
Ln <i>L</i>		1 033.692 3	1 034.549 2			

绿色转型的空间自回归系数显著为正,表明长三角地区工业绿色转型存在显著的正向空间依赖性,这可以归因于地区间示范效应和产业关联效应的存在。在新型信息基础设施建设逐渐完善、信息交流共享愈加频繁的背景下,随着长三角一体化发展的纵深推进,相邻省份或地区间的产业关联性及跨域生态环境协作治理能力日益提升,地区间空间互动作用得到发挥,使得邻近地区工业绿色转型与本地工业绿色转型呈现出高度的正相关性。

(2)效应分解

需注意,由于存在空间滞后项,空间杜宾模型基于点估计方法测算出的估计系数并不代表真实的偏回归系数,所以不能采取传统非空间模型解释系数的方法对其加以解释。为更准确地理解和解释空间杜宾模型中的系数,需通过

偏微分方法将总效应分解成直接效应和间接效应(表6)。其中,直接效应表示本地新型信息基础设施建设对本地工业绿色转型造成的平均影响,间接效应(溢出效应)表示本地新型信息基础设施建设对其他地区工业绿色转型造成的平均影响,总效应是指对所有地区的平均影响。

从表6模型分解结果来看,两种权重矩阵下新型信息基础设施建设的直接效应和间接效应均呈现一次项系数显著为正、二次项系数显著为负的结果,说明样本期内长三角地区新型信息基础设施建设对本地和邻地工业绿色转型均呈现先促进后抑制的倒U形非线性关系,假设H1和H2进一步得到验证。这种倒U形关系出现的原因是,在新型信息基础设施建设的起步阶段,边际效应较高,能够在提高要素质量、缓解要素错配、加快信息流通与整合等方面

表 6 空间杜宾模型溢出效应分解结果

变量	经济地理空间权重矩阵(<i>W1</i>)			反距离空间权重矩阵(<i>W2</i>)		
	直接效应	间接效应	总效应	直接效应	间接效应	总效应
<i>NII</i>	0.276 7*** (2.80)	2.781 7** (2.02)	3.058 5** (2.14)	0.313 2*** (3.12)	3.992 0** (2.48)	4.305 1*** (2.59)
<i>NII</i> ²	-0.277 0** (-2.27)	-2.902 1* (-1.68)	-3.179 1* (-1.77)	-0.346 9*** (-2.76)	-5.082 1** (-2.35)	-5.428 9** (-2.43)

构建起一定优势,具有较强的赋能效应和溢出效应,是推动工业绿色转型的重要力量。但长期来看,一方面,随着新型信息基础设施建设的大规模推进,边际效应逐渐下降,可能产生重复建设和资源闲置等问题^[26],对其他相关绿色投资也存在一定的“挤出”效应,这些都在一定程度上阻滞了工业绿色转型进程;另一方面,由于新型信息基础设施运行需要大规模稳定电力的支撑,在边际效应递减的影响下,当新型信息基础设施建设水平达到一定阈值后,其对工业绿色转型的赋能效应无法完全抵消电力需求增加所带来的负面影响,最终对工业绿色转型形成制约。此外,根据直接效应和间接效应系数计算发现,W1、W2 权重下新型信息基础设施建设与本地工业绿色转型间倒 U 形曲线的拐点值分别为 0.499 5 和 0.451 4,与邻地工业绿色转型间倒 U 形曲线的拐点值则分别为 0.479 3 和 0.392 8。2022 年 41 个样本城市中,包括上海、南京、无锡、苏州、杭州及合肥在内的 6 个城市超过了直接效应和间接效应的拐点值(均是数据中心等重要信息基础设施建设较为密集的区域,也是实施数字化促进工业绿色化战略的先发地区),其余城市尚未跨越拐点值。这表明,从总体上来看,未来一段时间内,加大新型信息基础设施建设仍是长三角地区推动工业绿色转型发展的重要着力点,但对于上述跨过拐点的城市而言,其新型信息基础设施建设对工业绿色转型的影响已开始由促进转为抑制。

4. 稳健性检验与内生性处理

(1) 稳健性检验

为保证回归结果的可靠性,从两方面进行

稳健性检验:一方面,更换权重矩阵,即采用地理反距离平方矩阵进行空间杜宾模型回归;另一方面,剔除直辖市特殊样本。考虑到上海市直接由中央政府管辖,城市规划与工业发展方向与长三角地区其他城市有所不同,因此在样本中剔除上海进行稳健性检验。基于表 7 稳健性检验结果可以知悉,新型信息基础设施建设与工业绿色转型的倒 U 形关系仍然显著存在,说明前文估计结果具有较强稳健性。

(2) 内生性处理

采取以下两种方法进行内生性检验:一是基于份额移动法构造 Bartik 工具变量,即利用各市新型信息基础设施建设一次项的初始值与区域整体增长率的乘积构建 Bartik 工具变量 *iw1*,并以同样的方式基于新型信息基础设施二次项得到工具变量 *iw2*,然后采用两阶段最小二乘法(2SLS)进行估计。二是参考邵帅等^[27]的做法,以最高三阶空间滞后项作为工具变量,运用广义空间两阶段最小二乘法(GS2SLS)重新进行参数估计(表 8)。

表 8 列(1)~(3)汇报了工具变量回归的结果。LM 统计量在 1%的水平上显著,拒绝工具变量识别不足的原假设;F 统计量 63.937 大于 Stock-Yogo 弱工具变量识别 F 检验在 10%显著性水平上的临界值 7.03,拒绝弱工具变量的原假设,因而选取的工具变量是合理可靠的。列(3)第二阶段回归结果显示新型信息基础设施建设的一次项和二次项系数分别在 1%的水平上显著为正和显著为负。列(4)(5)展示的是经济地理空间权重矩阵和反距离空间权重矩阵下

表 7 稳健性检验

解释变量	反距离平方矩阵	剔除上海市	
		W1	W2
<i>NII</i>	0.186 5** (2.20)	0.232 1*** (2.69)	0.245 0*** (2.85)
<i>NII</i> ²	-0.181 9* (-1.67)	-0.219 9** (-2.14)	-0.248 0** (-2.39)
<i>W</i> × <i>NII</i>	0.572 5** (2.00)	1.643 2*** (2.17)	2.325 8*** (3.08)
<i>W</i> × <i>NII</i> ²	-0.661 5* (-1.65)	-1.667 7*** (-1.99)	-2.862 9*** (-3.15)
控制变量	控制	控制	控制
<i>rho</i>	0.338 2*** (4.17)	0.286 6* (1.77)	0.314 9*** (2.07)
<i>R</i> ²	0.740 0	0.692 3	0.687 8
Ln <i>L</i>	1 040.856 6	1 003.737 5	1 004.497 1
<i>N</i>	451	440	440

表 8 内生性检验

变量	第一阶段		第二阶段	GS2SLS	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>NII</i>	<i>NII</i> ²	<i>IGT</i>	<i>WI</i>	<i>W2</i>
<i>NII</i>			1.178 6 ^{***} (4.03)	0.566 8 ^{***} (5.33)	0.360 9 ^{***} (3.51)
<i>NII</i> ²			-1.246 4 ^{***} (-3.10)	-0.470 5 ^{***} (-3.92)	-0.432 8 ^{***} (-3.25)
<i>iv1</i>	0.215 2 ^{***} (2.69)	-0.140 9 ^{***} (-2.80)			
<i>iv2</i>	0.255 6 ^{**} (2.21)	0.589 5 ^{***} (8.08)			
<i>W</i> × <i>IGT</i>				0.352 5 ^{***} (5.47)	5.382 9 ^{***} (10.65)
F 统计量 临界值			63.937 7.03		
LM 统计量			101.200 ^{***}		

的 GS2SLS 估计结果,两种空间权重矩阵下新型信息基础设施建设一次项和二次项系数均在 1%的统计水平上显著。上述结果说明在考虑反向因果关系可能引致的内生性问题后,新型信息基础设施建设与工业绿色转型之间的倒 U 形关系仍成立,研究假设得到了进一步验证。

5. 进一步研究

(1)作用机制检验

考虑到中介机制检验的“三步法”可能会导致中介变量存在内生性问题,借鉴江艇提出的对于机制变量的识别建议^[28],通过检验核心解释变量对中介变量的影响,来判断绿色技术创新是否在新型信息基础设施建设与工业绿色转型之间发挥中介作用,具体模型如式(5)所示,回归结果如表 9 所示。

$$Gtec_{it} = \rho_1 \sum_{j=1}^n W_{ij}Gtec_{jt} + \beta_1 NII_{it} + \beta_2 NII_{it}^2 + \beta_3 X_{it} + \rho_2 \sum_{j=1}^n W_{ij}NII_{jt} + \rho_3 \sum_{j=1}^n W_{ij}NII_{jt}^2 + \rho_4 \sum_{j=1}^n W_{ij}X_{jt} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{it}$$

(5)

如表 9 所示,两种空间权重矩阵下,无论是以绿色专利申请量衡量还是以绿色专利授权量衡量,新型信息基础设施建设一次项与二次项的回归系数和空间系数都分别显著为正和显著为负,即新型信息基础设施建设对绿色技术创新的影响也呈倒 U 形趋势,表明绿色技术创新在新型信息基础设施建设与工业绿色转型之间的倒 U 形关系中起中介作用,假设 H3 得以验证。一方面,新型信息基础设施的广泛覆盖为

表 9 作用机制检验

效应	变量	经济地理空间权重矩阵(<i>WI</i>)		反距离空间权重矩阵(<i>W2</i>)	
		<i>Gtec1</i>	<i>Gtec2</i>	<i>Gtec1</i>	<i>Gtec2</i>
直接效应	<i>NII</i>	2.384 8 ^{**} (2.35)	2.552 4 ^{***} (2.66)	1.611 8 [*] (1.7)	1.884 0 ^{**} (2.05)
		-3.114 7 ^{**} (-2.35)	-2.766 0 ^{**} (-2.19)	-2.244 8 [*] (-1.81)	-2.257 8 [*] (-1.80)
	<i>NII</i> ²	-116.329 1 ^{***} (-3.22)	-94.655 3 ^{***} (-3.06)	-97.184 0 ^{***} (-3.17)	-88.278 6 ^{***} (-2.83)
		70.316 1 ^{***} (3.03)	59.124 7 ^{***} (2.90)	50.067 9 ^{***} (2.76)	45.242 1 ^{**} (2.48)
间接效应	<i>NII</i>	72.701 0 ^{***} (3.05)	61.647 1 ^{***} (2.95)	51.679 7 ^{***} (2.77)	47.126 2 ^{**} (2.52)
		-119.443 7 ^{***} (-3.22)	-97.421 3 ^{***} (-3.07)	-99.428 8 ^{***} (-3.17)	-90.536 5 ^{***} (-2.83)
	<i>NII</i> ²	0.683 6 ^{***} (9.97)	0.625 8 ^{***} (7.41)	0.665 2 ^{***} (9.78)	0.649 8 ^{***} (8.47)

资源要素的自由流动提供了便捷通道,可帮助生产资源和创新要素进行高效联结和重组,加快城市间知识和技术的共享频率^[29],在促进绿色创新、推动创新协作与创新扩散等方面发挥了重要作用,不仅能够直接提升绿色技术创新水平,还可借此间接促进工业绿色转型;另一方面,新型信息基础设施建设也需警惕“过热”现象,缺乏科学统筹下的盲目扩建不仅会导致公共资产闲置并加大治理难度、影响企业合理利用数字资产进行绿色技术创新,还可能形成资源挤占效应,造成绿色创新资源错配^[30]。

(2)异质性分析

考虑到各市在工业转型基础、数字发展能力等方面存在较大差异,而这种差异可能会导致新型信息基础设施建设对工业绿色转型产生异质性影响,对此,进一步从数字经济实力和工业竞争力两个视角考察新型信息基础设施建设对工业绿色转型的异质性作用效果(表 10)。

从城市数字经济实力异质性来看,无论是高数字经济发展水平城市还是低数字经济发展水平城市,新型信息基础设施建设对工业绿色转型的影响与整体估计结果一致,均呈现出显著的倒 U 形关系。但综合来看,低数字经济发展水平地区的总效应系数绝对值较大,对工业绿色转型的影响效应更大,这可能是因为高数

字经济发展水平城市普遍具有较强的经济实力与技术优势,产业结构也更趋高级化与合理化,因而初始阶段新型信息基础设施建设对工业绿色赋能的边际效应相对较小。与之相比,低数字经济发展水平城市的工业绿色化水平提升空间更大,新型信息基础设施建设的绿色赋能效应更强,但伴随新型信息基础设施建设力度和广度不断提升,其能耗压力亦将快速增大,低数字经济发展水平城市由于缺少系统性的数字经济生态支撑,新型信息基础设施大规模建设与运营对工业绿色转型的阻滞效应将更为凸显。

从城市工业竞争力角度来看,高工业竞争力城市的新型信息基础设施建设对本地和邻地工业绿色转型表现出与整体样本相同的倒 U 形作用效应,但低工业竞争力城市的新型信息基础设施建设对邻地工业绿色转型的影响不显著,且直接效应系数绝对值小于高工业竞争力城市的系数绝对值。可能的原因在于,受产业基础、技术水平和生产要素质量等因素影响,低工业竞争力城市一般具有潜在的高碳化路径依赖特征,同时新要素集聚能力相对偏弱,基于数实融合的绿色发展生态不健全,难以将数字化生产要素与自身传统生产要素进行有效匹配,因而新型信息基础设施的绿色赋能效应整体相对较低,空间溢出效应不明显。

表 10 异质性检验结果

效应	变量	高数字经济发展水平		低数字经济发展水平		高工业竞争力		低工业竞争力	
		WI	W2	WI	W2	WI	W2	WI	W2
直接效应	<i>NII</i>	0.752 9*** (4.79)	0.748 3*** (4.89)	0.673 1*** (3.40)	0.653 7*** (3.32)	0.534 8*** (2.74)	0.501 4*** (2.64)	0.278 9** (2.31)	0.306 4** (2.46)
	<i>NII</i> ²	-0.811 8*** (-4.66)	-0.786 4*** (-4.68)	-1.966 2*** (-3.90)	-1.900 7*** (-3.68)	-0.694 0*** (-2.66)	-0.659 4*** (-2.62)	-0.252 4* (-1.75)	-0.357 9** (-2.28)
间接效应	<i>NII</i>	1.798 7** (2.46)	1.568 8*** (2.70)	4.006 8* (1.70)	3.895 2* (1.71)	2.936 5*** (2.90)	3.133 5*** (3.58)	0.603 9 (0.64)	1.910 7* (1.65)
	<i>NII</i> ²	-2.191 8** (-2.11)	-1.892 6** (-2.29)	-11.260 2* (-1.70)	-10.550 7 (-1.52)	-2.679 1** (-2.01)	-2.984 2** (-2.52)	-0.236 3 (-0.18)	-3.468 8 (-1.62)
总效应	<i>NII</i>	2.551 6*** (3.27)	2.317 1*** (3.74)	4.679 9* (1.92)	4.548 9* (1.93)	3.471 3*** (3.2)	3.634 9*** (3.84)	0.882 8 (0.87)	2.217 1* (1.81)
	<i>NII</i> ²	-3.003 6*** (-2.72)	-2.679 0*** (-3.08)	-13.266 5* (-1.93)	-12.451 4* (-1.73)	-3.373 1** (-2.43)	-3.643 6*** (-2.97)	-0.488 8 (-0.35)	-3.826 7* (-1.71)
<i>rho</i>		-0.401 5 (-1.63)	-0.622 5** (-2.40)	0.595 1*** (6.20)	0.599 6*** (6.31)	-0.562 5** (-2.09)	-0.726 7*** (-2.62)	0.501 9*** (4.47)	0.476 3*** (4.35)

注:工业竞争力根据各市所辖县(市)是否入选中国信通院发布的《2022 中国工业百强县(市)》,分为高工业竞争力组和低工业竞争力组;数字经济实力根据赛迪顾问发布的《2022 数字经济发展百强榜》,将数字经济一线、新一线、二线城市作为高数字经济发展水平组,数字经济三线及以下城市作为低数字经济发展水平组。

六、结 语

1. 研究结论

新型信息基础设施作为新质生产力发展的重要引擎,尽管在政策语境中普遍被视为推动工业数智化与绿色化融合发展的重要抓手,但其对工业绿色转型的实际影响效应并未得到学理性验证。基于长三角地区 41 个地级市 2012—2022 年的面板数据,采用时空双向固定效应的空间杜宾模型,从非线性视角出发实证检验新型信息基础设施建设对工业绿色转型的影响及作用机制。主要结论如下:

第一,新型信息基础设施建设对工业绿色转型具有非线性影响和空间溢出效应,该结论在经过一系列稳健性检验后仍然成立。研究结果不仅在一定程度上弥补了已有文献多局限于单一线性关系分析的缺憾,为更加科学地认知新型信息基础设施建设对工业绿色赋能的内在机理提供了重要参考,同时也为优化新型基础设施空间布局、促进区域工业绿色协同发展提供了经验证据。

第二,作用机制检验表明,绿色技术创新在新型信息基础设施建设影响工业绿色转型的过程中发挥中介作用,即新型信息基础设施建设不仅能够直接作用于工业绿色转型,还能通过影响绿色技术创新产生间接作用。这一发现揭示了新型信息基础设施建设影响工业绿色转型的间接作用路径,为更好地激发新型信息基础设施建设的绿色技术创新效应、助推工业绿色转型提供了新思路。

第三,进一步证实了长三角地区新型信息基础设施建设与工业绿色转型具有异质性影响,即相较于高数字经济发展水平,低数字经济发展水平城市新型信息基础设施建设对工业绿色转型的影响效应更大,高工业竞争力城市新型信息基础设施建设也比低工业竞争力城市释放出更强的绿色赋能效应。这一结论为政府在推进新型信息基础设施建设过程中的分类施策提供了实证支撑。

2. 政策建议

(1) 加快构建高水平绿色信息基建体系,全面提升信息设施能源利用效率和算力碳效
一是依托长三角高校与科研机构创新策源

优势,聚焦长三角生态绿色一体化发展示范区及芜湖两大国家数据中心集群发展规划目标,以技术创新为核心驱动力,加强信息基础设施绿色化改造与节能提效,重点突破低碳算力架构、高效制冷、节能芯片等关键核心技术,形成以绿色信息基建赋能全域工业绿色发展的示范路径。二是强化数绿协同政策激励力度,有效整合政策资源与市场力量,运用财政补贴、税收优惠、绿色金融、能耗指标交易等多元化支持手段,创新推进“清洁能源+绿色算力+工业绿色”转型耦合联动,构建“源网荷储”协同发力的数绿融合生态。三是健全新型信息基础设施能耗计量和监测机制,规范能耗与碳排放数据采集、核算、分析标准,加快建立覆盖规划、建设、运营、退役全生命周期的绿色信息基础设施评价指标体系与认证机制,为基础设施绿色化水平提升提供标准化支撑。

(2) 统筹推动新型信息基建与工业绿色化协同发展,充分释放空间溢出效应与辐射带动作用

高度重视新型信息基础设施建设对工业绿色转型的城际空间联动传导作用,立足区域一体化发展战略导向,以集约化、协同化、绿色化为原则,以新型信息基础的共建共享和互联互通为核心,围绕城市群新型信息基础建设空间布局与绿色转型治理构建合作联动机制,深化城际政策协调与战略目标耦合,推动算力资源、网络资源、绿色能源资源的跨区域优化配置,系统性提升新型信息基础设施的区域集成应用效能与绿色驱动力。同时,健全跨区域利益共享与成本分摊机制,推动城际间在绿色算力调度、节能技术协作、绿色产业培育等领域的深度合作,促进新型信息基建的绿色赋能效应在长三角全域高效传导,助力构建区域联动、产业协同、绿色低碳的高质量发展格局。

(3) 立足城市发展禀赋特征,因地制宜把握新型信息基建的力度和节奏

科学考量新型信息基建赋能工业绿色发展的城市异质性问题,着眼高能级承载,基于不同发展阶段和产业基础的城市新型信息基础设施赋能特点及演进规律,合理调整建设力度和节奏。如,工业竞争力较弱的城市应深化区域合

作,依托新型信息基础设施构建跨区域绿色发展协调机制;数字经济基础相对薄弱城市在加快传统基础设施数智化改造,推动新型信息基建扩容提速的同时,应着力加强数字生态系统建设;杭州、上海等数据中心集聚区既要严控低水平重复建设,也需加大现有设施节能改造力度,重点推动新型信息基础设施向绿色、低碳、可持续的方向转型。

参考文献:

[1] 中国共产党第二十届中央委员会第四次全体会议公报[M]. 北京:人民出版社,2025:7.

[2] 中共中央关于制定国民经济和社会发展第十五个五年规划的建议[M]. 北京:人民出版社,2025:9.

[3] 庞瑞芝,王宏鸣. 数字经济与城市绿色发展:赋能还是负能?[J]. 科学学研究,2024,42(7):1397-1408.

[4] 李广昊,周小亮. 推动数字经济发展能否改善中国的环境污染——基于“宽带中国”战略的准自然实验[J]. 宏观经济研究,2021(7):146-160.

[5] LIANG D P, LIU J J, LIU M J, et al. Does information infrastructure and technological infrastructure reduce carbon dioxide emissions in the context of sustainable development? Examining spatial spillover effect [J]. Sustainable Development, 2023, 32(3): 1599-1615.

[6] WU H T, XUE Y, Hao Y, et al. How does internet development affect energy-saving and emission reduction? Evidence from China [J]. Energy Economics, 2021, 103:105577.

[7] YI M, CHEN D H, WU T, et al. Intelligence and carbon emissions: the impact of smart infrastructure on carbon emission intensity in cities of China[J]. Sustainable Cities and Society, 2024, 112: 105602.

[8] LANGE S, POHI J, SANTARIUS T. Digitalization and energy consumption. Does ICT reduce energy demand? [J]. Ecological Economics, 2020, 176: 106760.

[9] 邓荣荣,张翱翔. 中国城市数字经济发展对环境污染的影响及机理研究[J]. 南方经济,2022(2):18-37.

[10] 王梦颖,张诚. 数字基础设施建设与发展中国家绿色产品出口[J]. 世界经济研究,2023(3):17-30.

[11] 钊小静,廉园梅,罗鏊锴. 新型数字基础设施对制

造业高质量发展的影响[J]. 财贸研究,2021,32(10):1-13.

[12] 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.

[13] 焦豪,杨季枫,王培暖,等. 数据驱动的企业动态能力作用机制研究——基于数据全生命周期管理的数字化转型过程分析[J]. 中国工业经济,2021(11):174-192.

[14] 孙志燕,郑江淮. 从“低成本”优势向数字经济大国优势转变的政策选择[J]. 改革,2021(12):59-68.

[15] 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.

[16] 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.

[17] 刘传明,马青山. 网络基础设施建设对全要素生产率增长的影响研究——基于“宽带中国”试点政策的准自然实验[J]. 中国人口科学,2020(3):75-88.

[18] 任晓松,孙莎. 数字经济对中国城市工业碳生产率的赋能效应[J]. 资源科学,2022,44(12):2399-2414.

[19] 张英浩,汪明峰,匡爱平,等. 数字经济赋能中国城市创新发展的多维机制与空间效应研究[J]. 地理科学进展,2023,42(12):2283-2295.

[20] 江小涓,孟丽君. 内循环为主、外循环赋能与更高水平双循环——国际经验与中国实践[J]. 管理世界,2021,37(1):1-18.

[21] 万骅乐,毕力文,邱鲁连. 供应链压力、战略柔性 与制造企业开放式绿色创新——基于 TOE 框架的组态分析[J]. 中国软科学,2022(10):99-113.

[22] 蒋为,陈星达,彭淼,等. 数字规制政策、外部性治理与技术创新——基于数字投入与契约不完全的双重视角[J]. 中国工业经济,2023(7):66-83.

[23] 孙倩倩,鞠方,周建军. 数字基础设施建设与城市创新:基于技术分工视角的分析[J]. 中国软科学,2023(7):178-192.

[24] 庞瑞芝,刘东阁. 数字化与创新之悖论:数字化是否促进了企业创新——基于开放式创新理论的 解释[J]. 南方经济,2022(9):97-117.

[25] 周小亮,宋立. 中国工业低碳转型:现实分析与政策思考[J]. 数量经济技术经济研究,2022,39(8):22-41.

[26] 韩燕,潘成,金凤君,等. 黄河流域数字经济产业空间格局演化及影响因素[J]. 资源科学,2024,46(3):488-504.

[27] 邵帅,范美婷,杨莉莉. 经济结构调整、绿色技术进步与中国低碳转型发展——基于总体技术前沿和空间溢出效应视角的经验考察[J]. 管理世界,2022,38(2):46-69.

[28] 江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J]. 中国工业经济,2022(5):100-120.

[29] 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.

[30] 任曙明,马橙. 大数据应用与中国企业创新资源错配[J]. 科学学研究,2024,42(1):194-204.

Can the Construction of New Information Infrastructure Facilitate the Green Transformation of Industries? Empirical Evidence from Cities in the Yangtze River Delta / LIANG Zhong¹, YE Qiurong²(1. College of Business Administration, Anhui University of Finance and Economics; 2. School of Business, Nanjing University of Information Science & Technology)

Abstract: The new information infrastructure has been widely regarded as a key support for the integrated development of industrial digital intelligence and greening. However, due to its high energy consumption during construction and operation, it may pose a potential constraint on industrial green transformation. Based on the panel data of 41 prefecture-level cities in the Yangtze River Delta from 2012 to 2022, this paper uses the two-way fixed effect spatial Dubin model to empirically explore the impact and mechanism of the new information infrastructure on industrial green transformation from a nonlinear perspective. The findings are as follows. First, the construction of the new information infrastructure has a significant inverted U-shaped effect on industrial green transformation. Cities with high-density data centers, such as Shanghai and Hangzhou, have already crossed the inflection point, and the effect has gradually changed from promotion to inhibition. Second, the non-linear impact of new information infrastructure construction on industrial green transformation has a spatial spillover effect. Local new information infrastructure construction exerts an inverted U-shaped influence—first promoting and later inhibiting—on the industrial green transformation of geographically adjacent or economically similar cities. Third, the heterogeneity analysis reveals that the promoting effect of new information infrastructure construction on industrial green transformation is stronger in cities with a relatively weak digital economy foundation, and cities with high industrial competitiveness are more effective than those with low industrial competitiveness in leveraging new information infrastructure construction to drive industrial green transformation. Based on these findings, policy implications are proposed, including building a high-level green information infrastructure system, enhancing the regional integration application efficiency and green driving force of new information infrastructure, and tailoring the pace and intensity of new information infrastructure development to local conditions.

Key words: new quality productive forces; new information infrastructure; industrial green transformation; green technological innovation; inverted U-shaped effect; spatial effect