企业金融化的传染效应研究*

王 营1.曹廷求2

(1. 山东财经大学 金融学院, 山东 济南 250014; 2. 山东大学 经济学院, 山东 济南 250100)

摘 要:关系网络是助推企业金融化的重要因素。文章将企业金融化置于董事网络框架下,分析了企业金融化传染效应及其经济后果。研究发现,当嵌入董事网络时,我国上市企业的金融化具有显著的传染效应。同时,这种传染效应因董事网络联结企业的注册地、行业以及实际控制人类型存在显著的异质性,且经济政策不确定性也在一定程度上加剧了传染效应。进一步研究发现,嵌入董事网络的企业金融化传染效应造成了实业投资率下降,而完善公司治理难以有效缓解这种抑制效应;同时,这种传染效应对企业价值产生了"倒 U 形"影响。文章的政策含义是,企业应审慎对待董事网络,尤其要慎重学习和模仿联结企业的金融化经验;同时,监管当局可从董事网络入手化解"脱实向虚"问题。

关键词: 金融化;董事网络;传染效应;实业投资率;企业价值

中图分类号: F275 文献标识码: A 文章编号: 1001-9952(2020) 12-0152-15

DOI: 10.16538/j.cnki.jfe.20190813.101

一、引言

近年来,我国经济呈现金融化趋势,且随着实体产业利润的下滑和盈利预期的固化,实体经济的金融投资(投机)倾向增强,经济金融化趋势进一步显现(王芳,2004;王永綦,2017)。面对这种形势,监管当局、实业界和理论界非常担忧"脱实向虚""资金空转"等。党的十九大报告明确指出,"建设现代化经济体系,必须把发展经济的着力点放在实体经济上","深化金融体制改革,增强金融服务实体经济能力"。那么,如何深化金融体制改革才能有效促进实体经济发展?这就需要我们挖掘实体经济发展"脱实向虚"的深层次原因,从而有针对性地制定引导资金"由虚转实"以防范金融风险和提高经济发展质量。考虑到我国关系型社会特点,本文尝试从关系网络这一非正式制度角度来理解上市企业为何热衷金融投资,为引导实体经济发展提供理论证据和实践指导。

无论从何种角度探究企业热衷金融资产配置的深层次原因,很难绕开两个问题:一是企业金融化现象为何如此普遍;二是企业金融化程度为何日益加深。本文从关系网络角度研究企业金融化也必须回答上述问题。本文将从以下方面理解关系网络与上述问题的关系,而这也正是本文的逻辑出发点:从广度上看,金融化属于投资决策范畴,存在单个金融化(单个企业的金融化现象)、局部金融化(相同地区或相同行业的多个企业的金融化现象)和系统金融化(所有地区

收稿日期:2019-02-26

基金项目: 国家社会科学基金重大项目(19ZDA091); 国家自然科学基金青年项目(71802116); 教育部人文社科规划青年项目 (17YJC630166); 山东省自然科学基金博士项目(ZR2018BG006); 山东省社科规划项目(19CJRJ15)

作者简介:王 营(1986-),男,山东临沂人,山东财经大学金融学院副教授,经济学博士; 曹廷求(1968-),男,安徽安庆人,山东大学经济学院教授,博士生导师。

或所有行业的企业均出现金融化现象)三种形态,这三种形态具有"单个金融化→局部金融化→系统金融化"的扩散路径;从深度上看,企业金融化存在低金融化、高金融化和过度金融化三种层次,这三种层次具有"低金融化→高金融化→过度金融化"的发展次序。无论从广度上还是深度上看,现有研究主要集中于单个企业的金融化程度,从资产配置动机(宋军和陆旸,2015;杜勇等,2017;胡奕明等,2017;杨筝等,2017)、金融创新(陈雨露,2015)和经济政策不确定性(彭俞超等,2018)等角度研究单个企业的金融化问题,但对金融化的企业间互动研究不足。本文认为,企业金融化在不同阶段的发展演变很大程度上受到企业间投资决策互动的影响(这种互动程度主要取决于企业间信任关系)。马克斯•韦伯(1995)曾指出,"在中国,一切信任,一切商业关系的基石明显地建立在亲戚关系或亲戚式的纯粹个人关系上面。"对我国上市企业而言,当企业间存在某种意义上的亲缘或类亲缘关系时,双方的信任程度和投资互动程度较高。在我国的关系型社会中,关系网络具有类血缘关系的特点。当企业间存在关系网络时,双方的互信程度较高,进而决策趋同性较强,表现在金融化方面就是金融化动机和水平趋同。Fracassi(2017)以及陈运森和郑登津(2017)等证实了董事网络会促使企业间投资趋同。因此,本文推断在董事网络作用下,企业间的金融化动机和水平呈现趋同特点,即企业金融化具有"传染效应"。

本文的研究贡献主要体现在:一方面,现有研究主要从个体角度分析企业金融化的影响因素和经济后果,对非正式制度的关注不足,本文则尝试从关系网络角度分析金融化的企业间互动,以期丰富现有理论研究;另一方面,本文发现董事网络所引致的企业金融化传染效应加剧了实业投资率下降,这为进一步科学评估董事网络价值提供了新证据。

二、文献综述与研究假设

(一)关系网络下企业金融化的传染效应

在个体理性有限的条件下,企业能否实现金融资产配置的最优化在很大程度上受到同伴企业的影响。李涛(2006)指出,通过观察参考群体成员的投资决策,个体可以了解到所属社会群体的适当行为,并希望选择与参考群体成员平均水平类似的投资决策。那么,如何理解同伴企业的影响?从一般意义上看,企业配置金融资产的决策行为嵌入在各种社会结构和关系网络中,其中一种非常重要的关系网络就是社会关系网络,这是同伴企业发挥作用的重要机制。企业间的社会关系网络越丰富,企业间沟通交流越多,信息透明度越高,可获取的资金资源越多。因此,同伴企业主要借助社会关系网络从信息传递和融资拓展两方面影响金融资产配置。

现有研究发现,同伴效应存在于相同地域、相同行业、业务关联和社会关系网络中的企业。在相同地域方面,黄俊等(2013)发现当与业绩下滑企业在同一地区时,其他成员企业的经营业务表现出更大程度的业绩下降;赵颖(2016)发现同一区域内同一行业对高管薪酬的影响显著大于不同区域内同一行业的影响。在相同行业方面,Leary 和 Roberts(2014)以及陆蓉等(2017)均发现目标企业在调整资本结构时会参照同行企业的资本结构;Foucault 和 Fresard(2014)发现同行企业的股价波动对企业投资决策具有显著的正向影响;万良勇等(2016)发现上市企业在做出并购决策时明显受到同行业企业并购行为的影响;Chen 和 Ma(2017)发现同行企业投资每增加1个标准差,目标企业投资就会相应增加4%。在业务关联方面,肖欣荣等(2012)构建了一个以重仓股票为"链接"的基金关联网络模型,发现基金重仓股票仓位的变化与其基金网络存在显著的正相关关系。在社会关系网络方面,陈仕华和马超(2011)证实了偶发事件下高管联结会使上市公司震后捐款趋同;Brown 和 Drake(2014)以及 Jiang 等(2018)发现,当现任董事与税收激进企业或者巴哈马、百慕大和开曼群岛企业存在连锁任职时,企业避税程度更高;Fracassi(2017)发现,两个

公司之间的董事网络越丰富,投资决策(研发支出、现金持有等)差异性越小;陈运森和郑登津 (2017)发现,如果两个公司之间存在董事连锁网络关系,则公司间的投资水平及变化趋同,而且 这种趋同效应随董事网络强度的增加而增强。

对于同伴企业的金融资产配置决策,目标企业的兴趣并不在于简单地观察或者模仿,而是对同伴企业决策行为背后的经济信息进行筛选、分析、加工和吸收等,最终转化为生产力。而这取决于企业间的关系紧密程度即信任程度。中国人被认为是缺乏信任的群体之一(张维迎和柯荣住,2002)。在关系型社会中,社会关系网络就成为克服信任缺乏的有效工具。基于上述分析,本文提出以下假设:

假设 1a: 当处于相同关系网络时,企业金融化具有显著的传染效应。

传染效应的显著性取决于嵌入在社会关系和社会结构中的个体之间的关系网络类型及紧密程度。以起立鼓掌模型为例,在同一个剧场中,与陌生人起立鼓掌相比,当同伴起立鼓掌时,自己也起立鼓掌的概率更高。那么,对于处于相同社会关系网络的企业,注册地相同的传染效应必然强于注册地不同的传染效应,行业相同的传染效应必然强于行业不同的传染效应,实际控制人性质相同的传染效应必然强于实际控制人性质不同的传染效应。基于上述分析,本文提出以下假设:

假设 1b: 当处于相同关系网络时,企业金融化的传染效应因注册地、行业属性和实际控制人类型而存在异质性,注册地、行业属性和实际控制人类型越相似,企业金融化的传染效应越强。

(二)企业金融化传染效应的经济后果

在传统生产性行业利润率下降、金融收益率较高以及待投资资本充沛的条件下(陈雨露, 2015; 张成思和张步昙, 2015; 彭俞超等, 2017), 企业将生产性资金配置到金融资产的现象越来越普遍。这种趋势主要归因于两个方面: 一是预防性动机。胡奕明等(2017)发现, 出于"蓄水池"动机, 企业会配置金融资产, 且当经营运作与财务状况较好时, 企业配置金融资产较多; 杨筝等(2017)发现, 企业交易性金融资产配置具有资金储备动机。二是逐利动机。谢家智等(2014)发现, 我国的制造业发展环境趋于恶化, 金融投机日趋活跃, 企业金融化已阻碍创新能力与创新意愿; 张成思和张步昙(2016)发现, 非金融企业投资于金融渠道的资金比例快速上升, 基于金融渠道的利润积累逐渐成为企业盈利的主导模式; 王红建等(2017)发现, 实体企业通过投资金融资产来分享金融业的高额利润, 表现为一种市场套利行为; 彭俞超等(2018)发现, 企业金融化的主要动机在于追逐利润而非预防性储蓄。因此, 在资源稀缺的条件下, 无论是否嵌入社会结构和社会关系网络中, 企业的金融资产配置都可能挤占甚至损害实体投资。基于上述分析, 本文提出以下假设:

假设 2: 由于企业金融化的传染效应,单个企业的金融化程度将被加强,进而挤出实业投资,造成实业投资率下降。

在资源稀缺且全社会资源总量既定的条件下,虚拟经济的边际收益持续保持高位,尤其当其高于实体经济的边际收益时,必然吸引大量资金"脱实向虚"。此时,任何企业都具有强烈的金融化动机,将"千方百计"地从事金融资产配置以获取高额利润。但由于融资约束问题,仅有少部分企业参与到金融化进程中。而社会关系网络的资金优势极大地缓解了企业面临的融资约束,在虚拟经济边际收益高于实体经济边际收益的条件下,企业不愿将新增的可用资金进行实体投资,而是选择金融资产,从而导致资产配置发生扭曲。尤其当获得商业信用时,这种扭曲更加严重。社会关系网络具有显著的信息优势,能够传递和扩散实体投资信息和实体获利信息从而促进实业发展,但也会传递和扩散金融资产配置信息和金融资产获利信息。当管理层的社会

关系网络作为信息传递媒介时,根据"职业生涯关注"理论,管理层在传递信息时存在策略性行为,倾向于"报喜不报忧",即传递有利于个人未来职业发展的信息。因此,当虚拟经济的边际收益显著高于实体经济时,管理层更倾向于传递金融化信息,从而企业的金融化动机更强、金融化水平更高。这恰恰回答了罗来军等(2016)的问题,即为何本应提供给实体经济的一些融资资金没有进入实体经济,而仍留在虚拟经济中运转。尽管社会关系网络通过信息渠道和资金渠道减少了企业实体投资,但是企业将资金配置到金融资产获取了高额利润。从短期看,这并不会损害企业价值;但从长期看,这种"短视"行为必将损害企业主要业务发展,从而降低企业价值。基于上述分析,本文提出以下假设:

假设 3: 由于企业金融化的传染效应,单个企业在金融投资与实体投资方面的决策调整将对 其价值产生先升后降的非线性影响。

三、研究设计与统计分析

(一)样本选择与数据来源

本文选择 2008—2015 年沪深 A 股上市企业为研究样本。本文分三步构建数据库:第一步,构建企业间社会关系网络数据库,以连锁董事网络为研究对象。本文根据 CSMAR 数据库中的上市公司董事个人特征,比对同名不同人的董事,并通过新浪财经、网易财经以及和讯财经等进行核实,构建年度"董事一公司"二模矩阵。根据二模矩阵,运用 UCINET 软件构建"公司一公司"一模矩阵。若多个企业在相同年度嵌入同一个董事网络,则界定为同群企业。第二步,构建企业金融化数据库,相关数据来源于 CSMAR 数据库。第三步,根据前两步匹配的上市企业代码选取其他财务数据。本文剔除了样本期内息税前利润小于 0、金融保险业以及相关数据缺失的样本。最终,本文得到 12 013 个公司一年度观测值。为了缓解异常值的影响,本文对主要连续变量进行了上下 1%的 winsorize 处理。

(二)模型构建与变量选取

参考企业同群效应文献的做法,本文构建了如下企业金融化传染效应模型:

$$fin_{ii} = \alpha + \beta peer_{-ii} + \lambda X_{ij} + industry_{ii} + year_{i} + \varepsilon_{ij}$$
 (1)

其中, fin₁₁ 表示第 j 个关系网络中目标企业 i 在时刻 t 的金融化程度。企业金融化最直接的体现就是企业主要借助金融渠道而非传统生产和贸易渠道获取利润(Krippner, 2005)。本文依据Demir(2009)、刘珺等(2014)、宋军和陆旸(2015)、张成思和张步昙(2016)、杜勇等(2017)以及彭俞超等(2018)等文献测算单个企业的金融化程度 fin₁₁,分别计算了广义金融化和狭义金融化。其中,广义金融化 fin1 等于投资收益、公允价值变动损益以及其他综合收益等金融渠道获利加总减去营业利润的差值占营业利润的比例,狭义金融化 fin2 等于投资收益、公允价值变动损益、净汇兑收益扣除对联营和合营企业的投资收益加总减去营业利润的差值占营业利润的比例。在计算两种金融化时,以营业利润的绝对值对金融渠道获利进行标准化处理。 peer₋₁₁ 表示处于同一董事网络中其他企业的平均金融化程度(简便起见,下文简称为同群金融化),其计算方法如下: 根据"公司一公司"一模矩阵,将与目标企业存在连锁董事的企业认定为同群企业,计算同群企业的金融化指标均值,依据 fin1 和 fin2,分别计算同群指标 peer1 和 peer2。^①

 X_{ii} 表示控制变量,我们从微观和宏观两个层面控制影响金融化的其他因素。微观层面的因素包括:金融资产的自然对数 fina,根据 Demir(2009)以及张成思和张步昙(2016)的方法计算,包

① 对于无连锁董事的企业,本文将其同群指标设为零值。在稳健性检验时,本文剔除这部分样本重新进行回归。

括货币资金、持有至到期投资、交易性金融资产、投资性房地产、可供出售的金融资产、长期股权投资以及应收股利和应收利息;固定资产收益率 st,等于营业收入减去营业成本、营业税金及附加、期间费用、资产减值损失的差值除以经营资产;总资产净利润率 roa,等于年末净利润除以年末总资产;资产负债率 lev,等于年末总负债除以年末总资产;账面市值比 mb;投资收益 roi,等于年末投资收益除以总资产;企业规模 lna,等于年末总资产的自然对数;上期是否亏损 loss,若公司上一年度净利润小于 0,则取值为 1,否则为 0;实际控制人性质 soe,若实际控制人为国有性质,则取值为 1,否则为 0。宏观层面的因素包括:各地区金融业发展 af,等于金融业增加值占地区生产总值的比重;GDP增长速度 gdp;社会融资规模 sr,以社会融资规模增速表示;贷款利率 loan,采用一年期贷款基准利率。最后,本文还控制了行业效应(industry)和时间效应(year)。为了获得稳健的计量结果,本文采用双重 Cluster 估计方法。

(三)统计分析

表 1 给出了主要变量的描述性统计结果。从单个企业看,不同企业的金融化差异较大, fin1 的最大值为 12.773,最小值为-1.778,均值为-0.191; fin2 的最大值为 9.780,最小值为-1.164,均值为-0.328。从同群企业看,处于不同董事网络的群体间金融化差异较大,标准差分别为 1.119 和 0.918。不同企业的金融资产配置差别较大, fina 的最小值和最大值分别为 12.485 和 26.729。固定资产收益率 st 的均值为 0.092,标准差为 0.130,表明不同企业的实体收益率存在较大差异。金融业增加值占地区生产总值比重 af 的均值为 0.067,标准差为 0.035,最小值仅为 0.019,最大值达到 0.171,表明不同省份的经济金融化程度存在较大差异。其他变量的统计结果 与现有文献基本一致,不再赘述。

变量	观测数	均值	标准差	最小值	最大值
fin1	12 013	-0.191	1.876	-1.778	12.773
fin2	12 013	-0.328	1.502	-1.164	9.780
peer1	12 013	-0.043	1.119	-1.778	12.773
peer2	12 013	-0.159	0.918	-1.164	9.780
fina	12 013	20.594	1.369	12.485	26.729
st	12 013	0.092	0.130	-0.385	0.617
roa	12 013	0.050	0.045	-0.248	0.242
lev	12 013	0.450	0.216	0.044	1.211
mb	12013	0.930	0.863	0.076	4.805
roi	12 013	0.008	0.018	-0.009	0.113
lna	12 013	21.957	1.261	18.883	25.740
loss	12 013	0.070	0.255	0.000	1.000
soe	12 013	0.473	0.499	0.000	1.000
af	12 013	0.067	0.035	0.019	0.171
gdp	12 013	8.471	1.229	6.900	10.600
sr	12 013	19.593	6.289	12.500	34.800
loan	12 013	5.989	0.370	5.400	6.435

表 1 主要变量描述性统计

为了比较单个企业的金融化是否受到同群金融化的影响,本文根据同群金融化程度,以其是否高于均值对样本进行了分组。表 2 报告了不同组别间的差异性分析结果。可以看出,无论从广义角度还是狭义角度衡量金融化,同群金融化越高,单个企业的金融化程度越高, T 检验和 Wilcoxon 检验至少在 10% 的水平上显著。这表明单个企业金融化显著受到同群金融化的影响。

表 2	企业金融化的差异性分析
-----	-------------

变量	同群金融化低于均值			同群	金融化高于	均值	T +∆ ï∆	107-1 +A17A	
芝里	观测数	均值	标准差	观测数	均值	标准差	T 检验	Wilcoxon 检验	
fin1	6 035	-0.397	1.562	5 978	0.018	2.127	-12.184***(0.000)	-15.863***(0.000)	
fin2	6 034	-0.484	1.301	5 979	-0.169	1.665	-11.546*(0.000)	-15.564***(0.000)	

注:括号内为标准差,*、**和***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著。下表同。

表 3 报告了主要变量的相关性分析结果。fin1 和 fin2 的相关系数约为 0.85,在 10% 的水平上显著,表明广义金融化和狭义金融化具有高度的相关性。peer1 和 peer2 与单个企业金融化均在 10% 的水平上显著正相关,表明单个企业金融化与同群金融化同向变动。对于其他变量,fina、lev、mb、roi、lna 和 af 均与单个企业金融化在 10% 的水平上显著正相关,st、roa、gdp、sr 和 loan 均与单个企业金融化在 10% 的水平上显著负相关。

fin1 fin2 peer1 peer2 fina st roa lev mbroi lnaaf loan gdp $0.853^{\#}$ 0.179# 0.165[#] $0.210^{\#}$ -0.334[#] -0.213# $0.203^{\#}$ $0.136^{\#}$ 0.523# $0.171^{\#}$ 0.135# -0.277 -0.205# -0.206# fin1 1 0.846 1 $0.170^{#}$ 0.165# 0.199# -0.321th $-0.230^{\#}$ 0.211^{t} 0.138# 0.441* 0.170^{t} $0.150^{\#}$ -0.298 -0.247[#] -0.241[#] fin2 0.116 $0.103^{\#}$ $0.910^{\#}$ $0.070^{\#}$ $-0.067^{\#}$ $-0.050^{\#}$ $0.028^{\#}$ -0.000 $0.058^{\#}$ $0.056^{\#}$ $0.096^{\#}$ -0.295 $-0.212^{\#}$ -0.171peer1 1 0.105[#] 0.109° $0.869^{\#}$ 1 $0.062^{\#}$ -0.068[#] $-0.052^{\#}$ $0.021^{\#}$ 0.001 $0.040^{\#}$ 0.0480.099# -0.306# -0.248[±] -0.192[#] peer2 0.062 0.029 $0.045^{\#}$ $0.041^{\#}$ $0.102^{\#}$ 0.019[#] 0.264# 0.428# 0.229# 0.851^{t} $0.180^{\#}$ -0.194[±] -0.193-0.1841 fina -0.249# -0.262° $-0.041^{\#}$ -0.046[#] $0.121^{#}$ 1 $0.658^{\#}$ -0.099-0.209[#] -0.139th 0.087^{t} $0.022^{\#}$ $0.063^{\#}$ $0.043^{\#}$ $0.038^{\#}$ -0.177^{t} -0.193° -0.037[#] -0.043[#] 0.023# 0.493# -0.417-0.413# $0.049^{\#}$ -0.0780.055# 0.028# 0.013 0.013 1 roa 0.156 $0.180^{\#}$ $0.025^{\#}$ $0.016^{\#}$ $0.222^{\#}$ $-0.059^{\#}$ -0.335[#] 1 $0.589^{\#}$ $0.021^{\#}$ 0.474^{t} -0.066# $0.075^{\#}$ $0.092^{\#}$ $0.056^{\#}$ lev 0.110^{4} 0.118^{\pm} 0.01 $0.017^{\#}$ $0.441^{#}$ $-0.138^{\#}$ -0.334[#] 0.558[#] 1 0.045^{t} 0.590^{t} -0.065# $0.124^{\#}$ $0.082^{\#}$ $0.204^{\#}$ mb $0.031^{\#}$ $0.022^{\#}$ -0.224# 0.251[#] 0.218# 0.093[#] $0.127^{\#}$ -0.012-0.049[#] 1 0.155# 0.137# -0.069th -0.065° -0.072# roi 0.039 $0.025^{\#}$ $0.040^{\#}$ $0.038^{\#}$ $0.868^{\#}$ $0.099^{\#}$ -0.067^{t} $0.429^{\#}$ $0.596^{\#}$ -0.001 $0.096^{\#}$ -0.151[#] -0.153[†] -0.146^{t} 1 lna $0.077^{\#}$ 0.061° $0.069^{\#}$ 0.233# $0.016^{\#}$ $0.028^{\#}$ -0.045-0.009 0.068^{t} $0.152^{\#}$ -0.307 $-0.272^{\#}$ af -0.245# -0.185[‡] 0.863# $0.661^{\#}$ -0.138° -0.155° -0.213[#] $0.060^{\#}$ $0.045^{\#}$ $0.082^{\#}$ 0.013 0.002 -0.134-0.216# 1 gdp $-0.118^{\#}$ $-0.169^{\#}$ -0.160° $0.025^{\#}$ $0.706^{\#}$ $-0.110^{\#}$ $0.033^{\#}$ $0.098^{\#}$ -0.061^{*} 0.012 -0.118# | -0.183# $0.731^{\#}$ 1 $-0.084^{\#} | -0.099^{\#} | -0.101^{\#} | -0.120^{\#} | -0.160^{\#}$ $0.026^{\#}$ $0.022^{\#}$ $0.041^{\#}$ $0.163^{\#}$ -0.018# | -0.130# | -0.191# $0.482^{\#}$ 0.496[#] 1 loan

表 3 主要变量相关性分析

注: 左下角为 Pearson 相关系数, 右上角为 Spearman 相关系数。 *表示至少在 10% 的水平上显著

四、企业金融化传染效应的存在性与异质性

(一)企业金融化传染效应的存在性检验

表 4 报告了企业金融化传染效应的存在性检验结果。可以看出, peer1 和 peer2 的系数均在 1%的水平上显著为正, 表明无论从广义角度还是狭义角度看, 目标企业金融化显著受到同群金融化的影响, 同群金融化水平越高, 目标企业的金融化水平也越高。这证实了假设 1a。这一结论与 Fracassi(2017)以及陈运森和郑登津(2017)发现董事网络导致公司间投资趋同一致。对于其他变量, fina 的系数在 1%的水平上显著为正, 表明企业持有金融资产越多, 金融化水平越高。st 和 roa 的系数均在 1%的水平上显著为负, 表明实体收益率越高、绩效越好, 企业金融化水平越低。 lev、mb 和 roi 的系数在 1%的水平上显著为正, 表明资产负债率越高、账面市值比越大、投资收益越高, 金融化水平越高。lna 的系数在 1%的水平上显著为负, 表明规模越小的企业金融化动机越强、金融化水平越高。loss 的系数在 1%的水平上显著为正, 表明企业上一期盈利时, 金融化动机较强、金融化水平较低。soe 的系数在 1%的水平上显著为正, 表明企业上一期盈利时, 金融化动机较强、

金融化水平较高,因为国有企业因政府担保、抵押品价值高等特点而具有明显的融资优势,从而更有动机从事金融化活动,这与韩珣等(2017)的研究结论一致。正是这一原因,我们在下文分析时将国有企业归为高金融化企业。gdp的系数在1%的水平上显著为负,表明经济不景气时,企业金融化动机较强。sr仅对fin1的影响显著,表明货币政策宽松时,金融化水平较高。loan的系数在1%的水平上显著为负,这与彭俞超等(2018)的结果一致,表明贷款基准利率下降时,金融化动机增强。

表 4 企业金融化传染效应的存在性检验

	(1)	(2)
	fin1	fin2
peer1	0.114***	
	(0.018)	
peer2		0.089***
		(0.018)
控制变量	控制	控制
cons	4.028***	3.864***
	(0.758)	(0.639)
N	12 013	12 013
$adj. R^2$	0.174	0.187

(二)企业金融化传染效应的异质性检验

现实中,中国人的信任构建方式较少以制度为基础,而是以交往经验和个人特质为基础 (Whitley, 1991)。在缺乏信任的特殊制度背景下,目标企业与同群企业之间的决策互动会受到社会信任环境、组织间信任以及个体间信任程度的影响。那么,同群企业的决策行为及隐藏的信息价值对目标企业决策具有多大的参考价值?遵循"差序格局"的研究思路,参考从地域、行业等角度研究企业同群效应的现有文献做法,本文将从目标企业与同群企业的注册地差异、行业差异以及实际控制人类型差异三个角度进一步考察企业金融化传染效应的异质性。^①

表 5 报告了从注册地差异角度检验企业金融化传染效应异质性的回归结果。在列(1)至列(4)中, peer1 和 peer2 的系数至少在 5%的水平上显著为正,且相同地市的系数显著大于不同地市的系数。这表明,无论注册地所在地市是否相同,同群金融化均会显著促进目标企业的金融化,而相同地市的作用显著强于不同地市。在列(5)至列(8)中, peer1 和 peer2 的系数均在 1%的水平上显著为正,且相同省份的系数显著大于不同省份的系数。这表明,无论注册地所在省份是否相同,同群金融化均会显著促进目标企业的金融化,而相同省份的作用显著强于不同省份。综合列(1)至列(8)可以看出,省份角度的同群金融化系数基本等于地市角度的同群金融化系数,表明只要目标企业与同群企业处在相同省域范围内,传染效应就不会存在异质性。

表 6 报告了从行业差异角度检验企业金融化传染效应异质性的回归结果。可以看出, peer1 和 peer2 的系数至少在 5% 的水平上显著为正,且相同行业的系数显著大于不同行业的系数。这表明,无论行业是否相同,同群金融化均会显著促进目标企业金融化,当两者处于相同行业时,这种促进作用更强。因此,行业差异影响了企业金融化传染效应。

表 7 报告了从实际控制人类型差异角度检验企业金融化传染效应异质性的回归结果。可以看出, peer1 和 peer2 的系数均在 1% 的水平上显著为正, 且实际控制人类型相同时的系数显著大于实际控制人类型不同时的系数。这表明, 无论实际控制人类型是否相同, 同群金融化均会显著促进目标企业金融化, 当实际控制人类型相同时, 这种促进作用更强。因此, 实际控制人类型差异影响了企业金融化传染效应。

① 对于注册地差异、行业差异以及实际控制人类型差异,我们参照以下标准确定:(1)若目标企业注册地在山东(或济南),则仅当所有同群企业的注册地在山东(或济南)时,才认定为注册地相同,否则认定为不同;(2)若目标企业属于农林牧渔业,则仅当所有同群企业属于农林牧渔业时,才认定为行业相同,否则认定为不同;(3)若目标企业为民营控股,则仅当所有同群企业为民营控股时,才认定为实际控制人类型相同,否则认定为不同。行业类型按照证监会公布的行业门类确定,实际控制人类型按照 CCER 的分类标准确定。

	相同地市		不同	地市	相同	省份	不同省份	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	fin1	fin2	fin1	fin2	fin1	fin2	fin1	fin2
peer1	0.038**		0.024***		0.030***		0.024***	
	(0.015)		(0.004)		(0.012)		(0.006)	
peer2		0.033***		0.014***		0.038***		0.012***
		(0.007)		(0.003)		(0.005)		(0.003)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	12 013	12 013	12 013	12 013	12 013	12 013	12 013	12 013
$adj. R^2$	0.170	0.184	0.173	0.185	0.170	0.185	0.172	0.185

表 5 企业金融化传染效应的异质性: 注册地角度

表 6 企业金融化传染效应的异质性: 行业角度

表 7 企业金融化传染效应的异质性: 实际控制人类型角度

	相同	行业	不同行业			实际控制人类型相同		实际控制人类型不同	
	(1)	(2)	(3)	(4)		(1)	(2)	(3)	(4)
	fin1	fin2	fin1	fin2		fin1	fin2	fin1	fin2
peer1	0.073**		0.027***		peer1	0.095***		0.028***	
	(0.034)		(0.004)			(0.016)		(0.006)	
peer2		0.076***		0.017***	peer2		0.082***		0.019***
		(0.017)		(0.003)			(0.017)		(0.006)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制变量	控制	控制	控制	控制
N	12 013	12 013	12 013	12 013	N	12 013	12 013	12 013	12 013
adj. R ²	0.171	0.174	0.186	0.186	adj. R^2	0.173	0.173	0.187	0.185

(三)进一步检验: 经济政策不确定性下的企业金融化传染效应

资源依赖理论将董事网络看作联系环境与外部资源的重要渠道(Allen, 1985)。作为一种社交载体,董事网络有助于管理层通过非正式方式获取外部信息,而这类信息往往难以通过公开渠道获得,于是有价值的信息会借助董事网络扩散和渗透。因此,当外部环境面临较大不确定性时,企业会尝试通过构建丰富的董事网络获取外部信息以应对未来市场变化。同时,当市场不确定性较大时,企业有强烈动机从事金融投资活动以确保资产的保值增值。为了分析市场不确定性对企业金融化传染效应的影响,本文构建了如下模型:

$$fin_{iji} = \alpha' + \beta' peer_{-iji} + \varphi' peer_{-iji} \times eco_i + \phi' eco_i + \lambda' X_{iji} + industry_{ii} + year_i + \varepsilon_{iji}$$
 (2)
其中, eco 表示市场不确定性,以彭俞超等(2018)计算的经济政策不确定性来衡量。 ^①

表 8 检验了市场不确定性下的企业金融化传染效应。可以看出,无论在何种情形下, peer1 和 peer2 的系数依然为正,且在列(1)、列(5)、列(7)和列(8)中至少在 10%的水平上显著。交乘项 peer×eco 的系数在列(1)至列(6)中为正,表明经济不确定性不仅没有减弱反而在一定程度增强了企业金融化传染效应;而列(7)和列(8)中 peer×eco 的系数在 10%的水平上显著为负,与表 7 结果比较来看,企业金融化传染效应同样有所加强而非减弱。这表明,面对经济政策不确定性,企业金融化传染效应依然存在且有所加强。这在一定程度上丰富和拓展了彭俞超等(2018)的研究。

① 数据来自彭俞超等(2018),从《中国工业经济》网站(http://www.ciejournal.org)下载。

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	
	fin1	fin2	fin1	fin2	fin1	fin2	fin1	fin2	
	全村	羊本	注册均	也视角	行业	视角	实际控制人类型视角		
peer1	0.061*		0.031		0.052***		0.215***		
	(0.031)		(0.058)		(0.017)		(0.079)		
peer1×eco	0.031*		0.040		0.031***		-0.070*		
	(0.018)		(0.027)		(0.011)		(0.036)		
peer2		0.039		0.043		0.050		0.288***	
		(0.033)		(0.046)		(0.036)		(0.099)	
peer2×eco		0.029*		0.026		0.023		-0.091*	
		(0.016)		(0.025)		(0.018)		(0.051)	
eco	-0.019	-0.031*	-0.042***	-0.053***	0.011	-0.005	-0.059	-0.045	
	(0.030)	(0.016)	(0.004)	(0.017)	(0.035)	(0.020)	(0.045)	(0.043)	
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	
cons	3.856***	3.639***	3.330***	4.009***	3.577***	3.463***	4.604***	3.818***	
	(0.841)	(0.653)	(0.786)	(0.512)	(0.862)	(0.795)	(1.181)	(1.128)	
N	12 013	12 013	6 373	6 373	8 566	8 566	2 575	2 575	
adj. R^2	0.174	0.187	0.170	0.187	0.185	0.191	0.230	0.241	

表 8 经济政策不确定性下的企业金融化传染效应

五、企业金融化传染效应的经济后果

(一)企业金融化传染效应与实业投资率

为了分析同群金融化对实业投资率的影响,本文构建了如下模型:

$$invest_{ii} \stackrel{\square}{\boxtimes} invest_{ii+1} = \lambda_0 + \lambda_1 peer_{-iji} + \sum_{i} \eta X_{ii} + industry_{ii} + year_i + \omega_{ii}$$
 (3)

其中, invest 表示企业实业投资率,等于购建固定资产、无形资产和其他长期资产支付的现金除以总资产。参考张成思和张步昙(2016)以及杜勇等(2017)的做法, 控制变量 X包括企业经营现金流 cfo(等于经营活动产生的现金流量净额除以总资产)、资产收益率 roa、资产负债率 lev、账面市值比 mb、总资产的自然对数 lna、实际控制人性质 soe 以及行业与时间虚拟变量 industry 和 year。

表9报告了同群金融化对实业投资率的全样本回归结果。可以看出, peer1和 peer2的系数至少在5%的水平上显著为负,表明企业金融化传染效应显著降低了目标企业当期和下一期的实业投资率。因此,同群金融化扭曲了企业的实体投资决策,加剧了"脱实向虚"。这证实了假设2。这与张成思和张步县(2016)得到的金融化损害实体经济的结论一致。

	(1)	(2)	(3)	(4)		
	inv	est_t	invest _{r+1}			
peerl	-0.003**		-0.002			
	(0.001)		(0.001)			
peer2		-0.005***		-0.004**		
		(0.002)		(0.002)		
控制变量	控制	控制	控制	控制		

表 9 企业金融化传染效应与实业投资率: 全样本检验

	(1)	(2)	(3)	(4)			
	inv	$pest_t$	invest _{t+1}				
cons	0.103**	0.102**	0.079**	0.079**			
	(0.045)	(0.045)	(0.039)	(0.039)			
N	12 013	12 013	8 501	8 501			
$adj. R^2$	0.055	0.056	0.068	0.071			

续表 9 企业金融化传染效应与实业投资率:全样本检验

表 10 报告了注册地、行业和实际控制人类型三种视角下的企业金融化传染效应对实业投资率的分组回归结果。可以看出,无论在何种情形下,peer1 和 peer2 的系数均显著为负,表明企业金融化传染效应严重抑制了目标企业提高实业投资率。这进一步证实了企业金融化传染效应加剧了企业"脱实向虚"问题。

	(1)	(2)	(2)	(4)
	(1)	(2)	(3)	(4)
	in	vest _t	inve	est_{t+1}
anel A: 注册地视角				
peer1	-0.003**		-0.002^*	
	(0.001)		(0.001)	
peer2		-0.004^{**}		-0.003**
		(0.002)		(0.001)
控制变量	控制	控制	控制	控制
N	6 373	6 373	6 372	6 372
$adj. R^2$	0.040	0.042	0.038	0.039
anel B: 行业视角				
peer1	-0.003**		-0.002**	
	(0.001)		(0.001)	
peer2		-0.004**		-0.004***
		(0.002)		(0.001)
控制变量	控制	控制	控制	控制
N	8 565	8 565	8 566	8 566
$adj. R^2$	0.033	0.034	0.033	0.034
anel C: 实际控制人类型社	· 见角			
peer1	-0.004**		-0.003**	
	(0.002)		(0.001)	
peer2		-0.005**		-0.005**
4		(0.002)		(0.002)
控制变量	控制	控制	控制	控制
N	2 574	2 574	2 575	2 575
$adj. R^2$	0.051	0.052	0.025	0.026

表 10 企业金融化传染效应与实业投资率: 分组检验

(二)公司治理能否缓解企业金融化传染效应对实业投资率的抑制作用?

借鉴白重恩等(2005)、郑志刚等(2007)以及靳庆鲁和原红旗(2008)等文献,本文构建了衡量公司治理水平的综合指数 cgi。该指标包括第一大股东持股比例(top1)、第二至第十大股东持股比例之和(top9)、Z指数(zindex,等于第一大股东与第二大股东持股比例的比值)、是否发行 H 股或 B 股(hbshare,若是则取值为 1,否则为 0)、实际控制人性质(soe)、董事长与总经理两职兼任情况(dual,若董事长和总经理由一人兼任,则取值为 1,否则为 0)、独立董事比例(ind)、董事会规模(board)、独立董事与上市公司工作地点一致性(work, 若相同则取值为 1, 否则为 0)、管理层持股

比例(mh)、董事会会议次数(bm)、"四委"设立个数(commit)以及股东大会会议次数(sm)。本文采用主成分分析法,以前四大主成分的贡献率为权重对四个因子进行加权得到 cgi。根据 cgi 的中位数,本文生成公司治理指数,若高于中位数,则 cg 为 1;若低于中位数,则 cg 为 0。

表 11 报告了公司治理能否发挥缓解作用的检验结果。可以看出,引入公司治理后, peer1 和 peer2 的系数依然显著为负,交乘项 peer×cg 的系数为正且在列(3)和列(5)中显著,表明公司治理并不能显著缓解企业金融化传染效应对实业投资率的抑制作用。

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	invest,	$invest_{t+1}$	invest,	invest _{t+1}	invest,	invest _{t+1}	invest,	invest _{t+1}
	全村	羊本	注册均	也视角	行业	视角	实际控制人类型视角	
Panel A: 广义金融化角度								
peer1	-0.004***	-0.003***	-0.003**	-0.002	-0.004***	-0.003***	-0.004**	-0.004*
	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.002)	(0.002)
peer1×cg	0.001	0.001	0.002*	0.002	0.002***	0.001	0.000	0.004
	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.002)	(0.003)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	10 009	10 008	5 287	5 286	7 047	7 047	2 171	2 171
adj. R²	0.056	0.059	0.042	0.040	0.034	0.037	0.055	0.024
Panel B: 狭义金融化角度		•	•		•	•		
peer2	-0.005***	-0.004**	-0.004**	-0.003	-0.005***	-0.005***	-0.005**	-0.005*
	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.003)
peer2×cg	0.001	0.001	0.001	0.001	0.002**	0.001	0.001	0.004
	(0.001)	(0.002)	(0.001)	(0.002)	(0.001)	(0.002)	(0.002)	(0.004)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	10 009	10 008	5 287	5 286	7 047	7 047	2 171	2 171
adj. R²	0.057	0.060	0.044	0.040	0.036	0.038	0.055	0.025

表 11 同群金融化抑制实业投资率: 公司治理的缓解作用

(三)金融化传染效应与企业价值

为了分析同群金融化对企业价值的影响,本文构建了如下模型:

$$Q_{t+1} \vec{\boxtimes} Q_{t+2} \vec{\boxtimes} Q_{t+3} = \lambda_0 + \theta_1 peer_{-ijt} + \theta_2 (peer_{-ijt})^2 + \sum_i \lambda X_{ii} + industry_{it} + year_t + \omega_{it}$$
 (4)

其中,被解释变量为t+1期、t+2期和t+3期的托宾Q值,等于(每股价格×流通股份数+每股净资产×非流通股份数+负债账面价值)/总资产。控制变量X主要包括企业规模($\ln a$)、资产负债率(lev)、第一大股东持股比例及其平方(top1 和 top1sq)、管理层薪酬(pay,等于上市企业前三名高管平均薪酬的自然对数)、董事长与总经理两职兼任情况(dual,若董事长和总经理由一人兼任,则取值为1,否则为0)、H股和B股上市情况(hbshare)、独立董事比例(ind)、机构投资者持股比例(inst)以及当期托宾Q值。另外,我们还控制了行业特征和时间效应。

表 12 报告了不同情形下同群金融化对企业价值的回归结果。可以看出,同群金融化对目标企业价值的影响呈"倒 U形"特征,这与杜勇等(2017)发现的单调关系不同。这表明随着金融化水平的上升,企业价值先升后降。其原因在于,企业将资产从实体经济配置到虚拟经济的过程中,虽然从实体经济获取的收益减少,但是从虚拟经济获取的收益增加(尤其当金融化的企业较少时,虚拟经济的边际收益较高),此阶段企业金融化更多地发挥"蓄水池"作用,从而提高企业价值;随着实体投资的下降,企业主业经营的可持续性逐渐恶化,虚拟收益无法弥补实体亏损

(尤其当金融化的企业较多时,虚拟经济的边际收益较低),此阶段企业金融化更多地具有"挤出效应",从而损害企业价值。综上所述,本文认为同群金融化对企业价值的作用具有两种特点:从作用程度来看,适度金融化能够改善企业价值,过度金融化损害企业价值;从作用期限来看,适度金融化能够在短期内改善企业价值,但是这种改善作用不具有可持续性,甚至未来损害企业价值,即金融化存在"短视"特点。这证实了假设3。

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	
		全样本		ì	注册地视角			行业视角			实际控制人类型视角		
	Q_{t+1}	Q_{t+2}	Q_{t+3}	Q_{t+1}	Q_{t+2}	Q_{t+3}	Q_{t+1}	Q_{t+2}	Q_{t+3}	Q_{t+1}	Q_{t+2}	Q_{t+3}	
peer2	0.131**	0.193***	0.128**	0.110*	0.130***	0.131**	0.152***	0.198***	0.122***	0.204***	0.208***	0.105	
	(0.055)	(0.061)	(0.064)	(0.057)	(0.039)	(0.057)	(0.055)	(0.060)	(0.047)	(0.050)	(0.078)	(0.100)	
$(peer2)^2$	-0.019*	-0.019***	-0.011**	-0.013	-0.002	-0.001	-0.020*	-0.016***	-0.004	-0.026***	-0.011	0.022	
	(0.011)	(0.007)	(0.005)	(0.012)	(0.005)	(0.007)	(0.012)	(0.005)	(0.005)	(0.007)	(0.009)	(0.020)	
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	
N	7 398	5 337	4 093	3 888	2 596	2 054	5 211	3 602	2 769	1 551	861	691	
adj. R ²	0.550	0.380	0.345	0.523	0.352	0.321	0.534	0.363	0.325	0.486	0.341	0.287	
SS 1	/ III II	est. 3. A =1.		+ d / 1, mr			- , , , , , , , , , ,	. 100 . 11 . 11					

表 12 同群金融化与企业价值

注:表中仅报告了狭义金融化指标的回归结果,采用广义金融化指标的回归结果与此基本一致。

综上分析可以看出,企业金融化传染效应的经济后果表现在两个方面:一是同群金融化降低了实业投资率,完善公司治理仅能在一定程度缓解这种负面效应;二是同群金融化对企业价值具有先升后降的"倒 *U* 形"作用,适度金融化改善企业价值,过度金融化则损害企业价值。

六、稳健性检验

(一)内生性问题

在金融资产配置主观能动性有限的条件下,单个企业必然关注其他企业的金融化方式和程度,进而存在为获得金融化信息而主动构建董事网络的动机,即董事网络与企业金融化之间存在双向因果关系。为了消除这种内生性问题的影响,借鉴 Larcker 等(2013)以及王营和曹廷求(2014)的方法,本文分别考察了董事会规模不变、结构不变以及规模和结构均不变三种情形下的企业金融化传染效应。回归结果与上文基本一致。此外,考虑到控制变量与被解释变量之间可能存在双向因果关系,本文将被解释变量前置一期重新进行了回归,peer1 和 peer2 的系数符号与显著性与上文一致。

(二)外部冲击问题

根据中组部《关于进一步规范党政领导干部在企业兼职(任职)问题的意见》和《关于严格执行〈关于进一步规范党政领导干部在企业兼职(任职)问题的意见〉有关问题的通知》等文件的要求,大批官员独董离职;根据《教育部办公厅关于开展党政领导干部在企业兼职情况专项检查的通知》等文件的要求,大批教授独董离职。上述强制离职要求加剧了董事资源的稀缺性,造成董事网络大面积断裂,进而董事网络同群处在不断变化中。为了消除外部冲击的可能影响,本文仅考察了2008—2013年的样本,[©]回归结果与上文基本一致。

① 2013 年 10 月,中组部制定的《关于进一步规范党政领导干部在企业兼职(任职)问题的意见》指出,严格限制在职和离退休干部在企业任职。该文件明确约定了三个月的最后期限,即"限期对党政领导干部违规在企业兼职(任职)进行清理","凡不符合规定的,必须在本意见下发后 3 个月内免去或由本人辞去所兼任(担任)的职务"。

(三)剔除无董事网络的样本企业

上文在计算无董事网络目标企业的同群金融化指标时将其取值为 0。这里,本文剔除了无董事网络的样本企业,回归结果与上文基本一致。

(四)区分董事网络类型

考虑到内部董事与外部董事的功能差异,本文将连锁关系分为三种类型:第一种类型,连锁董事全部为内部董事;第二种类型,连锁董事既包括内部董事也包括独立董事;第三种类型,连锁董事全部为独立董事。^①这里,本文分析了第一种和第三种两种极端情形下的连锁关系所形成的董事网络,回归结果与上文基本一致。

(五)替换金融化指标

参考邓迦予(2014)以及张成思和张步昙(2016)的做法,本文以金融投资率 FIFR(同群指标记为 FIFRpeer)作为金融化的度量指标进行了回归分析;此外,本文还考察了同群金融化对下一期目标企业金融化的影响。回归结果与上文基本一致。

七、研究结论与政策建议

在有限理性条件下,个体决策行为会随同伴行为的变化而变化。有关企业金融化的现有理论研究基本沿袭了新古典经济学"社会化不足"的研究范式,对非正式制度的关注不足。出于弥补"社会化不足"的目的,本文从董事网络角度分析了企业金融化问题。研究发现,企业金融化具有显著的传染效应。这种传染效应具有显著的异质性,具体体现在注册地、行业和实际控制人类型三个方面。同时,在经济政策不确定性下,这种传染效应及其异质性依然存在,且传染性更强。进一步研究发现,企业金融化传染效应造成实业投资率显著下降,完善公司治理难以有效缓解这种抑制效应;此外,企业金融化传染效应对企业价值具有先升后降的"倒 U形"作用。

本文的研究结论具有以下政策含义:第一,强化企业"脱虚向实"的人治理念。董事网络下的企业间互动是加剧企业"脱实向虚"的重要因素。在理性条件下,管理层会有选择、有侧重地筛选信息进行传递,尤其当虚拟经济与实体经济的边际收益存在显著差距时。因此,必须从观念上引导企业管理层强化实业投资,实现从"脱实向虚"向"由虚转实"的转变,引导企业走向"理性繁荣"的预期。第二,关注"由虚转实"的梯次转换。金融化传染效应的异质性决定了在引导企业"由虚转实"的进程中必须找准突破口,实现由点及线、由线及面的"梯次转换"。第三,企业应审慎对待同群金融化。董事网络为企业带来了金融化决策信息,但这既扭曲了企业资产配置,又不利于企业长远发展。

主要参考文献:

- [1]白重恩, 刘俏, 陆洲, 等. 中国上市公司治理结构的实证研究[J]. 经济研究, 2005, (2): 81-91.
- [2]陈雨露. 促进金融和实体经济的有效结合[J]. 金融博览, 2015, (5): 30-31.
- [3]陈运森,郑登津. 董事网络关系、信息桥与投资趋同[J]. 南开管理评论, 2017, (3): 159-171.
- [4]邓迦予. 中国上市公司金融化程度研究[D]. 成都: 西南财经大学, 2014.
- [5]杜勇, 张欢, 陈建英. 金融化对实体企业未来主业发展的影响: 促进还是抑制[J]. 中国工业经济, 2017, (12): 113-131.

^{*}文章还得到山东省"泰山学者"建设工程专项经费和山东省高等学校青创人才引育计划的资助。

① 对企业 A 而言,假设 j 个董事存在连锁任职,其中 i 个董事为内部董事,j-i 个董事为独立董事。若 i=j,则连锁关系属于第一种类型;若 i<j,则连锁关系属于第二种类型;若 i=0,则连锁关系属于第三种类型。

王 营、曹廷求:企业金融化的传染效应研究

- [6]韩珣, 田光宁, 李建军. 非金融企业影子银行化与融资结构——中国上市公司的经验证据[J]. 国际金融研究, 2017, (10): 44-54.
- [7]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.
- [8]黄俊,陈信元,张天舒. 公司经营绩效传染效应的研究[J]. 管理世界, 2013, (3): 111-118.
- [9] 靳庆鲁, 原红旗, 公司治理与股改对价的确定[J], 经济学(季刊), 2008, (1): 249-270.
- [10]李涛. 社会互动与投资选择[J]. 经济研究, 2006, (8): 45-57.
- [11]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.
- [12]陆蓉, 王策, 邓鸣茂. 我国上市公司资本结构"同群效应"研究[J]. 经济管理, 2017, (1): 181-194.
- [13]罗来军, 蒋承, 王亚章. 融资歧视、市场扭曲与利润迷失——兼议虚拟经济对实体经济的影响[J]. 经济研究, 2016, (4): 74-88.
- [14]马克斯·韦伯. 儒教与道教[M]. 王容芬, 译. 北京: 商务印书馆, 1995.
- [15]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.
- [16]万良勇,梁婵娟,饶静. 上市公司并购决策的行业同群效应研究[J]. 南开管理评论,2016,(3):40-50.
- [17]王芳. 经济金融化与经济结构调整[J]. 金融研究, 2004, (8): 120-128.
- [18]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.
- [19]王永綦. 防范化解重大风险背景的经济金融化特征再观察[J]. 改革, 2017, (12): 102-109.
- [20]杨筝,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.
- [21]张成思, 张步昙. 再论金融与实体经济: 经济金融化视角[J]. 经济学动态, 2015, (6): 56-66.
- [22]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.
- [23]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.
- [24]赵颖. 中国上市公司高管薪酬的同群效应分析[J]. 中国工业经济, 2016, (2): 114-129.
- [25]郑志刚, 孙艳梅, 谭松涛, 等. 股权分置改革对价确定与我国上市公司治理机制有效性的检验[J]. 经济研究, 2007, (7): 96-109.
- [26] Allen M P. Corporate profits and cooptation: Networks of market constraints and directorate ties in the American economy[J]. Social Forces, 1985, 64(2): 526–528.
- [27] Brown J L, Drake K D. Network ties among low-tax firms [J]. The Accounting Review, 2014, 89(2): 483-510.
- [28]Chen S L, Ma H. Peer effects in decision-making: Evidence from corporate investment[J]. China Journal of Accounting Research, 2017, 10(2): 167–188.
- [29]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.
- [30] Foucault T, Fresard L. Learning from peers' stock prices and corporate investment[J]. Journal of Financial Economics, 2014, 111(3): 554–577.
- [31] Fracassi C. Corporate finance policies and social networks [J]. Management Science, 2017, 63(8): 2420-2438.
- [32] Jiang C, Kubick T R, Miletkov M K, et al. Offshore expertise for onshore companies: Director connections to island tax havens and corporate tax policy[J]. Management Science, 2018, 64(7): 3241–3268.
- [33]Krippner G R. The financialization of the American economy[J]. Socio-Economic Review, 2005, 3(2): 173-208.
- [34]Leary M T, Roberts M R. Do peer firms affect corporate financial policy?[J]. Journal of Finance, 2014, 69(1): 139–178
- [35] Whitley R D. The social construction of business systems in East Asia[J]. Organization Studies, 1991, 12(1): 1–28.

Research on the Contagious Effect of Firm Financialization

Wang Ying¹, Cao Tingqiu²

(1. School of Finance, Shandong University of Finance and Economics, Jinan 250014, China; 2. School of Economics, Shandong University, Jinan 250100, China)

Summary: Considering the characteristics of China's relational society, this paper analyzes why listed companies are keen on financial asset allocation from the perspective of relationship network, an informal institution. No matter from what angle to explore the deep-seated reasons why firms are keen on financial asset allocation, it is difficult for us to bypass two questions: One is why the phenomenon of firm financialization is so common; the other is why the degree of firm financialization is deepening day by day. We will analyze the relationship between the relationship network and the above problems from the following aspects, which is also the logical starting point of this paper: From the perspective of breadth, financialization belongs to the category of investment decision-making, including individual financialization (financialization of a single firm), local financialization (financialization of multiple firms in the same region or industry), and systemic financialization (financialization of firms in all regions or industries), which follows a diffusion path from individual, local, to systemic; from the depth, there are three levels of financialization, namely, low financialization, high financialization, and excessive financialization, which follows a development path from low, high, to excessive.

This paper analyzes the contagion effect and economic consequences of firm financialization under the framework of board network. It is found that when embedded in the board network, the financialization of listed companies in China has a significant contagion effect. At the same time, the contagion effect is significantly heterogeneous due to the fact that the board network connects the registered place, industry and actual human type of the firm, and the economic policy uncertainty aggravates the contagion effect to a certain extent. Further research shows that the contagion effect of firm financialization embedded in the board network leads to the decline of industrial investment rate, while the improvement of corporate governance is difficult to effectively alleviate the inhibitory effect; at the same time, the contagion effect has an inverted U-shaped impact on firm value. The direct policy implication of this paper is that firms should treat the board network prudently, especially carefully learning and imitating the financial experience of connecting firms. At the same time, the regulatory authorities can start from the board network to solve the problem of "from real to virtual".

The contribution of this paper is mainly reflected in the following aspects: On the one hand, the existing research mainly analyzes the influencing factors and economic consequences of firm financialization from the perspective of individual, but does not take into account the informal system. We try to analyze the interaction between firms in financialization from the perspective of relationship network, so as to enrich the existing theoretical research. On the other hand, this paper finds that the contagion effect of firm financialization caused by the board network has aggravated the decline of industrial investment rate, which provides new evidence for further evaluating the value of board network.

Key words: financialization; board network; contagion effect; real investment; firm value

(责任编辑 康 健)