

产融合作何以影响企业现金持有?

苑泽明¹, 李曰春¹, 吴彦明¹, 张 旺²

(1. 天津财经大学 会计学院, 天津 300222; 2. 西北大学 经济管理学院, 陕西 西安 710127)

[摘 要] 现金作为企业流动性最强的资产, 如何对其进行有效管理, 成为企业获取竞争优势与创造长期价值的核心财务问题。将产融合作试点政策视为一项准自然实验, 以 2010—2024 年中国 A 股上市公司为研究对象, 运用交叠双重差分法考察了产融合作对企业现金持有的影响。研究发现, 产融合作显著降低了企业现金持有水平。机制分析发现, 产融合作能够发挥风险弱化效应、成本优化效应及监督治理效应, 降低企业现金持有的预防性动机、交易性动机及代理性动机, 从而降低企业现金持有水平。异质性分析发现, 产融合作对企业现金持有水平的降低作用在环境不确定性高、市场份额低及管理者短视程度高的企业中更为突出。拓展性分析发现, 产融合作对现金持有的影响能够提升企业现金持有价值。研究结论为企业优化现金持有决策, 提升现金管理效率具有重要意义。

[关键词] 产融合作; 现金持有; 风险弱化效应; 成本优化效应; 监督治理效应; 现金持有价值

[中图分类号] F062.9; F272.3 **[文献标志码]** A **[文章编号]** 2096-3114(2026)04-0056-11

一、引言

党的二十届四中全会强调, 坚持把发展经济的着力点放在实体经济上。企业作为实体经济的微观主体, 是推动经济发展的重要力量。现金资产具有流动性强、风险低、使用便捷等特征, 是企业维持生产经营和实现持续发展的“血液”, 因而现金持有问题受到学界广泛关注。完美资本市场假说认为, 企业能够无摩擦地从外部融资, 因而无须特意持有现金。但现实中, 诸多风险因素的存在, 促使企业保留现金以应对外部环境波动。然而, 现金持有并非越多越好, 过高的现金持有可能造成资金闲置, 诱发在职消费并损害企业价值。据 CSMAR 数据库统计, 2010—2024 年中国上市企业现金持有量占总资产的平均水平约为 20%, 需要进一步优化。现有研究表明, 企业现金持有主要受预防性动机^[1]、交易动机^[2]和代理动机^[3]的影响。其中, 预防性与交易性现金持有有助于缓解风险冲击和满足经营需求, 而代理动机下的现金持有则可能导致资源错配和价值损耗。因此, 如何破解中国企业“现金持有之谜”, 引导企业作出合理的现金持有决策, 对于提升现金资源配置效率具有重要意义。

为应对经济下行压力, 推动经济结构战略性调整, 自“十三五”以来, 国家陆续出台多项政策推进产融合作发展。2016 年 3 月, 工信部等三部门联合印发《加强信息共享 促进产融合作行动方案》, 明确了产融合作的工作方向。同年 7 月, 工信部等四部委启动首批产融合作试点城市申报, 目前已推进至第三批。产融合作作为产业与金融协同发展的新模式, 明晰了产业与金融的边界, 增强了金融服务实体经济的能力, 打破了以往产融结合因无边界融合带来的金融资本滥用及风险溢出的负面影响, 可有效提升资

[收稿日期] 2026-02-12

[基金项目] 国家社会科学基金项目(23BGL109); 国家社会科学基金青年项目(22CJY040); 陕西省教育厅科学研究重点项目(25JZ071)

[作者简介] 苑泽明(1964—), 女, 天津人, 天津财经大学会计学院教授, 博士生导师, 博士, 主要研究方向为资本市场与企业财务; 李曰春(1996—), 男, 山东东营人, 天津财经大学会计学院博士生, 主要研究方向为资本市场与企业财务, 通信作者, 邮箱: 2215490740@qq.com; 吴彦明(1999—), 男, 广东揭阳人, 天津财经大学会计学院博士生, 主要研究方向为公司治理与财务管理; 张旺(1990—), 男, 河南新乡人, 西北大学经济管理学院副教授, 博士, 主要研究方向为数字经济与可持续发展。

金配置效率。从产融合作实施情况来看,第一批共选出 37 个试点城市,第二批共选出 51 个试点城市,其中包括 18 个第一批延续试点城市,第三批共选出 66 个试点城市,其中包括 37 个第二批延续试点城市,产业范围涵盖传统产业、战略性新兴产业及新兴支柱产业等,支持产业类型具有多样性。试点城市分布相对广泛,试点城市在经济发展水平、市场环境、交通文化等方面各有差异,具有广泛的代表性。

截至 2026 年 4 月,国家产融合作平台入库企业超过 42 万家,入库金融机构 3000 余个,累计融资金额突破 1.5 万亿元。以宜宾市为例,自 2020 年获批产融合作试点城市以来,该市通过建立风险补偿资金池、设立科技专营银行、创新产业链金融服务等方式,推动金融资源精准流向实体产业。其中,以四川时代为“链主”的动力电池产业吸引了 51 户配套企业、120 余个项目,形成从材料到回收的全链条,充分体现了产融合作促进产业链集群发展和金融资源精准配置的实践效果。2021—2024 年,宜宾市各项贷款余额增速连续四年居四川首位,有力推动了实体经济高质量发展。可见,产融合作能够改善企业融资环境、推动产业转型升级,从而对企业财务决策制定产生深刻影响。产融合作具有政府引导、平台驱动、治理嵌入等特征,现有文献围绕产融合作特征开展了一系列研究。在政府引导方面,产融合作通过政策贴息、银企对接等手段拓宽企业融资渠道,从而提升企业投资效率^[4]与创新水平^[5]。在平台驱动方面,产融合作以平台为基础,优化产融信息环境,从而提升企业经营稳健性^[6]。在治理嵌入方面,产融合作推动企业完善内部控制、加强资金监管,从而降低企业代理成本,抑制企业研发操纵^[7]。然而,现有研究还未关注到产融合作对企业现金持有的影响,作为企业生产经营与健康发展的“血液”,产融合作是否会影响企业现金持有水平?又会产生何种影响?厘清上述问题,有助于深化对产融合作影响企业微观财务行为的理解,并为政府完善产融合作顶层设计,为企业优化现金持有决策提供理论依据。

鉴于此,为探讨产融合作对企业现金持有水平的影响,本文采用交叠双重差分法实证检验产融合作对企业现金持有的影响效应与作用路径。本文的边际贡献在于:第一,深化了影响现金持有相关政策的理论边界。现有研究已探讨了留抵退税^[8]、减税降费^[9]等政策对企业现金持有的影响,其政策作用主要在于缓解企业资金约束,对于如何嵌入企业经营与公司治理以作用于企业现金持有讨论不足。本文以产融合作为政策研究对象,发现其不仅能够缓解企业融资约束,又介入企业交易环节、公司治理的内部问题,从而将现有关于影响现金持有相关政策的研究视角从资金端拓展至企业经营与治理端。第二,丰富了产融合作与企业财务行为的相关理论。现有关于产融合作的研究,主要探讨了对投资效率^[4]、企业创新^[5]、企业研发操纵^[7]等问题的影响,暂未延伸至企业财务决策方面。本文将产融合作与现金持有纳入同一理论框架,系统分析了其对现金持有水平及现金持有价值的影响,揭示了产融合作对企业财务决策的独特作用,为企业财务决策提供有价值的参考。第三,打开了产融合作与现金持有的“黑匣子”。本文基于现金持有动机构建了三重效应理论框架,清晰地阐释了产融合作影响企业现金持有的内在逻辑。第四,深化了产融合作与现金持有的关系脉络。本文具体探索了不同边界条件下产融合作对现金持有的差异化影响,同时进一步探讨了产融合作对现金持有价值的影响,将研究层面从现金持有量的变化延伸至现金持有质的提升。

二、理论分析与研究假设

现金资源是企业运营与发展的基础性资源,不仅能维持日常生产经营,更有助于企业把握投资机遇,抵御外部风险。然而,现金具有非营利性,持有过少可能引发流动性危机,难以抵御外部不确定性,持有过多则可能造成资源闲置并挤占潜在的投资机会。在代理理论下,高额现金持有还可能为管理层提供谋求私利的空间,进而损害企业价值。因此,企业需要结合外部环境与经营实际合理权衡现金持有水平。从现金持有的目的来看,企业通常基于预防性动机、交易动机和代理动机提高现金持有水平^[1-3]。其中,预防性动机强调企业为应对融资约束和未来不确定性冲击而储备现金,交易动机源于企业日常经营中支付与结算需求,代理动机则表现为管理层出于自利目的而过度持有现

金。产融合作以金融服务实体经济为导向,通过提升资本配置效率,推动企业集团设立财务公司,并搭建产融合作平台,强化产融信息共享等方式,能够影响企业不同现金持有动机,进而作用于企业现金持有决策。基于此,本文将从预防性动机、交易动机和代理动机三个视角,具体分析产融合作对企业现金持有的影响。

首先,产融合作能够发挥风险弱化效应,缓解企业现金持有的预防性动机。预防动机的核心在于企业规避风险的需求,当企业无法以合理成本从外部获取资金来源时,企业通常持有现金以应对未来不确定性冲击^[10]。产融合作不仅通过提升企业信贷可得性,降低企业财务风险,还通过资金精准配置与产业链协同赋能,降低企业经营风险,从而削弱了企业现金持有的预防性动机。第一,产融合作提升了企业融资水平,降低了企业财务风险。一方面,产融合作积极推动创新金融产品和服务,拓宽了企业融资渠道,使得企业在面对市场波动或经营不确定性时,无须依赖大量现金储备来保障财务安全^[11]。另一方面,产融合作通过银企对接、融资洽谈等方式搭建企业与金融机构之间的沟通平台,减少融资过程中的信息不对称和中间环节,并综合运用贷款贴息、奖励、风险补偿等政策工具降低了企业融资成本^[12],增强了企业财务韧性与风险应对能力。第二,产融合作通过对资金有效引导,优化产业链、供应链协同效应,弱化了企业经营风险。产融合作有效引导金融资源向企业生产经营核心环节倾斜,通过订单融资、应收账款融资等供应链金融工具,稳定企业回款预期,减少现金流波动,提升经营现金流稳定性。同时,政策鼓励金融支持企业技术创新与转型升级,助力企业优化产品结构、提升核心竞争力,降低因市场需求变化、技术落后带来的经营风险,增强企业抗周期能力。此外,产融合作推动产业结构优化升级,有效促进产业链、供应链协同,企业依托产业链上下游的信号传导效应有效提升企业信息获取的及时性与可靠性,使企业能够及时识别潜在风险并调整经营策略,有效减少外部冲击造成的经营损失,从而降低企业经营风险^[13]。由此可见,产融合作弱化了企业现金持有的预防性动机,进而降低企业现金持有水平。

其次,产融合作能够发挥成本优化效应,缓解企业现金持有的交易性动机。一般而言,企业为保障日常经营有效运行需要持有一定现金,当非现金资产转化为现金资产的交易成本较高时,企业通常会增加现金储备以满足交易需求^[14]。依据交易成本理论,交易成本可分为信息搜集、谈判协商等事前成本,以及契约执行、监督管理等事后成本。产融合作可有效降低企业交易成本,从事前成本来看,产融合作依托大数据、区块链等技术搭建产融合作平台,整合交易伙伴的资质、信用和需求等信息,降低了企业信息搜集成本。同时,产融合作推动供应链协同,提高交易价格和信用信息透明度,增强企业议价能力^[15]。加之,产融合作建立了优质企业白名单制度,通过政府信用背书打破企业信用壁垒,有助于增强交易伙伴信任,降低企业间交易摩擦,减少谈判与协商成本^[16]。从事后成本来看,产融合作通过供应链金融管理平台整合交易和资金流数据,提高企业交易行为与履约记录的透明度,从而增强契约执行保障性,降低违约风险的同时减少了交易的监督成本和纠纷处理成本。同时,产融合作推动企业集团设立财务公司,提高财务处理专业化水平和内部资金运作效率,有助于优化资金调配、资产变现和成本管控,降低内部现金冗余并提升交易效率,从而减少交易过程中的执行成本^[17]。由此可见,产融合作能够弱化现金持有的交易性动机,降低企业现金持有水平。

最后,产融合作能够发挥监督治理效应,缓解企业现金持有的代理性动机。代理理论认为,所有者与管理者之间的利益冲突可能导致管理层出于在职消费、构建商业帝国等目的而过度持有现金,以谋取私人利益^[18]。产融合作通过内外部监督机制的协同作用,有助于抑制企业现金持有中的代理问题。一方面,产融合作强调信息共享,并引导企业加强财务信息披露。依据信息不对称理论,信息披露能够提升企业财务透明度,打破企业“信息孤岛”效应,形成有效的监督机制,从而约束管理层不当行为。同时,财务信息透明度的提高降低了金融机构获取企业私有信息的成本,有助于发挥“大贷款人监督”作用,抑制管理层自利动机^[19]。此外,产融合作的信息监测机制,能够动态识别企业资金运用情况,进一

步降低现金被侵占或低效使用的可能性。另一方面,产融合作有助于强化企业内部治理。基于自由现金流假说,管理层可能因薪酬、控制权等动机增加可自由支配的现金,而良好的公司治理能够抑制自由现金流的代理问题,降低企业现金持有水平^[3]。产融合作能够有效指导企业完善内控制度和公司治理,从而强化企业对现金资源的流程管控,使得管理层对现金的支配受到更严格的制度约束,从而抑制其利用信息优势侵占企业现金资源的机会主义行为^[20]。由此,产融合作能够促进形成内外部监督协同机制,从而压缩管理层代理空间,降低企业现金持有水平。基于以上分析,本文提出以下假设:

假设 H:产融合作能够降低企业现金持有水平。

三、研究设计

(一) 样本选择与数据来源

本文选取 2010—2024 年中国 A 股上市公司为研究样本,并对数据进行如下处理:(1)剔除 ST、*ST 等非正常交易企业;(2)剔除金融、保险类企业;(3)剔除关键变量缺失样本;(4)对连续变量进行上下 1% 的缩尾处理。产融合作试点城市信息根据工业和信息化部、财政部等政府部门官网公布名单手工整理;企业财务数据来自国泰安(CSMAR)数据库,宏观数据来源于国家统计局、各省份统计年鉴及《中国统计年鉴》。

(二) 变量定义

1. 被解释变量:现金持有水平(*Cash*)。借鉴杨兴全和尹兴强的研究^[21],本文以货币资金与交易性金融资产之和除以总资产与现金及现金等价物之差来衡量。

2. 解释变量:产融合作(*DID*)。产融合作由政策虚拟变量(*Treat*)与时间虚拟变量(*Post*)的交乘项构成。根据工业和信息化部公布的试点名单,产融合作试点城市分三批设立:首批于 2016 年 12 月公示,共 37 个城市;第二批于 2020 年 12 月公示,共 51 个城市,其中 18 个为首批延续试点城市;第三批于 2024 年 6 月公示,共 66 个城市,其中 34 个为延续试点城市。若企业所在城市进入任一批试点名单,则 *Treat* 取 1,否则取 0。而 *Post* 的取值分为五种情况:对于首批 37 个产融合作试点城市,由于其在 2016 年未发挥政策效应,因此,*Post* 在 2017—2019 年取 1,其余年份取 0;对于 18 个第一批延续试点城市,*Post* 在 2017 年—2023 年取 1,其余年份取 0;对于 33 个非延续的第二批试点城市,由于其在 2020 年几乎未发挥政策效应,因此,*Post* 在 2021—2023 年取 1,其余年份取 0;对于第三批试点城市中属于延续试点城市的 *Post* 在 2024 年取 1,由于第三批试点城市在 2024 年 6 月公示,当年几乎未发挥政策效应,因此对于新入选城市当年 *Post* 取值为 0;对于从未纳入产融合作试点名单的城市,*Post* 取 0。

3. 控制变量。本文选取以下企业层面的控制变量:企业规模(*Size*)、资产净利润率(*ROA*)、资产负债率(*Lev*)、现金流比率(*CashFlow*)、企业成长性(*Growth*)、董事会规模(*Board*)、独立董事比例(*Indep*)、第一大股东持股(*Top1*)、两职合一(*Dual*)、产权性质(*SOE*)、企业年限(*FirmAge*)、账面市值比(*BM*)、机构投资者持股(*Inst*)。此外,本文进一步加入地区层面的控制变量:产业结构状况(*Stru*)、经济发展水平(*LnGDP*)、财政支持力度(*Financialsup*)。

(三) 模型设计

为检验产融合作对企业现金持有的影响,本文构建以下交叠双重差分模型:

$$Cash_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 DID_{it} + \sum_j \alpha_j Control_{jit} + \delta_i + \eta_c + \sigma_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,下标 *i*, *c* 和 *t* 分别代表企业、城市和时间, *j* 代表控制变量个数; *Cash* 为企业现金持有; *DID* 为政策虚拟变量; *Control* 表示控制变量; δ_i 、 η_c 、 σ_t 分别为企业、城市和时间固定效应; ε_{it} 为随机扰动项。本文重点关注估计系数 α_1 , 如果 α_1 显著为负,表明产融合作显著降低了企业现金持有水平。

此外,考虑到部分城市存在政策退出情形,若直接纳入交叠双重差分模型,可能因处理组不随时间

恒定而产生动态效应混杂,进而导致估计偏误。基于此,本文在基准回归及后续检验中剔除第一批退出城市 2020—2024 年的企业样本,以及第二批退出城市 2024 年的企业样本。同时,在异质性处理效应诊断与检验部分重新纳入上述样本,并采用能够处理政策退出情形的异质性稳健估计量对政策退出情形下的处理效应进行估计。

四、实证分析

(一) 描述性统计分析

描述性统计结果如表 1 所示。从结果来看,企业现金持有水平(*Cash*)的均值为 0.306,中位数为 0.205,这说明多数企业现金持有水平集中在较低区间,企业现金持有水平呈正偏态分布。现金持有水平的最小值为 0.021,最大值为 2.052,标准差为 0.316,说明不同企业间现金持有水平离散程度较大。产融合作(*DID*)的均值为 0.219,标准差为 0.413,说明样本企业中约有 21.9% 的企业受到了产融合作试点政策的冲击。其他变量描述性统计结果,均处于合理范围内,与现有文献保持一致^[7,18,21]。

(二) 基准回归分析

基准回归检验结果如表 2 所示。其中,列(1)为未加入控制变量的回归结果,产融合作(*DID*)的估计系数为 -0.044,在 1% 水平上显著为负。列(2)为加入企业层面控制变量的回归结果,产融合作(*DID*)的估计系数为 -0.027,在 1% 水平上显著为负。列(3)为进一步加入地区层面控制变量的回归结果,产融合作(*DID*)的估计系数依旧显著为负。这说明,相较于非产融合作试点地区的企业,位于试点地区的企业在产融合作试点政策实施后现金持有水平显著下降,从而验证了本文的研究假设 H。

(三) 内生性分析

考虑到产融合作试点城市并非完全随机确定,可能受到城市经济发展水平、产业基础等因素影响,本文采用工具变量法缓解潜在内生性问题。借鉴顾海峰和陈子情的研究^[22],选取所在地区企业数量(*IV*)作为产融合作的工具变量。原因在于,地区企业数量越多,通常意味着金融

表 1 描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
<i>Cash</i>	34848	0.306	0.316	0.021	0.205	2.052
<i>DID</i>	34848	0.219	0.413	0.000	0.000	1.000
<i>Size</i>	34848	22.215	1.302	19.980	21.996	26.352
<i>ROA</i>	34848	0.041	0.055	-0.183	0.040	0.195
<i>Lev</i>	34848	0.400	0.197	0.050	0.393	0.849
<i>CashFlow</i>	34848	0.050	0.066	-0.146	0.049	0.239
<i>Growth</i>	34848	0.131	0.303	-0.499	0.078	1.618
<i>Board</i>	34848	2.117	0.197	1.609	2.197	2.708
<i>Indep</i>	34848	0.376	0.053	0.333	0.364	0.571
<i>Top1</i>	34848	0.342	0.149	0.084	0.321	0.746
<i>Dual</i>	34848	0.311	0.463	0.000	0.000	1.000
<i>SOE</i>	34848	0.311	0.463	0.000	0.000	1.000
<i>FirmAge</i>	34848	2.930	0.340	1.792	2.944	3.611
<i>BM</i>	34848	0.632	0.242	0.141	0.631	1.193
<i>Inst</i>	34848	0.426	0.255	0.004	0.436	0.919
<i>Stru</i>	34848	0.544	0.110	0.341	0.524	0.848
<i>LnGDP</i>	34848	10.711	0.749	8.162	10.763	11.861
<i>Financialsup</i>	34848	8.953	0.552	6.847	8.984	9.827

表 2 基准回归检验结果

	(1) <i>Cash</i>	(2) <i>Cash</i>	(3) <i>Cash</i>
<i>DID</i>	-0.044*** (-5.08)	-0.027*** (-3.49)	-0.028*** (-3.58)
<i>Size</i>		-0.016** (-2.22)	-0.017** (-2.27)
<i>ROA</i>		0.415*** (10.03)	0.409*** (9.92)
<i>Lev</i>		-0.536*** (-21.00)	-0.537*** (-21.10)
<i>CashFlow</i>		0.480*** (16.64)	0.482*** (16.76)
<i>Growth</i>		-0.053*** (-10.92)	-0.053*** (-10.89)
<i>Board</i>		-0.008 (-0.41)	-0.009 (-0.44)
<i>Indep</i>		-0.067 (-1.01)	-0.064 (-0.97)
<i>Top1</i>		-0.057 (-1.36)	-0.056 (-1.35)
<i>Dual</i>		0.014** (2.23)	0.014** (2.24)
<i>SOE</i>		-0.013 (-0.99)	-0.013 (-0.95)
<i>FirmAge</i>		-0.407*** (-8.39)	-0.403*** (-8.35)
<i>BM</i>		0.219*** (15.43)	0.218*** (15.41)
<i>Inst</i>		0.223*** (8.25)	0.222*** (8.22)
<i>Stru</i>			0.361*** (3.26)
<i>LnGDP</i>			-0.003 (-0.08)
<i>Financialsup</i>			0.026 (0.79)
<i>Constant</i>	0.316*** (166.08)	1.875*** (9.26)	1.471*** (4.38)
<i>Firm/ City / Year</i>	YES	YES	YES
<i>N</i>	34848	34848	34848
Adjusted R-squared	0.524	0.595	0.595

注:括号内为 t 值;***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著。下同。

服务需求更强、产业基础更好,具有金融支持实体经济的条件,从而影响到产融合作试点政策的制定,满足相关性要求。而企业的现金持有水平更多与企业自身的财务决策相关,地区内企业数量不会对企业现金持有水平产生直接影响,满足外生性要求。检验结果如表3所示,其中,列(1)为第一阶段的回归结果,由结果可知,工具变量(*IV*)的回归系数在1%水平上显著为正,证明了工具变量与产融合作之间存在相关性。此外,Kleibergen-Paap rk LM 统计量为 66.770,在1%水平上显著,表明工具变量具有可识别性。Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量为 70.465,大于临界值 16.38,通过了弱工具变量检验。列(2)为第二阶段回归结果,由结果可知,产融合作(*DID*)的回归系数在1%水平上显著为负,表明产融合作能够降低企业现金持有水平,进一步验证了本文结论的可靠性。

(四) 稳健性检验^①

1. 平行趋势检验

通过交叠双重差分模型对政策效应进行评估时应当满足平行趋势假设。基于此,本文以政策初始年份的前一年作为基期进行平行趋势检验。结果显示,在产融合作试点政策实施前,处理组企业和控制组企业的现金持有水平不存在显著差异,满足平行趋势假设,而在政策当年及政策实施之后的年份,相较于控制组企业而言,处理组企业的现金持有水平显著下降。

2. 安慰剂检验

本文对产融合作试点政策设置“伪政策虚拟变量”,采用安慰剂检验随机抽样 1000 次,并以产生的新的样本组重新进行回归估计。检验结果显示,估计系数主要集中于 0 附近,且核密度分布近似于正态分布,同时绝大多数估计系数对应的 P 值大于 0.1,表明“伪政策虚拟变量”并未对企业现金持有水平产生影响。

3. PSM-DID 与 EBM 熵平衡检验

本文以控制变量为特征变量将样本进行了最近邻 1:1、1:2 与 1:3 匹配,并重新进行了回归检验。同时,由于倾向得分匹配法高度依赖第一阶段 Logit 模型的设定且能够导致一定量的样本缺失,从而使估计结果可能存在偏差,本文进一步采用熵平衡匹配法(EBM)做进一步检验。以上结果表明本文结论是稳健的。

4. 考虑政策时间窗口

考虑到产融合作试点政策的效果可能存在一定的滞后性,本文将被解释变量分别提前一至三期。结果显示,产融合作与现金持有的回归系数均显著为负。

5. 增加交互固定效应

企业现金持有水平可能受到多维冲击,基于此,本文在模型中进一步控制了行业-年份、个体-城市及城市-行业交互固定效应。结果显示产融合作的估计系数依旧显著为负。

6. Oster 遗漏变量检验

本文采用 Oster 提出的方法对潜在遗漏变量的影响进行检验^[23]。具体来说,一方面将 δ 设置为 1,并以基准回归拟合优度的 1.3 倍作为包含遗漏变量的拟合优度 R_{max} ,模拟得到实际估计系数 β^* ,若

表3 工具变量检验结果

	(1) <i>DID</i>	(2) <i>Cash</i>
<i>IV</i>	0.092 *** (8.39)	
<i>DID</i>		-0.164 *** (-2.69)
<i>Control</i>	YES	YES
<i>Firm/ City / Year</i>	YES	YES
<i>N</i>	34848	34848
Kleibergen-Paap rk LM statistic	66.770 ***	
Cragg-Donald Wald F statistic)	756.773	
Kleibergen-Paap rk Wald F statistic	70.465 [16.38]	

注:中括号内为 Stock-Yogo 弱工具变量检验在 10% 水平上的临界值。

^①限于篇幅,稳健性检验结果未列示,留存备索。

β^* 落入 95% 置信区间内,则说明通过了遗漏变量检验;另一方面,在给定 R_{max} 的条件下将 β 设置为 0,计算得出 δ 值,若 $\delta > 1$,则说明通过了遗漏变量检验。结果显示,本文的研究结论通过了遗漏变量检验。

7. 更换被解释变量度量方式

首先,将被解释变量替换为(货币资金 + 短期投资净额)/(总资产 - 货币资金 - 短期投资净额)。其次,将被解释变量替换为(货币资金 + 交易性金融资产)/总资产。结果显示,产融合作的回归系数均在 1% 水平上显著为负。说明替换度量方式后,未改变原有结论。

8. 异质性处理效应诊断及检验

在采用交叠 DID 的情况下,可能存在异质性偏误问题。基于此,本文采用 Goodman-Bacon 提出的分解方法对异质性偏误进行诊断^[24]。由于政策存在退出情形,因此本文进行的 Bacon 分解分为两种情况:(1)对基准回归中剔除后的样本进行分解;(2)对未剔除退出城市的全样本进行分解。在两种情形的分解结果中,“Later T vs. Earlier C”所占权重分别仅为 0.023 与 0.015,这表明早处理组作为“坏的控制组”所产生的异质性偏误并不严重。

此外,为了衡量存在政策退出情形下处理效应异质性问题对文章结论是否产生影响,本文采用能够应对政策退出情形的 Borusyak 插补稳健估计量以解决处理效应异质性问题。同时,本文将基准回归中剔除的存在政策退出情形样本加入插补估计量事件研究中进行估计。结果显示在考虑异质性处理效应问题后,研究结论依然稳健。

五、作用路径检验与分析

基于前文理论分析,产融合作能够发挥风险弱化效应、成本优化效应与监督治理效应从而降低企业现金持有水平。为检验上述作用路径,本文借鉴江艇的研究^[25],构建如下模型:

$$M_{it} = \beta_0 + \beta_1 DID_{it} + \sum_j \beta_j Control_{jit} + \delta_i + \eta_c + \sigma_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

式中, M 为作用路径变量。本文重点关注估计系数 β_1 ,若 β_1 显著,则代表相应的作用路径成立。

(一) 风险弱化效应

为检验产融合作能否发挥风险弱化效应,缓解现金持有的预防性动机,本文分别以财务风险(Z)和经营风险($Risk$)作为风险弱化效应的代理变量。其中,企业财务风险借鉴吴非和牛梦月的研究^[26],采用 Z-Score 计算的 Z 值度量企业财务风险,鉴于 Z 值为反向指标,本文对 Z 值取负数以增强可读性,其数值越大表示财务风险越高。企业经营风险借鉴王亚男等的研究^[27],采用企业息税折旧摊销前利润率标准差的累积分布概率度量。检验结果如表 4 列(1)和列(2)所示,产融合作(DID)的估计系数均显著为负,表明产融合作能够发挥风险弱化效应,降低企业现金持有水平。

(二) 成本优化效应

为检验产融合作能否发挥成本优化效应,缓解现金持有的交易性动机,本文借鉴杜勇等的研究^[28],以广告支出占营业收入的比值(AD)作为事前交易成本的度量变量,广告支出越多代表企业为寻求交易而付出的信息成本越高,相应的交易成本也越高。同时,本文以应收账款周转率(ART)作为事后交易成本的度量变量,周转率越低,代表企业资金被上下游占用时间越长,为催收回款、维护契约执行付出的人力、资金成本越高,相应的交易成本也越高。此外,借鉴钱先航和邱善运的研究^[29],以企业支付的其他与经营活动有关的现金流量与主营业务收入的比值($TCost$)作为企业交易成本的补充检验,其值越大,交易成本越高。检验结果如表 4 列(3)至列(5)所示,由结果可知,相应的回归系数均至少在 5% 水平上显著。这说明产融合作能够发挥成本优化效应,促进企业降低现金持有水平。

(三) 监督治理效应

为验证产融合作能否发挥有效的监督治理效应,抑制现金持有的代理动机,本文借鉴杨兴全和蔡昌

斌的研究^[30],以在职消费与总资产的比值衡量企业代理成本($AC1$),并以管理费用率($AC2$)作为补充指标。检验结果如表4列(6)和列(7)显示,产融合作(DID)的回归系数均显著为负,表明产融合作能够发挥监督治理效应,降低企业现金持有水平。

表4 作用路径检验结果

	(1) Z	(2) $Risk$	(3) AD	(4) ART	(5) $TCost$	(6) $AC1$	(7) $AC2$
DID	-0.273 *** (-2.68)	-0.003 ** (-2.46)	-0.003 *** (-3.26)	2.828 ** (2.02)	-0.005 ** (-2.01)	-0.041 *** (-3.26)	-0.004 *** (-2.61)
$Control$	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
$Constant$	-21.048 *** (-4.50)	0.025 (0.52)	0.024 (0.71)	44.989 (1.13)	0.340 ** (2.05)	2.280 *** (3.69)	0.542 *** (6.45)
$Firm/ City / Year$	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	34848	34848	34848	34848	34848	34848	34848
Adjusted R-squared	0.675	0.355	0.776	0.524	0.670	0.234	0.750

六、异质性分析

为进一步增强理论逻辑,本文从企业现金持有的预防性动机、交易性动机及代理动机三个视角,分别基于环境不确定性、市场份额以及管理者短视三个情景进行异质性分析。

(一) 基于环境不确定性的异质性分析

环境不确定性是影响企业现金持有决策的重要因素,当外部环境不确定性较高时,企业往往出于预防性动机持有更多现金。本文借鉴申慧慧等的研究^[31],以销售收入中剔除稳定增长部分后的余额计算过去5年的标准差,经行业调整后的数值度量环境不确定性,并按年度行业中位数将样本划分为环境不确定性高组与低组进行检验。检验结果如表5列(1)和列(2)所示,在环境不确定性高的组别中,回归系数在1%水平上显著为负,在环境不确定性低的组别中则不显著。其原因在于,高环境不确定性企业面临更强的资源约束和风险冲击,因而更倾向于预防性持有现金。产融合作能够通过金融支持稳定企业现金流、缓解资源约束并提升抗风险能力,从而降低企业对持有现金的依赖。因此,产融合作降低现金持有的作用主要体现在环境不确定性较高的企业中。

(二) 基于企业市场份额的异质性分析

市场份额反映了企业市场竞争力和交易地位,直接影响其现金持有决策。本文借鉴赵云辉等的研究^[32],以企业营业收入占行业总收入的比值衡量市场份额,并按年度行业中位数将样本划分为市场份额高组与低组进行检验。检验结果如表5列(3)和列(4)所示,在市场份额低的企业中,回归系数在1%水平上显著为负,在市场份额高的企业中则不显著。其原因在于,低市场份额企业议价能力较弱,在交易中通常面临更高的信息搜寻、谈判协商和履约执行成本。产融合作依托平台信息共享、信用增进和供应链金融支持,能够降低企业交易摩擦并提升资金周转效率,从而缓解其出于交易性动机而高额持现的行为。因此,产融合作对现金持有的降低作用在低市场份额企业中更为明显。

(三) 基于管理者短视的异质性分析

依据高阶梯队理论,企业决策的制定与管理者个人认知相关,其是否具有短视行为必然影响到企业现金持有决策。为检验管理者短视的异质性影响,本文借鉴胡楠等的研究^[33],基于年报MD&A文本构建管理者短视主义词典,并以短视词频占总词频的比值衡量管理者短视程度,再按年度行业中位数将样本划分为管理者短视高组与低组进行检验。检验结果如表5列(5)和列(6)所示,在管理者短视程度高的组别中,回归系数在1%水平上显著为负,在管理者短视程度低的组别中则不显著。其原因在于,短视管理者更关注短期绩效和自身利益,可能导致资源配置效率下降和现金冗余增加,并强化现金持有的代理动机。产融合作能够缓解银企信息不对称,并依托金融机构及产融合作平台的专业优势,可为企业

提供投资决策支持,同时强化了公司治理和资金管理约束,从而抑制管理者出于代理动机的高额持现行。因此,产融合作的治理效应在管理者短视程度较高的企业中更为显著。

表5 异质性分析检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	环境不确定性		企业市场份额		管理者短视	
	高	低	高	低	高	低
<i>DID</i>	-0.035 *** (-3.22)	-0.011 (-1.31)	-0.014 (-1.48)	-0.040 *** (-3.12)	-0.029 *** (-3.14)	-0.017 (-1.58)
<i>Control</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Constant</i>	1.422 *** (3.13)	0.345 (0.81)	0.452 (0.91)	2.004 *** (3.96)	1.267 *** (2.90)	1.634 *** (3.30)
<i>Firm/ City / Year</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	22382	11896	16503	18060	17838	16296
Adjusted R-squared	0.619	0.669	0.589	0.626	0.651	0.585
组间系数差异	0.024 ***		-0.027 ***		0.011 ***	

七、进一步分析

上文检验了产融合作对企业现金持有水平的影响,上市公司现金持有水平变化目的在于现金利用的最优化,其背后的根本问题便是能否提升现金持有价值的问题。为进一步考察产融合作是否提高企业现金持有价值,本文借鉴张志宏和王艺颖的研究^[34],构建现金边际价值模型,以单位现金变化对个股超额回报率的影响衡量现金持有价值。模型设定如下:

$$r_{it} - R_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta Cas_{it} + \alpha_2 \Delta Ebi_{it} + \alpha_3 \Delta NA_{it} + \alpha_4 \Delta RD_{it} + \alpha_5 \Delta Int_{it} + \alpha_6 \Delta Div_{it} + \alpha_7 Lev_{it} + \alpha_8 Cas_{it-1} + \alpha_9 Lev_{it} \times \Delta Cas_{it} + \alpha_{10} Cas_{it-1} \times \Delta Cas_{it} + \sum Year + \sum City + \sum Stkcd + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中, i 和 t 分别为企业和年度, r_{it} 为个股股票年回报率, R_{it} 为基于公司规模和账面市值比构建的投资组合基准回报率。 $r_{it} - R_{it}$ 为个股超额回报率。式中,控制变量 ΔCas_{it} 为现金变化量, ΔEbi_{it} 为公司利润变化量, ΔNA_{it} 为非现金资产变化量, ΔRD_{it} 为研发费用变化量, ΔInt_{it} 为利息支出变化量, ΔDiv_{it} 为股利支付变化量, Lev_{it} 为资产负债率, Cas_{it-1} 为期初现金及现金等价物。回归系数 α_1 反映了企业现金持有价值,即单位现金持有量变化对个股超额回报率的影响。

检验结果如表6所示,其中,列(1)为现金变化量(ΔCas_{it})与个股超额回报率($r_{it} - R_{it}$)的回归结果,其回归系数在1%水平上显著为正,说明本文构建的现金持有价值模型是有效的。列(2)为进一步加入产融合作与现金变化量的交互项($DID \times \Delta Cas_{it}$)的回归结果,结果显示交互项($DID \times \Delta Cas_{it}$)的回归系数在5%水平上显著为正,说明产融合作能够提高企业现金持有价值。

表6 拓展性检验结果

	(1) $r_{it} - R_{it}$	(2) $r_{it} - R_{it}$
ΔCas_{it}	1.019 *** (7.66)	0.984 *** (7.35)
$DID \times \Delta Cas_{it}$		0.306 ** (2.54)
<i>DID</i>		0.019 ** (2.14)
<i>Control</i>	YES	YES
<i>Constant</i>	-0.309 *** (-21.22)	-0.311 *** (-21.38)
<i>Firm/City/Year</i>	YES	YES
N	27903	27903
Adjusted R-squared	0.098	0.098

八、结论性评述

本文基于国家实施产融合作试点政策的背景,探讨了产融合作对企业现金持有的影响。研究发现,产融合作可通过降低企业风险、交易成本及代理成本三个方面,发挥风险弱化效应、成本优化效应与监督治理效应进而降低企业现金持有水平。同时,产融合作对企业现金持有的抑制作用在环境不确定性

高、市场份额低及管理者短视程度高的企业中更为突出。进一步研究发现,产融合作对现金持有的影响能够提升企业现金持有价值。

基于以上研究结论,本文提出以下政策建议:

第一,政府部门应完善产融合作制度框架,强化金融支持实体经济的长效机制。研究表明,产融合作能够通过提升企业抗风险能力、降低交易成本和强化监督治理优化企业现金资源配置。因此,政府应进一步提升产融合作能效,并结合企业差异制定针对性支持政策。对于环境不确定性较高的企业,可健全风险缓释机制,通过专项风险补偿、财政与银行担保共担等方式降低融资成本与违约风险。对于市场份额较低的企业,可完善信用增信、白名单公示和统一信用评级机制,增强其市场话语权,降低企业为交易预留现金的需求。同时,应健全产融合作失信惩戒机制和企业信贷信息披露机制,构建良好的信用环境与合作生态,抑制现金持有机会主义行为,提升现金持有价值。

第二,企业应完善公司治理结构,强化内部监督与激励机制,充分把握产融合作红利。管理者短视与外部风险是企业过度持有现金的重要诱因。因此,企业应加强管理者能力建设,提升其战略决策、财务规划和风险应对能力,降低短视行为对现金资源配置的负面影响。同时,企业应加强与金融机构的协同创新,探索定制化金融产品和服务,提升资金获取的灵活性与成本优势,增强风险应对能力,为发挥现金资源价值创造有利条件。

第三,金融机构应持续创新金融产品与服务,并强化外部监督功能。金融机构应结合政策导向和企业实际需求,针对不同企业特征提供差异化金融支持。对于外部风险较高的企业,可提供长期授信、循环贷款和应急周转资金池等服务,以增强企业融资韧性。对于交易成本较高的企业,可提供低成本结算与融资产品,简化信贷交易流程,减少企业因交易摩擦而被动囤积现金的动机。同时,金融机构应发挥大贷款人的监督作用,强化对资金流向和使用效率的约束,防止因代理问题导致的资金挪用或低效使用情形,助力企业优化现金资源配置,提升现金持有价值。

参考文献:

- [1] Bates T W, Kahle K M, Stulz R M. Why do US firms hold so much more cash than they used to? [J]. The Journal of Finance, 2009, 64(5): 1985 - 2021.
- [2] Baumol W J. The transactions demand for cash: An inventory theoretic approach[J]. The Quarterly Journal of Economics, 1952, 66(4): 545 - 556.
- [3] Jensen M C. Agency costs of free cash flow, corporate finance, and takeovers[J]. The American Economic Review, 1986, 76(2), 323 - 329.
- [4] 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): 4 - 15.
- [5] 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): 79 - 93.
- [6] 张云,孙振华. 产融合作政策对企业经营风险的缓释效应研究[J]. 南开学报(哲学社会科学版), 2026(2): 102 - 112.
- [7] 王国松,李欣宇,武祯妮. 产融合作约束了企业研发操纵行为吗——基于首批产融合作试点城市的准自然实验[J]. 金融经济研究, 2025(5): 69 - 84.
- [8] 谢雁翔,覃家琦,金振,等. 增值税税收中性与企业现金持有[J]. 财贸经济 2022(12): 80 - 96.
- [9] 张世敬,高文亮. 减税降费政策对实体企业信心提升效应研究——基于企业现金决策行为的视角[J]. 宏观经济研究, 2022(7): 53 - 64.
- [10] 任颖,肖有智. 环保处罚与企业现金持有——基于中国上市公司的经验证据[J]. 审计与经济研究, 2023(2): 67 - 77.
- [11] 顾海峰,童晓力. 银行数字化转型、银企协同与企业期限错配风险[J]. 经济理论与经济管理, 2025(8): 72 - 91.
- [12] 张海君. 企业融资需求、成长性、金融服务与银行信贷可得性——基于 A 股上市公司的经验证据[J]. 山西财经大学学报, 2016(9): 39 - 52.
- [13] 陈邑早,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): 109 - 123.
- [14] Miller M H, Orr D. A model of the demand for money by firms[J]. The Quarterly Journal of Economics, 1966, 80(3): 413 - 435.

- [15] 余怒涛, 杨张萌. 大客户兼供应商与企业现金持有水平[J]. 经济经纬, 2025(1): 147-160.
- [16] Zuo J, Huang C, Qiu B, et al. The construction of social credit system and corporate innovation: Evidence from China[J]. Pacific-Basin Finance Journal, 2023, 81: 102-116.
- [17] 吴顺利, 徐卓君, 梁威. 流通体系标准化建设与城市绿色发展效率[J]. 财贸研究, 2025(9): 1-18.
- [18] 程博, 熊婷, 殷俊明. 司法环境改善与公司现金持有[J]. 会计研究, 2023(5): 65-77.
- [19] Diamond D W. Financial intermediation and delegated monitoring[J]. The Review of Economic Studies, 1984, 51(3): 393-414.
- [20] 文雯, 肖瑶, 牛煜皓. 人工智能技术水平与企业投资效率[J]. 经济管理, 2025(6): 103-122.
- [21] 杨兴全, 尹兴强. 国企混改如何影响公司现金持有? [J]. 管理世界, 2018(11): 93-107.
- [22] 顾海峰, 陈子情. 银行股权关联、高管薪酬粘性与企业创新投资[J]. 证券市场导报, 2025(7): 19-30.
- [23] Oster E. Unobservable selection and coefficient stability: Theory and evidence[J]. Journal of Business & Economic Statistics, 2019, 37(2): 187-204.
- [24] Goodman-Bacon A. Difference-in-differences with variation in treatment timing[J]. Journal of Econometrics, 2021, 225(2): 254-277.
- [25] 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.
- [26] 吴非, 牛梦月. 共同机构所有权与企业短贷长投: 协同治理抑或合谋舞弊[J]. 南京审计大学学报, 2025(3): 71-82.
- [27] 王亚男, 王帅, 王玉婷, 等. 纳税信用评级制度与企业商业信用融资——基于激励效应视角的研究[J]. 经济科学, 2023(6): 124-143.
- [28] 杜勇, 孙帆, 曹磊. 共同机构所有权可以促进企业升级吗? [J]. 数量经济技术经济研究, 2023(10): 181-201.
- [29] 钱先航, 邱善运. 地区间市场分割与企业的异地供应链构建[J]. 金融研究, 2025(1): 77-95.
- [30] 杨兴全, 蔡昌斌. “新三改”如何促进主业创新? [J]. 证券市场导报, 2025(3): 3-13.
- [31] 申慧慧, 于鹏, 吴联生. 国有股权、环境不确定性与投资效率[J]. 经济研究, 2012(7): 113-126.
- [32] 赵云辉, 孙源, 冯泰文, 等. 供应商 ESG 评级分歧何以影响企业运营韧性[J]. 中国工业经济, 2024(11): 174-192.
- [33] 胡楠, 薛付婧, 王昊楠. 管理者短视主义影响企业长期投资吗? ——基于文本分析和机器学习[J]. 管理世界, 2021(5): 139-156.
- [34] 张志宏, 王艺颖. 纳税信用与现金持有价值[J]. 会计研究, 2023(4): 132-143.

[责任编辑: 高 婷]

How does Industry-Finance Cooperation Affect Corporate Cash Holdings?

YUAN Zeming¹, LI Yuechun¹, WU Yanming¹, ZHANG Wang²

(1. School of Accountancy, Tianjin University of Finance and Economics, Tianjin 300222, China;

2. School of Economics and Management, Northwest University, Xi'an 710127, China)

Abstract: As the most liquid asset of a firm, cash plays a crucial role in corporate financial management. How to manage cash effectively has become a core financial issue for firms seeking competitive advantages and long-term value creation. Taking the pilot policy of industry-finance cooperation as a quasi-natural experiment, this study examines the impact of industry-finance cooperation on corporate cash holdings using a staggered difference-in-differences method, based on data from Chinese A-share listed companies from 2010 to 2024. The results show that industry-finance cooperation significantly reduces corporate cash holdings. Mechanism analysis reveals that industry-finance cooperation lowers firms' precautionary, transactional, and agency motives for holding cash through the risk-mitigation effect, cost-optimization effect, and monitoring-governance effect, thereby reducing the level of corporate cash holdings. Heterogeneity analysis further indicates that the reduction effect of industry-finance cooperation on corporate cash holdings is more pronounced among firms facing higher environmental uncertainty, lower market share, and greater managerial myopia. Extended analysis shows that the impact of industry-finance cooperation on cash holdings enhances the value of corporate cash holdings. These findings provide important implications for firms seeking to optimize cash-holding decisions and improve the efficiency of cash management.

Key Words: industry-finance cooperation; cash holdings; risk-mitigation effect; cost-optimization effect; monitoring-governance effect; cash holding value