

DOI: 10.16538/j.cnki.fem.20231218.201

联合授信制度对企业“脱实向虚”的治理效应

——来自中国《联合授信管理办法》准自然实验的经验证据

沈璐, 向锐, 林融玉

(四川大学 商学院, 四川 成都 610064)

摘要: 振兴实体经济、防范“脱实向虚”是供给侧结构性改革的战略任务。作为企业获取资金的重要渠道,如何促进银行业金融机构更好发挥服务实体经济的功能尚未得到充分研究。本文以2018年开始实施的《联合授信管理办法》作为准自然实验,检验了联合授信制度对企业金融化的影响及机制。研究发现,联合授信制度整体上抑制了企业金融化,且该抑制效应在信息透明度低、机构投资者持股比例低的企业中更为明显。作用机制检验表明,联合授信制度通过约束企业过度融资、抑制大股东掏空与管理者短视主义从而降低企业金融化水平。异质性检验发现,联合授信制度主要抑制了企业配置短期金融资产,且更大程度降低了高市场化水平地区企业的金融化水平。经济后果检验证实,该制度通过抑制企业金融化促进企业增加实物资本投资、降低企业财务风险。本文为评估联合授信制度的政策效应提供微观层面的证据,也为防止企业杠杆率居高不下和经济“脱实向虚”、推进金融供给侧改革等重要问题提供了制度参考。

关键词: 联合授信; 金融化; 过度融资; 脱实向虚; PSM-DID模型

中图分类号: F270 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-4950(2024)06-0020-15

一、引言

近年来,在实体经济整体呈现疲软态势而金融部门持续膨胀的现实背景下,中国经济“脱实向虚”趋势愈演愈烈。越来越多实体企业试图通过配置金融资产攫取超额收益(王红建等,2017)。然而,企业“脱实向虚”不仅影响自身可持续发展还容易加剧产业空心化并且累积金融风险,干扰宏观经济平稳运行。中国人民银行在《中国金融稳定报告(2018)》中点名了明天系、海航集团、复星国际、恒大集团等多家企业通过大规模举债急剧向金融业扩张,参(控)股多家金融机构,并形成跨领域、跨业态的商业帝国。这不仅诱使企业偏离主业,导致资金“脱实向虚”,还加剧了信贷违约风险,从而致使多家银行业金融机构深陷其中。那么,银行业金融机构

收稿日期: 2023-06-15

基金项目: 国家社会科学基金项目(18BGL091)

作者简介: 沈璐(1995—),女,四川大学商学院博士研究生;

向锐(1973—),男,四川大学商学院教授(通讯作者, xiangrui@scu.edu.cn);

林融玉(1998—),女,四川大学商学院博士研究生。

为何不仅没能有效抑制企业过度融资,甚至助推企业金融化,使债权处于高度风险中?

作为“大债权人”,银行业金融机构能够通过添加限制性条款以降低管理者的可支配现金流水平,约束其机会主义行为,从而缓解代理冲突,促进企业提升治理水平(Jensen, 1986)。但由于中国银行业金融机构的信贷资源配置、收回、展期以及企业破产等制度尚不成熟,银行业金融机构往往难以发挥监督治理作用,从而导致资金“脱实向虚”(沈悦和安磊, 2022)。具体来说,债权人为了追求放贷指标,为企业提供“廉价”“宽松”的信贷资源,这在加剧企业过度融资的同时,也诱使企业更多涉入房地产行业,成为企业“脱实向虚”的“助推器”。张慕瀨和孙亚琼(2014)证实,获得制度红利的企业在得到更多信贷资源后并未增加实物资本投资,而是投资金融资产或房地产,造成投机盛行和资产价格泡沫,即银行业金融机构的信贷资源错配加剧了企业金融化。结合外部环境,戴静等(2022)发现地区银行业竞争加剧通过缓解企业融资约束助推企业金融化,进而导致企业偏离主业。基于信贷资金用途监管视角,沈悦和安磊(2022)发现,当企业面临较高的外部盈利压力和产品市场竞争压力时,往往选择改变信贷资金用途,配置风险类金融资产以满足盈利压力和管理者自利需求,即债权治理未能有效抑制企业金融化。Bernanke和Gertler(1995)认为宽松的货币政策会导致银行业金融机构放松贷前审查与贷后监督,从而影响其监督治理作用的有效发挥,这在为企业提供更多信贷资金的同时增加了管理者的投机心理,加剧企业金融化,并损害了实体企业的未来主业业绩。

为抑制多头融资、过度融资,有效防范企业重大信用风险事件,2018年6月,原中国银行保险监督管理委员会制定《银行业金融机构联合授信管理办法》(下文简称为《联合授信管理办法》),部署开展试点工作。该办法提出构建成员银行共同协商授信额度管理机制,要求成员银行结合企业经营与负债情况,根据实际融资需求确定授信总额,约束银行业金融机构授信决策的自由度,加大对企业融资上限的监管力度,防止金融资源错配成为企业配置金融资产的“助推器”(张慕瀨和孙亚琼, 2014)。另一方面,该办法通过建立信息共享机制,强化债权人对企业信息披露、关联交易、信贷资金用途的监管,为抑制控股股东、管理者配置金融资产的自利行为提供制度支持(马勇和陈点点, 2020)。综上,由于企业金融化与其拥有的信贷资源密切相关,这就为检验联合授信制度能否有效促进债权人履行监督治理职能,从而降低企业金融化水平,防范债务违约风险提供契机。基于此,本文以2018年原中国银行保险监督管理委员会颁布的《联合授信管理办法》为准自然实验,从企业金融化视角切入,运用PSM-DID模型评估联合授信制度的政策效应。

本文的潜在贡献如下:第一,为联合授信制度的政策效应提供了微观层面的经验证据。现有关于银行业金融机构能否有效抑制企业金融化的争论尚未达成一致(张慕瀨和孙亚琼, 2014;沈悦和安磊, 2022)。作为一项重要的制度创新,仅有少数研究基于企业投融资效率视角探讨联合授信制度的政策效应(黄飞鸣和童婵, 2021;张碧洲等, 2021),且对制度实施时间与纳入标准的界定存在不足^①。本文以《联合授信管理办法》作为外生冲击检验金融监管对企业金融化的影响,并证实了约束企业过度融资、抑制大股东掏空与管理者短视主义的作用机制及促进企业增加实物资本投资,降低企业财务风险的经济后果,有助于进一步评估联合授信制度的政策效应,加深对宏观经济政策与微观企业行为联动关系的认识。第二,本文拓展了企业金融化影响因素的研究。当前关于企业金融化的影响因素主要集中于宏观制度(Chen和Wen, 2017;蔡海静等, 2021)、内外部治理(Demir, 2009;杜勇和陆鑫, 2021)与管理者个人特征层面(代彬

^①关于联合授信制度的实施时间界定,黄飞鸣和童婵^[7]考虑到实证研究中对照样本量的要求,主要以2014年开始在浙江、江苏、福建、重庆、山东等省份进行的联合授信管理为准自然实验,并直接套用2018年《联合授信管理办法》的纳入标准。但联合授信制度从2018年正式实施,先前试点省份样本量较少且标准各不相同,现有评估联合授信制度效果的研究不足以反映当前中国联合授信的发展状况。

和王敬远,2021)。其中,张慕瀨和孙亚琼(2014)、沈悦和安磊(2022)均证实债权未能有效发挥治理作用,引导企业“脱虚返实”。那么,联合授信制度能否促进银行业金融机构优化信贷资源配置,防范资金“脱实向虚”?本文证实了联合授信试点制度能够有效降低企业金融化水平,为企业金融化的影响因素研究提供新视角。第三,研究结论具有重要现实意义。以去杠杆为着力点的“供给侧结构性改革”被看作扭转经济“脱实向虚”的重要抓手。在该背景下,原中国银行保险监督管理委员会陆续发布相关文件推进联合授信试点工作。因此,评估联合授信制度对企业金融化的影响不仅为增强金融服务实体经济的能力,促进企业“脱虚返实”,降低信贷违约风险提供理论支持,还为政府对其进行后续改革和试点推广提供决策参考,对银行业金融机构和企业管理者均具有启示作用。

二、理论分析与研究假设

作为多家银行业金融机构对单一企业提供融资的重要监管制度,《联合授信管理办法》可通过优化金融资源配置与加强信贷资金用途监管两方面影响企业金融化。

一方面,联合授信制度以成员银行共同与企业谈判模式代替先前各家银行业金融机构分别与企业谈判模式,并要求成员银行结合企业经营状况、实际融资需求共同对授信总额进行测算与控制。同时,通过建立风险预警机制更加全面系统地评估企业信贷风险,并对进入风险预警企业的新增融资需求实施更为严格的审查标准、风控措施与风险缓释措施。上述措施不仅有助于约束银行业金融机构信贷决策的自由度,还能够提高成员银行的风险管控水平,强化成员银行的独立性与谨慎性,从而促进银行业金融机构加强对企业融资上限的监管,削弱信贷资源错配(张慕瀨和孙亚琼,2014),抑制管理者将超过自身需求的资金投入金融、房地产行业进行投机套利,陷入“以钱炒钱”的发展模式(Bleck和Liu,2018)。

另一方面,联合授信制度提出构建信息共享机制,将企业跨区域融资活动统一纳入信息管理系统。同时,要求企业向联合授信委员会披露所有关联方及交易情况,并在各类融资发生后5个工作日内告知联合授信委员会。该措施扩大了银行业金融机构的监管范围,促使成员银行更加全面严格地对授信业务进行贷前尽职调查,并对资金使用情况贷后持续跟踪。这既压缩了企业进行盈余管理的空间,也强化了债权人对大股东掏空、管理者自利行为的监督与约束(Qian和Yeung,2015),从而抑制其为谋取私利随意改变资金用途(沈悦和安磊,2022),在投机套利的短视主义驱动下进行金融化(马勇和陈点点,2020)。

综上,联合授信制度的推行能够强化银行业金融机构的监管职能,抑制企业金融化趋势。为此,本文提出如下假设:

H1:联合授信制度能够降低企业的金融化水平。

企业提供的信息是银行业金融机构进行信贷决策的重要依据。但由于银企之间普遍存在信息不对称,使得银行业金融机构处于信息劣势,难以准确评估企业的经营状况与实际融资需求,从而诱发信贷市场的逆向选择及道德风险行为。这不仅增加了银行业金融机构获取信息的难度,加剧金融资源错配,为企业金融化提供资金支持(张慕瀨和孙亚琼,2014)。同时,加大了银行业金融机构对信贷资金后续使用情况的监管难度与监督成本,影响债权监督的有效性,助推大股东、管理者改变资金用途以配置金融资产(沈悦和安磊,2022)。联合授信制度通过建立信息共享与风险预警机制促进成员银行加强对贷款企业信息的调查审核与信贷资金的用途管理,压缩企业进行盈余管理的空间,从而更加有效地监督并约束信息透明度低企业进行金融化。对此,本文提出如下假设:

H2:相比信息透明度高的企业,联合授信制度能够更大程度降低信息透明度低企业的金融

化水平。

作为企业重要的外部监督治理机制,机构投资者利用其专业特长与规模优势能够有效约束大股东、管理者的自利行为(Shleifer和Vishny,1986)。当企业内部人通过配置金融资产损害主业发展时,机构投资者为了长远利益会通过与管理者沟通、参与股东大会等方式抑制企业金融化(陈旭东等,2020)。联合授信制度通过补充建立多家银行业金融机构对单一企业的监管制度进一步完善债权人的外部监督治理作用,进而更大程度地抑制机构投资者持股比例低的企业配置金融资产。由此,本文提出如下假设:

H3:相比机构投资者持股比例高的企业,联合授信制度能够更大程度降低机构投资者持股比例低企业的金融化水平。

三、研究设计

(一)样本选取及数据来源

本文选取2014—2020年中国沪深两市A股上市企业为研究对象来考察联合授信制度对企业金融化水平的影响,并依据以下标准对样本进行筛选:一是剔除金融、保险类以及房地产行业和本样本期内被ST、PT、*ST的样本;二是剔除2014年后上市的样本;三是剔除主要变量缺失的样本。最终,本文共得到3818家企业20703个“企业—年度”观测值。企业的授信家数数据源于Wind数据库,并经过手工整理得到。各省份的地区市场化水平数据来自王小鲁等(2021)发布的地区市场化指数。各省份的彩票销售额数据来自Cnrds数据库。其余数据来源于Wind和CSMAR数据库。为减轻极端值干扰,对所有连续变量在1%和99%水平下进行缩尾(winsorize)处理。

(二)模型设计与变量定义

为检验联合授信制度的政策效应,本文采用双重差分(DID)模型检验被纳入联合授信试点后企业金融化水平的变化。如模型(1)所示,若H1成立,预计交互项 $Post \times Treat$ 的回归系数(α_1)显著为负,即表明联合授信制度能够降低企业的金融化水平。

$$\begin{aligned} Fin_{i,t} = & \alpha_0 + \alpha_1 Post \times Treat_i + \alpha_2 Size_{i,t} + \alpha_3 Lev_{i,t} + \alpha_4 Roa_{i,t} + \alpha_5 Ocf_{i,t} + \alpha_6 Age_{i,t} \\ & + \alpha_7 Fa_{i,t} + \alpha_8 Turnover_{i,t} + \alpha_9 Dual_{i,t} + \alpha_{10} Top1_{i,t} + \alpha_{11} Indep_{i,t} + \alpha_{12} Bank_{i,t} \\ & + Firm + Year + \varepsilon \end{aligned} \quad (1)$$

模型(1)中的被解释变量为金融化水平(Fin)。借鉴Demir(2009)、蔡海静等(2021)的研究,本文以企业金融资产与总资产之比度量企业金融化水平。根据资产负债表,将交易性金融资产、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、投资性房地产净额纳入金融资产范畴。相比中国企业会计准则对金融资产的定义,本文参考杜勇等(2017)、蔡海静等(2021)的做法,纳入投资性房地产并剔除货币资金。这是考虑到,货币资金多被用于企业日常生产经营需要而非资本增值所持有,且由于现代房地产具有脱离实体经济的虚拟化特征,当前大量企业持有投资性房地产多为投机套利而非经营自用,故更符合金融投资的定义。解释变量($Treat$)借鉴黄飞鸣和童婵(2021)的研究,根据企业是否达到《联合授信管理办法》的试点标准刻画试点企业哑变量($Treat$),即如果企业符合《联合授信管理办法》试点标准则纳入实验组,其余为对照组。

此外,参考蔡海静等(2021)、代彬和王敬远(2021)的研究,本文选取以下控制变量:企业规模($Size$)、财务杠杆(Lev)、盈利能力(Roa)、经营活动净现金流(Ocf)、企业年龄(Age)、资本密集度(Fa)、总资产周转率($Turnover$)、两职合一($Dual$)、第一大股东持股($Top1$)、独立董事占比

(*Indep*)和银行竞争程度(*Bank*)。同时,还控制个体固定效应(*Firm*)和时间固定效应(*Year*)以控制经济周期或宏观经济冲击、个体间遗漏变量对企业金融化水平的影响。传统差分中的处理项(*Treat*)被个体固定效应(*Firm*)吸收,时间项(*Post*)被时间固定效应(*Year*)吸收。为避免聚类效应对标准误影响,回归分析采用稳健(*Robust*)估计并在企业层面聚类(*Cluster*)处理。其余变量定义详见表1。

表1 主要变量定义与说明

变量类型	变量名称	变量符号	变量定义
被解释变量	金融化水平	<i>Fin</i>	(交易性金融资产+衍生金融资产+发放贷款及垫款+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)/资产总额
解释变量	试点时间哑变量	<i>Post</i>	试点(2018年)及之后取值为1,否则为0
	试点企业哑变量	<i>Treat</i>	企业符合《联合授信管理办法》试点标准取值为1,否则为0
	试点交互哑变量	<i>Post×Treat</i>	若企业符合《联合授信管理办法》试点标准且为2018年后取值为1,否则为0
控制变量	企业规模	<i>Size</i>	企业总资产的自然对数
	财务杠杆	<i>Lev</i>	负债总额/资产总额
	盈利能力	<i>Roa</i>	净利润/资产总额
	经营活动净现金流	<i>Ocf</i>	经营活动产生的净现金流/总资产
	企业年龄	<i>Age</i>	企业上市年限加1取自然对数
	资本密集度	<i>Fa</i>	固定资产/资产总额
	总资产周转率	<i>Turnover</i>	营业收入/资产总额
	两职合一	<i>Dual</i>	若董事长和总经理是同一人取值为1,否则为0
	第一大股东持股	<i>Top1</i>	第一大股东持股比例
	独立董事占比	<i>Indep</i>	独立董事人数/董事会人数
地区银行竞争程度	<i>Bank</i>	1-(前五大银行分支机构数量/全部商业银行分支机构数量)	

(三)匹配变量的选择

由于现实中无法观测到实验组未被纳入联合授信试点的情况,为进一步缓解由于可观测变量模型设定偏误产生的遗漏变量问题,本文通过倾向得分匹配法(PSM)从未被纳入联合授信试点的样本中采用半径值为0.01的半径匹配(Radius matching)筛选出最接近纳入联合授信试点的样本作为控制组,用控制组作为参照,检验联合授信试点制度对企业金融化水平的影响,以减弱企业间的系统性差异,降低单独使用双重差分(DID)方法的估计偏误。

四、实证结果与分析

(一)描述性统计

表2报告了经过PSM匹配后主要变量的描述性统计。全样本企业金融化水平(*Fin*)的均值、中位数和标准差分别为0.0406、0.0090和0.0762,表明各企业金融化情况存在较大差异,与代彬和王敬远(2021)的描述性统计结果基本一致。其他控制变量的描述性统计量与既有研究近似,在此不再赘述。

(二)回归结果分析

1.联合授信制度对企业金融化的影响

表3报告了模型(1)的回归结果。其中,第(1)列是未纳入控制变量前的单变量结果。可以发现,*Post×Treat*的系数为-0.0161,且在1%的水平下通过统计检验,初步支持了H1。第(2)列则加入了控制变量。数据显示,*Post×Treat*的回归系数为-0.0147,且在1%的水平下通过显著性检

表2 主要变量描述性统计

变量	观测值	均值	中位数	标准差	最小值	最大值
<i>Fin</i>	20386	0.0406	0.0090	0.0762	0.0000	0.4286
<i>Size</i>	20386	22.1737	22.0034	1.2468	19.8633	26.0493
<i>Lev</i>	20386	0.4082	0.3974	0.1968	0.0580	0.8886
<i>Roa</i>	20386	0.0620	0.0573	0.0700	-0.2373	0.2707
<i>Ocf</i>	20386	0.0518	0.0501	0.0659	-0.1399	0.2425
<i>Age</i>	20386	2.9068	2.9444	0.3087	2.0794	3.4965
<i>Fa</i>	20386	0.2142	0.1816	0.1572	0.0032	0.6956
<i>Turnover</i>	20386	0.6553	0.5612	0.4239	0.0852	2.5760
<i>Dual</i>	20386	0.2994	0.0000	0.4580	0.0000	1.0000
<i>Top1</i>	20386	0.3395	0.3180	0.1468	0.0872	0.7430
<i>Indep</i>	20386	0.3765	0.3636	0.0531	0.3333	0.5714
<i>Bank</i>	20386	0.6387	0.6209	0.0571	0.5381	0.7572

验。从经济意义上看,在控制其他变量不变的情况下,受联合授信制度影响的企业金融化水平较未受政策影响的企业平均降低了1.47%,相对于被解释变量*Fin*的均值0.0406而言下降约36.21%(即 $0.0147/0.0406 \times 100\%$)。以上结果表明,无论基于统计意义或者经济意义,联合授信政策的实施确实有助于降低企业金融化水平,从而证实了假设H1。

2. 考虑信息透明度的影响

为了检验H2,本文参考柳光强和王迪(2020)的研究,选用修正的Jones模型

(Dechow等,1995)来计算可操控应计绝对值,该值越大表明企业信息透明度越低。同时,根据中位数对样本展开分组检验,回归结果见表4第(1)(2)列。数据显示,*Post*×*Treat*的系数分别为-0.0175、-0.0098,且两组系数差异在10%的水平下通过统计检验。以上结果证实了H2,即相比信息透明度高的企业,联合授信制度能够更大程度降低信息透明度低企业的金融化水平。这可能是信息透明度低的企业增加了银行业金融机构信息获取与信贷资金用途监管的难度,影响债权监督的有效性,加剧金融资源错配,助推大股东、管理者配置金融资产的自利行为。联合授

表4 联合授信制度对不同企业金融化的影响

变量	(1)信息透明度低	(2)信息透明度高	(3)机构投资者持股比例低	(4)机构投资者持股比例高
<i>Post</i> × <i>Treat</i>	-0.0175*** (-4.62)	-0.0098*** (-3.06)	-0.0233*** (-3.73)	-0.0082*** (-2.94)
<i>Suest test</i>	<i>chi</i> 2(1)=3.77 <i>P</i> =0.0522*		<i>chi</i> 2(1)=9.87 <i>P</i> =0.0017***	
<i>Constant</i>	-0.3877*** (-2.92)	-0.3122** (-2.04)	-0.5146*** (-2.96)	-0.2592* (-1.88)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Firm</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Obs.</i>	11471	8915	10024	10362
<i>R-sq.</i>	0.0558	0.0326	0.0655	0.0236
<i>F</i>	10.98	6.64	10.66	5.89

表3 联合授信制度对企业金融化的影响

变量	(1)	(2)
<i>Post</i> × <i>Treat</i>	-0.0161*** (-6.80)	-0.0147*** (-6.15)
<i>Constant</i>	0.0298*** (30.89)	-0.4063*** (-3.98)
<i>Controls</i>	No	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes
<i>Firm</i>	Yes	Yes
<i>Obs.</i>	20386	20386
<i>R-sq.</i>	0.0321	0.0452
<i>F</i>	30.34	16.48

注:括号内为T值;***、**、*分别表示在1%、5%和10%的水平下显著。以下各表同。

信制度要求成员银行加大对企业信息、信贷资金用途的监管力度,降低银企间的信息不对称,故更大程度地抑制信息透明度低的企业配置金融资产。

3.考虑机构投资者持股的影响

为了检验H3,本文按照机构投资者持股比例的中位数对样本进行分组检验,表4第(3)(4)列汇报了回归结果。数据显示, $Post \times Treat$ 的系数分别为-0.0233、-0.0082,且两组系数差异在1%的水平下通过统计检验,该结果与假设H3一致,即相比机构投资者持股比例高的企业,联合授信制度能够更大程度降低机构投资者持股比例低企业的金融化水平。这可能是由于机构投资者持股比例低的企业面临着更低的外部监督压力,从而为大股东、管理者采取配置金融资产的机会主义行为创造空间。联合授信制度通过补充建立多家银行业金融机构对单一企业的监管制度促进债权人发挥监督治理作用,故更大程度地降低机构投资者持股比例低企业的金融化水平。

(三)稳健性检验

1.DID平行趋势假设检验

为了验证样本是否满足平行趋势假设,本文选择 $Post_{t-1}$ 作为基期,并使用动态回归模型(2)以检验联合授信制度对企业金融化水平的影响。若企业金融化水平的降低源于联合授信试点制度的实施, $Post \times Treat$ 的系数应该在政策实施前显著为负,而在政策实施后不显著。

$$Fin_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Post_{t-4} \times Treat_i + \alpha_2 Post_{t-3} \times Treat_i + \alpha_3 Post_{t-2} \times Treat_i + \alpha_4 Post_t \times Treat_i + \alpha_5 Post_{t+1} \times Treat_i + \alpha_6 Post_{t+2} \times Treat_i + \alpha_7 Controls_{i,t} + Firm + Year + \varepsilon \quad (2)$$

表5检验结果发现 $Post_{t+1} \times Treat$ 、 $Post_{t+2} \times Treat$ 的回归系数显著为负值,前四行结果显示 $Post_{t-4} \times Treat$ 、 $Post_{t-3} \times Treat$ 、 $Post_{t-2} \times Treat$ 和 $Post_t \times Treat$ 的系数均不显著。上述结果表明,联合授信制度能显著降低企业的金融化水平,且该制度具有一定的滞后效应。这主要由于联合授信制度涉及的银行业金融机构较多,对集团企业建立系统的联合管理制度需要一定时间进行统筹协调与安排管理。该结果表明本文采用的双重差分模型通过了平行趋势检验。

2.替换被解释变量的检验

为了对企业金融化水平这一变量进行更全面的度量,本文参照宋军和陆旸(2015)的做法,将长期股权投资纳入金融资产的计算范畴,即 $Fin2 = (\text{交易性金融资产} + \text{衍生金融资产} + \text{发放贷款及垫款} + \text{可供出售金融资产净额} + \text{持有至到期投资净额} + \text{投资性房地产净额} + \text{长期股权融资}) / \text{资产总额}$ 。同时,还借鉴张成思和张步昙(2016)的研究,用收益替代资产占比对企业金融化进行刻画,即 $Fin3 = (\text{投资收益} + \text{公允价值变动损益} + \text{净汇兑收益} - \text{对联营和合营企业的投资收益}) / \text{营业利润}$ 。由表6第(1)(2)列可以发现,无论采用何种方式度量企业金融化水平, $Post \times Treat$ 的估计系数均显著为负,与前文结论一致。

3.替换解释变量的检验

由于部分企业当年年末授信家数或贷款余额数据缺失,前文考虑使用当年最邻近月份的

表5 平行趋势检验

变量	(1)
$Post_{t-4} \times Treat$	0.0056(1.43)
$Post_{t-3} \times Treat$	0.0041(1.04)
$Post_{t-2} \times Treat$	0.0057(1.47)
$Post_t \times Treat$	0.0070(1.56)
$Post_{t+1} \times Treat$	-0.0216***(-5.06)
$Post_{t+2} \times Treat$	-0.0217***(-4.42)
Constant	-0.4008***(-5.13)
Controls	Yes
Year	Yes
Firm	Yes
Obs	20386
R-sq	0.0475
F	35.88

数据进行补充,此处考虑剔除上述年末数据缺失样本。由表6第(3)列检验结果可以发现, $Post \times Treat$ 的估计系数在1%的置信水平下通过统计检验,和上述结论相符。

表6 替换被解释变量、解释变量检验

变量	(1) <i>Fin2</i>	(2) <i>Fin3</i>	(3) <i>Fin</i>
$Post \times Treat$	-0.0115***(-3.39)	-0.0512*(-1.72)	-0.0238***(-5.97)
<i>Constant</i>	-0.2412*(-1.87)	0.1896(0.19)	-0.4203***(-4.04)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Firm</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Obs</i>	20386	20386	19998
<i>R-sq</i>	0.0757	0.0145	0.0474
<i>F</i>	29.86	8.00	16.76

五、进一步分析

(一)作用机制检验

理论分析指出,联合授信制度可能通过建立成员银行共同协商授信额度管理机制、风险预警机制、信息共享机制等措施优化金融资源配置,加强信贷资金用途监管,从而促进银行业金融机构更好地发挥监督治理作用,抑制大股东、管理者在投机套利的短视主义驱动下为谋取私利进行金融化。接下来,本文将进一步检验以上作用机制。

1.过度融资

企业的投资与融资行为密切相关,且企业过度融资往往加剧资金“脱实向虚”(文春晖等,2018),从而导致投机盛行与资产价格泡沫(张慕瀨和孙亚琼,2014)。前文发现联合授信制度能够抑制企业金融化。那么,联合授信制度能否通过优化金融资源配置,降低企业过度融资这一路径从源头上抑制企业金融化行为决策?为此,本文参照Demirgüç-Kunt和Maksimovic(1998)、文春晖等(2018)的做法,以企业实际借款与正常融资需求的差额衡量过度融资($Eefr$)。正常融资需求($Nefr$)为企业成长性融资需求与可实现内生增长融资需求的差额。具体如(3)(4)式,其中, $Asset$ 为企业总资产, Roe 为企业净资产收益率, Ld 及 Sd 分别为企业的长期借款、短期借款。

$$Nefr_{i,t} = (Asset_{i,t} - Asset_{i,t-1}) / Asset_{i,t} - Roe_{i,t} / (1 - Roe_{i,t}) \quad (3)$$

$$Eefr_{i,t} = (Ld_{i,t} + Sd_{i,t-1}) / Asset_{i,t} - Nefr_{i,t} \quad (4)$$

模型(5)(6)检验“联合授信制度—过度融资—企业金融化水平”作用机制。

$$\begin{aligned} Eefr_{i,t} = & \alpha_0 + \alpha_1 Post_i \times Treat_i + \alpha_2 Size_{i,t} + \alpha_3 Lev_{i,t} + \alpha_4 Roa_{i,t} + \alpha_5 Ocf_{i,t} + \alpha_6 Age_{i,t} \\ & + \alpha_7 Fa_{i,t} + \alpha_8 Turnover_{i,t} + \alpha_9 Dual_{i,t} + \alpha_{10} Top1_{i,t} + \alpha_{11} Indep_{i,t} \\ & + \alpha_{12} Bank_{i,t} + Firm + Year + \varepsilon \end{aligned} \quad (5)$$

$$\begin{aligned} Fin_{i,t} = & \alpha_0 + \alpha_1 Post_i \times Treat_i + \alpha_2 Eefr_{i,t} + \alpha_3 Size_{i,t} + \alpha_4 Lev_{i,t} + \alpha_5 Roa_{i,t} + \alpha_6 Ocf_{i,t} \\ & + \alpha_7 Age_{i,t} + \alpha_8 Fa_{i,t} + \alpha_9 Turnover_{i,t} + \alpha_{10} Dual_{i,t} + \alpha_{11} Top1_{i,t} \\ & + \alpha_{12} Indep_{i,t} + \alpha_{13} Bank_{i,t} + Firm + Year + \varepsilon \end{aligned} \quad (6)$$

表7第(1)(2)列报告了过度融资这一作用机制的检验结果。第(1)列为联合授信制度对中介变量过度融资比率($Eefr$)的影响结果, $Post \times Treat$ 的系数为-0.0221,且在1%的置信水平下通过检验,表明联合授信制度明显约束了企业过度融资。第(2)列同时检验了联合授信制度、企业过度融资对企业金融化的影响。 $Post \times Treat$ 、 $Eefr$ 的系数分别为-0.0145、0.0106,且均在1%的统计水平下通过显著性检验。同时, $Post \times Treat$ 估计系数的绝对值小于主回归系数(见表3),说明

约束企业过度融资是联合授信制度影响企业金融化水平的部分中介因子,即联合授信制度能够通过约束企业过度融资抑制企业金融化行为。这可能是联合授信制度通过建立共同协商授信额度管理、通过建立共同协商授信额度管理机制与风险预警机制加强对企业融资上限进行管控,从而更为有效地抑制管理者将超过自身需求的资金用于投资金融资产。

表7 作用机制检验

变量	(1) <i>Eefr</i>	(2) <i>Fin</i>	(3) <i>RPT</i>	(4) <i>Fin</i>	(5) <i>Myopia</i>	(6) <i>Fin</i>
<i>Post×Treat</i>	-0.0221*** (-2.61)	-0.0145*** (-6.04)	-0.2528*** (-5.03)	-0.0146*** (-5.39)	-0.0060** (-2.22)	-0.0145*** (-5.82)
<i>Eefr</i>		0.0106*** (3.66)				
<i>RPT</i>				0.0004* (1.72)		
<i>Myopia</i>						0.0166** (2.01)
<i>Constant</i>	0.9430*** (2.96)	-0.4163*** (-4.07)	-3.0444 (-1.03)	-0.4050*** (-5.19)	0.0018 (1.03)	-0.4356*** (-4.14)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Firm</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Obs.</i>	20386	20386	20386	20386	20386	20386
<i>R-sq.</i>	0.1556	0.0465	0.0855	0.0454	0.0558	0.0456
<i>F</i>	89.82	16.15	28.78	41.45	49.89	15.48

2. 大股东掏空

由于中国企业的股权相对集中且企业治理机制和投资者保护制度尚未完善,大股东往往在掏空动机的驱使下,利用自身股权优势配置更高回报率的金融资产以谋取私利(杜勇和陆鑫,2021)。前文证实了联合授信制度对企业金融化的抑制作用。那么,联合授信制度能否通过促进银行业金融机构更好地发挥监督治理作用,加强对企业资金流向进行监控,从而抑制大股东掏空这一路径降低企业金融化水平?本文借鉴侯青川等(2017)的研究,以关联交易作为大股东掏空的代理变量。参照修宗峰等(2021)的做法,以企业关联交易金额的自然对数度量企业关联交易规模,并通过模型(7)(8)检验“联合授信制度—大股东掏空—企业金融化水平”作用机制。

$$\begin{aligned}
 RPT_{i,t} = & \alpha_0 + \alpha_1 Post \times Treat_{i,t} + \alpha_2 Size_{i,t} + \alpha_3 Levi_{i,t} + \alpha_4 Roai_{i,t} + \alpha_5 Ocf_{i,t} + \alpha_6 Age_{i,t} \\
 & + \alpha_7 Fai_{i,t} + \alpha_8 Turnover_{i,t} + \alpha_9 Dual_{i,t} + \alpha_{10} Top1_{i,t} + \alpha_{11} Indep_{i,t} \\
 & + \alpha_{12} Bank_{i,t} + Firm + Year + \varepsilon
 \end{aligned} \quad (7)$$

$$\begin{aligned}
 Fin_{i,t} = & \alpha_0 + \alpha_1 Post \times Treat_{i,t} + \alpha_2 RPT_{i,t} + \alpha_3 Size_{i,t} + \alpha_4 Levi_{i,t} + \alpha_5 Roai_{i,t} + \alpha_6 Ocf_{i,t} \\
 & + \alpha_7 Age_{i,t} + \alpha_8 Fai_{i,t} + \alpha_9 Turnover_{i,t} + \alpha_{10} Dual_{i,t} + \alpha_{11} Top1_{i,t} \\
 & + \alpha_{12} Indep_{i,t} + \alpha_{13} Bank_{i,t} + Firm + Year + \varepsilon
 \end{aligned} \quad (8)$$

表7第(3)(4)列报告了大股东掏空这一作用机制的检验结果。第(3)列为联合授信制度对中介变量大股东掏空(*RPT*)的影响结果,*Post×Treat*的系数为-0.2528,且在1%的水平下通过检验,说明联合授信制度显著抑制了大股东掏空。第(4)列同时检验了联合授信制度、大股东掏空对企业金融化的影响。*Post×Treat*、*RPT*的系数分别为-0.0146、0.0004,且均至少在10%的水平下通过统计检验。同时,*Post×Treat*估计系数的绝对值小于主回归系数(见表3),表明抑制大股东掏空动机是联合授信制度降低企业金融化水平的部分中介因子,即该制度能够通过抑制

大股东掏空动机降低企业金融化水平。这可能是联合授信制度要求企业向联合授信委员会披露所有关联方及交易情况,这有助于银行业金融机构更好地识别大股东的“掏空”动机,规范大股东的投机套利行为,防止其利用自身股权优势影响企业投资决策以配置更多金融资产。

3.管理者短视主义

管理者短视主义是指管理者更关注当前利益而非企业长远利益的决策行为(Narayanan, 1985)。作为企业投资行为的主要决策者,管理者的短视主义动机与企业金融化密切相关。具体来说,一方面,短视主义程度高的管理者为实现短期套利更可能选择投资期限短、变现快、收益更容易在短期回收的金融资产(俞鸿琳,2022)。另一方面,短视主义程度高的管理者会更多地选择通过金融化进行盈余管理,调节账面利润来满足其追逐短期利润的需求(张鹏,2021)。

前文实证结果表明联合授信制度有效抑制了企业金融化。那么,联合授信制度能否通过促进银行业金融机构更好地履行监督治理职能,加强对企业贷款用途的监管,从而抑制管理者短视主义这一路径约束企业金融化行为?本文借鉴胡楠等(2021)的研究,将“短期视域”词汇总词频与MD&A总词频之比作为管理者短视主义的代理变量。该指标越大,表明管理者短视主义程度越高。同时,通过模型(9)(10)以检验“联合授信制度—管理者短视主义—企业金融化水平”作用机制。

$$\begin{aligned} Myopia_{i,t} = & \alpha_0 + \alpha_1 Post_t \times Treat_i + \alpha_2 Size_{i,t} + \alpha_3 Lev_{i,t} + \alpha_4 Roa_{i,t} + \alpha_5 Ocf_{i,t} + \alpha_6 Age_{i,t} \\ & + \alpha_7 Fa_{i,t} + \alpha_8 Turnover_{i,t} + \alpha_9 Dual_{i,t} + \alpha_{10} Top1_{i,t} + \alpha_{11} Indep_{i,t} \\ & + \alpha_{12} Bank_{i,t} + Firm + Year + \varepsilon \end{aligned} \quad (9)$$

$$\begin{aligned} Fin_{i,t} = & \alpha_0 + \alpha_1 Post_t \times Treat_i + \alpha_2 Myopia_{i,t} + \alpha_3 Size_{i,t} + \alpha_4 Lev_{i,t} + \alpha_5 Roa_{i,t} + \alpha_6 Ocf_{i,t} \\ & + \alpha_7 Age_{i,t} + \alpha_8 Fa_{i,t} + \alpha_9 Turnover_{i,t} + \alpha_{10} Dual_{i,t} + \alpha_{11} Top1_{i,t} \\ & + \alpha_{12} Indep_{i,t} + \alpha_{13} Bank_{i,t} + Firm + Year + \varepsilon \end{aligned} \quad (10)$$

表7第(5)(6)列报告了管理者短视主义这一作用机制的检验结果。第(5)列为联合授信制度对中介变量管理者短视主义(Myopia)的影响结果,Post×Treat的系数为-0.0060,且在5%的置信水平下通过检验,表明联合授信制度明显抑制了管理者短视主义。第(6)列检验了联合授信政策、管理者短视主义对企业金融化水平的影响。Post×Treat、Myopia的系数分别为-0.0145、0.0166,且均至少在5%的统计水平下通过显著性检验。同时,Post×Treat估计系数的绝对值小于主回归系数(见表3),表明抑制管理者短视主义是联合授信制度降低企业金融化水平的部分中介因子,即联合授信制度通过抑制管理者短视主义约束了企业配置金融资产。这可能由于联合授信制度提出构建信息共享、风险预警等机制,促使成员银行更加全面严格地进行贷前尽职调查与贷后资金用途监管。这在压缩企业盈余管理空间的同时,也强化了债权人对管理者行为短期化的监督与约束,进而削弱管理者的短视主义,抑制其在短期套利动机的驱使下随意改变信贷资金用途以配置金融资产。

(二)异质性检验

1.金融资产结构

由于金融资产具有结构化特征,企业配置不同类型金融资产的动机也存在差异。为进一步探讨联合授信试点制度对企业不同维度金融资产配置结构的差异化影响。本文借鉴彭俞超等(2018)的做法,将交易性金融资产与可供出售金融资产定义为短期金融资产,其余作为长期金融资产对不同维度的金融资产进行分类检验。由表8第(1)(2)列结果可知,Post×Treat的系数仅在短期金融资产组中显著为负,且在1%的置信水平下通过统计检验,即表明联合授信制度能够显著抑制企业配置短期金融资产。这可能是由于短期金融资产流动性强且不确定性大的

特点符合管理者追求短期利润的偏好,故其往往通过配置短期金融资产进行投机以迅速获取短期超额利润(谭德凯和田利辉,2021;李青原等,2022)。同时,短期金融资产容易受到金融资产价格波动和资本市场外生事件的影响,为企业利用其金融计量的特殊性操纵盈余,粉饰财务报表,隐藏坏消息创造了空间(张鹏,2021)。因此,联合授信制度通过加大对企业融资上限与风险防范的监控力度促进债权人更好地发挥监督治理作用,抑制了企业配置以投机套利为主要动机的短期金融资产。

表8 金融资产类型、地区市场化水平的差异化影响

变量	(1)短期金融资产	(2)长期金融资产	(3)地区市场化水平高	(4)地区市场化水平低
<i>Post</i> × <i>Treat</i>	-0.0158*** (-8.39)	0.0002 (0.18)	-0.0171*** (-5.32)	-0.0089*** (-2.91)
<i>Suest test</i>				<i>chi</i> 2(1)=7.52 <i>P</i> =0.0061***
<i>Constant</i>	-0.4478*** (-5.15)	0.0776** (2.00)	-0.4723*** (-2.98)	0.0310 (0.24)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Firm</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Obs.</i>	20386	20386	14431	5955
<i>R-sq.</i>	0.0360	0.0259	0.0554	0.0256
<i>F</i>	15.78	6.46	14.83	2.96

2.地区市场化水平

由于企业金融化与银行业金融机构的信贷决策会受到所在地市场化水平的影响。为进一步探讨联合授信制度对不同市场化水平地区企业金融化可能造成的差异化影响,本文采用王小鲁等(2021)研究中的市场化进程相对指数作为地区市场化水平的代理变量,根据该指数是否处于前十名进行分组检验。表8第(3)(4)列显示,*Post*×*Treat*的系数分别为-0.0171、-0.0089,且两组系数差异在1%的水平下通过统计检验。这既可能是在市场化水平高的地区,企业融资渠道更为广泛,从而将超过自身需求的信贷资金用于配置金融资产(Demirgüç-Kunt和Maksimovic,2012),也可能是更高的地区市场化水平为企业金融化创造了更为便利的条件(杜勇等,2017)。综上,位于市场化水平高地区的企业更有可能进行金融化,故联合授信制度能够更大程度地发挥债权人的监督作用,抑制企业的金融化倾向。

六、拓展性研究

本文已基于理论分析了联合授信制度能够抑制企业金融化,并通过实证检验证明了上述假设。接下来,本文将检验联合授信制度通过降低企业金融化水平对企业实物资本投资、财务风险的影响,以期探讨联合授信制度的经济后果。

(一)实物资本投资

由于企业资源的有限性,配置金融资产不仅挤出了实物资本投资,还降低了实体企业未来主业业绩(杜勇等,2017),不利于企业的可持续发展。那么,联合授信制度能否通过抑制企业金融化引导企业回归主业,避免经济“脱实向虚”?本文选取企业购建固定资产、无形资产和其他长期资产所支付的现金,并以总资产进行标准化来衡量企业实物资本投资(*CapitalInv*)。同时,采用模型(11)(12)检验联合授信制度是否通过抑制企业金融化对实物资本投资产生影响,控制变量与模型(1)一致。

$$\begin{aligned}
CapitalInv_{i,t} = & \alpha_0 + \alpha_1 Post_t \times Treat_i + \alpha_2 Size_{i,t} + \alpha_3 Lev_{i,t} + \alpha_4 Roa_{i,t} + \alpha_5 Ocf_{i,t} + \alpha_6 Age_{i,t} \\
& + \alpha_7 Fa_{i,t} + \alpha_8 Turnover_{i,t} + \alpha_9 Dual_{i,t} + \alpha_{10} Top1_{i,t} + \alpha_{11} Indep_{i,t} \\
& + \alpha_{12} Bank_{i,t} + Firm + Year + \varepsilon
\end{aligned} \quad (11)$$

$$\begin{aligned}
CapitalInv_{i,t} = & \alpha_0 + \alpha_1 Post_t \times Treat_i + \alpha_2 CapitalInv_{i,t} + \alpha_3 Size_{i,t} + \alpha_4 Lev_{i,t} + \alpha_5 Roa_{i,t} \\
& + \alpha_6 Ocf_{i,t} + \alpha_7 Age_{i,t} + \alpha_8 Fa_{i,t} + \alpha_9 Turnover_{i,t} + \alpha_{10} Dual_{i,t} + \alpha_{11} Top1_{i,t} \\
& + \alpha_{12} Indep_{i,t} + \alpha_{13} Bank_{i,t} + Firm + Year + \varepsilon
\end{aligned} \quad (12)$$

表9第(1)列为联合授信制度对实物资本投资(*CapitalInv*)影响的实证结果。*Post*×*Treat*的系数为0.0037,且在10%的置信水平下通过统计检验,表明联合授信制度显著促进了企业增加实物资本投资。第(2)列同时检验了联合授信政策、企业金融化水平对实物资本投资(*CapitalInv*)的影响。*Post*×*Treat*、*Fin*的系数分别为0.0033、-0.0237,且至少在10%的置信水平下通过统计检验。同时,*Post*×*Treat*估计系数的绝对值小于主回归系数(见第1列),这证实抑制企业金融化是联合授信制度促进企业回归主业的部分中介因子,即联合授信制度降低了企业的金融化水平,且最终能促进企业“脱虚返实”。此外,实物资本投资与企业金融化水平的负向关系也表明,当前我国企业金融化的主要动机更可能是追逐利润,从而对企业的实物资本投资和实体经济的可持续发展产生负面影响。

表9 联合授信制度的经济后果检验

变量	(1) <i>CapitalInv</i>	(2) <i>CapitalInv</i>	(3) <i>Z-Score</i>	(4) <i>Z-Score</i>
<i>Post</i> × <i>Treat</i>	0.0037*(1.94)	0.0033*(1.76)	2.7097*** (17.43)	2.6258*** (16.83)
<i>Fin</i>		-0.0237***(-3.80)		-5.6944***(-4.10)
<i>Constant</i>	-0.0169(-0.25)	-0.0266(-0.39)	74.3166*** (6.87)	72.0032*** (6.70)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Firm</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Obs.</i>	20386	20386	20386	20386
<i>R-sq.</i>	0.0307	0.0321	0.3291	0.3310
<i>F</i>	19.68	19.74	110.03	104.71

(二)财务风险

企业金融化不仅可能导致未来主业业绩下降(张成思和张步昙,2016;杜勇等,2017),还可能加剧企业内部自由现金流消耗,造成资金链断裂,进而陷入破产重组困境,增加企业财务风险(于建玲等,2021)。为进一步检验联合授信制度能否促进银行业金融机构更好地发挥监督治理作用,通过抑制企业金融化降低企业财务风险。本文参考彭俞超等(2018)的研究,借鉴Altman(1968)提出的*Z-Score*破产风险模型计算企业财务风险,*Z-Score*越低代表企业财务风险越高。同时,采用模型(13)(14)检验联合授信制度是否通过降低企业金融化水平对财务风险产生影响,控制变量与模型(1)保持一致。

$$\begin{aligned}
Z-score_{i,t} = & \alpha_0 + \alpha_1 Post_t \times Treat_i + \alpha_2 Size_{i,t} + \alpha_3 Lev_{i,t} + \alpha_4 Roa_{i,t} + \alpha_5 Ocf_{i,t} + \alpha_6 Age_{i,t} \\
& + \alpha_7 Fa_{i,t} + \alpha_8 Turnover_{i,t} + \alpha_9 Dual_{i,t} + \alpha_{10} Top1_{i,t} + \alpha_{11} Indep_{i,t} \\
& + \alpha_{12} Bank_{i,t} + Firm + Year + \varepsilon
\end{aligned} \quad (13)$$

$$\begin{aligned}
Z-score_{i,t} = & \alpha_0 + \alpha_1 Post_t \times Treat_i + \alpha_2 CapitalInv_{i,t} + \alpha_3 Size_{i,t} + \alpha_4 Lev_{i,t} + \alpha_5 Roa_{i,t} \\
& + \alpha_6 Ocf_{i,t} + \alpha_7 Age_{i,t} + \alpha_8 Fa_{i,t} + \alpha_9 Turnover_{i,t} + \alpha_{10} Dual_{i,t} \\
& + \alpha_{11} Top1_{i,t} + \alpha_{12} Indep_{i,t} + \alpha_{13} Bank_{i,t} + Firm + Year + \varepsilon
\end{aligned} \quad (14)$$

表9第(3)列为联合授信制度对企业财务风险(*Z-Score*)影响的实证结果。*Post*×*Treat*的系数为2.7097,且在1%的置信水平下通过显著性检验,表明联合授信制度能显著降低企业财务

风险。第(4)列同时检验了联合授信制度、企业金融化水平对企业财务风险(*Z-Score*)的影响,*Post*×*Treat*、*Fin*的回归系数分别为2.6258、-5.6944,且均在1%的置信水平下通过显著性检验。同时,*Post*×*Treat*估计系数的绝对值小于主回归系数(见第3列),说明企业的金融化水平是联合授信制度作用于企业财务风险的部分中介因子。上述结果证实,联合授信制度抑制了企业金融化,并最终降低了企业的财务风险。

七、研究结论与制度启示

(一)研究结论

本文利用2018年原中国银行保险监督管理委员会制定《联合授信管理办法》作为准自然实验,以2014—2020年中国A股上市企业为研究样本,使用双重差分法实证检验了联合授信制度对企业金融化水平的影响。实证结果表明:第一,双重差分检验结果显示,联合授信制度的实施使实验组的金融化水平显著低于控制组,即联合授信制度有效抑制了企业金融化,该结论为抑制企业金融化提供了可能的治理途径。第二,考虑不同企业信息透明度、机构投资者持股特征的结果表明,联合授信制度对企业金融化水平的抑制效应在信息透明度低、机构投资者持股比例低的企业中表现得更加明显。第三,作用机制检验证实,约束企业过度融资、抑制大股东掏空与管理者短视主义是联合授信制度降低企业金融化水平的传导渠道。第四,进一步区分金融资产结构发现,联合授信制度主要抑制了企业配置以投机套利为动机的短期金融资产。异质性检验表明,联合授信制度更大程度地降低高市场化水平地区企业的金融化水平。第五,经济后果检验表明,联合授信制度通过有效抑制企业金融化增加企业实物资本投资,降低企业财务风险。本文不仅仅补充了联合授信制度经济后果的相关研究,还证实了金融监管的作用,证明进一步完善债权人监督治理机制的现实意义。

(二)制度启示

本文结论对中国后续推广联合授信试点制度,防止杠杆率居高不下与经济“脱实向虚”,促进企业可持续发展具有以下两方面启示。一方面,防止信贷资源错配导致经济“脱实向虚”。金融是现代经济的重要组成部分,信贷资源配置效率往往会对经济发展质量产生重要影响。合理的信贷资源供给能够支持实体经济发展,但信贷资源错配可能诱发企业过度融资与过度投资,甚至将大量资金用于配置金融资产,使资金脱离实体经济“空转”。在此背景下,原中国银行保险监督管理委员会陆续发布《关于进一步做好联合授信试点工作的通知》等文件细化联合授信试点工作。具体来说,该《通知》从充分认识联合授信的重要意义、及时确定企业名单、异地机构积极加入联合授信、加强联合风险防控、压实牵头银行责任、强化履职问责等十二个方面提出了具体要求。因此,相关监管部门应该在推进企业去杠杆的同时,从金融供给端入手,合理遵循上述要求,扎实推进联合授信试点制度改革,引导银行业金融机构对企业融资规模和信贷风险进行有效监管,提升金融服务实体经济的能力,防止信贷资源错配导致经济“脱实向虚”。另一方面,联合授信试点制度应结合企业、外部环境的异质性特征进行综合考虑。具体来说,银行业金融机构应进一步加强对低信息透明度、低机构投资者持股比例、高市场化水平地区企业的金融化事项进行贷前尽职调查和贷后资金用途管理,合理调整信贷资源的投放规模和方向,提高债权融资效率和风险管控水平,抑制大股东掏空和管理者短视主义,降低信贷市场的逆向选择和道德风险,进而引导企业“脱虚返实”,促进实体经济高质量发展。

主要参考文献

- [1]蔡海静,谢乔昕,章慧敏.权变抑或逐利:环境规制视角下实体企业金融化的制度逻辑[J].*会计研究*,2021,(4):78-88.
[2]戴静,杨箐,刘贯春.银行业竞争与企业金融资产配置结构异质性[J].*管理评论*,2022,34(1):69-78.

- [3]杜勇, 眭鑫. 控股股东股权质押与实体企业金融化——基于“掏空”与控制权转移的视角[J]. *会计研究*, 2021, (2): 102-119.
- [4]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.
- [5]侯青川, 靳庆鲁, 苏玲, 等. 放松卖空管制与大股东“掏空”[J]. *经济学(季刊)*, 2017, 16(3): 1143-1172.
- [6]胡楠, 薛付婧, 王昊楠. 管理者短视主义影响企业长期投资吗?——基于文本分析和机器学习[J]. *管理世界*, 2021, 37(5): 139-156.
- [7]李青原, 陈世来, 陈昊. 金融强监管的实体经济效应——来自资管新规的经验证据[J]. *经济研究*, 2022, 57(1): 137-154.
- [8]柳光强, 王迪. 政府会计监督如何影响盈余管理——基于财政部会计信息质量随机检查的准自然实验[J]. *管理世界*, 2021, 37(5): 157-169.
- [9]彭俞超, 倪骁然, 沈吉. 企业“脱实向虚”与金融市场稳定——基于股价崩盘风险的视角[J]. *经济研究*, 2018, 53(10): 50-66.
- [10]沈悦, 安磊. 债务约束对企业“脱实向虚”的治理效果研究[J]. *南开管理评论*, 2022, 25(6): 86-96.
- [11]宋军, 陆瑜. 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.
- [12]谭德凯, 田利辉. 民间金融发展与企业金融化[J]. *世界经济*, 2021, 44(3): 61-85.
- [13]王红军, 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.
- [14]王小鲁, 胡李鹏, 樊纲. 中国分省份市场化指数报告-2021[M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2021: 1-248.
- [15]文春晖, 李思龙, 郭丽虹, 等. 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[J]. *经济管理*, 2018, 40(7): 39-55.
- [16]修宗峰, 刘然, 殷敬伟. 财务舞弊、供应链集中度与企业商业信用融资[J]. *会计研究*, 2021, (1): 82-99.
- [17]俞鸿琳. 实体企业金融化: 管理者短视角度的新解释[J]. *经济管理*, 2022, 44(3): 55-71.
- [18]张碧洲, 王胜, 谢振. 联合授信、产权性质与企业投资行为[J]. *国际金融研究*, 2021, (2): 87-96.
- [19]张成思, 张步县. 中国实业投资率下降之谜: 经济金融化视角[J]. *经济研究*, 2016, 51(12): 32-46.
- [20]张慕涵, 孙亚琼. 金融资源配置效率与经济金融化的成因——基于中国上市公司的经验分析[J]. *经济学家*, 2014, (4): 81-90.
- [21]张鹏. 业绩承诺、机会主义与企业金融化[J]. *经济学动态*, 2021, (12): 90-109.
- [22]Bleck A, Liu X W. Credit expansion and credit misallocation[J]. *Journal of Monetary Economics*, 2018, 94: 27-40.
- [23]Chen K J, Wen Y. The great housing boom of China[J]. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2017, 9(2): 73-114.
- [24]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.
- [25]Qian M J, Yeung B Y. Bank Financing and corporate governance[J]. *Journal of Corporate Finance*, 2015, 32: 258-270.

The Governance Effect of the Joint Credit System on the “Shift from Real to Virtual”: Evidence from a Quasi-natural Experiment on the Measures for the Administration of Joint Credit in China

Shen Lu, Xiang Rui, Lin Rongyu

(Business School, Sichuan University, Chengdu 610064, China)

Summary: Revitalizing the real economy and preventing the “shift from real to virtual” is a strategic task of the supply-side structural reform. As an important channel for enterprises to obtain funds, how to promote banking and financial institutions to better serve the real economy has not been fully studied. Taking the Measures for the Administration of Joint Credit released by CBRC in 2018 as a

quasi-experiment, this paper investigates the impact of the joint credit system on corporate financialization. The study shows that this policy significantly restrains corporate financialization, and the disincentive effect is more significantly in enterprises with lower information transparency or low shareholding of institutional investors. Mechanism testing shows that this policy restrains corporate financialization through inhibiting enterprise over-financing, and restraining shareholders' tunneling behavior and managerial myopia. Further analysis shows that the joint credit system mainly restrains the allocation of short-term financial assets. Combined with the external environment, the study shows that the inhibitory effect is more significant in regions with a higher level of marketization. The economic consequences confirm that this policy promotes the increase of real capital investment and reduces the financial risk of enterprises by inhibiting corporate financialization. This paper not only provides microscopic empirical evidence for evaluating the effectiveness of the joint credit, but also provides reference for preventing the high leverage ratio of enterprises and promoting the financial supply-side reform.

Key words: joint credit; financialization; over-financing; shift from real to virtual; PSM-DID model

(责任编辑:王 孜)