

DOI: 10.13504/j.cnki.issn1008-2700.2026.02.006

# 数字政府建设对企业绿色技术创新的影响研究

郑华章, 宋浩洋

(天津财经大学 统计学院, 天津 300222)

**摘要:** 数字政府建设是数字中国战略的重要组成部分, 是推进国家治理体系和治理能力现代化的重要举措之一。本文利用政府工作报告进行文本分析并测算城市层面数字政府建设水平, 基于2007—2023年沪深A股上市公司数据, 实证检验了数字政府建设对企业绿色技术创新的影响及其作用机制。研究表明: 数字政府建设对辖区内企业绿色技术创新具有促进作用, 并且该结论经过一系列稳健性检验后仍然成立。机制分析表明, 数字政府建设主要通过降低制度性交易成本、缓解企业信息不对称和强化环境规制实施三个机制促进企业绿色技术创新。异质性分析发现, 数字政府建设对企业绿色技术创新的促进效应在大规模企业、重污染企业、位于东部地区的企业以及高知识产权保护地区的企业中更为明显。本文的研究为从政府数字化角度驱动企业绿色技术创新提供了经验证据, 为进一步推动数字化绿色化协同转型发展提供了重要启示。

**关键词:** 数字政府建设; 企业绿色技术创新; 绿色转型; 数字化转型; 环境规制

**中图分类号:** F273.1 **文献标识码:** A **文章编号:** 1008-2700 (2026) 02-0069-14

## 一、问题提出

党的二十届四中全会公报再次强调加快经济社会发展全面绿色转型, 建设美丽中国。绿色技术创新是把技术创新与生态系统融合起来, 能够在实现经济效益的同时减少环境污染, 是推动发展方式绿色转型的核心动力引擎。

近年来, 中国绿色技术创新活动日益活跃, 绿色专利授权数量呈逐步上升趋势, 但是专利质量与国际先进水平相比存在差距, 并且大部分绿色创新产出来自高校等公共科研机构, 企业产出数量则相对较少<sup>[1]</sup>, 许多企业仍然面临绿色技术创新动力不足和能力不够的现实困境。造成这种现象的原因在于: 一方面, 绿色创新存在公共知识和环境保护的“双重外部性”特征, 其私人报酬低于社会报酬, 抑制了企业开展绿色创新的内生动力<sup>[2]</sup>; 另一方面, 绿色创新过程所具有的高风险性和高复杂性又对资金、人才等各类要素配置提出了更高要求, 企业往往由于能力限制难以实现重大突破<sup>[3]</sup>。因此, 完全依靠企业自身难以达到绿色创新的社会最优水平, 需要政府的推动。在此背景下, 如何有效支持和驱动企业开展绿色创新活动, 充分发挥企业绿色创新实践主体作用, 成为美丽中国建设进程中的重点议题。

与此同时, 随着大数据、人工智能、云计算的迭代发展, 新一代数字技术逐渐融入经济社会发展的

收稿日期: 2025-08-12; 修回日期: 2026-01-05

基金项目: 国家社会科学基金一般项目“基于文本大数据的政策效应评价的方法与应用研究”(20BTJ058)

作者简介: 郑华章, 天津财经大学统计学院副教授; 宋浩洋, 天津财经大学统计学院硕士研究生, 通信作者。

各领域和全过程, 数字化绿色化协同转型成为推动经济社会发展绿色转型的重要战略选择。作为绿色发展的主导部门, 各级政府也正在推动数字技术广泛应用于政府管理服务, 加快政府部门数字化。党的十九届四中全会首次在中央层面提出“推进数字政府建设”, 2022年6月国务院办公厅发布的《国务院关于加强数字政府建设的指导意见》(国发〔2022〕14号)将“加强数字政府建设”定位为“建设网络强国、数字中国的基础性和先导性工程”。数字政府建设结合技术创新与治理创新共同赋能微观市场主体, 为企业绿色创新活动提供了新的发展机遇。从技术扩散维度看, 数字政府建设带动相关数字化投资增加, 无论是数字基站、大数据中心等基础设施, 还是“一网通办”平台、公共数据开放平台等基础服务, 均能助力企业将数字技术与传统生产经营深度融合, 推动企业数字化转型<sup>[4]</sup>, 为企业绿色创新奠定技术基础。从治理变革维度看, 数字政府建设使数据成为连接政府、市场和社会的重要载体, 塑造良好的数字生态, 多元主体在协同创新中合力优化当前的管理制度、规则和流程<sup>[5]</sup>, 从而极大提高政府服务质量和效率, 为企业绿色创新营造良好的外部环境。需要指出的是, 数字政府建设也可能对企业绿色创新活动产生一些不利影响。一方面, 政府对企业核心数据的采集和运用程度把握不准, 可能导致数据滥用、信息轰炸、数字鸿沟等一系列问题<sup>[6]</sup>, 进而加深了企业对数据安全隐患与监管尺度失当的顾虑。另一方面, 现阶段数字政府建设中的政策“碎片化”特征明显, 企业需要适应各部门新的数字化治理要求, 这可能带来额外的合规成本, 分散其在绿色技术创新上的资源投入。总体来看, 数字政府建设对企业绿色技术创新的影响存在着两面性, 两者的净效应迫切需要理论明晰和实证验证。

为回答上述问题, 本文在利用政府工作报告进行文本分析并测算城市层面数字政府建设水平的基础上, 基于2007—2023年沪深A股上市公司数据, 分析了数字政府建设对企业绿色技术创新的影响效应及其作用机制。与现有研究相比, 本文可能的边际贡献是:

第一, 将数字化对绿色发展的影响延伸到政府部门。现有文献在讨论数字化能否促进绿色发展这一问题中, 大多从私营部门内部数字化转型的视角进行讨论, 忽略了政府部门的数字化变革, 且未考虑这种数字化变革带来的现实问题。为此, 本文从不同视角辨析了政府部门数字化与企业绿色技术创新之间的复杂关系, 并验证了数字政府建设对企业绿色技术创新具有显著的促进作用, 拓展了数字化与绿色化协同发展的研究框架, 为更好地支持企业绿色发展提供了新视角。

第二, 利用政府工作报告文本分析更加准确地刻画了各地数字政府建设的现实效果。现有研究多从公共数据开放、成立大数据局、“信息惠民”试点等特定政策或具体技术应用形式度量数字政府建设, 这些指标存在着数据年份不连续、数据颗粒度不精细等问题, 难以全面系统地表征数字政府建设程度。本文采用的方法有利于更准确地评估数字政府建设对企业绿色技术创新的贡献和影响。

第三, 系统地考察了数字政府建设影响企业绿色创新的作用机制。现有研究在微观企业层面探究数字政府建设对企业绿色创新的内在机制时大多从融资约束、交易成本等角度进行分析, 忽视了数据对企业决策和政府治理的赋能作用, 相关作用机制仍需要进一步深化。本文结合数字政府建设的特点, 论证了降低制度性交易成本、缓解企业信息不对称和强化环境规制实施三方面作用机制, 为更好地结合“有效市场”和“有为政府”, 推动经济绿色高质量发展提供了有益参考。

## 二、文献综述

与本文研究相关的文献主要有两类: 一类是关于数字政府建设对经济社会影响的研究, 另一类是关于企业绿色技术创新驱动因素的研究。

### (一) 数字政府建设的经济社会影响

中国的数字政府建设可以追溯到20世纪90年代的“三金工程”, 经历了从政府信息化到电子政务再到数字政府的时代转变。在社会治理方面, 基于公共管理理论, 研究发现数字政府建设推动了不同层级和部门之间的业务协作, 实现了更高效的治理<sup>[7]</sup>; 利用大数据技术辅助政府决策, 提升监管精细化水平, 实现了更科学的治理<sup>[8]</sup>。在经济方面, 已有文献从政府与市场互动的视角出发, 提出数字政府建设

通过对基础设施、营商环境等关键资源的持续优化,促进当地的经济增长<sup>[9]</sup>和创业活力<sup>[10]</sup>。在企业服务方面,通过现代信息技术和数字平台缩小了政企之间的信息差<sup>[11]</sup>,并且优化办事流程,加大公共服务供给力度,能够降低企业非生产性成本<sup>[12]</sup>、提高投资效率<sup>[13]</sup>、激励技术创新<sup>[8]</sup>,最终提升企业价值和生产率<sup>[14]</sup>。在环境保护方面,数字政府建设深化了环境监测体系<sup>[15]</sup>,减少传统环境规制政策实施过程的不当干预,强调多元主体协同监督,进而促进企业污染减排和绿色全要素生产率的提升<sup>[16]</sup>。

## (二) 企业绿色技术创新的驱动因素

绿色技术创新是实现企业可持续发展的重要抓手。现有研究大致可分为两类。第一类研究基于资源基础理论,认为企业内部的组织要素是企业开展绿色创新活动的重要资源基础。这类文献大多在绿色导向和绿色能力层面,从高管特征<sup>[17]</sup>、融资约束<sup>[2]</sup>等角度研究了企业环境认知过程以及动态能力建设对绿色技术创新的引导性驱动作用。第二类研究聚焦于制度经济学视域下政府外部政策干预的效果评估。大部分研究认为新环保法实施<sup>[18]</sup>、环境权益交易<sup>[19]</sup>、绿色信贷<sup>[20]</sup>等环境规制制度和绿色产业政策对企业绿色技术创新产生了正向驱动效应。但也有研究指出,不同类型的政策措施对绿色创新具有异质性影响,并且一些传统的干预措施会导致政府失灵,产生创新“挤出”效应<sup>[21]</sup>。

综合来看,既有文献为本文的研究奠定了良好的基础,但是直接研究数字政府与绿色创新的成果仍然较少,且存在一些不足之处:第一,部分学者从宏观角度出发研究数字政府建设的绿色创新效应,如伦晓波和刘颜(2022)使用跨国数据揭示了“数字政府—数字经济—绿色技术创新”的传递路径<sup>[22]</sup>,但他们未从更微观的视角解释企业这一市场主体的绿色创新驱动因素及其作用机制;第二,部分文献多使用特定政策作为数字政府建设的代理变量,如操小娟和张诗嘉(2024)使用“互联网+政务服务”试点政策分析其带来的环境影响<sup>[16]</sup>,但缺乏对数字政府建设的整体刻画;第三,现有文献基于正向促进的潜在假定<sup>[15]</sup>,没有考虑数字化过程中带来的新的挑战及解决方案。这为本文的研究提供了创新和探索的空间。

## 三、理论分析与研究假设

### (一) 数字政府建设对企业绿色技术创新的影响

制度理论认为,制度环境能够塑造企业行为,企业需要根据所处的制度环境调整自身战略以获得合法性和组织发展的资源<sup>[23]</sup>。企业及金融部门数字化与政府部门数字化在目标与功能上存在本质差异,前者多侧重于个体层面的盈利和价值创造,属于微观层面的自我变革<sup>[24]</sup>。而数字政府建设的独特之处就在于它融合了技术与制度因素,是宏观层面的系统性革新,并借助信息技术和数字平台,重塑政府、市场和社会之间关系,推动政府数字治理流程优化和模式创新,为企业绿色技术创新提供新的实践路径。

数字政府建设对企业绿色技术创新有三方面直接影响。首先,数字技术嵌入政府治理服务过程中,有助于政府职能向服务型转变<sup>[8]</sup>。政府借助大数据分析、区块链管理等方式实现简政放权和职能优化,提高政务服务的效能、透明度和响应速度<sup>[9]</sup>,为企业绿色技术创新提供良好的制度环境。其次,数字政府建设可以构建政府机构与社会公众、科研院所、生产厂商等多元主体合作的数字生态系统。多元主体在协同合作中实现数据、知识、业务等相互融合,不仅能够提高技术研发效率、降低研发风险,还可以加速绿色技术成果的实际应用和扩散<sup>[16]</sup>,激励企业持续开展绿色创新活动。最后,数字政府建设能够有效优化资源配置效率。政府依托数字技术整合和分析市场动态,及时校正市场失灵现象,引导各类要素流向绿色环保和高效创新领域,避免了有限资源的错配与浪费,提升企业开展绿色创新活动的意愿。因此,本文提出如下假设。

假设1:数字政府建设能够促进企业绿色技术创新。

### (二) 数字政府建设影响企业绿色技术创新的机制分析

#### 1. 降低制度性交易成本

制度性交易成本是指企业为遵守政府制定的各种规章制度而产生的成本,是市场主体面临的刚性外部约束。制度性交易成本种类多、弹性大,不仅浪费企业有限的创新资源,还可能使企业贻误宝贵的市

场机遇。因此,降低制度性交易成本对减轻企业负担、激发市场活力和发展内生动力具有重要的积极作用<sup>[25]</sup>。数字政府建设所具有的服务性、精准性、效率性、协调性、公开性等特点优化了政府治理服务效能,为降低市场主体的制度性交易成本提供了可能。第一,数字政府建设推动了政府各层级、各部门之间的互联互通和业务共享。各地政府利用“互联网+政务”建立起跨地区、跨部门的高效办事网络,推动“最多跑一次”“一网通办”“一网统管”等模式不断创新<sup>[4]</sup>,提高审批、备案等政务服务效率,节省企业办事的行政成本,使企业可以将更多精力和资源投入绿色创新活动中。第二,数字政府建设提高了政策的精准性和有效性,实现了政府职能向服务型转变。政府部门利用数字技术收集企业需求,以大数据为基础辅助决策,提高政策精准性,从而降低市场主体面临的制度性交易成本;主动对接企业需求,降低企业绿色技术创新所面临的外部风险。第三,数字政府建设强化了信息公开和公众监督机制。通过完善规范化行政事项运行流程,提高政府工作透明度,压缩官员自由裁量权的空间,有效减少由腐败官员抽租活动带来的寻租成本,抑制了企业家用“寻租战略”替代“创新战略”的策略性机会主义行为<sup>[26]</sup>。因此,本文提出如下假设。

假设2:数字政府建设通过降低制度性交易成本进而促进企业绿色技术创新。

## 2. 缓解企业信息不对称

数据要素时代企业面临着前所未有的数据信息挑战,可决策性信息资源获取能力限制和低效率配置流通机制是制约企业发展的重要因素。绿色技术创新兼具创新与环保属性,既需要整合技术信息,又需要统筹环境信息,涉及多学科信息的交叉融合,对企业的信息环境提出了较高要求。数字政府建设有利于增强企业挖掘、处理、分析和流通数据信息的能力,缓解企业内部和外部的信息不对称现象。一方面,从企业内部来看,传统的企业结构中,信息在各部门之间分割导致信息利用效率不高。政府数字化与企业数字化存在着共同“技术区间”,数字政府建设的“技术外溢”引领企业逐渐从原有的经验决策向依赖数据分析的科学决策转型,企业能够在学习数字政府建设的成功经验中实现业务与数字技术的融合<sup>[27]</sup>,实现信息集成化、平台化和共享化,确保信息准确实时传递。这不仅有助于提升决策效率与质量,达到现有绿色创新资源价值最大化;还有助于促进企业内部跨部门协同合作,进一步推动绿色创新项目的转化和落地。另一方面,从企业外部来看,数字政府建设打造了信息资源开放共享平台,这些平台提供了涉及各领域的海量数据,通过集中分析将其转化为标准化和结构化的价值信息,降低企业获取信息的成本,优化企业外部信息环境<sup>[16]</sup>。企业能够在短时间内捕获有价值的信息,进而提高绿色创新决策的科学性,避免绿色创新的盲目性<sup>[28]</sup>。此外,数字政府建设有利于实现政策信息精准推送至企业,缓解政企之间的信息不对称现象,从而使企业能够按照政策导向灵活调整绿色创新策略。因此,本文提出如下假设。

假设3:数字政府建设通过缓解企业信息不对称进而促进企业绿色技术创新。

## 3. 强化环境规制实施

环境规制政策是政府参与环境治理的重要政策手段之一,可分为惩戒型环境规制与激励型环境规制<sup>[29]</sup>。波特假说认为适当有效的环境规制能够激励企业进行创新并提高生产力。现有的环境规制制度在实施过程中存在着监测数据失真、执法人员不足、激励效果不佳、整改标准不统一等问题,对企业环保监督的及时性与有效性相对不足<sup>[15]</sup>。数字政府建设将数字技术应用于生态环境保护领域,提升政府对企业的环保事前激励、事中监测和事后监管能力,有效强化环境规制政策的实施。具体来看,第一,数字政府建设使得政府部门运用大数据、人工智能等技术构建数字化环境监测网络,扩大环境监测覆盖面,完善重点排污单位的污染排放自动监测报告机制,提高环境执法效率,这将增加企业的排污成本,倒逼企业投入人力、物力和财力进行绿色创新<sup>[21]</sup>。第二,数字技术有助于政府更好地发挥“扶持之手”的作用,推动政府环保补贴、绿色信贷等激励型环境规制政策的实施,提高激励政策的科学性、及时性、可达性<sup>[4]</sup>,提升企业绿色创新能力。第三,数字政府建设能够丰富政府、公民和社会组织之间的协同治理渠道,增强非正式环境规制背景下多方利益相关者协同监督和公共决策能力,有利于企业将感知到的非正式制度下的环境治理压力转化为革新动力,持续实施绿色技术创新战略。因此,本文提出如下假设。

假设4: 数字政府建设通过强化环境规制实施进而促进企业绿色技术创新。

#### 四、实证设计

##### (一) 样本选取与数据来源

本文选取2007—2023年沪深A股上市公司作为研究样本。上市公司绿色专利数据来源于中国研究数据服务平台(CNRDS), 其他企业层面的数据来源于深圳希瑞玛数据科技有限公司中国经济金融研究数据库(CSMAR)和万得(Wind)数据库; 城市层面的数据来源于《中国统计年鉴》《中国城市统计年鉴》。本文根据现有文献的通常做法, 对样本进行了如下筛选: (1) 剔除了观测期间ST、\*ST、PT的上市公司; (2) 剔除了金融、保险业、房地产业的上市公司; (3) 剔除了关键财务数据缺失和明显存在数据偏差的上市公司样本。为避免极端值干扰带来的统计偏误, 对所有连续变量数据进行了前后各1%缩尾处理。

##### (二) 模型构建

本文的关键在于考察数字政府建设对企业绿色技术创新的影响效应, 基准回归模型设定如下:

$$\text{lngreen}_{ijt} = \alpha + \beta \text{lngov}_{jt} + X'_{ijt} \gamma + u_i + \lambda_t + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

其中, 下标*i*、*j*、*t*分别表示企业、城市和年份。被解释变量 $\text{lngreen}_{ijt}$ 代表位于城市*j*的企业*i*在*t*年的绿色技术创新水平; 核心解释变量 $\text{lngov}_{jt}$ 代表企业所在城市*j*在*t*年的数字政府建设指数;  $X'$ 是企业 and 城市层面的控制变量合集。 $u_i$ 是企业固定效应,  $\lambda_t$ 是年份固定效应,  $\varepsilon_{ijt}$ 是随机扰动项。 $\alpha$ 表示常数项,  $\beta$ 是参数, 若 $\beta$ 显著为正, 则能够证明数字政府建设对企业绿色技术创新具有正向促进作用。

##### (三) 变量说明

###### 1. 被解释变量: 企业绿色技术创新水平

本文采用企业绿色发明专利授权数量加一取对数的方式衡量企业绿色技术创新水平。原因在于: 第一, 现有研究中企业绿色技术创新的衡量主要分为投入指标和产出指标, 相较于研发费用等投入指标而言, 专利数据中绿色与非绿色的划分基于WIPO认定的国际通行标准, 数据较为准确和规范, 能够更好地识别企业专门用于绿色创新的资源投入水平。第二, 相较于绿色专利申请数量, 绿色专利授权数量具有较高的审核标准, 能够更加真实地反映企业实际绿色技术创新水平。第三, 与实用新型和外观设计专利相比, 发明专利的质量和价值更高, 更能体现企业绿色技术创新过程的复杂性和系统性。

###### 2. 解释变量: 数字政府建设指数

目前学术界对数字政府建设程度的测定尚未有统一标准。本文借鉴刘文革等(2024)<sup>[30]</sup>的方法, 以各城市政府工作报告中与数字政府建设相关的词频为基础, 结合文本分析技术和机器学习技术刻画各城市数字政府建设指数。

首先, 参考《国务院关于加强数字政府建设的指导意见》《数字中国建设整体布局规划》等中央层面关于数字政府建设的重要政策文件, 提取出与数字政府建设相关的关键词, 包括“数据上云”“城市大脑”“政务微信”等102个关键词, 形成数字政府建设关键词词库<sup>①</sup>。

其次, 把上述词库扩充到Python软件的Jieba库中, 并利用该程序进行自然语言处理, 对2007—2023年间各城市的政府工作报告文本进行分词处理, 同时剔除语气词、介词、连接词等, 统计得到各城市政府工作报告中数字政府建设关键词词频。

再次, 为提高文本分析的精准性, 突出关键词的重要程度, 利用机器学习下的词频—逆文本率方法(TF-IDF)对基础的关键词词频进行处理。具体计算公式为:

$$TF-IDF_{jt} = \sum_{\omega} \{ \ln[tf_{jt}(\omega) + 1] \times \ln[RE_t/re_t(\omega) + 1] \} \quad (2)$$

其中,  $\ln[tf_{jt}(\omega) + 1]$ 表示城市*j*在*t*年的政府工作报告中的数字政府建设关键词词频(TF),  $\ln[RE_t/re_t(\omega) + 1]$

① 由于篇幅限制, 数字政府建设相关的关键词未在正文中列示, 留存备查。

$re_t(\omega) + 1]$  表示逆文本频率指数 (IDF),  $RE_t$  为  $t$  年获取的政府工作报告总量,  $re_t(\omega)$  为  $t$  年包含关键词  $\omega$  的政府工作报告数量。

最后, 为了避免因各城市政府财力不同造成数字政府建设执行力度的差异, 计算每年各地方政府财政支出 ( $fiscal$ ) 与全国财政支出 ( $fiscal\_all$ ) 的比率, 并对上述比率进行加权调整, 如式 (3) 所示, 得到数字政府建设指数  $Indgov$ 。

$$Indgov_{jt} = TF - IDF_{jt} \times \frac{fiscal_{jt}}{fiscal\_all_t} \quad (3)$$

### 3. 控制变量

为尽可能缓解遗漏变量对回归结果的影响, 参考现有文献的做法<sup>[17,21,30]</sup>, 纳入一系列企业和城市层面的控制变量。(1) 企业规模 ( $Size$ ): 使用企业总资产的对数表示; (2) 企业年龄 ( $Age$ ): 使用当年年份减企业开业年份加一取对数表示; (3) 企业资产负债率 ( $Lev$ ): 使用企业年末总负债与年末总资产的比值表示; (4) 企业净资产收益率 ( $Roe$ ): 使用企业净利润与净资产的比值表示; (5) 企业流动比率 ( $Cr$ ): 使用企业流动资产与流动负债的比值表示; (6) 企业董事会规模 ( $Board$ ): 使用董事会人数的对数表示; (7) 企业股权集中度 ( $Top10$ ): 使用前十大股东持股总数与总股数的比值表示; (8) 企业市场势力 ( $Market$ ): 使用企业销售成本与营业收入的比值加一取对数表示; (9) 城市经济发展水平 ( $lnpgdp$ ): 使用城市人均国内生产总值 GDP 的对数表示; (10) 城市产业结构 ( $Stru$ ): 使用城市第三产业增加值占 GDP 的比重表示; (11) 城市人力资本水平 ( $Peo$ ): 使用普通高等学校在校学生数占城市总人口的比重表示; (12) 城市对外开放程度 ( $Open$ ): 使用当年实际使用外资金额占 GDP 的比重表示。

#### (四) 变量描述性统计

主要变量的描述性统计结果如表 1 所示。数字政府建设指数 ( $Indgov$ ) 均值为 0.094 8, 标准差为 0.131 6, 最小值为 0.000 0, 最大值为 0.672 9, 指数分布呈现右偏态分布特征, 这表明各城市数字政府建设程度具有一定差距, 多数地区建设水平仍然偏低, 仅少数地区达到较高水平。企业绿色技术创新水平 ( $lngreen$ ) 的均值为 0.304 0, 标准差为 0.671 6, 数据离散程度较大, 这表明不同企业间绿色创新水平有一定的差异, 并且一些企业的绿色创新产出存在提升空间。总体来看, 各个变量的取值均较正常, 符合实际规律。

表 1 主要变量的描述性统计结果

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
$lngreen$	34 224	0.304 0	0.671 6	0.000 0	3.367 3
$Indgov$	34 224	0.094 8	0.131 6	0.000 0	0.672 9
$Size$	34 224	$1.223 0 \times 10^{10}$	$3.153 2 \times 10^{10}$	$4.915 3 \times 10^8$	$2.3567 \times 10^{11}$
$Age$	34 224	18.041 0	6.207 2	5.000 0	35.000 0
$Lev$	34 224	0.395 2	0.195 6	0.047 9	0.838 0
$Roe$	34 224	0.065 6	0.104 0	-0.481 6	0.307 0
$Cr$	34 224	2.817 5	3.034 0	0.341 2	19.271 0
$Board$	34 224	8.525 9	1.701 3	5.000 0	15.000 0
$Top10$	34 224	0.592 3	0.152 8	0.237 2	0.906 0
$Market$	34 224	0.407 3	0.341 9	0.013 8	1.928 0
$lnpgdp$	34 224	11.472 4	0.549 6	9.797 0	12.223 4
$Stru$	34 224	0.562 6	0.134 3	0.281 0	0.848 5
$Peo$	34 224	0.044 4	0.032 2	0.002 1	0.130 9
$Open$	34 224	0.026 2	0.016 7	0.000 4	0.080 7

## 五、实证结果与分析

## (一) 基准回归

表2报告了数字政府建设对企业绿色技术创新的影响结果。其中,列(1)是未控制企业固定效应和年份固定效应的回归结果,列(2)是控制了企业固定效应和年份固定效应的回归结果。两列的结果均显示,数字政府建设指数的回归系数显著为正,且通过了1%水平下的显著性检验,这在一定程度上说明数字政府建设能够显著促进辖区内企业绿色技术创新。具体来看,根据列(2)的回归结果,在控制其他条件不变的情况下,数字政府建设指数每增加1%,辖区内企业绿色技术创新水平平均提高0.1298%。由此验证了前文提出的假设1。

表2 基准回归结果

变量	(1)	(2)
<i>Indgov</i>	0.1528*** (0.0403)	0.1298*** (0.0432)
<i>Size</i>	0.2223*** (0.0227)	0.1486*** (0.0228)
<i>Age</i>	-0.0496* (0.0293)	0.0008 (0.1546)
<i>Lev</i>	-0.0259 (0.0541)	-0.0121 (0.0505)
<i>Roe</i>	-0.0278 (0.0692)	-0.0294 (0.0424)
<i>Cr</i>	0.0075*** (0.0019)	0.0060*** (0.0021)
<i>Board</i>	-0.0832* (0.0428)	-0.0864** (0.0394)
<i>Top10</i>	-0.1472* (0.0850)	0.1820** (0.0917)
<i>Market</i>	-0.1010*** (0.0145)	-0.1229*** (0.0300)
<i>lnpgdp</i>	0.1151*** (0.0196)	0.0105 (0.0408)
<i>Stru</i>	0.2133* (0.1091)	0.5337*** (0.1548)
<i>Peo</i>	0.0998 (0.3942)	-1.8028** (0.7517)
<i>Open</i>	-0.9207 (0.6868)	0.2991 (0.5551)
常数项	-5.6145*** (0.5497)	-3.2342*** (0.6322)
企业固定效应	未控制	控制
年份固定效应	未控制	控制
样本量	34 224	34 224
$R^2$	0.1954	0.6384

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的水平下显著,括号内数值表示城市层面的聚类稳健标准误。后表同。

## (二) 内生性分析

本文采用工具变量法解决可能存在的内生性问题。借鉴孙伟增和郭冬梅(2021)<sup>[31]</sup>的方法, 首先计算各城市在1984年每百人固定电话数量, 由于该数据是截面形式, 需要引入一个随时间变化的变量以满足面板数据的要求, 因此采用1984年每百人固定电话数量与上一年全国信息技术服务收入的交互项作为数字政府建设指数的工具变量(IV)。

工具变量选取主要基于两方面考虑: 一方面, 数字政府建设基于城市完善的数字基础设施, 固定电话数量等传统通信基础设施的普及程度反映了当时城市的信息流通能力, 与后续新型数字基础设施的发展存在相关性, 可以预见历史上城市每百人固定电话数量越多, 未来的数字政府建设程度可能更高, 满足工具变量相关性的要求。另一方面, 1984年每百人固定电话数量是历史数据, 难以对当前企业的绿色技术创新产生直接影响, 满足工具变量排他性的要求。

表3的列(1)和列(2)显示了利用工具变量进行2SLS的回归结果, 第一阶段的回归系数在1%的水平下显著为正, 满足了相关性约束; 第二阶段回归系数也在1%水平下显著为正, 说明在采用工具变量回归后, 基准回归结果仍然稳健, 在考虑内生性后, 数字政府建设依然可以显著促进辖区内企业绿色技术创新。另外, 从Kleibergen-Paap rk LM统计量和Cragg-Donald Wald F统计量来看, 工具变量的选取满足先前的研究假设。

表3 内生性分析结果

变量	(1)	(2)
工具变量(IV)	0.0252*** (0.0075)	
Indgov		0.7603*** (0.2409)
Kleibergen-Paap rk LM	6.292 [0.002]	
Cragg-Donald Wald F	2478.252 {16.380}	
控制变量	控制	控制
企业固定效应	控制	控制
年份固定效应	控制	控制
样本量	32468	32468

注: 使用Kleibergen-Paap rk LM统计量进行IV可识别性检验, []内为该统计量的P值; 使用Cragg-Donald Wald F统计量进行弱工具变量检验, {}内为弱工具变量识别检验在10%水平上的临界值。

## (三) 稳健性检验<sup>①</sup>

本文进行了一系列的稳健性检验。

第一, 替换变量度量方法。为了避免变量测度误差对结果造成的偏误, 分别替换被解释变量和核心解释变量重新进行回归。在被解释变量方面, 采用企业绿色发明专利与实用新型专利授权数量之和进行衡量。在核心解释变量方面, 改变计算逆文本频率(IDF)的方法, 剔除时间维度, 使用全样本年限的RE和 $re(\omega)$ 重新测度数字政府建设指数。第二, 排除同期政策干扰。为了排除样本期间的其他相关

① 限于篇幅原因, 稳健性检验结果未在正文中列示, 留存备案。

政策干扰,在基准回归模型的基础上进一步纳入国家大数据综合试验区政策、“宽带中国”试点城市政策、国家智慧城市试点政策是否实施的哑变量。第三,加入更多固定效应变量。为了避免城市和行业层面不随时间变化的重要因素对企业绿色技术创新造成的影响,在基准回归模型的基础上,进一步加入城市固定效应和行业固定效应。第四,更换回归模型。由于企业绿色专利数据中有许多零值,存在截尾数据特征,采用Tobit模型进一步回归。另外,考虑到企业绿色专利数据具有计数数据的特点,采用Poisson模型进行稳健性检验。第五,更换聚类层级。为了进一步排除地区、行业层面相关因素及时间序列自相关因素对回归结果造成的影响,将标准误聚类到城市—年份和行业—年份层面。以上回归结果中,数字政府建设指数的系数均显著为正,表明基准回归的结果是稳健的。

#### (四) 机制分析

根据前文的理论分析,数字政府建设通过降低制度性交易成本、缓解企业信息不对称和强化环境规制实施三个机制促进企业绿色技术创新。本文采用相关模型进行影响机制分析。

$$Mechanism_{ijt} = \alpha + \beta lndgov_{jt} + X'_{ijt} \gamma + u_i + \lambda_t + \varepsilon_{ijt} \quad (4)$$

其中, $Mechanism_{ijt}$ 代表机制变量,其余变量与基准回归模型保持一致。参数 $\beta$ 是数字政府建设对机制变量的影响效应。

##### 1. 降低制度性交易成本

数字政府建设能够降低企业面临的制度性交易成本,进而影响企业开展绿色技术创新活动。首先,考虑到制度性交易成本难以直接测度,且最可能隐匿在企业管理费用中,借鉴万华林和陈信元(2010)<sup>[32]</sup>的方法,采用经调整后的营业管理费用作为制度性交易成本( $Tcost$ )的代理变量,具体为:(营业管理费用-高管薪酬-固定资产折旧-无形资产的摊销-长期待摊费用摊销)/营业总成本。该值越大,表明企业所承担的制度性交易成本越高。其次,中国经济处于转型期,政府往往是关键资源配置者之一,这时企业的制度性交易成本可能主要体现为寻租成本<sup>[32]</sup>,借鉴陈骏和徐捍军(2019)<sup>[33]</sup>的方法,利用超额管理费用衡量企业寻租成本( $Rent$ ),以此作为反映企业制度性交易成本的另一个代理变量。表4中以 $Tcost$ 和 $Rent$ 为机制变量的回归结果显示,两种衡量方式下, $lndgov$ 的回归系数均显著为负,说明数字政府建设能够提高政府治理服务效能,降低企业的制度性交易成本,有利于企业将有限的资源投入到绿色创新活动中,假设2得到了验证。

表4 影响机制分析结果

变量	$Tcost$	$Rent$	$Asy$	$lnanalyst$	$Invest$	$Invest\_other$
$lndgov$	-0.012 9** (0.005 4)	-0.010 7*** (0.004 1)	-0.083 1*** (0.016 4)	0.117 4** (0.058 4)	0.013 0*** (0.005 0)	0.020 7** (0.009 2)
常数项	0.287 6*** (0.079 1)	-0.112 1 (0.079 1)	5.875 2*** (0.284 7)	-13.454 0*** (1.060 6)	0.566 9*** (0.106 0)	0.680 4*** (0.151 7)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	32 812	33 702	34 155	34 222	32 500	32 500
$R^2$	0.779 9	0.646 1	0.763 8	0.708 4	0.840 4	0.754 8

##### 2. 缓解企业信息不对称

信息获取能力是高质量创新的重要基础,打破企业内部和外部的信息不对称能够有效支撑企业绿色技术创新。本文采用两个指标衡量企业信息不对称程度。第一,借鉴宋敏等(2021)<sup>[34]</sup>的研究,从股票

市场交易资料入手,对收益率反转指标、非流动性比率指标以及流动性比率进行主成分分析,进而形成信息不对称综合指数(Asy)。该指标越大,企业面临的信息不对称程度越高。第二,借鉴韩国高等(2022)<sup>[35]</sup>的做法,采用分析师跟踪人数加一取对数(lnanalyst)进一步衡量企业信息不对称程度。该指标越大表明该上市公司对外界信息的获取能力越强,企业的信息不对称水平越低。结果显示,表4中以Asy为机制变量的列中数字政府建设指数回归系数显著为负,以lnanalyst为机制变量的列中数字政府建设指数回归系数显著为正。上述结果说明数字政府建设改善了企业信息环境,有效缓解了企业信息不对称,进而提升了企业绿色创新能力,假设3得到验证。

### 3. 强化环境规制实施

数字政府建设能够提升政府环境治理水平,强化环境规制的实施,促使企业开展绿色创新活动。由于目前企业层面缺少较为可靠的方式直接衡量企业受到政府环境规制政策的影响强度,因此借鉴阳镇等(2024)<sup>[29]</sup>的做法,采用企业环保投资额与营业总收入的比值(Invest)间接衡量。当企业受到较大的环境规制影响时,其会增加环保投资。此外,为保证稳健性,选取企业环保投资额与总资产的比值(Invest\_other)进一步佐证。表4中以Invest和Invest\_other为机制变量的回归结果显示,回归系数显著为正,说明数字政府建设增加了企业环保领域投资,从侧面反映了政府环境规制政策实施的强化,假设4得到了验证。

## (五) 异质性分析

### 1. 规模优势差异

根据熊彼特的创新理论,企业规模与研发和技术创新能力存在着正相关关系,因此数字政府建设对于不同规模企业绿色技术创新的影响可能存在差异。本文根据企业总资产中位数将高于中位数的样本划为大规模企业,其余为小规模企业,进行分样本回归。表5列(1)展示了大规模企业样本的回归结果,列(2)展示了小规模企业样本的回归结果。当企业规模较大时,数字政府建设对企业绿色技术创新的促进作用更为明显;当企业规模较小时,这种促进作用不明显。可能的原因在于:由于绿色创新对经济效应和生态效应的双重要求,企业进行绿色创新具有较高的技术和资金门槛,而大规模企业拥有较强的资源调配能力和风险承担能力,数字政府建设所带来的资源红利和信息红利能够使得大企业更加高效地整合绿色创新资源,发挥规模优势,提升绿色技术的研发效率。

表5 异质性分析分析结果1

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
lndgov	0.1877*** (0.0515)	0.0041 (0.0212)	0.4311*** (0.1455)	0.0501 (0.0318)
常数项	-4.3777*** (1.0047)	-1.9534*** (0.4773)	-2.9355*** (1.0532)	-3.3231*** (0.8463)
控制变量	控制	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	16957	16937	6380	23903
R <sup>2</sup>	0.6937	0.5445	0.6488	0.6487
组间差异		0.002***		0.000***

注:组间差异是基于Bootstrap的费舍尔组合检验,重复抽样1000次,得到的系数差异P值。

### 2. 行业特征差异

绿色技术创新具有环境改善的独特属性,不同行业企业由于污染等级不同而面临分级差异化的环保

管控措施。本文依据生态环境部发布的《上市公司环保核查行业分类管理名录》，按照企业是否属于重污染行业将样本分为两组进行回归。表5列(3)是重污染企业样本的回归结果，列(4)是非重污染企业样本的回归结果，可以看出只有重污染企业样本中核心解释变量的系数显著为正，且费舍尔法检验得到的经验 $P$ 值为0，这说明数字政府建设促进了重污染企业进行绿色技术创新，而对非重污染企业没有显著影响。可能的原因在于：在各级政府高度重视生态文明建设的背景下，数字政府建设使重污染企业面临着政府部门更为严格的监管，其环境违规成本更高，重污染行业企业通过绿色创新实现转型的边际收益更大。

### 3. 地理区位差异

由于中国幅员辽阔，各区域之间的经济水平、产业结构、开放程度存在较大差异，数字基础设施水平和生态文明建设压力都有所不同。本文根据国家统计局的划分标准将企业所在城市按照所处区位划分东、中和西三组进行分样本回归。表6列(1)—列(3)分别展示了东、中和西部地区样本的回归结果。可以看出，数字政府建设仅对东部地区企业的绿色技术创新具有显著的促进作用，而对中西部地区的企业这种促进作用不明显。可能的原因在于：相较于中西部地区，东部地区数字政府建设的顶层设计更完善，跨部门协同治理水平更高，能更高效地减少企业合规成本，环境规制的精准性更强。东部城市数字基础设施水平与覆盖面均相对较高，数字政府建设所需的硬件条件较好，同时东部地区相对发达的经济发展和居民收入水平也提高了企业对高质量环境的需求。因此，受制于客观基础条件和主观需求意识的双重限制，数字政府建设尚未发挥对中西部地区企业绿色技术创新的提升作用。

### 4. 产权保护差异

知识产权保护制度是激励创新的重要手段。本文按照国家知识产权局公布的地区知识产权保护指数的中位数，将样本划分为高知识产权保护 and 低知识产权保护两组，进行分组回归。根据表6列(4)所示，在知识产权保护力度较大的地区，数字政府建设促进了企业绿色技术创新；根据表6列(5)所示，在知识产权保护力度较小的地区，数字政府建设未能显著促进企业绿色技术创新。可能的原因在于：地方知识产权保护力度越大，企业更放心地参与和利用数字政府的信息共享平台，不用担心其他组织的“搭便车”行为带来的溢出损失，有效修正了绿色创新产生的外部性，同时数字政府建设带来专利授予的审批效率和专利案件的司法效率提升<sup>[30]</sup>，促使当地企业更愿意进行绿色技术创新。

表6 异质性分析回归结果2

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$Indgov$	0.118 0*** (0.030 9)	0.325 5 (0.234 7)	-0.099 4 (0.154 7)	0.078 6** (0.032 7)	0.108 3 (0.069 1)
常数项	-3.465 9*** (0.850 0)	-3.540 3*** (1.340 5)	-1.257 1 (1.425 6)	-1.623 3* (0.889 0)	-3.537 6*** (0.851 4)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	24 802	5 385	4 008	14 086	15 995
$R^2$	0.658 9	0.582 1	0.572 9	0.656 5	0.673 6
组间差异	0.021 **	0.018 **	0.026 **	0.092 *	

注：组间差异是基于Bootstrap的费舍尔组合检验，重复抽样1 000次，得到的系数差异 $P$ 值。其中，对于东中西部的组间差异检验表列(1)是东中部之间的组间差异 $P$ 值，列(2)是中西部之间的组间差异 $P$ 值，列(3)是东西部之间的组间差异 $P$ 值。

## 六、结论与建议

### (一) 研究结论

数字政府建设是实现数字技术与体制机制融合的重要举措,对加快数字化绿色化协同转型具有重要意义。数字政府建设通过技术赋能与制度赋能,提高企业绿色创新的意愿和能力,进而带来经济增长与环境保护的双重收益。研究发现,数字政府建设对企业绿色技术创新具有正向促进作用,在考虑内生性和一系列稳健性检验后该结论仍然成立。通过机制分析发现,数字政府建设主要通过降低制度性交易成本、缓解企业信息不对称、强化环境规制实施来推动企业开展绿色技术创新活动。通过异质性分析发现,数字政府建设对于大规模企业、重污染行业企业以及东部地区的企业和知识产权保护程度较高地区的企业绿色技术创新的促进作用更强。

### (二) 政策建议

基于上述研究结论,提出如下政策建议。

第一,持续深化高质量数字政府建设,增强其对企业绿色创新的支持作用。本文研究发现,数字政府建设对大规模企业、重污染行业企业、东部地区企业,以及知识产权保护程度较高地区企业的企业绿色技术创新,促进作用更强。据此,要着力提高数字政府建设的质量,持续提升数字政府治理效能。现阶段各地方政府积极响应中央政策,从“高效办成一件事”入手,建设了一批政务平台,但是这些平台存在着重复率高、数据质量差、维护升级慢等问题,这需要进一步探索数字政府高质量发展路径。具体实践上,一方面,明确业务部门与数据管理部门的权责和协调关系,完善数字政府相关工作的规章制度和考核体系,破解政府数字化过程中存在的权力碎片化、管理碎片化和流程碎片化问题。另一方面,各地方财政可以出台专项资金支持数字平台的维护、升级与改造,并且注意意见收集反馈,从用户体验角度优化数字政务服务流程和应用设计,提升数字政府建设的智慧性。

第二,要打通数字政府建设赋能经济社会绿色全面转型的传导渠道。本文发现,数字政府建设通过降低制度性交易成本、缓解信息不对称和强化环境规制实施三项机制发挥绿色创新的驱动作用。具体而言,一是进一步释放数据要素价值,让“数据多跑腿,企业少跑路”,优化行政审批流程,强化政务部门服务意识,规范政府涉企收费和罚款,不断优化营商环境,切实降低企业在制度性事务上的资源消耗,使企业能够将更多资源投入绿色技术研发。二是依托数字政府平台,扩大公共数据和政策信息的精准推送与开放共享,改善企业信息获取环境,降低绿色技术创新的不确定性和风险。三是考虑建立覆盖多部门的生态环境综合管理信息化平台,提升生态环境综合预警、监测、分析水平;同时可考虑将更多企业绿色创新相关指标纳入激励型环境规制政策的评估范围,作为环保补贴和绿色信贷发放的重要依据,引导企业形成“创新—减排—激励”的良性循环。

第三,要注重政府数字治理的精准性,制订差异化政策方案。本文的研究表明大规模企业、重污染企业、位于东部地区企业和知识产权保护程度较高地区的企业能更显著地受益于数字政府政策。因此,相关政策应避免“一刀切”的推进方式,以满足不同企业的多样化需求。一是针对小规模企业在绿色技术创新中面临的规模劣势,强化数字政府建设与财政、金融、人才政策的协同一致,弥补其在资源获取和风险承担方面的不足。二是要重视数字政府建设的区域差异性,加快中部革命老区、西部欠发达地区的数字基础设施建设,采取对口帮扶、专项补贴等政策,鼓励经济欠发达地区的企业数字化、智能化和绿色化转型。三是要加强数字技术在知识产权保护全流程中的应用,形成自觉保护知识产权的良好社会氛围,进而激发企业绿色创新意愿。

### 参考文献:

- [1]王辉,冯峥,袁礼,等.公共科研机构绿色研发介入与企业绿色创新——基于环境外部性视角[J].中国工业经济,2024(9):81-99.

- [2]汪明月,李颖明,王子彤,等.政治嵌入、外部融资对环境规制与绿色技术创新关系的影响[J].中国人口·资源与环境,2022,32(8):75-88.
- [3]王分棉,贺佳,陈丽莉.连锁董事绿色经历会促进企业绿色创新“增量提质”吗[J].中国工业经济,2023(10):155-173.
- [4]伦晓波,刘颜.数字政府与企业数字化转型:通向数字中国之路[J].经济管理,2024,46(8):5-25.
- [5]曹冬英,王少泉.数字政府建设中技术创新与制度创新的双轮驱动[J].东南学术,2024(4):154-161.
- [6]王孟嘉.数字政府建设的价值、困境与出路[J].改革,2021(4):136-145.
- [7]CASTELNOVO W, SORRENTINO M. The digital government imperative: a context-aware perspective[J]. Public Management Review, 2018, 20(5):709-725.
- [8]黄送钦,禹心郭,王业强.以数字治理引领创新发展:数字政府建设对民营企业创新的影响[J].经济学动态,2025(6):68-87.
- [9]张晨,张新颜.数字治理、治理质量与经济增长[J].统计研究,2023,40(7):123-133.
- [10]何雨可,牛耕,逮建,等.数字治理与城市创业活力——来自“信息惠民国家试点”政策的证据[J].数量经济技术经济研究,2024,41(1):47-66.
- [11]VERWEIJ S, SATHEESH S A. In search of the collaborative advantage of public-private partnerships: a comparative analysis of Dutch transport infrastructure projects[J]. Public Administration Review, 2023, 83(3):679-690.
- [12]于文超,王丹.数字政府建设能降低企业非生产性支出吗?——来自中国上市公司的经验证据[J].财经研究,2024,50(1):124-138.
- [13]刘志伟,张秋生.数据要素赋能企业投资效率研究——基于公共数据开放的准自然实验[J].经济学家,2024(9):42-52.
- [14]杨青,吉赞.数字政府建设与企业全要素生产率——基于信息惠民试点政策的准自然实验[J].金融研究,2025(6):96-113.
- [15]宋献中,陈新,龙文滨.数字化环境监测与企业绿色创新——基于环境监测网络建设的准自然实验[J].统计研究,2024,41(7):64-76.
- [16]操小娟,张诗嘉.政府数字治理与绿色全要素生产率提升——来自“互联网+政务服务”试点政策的证据[J].上海经济研究,2024(12):42-56.
- [17]沈菲,陶启智,张云.董事海外背景对企业绿色技术创新的影响研究——基于企业声誉的视角[J].上海财经大学学报,2022,24(3):108-122.
- [18]周云波,段懿恒,黄杏子.环境规制下企业绿色技术创新行为研究:实质性抑或策略性?[J].经济与管理研究,2025,46(1):124-144.
- [19]齐绍洲,林岫,崔静波.环境权益交易市场能否诱发绿色创新?——基于我国上市公司绿色专利数据的证据[J].经济研究,2018,53(12):129-143.
- [20]LI Z H, LIAO G K, WANG Z Z, et al. Green loan and subsidy for promoting clean production innovation[J]. Journal of Cleaner Production, 2018, 187:421-431.
- [21]李青原,肖泽华.异质性环境规制工具与企业绿色创新激励——来自上市公司绿色专利的证据[J].经济研究,2020,55(9):192-208.
- [22]伦晓波,刘颜.数字政府、数字经济与绿色技术创新[J].山西财经大学学报,2022,44(4):1-13.
- [23]DIMAGGIO P J, POWELL W W. The iron cage revisited: institutional isomorphism and collective rationality in organizational fields[J]. American Sociological Review, 1983, 48(2):147-160.
- [24]王辉,李相辰,陈旭.数字政府建设与企业融资约束[J].经济研究,2025,60(4):139-156.
- [25]ACEMOGLU D, JOHNSON S, ROBINSON J. The rise of Europe: Atlantic trade, institutional change, and economic growth[J]. American Economic Review, 2005, 95(3):546-579.
- [26]夏后学,谭清美,白俊红.营商环境、企业寻租与市场创新——来自中国民营企业营商环境调查的经验证据[J].经济研究,2019,54(4):84-98.
- [27]李磊,马欢.电子政务、贸易成本与企业出口[J].财经研究,2022,48(11):124-138.
- [28]朱小刚,刘博,刘春年.数字化提升企业绿色创新质量的机制研究[J].首都经济贸易大学学报,2024,26(1):18-33.
- [29]阳镇,凌鸿程,陈劲.城市绿色发展关注度与企业绿色技术创新[J].世界经济,2024,47(1):211-232.
- [30]刘文革,耿景珠,杜明威.数“政”强贸:数字化政府建设与中国出口产品质量升级[J].数量经济技术经济研究,2024,41(6):67-87.
- [31]孙伟增,郭冬梅.信息基础设施建设对企业劳动力需求的影响:需求规模、结构变化及影响路径[J].中国工业经济,2021(11):78-96.
- [32]万华林,陈信元.治理环境、企业寻租与交易成本——基于中国上市公司非生产性支出的经验证据[J].经济学(季刊),2010,9(2):553-570.
- [33]陈骏,徐捍军.企业寻租如何影响盈余管理[J].中国工业经济,2019(12):171-188.
- [34]宋敏,周鹏,司海涛.金融科技与企业全要素生产率——“赋能”和信贷配给的视角[J].中国工业经济,2021(4):138-155.
- [35]韩国高,陈庭富,刘田广.数字化转型与企业产能利用率——来自中国制造企业的经验发现[J].财经研究,2022,48(9):154-168.

## Research on the Impact of Digital Government Construction on Enterprises' Green Technology Innovation

ZHENG Huazhang, SONG Haoyang

(Tianjin University of Finance and Economics, Tianjin 300222)

**Abstract:** In recent years, the number of green patent grants in China has shown a gradual upward trend. However, the majority of green innovation outputs have originated from public research institutions such as universities, whereas enterprises have not assumed a leading role in green technological innovation. Meanwhile, digital technologies such as big data and cloud computing have been booming and integrated into all areas of economic and social development. The synergistic transformation toward digitalization and greening is crucial for strengthening firms' capacity for green technology innovation.

Unlike prior studies that primarily examined digitalization from an internal corporate perspective, this paper extends the analysis of its impact on green development to government institutions at the city level. This paper employs text analysis of government work reports to capture the level of digital government development. Based on data from China's A-share listed firms from 2007 to 2023, this paper empirically examines the impact of digital government construction on enterprise green technology innovation.

The results demonstrate that digital government construction effectively promotes enterprise green technology innovation. To address potential endogeneity concerns, this paper employs an instrumental-variable approach using 2SLS. Additionally, robustness is tested using various methods, including variable substitution and model substitution. Mechanism analysis reveals that digital government construction primarily drives enterprise green technology innovation by reducing institutional transaction costs, alleviating information asymmetry among enterprises, and strengthening environmental regulation enforcement. This paper examines heterogeneity by grouping firms according to size, industry characteristics, and geographic location for regression analysis. The findings reveal that digital government construction exerts a stronger effect on green technology innovation in large-scale enterprises and heavily polluting enterprises. Enterprises located in eastern regions and in regions with stronger intellectual property protection experience a stronger effect of digital government construction on green technology innovation. The result indicates that the impact of digital government construction on green technology innovation varies across enterprises with different characteristics.

This paper puts forward the following policy implications. First, more proactive measures should be undertaken to advance digital government construction, with particular emphasis on improving its quality. Second, digital government construction should be leveraged to optimize the business environment by reducing institutional transaction costs for enterprises and alleviating their burdens, while simultaneously strengthening governmental environmental governance through the establishment of an integrated environmental monitoring platform. Third, differentiated policies should be formulated to provide targeted support according to enterprise scale, industry sector, and geographic location.

**Keywords:** digital government construction; green technology innovation; green transformation; digital transformation; environmental regulation

(编校: 李 叶; 高立红)