

连锁股东与企业金融化:抑制还是促进

杨兴全 张记元

(石河子大学 经济与管理学院/公司治理与管理创新研究中心,新疆 石河子 832003)

摘要:我国上市企业金融化发展当前备受关注,如何抑制企业金融化以及更好地服务于实体经济是推动国家经济高质量发展的关键。本文以2009~2019年沪深A股上市公司为研究样本,从抑制和促进双重视角研究连锁股东对企业金融化的影响及作用渠道。研究表明,连锁股东可以有效抑制企业金融化程度。机制检验发现,连锁股东主要通过缓解企业融资约束与代理问题抑制企业金融化。扩展性检验表明,企业连锁股东具有金融背景、股权性质为国有企业以及委派董事时更有助于抑制企业金融化水平。此外,连锁股东对短期金融资产具有显著抑制作用,且连锁股东在挤出金融资产投资的同时引致企业现金持有量与创新性资产的增加。本文研究不仅丰富了连锁股东与企业金融化的理论研究,亦为完善公司治理机制、引导资金下沉实业、预防金融风险提供了经验借鉴。

关键词:连锁股东;企业金融化;金融资产配置;融资约束;公司治理

中图分类号:F275 **文献标识码:**A **文章编号:**1003-5230(2022)02-0027-14

一、引言

在全球经济下行压力下,市场需求持续萎缩,行业内生动力不足,从而导致实体经济发展陷入困境。相比实体经济遭遇的滑铁卢,虚拟经济却逆势而上,金融、房地产等行业逐渐成为企业重要的财富来源。企业过度金融化不仅会造成资本市场的虚假繁荣,而且在金融沃土中的“淘金”行为极易导致虚拟资产间相互博弈从而引发资产“泡沫化”,触发金融危机。随着金融业异军突起,实体企业在获取巨额投资回报的同时,亦会造成资源分配扭曲及主业边缘化,出现“蓄水池”效应抑或产生

收稿日期:2021-10-09

基金项目:国家自然科学基金项目“‘中国之治’的政府行为与企业创新:基于‘国家队’持股的研究”(72062027);国家自然科学基金项目“多元化经营与公司现金股利政策:基于转型经济背景的研究”(71762024);文化名家暨“四个一批”人才工程项目(中宣办发[2015]49号);财政部“会计名家培养工程”项目(财会[2017]26号)

作者简介:杨兴全(1969—),男,甘肃古浪人,石河子大学经济与管理学院/公司治理与管理创新研究中心教授,博士生导师;

张记元(1988—),男,河南滑县人,石河子大学经济与管理学院博士生,本文通讯作者。

挤出效应,从而掣肘实体企业长远发展^[1]。当前我国处于经济转型的关键阶段,如何把握金融行为尺度,确保企业发展行稳致远是理论界、实务界,乃至国家宏观经济政策决策层面亟待探讨的重要话题。

股东作为企业重要利益相关者和经营决策者,对企业金融投资等决策具有重要影响,而近年来股东联结(即连锁股东)是同行业乃至整个资本市场中普遍存在的现象。据统计,截至2019年底,我国同行业内十大股东形成经济关联的企业占比达14.6%^①。连锁股东有助于同行企业进行资源互补、经验共享,及时、准确获取市场信息并进行市场精准定位^{[2][3]},同时也有利于股东发挥监督治理功能,降低信息不对称,缓解代理冲突,从而提升企业经营效率^[4]。而股东作为理性经济人,亦会因谋取经济利益而与其他股东进行联合共谋,通过提升企业在市场中的经济地位,增强企业议价能力,逐步实现行业垄断,获取超额收益,进而降低资源配置效率^{[5][6]}。那么在金融化盛行的当下,连锁股东是否会影响企业金融化,又会产生怎样的影响?连锁股东影响企业金融化的具体路径又是什么?在连锁股东影响下资金流向又会发生什么变化?对这一系列问题的探究,不仅有助于厘清连锁股东与微观经济实体的关系,而且对规范企业金融化投资具有一定的理论价值和现实意义。

本文采用手工整理的连锁股东数据,以2009~2019年沪深两市企业为样本探讨连锁股东对企业金融化的影响。本文主要贡献在于:第一,为规范企业脱实向虚行为提供新视角。金融化的相关研究主要集中于金融化经济后果的探讨,认为企业金融化在降低财务风险、缓解融资约束的同时^[7],亦会对企业主业投资、研发创新产生挤出效应^[8]。有关金融化影响因素的探讨相对较少,仅有少量文献研究了经济不确定性^[9]、国企混改^[10]、社会资本^[11]等宏观因素的影响,但这些影响因素较为抽象,企业很难采取针对性的措施加以优化。纵观现有研究,鲜有文献从股东层面探究其对企业金融化的影响,亦忽视了股东与同行业其他公司股东之间的经济关联、信息沟通、资源共享等特质。本文以连锁股东为切入点,深入探究其对企业金融化的影响,这是对金融化影响因素研究的有益补充。第二,拓展了连锁股东经济后果的相关研究。国内外对连锁股东的研究起步较晚且各持己见,有学者认为连锁股东具有集体联合共谋行为,在一定程度上提升了企业的议价能力,同时也会降低行业竞争程度^[5],导致供需关系失衡、资源配置效率低下^{[12][13]}。也有学者认为连锁股东可以依托经验优势^[14]、资源优势降低信息不对称,提升企业投资效率及企业绩效^[2]。第三,连锁股东对企业金融化的影响源自连锁股东自身所拥有的资源优势及利益诉求,本文基于连锁股东的金融背景、股权性质、是否委派董事等特性,探析连锁股东对企业金融化的作用更具有现实意义。最后,本文验证了连锁股东对企业资产投资行为的影响,为完善公司治理机制、健全金融监管体系、预防金融风险提供了经验借鉴。

二、理论分析与假设提出

金融化是指实体企业为获取投资收益而过度参与金融投资活动的行为。企业投资金融资产主要是源于预防性动机和投机动机。预防性动机又称“蓄水池”动机,是指企业基于流动性高的特性而投资金融资产,以缓解财务困境等问题的行为动机,在融资约束情境下金融资产的“蓄水池”效应尤为明显^[15]。投机动机是指企业为获取超额回报率而投资于金融资产,以进行资本套利、获取短期利益的行为动机。在实体经济持续低迷的背景之下,股东能否利用手中的资源以及影响力来制定合理的金融投资策略对公司经营发展至关重要。连锁股东可以凭借其资源优势替代金融化的“蓄水池”效应从而抑制企业金融投机行为;同时,股东作为独立的个体亦有追逐私利的动机,通过股东联合共谋扩大金融投资,从而对企业金融化产生促进作用。

(一)连锁股东对企业金融化的抑制作用

连锁股东作为多家企业的联结纽带,具有天然的资源优势、信息优势及治理优势,可抑制金融化的预防性动机和资本逐利的投机动机,进而降低企业的金融化程度。具体而言:

第一,连锁股东通过资金和知识等资源优势,延缓企业金融化发展。一方面,连锁股东所提供的

异质性信贷资源可有效缓解企业融资约束问题,从而替代预防动机下的金融投资行为。企业之间的股东联结能够拓展丰富的融资渠道,可以有效整合内外部资源,缓解企业融资约束,提高金融投资效率,减少无效金融投资行为。另一方面,企业金融投资效率不仅需要资金等“硬资源”,更需要金融知识储备与风险识别技能等“软资源”,连锁股东参与的企业有较强的知识获取能力与差异化的金融背景,在一定程度上可以提高金融投资效率,剔除无效金融投资。

第二,连锁股东通过信息捕获与共享优势降低无效金融化。同行业企业联结打破了“同业相仇”的利益束缚,消除了商业壁垒,降低了机会主义带来的不完全契约摩擦^[16]。另外,丰富的信息量是企业降低投资风险的重要环节。在复杂多变的资本市场中,企业获取信息途径相对狭窄,从而更加依赖连锁股东等非正式信息渠道捕获信息以避免投资利益受损。面对扑朔迷离的金融市场,亟待转型的企业往往对能获得巨大金融利益的企业趋之若鹜,以便学习其成功经验。Banerjee(1992)认为有效甄别金融市场中的海量信息往往会耗费企业较高成本,而选择熟悉的企业作为参考样本更为便捷^[17],鉴于同行业联结的利益关联,此类信息更具可靠性与易操作性,从而进一步抑制投资风险与无效金融投资行为。

第三,连锁股东通过治理优势,缓解代理冲突,进而减少企业金融投资行为。因信息不对称的广泛存在,管理层往往凭借信息优势进行金融投资以满足自身利益最大化,进而损害企业长远发展^[18]。加上企业对管理层金融投资的“重奖轻罚”行为^[19],使得逆向选择问题更为凸显,从而进一步强化了管理层的金融投机行为,导致企业业绩受损。连锁股东不仅有助于抑制管理层的短视行为,亦有助于优化公司治理机制。一方面,连锁股东具有丰富的治理经验,可有效识别管理层的金融投资动机,并通过参与生产经营决策、委派董监高等方式监督管理层履职尽责,减少管理层主观决策行为^[20],进而抑制管理层利用金融资产套利的动机。另一方面,连锁股东有助于引入和优化公司治理机制,搭建完善的监督、管理、激励体系,这不仅可以对管理层的投资行为实施有效的监督,防范管理层通过操纵金融投资而获取高额薪酬的现象,同时实现了激励与监督相容,从而共同服务于股东或企业利润最大化的目标。此外,连锁股东还可以构建庞大的社会网络,依靠其丰富的信息资源与管理经验建言献策,减少企业管理层因经验匮乏而误判金融投资的行为。

简而言之,连锁股东作为企业间特殊的缔结方式,为企业带来资源优势与治理优势的同时还可以有效提高企业金融投资效率,从而对企业金融化产生抑制作用。

(二)连锁股东对企业金融化的促进作用

连锁股东作为独立的经济人,在具备资源优势和治理优势的同时还会导致传染效应和逐利效应,进而加剧企业金融化。

第一,连锁股东具有传染效应,导致行业内企业金融化程度不断提升。在个体有限理性的假设下,企业投资决策易受到同伴企业的影响,通过观察目标群体的投资动向,结合自身资源特质并期望达到该群体的平均投资水平^{[21][22]}。面临实体业绩下滑的困境,回报颇丰的金融投资行为已然为企业开辟了新战场。当企业通过连锁股东了解到同行企业利用金融投资获取利益的相关信息后,企业为提高自身竞争优势,可能会通过增加金融资产以获得短期超额收益,进而加剧企业的金融化程度。

第二,连锁股东具有逐利效应。一方面,企业金融化有助于连锁股东谋取短期收益。鉴于固定资产、创新投资等具有投资周期相对较长、变现能力较差、总体回报率较低的特点,连锁股东可能因其短期价值导向,更加注重短期收益。因此,相对于不确定性较大的长期价值,连锁股东更加关注可预测的短期价值,也就更倾向于高额回报的金融资产,进而加剧金融投资行为。另一方面,连锁股东具有通过合谋获取超额收益的动机。对于连锁股东而言,缔结企业进行集体联动,以降低市场竞争、减少市场冲突,无疑是连锁股东获取投资收益最大化的有效方式。换言之,连锁股东所缔结企业之间的激烈竞争易引致两败俱伤,有损股东的私人利益。因此,连锁股东具有强烈的动机对关联企业施加影响并进行联合共谋,要求企业进行更多金融投资行为。通过金融化对强势

行业进行收益补贴,提升企业在市场中的经济地位,提高企业议价能力,从而逐步实现行业垄断,获取超额收益^{[6][6]}。

综上,连锁股东的信息优势会导致缔结企业金融投资的模仿性加强,同时连锁股东也会利用其资源优势进行合谋从而获取金融利益,进而加剧企业金融化程度。

基于以上分析,本文提出如下竞争性假设:

H1a:连锁股东会抑制企业金融化水平;

H1b:连锁股东会促进企业金融化水平。

三、研究设计

(一)样本选择与数据来源

本文以 2009~2019 年中国 A 股上市企业为样本,并根据研究惯例进行如下处理:(1)剔除 ST、*ST、PT 等经营异常的企业;(2)剔除金融保险类企业;(3)剔除变量缺失的样本;(4)所有连续性变量在上下 1%水平上进行缩尾处理。经上述处理,本文最终共获取 21030 个样本。本文连锁股东数据根据财务报表手工整理而得,其余财务数据来自国泰安数据库和万德数据库,数据处理软件为 Stata16.0。

(二)模型设立与变量定义

为验证连锁股东对企业金融化的影响,本文借鉴 Demir(2009)^[23]、张成思和张步云(2016)的研究^[8],构建如下模型:

$$Fin_{it} = \beta_0 + \beta_1 LS_{it} + \beta_j Control_{it} + \sum Year + \sum Industry + \epsilon_{it} \quad (1)$$

模型(1)中, i 和 t 分别表示公司和年份, ϵ 为模型残差, Fin 为企业金融化程度的代理变量, LS 为连锁股东的代理变量。各指标的具体构建方法如下:

1.被解释变量(Fin)

借鉴现有研究^{[7][23]},本文将交易性金融资产、衍生金融工具、债权投资、其他债权投资、其他权益工具投资、发放贷款及垫款、长期股权投资以及投资性房地产纳入金融资产的统计范畴,将其与企业资产总额之比度量企业金融化程度。

2.解释变量(LS)

连锁股东是指本公司的大股东同时也是同行业其他公司的大股东,此处大股东是指季度层面持股比例不低于 5%的股东,以 5%为界是因为现有研究及相关法规条例认为持股比例高于 5%的股东对公司的经营管理会产生重大影响^②。参考现有研究^{[3][24]},本文从三个层面构建连锁股东衡量指标:(1)连锁股东的数量($LSnum$),对季度层面连锁股东数目求年度均值^③;(2)连锁股东持有的同行业其他公司的数量($LSscnum$),等于每家上市公司连锁股东持有同行业其他公司的总数;(3)连锁股东虚拟变量($LSdum$),当公司存在连锁股东时 $LSdum$ 取 1,否则为 0。

3.控制变量($Control$)

借鉴相关研究,本文还控制了企业规模($Size$)、企业年龄(Age)、资产负债率(Lev)、经营现金流(CF)、净资产收益率(Roe)、固定资产比率(PPE)、董事会规模($Dsize$)、独立董事比例(Dir)、监事会规模($Ssize$)以及年度和行业的影响。本文主要变量定义如表 1 所示。

四、实证检验结果与分析

(一)描述性统计

从表 2 的描述性统计可知,我国企业金融化水平的最大值为 0.532,最小值趋于 0,均值为 0.069,中位数为 0.030,标准差为 0.100,表明样本企业存在不同程度的金融化水平,且企业间存在较大的差异。从构建的连锁股东指标来看,我国有 14.6%的企业存在连锁股东($LSdum$ 均值为 0.146),一个公司平均可持有 1 个连锁股东($LSnum$ 均值为 0.096),最多存在 4 个连锁股东($LSnum$ 最大值为

1.386)。连锁股东数量(LSnum)的标准差为 0.239,表明企业间连锁股东特性存在较大差异。其他变量与现有研究基本一致,此处不再赘述。

表 1 主要变量定义

变量名称	变量符号	变量定义
企业金融化程度	Fin	(交易性金融资产+衍生金融工具+发放贷款及垫款+债权投资+其他债权投资+其他权益工具投资+长期股权投资+投资性房地产净额)/年末资产总额
连锁股东数量	LSnum	对季度层面连锁股东数目求年度均值,并加 1 取自然对数
连锁股东持股公司的数量	LScnum	上市公司连锁股东持有同行业其他公司的总数取自然对数
连锁股东虚拟变量	LSdum	当公司存在连锁股东时取值为 1,否则为 0
企业规模	Size	企业年末资产总额的自然对数
企业年龄	Age	公司成立之日至当期年数
资产负债率	Lev	年末负债总额/年末资产总额
经营现金流	CF	年末经营活动产生的现金净额/年末资产总额
净资产收益率	Roe	净利润/股东权益平均余额
固定资产比率	PPE	年末非流动资产总额/年末资产总额
董事会规模	Dsize	董事会人数取自然对数
独立董事比率	Dir	独立董事/董事人数
监事会规模	Ssize	监事会人数取自然对数

表 2 样本描述性统计

变量	样本数	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
Fin	21030	0.069	0.100	0.000	0.030	0.532
LSnum	21030	0.096	0.239	0.000	0.000	1.386
LScnum	21030	0.272	0.725	0.000	0.000	3.584
LSdum	21030	0.146	0.353	0.000	0.000	1.000
Size	21030	22.230	1.291	20.010	22.040	26.230
Age	21030	9.772	6.875	1.000	8.000	25.000
Lev	21030	0.422	0.200	0.052	0.418	0.848
CF	21030	0.050	0.068	-0.145	0.049	0.244
Roe	21030	0.082	0.073	-0.196	0.075	0.310
PPE	21030	0.431	0.205	0.044	0.414	0.909
Dsize	21030	2.256	0.177	1.792	2.303	2.773
Dir	21030	0.374	0.053	0.333	0.333	0.571
Ssize	21030	1.507	0.202	1.386	1.386	2.079

(二)基本回归分析

表 3 报告了连锁股东对企业金融化的影响,其中列(1)~(3)为未控制年度行业的回归结果,列(4)~(6)为控制年度行业的回归结果。从结果可以看出,无论是否控制行业年度,连锁股东数量(LSnum)、连锁股东持股同行业公司数量(LScnum)以及连锁股东虚拟变量(LSdum)的回归系数均在 1%的水平上显著为负,表明连锁股东可以抑制企业金融化程度。从经济意义来看,列(6)中 LSdum 的回归系数为-0.006,说明相比不存在连锁股东的企业,具有连锁股东的企业金融化程度相对其标准差降低 6%(-0.006/0.100,其中 0.100 为企业金融化程度的标准差),即连锁股东的存在有助于降低企业的金融化程度。列(4)~(5)中 LSnum 和 LScnum 的回归系数分别为-0.010 和-0.004,说明连锁股东数量(LSnum)每提高一个标准差,企业金融化相对标准差降低 10%(-0.010/0.100),连锁股东持股公司数量(LScnum)每提高一个标准差,企业金融化相对标准差降低 4%(-0.004/0.100)。这意味着连锁股东数量以及连锁股东持股同行公司数量越多,企业金融化程度越低。综合上述分析可知,连锁股东可以通过资源与治理等方面的优势,有效降低企业的金融化程度,支持了研究假设 H1a。

(三)稳健性检验

1.内生性检验

上文研究表明连锁股东对企业金融化具有抑制作用,但该结论依然可能面临内生性问题的干扰。

表 3 连锁股东与企业金融化的基本回归

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Fin	Fin	Fin	Fin	Fin	Fin
LSnum	-0.020 *** (-7.39)			-0.010 *** (-4.02)		
LScnum		-0.007 *** (-7.81)			-0.004 *** (-4.19)	
LSdum			-0.013 *** (-7.08)			-0.006 *** (-3.65)
Constant	0.073 *** (4.22)	0.066 *** (3.80)	0.073 *** (4.26)	0.067 *** (3.79)	0.064 *** (3.58)	0.068 *** (3.86)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year/ Ind	No	No	No	Yes	Yes	Yes
观测值	21030	21030	21030	21030	21030	21030
Adj_R ²	0.158	0.159	0.158	0.237	0.237	0.237

注:***、**和*分别代表在1%、5%和10%的水平上显著,括号内为相应系数的t值,下表同。

一方面,基本回归中可能存在遗漏变量的问题,尽管已对影响企业的宏微观因素加以控制,但仍可能存在未加以考虑的影响因素;另一方面,可能存在互为因果的问题,连锁股东的资源效应和治理效应会降低企业金融化程度,但实业投资与金融投资比例相对完善的企业亦会更加受到投资者的青睐。因此,为缓解内生性问题可能对研究结论的影响,本文采取以下方法进行检验:

(1)替换回归模型。构建模型(2)以排除遗漏变量的影响。

$$Fin_{it} = \beta_0 + \beta_1 LS_{it} + \beta_2 \Delta Control_{it} + \sum Year + \sum Industry + \epsilon_{it} \quad (2)$$

模型(2)中, $\Delta Control$ 为i公司第t年期末与期初相关变量的变动值,检验结果如表4列(1)~(3)所示。从回归结果可以看出,即便考虑遗漏变量问题对回归结果的影响,连锁股东对企业金融化依然具有抑制作用,与基本回归结果一致。

(2)Heckman两阶段模型。为排除样本自选择所引起的估计偏误,本文采用Heckman两阶段模型加以检验。第一阶段回归中,构建Probit回归模型以考察公司上一期的财务变量和公司治理变量与其下一期是否存在连锁股东之间的相关性,具体模型如下:

$$LSdum_{it} = \beta_0 + \beta_1 Control_{it-1} + \epsilon_{it} \quad (3)$$

模型(3)中,LSdum为是否存在连锁股东的虚拟变量,Control为模型(1)中滞后一期的控制变量, ϵ 为残差,之所以选择滞后一期的控制变量,是因为股东投资与否主要取决于企业上一期的经营状况,在此基础上构建逆米尔斯比率(IMR)。在第二阶段回归中将IMR作为控制变量加入基本回归中,以纠正潜在的选择性偏差对本文研究结论的干扰,回归结果如表4列(4)~(6)所示。其中,逆米尔斯比率(IMR)与企业金融化(Fin)显著负相关,说明样本存在自选择问题。因此,排除样本自选择问题是有必要的,结果显示,在排除样本自选择后连锁股东的回归系数均显著为负,与基本回归结果保持一致。

(3)双重差分检验(DID)。为进一步排除内生性问题的影响,参照杨兴全等(2018)的研究^[25],构建如下DID模型:

$$Fin_{it} = \beta_0 + \beta_1 treat_i \times post + \beta_2 treat_i + \beta_3 Control_{it} + \sum Year + \sum Industry + \epsilon_{it} \quad (4)$$

模型(4)中,treat为组间虚拟变量,连锁股东(LS)从无变为有treat取1,否则为0(变更前后均无连锁股东),删除样本期间连锁股东从无到有再到无的多次发生变化样本;post为时间虚拟变量,连锁

表 4

内生性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	替换回归模型			Heckman 两阶段模型			DID	PSM-DID
	Fin	Fin	Fin	Fin	Fin	Fin	Fin	Fin
L.Snum	-0.014*** (-5.18)			-0.012*** (-4.04)				
L.Senum		-0.001*** (-4.32)			-0.004*** (-4.30)			
L.Sdum			-0.009*** (-5.11)			-0.008*** (-3.75)		
IMR				-0.145*** (-13.57)	-0.145*** (-13.59)	-0.145*** (-13.56)		
treat×post							-0.002** (-2.86)	-0.002** (-2.85)
treat							-0.005*** (-7.73)	-0.005*** (-7.82)
Constant	0.037*** (7.18)	0.037*** (7.10)	0.037*** (7.19)	1.053*** (14.17)	1.051*** (14.14)	1.054*** (14.18)	0.015 (0.84)	0.014 (0.78)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year/ Ind	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	20976	20976	20976	17173	17173	17173	18762	18734
Adj_R ²	0.148	0.147	0.148	0.243	0.243	0.243	0.085	0.085

股东从无变为有之后的年度为 1, 否则为 0。回归结果如表 4 列(7)所示, 从结果可以看出, 即使考虑内生性的影响, 连锁股东对企业金融化的抑制作用依旧显著(treat×post 的回归系数在 5% 的水平上显著为负)。

(4) 倾向得分匹配法(PSM-DID)。考虑到连锁股东产生之前控制组与实验组的金融化程度存在差异, 连锁股东的存在可能并非随机的。本文在双重差分模型的基础上, 采用倾向得分匹配法, 并根据企业规模(Size)、企业年龄(Age)、资产负债率(Lev)、净资产收益率(Roe)等因素按照 1:1 最近邻无放回原则为实验组匹配相应的控制组, 最终得到匹配样本 18734 个。然后运用匹配样本重新对模型(4)进行检验, 结果如表 4 的列(8)所示, 研究结论依旧成立。

2. 其他稳健性检验

(1) 控制行业年度趋势。因煤炭、钢铁等行业存在周期性规律, 加之企业金融化程度可能随着国家有关宏观经济政策的出台而产生明显变化, 投资者也会因上述因素而改变投资, 进而对金融化产生有偏的影响。因此, 为控制经济政策等宏观影响因素, 本文借鉴潘越等(2020)的研究^[3], 在模型(1)的基础上进一步控制行业乘以年度的固定效应, 尽可能地消除宏观因素对研究结果的影响。回归结果如表 5 列(1)~(3)所示, 从结果可以看出, 即使考虑各种宏观因素对回归结果的影响, 连锁股东依然可以降低企业金融化程度, 与基本回归结果一致。

(2) 替换相关变量。为排除金融化指标选取偏误对本文结果的干扰, 采用经行业年度均值调整后的企业金融化程度(DFin)以及不包含长期股权投资和投资性房地产的金融化程度(Fin1, $Fin1 = (\text{交易性金融资产} + \text{衍生金融工具} + \text{发放贷款及垫款} + \text{债权投资} + \text{其他债权投资} + \text{其他权益工具投资}) / \text{年末资产总额}$)作为企业金融化的替代变量, 对模型(1)重新回归检验。回归结果如表 5 列(4)~(9)所示, 结论与上文结果一致。为排除连锁股东指标选取偏误对研究结果的影响, 采用以下三种方法更换连锁股东变量: 一是采用每个连锁股东平均持有同行业其他公司的数目(LSanum), 等于 LScnum 与 LSnum 的比值; 二是测度连锁股东的股权持有时间(LSleng)并加 1 取自然对数; 三是改变股东的

界定门槛,将连锁股东的持股比例上提至 10%。回归结果如表 6 列(1)~(5)所示,从结果可以看出,本文研究结论不变。

(3)采用固定效应模型。为排除公司个体特征所引起的偏误,本文采用个体固定效应模型重新验证,回归结果如表 6 列(6)~(8)所示,从结果可以看出,本文结论仍然成立。

表 5 稳健性检验:考虑行业趋势及替换被解释变量

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	控制行业年度趋势			替换被解释变量					
	Fin	Fin	Fin	DFin	DFin	DFin	Fin1	Fin1	Fin1
LSdum	-0.006*** (-3.39)			-0.006*** (-3.54)			-0.005*** (-5.11)		
LSnum		-0.010*** (-3.71)			-0.010*** (-3.90)			-0.008*** (-5.42)	
LSscnum			-0.004*** (-3.97)			-0.004*** (-4.00)			-0.002*** (-4.94)
控制变量	0.061** (2.24)	0.059** (2.20)	0.056** (2.08)	0.006 (0.36)	0.005 (0.30)	0.002 (0.12)	0.018* (1.77)	0.018* (1.73)	0.017 (1.59)
Control	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Year/ Ind	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
观测值	21030	21030	21030	21030	21030	21030	21030	21030	21030
Adj_R ²	0.248	0.248	0.248	0.160	0.160	0.160	0.083	0.083	0.083

表 6 稳健性检验:替换解释变量、控制个体固定效应与排除金融危机的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
	更改连锁股东测度方式		提升连锁股东界定门槛			个体固定效应			排除金融危机的影响		
	Fin	Fin	Fin	Fin	Fin	Fin	Fin	Fin	Fin_dum	Fin_dum	Fin_dum
LSdum	-0.003*** (-3.47)										
LSleng		-0.003*** (-3.73)									
LSdum			-0.006*** (-3.33)			-0.003* (-1.86)			-0.025*** (-7.08)		
LSnum				-0.010*** (-3.71)			-0.005** (-2.16)			-0.005* (-1.91)	
LSscnum					-0.003*** (-3.99)			-0.001* (-1.76)			-0.004*** (-5.96)
Constant	0.067*** (3.90)	0.069*** (4.03)	0.071*** (3.99)	0.070*** (3.92)	0.066*** (3.70)	0.037* (1.70)	0.037* (1.72)	0.037* (1.71)	0.058** (1.96)	1.055*** (10.75)	1.540*** (15.80)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Year/ Ind	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Firm	NO	NO	NO	NO	NO	YES	YES	YES	NO	NO	NO
观测值	21030	21030	20780	20780	20780	21030	21030	21030	21030	21030	21030
Adj_R ²	0.237	0.237	0.237	0.237	0.237	0.082	0.082	0.082	0.242	0.247	0.257

(4)排除金融危机的影响。为排除 2008 年全球金融危机带来的持续性影响,本文参考 Cui 等(2018)的研究^[26],以当年是否受国际金融危机影响构建虚拟变量 Fin_dum,当样本期处于 2009~2013 年时,Fin_dum 取值为 1,否则 Fin_dum 取值为 0,重新对模型(1)进行回归。回归结果如表 6 列(9)~(10)所示,从结果可以看出,本文研究结论不变。

五、机制分析与扩展性检验

上述研究表明连锁股东抑制了企业金融化行为,本部分将对连锁股东的抑制效应进行深入剖析,以期阐明连锁股东的影响机理以及这种影响因金融背景、股权性质和治理方式的不同呈现何种差异。在此基础上,本文还尝试分析连锁股东的金融化抑制作用对企业金融资产结构等资产布局的影响。

(一)影响机制分析

连锁股东对企业金融化的抑制作用表明,连锁股东的资源优势、信息优势以及治理优势可以有效降低企业金融化水平。因此,本文认为缓解融资约束、提高公司治理水平是连锁股东影响金融化的具体作用路径。为此,本文借鉴温忠麟等(2014)的中介效应检验模型^[27],以融资约束(KZ指数)和在职消费(Perk)为中介变量,构建如下中介效应检验模型:

$$\text{Med}_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{LS}_{it} + \alpha_j \text{Control}_{it} + \sum \text{Year} + \sum \text{Industry} + \epsilon_{it} \quad (5)$$

$$\text{Fin}_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 \text{LS}_{it} + \gamma_2 \text{Med}_{it} + \gamma_j \text{Control}_{it} + \sum \text{Year} + \sum \text{Industry} + \epsilon_{it} \quad (6)$$

模型(5)中,Med代表连锁股东影响企业金融化的中介因子,包含KZ指数^{[28]④}和在职消费(Perk)^{[29]⑤}两个指标,并按照以下步骤进行检验:首先对模型(1)进行回归,在 β_1 显著的前提下,再对模型(5)和模型(6)进行检验(第一步在表3中已进行列示)。若 α_1 和 γ_2 均显著,表明融资约束和公司治理水平确实为连锁股东影响企业金融化的具体作用渠道。此时,若 γ_1 显著(不显著),表明融资约束和公司治理水平是连锁股东影响企业金融化的部分(完全)中介因子。具体检验结果如表7所示,限于篇幅,后续检验只保留一个解释变量(LSnum)^⑥。

表7为机制检验结果,列(1)~(2)为连锁股东资源效应路径,列(3)~(4)为公司治理路径。列(1)中连锁股东(LSnum)的回归系数 α_1 在5%的水平上显著为负,意味着连锁股东可借助其资源信息优势有效缓解企业融资约束。列(2)中连锁股东(LSnum)的回归系数 γ_1 为-0.011,融资约束(KZ)的回归系数 γ_2 为0.001,且均在1%的水平上显著,表明连锁股东可以通过缓解企业融资约束降低企业金融化水平,且融资约束是连锁股东影响企业金融化的部分中介因子。从经济效应来看,融资约束占总效应的比例为1% $(-0.087 \times 0.001 / -0.010)$,其中,-0.010为表3第(4)列中连锁股东与企业金融化的回归系数)。列(3)中连锁股东(LSnum)的回归系数 α_1 在1%的水平上显著为负,说明连锁股东可抑制管理层自利行为,缓解代理冲突,优化公司治理水平。列(4)中连锁股东(LSnum)的回归系数 γ_1 为-0.010,在职消费(Perk)的回归系数 γ_2 为0.001,且均在1%的水平上显著,表明在职消费是连锁股东影响企业金融化的部分中介因子。从经济效应来看,公司治理占总效应的比例为2.5% $(-0.249 \times 0.001 / -0.010)$ 。

表7 连锁股东与企业金融化:机制检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	融资约束		代理成本	
	KZ	Fin	Perk	Fin
LSnum	-0.087** (-2.23)	-0.011*** (-3.91)	-0.249*** (-2.83)	-0.010*** (-3.90)
KZ		0.001*** (3.44)		
Perk				0.001*** (4.26)
Constant	5.606*** (10.53)	0.053*** (3.00)	0.654(1.60)	0.066*** (3.75)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
Year/ Ind	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	21030	21030	21030	21030
Adj_R ²	0.134	0.237	0.213	0.237

(二)异质性分析

1.金融背景、连锁股东与企业金融化

具有金融背景的连锁股东可能更具融资优势,企业可以通过连锁股东的“金融圈”获取所需资金。连锁股东的金融背景可以帮助企业更全面地了解金融机构的信息要求,有针对性地满足银行等融资机构的需求,从而有助于促成企业与金融机构达成借贷合约^[30]。因此,具有金融背景的连锁股东可以缓解企业融资约束,进而抑制企业基于预防性动机而进行的金融投资行为。换言之,具备金融背景的连锁股东更能凸显对金融化“蓄水池”效应的替代作用。此外,拥有金融背景的连锁股东,在金融工具投资策略与风险识别等方面有较高认知,资金运作也更加规范,可以更加准确地识别管理层金融投资的套利行为,并对企业投融资行为给予有效指导。基于以上分析,本文认为具有金融背景的连锁股东对企业金融化的抑制效果更为明显。为验证该猜想,本文进一步对连锁股东的金融背景加以区分,当连锁股东为银行、证券机构等金融部门时判定为具有金融背景;当连锁股东为自然人时,若具有银行等金融机构的工作经验则判定为具有金融背景,否则判定为无金融背景。表8列(1)~(2)为金融背景异质性的检验结果,通过比较连锁股东(LSnum)的回归系数可知,有金融背景组中连锁股东(LSnum)的回归系数更显著,绝对值更大,且两组之间具有显著的差异(Difference 检验 P 值<0.01)。综合比较可以发现,具有金融背景的连锁股东更有助于降低企业的金融化水平。

表 8 连锁股东与企业金融化:异质性分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	金融背景		股权性质		委派董事	
	有金融背景	无金融背景	国有企业	非国有企业	有委派董事	无委派董事
LSnum	-0.020*** (-3.26)	-0.005 (-1.64)	-0.009*** (-2.85)	-0.005 (-0.74)	-0.023** (-2.53)	-0.010 (-1.54)
Constant	0.068 (1.00)	0.041** (2.30)	0.068*** (3.01)	-0.034 (-1.13)	0.069 (1.63)	0.166*** (3.31)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year/ Ind	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	1676	19354	9330	11700	2046	18984
Adj_R ²	0.355	0.228	0.299	0.201	0.304	0.237
Difference	p=0.000, chi ² =107.81		p=0.000, chi ² =289.14		p=0.000, chi ² =370.17	

2.股权性质、连锁股东与企业金融化

在我国特殊的制度背景下,不同产权性质的企业存在明显的资源禀赋差异。一方面,国有企业肩负稳定就业、造福社会的政策性任务,并没有过多的资源进行投资获利;另一方面,我国银行等金融机构往往对国有企业“偏爱有加”。故当连锁股东为国有企业时,企业能有效解决融资约束问题,实现资源互享,满足企业资金、资源等成长性需求,从而更有助于降低预防性动机下的金融投资行为。综上分析,连锁股东的国有背景更利于发挥其资源优势,更能发挥企业间的“桥梁”作用。为验证该猜想,本文对连锁股东的股权性质是否为国有企业进行判定,如果企业连锁股东中存在国有企业则判断为有国有企业性质,否则为无。表8列(3)~(4)为股权性质差异的检验结果,通过比较连锁股东(LSnum)的回归系数可以看出,国有企业中连锁股东(LSnum)的回归系数更显著,绝对值更大,且两组之间具有显著差异(Difference 检验 P 值<0.01)。这意味着具有国有企业背景的连锁股东更能抑制企业金融化水平。

3.委派董事、连锁股东与企业金融化

考虑到连锁股东不仅为企业带来资源和信息优势,为防止自身利益受损还具有强烈的公司治理动机。为更好地发挥连锁股东的监督治理效应,联结企业往往委派董事参与企业的管理。一般而言,

委派的董事会通过提案、投票等方式参与经营决策。根据连锁股东的作用机制,其是否通过委派董事对企业的金融化决策产生影响呢?本文借鉴蔡贵龙等(2018)的研究^[31],手工整理了连锁股东向上市公司委派董事的数量,并除以非独立董事数量总额,得到连锁股东委派董事变量。表8列(5)~(6)为委派董事的检验结果,通过比较连锁股东(LSnum)的回归系数可以看出,存在委派董事企业中连锁股东(LSnum)的回归系数更显著,绝对值更大,且两组之间具有显著差异(Difference 检验 P 值<0.01)。该结果说明连锁股东委派董事更利于其发挥监督治理作用,从而达到抑制企业金融化的目的。

(三)扩展性分析

1. 连锁股东与企业金融资产结构

无论是出于预防性动机还是投机性动机,企业都将倾向于投资期限短、变现快的短期金融资产。企业为满足资产流动性要求,防范投资风险,将资金配置于不同期限的金融资产,而短期金融资产是解决企业融资约束的重要手段^{[32][33]}。上文研究发现,连锁股东会对金融化的投机性动机进行有效替代,那么连锁股东对企业金融化的影响可能主要作用于短期金融资产上。为此,本文将模型(1)的被解释变量替换为短期金融资产投资(Fin_short,等于(交易性金融资产+衍生金融工具+发放贷款及垫款+其他债权投资+其他权益工具投资)/年末资产总额)和长期金融资产(Fin_long,等于(债权投资+长期股权投资+投资性房地产净额)/年末资产总额)。表9列(1)~(2)表明,相较于长期金融资产(Fin_long),连锁股东对短期金融资产(Fin_short)的影响更显著,表明连锁股东对企业金融化的影响主要源于对短期金融资产的抑制。

表9 连锁股东与企业金融化:扩展性分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	Fin_short	Fin_long	Cash	R&D
LSnum	-0.006*** (-4.91)	-0.003(-1.28)	0.001(0.30)	-0.007*** (-3.64)
Fin×LSnum			0.076** (2.17)	0.045** (2.23)
Fin			-0.203*** (-23.58)	-0.091*** (-24.47)
Constant	0.014(1.54)	0.046*** (3.27)	0.288*** (13.61)	0.065*** (7.34)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
Year/ Ind	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	21030	21030	21030	21030
Adj_R ²	0.090	0.236	0.267	0.214

2. 连锁股东、金融化与现金资产

企业持有一定量的现金用于满足日常交易、预防及投机需要,而企业金融化与现金资产类似,均具有预防性的作用,但金融资产更有助于企业分散风险,获取更高的利益。因此,金融化程度相对较高的公司一般具有较低的现金资产。上文研究发现,连锁股东会抑制企业金融化,减少短期金融资产,那么企业是否将这些金融资产变现从而增加企业的现金资产呢?为此本文构建模型(7)来验证上述疑问,模型(7)中Cash为现金资产,等于期末货币资金除以期末资产总额,Fin×LSnum为交乘项。表9列(3)中连锁股东与金融化交乘项(Fin×LSnum)的回归系数为0.076,且在5%的水平上显著,表明连锁股东抑制金融化的同时会促使企业将金融资产变现。

$$Cash_{it} = \beta_0 + \beta_1 LS_{it} + \beta_2 LS_{it} \times Fin_{it} + \beta_3 Fin_{it} + \beta_4 Control_{it} + \sum Year + \sum Industry + \epsilon_{it} \quad (7)$$

3. 连锁股东、金融化与创新性资产

创新是驱动国家经济增长的主要内生变量,也是企业在产品市场竞争中实现突围的根本之路,而内部资本是企业创新的重要投入要素^[34]。资源基础理论认为,在资源受限的情形下,企业金融化势必会挤占研发资金,并且短期谋利的金融投机行为会使企业发展停滞,缺乏创新活力^[35]。那么连锁股东通过减少金融资金投放是否会释放一部分资金用于企业创新呢?为此,本文将模型(7)中的被解

释变量替换为创新性资产(R&D,等于期末无形资产净额除以期末资产总额)。从表9第(4)列中可以看出,连锁股东与金融化交乘项(Fin×LSnum)的回归系数为0.045,且在5%的水平上显著,意味着连锁股东通过挤出金融化投资提升了企业创新水平。

六、结论与启示

近年来,连锁股东在行业内进行缔结的现象在企业内部快速发展,由于国内外研究起步较晚且数据收集繁琐,现有研究并未对其进行充分探讨。本文从抑制和促进双重视角研究了连锁股东对企业金融化的影响,研究结果表明:连锁股东可以有效抑制企业金融化程度,改变企业脱实向虚的现状,且经过一系列内生性检验以及控制行业年度、更换衡量指标等稳健性检验之后该结论依旧成立。机制检验发现,融资约束和公司治理水平是连锁股东影响企业金融化的重要作用途径。区分样本发现,连锁股东具有金融背景、国有企业性质以及委派董事时更有助于抑制企业金融化。进一步研究发现,连锁股东对企业金融化程度的抑制主要源于对短期金融资产投资行为的抑制,且连锁股东在挤出金融资产投资的同时亦会导致企业现金水平与创新性资产的提升。

本文研究有助于深入剖析连锁股东的作用效果及影响途径,为防范金融风险以及促进企业稳定发展具有一定启示和借鉴作用:第一,连锁股东作为企业间股东缔结的主要方式,为企业带来丰厚的资源、知识和经验的同时,亦会触发企业间金融传染效应及股东合谋逐利效应,进而促进企业金融化,引致资产泡沫化。因此,不仅要重视连锁股东的经济价值,还要对连锁股东缔结的动机进行甄别,谨慎取舍。第二,吸纳连锁股东时要注重其股权性质及行业背景等异质性特征,要对其信用、资源、背景等方面做全面考察。比如企业可以选择金融背景的连锁股东,此类连锁股东在投资运作方面具有更高的认知和更规范的操作;企业也可以选择国有背景的股东,为企业扩大隐性资源。此外,企业亦可挑选实实在在参与企业经营管理的连锁股东,通过委派相关高管或董事参与公司治理以更好地规范企业的金融投资行为。第三,政府监管部门应对连锁股东的形成通过法规条例进行规范,并通过相应的信息披露方式加以监督。具体而言,政府监管部门应对连锁股东的形成细则进行明确规定,对股东的投资比例、资源运用、背景性质等情况做出详细规定。同时,也应完善连锁股东的信息披露机制,对连锁股东的资信、背景性质等情况进行详细披露,提高信息透明度,以便投资者更快捷地了解相关信息。最后,企业应培育科学的投资理念,合理配置金融资产结构,监管现金资产流向,引导资金下沉实业,确保企业发展行稳致远。

注释:

①数据来源:根据国泰安数据库整理而来(LSdum均值为0.146)。

②除控股股东及实际控制人外,股权超过5%的股东对企业的经营决策具有重大影响,因此我国围绕5%的股权做出了诸多限制。《中华人民共和国证券法》在信息披露、股权转让协议、员工持股计划等方面做出了具体规定。譬如,当投资者或一致行动人持股超过5%以后,应当在该交易发生3日内编制权益变动报告书向证监会、证交所提交书面报告,并在该期间禁止交易。

③本文之所以取季度层面连锁股东数目的年度均值,源于股东的持股水平、持仓意愿在一年内会发生一定变化,以年末持股比例作为标准具有一定的局限性,而季度层面可以更全面地衡量连锁股东的数量。本文的股东是指公司大股东,大股东的持股比例不会每月都发生较大幅度的变化,因此参考现有研究采用季度层面的连锁股东数据,并取其年度均值作为衡量指标。

④参考魏志华等(2014)的研究设计KZ指数,构建步骤如下:1.将经营活动现金流(CF)、现金持有水平(Cash)、现金股利(Div)、资产负债率(Lev)、企业价值(TQ)按其中位数进行分组。若CF小于其中位数KZ1取1,否则为0;若Cash小于其中位数KZ2取1,否则为0;若Div小于其中位数KZ3取1,否则为0;如果Lev大于其中位数KZ4取1,否则为0;若TQ大于其中位数KZ5取1,否则为0。2.取 $KZ = KZ1 + KZ2 + KZ3 + KZ4 + KZ5$ 。3.以KZ为因变量,CF、Cash、Div、Lev、TQ为自变量,采用Logit模型进行估计,得到各变量估计系数。4.将回归系数带入回归模型计算每个公司的KZ值,KZ值越大,公司面临的融资约束越高。

⑤参考王化成(2019)的研究设计在职消费(Perk)变量,构建方法如下:将管理费用扣除董监高薪酬和无形资产摊销等明显不属于在职消费项目后的剩余金额作为管理者在职消费总额,并进行标准化处理。

⑥限于篇幅,连锁股东代理指标LSnum和LSdum的检验结果未披露,留存备案。

参考文献:

[1]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):

- [2] He, J. J., Huang, J., Zhao, S. Internalizing Governance Externalities: The Role of Institutional Cross-ownership[J]. *Journal of Financial Economics*, 2019, 134(2): 400—418.
- [3] 潘越, 汤旭东, 宁博, 杨玲玲. 连锁股东与企业投资效率: 治理协同还是竞争合谋[J]. *中国工业经济*, 2020(2): 136—164.
- [4] Brooks, C., Chen, Z., Zeng, Y. Institutional Cross-ownership and Corporate Strategy: The Case of Mergers and Acquisitions[J]. *Journal of Corporate Finance*, 2018, 48(1): 187—216.
- [5] Hansen, R. G., Lott, J. R. Externalities and Corporate Objectives in a World with Diversified Shareholder Consumers[J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 1996, 31(1): 43—68.
- [6] Antón, M., Ederer, F., Giné, M., Schmalz, M. C. Common Ownership, Competition, and Top Management Incentives[Z]. *Ross School of Business Paper*, 2018.
- [7] 刘珺, 盛宏清, 马岩. 企业部门参与影子银行业务机制及社会福利损失模型分析[J]. *金融研究*, 2014(5): 96—109.
- [8] 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]. *经济研究*, 2016(12): 32—46.
- [9] 彭俞超, 韩珣, 李建军. 经济政策不确定性与企业金融化[J]. *中国工业经济*, 2018(1): 137—155.
- [10] 叶永卫, 李增福. 国企“混改”与企业金融资产配置[J]. *金融研究*, 2021(3): 114—131.
- [11] 杨兴全, 张方越, 杨征. 社会资本与企业金融化: 正向助推还是负向抑制[J]. *现代财经*, 2021(4): 3—17.
- [12] He, J., Huang, J. Product Market Competition in a World of Cross-Ownership: Evidence from Institutional Blockholdings[J]. *Review of Financial Studies*, 2017, 30(8): 2674—2718.
- [13] Azar, J., Schmalz, M. C., Tecu, I. Anticompetitive Effects of Common Ownership[J]. *Journal of Finance*, 2018, 73(4): 1513—1565.
- [14] Kang, J. K., Luo, J., Na, H. S. Are Institutional Investors with Multiple Blockholdings Effective Monitors[J]. *Journal of Financial Economics*, 2018, 128(3): 576—602.
- [15] Almeida, H., Campello, M., Weisbach, M. S. The Cash Flow Sensitivity of Cash[J]. *The Journal of Finance*, 2004, 59(4): 1777—1804.
- [16] 严苏艳. 共有股东与企业创新投入[J]. *审计与经济研究*, 2019(5): 85—95.
- [17] Banerjee, A. V. A Simple Model of Herd Behavior[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 1992, 107(3): 797—817.
- [18] Jensen, M. C., Meckling, W. H. Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure[J]. *SSRN Electronic Journal*, 1976, 3(4): 305—360.
- [19] 徐经长, 曾雪云. 公允价值计量与管理层薪酬契约[J]. *会计研究*, 2010(3): 12—19.
- [20] Armstrong, C. S., Guay, W. R., Peter, W. J. The Role of Information and Financial Reporting in Corporate Governance and Debt Contracting[J]. *SSRN Electronic Journal*, 2010, 50(4): 179—234.
- [21] 李涛. 社会互动、信任与股市参与[J]. *经济研究*, 2006(1): 34—45.
- [22] 夏子航. 企业金融化同群效应: “取长补短”抑或“盲目跟风”? [J]. *中南财经政法大学学报*, 2021(4): 74—88.
- [23] Demir, F. Financial Liberalization, Private Investment and Portfolio Choice: Financialization of Real Sectors in Emerging Markets[J]. *Journal of Development Economics*, 2009, 88(2): 314—324.
- [24] Chen, Y., Li, Q., Ng, J. Institutional Cross-Ownership and Corporate Financing of Investment Opportunities[Z]. *SSRN Working Paper*, 2018.
- [25] 杨兴全, 尹兴强, 孟庆玺. 谁更趋多元化经营: 产业政策扶持企业抑或非扶持企业? [J]. *经济研究*, 2018(9): 133—150.
- [26] Cui, C., John, K., Pang, J., Wu, H. Employment Protection and Corporate Cash Holdings: Evidence from China's Labor Contract Law[J]. *Journal of Banking and Finance*, 2018, 92(8): 182—194.
- [27] 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(5): 731—745.
- [28] 魏志华, 曾爱民, 李博. 金融生态环境与企业融资约束——基于中国上市公司的实证研究[J]. *会计研究*, 2014(5): 73—80.

- [29] 王化成,高鹏,张修平.企业战略影响超额在职消费吗? [J].会计研究,2019(3):40—46.
- [30] 邓建平,曾勇.金融关联能否缓解民营企业的融资约束[J].金融研究,2011(8):78—92.
- [31] 蔡贵龙,柳建华,马新啸.非国有股东治理与国企高管薪酬激励[J].管理世界,2018(5):137—149.
- [32] 杨箐,刘放,王红建.企业交易性金融资产配置:资金储备还是投机行为? [J].管理评论,2017(2):13—25.
- [33] 陈曦明,黄伟,孙燕.金融市场风险、企业金融化与企业固定资产投资效率[J].商业研究,2021(3):65—72.
- [34] Himmelberg, C. P., Petersen, B. C. R&D and Internal Finance: A Panel Study of Small Firms in High-Tech Industries[J]. The Review of Economics and Statistics, 1994,76(1): 38—51.
- [35] 潘海英,王春风.实体企业金融化抑制了企业创新吗? ——基于高质量发展背景下企业创新双元视角[J].南京审计大学学报,2020(2):49—58.

Cross-Ownership and Corporate Financialization: Suppress or Promote

YANG Xingquan ZHANG Jiyuan

(School of Economics and Management/Research Center of Governance and Management
Innovation, Shihezi University, Shihezi 832000, China)

Abstract: As the financialized development of listed enterprises in China has attracted much attention, how to restrain it and better serve the real economy is the key to promote the high-quality development of national economy. Using the data of Chinese A-share listed companies from 2009 to 2019 as research samples, this paper studies the influence and channels of cross-ownership on the financialization of enterprises from the perspectives of suppression and promotion. The research results show that cross-ownership can effectively restrain the degree of financialization of enterprises. The mechanism test finds that cross-ownership mainly inhibits enterprise financialization by alleviating financing constraints and agency problems. The expansibility test shows that the cross-ownership with financial background and state-owned enterprise ownership and as appointed directors is more conducive to restrain the development of corporate financialization. In addition, the cross-ownership has a significant restraining effect on short-term financial assets, and while the cross-ownership crowds out the investment of financial assets, it also leads to the increase of cash assets and innovative assets. The research conclusion of this paper not only enriches the theoretical research on cross-ownership and financialization of enterprises, but also provides experiences for improving corporate governance mechanism, guiding capital to serve industry and preventing financial risks.

Key words: Cross-ownership; Corporate Financialization; Financial Asset Allocation; Financing Constraints; Corporate Governance

(责任编辑:胡浩志)