

# 社会资本与非金融企业影子银行化

刘琳,王金凤

(北京化工大学 经济管理学院,北京 100029)

**[摘要]**以2003—2019年我国非金融上市公司为样本,研究我国各省份社会资本水平差异对非金融企业影子银行化的影响及其内在作用机理。研究发现,地区社会资本与非金融企业影子银行化之间呈现显著的U型关系。机制检验发现,社会资本通过影响融资约束和信息不对称这两条渠道对非金融企业影子银行化产生影响。进一步分析发现,经济政策不确定性会弱化社会资本与非金融企业影子银行化的关系,且社会资本与非金融企业影子银行化之间的关系存在企业异质性,以上结论通过了稳健性检验。

**[关键词]**社会资本;非金融企业;影子银行化;融资约束;经济政策不确定性

**[中图分类号]**F275;F832;F124 **[文献标志码]**A **[文章编号]**2096-3114(2022)02-0080-11

## 一、引言

2020年12月,金融稳定理事会(Financial Stability Board)发布的监测报告显示,2019年非银行金融中介部门(NBFI)的金融资产达到200.2万亿美元,占全球金融体系的近一半,高于2008年的42%,非银行金融中介体量庞大,极易引发监管套利并影响金融稳定<sup>①</sup>。与西方以资产证券化为核心的影子银行不同,中国的影子银行体系以融资为主导<sup>[1]</sup>,这使得以国有企业为代表的具有融资优势的非金融企业越来越多地参与到影子银行业务中去,并逐步成为中国影子银行的主体部分。非金融企业影子银行化是指这些企业以直接或者间接的方式参与到影子银行业务中去,具体表现为:企业直接作为资金融出方,通过民间借贷、股权创新、委托贷款、委托理财等方式成为“实质性信用中介”;企业利用“体制内产品的创新”购买银行表外理财等“类金融产品”加入影子银行的信用链条<sup>[2]</sup>。非金融企业在实体投资之外持有一定的金融资产,可以起到节约利息成本、规避资产专用性风险和提升股东利益等作用<sup>[3]</sup>,但是在两权分离的背景下,代理问题层出不穷,代理成本、信息不对称等问题的存在往往会使企业的投资水平偏离最优规模<sup>[4]</sup>。非金融企业表现出的“金融化”“影子银行化”趋势,进一步加重了经济“脱实向虚”问题。

已有文献证实,社会资本这一非正式制度对地区经济增长和金融发展都发挥着重要作用<sup>[5-7]</sup>,而社会资本的微观经济后果研究主要讨论了上市公司所处地区的社会资本对风险承担、债务融资、股利政策、盈余管理和企业创新等的影响,并且学者们发现社会资本是法律保护等正式制度的一种替代机制<sup>[8]</sup>。但尚未有文献关注不同地区社会资本水平的差异是否会对非金融企业影子银行化规模产生影响。鉴于此,本文将通过构建社会资本指数,并利用2003—2019年我国上市公司样本,研究以下几个问题:(1)社会资本与非金融企业影子银行化的关系;(2)社会资本对非金融企业影子银行规模的影响渠道;(3)产权性质、经济政策不确定性等因素对社会资本和影子银行化的调节作用。

本文的主要贡献可能在于:第一,现有关于影子银行的研究多基于银行表外业务,而对于非金融企

**[收稿日期]**2021-09-09

**[基金项目]**全国教育科学“十三五”规划课题(EFA180459);国家留学基金委公派访问学者项目(201906885004)

**[作者简介]**刘琳(1986—),女,河南上蔡人,北京化工大学经济管理学院副教授,硕士生导师,博士,主要研究方向为公司金融,邮箱:liulin@mail.buct.edu.cn;王金凤(1995—),女,山东潍坊人,北京化工大学经济管理学院硕士生,主要研究方向为公司金融。

①FSB官方网站:<https://www.fsb.org/2020/12/global-monitoring-report-on-non-bank-financial-intermediation-2020/>。

业影子银行化的研究较少,因此本研究可以在一定程度上丰富非金融企业影子银行化相关研究;第二,本文将采用 TOPSIS 法构建社会资本指数,并从社会资本角度阐释其对非金融企业影子银行化的影响及机制,具有一定的创新性;第三,进一步检验企业特征以及经济政策不确定性等异质性因素在社会资本影响非金融企业影子银行化过程中的相关作用,对抑制我国非金融企业过度金融化以及实体经济“脱实向虚”具有一定的现实意义。

## 二、文献综述

社会资本是指“能够通过协调的行动来提高社会效率的信任、规范和网络”<sup>[9]</sup>。La Porta 等指出社会资本是指一个社会中人们的合作倾向,也即人们倾向于通过信任和合作的方式来获得社会效率最大化的程度<sup>[5]</sup>。从经济学的领域来看,社会资本的重要作用在于提供稳定的心理预期,降低双方因信息不对称而产生的交易成本<sup>[10]</sup>。以社会资本概念的度量维度来划分,目前关于社会资本的研究包括两个层面:地区层面的社会资本和企业社会资本维度。地区层面社会资本的相关文献主要是考察了社会资本对金融发展和宏观经济的影响及社会资本的微观经济后果,如 Guiso 等利用意大利的数据对社会资本和金融发展之间的关系进行了实证检验<sup>[7]</sup>,张维迎和柯荣住通过发放企业家调查问卷获取的数据分析了我国各省份的信任水平对企业规模分布、人均 GDP 增长、私营企业发展速度和外资引进之间的关系,揭示信任对一个地区的经济绩效的影响<sup>[6]</sup>。企业社会资本的微观经济后果研究主要讨论了社会资本对该地区上市公司的债务融资、盈余管理、不对称成本行为和企业创新等的影响<sup>[11-12]</sup>。针对信任的一系列研究发现,总部在社会信任水平较高地区的上市公司更容易获得商业信用融资<sup>[13]</sup>,审计费用更低且更少获得非标准审计意见<sup>[14]</sup>,社会信任还可以提高并购绩效<sup>[15]</sup>、缓解 IPO 抑价<sup>[16]</sup>。近年来,也有学者关注了社会资本对实体企业过度金融化的影响,并发现社会资本可以通过拓宽非正式融资渠道以及缓解代理成本来抑制实体企业的金融化,但尚未有文献关注社会资本对非金融企业影子银行化的影响<sup>[17]</sup>。

关于非金融企业影子银行化,国外相关研究表明,大型跨国公司和其他非金融公司可能会通过建立新的实体来代表集团公司从事活动,或利用特定国家的税收制度来开展一些特定的金融活动,非金融企业影子银行化的各个部分既可以作为传统银行的补充,又可以作为替代<sup>[18]</sup>。

我国影子银行问题由来已久。近年来,在公司内部的价值导向、业绩压力等因素以及外部银行信贷歧视和宏观环境等的推动下,非金融企业表现出了“影子银行化”趋势。梳理企业影子银行化的动机发现:一方面,在股东价值导向下,公司资金主要从金融市场获取,少数股东可以通过金融市场控制公司,从而构成了“股东价值资本主义”的基础,公司在增加内部融资的同时不断在公开市场上寻求外部融资,促使银行转变,推动资本主义的系统性转型<sup>[19]</sup>,由此驱动更为复杂的金融产品及金融活动的产生,以满足股东通过金融市场控制公司的需求,企业利用这一契机以“金融化”“影子银行化”形式配置闲置资金,实现资金管理与资本逐利的目的<sup>[20]</sup>;另一方面,企业委托贷款等短期金融资产反映出的资金储备动机可能更为强烈<sup>[21]</sup>,中小企业因为受到更为严重的融资约束问题,迫使其不得不通过民间金融渠道获得资金支持,基于“蓄水池”动机的企业“金融化”“影子银行化”则是为了能够缓解融资约束,促进实体经济的发展。

综上,非金融企业影子银行行为的动因研究主要的出发点是金融错配、融资约束等,企业影子银行化发展则引发了影响货币政策传导效果、增加企业风险、挤出研发投入等一系列负面效应,而社会资本作为一项重要的非正式制度,其对非金融企业影子银行化也可能产生复杂影响,所以探究二者的关系,厘清非金融企业影子银行化的影响因素,采取相应举措,对于社会资源分配优化,抑制“脱实向虚”具有重要意义。

## 三、研究假设

### (一) 社会资本差异与非金融企业影子银行化

基于非金融企业影子银行化资金需求与资本逐利的两方面动机,本文认为,社会资本可以通过规范

企业行为以及加强排他性联系对非金融企业影子银行化规模产生影响。具体而言:首先,在社会资本水平较高的地区,更加规范的合作以及更加紧密的社会网络联系,会促使企业表现出更为正当的行为<sup>[22]</sup>,由此可以削弱企业的逐利动机,减少企业通过非正规金融渠道的资金供给。同时,社会资本水平的提高使得商业银行能够更加快速、全面地了解企业的信息,企业通过非传统渠道融资的概率下降,非金融渠道的资金需求减少。但是,社会资本是把双刃剑,Portes 的研究指出,社会资本可能会过度要求关系成员的支持,导致关系网络内部规范下调<sup>[23]</sup>,过于紧密的关系纽带会成为排除集团外成员的壁垒,过高的社会资本也会带来过度的非正式控制,从而限制个人与组织的自由发展,过高的社会资本通过提高身份认同和加强排他性联系,使得关系网络内部的联系更加紧密,而与局外人渐行渐远<sup>[24]</sup>。此外,相比于低社会资本地区的企业,社会资本水平高的地区的企业所能利用的社会资源与关系网络更加丰富,这些地区的企业倾向于低水平的现金持有量<sup>[25]</sup>,从而开展影子银行业务的资金供给更加充沛,加上排他性联系进一步加重的“融资难”“融资贵”问题,刺激了“影子银行化”的资金需求,在这两方面综合作用下,适度的社会资本水平的提高通过减少非正规金融渠道资金供给与需求减小了非金融企业影子银行化规模,过度的社会资本水平的提高通过非正式控制与排他性联系扩大了影子银行化规模。基于此,本文提出如下假设:

H1:社会资本与非金融企业影子银行化之间呈 U 型关系。具体而言,较低的社会资本水平负向影响非金融企业影子银行化规模,而较高的社会资本水平正向影响非金融企业影子银行化规模。

### (二) 社会资本、融资约束与非金融企业影子银行化

社会资本能够影响企业的融资约束。已有学者结合产权性质及其他公司特征等对社会资本与融资约束之间的关系进行了研究,发现企业的社会资本能够对融资约束起到正面的缓解作用<sup>[26]</sup>;但是也有学者得出了不同结论,如政府支持会负向影响科技创新企业的融资效率<sup>[27]</sup>,社会资本可能会被视为公开再融资市场上的寻租手段,影响企业在公开再融资市场的发行审核<sup>[28]</sup>,同时作为衡量社会资本水平的慈善捐赠降低融资约束的效果会因为企业所处环境和自身特征的不同而存在差异<sup>[29]</sup>。

融资约束进一步影响企业影子银行化规模。由于资本市场中普遍存在着信息不对称问题,中国上市公司普遍面临外部融资约束,从外部正规渠道获得融资很难,融资约束严重的企业对于资金的需求促使了非传统金融渠道的诞生。金融中介在国有和非国有部门之间以及部门之内融资能力与生产效率不相匹配的资金配置行为,是非金融企业影子银行化行为的重要诱因<sup>[2]</sup>,融资约束严重的企业对于资金的需求会促使其转向非金融借贷,而具备银行信贷支持的企业则更具备了发展影子银行业务逐利的充沛资金。

综上所述,本文提出如下假设:

H2:融资约束在社会资本与非金融企业影子银行化规模关系之间发挥中介作用。

### (三) 社会资本、信息不对称与非金融企业影子银行化

在企业普遍存在代理问题与信息不对称的情况下,掌握更为丰富信息的企业能够在交易中占据有利地位,更有利于企业发展实体经济。Kshetri 指出,中国的小微企业难以获得融资的主要原因不是缺乏信誉,而是银行等金融机构缺乏数据、信息以及获取能力,从而无法为金融弱势群体提供有效的金融服务<sup>[30]</sup>。而社会资本是信息获取的重要渠道,信息获取的增加可以有效缓解信息不对称问题。社会资本水平提高带来的信息获取增加会使企业能够从正规渠道获取发展实体经济所需要的资金,进而减少民间金融渠道的资金供给与需求,从而减小影子银行化规模;但社会资本过高时,社会关系网络的强化也不可避免地导致更大规模的“小团体”的产生,从而阻碍信息传播效率。

随着金融体系以市场为导向的机制变革,金融科技与金融创新发展,大数据技术在金融领域的运用不断深化,使信用评估、信息不对称和完整性以及跨多个平台的数据共享等问题得到解决。技术带来了社交网络的拓展,社交网络在人们之间积累“社会资本”,能够大大降低金融活动的成本,并限制机会主

义行为<sup>[31]</sup>,传统金融渠道的畅通可以有效遏制非金融企业作为金融中介机构的影子银行化趋势,而非正式控制的加强会降低企业透明度,进一步驱动“影子银行化”。

因此,本文提出如下假设:

H3:信息不对称性在社会资本与非金融企业影子银行化规模关系之间发挥中介作用。

## 四、研究设计

### (一) 变量定义

1. 被解释变量:非金融企业影子银行化规模(*Shadow*)。本文选择民间借贷、委托借款、委托理财进行加总并取自然对数的方式度量企业的影子银行化规模。民间借贷的度量反映在资产负债表中的其他应收款科目,委托贷款则采用将其他流动资产、一年内到期的非流动资产、其他非流动资产三者加总,委托理财数据则从企业公告中获得。

2. 解释变量:社会资本指数(*SC*)。目前,学界对于社会资本的度量并未形成统一的标准。本文参照吴超鹏和金溪的研究<sup>[12]</sup>,选取社会组织、社会捐赠和信息共享三个角度,构建社会组织指数(*SC1*)、社会捐赠指数(*SC2*)、互联网使用频率(*SC3*)和电话使用频率(*SC4*)来反映社会资本中社会网络、社会公德以及信息交流与共享的发展情况,这几方面对于社会资本水平的刻画具有较好的代表性。在此基础上本文采用TOPSIS法构建社会资本指数(*SC*),TOPSIS作为一种综合评价方法,可以对各省各年度的社会资本情况进行相对优劣的评价,更具客观性。鉴于2017年以后各省上网人数不再公布,而全国上网人数以及各省移动互联网用户可以查到,另外,移动互联网用户与互联网上网人数随着互联网发展的一致趋势,本文采用移动互联网用户数估算各省互联网上网人数;2018—2019年各省的社会捐赠数据缺失问题采用线性插值的方法进行填补解决,为了保证结果的可靠性,本文将采用2003—2016年数据以及主成分分析法构建的社会资本指数进行稳健性检验。

3. 中介变量:(1)融资约束(*SA*), $SA = -0.737 \times SIZE + 0.043 \times SIZE^2 - 0.040 \times Age$ (*SIZE*的单位为百万元),*SA*指数为负,取值越小,企业的融资约束越严重;(2)信息不对称性(*OBS*),将财务分析师预测误差作为信息不对称性的替代变量,分析师预测误差为分析师对企业EPS做出的最后一次预测值的均值与企业实际EPS的差除以股价,再取绝对值,该绝对值越大,说明信息不对称越严重。

4. 控制变量:在回归模型中,本文加入了其他可能影响非金融企业影子银行化的变量。包括企业规模、托宾*Q*值、股权集中度、董事结构等公司特征变量和公司治理机制变量以及城镇人口比重、人均GDP增长率等省际变量。具体的变量定义如表1所示。

### (二) 数据来源

本文选择2003—2019年沪深A股

表1 变量定义表

	变量名称	变量符号	变量说明
被解释变量	非金融企业影子银行化规模	<i>Shadow</i>	民间借贷、委托借款、委托理财加总的自然对数
解释变量	社会资本指数	<i>SC</i>	计算方法见正文
中介变量	融资约束	<i>SA</i>	$-0.737 \times SIZE + 0.043 \times SIZE^2 - 0.040 \times Age$
	信息不对称性	<i>OBS</i>	计算方法见正文
	股权集中度	<i>TOP1</i>	第一大股东持股比例
	董事会规模	<i>Board</i>	董事人数
	董事结构	<i>Indep</i>	独立董事人数/董事人数
	高管持股	<i>Mshare</i>	高管持股比例
	托宾 <i>Q</i>	<i>Tobinq</i>	企业市值/总资产
控制变量	总资产净利润率	<i>ROA</i>	净利润/总资产
	盈利能力	<i>ROE</i>	净利润/股东权益
	应收账款周转率	<i>TR</i>	营业收入/应收账款期末余额
	固定资产比率	<i>FA</i>	固定资产/总资产
	无形资产比率	<i>INTA</i>	无形资产/总资产
	现金比率	<i>CASH</i>	现金及现金等价物期末余额/流动负债
	企业偿债能力	<i>Lev</i>	负债/资产
	企业规模	<i>Size</i>	总资产的自然对数
	城镇人口比重	<i>Urban</i>	各省城镇人口数/各省总人口数
	人均GDP增长率	<i>PGDP</i>	当年人均GDP/上一年人均GDP - 1

企业作为研究样本,并按照如下规则进行了数据处理:(1)剔除金融行业样本;(2)剔除样本期间被 ST 或 \*ST 的样本。为了避免异常值的影响,对连续型变量在 1% 和 99% 分位数上进行了 Winsorize 缩尾处理。企业财务数据来自 CSMAR 数据库,社会资本构建所需的数据以及省际控制变量数据来自各年度《中国统计年鉴》和《中国民政统计年鉴》。

(三) 模型构建

本文构建如下模型进行实证检验。模型(1)用以检验社会资本与非金融企业影子银行化之间的关系;模型(2)一(4)用以检验社会资本对非金融企业影子银行化的影响机制。本文采用固定效应模型进行实证检验。其中  $SC^2$  表示社会资本的平方项, $X$  表示一系列控制变量, $u_i$  为不随时间变化的个体异质性特征, $\lambda_t$  为时间固定效应, $\varepsilon_{i,t}$  为未观测到的残差。

$$Shadow_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 SC_{i,t} + \alpha_2 SC_{i,t}^2 + \gamma X_{i,t} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$$SA_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 SC_{i,t} + \beta_2 SC_{i,t}^2 + \gamma X_{i,t} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$OBS_{i,t} = \varphi_1 + \varphi_1 SC_{i,t} + \gamma X_{i,t} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$Shadow_{i,t} = \eta_0 + \eta_1 SC_{i,t} + \eta_2 SC_{i,t}^2 + \eta_3 SA_{i,t} + \eta_4 OBS_{i,t} + \gamma X_{i,t} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

表 2 变量描述性统计

五、实证分析

(一) 描述性统计

表 2 列示了变量描述性统计结果。可以看出,社会资本指数的均值为 0.5048,标准差为 0.3000,说明各省的社会资本水平有较大差异。样本企业的影子银行化规模均值为 18.2274,标准差为 2.0351,可见不同非金融企业影子银行化有差别。

(二) 基准回归结果

经过 Hausman 检验,本文采用面板固定效应回归模型,基准回归结果列示在表 3 列(1)。在加入全部控制变量后,社会资本的平方项的系数是 0.9982,在 1% 的统计水平上显著,社会资本的系数是 -1.0055,在 5% 的统计水平上显著;SC 取最大值和最小值时,曲线斜率分别为 0.9909 和

变量	均值	标准差	最小值	P25	P50	P75	最大值
Shadow	18.2274	2.0351	13.1293	16.8230	18.3351	19.6225	23.2105
SC	0.5048	0.3000	0.0000	0.2296	0.4979	0.7602	1.0000
SC <sup>2</sup>	0.3448	0.3155	0.0000	0.0527	0.2479	0.5779	1.0000
SA	-3.6846	0.2793	-4.3318	-3.8761	-3.6913	-3.5026	-2.9063
OBS	0.0349	0.0544	0.0002	0.0053	0.0158	0.0403	0.3447
TOP1	0.3618	0.1541	0.0900	0.2402	0.3412	0.4710	0.7572
Board	8.8202	1.8110	5.0000	8.0000	9.0000	9.0000	15.0000
Indep	0.3693	0.0528	0.2727	0.3333	0.3333	0.4000	0.5714
Mshare	0.0637	0.1345	0.0000	0.0000	0.0002	0.0400	0.6121
Tobinq	1.9221	1.1980	0.8918	1.1955	1.5221	2.1669	8.0060
ROA	0.0377	0.0652	-0.2918	0.0144	0.0378	0.0675	0.2054
ROE	0.0618	0.1372	-0.7973	0.0316	0.0717	0.1164	0.3423
TR	40.0191	151.3867	0.7474	3.0918	5.8907	14.7641	1238.3234
FA	0.2369	0.1743	0.0021	0.0995	0.2018	0.3392	0.7433
INTA	0.0449	0.0512	0.0000	0.0137	0.0312	0.0564	0.3114
CASH	0.8881	1.6040	0.0110	0.1826	0.3676	0.8300	10.8517
Lev	0.4445	0.2167	0.0508	0.2747	0.4390	0.6010	1.0648
Size	21.8270	1.3563	18.8159	20.8747	21.6929	22.6085	25.9276
Urban	0.6225	0.1533	0.2810	0.5133	0.6260	0.6985	0.8960
PGDP	0.1107	0.0589	-0.0736	0.0748	0.0965	0.1503	0.2597

-1.0055,转折点  $-\alpha_1/2\alpha_2 = 0.5037$  位于 SC 取值范围内,说明社会资本与非金融企业影子银行化存在显著的 U 型关系。在一定范围内,社会资本的提升可以缩小企业的影子银行化规模,但社会资本的过度提升,又会进一步加剧非金融企业影子银行化,由此支持了假设 1,表明社会资本与非金融企业之间不是简单的线性关系,社会资本水平的提高在减少非正规金融渠道资金需求与扩大非正规金融渠道资金供给的综合作用下,与非金融企业影子银行化规模呈现出 U 型关系。

(三) 机制识别:中介效应检验

表 3 列(2)至列(4)为社会资本与非金融企业影子银行化中介效应的检验结果。由列(2)可知,社会资本和社会资本平方项的系数分别为 -0.0236 和 0.0174,满足社会资本与融资约束之间的 U 型关系;列(3)显示社会资本平方项的系数为 0.0086,社会资本与信息不对称性之间存在 U 型关系,但这一

效应并不明显,需要进一步验证。同时加入融资约束和信息不对称性后,回归结果显示融资约束和信息不对称性的系数分别为 1.2702 和 1.3089,社会资本和社会资本平方项的系数分别是 -0.8072 和 0.8545,均在 1% 的统计水平下显著,说明存在融资约束的部分中介作用,进一步采用 Sobel 检验社会资本与非金融企业影子银行化之间信息不对称中介效应的存在性,得到 z 值为 -2.97,  $p < 0.01$ ,中介效应占总效应 5.91%,证明信息不对称中介效应确实存在,融资约束渠道的中介效应占比为 37.56%,假设 2 和假设 3 得到支持。

表 3 社会资本与非金融企业影子银行化

	(1) <i>Shadow</i>	(2) <i>SA</i>	(3) <i>OBS</i>	(4) <i>Shadow</i>	(5) <i>Shadow</i>	(6) <i>SA</i>	(7) <i>Shadow</i>	(8) <i>OBS</i>
<i>SC</i>	-1.0055 ** (-2.15)	-0.0236 ** (-2.01)	-0.0113 ** (-2.06)	-0.8072 *** (-3.20)	-0.3112 ** (-2.06)	-0.0296 *** (-2.83)	0.5290 ** (2.46)	0.0087 ** (2.35)
<i>SC</i> <sup>2</sup>	0.9982 *** (2.66)	0.0174 * (1.69)	0.0086 (1.61)	0.8545 *** (3.74)				
<i>SA</i>				1.2702 *** (3.25)	2.1069 *** (6.06)		0.6025 * (1.87)	
<i>OBS</i>				1.3089 *** (2.76)	1.3187 *** (3.17)		1.3360 ** (2.45)	
<i>Constant</i>	10.0247 ** (2.46)	-2.4633 *** (-9.59)	-0.1049 *** (-3.85)	13.9094 *** (2.58)	16.0355 *** (3.11)	-2.4238 *** (-8.16)	10.6005 * (1.78)	-0.1439 *** (-4.04)
<i>N</i>	20587	31502	26497	17000	8025	15806	8975	13659
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.4329	0.8514	0.4669	0.4677	0.4491	0.8740	0.4907	0.4864

注:括号内为 t 值,\*\*\*、\*\*、\* 分别表示 1%、5%、10% 统计水平下显著,由于篇幅限制,省略了控制变量回归结果,留存备索,下同。

根据 Hayes 和 Preacher 对于非线性曲线中介效应的分析可知,当中介效应不是简单线性关系时,可用瞬时间接效应反映解释变量通过中介变量对被解释变量产生的影响,瞬时间接效应为中介变量对解释变量的偏导数与被解释变量对解释变量偏导数的乘积<sup>[32]</sup>。社会资本 *SC* 的变化通过融资约束 *SA* 的变化间接地影响非金融企业影子银行化规模的变化,瞬时间接效应如下:

$$\theta_1 = \left( \frac{\partial SA}{\partial SC} \right) \left( \frac{\partial Shadow}{\partial SA} \right) = (\beta_1 + 2\beta_2 \times SC) \times \eta_3 = 0.0442SC - 0.0300 \quad (5)$$

社会资本通过融资约束产生的瞬时间接效应会随社会资本水平的提高而增大。分别取样本均值减一个标准差、样本均值、样本均值加一个标准差代表社会资本的较低、中等和较高水平进行验证,得到瞬时间接效应分别为 -0.0209、-0.0077 和 0.0056。当社会资本水平较低时,瞬时间接效应为负,所在地区社会资本水平的提高可以通过增加融资约束来减小影子银行化规模,随着社会资本水平的提高,通过增加融资约束来减小影子银行化规模的效应逐渐减弱;当社会资本水平较高时,瞬时间接效应为正,社会资本水平的提高会降低融资约束进而扩大企业影子银行化规模,随着社会资本水平的提高,融资约束的中介效应增强。这也表明了社会资本通过融资约束机制影响非金融企业影子银行化规模的作用主要表现在影响影子银行化资金供给端的行为,资金供给端的资本逐利动机是非金融企业影子银行化的重要诱因,而社会资本的适度提高起到了良好的规范作用。此外,较低的社会资本水平通过影响企业融资约束进而影响非金融企业影子银行化渠道作用明显,而当社会资本水平较高时,社会资本通过影响企业融资约束进而影响非金融企业影子银行化规模的作用相对微弱,下面的分区检验也验证了这一结论。

进一步根据拐点对 U 型曲线采用分组分区检验的方法,表 3 的列(5)、列(6)为拐点左侧样本,列(7)、列(8)为拐点右侧样本。在拐点左右两侧,社会资本的系数分别为 -0.3112 和 0.5290,均在 5% 的统计水平下显著;当位于左侧样本区间时,中介机制检验显示 *SC* 对 *SA* 的系数为 -0.0296 且显著,而在拐点右侧时,*SC* 对 *OBS* 的系数显著为正,进一步说明了当社会资本水平较低时,融资约束渠道发挥了重要效果,社会资本主要通过增加融资约束减小影子银行化规模,体现了社会资本产生的规范性;而社

会资本水平较高时,社会资本水平则通过增加信息不对称性扩大影子银行化规模,体现了社会资本导致的排他性。综合作用下,社会资本与影子银行化之间呈现出显著的 U 型关系。

#### (四) 稳健性检验

##### 1. 改变社会资本的度量方式

重新使用主成分分析法构建社会资本指数<sup>[12]</sup>,前三个主成分累积贡献率达 98.06%,取前三主成分合成社会资本指数替代变量( $SC_{com}$ ),社会资本和社会资本平方项的系数的正负和显著程度均未发生改变,说明社会资本与非金融企业影子银行化之间的 U 型关系与社会资本指数的构建方法无关。(稳健性检验结果未列示,留存备索。下同。)

此外,考虑地区社会资本水平的改变可能对非金融企业影子银行化有滞后影响,取滞后一期的社会资本指数,与当期社会资本水平的影响结果对比,社会资本平方项系数正负未发生改变,且依旧显著;主成分指数滞后项也同样满足社会资本与非金融企业影子银行化的 U 型关系,同时说明地区的社会资本水平对于非金融企业影子银行化规模也具有一定程度的滞后影响。

##### 2. 改变样本区间

考虑到社会资本系数估算存在的误差和 2008 年金融危机可能对非金融企业影子银行化产生影响,本文重新选取 2003—2016 年和 2009—2016 年样本进行稳健性检验,结论未发生改变。

##### 3. 控制行业固定效应

前文控制了企业个体固定效应和年份固定效应,考虑可能会存在行业层面不随时间变化的因素,进一步控制了行业固定效应,结论未发生改变。

##### 4. 加入非金融企业影子银行化规模滞后项

为了排除上一年非金融企业影子银行化规模的影响,我们考虑加入非金融企业影子银行化规模一阶滞后项,结果显示社会资本与非金融企业影子银行化规模的 U 型关系依旧显著。

## 六、进一步分析

### (一) 经济政策不确定性、社会资本与非金融企业影子银行化

企业利用社会资本改变实体投资决策,影响非金融企业影子银行化规模的过程中,会不可避免地受到宏观经济政策不确定性的影响,经济政策不确定性的增加会使得企业的各种决策更加审慎。非金融企业出于逐利动机从事影子银行化业务,以期获得短期高额回报,当面临的经济政策不确定性上升时,企业更有可能出于资金避险需求从影子银行业务中抽离,同时,不确定性的增加会提高中介机构对于流动性的需求,迫使中介机构去杠杆化,从而收缩影子银行化规模<sup>[33]</sup>。本节进一步讨论经济政策不确定性的调节作用。选用中国经济政策不确定性月度指数,取算术平均并除以 100 计算经济政策不确定性年度指数( $EPU$ ),检验模型如下:

$$Shadow_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 SC_{i,t} + \alpha_2 SC_{i,t}^2 + \alpha_3 EPU_{i,t-1} \times SC_{i,t} + \alpha_4 EPU_{i,t-1} \times SC_{i,t}^2 + \alpha_5 EPU_{i,t-1} + \gamma X_{i,t} + \mu_i + \lambda_i + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

对于 U 型曲线调节效应的分析需要重点关注曲线陡峭程度的变化以及拐点的移动情况。根据 Haans 等<sup>[34]</sup>对于 U 型曲线检验的分析,对(6)式  $SC$  求一阶导数并令其为 0 可得曲线拐点:

$$SC^* = \frac{-\alpha_1 - \alpha_3 \times EPU_{i,t-1}}{2\alpha_2 + 2\alpha_4 \times EPU_{i,t-1}} \quad (7)$$

对  $EPU$  求导数,可以反映  $SC$  拐点随  $EPU$  的变化而变化的情况:

$$\frac{\partial SC^*}{\partial EPU} = \frac{\alpha_1 \alpha_4 - \alpha_2 \alpha_3}{2(\alpha_2 + \alpha_4 EPU)^2} \quad (8)$$

从上式可以看出, $SC$  拐点的变化取决于  $\alpha_1 \alpha_4 - \alpha_2 \alpha_3$  的正负,当  $\alpha_1 \alpha_4 - \alpha_2 \alpha_3$  为正时,拐点右移; $\alpha_1 \alpha_4$

-  $\alpha_2\alpha_3$  为负值时,拐点会左移。而对于曲线陡峭程度变化仅通过  $\alpha_4$  就可以判断,对于正 U 型曲线, $\alpha_4$  为正,曲线会在调节作用的影响下更加陡峭,而  $\alpha_4$  为负时,曲线会变得相对平缓。

表 4 为经济政策不确定性、社会资本和非金融企业影子银行化回归分析结果,列(1)至列(3)分别反映当期经济政策不确定性、滞后一期经济政策不确定性与滞后两期经济政策不确定性的调节作用。列(1)显示,加入当期经济政策不确定性调节效应之后, $SC$  和  $SC^2$  的系数分别为 -1.1458 和 1.4621,分别在 5% 和 1% 的统计水平下显著,社会资本与非金融企业影子银行化规模之间依旧呈现显著的 U 型关系,交互项  $EPU \times SC^2$  的系数为 -0.6069,在 5% 的统计水平下显著, $\alpha_1\alpha_4 - \alpha_2\alpha_3$  为 0.0971, U 型曲线的拐点会向右移动,同时  $\alpha_4$  显著为负,曲线会变得相对平缓。这说明经济政策不确定性的增加会削弱社会资本水平对非金融企业影子银行化的影响,经济政策不确定性能够对社会资本与非金融企业影子银行化之间的关系产生倒 U 型调节效应。

表 4 经济政策不确定性、社会资本和非金融企业影子银行化

	Shadow			左侧			右侧		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
$SC$	-1.1458 ** (-2.52)	-0.9898 ** (-2.09)	-1.7010 *** (-3.53)	-0.0541 (-0.16)	0.1287 (0.37)	-0.1883 (-0.44)	1.3545 *** (3.13)	1.3941 *** (2.94)	2.0014 *** (4.63)
$SC^2$	1.4621 *** (3.31)	1.3202 *** (2.89)	1.9507 *** (4.38)						
$EPU$	0.9558 *** (3.76)			1.1972 *** (3.92)			1.4439 *** (2.81)		
$EPU \times SC$	0.4092 (1.54)			-0.1915 (-0.90)			-0.7329 ** (-2.07)		
$EPU \times SC^2$	-0.6069 ** (-2.14)								
$L\_EPU$		1.3089 *** (3.88)			1.6528 *** (4.07)			1.8538 *** (2.84)	
$L\_EPU \times SC$		0.3244 (1.12)			-0.3974 (-1.34)			-0.8689 ** (-2.13)	
$L\_EPU \times SC^2$		-0.5500 * (-1.66)							
$L2\_EPU$			1.6551 *** (3.26)			2.1693 *** (3.90)			2.8848 *** (4.59)
$L2\_EPU \times SC$			1.0269 *** (3.16)			-0.1239 (-0.37)			-1.6052 *** (-4.79)
$L2\_EPU \times SC^2$			-1.2062 *** (-3.62)						
$SA$	1.2939 *** (3.25)	1.2874 *** (3.25)	1.2846 *** (3.24)	2.1128 *** (6.05)	2.1154 *** (6.09)	2.1107 *** (6.06)	0.6310 * (1.88)	0.6210 * (1.86)	0.6319 * (1.91)
$OBS$	1.2873 *** (2.75)	1.2975 *** (2.75)	1.2930 *** (2.73)	1.3270 *** (3.18)	1.3278 *** (3.19)	1.3192 *** (3.17)	1.2986 ** (2.46)	1.3092 ** (2.43)	1.3069 ** (2.40)
Constant	13.4859 *** (2.58)	13.3299 ** (2.56)	13.3166 *** (2.59)	15.3225 *** (3.08)	15.1621 *** (3.06)	15.0938 *** (3.07)	9.5602 * (1.70)	9.3816 * (1.68)	8.8029 (1.53)
N	17000	17000	17000	8025	8025	8025	8975	8975	8975
R <sup>2</sup>	0.4685	0.4682	0.4683	0.4492	0.4493	0.4492	0.4916	0.4914	0.4926

由列(2)和列(3)可知,加入经济政策不确定性的滞后项后依旧存在显著的倒 U 型调节效应,这说明经济政策不确定性对于社会资本与非金融企业影子银行化规模之间的关系具有较长时间的影响效果。同时,比较列(1)、列(2)、列(3)经济政策不确定性与社会资本平方交互项的系数可以看出,企业在面临经济政策不确定性的情况下能够迅速做出反应,但随着时间延长这一效果出现衰退的迹象,后又在较长时间经济不确定性的影响中加强,经济政策不确定性的调节效果随着时间呈现出先减弱后增强的趋势。



进一步通过分区检验发现,在拐点右侧,经济政策不确定性与社会资本的交互项系数显著为负,说明经济政策不确定性对于高社会资本水平引起的非金融企业影子银行化规模扩大具有显著抑制效应。随着不确定性的增加,U型曲线变得平缓,符合经济政策不确定的情况下,企业出于避险动机收缩影子银行化规模的实际。与此相反,在经济政策较为确定的环境中,企业也可能利用社会资本,掌握更多、更及时的政策信息等,从而逃避监管,更多地开展影子银行业务,以达到逐利的目的。

(二) 企业异质性分组检验

在我国,商业银行往往倾向于向国有、大规模、生产经营状况良好的企业提供信贷支持,造成了各企业之间资源配置的严重不均衡问题。本文进一步检验社会资本与非金融企业影子银行化的企业异质性影响,分别按照产权性质划分为国有企业( $D1 = 1$ )与非国有企业( $D1 = 0$ ),按照实际投资额与预期投资额差值的绝对值衡量企业投资效率的行业年度中位数,划分为高投资效率企业( $D2 = 1$ )和低投资效率企业( $D2 = 0$ ),按照企业总资产行业年度中位数划分为大企业( $D3 = 1$ )与小企业( $D3 = 0$ ),进一步通过分区间检验企业组别虚拟变量与社会资本交互项的系数来分析社会资本与非金融企业影子银行化是否存在企业异质性。

表5列(1)中 $SC$ 和 $SC \times D1$ 的系数分别为 $-1.0709$ 和 $1.6336$ ,均在1%统计水平下显著,说明当社会资本水平较低时,社会资本能降低非国有影子银行化规模,而对于国有企业,社会资本水平提高起到了促进企业影子银行化的作用;列(2) $SC \times D2$ 的系数为显著为负,说明投资效率对于社会资本降低非金融企业影子银行化规模的过程中具有正向调节作用,相比于低效率企业,高效率企业中社会资本降低影子银行化的作用更加明显;列(3)中 $SC \times D3$ 不显著,说明社会资本与非金融企业影子银行化的关系在企业规模间差异不明显。右侧样本检验结果则显示 $SC$ 的系数均显著为正,而交互项系数不显著,说明当社会资本水平较高时,社会资本与非金融企业影子银行化之间并不存在企业异质性。以上结论反映出社会资本的提 高对于降低非国有企业以及高效率投资企业的影子银行化规模具有重要作用,但社会资本过度提高引起的影子银行化规模扩大对所有企业是无差别的。

表5 社会资本与非金融企业影子银行化:企业异质性分组检验

	左侧			右侧		
	(1) $DUM = D1$	(2) $DUM = D2$	(3) $DUM = D3$	(4) $DUM = D1$	(5) $DUM = D2$	(6) $DUM = D3$
$SC$	-1.0709*** (-2.92)	0.1194 (0.32)	0.0558 (0.13)	1.4543*** (3.81)	1.2976*** (2.97)	1.2708*** (3.35)
$SC \times DUM$	1.6336*** (6.90)	-0.3392** (-2.01)	-0.2480 (-0.66)	-0.2354 (-0.60)	0.1189 (1.03)	0.1721 (0.53)
$DUM$	-0.2671*** (-2.72)	-0.0795 (-1.38)	0.2318** (2.06)	0.1114 (0.36)	-0.2620** (-2.54)	0.0403 (0.17)
$SA$	2.1277*** (6.14)	2.1127*** (6.11)	2.2404*** (6.51)	0.6240* (1.87)	0.6794** (2.08)	0.7703** (2.16)
$OBS$	1.3422*** (3.08)	1.2970*** (3.05)	1.2851*** (3.06)	1.3030** (2.46)	1.1539** (2.31)	1.2527** (2.43)
$EPU$	1.1972*** (4.00)	1.1900*** (3.95)	1.2385*** (4.12)	1.4506*** (2.84)	1.4412*** (2.83)	1.5087*** (2.86)
$EPU \times SC$	-0.1289 (-0.63)	-0.1680 (-0.78)	-0.1664 (-0.86)	-0.7432** (-2.12)	-0.7353** (-2.08)	-0.7492** (-2.08)
$Constant$	15.6250*** (3.17)	15.5779*** (3.15)	16.6265*** (3.28)	9.4949* (1.67)	9.9413* (1.79)	11.1351* (1.90)
N	8025	8025	8025	8975	8975	8975
$R^2$	0.4507	0.4517	0.4502	0.4917	0.4943	0.4925

七、结论性评述

本文以2003—2019年我国沪深A股企业为样本,实证检验了我国各省份社会资本差异对非金融企

业影子银行化规模的影响及其作用机制,并进一步讨论了外部经济政策不确定性、产权性质、企业规模以及投资效率等的异质性影响。结果表明:(1)社会资本与非金融企业影子银行化之间呈现显著的U型关系。当社会资本水平较低时,社会资本水平的提高会减小非金融企业影子银行化规模,而社会资本发展到一定水平之后,社会资本水平的提高会带来非金融企业影子银行化规模的扩张。(2)社会资本可以通过影响融资约束和信息不对称性这两条渠道对非金融企业影子银行化规模产生影响,融资约束的增加和信息不对称的缓解会缩小非金融企业影子银行化规模,二者在社会资本与非金融企业影子银行化之间的U型关系中起到中介作用。(3)社会资本与非金融企业影子银行化之间的关系受到企业内外多种因素的调节,在经济政策不确定性更强的环境中,二者之间的U型关系会被弱化;社会资本对于降低非国有、高效率投资企业的影子银行化规模具有重要作用。通过替换变量度量方式、改变样本区间等一系列稳健性检验之后,以上研究结论依然成立。

根据本文的结论可以得到以下几点启示:第一,要畅通正规金融渠道的信贷供给,努力实现资源配置的均衡性,为切实发展实体经济的企业提供资金支持,遏制影子银行化企业的发展。第二,加强监督机制的建立,引导企业信息透明公开,降低信息不对称的消极影响,建立更加透明、有效的市场环境。第三,在社会资本水平相对较低的地区,给予非国有企业和高效率投资企业更多的支持与帮助,引导其大力发展实体经济;对于社会资本过高的地区,善用经济政策不确定性的调节作用,利用政策手段来解决非金融企业影子银行化问题。第四,适度提高社会资本水平可以抑制非金融企业影子银行化规模,但社会资本水平过高会助推非金融企业影子银行化,因此,在缩小地区社会资本水平差距的同时,也要关注社会资本发展的适度性问题,既要加强合作互信,又要防止过度“关系化”。要推动建立畅通、高效的社会关系网络,引导资本更多地流向实体经济,遏制“脱实向虚”,实现经济的良性发展。

本文重点关注了地区社会资本水平差异对于非金融企业影子银行化规模的影响,以及经济政策不确定性这一外部因素的调节作用,事实上,社会资本除了地区层面外,还包括企业层面的社会资本,企业管理者的社会资本对于非金融企业影子银行化的影响也值得进一步探讨。此外,继续探寻影响非金融企业影子银行化的各方面因素,实施内外结合的治理举措,也是十分必要的。

#### 参考文献:

- [1]毛泽盛,周舒舒.企业影子银行化与货币政策信贷渠道传导——基于DSGE模型的分析[J].财经问题研究,2019(1):59-65.
- [2]韩珣,李建军.金融错配,非金融企业影子银行化与经济“脱实向虚”[J].金融研究,2020(8):93-111.
- [3]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.
- [4]Jensen M C. Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs, and capital structure[J]. Social Science Electronic Publishing, 1976,3(4):305-360.
- [5]La Porta R, Florencio L, Shleifer A, et al. Trust in large organizations[J]. Journal of Finance,1997,52(3):1131-1150.
- [6]张维迎,柯荣住.信任及其解释:来自中国的跨省调查分析[J].经济研究,2002(10):59-70.
- [7]Guiso L, Sapienza P, Zingales L. The role of social capital in financial development [J]. American Economic Review,2004,94(3): 526-556.
- [8]Ang J S, Cheng Y, Wu C. Does enforcement of intellectual property rights matter in China? Evidence from financing and investment choices in the high-tech industry[J]. Review of Economics and Statistics,2014,96(2):332-348.
- [9]Putnam R. Making democracy work: Civic traditions in modern Italy[M]. Princeton, New Jersey: Princeton University Press,1993.
- [10]Williamson O E. Transaction-cost economics: The governance of contractual relations [J]. Journal of Law & Economics,1979,22 (2):233-261.
- [11]Gupta A, Raman K, Shang C. Social capital and the cost of equity[J]. Journal of Banking & Finance,2018,87(2):102-117.
- [12]吴超鹏,金溪.社会资本,企业创新与会计绩效[J].会计研究,2020(4):45-57.
- [13]Wu W, Firth M, Rui O M. Trust and the provision of trade credit[J]. Journal of Banking & Finance,2014,39(2):146-159.

- [14] Chen D, Li L, Liu X, et al. Social trust and auditor reporting conservatism[J]. *Journal of Business Ethics*, 2018, 153(4): 1083 - 1108.
- [15] 王艳, 李善民. 社会信任是否会提升企业并购绩效? [J]. *管理世界*, 2017(12): 125 - 140.
- [16] Li Z, Wong T J, Yu G. Information dissemination through embedded financial analysts: Evidence from China[J]. *The Accounting Review*, 2019, 95(2): 257 - 281.
- [17] 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(天津财经大学学报)*, 2021(4): 3 - 17.
- [18] Davies R B, Killeen N. Location decisions of non-bank financial foreign direct investment: Firm-level evidence from Europe[J]. *Review of International Economics*, 2018, 26(2): 378 - 403.
- [19] Lapavitsas C. Information and trust as social aspects of credit[J]. *Economy & Society*, 2010, 36(3): 416 - 436.
- [20] 黄贤环, 王瑶, 王少华. 谁更过度金融化: 业绩上升企业还是业绩下滑企业? [J]. *上海财经大学学报*, 2019(1): 80 - 94.
- [21] 南晓莉, 张敏. 政策不确定下新兴企业金融化挤出研发投资的实证研究[J]. *大连理工大学学报(社会科学版)*, 2019(6): 17 - 27.
- [22] Coleman J S. A rational choice perspective on economic sociology[J]. *Journal of Economic Sociology*, 2004, 5(3): 35 - 44.
- [23] Portes A. Social capital: Its origins and applications in modern sociology[J]. *Annual Review of Sociology*, 1998, 24(1): 43 - 67.
- [24] Whittaker C G, Holland Smith D. Exposing the dark side, an exploration of the influence social capital has upon parental sports volunteers[J]. *Sport Education & Society*, 2014, 21(3): 356 - 373.
- [25] Habib A, Hasan M M. Social capital and corporate cash holdings[J]. *International Review of Economics & Finance*, 2017, 52(11): 1 - 20.
- [26] 王竹泉, 韩星佳. 企业的政府社会资本禀赋对融资约束的影响研究——资源配置中政府作用的资本市场证据[J]. *当代财经*, 2018(10): 68 - 79.
- [27] 张玉喜, 赵丽丽. 政府支持和金融发展, 社会资本与科技创新企业融资效率[J]. *科研管理*, 2015(11): 55 - 63.
- [28] 刘凤君, 郭丽虹. 会计师事务所发审委社会资本对公开再融资审核决策的影响——基于中国资本市场 2003—2013 年公开再融资数据的分析[J]. *商业研究*, 2019(8): 90 - 99.
- [29] 阮刚铭, 魏宇方舟, 官峰. 慈善捐赠, 社会资本与融资约束[J]. *会计与经济研究*, 2019(3): 79 - 91.
- [30] Kshetri N. Big data's role in expanding access to financial services in China[J]. *International Journal of Information Management*, 2016, 36(3): 297 - 308.
- [31] Xie P, Zou C, Liu H. *Internet finance in China* [M]. Abingdon: Routledge, 2016.
- [32] Hayes A F, Preacher K J. Quantifying and testing indirect effects in simple mediation models when the constituent paths are nonlinear[J]. *Multivariate Behavioral Research*, 2010, 45(4): 627 - 660.
- [33] Moreira A, Savov A. The macroeconomics of shadow banking[J]. *Journal of Finance*, 2017, 72(6): 2381 - 2432.
- [34] Haans R, Pieters C, He Z L. Thinking about U: Theorizing and testing U-and inverted U-shaped relationships in strategy research [J]. *Strategic Management Journal*, 2016, 37(7): 1177 - 1195.

[责任编辑:黄燕]

## Social Capital and the Shadow Banking of Non-Financial Enterprises

LIU Lin, WANG Jinfeng

(School of Economics and Management, Beijing University of Chemical Technology, Beijing 100029, China)

**Abstract:** Using the samples of non-financial listed companies from 2003 to 2019 in China, this paper intends to study how social capital in different provinces influence the shadow banking levels of non-financial enterprises and its internal mechanism. Empirical results show that there is a significant U-shaped relationship between regional social capital and the shadow banking behavior of non-financial enterprises. The mechanism test finds that social capital influence the shadow banking of non-financial enterprises through mitigating financing constraints and reducing information asymmetry channels. Further analysis shows that economic policy uncertainty will weaken the relationship between social capital and shadow banking behavior of non-financial enterprises, and the relationship between social capital and shadow banking of non-financial enterprises has firm heterogeneity, and the above results have passed the robust test.

**Key Words:** social capital; non-financial enterprises; shadow banking; financing constraint; economic policy uncertainty