

制造业企业服务化能否抑制金融化?

聂飞 李剑 毛海涛*

摘要: 制造业企业依托供给侧结构性改革的服务化转型成败,关乎其在金融部门与主业部门之间的资本配置。本文从经营利润视角阐释了制造业企业服务化对金融化的影响,并采用2007—2014年A股上市制造业企业数据进行检验。研究发现,我国制造业企业服务化转型显著抑制了金融化;服务化主要通过利润率上升来推动生产性资本由金融部门向主业部门回流,进而降低制造业企业金融资产持有率。制造业企业服务化主要降低了知识密集型行业和国有企业对高风险的长期金融资产持有份额。因此,我国供给侧结构性改革应致力于制造业服务化来提升企业经营利润,并辅之以必要的金融监管来规范制造业企业金融投资行为,从而保证企业资金“蓄水池”的安全性。

关键词: 制造业服务化;非金融企业金融化;经营利润

一、引言

习近平总书记在党的十九大报告中强调,健全金融监管体系,守住不发生系统性金融风险的底线。近年来,受国内生产要素成本上升和国际市场需求不振的双重影响,我国实体企业金融投资行为日益增加,出现了部分资本并未进入实体经济领域,反而进入金融、房地产市场的“潮涌”现象,一度引起了我国虚拟经济的过度繁荣。根据Wind资讯统计数据,2018年上半年我国认购理财产品的上市公司已经达到1089家,共认购理财产品的数量10015个,合计金额为7859.65亿元。事实证明,发展中国家推行的金融自由化会引导产业资本流向金融市场,容易造成宏观经济结构性失衡与不稳定(Stiglitz and Weiss, 1981)、实体经济增速放缓与产业低端锁定(Karwowski and Stockhammer, 2016)、财务与金融危机风险上升(Becker et al., 2010)。对于非金融企业金融投资行为,国内学者习惯援引“金融化”一词界定,重点关注了过度金融化的经济后果(张成思、张步昙, 2016; 彭俞超等, 2018)。制造业作为我国国民经济的命脉,如何有效破解制造业企业金融化带来的严峻后果,是学界和决策层

*聂飞,华中农业大学经济管理学院,邮政编码:430070,电子信箱:nie.feifei@163.com;李剑(通讯作者),华中农业大学经济管理学院,邮政编码:430070,电子信箱:hzaulj@126.com;毛海涛,中南财经政法大学工商管理学院,邮政编码:430073。

本文得到国家社会科学基金项目“工业化后期阶段中国对外直接投资的去工业化效应及优化对策研究”(项目编号:19CJY049)的资助。感谢匿名审稿人及编辑部的宝贵意见,作者文责自负。

亟待研究的一项重大问题。已有研究从抑制企业过度融资行为(文春晖等,2018)、优化资产长期配置(杨胜刚、阳旸,2018)、减免实体企业税负(徐超等,2019)、推进利率市场化改革(杨笋等,2019)等角度提出了应对方案。事实上,当前我国制造业企业寻求高收益率的金融投资的根本原因在于,实体经济利润率持续下降,而利润率下降与其产品供给方式过于陈旧有关,这决定了从我国日益深化的供给侧结构性改革入手分析的必要性。制造业服务化作为当前我国供给侧结构性改革的突出成果,彰显了制造业企业产品供给方式正由“制造+组装”为中心向“制造+服务”为中心转型升级的过程,即制造业企业更加关注产品制造与技术研发设计、管理咨询等生产服务业有机融合,基于市场响应和用户需求导向采用服务来提高自身产品差异化水平。制造业服务化是我国工业化发展到高级阶段的产物,服务注入对于企业价值增值起到了重要作用。本文提出的问题是:制造业服务化能否通过扭转经营利润颓势而降低企业对金融资产的依赖?对此问题进行研究是从供给侧结构性改革入手寻求制造业企业金融化“破局”方案的关键,具有重要的现实意义。

本文以我国2007—2014年间沪深A股制造业上市公司为样本,基于世界投入产出表核算的企业服务化水平指标,研究了制造业企业服务化与金融化之间的关系及相关异质性,以及经营利润在其中的中介作用。研究发现:总体上,服务化水平提升对企业金融化具有显著的抑制作用,该结论在考虑了样本选择性偏差、内生性以及测度指标选取等因素之后仍然稳健成立。通过异质性分析发现,服务化转型主要降低了处于产业链高端的知识密集型行业的制造业企业对长期高风险金融资产的持有,而对短期低风险金融资产的影响却不明显,上述抑制作用在国有企业中表现较强;进一步对理论机制检验发现,制造业企业服务化能够提升利润率实现生产性资本由金融部门向主业部门回流,降低企业金融资产持有率。

本文的主要贡献在于:(1)拓展了服务化的经济效应方面的研究,从已有文献重点关注制造业服务化促进制造业企业经营绩效提升,拓展到制造业服务化影响其在主业部门与金融部门之间配置资本的可能性;(2)深化了中国式去工业化模式的影响,不仅研究证实了制造业企业服务化与金融化两类去工业化模式之间的直接关联,还关注了二者如何通过主业利润提升所实现的转化过程;(3)丰富了制造业企业金融化风险治理的研究,即立足于当前我国供给侧结构性改革,深入剖析实体经济不振的利润下降原因,进一步结合服务化转型创造高附加值的独特优势,研究其对转变制造业企业金融化的效果;(4)为深化供给侧结构性改革和配套金融监管来抑制经济“脱实向虚”提供了经验证据和政策参考。本文研究表明,我国供给侧结构性改革应该致力于推动企业以服务化为核心的良性去工业化,重点加强企业产业链升级,降低企业生产成本与提高市场份额实现利润率攀升,辅之以必要的金融监管来规范企业金融投资行为,保证企业资金“蓄水池”的安全性。

二、文献综述与理论机制

已有研究重点关注了制造业服务化的创新效应。Fernandes和Paunov(2012)认为外商直接投资企业进入服务业能够加快新型服务要素与本地制造业企业生产融合,进而提升其技术创新能力;Bustinza等(2019)肯定了制造业与服务业的协同合作提升了技术密集型制造业企业的技术创新能力。不同于已有研究,本文侧重于研究服务化对制造业企业经营绩效

的影响。因为技术创新作为成本项会在一定程度上稀释利润水平,所以即使制造业服务化会带来制造业企业技术创新水平提升,也不一定会改善制造业企业经营绩效(如鲍莫尔成本病问题)。庆幸的是,关于服务化对制造业企业经营绩效的影响问题的研究已有部分文献涉及,且研究结论均为正向。Arnold等(2016)认为可通过增加服务种类、更广的服务可获得性和现有服务的可靠性来提升制造业企业绩效;陈菊红等(2020)研究发现产品导向的服务化战略对制造业企业绩效具有显著的正向影响;还有部分研究发现服务化转型对制造业企业出口产品质量与国际竞争力、全球价值链参与程度与分工地位存在显著的正向作用(刘斌等,2016;许和连等,2017)。当前我国实体企业去工业化有“良性”与“恶性”之分,主要表现为服务化和金融化两类模式(乔晓楠、杨成林,2013)。鉴于企业经营绩效不仅取决于制造业服务化,而且决定了其用于金融资产投资的现金流,这使得从经营绩效机制出发来理解企业服务化和金融化二者关系更为直观。遗憾的是,现有文献很少直接探讨服务化与金融化之间的关系,这即是本文关注该问题的出发点所在。

制造业企业主业经营绩效与其金融投资行为之间存在何种关联呢?部分文献从不同视角进行了分析。刘贯春等(2020)研究发现,经济政策不确定性与固定资产投资显著负相关而与金融资产投资显著正相关,使得实体投资率下降和“金融化”现象相继出现;曹丰和谷孝颖(2021)认为国有企业混合所有制改革能够改善公司治理、提升投资效率和制造业企业绩效,进而抑制企业金融化;刘畅等(2021)认为行政审批制度改革有利于降低企业进入门槛和激励其研发创新,通过改变企业现有资源禀赋与市场竞争秩序,使实体企业形成专注实业的内生动力而抑制金融化。不难发现,已有研究在探讨企业经营绩效对金融化的影响时,大多发现制造业企业盈利能力对其金融投资行为存在抑制作用。基于此,制造业企业服务化影响其金融化的经营利润理论机制值得关注。如图1所示,服务化有利于塑造制造业企业竞争优势,推动企业价值链升级,从而实现其经营利润提升。受此影响,制造业企业内部资本配置将发生变化,驱使企业生产性资本回流,更加聚焦于自身主营业务,从而对制造业企业金融化产生抑制作用。具体说明如下:

服务化通过转变制造商的服务要素投入和供给角色,有利于实现企业价值链中各利益相关者的价值增值(Reiskin et al., 1999)。已有研究发现制造业企业服务化可以通过产业链延伸提高竞争能力和品牌价值,进而实现企业经营利润的提升。具体看,在产业链上游,制造业企业通过提高服务化水平促进技术的创新和研发体系的完善(Cusumano et al., 2015),有利于增强采购环节议价能力和降低其生产成本;在产业链中游,制造业企业利用完善的生产与服务设施,充分发挥软硬件资源有效结合的作用、提高先进产品制造能力(Gebauer et al., 2011),改进专业化分工、实现规模经济以提升生产效率;在产业链下游,制造业企业通过配套的售后服务能够提升顾客满意度和助推企业品牌增值(Fang et al., 2008),增强竞争力和定价能力(Kastalli and Van Looy, 2013),还能拓展服务设备和技术外包业务,提高其销售额(Neely, 2008)。综上所述,制造业企业服务化不仅有利于降低制造业成本,还起到增加企业市场收益的作用,最终促使制造业企业经营利润的提升。进一步地,服务化通过提升制造业企业经营利润,有助于优化其内部资金配置,降低企业金融化水平。一方面,在制造业企业内部资本配置驱动下,服务化水平提升所带来的经营利润上升将激励

企业形成对具有竞争优势的主营业务投资的持续路径依赖。另一方面,在服务化战略导向下,制造业企业内部资本配置还会对金融业务产生侵蚀,即随着金融资产的相对收益率下降,企业会选择收缩主营业务之外的金融投资来提高市场竞争优势。在以上两类作用的综合影响下,服务化战略有利于促使制造业企业收缩金融业务转而夯实主营业务,最终起到抑制金融化的作用。

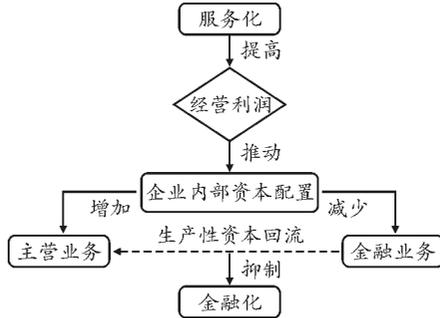


图1 制造业企业服务化影响其金融化的经营利润理论机制

三、研究设计

(一) 实证模型设定

借鉴彭俞超等(2018)的研究,本文选择微观企业个体为研究对象,通过构建如下的基准模型来检验制造业企业服务化对其金融化的影响:

$$Fin_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Ser_{i,t} + \sum_k \alpha_k Control_{i,t}^k + \mu_i + v_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

(1)式中:下标*i*、*t*分别表示企业和时间,下标*k*表示模型控制变量的个数。 μ_i 为企业固定效应, v_t 为时间固定效应, $\varepsilon_{i,t}$ 是随机扰动项。待估参数 α_1 是本文关心的重点,它代表了制造业企业服务化对其金融化的影响,根据本文预期,该系数符号应显著为负。

$Fin_{i,t}$ 是被解释变量,代表制造业企业的金融化水平。制造业企业金融化会撕裂虚拟经济和实体经济的共生联动性,容易催生金融泡沫和弱化实体经济的基础性作用,是我国“脱实向虚”的重要表征(刘贯春等,2020)。指标测度方面,现有研究基本达成了共识,将金融资产总和占总资产的比值作为制造业企业金融化的代理指标。根据杜勇等(2017)的研究,本文参考《企业会计准则第22号——金融工具确认和计量》,使用制造业企业交易性金融资产、可供出售金融资产、持有至到期投资、发放贷款及垫款、衍生金融资产、长期股权投资和投资性房产七类金融资产总和与总资产的比值衡量。

$Ser_{i,t}$ 是核心解释变量,代表制造业企业的服务化水平。基于世界投入产出表(WIOD)数据库中的历年中国行业间投入产出表核算得到的直接消耗系数和完全消耗系数是测度制造业服务化水平的代理指标(刘斌等,2016)。直接消耗系数 Ser^{direct} 表示制造行业生产过程中对服务要素的直接消耗份额,完全消耗系数 Ser^{total} 表示制造行业对服务要素的直接消耗份额和通过关联产业产生的间接消耗份额总和。计算公式如下:

$$Ser_k^{direct} = a_{sk} = \frac{\sum_s x_{sk}}{\sum_q x_{qk}} \quad (2)$$

$$Ser_k^{total} = a_{sk} + \sum_{l=1}^I a_{sl} a_{lk} + \sum_{n=1}^I \sum_{l=1}^I a_{sn} a_{nl} a_{lk} + \dots \quad (3)$$

(2)式中: x_{sk} 表示制造业行业 k 对服务行业 s 的直接消耗, x_{qk} 表示制造业行业 k 对任一行业 q 的直接消耗。(3)式中: a_{sk} 表示制造业行业 k 对服务行业 s 的直接消耗份额, $\sum_{l=1}^I a_{sl} a_{lk}$ 表示制造业行业 k 通过行业 l 对服务行业 s 的第一轮间接消耗份额, $\sum_{n=1}^I \sum_{l=1}^I a_{sn} a_{nl} a_{lk}$ 表示制造业行业 k 通过行业 l 再通过对行业 n 对服务行业 s 的第二轮间接消耗份额,依此类推。

$Control_{i,l}^k$ 表示特征控制变量集合。其中,企业层面特征控制变量包括权益乘数(*Equity*)、固定资产投资(*Invest*)、资本密集度(*Intensity*)、存货周转天数(*Inventory*)、应收账款周转天数(*Receivable*)、资产规模(*Asset*)、机构投资者持股(*Institution*)、高管持股(*Manager*)、股权集中度(*Share*)、企业年龄(*Age*)和企业属性(*Attribute*) (Knafo and Dutta, 2020)。具体测度指标如下:(1)权益乘数使用企业总资产与所有者权益的比值表示;(2)固定资产投资使用企业固定资产净额与总资产比值表示;(3)资本密集度使用企业总资产与营业收入的比值表示;(4)存货周转天数使用企业出货速度表示;(5)应收账款周转天数使用企业资金回流速度表示;(6)资产规模使用企业总资产规模表示;(7)机构投资者持股使用机构投资者持股比例表示;(8)高管持股使用企业高管持股比例表示;(9)股权集中度使用企业前十大股东股权比例表示;(10)企业年龄使用统计年份与企业成立年份之差表示;(11)企业属性使用虚拟变量定义,取值为1表示国有企业,取值为0表示非国有企业。行业层面特征控制变量包括行业产值规模(*Income*)、行业资本强度(*Intensity_ind*)、行业全要素生产率(*Tfp*)、行业资本结构(*Structure*)。具体测度指标如下:(1)行业产值规模使用营业收入衡量;(2)行业资本强度由实收资本除以劳动人数得到;(3)行业全要素生产率由数据包络分析(DEA)测度得到的 Malmquist 指数衡量;(4)行业资本结构运用国有资本与外商资本的比率衡量。

(二)数据来源说明

本研究样本为2007—2014年1373家沪深A股制造业上市公司的非平衡面板数据,总共包含8255个观测值^①。其中,制造业上市公司年度财务信息数据均来源于Wind数据库,行业数据来源于《中国工业统计年鉴》^②,投入产出表来源于WIOD数据库。本文按照中国证券监督管理委员会颁布的《上市公司行业分类指引》(2012年修订)对制造业企业进行了规整统一,剔除金融类企业,共得到30个制造行业。上市公司与WIOD数据库制造业对应代码信息详见表1。此外,我们还剔除明显存在异常值与缺失值的企业,筛选原则说明如下:(1)为保证数据的连续性,剔除2007年以后成立的企业;(2)剔除明显存在异常值与缺失值的企业;(3)剔除ST与PT类型的企业;(4)剔除营业收入和总资产为负的企业;(5)剔除流动资产或固定资产净额大于总资产的企业。为避免异常值的干扰,本文对连续变量进行了1%和99%分位的缩尾处理。

①鉴于2007年我国上市公司开始采用新会计准则,为保证统计口径一致性,本文以2007年为样本起始点;同时,由于WIOD数据库公布的投入产出表的最新数据年份是2014年,本文将样本截止时点定为2014年。限于篇幅,主要变量的描述性统计结果未列出,备索。

②该年鉴2012年之前名称为《中国工业经济统计年鉴》。

表 1 上市公司与 WIOD 数据库行业信息对应代码

行业名称	上市公司行业代码	WIOD 行业代码
农副食品加工业	C13	C10-C12
食品制造业	C14	C10-C12
酒、饮料和精制茶制造业	C15	C10-C12
烟草制品业	C16	C10-C12
纺织业	C17	C13-C15
纺织服装、服饰业	C18	C13-C15
皮革、毛皮、羽毛及其制品和制鞋业	C19	C13-C15
木材加工及木、竹、藤、棕、草制品业	C20	C16
家具制造业	C21	C31-C32
造纸和纸制品业	C22	C17
印刷和记录媒介复制业	C23	C18
文教、工美、体育和娱乐用品制造业	C24	C31-C32
石油加工、炼焦及核燃料加工业	C25	C19
化学原料和化学制品制造业	C26	C20
医药制造业	C27	C21
化学纤维制造业	C28	C20
橡胶和塑料制品业	C29	C22
非金属矿物制品业	C30	C23
黑色金属冶炼和压延加工业	C31	C24
有色金属冶炼和压延加工业	C32	C24
金属制品业	C33	C25
通用设备制造业	C34	C28
专用设备制造业	C35	C28
汽车制造业	C36	C29
铁路、船舶、航空航天和其他运输设备制造业	C37	C30
电气机械和器材制造业	C38	C27
计算机、通信和其他电子设备制造业	C39	C26
仪器仪表制造业	C40	C26
其他制造业	C41	C31-C32
废弃资源综合利用业	C42	C33

资料来源:WIOD 行业代码分类(2016 年版)详见 WIOD 官网(<http://www.wiod.org/database/niots16>)。

四、实证结果与说明

(一) 制造业企业服务化对其金融化的影响

表 2 报告基准回归结果。我们除了控制企业固定效应和年份固定效应,还使用企业层面聚类稳健标准误来进行估计。至少在 5%显著性水平上,直接消耗系数和完全消耗系数的估计系数均显著为负,说明制造业企业服务化对金融化存在抑制作用。制造业服务化推动了企业由产品的供给者向服务的供给者转变,产品制造与技术研发设计、管理咨询等生产服务业有机融合彰显了我国制造业全球价值链分工地位升级过程(刘斌等,2016)。以用户需求为导向的服务有助于企业提高产品内在附加值,强化了企业参与市场竞争的核心优势,助推制造业企业减少金融投资活动转而扩大生产性投资,对抑制我国日益严峻的“脱实向虚”

问题起到了关键作用。控制变量方面,企业层面,资产规模越大、高管持股比例与股权集中度越高的企业,其金融化水平往往越低;成立时间较早的企业相较于成立时间较晚的企业在金融投资策略上表现得更为“激进”,金融化水平更高;国有企业相较于非国有企业金融化水平更高,这与国有企业存在更加有利的融资条件有关;行业层面,处于高全要素生产率行业内企业更加专注于主业发展,对金融资产的依赖程度较低。

表 2 制造业企业服务化对其金融化的影响

变量	服务化水平:直接消耗系数		服务化水平:完全消耗系数	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	$\ln Fin$	$\ln Fin$	$\ln Fin$	$\ln Fin$
$\ln Ser^{direct}$	-0.3287*** (0.0902)	-0.2284** (0.0950)		
$\ln Ser^{total}$			-0.3080*** (0.0863)	-0.1967** (0.0896)
$\ln Equity$		0.0110 (0.0403)		0.0111 (0.0403)
$\ln Invest$		0.0260 (0.0223)		0.0260 (0.0223)
$\ln Intensity$		0.0438 (0.0355)		0.0441 (0.0355)
$\ln Inventory$		0.0272 (0.0257)		0.0265 (0.0257)
$\ln Receivable$		-0.0199 (0.0179)		-0.0195 (0.0179)
$\ln Asset$		-0.1193*** (0.0283)		-0.1193*** (0.0283)
$\ln Institution$		-0.0023 (0.0040)		-0.0023 (0.0040)
$\ln Manager$		-0.0423** (0.0201)		-0.0424** (0.0201)
$\ln Share$		-0.5164*** (0.0670)		-0.5188*** (0.0670)
$\ln Age$		1.1535*** (0.1244)		1.1546*** (0.1244)
$Attribute$		0.1763*** (0.0576)		0.1743*** (0.0576)
$\ln Income$		0.0932* (0.0559)		0.0808 (0.0548)
$\ln Intensity_ind$		0.0279 (0.0507)		0.0287 (0.0508)
$\ln Tfp$		-0.1961** (0.0895)		-0.1786** (0.0888)
$\ln Structure$		0.0146 (0.0256)		0.0161 (0.0257)
常数项	1.1827* (0.6093)	-0.5166 (1.0465)	1.6884*** (0.5020)	0.0186 (0.9299)
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	8 255	8 255	8 255	8 255
$R-squared$	0.7978	0.8094	0.7977	0.8094

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平下显著,括号内为企业层面聚类稳健标准误。下同。

(二) 稳健性测试

1. 样本选择性偏差

借鉴 Lawless(2008) 等对企业层面“二元边际”的定义,制造业企业是否涉足金融业务领域为金融化的“拓展边际”,而制造业企业对金融资产依赖程度则为金融化的“集约边际”。由于制造业企业金融资产占比包含 0 的情况,将其作为被解释变量容易引起“二元边际”的混淆,尤其会遮掩金融化水平为 0 和非 0 的企业样本的组间差异,导致样本选择性偏差问题。考虑到本文样本中金融化水平为 0 的样本点包括 554 家制造业企业共 1 674 个观测值,观测值占总样本的比例为 20.2786%,说明我国绝大多数制造业上市企业会涉及金融业务,纯粹生产型企业数量偏少。为检验是否存在样本选择性偏差问题,我们采用 Heckman 两阶段模型进行估计,第一阶段是制造业企业是否采取金融化策略的 Probit 模型,公式如下:

$$\Pr(Fin_{i,t}^{dum} = 1) = \Phi(\beta_0 + \beta_1 Ser_{i,t} + \sum_k \beta_k Control_{i,t}^k + \mu_j + v_t + \varepsilon_{i,t}) \quad (4)$$

(4)式中:下标 i, t 分别表示制造业企业和时间,下标 j 表示行业。被解释变量 $Fin_{i,t}^{dum}$ 表示制造业企业金融化的虚拟变量 $\{0, 1\}$,当金融化水平大于 0 时为 1,否则为 0。解释变量 $Ser_{i,t}$ 表示为直接消耗系数与完全消耗系数的服务化水平; $Control_{i,t}^k$ 表示特征控制变量集合。另外,我们还控制了行业固定效应 μ_j 与时间固定效应 v_t 。待估参数 β_1 的估计系数反映了服务化对制造业企业是否参与金融投资活动的影响。Heckman 第二阶段模型如下:

$$Fin_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Ser_{i,t} + \alpha_2 IMR_{i,t} + \sum_k \alpha_k Control_{i,t}^k + \mu_i + v_t + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

(5)式中: $IMR_{i,t}$ 为第一阶段回归结果测算得到的逆米尔斯比率(Inverse Mills Ratio,简称 IMR),用于克服样本选择性偏差。若 $IMR_{i,t}$ 的估计系数在统计学上不显著,说明模型接受不存在样本选择性偏差的原假设,反之,则说明模型存在样本选择性偏差问题。

表 3 给出了 Heckman 两阶段模型的回归结果。

表 3 样本选择性偏差检验结果

变量	Heckman 两阶段模型			
	服务化水平:直接消耗系数		服务化水平:完全消耗系数	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	Fin^{dum}	$\ln Fin$	Fin^{dum}	$\ln Fin$
$\ln Ser^{direct}$	-0.4031 (0.3131)	-0.1919** (0.0905)		
$\ln Ser^{total}$			-0.4066 (0.2942)	-0.1847** (0.0865)
IMR		-0.7512 (0.7670)		-0.7504 (0.7660)
常数项	4.8872* (2.5389)	0.2045 (1.0413)	5.3408** (2.2533)	0.4185 (0.9235)
特征控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	No	Yes	No	Yes
行业固定效应	Yes	No	Yes	No
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	8 255	8 255	8 255	8 255
R -squared	0.2353	0.8120	0.2353	0.8017

其中,第(1)、(2)列为基于直接消耗系数的 Heckman 两阶段模型的回归结果;第(3)、(4)列为基于完全消耗系数的 Heckman 两阶段模型的回归结果。第一阶段结果显示,在控制企业特征控制变量之后,直接消耗系数与完全消耗系数的估计系数均不显著;第二阶段结果显示,直接消耗系数与完全消耗系数的估计系数为负且通过 5% 显著性水平。这说明制造业企业增加服务要素投入对金融化的“拓展边际”影响不明显,但却会显著地抑制其金融化的“集约边际”。另外,第(2)、(4)列逆米尔斯比率的估计系数不显著,说明样本不存在选择性偏差,前文回归结果有效。

2. 内生性检验

模型的内生性值得重点考虑。内生性主要来源于以下三个方面:(1)制造业企业金融投资与服务化的互为因果关系;(2)模型设定偏误;(3)模型遗漏了其他重要因素。内生性会造成模型的估计系数有偏性,从而无法准确反映变量之间的真实关系。对此,我们参照文献中的一般化处理方法,采用基于工具变量(Instrument Variables, IV)法对模型进行估计。需要说明的是,能否有效地克服内生性问题,工具变量的选择是关键,工具变量既要保证与内生变量的相关性,也要保证相对于被解释变量的外生性。本文选取如下两个工具变量:

一是其他企业的制造业服务化水平。受到其他企业服务要素投入的驱使,本企业制造业服务化会发生变化,但其他企业服务要素投入与本企业金融化水平无关,基本满足工具变量的性质。为精准地刻画其他企业的制造业服务化水平,参考 Beverelli 等(2017)的研究,构建加权平均制造业服务化水平指标如下:

$$\overline{Ser}_i = \sum_{w \neq i}^N \frac{Ser_w \times SI_{w,i}}{N-1} \quad (6)$$

(6)式中:下标 i 表示本企业,下标 w 表示其他企业。 \overline{Ser}_i 为企业 i 的加权平均制造业服务化水平; Ser_w 为企业 w 的制造业服务化水平; $SI_{w,i}$ 为企业 i 和 w 的相似程度权重,根据企业间的资产规模大小判断,使用 $SI_{w,i} = 1 - \left\{ \frac{Asset_w}{Asset_w + Asset_i} \right\}^2 - \left\{ \frac{Asset_i}{Asset_w + Asset_i} \right\}^2$ 计算得到,权重取值越大说明企业之间越相似。

二是制造业服务化水平的滞后一期项,考虑到制造业企业滞后一期服务要素投入与当期投入之间存在时间关联,但却与当期金融化水平不存在直接联系,视为工具变量是较为合适的选择。

内生性检验结果如表 4 所示。第(1)、(2)列和第(3)、(4)列分别对应于直接消耗系数与完全消耗系数两类内生解释变量的 IV-2SLS 估计结果。观察发现,无论是将加权平均服务化水平抑或滞后一期项作为工具变量,核心解释变量的估计系数至少在 10% 显著性水平下均显著为负,说明在考虑内生性问题之后,服务化对金融化的抑制作用仍稳健成立。为确保工具变量的有效性,我们也给出了相关检验。其中,所有回归结果均通过了 F 检验,说明工具变量与内生解释变量存在高度相关性, Kleibergen-Paap rk LM 统计量与 Kleibergen-Paap Wald rk F 统计量均较显著,说明模型通过了识别不足与弱工具变量检验,而 Sargan 统计量则接受了模型恰好可识别的原假设。

表 4 内生性检验结果

变量	IV 估计			
	服务化水平:直接消耗系数		服务化水平:完全消耗系数	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	$\ln Fin$	$\ln Fin$	$\ln Fin$	$\ln Fin$
$IV = \overline{\ln Ser}^{direct}$	-0.2997** (0.1388)			
$IV = \ln Ser^{direct}(-1)$		-0.3435* (0.1835)		
$IV = \overline{\ln Ser}^{total}$			-0.2870* (0.1630)	
$IV = \ln Ser^{total}(-1)$				-0.1550* (0.0912)
特征控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
F 检验	608.6000	1732.8400	626.2100	1176.2800
Kleibergen-Paap rk LM 统计量	593.8000	554.1300	473.1040	624.9580
Kleibergen-Paap Wald rk F 统计量	608.6000	1732.8400	626.2110	1176.2800
Sargan 统计量	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
观测值	8 171	6 796	8 171	6 796
R-squared	0.0252	0.0694	0.0659	0.0692

注:限于篇幅,表中仅报告了第二阶段回归结果。第一阶段回归 F 检验的原假设是“工具变量与内生解释变量存在相关性”;Kleibergen-Paap rk LM 统计量用于工具变量不可识别检验,原假设是“工具变量识别不足”;Kleibergen-Paap Wald rk F 统计量用于弱工具变量检验,原假设是“工具变量与内生解释变量的相关性不强”;Sargan 统计量用于过度识别检验,原假设是“模型恰好可识别”。

3. 制造业企业服务化水平的再测度

采用行业层面完全消耗系数指标来表示制造业企业服务化水平因忽视了企业个体特征而可能存在总量偏误。为克服此类局限性,借鉴肖挺(2018)等学者的研究,基于上市公司的公开报表信息,我们对制造业企业生产经营业务所涉及的服务范畴进行了区分,涵盖咨询服务、设计与开发服务、金融服务、安装和执行服务、租赁服务、维修和保养服务、外包和运营服务、采购服务、财产和投资服务、销售和解决方案服务、物流服务、软件开发、进出口服务、废旧物资回收 14 类,再将制造业企业是否涉足以上服务范畴的虚拟变量(Ser^{dum})与服务要素个数(Ser^{acc})分别作为服务化水平的代理指标。回归结果如表 5 所示。

表 5 制造业企业服务化水平的再测度结果

变量	服务化水平:是否涉足服务范畴		服务化水平:涉足服务范畴数量	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	$\ln Fin$	$\ln Fin$	$\ln Fin$	$\ln Fin$
Ser^{dum}	-1.9422*** (0.4041)	-1.1099*** (0.3618)		
Ser^{acc}			-0.7933*** (0.0799)	-0.5138*** (0.0648)
常数项	1.1093*** (0.2491)	-0.1002 (0.7694)	-2.5018*** (0.2425)	-2.5867*** (0.6966)
特征控制变量	No	Yes	No	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	8 255	8 255	8 255	8 255
R-squared	0.7973	0.8092	0.7973	0.8092

第(1)、(2)列为制造业企业是否涉足服务范畴的不含特征控制变量和含特征控制变量的回归结果,第(3)、(4)列为制造业企业涉足服务范畴数量的对应回归结果。观察发现,核心解释变量 Ser^{dum} 与 Ser^{acc} 的估计系数在 1% 显著性水平下保持显著为负,说明涉足服务范畴的制造业企业金融化水平相较于非服务型制造业企业更低,而随着企业涉足服务范畴数量的上升,其金融化水平也会相应下降,与基准回归结果一致。

(三) 异质性分析与进一步讨论

1. 企业金融投资期限异质性检验

制造业企业服务化对其金融化的影响程度还取决于持有金融资产的期限结构。根据张成思和郑宁(2020)的研究,资本逐利和风险规避是企业金融化的两个微观层面关键要素。由于金融资产的期限结构特性,不同期限结构类型金融资产的获益程度和持有风险事实上存在较大程度的差异。较之于短期金融资产,长期金融资产兼具高风险和高收益率。制造业企业在长短期金融资产上的购买力度也体现了其风险态度。一般而言,长期金融资产收益率易受到不确定性因素(如经济周期、政策调节和国际局势等)影响,对此持有比例较高的企业通常具有较高的风险偏好,而短期金融资产的可流动性更强,企业可通过频繁的市场交易来规避可预见的风险。此外,不同期限结构类型金融资产和制造业企业生产经营的联结性也有差别。企业对长期金融资产的购买会在一个较长时期内形成对主营业务资本的替代;企业也可通过市场渠道实现对短期金融资产的灵活申赎,有助于缓解和摆脱未来出现的流动性冲击和财务困境,确保金融投资收益能及时反哺其主营业务。在服务化转型升级的促进作用下,制造业企业如何改变对不同风险的金融资产配置是需要商议的问题。

参考 Demir(2009)的研究思路以及按照《企业会计准则第 22 号——金融工具确认和计量》的常规划分方法,我们对企业金融资产的期限结构类型进行划分。其中,将以公允价值计量且其变动计入当期损益的金融资产(含交易性金融资产和衍生金融资产)、可供出售金融资产、贷款和应收款项等界定为短期金融资产,将持有至到期投资、长期股权投资和投资性房产则界定为长期金融资产。企业金融投资期限异质性回归结果如表 6 所示。

表 6 企业金融投资期限异质性检验结果

解释变量	短期金融资产		长期金融资产	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	$\ln Fin$	$\ln Fin$	$\ln Fin$	$\ln Fin$
$\ln Ser^{direct}$	0.1279* (0.0680)		-0.3051*** (0.0895)	
$\ln Ser^{total}$		0.1031 (0.0634)		-0.2487*** (0.0842)
常数项	1.7176** (0.7786)	1.3823* (0.7170)	-1.7848* (0.9873)	-0.9985 (0.8761)
特征控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	8 255	8 255	8 255	8 255
$R-squared$	0.6774	0.6773	0.8012	0.8011

观察发现,第(1)、(2)列中直接消耗系数与完全消耗系数的估计系数为正但显著性较弱,第(3)、(4)列中两类消耗系数的估计系数均显著为负,说明制造业企业服务化降低了制

制造业企业对长期金融资产的持有份额,但对于企业短期金融资产持有份额这种抑制作用并不存在。从该结果可知,服务化有助于降低制造业企业对高风险长期金融资产的持有偏好,能够缓解长期金融资产持有所形成的对其生产性主营业务的“冻结”效应(胡奕明等,2017)。

2. 企业所有权性质异质性检验

国有企业与非国有企业在经营方式上存在先天差异,表现为国有企业的服务化水平较之于非国有企业普遍更低(魏作磊、王锋波,2020)。以2014年为例,国有企业的直接消耗系数与完全消耗系数分别是0.0125和0.0377,两者均低于非国有企业的0.0136和0.0393^①。我们预期服务化影响企业业主产值有两个截然不同的结果:一是追赶效应,在服务要素投入的边际收益递减规律作用下,服务化对非国有企业主业产值的效果将趋于不明显,而对国有企业主业产值的促进作用更大;二是叠加效应,非国有企业基于已有的服务化转型经验与成果对主业产值产生促进作用,而国有企业受到低服务化水平的限制,将陷入“低端锁定”状态对主业产值产生不利影响。不同所有权性质企业服务化对金融化的影响结果取决于以上占主导的效应。区分企业所有权性质的回归结果如表7所示。观察发现,国有企业的直接消耗系数与完全消耗系数的估计系数均显著为负,而非国有企业的两类系数的估计值却均不显著,说明服务化显著抑制了国有企业金融化,而对非国有企业金融化的影响不显著。这与追赶效应的预期结果吻合,即国有企业服务要素投入通过对主业产值的促进,实现了资本由金融部门向实体部门的回流,降低企业购买金融资产的动机。

表7 企业所有权性质异质性检验结果

解释变量	国有企业		非国有企业	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	lnFin	lnFin	lnFin	lnFin
lnSer ^{direct}	-0.3187* (0.1661)		-0.1610 (0.1153)	
lnSer ^{total}		-0.1922* (0.1087)		-0.1782 (0.1122)
常数项	0.2415 (1.7087)	1.4739 (1.445)	0.6555 (1.1936)	0.7746 (1.1248)
特征控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	4 758	4 758	3 497	3 497
R-squared	0.7804	0.7803	0.8466	0.8467

3. 企业所处制造行业异质性检验

不同制造行业企业金融投资规模和参与服务化分工程度存在差异,金融投资与服务化的对应关系亦可能存在异质性,有必要对此进行检验。为此,我们根据上市公司行业代码,将食品饮料制造业、烟草制品业、纺织服装皮毛制造业、木材家具制造业和造纸印刷业等定义为劳动密集型行业,将石油化学塑胶塑料制造业、金属非金属制造业和医药制造业等定义为资本密集型行业,将电子制造业、机械设备仪器制造业与其他制造业等定义为知识密集型行业(马盈盈、盛斌,2018)。表8给出了劳动密集型、资本密集型和知识密集型制造行业的

①根据本文样本中的国有企业和非国有企业所处制造行业服务化水平的当年均值测算。

回归结果。观察发现,劳动密集型和资本密集型制造业企业的直接消耗系数与完全消耗系数对金融化的影响均不显著,仅知识密集型制造业企业的直接消耗系数与完全消耗系数显著降低了金融化水平。主要原因在于,资本密集型行业受到“资源诅咒效应”的影响,其国内服务化转型相对滞后,呈现“资本密集结构塌陷”特征,而劳动密集型行业具有成本节约倾向,对服务要素的依赖度通常较低,导致服务化对企业金融投资决策的影响均不大。处于产业链高端的知识密集型行业的服务化转型程度最高,相对较大的专利技术研发投入也加快了企业通过出售金融资产来实现资本向主业回流,对抑制金融化起到了更显著的作用。

表 8 企业所处制造行业异质性检验结果

变量	劳动密集型		资本密集型		知识密集型	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	lnFin	lnFin	lnFin	lnFin	lnFin	lnFin
lnSer ^{direct}	-0.3187 (0.2609)		-0.3318 (0.2034)		-0.0859** (0.0362)	
lnSer ^{total}		-0.3788 (0.2429)		-0.1184 (0.1621)		-0.1439** (0.0664)
常数项	-0.9666 (2.6780)	-1.2900 (2.5418)	-0.8713 (2.2006)	0.9131 (1.9971)	1.0257 (1.4556)	1.0607 (1.3172)
特征控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	1 252	1 252	3 357	3 357	3 646	3 646
R-squared	0.8412	0.8414	0.8113	0.8111	0.8045	0.8045

4. 进一步讨论

在前文中,我们证实了制造业企业服务化对金融化的抑制作用。进一步地,制造业企业服务化能否通过改善经营利润,实现生产性资本由金融业务向主营业务回流是我们理解服务化影响金融化的经营利润传导机制的关键。为检验制造业企业服务化影响金融化的经营利润中介效应,本文还需要对影响机制进行检验。由于中介效应难以通过单一方程刻画,需要构建结构方程——中介效应模型进行分析。模型设定如下:

$$Fin_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Ser_{i,t} + \sum_k \alpha_k Control_{i,t}^k + \mu_i + v_t + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

$$Roa_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Ser_{i,t} + \sum_k \beta_k Control_{i,t}^k + \mu_i + v_t + \varepsilon_{i,t} \quad (8)$$

$$Fin_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 Ser_{i,t} + \gamma_2 Roa_{i,t} + \sum_k \gamma_k Control_{i,t}^k + \mu_i + v_t + \varepsilon_{i,t} \quad (9)$$

(7) — (9) 式中: $Roa_{i,t}$ 为经营利润中介变量,使用净资产利润率衡量。其他变量定义同上文。估计系数 $\beta_1 \times \gamma_2$ 表示经营利润中介效应,这里预期 $\beta_1 \times \gamma_2 < 0$ 。首先,要保证理论机制成立,服务化对企业利润率的正向作用须成立,即 $\beta_1 > 0$;其次,利润率对企业金融化的抑制作用须成立,即 $\gamma_2 < 0$ 。

接下来,我们通过逐步回归方法对中介效应模型进行回归,检验制造业企业服务化通过经营利润中介作用对金融化的影响,回归结果如表 9 所示。其中,第(1)、(2)列和第(3)、(4)列分别为将直接消耗系数与完全消耗系数作为初始冲击变量的回归结果。对服务化影响金融化的总效应进行回归发现,直接消耗系数与完全消耗系数的估计系数均在 5% 显著性水平下显著为负,与前文基准回归结果一致,服务化总体上抑制了制造业企业金融化。第

(1)列和第(3)列报告了服务化对经营利润的影响结果,回归结果显示,直接消耗系数每上升1%将会引起制造业企业经营利润上升0.6026%,完全消耗系数每上升1%将会引起制造业企业经营利润上升0.5590%。第(2)列和第(4)列报告了服务化与经营利润对金融化的复合影响,至少在5%显著性水平下,直接消耗系数与完全消耗系数的估计系数为负且保持显著。经营利润的估计系数稳定维持在-0.0035,说明服务化对制造业企业金融化直接效应为负,而经营利润水平上升有助于抑制制造业企业金融化。基于此,制造业企业通过服务化策略提升了主业利润水平,促使企业出售部分金融资产来实现资金回流弥补生产性投资的空缺,从而降低其金融资产持有率。

表 9 经营利润中介效应的进一步检验结果

变量	经营利润中介效应			
	服务化水平:直接消耗系数		服务化水平:完全消耗系数	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	$\ln Roa$	$\ln Fin$	$\ln Roa$	$\ln Fin$
$\ln Ser^{direct}$	0.6026 ^{***} (0.2003)	-0.2262 ^{**} (0.0952)		
$\ln Ser^{total}$			0.5590 ^{***} (0.1923)	-0.1947 ^{**} (0.0897)
$\ln Roa$		-0.0035 ^{***} (0.0013)		-0.0035 ^{***} (0.0013)
常数项	0.6896 (2.0618)	-0.5142 (1.0464)	-0.5217 (1.8570)	0.0167 (0.9292)
特征控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	8 255	8 255	8 255	8 255
<i>R-squared</i>	0.6021	0.8094	0.6021	0.8094

五、结论和政策启示

我国实体经济利润率低迷导致许多制造业企业金融活动日益扩张,引发了诸多学者对实体经济“脱实向虚”的担忧,因此基于供给侧结构性改革的服务化转型成为时下制造业企业重塑新型竞争力的重要选择。本文从微观层面首次关注了制造业企业服务化与金融化两类去工业化模式的内在逻辑关联,基于经营利润视角分析了服务化影响金融化的理论机制,并采用2007—2014年我国A股上市制造业企业数据进行了经验检验。研究发现:我国制造业企业服务化转型显著抑制了金融化,该结论在考虑了样本选择性偏差、内生性以及测度指标选取等因素之后仍然稳健成立。进一步通过多维度异质性研究发现:(1)若区分企业金融投资期限,制造业企业服务化会引起其高风险的长期金融资产持有份额下降,而对其低风险的短期金融资产持有份额的影响却不明显;(2)若区分企业所有权性质,国有企业服务化水平相对于非国有企业较低,在服务要素投入的边际收益递减规律作用下,国有企业服务化对金融化的抑制成效更明显;(3)若区分企业所处制造行业,处于产业链高端的知识密集型行业的服务化转型更为成功,发挥了对金融化的抑制作用。在机理层面,制造业企业服务化对其金融化的抑制作用主要通过经营利润的中介作用实现。

对于当前我国制造业企业资本配置过多倚重金融资产的结构性失衡问题,注定传统意义上以反经济周期为标靶的需求侧调控政策无法从根本上解决该问题,只有通过供给侧结

结构性改革才能达到“标本兼治”的目标。制造业服务化是我国供给侧结构性改革的重点,也是我国抢占高附加值制造业全球价值链分工的必由之路,关乎经济高质量发展。2020年工信部等15个部门联合印发《关于进一步促进服务型制造发展的指导意见》(工信部联政法〔2020〕101号)清晰描绘了我国制造业服务化的远大蓝图。服务要素转型转变了制造业企业陈旧的产品供给模式,有利于企业利润最大化目标的实现,这对于遏制当前我国已然出现的“脱实向虚”苗头极为重要。为此,我国应持续推动供给侧结构性改革,坚定不移地发展知识密集型先进制造业,尤其是国有制造业企业应率先转型,依托其融资优势与政策扶持来扩大服务供给,实现由低效低附加值的传统产品供给向高效高附加值的新型产品供给转变。同时,还应重视资本市场基础制度建设,健全具有高度适应、竞争力、普惠式的现代金融体系,加强必要的金融监管,规范企业金融投资活动,特别是引导制造业企业减少对长期高风险金融资产持有,助推服务化转型背景下的企业资本配置结构趋于合理化。

参考文献:

1. 曹丰、谷孝颖,2021:《非国有股东治理能够抑制国有企业金融化吗?》,《经济管理》第1期。
2. 陈菊红、张睿君、张雅琪,2020:《服务化战略对企业绩效的影响——基于商业模式创新的中介作用》,《科研管理》第4期。
3. 杜勇、张欢、陈建英,2017:《金融化对实体企业未来主业发展的影响:促进还是抑制》,《中国工业经济》第12期。
4. 胡奕明、王雪婷、张瑾,2017:《金融资产配置动机:“蓄水池”或“替代”?——来自中国上市公司的证据》,《经济研究》第1期。
5. 刘斌、魏倩、吕越、祝坤福,2016:《制造业服务化与价值链升级》,《经济研究》第3期。
6. 刘畅、张景华、王希瑞,2021:《行政审批制度改革与企业金融化——基于行政审批中心建立的准自然实验分析》,《产业经济研究》第1期。
7. 刘贯春、刘媛媛、张军,2020:《经济政策不确定性与中国上市公司的资产组合配置——兼论实体企业的“金融化”趋势》,《经济学(季刊)》第20卷第5期。
8. 马盈盈、盛斌,2018:《制造业服务化与出口技术复杂度:基于贸易增加值视角的研究》,《产业经济研究》第4期。
9. 彭俞超、倪晓然、沈吉,2018:《企业“脱实向虚”与金融市场稳定——基于股价崩盘风险的视角》,《经济研究》第10期。
10. 乔晓楠、杨成林,2013:《去工业化的发生机制与经济绩效:一个分类比较研究》,《中国工业经济》第6期。
11. 魏作磊、王锋波,2020:《制造业服务化对企业绩效的影响——基于广东省上市公司数据的PSM-DID实证分析》,《财经理论研究》第6期。
12. 文春晖、李思龙、郭丽虹、余晶晶,2018:《过度融资、挤出效应与资本脱实向虚——中国实体上市公司2007—2015年的证据》,《经济管理》第7期。
13. 肖挺,2018:《“服务化”能否为中国制造业带来绩效红利》,《财贸经济》第3期。
14. 徐超、庞保庆、张充,2019:《降低实体税负能否遏制制造业企业“脱实向虚”》,《统计研究》第6期。
15. 许和连、成丽红、孙天阳,2017:《制造业投入服务化对企业出口国内增加值的提升效应——基于中国制造业微观企业的经验研究》,《中国工业经济》第10期。
16. 杨胜刚、阳珏,2018:《资产短缺与实体经济发展——基于中国区域视角》,《中国社会科学》第7期。
17. 杨笋、王红建、戴静、许传华,2019:《放松利率管制、利润率均等化与实体企业“脱实向虚”》,《金融研究》第6期。
18. 张成思、张步县,2016:《中国实业投资率下降之谜:经济金融化视角》,《经济研究》第12期。
19. 张成思、郑宁,2020:《中国实体企业金融化:货币扩张、资本逐利还是风险规避?》,《金融研究》第9期。
20. Arnold, J. M., B. Javorcik, M. Lipscomb, and A. Mattoo. 2016. “Services Reform and Manufacturing Performance: Evidence from India.” *The Economic Journal* 126(590): 1-39.
21. Becker, J., J. Jäger, B. Leubolt, and R. Weissenbacher. 2010. “Peripheral Financialization and Vulnerability to Crisis: A Regulationist Perspective.” *Competition and Change* 14(3-4): 225-247.
22. Beverelli, C., M. Fiorini, and B. Hoekman. 2017. “Services Trade Policy and Manufacturing Productivity: The Role of Institutions.” *Journal of International Economics* 104: 166-182.

23. Bustinza, O. F., E. Gomes, F. Vendrell - Herrero, and T. Baines. 2019. "Product - Service Innovation and Performance: The Role of Collaborative Partnerships and R&D Intensity." *R&D Management* 49(1): 33-45.
24. Cusumano, M. A., S. J. Kahl, and F. F. Suarez. 2015. "Services, Industry Evolution, and the Competitive Strategies of Product Firms." *Strategic Management Journal* 36(4): 559-575.
25. Demir, F. 2009. "Financial Liberalization, Private Investment and Portfolio Choice: Financialization of Real Sectors in Emerging Markets." *Journal of Development Economics* 88(2): 314-324.
26. Fernandes, A. M., and C. Paunov. 2012. "Foreign Direct Investment in Services and Manufacturing Productivity Growth: Evidence for Chile." *Journal of Development Economics* 97(2): 305-321.
27. Fang, E., R. W. Palmatier, and J. B. E. M. Steenkamp. 2008. "Effect of Service Transition Strategies on Firm Value." *Journal of Marketing* 72(5): 1-14.
28. Gebauer, H., A. Gustafsson, and L. Witell. 2011. "Competitive Advantage through Service Differentiation by Manufacturing Companies." *Journal of Business Research* 64(12): 1270-1280.
29. Karwowski, E., and E. Stockhammer. 2016. "Financialisation in Emerging Economies: A Systematic Overview and Comparison with Anglo-Saxon Economies." *Economic and Political Studies* 5(1): 60-86.
30. Kastalli, I. V., and B. Van Looy. 2013. "Servitization: Disentangling the Impact of Service Business Model Innovation on Manufacturing Firm Performance." *Journal of Operations Management* 31(4): 169-180.
31. Knafo, S., and S. J. Dutta. 2020. "The Myth of the Shareholder Revolution and the Financialization of the Firm." *Review of International Political Economy* 27(3): 476-499.
32. Lawless, M. 2008. "Deconstructing Gravity: Trade Costs and Extensive and Intensive Margins." *Canadian Journal of Economics* 43(4): 1149-1172.
33. Neely, A. 2008. "Exploring the Financial Consequences of the Servitization of Manufacturing." *Operations Management Research* 1(2): 103-118.
34. Reiskin, E. D., A. L. White, J. K. Johnson, and T. J. Votta. 1999. "Servicizing the Chemical Supply Chain." *Journal of Industrial Ecology* 3(2-3): 19-31.
35. Stiglitz, J. E., and A. Weiss. 1981. "Credit Rationing in Markets with Imperfect Information." *American Economic Review* 71(3): 393-410.

Can Servitization Inhibit the Financialization of Manufacturing Firms?

Nie Fei¹, Li Jian¹ and Mao Haitao²

(1: College of Economics & Management, Huazhong Agricultural University;

2: School of Business Administration, Zhongnan University of Economics and Law)

Abstract: The success or failure of servitization for manufacturing firms according to the supply-side reform in China influences the capital allocation between financial sector and main business sectors. This paper explains the impacts of servitization of manufacturing firms on financialization from the perspective of operating profit, and uses the data of A-listed manufacturing corporations from 2007-2014 for empirical testing. The research findings are as follows: The servitization of Chinese manufacturing firms can significantly inhibit financialization. The servitization mainly promotes the backflow of productive capital from the financial sector to the main business sector through the increase of profit rates and thereby reduces the holding rate of firms' financial assets. The servitization of manufacturing firms mainly declines the holding share of high-risk long-term financial assets held by state-owned firms and the knowledge-intensive sector. Therefore, China's supply-side structural reform should devote to the servitization of the manufacturing industry to improve firms' operating profit supplemented by necessary financial supervision to standardize the financial investment behavior of manufacturing firms, so as to ensure the safety of their capital "reservoir".

Keywords: Manufacturing Servitization, Financialization of Non - Financial Corporations, Operating Profit

JEL Classification: D57, G31, L25

(责任编辑:赵锐、彭爽)