引用格式：傅联英，徐仪婷，韩蓄. 数“治”出“新”：数字治理促进城市创新的机理与证据[J]. 技术经济，2026，45(4)：27-44.

Fu Lianying，Xu Yiting，Han Xu. Innovation by digital governance：The mechanism and evidence for digital governance promoting urban innovation[J]. Journal of Technology Economics，2026，45(4)：27-44.

数“治”出“新”：数字治理促进城市创新的机理与证据

傅联英[1,2]，徐仪婷[2]，韩 蓄[2]

（1. 华侨大学数量经济研究中心，厦门 361021；2. 华侨大学经济与金融学院，泉州 362021）

摘 要：提升政府数字治理水平是推进国家治理体系和治理能力现代化的重要抓手。基于交易费用理论、实物期权理论和信号理论，厘清政府数字治理影响城市创新的理论逻辑和作用机制，以“信息惠民国家试点”政策为外生冲击，利用双重差分模型进行实证检验。研究发现，政府数字治理显著促进了城市创新，且在经过一系列稳健性检验后仍成立。调节机制检验结果表明，政府数字治理产生的创新增进效应在信息集成度和信息透明度高的地区更加明显，即数字治理在信息聚合度和信息公开度更高的地区更能够促进城市创新。中介机制检验结果发现，政府数字治理促进了创新重视程度的增进和研发支持力度的加大，进而提升了城市创新水平。进一步地，在“有效市场、有为政府、有力法治”的架构下开展异质性分析，结果显示在高市场化程度地区、高知识产权保护力度地区、高人力资本水平地区及策略性创新情形下，政府数字治理产生的创新增进效应更为强劲。研究结论丰盈了数字治理影响城市创新的理论框架，为理解数字治理何以促进城市创新提供了新的理论机制、经验证据和实践逻辑。

关键词：数字治理；城市创新；信息集成度；信息透明度；创新重视程度；研发支持力度

中图分类号：F062.9 **文献标志码**：A **文章编号**：1002-980X(2026)04-0027-18

DOI：10.12404/j.issn.1002-980X.J25100402

一、引言

在新一轮科技革命和产业革命加速交织、产业创新和科技创新深度融合的背景下，提升政府数字治理水平对于擘画数字社会建设蓝图具有时代意义。党的二十大报告强调，基本实现国家治理体系和治理能力现代化是 2035 年中国发展的总体目标之一。数字政府建设是实现国家治理体系和治理能力现代化的关键路径，高效协同的数字政务在世界各国的重要性日益凸显。《联合国电子政务调查报告(2024 年)》指出，中国电子政务发展指数(EGDI)已高达 0.8718①，排名由 2010 年的 72 位跃升至 2024 年的 35 位。在扎实推进政务信息化公开化的过程中，政府在线服务指数(OSI)显著提高，说明信息发布、政务处理、政民互动日臻成熟；政府通信基础指数(TII)稳步上升，表明数字接入硬件能力日趋增强。政务信息的高效发布叠加数字基础设施的持续完善，缩短了公共、可信、质优信息的传导链，对打破信息孤岛、弥合数字鸿沟皆有增益，从而降低创新主体的信息不对称和不确定性感知，赋能城市创新水平提升。

面临颠覆性技术迭代、核心技术壁垒渐筑的国际变局，为避免陷入技术“卡脖子”窘境，抢抓关键技术窗口期以开展自主创新的紧迫性不言自明。党的二十届四中全会指出要提升国家创新体系整体效能，全面增强自主创新能力，抢占科技发展制高点，不断催生新质生产力。高质量创新是推进高质量经济发展的重要

收稿日期：2025-10-04

基金项目：国家社会科学基金重点项目“数字正义视角下算法价格歧视的福利损益及向善治理研究”(22AJY016)

作者简介：傅联英(1983—)，博士，华侨大学经济与金融学院教授，博士研究生导师，研究方向：实证产业组织理论；徐仪婷(2000—)，华侨大学经济与金融学院硕士研究生，研究方向：数字治理；(通信作者)韩蓄(1995—)，华侨大学经济与金融学院博士研究生，研究方向：产业发展、数字治理。

① 电子政务发展指数(EGDI)数据来自联合国经济和社会事务部(UNDESA)公布的《联合国电子政务调查报告》，该报告自 2001 年起发布，近年来以两年为周期进行发布。其中，EGDI 指数由人力资本指数 HCI、通信基础指数 TII 和在线服务指数 OSI 加权计算所得。

战略支撑[1]，科技创新水平的提升不仅有助于实现高水平科技自立自强，而且有益于打通高质量发展的卡点和堵点。观瞻现实，《国家创新指数报告2024》显示，中国国家创新指数得分70.1，是世界前十位排名中唯一的中等收入国家。进一步地，中国国家创新指数自2010年以来持续增长，2024年相较2010年的第21位提升了11档②。值得注意的是，科技创新虽取得了长足进步，但自主创新能力稍显薄弱，尚未成为高质量发展的核心驱动力[2]。创新水平从理论战略高度落实到实践发展水平尚存在一定的发展空间，在锚定创新战略定位高度的同时，更要在具体实践中将城市创新水平的提升落实落细。

深入推进数字政府建设是实现国家治理体系和治理能力现代化的必然举措，实现高水平科技自立自强是加快迈入创新型国家前列的必然要求。政府数字治理能否成为提升城市创新水平的应然之路？何种机制使然？回答上述问题，不仅能更加全面考察政府数字治理的影响范畴，还能更加准确把握城市创新水平提升的风向标。围绕政府数字治理何以能增加创新产出等问题，学界开展了诸多有益探讨，但仍存在两项薄弱之处。其一，已有文献在考察城市创新的决定机制时，多数聚焦于地方政府的税收减免、研发补贴、人才政策等，忽视了政府的数字化治理，更遑论以数字治理为视角开展理论分析与实证检验，有碍于技术创新影响要素的边界拓展。其二，既有文献识别了数字治理在企业层面对要素畅通和制度创新的正向激励作用，但对城市层面的创新水平分析仍呈现匮乏之状，其间的机理路径仍不够明晰，导致政府行为影响城市创新的传导路径略显割裂、因果链条略显单薄。

鉴于此，本文将“信息惠民国家试点”政策作为外生冲击，以2010—2022年全国279座城市为研究对象，采用双重差分法研究数字治理对城市创新的影响，并纵深探究其间的作用渠道和开展异质性分析，进而提出相应的意见建议，以期在理论和实践上对政府数字治理的推进和城市创新水平的提升供以绵薄之力。可能的边际贡献在于：①纵向地，建构了数字治理影响城市创新的逻辑闭环。锚定创新型国家建设历史方位、立足国家治理体系和治理能力现代化理论方位，以数字治理为逻辑起点、城市创新为逻辑落点，构建并阐释数“治”出“新”的理论逻辑，既延展了数字治理的影响范畴，也增进了城市创新的前因认知。②横向地，解构了数字治理影响城市创新的平行机制。厚植交易费用理论、实物期权理论和信号理论土壤，萃取出信息集成度和信息透明度两项调节机制，提炼出创新重视程度和研发支持力度两则中介机制，机制视角贯通了信息层面和创新层面，既丰富了机理认知，又强化了因果链条。③以“信息惠民国家试点”政策作为准自然实验、以反事实因果推断为方法验证理论逻辑，科学适切地提供了数“治”出“新”的系列经验证据。本文创新性地考察“信息惠民国家试点”政策对于城市创新的影响，探求数“治”出“新”的经验证据，有力地呼应了理论逻辑和作用机制，实现了逻辑链和证据链的统一。

二、文献综述

（一）数字治理的要素和制度效应

在数字经济持续发展背景下，以人工智能、云计算、大数据等为代表的新兴数字技术交叠集成应用，不断精进通信网络基础设施的发展并助力政务信息公开透明，改善数字治理硬环境和优化政府治理软环境。已有文献立足于政府信息化公开化建设，系统阐述并识别论证了其对要素畅通和制度创新的双轮驱动作用。一方面，数字治理水平的提升产生要素畅通效应。在宏观层面上，政府信息化程度的提高能够降低交易成本以增强城市创业活跃度[3]、缓解市场失灵以提升城市经济韧性[4]、破除信息壁垒以推动区域经济协调发展[5]。在微观层面上，政府加强数字治理能够提振企业有效投资[6]、推进企业数字化转型[7]及提高企业全要素生产率[8]。另一方面，数字治理能力的加强衍生制度创新效应。政府部门信息化公开化建设加快数字化转型的推进，有益于通过信息共享、流程统一和减少重复性工作来提升政府运行效率，这不仅有助于改善法治环境以推进正式制度建设[9]，还有利于深化社会监督以支持非正式制度建设[10]。此外，数字治理水平的提升能够缓解信息不对称以提升基本公共服务水平[11]、激发创新创业活力以促进社会福利增长[12]、

② 国家创新指数来自中国科学技术发展战略研究院公布的《国家创新指数报告》，由创新资源、知识创造、企业创新、创新绩效和创新环境构建，综合反映国家创新能力。

提高国民幸福指数以增进工作满意度[13]。

（二）创新产出扩容提质的影响因素

索洛经济增长理论表明，技术进步实现的生产技术改进或创新是生产效率提高的助推器。鉴于创新产出对内具有实现经济结构转型升级的重要战略定位、对外发挥提升国际综合竞争力的重要引擎作用，现有文献针对宏观政策导向和微观个体维度探究了创新产出的决定机制，成果丰硕。

其一，基于宏观政策导向探讨创新产出的决定机制。政府在创新产出扩容提质上俨然发挥了关键作用，打好各方组合拳，协同促进创新水平提升，是政府角色扮演的生动体现。既有文献针对宏观政策对创新产出的影响展开了长足的研究，政府多管齐下地制定专项政策、辅以政策工具作用于技术创新行为，但对创新产出的作用结果莫衷一是。既有正向溢出效应[14]，又存在超出“适度区间”引发的抑制作用[15]。基于不同创新类别，唐飞鹏和霍文希[16]指出税收治理能力提升能够有效挤出创新泡沫，即显著抑制策略性创新行为且减缓低质量创新产出，但对实质性创新无明显影响。此外，为获取政府政策支持，不乏有企业以获取优惠补贴为目的进行迎合式创新，导致创新泡沫出现，并非真正有益于创新产出水平的提升，反而阻碍了政策效应的最大化实现。针对税收减免政策，杨国超和芮萌[17]发现在迎合式创新情形下，产业政策对“伪高新技术企业”的激励效应显著更弱，而真正意义上的高新技术企业在政府税收优惠和补助下才更有可能实现技术创新。与此同时，政府补贴作为激励创新产出的重要政策工具之一，对于企业创新的专利产出数量虽有提升作用[18]，但是过度的政府补贴会使得相应企业创新投资呈现出倒 U 型结构[19]。此外，补贴类别对创新的影响也呈现出差异性，创新补助相较于非创新补助更能显著促进企业研发投入和实质性创新产出增加[20]，新创企业的创新产出在研发补贴和非研发补贴的情形下呈现出非对称特征[21]。进一步地，黎文靖和郑曼妮[22]指出，功能性产业政策与选择性产业政策，分别通过市场竞争和政府选择激发企业的实质性创新及策略性创新。

其二，基于微观个体维度剖析创新产出的决定机制。立足于微观企业视角，大企业在创新中具有重要支撑作用，能够通过示范效应引领其他企业开展创新[23]。落实到企业运转的个体人才要素上，人才是创新的核心要素，是推动技术突破和创新产出的中坚力量。高技能劳动力在知识经济中扮演着重要角色[24]，其所形成的人才集聚效应受到较多关注。人才集聚所产生的技术多样化效应能够推进区域创新发展[25]，特别是科技人才集聚对区域内和区域间技术创新均具有正向溢出效应[26]。此外，创新高端人才集聚通过知识网络和知识溢出等渠道，使中国的创新数量和质量得以提升[27]。进一步地，人力资本扩张升级是城市创新产出水平提升的关键要素，具有海外经历背景的高管团队能抑制短视程度并提高风险承担力从而促进创新产出水平提升[28]，而具有信息技术背景的高管在烙印理论框架下识别创新机会、克服技术短视和集聚创新要素进而对创新绩效产生正向激励作用[29]。考量企业高管和技能型人才对创新产生赋能作用的同时，仍不可忽视推动创新共同体运转的企业员工。部分文献着眼于企业员工的视角进行分析，发现员工持股计划的推行对企业创新影响呈现 U 型累积效应关系[30]，并且面向核心员工而非高管进行股权激励对创新产出呈现正向影响[31]。

（三）文献评述与对比分析

相较既有文献，本文的差别之处有三点：其一，补充了以数字政府建设赋能治理现代化的相关文献。既有文献对数字治理进行了擘肌分理的研究与阐释，不一而足地将政府数字化建设的研究落点投射于城市创业[3]、社会福利[12]等维度，阐明了数字治理对经济发展和社会稳定的积极效应。然而，鲜有研究对数字治理在城市创新层面的衍生效应进行研究，导致关于政府数字化建设对畅通经济发展的相关文献存在一定的薄弱之处。本文以数字政府建设为核心，廓清了其对经济效应的影响分支，增添了既有文献的丰富度。其二，丰富了以城市创新水平为研究落点的前因认知。已有文献立足于社会互动理论[23]、烙印理论[29]、人力资本理论[31]，将研究切入点投射于政府税收治理能力[16-17]、政府优惠补贴[18]、人才集聚效应[26]等视角。有别于此，本文以数字治理作为影响城市创新的研究起点，在集成视角下研究数字治理对城市创新的影响，有益于充盈既有城市创新的影响因素框架。其三，以信息层面的调节机制和创新层面的中介机制联通了数字治理与城市创新。异于现有文献所揭示的知识溢

出[14]、政府创新补助[20]、核心员工股权激励[31]等传导机制，本文立足于信息角度阐释了信息集成度、信息透明度在数字治理影响城市创新过程中的调节机制，聚焦于创新角度阐释了创新重视程度、研发支持力度在数字治理影响城市创新过程中的中介机制，延展并扩充了作用机制的理论边界，深化了对数“治”出“新”形成机制的理解。

三、政策背景与理论分析

（一）政策背景

鉴于政府数字治理能力增强的现实意义，相关政策先后出台并进行谋篇布局。“信息惠民国家试点”政策是数字政府构建、政务信息化公开化建设、政府数字治理水平提升的重要政策布局，主要经历三个发展阶段，其政策演进历程如图1所示。其一，概念提出阶段。“信息惠民”这一概念最早可回溯到《“十二五”国家战略性新兴产业发展规划》。具体而言，“信息惠民工程”起初被纳入系列重大工程中，致力于从实时监控、预警预报、应急处理的全环节加强公共安全信息化建设，有利于构建安全与发展协调共进的良好生态，在提高社会管理信息化水平的同时稳定经济主体的市场预期。其二，政策实施阶段。2014年1月，《关于加快实施信息惠民工程有关工作的通知》中提出坚持条块结合、协同共享等原则，通过建立跨部门协调推进机制，协调工作推进的难点、督察工作落实的情况和评估工作阶段性的绩效，落实信息化与民生领域应用深度融合的总体目标，实现政府各部门信息互联互通的同时也有助于降低市场主体的信息获取成本。紧随其后，2014年6月，《关于同意深圳市等80个城市建设信息惠民国家试点城市的通知》发布，公布深圳市等80个试点城市名单，要求各试点城市构建方便快捷、公平普惠、优质高效的公共服务信息体系，破除民生领域管理服务中存在的制约因素，有利于优化政府服务模式并降低制度性交易成本。“信息惠民国家试点”政策的正式推行，在局部地区先行先试，通过发挥试点地区的示范作用，形成可供复制、可鉴推广的经验证据，为实现国家治理体系和治理能力现代化提供重要驱动力。其三，政策升级阶段。2016年4月，《推进“互联网+政务服务”开展信息惠民试点实施方案》出台，国家发展改革委会同多部门继续推进统一的数据共享交换平台建设，对“信息惠民国家试点”政策进行政策升级，进一步强调要促进“互联网+政务服务”建设，实现“一号一窗一网”的目标以简化群众办事流程、创新政务服务模式和畅通服务渠道。在政策逐级升格的过程中，打造有为政府的同时促进了有效市场的构建。

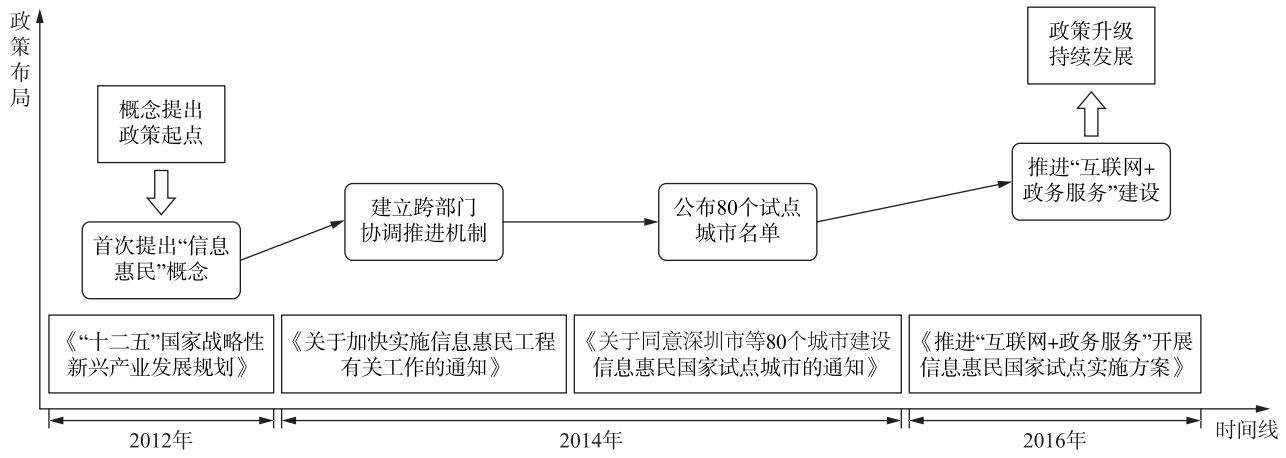


图1 政策演进历程

（二）理论分析与研究假设

城市创新水平的提升既需要创新主体由内而外地进行迭代突破，也亟须良好的外部环境进行支撑。政府数字治理是影响城市创新水平的重要外部因素。本文将从主效应、调节效应和中介效应展开阐述数字治理如何对城市创新产生影响。其中，调节效应聚焦在信息集成度、信息透明度两个维度，中介效应体现在创新重视程度、研发支持力度两个方面。机制传导过程如图2所示。

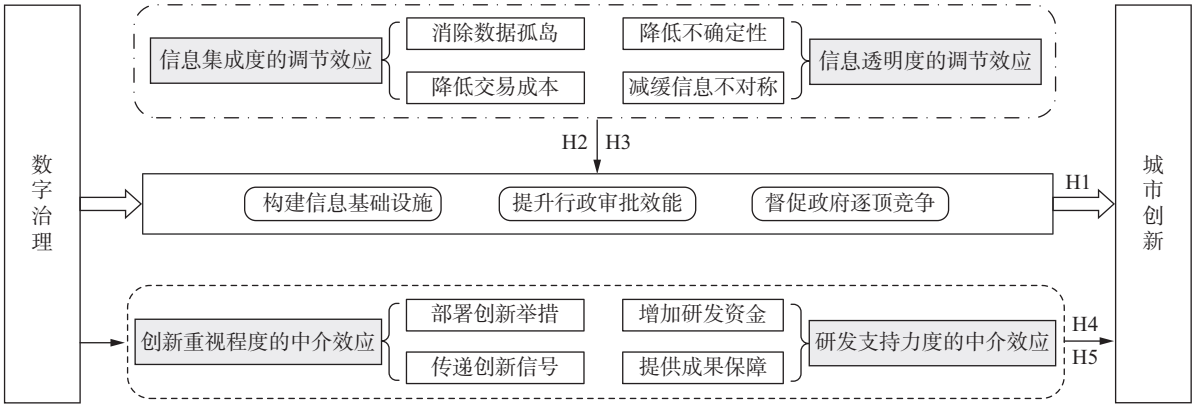


图 2　机制传导

1. 数字治理影响城市创新的主效应

伴随着信息化、数字化、数智化的跃迁，数字政府从概念构建、内涵延展到践行推广，均体现了政府与时俱进地转变职能与优化政务服务。政府数字化建设的有序推进，夯实了信息共享的坚实基底，为政务服务效能的提升开辟了数字通道，持续优化数字硬环境和不断完善治理软环境，对创新主体开展创新活动带来正外部性影响。其一，数字治理要求信息基础设施集约化水平提高，从而降低创新要素在共享转化中的流通成本。在数字基础设施的有力支撑下，地方政府得以打造多部门协同共建的政务云平台、公共服务云平台，破除各领域间的信息壁垒、弥合不同主体间的信息差距，有利于公共服务多方合作、资源共享、制度对接更加通畅。相较于传统治理模式，创新要素在信息传递过程中散播速度加快、获取成本更低、内容更为翔实，促进创新主体率先孵化创新点从而抢抓市场先机。其二，数字化政府建设能够有效提升行政审批效能，进而降低创新活动开展的制度性交易成本。具体而言，创新主体为应对制度环境、行政程序和政策法规等，往往需付出除产生实质性经济效益之外的附加成本，而数字政府建设的底层逻辑在于提高政府工作的规范性，促使企业资源由制度性交易投入转向创新投入[32]。此外，政务服务数字化水平的提升对制度性交易费用具有“压缩效应”，并可扭转为企业创新的“激励效应”，促进企业创新产出的增加[33]，实现从无效费用到有效产出的正向转换。其三，以“信息惠民国家试点” 政策为代表的数字政府建设，采取“后补助”的方式给予资金支持，督促政府进行“逐顶竞争”。“后补助”的机制意味着考核验收具有双向激励的特征，使试点城市面临财政奖励续拨与回收的差异化情境。这有力促使地方政府严格对标评价考核体系，在数字政府建设进程中踏石留印，真抓实干地推进政务信息化公开化建设，有效提升政府管理能力、公共服务水平、信息普惠程度，加紧推进惠民利企的有益工程，进而为创新主体提供良好创新环境。

基于此，本文提出假设：

数字治理能够促进城市创新水平的提升（H1）。

2. 数字治理影响城市创新的调节效应

（1）信息集成度的调节效应。分散且关联度低的碎片化数据是信息汇聚的基础，具有系统性和决策参考性的集成信息赋予数据以更高的实用价值。中共中央、国务院发布的《关于构建更加完善的要素市场化配置体制机制的意见》将“数据”作为第五大要素纳入市场化配置改革，强调“推进政府数据开放共享”“加强数据资源整合和安全保护”等。公共数据、政务服务、政策规则等信息资源经系统分类与整合归纳后，形成的高度集约化信息有利于破除政务信息化公开化建设过程中的信息壁垒，能够疏通数字治理进程中的创新堵点。一方面，消除数据孤岛可促使数字治理过程中跨部门数据整合，降低创新主体在决策过程中的模糊性。政府各部门间实现有效信息互通，使可公开的公共信息与创新主体掌握的局部信息互联，促使其在评定具有长远效益创新活动时的决策行为更加客观精准。另一方面，从交易费用理论视角出发，高信息集成度能够降低事前成本与事后成本，减缓创新活动过程中的阻力。具体而言，受限于不可避免的有限理性和机会主义，市场失灵的出现往往导致交易成本提高。在信息完备和充分的条件下，数字化政府建设规范

集中统一的信息平台,虽无法完全消除信息处理能力等主观桎梏下的有限理性,但能够在一定程度上降低创新主体因有限理性诱发的交易成本。在数字治理模式下,政府数字化建设旨在充分挖掘信息文本和数字技术的治理红利,有益于由点及线、由线至面地进行各地区、各部门和各主体之间的信息传递,减缓政企间的信息时滞与信息偏差,促进创新主体进行数据信息的价值转化,降低其在创新点挖掘设想及实施落地中的成本,从而实质性地提升创新水平。

基于此,本文提出假设:

信息集成度增强了数字治理对城市创新的促进作用(H2)。

(2)信息透明度的调节效应。市场经济主体在透明度更低的信息环境下,对不确定性的感知愈加强烈。根据实物期权理论,经济政策的不确定性使企业赋予等待期权以更高的价值,将未来的投资机会视作看涨期权,减少基于当下研判的投资支出行为。鉴于投资项目的不可逆性,经济政策不确定性会对企业投资造成削减作用[34],对企业研发投入产生负面传导效应,从而抑制微观经济体创新活动的开展[35]。不同于数字经济发展带来的其他个体或团体机构散播的海量信息,政府在转变职能过程中产生的更加公开透明、来源可靠和优质可信的信息,更能消释外部环境波动产生的不确定性因素,降低治理层面带给创新主体的不确定性感知,从而稳定创新经济体对于经济政策的市场预期。换而言之,政府透明度的提高有助于推进政府信息化公开化的建设,创新主体在进行创新活动的过程中所获取的信息就愈加充分,对经济政策的不确定性感知越低,产生的经济预期愈趋于稳定[3]。除此之外,在信息透明度更高的环境下,数字治理能力的增强能够有效减缓信息不对称程度,降低事前逆向选择和事后道德风险的发生概率,进一步压缩机会主义空间,降低创新主体在创新活动开展过程中的非生产性成本,将有限的创新资源合理利用在创新产出的转换上,实现创新效能的提高。综合而言,伴随着信息透明度的提高,政务信息化公开化建设不仅有益于维稳市场预期实现创新“开源”,还能够实现创新活动开展过程中非必要成本的“节流”,有效赋能创新行为的涌现。

基于此,本文提出假设:

信息透明度强化了数字治理对城市创新的促进作用(H3)。

3. 数字治理影响城市创新的中介效应

(1)创新重视程度的中介效应。政策导向对经济风向具有重要的引领作用,且能自上而下地规范地方政府部门的政策具体部署与执行落实。首先,政府数字治理对创新重视程度具有正向驱动作用。数字化政府建设的深入推进,使政府治理呈现数字化、网格化的特征,高效消弭管理过程中的盲点,易于聚焦创新链上的薄弱环节,突出创新在发展全局中的重要地位,进而增进对创新的重视程度。针对创新性活动开展的阻滞点,政府部门从全局把握创新关键,有的放矢地出台政策举措,加固、延展创新链。党的二十大报告指出坚持创新在中国现代化建设全局中的核心地位。进一步地,党的二十届三中全会强调要完善长期资本投早、投小、投长期、投硬科技的支持政策。创新的战略全局定位到具体要素部署,体现创新重视程度的提升,与政务信息化公开化建设存在重要关联。其次,创新重视程度的增进能够促进创新活动的有序开展。信息经济学中的信号理论旨在解决信号发送者和信号接收者之间的信息不对称问题。在交易双方信息不对称的境况下,信号发送者和接收者之间的博弈产生分离均衡抑或混同均衡,后者往往致使接收者面对良莠不齐的信号,不利于制定精准有效的策略。政府提高创新重视程度向市场释放了鼓励创新的政策导向,传递了有利创新的积极信号,缓解了经济主体面临的信息不对称,助力经济主体找准创新定位并投入开展创新性活动。由此可知,随着数字治理水平的提升,创新重视程度借助政务信息化公开化之利促进新旧技术的更迭,助推创新活动取得突破性进展。

基于此,本文提出假设:

数字治理通过增进创新重视程度促进城市创新(H4)。

(2)研发支持力度的中介效应。政府数字治理能力的增强意味着决策优化、信息公开和监管透明,有益于合理分配既有资源并有效提升执行效率,进而促进创新等经济活动的有序推进。一方面,政务云平台的建立打破了部门协调沟通的隐性壁垒,降低了决策施政过程中的冗余成本,优化了既有财政支出结构,预留

更充足的可支配财政资源，分配至科技创新领域的研发资金也相应增长。除去经济层面的研发支持外，政府治理与新兴数字技术相融合，减缓了各地区、各部门间的信息传导时滞，提高了执法监管各环节的精准性，提升了面向经济主体的办结率，便于构建亲清统一的政商关系，进而催生出良好的政务环境和法治环境。另一方面，“事前”研发资金和“事后”成果保障是创新活动开展的重要助推器，既能够促进创新前段创造性设想的迸发萌芽，又能够维护创新后段成果转化的合法利益。由公共研发的挤入效应理论可知，政府研发挤入私人研发，对微观主体的研发支出产生增进效应，进而增加社会研发总投入。创新性活动具有周期长、风险高和正外部性的特征，导致存在自身校正难度高的市场失灵，而政府财政科技支出对技术创新活动具有重要驱动力[36]，有利于激发创新概念构建、促进创新资源整合、降低创新断链风险，从而促进创新性活动的系统推进。政府部门营造良好的法治环境，强化对知识产权的保护，能够削减创新主体的研发溢出损失[37]，进而反哺新一轮的创新研发投入。与此同时，知识产权保护通过给予创新主体对技术成果的排他性使用权，加大技术模仿的惩罚力度，从而降低创新技术的侵权风险[38]，有助于强化创新主体开展创新性活动的最后一道防线保障。

基于此，本文提出假设：

数字治理通过加大研发支持力度促进城市创新（H5）。

四、研究设定和数据来源

（一）数据来源与模型设定

本文数据主要来源：①信息惠民国家试点城市信息来自国家发展改革委公布的试点城市名单；②专利相关数据选自中国研究数据服务平台（CNRDS）；③调节变量和机制变量数据主要选自各省省级统计年鉴、中国社会科学院公布的《中国政府透明度年度报告》、清华大学公共管理学院公布的《中国市级政府财政透明度研究报告》和北大法宝司法案例库；④其他城市层面的数据均来源于《中国城市统计年鉴》。部分缺失值查找《国民经济和社会发展统计公报》进行填补。此外，本文将试点城市中的县级市进行删除，并对数据缺失值较多的城市观测样本予以剔除，个别缺失值使用线性插值法进行补齐，最终得到2010—2022年279个城市共计3627个观测样本。

本文将“信息惠民国家试点”政策作为外生冲击事件，在准自然实验的因果推断框架下，采用双重差分法识别数字治理对城市创新的影响，将信息惠民国家试点城市作为处理组，非试点城市作为对照组，构建模型如式（1）所示。

$$Ino_{it} = \alpha + \beta Treat_i \times After_t + \gamma X_{it} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中：被解释变量 Ino_{it} 为城市 i 在年份 t 的创新水平，采用每万人专利申请量进行衡量；$Treat_i$ 为城市虚拟变量，当城市 i 为信息惠民国家试点城市时，取值为1，否则为0；$After_t$ 为时间虚拟变量，在2014年及之后取值为1，2014年之前则为0；μ_i 为城市固定效应；δ_t 为时间固定效应；ε_{it} 为随机误差项；X_{it} 为控制变量，包括地区经济发展水平（ln*GDPP*）、财政支持力度（*Gov*）、固定资产投资水平（*FixedAssets*）、金融发展水平（*Finance*）、产业结构（*Ind*）、人口密度（*Pop*）、对外开放程度（*Fdi*）和城镇化率（*Urban*）。本文关注的核心系数为 β，即“信息惠民国家试点”政策推行对城市创新水平影响的净效应，若系数 β 显著为正，则说明政府数字治理水平提升能有效促进该地区的创新增长，否则该结论不成立。此外，将标准误聚类至城市层面。

（二）变量说明

1. 被解释变量

城市创新（*Ino*）。借鉴魏巍等[39]的研究，选取专利申请量作为城市创新的代理变量。为消除人口规模差异产生的影响，使用每万人专利申请量表征城市创新水平。其中，专利申请量由发明、实用和外观三类专利申请数量加总而来。

2. 核心解释变量

政府数字治理（*Treat*×*After*）。根据《关于同意深圳市等80个城市建设信息惠民国家试点城市的通知》

所设定的试点城市，政策冲击始于 2014 年。政府数字治理 *Treat*×*After* 为政策分组变量与政策时间变量的交互项。*Treat* 为区分处理组和对照组的城市虚拟变量，若在试点城市名单内，表明该城市受到影响，应该被纳入处理组，*Treat* 赋值为 1，不在名单范围内，则纳入控制组，赋值为 0；*After* 为区分政策实施年份的虚拟变量，若年份在 2014 年及以后，表明在受政策影响时间范围内，*After* 赋值为 1，否则赋值为 0。

3. 控制变量

为尽可能避免遗漏变量的影响，借鉴黄寿峰和赵岩[11]、孙红军等[26]、冯苑等[40]的研究，选取如下控制变量：①地区经济发展水平（ln*GDPP*），采用人均 GDP 的对数值进行表征，在一定程度上体现了地区的软硬件综合能力，是城市创新活动开展的重要物质基础。②财政支持力度（*Gov*），以财政预算内支出占当年地区生产总值的比值进行度量。地区财政支持力度越大，意味着对当地经济社会发展的支持力度愈强，对当地创新活动的开展具有正向效应。③固定资产投资水平（*FixedAssets*），以当年固定资产投资额占当年地区生产总值的比重进行刻画。固定资产投资水平衡量一定时期内该地区的工程项目等的投资总体情况，揭示了当地经济发展前景预期，正向增进经济主体开展创新活动的信心。④金融发展水平（*Finance*），采用年末金融机构存贷款余额的对数值表征，代表一地区金融市场的稳定性，对稳定创新主体的市场预期具有关键作用。⑤产业结构（*Ind*），用第三产业增加值比第二产业增加值进行表示，反映了劳动密集型向技术密集型的动态转变，为创新活动的开展带来人力资本和资金支持。⑥人口密度（*Pop*），以户籍人口占区域面积取对数值衡量。人口密度愈高愈有利于活络经济发展，与城市创新活动的开展密切相关。⑦对外开放程度（*Fdi*），使用进出口总额占当年地区生产总值的比重进行刻画。对外开放程度集中反映该地区的经济开放程度、发展活力和承接力度，可能是城市创新的重要遗漏变量。⑧城镇化率（*Urban*），以城镇人口占常住人口的比值进行度量，集中体现了城市化进程和经济转型，与城市创新存在一定关联。

（三）描述性统计

相关变量的描述性统计结果见表 1。其中，城市创新（*Ino*）的最小值为 0.0021，最大值为 32.0813，最大值远高于最小值，且平均值为中位数的将近 5 倍，表明各城市间的创新产出绩效存在显著差异。政府数字治理（*Treat*×*After*）的均值为 0.1737，表明有 17.37% 的样本城市在样本期内实施“信息惠民国家试点”政策。

表 1　描述性统计

变量类型	变量名称	样本数	平均值	标准差	最小值	中位数	最大值
被解释变量	城市创新（*Ino*）	3627	0.9852	2.4593	0.0021	0.2185	32.0813
解释变量	政府数字治理（*Treat*×*After*）	3627	0.1737	0.3789	0	0	1.0000
控制变量	地区经济发展水平（ln*GDPP*）	3627	10.7386	0.5866	8.5762	10.7254	12.4565
	财政支持力度（*Gov*）	3627	0.1973	0.0952	0.0439	0.1729	0.8093
	固定资产投资水平（*FixedAssets*）	3627	0.7988	0.4853	0.0040	0.7542	8.6346
	金融发展水平（*Finance*）	3627	17.4715	1.1242	14.8157	17.2982	21.8480
	产业结构（*Ind*）	3627	1.0472	0.5780	0.1750	0.9154	5.6503
	人口密度（*Pop*）	3627	5.7608	0.9204	1.6193	5.9038	8.1001
	对外开放程度（*Fdi*）	3627	0.1903	0.5516	0.0004	0.0793	28.3684
	城镇化率（*Urban*）	3627	0.5598	0.1513	0.1806	0.5414	1.0000

五、实证结果分析

（一）基准回归结果

表 2 为政府数字治理影响城市创新的基准回归结果。（1）列为未纳入控制变量和双向固定效应的回归结果，*Treat*×*After* 的结果显著为正；（2）列为仅考虑城市和时间固定效应的回归结果，不纳入控制变量，回归结果仍显著为正；（3）列仅纳入控制变量不考虑双向固定效应，回归结果显示仍显著为正；（4）列综合考虑上述控制变量与双向固定效应的回归系数为 1.1862，政府数字治理水平在 1% 的显著性水平上促进了城市创新水平。从经济意义显著性上看，“信息惠民国家试点”政策实施后，政府数字治理变动一个标准差，创新水平相对自身均值变动 45.62%（1.1862×0.3789/0.9852×100%），假设 H1 得到验证。

（二）事前趋势检验

双重差分模型的使用前提条件在于事前趋势的满足，即在“信息惠民国家试点”政策实施之前，政策试点城市和非试点城市在发展趋势上应保持一致。也就是说，政策试点城市与非试点城市在受冲击之前的创新水平变化趋势不存在显著差异，表明该准自然实验满足事前趋势检验，双重差分模型使用具有合理性。因此，本文采用事件分析法展开事前趋势检验。模型设定如式（2）所示。

$$Ino_{it} = \alpha + \sum_{n=-4}^{-1}\beta_n B_n + \sum_{n=1}^{8}\alpha_n A_n + \gamma X_{it} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中：B_n 为“信息惠民国家试点”政策实施前第 n 年的政策分组和政策时间交互的虚拟变量；β_n 为相较于基准年的政策实施前第 n 年的系数；A_n 为政策实施后第 n 年的政策分组和政策时间交互的虚拟变量；α_n 为相较于基准年的政策实施后第 n 年的系数。具体而言，选取政策冲击当年作为基准期，考察政策实施当年前后的事件变化趋势，样本时间窗口为（-4，8）。图 3 为事前趋势检验结果，“信息惠民国家试点”政策实施前虚拟变量系数均不具有显著性，政策实施后系数通过显著性检验，满足事前的发展态势，事前趋势检验成立。

表 2　基准回归结果

变量	（1）	（2）	（3）	（4）
	Ino	*Ino*	*Ino*	*Ino*
Treat×After	2.5943***	1.5594***	0.7919***	1.1862***
	（4.9546）	（4.4350）	（3.7818）	（4.9844）
控制变量	No	No	Yes	Yes
城市固定效应	No	Yes	No	Yes
年份固定效应	No	Yes	No	Yes
常数项	0.5346***	0.7143***	-24.7721***	-57.2933***
	（10.0129）	（11.6961）	（-6.9497）	（-2.8655）
N	3627	3627	3627	3627
Adj_R^2	0.1595	0.7982	0.5268	0.8425

注：***、**、*分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著；括号内为 t 值。

（三）安慰剂检验

为排除部分随机因素干扰，本文通过虚构“伪”政策虚拟变量的方式重新估计政策效果，即随机选取示范城市作为处理组进行安慰剂检验。具体而言，根据样本中“信息惠民国家试点”政策实施期间的试点城市数量选定同等数量城市作为处理组，重新构造虚拟变量对模型（1）进行估计，重复生成估计系数的实证结果。换而言之，随机抽取 70 个城市作为政策实施的处理组，其余城市则设定为控制组，生成新的政策虚拟变量，重复循环 1000 次，生成安慰剂检验的结果。从图 4 可以看出，绝大多数 P 大于 0.1，满足非显著性的条件，且随机估计结果生成的系数远小于基准回归系数 1.1862，这一结果表明通过安慰剂检验。综上所述，随机因素的干扰几乎不影响本文的结论，表明前述回归结果具有稳健性。

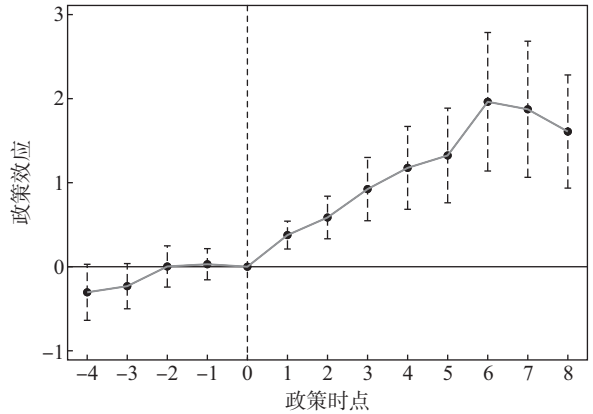


图 3　事前趋势检验

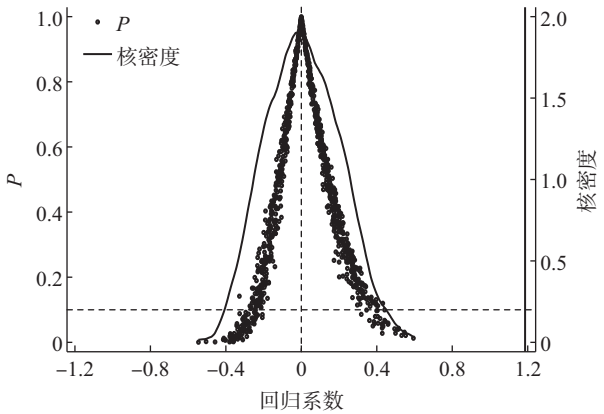


图 4　安慰剂检验

（四）稳健性检验

1. 工具变量法

政府数字治理水平的提升推动城市创新的发展，而创新过程中吸纳的人力资本和流动资金促进地区经济综合水平的上升，这对数字治理水平提出了更高的要求，可能导致反向因果问题的产生。此外，由于城市治理能力等变量尚未形成统一的测度方式，导致的遗漏变量问题可能影响结果的稳健性。为缓解潜在的内

生性问题,本文采用工具变量法展开稳健性检验。参考欧阳依玲等[41]的研究,选取1984年邮电业务总量作为工具变量。主要依据在于:其一,历史邮电业务总量是数字时代崛起前的信息基础设施,为后续数字化的演进积累奠基,构成数字治理的重要硬基础设施,满足相关性的要求;其二,邮电业务总量对不同城市微观主体的创新活动并不产生直接影响,满足外生性的要求。考虑到邮电业务总量是截面数据,本文将其与时间趋势项进行交互,构建最终的工具变量(*IV*)。表3的(1)列和(2)列报告了工具变量的检验结果。第一阶段*IV*的估计系数显著为正,Cragg-Donald Wald *F*值为164.37,Kleibergen-Paap Wald rk *F*值为23.23,大于经验法则10,拒绝弱工具变量假设;第二阶段*Treat*×*After*的系数仍显著为正,表明工具变量的选取具有合理性,印证核心结论的稳健性。

2. PSM-DID

在"信息惠民国家试点"政策的试点城市确立过程中,实施城市的选择确定可能存在部分非随机因素,经济水平更高、信息基础设施水平更完备的城市更有可能被先行确立,从而导致前述基准回归结果产生偏误。针对于此,为提高因果推断的准确性,缓解选择偏误问题,本文采用PSM-DID的方法开展稳健性检验。具体而言,将地区经济发展水平、财政支持力度、固定资产投资水平、金融发展水平、产业结构、人口密度、对外开放程度和城镇化率作为协变量,采用1∶1近邻匹配法开展截面和逐年倾向性得分匹配,使得处理组和控制组的样本具有可比性,在此基础上展开回归检验。匹配后的样本数据相较于匹配前标准偏差得到有效减小,协变量在匹配后的标准偏差均小于10%,表明匹配效果较好。由表3的(3)列和(4)列可知,在满足共同支撑域的样本情况下,截面PSM和逐年PSM数据集下的回归结果估计系数均显著为正,表明"信息惠民国家试点"政策的实施对城市创新水平的促进结果具有稳健性。

3. 替换被解释变量

创新水平的衡量方式在不同文献中具有差异性,前述分析以每万人专利申请数作为代理变量进行衡量,此处参考胡宏兵等[42]的研究,以每万人专利授权数(*Patent*)作为城市创新水平的替换被解释变量,用于检验数字治理对城市创新水平影响结果的稳健性。由表3的(5)列可知,在将被解释变量替换为每万人专利授权数后,*Treat*×*After*的回归系数仍显著为正,表明"信息惠民国家试点"政策对城市创新具有显著的促进作用,结论具有稳健性。

表3 稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	第一阶段	第二阶段	截面PSM-DID	逐年PSM-DID	*Patent*
Treat×*After*		11.7795***	1.0138***	0.6853***	0.7620***
		(4.1289)	(4.5077)	(4.3151)	(4.6540)
IV	0.0131***				
	(4.8185)				
第一阶段*F*值	23.23***				
Kleibergen-Paap rk LM	16.88***				
Cragg-Donald Wald *F*值	164.37				
Kleibergen-Paap Wald rk *F*值	23.23				
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
城市固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	2834	2834	3544	3435	3627
Adj_R^2	0.7339		0.8365	0.8591	0.7967

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著;括号内为*t*值。

4. 排除同期政策干扰

在"信息惠民国家试点"政策实施过程中,其他政策同时开展,政策内容的趋同性可能会产生叠加效应,对研究结果产生干扰。①国家智慧城市试点政策。国家发展改革委联合多部门发布的《关于深化智慧城市发展推进城市全域数字化转型的指导意见》指出,推进城市数字化转型、智慧化发展是推动城市治理体系和治理能力现代化的必然要求。智慧城市将"创新投入"纳入试点指标体系当中,在新一代信息技术的基础上

创造有利于创新涌现的生态，在可持续创新上发挥着重要作用。②宽带中国试点政策。宽带网络是现代社会信息传递的重要基础设施，是全球科技资源集聚和协同创新开展的重要平台。宽带中国试点政策的重点任务涵盖不断推进技术创新以实现产业自主能力的提升，以其为代表的数字经济深入发展为城市创新水平的提升提供了重要的硬件支撑。③公共数据开放平台试点政策。公共数据开放是政府数字化建设的重要表现方式之一，具有数据性和公共性的特点，能够推动社会主体参与数据开发利用当中，进而促进区域协调发展[5]，对企业经济活动的开展具有一定的增进效应。④国家创新型城市试点政策。国家创新型城市试点政策旨在实现创新驱动发展，集聚创新资源以探索创新发展新模式，对城市创新活动的开展具有正向激励效应。

鉴于此，为排除同期相关政策的潜在干扰，本文通过引入国家智慧城市试点政策（*Smart*）、宽带中国试点政策（*Broadband*）、公共数据开放平台试点政策（*Data*）、国家创新型城市试点政策（*Innovation*）的政策分组与政策时间交互项作为控制变量，依次纳入回归方程当中进行稳健性检验。从表 4 的（1）列～（4）列可以看出，分别为排除国家智慧城市试点政策（*Smart*）、宽带中国试点政策（*Broadband*）、公共数据开放平台试点政策（*Data*）、国家创新型城市试点政策（*Innovation*）的结果，*Treat*×*After* 的估计系数均在 1%的水平上显著为正。除此之外，为避免试点城市同时为各项政策的处理组，将上述四个双重差分项同时纳入回归方程中排除政策干扰。从表 4 的（5）列可以看出，同时控制上述同期政策，*Treat*×*After* 的估计系数为 1.0935，且仍在 1%的水平上显著。由此可知，同期相关政策的实施并未对“信息惠民国家试点”政策促进城市创新水平提升的结果产生较大影响，前述结果较为稳健。

表 4　排除同期政策干扰

变量	（1）	（2）	（3）	（4）	（5）
	Ino	*Ino*	*Ino*	*Ino*	*Ino*
Treat×*After*	1.2029***	1.1033***	1.1597***	1.1790***	1.0935***
	（5.0859）	（4.8192）	（4.9014）	（4.9527）	（4.8692）
Smart	−0.3396**				−0.3685***
	（−2.5499）				（−2.8247）
Broadband		0.3373**			0.3258**
		（2.4150）			（2.3939）
Data			0.3229***		0.2892***
			（3.0130）		（2.7010）
Innovation				0.3525**	0.3310**
				（2.1237）	（2.0209）
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
城市固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	3627	3627	3627	3627	3627
Adj_R^2	0.8432	0.8435	0.8436	0.8430	0.8457

注：***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著；括号内为 *t* 值。

5. 事前趋势检验敏感性分析

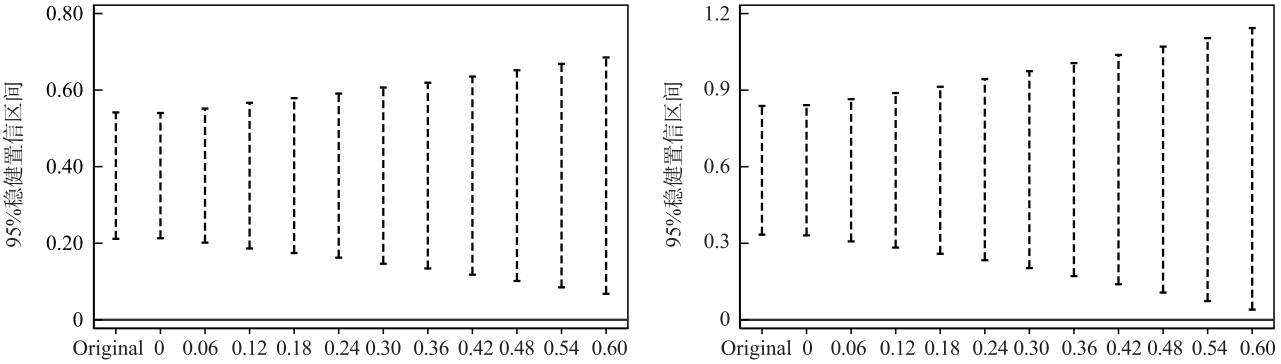
为检验事前趋势偏离情况下的结果稳健性，本文采用诚实双重差分法进行事前趋势的敏感性分析。该方法的基本思想是，先对事前趋势的最大偏离程度（*Mbar*）进行设置，再对与偏离程度相对应的处理后点估计量的置信区间进行构造，若置信区间内不包含零值，表示处理效应结果对事前趋势的偏离具有较好的稳健性。具体而言，考虑相对偏离程度的情况，对政策实施当期展开敏感性分析，并设置矩阵开展政策后两期的检验，其中设置最大偏离程度 *Mbar*=1×标准误。从图 5 可以看出，无论是政策实施当期还是政策实施后两期作为冲击期，即使在最大偏离程度下，估计系数在 95%的置信区间上仍未包含 0 值，表明数字治理促进城市创新水平的准自然实验处理效应稳健。

6. 遗漏变量的敏感性分析

本文虽已尽可能控制了诸多变量以展开因果识别，仍可能因变量不可观测、忽略潜在变量而遗漏相关变量。鉴于此，通过敏感性分析验证基准回归结果是否及多大程度上受遗漏变量的影响。具体而言，根据基

准回归中可观测的关键控制变量去推测不可观测的遗漏变量问题严重程度，当遗漏变量强度达到关键控制变量的若干倍时，原基准回归结果仍保持不变，则表明可能的遗漏变量偏差不会改变当前结果，说明基准结果稳健。本文选取关键控制变量地区经济发展水平（ln*GDPP*）作为对比变量，考察遗漏变量需要达到几倍强度才能颠覆基准结果。表 5 为无对比变量下的结果，$R^2_{Y\sim D|X}$ 表明在控制现有变量的情况下，核心解释变量对被解释变量的偏 R^2 为 0.0580，即遗漏变量需至少解释核心解释变量 5.8%的剩余方差才可推翻基准回归结果。*RV_q* 表明遗漏变量需至少同时解释 21.93%的核心解释变量与被解释变量的剩余方差才可排除前述回归结果。*RV_qa* 表明使得估计系数不再满足 95%水平上显著的稳健性值，意味着遗漏变量需要最少同时解释 19.25%的核心解释变量与被解释变量的剩余方差才能使得 95%置信区间下限为 0。

进一步引入对比变量的结果（表 6）。在对比变量 1~3 倍的强度下，$R^2_{Y\sim Z|X}$ 意指在控制所有控制变量时，遗漏变量对被解释变量的偏 R^2 为 0.0048、0.0095、0.0143，均小于 *RV_q* 。$R^2_{D\sim Z|X}$ 表示在遗漏变量对核心解释变量的偏 R^2 为 0.0148、0.0295、0.0443，均小于 *RV_q* 。$R^2_{Y\sim Z|X}$ 、$R^2_{D\sim Z|X}$ 均小于 *RV_q* ，表明当遗漏变量强度小于地区经济发展水平时，之前的估计结果有效。与此同时，$R^2_{D\sim Z|X}$ 小于 $R^2_{Y\sim D|X}$ ，代表即使遗漏变量能够解释被解释变量所有剩余方差，当遗漏变量强度小于经济发展水平时，之前的估计结果仍具有效性。由上述结果可知，潜在遗漏变量并未对本文的估计结果产生较大的影响。



(a) 政策当期　　(b) 政策后两期

图 5　事前趋势检验敏感性分析

表 5　无对比变量的敏感性分析

核心解释变量	系数	标准误	*t* 值	$R^2_{Y\sim D|X}$	*RV_q*	*RV_qa*
Treat×*After*	1.1862	0.0829	14.3142	0.0580	0.2193	0.1925

表 6　遗漏变量的敏感性分析

对比变量	系数	标准误	*t* 值	$R^2_{Y\sim Z|X}$	$R^2_{D\sim Z|X}$
对比变量×1	1.1459	0.0833	13.7551	0.0048	0.0148
对比变量×2	1.1049	0.0837	13.1946	0.0095	0.0295
对比变量×3	1.0632	0.0842	12.6304	0.0143	0.0443

六、机制检验

（一）调节机制检验

为检验信息集成度和信息透明度的调节效应，设定模型如式（3）所示。

$$Ino_{it}=\alpha+\beta_1 Treat_i\times After_t+\beta_2 Treat_i\times After_t\times W_{it}+\beta_3 W_{it}+\gamma X_{it}+\mu_i+\delta_t+\varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中：W_{it} 为本文的调节变量，分别为信息集成度和信息透明度。

1. 信息集成度

信息集成度增强提升了信息完备程度，在政府数字化水平的建设过程中，促进各部门信息协同共享，降低创新主体的信息成本与搜寻成本。因此，本文借鉴欧阳伊玲等[41]的做法，采用省级媒体报纸数和省级报

纸总印数分别作为信息汇聚和信息整合的原始代理变量。进一步地，本文对原始代理变量进行优化：先除以省级人口数构造省级层面的信息渗透度，再利用城市人口密度进行标准化处理，最后生成表征城市层面的信息集成度 *Num* 和 *Print*。信息集成度集中反映城市的信息汇聚程度，可将其作如式(4)所示的分解。

$$\begin{cases} Num = \underbrace{\dfrac{\text{省级媒体报纸数}}{\text{省级人口数}}}_{\text{信息渗透度}} \times \underbrace{\dfrac{\text{城市人口数}}{\text{行政区域总面积}}}_{\text{城市人口密度}} = \underbrace{\dfrac{\text{省级媒体报纸数}}{\text{行政区域总面积}}}_{\text{信息覆盖度}} \times \underbrace{\dfrac{\text{城市人口数}}{\text{省级人口数}}}_{\text{人口集中度}} \\ Print = \underbrace{\dfrac{\text{省级报纸总印数}}{\text{省级人口数}}}_{\text{信息渗透度}} \times \underbrace{\dfrac{\text{城市人口数}}{\text{行政区域总面积}}}_{\text{城市人口密度}} = \underbrace{\dfrac{\text{省级报纸总印数}}{\text{行政区域总面积}}}_{\text{信息覆盖度}} \times \underbrace{\dfrac{\text{城市人口数}}{\text{省级人口数}}}_{\text{人口集中度}} \end{cases} \tag{4}$$

从表 7 的(1)列和(2)列可以看出，信息集成度的主效应 *Treat*×*After*、交互项结果 *Treat*×*After*×*Num* 和 *Treat*×*After*×*Print* 的系数均显著为正，表明信息集成度越高的地区，数字治理水平的提升对于城市创新的促进作用更为显著，假设 H2 得以验证。可能的解释是，信息集成度水平较高的地区，信息覆盖度与人口集中度水平相较而言更高，表明创新主体的有效信息来源更为丰富且集中化，有益信息的可获性高，信息接收成本较低，从而增进了数字治理对于城市创新的正向影响。

为验证上述结果的稳健性，借鉴刘文革等[43]的思路，本文基于机器学习方法和《政府工作报告》文本大数据对数字化政府建设指数 *DG* 进行刻画。具体而言，该指数基于中央重要政策文件和相关研究报告，提炼“数字化政府”的关键词，建立“数字化政府”关键词典，统计关键词词频再加权计算所得，反映各城市的政务信息完备度。从表 7 的(3)列可以看出，回归结果显著为正，证实了假设 H2 的结果具有合理性。

2. 信息透明度

在信息透明度愈高的环境下，数字政府建设更加能够降低创新主体的不确定性感知与信息不对称程度，进而促进创新要素的加速流转。参考高明等[44]的做法，采用中国社会科学院发布的《中国政府透明度年度报告》中的政府透明度指数(*Index*)，以及清华大学公共管理学院公布的《中国市级政府财政透明度研究报告》中的财政透明度(*Transparency*)对信息透明度进行表征，对假设 H3 进行识别检验。从表 7 的(4)列和(5)列可以看出，政府透明度指数和财政透明度与数字治理交互项的回归系数均显著为正，表明“信息惠民国家试点”政策在信息透明度更高的地区对城市创新的促进作用更加显著，假设 H3 得以验证。

表 7　调节机制检验结果

变量	信息集成度			信息透明度	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	Ino	*Ino*	*Ino*	*Ino*	*Ino*
Treat×*After*	0.9710***	0.8971***	0.5340***	0.8383***	0.8949***
	(5.1627)	(5.6635)	(4.1373)	(5.0699)	(4.6863)
Treat×*After*×*Num*	0.0067***				
	(3.1025)				
Treat×*After*×*Print*		0.0028***			
		(6.5983)			
Treat×*After*×*DG*			9.0884***		
			(3.7803)		
Treat×*After*×*Index*				0.0560***	
				(3.3553)	
Treat×*After*×*Transparency*					0.0226***
					(4.0230)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
城市固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	3627	3627	3525	3627	2790
Adj_R^2	0.8761	0.8812	0.8945	0.8480	0.8917

注：***、**、*分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著。括号内为 *t* 值。财政透明度数据区间为 2013—2022 年，因此样本数有所减少。

(二)中介机制检验

理论分析指出,创新重视程度和研发支持力度是政府数字治理促进城市创新的中介渠道。为进一步识别考察数字治理和城市创新之间的路径机理,借鉴江艇[45]的研究,构建模型如式(5)所示。

$$M_{it} = \alpha + \theta Treat_i \times After_t + \gamma X_{it} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

其中:M_{it} 为中介变量,即创新重视程度和研发支持力度。

1. 创新重视程度

依据政府注意力的信号效应,政府对创新的重视程度为创新主体开展创造性活动提供了可靠预期与坚定信心。政府工作报告总结过去并展望未来,综合反映政治、经济、文化、民生等各领域的发展现状和未来规划,勾勒出未来政策实施部署的主体框架。因此,借鉴文宏和赵晓伟[46]的研究,采用文本分析方法,以政府工作报告中与"科技"相关词频占公共服务总词频的比重表征创新重视程度(*Priority*),比重愈高表明政府对于城市创新水平愈加重视。从表8的(1)列可以看出,*Treat*×*After* 的系数显著为正,表明政府数字治理水平增进了创新重视程度,假设H4得以验证。

2. 研发支持力度

基于公共研发的挤入效应理论,研发创新活动的稳定有序开展有赖于政府在"事前"研发投资和"事后"产权保障上发挥有力支持作用。具体而言,政府增加科技支出为关键核心技术攻关提供资金"动力源"。同时,织好专利知识产权的正式制度"防护网",两端发力,作为创新活动开展的重要推手。一方面,使用地方财政科学支出占当年地方财政一般预算支出的比重对研发投资进行刻画;另一方面,借鉴沈国兵和黄铄珺[47]的研究,采用北大法宝司法案例库中的知识产权审判结案数对知识产权保护强度进行表征。具体而言,首先,测算出城市层面的知识产权审判结案数占当年所在城市经济总量的比值;其次,测算出国家总体的知识产权结案数占当年国家经济总量的比值;最后,以城市层面所得比重占国家层面所得比值作为城市层面的知识产权保护强度。进一步地,采用熵权法计算出反映研发支持力度(*Support*)的综合指标系数,系数愈大表明研发支持力度愈大。表8的(2)列显示,政府数字治理对研发支持力度的影响显著为正,由此验证了前述假设H5。

表8　中介机制结果

变量	(1)	(2)
	Priority	*Support*
Treat×*After*	0.0129***	0.0180***
	(3.6234)	(2.9017)
控制变量	Yes	Yes
城市固定效应	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes
N	3534	3348
Adj_R^2	0.5619	0.6300

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著;括号内为*t*值。

(三)异质性分析

本文基于政府数字治理水平提升的有为政府视角,深入探究其对城市创新影响的异质性效应。进一步地,围绕有效市场与有力法治的视角,分别开展市场化程度、知识产权保护力度的异质性剖析。在政府有为、市场有效、社会有序的治理格局下,明晰数字治理在市场化程度、知识产权保护力度、人力资本水平和创新类别上产生的异质性影响。

1. 市场化程度异质性

市场化程度愈高,创新主体所处的环境资源流动愈加活络,创新生态愈加协同。因此,本文采用市场化指数,将省级市场化水平匹配到样本城市,并以每年市场化指数的均值为标准将观测样本划分为高市场化程度地区与低市场化程度地区。市场化程度的异质性结果见表9的(1)列和(2)列,两者系数均显著为正,且费舍尔组合检验结果表明两者存在显著差异。特别地,高市场化程度地区系数显著强于低市场化程度地区,说明在市场化程度更高的地区,数字治理对于城市创新水平的促进作用更为凸显。原因可能在于,高市场化程度地区具有更加完善的市场体系和更为强劲的创新活力,更有益于创新主体开展创造性活动。

2. 知识产权保护异质性

法治是创新成果转化的保护屏障。知识产权保护保障了创新各环节紧密衔接,能够激励创新前段知识溢出、加速创新中段成果转化、促进创新后段协同共享。本文依据国家知识产权局公布的《中国知识产权发

展状况评价报告》，使用知识产权保护体系指数表征知识产权保护力度，以年均值为基准将样本划分为高保护力度和低保护力度地区。从表 9 的(3)列和(4)列可以看出，知识产权高保护力度地区和低保护力度地区结果均显著为正，两者组间差异系数显著，且高保护力度地区系数 1.8011 大于低保护力度系数 0.4959。这一结果表明，政府数字治理对城市创新水平的影响呈现知识产权保护的差异性。可能的原因在于，知识产权保护是创新过程中的必要正式制度支持，保护程度愈高，愈能引致技术人才集聚和创新研发投入，进而正向赋能创新活动的有序开展。

3. 人力资本异质性

人才是创新的动力和源泉，创新离不开人才的配备和支撑。地区的人力资本水平越高，科技创新型人才汇聚的概率越高，更有可能促进区域内产学研合作水平的提升，当地蕴含的创新潜能就越大。借鉴石大千等[48]的研究，以每万人高等学校在校学生数对人力资本水平进行表征，并将人力资本水平划分成三等分，将位列前两等分的城市定义为高人力资本水平地区。从表 9 的(5)列和(6)列可以看出，低人力资本水平地区的数“治”出“新”效应不显著，高人力资本地区的结果则显著为正，且组间差异系数显著。这一结果表明，人才在创新过程中始终是不可或缺的要素之一，高人力资本地区的知识传播效力和知识溢出效应更强，能够更有力地吸引研发投资促进创新活动开展，进而提升此类地区的创新水平。

4. 创新类别异质性

黎文靖和郑曼妮[22]将创新类别划分为两类：实质性创新和策略性创新。依据细分专利的类型，将专利申请量中的发明类创新作为实质性创新，实用型和外观型专利则刻画策略性创新。从表 9 的分组检验结果可以看出，(7)列和(8)列中数“治”出“新”效应在两类创新情境下均显著为正。似不相关模型检验显示，策略性创新与实质性创新存在异质性效应。这一结果表明，相较于创新水平的“提质”而言，创新水平的“扩容”效应更为凸显，关键核心技术水平的创新能力还有待进一步加强。可能的原因在于，实质性创新的产出往往需要更高的投入成本、更长的回报周期及更不确定性的回报率，而策略性创新相对而言具有投入低和周期短的特征，因此数字治理对策略性创新产生的激励效应更强。

表 9　异质性检验结果

变量	市场化程度		知识产权保护力度		人力资本		创新类别	
	(1)高市场化程度	(2)低市场化程度	(3)高保护力度	(4)低保护力度	(5)高人力资本	(6)低人力资本	(7)实质性创新	(8)策略性创新
Treat×*After*	1.8164***	0.1984***	1.8011***	0.4959***	1.3038***	−0.0159	0.5157***	0.6705***
	(4.9905)	(2.9967)	(5.0090)	(3.3841)	(4.8781)	(−0.2869)	(4.5357)	(4.9076)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
城市固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	2222	1380	1763	1864	2390	1219	3627	3627
Adj_R^2	0.8731	0.8360	0.8647	0.8346	0.8483	0.8143	0.2805	0.4149
组间差异系数	−1.618***		−1.305***		−1.320***		3.68*	

注：***、**、*分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著；括号内为 *t* 值。由于创新类别异质性为连续变量，而非虚拟分组变量，因此采用似不相关模型生成组间差异系数。

七、结论与启示

(一)研究结论

面临不确定、难预料因素增多的情况，增强治理能力、加快实现高水平科技自立自强以跻身创新型国家前列刻不容缓。提升政府数字治理水平不仅对实现国家治理体系和治理能力现代化具有切实意义，还便于塑造良好的创新发展外部环境，破解创新水平提升过程中的掣肘。鉴于此，基于交易费用理论、实物期权理论和信号理论，本文以“信息惠民国家试点”政策作为准自然实验，利用 2010—2022 年 279 座城市的面板数据，采用双重差分法实证研究政府数字治理和城市创新水平间的因果关系。主要研究结论如下：

第一，基准回归结果显示，政府数字治理能够显著促进城市创新水平提升，经事前趋势检验、安慰剂检

验、工具变量法、PSM-DID、排除同期政策干扰、事前趋势检验敏感性分析和遗漏变量的敏感性分析等系列稳健性检验后,结果仍具有可靠性。

第二,调节机制检验结果表明,信息集成度和信息透明度更高的地区,政府数字治理水平对城市创新水平的影响作用更为凸显。

第三,中介机制检验结果指出,政府数字治理能够通过增进创新重视程度和加大研发支持力度提升城市创新水平。

第四,异质性分析结果表明,在“有效市场、有为政府、有力法治”的框架下,政府数字治理在高市场化程度地区、高知识产权保护力度地区、高人力资本地区及策略性创新情形下对城市创新水平的影响作用更加强烈。

(二)实践启示

第一,完善信息惠民的顶层设计,持续锚定创新驱动发展战略。创新水平的提升不仅需要基础设施建设、优质人才引进和持续资金投入的硬性支撑,还需配套政策辅助、行政服务优化、信息孤岛链接的系统协同。一方面,需要继续完善“信息惠民国家试点”政策,有关部门可吸取已有试点地区的实施经验,总结既有政策的可取之处,继续出台信息惠民的政策指导意见和实施细则,加紧扩大试点城市的覆盖范围,在对试点地区予以正向激励的同时叠加考核验收,提升政府数字治理水平,从而最大化政策实施产生的创新激励效益;另一方面,创新驱动的全局定位是高水平科技自立自强得以实现的战略高地,理论高度是实践落地的方向指引,理论与实践的契合是顶层设计智慧的彰显。因此,要久久为功地实施创新驱动发展战略,在确立创新宏观地位的同时破除创新前段、中段和后段阻滞,有效发挥政府有形之手的正向效应,为创新主体开展创新活动持续领航。

第二,多渠道集成并合理化公开政务信息,缓解信息不对称带来的创新低效问题。政务平台公开化、信息化、协同化建设有利于高效集成并释放优质信息,打破政府和经济主体间割裂的信息孤岛,缓解创新主体间的信息不对称,减少机会主义的滋生。鉴于此,有关部门可充分利用现有媒介集中发布政务相关信息,尤其要推进协同政务信息平台建设,有效整合并及时发布重要政策文件,细化信息关键词专栏,完善系统信息搜索引擎,助推经济主体高效获取信息。与此同时,有关部门可合理统筹协调推进地方不同机构财政收支信息公开,持续评估并公开综合反映营商环境优化、平台机制建设和民生保障推进等方面的政务运行情况,降低创新过程中的不确定性感知,进而有效提升创新主体的创新活力。

第三,重视科技创新在政策布局中的作用,综合施策协同支持创新性活动开展。增进创新重视程度和加大研发支持力度双管齐下,是数字治理推进城市创新的重要渠道,亦是政府部门言行一致的有力诠释。一方面,需长期规划创新的关键定位,合理设计短期部署中创新的发展路径,细化对创新活动开展的政策支持,有机结合长期规划与短期布局,一以贯之地强调创新在各阶段的重要性;另一方面,政府部门需躬身入局开展支持创新活动的实质性行动,加大政府在创新领域的财政支持力度,增设政府扶持的创新工程支持专项,开展阶段性突破成果的评估奖励活动,并且鼓励长期社会资本积极投资硬科技。此外,需兼顾知识产权审判的公平与效率,营造良好的创新支持体系使创新性活动蔚然成风。

第四,统筹推动“有效市场、有为政府、有力法治”协同共进,规范促进创新的正式制度与非正式制度建设。一是,需要坚持与时俱进修订完善市场准入负面清单,持续打破阻碍要素流动的市场壁垒,合理实现“降门槛”与“守底线”相结合,既要实现“放得活”又要做到“管得好”,激发市场经济主体的创新性活力和创造性动力,降低技术落地的难度。二是,在顺应数字化浪潮推进政府数字治理水平提升的同时,为避免陷入创新水平量有余而质不足的失衡情境,需要加大对创新专项人才的补贴支持力度,引导并支持长期资本投入实质性创新活动,从人才端和资金端破除颠覆型技术创新的梗阻,缓解创新面临的痛点,有序实现创新产出量的合理增长和质的有效提升。三是,既要持续关注市场新业态,及时出台监管法律条例;又要立足于实践案例,持续完善既有知识产权的法律体系,从而为创新水平的提升保驾护航。

(三)研究局限与展望

本文虽在既有研究的基础上将数字治理与城市创新结合展开研究,拓展了已有研究边界、丰富了现有

研究视角，但仍存在有待进一步剖析与检验的研究局限：

第一，在研究样本层面上，样本尚未细化到县级市层级，可能致使研究结论的外推性受到限制。

第二，在变量选取维度，通过间接测算表征部分变量可能会导致一定的研究偏差，未来在数据可获的基础上可进行替换完善。

第三，在机制探讨方面，并未探究调节机制和中介机制的组合，被调节的中介效应和被中介的调节效应仍有待纵深探索。

参考文献

[1] 王雄元，秦江缘. 创新竞争与企业高质量创新模式选择——来自专利被无效宣告的经验证据[J]. 经济研究，2023，58(11)：80-98.

[2] 唐松，伍旭川，祝佳. 数字金融与企业技术创新——结构特征、机制识别与金融监管下的效应差异[J]. 管理世界，2020，36(5)：52-66，9.

[3] 何雨可，牛耕，逯建，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.

[4] 张蕾蕾，宋林. 数字治理与城市经济韧性[J]. 经济学动态，2024(10)：109-127.

[5] 方锦程，刘颖，高昊宇，等. 公共数据开放能否促进区域协调发展？——来自政府数据平台上线的准自然实验[J]. 管理世界，2023，39(9)：124-142.

[6] 王海，叶帅，尹俊雅. 公共数据开放如何提振企业有效投资——基于产能利用视角[J]. 中国工业经济，2024(8)：137-153.

[7] 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.

[8] 吴武清，李祁恒，章柳漪，等. 公共数据资源与企业全要素生产率——基于地方政府数据开放的准自然实验[J]. 系统工程理论与实践，2024，44(6)：1815-1833.

[9] 丁声怿，白俊红. 公共数据开放与营商环境优化——来自政府数据平台上线的准自然实验[J]. 现代财经(天津财经大学学报)，2025，45(1)：23-40.

[10] 王愉靖，李平，方锦程，等. 公共数据开放对非正规金融风险的治理效应——基于中国法律裁判文书的微观证据[J]. 数量经济技术经济研究，2025，42(5)：71-92.

[11] 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，2023，46(8)：32-54.

[12] 黄先海，朱昊杰，袁逸铭，等. 政府数字化转型、社会福利与共同富裕[J]. 经济理论与经济管理，2024，44(10)：32-48.

[13] 许家伟，魏下海，姜枫. 公共信息服务能否提升工作满意度?[J]. 财经问题研究，2024(11)：117-129.

[14] 白茜，韦庆芳，蒲雨琦，等. 产业政策、供应链溢出与下游企业创新[J]. 南方经济，2023(10)：70-93.

[15] 毛其淋，许家云. 政府补贴对企业新产品创新的影响——基于补贴强度“适度区间”的视角[J]. 中国工业经济，2015(6)：94-107.

[16] 唐飞鹏，霍文希. 数字化治税与企业创新泡沫：治理效应还是阻滞效应?[J]. 产业经济研究，2023(3)：128-142.

[17] 杨国超，芮萌. 高新技术企业税收减免政策的激励效应与迎合效应[J]. 经济研究，2020，55(9)：174-191.

[18] 杨亭亭，罗连化，许伯桐. 政府补贴的技术创新效应：“量变”还是“质变”?[J]. 中国软科学，2018(10)：52-61.

[19] SHAO K，WANG X. Do government subsidies promote enterprise innovation? —Evidence from Chinese listed companies[J]. Journal of Innovation & Knowledge，2023，8(4)：100436.

[20] 郭玥. 政府创新补助的信号传递机制与企业创新[J]. 中国工业经济，2018(9)：98-116.

[21] 吴伟伟，张天一. 非研发补贴与研发补贴对新创企业创新产出的非对称影响研究[J]. 管理世界，2021，37(3)：137-160，10.

[22] 黎文靖，郑曼妮. 实质性创新还是策略性创新？——宏观产业政策对微观企业创新的影响[J]. 经济研究，2016，51(4)：60-73.

[23] 孙锦萍，董志勇. 大企业引领了创新发展吗？——基于中国上市公司示范效应的研究[J]. 经济与管理研究，2024，45(11)：104-125.

[24] KERR S P，KERR W，ÖZDEN Ç，et al. Global talent flows[J]. Journal of Economic Perspectives，2016，30(4)：83-106.

[25] 陈浩，段思洁. 中心城市人才集聚的技术多样化效应研究[J]. 财贸研究，2024，35(8)：29-41，94.

[26] 孙红军，张路娜，王胜光. 科技人才集聚、空间溢出与区域技术创新——基于空间杜宾模型的偏微分方法[J]. 科学学与科学技术管理，2019，40(12)：58-69.

[27] 余振，李锦坡，蒋盛君. 高端人才空间集聚与后发国家创新发展——来自中国个体专利数据的证据[J]. 经济研究，2024，59(8)：151-168.

[28] 王韧，周宇婷，陈嘉婧，等. 高管团队海外经历背景与企业创新[J]. 管理评论，2024，36(11)：98-109.

[29] 匡慧姝，刘政，左勇华，等. 信息技术背景高管能否推动企业数字创新?[J]. 科学学研究，2024，42(12)：2656-2667.

[30] 李韵，丁林峰. 员工持股计划、集体激励与企业创新[J]. 财经研究，2020，46(7)：35-48.

[31] 吴卫红，刘颖，张爱美. 股权激励能促进企业创新吗——基于激励对象和激励模式异质性的视角[J]. 会计研究，2024(4)：98-111.

[32] 曲永义，王可. 中国政务服务信息化及其对企业创新的影响研究[J]. 数量经济技术经济研究，2022，39(4)：25-44.

[33] 张阿城，温永林，曾婧婧. 在线政务服务何以影响企业创新？——基于中介效应模型和门槛效应模型的实证检验[J]. 经济与管理研究，2023，44(9)：106-124.

[34] 谭小芬, 张文婧. 经济政策不确定性影响企业投资的渠道分析[J]. 世界经济, 2017, 40(12): 3-26.
[35] 郝威亚, 魏玮, 温军. 经济政策不确定性如何影响企业创新? ——实物期权理论作用机制的视角[J]. 经济管理, 2016, 38(10): 40-54.
[36] 车德欣, 吴传清, 任晓怡, 等. 财政科技支出如何影响企业技术创新? ——异质性特征、宏微观机制与政府激励结构破解[J]. 中国软科学, 2020(3): 171-182.
[37] 王晓晓, 黄海刚, 夏友富. 数字化政府建设与企业创新[J]. 财经科学, 2021(11): 118-132.
[38] 林春, 王子绮, 孙英杰. 知识产权保护能否抑制企业"脱实向虚"?[J]. 经济评论, 2025(3): 102-115.
[39] 魏巍, 朱丹, 王晓钰. 自贸区政策能提升城市创新能力吗? ——基于 2010—2019 年中国城市面板数据的研究[J]. 科学学与科学技术管理, 2024, 45(6): 71-88.
[40] 冯苑, 聂长飞, 张东. 宽带基础设施建设对城市创新能力的影响[J]. 科学学研究, 2021, 39(11): 2089-2100.
[41] 欧阳伊玲, 王愉靖, 李平, 等. 数据要素与城投债定价: 基于公共数据开放的准自然实验[J]. 世界经济, 2024, 47(2): 174-203.
[42] 胡宏兵, 赵春旭, 万晨声. 数字经济、人力资本效应与城市创新产出[J]. 财贸经济, 2025, 46(1): 133-150.
[43] 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.
[44] 高明, 艾美彤, 贾若. 家庭金融参与中的信任重建——来自农村社会养老保险的证据[J]. 经济研究, 2021, 56(8): 174-191.
[45] 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.
[46] 文宏, 赵晓伟. 政府公共服务注意力配置与公共财政资源的投入方向选择——基于中部六省政府工作报告(2007—2012 年)的文本分析[J]. 软科学, 2015, 29(6): 5-9.
[47] 沈国兵, 黄铄珺. 城市层面知识产权保护对中国企业引进外资的影响[J]. 财贸经济, 2019, 40(12): 143-157.
[48] 石大千, 丁海, 卫平, 等. 智慧城市建设能否降低环境污染[J]. 中国工业经济, 2018(6): 117-135.

Innovation by Digital Governance: The Mechanism and Evidence for Digital Governance Promoting Urban Innovation

Fu Lianying[1,2], Xu Yiting[2], Han Xu[2]
(1. Center for Quantitative Economics, Huaqiao University, Xiamen 361021, China; 2. School of Economics and Finance, Huaqiao University, Quanzhou 362021, China)

Abstract: Enhancing digital governance capabilities constitutes a pivotal approach to advancing the modernization of China's governance system and capacity. Based on transaction cost theory, real options theory and signaling theory, the theoretical logic and mechanisms through which government digital governance influences urban innovation were clarified. Employing the "national information benefiting people pilot" policy as an exogenous shock, a difference-in-differences model was utilized for empirical testing. The findings reveal that digital governance significantly promotes urban innovation, a result that holds after a series of robustness tests. Moderation mechanism analysis demonstrates that the innovation-enhancing effects of digital governance are more pronounced in regions with higher information integration capacity and information transparency, indicating that digital governance facilitates information aggregation and disclosure, thereby fostering urban innovation. Mediating mechanism tests reveal that the government's digital governance have enhanced the emphasis on innovation and increased support for research and development, thereby elevating the city's innovation level. Heterogeneity analysis conduct within the "effective market, proactive government, and robust rule-of-law" framework reveals stronger innovation effects in regions with: higher marketization levels, stricter intellectual property protection, greater human capital endowment, and strategic innovation contexts. These findings enrich the theoretical framework of digital governance's impact on urban innovation, providing novel mechanistic insights, empirical evidence, and practical rationale for understanding how digital governance drives urban innovation.

Keywords: digital governance; urban innovation; information integration; information transparency; emphasis on innovation; support for research and development