



连锁董事、财务绩效 和公司价值

田高良, 李留闯, 齐保垒
西安交通大学 管理学院, 西安 710049

摘要:从企业和投资者两个视角分析连锁董事与财务绩效、公司价值之间的关系,采用最小二乘法进行实证检验。以1999年至2008年中国上市公司为样本构建纵列截面数据,分年度建立联通连锁董事网络,借鉴社会网络分析和图论理论,采用居中中心度和中介中心度测度连锁关系的数量,采用向量中心度测度连锁关系的质量。研究结果表明,连锁关系质量和数量的相关性低,涵盖的信息不同;连锁关系越多、越重要,上市公司后续3年的资产收益率越高,并且连锁关系的变动和资产收益率的变化呈动态一致性。用营业利润率代替资产收益率,实证结果也是稳健的。进一步研究还发现,连锁关系对上市公司的Tobin's Q值有正向影响,说明公司价值能有效地捕捉连锁关系带来的长期增长效应及其作为无形资产和实物期权的经济价值。

关键词: 连锁董事; 中心度; 财务绩效; Tobin's Q

中图分类号: F271.5

文献标识码: A

文章编号: 1672-0334(2011)03-0013-12

1 引言

企业关系网络对中国企业经营成功有着极为重要的作用^[1],连锁董事是企业形成关系网络的重要形式之一。连锁董事是指一人同时担任两家或多家企业的董事职务^[2],企业间通过连锁董事形成连锁关系。连锁董事在中国上市公司中极为普遍,据统计约有72.13%的A股上市公司拥有至少一个连锁董事^[3]。连锁关系不仅是中国传统文化缔造的社会秩序,更是与经济改革相伴而生,它深深地融入并影响中国企业的经营活动,其作用的过程和后果一直是学术界争论的焦点。

连锁关系是否影响企业财务绩效和公司价值,国外学者提出共谋理论、监督控制理论、资源依赖理论、信号理论、忙碌董事理论、职业推进理论和社会聚集理论等。共谋理论、监督控制理论和信号理论认为连锁董事为企业带来竞争优势,从而提高财务绩效并增加公司价值;忙碌董事理论认为过多承担董事职务会导致过度繁忙,降低董事会效率;职业推进理论和社会聚集理论认为连锁关系仅是个体的关

系,不影响财务绩效。国内外实证研究的结论不一致,连锁董事对财务绩效和公司价值有积极影响、消极影响和没有影响的证据都存在,但它们都仅仅考虑连锁关系的数量和短期效应,忽视了其质量和长期影响;另一方面,相关研究对中国的连锁董事现状和利弊尚缺乏深刻的认识。本研究将对以上问题做进一步探索。

2 相关研究评述

归纳起来,连锁董事与财务绩效和公司价值的关系研究主要从两个视角展开,一是资源依赖理论,二是忙碌董事假说。

资源依赖理论认为连锁董事是企业与外部环境进行信息和资源交流的媒介,连锁董事不仅能更好的与供应商、客户甚至竞争对手建立关系,帮助企业获取连锁董事网络中的信息和资源,还能为企业董事会带来新知识和连锁企业的运营经验。因此,连锁董事能帮助企业放松资源约束,减少不确定性,从而提高企业财务绩效和公司价值。Burt^[4]最早基于

收稿日期:2010-09-13 修返日期:2011-03-21

基金项目:国家自然科学基金(70772110);教育部人文社会科学基金(08JA630068)

作者简介:田高良(1965-),男,陕西富平人,毕业于西安交通大学,获管理学博士学位,现为西安交通大学管理学院副教授,研究方向:公司治理等。E-mail:LC3945@163.com

资源依赖理论检验连锁董事数量与企业财务绩效的关系,认为连锁董事对财务绩效有积极作用;Kim等^[5]进一步认为,连锁董事通过与外界建立私人关系为企业带来社会资本,它能提高董事会的效率,并作为一种无形资产增加公司价值;Sarkar等^[6]研究印度上市公司连锁董事与绩效的关系,他们分析认为新兴经济体常常出现制度缺失,而连锁董事在弥补制度空白、降低企业风险和提高绩效方面发挥重要作用;段海艳等^[7]的研究指出,中国董事的任命是企业处于主导地位进行主动选择,经济的目的性更强,他们据此推测财务绩效越差,企业构建连锁关系的动机越强,并发现财务绩效与连锁董事数量负相关;彭正银等^[8]从治理机制分析入手,认为企业引进连锁董事的主要目的在于优化董事会结构和治理效率,如邀请金融专家作为连锁董事,并实证发现连锁董事数量与公司绩效正相关。

Ferris等^[9]提出忙碌董事假说,认为任命董事多个职位会导致董事过度繁忙,以致没有足够的时间和精力履行董事职责,从而导致董事会效率降低、企业财务绩效下降和公司价值贬损;Fich等^[10]秉承这一理论,发现忙碌董事致使董事会效率低下,当连锁董事离职时,公司股票会经历一个短期的正累计异常收益率;Faleye^[11]则认为,董事为提高个人职业价值才承担更多职务,连锁董事更多是追求个人利益而不能提高董事会效率;Ahn等^[12]进一步研究指出,当董事会中连锁董事人数大于特定数量时,董事会变得忙碌而降低决策效率,从而在披露合并重组信息时,这些公司的股票价格会降低;Hsu等^[13]分析指出,连锁董事太忙碌而不能有效地监督管理层,因此会增加代理冲突并导致企业价值降低。不仅如此,董事会引入过多的连锁董事会导致公司经营过度多元化,并因代理冲突加剧而导致多元化折价,使公司价值降低^[14]。任兵等^[15]认为,中国经济转型中制度缺失,市场失灵,公司经营的不确定性增大,而连锁关系能降低这种不确定性,提升企业财务绩效,同时还指出在中国治理失灵的情况下,连锁关系是大股东侵占的工具,不利于绩效提高。

综上所述,关于连锁董事与财务绩效及公司价值的研究有3个明显特征。①理论研究和大多数的实证研究多是论述或检验发达国家中连锁董事的利弊,尤其是美国。连锁董事的形成不仅仅是个体现象,而是文化、制度等共同作用的结果,因此由于文化和制度等各方面的差异,美国的研究结果不能一般化,如在中国这样制度转型的国家,连锁董事的利弊尚不清楚。②研究结论对立,即便是采用相同国家同时期的数据,不同学者得到的结论也不同。③对连锁关系的度量上仅仅考虑连锁董事的数量或关系数量,本研究认为这种简单的代理变量不能充分捕捉到连锁董事的重要作用,这也可能是研究结论不一致的重要原因。鉴于此,本研究采用一组期间更长的中国上市公司数据,借鉴社会网络分析和图论理论设计新变量测度连锁关系,并且更注重分

析和检验连锁董事对企业长期财务绩效和公司价值的影响。

3 理论分析和研究假设

3.1 连锁关系和财务绩效

(1)制度缺失视角。经过30年经济改革,中国市场经济体制初步形成,但远不完善,制度缺失,特别是司法体系不健全给企业经营带来两方面困难。一是企业经营环境不确定程度高。中国经济改革在摸索中前进,不断变化的经济政策使企业经营环境瞬息万变,而经济增长过速和频繁的产业调整更加剧了这一问题的。如央行贷款利率在1999年至2008年就进行了16次调整,这充分说明企业经营环境的不确定。二是市场交易成本过高。缺乏有效的交易制度致使交易活动的过程和后果难以预计,双方为成功交易都要为探寻交易对象的信用、保证付款和售后服务支付更高的成本。更严重的是,诉讼在中国并不能有效地解决交易纠纷,因此企业会努力确保交易细节都在掌控之中,从而引发更高的交易成本。

连锁关系有利于企业间的资源和信息交流,为上述问题提供了解决途径。首先,企业通过连锁董事能获取连锁企业的私有信息,了解其战略,从而能更及时地自我调整,适应环境变化;其次,连锁企业间更容易进行资源交换,规避资源约束,以更优的资源结构适应环境变化。此外,企业战略转型中,连锁企业间更容易进行战略和知识学习,降低开拓新业务的成本和提高成功率。因此连锁关系有利于企业提高适应环境变化的能力,促进经营效率。

基于人与人之间的连锁关系有助于降低交易成本。企业间通过连锁董事形成长期稳定的伙伴关系,一方面,它作为交易治理机制能控制交易双方的机会主义行为;另一方面彼此间通过长期的协调合作,交易的程序会更简单有效。从人际角度看,企业间基于连锁董事而产生人情,成为彼此的关系户。中国商业实践中,关系户比非关系户能得到更多的优先权利和便利,如简洁的手续、优先获得交易标的、较高的标的的质量甚至价格优惠^[16]。即使出现交易纠纷,连锁董事更能获取双方的信任,可以居中调解,这些优势都能降低交易成本。此外,经济全球化也使竞争从企业升级到供应链竞争,甚至商业网络竞争,企业借助连锁关系能更有力地抵御外部风险,降低内部交易成本,提高业绩。

(2)资源依赖视角。资源依赖理论认为企业效率源于核心竞争力,核心竞争力源于企业拥有的技术和资源。与其他新兴经济一样,资源(尤其是财务资源)的欠缺严重地阻碍了中国企业发展。中国资本市场落后于经济发展的需要,企业主要依靠银行借贷获取资金,而银行资金分配的不公平、不均衡^[17],很多企业难以通过市场机制获取资金。因此,企业寻求非正式机制弥补这一欠缺^[18],连锁关系便是重要的形式之一。在连锁关系内部,连锁企业交流彼此所需的资源,如原材料、中间产品和企业间借

贷,这些在中国商业实践中都大量存在。在连锁关系外部,连锁企业可以结盟以获取资本,如互相信用担保。因此连锁关系有助于企业获取所需资源,规避资源约束,提高财务绩效。

综上所述,企业通过连锁关系能更有效地适应外部环境变化,降低交易成本,规避资源约束,从而提高企业的经营效率和绩效。但即便在相同的时间镶嵌于同一网络中,不同企业的连锁关系数量不同,网络位置也不同,连锁关系的质量也不同。连锁关系的数量越多或质量越好,对财务绩效的影响也会越大,因此提出假设。

H_{1a} 在连锁关系网络中,企业的连锁关系数量越多,财务绩效越好;

H_{1b} 在连锁关系网络中,企业的连锁关系质量越高,财务绩效越好。

3.2 连锁关系和财务绩效动态关系

连锁关系是动态的,有构建、消逝、再构建的过程^[3]。每个连锁董事的形成或消逝都会导致企业嵌入结构的改变,连锁关系也随之变化。但现有文献都是从静态的角度研究连锁关系对财务绩效的影响,静态研究只能解释两者之间的截面关系,无法回答两者的动态关系问题。图1描述交运股份(600676,见图中实心点)的连锁关系变化过程,图中的6位数字表示上市公司的交易代码,4位数字为年度。图1中的7个卫星图是以600676为中心的网路,从1999年至2008年600676的连锁关系历经7次变化,每次连锁关系的建立或断裂都会导致600676嵌入结构的改变,即连锁关系质量的变化。

在中国经济转型的过程中,连锁关系是基于企业绩效的目的产生的,还是基于董事个人利益的目的

产生的。如果连锁董事服务于董事个人的利益(如提升职业地位),则连锁关系不能提高经营效率,连锁关系的变化不足以影响企业绩效^[19]。如果连锁董事服务于企业绩效,则他能提高企业适应环境的能力,降低交易成本并规避资源约束,从而连锁关系的断裂和重建必将引致财务绩效的变化。因此提出假设。

H_{2a} 财务绩效的变动与连锁关系数量的变动一致;

H_{2b} 财务绩效的变动与连锁关系质量的变动一致。

3.3 连锁关系和公司价值

财务绩效即为经济价值,应当采用未来现金流的现值度量。企业的未来现金流量是不可知的,所以相对容易获得的财务指标成为企业绩效的常用变量,但这一做法存在缺陷。首先,会计数字反映的是历史信息,不能表达企业的未来赢利,而投资于连锁关系的收益具有滞后性,难以在当期显露;其次,财务指标只记录企业的绝对赢利,不包含风险,用会计数字表示的绩效在企业间可比性差;最后,财务指标容易受到操纵,并且会计准则本身的弹性也会导致会计数字不能正确反映连锁关系的经济价值。

市场为测度企业绩效提供另一种选择,即用Tobin's Q,它被定义为企业权益的市场价值与重置成本之比。Tobin's Q不但能从经济价值角度反映企业绩效,它还涵盖风险因素,并且不受会计操纵的影响。除避免会计数字的缺陷外,公司价值更重要的意义在于市场能更好地反映连锁关系对企业的影响,有以下三方面的原因。

(1) 连锁关系影响长期绩效。与其他投资一样,连锁关系投资的效益也具有时滞性,相比于当期绩

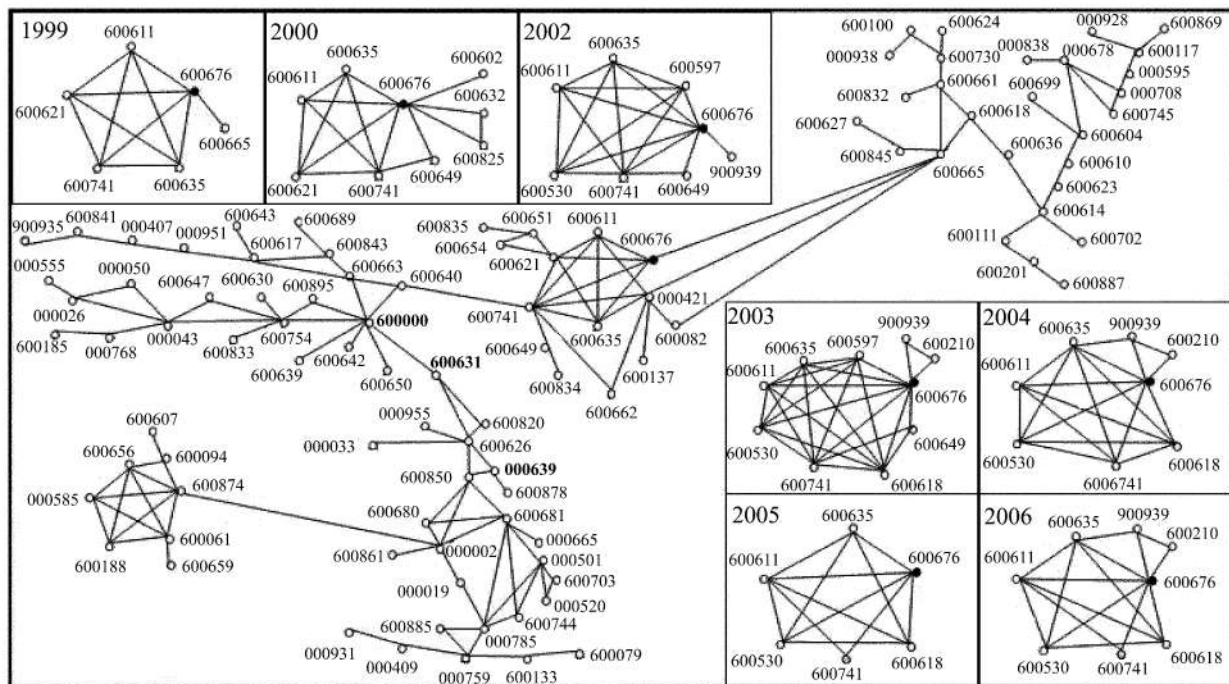


图1 1999年交运股份的连锁董事网络及其变化
Figure 1 Interlocking Directorate Network for 1999 and Its Changes

效,连锁关系对长期绩效的影响会更重要。连锁企业间通过交易不断学习,才能增强彼此的信任和协调性,连锁关系随着交易次数的增加也更稳固,知识的学习更充分,资源和信息的沟通更顺畅,从而更有利于提高经营效率。而公司价值正是投资者对企业未来长期赢利的预期,蕴含投资者对企业所构建连锁关系的经济价值估价,因而公司价值能更充分地捕捉连锁关系对财务绩效的影响。

(2) 连锁关系作为实物期权。通过连锁董事获取连锁企业的私有信息,企业能更准确地评估连锁企业在市场上是否被低估,是否是一个有价值的收购目标;同时连锁企业间形成联盟性质的关系,这种关系会导致企业的价值因连锁企业价值的变化而变化。因此,连锁关系给企业带来随机的获利或损失机会,这种机会可以看做是实物期权^[20]。如果投资者认可这种机会的价值,他们会提高对公司价值的预期,并反映在 Tobin's Q 中。

(3) 连锁关系作为无形资产。连锁关系为企业带来适应环境的能力、降低交易成本的能力和规避资源约束的能力,但它们还需与实体资产的运营结合才能为企业攫取超额回报。不仅如此,连锁关系对企业绩效的影响具有长期性,也不能精确计量它的贡献,这些特征都说明连锁关系的无形资产特质。有些学者已经指出连锁关系是一种无形资产,彭正银等^[8]和 Gupta 等^[21]都认为连锁董事是公司治理的有效机制。连锁关系作为一种无形资产,如果投资者认可它的价值,则能反映在公司价值中。

综上,连锁关系能提升企业长期绩效,并作为实物期权和无形资产增加公司价值,而 Tobin's Q 被广泛用来测度企业长期增长能力和无形资产溢价^[22],它能更好地捕捉连锁关系的经济价值,因此提出假设。

H_{3a} 在连锁关系网络中,企业连锁关系的数量越多,Tobin's Q 越大;

H_{3b} 在连锁关系网络中,企业连锁关系的质量越高,Tobin's Q 越大。

4 研究设计

4.1 连锁关系的度量

已有研究仅用连锁董事或关系数量测度连锁关系,但连锁关系对企业的影响不仅依赖于关系的数量,还与企业的网络嵌入结构(网络位置)有关,即还依赖于连锁关系的重要程度^[23],本研究称之为质量。如图1中600631和000639虽然都与3个公司直接相连,但600631的位置更优,它能控制影响更多的企业,并且它所连接企业(如600000)的嵌入结构也更好,因此从重要程度或质量上看,600631的连锁关系质量要比000639的高。

(1) 连锁关系数量的测度。为表述方便,用 M 表示 n 个企业构成连锁网络的邻接矩阵, M 是 $n \times n$ 的对角阵,如果企业 i 和企业 j 共同拥有一个或多个董事, $M_{ij} = M_{ji} = 1$, 否则 $M_{ij} = M_{ji} = 0$, 测度连锁关系数量

的常用方式有两种,一是直接连锁企业的个数,用 D_i 表示;二是处于其他企业连锁路径上的几率,用 B_i 表示。则

$$D_i = \sum_{j=1}^n M_{ij} \quad (1)$$

$$B_i = \sum_{j < k} \frac{g_{jk}(P_i)}{g_{jk}}, j \neq i, k \neq i \quad (2)$$

其中, g_{jk} 为连结企业 j 和企业 k 的最短路径数量, $g_{jk}(P_i)$ 为连结企业 j 和企业 k 并经过企业 i 的最短路径数量。此处 D_i 为中心度^[24],段海艳等^[7]和彭正银等^[8]使用此变量; B_i 被称为中介中心度^[24],它衡量一个公司在多大程度上是其他公司信息或资源的交流中介,任兵等^[15]使用与此类似的变量。对 D_i 和 B_i 都做归一化处理,即用原值除以各自可能的最大值。

(2) 连锁关系质量的测度。社会网络研究中常把镶嵌在网络中、通过网络关系才能获取的资源和竞争优势称为社会资本^[5],这一概念同时考虑了关系的数量和重要程度。企业通过连锁关系获取的社会资本可称为连锁关系资本,用 E_i (E_j) 表示企业 i (j) 在关系网络中获取的连锁关系资本,它与所连接企业的连锁关系资本有关。本研究假设 E_i 与企业 i 所连接企业的连锁关系资本之和呈一定比例,即

$$E_i = \frac{\sum_{j=1}^n M_{ij} E_j}{\lambda} \quad (3)$$

其中, λ 为一个常数。 n 个表达式相加可得到矩阵方程 $\lambda E = ME$, E 为由 n 个企业构成的连锁关系资本的列向量, $E = [E_1, E_2, \dots, E_n]^T$, 则 E 恰是邻接矩阵 M 的特征向量。根据 Perron-Frobenius 定理,连通图(网络中的任意两节点都有路径连通)的邻接矩阵至少有一个正的特征值,其对应的特征向量为正向量。为保证所有企业的连锁关系资本为正,取 λ 为 M 的最大特征值,此时的 E 是一个正的特征向量。社会网络研究中, E_i 被称为向量中心度,它同时涵盖连锁关系的数量和网络嵌入结构,被用来衡量网络中一个成员对其他成员控制能力的大小及其在整个网络中的重要程度^[24], E_i 越大,企业 i 在网络中的控制力和影响力越大,位置越重要,自身拥有连锁关系的质量越高。相似地,对 E_i 也做归一化处理。

4.2 实证分析模型

(1) 估计下面的回归模型检验连锁关系对财务绩效的影响,即

$$\begin{aligned} ROA_{t+s} = & \alpha_0 + \alpha_1 ROA_t + \alpha_2 Size_t + \alpha_3 Growth_t + \\ & \alpha_4 CAPEX_t + \alpha_5 Lev_t + \alpha_6 Lock_t + \\ & \alpha_7 Year_t + \alpha_8 Ind_t + \omega_{t+s} \end{aligned} \quad (4)$$

其中, ROA_t 为资产收益率; t 和 s 为年度下标; $Lock_t$ 为连锁关系代理变量,企业拥有的董事越多,连锁董事也可能越多,为控制董事规模效应,分别用中心度 D_t 、中介中心度 B_t 和向量中心度 E_t 除以公司的董事人数,记为 $Lock_D_t$ 、 $Lock_B_t$ 和 $Lock_E_t$; α_0 为截距项; $\alpha_1 \sim \alpha_8$ 为估计系数; ω_t 为随机误差项;其他变量定义见

表1。

(2) 估计下面的回归模型检验连锁关系与财务绩效的动态关系,即

$$\Delta ROA_{t+1} = \beta_0 + \beta_1 \Delta ROA_t + \beta_2 Size_t + \beta_3 Growth_t + \beta_4 CAPEX_t + \beta_5 Lev_t + \beta_6 \Delta Lock_{t+1} + \beta_7 Year_t + \beta_8 Ind_t + v_{t+1} \quad (5)$$

其中, ΔROA_{t+1} 为 t 到 $(t+1)$ 期 ROA 的变动值; $\Delta Lock_{t+1}$ 为 t 到 $(t+1)$ 期企业连锁关系的变动值, 分别为 $\Delta Lock_D_{t+1}$ 、 $\Delta Lock_B_{t+1}$ 和 $\Delta Lock_E_{t+1}$; β_0 为截距项; $\beta_1 \sim \beta_8$ 为估计系数; v_{t+1} 为随机误差项; 其他变量定义见表1。

(3) 估计下面的回归模型检验连锁关系对公司价值的影响,即

$$Q_t = \theta_0 + \theta_1 Ind_Q_t + \theta_2 Ind_CI_t + \theta_3 Ind_CR_t + \theta_4 Liquid_t + \theta_5 Lev_t + \theta_6 ROA_t + \theta_7 Size_t + \theta_8 Lock_t + \theta_9 Year_t + \theta_{10} Ind_t + v_t \quad (6)$$

其中, Q_t 为 Tobin's Q 比率; 控制变量中影响 Tobin's Q 的变量可分为行业因素和企业因素, 行业因素主要包括行业加权平均的 Tobin's Q 比率 (Ind_Q_t)、行业资本密集度 (Ind_CI_t) 和行业集中度 (Ind_CR_t)^[25], 企业因素主要是规模、流动性、资产结构和赢利能力^[26], 分别采用 $Size_t$ 、 $Liquid_t$ 、 Lev_t 和 ROA_t 度量; 同时控制年度和行业变量; θ_0 为截距项; $\theta_1 \sim \theta_{10}$ 为估计系数; v_t 为随机误差项; 其他变量定义见表1。

5 实证结果和分析

5.1 样本和数据来源

通过以下3个步骤选取样本。①以1999年至2008年的所有上市公司作为总体。②为计算连锁关系, 关系网络应是联通的。首先通过董事简历识别出同名而非同人的董事, 确认连锁董事, 并根据每个年度的连锁董事构造企业网络图, 得到10年的10张网络图;

表1 变量定义

Table 1 Definitions of Variable

类型	名称	定义
因变量	ROA	息税前利润与资产总额之比
	ΔROA	本期 ROA 与上期 ROA 之差
	ROS	营业利润与营业收入之比
	ΔROS	本期 ROS 与上期 ROS 之差
	Q	$\frac{\text{普通股数} \times \text{年末股价} + \text{长期负债} + \text{存货} + \text{流动负债} - \text{流动资产}}{\text{资产总额}}$
自变量	Lock_D	D 与董事数量之比, D 由(1) 式计算得到
	Lock_B	B 与董事数量之比, B 由(2) 式计算得到
	Lock_E	E 与董事数量之比, E 由(3) 式计算得到
	$\Delta Lock_D$	本期 Lock_D 与上期 Lock_D 之差
	$\Delta Lock_B$	本期 Lock_B 与上期 Lock_B 之差
	$\Delta Lock_E$	本期 Lock_E 与上期 Lock_E 之差
控制变量	Size	资产总额的自然对数
	Growth	销售增长率
	Lev	负债与资产总额之比
	CAPEX	资本性支出额与资产总额之比, 资本性支出 = 购建固定资产、无形资产及其他长期资产支付的现金(现金流量表) + 不涉及现金收支的重大投资和筹资活动 - 融资租入固定资产(现金流量表附注)
	Liquid	流动资产与资产总额之比
	Ind_Q	两位代码行业的加权平均 Q 比率, 以销售收入为权重计算
	Ind_CI	两位代码行业的行业资本密集度, 行业资产总额与总销售收入之比
	Ind_CR	两位代码行业的行业集中度, 公司销售收入与行业总销售收入之比的平方和
	Year	年度虚拟变量集合, 共 10 个年度, 9 个虚拟变量
	Ind	行业虚拟变量集合, 共 12 个行业, 11 个虚拟变量

然后从每张图中抽取一个最大的子图,共得到一个7 850 例的初始样本。如图 1 所示,中心图是从1999 年的网络图中抽取的一个最大子图,它由100 个上市公司连接构成。③从初始样本中剔除金融行业(因其财务报表结构特殊)和数据不完整的样本。所有的数据均来自 CSMAR。

表 2 从年度和行业角度描述总体和初始样本的分布。1999 年至2008 年中国上市公司从949 家增至1 626 家,总计13 143 公司次;初始样本在1999 年有100 例,占总体的10.537%,至2008 年已增至1 314 例,约占80.812%,说明连锁董事在上市公司中的普遍性和重要程度。样本在2002 年跳跃上升,是因为中国独立董事制度的实施为上市公司发展连锁董事提供了契机。从行业分布看,制造业的上市公司最多。但除金融业外,初始样本与总体之比在行业间差别不大。金融业是资金的最重要来源,更容易吸引连锁董事,也有更强烈的动机派遣董事监督利益攸关者。

5.2 变量描述和相关分析

经检验发现财务指标有显著的异常值,为保证回归结果稳健,除 $Lock_D$ 、 $Lock_B$ 和 $Lock_E$ 外,在总体样本水平对变量做1%的双向 winsorized 处理,然后进行分析。表 3 给出初始样本的描述和相关分析结果, ROA 均值为0.035,但企业间差异明显,标准差为0.081; Q 的均值为1.760,说明样本公司的无形资产溢价明显,或长期发展潜力较好。相关分析表明,无论是 ROA ,还是 Q ,都与连锁关系变量显著正相关,并且连锁关系变量与后续3期的 ROA 和 ROS 都显著正

相关(未报告),说明连锁关系可能正向影响财务绩效。 Ind_Q 、 Ind_CI 和 Ind_CR 与企业绩效和 Q 显著相关,有必要控制行业因素。再者,同一回归方程的自变量相关系数都在-0.200~0.200之间,说明回归分析的多重共线性不严重。

更重要的是, $Lock_D$ 与 $Lock_B$ 之间的相关系数高达0.680,说明它们捕捉到的信息重叠,连锁关系数量的两个变量相似。而它们与 $Lock_E$ 的相关系数较低,分别为0.464和0.298,表明后者与前两者不同, $Lock_E$ 能捕捉到 $Lock_D$ 和 $Lock_B$ 不具备的信息。这一点反映出连锁关系的数量不等同于其质量,连锁关系数量不能完全捕捉到连锁关系对企业绩效的影响,也说明测度连锁关系质量对本研究的重要意义。

5.3 连锁关系与财务绩效

本研究采用1999年至2008年的纵列截面数据,这种数据结构难以满足OLS估计的Gauss-Markov假设,经检验发现存在显著的异方差、一阶自相关和截面依赖特征,因此本研究在OLS估计的基础上采用Driscoll-Kraay标准误结构计算稳健的 t 值^[27],用于显著性推断(下同)。以 ROA 为因变量,分别以 $Lock_D$ 、 $Lock_B$ 和 $Lock_E$ 为自变量估计(4)式,回归结果分别列示于表4中的模型(1)~(9)。值得注意的是,本研究初始样本包含10个年度的公司数据,由于自变量相对于因变量的滞后,对 $(t+1)$ 期的因变量,回归中仅有9个年度的数据,以此类推;同时剔除金融行业和数据不全的数据,所以回归中的样本低于初始样本;未列出年度($Year$)和行业(Ind)(下同)。

表 2 样本的年度和行业分布

Table 2 Distributions of Sample Based on Year and Industry

年度	样本的年度分布			样本的行业分布			
	总体	初始样本	%	行业	总体	初始样本	%
1999	949	100	10.537	农业(A)	315	151	47.937
2000	1 108	170	15.343	采掘业(B)	250	149	59.600
				制造业(C)	7 664	4 488	58.559
2001	1 163	252	21.668	水电煤气业(D)	531	340	64.030
2002	1 229	701	57.038	建筑业(E)	223	135	60.538
2003	1 289	940	72.925	交通运输业(F)	518	338	65.251
2004	1 377	1 058	76.834	信息技术业(G)	758	483	63.720
2005	1 375	1 029	74.836	批发和零售业(H)	836	516	61.722
2006	1 455	1 095	75.258	金融业(I)	107	89	83.178
2007	1 572	1 191	75.763	房地产业(J)	364	229	62.912
2008	1 626	1 314	80.812	社会服务业(K)	369	251	68.022
				传播与文化业(L)	82	36	43.902
总计	13 143	7 850	59.728	综合类(M)	1 126	645	57.282
				总计	13 143	7 850	59.728

表3 主要变量的相关系数
Table 3 Correlation Values of Main Variables

	均值	标准差	中位数	ROA	Q	Ind_Q	Ind_CI	Ind_CR	Lock_D	Lock_B
ROA	0.035	0.081	0.043							
Q	1.760	1.451	1.284	0.040***						
Ind_Q	1.466	0.790	1.217	0.119***	0.542***					
Ind_CI	1.786	1.031	1.472	0.021*	0.049***	0.116***				
Ind_CR	0.125	0.144	0.078	0.023**	0.065***	0.114***	0.076***			
Lock_D	0.016	0.014	0.013	0.068***	-0.002	0.018	0.008	0.013		
Lock_B	0.006	0.009	0.003	0.038***	-0.053***	-0.064***	-0.001	-0.015	0.680***	
Lock_E	0.003	0.008	0.0003	0.047***	0.015	0.049***	0.031***	-0.005	0.464***	0.298***

注: *为在10%水平上统计显著(双尾), **为在5%水平上统计显著(双尾), ***为在1%水平上统计显著(双尾), 下同。

表4 连锁关系与财务绩效
Table 4 Interlocking Links and Financial Performance

	ROA _{t+1}			ROA _{t+2}			ROA _{t+3}		
	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)	模型(6)	模型(7)	模型(8)	模型(9)
截距	-0.031 (-0.862)	-0.030 (-0.840)	-0.029 (-0.830)	-0.037 (-0.769)	-0.037 (-0.764)	-0.035 (-0.723)	-0.045 (-0.747)	-0.044 (-0.738)	-0.042 (-0.692)
ROA _t	0.351*** (13.854)	0.352*** (13.800)	0.352*** (13.544)	0.190*** (3.652)	0.191*** (3.677)	0.191*** (3.683)	0.189*** (12.165)	0.190*** (12.212)	0.190*** (12.410)
Size _t	0.002 (1.236)	0.002 (1.284)	0.002 (1.254)	0.002 (0.809)	0.002 (0.843)	0.002 (0.779)	0.001 (0.562)	0.002 (0.603)	0.001 (0.544)
Growth _t	0.010*** (4.507)	0.001*** (4.466)	0.010*** (4.503)	0.003 (1.433)	0.003 (1.407)	0.003 (1.399)	0.001 (0.243)	0.001 (0.189)	0.001 (0.221)
CAPEX _t	0.107*** (5.466)	0.107*** (5.472)	0.107*** (5.538)	0.108*** (5.122)	0.108*** (5.134)	0.108*** (5.227)	0.067*** (4.670)	0.067*** (4.709)	0.066*** (4.768)
Lev _t	0.003 (0.383)	0.003 (0.354)	0.003 (0.378)	-0.002 (-0.244)	-0.002 (-0.262)	-0.002 (-0.218)	-0.001 (-0.256)	-0.001 (-0.273)	-0.001 (-0.222)
Lock_D _t	0.219*** (2.614)			0.187* (1.805)			0.183** (2.378)		
Lock_B _t	0.250** (2.054)			0.199* (1.812)			0.139 (1.434)		
Lock_E _t	0.323*** (6.645)			0.299*** (3.905)			0.305*** (3.543)		
样本量	7 551	7 551	7 551	6 245	6 245	6 245	5 069	5 069	5 069
调整的 R ²	0.185	0.184	0.184	0.090	0.089	0.090	0.081	0.079	0.081

注: 括号内为 t 值, 采用 Driscoll-Kraay 标准误结构计算, 下同。

表4中模型(1)~(3)表示连锁关系对未来一期ROA的影响, $Lock_D_t$ 、 $Lock_B_t$ 和 $Lock_E_t$ 的估计系数都至少在5%水平统计显著。模型(4)~(6)表示连锁关系对未来二期ROA的影响, $Lock_D_t$ 、 $Lock_B_t$ 和 $Lock_E_t$ 的系数仍统计显著。模型(7)~(9)表示连锁关系对未来三期ROA的影响, $Lock_D_t$ 和 $Lock_E_t$ 的系数显著, $Lock_B_t$ 的系数不再显著。这些结果表明, 连锁关系数量对企业未来的ROA有正向影响, 即连锁关系越多, 企业未来的财务绩效越高, 支持 H_{1a} ; 同时还说明连锁关系质量与企业未来三期的ROA正相关, 表明连锁关系的质量越高, 企业的未来绩效越好, 支持 H_{1b} 。

进一步地, $Lock_B_t$ 对企业在 $(t+3)$ 期的ROA影响不显著, $Lock_D_t$ 的显著性水平降低, 而 $Lock_E_t$ 在 $(t+3)$ 期仍然在1%水平上显著, 表明随着时间推移, 财务绩效受连锁关系数量的影响逐渐减弱, 主要受连锁关系质量的推动, 这表明连锁关系的质量要比数量对企业的影响更深远。

由于财务绩效是一个多结构的概念, 资产收益

率仅度量了公司的获利能力, 本研究还采用营业利润率(ROS)作为因变量, ROS为营业利润和营业收入之比。同时使用ROA和ROS能保证检验结果对一些影响财务绩效但测度困难的因素稳健, 如战略, 差异化战略导致高ROA和低ROS, 而成本领先战略恰恰相反。用ROS代替ROA重新估计(4)式, 结果如表5中模型(10)~(18)所示。与ROA回归相比, 除 $Lock_B_t$ 在 $(t+2)$ 期的估计系数变动不显著之外, 其他结果保持一致, 说明连锁关系对未来三期的销售利润率有显著的积极影响, 与 H_1 一致。

5.4 连锁关系与财务绩效的动态关系

表6给出(5)式的估计结果, 模型(19)~(21)估计连锁关系的变化对ROA变动的的影响, 模型(22)~(24)检验连锁关系变化与ROS变动的一致性。模型(19)~(21)中3个中心度变动的估计系数都为正, 至少在10%水平统计显著, 表明连锁关系的变动会引起ROA的同方向变动。模型(22)~(24)中 $Lock_E_t$ 的估计系数虽然不显著, 但同样为正值, 表明连锁关系

表5 连锁关系与财务绩效的稳健回归

Table 5 Robustness Checks of Interlocking Links and Financial Performance

	ROS_{t+1}			ROS_{t+2}			ROS_{t+3}		
	模型(10)	模型(11)	模型(12)	模型(13)	模型(14)	模型(15)	模型(16)	模型(17)	模型(18)
截距	-0.408** (-2.462)	-0.403** (-2.467)	-0.402** (-2.440)	-0.517** (-2.414)	-0.516** (-2.431)	-0.505** (-2.403)	-0.711*** (-3.124)	-0.709*** (-3.152)	-0.698*** (-3.145)
ROS_t	0.265*** (6.618)	0.265*** (6.592)	0.266*** (6.539)	0.139** (2.267)	0.140** (2.282)	0.140** (2.283)	0.161*** (3.148)	0.162*** (3.141)	0.162*** (3.156)
$Size_t$	0.019*** (2.633)	0.020*** (2.672)	0.020*** (2.578)	0.019** (2.304)	0.019** (2.355)	0.019** (2.281)	0.019** (2.367)	0.019** (2.454)	0.019** (2.419)
$Growth_t$	0.046*** (3.244)	0.045*** (3.238)	0.045*** (3.250)	0.018** (2.391)	0.018** (2.324)	0.018** (2.333)	-0.009 (-0.808)	-0.010 (-0.891)	-0.010 (-0.863)
$CAPEX_t$	0.408*** (4.243)	0.410*** (4.230)	0.407*** (4.254)	0.359*** (4.140)	0.360*** (4.163)	0.358*** (4.217)	0.132 (1.456)	0.132 (1.470)	0.129 (1.432)
Lev_t	-0.151*** (-2.618)	-0.152*** (-2.616)	-0.151*** (-2.613)	-0.129*** (-4.290)	-0.131*** (-4.289)	-0.129*** (-4.314)	-0.096*** (-3.445)	-0.096*** (-3.393)	-0.095*** (-3.324)
$Lock_D_t$	1.110** (2.055)			1.252* (1.892)			1.383** (2.074)		
$Lock_B_t$		1.329* (1.767)			0.934 (1.040)			0.959 (1.564)	
$Lock_E_t$			1.575*** (3.423)			1.542** (2.390)			1.660** (2.069)
样本量	7 551	7 551	7 551	6 245	6 245	6 245	5 069	5 069	5 069
调整的 R^2	0.142	0.142	0.142	0.074	0.073	0.073	0.073	0.071	0.072

表6 连锁关系与财务绩效的动态关系
Table 6 Dynamical Relationship between Interlocking Links and Firm Performance

	$\Delta ROA_{i,t+1}$			$\Delta ROS_{i,t+1}$		
	模型(19)	模型(20)	模型(21)	模型(22)	模型(23)	模型(24)
截距	0.115*** (2.724)	0.117*** (2.803)	0.117*** (2.810)	0.518*** (3.389)	0.526*** (3.523)	0.525*** (3.512)
ΔROA_i	-0.223*** (-16.380)	-0.223*** (-16.270)	-0.222*** (-16.190)			
ΔROS_i				-0.237*** (-5.774)	-0.237*** (-5.776)	-0.237*** (-5.755)
$Size_i$	-0.006*** (-3.826)	-0.006*** (-3.840)	-0.006*** (-3.836)	-0.034*** (-5.456)	-0.035*** (-5.531)	-0.034*** (-5.468)
$Growth_i$	0.004*** (3.578)	0.004*** (3.560)	0.004*** (3.530)	0.010 (0.839)	0.010 (0.838)	0.010 (0.842)
$CAPEX_i$	0.015 (0.842)	0.015 (0.815)	0.015 (0.833)	0.007 (0.132)	0.007 (0.116)	0.009 (0.145)
Lev_i	0.053*** (10.577)	0.053*** (10.639)	0.053*** (10.468)	0.279*** (8.660)	0.279*** (8.736)	0.279*** (8.592)
$Lock_D_i$	0.252*** (3.880)			0.894** (2.370)		
$Lock_B_i$		0.356*** (6.072)			1.133*** (3.056)	
$Lock_E_i$			0.201* (1.744)			0.594 (1.212)
样本量	5 732	5 732	5 732	5 732	5 732	5 732
调整的 R^2	0.107	0.108	0.107	0.105	0.105	0.105

质量增加会导致 ROS 的同步增加。这些结论说明,无论是连锁关系数量的变化,还是连锁关系质量的变化,都能显著地引起财务绩效向同方向变动,同时还说明提升绩效是激励中国上市公司构建连锁关系的动因。连锁关系与财务绩效的动态一致性支持 H_2 ,也进一步支持 H_1 。

5.5 连锁关系与公司价值

回归(6)式,结果如表7中模型(25)~(27)所示。模型(25)和(26)检验连锁关系数量对公司价值的影响,在控制行业水平和年度因素之后, $Lock_D_i$ 和 $Lock_B_i$ 都与 Q_i 正相关且在5%的水平上统计显著,说明连锁关系的个数越多,企业的Tobin's Q 越大,支持 H_{3a} 。模型(27)检验连锁关系的质量对公司价值的影响, $Lock_E_i$ 的系数为3.612,在1%的水平上显

著,同样表明连锁关系的质量越高,公司的Tobin's Q 越大,支持 H_{3a} 。上述结论说明,连锁关系具备经济价值,并且投资者认可连锁关系对企业的积极作用,从而提高了其对公司价值的预期。

中国上市公司的股票有流通和非流通之分,非流通股通过竞拍或协议的方式流转。通过竞拍或协议转让的非流通股价格要比同期流通股低,根据Bai等^[28]的研究,按非流通股折价70%计算Tobin's Q ,记为 $(Q70\%)_i$ 。以 $(Q70\%)_i$ 作为因变量重新估计(6)式,结果如表7模型(28)~(30)所示, $Lock_D_i$ 的系数为1.625,在10%的水平上显著, $Lock_B_i$ 的系数不显著, $Lock_E_i$ 的系数为1.019,统计显著。连锁关系与Tobin's Q 显著正相关,说明连锁关系有经济价值,它能提高投资者对企业价值的预期,进一步支持 H_3 。

表7 连锁关系与公司价值
Table 7 Interlocking Links and Firm Values

	Q_t			$(Q70\%)_t$		
	模型(25)	模型(26)	模型(27)	模型(28)	模型(29)	模型(30)
截距	11.691*** (7.982)	11.710*** (7.960)	11.714*** (8.025)	6.786*** (7.872)	6.791*** (7.860)	6.791*** (7.914)
Ind_Q_t	0.570*** (27.962)	0.569*** (27.903)	0.568*** (28.150)			
$Ind_ (Q70\%)_t$				0.563*** (19.955)	0.563*** (20.010)	0.563*** (20.194)
Ind_CI_t	-0.028*** (-6.168)	-0.028*** (-6.244)	-0.028*** (-6.070)	-0.003 (-0.698)	-0.003 (-0.703)	-0.003 (-0.702)
Ind_CR_t	0.143** (2.104)	0.150** (2.174)	0.147** (2.123)	0.100** (2.206)	0.103** (2.224)	0.101** (2.206)
$Liquid_t$	-0.421** (-2.335)	-0.425** (-2.355)	-0.417** (-2.325)	-0.513*** (-5.823)	-0.514*** (-5.853)	-0.512*** (-5.811)
Lev_t	1.076*** (12.941)	1.074*** (12.953)	1.076*** (13.004)	1.046*** (17.889)	1.046*** (17.816)	1.046*** (17.878)
ROA_t	2.113*** (3.443)	2.115*** (3.436)	2.120*** (3.457)	1.168*** (3.576)	1.169*** (3.561)	1.171*** (3.579)
$Size_t$	-0.528*** (-7.536)	-0.528*** (-7.492)	-0.528*** (-7.573)	-0.310*** (-7.480)	-0.310*** (-7.480)	-0.310*** (-7.558)
$Lock_D_t$	1.856** (2.168)			1.625* (1.803)		
$Lock_B_t$		3.179** (2.500)			0.997 (1.094)	
$Lock_E_t$			3.612*** (5.230)			1.019* (1.982)
样本量	7 616	7 616	7 616	7 616	7 616	7616
调整的 R^2	0.472	0.473	0.473	0.494	0.494	0.494

6 结论

本研究从社会网络的视角研究连锁董事对公司财务绩效和公司价值的影响。研究表明,中国企业的财务资源匮乏,并且由于经济转型中的制度缺失,企业经营环境的不确定性和交易成本都更高。连锁关系一方面有助于企业提升适应环境变化的能力,降低交易成本和规避资源约束,从而促进企业经营效率的改进,提高财务绩效。另一方面,连锁企业

之间经过不断的交易逐渐协调,能促进企业长期绩效增长。同时,本研究认为连锁关系具备作为实物期权和无形资产的特征,从而能提高公司价值。

基于1999年至2008年上市公司的连锁董事数据,借鉴网络分析方法分别度量连锁关系的数量和质量。研究表明,无论是连锁关系的数量,还是其质量,都对企业的长期绩效有显著的促进作用,表现为企业连锁关系越多、越重要,其后续三期的资产

收益率和销售利润率就越高。检验连锁关系与财务绩效的动态关系发现,连锁关系的变动会引起企业绩效同向变动,进一步表明连锁关系对企业的积极作用。从投资者角度,企业的连锁关系越多、越重要,Tobin's Q 就越大,说明投资者认可连锁关系对企业绩效的促进作用,即连锁关系有经济价值。研究结果为当前中国对连锁董事与企业绩效之间关系的争论提供了新的证据。本研究设计了测量连锁关系的新变量,并从理论上分析认为,相比于会计数据,公司价值更能反映连锁关系对企业的影响,这一思路可能会消除当前采用中国企业数据研究连锁关系与财务绩效关系的分歧。

连锁董事日趋成为中国企业经营(尤其是上市公司经营)中的普遍现象,截至2008年至少有80.812%的上市公司拥有连锁董事(见表2)。上述研究结论表明,上市公司在任命董事时,不仅要考虑到如何与更多的企业建立联系,更要考虑如何优化自己在关系网络中的位置,获取竞争优势。

本研究认为,在整体上连锁关系有助于企业绩效提高,但不能排除局部存在相反的情况。其次,尽管分析了连锁关系对财务绩效及公司价值的作用过程,但没有检验这些过程的排他性。简而言之,本研究关注连锁关系与财务绩效及公司价值的关系,而缺乏对调解因子和中介因子的考虑,对后两者的研究无疑会加深我们对连锁董事的认识。

参考文献:

- [1] Peng M W, Luo Y. Managerial ties and firm performance in a transition economy: The nature of a micro-macro link [J]. *The Academy of Management Journal*, 2000, 43(3): 486-501.
- [2] Mizuchi M S. What do interlocks do? An analysis, critique, and assessment of research on interlocking directorates [J]. *Annual Review of Sociology*, 1996, 22(4): 271-298.
- [3] 卢昌崇, 陈仕华. 断裂连结重构: 连锁董事及其组织功能 [J]. *管理世界*, 2009(5): 152-165.
Lu Changchong, Chen Shihua. Broken interlock restructure: Interlocking directors and its organize function [J]. *Management World*, 2009(5): 152-165. (in Chinese)
- [4] Burt R S. Cooptive corporate actor networks: A reconsideration of interlocking directorates involving American manufacturing [J]. *Administrative Science Quarterly*, 1980, 25(4): 557-582.
- [5] Kim Y, Cannella A A, Jr. Toward a social capital theory of director selection [J]. *Corporate Governance: An International Review*, 2008, 16(4): 282-293.
- [6] Sarkar J, Sarkar S. Multiple board appointments and firm performance in emerging economies: Evidence from India [J]. *Pacific-Basin Finance Journal*, 2009, 17(2): 271-293.
- [7] 段海艳, 仲伟周. 网络视角下中国企业连锁董事成因分析: 基于上海、广东两地314家上市公司的经验研究 [J]. *会计研究*, 2008(11): 69-75.
Duan Haiyan, Zhong Weizhou. The causes of interlocking directorates in China from the network perspective: An empirical study based on Shanghai and Guangdong [J]. *Accounting Research*, 2008(11): 69-75. (in Chinese)
- [8] 彭正银, 廖天野. 连锁董事治理效应的实证分析: 基于内在机理视角的探讨 [J]. *南开管理评论*, 2008, 11(1): 99-105.
Peng Zhengyin, Liao Tianye. An empirical study on the governance effect of interlocking directorates: Based on an analysis of the inherent mechanism [J]. *Nankai Business Review*, 2008, 11(1): 99-105. (in Chinese)
- [9] Ferris S P, Jagannathan M, Pritchard A C. Too busy to mind the business? Monitoring by directors with multiple board appointments [J]. *The Journal of Finance*, 2003, 58(3): 1087-1111.
- [10] Fich E M, Shivdasani A. Are busy boards effective monitors? [J]. *The Journal of Finance*, 2006, 61(2): 689-724.
- [11] Faleye O. Classified boards, firm value, and managerial entrenchment [J]. *Journal of Financial Economics*, 2007, 83(2): 501-529.
- [12] Ahn S, Jiraporn P, Kim Y S. Multiple directorships and acquirer returns [J]. *Journal of Banking & Finance*, 2010, 34(9): 2011-2026.
- [13] Hsu C Y, Li C A. Stock price reaction to voluntary announcements of independent director appointments: Effect of multiple directorships from Taiwan [J]. *International Research Journal of Finance and Economics*, 2009, 33(1): 101-110.
- [14] Jiraporn P, Kim Y S, Davidson III W N. Multiple directorships and corporate diversification [J]. *Journal of Empirical Finance*, 2008, 15(3): 418-435.
- [15] 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.
Ren Bing, Qu Yuhui, Peng Weigang. Interlocking directorates and firm performance during institutional transition: An empirical study on China [J]. *Nankai Business Review*, 2007, 10(1): 8-15. (in Chinese)
- [16] Luo Y, Chen M. Does guanxi influence firm performance? [J]. *Asia Pacific Journal of Management*, 1997, 14(1): 1-16.
- [17] 张敏, 黄继承. 政治关联、多元化与企业风险: 来自我国证券市场的经验证据 [J]. *管理世界*, 2009(7): 156-164.
Zhang Min, Huang Jicheng. Political ties, diversifica-

- tion and firm risk: Evidence from the Chinese stock market [J]. *Management World*, 2009(7):156-164. (in Chinese)
- [18] Ma Xiaofei, Yao Xiaotao, Xi Youmin. Business group affiliation and firm performance in a transition economy: A focus on ownership voids [J]. *Asia Pacific Journal of Management*, 2006, 23(4):467-483.
- [19] Burris V. Interlocking directorates and political cohesion among corporate elites [J]. *American Journal of Sociology*, 2005, 111(1):249-283.
- [20] Kogut B, Kulatilaka N. Capabilities as real options [J]. *Organization Science*, 2001, 12(6):744-758.
- [21] Gupta M, Fields L P. Board independence and corporate governance: Evidence from director resignations [J]. *Journal of Business Finance & Accounting*, 2009, 36(1/2):161-184.
- [22] Klock M, Megna P. Measuring and valuing intangible capital in the wireless communications industry [J]. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 2000, 40(4):519-532.
- [23] Grewal R, Lilien G L, Mallapragada G. Location, location, location: How network embeddedness affects project success in open source systems [J]. *Management Science*, 2006, 52(7):1043-1056.
- [24] Faust K. Centrality in affiliation networks [J]. *Social Networks*, 1997, 19(2):157-191.
- [25] Bharadwaj A S, Bharadwaj S G, Konsynski B R. Information technology effects on firm performance as measured by Tobin's q [J]. *Management Science*, 1999, 45(7):1008-1024.
- [26] DaDalt P J, Donaldson J R, Garner J L. Will any q do? [J]. *Journal of Financial Research*, 2003, 26(4):535-551.
- [27] Driscoll J C, Kraay A C. Consistent covariance matrix estimation with spatially dependent panel data [J]. *The Review of Economics and Statistics*, 1998, 80(4):549-560.
- [28] Bai C E, Liu Q, Lu J, Song F M, Zhang Junxi. Corporate governance and market valuation in China [J]. *Journal of Comparative Economics*, 2004, 32(4):599-616.

Interlocking Directorate, Financial Performance and Firm Value

Tian Gaoliang, Li Liuchuang, Qi Baolei

School of Management, Xi'an Jiaotong University, Xi'an 710049, China

Abstract: This study analyzed the relationship between interlocking directorate and financial performance, firm value from corporate and investor perspective, by using OLS regressions. Annual connected networks of interlocking directorate were formed using the data of listed firms from the year 1999 to 2008. Based on social network analysis and graph theory, degree centrality and betweenness centrality were taken as the proxy of the quantity of interlocking links, and eigenvector centrality was employed to capture the quality of interlocking directorate. A correlation analysis shows there is a difference between number and quality of interlock links. We find that three centrality measures have positive impact on ROA of listed firms in next three years, the change of ROA is consistent with change of centrality measures. The result is robust to use of return on sales as a proxy of ROA. Further test indicates that there is a positive relationship between centrality measures and Tobin's Q , implying that investors value interlocking directorate. Firm value can reveal the long term growth effect and its economic value to be as the intangible assets and real options.

Keywords: interlocking directorate; centrality; financial performance; Tobin's Q

Received Date: September 13th, 2010 **Accepted Date:** March 21st, 2011

Funded Project: Supported by the National Natural Science Foundation of China (70772110) and the Ministry of Education Social Science Research Foundation of China (08JA630068)

Biography: Dr. Tian Gaoliang, a Shaanxi Fuping native (1965 -), graduated from Xi'an Jiaotong University and is an associate professor in the School of Management at Xi'an Jiaotong University. His research interests include corporate governance, etc. E-mail: LC3945@163.com □