第26卷第6期
2024年12月
上海财经大学学报
Journal of Shanghai University of Finance and Economics
Vol. 26 No. 6
Dec. 2024

DOI: 10.16538/j.cnki.jsufe.2024.06.004

政府数据开放、营商环境与FDI流入

李光勤，李梦娇，张廷海
（安徽财经大学 国际经济贸易学院，安徽 蚌埠 233030）

摘　要：政府数据开放作为推动政府数字化转型的重大举措，能否以及如何对FDI流入产生影响，这是一个值得深入研究的问题。文章基于2009—2022年287个地级市面板数据，以政府数据开放平台上线为准自然实验，旨在探讨政府数据开放政策如何成为吸引外资的新动力。研究发现，政府数据开放显著促进了FDI流入，经过一系列稳健性检验后仍然成立；机制分析表明，政府数据开放通过改善营商环境促进了FDI流入；异质性分析表明，政府数据开放对低市场化程度地区、四线及以下城市、内陆城市和中部地区的FDI流入具有更加显著的促进作用；此外，政府数据开放对FDI流入的影响具有溢出效应。文章为地方政府从提升数据开放水平出发加快构建双循环新发展格局提供政策建议。

关键词：政府数据开放；FDI流入；营商环境；双重差分

中图分类号：F724　　**文献标识码：**A　　**文章编号：**1009-0150(2024)06-0049-13

一、引　言

信息时代数据已成为促进经济发展和技术创新的全新要素。《数字中国发展报告（2022年）》指出，数据资源是数字中国建设的核心要素，数据基础制度的构建和数据资源供给能力的提升对于释放数据要素价值、促进新质生产力的形成以及推动经济高质量发展具有重要意义。数据的规模、活性以及对数据进行解释运用的能力已成为衡量一个国家综合国力的关键要素之一。因此，各国政府纷纷为充分利用数据资源来推动经济社会发展出台政策，以此促进数据开放和共享。政府部门作为公共利益的代表，掌握着国家最为丰富、全面且多样的数据资源，无论是在数据的规模、精准度还是多样性上，均展现出无可比拟的优势。然而，尽管政府数据汇聚量大，但应用场景相对较少，并且不同政府部门、行政区域之间存在数据共享受限的问题，引发数据孤岛、数据闭环等现象，使数据价值未能得到充分发挥（迪莉娅，2024）。为推动数据开放共享，促进数据应用与创新，国务院于2015年印发《促进大数据发展行动纲要》，提出建设国家政府数据统一开放平台，中国政府数据开放由此进入了规范化和系统化的阶段。2021年国家发展改革委发布《“十四五”推进国家政务信息化规划》，进一步指出要加快数字政府建设，提高人民群众的获得感。此外，《数字中国建设整体布局规划》《数字经济2024年工作要点》等文件也特别强调了数据资源的高效利用和共享对推进中国式现代化的重要性。由此可见，政府数据开放已成为我国战略层面的重要举措。

收稿日期：2024-08-01
基金项目：国家自然科学基金面上项目“新型城镇化与城市产业结构优化：耦合机制、空间匹配效应与政策设计”（71974002）。
作者简介：李光勤（1979—　），男，四川泸县人，安徽财经大学国际经济贸易学院教授；
李梦娇（2000—　），女，安徽淮南人，安徽财经大学国际经济贸易学院硕士研究生（通信作者）；
张廷海（1975—　），男，安徽蚌埠人，安徽财经大学国际经济贸易学院教授。

政府数据开放指的是政府将其拥有的数据资源对外界进行共享，准许不同主体在法律允许的范围内自由访问、使用和再分发这些数据。2009年，美国政府率先推出了Data.gov平台，这是世界上第一个国家级的政府数据开放网站。随着互联网的普及和信息技术的发展，许多发达国家开始认识到数据的潜在价值，并逐步推动政府数据开放。中国政府数据开放起步较晚，但发展迅速。2012年上海和北京最先建立自己的数据开放平台，进行初步的数据开放实践。随后，中国政府数据开放的步伐不断加快，截至2023年8月，全国范围内已有226个省级和地级地方政府成功搭建数据开放平台。这一成就不仅体现了中国在政府数据开放方面的广泛参与和积极进展，也反映出政府对于提高透明度、促进创新和优化服务的坚定承诺。政府数据开放不仅为市场主体提供了数据资源，还具有价值溢出效应。政府数据开放政策的实施能够提高企业全要素生产率（彭远怀，2023），促进区域协调发展（方锦程等，2023），提高经济发展质量和出口产品质量（张莉和林安然，2023；刘文革等，2024）。此外，详细、准确、及时的数据信息有助于投资者进行更加科学合理的投资决策。在全球经济一体化的大背景下，FDI流入不仅代表着国际投资者对一个国家市场潜力和商业环境的信心，也是衡量一个国家经济开放度和竞争力的重要指标。那么，政府数据开放作为国家的关键战略之一，能否促进FDI流入？其内在的作用机制是什么？回答这一问题，不仅能够揭示数字经济环境下政府行为与经济全球化之间的深层联系，而且对国家经济发展战略的制定和实施具有关键的指导作用。

基于此，本文以2009—2022年中国287个地级市为样本，将地级市政府开通政府数据开放平台视为一项准自然实验，构建多时点双重差分模型实证分析政府数据开放对FDI流入的影响及机制。本文的边际贡献如下：第一，丰富政府数据开放与FDI流入关系的研究，为理解政府数据开放的经济效应提供了新的视角。现有文献关于政府数据开放对社会价值创造作用的研究大多采用公共管理学的研究框架，侧重探讨政府数据开放的制度基础、开放水平及其影响因素（冉连和吴铭洋，2024；Zhao等，2022）。本文从FDI流入视角探讨政府数据开放可能带来的影响，为政策制定者提供了政策效果评估，尤其是在不同区域特征下的效应差异。第二，揭示政府数据开放影响FDI流入的内在作用机制。本文探讨了政府数据开放如何通过影响政府效率、非国有经济发展、金融发展和法治环境等营商环境的多个维度吸引外资，为优化营商环境和提升外资吸引力提供了政策参考。第三，进一步探讨了政府数据开放对FDI流入影响的异质性和潜在的溢出效应，更加精准地捕捉到地方政府数据开放政策在城市层面的实际效果，为理解政府数据开放的长远影响提供了经验证据。

二、理论分析与研究假说

（一）政府数据开放与FDI流入

信息经济学理论指出，获取信息需要付出成本，信息的不完全性和不对称性是市场交易中的核心问题。在全球化的经济环境中，FDI的流入受到多方面因素的影响，其中东道国的信息透明度、数据获取的便利性以及制度质量是关键因素。第一，政府数据开放能够提高市场的透明度，减少信息不对称。当政府公开其数据资源时，外资企业能够更准确地评估市场状况、政策导向和潜在风险，从而作出更为明智的投资决策。这种信息的开放有助于降低投资者的信息搜集成本，提高决策的效率和准确性，从而促进FDI流入。第二，数据作为关键的生产要素，其开放共享对推动创新和知识经济的发展起着至关重要的作用。政府数据的开放不仅促进了数据资源的有效配置和利用（郑磊，2018），提高了资源利用效率，而且直接增强了地区对外商直接投资的吸引力。外资企业能够利用这些开放的数据资源来开发新的产品和服务，从而更好地

适应市场需求。同时，政府数据开放还有助于打破信息孤岛，确保信息资源能够合理流动。这种开放的数据环境不仅促进了国内外企业之间的合作，还有助于共同开拓市场，实现互利共赢。外资企业可以利用开放数据来寻找合作伙伴，建立战略联盟，并共同研发新技术和新产品，从而在全球市场中占据更有利的竞争地位。第三，政府数据开放也是提高制度质量的重要体现。制度质量的提高被认为是吸引FDI的关键因素（Buchanan等，2012）。政府通过数据开放展示了其在数据治理和数字经济方面的积极态度和能力，这有助于提升国家的国际形象，增强投资者的信心。基于以上分析，本文提出假说1。

假说1：政府数据开放能够显著促进FDI流入。

（二）政府数据开放、营商环境与FDI流入

城市营商环境是企业从初设、运营、扩张甚至可能面临的破产清算等全生命周期中各环节的多种影响因素，包括影响企业活动的社会要素、经济要素、政策要素等（李志军，2022）。新制度经济学理论强调制度环境对经济活动的影响，认为制度是影响交易成本、产权保护、合同执行和市场参与者行为的关键因素。从这个角度来看，政府数据开放作为一项制度创新政策，其可通过提高政府效率、推动非国有经济发展、促进金融发展、改善法治环境等途径对地区营商环境产生影响，这对外资来说具有巨大的吸引力。

在政府效率方面，外国投资者通常更倾向于选择那些政府效率高、投资环境稳定的地区进行投资（张安驰和姜德波，2015）。通过建立统一开放、安全可靠的数据开放共享平台，政府不仅可以更有效地整合各方面的信息，挖掘公众诉求，及时解决各类公共问题，而且能够简化业务流程，优化决策过程，从而提高政府的整体办事效率。这将为外国投资者提供更加便捷、高效的政务服务，降低其在当地的投资成本和风险。因此，政府数据开放通过提高政府效率可以间接促进FDI的流入。

在非国有经济发展方面，政府数据开放有助于降低市场准入门槛，为非国有企业及外资企业创造更加公平竞争的市场环境，这一举措不仅直接推动了非国有经济发展，还进一步激发了市场活力，促进FDI流入（刘春艳和赵军，2022）。非国有经济发展水平的提升，得益于更加开放的政府数据，使得非国有企业能够更加灵活地应对市场需求，推动经济增长和创新。这种充满活力的市场环境对外国投资者而言极具吸引力，无论是投资于传统产业的升级改造，还是新兴产业的快速发展，其都可以在一个公平竞争的市场中找到更多有潜力的投资机会。因此，政府数据开放通过推动非国有经济发展，不仅优化了产业结构，还提供了更多元化的投资选择，从而有效促进FDI流入。

在金融发展方面，推动经济增长是政府数据开放的一个重要目标，而东道国的税收政策、投资激励措施以及经济发展潜力等对FDI流入具有重要影响（Villaverde和Maza，2015）。政府数据开放意味着大量与经济、金融相关的数据将被公开，这有助于金融机构更加全面地了解市场和经济状况，从而优化金融资源配置，使资金可以更高效地流向有潜力的企业和项目，促进经济的持续增长。一个开放、健康且高效的金融市场能够吸引更多的国际资本和人才，从而推动经济的持续增长和转型。这种增长和转型又会进一步吸引更多的外商直接投资，形成良性循环。此外，政府数据开放能够提高金融包容性，有助于推动金融科技的发展，提高金融服务的普及率和便利性，这对吸引外国投资者，特别是那些寻求在新兴市场发展的投资者来说是一个重要因素。因此，政府数据开放通过促进金融发展可以间接促进FDI的流入。

在法治环境方面，透明度作为法治环境的重要组成部分，通过减少腐败（臧雷振和刘超，2023）、增强公众对政府的信任以及促进政策的公平性和可预测性，为外商直接投资构建了坚实的基础。政府数据开放后，公众、媒体和非政府组织等能够更便捷地对政府行为进行监督，

这种监督有助于防止权力滥用和腐败行为的发生，从而维护法治的权威性和公正性。此外，对开放数据的深入分析和研究能够揭示现有法律法规中的缺陷，推动相关法律的修订和完善，为外商直接投资提供更为稳定和可靠的法治保障。法治环境的整体改善不仅增强了投资者的信心，还促使他们在选择投资地点时更偏向于那些法制健全、政策稳定、透明度高的国家和地区。在这样的环境中，投资者的权益会得到更充分的保护，投资纠纷也能更有效地通过法律途径解决，从而进一步吸引外商直接投资。因此，政府数据开放通过改善法治环境，可以间接促进FDI的流入。由此，本文提出假说2。

假说2：政府数据开放通过政府效率、非国有经济发展、金融发展、法治环境等渠道改善营商环境，促进FDI流入。

三、模型、变量与数据

（一）模型构建

根据研究假说，本文将地方政府数据开放平台上线视为一项准自然实验，通过构建多期双重差分模型探究地方政府数据开放是否会对FDI流入产生影响。具体模型设定如下：

$$lnfdi_{it} = \alpha + \beta did_{it} + X\gamma + \mu_t + \nu_i + \varepsilon_{it} \tag{1}$$

其中，i和t分别表示城市和年份；$lnfdi$表示外商直接投资（FDI）流入；did表示政府数据开放；X表示除政府数据开放以外其他可能影响FDI流入的因素，γ为控制变量的系数矩阵，α为常数项；μ表示年份固定效应，ν表示城市固定效应，ε表示回归残差。考虑到残差序列相关及异方差问题，本文所有回归标准误均聚类到城市层面。β为本文关心的参数，表示政府数据开放对FDI流入的影响，预期β显著为正，即政府数据开放能够吸引FDI流入。

（二）变量选取

1.被解释变量：FDI流入（*lnfdi*）。借鉴史贝贝等（2019）的研究思路，本文采用各城市当年实际使用外资金额数据反映FDI流入。为避免异方差等问题，对每个数据加1后取对数处理。

2.核心解释变量：政府数据开放（*did*）。本文的核心解释变量政府数据开放（*did*）为虚拟变量。根据复旦大学DMG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）》，若城市i在t年及以后上线政府数据开放平台，则对*did*取值1，否则对*did*取值0。

上海和北京是中国在政府数据开放领域先行先试的两个城市。早在2012年，上海和北京就先后上线政府数据开放平台。随后，2015年浙江上线数据开放平台，2016年广东、贵州上线数据开放平台，河南、江西、宁夏、山东、山西于2018年相继上线数据开放平台，福建、海南、江苏、四川、新疆于2019年相继上线数据开放平台，广西、湖北、湖南、青海于2020年相继上线数据开放平台，安徽、甘肃、河北于2021年相继上线数据开放平台，2022年辽宁上线数据开放平台，2023年山西上线数据开放平台。在本文的研究期内，共有226个城市先后设立了数据开放平台。

3.控制变量。为排除其他因素对FDI流入的影响，控制变量如下：资源禀赋（*lnres*），通过采掘业从业人员数的自然对数来衡量；教育基础（*edu*），以教育支出占地方财政一般预算内支出的比重来衡量；环境规制（*lnei*），采用环境保护投资的自然对数表示；人口密度（*den_peop*），采用常住人口数与行政区域面积的比值来衡量；基础设施建设（*inf*），采用各城市国际互联网用户数的自然对数表示；经济发展水平（*Pgdp*），采用人均地区生产总值来衡量，单位为万元。

（三）数据说明

本文数据主要来源有三类：（1）FDI流入数据主要来源于EPS数据库；（2）各城市政府数据开放平台上线时间的数据来源于复旦大学DMG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）》；（3）控制变量数据来源于《中国城市统计年鉴》。本文对原始数据进行如下处理：首先，鉴于控制变量数据的可得性，删除自治州和数据缺失较为严重的地区；其次，对部分缺失值采用线性插值法补充；最后，得到2009—2022年中国287个地级市面板数据。

表1展示了本文主要变量的描述性统计。FDI流入的最大值为7.625，最小值为0，可以看出不同城市间实际使用外资金额存在较大差异，均值为2.776，中位数为2.697，说明样本城市FDI流入不存在明显的左偏或者右偏。政府数据开放的均值为0.156，表明本文有15.6%的样本为处理组，中位数为0，说明本文大多数样本城市上线政府数据开放平台的时间较为靠后。其余控制变量的描述性统计结果与现有文献近似（景国文和汪达，2024）。

表 1　主要变量的描述性统计

变量名	样本量	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
FDI流入（*lnfdi*）	4018	2.776	1.616	0.000	2.697	7.625
政府数据开放（*did*）	4018	0.156	0.363	0.000	0.000	1.000
资源禀赋（*lnres*）	4018	0.619	0.721	0.000	0.311	3.234
教育基础（*edu*）	4018	0.176	0.040	0.018	0.175	0.356
环境规制（*lnei*）	4018	4.356	0.469	1.099	4.511	7.096
人口密度（*den_peop*）	4018	0.051	0.073	0.001	0.032	0.885
基础设施建设（*inf*）	4018	14.090	2.121	5.468	13.490	22.490
经济发展水平（*Pgdp*）	4018	5.247	3.375	0.0100	4.349	25.69

四、实证结果分析

（一）平行趋势检验

平行趋势检验是使用双重差分法评估政府数据开放对FDI流入影响的前提条件。根据平行趋势假设，若政府数据开放政策未实施，则开放城市与未开放城市的FDI流入会呈现相同的变化趋势；政府数据开放政策实施后，开放城市与未开放城市的FDI流入呈现出差异性变化。本文借鉴Beck等（2010）的做法，通过构造动态双重差分模型对处理组与控制组的平行趋势假设进行检验，具体回归模型设定如下：

$$lnfdi_{it} = \beta_0 + \sum_{n=-7,n\neq-1}^{6} \beta_n did_{it}^n + \beta_j X_{it} + \gamma_i + \varepsilon_{it} \tag{2}$$

其中，n表示政府数据开放政策实施的第n年，政府数据开放当年n值为0，政府数据开放前n值为负，政府数据开放后n值为正。为规避多重共线性问题，本文以政府数据开放前一年为基期，成立了政府数据开放前7年和开放后6年的政策实施虚拟变量。系数β_n则表示相较于政府数据开放前一期，开放的第n年处理组与控制组FDI流入的差异。其余变量和参数说明同模型（1）。

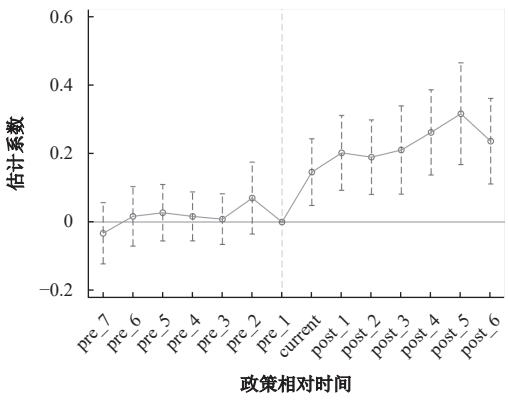

图 1　平行趋势检验

图1报告了90%置信区间下的平行趋势检验结果。其中，纵轴表示政府数据开放的回归系数值，横轴表示样本所处年份相对于政策实施年

份的时间距离。政府数据开放政策实施前各期政府数据开放的回归系数值均在0值附近波动，即不显著，而在政府数据开放政策实施后回归系数正向显著，说明在政府数据开放平台上线前处理组和控制组的FDI流入情况没有显著差异，在政府数据开放平台上线之后处理组FDI流入水平显著超过了控制组，证实了本文双重差分模型的平行趋势假设。政府数据开放的回归系数值在政策实施后呈现先增大后减小的趋势，说明政府数据开放对FDI流入的促进作用具有长期的动态变化效应。总之，图1充分说明政府数据开放对FDI流入的促进作用并非事前因素所导致。

（二）基准回归检验

政府数据开放与FDI流入的回归结果（见表2）显示，政府数据开放与FDI流入的回归系数分别在10%、1%、1%和5%水平上显著为正，表明政府数据开放能够促进FDI流入，假说1得以验证。

表 2　政府数据开放对FDI流入的影响

变量	*lnfdi*			
	(1)	(2)	(3)	(4)
did	0.092*(0.054)	0.2457***(0.0744)	0.243***(0.075)	0.164**(0.070)
lnres			0.040(0.101)	−0.020(0.098)
education			0.360(0.898)	−0.280(0.866)
lnei			0.101(0.116)	0.094(0.115)
den_peop				−8.570***(1.964)
inf				0.008(0.025)
Pgdp				0.121***(0.024)
常数项	2.762***(0.008)	2.738***(0.012)	2.208***(0.554)	2.090***(0.651)
城市固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	否	是	是	是
样本量	4018	4018	4018	4018
组间R^2	0.8570	0.8643	0.8643	0.8704

注：***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著，括号内为聚类到城市层面的稳健性标准误，下同。

（三）稳健性检验

为进一步排除其他不可观测的遗漏变量对FDI流入的影响、潜在的内生性问题以及样本选择性偏误问题，本文通过以下方法对基准回归结果进行稳健性检验①：

1.安慰剂检验。如果*t*年有*i*个城市上线了政府数据开放平台，那么就在本文的287个地级市中随机抽取*i*个城市，作为新开通政府数据开放平台的城市，从而构造出伪政策虚拟处理组，在此基础上进行500次随机抽样回归。安慰剂检验的核密度分布图显示，伪政策虚拟解释变量的估计系数核密度近似均值为0的正态分布；此外，大部分估计系数对应的P值超过了0.1，即在10%的水平上回归结果不显著，并且绝大多数估计系数均小于真实估计值0.164。可见，政府数据开放对FDI流入的促进作用并非随机因素所导致。

2.工具变量回归。参考杨秀云和韩奇（2023）的研究，本文选取1984年城市固定电话数量构造工具变量：一方面，历史固定电话数据与当今FDI流入的关联甚微，满足外生性要求；另一方面，这一历史数据能够反映城市的信息基础设施建设和信息化水平，符合相关性要求。考虑到各城市1984年固定电话数量为截面数据，为将其应用于面板数据，本文构造1984年城市固定电话数量与每一年度所在省份拥有“地方政府公共数据开放平台”试点个数的交乘项加1后的自然对数作为工具变量，借助两阶段最小二乘法（2SLS）估计处理潜在的内生性问题。2SLS第一

①版面所限，稳健性检验结果未列示，留存备索。

阶段回归结果显示，工具变量*IV*的估计系数均在1%的水平上显著为正，说明工具变量满足相关性假设；Cragg-Donald Wald F值和Kleibergen-Paap Wald rk F值均大于Stock-Yogo检验在10%水平上的临界值16.38，说明不存在弱工具变量问题；Kleibergen-Paap rk LM的$P<0.1$，拒绝了工具变量存在不可识别的原假设。2SLS第二阶段回归结果显示，*did*的系数均在1%水平上显著为正，说明在考虑了可能存在的内生性问题后，本文的基准回归结果仍然成立。

3.PSM-DID。借鉴Abadie等（2004）的研究，分别使用最近邻匹配法、半径匹配法和熵匹配法进行进一步检验。检验结果显示，*did*的系数估计值均在5%水平上显著为正，这进一步说明政府数据开放的确促进了FDI流入。

4.合成DID和考虑权重异质性的多期DID。考虑到政策实施的分布在地区与时间上并不是随机出现的，Arkhangelsky等（2021）将合成控制法与双重差分法相结合，形成了一种新的合成双重差分法（SDID），该方法不仅能够通过个体权重找到与处理组相近的控制组个体，还能够通过时间权重找到与政策后处理期相似的政策前处理期，并分别赋予它们更大的个体权重和时间权重，使得估计量更稳健、精度更高。由SDID的估计结果可以看出，政府数据开放对FDI流入的平均促进效应为18.71%，从而进一步证实本文基准回归的研究结果是稳健的。Baker等（2022）的研究发现，多期DID估计的实质是多个不同处理效应的加权平均，这种加权可能包括负权重。当权重为负时，加权后的平均处理效应可能与实际的平均处理效应在方向上存在偏差。本文借鉴Gardner（2022）、Callaway和Sant'Anna（2021）的方法，缓解DID处理效应可能存在的偏误问题。回归结果显示，*did*和简单加权平均处理效应的回归系数均在1%水平上正向显著，说明本文基准回归结果仍然保持稳健。

5.双重聚类标准误检验。本文分别在年份和地区层面对估计的标准误差进行双重聚类调整。回归结果显示，*did*的回归系数在5%水平上显著为正，表明政府数据开放促进FDI流入的效应不受标准误聚类层级差异的影响。

6.剔除2012年以前样本。由于2012年之后营改增等系列重大政策可能会对外国投资者造成影响，且政府数据开放政策的实施最早源于2012年上海和北京率先上线数据开放平台。因此，本文剔除2012年以前样本重新进行回归，相应的回归结果仍然在1%水平上显著为正，再次证明了回归结果稳健可靠。

7.排除其他政策干扰。本文的样本考察期为2009—2022年，除了政府数据开放这一政策外，国家自主创新示范区、宽带中国等政策也可能会对城市的FDI流入产生影响，因此，本文分别将国家自主创新示范区（*nidz*）、宽带中国（*bc*）纳入基准回归模型进行检验。回归结果显示，*did*的回归系数均至少在10%水平上正向显著，而*nidz*、*bc*的系数不显著，说明政府数据开放促进FDI流入的效应不受国家自主创新示范区和宽带中国政策冲击的影响。

（四）机制分析

理清政府数据开放影响FDI流入的作用机制，可以更深层次地把握其背后的机理。外商直接投资者通常更倾向于在提供稳定、透明和有利于商业活动的环境中投资。Piwonski（2010）的研究表明，营商环境的排名每提高一位，FDI的流入量会显著增加4 400万美元。为验证营商环境的作用机制，本文借鉴张柳钦等（2023）、白俊红和丁声怿（2023）的研究思路，从政府效率（*gov_eff*）、非国有经济发展（*market*）、金融发展（*finance*）和法治环境（*Law*）四个维度构建营商环境（*bus_env*）指标，并进一步探究政府数据开放具体通过影响营商环境的哪些维度对FDI流入产生影响。其中，政府效率以各城市年末总人口数占公共管理、社会保障和社会组织就业人数比重的自然对数来衡量；非国有经济发展以非国有经济就业人数占城镇就业总人数的比重和

规模以上非国有工业企业产值占规模以上工业企业总产值的比重来衡量；金融发展以金融机构贷款总额的自然对数和外资银行网点数量的自然对数来衡量；法治环境以司法信息公开度（各地区中级人民法院公开判决书数量）来衡量。最后，参考方慧和宋玉洁（2019）的研究，采用因子分析法测算各子维度和营商环境的综合得分。以上数据均来自国家统计局和EPS数据库。考虑到数据的可得性问题，此处使用2009—2019年数据，并剔除绥化、拉萨等数据缺失严重的地区。限于部分地区数据缺失，样本量不完全一致。

表3报告了政府数据开放对营商环境及各子维度指标的回归结果。从Part A的五个模型可以看出，政府数据开放不仅对营商环境具有显著的正向影响，而且对政府效率（*gov_eff*）、非国有经济发展（*market*）、金融发展（*finance*）和法治环境（*Law*）均有显著的正向影响，说明政府数据开放的确改善了营商环境；而后根据Part B的五个模型可以看出，不仅总的营商环境对*lnfdi*具有显著的正向影响，而且政府效率（*gov_eff*）、非国有经济发展（*market*）、金融发展（*finance*）和法治环境（*Law*）对*lnfdi*均有显著的正向影响，说明营商环境的改善的确能够促进FDI流入。通过表3的10个模型可以得出政府数据开放能够通过改善营商环境促进FDI流入，假说2得以验证。

表 3　机制分析

Part A	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	bus_env	*gov_eff*	*market*	*finance*	*Law*
did	0.080***(0.020)	0.028**(0.011)	0.0331**(0.014)	0.096***(0.013)	0.195***(0.037)
常数	−0.402**(0.184)	4.782***(0.103)	−1.402***(0.297)	−0.351***(0.119)	1.011***(0.3411)
样本量	3 037	3 127	3 127	3 127	3 037
Adj R^2	0.931	0.922	0.910	0.984	0.844
Part B	*lnfdi*				
	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
bus_env	0.460***(0.055)				
gov_eff		0.442***(0.096)			
market			0.363***(0.022)		
finance				0.364***(0.039)	
Law					0.067***(0.017)
常数	1.141**(0.527)	−0.951(0.699)	−8.349***(0.343)	−7.569***(0.458)	2.013***(0.356)
样本量	3 037	3 127	3 127	3 127	3 037
Adj R^2	0.878	0.877	0.627	0.605	0.871

注：所有模型均控制了所有的控制变量、年份和城市固定效应，下同。

五、进一步分析

（一）异质性检验

1.市场化程度异质性。政府数据开放作为市场化改革的一部分，其作用的发挥也必然受到市场化程度的影响，不同地区之间的市场化程度的差异也会影响FDI在不同地区的分布和效果。相较于市场化程度高的城市，在市场化程度较低的城市，商业信息和市场数据可能不如市场化程度高的城市那样容易获取和流通，政府数据开放恰好可以为这些地区提供重要的市场信息，提高政策透明度和可预测性，帮助外商直接投资者更好地了解这些市场的潜力和风险，减少外商直接投资者面临的不确定性，从而吸引更多的外商直接投资。此外，较低的劳动力成

本和较为宽松的环保标准等使得市场化程度较低的城市更具吸引力。由此可见，政府数据开放对FDI流入的影响在市场化程度较低的地区可能会更显著。基于此，此处将对高市场化地区和低市场化地区进行分组检验。

本文采用樊纲市场化指数（樊纲等，2011），并借鉴李静和方婉玥（2024）的做法，将样本城市所在省份的市场化水平按照市场化指数的平均值分为高市场化地区和低市场化地区。表4列（1）和列（2）结果显示，*did*与*lnfdi*的回归系数在低市场化地区显著而在高市场化地区不显著。参考吕冰洋等（2022）的做法，本文拟采用Chow检验对不同分组进行组间差异检验。Chow检验的组间系数差异P值为0.000，证实了该组间系数差异的统计显著性。由此可见，政府数据开放对FDI流入的促进作用在市场化程度低的地区更明显，与理论预期相符。

表 4　市场化程度和城市等级异质性

变量	*lnfdi*			
	高市场化地区	低市场化地区	一二三线城市	四线及以下城市
	(1)	(2)	(3)	(4)
did	0.150(0.096)	0.154***(0.060)	0.016(0.053)	0.202***(0.063)
常数	5.331***(1.111)	1.083**(0.450)	4.805***(0.742)	0.863*(0.447)
样本量	1817	2201	1547	2184
Adj R^2	0.913	0.847	0.862	0.760
Chow Test	34.81		472.17	
P−value	0.000		0.000	

2.城市等级异质性。城市等级差异意味着城市在经济发展水平、劳动力成本和城市规模等方面存在差异，导致政府数据开放对FDI流入的影响存在异质性。考虑到一二三线城市通常已经具有相对完善的经济体系和较高的经济发展水平，劳动力成本上升，在这种情况下，政府数据开放虽然提高了信息透明度，但可能无法直接转化为对FDI流入的显著促进作用。另外，这些地区激烈的市场竞争可能会使新的外资企业进入的意愿降低。而四线及以下的城市可能处于经济发展的初期或中期阶段，具有较大的增长潜力和发展空间，这些城市可能更加渴望通过吸引外资来推动经济发展，因此会更加重视政府数据开放带来的边际效益。由此可见，政府数据开放对FDI流入的影响在四线及以下的城市可能会更显著。基于此，此处将对一二三线城市和四线及以下城市进行分组检验。

本文参考《中国城市新分级名单》将城市划分为一二三线城市组和四线及以下城市组。表4列（3）和列（4）的结果显示，*did*与*lnfdi*的回归系数在四线及以下城市组正向显著，在一二三线城市组不显著。Chow检验的组间系数差异P值为0.000，证实了该组间系数差异的统计显著性。以上检验结果表明，政府数据开放对FDI流入的促进作用在四线及以下城市更明显，与理论预期相符。

3.区位异质性。不同城市所处的区位不同，所拥有的资源禀赋、市场规模和产业集聚也各不相同，故而会造成外商直接投资的迥异。相较于沿江沿海城市，对内陆城市来说，政府数据开放可以提高政策的连续性和稳定性，增强政策的公开透明度，展示自身的市场潜力和投资价值，这对内陆城市来说，是优化营商环境、吸引外资的重要措施。此外，通常情况下沿江沿海城市的数字经济相对发达，但土地资源相对紧张，外商直接投资者面临更大的竞争压力，而内陆城市在数字经济方面可能还有较大的发展空间，政府数据开放可以加速内陆城市的数字化转型，提高其吸引外资的能力。因此，政府数据开放对FDI流入的影响在内陆城市可能会更显著。

基于此，此处将对内陆城市和沿江沿海城市进行分组检验。

表5列（1）和列（2）的结果显示，*did*与*lnfdi*的回归系数在内陆城市显著为正，而在沿江沿海城市不显著，Chow检验的组间系数差异P值为0.000，证实了该组间系数差异的统计显著性。由此可见，政府数据开放对FDI流入的促进作用在内陆城市更明显，与理论预期相符。

表 5　区位和区域异质性回归结果

变量	*lnfdi*				
	内陆城市	沿江沿海城市	东部地区	中部地区	西部地区
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
did	0.229**(0.090)	0.123(0.112)	0.150(0.205)	0.469**(0.197)	0.089(0.198)
常数	1.603**(0.632)	3.882**(1.487)	−4.115***(1.051)	−2.924**(1.445)	−3.260**(1.438)
样本量	2587	1144	1400	1400	1218
Adj R^2	0.815	0.8925	0.5498	0.512	0.501
Chow Test	12.43		39.27		
P−value	0.000		0.000		

4.区域异质性。东、中、西部地区有着不同的经济发展水平、科技创新能力和对外开放程度，因此政府数据开放对FDI流入的影响也可能在区域分布上存在差异。中部地区正处于快速发展阶段，对外部投资有着强烈的需求。相较于东部地区这一长期外资流入的热点地区，中部地区在吸引外资方面面临的竞争压力相对较小，使得政府数据开放所带来的信息优势更加凸显。同时，中部地区的土地、劳动力等成本相对较低，在政府数据开放的助力下，外资企业更容易找到成本与收益的最佳平衡点，从而加大对中部地区的投资力度。反观东部地区，经济发达、基础设施完善、市场规模大，使得政府数据开放在众多吸引外资的因素中，其边际贡献相对较小。而西部地区地理位置较为偏远，交通、物流等基础设施更加薄弱，市场规模相对较小，产业结构相对单一，企业和市场主体对数据的认知和利用能力稍显不足，政府数据开放带来的信息优势难以充分转化为实际的投资吸引力。因此，政府数据开放对FDI流入的影响在中部地区可能会更显著。基于此，此处将对东、中、西部地区进行分组检验。

表5第（3）−（5）列的结果显示，*did*与*lnfdi*的回归系数在中部地区显著为正，而在东部地区和西部地区不显著。目前，组间差异检验主要针对两组之间的差异进行检验。针对三组之间的差异，我们借鉴吕冰洋等（2022）的做法，将不显著的东、西部地区合并为一组，对中部地区和东、西部地区两组样本之间进行组间差异检验，Chow检验的组间系数差异P值为0.000，证实了该组间系数差异的统计显著性。以上检验结果表明，政府数据开放对FDI流入的促进作用在中部地区更明显，与理论预期相符。

（二）空间溢出效应

为探究政府数据开放促进FDI流入的影响是否具有溢出效应，本文设置*did*的替换变量*did*1、*did*2、*did*3，分别代替本文的核心解释变量*did*纳入模型（1），考察政府数据开放对FDI流入的影响是否会进一步溢出到邻近地区及非邻近地区，各变量的设置具体见表6。若替换变量回归系数不显著，则说明变量为1的地区对变量为0的地区具有溢出效应，否则不具有溢出效应。

表7报告了政府数据开放促进FDI流入的溢出效应检验结果。列（1）检验的是政府数据开放地区对政府数据开放邻近地区的溢出效应，*did*1的回归系数不显著，说明政府数据开放对FDI流入的影响对政府数据开放邻近地区具有溢出效应。列（2）检验的是政府数据开放地区对政府数据开放非邻近地区的溢出效应，*did*2的回归系数显著，说明政府数据开放对FDI流入的

表 6　溢出效应检验变量设置

变量	政府数据开放地区	政府数据开放邻近地区	政府数据开放非邻近地区	显著性分析
*did*1	1	0	空缺	若*did*1的系数不显著，*did*2和*did*3的系数显著，则说明政府数据开放地区与政府数据开放邻近地区的FDI流入差异不大，但与非邻近地区具有显著差异，具有空间溢出效应
*did*2	1	空缺	0	
*did*3	空缺	1	0	

影响对政府数据开放非邻近地区不具有溢出效应。列(3)检验的是政府数据开放邻近地区对政府数据开放非邻近地区的溢出效应，*did*3的回归系数显著，说明政府数据开放促进FDI流入对邻近地区的溢出效应不会进一步对非邻近地区产生影响，邻近地区与非邻近地区的FDI流入具有显著差异。总之，以上结果充分说明政府数据开放对FDI流入的影响具有较强的溢出效应。

表 7　政府数据开放促进FDI流入的溢出效应

变量	*lnfdi*		
	(1)	(2)	(3)
did1	0.062(0.130)		
did2		0.223^{***}(0.045)	
did3			0.231^{***}(0.066)
常数	-5.776^{**}(1.941)	2.030^{***}(0.379)	-6.290^{***}(0.311)
样本量	987	3511	3539
Adj R^2	0.527	0.872	0.460

六、主要结论与政策启示

政府数据开放作为推动经济高水平对外开放的关键一环，不仅是创新公众与政府间互动协同治理模式的战略性手段，也是加速市场主体数据要素价值实现、激发国内经济蓬勃活力的必由之路。本文将各城市政府数据开放平台上线视为一项准自然实验，利用2009—2022年287个地级市面板数据，构建多时点双重差分模型，实证检验了政府数据开放促进FDI流入的作用。主要结论如下：第一，政府数据开放能够促进FDI流入，在进行平行趋势检验、安慰剂检验、工具变量回归、PSM-DID检验、合成DID和考虑权重异质性的多期DID检验、双重聚类标准误检验、剔除2012年以前样本、排除其他政策干扰等一系列稳健性检验后，结论依旧稳健。第二，政府数据开放能够通过改善营商环境对FDI流入产生重要影响。第三，政府数据开放对FDI流入的促进作用在低市场化程度地区、四线及以下城市、内陆城市和中部地区的作用效果更加明显。第四，政府数据开放促进FDI流入的影响对政府数据开放邻近地区具有溢出效应。

基于上述研究结论，本文提出如下政策启示：(1)加快政府数据开放，促进FDI流入。鉴于政府数据开放对FDI流入的显著促进作用，政府应继续深化数据开放策略，特别是针对外资企业关心的领域，如市场准入条件、行业发展趋势、政策变动等，提供全面、准确、及时的数据信息。这不仅能增强外资企业的投资信心，还能引导FDI流向更具潜力和创新能力的行业。(2)充分利用数据开放对营商环境优化的促进作用，吸引高质量FDI流入。各地方政府应当简化行政审批流程，提高政府服务效率，营造透明、高效、可预测的政务环境，同时，进一步放宽市场准入，通过数据开放打破公共数据的“孤岛”现象，为外资企业提供更多机会，完善金融市场基础设施，提供多元化的金融服务，增强金融系统的稳定性和包容性，建立健全知识产权保护体系，鼓励创新活动，并加强法治建设，保障外资企业的合法权益。此外，政府应建立数据开放与FDI政策之间的联动机制，利用政策相互衔接、相互促进。通过数据共享与分析，为FDI项目提供更加精准的政策支持，提高FDI项目的落地率和成功率。(3)借助数据开放平台引导FDI流向，加强邻近地区合作，协同提升城市竞争力。一方面，政府可通过数据开放平台，分析并发布各地区的投资环境、产业基础、人才资源等信息，引导FDI流向更需要资金和技术支持的低市场化程度地区、四线及以下城市、内陆城市和中部地区，促进区域经济的协调发展；另一方面，

本文分析发现政府数据开放对FDI流入的促进作用对邻近地区具有正向溢出效应。结合前述改善营商环境的作用机制，政府部门应积极推动政府数据开放邻近地区之间的合作，共享数据资源，协同优化营商环境，形成区域发展合力。

主要参考文献：

[1] 白俊红，丁声怿. 制度型开放、营商环境与全要素生产率——基于中国自由贸易试验区的准自然实验[J]. 中国经济学，2023，(2).
[2] 迪莉娅. 论我国政府数据深度开放的产生背景、特点与发展策略[J]. 情报资料工作，2024，(4).
[3] 樊纲，王小鲁，马光荣. 中国市场化进程对经济增长的贡献[J]. 经济研究，2011，(9).
[4] 方慧，宋玉洁. 东道国风险与中国对外直接投资——基于“一带一路”沿线43国的考察[J]. 上海财经大学学报，2019，(5).
[5] 方锦程，刘颖，高昊宇，等. 公共数据开放能否促进区域协调发展?——来自政府数据平台上线的准自然实验[J]. 管理世界，2023，(9).
[6] 景国文，汪达. 跨境电商综合试验区对FDI流入的影响——基于准自然实验的证据[J]. 当代经济管理，2024，(3).
[7] 李静，方婉玥. 探索实现“共振型”的制度实践——公平导向的劳动规制与劳动力配置效率研究[J]. 上海经济研究，2024，(6).
[8] 李志军. 我国城市营商环境的评价指标体系构建及其南北差异分析[J]. 改革，2022，(2).
[9] 刘春艳，赵军. 营商环境优化对FDI区位选择的影响研究——基于外资准入负面清单的准自然实验[J]. 经济体制改革，2022，(3).
[10] 刘文革，耿景珠，杜明威. 数“政”强贸：数字化政府建设与中国出口产品质量升级[J]. 数量经济技术经济研究，2024，(6).
[11] 吕冰洋，陈怡心，詹静楠. 政府预算管理、征税行为与企业经营效率[J]. 经济研究，2022，(8).
[12] 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，(9).
[13] 冉连，吴铭洋. 政府数据开放安全影响因素互作用框架的元综合分析[J]. 情报杂志，2024，(10).
[14] 史贝贝，冯晨，康蓉. 环境信息披露与外商直接投资结构优化[J]. 中国工业经济，2019，(4).
[15] 杨秀云，韩奇. 公共数据开放能提升企业全要素生产率吗?[J]. 证券市场导报，2023，(12).
[16] 张安驰，姜德波. FDI会影响城乡收入差距吗——以江苏省为例[J]. 上海财经大学学报，2015，(3).
[17] 张莉，林安然. 中国地方政府数据开放与经济发展质量[J]. 公共行政评论，2023，(2).
[18] 张柳钦，李建生，孙伟增. 制度创新、营商环境与城市创业活力——来自中国自由贸易试验区的证据[J]. 数量经济技术经济研究，2023，(10).
[19] 郑磊. 开放不等于公开、共享和交易：政府数据开放与相近概念的界定与辨析[J]. 南京社会科学，2018，(9).
[20] 臧雷振，刘超. 数字政府、治理能力与外资流入——来自全球188个国家(地区)的面板数据的经验证据[J]. 太平洋学报，2023，(3).
[21] Abadie A, Drukker D, Herr J L, et al. Implementing matching estimators for average treatment effects in Stata [J]. The Stata Journal: Promoting Communications on Statistics and Stata, 2004, 4(3): 290–311.
[22] Arkhangelsky D, Athey S, Hirshberg D A, et al. Synthetic difference-in-differences [J]. American Economic Review, 2021, 111(12): 4088–4118.
[23] Baker A C, Larcker D F, Wang C C Y. How much should we trust staggered difference-in-differences estimates? [J]. Journal of Financial Economics, 2022, 144(2): 370–395.
[24] Beck T, Levine R, Levkov A. Big bad banks? The winners and losers from bank deregulation in the United States [J]. The Journal of Finance, 2010, 65(5): 1637–1667.
[25] Buchanan B G, Le Q V, Rishi M. Foreign direct investment and institutional quality: Some empirical evidence [J]. International Review of Financial Analysis, 2012, 21: 81–89
[26] Callaway B, Sant'Anna P H C. Difference-in-differences with multiple time periods [J]. Journal of Econometrics, 2021, 225(2): 200–230.

[27] Gardner J. Two-stage differences in differences[R]. arXiv preprint arXiv: 2207.05943, 2022.
[28] Piwonski K. Does the 'ease of doing business' in a country influence its foreign direct investment inflows?[D]. Smithfield: Bryant University, 2010.
[29] Villaverde J, Maza A. The determinants of inward foreign direct investment: Evidence from the European regions [J]. International Business Review, 2015, 24(2): 209–223.
[30] Zhao Y P, Liang Y J, Yao C, et al. Key factors and generation mechanisms of open government data performance: A mixed methods study in the case of China [J]. Government Information Quarterly, 2022, 39(4): 101717.

Government Data Opening, Business Environment, and FDI Inflows

Li Guangqin, Li Mengjiao, Zhang Tinghai
(*School of International Economics and Trade, Anhui University of Finance and Economics, Anhui Bengbu* 233030, *China*)

Summary: As a major measure to promote government digital transformation, whether and how government data openness can have an impact on FDI inflows is a question worthy of in-depth study. Based on the panel data of 287 prefecture-level cities from 2009 to 2022, this paper takes the launch of the open government data platform as a quasi-natural experiment, and sets dummy variables according to the China Local Government Data Opening Report (Cities) released by DMG Digital and Mobile Governance Laboratory of Fudan University. A multi-point DID model is constructed to explore how government data opening becomes a new driving force to attract foreign investment. The results show that government data opening has a significant promoting effect on FDI inflows. After a series of robustness tests, the conclusion is still robust. Mechanism testing shows that government data opening, as an institutional innovation policy, can affect the regional business environment by improving government efficiency, promoting denationalization, promoting financial development, improving the legal environment, etc., thus promoting FDI inflow. Heterogeneity analysis shows that government data opening has a more significant promoting effect on FDI inflows in low-marketization regions, fourth-tier cities and below, inland cities, and central regions. In addition, by setting the replacement variables of core explanatory variables, it is found that the impact of government data opening on FDI inflows has a spillover effect on the neighboring regions of government data opening. In view of the above, it is suggested that the government should continue to deepen the data opening strategy, make full use of the promotion role of data opening to optimize the business environment, establish a linkage mechanism between data opening and FDI policy, attract high-quality FDI inflows, and guide FDI flows to low-marketization regions, inland cities, and fourth-tier cities and below, so as to promote the coordinated development of regional economy, strengthen the cooperation between neighboring areas of government data opening, and jointly enhance the competitiveness of the city.

Key words: government data opening; FDI inflows; business environment; DID

（责任编辑：王西民）