

# 营商环境与企业“脱实向虚”

李增福 甘 月

**摘要:** 基于A股上市公司数据,探讨在“以国内大循环为主体,推动国内国际双循环相互促进”背景下的营商环境改善对企业“脱虚向实”的影响及其内在作用机制。研究发现,地区营商环境越好,企业的金融资产投资水平越低;基于“行政审批中心设立”的准自然实验,进一步证实营商环境的改善显著降低了企业的金融资产持有水平。机制检验发现,这一效应的产生是通过降低企业经营风险和<sup>①</sup>提高实体投资效益两条路径实现的。拓展性研究发现,营商环境改善在降低企业金融资产投资的同时,提高了企业对研发的投资;这些效应在中小企业和非国有企业中尤为显著。上述结果表明营商环境的改善有助于激励企业“脱虚向实”,这在政策层面意味着改善营商环境可能是解决经济“脱实向虚”和民营企业、中小企业纾困发展两大问题的一剂良药。

**关键词:** 营商环境; 脱实向虚; 金融资产投资; 金融化

**DOI:** 10.19836/j.cnki.37-1100/c.2024.01.006

## 一、问题的提出

近几年来,我国经济中存在的“脱实向虚”问题愈发凸显,不仅体现为金融行业的资本规模不断向外扩张,更为关键的是,作为国民经济中坚力量的实体企业,其资产结构也呈现出愈加严重的“脱实向虚”倾向。国泰安(CSMAR)数据统计显示,A股非金融类上市公司金融资产配置金额自2007年的5千多亿元飙升到2020年的7万多亿元。实体企业金融化会增加实体经济与虚拟经济之间的风险联动性,导致系统性金融风险积聚,对宏观经济稳定产生不利影响<sup>①</sup>。因此,如何激励和引导实体企业“脱虚向实”是当前理论和实务界面临的一个紧迫问题。现有研究认为,金融化在实质上是企业的一种投资选择,会受到外部环境的影响<sup>②</sup>,而营商环境便是贯穿企业整个生命周期的各种外部环境的总和。

近年来,党和政府多次强调要持续改善营商环境。2019年10月,国务院第66次常务会议通过《优化营商环境条例》并于2020年1月1日正式实施。党的二十大报告进一步强调,要“营造市场化、法治化、国际化一流营商环境”<sup>③</sup>。优化营商环境是促进国内大循环的重要举措,能够显著地降低企业面临的风险<sup>④</sup>并提高企业生产性活动的收益<sup>⑤</sup>。那么营商环境的改善、国内大循环的构建,能否激励实体企业“脱虚向实”?对上述问题的回答有助于厘清企业金融化的影响因素,在寻找经济“脱实向虚”问题的解决办法方面具有理论意义和政策价值。

从理论上来说,营商环境可以通过两条途径对企业“脱虚向实”产生影响:首先,良好的营商环境

**基金项目:** 国家社科基金一般项目“混合所有制企业中非控股股东利益侵占行为及治理研究”(19BGL057)。

**作者简介:** 李增福,华南师范大学经济与管理学院教授,博士生导师(广州 510006; lizengfu@126.com);甘月,华南师范大学经济与管理学院博士研究生(广州 510006; jagy1996@163.com)。

① 彭俞超、韩珣、李建军:《经济政策不确定性与企业金融化》,《中国工业经济》2018年第1期。

② 安磊、鄢伟波、沈悦:《贷款利率下限放开抑制了企业金融化吗?》,《统计研究》2022年第8期。

③ 习近平:《高举中国特色社会主义伟大旗帜 为全面建设社会主义现代化国家而团结奋斗——在中国共产党第二十次全国代表大会上的报告》,《人民日报》2022年10月26日,第1版。

④ 许志端、阮舟一龙:《营商环境、技术创新和企业绩效——基于我国省级层面的经验证据》,《厦门大学学报(哲学社会科学版)》2019年第5期。

⑤ 吴娜、于博、白雅馨等:《营商环境、企业家精神与金融资产的动态协同》,《会计研究》2021年第3期。

会降低企业的经营风险<sup>①</sup>,进而减少企业因“蓄水池”动机而进行的金融资产投资;其次,良好的营商环境能够节省企业的制度性交易成本<sup>②</sup>,提高企业生产性活动的收益<sup>③</sup>,进而减少企业因“替代”动机而进行的金融资产投资。

根据上述分析,本文收集并手工整理了231个城市的营商环境数据,以2008—2020年中国A股非金融类上市公司为研究样本,使用企业金融资产持有份额这一指标,对营商环境与企业金融资产投资之间的关系进行实证检验。研究发现,地区营商环境越好,企业的金融资产投资水平越低。以“行政审批中心设立”为外生冲击的准自然实验,进一步证实营商环境的改善能够有效抑制企业的金融资产投资行为。机制检验结果显示,营商环境改善是通过降低企业经营风险和缩小固定资产与金融资产投资收益率缺口来降低企业金融化水平的。拓展性研究发现,营商环境改善会使企业提高对技术创新的投资,引导企业将资金投入实体经济。同时,本文还发现,营商环境改善对企业减少金融资产投资的激励作用,在中小企业和非国有企业中更为显著。

区别于已有研究,本文可能在以下三个方面作出了边际贡献。第一,从企业金融化的角度拓展了营商环境影响企业投资的研究。已有研究主要探讨了金融、法治环境等子环境对企业投资的影响以及整体营商环境对企业固定资产投资的影响,鲜有文献探究整体营商环境对企业金融资产投资的影响。本文从企业金融化的角度丰富了优化营商环境影响企业投资的研究。

第二,本文的研究拓展了企业金融化影响因素的相关文献。对企业金融化的研究较多集中于公司层面影响因素(包括公司治理水平、经营状况以及代理成本等)以及对经济政策不确定性的探讨<sup>④⑤⑥⑦</sup>,本文从营商环境视角对企业金融化影响因素的研究,是对此研究方向的进一步深入和发展。

第三,本文研究具有重要的现实意义。当前,如何引导企业“脱虚向实”以及“推动民营企业 and 中小企业纾困发展”是理论和实务界共同关注的紧迫问题。本文关于营商环境改善激励企业“脱虚向实”以及这种效应在非国有企业和中小企业更为显著的研究发现,为政府及相关部门政策制定提供了较为可靠的依据。

本文余下的部分安排如下:第二部分针对营商环境和企业金融化的相关文献进行梳理,并提出研究假设;第三部分介绍了研究设计及研究数据;第四部分是营商环境与企业金融化的基本实证分析结果;第五部分探讨了营商环境对企业金融化的作用机制;第六部分通过营商环境对企业技术创新的影响分析和异质性分析,进一步对营商环境与企业金融化的关系进行了拓展研究;最后是研究结论与政策建议。

## 二、文献述评、理论分析与研究假设

### (一)文献述评

本文主要探讨营商环境与企业金融化之间的关系。因此,在这一部分,本文将对营商环境影响效

① 许志端、阮舟一龙:《营商环境、技术创新和企业绩效——基于我国省级层面的经验证据》,《厦门大学学报(哲学社会科学版)》2019年第5期。

② 夏后学、谭清美、白俊红:《营商环境、企业寻租与市场创新——来自中国企业营商环境调查的经验证据》,《经济研究》2019年第4期。

③ 吴娜、于博、白雅馨等:《营商环境、企业家精神与金融资产的动态协同》,《会计研究》2021年第3期。

④ 闫海洲、陈百助:《产业上市公司的金融资产:市场效应与持有动机》,《经济研究》2018年第7期。

⑤ 胡奕明、王雪婷、张瑾:《金融资产配置动机:“蓄水池”或“替代”?——来自中国上市公司的证据》,《经济研究》2017年第1期。

⑥ Harford J., Mansi S. A., Maxwell W. F., “Corporate Governance and Firm Cash Holdings in the US”, *Journal of Financial Economics*, 2008, 87(3), pp. 535-555.

⑦ 刘贯春、刘媛媛、张军:《经济政策不确定性与中国上市公司的资产组合配置——兼论实体企业的“金融化”趋势》,《经济学(季刊)》2020年第5期。

果、企业金融化成因两类文献展开综述。

营商环境这一概念由世界银行于2001年正式提出,是指企业从设立到退出市场整个过程的各种环境的总和<sup>①</sup>,包括制度、市场和基础设施等环境<sup>②</sup>。李志军等认为,企业开展投融资以及创新等活动时所处的外部环境就是营商环境,具体来说,它由政府服务效率、公共服务、金融信贷服务、人力资源、创新环境和市场环境这六大项组成<sup>③</sup>。

营商环境影响效果的相关文献主要从宏观经济和微观企业两方面进行探讨。在营商环境影响宏观经济发展方面,已有研究发现,良好的营商环境能够促进经济增长,且这种促进作用主要通过增加生产性投资、降低企业成本以及促进创新创业等途径实现<sup>④⑤⑥</sup>。在营商环境影响微观企业活动方面,现有文献表明,良好的营商环境能够缓解企业融资约束、促进企业创新、提高企业绩效以及企业投资。在企业融资方面,良好的营商环境能够促进资本市场发展,拓宽企业融资渠道,为企业提供更多的融资机会,从而降低企业融资难度,缓解融资约束<sup>⑦</sup>。在企业创新方面,良好的营商环境对企业创新有正向促进作用。这主要是由于,公平、高效的营商环境能够减少企业寻租,降低制度性交易成本,使企业有更多资金可用于研发投入,从而促进技术创新<sup>⑧</sup>。在企业绩效方面,良好的营商环境有利于企业绩效的提高<sup>⑨</sup>,且这种正向作用可能是通过缓解企业投资不足和减少企业寻租实现的<sup>⑩⑪</sup>。

关于企业投资,现有文献主要关注金融、法治以及行政环境等子环境对企业投资的影响,研究整体营商环境对企业投资影响的文献不多。就金融环境而言,现有研究表明,良好的金融环境通过降低融资约束的方式促进了企业投资<sup>⑫⑬⑭</sup>。就法治环境而言,已有文献认为,良好的法治环境能够提高企业投资效率。这主要是由于,良好的法治环境能减缓企业的融资约束以及第一类和第二类代理问题,缓解银行预算软约束问题<sup>⑮</sup>。就行政环境而言,现有文献以行政干预等为切入点,探讨行政环境对企业投资的影响,发现行政环境与企业投资之间存在显著的正向关系<sup>⑯</sup>。就整体营商环境而言,已有研究发现,良好的营商环境不仅能促进企业投资<sup>⑰</sup>,还能提高企业投资效率<sup>⑱</sup>。

- 
- ① 邓慧慧、刘宇佳:《反腐败影响了地区营商环境吗?——基于十八大以来反腐行动的经验证据》,《经济科学》2021年第4期。
- ② 周泽将、高雅萍、张世国:《营商环境影响企业信贷成本吗》,《财贸经济》2020年第12期。
- ③ 李志军、张世国、李逸飞等:《中国城市营商环境评价及有关建议》,《江苏社会科学》2019年第2期。
- ④ 董志强、魏下海、汤灿晴:《制度软环境与经济发展——基于30个大城市营商环境的经验研究》,《管理世界》2012年第4期。
- ⑤ 卢万青、陈万灵:《营商环境、技术创新与比较优势的动态变化》,《国际经贸探索》2018年第11期。
- ⑥ 夏杰长、刘诚:《行政审批改革、交易费用与中国经济增长》,《管理世界》2017年第4期。
- ⑦ 周泽将、高雅萍、张世国:《营商环境影响企业信贷成本吗》,《财贸经济》2020年第12期。
- ⑧ 夏后学、谭清美、白俊红:《营商环境、企业寻租与市场创新——来自中国企业营商环境调查的经验证据》,《经济研究》2019年第4期。
- ⑨ 汪琼、李栋栋、王敏敏:《营商“硬环境”与公司现金持有:基于市场竞争和投资机会的研究》,《会计研究》2020年第4期。
- ⑩ 许志端、阮舟一龙:《营商环境、技术创新和企业绩效——基于我国省级层面的经验证据》,《厦门大学学报(哲学社会科学版)》2019年第5期。
- ⑪ 孙莹、王甜甜:《营商环境改善是否可以提高企业绩效?——基于2008—2020年中国A股上市公司的经验证据》,《河海大学学报(哲学社会科学版)》2022年第6期。
- ⑫ Love I., “Financial Development and Financing Constraints: International Evidence from the Structural Investment Model”, *The Review of Financial Studies*, 2003, 16(3), pp. 765-791.
- ⑬ 谢军、黄志忠:《宏观货币政策和区域金融发展程度对企业投资及其融资约束的影响》,《金融研究》2014年第11期。
- ⑭ 王雄元、徐晶:《放松市场准入管制提高了企业投资效率吗?——基于“市场准入负面清单”试点的准自然实验》,《金融研究》2022年第9期。
- ⑮ 万良勇:《法治环境与企业投资效率——基于中国上市公司的实证研究》,《金融研究》2013年第12期。
- ⑯ Javorcik B. S., Wei S., “Corruption and Cross-border Investment in Emerging Markets: Firm-Level Evidence”, *Journal of International Money and Finance*, 2009, 28(4), pp. 605-624.
- ⑰ 牛鹏、郑明波、郭继文:《营商环境如何影响企业投资》,《当代财经》2022年第1期。
- ⑱ 刘娟、唐加福:《营商环境、投资承载力与企业投资效率——基于我国上市公司的实证研究》,《管理科学学报》2022年第4期。

现有文献主要提出了“蓄水池”和“投资替代”两种理论来解释企业金融化的成因<sup>①</sup>。“蓄水池”理论认为,相较于固定资产,金融资产具有更强的流动性,能够在企业面临财务困境时迅速变现,发挥缓解企业资金压力的作用<sup>②</sup>,即企业持有金融资产主要是为了储备流动性<sup>③</sup>。“投资替代”理论则认为,企业是为了实现利润最大化而投资于金融资产<sup>④</sup>,若金融资产投资收益率高于固定资产投资收益率,则企业投资于金融资产的比例会增加<sup>⑤</sup>。且随着金融资产与固定资产投资收益率之间差距的扩大,企业的金融投资占比会进一步上升<sup>⑥</sup>。

通过对现有文献的梳理可以发现,现有研究营商环境影响企业投资的文献主要关注营商环境中的金融、法治以及行政环境等子环境对企业投资的影响,较少关注整体营商环境对企业投资的影响。且现有关注整体营商环境影响企业投资的文献主要探讨了整体营商环境对企业固定资产投资的影响,鲜有文献探究整体营商环境对企业金融资产投资的影响。由于目前我国实体经济存在着严重的“脱实向虚”问题,因此,对上述问题的分析具有重要的现实意义。基于此,本文研究营商环境对企业金融化的影响及其传导机制。

## (二)理论分析与研究假说

现有文献大多将解释企业金融化的理论分为“蓄水池”理论和“投资替代”理论两大类<sup>⑦</sup>。根据“蓄水池”理论,在面临较高的经营风险时,企业会通过持有金融资产的方式来应对可能出现的资金不足的情况。“投资替代”理论则表明,当固定资产与金融资产投资收益率缺口增大时,企业会偏好投资金融领域,而减少实业投资。基于此,本文将从企业经营风险和投资收益率缺口两个方面来阐释营商环境对企业金融化的影响。

1. 经营风险。金融资产所具有的流动性较强、变现较易等特点,使其在本质上是一种“准现金资产”,和现金一样具有储备流动性的功能<sup>⑧</sup>。而固定资产投资的中长期特征则意味着,企业进行固定资产投资后,若想要作出改变投资支出的行为,就必须付出较高的调整成本<sup>⑨</sup>。因此,在应对未来现金流不确定性对企业经营活动产生的负面影响时,金融资产所具有的储备流动性功能就使其成为企业预防资金链断裂的重要手段<sup>⑩</sup>,并且这一预防性动机在经营风险高的企业中更强烈<sup>⑪</sup>。这背后的逻辑是,持有金融资产和债务融资是企业应对资金不足的两大缓冲器<sup>⑫</sup>,但高经营风险企业的外部债务融资难度较大<sup>⑬</sup>且成本较高,在这种情况下,高经营风险企业会更依靠持有金融资产的方式来预防资金短缺问题。此时,企业持有金融资产是出于“蓄水池”动机,即企业是为了预防资金短缺问题才进行金融资产投资的。

营商环境改善能够为企业创造出一个稳定、透明、可预期的外部环境,使其所遭受的来自外部宏

① 顾雷雷、郭建鸾、王鸿宇:《企业社会责任、融资约束与企业金融化》,《金融研究》2020年第2期。

② 彭俞超、黄志刚:《经济“脱实向虚”的成因与治理:理解十九大金融体制改革》,《世界经济》2018年第9期。

③ 胡奕明、王雪婷、张瑾:《金融资产配置动机:“蓄水池”或“替代”?——来自中国上市公司的证据》,《经济研究》2017年第1期。

④ Orhangazi Ö., “Financialization and Capital Accumulation in the Non-financial Corporate Sector: A Theoretical and Empirical Investigation on the US Economy, 1973—2003”, *Cambridge Journal of Economics*, 2008, 32, pp. 863-886.

⑤ 张成思、张步昙:《中国实业投资率下降之谜:经济金融化视角》,《经济研究》2016年第12期。

⑥ 彭俞超、黄志刚:《经济“脱实向虚”的成因与治理:理解十九大金融体制改革》,《世界经济》2018年第9期。

⑦ 顾雷雷、郭建鸾、王鸿宇:《企业社会责任、融资约束与企业金融化》,《金融研究》2020年第2期。

⑧ 安磊、鄢伟波、沈悦:《贷款利率下限放开抑制了企业金融化吗?》,《统计研究》2022年第8期。

⑨ 刘贯春、张军、刘媛媛:《金融资产配置、宏观经济环境与企业杠杆率》,《世界经济》2018年第1期。

⑩ 孙华平、张旭:《金融化对民营企业投资效率的影响研究》,《国际商务研究》2022年第4期。

⑪ Opler T., Pinkowitz L., Stulz R., et al., “The Determinants and Implications of Corporate Cash Holdings”, *Journal of Financial Economics*, 1999, 52(1), pp. 3-46.

⑫ 刘贯春、张军、刘媛媛:《金融资产配置、宏观经济环境与企业杠杆率》,《世界经济》2018年第1期。

⑬ 彭俞超、黄志刚:《经济“脱实向虚”的成因与治理:理解十九大金融体制改革》,《世界经济》2018年第9期。

观环境不确定性的冲击减弱<sup>①</sup>,面临的经营风险下降<sup>②</sup>,原有经营风险较高的企业外部债务融资难度和成本也相应降低,企业通过持有金融资产来预防资金短缺的需求减少,由此形成了“营商环境改善→经营风险下降→企业金融资产投资减少”的传导机制。因此,本文预期,良好的营商环境会减少企业的金融资产投资。

2. 投资收益率缺口。根据“投资替代”理论,企业投资金融资产是出于以获得更多收益为目的的“替代”动机。当金融资产投资收益率高于固定资产投资收益率时,为实现利益最大化,企业会选择更多地投资于金融资产,以获取更高收益<sup>③</sup>。且上述替代动机随着金融资产与固定资产投资收益率之差的扩大而逐渐增强<sup>④</sup>。这是由于,投资收益率缺口小的企业通过更多地投资金融资产进行套利的空间较小、获利少,且金融投资会挤出实体投资,从长期来看,会阻碍企业发展,因而这类企业进行金融资产投资的动机较弱;投资收益率缺口大的企业套利空间较大、获利多,有可能以放弃部分长期收益为代价,选择通过投资金融资产的方式来换取短期利益<sup>⑤</sup>,因而这类企业具有较强动机进行金融资产投资。

营商环境改善能够减少企业在外部环境维护上的支出,使其可用于创新投入的资金增加,这意味着企业的市场核心竞争力将会增强<sup>⑥</sup>,固定资产投资收益率提高,投资收益率缺口缩小。同时,营商环境改善意味着政策更稳定、司法更公正、政府办事更有效率<sup>⑦</sup>,当地政府对经济资源配置的干预减少,企业的制度性交易成本降低<sup>⑧</sup>,生产性活动的收益提高<sup>⑨</sup>,固定资产投资收益率提高,投资收益率缺口缩小。原有投资收益率缺口大的企业套利空间缩小,获利也相应减少。此时,以放弃部分长期收益为代价来换取短期收益的做法可能是弊大于利的,因而企业通过持有金融资产以获取更多收益的动机减弱,由此形成了“营商环境改善→投资收益率缺口缩小→企业金融资产投资减少”的传导机制。因此,本文预期,良好的营商环境会减少企业的金融资产投资。

根据以上分析,本文提出如下假说:良好的营商环境将会激励企业减少金融资产投资。

### 三、研究设计

#### (一)数据来源与样本筛选

受城市营商环境数据可获得性的限制,本文的样本区间为2008年至2020年,初始样本为沪深A股上市公司。城市营商环境数据来源于中国社会科学院发布的《中国城市竞争力报告》,上市公司数据均来源于国泰安数据库(CSMAR)。

参照现有文献的做法,从原始样本中剔除了以下几类上市公司:(1)金融类(银行、保险、房地产)上市公司;(2)ST类上市公司;(3)变量存在缺失的上市公司。此外,本文还剔除了中小板、创业板上市公司样本。同时,对所有公司层面的变量进行了1%水平的缩尾(winsorize)处理。经过上述处理后,本文所使用的样本中共包含36206个观测值。

① 于文超、梁平汉:《不确定性、营商环境与民营企业经营活力》,《中国工业经济》2019年第11期。

② 许志端、阮舟一龙:《营商环境、技术创新和企业绩效——基于我国省级层面的经验证据》,《厦门大学学报(哲学社会科学版)》2019年第5期。

③ 彭俞超、黄志刚:《经济“脱实向虚”的成因与治理:理解十九大金融体制改革》,《世界经济》2018年第9期。

④ Demir F., “Financial Liberalization, Private Investment and Portfolio Choice: Financialization of Real Sectors in Emerging Markets”, *Journal of Development Economics*, 2009, 88(2), pp. 314-324.

⑤ 安磊、鄢伟波、沈悦:《贷款利率下限放开抑制了企业金融化吗?》,《统计研究》2022年第8期。

⑥ 刘军、付建栋:《营商环境优化、双重关系与企业产能利用率》,《上海财经大学学报》2019年第4期。

⑦ 褚红丽:《新型政商关系的构建:“亲”上加“清”》,《山东大学学报(哲学社会科学版)》2018年第5期。

⑧ 夏后学、谭清美、白俊红:《营商环境、企业寻租与市场创新——来自中国企业营商环境调查的经验证据》,《经济研究》2019年第4期。

⑨ 吴娜、于博、白雅馨等:《营商环境、企业家精神与金融资产的动态协同》,《会计研究》2021年第3期。

## (二)变量的度量

1. 营商环境的度量。考虑到各省内部城市经济发展水平不同,导致其营商环境可能存在较大差异。本文借鉴现有研究的做法,从城市层面来测度营商环境,使用由中国社会科学院发布的《中国城市竞争力报告》中给出的“综合经济竞争力指数”作为城市层面营商环境的代理变量<sup>①②</sup>。此外,本文使用“行政审批中心设立”这一外生冲击前后营商环境的变化来衡量营商环境的改善。

2. 企业金融化程度的度量。借鉴刘贯春等的做法,使用企业的金融资产持有份额来衡量其金融化程度<sup>③</sup>。在金融资产界定方面,本文参考现有文献的做法,分别从广义和狭义口径来界定企业金融资产<sup>④</sup>。其中,广义金融资产由货币资金、持有至到期投资净额、交易性金融资产、衍生金融资产、可供出售金融资产净额、长期股权投资净额、应收股利净额以及应收利息净额这八项组成,而狭义金融资产则是广义金融资产减去长期股权投资净额,并用企业资产总额进行标准化。同时,在稳健性检验部分,本文还参考聂辉华等对企业金融资产的界定方式<sup>⑤</sup>,重新界定了企业金融资产。

## (三)实证模型

为检验营商环境改善是否会减少企业的金融资产投资,本文构建如下回归模型:

$$Fah_{i,c,t} = \alpha_0 + \alpha_1 busen_{c,t} + \gamma X_{i,c,t} + \tau_t + \delta_i + \varepsilon_{i,c,t} \quad (1)$$

其中,被解释变量  $Fah_{i,c,t}$  表示处于城市  $c$  的企业  $i$  在第  $t$  期持有的金融资产,使用企业资产总额进行标准化,将广义和狭义金融资产持有份额分别记为  $Fah1$  和  $Fah2$ 。 $Fah1$  和  $Fah2$  越大,表示企业的金融资产持有份额越大,企业的金融化水平越高。 $busen_{c,t}$  表示城市  $c$  在第  $t$  期的营商环境,是本文的核心解释变量, $busen$  越大,表示城市  $c$  在第  $t$  期的营商环境越好。 $X$  为控制变量集,参考已有文献的处理方式,引入以下控制变量<sup>⑥⑦</sup>:(1)企业杠杆率( $lev$ ),用总负债与总资产之比衡量;(2)投资机会( $tobin$ ),用托宾  $Q$  值衡量;(3)经营性现金流( $cflow$ ),用经营活动产生的现金流净额占总资产的比重衡量;(4)成长潜力( $grow$ ),用营业收入增长率来衡量;(5)企业规模( $size$ ),用总资产的自然对数来衡量;(6)产权性质( $soe$ ),当企业为国有企业时取 1,否则取 0;(7)盈利能力( $ROA$ ),用净利润与平均总资产之比衡量;(8)账面市值比( $MB$ ),用总资产与总市值之比衡量;(9)股权集中度( $top$ ),用第一大股东持股比例衡量;(10)股权制衡度( $shrs$ ),用第二至第十大股东持股比例之和衡量;(11)管理层持股比例( $manshare$ ),用管理层持股数量占比衡量;(12)独立董事比例( $Indep$ ),用董事会中独立董事占比衡量;(13)两职合一( $dual$ ),当董事长与总经理为同一人时取 1,否则取 0。此外,本文还控制了时间固定效应  $\tau_t$  和企业固定效应  $\delta_i$ ,并在城市层面对标准误进行聚类。

## (四)描述性统计

表 1 给出了本文主要变量的描述性统计结果。从表 1 可以看出:(1)广义金融资产持有份额( $Fah1$ )的最大值和最小值分别为 0.7708 和 0.0247,狭义金融资产持有份额( $Fah2$ )的最大值和最小值分别为 0.7262 和 0.0136,表明我国上市公司在持有金融资产方面差异较大;(2)营商环境( $busen$ )的均值和中位数分别为 0.4448 和 0.4310,说明我国许多地区的营商环境低于平均水平,地区营商环境具有较大的优化空间。营商环境最大值与最小值之差为 0.9570,体现出我国地区营商环境发展水平分布不均匀。

① 于文超、梁平汉:《不确定性、营商环境与民营企业经营活力》,《中国工业经济》2019 年第 11 期。

② 周泽将、高雅萍、张世国:《营商环境影响企业信贷成本吗》,《财贸经济》2020 年第 12 期。

③ 刘贯春、张军、刘媛媛:《金融资产配置、宏观经济环境与企业杠杆率》,《世界经济》2018 年第 1 期。

④ 刘贯春、刘媛媛、张军:《金融资产配置与中国上市公司的投资波动》,《经济学》(季刊)2019 年第 2 期。

⑤ 聂辉华、阮睿、沈吉:《企业不确定性感知、投资决策和金融资产配置》,《世界经济》2020 年第 6 期。

⑥ 聂辉华、阮睿、沈吉:《企业不确定性感知、投资决策和金融资产配置》,《世界经济》2020 年第 6 期。

⑦ 顾雷雷、郭建鸾、王鸿宇:《企业社会责任、融资约束与企业金融化》,《金融研究》2020 年第 2 期。

表1 主要变量描述性统计

变量名	观测个数	均值	标准差	中位数	最小值	最大值
<i>Fah1</i>	36206	0.2419	0.1579	0.2006	0.0247	0.7708
<i>Fah2</i>	36206	0.2010	0.1458	0.1606	0.0136	0.7262
<i>busen</i>	36206	0.4448	0.2908	0.4310	0.0430	1.0000
<i>lev</i>	36206	0.4390	0.2119	0.4370	0.0451	1.0257
<i>tobin</i>	36206	2.0672	1.3865	1.6116	0.6659	9.5441
<i>cflow</i>	36206	0.0275	0.0637	0.0244	-0.1607	0.2229
<i>grow</i>	36206	0.1771	0.4974	0.0972	-0.6320	3.6183
<i>size</i>	36206	22.1514	1.3041	22.0025	19.2306	25.9471
<i>soe</i>	36206	0.4485	0.4973	0.0000	0.0000	1.0000
<i>ROA</i>	36206	0.0282	0.0462	0.0241	-0.1900	0.1797
<i>MB</i>	36206	0.6177	0.2475	0.6205	0.1028	1.1565
<i>top</i>	36206	34.5647	14.9144	32.3600	8.7700	73.9700
<i>shrs</i>	36206	21.9112	12.7431	20.6226	1.9706	54.0988
<i>manshare</i>	36206	9.6262	17.3412	0.0440	0.0000	66.3318
<i>Indep</i>	36206	37.1513	5.1656	33.3300	33.3300	57.1400
<i>dual</i>	36206	0.2306	0.4212	0.0000	0.0000	1.0000

#### 四、实证结果分析

##### (一)基准回归结果

1. 基准模型。表2汇报了营商环境对企业金融资产持有份额的回归结果。其中,列(1)(2)是以广义金融资产持有份额(*Fah1*)作为被解释变量的回归结果,列(3)(4)是以狭义金融资产持有份额(*Fah2*)作为被解释变量的回归结果。为检验营商环境对企业金融资产投资的直接影响,在列(1)(3)的回归中未加入其他控制变量,仅对企业和时间固定效应进行了控制。在列(1)(3)中,*busen*的回归系数均为负,且分别在1%和5%的水平上显著,表明企业的金融资产持有份额随营商环境的改善而显著降低。为检验上述负向关系是否稳健,本文在列(2)(4)中加入其他控制变量。回归结果表明,*busen*的回归系数仍分别在1%和5%的水平上显著为负。从经济显著性来看,营商环境每提高一个标准差(0.2908),*Fah1*的下降幅度相当于样本标准差的7.33%(=0.2908\*0.0398/0.1579),*Fah2*的下降幅度相当于样本标准差的6.94%(=0.2908\*0.0348/0.1458)。上述回归结果表明,不论是从统计意义上还是经济意义上来看,良好的营商环境都能显著减少企业的金融资产投资,假说得到了经验数据的支持。

表2 营商环境与企业“脱实向虚”

变量	<i>Fah1</i>	<i>Fah1</i>	<i>Fah2</i>	<i>Fah2</i>
<i>busen</i>	-0.0640*** (-3.44)	-0.0398*** (-3.90)	-0.0617** (-2.40)	-0.0348** (-2.52)
<i>lev</i>		-0.2267*** (-10.96)		-0.2322*** (-17.14)
<i>tobin</i>		0.0010 (0.55)		0.0018 (0.84)

续表 2

变量	<i>Fah1</i>	<i>Fah1</i>	<i>Fah2</i>	<i>Fah2</i>
<i>cflow</i>		0.2122*** (12.89)		0.2202*** (14.86)
<i>grow</i>		-0.0117*** (-6.60)		-0.0059*** (-3.28)
<i>size</i>		-0.0222*** (-4.13)		-0.0170*** (-4.32)
<i>soe</i>		-0.0119 (-1.37)		0.0007 (0.08)
<i>ROA</i>		0.1344*** (3.70)		0.1459*** (5.01)
<i>MB</i>		0.0684*** (6.10)		0.0888*** (8.40)
<i>top</i>		0.0011*** (3.50)		0.0013*** (5.67)
<i>shrs</i>		0.0018*** (9.80)		0.0021*** (11.64)
<i>manshare</i>		0.0008*** (2.71)		0.0011*** (4.56)
<i>Indep</i>		-0.0001 (-0.31)		-0.0000 (-0.13)
<i>dual</i>		0.0122*** (3.26)		0.0135*** (3.63)
常数项	0.2704*** (32.65)	0.7215*** (6.22)	0.2285*** (20.01)	0.5219*** (6.23)
时间固定效应	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
样本量	36206	36206	36206	36206
调整后的R <sup>2</sup>	0.5777	0.6407	0.5222	0.6070

注：“\*”、“\*\*”、“\*\*\*”分别为在1%、5%、10%水平下显著；括号内数字为t值，标准误经城市层面聚类调整；下同。

2. 双重差分模型(内生性检验)<sup>①</sup>。营商环境与企业金融资产投资之间可能存在由于反向因果关系产生的内生性问题。为排除潜在的内生性问题对实证结果的干扰,本文以行政审批制度改革作为外生冲击,使用多时点双重差分模型来分析营商环境改善对企业金融资产投资的影响。

行政审批制度改革作为政府深化“放管服”改革的“先手棋”,自1997年广东省江门市率先尝试设立行政审批中心以来,全国各地级市纷纷开始效仿这一做法。截至2019年底,我国共有287个地级市设立了行政审批中心。行政审批中心的设立提高了行政审批效率、大大缩减了行政审批所需的时间,降低了企业制度性交易成本<sup>②</sup>。因此,行政审批中心的设立在一定程度上改善了当地的营商环境。基于此,本文以行政审批中心设立作为外生冲击,研究营商环境改善对企业金融资产投资的影响。构建如下多时点DID模型:

$$Fah_{i,c,t} = \alpha_0 + \alpha_1 center_{c,t} + \gamma X_{i,c,t} + \tau_t + \delta_i + \epsilon_{i,c,t} \quad (2)$$

其中, $center_{c,t}$ 表示城市*c*在第*t*期是否设立行政审批中心,若城市*c*在第*t*期设立了行政审批中心,则自

① 限于篇幅,该部分实证结果没有展示,如有需要请向作者索取。

② 王永进、冯笑:《行政审批制度改革与企业创新》,《中国工业经济》2018年第2期。



第  $t$  期起,  $center$  取值为 1, 否则  $center$  取值为 0。其余变量含义与方程(1)相同。 $center$  是本部分的核心变量, 其系数  $\alpha_1$  反映了行政审批中心设立带来的营商环境改善对企业金融资产投资的影响。

(1) 平行趋势检验。平行趋势假定是采用 DID 方法的前提条件, 即对照组和实验组在行政审批中心设立前各年度应该具有一致的金融资产投资趋势。为检验是否满足平行趋势假定, 本文构建如下模型:

$$Fah_{i,c,t} = \alpha_0 + \sum_{\gamma=1}^5 \theta_{-\gamma} center_{c,t-\gamma} + \sum_{\gamma=0}^5 \theta_{+\gamma} center_{c,t+\gamma} + \beta X_{i,c,t} + \tau_t + \delta_i + \varepsilon_{i,c,t} \quad (3)$$

其中,  $center_{t-\gamma}$  代表行政审批中心设立前  $\gamma$  期;  $center_{t+\gamma}$  代表行政审批中心设立后  $\gamma$  期, 且当  $\gamma=0$  时, 表示行政审批中心设立当期。特别地, 行政审批中心设立前 5 期及以上,  $center_{t-5}$  取值为 1, 否则为 0; 行政审批中心设立后 5 期及至样本期结束,  $center_{t+5}$  取值为 1, 否则为 0。以  $center_{t-5}$  为基期进行平行趋势检验, 检验结果显示, 系数  $\theta_{-4}$  至  $\theta_{-1}$  并不显著异于 0, 表明在行政审批中心设立前, 对照组和实验组的变化趋势是一致的, 没有显著差异, 平行趋势检验通过。此外, 本文还参考李增福等的研究<sup>①</sup>, 通过画出残差的时间趋势图来进行平行趋势检验。结果显示, 在行政审批中心设立前, 两组残差的时间趋势基本一致, 在一定程度上证实了企业的金融资产投资在行政审批中心设立前具有平行趋势。

(2) 回归结果分析。回归结果显示, 核心变量  $center$  的系数显著为负, 这意味着与所在地未设立行政审批中心的企业相比, 所在地设立了行政审批中心的企业持有更少的金融资产。上述回归结果表明, 营商环境改善使企业的金融资产投资显著减少, 这进一步支持了本文的主要结论。

(3) 安慰剂检验。为排除随机性因素或其他政策对企业金融资产投资的影响, 本文通过随机设定行政审批中心设立时间的方式进行了安慰剂检验。具体来说, 本文随机赋值设立时间, 然后用随机赋值的设立时间 ( $center_r$ ) 对方程(2)进行回归, 将  $center_r$  的回归系数和标准误记录下来, 计算  $t$  统计量。将上述过程重复 1000 次后, 得到 1000 个  $t$  统计量。结果显示,  $center_r$  回归系数的  $t$  值都没有达到真实解释变量  $center$  回归系数的  $t$  值, 且  $center_r$  的回归系数大致服从以 0 为均值的正态分布。上述结果说明, 营商环境改善对企业金融资产投资的抑制作用并非由不可观测的因素驱动的。

## (二) 稳健性检验<sup>②</sup>

1. 工具变量法。考虑到营商环境是一个复杂综合的概念, 而行政审批制度改革只是其中的一个方面, 在这一部分, 本文进一步采用工具变量法来处理可能存在的内生性问题。参考董志强等的研究, 使用各省会城市的开埠通商历史年数作为工具变量, 并将开埠通商历史年数定义为开埠之日到样本年份之间经历的年数<sup>③</sup>。各省会城市开埠年份数据来源于董志强等的研究<sup>④</sup>。制度所具有的路径依赖性使得当今中国各城市的营商环境会受到开埠历史的影响<sup>⑤</sup>。现有研究表明, 开埠时间越早的城市开始现代化进程的时间也相应地越早<sup>⑥</sup>, 其营商环境也会越好<sup>⑦</sup>。但开埠历史难以对企业金融资产投资产生直接影响, 满足工具变量的外生性假设。两阶段最小二乘法的第一阶段回归结果表明, 开埠历史与营商环境在 1% 的水平上显著正相关。不可识别检验和弱工具变量检验表明, 本文所选取的工具变量是合理的。第二阶段结果显示,  $busen$  的系数均在 1% 的水平上显著为负。这说明在对内生性问题进行处理后, 本文的主要结论依然稳健。

① 李增福、骆展聪、杜玲等:《“信息机制”还是“成本机制”? ——大数据税收征管何以提高了企业盈余质量》,《会计研究》2021 年第 7 期。

② 限于篇幅, 该部分实证结果没有展示, 如有需要请向作者索取。

③ 董志强、魏下海、汤灿晴:《制度软环境与经济发展——基于 30 个大城市营商环境的经验研究》,《管理世界》2012 年第 4 期。

④ 董志强、魏下海、汤灿晴:《制度软环境与经济发展——基于 30 个大城市营商环境的经验研究》,《管理世界》2012 年第 4 期。

⑤ 邹薇、雷浩:《营商环境如何改善企业资源错配——效应评估与机制分析》,《社会科学研究》2021 年第 1 期。

⑥ 何一名:《开埠通商与中国近代城市发展及早期现代化的启动》,《四川大学学报(哲学社会科学版)》2009 年第 5 期。

⑦ 牛鹏、郑明波、郭继文:《营商环境如何影响企业投资》,《当代财经》2022 年第 1 期。

2. 替换被解释变量。本文借鉴聂辉华等的做法,将企业金融资产定义为企业货币资金、交易性金融资产、可供出售的金融资产净额、持有至到期投资净额以及投资性房地产净额的加总,并使用总资产进行标准化<sup>①</sup>,重新测算企业的金融资产持有份额。回归结果显示,营商环境(*busen*)的系数仍显著为负。上述结果表明,良好的营商环境能够显著激励企业减少对金融资产的投资。

3. 替换核心解释变量。在这一部分,本文使用以下指标来衡量营商环境:首先,参考于文超和梁平汉以及刘娟和唐加福的研究,采用樊纲、王小鲁等编制的《中国分省份市场化指数报告》中给出的“非国有经济发展得分”“中介组织发育和法律得分”以及“市场化进程总得分”来衡量营商环境<sup>②③</sup>。回归结果显示,上述营商环境指标的回归系数均显著为负,进一步验证了本文的主要结论。其次,参考周泽将等的做法,使用《2017年中国城市营商环境报告》《2018年中国城市营商环境评价报告》以及《2020年中国296个城市营商环境报告》中的数据来衡量城市营商环境<sup>④</sup>。回归结果表明,城市营商环境的系数仍显著为负,这进一步支持了本文的结论。

4. 排除重大事件的影响。考虑到2015年股票市场震荡、2018年中美贸易摩擦以及2020年新冠疫情可能对营商环境指数产生影响,本文剔除2015年、2018年以及2020年的样本后重新进行回归分析。回归结果显示,营商环境(*busen*)的系数仍显著为负,表明在排除样本区间内重大事件的影响后,本文的研究结论仍然稳健。

## 五、作用机制检验

上文的分析结果表明,当营商环境改善时,企业会减少金融资产投资。下面进一步探讨营商环境影响企业金融资产投资的机制。根据理论分析部分的论述,此处探讨经营风险机制和投资收益率缺口机制。

### (一)经营风险机制检验

基于前文理论部分的分析,根据江艇的研究<sup>⑤</sup>,参考安磊等人的做法<sup>⑥</sup>,本文以企业经营风险高低为分组依据,构建变量 *hrisk*。当企业经营风险高于样本中位数时,认为该企业为高经营风险企业, *hrisk*取1;反之,则认为该企业为低经营风险企业, *hrisk*取0。对于企业经营风险的测算,本文参考彭俞超和黄志刚的做法,用经过行业调整的ROA计算3年滚动标准差,得到企业经营风险(*risk*)<sup>⑦</sup>。将分组变量(*hrisk*)与营商环境(*busen*)交乘后进行回归。回归结果在表3中汇报,可以看出, *busen*×*hrisk*的系数均在1%的水平上显著为负。同时还根据企业经营风险高低对样本分组进行了对照检验,结果显示,高经营风险企业中 *busen* 系数显著为负[表3第(3)(5)列],低经营风险企业中不显著[表3第(4)(6)列]。上述结果表明,相较于低经营风险企业,营商环境对高经营风险企业金融资产投资的减少作用更为显著。由此,理论部分提出的经营风险机制得到验证。

表3 经营风险机制检验

变量	<i>Fah1</i>	<i>Fah2</i>	<i>Fah1</i>	<i>Fah1</i>	<i>Fah2</i>	<i>Fah2</i>
<i>busen</i>	-0.0337*** (-3.32)	-0.0281* (-1.74)	-0.0390*** (-3.05)	-0.0313 (-1.43)	-0.0388** (-2.52)	-0.0241 (-1.12)

① 聂辉华、阮睿、沈吉:《企业不确定性感知、投资决策和金融资产配置》,《世界经济》2020年第6期。

② 于文超、梁平汉:《不确定性、营商环境与民营企业经营活力》,《中国工业经济》2019年第11期。

③ 刘娟、唐加福:《营商环境、投资承载力与企业投资效率——基于我国上市公司的实证研究》,《管理科学学报》2022年第4期。

④ 周泽将、高雅萍、张世国:《营商环境影响企业信贷成本吗》,《财贸经济》2020年第12期。

⑤ 江艇:《因果推断经验研究中的中介效应与调节效应》,《中国工业经济》2022年第5期。

⑥ 安磊、鄢伟波、沈悦:《贷款利率下限放开抑制了企业金融化吗?》,《统计研究》2022年第8期。

⑦ 彭俞超、黄志刚:《经济“脱实向虚”的成因与治理:理解十九大金融体制改革》,《世界经济》2018年第9期。

续表3

变量	<i>Fah1</i>	<i>Fah2</i>	<i>Fah1</i>	<i>Fah1</i>	<i>Fah2</i>	<i>Fah2</i>
<i>hrisk</i>	0.0093*** (3.12)	0.0075** (2.58)				
<i>busen</i> × <i>hrisk</i>	-0.0210*** (-4.04)	-0.0239*** (-3.51)				
常数项	0.7186*** (6.18)	0.5215*** (4.83)	0.5025*** (4.16)	0.9238*** (7.65)	0.2919*** (2.84)	0.7342*** (5.24)
控制变量	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	36206	36206	18223	17927	18223	17927
调整后的R <sup>2</sup>	0.6411	0.6076	0.6697	0.6444	0.6456	0.5924

(二)投资收益率缺口机制检验

基于前文理论部分的分析,以企业金融资产与固定资产投资收益率缺口大小为分组依据,构建变量 *hgap*。当企业投资收益率缺口高于样本中位数时,认为该企业投资收益率缺口较大, *hgap* 取1;反之,则认为该企业投资收益率缺口较小, *hgap* 取0。对于企业投资收益率缺口(*gap*)的测算,本文参考聂辉华等的做法<sup>①</sup>,将其设定为金融资产投资收益率与固定资产投资收益率之差。将分组变量(*hgap*)与营商环境(*busen*)交乘后进行回归,回归结果在表4中汇报。可以看出, *busen*×*hgap* 的系数均在1%的水平上显著为负。同时还根据企业投资收益率缺口大小对样本分组进行了对照检验,结果显示,投资收益率缺口较大的企业中 *busen* 系数显著为负[表4第(3)(5)列],投资收益率缺口较小的企业中不显著[表4第(4)(6)列]。上述结果表明,相较于投资收益率缺口较小的企业,营商环境对投资收益率缺口较大的企业的金融资产投资的减少作用更为显著。由此,理论部分提出的投资收益率缺口机制得到验证。

表4 投资收益率缺口机制检验

变量	<i>Fah1</i>	<i>Fah2</i>	<i>Fah1</i>	<i>Fah1</i>	<i>Fah2</i>	<i>Fah2</i>
<i>busen</i>	-0.0160 (-1.50)	-0.0083 (-0.53)	-0.0310*** (-3.17)	-0.0298 (-1.63)	-0.0289* (-1.89)	-0.0249 (-1.56)
<i>hgap</i>	0.0062* (1.71)	0.0070* (1.97)				
<i>busen</i> × <i>hgap</i>	-0.0500*** (-6.24)	-0.0559*** (-6.87)				
常数项	0.7268*** (6.41)	0.5277*** (4.98)	0.8399*** (7.36)	0.4082*** (3.39)	0.3084** (2.02)	0.5190*** (5.06)
控制变量	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	36206	36206	18183	17874	18183	17874
调整后的R <sup>2</sup>	0.6473	0.6167	0.6546	0.6932	0.6864	0.5471

① 聂辉华、阮睿、沈吉:《企业不确定性感知、投资决策和金融资产配置》,《世界经济》2020年第6期。

## 六、拓展性研究

前文的分析已经证实营商环境改善会减少企业的金融资产投资,但在企业金融资产投资减少的同时,其对研发的投资是否会相应增加?这一研究将进一步证实营商环境的改善在激励了企业“脱虚”的同时,是否也确实激励了企业“向实”?另外,中小企业、民营企业纾困发展是各级政府当前面临的迫切问题。因此,在这一主题下,本文更为关注的另外一个问题是,营商环境的改善能否减少中小企业和非国有企业的金融资产投资?

### (一)营商环境对企业创新投入的影响

营商环境可以从以下两方面对企业技术创新产生影响。一方面,营商环境越好,企业单位创新产出所耗费的资本与劳动越少,生产要素的利用效率越高<sup>①</sup>;另一方面,优化营商环境有利于降低制度性交易成本,改善企业绩效<sup>②</sup>,进而促进企业技术创新<sup>③</sup>。因此,良好的营商环境能够增加企业的技术创新投入。为检验上述假说,本文构建如下回归模型:

$$Rdiv_{i,c,t} = \alpha_0 + \alpha_1 busen_{c,t} + \gamma X_{i,c,t} + \tau_t + \delta_i + \varepsilon_{i,c,t} \quad (4)$$

其中,下标*i*、*c*和*t*分别代表企业、城市和时期。*Rdiv*表示企业的技术创新,借鉴党力等的做法<sup>④</sup>,采用企业研发投入的对数来衡量。本文的企业研发投入数据来自国泰安数据库(CSMAR)。其余变量含义与方程(1)相同。回归结果在表5中汇报,可以看出,*busen*的回归系数显著为正,表明营商环境改善能够推动企业创新,引导企业增加对实体经济的投入。

表5 营商环境与企业创新投入

变量	<i>Rdiv</i>	<i>Rdiv</i>	<i>Rdiv</i>	<i>Rdiv</i>
<i>busen</i>	2.2061*** (4.37)	1.2890** (2.14)	1.5898*** (3.27)	1.0589*** (3.59)
常数项	2.4005*** (10.17)	2.8085*** (10.48)	-24.3061*** (-9.80)	-31.7778*** (-19.15)
控制变量	否	否	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
企业固定效应	否	是	否	是
样本量	36206	36206	36206	36206
调整后的R <sup>2</sup>	0.1064	0.5320	0.1485	0.5421

### (二)营商环境对不同规模和所有权性质企业金融资产投资的影响

1. 营商环境对不同规模企业金融资产投资的影响。企业规模不同,营商环境是否以及如何影响企业的金融资产投资也可能存在差别。第一,从经营风险来看,小规模企业一般营业规模较小,在遭遇突发事件或外部环境发生较大变动时,往往难以应对<sup>⑤</sup>,面临较高的经营风险。而大规模企业则不

① 夏后学、谭清美、白俊红:《营商环境、企业寻租与市场创新——来自中国企业营商环境调查的经验证据》,《经济研究》2019年第4期。

② 许和连、王海成:《简政放权改革会改善企业出口绩效吗?——基于出口退(免)税审批权下放的准自然试验》,《经济研究》2018年第3期。

③ 夏后学、谭清美、白俊红:《营商环境、企业寻租与市场创新——来自中国企业营商环境调查的经验证据》,《经济研究》2019年第4期。

④ 党力、杨瑞龙、杨继东:《反腐败与企业创新:基于政治关联的解释》,《中国工业经济》2015年第7期。

⑤ 王卫星、赵刚:《“长三角”中小企业融资困境及其破解路径》,《管理世界》2012年第12期。

存在上述缺陷,具有较低的经营风险。因此,出于“蓄水池”动机,小规模企业倾向于持有更多的金融资产,以应对资金不足的情况。第二,从企业收益来看,大规模企业所掌握的大量优质资源<sup>①</sup>,使其能够在运营过程中实现更高的资源配置效率<sup>②</sup>,从而获取更高的实业投资收益率。小规模企业受到生产水平的限制,营业利润较少,实业投资收益率较低,更倾向于持有金融资产追求超额收益<sup>③</sup>。综上所述,营商环境对不同规模企业金融资产投资的影响程度不同,且对小规模企业的影响更大。为检验上述假说,本文根据企业规模(*size*)的中位数进行分组回归。表6列(1)—(4)中的结果显示,小规模企业中 *busen* 回归系数显著为负,大规模企业中不显著。经由 Wald 检验得到的组间系数差异在1%的水平上显著。以上结果联合揭示,营商环境改善显著降低企业的金融资产投资水平主要发生在小规模企业中。

2. 营商环境对不同所有权性质企业金融资产投资的影响。目前,非国有企业面临融资难、融资贵等问题,严重影响非国有企业投资信心,导致其实业投资意愿持续下降<sup>④</sup>,金融资产投资意愿上升。其原因在于:第一,国有企业与政府之间的天然联系更有利于其在陷入经营困境时获得政府提供的财政援助<sup>⑤</sup>。因此,相较于国有企业,非国有企业面临较高的经营风险,导致非国有企业会持有更多的金融资产以防因现金流冲击而出现资金链断裂的情况。第二,当前中国银行体系金融资源配置仍然存在着严重的“所有制歧视”,非国有企业更容易遭受银行信贷约束<sup>⑥</sup>。当信贷约束发生时,资金短缺导致实体经济投资收益率下降,金融投资收益率相对提高<sup>⑦</sup>,二者收益率缺口扩大。此时,非国有企业可能出于“替代”动机而持有更多的金融资产。综上,营商环境对非国有企业的金融资产投资具有较大影响。为检验上述假说,本文按照企业所有权性质进行分样本回归。表6列(5)—(8)中的结果显示,非国有企业中 *busen* 的回归系数显著为负,国有企业中不显著。经由 Wald 检验得到的组间系数差异在1%的水平上显著。上述结果表明,与国有企业相比,营商环境改善显著降低了非国有企业的金融资产投资水平。

表6 分样本回归

变量	Fah1		Fah2		Fah1		Fah2	
	大规模	小规模	大规模	小规模	国有	非国有	国有	非国有
<i>busen</i>	-0.0197 (-1.20)	-0.0360*** (-3.71)	-0.0210 (-1.14)	-0.0297** (-2.43)	-0.0082 (-0.65)	-0.0391*** (-2.69)	0.0082 (0.56)	-0.0402*** (-3.66)
常数项	0.4493*** (3.55)	1.0716*** (7.17)	0.0780 (0.75)	0.8717*** (5.59)	0.7872*** (5.23)	0.4324*** (2.92)	0.3432** (2.53)	0.2954** (2.14)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
样本量	18345	17734	18345	17734	16234	19964	16234	19964
调整后的 R <sup>2</sup>	0.7266	0.6368	0.6716	0.6141	0.7178	0.6146	0.6580	0.6025

① Kim S., “Firm Heterogeneity in Sources of Total Factor Productivity Growth for Japanese Manufacturing Firms”, *Applied Economics*, 2018, 50(58), pp. 6301-6315.  
 ② Halkos G. E., Tzeremes N. G., “Productivity Efficiency and Firm Size: An Empirical Analysis of Foreign Owned Companies”, *International Business Review*, 2007, 16(6), pp. 713-731.  
 ③ 胡海峰、窦斌、王爱萍:《企业金融化与生产效率》,《世界经济》2020年第1期。  
 ④ 刘志彪:《平等竞争:中国民营企业营商环境优化之本》,《社会科学战线》2019年第4期。  
 ⑤ 江伟、孙源、胡玉明:《客户集中度与成本结构决策——来自中国关系导向营商环境的经验证据》,《会计研究》2018年第11期。  
 ⑥ 林毅夫、孙希芳:《银行业结构与经济增长》,《经济研究》2018年第9期。  
 ⑦ 黄伟、鲁春义、王旸:《中国民营企业为何要金融化》,《金融经济学研究》2020年第2期。

## 七、研究结论

近年来,一方面,实体企业过多地投资于金融资产,参与金融市场活动,而忽视了主营业务的发展和 innovation,呈现出严重的“脱实向虚”的投资倾向;另一方面,在“以国内大循环为主体,推动国内国际双循环相互促进”背景下,各级政府将改善营商环境作为促进国内大循环的重要举措。那么,营商环境的改善能否激励企业“脱虚向实”是一个值得深入研究的话题。

为此,本文使用2008—2020年中国A股上市公司(金融、保险、房地产行业除外)数据,实证分析了营商环境改善对企业金融化的影响,并试图理解我国微观企业金融化现象背后的内在原因。实证结果表明,营商环境改善显著减少了企业的金融资产投资,从而激励了微观企业的“脱虚向实”。基于“行政审批中心设立”的准自然实验进一步证实,营商环境的改善激励了企业降低金融资产投资。机制检验结果表明,营商环境改善是通过降低企业经营风险以及缩小金融资产和固定资产投资收益率缺口来激励企业减少对金融资产的投资。本文的拓展性研究发现,营商环境改善显著增加了企业的技术创新投入,说明良好的营商环境能够引导企业增加对实体经济的投资;且上述效应在中小企业以及非国有企业中更为显著。

结合理论分析和实证结果可见,改善营商环境是解决经济“脱实向虚”和民营企业、中小企业纾困发展两大问题的一剂良药,颇有一箭双雕的功效。据此,本文提出以下对策建议:首先,政府应以市场主体需求为导向,以转变政府职能为核心,创新体制机制、强化协同联动、完善法治保障,营造一个公平、稳定、透明、可预期的营商环境;其次,政府应提升政务服务能力和水平,推进全国一体化在线政务服务平台建设,进一步简化工商登记、行政许可等审批流程,规范行政审批中介服务,建立政企沟通机制,为实体经济营造一个更为宽松的发展平台,引导企业资本向实体经济有序回流;最后,政府应优化市场环境,保障平等市场准入,维护公平竞争的市场秩序,解决企业尤其是中小企业和民营企业融资难、融资贵的问题,引导实体经济正确进行投资活动,实现资源的最优配置。

---

### **Business Environment and Enterprises Being Diverted out of the Real Economy**

Li Zengfu Gan Yue

(School of Economics and Management, South China Normal University,  
Guangzhou 510006, P.R.China)

**Abstract:** Nowadays, it is a consensus from both industries and academia that an effective mechanism has to be found to control the aggravating situation that enterprises are “being diverted out of the real economy”. Since “being diverted out of the real economy” is the result of enterprises investment choices, it is necessary to find a possible solution from the aspect of influence factors of enterprises investment to motivate or guide them to reduce investment in financial assets so as to reverse the process. As the collection of all external factors, the business environment can affect enterprises investment behavior. Specifically, on the one hand, the sound business environment reduces business risk and alleviates financial constraints; on the other hand, it increases the profit from productive investment and narrows down investment profit rate’s gap between financial asset investment and fixed asset investment, both of which are helpful in motivating enterprises to reduce financial asset investment. Therefore, improving the business environment may be an important

channel to solve the problem of enterprises “being diverted out of the real economy”.

In the benchmark regression, the two-way fixed effects model is used to explore the impact of the business environment on the enterprises’ financial asset investments. In terms of the selection of variables, the “China City Comprehensive Economic Competitiveness Index” in the “Annual Report on China’s Urban Competitiveness” released by the Chinese Academy of Social Sciences is used to measure the city’s business environment. Based on existing studies on the investment of enterprise financial assets, this paper defines the investment of enterprise financial assets in broad and narrow sense respectively. In the robust test, to address possible endogeneity problems, we take the establishment of administrative approval center as a quasi-natural experiment, and use the heterogeneous timing DID model to explore the impact of the business environment on the enterprises’ financial asset investment. Additionally, we introduce historical data from capital cities as port of entry as the instrumental variable for the business environment and employ two-stage least squares specification to further address potential endogeneity problems. The main findings of this paper are as follows.

(1) The business environment can significantly reduce enterprise financial asset investment. In small and medium-sized enterprises and non-state-owned enterprises, the improvement of the business environment has a more significant role in reducing enterprise financial asset investment.

(2) On the one hand, the improvement of the business environment has created a transparent, stable, and predictable external environment for enterprises. By decreasing the business risk and alleviating financial constraints of enterprises, financial assets, which are held by enterprises due to the enterprises’ concern of “the reservoir effect”, can be reduced. On the other hand, the improvement of the business environment has reduced the institutional transaction costs of enterprises. By increasing the rates of return in the fixed asset investment, the profit rates gap is narrowed so as to reduce financial assets held by enterprises due to their concern of “the substitution effect”.

(3) The improvement of the business environment not only reduces enterprises financial asset investment but also increases enterprises productive investment, and promotes the R&D investment of enterprises.

A sound business environment can promote listed enterprises to achieve their “return to the real economy” transformation by reducing risks and increasing productive investment returns, but there could be further improvement in the business environment in China. Therefore, the government should create a transparent, stable, and predictable business environment so as to reduce business risks. Meanwhile, the government should further simplify the approval process of business registration and administrative licensing so as to decrease institutional transaction costs of enterprises, thus maximizing the incentive effect of the business environment for enterprise’s “return to the real economy”.

**Keywords:** Business environment; “Being diverted out of the real economy”; Financial assets investment; Financialization

[责任编辑:王玲强]