

产融合作的稳就业效应 ——基于产融合作试点的经验研究

陈晓东¹, 徐曼²

(1. 广东财经大学 统计与数据科学学院, 广东 广州 510320; 2. 中共珠海市委党校, 广东 珠海 519000)

摘要: 产融合作试点通过引导金融资源精准服务实体经济, 为带动就业提供了重要支撑。在“更大力度稳定和扩大就业”的政策导向下, 文章以国家产融合作试点城市政策的出台为准自然实验, 系统分析并实证检验产融合作的稳就业效应。利用双重差分模型和双重机器学习模型的研究结果表明, 产融合作试点显著提升了企业劳动力雇佣水平, 有助于稳就业目标的实现。机制研究显示, 外部融资获取效应和企业规模扩张效应是产融合作试点发挥稳就业作用的重要影响机制。异质性分析发现, 产融合作试点的稳就业效应主要体现在偿债能力较低、成长性较高、创新水平较低、ESG表现较差以及中西部地区企业中。进一步基于劳动力技能结构的研究表明, 产融合作试点显著提升了企业对较低学历劳动力群体的雇佣数量, 而针对较高学历劳动力群体的就业促进效应并不显著。文章不仅为从产融合作视角探索新的稳就业路径提供了理论依据, 也为产融合作试点政策的进一步完善提供了经验参考。

关键词: 产融合作; 稳就业; 企业劳动力雇佣; 外部融资获取; 企业规模扩张

中图分类号: F249.2 **文献标识码:** A **文章编号:** 1009-0150(2026)01-0082-15

一、引言与文献综述

当前, 我国就业市场面临总量压力与结构性矛盾的双重挑战。从总量来看, 2026届全国普通高校毕业生规模预计达1270万人, 同比增加48万人^①, 且重点人群就业压力较大, 2025年10月全国城镇不包含在校生的16-24岁劳动力失业率为17.3%, 比上年同期上升了0.2个百分点^②。而从结构性矛盾来看, 全球产业链重构与人工智能技术革命叠加, 也使传统制造业面临低端岗位外迁与机器替代人工的双面夹击, 以高技能岗位存在缺口与低技能劳动力过剩为主要特征的就业错配问题突出。2025年政府工作报告强调, 要“加大各类资金资源统筹支持力度, 促进充分就业、提高就业质量”。在此背景下, 亟待通过制度性改革重塑产融互促的就业创造路径, 打破融资难—投资弱—就业差的困局。为持续优化融资环境和产融生态, 进一步增强金融服务实体经济的能力, 工信部、财政部、中国人民银行等机构于2016年开展产业与金融合作试点城市(简称“产融合作试点”)建设并搭建国家产融合作平台。自平台上线以来, 入库企业总数已达34万

收稿日期: 2025-07-24

基金项目: 国家社会科学基金青年项目“中国式现代化进程中统筹金融开放和安全的理论阐释与实践路径研究”(25CKS070)。

作者简介: 陈晓东(1987—), 男, 湖北黄冈人, 广东财经大学统计与数据科学学院副教授;

徐曼(1992—), 女, 河北唐山人, 中共珠海市委党校讲师(通信作者)。

①数据来源于新华网: <https://education.news.cn/2025/12/05/0b6555b37e694cbcb00208581b5141f6/c.html>。

②数据来源于国家统计局: <https://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?zb=A0E01>。

家以上,入驻金融机构数量约3000家,创新金融产品超700项,企业融资总量超过1万亿元^①。

随着国家产融合作试点政策的持续推进,如何科学评估这一重要政策的实施效果逐渐获得学界的广泛关注。现有相关研究主要分为以下两类:第一类研究聚焦产融合作这一模式的内在驱动机制。研究表明,产融合作一方面能够降低实体部门与金融部门之间的信息不对称,从而缓解企业流动性约束(Mahrt-Smith, 2006);另一方面能够降低企业外部融资的交易费用,提高交易稳定性、实现银企共赢(Aghion等, 2005)。第二类研究则聚焦产融合作试点这一创新政策对企业及产业层面的影响,重点考察产融合作试点对企业投资效率(李海彤等, 2024)、企业创新能力(王亚男等, 2024)、企业长期导向韧性(陈邑早等, 2024)、企业高质量发展(韩亮亮和彭伊, 2025)以及产业结构优化升级(王旺和强皓凡, 2023)等方面的影响,并得出诸多有价值的研究结论。然而,产融合作试点的经济效应具有多重性与外溢性,不仅通过直接作用于微观企业的投资决策驱动产业结构优化升级,更有可能通过缓解企业流动性约束、影响企业劳动力雇佣行为对宏观就业市场产生影响。回看现实,我国的产融合作试点政策是否提升了企业的劳动力雇佣水平?若是,其作用机理如何以及呈现出哪些异质性特征?这一政策是否对我国稳就业目标的实现产生了积极作用?在当前以“更大力度稳定和扩大就业”的政策目标导向下,这不仅是政策制定者关心的重大问题,也是值得学界深入研究的重要理论与现实问题。

基于此,本文首先构建理论模型阐述产融合作试点影响企业劳动力雇佣的作用机理和效果,然后利用企业层面的微观数据,采用双重差分法(DID)对其进行实证检验。结果显示,产融合作试点对试点所在城市的企业劳动力雇佣水平具有显著的提升作用,该结论在经过倾向得分匹配—双重差分(PSM-DID)模型和双重机器学习(DML)模型等多重检验后仍然稳健。机制检验结果表明,产融合作试点主要通过外部融资获取效应与企业规模扩张效应促进企业劳动力雇佣。一方面,产融合作试点缓解了银行与企业之间的信息不对称,有助于企业获取更多的外部融资支持,缓解企业流动性约束进而影响其劳动力雇佣决策;另一方面,产融合作试点有助于企业降低融资成本、提高经营效率,帮助企业实现快速稳定发展,在扩大经营规模的同时带动就业增长。进一步的分析表明,在中西部地区及偿债能力较低、成长性较高、创新水平较低、ESG表现较差的企业中,产融合作试点对企业劳动力雇佣的正向影响更加突出。此外,从就业结构来看,产融合作试点仅提升了较低技能劳动力群体的就业水平,而对较高技能劳动力群体的就业水平影响不显著。

本文的边际贡献主要体现为如下三方面:第一,在研究视角上,从劳动力市场切入,系统构建产融合作试点影响企业劳动力雇佣的理论模型并开展实证检验,拓展了产融合作试点宏观经济效应的研究维度,为理解产融合作如何作用于就业稳定提供了新视角。第二,在研究内容上,与已有研究主要基于科技金融、数字金融、续贷限制、票据市场发展等具体金融因素对劳动力市场影响(Benmelech等, 2021; 蔡卫星等, 2023; 叶永卫等, 2023; 周立宏等, 2024; 王帅等, 2025)的逻辑框架不同,本文紧扣产融合作这一制度创新与政策实践,重点关注产业与金融深度融合在资源整合与风险分担方面所发挥的稳就业效应,进一步丰富了金融影响劳动力就业的相关研究。第三,在研究方法上,在传统双重差分模型的基础上,进一步引入双重机器学习(DML)模型进行估计,能够有效处理协变量与被解释变量之间潜在的非线性关系,并在高维协变量场景下缓解“维数诅咒”与多重共线性问题(Chernozhukov等, 2018),从而提升研究结论的稳健性与可靠性。

①数据来源于国家产融合作平台网站: <https://crpt.miit.gov.cn/#/newzcDetail?id=871190392815489024>。

二、政策背景与理论分析

(一) 政策背景

为强化金融服务实体经济的精准性和适配性,优化金融与实体经济之间的耦合协调机制,营造产业与金融良性互动、互利共赢的生态环境,工信部会同中国人民银行等机构于2016年开展产融合作试点工作,在对试点申报地区进行审批后,于2017年2月公布了包含37个城市(区)的产融合作试点名单,试点期限为3年。

产融合作试点工作的核心要求是:依托城市平台,激励地方政府整合产业、金融和政策资源,有效提升服务实体经济的质量。即利用财政资金的杠杆效应和导向功能,增进政企银三方的沟通交流,促进产业和金融深度融合,增强金融对实体经济的服务效能。试点内容^①主要包括:(1)搭建信息交流与共享平台,完善银企对接机制;(2)探索新型金融产品与服务模式,推动实体经济发展;(3)鼓励各类投资基金协调互动,支持重点产业发展;(4)加强财政资金引导,发挥多类型资本协同作用。

图1展示了试点城市与非试点城市的平均从业人数时序对比情况^②。从中可知,在产融合作试点政策实施之前,两类城市的平均城镇单位从业人数呈现大致相同的走势(即先上升后下降);在试点政策实施之后,平均城镇单位从业人数在非试点城市中呈现持续下降的态势,而在试点城市中则保持相对平稳,甚至在波动中呈现出略有上升的态势。这在直观上揭示了产融合作试点政策对稳就业所具有的积极效应,但其严格的因果关系仍有待进一步的计量经济学检验。

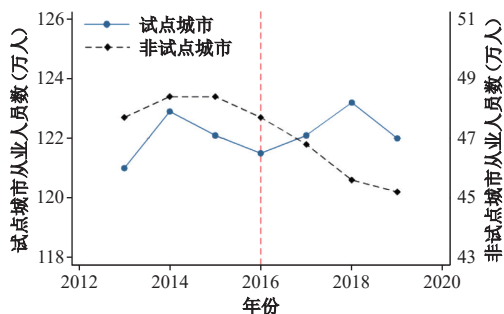


图1 试点与非试点城市平均城镇单位从业人数时序对比图

(二) 理论分析

1. 理论模型构建。本文通过构建两阶段动态模型阐述产融合作试点影响企业劳动力雇佣的作用机理。具体如下:

(1) 基础模型的设定。本文构建如下Cobb-Douglas形式的企业生产函数:

$$Y_t = A_t K_t^\alpha L_t^\beta \quad (1)$$

其中, K_t 和 L_t 分别表示 t 时期企业的资本存量和劳动力雇佣量, A_t 表示 t 时期企业的全要素生产率; $\alpha > 0$ 和 $\beta > 0$ 分别为资本和劳动的产出弹性, 为避免单个企业出现无限扩张而形成垄断, 假定 $\alpha + \beta < 1$ 。

为建立产融合作试点政策变量与企业资本存量之间的关系, 假定资本存量面临如下约束:

$$K_t \leq (1 + \theta_t) F_t \quad (2)$$

$$F_t = F_0 + \gamma D_t \quad (3)$$

其中, $\theta_t \geq 0$ 表示融资杠杆率, 即企业通过外部融资撬动资本存量的能力; F_t 为 t 时期的企业外部融资规模; F_0 为企业初始外部融资规模; D_t 为产融合作试点政策变量; $\gamma > 0$ 表示试点政策效应系数。

① 详见《关于组织申报产融合作试点城市的通知》(工信部联财〔2016〕237号)。

② 根据历年《中国城市统计年鉴》数据整理所得, 不含直辖市。

假定企业规模存在动态调整, $t+1$ 时期的企业规模(S_{t+1})与 t 时期的企业规模(S_t)之间有如下函数关系:

$$S_{t+1} = S_t + \eta F_t \quad (4)$$

其中, $\eta > 0$ 表示资本转化为企业规模的能力。为考虑企业全要素生产率(A_t)的动态变化特征, 假定:

$$A_{t+1} = A_0 S_{t+1}^\delta \quad (5)$$

其中, A_0 表示企业全要素生产率的初始值, $\delta > 0$ 表示规模经济效应。

进一步假定企业规模扩张对其外部融资能力具有一定的提升作用:

$$F_{t+1} = F_0 + \gamma D_{t+1} + \varepsilon S_{t+1} \quad (6)$$

其中, $\varepsilon > 0$ 。

(2)考察企业两期动态决策过程。首先, 在 t 期, 企业面临如下利润最大化问题:

$$\begin{aligned} \max_{K_t, L_t}: \Pi_t &= pY_t - rK_t - wL_t \\ \text{s.t. } K_t &\leq (1+\theta_t)F_t \end{aligned} \quad (7)$$

为求解上述最优化问题, 构建如下拉格朗日函数:

$$L = pA_t K_t^\alpha L_t^{1-\beta} - rK_t - wL_t + \mu[(1+\theta_t)F_t - K_t] \quad (8)$$

利用一阶必要条件: $\frac{\partial L}{\partial L_t} = 0$, $\frac{\partial L}{\partial K_t} = 0$, $\frac{\partial L}{\partial \mu} = 0$, 可求得企业在 t 时期的最优劳动力雇佣量(L_t^*)为:

$$L_t^* = \left[\frac{\beta p A_t}{w} \right]^{\frac{1}{1-\beta}} K_t^{\frac{\alpha}{1-\beta}} \quad (9)$$

将式(2)^①和式(3)代入式(9)可得:

$$L_t^* = \left[\frac{\beta p A_t}{w} \right]^{\frac{1}{1-\beta}} [(1+\theta_t)(F_0 + \gamma D_t)]^{\frac{\alpha}{1-\beta}} \quad (10)$$

故产融合作试点对企业劳动力雇佣的短期影响效应(即外部融资获取效应)为:

$$\frac{\partial L_t^*}{\partial D_t} = \frac{\partial L_t^*}{\partial F_t} \cdot \frac{\partial F_t}{\partial D_t} = \frac{\alpha \gamma (1+\theta_t)}{(1-\beta)} \cdot \left[\frac{\beta p A_t}{w} \right]^{\frac{1}{1-\beta}} [(1+\theta_t)F_t]^{\frac{\alpha+\beta-1}{1-\beta}} > 0 \quad (11)$$

式(11)的经济涵义为: 在短期, 产融合作试点通过增加企业外部融资获取量, 缓解企业流动性约束, 从而直接提升企业当期劳动力雇佣量。

其次, 在 $t+1$ 期, 企业最优劳动力雇佣量(L_{t+1}^*)为:

$$L_{t+1}^* = \left[\frac{\beta p A_{t+1}}{w} \right]^{\frac{1}{1-\beta}} K_{t+1}^{\frac{\alpha}{1-\beta}} \quad (12)$$

将式(2)-(6)代入式(12), 可求得企业在 $t+1$ 时期的最优劳动力雇佣量(L_{t+1}^*)对产融合作试点政策变量(D_t)的偏导数为:

$$\frac{\partial L_{t+1}^*}{\partial D_t} = \frac{\partial L_{t+1}^*}{\partial A_{t+1}} \cdot \frac{\partial A_{t+1}}{\partial S_{t+1}} \cdot \frac{\partial S_{t+1}}{\partial F_t} \cdot \frac{\partial F_t}{\partial D_t} + \frac{\partial L_{t+1}^*}{\partial K_{t+1}} \cdot \frac{\partial K_{t+1}}{\partial S_{t+1}} \cdot \frac{\partial S_{t+1}}{\partial F_t} \cdot \frac{\partial F_t}{\partial D_t} = \frac{\delta \eta \gamma A_{t+1} L_{t+1}^*}{(1-\beta) S_{t+1}} + \frac{\alpha \varepsilon \eta \gamma (1+\theta_{t+1}) L_{t+1}^*}{(1-\beta) K_{t+1}} > 0 \quad (13)$$

式(13)的经济涵义为: 在长期, 产融合作试点通过扩大企业规模、提升企业生产效率进而增加企业劳动力雇佣量。一方面, 企业规模的扩张提高了企业生产效率, 增加了企业边际产出, 从而促使企业雇佣更多的劳动力; 另一方面, 企业规模的扩张增强了企业后续融资能力,

①假定企业能够完全利用外部融资支持, 不存在未被利用的融资额度, 并尽可能增加资本投入以扩大生产, 因此(2)式可取等号。

扩大了资本存量,从而增加了企业对互补性劳动力的需求量。

2.影响机制的进一步阐述。本文接下来进一步阐述产融合作试点影响企业劳动力雇佣的外部融资获取效应和企业规模扩张效应(影响机制如图2所示)。

一是外部融资获取效应。一方面,通过多种类型投资基金的设立以及金融产品与服务模式的创新,产融合作试点能够有效拓展企业外部资金来源,增强外部融资便利性;另一方面,通过搭建产融合作平台,建立多部门的工作协调和信息共享机制,产融合作试点能够有效降低银行与

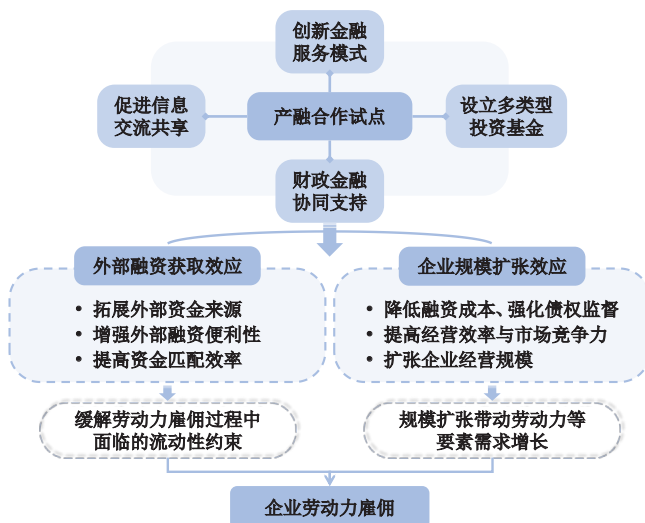


图2 产融合作试点影响企业劳动力雇佣的作用机制

企业之间的信息不对称,提高供需资金的匹配效率(Aghion等, 2005; Mahrt-Smith, 2006),从而有助于企业获取更多的外部融资支持。由于企业支出的员工工资和这些员工未来可能为企业创造的现金流在时间上并不一致(Benmelech等, 2021),企业在作出雇佣决策时会受到资金流动性的限制。当企业面临较高的流动性约束时,将更加倾向于减少临时工和非核心岗位员工的雇佣数量,从而抑制劳动力的雇佣需求(Caggese等, 2019; Bacchetta等, 2019; 余明桂和王空, 2022)。此时,若能获得外部融资支持来缓解企业的流动性约束,将有助于释放企业的劳动力雇佣需求、提升企业盈利能力。诸多研究表明,外部融资支持对企业的雇佣决策具有十分重要的影响。例如,刘彩霞等(2023)认为,短期债务融资显著提升了企业雇佣员工的数量;Jiménez等(2017)、Chodorow-Reich(2014)的研究均表明,企业间接融资规模与其劳动力雇佣数量之间存在正向关联性;Aterido等(2011)针对成熟经济体的研究,进一步证实了企业债务融资与其雇员数量之间的正向因果关系。

二是企业规模扩张效应。通过银企信息交流、金融服务创新和融资渠道拓展等途径,产融合作试点在强化债权监督的同时,也将通过为处于成长期的企业提供低成本、长期且稳定的外部资金来源,助力其提高企业经营效率、实现规模化经营,从而推动企业规模的进一步扩张。诸多研究表明,企业规模的扩张能够有效带动劳动力雇佣需求的增长。一方面,企业规模的扩张可以直接带动企业在生产、物流、销售、研发、管理等各环节吸纳更多的劳动力就业(毛其淋和王玥清, 2023; 丁守海和陈雯雯, 2025);另一方面,企业规模的扩张所带来的规模经济也会进一步提高企业生产效率,提高劳动要素的边际产出,从而激励企业雇佣更多的劳动力。此外,企业规模的扩张与规模经济能够增强企业市场竞争力,并通过企业产品或服务价格降低所带来的收入效应提升产品市场的需求量。这些均会促进企业生产规模的进一步扩大和劳动力雇佣量的进一步增加(王永钦和董雯, 2020; 李磊等, 2021)。根据上述理论分析,本文提出如下研究假设。

假设1: 产融合作试点能够增加企业劳动力雇佣数量,发挥稳就业效应。

假设2: 外部融资获取效应是产融合作试点发挥稳就业效应的重要作用机制。

假设3: 企业规模扩张效应是产融合作试点发挥稳就业效应的重要作用机制。

三、研究设计

(一) 计量模型构建

为检验产融合作试点对企业劳动力雇佣的影响,本文参考王亚男等(2024)的研究,构建如下双重差分(DID)模型:

$$Lnemp_{ict} = \alpha + \theta Treat_c \times Time_t + \rho X_{ict} + \mu_i + \delta_t + Indtime_{jt} + Protime_{pt} + \varepsilon_{ict} \quad (14)$$

其中, i 代表企业, c 代表城市, t 代表年份。本文的被解释变量 $Lnemp$ 为企业劳动力雇佣,取企业在相应年份的雇员人数的对数;核心解释变量为 $Treat \times Time$,当企业所在城市为产融合作试点政策城市时,处理变量 $Treat$ 赋值为1,否则赋值为0;当所处年份为2017年及以后时,时间变量 $Time$ 赋值为1,否则赋值为0。

参考相关研究(毛其淋和王玥清, 2023; 沈坤荣等, 2024),企业层面的控制向量(X)主要包括:企业实际控制人类型($State_own$),以反映公司股权性质;第一大股东持股比例($Largest_holder$),以反映公司股权集中度;流动比率($Current_ratio$),以反映公司偿债能力;固定资产周转率($Fix_turnover$)和总资产周转率($Tot_turnover$),以反映公司经营能力;管理层持股比例($Manager_holder$),以反映公司治理结构;营业利润增长率(Pr_growth),以反映公司成长性;资产收益率(Roa),以反映公司盈利能力。

模型(14)中, μ 为企业固定效应,旨在控制仅随企业而变的特征因素; δ 为年份固定效应,旨在控制仅随时间而变的特征因素。此外,模型(14)还通过纳入行业-年份固定效应($Indtime$)与省份-年份固定效应($Protime$),进一步缓解行业时序异质性和区域时空动态特征对参数估计可能产生的内生性偏误。 ε 为随机扰动项。模型(14)采用高维固定效应(HDFE)模型进行估计,其核心待估参数为 θ ,以衡量产融合作试点对企业劳动力雇佣的影响程度。根据前文的理论分析,本文预期 θ 值显著为正。在进行参数估计时,采用同时在城市和行业两个维度上进行聚类的稳健标准误,以处理异方差与组内自相关问题。

为进一步检验产融合作试点影响企业劳动力雇佣的作用机制,本文参考江艇(2022)的研究,构建如下模型:

$$Exfin_{ict} = \alpha + \theta Treat_c \times Time_t + \rho X_{ict} + \mu_i + \delta_t + Indtime_{jt} + Protime_{pt} + \varepsilon_{ict} \quad (15)$$

$$Lnasset_{ict} = \alpha + \theta Treat_c \times Time_t + \rho X_{ict} + \mu_i + \delta_t + Indtime_{jt} + Protime_{pt} + \varepsilon_{ict} \quad (16)$$

其中,式(15)和式(16)分别用以检验产融合作试点影响企业劳动力雇佣的外部融资获取机制与企业规模扩张机制。 $Exfin$ 表示企业外部融资水平,借鉴李海彤等(2024)的研究,以企业当年取得借款收到的现金与期初总资产之比衡量; $Lnasset$ 表示企业规模,参考毛其淋和王玥清(2023)、王亚男等(2024)的研究,以企业总资产的对数衡量。其他符号定义同前文。

(二) 数据说明

我国分别于2016年、2020年和2024年相继开展三批次产融合作试点城市(区)申报与审批工作,每次试点期限均为3年。本文主要采用第一批产融合作试点城市^①进行后续的实证分析,主要原因在于:第一,第一批试点城市在后续批次的申报和审批过程中存在部分退出现象,因此,若将样本时间范围延伸至第二批试点期间,可能会对模型估计结果产生干扰(陈邑早等, 2024);第二,第一批产融合作试点地区除部分直辖市所在的区外均为城市,但第二批试点地区

①第一批产融合作试点涵盖我国23个省份的37个城市(区),分别为:海淀区、顺义区、南昌市、赣州市、重庆市、浦东新区、嘉定区、义乌市、桐乡市、慈溪市、唐山市、贵阳市、长沙市、株洲市、桂林市、成都市、绵阳市、宝鸡市、厦门市、吉林市、潍坊市、德州市、哈尔滨市、齐齐哈尔市、芜湖市、南京市、苏州市、盘锦市、宜昌市、深圳市、汕头市、佛山市、滨海新区中心商务区、洛阳市、许昌市、乌鲁木齐市、哈密市。

中除了城市外,还包括较多的区^①,这种行政级别的不一致同样可能对实证结果产生干扰。

由于试点期限为三年,故本文将样本的时间跨度确定为2012-2019年。国家产融合作试点城市信息来源于工信部、财政部和中国人民银行官网,通过手工整理获取。公司基本信息、ESG和专利数据来源于CNRDS数据库,员工学历结构数据来源于Wind数据库,其他数据来源于CCER数据库。在进行模型估计之前,对数据作如下预处理:剔除金融业企业;剔除ST或*ST企业;删除含缺失值的样本点;剔除直辖市样本点;对全部连续变量进行首尾各1%的Winsorize处理,以便消除极端样本点对计量模型估计的不利影响。最终获得12 728个有效观测值。相关变量释义及描述性统计如表1所示。

表 1 主要变量释义及描述性统计

	变量符号	变量名称	变量释义	平均值	中位数	标准差	最小值	最大值	样本量
被解释变量	<i>Lnemp</i>	企业劳动力雇佣	企业员工数的对数	7.755	7.742	1.244	2.398	12.34	12 728
解释变量	<i>Treat</i> × <i>Time</i>	产融合作试点	详见正文	0.113	0	0.317	0	1	12 728
	<i>State_own</i>	实际控制人类别	国有控股取值1 否则取值0	0.400	0	0.490	0	1	12 728
	<i>Largest_holder</i>	第一大股东持股比例(%)	第一大股东出资额÷ 公司总股本	33.92	31.82	14.60	3.620	74.96	12 728
	<i>Current_ratio</i>	流动比率(%)	流动资产÷流动负债	223.4	154.0	238.9	26.54	1801	12 728
控制变量	<i>Fix_turnover</i>	固定资产周转率	营业总收入÷固定资产 总额	7.812	2.811	21.35	0.270	174.4	12 728
	<i>Tot_turnover</i>	总资产周转率	营业总收入÷总资产	0.645	0.544	0.451	0.064	2.648	12 728
	<i>Manager_holder</i>	管理层持股比例(%)	管理层持股占公司总股数 的比例	5.011	0.014	11.73	0	61.56	12 728
	<i>Pr_growth</i>	营业利润增长率(%)	本年营业利润增长额÷ 上年营业利润总额	0.207	0.129	3.802	-17.05	18.74	12 728
	<i>Roa</i>	资产收益率(%)	税后净利润÷总资产	5.722	5.149	6.696	-19.06	29.05	12 728
中介变量	<i>Lnasset</i>	企业规模	企业总资产的对数	22.21	22.11	1.228	19.52	26.06	12 728
	<i>Exfin</i>	外部融资水平	企业当年取得借款收到的 现金与期初总资产之比	0.185	0.146	0.178	0	0.826	12 524

四、实证结果分析

(一) 基准回归结果

基准回归结果如表2所示。其中,第(2)列在第(1)列的基础上增加了企业层面的控制变量;第(3)列在第(2)列的基础上纳入省份×年份固定效应,以控制同时随省份和年份变化的不可观测因素对企业劳动力雇佣的影响;第(4)列在第(3)列的基础上进一步纳入行业×年份固定效应,以控制同时随行业 and 年份变化的不可观测因素对企业劳动力雇佣的影响。

由表2第(1)–(4)列可知,核心解释变量(*Treat*×*Time*)的系数估计值均至少在5%的水平上显著为正。以第(4)列的回归

表 2 基准回归结果:产融合作试点对企业劳动力雇佣的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Treat</i> × <i>Time</i>	0.0860*** (0.029)	0.0854** (0.032)	0.0927*** (0.027)	0.0786*** (0.021)
常数项	7.7449*** (0.003)	7.4957*** (0.092)	7.4772*** (0.091)	7.4725*** (0.095)
控制变量	否	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
省份×年份固定效应	否	否	是	是
行业×年份固定效应	否	否	否	是
观测值	12 728	12 728	12 728	12 728
调整R ²	0.876	0.885	0.886	0.888

注:***、**、*分别表示1%、5%和10%的显著性水平;括号内为在城市和行业两个维度上同时进行聚类的稳健标准误。下同。

①如宁波市鄞州区、陕西省杨凌示范区、青岛市即墨区、广州市越秀区、河北省雄安新区等。

结果为例, $Treat \times Time$ 的系数估计值为0.0786, 意味着相对于控制组公司而言, 处理组公司的劳动力雇佣数量平均增加了8.18% ($e^{0.0786} - 1$)。上述回归结果表明, 产融合作试点显著提升了企业劳动力雇佣水平。假设1获得了初步的经验证据支持。

(二) 稳健性检验

1. 共同趋势假设的检验。共同趋势假设是DID模型识别因果效应的前提条件 (Roberts和Whited, 2013), 该假设要求试点政策实施之前, 处理组公司劳动力雇佣量的变动情况与控制组相比无显著差异。本文借鉴王帅等 (2025) 的研究, 采用事件研究法对共同趋势假设进行检验。具体而言, 本文以开启产融合作试点工作的前一年 (即2015年) 作为基准年份, 围绕政策时点设置年份虚拟变量 $Year$, 并将其与处理变量 $Treat$ 相乘, 构建如下计量模型:

$$Lnemp_{ict} = \alpha + \sum_{m=2012}^{2019} \beta_m Treat_c \times Year^m + \rho X_{ict} + \mu_i + \delta_t + Indtime_{jt} + Protime_{pt} + \varepsilon_{ict} \quad (17)$$

由图3可知, 交乘项 ($Treat \times Year$) 的系数估计值在2016年之前均不显著, 从2017年开始均显著为正, 由此可知满足共同趋势假设。

2. 安慰剂检验。为了排除可能存在的遗漏变量偏误和其他竞争性解释, 借鉴Ferrara等 (2012) 的处理思路, 采用随机分配处理组的测试方法作安慰剂检验。具体而言, 本文在全部企业中随机抽取特定数量的企业作为“伪处理组”, 并确保“伪处理组”中的企业数量与实际处理组中的企业数量相等。接着, 构建“伪处理组”哑变量以及对应的“伪产融合作试点”变量, 并在此基础上重新对模型 (14) 进行参数估计, 得到“伪产融合作试点”变量的参数估计结果。重复上述过程1000次, 并绘制“伪产融合作试点”变量系数估计值的概率分布图 (如图4所示)①。

由图4可知, 系数估计值大体呈现以0为中心的对称分布, 绝大部分的系数估计值都非常接近于0, 且1000次随机抽样所获得的全部系数估计值的绝对值均小于0.0786。这表明, 与安慰剂检验所得系数相比, 实际的系数估计值处于极端水平, 为异常值。安慰剂检验的结果增强了本文基本结论的有效性。

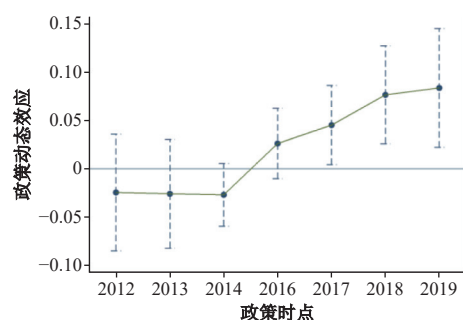


图3 共同趋势假设检验

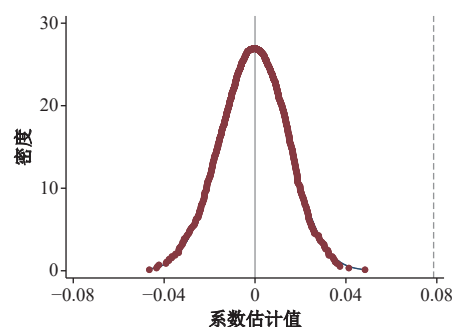


图4 变量系数估计值的概率分布图

3. 其他稳健性检验。②本文还采用以下方法进行稳健性检验: (1) 将控制变量滞后一期。考虑到企业层面的控制变量对被解释变量的影响可能存在一定的滞后性, 本文将基准模型中控制变量的当期项替换为滞后一期项。(2) 变换标准误的聚类层面。分别尝试采用在企业 and 城市层面聚类的稳健标准误。(3) 改变面板数据类型。采用非平衡面板数据对模型进行估计。(4) 采用

①虚线为基准回归中政策变量系数估计值所在位置。

②限于篇幅, 其他稳健性检验结果未列示, 备索。

倾向得分匹配-双重差分(PSM-DID)模型进行估计。为尽可能减小处理组与控制组之间的公司特征差异,降低因自选择问题所导致的系数估计偏误,本文首先以模型(14)中的控制变量作为协变量采用倾向得分匹配法(PSM)对样本进行处理,然后再进行DID估计。(5)进一步控制城市特征变量。理论上,部分随时间而变的城市特征因素可能会对企业劳动力雇佣产生影响,因此,本文尝试在基准模型中进一步纳入城市层面的控制变量,包括地区生产总值、人均地区生产总值、第二产业增加值占GDP的比重、第三产业增加值占GDP的比重、金融机构年末存款余额以及金融机构年末贷款余额。(6)采用双重机器学习(DML)模型进行估计。尽管双重差分模型(DID)被广泛应用于政策效果评估,但仍然存在一定的局限性:一是需要严格假定协变量与被解释变量之间具有线性关系;二是当存在多个维度的协变量时容易出现“维数诅咒”和严重多重共线性等问题(张涛和李均超, 2023)。为缓解上述问题,本文利用Chernozhukov等(2018)提出的双重机器学习(DML)模型进一步检验产融合作试点对企业劳动力雇佣的影响。具体的机器学习算法包括随机森林、拉索回归、梯度提升和支持向量机等。采用上述方法的估计结果表明基准回归的结论具有稳健性。

(三)作用机制检验

前文理论分析结果表明,产融合作试点可能通过外部融资获取效应和企业规模扩张效应对企业劳动力雇佣产生影响。有鉴于此,本文进一步对上述两类作用机制进行实证检验。

1.外部融资获取效应。本文利用模型(15)对外部融资获取效应进行检验。由表3第(1)列可知,产融合作试点($Treat \times Time$)对企业外部融资水平($Exfin$)具有显著的正向影响,该结果证实了外部融资获取效应的存在,故研究假设2获得了经验证据的支持。

2.企业规模扩张效应。本文利用模型(16)对企业规模扩张效应进行检验。由表3第(2)列可知,产融合作试点($Treat \times Time$)对企业规模($Lnasset$)的影响系数显著为正,该结果证实了企业规模扩张效应的存在,研究假设3得以验证。

(四)异质性分析

本文尝试从地区差异和企业特征进行异质性分析。一方面,考察产融合作试点在不同组别情形下的政策效果差异,从而为提出更具针对性的对策建议提供事实依据;另一方面,也从侧面进一步印证前文提出的理论机制。

1.地区异质性。我国不同地区的金融发展程度与企业融资渠道均有所差别,由此可能导致产融合作试点的稳就业效应存在地区异质性。一方面,中西部地区的金融发展程度较低,银企之间信息不对称和企业获取外部融资的难度更加突出(钱雪松等, 2017),因此产融合作试点能够通过提高企业外部融资便利度增加企业劳动力雇佣数量,其政策效果或许更加明显。另一方面,产融合作试点所涉及的金融主体仍然是银行等传统金融机构,中西部地区金融市场的不完善致使企业融资渠道较为单一,对银行贷款等传统融资渠道的依赖程度更高,因此该地区企业受产融合作试点的影响可能更加突出。由此,本文预期相对于东部地区,产融合作试点对企业劳动力雇佣的正向影响在中西部地区更为显著。

为对此进行检验,本文将全样本分割为东部与中西部地区两个子样本,并分别作回归分

表3 作用机制检验结果

变量	(1)	(2)
	外部融资 获取效应 $Exfin$	企业规模 扩张效应 $Lnasset$
$Treat \times Time$	0.0184*** (0.005)	0.0513** (0.021)
控制变量	是	是
观测值	12 524	12 728
调整 R^2	0.673	0.901

析。由表4第(1)、(2)列可知,东部地区子样本的政策变量系数小于中西部地区,组间系数差异为-0.102,且在1%的水平上显著。该实证结果证实了上述理论预期。

表 4 异质性分析结果:地区和企业偿债能力

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	地区		流动比率		资产负债率	
	东部地区	中西部地区	流动比率较高	流动比率较低	资产负债率较低	资产负债率较高
<i>Treat×Time</i>	0.0424* (0.023)	0.1441*** (0.041)	0.0426 (0.030)	0.1228** (0.043)	0.0047 (0.052)	0.1103** (0.039)
控制变量	是	是	是	是	是	是
观测值	7 680	5 040	6 234	6 241	6 271	6 244
调整R ²	0.881	0.898	0.908	0.894	0.913	0.900
组间系数差异	-0.102(P=0.000)		-0.080(P=0.002)		-0.106(P=0.000)	

注:在利用高维固定效应(HDFE)模型进行分组回归分析时,部分子样本因出现少量单例观测值(singleton observations)而被自动删除,导致各子样本的观测值之和略少于样本容量。

2.企业偿债能力异质性。不同偿债能力的企业在经营风险、流动性约束程度等方面均存在差异,因而受产融合作试点政策的影响可能有所不同。一方面,银行等金融机构对企业的风险感知水平与企业的履约能力密切相关(左勇华等, 2025),偿债能力较低的企业通常预示着其可能存在较高的经营风险,因而需要更为充分的信息披露才能获得外部融资支持(李政大等, 2024),而产融合作平台的搭建有助于缓解银企之间的信息不对称,提升企业信息披露质量,促使高质量企业在扩大外部融资水平的同时降低融资成本,从而有助于其扩大经营规模、增加劳动力雇佣。另一方面,偿债能力较低的企业通常面临更高的流动性约束,其劳动力雇佣决策受外部融资获得性的影响更加明显,因而也更容易受到产融合作试点政策的影响。据此,本文预期在偿债能力较低的样本企业中,产融合作试点的稳就业效应更加突出。

为对此进行检验,本文借鉴马晓青等(2012)的研究,分别采用流动比率和资产负债率来衡量企业的短期与长期偿债能力。由表4第(3)–(6)列可知,在偿债能力较低(流动比率较低或资产负债率较高)的企业组别中,产融合作试点对企业劳动力雇佣的影响系数更大,且组间系数差异均通过显著性检验。该结果证实了上述理论预期。

3.企业成长异质性。成长性不同的企业对外部融资的需求程度有所区别(李政大等, 2024),因而有可能受到产融合作试点的差异性影响。理论上,相较于低成长性企业,高成长性企业的资金需求通常更加强烈,也更有可能在产融合作试点的政策助力下获取外部融资、扩大经营规模,进而增加劳动力雇佣。由此,本文预期产融合作试点的稳就业效应在高成长性企业中更加突出。

为对此进行检验,本文借鉴方颖等(2024)的研究,将营业收入增长率作为衡量企业成长性的指标,以该指标的中位数为界将全样本划分为高成长性企业组别与低成长性企业组别,然后进行分组回归。实证结果表明,仅在高成长性企业组别中,产融合作试点对企业劳动力雇佣的影响显著为正;而在低成长性企业组别中,上述影响并不显著[见表5第(1)、(2)列]。该结果证实了上述理论推断。

4.企业创新水平异质性。在推动经济高质量发展的现实背景下,企业的创新能力备受学界关注。创新能力不仅会影响企业产品的市场竞争力,还会对企业的融资渠道产生影响。一般而言,创新水平较高的企业通常能够获得更多的政府补贴、税收优惠以及风险投资等外部资金支

持(Dai和Wang, 2019; 熊凌云等, 2025), 由此可见, 对此类企业而言, 产融合作试点通过外部融资获取效应带动企业劳动力雇佣量增长的影响效果相对较弱。因此, 本文预期, 在创新水平较低的企业中, 产融合作试点的稳就业效应更加突出。

为对此进行检验, 本文尝试将全样本划分为创新水平较高企业组别(发明专利获得量大于零)与创新水平较低企业组别(发明专利获得量等于零), 然后分别进行回归分析。分组回归的实证结果显示, 尽管产融合作试点对两类不同企业的劳动力雇佣均具有显著的正向影响, 但是在创新水平较低的企业组别中, 上述影响系数显著更大[见表5第(3)、(4)列]。该结果证实了上述理论预期。

表 5 异质性分析结果: 企业成长性、创新水平和ESG表现

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	营业收入增长率		发明专利获得量		ESG评分	
	较低	较高	等于零	大于零	评分较低	评分较高
<i>Treat</i> × <i>Time</i>	0.0294 (0.038)	0.0908*** (0.023)	0.1264*** (0.030)	0.0672** (0.025)	0.1487*** (0.030)	0.0344 (0.021)
控制变量	是	是	是	是	是	是
观测值	6 247	6 043	6 977	5 196	6 079	6 041
调整R ²	0.903	0.897	0.874	0.921	0.887	0.914
组间系数差异	-0.061(P=0.022)		0.059(P=0.002)		0.114(P=0.000)	

注: 由于分组变量存在少量缺失值且部分子样本存在少量单例观测值(singleton observations), 导致各子样本的观测值之和略少于样本容量。

5.企业ESG表现异质性。作为衡量企业在环境保护、社会责任履行以及公司治理能力方面表现状况的综合性指标, ESG(environment, social, governance)获得了实务界的广泛认可和学界的持续关注。已有研究表明, 企业ESG表现对其外部融资获取存在显著影响(李增福和冯柳华, 2022), 因此, 产融合作试点稳就业效应的发挥也可能受到企业ESG表现的影响。产融合作试点主要依托银行等金融机构发挥稳就业效应, 然而, ESG表现较好的企业通常具有良好的声誉, 这有助于企业获取更多的商业信用融资(李增福和冯柳华, 2022), 降低其对银行等金融机构融资渠道的依赖程度, 因而受产融合作试点的影响较弱。由此, 本文预期在ESG表现较差的企业中, 产融合作的稳就业效应更加突出。

为对此进行检验, 本文以ESG评分的中位数为界将全样本划分为ESG表现较好企业组别与ESG表现较差企业组别, 然后对两组子样本分别进行回归分析。分组回归的结果显示[见表5第(5)、(6)列], 产融合作试点对企业劳动力雇佣的正向影响系数在ESG表现较差的企业组别中显著更大。该结果证实了上述理论预期。

(五)进一步的讨论: 产融合作试点与企业雇佣劳动力的技能结构

前文主要从就业规模视角分析产融合作试点的稳就业效应。2025年《政府工作报告》提出, 不仅要实现充分就业, 而且要提高就业质量, 缓解结构性就业矛盾。因此, 本文接下来进一步探讨产融合作试点对企业雇佣劳动力的技能结构的影响, 从就业质量视角评估产融合作试点的稳就业效应。

一方面, 根据前文的理论分析, 当企业缺乏外部融资支持、面临较高的流动性约束时, 将更加倾向于减少临时工和非核心岗位员工的雇佣数量, 而该类型员工的技能水平通常较低, 因此产融合作试点通过外部融资获取效应对较低技能劳动力雇佣量的影响或许更加突出。另一方面, 前文的异质性分析结果表明, 产融合作试点对企业劳动力雇佣的正向影响在西部地区及创

新水平较低的企业中更为突出。考虑到西部地区的劳动力技能结构相对偏低,并且对创新水平较低的企业而言,其雇员构成中较低技能员工的人数占比相对更高(李小瑛和张宇平, 2024), 由此, 本文预期产融合作试点对企业较低技能劳动力雇佣的正向影响应该更加突出。

借鉴李逸飞等(2023)、李小瑛和张宇平(2024)的研究, 本文以学历水平作为衡量劳动力技能高低的指标, 实证检验产融合作试点对企业不同学历水平劳动力雇佣的影响。由表6可知, 产融合作试点仅对企业较低学历(高中及以下)的劳动力雇佣产生显著正向影响, 尽管其对企业较高学历劳动力雇佣的影响系数也为正, 但在统计意义上并不显著。该结果证实了上述理论预期。这一结论的启示意义在于, 在促进充分就业、提高就业质量的政策目标下, 需进一步完善产融合作试点政策, 增强其对企业高技能劳动力雇佣的促进作用。

表 6 产融合作试点与企业雇佣劳动力的技能结构

变量	(1) 研究生	(2) 本科	(3) 专科	(4) 高中及以下
<i>Treat</i> × <i>Time</i>	0.0331 (0.041)	0.0320 (0.023)	0.0148 (0.027)	0.1018*** (0.026)
控制变量	是	是	是	是
观测值	1 875	11 589	11 421	7 646
调整R ²	0.921	0.885	0.878	0.886

五、研究结论与政策启示

本文基于我国上市公司数据, 采用双重差分(DID)模型分析产融合作试点的稳就业效应, 从提升金融服务实体经济效率的视角挖掘实现稳就业目标的政策举措。研究结果表明: 产融合作试点对所在城市具有显著的稳就业效应。该效应的发挥源于外部融资获取和企业规模扩张两种效应的共同作用, 即产融合作试点在提升企业外部融资水平、缓解企业流动性约束的同时, 也提高了企业经营效率、扩大了企业经营规模, 并由此带动企业劳动力雇佣数量的增长。但异质性分析结果显示, 产融合作试点的稳就业效应受到所在地区金融发展程度以及所在企业偿债能力、成长性、创新水平、ESG表现多重因素的影响, 需要提高政策设计的精准性与针对性。值得注意的是, 产融合作试点对不同技能水平劳动力的就业促进效应并非均质扩散, 具体表现为显著增加了企业对较低技能劳动力的雇佣需求, 但对较高技能劳动力就业并无显著影响。这一发现对有效缓解低技能劳动力市场“需求大、岗位少”的供需错配问题, 进而纾解结构性就业矛盾、优化劳动力市场资源配置具有重要现实意义。基于上述研究结论, 本文的政策启示如下:

- 第一, 鉴于产融合作试点能显著提升试点所在地区企业的劳动力雇佣水平, 建议从以下三方面深化产融合作试点以进一步发挥其稳就业效应: 一是实施基于地区差异的梯度化扩容, 优先将中西部地区融资约束强但就业潜力大的城市纳入试点, 并建立区域联盟共享融资和用工数据, 在充分发挥产融合作就业促进效应的同时, 进一步优化政策靶向性, 防范系统性金融风险; 二是加快构建多元化金融主体协同机制, 打破传统银行主导的单一供给格局, 通过制度设计引导非银行金融机构(如创投基金、融资租赁公司、商业保理机构等)深度参与产融合作试点, 从而提高产融合作平台金融产品创新与服务模式创新的效率; 三是构建“就业—金融”联动监测体系, 设置就业弹性系数预警机制, 触发政策动态调整, 进一步发挥政策效能。
- 第二, 考虑到产融合作试点的稳就业效应在不同地区和不同类型企业中存在显著的异质性, 为增强试点政策的精准性和政策实施效果, 建议构建“区域—企业”双维差异化政策体系: 在中西部地区, 应更加注重利用产融合作试点解决企业融资方面的难题, 具体可设立专项融资

担保基金,对特色产业提供贴息贷款并绑定一定比例的新增就业岗位要求,同时搭建政银企数据平台简化融资流程,进一步降低贷款交易成本;在东部地区,则应探索更加多元化的就业促进举措,如试点“产业链+就业”联动模式,对供应链核心企业实施就业增长挂钩的利率优惠。对于偿债能力偏低的企业,应进一步完善其信用评价体系,为这类企业提供更多的信息披露指导以及融资便利,从而减轻其融资压力,扩大劳动力雇佣规模;对于创新水平不高的企业,建议将技术改造补贴和产融合作试点政策相结合,鼓励获得融资支持的企业将适度比例的资金用于员工技能培训,从而推动劳动力技能结构升级,强化产融合作试点对高质量就业的促进作用。

第三,产融合作试点主要增加了企业对较低技能劳动力的需求,为适当缓解低技能劳动力就业压力提供了重要途径,也为纾解就业市场的结构性矛盾争取了宝贵的时间窗口。政府与企业应抢抓窗口,尽快加大对劳动力技能培训的资金投入,不断提高低技能劳动力素质以更好地适配产业升级背景下的就业需求。建议实行“融资+培训”捆绑政策,引导获取融资支持的产业企业将不低于融资额一定比例的资金用于劳动力技能培训,并且逐步建立健全培训支出的税收抵扣机制,持续加大对高技能人才的培育力度,为产业升级和经济高质量发展筑牢基础。

主要参考文献:

- [1] 蔡卫星,韦庆芳,林航宇. 数字金融发展的劳动力需求效应——来自2000万在线招聘岗位的经验证据[J]. 金融研究,2023,(10).
- [2] 陈昌早,解纯慧,王圣媛. 产融合作与企业长期导向韧性[J]. 财经研究,2024,(10).
- [3] 丁守海,陈雯雯. 企业市值规模对劳动力雇佣的影响[J]. 湖南大学学报(社会科学版),2025,(1).
- [4] 方颖,汪怀,郭晔. 贷款市场化定价、企业融资成本与信贷配置效率[J]. 金融研究,2024,(4).
- [5] 韩亮亮,彭伊. 产融合作能促进企业高质量发展吗——来自国家产融合作试点城市建设的经验证据[J]. 中南财经政法大学学报,2025,(3).
- [6] 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).
- [7] 李海彤,王化成,曹丰. 产融合作与企业投资效率——基于试点城市的准自然实验[J]. 南开管理评论,2024,(6).
- [8] 李磊,王小霞,包群. 机器人的就业效应:机制与中国经验[J]. 管理世界,2021,(9).
- [9] 李小瑛,张宇平. 机器人如何塑造企业技能结构?——兼析机器人技术进步的偏向[J]. 经济评论,2024,(4).
- [10] 李逸飞,李金,肖人瑞. 社会保险缴费征管与企业人力资本结构升级[J]. 经济研究,2023,(1).
- [11] 李增福,冯柳华. 企业ESG表现与商业信用获取[J]. 财经研究,2022,(12).
- [12] 李政大,李凤,赵雅婷. 环境信息披露的融资效应——来自重污染企业的证据[J]. 审计与经济研究,2024,(1).
- [13] 刘彩霞,陈学胜,谢雁翔. “稳金融”与“稳就业”冲突吗——基于债务融资与企业劳动力雇佣视角[J]. 山西财经大学学报,2023,(2).
- [14] 马晓青,刘莉亚,胡乃红,等. 小企业信用评估的模型构建与实证分析[J]. 财经研究,2012,(5).
- [15] 毛其淋,王玥清. ESG的就业效应研究:来自中国上市公司的证据[J]. 经济研究,2023,(7).
- [16] 钱雪松,谢晓芬,杜立. 金融发展、影子银行区域流动和反哺效应——基于中国委托贷款数据的经验分析[J]. 中国工业经济,2017,(6).
- [17] 沈坤荣,乔刚,谭睿鹏. 国家级大数据综合试验区设立与就业增长[J]. 中国工业经济,2024,(12).
- [18] 王帅,池雨乐,叶永卫,等. 票据市场发展与稳就业:来自上海票据交易所成立的证据[J]. 世界经济,2025,(1).
- [19] 王旺,强皓凡. 产融合作能促进产业结构优化升级吗?——基于产融合作试点政策的准自然实验[J]. 经济

- 问题探索, 2023, (5).
- [20] 王晓丹, 周十同, 石玉堂. 人工智能的就业效应——基于双重机器学习的因果推断[J]. [商业经济与管理](#), 2025, (7).
- [21] 王亚男, 王帅, 孔东民. 国家产融合作试点城市建设能否促进企业创新?[J]. [财经研究](#), 2024, (1).
- [22] 王永钦, 董雯. 机器人的兴起如何影响中国劳动力市场?——来自制造业上市公司的证据[J]. [经济研究](#), 2020, (10).
- [23] 熊凌云, 黄林菲, 杨李娟. 高新技术企业再认定失败对创新的影响: 激励还是压力[J]. [南开管理评论](#), 2025, (10).
- [24] 叶永卫, 李佳轩, 刘贯春. 续贷限制、流动性约束与稳就业——基于《贷款风险分类指引》实施的准自然实验[J]. [财贸经济](#), 2023, (1).
- [25] 余明桂, 王空. 地方政府债务融资、挤出效应与企业劳动雇佣[J]. [经济研究](#), 2022, (2).
- [26] 张涛, 李均超. 网络基础设施、包容性绿色增长与地区差距——基于双重机器学习的因果推断[J]. [数量经济技术经济研究](#), 2023, (4).
- [27] 周立宏, 祁晓凤, 李孟霏. 科技金融、供应链外溢与劳动力就业——基于促进科技与金融结合试点政策的证据[J]. [经济学动态](#), 2024, (12).
- [28] 左勇华, 孔雯, 刘斌斌, 等. 跨所有制并购对民营企业金融资源配置扭曲的影响研究[J]. [科研管理](#), 2025, (4).
- [29] Aghion P, Bloom N, Blundell R, et al. Competition and innovation: An inverted-U relationship [J]. [The Quarterly Journal of Economics](#), 2005, 120(2): 701–728.
- [30] Aterido R, Hallward-Driemeier M, Pagés C. Big constraints to small firms' growth? Business environment and employment growth across firms [J]. [Economic Development and Cultural Change](#), 2011, 59(3): 609–647.
- [31] Bacchetta P, Benhima K, Poilly C. Corporate cash and employment [J]. [American Economic Journal: Macroeconomics](#), 2019, 11(3): 30–66.
- [32] Benmelech E, Bergman N, Seru A. Financing labor [J]. [Review of Finance](#), 2021, 25(5): 1365–1393.
- [33] Caggese A, Cuñat V, Metzger D. Firing the wrong workers: Financing constraints and labor misallocation [J]. [Journal of Financial Economics](#), 2019, 133(3): 589–607.
- [34] Chernozhukov V, Chetverikov D, Demirer M, et al. Double/debiased machine learning for treatment and structural parameters [J]. [The Econometrics Journal](#), 2018, 21(1): C1–C68.
- [35] Chodorow-Reich G. The employment effects of credit market disruptions: Firm-level evidence from the 2008–9 financial crisis [J]. [The Quarterly Journal of Economics](#), 2014, 129(1): 1–59.
- [36] Dai X Y, Wang F. Does the high-and new-technology enterprise program promote innovative performance? Evidence from Chinese firms [J]. [China Economic Review](#), 2019, 57: 101330.
- [37] Ferrara E L, Chong A, Duryea S. Soap operas and fertility: Evidence from brazil [J]. [American Economic Journal: Applied Economics](#), 2012, 4(4): 1–31.
- [38] Jiménez G, Ongena S, Peydró J L, et al. Macroprudential policy, countercyclical bank capital buffers, and credit supply: Evidence from the Spanish dynamic provisioning experiments [J]. [Journal of Political Economy](#), 2017, 125(6): 2126–2177.
- [39] Mahrt-Smith J. Should banks own equity stakes in their borrowers? A contractual solution to hold-up problems [J]. [Journal of Banking & Finance](#), 2006, 30(10): 2911–2929.
- [40] Roberts M R, Whited T M. Endogeneity in empirical corporate finance [J]. [Handbook of the Economics of Finance](#), 2013, 2: 493–572.

The Employment Stabilization Effect of Industry-Finance Cooperation: An Empirical Research Based on the Industry-Finance Cooperation Pilot Program

Chen Xiaodong¹, Xu Man²

(1. School of Statistics and Data Science, Guangdong University of Finance and Economics, Guangdong Guangzhou 510320, China; 2. Party School of the Zhuhai Committee of C.P.C, Guangdong Zhuhai 519000, China)

Summary: Report on the Work of the Government 2025 emphasized the need to “strengthen the coordination and support of various funds and resources to promote full employment and improve employment quality”. Against this backdrop, there is an urgent need to reshape the job creation path through industry-finance cooperation via institutional reforms, thereby breaking the cycle of “difficult financing—weak investment—poor employment”. The industry-finance cooperation pilot program provides crucial support for boosting employment by guiding financial resources to precisely serve the real economy. Under the policy direction of “stabilizing and expanding employment with greater efforts”, this paper takes the policy of national pilot cities for industry-finance cooperation as a quasi-natural experiment to systematically analyze and empirically test the “employment stabilization” effect of industry-finance cooperation. The results show that the pilot program significantly increases corporate labor-hiring levels, contributing to the achievement of the “employment stabilization” goal. Mechanism testing reveals that the pilot program primarily achieves its employment stabilization effect through external financing acquisition and enterprise scale expansion effects. On the one hand, it alleviates information asymmetry between banks and enterprises, facilitating access to more external financing, easing corporate liquidity constraints, and consequently affecting their labor-hiring decisions. On the other hand, it helps reduce financing costs and improve operational efficiency, enabling rapid and stable business development; as enterprises expand their operations, they simultaneously drive employment growth. Heterogeneity analysis finds that the employment stabilization effect is more pronounced in enterprises with weaker debt-paying capacity, higher growth potential, lower innovation levels, and poorer ESG performance, as well as in enterprises located in the central and western regions. Further research based on labor skill structure indicates that the pilot program significantly increases the number of employees from lower-educated labor groups, while the employment promotion effect on higher-educated labor groups is not significant. This paper not only provides a theoretical basis for exploring new paths to stabilize employment from the perspective of industry-finance cooperation, but also offers empirical references for further refining the industry-finance cooperation pilot policy.

Key words: industry-finance cooperation; employment stabilization; enterprise labor employment; external financing acquisition; enterprise scale expansion

(责任编辑: 王西民)