

促进还是抑制:金融资产配置与企业技术创新

段 俊 刘 婷 婷 张 保 帅

(重庆师范大学 经济与管理学院,重庆 401331)

摘 要:本文运用我国 2011—2021 年 A 股上市公司数据,研究金融资产配置对企业技术创新的影响。研究发现:金融资产配置与企业技术创新之间呈倒 U 型关系,即随着金融资产配置比例的提升,企业技术创新水平先上升后下降。对于不同产权性质、规模的企业以及处于不同融资约束状况下,金融资产配置与企业技术创新之间存在异质性;传导渠道检验表明,过度配置金融资产会挤出流动性供给,进而对企业技术创新产生负面影响;政府补贴程度在金融资产配置影响企业技术创新过程中存在显著的调节作用。研究结果表明,实体企业不应该盲目投资金融资产,应当积极探索金融资产配置最优水平的存在,预防过度金融化隐患。

关键词:金融资产配置;企业技术创新;流动性供给;政府补贴

中图分类号:F275

文献标识码:A

文章编号:1673-0429(2023)03-0020-15

doi:10.19742/j.cnki.50-1164/C.230303

一、引言

创新是经济高质量发展的重要抓手^[1]。近年来,我国在技术创新方面取得的成就是有目共睹的,但实体企业自主创新能力仍有待提高,尚不能成为推动经济高质量发展的核心动力。与发达国家相比,我国的技术创新活动存在“量大质低”“政策迎合”等特点,仍然有很大的提升空间^[2]。而创新活动在本质上属于投入沉没成本高、成果转化周期长及不确定性较大的行为,仅依靠自身资源很难实现快速发展,需要稳定的金融资源作为保障^[3]。不少学者认为,中国金融行业在过去很长一段时间内存在超额利润,企业可以通过配置金融资产增加投资收益,在某种程度上缓解融资约束,从而为创新投资积累更多资金^[4]。此外,实体企业投资短期金融资产既可以促进资本的保值增值,又能增加企业资产的流动性,进而有效应对创新活动中出现的资金链断裂等问题^[5]。但也有学者提出相反的观点,企业将资源过多地用于金融投资领域,挤占了研发创新活动所需的资金支持,不利于技术创新发展^[6]。相关讨论仍在深

收稿日期:2023-05-13

作者简介:段 俊(1977—),男,河南邓州人,管理学博士,重庆师范大学经济与管理学院副教授,硕士生导师,主要研究方向:投融资决策与管理。

刘婷婷(1997—),女,山西吕梁人,重庆师范大学经济与管理学院硕士研究生,主要研究方向:会计学。

张保帅(1981—),男,河南泌阳人,管理学博士,重庆师范大学经济与管理学院教授,硕士生导师,主要研究方向:金融风险管理。

基金项目:2019 年度重庆市社会科学规划项目“基于大数据的金融市场极值风险动态测度方法及应用研究”(2019WT12);重庆师范大学博士启动项目“绿色发展视角下数字金融对区域技术创新效应研究”(21XWB044)。

入,梳理文献发现,已有学者多探讨两者之间的正向或负向关系,较少探究其非线性关系,这正是本文要讨论的问题。厘清这一问题,有助于进一步认识实体企业配置金融资产的经济后果,更加全面地揭示金融资产配置对企业技术创新的影响路径。

本文以我国 2011—2021 年非金融类 A 股上市公司为研究样本,检验金融资产配置对企业技术创新的直接影响和作用机制,以及政府补助对该影响的调节作用。本文可能的贡献有:(1)本文计划探究金融资产配置与企业技术创新之间的非线性关系,基于两者之间的利弊权衡,深入剖析金融资产配置在不同比例下对企业技术创新的影响;(2)依据过度配置金融资产对企业技术创新的不利影响,将微观因素纳入分析框架,将有利于找到改善该消极影响的作用路径;(3)将在系统阐述金融资产配置影响企业技术创新的基础上,深入探讨这一影响是否会受到产业性质、企业规模以及融资约束等异质性特征的影响,以便实体企业因企施策,科学决策。

二、理论分析与研究假设

基于资金蓄水池理论,一方面,企业可能出于平滑风险的动机投资金融资产。企业创新活动是一个积累的过程,与内部资金流动状况息息相关,需要持续稳定的资金供应,同时技术创新投入—产出的过程也存在着一定的转化风险。而金融资产具有购买期限短、盈利和变现能力强以及流动性好等特点,企业将生产剩余资金投资金融资产,可以有效预防创新持续投入可能发生的现金流短缺风险^[5],此时,企业更多地配置金融资产,有助于在企业面临创新风险时迅速变现获得资金,从而更有信心从事技术创新活动。另一方面,利用闲置资金投资金融资产可以获取较高的投资收益,促进企业短期绩效的提升^[7],短期内带来丰厚的利润。当实体企业的创新活动出现亏损时,可以利用配置金融资产获得的投资收益弥补资金缺口^[8],推动创新活动的持续发展。基于此,本文提出假设 1:金融资产配置与技术创新之间存在简单的正向关系。

基于资源基础理论,企业研发创新具有较大的不确定性,同时需要持续的资金支持,偶尔的间断会对创新活动造成巨大的损害^[9]。企业资源是有限的,过多地投资金融资产阻碍创新要素投入从而抑制创新产出^[10];有学者从产业政策的视角研究实体企业金融化对创新的影响,研究结果表明企业配置各类金融资产均会挤出创新投入和产出^[11]。基于委托代理理论,一方面,信息不对称问题一直存在于委托人和代理人之间,投资人获取的信息质量劣于代理人,相应地,会要求提高投资项目的必要报酬率^[12]。在此情况下,企业会倾向于选择投资回报率高且周期短的金融资产,这在某种程度上意味着企业创新资金投入的减少。另一方面,在所有权和经营权分离的情况下,代理人与委托人的利益及目标不同,为追求个人私利,代理人很可能做出损害股东利益的行为。与创新等实体投资相比,金融资产流动性好、收益率高且内外部调整成本低,经理人会更加倾向于投资金融资产以期在短期内提高企业的盈利水平^[13]。随着金融资产的增加,企业的不确定性风险增加,将进一步抑制企业的创新投资。基于此,本文提出假设 2:金融资产配置与技术创新之间存在简单的负向关系。

为了预防资金出现短缺情况,保证企业的正常运营,企业会倾向于利用闲置资金投资金融资产,以盘活资金并增加资产的流动性,此时,配置金融资产相当于一个“蓄水池”,随着金融资产配置比例增加,技术创新水平也不断提高。但另一方面,金融资产具有高风险和高收益的双重特征,回报率高于其他生产性行业,为追求短期超额利益,企业倾向于将有限的资金投资于交易性金融资产、投资性房地产等资产,由于企业资金是有限的,其必然会挤占用于生产研发、创新投资等主业的资金,此时,随着金融资产比例的增加,技术创新水平会不断降低。这两种情形很可能会同时出现,且在金融资产配置程度不同的情况下,其中一方占主导。已有研究发现,非货币金融资产与经营收益率之间存在 U 型关系,即适

度配置非货币金融资产抑制经营收益率,而过多地配置非货币金融资产有利于提升经营收益率^[15],以及金融资产配置与生产效率存在显著的倒 U 型关系^[16]。受此类研究的启发,本研究认为,金融资产配置比例与企业技术创新可能并不存在简单的线性关系,而是可能存在一个转折点,即金融资产配置与企业技术创新之间存在非线性关系。基于以上分析,本文提出假设 3:金融资产配置与技术创新之间呈现非线性关系。

三、研究设计

(一) 样本选择与数据来源

本文以 2011—2021 年我国沪深交易所 A 股上市企业为初始研究样本,并对收集的原始数据按以下原则进行处理:(1) 仅保留非金融类样本企业;(2) 删除主要变量(包括金融资产配置、企业技术创新以及政府补贴等)缺失的企业;(3) 删除已退市的企业;(4) 删除样本期间被 ST 的企业;(5) 利用 Stata 软件对样本中的财务数据进行 1% 的缩尾处理,最终得到用于研究的样本观察值共 33 829 个。其中,企业创新产出数据来源于中国研究数据服务平台(CNRDS),其他企业层面的相关变量数据来源于国泰安数据库(CSMAR)。

(二) 变量定义及说明

被解释变量是企业技术创新(Pat),目前企业层面的技术创新水平的衡量主要有专利申请数量、专利授予数量以及研发支出三种方法。专利授予数量能够反映各种要素组合产出的实际成效,是评价实体企业创新能力非常直接、重要的指标。本文采用企业当年被授予的专利数加 1 取自然对数来衡量企业技术创新,企业技术创新= $\ln(1 + \text{专利授予数量})$ ^[17]。

解释变量是金融资产配置(Fin),本文采用企业持有的金融资产占总资产的比重衡量金融资产配置比例,金融资产配置比例=(货币资金+交易性金融资产+投资性房地产+可供出售金融资产+持有至到期投资+应收股利+应收股息)/总资产^[14];同时引入金融资产配置的平方项(Fin^2)检验两者之间的非线性关系。

中介变量是流动性供给(Ocf),本文用经营性现金净流量占总资产比重来衡量企业的流动性供给,流动性供给=经营性现金净流量/总资产^[18]。

调节变量是政府补助(Sub),本文采用实体企业财务报表附注中当期获得的政府补贴金额取自然对数作为政府补助的衡量指标^[19]。

本文的控制变量为:企业规模(Size)、财务杠杆(Lev)、第一大股东持股比例(Top1)、独立董事占比(Inder)、组织绩效(Roa)、所有权结构(Soe)、成立年龄(Age)、现金比重(Cash)、年度虚拟变量(Year)和行业虚拟变量(Ind)^[8]。

表 1 变量定义与度量

变量类型	变量名称	变量符号	变量说明
被解释变量	技术创新	<i>Pat</i>	$\ln(1 + \text{专利授予数量})$
解释变量	金融资产配置比例	<i>Fin</i>	(货币资金+交易性金融资产+可供出售金融资产+投资性房地产+持有至到期投资+应收股利+应收股息)/总资产
	金融资金配置比例的平方	Fin^2	金融资产配置比例的平方
中介变量	流动性供给	<i>Ocf</i>	经营性现金净流量/总资产
调节变量	政府补助	<i>Sub</i>	当期获得的政府补贴金额取自然对数

续表1

变量类型	变量名称	变量符号	变量说明
控制变量	企业规模	<i>Size</i>	ln(企业资产)
	财务杠杆	<i>Lev</i>	负债/总资产
	第一大股东持股比例	<i>Top1</i>	使用持股比例排名前一位股东持股合计数占公司总股本的比例表示
	独立董事占比	<i>Inder</i>	使用独立董事人数占董事会总人数的比重表示
	组织绩效	<i>Roa</i>	净利润/总资产平均余额
	所有权结构	<i>Soe</i>	国企取值为1,非国企取值为0
	成立年龄	<i>Age</i>	ln(当年-成立年份+1)
	现金比重	<i>Cash</i>	现金及现金等价物/总资产

(三) 实证模型

为了检验金融资产配置与企业技术创新产出的非线性关系,本文构建以下模型:

$$Pat_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Fin_{it} + \alpha_2 Fin_{it}^2 + \alpha_k Controls_{it} + \sum Year + \sum Ind + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

四、实证分析

(一) 描述性统计分析

表2中,创新产出(Pat)的平均值是1.403,最小值是0,最大值为5.656,标准差为1.490,表明我国实体企业技术创新水平差别较大。金融资产配置(Fin)的平均值为0.236,样本企业配置金融资产占总资产比重达到23.6%;中位数为0.192,说明多数企业投资金融资产比重较高。

表2 变量描述性统计

Variable	N	Mean	p50	SD	Min	Max
<i>Pat</i>	33 829	1.403	1.099	1.490	0	5.656
<i>Fin</i>	33 829	0.236	0.192	0.163	0.022	0.762
<i>Size</i>	33 829	22.23	21.98	1.520	14.95	31.19
<i>Lev</i>	33 829	0.447	0.415	1.131	-0.200	184.6
<i>Top1</i>	33 777	0.342	0.319	0.151	0.003	0.900
<i>Inder</i>	33 778	0.376	0.364	0.056	0	0.800
<i>Roa</i>	33 829	0.033	0.037	0.740	-46.88	110
<i>soe</i>	32 895	0.354	0	0.478	0	1
<i>Age</i>	33 813	3.166	3.178	0.248	1.792	7.612
<i>Cash</i>	33 829	0.168	0.128	0.138	-0.004	1.028

(二) 基本回归分析

表3列1单独考察解释变量金融资产配置(Fin)及其平方项(Fin²)与被解释变量企业技术创新(Pat)之间的关系,Fin的系数为1.146,平方项系数为-1.576,且均在1%的水平上显著,说明两者之间存在倒U型关系。同时,该倒U型曲线的拐点为36.36%,刚好落在样本区间(0.022,0.762)内,可以更

好地解释两者之间的非线性关系。

表 3 金融资产配置与企业技术创新:基准回归

变量	1	2	3	4	5
	<i>Pat</i>	<i>Pat</i>	<i>Pat</i>	<i>Pat</i>	<i>Pat</i>
<i>Fin</i>	1.146 *** (0.147)	1.260 *** (0.144)	1.229 *** (0.144)	1.243 *** (0.146)	0.934 *** (0.159)
<i>Fin</i> ²	-1.576 *** (0.210)	-1.300 *** (0.206)	-1.288 *** (0.206)	-1.366 *** (0.209)	-1.388 *** (0.209)
<i>Size</i>		0.204 *** (0.006)	0.199 *** (0.006)	0.202 *** (0.006)	0.205 *** (0.006)
<i>Lev</i>		-0.014 ** (0.006)	-0.014 ** (0.006)	-0.004 (0.008)	-0.000 (0.008)
<i>Top1</i>			0.239 *** (0.047)	0.317 *** (0.048)	0.215 *** (0.049)
<i>Inder</i>			-0.333 *** (0.121)	-0.427 *** (0.122)	-0.441 *** (0.122)
<i>Roa</i>				0.037 * (0.020)	0.036 * (0.019)
<i>Soe</i>				-0.162 *** (0.017)	-0.116 *** (0.017)
<i>Age</i>					-0.427 *** (0.030)
<i>Cash</i>					0.444 *** (0.083)
<i>_cons</i>	1.263 *** (0.020)	-3.306 *** (0.129)	-3.151 *** (0.136)	-3.146 *** (0.142)	-1.843 *** (0.171)
年份	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	33 812	33 812	33 776	32 894	32 894
<i>R</i> ²	0.302	0.328	0.329	0.329	0.334

说明:表格括号内为稳健性标准误,***、**、* 分别表示在 1%、5%和 10%的水平上显著,下表同

表 3 列 2—5 依次分别两两加入了企业规模(*Size*)、财务杠杆(*Lev*)、第一大股东持股比例(*Top1*)、独立董事占比(*Inder*)、组织绩效(*Roa*)、所有权结构(*Soe*)、成立年龄(*Age*)、现金比重(*Cash*)等控制变量。结果显示,金融资产配置系数均为正,平方项的系数均为负,且均在 1%的水平上显著,表明逐步加入控制变量之后,未改变金融资产配置与技术创新之间的倒 U 型关系,假设 3 得到验证。

(三) 异质性分析

为研究金融资产配置对企业技术创新影响的异质性,本文从产权性质、企业规模和融资约束三个方面进行分组回归,结果如表 4 所示。

表 4 异质性检验结果

变量	产权性质		企业规模		融资约束	
	1	2	3	4	5	6
	国有	非国有	大	小	高	低
Fin	0.356 (0.289)	1.134*** (0.192)	0.421 (0.277)	1.023*** (0.189)	1.243*** (0.181)	0.204 (0.305)
Fin^2	-0.337 (0.393)	-1.750*** (0.249)	-0.731* (0.384)	-1.452*** (0.240)	-1.687*** (0.234)	-0.499 (0.420)
$_{-cons}$	-3.008*** (0.282)	-1.661*** (0.225)	-2.153*** (0.304)	-3.918*** (0.339)	-1.325*** (0.261)	-2.622*** (0.313)
年份	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	11 651	21 240	16 306	16 585	19 144	13 748
R^2	0.391	0.304	0.360	0.334	0.328	0.371

在表 4 列 1 中,国有企业组中金融资产配置 Fin 的系数为正, Fin^2 的系数为负,但均不显著;而在列 2 中,非国有企业组中金融资产配置 Fin 的系数为 1.134,平方项 Fin^2 的系数为-1.750,均在 1%的水平上显著。可以看出,对于非国有企业而言,金融资产配置与企业技术创新之间呈倒 U 型关系;而对于国有企业,两者之间不存在倒 U 型的非线性关系。对此给出的解释是,相对于非国有企业,国有企业因其特殊的产权属性,在经营不善时可以优先获得政府的资金支持及金融机构的贷款^[20],因而通过适度配置金融资产储备资金的动机较弱。同时,国有企业是国民经济的支柱,注重社会责任的担当,以及政府在税收等方面的隐形担保,即使过度配置金融资产,仍然有充足的资金投入技术创新,此时挤出效应并不明显。

在列 3 中,大规模企业组中金融资产配置 Fin 的系数为正,但并不显著, Fin^2 的系数显著为负。而在列 4 中,小规模企业组中 Fin 的系数为 1.023,平方项 Fin^2 的系数为-1.452,均在 1%的水平上显著。可以看出,对于小规模企业而言,金融资产配置与企业技术创新之间呈倒 U 型关系;而对于大规模企业,其两者之间不存在倒 U 型的非线性关系。对此给出的解释是,小规模企业缺乏竞争压力,具有较高的金融资产配置倾向^[16],适度地配置金融资产会使其经营状况好转,进而推动技术创新水平;然而,一旦其配置金融资产比例超过合理限度,由于缺乏内部资金和外部融资兜底,金融资产的高风险性和波动性会造成现金流出现极大的不确定性,难以保障技术创新所需资金的稳定性,从而挤出技术创新产出。

在列 5 中,高融资约束组中金融资产配置 Fin 的系数为 1.243, Fin^2 的系数为-1.687,且均在 1%的水平上显著;而在列 6 中,低融资约束组中金融资产配置 Fin 及其平方项 Fin^2 的系数均不显著。可以看出,对于高融资约束企业而言,金融资产配置与企业技术创新之间呈倒 U 型关系;而对于低融资约束企业,其金融资产配置与技术创新之间不存在倒 U 型的非线性关系。对此给出的解释是,对融资约束较大的企业而言,适度配置金融资产可以在短期内缓冲资金通压力,减轻技术创新资金短缺风险;然而企业过度配置金融资产,使得原本处于融资困境的企业面临更大的经营和投资隐患,一旦出现资金短缺,便会挤出技术创新等实业投资。

(四) 稳健性分析

1. 倒 U 型关系检验

为检验金融资产配置与企业技术创新之间的倒 U 型关系,借鉴现有学者研究,首先进行简单的线性回归,检验金融资产配置与技术创新之间是否存在简单的线性关系^[22]。如表 5 列 1 所示,金融资产配置 Fin 的系数不显著,表明两者之间不存在线性关系。进一步地,在简单回归模型中加入金融资产配

置二次项 Fin^2 ,如表 5 列 2 所示, Fin 的系数为 0.934, Fin^2 的回归系数为-1.388,且均在 1%的水平上显著,说明倒 U 型关系存在。同时,在二次项模型的基础上加入金融资产配置的三次项 Fin^3 进行回归,回归结果如表 5 列 3 显示, Fin^3 的系数不显著,说明两者之间不存在更为复杂的非线性关系。仅将二次项回归系数显著作为检验倒 U 型关系标准过于薄弱,Lind 和 Mehlum 在此基础上编写了 `utest` 命令,提供了一个 U 型(倒 U 型)关系在一个区间是否存在的精确测试^[22],通过测试,计算的极值点为 0.337, Fin 的取值范围为(0,0.99),可知,极值点在数据范围内,并在 5%的水平上显著。同时,结果中的 `slope` 在区间里存在负数,因而可以认为存在倒 U 型关系。

表 5 倒 U 型关系检验结果

变量	1	2	3
	<i>Pat</i>	<i>Pat</i>	<i>Pat</i>
<i>Fin</i>	-0.005 (0.072)	0.934*** (0.159)	0.808*** (0.208)
<i>Fin</i> ²		-1.388*** (0.209)	-1.003** (0.457)
<i>Fin</i> ³			-0.298 (0.315)
<i>_cons</i>	-1.796*** (0.171)	-1.843*** (0.171)	-1.832*** (0.171)
年份	Yes	Yes	Yes
行业	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	32 894	32 894	32 894
<i>R</i> ²	0.333	0.334	0.334

2. 更换测度指标

(1) 替换解释变量

考虑到房地产公司的投资性房地产可能是公司主营业务,以剔除投资性房地产后的金融资产占总资产比重衡量金融资产配置比例($Fin1$)^[21]。表 6 列 1 报告了以重新计量的金融资产配置指标作为解释变量的回归结果,金融资产配置比例($Fin1$)的回归系数为 1.236,且在 1%的水平上显著;金融资产配置比例的平方项($Fin1^2$)的回归系数为-1.471,在 1%的水平上显著,与前文结果一致。同时,参考段军山和庄旭东的做法,选用货币资金和交易性金融资产占总资产比重衡量金融资产配置比例($Fin2$)^[23],估计结果如表 6 列 2 所示:金融资产配置比例($Fin2$)的回归系数为 1.523,金融资产配置比例的平方项($Fin2^2$)的回归系数在 1%的水平上显著为负,与前文结果一致。

(2) 替换被解释变量

为消除行业因素对企业技术创新能力的影响,本文参考鲁惠中和黎方的做法,将企业技术创新专利授予数减去本行业创新专利授予数量均值衡量技术创新($Pat1$)^[24]。表 6 列 3 报告了以重新计算的技术创新指标作为被解释变量的回归结果,金融资产配置比例(Fin)的回归系数为 0.934,平方项(Fin^2)的回归系数为-1.388,且均在 1%的水平上显著,与前文结果一致。另外,由于实用新型专利和外观设计专利较少涉及企业的核心技术,采用企业当年被授予的发明专利数加 1 取自然对数重新衡量企业技术创新($Pat2$)^[25]。表 6 列 4 报告了以替换的技术创新指标作为被解释变量的回归结果,金融资产配置比例(Fin)的回归系数为 0.242,平方项(Fin^2)的回归系数为-0.377,且均在 5%的水平上显著,与前文结果一致。

表 6 更换测度指标的检验结果

变量	1	2	3	4
	<i>Pat</i>	<i>Pat</i>	<i>Pat1</i>	<i>Pat2</i>
<i>Fin1</i>	1.236 *** (0.153)			
<i>Fin1</i> ²	-1.471 *** (0.193)			
<i>Fin2</i>		1.523 *** (0.162)		
<i>Fin2</i> ²		-1.575 *** (0.198)		
<i>Fin</i>			0.934 *** (0.159)	0.242 ** (0.119)
<i>Fin</i> ²			-1.388 *** (0.209)	-0.377 ** (0.156)
_cons	-1.882 *** (0.171)	-3.055 *** (0.128)	-3.248 *** (0.171)	-3.012 *** (0.127)
年份	Yes	Yes	Yes	Yes
行业	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	32 894	32 894	32 894	32 894
<i>R</i> ²	0.334	0.218	0.056	0.218

3. 更换模型

本文的被解释变量—技术创新产出(*Pat*)存在0值堆积的截尾数据特征,参考唐松等学者的研究,采用Tobit模型检验金融资产配置对企业技术创新的影响^[26]。检验结果如表7列1所示,金融资产配置(*Fin*)的系数为0.942,平方项(*Fin*²)的系数为-2.297,且至少在5%的水平上显著,结果与前文一致。

4. 子样本模型估计

删除技术创新产出为0的样本,利用筛选之后的样本企业数据做OLS回归,结果如表7列2所示。回归结果显示,金融资产配置(*Fin*)的系数为1.343,平方项(*Fin*²)的系数为-1.303,均在1%的水平上显著,与前文一致。

表 7 其他稳健性检验结果

变量	1	2
	<i>Pat</i>	<i>Pat</i>
<i>Fin</i>	0.942 ** (2.1667)	1.343 *** (0.186)
<i>Fin</i> ²	-2.297 *** (-7.7819)	-1.303 *** (0.246)
_cons		-5.700 *** (0.200)
年份	Yes	Yes
行业	Yes	Yes
<i>N</i>	32 895	19 365
<i>R</i> ²	0.145	0.260

5. 内生性检验

在前述实证研究中,很可能存在同时性偏差等内生性问题,本文对解释变量进行了滞后一期和滞后二期的处理,回归结果如表 8 所示;金融资产配置的滞后项系数均为正,平方项的滞后项系数均为负,且至少在 5%的水平上显著,回归结果与前文一致,一定程度上减轻了反向因果造成的内生性问题。

表 8 滞后回归检验结果

变量	1	2
	<i>Pat</i>	<i>Pat</i>
<i>L. Fin</i>	0.759*** (0.167)	
<i>L. Fin</i> ²	-1.215*** (0.206)	
<i>L2. Fin</i>		0.417** (0.184)
<i>L2. Fin</i> ²		-0.999*** (0.228)
<i>_cons</i>	-2.163*** (0.192)	-2.200*** (0.211)
年份	Yes	Yes
行业	Yes	Yes
<i>N</i>	28 471	24 574
<i>R</i> ²	0.333	0.332

但即便如此,回归方程中仍然可能存在着选择性偏差等内生性问题,基于此,本文采用滞后一期和滞后二期的金融资产配置比例作为工具变量进行内生性处理^[27]。表 9 的工具变量检验结果表明选取的工具变量对内解释变量具有很好的解释力,且在用工具变量法解决了内生性问题后,回归结果仍然与前文一致。

表 9 2SLS 工具变量法

变量	<i>First</i>		<i>Two</i>
	1	2	3
	<i>Fin</i>	<i>Fin</i> ²	<i>Pat</i>
<i>Fin</i>			19.829* (1.75)
<i>Fin</i> ²			-30.159* (-1.74)
<i>IV1</i>	0.714*** (0.006)	0.452*** (0.004)	
<i>IV2</i>	0.048*** (0.006)	0.022*** (0.004)	

续表9

变量	<i>First</i>		<i>Two</i>
	1	2	3
	<i>Fin</i>	<i>Fin</i> ²	<i>Pat</i>
<i>_cons</i>	0.049*** (0.001)	-0.036*** (0.001)	-3.609*** (-6.63)
<i>N</i>	25 137	25 137	24 418
<i>R</i> ²	0.661	0.604	0.044

五、机制检验与拓展性分析

(一) 传导机制检验—流动性供给

灵活配置金融资产能够推动企业技术创新水平,如何合理推动金融资产配置的这种积极作用,同时规避过度金融化的负面效应,是保障实体企业技术创新发展必须解决的问题。这要求弄清过度金融化对技术创新的负面影响的传导机制,帮助实体企业识别过度配置金融资产对创新长远发展的威胁。本文从流动性供给的视角分析过度配置金融资产阻碍技术创新发展的传导路径。借鉴温忠麟等的研究^[28],将流动性供给(*Ocf*)作为中介变量,构建如下模型:

$$Pat_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Fin_{it} + \alpha_k Controls_{it} + \eta_t + \delta_j + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$Ocf_{it} = \beta_0 + \beta_1 Fin_{it} + \beta_k Controls_{it} + \eta_t + \delta_j + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$Pat_{it} = \lambda_0 + \lambda_1 Fin_{it} + \lambda_2 Ocf_{it} + \lambda_3 Controls_{it} + \eta_t + \delta_j + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中,*Ocf*为实体企业流动性供给的代理变量,反映企业资产的流动性水平,用经营性现金净流量占总资产比重来衡量^[18]。本文选取倒U型曲线拐点右侧的(*Fin*>36.36%)的样本进行中介效应检验,探讨金融资产过度配置阻碍实体企业技术创新提升的传导渠道,检验结果如表10所示。在拐点右侧,列2中金融资产配置(*Fin*)的系数 β_1 与列3中流动性供给(*Ocf*)的系数 λ_2 仅存在一个不显著,进一步用bootstrap法检验中介效应的显著性。在间接效应中,95%置信区间是[-0.197 239 9, -0.033 884 1],95%偏差纠正置信区间是[-0.195 812, -0.032 566 8];在直接效应中,95%置信区间是[-1.924 096, -1.246 899],95%偏差纠正置信区间是[-1.937 357, -1.255 356],以上区间均不包含0,通过了中介效应检验。表明过度配置金融资产会通过挤出流动性供给,进而抑制企业技术创新。

表10 影响机制检验(*Fin*>36.36%的样本)

变量	1	2	3
	<i>Pat</i>	<i>Ocf</i>	<i>Pat</i>
<i>Fin</i>	-0.442*** (0.145)	-0.020 (0.015)	-0.554*** (0.159)
<i>Ocf</i>			0.670*** (0.149)
<i>_cons</i>	-1.225*** (0.390)	-0.260*** (0.040)	-0.559 (0.429)
年份	Yes	Yes	Yes
行业	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	6 262	5 235	5 235
<i>R</i> ²	0.421	0.153	0.431

在表 10 的基础上进一步考察全样本情形,设定金融资产配置(*Fin*)与拐点值(*LP*)的差的绝对值($|Fin-TP|$)作为解释变量,探究金融资产配置对企业技术创新的影响机制是否仍然成立。表 11 的回归结果显示, $|Fin-TP|$ 对流动性供给 *Ocf* 的回归系数为-0.037,在 1%的水平上显著,同时 *Ocf* 对技术创新(*Pat*)的回归系数显著为正。当实体企业过度配置金融资产($Fin>36.36\%$)时 *Fin* 越大, $|Fin-TP|$ 越大,此时,追加投资金融资产将会挤出流动性供给,进而抑制企业技术创新发展;而当实体企业适度配置金融资产时,*Fin* 越大, $|Fin-TP|$ 越小,此时,追加投资金融资产将会缓解金融资产配置对技术创新的挤出效应,有助于实体企业技术创新水平的提升。

表 11 影响机制检验(全样本)

变量	1	2	3
	<i>Pat</i>	<i>Ocf</i>	<i>Pat</i>
$ Fin-TP $	-0.439 *** (0.078)	-0.037 *** (0.006)	-0.442 *** (0.084)
<i>Ocf</i>			0.859 *** (0.085)
<i>_cons</i>	-1.670 *** (0.172)	-0.162 *** (0.012)	-1.518 *** (0.180)
年份	Yes	Yes	Yes
行业	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	32 894	30 832	30 832
<i>R</i> ²	0.334	0.130	0.336

(二) 政府补助对金融资产配置与企业技术创新的调节机制分析

为了检验政府补助在主效应中的调节效应,本文借鉴现有学者研究^[29],构建以下模型:

$$Pat_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Fin_{it} + \alpha_2 Fin_{it}^2 + \alpha_3 Sub_{it} + \alpha_4 Sub_{it} Fin_{it} + \alpha_5 Sub_{it} Fin_{it}^2 + \alpha_k Controls_{it} + \eta_t + \delta_j + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

如表 12 所示,列 1 中 $Sub \times Fin^2$ 的系数为-0.446,且在 1%的水平上显著,表明政府补助对于金融资产配置与技术创新的倒 U 型关系具有调节作用,政府补助的增加能够使金融资产配置与技术创新的倒 U 型关系更陡峭。

表 12 政府补助的调节效应

变量	全样本回归	子样本回归	
		<i>Sub>中值(0.11)</i>	<i>Sub<中值(0.11)</i>
	1	2	3
	<i>Pat</i>	<i>Pat</i>	<i>Pat</i>
<i>Fin</i>	0.715 *** (0.168)	1.010 *** (0.275)	0.658 *** (0.198)
<i>Fin</i> ²	-1.188 *** (0.224)	-1.289 *** (0.372)	-1.265 *** (0.257)
<i>Sub</i>	0.020 *** (0.006)		

续表12

变量	全样本回归	子样本回归	
		<i>Sub>中值</i> (0.11)	<i>Sub<中值</i> (0.11)
	1	2	3
	<i>Pat</i>	<i>Pat</i>	<i>Pat</i>
<i>Sub</i> × <i>Fin</i>	0.347*** (0.080)		
<i>Sub</i> × <i>Fin</i> ²	-0.446** (0.187)		
<i>_cons</i>	-1.180*** (0.189)	-1.789*** (0.283)	-0.635** (0.258)
年份	Yes	Yes	Yes
行业	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	31 038	15 469	15 565
<i>R</i> ²	0.331	0.321	0.339

为了更加直观地检验政府补助的调节效应,本文取政府补助的中位数(0.11),将数据分为政府补助高低两组,分别进行回归,回归结果如表12列2、3所示。同时,绘制两种不同情况下金融资产配置对技术创新关系的曲线(见图1)。如图1所示,政府补助低组中,倒U型曲线更加缓和,且整体位置靠下;而政府补助高组中,倒U型曲线更为陡峭且整体位置更加偏上,同时曲线的拐点向右偏移。说明政府补助会对金融资产配置与技术创新之间的关系产生调节效应。

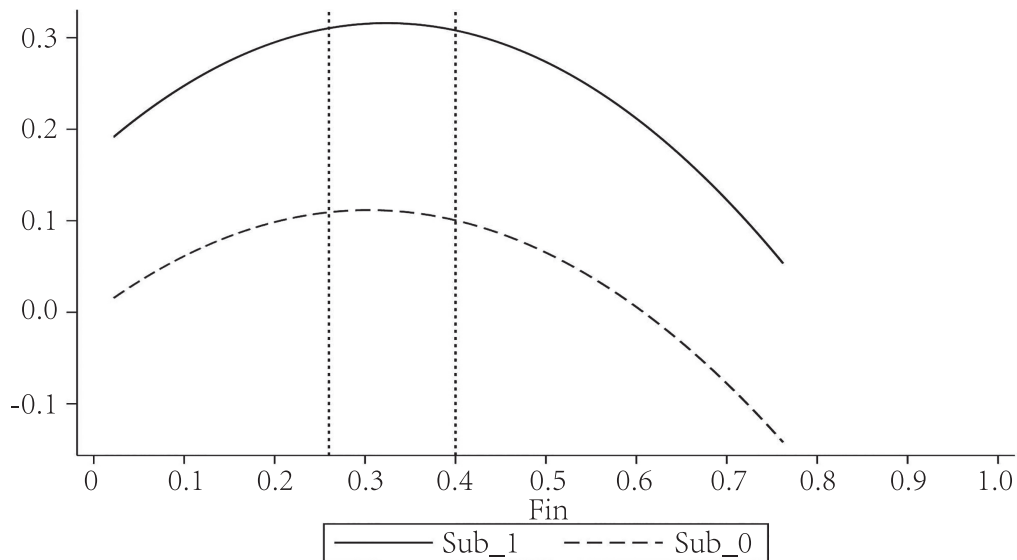


图1 政府补助对金融资产配置与企业技术创新关系的调节效应

(三) 实体企业持有长期和短期金融资产与企业技术创新

实体企业持有不同类型的金融资产与企业技术创新的关系可能存在差异性,参考相关研究,进一步将金融资产划分为短期流动型金融资产和长期稳定型金融资产^[10]。其中,短期流动型金融资产包括交易性金融资产,长期稳定型金融资产包括可供出售金融资产、投资性房地产和持有至到期投资,同时将其与总资产的比重作为两类资产的代理变量,回归结果如表13所示。

表 13 持有长期和短期金融资产对技术创新的影响

变量	1	2	3	4	5	6
	<i>Pat</i>	<i>Pat</i>	<i>Pat</i>	<i>Pat</i>	<i>Pat</i>	<i>Pat</i>
<i>SFin</i>	2.000 ^{***} (0.251)	1.860 ^{***} (0.281)	0.338 ^{**} (0.148)			
<i>SFin</i> ²	-3.197 ^{***} (0.573)					
<i>LFin</i>				-1.003 ^{***} (0.217)	-0.904 ^{***} (0.243)	-1.089 ^{***} (0.145)
<i>LFin</i> ²				0.614 (0.419)		
<i>_cons</i>	-1.905 ^{***} (0.171)	-2.074 ^{***} (0.194)	-1.536 ^{***} (0.373)	-1.780 ^{***} (0.170)	-2.023 ^{***} (0.194)	-1.211 ^{***} (0.365)
年份	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	32 894	26 150	6 740	32 894	26 150	6 740
<i>R</i> ²	0.334	0.319	0.414	0.334	0.319	0.418

针对短期流动型金融资产,列 2 表示适度持有短期金融资产与技术创新的回归结果;列 3 表示过度持有短期金融资产与技术创新的回归结果。结果显示,短期金融资产的系数均显著为正,数据偏右倾,表明实体企业持有短期金融资产会推动技术创新水平的发展。针对长期稳定型金融资产,列 5 和列 6 分别表示适度及过度持有长期稳定型金融资产与技术创新的回归结果。结果显示,长期稳定型金融资产的系数均显著为负,表明实体企业持有长期稳定型金融资产会阻碍技术创新发展。对此给出的解释为,短期交易型金融资产变现快,流动性强,转换成本较低,当实体企业的创新活动出现现金流短缺等风险时,可以快速变现,缓解融资约束,因而对技术创新的挤出效应更弱;而长期稳定型金融资产恰好相反^[30]。

六、研究结论

本文基于我国 2011—2021 年 A 股非金融类上市企业的面板数据,实证检验了金融资产配置对企业技术创新的影响,并分别验证了流动性供给的中介效用和政府补助的调节效用。具体如下:第一、金融资产配置与企业技术创新之间呈倒 U 型关系,即随着金融资产配置比例的提升,企业技术创新水平先上升后下降。第二、金融资产配置对不同产权性质、企业规模及融资约束的企业的技术创新水平的影响不同,具体来讲,金融化对非国有企业、小规模企业以及融资约束大的企业的影响程度更大。第三、过度配置金融资产可以通过降低流动性供给,从而给技术创新带来负面影响;政府补贴会增强金融资产配置对企业技术创新的倒 U 型影响,使两者的倒 U 型曲线更加地陡峭。第四、在金融资产配置偏好检验中,发现实体企业配置短期金融资产发挥的是“蓄水池”效应;而配置长期金融资产发挥的是“挤出”效应。本文的研究结论深化了企业技术创新影响因素的研究结果,也为金融资产配置与实体企业技术创新活动的研究提供了新的视角,并对我国金融监管和政策制定可提供有益参考。具体如下:

第一,考虑到金融资产配置对企业技术创新的倒 U 型影响,为了减轻过度配置金融资产对企业技术创新的挤出效应,政府部门应当做好对实体企业资源配置的管理与指导,必要时,可以对金融资产占比高的实体企业采取限制性措施。第二,政府在作出是否发放补贴以及发放程度的决策时需要充分了解企业的具体投资情况,减少因决策不当造成的资源浪费。具体而言,根据研究结果,政府补助会增强金融资产配置对企业技术创新的倒 U 型影响,若实体企业适度配置金融资产,政府可以积极发放政府补贴,增强实体企业适度配置金融资产的蓄水池效应,更充分地补贴技术创新活动投资资金;而如果实体企业过度配置金融资产,政府应该减少对该实体的补助,避免强化过度配置金融资产的挤出效应。第三,存在过度配置金融资产的实体企业有动机和能力“脱实向虚”,这也给上市公司的未来发展埋下隐患。因此,对于实体企业而言,尤其是非国有企业、小规模以及融资约束较大的企业,应当从财务方面进一步甄别,注重识别自身过度配置金融资产的情况,以便作出合理的决策。

[参 考 文 献]

- [1] 张军扩,侯永志,刘培林,等. 高质量发展的目标要求和战略路径[J]. 管理世界,2019,35(7):1-7.
- [2] 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(4):60-73.
- [3] 王玉泽,罗能生,刘文彬. 什么样的杠杆率有利于企业创新[J]. 中国工业经济,2019(3):138-155.
- [4] Bonfiglioli A. Financial Integration, Productivity and Capital Accumulation[J]. Journal of International Economics,2008(2):337-355.
- [5] 杨松令,牛登云,刘亭立,等. 实体企业金融化、分析师关注与内部创新驱动[J]. 管理科学,2019,(2):3-18.
- [6] Seo H J H S. Kim, and Y C Kim. Financialization and the Slowdown in Korean Firms' R&D Investment[J]. Asian Economic Papers,2012,11(3):35-49.
- [7] 阳旸,刘姝雯,徐照宜,等. 企业金融化对企业业绩的影响研究:基于期限结构异质性视角[J]. 会计研究,2021(9):77-94.
- [8] 王红建,曹瑜强,杨庆,等. 实体企业金融化促进还是抑制了企业创新:基于中国制造业上市公司的经验研究[J]. 南开管理评论,2017,20(1):155-166.
- [9] 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.
- [10] 万良勇,查媛媛,饶静. 实体企业金融化与企业创新产出:有调节的中介效应[J]. 会计研究,2020(11):98-111.
- [11] 史学智,阳镇. 企业金融化与企业创新:基于产业政策视角的重新审视[J]. 科研管理,2021,42(4):147-157.
- [12] Merton Robert C. A Simple Model of Capital Market Equilibrium with Incomplete Information[J]. The Journal of Finance,1987,42(3):483-510.
- [13] Sunanda Sen Zico Dasgupta. Financialisation and corporate investments: the Indian case[J]. Review of Keynesian Economics,2018,6(1):96-113.
- [14] 张成思,郑宇. 中国非金融企业的金融投资行为影响机制研究[J]. 世界经济,2018(12):3-24.
- [15] 宋军,陆旸. 非货币金融资产和经营收益率的 U 形关系:来自我国上市非金融公司的金融化证据[J]. 金融研究,2015(6):111-127.
- [16] 胡海峰,窦斌,王爱萍. 企业金融化与生产效率[J]. 世界经济,2020,43(1):70-96.
- [17] Atanassov J V, Nanda and A. Seru 2005 "Finance and Innovation: The Case of Publicly Traded Firms" Working Paper.
- [18] 胡泽,夏新平,余明桂. 金融发展、流动性与商业信用:基于全球金融危机的实证研究[J]. 南开管理评论 2013,16(3):4-15.
- [19] 张铂晨,赵树宽. 政府补贴对企业绿色创新的影响研究:政治关联和环境规制的调节作用[J]. 科研管理,2022,43(11):154-162.
- [20] 杨笋,刘放,李茫茫. 利率市场化、非效率投资与资本配置:基于中国人民银行取消贷款利率上下限的自然实验[J].

金融研究,2017(5):81—96.

[21] 胡海峰, 窦斌, 王爱萍. 企业金融化与生产效率[J]. 世界经济, 2020, 43(1): 70-96.

[22] Lind J T, Mehlum H. With or without U? The Appropriate Test for a U-shaped Relationship[J]. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 2010, 72(1): 109-118.

[23] 段军山, 庄旭东. 金融投资行为与企业技术创新: 动机分析与经验证据[J]. 中国工业经济, 2021(1): 155-173.

[24] 鲁惠中, 黎方, 陆堇, 等. 企业股权质押与绿色转型: 企业特征与政府行为的调节作用[J]. 科技进步与对策, 2023, 40(7): 79-90.

[25] 李春涛, 闫续文, 宋敏, 等. 金融科技与企业创新: 新三板上市公司的证据[J]. 中国工业经济, 2020(1): 81-98.

[26] 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.

[27] 杜勇, 张欢, 陈建英. 金融化对实体企业未来主业发展的影响: 促进还是抑制[J]. 中国工业经济, 2017(12): 113-131.

[28] 温忠麟, 张雷, 侯杰泰, 等. 中介效应检验程序及其应用[J]. 心理学报, 2004(5): 614-620.

[29] 陈晓红, 王思颖. 组织冗余与公司绩效关系研究: 治理制度的调节作用[J]. 科研管理, 2012, 33(9): 78-86.

[30] 刘贯春, 张军, 刘媛媛. 金融资产配置、宏观经济环境与企业杠杆率[J]. 世界经济, 2018(1): 148-173.

Promotion or Inhibition: Financial Asset Allocation and Enterprise Technological Innovation

Duan Jun Liu Tingting Zhang Baoshuai

(School of Economics and Management, Chongqing Normal University, Chongqing 401331, China)

Abstract: This paper uses the data of China's A-share listed companies from 2011 to 2021 to study the impact of financial asset allocation on enterprise technological innovation. It is found that the relationship between financial asset allocation and enterprise technological innovation is inverted U-shaped that is with the improvement of financial asset allocation enterprise technological innovation first rises and then decreases. For enterprises with different property rights and scales and under different financing constraints there is heterogeneity between financial asset allocation and enterprise technological innovation. The conduction channel test shows that overallocation of financial assets will crowd out liquidity supply which in turn will have a negative impact on enterprise technological innovation. The degree of government subsidies has a significant regulating effect on the technological innovation process of financial asset allocation. The results show that real enterprises should not blindly invest in financial assets but should actively explore the existence of the optimal level of financial asset allocation to prevent the hidden dangers of excessive financialization.

Keywords: financial asset allocation; enterprise technological innovation; liquidity supply; government subsidies

[责任编辑:左福生]