

# 跨部门的政策红利：政府数据治理如何塑造 企业市场竞争优势

——来自地方大数据管理局设立的实践证据

杨 艳, 鲁世宇, 林 凌

(四川大学 经济学院, 四川 成都 610065)

**摘 要：**政府数据治理是释放数据价值的前提,也为数字时代企业重塑市场竞争力带来机遇。地方大数据管理局的设立为探究数据治理是否存在跨部门政策红利提供现实依据。本文基于异质性企业贸易模型构建数据治理影响企业加成率的理论框架,并利用2007—2022年城市级面板数据,结合多期DID方法实证检验了影响效果与作用机制。研究发现,数据治理能有效提升企业市场竞争力。其中,企业技术转型升级、要素空间集聚与制度性成本降低是政策红利跨部门转移的重要途径。但转移效果受政府治理意愿、治理力度与治理能力制约,并在企业、行业、地区层面呈现出不均衡性。为此,应在更大范围推进改革来深化治理实践,重视治理效果差异从而分类施策,厘清职责边界并强化治理协同,进而以数据为企业发展赋能、提质、增效,助力企业做优做大做强,为更好地“走出去”提供有力支撑。

**关键词：**数据治理;政策红利;企业市场竞争力

**中图分类号：**F270 **文献标识码：**A **文章编号：**1001-4950(2025)12-0024-17

## 一、引 言

大数据与政府治理的深度融合是数智时代社会治理的重大创新,也是推进国家治理体系和治理能力现代化的有力工具。党的十八大以来,党和国家高度重视数据要素价值,强调依靠大数据赋能政府管理,提高治理水平。然而,激活数据要素潜能需要以高质量的政府数据治理为支撑。所谓政府数据治理,是指政府对社会公共事务所产生的数据资源实施有效管理(黄璜, 2017)。在治理过程中,数据从零散变为统一,从混乱走向有序,最终转化为可用资源为社会治

收稿日期: 2025-04-01

基金项目: 国家社会科学基金项目“市场+政府+社群”协同治理框架下数据要素高质量供给的系统规制研究(22BJL033)

作者简介: 杨 艳(1971—),女,四川大学经济学院教授,博士生导师;

鲁世宇(2000—),男,四川大学经济学院研究生;

林 凌(1998—),女,四川大学经济学院博士研究生(通信作者, [1117381594383@163.com](mailto:1117381594383@163.com))。

理服务。近年来,社会治理环境深刻变化催生数据治理新需求。一方面,经济活动数字化使企业生产决策愈加依赖信息透明的政策环境。而行政审批、项目备案等政务流程的线上化,也成为企业减负的诉求关切。另一方面,作为战略资源与新型生产要素,数据能够优化企业资源配置、提高生产效率并改进内部治理,已成为企业竞争优势的重要来源(陈德球和胡晴,2022;王超贤等,2022)。因此,如何释放数据价值以提升治理效益,推动治理手段适应社会发展需求,既是当前加强政府治理的焦点,也是赋能社会经济主体的关键。

然而,现实中数据采集缺乏责任主体、数字基础设施建设迟缓滞后、数据开放标准规范不统一、数字化专业人才不足等诸多难题,严重制约了数据治理纵深发展。为推进数据资源化,国务院发布《促进大数据发展行动纲要》《国家信息化发展战略纲要》,提出“加快政府数据开放共享”与“提升治理能力”。在此背景下,地方政府纷纷推动机构改革,成立大数据管理局<sup>①</sup>。作为数据治理的专职机构,大数据管理局旨在开发整合数据资源、统筹推进数字基建,并为打造“数字政府”“智慧政务”服务。这对切实打破“数据孤岛”,化解治理困境,全方位提升政府治理能力意义重大。不仅如此,大数据管理局的设立还拓宽了数据治理边界,形成以数字平台为支撑、多主体协同的社会治理新模式。这既为治理红利跨部门、跨层级扩散提供制度基础,也为赋能市场主体创造现实机遇。

既有研究对数据治理进行大量有益探讨。理论层面,学者们围绕数字治理理论(段永彪和董新宇,2023)、内涵与发展逻辑(樊博和王妍,2021)、数字治理生态(孟天广,2022)等概念作出细致界定;实践层面,一些研究证实数据治理对旅游服务的高质量供给(陈曦等,2023)、激发城市创业活力(何雨可等,2024)、促进数字内容出口(周念利等,2025)与降低银行风险(赵静和刘姝江,2025)有积极作用。还有学者从企业投资效率(申志轩等,2025)、研发与创新(孟元和杨蓉,2024)角度解读数据治理的跨部门激励效应。但以企业竞争力为切入点探讨数据治理的影响稍显不足,对政府数据治理能否、如何向企业竞争优势转化缺乏全面认识。在数据日益成为重要资源的当下,系统考察二者关系有助于丰富跨部门政策效应研究,并为数字时代增强企业竞争力提供新思路。

与之相应,如何提升企业竞争力也一直备受关注。在传统市场竞争中,企业为提升竞争优势往往采取低价策略,导致中国企业长期受困于“低加成率”<sup>②</sup>陷阱(祝树金和张鹏辉,2015)。早期研究认为,出口退税与补贴政策是加剧企业恶性竞争、降低商品定价的重要因素(盛丹和王永进,2012)。随着研究的深入,许多学者从降低劳动力成本(诸竹君等,2017)、增强自主创新能力(刘啟仁和黄建忠,2016)等方面提出增强企业竞争力的路径。但随着数字时代的到来,传统市场竞争格局加速重构。企业协作的空间距离持续消减、行业壁垒的不断弱化使竞争日趋激烈(杨震宁等,2021)。如何为企业切实减负、提升核心竞争力已成为推动企业高质量发展的关键议题。那么,政府数据治理是否存在跨部门红利?又将通过哪些途径向企业部门转移?在转移过程中,政策红利受何种因素制约?对这些问题的回答有利于深入探究数据治理与企业市场竞争力的内在关联,为全面把握数字时代政府治理的经济影响、充分发挥数据要素对企业的赋能、提质、增效作用提供理论支撑。

鉴于此,本文以异质性企业贸易模型为理论基础,以“大数据管理局”设立为政策冲击,采用多时点DID模型与2007—2022年上市公司数据,从理论与实证两方面探究政府数据治理对企业市场竞争优势的影响效果、作用机制与制约因素,本文可能有三个方面的贡献。(1)为评估数据治理政策的跨部门转移效果提供微观证据。不同于已有研究对数据要素价值贡献的关注,

<sup>①</sup>此处的“大数据管理局”指中国各省(市、区)负责拟定政务数据资源与发展规划、数据分析与管理及维护数据安全等数据治理工作的单位。这些机构或属于省政府主管部门,或隶属于职能部委,是承担数据治理任务的专职机构(孟庆国等,2020)。

<sup>②</sup>企业加成率是企业定价与边际成本的比值,反映企业发展质量与能力(戴翔等,2023)。常被学者作为衡量企业市场竞争力的重要指标。

本文揭示了数据治理与微观企业竞争力的关联,并进行系统性检验。(2)将数据治理纳入企业加成率的理论框架,重点分析大数据时代企业竞争优势新变化,丰富相关领域研究成果。(3)考虑了地方政府在机构改革执行环节的差异,并探讨其对政策效果传递的潜在作用。这既为新时期深化政府治理改革、提高政府治理效能提供参考,也为微观企业提升发展质量、增强动态竞争能力提供理论支撑。

二、政策背景与理论分析

(一)政策背景

地方的数据治理经历了从分散管理到集中治理的演变。早期的网信办、办公厅等承担信息化建设的部门或领导小组,是数据治理机构的雏形。随着互联网的迅猛发展,数据资源开始爆发式增长,旧有管理模式出现政出多门、责任推诿的现象(张克,2019)。而部门职责交叉、重复管理,使得治理效率十分低下。为此,一些地方政府尝试整合职能并组建专业机构,成为集中治理的开端(见图1)。例如,2014年2月,广东省率先成立省级大数据管理局(黄璜和孙学智,2018)。次年,沈阳、广州等5座城市也相继设立市级数据治理机构。部门的专业化发展有利于提升政府治理能力,但这一时期的改革缺乏全国性的整体规划,标准制定、数据流通规则也不统一,广泛存在的“数据孤岛”导致治理效果有限。于是,国家自2018年起开展第八次机构改革,推动形成改革合力。《深化党和国家机构改革方案》突出强调“职责归类”与“统筹协同”,为优化政府职能提供顶层设计。实践中,许多地方政府整合职能、调整部门组建独立机构,专司大数据管理;也有地区在原部门中挂牌,增设数据治理职能。这些经改革后新组建的大数据管理局具备统筹协调权力,既强化了政府对数据的整理配置,又便于跨部门、跨地区的数据共享(孟元和杨蓉,2024),充分释放治理红利。例如,浙江省大数据发展管理局凭借“一张网”高效合并智能咨询、电子申请、材料提交、部门共享等多项办事流程,让“数据跑路”取代“企业跑腿”;广东省政务服务管理局在完善数字政府治理中提到,要加强对区县主导产业、工业与农业园区的经济数据汇聚,以精准研判与科学施策促进区县经济高质量发展。可见,传统管理向数据驱动的现代治理转型,既为精准治理提供制度支撑,也为建设服务型政府、便企利企开辟新路径。

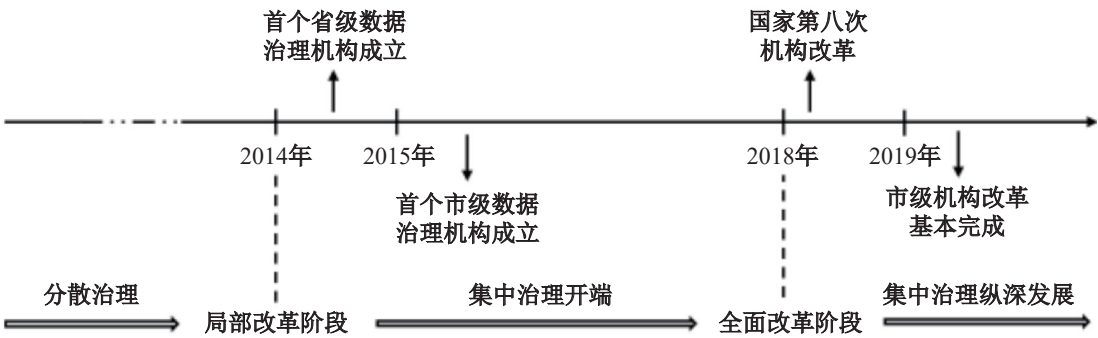


图1 地方数据治理的发展历程

(二)理论模型

为阐明政府数据治理对企业竞争力的影响,本文在Melitz和Ottaviano(2008)的异质性企业贸易模型基础上引入数据治理,构建理论分析框架。

1.消费者部门

假设经济中存在 $M$ 个城市,城市 $i$ 有 $L_i$ 个人口。消费者在唯一的国内市场中购买同质与异

质两类商品,其效用函数如下。

$$U = q^0 + \alpha \int_{k \in \Omega} q^k dk - \frac{1}{2} \gamma \int_{k \in \Omega} (q^k)^2 dk - \frac{1}{2} \eta \left( \int_{k \in \Omega} q^k dk \right)^2 \quad (1)$$

其中,  $q^0$  表示同质商品购买量,  $q^k$  为第  $k$  种异质商品购买量,  $k \in \Omega$  是分布在  $\Omega$  上的连续统;  $\alpha$ 、 $\eta$  分别为异质商品和同质商品的替代弹性,  $\gamma$  为异质商品之间的替代弹性,  $\alpha$ 、 $\eta$ 、 $\gamma$  均大于 0。求解式(1)效用最大化,可得异质商品  $k$  的反需求函数。

$$p^k = \alpha - \gamma q^k - \eta Q^k = \alpha - \gamma q^k - \eta \int_{k \in \Omega} q^k dk \quad (2)$$

其中,  $p^k$  为异质商品  $k$  的价格,  $Q^k$  为异质商品购买量的总和。 $\Omega$  为均衡时消费者购买的商品种类集合,共有  $n$  类商品。则异质商品的平均价格  $P = \frac{1}{n} \int_{k \in \Omega} p^k dk$ , 对式(2)积分加总,再代入平均价格  $P$  可求出异质商品购买总量。

$$Q^k = \frac{n(\alpha - P)}{\gamma + n\eta} \quad (3)$$

将式(3)代回式(2)得到消费者对异质商品  $k$  的需求函数。

$$q^k = \frac{1}{\gamma + n\eta} \left( \alpha + \frac{n\eta P}{\gamma} \right) - \frac{p^k}{\gamma} \quad (4)$$

## 2. 企业部门

假定企业自主选择生产同质商品与异质商品。同质商品生产面临完全竞争市场,生产规模报酬不变,投入 1 单位劳动获得 1 单位产出,劳动价格计为 1 (高子茗和吕洋, 2023)。异质商品生产面临垄断竞争市场,进入该市场需支付固定成本  $s$ 。企业的初始边际成本为  $c_i$ , 累积分布函数为  $G(c) = (c/c_m)^\sigma$ <sup>①</sup>。当仅有劳动力一种要素且工资标准化时,企业的边际成本为生产率  $\phi_i$  的倒数 (Melitz 和 Ottaviano, 2008)。

考虑数据治理对企业边际成本的影响:一是技术转型成本。政府数据治理  $R$  从政策倾斜、大数据专家咨询等方面为企业技术升级提供支持,故  $\phi_i = \phi_i(R)$ ,  $\partial \phi_i / \partial R > 0$ ;二是企业学习成本。数据治理改善地区大数据产业发展环境,吸引企业集聚。当城市内创新企业  $I_i$  与数字人才  $T_i$  越多,因合作、交流产生的知识溢出效应就越大。参照诸竹君等 (2019) 将企业边际成本变为  $N^{-\omega(T_i, I_i)} c_i$ 。 $\omega$  表示城市内创新企业、数字人才对转型企业的正外部性<sup>②</sup>。 $N$  为正数,说明正外部性随数量增加而提升。 $T_i$ 、 $I_i$  均为数据治理的函数,满足  $\partial T_i / \partial R > 0$ ,  $\partial I_i / \partial R > 0$ ;三是信息搜寻成本。数据治理有效提升政务、政策信息透明度,便于企业及时感知政策导向,减轻信息不对称  $g_i$ 。故借鉴蒋为等 (2023) 的思路,将最终边际成本  $mc_i$  设为  $N^{-\omega(T_i, I_i)} c_i (1 + e^g)$ ,  $\partial g_i / \partial R < 0$ 。

垄断竞争市场中,企业按市场中消费者对商品的总需求确定产量。若市场需求为 0,则停止生产。因此,企业面临的异质商品总需求  $q_i$  如下。

$$q_i = q^k L_i = \begin{cases} \frac{L_i}{\gamma + n\eta} \left( \alpha + \frac{n\eta P_i}{\gamma} \right) - \frac{L_i}{\gamma} p_i^k = \frac{L_i}{\gamma} [p^{threshold} - p_i], & p^k \leq p^{threshold} \\ 0, & p^k > p^{threshold} \end{cases} \quad (5)$$

其中,  $p^{threshold} = P + \gamma(\alpha - P)/(\gamma + n\eta)$ <sup>③</sup>,是企业生产的价格门槛。于是,企业的利润函数  $\pi_i$  如下。

$$\pi_i = [p_i - N^{-\omega(T_i, I_i)} \frac{1}{\phi_i} (1 + e^g)] q_i \quad (6)$$

将式(5)代入式(6)中求解利润最大化,得到均衡产量  $q_i^*$  与均衡价格  $p_i^*$ 。

①企业的边际成本服从上界为  $c_m$ , 参数为  $\sigma$  的帕累托分布。

② $\omega \in (0, 1)$ ,  $\omega = \omega(T_i, I_i)$  满足稻田条件。

③为更简洁表达理论公式,此处省去下标  $i$ 。



$$q_i^* = \frac{L_i}{2\gamma} [p^{threshold} - N^{-\omega(T_i, I_i)} \frac{1}{\phi_i} (1 + e^g)] \quad (7)$$

$$p_i^* = \frac{1}{2} [p^{threshold} + N^{-\omega(T_i, I_i)} \frac{1}{\phi_i} (1 + e^g)] \quad (8)$$

### 3. 市场均衡

令企业利润方程式(6)为0,得到企业进入市场的成本边界值 $c_d = \frac{N^\omega p^{threshold}}{(1 + e^g)}$ 。当市场处于均衡状态,厂商期望利润为零,此时企业不再从市场中进入退出,如式(9)所示。

$$E(\pi_i) = \int_0^{c_d} \pi_i(c) dG(c) - s = \frac{L}{4\gamma} \int_0^{c_d} [p^{threshold} - N^{-\omega} c (1 + e^g)]^2 dG(c) - s = 0 \quad (9)$$

求解式(9),得到价格门槛。

$$p^{threshold} = \left[ \frac{2\gamma s (c_m)^\sigma (\sigma + 1)(\sigma + 2)(1 + e^g)^\sigma}{(N^\omega)^\sigma L} \right]^{\frac{1}{\sigma + 2}} \quad (10)$$

式(10)表明信息不对称、创新企业与数字人才的外部性都会影响企业进入市场的价格门槛。根据边际成本的分布可知生存企业的初始平均边际成本 $C = \frac{\int_0^{c_d} c_d G(c)}{G(c_d)} = \frac{\sigma}{\sigma + 1} c_d$ 。而由式(8)可知, $P = \frac{p^{threshold}}{2} + \frac{(1 + e^g)p^{threshold}}{2N^\omega} C$ 。再结合企业进入市场的成本边界值 $c_d$ 可求出 $P = \frac{p^{threshold}}{2} \left( \frac{2\sigma + 1}{\sigma + 1} \right)$ 。将其代入企业生产的价格门槛公式化简为式(11)。

$$p^{threshold} = \frac{2\alpha\gamma(\sigma + 1)}{n\eta + 2\gamma(\sigma + 1)} \quad (11)$$

综合以上分析,求出企业加成率 $\mu_i$ 关于企业技术水平 $\phi_i$ 、城市创新企业 $T_i$ 与数字人才 $I_i$ ,以及信息不对称程度 $g_i$ 的函数。

$$\mu_i = \frac{p_i^*}{mc_i} = \frac{\alpha\gamma(\sigma + 1)N^{\omega(T_i, I_i)}\phi_i}{[n\eta + 2\gamma(\sigma + 1)](1 + e^{g_i})} + \frac{1}{2} \quad (12)$$

### 4. 研究假设

由式(12)可知,任何导致企业定价与边际成本的因素,都将影响企业加成率。进一步对式(12)求导,并分解为三个方面。

$$\frac{\partial \mu_i}{\partial R} = \underbrace{\frac{\partial \mu_i}{\partial \phi_i} \frac{\partial \phi_i}{\partial R}}_{\text{技术效应}} + \underbrace{\frac{\partial \mu_i}{\partial N^\omega} \frac{\partial N^\omega}{\partial T_i} \frac{\partial T_i}{\partial R} + \frac{\partial \mu_i}{\partial N^\omega} \frac{\partial N^\omega}{\partial I_i} \frac{\partial I_i}{\partial R}}_{\text{集聚效应}} + \underbrace{\frac{\partial \mu_i}{\partial g_i} \frac{\partial g_i}{\partial R}}_{\text{信息效应}} \quad (13)$$

(1)技术效应。由 $\frac{\partial \mu_i}{\partial \phi_i} = \frac{\alpha\gamma(\sigma + 1)N^{\omega(T_i, I_i)}}{[n\eta + 2\gamma(\sigma + 1)](1 + e^{g_i})} > 0$ ,且 $\frac{\partial \phi_i}{\partial R} > 0$ 可知,数据治理通过“技术进步效应”提升企业竞争力:一是降低技术转型成本。为贯彻大数据发展战略,各地大数据管理局统筹资金补贴、强化政策倾斜,鼓励企业智改数转。例如,一些地区大数据管理局针对大数据重点项目发放贷款,减轻企业数字化成本负担。同时完善金融保障,引导金融机构为企业数字化提供贷款优惠(陶锋等,2025)。二是激励企业研发创新。大数据管理局落实省大数据专家咨询机制,加强对潜力企业追踪帮扶,并积极畅通成果转化渠道,切实增强企业研发信心与创新投入。当数据要素与传统生产要素融合,既能优化劳动、资本要素配置效率,又能发挥乘数效应赋能传统生产要素。而采用先进技术则能提高生产效率。例如,自动化、智能化生产降低损耗,工艺改进则提高产品质量,从而帮助企业节约成本、获取产品定价优势。故提出假说H1:大数据管理局的设立促进企业技术转型和研发投入,提升企业加成率。

(2)集聚效应。由  $\frac{\partial \mu_i}{\partial T_i} = \frac{\alpha \gamma (\sigma + 1) \phi_i \omega N^{\omega-1}}{[n\eta + 2\gamma(\sigma + 1)](1 + e^{g_i})} \frac{\partial \omega}{\partial T_i} > 0$ , 且  $\frac{\partial T_i}{\partial R} > 0$ <sup>①</sup>可知,数据治理通过吸引企业与人力资本集聚,形成“知识溢出效应”。一是改善数据产业发展环境。各地大数据管理局有序提升算力供给,升级产业园区网络,支持数字经济创新中心建设,打造数字产业集群。良好的数字发展环境对创新企业、数字人才形成环境拉力。同时,大数据产业的蓬勃发展也将改变企业劳动力需求,带动技术型人力资本集聚。二是加快知识传播扩散。空间集聚便于共享设施外部性,并凭借地理邻近营造协同创新环境,促进企业间知识溢出。这便于弱势企业与优势企业建立合作,吸收新技术与管理经验,提升企业实力。不仅如此,当知识以数据形态存在时,借助数据流动传递共享,能显著降低学习成本;还能增强技术人员交流合作的实时性、协同性,提高创新效率。最终有助于缩短技术更迭周期、优化产品质量,巩固定价优势。故提出假说H2:大数据管理局的设立促进企业与人才集聚并形成知识溢出,提升企业加成率。

(3)信息效应。由  $\frac{\partial \mu_i}{\partial g_i} = \frac{\alpha \gamma (\sigma + 1) N^{\omega(T_i, I_i)} \phi_i}{[n\eta + 2\gamma(\sigma + 1)]} \frac{g_i e^{g_i}}{(1 + e^{g_i})^2} < 0$ , 且  $\frac{\partial g_i}{\partial R} < 0$ 可知,数据治理能减轻信息不对称,降低企业制度性成本。现实中,生产环节企业依靠政府审批许可,经营环节面临市场准入与合规监管,管理环节需缴纳税费与追踪政策。这些与政府互动的支出挤占了企业生产性投资,构成制度性成本。而大数据与政务服务深度融合,有效减轻各类成本负担。一是大数据管理局推进“互联网+政务”改革,实现企业“多报合一”“异地通办”,减轻企业制度性支出。二是大数据管理局打造“数字政府”,加强政府信息公开共享,畅通政企沟通渠道,降低企业获悉政策的信息搜寻成本。三是大数据管理局统筹数据资源建设与管理,使企业以低成本申请获取高质量数据,降低企业数据资源利用成本(方锦程等,2023)。此外,数据治理还促进跨部门数据流通,便于大数据政用、民用与商用。企业运用大数据既能优化内部治理、降低代理成本,也能加强市场研究与宏观分析,提升生产决策与定价能力,从而增强市场竞争优势。故提出假说H3:大数据管理局的设立减轻政企信息不对称与制度性成本,提升企业加成率。

综上所述,  $\partial \mu_i / \partial R > 0$ , 即数据治理促进企业加成率提升。

### 三、研究设计

#### (一)基准模型

鉴于各地大数据管理局成立年份不尽相同,本文构建多期DID模型检验数据治理对企业市场竞争力的作用:

$$markup_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 DG_{jt} + \gamma_k X_{it} + \mu_i + \sigma_t + \delta_j + \varepsilon_{it} \quad (14)$$

其中,  $markup_{it}$  为  $i$  企业在  $t$  年的加成率;  $DG_{jt}$  为双重差分变量,若企业所属城市  $j$  在  $t$  年已设立大数据管理局则取1,否则取0;  $X_{it}$  为控制变量集合。 $\mu_i$ 、 $\sigma_t$ 、 $\varepsilon_{it}$  分别表示企业固定效应、年份固定效应与随机干扰项。大数据管理局设立城市的特征差异明显,故加入城市固定效应  $\delta_j$  控制不随时间变化的城市特征。<sup>②</sup>标准误在企业层级聚类捕捉企业内部误差的相关性。若系数  $\alpha_1$  显著为正,说明设立大数据管理局有利于提高企业加成率。

#### (二)变量设定

##### 1.被解释变量( $markup$ )

以企业加成率衡量企业市场竞争实力。参照De Loecker和Warzynski(2012)的研究,将企业加成率定义为可变要素的产出弹性与可变要素成本占产出总额的比值。

$$markup_{it} = \frac{\theta_{it}^x}{\phi_{it}^x} \quad (15)$$

<sup>①</sup>数字人才作用机制同理,这里以创新企业集聚为例。

<sup>②</sup>本文的样本企业存在跨城市变更情况,因此仅控制企业固定效应不能完全吸收城市特征。

其中,  $markup_{it}$  为企业  $i$  在  $t$  时期的加成率,  $\phi_{it}^x$  为企业  $i$  在  $t$  时期的劳动(或中间品)投入要素支出占企业总产出的比重。 $\theta_{it}^x$  为该要素的产出弹性。DLW法将LP法与生产率代理变量法结合,构建超越对数生产函数来估计要素产出弹性 $\theta_{it}^x$ 。同时,参照李思慧和徐保昌(2018)对DLW方法的改进估计 $\phi_{it}^x$ 。结合二者计算企业加成率。

## 2. 核心解释变量( $did$ )

以企业所在城市是否成立大数据管理局来代理数据治理  $DG_{jt}$ 。成立年份参考大数据管理局的挂牌时间,这是因为:(1)挂牌通常代表机构正式获得上级批准与行政授权,具备独立行政主体资格,并能依法使用公章与签署文件;(2)挂牌仪式是对外宣告成立的标志事件,企业可通过官方公告与新闻了解机构设立与职能,便于业务对接。详细的成立日期为作者手工整理。截至2022年底,73.6%的城市将分散职能整合并组建新机构,这是大数据管理局成立的主要途径(地级市大数据管理局设立情况见表1)。也有城市直接在原有部门挂牌,其中,在政府办公室挂牌的机构占比为7.2%。

表1 地级市大数据管理局设立情况

年份	经职能整合后新成立的机构			在其他部门挂牌的机构			合计
	大数据管理局等	数据资源局等	大数据中心等	经信局等	政府办公室	其他部门	
2015	5	—	—	—	—	—	5
2016	1	—	—	1	—	—	2
2017	4	2	1	4	—	—	11
2018	11	1	2	4	3	1	22
2019	83	30	11	22	15	7	168
2020	—	—	9	1	—	1	11
2021	5	—	10	5	—	1	21
2022	4	1	4	1	—	—	10
合计	113	34	37	38	18	10	250

注:大数据管理局是各地承担政务数据、公共数据、社会数据汇聚整合、共享开放与应用的官方机构统称,详细机构名称范围留存备案。

## 3. 控制变量

控制以下影响企业加成率因素:企业规模( $size$ ),以企业年末总资产表示;企业年龄( $age$ ),为企业成立年限加1取对数;资本集中度( $caplabor$ ),为固定资产总额与企业员工人数的比值;企业所有制( $type$ ),国营与国有控股企业取值1,否则为0;企业用工成本( $wage$ ),以人均工资表示;企业生产率水平( $tfp$ ),利用LP法测算;资产负债率( $lev$ ),为总负债与总资产之比;总资产收益率( $rota$ ),以息税前利润与资产总额的比值表示;经营现金流( $cash$ ),以经营活动产生的现金流量净额与总资产的比值衡量。

### (三) 数据处理与描述性统计

鉴于企业数据信息披露质量,设定样本区间为2007—2022年,涵盖中国除港澳台外的31个省(市、区)。已有研究多采用中国工业企业数据库计算企业加成率,但该数据缺失较多且年限相对较早,故采用A股上市公司数据。所有数据从以下来源获取:企业数据源于国泰安数据库;地区数据来自历年《中国城市统计年鉴》;政策数据收集自各地方政府、大数据管理局等官方网站,以及政策文件与改革方案。处理过程包括:(1)删除核心指标(如总资产、营业收入等)缺失、企业年龄为负等异常样本;(2)剔除ST、PT、资不抵债的企业样本;(3)剔除金融、房地产行业的企业;(4)剔除各地政策实施当年及以后上市的企业;(5)对连续变量进行1%的缩尾。最终获得33 210个企业—城市—年份结构的有效样本,如表2所列。样本中共有250座城市成立数据治理机构,为近36.2%的企业提供数据支持与服务。

表2 主要变量描述性统计

变量名称	符号	单位	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
企业加成率	<i>lnmarkup</i>	—	33 210	1.5117	0.1229	1.3928	2.1118
大数据管理局设立	<i>did</i>	是=1, 否=0	33 210	0.3622	0.4807	0	1
企业规模	<i>size</i>	元	33 210	22.1103	1.2806	19.5861	26.0469
企业年龄	<i>age</i>	年	33 210	2.0148	0.9317	0	3.4965
资本集中度	<i>caplabor</i>	元/人	33 210	12.7136	1.0602	7.759	19.1013
企业类型	<i>type</i>	—	33 210	0.4294	0.495	0	1
用工成本	<i>wage</i>	元/人	33 210	11.6402	0.6161	8.2109	16.3632
生产率水平	<i>tfp</i>	—	33 210	6.5638	0.3942	5.1933	9.5293
资产负债率	<i>lev</i>	—	33 210	0.4244	0.2072	0.0539	0.9658
总资产收益率	<i>rota</i>	—	33 210	0.0616	0.0523	-0.0768	0.2432
经营现金流	<i>cash</i>	—	33 210	0.0515	0.0845	-1.2317	2.2216

注:对企业规模、资本集中度、用工成本、生产率水平变量做对数处理以减轻极端值影响,变量单位均为对数处理前原始变量的单位。

#### 四、实证结果

##### (一)基准回归

表3为基准估计结果,第(1)列仅控制企业固定效应,第(2)列进一步加入年份固定效应。在控制不随时间变化的企业特征、所有企业的年度共同冲击后,回归系数显著为正,初步表明地方设立大数据管理局能提高企业加成率。考虑到样本期间内企业所属地变更的影响,本文在第(3)列加入地级市固定效应,估计系数变化不大。就经济意义而言,与非试点城市相比,推进数据治理的城市的企业竞争实力平均提升0.59%。表明政府数据治理不仅有助于数据资源高效整合,还能通过数据共享促进治理红利向企业扩散,从而便于企业灵活运用数据于生产管理,培育市场竞争优势。

表3 基准回归:设立大数据管理局对企业加成率的影响

变量	企业加成率		
	(1)	(2)	(3)
<i>did</i>	0.0036** (0.0015)	0.0060*** (0.0023)	0.0059*** (0.0022)
控制变量	是	是	是
企业固定效应	是	是	是
年份固定效应	否	是	是
城市固定效应	否	否	是
观测值	32 848	32 848	32 846
调整R <sup>2</sup>	0.7958	0.7978	0.8003

注: \*、\*\*和\*\*\*分别表示在10%、5%和1%的水平下显著,括号内为聚类标准误。

##### (二)稳健性检验

###### 1.事前趋势检验

采用事件研究法构建更灵活的估计模型,观察设立大数据管理局的动态政策效应:

$$markup_{it} = \beta_0 + \beta_n \sum_{j=-7}^7 D_{jt}^n + \gamma_k X_{it} + \mu_i + \sigma_t + \delta_j + \varepsilon_{it} \quad (16)$$

与式(14)不同的是, $D_{jt}^n$ 为时间虚拟变量,为各地设立大数据管理局第 $n$ 年的观测值,样本期内未设立大数据管理局取值为0。为避免窗口期过长混淆其他政策影响,本文归并了政策实施前后7年的数据,以-1为基期。如图2所示, $\beta_n$ 在大数据管理局成立之前围绕0值上下浮动且不显著,满足共同趋势假定。对事前各期系数联合性检验的P值为0.6171,同样拒绝处理组与控制组的事前差异。在各地大数据管理局成立后,回归系数显著为正且随时间变动平稳递增,说明数据治理对企业竞争力存在稳健而持续的促进作用。

###### 2.政策外生性

各地大数据管理局的设立是否外生是因果识别的关键。在中国特色央地治理关系下,机构



改革需经历诸多流程。例如,提及“组建市大数据发展管理局”的《湖州市机构改革方案》便依次历经省委、省政府批准同意、动员大会、部门组建、人员转隶与“三定”规定等环节。因此,大数据管理局成立与否、何时成立取决于中央与地方政府决策。辖区企业是被动接受者,这在事实层面降低了反向因果的可能性。但本文仍通过多种途径缓解这一担忧。

(1)探讨政策分配规则。一些直接影响大数据管理局设立决策的因素,可能使因果效应受地区特征驱动而非政策实施影响。①经济发展。经济发展水平越高,市场竞争越激烈。企业对数据作为关键要素优化资源配置的使用需求可能更加迫切。②产业结构。第三产业以知识、信息和服务为核心,从市场需求挖掘到生产交易实现高度依赖数据流动与分析。故其占比越高,对成立专业治理机构的需求更大。③人口规模。大规模的人口数量增加地区人口管理难度,亟须借助数据提高公共服务效率,其数据治理需求更为强烈。④数字基建。完善的设施降低了数据治理成本、治理难度,便于资源高效整合。因此,这些地区在落实数据治理中更具积极性。⑤互联网企业。互联网企业发展会衍生数据管理、驱动决策的需求,并为地区数据治理提供人才与技术支持,降低大数据管理局的运作成本。故此这类企业越多,设立大数据管理局的意愿越强。对上述因素,本文参考Aneja和Xu(2024)加入特征基础水平(即大数据管理局设立之前年份的均值)与年份固定效应交互项,来控制分配规则对基准结果的影响。关于经济、产业、人口、财政、数字基建与互联网企业等分配规则的讨论的确捕捉到特征差异对因果效应的影响(见表4)。但与基准回归相比,核心变量估计系数的符号与显著性变化并不明显。当城市设立大数据管理局时,辖区企业竞争实力的平均提升幅度稳定在0.4%至0.68%之间。

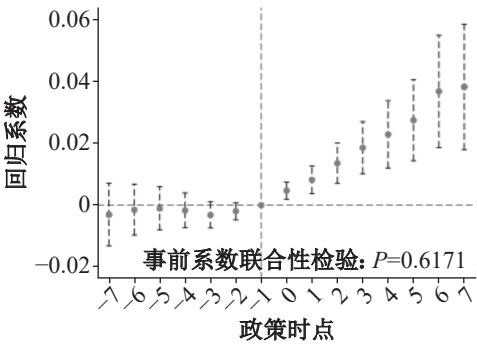


图2 事件研究法检验图(90%置信区间)

表4 政策外生性:分配规则与倾向得分匹配

	经济 (1)	产业 (2)	人口 (3)	数字 (4)	互联网 (5)	全部控制 (6)	截面匹配 (7)	逐期匹配 (8)
<i>did</i>	0.0055** (0.0023)	0.0053** (0.0023)	0.0052** (0.0023)	0.0040* (0.0022)	0.0068*** (0.0024)	0.0055** (0.0025)	0.0058*** (0.0022)	0.0053** (0.0023)
分配规则	是	是	是	是	是	是	否	否
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	32 716	32 637	32 726	32 346	32 846	32 346	32 771	30 879
调整R <sup>2</sup>	0.8235	0.8240	0.8238	0.8240	0.8244	0.8247	0.7989	0.7962

注:固定效应分为企业固定效应、年份固定效应与城市固定效应。其他同表3。

(2)倾向得分匹配法。为增强控制组与处理组的可比性,本文通过匹配法寻找与处理组相似的控制组。分别采取混合匹配、逐期匹配两种思路,以控制变量为协变量,采用卡尺为0.05的1:2近邻匹配法。如表4第(7)列和第(8)列所示,基于相似得分的控制组回归系数均显著为正,与基准回归保持一致。

(3)反事实检验。采用安慰剂随机生成虚假的政策变量,分配处理组与控制组,并重复1000次回归。结果显示,真实估计系数0.0059(竖直虚线)远离样本随机估计系数的分布范围,P值大

多数分布在10%以上(见图3),表明政策效果并非由不可观测因素驱动。

### 3.其他稳健性检验

(1)排除竞争假说。第一,考虑省级大数据管理局的设立。这是由于:①省市两级大数据管理局可能在成立时间上相近,难以区分不同层级政策冲击的独立效应;②市级大数据管理局的设立并非完全自主决策,可能受省级统筹安排与建设带动;③省级大数据管理局也可能对辖区内的企业竞争力产生外溢效应。为此,本文构建省级大数据管理局的政策虚拟变量并加以控制。表5第(1)列的估计系数有所上升,说明企业竞争力的提升主要源于市级大数据管理局。省级机构往往是政策规划制定者,市级机构更直接参与政策执行,是便企利企的主要对象。第二,排除相似政策实施的影响,包括三网融合试点、信息惠民国家试点、“宽带中国”政策试点、人工智能创新发展试验区。以上政策均与建设数字政府,推进信息化、数据化进程密切相关,可能干扰结果。表5第(2)列至第(5)列为排除单个政策影响,第(6)列同时控制多项政策,所得估计结果仍显著为正,基准结果稳健。

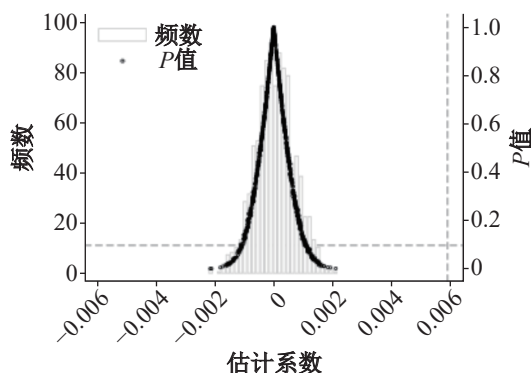


图3 安慰剂检验图

表5 稳健性:排除干扰政策

	省级机构 (1)	信息惠民 (2)	宽带中国 (3)	人工智能 (4)	三网融合 (5)	全部控制 (6)
<i>did</i>	0.0062*** (0.0023)	0.0058*** (0.0022)	0.0058*** (0.0022)	0.0059*** (0.0022)	0.0057** (0.0022)	0.0057** (0.0022)
同期政策	是	是	是	是	是	是
控制变量	是	是	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	32 848	32 846	32 846	32 846	32 846	32 846
调整R <sup>2</sup>	0.7978	0.8003	0.8003	0.8003	0.8003	0.8003

注:加入省级机构变量后,本文第一列取消控制城市固定效应。其他同表3。

(2)替换变量测度。考虑测量误差,本文分别采用会计法<sup>①</sup>测算企业加成率、以资产贡献率替代企业加成率。与DLW法相比,会计法能提供更多信息且较少受经济周期影响;而资产贡献率是企业营业收入与营业成本之差占期初总资产的比重,也是衡量企业竞争力水平的重要指标(金碚和龚健健,2014)。由表6第(1)列和第(2)列可知,数据治理的跨部门政策效果不因变量构建方式的改变而发生改变。

(3)调整样本区间。首先,为排除重大历史事件冲击,表6第(3)列将年份限定在2009—2019年,估计系数较基准回归增加了0.12%。这暗示受金融危机等事件干扰,估计结果趋于保守。其次,在第(4)列仅保留地级市样本,避免直辖市、省直辖县级市与普通地级市不同的资源配置能力带来机构改革的相应差异。最后,鉴于局部改革阶段的机构多由地方政府自发建立,可能受城市发展偏好影响而外生性减弱。故在第(5)列删除这一阶段设立大数据管理局的城市样本。这些尝试并未改变本文核心结论。

①会计法:  $markup_{it} = \frac{p_{it}}{mc_{it}} = \frac{va_{it} + ncm_{it}}{pr_{it} + ncm_{it}}$ 。其中,  $p_{it}$ 、 $mc_{it}$  分别为企业的产品价格与边际成本;  $va_{it}$  为企业  $i$  在  $t$  时期工业增加值,为固定资产折旧、油气资产折耗、生产性生物资产折旧、员工薪酬总额、应交税费与营业利润之和;  $ncm_{it}$  为企业  $i$  在  $t$  时期的中间要素投入成本;  $pr_{it}$  为企业  $i$  在  $t$  时期的员工薪酬总额。

表6 稳健性: 替换变量、调整样本与更换聚类

变量	替换变量测度		调整样本区间			更换聚类	
	会计法 (1)	资产贡献率 (2)	2009—2019 (3)	保留地级市 (4)	删除局部改革 (5)	城市 (6)	省份 (7)
<i>did</i>	0.0104** (0.0044)	0.0159* (0.0088)	0.0071*** (0.0021)	0.0059** (0.0025)	0.0109** (0.0053)	0.0060*** (0.0023)	0.0060** (0.0025)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是	是	是	是
样本量	32 846	28 576	22 033	26 686	19 373	32 848	32 848
调整R <sup>2</sup>	0.7968	0.7365	0.8138	0.7969	0.7851	0.7990	0.7990

(4)更换聚类层级。在第(6)列与第(7)列,本文将标准误调整至更高的城市、省份层级,发现研究结论受聚类影响小。

(5)异质性处理效应检验。近年来,部分学者认为多期DID方法识别的是“组别—时间”处理效应的加权平均。若存在异质性处理效应,那么同一处理对不同个体产生的效果存在差异(De Chaisemartin和D'Haultfoeuille, 2020; Goodman-Bacon, 2021)。特别是当回归中过多出现早接受处理组被当作晚接受处理组的控制组情况,会影响估计结果准确性。故参考De Chaisemartin和D'Haultfoeuille(2020)的分解方法,计算出异质性处理稳健性指标约为1.19(接近于1),说明估计结果可靠。

## 五、进一步研究

### (一)机制分析

#### 1.技术效应

从投入产出视角全面考察数据治理的技术效应。投入层面,研发活动体现企业对科技创新的重视,是技术进步的重要源泉(沈坤荣等, 2024)。故本文分析企业研发投入金额的变化,以总资产进行标准化处理。表7第(1)列结果显示,数据治理显著提高企业研发投入强度,激励其投入更多资源于技术研发与产品创新;产出层面,本文关注数据治理后企业的数字化转型程度。参考吴非等(2021)对上市公司年报进行文本分析,统计“底层数字技术”与“数字技术应用”两类词频总数,作为数字化转型变量衡量技术产出。如表7第(2)列所示,数据治理显著促进企业数字化转型,支持智改数转并加快技术进步。在第(3)列和第(4)列中进一步区分技术类别,发现技术进步主要源于底层数字技术革新。这是由于当前中国企业数字化尚处于起步阶段,多数企业以引进大数据、人工智能等底层技术为主。在智能制造、互联网医疗等高水平的应用场景开拓中仍有欠缺,未能有效赋能企业发展。总之,技术进步有益于提高生产效率、节约生产成本,增强企业竞争力,故假说H1得到验证。

#### 2.集聚效应

从城市与企业两个维度探究数据治理的企业与人才集聚效应。人才集聚上,本文参考杜群阳和俞航东(2019)计算了信息传输、计算机服务和软件业的从业人数占城市总从业人员的比重,表8第(1)列发现数据治理能够吸引城市数字人才汇集。进一步考察企业人力资本结构,分析技术人员占员工人数的比例。表8第(2)列显示,数据治理促进企业技术人员占比提升,推动企业人力资本集聚;企业集聚上,本文以创新型中小企业、专精特新中小企业、专精特新“小巨人”企业的总数(取对数)衡量城市创新企业集聚程度。如表8第(3)列,数据治理带动地区创新企业数量的增加,为企业间合作交流、信息共享创造良好条件。为衡量交流带来的知识溢出,本

文构建同一城市内不同企业的专利被引率差异模型<sup>①</sup>。这是因为专利是知识流动的重要载体,而专利引用揭示了知识在企业间的扩散路径(陈志远等,2025)。地区内企业的专利被引差距越小,知识在企业间传播更趋于均衡。表8第(4)列结果表明,数据治理缩小了城市内部企业专利被引差距,促进城市内知识流通,降低企业学习成本。可见,高质量知识为企业研发积累经验,高素质人才为企业生产管理提供智力支撑,这有助于培育企业竞争优势。上述结果有力支撑了假说H2。

表 7 机制检验:技术效应

变量	技术投入	技术产出		
	研发投入强度	数字化转型	底层数字技术	数字技术应用
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>did</i>	0.0196** (0.0099)	0.0629** (0.0275)	0.1168*** (0.0250)	0.0267 (0.0252)
控制变量	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是
样本量	23 211	32 846	32 846	32 846
调整R <sup>2</sup>	0.7478	0.7441	0.7201	0.6656

注:企业数字化转型、底层数字技术与数字技术应用均为词频加1取对数。其他同表3。

表 8 机制检验:集聚效应

变量	人才集聚		企业集聚	
	地区数字人才	企业技术人员比例	地区创新企业	企业专利被引差距
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>did</i>	0.0028*** (0.0003)	0.0064* (0.0036)	0.1596*** (0.0467)	-0.1979*** (0.0420)
控制变量	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是
样本量	23 233	32 846	13 471	32 846
调整R <sup>2</sup>	0.8598	0.6672	0.7820	0.3138

注:部分指标存在缺失导致各列样本量不同,若保持观测值一致,则会损失过多样本。其他同表3。

### 3.信息效应

从外部环境与内部成本两方面检验数据治理的信息效应。对于外部信息不对称,地理距离增加了政企间信息传递成本,是信息不对称的重要来源(刘秉镰等,2025)。若数据治理能提升政务、政策信息透明度,降低企业获取信息门槛,那么,距离政府越远的企业,治理效果应更为明显。因此,本文利用经纬度测算了企业办公地至市级政府的球面距离,并结合城市通勤范围以10 km、30 km为界将样本划分为三组<sup>②</sup>。对比表9第(1)至(3)列,距离市政府30 km以外的组别系数显著为正。说明数据治理能打破物理距离带来的信息阻隔,具有缩小“信息鸿沟”的制度价值;对于内部信息成本,政企信息不对称是企业制度性成本过高的主要原因(李文钊等,2023)。由于企业经营许可、行政审批等支出主要计入管理费用(夏杰长和刘诚,2017),故分析企业管理费用,并以总资产标准化。如表9第(4)列,在政府推进数据治理后,企业制度性成本显著降低。这便于企业投入资源至生产经营等核心业务,提升竞争实力。至此,假说H3完成验证。

①即:  $Knowledge_{ijt} = PCR_{ijt} - \min PCR_{jt} \circ PCR_{ijt}$  为  $t$  年  $j$  城市  $i$  企业的专利被引率,  $\min PCR_{jt}$  为该年该城市最低的专利被引水平。专利被引率指经专利个数标准化后的企业专利被引数。

②据2023年度的《中国主要城市通勤监测报告》的解释,通勤空间半径是衡量城市通勤空间辐射范围的指标。用“空间椭圆”绘制出中心城区90%的通勤人口居住地、就业地的空间分布情况,以椭圆的长轴距离代表通勤空间半径。半径越大,说明城市因通勤产生的空间联系范围越广。



表9 机制检验:信息效应

变量	外部信息不对称			内部信息成本
	小于10km (1)	10km至30km (2)	大于30km (3)	管理费用率 (4)
<i>did</i>	0.0025 (0.0039)	-0.0010 (0.0034)	0.0104*** (0.0040)	-0.0015*** (0.0006)
控制变量	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是
样本量	11584	10090	10898	32846
调整R <sup>2</sup>	0.8093	0.8200	0.8158	0.6966

## (二)异质性分析

### 1.企业特征的异质性

(1)产权性质。表10第(1)至(2)列区分了国有企业与民营企业,以观察产权性质对政策效果的影响。结果显示,数据治理带来的技术进步、要素集聚与信息共享具有一定的普遍性,但国有企业的提升效果更明显。这可能是由于国有企业天然的信息优势,能及时了解税收补贴与宏观导向,提高其政策红利吸收效率。

表10 异质性分析

变量	产权属性		融资约束		行业类型		行业竞争	
	国有 (1)	非国有 (2)	较高 (3)	较低 (4)	制造业 (5)	非制造业 (6)	较高 (7)	较低 (8)
<i>did</i>	0.0074** (0.0037)	0.0047* (0.0027)	0.0041 (0.0034)	0.0077*** (0.0029)	0.0051** (0.0023)	0.0054 (0.0049)	0.0033 (0.0024)	0.0078** (0.0037)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
样本量	14220	18620	16586	16260	23011	9783	16221	16324
调整R <sup>2</sup>	0.7898	0.8122	0.7555	0.8416	0.7752	0.8303	0.8191	0.8168
变量	数字鸿沟		金融鸿沟		所处经济地带			
	较大 (9)	较小 (10)	较大 (11)	较小 (12)	东部 (13)	中部 (14)	西部 (15)	东北 (16)
<i>did</i>	0.0038 (0.0031)	0.0071** (0.0035)	0.0038 (0.0031)	0.0071** (0.0035)	0.0087*** (0.0032)	0.0030 (0.0050)	0.0034 (0.0043)	-0.0237 (0.0178)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
样本量	15971	16729	15971	16729	13914	7561	10902	456
调整R <sup>2</sup>	0.8070	0.7958	0.8070	0.7958	0.8129	0.8007	0.7813	0.8882

(2)融资约束。应用大数据改进生产管理势必要求一定的技术支撑,这使企业智改数转需要投入大量资本。为观察融资能力差异的影响,本文在表10第(3)列和第(4)列参照沈坤荣等(2024)计算了FC指数,并按中位数划分为高、低两个组别。<sup>①</sup>结果显示,数据治理仅在融资约束较低的组别中显著。若企业融资能力有限,更倾向于降低数据利用意愿,减轻数字化转型的成本压力,但这将限制企业将数据资源转化为红利。

### 2.行业特征的异质性

(1)行业属性。在表10第(5)至(6)列,本文将制造业、非制造业企业分组回归,观察数据治理效果在不同行业间的结构性差异。结果显示,数据治理显著提升制造业企业的竞争实力。制造业企业的生产过程高度依赖机器设备等固定资产,借助大数据优化生产、加工、运输及仓储

①主要依据2007—2014年企业融资约束均值高低划分组别,以规避设立大数据管理局缓解融资约束,使分组不外生。

环节,能降低管理成本,提高运营效率,从而培育企业竞争优势。

(2)行业竞争。在低竞争行业,缺少同类竞争的“标杆”效应使企业普遍面临严重的信息不对称(李健等,2024)。故在表10第(7)列与第(8)列,本文参考倪鹏途和陆铭(2016)计算行业赫芬达尔-赫希曼指数,再按中位数划分两个组别。研究发现,低竞争行业的数据治理效果更明显。较小的竞争压力使企业缺乏信息获取意愿,资源配置趋于低效。由数据治理形成的制度性安排能弥补市场失灵,提高信息配置效率。

### 3.地区特征的异质性

(1)地区基础条件。数据治理需要多主体协同参与数字化转型。前者依赖于数字基础设施支撑,但数字设备、软件系统的差异会造成“数字鸿沟”,削弱政策效果;后者要求企业承担高投入。若地区金融环境差距过大,金融鸿沟将扩大转型程度差别,影响治理效果。为此,本文分别测算单位年度同一省份内各城市间的“数字鸿沟”与“金融鸿沟”<sup>①</sup>,以政策实施前变量均值的中位数为界分组回归。如表10第(9)至(12)列结果,只有当省内城市资源差距较小时,数据治理对企业竞争力的提升才显著。

(2)所处经济地带。不同地区的资源禀赋、集聚优势为企业转型提供差异化支撑。故在表10第(13)至(16)列,本文根据国家统计局的划分对企业进行分组。结果显示,数据治理显著提升东部企业竞争力,而中西部虽有正向影响但不显著。原因在于东部具备数字基建先发优势及较强的经济与科技实力,更能提供资金和技术支持,增强企业吸收数据治理效应的能力。

### (三)拓展分析

数据治理效果不仅因企业而异,还随政府治理差异而变化,形成红利扩散的不均衡性。

首先,治理方式。机构组建是地方政府围绕施政意图的资源分配过程,部门的设置方式决定机构权责属性,体现政府对事务的重视程度(张克,2019)。故本文将新成立大数据管理局的地区赋值为1,仅在原有部门挂牌的地区赋值为0。如表11第(1)列和第(2)列结果,数据治理仅在新设机构中显著提升企业竞争力。相比之下,挂牌机构职能更具从属性,权责有限且缺乏统筹协调能力,这导致其自主性不足,治理效果随之减弱。

其次,治理阶段。在第八次机构改革前,大数据管理机构多为地方自发设立。而后期全国性的改革则推动机构系统性调整。故本文将2019年及以后定义为机构改革后期并取值为1,反之为0。<sup>②</sup>表11第(3)列和第(4)列结果显示,改革后期的数据治理效果显著且系数为基准回归的2.85倍,说明企业竞争力的提升主要集中于改革后期。不同于局部机构改革,全局改革扩大了资源整合力度,且依靠权威的制度文件能充分调动各方积极性,推动跨地区、跨部门的协同治理。

再次,治理城市。在中国特色的制度体系下,城市行政级别会影响资源配置效率与企业竞争力。故本文将直辖市、省会城市赋值为1,否则为0。表11第(5)列和第(6)列结果显示,高行政级别城市的企业竞争力提升边际效应递减,而普通城市成立大数据管理局的优势反而高出0.62%。这说明数据治理能拓宽信息共享与技术扩散范围,弥补普通城市的初始禀赋劣势,加快辖区内企业的成长。

最后,治理主体。较大规模的政府掌握更多经济资源(文雁兵,2014),但过度干预也会降低治理效率。为检验治理主体差异的影响,本文以一般预算支出占GDP比重衡量政府规模,并按中位数大小划分为强政府、弱政府。对比表11第(7)至(12)列可知,若市级政府规模过大将削弱

<sup>①</sup>数字鸿沟、金融鸿沟的构建与企业专利被引差距逻辑一致,前者以每百人互联网的用户数为基础,后者使用地区年末金融机构各项贷款余额与GDP之比。以同一年度、同一省份内部之间的城市的指标差距衡量鸿沟。由于数据治理可能弥合地区数字与金融鸿沟,故本文使用2007—2014年的均值构建分组变量。

<sup>②</sup>2018年2月,党的十九届三中全会通过了《中共中央关于深化党和国家机构改革的决定》和《深化党和国家机构改革方案》,第八轮机构改革序幕随之拉开。但各城市实际完成地区机构改革的最终时间集中在2019年。

市场机制,使企业发展自主性不足,数据治理效果不佳。省级政府规模则强化了数据治理效能,因为其在统筹规划与资源支持方面作用更大,便于保证机构改革有序进行。以市省两级政府规模之比衡量分权程度并分组回归发现,权力适度集中更利于形成改革合力与协同治理,过度分权则导致统筹与执行力度不足,加剧部门协调难度,治理成效并不理想。

表 11 拓展分析

	新成立机构 (1)	挂牌机构 (2)	机构改革前 (3)	机构改革后 (4)	低行政级别 (5)	高行政级别 (6)
<i>did</i>	0.0071*** (0.0026)	0.0029 (0.0046)	0.0027 (0.0033)	0.0168** (0.0067)	0.0087** (0.0039)	0.0025 (0.0031)
控制变量	是	是	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	23 905	8 930	13 457	17 761	17 065	15 761
调整R <sup>2</sup>	0.7873	0.8326	0.8220	0.7902	0.8045	0.8004
	大市级政府 (7)	小市级政府 (8)	强省级政府 (9)	弱省级政府 (10)	高分权程度 (11)	低分权程度 (12)
<i>did</i>	0.0021 (0.0038)	0.0080*** (0.0030)	0.0063** (0.0032)	0.0051* (0.0030)	0.0029 (0.0029)	0.0091** (0.0036)
控制变量	是	是	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	16 173	16 223	16 563	15 815	16 303	16 373
调整R <sup>2</sup>	0.8142	0.7921	0.7905	0.8227	0.8089	0.7952

## 六、结论与政策建议

大数据时代下,中国企业正面临如何重塑市场竞争力的时代机遇。越来越多的企业将“智改数转”作为转型方向,提升市场竞争力。作为数据资源化、价值化的重要前提,数据治理如何影响企业竞争力值得探讨。本文经理论推演、实证检验后发现,政府推进数据治理显著促进企业竞争力提升,并通过加快企业技术进步、人力资本集聚与知识溢出、缓解信息不对称等方式为企业发展赋能。从异质性来看,国有企业、制造业企业受益更明显。但融资约束与行业竞争加剧会削弱政策效果,城市间的数字鸿沟、金融鸿沟及区位差异也制约治理成效。拓展分析表明,只有在全局性改革阶段,且新组建而非挂牌的大数据管理局才能有效发挥数据治理作用。经过系统性的改革,普通城市的企业迅速成长。特别是当省政府资源支持较强、市政府干预较弱时,数据治理对企业竞争力的提升作用更加突出。

上述研究对于数字时代培育企业竞争新优势具有重要的政策启示与现实意义。

第一,持续深化治理实践的广度和深度,为提升企业竞争力创造机遇。就数据治理实践而言,应逐步扩大改革范围,由城市向区县延伸,促进治理红利高效扩散;就赋能企业而言,应及时更新观念。依靠大数据与数字技术推动产品研发创新,以质量竞争替代价格竞争。为加快企业技术改造,应完善大数据项目补贴政策,引导金融机构提供融资支持,减轻企业转型负担。同时,落实大数据专家技术咨询服务,为企业运用大数据提供专业援助;为引导大数据产业集聚,应合理布局算力设施,保障能源供应与网络传输,打造“硬环境”;健全数据流通安全、隐私保护与数据知识产权制度,优化“软环境”。从而吸引创新企业、数字人才集聚,为知识溢出营造良好氛围;为缓解信息不对称,应搭建一体化数据治理平台,提高政务信息透明度,建立政企沟通渠道了解企业发展诉求,运用大数据对潜力企业“画像”实现政策精准推送。并落实数据开放共享,降低数据获取门槛。发展“数字政府”精简审批流程,提高服务效率,降低企业制度性成本。

第二,重点关注治理效果的分化差异,做到分类施策与精准治理。由于国有企业吸收政策红利能力更强,故应发挥在数字化建设中的示范作用。倡导其运用大数据优化组织管理,提高效能。同时,引导非国有企业引进大数据、物联网等信息技术,改造传统生产模式,提高竞争力;对降本增效需求强烈的制造业,应加大专项资金支持,缓解前期转型投入压力。并注重从底层数字技术向高层次的数字技术应用跃迁。如围绕智能制造、智慧仓储与物流等开发大数据应用场景,提高制造业生产效率;从资源禀赋来看,数字基建的普及性、金融环境的便利性将限制企业吸收政策红利。因此,必须重点提升薄弱地区数字基建,促进金融服务下沉,弥合数字鸿沟与金融鸿沟;针对省际差别,可因地制宜对东中西部企业开展结对帮扶,促进东部经验向其他地带扩散。以先治理带动后治理,实现企业竞争力的普遍提升。

第三,始终坚持治理推进的协调一致,实现统筹规划与部门联动。改革的整体性、系统性会影响治理效果。为此,应依托数据治理平台联动跨地区、跨层级的政府,打破“数据孤岛”,促进数据有序流动,创造协同治理条件;在机构设置中,鼓励地方分离数据治理职责,组建专业机构。通过落实数据资源化的责任主体,增强数据治理意愿。通过规范治理标准、口径,提升数据资源质量。同时,赋予治理部门独立的资源配置与综合协调权限,发挥其在完善基础设施、整理汇聚数据与推动大数据产业发展的职能;在协调政府方面,应敦促省政府履行战略规划、政策制定职责,调动各部门配合数据治理。同时,明确市政府执行治理与市场运行之间的权责界限,形成激励相容的数据治理环境,增强企业发展活力与自主性。

### 主要参考文献

- [1]陈志远,于皓,张杰.中国知识溢出本地化的行政边界效应研究[J].中国工业经济,2025,(1):81-99.
- [2]蒋为,陈星达,彭森,等.数字规制政策、外部性治理与技术创新——基于数字投入与契约不完全的双重视角[J].中国工业经济,2023,(7):66-83.
- [3]刘敏仁,黄建忠.产品创新如何影响企业加成率[J].世界经济,2016,39(11):28-53.
- [4]马鸿佳,王春蕾,李卅立,等.数据驱动如何提升数字平台生态系统竞争优势?——基于数据网络效应视角[J].管理世界,2024,40(12):170-185.
- [5]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.
- [6]倪鹏途,陆铭.市场准入与“大众创业”:基于微观数据的经验研究[J].世界经济,2016,39(4):3-21.
- [7]沈坤荣,乔刚,谭睿鹏.国家级大数据综合试验区设立与就业增长[J].中国工业经济,2024,(12):5-23.
- [8]申志轩,祝树金,文茜,等.以有为政府赋能有效市场:政府数字治理与企业投资效率[J].世界经济,2025,48(2):166-195.
- [9]盛丹,王永进.中国企业低价出口之谜——基于企业加成率的视角[J].管理世界,2012,(5):8-23.
- [10]陶锋,翟少轩,王屹.数字经济政策与传统企业跨界数字创新[J].中国工业经济,2025,(2):118-136.
- [11]吴非,胡慧芷,林慧妍,等.企业数字化转型与资本市场表现——来自股票流动性的经验证据[J].管理世界,2021,37(7):130-144.
- [12]夏杰长,刘诚.行政审批改革、交易费用与中国经济增长[J].管理世界,2017,(4):47-59.
- [13]赵静,刘姝江.数据治理对银行风险的影响——基于《银行业金融机构数据治理指引》的经验研究[J].金融研究,2025,(2):58-75.
- [14]周念利,孟克,于美月.地方知识产权治理对数字内容出口的影响[J].世界经济,2025,48(8):32-61.
- [15]祝树金,张鹏辉.出口企业是否有更高的价格加成:中国制造业的证据[J].世界经济,2015,38(4):3-24.
- [16]Aneja A, Xu G. Strengthening state capacity: Civil service reform and public sector performance during the gilded age[J]. *American Economic Review*, 2024, 114(8): 2352-2387.
- [17]De Chaisemartin C, D'Haultfoeuille X. Two-way fixed effects estimators with heterogeneous treatment effects[J]. *American Economic Review*, 2020, 110(9): 2964-2996.
- [18]De Loecker J, Warzynski F. Markups and firm-level export status[J]. *American Economic Review*, 2012, 102(6): 2437-2471.



- [19]Goodman-Bacon A. Difference-in-differences with variation in treatment timing[J]. *Journal of Econometrics*, 2021, 225(2): 254-277.
- [20]Melitz M J, Ottaviano G I P. Market size, trade, and productivity[J]. *The Review of Economic Studies*, 2008, 75(1): 295-316.

## Cross-sector Policy Dividends: How does Government Data Governance Shape Enterprises' Market Competitive Advantages? Empirical Evidence from the Establishment of Regional Big Data Administration

Yang Yan, Lu Shiyu, Lin Ling

(*School of Economics, Sichuan University, Chengdu 610065, China*)

**Abstract:** Data governance serves as the foundation for unlocking the value of data and offers new opportunities for enterprises to reshape their market competitiveness in the digital era. The establishment of regional big data administration provides a practical basis for examining whether data governance generates interdepartmental institutional benefits. Based on the M-O model, this paper constructs a theoretical framework to analyze the impact of data governance on firm markups and conducts empirical tests using city-level panel data from 2007 to 2022 combined with the multi-period DID method. The results show that data governance can significantly enhance enterprise market competitiveness. Technological upgrading, spatial agglomeration of production factors, and reductions in institutional costs are key channels through which benefits are transmitted across departments. However, the effectiveness of such transmission is constrained by local governments' governance willingness, intensity, and capacity, and exhibits uneven effects across enterprises, industries, and regions. Accordingly, efforts should be made to expand reform implementation, tailor policies to local governance differences, clarify responsibilities, and strengthen interdepartmental coordination. These steps will help empower, upgrade, and improve the efficiency of enterprise development through data, supporting enterprises in becoming stronger and more competitive, and enabling them to better integrate into global markets.

**Key words:** data governance; policy dividends; enterprise market competitiveness

(责任编辑:王 孜)