



连锁董事和股价同步性波动： 基于网络视角的考察

李留闯¹, 田高良¹, 马勇², 李彬³

1 西安交通大学 管理学院, 西安 710049

2 长安国际信托股份有限公司, 西安 710075

3 西安交通大学 经济和金融学院, 西安 710049

摘要:在中国上市公司中普遍存在连锁董事的背景下,从公司透明度和趋同性两方面分析连锁董事对公司股价与市场波动之间的关系,采用实证方法进行检验,并进一步分析连锁董事对股价同步性波动的作用机制。以2003年至2010年中国上市公司为样本构建纵列截面数据,借鉴网络分析方法,采用居中中心度、中介中心度和向量中心度度量公司的连锁董事。实证结果表明,拥有连锁董事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一致。进一步研究还发现,在大公司和国有控制公司中,连锁董事通过降低公司透明度增加股价同步性波动;在小公司和非国有控制公司中,连锁董事通过增加公司间的趋同性增加股价同步性波动。研究结论对提高资本市场的效率有重要的政策意义。

关键词:连锁董事; 股价同步性波动; 透明度; 公司网络

中图分类号:F275

文献标识码:A

文章编号:1672-0334(2012)06-0086-15

1 引言

连锁董事是指同时在两家或两家以上的公司担任董事职务的自然人,董事通过交叉任职把公司联系起来形成公司网络,连锁董事和公司分别构成网络的边和节点。作为公司网络的重要组成方式,连锁董事逐渐成为经济学和金融学研究的热点。连锁董事在中国上市公司中极为普遍,约有80%的A股上市公司拥有至少一个连锁董事^[1]。连锁关系不仅是中国传统文化缔造的社会秩序,更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也一直是学术界争论的焦点^[2-4]。

公司间通过连锁董事结成网络,不但作为联合控制企业的手段淡化企业边界,还能作为社会互动结构增强公司间的信息资源共享和行为学习,影响公司的信息披露行为和内容,从而影响公司股价与市场波动之间的同步性。如果连锁董事影响公司股票

价格的形成,导致股价不能真实地反映公司的内在价值,则会降低整个社会的资源配置效率。本研究借助由连锁董事构成的公司网络,分析并实证检验连锁董事是否会导致公司间股价同步性波动存在显著的差异,如果基于连锁董事的公司网络能影响股价的同步性波动,那么这种影响是如何实现的,即公司网络通过什么样的机制影响其成员公司的股价同步性波动。

2 相关研究评述

Roll^[5]发现公司股价波动与市场之间的相关程度很低,市场因素或者说系统风险仅能解释公司股价波动的很小一部分,约20%,他把这归因于市场上存在信息交易者。信息交易者从各种渠道收集公司的独有信息,并据此给公司定价,从而驱动公司股价波动。基于这种信息观的理解,Roll^[5]资本资产定价模型的 R^2 衡量股价同步性波动的程度,较低的 R^2 意味

收稿日期:2012-03-08 修返日期:2012-07-30

基金项目:国家软科学计划项目(2010GX5D262);国家自然科学基金(71102095)

作者简介:李留闯(1986-),男,河南商水人,西安交通大学管理学院博士研究生,研究方向:公司治理和资本市场会计等。E-mail:LC3945@163.com

着股价的信息含量较高。股价是否充分反映公司的独有信息决定着公司是否被合理定价,因而也决定了资源配置的效率,对股价同步性波动的研究逐渐成为热点。Moreck等^[6]研究发现40个国家中,中国上市公司的股价同步性仅低于波兰,他们认为中国这样的新兴经济体缺乏对投资者的有效保护,从而限制了套利投资者挖掘公司信息的收益;Jin等^[7]研究发现透明度是决定股价信息含量的重要因素,进一步解释了新兴经济体股价同步性更高的原因。

在宏观上,新兴经济体的股价同步性更高可以从两个方面解释。①由于新兴市场成立时间较短,不具备高质量的信息披露制度或者执行力度不足^[8-9];②新兴经济体的上市公司,股权相对集中,股权结构通常表现为政府持有、家族控制等一股独大,或者企业集团、系族、交叉持股等联合控制。在这种信息环境下,信息交易者挖掘公司独有信息的成本比在成熟市场更高,但收益更低,因此抑制信息交易者的活动,从而股价不能充分反映公司独有信息^[10]。在微观上,解释新兴经济体股价同步性更高的研究极少,Gul等^[11]针对中国上市公司股价同步性波动进行研究,他们发现存在控股股东以及国有属性会导致公司的股价同步性更高,而外资参股和审计师声誉与股价同步性负相关,并认为这些公司治理特征会影响管理层的披露动机,从而影响套利投资者的信息环境乃至股价的信息含量。总体而言,尽管宏观的证据表明中国股票市场的股价同步性波动较高,但在微观上对股价同步性波动是否在上市公司之间有差别及其决定因素还知之甚少。

连锁董事的网络功能一直受到学者的关注,连锁董事在公司间的协作、行为学习、信息传播和资源共享等方面的功能都得到经验证据的支持。对于连锁董事与股价同步性波动之间的关系,Khanna等^[12]分析另一个新兴经济体智利,他们发现共享董事的两个公司间的股票价格相关性更高,并认为这是因为共享连锁董事的两个公司的基础特征更加趋同。在这个意义上,Khanna等^[12]的研究结论意味着共享董事公司的股票价格会反映更多的共同信息,但还不能说明这两个公司的股票价格是否更少地反映各自的独有信息。所以,依然不清楚连锁董事是否影响股价的信息含量及其对资源配置效率的作用。

本研究主要考察连锁董事对公司股价波动和市场波动之间一致性的影响及其作用机制。与Gul等^[11]的研究不同,本研究没有采用公司治理-披露动机-股价同步性波动的分析逻辑(这一逻辑实际上是在假设透明度一致的情况下检验公司治理强度对股价同步性波动的影响),而是从公司网络的角度更直接地考虑公司的透明度以及公司间趋同性对股价同步性的影响。Jin等^[7]的理论模型认为公司在完全透明的情况下,对投资者保护不完美不会造成股价同步性增加,因为投资者能清晰了解公司的现金流;而在不完全透明的情况下,外部投资者同样能观察到所有的系统风险,但只能了解部分公司的独有

风险,所以股价中系统风险的成分增多,波动与市场波动更一致。根据这种理解,本研究分析并检验公司网络是否会导致公司透明度降低,以致弱化了股价的信息含量。同时,与Khanna等^[12]的研究也不同,他们仅仅研究由于共享连锁董事导致的两公司之间的股价相关性,即公司间的趋同性,本研究更关注这种趋同性对股价信息含量的影响。更进一步地,本研究探讨公司网络在不同类型公司对股价同步性波动的作用机制。

3 理论分析和假设

在世界范围内,连锁董事都是联合控制企业的重要方式,而以关系型社会为特点的中国,上市公司间的连锁董事更为普遍。目前可比较的统计数据中,截至2008年,中国有超过80%的上市公司拥有至少1位连锁董事,而且有不断上升的趋势^[11],这一比率远远高于智利,智利在1996年的457个上市公司中仅有116个公司有连锁董事,约为25%^[12];也高于另一个同样以关系型社会为特征的发达经济体意大利,意大利在2008年282个上市公司中有206个在连锁董事公司网络中,约为73%^[13]。因此在中国上市公司中,连锁董事可能是引致各种经济行为的基础特征。本研究认为连锁董事可能通过两种不同的机制影响股价同步性波动,一是通过连锁董事,公司间组成企业网络,淡化了企业边界,导致透明度降低,因此外部的套利投资者获取公司独有信息的成本更高;二是同一网络中的公司由于连锁董事关系而更增进协作,如行为学习、共享信息和资源等,从而它们的基础特征趋同,导致公司信息中“个性”的成分减少。尽管两种效应都能提高公司股价波动与市场波动之间的同步性,但经济含义不同,前者会导致公司股价与内在价值偏离,降低资源的配置效率,而后者导致公司的差异化减少,弱化了抵御风险的能力。两种效应可能同时存在,但重要性程度还有待实证检验。

透明度的效应源于公司网络对制度缺失的补偿。在新兴市场中,交易制度还在不断调整进化,它不完美并且变化频繁,这导致合约交易的不确定和交易成本比在成熟市场中更高。制度建设不能一蹴而就,唯一的补偿手段是把基于正式合约的交易转化成基于关系的交易,交易双方的私交关系可以有效地抑制交易中的机会主义行为,这一点在中国的商业实践中尤为重要。连锁董事能提升所连接公司高管间的私交关系^[14],不仅有助于彼此信任,简化交易手续,还有利于稳固交易关系,降低交易成本和不确定性。更重要的是,尽管连锁董事可能是为交易的目的而构建的,关系网络一旦建立,彼此从交易中获益,交易就会持续,它遏制了公司寻找网络外新交易伙伴的动机,从而变成一个排外的封闭网络^[15]。Khanna等^[12]分析智利数据发现,连锁董事比其他联合控制方式(如家族控制等)在扩大企业边界上的效应更显著。公司在网络内的关系交易取代市场交易,各个公司的边界淡化,并被网络边界取代,公司

信息在网络内部流转,外部的套利投资者获取公司独有信息的成本更高,限制了套利交易者的交易活动,从而导致公司股价波动与市场波动更一致,信息含量降低。

趋同性效应源于连锁董事的信息角色,如作为信息传播、资源共享和行为学习等的渠道。对连锁董事的信息角色研究可以追溯到 Useem^[16],他发现连锁董事能在公司网络中扫描挖掘商业信息。大量的实证研究表明连锁董事的传播信息和行为学习功能,Davis^[17]的反收购的经典研究明确指出,连锁董事能加速信息传播和行为学习;Economides^[18]发现,连锁董事关联的企业间在新技术的应用上有显著的模仿行为。连锁董事的信息角色还体现在会计腐败行为的传播,学习其他公司行为和战略,如投资决策、并购、上市选择、期权激励计划^[19-21]等。这些信息共享和行为学习会导致公司间在管理和基础特征方面的趋同,并降低公司间所披露信息的差异化,两公司间会因连锁董事关系而股价波动更同步。因此可以预期,当公司网络能覆盖大部分市场时,公司股价与市场之间的波动会更一致。综上所述,本研究提出假设。

H 其他情况相同时,连锁董事会增加公司股价与市场之间的波动一致性。

无论是从透明度还是趋同性角度,上述分析都表明,公司拥有连锁董事会导致更高的股价同步性波动,但这两种效应在不同的公司间是否有差别,本研究认为这取决于连锁董事和公司特征的共同影响。连锁董事在公司间可能执行着多种职能,如从公司角度可能服务于共谋、合作、监督和提升声誉的需要,从董事个人角度可能出于推进职业地位的动机,而在社会层面则是特殊阶层-商业领袖的聚集方式^[1]。不同类型公司对连锁董事职能的使用可能不同,Fahlenbrach等^[22]认为信息不对称更高的公司会选择连锁董事作为信号传递的工具;同样采用美国的数据,Baysinger等^[23]发现连锁董事有提高小公司业绩的作用;Fligstein等^[24]却报告在大公司中连锁董事数量与绩效成反比。连锁董事在不同类型公司中的不同职能可能是产生这些冲突证据的原因,因此连锁董事到底是降低公司的透明度还是增加公司间的趋同性可能取决于公司对连锁董事不同职能的需求。如与大公司相比,小公司需要获取更先进的技术和管理,会侧重连锁董事的信息角色;而非国有公司相比,国有公司的所有权不明确,更需要连锁董事的控制功能进行企业间的联合控制,弥补所有权缺失造成的负面经济后果,从而导致公司透明度降低。这些对连锁董事职能的不同需求决定了连锁董事对股价同步性波动的作用机制,本研究将在下文进一步实证检验。

4 变量、研究方法和数据

4.1 股价同步性波动

根据 Morck 等^[6]的研究,用市场模型的 R^2 度量股

价同步性波动。对只发行 A 股的公司、同时发行 A 股和 B 股的公司以及同时发行 A 股和 H 股的公司,本研究分别按公司年度估计如下回归。

$$Ret_{i,k} = \alpha + \beta_1 AMRet_k + \beta_2 WMRet_k + v_{i,k} \quad (1a)$$

$$Ret_{i,k} = \alpha + \beta_1 AMRet_k + \beta_2 BMRet_k + \beta_3 WMRet_k + v_{i,k} \quad (1b)$$

$$Ret_{i,k} = \alpha + \beta_1 AMRet_k + \beta_2 HMRet_k + \beta_3 WMRet_k + v_{i,k} \quad (1c)$$

其中, $Ret_{i,k}$ 为公司 i 在交易日 k 的日收益率; $AMRet_k$ 为 A 股市场在交易日 k 的日市值加权收益率; $BMRet_k$ 为 B 股市场在交易日 k 的日市值加权收益率; $HMRet_k$ 是香港股票市场在交易日 k 的日市值加权收益率; 考虑到中国股市的开放会受到世界市场的影响,加入 $WMRet_k$, 其为 MSCI 世界股市指数的收益率; $v_{i,k}$ 为随机因素; α 为截距项; β_1 , β_2 和 β_3 为估计系数。对于每个公司年,本研究要求至少有 200 个有效交易日估计 (1a) 式~ (1c) 式。

$$Synch_{i,t} = \log \frac{R_{i,t}^2}{1 - R_{i,t}^2} \quad (2)$$

其中, $Synch_{i,t}$ 为公司 i 在年度 t 的股价同步性波动,其值越大,股价同步性越高; $R_{i,t}^2$ 为 (1a) 式~ (1c) 式的拟合值,对其做对数变换,把 $[0,1]$ 之间的数值扩展到正负无穷。

4.2 连锁董事网络度量

公司连锁董事的差异会导致公司的网络位置不同。网络位置是一个多维度的概念,Grewal 等^[25]梳理了网络位置的各种定义并归纳为 3 类,即结构嵌入、连接嵌入和位置嵌入,采用社会网络分析中的中心度概念进行度量,分别为居中中心度、中介中心度和向量中心度。为表述方便,用 A_m 表示 n 个公司构成网络的邻接矩阵,如果公司 i 和公司 j 共享董事或 CEO, $A_{ij} = 1$, 否则 $A_{ij} = 0$, 并且 $A_{ii} = 0$ 。本研究首先考察一个公司是否嵌入网络,用 $Lock$ 表示,如 (3a) 式;然后借鉴 Grewal 等^[25]的研究测量该公司的网络位置,即结构嵌入、连接嵌入和位置嵌入,分别用 $Degree$ 、 $Betw$ 和 $Eigen$ 表示,具体如 (3b) 式~ (3c) 式。

$$\text{如果 } \sum_{j=1}^n A_{ij} > 0, Lock_i = 1; \text{ 否则 } Lock_i = 0 \quad (3a)$$

$$Degree_i = \frac{\sum_{j=1}^n A_{ij}}{n-1} \quad (3b)$$

$$Betw_i = \frac{\sum_{j < k} \frac{g_{jk}(i)}{g_{jk}}}{(n-1)(n-2)} \quad (3c)$$

$$Eigen_i = \frac{\frac{1}{\rho} \sum_{j=1}^n (A_{ij} Eigen_j)}{Eigen_m} \quad (3d)$$

其中, $Degree_i$ 为第 i 个公司的居中中心度; $Betw_i$ 为第 i 个公司的中介中心度; g_{jk} 为连接公司 j 和公司 k 的最短路径数量; $g_{jk}(i)$ 为连接公司 j 和公司 k , 并且经过公司 i 的最短路径数量; $Eigen_i$ 为第 i 个公司的向量中心度, 它与所连接公司的向量中心度之和呈一定比例, 用标量 ρ 表示。利用特征值 - 特征向量公式求解 n 个公式组成的线性方程组, 可得到一组特征值和相应的特征向量。依据图论理论, 令 ρ 为最大的特征值, 其对应特征向量的元素全部为正数, 即为 n 个公司向量中心度的集合; n 个公司构成的网络中, $(n-1)$ 为居中中心度可能的最大值, $\frac{(n-1)(n-2)}{2}$ 为中介中心度可能的最大值, $Eigen_m$ 为向量中心度可能的最大值, 除以最大值做标准化处理, 消除因网络规模导致的不可比。

为综合考虑网络位置的 3 个中心度, 定义 Net 为

$$Net_i = Degree_i + Betw_i + Eigen_i \quad (3e)$$

其中, Net_i 为公司 i 在公司网络中的中心性, 其值越大, 公司在网络中嵌入的越紧密。本研究采用 $Lock$ 和 Net 作为网络位置的代理变量。

4.3 计量模型

为检验公司的连锁董事对股价同步性波动的影响, 本研究估计如下基本模型。

$$Synch_{i,t} = \lambda_0 + \lambda_1 Network_{i,t} + Controls_{i,t} + Industry_{i,t} + Year_t + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

其中, 对于公司 i 和年度 t , $Network$ 为公司的网络位置, 包括 $Lock$ 和 Net , 如 (3a) 式 ~ (3e) 式; $Controls$ 为控制变量集合, 借鉴 Gul 等^[11] 的研究, 本研究选取规模、交叉上市和国有持股等, 具体定义见表 1; $Industry$ 和 $Year$ 分别控制行业和年度固定效应, 下同; ε 为随机项; λ_0 为常数项, λ_1 为估计系数。

表 1 变量定义
Table 1 Variable Definitions

变量名	变量定义
<i>Kurtosis</i>	股票日残差收益率的峰度
<i>Crash</i>	股票日残差收益率低于年度平均值 3.2 个标准差的交易天数与总交易天数之比
<i>SIGMA</i>	股票日收益率的方差
<i>YRet</i>	公司股票的年收益率
<i>Hshare</i>	虚拟变量, 如果公司同时发行 A 股和 H 股, $Hshare = 1$, 否则 $Hshare = 0$
<i>Bshare</i>	虚拟变量, 如果公司同时发行 A 股和 B 股, $Bshare = 1$, 否则 $Bshare = 0$
<i>Big4</i>	虚拟变量, 如果公司的审计师是“四大”, $Big4 = 1$, 否则 $Big4 = 0$
<i>TRD</i>	年股票交易量与年末总股数之比的自然对数
<i>Size</i>	公司年末权益市场价值的自然对数
<i>MtB</i>	公司年末权益市场价值与账面价值之比
<i>LEV</i>	长期负债与资产总额之比
<i>ROA</i>	息税前利润与资产总额之比
<i>ROAstd</i>	公司最近 5 年(至少 3 年) <i>ROA</i> 的方差
<i>Indnum</i>	行业内公司数目的自然对数
<i>State</i>	虚拟变量, 如果公司股份中有国有股, $State = 1$, 否则 $State = 0$
<i>Top</i>	公司第一大股东的持股百分比
<i>SOE</i>	国有控制状态, 如果公司直接或间接地被各级政府控制, $SOE = 1$, 否则 $SOE = 0$
<i>TA</i>	公司期末总资产的自然对数
<i>Age</i>	公司的上市年龄
<i>Dirnum</i>	董事和 CEO 的人数合计
<i>Dircom</i>	薪酬最高的前三位董事平均薪酬的自然对数
<i>East</i>	虚拟变量, 公司办公地为东部沿海, $East = 1$, 否则 $East = 0$, 依据《中国统计年鉴》划分
<i>West</i>	虚拟变量, 公司办公地为西部地区, $West = 1$, 否则 $West = 0$, 依据《中国统计年鉴》划分

4.4 样本和数据

本研究采用2003年至2010年的上市公司为样本,所有数据都从CSMAR抽取。对于计算公司的网络位置,首先提取出所有董事和CEO的姓名、年龄、性别和简历,然后手工区分出同名不同人的董事和CEO,整理出董事和CEO的任职情况,分年度构建矩阵 A_{nn} 。从CSMAR中共获得12 598个观测值,依次剔除创业板公司、金融行业公司和数据不全的公司,得到10 578个观测值。

5 实证结果和分析

5.1 描述性统计

表2给出主要变量的统计性描述。就总体而言, R^2 均值为0.371,表明市场风险能解释平均37.100%的公司股价变动。 $Lock$ 的均值为0.829,说明有82.900%的样本公司至少拥有一位连锁董事,意味着由连锁董事构成的网络覆盖了绝大部分市场。 Net 的中位数为0.396,均值为1.528,呈右偏分布。公司股票年收益率的中位数为0.090,日收益率方差的均值为0.025。其余变量的描述不再赘述。

5.2 公司的网络位置和股价同步性波动

(4)式的估计结果如表3所示,(1)列采用 $Lock$ 为自变量,(2)列采用 Net 为自变量,(3)列采用 $Degree$ 为自变量,(4)列采用 $Betw$ 为自变量,(5)列采用 $Eigen$ 为自变量,为控制异方差和序列相关问题,所有估计模型都采用异方差稳健的标准误计算推断统计量,并按公司聚类。

在控制变量中,股票年收益率、发行多种股票(B股或H股)和市账比的系数都显著为负,说明公司股票收益率越高、交叉上市、成长性越好,公司股价波动和市场波动越不一致;公司交易量越大、股权越集中、规模越大、审计质量越高,其股价波动和市场波动越一致;盈利的波动性和所处行业的竞争程度与股价同步性波动不相关。这些结果与Gul等^[11]的研究结果基本一致,后文不再赘述。

$Lock$ 的估计系数为0.053,在5%的统计水平上显著,说明拥有连锁董事的公司股价波动与市场波动之间的同步性程度更高; Net 的估计系数为0.008,在1%的水平上显著,表明公司在网络中镶嵌的越紧密,公司的股价波动与市场波动更一致。网络位置的3个维度居中中心度、中介中心度和向量中心度的估计系数都为正,且至少在10%的统计水平上显著。这些证据都符合本研究对连锁董事关于股价波动同步性影响的预期。

5.3 稳健性检验

本研究分别从变量、估计方法和内生性矫正等方面考虑上文基本估计结果的稳健性,稳健性检验结果见表4和表5。

首先,如描述性统计分析所述, Net 呈右偏分布,OLS估计可能导致推断统计量偏误。作为一个可选择的纠正,采用中位数回归重新估计(4)式,如表4中(1)列和(2)列所示。 $Lock$ 和 Net 的估计系数都为正

值,且在1%水平上显著,与表3的结果一致。

表2 主要变量的描述性统计

Table 2 Descriptive Statistics of Key Variables

	$\frac{1}{4}$ 分位数	中位数	$\frac{3}{4}$ 分位数	均值	标准差
R^2	0.277	0.372	0.468	0.371	0.143
$Synch$	-0.961	-0.526	-0.130	-0.605	0.764
$Lock$	1.000	1.000	1.000	0.829	0.377
Net	0.076	0.396	1.271	1.528	3.629
$Crash$	0.000	0.004	0.005	0.004	0.007
$Kurtosis$	3.912	4.845	6.313	6.145	7.129
$SIGMA$	0.019	0.024	0.029	0.025	0.010
$YRet$	-0.268	0.090	1.010	0.474	1.118
$Hshare$	0.000	0.000	0.000	0.028	0.165
$Bshare$	0.000	0.000	0.000	0.064	0.244
$Big4$	0.000	0.000	0.000	0.074	0.262
TRD	6.962	7.781	8.452	7.670	0.973
$Size$	9.073	9.366	9.710	9.419	0.477
MtB	1.522	2.483	4.261	3.369	3.956
LEV	0.007	0.042	0.129	0.092	0.126
ROA	0.012	0.040	0.082	0.044	0.106
$ROAstd$	0.017	0.033	0.066	0.128	4.016
$Indnum$	1.813	1.987	2.170	1.985	0.287
$State$	0.000	1.000	1.000	0.638	0.481
Top	25.250	35.640	50.300	37.922	16.098
SOE	0.000	1.000	1.000	0.590	0.492
TA	8.994	9.286	9.609	9.323	0.502
Age	10.000	13.000	14.000	11.839	3.792
$Dirnum$	9.000	10.000	11.000	10.256	2.074
$Dircom$	11.414	12.086	12.706	11.777	2.135

其次,为消除异常值的影响,本研究把所有的连续变量分年度在1%和99%的分位数上做Winsorized处理,然后重新估计(4)式,如表4中(3)列和(4)列所示。同样地,作为另一种选择,本研究采用股票周收益率数据计算 $Synch$,要求每个公司每年至少有30个周的有效数据,因此减少了53个观测值,重新估计的结果如表4中(5)列和(6)列所示。所有的估计结果并没有改变表3的结论。

表3 连锁董事和股价同步性波动的关系
Table 3 Relationship between Interlocking Directorates and Stock Price Synchronicity

	因变量: <i>Synch</i>				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
截距	-3.754*** (-10.370)	-3.673*** (-10.072)	3.661*** (-10.114)	-3.709*** (-10.161)	-3.685*** (-10.102)
<i>Lock</i>	0.053** (2.165)				
<i>Net</i>		0.008*** (3.879)			
<i>Degree</i>			0.194*** (3.642)		
<i>Betw</i>				0.038* (1.884)	
<i>Eigen</i>					0.009*** (3.850)
<i>YRet</i>	-0.213*** (-11.094)	-0.212*** (-10.988)	-0.212*** (-10.991)	-0.213*** (-11.062)	-0.212*** (-11.000)
<i>Hshare</i>	-0.122** (-2.166)	-0.121** (-2.142)	-0.122** (-2.164)	-0.122** (-2.162)	-0.121** (-2.139)
<i>Bshare</i>	-0.104*** (-2.750)	-0.117*** (-3.013)	-0.112*** (-2.926)	-0.105*** (-2.756)	-0.116*** (-3.000)
<i>Big4</i>	0.147*** (4.077)	0.138*** (3.856)	0.140*** (3.872)	0.144*** (3.961)	0.139*** (3.874)
<i>TRD</i>	0.066*** (4.348)	0.068*** (4.452)	0.068*** (4.420)	0.067*** (4.362)	0.069*** (4.450)
<i>Size</i>	0.309*** (8.836)	0.304*** (8.636)	0.300*** (8.566)	0.308*** (8.753)	0.305*** (8.678)
<i>MtB</i>	-0.037*** (-8.721)	-0.037*** (-8.700)	-0.037*** (-8.744)	-0.037*** (-8.782)	-0.037*** (-8.700)
<i>ROAstd</i>	-0.006 (-1.124)	-0.006 (-1.117)	-0.006 (-1.124)	-0.006 (-1.116)	-0.006 (-1.115)
<i>Indnum</i>	0.065 (1.313)	0.060 (1.224)	0.062 (1.250)	0.064 (1.233)	0.060 (1.220)
<i>State</i>	0.021 (1.050)	0.023 (1.144)	0.020 (0.997)	0.022 (1.100)	0.023 (1.158)
<i>Top</i>	0.003*** (4.481)	0.003*** (4.570)	0.003*** (4.560)	0.003*** (4.510)	0.003*** (4.560)
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Industry</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>adj. R²</i>	0.331	0.331	0.331	0.330	0.331
样本量	10 578	10 578	10 578	10 578	10 578

注:括号内的数据为T值;*为在10%水平上显著(双尾),**为在5%水平上显著(双尾),***为在1%水平上显著(双尾),下同。

表4 连锁董事效应的稳健性检验
Table 4 Robust Testes of the Effect of Interlocking Directorates

	中位数回归		Winsor 数据回归		周收益率数据回归	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
截距	-2.675*** (-13.000)	-2.648*** (-12.800)	-3.583*** (-11.194)	-3.501*** (-10.862)	-2.678*** (-8.609)	-2.578*** (-8.200)
Lock	0.042*** (2.662)		0.045** (1.968)		0.033* (1.816)	
Net		0.007*** (3.916)		0.008*** (3.914)		0.010*** (4.020)
YRet	-0.160*** (-18.006)	-0.161*** (-18.120)	-0.186*** (-13.332)	-0.184*** (-13.276)	-0.162*** (-10.535)	-0.160*** (-10.424)
Hshare	-0.145*** (-3.661)	-0.144*** (-3.642)	-0.118*** (-2.110)	-0.116** (-2.070)	-0.028 (-0.460)	-0.026 (-0.429)
Bshare	-0.144*** (-5.700)	-0.158*** (-6.200)	-0.104*** (-2.825)	-0.117*** (-3.107)	0.032 (0.906)	0.014 (0.400)
Big4	0.080*** (3.046)	0.079*** (2.988)	0.149*** (4.178)	0.139*** (3.952)	0.140*** (3.245)	0.129*** (3.057)
TRD	-0.011 (-1.036)	-0.009 (-0.876)	0.059*** (3.972)	0.061*** (4.050)	0.017 (1.536)	0.016 (1.624)
Size	0.218*** (12.400)	0.215*** (12.132)	0.290*** (8.773)	0.284*** (8.554)	0.175*** (5.102)	0.166*** (4.823)
MtB	-0.056*** (-34.173)	-0.055*** (-33.126)	-0.036*** (-9.040)	-0.036*** (-9.044)	-0.031*** (-7.888)	-0.031*** (-7.880)
ROAstD	-0.002 (-1.357)	-0.002 (-1.264)	-0.005 (-1.127)	-0.005 (-1.122)	-0.005* (-1.667)	-0.005* (-1.658)
Indnum	0.038 (1.419)	0.042 (1.560)	0.054 (1.110)	0.049 (1.020)	0.047 (1.134)	0.041 (1.004)
State	0.012 (0.858)	0.014 (1.025)	0.018 (0.940)	0.020 (1.018)	0.012 (0.566)	0.012 (0.582)
Top	0.001*** (2.964)	0.001*** (3.355)	0.003*** (4.700)	0.003*** (4.788)	0.003*** (4.300)	0.003*** (4.410)
Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	10 578	10 578	10 578	10 578	10 525	10 525
adj. [Pseudo]R ²	[0.210]	[0.210]	0.337	0.338	0.278	0.279

表5 因果关系的稳健性检验
Table 5 Robust Tests for Causation

	差分模型		滞后自变量	
	(1)	(2)	(3)	(4)
截距	-3.779***(-20.661)	-3.698***(-20.128)	-3.781***(-11.145)	-3.736***(-10.966)
<i>Lock</i>	0.053***(3.241)			
<i>Lock_lag</i>			0.049** (2.187)	
<i>Net</i>		0.008***(4.756)		
<i>Net_lag</i>				0.006** (2.514)
<i>YRet</i>	-0.213***(-22.906)	-0.212***(-22.778)	-0.213***(-11.054)	-0.212***(-11.050)
<i>Hshare</i>	-0.122***(-2.970)	-0.121***(-2.943)	-0.124**(-2.192)	-0.124**(-2.204)
<i>Bshare</i>	-0.104***(-3.952)	-0.117***(-4.421)	-0.104***(-2.755)	-0.110***(-2.860)
<i>Big4</i>	0.147***(5.373)	0.138***(5.020)	0.148***(4.083)	0.141***(3.920)
<i>TRD</i>	0.069*** (6.936)	0.067*** (7.002)	0.070*** (4.348)	0.066*** (4.414)
<i>Size</i>	0.309*** (16.844)	0.304*** (16.526)	0.309*** (8.812)	0.308*** (8.759)
<i>MtB</i>	-0.037***(-21.350)	-0.037***(-21.366)	-0.037***(-8.710)	-0.037***(-8.700)
<i>ROAstd</i>	-0.006***(-3.747)	-0.006***(-3.721)	-0.006(-1.122)	-0.006(-1.113)
<i>Indnum</i>	0.065** (2.311)	0.060** (2.145)	0.065 (1.327)	0.062 (1.256)
<i>State</i>	0.021 (1.494)	0.023 (1.623)	0.021 (1.056)	0.023 (1.140)
<i>Top</i>	0.003*** (6.940)	0.003*** (7.050)	0.003*** (4.500)	0.003*** (4.520)
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Industry</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>adj. R²</i>	0.331	0.331	0.330	0.331
样本量	10 578	10 578	10 578	10 578

再次,考虑内生性的问题。首先要确认两者之间是因果关系,而非逆向的因果关系。采用差分模型和滞后自变量的估计结果能解决这种内生性问题,表5的(1)列和(2)列给出差分模型的估计结果,(3)列和(4)列给出用*Lock_lag*和*Net_lag*作为自变量的回归结果,它们分别是滞后一期的*Lock*和*Net*,4个估计系数都为正,且至少在5%的统计水平上显著。这些证据表明,公司的网络位置与股价同步性波动之间正相关并非是由逆向的因果关系引起的。

考虑到连锁董事并非是内生的,而是取决于公司的基础特征,本研究设计一个两阶段的模型。第一步,构建一个预测模型,用公司的基础特征解释公司拥有连锁董事的概率和网络位置,分离出预测值和残差,后者即为不能被公司基础特征解释的连锁董事发生概率和网络位置。第二步,用未被解释的

部分作为自变量重新估计(4)式。如果未被公司基础特征解释的连锁董事对股价同步性波动的影响不显著,说明连锁董事仅仅是公司基础特征的一个复合代理变量,其本身并不具备经济意义;否则,说明连锁董事至少是部分外生的,并且会导致股价波动与市场波动更一致。借鉴段海燕等^[26]的研究,本研究同时考虑公司的国有性质、股权集中度、规模、上市时间、董事会规模、董事薪酬和公司的办公位置等影响连锁董事的因素,构建以下预测模型。

$$\begin{aligned}
 Network_{i,t} = & \varphi_0 + \varphi_1 TA_{i,t} + \varphi_2 SOE_{i,t} + \varphi_3 Age_{i,t} + \\
 & \varphi_4 Dirnum_{i,t} + \varphi_5 Dircom_{i,t} + \varphi_6 Top_{i,t} + \\
 & \varphi_7 East_{i,t} + \varphi_8 West_{i,t} + Industry_{i,t} + \\
 & Year_t + \tau_{i,t}
 \end{aligned}
 \tag{5}$$

其中, φ_0 为常数项, $\varphi_1 \sim \varphi_8$ 为估计系数; $\tau_{i,t}$ 为随机项。其他变量定义如表1。

表6给出上述检验程序的估计结果,由于新增了公司年龄和董事薪酬变量,样本量减少到10 200。对于*Lock*、公司规模、国有控制、董事会规模和东部的估计系数为正且统计显著,表明具备这些特征的公司更容易拥有连锁董事,而董事平均薪酬越高和股权越集中的公司拥有连锁董事的几率越低。由于*Lock*是虚拟变量,本研究在第二步中没有纳入第一步回归的残差,而是采用 Heckman 程序,计算逆米尔斯比(λ),将其纳入到第二阶段回归,纠正选择

性偏差。第二阶段中,*Lock*的估计系数为1.890,在1%的水平上显著,如表6的(1)列所示。对于*Net*,相似地,它与公司规模、上市年龄、董事会规模和东部正相关;第二步中纳入未被解释的网络位置(*Net_unexp*),它的系数为0.004,在10%的统计水平上显著,如表6的(2)列所示。这些证据表明,连锁董事至少是部分外生的,剔除能被公司基础特征解释的部分,公司的连锁董事状态和网络位置仍然能显著地解释其股价的同步性波动。

表6 内生性的再检验
Table 6 Endogenous Characteristics Retests

	(1)		(2)	
	Prob (<i>Lock</i>)	<i>Synch</i>	<i>Net</i>	<i>Synch</i>
截距	-2.603***(-7.064)	-3.752***(-14.878)	-11.181***(-14.812)	-3.491***(-10.245)
<i>SOE</i>	0.120**(2.000)		0.001(0.020)	
<i>TA</i>	0.300*** (8.344)		1.035*** (12.837)	
<i>Age</i>	0.003(0.610)		0.101*** (10.134)	
<i>Dirnum</i>	0.097*** (11.574)		0.185*** (10.232)	
<i>Dircom</i>	-0.012*(-1.720)		-0.066***(-3.919)	
<i>East</i>	0.079*(1.887)		0.832*** (9.511)	
<i>West</i>	0.038(0.788)		-0.139(-1.233)	
<i>Top</i>	-0.346***(-2.834)	0.003*** (6.060)	-0.002(-1.006)	0.003*** (4.242)
<i>YRet</i>		-0.206***(-19.674)		-0.216***(-11.170)
<i>Hshare</i>		-0.132***(-2.612)		-0.122***(-2.107)
<i>Bshare</i>		-0.121***(-3.788)		-0.108***(-2.712)
<i>Big4</i>		0.134*** (4.047)		0.145*** (3.856)
<i>TRD</i>		0.068*** (5.656)		0.068*** (4.232)
<i>Size</i>		0.122*** (4.512)		0.307*** (8.689)
<i>MtB</i>		-0.032***(-16.843)		-0.036***(-8.443)
<i>ROAstd</i>		-0.005***(-2.934)		-0.006(-1.100)
<i>Indnum</i>		0.076** (2.433)		0.072 (1.462)
<i>State</i>		-0.012(-0.713)		0.022 (1.088)
<i>lamda</i>		-1.049***(-13.140)		
<i>Lock</i>		1.890*** (13.221)		
<i>Net_unexp</i>				0.004*(1.814)
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Industry</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>adj. [pseudo] R²</i>	[0.094]	0.330	0.076	0.334
样本量	10 200	10 200	10 200	10 200

6 连锁董事的作用机制

本研究的基本回归分析和稳健性检验表明,公司拥有连锁董事导致股价波动与市场波动之间更一致,公司嵌入网络越紧密,股价同步性波动更高。但依旧不清楚连锁董事对股价同步性波动的影响是通过何种机制产生的,即连锁董事是造成公司更不透明还是公司间更趋同。本研究探索性分析这两种效应在国有控制和非国有控制公司以及不同规模公司之间是否存在差别。首先,按公司的期末资产总额是否大于该年度样本的中位数把样本分为大公司和小组,分别检验连锁董事对公司透明度的影响。其次,在控制公司的透明度后,分组检验连锁董事对股价波动同步性的影响,如(6a)式和(6b)式。同样的程序也适用于公司国有控制状态分组。综合考虑这两个步骤的结论,可以探索出连锁董事对股价波动同步性的作用机制。

$$Crash_{i,t} = \theta_0 + \theta_1 Network_{i,t} + Controls_{i,t} + Industry_{i,t} + Year_t + \psi_{i,t} \quad (6a)$$

$$Synch_{i,t} = \lambda_0 + \lambda_1 Network_{i,t} + \lambda_2 Crash_{i,t} + Controls_{i,t} + Industry_{i,t} + Year_t + \eta_{i,t} \quad (6b)$$

其中, θ_0 和 λ_0 为常数项, θ_1 、 λ_1 和 λ_2 为估计系数, $\psi_{i,t}$ 和 $\eta_{i,t}$ 为随机项;对于公司 i 和年度 t , $Crash$ 表示公司股价的崩溃风险,取(1a)式~(1c)式的残差 $v_{i,k}$ 做连续复利收益转换, $\ln(1 + v_{i,k})$ 记为日残差收益率, $Crash$ 值越大,公司透明度越低。Jin 等^[7] 已经证实透明度与股价崩溃风险之间存在反向关系,因此将 $Crash$ 作为公司透明度的代理。

表7的 Panel A 给出(6a)式按公司规模分组回归的结果。对于大公司, $Lock$ 和 Net 系数显著为正,说明公司拥有连锁董事会导致透明度降低,但这种效应在小公司中不存在。这一结果表明公司规模不同,连锁董事的作用也不同。

表7 连锁董事效应和公司规模
Table 7 Effect of Interlocking Directorates and Enterprise Size

Panel A	全样本		小公司		大公司	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
截距	0.004*** (6.078)	0.004*** (5.589)	0.003*** (3.400)	0.003*** (3.352)	0.003*** (2.880)	0.003** (2.294)
Lock		0.001** (2.440)		0.001 (0.114)		0.001*** (2.900)
Net	0.001* (1.732)		0.001 (0.344)		0.001* (1.901)	
MtB	-0.001** (-2.583)	-0.001** (-2.572)	-0.001 (-1.020)	-0.001 (-1.022)	-0.001** (-2.424)	-0.001** (-2.483)
LEV	0.001 (0.822)	0.001 (0.754)	-0.004*** (-7.143)	-0.004*** (-7.112)	0.003 (1.600)	0.003 (1.601)
ROA	0.001 (1.355)	0.001 (1.348)	0.001 (0.166)	0.001 (0.172)	0.001 (0.667)	0.001 (0.633)
YRet	-0.001*** (-3.874)	-0.001*** (-3.889)	-0.001*** (-4.088)	-0.001*** (-4.143)	-0.001*** (-3.234)	-0.001*** (-3.230)
SIGMA	-0.045*** (-2.960)	-0.046*** (-3.011)	-0.026** (-2.235)	-0.026** (-2.232)	0.006 (0.223)	0.005 (0.172)
Kurtosis	0.001*** (4.290)	0.001*** (4.340)	0.001*** (3.060)	0.001*** (3.035)	0.001*** (2.845)	0.001*** (2.862)
Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	10 578	10 578	4 799	4 799	5 779	5 779
adj. R ²	0.092	0.092	0.166	0.166	0.086	0.087

续表 7

Panel B	全样本		小公司		大公司	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
截距	-3.749*** (-10.332)	-3.668*** (-10.040)	-4.300*** (-6.060)	-4.265*** (-5.956)	-0.658* (-1.774)	-0.588 (-1.570)
<i>Lock</i>	0.053** (2.178)		0.103*** (2.974)		-0.017 (-0.625)	
<i>Net</i>		0.008*** (3.845)		0.014** (2.120)		0.005 (1.600)
<i>Crash</i>	10.386*** (2.644)	10.306*** (2.601)	9.632** (2.331)	9.730** (2.367)	10.678*** (4.630)	10.657*** (4.619)
<i>YRet</i>	-0.212*** (-11.056)	-0.211*** (-10.973)	-0.262*** (-8.120)	-0.261*** (-8.066)	-0.134*** (-4.462)	-0.133*** (-4.422)
<i>Hshare</i>	-0.082 (-0.967)	-0.082 (-0.967)	-0.450*** (-2.967)	-0.464*** (-3.057)	0.213** (2.400)	0.213** (2.400)
<i>Bshare</i>	-0.105*** (-2.789)	-0.118*** (-3.045)	-0.201*** (-3.202)	-0.202*** (-3.277)	-0.111*** (-3.026)	-0.126*** (-3.325)
<i>Big4</i>	0.148*** (4.086)	0.138*** (3.857)	0.383*** (3.948)	0.370*** (3.928)	0.114*** (3.144)	0.111*** (3.015)
<i>TRD</i>	0.068*** (4.344)	0.067*** (4.421)	0.093*** (4.288)	0.091*** (4.164)	0.007 (0.200)	0.007 (0.223)
<i>Size</i>	0.308*** (8.812)	0.304*** (8.632)	0.319*** (4.182)	0.322*** (4.193)	0.052 (1.341)	0.043 (1.111)
<i>MtB</i>	-0.037*** (-8.694)	-0.037*** (-8.709)	-0.022*** (-5.388)	-0.022*** (-5.452)	-0.073*** (-8.425)	-0.072*** (-8.389)
<i>ROAstd</i>	-0.006 (-1.123)	-0.006 (-1.110)	-0.094*** (-2.829)	-0.095*** (-2.837)	-0.004 (-0.944)	-0.004 (-0.942)
<i>Indnum</i>	0.065 (1.320)	0.061 (1.234)	0.037 (0.524)	0.033 (0.464)	0.046 (0.943)	0.040 (0.820)
<i>State</i>	0.020 (1.000)	0.022 (1.018)	0.058* (1.900)	0.060** (1.978)	-0.047** (-2.134)	-0.047** (-2.156)
<i>Top</i>	0.003*** (4.500)	0.003*** (4.578)	0.003*** (3.056)	0.003*** (3.056)	0.002*** (2.710)	0.002*** (2.756)
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Industry</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	10 578	10 578	4 799	4 799	5 779	5 779
<i>adj. R</i> ²	0.331	0.332	0.296	0.295	0.383	0.384

控制公司透明度,重新检验连锁董事对股价波动一致性的影响,表7 Panel B给出(6b)式的回归结果。*Crash*在所有回归中都显著为正,说明公司透明度越低,股价波动的同步性越高,与信息观的预测一

致。*Lock*和*Net*在全样本中依旧显著为正,但主要是由小规模公司驱动的,在大规模公司子样本中并不显著。综合这些证据,本研究认为连锁董事对股价波动同步性的作用机制因公司规模而不同,对于大公

司,连锁董事导致公司透明度降低,以致弱化了股价的信息含量;对于小公司,连锁董事更可能造成公司间更趋同,从而股价中“个性”因素的比重减少。

表8给出按公司的国有控制状态(SOE)分组的回归结果。Panel A 报告了(6a)式的估计结果,Lock和Net在全样本和国有控制样本中的系数均为正且统计显著,但它们在非国有控制样本中并不显著。控制公司的透明度之后,Panel B 给出(6b)式的估计结果,国有控制组中Lock不再显著,而非国有控制组中Lock和Net的估计系数都为正且显著。这些证据表明,对于国有控制公司,连锁董事更可能导致其透明度降低,从而公司股价波动与市场波动更同步;非国有控制公司则偏好连锁董事的信息角色,弱化公司披露信息的“个性”。

7 结论

本研究从公司网络角度探讨公司连锁董事对公

司股价同步性波动的影响,分析其作用机制。在度量公司是否拥有连锁董事的基础上,借鉴社会网络分析的中心度概念,计量公司嵌入连锁董事网络的紧密程度,采用2003年至2010年中国上市公司的数据,检验连锁董事与股价同步性波动之间的关系。研究表明,与其他公司相比,拥有连锁董事公司的股价波动与市场波动更一致;公司在连锁董事网络中镶嵌越紧密,股价同步性越高。进一步还发现,不同类型公司中连锁董事对股价同步性波动的作用机制不同,具体表现为,对于大公司,连锁董事导致公司透明度降低,从而导致其股价同步性波动升高;对于小公司,连锁董事造成公司间更趋同,从而导致股价同步性波动增加。相比于非国有控制公司,连锁董事在国有控制公司中更可能导致其透明度降低,这一结果表明连锁董事对股价同步性波动的影响依赖于连锁董事在不同类型公司中所担任的角色。

表8 连锁董事效应和公司控制权
Table 8 Effect of Interlocking Directorates and Enterprise Control Right

Panel A	全样本		国有控制		非国有控制	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
截距	0.004*** (6.078)	0.004*** (5.595)	0.004*** (4.498)	0.004*** (4.099)	0.003*** (5.000)	0.003*** (4.895)
Lock		0.001** (2.444)		0.001** (2.167)		0.001 (0.363)
Net	0.001* (1.730)		0.001* (1.776)		0.001 (0.622)	
MtB	-0.001** (-2.578)	-0.001** (-2.570)	-0.001** (-2.422)	-0.001** (-2.433)	-0.001 (-0.910)	-0.001 (-0.900)
LEV	0.001 (0.722)	0.001 (0.755)	0.003 (1.355)	0.003 (1.370)	-0.002** (-2.238)	-0.002** (-2.213)
ROA	0.001 (1.365)	0.001 (1.348)	0.001* (1.761)	0.001* (1.720)	-0.001 (-0.167)	-0.001 (-0.162)
YRet	-0.001*** (-3.877)	-0.001*** (-3.899)	-0.001*** (-2.920)	-0.001*** (-3.011)	-0.001*** (-4.016)	-0.001*** (-4.004)
SIGMA	-0.045*** (-2.956)	-0.046*** (-3.011)	-0.056** (-2.100)	-0.058** (-2.139)	-0.018 (-1.412)	-0.019 (-1.445)
Kurtosis	0.001*** (4.293)	0.001*** (4.304)	0.001*** (3.300)	0.001*** (3.330)	0.001** (2.420)	0.001** (2.433)
Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	10 578	10 578	6 241	6 241	4 337	4 337
adj. R ²	0.092	0.092	0.082	0.082	0.132	0.131

续表 8

Panel B	全样本		国有控制		非国有控制	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
截距	-3.668*** (-10.038)	-3.749*** (-10.343)	-1.980*** (-3.710)	-2.026*** (-3.766)	-5.706*** (-7.700)	-5.807*** (-7.844)
<i>Lock</i>		0.053** (2.188)		0.033 (1.243)		0.057** (2.004)
<i>Net</i>	0.008*** (3.845)		0.007* (1.774)		0.011*** (2.760)	
<i>Crash</i>	10.306*** (2.601)	10.386*** (2.644)	5.645** (2.402)	5.749** (2.438)	4.645 (1.125)	4.646 (1.135)
<i>YRet</i>	-0.211*** (-10.972)	-0.212*** (-11.056)	-0.139*** (-7.046)	-0.140*** (-7.078)	-0.257*** (-9.700)	-0.258*** (-9.762)
<i>Hshare</i>	-0.082 (-0.967)	-0.083 (-0.976)	0.062 (0.658)	0.064 (0.674)	-0.282* (-1.833)	-0.287* (-1.853)
<i>Bshare</i>	-0.118*** (-3.050)	-0.105*** (-2.789)	-0.149*** (-3.560)	-0.135*** (-3.342)	-0.080 (-1.361)	-0.074 (-1.256)
<i>Big4</i>	0.138*** (3.856)	0.148*** (4.084)	0.153*** (3.712)	0.161*** (3.870)	0.111** (2.023)	0.118** (2.215)
<i>TRD</i>	0.067*** (4.414)	0.068*** (4.534)	-0.004 (-0.164)	-0.006 (-0.230)	0.133*** (3.334)	0.132*** (3.321)
<i>Size</i>	0.304*** (8.632)	0.308*** (8.822)	0.179*** (4.406)	0.184*** (4.500)	0.441*** (8.544)	0.450*** (8.766)
<i>MtB</i>	-0.037*** (-8.711)	-0.037*** (-8.694)	-0.050*** (-7.401)	-0.050*** (-7.426)	-0.027*** (-6.127)	-0.027*** (-6.202)
<i>ROAstd</i>	-0.006 (-1.121)	-0.006 (-1.123)	-1.896*** (-7.467)	-1.898*** (-7.473)	-0.005 (-1.021)	-0.005 (-1.030)
<i>Indnum</i>	0.061 (1.230)	0.065 (1.324)	0.040 (0.724)	0.045 (0.821)	0.058 (0.860)	0.062 (0.933)
<i>State</i>	0.022 (1.086)	0.020 (1.022)	0.044 (1.489)	0.043 (1.445)	-0.043 (-1.426)	-0.043 (-1.431)
<i>Top</i>	0.003*** (4.580)	0.003*** (4.500)	0.002*** (3.067)	0.002*** (3.000)	0.003*** (2.923)	0.003*** (2.840)
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Industry</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	10 578	10 578	6 241	6 241	4 337	4 337
<i>adj. R²</i>	0.332	0.331	0.373	0.372	0.322	0.321

本研究结论为解释中国公司股价同步性较高提供了新的证据,有重要的政策意义。中国股市改革一直致力于提高市场的资源配置效率,提高资本市场效率的最重要途径就是使公司股价及时、充分地

吸收公司的独有信息,准确地反映公司的内在价值。本研究结果表明,限制公司间的联合控制可以有效地提高股价的信息含量,从这个意义上,本研究的政策意义还可以延伸到交叉持股、金字塔结构等其他

在中国常见的联合控制特征上。

参考文献:

- [1] 田高良,李留闯,齐堡垒. 连锁董事、财务绩效和公司价值[J]. 管理科学,2011,24(3):13-24.
Tian Gaoliang, Li Liuchuang, Qi Baolei. Interlocking directorate, financial performance and firm value [J]. Journal of Management Science, 2011, 24(3): 13-24. (in Chinese)
- [2] 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.
Lu Changchong, Chen Shihua. Broken interlocks restructure: Interlocking directorates and its organize function [J]. Management World, 2009 (5): 152-165. (in Chinese)
- [3] 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)
- [4] 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)
- [5] Roll R. R^2 [J]. The Journal of Finance, 1988, 43(3):541-566.
- [6] Morck R, Yeung B, Yu W. The information content of stock markets: Why do emerging markets have synchronous stock price movements? [J]. Journal of Financial Economics, 2000, 58(1/2): 215-260.
- [7] Jin L, Myers S C. R^2 around the world: New theory and new tests [J]. Journal of Financial Economics, 2006, 79(2): 257-292.
- [8] Kim J B, Yi C H. Does trading by foreign investors contribute more to stock price informativeness than trading by domestic institutions in emerging markets? Korean evidence? [EB/OL]. (2008-04-18) [2012-12-23]. http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1122124.
- [9] 田高良,李留闯,齐堡垒. 内部控制鉴证报告的信号失灵和甄别:一个本土化的实证研究[J]. 南开管理评论,2011,14(5):109-117.
Tina Gaoliang, Li Liuchuang, Qi Baolei. Audit report on internal control: The dishonest signal and its discrimination: A contextualizing research [J]. Nankai Business Review, 2011, 14(5): 109-117. (in Chinese)
- [10] 袁知柱,鞠晓峰. 制度环境、公司治理与股价信息含量[J]. 管理科学,2009,22(1):17-29.
Yuan Zhizhu, Ju Xiaofeng. Institutional environment, corporate governance and stock price informativeness [J]. Journal of Management Science, 2009, 22(1): 17-29. (in Chinese)
- [11] Gul F A, Kim J B, Qiu A A. Ownership concentration, foreign shareholding, audit quality, and stock price synchronicity: Evidence from China [J]. Journal of Financial Economics, 2010, 95(3): 425-442.
- [12] Khanna T, Thomas C. Synchronicity and firm interlocks in an emerging market [J]. Journal of Financial Economics, 2009, 92(2): 182-204.
- [13] Croci E, Grassi R. The economic effect of interlocking directorates in Italy: New evidence using centrality measures [EB/OL]. (2010-04-17) [2012-12-23]. http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1590269.
- [14] 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.
Chen Yunsen, Xie Deren. The network position, the control role of independent directors and the investment efficiency [J]. Management World, 2011(7): 113-127. (in Chinese)
- [15] Lynn F B, Podolny J M, Tao L. A sociological (de) construction of the relationship between status and quality [J]. American Journal of Sociology, 2009, 115(3): 755-804.
- [16] Useem M. The inner circle: Large corporations and the rise of business political activity in the U. S. and U. K. [M]. New York: Oxford University Press, 1984: 264-265.
- [17] Davis G F. Agents without principles? The spread of the poison pill through the intercorporate network [J]. Administrative Science Quarterly, 1991, 36(4): 583-613.
- [18] Economides N. The economics of networks [J]. International Journal of Industrial Organization, 1996, 14(6): 673-699.
- [19] Fracassi C. Corporate finance policies and social networks [R]. Texas: University of Texas at Austin, 2011.
- [20] Rao H, Davis G F, Ward A. Embeddedness, social identity and mobility: Why firms leave the NASDAQ and join the New York stock exchange [J]. The Administrative Science Quarterly, 2000, 45(2): 268-292.
- [21] Bizjak J, Lemmon M, Whitby R. Option backdating and board interlocks [J]. The Review of Financial Studies, 2009, 22(11): 4821-4847.
- [22] Fahlenbrach R, Low A, Stulz R M. Why do firms ap-

- point CEOs as outside directors? [J]. *Journal of Financial Economics*, 2010, 97(1):12-32.
- [23] Baysinger B D, Butler H N. Corporate governance and the board of directors: Performance effects of changes in board composition [J]. *The Journal of Law, Economics, and Organization*, 1985, 1(1):101-124.
- [24] Fligstein N, Brantley P. Bank control, owner control, or organizational dynamics: Who controls the large modern corporation? [J]. *American Journal of Sociology*, 1992, 98(2):280-307.
- [25] 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.
- [26] 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)

Interlocking Directorates and Stock Price Synchronicity: An Empirical Study Based on Network Perspective

Li Liuchuang¹, Tian Gaoliang¹, Ma Yong², Li Bin³

¹ School of Management, Xi'an Jiaotong University, Xi'an 710049, China

² Chang'an International Trust CO., LTD, Xi'an 710075, China

³ School of Economics and Finance, Xi'an Jiaotong University, Xi'an 710049, China

Abstract: Interlocking directorates is a very frequently observed characteristic among Chinese public enterprises. This study analyzes the relation between the interlocking directorate, stock price and market volatility from enterprise transparency and convergence and examines the impact of the interlocking directorate on stock price synchronicity. Based on panel data of Chinese public enterprises from 2003 to 2010 and social network analysis, this study uses degree centrality, betweenness centrality and eigenvector centrality to measure the interlocking directorate of enterprises. Our results showed that the stock price synchronicity of enterprises with interlocking directorates was higher than that without interlocking directorates. The market and stock price volatility of enterprises with high embeddness in the networks were more consistent. We also found that interlocking directorate improved stock price synchronicity by lowering transparency for state-owned and large enterprises and increasing convergence for non-state-owned and small enterprises. This paper contribute to literature by extending synchronicity research, as well as providing policy implications to regulators on efficiency of the capital market.

Keywords: interlocking directorate; stock price synchronicity; transparency; firm network

Received Date: March 8th, 2012 **Accepted Date:** July 30th, 2012

Funded Project: Supported by the Soft Science Project of Chian National(2010GX5D262) and the National Natural Science Foundation of China (71102095)

Biography: Li Liuchang, a Henan Shangshui native(1986 -), is a Ph. D. candidate in the School of Management at Xi'an Jiaotong University. His research interests include corporate governance and capital market-based accounting, etc. E-mail: LC3945@163.com □