

董事网络缓解融资约束的机制： 信息效应与治理效应^{*}

尹筑嘉 曾 浩 毛晨旭

内容提要：企业融资约束问题已成为中国经济转型和经济结构优化的重要障碍，董事网络作为目前普遍的一种社会现象，能否缓解企业面临的融资约束？本文以 A 股上市公司 1999—2016 年 15696 个有效样本为研究对象，检验了企业的董事网络对其融资约束的影响。在使用社会网络方法分析董事网络的关系强度、网络位置对企业融资约束的影响后发现：董事网络确实能缓解企业融资约束，公司网络中心度越高、结构洞位置越丰富，对投资—现金流敏感性的缓解作用就越强，并且结构洞位置的作用强于网络中心度；在作用机制方面，董事网络缓解企业融资约束的途径在于治理效应（抑制代理问题）与信息效应（减少信息不对称）。上述结论在尽可能控制内生性问题及调整模型和变量后依然稳健。因此，为缓解企业融资约束，企业有必要进行董事关系网络投资，优先挖掘能产生更高效益的结构洞位置，促进个人社会资本更有效地向企业社会资本转化。

关键词：董事网络 融资约束 信息效应 治理效应

作者简介：尹筑嘉，长沙理工大学经济与管理学院副教授、硕士生导师，410114；

曾 浩，湖南大学经济与贸易学院硕士研究生，410079；

毛晨旭，郑州大学数学与统计学院金融学专业本科生，450001。

中图分类号：F275 **文献标识码：**A **文章编号：**1002-8102(2018)11-0112-16

一、引 言

在企业成长过程中，融资约束是制约企业持续发展的关键因素，尤其是随着企业规模的扩大，仅仅依靠企业自有资金的支持远远不够，外源融资的作用日益凸显。然而，作为一个发展中国家，中国的金融体系尚不完善，企业面临严重的融资约束。世界银行投资环境调查显示，在中国，融资约束被 3/4 的民营企业视为目前经营发展的最大障碍，所有受调查国家中，中国的这一比例是最高的（Claessens 和 Tzioumis，2006）。与世界银行的调查相吻合，不少经验研究也证实，中国企业特别是私

^{*} 基金项目：国家社会科学基金项目“混合所有制企业国有与非国有大股东之间的利益冲突及其治理研究”（15BGL041）；湖南省社科基金项目“大股东异质性及其利益均衡研究”（15YBA014）。作者感谢中国立信金融论坛与会专家和匿名审稿人对本文提出的宝贵意见。当然，文责自负。

人企业存在严重的融资困难(马国臣等, 2008; Poncet 等, 2010), 企业融资约束问题已成为中国经济转型和经济结构优化的重要障碍。

经典的融资约束理论更关注正式制度对企业融资发挥的作用, 由此诞生了信息不对称理论和交易成本理论等, 但对非正式制度考虑不足。然而, 传统中华文化一向不重视“理性化”的正式制度, 关系与声誉机制实质起到了法律保护和金融环境等正式制度的作用(Allen 等, 2005)。在此背景下, 作为正式制度的补充, 以关系和声誉机制为代表的各类非正式制度在企业融资中发挥的作用受到了越来越多的关注。大量文献表明, 政府与企业、银行与企业间等建立于社会联系之上的融资行为是确实存在的, 对企业面临的融资约束产生了正面影响(Kroszner 和 Strahan, 2001; 邓建平、曾勇, 2011; 盛丹、王永进, 2014)。

在企业各种类型的关系中, 连锁董事关系具有独特的地位。董事会是公司治理结构的核心, 一方面对企业经营进行决策, 另一方面对企业经理层进行选任和监督, 体现了战略咨询与公司治理的双重职能。连锁董事以个人互动带动企业间互动, 这种连锁关系对企业而言很可能是一种有价值的资源(郑方, 2011)。在中国所有 A 股上市公司中, 超过 70% 的公司至少拥有一名连锁董事(卢昌崇、陈仕华, 2009)。近些年来, 随着社会网络研究的兴起, 董事网络的多重作用受到了越来越多的关注。由此, 我们会自然地推想, 董事网络是否也能缓解上市公司面临的融资约束? 如果能, 是通过哪些渠道来实现的? 对以上问题的研究可以从理论上充实公司融资约束问题的研究, 对我国公司融资约束困境的解决也有现实指导作用。

本文基于 1999—2016 年 A 股上市公司数据, 检验了企业在连锁董事网络中的关系强度和网络位置对融资约束的影响, 主要从以下两方面进行了探索创新: 一是运用融资约束分析框架和社会网络方法, 研究董事网络对企业融资约束的影响, 以往关于董事网络的文献更多的是体现融资约束问题的一个侧面, 如信息传递、代理问题、债务融资能力; 关于企业关系与融资约束的文献则更多的是对关联关系的存在性进行探讨, 但这类直接联系只是社会关系发挥作用的一部分, 对于网络结构、网络位置的影响并未深入挖掘; 二是尝试性地提出董事网络对缓解融资约束的两种效应, 打开了企业关系网络影响企业行为的“黑箱”, 从董事网络的信息效应和治理效应出发, 实证检验了董事网络缓解企业融资约束的作用机制, 将影响融资约束的两大主要原因——信息不对称和代理问题统一在同一研究体系内拓展了董事网络对企业融资行为影响的研究视角, 丰富了董事网络与企业融资约束的经济关系。

二、文献综述

董事网络关系的判断来自对关系内容的研究。目前, 从学术的角度研究连锁董事网络对企业行为的影响才刚刚起步, 对如何定义董事网络也存在分歧。早期文献认为通过兼职董事, 两个公司之间形成的直接连接关系构成了董事网络(Scott, 1991), 但随着研究的深入, 学者们渐渐认识到, 基于连锁董事关系两个公司之间存在的所有直接和间接关系共同组成的更大的关系系统都是董事网络的一部分(Larcker 等, 2013)。董事网络相比于其他层次的社会关系网络的特殊性在于: 一方面, 通过连锁董事个体, 企业之间可以建立各种直接和间接的联系, 连锁董事以个人互动带动企业间互动, 将自身的社会资本转化为企业的社会资本, 如促进企业之间的信息交流, 帮助双方建立商业联系及传播创新等; 另一方面, 董事网络由现任职务关系构建, 因而也是动态发展的, 但公司经营情况或行业发展出现变动, 连锁董事关系也会出现断裂或重构, 使得董事网络较其他类型社会关系包含了更多关于生产经

营方面的信息(卢昌崇、陈仕华, 2009)。

目前关于董事网络的研究可大致分为两类:第一类侧重于描述网络特征,包括网络的中心度、结构洞、密度、派系、联盟、小世界特征等;第二类从社会网络分析方法出发,对董事网络进行更为深入的探讨,如 Bizjak 等(2009)关于公司治理行为在网络间传播的研究, Larcker 等(2013)关于公司的社会嵌入性对公司经营绩效的研究,陆贤伟等(2013)关于董事网络之间信息传递的研究等。虽然这两类研究都运用了社会网络方法,但从真正的社会网络视角来看,第一类研究只是借用了社会网络的一些关于度量社会网络特征的概念,而没有深入其本质,第二类研究则从经济行为镶嵌于社会关系的角度重新剖析了董事网络与企业行为之间的关系,相对而言更具创新性。

有关董事网络对连锁企业行为影响的研究主要分为三个方面。(1)董事网络对连锁企业绩效的影响。Burt(1980)最早检验了董事网络与企业财务绩效之间的关系,据此他提出了董事网络的资源依赖理论。许浩然、荆新(2016)也发现,上市公司的社会关系网络能够降低公司发生债务违约的概率,社会关系网络越富足,公司发生债务违约的概率越小。当然,也有文献得出了相反的结论,如任兵等(2007)构建了一个包含 284 家 A 股上市公司的连锁董事网络,发现网络的连接强度对绩效产生了不利影响,他们认为可能的原因是非正式制度缺失时,过于强大的关系网络导致“治理失灵”。(2)连锁董事网络中企业间行为的传播和影响研究。Haunschild(1993)研究了企业之间的并购行为,提出存在连锁董事关系的企业可能会相互模仿。在某些情况下,董事网络甚至会带来信息传播的负效应,Bizjak 等(2009)的研究显示,期权倒签这类不良治理行为会通过董事网络进行传播,进而影响企业的治理效果。(3)连锁董事网络对董事个体的影响研究。Podolny(2001)指出,连锁董事关系的存在,可以带来信任的产生、社会资源的获取和交易成本的降低。陈运森(2012)利用中国上市公司样本进行了实证研究,同样发现独立董事的网络特征有助于促进公司对高管的激励有效性。

周建国(2010)发现,以“同学、同事、同行以及‘朋友的朋友’”维系的“关系认同”逐渐取代了以“同乡、同宗、同族”为核心的“关系信任”,在现代中国的人际交往中发挥了越来越重要的作用。王营、曹廷求(2014)提出,基于直接联系的金融关联、政治关联只是社会关系发挥作用的一部分,在资源稀缺和法律限制的情况下,官员、银行家等名流董事不可能无限兼职,但是通过董事网络,名流董事所拥有的社会关系可以随网络传播,帮助网络中部分甚至多数企业获取资源。总之,董事网络作为目前普遍的一种社会现象已经深刻地影响了企业的经营发展行为。

在不完美的资本市场上,信息不对称和代理问题是融资约束产生的重要原因。从信息不对称来说,已有研究发现董事网络提供了一种与外部环境联系的方式,有利于自身向外进行信息传递;从代理问题来说,董事网络对公司治理同时存在积极影响和消极影响,积极影响如陈运森(2012)发现,处于独立董事网络中心位置的企业第一类代理问题和第二类代理问题都会减少,消极影响如导致期权倒签这类不良治理行为扩散等。但总的来看,尚未见有文献直接从连锁董事网络视角研究融资约束、探讨董事网络影响融资约束作用机理,本文试图结合这两者进行研究,从治理效应和信息效应两个层面分别探讨其影响机制。

三、研究假说

(一)董事网络与融资约束:基于治理效应的解释

Bernanke 和 Gertler(1989)指出,代理问题会导致企业的融资约束。外部投资者与经理人本质

上是一种委托代理关系,经理人为实现自身利益最大化,有可能会侵害投资者利益。为了弥补投资的委托代理风险,投资者只能向企业要求一定水平的溢价,使得企业内外部融资成本出现差异。董事网络的有利位置不仅增强了连锁董事的监督动机、降低了外部监督成本,还能帮助企业获得更多信息,提升董事建议咨询的能力,降低经理人盲目投资的可能。因此,董事网络有通过优化治理缓解企业融资约束的作用,即董事网络的治理效应。

董事网络对公司治理的积极作用,可从董事的监督职能和建议职能两方面来解释。从监督职能来讲,董事站在股东角度来监督管理层是基于声誉动机(Burt, 2009),网络中心位置的公司董事受外部环境的关注更多,受到各方面的压力更大,因此他们更有责任和动机去严格进行监督。当董事拥有更多的董事网络关系时,他们可以更大胆地履行自己的监督职责,监督行为更具有独立性。此外,连锁董事网络的存在,可以降低网络成员之间的甄别和监督成本(Larcker 等, 2013)。从建议职能来讲,董事网络实质上代表了一种弱连接关系,而弱连接代表了不同群体之间的连接,可以帮助企业获取广泛的信息收益。因此,处于董事网络中心位置的上市公司接触的知识和信息更加多元化和差异化,这样有助于提高董事建议咨询的能力,帮助其更好地行使在公司经营管理决策上的建议权。基于以上分析,这里提出本文的第一个假设。

H1:董事网络通过治理效应,降低了管理层的代理问题,缓解了企业的融资约束。

(二)董事网络与融资约束:基于信息效应的解释

由于信息不对称的存在,外部投资者难以了解企业的真实状况,也难以对投资风险和预期收益做出准确的评估,影响其风险定价。因此,外部投资者会降低购买风险证券的价格,引起内外部资金的成本差异(Myers 和 Majluf, 1984)。同时,信息不对称存在事前逆向选择和事后道德风险,导致信贷市场出现信贷配给问题。而连锁董事嵌入在不同的企业和董事构成的社会网络中,有利于企业之间的资源共享与信息交流,降低信息不对称进而缓解融资约束,此即董事网络的信息效应。

连锁董事网络为公司降低信息不对称提供了很好的渠道。目前我国资本市场仍处于初级发展阶段,信息披露制度不成熟,很多公司经营发展过程中的重要信息,尤其是难以量化和传递的“软信息”很难从外部获取。而通过建立连锁董事网络关系,公司可以从连锁董事网络中获取其他网络成员的私有信息,了解其经营状况与发展战略。因此,连锁董事关系有助于降低公司内外部之间的信息不对称程度,进而缓解企业面临的融资约束问题。

另外,董事网络有助于多边声誉机制发挥作用,起到甄别和约束网络成员行为的作用。一般而言,知名董事为维护其声誉,更倾向于在经营状况和资信条件优秀的企业任职,这类企业也更愿意拓展其网络联系以帮助自身获得更多资源。已有研究表明,处于网络中心位置的上市公司有更好的企业绩效和股票收益率,经营效率与投资效率也更高(Larcker 等, 2013; 陈运森, 2015)。因此,网络位置可被视为反映企业未来经营表现的一种重要信号。从反面来看,网络中心位置的上市公司面临潜在的巨大声誉成本,如果企业主动出现违约行为或信用问题,其声誉的受损会通过其核心的网络位置传染到不同的董事关联方,使其损失各类社会资本。因此,中心位置的上市公司有激励去维护自己在网络中的形象,降低了企业违约动机,从而减弱了道德风险问题。基于以上分析,信息效应改善了上市公司在金融市场面临的信息环境,这里提出本文的第二个假设。

H2:董事网络通过信息效应,降低了内外部信息不对称,缓解了企业的融资约束。

综上所述,这两条途径共同组成了董事网络对上市公司融资约束的总效应:一方面,董事网络

通过治理效应,降低了管理层的代理问题;另一方面,董事网络通过信息效应,减轻了内外部信息不对称程度。据此,本文最终提出以下基本假设。

H0:越占据董事网络的有利位置(如更中心的位置或较多结构洞的位置),企业融资约束程度越低,即董事网络可以帮助企业缓解融资约束。

四、研究设计

(一)样本与数据

本文选取沪、深 A 股全部上市公司 1999—2016 年的数据构建初始样本。数据起始年选择 1999 年是因为 CSMAR 数据库中披露的董事个人资料从 1999 年开始;由于现有数据库中对董事兼职情况没有完全披露,本文利用 CSMAR 数据库中的董事简历信息,结合新浪财经网站、百度搜索等方式,对董事兼职情况进行了手工整理(最主要的是对同名董事的编码和区分),各类网络指标也是根据所有 A 股上市公司的连锁情况进行计算的。

公司治理信息数据、公司财务数据来自 CSMAR、CCER 数据库。参考以往对公司融资约束问题的研究,本文通过以下步骤筛选有效样本:(1)剔除同时发行 A 股、B 股或 H 股的公司;(2)剔除金融、保险类公司,以及样本区间发生了借壳上市的公司;(3)剔除 IPO 上市当年以及被 ST、PT 当年的样本;(4)剔除净资产小于 0 以及相关数据缺失的样本;(5)由于模型构建中涉及上行数据,在完成以上剔除后,只保留至少可以获得 3 年连续观测值的公司,如果公司存在年度缺失,也只保留存在连续观测值区间的样本;(6)为消除极端值影响,本文对主要连续变量进行了 1% 水平上的 Winsorize 处理。完成以上步骤后,获得一个包含 1995 家公司 15696 个观测值的非平衡面板。

(二)变量设定

1. 解释变量中董事网络指标的构建与测算

在社会网络分析中,收集的数据资料必须要以某种数据矩阵的形式加以保存。由于本文研究中涉及的数据属于关系数据,需要通过“2-模”矩阵记录个人参与事件的情况。当一个董事出现在两个(或多个)公司中,这两个(或多个)公司就建立了联系,进而形成了企业之间由于拥有共同董事而建立的董事网络。在获得董事及其隶属的公司的数据之后,本文参考刘冰(2015)的方法,利用大型社会网络分析软件 PAJEK 将“董事-公司”的“2-模”矩阵转换为“公司-公司”的“1-模”矩阵,该矩阵表示了公司之间共享董事的情况。此外,在进行网络分析中,假设公司之间的联系是无方向的,即 A 与 B 有联系即认为 B 与 A 有联系。

本文主要采用度数中心度(Cen)和结构洞指数(CI)两种网络指标衡量网络强度和网络位置(Larcker 等,2013;Chen,2015)。度数中心度(Cen)表示网络中与某一节点直接相连的节点数量,衡量了公司在网络中的活跃程度。计算公式为:

$$Cen_i = \sum_j X_{ij} / (g - 1)$$

其中, i 为网络中某个节点, j 为当年除了 i 之外的其他节点; X_{ij} 为一个网络联结,两个公司至少通过一个董事相连则为 1,否则为 0。由于不同年份的网络节点数量不同,为保证可比性,本文用最大可能连接数量($g-1$)来消除规模差异。

结构洞位置的网络成员能够得到丰富的异质性信息,是网络位置很好的衡量指标。借鉴以往

文献(Burt,2009; Chen, 2015),本文首先计算限制度 C_{ij} ,计算公式为:

$$C_{ij} = (p_{ij} + \sum_q p_{iq}p_{jq})^2$$

然后用 1 与限制度 C_{ij} 的差计算结构洞指数:

$$CI_i = 1 - C_{ij}$$

其中, i, j 定义同前, q 表示另一个企业个体(即 $q \neq i, j$), p_{ij} 代表节点 i 与节点 j 的直接关系强度, $\sum_q p_{iq}p_{jq}$ 是从 i 到 j 的所有通过 q 的路径中的非直接关系强度之和,衡量的是 i 与 j 的间接关系强度。 CI_i 越大,代表企业网络结构洞位置越丰富。

为方便实证模型的表述,在下文的模型(1)~(4)中,统一用符号 Net 表示度数中心度(Cen)和结构洞指数(CI)。

2. 解释变量中融资约束的度量

判断董事网络对融资约束影响的方向和力度,关键在于对融资约束的度量。如何精确刻画融资约束的强弱,已有研究做了很多有益的探讨,具体度量方式可分为模型量化、单指标量化、多指标量化三个大类,其中模型量化是运用最广泛、适用性最强的一种方法。Fazzari 等(1988)在模型量化方面做出了开创性研究,提出了“投资-现金流敏感性指标”。其基本思路是:理想条件下企业投资支出与自身财务状况无关,因而可以用回归模型中现金流对投资支出的系数的显著性衡量企业面临的融资约束。

单指标量化法是以 Fazzari 等(1988)首次采用股利支付次数作为融资约束的代理变量为代表,之后也有研究采用公司资产规模、利息保障倍数、信用评级等指标对融资约束进行度量。单指标衡量方法虽然存在计算简便、数据获取较易等优点,但均难以全面反映企业面临的融资约束情况。

多指标量化方法即运用多元回归方程构造融资约束指数,已有文献中常用的指数包括 Kaplan 和 Zingales(1997)提出来的 KZ 指数,Whited 和 Wu(2006)提出的 WW 指数等。多指标量化方法需要准确合理地选择预分组指标进行 Logic 回归,但通常情况下预分组指标来自具有内生性的财务数据,并非直接与融资约束产生关联,所以研究结论可能存在偏误。Hadlock 和 Pierce(2010)根据 Kaplan 和 Zingales(1997)的研究思路,提出了一种更优的融资约束变量——SA 指数,之后在学术界得到了广泛运用。从中国市场的研究来看,鞠晓生等(2013)、卢太平和张东旭(2014)、吴秋生与黄贤环(2017)等的研究都显示,SA 指数得到的融资约束评价结论相对较稳健,用以衡量 A 股上市公司融资约束程度是合理的。

综合考虑上述三种融资约束度量方法,本文的融资约束变量在主体实证检验部分使用投资-现金流敏感性系数的显著性水平,在稳健性检验部分采用 SA 指数。

3. 被解释变量和控制变量

被解释变量投资(Inv)以资本支出度量,并用总资产标准化,计算方法为(经营租赁所支付的现金+购建固定资产、无形资产和其他长期资产所支付的现金-处置固定资产、无形资产和其他长期资产而收回的现金净额)/总资产;现金流($Cflow$)计算方法类似,等于经营性现金流量净额/总资产。控制变量方面,在检测信息效应和治理效应中,本文还引入了管理费用率(AC)衡量公司的代理成本、分析师跟踪数量($Analysts$)衡量信息不对称水平,此外,还控制了行业和年度虚拟变量。本文中使用的变量定义及计算方法如表 1 所示。

表 1 变量定义及计算方法

变量类型	变量名称	符号		计算方法
被解释变量	投资	<i>Inv</i>		以资本支出度量,计算方法为(经营租赁所支付的现金+购建固定资产、无形资产和其他长期资产所支付的现金-处置固定资产、无形资产和其他长期资产而收回的现金净额)/总资产
解释变量*	度数中心度	<i>Net</i>	<i>Cen</i>	方法见前述,通过 PAJEK 软件计算
	结构洞指数		<i>CI</i>	方法见前述,通过 PAJEK 软件计算
	现金流	<i>Cflow</i>		经营性现金流量净额/总资产
控制变量	企业规模	<i>Size</i>		总资产的自然对数
	资本结构	<i>Lev</i>		总负债/总资产
	托宾 Q 值	<i>Tobin</i>		衡量投资机会,计算方法为(非流通股总数×每股净资产+流通股总数×年收盘价+负债总额)/总资产
	现金存量	<i>Cash</i>		现金及现金等价物期末余额/总资产
	股权集中度	<i>FsHR</i>		第一大股东持股比例
	企业性质	<i>Soe</i>		包括 <i>Soe1</i> 和 <i>Soe2</i> ,对于 <i>Soe1</i> ,如果最终控制人为国有则取 1,否则为 0;对于 <i>Soe2</i> ,如果最终控制人为民营则取 1,否则为 0
	公司年龄	<i>FmAge</i>		公司成立的时间年限
	代理成本	<i>AC</i>		管理费用/营业收入
	分析师跟踪	<i>Analysts</i>		计算方法为 $\ln(\text{年度分析师跟踪数量} + 1)$
	行业	<i>Ind</i>		行业分类使用证监会 2001 年《上市公司行业分类指引》,制造业由于涵盖较广,故取 2 位代码,其他行业取 1 位代码
	年度	<i>Year</i>		样本区间为 1999—2016 年,共设 17 个年度虚拟变量

注:解释变量中的度数中心度(*Cen*)和结构洞指数(*CI*)都属于董事网络指标(*Net*),为方便表述,在下一部分的模型(1)~(4)中,这两个变量统一用*Net*表示。

(三)实证模型设计

1. 基本模型

为了检验基本假设 H0,即网络关系是否能够降低企业的投资-现金流敏感度,本文借鉴以往研究(Custódio 和 Milligan, 2014; 姜付秀等, 2016; 张功富、师玉平, 2017),构建实证模型(1)。其中,被解释变量 $Inv_{i,t}$ 为公司 i 在第 t 期的投资;解释变量中,*Net* 为董事网络指标,具体包括度数中心度(*Cen*)和结构洞指数(*CI*)。如果假设 H0 成立,网络指标与现金流的交叉项 β_{11} 应显著为负,其含义是董事网络使得企业投资对内部现金流的依赖程度降低,并且 β_{11} 越小,作用效果越明显。

为了减少内生性的影响,本文借鉴 Custódio 和 Milligan(2014)、姜付秀等(2016)的方法,将除董事网络指标(*Net*)以外的解释变量滞后一期,此外,公司层面采取 Cluster 处理以避免聚集效应的影响。

$$Inv_{i,t} = \beta_1 + \beta_{11}Net_{i,t} \cdot Cflow_{i,t-1} + \beta_{12}Net_{i,t} + \beta_{13}Cflow_{i,t-1} + \alpha_1Control_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \tag{1}$$

2. 治理效应检验

为了检验假设 H1, 参照陈运森(2012)和陆贤伟等(2013)的方法, 以管理费用率(AC)衡量公司的代理成本, 并引入现金流、代理成本以及董事网络位置 3 个变量间交互项, 同时控制三者两两之间的交互项, 其他控制变量同模型(1)。在不引入 AC 的情况下, $Net_{i,t} \times Cflow_{i,t-1}$ 的估计系数 β_{21} 包含了董事网络的治理效应和信息效应; 而引入 AC 并控制两两交叉项之后, $Net_{i,t} \times AC_{i,t} \times Cflow_{i,t-1}$ 的估计系数 β_{22} 则仅仅表示治理效应。如果假设 H1 成立, 则三者交互项 β_{22} 应显著为负。

$$Inv_{i,t} = \beta_2 + \beta_{21}Net_{i,t} \times Cflow_{i,t-1} + \beta_{22}Net_{i,t} \times AC_{i,t} \times Cflow_{i,t-1} + \beta_{23}Net_{i,t} + \beta_{24}Cflow_{i,t-1} + \beta_{25}AC_{i,t} + \beta_{26}AC_{i,t} \times Cflow_{i,t-1} + \beta_{27}Net_{i,t} \times AC_{i,t} + \alpha_2Control_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

3. 信息效应检验

为了检验假设 H2, 本文参考 Chen(2015)和姜付秀等(2016), 取分析师跟踪数量(Analysts)作为信息不对称情景的划分依据。已有研究表明, 分析师跟踪数量与企业信息不对称程度显著负相关(Hong 等, 2000)。一方面, 分析师是专业的证券分析人员, 需要跟踪企业动态、搜集行业信息, 并在研究报告的撰写中将知识加工成便于理解的形式; 另一方面, 分析师可以通过实地调研、走访, 发掘公司私有信息, 从而更准确地对企业的经营状况和未来业绩做出判断。因此, 分析师跟踪数量代表了这些信息发掘和解读活动的强度, 可以用来衡量企业的信息不透明程度。

具体而言, 本文先对年度分析师跟踪数量做对数处理, 并引入分析师跟踪数量、现金以及董事网络位置 3 个变量间交互项, 以及三者两两之间的交互项, 对模型设定的解释同(2)。如果假设 H2 成立, 则三者交互项 β_{32} 应显著为负。

$$Inv_{i,t} = \beta_3 + \beta_{31}Net_{i,t} \times Cflow_{i,t-1} + \beta_{32}Net_{i,t} \times Analysts_{i,t} \times Cflow_{i,t-1} + \beta_{33}Net_{i,t} + \beta_{34}Cflow_{i,t-1} + \beta_{35}Analysts_{i,t} + \beta_{36}Analysts_{i,t} \times Cflow_{i,t-1} + \beta_{37}Net_{i,t} \times Analysts_{i,t} + \alpha_3Control_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

此外, 本文还区分了信息不对称程度低与信息不对称程度高两组样本, 通过对比分析董事网络能否在信息不对称的条件下更有效地缓解企业的投资-现金流敏感性, 以此检验信息效应的存在。在划分方法上, 以年度分析师跟踪人数的中位数为分界点, 若某公司分析师跟踪人数位于中位数之上, 则将其划分为信息不透明度程度低组 ($Analystsnum = 0$), 否则划分为信息不透明度程度高组 ($Analystsnum = 1$), 然后分别进行回归。

$$\begin{cases} Inv_{i,t} = \beta_4 + \beta_{41}Net_{i,t} \times Cflow_{i,t-1} + \beta_{42}Net_{i,t} + \beta_{43}Cflow_{i,t-1} + \alpha_4Control_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}, & \text{if } Analystsnum = 0 \\ Inv_{i,t} = \beta_5 + \beta_{51}Net_{i,t} \times Cflow_{i,t-1} + \beta_{52}Net_{i,t} + \beta_{53}Cflow_{i,t-1} + \alpha_5Control_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}, & \text{if } Analystsnum = 1 \end{cases} \quad (4)$$

五、实证结果

(一) 描述性统计

表 2 报告了主要变量的描述性统计结果。从表 2 可知, 度数中心度(Cen)均值为 0.0017(中位数为 0.0015), 结构洞指数(CI)的均值为 0.4140(中位数为 0.5000), 最大值与最小值相差 0.8680, 说明相比于度数中心度, 不同公司的结构洞丰富程度差异较大。投资水平(Inv)的均值为

0.0663 (中位数为 0.0438), 现金流 (*Cflow*) 的均值为 0.0559 (中位数为 0.0528), *AC* 的均值为 0.0933 (中位数为 0.07630), 占营业收入比重不容小觑。

表 2 主要变量描述性统计结果

变量	<i>N</i>	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
<i>Inv</i>	15696	0.0663	0.0726	-0.0251	0.0438	0.3760
<i>Cen</i>	15696	0.0017	0.0014	0	0.0015	0.0062
<i>CI</i>	15696	0.4140	0.3210	0	0.5000	0.8680
<i>Cflow</i>	15696	0.0559	0.0878	-0.226	0.0528	0.3320
<i>Size</i>	15696	21.7200	1.1090	19.6500	21.5800	25.0100
<i>Lev</i>	15696	0.4460	0.1930	0.0549	0.4510	0.8480
<i>Cash</i>	15696	0.1740	0.1210	0.0121	0.1430	0.5980
<i>Tobin</i>	15696	1.8760	1.0390	0.9370	1.5240	6.7630
<i>FsHR</i>	15696	38.2800	15.8800	9.8900	36.3000	75.0000
<i>AC</i>	15696	0.0933	0.0735	0.0079	0.07630	0.4620
<i>Analysts</i>	14752	5.9560	8.3310	0	2	65

(二) 董事网络特征描述

从董事网络总体结构的演化来看,我国上市公司董事网络逐渐呈现由简单到复杂、由稀疏到密集的特征。本文选取了 2001 年、2009 年、2016 年这三个年份展示董事网络的结构特征,分别如图 1、图 2、图 3 所示。可以发现,在 2001 年整体董事网络还处于一个非常稀疏的状态,大部分企业并没有建立董事网络联系,而是处于孤立分布的状态,少数建立了董事网络联系的企业,构成的若干个连通网络的规模近乎相当,子网中涵盖企业的数目也普遍低于 20 个。但观察 2009 年董事网络图谱可以发现,大量企业进入了网络中最大的一个子网,处于孤立状态的节点大大减少,这表明董事网络的联通度大大提高。继续观察 2016 年的董事网络图谱,除了最大的连通子网以外,仅有 16 个节点数在 2 到 4 之间的连通子网,而最大连通子网的规模进一步扩大,董事网络的结构也进一步复杂化。

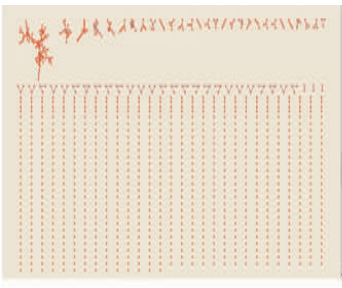


图 1 2001 年我国上市公司董事网络图谱

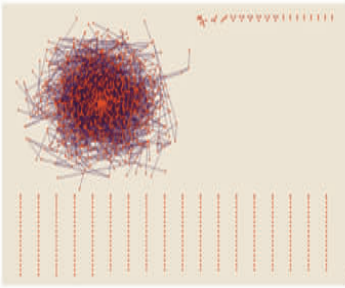


图 2 2009 年我国上市公司董事网络图谱

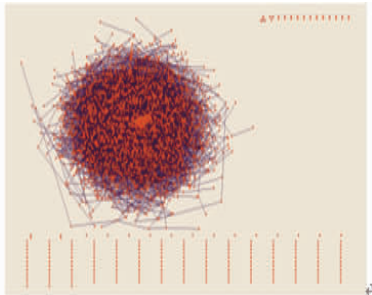


图 3 2016 年我国上市公司董事网络图谱

利用社会网络分析软件 PAJEK 进行成分分析可以发现,董事网络中的子群可以形象地展示董事网络的特征和演变。在成分分析中,每个子群中任意两个节点都存在通路,这些通路可以通过直接连接或间接连接构成,但是子群中的节点与子群外的节点无关联,这样每个子群代表了其自身独立的网络结构(刘冰,2015)。在样本观察期间,董事网络存在的最大节点数从 1999 年的 30 家(2.8%)增长到 2016 年的 2902 家(92.5%),最大连通子网中的节点所占比例(即最大连通子网中的节点数与当年上市公司数的比值)有了显著增加。其中,2001—2003 年是董事网络连接增长最快的时间段,年均复合增速达 292%,原因可能与证监会于 2001 年 8 月发布的《关于在上市公司建立独立董事制度的指导意见》有关,该意见要求 2003 年 6 月 30 日之前,上市公司董事会成员中应当至少包括 1/3 独立董事。自此,独立董事在多家上市公司任职的情况开始广泛出现。此后,该比例增速逐年下降,2006 年甚至出现了负增长,较 2005 年减少了 1.4%,形成了区间内的极小值(70.7%)。2007 年开始,该比例又开始逐步上升,到 2010 年,董事网络存在的最大节点数突破整体网络的 80%,之后董事网络连接的增长率渐趋稳定,年均复合增长率约 1.97%。这说明,董事网络的规模在经历了前期的快速增长后,目前增长速度已基本稳定,绝大部分的上市公司通过有意或无意地连接加入董事网络之中。

(三)基本模型结果分析

首先对董事网络影响融资约束的基本模型进行检验。表 3 报告了模型(1)的估计结果。Hausman 检验结果表明应采用固定效应模型。为了消除遗漏变量带来的内生性,在基本模型的基础上进一步控制了相关公司治理变量,具体指标包括:独立董事比例(*Independ*);两职合一虚拟变量(*Duality*),若董事长和总经理为同一人则为 1,否则为 0;管理层持股虚拟变量(*Msh*),若管理层持股则取 1,否则取 0。具体回归结果如表 3 所示,其中第二列和第三列是基本回归结果,第四列和第五列是进一步考虑治理特征后的回归结果,第二、第四列使用的是度数中心度指标(*Cen*),第三、第五列使用的是结构洞指数指标(*CI*)。

表 3 基本模型实证结果

变量符号	基本回归		控制治理变量后回归		基本回归		加入治理特征后回归	
	<i>Inv</i>	<i>Inv</i>	<i>Inv</i>	<i>Inv</i>	<i>Inv</i>	<i>Inv</i>	<i>Inv</i>	<i>Inv</i>
<i>Cen</i>	0.924 (1.54)		0.938 (1.56)		2.170 ** (2.53)		2.240 *** (2.60)	
<i>Cen</i> × <i>Cflow</i>	-7.482 * (-1.67)		-7.562 * (-1.69)		-18.907 *** (-2.74)		-19.040 *** (-2.75)	
<i>Cen</i> × <i>AC</i> × <i>Cflow</i>					-138.983 ** (-1.98)		-138.564 ** (-1.96)	
<i>Cen</i> × <i>AC</i>					16.983 ** (2.33)		17.534 ** (2.39)	
<i>CI</i>		0.005 * (1.83)		0.005 * (1.84)		0.009 ** (2.15)		0.010 ** (2.25)
<i>CI</i> × <i>Cflow</i>		-0.062 *** (-2.65)		-0.062 *** (-2.65)		-0.112 *** (-3.12)		-0.113 *** (-3.15)
<i>CI</i> × <i>AC</i> × <i>Cflow</i>						-0.599 ** (-1.98)		-0.605 ** (-2.00)

续表 3

变量符号	基本回归		控制治理变量后回归		基本回归		加入治理特征后回归	
	<i>Inv</i>	<i>Inv</i>	<i>Inv</i>	<i>Inv</i>	<i>Inv</i>	<i>Inv</i>	<i>Inv</i>	<i>Inv</i>
$CI \times AC$						0.046 (1.48)		0.050 (1.60)
$Cflow$	0.063 *** (5.41)	0.076 *** (5.69)	0.063 *** (5.45)	0.076 *** (5.71)	0.084 *** (4.60)	0.097 *** (4.75)	0.084 *** (4.62)	0.097 *** (4.77)
AC					0.033 ** (2.00)	0.041 *** (2.60)	0.032 * (1.93)	0.040 ** (2.50)
$AC \times Cflow$					0.243 * (1.84)	0.255 * (1.89)	0.238 * (1.79)	0.252 * (1.88)
Cons	0.403 *** (8.90)	0.400 *** (8.88)	0.399 *** (8.60)	0.396 *** (8.58)	0.384 *** (7.61)	0.389 *** (7.76)	0.370 *** (7.29)	0.375 *** (7.44)
N	15696	15696	15696	15696	15694	15694	15694	15694
Adj. R^2	0.109	0.109	0.109	0.110	0.106	0.106	0.106	0.106

注：(1)表中数据为各自变量的回归系数，括号内的数值为t值；(2)***、**和*分别表示在1%、5%和10%统计意义上显著。下同。限于篇幅，这里略去了治理变量的回归系数，表4同。

从表3第二、第三列可看出，无论是采用度数中心度还是采用结构洞指数，交互项均显著为负，前者回归系数为-7.482，在10%的水平上显著，后者回归系数为-0.062，在1%的水平上显著，显著性远远高于前者。当进一步控制公司治理特征（独立董事占比、两职合一、管理层持股）后，度数中心度交互项t值由-1.67变动到-1.69，显著性略有增加，结论保持不变。以上的回归结果说明，从总体效果来看，董事网络能显著地缓解企业的融资约束，基本假设H0获支持；并且结构洞位置的作用远远大于度数中心度，原因可能是度数中心度只反映了企业在网络中活跃与否，而结构洞则代表了该企业在网络中所处位置是否关键，这一点与Granovetter(2005)、Burt(2009)等的发现是一致的。对此，Granovetter(2005)的解释是，很多情况下某一类型的网络关系“质量”不是最重要的，更关键的是占据不同网络中的“桥”的位置。

(四)治理效应结果分析

为了检验董事网络是否能够通过治理效应缓解融资约束，本文按照模型(2)进行了回归。Hausman检验显示采用固定效应更为合理，为了便于理解董事网络对投资-现金流敏感度的缓解作用，本文对管理费用率(AC)乘以(-1)，这样AC越大，治理效率越高。为获得稳健的结论，同样分别进行基本回归和加入治理特征回归。具体结果如表3第六列至第九列所示。

可以看出， $Cen \times AC \times Cflow$ 和 $CI \times AC \times Cflow$ 的系数显著为负，说明董事网络通过治理效应缓解了企业的融资约束，假设H1获得支持。在分离出治理效应之后， $Cen \times Cflow$ 和 $CI \times Cflow$ 的系数仍然在1%的水平下负显著，说明董事网络缓解企业融资约束不止治理效应一条途径。因此，有必要进一步对信息效应加以研究。以上结果在增加了企业治理特征控制变量后仍然成立。

(五)信息效应结果分析

为检验董事网络能否通过信息效应缓解融资约束，本文按照模型(3)进行了回归，具体结果如表4第二、第三列所示。在基本回归中，交叉项 $Cen \times Analysts \times Cflow$ 在10%的水平下显著， $CI \times$

$Analysts \times Cflow$ 在 5% 的水平上显著,进一步控制董事会治理特征后, $Cen \times Analysts \times Cflow$ 未能通过显著性检验, $CI \times Analysts \times Cflow$ 仍在 5% 的水平上显著,该结果说明治理效应在一定程度上存在,支持假设 H2,并且结构洞指数的作用效果强于度数中心度。

表 4
 信息效应回归结果

变量符号	基本回归		加入治理特征后回归		信息透明度低组		信息透明度高组	
	<i>Inv</i>	<i>Inv</i>	<i>Inv</i>	<i>Inv</i>	<i>Inv</i>	<i>Inv</i>	<i>Inv</i>	<i>Inv</i>
<i>Cen</i>	0.010 (0.77)		0.009 (0.64)		0.527 (0.57)		0.963 (1.09)	
<i>Cen</i> × <i>Cflow</i>	-0.022 ** (-1.99)		-0.020 * (-1.76)		-12.157 * (-1.87)		-0.011 (-0.00)	
<i>Cen</i> × <i>Analysts</i> × <i>Cflow</i>	-0.922 * (-1.67)		-0.812 (-1.47)					
<i>Cen</i> × <i>Analysts</i>	0.029 (0.96)		0.029 (0.95)					
<i>CI</i>		0.005 (1.20)		0.004 (1.15)		0.003 (0.71)		0.007 (1.49)
<i>CI</i> × <i>Cflow</i>		-0.079 ** (-2.44)		-0.079 ** (-2.44)		-0.071 ** (-2.20)		-0.031 (-1.00)
<i>CI</i> × <i>Analysts</i> × <i>Cflow</i>		-0.245 ** (-2.22)		-0.242 ** (-2.19)				
<i>CI</i> × <i>Analysts</i>		0.022 (1.39)		0.022 (1.36)				
<i>Cflow</i>	0.054 *** (3.42)	0.073 *** (4.32)	0.054 *** (3.44)	0.074 *** (4.34)	0.036 ** (2.31)	0.047 ** (2.57)	0.050 *** (3.25)	0.065 *** (3.65)
<i>Analysts</i>	0.008 *** (5.72)	0.008 *** (5.27)	0.008 *** (5.71)	0.008 *** (5.24)				
<i>Analysts</i> × <i>Cflow</i>	-0.001 (-0.09)	-0.003 (-0.24)	-0.001 (-0.06)	-0.003 (-0.23)				
Cons	0.542 *** (11.24)	0.540 *** (11.18)	0.538 *** (10.86)	0.536 *** (10.81)	0.343 *** (4.66)	0.341 *** (4.64)	0.661 *** (8.52)	0.660 *** (8.50)
Dif(P-Value)					0.000 ***		0.021 **	
<i>N</i>	14752	14752	14752	14752	5322	5322	7842	7842
Adj. R ²	0.117	0.118	0.117	0.118	0.089	0.090	0.118	0.118

此外,本文还根据样本公司信息透明度的高低将样本划分为两组分别进行回归(见模型4)。简单比较不同组间交叉项 $Net \times Cflow$ 的估计系数和显著性水平难以从统计上识别组间差异是否显著,因此这里采用 Bootstrap 抽样 1000 次的方法构造实证 P 值。从表 4 的结果可以发现,在信息透明度低组, $Cen \times Cflow$ 和 $CI \times Cflow$ 的回归系数均显著为负,分别为 -12.157 和 -0.071,且分别

在 10% 和 5% 的水平下显著;而在信息透明度高组,交互项的系数在统计上均不显著。此外,两组之间存在显著的组间差异($Cen \times Cflow$ 和 $CI \times Cflow$ 的实证 P 值分别为 0.000 和 0.021)。这表明,对于信息透明度低的企业,董事网络能有效地降低投资 - 现金流敏感性,进而缓解企业的融资约束,而这一效应对信息透明度高的企业发挥的作用并不明显(交互项回归系数为负但不显著),这之间的对比也支持了本文的假设 H2:信息效应是董事网络影响融资约束的作用渠道。

六、稳健性检验

(一)模型和变量的调整

在第四部分模型设定时,本文借鉴了 Fazzari 等(1988)通过投资 - 现金流敏感性来度量企业的融资约束,但也有研究认为现金流敏感性并不一定来源于融资约束,企业现金流本身也包含了一定的投资机会等信息(王竹泉等,2015)。因此,本文再借鉴 Hadlock 和 Pierce(2010)提出的 SA 指数度量融资约束。SA 指数的具体计算公式如下所示:

$$SA = -0.737Size + 0.043Size^2 - 0.040FmAge$$

其中,Size 为企业规模的自然对数;FmAge 为企业成立时间长短,所用到的公司治理信息数据、公司财务数据综合来自 CSMAR、CCER 数据库。以上方法计算出来的 SA 指数为负,因此这里对 SA 指数取绝对值,SA 指数的绝对值越大,表示融资约束程度越低。

控制变量方面,对于公司投资机会的衡量指标,稳健性检验中采用主营业务收入增长率($Sale_gr$);对于公司股权制衡度,采用了前五大股东持股比例(CR_5);对于公司年龄,采用了公司 IPO 以来的时间长度(Age)。

实证结果对比投资 - 现金流敏感性方法所得结论并无明显变化,说明本文结论较为稳健,并不受度量指标影响。

(二)内生性检验

融资约束与董事网络之间可能存在“因果相关”问题。融资约束程度较高的企业可能会有更强的动机嵌入董事网络、获取网络资源,从而导致估计有偏。因此,本文借鉴于蔚等(2012)构造分组平均值作为工具变量(IV)的思路,具体方法为:把董事网络指标分为两个部分 $Net = Net_avg + Net_spec$,其中 Net_avg 表示两个董事网络指标(Cen 和 CI)的年度 - 行业均值, Net_spec 表示本企业董事网络指标与董事网络年度 - 行业均值的差(这样所有非观察因素只与 Net_spec 相关)。而单个公司董事会的人数、独立董事比例的变化范围是非常狭窄的,董事网络指标年度 - 行业均值 Net_avg 的变化,不大可能源于上市公司本身改变董事会结构造成的内生选择,能够满足工具变量选择的外生性要求。因此 Net_avg 与 Net 相关,与非观察因素不相关,可以作为董事背景的工具变量。实证显示,以上对董事网络度量指标的内生性处理结果与基本模型的结果相比基本稳健。

此外,本文还进一步使用 DWH 统计量检验网络指标的内生性,网络指标是否外生决定了工具变量估计结果与原估计结果是否一致,是否存在系统性差异,DWH 统计量显著则说明估计结果内生性问题较为严重。检验结果表明,DWH 统计量在 10% 的水平下不显著。根据上述讨论,本文实证结果不存在很强的内生性问题。

(三)其他证据

如果网络位置对企业融资约束有缓解作用,那么一个合理的拓展便是按网络指标分组后,弱

网络位置组与强网络位置组的投资 - 现金流敏感性有显著差异。因此,我们以年度 - 行业网络指标中位数为分界点,在这之上定义为强网络位置组,反之为弱网络位置组,通过 Bootstrap 方法,检验不同组别之间是否有显著差异。结果显示,无论是通过度数中心度分组还是通过结构洞指数分组,弱网络位置组的交叉项 ($Net \cdot Cflow$) 估计系数的绝对值均显著小于强网络位置组 (度数中心度分组的经验 P 值为 0.00,结构洞指数分组的经验 P 值为 0.09)。因此,有理由认为,更强的董事网络关联、更好的董事网络位置有助于缓解企业的融资约束。

七、结论与启示

本文基于 1999—2016 年 A 股上市公司数据,采用社会网络方法中的中心度和结构洞指标分别度量了上市公司在连锁董事网络中的关系强度和所处位置,并检验了这两个特征对融资约束的影响。研究表明,董事网络确实能缓解企业融资约束,公司网络中心度越高、结构洞位置越丰富,对投资 - 现金流敏感性的缓解作用越强,并且结构洞位置的作用强于网络中心度;研究还发现,董事网络缓解企业融资约束的途径在于治理效应与信息效应,前者提高了公司治理效果,后者减少了内外部信息不对称,进而缓解了企业的融资约束。

建立在社会信任基础上的董事网络作为一种可以同时满足企业资源和信息双重需求的有效制度安排,能够拓展董事网络关系,提高公司治理效果,减少公司内外部信息不对称,缓解企业融资约束。基于上述结论,本文从以下两个方面提出了对策建议。(1)在完善公司治理机制方面,本文的研究更多地支持了董事网络对董事会治理的积极作用,董事网络的负面效应表现不明显,证明了董事网络治理效应的存在,并且董事网络位置的作用强于董事网络连接强度,这可能是因为结构洞位置代表了异质性信息,结构洞位置更多的公司能获得非同质的信息,选择多样化的合作,信息优势和控制优势更明显。因此,企业有必要加强董事关系网络投资,与处于董事网络中心位置和较多结构洞位置的企业建立连锁关系,在新聘董事上更多地考虑董事的兼职情况与人脉关系,借助那些拥有丰富专业技能、工作背景和项目经验的董事为企业未来发展储备更多异质资源,提高董事会的治理能力。同时,企业应考虑构建董事关系网络可能投入的成本,优先挖掘能产生更高收益的结构洞位置,如鼓励和支持现任董事的对外兼职,尤其是在能与本企业产生协同效应的企业兼职,因为这有助于帮助企业获取更多异质性的资源和信息,促进个人社会资本更有效的向企业社会资本转化。(2)在规范金融市场环境方面,尽管董事网络的信息效应可以缓解企业的融资约束问题,但依靠董事网络只是当前金融市场不发达情况下的一种辅助手段,最根本的解决办法还是要消除委托代理问题和信息不对称。因此,要从根本上帮助企业走出融资困境,还需要监管部门进一步严格上市公司信息披露要求,鼓励企业主动披露相关经营事项并保证信息披露的完整性、真实性、充分性,在董事网络等非正式制度发挥作用的同时为企业正式制度的保障。

参考文献:

1. 陈运森:《独立董事的网络特征与公司代理成本》,《经济管理》2012 年第 10 期。
2. 陈运森:《社会网络与企业效率:基于结构洞位置的证据》,《会计研究》2015 年第 1 期。
3. 邓建平、曾勇:《金融关联能否缓解民营企业的融资约束》,《金融研究》2011 年第 8 期。
4. 邓可斌、曾海舰:《中国企业的融资约束:特征现象与成因检验》,《经济研究》2014 年第 2 期。
5. 姜付秀、石贝贝、马云飙:《信息发布者的财务经历与企业融资约束》,《经济研究》2016 年第 6 期。
6. 鞠晓生、卢荻、虞义华:《融资约束、营运资本管理与企业创新可持续性》,《经济研究》2013 年第 4 期。

7. 刘冰:《社会网络角下中国企业网络研究》,中山大学出版社 2015 年版。
8. 卢昌崇、陈仕华:《断裂联结重构:连锁董事及其组织功能》,《管理世界》2009 年第 5 期。
9. 卢太平、张东旭:《融资需求、融资约束与盈余管理》,《会计研究》2014 年第 1 期。
10. 陆贤伟、王建琼、董大勇:《董事网络、信息传递与债务融资成本》,《管理科学》2013 年第 3 期。
11. 马国臣、李鑫、孙静:《中国制造业上市公司投资——现金流高敏感性实证研究》,《中国工业经济》2008 年第 10 期。
12. 任兵、区玉辉、彭维刚:《连锁董事与公司绩效:针对中国的研究》,《南开管理评论》2007 年第 1 期。
13. 盛丹、王永进:《“企业间关系”是否会缓解企业的融资约束》,《世界经济》2014 年第 10 期。
14. 吴秋生、黄贤环:《财务公司的职能配置与集团成员上市公司融资约束缓解》,《中国工业经济》2017 年第 9 期。
15. 许浩然、荆新:《社会关系网络与公司债务违约——基于中国 A 股上市公司的经验证据》,《财贸经济》2016 年第 9 期。
16. 于蔚、汪淼军、金祥荣:《政治关联和融资约束:信息效应与资源效应》,《经济研究》2012 年第 9 期。
17. 王营、曹廷求:《董事网络增进企业债务融资的作用机理研究》,《金融研究》2014 年第 7 期。
18. 王竹泉、赵璨、王贞洁:《国内外融资约束研究综述与展望》,《财务研究》2015 年第 3 期。
19. 吴秋生、黄贤环:《财务公司的职能配置与集团成员上市公司融资约束缓解》,《中国工业经济》2017 年第 9 期。
20. 张功富、师玉平:《会计稳健性、高管社会网络与企业创新——来自中国上市公司的经验证据》,《财经理论与实践》2017 年第 3 期。
21. 郑方:《治理与战略的双重嵌入性——基于连锁董事网络的研究》,《中国工业经济》2011 年第 9 期。
22. 周建国:《关系强度、关系信任还是关系认同——关于中国人人际交往的一种解释》,《社会科学研究》2010 年第 1 期。
23. Allen, F., Qian, J., & Qian, M., Law, Finance, and Economic Growth in China. *Journal of Financial Economics*, Vol. 77, No. 1, 2005, pp. 57 – 116.
24. Bernanke, B., Gertler, M., Agency Costs, Net Worth, and Business Fluctuations. *American Economic Review*, Vol. 79, No. 1, 1989, pp. 14 – 31.
25. Bizjak, J., Lemmon, M., & Whitby, R., Option Backdating and Board Interlocks. *Review of Financial Studies*, Vol. 22, No. 11, 2009, pp. 4821 – 4847.
26. Burt, R. S., Cooptive Corporate Actor Networks: A Reconsideration of Interlocking Directorates Involving American Manufacturing. *Administrative Science Quarterly*, Vol. 25, No. 4, 1980, pp. 557 – 582.
27. Burt, R. S., *Structural Holes: The Social Structure of Competition*. Harvard University Press, 2009.
28. Chen, Y., Social Network and Trade Credit: Evidence Based on Structural Holes. *China Accounting and Finance Review*, Vol. 17, No. 1, 2015, pp. 105 – 141.
29. Claessens, S., Tzioumis, K., Measuring Firms' Access to Finance. World Bank Report, May 25, 2006.
30. Custódio, C., Milligan, D., Financial Expert CEOs: CEO's Work Experience and Firm's Financial Policies. *Journal of Financial Economics*, Vol. 114, No. 1, 2014, pp. 125 – 154.
31. Fazzari, S. M., Hubbard, R. G., & Petersen, B. C., Finance Constraints and Corporate Investment. *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 37, No. 1, 1988, pp. 141 – 195.
32. Granovetter, M., The Impact of Social Structure on Economic Outcomes. *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 19, No. 1, 2005, pp. 33 – 50.
33. Hadlock, C. J., & Pierce, J. R., New Evidence on Measuring Financial Constraints: Moving Beyond the KZ Index. *The Review of Financial Studies*, Vol. 23, No. 5, 2010, pp. 1909 – 1940.
34. Haunschild, P. R., Interorganizational Imitation: The Impact of Interlocks on Corporate Acquisition Activity. *Administrative Science Quarterly*, Vol. 38, No. 4, 1993, pp. 564 – 592.
35. Hong, H., Lim, T., & Stein, J. C., Bad News Travels Slowly: Size, Analyst Coverage and the Profitability of Momentum Strategies. *The Journal of Finance*, Vol. 55, No. 1, 2000, pp. 265 – 295.
36. Kaplan, S. N., & Zingales, L., Do Investment-Cash Flow Sensitivities Provide Useful Measures of Financing Constraints?. *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 112, No. 1, 1997, pp. 169 – 215.
37. Kroszner, R. S., & Strahan, P. E., Bankers on Boards: Monitoring, Conflicts of Interest, and Lender Liability. *Journal of Financial Economics*, Vol. 62, No. 3, 2001, pp. 415 – 452.
38. Larcker, D. F., So, E. C., & Wang, C. C. Y., Boardroom Centrality and Firm Performance. *Journal of Accounting & Economics*,

Vol. 55, No. 2, 2013, pp. 225 – 250.

39. Myers, S. C. , & Majluf, N. S. , Corporate Financing and Investment Decisions When Firms Have Information That Investors Do Not Have. *Journal of Financial Economics*, Vol. 13, No. 2, 1984, pp. 187 – 221.
40. Podolny, J. M. , Networks as Pipes and Prisms of the Market. *American Journal of Sociology*, Vol. 10, No. 1, 2001, pp. 33 – 60.
41. Poncet, S. , Steingress, W. , & Vandenbussche, H. , Financial Constraints in China: Firm-level Evidence. *China Economic Review*, Vol. 21, No. 3, 2010, pp. 411 – 422.
42. Scott, J. Networks of Corporate Power: A Comparative Assessment, *Annual Review of Sociology*, Vol. 17, No. 17, 1991, pp. 181 – 203.
43. Whited, T. M. , & Wu, G. , Financial Constraints Risk. *Review of Financial Studies*, Vol. 19, No. 2, 2006, pp. 531 – 559.

Board Networks and Financing Constraints: Governance Effect and Information Effect

YIN Zhujia (Changsha University of Science & Technology, 410114)

ZENG Hao (Hunan University, 410079)

MAO Chenxu (Zhengzhou University, 450001)

Abstract: This paper discusses the impacts of board networks on constraints of corporate financing, adopting the method of social network research. Empirical data shows the board networks can indeed alleviate corporate financing constraints. The higher the network centrality is and the richer the network is in structural holes, the more powerful influences the board networks have on lowering investment-cash flow sensitivity. Interestingly, structural holes have more effects than network centrality do. In terms of the mechanism, the board networks alleviate constraints of corporate financing through governance effect and information effect. Governance effect improves the effectiveness of corporate governance and information effect reduces the information asymmetry between inside and outside the company. After measuring constraints of corporate financing by SA index and controlling the endogenous problems, the conclusions remain robust.

Keywords: Board Networks, Corporate Financing Constraints, Governance Effect, Information Effect

JEL: G30, G32, G34

责任编辑: 汀 兰