

[文章编号] 1003-4684(2023)06-0012-07

# 企业金融化、融资融券与技术创新

钱红光, 朱文玉

(湖北工业大学经济管理学院, 湖北 武汉 430000)

**[摘要]** 以 2007—2021 中国 A 股上市公司为研究对象,探究企业金融化与技术创新的关系,以及融资融券对企业金融化与技术创新之间关系的调节作用。结果表明:企业金融化抑制了技术创新投入与产出;融资融券加剧了企业金融化对技术创新的抑制效应;融资融券的调节作用在国有企业和管理层持股比例低的企业更显著;融资约束和盈余持续性在企业金融化影响技术创新中发挥中介作用。

**[关键词]** 企业金融化; 融资融券; 企业创新投入; 企业创新产出

**[中图分类号]** F832.51 **[文献标识码]** A

融资融券制度是投资者向具有融资融券业务资格的证券公司提供担保物,借入资金买入证券或借入证券并卖出的行为。倪晓然等<sup>[1]</sup>(2017)发现融资融券会加剧企业股价被做空的风险,给企业带来股价压力,使得管理层做出规避风险的行为。郝项超等<sup>[2]</sup>(2018)研究发现企业在融资融券的卖空压力下会缩减风险较高的研发投入。融资融券可能会导致管理层短视行为,以及关注金融资产等短期利益而忽视高风险的“创新”行为。企业金融化会对技术创新产生重要影响,而目前国内关于企业金融化、融资融券与技术创新这三者相关关系的研究较少,因此本文结合融资融券制度,研究金融化与企业创新之间的作用机制。

## 1 理论分析与研究假设

### 1.1 企业金融化与技术创新

从资源挤占的角度分析,企业内部的资源具有竞争性,金融化会挤占创新资源。在创新投入方面,Cupertino<sup>[3]</sup>(2019)认为过多的金融投资使得企业缺乏足够资金进行研发创新。钟华明<sup>[4]</sup>(2021)指出企业管理层倾向于金融资产投资以实现资金增值,而对高风险的研发投资持谨慎态度。杜勇等<sup>[5]</sup>(2017)发现金融投资收益越高,企业管理层越会短期逐利,进而抑制企业研发创新活动。在创新产出方面,宋军<sup>[6]</sup>等(2015)发现金融化会产生资源挤占效应,导致企业用于技术研发的资源减少,进而抑制创新产出。段军山等<sup>[7]</sup>(2021)发现企业金融投资行

为是一种管理者短视行为与投机逐利手段,抑制了企业技术创新产出。因此,过多的金融资产配置会产生资源挤占效应,影响创新投入与产出。

综上所述,本文提出

假设 H1:企业金融化抑制了企业技术创新投入与产出。

### 1.2 企业金融化、融资融券与企业技术创新

短视理论认为,管理层的机会主义行为,抑制了企业创新等长期投资。田利辉等<sup>[8]</sup>(2019)发现融资融券给管理层带来了股价压力,使得企业管理层偏向于机会主义行为,忽视长期利益。LI Yinghua<sup>[9]</sup>(2015)认为当企业面对融资融券卖空压力时,有动机采取短视的投资策略以维持和提升短期股价。刘伟等<sup>[10]</sup>(2018)指出:研发投资期限长,不确定性较高,无法在短期维持股价中产生作用;相反,金融资产流动性强,收益较高,能够迅速变现获得较高投资收益,帮助企业粉饰财务业绩并维持股价稳定。因此,融资融券机制作用于管理层时,金融资产在管理者心中的优先级会进一步提升,而研发投资的地位会进一步丧失。

根据上述分析,本文提出

假设 H2:融资融券加剧了企业金融化对企业技术创新的抑制效应。

### 1.3 融资融券调节作用的异质性

所有权性质可能会影响企业的融资成本、创新投入等。据中国财政科学研究院调查结果,国有企业在创新方面的意愿明显低于民营企业。在外部融

[收稿日期] 2023-03-27

[第一作者] 钱红光(1964—),女,湖北武汉人,湖北工业大学教授,研究方向为会计理论与实务。

[通信作者] 朱文玉(1998—),女,安徽阜阳人,湖北工业大学硕士研究生,研究方向为公司治理。

资融券压力机制下,国有企业投资时,更容易选择金融资产投资,而减少用于创新的资源。

管理层持股可能会影响企业的投资决策和创新意愿。俞静等<sup>[11]</sup> (2021)发现,管理层持股可以促进企业创新,且股权激励力度越大,企业的创新投入和创新产出越多。针对管理层的股权激励机制,能够促进其工作意愿和创新效率。而管理层持股比例低的企业创新意愿低,倾向于投资金融资产,在外部融资融券压力机制下,更偏向短期收益。

基于上述理论分析,本文提出以下假设:  
H3,相比于民营企业,融资融券的调节作用在国有企业中更显著;

H4,相比于管理层持股比例高的企业,融资融券的调节作用在管理层持股比例低的企业中更显著。

## 2 研究设计

### 2.1 样本选取及数据来源

选取 2007—2021 年全部 A 股上市公司作为初始样本,剔除金融行业上市公司、ST、PT 公司、重要变量数据缺失的上市公司,最终获得 11970 个观测值。融资融券数据来源于沪深交易所,数据来源于国家知识产权局专利查询系统以及 CSMAR 数据库。为消除极端值对研究的影响,对主要连续变量在 1%和 99%的水平上进行缩尾处理。

### 2.2 变量定义

1)被解释变量:技术创新  本文采用创新投入

和创新产出两个指标衡量技术创新。参照段军山等学者<sup>[7]</sup> (2021)的做法,采用企业年报中披露的研发支出的自然对数衡量技术创新投入(Rd)。采用上市公司当年申请专利总和的自然对数衡量技术创新产出(Inn)。上市公司当年申请专利包括发明型、实用新型和外观设计型专利。将替换变量放入稳健性检验部分。

2)解释变量:企业金融化  参考杜勇等<sup>[5]</sup> (2017)的研究,采用当期金融资产占企业年末总资产的比值衡量企业金融化(Fin)。当期金融资产包括交易性金融资产、衍生金融资产、发放贷款及垫款净额、可供出售金融资产净额、持有至到期投资净额、投资性房地产净额。

3)调节变量:融资融券  参考权小锋等<sup>[12]</sup> (2017)的研究,将我国融资融券看作一个准自然实验,采用 ListPost 衡量融资融券实施情况。List 表示若研究期间上市公司*i* 进入融资融券标的股名单则取 1,否则取 0;Post 表示上市公司股票进入标的股之后的年份取值为 1,否则为 0。ListPost 表示若上市公司*i* 在*t* 年属于融资融券标的股,则取 1,否则为 0。

4)控制变量  参考刘贯春<sup>[13]</sup> (2017)、段军山等<sup>[7]</sup> (2021)的做法,选择企业规模、偿债能力、净资产收益率、产权性质、两职合一、独立董事比例、董事会规模、股权集中度、企业成长性作为控制变量。此外,本文还对行业和年度进行了控制。

表 1  变量定义

变量类型	变量名称	定义
被解释变量	企业创新投入(Rd)	研发支出的自然对数
	企业创新产出(Inn)	ln(专利申请量+1)
解释变量	企业金融化(Fin)	当期金融资产占企业年末总资产的比值
调节变量	融资融券(ListPost)	List 和 Post 的交乘项,若上市公司 <i>i</i> 在 <i>t</i> 年成为了融资融券标的股,则取 1,否则为 0
控制变量	企业规模(Size)	企业总资产自然对数值
	偿债能力(Lev)	企业年末负债总额与总资产的比值
	净资产收益率(Roa)	年末净利润与总资产的比值
	产权性质(Soe)	国有企业取 1,否则为 0
	两职合一(Dual)	董事长与总经理为同一人取 1,否则为 0
	独立董事比例(Indep)	独立董事在董事会中所占比例
	董事会规模(Board)	董事会人数的自然对数
	股权集中度(Top1)	第一大股东的持股比例
	企业成长性(Growth)	企业总资产增长率
	行业(Industry)	行业虚拟变量
	年度(Year)	年度虚拟变量

### 2.3 模型设计

$$\begin{aligned} \text{Rd(Inn)} &= \alpha_0 + \alpha_1 \text{Fin}_{i,t} + \gamma \text{Controls}_{i,t} + \\ &\quad \sum \text{Industry} + \sum \text{Year} + \epsilon_{i,t} \quad (1) \\ \text{Rd(Inn)} &= \alpha_0 + \alpha_1 \text{Fin}_{i,t} + \alpha_2 \text{ListPost}_{i,t} + \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} &\alpha_3 \text{Fin}_{i,t} \times \text{ListPost}_{i,t} + \gamma \text{Controls}_{i,t} + \\ &\quad \sum \text{Industry} + \sum \text{Year} + \epsilon_{i,t} \quad (2) \end{aligned}$$

将创新投入与创新产出分别作为被解释变量进行回归,构建模型(1)和模型(2)。模型(2)是加入融

资融券作为调节变量的模型,  $i$  表示企业,  $t$  表示年份,  $\text{Controls}_{i,t}$  代表选取的控制变量,  $\epsilon_{i,t}$  为残差项。

### 3 实证结果

#### 3.1 描述性统计

表 2 是变量的描述性统计结果。可以看出:被解释变量  $Rd$  均值为 10.84, 最大值和最小值分别为 21.64 和 0,  $Inn$  均值为 2.291, 最大值和最小值分别为 6.888 和 0, 说明我国研发水平总体较低, 且不同公司之间研发投入差别较大; 从金融化  $Fin$  来看, 我国非金融上市公司总资产中平均有 4.5% 的金融资产, 最大值为 46%, 表明上市公司存在金融资产投资过度现象;  $ListPost$  均值为 0.382, 表明我国资融券分步扩容的规模达到 38.2%。

#### 3.2 相关性分析

表 3 为主要变量相关系数矩阵。由表中结果可知, 企业金融化与被解释变量技术创新的系数显著为负, 初步验证  $H1$ 。资融券对技术创新有显著影

响, 初步证明资融券可能会影响企业资源配置, 进而影响创新。表中各项系数最大值不超过 0.6, 不存在多重共线性问题。

表 2 描述性统计

Variable	mean	p50	sd	min	max
Rd	10.840	16.350	8.936	0	21.640
Inn	2.291	2.303	1.894	0	6.888
Fin	0.045	0.009	0.083	0	0.460
Listpost	0.382	0	0.486	0	1
Size	22.600	22.490	1.324	20.060	26.210
Lev	0.489	0.499	0.186	0.078	0.859
Roa	0.041	0.034	0.046	-0.097	0.197
Soe	0.695	1	0.461	0	1
Dual	0.135	0	0.341	0	1
Indep	36.790	33.330	5.257	28.570	57.140
Board	9.131	9	1.802	5	15
Top1	36.380	34.370	14.630	10.070	74.820
Growth	0.115	0.081	0.180	-0.245	0.897

表 3 相关性分析

	Rd	Fin	ListPost	Size	Lev	Roa
Rd	1					
Fin	-0.134***	1				
ListPost	0.378***	0.0120	1			
Size	0.246***	-0.054***	0.519***	1		
Lev	-0.053***	-0.114***	0.00100	0.414***	1	
Roa	0.022**	-0.0110	0.070***	-0.0140	-0.386***	1

\* 为  $p < 0.1$ , \*\* 为  $p < 0.05$ , \*\*\* 为  $p < 0.01$ , 下同。

#### 3.3 基准模型回归结果

3.3.1 企业金融化与技术创新 按照模型(1)进行多元回归(表 4)。从列(1)和列(2)可以看出, 控制相关控制变量前后,  $Fin$  的系数均为负, 且在 1% 水平上显著, 即企业配置越多金融资产, 投资于研发创

新活动的资金越少。列(3)和列(4)采用创新产出  $Inn$  作为被解释变量, 回归结果中  $Fin$  的系数分别为 -1.596 和 -0.696, 在 1% 水平上显著, 表明企业金融化对技术创新产出也会产生挤占, 由此验证了  $H1$ 。

表 4 基准回归

	Rd		Inn	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Fin	-6.785*** (-8.87)	-5.871*** (-7.66)	-1.596*** (-8.89)	-0.696*** (-4.23)
Size		1.138*** (18.47)		0.590*** (44.67)
Lev		-1.223*** (-2.94)		0.053(0.60)
Roa		2.752* (1.84)		0.700** (2.19)
Soe		-0.572*** (-4.26)		0.034(1.18)
Dual		0.212(1.24)		0.073** (1.99)
Indep		0.006(0.53)		-0.002(-0.77)
Board		-0.040(-1.09)		-0.028*** (-3.66)
Top1		-0.007* (-1.72)		-0.003*** (-3.30)
Growth		1.463*** (4.24)		0.177** (2.39)
_cons	2.218*** (4.06)	-20.556*** (-15.82)	-0.263** (-2.06)	-12.156*** (-43.63)
N	11970	11970	11970	11970
F	370.415	307.139	233.024	293.694
r <sup>2</sup>	0.498	0.520	0.384	0.508
Year	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry	Yes	Yes	Yes	Yes

3.3.2 企业金融化、融资融券与技术创新 为进一步探究外部融资融券的调节效应,加入融资融券的代理变量 ListPost,并将之企业金融化变量 Fin 进行交乘,构建了模型(2)。对模型(2)的回归结果见表 5 所示。列(1)和列(3)为不加控制变量的回归结

果,交互项  $Fin * ListPost$  系数显著为负。列(2)和列(4)Fin 的交互项系数分别为-2.819 和-1.196,且分别在 5%和 1%水平上显著,说明我国资本市场融资融券加剧了企业金融化对技术创新的负面影响,H2 得到验证。

表 5 调节效应

	Rd		Inn	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Fin	-5.126***(-5.50)	-4.784***(-5.13)	-0.808***(-3.80)	-0.236***(-5.88)
ListPost	2.281*** (14.21)	1.056*** (6.03)	1.050*** (28.61)	0.406*** (10.84)
Fin * ListPost	-3.569**(-2.46)	-2.819**(-1.97)	-1.709***(-5.15)	-1.196***(-3.91)
Size		0.978*** (14.56)		0.529*** (36.86)
Lev		-0.908**(-2.17)		0.173* (1.94)
Roa		2.117(1.41)		0.464(1.45)
Soe		-0.565***(-4.21)		0.037(1.28)
Dual		0.194(1.14)		0.066* (1.82)
Indep		0.005(0.39)		-0.003(-1.02)
Board		-0.046(-1.25)		-0.031***(-3.96)
Top1		-0.005(-1.26)		-0.002**(-2.50)
Growth		1.561*** (4.52)		0.214*** (2.90)
_cons	2.365*** (4.37)	-17.269***(-12.21)	-0.197(-1.59)	-10.908***(-36.10)
N	11970	11970	11970	11970
F	361.281	294.856	261.120	285.736
R <sup>2</sup>	0.507	0.521	0.427	0.513
Year	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry	Yes	Yes	Yes	Yes

3.4 异质性分析

依据所有权性质,将全部样本按“国有企业”和“非国有企业”分组,分样本进行回归,得到表 6 的回归结果。列(1)和列(2)为对创新投入分组回归的结果:列(1)金融化和融资融券交乘项( $Fin * ListPost$ )的系数为-4.585,且在 5%的水平上显著;列(2)中该项系数不显著。列(3)和列(4)为对创新产出分组

回归的结果,验证了 H3。

考虑到管理层持股比例的差异性,单独列出管理层持股比例分组回归的结果(表 7)。通过观察金融化和融资融券交乘项( $Fin * ListPost$ )的系数可以看出,融资融券的调节作用在管理层持股比例低的企业中显著为负,而在管理层持股比例高的企业中不显著,H4 得到验证。

表 6 产权性质分组回归

	(1)国有 Rd	(2)非国有 Rd	(3)国有 Inn	(4)非国有 Inn
Fin	-4.259***(-3.69)	-5.916***(-3.75)	-0.095(-0.38)	-0.722**(-2.11)
ListPost	0.915*** (4.36)	1.531*** (4.86)	0.450*** (10.02)	0.313*** (4.58)
Fin * ListPost	-4.585**(-2.52)	-1.462(-0.63)	-1.340***(-3.45)	-0.657(-1.30)
Size	1.013*** (12.96)	0.818*** (6.19)	0.526*** (31.49)	0.535*** (18.66)
Lev	-0.598(-1.18)	-1.681**(-2.25)	0.115(1.07)	0.266(1.64)
Roa	-0.737(-0.38)	5.810** (2.43)	0.199(0.49)	0.837(1.62)
Dual	-0.287(-1.20)	0.489** (2.02)	0.000(0.01)	0.133** (2.53)
Indep	-0.006(-0.47)	-0.003(-0.12)	-0.006* (-1.89)	0.004(0.77)
Board	-0.052(-1.25)	-0.024(-0.32)	-0.035***(-3.94)	-0.011(-0.67)
Top1	-0.002(-0.47)	-0.024***(-3.05)	-0.002**(-2.17)	-0.004**(-2.25)
Growth	1.201*** (2.78)	2.401*** (4.20)	0.000* (1.74)	-0.000(-1.20)
_cons	-19.188***(-11.44)	-12.258***(-4.40)	0.121(1.31)	0.384*** (3.09)
N	8314	3656	8314	3656
F	226.705	93.886	227.791	82.986
R <sup>2</sup>	0.529	0.516	0.530	0.485
Year	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry	Yes	Yes	Yes	Yes

表 7 管理层持股比例分组回归

	(1)管理层持股高 Rd	(2)管理层持股低 Rd	(3)管理层持股高 Inn	(4)管理层持股低 Inn
Fin	−3.360*** (−2.65)	−6.302*** (−4.61)	−0.711*** (−2.88)	−0.165(−0.57)
ListPost	1.142*** (4.69)	1.128*** (4.49)	0.233*** (5.51)	0.373*** (7.07)
Fin * ListPost	−2.197(−1.15)	−4.141* (−1.93)	−0.362(−1.17)	−1.246*** (−2.76)
Size	0.725*** (7.20)	1.056*** (11.47)	0.422*** (14.11)	0.516*** (26.68)
Lev	−1.599*** (−2.68)	−0.374(−0.63)	0.015(0.11)	0.115(0.93)
Roa	3.813* (1.86)	−1.586(−0.72)	1.072*** (3.06)	−0.189(−0.41)
Dual	0.514** (2.37)	−0.570** (−2.10)	−0.024(−0.61)	0.174*** (3.06)
Indep	−0.012(−0.73)	0.028* (1.66)	0.000(0.01)	0.005(1.33)
Board	−0.051(−1.02)	−0.082(−1.56)	0.006(0.53)	0.002(0.16)
Top1	−0.002(−0.39)	−0.005(−0.74)	−0.007*** (−3.72)	−0.002(−1.27)
Growth	2.079*** (4.37)	0.963* (1.93)	0.059(0.86)	0.017(0.16)
_cons	−11.108*** (−5.26)	−19.963*** (−10.34)	−8.013*** (−12.62)	−11.281*** (−27.82)
N	5961	6009	5961	6009
F	159.294	142.699	145.368	137.082
R <sup>2</sup>	0.542	0.507	0.533	0.497
Year	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry	Yes	Yes	Yes	Yes

3.5 稳健性检验

3.5.1 替换主要变量 为验证结果的稳健性,对创新投入、创新产出和企业金融化的变量进行了替换。将研发投入占总资产的比重(Rd1)作为创新投入的替代变量,采用企业申请发明专利的自然对数(Inn1)作为创新产出的替换变量,参考张成思等<sup>[14]</sup>(2016)将金融渠道获利加总占营业利润的比例(Fin1)作为企业金融化的替代变量进行稳健性检验,结果见表 8 前三列,回归系数均显著为负,与前

文结论一致,说明本文结论比较稳健。

3.5.2 固定效应模型 使用固定效应模型,固定个体和时间效应,检验企业金融化对企业创新的影响。因行业虚拟变量为不随时间变化的特征,为防止共线性,剔除行业哑变量影响。回归结果如表 8 的(4)和(5)列所示,Fin 的回归系数均显著为负,在使用固定效应模型后,企业金融化依然显著抑制企业创新,结论具有稳健性。

表 8 替换变量与固定效应检验

	(1)Rd1	(2)Inn1	(3)Rd	(4)Rd	(5)Inn
Fin	−0.785*** (−4.97)	−0.534*** (−3.22)		−5.173*** (−3.09)	−0.570** (−2.34)
Fin1			−0.119** (−2.27)		
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
_cons	0.812*** (3.03)	−11.990*** (−42.68)	−21.044*** (−16.18)	−15.218*** (−2.62)	−9.720*** (−8.32)
N	11970	11970	11970	11970	11970
F	165.880	296.221	304.503	365.95	326.52
R <sup>2</sup>	0.369	0.511	0.517	0.451	0.423
Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry	Yes	Yes	Yes	No	No

3.5.3 内生性检验 为修正金融化与企业创新之间可能存在的内生性问题,本文选用工具变量法(IV—GMM)与 PSM 倾向得分匹配法进行内生性检验。参考杜勇等<sup>[5]</sup>(2017)的做法,选用滞后一期与滞后两期的金融资产占比(LFin 与 LFin1)作为工具变量。工具变量法结果与主效应结论一致,且工具变

量通过不可识别检验及弱工具变量检验。表 9 的(3)和(4)列为 PSM 倾向得分匹配法的结果,本文选择 Size、Lev、Roa 和 Soe 为协变量进行 1 : 2 的不放回匹配,结果与前文回归一致,内生性问题得到较好的解决。



表 9  工具变量与 PSM 检验

	(1)IV—GMMRd	(2)IV—GMMInn	(3)PSMRd	(4)PSMInn
Fin	−6.877*** (−7.12)	−0.744*** (−4.13)	−3.063** (−2.42)	−3.464*** (−12.14)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes
_cons	−20.659*** (−14.45)	−12.223*** (−39.60)	−22.675*** (−11.21)	−8.800*** (−18.68)
N	10374	10374	5429	5429
F	455.105	311.296	135.683	74.682
R <sup>2</sup>	0.510	0.503	0.514	0.257
Year	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry	Yes	Yes	Yes	Yes

4  机制检验

从融资约束角度分析,企业过度持有金融资产会受到融资约束。而企业进行创新需要大量资金支持,受到外部融资约束会抑制研发创新,且相较于企业的其他活动,技术创新受到融资约束的作用更加明显。

从盈余持续性角度分析,企业过度投资金融资产将导致实体资本比率中核心业务和金融资产之间的不平衡。实体企业主营业务收入是技术创新投入的基础,主营业务盈余的持续稳定,有助于企业制定长远的创新战略与合理规划创新资源。企业的大部分资金流向投机业务,其主营业务的收益受到影响,从而影响用于技术创新的资金投入。

4.1  中介效应模型构建

4.1.1  变量设定  构建中介效应模型,采用融资约束和盈余持续性作为中介变量,研究金融化影响企业创新的作用机制。变量定义如下:1)融资约束(SA),参考鞠晓生等<sup>[15]</sup>(2013)的公式—— $SA = -0.737 * Size + 0.043 * Size2 - 0.040 * Age$  衡量融资约束;2)盈余持续性(Ep),参考彭龙等<sup>[16]</sup>(2022)的公式—— $销售收入 / (期初总资产 + 期末总资产) * 2$  衡量。

4.1.2  模型构建  本文中中介效应模型采用逐步回归法,具体设计如下:

$$Rd(Inn) = \delta_0 + \delta_1 Fin_{i,t} + \gamma Controls_{i,t} + \sum Industry + \sum Year + \epsilon_{i,t} \tag{3}$$

$$SA(Ep) = \varphi_0 + \varphi_1 Fin_{i,t} + \gamma Controls_{i,t} + \sum Industry + \sum Year + \epsilon_{i,t} \tag{4}$$

$$Rd(Inn) = \xi_0 + \xi_1 Fin_{i,t} + \xi_2 SA_{i,t}(Ep_{i,t}) + \gamma Controls_{i,t} + \sum Industry + \sum Year + \epsilon_{i,t} \tag{5}$$

其中:Y 为被解释变量,包括企业创新投入(Rd)与企业创新产出(Inn);X 为解释变量,表示企业金融化(Fin);M 为中介变量,包括融资约束(SA)和盈余持续性(Ep)。依据温忠麟和叶宝娟<sup>[17]</sup>(2013)提出的中介效应检验流程:当系数  $\delta_1$  显著时,若系数  $\varphi_1$  和  $\xi_2$  都显著,则存在间接效应,此时,若  $\xi_1$  不显著,则存在完全中介效应;若  $\xi_1$  显著,当  $\varphi_1 \xi_2$  与  $\xi_1$  同号,存在部分中介效应。

4.2  中介效应检验结果

表 10 为中介效应检验结果,可以看出融资约束和盈余持续性均在金融化影响企业技术创新的路径中产生了显著的中介效应,且均通过了 Sobel 检验,即企业金融化通过融资约束和主营业务盈余持续性,对技术创新产生负面影响。

表 10  中介效应模型

Panel	A:融资约束 SA				
	(1)Rd	(2)Inn	(3)SA	(4)Rd	(5)Inn
Fin	−5.871*** (−7.66)	−0.696*** (−4.23)	−0.260*** (−12.76)	−5.468*** (−7.09)	−0.584*** (−3.53)
SA				1.548*** (4.50)	0.430*** (5.83)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
_cons	−20.556*** (−15.82)	−12.156*** (−43.63)	−4.512*** (−130.61)	−13.571*** (−6.70)	−10.216*** (−23.55)
N	11970	11970	11970	11970	11970
F	307.139	293.694	335.152	300.950	288.448
R <sup>2</sup>	0.520	0.508	0.541	0.520	0.510
Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Sobel test P-value				0.000	0.000

续表 10 中介效应模型

Panel	B:盈余持续性 Ep				
	(1)Rd	(2)Inn	(3)SA	(4)Rd	(5)Inn
Fin	−5.871*** (−7.66)	−0.696*** (−4.23)	−0.364*** (−12.86)	−5.312*** (−6.89)	−0.596*** (−3.61)
Ep				1.538*** (6.20)	0.273*** (5.12)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
_cons	−20.556*** (−15.82)	−12.156*** (−43.63)	0.436*** (9.10)	−21.227*** (−16.30)	−12.275*** (−43.95)
N	11970	11970	11970	11970	11970
F	307.139	293.694	122.852	301.833	288.082
R <sup>2</sup>	0.520	0.508	0.302	0.521	0.509
Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Sobel test P-value				0.000	0.000

5 结论与建议

5.1 结论

1) 实体企业金融化抑制了企业技术创新投入与产出；

2) 融资融券能够加剧企业金融化对企业技术创新的抑制效应；

3) 融资融券的调节作用在国有企业和管理层持股比例低的企业更显著；

4) 融资约束和盈余持续性均在金融化影响企业技术创新中产生显著的中介效应。

5.2 建议

政府方面:1) 完善企业披露金融资产相关制度规定,要求企业定期披露持有金融资产的信息,促进企业科学合理配置金融资产;2) 加强对企业研发成果的保护力度,制定相应的法律法规完善我国专利保护法律体系;3) 促进我国融资融券平衡发展,加强对证券公司的监管,规范融资融券制度,平衡企业资源配置。

企业方面:1) 建立和完善企业内部控制,形成良好的控制环境,合理配置资金,防止管理层盲目追求短期利益,提升企业投资收益同时增加创新投入与产出;2) 建立合理的激励机制,增加管理层持股比例和创新成果奖励。

[ 参 考 文 献 ]

[1] 倪晓然,朱玉杰.卖空压力影响企业的风险行为吗:来自 A 股市场的经验证据[J].经济学(季刊),2017,16(03):1173-1198.

[2] 郝项超,梁琪,李政.融资融券与企业创新:基于数量与质量视角的分析[J].经济研究,2018,53(06):127-141.

[3] CUPERTINO S,VERCELLI A. Corporate social performance,financialization, and real investment in U.S. manufacturing firms[J]. Sustainability, 2019, 11(07):

1836.

[4] 钟华明.企业金融化对创新投资的影响[J].经济学家,2021(02):92-101.

[5] 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.

[6] 宋军,陆肠.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(06):111-127.

[7] 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(01):155-173.

[8] 田利辉,王可第.“罪魁祸首”还是“替罪羊”:中国式融资融券与管理层短视[J].经济评论,2019(01):106-120.

[9] LI YINGHUA , ZHANG LIANDONG. Short selling pressure, stock price behavior, and management forecast precision: evidence from a natural experiment[J]. Journal of Accounting Research, 2015, 53(01): 79-117.

[10] 刘伟,曹瑜强.机构投资者驱动实体经济“脱实向虚”了吗[J].财贸经济,2018,39(12):80-94.

[11] 俞静,蔡雯.高管激励对企业创新影响的实证分析:基于分析师关注的中介效应研究[J].技术经济,2021,40(01):20-29.

[12] 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(01):128-144.

[13] 刘贯春.金融资产配置与企业研发创新:“挤出”还是“挤入”[J].统计究,2017,34(07):49-61.

[14] 张成思,张步昙.中国实业投资率下降之谜:经济金融化视角[J].经济究,2016,51(12):32-46.

[15] 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(01):5-17.

[16] 彭龙,詹惠蓉,文文.实体企业金融化与企业技术创新:来自非金融上市公司的经验证据[J].经济学家,2022(04):58-69.

[17] 温忠麟,叶宝娟.中介效应分析:方法和模型发展[J].心理科学进展,2014(05):731-745.