

数字政府建设能够提升城市创新水平吗

——基于国家电子政务综合试点的证据

牛朝文

摘要: 数字政府建设正在深刻重塑政府形态, 这种转变推动政府往更利于创新的方向演变。借助国家电子政务综合试点的“准自然实验”, 本文运用双重机器学习方法和中国 2007—2023 年 288 个地级及以上城市的面板数据, 实证考察了数字政府建设对城市创新水平的作用效果。研究表明: (1) 数字政府发展对城市创新具有显著的促进作用, 该结论在经过多种稳健性检验后依然成立; (2) 机制探索揭示, 数字政府建设通过科研经费配置、公共服务供给以及激发创业活力等多元路径推动城市创新, 而数字鸿沟会显著抑制其作用效果; (3) 进一步的异质性分析发现, 那些高行政级别、低财政分权的城市, 政策效应更加显著。本文对政府数字化转型的创新效应进行实证评估, 可为深化数字政府建设、打造“资源支撑—服务保障—创业涌现”协同赋能机制、构建具有数字包容性的城市数字创新生态系统、发挥数字政府建设的差异化创新效应提供政策建议。

关键词: 数字政府建设; 城市创新水平; 公共服务; 创业活力

中图分类号: D035-39 **文献标识码:** A **文章编号:** 1671-0169(2026)01-0141-16

一、引言

政府与创新的关系长期被置于“必要的恶”与“推动的手”这一经典二元对立中。前者根植于官僚制固有的结构惰性与风险规避文化^[1], 后者则寄望于政府形塑市场与提供公共产品的能力^[2]。然而, 政府与创新之间存在一种动态的、充满张力的协同演化关系^[3]。尤其是进入数字时代, 智能传感、物联网、大数据、云服务、人工智能与数字平台等技术工具, 持续革新着政府的认知、决策与行动逻辑。数字政府建设逐步重塑政府内部权力结构与管理模式, 从而有助于降低创新过程中的不确定性。

党的十八大以来, 中国坚持走自主创新道路, 实施创新驱动发展战略, 努力深化改革, 破解阻碍创新的体制机制梗阻。党的二十届四中全会强调, “十五五”时期经济社会发展必须以改革创新为根本动力。在这一战略指引下, 政府自身的改革尤为关键。当前, 中国正以数字政府建设为抓手深化行政体制改革, 努力推动治理体系向协同高效、智能响应的方向转变。这一进程不仅创新政府运行方式, 更带动市场主体与社会力量共同融入数字生态中, 推进政府决策的科学化、治

基金项目: 国家社会科学基金重大项目“基于大数据驱动的公共服务精准管理研究”(20&ZD113); 中国社会科学院创新工程项目“行政体制改革与地方政府绩效评估研究”(2024ZZXB03)

作者简介: 牛朝文, 中国社会科学院政治学研究所/首都治理研究院, niucw@cass.org.cn (北京 100732)

理的精细化与行为的敏捷化，重新定义了政府与创新之间的关系。

国家电子政务综合试点作为中国数字政府建设的重要尝试，其政策冲击的外生性特征，为本文识别数字政府建设与城市创新的因果关联提供了可靠的实证支撑。根据中国信通院的相关统计，截至2024年7月，全国已有超过八成省级行政区出台数字政府专项规划，这体现了地方政府在推动治理数字化转型方面的广泛共识与实践尝试。在此背景下，本文致力于探究一个核心问题：以电子政务为起点的数字政府建设，是否切实推动了政府数字化转型，并最终转化为城市创新水平的有效提升？

二、文献综述、制度背景与研究假设

（一）文献综述

自熊彼特提出技术创新理论以来，创新便被看作是驱动社会结构和经济形态持续演进的动力支撑^[4]。城市创新是一类具有特殊性的创新表现形式，其核心内涵是依托城市空间这一载体来推进复杂社会技术系统重构的活动^[5]。学术界围绕数字政府建设影响城市创新的作用机制展开的探讨，可大致划分为技术驱动论、制度赋能论与生态协同论三种阐释路径。

技术驱动论重点强调数字基础设施作为关键资源要素的基础性价值，这一观点表明数字政府建设通过对信息基础设施开展系统性部署与优化工作，可直接提升城市的信息整合能力和响应速度，最终充分激发城市内部的创新活力。其作用机制具体表现为数字基础设施促进人才、资本以及数据等各类要素在不同区域之间实现流动与重新配置，以此为创新活动提供必需的要素支撑条件^[6]。需要指出的是，数字政府推动实现的跨部门与跨层级技术协作以及数据共享，不仅能够扩大创新产出的规模并提升其质量，还可以催生出边际收益递增、区域协同等相关效应，最终构建起可持续的内生动力^[7]。从微观视角出发，由政府主导推进的网络及其他基础设施建设工作，在为宏观经济增长这一核心目标提供服务支撑的过程中，能够为企业层面开展各类创新活动开拓全新的发展空间与可能性^[8]。此外，以数字政府建设为核心的信息基建政策能够推动要素聚集与结构优化，从而构建出具有自我强化特征、空间外溢作用且根据不同区域特点形成的创新驱动路径^{[9][10]}。

制度赋能论将研究重点放在数字政府建设所带来的制度环境转变上，主张政府通过强化制度供给与革新举措，促进创新行为的产生以及持续开展。数字政府建设呈现出从“制度管控”迈向“制度赋权”进而发展至“制度重塑”的螺旋式演进特征，这一进程的核心在于数字技术达成从工具性应用到规范性治理的范式跃迁^[11]。作为一种制度性供给模式，数字政府可通过削减制度性交易成本、强化知识产权保障以及提升政策落实效果等具体路径，为各类创新活动提供坚实有力的支持^[12]。需要留意的是，制度供给产生的影响并不均匀，其实际效果在相当大的程度上取决于城市所具备的地理与经济禀赋，借助引导创新要素进行重新配置这一关键途径，最终形成了高质量创新在空间层面呈现出的差异化分布格局^[13]。制度改革可推动市场制度发生变迁，进而有效激发创业活力，其深层价值主要体现在弥补非正式制度存在的短板、对创业结构进行优化以及增强经济活力等多个方面^[14]。有必要明确的是，制度环境在整个过程中扮演着关键桥梁角色，它连接城市空间供给与创新行为呈现的高级化及集群化特征，同时通过塑造级差地租，有效调节不同创新主体之间的空间竞争关系^[15]。

生态协同论把城市创新定义为政府、企业、社会等不同主体一起打造的创新生态系统所展现的涌现性成果。在数字政府的建设进程里，“协同”这一概念已逐步发展为关键的组织管理准则^[16]。下一阶段数字政府建设工作的核心要点在于将“协同”确立为中枢，依托“协同的数字化”

与“数字化的协同”两条路径同步推进，构建起更为开放且更具灵活性的协同治理模式^[17]。在这样的叙事背景下，资源禀赋对城市创新能力的推动作用，很大程度上依赖于产学研等各类主体在协同网络当中的具体嵌入模式。相关研究数据表明，结构嵌入性可有效提高人力资本在创新活动中的配置效率，关系嵌入性能够进一步强化技术流动与知识溢出带来的积极作用^[18]。数字政府搭建的透明环境及数据平台，既可以推动不同类型的企业的汇聚与协作，又能通过优化供应链等方式激活创新动力，还可为整体创新生态给予有力支持，全面激活从研发阶段到成果落地的完整创新价值链^{[19][20]}。

综上所述，现有研究从多个不同角度以富有启发性的方式揭示了数字政府建设进程与城市创新发展水平之间存在的内在关联。二者之间具体的因果作用机制，目前仍是一个需要通过进一步探索才能揭开其面纱的“黑箱”。在中国特有的制度环境中，城市作为政策落地与制度创新的核心区域，其演进历程一直同政府的引领和构建功能密切相关。随着数字政府建设的不断推进，政府与创新之间的联系正沿着全新的路径演化。针对政府形态调整与城市创新之间的递归关联展开探究，也成为理解数字时代政府与社会关系变迁的核心理论视角。

（二）制度背景

我国已将数字政府建设提升至国家治理现代化与数字中国建设的战略高度，将其明确为具备基础性和先导性特征的关键工程。核心目标聚焦于搭建“一网通办”这类政务服务新形态，不断优化营商环境并全方位提高治理效能。当前我国数字政府建设已迈入以整体协同、平台集约、智能驱动与价值普惠为突出特点的“数智深化”全新阶段，正借助理治层面的引领力量带动经济社会各个领域完成全面的数字化转型过程。

为了顺应全球数字化转型趋势，推进政府治理体系与治理能力现代化发展进程，以切实增强国家治理效能。2017年，中央网信办携手国家发展改革委与多个部委一同发布《关于开展国家电子政务综合试点的通知》（以下简称《通知》），明确在北京、上海、浙江、福建等省（市）推进时长为两年的电子政务综合试点相关工作。该项试点工作计划通过阶段性探索达成多项核心目标，在政策执行维度需显著强化各试点区域电子政务统筹管理力度及基础设施集约化水平，打通政务信息资源共享渠道，切实扩大公共服务覆盖范围并提升办理效率。在改革创新领域，各地需结合自身实际探索发展路径，打造一批兼具示范效应与推广意义的改革成果，为全国范围内系统化、高质量推进电子政务建设工作提供经实践检验的经验借鉴与政策支撑。

“电子政务”与“数字政府”在概念上存在历时性差异。电子政务通常是以信息工具优化现有政府流程的阶段，数字政府则代表着以数据、算力与算法等新要素为关键支撑、以数字技术系统重构政府治理理念、组织和流程的深层次变革^[21]。本研究利用“国家电子政务综合试点”政策在地区与时间维度上的非均衡推进特征，构建一个准自然实验，旨在精准识别数字政府建设的影响效应与作用路径，其内在逻辑在于：此次试点的价值取向与实践方式，如数据共享、业务协同与一站式服务，其本质已经超越电子政务的“工具性赋能”范畴，直指数字政府的打破部门壁垒与信息孤岛、推动整体性治理变革等核心议题。例如浙江通过全面推行“最多跑一次”改革，有效集成政务服务事项，加快数据共享，努力实现政务服务“跑一次是底线，一次不用跑是常态，跑多次是例外”。因此，该试点可以被视为我国从“电子政务”阶段迈向“数字政府”阶段的标志性事件，是一个关键的分水岭，有助于实现政务服务从“以部门为中心”向“以用户为中心”转变，为社会经济发展注入创新活力。

（三）研究假设

1. 数字政府建设提升城市创新水平的直接机制。城市创新是高投入、长周期、高不确定性的复杂活动。其可持续展开不仅依赖技术研发，更取决于相应的创新活动能否与本地产业基础、市

场需求、供应链网络及劳动力结构深度融合,是一个涉及多元主体、多重资源与多层制度的系统整合过程。

面对日益复杂的城市挑战与交织性风险,多元主体的协同应对面临深层次的能力考验,亟需构建强调整体协调与系统响应的“整体性治理”模式^[22]。数字政府正是将数字技术内化于政府转型,以机构组织的整合、流程再造为整体性治理提供实现路径与价值目标^[23],从而促进城市创新。一方面,数字政府能够依靠搭建公共数据开放平台,推动多源数据融合,支撑人才、技术、资本与空间等多要素的整体协同,实现创新资源的高效调度与精准匹配,从而缓解城市中小企业人才引进难、融资难与成果转化难等难题^{[24][25]}。另一方面,数字政府能够有助于打造政府引导、市场主导、社会参与的协同创新生态^[26],进而提升创新资源的配置效率与主体间的联动效能。综上,数字政府建设塑造了一种更具整体性的行政图景,勾勒出一个协同、敏捷与高效的政府轮廓,进而有助于城市创新水平的提升。

基于此,本文提出假设1(H1):数字政府建设能够提升城市创新水平。

2. 数字政府建设提升城市创新水平的中介机制。一是科研经费。政府科研经费是高校、科研院所与企业购置先进设备、雇佣科研人员、开展高风险基础研究或技术攻关等活动时,不可或缺的关键资源。特别是对于那些市场不愿涉足的前沿领域,政府投入就成为研发创新的“第一推动力”^[27]。新公共管理理论主张政府应效法企业的管理方法,以效率、结果导向和顾客导向为价值追求;政府不应只是政策的制定者,更应是一个注重投入产出比的“精明管理者”。数字政府建设可视为新公共管理理念在数字时代的延伸与具象实践,其依托数据驱动的决策范式,突破了科研经费“撒胡椒面”式的粗放配置模式,能够精准识别高潜力创新领域与主体,推动公共科技资源向基础前沿、战略导向型科创领域集聚,实现公共科技财政投入的效能转化,进而赋能城市创新发展。

二是公共服务水平。在一定区域范围内,实现更多社会成员能够公平、可及与平等地享受相当的基本公共服务,既是数字政府建设的目标所在,也是构成城市创新生态孕育与演化的制度性前提。一方面,《通知》中明确提出推进电子政务综合试点,要推动“互联网+政务服务”,使得政府公共服务能够打破地域和身份的限制,精准地触达每一位群众。另一方面,公共服务均等化也有助于降低个体对于未来的风险感知,从而使其更愿意从事周期更长、不确定性更高的创新活动,带动资源流向效率更高的生产部门。基于信息经济学的观点,数字政府建设还可以通过技术手段提高公共服务的可及性、有效性与均等性,这能够减少创新活动中的信息不对称、信息获取成本与创新决策的不确定性。

三是创业活动。创业活动是推动生产要素“重新组合”并进行创新性探索、商业化应用与投入生产,从而创造更高社会价值的过程^[28]。创业活动不仅是城市新技术与新产品研发、商业模式变革的动力源泉之一,也是拉动投资、创造就业与提升经济活跃度的重要途径。从新制度经济学理论视角出发,交易成本是制约经济运行效率的核心要素^[29],数字政府建设通过推进服务事项整合、权责清单梳理、信息公开推进与流程规范重塑等举措,有效削减交易成本,为创新潜能释放扫清障碍。一方面,企业核心价值的呈现方式在于对市场交易成本进行有效压缩,传统治理模式受流程复杂、各环节协同效率低下以及信息透明度不足等情况影响,既无法为治理效能的稳步提升提供有力支撑,又容易形成权力寻租的可乘之机,进而对创新生态的培育工作与优化进程产生不利影响。从另一角度来看,制度安排除了具备约束方面的作用外,还具有十分关键的激励相关功能。数字政府通过搭建稳定、透明且具有可预期性的营商环境,可显著降低制度性交易成本^[30],在此前提下提升创业活动的期望效用,以此促使市场主体进入市场,最终助力城市创新发展。

基于此,提出研究假设2(H2):数字政府通过优化科研经费配置、强化公共服务供给与激活

创业活力来提升城市创新水平。

3. 数字政府建设提升城市创新水平的调节机制。数字鸿沟是指数字技术发展过程中出现的信息技术获取和利用上的差异和不平等现象^[31]。数字政府建设对城市创新水平的赋能效应无法脱离情境发生，其实际效能深度嵌入城市既有社会技术结构，这体现为设备可获得性、数字素养、利用效率及价值转化能力等共同构成的多维复合体。依据数字不平等理论，数字技术带来的赋能作用在不同群体与区域间会形成现实差距。这也意味着，数字政府所提供的统一技术平台、数据资源与在线服务，在城市内部将面临差异化的接入、理解与应用情景，从而导致其产生的创新赋能作用出现“漏斗效应”。具体来说，数字鸿沟可能会削弱公共政策的预期效果，使其在传导过程中发生目标偏离。由于数字资源获取与运用能力占优的群体往往能够更有效地识别并兑现政策红利，导致以普惠为出发点的政策在落地时背离其广泛受益的初始目标，因此数字鸿沟可能会抑制数字政府建设赋能城市创新的政策效应。

基于此，提出研究假设3（H3）：数字政府建设对城市创新水平的促进作用，受到数字鸿沟的负向调节。

理论分析框架图如图1所示。

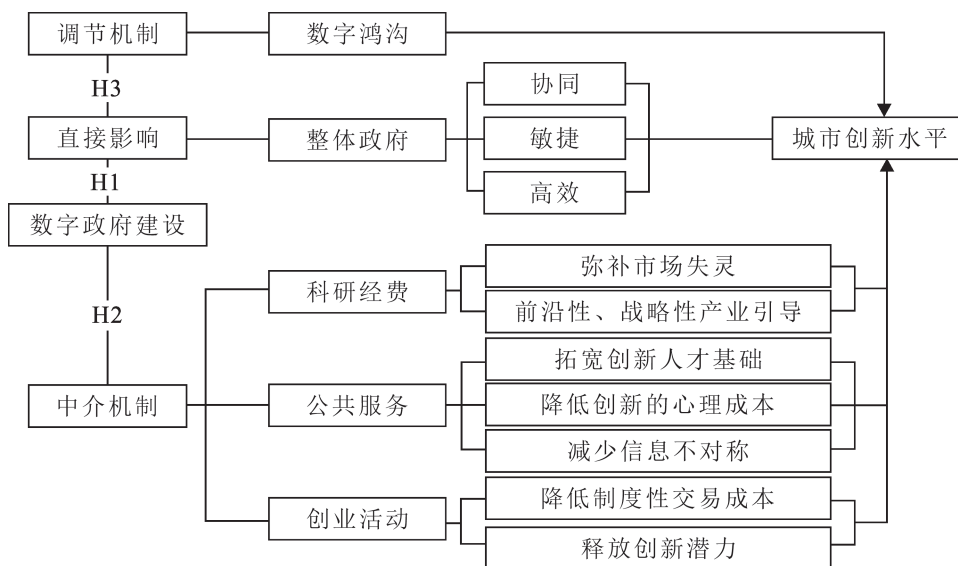


图1 理论分析框架图

三、研究设计

(一) 模型设定

本研究采用双重机器学习方法，对数字政府建设与城市创新之间的因果关系进行推断。采用基于机器学习算法和样本交叉拟合的双重差分模型，是克服模型误设、维度诅咒等问题的重要手段，其在具体操作过程中所遵循的正交法思想和两阶段预测残差回归思路，还可以缓解一般机器学习算法存在的“正则偏误”，实现对政策处理效应的无偏估计^[32]。

首先，构建部分线性回归模型如下：

$$\begin{aligned}
 Uil_{it} &= \theta_0 DG_{it} + g(X_{it}) + \mu_{it} \\
 E(\mu_{it} | DG_{it}, X_{it}) &= 0
 \end{aligned}
 \tag{1}$$

本文的模型遵循面板数据计量惯例。其中,下标*i*与*t*分别标识城市截面单元与时间年份。被解释变量城市创新水平记为 Uil_{it} ,表示城市*i*第*t*年的创新水平。 DG_{it} 表示解释变量,表示城市*i*第*t*年的数字政府建设。 θ_0 为本文重点关注的核心估计量,表征数字政府建设对城市创新水平的平均处理效应。模型包含高维控制变量 X_{it} 与满足零均值假设的随机误差项 μ_{it} ,高维控制变量合集通过函数 $g(X_{it})$ 影响结果, $\hat{g}(X_{it})$ 函数本身由机器学习算法估计得出。此外,鉴于本文样本存在小样本属性及收敛速度偏慢的问题,通过构建辅助回归方程,确保系数估计量符合无偏性假设。

基于式(1),可得出处置效应 $\hat{\theta}$ 为:

$$\hat{\theta} = \left(\frac{1}{n} \sum DG_{i,t}^2 \right)^{-1} \frac{1}{n} \sum DG_{i,t} (Uil_{i,t} - \hat{X}_{i,t}) \quad (2)$$

其中, n 为样本观测值数量, $\hat{X}_{i,t}$ 表示为 $X_{i,t}$ 的似然函数值,其他变量的定义均与前文保持一致。

为确保系数估计量于小样本情境下满足无偏性,进一步构建如下辅助模型来进行第二次机器学习。见式(3)。

$$DG_{i,t} = \bar{X}_{i,t} + V_{i,t}, E(V_{i,t}|X_{i,t}) = 0 \quad (3)$$

其中, $\bar{X}_{i,t}$ 代表 $DG_{i,t}$ 对高维控制变量的效应函数, $V_{i,t}$ 为满足零均值条件的随机误差项,其他变量的定义均与前文保持一致。

在此设定下,将 $\hat{V}_{i,t}$ 被视为 $DG_{i,t}$ 的工具变量,利用 $X_{i,t}$ 对 $DG_{i,t}$ 进行回归拟合得到,可构造出无偏的估计量。

$$\check{\theta}_0 = \left(\frac{1}{n} \sum \hat{V}_{i,t} \right)^{-1} \frac{1}{n} \sum \hat{V}_{i,t} (Uil_{i,t} - \hat{X}_{i,t}) \quad (4)$$

(二) 变量选择

1. 被解释变量。城市创新水平(Urban innovation level, Uil)为本文的被解释变量。对于城市创新水平的测度,大多研究主要利用中国专利信息网检索出的城市专利数据,来衡量城市的创新水平,但仅以专利数量为指标,显然难以完整反映城市创新的实际内涵与真实水平。寇宗来等学者基于中国国家知识产权局发布的专利数据,运用专利更新模型测算专利价值,再将各专利价值汇总至城市层面,形成城市创新指数,这在一定程度上缓解了专利质量参差不齐、价值存在异质性的问题,并提供了具体的计算方法^①。有鉴于此,本文以此数据来探讨数字政府建设对城市创新水平的影响。

2. 解释变量。本文的核心解释变量是数字政府建设(Digital Government, DG)。在学术研究与政策评估中,面向公众的电子政务服务因其能够直接反映政务系统的响应性、便捷性与公众满意度,常被视作观测数字政府建设成效的重要窗口。本文以“国家电子政务综合试点”作为数字政府建设的代理变量,将试点政策处理构造为一个虚拟变量:对于进入试点的城市,将其自政策实施年份起的变量值设置为1,实施前及未实施城市的该变量值保持为0。这种设定能清晰区分样本中的处理组与对照组,为后续识别数字政府建设的政策效应奠定基础。

3. 机制变量。一是科研经费配置(Fund)。采用城市当年财政科学技术支出额的对数值进行测度,数值越大表明城市对于创新的支持和补贴力度越大。二是公共服务供给(Service)。本文借鉴李拓等^[33]、黄寿峰等^[34]的做法,先构造基本公共服务水平的测算指标体系,然后通过熵值法计

① 具体计算方法请参阅《中国城市和产业创新力报告2017》。

算样本城市的基本公共服务水平^①，其中包括文化教育、医疗卫生、社会保障与就业、环境保护等24项具体指标。三是激活创业活力（Business）。本文运用城市新增工商企业注册数量对城市创业活动进行测度，参考李茂林等^[35]的做法，将天眼查网站中全国工商企业注册信息按城市在年度层面加总，得到中国各城市的创业活动情况。四是数字鸿沟（DigDQ）。数字鸿沟的测度主要参考张正荣等的做法，从数字通信技术使用、数字通信技术技能、数字通信技术产出和数字金融普惠四个维度建立数字鸿沟测度指标体系，并采用改进的区位熵法，通过以各城市数字技术发展水平与全国平均水平作比较得到的DigDQ^②来测度城市的数字鸿沟^[36]。

4. 控制变量。根据相关文献及本研究的数据库情况，本文控制了一系列城市层面的社会经济特征变量，具体如下。（1）经济发展水平（ \lnpgdp ）使用城市实际人均地区生产总值的对数值测度。较高的经济发展水平意味着更充裕的创新资源与更先进的数字化基础，故需加以控制。（2）产业结构方面，选取第二产业增加值在国内生产总值中所占比重这一指标表示。工业基础积淀深厚的城市或许在创新模式构建以及政府数字化转型路径探索方面具备与众不同的鲜明特征。（3）人口密度（ \lnpop ）通过单位土地面积中常住人口数量的对数值来衡量。该变量调控着集聚效应催生的知识溢出与规模经济这两方面因素对创新活动可能产生的潜在作用。（4）政府财政分权这一指标，借助核算一般公共预算支出与一般公共预算收入二者间的比率衡量。地方财政自主权的具体程度能够直接影响地方调配各类资源以支持创新活动以及构建数字政府体系的实际能力。（5）城市金融发展水平（ $finance$ ）的衡量方式为年末金融机构贷款余额与当地GDP之间的比值。完备的金融体系可切实减少创新项目在资金获取环节遭遇的阻碍，此类体系是区域创新环境中的重要组成部分。（6）城市人力资本水平（ \lnedu ）借助每万人口中在校大学生人数的对数值完成度量。高素质人才是知识创造与技术转化的核心主体，其规模直接影响城市的创新吸收与产出能力。（7）城市文化水平（ \lnbook ）以每百人公共图书馆藏书量的对数值测算。该指标作为社会文化资本的代理，用以控制区域文化氛围对创新思维的长期滋养作用。（8）城市信息化水平（ \lninternet ），采用国际互联网用户数的对数值进行测度。广泛的信息技术应用是数字政府发挥作用的社会基础，也构成了创新信息交换的关键设施。（9）城市基础设施（ $infrastructure$ ），通过单位面积内的公路里程数指示。实体基础设施的完善程度关系到经济活动的运行效率，并与数字基础设施存在互补关系。（10）城市对外开放水平（ $open$ ），使用进出口总额占GDP的比重来衡量。开放程度决定了技术、人才与知识的国际流动强度，是影响城市创新水平的重要外部条件。此外，引入控制变量的二次项以捕捉潜在的非线性关系，并通过设置年份与个体虚拟变量引入时间固定效应和城市固定效应，以此弥补时间与城市维度上的信息偏差。

（三）数据来源

本研究实证部分所使用的数据为2007—2023年中国288个地级及以上城市的面板数据。主要数据来源于《中国城市统计年鉴》和各城市统计公报，并通过EPS数据平台、Wind数据库及CNRDS数据库进行了补充与核对。在初始样本的基础之上，本文主要做如下处理。一是对于部分变量存在缺失值的状况，本文采用线性插值法进行填补。二是出于兼顾数据完整性与可得性的考

^① 熵值法的基本原理是根据各项指标的变异程度，利用信息熵计算各指标权重，进而得到基本公共服务水平综合指数。

^②
$$DigDQ_i = \frac{DigD_i}{DigD} = \frac{\sum_{j=1}^m q_{ij}}{\sum_{j=1}^m Q_j}$$
， q_{ij} 为第*i*个城市第*j*项指标值， Q_j 为全国第*j*项指标值。其中， $i=1, \dots, n$ ； $j=1, \dots, m$ 。

m 。n为城市样本个数， m 取4项指标。DigDQ_{*i*}为第*i*个城市的数字技术发展指数区位熵。

量，在研究期内经历重大行政区划调整、建制时间过短或核心变量缺失严重的城市样本，本文暂不予以考虑。描述性统计结果，如表1所示。

表1 变量描述性统计

变量	样本数	平均数	标准差	最小值	最大值
<i>DG</i>	4 896	0.0870	0.282	0	1
<i>Uil</i>	4 896	0.963	2.075	-5.109	8.283
<i>pgdp</i>	4 896	10.62	0.683	8.137	12.597
<i>indus</i>	4 896	42.96	15.66	0	90.97
<i>Inpop</i>	4 896	5.328	1.749	-7.137	9.751
<i>government</i>	4 896	0.449	0.226	0	1.541
<i>finance</i>	4 896	2.463	1.277	0	21.30
<i>lnedu</i>	4 896	0.019	0.025	-0.116	0.172
<i>lnbook</i>	4 896	3.735	1.008	-1.050	8.537
<i>lninternet</i>	4 862	13.27	1.166	3.539	20.34
<i>infrastructure</i>	4 896	0.829	0.414	-1.032	4.383
<i>open</i>	4 896	0.204	0.955	-0.472	56.51

四、实证分析

（一）基准回归

为考察数字政府建设与城市创新水平间的因果关系，本研究采用了弹性网络算法。表2展示了纳入全部控制变量及双向固定效应后的基准回归结果。各列分别对应1:2、1:4、1:6、1:8四种样本分割比下的估计值。根据5折交叉验证的结果，样本分割比为1:4时模型估计效果最为理想，因此后续分析将以此设定为准。根据表2第（2）列报告的估计结果，数字政府建设的回归系数为0.236，并在1%的水平上显著。这表明，数字政府发展水平每提高1%，城市创新水平平均随之提升约0.236%，实证结果支持了数字政府建设对城市创新具有显著促进效应的研究假设。假设H1得到初步验证。

表2 双重机器学习的基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	Kfolds=3	Kfolds=5	Kfolds=7	Kfolds=9
	Uil	Uil	Uil	Uil
<i>DG</i>	0.220*** (8.145)	0.236*** (9.070)	0.222*** (7.792)	0.218*** (7.482)
控制变量一次项	YES	YES	YES	YES
控制变量二次项	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES	YES
城市固定效应	YES	YES	YES	YES
样本数	4 862	4 862	4 862	4 862

注：***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著；括号内为聚类稳健标准误下的*t*值。下同。

（二）稳健性检验与内生性处理

1. 双重机器学习模型的重新设定。为缓解双重机器学习中可能存在的模型设定偏误对研究结论的影响，本研究采用套索回归（Lasso）、梯度提升（GBM）及随机森林（RF）三种机器学习方法进行稳健性检验。为规避双重机器学习算法设定偏误对研究结论的干扰，进一步应用套索回归

算法 (Lasso)、梯度提升算法 (GBM) 与随机森林算法 (RF) 三种不同机器学习算法, 如表 3 第 (1) — (3) 列所示, 检验结果一致支持数字政府建设能够促进城市创新水平提升的发现, 表明重新设定双重机器学习模型并未改变“数字政府建设能够提升城市创新水平”结论的稳健性。

表 3 稳健性检验结果 1

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Lasso	GBM	RF	联合固定	调整城市	剔除特殊年份
	Uil	Uil	Uil	Uil	Uil	Uil
<i>DG</i>	0.231***	0.207***	0.183***	0.296***	0.249***	0.164***
	(8.908)	(4.935)	(2.758)	(6.792)	(8.980)	(4.238)
控制变量一次项	YES	YES	YES	YES	YES	YES
控制变量二次项	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
城市固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
样本数	4 862	4 862	4 862	4 862	4 794	3 718

2. 排除样本异质性的影响。为有效控制不同城市个体特征随时间演变所引致的潜在干扰, 本研究在基准回归模型的基础上, 纳入城市-时间联合固定效应开展拓展检验, 分析结果如表 3 列 (4) 所示。进一步, 考虑到直辖市在行政层级、治理资源及政策赋权等方面相较于普通地级市具有显著优势, 这可能会导致模型预测结果出现偏差, 基于此, 本研究剔除直辖市观测样本后再次进行回归测算, 结果如表 3 列 (5) 所示。此外, 为缓解新冠肺炎疫情对经济社会运行的异常冲击可能造成的干扰, 本研究将 2019 年之后的样本予以剔除, 重新回归的结果如表 3 列 (6) 所示。可见, 无论是进行联合固定效应, 还是调整城市样本与剔除特殊年份, 回归结果依旧显著为正。上述一系列稳健性检验表明, 本文的主要实证结论具有较强的可靠性与稳健性。

3. 排除同期其他政策影响。对研究中回归结果稳健性的质疑还可能在于, 在考察电子政务综合试点对于城市创新水平的影响时, 缺乏对其他政策影响效应进行必要的考察。为此, 本研究对于同期的相关试点政策进行控制。自 2018 年后, 电子政务综合试点政策逐渐在全国范围内推行, 同期的相关政策包括“‘互联网+政务服务’信息惠民试点”与“国家大数据综合试验区”也得到实施并产生政策效果, 这些试点政策对于城市创新水平的提升具有正向的推动作用。本研究将“互联网+政务服务”信息惠民试点 (IGS)、国家大数据综合试验区 (Bigdata) 两项政策的虚拟变量, 纳入基准回归模型。分析结果如表 4 列 (1)、(2)、(3) 所示。在控制同期其他重大政策可能产生的竞争性影响后, 数字政府建设提升城市创新水平的结论依旧成立。

4. 基于双重差分法的模型设计。考虑到双重机器学习 (DML) 模型在本质上仍属于双向固定

表 4 稳健性检验结果 2

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	控制 IGS	控制 Bigdate	共同控制	双重差分	滞后一期	滞后两期	工具变量
	Uil	Uil	Uil	Uil	Uil	Uil	Uil
<i>DG</i>	0.246***	0.257***	0.242***	0.233***	0.258***	0.238***	15.226**
	(9.131)	(9.650)	(9.287)	(3.942)	(6.897)	(6.193)	(2.167)
控制变量一次项	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
控制变量二次项	YES	YES	YES	NO	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
城市固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
样本数	4 805	4 805	4 862	4 862	4 576	4 290	3 706

效应框架, 其对于内生性问题的处理能力可能存在局限。为此, 本研究进一步构建双重差分模型, 以对基准回归结论的稳健性进行再检验。

$$Uil_{it} = \alpha + \beta DG_{it} + \gamma Control_{it} + \mu_i + e_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

其中, Uil_{it} 与 DG_{it} 与式 (1) 含义相同, 系数 β 是本文重点关注的内容, 代表着数字政府建设对于城市创新水平的政策效应, $Control_{it}$ 为 t 影响城市 i 创新水平的一系列控制变量, 与上文控制变量一次项保持一致; μ_i 与 e_t 分别为城市与年份固定效应; ε_{it} 为随机扰动项, 服从独立同分布。回归结果见表 4 列 (4)。

平行趋势检验是双重差分模型得以具备有效性的一项关键前提条件。分析图 2 展示的数据可知, 政策实施前的各个阶段中, 测算系数在统计学层面均未表现出显著特征; 政策实施后的前两年, 因政策效果存在滞后性而未达到显著标准, 之后的各阶段政策作用始终呈现显著正向特征并保持着相对稳定的状态。该动态模式与平行趋势假设相符, 表明本研究的模型设定具有合理性。

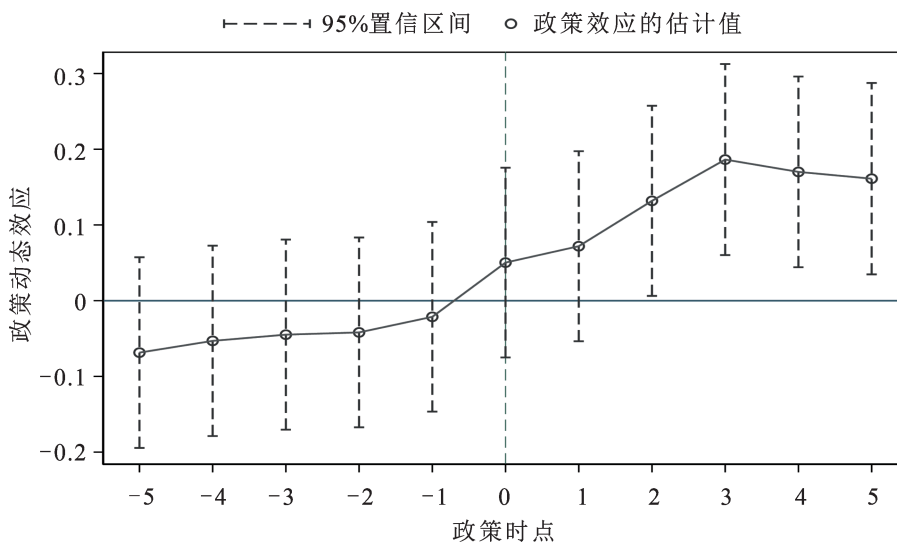


图 2 平行趋势检验

为保障实证结果具备可靠属性, 本研究针对相关内容实施了额外的安慰剂检验。通过将样本随机分配到“虚构处理组”和“对照组”两个类别, 同时将这样的划分流程重复开展 1 000 次, 最后得到 1 000 个相互对应的回归系数以及它们各自的 p 值。图 3 展示随机生成的系数密集聚集在零点周边的状态, 整体形态与正态分布较为接近, 绝大多数系数在统计层面不存在显著性, 实际估计得到的基准回归系数处于这一随机分布的右端尾部位置。这一结果证实基准回归的发现不受偶然因素影响, 通过了安慰剂检验。

5. 滞后被解释变量。数字政府建设对城市创新水平的影响客观上存在一定滞后效应, 模型设定中可能出现遗漏变量和反向因果问题, 这些因素共同导致数字政府建设与城市创新水平之间形成动态反馈关系。将被解释变量各自滞后一期与两期, 以此为基础重新开展回归分析工作。表 4 中列 (5) 与列 (6) 的结果呈现, 数字政府的建设工作对城市创新活动的正向推动作用依旧保持显著状态, 这一情况说明基准结论具备较为良好的稳健性。

6. 工具变量法。本研究参考 Chernozhukov 等人提出的分析框架, 设定了部分线性工具变量模型, 并嵌入双重机器学习结构。模型估计采用两阶段最小二乘法, 以有效处理潜在的内生性问题。具体如下:

$$Uil_{it+1} = \theta Event_{it} + g(X_{it}) + U_{it} \quad (6)$$

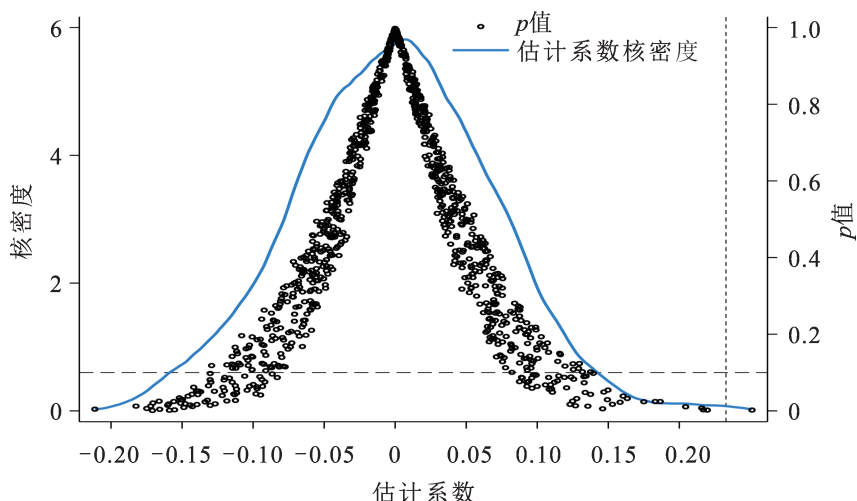


图3 安慰剂检验

$$Instrument_{it} = m(X_{it}) + V_{it} \quad (7)$$

其中， $Instrument_{it}$ 是 $Event_{it}$ 的工具变量。参考已有研究的普遍做法，引入一个基于历史制度禀赋的工具变量，将1984年固定电话数与上一年互联网用户数作为数字政府建设与工具变量，该工具变量的核心逻辑在于捕捉各个城市在信息基础设施与管理传统上的深层差异，其合理性在于：早期互联网主要依靠电话线拨号（PSTN）接入，固定电话数量不仅影响互联网发展，还能推动技术基础设施升级与数据基础管理制度完善，满足工具变量的相关性要求。而随着数字技术创新应用推动通信网络技术持续迭代，历史上固定电话对城市创新水平的影响已逐步弱化，符合外生性条件。如表4列（7）的实证分析结果所示，估计系数显著为正，回归结果依旧稳健。

（三）机制分析

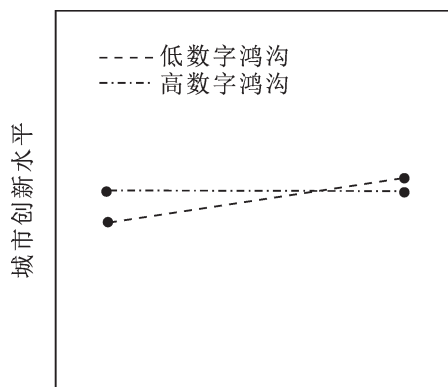
1. 中介机制分析。本文构建“资源支撑—服务保障—创业涌现”的分析框架，并在此框架之下探讨数字政府建设对城市创新的作用机制。根据上文的理论分析，本文从科研经费配置、公共服务供给与激励创业活力三个方面分析数字政府建设对城市创新水平的作用机制。参考江艇^[37]的做法，将中介变量作为被解释变量，并纳入双重机器学习模型之中，考察数字政府建设虚拟变量的回归系数是否显著。检验结果如表5所示。列（1）表明，数字政府建设对于科研经费的影响显著为正，表明数字政府建设显著促进了科研经费的合理配置。列（2）是公共服务水平机制的回归结果，数字政府建设的回归系数在1%的水平上显著为正，说明数字政府建设显著改善了公共服务

表5 机制分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	Fund	Service	Business	Uil
DG	0.098** (1.965)	0.013*** (8.157)	0.138*** (5.584)	
$DG\#DigDQ$				-33.408*** (-8.866)
控制变量一次项	YES	YES	YES	YES
控制变量二次项	YES	YES	YES	NO
时间固定效应	YES	YES	YES	YES
城市固定效应	YES	YES	YES	YES
样本数	4 842	4 794	4 862	4 861

供给状况。列（3）显示数字政府建设对于创业活动的影响在1%的水平上显著为正，也即数字政府建设能够刺激城市创业活力的提升。综上，假设H2得到验证。

2. 调节机制分析。为考察数字鸿沟是否会对数字政府建设赋能城市创新的效应产生调节作用，本研究在基准回归模型中纳入数字政府建设与数字鸿沟的交互项。表5汇报了调节效应的回归结果。其中列（4）显示，数字政府建设与数字鸿沟的交互项系数显著为负，这一结果揭示，数字鸿沟会削弱数字政府建设对城市创新水平的正向赋能效应，如图4所示。假设H3得到验证。结果表明，数字政府建设对城市创新的推动作用并非均质呈现，其实际效果同时受到数字包容程度的显著调节，划定数字政府建设政策红利可及的社会范围，决定了数字治理赋能创新在实际中的具体呈现形态。



数字政府建设
图4 调节效应图

五、进一步分析

（一）城市行政级别的异质性

行政层级是理解中国城市治理及其发展差异的重要维度。在现行的治理架构下，城市的行政地位不仅定义了其权力边界，更深刻影响着资源分配与政策效能。因此，数字政府建设的创新赋能效应，可能在行政层级更高的城市表现得更为突出。为此，依据城市的行政地位与区域功能属性，将样本城市划分为中心城市（Central）和外围城市（Peripheral）两个类别，同时引入对应两类城市级别的虚拟变量纳入分析模型中。如表6列（1）与列（2）所示，行政层级更高的中心城市，数字政府相关建设对城市创新水平提升的推动效果表现得更为突出，回归系数数值达到0.308且顺利通过1%的显著性检验，而外围城市在统计维度上并未展现出相应的政策效应。这表明数字治理领域的创新赋能过程可能依照行政主体主导的路径依赖模式展开。中心城市依托自身体制方面的独特优势，可更高效地汇聚各类高端要素并搭建起完善的创新网络，最终把数字化治理层面的能力切实转变为具有实际价值的创新成果。

表6 异质性分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	Central	Peripheral	Decentral=1	Decentral=0
<i>DG</i>	0.308*** (9.491)	-0.028 (-0.294)	0.279*** (5.154)	0.311*** (6.463)
控制变量一次项	YES	YES	YES	YES
控制变量二次项	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES	YES
城市固定效应	YES	YES	YES	YES
样本数	2 270	2 592	2 567	2 295

（二）城市财政分权的异质性

数字时代下财政分权给创新发展带来的作用呈现出全新的复杂特性。总体来看，财政分权能

够借助激发地方政府间的竞争行为，推动区域经济增长进程以及创新活动的开展^[38]。数字技术的深度融入持续推高城市创新系统的复杂程度，此类情况往往要求城市拥有跨领域的协作能力与整体性的治理水平。财政分权程度过高易引发治理层面的碎片化状况，这种状况会对需处理多方面综合统筹的创新类挑战形成阻碍。为此，参考现有研究中的常规做法，通过运用“地级市人均财政收入/（地级市人均财政收入+省级人均财政收入）”来测算城市财政分权程度，并按照中位数将样本城市划分为两个不同的组别。将超过该中位数的样本归入高财政分权组并标记为Decentral=1，将未达到该中位数的样本划入低财政分权组且标记为Decentral=0，完成分组后针对这两个不同组别的样本分别开展实证检验工作。相关结果可从表6的列（3）和列（4）中查看，数字政府建设对应的回归系数数值分别为0.279与0.311，两个系数数值均在1%的显著性水平条件下呈现显著状态，这一情况表明数字政府建设在提升低财政分权城市创新水平方面拥有更强的作用效果。上述差异化效应揭示，高度财政分权可能会让城市治理呈现碎片化趋势，同时使得跨部门之间的协调成本有所增加。处于较低水平的财政分权往往对应着更突出的纵向统筹及资源动员方面的能力，这类能力可以助力破除行政壁垒，促使跨区域与跨层级的协同治理相关工作顺利推进，最终在城市治理的具体层面构建起明显的规模效应以及网络联动效应。

六、研究发现与政策建议

（一）研究发现

本文借助2007—2023年的城市面板数据，采用双重机器学习方法探究数字政府建设对城市创新水平的影响及其作用路径，结论如下。

1. 数字政府建设对城市创新能力存在明显的推动效果，这一论断在完成一系列稳健性检验与内生性检验之后依旧成立。该内容呼应数字时代公共管理研究围绕治理效能“专业性基石”展开的探讨，同时契合整体性治理、协同治理等理论层面的关切。

2. 相关研究显示数字政府建设主要通过优化科研经费配置、强化公共服务供给以及激发市场主体创业活力这三条具体路径推动城市创新发展。这三条路径相互嵌套形成“经费—服务—创业”的传导链条，共同满足创新系统在资源供给、环境营造以及动力激发层面的复合需求。

3. 数字包容的实际程度是对数字政府创新效能产生作用的关键调节要素。数字鸿沟的存在会显著削弱数字政府建设创新赋能的积极影响，这一情况表明数字政府建设的创新赋能进程并非处于均质化状态，其最终成效与支撑数字机会公平的“包容性基础”完备程度存在紧密联系。

4. 数字政府建设的创新效应依赖于制度势能的发挥。行政层级上高级别城市借助制度势能取得更显著政策效果，这印证行政发包制下政策试验空间存在层级差异的现实情况^[39]。财政分权维度上低分权城市纵向统筹能力更强，协同效能反而更优，这补充传统财政分权理论，揭示数字治理效能不仅依靠地方资源禀赋，还依靠政府层面的行政统筹能力。

（二）政策建议

基于前述理论与实证研究结论，为更好发挥数字政府对城市创新的驱动作用，助力区域协调与创新体系整体提升，提出以下政策建议。

1. 助力数字政府实现从“工具应用”阶段到“系统重构”阶段的全方位转型。应把握数字化智能化催生的发展机遇，推动政府运行体系与治理模式完成全维度深度转变。核心任务在于破除各部门间的数据壁垒，构建可达成统一共享的数据基础平台，为不同层级及不同领域开展协同治理工作提供坚实保障。与此同时，主动运用区块链、人工智能等技术对业务流程进行优化，助力行政审批完成从传统人工操作模式到“智能秒批”敏捷模式的全面转型。此外，需不断推动“一

业一证”相关制度创新举措,将审批、监管与服务等多种职能加以系统整合,切实促使行政领域的整体运行效能实现有效提升。

2. 打造“资源支撑—服务保障—创业涌现”的协同赋能机制。首先,依托数字政府建设整合科创企业全生命周期数据,动态评估科创项目风险收益,建立精准化财政科技投入决策机制,推动城市财政科技支出从补贴向“风险共担、收益共享”的耐心资本转型,以拨投结合方式锚定原始创新。其次,整合政务热线、网格上报、企业反馈等多渠道治理诉求数据,构建城市治理需求动态画像与优先级评估体系,并注重“需求锚点”对于公共服务供给的牵引作用,通过数字政府开放平台发布城市级场景机会清单,使城市治理需求转化为产业创新、企业攻关的机会清单。最后,搭建智能政策匹配系统,推动惠企红利“免申即享”,精准锚定创业主体需求。有序开放公共数据资源,强化跨部门协同治理,构建创业服务全周期闭环,以制度创新激活市场活力,培育城市创新发展新动能。

3. 构建具有数字包容性的城市数字创新生态系统。为充分释放数字政府的创新效能,相应的政策举措应着眼于基础设施的普惠性接入与治理体系的公平性保障双重路径。一方面,需超越传统硬件覆盖,通过开发低门槛数字工具、设立社区数字赋能中心及实施针对性补贴,切实降低中小企业与弱势群体的技术使用壁垒。另一方面,应建立防范数据歧视与算法偏见的制度框架,确保公共数据资源的开放共享不会固化既有的创新机会不平等。从而突破数字政府赋能创新的结构约束。

4. 深化数字政府建设的创新效应,必须实施差异化发展路径。鉴于中国城市在行政层级、资源禀赋与发展阶段上存在显著差异,数字政府建设应摒弃“一刀切”模式,转向分类指导与精准施策。对高行政级别城市,应充分发挥其制度势能与人才集聚优势,推动技术深度融合与创新生态构建,并增强区域辐射能力;对普通城市,则应聚焦智慧社区、中小企业赋能等“小切口”场景,依托上级平台实现借力发展,避免盲目扩张。

参考文献

- [1] Thompson, V. A. Bureaucracy and innovation[J]. *Administrative Science Quarterly*, 1965(1).
- [2] 杨春学. 新古典自由主义经济学的困境及其批判[J]. *经济研究*, 2018(10).
- [3] Patanakul, P., J. K. Pinto. Examining the roles of government policy on innovation[J]. *The Journal of High Technology Management Research*, 2014(2).
- [4] 郑睿, 徐佳, 王婧莹. 经济政策不确定性抑制突破性创新了吗——基于企业风险承担意愿的研究视角[J]. *中国地质大学学报(社会科学版)*, 2024(6).
- [5] 韩璐, 陈松, 梁玲玲. 数字经济、创新环境与城市创新能力[J]. *科研管理*, 2021(4).
- [6] 裴尔洁, 张治栋. 数字基础设施建设与城市创新——基于创新要素流动视角的实证[J]. *统计与决策*, 2025(5).
- [7] 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).
- [8] 沈坤荣, 林剑威, 傅元海. 网络基础设施建设、信息可得性与企业创新边界[J]. *中国工业经济*, 2023(1).
- [9] 杨丹辉, 张兴. 智能制造对企业绿色全要素生产率的影响——基于智能制造试点示范的准自然实验[J]. *中国地质大学学报(社会科学版)*, 2025(6).
- [10] 侯新烁, 刘萍. 数字基础设施建设如何影响城市创新? ——基于“宽带中国”战略的准自然实验[J]. *湘潭大学学报(哲学社会科学版)*, 2023(1).
- [11] 汪波, 蒋君卓. 数字政府变革的理论形态变迁与实践模式演进——基于“技术-制度-组织”框架的分析

- [J]. 城市问题,2024(3).
- [12]彭奕潇,刘淑一,李建琴.数字政府、制度环境与区域创新能力[J].浙江社会科学,2025(8).
- [13]金培振,殷德生,金桩.城市异质性、制度供给与创新质量[J].世界经济,2019(11).
- [14]张柳钦,李建生,孙伟增.制度创新、营商环境与城市创业活力——来自中国自由贸易试验区的证据[J].数量经济技术经济研究,2023(10).
- [15]张京祥,周子航.创新竞租与制度激励:城市创新空间锚定的经济地理学解释[J].经济地理,2021(10).
- [16]展鹏贺.数字政府协同原则的规范内涵及制度展开——基于行政组织关系的视角[J].行政法学研究,2025(5).
- [17]黄璜,谢思娴,姚清晨,等.数字化赋能治理协同:数字政府建设的“下一步行动”[J].电子政务,2022(4).
- [18]张秋明,顾新,杨雪.产学研协同创新网络视角下创新资源禀赋对城市创新能力提升的影响研究[J].软科学,2022(12).
- [19]刘家民,马晓钰,赵斌,等.异质性企业协同集聚增强城市创新活力了吗?[J].产业经济研究,2024(2).
- [20]程时雄,刘树家.长江经济带知识产权保护与城市绿色技术创新效率——基于创新价值链视角的空间效应分析[J].中国地质大学学报(社会科学版),2024(3).
- [21]翟云.数字政府替代电子政务了吗?——基于政务信息化与治理现代化的分野[J].中国行政管理,2022(2).
- [22]竺乾威.从新公共管理到整体性治理[J].中国行政管理,2008(10).
- [23]王敬波.面向整体政府的改革与行政主体理论的重塑[J].中国社会科学,2020(7).
- [24]孙铄铄,郑韬,潘焕学,等.公共数据开放对企业创新的影响——基于公共数据开放平台的准自然实验[J].统计与决策,2025(15).
- [25]叶建亮,陈文轩,晁嵩蕾.数字政府建设促进小微企业创业了吗?——来自浙江省中小企业公共服务平台的证据[J].浙江社会科学,2024(3).
- [26]王文娜,胡贝贝,刘戒骄.政企创新合伙人机制与“城市大脑”建设[J].科学学研究,2022(2).
- [27]刘春青,胡瑞法,邓海艳,等.财政研发补贴的创新激励效应——来自中国规模种子企业的证据[J].中国农村经济,2024(4).
- [28]谭伟杰,申明浩.政府创业激励政策与地区市场主体活力——兼议创业投资网络的空间分布格局[J].南开经济研究,2024(9).
- [29]冯银,严飞,石大千,等.智慧供应链建设能否促进企业分工——基于供应链创新与应用试点政策[J].中国地质大学学报(社会科学版),2024(4).
- [30]张诚,徐勤凤.数字政府、营商环境与全国统一大市场[J].云南财经大学学报,2024(12).
- [31]袁逸铭,王瀚迪,朱虹.官员更替能弥合数字鸿沟吗?——基于制度供给、制度环境视角[J].软科学,2023(3).
- [32]孙传旺,占妍泓,徐梦洁.电力需求响应信号与新能源制造企业绩效[J].管理世界,2024(12).
- [33]李拓,李斌,余曼.财政分权、户籍管制与基本公共服务供给——基于公共服务分类视角的动态空间计量检验[J].统计研究,2016(8).
- [34]黄寿峰,赵岩.政务服务信息化与基本公共服务水平[J].世界经济,2023(8).
- [35]李茂林,王子路,何光辉,等.银行业金融科技创新、结构性普惠效应与创业活力[J].管理世界,2024(6).
- [36]张正荣,梅可,高枫,等.数字鸿沟对中国式现代化的影响研究——基于绿色科技创新视角[J].软科学,2025(6).
- [37]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).
- [38]李政,杨思莹.财政分权、政府创新偏好与区域创新效率[J].管理世界,2018(12).
- [39]张小康,李冰强.从科层到发包:碳排放配额初始分配央地事权的规范配置[J].中国地质大学学报(社会科学版),2024(6).

Can Digital Government Construction Enhance Urban Innovation Capacity?

— Evidence from China's National Pilot Program for Integrated E-government

NIU Chao-wen

Abstract: The construction of digital government is profoundly reshaping the form of government, and this transformation is driving the evolution of the government in a direction more conducive to innovation. Leveraging the “quasi natural experiment” of the national e-government comprehensive pilot, this paper empirically investigates the effect of digital government construction on urban innovation level based on the panel data of 288 prefecture level and above cities in China from 2007 to 2023, using the Machine Learning Difference-in-Differences model. The research shows that the construction of digital government has a significant role in promoting urban innovation, and the conclusion is still robust after a variety of robustness tests; (2) The mechanism exploration reveals that the construction of digital government promotes urban innovation through multiple paths, such as the allocation of scientific research funds, the supply of public services and the stimulation of entrepreneurial vitality, while the digital divide will significantly inhibit its effect; (3) Further heterogeneity analysis finds that those cities with high administrative levels and low fiscal decentralization have more significant policy effects. The research offers policy suggestions for deepening the construction of digital government, establishing a collaborative empowerment mechanism of “resource support—service guarantee—entrepreneurship emergence”, building a digitally inclusive urban digital innovation ecosystem, and giving full play to the innovation effect of digital government construction.

Key words: digital government construction; urban innovation level; public services; entrepreneurial vitality

(责任编辑 周振新)