

[DOI] 10.19653/j.cnki.dbcjdxxb.2026.02.007

[引用格式] 尹振涛, 杨佳铭. 数字政府建设与企业投资提振——基于信息惠民国家试点的治理效能评估[J]. 东北财经大学学报, 2026(2): 72-87.

数字政府建设与企业投资提振

——基于信息惠民国家试点的治理效能评估

尹振涛^{1, 2}, 杨佳铭²

(1. 中国社会科学院 财经战略研究院, 北京 100006; 2. 中国社会科学院大学 应用经济学院, 北京 102488)

摘要: 随着全球经济波动加剧, 企业面临的投资环境日益复杂, 如何提振企业投资已成为政策制定者关注的核心问题。本文基于企业投资视角, 以2010—2022年中国沪深A股上市公司为样本, 以信息惠民国家试点政策为准自然实验, 运用双重差分模型系统分析了数字政府建设对企业投资的影响及作用机制。研究结果表明, 数字政府建设有助于提振企业投资, 且该结论在经过一系列内生性检验和稳健性检验后仍然成立。机制检验结果显示, 数字政府建设通过减少信息摩擦、提升信贷可得性和降低政策不确定性提振企业投资。异质性分析结果显示, 数字政府建设对企业投资的提振作用在重污染企业、大企业、低全要素生产率企业, 以及位于金融发展水平较高地区的企业中更显著。本文为数字经济时代政府优化治理模式、提振企业投资提供了理论依据和实证支撑。

关键词: 数字政府; 企业投资; 信息摩擦; 信贷可得性; 政策不确定性

中图分类号: F279.2 **文献标志码:** A **文章编号:** 1008-4096(2026)02-0072-16

一、问题的提出

在数字经济时代, 数据已成为关键生产要素, 数字技术深刻重构了资源配置方式和经济运行机制, 并持续推动经济社会的数字化转型。发展数字经济已成为把握新一轮科技革命和产业变革机遇的关键举措。数字政府建设作为推进国家治理体系和治理能力现代化的重要抓手, 在优化公共服务、提升治理效能和优化营商环境等方面发挥着日益重要的作用^[1]。在经济高质量发展阶段, 企业投资是稳增长、调结构、促创新的重要支撑。特别是在经济回升向好基础尚不牢固、内外部环境不确定性提升的背景下, 提振企业投资对于稳定宏观经济大盘、增强市场信心具有重要的现实意义。同时, 企业投资能通过优化资源配置、提高生产效率和全要素生产率, 增强经济增长的内生动力^[2]。

基于此, 本文旨在探讨数字政府建设对企业投资的影响及作用机制。数字政府建设可能通过

收稿日期: 2025-12-05

基金项目: 中国社会科学院重大经济社会调查项目“中小微企业数字化转型调查”(2024ZDDC002)

作者简介: 尹振涛(1980-), 男, 山东青岛人, 研究员, 博士, 主要从事金融科技研究。E-mail: yinzta@cass.org.cn

杨佳铭(1998-), 女, 辽宁本溪人, 博士研究生, 主要从事数字金融研究。E-mail: b20251180113@ucass.edu.cn

减少信息摩擦^[3]、提升信贷可得性和降低政策不确定性等渠道影响企业投资。为识别上述因果效应,本文以信息惠民国家试点政策为准自然实验,运用双重差分法进行实证检验。相较于已有研究^[4],本文从数字政府建设视角丰富了企业投资的相关研究,并通过匹配宏观与微观数据,从行业、企业和区域等多维度考察了数字政府建设的异质性,旨在为推进数字政府建设和优化企业投资环境提供理论依据和实证支撑。基于此,本文首先系统回顾数字政府建设的宏观效应和企业投资决策影响因素的相关研究,以夯实理论基础并明确本文的边际贡献。

第一,数字政府建设的宏观效应。数字政府建设不仅是贯彻落实“网络强国”“数字中国”等国家战略的先导性工程,更是推进国家治理体系和治理能力现代化的重要抓手。数字政府建设通过提高科学决策水平、优化政务服务和提升综合治理效能,推动经济社会高质量发展。随着数字技术的发展和普及,数字政府建设不仅深刻改变了公众生活方式和企业经营形态,更持续重塑政府治理模式,在经济和社会层面产生了深远影响。

在经济层面,数字政府建设的成效主要体现在提高公共服务效率、优化营商环境和推动产业结构升级等方面。黄寿峰和赵岩^[5]认为,政务服务信息化能显著提高行政效率和基本公共服务水平。数字政府建设增强了政府对企业行为的监管能力,提高了监管精细化水平和整体效能^[6]。数字技术的发展则有助于降低交易成本,促进生产性服务业向大城市集聚,并深化跨区域产业分工和协作^[7]。此外,洪涛等^[8]认为,与数字政府建设相关的试点类政策能通过激励企业增加环保投入和人力资本投资,提升其可持续发展绩效,且命令型规制工具在这一过程中发挥了关键作用。

在社会层面,数字政府建设的积极效应主要体现为提升公共服务普惠性、促进资源配置公平化和提升治理协同性。黄寿峰和赵岩^[5]认为,政务服务信息化不仅提高了基本公共服务水平,还有效缓解了政民信息不对称,提升了公共资源配置的公平性和可及性。同时,数字技术的广泛应用强化了监督约束机制,推动了政府治理方式优化和社会协同能力提高^[6]。然而,洪涛等^[8]认为,制度性治理政策的实施效果受制于区域资源禀赋和发展基础,在不同情境下呈现显著的不均衡特征。数字政府建设在推进过程中仍面临区域发展不平衡等现实挑战。未来需通过更具针对性的政策支持、技术投入和政府治理能力建设,推动数字政府建设实现均衡化、深度化的发展。

第二,企业投资决策影响因素。在企业投资决策影响因素的研究中,数字政府建设作为一项重要的制度创新,已成为学术界重点关注的议题。数字政府建设依托技术应用与制度优化的有机结合,在提高政府治理能力的同时,通过改善公共服务供给、优化信息环境和强化制度约束等路径,深刻影响企业投资行为。具体而言,主要体现在四个方面。一是数字政府建设通过提高政务服务效率和供给水平,利用数据共享和流程优化缓解信息不对称,从而优化企业外部经营环境^[5];二是数字政府建设借助大数据等技术提高对企业行为的识别和监管能力,提高监管精细化水平和治理效能^[6];三是数字政府建设通过降低交易成本、促进资源要素流动和深化产业分工协作,优化资源配置^[7];四是数字政府建设通过实施相关试点政策,激励企业增加环保投入和人力资本投资,重塑企业投资行为,且该政策效应具有显著的区域异质性^[8]。

二、理论分析与研究假说

(一) 数字政府建设对企业投资的影响

数字政府建设通过整合分散于不同部门和层级的政务信息,提升政策透明度和信息可获得性,有助于降低企业在政策信息解读、审批流程和监管预期方面的不确定性,从而减少政企之间的信息摩擦^[9]。夏杰长和王鹏飞^[10]认为,信息流通的优化能够提升企业对市场环境的预见性,进而减

少无效投资和过度投资行为。

此外,随着政策支持的精准化和信用体系的完善,企业的融资能力显著提高,使其能更好地把握投资机会,扩大生产规模。综合来看,数字政府建设通过提升信息透明度、强化政务数据共享和优化制度环境,在减少信息摩擦和改善投资预期等方面形成了多重作用机制。这些作用机制对于提高企业投资效率、激发微观主体活力和推动经济持续健康发展具有重要意义。然而,数字政府建设如何通过具体制度安排影响企业投资行为,尤其是在不同企业特征和区域环境下的差异化作用,仍有待进一步系统检验。基于此,本文提出假说1。

假说1: 数字政府建设有助于提振企业投资。

(二) 数字政府建设对企业投资的作用机制

1. 减少信息摩擦

数字政府建设可以减少企业与政府、企业与市场之间的信息摩擦,在优化信息流通方面发挥了关键作用。公共数据的开放与高效利用通过降低信息不对称,显著提升了企业的投资决策质量,助力企业精准把握政策导向和市场趋势,进而优化资源配置并提高产能利用率。信息摩擦的减少有效降低了企业的决策不确定性,从而减少了因信息匮乏导致的盲目或低效投资^[9]。数字政府建设通过提高数据资源共享水平和利用效率,提升了企业获取市场信息和政府服务的便捷性,并从根本上打破了“信息孤岛”^[11]。在传统环境中,企业常因市场数据和政策信息缺失,难以准确判断投资时机和方向。数字政府建设通过打破部门壁垒实现信息互通,在此基础上构建统一的公共服务平台,推动政务数据由“内部流转”向“公开服务”转化,显著提升政策透明度和信息可获得性,从而有效缓解了企业面临的政策不确定性问题。

公共数据平台作为数字政府的重要载体,为企业提供了实时获取政策动态、市场需求和行业竞争情况的渠道。这种高效的信息传递机制不仅提升了企业应对政策变化和市场波动的灵活性,也降低了投资决策的盲目性^[5]。此外,数字政府建设通过降低信息获取成本提高了企业的投资回报率。数字化环境下的信息透明化有助于降低信息搜集成本、提高决策效率,并通过提升投资决策质量提高整体投资效率^[12]。

综上,数字政府建设通过打破信息壁垒、提高数据共享效率和信息透明度,显著减少了企业在投资决策中的信息摩擦,从而优化资源配置、提升投资质量和提高回报水平。基于此,本文提出假说2a。

假说2a: 数字政府建设通过减少信息摩擦提振企业投资。

2. 提升信贷可得性

数字政府建设在提升信贷可得性方面发挥了关键作用。在信息不对称条件下,外部投资者难以准确识别企业真实价值,这可能导致企业融资受阻,迫使投资者放弃有价值的投资^[13]。数字政府通过建设企业信用数据平台,将分散的信用记录、财务信息和经营数据整合为系统化、透明化的信用评估体系,显著提高了金融机构识别和管控风险的能力,从而降低了信贷风险。企业信用数据平台不仅提高了贷款审批效率,也拓宽了对中小企业的服务覆盖面。

相较于传统模式,数字政府建设利用多维度数据显著降低了金融机构的信息获取成本,使原本因信息不对称而被边缘化的企业获得融资机会。特别是对于缺乏抵押物的小微企业,企业信用数据平台开辟了新的融资通道,有效缓解了因信息摩擦导致的融资约束。同时,数字政府建设借助金融科技手段优化信贷流程,通过电子审批和在线验证等技术手段,简化手续、缩短周期,显著提升了资金供给的时效性。相较于传统繁冗的程序,这种优化帮助企业在关键时点迅速获得资金,抓住市场机遇。

此外, 数字政府建设通过推动融资环境透明化, 提升了市场的公平性, 并提高了竞争效率。企业信用数据平台使金融机构能实时获取企业准确信息, 降低了信贷审批的不确定性。特别是在政策频繁调整或市场波动时, 数字政府建设稳定了企业的投资预期和信心。对于中小企业而言, 信息公开机制提升了信贷可得性, 打破了大企业的信息优势, 缓解了“信贷歧视”, 促进了信贷资源的公平配置, 进一步激发了市场活力。数字政府建设通过构建完善的信用体系, 提升了企业融资便利性, 推动了资本的有效流动和配置^[12]。数字政府建设通过打破融资壁垒, 显著提高了企业的投资效率, 有助于实现经济复苏和推动企业长期健康发展。基于此, 本文提出假说2b。

假说2b: 数字政府建设通过提升信贷可得性提振企业投资。

3.降低政策不确定性

数字政府建设通过强化政企互动和优化信息公开机制, 显著优化了企业的投资环境。在传统管理模式, 政企沟通效率低下, 政策诉求难以及时上传和反馈, 导致政策传导受阻, 影响了执行效果^[10]。数字政府建设借助电子政务平台和在线服务系统, 构建了高效的政企沟通渠道, 使企业能够快速反映需求, 政府也能及时响应并优化政策, 提升了政策支持的针对性和时效性, 从而有效增强了企业的投资信心, 并提高决策效率。

同时, 数字政府建设通过公共数据平台公布市场准入、行政审批、综合执法等关键信息, 推动了资源配置的市场化、审批流程的简明化和监管的公平化^[14]。信息公开和流程优化的机制不仅提升了制度透明度, 也营造了更为公正、有序的营商环境。在信用建设方面, 数字政府建设通过集中披露企业信用数据, 提高了金融机构的评估效率, 降低了融资成本, 特别有助于缓解中小企业融资困境。数字信用体系的建立使企业更易获得金融支持, 从而提高了其资本运作能力和市场竞争力。更重要的是, 数字政府建设营造了政策透明、预期稳定的制度环境, 显著降低了企业面临的不确定性和投资风险, 推动其加大长期投入。这不仅有利于企业自身发展, 也为经济高质量增长提供了有力支撑。基于此, 本文提出假说2c。

假说2c: 数字政府建设通过降低政策不确定性提振企业投资。

三、研究设计

(一) 变量定义

1.被解释变量

本文的被解释变量为企业投资 (*Invest*), 借鉴宁炜等^[15]的方法, 本文采用的衡量方式为企业当期购建固定资产、无形资产与其他长期资产支付的现金之和, 除以期初总资产后再乘以100。

2.解释变量

本文的解释变量为数字政府建设 ($du \times dt$), 采用双重差分交互项衡量。其中, du 为分组虚拟变量, 若样本企业所在城市入选信息惠民国家试点城市, 则 du 取值为1, 否则为0; dt 为时间虚拟变量, 若年份在政策实施当年(2014年)及之后, dt 取值为1, 否则为0。

3.机制变量

为识别数字政府建设影响企业投资的作用机制, 本文从信息摩擦、信贷可得性和政策不确定性三个方面设定机制变量。

在信息摩擦方面, 本文将其区分为政企间信息摩擦 (*ASY*) 和企市间信息摩擦 (*Trancost*)。对于政企间信息摩擦, 借鉴宋敏等^[16]、于蔚等^[17]的方法, 本文采用股票高频交易数据构建综合信息不对称指标。具体而言, 本文选取经逆向处理的流动性比率^[18]、非流动性比率^[19]和收益率反转指

标^[20],运用主成分分析法提取第一主成分作为政企间信息摩擦的代理变量。政企间信息摩擦的数值越大,表明政府和企业之间的信息不对称程度越高。对于企市间信息摩擦,借鉴王海等^[9]的方法,本文采用经行业调整后的销售费用率与财务费用率之和进行衡量。

在信贷可得性(CA)方面,借鉴黄少卿等^[21]的方法,本文选取企业净新增负债与总资产之比作为信贷可得性的代理变量,以衡量企业的外部融资能力。通常而言,信贷可得性的数值越大,表明企业获取银行信贷及其他外部融资的能力越强,可支配投资资金也越充裕。需要指出的是,由于该指标基于企业净新增负债计算,当企业当期偿债规模超过新增债务规模时,净新增负债可能为负,信贷可得性的数值出现负值,这反映的是企业当期外部融资的净流出,这符合指标的经济含义,并非数据异常。

在政策不确定性(BPU)方面,借鉴Yu等^[22]、何超等^[23]、聂辉华等^[24]的方法,本文基于上市公司年报“管理层讨论与分析”(MD&A)部分的文本,构建政策不确定性指数。该指数定义为不确定性词汇频数占MD&A总词数的比重。具体选用的种子词汇涵盖:不确定、不明确、不明朗、未明、难料、难以估计、难以预计、难以预测、难以预料、风险、危险、危机、威胁、未知等。政策不确定性的数值越大,表明企业所感知的政策不确定性程度越高。

4.基期控制变量和其他控制变量

考虑到信息惠民国家试点城市的选择可能存在非随机性,为缓解潜在的样本选择偏误,本文引入一组基期控制变量和其他企业层面的控制变量。

借鉴Li等^[25]、黄寿峰和赵岩^[5]的方法,本文选取可能影响试点城市选择的基期控制变量如下:人口密度(PopDen),采用城市单位土地面积常住人口数的自然对数值衡量;财政自主度(FinAuto),采用城市一般预算收入与一般预算支出的比值衡量。鉴于信息惠民国家试点政策于2014年正式实施,为确保这些变量在政策冲击前已确定,本文采用政策实施前一年(2013年)的数据进行测度。

借鉴孟元和杨蓉^[6]的方法,本文控制了以下企业层面的特征变量。为消除规模效应,所有财务指标均除以期初总资产进行标准化处理。资产负债率(Lev),采用总负债与总资产的比值衡量;资产回报率(ROA),采用净利润与总资产的比值衡量;经营现金流(Cashflow),采用经营活动产生的现金流量净额与总资产的比值衡量;托宾Q值(TobinQ),采用市值与负债账面价值之和与资产账面价值的比值衡量;企业年龄(FirmAge),采用企业观测年份减去企业成立年份后加1,再取自然对数衡量。

(二)模型构建

为检验数字政府建设对企业投资的影响,本文以2010—2022年中国沪深A股上市公司为样本,将信息惠民国家试点城市作为处理组,非试点城市作为控制组。借鉴马光荣和黄叙涵^[26]的方法,本文构建如下双重差分模型:

$$Invest_{it} = \beta_0 + \beta_1 (du_i \times dt_t) + \delta Z_{i, 2013} + \gamma X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, i 和 t 分别表示企业和年份, $Invest_{it}$ 表示企业 i 在 t 年的企业投资, du_i 和 dt_t 分别表示分组虚拟变量和时间虚拟变量, $Z_{i, 2013}$ 表示基于2013年数据构建的基期控制变量, X_{it} 表示其他控制变量, μ_i 和 λ_t 分别表示企业固定效应和年份固定效应, ε_{it} 表示随机误差项。本文重点关注估计系数 β_1 的符号和显著性:若 β_1 为正,且显著,表明数字政府建设有助于提振企业投资。

(三)数据来源

本文的信息惠民国家试点城市名单和实施年份通过手工整理获得;企业财务数据来自国泰安(CSMAR)数据库,城市层面数据来源于历年《中国城市统计年鉴》。

本文对样本进行如下处理：剔除金融类、ST和上市未满一年的企业样本，以排除行业特殊性和新股波动干扰；剔除关键数据缺失的样本；为消除极端值影响，对所有连续变量在1%和99%分位上进行缩尾处理；鉴于基期控制变量基于2013年数据构建，且为满足平行趋势检验要求，剔除了2013年之后成立的企业。经上述处理，本文最终获得20 394个有效观测值。表1报告了本文主要变量的描述性统计结果。

表1 主要变量的描述性统计结果

变量	符号	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
企业投资	<i>Invest</i>	20 394	5.308	5.689	0.028	33.314
分组虚拟变量	<i>du</i>	20 394	0.664	0.472	0	1
时间虚拟变量	<i>dt</i>	20 394	0.645	0.497	0	1
政企间信息摩擦	<i>ASY</i>	20 394	-0.118	0.607	-2.526	2.851
企市间信息摩擦	<i>Trancost</i>	20 226	0.149	0.143	0.001	0.475
信贷可得性	<i>CA</i>	20 394	0.045	0.114	-1.176	0.875
政策不确定性	<i>BPU</i>	20 394	0.093	0.104	0.000	1.011
人口密度	<i>PopDen</i>	20 394	6.522	0.763	1.742	7.869
财政自主度	<i>FinAuto</i>	20 394	0.799	0.229	0.088	1.541
资产负债率	<i>Lev</i>	20 394	0.440	0.205	0.056	0.889
资产回报率	<i>ROA</i>	20 394	0.037	0.061	-0.217	0.226
经营现金流	<i>Cashflow</i>	20 394	0.045	0.067	-0.152	0.244
托宾Q值	<i>TobinQ</i>	20 394	1.999	1.273	0.842	8.438
公司年龄	<i>FirmAge</i>	20 394	2.919	0.344	1.792	3.526

为检验处理组与控制组在政策实施前是否存在系统性差异，本文对基期控制变量（人口密度和财政自主度）进行了均值差异性t检验，结果如表2所示。结果显示，在2013年基期，处理组与控制组在人口密度和财政自主度上均存在显著差异。这表明两组城市在初始特征上并非完全平衡，若不加以控制，可能导致政策效应估计出现偏误。鉴于此，本文在基准回归模型中加入了2013年的基期控制变量，以缓解由可观测特征不平衡导致的遗漏变量偏误，提高双重差分估计结果的可信度。

表2 均值差异性t检验

变量	处理组 <i>du</i> =1	控制组 <i>du</i> =0	均值差	P值
<i>PopDen</i>	6.670	6.216	-0.454	0.000***
<i>FinAuto</i>	0.846	0.701	-0.145	0.000***

注：***表示在1%水平上显著，下同。

四、实证结果与分析

（一）基准回归结果与分析

表3报告了数字政府建设对企业投资影响的基准回归结果。列（1）为未加入控制变量的初步回归结果，数字政府建设的估计系数为0.812，且在1%水平上显著。列（2）为加入了基期控制变量（人口密度和财政自主度）的回归结果，数字政府建设的估计系数为0.827，且在1%水平上显著。列（3）进一步加入了企业层面的控制变量，数字政府建设的估计系数为0.899，且在1%水平

上显著。从经济意义上看,以列(3)为例,数字政府建设使试点城市的企业投资水平相对于非试点城市净增长了约16.94%。计算公式:(0.899/5.308)×100%。综上所述,无论是否加入控制变量,数字政府建设的估计系数均为正,且显著。这表明数字政府建设不仅在统计上显著,而且具有重要的经济意义,对企业投资产生了实质性提振作用。假说1得到验证。

表3 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	变量	(1)	(2)	(3)
$du \times dt$	0.812*** (0.254)	0.827*** (0.255)	0.899*** (0.247)	$TobinQ$			-0.124** (0.052)
$PopDen$		-1.593 (2.760)	-1.816 (2.633)	$FirmAge$			-6.105*** (0.925)
$FinAuto$		2.444 (5.933)	3.026 (5.506)	企业/年份FE	控制	控制	控制
Lev			1.683*** (0.572)	常数项	4.918*** (0.122)	13.349 (14.441)	31.137** (13.913)
ROA			16.032*** (0.951)	观测值	20394	20394	20394
$Cashflow$			-2.316*** (0.654)	R^2	0.389	0.389	0.528

注:**表示在5%水平上显著,括号内为聚类到企业层面的标准误,下同。

(二) 内生性检验^①

为缓解潜在的内生性问题,借鉴杨青和吉赞^[27]的方法,本文构建工具变量如下:采用1984年各城市每百人固定电话拥有量与线性时间趋势项的交互项作为数字政府建设的工具变量。该工具变量满足相关性和排他性的基本假设。历史通信基础设施通过路径依赖效应显著影响当前的数字政府建设。同时,1984年各城市每百人固定电话拥有量作为历史遗存变量,除通过数字政府建设这一传导渠道外,并不直接作用于当下的企业投资。

本文采用两阶段最小二乘法进行回归。第一阶段回归结果显示,工具变量与数字政府建设正相关,且显著;第二阶段回归结果显示,数字政府建设的估计系数为正,且在1%水平上显著。这表明在缓解潜在的内生性问题后,数字政府建设对企业投资的提振作用依然显著。在工具变量有效性检验方面:Kleibergen-Paaprk LM统计量为4.261,在5%水平上拒绝了“工具变量识别不足”的原假设;Kleibergen-Paaprk Wald F统计量为25.310,大于Stock-Yogo检验在10%水平下的临界值16.380,从而拒绝了“存在弱工具变量”的原假设。

上述结果表明,本文所选工具变量与内生解释变量高度相关,且不存在弱工具变量问题,支持了工具变量的有效性。两阶段最小二乘法回归结果显示,数字政府建设对企业投资的影响为正,且显著,进一步增强了基准回归结论的可信度。

(三) 平行趋势检验

运用双重差分法进行因果推断的重要前提假设是,处理组和控制组在政策实施前具有共同的时间趋势。为此,本文构建如下事件研究模型进行平行趋势检验:

$$Invest_{it} = \alpha + \sum_{j=-4, j \neq -1}^4 \alpha_j D_{ij} + \phi Z_{i, 2013} + \theta X_{i, t-1} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, D_{ij} 表示政策实施相对时间的虚拟变量, j 表示相对于政策实施当年(2014年)的年份偏移量。 $j < 0$ 表示政策实施前, $j = 0$ 表示政策实施当年, $j > 0$ 表示政策实施后。为避免多重共线性,本文将政策实施前一年($j = -1$)设为基准期,并从回归中省略。其他变量定义与基准回归模型一

① 内生性检验结果未在正文中列出,留存备索。

致。本文重点关注政策实施前的估计系数 α_j ($j < 0$)，若这些估计系数在统计上与0无显著差异，则表明平行趋势假设成立。图1报告了平行趋势检验结果。

以政策实施前一年 ($j=-1$) 为基准期，虚线表示95%置信区间。在政策实施前，估计系数 α_j 的置信区间均包含0，统计上不显著异于基准期。这表明在政策实施前，处理组与控制组的企业投资水平不存在显著的系统性差异，满足平行趋势假设。政策实施后，估计系数总体转为正值。其中， $j=1$ (2015年) 和 $j=2$ (2016年) 的估计系数为正，且显著，表明数字政府建设在政策实施初期对企业投资具有显著的促进作用；随后几年估计系数虽仍为正，但统计显著性有所下降，可能受政策效应的边际递减或其他宏观因素干扰。

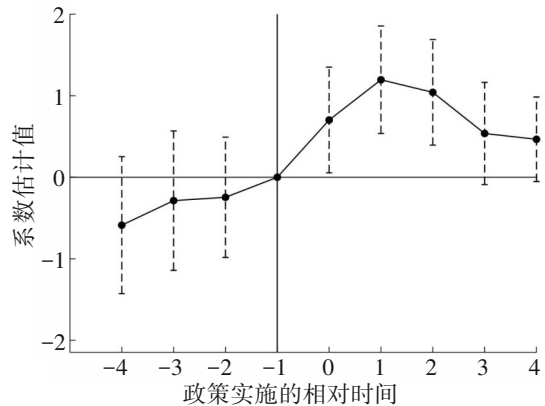


图1 平行趋势检验结果

(四) 稳健性检验^①

1. 调整被解释变量计算方式

为进行稳健性检验，本文调整了被解释变量的计算方式，采用基于现金流量指标构建的企业投资 ($Invest2$) 进行回归。 $Invest2$ 的计算方式为购建固定资产、无形资产、其他长期资产支付的现金与取得子公司及其他营业单位支付的现金净额之和，除以期初总资产后再乘以100。相较于基准回归中基于权责发生制计算的企业投资，基于收付实现制计算的企业投资，能够更真实地反映企业的实际资金流出。该指标有效规避了会计估计、资产重估和折旧摊销政策差异带来的计量误差，对企业投资决策的反应更为敏感，能更及时地捕捉投资行为的动态变化。调整被解释变量计算方式后的回归结果显示，数字政府建设的估计系数为正，且在1%水平上显著。这一结果再次验证了本文基准回归结论的稳健性。

2. 控制“行业一年份”联合固定效应

考虑到不同行业在不同年份可能面临异质性的外部冲击，如行业周期性波动、针对特定行业的宏观政策调整等，仅控制单独的行业和年份固定效应可能不足以完全排除遗漏变量偏差。为此，本文在模型中进一步加入了“行业一年份”联合固定效应，以吸收随时间变化的行业层面不可观测因素，从而更严格地识别数字政府建设的净效应。结果显示，在控制“行业一年份”联合固定效应后，数字政府建设的估计系数依然为正，且在5%水平上显著。尽管引入高维固定效应会导致观测值减少、显著性水平略有下降，但估计系数的方向和显著性并未发生根本改变。这一结果再次证实，在排除了复杂的行业时变因素干扰后，数字政府建设对企业投资的提振作用依然稳健。

3. 其他稳健性检验

为进一步确保回归结果的可靠性，本文从样本区间、样本结构和内生性处理三个维度进行稳健性检验。

其一，缩短样本时间窗口。考虑到2017年信息惠民国家试点政策进入全面推广阶段，为避免后续政策叠加效应的干扰，本文将样本区间限定在2010—2016年，以聚焦试点初期的政策净效应。结果显示，数字政府建设的估计系数依然为正，且在1%水平上显著，表明数字政府建设在试点阶段对企业投资的提振作用真实存在，并未受后期政策推广的影响。这一结果表明本文基准回归结果具有稳健性。

^① 稳健性检验结果未在正文中列出，留存备索。

其二,使用平衡面板数据。针对样本中可能存在的企业上市、退市或数据缺失导致的非平衡面板问题,本文仅保留在整个观测期内持续存在的企业样本,构建平衡面板进行回归。这一处理有效缓解了样本选择偏差,更能准确反映企业全周期的投资动态。结果显示,主要结论保持不变,估计系数为正,且显著。

其三,采用倾向得分匹配双重差分法。为缓解处理组与控制组之间可能存在的系统性差异,本文选取企业规模、资产负债率、盈利能力、成长性和行业属性等作为协变量,采用近邻匹配法(1:4)为处理组企业匹配特征相似的控制组,并在此基础上进行双重差分估计。结果显示,匹配后的处理效应依然为正,且显著,估计系数大小与基准回归相近。这表明在控制了可观测特征的结构差异后,数字政府建设有助于提振企业投资的结论依然稳健。

综上所述,无论是排除时间干扰、修正样本结构,还是缓解选择性偏误,各项稳健性检验结果均支持本文的核心假说。这充分表明数字政府建设对企业投资具有稳健的提振作用。

4.排除其他相似政策的影响

为排除同期其他国家级信息化政策对估计结果的潜在干扰,本文进一步控制“宽带中国”政策的影响。“宽带中国”政策于2013年启动,旨在提高国家网络基础设施水平,与企业数字化转型密切相关,可能与数字政府建设形成协同或替代效应。为此,本文在基准回归模型中加入“宽带中国”政策虚拟变量(实施年份及以后取值为1),以分离其独立影响。

表4结果显示,在控制“宽带中国”政策后,数字政府建设的估计系数为0.908,且在1%水平上显著,与基准回归结果高度一致。同时,“宽带中国”政策的估计系数虽为正,但不显著,表明其对企业投资的独立影响在样本中未得到充分支持。在控制“宽带中国”政策后,数字政府建设的影响并未被削弱或掩盖,表明其促进作用具有独立性和稳健性,不受同期其他国家级信息化政策的影响。

表4 控制“宽带中国”政策的影响

变量	<i>Invest</i>	变量	<i>Invest</i>
$du \times dt$	0.908*** (0.248)	常数项	31.120* (13.898)
“宽带中国”政策	0.080 (0.253)	观测值	20394
控制变量	控制	\bar{R}^2	0.409
企业/年份FE	控制		

注:*表示在10%水平上显著,下同。

(五) 安慰剂检验

为进一步排除偶然因素和不可观测冲击对估计结果的干扰,本文依次从空间维度和时间维度进行两类安慰剂检验。

首先,空间维度安慰剂检验。本文保持政策实施时间不变,从样本城市中随机抽取同等数量的城市构建“虚拟处理组”,并将该过程重复1000次以进行重新估计。图2报告了空间维度安慰剂检验结果。其中,右侧虚线对应基准回归中数字政府建设的真实估计系数(0.899),左侧虚线为模拟估计系数的均值(接近0)。结果显示,绝大多数伪政策效应的估计系数围绕0对称分布,而真实估计值位于该经验分布的极端右侧尾部(约第99百分位, $p < 0.010$),显著区别于随机生成的系数分布。这表明基准回归中观测到的正向效应并非由偶然因素或不可观测的时空趋势驱动,而是源于真实的政策冲击,从而有力支持了本文基准回归结论的稳健性。

其次, 时间维度安慰剂检验。^①在保持真实处理组不变的前提下, 本文将政策实施年份提前两年(设定为2012年)作为虚拟试点时点, 并利用2010—2018年全样本重新估计。由于信息惠民国家试点政策实际自2014年才开始实施, 若在2012年的虚构时点下仍观察到显著的政策效应, 则表明基准回归结果可能由事前的系统性差异或潜在时间趋势所驱动。反之, 若虚构政策变量不显著, 则支持平行趋势假设。结果显示, 虚构双重差分变量的估计系数分别为0.142和0.042, 且均不显著。这表明在真实政策实施前, 处理组与控制组之间并不存在显著的预趋势差异, 基准回归结果并非由事前差异所致。

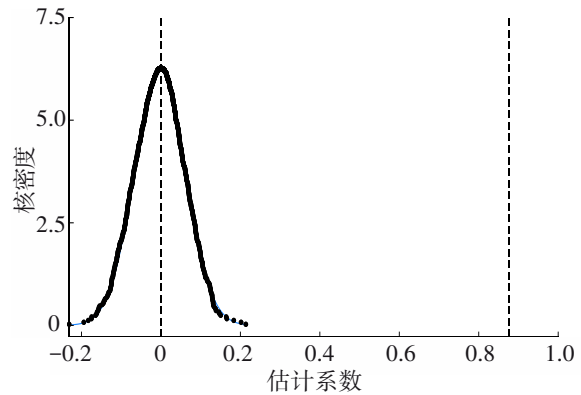


图2 空间维度安慰剂检验结果

综上所述, 两项安慰剂检验结果均支持本文的基准回归结果: 数字政府建设对企业投资的提振作用具有高度稳健性, 且非由偶然因素或预趋势导致。

五、机制检验

为系统识别数字政府建设对企业投资的作用机制, 本文从信息摩擦、信贷可得性和政策不确定性三个维度进行机制检验, 为假说2a至假说2c提供实证支持。

(一) 减少信息摩擦

本文考察了数字政府建设通过减少政企间信息摩擦和企市间信息摩擦, 从而提振企业投资的传导机制。前者表现为政策传达滞后和执行透明度不足, 后者表现为市场信号响应迟缓、搜寻成本高企和交易流程繁复。表5报告了相关回归结果。

表5 机制检验结果: 减少信息摩擦

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	ASY		Trancost	
$du \times dt$	-0.024 (0.020)	-0.029*** (0.011)	-0.010*** (0.009)	-0.010*** (0.008)
控制变量	不控制	控制	不控制	控制
企业/年份FE	控制	控制	控制	控制
常数项	-0.106*** (0.009)	1.640*** (0.239)	0.129*** (0.002)	0.126* (0.063)
观测值	20 394	20 394	20 226	20 226
\bar{R}^2	0.655	0.692	0.673	0.674

表5列(1)和列(2)的结果显示, 当未加入控制变量时, 数字政府建设对政企间信息摩擦的影响不显著; 当引入全部控制变量后, 数字政府建设的估计系数为-0.029, 且在1%水平上显著, 表明在剥离城市、企业异质性干扰后, 数字政府建设有助于减少政企间信息摩擦。列(3)和列(4)的结果显示, 数字政府建设均显著减少企市间信息摩擦。

^① 时间维度安慰剂检验结果未在正文中列出, 留存备索。

综上所述,数字政府建设不仅通过直接政策激励影响企业行为,更通过优化政府与企业、企业与市场的信息环境,减少信息摩擦,从而提振企业投资。假说2a得到验证。

(二) 提升信贷可得性

数字政府建设通过构建一体化政务服务平台和推动银企政数据深度共享,有效打破了政府部门与金融机构之间的“信息孤岛”。一方面,涉企审批时限的压缩和流程的标准化显著降低了企业的制度性交易成本。另一方面,多维度的政务数据(如税务、社保、行政处罚等)为银行提供了更全面、实时的企业信用画像,大幅缓解了银企间的信息不对称。这种信息环境的优化不仅提高了信贷审批效率,更发挥了积极的信号传递效应,使银行能够更精准地识别优质企业,从而降低信贷配给中的逆向选择风险,实质性缓解企业面临的外部融资约束,为其扩大生产性投资和开展研发创新活动提供关键的资金支持。

表6列(1)和列(2)的回归结果验证了上述传导机制的存在。结果显示,数字政府建设的估计系数分别为0.014和0.009,且至少在5%水平上显著。这一结果表明,即便在剥离了企业规模、盈利能力及其他结构性因素的影响后,数字政府建设能够提升信贷可得性,从而提振企业投资。假说2b得到验证。

(三) 降低政策不确定性

政策不确定性是抑制企业投资的关键因素,其通过增加经营风险迫使企业推迟或缩减投资。反之,政策的透明度和可预期性则能显著增强企业长期战略信心,这对资本密集型行业尤为关键。数字政府建设提升了政务信息公开的高效性和政策执行的稳定性,不仅构建了透明的政策沟通渠道,还通过简化审批流程降低了制度性交易成本,从而有效缓解企业对政策波动的担忧,促使其作出更理性、前瞻性的投资决策。

表6列(3)和列(4)的结果显示,无论是否加入全部控制变量,数字政府建设的估计系数均为负,且至少在5%水平上显著。尽管引入控制变量后估计系数绝对值有所收敛,表明部分效应可能与企业规模、行业特征和地区发展水平等结构性因素相关,但核心结论依旧保持稳健。进一步分析表明,数字政府建设不仅优化了信息供给环境,还显著降低了企业对政策不确定性的感知,从而削弱了其投资决策中的“等待期权”价值。因此,数字政府建设能够降低政策不确定性,从而提振企业投资。假说2c得到验证。

表6 机制检验结果:提升信贷可得性和降低政策不确定性

变 量	(1)	(2)	(3)	(4)
	CA		BPU	
$du \times dt$	0.014*** (0.004)	0.009** (0.003)	-0.021*** (0.001)	-0.006** (0.003)
控制变量	未控制	控制	未控制	控制
企业/年份FE	控制	控制	控制	控制
常数项	0.038*** (0.002)	0.336* (0.163)	0.095*** (0.002)	-0.118 (0.101)
观测值	20394	20394	20394	20394
\bar{R}^2	0.065	0.192	0.011	0.371

六、异质性分析

在数字经济时代,以数字政府建设为代表的新型治理模式已在全球范围内蓬勃兴起。数字政

府建设的核心在于利用数字技术提升政府治理效能、优化公共服务供给,进而激励企业扩大有效投资。然而,数字政府建设的政策效应并非均质分布,不同类型的企业的响应能力存在差异。因此,本文从污染程度、企业规模、全要素生产率和金融发展水平四个方面,系统考察数字政府建设对企业投资的异质性影响。

(一) 污染程度

行业属性是导致数字政府建设政策效应产生异质性的关键因素。数字政府建设借助信息公开、在线监管和跨部门协同机制,有效提升了环境治理效能,并增强了合规约束的刚性。由于重污染行业面临的环境规制压力较大,数字政府建设对该类行业的边际治理效应更为明显。

一方面,重污染行业面临更严苛的环境规制。数字政府建设通过强化信息披露、提高监管透明度和实施实时监测,不仅降低了企业的合规成本和信息搜寻成本,而且显著提高了违规被发现的概率和惩罚风险。这种“降本增效与强化威慑”的双重效应倒逼企业主动调整投资结构,加大环保投入和绿色技术改造力度。另一方面,数字政府建设通过整合多部门政策信息,帮助企业及时获取监管信息,稳定了企业对环保政策的预期,从而优化其长期投资决策。相比之下,非重污染行业受环境规制约束较小,数字政府建设对其投资行为的边际治理效应相对有限。

基于上述分析,本文参照《上市公司环保核查行业分类管理名录》,将样本按行业污染属性划分为重污染企业和非重污染企业,并分别进行回归。污染程度异质性分析结果如表7列(1)和列(2)所示。结果显示,数字政府建设在重污染企业的估计系数显著高于非重污染企业,且组间系数差异显著。这表明数字政府建设对企业投资的提振作用在重污染企业中更显著。

(二) 企业规模

企业须具备与数字政府建设匹配的资源禀赋和组织能力,方能有效识别并转化数字政府建设释放的制度红利。然而,该约束条件在不同规模企业间呈现显著的差异。

一方面,大企业凭借雄厚的资本实力、技术储备和完善的组织架构,能敏锐捕捉数字政府建设的政策信号,并迅速推动投资项目落地。数字政府建设通过提升信息透明度、优化审批流程和强化部门协同,显著降低了大企业在跨区域扩张和长期项目投资中的制度性交易成本,从而提高了其投资意愿。另一方面,小企业虽具有组织灵活性,但受限于融资约束、技术短板和风险承受力,对制度环境优化的响应能力较低,难以在短期内释放与大企业同等强度的投资动能。

基于上述分析,本文以2013年企业总资产自然对数的均值为阈值,将样本划分为大企业与小企业,并分别进行回归。企业规模异质性分析结果如表7列(3)和列(4)所示。结果显示,数字政府建设在大企业的估计系数显著高于小企业,且组间系数差异显著。这表明企业规模在数字政府建设政策传导过程中发挥了正向调节作用,即企业规模越大,政策红利释放越充分。数字政府建设对企业投资的提振作用在大企业中更显著。

(三) 全要素生产率

全要素生产率是衡量企业技术水平、管理能力和创新综合效率的核心指标,其水平差异可能导致企业对数字政府建设政策的响应呈现显著差异。借鉴Levinsohn和Petrin^[28]的方法,本文测算了企业全要素生产率。

从理论机制看,高全要素生产率企业虽具备较高的资源整合与制度适应能力,能高效利用数字政府建设提供的信息优势,但其内部管理机制已相对成熟,政策带来的边际改善作用有限,存在“天花板效应”。相反,低全要素生产率企业普遍面临资源配置扭曲和管理粗放问题,对外部制度优化的依赖度更高。数字政府建设通过提升政务透明度、降低制度性交易成本,为低全要素生产率企业提供了弥补管理短板、优化资源配置的关键契机。因此,基于追赶效应和边际效用递减

规律,低全要素生产率企业对数字政府建设政策红利的敏感度和响应能力预期更大。

基于上述分析,本文以2013年样本企业全要素生产率的均值为阈值,将样本划分为高全要素生产率企业与低全要素生产率企业,并分别进行回归。全要素生产率异质性分析结果如表7列(5)和列(6)所示。结果显示,数字政府建设在低全要素生产率企业的估计系数显著高于高全要素生产率企业,且组间系数差异显著。这一结果验证了前述理论推断:相较于高全要素生产率企业,低全要素生产率企业能从数字政府建设中获益。数字政府建设带来的制度红利有效缓解了低全要素生产率企业的资源约束,打破了信息壁垒,体现出明显的“扶弱”特征和追赶效应。因此,数字政府建设对企业投资的提振作用在低全要素生产率企业中更显著。

(四) 金融发展水平

地区金融发展水平是影响数字政府建设发挥政策效应的重要外部条件,其通过缓解企业融资约束、解决信息不对称问题和提升风险容忍度,影响企业的投资决策。本文采用地区金融机构各项贷款余额占地区生产总值的比重衡量地区金融发展水平,以此考察数字政府建设对位于不同金融发展水平地区的企业投资提振作用的异质性。

从理论机制看,在高金融发展水平地区,成熟的金融体系和数字政府建设可形成“互补增强”效应。一方面,多元化的融资渠道和低廉的资金成本为企业响应数字政府建设政策提供了充足的要素保障。另一方面,数字政府建设通过提升信息透明度,缓解银企间的信息不对称,促进政策信号向信贷资源配置环节的有效传导,从而提振企业投资。相比之下,在低金融发展水平地区,受制于金融资源匮乏和传导机制不畅的硬约束,企业往往难以将数字政府建设带来的政策红利充分转化为实际投资。因此,数字政府建设的政策红利可能在高金融发展水平地区释放得更为充分。

基于上述分析,本文以2013年样本企业所在地区金融发展水平的均值为阈值,将样本划分为高金融发展水平企业与低金融发展水平企业,并分别进行回归。金融发展水平异质性分析结果如表7列(7)和列(8)所示。结果显示,数字政府建设在不同金融发展水平地区均显著提振了企业投资,但提振强度存在差异。具体而言,位于高金融发展水平地区的企业,数字政府建设对企业投资的提振作用更显著。这表明完善的金融体系能有效承接数字政府建设的政策红利,通过“政企银联动”加速资本形成。位于低金融发展水平地区的企业,尽管数字政府建设通过优化信息环境在一定程度上缓解了融资难问题,但受限于区域金融资源的总量瓶颈和配置效率低下,其政策边际效应仍相对受限。因此,数字政府建设对企业投资的提振作用在位于高金融发展水平地区的企业中更为显著。

表7 异质性分析结果

变 量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	污染程度		企业规模		全要素生产率		金融发展水平	
	重	非重	大	小	高	低	高	低
$du \times dt$	1.199*** (0.371)	0.451** (0.193)	1.092*** (0.215)	0.679*** (0.268)	0.671*** (0.233)	1.200*** (0.465)	1.186** (0.548)	0.693*** (0.190)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
企业/年份FE	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	51.465*** (4.960)	-4.936 (6.964)	-12.086* (5.929)	52.048*** (7.187)	23.910 (13.229)	-0.543* (11.944)	17.381*** (3.103)	33.194*** (9.965)
观测值	4 679	15 698	10 198	10 196	9 558	10 836	3 848	16 427
\bar{R}^2	0.358	0.440	0.473	0.353	0.425	0.526	0.483	0.402
组间系数检验P值	0.020***		0.005***		0.001***		0.000***	

七、研究结论和政策建议

本文基于企业投资视角,以2010—2022年中国沪深A股上市公司为样本,以信息惠民国家试点政策为准自然实验,运用双重差分模型系统分析了数字政府建设对企业投资的影响及作用机制。研究表明,数字政府建设有助于提振企业投资,且该结论在经过一系列内生性检验和稳健性检验后仍然成立。机制检验结果显示,数字政府建设通过减少信息摩擦、提升信贷可得性和降低政策不确定性提振企业投资。异质性分析结果显示,数字政府建设对企业投资的提振作用在重污染企业、大企业、低全要素生产率企业,以及位于金融发展水平较高地区的企业中更显著。基于上述研究结论,本文提出如下政策建议:

第一,深化高质量数字政府建设,夯实数据治理和数据协同的基础。数字政府建设的核心不应止步于政务服务的形式化“上网”或平台数量的简单扩张,而应聚焦于政务数据的标准化采集、跨部门深度共享和智能化应用,构建统一高效的数据治理体系。建议全面强化政务数据共享,完善国家级数据平台标准和接口规范,同步推进区域数字基础设施建设,实现纵向层级联通和横向部门贯通。应通过数据归集和互联互通,提升政策传导时效性和政务服务可及性,降低政策不确定性,切实降低因信息壁垒产生的制度性交易成本,从而改善企业投资预期和提高决策效率。

第二,依托数字政府建设,构建全域企业信用信息平台,优化信贷供给环境。针对企业融资过程中信息不对称的痛点,政府应牵头整合税务、社保、环保合规、合同履行、行政处罚和司法执行等多维数据,构建动态更新、真实可验的企业信用画像。在确保数据和隐私安全的前提下,建立有序开放的政企银数据共享机制,提升金融机构更精准的风险定价能力,提高信贷审批效率。构建公开、透明、可追溯的信用体系,有效改善企业融资条件。

第三,推进政策全生命周期数字化管理,提升制度环境稳定性。依托数字政府建设,推行政策全生命周期在线管理模式,将政策的制定、发布、解读、反馈和评估纳入统一平台闭环运行。针对环保、税务和产业引导等关键政策,建立前置预告和意见征集机制,合理设置政策缓冲期,以平滑政策调整对企业投资决策的冲击。同时,利用数字平台实时监测政策执行效果,吸纳企业反馈,以数据驱动政策迭代优化,为企业营造更加稳定、透明、可预期的制度环境。

第四,提升数字治理的普惠性和针对性。鉴于数字政府建设政策效应的异质性,应探索“分类施策、精准赋能”的差异化推进路径。一方面,深耕优势领域,针对重污染企业和大企业等政策敏感群体,进一步深化数字化监管与服务应用的融合,强化其在绿色转型和战略投资中的数字支撑,以充分释放政策红利。另一方面,补齐短板,聚焦小微企业和低全要素生产率企业面临的“数字鸿沟”和资源约束,推动数字政府建设向“能力赋能”导向转型,通过提供标准化、低成本、易操作的数字化工具包,有效降低企业的信息获取门槛,显著提高企业对制度优化的响应能力。通过构建多层次、适配性强的政策工具体系,推动企业投资能力的整体跃升,助力产业结构优化和经济高质量发展。

参考文献:

- [1] 尹振涛,徐秀军.数字时代的国家治理现代化:理论逻辑、现实向度与中国方案[J].政治学研究,2021(4):143-154+160.
- [2] PORTER M E, VAN DER LINDE C. Toward a new conception of the environment-competitiveness relationship[J]. Journal of economic perspectives, 1995, 9(4): 97-118.

- [3] AKERLOF G A. The market for “lemons”: quality uncertainty and the market mechanism[J]. *The quarterly journal of economics*, 1970, 84(3): 488-500.
- [4] 叶永卫, 余田田, 陶云清, 等. 政府数据要素共享的稳投资效应: 来自公共数据开放平台的证据[J]. *数量经济技术经济研究*, 2025, 42(1): 136-156.
- [5] 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.
- [6] 孟元, 杨蓉. 大数据时代的政府治理: 数字政府与企业研发操纵[J]. *世界经济*, 2024, 47(1): 118-149.
- [7] 吴思栩, 李杰伟. “数字经济”时代城市的未来——互联网对中国城市生产性服务业集聚的影响研究[J]. *经济学(季刊)*, 2024, 24(2): 431-447.
- [8] 洪涛, 王阳阳, 姚树洁. 低碳城市试点政策与企业 ESG 表现——基于企业投资偏好的视角[J]. *产业经济评论*, 2024(3): 75-94.
- [9] 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.
- [10] 夏杰长, 王鹏飞. 数字经济赋能公共服务高质量发展的作用机制与重点方向[J]. *江西社会科学*, 2021, 41(10): 38-47.
- [11] 孟庆国, 谷民崇. 数据主导逻辑下的公共服务价值共创机理探究[J]. *理论探讨*, 2017(3): 159-164.
- [12] 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.
- [13] MYERS S C, MAJLUF N S. Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have[J]. *Journal of financial economics*, 1984, 13(2): 187-221.
- [14] 彭远怀. 政府数据开放的价值创造作用: 企业全要素生产率视角[J]. *数量经济技术经济研究*, 2023, 40(9): 50-70.
- [15] 宁炜, 庄园, 姜富伟. 机构投资者非基本面交易与企业经营效率[J]. *财贸经济*, 2024, 45(5): 71-85.
- [16] 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.
- [17] 于蔚, 汪淼军, 金祥荣. 政治关联和融资约束: 信息效应与资源效应[J]. *经济研究*, 2012, 47(9): 125-139.
- [18] AMIHUD Y, MENDELSON H, LAUTERBACH B. Market microstructure and securities values: evidence from the Tel Aviv Stock Exchange[J]. *Journal of financial economics*, 1997, 45(3): 365-390.
- [19] AMIHUD Y. Illiquidity and stock returns: cross-section and time-series effects[J]. *Journal of financial markets*, 2002, 5(1): 31-56.
- [20] PASTOR L, STAMBAUGH R F. Liquidity risk and expected stock returns[J]. *Journal of political economy*, 2003, 111(3): 642-685.
- [21] 黄少卿, 俞锦祥, 许志伟. 杠杆率与企业生产率: 基于信贷误配的视角[J]. *中国工业经济*, 2022(9): 159-177.
- [22] YU Z, XIAO Y, LI J. Firm-level perception of uncertainty and innovation activity: textual evidence from China's A-share market[J]. *Pacific-Basin finance journal*, 2021, 68: 101555.
- [23] 何超, 李延喜, 徐润香. 企业不确定性感知对创新决策的影响研究[J]. *管理学报*, 2023, 20(4): 543-557.
- [24] 聂辉华, 阮睿, 沈吉. 企业不确定性感知、投资决策和金融资产配置[J]. *世界经济*, 2020, 43(6): 77-98.
- [25] LI P, LU Y, WANG J. Does flattening government improve economic performance? Evidence from China[J]. *Journal of development economics*, 2016, 123(2): 18-37.
- [26] 马光荣, 黄叙涵. 减税对经济增长的提振效应及其作用机制——基于增值税转型的研究[J]. *中国工业经济*, 2023(11): 5-23.
- [27] 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.
- [28] LEVINSOHN J, PETRIN A. Estimating production functions using inputs to control for unobservables[J]. *The review of economic studies*, 2003, 70(2): 317-341.

Digital Government Development and the Promotion of Corporate Investment: An Evaluation of Governance Effectiveness Based on the National Pilot Program for Information Benefiting the People

YIN Zhentao^{1, 2}, YANG Jiaming²

(1. National Academy of Economic Strategy, Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 100006, China;
2. Faculty of Applied Economics, University of Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 102488, China)

Summary: Using Chinese A-share listed firms on the Shanghai and Shenzhen stock exchanges from 2010 to 2022 as the research sample, this paper conducts an empirical analysis by combining data from the China Stock Market & Accounting Research database, the *China City Statistical Yearbook*, and manually collected information on the list and implementation timing of the Information Benefiting the People Pilot cities. Corporate investment is taken as the dependent variable, while the policy shock generated by the pilot program serves as the core explanatory variable. Controlling for firm-level and city-level characteristics, the estimations further include firm fixed effects and year fixed effects. In addition, this paper conducts a series of robustness and causal identification tests, including parallel trend tests, alternative dependent variables, shortened sample periods, propensity score matching combined with DID, placebo tests, and instrumental variable estimation.

Compared with the existing literature, this paper makes three marginal contributions. First, while prior studies mainly examine the effects of digital government on administrative efficiency, public service provision, and business environment optimization, this paper further extends the analysis to the micro-level behavior of corporate investment, thereby broadening the research perspective on the economic effects of digital government. Second, by exploiting the Information Benefiting the People pilot policy as a quasi-natural experiment and applying the DID approach, this paper provides more credible causal evidence on the impact of digital government development on corporate investment. Third, beyond testing the investment-enhancing effect of digital government, this paper further investigates the underlying mechanisms from the perspectives of information frictions, credit availability, and policy uncertainty, and examines heterogeneity across industries, firms, and regions, thereby enriching the empirical evidence on how digital government affects microeconomic behavior.

The findings show that digital government development not only generates administrative benefits by improving governance efficiency but also produces economic effects by enhancing the information environment, financing conditions, and institutional expectations, thereby promoting corporate investment. These findings imply that efforts should be made to further advance high-quality digital government development, deepen government data sharing, process coordination, and service optimization, improve policy transparency and implementation stability, and strengthen firms' access to credit as well as the stability of investment expectations, so as to better leverage the supporting role of digital governance in the development of the real economy.

Key words: digital government; corporate investment; information frictions; credit availability; policy uncertainty

(责任编辑: 邓 菁)