

产融合作政策是否促进了制造业服务化?

——基于 Zephyr 并购交易数据库的实证研究

于周顺 张玉书

内容提要:产融合作试点政策旨在促进金融服务实体经济改革和加强金融机构与实体产业的互动联系,对实体产业的升级转型具有重要意义。本文将产融合作试点政策作为一项准自然实验,以制造业并购生产性服务业的规模对企业制造业服务化进程进行测度,利用双重差分方法评估国家产融合作政策实施对制造业服务化的影响及其作用机制。研究发现,产融合作政策的实施促进了制造业企业的服务化进程,该结论在经过一系列稳健性检验后仍然成立。机制检验结果表明,企业融资难度和经营风险降低是产融合作试点政策影响制造业企业服务化转型的主要渠道。异质性分析结果表明,产融合作试点政策对劳动密集型、内资和非上市企业的服务化进程的促进效果更为突出。本文从企业并购交易层面拓展了产融合作与制造业服务转型升级的认识,研究结论为加快实现中国制造业高质量发展提供一定的政策启示。

关键词:产融合作 制造业服务化 融资约束 企业并购 经营风险

中图分类号:F269.22;F424

文献标识码:A

文章编号:1000-7636(2025)06-0062-20

一、问题提出

近年来,国内外经济形势面临诸多挑战,复杂多变的国际环境和国内经济运行压力加大,使得工业稳增长、结构调整和效益提升的任务愈发艰巨。党中央和国务院对此高度重视,积极采取了一系列政策措施,以应对经济下行压力,推动经济高质量发展。《中华人民共和国国民经济和社会发展第十四个五年规划和2035年远景目标纲要》明确指出,要推动国内制造业的优化升级,发展服务型制造的新模式。加快国内制造业服务化发展将是当前乃至未来一段时间内国内制造业转型的重要方向。因此,制造业企业亟须提升核心竞争力,推进自身转型升级,以适应市场的快速变化。但就现实情况而言,制造业企业在服务能力构建和资金运营能力等方面存在不足,单凭企业自身的努力难以完全实现服务化转型的需要^[1]。服

收稿日期:2024-07-17;修回日期:2025-05-08

基金项目:教育部人文社会科学重点研究基地重大项目“双向直接投资赋能国内国际双循环:动力机制与实现路径研究”(22JJD790038);南开大学跨国公司研究中心课题“出口退税与转型与中国价值链重塑”(ctsnk2406);南开大学文科发展基金“制造业高质量发展路径选择研究”(ZB22BZ0208)

作者简介:于周顺 南开大学经济学院博士研究生,天津,300071;

张玉书 南开大学经济学院博士。

作者感谢匿名审稿人的评审意见。

务化转型升级需要大量资金投入,金融机构可通过贷款、股权融资等多种工具满足制造业的资金需求^[2]。并且,金融机构可以为制造企业提供信息咨询、风险评估等服务,帮助其更好地识别市场需求,开发符合客户需求的新产品和服务,降低服务化过程中企业面临的市场经营风险。但当前国内优质金融资源与实体产业的结合仍不够紧密,这一定程度上阻碍了制造业企业的服务化转型进程。在此现实背景下,产融合作能起到的积极效应显得尤为重要。通过加强产业与金融的深度融合,可以有效缓解制造业在转型升级过程中的资金瓶颈,促进资源的优化配置,支持企业在技术研发、市场拓展和服务转型等方面的投资需求。因此,推动产融合作不仅是应对当前经济形势的必要举措,也是实现经济结构优化和高质量发展的重要途径。

为促进金融服务实体经济、解决制造业转型升级的关键问题,中央政府逐步推进了金融服务实体经济等相关政策的发展。早在 2013 年,国务院就发布了多项指导意见,强调金融对经济结构调整和实体经济发展的支持作用。这些政策在引导制造业转型升级方面需要针对性的措施。随着中国经济发展进入新常态,经济结构调整和产业转型升级成为重中之重。金融服务在支持产业发展、优化产业结构中发挥着关键作用,但金融与产业深度融合仍面临诸多障碍,难以充分满足产业转型升级的需求。为深化金融服务实体经济的能力,2015 年中央经济工作会议提出供给侧结构性改革,强调金融服务实体经济。政府随后的密集部署见表 1。2017 年 2 月正式确定 37 个试点城市,3 月出台指导意见要求金融创新与制造业深度融合,政策的持续推进为企业服务化转型的推进提供了极大助力。

表 1 首批产融合作试点城市政策实施过程

出台时间	政策文件	相关政策内容
2015 年 5 月	《中国制造 2025》(国发[2015]28 号)	明确提出要支持重点领域大型制造企业集团深度开展产融合作
2016 年 2 月	《关于金融支持工业稳增长调结构增效益的若干意见》(银发[2016]42 号)	强调要促进产融对接融合
2016 年 3 月	《加强信息共享 促进产融合作行动方案》(工信部联财[2016]83 号)	进一步对产融合作的具体内容进行明确
2016 年 5 月	《关于深化制造业与互联网融合发展的指导意见》(国发[2016]28 号)	决定开展产融合作试点城市工作
2016 年 8 月	《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)	2016 年 8 月要求各级单位结合自身情况,进行试点城市申报;2017 年 2 月工业和信息化部等四部委正式发布首批 37 个国家产融合作试点城市(区)名单
2017 年 3 月	《关于金融支持制造强国建设的指导意见》(银发(2017)58 号)	明确金融部门和制造业领域的改革任务与方向

注:数据来源于中国政府网。

具体而言,工业和信息化部等部委将 37 个城市作为首批产融合作试点,这些试点城市涵盖东、中、西部地区,既有经济发达的一线城市,也有中西部的中小城市,具有广泛的代表性。通过试点探索,中央政府希望形成可复制、可推广的产融合作新模式,为全国其他地区提供经验参考。产融合作试点政策基于试点城市的产业基础、金融资源和政策优势,旨在深化金融体系对实体经济的支撑能力,推动地区产业的提质增效和转型升级。政策通过搭建产融对接的公共服务平台,畅通产业与金融间的信息交流渠道,减少信息不对称,提升资源配置效率;为企业和金融机构提供专业化的对接服务,促进供需双方精准匹配,

提高融资效率;并收集整理产业和金融数据,为政策制定和企业决策提供有力支撑。在创新财政金融的有效互动模式方面,政策发挥财政资金的杠杆作用,设立产业投资基金、融资担保基金等,吸引社会资本参与,支持重点产业和项目的发展。政策鼓励金融机构开发符合制造业需求的金融产品,如供应链金融、融资租赁、知识产权质押等,以满足企业多元化的融资需求;同时,建立政府、金融机构和企业之间的风险分担机制,降低金融机构服务实体经济的风险,提高其积极性。此外,政策大力推广金融科技的应用,推动大数据、云计算、区块链等新技术在金融领域的应用,提高金融服务的效率和精准度。政策还培育和支持金融科技企业的发展,促进其与传统金融机构的合作,丰富金融服务形式。通过利用科技手段加强金融监管,提升风险监测和防范能力,保障金融体系的稳定。为加强产融政策协同,政策强调优化政策环境,结合地方实际,制定支持产融合作的措施,提供税收优惠、资金补贴等政策支持。产融合作试点政策的落地实施,降低了制造业企业的融资门槛和成本,增强企业转型的信心,进而激发市场活力,有力推动了制造业企业服务化转型进程。

根据制造业服务化转型的定义,制造业企业由产品制造向服务提供的转变被认为是制造业服务化的表现^[3]。进一步,制造业服务化可以细分为投入服务化与产出服务化^[1-2]。投入服务化指制造业企业在产品生产过程中对所需服务要素的投入程度,大部分研究基于投入-产出表中的消耗系数或贸易增加值核算对国家、省份、行业层面的投入服务化程度进行了衡量^[3-7]。但现有投入服务化估算方法对企业生产经营中服务要素需要的考虑有所不足,事实上,服务型资源的严重匮乏是制造业企业服务化转型水平较低的重要原因^[8-9],而并购投资是企业进行资源获取的重要手段^[10],企业能够通过横向或纵向并购迅速获取稀缺性资源^[11],进而通过内部学习克服资源缺陷^[12]。因此,制造业企业为快速积累服务型资源和便利使用生产服务要素而进行的生产性服务业的并购投资,可视为企业对服务化转型的重要投入。本文从企业服务并购投资视角切入,以制造业企业对生产性服务业的并购投资规模,对制造业企业服务化进程的度量方式进行了拓展,并基于此进一步讨论了产融合作政策是否促进了制造业企业服务化进程的影响。

本文的边际贡献主要体现在以下三个方面。第一,区别于现有文献基于事后投入产出表、贸易增加值核算的衡量方法,本文以制造业投入服务化定义为理论基础,结合企业服务化转型中的服务要素需求的现实场景,以制造业企业对生产性服务业并购投资的总规模对投入服务化进程进行度量,以动态反映企业当年的服务化行动,拓展文献中关于制造业服务化的度量方式。第二,囿于制造业服务化指标构造方法和数据的可及性,现有研究主要从国家、行业或上市公司角度对影响制造业服务化的因素进行了丰富的讨论,本文从并购交易角度对整体制造业企业的服务化水平展开讨论。第三,本文研究证实了产融合作政策能够有效促进制造业企业的生产性服务业并购,并深入研究了国家产融合作试点政策影响城市制造业企业服务化的内在渠道,有助于更为全面地评估国家产融合作试点的政策效应,为金融服务实体经济改革和制造业高质量发展提供理论和实践依据。

二、文献综述

与本文联系最为紧密的文献有三支,一是关于产融合作影响的讨论,二是关于企业并购投资方面的研究,三是关于影响制造业服务化因素的研究。目前学术界关于产融合作影响的研究仍相对较少,多数学者对产融结合的经济影响进行了丰富的论证。产融合作与产融结合在概念上并不能完全等同,产融结合往往以企业持股金融机构为标志进行刻画^[13-14]。产融合作则更加强调金融部门与实体产业部门之间的沟通合作^[15],并不局限于股权结合这一种合作方式^[16]。

在产融结合研究的文献中,现有研究表明,产融结合对企业发展具有多维度的积极影响。一方面,产融结合能够显著刺激企业投资行为^[17],有效提升投资效率^[18],为企业拓展业务提供资金保障;另一方面,通过融合金融资源,企业能够有效缓解自身融资约束^[19-20],降低融资成本,优化资本结构。更为重要的是,产融结合对制造业上市公司创新水平的提升效果显著^[21-22],尤其在民营企业中表现突出^[23],彰显了其在促进企业创新发展中的关键作用。现有关于产融合作经济影响的研究文献主要围绕“国家产融合作试点政策”展开。微观层面上,学者们发现产融合作试点政策通过缓解融资约束显著提升了制造业企业创新水平^[24-25],促进了企业绿色创新发展^[26],并增强了企业长期导向韧性^[27]。宏观层面上,现有研究表明该政策有效促进了地区产业结构合理化^[28],并通过技术进步加速了城市碳减排进程^[29]。尽管已有研究揭示了产融合作对企业融资约束缓解、创新能力提升及产业结构优化等方面的积极作用,但对产融合作政策如何影响企业转型升级,特别是服务化转型的研究仍有不足。本文聚焦产融合作对制造业企业服务化转型的影响,在补充现有研究的同时,也为推动制造业高质量发展提供了新的理论与经验依据。

企业并购作为一种重要的战略行为,已成为现代企业实现快速成长和增强竞争力的关键路径。近年来,学术界对企业并购的动因及其影响进行了系统深入的研究,构建了多元理论框架并积累了丰富的实证证据,从不同维度揭示了企业进行并购的内在逻辑。宏观层面的研究发现,产业环境及其演进阶段对企业并购策略具有深远影响,企业会根据产业发展的不同阶段调整其并购战略^[30]。特别是在国际化背景下,中国企业的海外并购多表现为市场寻求型和资源寻求型,这反映了企业拓展国际市场和获取关键战略资源的双重需求^[31]。制度环境维度的研究表明,产业政策通过多种机制影响企业并购决策,政策支持能有效引导企业进行跨行业并购,且国有企业与非国有企业在政策响应方面存在明显差异性^[32]。另外,基础设施建设尤其是交通基础设施的完善,通过降低企业间信息不对称程度,也能够显著促进企业的并购活动^[33]。同时,经济环境的不确定性会推动企业并购,这一效应在竞争激烈的行业和经济下行期表现得尤为明显,反映了企业通过并购来分散风险、形成抱团取暖效应的战略考量^[34]。从市场层面看,资本市场定价效率也对企业并购行为产生重要影响,实证研究表明,上市公司倾向于在股价被低估时发起并购,表现出明显的“市场择时”策略特征^[35]。此外,竞争者融资约束的加剧同样会刺激上市公司的并购意愿,这一现象在融资条件优越、规模较大的企业中更为显著,其中竞争效应被证实为主要驱动机制^[36]。综合现有文献来看,企业的并购行为是企业获取战略资源,实现自身快速增长,谋求转型升级的重要手段,其并购活动的实施与其自身发展紧密相关。

在并购影响研究领域,学者们主要从财富效应、创新能力、市场竞争力和资源配置效率等维度进行考察。在财富效应方面,中国上市公司的并购活动为收购方带来了显著的短期和长期正收益,特别是国有企业主导、采用现金支付的国内并购交易表现最为突出,这表明中国并购市场虽处于发展初期,但在创造股东价值方面已展现积极效果^[37]。跨国并购研究发现,无论是战略资源导向还是创造性资产导向的并购,中国企业均获得市场积极评价,且战略资源目标及管理层能力强的企业更受投资者青睐^[38]。企业并购对创新能力的研究显示出明显的差异化特征,研究证实以创新为动因的并购对主并方创新产出的促进作用最为显著^[39],且技术并购已成为企业获取外部技术、提升创新成果新颖性的重要途径^[40-41]。在数字经济时代,数字并购作为企业数字化转型的关键路径,研究表明其能够长期增强制造业企业的市场控制力^[42]。从资源配置角度看,并购对提升企业技术效率和资源优化能力具有积极影响^[43]。此外,行业内并购通过重塑市场竞争格局,改变企业对竞争环境的预期,进而促进其将企业资源向研发投入倾斜^[44]。综合现有研究,企业开

展并购后,其经营绩效、创新能力等方面往往得到显著提升,尤为重要的是,具有明确战略动机的多元化并购能使企业在特定领域迅速聚焦并强化优势,从而加快整体转型升级。

制造业服务化作为制造企业战略转型的重要方向,现有文献从多角度探究了影响制造业服务化的关键因素。在全球化视角下,贸易开放与国际交流被证实为推动制造业服务化的重要外部动力,生产性服务业的进口扩张提升了国内制造业服务化水平^[45],这一结论在后续研究中得到了一致验证^[46-47]。服务业外资流入同样通过技术引进渠道促进了国内制造业企业的服务化转型^[48]。此外,贸易自由化环境能够提高制造业企业参与服务业的概率,尤其是在与自身生产活动相关服务领域的涉足方面表现更为突出^[49]。自由贸易协定网络地位优势通过削减成本等渠道促进了国家制造业服务化水平的提升^[50]。而在国内环境中,研究发现内外贸易成本扭曲尽管促进了中国总体服务化水平的提升,但制造业服务化的转型仍存在受制于人的问题^[51]。此外,技术创新与数字化转型构成了推动制造业服务化的核心内生动力。企业的技术创新水平被认为是服务化转型的重要内在条件^[52]。数字化变革通过推动技术创新有效促进了制造业的服务化转型^[53],体现了数字技术在服务化进程中的催化作用。随着新技术革命深入发展,人工智能技术基于改变生产交付模型等渠道,对制造业服务化水平展现出显著的促进效果^[54]。国内地区金融科技发展水平同样能够促进当地制造业的服务化转型^[55],表明金融与技术融合创新对服务化进程具有积极推动作用。从组织层面分析,企业战略决策与管理行为对服务化转型具有关键影响,战略性资源重组是服务化转型的重要路径,研究表明中国上市公司的多元化并购促进了企业的制造业服务化水平^[56]。此外,供应链配置集中化通过降低交易成本,对制造业企业服务化转型同样产生显著促进作用^[57],揭示了组织结构优化在服务化进程中的重要性。企业绩效期望差异对服务化行为表现出复杂影响,绩效期望顺差对产品导向型服务化行为具有正向影响,而绩效期望落差对客户导向型服务化行为则表现出负向影响^[58]。现有研究已证明生产性服务业和金融科技的发展等对制造业企业的服务化转型具有积极影响,即服务业尤其是金融服务业对企业服务化转型的作用已达成共识,但目前研究缺少从金融服务与制造业间联系加深的角度,讨论金融服务对企业服务化转型影响的作用及作用渠道。因此,本文基于全球并购交易数据库(BVD-Zephyr)构造了制造业企业服务并购指标,以此对企业服务化水平进行考察,并利用“国家产融合作试点城市”作为外生事件冲击,深入探究了金融服务实体改革对制造业服务并购的影响,为产融合作的经济影响提供宏观产业发展层面的证据,对未来推进产融合作政策部署与制造业服务化转型具有重要参考意义。

三、研究假设

产融合作政策旨在提升金融服务实体经济的效率和能力、强化金融对产业的支持力度,该政策大致包含以下几方面措施:建立产融信息共享机制与沟通交流机制、引导金融机构创新金融产品与金融服务、鼓励地方设立面向制造业的各类投资基金、创新财政金融有效互动模式等,这些措施为制造业企业的服务化转型提供了重要的支持。一方面,建立产融信息共享机制与沟通交流机制,降低了制造业企业与金融机构之间的信息不对称。通过建立信息共享机制,金融机构能够更全面地了解制造业企业的运营状况和服务化转型需求,从而更有针对性地提供金融支持。这有助于降低企业融资过程中的逆向选择和道德风险,进而缓解企业的融资约束,为服务化转型提供必要的资金保障。此外,地方政府通过政策引导金融机构创新金融产品与服务,满足制造业服务化的多样化融资需求。制造业服务化转型需要大量的资金投入研发、市场开拓和人才培养等方面,传统的金融产品和服务可能无法充分满足这些需求。通过政策引导,金融机构可以

开发针对制造业服务化的融资工具,如供应链金融、知识产权质押贷款、服务收益权融资等,帮助企业获取更便捷、多元的融资渠道,降低融资成本,支持其服务化战略的实施。另一方面,地方政府设立的产业投资基金能够直接投资于有潜力的制造业服务化项目,提供股权资金支持。这种股权融资方式不仅可以缓解企业的债务压力,还能够引入战略资源和管理经验,降低企业经营风险,进而助力企业深化服务化转型。此外,创新财政金融有效互动的模式,如财政贴息、风险补偿等政策工具,进一步降低了制造业企业的融资成本和风险。通过财政与金融的协同,政府可以对参与服务化转型的企业给予财税优惠和资金补贴,激发企业的积极性,降低其在转型过程中面临的风险和不确定性。综上所述,产融合作政策通过缓解制造业企业的融资约束、降低经营风险为制造业服务化进程的推进创造了良好的环境和条件。并且,现有研究也发现企业与金融机构间紧密的合作关系是实现服务化转型的重要影响因素^[52,59]。企业与金融机构合作关系的加深,能够降低企业在转型过程中面临的经营风险^[60],为其自身提供更稳定的资金来源^[61],进而促进其服务化进程。基于此,本文提出以下假设。

假设1:产融合作试点政策促进了制造业企业的服务化进程。

产融合作试点政策能够通过拓宽当地制造业企业融资渠道,推动原本受资金所限无法实现服务化的企业进行转型尝试。制造业企业在进行服务化转型时,通常会面临较强的融资约束,这使其转型工作面临挑战^[62-63]。资金不足限制了企业在研发创新、服务模式升级等方面的投入,阻碍了服务化的深入发展。传统金融机构难以评估服务业转型后企业的盈利能力,因此不愿提供足量资金支持^[2]。产融合作政策通过建立产融合作平台,利用平台对银行、投资机构等金融资源进行整合,为企业提供债券融资、股权投资等多种融资手段,降低金融服务成本,扩充制造业企业的融资渠道,为制造业服务化转型畅通融资障碍。金融机构在产融合作框架下,能够更加深入地了解企业的经营状况和融资需求,为企业量身定制多元化的金融产品和服务。这不仅缓解了企业的资金压力,满足了其在服务化转型过程中对资金的迫切需求,而且降低了融资成本,提升了资金使用效率。充足的资金支持使得企业能够投入更多资源进行服务创新、营销网络建设和人员培训,推动服务业务的拓展和升级。因此,产融合作政策能够通过缓解融资约束,为制造业企业服务化转型提供了有力的金融支撑,加速了制造业服务化的进程。基于此,本文提出以下假设。

假设2:产融合作试点政策通过缓解企业融资约束,促进了制造业企业服务化进程。

产融合作试点政策能够加深金融机构与制造业企业间的信息联系,降低企业在服务化转型中面临的市场经营风险。经营风险是制造业企业在推进服务化过程中面临的关键挑战之一,高风险水平会使企业在资源投入和创新决策上更加谨慎,而保守的投入会阻碍服务化的深入开展^[59]。制造业服务化需要企业投入大量资源进行服务创新、市场开拓和人才培养等,这些都伴随着一定的风险和不确定性^[64]。当经营风险降低时,企业的风险承受能力增强,管理层更愿意支持服务化战略的实施^[62]。并且,较低的经营风险使企业能够更专注于核心业务的创新和拓展,减少因外部环境不确定性带来的干扰。因此,企业经营风险的降低为制造业服务化转型创造了有利条件,而产融合作政策加强了企业与金融机构之间的信息交流与合作,降低了信息不对称^[48],使金融机构能够更全面地了解企业的经营状况和风险点。这种信息共享强化了金融机构对企业的监督机制,降低企业投资决策风险,提高企业投资效率^[60,65];且通过与银行等金融机构保持密切的合作关系,企业还可以获得更多及时有效的服务支持,从而显著降低自身经营过程中的风险^[66]。借助这种信息互通,金融机构可以为企业提供专业的风险管理支持和融资方案,帮助企业优化资金结构,避免过度投资和资源浪费。同时,金融机构的监督与指导有效提升了企业的内控管理水平,降低了经营过程中的不确定性。产融合作试点政策的工作重心便是强化制造业企业与金融机构间

的信息互动,使企业能够掌握更加及时的市场信息,降低服务化转型过程中面临的不利风险。基于此,本文提出以下假设。

假设3:产融合作试点政策通过降低企业经营风险,促进了制造业企业服务化进程。

四、研究设计

(一)数据来源

1. 企业并购交易数据

本文数据主要包括从全球并购交易分析库(BVD-Zephyr)中获取到的中国企业并购交易信息。该数据库提供了世界各国境内并购和跨境并购信息,主要包括并购交易双方企业名称、基本工商信息、并购交易额、交易完成时间、交易双方所在城市等。该数据库不仅包括了上市公司的并购记录,也包括了大量中小企业的并购数据。考虑到“国家产融合作试点城市”开展的时间段,本文收集了2013—2019年中国制造业企业境内并购服务业企业数据,并对数据进行了初步整理,主要包括剔除未完成的交易记录、剔除并购交易额缺失的交易记录、剔除了收购方或被并方所在地区缺失的记录^①。本文根据收集到的并购交易数据,在企业层面对并购交易额进行加总,最终得到2013—2019年制造业企业并购投资服务业的样本数据集。

2. 企业财务数据

企业层面财务数据来自亚太企业分析库(BVD-Oriana)。该数据库提供了包含中国在内的亚太和中东50多个国家和地区共计1亿家公司的企业财务、经营信息,是全球最具权威性的企业贸易投资信息检索库之一,长期以来被全球各国政府经济管理部门及各国企业用户广泛订购使用。本文利用BVD数据库提供的企业识别代码(BVD-ID),实现Zephyr数据库与Oriana数据库的数据匹配,匹配后得到2013—2019年进行生产性服务业并购的制造业企业样本共9526条企业的财务信息,具体包括企业资产、现金流量、流动负债、所得税费用和资产报酬率等数据信息。

(二)变量选择

1. 被解释变量

本文设定的被解释变量为制造业服务化进程。根据研究对象的不同,现有关于制造业服务化的衡量采取不同的方法。部分学者基于投入-产出表中的生产消耗系数对国家或行业的制造业服务化程度进行衡量^[3-4,7,67];也有部分学者利用国家或省份的贸易增加值核算,对全球价值链分工下制造业国内服务化水平与国外服务化水平进行测度^[5-6,68]。但受数据和构造方法所限,上述方式都无法对企业维度制造业投入服务化水平进行刻画,且在指标设计时忽视了企业服务化投入意愿。根据现有研究对制造业服务化的定义,制造业服务化既包括企业对内部研发设计、价值链管理等服务的投资,也包括企业对与产品相关的外部融资、运输、安装等服务的投资^[1],而生产性服务业恰恰涵盖了上述内部服务和外部服务等多个方面。此外,制造业企业服务化水平偏低的原因之一是服务型资源的严重匮乏^[8-9,69-70]。并购是企业跨行业获取资源的重要方式^[10,56]。企业通过横向或纵向并购能够迅速获取稀缺性资源^[11],并通过对专业技术或知识的内部学习克服资源缺陷^[12]。所以制造业企业对生产性服务业的并购投资可被视为制造业服

^① 根据现有研究对制造业服务化的定义^[67],制造业企业将产业链向服务业延伸同样也是制造业服务化的表现。所以制造业企业为自身产品生产或销售,沿产业链向上游或下游服务业进行的投资也应被定义为制造业服务化。而生活性服务业的行为,往往并不是基于自身进一步生产或销售而做出的投资决策,所以本文在进行指标构造时对生活性服务业进行了剔除。

务化的一种表现。因此,本文借助 BVD-Zephyr 提供的制造业企业并购服务业企业数据,从企业服务并购投资角度对制造业企业服务化进行了刻画,以此表征企业服务化进程。具体地,本文以制造业企业当年并购生产性服务业^①企业的投资交易额作为该企业当年制造业投入服务化水平,并对该值进行了对数化处理。

2. 解释变量

本文以 2017 年金融服务实体改革为目标的产融合作试点政策为基础,基于试点城市和试点时间构造了产融合作试点的双重差分(DID)变量,进一步以该变量作为本文实证模型估计的解释变量。

(三) 模型设定

本文以首批设立的“国家产融合作试点城市”作为双重差分准自然实验场景,并将 2017 年第一批产融合作试点城市作为实验组,其他非试点城市作为对照组。考虑到试点政策正式施行时间为 2017 年,所以本文将 2017—2019 年作为政策事件发生期,时间虚拟变量设定为 1,2013—2016 年的时间虚拟变量设定为 0,从而完成本文双重差分变量的构建。本文使用面板固定效应模型进行实证分析,具体实证模型如下:

$$Servitization_{i,c,t} = \alpha + \rho \times Treat_c \times Post_t + X'_{i,c,t} \beta + \gamma_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,c,t} \quad (1)$$

其中, i 表示企业, c 表示地级市, t 表示年份。被解释变量制造业服务化水平($Servitization_{i,c,t}$)为 t 年城市 c 中制造业企业 i 的服务化转型进程,以制造业企业 i 在 t 年对生产性服务业的并购投资额(取对数)来衡量; $Treat_c$ 为处理变量,若企业所在城市 c 为国家产融合作试点城市,赋值为 1,反之为 0; $Post_t$ 为政策冲击变量,当样本观测值位于 2017 年及以后年份时,赋值为 1,反之为 0,因此交互项 $Treat_c \times Post_t$ 表示 t 年 c 城市是否开展了产融合作试点工作^②。 γ_i 表示企业固定效应, λ_t 表示年份固定效应, $\varepsilon_{i,c,t}$ 表示随机扰动项。 $X'_{i,c,t}$ 为企业和地区层面的控制变量向量,具体控制变量包括:企业年龄(Age),以企业实际经营年份进行衡量;企业规模($Size$),以企业资产规模的自然对数进行衡量;企业营收能力($Prof$)以企业营业收入占资产比重进行衡量;企业偿债能力(Lev)以企业流动资产占流动负债的比重进行衡量;地区贷款能力(Rlc)以城市贷款总额占地区生产总值(GDP)比重进行衡量;地区制造业发展水平(Rml)以第二产业产出占 GDP 比重进行衡量。本文回归结果的稳健标准误都在地级市层面进行聚类处理。参数 ρ 的估计结果刻画了国家产融合作试点政策对制造业企业服务化进程的影响,结合假设 1,本文对基准回归结果有如下预期: ρ 显著为正,表明产融合作试点政策促进了制造业企业的服务化转型进程。

(四) 描述性统计

由于第一批产融合作试点工作于 2017 年开展,第二批产融合作试点工作于 2020 年开展,所以本文的样本期截至 2019 年,考虑到企业财务数据的可获得性,将时间维度向前拓展至 2013 年。本文选取每年全国发生服务并购的制造业企业作为研究的样本,表 2 展示了主要变量的描述性统计结果。制造业服务化水平的均值为 2.748 2,方差为 4.242 6,最小值为 0,最大值为 16.834 7,表明不同制造业企业间制造业服务化水平差异较大。

① 根据国家统计局《生产性服务业统计分类(2019)》,生产性服务业包含研发设计与其他技术服务、货物运输、通用航空生产、仓储和邮政快递服务、信息服务、金融服务、节能与环保服务、生产性租赁服务、商务服务、咨询与调查服务、人力资源管理与职业教育培训服务、批发与贸易经纪代理服务、生产性支持服务。

② 参考大多数现有文献的做法^[56],与传统 DID 模型单独控制 $Treat$ 和 $Post$ 不同,式(1)用时间固定效应替代了 $Post$,用企业固定效应替代了 $Treat$,这便于控制更多不可观测的遗漏变量,且回归结果与传统 DID 模型结果相比在系数的符合性和显著性上并无显著差异。

表 2 描述性统计结果

变量名称	变量符号	样本量	均值	方差	最小值	最大值
制造业服务化水平	<i>Servitization</i>	16 191	2. 748 2	4. 242 6	0. 000 0	16. 834 7
产融合作试点政策	<i>Treat×Post</i>	16 191	0. 256 9	0. 436 9	0	1
企业年龄	<i>Age</i>	14 673	2. 640 6	0. 563 1	0. 000 0	4. 204 7
企业规模	<i>Size</i>	9 620	7. 556 3	2. 019 8	0. 000 0	13. 652 2
企业营收能力	<i>Prof</i>	9 476	0. 682 8	0. 716 6	0. 476 7	44. 195 1
企业偿债能力	<i>Lev</i>	9 291	1. 869 4	3. 017 4	0. 020 0	85. 870 0
地区贷款能力	<i>Rlc</i>	15 910	1. 546 5	0. 630 3	0. 118 0	7. 450 2
地区制造业发展水平	<i>Rml</i>	15 910	41. 796 7	10. 221 6	10. 600 0	75. 530 0

(五) 典型事实分析

图 1 展示了实验组与对照组企业样本平均服务并购投资额与制造业企业样本的总投资额,可以发现 2017 年是制造业服务化发展的关键节点。2010—2016 年,实验组与对照组企业的平均并购投资呈现波动性增长,均在 2014 年达到高峰^①,之后有所回落。然而,2017 年后,实验组企业的平均并购投资量实现较大幅度增长,并在 2018—2019 年持续保持高位;相比之下,对照组的并购投资在 2016—2017 年连续下降。两组走势的反转与 2017 年出台的加强产融合作政策密切相关,该政策旨在深化金融与制造业的融合,支持制造业转型升级,鼓励企业拓展服务领域,实现从生产型制造向服务型制造的转变。实验组企业积极响应政策,扩大对企业服务的并购投资,增强了自身的服务能力和市场竞争力,体现了政策对制造业服务化的推动作用。

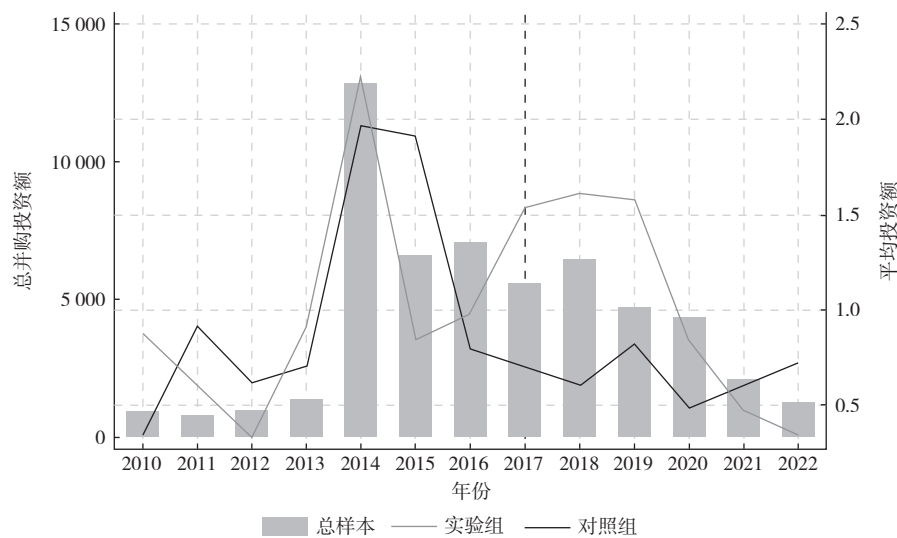


图 1 实验组与对照组企业样本平均服务并购投资额与所有企业服务并购投资额对比

数据来源:根据 BVD-Zephyr 数据计算所得。

① 2014 年 3 月 24 日,《国务院关于进一步优化企业兼并重组市场环境的意见》(国发〔2014〕14 号)旨在实现体制机制进一步完善、政策环境更加优化、企业兼并重组取得新成效等主要目标,有效发挥兼并重组促进产业结构调整积极作用。这一重磅级政策从行政审批、交易机制、金融支持、支付手段、产业引导等方面进行梳理革新,全面推进并购重组市场化改革,大大降低了企业并购重组的成本,解决了企业在并购过程中的矛盾和问题。

五、实证分析

(一) 基准回归

表3中列(1)与列(2)汇报了国家产融合作试点政策对制造业企业服务化进程的影响。列(1)汇报了在没有控制任何固定效应情况下,产融合作试点对制造业服务化水平的影响, $Treat \times Post$ 变量的回归系数显著为正;列(2)汇报了在控制年份固定效应和企业固定效应后的结果,核心解释变量回归系数仍在5%水平下显著为正,系数大小为0.5167。这说明在产融合作试点政策实施后,与非试点城市企业相比,试点城市内企业的制造业服务化水平提升51.67%,即产融合作政策加速了制造业企业的服务化进程,结果支持了本文的研究假设1。

表3 基准回归结果

变量	(1)	(2)
$Treat \times Post$	0.1995 [*] (0.1151)	0.5167 ^{**} (0.2154)
Rlc	0.2350 ^{**} (0.0947)	-0.1478 (0.3009)
Rml	-0.0055 (0.0058)	-0.0032 (0.0301)
Age	0.2261 [*] (0.1333)	0.5993 (1.3972)
$Size$	0.1488 ^{***} (0.0283)	0.4836 ^{**} (0.1969)
$Prof$	0.1078 (0.0699)	-0.1330 (0.2680)
Lev	0.0418 ^{**} (0.0165)	0.0065 (0.0255)
常数项	0.9655 ^{**} (0.4913)	-2.1732 (4.3377)
企业固定效应	未控制	控制
时间固定效应	未控制	控制
$\overline{R^2}$	0.0079	0.1438
样本量	8697	7245

注:列(1)为未控制任何固定效应的最小二乘法估计结果,列(2)为控制企业固定效应和时间固定效应后的估计结果。*、**、***分别表示10%、5%、1%的显著性水平,括号内为地级市层面的聚类标准误,后表同。

(二) 平行趋势检验

政府在确定第一批国家产融合作试点城市时,往往会综合考虑地级市在产业、金融等各方面的因素,所以对照组城市与实验组城市可能在事前就存在制造业服务化水平上的差异。因此,本文构建如下模型对实

验组和对照组在制造业服务化水平上的发展趋势进行检验:

$$Servitization_{i,c,t} = \alpha + \sum_{n=-4}^2 \rho_n Treat_c \times Post_{t+n} + X'_{i,c,t} \beta + \gamma_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,c,t} \quad (2)$$

本文选取事前第1期即2016年作为基期,图2汇报了平行趋势检验结果,可以发现在2017年(第0期)政策实施之前,各时期试点城市与非试点城市的制造业服务化水平并不存在显著差异。在2017年政策实施后,制造业服务化水平的系数呈现上升趋势,且系数显著为正,这表明制造业服务化水平满足平行趋势假设,且产融合作试点的政策影响具有较强的持续性。

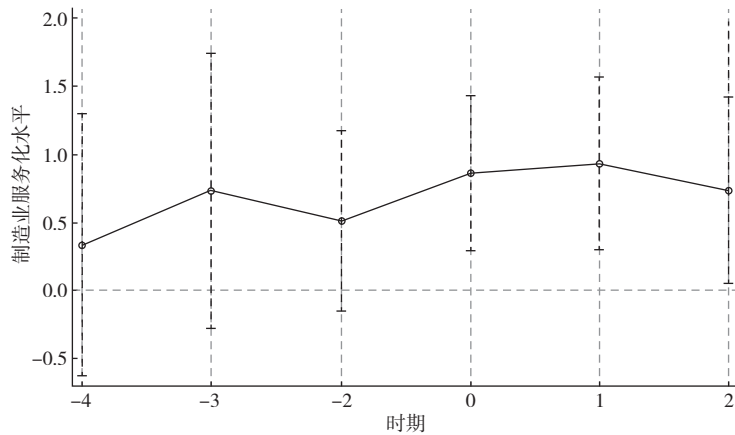


图2 平行趋势检验结果

(三) 稳健性检验

1. 稳健性检验 I :安慰剂检验

本文控制了一些对制造业服务化水平的影响变量,但可能仍存在部分不可观测的因素会影响本文的识别,所以采用间接安慰剂检验的方法。通过找到一个理论上不会对结果变量产生影响的错误变量,由于该变量是随机产生,如果通过估计得到的变量的回归系数不为0,则证明存在其他特征因素会对估计结果产生影响。具体而言,本文通过随机生成产融合作试点城市名单,产生一个错误的估计系数,再将这个过程重复1 000次,并绘制出该系数的分布。图3展示了安慰剂检验的结果,可以看到,通过随机抽样得到的估计系数分布基本在零附近,表明本文模型设定中并不存在严重的遗漏变量问题,核心结论仍旧稳健。

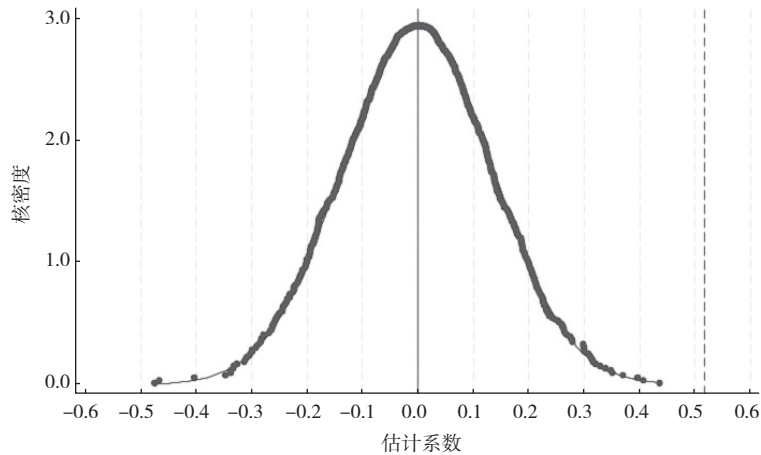


图3 安慰剂检验结果

2. 稳健性检验 II :样本选择问题、替换变量与空间溢出效应

第一,倾向得分匹配-双重差分(PSM-DID)检验。中国第一批产融合作试点包含了不同经济发展水平

的城市,但试点城市的选择并不是随机的。为了避免可能存在的自选择偏误导致本文识别存在内生性问题,本文使用 PSM-DID 方法重新构造样本的处理组和对照组。在样本的平衡性检验通过后,本文使用该样本对式(1)进行重新识别,回归结果如表 4 所示,系数仍在 10%水平上显著为正,结果依然稳健。第二,排除事前响应中央政策城市的影响。考虑到中央层面早在 2015—2016 年度便提出“金融服务实体”口号,部分地级市在 2017 年前便做出政策响应,为避免这部分样本对本文识别产生干扰,这里对该部分城市企业样本进行剔除,回归结果如表 4 所示,结果依然稳健。第三,剔除第二批产融合作试点城市样本。2020 年中央层面再次发布第二批产融合作试点城市名单,考虑到该部分城市可能为申请试点城市,提前在本城市内施行产融合作改革,因此对该部分企业样本进行剔除,结果见表 4,系数仍在 10%水平上显著为正。第四,替换被解释变量。本文以制造业企业并购金融服务业投资额重新刻画企业服务化进程,如表 4 所示,解释变量系数结果依然稳健。第五,考虑空间溢出效应影响。产融合作试点政策确有可能存在对邻近地区上的空间溢出影响,因此本文参考现有文献的做法^[57-58],首先对基准回归中的实验组企业样本进行剔除,然后设置虚拟变量 Nbr ,表示与产融合作试点城市相邻的地级市,并设置如下回归方程:

$$Servitization_{i,c,t} = \alpha + \rho \times Nbr_c \times Post_t + X'_{i,c,t} \beta + \gamma_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,c,t} \tag{3}$$

与基准回归不同的是,该模型的处理组是与产融合作试点城市相邻的地级市,对照组是样本中所有不与试点城市直接相邻的非试点城市。此时,核心交互项系数表示产融合作试点城市邻近地区内企业的服务化进程相较于其他非试点城市的变化。如果该系数显著不为 0,则表明产融合作试点政策存在空间上的溢出效应,反之则不存在空间溢出效应。回归结果如表 4 所示,可以看到在控制企业和年份固定效应及其他控制变量后,交互项系数为正但并不显著,这表明产融合作试点政策并未对试点城市邻近地区产生空间溢出效应。

表 4 稳健性检验回归结果 II :样本选择问题、替换变量与空间溢出效应考察

变量	PSM-DID	剔除事前 干扰样本	剔除第二批 试点城市样本	企业金融 服务并购	相邻城市的 空间溢出
$Treat \times Post$	0.438 4 [*] (0.239 9)	0.597 7 ^{**} (0.264 4)	0.921 7 ^{***} (0.334 8)	0.257 6 [*] (0.152 1)	0.253 5 (0.325 2)
常数项	-4.021 4 (5.582 4)	-4.373 7 (5.102 8)	-3.790 3 (5.427 1)	-6.269 5 ^{***} (2.313 5)	6.276 5 (7.044 0)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
$\overline{R^2}$	0.146 8	0.124 5	0.138 6	0.108 8	0.133 5
样本量	6 547	5 541	6 280	7 245	3 865

3. 稳健性检验 III :排除其他政策干扰

考虑到样本期间内国内同时在推行多种其他政策,这可能会对企业经营、地区金融发展和产业升级产生影响,进而对识别结果产生干扰,为排除其他政策干扰^[71],本文做了以下考量。一是排除绿色金融改革创新试验区的影响。2017 年国务院在浙江、广东等部分省份开展绿色金融改革创新试验区的首批试点工作,

考虑到此次改革涉及金融业与制造业领域,因此本文将绿色金融改革试点政策进行指标构造,并作为控制变量加入模型中,回归结果如表5列(1)所示,核心解释变量系数回归结果依然稳健。二是排除促进科技与金融结合试点政策影响。2011年,科技部、中国人民银行等五部门联合决定在全国设立促进科技和金融结合试点,并将中关村国家自主创新示范区,天津、上海、深圳、江苏等16个省份列为首批试点地区。此次改革同样对制造业与金融业存在影响,因此本文对金融科技融合政策进行指标构造,并将其加入基准模型重新进行回归,结果如表5列(2)所示,回归结果依然稳健。三是排除国家创新型城市试点政策影响。国务院于2005年提出要把建设创新型国家作为面向未来的重大战略选择,并从2008年开始逐步设立国家创新型城市试点。截止到2019年,已累计授权创新型城市试点78个,考虑到创新政策的支持可能会对企业服务化转型进程产生影响,本文对创新型城市政策进行变量构造,并将其作为控制变量加入模型中,回归结果如表5列(3)所示,结果依然稳健。四是考虑到样本期间内部分企业可能面临一些减税降费政策的影响,为排除这部分政策的干扰,本文以应缴所得税与利润总额的比值对企业实际税负进行度量^[72],并将其加入模型中进行回归。结果如表5列(4)所示,回归结果依然稳健。五是排除其他未识别到的政策干扰,本文加入行业×时间固定效应与省份×时间固定效应,以控制部分在地区、行业层面实施的产业政策与区域性政策^[73]。回归结果如表5列(5)所示,回归结果依然稳健。六是加入全部控制变量与固定效应。表5列(6)汇报了加入额外控制变量和固定效应后的回归结果,产融合作试点政策系数仍显著为正。上述检验结果证明,本文基准识别结果并非偶然因素所致,具有一定的稳健性。

表5 稳健性检验回归结果Ⅲ:排除其他政策干扰

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Treat</i> × <i>Post</i>	0.517 1** (0.216 5)	0.501 9** (0.212 8)	0.508 1** (0.216 4)	0.479 6** (0.218 6)	0.981 3*** (0.341 3)	0.863 6** (0.348 4)
绿色金融政策	0.228 5 (0.288 1)					0.489 4 (0.356 7)
金融科技改革政策		0.691 7 (0.539 8)				0.986 1* (0.509 6)
创新城市政策			-0.336 6 (0.533 6)			-1.037 1* (0.549 0)
实际税率				0.422 3 (0.291 0)		0.561 7* (0.311 9)
常数项	-2.407 0 (4.363 2)	-2.738 1 (4.389 8)	-2.219 7 (4.336 5)	-2.265 1 (4.679 2)	-6.172 8 (5.118 2)	-4.733 0 (5.259 2)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市×时间固定效应	未控制	未控制	未控制	未控制	控制	控制
行业×时间固定效应	未控制	未控制	未控制	未控制	控制	控制
$\overline{R^2}$	0.143 8	0.144 1	0.143 9	0.141 7	0.137 1	0.138 1
样本量	7 225	7 225	7 225	7 069	7 082	6 890

注:列(1)—列(6)分别为排除绿色金融改革试点政策、排除促进科技和金融结合试点、排除国家创新城市试点、排除减税降费政策、排除其他未识别政策和加入全部控制变量与固定效应的回归结果。

(四) 机制分析

在理论分析部分,本文提出产融合作试点政策能够通过缓解企业融资约束、降低企业经营风险两个渠道,促进制造业企业的服务化进程。在检验方法上,为避免三步法中介效应产生的遗漏变量问题^[74],本文构建了如下模型进行机制检验:

$$M_{i,c,t} = \alpha + \rho \times Treat_c \times Post_t + X'_{i,c,t} \boldsymbol{\beta} + \gamma_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,c,t} \tag{4}$$

其中, M 代表中介变量融资约束(Sa)与经营风险($Risk_Zscore$)。制造业企业在进行服务化转型时,会面临较强的融资约束,这导致企业面临升级困境^[62-63]。为了验证产融合作试点政策是否通过降低企业融资约束促进企业服务化进程,本文首先对企业融资约束进行衡量。现有文献多使用 KZ 指数、SA 指数等对企业融资约束进行考察^[75-76],考虑到 SA 指数更加具有外生性,且企业样本中包含非上市公司企业,因此本文选用 SA 指数对企业融资约束进行测度,指标具体构建方法如下:

$$Sa = -0.737 \times \text{企业规模} + 0.043 \times \text{企业规模}^2 - 0.04 \times \text{企业年龄} \tag{5}$$

回归结果如表 6 所示,核心解释变量系数显著为负,表明产融合作试点政策通过降低城市内制造业企业的融资难度,缓解了企业融资约束,从而为企业制造业服务化提供了必要的资金保障。

制造业企业服务化进程还受自身经营风险的影响,较高的经营风险会使企业在资源投入和创新决策上更加谨慎,而这种相对保守的投入抉择会阻碍自身服务化的深入开展^[59]。因此,本文通过构建衡量企业风险指标对产融合作试点政策能否缓解企业经营风险并促进其服务化进程进行考查。具体地,本文参考现有文献做法,采用 Z 指数作为企业经营风险的代理指标^[77],该指数越小,表明企业经营风险水平越高。Z 指数^①的构造方法如下:

$$Risk_Zscore = 1.2 \times \frac{\text{营运资金}}{\text{总资产}} + 1.4 \times \frac{\text{留存收益}}{\text{总资产}} + 3.3 \times \frac{\text{息税前利润}}{\text{总资产}} + 0.6 \times \frac{\text{股票市值}}{\text{负债账面价值}} + 0.999 \times \frac{\text{销售收入}}{\text{总资产}} \tag{6}$$

表 6 还汇报了经营风险作用渠道的回归结果,双重差分项系数显著为正,说明产融合作试点政策的开展有效降低了试点城市内企业的经营风险,进而释放企业生产投资活力,提升自身服务化转型进程。

表 6 机制分析回归结果

变量	融资约束	经营风险
$Treat \times Post$	-0.006 3 * (0.003 5)	0.119 8 ** (0.048 8)
常数项	-1.792 7 (1.099 6)	-2.712 5 *** (0.081 8)
控制变量	控制	控制
企业固定效应	控制	控制
时间固定效应	控制	控制
$\overline{R^2}$	0.951 5	0.464 9
样本量	7 245	6 512

(五) 异质性分析

1. 内资与外资企业差异

产融合作试点政策通过帮助本地制造业企业更好利用金融工具,对接本地金融服务资源进而助力其服务化进程的推进,但政策实际效果会根据企业性质和经营情况呈现不同结果。针对这一问题,本文首先考察内资与外资企业在受到政策冲击后的不同表现,回归结果如表 7 所示。

① 考虑到本文识别样本中存在非上市企业,在构建 Z 指数(即 Z 风险指数)时,将企业的股票市值替换为股东权益总额。这种替代可能导致对企业经营风险的低估,因为账面价值未能充分反映市场对企业风险的评估。在面临非上市企业数据限制时,采用替代性方法来衡量企业的财务指标,即使用账面价值替代市场价值是可被接受的做法^[78]。本文同样使用针对非上市企业计算经营风险的调整后 Z 指数构造方法,在加入回归后,结果依然稳健。

结果显示,产融合作试点政策促进了内资制造业的服务化进程,而对外资企业并无影响。这是由于内资企业通常面临较高的融资约束,获取外部资金的渠道和成本劣于外资企业。产融合作政策通过加强金融机构与制造业企业的联系,缓解了内资企业的融资困难,降低了资金成本,促使其有更多资源投入服务化转型中。内资企业在市场竞争中,对经营风险的承受能力相对较弱。产融合作提供的金融支持和风险管理工具,帮助内资企业降低了服务化转型过程中的不确定性,提升了其转型意愿和能力。相对而言,外资企业由于背靠国际资本市场,融资渠道更为多元化,融资约束相对较低;同时,其在风险管理方面拥有更成熟的经验和机制,对产融合作政策的依赖程度较小。

2. 上市企业与非上市企业差异

本文继续考察上市企业与非上市企业在受到产融合作试点政策冲击后的服务化进程表现差异,回归结果如表 7 所示。结果显示,产融合作试点政策促进了非上市企业的制造业服务化,而对上市企业并无影响。考虑到非上市企业通常面临更高的融资约束,受到自身规模、小型资产和信息不对称的限制,难以从传统金融机构获得足够的资金支持。产融合作政策通过加强金融机构与制造业企业的合作,为非上市企业提供了更多的融资渠道和优惠条件,缓解了其资金瓶颈,助力其服务化转型。反之,上市企业由于已经具备直接进入资本市场的能力,融资渠道相对多元化,融资约束较小,因此产融合作政策对其融资状况的边际改善有限。非上市企业在实施服务化转型时,面临的经营风险更为突出,包括市场不确定性和技术创新风险。产融合作政策提供的金融支持和风险分担机制,可以帮助非上市企业降低转型过程中的风险,增强其转型意愿和能力。上市企业由于规模较大,抗风险能力更强,且已有完善的风险管理体系,因而产融合作政策对其经营风险的影响相对较弱,导致其转型动力不明显。

表 7 异质性分析回归结果:内资与外资企业、上市与非上市公司

变量	内资企业	外资企业	上市公司	非上市公司
<i>Treat × Post</i>	0.550 2** (0.246 7)	0.076 9 (0.550 1)	0.302 2 (0.293 9)	1.064 1*** (0.346 0)
常数项	-1.985 6 (5.094 5)	-4.518 4 (12.776 8)	-5.886 8 (7.443 0)	-0.244 2 (5.642 9)
控制变量	控制	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
$\overline{R^2}$	0.138 2	0.174 0	0.144 2	0.159 4
样本量	6 334	860	5 001	2 193

3. 企业成长周期

制造业企业能否借助政策实现自身服务化进程的推进,不仅取决于企业自身属性,还取决于其自身发展阶段。产融合作试点政策的具体政策效果在企业不同生命阶段可能存在差异化表现。为对该问题进行检验,本文使用现金流模式法^[79],将全样本划分为成长期企业、成熟期企业和衰退期企业,并进行分组回归、

回归结果如表 8 所示,只有成熟期企业的服务化进程受到政策的有效促进。这是由于成熟期企业通常具备稳定的现金流和较高的信用评级,但在传统制造领域可能面临增长瓶颈。产融合作政策为这些企业提供了更多的融资渠道,缓解了融资约束,使其能够获得充足的资金投入到服务化转型中。相反,成长期企业由于规模较小、抗风险能力较弱,尽管有转型意愿,但各方面生产条件仍达不到转型要求;衰退期企业则可能因经营不善或市场份额下降,风险水平较高,金融机构对其支持意愿较低,导致政策效应难以发挥。

4. 劳动密集型行业区分

除企业自身属性与发展情况外,行业属性也会对政策效果产生区别影响,本文从行业劳动密集型属性出发,对行业间的异质性效果进行考察。本文按生产要素的相对密集度对行业分类的方法^[80],根据企业所属行业,将企业划分为劳动密集型和非劳动密集型,并进行分组检验。回归结果如表 8 所示,与非劳动密集型行业相比,劳动密集型行业内企业的服务化进程得到了提升。由于传统劳动密集型行业企业通常面临较高的融资约束,因其资产轻、抵押物不足,难以获得传统金融机构的支持。产融合作政策通过提供金融服务和资金支持,帮助企业缓解融资困难,使其能够投入更多资源于服务化转型,提升附加值和市场竞争力。相对而言,非劳动密集型行业企业往往具备较强的资本积累和技术优势,融资渠道多样化,融资约束相对较小,因此对产融合作政策的依赖程度较低,转型动力不足。

表 8 异质性分析回归结果:企业生命周期与行业劳动密集属性

变量	成长期	成熟期	衰退期	劳动密集型	非劳动密集型
<i>Treat</i> × <i>Post</i>	0.027 2	1.218 6**	0.543 1	1.103 5**	0.418 5
	(0.443 8)	(0.560 3)	(0.416 8)	(0.544 1)	(0.259 1)
常数项	-6.974 0	-7.683 2	12.317 4	-2.563 6	-2.921 9
	(6.536 2)	(14.165 2)	(15.303 1)	(13.995 8)	(3.695 7)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
$\overline{R^2}$	0.156 5	0.173 4	0.084 7	0.171 1	0.137 8
样本量	1 743	2 545	1 863	1 250	5 971

六、研究结论与政策建议

在中国经济转型的背景下,国家积极推动产融合作政策,以促进金融服务与实体经济的深度融合,旨在解决制造业企业面临的融资困难,推动其实现转型升级,从而提升整体经济的竞争力和可持续发展能力。本文基于 2013—2019 年中国制造业企业并购投资数据,构建了企业层面的制造业服务化进程指标,并以国家产融合作试点政策作为准自然实验,评估了该政策对制造业服务化的影响。研究结果表明,产融合作政策促进了制造业企业的服务化转型进程,并通过缓解企业融资约束和降低企业经营风险两个渠道发挥作用。并且,这一结果在考虑样本选择问题、空间溢出问题、替换被解释变量、排除其他政策干扰等一系列稳

健性检验后依然稳健。异质性分析结果表明,产融合作试点政策对内资企业、非上市企业、成熟期企业以及劳动密集型行业内企业的制造业服务化促进效果更为明显,体现了政策对融资困难和承受更多风险企业在服务化转型的极大助力。

结合上述研究结论,本文对如何进一步优化产融合作试点政策推动制造业服务化,从以下几点提出政策建议。第一,应继续推进产融合作试点政策,逐步扩大试点范围,特别是在劳动密集型行业和中小企业集中的地区。当前,部分地区的试点政策已取得积极成效,但仍需在更大范围内推广,建议总结现有试点地区的成功经验,特别是高效的做法,并在其他地区进行推广和应用。此外,地方政府应完善产融合作试点政策体系,明确参与标准,简化申请流程,降低制造业企业的参与门槛,以鼓励更多企业参与服务化转型。第二,应继续加强金融机构与实体产业的信息联系,为解决制造业企业,尤其是中小企业面临的融资难、融资贵问题,着力搭建金融机构与制造业企业之间的信息桥梁,促进双方的深度合作。金融机构应主动了解制造业企业的服务化需求,根据不同企业的特点和需求,提供个性化、定制化的金融产品和服务,如供应链金融和知识产权质押贷款,以拓宽企业融资渠道。第三,应鼓励金融机构提供专业服务以支持转型,制造业服务化转型不仅需要资金支持,还需要在产品设计、技术改造等方面的专业服务。政策应鼓励金融机构发挥自身优势,整合资源,为制造业企业提供产品创新和技术创新等方面的服务。例如,金融机构可以与设计公司、科研机构等合作,为企业产品设计研发服务,帮助企业提升创新能力,维持转型驱动力。第四,引入失败保险机制以降低经营风险,考虑到制造业服务化转型存在一定风险,部分企业可能因顾虑潜在风险而放弃转型尝试。因此,建议鼓励金融机构为服务化转型项目提供失败保险,在项目失败时给予一定的经济补偿。此外,可以引入更多第三方机构,如政府和行业协会,共同设立服务化转型基金,以进行风险分担,鼓励更多企业参与服务化转型。

参考文献:

- [1] SZALAVETZ A. ‘Tertiarization’ of manufacturing industry in the new economy: experiences in Hungarian companies[Z]. IWE Working Papers No. 134, 2003.
- [2] 刘维刚,倪红福. 制造业投入服务化与企业技术进步:效应及作用机制[J]. 财贸经济,2018,39(8):126-140.
- [3] 顾乃华,夏杰长. 对外贸易与制造业投入服务化的经济效应——基于2007年投入产出表的实证研究[J]. 社会科学研究,2010(5):17-21.
- [4] 彭水军,李虹静. 中国生产者服务业、制造业与出口贸易关系的实证研究[J]. 国际贸易问题,2014(10):67-76.
- [5] 程大中,程卓. 中国出口贸易中的服务含量分析[J]. 统计研究,2015,32(3):46-53.
- [6] 戴翔. 中国制造业出口内涵服务价值演进及因素决定[J]. 经济研究,2016,51(9):44-57.
- [7] 刘斌,赵晓斐. 制造业投入服务化、服务贸易壁垒与全球价值链分工[J]. 经济研究,2020,55(7):159-174.
- [8] FUGLSANG L. Bricolage and invisible innovation in public service innovation[J]. Journal of Innovation Economics, 2010, 5(1): 67-87.
- [9] 李靖华,林莉,李倩岚. 制造业服务化商业模式创新:基于资源基础观[J]. 科研管理,2019,40(3):74-83.
- [10] HASPELAGH P C, JEMISON D B. The challenge of renewal through acquisitions[J]. Planning Review, 1991, 19(2): 27-30.
- [11] CHUNG W, ALCÁZER J. Knowledge seeking and location choice of foreign direct investment in the United States[J]. Management Science, 2002, 48(12): 1534-1554.
- [12] MATHEWS J A. Dragon multinationals powered by linkage, leverage and learning: a review and development[J]. Asia Pacific Journal of Management, 2017, 34(4): 769-775.

- [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] 杜传忠,金华旺.制造业产融结合、资本配置效率与企业全要素生产率[J].经济与管理研究,2021,42(2):28-40.
- [15] 逯进,刘强,苏妍.产融合作与企业高质量发展——来自 A 股制造业上市公司的证据[J].产业经济评论(山东大学),2024,23(3):64-98.
- [16] 张新民,叶志伟,胡聪慧.产融结合如何服务实体经济——基于商业信用的证据[J].南开管理评论,2021,24(1):4-16.
- [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] 王立国,赵琳.产融结合与民营企业投资效率——基于 A 股上市公司的经验研究[J].宏观经济研究,2021(7):38-53.
- [19] 黄小琳,朱松,陈关享.持股金融机构对企业负债融资与债务结构的影响——基于上市公司的实证研究[J].金融研究,2015(12):130-145.
- [20] 曾海舰,林灵.企业如何获取融资便利?——来自上市公司持股非上市银行的经验证据[J].经济学(季刊),2016,15(1):241-262.
- [21] 陈美,夏卓秀.产融结合与企业创新——基于央企控股上市公司的经验证据[J].金融评论,2019,11(2):81-94.
- [22] 杨笋,李茫茫,刘放.产融结合与实体企业技术创新:促进还是抑制——基于金融机构持股实体企业的实证研究[J].宏观经济研究,2019(10):62-77.
- [23] 田利辉,王可第,马静,等.产融结合对企业创新的影响:资源协同还是资源诅咒?[J].经济学(季刊),2022,22(6):1891-1912.
- [24] 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.
- [25] 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.
- [26] 苑泽明,李曰春,李宇铭,等.产融合作试点政策能提升企业绿色创新水平吗[J/OL].当代财经,2024[2025-03-04].<https://doi.org/10.13676/j.cnki.cn36-1030/f.20241224.001>.
- [27] 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,2024,50(10):109-123.
- [28] 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.
- [29] 王智林,尚航标.产业金融政策如何影响城市碳减排?——来自产融合作政策的准自然实验[J].产业经济研究,2024(6):1-14.
- [30] 周绍妮,文海涛.基于产业演进、并购动机的并购绩效评价体系研究[J].会计研究,2013(10):75-82.
- [31] 刘青,陶攀,洪俊杰.中国海外并购的动因研究——基于广延边际与集约边际的视角[J].经济研究,2017,52(1):28-43.
- [32] 蔡庆丰,田霖.产业政策与企业跨行业并购:市场导向还是政策套利[J].中国工业经济,2019(1):81-99.
- [33] 陈奉先,王茜.高铁开通与企业异地并购[J].首都经济贸易大学学报,2024,26(6):48-62.
- [34] 邢斐,海梦碟,曹瑜强.经济政策不确定性与企业技术型并购——基于企业间的策略性互动关系视角[J].中国工业经济,2023(6):137-155.
- [35] 李善民,黄志宏,郭菁晶.资本市场定价对企业并购行为的影响研究——来自中国上市公司的证据[J].经济研究,2020,55(7):41-57.
- [36] 潘红波,杨海霞.竞争者融资约束对企业并购行为的影响研究[J].中国工业经济,2022(7):159-177.
- [37] BHABRA H S, HUANG J Y. An empirical investigation of mergers and acquisitions by Chinese listed companies, 1997 - 2007[J]. Journal of Multinational Financial Management, 2013, 23(3): 186-207.
- [38] 邵新建,巫和懋,肖立晟,等.中国企业跨国并购的战略目标与经营绩效:基于 A 股市场的评价[J].世界经济,2012,35(5):81-105.
- [39] 佟岩,王茜,曾韵,等.并购动因、融资决策与主并方创新产出[J].会计研究,2020(5):104-116.
- [40] 程新生,王向前.技术并购与再创新——来自中国上市公司的证据[J].中国工业经济,2023(4):156-173.
- [41] 姜晓婧,苏美丽.资产专用性视角下战略性新兴产业并购创新绩效[J].首都经济贸易大学学报,2019,21(6):56-67.
- [42] 唐浩丹,方森辉,蒋殿春.数字化转型的市场绩效:数字并购能提升制造业企业市场势力吗?[J].数量经济技术经济研究,2022,39(12):90-110.
- [43] 蒋冠宏.企业并购如何影响绩效:基于中国工业企业并购视角[J].管理世界,2022,38(7):196-212.
- [44] 任曙明,许梦洁,王倩,等.并购与企业研发:对中国制造业上市公司的研究[J].中国工业经济,2017(7):137-155.
- [45] 杨玲.生产性服务进口贸易促进制造业服务化效应研究[J].数量经济技术经济研究,2015,32(5):37-53.
- [46] 刁莉,朱琦.生产性服务进口贸易对中国制造业服务化的影响[J].中国软科学,2018(8):49-57.
- [47] 周念利,包雅楠.数字服务贸易限制性措施对制造业服务化水平的影响测度:基于 OECD 发布 DSTRI 的经验研究[J].世界经济研究,2021(6):32-45.
- [48] 邹国伟,纪祥裕,胡晓丹,等.服务贸易开放能否带来制造业服务化水平的提升?[J].产业经济研究,2018(6):62-74.

- [49]肖挺,叶浩. 贸易自由化背景下制造业企业的抉择——服务化还是离岸生产? [J]. 统计研究,2024,41(7):106-118.
- [50]孟夏,张俊东. 自由贸易协定网络化发展与制造业投入服务化——基于网络地位优势的分析[J]. 国际贸易问题,2025(3):26-43.
- [51]袁凯华,侯瑞东,包时鹏. 内外贸易成本扭曲如何影响出口企业服务化转型——来自中国制造业的经验证据[J]. 国际贸易问题,2025(4):125-140.
- [52]MARTINEZ V, BASTL M, KINGSTON J, et al. Challenges in transforming manufacturing organisations into product-service providers[J]. Journal of Manufacturing Technology Management, 2010, 21(4): 449-469.
- [53]赵宸宇. 数字化发展与服务化转型——来自制造业上市公司的经验证据[J]. 南开管理评论,2021,24(2):149-163.
- [54]苗翠芬. 人工智能与制造业服务化[J]. 经济与管理研究,2023,44(7):22-39.
- [55]张远,李焕杰. 金融科技发展如何影响制造业服务化? ——来自中国上市公司的经验证据[J]. 经济与管理研究,2023,44(2):57-74.
- [56]向海燕,李子瑞. 多元化并购、资源基础与制造企业服务化转型——基于fsQCA的多案例分析[J]. 技术经济,2022,41(9):122-132.
- [57]蔡宏波,刘子鹏,彭继宗,等. 供应链配置对制造业企业服务化的影响机制研究[J]. 经济管理,2024,46(8):157-172.
- [58]杨蕙馨,于梦晓. 绩效期望差距与制造业企业服务化行为[J]. 经济与管理研究,2024,45(7):98-120.
- [59]KINDSTRÖM D, KOWALKOWSKI C. Service innovation in product-centric firms: a multidimensional business model perspective[J]. Journal of Business & Industrial Marketing, 2014, 29(2): 96-111.
- [60]WANG H J, LUO T P, TIAN G G, et al. How does bank ownership affect firm investment? Evidence from China[J]. Journal of Banking & Finance,2020, 113: 105741.
- [61]唐松,谢雪妍. 企业持股金融机构如何服务实体经济——基于供应链溢出效应的视角[J]. 中国工业经济,2021(11):116-134.
- [62]GEBAUER H, FLEISCH E, FRIEDLI T. Overcoming the service paradox in manufacturing companies[J]. European Management Journal, 2005, 23(1): 14-26.
- [63]陈洁雄. 制造业服务化与经营绩效的实证检验——基于中美上市公司的比较[J]. 商业经济与管理,2010(4):33-41.
- [64]BAINES T S, LIGHTFOOT H W, BENEDETTINI O, et al. The servitization of manufacturing: a review of literature and reflection on future challenges[J]. Journal of Manufacturing Technology Management, 2009, 20(5): 547-567.
- [65]王红建,张丽敏,曹瑜强,等. 持股金融机构、资本逐利规律与实体企业竞争力——基于实物期权理论框架的实证研究[J]. 财经研究,2020,46(10):109-122.
- [66]FERRANDO A, MULIER K. Firms' financing constraints: do perceptions match the actual situation? [J]. The Economic and Social Review, 2015, 46(1): 87-117.
- [67]刘斌,魏倩,吕越,等. 制造业服务化与价值链升级[J]. 经济研究,2016,51(3):151-162.
- [68]彭水军,袁凯华,韦韬. 贸易增加值视角下中国制造业服务化转型的事实与解释[J]. 数量经济技术经济研究,2017,34(9):3-20.
- [69]王琳,魏江,郑月龙. 知识服务机构联结与制造企业二元服务创新[J]. 科研管理,2021,42(10):131-139.
- [70]杨兴锐,齐二娜. 异质性资产获取、商业模式创新与并购绩效——基于AT&T收购时代华纳的案例研究[J]. 技术经济,2021,40(3):11-19.
- [71]罗知,齐博成. 环境规制的产业转移升级效应与银行协同发展效应——来自长江流域水污染治理的证据[J]. 经济研究,2021,56(2):174-189.
- [72]范子英,赵仁杰. 财政职权、征税努力与企业税负[J]. 经济研究,2020,55(4):101-117.
- [73]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.
- [74]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.
- [75]鞠晓生,卢荻,虞义华. 融资约束、营运资本管理与企业创新可持续性[J]. 经济研究,2013,48(1):4-16.
- [76]张璇,李子健,李春涛. 银行业竞争、融资约束与企业创新——中国工业企业的经验证据[J]. 金融研究,2019(10):98-116.
- [77]李建军,韩珣. 非金融企业影子银行化与经营风险[J]. 经济研究,2019,54(8):21-35.
- [78]ALTMAN E I. Predicting financial distress of companies: revisiting the Z-score and ZETA model[Z]. New York University Working Paper, 2000.
- [79]DICKINSON V. Cash flow patterns as a proxy for firm life cycle[J]. The Accounting Review, 2011, 86(6): 1969-1994.
- [80]鲁桐,党印. 公司治理与技术创新:分行业比较[J]. 经济研究,2014,49(6):115-128.

Does the Industry-Finance Cooperation Policy Promote Manufacturing Servitization? —An Empirical Study Based on the Zephyr Database

YU Zhoushun, ZHANG Yushu

(Nankai University, Tianjin 300071)

Abstract: In the context of China's economic transformation and industrial upgrading needs, the government has actively promoted the industry-finance cooperation (IFC) policy aimed at deepening interactions between financial institutions and industrial sectors to address financing difficulties faced by manufacturing enterprises and facilitate their transformation and upgrading. This paper employs data from the Zephyr merger and acquisition (M&A) transaction database covering 2013—2019, constructing an enterprise-level indicator for manufacturing servitization based on manufacturers' acquisitions of producer service companies. It adopts a theoretical foundation of manufacturing input servitization, considering the practical scenario of service element demands in enterprise servitization transformation, and dynamically reflecting enterprises' current servitization actions by measuring their total investment in acquiring productive service companies.

This paper treats the IFC pilot policy implemented in 2017 as a quasi-natural experiment and employs a difference-in-differences (DID) method to evaluate the policy's impact on manufacturing servitization. The empirical findings robustly demonstrate that the IFC pilot policy can accelerate manufacturing servitization. Manufacturing firms in pilot cities exhibit substantially increased acquisition activities targeting producer service companies compared to their counterparts in non-pilot regions. This conclusion remains valid after a series of robustness tests. Mechanism analysis reveals that the pilot policy promotes manufacturing servitization by providing manufacturing firms with diversified financing channels and deepening connections between financial sectors and industrial enterprises. Heterogeneity tests further indicate that the policy's promoting effects on servitization are more pronounced for labor-intensive, domestic, and non-listed firms. This suggests that the policy particularly benefits manufacturing firms that face greater financing difficulties, thus addressing key barriers to industrial transformation and upgrading for these vulnerable segments of the manufacturing sector. Labor-intensive firms often have weaker capital strength, domestic ones have limited access to international financial support, and non-listed firms lack the convenience of equity financing. By alleviating these firms' financing constraints and operational risks, the IFC policy can more effectively promote their servitization transformation, thereby driving the overall transformation and upgrading of the manufacturing sector.

This paper enhances the understanding of IFC and manufacturing service transformation from the perspective of enterprise M&A transactions. It extends the measurement methodology for manufacturing servitization and comprehensively evaluates the policy effects of the IFC pilot program, providing theoretical and practical foundations for financial services reform and high-quality manufacturing development.

Keywords: industry-finance cooperation; manufacturing servitization; financing constraint; merger and acquisition; operational risk

责任编辑:姜 莱