

社会信任与企业金融化

张卫国(博士生导师), 眭鑫, 于连超

【摘要】以非正式制度为切入点,基于2008~2017年我国沪深A股上市公司的经验数据,考察社会信任对企业金融化的影响。研究发现:社会信任显著提高了企业金融化水平,即位于高社会信任地区的企业,偏好配置更多的金融资产;社会信任可显著促进房地产投资,但对其他金融资产投资的促进效应不显著;社会信任对企业金融化的促进作用主要体现在国有企业、大股东持股比例较高的企业以及股权制衡度较低的企业中,其传导路径为“社会信任—管理者过度自信—企业金融化”。

【关键词】社会信任; 企业金融化; 管理者过度自信; 产权性质; 公司治理

【中图分类号】F272.3 **【文献标识码】**A **【文章编号】**1004-0994(2019)17-0150-7

一、引言

近年来,我国经济逐渐出现“脱实向虚”的趋势,企业对实体经济的投资减少,转而配置更多的金融资产,即出现企业金融化现象。企业的金融化行为使得大量资金进入房地产、艺术品、大宗商品等领域进行炒作,产生资金脱离实体经济而在虚拟经济领域“空转”的现象,降低了企业的实业投资率^[1]。实体经济一直都是我国发展的根基,经济过度虚拟化不利于财富的创造和积累,虚拟经济膨胀带来的金融风险可能会引发严重的经济危机^[2]。企业金融化对实体经济带来的负面冲击引起了政府和学者的关注。2017年第五次全国金融工作会议指出,要加大金融支持实体力度,引领资金“脱虚向实”,协调金融与经济的平衡发展。党的十九大报告中也提出要“深化金融体制改革,增强金融服务实体经济能力”。因此,厘清企业金融化的成因和可能产生的经济后果,对于治理企业金融化、防范金融风险、抵御经济危机具有重要的现实意义和理论意义。

目前,学者们主要从预防性储蓄动机和投机动机、“蓄水池”效应和“挤出”效应的理论视角出发,对企业金融化的成因和经济后果展开了广泛的研究^[3-5]。然而,关于企业金融化的成因,现有文献主要集中于正式制度安排下的各种因素对企业金融化的影响,较少关注社会信任等非正式制度对企业金融化的影响。社会信任被普遍认为是除物质资本和人力资本之外决定一个国家经济增长和社会进步的主要社会资本^[6],其不仅可以从宏观层面影响经济增长和经济效益^[7,8],而且可以从微观层面影响企业行为,包括合作、公司治理、融资等。

社会信任作为一种重要的社会资本,能够为企业带来所需要的资源,影响管理层行为,而管理层作为企业经营管理决策的制定者和执行者,其特征深刻地影响着企业行为,包括企业金融化决策。事实上,地区社会信任会赋予该地区企业“社会印章”,并产生“连坐”效应,从而促进交易的达成,缓解融资约束,降低未来不确定性,经营环境的改善会影响管理层的态度和行为,进而影响企业关于金融资产配置

【基金项目】国家社会科学基金项目(项目编号:17BJY060); 中央高校基本科研业务费专项资金重大培育项目(项目编号:SWU1909205); 中央高校基本科研业务费专项资金项目(项目编号:SWU1909519); 重庆市研究生科研创新项目(项目编号:CYB18079); 重庆市研究生科研创新项目“社会信任与企业金融化的影响机制研究”(项目编号:CYS19138)

的决策。当企业出于预防性储蓄动机而持有金融资产时,由于高水平的社会信任能够帮助企业应对流动性风险,从而弱化企业预防性储蓄动机,降低金融资产持有比例;当企业出于投机动机而持有金融资产时,较好的信任环境强化了企业管理者的过度自信,而过度自信的管理者更可能表现得轻视风险和高估收益,倾向于通过配置更多金融资产获取超额收益。因此,社会信任影响企业金融化水平的净效应主要取决于预防性储蓄动机和投机动机的相对大小。

本文可能的贡献在于:第一,现有文献主要从宏观经济层面和政策层面研究企业金融化的成因,本文则以信任机制作为切入点,探讨了社会信任对企业金融化的影响,丰富了企业金融化影响因素和社会信任经济后果的相关研究。第二,本文在探究社会信任和企业金融化两者的关系时,将管理层态度和行为纳入分析框架,通过实证检验发现了“社会信任—管理者过度自信—企业金融化”的传导机制,研究结论为我们从公司治理的角度出发理解社会信任影响企业金融化的作用机制提供了新的视角。第三,本文从实践层面为社会信任的制度和金融体制改革提供了重要的启示。

二、理论分析与研究假设

韦伯及其后来者指出,参加社团组织等于获得一个“社会印章”(a social of approval),使得“团体惩罚”(类似一种“连坐制”)更可能发生^[6]。在高度社会信任地区,成员采用欺诈手段获取不正当利益将面临高昂的惩罚成本,其欺诈行为也会通过网络传及网络内其他成员,同时将引起更大的市场反应^[9],从而对企业形成一种约束和监督。因此,由于“社会印章”的作用和“连坐”效应的存在,人们更倾向于与处于高水平社会信任地区的企业合作,投资者对这些企业的投资意愿增强,这就使得融资行为更容易达成,融资成本降低,从而使企业面临的融资约束得到有效缓解^[10],企业将获得更多的资金支持和更宽松的信用政策,例如:从银行获得期限更长、成本更低、比例更高的贷款,获得更长的商业信用。另外,社会信任能够给交易各方提供稳定的心理预期^[11],减少不确定性。也就是说,当某种不可预见的事件(如契约中不能明确指定的事项)发生时,较高等度的信任将促使交易各方对如何解决该事件以及交易的可能性达成共识,从而更快地达成协议,降低企业的签约成本,减少未来的经营风险。

金融资产具有双重属性,它既是一种流动性贮藏工具,也是一种投资机会^[4]。因此,企业配置金融资产主要出于预防性储蓄动机和投机动机。从预防性储蓄动机的角度来看,企业持有金融资产的目的是应对流动性风险,以防止资金链断裂对企业经营产生的负面冲击^[5]。金融资产相比于其他固定资产,具有更强的流动性,当企业面临资金压力时,可以及时通过出售金融资产获得资金,缓解流动性危机和财务困境^[12]。如果企业出于预防性储蓄动机而持有金融资产,由于处于高度社会信任地区的企业面临的融资约束和经营风险更低,更容易获得资金和商业信用来应对流动性风险,其预防性储蓄动机被弱化,此时理性的管理者将不会继续增加金融资产的持有比例,从而降低企业金融化水平。

然而,企业管理层既是受制于社会环境影响的“道德人”,又是追求公司盈利的“经济人”^[13]。从投机动机的角度来看,企业的目标是股东利益最大化,当金融投资收益率高于实体经济投资收益率时,企业会减少实体经济投资,转而配置更多金融资产。社会信任能够通过薪酬契约签订前和签订后两条路径影响高管薪酬激励的有效性,信任环境越好,公司高管薪酬与公司业绩的敏感性越强^[14],总经理的收入更可能直接与公司绩效相关,其也更可能因为超额完成任务而得到奖励^[15]。较高薪酬水平会给予管理者更高的地位和更大的权力,可能使管理者在心理上产生认知偏差^[16],表现为管理者的过度自信。

2008年金融危机以来,我国实体经济的投资收益率不断下降,金融投资收益率不断上升,而且投资实体经济往往需要经历一个较长的回报期且不确定性风险较大^[17],投资金融资产则可以在短期内获得收益。在这种背景下,社会信任增强了管理者薪酬的业绩敏感性,而且有利于改善企业绩效,使得管理者能够通过薪酬激励获得更大的权力,其逐薪动机和过度自信被强化,从而进一步激励管理者配置更多的金融资产,通过金融套利提高企业短期利润,在自身任期内满足企业业绩考核要求和实现自身利益最大化。此外,高度社会信任除了有助于企业改善经营环境、减少不确定性以及更易获得融资,还会使管理者盲目乐观,轻视金融资产投资带来的风险,高估金融资产投资带来的收益,进而刺激管理者从事更加激进的投机套利活动,增加金融资产持有比例。

通过以上分析可知,社会信任赋予企业的“社会印章”和“连坐”效应,可以为企业带来更多的资源以

及减少未来不确定性,进而影响企业的金融资产配置动机,即弱化预防性储蓄动机或强化投机动机,最终影响企业的金融化程度,而社会信任影响金融化程度的净效应主要取决于预防性储蓄动机和投机动机的相对大小。因此,本文提出以下假设:

Ha: 如果预防性储蓄动机占主导,则社会信任可能弱化预防性储蓄动机,降低企业金融化水平。

Hb: 如果投机动机占主导,则社会信任可能强化投机动机,提高企业金融化水平。

三、研究设计

(一)样本选取与数据处理

本文以2008~2017年沪深两市A股上市公司作为研究样本,相关数据主要来自CSMAR数据库。本文对初始数据进行如下处理:①剔除金融、保险类公司;②剔除关键数据缺失的样本;③剔除ST类公司,最后得到16631个公司年度样本。为了降低数据极端值的影响,本文对所有的连续型变量采取1%和99%的Winsorize处理,回归结果均使用以公司为聚类变量的聚类稳健标准误。

(二)主要变量定义

1. 被解释变量:企业金融化水平(Fin)。借鉴Demir^[3]、杜勇等^[12]的做法,利用金融资产与总资产的比值衡量企业金融化水平。其中,金融资产=交易型金融资产+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。金融资产与总资产的比值越高,表明企业金融化水平越高。

2. 解释变量:社会信任(Trust)。本文借鉴张维迎、柯荣住^[6]委托“中国企业家调查系统”对全国进行问卷调查得到的结果衡量各省、自治区和直辖市的社会信任情况。该调查有关信任的问题设计是“根据您的经验,您认为哪五个地区的企业比较守信用(按顺序排列)”,然后根据总样本中有多少比例的人认为该地区最值得信任、第二信任、第三信任等的加权平均值得到信任度指数。社会信任指数越高,表明该地区的社会信任水平越高。

3. 控制变量(Control)。参考现有文献的做法,设置以下控制变量:固定资产比率(FA)、净资产收益率(Roe)、成长能力(Growth)、资产负债率(Lev)、现金流比率(Cash)、企业规模(Size)、大股东持股(Hold1)、股权制衡(Hold2_10)、两职合一(Post)、董事会规模(Dn)、独立董事比例(Idn)、产权

性质(Nature),同时引入年度虚拟变量(Year)和行业虚拟变量(Industry),以控制年度固定效应和行业固定效应。变量的具体定义和度量方式如表1所示。

表1 变量定义和度量方式

变量类型	变量名称	变量符号	变量说明
被解释变量	企业金融化水平	Fin	金融资产/总资产
解释变量	社会信任	Trust	张维迎、柯荣住 ^[6] 计算得到的社会信任指数
控制变量	固定资产比率	FA	固定资产/总资产
	净资产收益率	Roe	净利润/股东权益平均余额
	成长能力	Growth	营业收入增长率
	资产负债率	Lev	总负债/总资产
	现金流比率	Cash	经营活动现金流/负债
	企业规模	Size	总资产的自然对数
	大股东持股	Hold1	第一大股东持股比例
	股权制衡	Hold2_10	第二至十大股东持股比例
	两职合一	Post	董事长和总经理兼任赋值为1,否则赋值为0
	董事会规模	Dn	董事会人数的自然对数
	独立董事比例	Idn	独立董事人数占董事会人数的比例
	产权性质	Nature	国有企业赋值为1,非国有企业赋值为0
	行业	Industry	控制行业固定效应
年份	Year	控制年份固定效应	

(三)模型设计

本文设定的基本回归模型如下:

$$Fin_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Trust_t + \sum \beta_m Control_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中,Control代表所有控制变量。

四、实证分析

(一)描述性统计分析

表2报告了变量的描述性统计结果。企业金融化水平(Fin)的均值为0.032,标准差为0.065,最小值为0,最大值为0.378,表明企业金融化水平在不同企业间存在较大差别,部分企业配置了大量金融资产。社会信任(Trust)的均值为0.756,标准差为0.628,最小值为0.041,最大值为2.189,表明我国各地区的社会信任水平存在较大差距。其他指标基本分布在合

理区间内。

表 2 描述性统计结果

变量	均值	标准差	最小值	P25	中位数	P75	最大值
Fin	0.032	0.065	0.000	0.000	0.005	0.031	0.378
Trust	0.756	0.628	0.041	0.148	0.777	1.172	2.189
FA	0.239	0.173	0.002	0.103	0.206	0.343	0.743
Roe	0.070	0.127	-0.605	0.028	0.071	0.123	0.428
Growth	0.221	0.648	-0.606	-0.029	0.111	0.278	4.871
Lev	0.466	0.212	0.058	0.302	0.465	0.625	0.980
Cash	0.157	0.121	0.008	0.071	0.123	0.206	0.596
Size	22.028	1.208	19.259	21.188	21.921	22.773	25.449
Hold1	0.357	0.153	0.088	0.234	0.338	0.465	0.754
Hold2_10	0.205	0.125	0.018	0.100	0.189	0.292	0.532
Post	0.214	0.410	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
Dn	2.159	0.194	1.609	2.079	2.197	2.197	2.708
Idn	0.370	0.052	0.308	0.333	0.333	0.400	0.571
Nature	0.464	0.499	0.000	0.000	0.000	1.000	1.000

(二)主检验

表3中第(1)列和第(2)列报告了社会信任与企业金融化水平的回归结果。其中:第(1)列为单变量回归结果,社会信任(Trust)的系数为0.007,且在1%的水平上显著;第(2)列为加入控制变量后的回归结果,社会信任(Trust)的系数为0.005,且在1%的水平上显著,回归结果支持Hb,拒绝Ha。可见,社会信任显著地正向影响着企业金融化水平,也就是说,在社会信任影响企业金融化的过程中,投机动机占主导,管理者的逐薪动机和过度自信被进一步强化,他们更容易轻视风险和高估收益,从而倾向于配置更多的金融资产。

(三)金融资产配置结构检验

在我国,房地产行业被视为促进经济发展的“支柱产业”,近年来房地产市场异常繁荣,诸多一、二线城市房价涨幅呈现非理性化趋势^[18]。房价的快速上涨和房地产投资的急剧扩张,使得房地产成为一种投资工具和投资对象,虚拟资产的特征越来越明显^[19],即使历经多轮政策调控,投资房地产仍能获得较高收益。鉴于房地产作为一种特殊的金融资产在我国经济和金融发展过程中的重要性,本文将金融资产划分为投资性房地产和其他金融资产,进一步探究社会信任对金融资产配置结构的影响。投资性房地产持有比例(Fin_Estate)=投资性房地产净额/总资产,其他金融资产持有比例(Fin_Others)=除投资性房地产外的其他金融资产/总资产。

表3中第(3)列和第(4)列报告了社会信任与不同金融资产之间的回归结果。第(3)列以投资性房地产持有比例(Fin_Estate)为被解释变量,社会信任(Trust)的系数为0.004,且在1%的水平上显著;第(4)列以其他金融资产持有比例(Fin_Others)为被解释变量,社会信任(Trust)的系数为0.002,但不显著。回归结果表明,在社会信任越高的地区,企业越倾向于将资金投向房地产行业,这一结论有助于我们进一步识别社会信任背景下企业金融化的动机。

表 3 社会信任与企业金融化水平回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	Fin	Fin	Fin_Estate	Fin_Others
Trust	0.007*** (3.230)	0.005*** (2.596)	0.004*** (2.705)	0.002 (1.190)
FA		-0.086*** (-10.601)	-0.031*** (-5.942)	-0.047*** (-9.186)
Roe		-0.012** (-2.322)	-0.006* (-1.900)	-0.004 (-1.193)
Growth		-0.002** (-2.191)	0.000 (0.069)	-0.002*** (-4.063)
Lev		-0.046*** (-6.450)	-0.003 (-0.821)	-0.038*** (-8.134)
Cash		-0.077*** (-7.660)	-0.021*** (-3.541)	-0.047*** (-7.028)
Size		0.001 (0.690)	-0.002** (-2.343)	0.003*** (3.895)
Hold1		-0.032*** (-3.942)	-0.013** (-2.285)	-0.020*** (-3.850)
Hold2_10		-0.058*** (-6.850)	-0.026*** (-4.742)	-0.031*** (-5.555)
Post		-0.005** (-2.352)	-0.003** (-2.236)	-0.001 (-0.978)
Dn		-0.009 (-1.377)	-0.009** (-2.028)	-0.000 (-0.109)
Idn		0.013 (0.646)	0.009 (0.734)	0.000 (0.003)
Nature		0.004 (1.350)	0.001 (0.685)	0.002 (1.047)
常数	0.012** (2.176)	0.090*** (3.485)	0.084*** (4.944)	-0.006 (-0.338)
Industry	控制	控制	控制	控制
Year	控制	控制	控制	控制
N	16631	16631	16631	16631
R ²	0.104	0.165	0.144	0.106
Adj-R ²	0.103	0.164	0.142	0.104

注:*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著,括号内为t值,下同。

五、进一步分析

(一) 产权性质、社会信任与企业金融化

国有企业不仅承担着实现企业利益最大化的目标,往往还承担着各种社会责任和政策任务,因此国有企业一直受到政府更多的“照顾”,在资本市场拥有特殊地位。另外,国有企业长期存在着“所有者缺位”等先天产权缺陷,存在较为突出的“内部人控制”问题^[18],使得管理层在经营管理中的决策权过大,难以约束其过度自信诱发的非理性决策^[20]。因此,高水平的社会信任可能会进一步刺激国有企业管理者过度自信,导致其更可能通过配置过多金融资产来满足自利动机。

为了检验产权性质对社会信任与企业金融化之间关系的影响,本文将样本划分为国有企业组和非国有企业组,表4中第(1)列和第(2)列报告了分组后的回归结果。第(1)列为国有企业组的回归结果,社会信任(Trust)的系数为0.009,且在1%的水平上显著;第(2)列为非国有企业组的回归结果,社会信任(Trust)的系数为0.001,但不显著。结果表明,社会信任对企业金融化的正向影响在国有企业中更加显著。也就是说,高度社会信任刺激了国有企业管理者的过度自信,使其做出更多非理性的投资决策,出于自利动机而配置更多的金融资产。

表4 基于产权性质与公司治理的分组回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	产权性质		第一大股东持股		股权制衡度	
	国有企业	非国有企业	高	低	高	低
	Fin	Fin	Fin	Fin	Fin	Fin
Trust	0.009*** (3.321)	0.001 (0.512)	0.007*** (2.695)	0.005 (1.503)	0.004 (1.244)	0.007*** (2.687)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数	0.122*** (3.973)	0.038 (0.902)	0.060* (1.839)	0.102*** (2.624)	0.046 (1.344)	0.107*** (3.179)
N	7722	8909	8321	8310	8320	8311
R ²	0.245	0.143	0.209	0.150	0.171	0.170
Adj-R ²	0.241	0.139	0.205	0.146	0.168	0.167

(二) 公司治理、社会信任与企业金融化

委托代理问题的存在会诱发实体企业的投机套利偏好,增加金融资产投资,最终损害企业未来的主业绩^[12]。我国资本市场上一直存在着“一股独大”的现象,上市公司的管理者一般由大股东委派,这就使得管理层在做出投资金融资产决策时,更容易获

得大股东支持,金融资产则更可能沦为管理层和大股东取得超额收益的工具。同时,现有研究也表明股权制衡能够改善公司治理,股权制衡度较高时,其他股东能够对大股东形成监督,抑制大股东的“掏空”行为。

为了检验公司治理对社会信任与企业金融化之间关系的影响,本文根据第一大股东持股比例和股权制衡度(第二到十大股东持股比例)的中位数进行分组检验,表4中第(3)~(6)列报告了分组后的回归结果。根据第(3)列和第(4)列,在第一大股东高持股比例组,社会信任(Trust)的系数为0.007,且在1%的水平上显著;在第一大股东低持股比例组,社会信任(Trust)的系数为0.005,但不显著。根据第(5)列和第(6)列,在高股权制衡度组,社会信任(Trust)的系数为0.004,但不显著;在低股权制衡度组,社会信任(Trust)的系数为0.007,且在1%的水平上显著。可见,第一大股东持股比例越高,意味着代理问题越严重,管理层或大股东越可能利用金融资产进行投机活动,从而获取超额收益。较高的股权制衡度在一定程度上抑制了大股东或管理层的投机动机,弱化了社会信任与企业金融化的正向关系。

(三) 传导机制检验

上文的研究结论显示,社会信任能够增强企业管理者的逐薪动机和提升其过度自信程度,从而强化投机动机,进一步刺激管理者增加金融资产的持有比例,即社会信任可能通过以下路径影响企业金融化:社会信任—管理者过度自信—企业金融化。

为检验上述传导路径,本文选取管理者相对薪酬作为管理者过度自信程度(Conf)的代理变量,即董事监事及高管前三名薪酬与董事监事及高管薪酬总额的比值,并构建传导机制的检验模型:

$$Fin_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Trust_t + \sum \beta_m Control_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$Conf_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Trust_t + \sum \beta_m Control_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$Fin_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Trust_t + \beta_2 Conf_{i,t} + \sum \beta_m Control_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

其中:Conf代表管理者过度自信程度;Control代表所有控制变量。

表5报告了传导路径检验的回归结果。第(1)列中社会信任(Trust)的系数为0.005,在1%的水平上显著,通过了模型(2)的检验;第(2)列中社会信任(Trust)对管理者过度自信(Conf)的回归系数为0.017,在1%的水平上显著,通过了模型(3)的检验;第(3)列中社会信任(Trust)的系数为0.005,在5%的

水平上显著,其显著性水平低于第(1)列的结果,而管理者过度自信(Confi)的系数为0.030,在1%的水平上显著,通过了模型(4)的检验。由检验结果可以看出,“社会信任—管理者过度自信—企业金融化”的传统路径成立。

表 5 传统路径检验结果

变量	(1)	(2)	(3)
	Fin	Conf	Fin
Trust	0.005*** (2.596)	0.017*** (4.381)	0.005** (2.378)
Conf			0.030*** (3.677)
控制变量	控制	控制	控制
常数	0.090*** (3.485)	1.251*** (20.379)	0.053** (2.009)
N	16631	16631	16631
R ²	0.165	0.146	0.169
Adj-R ²	0.164	0.145	0.167

六、稳健性检验

(一)工具变量法

社会信任属于调查数据,可能存在测量误差,而对回归结果产生影响。本文参考曹春方等^[21]的方法,利用工具变量两阶段最小二乘法缓解该问题。选取地区人均GDP水平(DGDP)、地区高等教育普及程度(Edu)和地区交通设施里程数(Tran)作为工具变量进行稳健性检验。第一阶段的回归结果显示,地区人均GDP水平(DGDP)、地区高等教育普及程度(Edu)和地区交通设施里程数(Tran)的系数分别为1.078、2.441和0.015,且均在1%的水平上显著;第二阶段的回归结果显示,社会信任(Trust)的系数为0.005,且在1%的水平上显著。控制内生性问题后,结果与前文基本一致(限于篇幅,表格略)。

(二)替换解释变量

参考林钟高、陈曦^[22]的做法,利用某地区的外商直接投资水平衡量该地区的社会信任水平,该地区外商直接投资越多,意味着社会信任水平越高,回归结果与前文基本一致。

(三)替换被解释变量

参考王红建等^[23]的做法,重新计算企业金融化水平指标,企业金融化水平=金融资产/总资产,其中金融资产=交易类金融资产+投资性房地产+长期金融股权投资+委托理财与信托产品。最终回归结果与前文基本一致。

(四)增加控制变量

为了克服遗漏变量带来的内生性问题,本文增加了控制变量进行检验。宏观经济会影响企业金融化水平,胡奕明等^[5]指出企业微观经营行为与当期宏观经济变量之间存在较强的相关性,即企业配置金融资产与GDP周期变量、广义货币M2周期变量均存在显著的相关关系。因此,本文在回归中加入GDP增长率和货币M2发行增速作为控制变量,最终回归结果与前文基本一致。

七、研究结论与启示

(一)研究结论

本文基于2008~2017年我国沪深A股上市公司的经验数据,考察了社会信任对企业金融化的影响。研究发现:社会信任显著提高了企业金融化水平,即位于高社会信任地区的企业,偏好配置更多的金融资产。区分金融资产类型后发现,社会信任可以显著地促进房地产投资,但对其他金融资产投资的促进效应不显著。截面分析发现,社会信任对企业金融化的促进作用主要体现在国有企业、大股东持股比例较高的企业以及股权制衡度较低的企业中。考察传导路径后发现,社会信任通过提高管理者过度自信程度,进而促进企业金融化。

(二)启示

1. 加强公司治理,完善监督制度。本文研究表明,社会信任对企业金融化的促进作用在国有企业、第一大股东持股比例较高的企业中更显著,而较高的股权制衡度能够抑制两者之间的正向关系。因此,企业应当建立更加合理、有效的公司治理体制,通过完善独立董事制度和监事会制度、引入机构投资者以及发挥股权制衡的作用,缓解企业内部的代理问题,监督管理层行为。对于重大金融资产投资应进行严格的监督和审核,促使管理层始终为实现企业整体利益和长期价值而努力。

2. 防范社会信任被滥用的风险。本文研究表明,社会信任可能为管理者通过配置金融逐利提供契机,存在被滥用的风险。社会信任是以相对公平为前提的,因此从政府层面来说,其在重视地区社会信任等非正式制度建设的同时,还应该通过法律法规等正式制度提高社会的相对公平性,防止社会信任被滥用。从企业层面来说,其应当积极提高内部的相对公平性,例如通过建立合理的薪酬制度、强化管理者薪酬与主业业绩之间的敏感性,促使管理者在

经营管理中着眼于主业业务,保持企业的核心竞争力,以赢得长期市场竞争优势地位和未来长期收益。

3. 加强金融监管,引导企业进行合理的金融资产配置。现有研究关于金融化对实体经济的影响是正面还是负面存在争议,杜勇等^[12]指出,不能全盘否定实体企业配置金融资产,要充分发挥金融资产的“蓄水池”功能,为主业的发展服务。因此,政府部门应当加强金融监管,严厉打击违规市场套利行为,从宏观层面控制金融风险,稳定金融市场。同时,政府还应当引导企业进行合理的金融资产配置,在保证金融资本支持实体经济的同时,通过配置合理的金融资产进一步促进企业发展。

主要参考文献:

- [1] 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.
- [2] 彭俞超,黄志刚. 经济“脱实向虚”的成因与治理:理解十九大金融体制改革[J]. 世界经济,2018(9):3~25.
- [3] Demir F.. Financial liberalization, private investment and portfolio choice: Financialization of real sectors in emerging markets [J]. Journal of Development Economics,2009(2):314~324.
- [4] 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.
- [5] 胡奕明,王雪婷,张瑾. 金融资产配置动机:“蓄水池”或“替代”?——来自中国上市公司的证据[J]. 经济研究,2017(1):181~194.
- [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] Knack S., Keefer P.. Does social capital have an economic payoff:A cross-country investigation[J]. The Quarterly Journal of Economics, 1997(4): 1251~1288.
- [8] Guiso L., Sapienza P., Zingales L.. Cultural biases in economic exchange [J]. The Quarterly Journal of Economics,2009(3):1095~1131.
- [9] 马德芳,邱保印. 社会信任、企业违规与市场反应 [J]. 中南财经政法大学学报,2016(6):77~84.
- [10] 吴永钢,范若滢,马亚明. 信任、融资约束与企业投资[J]. 南开经济研究,2016(4):71~84.
- [11] Williamson O.. Markets and hierarchies: Analysis and antitrust implications —— A study in the economics of internal organization [M]. New York: Free Press,1975:1~100.
- [12] 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.
- [13] 张茵,刘明辉,彭红星. 社会信任与公司避税[J]. 会计研究,2017(9):48~54.
- [14] 贾凡胜,张一林,李广众. 非正式制度的有限激励作用:基于地区信任环境对高管薪酬激励影响的实证研究[J]. 南开管理评论,2017(6):116~128.
- [15] 戴治勇. 法治、信任与企业激励薪酬设计[J]. 管理世界,2014(2):102~110.
- [16] Paredes T.. Too much pay, too much deference: Is CEO overconfidence the product of corporate governance?[Z]. SSRN Working Paper,2004.
- [17] Hall L. A., Bagchi-Sen S.. A study of R&D, innovation, and business performance in the Canadian biotechnology industry [J]. Technovation, 2002(4):231~244.
- [18] 余泳泽,张少辉. 城市房价、限购政策与技术创新[J]. 中国工业经济,2017(6):98~116.
- [19] 南开大学虚拟经济与管理研究中心课题组. 房地产虚拟资产特性研究报告[J]. 南开经济研究,2004(1):24~32.
- [20] 潘爱玲,刘文楷,王雪. 管理者过度自信、债务容量与并购溢价[J]. 南开管理评论,2018(3):35~45.
- [21] 曹春方,周大伟,吴澄澄. 信任环境、公司治理与民营上市公司投资——现金流敏感性[J]. 世界经济,2015(5):125~147.
- [22] 林钟高,陈曦. 社会信任、内部控制重大缺陷及其修复与财务风险[J]. 当代财经,2016(6):118~129.
- [23] 王红建,曹瑜强,杨庆等. 实体企业金融化促进还是抑制了企业创新——基于中国制造业上市公司的经验研究[J]. 南开管理评论,2017(1):155~166.

作者单位:西南大学经济管理学院,重庆 400715