

# 治理环境、网络位置与盈余管理

## ——社会网络治理效应的经验证据

孟岩<sup>1,2</sup> 周航<sup>2</sup>

(1.东北石油大学 经济管理学院,黑龙江 大庆 163318;2.哈尔滨商业大学 会计学院,黑龙江 哈尔滨 150028)

**摘要:**本文基于社会网络理论,以2014~2016年我国A股主板上市公司为研究样本,实证研究了企业在连锁董事网络中的嵌入位置对盈余管理的影响。研究发现,企业网络位置越趋于中心或者拥有的结构洞越丰富,信息和资源优势越明显,盈余管理行为越容易得到有效抑制。进一步研究发现,公司所在地区的法制化水平或公司内部治理水平越高,网络位置对盈余管理的负向影响越显著,表明连锁董事网络作为一种非正式制度,与正式制度之间是一种补充和强化的关系。因此,对上市公司盈余管理行为的治理,应同时完善和优化治理环境和社会网络,以发挥正式制度与非正式制度的综合治理优势。

**关键词:**社会网络;网络位置;盈余管理;公司治理;连锁董事

**中图分类号:**F234.4 **文献标识码:**A **文章编号:**1003-5230(2018)04-0023-10

DOI:10.19639/j.cnki.issn1003-5230.2018.0046

### 一、引言

会计盈余信息能够综合反映企业的经营成果和管理者绩效,因而备受利益相关者的关注。然而,管理层作为盈余信息的披露者,在机会主义动机的驱动下,有可能通过会计政策选择和估计变更的方式对会计盈余进行调整,或者通过安排真实交易的方式来改变盈余报告<sup>[1]</sup>。这些盈余管理行为,必然降低公司的会计信息质量,损害内外部相关者的利益,并进一步加剧代理冲突。国内外学者多从公司治理的角度探讨正式制度因素对盈余管理行为的影响和制约机制,旨在通过完善的制度设计来缓解代理冲突,抑制盈余管理行为。但是,这类研究因立足于不同的制度环境而可能产生不同甚至相悖的研究结论<sup>[2]</sup>,更重要的是其存在“社会化不足”的缺陷。Granovetter的社会镶嵌理论认为,经济行为嵌入社会关系中,任何一个企业或个人总是在其所处的社会网络中开展各项经济活动,其行为会受到

收稿日期:2018-01-20

基金项目:黑龙江省哲学社会科学项目“黑龙江省能源企业公司治理、社会责任共治下的企业价值研究”(17GLE288);东北石油大学文科基地开放基金“供给侧改革背景下石化产业价值生态系统构建及运行机制研究”(WKJD201708)

作者简介:孟岩(1977—),女,黑龙江齐齐哈尔人,东北石油大学经济管理学院副教授,哈尔滨商业大学会计学院博士生;

周航(1952—),女,黑龙江哈尔滨人,哈尔滨商业大学会计学院教授,博士生导师。

社会网络中形成的关系、信任和合作等非正式制度潜移默化的影响<sup>[3]</sup>。因此,对任何经济行为的分析都应纳入社会网络的分析框架之中。那么,在我国具有“关系本位”特征的文化背景下,社会网络等非正式制度对企业盈余管理究竟会带来何种影响?这种影响是否与网络位置相关?公司内外部治理环境是否对两者关系产生影响?

基于这些问题,本文以2014~2016年我国沪深A股主板上市公司为研究样本,利用社会网络分析法描述和测量了公司在连锁董事网络中的位置特征,实证研究了在我国现行制度和文化背景下,网络位置与盈余管理的关系,以及内外部治理环境对两者关系的影响。本文研究的贡献在于:第一,多数研究只探讨了正式制度因素对盈余管理的影响效应和制约机制,而本文则从社会网络这一非正式制度角度,研究了“关系”属性影响盈余管理行为的作用机制和效果,这在一定程度上丰富和深化了盈余管理和公司治理的研究内容。第二,针对社会网络研究中可能存在的“过度社会化”问题,本文在网络位置与盈余管理的关系模型中引入治理环境因素,考察正式制度影响下网络位置对盈余管理的影响效应,旨在揭示正式制度与非正式制度对盈余管理治理的互补关系,并为非正式制度治理提供新的经验证据。第三,针对目前连锁董事与盈余管理关系研究中存在方法同质化的问题,本文借助社会网络分析理论与方法,描述和测量公司的网络中心度和结构洞,以此充分反映其网络关系特征,进而深刻揭示网络位置与盈余管理的关系。

## 二、文献综述

盈余管理一直以来都是国内外学者关注的热点问题。总体来看,大多数研究是从公司治理的角度探讨盈余管理的影响因素和治理对策。国内外学者对公司治理与盈余管理关系的研究可主要概括为以下四方面内容:一是关于董事会的研究。如Hazarika等(2012)提出,董事会往往采取积极的行动来惩戒那些进行盈余操纵的管理者,使盈余管理付出高昂的成本,从而有效削弱管理者盈余管理的动机<sup>[4]</sup>。杨兴全和石芳(2007)认为,规模较大的董事会往往更不容易被股东或经营者控制,盈余管理程度较轻;频繁的董事会会议则可能是无效率或出现危机的表现,此时的盈余管理程度可能会更高;董事会的独立性对控制盈余管理有积极作用;有会计专业背景的董事能够降低盈余管理程度<sup>[5]</sup>。二是关于独立董事的研究。如胡奕明和唐松莲(2008)发现,董事会中具有财务或会计背景的独立董事有利于提高上市公司盈余信息质量<sup>[6]</sup>。三是关于管理层激励的研究。如肖淑芳等(2013)研究发现,高管股权激励比例与盈余管理程度显著正相关,管理层权力可以加剧因股权激励诱导的盈余管理程度<sup>[7]</sup>。杨志强和王华(2014)指出,企业内部薪酬差距越大或管理层权力越大,企业的盈余管理程度越高<sup>[8]</sup>。四是关于股权结构和股权性质的研究。如高雷和张杰(2008)研究发现,股权的相对集中能够有效地改善公司治理效率,从而降低公司盈余管理程度<sup>[9]</sup>。李增福和周婷(2013)通过实证分析发现,相对于非国有控股公司,大规模国有控股公司的真实盈余管理程度更高<sup>[10]</sup>。

近年来,随着上市公司连锁董事的增加,公司间因连锁董事形成的社会连接越来越多,由此形成的网络规模也越来越大。一些学者开始关注连锁董事与盈余管理之间的关系,但目前这方面的研究还处于起步阶段,成果较少。杨蓓和张俊瑞(2011)研究发现,连锁董事能够促使上市公司选择质量较高的会计师事务所,从而提高公司的盈余管理质量<sup>[11]</sup>。王光荣和李建标(2015)实证研究发现,财务连锁董事对企业的盈余管理行为可以起到一定的抑制作用<sup>[12]</sup>。Shu等(2015)利用中国台湾上市公司数据,实证检验了连锁董事或董事会的外部连通性与公司盈余管理的关系,结果表明连锁董事能够降低公司的盈余管理水平<sup>[13]</sup>。还有一些学者从网络传染效应的角度,实证研究了连锁董事与盈余管理的关系。Chiu等(2013)研究发现,盈余管理会通过连锁董事在公司间传染,当连锁董事在董事会中担任领导或会计相关职务(如审计委员会主席或成员)时,盈余管理的传染效应更强<sup>[14]</sup>。陈雅娜(2014)以2003~2009年发生过财务重述的A股上市公司及拥有连锁高管的公司为样本,证实了盈余管理行为在连锁高管网络中具有传染效应的观点<sup>[15]</sup>。李青原等(2015)研究发现,独立董事连锁的两家公司的盈余质量具有网络传染效应<sup>[16]</sup>。李翔和刘静(2017)指出,盈余管理在同类公司间存在传

染效应,监管部门的监管措施会对传染效应产生抑制作用<sup>[17]</sup>。与以上研究不同,傅代国和夏常源(2014)利用社会网络分析法,实证检验了独立董事网络位置对上市公司盈余质量的影响,研究发现独立董事的网络位置会提升其治理效果,具体表现为降低上市公司盈余管理水平、增加盈余反应系数<sup>[18]</sup>。

综上所述,盈余管理治理方面的研究已经取得了一系列丰富的、有价值的成果。但是现有的公司治理方面的研究往往建立在“盈余管理主体仅受正式制度的约束和影响”这一隐含的假设下,忽略了对行为主体社会属性的分析,未考虑行为主体所嵌入的社会网络这一非正式制度对盈余管理行为的影响。连锁董事方面的研究则存在同质化现象,或者探讨连锁董事的数量和背景特征对盈余管理行为的影响,或者讨论盈余管理的传染效应,分析方法也略显单一。对此,本文将借助社会网络理论分析上市公司的盈余管理行为,利用网络位置描述其社会关系特征,并以此来实证研究社会网络这一非正式制度对盈余管理行为的影响,为上市公司盈余管理的研究提供新的经验证据。

### 三、理论分析与研究假设

#### (一)网络位置与盈余管理的关系

企业之间因连锁董事的存在形成了一种潜在的、非正式的社会网络。连锁董事在参与不同公司的管理决策中,会带来企业之间信息或资源的流动,因此连锁董事成为企业之间重要的连接纽带<sup>[19]</sup>。信息不对称是产生盈余管理的根本原因,连锁董事作为企业间信息传递的桥梁,能够促进信息的流动,使信息、观点或知识得到低成本的传递和吸收。同时,连锁董事因具有外部嵌入特征,所以能为企业带来更多的非冗余信息。信息环境的改善,会降低信息不对称水平,从而对管理者产生一种外在压力和潜在制约。管理者对私有信息的占有成本加大,盈余管理行为被发现的可能性增加,管理者盈余管理的空间变小。

盈余管理的产生一方面源于信息不对称,另一方面源于委托代理关系下的契约摩擦。满足债务契约或薪酬契约的要求是管理者进行盈余管理的机会主义动机之一<sup>[20][21]</sup>。从资源要素的角度分析,契约摩擦实际上来源于委托代理双方资源配置上的矛盾。在此矛盾的影响下,管理者有可能会通过盈余管理,即利用盈余信息的信号显示效应,来误导股东或债权人做出错误决策或判断,并以此达到淡化矛盾冲突,实现其私有收益的目的。社会网络具有资源支持的功能<sup>[22]</sup>,企业在互动中形成的信任、商誉、规范和准则能够帮助其获得优质资源,并实现资源的共享或交换。在此情形下,委托代理双方的资源配置矛盾就会得到一定程度的缓解,管理者盈余管理的动机自然也被削弱。

另外,社会网络还具有信用保证的功能。嵌入网络的声誉资本对管理者具有隐性的激励和约束作用。如果管理者期望未来获得更多的报酬或职业发展的机会,就会珍惜自己的声誉,自觉减少盈余管理等违规行为。基于以上分析可以看出,连锁董事网络的信息和资源优势能够降低信息不对称、减少契约摩擦和代理冲突,并能对管理者产生声誉激励的作用,因此可以有效抑制盈余管理行为。

企业的网络位置优势可以通过程度中心度和结构洞来衡量。程度中心度反映了某行动主体与其他主体的直接联结关系;结构洞则反映了行动主体间的关系模式。在社会网络中,如果两个行动主体之间没有直接联系,而是通过第三方联结,那么这两个行动主体间就形成了一个结构洞,第三方则具有结构洞优势。占据网络位置优势的企业,其网络位置越趋于中心,与其他企业的联系越多,信息和资源获取渠道就越丰富,声誉激励机制也就越有效。因此相对于网络边缘的企业,处于网络中心位置的企业规范盈余信息披露和提高盈余信息质量的能力更强,盈余管理程度更低。占据结构洞的企业因处于其他企业相互联结的交汇点和关键路径,从而控制着关键信息和资源的流向以及收益的支配权。因此,企业拥有的结构洞越丰富,其信息和资源优势越突出,对盈余管理行为的抑制作用也就越显著。综合以上分析,本文提出以下假设:

H1:企业网络位置与盈余管理存在负相关关系;

H1a:企业程度中心度与盈余管理存在负相关关系;

H1b:企业拥有的结构洞与盈余管理存在负相关关系。

## (二)不同治理环境下企业社会网络与盈余管理的关系

正式制度与非正式制度并非完全独立,两者之间存在着或替代或互补的关系。因此,有必要将正式制度因素作为调节变量引入社会网络与盈余管理的关系模型中,以此来分析在不同的内外部治理环境下社会网络对盈余管理的影响效应,从而进一步揭示正式制度与非正式制度对盈余管理行为的治理功能和作用机制。

1.外部治理环境的影响。尽管我国上市公司都受到《公司法》《证券法》等统一的法律约束,但是地方政府的行政效率还是存在着很大的差异,因此处于不同地区的上市公司受到的外部监管力度有所差异。上市公司所在地区的法制化水平越高,市场中介组织发育越完善,公司违规行为被发现的可能性越大,法律惩罚也会越严厉,盈余管理的风险和成本也就越高。在此情况下,社会网络的信息和资源优势,能使企业更快、更全面地了解盈余管理所带来的严重后果,同时管理者也会更加珍视嵌入于网络中的声誉资本,盈余管理行为因此会得到有效的抑制。相反,在法制化水平较低的环境里,企业的法制观念相对淡薄,违规操作被发现的可能性较小,处罚也不严重。在此情况下,盈余管理为企业带来的收益往往会高于其风险损失和操作成本,盈余管理成为企业管理者的一种普遍选择。当盈余管理行为成为一种常态时,拥有网络位置优势的企业,在利益的驱动下有可能会利用信息和资源优势进行盈余操纵,社会网络对盈余管理的抑制作用就会被削弱。据此,本文提出第二个假设:

H2:市场法制化水平越高,网络位置对盈余管理的负向影响越显著。

2.内部治理环境的影响。公司内部治理结构是公司权力机构(股东大会)在董事会、监事会和经理层等方面进行的一系列制度设计和安排,目的是通过相互制衡,协调各方利益冲突。公司内部治理水平越高,董事会制度越完善,连锁董事的独立性越强,连锁董事与管理者合谋的可能性越小,对管理者的监督与制约作用越有效。拥有网络位置优势的企业,连锁董事的信息资源更丰富,更容易发现管理者的违规操作行为,因此监督作用会得到更充分的发挥。同时,高治理水平的公司,激励机制更加健全,管理者更注重其声誉资本的积累,从而自觉减少盈余管理行为。相反,内部治理水平较低的公司,连锁董事的独立性较弱。连锁董事容易与管理者形成合谋,并产生阶层凝聚问题<sup>[23]</sup>,即管理者借助企业的网络位置优势形成自己的利益集团,为实现整个阶层和自身的利益最大化服务,由此董事网络成为管理者牟取私利的工具。在此情况下,盈余管理行为就会变得更加频繁和隐蔽,社会网络的治理效应因此会被削弱。据此,本文提出第三个假设:

H3:公司内部治理水平越高,网络位置对盈余管理的负向影响越显著。

## 四、研究设计

### (一)样本选择与数据来源

本文以2014~2016年沪深A股主板上市公司为初选样本,然后对初选样本进行了如下筛选:(1)剔除金融类上市公司;(2)剔除数据缺失的公司样本;(3)剔除当年新上市公司;(4)为了降低异常值的影响,对连续变量进行了上下1%的Winsorize缩尾处理,最终得到4991个年度观测值。本文财务数据、公司治理相关数据以及董事兼职等数据来自国泰安数据库(CSMAR)、锐思(RESSET)数据库以及新浪财经网。地区市场法制化水平得分来源于王小鲁、樊纲等编制的《中国分省份市场化指数报告(2016)》<sup>[24]</sup>(P1740—1742),由于该报告数据截至2014年,同时鉴于制度环境的稳定性,本文用2014年数据来近似代替2015~2016年数据。本文采用SPSS统计分析软件进行多元回归分析,采用大型社会网络分析软件PAJEK进行网络中心度和结构洞的分析与测量。

### (二)变量测量

1.盈余管理。盈余管理的测量变量包括:(1)应计制盈余管理,即管理者通过会计政策选择或会

估计变更进行的盈余调整。本文采用 Dechow 修正的 Jones 模型计算可操控性应计利润<sup>[25]</sup>。  
 (2)真实活动盈余管理,即管理者利用销售操控、费用操控和生产操控的方式构建或安排交易来调整报告盈余。本文采用 Roychowdhury 的测量模型计算真实活动盈余管理数额<sup>[26]</sup>。以上两者取绝对值表示盈余管理的程度,盈余管理详细的计算过程在此不再赘述。

2.网络位置。根据上市公司董事的任职信息,建立“企业—董事”2 模矩阵,该矩阵能够体现出每一位董事所任职的具体公司,利用 PAJEK 大型社会网络分析软件将此 2 模矩阵转换成“企业—企业”的 1 模矩阵,该矩阵揭示了因连锁董事而连接形成的企业网络关系。企业的网络位置可以利用程度中心度和结构洞两个指标来衡量。

(1)程度中心度(degree centrality)衡量与某一企业有直接联系的其他企业的数量之和,描述企业在网络中的参与或活跃程度。计算公式为: $DC_k = \frac{\sum_j X_{jk}}{g-1}$ ,其中,  $g$  为网络规模,即网络中的企业数量,其任一结点的最大度数是  $g-1$ ;  $k$  为某一企业;  $j$  为当年除了  $k$  之外的其他企业;  $\sum_j X_{jk}$  为企业  $k$  与企业  $j$  之间直接联系的数量。

(2)结构洞(structural hole)的关注点与程度中心度不同,后者强调与自我直接联系的特性,而结构洞更关注与自我联系的企业之间的关系模式<sup>[27]</sup>。PAJEK 软件采用 Burt(1992)提出的结构约束算法计算约束指数: $C_i = \sum_j (p_{ij} + \sum_{q, q \neq i, q \neq j} p_{iq} p_{qj})^2$ ,其中  $p_{ij} = \frac{a_{ij} + a_{ji}}{\sum_k (a_{ik} + a_{jk})}$ ,  $a_{ij}$  是指  $i$  和  $j$  两点间的边的属性值(权重),  $p_{ij}$  表示  $i$  与  $j$  联系的强度。  $C_i$  越高,网络闭合性越强,结构洞越少,本文按照学术界描述结构洞的常用方法,将 1 与约束指数  $C_i$  的差值  $(1 - C_i)$  作为衡量结构洞(SH)丰富程度的指标。

3.公司内部治理水平。反映公司治理水平的指标较多,本文基于持股结构与股东权益、管理层治理以及董事、监事与其他治理三个维度 13 个具体指标,采用主成分分析法进行指标降维,通过第一大主成分计算反映公司内部治理水平的综合指标(CGI)。表 1 列示了第一大主成分各项指标的载荷系数,系数的符号与理论预测符号基本一致。本文将公司内部治理水平指标设为虚拟变量,当公司治理水平大于年度样本中位数时,  $CGI=1$  (公司内部治理水平高),否则  $CGI=0$  (公司内部治理水平低)。

表 1 公司内部治理指数的载荷系数

指标	变量名称	变量说明	载荷系数
持股结构与股东权益	大股东持股比例	第 1 大股东持股比例	-0.327
	股权制衡	第 2 到 5 大股东持股之和除以第 1 大股东持股比例	0.332
	股东会议次数	公司年度召开的股东大会次数	0.291
	流通股比例	流通股数所占比例	0.031
	国有股比例	国有股数所占比例	-0.050
管理层治理	两职合一	董事长与总经理是否兼任	0.066
	高管持股比例	高管持股所占比例	-0.068
	高管薪酬	前三位高管薪酬总和的自然对数	0.205
董事、监事与其他治理	董事会规模	董事会人数	0.182
	独立董事比例	董事会中独立董事所占比例	-0.122
	董事会次数	公司年度召开的董事会次数	0.327
	监事会次数	公司年度召开的监事会次数	0.150
	专业委员会个数	薪酬、审计等专业委员会设立总数	0.134

4.控制变量。参考已有文献,本文选取资产负债率(AD)、公司规模(Size)、托宾 Q(TQ)、资产净利率(ROA)、第一大股东持股比例(Fir)、高管薪酬(LnC)以及年度(Year)和行业(Indu)等变量作为控制变量。表 2 列示了各研究变量的定义。

表 2

研究变量的定义

变量类型	变量名称	变量符号	变量说明
被解释变量	应计制盈余管理	DA	如前述
	真实活动盈余管理	REM	如前述
解释变量	程度中心度	DC	如前述
	结构洞	SH	如前述
控制变量	资产负债率	AD	年末负债总额 / 资产总额
	公司规模	Size	期末资产总额的自然对数
	托宾 Q	TQ	市场价值 / (资产总计 - 无形资产净额 - 商誉净额)
	资产净利率	ROA	净利润 / 年末资产总额
	第一大股东持股比例	Fir	第一大股东持股数量占总股数之比
	高管薪酬	LnC	前三位高管年度薪酬之和的自然对数
	年度	Year	虚拟变量
调节变量	行业	Indu	虚拟变量
	市场法制化水平	LEG	取自王小鲁、樊纲等编制的《中国分省份市场化指数报告(2016)》中的维护市场的法制环境得分
	公司内部治理水平	CGI	如前述

### (三) 实证检验模型

在上文理论分析的基础上,建立多元线性回归模型,具体如下:

$$EM = \beta_0 + \beta_1 NP + \sum \beta_i \text{Control}_i + \sum \text{Indu} + \sum \text{Year} + \epsilon \quad (1)$$

$$EM = \beta_0 + \beta_1 NP + \beta_2 \text{LEG} + \beta_3 NP \times \text{LEG} + \sum \beta_i \text{Control}_i + \sum \text{Indu} + \sum \text{Year} + \epsilon \quad (2)$$

式(1)和式(2)中,EM代表盈余管理变量,表示盈余管理的程度,回归分析中分别代入|DA|和|REM|变量;NP代表网络位置,分别代入DC和SH变量;Control<sub>i</sub>代表第i个控制变量,包括AD、Size、TQ、ROA、Fir和LnC等控制变量;Year和Indu为年度和行业虚拟变量;LEG代表公司所在地区的市场法制化水平; $\beta_0$ 是常数项, $\beta_1$ 、 $\beta_2$ 、 $\beta_3$ 、 $\beta_i$ 为各变量的回归系数, $\epsilon$ 表示随机误差项。式(1)用于检验网络位置对盈余管理的影响效应,即假设1;式(2)用于检验市场法制化水平对网络位置和盈余管理关系的调节效应,即假设2;内部治理环境对网络位置和盈余管理关系的影响,即假设3利用式(1)采用分组回归的方式来检验。

## 五、实证结果与分析

### (一) 描述性统计

表3报告了各主要连续变量的描述性统计结果。结果显示,应计制盈余管理(|DA|)的均值为0.2119,真实活动盈余管理(|REM|)的均值为0.2699,说明上市公司普遍存在一定程度的盈余管理行为。程度中心度(DC)的最大值为0.0072,最小值为0.0008,均值为0.0027,由此看出样本公司的位置特征存在较大差别。结构洞(SH)的最小值为0.0689,最大值为1.125,两者差距较大,说明企业之间的联结模式存在较大差别,同时还可以看出,样本公司网络并不是闭合网络,存在着较多的结构洞。因此,样本公司适合本文后续的研究。为避免多重共线性,本文计算了各主要变量之间的Pearson系数,结果显示相关系数基本在0.5以下,说明模型不存在严重的多重共线性问题。

### (二) 回归分析

1. 网络位置对盈余管理的影响。表4报告了利用

表 3 主要变量的描述性统计结果

变量	N	均值	标准差	最小值	最大值
DA	4991	0.2119	0.3396	0	2.3642
REM	4991	0.2699	0.5619	0	12.7630
DC	4991	0.0027	0.0009	0.0008	0.0072
SH	4991	0.3709	0.2397	0.0689	1.1250
AD	4991	0.3219	0.2390	0.0022	3.2619
ROA	4991	0.1666	0.2304	-0.8739	1.4110
TQ	4991	2.6678	2.3085	0.0800	25.7100
Size	4991	21.9090	1.0332	17.0360	26.0860
Fir	4991	0.3370	0.1460	0.0381	0.9430
LnC	4991	14.2430	0.6700	10.5400	21.5300

模型(1)检验网络位置与盈余管理关系的回归结果。第(1)列和第(2)列的被解释变量为应计制盈余管理,第(1)列显示程度中心度(解释变量)与应计制盈余管理(被解释变量)的回归系数为-10.199,且在1%的显著性水平上显著,说明企业网络位置越趋于中心,其应计制盈余管理的程度越低。该结果验证了假设 H1a,这与傅代国和夏常源的研究结论一致<sup>[18]</sup>。第(2)列反映了结构洞对盈余管理的影响效应,结果显示其影响不显著,拒绝了假设 H1b。上文指出,企业网络位置越趋于中心,其信息来源渠道越丰富,信息不对称程度越低,连锁董事的监督力度越大,所以管理者盈余操纵的空间越小。并且因企业处于网络中心位置,所以管理者行为会受到更多的关注,管理者为保护自身声誉不受损害,会自觉减少盈余管理行为。结构洞指标反映了某一行动主体对其他主体的控制能力,而应计制盈余管理方式下的盈余调整是在企业既有业务的范围内进行会计政策的调整或估计的变更,即管理者采用若干改变收入、成本和费用等确认时间的会计操作将会计报告的盈余指标调整到所需状态。这些会计操作只是将企业利润在时间线上做了前后挪移,并不影响企业真实的经济业务和交易内容。因此,对于占据结构洞位置的企业,其结构洞的资源控制优势对于应计制盈余管理并不存在实质性影响。同时,结构洞的信息控制优势,相比中心度的信息渠道优势,其信息来源和控制范围有限,因此导致其治理效应不够显著。第(3)列和第(4)列的被解释变量为真实活动盈余管理,第(3)列显示程度中心度与真实活动盈余管理的回归系数为-6.586,在1%的显著性水平上显著,该结果支持了假设 H1a;从第(4)列可以看到,结构洞与真实活动盈余管理的回归系数为-0.018,并在1%的显著性水平上显著,该结果支持了假设 H1b。这表明占据网络中心位置的企业,或拥有丰富结构洞的企业,信息优势和资源优势能够有效抑制管理者利用真实交易活动进行盈余操纵的行为。真实活动盈余管理与应计制盈余管理不同,其操作难度和实施成本较高,副作用和后果也更加严重。具有网络位置优势的企业,其管理者在信息效应的影响下会更加谨慎地对待真实活动盈余管理这一风险行为;同时,社会网络的资源支持功能在一定程度上缓解了委托代理双方的资源配置矛盾,使得管理者实施真实活动盈余管理的成本远远超过其收益,在此情况下,管理者会主动放弃真实活动的盈余管理行为。

2. 外部治理环境的影响。根据温忠麟等人的研究,当解释变量和调节变量都是连续变量时,可采用逐层回归法检验调节效应<sup>[28](P84)</sup>。首先将解释变量和调节变量进行中心化处理,并计算交互项,然后分步放入自变量、调节变量和交互项,限于篇幅,逐层检验的详细结果未予列示。多重共线性的检验结果显示,方差膨胀因子(VIF)值在1.4附近(远小于10),容忍度(Tolerance)在0.98附近,远大于0.100,说明回归方程不存在严重的多重共线性问题。表5报告了最终检验结果,其中最后一行( $\Delta R^2$ )为加入交互项后模型解释能力的增加及其显著性水平。具体来说,第(1)列结果显示,程度中心度(DC)的系数为-9.046,在5%的水平上显著;交互项(DC $\times$ LEG)的系数为-0.002,在1%的水平上显著;加入交互项后模型的解释能力增加1%,显著性水平为5%。这说明市场法制化水平越高,程度中心度对应计制盈余管理的负向影响越大。第(2)列结果显示,在市场法制化水平的调节下,结构洞对应计制盈余管理的影响效应仍然不显著,但法制化水平对应计制盈余管理存在显著的抑制作用。第(3)列和第(4)列分别汇报了程度中心度和结构洞对真实活动盈余管理影响的回归结果,程度中心度的回归系数为-5.803,结构洞的回归系数为-0.02,显著性水平均为1%;DC $\times$ LEG的系数为-0.005,显著性水平为5%,SH $\times$ LEG的系数为-0.06,显著性水平为1%;加入交互项后模型解释能力增加1%,显著性水平为5%。该结果表明,市场法制化水平越高,程度中心度或结

表4 网络位置对盈余管理影响的回归结果

变量/模型	DA		REM	
	(1)	(2)	(3)	(4)
常数项	-4.365*** (-30.947)	-4.403*** (-33.793)	-4.399*** (-38.007)	-4.417*** (-37.478)
DC	-10.199*** (-16.343)		-6.586*** (-1.719)	
SH		0.026 (1.503)		-0.018*** (-1.190)
控制变量	控制	控制	控制	控制
Year/Indu	控制	控制	控制	控制
Adj-R <sup>2</sup>	0.335	0.334	0.336	0.335
F	261.124***	293.145***	291.203***	202.543***

注:括号中为t值,\*\*\*、\*\*、\*分别代表在1%、5%、10%水平上显著,限于篇幅,控制变量的结果未列出。下表同。

构洞对真实活动盈余管理的负向影响越大。除结构洞变量外,以上检验结果支持了假设 2,说明外部治理环境对网络位置的治理效应产生调节作用,外部法制环境越完善,网络位置的信息治理优势和声誉激励作用越能得到充分的发挥,因此对盈余管理行为的治理效应越显著。

3.内部治理环境的影响。本文首先对内部治理高低两组进行均值检验,发现高低组样本中多数变量的差异在 1%的水平上显著,置信度为 95%的置信区间不跨零,说明两组样本均值有显著差异。并且,高治理组样本公司在应计制盈余管理和真实活动盈余管理上的均值高于低治理组样本公司,初步证实了假设 3。

表 6 和表 7 分别报告了公司内部治理水平的分组检验结果。从表 6 的第(1)列和第(3)列结果看出,程度中心度在高治理组的回归系数为-13.590,低治理组的回归系数为-6.445,显著性水平均为 1%,且高治理组的模型解释能力(Adj-R<sup>2</sup>)更强。这说明在较高的内部治理水平下,程度中心度越高,对应计制盈余管理的抑制作用越大,该检验结果支持了假设 3。而结构洞的回归系数无论是在高治理组还是在低治理组均不显著。从表 7 的第(1)列和第(3)列结果看出,程度中心度在高治理组的回归系数为-10.939,显著性水平为 1%;在低治理组的回归系数为-2.319,显著性水平为 5%。这说明高治理组的程度中心度对真实活动盈余管理的抑制作用更大。从表 7 第(2)列和第(4)列结果看出,结构洞在高治理组和低治理组的回归系数分别为-0.026 和-0.012,显著性水平均为 5%。这说明在高治理组,结构洞对真实活动盈余管理的抑制作用更大,该结果支持了假设 3。以上结论说明在较好的内部治理环境下,连锁董事的独立性更强,监督作用更有效,网络位置的治理效应因此更显著。

### (三)稳健性检验

为了验证检验结果的稳定性和研究结论的可靠性,本文进行了以下稳健性测试:(1)利用 Kothari 等提出的经业绩调整的 Jones 模型计算可操纵性应计利润<sup>[29]</sup>,并将其作为应计制盈余管理的替代变量代入模型,重新进行回归分析;将 Roychowdhury 提出的异常经营现金流量、异常生产成本和异常酌量性费用分别作为真实盈余管理的替代变量代入模型,重新进行回归分析。以上分析的检验结果均未发生实质性变化。(2)鉴于董事网络与盈余管理之间可

表 5 市场法制化水平对网络位置与盈余管理关系的影响

变量/模型	DA		REM	
	(1)	(2)	(3)	(4)
常数项	-4.359*** (-34.029)	-4.301*** (-30.681)	-4.103*** (-26.029)	-4.407*** (-37.281)
DC	-9.046** (-2.085)		-5.803*** (-1.498)	
SH		0.027 (1.553)		-0.02*** (-1.311)
LEG	-0.006*** (-2.406)	-0.016*** (-2.357)	-0.001** (-0.325)	-0.001** (-0.361)
DC×LEG	-0.002*** (-0.411)		-0.005** (-1.371)	
SH×LEG		0.044 (-1.943)		-0.06*** (-1.629)
控制变量	控制	控制	控制	控制
Year/Indu	控制	控制	控制	控制
Adj-R <sup>2</sup>	0.336	0.334	0.337	0.336
F	235.794***	235.674***	233.160***	233.052***
△R <sup>2</sup>	0.01**	0.00	0.01**	0.01**

表 6 应计制盈余管理分组回归结果

变量/模型	CGI=1		CGI=0	
	(1)	(2)	(3)	(4)
常数项	-4.557*** (-23.422)	-4.602*** (-23.230)	-4.171*** (-24.679)	-4.173*** (-24.248)
DC	-13.590*** (-2.132)		-6.445*** (-1.123)	
SH		0.044 (1.692)		0.008 (0.732)
控制变量	控制	控制	控制	控制
Year/Indu	控制	控制	控制	控制
Adj-R <sup>2</sup>	0.342	0.342	0.322	0.321
F	152.685***	152.365***	137.767***	71.929***

表 7 真实活动盈余管理分组回归结果

变量/模型	CGI=1		CGI=0	
	(1)	(2)	(3)	(4)
常数项	-4.706*** (-27.151)	-4.727*** (-26.782)	-4.070*** (-26.134)	-4.084*** (-25.768)
DC	-10.939*** (-0.525)		-2.319** (-0.458)	
SH		-0.026** (-1.150)		-0.012** (-0.551)
控制变量	控制	控制	控制	控制
Year/Indu	控制	控制	控制	控制
Adj-R <sup>2</sup>	0.357	0.357	0.300	0.300
F	161.354***	160.863***	123.288***	123.305***

能存在一定的内生关系,即在盈余管理问题较为严重的情况下,公司有可能为完善公司治理而提高连锁董事比例,从而提高了公司的网络中心度和结构洞水平。对此,本文将盈余管理数据滞后一期进行检验,研究结论也未发生实质性改变,说明本文所得结论具有稳健性。

## 六、研究结论

根据社会网络理论,法律、合同及构建于其上的市场交易机制被视为正式制度(或市场制度),而社会网络被视为非正式制度。除了正式制度以外,非正式制度对个人及组织行为也存在重要影响。社会网络理论为企业经济行为的分析提供了新的视角和解释框架。企业的盈余管理行为嵌入于各种复杂的社会网络之中,因此对盈余管理行为的研究,必须结合行为主体的关系属性进行分析,否则难以全面把握盈余管理的真实动机和操纵手段,也无法给出系统的治理策略。本文基于社会网络理论,分析了上市公司在连锁董事网络中的嵌入位置对盈余管理的影响,以及不同治理环境下的网络影响效应。通过研究得到以下结论:

1.企业社会网络的位置优势能够产生积极的治理效应。社会网络具有关系治理的功能,企业的网络位置越趋于中心,或者企业占据的结构洞越丰富,其信息和资源优势越明显,盈余管理行为也就越容易得到有效的抑制。上市公司应通过连锁董事不断加深并拓展外部联系,建立企业的网络中心地位,充分利用社会网络的信息和资源优势,提高决策质量,掌控优势资源,以此减少盈余管理的诱发因素,提高信息披露质量,降低信息不对称,缓解代理冲突。同时,上市公司还应利用网络的影响和强化功能,带动网络成员规范信息披露行为,创造公平、透明的市场竞争环境,让企业进入健康发展的良性循环。

2.外部治理环境的改善有利于强化社会网络的治理功能。社会网络因所在地区法制环境的不同而表现出不同的治理效应。市场法制化水平对于网络位置与盈余管理之间的关系具有负向调节作用,即市场法制化水平越高,网络位置对盈余管理的抑制作用越显著。因此,政府应转变职能、减少干预,进一步完善投资者法律保护制度,切实提高法律的执行力度和质量,同时维持市场中介组织的独立性,为企业营造公平的市场竞争环境奠定法制基础。另外,监管部门除了要完善维护市场公平的制度和法规外,还应运用政策导向促进上市公司形成良好的社会网络,以充分发挥企业社会网络的强化治理功能,有效抑制上市公司的盈余管理行为,提高信息披露的质量。

3.公司内部治理水平的提高有利于强化社会网络的治理功能。在将内部治理水平进行高低分组的检验后发现,对于高水平内部治理公司,网络位置对盈余管理的抑制作用更显著。这表明拥有网络位置优势的公司,其内部治理水平的提高不仅会对盈余管理行为产生直接的抑制作用,同时还会强化社会网络的治理功能,即呈现出放大效应。因此,上市公司还应继续强化董事会的治理功能,完善独立董事制度,优化股权结构,健全监督激励机制,提高公司内部治理水平,以充分发挥内部治理与社会网络治理的双重治理功效。

综上所述,在我国现行的制度和文化背景下,社会网络作为非正式制度,对盈余管理具有积极的治理作用,但其并非是对正式制度的替代,而是对正式制度的一种补充和强化。对上市公司盈余管理行为的治理,应同时完善和优化公司治理环境和企业社会网络,以发挥正式与非正式制度的综合治理优势。本文的研究对于上市公司加强外部关系治理,提高会计信息质量,保护内外部相关者的利益,推动监管部门完善相关政策,引导和规范上市公司行为,具有一定的理论价值和现实意义。

## 参考文献:

[1] Healy,P.M.,Wahlen,J.M.A Review of the Earnings Management Literature and Its Implications for Standard Setting[J].Social Science Electronic Publishing,1999,13(4):365—383.

[2] 周晓苏,陈沉,杜萌.融资需求、企业生命周期与盈余管理——基于非金融行业 A 股的经验证据[J].山西财经大学学报,2016,38(9):25—38.

- [3] Granovetter, M. Economic Action and Social Structure: The Problem of Embeddedness[J]. American Journal of Sociology, 1985, 91(3): 481—510.
- [4] Hazarika, S., Karpoff, J. M., Nahata, R. Internal Corporate Governance, CEO Turnover, and Earnings Management[J]. Journal of Financial Economics, 2012, 104(1): 44—69.
- [5] 杨兴全, 石芳. 董事会特征与盈余管理控制实证研究[J]. 重庆科技学院学报(社会科学版), 2007, (3): 71—72.
- [6] 胡奕明, 唐松莲. 独立董事与上市公司盈余信息质量[J]. 管理世界, 2008, (9): 149—160.
- [7] 肖淑芳, 刘颖, 刘洋. 股票期权实施中经理人盈余管理行为研究——行权业绩考核指标设置角度[J]. 会计研究, 2013, (12): 40—46.
- [8] 杨志强, 王华. 公司内部薪酬差距、股权集中度与盈余管理行为——基于高管团队内和高管与员工之间薪酬的比较分析[J]. 会计研究, 2014, (6): 57—65.
- [9] 高雷, 张杰. 公司治理、机构投资者与盈余管理[J]. 会计研究, 2008, (9): 64—72.
- [10] 李增福, 周婷. 规模、控制人性质与盈余管理[J]. 南开管理评论, 2013, 16(6): 81—94.
- [11] 杨蓓, 张俊瑞. 连锁董事、审计师选择与盈余管理[J]. 山西财经大学学报, 2011, (12): 117—124.
- [12] 王光荣, 李建标. 财务连锁董事能够抑制盈余管理行为吗?——基于 A 股上市公司的证据[J]. 会计之友, 2015, (13): 71—75.
- [13] Shu, P. G., Yeh, Y. H., Chiu, S. B., et al. Board External Connectedness and Earnings Management[J]. Asia Pacific Management Review, 2015, 20(4): 265—274.
- [14] Chiu, P. C., Teoh, S. H., Tian, F. Board Interlocks and Earnings Management Contagion[J]. Accounting Review, 2013, 88(3): 915—944.
- [15] 陈雅娜. 连锁高管与公司盈余管理行为的传染效应——来自中国上市公司的证据[J]. 财会通讯, 2014, (15): 61—64.
- [16] 李青原, 张肖星, 王红建. 独立董事连锁与公司盈余质量的传染效应[J]. 财务研究, 2015, (4): 24—36.
- [17] 李翔, 刘静. 公司盈余管理的传染效应: 特征、监管及后果[J]. 财经问题研究, 2017, (10): 72—77.
- [18] 傅代国, 夏常源. 网络位置、独立董事治理与盈余质量[J]. 审计与经济研究, 2014, (2): 67—75.
- [19] 曲亮, 沈伶俐. 连锁董事网络对企业创新和绩效的影响机制研究——以长三角地区为例[J]. 南通大学学报(社会科学版), 2017, (3): 15—20.
- [20] Jaggi, B., Lee, P. Earnings Management Response to Debt Covenant Violations and Debt Restructuring[J]. Journal of Accounting Auditing and Finance, 2002, 17(4): 295—324.
- [21] 黄文件, 李延喜. 管理者薪酬契约与企业盈余管理程度关系[J]. 科研管理, 2011, 32(6): 133—139.
- [22] 王营, 曹廷求. 董事网络与融资约束: 信息效应和资源效应[J]. 中南财经政法大学学报, 2017, (1): 83—93.
- [23] 任兵, 区玉辉, 彭维刚. 连锁董事与公司绩效: 针对中国的研究[J]. 南开管理评论, 2007, 10(1): 8—15.
- [24] 王小鲁, 樊纲. 中国分省份市场化指数报告(2016)[M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2017.
- [25] Dechow, P. M., Sloan, R. G., Sweeney, A. P. Detecting Earnings Management[J]. Accounting Review, 1995, 70(2): 193—225.
- [26] Roychowdhury, S. Earnings Management through Real Activities Manipulation[J]. Journal of Accounting and Economics, 2006, 42(3): 335—370.
- [27] 钱锡红, 杨永福, 徐万里. 企业网络位置、吸收能力与创新绩效——一个交互效应模型[J]. 管理世界, 2010, (5): 118—129.
- [28] 温忠麟, 刘红云, 侯杰泰. 调节效应和中介效应分析[M]. 北京: 教育科学出版社, 2012.
- [29] Kothari, S. P., Leone, A. J., Wasley, C. E. Performance Matched Discretionary Accrual Measures[J]. Journal of Accounting and Economics, 2005, 39(1): 163—197.

(责任编辑: 胡浩志)