

# 网络位置、独立董事治理与盈余质量

傅代国,夏常源

(西南财经大学 会计学院,四川 成都 611130)

**[摘要]** 独立董事能否有效地发挥监督作用?利用社会网络分析方法,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:独立董事在董事网络的位置会提升其治理效应,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。结论丰富了“网络和治理”的研究文献,为独立董事有效性的研究提供经验证据。

**[关键词]** 独立董事治理;社会网络分析;董事网络;盈余质量管理;盈余反应系数;资本市场;会计信息

**[中图分类号]** F234.4 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1004-4833(2014)02-0067-09

## 一、引言

独立董事制度被引入我国资本市场已达十几年之久,实务界和学术界对于其治理效应却一直未能得到比较一致的结论,呈现出截然不同的两种态度。实务界人士普遍认为,独立董事不独立、不“懂”事,是典型的“花瓶”,部分学者也指出,国内资本市场的特殊背景使得独立董事制度流于形式<sup>[1-2]</sup>;而另一部分学者则从公司绩效、盈余质量等多方位视角考察独立董事治理效应,认为我国独立董事制度是有效的<sup>[3-4]</sup>。那么,独立董事究竟能否发挥有效的治理效应?不同的独立董事之间治理效应是否存在差别,如果存在,又应当如何衡量这种差别?

由于独立董事的选择过程及其日常工作难以被观察,使得独立董事的监督作用不能被直接量化,造成难以稳定、准确地度量独立董事监督能力及其是否发挥作用。国内外已有研究集中采用独立董事属性特征等直接能观察的变量作为替代变量,并不能很好地捕捉独立董事治理效应的差异<sup>[5]</sup>,这可能也是相关研究未能得到一致结论的重要原因。随着关系论的思维方式在社会学、经济学和管理学中的应用和发展,部分学者开始借鉴社会网络研究方法,将独立董事的治理行为纳入社会网络分析框架中展开经验研究<sup>[6-8]</sup>。独立董事的重要职责之一就是监督上市公司财务报表中盈余信息的质量,王跃堂等认为,提高信息披露水平、增加公司透明度是评价独立董事监督效率的基本依据<sup>[9]</sup>。然而,当前国内外学者关于独立董事在社会网络中的镶嵌程度对其治理行为影响的研究仍处于初级阶段,尤其是对独立董事网络位置与盈余质量相互关系的研究少有涉及。因此,独立董事的网络位置究竟能否影响公司盈余质量,值得展开进一步实证检验。

## 二、理论分析与假说提出

### (一) 独立董事治理与盈余质量综述

自从现代公司所有权与经营权相分离被首次提出以来,如何有效解决两权分离导致的委托代理问题、提升公司运作效率成为实务界和学术界长期争论的不衰议题。现有文献集中以独立董事比例、专业背景、参会次数等个体属性特征作为衡量变量,研究独立董事治理的有效性,但这并不能很好地刻画独立董事特征<sup>[1,3-4]</sup>。部分学者运用“网络分析法”考察独立董事的社会关系特征对其发挥监督作用的影

[收稿日期] 2013-09-18

[作者简介] 傅代国(1964—),男,重庆奉节人,西南财经大学会计学院教授,博士生导师,博士,从事财务与会计理论研究;夏常源(1990—),男,安徽宿州人,西南财经大学会计学院硕士研究生,从事公司治理与信息披露研究。

响,发现独立董事的网络位置有助于抑制经营层的过度投资行为、降低代理成本和提升代理效率、增强高管薪酬业绩敏感性<sup>[7-8,10]</sup>。李留闯等关于连锁董事的研究也表明,拥有连锁董事上市公司的股价同步性波动更高,在网络中镶嵌越紧密的公司,其股价波动和市场波动更为一致<sup>[11]</sup>。王建琼和陆贤伟关于繁忙董事会的研究也发现,存在多席位董事的公司其信息披露质量更高<sup>[12]</sup>。已有文献集中从过度投资问题、代理问题、高管激励等方面,考察独立董事网络位置与其治理效应的相互关系,关于独立董事网络位置与盈余质量的相关文献涉及较少。为此,本文拟对上述问题展开进一步的实证检验。

### (二) 理论分析与假说提出

本研究从独立董事的社会关系特征出发,综合考察独立董事治理与公司盈余质量的相互关系,其作用原因和机理具体分析如下。首先,社会关系网络的存在,使得不同公司的信息、不同的专业知识可以通过网络互相传播,而学习效应可以使得处于网络中心位置的个人能够获取更多的信息和专业知识<sup>[13]</sup>。具体到独立董事对上市公司盈余质量的监督,处于网络中心位置的独立董事能够获取更多关于选聘和解聘会计师事务所、选择外部审计机构和咨询机构和及时披露会计信息等方面的信息和知识,也具备更多的公司治理经验。由于学习效应的存在,相比于网络边缘位置的独立董事,处于网络中心位置的独立董事监督公司盈余信息披露和提升盈余质量的能力也就更强。其次,社会网络带来的声望具有符号作用,行动者让别人知道自己的社会资本,可以更好地改善自己的社会地位和声誉<sup>[14]</sup>。处于网络中心位置的独立董事意味着其在社会网络中拥有更多的社会资本,这种社会资本能够为其在所属社会网络中获得一定的声誉和社会地位;反过来,处于网络中心位置的独立董事也需要通过自己的行为,获取社会网络中其他精英人士对自己的关系认同感,以保持乃至改善自己的声誉和社会资本。因此,处于网络中心位置的独立董事主动参与监督管理者的意愿明显更强。最后,独立董事对管理层薪酬契约机制发挥监督作用需要公司治理环境具备两个条件:一是独立董事必须是“独立”的,独立董事能够不受管理层等公司内部因素的干扰,独立地行使监督权力;二是独立董事能够充分获取关于公司经营的相关信息,公司治理环境需要保证独立董事能够从公司管理层、内部员工以及其他渠道获取其发挥治理效应所需的足够信息。综合以上分析,本文提出以下假设。

H1: 独立董事的网络位置对其治理效应有正向影响,具体表现为独立董事网络中心度与盈余管理水平负相关、与盈余反应系数正相关。

## 三、研究设计

### (一) 变量选取和说明

#### 1. 被解释变量: 盈余质量

本文主要从盈余管理水平和盈余反应系数两个角度刻画上市公司盈余质量。盈余管理手段主要包括会计造假、应计项目盈余管理和真实经济活动盈余管理三种,本文以应计项目盈余管理作为上市公司盈余管理水平的代理变量<sup>[15]</sup>。关于应计项目盈余管理的衡量,Dechow 等通过对 4 个重要模型的比较分析发现,修正的 Jones 模型对于识别盈余管理最为有效,这也得到国内众多学者的认可和验证<sup>[16-17]</sup>。因此,本文以修正的 Jones 模型,计算盈余管理的绝对值  $ABS(DA)$ ,作为应计项目盈余管理的衡量指标。关于盈余反应系数的度量,Hayn 的计量模型从盈余信息使用者的决策相关性角度,以当前盈余变动情况预测公司未来市场回报的能力度量盈余信息质量,国内学者也以盈余反应系数刻画盈余质量,形成丰富的研究文献<sup>[18-19]</sup>。因此,本文借鉴 Hayn 的计量模型,计算盈余反应系数作为盈余质量的另一个代理变量。

#### 2. 解释变量: 独立董事网络中心度

本文研究的社会网络特指由独立董事同时担任上市公司职务形成的董事网络,借鉴谢德仁和陈运森关于网络中心度指标的计算方法<sup>[5]</sup>,以独立董事网络中心度(nci)作为独立董事在社会网络中所

处位置的衡量指标,具体包括以下四个指标:程度中心度(deg)、中介中心度(bet)、接近中心度(clo)以及特征向量中心度(eig),分别从不同角度刻画网络中心度的特征。以上四个指标的具体计算方法参见谢德仁和陈运森的研究<sup>[5]</sup>。

为了综合考虑独立董事在网络交往中的活跃程度、控制和主动性、有效性以及交往质量,计算每个独立董事的综合网络中心度为 $nci_{i,t} = \frac{1}{4}(deg_{i,t} + clo_{i,t} + bet_{i,t} + eig_{i,t})$ 。考虑到独立董事网络中心度各具体指标的本质意义在于衡量独立董事在董事网络中是处于位置的中心还是边缘,对其获取信息和资源能力大小的影响,本文将各具体指标按照数值从小到大依次赋值0到9,汇总计算独立董事的综合网络中心度。以序数指标衡量网络中心度,既可以有效刻画网络中心度特征,也能消除每个指标在量纲上的差别和异常值的影响<sup>[8]</sup>。

构建公司层面的独立董事网络中心度指标,以平均数计算得出的独立董事网络中心度综合指标( $nci_{ave}$ )作为主要研究指标: $nci_{k,t} = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m nci_{i,t}$ ,其中 $k$ 表示某个公司, $m$ 表示该公司董事会成员中独立董事的人数。此外,采用公司层面的独立董事网络中心度综合指标的最大值( $nci_{max}$ )和加总值( $nci_{sum}$ )进行稳健性检验。

### 3. 控制变量

本文从外部情景、内部情景以及公司治理特征三个方面选取控制变量,具体变量定义见表1。

表1 变量定义和说明

变量性质	测量变量	符号	变量定义
被解释变量	盈余信息质量	absda	应计质量
		erc	盈余反应系数
解释变量	独立董事网络中心度	nci	独立董事在所属网络中的位置
	独立董事比例	dirpct	独立董事占董事会所有成员的比例
	股权制衡水平	sd1	第一大股东持股比例
		sd2	S指数,第二大股东至第十大股东的持股比例合计
公司治理特征	机构投资者持股	inshold	所有机构投资者持股所占比例合计
	董事长和总经理两职合一	dual	哑变量,董事长和总经理为同一人,则为1;否则为0
	管理者持股比例	share_d	公司高级管理人员持股所占比例的合计数
	会议频率	freq	独立董事年度参与董事会会议的次数合计
内部情景	成长性	Q	市场价值/账面价值
	公司规模	lnsize	总资产的自然对数
	杠杆水平	lev	总负债与所有者权益之比
外部情景	行业特征	ind	哑变量,参照2001年证监会行业分类标准
	年度特征	year	哑变量

(1) 外部情景:在借鉴相关研究文献的基础上,本文对公司外部情景的控制主要从行业特征、年度特征两方面进行。

(2) 内部情景:公司的成长机会越多,盈余预期增长或盈余一致性也越大,盈余与股票收益之间的相关关系也越强<sup>[20]</sup>。规模大的公司容易受到资本市场参与者的重点关注,更难以掩盖其盈余操纵行为,财务报告的信息就比较透明,盈余信息的应计质量较好。而根据会计准则制定的政治程序理论,规模大、政治敏感性强的公司更可能滥用会计准则赋予的弹性空间,以减少政治成本,从而降低了

盈余信息的价值相关性<sup>[9]</sup>。财务杠杆可以作为公司投资机会的代理指标,拥有较多投资机会的公司更可能进行盈余管理<sup>[21]</sup>。

(3) 公司治理特征:机构投资者对会计信息的强大需求和合理监督会迫使公司减少利润操纵等损害会计信息公允性的行为,进而提高会计盈余的质量<sup>[22]</sup>;公司治理质量会显著影响上市公司盈余信息质量<sup>[23]</sup>,选取 CEO 是否兼任董事长、管理者持股比例、董事会会议频率、是否是国有控股作为对公司治理结构的控制。

## (二) 模型设定

模型(1)和模型(2)分别从盈余管理水平和盈余反应系数两个角度,考察独立董事网络中心度与盈余质量的关系。

$$absda_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 nci_{it} + controls_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, $\alpha_1$  反映独立董事网络位置对公司操纵性应计盈余水平的影响; $controls_{it}$  为控制变量。

$$r_{it} = \beta_0 + \beta_1 (EPS_{it}/P_{it}) + \beta_2 (EPZS_{it}/P_{it}) \times nci_{it} + \beta_3 nci_{it} + controls_{it} + \delta_{it} \quad (2)$$

其中, $\beta_1$  反映的是上市公司当前盈余预测未来市场回报的能力,即盈余反应系数; $\beta_2$  表示独立董事网络位置对盈余反应系数的影响; $\beta_3$  表示独立董事网络位置对公司未来市场回报的影响。

## (三) 样本选取和数据处理

考虑到我国 2006 年实施的会计准则改革,对公司财务报告内容和形式、公司信息环境产生了重大影响。本研究以 2007 年到 2011 年为实证检验的样本期间,以我国沪深 A 股上市公司的混合截面数据为初始研究样本。从 CSMAR 数据库和 RESSET 数据库中共获得 8053 个初始观测值,依次剔除金融保险业、ST 和 \*ST 以及数据缺失的样本数据后,共获得 7590 个有效观测值。然后根据研究需要,分别利用 Matlab、Ucinet 和 Stata 软件进行数据处理,具体处理过程不再详述。

## 四、实证结果分析

### (一) 描述性统计

表 2 显示,2007—2011 年我国平均有 21.21% 的独立董事同时在其他上市公司担任独立董事职务(即连锁董事),5 年间共有 25 位独立董事同时在 5 家以上公司担任独立董事职务,考虑到个别独立董事在同年度进行换选的因素,2007 年到 2011 年我国仍有极个别独立董事违反了证监会关于独立董事兼任不得超过 5 家的规定。年度趋势分析显示,2007 年到 2011 年我国连锁董事的比例在逐步上升,从 2007 年的 18.18% 增长到 2011 年的 21.56%,说明市场逐渐开始认可连锁董事对上市公司的正向作用。此外,违反证监会关于独立董事兼任不得超过 5 家规定的独立董事人数也在逐步下降,从 2007 年的 6 位降低到 2011 年的 4 位。

表 2 独立董事兼任的分布特征

	2007 年	2008 年	2009 年	2010 年	2011 年	总体
1 家	3421	3642	3781	4130	4556	19530
	81.72%	81.06%	79.92%	78.55%	78.43%	79.79%
2 家	493	549	602	694	749	3087
	11.78%	12.22%	12.72%	13.20%	12.89%	12.61%
3 家	170	175	207	254	312	1118
	4.06%	3.89%	4.38%	4.83%	5.37%	4.57%
4 家	67	93	97	122	123	502
	1.60%	2.07%	2.05%	2.32%	2.12%	2.05%
5 家	29	31	36	54	65	215
	0.69%	0.69%	0.76%	1.03%	1.12%	0.88%
6 家	5	2	7	4	4	22
	0.12%	0.04%	0.15%	0.08%	0.07%	0.09%
7 家	1	1	1	0	0	3
	0.02%	0.02%	0.02%	0%	0%	0.01%
总体	4186	4493	4731	5258	5809	24477
	100%	100%	100%	100%	100%	100%

表 3 给出了我国上市公司拥有连锁董事的分布特征,2007 年到 2011 年我国沪深 A 股所有上市公司中平均有 77.13% 的董事会成员中包含连锁董事,这与卢昌崇和陈仕华的研究结论基本相符<sup>[24]</sup>。年度趋势分析显示,董事会成员中包含连锁董事的上市公司比例每年都在增加,从 2007 年的 73.49% 增加到 2011 年的 79.22%,其中 2011 年我国有高达 13.72% 的上市公司董事会成员中有兼任 5 家及 5 家以上公司独立董事职务的连锁董事。

这意味着我国当前接近 80% 的上市公司董事会都能够由连锁董事联结起来,这说明我国上市公司董事会已基本形成由连锁董事构成的社会网络结构。

对董事会中独立董事成员比例的描述性统计分析(见表 4)可以发现我国平均有高达 16.12% 的上市公司独立董事比例维持在监管规定的 1/3 水平上,还有 38.74% 的上市公司未能达到监管要求。而且,年度趋势分析显示,2007 年到 2011 年我国上市公司的独立董事比例维持在一个比较稳定的水平(即 1/3 左右的水平)。描述性统计结果说明:以独立董事比例作为衡量独立董事监督能力的重要变量可能存在比较严重的缺陷,因为我国大多数上市公司设立独立董事的主要目的可能并不在于解决内部人控制和大股东侵占小股东利益等问题,而很可能仅是为了满足监管机构的要求。

表 5 分年度给出了主要变量的描述性统计,2007 年到 2011 年我国独立董事每年参与董事会会议次数平均达到 9.3 次,最大值达到 56 次,最小值仅为 1 次,这表明独立董事参与监督管理者的意愿有明显的差别。机构投资者持股比例平均达到 19.3%,最大值为 94.9%。其余变量的描述性统计结果不再赘述。此外,Pearson 相关性分析<sup>①</sup>结果表明,主要数值型变量之间的相关系数均在 0.2 以下,方差膨胀因子(VIF)均小于 2.5,平均值为 1.53,这说明研究模型并不存在比较严重的多重共线性问题。

(二) 回归检验与分析

在此我们首先考察了独立董事网络中心度与盈余管理水平的关系,通过模型(1)进行回归,具体结果见表 6。回归结果显示,程度中心度、中介中心度、特征向量中心度的估计系数分别在 5%、10% 和 10% 的置信水平下显著,而接近中心度和综合中心度指标的回归检验结果不显著<sup>②</sup>。以程度中心度为例,估计系数达到 -0.0182,意味着公司层面独立董事网络中心度增加 1 个单位<sup>③</sup>,公司盈余管理水平将降低 0.0182 个单位(即操纵性应计利润占总资产比重下降 1.82%)。结果表明:从公司操纵性盈余管理水平的角度考察公司盈余质量,独立董事的网络位置对其监督力有正向

表 3 上市公司连锁董事分布特征

	2007 年	2008 年	2009 年	2010 年	2011 年	总体
1 家	418 26.59%	388 23.88%	407 22.96%	460 21.61%	491 20.78%	2164 22.87%
2 家	420 26.72%	445 27.38%	461 26%	530 24.89%	566 23.95%	2422 25.60%
3 家	344 21.88%	318 19.57%	368 20.76%	469 22.03%	578 24.46%	2077 21.95%
4 家	215 13.68%	304 18.71%	324 18.27%	394 18.51%	404 17.10%	1641 17.34%
5 家	139 8.84%	151 9.29%	164 9.25%	253 11.88%	300 12.70%	1007 10.64%
6 家	29 1.84%	12 0.74%	42 2.37%	23 1.08%	24 1.02%	130 1.37%
7 家	7 0.45%	7 0.43%	7 0.39%	0 0	0 0	21 0.22%
总体	1572 100%	1625 100%	1773 100%	2129 100%	2363 100%	9462 100%

表 4 独立董事比例的分布特征

	2007 年	2008 年	2009 年	2010 年	2011 年	总体
dirpct < 1/3	631 45.76%	566 38.29%	605 39.83%	673 38.48%	629 33.32%	3104 38.74%
dirpct = 1/3	192 13.92%	174 11.77%	226 14.88%	303 17.32%	397 21.03%	1292 16.12%
dirpct > 1/3	556 40.32%	738 49.93%	688 45.29%	773 44.20%	862 45.66%	3617 45.14%
总体	1379 100%	1478 100%	1519 100%	1749 100%	1888 100%	8013 100%

表 5 主要变量的描述性统计结果

变量名	样本量	平均值	标准误	最小值	最大值
absda	7821	0.0753	0.105	2.49e-06	1.823
r	7821	0.978	0.495	0.156	10.26
x1	7821	0.0216	0.0695	-0.913	2.513
nci	7821	4.499	2.661	0	9
dual	7742	0.828	0.378	0	1
dirpct	7803	34.64	9.076	5.560	83.33
freq	7819	9.303	3.638	1	56
inshold	7821	0.193	0.191	0	0.949
sd1	7821	0.364	0.156	0.00317	0.894
sd2	7821	0.564	0.165	0.0174	1.459
lev	7816	0.591	2.748	0	142.7
lnsize	7818	21.67	1.315	10.84	28.28
q	7807	3.745	132.2	-7.669	11666

①限于篇幅,文中未列出 Pearson 相关系数表,有兴趣者可联系作者。

②综合中心度不显著的原因可能在于综合中心度的指标是由序数指标从大到小分别赋值 0—9 计算得出,导致不同位置被赋予相同值,而相同位置被赋予不同值的现象产生,影响到统计检验效果。

③此处 1 个单位指,公司层面平均每位独立董事与连锁董事增加 1 个“关系”,即同时在一家上市公司担任独立董事职务。

影响,独立董事网络中心度与上市公司盈余质量正相关。

表6 独立董事网络中心度与操纵性盈余

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	程度中心度	接近中心度	中介中心度	特征向量中心度	综合中心度
常数项	0.177 *** (5.597)	0.182 *** (5.772)	0.178 *** (5.609)	0.180 *** (5.656)	0.181 *** (5.712)
nci	-0.0182 ** (-2.002)	-0.00254 (-0.599)	-0.00487 * (-1.750)	-0.000853 * (-1.946)	-0.000512 (-1.042)
sd1	0.0154 (1.148)	0.0154 (1.150)	0.0155 (1.157)	0.0149 (1.114)	0.0153 (1.139)
sd2	0.0442 *** (3.605)	0.0440 *** (3.587)	0.0439 *** (3.578)	0.0443 *** (3.603)	0.0444 *** (3.615)
inshold	-0.0134 * (-1.775)	-0.0134 * (-1.783)	-0.0133 * (-1.768)	-0.0136 * (-1.800)	-0.0133 * (-1.757)
dual	-0.00439 (-1.214)	-0.00461 (-1.271)	-0.00457 (-1.261)	-0.00460 (-1.271)	-0.00450 (-1.243)
share_d	-0.0287 ** (-2.154)	-0.0288 ** (-2.156)	-0.0285 ** (-2.140)	-0.0286 ** (-2.143)	-0.0290 ** (-2.172)
freq	0.000935 ** (2.234)	0.000927 ** (2.210)	0.000914 ** (2.179)	0.000936 ** (2.234)	0.000928 ** (2.215)
soe	-0.00863 ** (-2.489)	-0.00882 ** (-2.541)	-0.00889 ** (-2.570)	-0.00882 ** (-2.547)	-0.00876 ** (-2.523)
q	5.13e-06 (0.594)	5.21e-06 (0.598)	5.26e-06 (0.603)	5.20e-06 (0.596)	5.19e-06 (0.597)
lnsize	-0.00573 *** (-4.008)	-0.00602 *** (-4.216)	-0.00579 *** (-4.030)	-0.00591 *** (-4.117)	-0.00587 *** (-4.102)
lev	0.00185 *** (2.654)	0.00183 *** (2.608)	0.00183 *** (2.608)	0.00184 *** (2.606)	0.00184 *** (2.621)
ind/year	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	3,379	3,379	3,379	3,379	3,379
调整的 R 平方	0.0596	0.0588	0.0593	0.0591	0.0590
F 检验值	174.9	168.7	169.8	168.1	171.1

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在1%、5%和10%的置信水平下显著,方程系数下括号内的值为t值,表7同理。

上文验证了独立董事网络位置与盈余管理水平之间的相互关系,公司独立董事网络中心度越高,其独立董事对管理层盈余管理的监督作用发挥的越好,盈余管理水平相应越低。进一步分析,不论是从独立董事发挥治理作用所需的信息和专业能力,还是意愿和主动性,乃至独立董事治理所需的环境进行分析,处于网络中心位置的独立董事都能发挥更为有效的治理作用,因此,独立董事网络中心度与盈余管理水平呈现显著的负相关关系。而作为衡量公司盈余质量的重要变量,盈余反应系数反映了当前盈余预测未来市场回报的能力,在一定程度上能够有效反映公司信息透明度<sup>[18]</sup>。那么,独立董事的网络位置与盈余反应系数之间的相互关系又会呈现何种形式?

表7实证检验了独立董事网络中心度与盈余反应系数之间的相互关系。结果显示,不论采用何种衡量指标,独立董事网络中心度和当前盈余的交互项  $nci \times (EPS_{it}/P_{it})$  与未来市场回报 ( $R_{it}$ ) 的回归估计系数均显著为正(分别在1%和5%的置信水平下),这表明独立董事网络中心度会显著提升盈余反应系数,即增强当前盈余预测未来市场回报的能力。以程度中心度为例,独立董事网络中心度指标每增加1个单位,当前盈余与未来市场回报的敏感系数相应增加12.98个单位。此外,回归结果还显示,独立董事网络中心度与未来市场回报呈现正相关关系(分别在1%、5%和10%的置信水平下)。以程度中心度为例,独立董事网络中心度与未来市场回报的估计系数为  $7.04 = -0.322 + 0.567 \times 12.98$  (1%的置信水平下),表明控制其他因素的影响后,独立董事网络中心度指标每增加1个单位,公司未来市场回报相应增加7.04%,意味着独立董事网络位置通过提升公司盈余质量,对公司未来市场回报产生正向影响。结果表明:从公司盈余反应系数的角度考察公司盈余质量,独立董事网络中心度与上市公司盈余信息质量正相关。以上实证检验结果表明假设1得到验证。

表7 独立董事网络中心度与盈余反应系数

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	程度中心度	接近中心度	中介中心度	特征向量中心度	综合中心度
常数项	2.116 *** (12.92)	1.853 *** (11.62)	1.976 *** (13.43)	1.812 *** (11.26)	2.081 *** (12.40)
eps/p	-0.0236 (-0.120)	0.307 (1.124)	0.336 (1.360)	0.475 (1.557)	-0.752 * (-1.832)
(eps/p) × nci	12.98 *** (2.769)	0.809 ** (2.302)	4.606 *** (2.931)	0.576 *** (4.566)	0.587 ** (2.449)
nci	-0.322 *** (-2.926)	-0.0386 * (-1.734)	-0.137 *** (-3.139)	-0.0249 *** (-4.930)	-0.0126 ** (-2.375)
sd1	0.177 ** (2.261)	0.174 ** (2.195)	0.170 ** (2.161)	0.162 ** (2.052)	0.169 ** (2.193)
sd2	-0.201 *** (-3.480)	-0.170 *** (-3.209)	-0.176 *** (-3.223)	-0.152 *** (-2.834)	-0.190 *** (-3.320)
inshold	0.0496 (1.160)	0.0506 (1.170)	0.0501 (1.160)	0.0511 (1.178)	0.0542 (1.268)
dual	0.0113 (0.566)	0.0102 (0.509)	0.00885 (0.441)	0.00785 (0.389)	0.00835 (0.421)
share_d	-0.203 *** (-3.741)	-0.209 *** (-3.742)	-0.212 *** (-3.815)	-0.217 *** (-3.809)	-0.202 *** (-3.723)
freq	0.00312 (1.299)	0.00362 (1.383)	0.00343 (1.348)	0.00359 (1.358)	0.00277 (1.193)
soe	0.0342 * (1.867)	0.0282 (1.437)	0.0295 (1.544)	0.0284 (1.448)	0.0360 ** (1.997)
q	-2.33e-05 (-0.757)	-1.49e-05 (-0.463)	-4.34e-06 (-0.137)	-6.15e-06 (-0.179)	-3.82e-05 (-1.070)
lnsize	-0.0527 *** (-6.784)	-0.0415 *** (-5.910)	-0.0469 *** (-6.822)	-0.0400 *** (-5.680)	-0.0504 *** (-6.465)
lev	-0.000744 (-0.307)	-0.000327 (-0.125)	-0.000978 (-0.373)	-0.000646 (-0.228)	3.21e-05 (0.0125)
ind/year	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	3,379	3,379	3,379	3,379	3,379
调整的 R 平方	0.304	0.285	0.293	0.283	0.300
F 检验值	73.70	74.99	70.31	69.75	72.95

### (三) 内生性检验与稳健性测试

考虑到模型可能存在的内生性问题,本研究从遗漏变量、解释变量与被解释变量互为因果以及测量误差三个方面进行内生性检验。

首先,考虑遗漏变量导致的内生性问题,本研究采用面板数据固定效应模型,控制同时影响独立董事网络中心度和盈余质量的潜在因素,回归结果见表8中的(1)列和(3)列。(1)列结果显示,独立董事网络中心度与盈余管理水平的固定效应估计系数达到-0.0195(1%的置信水平下),表明控制了非观测效应后,独立董事网络中心度指标每增加1个单位,公司操纵性应计利润占总资产的比重下降1.95%。(3)列结果显示,独立董事网络中心度与盈余反应系数的固定效应估计系数达到11.39(1%的置信水平下),表明控制了非观测效应后,独立董事网络中心度指标每增加1个单位,盈余反应系数相应增加11.39个单位。回归结果表明,考虑遗漏变量产生的内生性问题后,独立董事网络中心度与盈余信息质量(盈余管理水平、盈余反应系数)呈显著相关关系,内生性检验结果也支持假设1。

其次,为了控制解释变量与被解释变量互为因果产生的内生性问题,本研究对独立董事网络中心度与盈余质量的相互关系采用工具变量法进行回归检验。由于独立董事的董事网络特征很难找到合适的工具变量,本研究借鉴萧维嘉等、陈运森和谢德仁的处理方法<sup>[2,8]</sup>,利用如下模型对独立董事网络中心度指标进行预测。

$$nci_{it} = \lambda_0 + \lambda_1 absda_{it} + \lambda_2 r_{it} + \lambda_3 (eps_{it}/p_{it}) + \lambda_4 controls + \gamma \quad (3)$$

利用模型(3)可以得到独立董事网络中心度的残差<sup>①</sup>,作为独立董事网络中心度的工具变量进行回归检验,具体结果见表8。(2)列结果显示,独立董事网络中心度与盈余管理水平的工具变量回归估计系数为-0.0187(1%的置信水平下);(4)列结果显示,独立董事网络中心度与盈余反应系数的工具变量回归估计系数达到7.973(1%的置信水平下)。工具变量回归结果表明,考虑独立董事网络中心度与盈余质量互相作用的内生性后,独立董事网络中心度与盈余管理水平显著负相关、与盈余反应系数显著正相关,也支持上文研究结论。

最后,本研究还考虑了独立董事网络中心度、盈余质量以及控制变量等指标选取过程中可能存在的测量误差问题。对于独立董事网络中心度指标的选择,本研究还选取了数值型指标、公司层面的最大值和加总值作为替代变量进行回归检验。此外,本研究还采用多种方法计算操纵性应计利润和盈余反

应系数,如使用t期6月至t+1期5月的累计收益、t期7月至t+1期间6月的累计收益作为未来市场回报的替代变量进行回归检验。对于盈余反应系数,借鉴夏冬林和李刚的处理方法采用累计异常收益率作为未来市场回报的替代变量来计算盈余反应系数<sup>[25]</sup>,进行实证回归检验。本研究对控制变量选取多种计算方法进行回归检验,如管理者持股比例采用董事、监事和高管所持公司股份的合计数作为替代变量。以上替代性测试结果<sup>②</sup>均显示没有显著差别,证明研究结论在一定程度上不会受到独立董事网络中心度等指标选取及计算的影响,具备一定的稳定性。

## 五、结论、局限性与启示

独立董事真的是“花瓶”吗?本文基于社会网络视角,采用“网络分析法”对独立董事制度有效性与盈余信息质量的相互关系展开实证研究,结论否定了独立董事制度无效的观点。我们发现:独立董事在其所属网络中的位置对其监督力有正向影响,处于网络中心位置的独立董事,掌握的信息和专业知识、监督主动性和意愿、监督所需的环境条件明显更优,因而能够发挥更加有效的监督作用。实证回归结果显示,独立董事网络中心度与公司盈余信息质量呈现正相关关系,具体表现为降低盈余管理水平、提升当前盈余预测未来市场回报的能力。以上结论均经过遗漏变量、解释变量与被解释变量互为因果以及测量误差等内生性检验的验证。现阶段关于独立董事在社会网络中的镶嵌程度对其监督力影响的研究仍处于初级阶段,本文对独立董事网络位置与盈余信息质量相互关系的研究,有助于进

表8 内生性检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	固定效应	工具变量法	固定效应	工具变量法
常数项	-0.190** (-2.150)	0.193*** (12.50)	4.585*** (7.394)	2.064*** (21.49)
eps/p			-0.0853 (-0.217)	0.161 (1.605)
(eps/p) × nci			11.39*** (4.587)	7.973*** (10.17)
nci	-0.0195*** (-2.732)	-0.0187*** (-3.193)	-0.691*** (-9.382)	-0.496*** (-12.28)
sd1	0.0290 (0.853)	0.0107 (1.351)	0.335* (1.689)	0.114** (2.368)
sd2	0.0908*** (3.880)	0.0299*** (3.903)	0.249** (1.996)	-0.0480 (-1.025)
inshold	-0.0121* (-1.756)	-0.0108** (-2.272)	-0.426*** (-10.44)	-0.126*** (-4.337)
dual	0.00107 (0.197)	-0.00524** (-2.184)	0.0136 (0.332)	0.0128 (0.874)
share_d	-0.0276 (-1.411)	-0.0237*** (-2.685)	0.0401 (0.319)	-0.560*** (-10.41)
freq	0.00164*** (4.367)	0.00137*** (5.589)	-0.0159*** (-5.018)	-0.00665*** (-4.451)
soe	0.00365 (0.573)	-0.0125*** (-6.155)	-0.0160 (-0.284)	0.0370*** (2.974)
q	2.39e-05 (1.072)	1.14e-06 (0.137)	-3.56e-05 (-0.502)	-4.70e-05 (-0.925)
lnsize	0.00862** (2.132)	-0.00635*** (-8.279)	-0.165*** (-6.121)	-0.0455*** (-9.558)
lev	0.00173 (0.937)	0.00219*** (5.422)	-0.00516 (-0.885)	0.000331 (0.134)
样本量	7,723	7,723	7,723	7,723
调整的R平方	0.0273	0.0371	0.0722	0.0649
F检验值	92.36	28.07	30.57	42.24

①该残差与被解释变量(盈余管理水平、盈余反应系数)、其他控制变量不相关,与独立董事网络中心度高度相关。

②关于累计异常收益率的详细计算过程、各项稳健性测试结果本文不再一一列出,有兴趣者可联系作者。

一步丰富“网络和治理”的实证研究文献。而且,对于澄清实务界和学术界关于独立董事制度有效性的持久争论,也显得十分有必要。同时,关于独立董事治理效应影响因素的深入探讨和研究,也有利于引起监管层、上市公司、新闻媒体以及学者等社会各界人士重新认识独立董事制度<sup>①</sup>,促进我国独立董事制度的逐步完善和独立董事治理效应的有效发挥。

本文仅考虑独立董事通过工作关系建立的关系网络,对于我国普遍存在的“亲属”、“校友”和“老乡”等关系未能予以充分考虑,有待展开进一步的研究。此外,有学者研究表明,随着监管力度的加强和公司管理层的适应性变革,使得上市公司更倾向采用真实经济活动进行盈余管理<sup>[15]</sup>,那么独立董事对真实盈余管理活动能否发挥监督作用,也有待展开后续研究。另外,本文验证了独立董事制度的有效性,那么资本市场投资者是否认可独立董事的治理作用?通过事件研究法,对独立董事网络位置信息含量展开实证检验也是笔者下一步重点关注的研究方向。

#### 参考文献:

- [1]王兵. 独立董事监督了吗?——基于中国上市公司盈余质量的视角[J]. 金融研究,2007(1):109-121.
- [2]萧维嘉,王正位,段芸. 大股东存在下的独立董事对公司业绩的影响——基于内生视角的审视[J]. 南开管理评论,2009(2):90-97.
- [3]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.
- [4]魏刚,肖泽忠,Travlos N等. 独立董事背景与公司经营绩效[J]. 经济研究,2007(3):92-105.
- [5]谢德仁,陈运森. 董事网络:定义、特征和计量[J]. 会计研究,2012(3):44-51.
- [6]Guedj I, Barnea A. Director Networks[D]. EFA 2007 Ljubljana Meetings Paper,2009.
- [7]陈运森. 独立董事真的是“花瓶”吗? 基于董事网络视角[J]. 中国会计学会2012年学术年会,云南昆明.
- [8]陈运森,谢德仁. 网络位置、独立董事治理与投资效率[J]. 管理世界,2011(7):113-127.
- [9]王跃堂,朱林,陈世敏. 董事会独立性、股权制衡与财务信息质量[J]. 会计研究,2008(1):55-62.
- [10]陈运森,谢德仁. 董事网络、独立董事治理与高管激励[J]. 金融研究,2012(2):168-182.
- [11]李留闯,田高良,马勇等. 连锁董事和股价同步性波动:基于网络视角的考察[J]. 管理科学,2012(6):86-100.
- [12]王建琼,陆贤伟. 董事声誉、繁忙董事会与信息披露质量[J]. 审计与经济研究,2013(4).
- [13]陈运森,谢德仁,黄亮华. 董事的网络关系与公司治理研究述评[J]. 南方经济,2012(12):84-93.
- [14]Lin N. Social capital: a theory of social structure and action[M]. New York:Cambridge University Press,2002.
- [15]曹国华,鲍学欣,王鹏. 审计行为能够抑制真实盈余管理吗[J]. 审计与经济研究,2014(1):38-46.
- [16]Dechow P M, Sloan R G, Sweeney A P. Detecting earnings management[J]. Accounting Review,1995,70(2):193-225
- [17]陆正飞,王鹏. 同业竞争、盈余管理与控股股东利益输送[J]. 金融研究,2013(6):179-192.
- [18]Hayn C. The information content of losses[J]. Journal of accounting and economics,1995,20(2):125-153.
- [19]王化成,佟岩. 控股股东与盈余质量——基于盈余反应系数的考察[J]. 会计研究,2006(2):66-74.
- [20]Wang D. Founding family ownership and earnings quality[J]. Journal of Accounting Research,2006,44(3):619-656.
- [21]Chen K Y, Elder R J, Hung S. The investment opportunity set and earnings management: evidence from the role of controlling shareholders[J]. Corporate Governance: An International Review,2010,18(3):193-211.
- [22]Chung R, Firth M, Kim J. Institutional monitoring and opportunistic earnings management[J]. Journal of Corporate Finance,2002,8(1):29-48.
- [23]赵景文. 公司治理质量与盈余质量——基于中国治理指数(Cegi~(Nk))的初步证据[J]. 南开管理评论,2006(5):15-21.
- [24]卢昌崇,陈仕华. 断裂联结重构:连锁董事及其组织功能[J]. 管理世界,2009(5):152-165.
- [25]夏冬林,李刚. 机构投资者持股和会计盈余质量[J]. 当代财经,2008(2):111-118.

[责任编辑:高婷]

(下转第84页)

<sup>①</sup>例如:基于忙碌董事假说,我国现有监管政策规定独立董事不得同时担任5家及以上公司独立董事职务,而本文发现,同时担任更多上市公司职务的独立董事,其网络中心度指标就更高,因而治理效应也就更好。那么,监管部门对于独立董事兼任的硬性规定是否合理,有待展开进一步的思考和研究。

- [17] 吴玉红.《债务重组》准则的变更对上市公司盈余管理行为的影响研究[D]. 苏州大学. 2010.
- [18] 齐芬霞, 马晨佳. 基于新债务重组准则的盈余管理实证研究[J]. 经济问题, 2009(11): 112-115.
- [19] 王跃堂. 会计政策选择的经济动机——基于沪深股市的实证研究[J]. 会计研究, 2000(12): 31-40.
- [20] 谢德仁, 张高菊. 金融生态环境、负债的治理效应与债务重组: 经济证据[J]. 会计研究, 2007(12): 43-50.
- [21] 张鸣, 陈权, 聂晶. 债务重组、退市压力与审计意见[J]. 中国会计评论, 2011(1): 43-54.
- [22] Myers S. Determinants of corporate borrowing[J]. Journal of Financial Economics, 1977, 5(2): 147-175.
- [23] Smith C W, Warner J B. On financial contracting: an analysis of bond covenants[J]. Journal of Financial Economics, 1979, 7(2): 117-161.
- [24] Jensen M C. Agency costs of free cash flow, corporate finance and take-overs[J]. American Economic Review, 1986, 76(2): 323-329.
- [25] Robbins E H, Schatzberg J D. Callable bonds: a risk reducing signaling mechanism[J]. Journal of Finance, 1986, 41(6): 935-950.
- [26] 周伟贤. 投资过度还是投资不足: 基于 A 股上市公司的经验证据[J]. 中国工业经济, 2010, 11(2): 151-160.
- [27] 张海龙, 李秉祥. 公司价值、资本结构与经理管理防御[J]. 软科学, 2012(6): 111-114.
- [28] 张跃龙, 谭跃, 夏芳. 投资效率是被“债务融资”束缚了手脚吗? [J]. 经济管理研究, 2011(2): 46-55.
- [29] Richardson S. Over-investment of free cash flow[J]. Review of Accounting Studies, 2006, 11(2): 159-189.
- [30] 辛清泉, 郑国坚, 杨德明. 企业集团、政府控制与投资效率[J]. 金融研究, 2007(10): 123-142.

[责任编辑: 高 婷]

## Political Connection, Debt Restructuring for Reversing Losses and Corporate Investment Efficiency

LI Chuanxian

(Southwest University of Political Science and Law, School of Management, Chong Qing 401120, China)

**Abstract:** This paper analyzes the relation among corporate political connection, debt restructuring for reversing losses and investment efficiency based on the data from listed Chinese companies in Shanghai and Shenzhen Market from 2008 to 2011. Our findings including: the losing companies with political connection will choose debt restructuring for reversing losses, the extent of debt restructuring gains influencing profit is significantly affected by whether company itself is political connection, company size and the industry, the existence of political connection makes the inefficient investment improve and significantly decrease the investment efficiency, while the way of debt restructuring to reverse losses will restrain inefficient investment to a certain extent.

**Key Words:** political connection; enterprise debt restructuring; losses reversing; investment efficiency; fair value; financial dilemma

(上接第 75 页)

## Web Location, Supervision Power of Independent Director and Quality of Earnings Information

FU Daiguo, XIA Changyuan

(West School of Business, Southwest University of Finance and Economics, Chengdu 611130, China)

**Abstract:** Does an independent director execute his function of supervision? By using the analytic method of social networks, we tested the influence of web location of independent directors on the quality of earnings information of listed companies in an empirical way. We have found that the location of independent directors in the web will increase their supervision power. At the same time this position will decrease the earnings management level of listed companies, but raising the reaction coefficient of earnings. This conclusion enriches the literature of “web and governance” and provides empirical evidence for the study of the efficiency of independent directors.

**Key Words:** independent directors governance; social web analysis; directors network; earnings information quality; earnings quality management; earnings response coefficient; capital market; accounting information