

政府引导基金、产业集聚与制造业企业全要素生产率

魏薇 解恩泽 徐铭栳 黄益平*

摘要：政府引导基金是财政政策与产业政策的重要结合点，其投资效能及运作机制备受关注。本文基于2007年~2016年清科私募通数据和国家税收调查数据，探究政府引导基金对制造业企业全要素生产率的作用机制。研究发现，相比于其他PE/VC基金，政府引导基金可以在短期内显著提升企业生产率，这一结论在使用工具变量回归、剔除同期政策影响和更换企业生产率估计方法等稳健性检验后依然成立。异质性分析表明，上述优势主要体现在VC市场发展不充分的内陆地区和市场失灵问题较为明显的技术密集型行业。机制分析表明，政府引导基金的直接效应体现为缓解融资约束和提升研发投入水平；间接效应体现为促进专业化集聚与多样化集聚，实现供应链协同并提升中间投入使用效率。当企业与所在省份供应链协同程度较高时，政府引导基金对企业生产率的促进效果将向长期延伸。本文研究对于充分发挥政府引导基金政策效能、引领产业集群建设与发展、全面推动制造业企业转型升级具有一定参考价值。

关键词：政府引导基金 PE/VC基金 全要素生产率 产业集聚

一、引言

在以中国式现代化全面推进强国建设的关键阶段，中央多次强调要发展新质生产力，提升全要素生产率，推动产业链供应链优化升级。在这一战略背景

* 魏薇，博士研究生，中国金融四十人论坛，电子邮箱：weiwei9303@163.com；解恩泽（通讯作者），研究员，浙江大学经济学院，电子邮箱：enzexie@zju.edu.cn；徐铭栳，长聘副教授，北京大学新结构经济学研究院，电子邮箱：mingzhixu@nsd.pku.edu.cn；黄益平，教授，北京大学国家发展研究院，电子邮箱：yhuang@nsd.pku.edu.cn。本文获得国家自然科学基金青年项目（72503221，72322007）、国家自然科学基金面上项目（72573001）和国家社会科学基金重大项目（25&ZD191）的资助。本文未使用AI。感谢匿名审稿专家的宝贵意见，文责自负。

下,政府引导基金(Government Guidance Funds, GGF)作为近年来财政政策与产业政策的关键结合,被明确要求“聚焦重大战略、重点领域和市场不能充分发挥作用的薄弱环节”“推动提升产业链供应链韧性和安全水平”,是推动经济结构转型和产业体系现代化的重要政策工具。清科私募通数据显示,截至2023年末,中国共累计设立2086只政府引导基金,目标规模约12.19万亿元,已认缴规模达7.13万亿元。如此大规模的财政资金投入,与完全市场化的金融手段相比是否能更好地提升生产效率?与其他PE/VC基金(Other PE/VC Funds, OF)相比,政府引导基金在产业链协同、要素分配方面是否具有独特机制?这些问题不仅关系到政府引导基金的政策评估,也关系到如何在当前经济转型中更好发挥财政资金的战略性作用。

全要素生产率提升的核心是技术进步与制度效率改善(Solow, 1957; North, 1990),而资源配置效率的提升是制度效率改善的重要环节(Hsieh 和 Klenow, 2009)。因此,从要素分配、产业链协同的角度出发,探究政府引导基金对企业生产的实际影响具有重要意义。事实上,从政策设计的角度来看,政府引导基金具备改善要素分配、增强产业链协同的潜质。多数政府引导基金以市场化PE/VC机构为管理人,以地方财政出资、拉动社会投资构成有限合伙人(Limited Partner, LP),兼顾政策性与专业性。一方面,依托于政府背书,让利引资机制有利于引导社会资本进入资本要素分配不足但增长潜力更高的高新企业,保障企业研发强度;另一方面,地方政府具有发挥当地产业优势、完善产业布局的动机与能力,从而能够基于产业链特征在宏观层面调整资源配置、实现供应链协同、提升生产要素的使用效率。

近年来,关于政府引导基金与企业全要素生产率(Total Factor Productivity, TFP)的研究有所增加,已有研究普遍指出政府引导基金能够有效提升企业生产效率(程于思等,2022)。现有文献主要从改善企业经营(蒋亚含等,2023)、缓解融资约束(韩洁等,2024)、逆向技术溢出(张倩倩等,2025)等渠道展开讨论,鲜有从产业链视角出发对政府引导基金的独特机制进行分析,且上市公司数据并非探究政府引导基金影响的理想样本。

基于上述现实背景与现有研究的不足,本文利用2007~2016年清科私募通数据和国家税收调查数据,对比政府引导基金与其他PE/VC基金对非上市制造业企业全要素生产率的作用差异。研究发现:第一,相比于其他PE/VC基金,政府引导基金可以在短期内显著提升企业TFP。平均而言,有政府引导基金投资支持的企业相比其他PE/VC基金投资支持的企业TFP高约34.9%,这一结论在使用工具变量回归、剔除同期政策影响和更换TFP估计方法等稳健性检验后依然成立。第二,与其他PE/VC基金相比,政府引导基金促进TFP提升的优势主要体现在VC市场欠发达的内陆地区和市场失灵问题较为明显的技术密集型行业的企业中。第三,就机制

而言,政府引导基金的直接效应表现为缓解融资约束和提升研发投入水平,间接效应表现为促进专业化集聚和多样化集聚,以及实现供应链协同和提升中间投入的使用效率。当企业在供应链内协同程度较高时,政府引导基金对 *TFP* 的提升效果将长期存在。

与现有文献相比,本文的研究贡献主要体现在以下三个方面:第一,从产业集聚与供应链协同的视角,深入讨论了政府引导基金有别于其他 PE/VC 基金的独特影响机制,并系统刻画了其短期效应与长期效应在机制层面的差异。现有研究就政府引导基金的作用渠道,主要聚焦于补充资金缺口、改善企业经营、促进企业创新等方面(张果果和郑世林,2021;蒋亚含等,2023;吴超鹏和严泽浩,2023;蔡庆丰等,2024;陈彤等,2025),且多以未获得政府引导基金投资的企业或区域作为对照组,对政府引导基金与其他 PE/VC 基金之间机制差异的系统比较尚有进一步深入的空间。本文的比较视角揭示,政府引导基金凭借其“政策引导+市场运作”的产业政策属性,一方面能够改善资本要素分配、保障高新企业的研发投入水平,在 VC 市场欠发达的内陆地区和市场失灵较为突出的技术密集型行业发挥更为显著的融资修复功能;另一方面能够引导形成并依托产业集聚正外部性,实现供应链协同和中间投入要素使用效率的提升,进而将生产效率优势延伸至长期。就短期与长期机制的差异而言,政府引导基金的直接效应主要体现于投资发生后的短期,而间接效应则需要以被投企业与当地产业结构的有效适配为前提,其作用的充分发挥有赖于更长时期的产业生态积累,这一机制差异的刻画为改善政府引导基金长期投资效果的政策设计提供了有益参考。

第二,基于非上市公司的微观数据识别政府引导基金投资效果,有效规避了上市行为带来的样本选择偏误与对企业生产经营和财务表现的扰动,为政府引导基金政策评估提供了更为准确可靠的实证基础。现有研究大多依赖上市公司数据展开分析,而 PE/VC 投资对企业的赋能效果主要体现在上市之前,且上市行为本身会对会计准则、盈余管理及企业经营决策产生干扰,使上市前 PE/VC 投资的影响难以被准确识别(Teoh 等,1998)。此外,以总公司为统计口径的上市公司数据包含子公司和工厂层面的加总,在生产函数估计中会引入显著的测量误差和加总偏误。相比之下,本文所使用的税收调查数据在时效性、填报质量和样本覆盖范围等方面均优于另一研究中国问题常用的中国工业企业数据库(Liu 和 Mao, 2019; Brandt 等, 2026),且涵盖大量小企业和初创企业——恰恰是政府引导基金的重点扶持对象,既克服了上市公司数据的选择性局限,也在实证识别策略上更为精准地匹配了政府引导基金的政策作用对象,有助于更全面地考察政府引导基金投资对企业生产经营的真实影响。

第三,丰富了金融发展与产业结构关系的相关研究和讨论。本文发现政府引导基金作为政策性金融工具能够同时促进产业的专业化集聚与多样化集聚,弥补

了现有文献对此类工具研究的不足。现有研究主要讨论正规金融与非正规金融的作用差异,He等(2017)发现正规金融对产业专业化集聚的推动作用有限,替代性金融工具是制造业区域集聚的重要推力;胡金焱等(2025)进一步发现正规金融主要促进多样化集聚,非正规金融主要促进专业化集聚。上述研究表明,能够同时兼顾两类集聚的金融手段十分有限。本文发现政府引导基金可以同时促进专业化集聚和多样化集聚,引领产业协同发展,为理解政策性金融工具的产业结构效应提供了新的分析视角。进一步地,本文发现产业集聚对生产率的促进作用依赖于微观层面的供应链协同能力,刻画了区域性金融手段通过产业链互动影响企业生产的深层机制,有效加深了对政府引导基金如何在“有为政府”与“有效市场”协同框架下发挥实体经济支撑作用的理论认识。

二、理论分析与研究假说

下面从政府引导基金的框架设计出发,探讨政府引导基金不同于其他PE/VC基金的属性,并基于这些属性进一步分析政府引导基金区别于其他PE/VC基金的赋能实体经济的潜在机制。

第一,其他PE/VC基金在投资高新企业、初创企业方面存在市场失灵的情况,信息不对称往往使得这些企业面临融资不足问题(Gompers和Lerner,2000)。这些企业具有更高的不确定性,更大的道德风险,而增长潜力往往非线性,因而其他PE/VC基金通常无法提供长期、稳定的融资渠道(Carpenter和Petersen,2002)。面临融资约束时,中小企业、初创企业和高新技术企业在要素投入决策上会受到明显限制,无法进行充分有效投资和实现资本积累(Whited和Wu,2006;Chen和Guariglia,2013),导致企业的生产效率和增长潜力降低。

不同于其他PE/VC基金,政府引导基金不以营利为主要目的,其让利引资政策是弥补中小企业、高新企业融资缺口、缓解市场失灵问题的重要机制(Colombo等,2016)。一方面,与其他PE/VC基金相比,政府引导基金得益于政府支持,对风险的容忍度往往更高,前期资金投入也相对更为充分(唐为等,2025),能够有效分担其他社会投资者的投资风险。另一方面,信息不对称导致其他PE/VC基金对中小企业、高新企业的要求回报率提高,而政府让利能够弥补社会资本的超额要求回报,拓宽此类企业的融资渠道。

事实上,根据投中研究院2022年1月的调研报告,政府引导基金中政府平均出资比例约为20%~30%,63.33%的政府引导基金设有让利政策,让利挂钩标准主要包括投资对象是否为初创企业、当地鼓励产业等,代表性文件见附表1^①。在这一政策导向下,多数政府引导基金规定了最高政府出资占比与最低返投比例,以及相

^① 本文附录详见《数量经济技术经济研究》杂志网站,下同。

应的让利条款。这些设计旨在增强投资专业性、保证投资效率的同时,最大限度地引导资本在区域间、行业间重新配置。

因此,从直接效应看,政府引导基金有利于改善资本要素的分配,缓解高端制造等战略重要领域和技术密集型行业的融资压力,在提升企业生产率方面可能优于其他PE/VC基金。

第二,政府引导基金具有区域性产业政策属性,由于地方政府的参与,其对当地产业分布、资源配置具有较强的调控能力(Ge等,2024)。一方面,政府产业政策能够通过优化区域内集聚环境、催化竞争来塑造产业竞争力(Porter,1990)。另一方面,政府可以作为协调者,通过信息披露与信号传递、公共投入和风险分担以及“大推动”战略(Big Push)来启动和完善垂直产业链(Rodrik,2004)。其中,“大推动”理论认为,只有当足够多的行业同时进行投资、创造出彼此产品的市场时,经济才能快速发展,而成功的产业政策能够实现这种跨行业、跨环节的同步投资。换言之,产业政策的成功与专业化产业集聚、多样化产业集聚(苏丹妮和盛斌,2021;彭向和蒋传海,2011)都密不可分,前者代表单一行业的地理集中程度,后者则代表某地区内行业的差异化程度。

事实上,近年来中央及各地方政府都曾发布关于促进产业集群发展的文件(见附表2)。以“合肥模式”为例,其产业集群的起点为家电这一下游支柱产业。为弥补家电行业面临的液晶面板供应受限问题,合肥市政府首先投资了上游企业京东方进行“补链”,同行业进驻企业还包括维信诺、欧菲光等。此后,合肥市政府基于“补链、强链”的供需配套逻辑陆续投资了芯片、集成电路、智能终端等上游行业,以及新能源汽车、生命健康、人工智能等下游行业,逐渐形成“芯屏汽合、集终生智”八大产业链生态,兼顾了单一行业的集中和行业间协同。其中,产业链核心企业规模往往较大,促进了专业化集聚程度的提升;上下游企业则往往数量较多,有利于多样化集聚程度的提升。因此,从间接效应来看,政府引导基金可能基于其产业政策属性更好地完善供应链及产业结构,改变产业生态,进而提升企业生产率。

综上,本文认为政府引导基金作为一种产业政策拥有其他PE/VC基金所缺乏的宏观视角,其政策目标是服务于区域经济发展,具备通过引领核心产业发展和产业链协同发展激发产业集聚正外部性的潜质。

基于以上理论分析,提出以下假说。

假说1:相比于其他PE/VC基金,政府引导基金能更好地提升制造业企业全要素生产率。

假说2:政府引导基金发挥作用的直接效应在于缓解融资约束,保障研发投入水平。

假说3:政府引导基金发挥作用的间接效应在于促进产业的专业化集聚和多样化集聚,以及增强供应链协同和提升中间投入使用效率。

三、数据、特征事实和实证设定

(一)数据

1. 国家税收调查数据

企业层面的生产数据来自国家税收调查数据。这一数据由国家税务总局和财政部负责收集整理,覆盖中国所有地区和部门。本文使用的制造业企业数据的时间跨度为2007~2016年。这一数据提供了详细的企业层面的经营信息、生产信息和税收信息等。

相比另一研究中国问题常用的企业微观数据——中国工业企业数据库,税收调查数据具有如下优势:一是税收调查数据的时效性更强,可以更好地覆盖政府引导基金的重要发展阶段。二是由于数据填报电子化、程序化,同时存在额外的数据检查和填报监督等机制,税收调查数据填报错误和谎报的问题相对较少,数据的质量更高(Liu和Mao,2019)。此外,Brandt等(2026)指出,2007年之后的工业企业数据库在一些生产函数估计所需关键变量的值上存在虚报,同时部分统计变量缺失或错误。三是税收调查数据的样本量更大,其所调查的企业经营信息更为丰富,能更全面地考察政府引导基金投资和其他PE/VC基金投资对企业生产经营的影响。四是中国工业企业数据库的调查对象为全部国有企业和规模以上的民营企业^①,数据存在选择偏差。税收调查数据的企业包括重点税源企业和抽样企业,不存在对于企业规模的限制,包括大量小企业和初创企业,而这些企业正是政府引导基金的重点扶持对象。

2. 清科私募通数据

清科私募通数据库较为全面地覆盖了20世纪90年代以来的一级市场股权投资信息,截至2022年末包含295637个投资事件。该数据库分为基金、被投企业和投资事件三个维度,分别包含投资基金信息(如基金成立时间、注册地址、募集规模、基金管理人信息等)、被投企业所有私募渠道融资信息(如融资时间、规模、轮次、估值等)和投资事件标签(如“是否有政府引导基金参与”、“是否通过高新技术企业认证”等)。

本文使用的关键变量来自该数据库整理的政府引导基金信息。清科私募通数据完整收录了2001年第一只政府引导基金成立以来的所有政府引导基金投资信息,包括直接投资与间接投资。其中,直接或间接投资的识别通过投资数据与工商注册数据匹配完成。具体而言,本文所用政府引导基金投资变量在三层股权穿透意义上构建,当存在投资行为的私募基金的三层股权结构内存在政府引导基金时,

^① 在2011年以前,规模以上企业指年度总销售额在500万元以上的企业。在2011年之后,规模以上企业指年度总销售额在2000万元以上的企业。

其投资行为中“是否政府引导基金参与”的标签即标记为“是”。基于此,可以全面、准确地识别政府引导基金投资的影响。

3. 税收调查数据和清科私募通数据的匹配

为识别企业是否获得过政府引导基金和其他 PE/VC 基金的投资,根据纳税人识别号和企业名称将税收调查数据和清科私募通数据进行匹配。经过模糊识别和手动精准对比,匹配到 249 家曾获得政府引导基金投资的制造业企业和 335 家曾获得其他 PE/VC 基金投资的制造业企业,约占全部制造业行业政府引导基金以及其他 PE/VC 基金投资事件的 1/2。由于税收调查数据包含大量重点税源企业,其规模与许多初创企业相比偏大。因此,成功匹配上的企业在全部清科数据库中规模相对较大。具体数据清洗与匹配过程见附录。

需要说明的是,虽然政府引导基金投资的峰值处于样本区间的末期(见图 1 和图 2),但相关政策文件以及后文的部分特征事实足以说明样本末期附近政府引导基金特征的一致性:其一,政府引导基金弥补市场融资缺口、支持创新的政策导向没有变;其二,政府引导基金注重地方产业建设、倡导产业集群的初衷没有变,既强调地方特色产业又注重高科技产业;其三,政府引导基金的返投比例、政府出资比例、让利条款等在近年虽存在一定细节上的变化,但让利引资的激励框架基本不变,不影响主要结论。

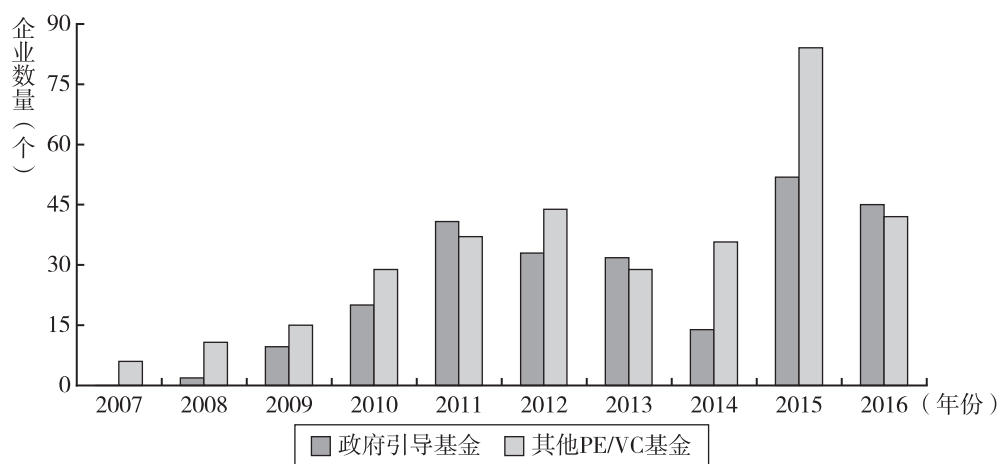


图 1 制造业企业 PE/VC 投资发生年份分布

注:图中政府引导基金指各个年份曾获得政府引导基金投资的企业数量,其他 PE/VC 基金指在各个年份曾获得其他 PE/VC 基金投资的企业数量。后图同。

(二) 特征事实

1. PE/VC 投资趋于活跃

如图 1 所示,随着中国 PE/VC 市场的逐步发展,样本中获得 PE/VC 投资的制造

业企业数目逐渐增加,年内新增被投资企业数量于2015年达到顶峰,其中其他PE/VC基金投资的企业数量略多于政府引导基金。样本中获得政府引导基金投资的企业数量的变化趋势与全国层面政府引导基金设立趋势基本一致(见图2)。随着《关于创业投资引导基金规范设立与运作的指导意见》《新兴产业创投计划参股创业投资基金管理暂行办法》等规定相继出台,政府引导基金自2008年起进入规范发展阶段,其规模在2014年后快速扩张。

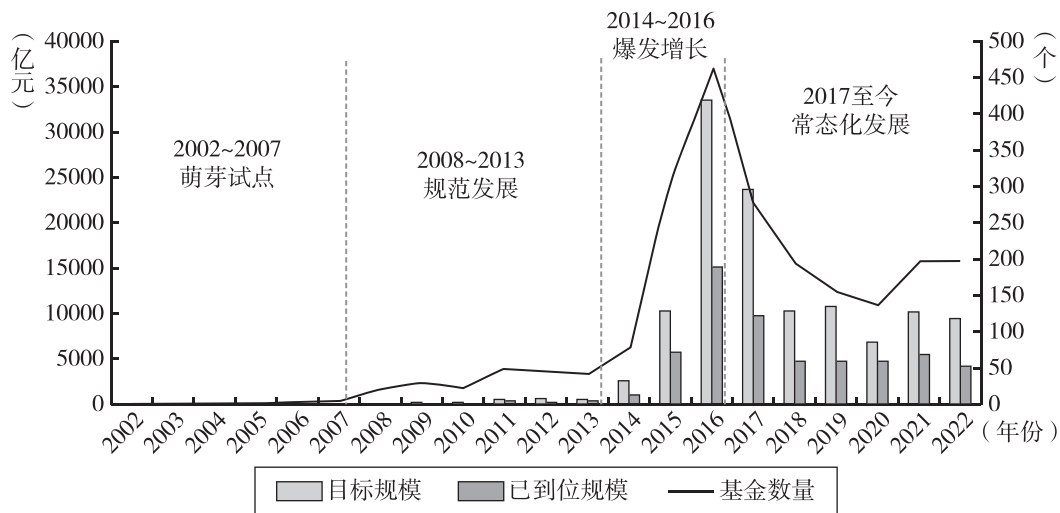


图2 历年政府引导基金设立

由于本文可得的非上市公司数据年份较早,无法对更近的政府引导基金投资进行分析。接下来尝试对比样本区间和近年来的引导基金投资分布情况,从侧面说明相关结论对于近年的适用性以及可能出现的变化。

2. 目标行业分布基本稳定

如图3所示,样本期内政府引导基金和其他PE/VC基金投资的行业分布相近,主要集中于通信设备和计算机、医药、专用和通用设备等高端制造业。多数行业中政府引导基金投资企业数量少于其他PE/VC基金投资企业数量,与政府引导基金和其他PE/VC基金的相对市场规模一致^①。为对比样本期内和近年来政府引导基金投资行业的变化情况,本文基于清科私募通数据库分段统计了政府引导基金投资行业分布,行业分类使用更为细致的清科一级行业。截至2022年末,获得政府引导基金投资最多的行业与样本期内基本一致,排名前三位的行业均为IT、半导体及电子设备,以及生物技术与医疗健康。

^① 根据中国证券投资基金业协会披露的数据,截至2023年末,中国全部PE/VC基金存续规模约14.33万亿元,高于同期清科私募通统计的政府引导基金到位资金规模7.13万亿元。

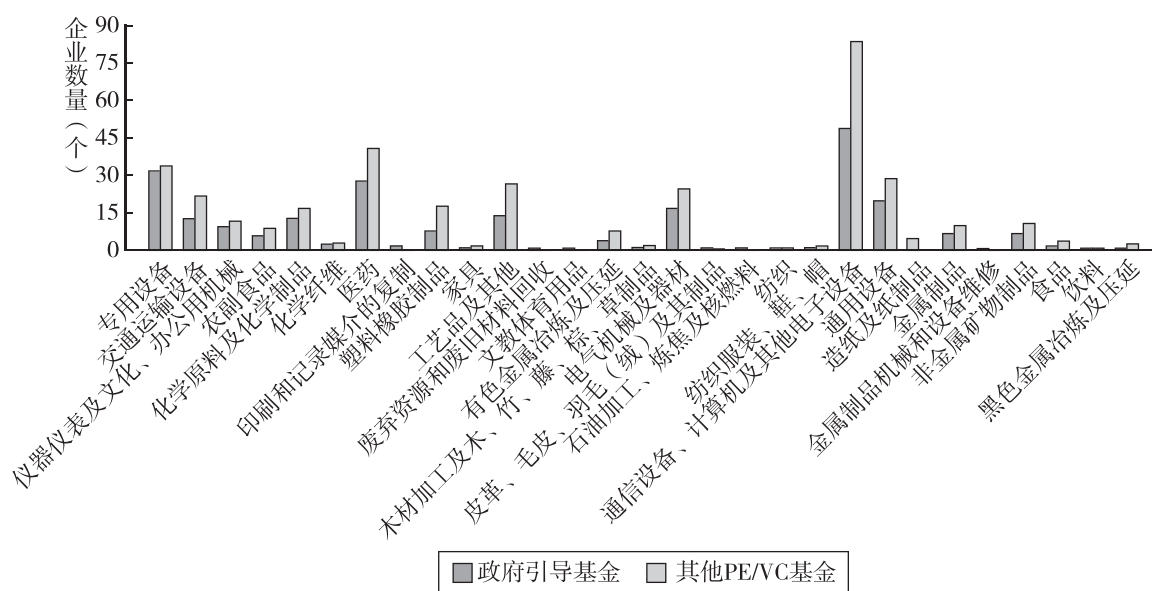


图3 2007~2016年间获得PE/VC投资的制造业行业分布

3. 内陆地区政府引导基金分布增加

表1展示了近年来设立政府引导基金数量最多的省份及其排名,可以看到样本区间多分布于江浙等沿海发达地区,2018年后中西部地区分布有所增加。受样本区间所限,本文的实证结论在区域维度的代表性可能相对有限。因此,本文在异质性分析中引入沿海和内陆地区政府引导基金的效果差异讨论,以验证基准回归结论的可外推性。

表1 新设政府引导基金地区分布

新设基金数量排名	2007~2016	2018~2022
1	浙江	江苏
2	江苏	浙江
3	广东	山东
4	山东	安徽
5	安徽	广东
6	北京	江西
7	四川	河南
8	福建	湖南
9	陕西	湖北
10	贵州	四川

资料来源:清科私募通。

(三) 计量模型

由于政府引导基金倾向于投资初创企业、科技型企业,以及具有鲜明产业特点、符合区域和产业优势的企业,因而企业是否能够获得政府引导基金投资并不是随机决定的。为尽可能消除样本选择偏差的影响,同时改善对照组和实验组观测值总数差距过大的问题,本文参考 Chemmanur 等(2011)、Croce 等(2013)和蒋亚含(2023)等文献,构建 PSM-DID 模型来识别企业获得 PE/VC 投资对其生产率的因果效应。一方面,利用 PSM 方法匹配投资发生前企业随时间变化的特征,从而选取合适的获得其他 PE/VC 基金投资的企业作为获得政府引导基金投资企业的对照组;另一方面,在 DID 回归中通过控制多维固定效应以剥离企业不随时间变化的特征、时间趋势、产业政策和区位政策的影响。

在 PSM 模型中,本文采用 1:3 的近邻匹配以兼顾匹配精度与样本数量。样本仅包含获得过政府引导基金投资的企业和获得过其他 PE/VC 投资的企业,同时剔除获得过两种基金投资的企业。由于不同企业获得投资的年份不同,本文遵循 Heyman 等(2007)和 Stiebale(2016)的方法,逐年使用 Logit 模型计算企业获得政府引导基金投资的倾向得分。对于样本期间内的任意一年,实验组选取为当年首次获得政府引导基金投资的企业,对照组则为截至当年从未获得过政府引导基金投资的企业。参照 Croce 等(2013)、Paglia 和 Harjoto(2014)以及 Brown 和 Earle(2017)的研究,PSM 的协变量选取为企业年龄、规模、所在行业。基于以上设定,本文将多轮投资的情况进行了合并,以识别政府引导基金首次投资及以后的整体处理效应。

在 PSM 的基础上,本文利用如式(1)所示的多维固定效应模型估计企业获得政府引导基金投资对企业生产率的影响。

$$\ln(TFP_{it}^{ACF}) = \beta_0 + \beta_1 GGF_{it} + X_{it} \gamma' + \delta_i + \lambda_t + \sigma_j t + \xi_p t + \psi_{pj} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,下标 i 表示企业, j 表示 CIC2 位码行业, p 表示省份, t 表示年份。 $\ln(TFP_{it}^{ACF})$ 是本文关心的被解释变量,即根据 Akerberg 等(2015)估计的企业全要素生产率。 GGF_{it} 是虚拟变量,在企业获得政府引导基金投资当年及之后取 1,否则取 0。本文使用的关键自变量来自清科私募通数据库的政府引导基金信息。 X_{it} 是控制变量,参照 Brown 和 Earle(2017)、Chemmanur 等(2011)的研究选取了企业的年龄(Age)、负债率(Debt Ratio)、产品市场份额(Product Market Share)和企业所在产品市场的竞争程度[用赫芬达尔-赫希曼指数(Herfindahl-Hirschman Index, HHI)衡量]。为减少遗漏变量、企业不随时变的特征、时间趋势和其他产业政策或区域政策的影响,本文进一步控制了企业固定效应 δ_i 、年份固定效应 λ_t 、行业时间趋势 $\sigma_j t$ 、省份时间趋势 $\xi_p t$ 和省份—行业固定效应 ψ_{pj} 。回归的标准误 ε_{it} 聚类在企业层面。

进一步地,为分析政府引导基金投资对企业生产率的动态影响,本文将式(1)的政府引导基金投资虚拟变量进行拆分。

$$\ln(TFP_{it}^{ACF}) = \beta_0 + \beta_1 GGF_{it}^{Post-short} + \beta_2 GGF_{it}^{Post-long} + X_{it} \gamma' + \delta_i + \lambda_t + \sigma_j t + \xi_p t + \psi_{pj} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, $GGF_{it}^{Post-short}$ 、 $GGF_{it}^{Post-long}$ 均为虚拟变量, $GGF_{it}^{Post-short}$ 在企业获得政府引导基金投资发生后3年内取1, 否则取0; $GGF_{it}^{Post-long}$ 在企业获得政府引导基金投资第4年及之后取1, 否则取0。 $GGF_{it}^{Post-short}$ 和 $GGF_{it}^{Post-long}$ 分别用于刻画政府引导基金投资对生产率的短期和长期影响。

(四) 关键变量衡量

1. 生产率的估计

本文的核心被解释变量是企业的全要素生产率。假设生产函数为式(3)所示的柯布-道格拉斯(Cobb-Douglas, CD)形式:

$$Y_{it} = e^{\beta_0} K_{it}^{\beta_k} L_{it}^{\beta_l} M_{it}^{\beta_m} e^{\omega_{it} + \eta_{it}} \quad (3)$$

其中, $\varepsilon_{it} = \omega_{it} + \eta_{it}$ 表示无法观测的影响企业产出的变量, ω_{it} 表示 ε_{it} 中可以被企业观察到或者预期到的部分, 它是企业决策的状态变量, 可以影响企业是否退出市场及企业的投入要素需求; η_{it} 表示企业也无法观测或没有预期的其他因素或经典测量误差, 因而其并不会影响企业的投入决策。对式(3)取对数可得:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_k k_{it} + \beta_l l_{it} + \beta_m m_{it} + \omega_{it} + \eta_{it} \quad (4)$$

其中, 小写字母表示大写字母所表示的变量的自然对数形式, 即 y 、 k 、 l 、 m 分别指企业的产量、资本存量、劳动力数量和中间投入的数量的对数。由于 ω_{it} 的存在, 对式(4)直接进行最小二乘估计来测算生产率会导致联立方程偏差和样本选择两种内生性问题, 进而导致系数的估计产生偏误(余淼杰和解恩泽, 2023)。

根据 Akerberg 等(2015)的研究, 使用基于控制方程思想的代理变量方法, 如式(5)所示, 将不可观测的生产率表示为可观测的资本、劳动和中间投入的函数, 从而在回归中直接加以控制, 以解决生产函数估计的内生性问题。

$$\omega_{it} = g_t^{-1}(k_{it}, l_{it}, m_{it}) \quad (5)$$

具体到实证部分, 本文假设每个CIC2位码行业的企业服从相同形式的CD型生产函数, 然后对生产函数及生产率进行估计。

2. 价格指数和企业资本存量的估计

本文使用的产出价格平减指数为国家统计局公布的CIC2位码的制造业各行业的工业生产者出厂价格指数, 中间投入价格平减指数基于中国2012年投入产出表(Input-output Table)加权构造, 固定资产的价格平减指数为国家统计局公布的固定资产投资价格指数。依据这些价格指数, 本文将企业的产出、投入的值变量转换为数量变量, 进行生产函数估计。

此外, 税收调查数据并不汇报企业的真实资本存量, 而是汇报企业固定资产购买原价的累计值。根据 Brandt 等(2012)的研究, 估计了跨年可比的实际资本存量。至此得到了估计企业生产函数和生产率所需的全部实际变量。

3. 产业集聚水平的衡量

本文计算了省份—CIC2位码行业的产业集聚指数(苏丹妮和盛斌, 2021; 彭向和蒋传海, 2011), 包括专业化集聚指数(Specialization, SPE)和多样化集聚指数(Diversification, DIV), 二者的计算方法如下所示:

$$SPE_{jpt} = \frac{L_{jpt}/L_{pt}}{L_j/L_t} \quad (6)$$

$$DIV_{jpt} = \frac{1/\sum_{j' \neq j} \left(\frac{L_{j'pt}}{L_{pt} - L_{jpt}} \right)^2}{1/\sum_{j' \neq j} \left(\frac{L_{j't}}{L_t - L_{jt}} \right)^2} \quad (7)$$

其中, 下标 j, p, t 分别表示 CIC2 位码行业、省份和年份, L 表示就业人数。SPE 衡量的是省份 p 行业 j 的就业占比相比行业 j 的全国平均占比的比值, SPE 的值越大, 表明省份 p 行业 j 的就业占比越高, 其在全国范围内就越具有比较优势。DIV 实际上是两个 HHI 的商。DIV 的值越高, 表明该地区融合的差异化产业越多, 产业间关联越复杂, 本行业面临的产业多样化集聚程度越高。专业化集聚和多样化集聚旨在衡量溢出效应, 前者是行业内企业间的溢出, 后者是不同行业企业间的溢出。附表 3 展示了关键变量的描述性统计, 其中 TFP 估计结果与 Li 和 Lyv (2021) 基于税收调查数据对 TFP 的估计结果基本一致。

四、实证结果

(一) 基准回归

表 2 展示了基准回归结果。其中, 第(1)~(2)列为未经 PSM 处理时的回归结果, 第(3)~(4)列为 PSM 后的回归结果^①。在两种模型设定下, 相比于非政府引导的 PE/VC 基金, 政府引导基金投资提升企业 TFP 的效果都更为明显。以第(3)列为基准情形, 平均而言, 在其他条件相同的情况下, 政府引导基金投资比非政府引导的 PE/VC 基金投资企业的 TFP 高约 34.9%。

正如本文第二部分所提到的, 政府引导基金可能通过招商引资调整资源配置, 这一效果在短期即可有所体现, 从而提升企业生产效率。然而, 政府引导基金对生产率的长期影响不显著的原因则可能较为复杂, 发达国家案例中也有类似的发现。例如, Alperovych 等(2015)基于比利时数据发现, 无论是其他 PE/VC 基金还是政府

^① 未经 PSM 处理时平行趋势也成立, 结果具备一定的参考价值。此外, 考虑到税收调查数据的非面板性, 本文采用 2007~2013 年(重点企业占比超过 85%) 进行分样本回归和使用在数据中出现 8 年及以上的企业进行分样本回归得到的结果与基准回归结果保持一致。篇幅所限, 上述结果留存备索。

引导基金,其对全要素生产率影响最大的阶段都是投资发生后的第1年内。Croce等(2013)对欧洲六个发达国家的VC投资进行分析,发现VC对全要素生产率的提升主要发生在投资发生后的2年内,长期则不显著。

表2 基准回归

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	DID		PSM-DID	
	$\ln(TFP_{ACF}^{CD})$	$\ln(TFP_{ACF}^{CD})$	$\ln(TFP_{ACF}^{CD})$	$\ln(TFP_{ACF}^{CD})$
<i>GGF</i>	0.311*** (0.095)		0.349*** (0.113)	
<i>GGF Post Short</i>		0.311*** (0.095)		0.349*** (0.114)
<i>GGF Post Long</i>		0.098 (0.296)		0.337 (0.271)
<i>Product Market Share</i>	0.098*** (0.016)	0.097*** (0.016)	0.102*** (0.019)	0.102*** (0.019)
<i>Age</i>	0.037* (0.019)	0.037* (0.019)	0.028 (0.020)	0.028 (0.020)
<i>Debt Ratio</i>	-0.171 (0.201)	-0.158 (0.203)	-0.049 (0.249)	-0.048 (0.253)
<i>HHI</i>	-0.161 (0.356)	-0.149 (0.357)	-0.377 (0.466)	-0.376 (0.464)
固定效应	是	是	是	是
时间趋势	是	是	是	是
样本量	1688	1688	1156	1156
R ² 值	0.305	0.305	0.270	0.270

注：*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著,括号内为聚类在企业层面的标准误。

(二)稳健性检验

1. 平行趋势假设评估

平行趋势是本文实证模型的重要假设。参考李青原和章尹赛楠(2021)的研究,本文通过事件研究法(Event Study)进行平行趋势假设评估,即证明实验组和对照组在获得政府引导基金投资前,其生产率的变化趋势大致相同。参考以往文献,本文将投资事件发生前一期作为基期,进行如下所示的回归分析:

$$\ln(TFP_{it}^{ACF}) = \sum_{k \in \{-3, -2, 0, 1, 2, 3, 4, 5\}} \eta_j D_{i,t-k} + \alpha_1 D_{i,t \leq E_i-4} + \alpha_2 D_{i,t \geq E_i+6} + X_{it} \gamma' + \delta_i + \lambda_t + \sigma_{jt} + \xi_{pt} + \psi_{pj} + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

其中, E_i 表示企业 i 获得第一笔政府引导基金投资的年份(Event Date, 事件日

期), k 表示事件时间(Event Time), t 表示日历时间(Calendar Time)。 $D_{i,t-k}$ 是政府引导基金投资的事件时间 k 的虚拟变量, 即政府引导基金投资发生在日历时间的 k 年以前。如 $D_{i,t-2}$ 在企业 i 获得投资后 2 期取 1, 否则取 0。参考 Miller(2023) 的研究, 本文对投资时间之前 4 期及以上的虚拟变量做归并处理, 用虚拟变量 $D_{i,t \leq E_i-4}$ 表示; 对投资时间之后 6 期及以上的虚拟变量也做归并处理, 用虚拟变量 $D_{i,t \geq E_i+6}$ 表示。 σ_{jt} 和 ξ_{μ} 分别表示行业一年份固定效应和省份一年份固定效应。其他控制变量与基准回归保持一致。结果显示, 平行趋势假设成立, 回归结果见附图 1。

2. 内生性问题的检验与处理

政府引导基金投资与企业 TFP 之间的关系可能存在两方面内生性问题: 一是反向因果, 即技术进步更快的企业有更大的概率获得政府引导基金的投资; 二是遗漏变量, 即存在遗漏因素同时对政府引导基金投资和企业 TFP 变化产生影响。基于上述分析, 本文分别通过倾向得分匹配、控制混杂因素和使用工具变量来缓解内生性问题, 增强双重差分模型结论的可靠性^①。

第一, 反向因果问题。考虑到技术进步更快的企业可能有更大的概率获得政府引导基金的投资, 本文使用工具变量方法排除反向因果的影响。参考 Croce 等(2019) 以及吴超鹏和严泽浩(2023) 的研究, 本文使用省份—CIC4 位码行业层面的政府引导基金投资企业数量占比作为政府引导基金投资的工具变量。一方面, 这一变量与企业获得政府引导基金投资的概率高度相关; 另一方面, 其他企业是否获得政府引导基金投资无法对本企业的生产率产生直接影响。此外, 考虑到本文使用的是 CIC4 位码层面的行业分类, 这一分类较为细致, 对企业获得的针对性投资识别效果较强, 也可以剥离一部分针对大类行业的产业政策影响^②。

第二, 遗漏变量问题。考虑到政府引导基金配套的产业政策既与政府引导基金投资相关又会影响企业技术进步, 本文尝试剥离同期政策影响, 进一步识别政府引导基金投资本身的处理效应。各地政府对政府引导基金的配套支持政策主要包括直接补贴和信贷支持等。基于可得数据, 在基准回归基础上进一步控制了企业获得的补贴收入的对数以及企业的利息总支出的对数, 以剥离财政补贴政策 and 信贷支持政策的影响。如表 3 所示, 第(1)列汇报了工具变量第一阶段的回归结果。可以看到, 特定省份—行业的政府引导基金投资企业占比越高, 企业获得政府引导基金投

① PSM 方法已在基准回归中体现, 这一方法既能够缓解遗漏变量问题, 又能够减轻样本选择导致的偏误。

② 例如, 2011 年发布的《福建省人民政府关于促进当前工业稳定增长六项措施的通知》, 对当年后两个月的当月产值比 10 月当月产值增加 1000 万元以上的制造业企业, 由省级财政协调、统筹安排资金 1 亿元, 以每度电价补贴 0.1 元的形式予以奖励; 再如, 2014 年出台的《大连市鼓励制造业重点领域首台(套)技术设备示范应用推广资金管理办法》, 对加工装备、环保设备等 19 个领域的重大技术装备及配套零部件的制造业企业给予补贴。

资的概率就越高。第(2)列汇报了第二阶段回归的结果,结论与基准回归一致。弱工具变量检验的值超过10,说明不存在弱工具变量问题。由第(3)列可知,控制其他配套支持政策后,政府引导基金投资依然显著提升了企业生产率,其中信贷支持对企业生产率有一定提升作用。第(4)列结果进一步显示,同时控制同期政策变量与交互固定效应后,政府引导基金投资依然可以显著提高企业生产率,而财政补贴政策 and 信贷支持政策的效果被交互固定效应所吸收,说明配套政策具有较强的区位特征,与地方政府的产业布局息息相关。最后,为尽可能控制每个行业在不同区域经历的政策时间趋势,本文进一步控制了省份—行业—年份固定效应,结果如第(5)列所示,基准回归结论保持不变。

表3 内生性检验—工具变量回归与剥离同期政策影响

内生性处理方法 变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	GGF	工具变量 $\ln(TFP_{ACF}^{CD})$	$\ln(TFP_{ACF}^{CD})$	剥离同期政策 $\ln(TFP_{ACF}^{CD})$	$\ln(TFP_{ACF}^{CD})$
GGF		1.105*** (0.379)	0.292** (0.126)	0.401*** (0.141)	0.399* (0.204)
GGF Share	1.227*** (0.408)				
$\ln(Subsidy)$			-0.005 (0.010)	-0.013 (0.012)	-0.006 (0.014)
$\ln(Interest\ Expenditure)$			0.030** (0.013)	0.021 (0.015)	0.022 (0.018)
Kleibergen-Paap rk LM		15.692			
控制变量	是	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是	是
时间趋势	是	是	否	是	是
样本量	1156	1156	843	815	815
调整 R ² 值	-	-	0.283	0.214	0.150

注:控制变量包括企业年龄、产出市场份额、负债率和企业所在产出市场的集中程度。第(1)、(2)列固定效应包括企业固定效应、年份固定效应和行业—省份固定效应,时间趋势包括行业时间趋势和省份时间趋势。第(3)列固定效应只包括企业固定效应和年份固定效应,第(4)列固定效应包括企业固定效应、年份固定效应和行业—省份固定效应,时间趋势包括行业时间趋势和省份时间趋势。(5)列固定效应在第(4)列基础上增加了省份—行业—年份固定效应。其余同表2。

为检验回归结果对回归方程形式的稳健性,本文采用三重差分框架、政府引导基金与其他PE/VC基金分别回归等形式重复基准回归。

$$\ln(TFP_{it}^{ACF}) = \beta_0 + \beta_1 VC_{it} \times Government_i + \beta_2 VC_{it} + X_{it} \gamma' + \lambda_i + \lambda_t + \lambda_{jt} + \lambda_{pt} + \lambda_{pj} + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

三重差分框架中,本文将企业首次获得任何 VC 投资定义为统一的冲击事件,用虚拟变量 VC_{it} 表示, VC_{it} 在企业 i 在 t 年获得投资后取 1, 否则取 0。在该事件的基础上,通过引入一个是否为政府引导基金投资的虚拟变量 $Government_i$ 进行交乘。具体思路是:首先,将企业首次获得任何类型的风险投资定义为统一的冲击事件;其次,在该事件的基础上,通过引入一个是否为 GGF 投资的虚拟变量进行交乘。结果如表 4 所示,结论与基准回归结果一致。分别回归时,本文将获得政府引导基金投资的企业和获得其他 PE/VC 基金投资的企业分别作为实验组,将未获得过任何 VC 投资的企业作为对照组,无论是全样本还是 PSM 匹配后的样本,回归结果均表明政府引导基金投资可以促进企业的生产效率提高,且这一效应为短期效应。其他 PE/VC 基金投资则对企业的生产效率没有显著影响,与本文基准回归分析一致。篇幅所限,结果未予汇报,请参见在线附录数据和程序代码。

此外,本文还使用了不同方法下估计的企业生产率作为被解释变量进行稳健性检验。在柯布-道格拉斯或超越对数形式的生产函数设定下,使用 LP 方法、OLS 方法和 OLS 结合固定效应方法估计的生产率,基准回归结果均成立。篇幅所限,结果未予汇报,请参见在线附录数据和程序代码。上述结果验证了假说 1。

表 4 三重差分回归

样本 变量	(1)	(2)
	全样本 $\ln(TFP_{ACF}^{CD})$	PSM 样本 $\ln(TFP_{ACF}^{CD})$
VC×Government	0.173** (0.082)	0.236*** (0.090)
VC	0.047 (0.061)	-0.059 (0.063)
控制变量	Yes	Yes
固定效应	Yes	Yes
样本量	1259246	5414
调整 R ² 值	0.484	0.521

注:控制变量包括企业年龄、产出市场份额、负债率和企业所在产出市场的集中程度。固定效应包括企业固定效应、行业固定效应、省份固定效应、年份固定效应、行业一年份固定效应、省份一年份固定效应和行业一省份固定效应。其余同表 2。

(三) 机制检验

1. 直接效应:融资约束缓解与研发投入提升

首先基于资本要素流动的角度对政府引导基金产生的影响进行检验。针对企业融资条件的变化,参照吴超鹏等(2012)的研究将企业新增有息债务对政府引导

基金投资进行回归。如表5第(1)列所示,与其他PE/VC基金相比,政府引导基金投资能够显著提升企业的债务融资能力。这一影响可能来自两个方面:其一为配套政策支持下银行信贷的增加,其二为信号机制下政府投资拉动的市场化债券融资的增加。数据所限,本文无法进一步区分二者的具体规模,但无论是基于哪种机制,政府引导基金都能够有效改善资本要素分配、缓解被投企业的融资约束。在第(2)列中,本文将债务融资作为控制变量,发现政府引导基金的系数与基准回归相比明显下降,即说明债务融资能力的提升是政府引导基金提升TFP的重要渠道。

进一步地,本文探究融资约束缓解后企业投资的变化。如表5的第(2)~(3)列所示,本文将企业是否进行新产品新技术的研发(RD Indicator)和企业的新产品新技术研发投入规模的对数($\ln(RD)$)分别作为被解释变量进行回归。结果表明,与其他PE/VC基金相比,政府引导基金能够显著提升研发投入水平,即融资条件的放松有助于企业将资金用于研发,缓解市场失灵。上述结果验证了假说2。

表5 融资约束与研发投入

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>New Debt</i>	<i>RD Indicator</i>	$\ln(RD)$
<i>GGF Post Short</i>	0.089* (0.047)	0.121** (0.054)	1.020** (0.473)
<i>GGF Post Long</i>	0.043 (0.089)	0.175 (0.128)	1.593 (1.178)
控制变量	是	是	是
固定效应	是	是	是
时间趋势	是	是	是
样本量	1264	1265	1265
调整 R ² 值	0.809	0.271	0.272

注:同表2。

2. 间接效应:供应链协同与中间投入效率提升

本部分旨在讨论政府引导基金投资在产业结构调整方面的宏观效果与微观影响,逐一验证假说3中的逻辑。

(1)宏观层面:专业化集聚与多样化集聚。首先,本文探究宏观层面政府引导基金和其他PE/VC基金对产业集聚程度的影响。参考Croce等(2019)以及吴超鹏和严泽浩(2023)的研究,本文对不同行业、地区获得政府引导基金投资的企业数量和获得其他PE/VC基金投资的企业数量分别进行加总,计算其占全部样本企业的比例,来代理VC投资在宏观层面的规模变化。同时,在行业—省份层面计算产业集聚指

标,对上述变量进行回归。如表6所示,第(1)~(2)列和第(3)~(4)列回归中的被解释变量分别为专业化集聚指数和多样化集聚指数[见式(6)]。回归结果显示,省份及行业层面的政府引导基金投资增多对专业化集聚程度和多样化集聚程度均具有显著的正向影响,其他PE/VC基金则不显著。这一结果表明,较大规模的政府引导基金投资在宏观层面能够显著提升集聚水平,调整区域产业结构。

事实上,当新进入企业的数量足够多,既包括同行业企业,也包括配套上下游行业企业时,将会在区域内同时形成专业化集聚和多样化集聚^①。因此,在长期动态视角下,当政府引导基金投资引导新企业进入的数量足够高或核心链主企业规模足够大时,专业化集聚和多样化集聚可同时提升。为进一步刻画政府引导基金投资影响产业集聚的微观机制,本文还使用2007~2016年的中国工商企业注册数据统计了省份—行业层面的企业进入情况,并与原回归样本进行匹配,分析政府引导基金投资对于省份—行业层面企业进入的影响。回归结果显示,政府引导基金投资和其他PE/VC基金投资都促进了同行业企业的进入,但政府引导基金投资的影响更大,且只有政府引导基金投资可以促进其他行业企业进入,从而提升多样化集聚程度。篇幅所限,回归结果见附表8。

表6 政府引导基金带动产业集聚

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>SPE</i>		<i>DIV</i>	
<i>GGF Share</i>	0.237** (0.084)	0.233** (0.086)	0.019*** (0.003)	0.019*** (0.003)
<i>OF Share</i>		-0.072 (0.114)		0.009 (0.031)
固定效应	是	是	是	是
样本量	1149	1149	1149	1149
R ² 值	0.939	0.939	0.986	0.986

注:同表2。

此外,本文对集聚水平的调节作用进行分析。通过将产业集聚指标以及产业集聚指标与政府引导基金虚拟变量的交互项放入基准回归,发现无论是专业化集聚(*SPE*)还是多样化集聚(*DIV*),其与政府引导基金交互项的系数都显著为正。结果表明,在专业化集聚和多样化集聚程度更强的产业和地区,相较于其他PE/VC基金,政府引导基金提升企业*TFP*的优势更明显。这种调节作用在短

① 另一种情况是新进入的企业包括规模较大的供应链核心企业和大量的上下游企业,即核心“链主”企业的入驻和配套产业链生态链的形成,集聚的广度和深度都得到显著提高。

期和长期都显著存在,且在长期的调节作用更明显。此外,多样化集聚的调节作用比专业化集聚更强,尤其体现在长期。这一结果验证了产业集聚带来的正外部性,并说明全方位的产业布局对于企业的长期发展至关重要。篇幅所限,回归结果详见附表8。

(2)微观层面:供应链协同与中间投入效率提升。本文尝试构建企业层面的集聚指标,以探究宏观政策对企业供应链协同的影响。产业层面的集聚效应与企业生产层面的有效互动依赖于企业所在供应链与地域产业结构的适配。对专业化集聚而言,如果被投企业与该地区的集聚产业在供应链上的位置接近,行业内的知识溢出和技术合作的效果将会更加显著。对多样化集聚而言,如果被投企业所在地区的企业在供应链上的位置越分散,则该地区的产业链越完备,多样化集聚所带来的行业间的知识溢出和技术合作效果将会更加显著。

基于此,本文通过“企业所在供应链与地方产业链的距离”这一指标来刻画宏观与微观层面的互动。本文参考 Antràs 等(2012)的研究,根据式(10)使用中国2007年和2012年的投入产出表计算不同行业上游度。其中, U_s 表示行业 s 的上游度, Y_s 表示行业 s 的总产出, F_s 表示总产出中直接用于最终使用的部分, d_{sj} 表示行业 s 和行业 j 的直接消耗系数。

$$U_s = 1 \times \frac{F_s}{Y_s} + 2 \times \frac{\sum_{j=1}^N d_{sj} F_j}{Y_s} + 3 \times \frac{\sum_{j=1}^N \sum_{k=1}^N d_{sk} d_{kj} F_j}{Y_s} + 4 \times \frac{\sum_{j=1}^N \sum_{k=1}^N \sum_{l=1}^N d_{sl} d_{lk} d_{kj} F_j}{Y_s} + \dots \quad (10)$$

在得到行业上游度后,通过投入产出表和CIC3位码的匹配表,可以将企业匹配到对应的投入产出表上,得到企业所在行业上游度,将其近似地看作企业的上游度^①。进而对企业的上游度 U_{it} 进行加权平均,构造企业所在省份内企业的上游度均值,并计算企业的上游度与该均值的差值,分别如式(11)和式(12)所示。差值越小,表明企业与企业所在区域内企业在产业链上的位置越接近,越有利于发挥行业内的知识溢出效应,专业化集聚的效果应该更强。

$$U_{pt} = \frac{\sum_{i \in \Omega_{pt}} L_{it}}{\sum_{i \in \Omega_{pt}} L_{it}} U_{it} \quad (11)$$

$$U_{it}^{Gap} = U_{it} - U_{pt} \quad (12)$$

在此基础上,计算企业所在省份内企业的上游度的标准差,用于衡量企业在产业链上的离散程度,如式(13)所示:

^① Chor 等(2021)使用海关数据对行业层面的上游度通过进出口份额进行加权构建企业层面的进口和出口的上游度,本文应用这一方法需要通过企业名称和联系方式将税收调查数据与海关数据进行匹配,这会进一步导致样本损失。因此,本文用行业层面的上游度来衡量企业在产业链供应链上的位置。

$$U_{pt}^{SD} = \sqrt{\frac{1}{N_{pt}} \sum_{i=1}^{N_{pt}} (U_{it} - \bar{U})^2} \quad (13)$$

其中, N_{pt} 表示省份 p 在 t 年的制造业企业的数量, \bar{U} 表示省份 p 在 t 年的所有企业的上游度的算术平均值。本文将专业化集聚指标与政府引导基金虚拟变量和 U_{it}^{Gap} 交互项, 以及多样化集聚指标和政府引导基金虚拟变量和 U_{pt}^{SD} 的交互项分别放入基准回归。结果如表 7 所示。第 (1) 列和第 (2) 列汇报了当 $U_{it}^{Gap} < 0$ 和 $U_{it}^{Gap} > 0$ 时的分样本回归, 当 $U_{it}^{Gap} < 0$ 时, 企业相对于企业所在区域在产业链上更偏下游, 交互项的系数显著为正表明, 当 U_{it}^{Gap} 增加并趋于 0 时, 企业与所在区域在产业链上的差距缩短, 行业内专业化集聚的水平溢出效应对 TFP 的促进作用增强。反之, 当 $U_{it}^{Gap} > 0$ 时, 企业相对于企业所在省份在产业链上更偏上游, 交互项的系数为负表明, 当 U_{it}^{Gap} 下降并趋于 0 时, 企业与所在省份在产业链上的差距缩短, 行业内专业化集聚的水平溢出效应对 TFP 的促进作用增强, 但这一系数并不显著。

综上, 表 7 的第 (1)~(2) 列表明, 供应链的协同作用会影响政府引导基金、产业集聚对生产率的协同促进作用的大小, 当企业与所在省份内的企业在生产链上的位置接近时, 专业化集聚的正向溢出效应就越明显, 且这一溢出效应主要体现为“下游溢出”, 即企业相比所在省份内企业在生产链上的位置更靠近下游, 企业与所在省份的供应链协同体现为后向生产链参与, 即在本地购买原材料和中间投入进行生产。第 (3) 列汇报了多样化集聚指标和政府引导基金虚拟变量和 U_{pt}^{SD} 的交互项的回归结果, 交互项的系数显著为正, 表明当企业所在省份内企业在生产链上的位置越分散时, 多样化集聚所带来行业间的正向溢出效应对企业 TFP 提升的作用就更显著。

表 7 微观层面的供应链协同

变量	(1)	(2)	(3)
	$U\ Gap < 0$ $\ln(TFP_{ACF}^{CD})$	$U\ Gap > 0$ $\ln(TFP_{ACF}^{CD})$	$\ln(TFP_{ACF}^{CD})$
$GGF\ Post\ Short \times SPE \times U\ Gap$	0.325* (0.184)	-0.105 (0.193)	
$GGF\ Post\ Long \times SPE \times U\ Gap$	0.103 (0.380)	-0.661 (0.719)	
$GGF\ Post\ Short \times DIV \times U\ SD$			3.314* (1.885)
$GGF\ Post\ Long \times DIV \times U\ SD$			17.994*** (5.821)
控制变量	是	是	是
固定效应	是	是	是
时间趋势	是	是	是

变量	(续)		
	(1)	(2)	(3)
	$U\text{ Gap} < 0$ $\ln(TFP_{ACF}^{CD})$	$U\text{ Gap} > 0$ $\ln(TFP_{ACF}^{CD})$	$\ln(TFP_{ACF}^{CD})$
样本量	523	610	1156
R ² 值	0.154	0.334	0.272

注:同表2。

最后,本文验证政府引导基金基于产业链调整对中间投入要素的使用产生的微观影响。如表8的第(1)~(2)列所示,使用中间投入成本占产出的比例来衡量中间投入的使用效率,并作为被解释变量来检验政府引导基金投资对企业中间投入要素使用的影响。回归结果显示,与其他PE/VC基金相比,政府引导基金能够显著提升企业的中间投入利用效率。

此外,在第(3)列中将中间投入与其他生产要素的相对比例($M\text{ Ratio}$)作为调节变量,来进一步验证政府引导基金对企业生产的影响。回归结果显示,对于中间投入占比更高、更加依赖中间生产环节的产业,政府引导基金提升企业TFP的效果更强,且主要体现在短期。这一结果较为符合直觉,一方面,当产业本身对中间生产环节更敏感时,中间投入使用效率的影响在短期会更为明显;另一方面,长期来看,随着产业的发展和要素使用效率的普遍提升,对中间生产环节敏感和不敏感的企业之间的处理效应差异也会逐渐收窄。

上述结果验证了假说3,并进一步发现:短期内政府引导基金相比于其他PE/VC基金提升TFP的优势来自资本要素的再分配以及中间投入要素使用效率的提升,而政府引导基金促进产业集聚以及与当地产业集聚优势的互动,能够将这一优势延伸至长期。进一步地,使用存货和存货占总资产比例来衡量企业中间投入使用效率,得到了类似的结论。篇幅所限,回归结果见附表7~8。

表8 中间投入的使用

变量	(1)	(2)	(3)
	$M\text{ Share}$	$M\text{ Share}$	$\ln(TFP_{ACF}^{CD})$
GGF	-0.381*** (0.113)		
$GGF\text{ Post Short}$		-0.382*** (0.114)	-0.026 (0.236)
$GGF\text{ Post Long}$		-0.450 (0.273)	1.319* (0.735)
$GGF\text{ Post Short} \times M\text{ Ratio}$			0.231* (0.125)

(续)			
变量	(1)	(2)	(3)
	<i>M Share</i>	<i>M Share</i>	$\ln(TFP_{ACF}^{CD})$
<i>GGF Post Long×M Ratio</i>			-0.847 (0.635)
控制变量	是	是	是
固定效应	是	是	是
时间趋势	是	是	是
样本量	1156	1156	1156
R ² 值	0.143	0.142	0.281

注:同表2。

(四)其他机制与异质性分析

本文进一步探究了政府引导基金作为风险投资基金在提供增值服务和风险承担上与其他PE/VC基金是否有显著差异。回归结果表明,政府引导基金能够在一定程度上帮助企业扩大市场影响力与品牌认知,减少冗余的管理成本和非效率支出,提供长期耐心资本保障和风险分担机制;但政府引导基金在企业投资决策方面没有产生显著影响,即未深度参与公司治理。此外,本文针对企业所在区位和行业特征进行了异质性分析。结果表明,政府引导基金对制造业企业生产率的提升作用在内陆和技术密集型行业更为显著。篇幅所限,此部分回归结果见附表4~5。

五、结论和政策建议

近年来,中国经济从高速增长转向高质量增长,对制造业的要求也发生了变化。政府工作报告多次强调,要把制造业作为发展实体经济的重点,推动产业向中高端迈进,努力从制造业大国迈向制造业强国。然而,PE/VC作为西方经济体系中创新型企业重要的融资工具,在中国发展尚不成熟。政府与市场的分工配合、金融系统对实体制造业产业经济的支持对于打通生产分配环节、畅通国内大循环至关重要。在此背景下,探究政府引导基金这一政策性金融工具对实体制造业企业生产效率的影响具有重要的理论价值和实践意义。

本文基于2007~2016年清科私募通数据和国家税收调查数据,就政府引导基金对制造业企业生产效率的影响进行了全面的分析。结果发现,相比其他PE/VC基金,政府引导基金投资显著提升了制造业企业全要素生产率。同时,政府引导基金对制造业企业的生产率提升作用在内陆地区和技术密集型行业的企业更为显著,体现了弥补高新企业融资缺口的政策初衷。就企业微观生产而言,政府引导基金的独特优势主要体现在两个方面:其一,政府引导基金能够更有效地拓宽企业融资渠道、提升研发投入水平;其二,政府引导基金可以充分利用产业集聚带来的外部

性,实现供应链协同和提升中间投入要素使用效率。就地区产业结构而言,政府引导基金能够更好地利用当地产业结构、与地方配套政策协同,来促进企业生产效率的提升。在产业的专业化集聚和多样化集聚更强的行业和地区,政府引导基金对生产率的提升作用将得到增强和延长。特别地,供应链的协同作用会影响政府引导基金、产业集聚对生产率的协同促进作用的大小,当企业与所在省份内的企业在生产链上的位置越接近时,专业化集聚的正向溢出效应就越明显,且这一溢出效应主要体现为“下游溢出”,即企业相比所在省份内企业在生产链上的位置更靠近下游,企业与所在省份的供应链协同体现为后向生产链参与,即在本地购买原材料和中间投入进行生产。

本文的研究结论不仅深化了对政府引导基金运行机制的理解,也为新形势下如何优化政府投资效能、助推高质量发展提供了重要的政策参考。第一,壮大耐心资本,完善让利引资机制,优化要素配置以激活新质生产力。政府引导基金在区域均衡发展承担着不可替代的作用,尤其是在市场机制尚未充分发育的地区,政府引导基金能够通过拓宽融资渠道、提升研发投入水平等方式,有效破解技术密集型企业研发周期长、风险高导致的融资约束难题,推动全要素生产率提升。政府引导基金这一效能的实现,一方面依赖于政府资金的充分支持,这也为近年来政策倡导提高政府出资比例、发展和壮大耐心资本提供了重要依据;另一方面依赖于让利引资制度设计能够持续覆盖社会资本的机会成本。为此,应进一步完善让利条款设计,对投资于初创期、技术密集型等重点领域企业的子基金,明确给予优先收益分配、超额收益奖励等差异化让利安排,以最大程度引导社会资本进入资本要素配置不足但增长潜力更高的关键领域。同时,合理扩大政府出资比例的弹性空间,建立与被投企业发展阶段、行业特征相适配的动态调整机制,确保政策红利精准覆盖市场失灵最为突出的领域。此外,应建立更加灵活的退出机制和风险分担机制,在保证财政资金安全的前提下,给予社会资本更大的运作空间,从而实现“政府引导、市场运作”的有机统一,切实发挥政府引导基金壮大“耐心资本”的战略功能。

第二,统筹强链补链,以产业集聚协同效应构建现代化产业体系。政府引导基金的投资逻辑应从单一项目导向向产业链生态导向转变,服务于国家现代化产业体系建设的战略目标。地方政府在设计引导基金投资策略时,应紧密围绕国家战略性新兴产业和未来产业规划,同时将产业链完整性和集聚效应作为重要考量因素,将产业链完整性和集聚效应作为重要决策参量,避免就单个项目的短期投资回报进行孤立评估,而应从区域产业生态整体构建的角度系统谋划,推动形成上下游协同、大中小企业融通发展的产业集群格局。特别是应加强对当地上下游产业链平衡性与中间投入品供给效率的系统研判。本文研究表明,这是专业化集聚与多样化集聚发挥正外部性的重要渠道。具体而言,对于产业基础较为薄弱的地区,地

方政府可充分发挥让利引资职能,着力构建本地独特的比较优势,定向引入核心链主企业和配套上下游企业,以实现专业化集聚与多样化集聚的协同提升;对于已具备一定产业规模或形成鲜明行业特色的地区,单纯降低返投比例要求未必是提升投资效率的最优路径,地方政府应在深入把握本地要素禀赋特征和补链强链的实际需求基础上,有针对性地优化投资方向与结构。与此同时,应着力保持产业发展战略的连续性,确保产业发展长期规划不因领导层更迭而出现断裂,以维护已形成的产业集聚效应和供应链协同机制。建议地方政府建立产业发展协调机制,将政府引导基金投资策略纳入中长期产业规划,增强政策的连贯性与可预期性。此外,应积极鼓励打破行政区划限制,支持不同层级政府引导基金开展联合投资,通过跨区域资本纽带促进生产要素在更大范围内优化配置,有效规避产业同质化竞争,在协同发展中切实提升产业链供应链的韧性与安全水平。

参考文献

- [1]蔡庆丰,刘昊,舒少文.政府产业引导基金与域内企业创新:引导效应还是挤出效应?[J].金融研究,2024,(3):75~93.
- [2]陈彤,聂常虹,高翔,林康,杨翠红.政府引导基金参与风险投资对企业创新的影响[J].科研管理,2025,(7):132~143.
- [3]程于思,张慧雪,黄波.政府引导基金能促进企业全要素生产率提高吗?[J].中国流通经济,2022,(8):105~116.
- [4]韩洁,张倩倩,刘涛.政府引导基金的跨区域双向投资现象与中小企业全要素生产率提升——兼论经济增长目标的软约束[J].南方经济,2024,(11):139~158.
- [5]胡金焱,郭太然,张博.金融发展与制造业集聚——基于专业化与多元化集聚的双重视角[J].财贸经济,2025,46(7):106~123.
- [6]蒋亚含,李晓慧,许诺.政府引导基金投后赋能与实体企业发展——来自被投企业的经验证据[J].经济管理,2023,(3):44~62.
- [7]李青原,章尹赛楠.金融开放与资源配置效率——来自外资银行进入中国的证据[J].中国工业经济,2021,(5):95~113.
- [8]彭向,蒋传海.产业集聚、知识溢出与地区创新——基于中国工业行业的实证检验[J].经济学(季刊),2011,(3):913~934.
- [9]苏丹妮,盛斌.产业集聚、集聚外部性与企业减排——来自中国的微观新证据[J].经济学(季刊),2021,(5):1793~1816.
- [10]唐为,邱旋,陈子曦.政府引导基金与战略性新兴产业发展——产业发展中的政府与市场协同视角[J].数量经济技术经济研究,2025,(9):52~71.
- [11]吴超鹏,吴世农,程静雅,王璐.风险投资对上市公司投融资行为影响的实证研究[J].经济研究,2012,(1):105~119+160.

- [12] 吴超鹏, 严泽浩. 政府基金引导与企业核心技术突破: 机制与效应[J]. 经济研究, 2023, (6): 137~154.
- [13] 余森杰, 解恩泽. 企业全要素生产率估计及在国际贸易研究中的应用[J]. 经济学(季刊), 2023, (3): 819~840.
- [14] 张果果, 郑世林. 国家产业投资基金与企业创新[J]. 财经研究, 2021, (6): 76~91.
- [15] 张倩倩, 韩洁, 张晓玫. 逆向效应: 政府引导基金异地投资与中小企业高质量发展[J]. 南开管理评论, 2025, (8): 148~158.
- [16] Akerberg D. A., Caves K., Frazer G., 2015, *Identification Properties of Recent Production Function Estimators* [J], *Econometrica*, 83(6), 2411~2451.
- [17] Alperovych Y., Hübner G., Lobet F., 2015, *How Does Governmental Versus Private Venture Capital Backing Affect a Firm's Efficiency? , Evidence from Belgium* [J], *Journal of Business Venturing*, 30(4), 508~525.
- [18] Antràs P., Chor D., Fally T., Hillberry R., 2012, *Measuring the Upstreamness of Production and Trade Flows* [J], *American Economic Review*, 102(3), 412~416.
- [19] Brakman, S., Garretsen, H., Van Marrewijk, C., 2001, *An Introduction to Geographical Economics: Trade, Location and Growth* [M], Cambridge: Cambridge University Press.
- [20] Brandt L., Van Biesebroeck J., Zhang Y., 2012, *Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-level Productivity Growth in Chinese Manufacturing* [J], *Journal of Development Economics*, 97(2), 339~351.
- [21] Brandt L., Van Biesebroeck J., Wang L., Zhang Y., 2026, *Where Has All the Dynamism Gone? Productivity Growth in China's Manufacturing Sector, 1998~2013* [J], *Journal of Development Economics*, 181, 103720.
- [22] Brown J. D., Earle J. S., 2017, *Finance and Growth at the Firm Level: Evidence from SBA Loans* [J], *The Journal of Finance*, 72(3), 1039~1080.
- [23] Carpenter R.E., Petersen B.C., 2002, *Is the Growth of Small Firms Constrained by Internal Finance?* [J], *The Review of Economics and Statistics*, 84(2), 298~309.
- [24] Chemmanur T. J., Krishnan K., Nandy D. K., 2011, *How Does Venture Capital Financing Improve Efficiency in Private Firms? A Look Beneath the Surface* [J], *The Review of Financial Studies*, 24(12), 4037~4090.
- [25] Chen M., Guariglia A., 2013, *Internal Financial Constraints and Firm Productivity in China: Do Liquidity and Export Behavior Make a Difference?* [J], *Journal of Comparative Economics*, 41(4), 1123~1140.
- [26] Chor D., Manova K., Yu Z., 2021, *Growing Like China: Firm Performance and Global Production Line Position* [J], *Journal of International Economics*, 130, 103445.
- [27] Colombo M. G., Cumming D. J., Vismara S., 2016, *Governmental Venture Capital for Innovative Young Firms* [J], *The Journal of Technology Transfer*, 41(1), 10~24.
- [28] Croce A., Martí J., Murtinu S., 2013, *The Impact of Venture Capital on the Productivity*

Growth of European Entrepreneurial Firms: ‘Screening’ or ‘Value Added’ Effect? [J], *Journal of Business Venturing*, 28(4), 489~510.

[29] Croce A., Martí J., Reverte C., 2019, *The Role of Private Versus Governmental Venture Capital in Fostering Job Creation During the Crisis* [J], *Small Business Economics*, 53, 879~900.

[30] Ge G., Xue J., Zhang Q., 2024, *Industrial Policy and Governmental Venture Capital: Evidence from China* [J], *Journal of Corporate Finance*, 84, 102532.

[31] Gompers P., Lerner J., 2000, *The Determinants of Corporate Venture Capital Success: Organizational Structure, Incentives, and Complementarities. In Concentrated corporate ownership* [J], Chicago: University of Chicago Press.

[32] He Q., Xue C., Zhu C., 2017, *Financial Development and Patterns of Industrial Specialization: Evidence from China* [J], *Review of Finance*, 21(4), 1593~1638.

[33] Heyman F., Sjöholm F., Tingvall P. G., 2007, *Is There Really a Foreign Ownership Wage Premium? Evidence from Matched Employer–employee Data* [J], *Journal of International Economics*, 73(2), 355~376.

[34] Hsieh C.T., Klenow P.J., 2009, *Misallocation and Manufacturing TFP in China and India* [J], *The Quarterly Journal of Economics*, 124(4), 1403~1448.

[35] Li Z., Lyv B., 2021, *Total Factor Productivity of Chinese Industrial Firms: Evidence from 2007 to 2017* [J], *Applied Economics*, 53(60), 6910~6926.

[36] Liu Y., Mao J., 2019, *How Do Tax Incentives Affect Investment and Productivity? Firm-level Evidence from China* [J], *American Economic Journal: Economic Policy*, 11(3), 261~291.

[37] Miller D. L., 2023, *An Introductory Guide to Event Study Models* [J], *Journal of Economic Perspectives*, 37(2), 203~230.

[38] North D. C., 1990, *Institutions, Institutional Change and Economic Performance* [M], Cambridge: Cambridge University Press.

[39] Paglia J. K., Harjoto M. A., 2014, *The Effects of Private Equity and Venture Capital on Sales and Employment Growth in Small and Medium-sized Businesses* [J], *Journal of Banking and Finance*, 47, 177~197.

[40] Porter M. E., 1990, *The Competitive Advantage of Nations* [M], New York: Simon and Schuster.

[41] Rodrik D., 2004, *Industrial Policy for the Twenty-first Century* [R], SSRN Working Paper, No. 666808.

[42] Solow R. M., 1957, *Technical Change and the Aggregate Production Function* [J], *The Review of Economics and Statistics*, 39(3), 312~320.

[43] Stiebale J., 2016, *Cross-border M&As and Innovative Activity of Acquiring and Target Firms* [J], *Journal of International Economics*, 99, 1~15.

[44] Teoh S. H., Welch I., Wong T. J., 1998, *Earnings Management and the Long-run Market Performance of Initial Public Offerings* [J], *The Journal of Finance*, 53(6), 1935~1974.

[45] Whited T. M., Wu G., 2006, *Financial Constraints Risk* [J], *The Review of Financial Studies*, 19(2), 531~559.

Government Guidance Funds, Industry Agglomeration, and Manufacturing Firms' Total Factor Productivity

WEI Wei¹ XIE Enze² XU Mingzhi³ HUANG Yiping⁴

(1.China Finance 40 Forum ;

2.School of Economics, Zhejiang University ;

3.Institute of New Structural Economics, Peking University ;

4.National School of Development, Peking University)

Summary: The effectiveness of government investment has long been an academic topic of interest. This study examines the impact of Chinese Government Guidance Funds (GGFs) by comparing their effects on the total factor productivity (TFP) of manufacturing firms with those of other private equity and venture capital (PE/VC) funds using data from Zero2IPO's Private Equity data and national tax surveys from 2007 to 2016. The findings reveal that compared to other PE/VC funds, GGFs significantly improve firm TFP in the short term, and the results remain robust after using instrumental variable regression, controlling for concurrent policies, and using alternative TFP estimation methods. The advantage of GGFs in promoting TFP is more pronounced in inland regions with underdeveloped venture capital markets and in technology-intensive industries where market failures are more severe. In terms of mechanism, the direct effects of GGFs are manifested in the alleviation of financing constraints and the enhancement of research and development investment. The indirect effects of GGFs are demonstrated by promoting both specialization and diversification agglomeration, thereby achieving supply chain synergy and improving the efficiency of intermediate input utilization. When firms exhibit a high degree of synergy within the supply chain, the positive impact of GGFs on TFP will be sustained in the long run. Currently, China has established comparative advantages in many emerging sectors. This study recommends that GGFs should focus on areas where market mechanisms are insufficient, spearhead the development of industrial clusters, and comprehensively drive the transformation and upgrading of manufacturing firms. The contribution of this study is mainly reflected in the following three aspects: first, from the perspectives of industrial agglomeration and firm production, this study supplements the influence mechanism that distinguishes GGFs from other PE/VC funds, as well as the

difference between the short- and long-term effects of GGFs. This study emphasizes the comparison between the GGF and other PE/VC fund mechanisms, explains the real impact of the GGF as an industrial policy on the production activities of firms from direct and indirect and short- and long-term perspectives, and finds an important mechanism to improve the long-term investment effect. First, compared with other PE/VC funds, on the one hand, GGFs improve the allocation of capital factors and guarantee the R&D investment level of firms in high-tech industry, which together with the stronger effect of GGFs in inland areas and technology-intensive industries verifies the role of policy in repairing market failures. On the other hand, the GGF improves the industrial structure and the use efficiency of intermediate input factors, which can enable firms to establish long-term production efficiency advantages. The findings of this study have important policy implications, that is, the long-term advantage of GGFs depends on the appropriate allocation of local factors by local governments based on information advantage, which coincides with the requirement of “improving the system and mechanism of developing new quality productivity according to local conditions” put forward by the Third Plenary Session of the 20th CPC Central Committee. Second, based on the micro data of unlisted firms, this study makes a useful supplement to the relevant research on China’s GGFs. Few scholars measure the impact of China’s GGFs on TFP based on the data of unlisted firms. For the analysis of equity investment behavior, it is of great significance to use the data of unlisted firms. Third, this study enriches the relevant discussion on how financial development affects industrial structure. The existing research mainly discusses the difference in the role of formal and informal finance. This study focuses on the GGF—a policy-based financial instrument—and finds that the GGF can promote both the specialization- and diversification-agglomeration of industries, lead the coordinated development of industries, and improve the production efficiency of enterprises. Furthermore, this study finds that the promotion effect of industrial agglomeration on productivity depends on the supply chain coordination capability at the micro level, which depicts the deeper impact of stronger regional financial means on firms’ production.

Keywords: Government Guidance Fund; Private Equity and Venture Capital Fund; Total Factor Productivity; Industry Agglomeration

JEL Classification: G24; D24; G28

(责任编辑:王垚圻;数据编辑:木青)