

政府数据开放与资本区际流动： 企业异地投资视角

彭远怀 胡 军

【摘要】资本区际有序自由流动是区域协调发展的前提,但制度性的政府行为严重制约着资本区际流动。那么旨在推进国家治理体系和治理能力现代化的政府数据开放能否促进资本区际有序自由流动呢?文章利用地方政府数据开放平台开通的准自然实验,从企业异地投资视角考察了目的地政府数据开放对资本区际流动的影响。研究发现:第一,企业在目的地政府数据开放平台开通后的子公司数量和注册资本均显著增加,表明政府数据开放能促进企业异地投资;第二,降低制度交易成本是重要作用机制,体现在企业主要是向比所在地市场化进程更慢、政府干预程度更强、经济政策不确定性更高的目的地增加投资,且异地投资造成的边际税费负担和非生产性成本显著减少;第三,非国有产权、较强融资约束、较少异地投资经验会增强政府数据开放对企业异地投资的促进作用;第四,政府数据开放质量越高、数据质量越高、平台越完善以及政策保障越强时企业异地投资越多。以上结果意味着发展较差地区高质量开放政府数据有助于吸引更多发展较好地区的资本流入,这为促进资本区际有序自由流动以实现区域协调发展提供了重要决策启示。

【关键词】政府数据开放;资本区际流动;异地投资;制度交易成本

【作者简介】彭远怀,讲师,暨南大学管理学院,电子邮箱:pengyh@jnu.edu.cn;胡军(通讯作者),教授,暨南大学产业经济研究院,电子邮箱:hj@jnu.edu.cn。

【原文出处】《数量经济技术经济研究》(京),2024.10.89~110

【基金项目】本文获得国家自然科学基金青年项目(72303078)、中国博士后科学基金面上项目(2023M731313)和教育部哲学社会科学研究重大课题攻关项目(22JZD007)的资助。

一、引言

党的二十届三中全会强调,“高质量发展是全面建设社会主义现代化国家的首要任务”。当前,中国已乘势而上开启全面建设社会主义现代化国家新征程,但是区域发展不平衡不充分的问题仍然较为突出,已成为制约中国高质量发展的结构性和全局性问题。特别地,资本作为社会主义市场经济的基本生产要素,能否在区际有序自由流动是达成区域协调发展目标的重要前提。然而,制度性的政府行为却严重制约着资本区际有序自由流动(赵永亮和徐勇,2007;曹春方等,2017),如地方政府为避免税收和就业机会流失会限制国有企业在异地设立子公司

(曹春方等,2015)。有鉴于此,深入推进国家治理体系和治理能力现代化,以减少制度性政府行为的负面影响,继而充分发挥市场在资本要素配置中的决定性作用是重要解决路径。《中共中央 国务院关于建立更加有效的区域协调发展新机制的意见》也指出,要充分发挥市场在区域协调发展新机制建设中的主导作用,更好发挥政府在区域协调发展方面的引导作用,促进区域协调发展新机制有效有序运行。由此可见,如何推进国家治理体系和治理能力现代化以促进资本区际有序自由流动,已然成为经济高质量发展中实现区域协调发展的关键所在。

政府数据开放是推进国家治理体系和治理能力

现代化的重要举措,其不仅有助于增强数字政府效能,也有助于革新社会治理流程和方式。《国务院关于加强数字政府建设的指导意见》中的“坚持数据赋能”基本原则已表明,要充分发挥数据的基础资源作用和创新引擎作用,以数据汇聚融合、共享开放和开发利用支撑政府治理流程优化、模式创新和履职能力提升,实现政府决策科学化水平和管理服务效率提高。《“十四五”国家信息化规划》则作出部署,要加快政务数据开放共享和开发利用,推动国家行政体系更加完善、政府作用更好发挥、行政效率和公信力显著提升,推动有效市场和有为政府更好结合。所谓政府数据开放,即政府职能部门免费且无差别地向社会公众主动提供其履行公共职责过程中依法制作、采集或获取的市场监管、违法失信、行政审批等原始政府数据。不同于以知情权为基础的政府信息公开,政府数据开放强调的是社会公众对政府数据的利用权,抑或理解为数字时代政府提供的新型公共服务(朱峥,2020)。在新一轮党和国家机构改革中,通过设立国家数据局统筹数据资源整合共享和开发利用以推动信息资源跨行业跨部门互联互通,这也从侧面印证了政府数据开放的重要性及其公共服务属性。

既有文献对政府数据开放的讨论多是沿用公共管理学的研究范式,如分析制度基础(朱峥,2020;宋烁,2021)、评估开放程度(Lee和Kwak,2012;Donker和van Loenen,2017)以及探究决定因素(韩啸和吴金鹏,2020;Zhao和Fan,2021;Zhao等,2022)等。在经济后果方面,方锦程等(2023)、彭远怀(2023)分别讨论了对区域内部发展差异和企业全要素生产率的影响。但政府数据开放是否能减少制度性政府行为的负面影响以促进资本区际流动等重要问题仍有待深入论证,而这也是从经济层面检验其是否能助推国家治理体系和治理能力现代化的重要途径。依据既有文献的研究,制度性政府行为在资本区际流动中的负面影响主要体现为增加投资主体适应制度规则、应对行政主体干预和政策效率低下等的制度交易成本(刘瑞明,2012;宋渊洋和黄礼伟,2014;肖土盛等,2018)。政府数据开放不仅能提高政府透明度和增强问责机制,还能通过社会公众对开放政府数

据的利用反馈形成双向互动治理以促进公共政策创新(宋烁,2021;Park和Gil-Garcia,2022;Zhao等,2022)。这意味着目的地开放政府数据能促使企业更加全面地了解当地制度规则,同时减少不合理的行政干预、提高政策效率和政务服务质量,从而减少资本区际流动过程中面临的制度交易成本。据此可以合理推定,目的地政府数据开放可能有助于促进资本区际流动。

政府数据开放的实践措施是各职能部门将需要开放的数据以多类常见数据格式放置于统一在线平台,以供社会公众自由查询、预览和下载,或是通过数据接口的形式调用。上海是国内最早探索政府数据开放的地区,其2012年的政府工作报告就已提出“推进政府部门可以公开的经济社会发展数据、各类基础政务数据对社会公众开放”。自2012年上海试运行政府数据服务网以来,国内地方政府数据开放事业步入高速发展期,尤其是国务院在2015年印发的《促进大数据发展行动纲要》提出“加快政府数据开放共享”之后。截至2021年末,内地共有24个省级政府开通地方政府数据开放平台,这为利用双重差分模型识别因果关系提供了较好的前提条件。此外,《国民经济和社会发展的第十四个五年规划和2035年远景目标纲要》《国务院关于加强数字政府建设的指导意见》等文件提出“探索将公共数据服务纳入公共服务体系,构建统一规范、互联互通、安全可控的国家公共数据开放平台和开发利用端口”,这意味着利用地方政府数据开放平台考察政府数据开放对资本区际流动的影响,也有助于为构建国家公共数据开放平台提供重要经验启示。

基于此,本文以2007–2021年A股非金融企业为样本,利用省级政府数据开放平台开通的准自然实验,考察目的地政府数据开放对企业异地投资的影响,以揭示政府数据开放如何影响资本区际流动。本文可能的边际贡献主要体现在:

第一,现代化新征程中实现区域协调发展仍然面临极大挑战,而制度性的政府行为便是区域市场难以整合的有力解释(曹春方等,2017)。既有文献虽然讨论了地方政府干预、地区税收竞争等对资本区际流动的影响,但缺乏对政府治理措施创新的直接

讨论。政府数据开放是促进政府治理模式从管制型向服务型转型以助推国家治理体系和治理能力现代化的重要举措,考察政府数据开放对资本区际流动的影响有助于深化资本区际流动决定因素的研究。

第二,作为数字时代政府提供的新型公共服务,政府数据开放并非止步于开放,而是以服务经济高质量发展、推进中国式现代化为最终目标(Harrison等,2012;Park和Gil-Garcia,2022)。既有文献多拘泥于讨论其制度基础、开放程度、决定因素等“就开放论开放”的研究范畴,而对政府数据开放影响经济发展的讨论还较少。本文深入论证政府数据开放对企业异地投资的影响,有助于拓展宏观政府数据开放在微观企业层面经济后果的研究。

第三,区域发展不平衡不充分问题已成为制约中国发展的结构性和全局性问题,而资本区际有序自由流动是实现区域协调发展的关键前提。本文的研究结论表明,发展较差地区高质量开放政府数据总体上有利于吸引更多发展较好地区的资本流入,这为促进资本区际有序自由流动以实现更高质量的区域协调发展战略提供了重要决策参考。

二、政策背景、文献回顾与研究假说

(一)政策背景

以开放为实践形式的公众参与式治理是国家治理体系和治理能力现代化改革的重要方向。美国政府在2009年发布的《透明和开放政府》备忘录就指出,开放将提高政府效率和效力,政府应该是透明且公众可参与和协作的,并要求行政部门和机构利用新技术,将运行和决策信息放置于网上以便公众随时获取。自该备忘录发布以来,以践行开放政府原则为目标的政府数据开放运动逐渐成为许多国家的重要战略规划。国务院在2015年印发的《促进大数据发展行动纲要》中也明确提出“加快政府数据开放共享,推动资源整合,提升治理能力”。

政府数据开放是指行政主体通过网络平台免费且无差别地向社会公众主动提供其在履行公共服务职责过程中获得的原始政府数据的行为。中国政府数据开放事业主要是由地方政府推动,如上海开通国内首个政府数据开放平台,贵州发布国内首个政府数据分类分级指南,而国家层面的政府数据开放

工作仍在筹备阶段。目前,上海市、北京市、浙江省等地方政府已相继开通政府数据开放平台。以浙江政府数据开放平台(浙江·数据开放)为例,截至2024年3月已开放约3.3万个数据集,合计183.75亿条数据,几乎所有职能部门均有开放数据。如发改部门开放了浙江省投资项目行政审批中介服务机构的信用评价信息、区域用能控制目标信息等;市场监管部门开放了优惠减免单位目录清单信息、“互联网+监管”企业其他信息等。

政府数据开放并非政府信息公开的扩展和延伸,而是数字时代政府治理改革的制度工具(郑磊,2015;Hardy和Maurushat,2017;朱峥,2020;宋烁,2021)。其与政府信息公开的主要差异体现在:首先是实施主体不同,政府信息公开关注的重点在政府端,而政府数据开放同时注重政府和社会公众两端及之间的互动;其次是制度措施不同,政府信息公开分主动公开和依申请公开,而政府数据开放是主动开放;再次是数据属性不同,政府信息公开是公开经过连接、加工或解读后被赋予特殊意义的数字,而政府数据开放是开放未经任何加工的原始记录;最后是权利基础不同,政府信息公开主要是保障社会公众知情权抑或监督权,而政府数据开放强调的是社会公众对政府数据的利用权。由此可见,政府数据开放已形成与政府信息公开具有本质区别的制度框架。

(二)文献回顾

资本区际流动不仅决定着经济增长,也影响着区域经济差距变化(郭金龙和王宏伟,2003)。鉴于本文是从企业异地投资揭示资本区际流动,因而此处主要回顾企业异地投资决定因素的相关文献。既有文献侧重分析了正式制度、非正式制度、地理环境等因素的影响。首先,在正式制度方面,较差的制度环境会增加制度交易成本,改变企业异地投资决策。如目的地较好的制度环境会吸引更多外地企业设立分支机构和并购该地企业(宋渊洋和黄礼伟,2014;王凤荣和苗妙,2015;肖土盛等,2018),而所在地低效劣质的政府服务则会促使企业异地并购以降低运营成本(肖土盛等,2018)。其次,在非正式制度方面,异地商会、校友网络等能减少信息壁垒以弥补正式

制度的不足,从而促进企业异地投资,如企业会向存在家乡商会的目的地设立更多子公司(曹春方和贾凡胜,2020),高管校友网络关系更强的企业会进行更多异地并购(彭聪等,2020)。最后,在地理环境方面,地理距离造成的要素流动限制和信息隔离会增加市场交易成本,而完善交通基础设施建设则能破除地理障碍,如高铁开通会促进企业设立更多异地子公司(马光荣等,2020)。

与本文直接相关的文献还有关于政府数据开放的研究,此部分文献侧重于在公共管理学的研究范式内讨论政府数据开放的制度基础、开放程度、决定因素等。首先,在制度基础方面,早期文献将政府数据开放视作政府信息公开的扩展和延伸,认为公众知情权便是政府数据开放的权利基础,抑或增加监督权和平等权(张亚楠,2020)。但随着研究的深入,普遍认为政府数据开放的权利基础并未继承知情权逻辑,而是以数据使用权作为权利基础,即强调公众对政府数据的利用(朱峥,2020;宋烁,2021)。其次,在开放程度方面,既有评估模型总体上都包括政府、数据及公众维度。如Lee和Kwak(2012)将政府数据开放的初始条件、数据透明度、公开参与等纳入成熟度模型,以分析透明度、互动性、参与、协作对开放程度的影响。最后,在决定因素方面,先进信息技术在整合跨部门数据资源、统一数据标准以及提高数据共享效率上发挥着关键作用(Zhao和Fan,2018),而经济发展水平决定着政府的行动资源,也必然会影响政府数据开放(Lee和Whitford,2013)。值得一提的是,方锦程等(2023)、彭远怀(2023)较早地将政府数据开放纳入经济学的研究框架,发现其有助于减少城市内部发展水平差距和提高企业全要素生产率。

总体来看,前述文献虽为本文研究的开展提供了必要理论和经验支持,但仍存在重要缺陷有待弥补。从企业异地投资决定因素的研究来看,随着经济转型改革的深化,制度性政府行为制约企业异地投资的重要性更加凸显(郝宪印和张念明,2023)。既有文献虽然讨论了行政主体干预、地区税收竞争等的影响,但讨论深度尤其是对解决措施的直接讨论还略显不足。从政府数据开放经济后果的研究来看,政府数据开放是数字时代推进政府转型的制度

工具(宋烁,2021),其深层次目标是要提高政府绩效和创造公共价值以服务于经济社会高质量发展(Park和Gil-Garcia,2022),但既有文献的研究多局限于“就开放论开放”,而鲜有文献深入分析其经济后果,这极大地限制了对政府数据开放收益、成本及障碍的认识(Conradie和Choenni,2014)。因此,本文拟在既有文献的基础上,基于企业异地投资分析政府数据开放如何影响资本区际流动。

(三)理论分析与基本假说

政府数据开放的公共价值主要体现在通过提高政府透明度、强化问责机制以及创新公共政策来提高治理决策效能。在提高政府透明度方面,政府数据开放促使社会公众能更为便捷地了解政府运行情况,而其开放未加工原始数据则意味着提供的数据能更为准确地反映政府运行状况(Conradie和Choenni,2014;Park和Gil-Garcia,2022)。在强化问责机制方面,社会公众通过开放的政府数据不仅可以监督政府决策结果,也能监督政府决策的过程,因而政府数据开放有助于强化问责机制(Zuiderwijk和Janssen,2014;Park和Gil-Garcia,2022)。在创新公共政策方面,政府数据开放并非止步于开放,还会追踪数据利用情况,而利用和反馈所形成的双向互动治理模式便有助于促进公共政策创新(Zuiderwijk和Janssen,2014;Hardy和Maurushat,2017)。

除生产经营所必需的基础成本外,企业异地投资还存在制度交易成本的约束(宋渊洋和黄礼伟,2014;曹春方等,2019),即为遵守目的地法律法规、应对目的地行政主体干预以及政策效率低下等支付的成本(刘瑞明,2012;宋渊洋和黄礼伟,2014;肖土盛等,2018)。如地方税收优惠以及信贷优惠等均具有很强的地域特性(潘红波和余明桂,2011),外地企业设立子公司可能难以获取支持甚至无法了解到此类政策。特别地,财政分权和晋升激励等在促进经济快速增长的同时也引发了地方保护主义(刘瑞明,2012;王凤荣和苗妙,2015;马草原等,2021),其叠加制度不健全、法律不完善以及法治意识低下等因素,国内跨地区经营的总成本甚至可能高于跨国经营(宋渊洋和黄礼伟,2014)。郝宪印和张念明(2023)也指出,部分地区基于局部利益的考虑,制定地方保

护、市场分割、指定交易等妨碍统一市场和公平竞争的政策,以“内循环”的名义搞地区封锁。

目的地政府数据开放可能会减少外地企业投资时面临的制度交易成本,这既体现在适应目的地制度规则方面,也体现在应对目的地政府干预和政策效率低下等方面。具体如下:

第一,目的地政府数据开放能减少为适应制度规则付出的制度交易成本。目的地与所在地产业结构等的不同往往会使得两地存在较大的制度规则差异。如目的地政府出台的税费优惠对象可能与所在地存在差异,甚至在执行中央政策过程中也可能存在不同的侧重点或标准。地区制度规则的差异将会增加企业异地投资时为适应制度规则而付出的制度交易成本,尤其是目的地存在诸多不够透明的地方性制度规则时,如为避免违反目的地制度规则而聘任第三方机构支付的费用。但目的地政府数据开放既有助于提高政府透明度,也有助于通过强化问责机制减少隐性制度规则,从而减少企业为适应制度规则而支付的交易成本。相关研究也表明,目的地政府透明度更高时异地投资者获取公共信息更便利,这有助于减少经营障碍和提高经营效率(Hope等,2022),因而会促使异地投资中增加在该地的投资(Kingsley和Graham,2017)。

第二,目的地政府数据开放能减少应对政府干预需支付的制度交易成本。地方保护主义等引发的行政干预是企业异地投资面临的重要障碍(潘红波和余明桂,2011;曹春方等,2015),这不仅会弱化企业管理者对决策结果的权力(Kingsley和Graham,2017),更会增加外地企业投资的制度交易成本,如各种不合理的罚款和寻租费用,尤其是向法律制度不健全的目的地投资。既有文献研究也发现,地方政府干预越强、产权保护越弱以及法律环境较差时,企业会开展更多寻租活动(冯天丽和井润田,2009;李雪灵等,2011;宋渊洋和黄礼伟,2014)。社会公众利用开放政府数据有助于监督政府决策的结果和过程(Zuiderwijk和Janssen,2014;Park和Gil-Garcia,2022),这意味着目的地政府数据开放会抑制不合理的行政干预,减少异地企业投资的制度交易成本。

第三,目的地政府数据开放能减少政府政策效

率低下造成的制度交易成本。政策效率低下主要体现在执行力度不高、连续性较差以及适用性较弱等,如执行已过期政策、政策频繁变动、政策制定未充分听取公众意见等,致使外地企业投资的制度交易成本增加(于文超和梁平汉,2019)。既有基于跨国投资的研究发现,随着各国政策随意变化的风险下降,制度规则变得更加稳定,外国投资者会进行更多投资(Henisz,2000;Jensen,2008;Kingsley和Graham,2017)。目的地政府数据开放不仅能增强问责机制,提高政府政策的执行力度、连续性以及适用性,而且能形成双向互动治理机制,促进公共政策创新(Hardy和Maurushat,2017;宋烁,2021),因而有助于降低异地企业投资的制度交易成本。

综上所述,目的地政府数据开放能降低企业因适应制度规则、应对政府干预、政策效率低下引发的制度交易成本,从而促使企业在该地进行更多投资。据此,本文提出研究假说:其他条件不变时,目的地政府数据开放会显著促进企业进行更多异地投资。

三、研究设计

(一)样本选择与数据来源

鉴于单个企业可以在多个目的地进行投资,因而本文参照宋渊洋和黄礼伟(2014)、曹春方等(2015)、王凤荣和苗妙(2015)、肖土盛等(2018)的做法,基于省级政府数据开放平台构建企业一年度一目的地(省、自治区、直辖市)面板数据进行分析。此处未将地级以上市政府数据开放平台作为研究对象的原因主要在于:一方面,前文提及的适应目的地制度规则、应对行政主体干预和政策不确定与省级政府的相关性可能更大,尤其是目的地制度规则和经济政策不确定;另一方面,省级政府数据开放平台提供的数据也可能包含市级数据。此外,由于近年来政策发展较快,市级平台变动较大,如佛山和东莞近期将独立平台整合进省级平台。

本文选取的初始样本为2007–2021年沪深A股非金融企业,并剔除了基准回归涉及变量存在数据缺失的样本以降低估计偏误;同时,企业始终未在某地投资意味着该地可能不是其投资目标,因而本文也剔除了样本期内企业始终未在该地投资的样本。经过筛选后,最终获得295193个企业一年度一目的

地有效样本,涉及3910家企业和31个异地投资目的地,且其中21个异地投资目的地在样本期内开通了政府数据开放平台。

本文所使用的企业异地投资数据是指其异地子公司的数量和注册资本数据,此部分数据来源于国泰安数据库,其中子公司地理位置数据是根据数据库提供的财报披露信息手工整理获得;地方政府数据开放平台相关数据来源于复旦大学数字与移动治理实验室历年发布的《中国地方政府数据开放报告》,其中开通年份辅以各地政府数据开放平台介绍及百度搜索资料进行确认和补充;地区市场化指数来源于王小鲁等(2021)发布的《中国分省份市场化指数报告(2021)》;地区经济政策不确定指数来源于Yu等(2021)的研究成果;地区国内生产总值、常住人口数量、政府预算支出、政府预算收入以及地理位置等数据来源于EPS数据库和万得数据库;其余财务特征、治理特征以及基本信息等来源于国泰安数据库。

(二)政府数据开放的随机性

表1列示了各地政府数据平台开通年份和其拥有的异地子公司数量。对比可以发现,经济较发达的北京和上海虽早在2012年便开通政府数据开放平台,但拥有更多异地子公司的广东却较晚开通,而拥有最多异地子公司的江苏甚至到2019年才开通。与此同时,贵州的异地子公司数量虽远不及四川、湖北以及安徽,但其却在2016年便已开通政府数据开放平台,而四川直到2019年才开通,湖北和安徽则分别

在2020年、2021年开通。由此可见,目的地开通政府数据开放平台与其拥有的异地投资数量存在相关关系的可能性较小。

(三)模型设定与变量定义

考虑到企业异地投资也可能受到企业、行业、时间以及目的地层面难以观测或测量因素的影响,本文构建如下包含企业、时间以及目的地固定效应的双重差分模型:

$$Invest_{ijt+1}=\beta_0+\beta_1Open_{ijt}+\beta_kCVs_{ijt}+\mu_t+v_i+\omega_j+\varepsilon_{ijt+1} \quad (1)$$

其中,i、j、t分别代表企业、目的地、年份;Invest代表企业异地投资;Open代表地方目的地政府数据开放,其系数 β_1 为目的地政府数据开放对企业异地投资的净影响, β_1 显著为正则表明目的地政府数据开放能促进企业异地投资;CVs代表可能影响企业异地投资的系列控制变量; μ_t 、 v_i 、 ω_j 分别代表年份固定效应、企业固定效应、目的地固定效应; ε 代表随机扰动项。考虑到企业异地投资通常需要详细的规划、充分的考察以及合规的审批等程序,相较于目的地政府数据开放可能存在较长的滞后,因而企业异地投资采用t+1期数据计量,这也有助于缓解潜在的逆向因果问题。此外,为了缓解残差序列相关和异方差对估计结果的影响,且目的地政府数据开放变量为地区变量,所有回归的标准误均会在目的地层面进行聚类调整。

各变量的具体测度方式如下:

第一,关于自变量政府数据开放(Open)的衡量。

表1 政府数据开放年份与异地子公司数量					
省份	开放年份	异地子公司数量	省份	开放年份	异地子公司数量
北京	2012	19976	江苏	2019	29419
上海	2012	26826	四川	2019	19088
浙江	2015	18592	天津	2019	11169
广东	2016	23778	新疆	2019	8190
贵州	2016	4739	广西	2020	6130
河南	2018	10688	湖北	2020	13734
江西	2018	8926	湖南	2020	9865
宁夏	2018	2339	青海	2020	1901
山东	2018	15468	重庆	2020	8284
陕西	2018	9314	安徽	2021	14147
福建	2019	8019	甘肃	2021	3954
海南	2019	5553	河北	2021	10514

各目的地开通政府数据开放平台的时间如表 1 所示。若样本处于目的地开通政府数据开放平台之后,则将 Open 赋值为 1,否则为 0。

第二,关于因变量企业异地投资(Invest)的衡量。借鉴曹春方等(2015、2019)、马光荣等(2020)的做法,以企业异地子公司数量的自然对数(lnNumber)、异地子公司注册资本总份额的自然对数(lnCapital)衡量。需要说明的是,子公司注册资本信息并不是财务报告必须披露的内容,这使得子公司注册资本数据存在较多的缺失值。鉴于子公司普遍为非上市企业,注册资本信息难以获取,尤其是历史信息,因而本文将缺失的注册资本赋值为 0。

第三,关于控制变量(CVs)的选取及定义。借鉴潘红波和余明桂(2011)、宋渊洋和黄礼伟(2014)、曹春方等(2015、2019)、马光荣等(2020)、杨继彬等(2021)的做法,主要控制可能影响企业异地投资的资产报酬率(ROA,息税前利润与资产总额之比)、资产负债率(LEV,负债总额与资产总额之比)、市账率(MTB,股东权益市值与账面价值之比)、资产规模(SIZE,资产总额的自然对数)、企业年龄(AGE,设立年数的自然对数)、行业竞争程度(HHI,基于三位行业代码与营业收入计算的赫芬达尔—希斯曼指数)、目的地经济水平(GDP,目的地人均生产总值的自然对数)、目的地市场规模(POP,目的地常住人口数量的自然对数)以及地理距离(DIST,集团总部所在地到投资目的省会距离的自然对数)。

(四)描述性统计

表 2 列示了关键变量的描述性统计结果^①。Panel A

显示,Number 均值为 1.157, Capital 均值为 83.550, 表明大部分样本企业在单个目的地均设立了至少 1 个子公司,占有的注册资本均值约 8355.0 万元;Open 均值为 0.233,表明约 23.3% 的样本处于目的地政府数据开放之后。Panel B 显示,Number、Capital 在目的地政府数据开放组的均值分别为 1.790、107.268,中位数分别为 1.000、0.000;在目的地政府数据未开放组的均值分别为 0.965、76.329,中位数分别为 0.000、0.000。组间差异检验表明,无论是均值还是中位数比较,目的地政府数据开放组的企业异地投资均更多。

四、基础实证分析

(一)基准回归检验

表 3 列示了目的地政府数据开放对企业异地投资的影响。其中,第(1)列和第(2)列单变量回归结果显示,无论是以子公司数量还是子公司注册资本衡量企业异地投资,政府数据开放的回归系数均在 1% 水平上显著为正,表明企业在目的地政府数据开放后的投资水平显著高于预期。该回归结果初步支持了目的地政府数据开放会促进企业异地投资的理论预期,同时也意味着目的地政府数据开放能降低企业因适应制度规则、应对政府干预、政策效率低下引发的制度交易成本以促进企业在该地进行更多投资的理论推导初步成立。

考虑到企业和目的地特征也可能影响异地投资,因而本文在单变量回归的基础上增加控制地理距离、目的地经济水平、目的地人口规模、资产规模、市账率、资产报酬率、资产负债率、成立年龄、行业竞

表 2		描述性统计					
Panel A 变量特征		均值	标准差	25 分位数	中位数	75 分位数	样本量
lnNumber		0.526	0.622	0.000	0.693	0.693	295193
lnCapital		6.805	8.650	0.000	0.000	16.811	295193
Number		1.157	2.060	0.000	1.000	1.000	295193
Capital		83.550	310.517	0.000	0.000	20.000	295193
Open		0.233	0.423	0.000	0.000	0.000	295193
Panel B 单变量检验		Open=1		Open=0		组间差异	
		均值	中位数	均值	中位数	均值	中位数
Number		1.790	1.000	0.965	0.000	0.826	1.000
Capital		107.268	0.000	76.329	0.000	30.938	0.000

表 3 目的地政府数据开放与企业异地投资

变量	单变量回归		全变量回归	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	lnNumber	lnCapital	lnNumber	lnCapital
Open	0.056*** (0.012)	0.459*** (0.119)	0.044*** (0.011)	0.384*** (0.109)
控制变量	否	否	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是
R ² 值	0.291	0.237	0.317	0.245
样本量	295193	295193	295193	295193

注：*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著；括号内为目的地聚类标准误；常数项已省略。

争程度等。第(3)列和第(4)列全变量回归结果显示，政府数据开放与子公司数量的回归系数为0.044，与子公司注册资本份额的回归系数为0.384，均在1%水平上显著为正，仍然表明企业在目的地开放政府数据后的异地投资较预期水平显著增加。由此可见，目的地政府数据开放会显著促进企业异地投资的假说得到充分支持。就经济显著性而言，企业在目的地政府数据开放后的子公司数量较预期增加了约4.50%($e^{0.044}-1$)，注册资本较预期增加了约46.81%($e^{0.384}-1$)。

(二)平行趋势检验

双重差分模型虽能较好地识别因果关系，但其结论有效的前提是需要满足平行趋势假设。在本文的研究情景中，平行趋势假设是指目的地政府数据未开放前处理组和对照组企业的异地投资呈现出相同变化趋势。考虑到各地政府数据开放时间存在差异，无法明确区分处理组和对照组，因而此处借鉴王

永进和冯笑(2018)、Alok 和 Ayyagari(2020)的做法，通过动态双重差分模型验证平行趋势假设。具体的动态双重差分模型设定如下：

$$\text{Invest}_{ijt} = \beta_0 + \beta_n \sum_{n=-14}^9 \text{Event}_{ijt}^n + \beta_k \text{CVS}_{ijt} + \mu_t + v_i + \omega_j + \varepsilon_{ijt} \tag{2}$$

其中， i, j, t 分别代表企业、目的地、年份； Event_{ijt}^n 代表观测值所处年份相对于目的地政府数据开放年份的时间距离变量， n 取0时代表目的地政府数据开放当年， n 取负(正)值时代表目的地政府数据开放前(后)；其余指标和变量的定义与模型(1)完全相同。为了规避时间距离变量间的多重共线性，此处以政府数据开放前1期作为基期，即在回归中省略 Event^{-1} 。依据平行趋势的假设内容，若前述双重差分模型的应用满足平行趋势假设，则目的地政府数据开放前时间距离变量的回归系数均不会显著，即此时处理组和对照组企业的异地投资呈现同步变化。

图1展示了95%置信区间下目的地政府数据开

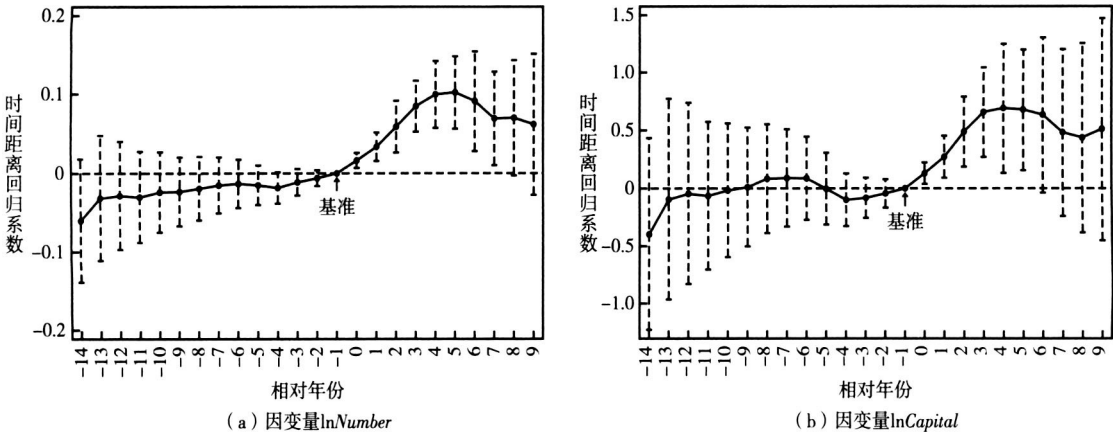


图 1 目的地政府数据开放对企业异地投资的动态影响(95%CI)

放对企业异地投资的动态影响。其中,横轴为样本年份相对目的地政府数据开放年份的时间距离,即n的取值;纵轴为处理组和对照组异地投资的组间差异,即Event的回归系数。结果显示,处理组样本的异地子公司数量和注册资本份额在目的地政府数据开放前与对照组基本不存在显著差异,而差异主要出现在目的地政府数据开放后,支持了平行趋势假设。由此可见,目的地政府数据开放促进企业异地投资的因果关系可靠。此外,异地子公司数量和注册资本份额的组间差异在目的地政府数据开放后均呈现先增大后减小的趋势,表明目的地政府数据开放对企业异地投资存在动态影响。

(三)稳健性检验

1. 指标敏感性检验

为了检验企业异地投资指标的敏感性,此处以异地投资比例和新增异地投资进行衡量。

第一,利用异地投资比例进行指标敏感性检验。其中,子公司数量比例(Number R)为企业在目的地的子公司数量与其当年所有异地子公司数量之比;注册资本比例(CapitalR)为企业在目的地的子公司注册资本份额与其当年所有异地子公司注册资本份额之比。表4第(1)列和第(2)列结果显示,政府数据开放与异地子公司数量比例和注册资本比例的回归系数均显著为正,表明企业在目的地政府数据开放后的异地子公司数量比例和注册资本比例均显著提高。

第二,利用新增异地投资进行指标敏感性检验。其中,新增子公司数量(DNumber)为企业当年在目的地的子公司数量减去上年子公司数量;新增子公司

注册资本(DCapital)为企业当年在目的地的子公司注册资本份额减去上年注册资本份额(万元)。表4第(3)列和第(4)列结果显示,政府数据开放与新增异地子公司数量、新增异地子公司注册资本的回归系数均显著为正,这也意味着企业在目的地政府数据开放后进行了更多的异地投资。

2. 安慰剂检验

为排除不可观测的随机因素对估计结果的影响,此处采用随机设定政府数据开放的地区和年份进行安慰剂测试。鉴于最终参与回归样本的31个目的地中有21个目的地开通政府数据开放平台,因而本文首先从样本地区随机排序后抽取前21个目的地,将其设定为伪政府数据开放地区;其次对目的地一年份样本随机排序后抽取每个目的地层面的第1个目的地一年份样本;再次将随机抽取的目的地和目的地一年份样本合并且仅保留伪政府数据开放地区对应的目的地一年份样本,此时该年份即为对应目的地的伪政府数据开放年份;然后构建伪政府数据开放(Fake Open)变量;最后代入基准模型回归并记录Fake Open的回归系数值。附图1展示了重复1000次安慰剂检验后伪政府数据开放的回归系数的核密度函数分布^②。可见,伪政府数据开放的回归系数基本呈现均值为0的正态分布,且系数均值远小于表3右边两列的回归系数值。因此,目的地政府数据开放对企业异地投资的促进作用并非受地区和时间层面不可观测的随机因素驱动。

3. 稳定单元处理效果假设检验

稳定单元处理效果假设也是双重差分模型估计

表 4 企业异地投资的指标敏感性				
变量	异地投资比例		新增异地投资	
	(1) NumberR	(2) CapitalR	(3) DNumber	(4) DCapital
Open	0.005*** (0.001)	0.005** (0.002)	0.026*** (0.010)	0.958** (0.456)
控制变量	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是
R ² 值	0.252	0.190	0.068	0.060
样本量	295193	295193	295193	295193

注:同表3。

有效的重要前提,即不存在溢出效应和预期效应。其中,溢出效应表现为企业向特定目的地的投资不会被其他目的地是否开放政府数据影响;预期效应则表现为企业向特定目的地的投资不是源自预期到该地将开放政府数据。在溢出效应方面,借鉴Cao等(2021)的做法,以相邻省份作为处理组构建虚拟政府数据开放变量OpenNeighbor。若不存在溢出效应,则虚拟变量对企业异地投资的回归系数不会显著。在预期效应方面,借鉴方福前等(2023)的做法,在双向差分模型中逐步增加Open与前三期的时间虚拟变量的交乘项 $\text{Open} \times \text{Pre Year}^1$ 、 $\text{Open} \times \text{Pre Year}^2$ 、 $\text{Open} \times \text{Pre Year}^3$ 。若不存在预期效应,则交乘项对企业异地投资的回归系数均不会显著。附表1列示的结果显示,OpenNeighbor、 $\text{Open} \times \text{Pre Year}^1$ 、 $\text{Open} \times \text{Pre Year}^2$ 、 $\text{Open} \times \text{Pre Year}^3$ 与lnNumber、lnCapital的回归系数不显著,表明目的地政府数据开放对异地投资的促进作用受溢出效应和预期效应的影响的可能性较小,即稳定单元处理效果假设满足。

4. 异质性稳健估计量

政府数据开放不仅存在时间序列的差异,也可能存在批次间的差异,致使“坏对照组”存在。为控制“坏对照组”的影响,此处依据刘冲等(2022)的建议,使用组别一时期平均处理效应和插补估计法进行稳健性估计。其中,组别一时期平均处理效应是基于De Chaisemartin和D'Haultfoeuille(2020)提出的估计量检验,插补估计法则是基于Borusyak等(2024)提出的估计量检验。附图2展示了异质性稳健估计量的结果。其中,横轴代表样本所处年份相对目的地政府数据开放年份的时间距离;纵轴代表政府数据开放对企业异地投资的平均作用效应。无论是利用组别一时期平均处理效应,还是插补估计法进行估计,政府数据开放前对异地子公司数量和子公司注册资本份额的平均处理效应都在零轴附近波动且基本不显著异于零,而在政府数据开放后逐渐正向偏离零轴。由此可见,在考虑“坏对照组”的影响后,基准回归结论仍然成立。

5. 更换回归模型

为了验证基准回归结论并非模型选择差异所致,此处将通过更换回归模型进行检验。

第一,不同行业的企业对异地投资需求可能存在差异,本文对政府数据开放地设立子公司的企业与未设立子公司的企业,在目的地政府数据开放前1年的行业层面进行1:1无放回最近邻匹配,并利用匹配成功企业在样本期间内的全部样本进行回归。

第二,鉴于企业异地投资存在大量零值,对数转换可能增加估计偏误,因而本文也尝试利用面板泊松模型进行回归,此时子公司数量和子公司注册资本份额均为原值。

第三,是否投资相较投资幅度可能是目的地政府数据开放时企业更优先的考虑项,因而本文也利用PROBIT模型和LOGIT模型进行回归,此时企业异地投资为虚拟变量(Dummy),即在该目的地有子公司则取值为1,否则取值为0。

附表2列示的结果显示,无论是PSM-DID模型还是面板POISSON模型,抑或是PROBIT模型和LOGIT模型,其回归结果均表明目的地政府数据开放会显著促进企业异地投资。

6. 其他稳健性检验

为了增强结论的可靠性,本文还进行了如下稳健性检验。

第一,基准回归所使用的样本跨度期较长,这意味着其结果也可能是其他政策驱动。特别地,减税降负和司法保护是近年来改革工作的重点,因而此处侧重排除地方税收优惠和司法保护的影响。其中,税收优惠借鉴毕青苗等(2024)的做法设置营改增变量Reform Tax,若样本处于目的地实施营改增之后则取值为1,否则取值为0;司法保护则是设置权利保护条例变量Protect,若样本处于目的地出台或修订《企业 and 企业经营者权益保护条例》之后则取值为1,否则取值为0。

第二,不同地区的发展趋势可能存在差异,如产业政策变更可能导致地区招商引资的策略转变以及行业发展可能因此受益或受限,因而本文在基准回归的基础上增加控制了目的地发展趋势,即目的地与年份的交互固定效应。

第三,对信息、互联网企业而言,开放的政府数据也可能作为生产要素直接参与其生产活动,并最终以产品或服务的形式出现,此时难以区分异地投

资增加是否是由制度交易成本降低所引起,因而本文选择删除信息、互联网企业后再进行回归。

附表3列示的结果显示,目的地政府数据开放促进企业异地投资的结论总体稳健可靠。

五、作用机制分析

鉴于制度交易成本难以直接测度,此处将考察目的地政府数据开放对异地投资方向和异地投资边际成本费用的影响,以间接证明作用机制是否为制度交易成本降低。

(一)机制的逻辑检验:异地投资方向

目的地政府数据开放主要是减少外地企业为适应制度规则、应对目的地政府干预和政策效率低下而支付的制度交易成本。因此,若企业主要是向比所在地市场化进程更慢、政府干预程度更高、经济政策不确定性更强的地区投资,那么也就能表明制度交易成本机制的逻辑合理。

第一,目的地市场化进程方面。目的地市场化进程较快时,异地投资经营对政府制度规则的依赖度相对较低,这将会减少外地企业适应制度规则所造成的制度交易成本。为了考察企业在市场化进程维度的异地投资方向,此处利用王小鲁等(2021)发布的《中国分省份市场化指数报告(2021)》中的地区市场化总指数衡量市场化进程,然后将所在地市场化总指数大于(小于)目的地的样本划分为向市场化进程更快(慢)投资组,以构建 OpenHigh 和 OpenLow 两

个变量。其中,若企业是向市场化进程更快且政府数据已开放地区投资则将 OpenHigh 赋值为 1,否则为 0;若企业是向市场化进程更慢且政府数据已开放地区投资则将 OpenLow 赋值为 1,否则为 0。表 5 第(1)列和第(2)列结果显示,市场化进程较慢的目的地开放政府数据时异地子公司数量和注册资本增加更多。

第二,目的地政府干预程度方面。基于维护本地企业利益等因素考虑,地方政府可能干预市场运行,从而增加外地企业投资的制度交易成本。为了考察企业在地方政府干预维度的异地投资方向,参照潘红波等(2008)、刘瑞明(2012)、曹春方等(2017)的做法,以地方财政支出与其国内生产总值之比衡量地方政府干预程度,并将所在地政府干预程度低于(强于)目的地的样本划分为向政府干预程度更强(弱)投资组,以构建 OpenHigh 和 OpenLow 两个变量。其中,若企业是向政府干预程度更强且政府数据已开放地区投资则将 OpenHigh 赋值为 1,否则为 0;若企业是向政府干预程度更弱且政府数据已开放地区投资则将 OpenLow 赋值为 1,否则为 0。表 5 第(3)列和第(4)列结果显示,政府干预程度较强的目的地开放政府数据时异地子公司数量和注册资本增加更多。

第三,目的地经济政策不确定性方面。异地投资或或多或少都存在沉没成本,而目的地经济政策不确定性高意味着异地投资将面临更高的制度交易成

表 5 目的地政府数据开放与企业异地投资方向

变量	市场化进程		政府干预程度		经济政策不确定性	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	lnNumber	lnCapital	lnNumber	lnCapital	lnNumber	lnCapital
OpenHigh	-0.011 (0.012)	-0.064 (0.170)	0.054*** (0.011)	0.446*** (0.108)	0.061*** (0.016)	0.635*** (0.205)
OpenLow	0.055*** (0.012)	0.491*** (0.134)	-0.015 (0.013)	-0.013 (0.151)	0.034* (0.018)	0.421* (0.246)
P-value(difference)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.001	0.032
控制变量	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是	是	是
R ² 值	0.310	0.245	0.317	0.245	0.298	0.251
样本量	268486	268486	295193	295193	217698	217698

注:市场化指数和经济政策不确定性指数分别仅更新至 2019 年和 2017 年,因而样本量减少。其余同表 3。

本。如刘秉镰等(2022)研究发现,目的地经济政策不确定会抑制外地企业新设子公司。为了考察企业在地方经济政策不确定性维度的异地投资方向,此处以Yu等(2021)开发的地方经济政策不确定性指数衡量地方经济政策不确定性强弱,并将所在地经济政策不确定性指数高于(低于)目的地的样本划分为向经济政策不确定性更强(弱)地区投资组,以构建OpenHigh和OpenLow两个变量。其中,若企业是向经济政策不确定性更高且政府数据已开放地区投资则将OpenHigh赋值为1,否则为0;若企业是向经济政策不确定性更低且政府数据已开放地区投资则将OpenLow赋值为1,否则为0。表5第(5)列和第(6)列结果显示,经济政策不确定性较高的目的地开放政府数据时异地子公司数量和注册资本增加更多。

由此可见,目的地政府数据开放主要促进了所在地市场化进程较快、政府干预程度较弱以及经济政策不确定性较低地区的企业向异地市场化进程较慢、政府干预程度较强以及经济政策不确定性较高地区实施的异地投资。以上检验结果从异地投资方向验证了,目的地政府数据开放是通过降低制度交易成本促进企业增加异地投资的重要逻辑。

(二)机制的路径检验:边际成本费用

制度交易成本广泛分布于企业异地投资的各个方面,但可以肯定的是,目的地政府数据开放对制度交易成本的降低也会体现为所需边际成本费用的减少。在政府数据开放情景中,税费负担和非生产性成本可能是表征制度交易成本的重要指标。主要原因在于,地方政府落实中央政策时拥有较高自由裁量权且经常出台地方性政策(于文超等,2020),致使税费负担和非生产性成本在很大程度上取决于地方政策。进一步地,各地方政府服务流程和能力、监管要求等不尽相同,这可能增加企业异地投资的税费负担和非生产性成本,而政府数据开放则能促进企业适应制度规则、应对政府干预和政策效率低下等,减少目的地政府服务流程和能力、监管要求等的影响。

鉴于上市公司的子公司通常为私营企业,财务数据的不可获取使得直接测度异地设立子公司的税费负担和非生产性成本变化存在困难,因而此处构建目的地政府数据开放对异地投资与上市公司税费负担和非生产性成本敏感性影响的检验模型:

$$\ln Y_{ijt+1} = \beta_0 + \beta_1 \ln X_{ijt} + \beta_2 \ln X_{ijt} \times \text{Open}_{ijt} + \beta_3 \text{Open}_{ijt} + \beta_k CV_{ijt} + \mu_i + v_i + \omega_j + \varepsilon_{ijt+1} \quad (3)$$

表6 目的地政府数据开放、企业异地投资与边际成本费用

变量	税费负担		非生产性成本	
	(1) lnTax	(2) lnTax	(3) lnNPEC	(4) lnNPEC
lnNumber	0.204*** (0.016)		0.182*** (0.033)	
lnNumber×Open	-0.039* (0.020)		-0.124*** (0.042)	
lnCapital		0.033*** (0.005)		0.047*** (0.008)
lnCapital×Open		-0.022*** (0.006)		-0.032** (0.014)
Open	0.048 (0.038)	0.065* (0.034)	0.189*** (0.058)	0.161** (0.063)
控制变量	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是
R ² 值	0.655	0.655	0.494	0.494
样本量	295193	295193	295193	295193

注:同表3。

模型中,因变量Y代表税费负担和非生产性成本。其中,税费负担(Tax)参照刘骏和刘峰(2014)的做法以各项税费产生的净现金流出衡量;非生产性成本(NPEC)参照万华林和陈信元(2010)的做法,以营业管理费用减去高管薪酬总额、固定资产折旧、无形资产摊销、长期待摊费用摊销、资产减值准备后的余额衡量。自变量X代表异地投资,以异地子公司数量的自然对数(lnNumber)、异地子公司注册资本份额的自然对数(lnCapital)衡量。

表6列示了机制的路径检验结果。其中,第(1)(2)列结果显示,目的地政府数据开放会减弱异地投资与税费负担的积极关系;第(3)(4)列结果显示,目的地政府数据开放会减弱异地投资与非生产性成本的积极关系。由此可见,目的地政府数据开放的确有助于减少企业异地投资过程中的税费负担和非生产性成本,这也意味着制度交易成本费用降低是重要作用路径。

六、拓展分析

(一)企业特征异质性

第一,产权性质的异质性。相较于非国有企业,国有企业在异地投资时同时受到目的地和所在地特征的约束。如所在地政府为更好地控制国有企业履行政治目标会阻碍其异地并购(潘红波和余明桂,2011),并促使其开展本地并购和多元化并购(方英雄,2008)。因此,本文预期目的地政府数据开放对非国有企业异地投资的促进作用较国有企业会更显著。此处依据产权性质将样本划分为国有产权和非国有产权组,分组回归结果如表7 Panel A所示。以子公司数量衡量异地投资时,政府数据开放的回归系数在非国有产权组和国有产权组均显著为正,但在非国有产权组的回归系数值更大;以子公司注册资本衡量异地投资时,政府数据开放的回归系数在非国有产权组显著为正,而在国有产权组不显著。此外,系数差异检验显示,政府数据开放的回归系数值在非国有产权组更大。由此可见,目的地政府数据开放对非国有企业异地投资的促进作用会更显著。

第二,融资约束的异质性。充足的资金支持是投资活动得以顺利开展的重要保障,而制度交易成本无疑会增大资金压力。但政府数据开放不仅有助

于减少制度交易成本,也可能消除外部融资障碍(Hope等,2022),这意味着目的地政府数据开放将会缓解企业异地投资的资金压力。因此,本文预期目的地政府数据开放对企业异地投资的促进作用在融资约束较强时会更显著。此处以SA指数衡量融资约束程度(Hadlock和Pierce,2010),并依据行业一年度中位数将样本划分为融资约束较强组和较弱组。表7 Panel B列示的结果显示,以子公司数量衡量异地投资时,政府数据开放的回归系数在融资约束较强组和较弱组均显著为正,但在融资约束较强组的回归系数值更大;以子公司注册资本衡量异地投资时,政府数据开放的回归系数在融资约束较强组显著为正,而在较弱组不显著,且前者的回归系数值也更大。以上检验结果表明,目的地政府数据开放对企业异地投资的促进作用在融资约束较强时会更显著。

第三,异地投资经验的异质性。更多的异地投资经验意味着企业能更好地解决与目的地公共制度的摩擦,从而弱化政府数据开放的积极作用。因此,本文预期目的地政府数据开放对企业异地投资的促进作用在异地投资经验较少时会更显著。通常情况下,投资地区的数量越多则解决与公共制度摩擦的经验越丰富,因而此处以企业此前累计异地投资地区的数量衡量其投资经验,并将累计异地投资地区的数量少于行业一年度中位数的样本划分为异地投资经验较少组,其余划分为异地投资经验较多组。表7 Panel C列示的结果显示,无论是以子公司数量还是子公司注册资本衡量异地投资,政府数据开放在异地投资经验较少组和较多组的回归系数均显著为正;但系数差异检验显示,政府数据开放的回归系数值在异地投资经验较少组更大。由此可见,目的地政府数据开放对企业异地投资的促进作用在异地投资经验较少时会更显著,与理论预期基本相符。

(二)政府数据开放质量及维度

中国政府数据开放事业主要是由地方政府推进,但各地政府数据开放质量参差不齐,如个别地方政府数据开放平台对数据的更新频率较慢,抑或提供的数据量级较小,甚至出现只有平台而无数据的现象。复旦大学数字与移动治理实验室2021年发布

表 7 基于企业特征异质性的分组检验

变量	(1) lnNumber	(2) lnNumber	(3) lnCapital	(4) lnCapital
Panel A 产权性质	非国有	国有	非国有	国有
Open	0.050*** (0.011)	0.026** (0.012)	0.471*** (0.118)	0.086 (0.136)
P-value(difference)	0.042		0.003	
控制变量	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是
R²值	0.333	0.310	0.241	0.259
样本量	182909	112284	182909	112284
Panel B 融资约束	较强	较弱	较强	较弱
Open	0.055*** (0.012)	0.035*** (0.011)	0.581*** (0.134)	0.187 (0.120)
P-value(difference)	0.057		0.004	
控制变量	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是
R²值	0.365	0.289	0.265	0.247
样本量	140828	154365	140828	154365
Panel C 投资经验	较少	较多	较少	较多
Open	0.055*** (0.011)	0.036*** (0.011)	0.506*** (0.154)	0.227* (0.119)
P-value(difference)	0.031		0.067	
控制变量	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是
R²值	0.347	0.289	0.290	0.214
样本量	106280	188913	106280	188913

注:同表 3。

的《中国地方政府数据开放报告》显示,从整体来看,浙江省和山东省的政府数据开放表现最优,贵州省、广东省及四川省次之,而江苏省、湖北省及湖南省等则表现较差。有鉴于此,本文预期目的地政府数据开放质量越高则企业异地投资越多。为了考察政府数据开放质量对企业异地投资的影响,本文利用《中国地方政府数据开放报告》中的地方政府数据开放综合指数的自然对数衡量政府数据开放质量(Quality)。表 8 第(1)列和第(2)列结果显示,无论是以子公司数

量还是注册资本衡量异地投资,政府数据开放质量的回归系数均显著为正,表明目的地政府数据开放质量越高,则企业异地投资越多。

政府数据开放的实践形式是主管部门通过在线平台向社会公众提供政府数据。这意味着目的地政府数据开放对企业异地投资的影响可能不仅受制于开放数据本身,也受制于开放平台质量和政策保障力度。由此,本文利用《中国地方政府数据开放报告》提供的细分指数继续考察开放数据质量、平台建

表 8 基于政府数据开放质量及维度的检验

变量	政府数据开放质量		开放数据质量		平台建设程度		政策保障力度	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	lnNumber	lnCapital	lnNumber	lnCapital	lnNumber	lnCapital	lnNumber	lnCapital
Quality	0.013*** (0.003)	0.117*** (0.032)						
Data			0.013*** (0.003)	0.118*** (0.035)				
Plat					0.013*** (0.003)	0.114*** (0.032)		
Policy							0.010*** (0.003)	0.090*** (0.034)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
R ² 值	0.317	0.245	0.317	0.245	0.317	0.245	0.317	0.245
样本量	295193	295193	295193	295193	295193	295193	295193	295193

注:上海、北京、广东、贵州在 2017 年前已开通政府数据开放平台,但开放数据指数仅 2017 年及之后可用,此处以 2017 年的数据平替缺失值。其余同表 3。

设程度以及政策保障力度对企业异地投资的影响。其中,开放数据质量(Data)以数据层指数的自然对数衡量,该指数包括了对有效数据数量、优质数据数量以及数据持续性等的评价;平台建设程度(Plat)以平台层指数的自然对数衡量,该指数包括了对区域协同性、搜索功能以及意见反馈等的评价;政策保障力度(Policy)以准备度指数的自然对数衡量,该指数包括了对法规政策效力和内容、标准规范等的评价。表 8 第(3)~(8)列结果显示,开放数据质量、平台建设程度、政策保障力度与异地子公司数量、异地子公司注册资本的回归系数均显著为正,表明目的地开放数据质量越高、平台建设越完善、政策保障力度越强则企业异地投资越多。

七、结论与启示

资本区际有序自由流动是实现区域协调发展战略的重要前提,但以行政壁垒为典型代表的区域壁垒严重阻碍了资本区际有序自由流动。作为数字时代政府提供的新型公共服务,政府数据开放的突出特征是形成政府与社会公众之间的双向互动治理,以提高政府透明度、增强问责机制以及促进公共政策创新,推动管制型政府向服务型政府转变,最终实现国家治理体系和治理能力现代化。本文利用地方政府开通政府数据开放平台的准自然实验考察了目

的地政府数据开放对企业异地投资的影响,以揭示政府数据开放情景下的资本区际流动。稳健的经验证据表明,目的地政府数据开放会减少制度交易成本以促进企业异地投资。具体表现为,目的地政府数据开放后企业会设立更多子公司且注册资本也显著增加,尤其是促进企业向比所在地市场化进程更慢、政府干预程度更强以及经济政策不确定性更高的目的地设立子公司和增加注册资本,且目的地政府数据开放能显著减少企业异地投资过程中的边际税费负担和非生产性成本;但目的地政府数据开放对企业异地投资的促进作用主要存在于非国有产权、融资约束较强、异地投资经验较少的企业。此外,开放数据质量越高、平台建设越完善、政策保障力度越强时,企业异地投资越多。

基于以上结论,本文的主要启示如下:

第一,充分重视数字经济时代政府数据要素对传统要素的配置优化作用。数据要素是数字经济的底层逻辑基础,尤其是政府数据,其不仅占据全社会数据资源的绝对主体,更是领域内的关键性、基础性、权威性数据资源,充分利用政府数据或将极大提高传统要素的配置效率。《“数据要素×”三年行动计划(2024-2026 年)》提出“推动数据要素与劳动力、资本等要素协同,以数据流引领技术流、资金流、人才

流、物资流,突破传统资源要素约束,提高全要素生产率”。本文的实证分析发现,政府数据要素对资本要素在区际的配置优化具有非常显著的积极作用,尤其是促进资本从发展较好地区流向发展较差地区。对此,主管部门一方面要主动打破职能部门间的数据烟囱问题,促进各类政府数据高效融合和共享;另一方面要积极在传统资源配置体系中纳入政府数据要素,以开放政府数据为工具整合区域资源,提升传统要素的配置效率。

第二,高质量开放政府数据是打破区域壁垒以促进区域协调发展的有效措施。持续消除体制机制和市场流通环节的区域壁垒以促进区域协调发展是国家治理体系和治理能力现代化的重要目标。其中,政府数据开放作为数字时代政府治理改革的制度工具,对促进部门间数据融合及扩大公众参与政务监督治理以破除区域壁垒有重要积极作用。本文实证分析发现,发展较差地区高质量开放政府数据有助于降低制度交易成本,吸引更多发展较好地区的资本流入。但当前中国政府数据开放事业在开放深度和广度、开放平台互融互通、政策保障力度等方面都还有较大的提升空间。如2015年印发的《促进大数据发展行动纲要》便已提出“加快政府数据开放共享”,但国家层面至今仍未出台专门的法律法规来保障和支持政府数据开放。对此,主管部门一方面要扩大政府数据开放广度和深度,推动政府数据应开放尽开放;另一方面要完善开放平台建设,尤其是提高政府数据开放标准和各地方平台互融互通,促进社会公众挖掘开放政府数据的价值。此外,还要加快国家层面的立法进程,整合地方政府数据开放管理条例,强化政府数据开放的制度保障。

第三,积极引导企业开发和利用开放政府数据以提高资源配置效率。政府数据不仅包括综合政务信息,更涉及经济管理、国土资源、财政税收等方方面面。本文的理论分析指出,政府数据开放在跨区投资经营活动中的主要作用在于促进企业适应目的地制度规则、应对行政干预和政策效率低下,而对应的实证分析发现目的地政府数据开放能降低企业异地投资活动的税费负担和非生产性成本,促进其跨地区投资,尤其是非国有、融资约束较强以及异地投

资经验较少的企业。由此可见,主管部门一方面要加强与企业的沟通和交流,在主动宣传政府数据开放的同时听取企业对开放政府数据的需求和建议,通过双向互动治理模式提升企业的获得感,进而促进政府数据开放的价值释放;另一方面,要坚持政府数据开放的公共服务属性,在促进区域协调发展的实践中充分考虑企业异质性,给予非国有、融资约束较强以及异地投资经验较少的企业更多关注。

感谢匿名审稿专家的宝贵意见,文责自负。

注释:

①如前所述,子公司注册资本数据缺失时,本文对其赋值为0,这导致表中出现部分样本存在子公司但子公司注册资本总份额为0的情况。

②本文附录详见《数量经济技术经济研究》杂志网站,下同。

参考文献:

- [1]毕青苗,徐现祥,杨海生.商事制度改革与就业增长[J].数量经济技术经济研究,2024,41(1):130~150.
- [2]曹春方,贾凡胜.异地商会与企业跨地区发展[J].经济研究,2020,55(4):150~166.
- [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,2019,35(1):179~191.
- [4]曹春方,张婷婷,范子英.地区偏袒下的市场整合[J].经济研究,2017,52(12):91~104.
- [5]曹春方,周大伟,吴澄澄,张婷婷.市场分割与异地子公司分布[J].管理世界,2015,(9):92~103+169+187-188.
- [6]方福前,田鸽,张勋.数字基础设施与代际收入向上流动性——基于“宽带中国”战略的准自然实验[J].经济研究,2023,58(5):79~97.
- [7]方锦程,刘颖,高昊宇,董纪昌,吕本富.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.
- [8]方军雄.政府干预、所有权性质与企业并购[J].管理世界,2008,(9):118~123+148+188.
- [9]冯天丽,井润田.制度环境与私营企业家政治联系意愿

的实证研究[J].管理世界,2009,(8):81~91+123.

[10]郭金龙,王宏伟.中国区域间资本流动与区域经济差距研究[J].管理世界,2003,(7):45~58.

[11]韩啸,吴金鹏.政府数据开放水平的驱动因素:基于国面板数据研究[J].电子政务,2020,(6):98~106.

[12]郝宪印,张念明.新时代我国区域发展战略的演化脉络与推进路径[J].管理世界,2023,39(1):56~68.

[13]李雪灵,马文杰,刘钊,董保宝.合法性视角下的创业导向与企业成长:基于中国新企业的实证检验[J].中国工业经济,2011,(8):99~108.

[14]刘秉镰,张伟静,刘玉海.地方经济政策不确定性与企业扩张选址——基于上市公司设立子公司的证据[J].经济地理,2022,42(5):23~35.

[15]刘冲,沙学康,张妍.交错双重差分:处理效应异质性与估计方法选择[J].数量经济技术经济研究,2022,39(9):177~204.

[16]刘骏,刘峰.财政集权、政府控制与企业税负——来自中国的证据[J].会计研究,2014,(1):21~27+94.

[17]刘瑞明.国有企业、隐性补贴与市场分割:理论与经验证据[J].管理世界,2012,(4):21~32.

[18]马草原,朱玉飞,李廷瑞.地方政府竞争下的区域产业布局[J].经济研究,2021,56(2):141~156.

[19]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.

[20]潘红波,夏新平,余明桂.政府干预、政治关联与地方国有企业并购[J].经济研究,2008,(4):41~52.

[21]潘红波,余明桂.支持之手、掠夺之手与异地并购[J].经济研究,2011,46(9):108~120.

[22]彭聪,申宇,张宗益.高管校友圈降低了市场分割程度吗?——基于异地并购的视角[J].管理世界,2020,36(5):134~144+160+14.

[23]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.

[24]宋烁.政府数据开放是升级版的政府信息公开吗?——基于制度框架的比较[J].环球法律评论,2021,43(5):52~66.

[25]宋渊洋,黄礼伟.为什么中国企业难以国内跨地区经营? [J].管理世界,2014,(12):115~133.

[26]万华林,陈信元.治理环境、企业寻租与交易成本——

基于中国上市公司非生产性支出的经验证据[J].经济学(季刊),2010,(2):553~570.

[27]王凤荣,苗妙.税收竞争、区域环境与资本跨区流动——基于企业异地并购视角的实证研究[J].经济研究,2015,50(2):16~30.

[28]王小鲁,胡李鹏,樊纲.中国分省份市场化指数报告(2021)[M].社会科学文献出版社,2021.

[29]王永进,冯笑.行政审批制度改革与企业创新[J].中国工业经济,2018,(2):24~42.

[30]肖土盛,李丹,袁淳.企业风格与政府环境匹配:基于异地并购的证据[J].管理世界,2018,34(3):124~138.

[31]杨继彬,李善民,杨国超,吴文锋.省际双边信任与资本跨区域流动——基于企业异地并购的视角[J].经济研究,2021,56(4):41~59.

[32]于文超,梁平汉.不确定性、营商环境与民营企业经营活力[J].中国工业经济,2019,(11):136~154.

[33]于文超,梁平汉,高楠.公开能带来效率吗?——政府信息公开影响企业投资效率的经验研究[J].经济学(季刊),2020,19(3):1041~1058.

[34]张亚楠.论政府数据开放立法的路径及其选择——以《贵阳市政府数据共享开放条例》为例[J].中国行政管理,2020,(2):38~44.

[35]赵永亮,徐勇.国内贸易与区际边界效应:保护与偏好[J].管理世界,2007,(9):37~47.

[36]郑磊.开放政府数据研究:概念辨析、关键因素及其互动关系[J].中国行政管理,2015,(11):13~18.

[37]朱峥.政府数据开放的权利基础及其制度构建[J].电子政务,2020,(10):117~128.

[38]Alok S., Ayyagari M., 2020, Politics, State Ownership, and Corporate Investments[J]. Review of Financial Studies, 33(7), 3031~3087.

[39]Barnett M., Brock W., Hansen L. P., 2020, Pricing Uncertainty Induced by Climate Change[J]. Review of Financial Studies, 33(3), 1024~1066.

[40]Borusyak K., Jaravel X., Spiess J., 2024, Revisiting Event-study Designs: Robust and Efficient Estimation[J/OL]. Review of Economic Studies, <https://doi.org/10.1093/restud/rdae007>.

[41]Cao J., Ho M., Ma R., Teng F., 2021, When Carbon Emission Trading Meets a Regulated Industry: Evidence from the

Electricity Sector of China[J]. *Journal of Public Economics*, 200, 104470.

[42]Conradie P., Choenni S., 2014, On the Barriers for Local Government Releasing Open Data[J]. *Government Information Quarterly*, 31(S1), S10 ~ S17.

[43]Donker F. W., van Loenen B., 2017, How to Assess the Success of the Open Data Ecosystem?[J]. *International Journal of Digital Earth*, 10(3), 284 ~ 306.

[44]De Chaisemartin C., D' Haultfoeuille X., 2020, Two-way Fixed Effects Estimators with Heterogeneous Treatment Effects[J]. *American Economic Review*, 110(9), 2964 ~ 2996.

[45]Hadlock C. J., Pierce J. R., 2010, New Evidence on Measuring Financial Constraints: Moving beyond the KZ Index[J]. *Review of Financial Studies*, 23(5), 1909 ~ 1940.

[46]Hardy K., Maurushat A., 2017, Opening Up Government Data for Big Data Analysis and Public Benefit[J]. *Computer Law & Security Review*, 33(1), 30 ~ 37.

[47]Harrison T. M., Guerrero S., Burke G. B., Cook M., Cresswell A., Helbig N., Hrdinova J., Pardo T., 2012, Open Government and E-government: Democratic Challenges from a Public Value Perspective[J]. *Information Polity*, 17(2), 83 ~ 97.

[48]Henisz W., 2000, The Institutional Environment for Multinational Investment[J]. *Journal of Law, Economics, and Organization*, 16(2), 334 ~ 364.

[49]Hope O., Jiang S., Vyas D., 2022, Government Transparency and Firm-level Operational Efficiency[J]. *Journal of Business Finance & Accounting*, 49(5-6), 752 ~ 777.

[50]Jensen N., 2008, Political Risk, Democratic Institutions, and Foreign Direct Investment[J]. *Journal of Politics*, 70(4), 1040 ~ 1052.

[51]Kingsley A. F., Graham B. A. T., 2017, The Effects of Information Voids on Capital Flows in Emerging Markets[J]. *Journal*

of *International Business Studies*, 48(3), 324 ~ 343.

[52]Lee G., Kwak Y. H., 2012, An Open Government Maturity Model for Social Media-based Public Engagement[J]. *Government Information Quarterly*, 29(4), 492 ~ 503.

[53]Lee S., Whitford A. B., 2013, Assessing the Effects of Organizational Resources on Public Agency Performance: Evidence from the US Federal Government[J]. *Journal of Public Administration Research and Theory*, 23(3), 687 ~ 712.

[54]Noveck B. S., 2017, Rights-based and Tech-driven: Open Data, Freedom of Information, and the Future of Government Transparency[J]. *Yale Human Rights & Development Law Journal*, 19, 1 ~ 46.

[55]Park S., Gil-Garcia J. R., 2022, Open Data Innovation: Visualizations and Process Redesign as a Way to Bridge the Transparency-accountability Gap[J]. *Government Information Quarterly*, 39(1), 101456.

[56]Yu J., Shi X., Guo D., Yang L., 2021, Economic Policy Uncertainty(EPU) and Firm Carbon Emissions: Evidence Using a China Provincial EPU Index[J]. *Energy Economics*, 94, 105071.

[57]Zhao Y., Fan B., 2021, Effect of an Agency's Resources on the Implementation of Open Government Data[J]. *Information & Management*, 58(4), 103465.

[58]Zhao Y., Fan B., 2018, Exploring Open Government Data Capacity of Government Agency: Based on the Resource-based Theory[J]. *Government Information Quarterly*, 35(1), 1 ~ 12.

[59]Zhao Y., Liang Y., Yao C., Han X., 2022, Key Factors and Generation Mechanisms of Open Government Data Performance: A Mixed Methods Study in the Case of China[J]. *Government Information Quarterly*, 39(4), 101717.

[60]Zuiderwijk A., Janssen M., 2014, Open Data Policies, Their Implementation and Impact: A Framework for Comparison [J]. *Government Information Quarterly*, 31(1), 17 ~ 29.