

财政支持普惠金融改革试点政策与民营企业高质量发展

类晓东,周建

(南开大学 商学院/中国公司治理研究院,天津 300071)

[摘要]基于财政支持深化民营和小微企业金融服务综合改革试点城市建设的准自然实验,运用双重差分法实证检验了财政支持普惠金融改革试点政策对民营企业高质量发展的影响及其作用机制。研究结果表明,试点政策显著推动了民营企业高质量发展。机制检验发现,试点政策发挥了纾解困境和提振信心的双重功效,能够缓解融资约束、降低制度性交易成本以及提高创新意识,进而促进民营企业高质量发展。进一步研究表明,以财政支持普惠金融改革促高质量发展的政策效应在资源获取预期不稳定的民营企业中更加显著,且制度环境质量提升会协同强化政策效果。研究从运用财政资金有效引导金融供给侧结构性改革视角阐明了如何做好普惠金融“大文章”、高效助力民营企业高质量发展的实践路径,为“有为政府”优化财政金融协同政策以赋能“有效市场”提供了有益参考和借鉴。

[关键词]民营企业高质量发展;财政政策;普惠金融“大文章”;财政金融协同;融资约束;民营经济

[中图分类号]F832.0 **[文献标志码]**A **[文章编号]**1004-4833(2025)06-0116-11

一、引言

民营企业是推动我国经济社会发展的重要力量,在稳定经济大盘、创造就业机会和改善民生福祉等关键领域做出了巨大贡献。《中共中央 国务院关于促进民营经济发展壮大的意见》指出,“民营经济是推进中国式现代化的生力军,是高质量发展的重要基础”。党和国家历来高度重视民营企业发展问题,出台了一系列基础性和重点专项帮扶政策。2025 年 2 月,习近平总书记在民营企业座谈会上强调,“民营经济发展前景广阔、大有可为”,要“扎扎实实落实促进民营经济发展的政策措施”,释放出我国坚定不移支持民营经济做大做强明确信号。然而,民营企业仍面临制度壁垒、资源约束以及压力剧增等多重严峻挑战^[1-2]。因此,如何精准高效帮助企业突破成长瓶颈,推动其高质量发展仍是亟待解决的重大现实问题。

学术界对制度替代机制的理论阐释^[3-4]表明,民营企业凭借非正式制度优势能够在一定程度上克服正式制度劣势,获取资源红利,从而满足阶段性增长需要^[5-6]。但随着经济社会转向质效并重的高质量发展阶段,非正式制度的有限短期替代优势难以为民营企业转型升级提供持续和大规模的强力支撑^[7]。鉴于此,我国高度重视相关政策制度的完善和优化,坚持以此作为助力民营企业高质量发展的重要抓手。既有研究指出,政府补贴和减税降费等系列财政举措对释放民营经济活力产生了一定的积极影响^[8-9],通过降低成本负担^[10]、增加可支配现金流^[11]以及改善经营预期^[12],有效促进了民营企业投资扩张^[13]和产出绩效提升^[14]。此外,作为金融“五篇大文章”的重要组成部分,普惠金融对于弱化金融排斥、提升弱势群体融资可得性和提高金融服务质效发挥着关键作用^[15-16]。现有经验证据表明,推动金融业务下沉、促进中小银行发展、推广数字金融技术等普惠措施,能够扩大金融服务覆盖范围^[17-18]以及优化金融资源配置^[19-20],从而有效降低融资门槛^[21]、削减融资成本^[22]、拓宽融资渠道^[23]、缓解融资约束^[24],对于削平桎梏民营企业发展的“融资高山”意义重大,在一定程度上为其创新发展和转型升级提供了保障^[25-26]。

然而,民营企业发展难题依然存在的现实表明,仅依靠财政或金融政策单独发挥作用难以有效破解多重挑战叠加形成的系统性困局。王茹婷等^[27]基于打破刚性兑付的制度情景佐证了这一点,发现该政策未能从根本上缓解民营企业融资约束。梅冬州等^[28]同样指出,若缺乏配套政策之间的协同,单纯的刺激政策甚至会恶化民营企业融资条件。这些发现意味着,破除民营企业发展困境需打好政策组合拳,强化一揽子政策工具之间的协调

[收稿日期]2025-04-22

[基金项目]国家社会科学基金重大项目(24&ZD084);教育部人文社会科学研究规划基金项目(23YJA630148)

[作者简介]类晓东(1997—),女,山东临沂人,南开大学商学院/中国公司治理研究院博士研究生,从事公司治理研究;周建(1964—),男,四川内江人,南开大学商学院/中国公司治理研究院教授,博士,博士生导师,从事公司治理研究,通讯作者,E-mail:jzhou@nankai.edu.cn。

配合^[29]。刘冲和刘莉亚^[30]通过小微贷款税收减免的具体实例论证了财政金融组合工具的有效性,为优化政策协同逻辑提供了有益启发。目前,已有研究较少从财政金融协同视角探讨民营企业高质量发展问题,因此,有必要探索政策工具帮扶的有效协同模式,这对高效释放制度红利以助力民营经济发展壮大具有重要战略意义。

2019年,财政部联合其他相关部门启动财政支持深化民营和小微企业金融服务综合改革试点城市工作,形成以中央财政资金激励和引导地方提升普惠金融服务质效的制度创新模式,为探究财政金融协同机制何以成为民营企业高质量发展赋能提供了适宜场景。为此,本文以该试点政策的实施为准自然实验,构建双重差分(DID)模型对财政支持普惠金融改革是否以及如何推动民营企业高质量发展这一重要问题进行回答。研究结果发现,试点政策有效促进了民营企业高质量发展,表现为全要素生产率的显著提升,支持了财政金融协同政策逻辑框架对解决民营经济发展难题的有效性。

本文可能的边际贡献在于:第一,从财政金融协同视角深化了对促进民营企业高质量发展政策逻辑的理解。现有文献较少探讨财政和金融政策工具如何通过有效协同释放服务民营企业的组合拳潜力。本文依托财政支持普惠金融改革的制度场景为相关文献提供了补充,揭示了财政资源撬动普惠金融服务、促进民营企业高质量发展的协同机制,凸显了巧借财政推力做好普惠金融“大文章”、引导民营经济健康发展的现实意义。

第二,阐明了财政支持普惠金融改革如何帮助民营企业打破“逆势”、营造“顺势”,使其“借势”转向高质量发展的实践路径。从政策工具纾困解难视角,本文论证了中央财政激励地方政府进行金融供给侧结构性改革,帮助民营企业缓解融资约束、降低制度性交易成本的“输血”机制。从政策信号提振信心视角,本文印证了财政支持型普惠金融政策的预期引导功能,将其增强民营企业发展信心、激发创新活力的“造血”机制具象化。

第三,识别了财政支持普惠金融改革政策促进民营企业高质量发展的边界条件。与差异化援企初衷一致,本文发现试点政策对资源获取预期不稳定的民营企业产生了更为显著的积极效果。这一证据验证了试点政策的有效作用区间,表明地方政府在贯彻执行中央政策时能精准发力,定向作用于真正需要帮扶的企业,规避“大水漫灌”导致的低效性问题。同时,研究发现佐证了制度环境是影响财政金融协同释放普惠效能的关键条件,强调了全面深化制度改革对于“有为政府”助推民营经济发展、赋能“有效市场”的必要性。

二、制度背景与理论分析

(一)制度背景

财政部联合科技部、工业和信息化部、人民银行、原银保监会于2019年发布了《关于开展财政支持深化民营和小微企业金融服务综合改革试点城市工作的通知》(财金〔2019〕62号),决定通过专项财政资金支持一定数量的试点城市进行普惠金融服务改革。该试点政策嵌入了“以奖代补”的财政资金运作模式,旨在激励金融资源下沉、提升普惠金融服务质效,借助财政金融协同机制破解民营和小微企业融资难题。

试点政策遵循“自上而下”和“自下而上”相结合的执行逻辑。在中央层面,财政部统筹资金安排,每年拨付普惠金融发展专项资金奖励试点城市。具体的资金支持力度兼顾公平性原则,结合区域发展水平,实施东、中、西部梯度奖励。在地方层面,省级相关部门联合组织试点城市评选的标准方案制定、材料审核与公开竞争评审工作,并负责将试点城市相关资料提交至中央部门;试点城市政府部门则负责整合辖区资源,细化落实普惠金融服务改革的方案和任务。

试点政策注重激励和监督机制的有机统一,建立“地方常态监管+中央随机抽查”双层监管体系。省级部门通过绩效指标动态监测试点进展,定期将评估结果报送中央并向社会公布。中央部门按需组织现场抽评,以提质增效与风险防控并重为原则,围绕试点城市在金融服务成效、担保机制完善、综合服务创新、地方发展带动等维度设定的指标进行考核。为确保政策精准生效,考核结果与奖惩挂钩,考核不合格的城市将被追回奖励资金并取消试点资格。

总之,以财政激励监督机制引导金融供给侧结构性改革的试点政策为做好普惠金融“大文章”提供了标杆案例。试点城市积累的改革经验为在全国范围内构建可持续普惠金融生态体系提供了有益参考,并为高效助力民营和小微企业突破成长瓶颈和强化高质量发展根基提供了重要的政策启示。

(二)理论分析与研究假设

根据制度理论,企业的行为选择和绩效结果是制度环境综合作用的产物^[31]。在中国情境下,政府主导的行

政许可、资源配置、司法保护等关键正式制度供给,在很大程度上塑造了企业赖以生存的市场规则,并深度嵌入到企业生存发展的各个环节^[32-33]。受限于早期制度供给结构性失衡的路径依赖与渐进式改革进程中的制度建设滞后,民营企业深受所有制歧视、市场准入壁垒等问题的困扰^[1]。随着系统性破除体制机制弊端的改革步伐加快,各项制度的完善和优化为破解民营企业发展困境提供了支点,有望通过去除所有制标签、矫正资源配置扭曲、改善市场预期和增强企业家信心等途径支持民营经济发展壮大^[2]。作为财政金融政策协同的有益尝试,2019 年启动的财政支持普惠金融改革试点政策旨在探索帮扶弱势经济主体的有效路径,可能会对民营企业高质量发展产生实质性影响,其内在逻辑可从以下两方面展开分析:

第一,从政策工具疏解难题视角,财政支持普惠金融改革措施为试点城市的民营企业提供了制度扶持和资源倾斜,有助于“破其困境之局”,从而强化高质量发展基础。“融资难、融资贵”长期掣肘民营企业发展,解决该问题是促进其高质量发展的基本前提^[34]。依托财政政策支持金融改革的协同逻辑^[30],试点政策的重点在于中央财政部门运用资金奖惩机制引导地方政府推动普惠金融服务改革,经由金融部门的市场化行为帮扶弱势企业。在财政资金支持下,地方政府因地制宜出台普惠政策、完善融资担保和风险补偿机制、健全普惠金融基础设施,引导辖区内的银行等金融机构提高风险容忍度、扩大普惠信贷投放规模、加大普惠金融产品和服务创新力度。通过全过程绩效管理监督模式,试点政策得以确保财政资金发挥“四两拨千斤”功效,以有限财政资金撬动更多金融资源下沉,切实缓解困扰民营企业的融资约束难题。同时,试点政策以“中央引导+地方主导+市场运作”为主线调动各个部门形成帮扶弱势群体的合力,营造了全面支持民营经济发展的有利环境,有助于降低民营企业面临的制度性交易成本。以往文献指出,企业应对制度壁垒的非生产性支出挤占了原本可用于提升自身发展潜能的资源^[35]。得益于试点政策带来的制度约束软化优势,民营企业能减少非生产经营性投入,将资源集中用于优化生产经营流程和提高产出效率,为其高质量发展提供了坚实的底层支撑。

第二,从政策信号稳定预期视角,财政支持普惠金融服务改革举措传达了国家层面坚定不移支持民营经济发展壮大的可信承诺,有助于增强民营企业信心,激励其“立创新之志”,从而为其高质量发展积蓄动力。创新是企业向高质量发展模式进行转型升级的关键引擎和不竭动力^[36]。然而,民营企业由于缺乏足够的身份认同,对未来的经营信心不足^[37]。高投入、高风险且收益不确定性等挑战使民营企业在创新战略布局方面存在明显短板,难以大显身手^[9]。政府部门能够通过政策信号引导市场预期并干预企业行为^[38],从而降低民营企业对创新活动的不确定性感知。以普惠为导向的财政支持金融制度优化释放了做好普惠金融“大文章”的积极信号,有利于改善民营企业发展预期。在政策信号“强心剂”作用下,民营企业预计未来的制度环境会更加利于获取持续的资源用于支撑创新活动。因此,试点政策信号的“稳预期、强信心”功能会提升民营企业创新意识,使其增加创新资金和人力投入,为其高质量发展提供重要推力。

综合上述分析,财政支持普惠金融改革试点政策不仅能发挥政策纾困效应帮助民营企业“破困境之局”,还能通过政策信号效应引导预期向稳向好,激励民营企业“立创新之志”。这意味着试点政策既能遵循底线思维解决桎梏民营企业的现实约束问题,又能激发民营企业战略布局意识,从“强基”和“蓄力”两个重点方向着力,为实现民营企业高质量发展目标赋能。基于此,本文提出假设 1、假设 2 和假设 3。

假设 1:财政支持普惠金融改革试点政策能显著推动民营企业高质量发展。

假设 2:财政支持普惠金融改革试点政策能帮助民营企业破除困境,进而助推其高质量发展。

假设 3:财政支持普惠金融改革试点政策能激发民营企业创新意识,进而助推其高质量发展。

三、研究设计

(一)样本选择与数据来源

为构造研究样本,本文从 CSMAR 数据库获取中国 A 股民营上市公司数据,并结合中国研究数据服务平台和金融瑞思数据库进行数据补充与交叉核对。为便于进行 DID 估计,本文以试点政策初始期 2019 年为基准,选择前后三年作为观测窗口期,将样本年度区间设置为 2016—2022。遵循现有研究惯例,本文剔除了金融企业、ST/*ST 企业以及变量缺失严重的观测样本。如遇变量存在个别缺失值问题,本文采用简单线性插值法进行处理。最终研究样本包含 11553 家公司-年度观测值,涵盖 2236 家民营企业。

(二) 计量模型设定

为检验试点政策对民营企业高质量发展的影响,本文构建多期 DID 模型如下:

$$HD_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Pilot_{i,t} + CVs_{i,t} + FirmFE + YearFE + \varepsilon_{i,t}$$
 (1)

在模型(1)中, $HD_{i,t}$ 表示民营企业*i*在第*t*年的高质量发展水平, $Pilot_{i,t}$ 代表试点政策效应, $CVs_{i,t}$ 表示控制变量, $Firm FE(Year FE)$ 代表企业(年度)固定效应, $\varepsilon_{i,t}$ 表示随机扰动项。如果 α_1 的估计系数显著为正,则表明试点政策能促进民营企业高质量发展,即假设1得到验证。

(三) 变量定义

1. 被解释变量

全要素生产率(*TFP*)反映了生产要素的总体利用效率^[39]。较高的*TFP*意味着企业能够在既有资源约束水平下创造更多产出,是实现高质量发展目标的关键微观基础^[40]。参照肖土盛等^[41]的做法,本文基于 Levinsohn 和 Petrin^[42]开发的方法(LP)测算*TFP*,并以此作为衡量民营企业高质量发展水平的代理变量(*HD*)。

2. 核心解释变量

本文以 2019 年财政部牵头启动的财政支持深化民营和小微企业金融服务综合改革试点城市建设为准自然实验,设置政策冲击变量(*Pilot*)评估财政支持普惠金融改革在民营企业微观层面产生的效果。具体而言,如果民营企业所在地在观测当年已入选为试点城市,则设置为 1,否则设置为 0。

3. 控制变量

为降低遗漏变量偏误,本文控制了其他可能影响民营企业高质量发展的因素:企业规模(*Size*)、上市年龄(*Age*)、盈利能力(*Profitability*)、现金流量(*Cash*)、成长性(*Growth*)、负债率(*Leverage*)、股权制衡(*Balance*)、管理层股权激励(*Equity*)、董事长与总经理两职合一(*Duality*)和董事会独立性(*Independence*)。城市层面的控制变量包括:经济发展(*Economy*)、就业规模(*Labor*)、教育水平(*Education*)、财政支持力度(*Support*)、金融发展(*Finance*)、技术进步(*Technology*)和基础设施水平(*Infrastructure*)。上述变量定义详见表 1。

四、实证结果

(一) 描述性统计

表 2 汇报了主要变量的描述性统计结果。由变量 *HD* 的统计数值可知,样本民营企业的 *TFP* 水平存在较大提升空间,意味着探索如何从政策端助力民营企业高质量发展具有实践必要性。根据变量 *Pilot* 的均值可知,约有 32.5% 的观测值处于试点政策影响范围之内,表明样本选取能够满足 DID 方法的样本需求。

(二) 基准回归结果

表 3 汇报了试点政策能否对民营企业高质量发展产

表 1 主要变量定义

变量类型	变量符号	变量定义
被解释变量	<i>HD</i>	民营企业高质量发展,基于 LP 方法测算的全要素生产率
核心解释变量	<i>Pilot</i>	财政支持普惠金融改革试点政策,若民营企业当年所在城市已被纳入试点范围,则设置为 1,否则为 0
控制变量	<i>Size</i>	企业规模,资产总额的自然对数
	<i>Age</i>	上市年龄,上市年限的自然对数
	<i>Profitability</i>	盈利能力,净利润/总资产
	<i>Cash</i>	现金流量,经营活动现金流量净额/总资产
	<i>Growth</i>	成长性,本年度与上一年度的营业收入差值/上一年度营业收入
	<i>Leverage</i>	负债率,总负债/总资产
	<i>Balance</i>	股权制衡度,第二至第五大股东持股比例/第一大股东持股比例
	<i>Equity</i>	管理层股权激励,管理层持股总数/总股本
	<i>Duality</i>	两职合一,董事长兼任总经理则为 1,否则为 0
	<i>Independence</i>	董事会独立性,独立董事人数/董事会成员总数
	<i>Economy</i>	经济发展,地区国内生产总值的自然对数
	<i>Labor</i>	就业规模,从业人员年平均人数的自然对数
	<i>Education</i>	教育水平,高等学校数量的自然对数
	<i>Support</i>	财政支持力度,财政支出额的自然对数
	<i>Finance</i>	金融发展,金融机构贷款额的自然对数
	<i>Technology</i>	技术进步,专利授权数量的自然对数
	<i>Infrastructure</i>	基础设施水平,高速公路密度的自然对数

表 2 描述性统计

变量	N	Mean	S. D.	Min	Max
<i>HD</i>	11553	2.104	0.109	1.752	2.535
<i>Pilot</i>	11553	0.325	0.468	0.000	1.000
<i>Size</i>	11553	22.020	1.061	19.084	26.951
<i>Age</i>	11553	1.872	0.683	0.000	3.367
<i>Profitability</i>	11553	0.040	0.073	-0.369	0.215
<i>Cash</i>	11553	0.052	0.066	-0.201	0.266
<i>Growth</i>	11553	0.190	0.428	-0.878	4.024
<i>Leverage</i>	11553	0.378	0.179	0.052	1.099
<i>Balance</i>	11553	0.865	0.609	0.020	2.784
<i>Equity</i>	11553	0.145	0.177	0.000	0.653
<i>Duality</i>	11553	0.414	0.493	0.000	1.000
<i>Independence</i>	11553	0.381	0.052	0.167	0.571
<i>Economy</i>	11553	18.395	1.012	14.484	19.917
<i>Labor</i>	11553	4.863	1.172	1.341	7.442
<i>Education</i>	11553	2.897	1.164	0.000	4.522
<i>Support</i>	11553	18.898	1.276	14.614	20.688
<i>Finance</i>	11553	16.463	1.047	13.652	18.358
<i>Technology</i>	11553	8.549	1.713	2.996	11.387
<i>Infrastructure</i>	11553	2.384	1.184	-0.901	4.396

生推动作用的检验结果。如第(1)列所示,在不考虑控制因素的情况下,试点政策效应项 *Pilot* 的估计系数为 0.006,在 5% 水平上显著为正。这一结果从简单回归分析视角提供了证据,支持了试点政策与民营企业高质量发展之间存在的正相关关系。为论证因果显著性,本文在第(2)列汇报了将控制变量和固定效应纳入模型的回归结果。试点政策效应项 *Pilot* 的估计系数变为 0.005,在 1% 水平上显著为正。该结果为假设 1 的成立提供了证据,表明在其他条件相同的情况下,试点政策能显著推动民营企业高质量发展。

(三) 稳健性检验

1. 平行趋势检验

满足平行趋势假设是使用 DID 模型的前提条件^[43]。参照何凡等^[44]的做法,本文运用事件研究法检验平行趋势,相应的模型设定如下:

$$HD_{i,t} = \beta_0 + \sum_{j \leq 0} \beta_j Pre_{i,t}^j + \sum_{k > 0} \beta_k Post_{i,t}^k + CVs_{i,t} + FirmFE + YearFE + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

在模型(2)中, $Pre_{i,t}^j$ 和 $Post_{i,t}^k$ 表示距离民营企业所在地入选为试点城市相对年份的虚拟变量。 j 为负表示距离入选试点之前的相对年份,为零则表示试点政策冲击当期, k 为正表示距离入选试点之后的相对年份。为避免落入虚拟变量陷阱,本文将入选政策试点的前一年作为基准年份,将虚拟变量 Pre^{-1} 从模型中删除。

如图 1 所示,在试点政策冲击之前,相对年份虚拟变量 Pre 的回归系数均不显著,表明对于处理组 and 对照组中的民营企业而言,其高质量发展水平在政策冲击之前的变动情况不存在明显差异。上述研究发现验证了平行趋势假设的成立,为基准 DID 估计结果的可靠性提供了证据。

2. 安慰剂检验

为排除不可观测因素的干扰,本文通过随机设置入选试点城市和年份构造一个虚假的政策冲击变量,将此作为新的核心解释变量带入模型(1)并再次进行回归。本文将上述过程重复 500 次,依次保存虚假政策变量的估计系数、标准误和自由度,并绘制 p 值和估计系数分布图。如图 2 所示,估计系数大多聚集在零值附近,且虚线位置所示的真实 DID 估计值远落在该分布之外。大部分 p 值超过 0.1,表明虚假政策变量的估计系数大都未通过显著性检验。上述结果表明本文通过了安慰剂检验,即不可观测因素不太可能对研究结论造成严重干扰。

3. 排除同期事件干扰

第一,排除普惠金融改革试验区的影响。自 2016 年起,中国人民银行会同相关部门陆续在兰考县等地实施普惠金融改革试验区方案。在此期间,试验区内针对中小微企业的政策倾斜可能会影响民营企业发展进程。为排除可能存在的干扰,本文剔除了位于普惠金融改革试验区的民营企业。第二,排除营商环境改革的影响。2021 年,国务院部署在北京等城市开展营商环境创新试点工作。该政策可能通过优化营商环境对民营企业高质量发展产生积极影响。为排除此影响,本文将所在营商环境创新试点窗口期的样本观测进行剔除。第三,排除数字政府建设的影响。鉴于数据价值日益得到认可,推动公共数据开

表 3 基准结果

变量	(1) HD	(2) HD
<i>Pilot</i>	0.006 ** (2.492)	0.005 *** (2.776)
<i>Constant</i>	2.102 *** (2787.229)	0.367 ** (2.195)
<i>CVs</i>	NO	YES
<i>Firm/Year FE</i>	NO	YES
<i>N</i>	11553	11553
Adj within R^2	0.002	0.410

注:括号内为 t 值;标准误聚类在城市层面;
***、**、* 表示在 1%、5% 和 10% 水平显著。

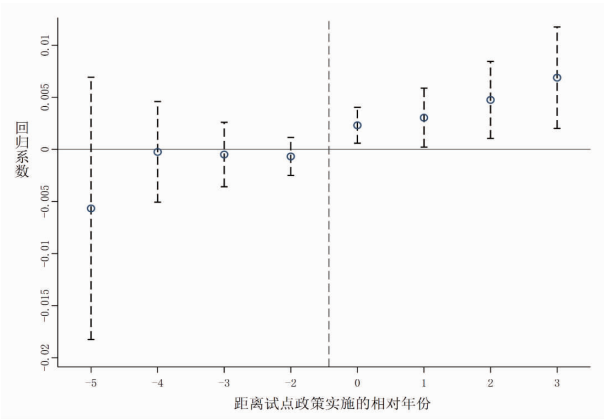


图 1 平行趋势检验

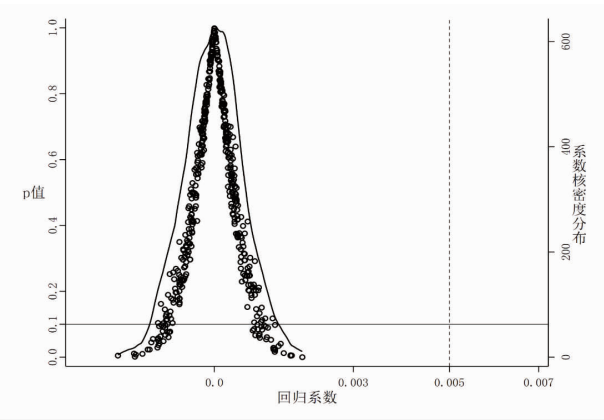


图 2 安慰剂检验

放成为数字政府建设的重要环节,为降低制度性交易成本提供了强大助力,或对民营企业发展产生深远影响。为此,本文借助公共数据开放情况排除数字政府建设的干扰。参照彭怀远^[45]的研究,本文根据民营企业所在地在观测当年是否开通了公共数据开放平台设置虚拟变量(*Opendata*),并将其纳入模型(1)进行回归。第四,本文同时排除了上述事件的影响。如表4所示,试点政策对民营企业高质量发展水平的提升效应仍显著为正,表明本文研究结论不太可能受同期事件的干扰。

4. 样本匹配

考虑到样本间系统性差异也可能干扰结

论,本文通过样本匹配降低此类偏差。本文首先基于混合倾向得分匹配法(PSM)对样本进行匹配。以是否属于试点政策处理组作为被解释变量,本文将模型(1)中的所有控制变量作为协变量进行Logit回归。在此基础上计算倾向得分,根据1:1最近邻无放回匹配规则筛选控制组。由于PSM会导致样本损失^[43],本文还使用协变量的一阶矩进行熵平衡匹配(EBM)。表5汇报了使用PSM和EBM加权样本进行回归的结果,仍支持试点政策促进民营企业高质量发展的结论。

5. 缓解政策非随机性偏误

本文可能受到试点城市选取非随机性的干扰。若处理组和控制组在政策冲击之前的经济社会因素存在显著不同,而这些因素本身就与民营企业高质量发展变化相关,那么,即使不存在试点政策干预,随着时间的推移,两组样本企业的高质量发展水平也可能会呈现差异。为剥离由城市特征驱动的民营企业发展变化的趋势差异,本文借鉴唐飞鹏和霍文希^[46]的思路,控制基期城市特征变量与时间趋势的交互项,使DID结果更准确地反映试点政策的真实效果。由于各城市经济社会因素对企业发展的影响未必呈线性趋势,本文考虑了时间趋势的平方项和三次方项。表6结果显示,试点政策效应项*Pilot*的回归系数显著为正,表明即便存在政策非随机性问题,本文的结论也依然成立。

6. 异质性处理效应

在多期DID中,使用双向固定效应模型可能错误地将较早受到政策冲击的样本作为控制组,造成“禁止对比”问题。为提高稳健性,本文参照Cengiz等^[47]提出的堆叠方法构造异质性稳健DID估计量,即分别为多个处理时间段的处理组寻找合适的对照组。如图3所示,异质性稳健DID估计结果也同样支持试点政策对民营企业高质量发展的推动效应。

变量	(1) HD 排除普惠金融 改革的影响	(2) HD 排除营商环境 改革的影响	(3) HD 排除数字政府 建设的影响	(4) HD 同时排除前述 事件的影响
<i>Pilot</i>	0.005 *** (2.936)	0.004 ** (2.279)	0.004 *** (2.873)	0.004 ** (2.375)
<i>Opendata</i>			0.006 *** (4.142)	0.005 *** (3.466)
<i>Constant</i>	0.619 *** (3.156)	0.727 *** (3.743)	0.593 *** (3.153)	0.684 *** (3.568)
<i>CVs</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Firm/Year FE</i>	YES	YES	YES	YES
<i>N</i>	11480	10175	11553	10102
Adj within R ²	0.409	0.403	0.411	0.404

注:括号内为*t*值;标准误聚类在城市层面;***、**、*表示在1%、5%和10%水平显著。

变量	(1) HD PSM	(2) HD EBM
<i>Pilot</i>	0.005 ** (2.113)	0.005 ** (2.016)
<i>Constant</i>	0.735 ** (2.544)	0.439 (1.031)
<i>CVs</i>	YES	YES
<i>Firm/Year FE</i>	YES	YES
<i>N</i>	5348	11553
Adj within R ²	0.398	0.360

注:括号内为*t*值;标准误聚类在城市层面;***、**、*表示在1%、5%和10%水平显著。

变量	(1) HD	(2) HD	(3) HD
<i>Pilot</i>	0.004 ** (2.436)	0.004 ** (2.437)	0.004 ** (2.298)
<i>Constant</i>	0.764 *** (12.133)	0.749 *** (11.756)	0.752 *** (11.875)
<i>CVs</i> (企业层面)	YES	YES	YES
基期城市变量×时间趋势	YES	YES	YES
基期城市变量×时间趋势平方	NO	YES	YES
基期城市变量×时间趋势三次方	NO	NO	YES
<i>Firm/Year FE</i>	YES	YES	YES
<i>N</i>	11553	11553	11553
Adj within R ²	0.411	0.413	0.414

注:括号内为*t*值;标准误在城市层面聚类;***、**、*表示在1%、5%和10%水平显著。

五、进一步分析

(一) 机制分析

为检验试点政策促进民营企业高质量发展的作用机制,本文采纳江艇^[48]的建议,构建如下模型:

$$MV_{i,t} = \delta_0 + \delta_1 Pilot_{i,t} + CVs_{i,t} + FirmFE + Year FE + \varepsilon_{i,t}$$
(3)

在模型(3)中, $MV_{i,t}$ 表示试点政策影响民营企业高质量发展的机制变量。如果 δ_1 的估计系数符号和显著性符合预期,则可验证“试点政策→机制变量→民营企业高质量发展水平提升”的政策传导路径。

此外,本文借鉴 Chen 等^[49]的研究增加两步法模型以强化机制路径论证。第一步,本文对模型(3)进行回归,保存机制变量的拟合值(MV_hat),该值反映了由试点政策所决定的机制变量水平。第二步,本文将拟合的机制变量带入模型(4)进行回归,通过 φ_1 的估计结果检验试点政策是否通过该机制对民营企业高质量发展产生影响。

$$HD_{i,t} = \varphi_0 + \varphi_1 MV_hat_{i,t} + CVs_{i,t} + FirmFE + YearFE + \varepsilon_{i,t}$$
(4)

1. 政策工具视角:困境破除机制

本文从政策工具纾困解难的视角检验试点政策如何帮助民营企业“破困境之局”,从而为其高质量发展强化基础支撑。从融资的具体方面,本文以 KZ 指数^[50]衡量融资约束程度,该指标越大,表明民营企业面临的融资约束程度越高,越不利于其高质量发展。为便于解释回归系数,本文对此指标取相反数作为融资约束缓解机制的代理变量(NFC)。如表 7 第(1)列所示,反映民营企业融资约束程度的负向指标对试点政策的回归系数显著为正。这一结果表明,试点城市在中央财政支持下进行普惠金融深化改革后,民营企业面临的融资约束程度显著降低。由此可知,通过缓解融资困难,试点政策能为民营企业高质量发展提供坚实的资金基础。

表 7 第(2)列的结果进一步支持了这一逻辑,显示试点政策降低融资约束的效应会显著推动民营企业高质量发展。

从更广泛的制度性交易成本方面,本文参照范合君等^[51]的做法,以管理费用占比间接衡量企业制度性交易成本情况,该指标越大,表明民营企业面临的制度交易性成本越高,对其高质量发展的阻碍越严重。同样地,本文对此指标取相反数作为机制变量(NIC)进行回归。如表 7 第(3)列所示,代表制度性交易成本的负向指标对试点政策的回归系数显著为正。这一结果表明,财政支持试点城市进行普惠金融服务改革显著降低了民营企业面临的制度性交易成本。由此可知,通过缓解制度劣势,试点政策能够为民营企业高质量发展优化制度环境。进一步,表 7 第(4)列的结果支持了这一结论,显示试点政策降低制度性交易成本的积极效应有利于民营企业高质量发展水平的提升。上述回归结果验证了假设 2 的成立,试点政策工具通过纾解融资难题和解除制度枷锁的作用路径,有效破解民营企业面临的困境,从而为其高质量发展赋能。

2. 政策信号视角:创新激励机制

本文从政策信号提振信心的视角检验试点政策如何激励民营企业“立创新之志”,从而为其高质量发展提供动力。从创新资金投入方面,参照谢谦等^[52]的做法,本文以研发投入作为机制变量(IF),该指标越大,表明民营企业对创新战略布局的资金投入力度越大,越利于通往高质量发展之路。如表 8 第(1)列所示,民营企业研发投入对试点政策的回归系数显著为正。这一结果表明,受试点政策影响,民营企业显著增加了研发投入。表 8 第(2)列的结果支持了上述结论,显示试点政策通过提高民营企业研发投入意识显著推动了其高质量发展。

从创新人力资本视角,本文以研发人员占比衡量人力资本结构升级情况(IP)^[53],指标越大表明民营企业进

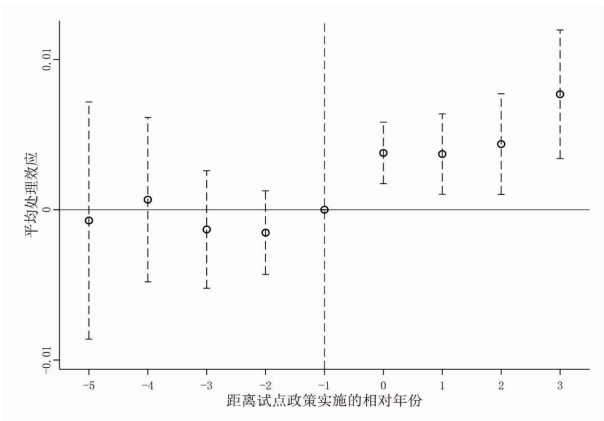


图 3 异质性稳健 DID 估计

表 7 困境破除机制

变量	(1) <i>NFC</i>	(2) <i>HD</i>	(3) <i>NIC</i>	(4) <i>HD</i>
<i>Pilot</i>	0.116 ** (2.028)		0.005 ** (2.121)	
<i>NFC_hat</i>		0.041 *** (2.915)		
<i>NIC_hat</i>				0.922 *** (2.743)
<i>Constant</i>	1.051 (0.143)	0.580 *** (2.906)	-0.678 *** (-2.738)	1.230 *** (4.570)
<i>CVs</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Firm/Year FE</i>	YES	YES	YES	YES
<i>N</i>	11553	11553	11553	11553
Adj within R ²	0.0810	0.410	0.103	0.410

注:括号内为 t 值;标准误聚类在城市层面;***、**、* 表示在 1%、5% 和 10% 水平显著。

行创新人力资本升级布局的意识越强,越能为其高质量发展提供智力资本保障。如表8第(3)列所示,研发人员占比对试点政策的回归系数显著为正。这一结果表明,试点政策能激励民营企业增加研发人员聘用。进一步,如表8第(4)列所示,试点政策通过增加研发人员显著推动了民营企业高质量发展。上述结果支持了假设3,试点政策支持民营企业发展壮大的强烈信号发挥了提振信心作用,能激发民营企业内生活力,提升创新意识,从而为其高质量发展积蓄力量。

(二)异质性分析

1. 资源获取预期

民营企业发展难题不仅表现为资源约束威胁当下生产经营,还体现在长此以往导致的资源获取预期转弱和不确定性感知攀升使其缺乏内生活力,在创新等关键领域的前瞻性布局方面存在犹疑,严重阻碍了朝向高端化变革和通往高质量发展的道路。因此,资源获取预期不稳定性程度较高的民营企业更需要借助试点政策打破“逆势”,并抓住政策机遇期“顺势”转向高质量发展阶段。由此可推知,试点政策可能会对此类民营企业高质量发展产生更为显著的促进效果。

首先,本文从企业年龄视角分析资源获取预期异质性对试点政策效果的影响。年轻民营企业因经营历史较短,普遍缺乏充足的抵押资产、稳固的关系网络和品牌声誉,面临较高的不确定性,难以对资源获取的难易和规模形成稳定预期,进而严重制约了其追求高质量发展的动力和能力。试点政策有助于疏解此类企业的难点痛点,有效缓解资源约束并增强发展信心,从而对其高质量发展产生较为显著的推动作用。成熟民营企业则凭借较长的存续时间,积累了应对不利环境的适应性资本,在理解市场规则、建立非正式渠道方面更具优势,对资源获取的难度与成本已形成较为稳定的预期和应对方案。这使得成熟民营企业能将更多资源配置于长期转型,在转向高质量发展方面本身具备较强的能力。相应地,试点政策对其高质量发展的边际推动作用相对有限。为验证这一逻辑,本文参照彭远怀^[45]的研究,按照企业成立时间的中位数将样本划分为年轻民营企业和成熟民营企业两组进行回归。表9第(1)列和第(2)列的结果与预期相符,显示试点政策对年轻民营企业高质量发展水平的正向影响更加显著。

其次,本文从董事会社会资本的视角分析资源获取预期异质性对试点政策效果的影响。根据资源依赖理论,董事会是企业获取外部资源的关键渠道。董事通过连锁任职等形成的网络关系为企业积累了丰富的社会资本,成为民营企业克服正式制度劣势的重要非正式渠道^[7]。董事会社会资本具有持续效应,即便董事任期届满卸任,其在任职期间与公司人员建立的人际关系仍能得以维系。因此,董事会社会资本丰厚的民营企业往往对资源获取抱有更积极、稳定的预期,具备支撑高质量发展的基础保障和信心。在试点政策实施时,得益于稳定的资源获取预期和由此增强的发展韧性,此类民营企业对普惠金融环境变化的敏感度往往较低。相较而言,董事会社会资本较低的民营企业缺乏克服市场壁垒、隐形歧视的替代渠道,在资源获取上面临更高不确定性,更需借助政策扶持突破发展瓶颈。因此,旨在解决融资难题的试点政策应能对此类弱势民营企业高质量发展产生更为显著的促进效果。为进行实证检验,本文参照林钟高和辛明璇^[53]的研究,从网络位置视角测度董事会社会资本。具体而言,按照董事会中心度的中位数将样本划分为社会资本较高和社会资本较低两组,在此基础上进行分组回归。表9第(3)列和第(4)列的结果支持了上述逻辑,表明试点政策对社会资本较低的民营企业产生了

表8 创新激励机制

变量	(1) <i>IF</i>	(2) <i>HD</i>	(3) <i>IP</i>	(4) <i>HD</i>
<i>Pilot</i>	0.333 *** (3.371)		0.074 ** (2.409)	
<i>IF_hat</i>		0.014 *** (2.915)		
<i>IP_hat</i>				0.064 *** (2.915)
<i>Constant</i>	-0.472 (-0.037)	0.629 *** (3.237)	-8.979 *** (-2.605)	1.196 *** (5.043)
<i>CVs</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Firm/Year FE</i>	YES	YES	YES	YES
<i>N</i>	11553	11553	11553	11553
Adj within <i>R</i> ²	0.025	0.410	0.102	0.410

注:括号内为*t*值;标准误聚类在城市层面;***、**、*表示在1%、5%和10%水平显著。

表9 资源获取预期异质性

变量	(1) <i>HD</i> 年轻民营企业	(2) <i>HD</i> 成熟民营企业	(3) <i>HD</i> 高社会资本	(4) <i>HD</i> 低社会资本
<i>Pilot</i>	0.008 *** (3.317)	0.001 (0.338)	0.003 (1.543)	0.004 ** (1.981)
<i>Constant</i>	0.330 (1.162)	0.908 *** (2.840)	0.796 *** (3.263)	0.524 ** (2.543)
<i>CVs</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Firm/Year FE</i>	YES	YES	YES	YES
<i>N</i>	5253	6199	5077	5738
Adj within <i>R</i> ²	0.372	0.441	0.371	0.432

注:括号内为*t*值;标准误聚类在城市层面;***、**、*表示在1%、5%和10%水平显著;样本损失由`reghdfe`命令自动排除单一观测值(`singleton observations`)所致。

小助微”政策体系,实现从短期帮扶转向长效激励的路径升级。政府部门不仅要创新政策工具推动资源下沉帮助民营企业逆转劣势,还应借坚定不移支持民营企业发展的政策东风提振市场信心,顺势调动民营企业积极性,充分激发民营企业创新战略意识,培育支撑高质量发展的强劲新动能。最后,在解决民营企业发展难题的薄弱环节和重点领域聚力打好政策组合拳,提升“有为政府”赋能“有效市场”的科学决策和精准施政效能。政府部门要继续探索财政金融协同在促进民营经济发展壮大领域的有效模式,合理规划和引导财税体制改革为金融调控拓宽空间,借助合力增强政策工具帮扶民营企业的精准性、直达性和高效性。同时,要加快全面深化改革进程,为利好民营企业高质量发展的各项政策落地提供完善的制度基础保障。

参考文献:

- [1] 厉以宁. 中国道路与民营企业高质量发展[J]. 宏观质量研究,2020(2):1-8.
- [2] 任晓猛,钱滔,潘士远,等. 新时代推进民营经济高质量发展:问题、思路与举措[J]. 管理世界,2022(8):40-54.
- [3] Peng M W. Institutional transitions and strategic choices[J]. Academy of Management Review,2003,28(2):275-296.
- [4] Xin K R,Pearce J L. Guanxi:Connections as substitutes for formal institutional support[J]. Academy of Management Journal,1996,39(6):1641-1658.
- [5] 刘蓝予,周黎安,吴琦. 传统商业文化的长期经济影响——基于明清商帮的实证研究[J]. 管理世界,2021(11):106-120+8.
- [6] 姚梅洁,宋增基,张宗益. 制度负外部性与市场主体的应对——来自中国民营企业的经验证据[J]. 管理世界,2019(11):158-173.
- [7] 林志帆,龙小宁. 社会资本能否支撑中国民营企业高质量发展? [J]. 管理世界,2021(10):56-73.
- [8] 谢斌,许治,陈朝月,等. 民营企业的创新投入与创新效率——基于微观创新调查数据的实证分析[J]. 管理评论,2023(1):108-120.
- [9] 余泳泽,陈建. 税收激励与民营经济创业——来自“营改增”的证据[J]. 经济评论,2025(1):3-19.
- [10] 宋弘,封进,杨婉璇. 社保缴费率下降对企业社保缴费与劳动力雇佣的影响[J]. 经济研究,2021(1):90-104.
- [11] 梁君,汪伟,郭婧,等. 社保缴费与企业创新:基于降费改革的研究[J]. 科研管理,2024(10):172-182.
- [12] 万海远,张尉,陈基平,等. 税收政策支持与企业预期转变[J]. 经济研究,2024(4):24-42.
- [13] 国家税务总局甘肃省税务局课题组,于洋,吕冰洋,等. 增值税留抵退税对企业投资的激励效应研究[J]. 税务研究,2024(9):114-121.
- [14] 王彦平,陶慧芳,李政,等. 积极的货币财政政策促进“国民共进”的效应研究[J]. 管理评论,2024(11):38-49.
- [15] 蔡则祥,杨雯. 普惠金融与金融扶贫关系的理论研究[J]. 经济问题,2019(10):26-31+86.
- [16] 范从来,赵锦春. 普惠金融的共同富裕效应研究[J]. 国际金融研究,2024(3):3-15.
- [17] 高国生,王奇珍,支海兵. 数字普惠金融对农业碳排放强度的影响效应分析[J]. 经济问题,2024(1):57-65.
- [18] 亓浩,周月书,何立峰. 农村金融机构数字化转型与金融服务质效[J]. 财经研究,2024(1):64-78.
- [19] 蔡庆丰,舒少文,邹静娴,等. 普惠金融竞争下的中小银行风险重构——基于大型银行业务下沉的实证发现[J]. 中国工业经济,2025(2):99-117.
- [20] 方先明,刘韞尔. 数字普惠金融发展、资源错配抑制与中小企业景气提升[J]. 经济理论与经济管理,2024(1):39-54.
- [21] Yang G,Yuan G,Kou J,et al. Impact of inclusive finance on private enterprise lending:Evidence from China private enterprise survey[J]. International Review of Economics & Finance,2025,101:104161.
- [22] Dong X,Dong D,Huang L. Enhancing corporate total factor productivity:The dual drivers of inclusive finance and technological progress[J]. International Review of Financial Analysis,2025,103(1):104213.
- [23] 傅顺,王正位,王宇桐,等. 数字金融如何影响企业现金持有? [J]. 审计与经济研究,2023(4):44-52.
- [24] 陈欢,李丹. 数字普惠金融对企业家精神的影响研究——基于城市层面的经验证据[J]. 财贸研究,2024(12):1-12.
- [25] 陈利,张慧琳,谢家智. 数字普惠金融与民营企业创新[J]. 财贸研究,2024(5):101-110.
- [26] 李健,江金鸥,陈传明. 包容性视角下数字普惠金融与企业创新的关系:基于中国 A 股上市企业的证据[J]. 管理科学,2020(6):16-29.
- [27] 王茹婷,彭方平,李维,等. 打破刚性兑付能降低企业融资成本吗? [J]. 管理世界,2022(4):42-64.
- [28] 梅冬州,温兴春,吴娱. 财政扩张、信用违约和民营企业融资困境[J]. 经济研究,2021(3):116-131.
- [29] 田磊,陆雪琴. 减税降费、企业进入退出和全要素生产率[J]. 管理世界,2021(12):56-77.
- [30] 刘冲,刘莉亚. 财政金融政策的协同效应——基于小微贷款利息收入增值税减免的研究[J]. 中国社会科学,2022(9):67-84+205.
- [31] North D C. Institutions,institutional change and economic performance[M]. Cambridge:Cambridge University Press,1990.
- [32] Du J,Lu Y,Tao Z,et al. Getting back a level playing field under state-guided market economy:Evidence from quake donations by non-state-controlled companies in China[J]. Journal of Comparative Economics,2025,53(2):559-583.
- [33] 李新春,肖霄. 制度逃离还是创新驱动? ——制度约束与民营企业的对外直接投资[J]. 管理世界,2017(10):99-112+129+188.
- [34] 韩慧媛,顾晓敏,陈娟娟. 财税激励、数字金融与高新技术企业创新绩效——基于三大城市群的证据[J]. 会计与经济研究,2023(5):146-150.
- [35] 于文超,梁平汉. 不确定性、营商环境与民营企业经营活力[J]. 中国工业经济,2019(11):136-154.
- [36] 高培勇,袁富华,胡怀国,等. 高质量发展的动力、机制与治理[J]. 经济研究,2020(4):4-19.
- [37] 周泽将,罗进辉,李雪. 民营企业身份认同与风险承担水平[J]. 管理世界,2019(11):193-208.

- [38] 万海远,朱志凯,张尉,等. 住房公积金降费的稳就业效果及其解释[J]. 管理世界,2024(4):47-59+120+60-62.
- [39] 鲁晓东,连玉君. 中国工业企业全要素生产率估计:1999—2007[J]. 经济学(季刊),2012(2):541-558.
- [40] 王靖茹,王红建,吴鼎纹. 并购活跃度、全要素生产率与资源错配——来自制造业上市公司的经验证据[J]. 南开管理评论,2025(1):78-90.
- [41] 肖土盛,孙瑞琦,袁淳,等. 企业数字化转型、人力资本结构调整与劳动收入份额[J]. 管理世界,2022(12):220-237.
- [42] Levinsohn J, Petrin A. Estimating production functions using inputs to control for unobservables[J]. Review of Economic Studies,2003,70(2):317-341.
- [43] Olley G S, Pakes A. The dynamics of productivity in the telecommunications equipment industry[J]. Econometrica,1996,64(6):1263-1297.
- [44] 何凡,陈波,黄炜. 行业规范标准化与资本跨区流动——基于企业异地投资的研究[J]. 管理世界,2024(7):204-225.
- [45] 彭远怀. 政府数据开放的价值创造作用:企业全要素生产率视角[J]. 数量经济技术经济研究,2023(9):50-70.
- [46] 唐飞鹏,霍文希. “安居”方能“乐业”:租赁住房供给与稳就业[J]. 数量经济技术经济研究,2025(4):48-68.
- [47] Cengiz D, Dube A, Lindner A, et al. The effect of minimum wages on low-wage jobs[J]. The Quarterly Journal of Economics,2019,134(3):1405-1454.
- [48] 江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J]. 中国工业经济,2022(5):100-120.
- [49] Chen S, Ma H, Wu Q, et al. Common institutional ownership and stock price crash risk[J]. Contemporary Accounting Research,2024,41(1):679-711.
- [50] Kaplan S N, Zingales L. Do investment-cash flow sensitivities provide useful measures of financing constraints? [J]. The Quarterly Journal of Economics, 1997,112(1):169-215.
- [51] 范合君,吴婷,何思锦. “互联网+政务服务”平台如何优化城市营商环境? ——基于互动治理的视角[J]. 管理世界,2022(10):126-153.
- [52] 谢谦,毕文静,金才淇. 税收激励与企业创新——基于固定资产加速折旧政策的检验[J]. 南开管理评论,2025(6):174-185+197.
- [53] 林钟高,辛明璇. 董事网络位置与企业金融资产投资效率[J]. 会计研究,2023(2):79-95.
- [54] 王小鲁,胡李鹏,樊纲. 中国分省份市场化指数报告(2021)[M]. 北京:社会科学文献出版社,2021.
- [55] 申志轩,祝树金,文茜,等. 以有为政府赋能有效市场:政府数字治理与企业投资效率[J]. 世界经济,2025(2):166-195.

[责任编辑:杨志辉]

Fiscal Support for Inclusive Financial Reform Pilot Policy and the High-Quality Development of Private Enterprises

LEI Xiaodong, ZHOU Jian

(Business School/ China Academy of Corporate Governance, Nankai University, Tianjin 300071, China)

Abstract: Based on the quasi-natural experiment of fiscal support for deepening the construction of pilot cities for the comprehensive reform of financial services targeting private, small, and micro-enterprises, this paper employs a difference-in-differences model to empirically examine the impact of the pilot policy of fiscal support for inclusive financial reform on the high-quality development of private enterprises and its underlying mechanisms. The findings show that this pilot policy significantly promotes the high-quality development of private enterprises. The mechanism tests indicate that the pilot policy has served the dual functions of relieving hardship and boosting confidence, which promotes the high-quality development of private enterprises by alleviating financing constraints, reducing institutional transaction costs, and increasing innovation awareness. Further analysis demonstrates that the policy effect of promoting high-quality development through fiscal support for inclusive financial reform is more pronounced for private enterprises with unstable resource access expectations, and the improvement in the quality of the institutional environment synergistically strengthens the policy effect. This paper illustrates how to improve the major sector of inclusive finance and efficiently support the high-quality development of private enterprises from the lens of leveraging fiscal funds to effectively guide the structural reform of the financial supply side, which provides constructive insights into how the promising government can optimize fiscal and financial synergy policies to enable an effective market.

Key Words: high-quality development of private enterprises; fiscal policy; major sector of inclusive finance; fiscal and financial synergy; financing constraints; private economy