产融合作如何影响企业数字化转型？

——基于产融合作试点政策的准自然实验

李宇铭[1]，闫　涵[2]

（1.天津财经大学　会计学院，天津　300222；2.河北经贸大学　会计学院，河北　石家庄　050061）

摘要：产融合作是促进金融资源向实体企业集聚、助推实体企业转型升级的有效途径。基于金融支持实体经济视角，采用2011—2023年A股上市公司数据，深入探讨产融合作试点政策对企业数字化转型的影响。结果显示，产融合作试点政策推动了企业数字化转型。机制检验表明，产融合作试点政策通过缓解企业融资约束和促进企业创新，驱动企业数字化转型。异质性分析表明，在高科技行业、处于知识产权保护力度较强地区的企业以及高管创新意识较高的企业中，产融合作试点政策对企业数字化转型的促进作用更加明显。经济后果检验表明，产融合作试点政策通过提升企业数字化转型最终提高了企业全要素生产率。研究结论不仅为产融合作试点政策支持实体经济数字化转型提供了依据，还为金融强国目标和企业数字化转型的实现提供了有益思路。

关键词：产融合作试点政策；企业数字化转型；融资约束；企业创新

文章编号：1003-4625(2025)08-0092-14　**中图分类号：**F272.3　**文献标识码：**A

一、引言

当前，数字经济蓬勃发展，大量企业积极拥抱数字技术，推行数字化战略。企业的数字化变革既是推动数字技术“生产要素化”的重要途径，也是实现企业战略转型、提升企业市场竞争力和推进企业高质量发展的必要之举。党的二十届三中全会明确强调，要加快构建促进数字经济发展体制机制，完善促进数字产业化和产业数字化政策体系。由于数字化转型涉及企业全方位、多角度、深层次的生产、经营、决策方式变革，需要大量资金支持，而大多数企业或多或少地存在融资约束，进而导致企业的数字化转型动力不足、进程缓慢。截至2023年年末，我国仍约有46%的企业尚未实质性开展数字化转型，对于中小企业而言，该比例超过60%，这主要是由企业外源融资受限以及技术创新能力不足所导致[1-3]。具体地，在融资获取方面，市场的风险厌恶偏好会对高风险、周期长、回报慢的数字化转型活动产生“抵触情绪”，导致企业难以获得有效的外源融资，致使其“转型支撑不稳”[4]。而在具体的数字技术方面，大多数企业受限于自身技术积累薄弱、创新人才短缺等问题，难以快速推动数字化进程，造成“转型动能不足”[3]。那么，如何有效克服转型“阵痛”，推动企业实现高质量数字化转型，便成为兼具理论突破性和实践迫切性的重要议题。

作为一项高层次的技术进步活动，企业数字化转型的顺利推进离不开高质量金融供给的坚实支撑[5]。2016年，我国开展的产融合作试点政策为其提供了一个良好契机，该政策有助于营造产业与金融之间深度互动的和谐氛围，着力提升金融服务支持实体经济发展质效。2016年5月，国务院发布了

收稿日期：2025-04-13

基金项目：本文为国家社会科学基金资助项目“我国多层资本市场体系资源配置效率评价及其优化路径研究”（19BTJ057）的研究成果。

作者简介：李宇铭（1998—），男，河北邯郸人，博士研究生，研究方向为资本市场与公司财务；通信作者闫涵（2000—），男，河北秦皇岛人，硕士研究生，研究方向为资本市场与公司财务。

《关于深化制造业与互联网融合发展的指导意见》，决定开展产融合作试点城市建设。2016年8月，工信部等四部门启动首批产融合作试点城市申报工作，并于当年年底公布了第一批试点城市名单。2020年7月，工信部等五部门组织开展第二批试点城市申报工作，并在当年年底公布了入选名单。以上指导意见及产融合作试点方案均明确指出，产融合作的核心在于强化金融支持服务实体经济的能力，旨在构建产业与金融相互依存、共同繁荣的生态系统，以推动产业结构优化升级。数字化转型作为企业产业升级和创新发展的重要动力之一，能够优化生产流程、降低生产成本，推动企业向高端化、智能化方向转型，进而实现高质量发展，这与产融合作试点的政策初衷不谋而合。然而，较少有研究关注产融合作试点政策与企业数字化转型之间的关系。产融合作试点政策作为金融改革领域的顶层设计之一，能否对企业数字化转型产生影响？若产生影响，将由何种机制发挥作用？回答上述问题关系到后续产融合作试点政策的完善，同时有助于实现金融强国目标。

两批次产融合作试点政策精心布局，广泛覆盖了横跨东中西部和不同规模的城市，这些城市在经济基础、基础设施和商业活跃度等层面各有不同，确保了政策选取城市样本覆盖范围的广泛代表性，在一定程度上避免了由政策本身带来的样本自选择问题，为本文采用交错DID方法构建了一个理想的因果推断环境。从政策效应识别的视角来看，政策因果推断估计常使用交错DID方法，而异质性处理效应是交错DID模型不可忽视的问题，具体体现在相同政策对不同处理组产生不一致的效果，最终使得运用双向固定效应模型（TWFE）估计量进行交错DID估计产生一定程度的偏差[6]。同时，在本文中有19个首批试点城市存在政策中途退出的情况，未在第二批试点中得到延续。因此，为准确衡量产融合作试点政策对企业数字化转型的影响，本文在稳健性检验中，一是采用Goodman-Bacon的方法[7]，深入判断本文交错DID模型的潜在偏误，确保本文结论可靠；二是引入Boyusyak的相关异质性稳健估计量[8]，以精准校正异质性处理效应和政策退出效应所带来的偏差。

因此，本文基于2011—2023年A股上市公司样本，将产融合作试点政策实施作为准自然实验，实证检验产融合作试点政策对企业数字化转型的影响。本文的边际贡献在于以下三点。

第一，本文丰富了产融合作试点政策的经济后果研究。在我国金融供给侧结构性改革背景下，产融合作扮演着至关重要的角色。已有文献以首批产融合作试点城市为样本，从企业投资效率、创新水平和产业结构转型升级等角度出发，研究了产融合作试点政策的经济后果[9-12]。而本文在考虑第二批产融合作试点城市样本的基础上，从企业数字化转型的视角，补充了产融合作试点政策的经济后果方面的实证研究。

第二，本文直接拓展了企业数字化转型影响因素的相关研究。探究产融合作试点政策与企业数字化转型之间的关系是对既有文献的有益补充，加深了学界与业界对企业数字化转型影响因素的理解。

第三，本文从“缓解企业融资约束”及“促进企业技术创新”两个维度深入分析，旨在更清晰地揭示产融合作试点政策影响企业数字化转型的内在逻辑与作用机制。同时，本文综合考虑行业属性、地区属性和高管属性差异，多方面探讨产融合作试点政策对企业数字化转型的差异化影响。

二、文献综述

（一）产融合作试点政策的经济后果

“产融合作”和“产融结合”在核心要义上不尽相同。产融结合被界定为产业资本与金融资本以股权相互渗透等方式结合的现象[13]。产融结合具体形式被分类为“由融到产”和“由产到融”，“由融到产”是指金融资本投资于实体企业，而“由产到融”则是指实体企业控股或参股金融机构。当前我国有关金融领域的法律法规禁止大部分金融机构进行股权投资业务，因此我国产融结合体现为“由产到融”。学界对产融结合的经济后果进行深入研究，发现产融结合缓解了企业融资约束状况、抑制了股价同步性并促进了产业结构转型升级[14-16]。然而，过度产融结合追逐利润会引发金融风险，对企业产生负面影响。有学者发现，产融结合降低了企业投资效率和企业劳动收入份额[17-18]。现有研究探讨了产融结合与企业数字化转型的关系，但结论尚未达成一致。有学者认为产融结合可以通过缓解融资约束以及增强内部创业意愿进而提升企业数字化转型水平[19]。但还有学者强调，在防范化解企业风险的背景下，产融结合退出可以通过优化公司治理水平、抑制管理层短视行为、降低财务风险来促进企业数字化转型[20]。

针对产融结合需完善的方面，2016年，工信部

等三部门正式提出“产融合作”概念。产融合作是指金融部门和产业部门通过深化交流与共同协作等方式，引导“金融活水”精准“滴灌”实体企业，提升服务质效。从产融结合到产融合作的跨越，不仅重新界定了产业与金融之间的融合界限，还进一步明确了双方之间应当遵循的适度合作原则，促进了两者关系的清晰化与规范化，达到既能防范金融风险溢出，又能避免金融资源在实体经济中空转的目的。有研究将产融合作试点城市的设立作为外生事件，以第一批产融合作试点城市为样本，发现产融合作试点政策通过加强产业与金融之间的良性互动，提升了企业投资效率和创新水平，推动产业结构的转型升级[9-12]。

（二）企业数字化转型的影响因素

企业数字化转型是数字经济时代的企业战略举措，通过运用前沿数字技术对传统业务流程、商业模式及组织架构实施全方位、深层次的革新与升级。这一过程不仅是单纯的技术升级，还要深刻重塑企业思维模式，打破固有壁垒，旨在提升生产效率、优化运营流程，增强企业的市场竞争能力。从企业内部来看，现有研究聚焦于管理者个人特质、员工态度和客户等对企业数字化转型的影响[21-23]。从外部因素来看，在数字基础设施建设层面，网络基础设施和智慧城市建设会对企业数字化转型产生积极影响[24-25]；就政府层面而言，政府补助、财政科技支出和税收优惠同样对企业数字化转型发挥正向作用[3,26-27]。有关金融因素和企业数字化转型关系的研究，发现金融因素为企业数字化转型提供了资金支持和良好的外部环境，其中供应链金融、数字金融、金融科技能够提升企业数字化转型水平[5,28-29]。

（三）文献述评

鉴于当前研究现状，需要对产融合作试点政策与企业数字化转型之间的关系进行探索。一方面，对产融结合与企业数字化转型之间的关系而言，现有研究尚未形成一致结论。本文基于产融合作试点这一准自然实验，为“产业与金融融合”模式对企业数字化转型的影响提供了更多研究支持。另一方面，尽管已有关于金融因素对数字化转型影响的研究，但尚未有研究从产融合作试点政策视角切入探求二者关系。值得注意的是，产业与金融之间的关系往往根植于企业自身，这使得研究本身出现不可避免的内生性问题，影响结论的可靠性。因此，本文将前两批国家产融合作试点政策作为准自然实验，将其与企业数字化转型置于同一分析框架内，旨在揭示二者之间的因果关系，为金融支持实体经济数字化转型提供经验证据。

三、制度背景与研究假设

（一）制度背景

我国围绕提升金融服务实体经济能力与效率这一目标出台了一系列金融改革措施，产融合作试点政策是其中关键一项。2016年3月，工业和信息化部等三部门印发了《加强信息共享 促进产融合作行动方案》，提出应建立产融信息对接工作机制，以推动产业提质增效、转型升级，这一方案为产融合作的实施指明了方向。2016年5月，国务院发布了《关于深化制造业与互联网融合发展的指导意见》，强调应选择部分城市开展产融合作试点。2016年8月，工信部等四部门联合发布了《关于组织申报产融合作试点城市的通知》，并于12月将南京市等37个城市纳入首批产融合作试点城市。2020年7月，工信部等五部门再次印发《关于组织申报第二批产融合作试点城市的通知》，并于12月将济南市等51个城市（含18个首批试点城市）确定为第二批产融合作的试点城市。产融合作试点政策内容包括搭建产融合作平台、强化金融科技应用、创新金融产品和服务等方面。该政策通过“政府引导+市场主导”模式，引导地方政府聚合产业、金融、财税等资源，构建产业与金融协同发展的生态环境。同时，试点政策通过组织部分城市先行先试的方式，探索产融合作的有效路径，以打破传统机制，引导产融之间进行有边界、高效率的合作，提升金融支持实体经济发展质效。

（二）研究假设

企业数字化转型通常面临多重挑战。首先，数字化转型初期投入成本大，这将增加企业资金压力，削弱企业主动寻求转型的动力[30]。其次，数字化转型周期长且伴随持续的适应与调整，对于偏好快速回报的企业而言，这一长期“成本—收益”不匹配的现状难以激发其转型意愿。再次，技术瓶颈与基础设施的不足亦延缓了转型进程，会制约数字化转型的实际效果[31]。在此背景下，产融合作试点政策的双重优势——缓解企业融资压力与激发企业创新活力[11]，为破解数字化转型难题提供了新思路。本文据此提出，产融合作试点政策的实施，正是通过这两个关键途径，即缓解融资约束与促进企业创新，促进企业数字化转型。

1.产融合作试点政策、企业融资约束和企业数字化转型

产融合作试点政策有助于缓解企业面临的融资约束，为企业数字化转型的深入推进提供动力。企业数字化转型具有投入高、周期长和不确定性大等特点，单纯依赖企业自身资金往往难以支撑高昂的转型成本[32]。因此，积极寻求外部融资是企业获取充足资金并加速数字化转型的重要途径。

产融合作试点政策通过将产业和金融深度融合，进一步增强金融支持实体经济能力，缓解企业面临的融资约束。首先，产融合作试点政策倡导利用大数据、区块链等新一代信息技术，积极搭建产融合作平台。该平台吸引了众多金融机构及企业入驻。产融合作平台汇集并整合了来自相关部门、金融机构和实体企业等主体多维度和高价值的海量数据资源，并利用先进的金融科技手段深入挖掘[12]。产融合作平台依托多源异构数据整合与金融科技赋能，构建起企业与金融机构之间的多主体信息传导机制，在优化资源配置效率的同时，显著降低了由信息不对称所引致的逆向选择与道德风险[12]，从而提升金融支持实体经济的精准性与安全性，改善企业实际融资环境，缓解融资约束。其次，产融合作试点政策鼓励金融机构创新金融产品和服务。为精准扶持技术领先、具有示范引领效应的项目，产融合作试点政策积极倡导增加中长期贷款与信用贷款规模，并根据企业现状创新多样化数字金融产品和服务，以提升金融服务实体经济发展的质效[33]。该政策不仅能有效提升企业融资结构的适应性和灵活性，降低企业面临的融资门槛，还能使处于不同规模和发展阶段的企业根据自身实际情况享受个性化的金融产品和服务，最终形成资金直达实体企业的多元化路径，缓解企业所面临的融资约束。再次，产融合作试点政策通过加强企业内部管理从而提升企业融资能力。该政策不仅引导企业完善内部控制制度、强化财务方面的信息披露和诚信体系建设，而且在管理层和财务人员以及金融市场融资渠道等层面对企业予以指导和帮助，有助于提升企业融资能力，最终缓解企业融资约束。

根据资源约束理论，企业能否实施数字化转型战略在很大程度上取决于其所拥有的资源禀赋[34]。融资约束作为关键的外部资源障碍，直接影响企业对长期性、高风险、高投入项目的投资能力。当企业资金紧张时，往往更倾向于将有限资源投入到回报周期短、风险可控的传统业务中，以保障生存和基本运营，从而抑制对数字化转型的投资意愿和能力[5]。融资约束的缓解，不仅扩大了企业资金可用边界，更实质性降低了企业开展长期技术性项目的机会成本。一方面，资金压力的减轻提升了企业的风险承受能力，使其更愿意进行数字技术引进、系统开发与流程重构等具有战略性质的投资。另一方面，灵活多样的融资工具也优化了企业资本结构，为数字化转型所需的分阶段投入提供了稳定的资金支持。此外，融资可得性的提升通常伴随外部监管与信息披露机制的完善，这在客观上促进了企业在数字化治理、财务系统数字化等方面的制度性升级。

2.产融合作试点政策、企业创新和企业数字化转型

产融合作试点政策有助于激发企业创新活力，为企业数字化转型的深入探索提供支撑。良好的企业创新基础是顺利推进企业数字化转型不可或缺的条件。与此同时，技术创新由于投入高、周期长和风险大等特点，对人才和资金等资源的渴求更为迫切。

产融合作试点政策的核心在于鼓励地方政府整合产业、金融等多方资源，营造产业与金融之间共生共荣的生态环境。这种良好的生态环境促使各类创新资源在区域内汇聚，为企业提供丰富的创新资源储备，强化其风险承受能力，从而激发企业开展更多的技术创新活动。具体而言，首先，产融合作试点政策为技术配置要求严苛的数字化转型项目营造了良好的创新生态环境。该政策致力于构建集产业、金融与人才于一体的政策支持体系。在人才集聚方面，产融合作试点政策制定并实施了具有吸引力的高层次引才与育才战略，吸引各类人才在试点城市内集聚[33]；在资金集聚方面，该政策则通过采取相关措施促使金融资源向实体经济集聚，提升了金融服务实体经济质效。人才和资金等资源要素在区域内的高度聚集促进了要素间的深度互动融合，为企业营造了浓厚的科技创新生态氛围，推动企业创新发展[35]。与此同时，产业人才汇聚能够产生显著的溢出效应，其通过强化企业间前沿科技知识与行业动态交流协作，为企业创新提供方向和灵感，推动企业创新发展[32]。其次，产融合作试点政策提升了金融支持实体经济的效率和能力，营造了互利共赢的生态环境，这将有效拓宽企业资源利用边界，显著缓解资源约束。此时，企业往往会展现出更为乐观和正向的发展预期，有助于提升其风险承受能力，最终促

使企业将更多资源投入到创新项目中，提升企业创新水平[36]。再次，产融合作试点政策深刻遵循市场在金融资源配置中的核心地位，确保市场机制发挥决定性作用。这一原则驱动下的市场化配置机制会以发展潜力、生产效率和行业前景为目标，愈加关注企业的核心竞争力。同时，为优化金融资源配置，推动金融资源配置以效率为目标，产融合作试点政策强调运用金融科技等先进信息技术精准识别具有较高核心竞争力的企业。在顺应数字经济浪潮和提升核心竞争力目标的驱使下，为加强核心竞争力，企业往往会加大研发投入[37]，提升企业创新水平。

企业创新能力的提升，进一步为数字化转型注入了动能。一方面，技术创新增强了企业对新兴数字技术的识别与吸收能力，使企业能够更有效地将人工智能、工业互联网、区块链等技术嵌入业务流程，实现数据驱动与流程再造的深度融合。另一方面，持续的创新活动有助于强化企业适应能力和组织柔性，提升其在面对数字化转型中不确定性时的战略韧性与资源配置效率[31]。同时，高水平的企业创新往往伴随对管理机制、流程体系与产品结构的主动调整，为数字化转型提供了制度支撑与应用场景[38]。可见，企业在产融合作试点政策激励下所形成的创新优势，不仅改善了其技术能力和资源基础，更显著提升了其开展数字化转型的动力与条件。

基于此，本文提出以下研究假设。

假设H1：产融合作试点政策能够推动企业数字化转型。

假设H2：产融合作试点政策通过缓解企业融资约束推动企业数字化转型。

假设H3：产融合作试点政策通过促进企业创新推动企业数字化转型。

四、研究设计

（一）样本选取与数据来源

本文将2011—2023年A股上市公司作为研究样本，以2011年作为样本起始年的原因为，我国数字技术发展和数字经济规模扩张主要从2011年开始。本文根据以下原则对样本进行筛选：（1）剔除被ST、*ST的公司；（2）剔除金融业及保险业公司；（3）剔除资不抵债样本观测值；（4）剔除存在严重数据缺失的公司。本文在上下1%分位数水平上对主要连续变量进行缩尾处理，最终得到36027个有效样本量。其中，第一批及第二批国家产融合作试点城市信息均通过工信部官方网站取得，企业数字化转型通过上市公司年报词频加总计算获得，其余数据来自CSMAR数据库。

（二）模型设计与变量定义

1.被解释变量

本文的被解释变量为企业数字化转型（DCG）。本文根据以下三个步骤对企业数字化转型（DCG）指标进行构建。具体而言，首先，通过Python软件的爬虫功能获取A股上市公司的年报，并利用Java PDFbox库将年报转换为文本形式；其次，参考现有研究[39]，将企业数字化转型划分为底层技术应用和数字技术运用，其中底层技术应用包含人工智能、区块链、云计算和大数据四个部分，并分别对其构建关键词词谱；再次，将文本形式的年报根据上一步所构建的关键词词谱进行关键词词频识别并分类加总，最终以企业年度为单位求得所有关键词词频总数并取对数处理，形成企业数字化转型（DCG）指标。

2.解释变量

本文核心解释变量为产融合作试点政策是否实施（DID）的虚拟变量，由Treat变量和Post变量的乘积组成。其中，Treat变量用于表示政策城市是否处于产融合作试点政策地区，而Post变量则表示城市当年是否被纳入产融合作试点政策地区。2016年12月29日，全国有37个城市被选为首批产融合作试点城市，试点周期为三年。之后，2020年12月16日，全国又有51个城市被选为第二批产融合作试点城市（包括18个首批延续试点城市）。当城市被列入前两批产融合作试点城市名单内，则该城市的Treat取1，否则取0。对于Post变量的取值：（1）若为首批产融合作试点城市且未在第二批试点名单中延续，由于2016年12月29日被公布且试点周期为三年，其政策效应几乎未在2016年发挥，因此Post在2017年到2019年取值为1，其余年份取0；（2）若为首批产融合作试点城市且在第二批试点名单中延续，为保证政策的延续性，Post在2017年之后取值为1，其余年份取0；（3）若为第二批新增产融合作试点城市（不包含第一批延续试点城市），由于这些试点城市在2020年12月16日被公布，其政策效应在2020年几乎未产生作用，因此Post在2021年及之后年份取1，否则取0；（4）对于从未纳入试点名单的城市，Post取0。

考虑到部分首批产融合作试点城市未在第二批试点名单中延续的情形，使得该部分不能被直接划分为处理组与控制组，此时采用双向固定效应

(TWFE)模型可能会导致估计结果存在偏误。处理该类问题时，学界倾向采用剔除政策退出后的样本的方法。本文参照相关研究的做法[40-41]，在后续回归分析中剔除中途退出的首批试点城市在2020—2023年的样本。此外，根据最新研究，有学者提出了能够解决政策退出情形下的处理效应异质性估计量，因此在后续稳健性检验中的异质性处理效应检验部分，本文将刚才被剔除的样本重新纳入，并通过退出情形下的处理效应异质性估计量方法重新估计产融合作试点政策对企业数字化转型的影响。

3.控制变量

根据现有研究，本文控制了可能影响被解释变量的其他因素，具体包括企业规模(Size)、资产负债率(Lev)、资产回报率(Roa)、企业成长性(Growth)、独立董事比例(Indep)、第一大股东持股比例(Top1)、机构投资者持股比例(Inst)、企业年龄(Age)、董事会人数(Board)、账面市值比(Bm)、托宾Q值(Tobinq)、是否四大(Big4)、两职合一(Dual)、股权制衡度(Balance)。为尽可能评估产融合作试点政策对企业数字化转型产生的影响，本文还控制了企业(Stkcd)和年份(Year)固定效应。

主要变量定义及说明见表1。

(三)模型设计

为了探究产融合作试点政策与企业数字化转型之间的关系，本文构建模型(1)进行验证：

$$DCG_{it}=\alpha_0+\alpha_1 DID_{it}+\alpha_2 Controls_{it}+Stkcd_i+Year_t+\varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中，DCG为被解释变量，表示企业数字化转型；DID为核心解释变量，表示产融合作试点政策虚拟变量；Controls表示控制变量；Stkcd和Year分别表示企业和年份层面固定效应。本文同时采用企业层面的聚类稳健标准误进行估计，以防止回归模型估计所产生的异方差和自相关问题。根据上文分析，本文预计DID前面的系数符号为正，表明产融合作试点政策能够推动企业数字化转型。

五、实证结果①

(一)描述性统计分析

描述性统计结果如表2所示。DCG的均值为1.559，标准差为1.422，最小值和最大值分别为0和6.380，说明上市公司数字化转型程度差异较大，如何提高数字化转型程度是上市公司面临的关键问题。DID的均值为0.235，表明平均有23.5%的样本受到试点政策的影响。其余变量结果均在合理范围内。

(二)基准回归分析结果

基准回归展示了产融合作试点政策对企业数字化转型的影响，表3报告了基准回归结果。第(1)列未添加控制变量，DID的系数为0.184，在1%水平上显著；第(2)列在第(1)列的基础上添加控制变量，

表1　主要变量定义及说明

类型	变量名称	变量符号	变量定义
被解释变量	企业数字化转型	DCG	年报相关词频数量取对数
解释变量	产融合作试点政策	DID	详见前文解释变量部分
控制变量	企业规模	Size	资产总额的自然对数
	资产负债率	Lev	负债总额/资产总额
	资产回报率	Roa	总资产收益率
	企业成长性	Growth	主营业务收入增长率
	独立董事比例	Indep	独立董事人数/董事会总人数
	第一大股东持股比例	Top1	第一大股东持股数量/总股数
	机构投资者持股比例	Inst	机构投资者持股总数/总股数
	企业年龄	Age	上市时间加1的自然对数
	董事会人数	Board	董事会人数取自然对数
	账面市值比	Bm	账面价值/总市值
	托宾Q值	Tobinq	(流通股市值+非流通股股份数×每股净资产+负债账面值)/总资产
	是否四大	Big4	公司经国际四大会计师事务所审计为1，否则为0
	两职合一	Dual	董事长与总经理为一人为1，否则为0
	股权制衡度	Balance	第二到五位大股东持股比例的和/第一大股东持股比例

① 本文根据实证设计进行分析，结论仅供参考。

DID的系数为0.172，在1%水平上显著，说明产融合作试点政策显著推动了企业数字化转型，验证了假设H1。

表2　描述性统计结果

变量	观察值	均值	标准差	中位数	最小值	最大值
DCG	36027	1.559	1.422	1.386	0.000	6.380
DID	36027	0.235	0.482	0.000	0.000	1.000
Size	36027	22.207	1.346	22.001	17.641	28.697
Lev	36027	0.417	0.212	0.405	0.007	0.882
Roa	36027	0.033	0.085	0.037	−0.219	0.227
Growth	36027	0.169	0.391	0.124	−0.572	2.446
Indep	36027	0.377	0.055	0.364	0.143	0.800
Top1	36027	0.339	0.151	0.315	0.003	0.900
Inst	36027	0.433	0.249	0.445	0.001	0.959
Age	36027	2.036	0.950	2.197	0.000	3.526
Board	36027	2.114	0.201	2.197	1.386	2.890
Bm	36027	0.349	0.169	0.328	0.127	1.359
Tobinq	36027	2.076	1.263	1.609	0.863	7.895
Big4	36027	0.063	0.243	0.000	0.000	1.000
Dual	36027	0.305	0.460	0.000	0.000	1.000
Balance	36027	0.971	0.607	0.565	0.011	2.771

（三）稳健性检验

1.平行趋势检验

本文基准回归采用DID模型进行因果推断的一个重要前提就是符合平行趋势假设。因此，本文采用事件研究法检验政策实施前的处理组与控制组的平行趋势，如模型（2）：

$$DCG_{it}=\beta_0+\gamma\sum_{\substack{k=-3\\k\neq-1}}^{k=2}DID_{it}^{k}+\delta Controls_{it}+Stkcd_i+Year_t+\varepsilon_{it} \quad (2)$$

对于模型（2）而言，k代表产融合作试点政策开始后的第k年，DID^k表示年份虚拟变量与处理组虚拟变量之间的交乘项。产融合作试点政策实施的前一年作为基期（k≠−1）；政策实施前第3年以及之前年份，DID^{-3}取值为1；政策实施后第2年以及之后年份，DID^2取值为1。本文平行趋势检验如图1所示。产融合作政策实施之前，DID^k前的系数不显著；而在产融合作制度实施当期以及之后，DID^k前的系数显著为正，表示通过了平行趋势检验，并且产融合作试点政策提升了企业数字化转型程度。

表3　基准回归检验结果

变量	（1）	（2）
	DCG	DCG
DID	0.184***	0.172***
	（3.04）	（2.65）
Size		0.267***
		（12.84）
Lev		−0.451***
		（−5.37）
Roa		−0.234***
		（−2.89）
Growth		−0.000
		（−1.03）
Indep		−0.124
		（−0.68）
Top1		−0.206
		（−1.19）
Inst		−0.133
		（−1.45）
Age		0.118***
		（5.54）
Board		0.226***
		（3.39）
Bm		−0.364***
		（−5.17）
Tobinq		0.005
		（1.57）
Big4		−0.051
		（−0.86）
Dual		−0.003
		（−0.13）
Balance		0.030
		（0.52）
企业和年份固定效应	是	是
常数项	1.528***	−4.646***
	（150.72）	（−9.73）
N	36027	36027
调整 R^2	0.780	0.788

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

2.安慰剂检验

本文根据产融合作试点政策虚拟变量DID的分布特点设计安慰剂检验，通过随机抽样设计“伪产融合作试点政策虚拟变量”，据此产生新的样本组，采用模型（1）重新估计。同时考虑到回归可信性和真

实性，本文重复1000次随机抽样过程，回归分布结果示意图如图2所示，大部分估计系数靠近0，距基准回归估计系数较远，且核密度分布函数类似于正态分布，仅有极少部分拟合值所对应的P值小于0.1，说明本文基准回归得出的结论较为稳健。

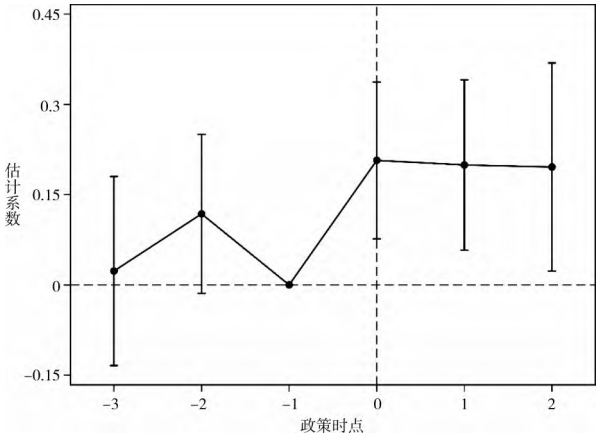

图1　平行趋势检验

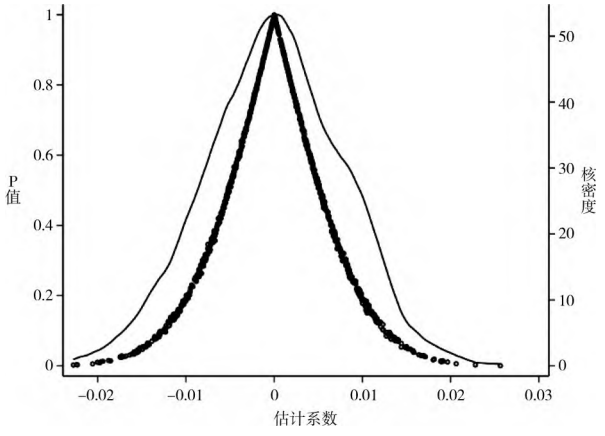

图2　安慰剂检验

3. PSM倾向得分匹配

经济发展规模、交通建设水平以及城市枢纽型特征并不是决定城市是否被纳入产融合作试点城市名单的关键因素[42]，城市是否被纳入产融合作试点政策的处理组仍有可能并非完全随机，可能存在样本自选择导致的内生性问题。因此，本文采用1∶1最近邻倾向得分匹配方法，将经过匹配后的样本进行回归检验，结果如表4第（1）列所示，DID的系数为0.127，在1%的水平上显著，结论稳健。

4. EBM熵平衡匹配

PSM倾向得分匹配可能会在协变量选取、匹配比例和匹配方法等方面存在主观设定的弊端。为更好验证基准回归所得结论，本文参考部分学者提出的方法[43]，将控制组中每个观测值赋予连续权重，最终得出与处理组均值（一阶矩）、方差（二阶矩）和偏度（三阶矩）无明显差异的控制组。EBM熵平衡匹配的回归结果如表4第（2）列所示，DID的系数为0.107，在1%的水平上显著，结论稳健。

表4　稳健性检验结果（1）

变量	（1）	（2）
	PSM 1∶1	EBM
	DCG	DCG
DID	0.127***	0.107***
	（3.75）	（4.37）
控制变量	是	是
企业和年份固定效应	是	是
常数项	−4.787***	−5.107***
	（−8.68）	（−9.72）
N	18118	36027
调整 R^2	0.772	0.777

5. 替换因变量

对于企业数字化转型指标，不同学者的衡量方式不尽相同，这可能会对基准回归所得的结论产生影响。因此，本文参考已有研究的数字化转型衡量方式（DCG1）替换基准回归被解释变量DCG[44]，对本文进行稳健性检验。DCG1变量以财务报告附注披露的无形资产明细项中与数字化转型相关的部分与无形资产总额的比值衡量。结果如表5第（1）列显示，DID的系数为0.174，在1%的水平上显著，结论稳健。

6. 滞后一期

考虑到产融合作试点政策的影响可能存在时间滞后性，本文对所有解释变量和控制变量进行滞后一期处理。结果如表5第（2）列所示，L.DID的系数为0.059，在5%的水平上显著，结论稳健。

7. 剔除样本

考虑到以下情形可能会使得基准回归估计不准确，本文分别对以下情形所涉及的样本进行剔除后回归。具体来说：（1）使用多期DID模型进行推断时，其中一个关键的前提是，一个地区受到政策外生冲击不会对其他地区产生明显影响[45]。但在北京、上海和天津三个直辖市内部，有一部分区域被批准为产融合作试点，如北京市大兴区。由于获批地区与周围其他区域在地理上相近，考虑到同一直辖市内各区域之间存在经济协同发展的情况，产融合作试点政策有可能产生溢出效应，影响到邻近区企业数字化转型程度，使得回归估计产生偏误，因此剔除北京、上海和天津的样本进行回归。（2）企业持有金

融机构股份有利于缓解资金短缺，可能会对企业数字化转型产生影响。为了缓解上述影响所造成的偏误，确保研究结论的稳健性，本部分剔除企业持有金融机构股份样本，对剩余样本重新进行回归。(3)企业数字化转型指标来源于上市公司年报所披露的信息，由于上市公司在披露过程中有可能出现“印象操纵”等策略性信息披露行为，而有过往违规史的企业更有可能进行策略性信息披露，往往过于夸大企业数字化转型程度，影响基准回归结论稳健性。因此，本文采取剔除违规样本这一方式对基准回归结果进行验证。回归结果如表5第(3)列—第(5)列所示，DID系数分别为0.139、0.074和0.141，在1%的水平上显著，结论稳健。

8. Tobit模型

由于有一部分上市公司数字化转型程度占比分布集中于0。因此，进一步通过更换Tobit模型回归进行验证，回归结果如表5第(6)列所示，DID结果为1.075，且在1%水平上显著，结论稳健。

表5　稳健性检验结果(2)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	替换因变量	滞后一期	剔除样本			Tobit模型
	DCG1	DCG	DCG	DCG	DCG	DCG
DID	0.174***		0.139***	0.074***	0.141***	1.075***
	(3.83)		(4.19)	(5.26)	(3.91)	(52.80)
L.DID		0.059**				
		(2.18)				
控制变量	是	是	是	是	是	是
企业和年份固定效应	是	是	是	是	是	是
常数项	0.244*	−4.630***	−4.993***	−5.687***	−5.119***	−3.723***
	(1.86)	(−8.88)	(−11.37)	(−10.55)	(−9.83)	(−14.34)
N	36027	30975	30413	33836	29958	36027
调整 R^2/Pseudo R^2	0.614	0.797	0.719	0.693	0.792	0.041

9.异质性处理效应检验

有学者关注到，异质性处理效应是交错DID模型的潜在问题，主要体现为同一个政策对不同受处理个体产生不尽相同的结果[7-8]。在本文中，异质性处理效应可能会对基准回归中双向固定效应模型(TWFE)估计量产生潜在偏误与负权重等问题，从而对本文基准回归结论的客观性产生影响。为了应对这一问题，首先，本文参考已有研究方法对模型(1)涉及估计量中的潜在偏误进行诊断[7]。其次，由于本文存在政策退出情形(部分首批试点城市未延续到第二批试点)，本文借鉴相关文献的估计方法应对部分试点地区中途退出的情形，作为验证基准回归结果的稳健性检验之一[8]。

首先，本文将2×2-DID估计值划分为以下三类：(1)新受到处理个体(处理组)vs从未受政策处理个体(控制组)；(2)较早受到处理个体(处理组)vs较晚受到处理个体(控制组)；(3)较晚受到处理个体(处理组)vs较早受到处理个体(控制组)。然而，第三类个体作为“坏的控制组”，其存在使得双向固定效应(TWFE)模型在交错DID估计时产生偏误。表6和表7分别列示了基于基准回归以及基于全部样本(包含基准回归中剔除的政策退出情形样本)的Bacon分解结果，从表6和表7可以看出，第三类“坏的控制组”权重占比分别为9.5%和10.3%，占比较小。因此，本文基准回归估计结果偏误较小。

表6　基于基准回归的Bacon分解结果

控制组类型	权重	估计系数
新受到处理个体(处理组)vs 从未受政策处理个体(控制组)	0.828	0.113
较早受到处理个体(处理组)vs 较晚受到处理个体(控制组)	0.077	−0.030
较晚受到处理个体(处理组)vs 较早受到处理个体(控制组)	0.095	0.060

其次，为了进一步验证处理效应异质性问题是否影响本文基准回归所得到的结论，本文采用已有学者提出的异质性稳健估计量进行分析，该估计量具有估计效率高和有效应对政策退出情形等优势[8]。除基准回归样本之外，本文重新纳入先前被

剔除的样本进行异质性处理效应估计。图3是该异质性稳健估计量在产融合作试点政策实施前3期到后2期的事件研究图，表明在产融合作试点政策实施之前，处理组与控制组企业数字化转型程度无显著差异；产融合作试点政策开始实施后，企业数字化转型程度有明显提升，结论稳健。

表7　基于全部样本的Bacon分解结果

控制组类型	权重	估计系数
新受到处理个体（处理组）vs 从未受政策处理个体（控制组）	0.829	0.071
较早受到处理个体（处理组）vs 较晚受到处理个体（控制组）	0.068	-0.032
较晚受到处理个体（处理组）vs 较早受到处理个体（控制组）	0.103	0.032

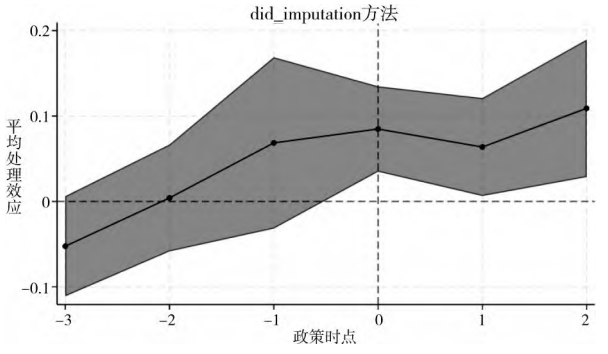

图3　事件研究图

六、进一步分析

（一）机制检验

基准回归表明，产融合作试点政策推动了企业数字化转型。那么，产融合作试点政策又是通过何种机制推动企业数字化转型？本文分别从缓解融资约束和促进企业创新两个渠道考察具体作用机制。

由于传统的三步法中介效应分析存在内生性问题[46]，因此，本文的机制检验模型参考相关研究[46]。第一步为基准回归，即模型（1），其目的是探求产融合作试点政策对企业数字化转型的影响；第二步模型（3）如下所示：

$$SA_{it}/WW_{it}/Patent1_{it}/Patent2_{it}=\gamma_0+\gamma_1 DID_{it}+\gamma_2 Controls_{it}+Stkcd_i+Year_t+\varepsilon_{it} \quad (3)$$

模型（3）中，被解释变量SA和WW表示企业融资约束指标，Patent1与Patent2分别表示企业创新指标。

首先，对于融资约束机制。采用SA指数表示融资约束指数。SA的值越大，代表企业面临的融资约束程度越大[47]；采用WW指数表示融资约束指数[48]。WW的值越大，代表企业面临的融资约束程度越高。企业融资约束机制检验结果如表8第（1）列—第（2）列所示，第（1）列中DID的系数为-0.109，在1%的水平上显著为负；第（2）列中DID的系数为-0.617，在5%的水平上显著为负。加之前文理论分析，最终表明产融合作试点政策通过缓解企业融资约束推动数字化转型这一路径成立，验证了假设H2。

其次，对于企业创新机制。一是采用企业当年专利申请总量加1的自然对数（Patent1）表示企业创新水平，Patent1的值越大，代表企业创新水平越高[49]。二是采用企业当年专利授予总量加1的自然对数（Patent2）表示企业创新，Patent2的值越大，代表企业创新水平越高[50]。企业创新机制检验结果如表8第（3）列—第（4）列所示，第（3）列中DID的系数为0.037，在1%的水平上显著为正；第（4）列中DID的系数为0.091，在1%的水平上显著为正。加之前文理论分析，最终表明产融合作试点政策通过促进企业创新推动数字化转型这一路径成立，验证了假设H3。

表8　机制检验结果

变量	（1）	（2）	（3）	（4）
	融资约束		企业创新	
	SA	WW	Patent1	Patent2
DID	-0.109***	-0.617**	0.037***	0.091***
	（-3.04）	（-2.41）	（3.98）	（3.45）
控制变量	是	是	是	是
企业和年份固定效应	是	是	是	是
常数项	-4.023***	-3.942***	-9.239***	-7.044***
	（-38.12）	（-16.81）	（-14.59）	（-14.05）
N	36027	32909	35933	35941
调整 R^2	0.641	0.629	0.754	0.720

（二）异质性分析

基准回归分析指出，产融合作试点政策能够显著推动企业数字化转型。然而，二者关系在不同层面可能存在差异。本文进一步从企业科技属性、地区知识产权属性和高管创新导向层面对二者关系的异质性进行检验。

1.行业属性

产融合作试点政策对企业数字化转型的影响程度，往往因企业是否为高科技企业而异。一方面，高科技企业通常以科技创新作为经营导向，因此将数字化转型作为企业战略目标。同时，高科技企业普遍具备基础设施以满足企业数字化转型需求，并且具有主动转型意愿。另一方面，高科技企业面临较

快的技术更替，急需提高核心技术竞争力以应对行业竞争，迫切需要研发资金提升数字化转型水平。基于以上分析，本文认为相比于非高科技企业，产融合作试点政策带来的金融服务对高科技企业起到的助推作用更大。参考现有研究，本文将样本划分为高科技企业和非高科技企业，随后进行分组回归[51]。分组回归结果如表9第（1）列—第（2）列所示，在高科技企业组中，DID的系数为0.179且在1%的水平上显著；而在非高科技企业组中，DID的系数为0.041且在5%的水平上显著，并通过了费舍尔组间系数差异检验。这一结果表明，无论是否为高科技企业，产融合作试点政策均能够促进企业数字化转型，但该政策对高科技企业的影响效应更大。

2.地区属性

产融合作试点政策对企业数字化转型的影响程度，往往因企业所处地区的知识产权保护力度而异。制度变迁理论强调，完善的产权制度是经济增长的关键条件。知识产权保护有助于提升侵权成本、降低维权成本，从而缓解企业在数字化转型中因数据产权不清所带来的信息泄露与侵权风险。由此，产权保护力度越高，产融合作政策的政策效应越易显现。因此，在良好的知识产权保护环境下，产融合作试点政策对企业数字化转型的提升具有更好的效果。基于上述分析，本文认为相比于知识产权保护力度较弱的地区，产融合作试点政策带来的金融服务对知识产权保护力度较强地区起到的助推作用更大。本文采用知识产权保护指数（技术市场交易额/GDP）衡量不同省份的知识产权保护力度[52]，并根据中位数将样本划分为较强和较弱两组。分组回归结果如表9第（3）列—第（4）列所示，在知识产权保护力度较强的省份，DID的系数为0.183且在1%的水平上显著；而在知识产权保护力度较弱的省份，DID的系数并不显著，且通过了费舍尔组间系数差异检验。这一结果表明，产融合作试点政策能够促进知识产权保护力度较强省份的企业数字化转型，但该政策在知识产权保护力度较弱省份的成效不显著。

3.高管属性

产融合作试点政策对企业数字化转型的影响程度，往往因企业高管创新意识不同而异。一方面，相比于创新意识较弱的高管，创新意识较强的高管承受风险阈值更高，更愿意实施数字化转型等前沿战略[53]。这种积极态度促使他们优先将产融合作试点政策所提供的资源投入到企业的数字化转型中，以加速企业转型升级进程。另一方面，相比于创新意识较弱的高管，创新意识较强的高管不仅有持续学习的习惯，还展现出对市场和政策变化的高度敏感与前瞻性理解[54]。凭借对政策的高敏感性，能够迅速识别产融合作试点政策背后所蕴含的宝贵机遇，并迅速开展行动，确保最大化利用政策红利。在此过程中，创新意识较强的高管能够引导所获取的金融资源精准投放至数字化转型的关键领域。基于以上分析，本文认为相比于高管创新意识较弱的企业，产融合作试点政策所带来的金融服务对高管创新意识较强的企业起到的助推作用更大。本文参考部分学者的研究[54]，选取体现高管创新的10个关键词，并计算关键词在董事会报告中涉及的总字数与董事

表9　异质性检验结果

变量	（1）	（2）	（3）	（4）	（5）	（6）
	是否高科技企业		知识产权保护程度		高管创新意识	
	高科技企业	非高科技企业	强-知识产权	弱-知识产权	高-创新意识	低-创新意识
	DCG	DCG	DCG	DCG	DCG	DCG
DID	0.179***	0.041**	0.183***	0.031	0.191***	0.021
	（3.41）	（2.29）	（3.93）	（1.03）	（5.11）	（0.63）
控制变量	是	是	是	是	是	是
企业和年份固定效应	是	是	是	是	是	是
常数项	-4.735***	-8.991***	-5.999***	-5.230***	-6.893***	-4.966***
	（-7.38）	（-13.30）	（-9.11）	（-6.33）	（-10.77）	（-7.51）
N	14525	21502	18949	16916	18055	17830
调整 R^2	0.677	0.708	0.776	0.739	0.749	0.817
费舍尔组合检验系数差异	0.138*		0.152*		0.170***	
	（p=0.071）		（p=0.077）		（p=0.000）	

会报告总字数的比值，得到高管创新意识指标。① 具体而言，本文参考现有研究方法，通过从上市公司年报的管理层讨论与分析部分搜索涉及高管创新的关键词，并在此基础上剔除关键词前带有“没”“无”“不”等否定词的表述后进行词频统计，进而计算得到企业高管创新导向指标，用以更为精准地刻画高管创新意识[39]。同时以中位数划分为高管创新意识高组和低组两部分，随后进行分组回归。结果如表9第（5）列—第（6）列所示。在高管创新意识较高组中，DID的系数为0.191且在1%的水平上显著；而在高管创新意识较低组中，DID的系数为0.021且不显著，并通过了费舍尔组间系数差异检验。这一结果表明，产融合作试点政策能够显著促进高管创新意识较高组企业的数字化转型程度，但在高管创新意识较低组，该政策的成效不显著。

七、经济后果检验

从目前研究来看，数字化转型在调整企业生产要素结构和颠覆传统生产方式方面发挥了重要作用，促进了全要素生产率的提升[55]。作为新质生产力的核心指标，全要素生产率被定义为在扣除劳动、土地和资本等各要素基础上的“增加值”，体现了经济增长的“高质量”“含金量”和“新动能”，因此企业目前愈发关注全要素生产率这一核心指标。产融合作试点政策能够通过缓解企业融资约束及促进企业创新，从而进一步推动企业数字化转型。那么，在企业实施数字化转型的过程中，能否利用产融合作试点政策赋能全要素生产率？为更好检验上述问题，本文分别采用OP和LP方法衡量全要素生产率。回归结果如表10所示，从第（1）列和第（3）列能够看出，DCG的系数分别为0.025和0.034，且在1%的水平上显著，说明数字化转型可以提升全要素生产率。从第（2）列和第（4）列可以看出，交互项DCG*DID的系数分别为0.018和0.017，且在5%的水平上显著，说明企业通过顺应产融合作试点政策有效扩大了数字化转型对企业全要素生产率的积极影响。综上所述，产融合作试点政策对企业数字化转型的促进作用能够助推企业全要素生产率的提升。

八、结论与启示

本文基于2011—2023年A股上市公司样本，实证检验了产融合作试点政策对企业数字化转型的影响，得出以下结论。

（1）产融合作试点政策推动了企业数字化转型，经过稳健性检验之后，结论仍然成立。

（2）产融合作试点政策凭借缓解企业融资约束和促进企业创新两大机制，进一步推动企业数字化转型。

（3）在高科技企业、知识产权保护力度较强地区企业和高管创新意识较高的企业中，产融合作试点政策对企业数字化转型的提升效果更加明显。

（4）产融合作试点政策能够强化企业数字化转型对企业全要素生产率的积极作用。

表10　经济后果检验结果

变量	（1）	（2）	（3）	（4）
	TFP_OP	TFP_OP	TFP_LP	TFP_LP
DCG	0.025***	0.022***	0.034***	0.030***
	（4.92）	（4.09）	（6.47）	（5.53）
DID		−0.030		−0.022
		（−1.47）		（−1.14）
DCG*DID		0.018**		0.017**
		（2.13）		（2.07）
控制变量	是	是	是	是
企业和年份固定效应	是	是	是	是
常数项	−2.071***	−2.048***	−3.935***	−3.914***
	（−6.24）	（−6.19）	（−11.64）	（−11.60）
N	34923	34923	34923	34923
调整 R^2	0.884	0.884	0.915	0.915

据此，本文提出如下政策建议。

首先，产融合作试点政策可以提升企业数字化转型水平。因此，需加大产融合作试点政策的实施力度，扩大试点城市范围，引导金融资源向实体企业数字化转型倾斜，最终推动企业全要素生产率提升。

其次，产融合作试点政策的完善需兼顾企业融资约束缓解和企业创新发展双重目标。具体而言，试点城市的实施方案应围绕缓解融资约束和推动企业创新两大目标展开。此外，还需持续监测企业融资状况与企业创新水平，据此评估产融合作试点政策的实际成效，并根据评估结果动态调整产融合作试点政策导向，确保试点政策有效促进企业数字化转型。

再次，对于高科技企业、知识产权保护力度较强地区所在企业和高管创新力较高的企业而言，产融合作试点政策对企业数字化转型的促进作用较为明显。因此，试点政策应实施差异化引导，特别需要向

① 所选取的10个关键词分别为：创新、自主、研发、科研、新产品、新技术、开发、科研、研究、专利。

非高科技企业和知识产权保护力度较弱地区城市的企业倾斜，加速其数字化转型进程。同时，试点城市内高管创新力较弱的企业应该积极建立企业创新人才支持体系，以最大程度利用试点政策红利提高企业数字化转型水平。

参考文献：

[1]李华民，崔皓，吴非．金融集聚促进了企业数字化转型吗：基于企业年报文本大数据分析的经验证据[J]. 南方经济，2022(12)：60-81.

[2]龚强，班铭媛，张一林．区块链、企业数字化与供应链金融创新[J]. 管理世界，2021，37(2)：22-34+3.

[3]吴非，常曦，任晓怡．政府驱动型创新：财政科技支出与企业数字化转型[J]. 财政研究，2021(1)：102-115.

[4]唐松，伍旭川，祝佳．数字金融与企业技术创新：结构特征、机制识别与金融监管下的效应差异[J]. 管理世界，2020，36(5)：52-66+9.

[5]张黎娜，苏雪莎，袁磊．供应链金融与企业数字化转型：异质性特征、渠道机制与非信任环境下的效应差异[J]. 金融经济学研究，2021，36(6)：51-67.

[6]刘冲，沙学康，张妍．交错双重差分：处理效应异质性与估计方法选择[J]. 数量经济技术经济研究，2022，39(9)：177-204.

[7]Goodman-Bacon A. Difference-In-Differences with Variation in Treatment Timing [J]. Journal of Econometrics, 2021, 225(2): 254-277.

[8]Borusyak K, Jaravel X, Spiess J. Revisiting Event-Study Designs: Robust and Efficient Estimation [J]. Review of Economic Studies, 2024, 91(6): 3253-3285.

[9]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，2024，27(6)：4-15+50.

[10]刘胜，罗君愉，陈秀英．产融合作政策的创新效应评估：基于规模发展与内涵提升的视角[J]. 经济与管理研究，2022，43(10)：53-67.

[11]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，2024，50(1)：79-93.

[12]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)：126-139.

[13]何德旭，郑联盛．新常态下产融结合的规范与发展[J]. 中国发展观察，2017(17)：24-26.

[14]万良勇，廖明情，胡璟．产融结合与企业融资约束：基于上市公司参股银行的实证研究[J]. 南开管理评论，2015，18(2)：64-72+91.

[15]徐辉，周孝华．实体企业产融结合与股价同步性[J]. 当代财经，2023(4)：68-79.

[16]王翌秋，谢萌．产融结合能否促进产业结构转型升级：基于创新效应和资源配置效应[J]. 商业研究，2023(1)：20-28.

[17]李维安，马超．“实业+金融”的产融结合模式与企业投资效率：基于中国上市公司控股金融机构的研究[J]. 金融研究，2014(11)：109-126.

[18]巩师恩，杜珊．产融结合如何影响了企业劳动收入份额：基于资本和技术双重作用机制的解释[J]. 新疆社会科学，2022(3)：82-93.

[19]梁锦凯，陈关聚，杜可．产融结合能够促进制造企业数字化转型吗：基于金融机构持股制造企业的实证研究[J]. 商业研究，2023(6)：1-10.

[20]曹智铭，牛彪．产融结合退出如何影响企业数字化转型？[J]. 审计与经济研究，2025，40(2)：109-117.

[21]卢艳秋，赵彬，宋昶．决策逻辑、失败学习与企业数字化转型绩效[J]. 外国经济与管理，2021，43(9)：68-82.

[22]Dery K, Sebastian I M, Van Der Meulen N. The Digital Workplace is Key to Digital Innovation [J]. MIS Quarterly Executive, 2017, 16(2): 135-152.

[23]张志元，马永凡．危机还是契机：企业客户关系与数字化转型[J]. 经济管理，2022，44(11)：67-88.

[24]邱洋冬．网络基础设施建设驱动属地企业数字化转型：基于“宽带中国”试点政策的准自然实验[J]. 经济与管理，2022，36(4)：57-67.

[25]赖晓冰，岳书敬．智慧城市试点促进了企业数字化转型吗：基于准自然实验的实证研究[J]. 外国经济与管理，2022，44(10)：117-133.

[26]余典范，王超，陈磊．政府补助、产业链协同与企业数字化[J]. 经济管理，2022，44(5)：63-82.

[27]黄一松．税收优惠能促进企业数字化转型吗[J]. 当代财经，2023(12)：144-156.

[28]王宏鸣，孙鹏博，郭慧芳．数字金融如何赋能企业数字化转型：来自中国上市公司的经验证据

[J]. 财经论丛，2022(10)：3-13.

[29]唐松，苏雪莎，赵丹妮. 金融科技与企业数字化转型：基于企业生命周期视角[J]. 财经科学，2022(2)：17-32.

[30]汤萱，高星，赵天齐，等. 高管团队异质性与企业数字化转型[J]. 中国软科学，2022(10)：83-98.

[31]谢琨，张正銮. 企业数字化、政府补贴与企业技术创新投入[J]. 哈尔滨商业大学学报(社会科学版)，2022(3)：57-64.

[32]葛春瑞，韩君. 金融改革如何赋能企业数字化转型：来自金融综合改革试验区设立的准自然实验[J]. 经济体制改革，2023(5)：147-155.

[33]中国信息通信研究院. 产融合作平台典型案例集[M]. 北京：人民邮电出版社，2023.

[34]Waddock S A, Graves S B. The Corporate Social Performance: Financial Performance Link [J]. Strategic Management Journal, 1997, 18(4): 303-319.

[35]李华民，崔皓，吴非. 金融集聚促进了企业数字化转型吗：基于企业年报文本大数据分析的经验证据[J]. 南方经济，2022(12)：60-81.

[36]吴非，丁子家，车德欣. 金融科技、市场化程度与企业数字化转型[J]. 证券市场导报，2023(11)：15-31.

[37]车德欣，吴非，赵丹妮. 数字金融与企业研发投入：结构差异、渠道检验与市场化程度下的效应识别[J]. 经济经纬，2022，39(4)：140-149.

[38]占韦威. 资本市场开放能促进企业数字化转型吗：基于"陆港通"交易制度的准自然实验[J]. 北京理工大学学报(社会科学版)，2023，25(4)：159-172.

[39]吴非，胡慧芷，林慧妍，等. 企业数字化转型与资本市场表现：来自股票流动性的经验证据[J]. 管理世界，2021，37(7)：130-144+10.

[40]田淑英，孙磊，许文立，等. 绿色低碳发展目标下财政政策促进企业转型升级研究：来自"节能减排财政政策综合示范城市"试点的证据[J]. 财政研究，2022(8)：79-96.

[41]吴文值，王帅，陈能军. 财政激励能否降低二氧化碳排放：基于节能减排财政综合示范城市的证据[J]. 江苏社会科学，2022(1)：159-169.

[42]裴乐琪，王海霞，吴雨微. 我国产融合作政策试点城市申报条件和实施方案[J]. 科技智囊，2023(10)：22-29.

[43]杨国超，芮萌. 高新技术企业税收减免政策的激励效应与迎合效应[J]. 经济研究，2020，55(9)：174-191.

[44]张永珅，李小波，邢铭强. 企业数字化转型与审计定价[J]. 审计研究，2021(3)：62-71.

[45]黄炜，张子尧，刘安然. 从双重差分法到事件研究法[J]. 产业经济评论，2022(2)：17-36.

[46]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.

[47]Hadlock C J, Pierce J R. New Evidence on Measuring Financial Constraints: Moving beyond the KZ Index [J]. The Review of Financial Studies, 2010, 23(5): 1909-1940.

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

[49]黎文靖，郑曼妮. 实质性创新还是策略性创新：宏观产业政策对微观企业创新的影响[J]. 经济研究，2016，51(4)：60-73.

[50]权小锋，尹洪英. 中国式卖空机制与公司创新：基于融资融券分步扩容的自然实验[J]. 管理世界，2017(1)：128-144+187-188.

[51]彭红星，毛新述. 政府创新补贴、公司高管背景与研发投入：来自我国高科技行业的经验证据[J]. 财贸经济，2017，38(3)：147-161.

[52]李勃昕，韩先锋，李宁. 知识产权保护是否影响了中国OFDI逆向创新溢出效应？[J]. 中国软科学，2019(3)：46-60.

[53]王旭超，胡香华，凌畅. 高管团队创新注意力、技术并购与企业创新绩效：基于中国上市公司的经验证据[J]. 科学学与科学技术管理，2023，44(11)：166-182.

[54]黄珊珊，邵颖红. 高管创新意识、企业创新投入与创新绩效：基于我国创业板上市公司的实证研究[J]. 华东经济管理，2017，31(2)：151-157.

[55]王飞，李月. 企业数字化转型赋能全要素生产率：理论机制与经验证据[J]. 软科学，2024，38(11)：26-33.

（责任编辑：黄　琦　李　根）