

---

---

# 改革落实的传导机制：企业感知的视角

徐现祥 李粤麟 陈希路\*

---

**内容提要** 在全面深化改革中,各地落实中央政府提出的改革措施存在明显差异。本文采用2018-2023年连续6年的全国固定点企业访谈数据,从企业感知的视角,考察政府自身改革落实的传导机制。在理论上,本文构建了一个嵌入异质性政府的政务服务市场模型,证明改革落实的传导机制是可感知改革触发要素市场做出一般均衡响应的过程。一个可供检验的推论是,在落实改革措施时,可感知改革将导致资本流动。在经验检验中,本文把“最多跑一次”改革落实视为一个准自然实验,三重差分估计发现,促进资本流动的是可感知改革而非单纯的政府实施改革;可感知改革每增加1%,异地投资流入水平将提高0.67%。这些发现是稳健的,且与本文的理论预期一致,揭示出企业感知在改革落实中的关键作用。

**关键词** 改革落实 企业感知 政务服务

---

DOI:10.19985/j.cnki.cassjwe.2026.06.007

## 一 引言

在全面深化改革中,政府部门成为被改革对象,改革落实问题日益突出。在改革落实实践中,中央统一部署改革,各地落实改革却呈现出显著差异,甚至导致改革落

---

\* 徐现祥:中山大学岭南学院 中山大学中观经济学研究院;李粤麟:中共广东省委党校(广东行政学院);陈希路(通讯作者):暨南大学经济学院 暨南大学中观经济学研究中心 广东省广州市天河区黄埔大道西601号暨南大学经济学院。电子信箱:lnsxuxx@mail.sysu.edu.cn(徐现祥),liylin36@alumni.sysu.edu.cn(李粤麟),chenxilu@jnu.edu.cn(陈希路)。

本文曾在上海交通大学、湖南大学、第十一届中国组织经济学研讨会和2025年中国经济学年会夏季论坛报告,感谢与会者的评论与建议。本研究得到国家社会科学基金重大项目(20&ZD071)的资助,在此表示感谢。

世界经济 \* 2026年第6期 · 61 ·

无功败垂成。经济学文献主要聚焦于研究改革试点<sup>①</sup>,鲜少关注改革政策的落实和推广<sup>②</sup>。为弥补实践与理论之间的这一缺口,本文尝试考察在全面深化改革中地方政府落实改革的传导机制,并提供因果证据。

企业感知在全面深化改革落实中处于关键位置。改革落实是指国家改革措施出台后在全国落地见效的过程。在这个过程中,企业感知是连接地方政府实施改革措施与市场响应之间的桥梁:在地方政府实施具体改革措施时,只有当企业感知到改革的成效后,市场响应才会随之产生。本文以“最多跑一次”改革为例考察改革落实情况。选择“最多跑一次”改革的理由有两个。一是,这项改革是全面深化改革中的典型的政府自身改革,其核心内涵是以群众感受为标准倒逼深化政府自身改革。与毕青苗等(2018)研究的行政服务中心建立带来政府部门物理集中和硬件整合不同,“最多跑一次”改革从办事人的视角出发,让“民众到政府办理一件事情,在申请材料齐全、符合法定受理条件时从政府部门受理申请到做出办理决定、形成办理结果的全过程一次上门或零上门”(车俊,2017)。这一改革不再局限于物理空间的硬件整合,而是侧重于以群众感受为标准的制度建设,旨在通过办事规则的横向打通和制度层面的流程优化,打破部门壁垒,解决企业运营中深层次的跨部门办事困难。二是,这一改革虽由中央统一部署,但在落实过程中却呈现出显著的地区间差异,因此适合作为研究对象<sup>③</sup>。具体表现为,在2017-2023年,各地落实“最多跑一次”改革过程中的三个典型事实:地方实施改革存在差异、企业感知改革存在差异、市场反应存在差异。这三个典型事实构成了改革落实的全过程。其中,企业感知是对政府自身改革成效的识别,起到承上启下作用。

本文旨在揭示全面深化改革落实的传导机制,为各地改革落实差异提供内在逻辑一致的解释。在市场经济活动中,地方政府需要依法依规向辖区企业提供各类政务服务,是政务服务的供给方。企业需要地方政府提供的各类政务服务,是政务服务的需求方,能够感知到政府自身改革带来的政务服务变化。二者共同构成一个政务

① 这些研究包括了对渐进改革(林毅夫等,1993)、经济特区(傅高义,2008)和温州模式(史晋川等,2002)的探讨。

② 虽然经济学文献较少关注改革落实(DellaVigna and Kim, 2022),但公共管理文献早已开始关注改革政策在地区间的横向扩散(Berry and Berry, 1990; 朱旭峰和张友浪,2015; Yi et al., 2018)。

③ 2016年底,浙江发起“最多跑一次”改革,2017年,最多跑一次改革在诸多方面取得重大实质性突破(车俊,2017)。2018年,国家开始推进最多跑一次改革。随后各地出台具体措施,并出现高效办成一件事等改革升级版。2024年,国家常态化推进高效办成一件事改革。

服务市场(徐现祥等,2025),常见的物理空间是线下、线上的政务服务大厅。地方政府是辖区政务服务的唯一供给方,只为本辖区企业提供政务服务,具有垄断地位(Glaeser,2024)。在政务服务市场中,当地方政府通过发布办事清单、明确跑动次数与时限来实施改革对企业全生命周期的深度覆盖时,其政务服务效率显著提升。这种通过规则横向打通和流程优化的改革降低了企业在长期存续期间面临的经常性成本,使企业办事成本的下降不再局限于注册登记等“一次性”环节<sup>①</sup>。在感知到办事成本下降后,企业会将原本被烦琐办事程序挤占的生产资源重新投入企业自身发展中,在其他因素不变的情况下,企业要素边际产出随之提高。这时,在自由流动的要素市场上,外地生产要素会自发流入本地,直到两地的要素回报重新相等为止。因此,企业的感知能够识别出地方政府实施改革措施的差异,带来生产要素市场反应的差异,形成市场一般均衡,从而为改革落实的全过程提供内在逻辑一致的解释<sup>②</sup>。

在理论上,本文证明了这个市场存在一般均衡,揭示了改革落实的传导机制。具体而言,本文将徐现祥等(2025)的政务服务市场模型扩展至多地区,并引入异质性地方政府:一类实施改革措施程度较高,另一类实施改革措施程度较低<sup>③</sup>。这一假设与现实是吻合的,因为地区政府在政务服务市场中处于垄断地位,对于实施政府自身改革措施的态度难免不一。在这个模型的经济体中,上级政府整体部署提升政务服务效率的改革、下级政府实施改革措施、企业据此决定投资生产。本文证明,实施改革程度较高的下级政府通过提升政务服务效率,降低企业获得政务服务的成本并增加政务服务供给。企业感知到成本和服务的变化,识别出各地方政府实施改革行为的差异。在一体化的资本市场上,企业对成本变动做出理性反应,资本发生流动;实施

<sup>①</sup> 根据国务院办公厅《关于健全“高效办成一件事”重点事项常态化推进机制的意见》([https://www.gov.cn/zhengce/content/202507/content\\_7031050.htm](https://www.gov.cn/zhengce/content/202507/content_7031050.htm)),改革不仅涉及经营主体准入准营,更广泛涵盖了招聘用工、纳税缴费、经营发展、工程建设等企业日常运营和扩大再生产中的高频事项。此外,改革落实也显著降低了企业在存续期间面临的经营成本。例如,在投资扩产环节,青岛已将建筑施工安全许可平均申报时间从50分钟压减至16分钟(详见[https://www.gov.cn/zhengce/202508/content\\_7036036.htm](https://www.gov.cn/zhengce/202508/content_7036036.htm));在市场拓展环节,南京已将跨境电商在备案时的海关前置审批时间缩短至1到2个工作日(详见[https://njsj.nanjing.gov.cn/xwdt/202509/t20250912\\_5648722.html](https://njsj.nanjing.gov.cn/xwdt/202509/t20250912_5648722.html));在融资上市环节,贵州已将企业合规信息核查从“多头跑”优化为“一件事”(详见[https://www.guizhou.gov.cn/home/gzyw/202412/t20241201\\_86154346.html](https://www.guizhou.gov.cn/home/gzyw/202412/t20241201_86154346.html))。这表明,改革落实释放了原本被办事成本挤占的生产资源,从而能够有效提升要素的边际产出,进而增强辖区对资本的吸引力。

<sup>②</sup> 类似地,郁建兴等(2025)提出最多跑一次改革融合了供给端目标和需求端目标,形成贯穿供给与需求的逻辑闭环。但该文未从政务服务市场一般均衡的角度讨论改革落实的传导机制,本文对此进行了有益的补充。

<sup>③</sup> 分为两类只是为了模型推导简化。假定多个不同的下级政府,模型结论不会有任何变化。

改革措施程度较高的下级政府较实施改革程度较低政府辖区吸引更多投资。因此,改革落实的传导机制是可感知改革导致市场做出一般均衡反应的过程。其中,可感知改革是企业感知到的政府实施改革,由政务服务市场供给与需求共同决定。一个可供检验的推论是,在改革落实中,可感知改革将导致资本流动。

在经验分析中,本文把各地落实“最多跑一次”改革视为一个准自然实验,为改革落实传导机制提供因果证据。首先,本文分三步度量可感知改革。第一步是量化企业对实施最多跑一次改革成效的感知。为此,本文自2018年起持续开展全国固定点企业访谈。全国固定点采用分层随机抽样16个省(区、市)(含2个直辖市、2个自治区、12个省)、84个地级市和182个市辖区,具有全国代表性(徐现祥等,2019; Xu *et al.*, 2025)。在2018–2023年连续6年合计访谈企业3.2万家<sup>①</sup>。访谈的一个问题是:“在过去半年,您来这个办事大厅办成一件事大致需要跑几次?”根据企业反馈,本文对企业感知最多跑一次改革成效的度量是,各地2018–2023年企业报告只跑一次的平均占比。第二步是采用文本分析法度量地方政府实施改革措施的程度。本文分析的文本来自2013–2023年283个地级政府的3113份政府工作报告。实施改革措施的赋值规则是,政府工作报告出现改革关键词赋值为1,否则为0<sup>②</sup>。改革关键词是“最多跑一次”“一件事一次办”和“高效办成一件事”。这三个关键词,字段够长,含义单一,不重不漏。第三步是度量各地的可感知改革。根据本文对可感知改革的定义,采用地方政府实施改革与企业感知最多跑一次改革成效的交乘项代理可感知改革。

其次,本文采用三重差分(DDD)法识别“最多跑一次”改革落实的传导机制。选择三重差分,是因为可感知改革本身构成一个三重差分。具体而言,在落实“最多跑一次”改革中,政府实施改革措施形成了一个二重差分,可感知改革(政府实施改革与企业感知改革的交互)则构成了一个三重差分<sup>③</sup>。本文以各地拥有的来自

① 调查地点通过分层抽样方法确定,具有全国代表性。首先随机抽取一半的省,确保抽中的省与未抽中的省在名义GDP和规模以上工业总产值上不存在显著差异;然后在抽中的省中抽取一半的地级市,满足省内抽中城市与未抽中城市在名义GDP和规模以上工业总产值上不存在显著差异,满足全国范围内抽中城市与未抽中城市也不存在显著差异。最后在抽中的地级市中随机抽取一半的市辖区,满足市内抽中区与未抽中区在名义GDP和总人口上无显著差异。具体调查方法见徐现祥等(2019)。疫情期间,考虑到实际情况,调研地做了些调整。

② 为了稳健,本文还进一步把只有省或市政府工作报告出现改革关键词的情况赋值为0.5。

③ 将调研的156个地市与本文关注的283个地市匹配后,最终数据为146个地市。其中,处理组为127个地市,控制组为19个地市。不可否认,控制组仅有19个地市,可能影响回归结果的严谨性。本文在稳健性检验部分,通过PSM-DID回归方法尽可能地减少影响。

异地投资的子公司的增加量代理异地投资流入水平(马光荣等,2020;孙伟增等,2024)。回归结果显示,不引入可感知改革时,政府实施改革变量的回归系数显著为正;引入可感知改革后,政府实施改革变量的回归系数不再显著,可感知改革的回归系数显著为正。从系数大小看,可感知改革的回归系数为0.15。这表明,与控制组相比,当其他因素不变时,处理组地市的可感知改革每增加1%,异地投资流入水平将提高0.67%。不妨考察处于可感知改革70分位点的东莞与30分位点的南昌。东莞的可感知改革比南昌高14%;当其他条件不变时,这将导致东莞的异地投资流入水平比南昌高出9%,能够解释二者异地投资流动水平实际差距的8%。本文经验分析结果与理论预期一致且稳健。在处理了可能存在的变量度量误设、样本选择干扰、估计方法偏误以及控制同期其他可能的改革冲击后,本文的基本结论依然不变。

最后,本文排除财政支出的影响。不可否认,从实践看,改革落实需要得到财政支持。现有文献也发现,财政支出是驱动资本流动的一个关键因素(马光荣等,2020;范子英和周小昶,2022)。在理论上,本文证明,可感知改革带来异地投资流入,财政支出保持不变。在实际分析中本文发现,政府实施改革和可感知改革对财政支出都没有显著影响。这与理论预期一致,揭示出可感知改革在改革落实传递机制中的单独影响。

与既有文献相比,本文的边际贡献还有以下三点。一是本文扩展了政务服务改革文献。一方面,与政务服务改革文献相比,本文揭示了企业感知在改革落实中的关键作用。“最多跑一次”改革与行政审批改革、商事制度改革、“放管服”改革等都是典型的政府自身改革。现有文献主要将各类政务服务改革政策作为准自然实验,考察这类改革带来的经济绩效,比如微观层面的企业进入(毕青苗等,2018;刘诚和夏杰长,2021)、企业创新(王永进和冯笑,2018)、产品范围(陈勇兵等,2023)等,以及宏观层面的经济增长(夏杰长和刘诚,2017)、促就业(郭小年和邵宜航,2021;毕青苗等,2024)、产业结构变迁(朱奕蒙等,2022)等。总体来看,现有文献考察了政务服务改革带来的经济绩效,忽略了企业感知在改革落实中的关键作用,本文弥补了这个文献缺口。另一方面,本文还和政务服务市场文献相关。周荃等(2023)、徐现祥等(2025)和Chen *et al.*(2025)等文献提出了政务服务市场模型,考察地方政府供给政务服务的行为。本文则引入地方政府异质性,考察地方政府供给政务服务的异质行为,为各地改革落实差异提供内在逻辑一致的解释。

二是本文拓展了公共经济学中探究感知重要性的文献。现有文献主要强调感知

在与政府相关的金融投资 (Colonnelli *et al.*, 2024a)、公共采购 (Colonnelli *et al.*, 2024b)、腐败监管 (Olken, 2007、2009)、选举 (Beaman *et al.*, 2009)、教育 (Jacob and Lefgren, 2008)、政策不确定性 (聂辉华等, 2020; 刘贯春等, 2022) 等领域的重要性。本文则考察了企业感知在改革落实中的关键作用, 并提供来自中国的新证据。

三是本文为地区间资本流动研究提供一个新的视角。近年来, 这支文献主要以上市公司在异地设立子公司的行为测度资本要素在国内的跨地区流动<sup>①</sup>, 并据此探索影响资本流动的系列因素, 比如宏观层面的基础设施建设 (马光荣等, 2020)、财政激励 (王凤荣和苗妙, 2015; 范子英和周小昶, 2022)、数字政府 (孙伟增等, 2024)、微观层面的公司产权性质 (曹春方等, 2015)、公司高管特征 (夏立军等, 2011)。这些研究表明, 影响资本流动的因素是多维的。本文则贡献了一个新的影响因素, 即可感知改革, 丰富了这支文献。

本文以下部分的结构安排是, 第二部分介绍背景与事实, 第三部分是一个简单模型, 第四、五部分是经验分析, 第六部分是结论性评述。

## 二 背景与事实

### (一)“最多跑一次”改革背景

“最多跑一次”改革的核心内涵就是以群众感受为标准倒逼深化政府自身改革, 是政府通过换位思考, 从办事主体的视角出发, 用群众的语言设定“一件事”能够“一次办”的改革目标, 倒逼地方政府自我革命。这不仅促进了政府职能转变, 实现了审批更简、监管更强、服务更优的目标, 还引发了权力运行方式的变革, 使权力运行从处科股的“小循环”转向部门内部的“中循环”和跨部门的“大循环”, 从而打破部门间的信息壁垒, 提高机关效能。<sup>②</sup>

<sup>①</sup> 其中的一个例外是 Bustos *et al.* (2020)。该文主要使用了巴西银行在各地的网点数据, 揭示出农业技术进步是资本在产业和地区间流动的重要原因。

<sup>②</sup> 地方政府通过“最多跑一次”改革所提供的, 是一个普适性的、标准化的政务服务。国务院发布“高效办成一件事”的几批重点事项清单都明确了法定办结时限, 各地根据实践明确了承诺办结时限, 并将此信息公开。例如, 广东省广州市对于“建设项目开工一件事”明确了法定办结时限为 50 个工作日, 承诺办结时限为 5 个工作日 (详见 <https://www.gdzwfw.gov.cn/portal/v3/guide-combo/11440100007482612P344TC140BE001>)。这意味着, 最多跑一次改革提升了政务服务能力, 其政策红利旨在覆盖辖区内所有经营主体, 而非仅针对本土企业。因此, 一个能让当地企业感知到显著改善的政务服务, 同样会被外来投资企业享有。

“最多跑一次”改革呈现出地方首创、国家推广、各地方落实的过程。21世纪以来,虽然我国在简政放权、提升政务服务能力过程中取得了明显成效,但是群众反映“办事慢、办事繁、办事难”问题仍然存在;群众为了办成一件事情往往需要到有关部门多次奔波,不仅耗时费力,而且闹心费神。因此,2016年12月,浙江在省委经济工作会议上提出,让“民众到政府办理一件事情,在申请材料齐全、符合法定受理条件时从政府部门受理申请到做出办理决定、形成办理结果的全过程一次上门或零上门”,即“最多跑一次”,旨在践行以人民为中心的发展思想(车俊,2017)。经过一年的积极探索,浙江的“最多跑一次”改革取得了优异的成绩,截至2017年底已覆盖了80%的办事项<sup>①</sup>。2018年,“最多跑一次”被写入中央政府工作报告,并且国务院印发的《关于落实〈政府工作报告〉重点工作部门分工的意见》和中共中央办公厅、国务院办公厅印发的《关于深入推进审批服务便民化的指导意见》也向全国全面推广了“最多跑一次”改革,这标志着“最多跑一次”正式被纳入国家改革设计。在改革设计的引导下,地方政府在随后的改革落实过程中相继推出了差异化的实践方案,如湖南推出“一件事一次办”、上海推出“高效办成一件事”等。2024年,“高效办成一件事”一词被写入中央政府工作报告。

## (二)典型事实

本文发现,“最多跑一次”改革落实过程中,中央统一部署改革,各地落实改革却呈现出显著差异。具体表现为以下三个特征。

一是地方实施改革存在差异。本文根据政府工作报告是否提及“最多跑一次”改革的相关关键词,来度量地方是否实施改革<sup>②</sup>,如图1所示。从图1实线看,省级政府实施改革存在差异。2017年,浙江开始实施改革,2018年和2019年,开始实施改革的省份数量迅速增加,到2023年,累计有24个省份实施改革,占全部省份的77%。从图1虚线看,地级政府实施改革存在差异。2017年,包括浙江11个地市在内的13个地市开始实施改革<sup>③</sup>,2018年和2019年开始实施改革的地市数量激增,到2023年,累计有245个地市开始实施改革,占全部地市的87%。

① 数据来源于2018年5月中共中央办公厅、国务院办公厅印发的《关于深入推进审批服务便民化的指导意见》,详见[https://www.gov.cn/zhengce/2018-05/23/content\\_5293101.htm](https://www.gov.cn/zhengce/2018-05/23/content_5293101.htm)。

② 第四部分具体阐述了本部分三个典型事实的具体变量度量方法。

③ 除浙江省的地市外,西安市和昆明市的政府工作报告在2017年也出现了改革关键词。

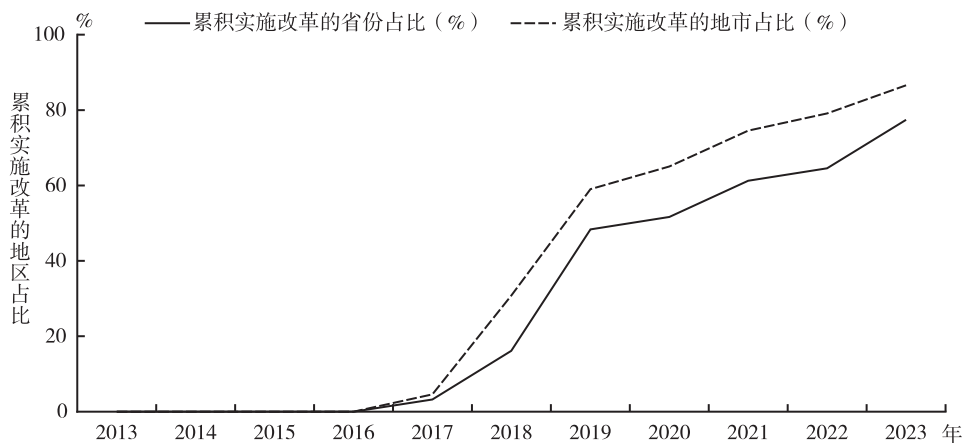


图1 典型事实一:地方实施改革存在差异

二是企业感知改革存在差异。企业最直接感知到的改革成效,是到政府办事的跑动次数减少。本文基于2018-2023年连续六年的全国固定点企业访谈数据,采用访谈企业报告只跑一次的平均占比,度量企业感知“最多跑一次”改革的成效。图2展示了地市企业感知改革成效的分布,横坐标为企业感知改革成效(即跑一次企业占比)的区间,纵坐标为地市数量。从图形上看,企业感知的改革成效存在差异:33%地市的企業感知改革成效不足40%,38%地市的企業感知改革成效在40%~55%之间,29%地市的企業感知改革成效高于55%。

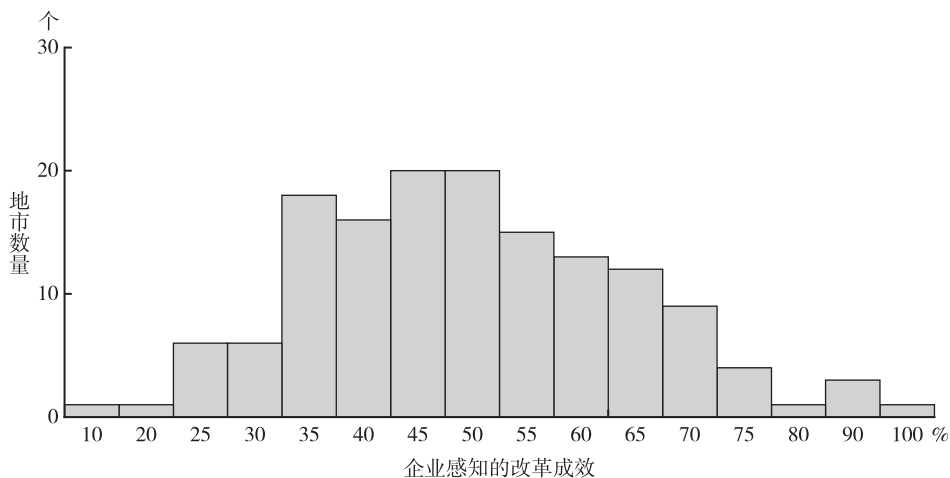


图2 典型事实二:企业感知改革存在差异

三是要素市场反应存在差异。“最多跑一次”改革传导到要素市场,要素市场产生反应,将表现为要素跨区域流动。以资本要素为例,本文以各地拥有的异地投资子公司的增量度量异地投资流入水平。图3展示了2018-2023年地市平均异地投资流入水平的分布,横坐标为异地投资流入水平,纵坐标为地市数量。从图形上看,要素市场反应存在差异:30%地市的异地投资流入水平不足5个,60%地市的异地投资流入水平在5~30之间,10%地市的异地投资流入水平超过30个。

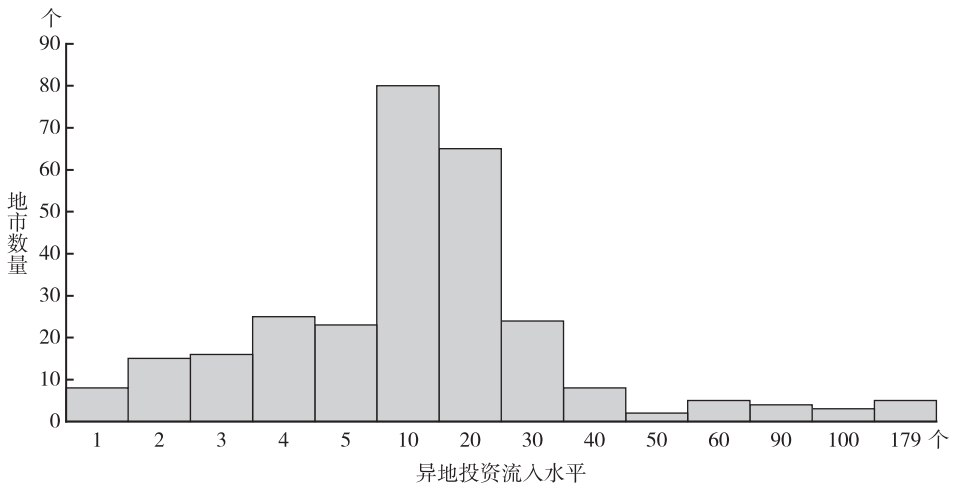


图3 典型事实三:要素市场反应存在差异

总体而言,“最多跑一次”改革是全面深化改革中的典型的政府自身改革,在改革进程中呈现出地方首创、国家推广、地方落实和市场反应的全过程。在这个改革落实过程中,地区间存在显著的差异。接下来,本文以“最多跑一次”改革为例,识别改革落实的传导机制,并提供因果证据。

### 三 一个简单的模型

本部分尝试把中央和多个地方的央地改革关系引入徐现祥等(2025)的政务服务市场模型,从理论角度探索地方政府落实改革传导机制的内在逻辑。

#### (一)设定

考察一个由 $(I_1 + I_2)$ 个地区组成的经济体。在每个地区 $i$ ,存在一个地区代表性企业,采用科布-道格拉斯(C-D)生产函数<sup>①</sup>,使用资本 $K_i$ 和政务服务 $G_i$ 生产最终产品 $Y_i$ :

① 将地区代表性企业的生产函数设定为CES形式,基本结论不变。详见本刊网站([www.jweonline.cn](http://www.jweonline.cn))本文附录。

$$Y_i = (K_i)^\alpha (G_i)^\beta \quad (1)$$

其中, $\alpha$ 和 $\beta$ 是大于0的常数,且满足 $\alpha + \beta < 1$ 。 $G_i$ 只能由地区*i*的地方政府提供。地方政府提供政务服务需要相应的投入,如自建或租赁政务服务大厅、雇佣办事窗口工作人员和后台审核人员等。本文对提供政务服务所需的投入进行简化,假设地方政府生产政务服务时仅依赖政府支出,采用与Romer(1990)类似的线性生产函数生产政务服务:

$$G_i = A_i X_i \quad (2)$$

在式(2)中, $X_i$ 度量地方政府生产政务服务时所使用的政府支出。 $A_i$ 度量地方政府的政务服务效率,也可理解为政府在提供政务服务时的生产率。在政务服务效率越高的地区,使用1单位政府支出所能提供的政务服务越多,其提供政务服务的生产率越高。

地方政府通过出台相应改革措施提升其政务服务效率 $A_i$ 。具体而言,各地的政务服务效率由央地深化改革关系中的互动决定。在深化改革过程中,中央负责改革设计,实施统一的深化改革方案,各个地方政府负责实施改革措施(Song and Xiong, 2024);实施改革措施的程度则决定其政务服务效率。为简化分析,本文将地方政府分为两类: $I_1$ 个地方政府实施改革措施程度较高,记为 $\omega_H$ ;  $I_2$ 个地方政府则实施改革措施程度较低,记为 $\omega_L$ 。其中, $\omega_H$ 和 $\omega_L$ 是常数,且满足 $0 \leq \omega_L < \omega_H \leq 1$ 。此外,地方政府各自决定对最终产出征税的税率 $\tau_i$ ,税收用于其提供政务服务的政府支出。

经济体存在三类市场,即产品市场、资本市场和政务服务市场。最终产品市场是一体化的竞争性市场。本文将经济体的最终产品作为计价单位,其价格始终为1<sup>①</sup>。资本市场也是一体化的竞争性市场,经济体的总资本 $\bar{K}$ 可以在地区间无成本流动。政务服务市场是地区分割的垄断市场。这是因为,每个地区只有一个地方政府,地方政府只能为本辖区企业提供政务服务。各个地区的初始资本禀赋相同,为 $\kappa$ ,满足 $(I_1 + I_2)\kappa = \bar{K}$ ;初始政务服务效率也相同,为 $\hat{A}$ 。

最后,明确经济体中的事件发生顺序。中央政府设计实施改革方案;地方政府实施改革措施,提供政务服务,决定税率;企业进行生产。

## (二)均衡

本文采用倒推法求解此经济体的均衡。首先,考察企业的行为。地区*i*的企业面临的利润最大化问题为: $\max_{K_i, G_i} (1 - \tau_i)(K_i)^\alpha (G_i)^\beta - RK_i - P_i G_i$ 。其中, $R$ 是经济体的利

<sup>①</sup> 因为最终产品仅用于消费和生产政务服务,所以地区*i*的净产出等于总产出减去政府提供政务服务时的支出,即 $Y_i - X_i$ 。

率,  $P_i$  是地区  $i$  的政务服务价格, 用于衡量企业在办理政务服务时所承担的遵循成本 (徐现祥等, 2025)。企业在资本市场和政务服务市场上都是价格接受者, 将  $R$  和  $P_i$  视为外生给定。由利润最大化的一阶条件, 可得:

$$\begin{cases} R = (1 - \tau_i)\alpha(K_i)^{\alpha-1}(G_i)^\beta \\ P_i = (1 - \tau_i)\beta(K_i)^\alpha(G_i)^{\beta-1} \end{cases} \quad (3)$$

式(3)中的两个表达式是由利润最大化一阶条件导出的反需求函数, 共同刻画了企业在资本和政务服务投入上的最优决策行为<sup>①</sup>。值得注意的是, 政务服务价格的变动不仅会影响企业的政务服务投入, 也会影响企业的资本投入和产出水平。

其次, 考察地方政府行为。由本文的设定可知, 地方政府将有三个行为: 供给政务服务、落实改革和制定税率。本文将逐一考察。

一是地方政府供给政务服务的行为。在提供政务服务时, 地方政府的收益为  $P_i G_i$ , 支出为  $X_i$ , 在职消费为  $P_i G_i - X_i$ 。作为唯一的政务服务提供者, 地方政府面对着如式(3)第二个表达式所示的政务服务需求。假设地方政府追求其在职消费的最大化, 其面临的最大化问题可表示为:  $\max_{X_i} P_i G_i - X_i$ , s.t.  $P_i = (1 - \tau_i)\beta(K_i)^\alpha(G_i)^{\beta-1}$ ,  $G_i = A_i X_i$ 。地方政府对政务服务的最优定价为:

$$P_i = \frac{1}{A_i \beta} \quad (4)$$

式(4)揭示, 地方政府对政务服务的最优定价  $P_i$  是其政务服务效率  $A_i$  的减函数<sup>②</sup>。其经济含义非常直观: 地方政府的政务服务效率越高, 使用相同数量的最终产品生产的政务服务越多, 地方政府供给政务服务的价格越低。企业感知到这一价格

① 尽管对于作为价格接受者的企业而言要素价格  $R$  和  $P_i$  是外生给定的, 但反需求函数刻画的是企业在给定要素投入水平下愿意支付的最高价格, 即要素的边际产出价值。本文保留这一形式是因为反需求函数清晰地展示了地方政府在政务服务市场上面临的需求约束。在后文分析中, 地方政府正是基于式(3)第二个表达式的反需求函数来决定政务服务的最优定价的。此外, 这一处理方式在相关经典文献中也十分常见。例如, Romer(1990)在分析中间品生产商的垄断定价行为时, 同样采用了这种反需求函数的形式, 并以此作为垄断者面临的需求约束来求解最优价格。

② 推导式(4)的具体过程如下。首先, 由生产函数  $G_i = A_i X_i$  可知, 地方政府提供政务服务的边际成本始终为  $\frac{X_i}{G_i} = \frac{1}{A_i}$ 。其次, 考察地方政府提供政务服务的边际收益。将约束条件中的反需求函数代入总收益  $P_i G_i$ , 可得总收益函数为  $(1 - \tau_i)\beta(K_i)^\alpha(G_i)^\beta$ 。对  $G_i$  求导, 可得地方政府提供政务服务的边际收益为  $\beta(1 - \tau_i)\beta(K_i)^\alpha(G_i)^{\beta-1}$ , 即  $\beta P_i$ 。最后, 根据垄断厂商利润最大化的一阶条件, 即地方政府提供政务服务的边际收益等于边际成本, 均衡时有  $\beta P_i = \frac{1}{A_i}$  成立。再经过整理可得,  $P_i = \frac{1}{A_i \beta}$ 。

下降信号后,由于其获取政务服务的遵循成本下降,在利润最大化目标驱动下,企业将主动增加政务服务需求量,这最终也会体现为企业在生产中的政务服务投入  $G_i$  的提升。

二是地方政府实施改革措施的行为。中央政府设计的改革方案旨在提升政务服务效率,其目标效率记为  $\bar{A}$ , 满足  $\bar{A} > \hat{A}$ 。地方政府作为理性的决策主体,需在外生给定的制度约束  $\bar{A}$  下,通过内生选择决定最终的政务服务效率  $A_i$ , 以最小化自身的改革落实成本。具体而言,在央地互动的制度背景下,地方政府的决策面临着“需要”和“可能”的权衡<sup>①</sup>。一方面,“需要”是指,地方政府作为中央政府的执行机构,要确保中央政府的改革设计理念得到有效贯彻 (McCann *et al.*, 2015), 使实施的改革措施与改革方案之间的差距尽可能小。 $(A_i - \bar{A})$  度量地方政府在“需要”上的偏离程度,偏离程度越大,意味着地方政府面临越高的风险 (李书娟和徐现祥, 2021)。基于 Rogoff (1985) 对偏离目标产生成本的函数设定, 本文采用二次函数  $(A_i - \bar{A})^2$  刻画地方政府因偏离中央目标而产生的压力。另一方面,“可能”是指,地方政府作为改革方案的落实主体,要结合本地实际实施改革措施 (Kim *et al.*, 2018), 使实施的改革措施与本地实际之间的差距尽可能小。 $(A_i - \hat{A})$  度量地方政府在“可能”上的偏离程度,偏离程度越大,意味着改革落实所需的组织变革难度和调整成本越高。基于 Rotemberg (1982) 对现实存在调整成本的函数设定, 本文采用二次函数  $(A_i - \hat{A})^2$  刻画地方政府因改变现状而产生的调整成本。和 Barro and Gordon (1983) 在政策分析中使用的加权损失函数设定一致, 本文假设地方政府的目標是最小化问责压力和调整成本的加权总和:  $\min_{A_i} \omega_i (A_i - \bar{A})^2 + (1 - \omega_i) (A_i - \hat{A})^2$ 。其中,  $\omega_i$  度量地方政府  $i$  实施改革措施的程度。根据一阶条件, 地方政府通过实施改革措施积累的政务服务效率  $A_i$  为:

$$A_i = \omega_i \bar{A} + (1 - \omega_i) \hat{A} \quad (5)$$

式(5)揭示了地方政府在实施改革措施后的政务服务效率  $A_i$  是改革设计  $\bar{A}$  和本地实际  $\hat{A}$  的加权平均。由式(5)可知,  $A_i$  随  $\omega_i$  的增加而单调递增。在地区 H,  $\omega_i = \omega_H$ ;

<sup>①</sup> 兼顾“需要”与“可能”的权衡具有明确的现实意义,是中国政府制定经济社会发展目标和宏观政策时决策逻辑的直观体现。具体而言,2025年政府工作报告明确指出,全国经济增长预期目标的提出“综合考虑了国内外形势和各方面因素,兼顾了需要与可能”。2002年政府工作报告在安排长期建设国债时,同样强调了“根据需求和可能”。因此,本文的模型设定将这一经典的中国政策实践逻辑化为规范的经济学语言,刻画了中国地方政府面临目标激励与现实约束时的典型行为特征。

在地区L,  $\omega_i = \omega_L < \omega_H$ 。因此,地区H的政务服务效率为  $A_H = \omega_H \bar{A} + (1 - \omega_H) \hat{A}$ ,地区L的政务服务效率为  $A_L = \omega_L \bar{A} + (1 - \omega_L) \hat{A}$ ,且  $A_H > A_L$ 。

不妨记  $\mathcal{A} = \frac{A_H}{A_L}$ ,以表示地区H和地区L之间内生的政务服务效率差异。显然,  $\mathcal{A} > 1$ ,且是  $\omega_H$ 的增函数。地区H实施改革措施的程度越高,则地区H和地区L之间的政务服务效率差距会越大。这表明,  $\mathcal{A}$ 实质上度量了地区H和地区L之间实施改革措施程度的差异。同时,结合式(4)的定价机制可知,企业在感知到更低的政务服务成本后,可进一步据此推断地方政府改革落实行为的差异,在地区H感知到更高的改革实效。因此,  $\mathcal{A}$ 也可视为企业感知到的两地政府改革行为的异质性,反映了企业对改革落实效果的主观评估。

三是地方政府制定税率的行为。地方政府追求平衡预算,即  $\tau_i Y_i = X_i$ 。结合式(3)和(4),可得:<sup>①</sup>

$$\tau_i = \frac{\beta^2}{1 + \beta^2} \quad (6)$$

式(6)表明,当地方政府追求平衡预算时,尽管其对实施改革措施的程度存在差异,各地政府仍将制定相同的税率。各地税率的内生一致性,可以排除税率对地方引资差异的直接影响(Tiebout, 1956; Wildasin, 1988),有助于更清晰地识别实施改革措施对各地引资差异的影响。另外,式(6)揭示税率是  $\beta$ 的增函数<sup>②</sup>。其经济含义也是直观的。由企业生产函数可知,  $\beta$ 度量政务服务在生产中的相对重要性。从收入分配的角度看,  $\beta$ 越大,政务服务在国民收入分配中的占比也应越大。

最后,考察经济体的一般均衡。结合企业的行为、地方政府的行为和资本市场出清方程,即  $I_1 K_H + I_2 K_L = \bar{K}$ ,可得命题1。

**命题 1:** 经济体存在唯一的均衡,且满足:  $P_H^* = \mathcal{A}^{-1} P_L^*$ ,  $G_H^* = \mathcal{A}^{\frac{1-\alpha}{1-\alpha-\beta}} G_L^*$ ;  $K_H^* = \frac{\bar{K}}{I_1 + I_2 \mathcal{A}^{\frac{\beta}{1-\alpha-\beta}}}$ ,  $K_L^* = \frac{\bar{K}}{I_1 \mathcal{A}^{\frac{\beta}{1-\alpha-\beta}} + I_2}$ ;  $\tau_H^* = \tau_L^* = \frac{\beta^2}{1 + \beta^2}$ 。

① 式(6)的推导过程如下。首先,根据地方政府的平衡预算约束,有  $X_i = \tau_i Y_i$ 。其次,结合生产函数  $G_i = A_i X_i$ 与式(4),可建立政府支出与垄断收益的关系:  $X_i = \beta P_i G_i$ 。再次,由企业的一阶条件式(3)可知,企业对政务服务的总支出为  $P_i G_i = (1 - \tau_i) \beta Y_i$ 。最后,联立上述三式可得,  $\tau_i Y_i = \beta((1 - \tau_i) \beta Y_i)$ 。消去  $Y_i$ 并整理,即可得式(6)。

② 式(6)中  $\tau_i$ 对  $\beta$ 求导,可得  $\frac{\partial \tau_i}{\partial \beta} > 0$ 。

(三)比较分析

本小节主要基于命题1,分析和识别地区H和地区L改革落实的传导机制。具体而言,命题1揭示出改革落实的传导机制主要包括以下三点。

一是从分割的政务服务市场看,政府实施改革措施时,企业会通过政务服务的价格与数量切实感知到成本效应和服务效应。地区H实施改革措施的程度更高,其内生的政务服务效率也更强,这表现为 $\mathcal{A} > 1$ 。此时,地区H的政务服务价格将更低,即 $P_H^* < P_L^*$ ,企业会感知到其获取政务服务的遵循成本下降,本文称之为成本效应,其大小为 $\frac{P_H^*}{P_L^*} = \mathcal{A}^{-1}$ 。同时,地区H将提供更多的政务服务,即 $G_H^* > G_L^*$ ,企业会体验到政务服务的质量和可及性的提升,本文称之为服务效应,其大小为 $\frac{G_H^*}{G_L^*} = \mathcal{A}^{\frac{1-\alpha}{1-\alpha-\beta}}$ 。①

二是从一体化的资本市场看,命题1清晰地表明,地区H和地区L表现出两个不同的均衡状态。一方面,地区H实施改革措施的程度更高,企业感知到地区H更优的政务服务成本和政务服务可及性后,会优先向其投资,驱动地区H吸引到更多资本,即 $K_H^* > \kappa$ ;另一方面,地区L实施改革措施的程度更低,企业感知较为消极,导致资本从地区L流出,即 $K_L^* < \kappa$ ②。其背后的经济含义如下。改革落实完成后,地区H和地区L的政务服务供给分别提升至 $G_H^*$ 和 $G_L^*$ 。由于 $G_H^* > G_L^*$ ,此时地区H的资本边际产出将高于地区L。边际产出的差异在资本市场上创造了套利空间,资本将从边际产出较低的地区L流向边际产出较高的地区H。随着资本在地区H的不断积累,根据边际报酬递减规律,其资本边际产出将逐渐回落。相反,地区L的边际产出则因资本流出而逐渐回升。最后,两地的资本边际产出将相等,经济体达到新的均衡状态,两地的资本存量分别达到 $K_H^*$ 和 $K_L^*$ 。如果采用地区L为参照系,那么由命题1可推得,在地区

① 值得注意的是,由于生产函数中资本与政务服务具有互补性,服务提升会增加资本的边际产出。从表达式上看,由式(3)可得,资本的边际产出为 $MPK_i = R/(1 - \tau_i) = \alpha(K_i)^{\alpha-1}(G_i)^\beta$ 。显然, $\frac{\partial MPK_i}{\partial G_i} = \alpha\beta(K_i)^{\alpha-1}(G_i)^{\beta-1} > 0$ ,这表明资本与政务服务在生产中是互补品,资本的边际产出会随着政务服务数量的上升而上升。当改革落实带来的服务效应提升了政务服务的均衡供给量时,在同等资本存量下,改革落实将直接推高资本的边际产出,从而为资本流动创造激励。

② 对于地区H,因为 $-\frac{\beta}{1-\alpha-\beta} < 0$ ,所以有 $K_H^* = \frac{\bar{K}}{I_1 + I_2 \mathcal{A}^{-\frac{\beta}{1-\alpha-\beta}}} > \frac{\bar{K}}{I_1 + I_2} = \kappa$ ;对于地区L,因为 $-\frac{\beta}{1-\alpha-\beta} > 0$ ,

所以有 $K_L^* = \frac{\bar{K}}{I_1 \mathcal{A}^{\frac{\beta}{1-\alpha-\beta}} + I_2} < \frac{\bar{K}}{I_1 + I_2} = \kappa$ 。

H, 地方政府实施改革措施带来的资本流动可以表示为  $\frac{K_H^*}{K_L^*} = \mathcal{A}^{\frac{\beta}{1-\alpha-\beta}}$ 。

以上资本流动完全取决于两地的相对政务服务效率  $\mathcal{A}$ , 其弹性为  $\frac{\beta}{1-\alpha-\beta}$ 。这意味着, 地区 H 的相对政务服务效率每提高 1%, 其相对资本将增加  $\frac{\beta}{1-\alpha-\beta}\%$ 。此时弹性  $\frac{\beta}{1-\alpha-\beta}$  是  $\beta$  的增函数, 这符合经济直觉。 $\beta$  度量政务服务在企业生产中的重要性, 是企业感知改革落实的重要参数。 $\beta$  越大, 政务服务在企业生产中越重要, 弹性  $\frac{\beta}{1-\alpha-\beta}$  也越大。以上分析还表明, 一个识别实施改革措施带来资本流动的方法是, 以地区 L 为控制组, 测算在地区 H 资本规模的大小, 即:<sup>①</sup>

$$\ln K_H^* - \ln K_L^* = \frac{\beta}{1-\alpha-\beta} \ln \mathcal{A} \quad (7)$$

三是从两个市场的一般均衡结果看, 实施改革措施带来的资本流动恰好可以分解为企业感知到的成本效应和服务效应, 验证了出台改革措施在两个市场上传导机制的完整性。具体而言, 式(7)所示的实施改革措施带来的资本流动规模  $\mathcal{A}^{\frac{\beta}{1-\alpha-\beta}}$  恰好是成本效应  $\mathcal{A}^{-1}$  与服务效应  $\mathcal{A}^{\frac{1-\alpha}{1-\alpha-\beta}}$  的乘积。

$$\frac{K_H^*}{K_L^*} = \mathcal{A}^{\frac{\beta}{1-\alpha-\beta}} = \underbrace{\frac{P_H^*}{P_L^*}}_{\text{成本效应}} \times \underbrace{\frac{G_H^*}{G_L^*}}_{\text{服务效应}} = \underbrace{\mathcal{A}^{-1}}_{\text{成本效应}} \times \underbrace{\mathcal{A}^{\frac{1-\alpha}{1-\alpha-\beta}}}_{\text{服务效应}} \quad (8)$$

式(8)具有清晰的经济含义。企业在地区 H 投资时, 会感知到更低的政务服务价格和遵循成本、更高的服务质量和可及性, 从而提升投资意愿。这种企业感知到的政府改革行为的异质性会导致在一体化的资本市场上, 资本从地区 L 流向地区 H, 直到两地之间的资本边际产出重新相等为止。因此, 地区 H 吸引到更多资本、地区 L 吸引到更少资本。

① 式(7)的证明如下。根据命题 1,  $K_H^* = \frac{\bar{K}}{I_1 + I_2 \mathcal{A}^{\frac{\beta}{1-\alpha-\beta}}}$ ,  $K_L^* = \frac{\bar{K}}{I_1 \mathcal{A}^{\frac{\beta}{1-\alpha-\beta}} + I_2} < \frac{\bar{K}}{I_1 + I_2} = \kappa$ , 则两地资本存量之比为  $\frac{K_H^*}{K_L^*} = \frac{I_1 \mathcal{A}^{\frac{\beta}{1-\alpha-\beta}} + I_2}{I_1 + I_2 \mathcal{A}^{\frac{\beta}{1-\alpha-\beta}}}$ 。观察分母可知,  $I_1 + I_2 \mathcal{A}^{\frac{\beta}{1-\alpha-\beta}} = I_1 + \frac{I_2}{\mathcal{A}^{\frac{\beta}{1-\alpha-\beta}}} = \frac{I_1 \mathcal{A}^{\frac{\beta}{1-\alpha-\beta}} + I_2}{\mathcal{A}^{\frac{\beta}{1-\alpha-\beta}}}$ 。将此式代入比值表达式, 分子分母中的公因式  $(I_1 \mathcal{A}^{\frac{\beta}{1-\alpha-\beta}} + I_2)$  正好消去, 得到  $\frac{K_H^*}{K_L^*} = \mathcal{A}^{\frac{\beta}{1-\alpha-\beta}}$ 。两边取对数, 即得式(7)。

四是由命题1可得,资本在地区间的流动本质上并非由财政支出规模差异所驱动,因为地区H与地区L的财政支出 $X_i$ 占产出 $Y_i$ 的比重相等,即 $\tau_H^* = \tau_L^*$ 。其背后的经济逻辑在于,虽然地区H需要投入更多财政支出以供给政务服务,但同时企业在感知到地区H的改革效益后,也会增加在地区H的投资,从而在地区H形成更高的产出规模。这实质上揭示了改革落实的经济效益,解释了为何实施改革措施能形成高政府支出、高资本积累、高辖区产出的良性循环。

### 四 识别策略

本节阐述了本文的识别策略,首先基于理论模型构建三重差分模型,接着考察关键变量的度量,最后报告描述性统计。

#### (一)回归分析模型

理论模型揭示的可感知改革将导致资本流动,是政务服务市场供需两侧一般均衡的结果。即供给侧的地方政府实施“最多跑一次”改革与需求侧的企业感知改革成效共同作用,导致资本的流入。基于这一理论推论,以及各地市渐进实施“最多跑一次”改革的典型特征,本文将政府工作报告中出现“最多跑一次”改革的245个地市作为处理组,未出现的38个地市作为控制组,通过地方政府实施改革与企业感知改革成效的交乘项度量可感知的改革,构造三重差分模型,识别可感知改革对资本流动的影响<sup>①</sup>。本文的基准回归方程如下:

$$\Delta K_{it} = \alpha + \beta D_{it} + \rho A_{it} + \Theta X_{i,t-1} + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

其中, $i$ 和 $t$ 分别表示地市和年份。 $\Delta K_{it}$ 表示 $t$ 年 $i$ 地市的异地投资流入水平,旨在捕捉理论模型式(7)揭示的资本存量差异在向新均衡动态调整过程中产生的资本流动。 $D_{it}$ 表示地市 $i$ 在 $t$ 年的政府实施改革变量, $A_{it} = D_{it} \times \pi_i$ 则为本文关心的 $i$ 地市 $t$ 年可感知改革变量。其中, $\pi_i$ 表示 $i$ 地市的切实感知到的改革效果,通过企业跑一次的占比衡量(单位为%)。 $X_{i,t-1}$ 是地市层面控制向量,包括地市 $i$ 在 $t-1$ 年的经济发展

<sup>①</sup> 徐现祥等(2025)已为政府实施改革对企业感知改革成效提供了丰富的经验证据,为了避免重复,本文未对此进行经验检验。具体而言,徐现祥等(2025)基于企业到政府办事是否跑一次、是否一窗办和企业感知改革是否有积极影响等,对企业感知改革成效更加丰富的度量方式,将“最多跑一次”改革视为一项准自然实验,通过双重差分模型发现,政府实施“最多跑一次”改革显著提高了企业感知改革成效,回归结果稳健。感谢审稿人提出的建设性建议。

水平、产业结构、对外开放程度、人口因素和官员更替等<sup>①</sup>。 $\mu_i$ 是地市固定效应, $\eta_t$ 是年份固定效应, $\varepsilon_{it}$ 是随机扰动项。回归估计采用聚类到地市层面的稳健标准误。本文预期 $\rho > 0$ ,即可感知的改革成效越好,投资流入水平越高。

## (二)变量度量

本小节详细度量了本文使用的关键变量,包括异地投资流入水平和可感知改革。

1. 异地投资流入水平。本文参考马光荣等(2020)、孙伟增等(2024)的做法,使用本地拥有的异地投资的子公司的增加量测度异地投资流入水平。具体而言,本文从中国经济金融研究数据库(CSMAR)获取了2013至2023年所有A股上市公司的子公司信息<sup>②</sup>,根据子公司所在地址,加总得到各地市拥有的子公司总量<sup>③</sup>。进一步地,本文结合上市公司所在地址信息,将上市公司和子公司所属不同地市的定义为异地投资子公司,最终得到城市年份层面异地投资子公司增加量的面板数据。

2. 可感知改革。本文分三步度量可感知改革。第一步是测评企业对“最多跑一次”改革成效的感知。为此,本文利用2018至2023年连续6年开展的全国固定点企业访谈调研数据。该调研在此期间共覆盖了156个地市的3.2万家企业,形成了中国营商环境企业调查数据库。调研问卷中包含的相应问题是,“在过去半年,您来这个办事大厅办成一件事大致需要跑几次?”删除回答为不知道的样本后,如果办成一件事跑动次数不大于1次,则是否跑一次赋值为1;否则赋值为0。基于此,企业感知“最多跑一次”改革成效的度量定义为各地2018至2023年报告只跑一次的被访谈企业的平均占比<sup>④</sup>。根据表1可知,样本期内146个地市企业感知改革成效的均值为47.21%。

① 其中,经济发展水平用人均GDP的对数来测度;产业结构用第三产业增加值占GDP的比重测度;对外开放程度用进出口总额占GDP的比重测度;人口因素用人口密度(即人口数量和辖区面积之比)测度;官员更替用当年是否有市委书记或市长更替测度。相关数据来源于历年《中国城市统计年鉴》、各省市统计年鉴、各市历年统计公报等,官员数据来源于各地方年鉴、政府网站等。

② 保留公告类型为“年报”,以及关联关系为“子公司”的样本。

③ 部分子公司所在地信息缺失,本文通过查询子公司名称补充子公司所在地城市信息。

④ 由于本文关注异地投资的流入,因此对企业感知的改革成效最理想的度量方案是仅基于母公司来自异地的企业。基于调查数据也可以看到,母公司来自当地和异地企业感知的改革成效没有显著差异,因此本文在测度企业感知的改革成效时并未区分企业是否来自异地。具体而言,调查问卷中2021和2022年设有“您所在的企业是否是分公司?”以及“母公司在何处?”的问题。两年共6665个样本企业回答了“您所在的企业是否是分公司?”这一问题,其中1285个样本企业回答了“母公司在何处?”这一问题。基于这一数据可以看到,母公司设在当地企业感知的改革成效均值为50.8%,母公司设在异地企业感知的改革成效均值为53.33%,二者相差2.53%,但在1%的水平上没有显著差异。

第二步是采用文本分析法度量各地政府实施改革措施的程度。具体而言,本文将政府工作报告文本作为观察窗口,因为政府工作报告是每年政府向公众传达政策导向的重要文件,是对上级政府和辖区人民群众的庄严承诺,面临着自上而下和自下而上的双重监督和压力。现有文献在挖掘政府工作报告文本时,常用的做法是使用词典法计算某一方面改革措施出现的频次,以此度量地方政府对这项改革措施的关注度或努力程度(陈诗一和陈登科,2018)。这意味着,政府工作报告内容表明了地方政府的政策导向(郑世林等,2023;张同斌和王蕾,2024)。因此,本文根据政府工作报告文本是否提及改革关键词度量各地政府实施改革的程度<sup>①</sup>。具体而言,本文首先梳理了“最多跑一次”改革背景,将“最多跑一次”“一件事一次办”和“高效办成一件事”作为识别这项改革的关键词。其次,本文基于文本分析方法,系统检索了2013至2023年283个地市的3113份政府工作报告中的工作部署部分,识别各地首次出现改革关键词的年份<sup>②</sup>。最后,本文对实施改革措施进行赋值,赋值规则是,地市政府工作报告出现改革关键词,赋值为1;地市政府工作报告未出现改革关键词,赋值为0。

第三步是度量可感知改革。企业感知是连接地方政府实施改革与市场响应之间的桥梁,这意味着,在地方政府实施具体改革措施时,只有当企业感知到改革的成效后,市场响应才会随之产生。本文将企业感知到的政府实施改革称为可感知改革。具体而言,本文采用各地政府实施改革与企业感知改革成效的交乘,度量可感知改革。通过将调研的156个地市与本文关注的283个地市匹配后,本文的最终样本涵盖了146个地市,其中处理组为127个地市,控制组为19个地市<sup>③</sup>。根据表1可知,样本期内146个地市可感知改革的均值为17.02%。

### (三)描述性统计

表1报告了变量的描述性统计。表1的结果显示,处理组的异地投资流入水平和可感知改革显著高于控制组,而企业感知改革成效在处理组与控制组之间未呈现显著的差异。

① 地方政府工作报告一般包括对前一年工作的总结和对下一年的工作部署两部分。本文只考虑工作部署部分。

② 克拉玛依市缺失2013至2015年政府工作报告、鹤岗市缺失2013年政府工作报告。由于“最多跑一次”相关改革措施最早由浙江省2017年提出,因此以上缺失部分赋值为0。

③ 处理组和控制组地市空间分布详见本刊网站本文附录。

表1 处理组与控制组描述性统计

变量	146个地市			处理组:127个地市			控制组:19个地市			组间差异
	均值	样本量	标准差	均值	样本量	标准差	均值	样本量	标准差	
异地投资流入水平	22.54	1606	40.93	23.45	1397	43.15	16.44	209	19.61	7.00***
企业感知改革成效	47.21	146	15.31	47.36	127	15.86	46.2	19	10.94	1.16
可感知改革	17.02	1606	24.73	19.57	1397	25.56	0	209	0	19.57***
人均GDP对数	10.93	1606	0.58	10.92	1397	0.59	10.96	209	0.48	-0.04
第三产业占比	44.81	1606	9.76	45.18	1397	10.13	42.33	209	6.20	2.85***
对外开放程度	21.40	1606	31.98	20.50	1397	32.62	27.39	209	26.62	-6.89***
人口密度对数	-3.28	1606	0.96	-3.26	1397	0.98	-3.37	209	0.87	0.11*
官员更替	0.51	1606	0.50	0.51	1397	0.50	0.54	209	0.50	-0.03

说明:异地投资流入水平单位为个,企业感知改革成效单位为%,可感知改革单位为%,人均GDP的单位为元,第三产业占比的单位为%,对外开放程度的单位为%,人口密度的单位为万人/平方千米。

## 五 回归分析

### (一)基本结果

表2报告了基于式(9)的基准回归结果。表2第(1)列报告了仅引入政府实施改革变量 $D_{it}$ 而未考虑可感知改革变量 $\mathcal{A}_{it}$ 的回归结果。现有文献在考察政务服务改革带来的经济绩效时,往往只考虑地方政府实施改革的影响(夏杰长和刘诚,2017;王永进和冯笑,2018;郭小年和邵宜航,2021),而忽略了企业感知在改革落实中的关键作用。表2第(1)列再现现有文献的识别策略,回归结果显示,政府实施改革的系数为4.032,且在5%的水平上显著<sup>①</sup>。这意味着与控制组相比,处理组地市实施改革后,异地投资流入水平提高了26.7%。<sup>②</sup>

表2第(2)列报告了同时引入政府实施改革变量 $D_{it}$ 和可感知改革变量 $\mathcal{A}_{it}$ 的回归结果。回归结果显示,政府实施改革的系数为0.882,但不显著。可感知改革变量的系数为0.15,且在5%的水平上显著。这表明,政府实施改革对异地投资流入没有显著的影响,只有可感知的改革显著带来了异地投资的流入。具体而言,与控制组相比,当其他因素不变时,处理组地市的可感知改革每增加1%,异地投资流入水平将提高

① 当采用表2第2列的146个地市样本进行第(1)列的回归时,政府实施改革的系数仍显著为正。

② 与控制组相比,处理组地市实施改革后,异地投资子公司增加了4个左右,相当于样本期内283个地市异地投资子公司增加量均值15个的26.7%。

## 改革落实的传导机制:企业感知的视角

0.67%<sup>①</sup>。从经济含义的角度看,不妨考察处于可感知改革70分位点的东莞与30分位点的南昌。东莞的可感知改革比南昌高14%<sup>②</sup>;当其他因素不变时,这将导致东莞的异地投资流入水平比南昌多9%<sup>③</sup>,能够解释二者异地投资流动水平实际差距的8%。<sup>④</sup>

总之,表2的回归结果显示,与理论预期一致,是可感知改革而不是单纯的政府实施改革带来异地投资流入,可感知改革差异能够解释各地落实改革的差异。

表2 改革落实的传导机制检验

被解释变量	异地投资流入水平			
	(1) 基准度量	(2) 基准度量	(3) 替代度量1	(4) 替代度量2
政府实施改革	4.032** (1.689)	0.882 (3.820)	2.694 (2.540)	1.461 (1.576)
可感知改革		0.150** (0.066)	0.080** (0.040)	0.054** (0.025)
控制变量	控制	控制	控制	控制
地市固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	3106	1606	1606	1606
R <sup>2</sup>	0.718	0.730	0.731	0.731
处理组地市	245	127	127	127
控制组地市	38	19	19	19

说明:表2被解释变量为通过异地投资子公司的增加量度量的异地投资流入水平,样本期间为2013至2023年。为与现有研究可比,第(1)列采用283个地市样本。第(2)(3)(4)列采用本文匹配后的146个地市样本。第(1)(2)列对政府实施改革程度的赋值规则是:市政府工作报告出现改革关键词,则为1;否则为0。第(3)(4)列考察了对政府实施改革程度的不同度量,其中第(3)列考虑省和市政府工作报告出现改革关键词的实施改革程度相同,第(4)列考虑市政府工作报告出现改革关键词的实施改革程度高于省。控制变量包括经济发展水平、产业结构、对外开放程度、人口因素和官员更替等;括号内为稳健标准误,聚类到地市层面;\*、\*\*和\*\*\*分别表示10%、5%和1%的显著性水平。后表同。

① 与控制组相比,处理组地市可感知改革每增加1%,异地投资子公司增量将提高0.15个,相当于样本期内146个地市异地投资子公司增加量均值22.5个的0.67%。

② 东莞市可感知改革为54%,南昌市可感知改革为40%,二者相差14个百分点。

③ 与南昌市相比,东莞市的可感知改革高14%,政府实施改革带来的异地投资子公司增量将提高2.1个,相当于样本期内146个地市异地投资子公司增加量均值22.5个的9%。

④ 2013-2023年,东莞市异地投资流入水平平均值为60,南昌市异地投资流入水平平均值为34,二者相差26。因此,可感知改革带来异地投资水平提高的2.1占二者异地投资流动水平实际差距的8%。

上述方法的有效性需以满足平行趋势假设为前提,即在处理组实施改革之前,处理组和控制组保持一致的变化趋势。具体而言,本文根据式(10)进行检验:

$$\Delta K_{it} = \alpha_1 + \beta_1 D_{it} + \sum_{m=-4}^4 \rho_1^m D_{it}^m \times \pi_i + \Theta X_{i,t-1} + \mu_i + \eta_i + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

其中, $D_{it}^m$ 为一组虚拟变量,若 $t$ 年是 $i$ 地市距离其开始实施改革的第 $m$ 年,则 $D_{it}^m = 1$ ,否则 $D_{it}^m = 0$ ; $\rho_1^m$ 为对应的回归系数。本文以实施改革前第1年作为基准组,考察实施改革前4年、当年和后4年的情形,回归结果如图4所示。横轴表示地市距离开始实施改革的年份,纵轴表示回归系数 $\rho_1^m$ 的估计值大小,上下虚线表示95%的置信区间。

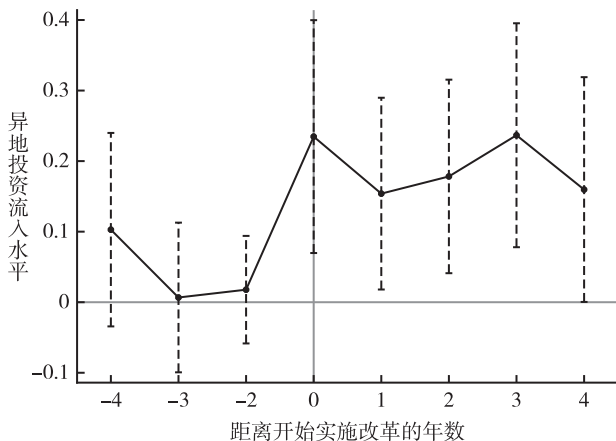


图4 传导机制的平行趋势检验

通过图4可以看出,在处理组开始实施改革之前,可感知改革对处理组和对照组的异地投资流入水平没有显著差异。在处理组开始实施改革之后,可感知改革对异地投资流入水平的影响显著高于控制组。综合图4的结果,我们不能拒绝平行趋势假设。

## (二)稳健性检验

1. 政府实施改革的不同度量。本文基准回归中,对政府实施改革变量的赋值规则是,市政府工作报告出现改革关键词,则为1;否则,赋值为0。本部分根据省和市政府工作报告出现改革关键词的分类排序,度量政府实施改革程度。

首先,考虑地市对省和市政府工作报告出现改革关键词的实施程度相同的情形。具体而言,省和市政府工作报告同时出现改革关键词,则政府实施改革变量赋值为2;省或市政府工作报告出现改革关键词,则赋值为1;省或市政府工作报告同时未出现改革关键词,则赋值为0。此时,根据式(9)的回归结果如表2的第(3)列所示。政府实施改革变量的系数为2.694但不显著,可感知改革变量的系数为0.08,且在5%的水平上显著为正,与基准回归结果一致。

然后,考虑地市对市政府工作报告出现改革关键词的实施程度高于省政府工作报告。具体而言,省和市政府工作报告同时出现改革关键词,则政府实施改革变量赋

值为3;市政府工作报告出现改革关键词,省政府工作报告未出现改革关键词,则赋值为2;市政府工作报告未出现改革关键词,省政府工作报告出现改革关键词,则赋值为1;省市市政府工作报告同时未出现改革关键词,则赋值为0。回归结果显示,此时政府实施改革变量的系数为1.461但不显著,可感知改革变量的系数为0.054,且在5%的水平上显著为正,与基准回归结果一致。

综合表2第(3)(4)列回归结果可以看出,考虑政府实施改革的不同度量方法后,本文的基本结果依旧稳健。

## 2. 安慰剂检验

为排除本文结论由随机性因素驱动的可能性,本文采用随机构造处理组地市及政策时点的方法进行安慰剂检验。具体操作流程如下:本文首先在146个地市中随机抽取127个地市作为虚拟处理组,然后在2017至2023年内随机指定虚拟处理组地市开始实施改革的年份,并且确保该虚拟政策的年份分布与实际年份分布相同。

基于上述随机化过程,本文生成了500组判断地市实施改革的虚拟变量,并按基准回归方程(9)重复估计500次,最终将500个参数估计值的核密度及其p值分布在图5中。

图5显示,随机构造的可感知的实施改革的系数呈现以0为中心的分布,且绝大多数p值大于0.1,与基于真实数据得到的回归系数结果形成显著差异。这表明,随机构造处理组的可感知的实施改革的影响,在作用强度与显著性方面均有大幅削弱,证实了本文结果的稳健性。

## 3. 引入更多控制变量

现有文献发现宏观层面的基础设施建设(马光荣等,2020)和数字政府(孙伟增等,2024)等是影响资本流动的重要因素。本部分进一步控制基础设施建设和数字政府方面的控制变量,排除这些因素的影响。其中,基础设施建设变量通过是否开通高

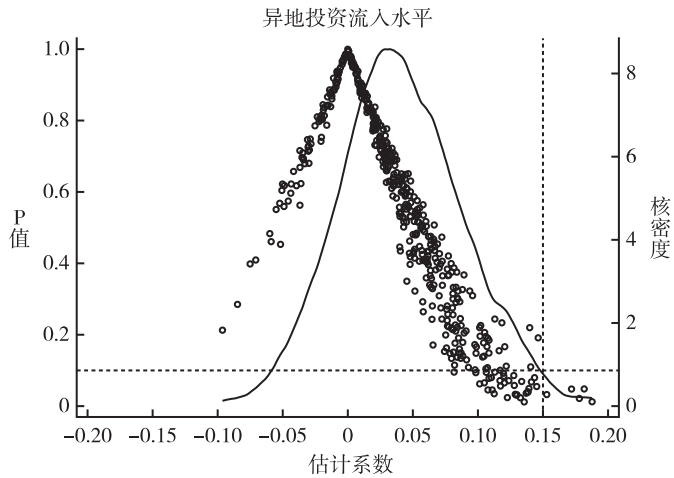


图5 传导机制的安慰剂检验

铁(简称“高铁开通”)、是否加入宽带中国试点(简称“宽带中国”)和是否加入国家大数据综合试验区(简称“大数据试验区”)代理(马光荣等,2020;Chen,2022;孔东民和陶云清,2023)。数字政府建设变量通过是否建立政务服务数据管理局(简称“政数局”)和是否建设省级政务服务一体化平台(简称“一体化平台”)代理(孙伟增等,2024)。

表3第(1)列进一步控制了基础设施建设相关变量。回归结果显示,政府实施改革的系数为0.958但不显著,可感知改革变量的系数为0.148,且在5%的水平上显著为正,与基准回归结果相差不大。表3第(2)列进一步控制了数字政府相关变量。回归结果显示,政府实施改革的系数为0.226但不显著,可感知改革变量的系数为0.159,且在5%的水平上

显著为正,与基准回归结果相差不大。表3第(3)列同时控制了基础设施建设和数字政府相关变量。回归结果显示,政府实施改革的系数为0.322但不显著,可感知改革变量的系数为0.157,且在5%的水平上显著为正,与基准回归结果相差不大。

综合表3回归结果可知,进一步控制基础设施建设和数字政府等相关变量后,本文的基准结果依旧稳健。

表3 稳健性检验:排除其他政策的影响

被解释变量	异地投资流入水平		
	(1)	(2)	(3)
政府实施改革	0.958 (3.926)	0.226 (3.704)	0.322 (3.785)
可感知改革	0.148** (0.066)	0.159** (0.067)	0.157** (0.066)
高铁开通	2.163 (1.424)		2.108 (1.416)
宽带中国	7.481** (3.167)		7.461** (3.172)
大数据试验区	-3.103 (2.684)		-3.216 (2.716)
政数局		-1.855 (3.021)	-2.066 (2.984)
一体化平台		3.057 (3.374)	2.950 (3.323)
控制变量	控制	控制	控制
地市固定效应	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制
样本量	1606	1606	1606
R <sup>2</sup>	0.731	0.730	0.732

说明:表3被解释变量为通过异地投资子公司的增加量度量的异地投资流入水平,样本期间为2013至2023年。控制变量包括经济发展水平、产业结构、对外开放程度、人口因素和官员更替等。

4. 改变估计方法

本部分采用PSM方法进行稳健性检验。PSM回归结果如表4所示。第(1)列为截面匹配后的回归结果,第(2)列为逐年匹配后的回归结果。根据回归结果可以看出,政府实施改革的系数为正但不显著,可感知改革的系数至少在10%的水平上显著为正,与基准回归结果相差不大,本文的基准结果依旧稳健。

表4 稳健性检验:改变估计方法

被解释变量 估计方法	异地投资流入水平	
	截面匹配 PSM-DID (1)	逐年匹配 PSM-DID (2)
政府实施改革	1.680 (4.441)	0.624 (3.830)
可感知改革	0.142* (0.078)	0.155** (0.067)
控制变量	控制	控制
地市固定效应	控制	控制
年份固定效应	控制	控制
样本量	1565	1602
R <sup>2</sup>	0.742	0.730

说明:表4被解释变量为通过异地投资子公司的增加量度量的异地投资流入水平,样本期间为2013至2023年。第(1)列为截面匹配后的PSM-DID回归结果,第(2)列为逐年匹配后的PSM-DID回归结果。

5. 拓展数据维度

为排除上市公司总量变化的影响,本文将基准回归的地市-年份层面面板数据,拓展到上市公司-投资目的地市-年份层面的面板数据,并设定回归方程如下:<sup>①</sup>

$$\Delta K_{cijt} = \alpha_2 + \beta_2 D_{it} + \rho_2 A_{it} + \Theta X_{i,t-1} + \mu_{ci} + \eta_{ct} + \nu_{jt} + \varepsilon_{cijt} \quad (11)$$

其中, $c$ 表示上市公司, $i$ 表示投资目的地市, $j$ 表示上市公司 $c$ 所在地市, $t$ 表示年份。 $\Delta K_{cijt}$ 表示 $t$ 年上市公司 $c$ 在地市 $i$ 投资子公司的增量,以此测度地市 $i$ 在上市公司层面的异地投资流入水平。 $D_{it}$ 表示地市 $i$ 在 $t$ 年的政府实施改革变量, $D_{it} \times \pi_i$ 则为本文关心的 $i$ 地市 $t$ 年可感知改革变量 $A_{it}$ 。其中, $\pi_i$ 表示 $i$ 地市的切实感知到的改革效果,通过企业跑一次的占比衡量(单位为%)。 $X_{i,t-1}$ 是投资目的地地市层面控制向量,包括地市 $i$ 在 $t-1$ 年的经济发展水平、产业结构、对外开放程度、人口因素和官员更替等。 $\mu_{ci}$ 是上市公司-投资目的地地市固定效应, $\eta_{ct}$ 是上市公司-年份固定效应, $\nu_{jt}$ 是上市公司所在地市-年份固定效应, $\varepsilon_{cijt}$ 是聚类到投资目的地市层面的标准误。本文预期 $\rho_2 > 0$ ,即可感知的改革成效越好,异地投资流入水平越高。

回归结果如表5所示。第(1)列报告了仅引入政府实施改革变量的回归结果。

① 感谢审稿人提出的建设性建议。

政府实施改革的系数为0.002,且在5%的水平上显著。这意味着与控制组相比,处理组地市实施改革后,一家异地上市公司在本地设立子公司的数量会增加0.002个。第2列在第(1)列基础上引入可感知改革变量,回归结果显示,政府实施改革的系数为0.00021,但不显著。可感知改革变量的系数为0.00004,且在10%的水平上显著。这表明,政府实施改革对异地投资流入没有显著的影响,只有可感知的改革显著带来了异地投资的流入。具体而言,与控制组相比,当其他因素不变时,处理组地市的可感知改革每增加1%,异地投资流入水平将提高0.77%,与基准回归结果相差不大<sup>①</sup>。进一步考虑政府实施改革的不同度量,回归结果如第(3)(4)列所示。根据回归结果可以看出,政府实施改革的系数为正但不显著,可感知改革的系数至少在10%的水平上显著为正,与基准回归结果一致。

综合表5回归结果可知,将数据维度扩展到上市公司-投资目的地市-年份层面,进一步排除上市公司数量的影响后,本文的基准结果依旧稳健。

表5 稳健性检验:拓展数据维度

被解释变量	异地投资流入水平			
	(1) 基准度量	(2) 基准度量	(3) 替代度量1	(4) 替代度量2
政府实施改革	0.00202** (0.00084)	0.00021 (0.00153)	0.00065 (0.00102)	0.00036 (0.00063)
可感知改革		0.00004* (0.00002)	0.00003* (0.00001)	0.00002* (0.00001)
控制变量	控制	控制	控制	控制
公司-目的地市固定效应	控制	控制	控制	控制
公司-年份固定效应	控制	控制	控制	控制
公司所在地市-年份固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	5710 954	5710 954	5710 954	5710 954
R <sup>2</sup>	0.131	0.131	0.131	0.131

说明:被解释变量为通过上市公司在投资目的地市投资子公司的增加量度量的异地投资流入水平,样本期间为2013至2023年。第(1)(2)列对政府实施改革程度的赋值规则是,市政府工作报告出现改革关键词,则为1;否则为0。第(3)(4)列考察了对政府实施改革程度的不同度量,其中第(3)列是省和市政府工作报告出现改革关键词的实施改革程度相同时的回归结果,第(4)列是市政府工作报告出现改革关键词的实施改革程度高于省时的回归结果。

<sup>①</sup> 与控制组相比,处理组地市可感知改革每增加1%,异地投资子公司增量将提高0.00004个,相当于样本期内异地投资子公司增加量均值0.0052个的0.77%。

(三)排除财政支出的影响

根据本文理论分析可知,可感知改革带来异地投资的流入本质上并非由财政支出规模差异所驱动。现有文献认为,财政支出的增加一方面通过影响税收水平影响异地投资的流入(王凤荣和苗妙,2015;范子英和周小昶,2022),另一方面通过增加基础设施建设促进异地投资的流入(马光荣等,2020;王媛和唐为,2023)。本部分排除可感知改革对异地投资流入的影响由财政支出驱动这一竞争性假说。排除财政支出影响的回归方程为:

$$\tau_{it} = \varphi_0 + \varphi_1 D_{it} + \varphi_2 \mathcal{A}_{it} + \Theta X_{i,t-1} + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

其中, $i$ 和 $t$ 分别表示地市和年份。 $\tau_{it}$ 表示 $t$ 年 $i$ 地市财政支出占GDP的比重对数。 $D_{it}$ 表示地市 $i$ 在 $t$ 年的政府实施改革变量, $\mathcal{A}_{it} = D_{it} \times \pi_i$ 则为本文关心的 $i$ 地市 $t$ 年可感知改革变量。 $\pi_i$ 表示 $i$ 地市的的企业切实感知到的改革效果,通过企业跑一次的占比衡量(单位为%)。 $X_{i,t-1}$ 是地市层面控制向量,包括地市 $i$ 在 $t-1$ 年的经济发展水平、财政收入占GDP的比重、产业结构、对外开放程度和官员更替等。 $\mu_i$ 是地市固定效应, $\eta_t$ 是年份固定效应, $\varepsilon_{it}$ 是聚类到地市层面的标准误。本文预期 $\varphi_1$ 和 $\varphi_2$ 不显著,即政府实施改革变量与可感知改革变量对财政支出水平不会有显著的影响。

回归结果如表6所示。表6被解释变量为财政支出占GDP的比重对数。第(1)(2)列对实施改革的赋值规则是,市政府工作报告出现改革关键词,则为1;否则,赋值为0。第(3)列是省和市政府工作报告出现改革关键词的实施改革程度相同时的回归结果,第(4)列是市政府工作报告出现改革关键词的实施改革程度高于省时的回归结果。第(1)列只引入政府实施改革变量而遗漏可感知改革变量,回归结果显示,政府实施改革变量的系数为0.007,但不显著,这意味着,与控制组相比,处理组地市实施改革后,地市的财政支出占GDP比重没有显著的变化。第(2)至(4)列同时引入政府实施改革变量和可感知改革变量,回归结果显示,政府实施改革变量和可感知改革变量的系数都不显著。这说明与控制组相比,处理组地市实施改革变量与可感知改革变量对财政支出水平不会有显著的影响。

综合表6的回归结果可以看出,和本文理论预期一致,政府实施改革变量和可感知改革变量对财政支出水平没有显著的影响,从而排除了财政支出对资本流动的影响。

表6 排除竞争性假说

被解释变量	财政支出			
	(1)	(2)	(3)	(4)
	基准度量	基准度量	替代度量1	替代度量2
政府实施改革	0.007 (0.011)	0.010 (0.037)	-0.011 (0.023)	-0.002 (0.015)
可感知改革		0.000 (0.001)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
控制变量	控制	控制	控制	控制
地市固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	3106	1606	1606	1606
R <sup>2</sup>	0.935	0.944	0.943	0.943
处理组地市	245	127	127	127
控制组地市	38	19	19	19

说明:表6被解释变量为财政支出占GDP比重的对数,样本期间为2013至2023年。第(1)(2)列对政府实施改革程度的赋值规则是,市政府工作报告出现改革关键词,则为1;否则为0。第(3)(4)列考察了对政府实施改革程度的不同度量,其中第(3)列是省和市政府工作报告出现改革关键词的实施改革程度相同时的回归结果,第(4)列是市政府工作报告出现改革关键词的实施改革程度高于省时的回归结果。

## 六 结论性评述

本文以“最多跑一次”改革为例,探索了地方政府落实改革的传导机制。在理论上,本文从企业感知的视角解释了改革落实的内在逻辑,将异质性政府引入政务服务市场模型,揭示出改革落实会通过提升政务服务效率和降低企业感知价格来引导资本在地区之间的流动。在经验分析上,本文把国家整体推进“最多跑一次”改革视为一个准自然实验,为改革落实传导机制提供了因果证据。回归结果表明,可感知改革促进了资本流动,且这一发现是稳健的。

本文基于上述发现,提出以下政策建议。第一,设计改革政策应聚焦于企业感知视角。本文结果显示,企业感知是改革落实中的关键一环,因此改革落实的最终目的应是企业可感知的营商环境改善。具体而言,改革政策设计须以企业感受为导向,以确保改革措施能被企业感知并认可,从而提升政府改革落实的成效。

第二,评价改革政策应建立以企业为核心的标准。基于本文结论,改革落实带来的生产要素的流动取决于企业对改革措施的感受和认知。因此,企业的感知应成为度量改革成效的标尺。建议参考世界银行营商环境 Business Ready 评估体系,推动改革落实评价体系从政府导向转向企业导向,通过对企业体验的量化指标捕捉改革政策实际落实效果。

第三,落实改革政策应强化系统性的全链条协同。本文分析表明,改革带来的生产要素流动取决于均衡时政务服务市场与要素市场之间的联动。因此,改革落实时应畅通政府实施、企业感知、要素流动的改革落实传导路径,建议通过整合审批、监管和服务模块等方式,提升改革的协同性和可持续性。

虽然本文的发现与理论预期一致,揭示出改革落实传导机制的内在逻辑,但本文的工作还是初步的,未来的研究至少可以从以下三个方向出发。一是,本文尚未从改革全过程的视角考察改革落实的传导机制。一个典型的改革全过程包括地方试点、国家整体推进和地方落实等,从改革全过程的视角系统探索改革落实传导机制的理论机制,值得进一步研究。二是,本文尚未探讨除企业感知以外的其他影响改革差异的因素。未来研究可识别并量化其他关键因素对改革差异的影响,从而深化对改革落实传导机制的理解。三是,本文仅以“最多跑一次”改革为例探讨了改革落实的传导机制。改革是多样化的,构建一个一般性的改革落实框架,系统分析框架的普适性,提炼出改革落实的通用原则和政策启示,是未来的一个重要研究方向。

### 参考文献:

- 毕青苗、陈希路、徐现祥、李书娟(2018):《行政审批改革与企业进入》,《经济研究》第2期。
- 毕青苗、徐现祥、杨海生(2024):《商事制度改革与就业增长》,《数量经济技术经济研究》第1期。
- 曹春方、周大伟、吴澄澄、张婷婷(2015):《市场分割与异地子公司分布》,《管理世界》第9期。
- 车俊(2017):《坚持以人民为中心的发展思想,将“最多跑一次”改革进行到底》,《求是》第20期。
- 陈勇兵、林雄立、李辉(2023):《简政放权、企业家活动配置与企业产品范围》,《世界经济》第10期。
- 陈诗一、陈登科(2018):《雾霾污染、政府治理与经济高质量发展》,《经济研究》第2期。
- 范子英、周小昶(2022):《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》,《中国工业经济》第2期。
- 傅高义:《先行一步:改革中的广东》,广州:广东人民出版社,2008年,第103-132页。
- 郭小年、邵亚航(2021):《行政审批改革、产业结构与劳动收入份额》,《财经研究》第8期。
- 孔东民、陶云清(2023):《信息基础设施建设与企业投资——基于“宽带中国”试点政策的准自然实验》,《经济科学》第2期。

- 李书娟、徐现祥(2021):《目标引领增长》,《经济学(季刊)》第5期。
- 林毅夫、蔡昉、李周(1993):《论中国经济改革的渐进式道路》,《经济研究》第9期。
- 刘诚、夏杰长(2021):《商事制度改革、人力资本与创业选择》,《财贸经济》第8期。
- 刘贯春、张军、刘媛媛(2022):《宏观经济环境、风险感知与政策不确定性》,《世界经济》第8期。
- 马光荣、程小萌、杨恩艳(2020):《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》,《中国工业经济》第6期。
- 聂辉华、阮睿、沈吉(2020):《企业不确定性感知、投资决策和金融资产配置》,《世界经济》第6期。
- 史晋川、金祥荣、赵伟、罗卫东:《制度变迁与经济发展:温州模式研究》,杭州:浙江大学出版社,2002年,第28-41页。
- 孙伟增、张柳钦、万广华、王傲(2024):《政务服务一体化对资本流动的影响研究——兼论政府在全国统一大市场建设中的作用》,《管理世界》第7期。
- 王凤荣、苗妙(2015):《税收竞争、区域环境与资本跨区域流动——基于企业异地并购视角的实证研究》,《经济研究》第2期。
- 王媛、唐为(2023):《交通网络、行政边界与要素市场一体化——来自上市公司异地投资的证据》,《经济学(季刊)》第4期。
- 王永进、冯笑(2018):《行政审批制度改革与企业创新》,《中国工业经济》第2期。
- 夏杰长、刘诚(2017):《行政审批改革、交易费用与中国经济增长》,《管理世界》第4期。
- 夏立军、陆铭、余为政(2011):《政企纽带与跨省投资——来自中国上市公司的经验证据》,《管理世界》第7期。
- 徐现祥、李粤麟、陈希路(2025):《营商环境的决定因素:基于政务服务能力的视角》,《经济学(季刊)》第2期。
- 徐现祥、林建浩、李小璞:《中国营商环境报告(2019)》,北京:社会科学文献出版社,2019年,第279-280页。
- 郁建兴、吴晓蝶、黄飏(2025):《“高效办成一件事”改革的基本经验与未来》,《中国行政管理》第7期。
- 张同斌、王蕾(2024):《政策信号与流动人口长期居留意愿》,《世界经济》第7期。
- 郑世林、崔欣、姚守宇、程飞阳(2023):《目标驱动创新:来自地方政府工作报告的微观证据》,《世界经济》第8期。
- 周荃、葛尔奇、陈希路、徐现祥(2023):《数字政府促进经济发展:理论机制与跨国证据》,《数量经济技术经济研究》第12期。
- 朱旭峰、张友浪(2015):《创新与扩散:新型行政审批制度在中国城市的兴起》,《管理世界》第10期。
- 朱奕蒙、毕青苗、徐现祥、陈希路(2022):《商事制度改革与产业结构变迁:微观视角》,《经济研究》第1期。
- Barro, R. J. and Gordon, D. B. "Rules, Discretion and Reputation in a Model of Monetary Policy." *Journal of Monetary Economics*, 1983, 12(1), pp. 101-121.
- Beaman, L.; Chattopadhyay, R.; Duflo, E.; Pande, R. and Topalova, P. "Powerful Women: Does Exposure Reduce Bias?" *Quarterly Journal of Economics*, 2009, 124(4), pp. 1497-1540.
- Berry, F. S. and Berry, W. D. "State Lottery Adoptions as Policy Innovations: An Event History Analysis." *American Political Science Review*, 1990, 84(2), pp. 395-415.

Bustos, P.; Garber, G. and Ponticelli, J. "Capital Accumulation and Structural Transformation." *Quarterly Journal of Economics*, 2020, 135(2), pp. 1037–1094.

Chen, P. "The Impact of Smart City Pilots on Corporate Total Factor Productivity." *Environmental Science and Pollution Research*, 2022, 29(55), pp. 83155–83168.

Chen, X.; Ge, E.; Xu, X. and Zhou, Q. "Does Digitalization of Government Activities Improve Business Environment? The Influence of Public Service Standardization." *Economic Analysis and Policy*, 2025, 87, pp. 533–560.

Colonnelli, E.; Li, B. and Liu, E. "Investing with the Government: A Field Experiment in China." *Journal of Political Economy*, 2024a, 132(1), pp. 248–294.

Colonnelli, E.; Loiacono, F.; Muhumuza, E. and Teso, E. "Do Information Frictions and Corruption Perceptions Kill Competition? A Field Experiment on Public Procurement in Uganda." *NBER Working Paper*, No. 32170, 2024b.

Della Vigna, S. and Kim, W. "Policy Diffusion and Polarization across US States." *NBER Working Paper*, No. 30142, 2022.

Glaeser, E. L. "The Complementarity between Cities and State Capacity." *NBER Working Paper*, No. 33247, 2024.

Jacob, B. A. and Lefgren, L. "Can Principals Identify Effective Teachers? Evidence on Subjective Performance Evaluation in Education." *Journal of Labor Economics*, 2008, 26(1), pp. 101–136.

Kim, J.; McDonald, B. D. and Lee, J. "The Nexus of State and Local Capacity in Vertical Policy Diffusion." *American Review of Public Administration*, 2018, 48(2), pp. 188–200.

McCann, P. J. C.; Shipan, C. R. and Volden, C. "Top-Down Federalism: State Policy Responses to National Government Discussions." *Publius: The Journal of Federalism*, 2015, 45(4), pp. 495–525.

Olken, B. A. "Monitoring Corruption: Evidence from a Field Experiment in Indonesia." *Journal of Political Economy*, 2007, 115(2), pp. 200–249.

Olken, B. A. "Corruption Perceptions vs. Corruption Reality." *Journal of Public Economics*, 2009, 93, pp. 950–964.

Rogoff, K. "The Optimal Degree of Commitment to an Intermediate Monetary Target." *Quarterly Journal of Economics*, 1985, 100(4), pp. 1169–1189.

Romer, P. M. "Endogenous Technological Change." *Journal of Political Economy*, 1990, 98(5, Part 2), pp. S71–S102.

Rotemberg, J. J. "Sticky Prices in the United States." *Journal of Political Economy*, 1982, 90(6), pp. 1187–1211.

Song, Z., and Xiong, W. "The Mandarin Model of Growth." *NBER Working Paper*, No. 25296, 2024.

Tiebout, C. M. "A Pure Theory of Local Expenditures." *Journal of Political Economy*, 1956, 64(5), pp. 416–424.

Wildasin, D. E. "Nash Equilibria in Models of Fiscal Competition." *Journal of Public Economics*, 1988, 35(2), pp. 229–240.

Xu, X.; Bi, Q.; Wu, M. and Zhu, X. "Speaking Differently: How Dialect Affects E-Government Adoption." *Journal of Economic Behavior & Organization*, 2025, 235, No. 107052.

Yi, H.; Berry, F. S. and Chen, W. "Management Innovation and Policy Diffusion through Leadership Transfer Networks: An Agent Network Diffusion Model." *Journal of Public Administration Research and Theory*, 2018, 28(4), pp. 457–474.

## The Transmission Mechanism of Reform Implementation: A Firm-Level Perception Perspective

Xu Xianxiang; Li Yuelin; Chen Xilu

**Abstract:** Amidst the comprehensive deepening of reforms, government agencies have become the primary targets of self-reform, thrusting the issue of reform implementation into the spotlight. Reform implementation refers to the process by which reform measures deployed by the central government are executed and take effect nationwide. The Third Plenary Session of the 20<sup>th</sup> Central Committee of the Communist Party of China explicitly emphasised the need to “improve the implementation mechanisms for major decisions and policy arrangements of the Party Central Committee.” However, substantial cross-regional heterogeneity persists in reform implementation, manifesting in three key areas: variations in local government execution, firm perceptions, and factor-market responses. Despite the importance of reform implementation, the existing economics literature has largely concentrated on reform pilots, offering limited economic explanations for the implementation of reform policies. Addressing this gap, this paper focuses on reform implementation, proposing and causally identifying the transmission mechanisms through which it occurs.

Using six consecutive waves of national fixed-point firm survey data from 2018 to 2023, the study investigates the transmission mechanisms of government self-reform implementation from the perspective of firm perceptions. Theoretically, it constructs a general equilibrium model featuring regional government service markets and heterogeneous regional governments. In general equilibrium, the model demonstrates that reform-oriented governments enhance administrative service efficiency, thereby reducing compliance costs for firms and expanding service supply. Firms perceive these inter-regional differences in reform implementation through cost and service effects. Within an integrated capital market, firms respond rationally to these cost signals, prompting capital mobility: local governments that prioritise reform implementation attract greater investment inflows, whereas those that do not attract less. This illustrates that the transmission mechanism of reform implementation is a process whereby perceptible reforms induce general equilibrium responses in factor markets. A testable implication therefore emerges: perceptible reforms generate capital flows across regions during the implementation process. Empirically, the study treats the implementation of the “One-Stop Government Services” reform as a quasi-natural experiment. Using triple-difference estimation, it reveals that *de facto* firm perceptions of reform - rather than *de jure* government implementation - drive capital flows. A 1% increase in perceptible reform intensity raises non-local investment inflows by 0.67%. These findings are robust and consistent with the theoretical predictions, underscoring the critical role of firm perceptions in reform implementation.

Building on its theoretical framework and empirical findings, this analysis offers several policy implications. Reform implementation should be understood as a multi-stakeholder process. First, during the design phase, policymakers should focus on firm concerns to ensure that reform measures are perceptible to them. Second, at the implementation phase, whole-process coordination of reform delivery should be strengthened to smooth the transmission pathways linking government execution, firm perceptions, and factor mobility. Third, at the evaluation phase, firms’ sense of gain should be taken as the core criterion, with comprehensive assessments of reform implementation outcomes conducted from both the supply and demand sides.

**Key words:** reform implementation, firm perceptions, government services

**JEL codes:** H11, O38, P26

(截稿:2026年1月 责任编辑:宋志刚)