

# 公共数据开放与企业集团异地发展

文 雯, 孙亚婕, 牛煜皓

(北京外国语大学 国际商学院, 北京 100089)

**摘 要:** 畅通数据资源大循环对充分释放数据要素潜能、推动经济高质量发展具有重要战略意义。作为畅通数据资源大循环的关键环节, 公共数据开放能否有效促进资本跨区域流动? 文章立足我国地级市层面公共数据开放平台上线的准自然实验, 运用双重差分模型考察了公共数据开放对企业集团异地发展的影响。研究发现, 公共数据开放显著推动了企业异地投资, 从而促进了企业集团异地发展。机制检验表明, 公共数据开放通过降低企业信息成本, 助力企业集团异地发展。异质性分析显示, 当地区制度性壁垒较高、行业信息化程度较低、企业数字化水平较低时, 公共数据开放对异地投资的促进作用更加突出。进一步研究发现, 公共数据开放对本地子公司投资未产生显著的挤出效应, 且能显著提升企业跨行业异地投资水平, 但对同行业异地投资的影响不显著; 同时, 新增异地投资显著改善了企业集团的整体绩效表现。文章拓展了公共数据要素流通共享的经济效应研究, 为数据要素市场化配置的经济价值提供了经验证据, 也为促进资本跨区域流动提供了政策启示。

**关键词:** 公共数据开放; 集团异地发展; 异地投资; 信息成本

**中图分类号:** F270 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-9952(2025)10-0064-15

**DOI:** 10.16538/j.cnki.jfe.20241231.101

## 一、引 言

畅通数据资源大循环对优化资源配置、推动经济高质量发展具有重要战略意义。2023 年 2 月, 中共中央、国务院印发的《数字中国建设整体布局规划》明确指出, 夯实数字基础设施和数据资源体系是数字中国建设的两大基石。我国拥有丰富的数据资源, 但在数据资源管理与利用方面面临数据有效供给不足、数据价值尚未充分释放等问题。公共数据是指国家机关、事业单位、社会团体及科研机构等在依法履行公共职能过程中生成、采集和存储的数据资源, 覆盖信用、交通、科技、金融、环境等多个领域。据统计, 我国政府部门掌握的公共数据资源占全社会数据资源总量的 80% 左右。<sup>①</sup> 因此, 推进公共数据开放有助于释放数据资源价值、推动数字中国建设进程。中共中央、国务院于 2020 年发布《关于构建更加完善的要素市场化配置体制机制的意见》, 首次明确提出要加快数据要素市场培育、推进政府数据开放共享。2022 年 12 月, 《关于构建数据基础制度更好发挥数据要素作用的意见》(简称“数据二十条”)进一步为数据要素公开

收稿日期: 2024-09-23

基金项目: 教育部人文社会科学研究规划基金项目(24YJA630100); 国家自然科学基金项目(72002014); 北京外国语大学“双一流”建设重大(点)标志性项目(2022SYLZD039)

作者简介: 文 雯(1991-), 女, 安徽芜湖人, 北京外国语大学国际商学院副教授, 硕士生导师;

孙亚婕(2001-), 女, 江西南昌人, 北京外国语大学国际商学院硕士研究生;

牛煜皓(1995-)(通讯作者), 男, 河南洛阳人, 北京外国语大学国际商学院讲师, 硕士生导师。

<sup>①</sup> 数据来源: [https://www.ndrc.gov.cn/xxgk/jd/202212/t20221220\\_1343707.html](https://www.ndrc.gov.cn/xxgk/jd/202212/t20221220_1343707.html)。

共享奠定了基础性制度保障。可见，公共数据开放是促进数据要素自由流动、激活数据要素潜能的关键举措。

公共数据开放平台是连接公共数据供给端和使用端的关键载体。2012年，上海市、北京市率先启动政府数据开放平台建设工作，面向社会公众开放政府部门履职过程中产生的数据资源。截至2023年8月，我国公共数据开放工作已取得显著成效，全国共建成226个公共数据开放平台。<sup>①</sup>随着我国数据开放实践的不断深化，公共数据开放在注重数据要素共享的政治和行政意义的同时，更加突出其经济与社会价值。已有学者针对公共数据开放的微观经济效应开展研究，发现公共数据开放能有效驱动企业创新（陈艳利和蒋琪，2024），并提升全要素生产率（吴武清等，2024）。然而，这些研究主要聚焦于公共数据开放对企业在本地域发展的影响，尚未涉及公共数据开放在推动企业集团异地发展方面的作用。

市场分割和地方保护问题始终是制约我国经济循环的关键瓶颈。我国资本要素跨区域流通不畅，优质资本难以自由流动，市场规模效应难以充分发挥，这极大阻碍了区域协调发展（刘志彪和孔令池，2021；马新啸等，2022）。企业集团通过设立异地子公司能够有效突破市场分割壁垒（曹春方等，2015），促进资本跨区域流动，同时为投资目的地城市创造更多就业岗位和税收收入。然而，企业集团异地发展面临高昂的信息成本（Gordon和Bovenberg，1996），特别是我国市场化信息传递机制尚不完善，严重制约了资本要素的跨区域流动（马梦迪等，2024）。2023年，国家数据局明确提出要充分发挥数据要素乘数效应，推动数据要素与资本等其他要素协同联动，以数据流引领资金流、技术流等要素流动，突破传统资源要素发展面临的制约。<sup>②</sup>在此背景下，数据要素的自由流动，特别是公共数据开放能否促进企业集团异地发展，助力资本要素破除跨区域自由流动的障碍？若能如此，其背后的作用机制是什么？深入探究这些问题对于挖掘数据要素价值、推动资本要素跨区域流动具有重要的理论意义和政策价值。

本文基于2010—2021年沪深A股上市公司数据，以地级市公共数据开放平台分批次上线作为准自然实验，探究了公共数据开放对企业集团异地发展的影响。研究发现，公共数据开放平台的建设能够吸引上市公司新建异地子公司，从而推动企业集团异地发展。机制检验表明，公共数据开放平台通过降低企业信息成本，为企业获取异地投资政策及经营环境信息提供有效支持，从而促进企业赴异地设立子公司。异质性分析表明，当地区制度性壁垒较高、行业信息化程度较低、企业数字化水平较低时，公共数据开放对企业异地投资的促进作用更加显著。进一步研究发现，公共数据开放在推动企业异地投资的同时，并未对本地子公司投资产生明显的挤出效应；公共数据开放主要促进了企业开展跨行业异地投资，而对同行业异地投资未产生显著影响；在经济后果方面，新增异地投资显著提升了企业集团整体业绩。

本文的研究贡献主要体现在：第一，拓展了公共数据开放政策效果的研究文献。公共数据开放能够有效促进数据要素在区域间流通，而现有文献主要聚焦于公共数据在单一企业或本地区层面所发挥的价值（陈艳利和蒋琪，2024；吴武清等，2024），在公共数据如何支持企业跨区域发展方面的研究仍显不足。彭远怀和胡军等（2024）从政府视角探究了省级公共数据开放平台如何通过提升政府透明度和政策效率来影响资本跨区域流动。本文则从企业视角出发，探究了市级公共数据开放如何帮助企业获取并利用信息，从而推动企业集团异地发展。这为数据要素自由流动如何助力畅通国内大循环提供了直接的微观证据，丰富了公共数据开放政策的经济后果

① 数据来源：复旦大学数字与移动治理实验室发布的《2023中国地方公共数据开放利用报告（城市）》。

② 资料来源：[https://www.cac.gov.cn/2024-01/05/c\\_1706119078060945.htm](https://www.cac.gov.cn/2024-01/05/c_1706119078060945.htm)。

研究。第二,本文从公共数据要素视角探讨了企业异地投资的影响因素,拓展了企业集团异地发展的驱动因素研究。现有文献主要关注企业如何通过社会网络及社会关系等非正式信息传递机制来突破区域间信息障碍,促进企业异地投资(曹春方等,2018;曹春方和贾凡胜,2020)。本文则考察了政府开放公共数据能否助力企业突破区域性信息壁垒、推动企业异地投资,从而补充了企业集团异地发展的影响因素研究。第三,本文深入探究了公共数据开放政策对企业本地投资是否存在挤出效应及其对资本跨行业流动和企业集团整体业绩的影响。这为数据要素自由流动促进资本跨区域跨行业流动、推动企业多元化发展提供了直接的经验证据,有助于深入理解数据要素助力企业集团高质量发展的理论逻辑和作用机制。

## 二、政策背景、文献综述与理论分析

### (一)政策背景

在数字经济快速发展的时代背景下,数据要素已成为继土地、劳动、资本和技术之后的第五大生产要素。数据要素蕴藏巨大的经济社会价值,但其红利的释放有赖于数据要素市场的建设和完善。尽管我国在数据要素市场培育方面发展迅速,但数据要素在流通过程中仍面临诸多挑战,包括各地区政府与部门之间的相互封锁、大型企业的垄断行为、数据分类分级标准的不统一等问题(刘志彪和孔令池,2021)。因此,构建统一公平、竞争有序、成熟完备的数据要素市场体系不仅是国家层面的战略规划目标,也是市场微观主体的迫切需求。在数据开放实践中,我国政府持续扩大公共数据开放的广度和深度,并更加注重发挥数据要素的经济和社会价值。“数据二十条”中明确强调坚持数据要素的开放和共享,降低市场主体获取数据的门槛,增强数据要素的普惠性。

公共数据开放与传统的政务信息公开存在显著差异。在数据开放范围方面,政务信息公开的数据内容主要限于政府部门在履行职能过程中产生和获取的信息,而公共数据开放不仅包含这些内容,还涵盖企业等市场主体在商业活动中产生的与公共利益相关的数据,数据类型更加多元(方锦程等,2023)。在数据利用效率方面,政务信息公开提供的是经过加工和解读的信息,公众难以进行二次加工利用;而公共数据开放释放的是未经加工和解读的原始数据,使用者可根据自身需求对数据进行二次开发利用。在开放实施过程方面,政务信息公开的实施主体是政府,完成信息发布即达成既定目标;公共数据开放则强调公共部门与数据用户之间的互动关系,数据开放本身并非最终目的,确保数据被公众充分有效利用才是根本目标。因此,公共数据开放有助于提升社会公众对数据的利用效率,充分释放数据要素的社会经济价值。

### (二)文献综述

与本文研究密切相关的文献主要有两类:一类是探讨公共数据开放对企业财务决策影响的文献;另一类是研究要素流通与资本跨区域流动关系的文献。

现有研究主要聚焦于公共数据对企业投融资决策及资本市场信息效率的影响。在投资决策方面,陈艳利和蒋琪(2024)发现公共数据开放能够促进数据要素有效流通,激发企业创新内在动力,从而推动企业创新。公共数据开放既能够降低企业的信息处理和整合成本,也便于外部利益相关者利用公共数据资源更有效地监督管理层,从而提升企业全要素生产率(吴武清等,2024)。Nagaraj(2022)研究发现,公共数据能够为企业提供潜在投资机会信息并降低投资成本,从而鼓励新企业进入市场。在融资决策方面,公共数据开放能够缓解债权人与企业之间的信息不对称,降低企业债务融资成本(Xing等,2024)。在资本市场信息效率方面,公共数据开放有助于将公司特质信息融入股票价格中,降低股价同步性(Du等,2024);同时,有助于投资者对管理

层实施有效监督,降低股价崩盘风险(Ma 等, 2024)。此外,方锦程等(2023)发现公共数据开放能够促进区域协调发展。

要素流通如何影响资本跨区域流动是近年来学术界关注的重要议题。资本难以实现跨区域流动的主要原因在于区域间存在信息不对称问题,由此产生了较高的信息成本(Gordon 和 Bovenberg, 1996; Ahearne 等, 2004)。因此,信息流动的通畅程度是影响资本跨境或跨地区流动的关键因素(Portes 和 Rey, 2005)。地理距离会阻碍信息传递,导致资本难以跨区域流动(Rauch 和 Casella, 2003)。Charnoz 等(2018)以及马光荣等(2020)研究发现,交通基础设施的完善能够降低信息沟通成本,便于企业开展异地投资,从而使企业集团在空间布局上更加分散。Freund 和 Weinhold(2004)发现,互联网发展为信息沟通搭建了线上渠道,有助于突破地理距离限制,促进资本跨区域流动。非正式制度也有助于通过促进信息资源流动,提升企业跨区域投资水平。例如,曹春方和贾凡胜(2020)研究发现,加入异地商会能够发挥社会网络作用,拓展企业信息传递渠道,助力企业实现跨区域发展。家乡社会网络同样能够帮助投资者获取投资机会信息,优化资源配置,因此公司更倾向于在 CEO 家乡进行跨区域投资(曹春方等, 2018)。

尽管现有文献从高铁开通、互联网发展等视角间接探讨了信息要素流通对资本跨区域流动的影响,但尚未有研究直接考察数据要素流通对资本跨区域流动的作用。此外,现有文献主要关注公共数据开放在单一领域或单一地区层面的影响,仅有少数研究探讨了公共数据开放对区域间经济发展差距和企业异地并购交易的影响(方锦程等, 2023; 蓝发钦等, 2024)。本文聚焦地级市层面的公共数据开放如何影响企业集团设立异地子公司的决策,这有助于补充和完善公共数据价值领域的相关研究。

### (三)理论分析与研究假说

企业做出异地投资决策前会全面权衡进入异地市场的成本与收益。因此,降低企业异地市场进入成本能够有效促进其异地投资。现有研究表明,信息成本是影响企业进入异地市场的关键因素(Gordon 和 Bovenberg, 1996)。Blankespoor 等(2020)将信息成本划分为:一是信息意识成本,即意识到有信息存在的成本;二是信息获取成本,即在意识到相关信息存在后,通过各种渠道获取信息的成本;三是信息整合成本,即将获取的信息进行整合并加以分析利用的成本。在企业异地投资过程中,由于空间距离的阻隔,外地企业相较本地企业存在天然的信息劣势(Gordon 和 Bovenberg, 1996; Rauch 和 Casella, 2003)。我国市场化信息流通机制发展尚不完善,外地企业难以通过灵敏的价格信号渠道获取异地市场投资信息,这阻碍了企业实现跨区域扩张(Erel 等, 2012; 曹春方和贾凡胜, 2020)。因此,为降低进入异地市场的信息成本,企业普遍更倾向于依赖社会网络等非正式途径获取异地信息,包括地区间信任网络、异地商会以及 CEO 家乡网络(曹春方等, 2018, 2019; 曹春方和贾凡胜, 2020; 马俊峰和徐子尧, 2024)。基于此,本文从信息成本视角阐释公共数据开放对企业异地投资的影响路径。

公共数据开放平台以低成本为企业提供集约化信息服务,有效降低企业的信息意识成本、信息获取成本和信息整合成本,破除地区间的信息壁垒,从而促进企业开展异地投资。企业在选择进入异地市场前,需要综合评估当地区位条件,充分收集异地城市信息并对异地市场进行深入调研,如全面了解异地市场的政策环境、行业竞争格局以及目标客户的需求偏好等。当异地城市缺乏信息共享流通机制时,企业的跨区域发展将面临较为严重的信息劣势。企业需要支付较高成本才能获取异地城市的行业发展状况、市场生产要素价格等与经营密切相关的信息,这可能导致企业进入异地市场所需付出的成本高于异地发展所能获得的收益,使得企业选择放弃进入异地市场。相反,当异地城市能够为企业提供丰富的市场信息时,企业进入异地市场所



需承担的信息成本较低,这为企业集团异地发展提供了重要动力。因此,降低信息成本有助于推动企业跨区域投资。本文认为,公共数据开放能够从三个方面降低企业的信息成本。

在信息意识成本方面,企业进行异地投资决策时需要获取大量宏观环境及微观经营情况信息,这些信息往往分散于复杂甚至难以识别的数据源中(吴武清等, 2024),如气候条件、交通物流状况、当地政府对相关行业及外来企业的政策支持情况、当地同行业企业经营现状等,这些信息散布在气象、交通、市场监管、财政等多个部门。企业管理者通常难以察觉这些信息的存在,从而导致较高的信息意识成本(Blankespoor 等, 2020)。公共数据开放平台将多部门数据整合至统一平台,并按照领域范围归类至财政金融、公共安全、社会保障等专栏,或按发布者分类至市级财政局、发展改革委等栏目,从而大幅降低了企业的信息意识成本。以济南市公共数据开放网为例,该平台汇聚了来自发展改革委、工业和信息化局、财政局、市场监管局等部门的数据;同时,济南市公共数据开放平台授权浪潮集团开发“泉城商业选址”应用,通过调用公共数据平台上企业出资信息、企业注册登记信息、小微企业名录等多维度数据,为企业在当地选址提供一站式数据支持。<sup>①</sup>这种有序化、集约化的平台架构及丰富多样的数据资源提高了数据的可发现性,降低了企业的信息意识成本(吴武清等, 2024),从而提升了企业异地投资意愿。

在信息获取成本方面,公共数据开放平台支持企业直接免费下载多种格式的数据并自主编辑使用,使企业无需通过购买、爬取或人工收集的方式获取数据,从而能有效降低信息获取成本,有助于企业进行投资决策(叶永卫等, 2024)。例如,公共数据开放平台公开的涉企数据为华通集团建立企业数据信用模型提供了信息支撑,助力企业增强信用,进而为企业投资提供资金保障。<sup>②</sup>可见,公共数据开放能够支持企业以低成本获取数据并利用数据支撑投资决策。公共数据开放平台还设有检索栏和 API 数据接口,便于企业自主检索所需信息并直接调用相关数据(欧阳伊玲等, 2024)。平台设置的用户反馈与交流窗口也使企业能够与平台管理员沟通,获取平台上虽未提供但具备开放条件的数据。上述措施均能降低企业的信息获取成本,支持企业将公共数据融入投资决策过程中,从而促进企业异地投资。

在信息整合成本方面,企业在获取异地市场信息后,需要将非结构化数据转化为可利用形式,才能进一步分析并做出相关决策(Attard 等, 2015)。而信息整合过程中涉及的格式转换、变量提取、数据合并等数据处理工作,会给企业带来较高的信息整合成本。公共数据开放平台为企业提供了可读性强的结构化数据,有效节省了企业的信息整合成本,使企业能够获取充分信息并进行高效利用,从而推动企业异地投资。

基于上述分析,本文提出以下假说:公共数据开放能够促进企业异地投资。

### 三、研究设计

#### (一)样本选取与数据来源

本文以 2010—2021 年沪深 A 股上市公司为研究样本。选择 2010 年作为样本期间起点的原因在于,2010 年《中共中央关于制定国民经济和社会发展第十二个五年规划的建议》将区域协调发展列为重点,强调推进区域一体化与跨区域合作,这标志着区域协调发展战略从“战略构想”阶段迈入“政策实施”阶段。本文对初始样本做了如下处理:剔除金融行业企业;剔除信息、互联网行业企业;<sup>③</sup>剔除 ST、\*ST 企业;剔除母公司所在地在样本期间内发生变化的样本;剔除关

① 平台网址: <http://data.jinan.gov.cn/jinan/index>。

② 资料来源: <http://finance.people.com.cn/n1/2024/0412/c1004-40215060.html>。

③ 信息、互联网行业企业可能将公共数据作为生产要素投入生产活动并产出相关产品或服务,这可能会对估计公共数据开放的政策效果产生干扰,因此本文剔除了上述行业样本。

键变量存在严重缺失的样本。本文最终得到 3 398 家公司的 146 115 个公司—投资地城市—年份观测值,覆盖 322 个投资地城市,其中 122 个城市在样本期间内建立了公共数据开放平台。同时,本文对所有连续变量进行了上下 1% 的缩尾处理。本文选择地级市层面公共数据开放平台作为研究对象,原因在于部分地区虽已建立市级公共数据开放平台但尚未建设省级平台,也有部分地区的市级平台建设早于省级平台。因此,若仅考虑省级平台,则可能低估公共数据开放政策的经济效应。

地级市公共数据开放平台数据通过手工收集获取。首先,通过浏览各地级市人民政府官网是否内嵌数据开放平台链接,或在百度等搜索引擎中直接搜索“城市名称+数据开放平台”“城市名称+数据公开”“城市名称+公共数据”等关键词,确定该城市是否设有公共数据开放平台并整理各地级市平台名称;其次,通过在“百度”等搜索引擎中搜索“平台名称+上线时间”“平台名称+开放时间”等关键词,确定公共数据开放平台的具体开放时间;最后,结合复旦大学数字与移动治理实验室发布的《中国地方政府数据开放报告(城市)》,对手工搜集的城市公共数据开放平台名称及开放时间进行交叉验证,同时剔除域名非 gov.cn、非集中式部署、网页无法正常访问、网页虽可打开但无法获取数据的无效公共数据开放平台。企业异地投资数据来自 CnOpendata 数据库,其他数据来自 CSMAR 数据库。

## (二)模型设定与变量选择

本文采用双重差分模型来考察公共数据开放对企业异地投资的影响,构建的模型如下:

$$CROSUB_{c,j,t+1} = \beta_0 + \beta_1 TREAT_{c,j} \times POST_t + \beta_2 X_{c,j} + \delta_{c,j} + \mu_t + \varepsilon_{c,j,t} \quad (1)$$

其中,下标  $c$ 、 $j$  和  $t$  分别表示公司、投资地城市和年份。考虑到公共数据开放政策效果可能存在滞后性,同时为避免反向因果干扰,本文对解释变量做滞后一期处理。企业异地投资采用两种测度方式:第一,参照曹春方等(2018)的研究,使用  $t+1$  年公司  $c$ (所在地为城市  $i$ )在城市  $j$  新设异地子公司数量( $CROSUB\_NUM$ )进行衡量;第二,参照胡海峰等(2023)的研究,使用  $t+1$  年公司  $c$ (所在地为城市  $i$ )在城市  $j$  新设异地子公司注册资本(单位:万元)加 1 后取自然对数( $CROSUB\_INV$ )进行衡量。 $TREAT \times POST$  为解释变量,其中  $TREAT$  表示公司  $c$  的投资地城市  $j$  是否设有公共数据开放平台(是取 1,否取 0), $POST$  表示  $t$  年是否为公共数据开放当年及之后年份(是取 1,否取 0)。 $\beta_1$  反映相较于未开通平台的投资地,投资地城市开通公共数据平台后,上市公司在该地新增异地子公司数量及投资额的变化。根据研究假说,本文预期  $\beta_1$  显著为正。 $X$  为控制变量,包括企业规模( $SIZE$ )、资产负债率( $LEV$ )、资产报酬率( $ROA$ )、管理费用率( $AR$ )、固定资产占比( $PPE$ )、无形资产占比( $INTANG$ )、成长性( $TOBINQ$ )、子公司数量( $SUB$ )、企业年龄( $AGE$ )、独立董事比例( $INDIR$ )、产权性质( $SOE$ )、经济发展差异( $GDPDIFF$ )以及工资水平差距( $WAGEDIFF$ )。 $\delta_{c,j}$  和  $\mu_t$  分别表示公司  $\times$  投资地城市固定效应与年份固定效应, $\varepsilon_{c,j,t}$  为随机干扰项。此外,本文将标准误聚类至企业层面。

## 四、实证结果分析

### (一)描述性统计

描述性统计结果显示, $CROSUB\_NUM$  的均值为 0.161,表明一家上市公司在另一城市新设立的异地子公司数量平均为 0.161 个,最大值为 3 个。 $CROSUB\_INV$  的均值为 0.955,表明上市公司在另一城市的新增投资额平均约为 1.599 万元,最大新增投资额达到 7.163 亿元。 $TREAT \times POST$  的均值为 0.347,表明有 34.70% 的样本受到公共数据开放政策的影响。其他变量的描述性统计结果与现有文献基本一致。

(二)基准回归分析

表 1 报告了基准回归结果。其中,列(1)至列(3)以新增异地子公司数量(*CROSUB\_NUM*)为被解释变量,列(4)至列(6)以新增异地投资额(*CROSUB\_INV*)为被解释变量。列(1)和列(4)控制了年份和公司固定效应,列(2)和列(5)进一步控制了投资地城市固定效应,列(3)和列(6)则控制了公司×投资地城市固定效应及年份固定效应。结果显示,解释变量 *TREAT*×*POST* 在至少 5% 的水平上显著为正,表明公共数据开放能够显著提升上市公司新设立的异地子公司数量及新增异地投资额。从经济意义看,以列(3)和列(6)为例,在其他因素不变的情况下,相较于没有公共数据开放平台的城市,上市公司在设有公共数据开放平台的城市新设立的异地子公司数量平均增加 0.013 个,新增异地投资额平均增加 5.90%,因而具有较强的经济显著性。

表 1 基准回归分析

	<i>CROSUB_NUM</i>			<i>CROSUB_INV</i>		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>TREAT</i> × <i>POST</i>	0.060*** (12.571)	0.023*** (4.767)	0.013** (2.537)	0.318*** (13.703)	0.107*** (4.205)	0.059** (2.095)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
公司固定效应	控制	控制	未控制	控制	控制	未控制
投资地城市固定效应	未控制	控制	未控制	未控制	控制	未控制
公司×投资地城市固定效应	未控制	未控制	控制	未控制	未控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	146 115	146 115	146 115	146 115	146 115	146 115
<i>adj. R</i> <sup>2</sup>	0.1049	0.1114	0.2172	0.0971	0.1042	0.1991

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著,括号内为经过公司层面聚类调整后的*t*值。下表同。

(三)稳健性检验<sup>①</sup>

1. 平行趋势检验。运用双重差分模型检验公共数据开放与企业异地投资因果关系的前提是,政策实施前处理组与控制组之间不存在趋势差异,即在公共数据开放前,两组样本在新增异地子公司数量和投资额方面具有平行趋势。为验证平行趋势假设,本文参照吴武清等(2024)的研究,以政策实施前一年为基准组,构建政策实施前四年及以前、前三年、前两年、前一年、当年、后一年、后两年、后三年、后四年及以后的相对年份虚拟变量,并与 *TREAT* 进行交乘,将这些交乘项作为解释变量替换基准回归模型中的 *TREAT*×*POST* 进行检验。结果显示,在政策实施前,解释变量的估计系数不显著,表明控制组与处理组在新增异地子公司数量及新增异地投资额方面不存在显著差异,满足平行趋势假设;在政策实施后,在开通公共数据开放平台的城市,上市公司新设立的异地子公司数量及新增异地投资额总体上呈现上升趋势,表明公共数据开放的影响具有持续性。

2. 异质性处理效应检验。鉴于多时点双重差分模型存在异质性处理效应问题,为缓解其对参数估计的影响,本文参考 Sun 和 Abraham(2021)的研究,选取从未受到处理的组别与最后受到处理的组别作为控制组,采用交互权重估计量考察了公共数据开放对企业异地投资的动态效应。在控制异质性处理效应后,本文研究结论依然成立。

3. 倾向得分匹配与双重差分法。控制组与处理组在公司特征上可能存在差异,这可能会对基准回归结果产生干扰。为验证基准回归结果并非源于两组公司特征差异,本文采用 1:1 有放回

① 受篇幅限制,文中未报告稳健性检验结果,留存备索。

最近邻倾向得分匹配法，为处理组样本匹配公司特征相近的控制组公司，并运用双重差分模型进行回归分析，本文研究结论依然成立。

4. 熵平衡法。为控制处理组与控制组在公司财务和公司治理特征方面的差异，以及开放与未开放公共数据城市间的差异，本文采用熵平衡法进行稳健性检验。选取基准回归中的全部控制变量作为协变量，通过对控制组协变量的均值和方差进行加权调整，使控制组与处理组在协变量的均值和方差上趋于一致，并采用加权调整后的样本进行回归分析，本文研究结论依然成立。

5. 安慰剂检验。为排除研究结果受不可观测因素干扰的可能性，本文进行了安慰剂检验。参考吴武清等(2024)的研究，首先在所有城市中随机抽取部分城市作为虚拟处理组，生成虚拟的政策实施变量；其次，为每个虚拟处理组城市随机设定一个虚拟的政策实施时间，并据此构建虚拟的政策时间变量；最后，将新生成的变量替换基准回归模型中的解释变量进行回归分析。该过程重复 500 次，并将所得估计系数和  $P$  值绘制成图。结果显示，多数虚拟公共数据开放政策的估计系数小于真实估计系数，且围绕 0 值呈正态分布；同时， $P$  值大多大于 10%，表明随机生成的公共数据开放政策对新增异地子公司数量及新增异地投资额基本无显著影响。因此，本文研究结论并非源于不可观测因素，而是由公共数据开放政策所驱动。

6. 其他稳健性检验。(1)控制母公司所在地公共数据开放平台设立情况。当母公司所在地设立公共数据开放平台时，投资地政府可通过平台披露的微观数据了解上市公司母公司，缓解投资地与外地企业间的信息不对称，降低外地企业进入异地市场的难度。为排除母公司所在地公共数据开放的干扰，本文剔除了母公司所在地已设平台的样本，结果依然稳健。(2)控制投资地省级公共数据开放平台的影响。本文聚焦地级市层面公共数据开放平台对企业集团异地发展的影响，若投资地设有省级公共数据开放平台，其政策效应可能与地级市平台效应重叠，从而干扰本文结论(彭远怀和胡军, 2024)。为此，本文采用两种控制方法：一是在基准回归模型中引入省级公共数据开放平台虚拟变量；二是剔除省级平台建立早于地级市平台的样本。本文研究结论依然成立。(3)排除同期政策干扰。参考现有文献(方锦程等, 2023)，本文控制信息惠民试点城市、智慧城市试点政策、宽带中国试点政策以及地方数据交易平台建设等同期政策的影响。在控制这些政策的影响后，公共数据开放仍显著促进企业异地投资。(4)采用 Poisson 模型回归。鉴于新增异地子公司数量为非负整数且呈离散分布，本文采用 Poisson 模型回归，结论依然成立。(5)替换被解释变量。为使新增异地子公司数量更符合正态分布，参考马光荣等(2020)的研究，本文采用新增异地子公司数量加 1 后取自然对数进行衡量；同时，参考范子英和周小昶(2022)的研究，将被解释变量替换为  $t$  年公司  $c$ (所在地为城市  $i$ ) 是否在城市  $j$  新设异地子公司的虚拟变量。本文研究结论依然成立。

## 五、进一步分析

### (一)影响机制检验

上文理论分析指出，公共数据开放主要通过降低信息成本来促进企业异地投资。本文对此影响机制进行实证检验，选取两个变量来测度信息成本：第一，参照胡海峰等(2023)的研究，采用投资地移动电话用户数占城市总人口数的比重进行衡量。具体地，构建变量  $MOB$ ，当投资地移动电话用户数占比大于政策实施前一年(2011 年)该省份中位数时， $MOB$  取值为 1，否则为 0。第二，参照陈运森和郑登津(2017)的研究，本文采用上市公司当年是否存在董事在投资地上市公司任职进行衡量。具体地，设置虚拟变量  $NET$ ，当上市公司至少有一名董事在投资地上市公司任职时， $NET$  取值为 1，否则为 0。表 2 报告了信息成本机制的回归结果，其中列(1)和列(2)



以投资地移动电话用户数占比(*MOB*)来度量信息成本,列(3)和列(4)以上市公司董事异地任职情况(*NET*)进行度量。结果显示,交乘项  $TREAT \times POST \times MOB$  和  $TREAT \times POST \times NET$  的系数均显著为负,表明企业信息成本越高,公共数据开放对企业集团异地发展的促进作用越显著,这验证了降低信息成本是公共数据开放促进企业异地投资的影响机制。

表 2 影响机制检验

	<i>CROSUB_NUM</i>	<i>CROSUB_INV</i>	<i>CROSUB_NUM</i>	<i>CROSUB_INV</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>TREAT</i> × <i>POST</i>	0.019*** (2.992)	0.107*** (3.291)	0.019*** (3.544)	0.083*** (2.864)
<i>MOB</i>	0.008* (1.783)	0.034 (1.537)		
<i>TREAT</i> × <i>POST</i> × <i>MOB</i>	-0.012* (-1.690)	-0.114*** (-3.037)		
<i>NET</i>			0.032*** (3.715)	0.130*** (3.157)
<i>TREAT</i> × <i>POST</i> × <i>NET</i>			-0.053*** (-5.033)	-0.223*** (-4.378)
控制变量	控制	控制	控制	控制
公司×投资地城市固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	143 137	143 137	146 115	146 115
<i>adj. R</i> <sup>2</sup>	0.2184	0.2004	0.2174	0.1992

注:由于部分城市缺失移动电话用户数的数据,列(1)和列(2)的样本量小于基准回归。

(二)异质性分析

1. 基于地区制度性壁垒的异质性分析。相较于本地企业,外地企业进入异地市场开展经营活动需承担更高成本,这些成本通常与制度因素密切相关(Hillman 和 Wan, 2005)。公共数据开放平台通过统一公开政府各部门在履行公共职能过程中生成、采集和存储的数据资源,提升了政府透明度。这能有效破除地方保护主义,降低企业进入异地市场时面临的制度性壁垒,从而促进企业异地投资。当面临的制度性壁垒较高时,企业需支付更高成本以获取当地政府信任并建立良好关系,因此公共数据开放更能显著提升其异地发展意愿。本文参考罗进辉等(2023)的研究,采用中国人民大学国家发展与战略研究院发布的《中国城市政商关系排行榜》中披露的地级市政府廉洁度来衡量地区制度性壁垒。本文构建变量 *NCRPT*,若投资地城市的政府廉洁度大于样本中位数,则 *NCRPT* 取值为 1,否则为 0。表 3 报告了基于地区制度性壁垒的异质性分析结果。结果显示,  $TREAT \times POST \times NCRPT$  的系数显著为负,表明当企业面临的制度性壁垒较高时,公共数据开放更能显著吸引企业集团异地发展。

2. 基于行业信息化程度的异质性分析。当企业所处行业的信息化程度较低时,行业内企业间的信息流通较为不畅,企业需要付出较高的成本以获取异地市场信息(陈丽娴和阳扬, 2023)。这使企业进入异地市场的成本可能高于异地发展的收益,导致企业放弃进入异地市场。公共数据开放平台为企业构建了有序化、集约化的信息共享渠道,降低了企业的信息搜集成本,从而显著提升了企业异地发展的意愿。本文参考张国胜等(2024)的研究,使用行业内每百家企业拥有的网站数量加 1 后取自然对数来衡量行业的信息化程度。本文构建变量 *INFO*,若行

业内每百家企业拥有的网站数量大于样本中位数，则 *INFO* 取值为 1，否则为 0。表 4 报告了基于行业信息化程度的异质性分析结果。结果显示，*TREAT*×*POST*×*INFO* 的系数显著为负，表明行业信息化程度越低，公共数据开放越能显著提升企业异地投资水平。

表 3 基于地区制度性壁垒的异质性分析

	<i>CROSUB_NUM</i>	<i>CROSUB_INV</i>
	(1)	(2)
<i>TREAT</i> × <i>POST</i>	0.029*** (3.291)	0.108** (2.284)
<i>NCRPT</i>	0.010 (1.554)	0.026 (0.776)
<i>TREAT</i> × <i>POST</i> × <i>NCRPT</i>	-0.025*** (-3.028)	-0.105** (-2.459)
控制变量	控制	控制
公司×投资地城市固定效应	控制	控制
年份固定效应	控制	控制
观测值	83 210	83 210
<i>adj. R</i> <sup>2</sup>	0.2107	0.1961

注：由于政府廉洁度的数据自2016年起发布，样本量小于基准回归。

表 4 基于行业信息化程度的异质性分析

	<i>CROSUB_NUM</i>	<i>CROSUB_INV</i>
	(1)	(2)
<i>TREAT</i> × <i>POST</i>	0.021** (2.564)	0.103** (2.505)
<i>INFO</i>	0.016 (1.051)	0.037 (0.486)
<i>TREAT</i> × <i>POST</i> × <i>INFO</i>	-0.020* (-1.788)	-0.131** (-2.527)
控制变量	控制	控制
公司×投资地城市固定效应	控制	控制
年份固定效应	控制	控制
观测值	125 327	125 327
<i>adj. R</i> <sup>2</sup>	0.2237	0.2037

注：由于缺失部分行业内每百家企业拥有网站数量的数据，样本量小于基准回归。

3. 基于企业数字化水平的异质性分析。  
企业集团异地发展决策依赖于获取的异地市场信息。当企业数字化水平较低时，企业获取异地市场信息的成本较高，跨区域发展的意愿较低(余典范等，2023)。公共数据开放搭建了信息共享交流的平台，能够协助数字化水平较低的企业一站式获取异地市场各领域的信息，降低企业的信息搜集成本，从而更大程度地提高企业异地投资水平。本文参考李哲等(2024)的研究，使用企业年报管理层分析与讨论部分的数字化应用词频加 1 后取自然对数来衡量企业的数字化水平。本文构建变量 *TECH*，若企业数字化应用词频大于行业年份中位数，则 *TECH* 取值为 1，否则为 0。表 5 报告了基于企业数字化水平的异质性分析结果。结果显示，*TREAT*×*POST*×*TECH* 的系数显著为负，表明企业数字化水平越低，公共数据开放越能显著推动企业集团异地发展。

表 5 基于企业数字化水平的异质性分析

	<i>CROSUB_NUM</i>	<i>CROSUB_INV</i>
	(1)	(2)
<i>TREAT</i> × <i>POST</i>	0.028*** (3.103)	0.145*** (3.095)
<i>TECH</i>	0.027*** (3.514)	0.137*** (3.652)
<i>TREAT</i> × <i>POST</i> × <i>TECH</i>	-0.018* (-1.923)	-0.106** (-2.185)
控制变量	控制	控制
公司×投资地城市固定效应	控制	控制
年份固定效应	控制	控制
观测值	146 115	146 115
<i>adj. R</i> <sup>2</sup>	0.2174	0.1992

(三)公共数据开放对本地投资是否产生挤出效应  
上文研究发现，公共数据开放能够显著促进上市公司的异地投资，那么由公共数据开放所带来的异地投资增加是否会对本地投资产生挤出效应?为回答这一问题，本文分析了公共数据开放对新增子公司总投资以及新增本地子公司投资的影响。参考余典范等(2023)的研究，本文采用 *t*+1 年公司 *c* 在母公司所在地 *i* 新建的子公司数量(*LOCSUB\_NUM*)以及新增子公司投资额加 1 后取自然对数(*LOCSUB\_INV*)来衡量新增本地子公司投资。基于基准回归模型，本文将上

述变量作为被解释变量进行回归分析。表 6 报告了公共数据开放对本地子公司新增投资影响的回归结果。结果显示,公共数据开放对本地新增子公司数量以及本地新增子公司投资额均无显著影响,表明公共数据开放并未对本地子公司投资产生明显的挤出效应。

#### (四)公共数据开放对行业距离的影响

上文验证了公共数据开放能够降低企业信息成本,从而促进企业集团异地发展。这表明公共数据开放为企业提供了获取异地信息的便利渠道,打破了地理距离对经济活动的限制。那么,公共数据开放是否也能打破行业距离限制,促进企业多元化发展?为回答这一问题,本文采用与母公司处于同一行业的新增异地子公司数量(投资额) $SAM\_CROSUB(SAM\_CROSUB\_INV)$ 以及与母公司处于不同行业的新增异地子公司数量(投资额) $DIF\_CROSUB(DIF\_CROSUB\_INV)$ 来衡量企业是否跨越了行业距离。变量  $SAM\_CROSUB$  为  $t+1$  年公司  $c$ (所在地为城市  $i$ ) 在城市  $j$  新设立的与母公司处于同一行业的异地子公司数量,变量  $SAM\_CROSUB\_INV$  为  $t+1$  年公司  $c$ (所在地为城市  $i$ ) 在城市  $j$  新增的与母公司处于同一行业的异地投资额,变量  $DIF\_CROSUB$  为  $t+1$  年公司  $c$ (所在地为城市  $i$ ) 在城市  $j$  新设立的与母公司处于不同行业的异地子公司数量,变量  $DIF\_CROSUB\_INV$  为  $t+1$  年公司  $c$ (所在地为城市  $i$ ) 在城市  $j$  新增的与母公司处于不同行业的异地投资额。将上述变量作为被解释变量进行回归分析,结果如表 7 所示。结果显示,公共数据开放能够显著提高跨行业异地投资水平,而对同行业异地投资水平则没有显著影响。这表明公共数据开放不仅能够削弱地理距离对企业经济活动的影响,也为企业跨行业经营提供了有效的数据支持,促进了企业的多元化发展。

表 6 公共数据开放对本地投资的挤出效应

	$LOCSUB\_NUM$	$LOCSUB\_INV$
	(1)	(2)
$TREAT \times POST$	-0.000 (-0.003)	-0.013 (-0.671)
控制变量	控制	控制
公司×投资地城市固定效应	控制	控制
年份固定效应	控制	控制
观测值	146 115	146 115
$adj. R^2$	0.3331	0.3778

表 7 公共数据开放对行业距离的影响

	$DIF\_CROSUB$	$SAM\_CROSUB$	$DIF\_CROSUB\_INV$	$SAM\_CROSUB\_INV$
	(1)	(2)	(3)	(4)
$TREAT \times POST$	0.011*** (2.935)	0.005 (1.645)	0.055** (2.311)	0.025 (1.279)
控制变量	控制	控制	控制	控制
公司×投资地城市固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	146 115	146 115	146 115	146 115
$adj. R^2$	0.1757	0.1715	0.1678	0.1678

#### (五)新增异地投资对集团整体业绩的影响

本文进一步检验公共数据开放引致的异地投资增加对集团整体业绩的影响,构建的模型如下:

$$Y_{c,t} = \alpha_0 + \alpha_1 CROSUB_{c,j,t} + \alpha_2 TREAT_{c,j} \times POST_t + \alpha_3 TREAT_{c,j} \times POST_t \times CROSUB_{c,j,t} + \alpha_4 X_{c,t} + \delta_{c,j} + \mu_t + \varepsilon_{c,j,t} \quad (2)$$

其中,  $Y_{c,t}$  表示企业集团整体市值与合并报表总资产的比值( $GRP\_TOBINQ$ )。  $CROSUB_{c,j,t}$  表示新增异地子公司数量( $CROSUB\_NUM$ )和新增异地投资额( $CROSUB\_INV$ )。  $\alpha_3$  反映公共数据开放引致的新增异地投资对集团整体业绩的边际影响。表 8 结果表明,公共数据开放通过推动企业集团异地发展,显著提升了企业集团整体业绩。

## 六、结论与政策启示

本文基于城市层面公共数据开放平台上线的准自然实验，采用双重差分模型考察了公共数据开放对企业集团异地发展的影响。研究表明，公共数据开放能推动企业新建异地子公司，从而促进企业集团异地发展。公共数据开放显著降低了企业的信息成本，从而推动企业进行异地投资。异质性分析显示，公共数据开放对企业集团异地发展的影响在投资地城市制度性壁垒较高、行业信息化程度较低、企业数字化水平较低时更加显著。进一步分析表明，公共数据开放对本地子公司投资不存在明显的挤出效应；公共数据开放显著提高了企业跨行业异地投资水平，但对同行业异地投资无显著影响；公共数据开放引致的新增异地投资显著提升了集团整体业绩。

本文研究结论具有以下政策启示：第一，推广公共数据开放平台建设的先进经验，充分释放数据要素的社会经济价值。作为新型生产要素，数据要素在市场中和社会中顺畅流通，可全面赋能企业和经济发展。因此，应积极推动公共数据开放平台建设并推广至全国，促进资本在区域间自由流动。同时，各城市应保障公共数据开放平台数据供给的稳定性，解决网站无法访问、网站崩溃等问题，确保数据要素自由流通，从而发挥其最大价值。第二，加强公共数据开放建设中各区域、各部门的协同体系构建，进一步提升公共数据的可比性、可利用度和流通顺畅度。公共数据开放促进企业异地投资的主要机制是降低企业进入异地市场的信息壁垒。因此，应着力解决公共数据开放中各部门数据自成体系、相互割裂，各地方政府数据开放不联通、开放内容和标准不一致等问题，构建跨部门、跨区域的公共数据开放管理体系，从而有效提升企业及社会公众对公共数据的利用度，促进资本跨区域流动。第三，重点完善市场分割、地方保护主义问题较严重地区的公共数据开放平台建设，并加强这类地区各公共部门对所开放数据的解释说明力度，提高公共数据的可读性和可理解性，从而充分激发数据要素价值。完善制度性壁垒较高地区的公共数据开放平台建设，增强公共数据的可读性、可理解性，能够拉近公共部门与公众的距离，充分调动社会公众的监督治理作用，推动经济高质量发展。

### 参考文献：

- [1]曹春方，贾凡胜. 异地商会与企业跨地区发展[J]. 经济研究，2020，(4)：150-166.
- [2]曹春方，刘秀梅，贾凡胜. 向家乡投资：信息、熟悉还是代理问题？[J]. 管理世界，2018，(5)：107-119.
- [3]曹春方，夏常源，钱先航. 地区间信任与集团异地发展——基于企业边界理论的实证检验[J]. 管理世界，2019，(1)：179-191.
- [4]曹春方，周大伟，吴澄澄，等. 市场分割与异地子公司分布[J]. 管理世界，2015，(9)：92-103.
- [5]陈丽娟，阳扬. 生产性服务业空间关联促进了制造业企业异地投资吗？[J]. 财经研究，2023，(3)：140-154.

表 8 新增异地投资对企业集团整体业绩的影响

	GRP_TOBINQ	
	(1)	(2)
$TREAT \times POST \times CROSUB\_NUM$	0.014** (2.398)	
$CROSUB\_NUM$	-0.001 (-0.221)	
$TREAT \times POST \times CROSUB\_INV$		0.005*** (2.657)
$CROSUB\_INV$		0.002 (1.344)
$TREAT \times POST$	-0.007 (-0.947)	-0.010 (-1.179)
控制变量	控制	控制
公司×投资地城市固定效应	控制	控制
年份固定效应	控制	控制
观测值	146 115	145 997
adj. R <sup>2</sup>	0.9134	0.9134

注：由于基准回归中使用的是 $t+1$ 期企业异地投资的样本，而此处使用的是 $t$ 期企业异地投资的样本，因此样本量不同。



- [6]陈艳利, 蒋琪. 数据生产要素视角下开放公共数据与企业创新——基于建立公共数据开放平台的准自然实验[J]. 经济管理, 2024, (1): 25-46.
- [7]陈运森, 郑登津. 董事网络关系、信息桥与投资趋同[J]. 南开管理评论, 2017, (3): 159-171.
- [8]范子英, 周小昶. 财政激励、市场一体化与企业跨地区投资——基于所得税分享改革的研究[J]. 中国工业经济, 2022, (2): 118-136.
- [9]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, (9): 124-141.
- [10]胡海峰, 白宗航, 王爱萍. 银行业竞争吸引了企业异地投资吗[J]. 经济学动态, 2023, (10): 33-51.
- [11]蓝发钦, 胡晓敏, 徐卓琳. 公共数据开放能否拓展资本跨区域流动距离——基于异地并购视角[J]. 中国工业经济, 2024, (9): 156-174.
- [12]李哲, 李心武, 焦焰, 等. “多言寡行”的数字化转型披露与分析师预测行为[J]. 会计研究, 2024, (9): 61-75.
- [13]刘志彪, 孔令池. 从分割走向整合: 推进国内统一大市场建设的阻力与对策[J]. 中国工业经济, 2021, (8): 20-36.
- [14]罗进辉, 巫奕龙, 刘海潮, 等. 亲清政商关系的绿色治理效应——来自绿色并购的证据[J]. 财经研究, 2023, (11): 34-49.
- [15]马光荣, 程小萌, 杨恩艳. 交通基础设施如何促进资本流动——基于高铁开通和上市公司异地投资的研究[J]. 中国工业经济, 2020, (6): 5-23.
- [16]马俊峰, 徐子尧. 信用体系建设对企业家创业精神的影响——来自政务、商务、社会和司法领域的证据[J]. 会计与经济研究, 2024, (5): 120-141.
- [17]马梦迪, 李烁, 王菊仙. 审计质量与私有信息搜寻——基于实地调研的证据[J]. 会计与经济研究, 2024, (1): 103-117.
- [18]马新啸, 汤泰劼, 仲崇阳. 要素市场整合与中国企业去僵尸化[J]. 经济管理, 2022, (10): 22-38.
- [19]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, (2): 174-203.
- [20]彭远怀, 胡军. 政府数据开放与资本区际流动: 企业异地投资视角[J]. 数量经济技术经济研究, 2024, (10): 89-110.
- [21]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, (6): 1815-1833.
- [22]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, (1): 136-156.
- [23]余典范, 张家才, 陈磊. 企业数字化促进了资本跨地区流动吗?——来自上市公司异地设立子公司的证据[J]. 财经研究, 2023, (12): 91-105.
- [24]张国胜, 严鹏, 李欣珏, 等. 大数据要素集聚、技术能力缺口与生产率区域差距[J]. 中国工业经济, 2024, (10): 118-136.
- [25]Ahearne A G, Grier W L, Warnock F E. Information costs and home bias: An analysis of US holdings of foreign equities[J]. [Journal of International Economics](#), 2004, 62(2): 313-336.
- [26]Attard J, Orlandi F, Scerri S, et al. A systematic review of open government data initiatives[J]. [Government Information Quarterly](#), 2015, 32(4): 399-418.
- [27]Blankespoor E, deHaan E, Marinovic I. Disclosure processing costs, investors' information choice, and equity market outcomes: A review[J]. [Journal of Accounting and Economics](#), 2020, 70(2-3): 101344.
- [28]Charnoz P, Lelarge C, Trevien C. Communication costs and the internal organisation of multi-plant businesses: Evidence from the impact of the French high-speed rail[J]. [The Economic Journal](#), 2018, 128(610): 949-994.

- [29]Du J Y, Gao H Y, Wen H Y, et al. Public data access and stock price synchronicity: Evidence from China[J]. *Economic Modelling*, 2024, 130: 106591.
- [30]Erel I, Liao R C, Weisbach M S. Determinants of cross-border mergers and acquisitions[J]. *The Journal of Finance*, 2012, 67(3): 1045–1082.
- [31]Freund C L, Weinhold D. The effect of the internet on international trade[J]. *Journal of International Economics*, 2004, 62(1): 171–189.
- [32]Gordon R H, Bovenberg A L. Why is capital so immobile internationally? Possible explanations and implications for capital income taxation[J]. *The American Economic Review*, 1996, 86(5): 1057–1075.
- [33]Hillman A J, Wan W P. The determinants of MNE subsidiaries' political strategies: Evidence of institutional duality[J]. *Journal of International Business Studies*, 2005, 36(3): 322–340.
- [34]Ma R, Guo F, Li D D. Can public data availability affect stock price crash risk? Evidence from China[J]. *International Review of Financial Analysis*, 2024, 94: 103270.
- [35]Nagaraj A. The private impact of public data: Landsat satellite maps increased gold discoveries and encouraged entry[J]. *Management Science*, 2022, 68(1): 564–582.
- [36]Portes R, Rey H. The determinants of cross-border equity flows[J]. *Journal of International Economics*, 2005, 65(2): 269–296.
- [37]Rauch J E, Casella A. Overcoming informational barriers to international resource allocation: Prices and ties[J]. *The Economic Journal*, 2003, 113(484): 21–42.
- [38]Sun L Y, Abraham S. Estimating dynamic treatment effects in event studies with heterogeneous treatment effects[J]. *Journal of Econometrics*, 2021, 225(2): 175–199.
- [39]Xing Q H, Xu G S, Wang Y P. Open government data and the cost of debt[J]. *International Review of Financial Analysis*, 2024, 95: 103384.

## Public Data Access and Nonlocal Development of Enterprise Groups

Wen Wen, Sun Yajie, Niu Yuhao

(International Business School, Beijing Foreign Studies University, Beijing 100089, China)

**Summary:** Public data access helps stimulate the value of data resources and promote the construction of digital China. It is a key measure to promote the free flow of data elements and activate their potential. Some scholars conduct research on the microeconomic consequences of public data access, while ignoring its role in promoting the nonlocal development of enterprise groups. Establishing nonlocal subsidiaries by enterprise groups can effectively break market segmentation and promote the cross-regional flow of capital. Given that enterprise groups face high information costs in nonlocal development, it is of great theoretical significance and policy value to study whether public data access can assist in breaking down barriers to the cross-regional free flow of capital elements and promote the nonlocal development of enterprise groups.

Using data from China's A-share listed companies in Shanghai and Shenzhen from 2010 to 2021, this paper takes the batch launch of public data access platforms in prefecture-level cities as a quasi-natural experiment, and constructs a DID model to examine the impact of public data access on the nonlocal development of enterprise groups. The study shows that public data access significantly increases nonlocal investment, thereby promoting the nonlocal development of enterprise groups. Mechanism testing shows that this effect is mainly

achieved by reducing information costs. Heterogeneity analysis reveals that the positive effect is more significant when regional institutional barriers are higher, industry informatization is weaker, and enterprise digitization is lower. Further analysis shows that there is no significant crowding-out effect of public data access on the investment of local subsidiaries. Public data access significantly increases the level of cross-industry non-local investment, but it has an insignificant effect on nonlocal investment in the same industry. Meanwhile, new nonlocal investment significantly increases the overall performance level of enterprise groups.

The contributions of this paper are as follows: First, it explores how public data access assists enterprise groups in accessing and utilizing information, which in turn promotes the nonlocal development of enterprise groups, providing direct micro evidence on how the free flow of data elements help smooth the domestic economic cycle and enriching the research on the economic consequences of public data access. Second, it examines whether public data access helps enterprise groups break through regional information barriers and promote cross-regional investment, complementing the research on the determinants of the nonlocal development of enterprise groups. Third, it explores in depth whether public data access has a crowding-out effect on local investment, and the impact of public data access on the cross-industry flow of capital and the overall performance of enterprise groups, providing rich micro evidence for the synergistic effect between data elements and capital market development.

**Key words:** public data access; nonlocal development of enterprise groups; cross-regional investment; information costs

(责任编辑 康健)

(上接第 34 页)

This paper models the usage gap (the second generation) and the knowledge gap (the third generation), embeds them into the classic Aiyagari-Bewley-Huggett model, and constructs a HANK model that includes the two-generation digital divide and information inclusive policies. It systematically analyzes the mechanism of how the usage gap and the knowledge gap affect wealth inequality, and quantitatively estimates the effectiveness of information inclusive policies in reducing wealth inequality. The results show that: (1) An asymmetric relationship can be found between the usage gap and various Gini coefficients. When the usage gap gradually narrows, the wealth and capital income Gini coefficients first increase and then decrease, while the income Gini coefficient decreases. (2) There is a non-linear relationship between the knowledge gap and various Gini coefficients. When the knowledge gap gradually narrows and converges towards the “dominant party”, the wealth, capital income, and income Gini coefficients all first rise and then fall; when the knowledge gap gradually narrows and converges towards the “disadvantaged party”, the wealth, capital income, and income Gini coefficients all gradually increase and then remain stable. (3) Information inclusive policies can reduce the three Gini coefficients.

The marginal contributions of this paper are as follows: First, under the framework of an expanded HANK model, the important forms of the digital divide are accurately characterized. Based on this, the specific impact of usage gap and knowledge gap on household consumption, savings behavior, and wealth inequality is deeply analyzed from a quantitative analysis perspective. Second, it incorporates information inclusive policies into the HANK model and accurately estimates the direct impact of the policies on wealth inequality, as well as the effectiveness of the policies in reducing wealth inequality.

**Key words:** digital divide; wealth inequality; information inclusive policies; HANK model

(责任编辑 康健)