

数字经济与城市绿色创新差距

——基于我国城市面板数据的实证研究*

汤 凯, 刘晓康

(郑州大学 商学院, 河南 郑州 450000)

摘要:数字经济正成为我国经济社会发展的新动能,对于缩小城市绿色创新差距、促进城市协调发展具有深远影响。利用 2008—2021 年中国 279 个地级市面板数据,考察数字经济对城市绿色创新差距的影响及作用机制。研究发现,数字经济可以显著缩小我国城市间的绿色创新差距。异质性分析表明,数字经济缩小城市绿色创新差距在市场化水平较低地区以及东部地区表现得更为明显。机制研究表明,资源配置效率、产业结构升级是数字经济缩小城市绿色创新差距的重要渠道。网络基础设施建设在数字经济与城市绿色创新差距中发挥同向调节作用。进一步研究发现,数字经济对城市绿色创新差距的影响具有门槛效应,对城市绿色创新差距的缩小作用具有边际报酬递增的后发性优势。为此,各城市应积极推进网络基础设施建设,制定差异化数字经济策略,推动产业结构升级,促进资源配置效率,以更加有效的方式缩小城市绿色创新差距。

关键词:数字经济;绿色创新差距;影响机制;门槛效应

中图分类号:F061.5

文献标志码:A

文章编号:1672-0598(2025)03-0067-18

一、引言

区域协调发展战略是新时代我国社会发展的重要战略之一。“十四五”期间,面对百年未有之大变局,要推动我国经济高质量发展,提升国际地位与影响力,就必须处理好城市间的发展差距问题。我国在健全区域合作、区域互助与资源配置等方面开展了诸多有益探索。然而,仍需要注意的是,当前城市间绿色创新差距依然较大,城市绿色创新不均衡现象依旧显著。根据《中国绿色智慧城市发展智库报告(2021)》,绿色智慧城市发展排行榜前十名依次为:北京、深圳、上海、广州、珠海、杭州、南京、南昌、武汉、苏州。从整体空间看,主要表现为东高西低、省会城市和沿海沿江城市较高,其他地区呈现低水平集聚的情况。绿色创新作为经济增长的内在驱动力,较大的绿色创新差距将会影响区域经济协调发展。解决城

* 收稿日期:2024-09-08

基金项目:国家社会科学基金一般项目(21BJY229)“中国城市群创新能力差异及协同路径研究”

作者简介:汤凯(1985—),男,江苏徐州人;郑州大学商学院副教授,博士生导师,主要从事临空经济管理、区域协调发展研究。

刘晓康(1995—),男,河南漯河人;郑州大学商学院博士研究生,主要从事数字经济、区域协调发展研究。

本文引用格式:汤凯,刘晓康.数字经济与城市绿色创新差距——基于我国城市面板数据的实证研究[J].重庆工商大学学报(社会科学版),2025,42(3):67-84.

市绿色创新发展不平衡问题,对优化城市绿色创新布局、促进区域协调发展有着重要意义。

伴随着数字孪生、人工智能等数字技术的大量涌现,数字经济成为推动我国高质量发展的新引擎^[1]。根据中国信息通信研究院发布的《中国数字经济发展研究报告(2024年)》,2023年我国的数字经济规模为53.9万亿元,占GDP比重达到42.8%,较上年提升1.3个百分点,数字经济同比名义增长7.39%。数字经济的迅速崛起,可以突破知识、信息传播的时空限制,建成开放、协同的跨城市创新网络,重组要素资源并扩大其配置空间,促进传统创新模式转型与升级^[2]。另外,数字经济能够强化核心地区“聚集不经济”所带来的研发要素分散,促使中心城市的研发要素流向外围城市,引发知识溢出、技术转移及创新扩散^[3]。当前,我国亟需抓住经济发展大环境的主流优势,为我国城市绿色创新的提升注入源源不断的动力,从而打破城市绿色创新之东部发达而西部落后的局面。在这一过程中,数字经济的发展有望成为破解我国城市绿色创新差距的攻坚力量。

由于已有研究并未涉及数字经济与城市绿色创新差距的探讨,与之相似的研究主要是关于数字经济与绿色创新、区域创新的差距。

第一,关于数字经济的研究。主要是把数字经济作为解释变量,研究数字经济对经济增长、城市经济韧性、碳减排效应、区域创新能力以及城市收缩等方面的影响。如郭峰等(2023)^[4]研究认为数字经济可以促进城市行政边界地区经济的更快发展;孙畅等(2025)^[5]研究结果表明数字经济对提升城市经济韧性具有显著促进作用;杨刚强等(2023)^[6]构建了一个内生增长模型,通过研究发现,数字经济发展具有显著的碳减排效应;Teece(2018)^[7]研究发现数字经济可以形成高边际产出的创新知识溢出效应;汤凯和刘晓康(2024)^[8]则认为数字经济的发展可以有效缓解城市收缩。

第二,关于数字经济对绿色创新的影响研究。数字经济对绿色创新的影响并未形成一致结论。一方面,多数学者认为数字经济可以刺激绿色创新。如Dian等(2024)^[9]实证分析发现数字经济能够显著促进区域绿色创新能力提升;韦施威等(2022)^[10]研究表明数字经济有效提升了城市绿色创新的产出,表现出兼顾中小城市的普惠功能且在市场化水平较高的区域作用更大的特征;熊广勤和方扶星(2024)^[11]实证发现数字经济发展显著推动了城市绿色创新,产业多样化是数字经济发展释放城市绿色创新活力的重要途径。另一方面,周青等(2020)^[12]研究发现,数字经济可能不利于绿色创新。数字经济可能会导致企业面临“信息超载”和信息安全等问题,限制绿色创新的发展。虽然数字经济可能促进绿色创新,但需要以企业拥有与之相适应的资源和技术能力为前提。如果研发资金投入较少、技术水平较低,那么数字经济往往很难促进绿色创新^[13],更可能会适得其反。

第三,关于区域创新差距的研究。孙晋云等(2023)^[3]研究发现,数字经济有利于缩小区域间创新差距,改善区域创新的非均衡状态;张梁等(2021)^[14]认为,数字金融的发展在区域创新层面主要表现为“马太效应”,未能缩小区域间的创新差距。但王尹君等(2024)^[15]的研究却发现,数字金融的发展有利于缩小省内各地级市之间的创新差距,并且数字金融的普惠效应在东部地区和省份内部创新差异较小的地区表现更强。

综合以上分析发现,大多数研究从微观企业层面或者省级层面对绿色创新进行论证,忽视了数字经济与城市绿色创新差距的深层次关系,更鲜有学者通过模型构建与实证检验相结合的方法探析数字经济影响城市绿色创新差距的作用机制,故仍需进一步打开数字经济缩小城市绿色创新差距的“黑箱”,并通过理论分析、实证检验来科学评估数字经济所发挥的作用。鉴于此,本文创新点有:1. 数字经济深刻地影响到经济社会的方方面面,一些研究考察了数字经济的社会经济效应,得到了较多重要结论,但是鲜有关于数字经济影响城市绿色创新差距的文献。本文则从城市层面考察数字经济如何影响城市间绿色创新差距,丰富数字经济与城市绿色创新差距的相关研究。2. 本文独特地从数字经济改善资源配置效率、优化产业结构升级两个角度,揭示数字经济影响城市绿色创新差距的作用机制,并进一步探究网络基础设施

施建设的调节效应。3. 鲜有文献关注数字经济发展过程中是否存在门槛效应,本文利用门槛效应模型,探究数字经济缩小城市间绿色创新差距的最优区间,丰富相关实证研究。

二、理论分析与研究假设

(一) 数字经济与城市绿色创新差距

在全球城市创新资源配置的历史进程中,信息不对称和创新网络的分离是制约绿色创新资源跨区域流动的主要障碍,特别是在弱势城市,信息的获取成本高昂,资源的流动动力不足。然而,随着数字经济的兴起,大数据、云计算和移动互联网等新兴技术的广泛应用,逐渐突破了传统的信息传播壁垒。

第一,数字经济通过降低地理位置对信息和知识流动的限制水平,使创新资源可以更高效地跨城市流动,推动研发资源从集中化城市向低集中度城市转移^[3]。这一过程极大地缓解了城市间的信息不对称现象,并显著降低了跨区域的搜索成本和获取信息的难度。数字经济为弱势城市提供了与发达城市平等获取高质量知识、信息和技术的机会,通过知识的传播和共享,弱势城市能够参与到更广泛的绿色创新网络中,进而促进城市间创新资源的再分配,缩小绿色创新的差距^[2]。

第二,数字经济为资源配置和共享提供了新的路径,有力地推动了绿色创新资源在城市之间的合理流动。根据区域均衡发展理论,研发资源在城市间持续流动,直到各城市的创新收益趋于均衡。数字经济通过建立信息化平台,推动了不同城市之间的资源共享与合作,降低了外围城市获取创新资源的成本,并扩大了绿色创新的整体使用范围。例如,云计算和远程协作技术的应用,使得中心城市与外围城市之间能够实现思想的传播与碰撞,增强了创新资源的共享与再利用能力^[16]。这一过程不仅有助于减轻创新资源过度集中的影响,还通过数字技术促进了对外围城市的辐射效应,使得更多城市能够分享中心城市的创新资源。数字经济发展通过跨区域的协同创新,帮助弱势城市加速了对绿色创新资源的吸纳与利用,缩小了城市间的绿色创新差距。

第三,数字经济战略为弱势城市的绿色创新提供了后发优势,助力其跨越式发展。在传统的资源配置模式下,发达城市由于具备先进的数字信息基础设施,在绿色创新中占据了先机,而偏远地区或落后城市往往由于数字信息基础设施的滞后,无法有效参与到全球创新网络中。然而,数字经济战略通过推动各地政府制定发展规划,显著提升了落后地区的数字化水平,使得这些城市能够利用后发优势,快速填补“数字鸿沟”,参与创新协作。数字经济的边际递增效应意味着,随着弱势城市的数字化水平提升,这些城市将能够以相对较低的成本参与到全球创新网络中,从而获得更高的绿色创新产出^[3]。通过数字平台的协同作用,弱势城市不仅可以低成本模仿发达城市的绿色技术,还能够结合自身实际情况进行本地化绿色创新。基于此,提出假设 H1。

H1:数字经济可以缩小城市间绿色创新差距。

(二) 数字经济对城市绿色创新差距的影响机制

数字经济作为一种新型的经济形态,可以矫正物质资本和人力资本错配,推动各生产要素之间协调发展,提高资源配置效率^[17]。具体而言:一方面,数字经济能够识别市场需求。伴随着数字经济的蓬勃发展,数字技术对资源错配发挥了显著的改善作用。企业借助数字技术能够有效掌握市场信息,充分甄别市场需求以及适应市场环境冲击,合理投入生产要素,避免要素配置扭曲,有效实现资源的合理配置。此外,互联网发展能够提供灵活多样的岗位和就业信息,重塑和改善劳动配置效率,矫正劳动错配^[18]。另一方面,数字经济具有不受时空限制的优势。随着数字技术的快速发展,市场主体可以突破地区和交易地点的限制,提高要素竞争力,使要素实现网格化配置,减少要素市场扭曲,有效矫正资源错配^[19]。随

着资源配置效率的提升,处于劣势地区的创新型企业在开展绿色创新活动时的资源约束问题将得到有效解决,这激发了创新型企业的绿色创新活力,缩小了城市间绿色创新差距。基于此,提出假设 H2a。

H2a:数字经济可以通过促进资源配置效率缩小城市间绿色创新差距。

随着新一轮产业革命的兴起,中国正处在转变经济发展方式、优化经济结构的关键时期,《中华人民共和国国民经济和社会发展第十四个五年规划和2035年远景目标纲要》提出我们要培育壮大人工智能、大数据、云计算等新兴数字产业,加快建设数字经济,从而赋能传统产业转型升级。因此,数字经济可以通过促进产业结构升级,增强经济活力,缩小城市间绿色创新差距。具体而言:第一,数字经济可以降低交易成本,精准投资行为。数字经济的发展通过缓解信息不对称和降低企业迁移成本,推动中心城市制造业企业向外围城市流动^[20]。在这个过程中,外围城市不断承接中心城市的产业转移和知识溢出,实现自身产业结构升级。数字经济发展之初,对于产业发展,我国就提出了较为明确的目标和方针,这在一定程度上减少了一些盲目投资行为,对产业结构优化升级提供了有利条件。国家对数字经济的支持还可以弥补市场信息不完全与不对称的问题,提高资源利用效率,优化产业间协调发展^[21],实现生产数量与生产效率的提升,为产业转型升级提供新的源泉。第二,数字经济可以与实体产业完美融合。当前数字经济为产业结构升级提供了诸多便利条件,比如以数字技术为基础,助力经济发展从传统生产要素向数据、技术等新生产要素转换,促进制造业和服务业融合,为产业结构调整升级提供新的机遇^[22]。第三,数字经济可以孕育新产业。在传统产业模式中,难以迅速实现产业结构优化升级。而在全新数字经济模式中,数字经济的发展带动了新型产业崛起,这些产业更注重人才和智力资本的投入,吸引优秀人才和高新技术进入,有利于城市经济逐渐走向高质量发展,缩小城市间绿色创新差距。基于此,提出假设 H2b。

H2b:数字经济能够通过优化产业结构升级缩小城市间绿色创新差距。

(三)网络基础设施建设的调节效应

研究表明,网络基础设施建设是数字经济发展的基础条件,网络基础设施越完善,数字经济活力越高^[23]。工业和信息化部、国家发展和改革委员会分别在2014年、2015年以及2016年分三批在120个城市(群)实施“宽带中国”战略,目的就是为改善网络基础设施,助力经济与社会发展。“宽带中国”战略改善并建设试点城市网络基础设施,通过宽带用户规模、宽带普及水平等多方面的提升,为数字经济的发展提供了基础支撑。此外,入选“宽带中国”战略的城市会增加宽带用户数量,提高互联网普及率,有利于加速信息的共享和流动,提升城市发展连接能力,降低交易成本^[24],推动城市发展数字经济,激发数字经济活力。数字经济在促进城市资源配置效率、优化产业结构升级等方面的强大优势,需要高水平的网络基础设施作为有力支撑。一般而言,城市数字经济水平越高,资源配置效率就越高,越能够带动经济全方位发展,进而减小城市绿色创新差距。因此,在数字经济影响城市绿色创新差距的过程中,网络基础设施建设产生了重要调节作用。基于此,提出假设 H3。

H3:网络基础设施建设在数字经济缩小城市绿色创新差距中具有调节作用。

(四)数字经济对城市绿色创新差距的非线性影响

数字经济对城市绿色创新差距的缩小作用可能表现出“边际效用递增”的非线性特点。一方面,在数字经济萌芽期,偏远城区或经济落后地区的网络基础设施建设还不太健全,不能有效支撑数字经济发展,城市获取信息的成本也较高,数字经济的各项功能处于比较落后的位置,此时数字经济对资源配置效率以及产业结构升级的促进效应尚不明显,导致数字经济对城市绿色创新差距影响较小。随着数字经济的快速发展与应用,其打破了经济活动的时空边界,偏远地区或落后地区可以更方便地获取信息,学习和模仿数字经济发展较好城市的做法,利用数字经济的后发优势缩小城市绿色创新差距。另一方面,由梅特卡夫定律可知,随着网络用户数量的增加,网络数据的价值会以平方速度增长,当用户数量突破某个临

界值后,其价值会呈现几何级数的爆发式增长^[25]。在这种情况下,绿色创新主体的生产边际成本会逐渐降低,收益随之增加,城市绿色创新系统会呈现出数字经济创新溢出的“边际效应”递增特征,有助于外围创新主体更为容易地获取信息、知识以及技术等资源,降低外围城市研发成本。因此,在不同数字经济发展阶段,对城市绿色创新差距的影响可能会呈现出不同的特征。由此,提出假设 H4。

H4:数字经济对城市绿色创新差距的影响具有非线性特点。

三、研究设计

(一) 变量定义

1. 被解释变量

绿色创新差距(*Gdiff*):参考董直庆和王辉(2021)^[26]的研究,采用绿色专利申请数据表征区域绿色创新水平。绿色专利作为一种重要的创新成果,能够较好地反映绿色创新水平,具有可量化性^[27]。本文以同年中各省份绿色创新水平最高的城市作为标准,减去同期同省份各城市绿色创新指数,体现各城市的绿色创新差距。该数值越大,说明城市绿色创新差距越大。

2. 解释变量

数字经济(*DIGI*):借鉴赵涛等(2020)^[28]的研究,从互联网发展和数字金融普惠两个方面,结合城市层面相关数据的可得性,衡量数字经济综合发展水平。为测量城市层面的互联网发展,借鉴黄群慧等(2019)^[29]的研究方法,采用4个指标:互联网普及率、互联网相关员工人数、互联网相关产出、移动互联网用户数,上述4项指标相对应的实际内容如表1所示的三级指标。对于数字金融的发展,使用郭峰等(2020)^[30]编制的中国城市数字普惠金融指数来衡量。对表1中5个指标的数据进行标准化降维,利用熵权法,得到数字经济综合发展指数。表1为城市数字经济的构建指标和指标属性等内容。

表1 数字经济指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	指标属性	权重
数字经济	互联网普及率	每百人互联网用户数	正	0.153 0
	互联网相关员工人数	计算机服务和软件从业人员占比	正	0.153 6
	互联网相关产出	人均电信业务总量	正	0.151 2
	移动互联网用户数	每百人手机用户数	正	0.147 0
	数字金融普惠发展	中国数字普惠金融指数	正	0.395 0

3. 机制变量

(1)资源配置效率(*Kmis/Lmis*):借鉴陈永伟和胡伟民(2011)^[31]的研究,测算城市资本错配(*Kmis*)和劳动资本错配(*Lmis*)指数,考察各城市资源错配程度。

$$Y_K = \frac{1}{1+Kmis}, Y_L = \frac{1}{1+Lmis} \quad (1)$$

Y_K 和 Y_L 分别表示资本和劳动投入的价格绝对扭曲系数,是指不存在要素价格扭曲的系数。具体计算如下:

$$Y_K = \left(\frac{K_i}{K} \right) \left/ \left(\frac{s_i \beta_{Ki}}{\beta_K} \right) \right., Y_L = \left(\frac{L_i}{L} \right) \left/ \left(\frac{s_i \beta_{Li}}{\beta_L} \right) \right. \quad (2)$$

$s_i = \frac{y_i}{Y}$ 为第*i*个城市产出 y_i 与经济总产出 Y 的比例; $\beta_K = \sum_i^N s_i \beta_{Ki}$ 和 $\beta_L = \sum_i^N s_i \beta_{Li}$ 分别表示产出加权的

资本与劳动贡献值; K_i/K 、 L_i/L 分别为资本、劳动总量中城市使用的资本和劳动的实际占比;而 $\frac{s_i\beta_{Ki}}{\beta_K}$ 和 $\frac{s_i\beta_{Li}}{\beta_L}$ 分别表示在资本和劳动有效配置时,各城市使用资本与劳动的理想比例,用来反映实际使用的资本和劳动与有效配置的偏离程度,即城市 i 的资本和劳动错配程度。具体计算方法为,将以上指标代入式(1)和式(2)计算得到资本($Kmis$)和劳动($Lmis$)错配指数。由于资源错配存在正负情况,当资本错配、劳动错配指数大于 0,即为资源配置不足时,若资本错配、劳动错配指数小于 0,则表示资源配置过度。为便于回归结果解释与说明,对资源错配指数取绝对值处理,该指数越大,表明资源错配程度越大。

(2)产业结构升级(*upgrade*):借鉴徐敏和姜勇(2015)^[32]的方法,构造包含第一、二、三产业的产业结构升级指数。具体计算方法如下:

$$Upgrade = \sum_{m=1}^3 y_{i,m,t} \times m, m=1,2,3 \quad (3)$$

其中, $y_{i,m,t}$ 表示 i 城市在 t 时期第 m 产业产值占地区总产值的比重,该指标可以反映城市产业结构由低级到高级逐步演进的一般规律及逻辑次序。

4. 调节变量

网络基础设施建设(*infra*):借鉴郭爱君等(2023)^[33]的研究,某个城市在 2014—2016 年入选“宽带中国”试点城市政策名单之后 *infra* 取值为 1,入选之前或者没有入选,*infra* 取值为 0。

5. 控制变量

为尽可能降低遗漏变量偏差,本文参考 Kong 等(2022)^[34]的研究,选取政府干预(*gov*)、城市化率(*ur*)、城市经济发展水平(*pgdp*)、金融发展程度(*finance*)、人口密度(*density*)、人力资本水平(*edu*)、固定资产投资(*fai*)作为控制变量。具体变量定义如表 2 所示。

表 2 主要变量定义

类型	名称	符号	具体描述
被解释变量	城市绿色创新差距	<i>Gdiff</i>	同年中各省绿色创新水平最高的城市的绿色创新指数减去同省各城市绿色创新水平
解释变量	数字经济	<i>DIGI</i>	熵权法得到数字经济综合发展指数
机制变量	资源配置效率	<i>Kmis/Lmis</i>	资本错配指数和劳动资本错配指数衡量
	产业结构升级	<i>upgrade</i>	公式(3)计算的产业结构升级指数
调节变量	网络基础设施建设	<i>infra</i>	“宽带中国”试点政策是否实施虚拟变量
	政府干预	<i>gov</i>	地区财政支出额/该城市 GDP
	城市化率	<i>ur</i>	年末城镇人口数/全市常住人口数
	城市经济发展水平	<i>pgdp</i>	人均地区生产总值取对数
控制变量	金融发展程度	<i>finance</i>	金融机构各项贷款余额/该城市 GDP
	人口密度	<i>density</i>	人口数量/地区面积并取对数
	人力资本水平	<i>edu</i>	普通本专科及以上人口数/全市常住人口数
	固定资产投资	<i>fai</i>	城市固定资产投资总额取对数

(二) 样本选择及数据来源

本文旨在考察数字经济对城市绿色创新差距的影响,选用 2008—2021 年地级市面板数据。计算绿色创新差距的城市专利申请数量来自中国研究数据服务平台(CNRDS)。数字经济来源如上文详细说明,其他控制变量原始数据来自《中国城市统计年鉴》。综上,本文共获得 2008—2021 年 279 个地级市面板数据。

(三) 模型构建

利用固定效应模型考察数字经济对城市绿色创新差距的影响,构建如下计量模型:

$$Gdiff_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 DIGI_{it} + \alpha_2 Control_{it} + \mu_i + \varphi_i + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中, $Gdiff$ 为城市绿色创新差距的代理变量; α_0 为截距项; α_1 为解释变量的系数; φ_i 为城市固定效应; μ_i 为年份固定效应; ε_{it} 表示随机误差项。

在此基础上,考察数字经济是否通过促进资源配置效率、优化产业结构升级缩小城市绿色创新差距。考虑到传统的“三段式”中介机制检验存在明显的因果推断缺陷^[35],本文借鉴曾国安等(2023)^[36]的经验思路,设定“四段式”^①中介机制模型对数字经济影响城市绿色创新差距的传导机制加以检验,并进一步利用 Bootstrap 检验增强机制检验其完备性。具体的传导机制模型如下:

$$Med_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 DIGI_{it} + \alpha_2 Control_{it} + \mu_i + \varphi_i + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

$$Gdiff_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Med_{it} + \alpha_2 Control_{it} + \mu_i + \varphi_i + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

$$Gdiff_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 DIGI_{it} + \alpha_2 Med_{it} + \alpha_3 Control_{it} + \mu_i + \varphi_i + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

其中, Med 为机制变量,包括资源配置效率($Kmis/Lmis$)、产业结构升级($upgrade$)。

为了进一步分析网络基础设施建设对数字经济与城市绿色创新差距之间关系的调节效应,引入数字经济与网络基础设施建设的交互项并构建模型(8):

$$Gdiff_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 DIGI_{it} + \alpha_2 infra_{it} + \alpha_3 DIGI \times infra_{it} + \alpha_4 Control_{it} + \mu_i + \varphi_i + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

其中, $infra$ 为网络基础设施建设的代理变量。

四、实证分析与经济解释

(一) 描述性统计分析

表3为变量的描述性统计结果。城市绿色创新差距的均值为8.242,标准差为0.751,最大值为9.419,最小值为6.714,说明样本城市间的绿色创新差距差异明显。数字经济的均值为0.291,最大值和最小值分别为0.616和0.032。

表3 主要变量描述性分析结果

变量	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
$Gdiff$	3 906	8.242	0.751	6.714	9.419
$DIGI$	3 906	0.291	0.131	0.032	0.616
$Kmis$	3 906	0.333	0.31	0	3.319
$Lmis$	3 906	0.342	0.29	0.001	3.247
$upgrade$	3 906	2.285	0.143	1.831	2.76
$infra$	3 906	0.219	0.413	0	1
gov	3 906	0.195	0.10	0.07	0.625
ur	3 906	0.545	0.152	0.25	0.95
$pgdp$	3 906	10.596	0.635	9.054	12.018

① 在原有“三段式”中介机制模型基础上,加入中介变量单独对被解释变量的回归,以增强实证链条的完备性。

续表3

变量	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
<i>finance</i>	3 906	0.974	0.565	0.29	3.231
<i>density</i>	3 906	3.52	0.869	2.146	6.306
<i>edu</i>	3 906	1.669	1.95	0.078	9.722
<i>fai</i>	3 906	16.092	0.976	13.436	18.07

(二) 基础面板模型回归结果

本文采用面板固定效应模型(FEM),考虑时间固定效应。结果如表4所示。第(1)列是加入控制变量之前,数字经济对城市绿色创新差距影响的回归结果。其中,数字经济对城市绿色创新差距的影响在1%水平下显著为负,说明数字经济可以缩小城市绿色创新差距,研究假设H1得到验证。为了尽可能地消除模型中遗漏变量引起的回归结果偏误,表4第(2)—(5)列是在固定效应模型中逐步加入控制变量的检验结果。结果显示:不论是否加入控制变量,数字经济对城市绿色创新差距的影响系数仍显著为负,进一步说明本文的研究结论是稳健的。从控制变量的系数来看,与多数相关研究的结论一致,表明本文的模型回归结果是可信的。

表4 基础模型回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>Gdiff</i>	<i>Gdiff</i>	<i>Gdiff</i>	<i>Gdiff</i>	<i>Gdiff</i>
<i>DIGI</i>	-0.220*** (0.038)	-0.219*** (0.037)	-0.218*** (0.038)	-0.205*** (0.038)	-0.205*** (0.038)
<i>gov</i>		0.058* (0.031)	0.066** (0.033)	0.068** (0.033)	0.071** (0.033)
<i>ur</i>		0.294*** (0.046)	0.285*** (0.047)	0.280*** (0.047)	0.277*** (0.047)
<i>pgdp</i>			0.011 (0.010)	0.018* (0.010)	0.018* (0.010)
<i>finance</i>			0.003 (0.008)	0.003 (0.008)	0.002 (0.008)
<i>density</i>				0.079*** (0.030)	0.075** (0.030)
<i>edu</i>				-0.023 (0.019)	0.003 (0.002)
<i>fai</i>					-0.001 (0.001)
<i>Constant</i>	6.961*** (0.008)	6.817*** (0.023)	6.704*** (0.102)	6.365*** (0.160)	6.388*** (0.161)
城市固定	YES	YES	YES	YES	YES

续表4

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>Gdiff</i>	<i>Gdiff</i>	<i>Gdiff</i>	<i>Gdiff</i>	<i>Gdiff</i>
年份固定	YES	YES	YES	YES	YES
<i>N</i>	3 906	3 906	3 906	3 906	3 906
<i>R</i> ²	0. 987	0. 987	0. 987	0. 987	0. 987

注:括号内数值为稳健标准误;***、**、*分别表示在 1%、5%、10%的水平下显著。下同。

(三) 稳健性检验与内生性问题处理

1. 稳健性检验

(1) 替换变量

第一,替换被解释变量。参考张梁等(2021)^[14]的研究方法,通过计算城市绿色专利申请量的离差值得到城市绿色创新差距值。即通过计算某一城市某年绿色专利申请量与同期同省份所有城市绿色专利申请量均值的比值计算得到城市绿色创新差距,并进行重新回归。从表 5 第(1)列结果可以看出,数字经济的回归系数显著为负,即在替换被解释变量后回归结果仍然与前文一致,说明本文的结论是稳健可靠的。

第二,替换解释变量。上文采用熵权法度量城市数字经济指数,为确保本文结论的科学性,参考汤凯和刘晓康(2024)^[8]的做法,根据年度地方政府工作报告作为分析对象,从中提取与数字经济相关的关键词,将所有关键词出现的频次加总后除以报告中的正文总字数,将得到的数据乘 100 后作为数字经济的代理变量,并重新进行回归。回归结果如表 5 第(2)列所示,可以看出更换变量后的回归结果依然显著,验证了本文结论的科学性。

(2) 更换回归模型

由上文描述性分析可知城市绿色创新差距数据均为正值,同时还具有正值连续分布的混合性特征。本文使用 Tobit 模型进一步检验数字经济对城市绿色创新差距的影响。结果如表 5 第(3)列所示。结果表明,数字经济显著缩小了城市绿色创新差距,该结论与前文是一致的。

表 5 稳健性检验结果

变量	替换被解释变量	替换解释变量	Tobit 模型
	(1)	(2)	(3)
	<i>Gdiff</i>	<i>Gdiff</i>	<i>Gdiff</i>
<i>DIGI</i>	-0. 294 ** (0. 142)	-0. 034 * (0. 020)	-0. 205 *** (0. 036)
<i>Constant</i>	1. 130 * (0. 599)	6. 268 *** (0. 160)	6. 362 *** (0. 174)
<i>Control</i>	YES	YES	YES
城市固定	YES	YES	YES
年份固定	YES	YES	YES
<i>N</i>	3 906	3 906	3 906
<i>R</i> ²	0. 014	0. 987	-

2. 内生性问题处理

(1) Heckman 两阶段法

为了更精确地刻画数字经济对城市绿色创新差距的影响,确保结论的可靠性。本文利用中位数($DIGI=0.273$)将数字经济生成虚拟变量($DIGI_dum$),大于中位数计为 1,小于中位数计为 0,并使用 Heckman 两阶段法进行检验以减轻样本的选择偏差问题。具体操作如下:在第一阶段回归中加入控制变量、时间虚拟变量以及城市虚拟变量,并使用 Probit 模型进行回归,用于考察全样本中数字经济的概率,此外在第一阶段计算逆米尔斯比率(IMR , *Inverse Mill Ratio*)。在第二阶段,将 IMR 作为控制变量代入模型中再次估计,从表 6 第(1)(2)列的回归结果可以看出,Heckman 两阶段法回归中,数字经济系数显著为负,并且逆米尔斯比率(IMR)的回归系数显著。采用 Heckman 两阶段法进行估计结果是有效的,证明本文的主要结论是稳健的。

(2) 解释变量滞后期处理

为了尽可能消除“城市绿色创新差距越大,数字经济发展越糟糕”这一反向因果关系导致的内生性问题,本文采用解释变量($DIGI$)滞后一期、两期进行处理。回归结果如表 6 第(3)(4)列所示。从中可以发现, $DIGI$ 变量的符号及显著性均未发生明显改变,由此更加有力地证实了研究结论的稳健性与合理性。

表 6 内生性处理

变量	Heckman 两阶段法		解释变量滞后期处理	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	$DIGI_dum$	$Gdiff$	$Gdiff$	$Gdiff$
$DIGI$		-0.145 *** (0.038)		
$L. DIGI$			-0.178 *** (0.038)	
$L2. DIGI$				-0.146 *** (0.040)
IMR		-0.249 *** (0.030)		
$Constant$	-2.158 ** (0.841)	7.345 *** (0.197)	7.087 *** (0.164)	7.456 *** (0.173)
$Control$	YES	YES	YES	YES
城市固定	YES	YES	YES	YES
年份固定	YES	YES	YES	YES
N	3 906	3 906	3 619	3 344
R^2		0.988	0.986	0.985

(3) 工具变量与 SYS-GMM 方法

在数字经济影响城市绿色创新差距的过程中,不可观测的变量也可能同时对数字经济和城市绿色创新差距造成影响,故而形成的遗漏变量问题也会引起研究的内生性问题。本文选用工具变量并采用两阶段最小二乘法(2SLS)来削弱内生性问题所带来的影响。城市坡度是自然形成的地貌,越是险峻的地形越难进行基础设施的施工,因此基础设施建设会受客观因素的影响。由于中国数字经济还处于发展初

期,对基础设施建设的需求量较大,城市地形起伏对于数字化相关设备的建设、安装以及数字信息的传递均具有一定影响^[37]。但该变量并未直接对城市绿色创新差距产生影响,满足工具变量与内生变量相关而与随机扰动项不相关的两个条件,为满足工具变量的时间变化,本文采用地形起伏度与解释变量滞后一期构造的交互项作为工具变量(IV)。

表7所示为回归结果,第一阶段回归中,工具变量系数均显著为正,回归的Wald F统计量为6 810.88,远大于10,表明工具变量与内生解释变量的相关性较强,弱工具变量的情况不存在。LM统计量为2 855.03($P=0.000$),拒绝了工具变量不可识别的原假设。第(2)列为2SLS第二阶段的回归结果,在考虑数字经济与城市绿色创新差距之间可能存在的内生性问题后,可以看出数字经济与城市绿色创新差距之间的负相关关系仍然成立,显著性也未发生改变。由此可见,数字经济可以显著缩小城市绿色创新差距,与前文得到的结论一致。

此外,如果选择的样本数据存在自相关和异方差的话,2SLS的估计值是可能存在偏误的,因此借鉴Wintoki等(2012)^[38]的研究方法,采用比2SLS更加有效的系统广义矩估计(GMM)方法对基本模型进行估计,以确保上文检验的可靠性。表7第(3)列为系统广义矩估计GMM回归结果,可以看出数字经济的系数显著为负,说明在控制内生性问题以后,研究结论依然成立,回归模型的二阶序列相关检验结果AR(2)的 p 值不显著,说明回归方程不存在二阶序列相关问题。Hansen过度识别检验也说明工具变量是有效的,不存在过度识别问题。进一步说明本文结论是可靠的。

表7 IV工具变量+系统广义矩估计GMM回归结果

变量	第一阶段	第二阶段	系统广义矩估计GMM
	(1)	(2)	(3)
	<i>DIGI</i>	<i>Gdiff</i>	<i>Gdiff</i>
<i>IV</i>	0.017*** (0.004)		
<i>L. Gdiff</i>			0.951*** (0.086)
<i>DIGI</i>		-0.142*** (0.029)	-0.064*** (0.024)
<i>Control</i>	YES	YES	YES
城市固定	YES	YES	YES
年份固定	YES	YES	YES
<i>Constant</i>	-0.102*** (0.028)	10.194*** (0.096)	1.013*** (0.368)
<i>C-D Wald F statistic</i>	6 810.88	6 810.88	
<i>A- canon LM statistic</i>	2 855.03***	2 855.03***	
10% max IV size	19.93	19.93	
<i>AR(2) p 值</i>			0.154
<i>Hansen p 值</i>			0.990

(四) 异质性分析

1. 区域差异分析

数字经济在全国范围内飞速发展的同时,其发展程度在我国东、中、西部和东北地区也存在一定的差

异。对区域异质性进行分析有利于加深对数字经济与城市绿色创新差距之间的区域特征识别,同时有助于相应的政策制定。基于此,根据国家统计局 2020 年发布的统计制度及分类标准^①,将样本城市分为东部地区、中部地区、西部地区和东北地区。

结果如表 8 第(1)一(4)列所示。在东部地区 and 中部地区,数字经济的系数均为负值,说明在这两大地区,数字经济缩小了城市绿色创新差距。在西部地区,数字经济回归系数不显著,而东北地区系数显著为正。整体而言,数字经济缩小城市绿色创新差距的效果存在显著的地区差异,在东部地区显著为负。其原因在于东部地区有着完善的信息基础设施,拥有较好的人力资本、物质条件,且地理位置也有利于发展宽带网络建设。此外,东部地区数字经济整体上高于中西部和东北地区,地区间经济差距相较于其他地区也较低。

2. 市场化水平差异分析

考虑到市场经济条件下,市场化水平对城市间的资源配置具有重要影响,进而可能影响城市绿色创新差距。因此,本文从不同市场化水平的维度进行异质性分析,根据市场化水平的中位数^②,将样本划分为高市场化水平与低市场化水平两类。基于市场化水平的分组检验结果如表 8 第(5)(6)列所示。

从回归结果可以看出,数字经济的系数均显著为负数,表明在不同市场化水平下,数字经济均能缩小城市绿色创新差距。另外,在市场化水平较低组,数字经济回归系数高于市场化水平较高组,表明数字经济缩小城市绿色创新差距效果在市场化水平较低的地方更强。原因在于:一方面,在市场化水平较低的城市,政府在城市数字经济发展方面的引导和支持更为重要。政府会出台相应的政策和规划,以促进数字技术的应用和发展。另一方面,市场化水平较低将会造成市场竞争不够激烈,企业之间的协作和资源共享更为普遍。这有助于数字经济的应用和推广,从而提高城市经济活力,促进城市绿色创新动力,缩小城市绿色创新差距。

表 8 异质性回归结果

变量	东部地区 (1) <i>Gdiff</i>	中部地区 (2) <i>Gdiff</i>	西部地区 (3) <i>Gdiff</i>	东北地区 (4) <i>Gdiff</i>	市场化水平低 (5) <i>Gdiff</i>	市场化水平高 (6) <i>Gdiff</i>
<i>DIGI</i>	-0.855*** (0.125)	-0.032 (0.038)	0.057 (0.051)	0.107*** (0.040)	-0.204*** (0.046)	-0.147** (0.059)
<i>Constant</i>	6.048*** (0.459)	7.283*** (0.171)	6.845*** (0.227)	6.956*** (0.235)	6.585*** (0.181)	6.431*** (0.293)
<i>Control</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
城市固定	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>N</i>	1 162	1 106	1 152	476	1 945	1 951
<i>R</i> ²	0.971	0.998	0.993	0.998	0.989	0.979

① 东部地区包括北京、天津、河北、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东和海南;中部地区包括山西、安徽、江西、河南、湖北和湖南;西部地区包括内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏和新疆;东北地区包括辽宁、吉林和黑龙江。限于数据的可得性,本研究不包含我国港澳台地区。

② 本文参考借鉴樊纲等(2003)的方法,从政府与市场的关系、产品市场发育程度、非国有经济发展状况、要素市场发育程度、市场服务完善程度、知识产权保护程度六个方面构建省级指标体系,通过主成分分析法计算得到城市市场化水平得分。详见樊纲,王小鲁,张立文,等:《中国各地区市场化相对进程报告》,《经济研究》2003 年第 3 期,第 9-18 页。

(五) 影响机制分析

由理论推导可知,数字经济影响城市绿色创新差距存在两条渠道。第一,数字经济可以促进资源配置效率,矫正资源错配,从而缩小城市间绿色创新差距;第二,数字经济可以优化产业结构,从而缩小城市间绿色创新差距。基于模型(4)一(7)探究数字经济对城市绿色创新差距的影响路径。此外,进一步研究网络基础设施建设在数字经济与城市绿色创新差距之间的调节效应。

1. 资源配置效率的影响机制

表9第(1)(4)结果显示,数字经济回归系数显著为负,说明数字经济有助于改善资源错配程度,提高资源配置效率。第(2)(3)(5)(6)列结果显示,资源配置效率对城市绿色创新差距的影响系数均显著为正,表明改善资源错配程度进而提高资源配置效率有助于缩小城市绿色创新差距;同时,第(3)(6)列中数字经济的回归系数相比于基准检验有所减小,这意味着资源配置效率在数字经济影响城市绿色创新差距的过程中发挥了部分中介效应。从Bootstrap检验结果来看,Bootstrap中介效应的置信区间不包含0,说明上述检验结果有效,验证了假设H2a。

2. 产业结构升级的影响机制

表9第(7)列可以看出数字经济对城市产业结构升级具有显著的促进作用;第(8)列和第(9)列结果显示,产业结构升级对城市绿色创新差距的影响系数均显著为负,表明产业结构升级有助于缩小城市绿色创新差距;同时,第(9)列中数字经济的回归系数相比于基准检验有所减小,表明产业结构升级在数字经济影响城市绿色创新差距的过程中发挥了部分中介效应。产业结构升级是数字经济缩小城市绿色创新差距的另一条潜在渠道。根据Bootstrap检验的结果,Bootstrap中介效应的置信区间不包含0,说明上述检验结果有效,验证了假设H2b。

3. 网络基础设施建设的调节效应

网络基础设施建设的调节效应的实证结果如表9所示。表9第(10)列的数字经济与网络基础设施建设的交互项 $DIGI \times infra$ 显著为负,即网络基础设施建设越好,数字经济越能有效缩小城市绿色创新差距,具有显著的调节效应,验证了假设H3。

以上机制效应检验与调节效应检验结果表明,数字经济可以通过促进资源配置效率、优化产业结构升级缩小城市绿色创新差距。另外,加强网络基础设施建设可以更好地发挥数字经济缩小城市绿色创新差距的作用,验证了本文的机制假设。

表9 机制效应检验

变量	资源配置效率						产业结构升级			调节效应
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
	<i>Kmis</i>	<i>Gdiff</i>	<i>Gdiff</i>	<i>Lmis</i>	<i>Gdiff</i>	<i>Gdiff</i>	<i>upgrade</i>	<i>Gdiff</i>	<i>Gdiff</i>	<i>Gdiff</i>
<i>DIGI</i>	-0.206*** (0.060)		-0.201*** (0.038)	-0.258*** (0.075)		-0.202*** (0.038)	0.769*** (0.097)		-0.197*** (0.045)	-0.036 (0.046)
<i>Kmis</i>		0.022** (0.011)	0.019* (0.011)							
<i>Lmis</i>					0.015* (0.008)	0.017** (0.008)				
<i>upgrade</i>								-0.025*** (0.008)	-0.036*** (0.008)	
<i>infra</i>										0.034**

续表9

变量	资源配置效率						产业结构升级			调节效应
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
	<i>Kmis</i>	<i>Gdiff</i>	<i>Gdiff</i>	<i>Lmis</i>	<i>Gdiff</i>	<i>Gdiff</i>	<i>upgrade</i>	<i>Gdiff</i>	<i>Gdiff</i>	<i>Gdiff</i>
										(0.014)
<i>DIGI</i> × <i>infra</i>										-0.157 ***
										(0.035)
<i>Constant</i>	-1.243 ***	6.294 ***	6.412 ***	-0.405	6.287 ***	6.403 ***	3.475 ***	6.251 ***	6.454 ***	7.551 ***
	(0.252)	(0.160)	(0.161)	(0.318)	(0.160)	(0.161)	(0.388)	(0.181)	(0.182)	(0.175)
<i>Control</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
城市固定	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Bootstrap(1 000)	[-0.167 340 7, -0.059 958 7]			[0.019 907 8, 0.065 911 3]			[0.155 181 6, 0.255 925 3]			
置信区间										
<i>N</i>	3 906	3 906	3 906	3 906	3 906	3 906	3 906	3 906	3 906	3 906
<i>R</i> ²	0.134	0.987	0.987	0.018	0.987	0.988	0.704	0.986	0.986	0.985

五、进一步分析

随着数字经济的发展,其对城市绿色创新差距的影响可能会呈现出非线性门槛特征。为了验证数字经济的门槛效应,参考 Hansen (1999)^[39] 的研究,以城市绿色创新差距 (*Gdiff*) 为被解释变量,数字经济 (*DIGI*) 为关键解释变量和门槛变量进行分析,构建如下模型:

$$Gdiff_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 DIGI_{it} \times I(DIGI_{it} \leq \gamma) + \alpha_2 DIGI_{it} \times I(DIGI_{it} > \gamma) + \alpha_3 Controls_{it} + \mu_t + \varphi_i + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

其中, $I(\cdot)$ 为一个示性函数,当满足括号内的条件时,取值为 1,不满足时则取值为 0。 γ 为未知的真实门槛值。模型(9)假设仅存在唯一单门槛值,而在实际情况下有可能存在两个或两个以上的门槛值,双门槛、三门槛可在单门槛基础上拓展。

本文根据门槛回归模型,分析 2008—2021 年 279 个地级市的面板数据。首先,确定是否存在门槛、门槛数量是多少。选取 300 次重复抽样法 (Bootstrap) 对门槛效应的显著性进行检验,如表 10 所示。结果表明,单一门槛的 F 值均远远大于 1% 显著性水平下的临界值。因此,不存在门槛效应的原假设被拒绝,证明了门槛效应的存在性。此外,双门槛模型中, F 值不显著,没有拒绝存在两个门槛的原假设,说明存在显著的单门槛效应。

表 10 门槛效应存在性检验结果

门槛变量	门槛个数	F 值	P 值	BS 次数	10% 临界值	5% 临界值	1% 临界值
数字经济	单一门槛	69.19 ***	0.000	300	32.873	36.588	51.585
	双重门槛	54.15 ***	0.136 7	300	65.797	85.744	109.731

其次,验证所得到的门槛估计值与真实值的一致性,利用反复抽样法得到表 11 所示的各个门槛的估计值和对应的置信区间。为更直观地表示门槛的估计值及其置信区间,同时观察门槛估计值与真实值进行回归后残差平方和差额的变化情况,绘制出门槛值的似然比统计量 (LR) 函数图 (见图 1)。根据 Han-

sen 提出的估计方法,当似然比统计量(LR)趋近于 0 时,那么门槛值就是相对应的 γ 值(γ 为未知的真实门槛值)。因此,绘制相对应门槛估计值在 95%置信区间下的 LR 图。

表 11 门槛估计值和置信区间

门槛变量	估计值	95%置信区间
数字经济	0.050	[0.045,0.052]

图 1 是数字经济为门槛变量的 LR 图。通过 LR 图,可以更加清楚直观地观察到 LR 统计量最低点对应真实的门槛值。城市绿色创新差距所对应的数字经济门槛值(0.050)的 LR 值均落在 5%临界值下方(曲线落入参考线以下,说明门槛值是显著存在的),因此不能拒绝原假设,最终较为准确地把数字经济分为两个阶段。

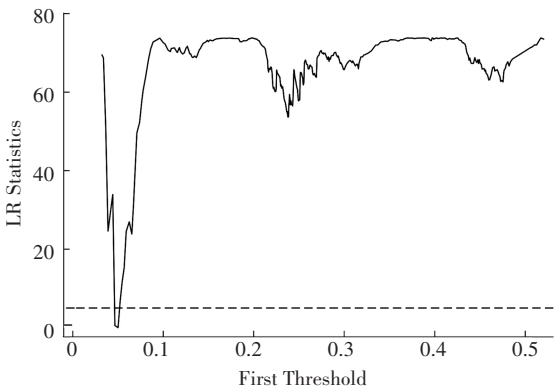


图 1 全样本门槛估计 LR 图

最后,在确定门槛值以后,需要对模型中的统计量系数进行分段估计,以数字经济作为门槛变量回归结果。如表 12 所示。

门槛回归结果显示,在以城市绿色创新差距为被解释变量,门槛变量为数字经济时,当数字经济低于 0.050 时,即数字经济未跨过第一个门槛,数字经济回归系数为-1.637,对应的 t 统计量为-1.31,未通过显著性检验,说明在数字经济发展初期,数字经济对城市绿色创新差距没有显著的抑制作用。当数字经济继续发展并跨越门槛值时($DIGI>0.050$),数字经济回归系数为-12.432,并通过显著性检验(是第一阶段数字经济系数的 7.5 倍),对缩小城市绿色创新差距的作用明显增强。表明:随着数字经济水平发展到一定程度,对缩小城市绿色创新差距的作用逐渐增强,呈现出边际递增的非线性特征,验证了假设 H4。

表 12 门槛效应回归结果

变量	(1)
	<i>Gdiff</i>
$DIGI \cdot I(DIGI \leq 0.050)$	-1.637 (1.246)
$DIGI \cdot I(DIGI > 0.050)$	-12.433*** (1.689)
<i>Constant</i>	-6.138*** (0.719)
<i>Control</i>	YES
<i>N</i>	3 906
<i>R</i> ²	0.714

六、研究结论与政策建议

缩小城市绿色创新差距,推动城市协调发展,对于我国城市绿色经济发展具有重要的现实意义。本文利用我国2008—2021年地级市面板数据,探究数字经济对城市绿色创新差距的影响,得出如下结论:

第一,数字经济可以显著缩小我国城市间绿色创新差距,并且经过一系列稳健性与内生性检验后,结论仍然成立。异质性分析显示,数字经济缩小城市绿色创新差距在市场化水平低以及东部地区表现得更为明显。第二,机制检验表明,数字经济可以通过资源配置效率、产业结构升级缩小城市绿色创新差距。此外,网络基础设施在数字经济与城市绿色创新差距之间具有同向调节效应。第三,数字经济缩小城市绿色创新差距受自身发展水平的影响,表现为门槛效应,即当数字经济达到一定水平(门槛值)后,对城市绿色创新差距的缩小作用才会显现,同时对城市绿色创新差距的抑制作用具有边际报酬递增的后发性优势。基于上述研究结论,提出如下政策建议:

第一,推动数字经济健康高速发展,提升城市数字经济水平,强化以大数据、云计算为代表的信息技术和以互联网建设、5G为代表的数字基础设施的迭代更新。此外,不同地区应采取差异化策略。比如,东部发达城市应充分发挥数字经济的基础优势,引领和推动数字经济发展,提升数字技术在现实经济社会中的应用程度。中部和东北地区,应积极推动数字应用场景的落地,将数字技术与多行业相结合,推动传统产业的转型和升级,形成数字产业集聚区。西部地区应积极实施“东数西算”工程,加快新型数字技术基础设施建设,把数据中心转移到西部地区,形成数字基础设施的多元化供应模式,推动偏远地区尤其是偏远落后地区的新型数字基础设施发展。除此之外,政府还需要制定并出台相应的政策,设立经济圈、经济带,有效推动城市间协调发展,缩小城市绿色创新差距。

第二,遵循各城市之间的比较优势,采取差异化数字经济策略,减小“数字鸿沟”。同时,结合数字经济不同阶段的发展情况,合理调整发展政策。特别是在数字经济发展全面提速的关键时期,需要加大数字经济的支持力度以帮助其跨越门槛值,更好地发挥出数字经济的积极影响。东部地区应进一步培育与优化数字经济创新环境,释放数字经济对落后地区传统产业升级的强劲动力。中西部和东北地区作为数字经济相对落后的地区,应加快网络基础设施建设,为企业提供多元数字化平台。对特定企业产业结构升级,可以给予一定的补贴,补齐数字基础设施短板,推动城市协调发展。

第三,精准理解和把握数字经济促进资源配置效率、优化产业结构升级的作用机制。各城市应找准自身优势,以数字经济为契机出台差异化的城市绿色创新战略,提升城市内外部创新要素的配置效率。在中西部以及东北地区,继续加大数字化投资力度,加强网络基础设施建设,充分发挥数字经济对资源配置的改善作用。加快数字技术与实体经济融合发展,发挥数字经济对传统产业支撑作用,积极引导企业加快应用新技术,推动传统产业数字化、网络化、智能化转型升级,以实体产业为基础,构建新型产业组织平台,加快产业结构升级。

第四,网络基础设施建设对数字经济具有重要的推动作用,而且其推动作用会随着时间的推移呈现出逐渐增强的态势。因此,今后应不断加强城市网络基础设施建设,尤其是推进落后地区网络基础设施优化升级,将5G和千兆光纤等新一代网络信息技术设施向落后地区延伸,进一步提升网络基础设施的功能,为数字经济提供基础,激发城市数字经济活力,有效刺激城市绿色创新,防止出现城市绿色创新差距扩大。重视弱势地区数字经济中心城市的布局,既要与发达城市的数字经济中心形成联接互动,又要在城市内部承担起“以强带弱”的辐射和溢出效应,各绿色创新主体要善于利用信息技术获取信息,积极与发达城市交流、合作,努力提高绿色创新水平,进而促进中国经济高质量发展。

参考文献:

- [1] 李拓晨,石籽祎,韩冬日,等.数字经济发展与省域创新质量——来自专利质量的证据[J].统计研究,2023(9):92-106.
- [2] 张昕蔚.数字经济条件下的创新模式演化研究[J].经济学家,2019(7):32-39.
- [3] 孙晋云,白俊红,王钺.数字经济如何重塑我国区域创新格局?——基于研发要素流动的视角[J].统计研究,2023(8):59-70.
- [4] 郭峰,熊云军,石庆玲,等.数字经济与行政边界地区经济发展再考察——来自卫星灯光数据的证据[J].管理世界,2023(4):16-34.
- [5] 孙畅,孙笑笑,张妮.数字经济、创新驱动与成渝地区双城经济圈城市经济韧性[J].重庆工商大学学报(社会科学版),2025(2):13-28.
- [6] 杨刚强,王海森,范恒山,等.数字经济的碳减排效应:理论分析与经验证据[J].中国工业经济,2023(5):80-98.
- [7] TEECE D J. Profiting from innovation in the digital economy: Enabling technologies, standards and licensing models in the wireless world[J]. Research Policy, 2018(8): 1367-1387.
- [8] 汤凯,刘晓康.数字经济发展与城市收缩——来自夜间灯光数据的证据[J].管理科学,2024(2):16-33.
- [9] DIAN J, SONG T, LI S. Facilitating or inhibiting? Spatial effects of the digital economy affecting urban green technology innovation[J]. Energy Economics, 2024(1): 107223.
- [10] 韦施威,杜金岷,潘爽.数字经济如何促进绿色创新——来自中国城市的经验证据[J].财经论丛,2022(11):10-20.
- [11] 熊广勤,方扶星.数字经济发展、产业多样化与城市绿色创新[J].北京工商大学学报(社会科学版),2024(4):45-58.
- [12] 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(7):120-129.
- [13] LI F,NUCCIARELLI A,RODEN S,et al. How smart cities transform operations models: A new research agenda for operations management in the digital economy[J]. Production Planning & Control,2016(6): 514-528.
- [14] 张梁,相广平,马永凡.数字金融对区域创新差距的影响机理分析[J].改革,2021(5):88-101.
- [15] 王尹君,曹允春,李彦龙.数字金融与区域创新差距[J].统计与信息论坛,2024(7):69-81.
- [16] 王珺,杨本建.中心城市辐射带动效应的机制及其实现路径研究[J].中山大学学报(社会科学版),2022(1):161-167.
- [17] 蔡跃洲,马文君.数据要素对高质量发展影响与数据流动制约[J].数量经济技术经济研究,2021(3):64-83.
- [18] SHEN Y,ZHANG X. Digital economy, intelligent manufacturing and labor mismatch[J]. Journal of Advanced Computational Intelligence and Intelligent Informatics,2022(4): 655-664.
- [19] 余文涛,吴士炜.互联网平台经济与正在缓解的市场扭曲[J].财贸经济,2020(5):146-160.
- [20] 安同良,杨晨.互联网重塑中国经济地理格局:微观机制与宏观效应[J].经济研究,2020(2):4-19.
- [21] 左鹏飞,姜奇平,陈静.互联网发展、城镇化与我国产业结构转型升级[J].数量经济技术经济研究,2020(7):71-91.
- [22] 徐伟呈,周田,郑雪梅.数字经济如何赋能产业结构优化升级:基于ICT对三大产业全要素生产率贡献的视角[J].中国软科学,2022(9):27-38.
- [23] 杨煜,秦双全,胡汉辉.三网融合背景下网络基础设施升级的理论与实证研究[J].管理工程学报,2013(4):186-195.
- [24] 马青山,何凌云,袁恩宇.新兴基础设施建设与城市产业结构升级——基于“宽带中国”试点的准自然实验[J].财经科学,2021(4):76-90.
- [25] 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.
- [26] 董直庆,王辉.城市财富与绿色技术选择[J].经济研究,2021(4):143-159.
- [27] 徐佳,崔静波.低碳城市和企业绿色技术创新[J].中国工业经济,2020(12):178-196.
- [28] 赵涛,张智,梁上坤.数字经济、创业活跃度与高质量发展——来自中国城市的经验证据[J].管理世界,2020(10):65-76.
- [29] 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):5-23.

- [30] 郭峰,王靖一,王芳,等. 测度中国数字普惠金融发展:指数编制与空间特征[J]. 经济学(季刊),2020(4):1401-1418.
- [31] 陈永伟,胡伟民. 价格扭曲、要素错配和效率损失:理论和应用[J]. 经济学(季刊),2011(4):1401-1422.
- [32] 徐敏,姜勇. 中国产业结构升级能缩小城乡消费差距吗? [J]. 数量经济技术经济研究,2015(3):3-21.
- [33] 郭爱君,张小勇,李菁. 网络基础设施建设与城市经济韧性——基于“宽带中国”示范性城市建设的准自然实验[J]. 财贸研究,2023(5):25-38.
- [34] KONG T, SUN R J, SUN G, et al. Effects of digital finance on green innovation considering information asymmetry: An empirical study based on Chinese listed firms[J]. Emerging Markets Finance and Trade,2022(15): 4399-4411.
- [35] 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.
- [36] 曾国安,苏诗琴,彭爽. 企业杠杆行为与技术创新[J]. 中国工业经济,2023(8):155-173.
- [37] 叶胥,杜云晗,何文军. 数字经济发展的就业结构效应[J]. 财贸研究,2021(4):1-13.
- [38] WINTOKI M B, LINCK J S,NETTER J M. Endogeneity and the dynamics of internal corporate governance[J]. Journal of Financial Economics,2012(3): 581-606.
- [39] HANSEN B E. Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing and inference[J]. Journal of Econometrics, 1999(2): 345-368.

Digital Economy and Urban Green Innovation Gap: An Empirical Study Based on Panel Data of Chinese Cities

TANG Kai, LIU Xiaokang

(Business School, Zhengzhou University, Zhengzhou 450000, Henan, China)

Abstract: The digital economy is becoming a new driving force for economic and social development in China and has a profound impact on narrowing the green innovation gap among cities and promoting coordinated urban development. Using panel data from 279 prefecture-level cities in China from 2008 to 2021, this study examines the impact of the digital economy on the green innovation gap among cities and its underlying mechanisms. The findings show that the digital economy can significantly reduce the green innovation gap among Chinese cities. Heterogeneity analysis indicates that this narrowing effect is more pronounced in regions with lower levels of marketization and in the eastern region. Mechanism analysis reveals that the improvement of resource allocation efficiency and industrial structure upgrading are important channels through which the digital economy narrows the green innovation gap. Network infrastructure development plays a homogeneous moderating role in the digital economy and the urban green innovation gap. Further research finds that the digital economy has a threshold effect on the green innovation gap in cities and the narrowing effect on the urban green innovation gap has the advantage of posteriority with increasing marginal rewards. To this end, cities should actively promote the construction of network infrastructure, formulate differentiated digital economy strategies, promote the upgrading of industrial structure, and facilitate the efficiency of resource allocation, so as to narrow the urban green innovation gap in a more effective way.

Keywords: digital economy; green innovation gap; impact mechanism; threshold effect

(责任编辑:李栋桦)