

政策性扰动、大股东制衡与董事会独立性^{*}

唐跃军,左晶晶

(复旦大学管理学院,上海 200433)

摘要:注意到伴随《指导意见》和股权分置改革而来的政策性扰动对大股东制衡行为的影响,文章选择2000—2008年中国市场的经验证据,从第二类代理问题出发,细致刻画上市公司前五大股东间的制衡行为,并讨论前两大股东的勾结行为,研究大股东制衡机制对董事会独立性的重要作用。

关键词:大股东制衡;政策性扰动;董事会独立性;第二类代理问题

中图分类号:F275 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2010)05-0027-13

一、引言

在欧美成熟市场环境和公司治理模式下,董事会独立性主要受到第一类代理问题的影响,而在产权保护制度不完善的中国及类似的新兴市场,控股股东和小股东之间经常出现严重的利益冲突(La Porta等,1998,2000,1999),公司治理的主要方面是控股股东与中小股东之间的问题,即第二类代理问题(La Porta等,1999)。控股股东掌控甚至操纵包括董事会治理在内的公司治理与管理的主要方面(唐跃军,2008;唐跃军、谢仍明,2006;唐跃军等,2006,2008),第二类代理问题以及与此相关的大股东制衡机制成为公司治理的核心,这对董事会独立性可能存在相当重要的影响。有鉴于此,本文选择2000—2008年中国市场的经验证据,从第二类代理问题出发,注意到伴随《关于在上市公司建立独立董事制度的指导意见》(以下简称《指导意见》)和股权分置改革带来的政策性扰动对大股东制衡行为的影响,细致刻画了上市公司前五大股东间的制衡行为,并试图对前两大股东的勾结行为进行相应的讨论,研究大股东制衡机制对董事会独立性的重要作用。

本文的研究全景式地分析了大股东对独立董事这一外部监管机制的选择

收稿日期:2009-10-30

基金项目:国家自然科学基金资助项目(70802015);上海市哲学社会科学规划青年课题资助项目(2008EJB002)

作者简介:唐跃军(1978—),男,湖南武冈人,复旦大学管理学院讲师,博士;

左晶晶(1981—),女,河南沈丘人,复旦大学管理学院博士研究生。

偏好,丰富并深化了大股东与董事会独立性关系的研究,揭示了伴随政策法规和重大市场事件而来的强烈政策性扰动,较好地解释了现有的部分研究结论互相矛盾的原因,有助于重新评估先前部分以存在强烈政策性扰动的年份作为样本区间的研究文献。

二、文献回顾与研究假设

(一)相关文献回顾

独立董事规模(独立董事人数和独立董事比例)在很大程度上反映了公司董事会的独立性特征。不过,目前研究者似乎更热衷于讨论独立董事比例对公司业绩和公司价值的影响,而对何种因素左右了独立董事规模和董事会独立性则关注较少,现有为数不多的研究初步探索了股权结构(Brickley 和 James,1987;Rediker 和 Seth,1995;Arthur,2001;Mark 和 Li,2001)、公司管理层(Yermack,1996;Mark 和 Li,2001;Arthur,2001)、财务状况(Weisbach,1988;Denis 和 Sarin,1999)以及经营环境(Randøy 和 Jenssen,2004)等对公司独立董事人数和独立董事比例的影响。具体的,Brickley 和 James(1987)研究发现,股权集中度越高的公司独立董事比例越低,因为在高度集中的股权结构下,公司大股东或控股股东拥有操控董事会的动机与能力,可能不利于提高董事会的独立性。Rediker 和 Seth(1995)发现,外部董事比例与内部所有权负相关,“内部人控制”有碍于提升董事会独立性。进一步地,Arthur(2001)研究发现,随着管理层持股增加,董事会中的独立董事比例呈下降趋势,同时,当管理层持股比例突破临界点 20%之后,由于管理层(大股东)控制问题,独立董事比例出现显著下降。Mark 和 Li(2001)发现:管理层拥有较多股份的公司,倾向于拥有一个由较少的独立董事组成的董事会;董事会规模较小的公司,倾向于拥有一个由较多独立董事组成的董事会;政府控股的公司倾向于聘用较少的独立董事。此外,Yermack(1996)研究指出,CEO 可能会介入董事的提名,进而导致董事会中独立董事数量减少;Arthur(2001)研究发现,公司的 CEO 任期越长,董事会中的独立董事比例越低。

中国证监会发布的《指导意见》标志着我国上市公司正式全面执行独立董事制度。目前,受到海外学者的影响,多数中国研究者习惯于把公司独立董事比例作为董事会独立性的代表,和股权结构因素并列,或作为董事会结构特征的重要方面,或综合在公司治理指数中,讨论董事会独立性对公司治理效率的影响。只有少数研究关注了董事会中独立董事规模的影响因素,而具体到股权结构与董事会独立性方面,相关的研究才刚刚展开,研究者初步关注了控股股东持股、总经理持股、大股东数量(邵少敏等,2004)、机构投资者持股(吴晓晖、姜彦福,2006)等因素对独立董事比例的影响。

可以发现,目前海外学者采用股权集中度和管理层(大股东)控制只能较

为笼统或相当片面地反映大股东之间的制衡,且研究结论是基于成熟的市场环境和公司治理模式,对中国公司治理不一定适用。国内学者尚未能充分关注大股东制衡行为对董事会独立性的重要影响,也未注意到《指导意见》(影响持续时间为2002—2003年)和股权分置改革(影响持续时间约为2005—2006年)可能对大股东制衡行为和董事会独立性所造成的政策性扰动,研究样本在空间和时间上受到严重局限。

(二)研究假设发展

已有研究表明,控股股东持股比例^①与独立董事比例显著负相关(邵少敏等,2004),同时,中国上市公司多为国有法人及政府控股,而Mark和Li(2001)发现,政府控股的公司倾向于聘用较少的独立董事。实际上,在中国和与中国类似的新兴市场应充分注意被第二类代理问题所左右的控股股东“魔鬼”的一面。为了在公司边界或关系网络内保护其所拥有和依赖的特殊资产,^②处于优势地位的控股股东往往更乐于操控董事会运作,强化内部人控制,这显然不利于提高董事会的独立性。

假设1:控股股东(第一大股东)持股比例越高,董事会中独立董事数量越少,独立董事比例越低。

与身为第一大股东的控股股东不同,其他大股东(第二至第五大股东)可能主要扮演监督和制衡的角色。正如Shleifer和Vishny(1986)通过理论建模所证明的那样,公司其他大股东(以第二大股东为代表)对第一大股东的制衡是保护外部投资者利益的一种重要机制。Pagano和Roel(1998),Bennedsen和Wolfenzon(2000),Cronqvist和Nilsson(2003),Gomes和Novaes(2001),Maury和Pajuste(2005)进一步研究了多个大股东的存在对于抑制资产掏空等侵害行为的作用,认为多个大股东的存在可以起到互相监督、制衡的作用。不仅如此,唐跃军等(2006,2008)研究发现,在中国上市公司内部治理机制亟待完善的情况下,其他大股东通过外部治理机制进行制衡时所面临的成本更低而成功的概率更大,因此,其治理战略很有可能是通过内部治理机制制衡第一大股东,而是更多地求助于外部治理机制。因此,其他大股东可能偏好通过增加独立董事数量、提高独立董事比例引入外部监督,以便对控股股东实施有效的制衡。^③

假设2:第二至第五大股东对第一大股东的制衡度(或联合制衡度)^④越高,董事会中独立董事数量越多,独立董事比例越高。

在中国上市公司中,部分第二大股东存在与第一大股东勾结的可能,因为有时第二大股东和第一大股东在行政上或资本上可能存在密切关联,同时前两大股东结盟所获得的收益可能更为显著,此外,持股比例相当有限的第三至第五大股东如果结成联盟进行联合制衡,将有望获得高于个体行为所能得到的制衡收益。因此,借鉴唐跃军、谢仍明(2006)的变量设计,进一步考察第三

至第五大股东对前两大股东的联合制衡度对董事会独立性的影响。众所周知,中国市场引入独立董事制度的初衷之一在于保护中小股东权益,缓和股东之间的冲突。因此,一般而言,第三至第五大股东可以视为上市公司中小股东的代表,其对前两大股东的联合制衡度越高,将越倾向于提高董事会独立性,以此引入有效的外部监管,保护自身正当权益免受侵害。

假设 3:第三至第五大股东对前两大股东的联合制衡度越高,董事会中独立董事数量越多,独立董事比例越高。

中国证监会 2001 年 8 月发布《指导意见》,要求 2003 年 6 月 30 日前各上市公司董事会成员中至少应包括 1/3 的独立董事。显然,伴随《指导意见》而来的政策性扰动可能在 2002—2003 年间持续影响了大股东制衡行为对董事会独立性的作用,^⑤同时,2005—2006 年是中国上市公司大规模实施股权分置改革的两年,同样可能对股权结构及大股东制衡行为(特别是持有大量非流通股的公司大股东)带来显著的政策性扰动。

假设 4:控股股东(第一大股东)和大股东制衡对董事会独立性的影响可能在 2002—2003 年和 2005—2006 年因政策性扰动发生显著改变。

三、模型、变量与数据

(一)研究模型设计

本文以董事会中独立董事人数(ID)和独立董事比例(RID)作为反映董事会独立性的被解释变量(DEP),构建如下回归模型^⑥验证 4 个研究假设:

$$\text{Model 1: DEP} = B_0 + B_1 \text{SH1} + B_5 \sum \text{Indus}_i + B_6 Y_j + B_7 \text{BOD} + B_8 \text{MSH} \\ + B_9 \text{Year} + B_{10} \text{Dope} + B_{11} \text{OpIn} + B_{12} \text{Ddta} + B_{13} \text{LN} + \\ B_{14} \text{LNTA} + \epsilon$$

$$\text{Model 2: DEP} = B_0 + B_2 \text{SH2}/1 + B_5 \sum \text{Indus}_i + B_6 Y_j + B_7 \text{BOD} + B_8 \text{MSH} \\ + B_9 \text{Year} + B_{10} \text{Dope} + B_{11} \text{OpIn} + B_{12} \text{Ddta} + B_{13} \text{LN} + \\ B_{14} \text{LNTA} + \epsilon$$

$$\text{Model 3: DEP} = B_0 + B_3 \text{SH2t5}/1 + B_5 \sum \text{Indus}_i + B_6 Y_j + B_7 \text{BOD} + B_8 \text{MSH} \\ + B_9 \text{Year} + B_{10} \text{Dope} + B_{11} \text{OpIn} + B_{12} \text{Ddta} + B_{13} \text{LN} + \\ B_{14} \text{LNTA} + \epsilon$$

$$\text{Model 4: DEP} = B_0 + B_4 \text{SH345}/12 + B_5 \sum \text{Indus}_i + B_6 Y_j + B_7 \text{BOD} \\ + B_8 \text{MSH} + B_9 \text{Year} + B_{10} \text{Dope} + B_{11} \text{OpIn} + B_{12} \text{Ddta} + \\ B_{13} \text{LN} + B_{14} \text{LNTA} + \epsilon$$

(二)研究变量及其说明

1. 实验变量

首先,SH1 主要针对假设 1,考察第一大股东(控股股东)对于独立董事绝对规模和相对规模的偏好,以此揭示其对董事会独立性的影响。其次,第一大

股东持股比例(SH1)尚未能全面、直接地揭示其他大股东与第一大股东之间力量的对比,因此,参考唐跃军、谢仍明(2006)的设计,以其中的 SH2/1 和 SH2t5/1 作为代表,衡量第二大股东对第一大股东、第二至第五大股东对第一大股东的制衡度,用以检验假设 2。再次,本文进一步借鉴唐跃军、谢仍明(2006)的变量设计,以第三至第五大股东持股比例与第一和第二大股东持股比例的比值(SH345/12)反映第三至第五大股东对前两大股东的联合制衡度,用以检验假设 3。最后,关于假设 4 所提到的伴随《指导意见》和股权分置改革而来的政策性扰动,可以从分年度模型的回归结果差异中得到体现和检验。

2. 控制变量

首先,以 Indusi 和 Y_i 关注行业差异和年度差异可能的影响;其次,董事会规模较小的公司,倾向于拥有一个由较多独立董事组成的董事会(Mark 和 Li, 2001),因此,设置 BOD 考察上市公司董事会规模与独立董事人数和独立董事比例的关系;再次,Rediker 和 Seth(1995)、Arthur(2001)、Mark 和 Li(2001)、邵少敏等(2004)等均发现管理层持股对董事会规模存在重要作用,^⑦为此,设置 MSH 考察上市公司高级管理层的持股比例对独立董事人数和独立董事比例的潜在影响;第四,设置变量 Year 衡量上市公司的上市时间,Weisbach(1988)、Denis 和 Sarin(1999)等发现,历史较长的公司更加可能拥有以独立董事为主的董事会体系,由此推测,上市时间较长的公司董事会独立性可能较强;^⑧第五,Weisbach(1988)、Denis 和 Sarin(1999)等发现,处于财务危机或削减股利的公司中,独立董事的数量往往较少,因为经营业绩较差、处于财务困境中的公司一般较难聘请到独立董事,因此,分别设置主营业务利润率差异(Dope)、公司盈亏(LN)、主营业务收入同比增长率(OpIn)和资产负债率差异(Ddta)考察公司业绩与财务状况对独立董事规模的影响;最后,以 LNTA 控制规模差异,一般而言,有实力的大公司往往更有可能聘请到较多的独立董事。

(三)样本选择与描述性统计

本文选用在深交所和上交所挂牌上市的相关研究数据齐全的非金融保险类上市公司作为研究对象,样本区间跨越 2000 年至 2008 年。数据来源于:(1)国泰安 CSMAR 数据库;(2)Wind 资讯中国金融数据库;(3)2000—2008 年上市公司年报。在回归分析中,为了消除异常值对模型的不利影响,我们剔除了学生化删除残差(Studentized deleted residuals)绝对值大于 4 和库克距离(Cook's distances)大于 0.5 的异常样本。

四、实证研究结果

(一)回归模型分析结果

基于混合样本的回归模型分析结果如表 1,初步看来,本文提出的前 3 个

研究假设均得到支持,而且回归模型相当显著(F值),模型的 Adj.R² 均超过 0.820。其中,年度虚拟变量 Y_j 的回归系数不仅极为显著(部分 t 值接近甚至超过 100),而且在 2002—2003 年迅速变大(随后逐步趋于稳定),对模型解释力的贡献非常大,如果仅以 Y_j 为解释变量对 ID 和 RID 进行回归,模型 Adj.R² 分别达到 0.673 和 0.789,这表明年度差异(尤其是 2002—2003 年)对独立董事人数和独立董事比例影响巨大。之所以如此,最有可能的原因是来自前文指出的《指导意见》(主要直接影响董事会独立董事规模)和股权分置改革(主要直接影响股权结构和大股东行为)带来的政策性扰动。因此,依据政策性扰动重新划分样本区间分别回归,以揭示《指导意见》和股权分置改革带来的政策性扰动对大股东制衡行为的影响程度和影响路径,以进一步研究大股东制衡机制对董事会独立性的重要作用。

表 1 回归模型分析结果(2000—2008 年)

变量	ID	RID	ID	RID	ID	RID	ID	RID
SH1	-0.016***	-0.008*						
SH2/1			0.024***	0.018***				
SH2t5/1					0.026***	0.018***		
SH345/12							0.020***	0.012***
Indusi	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Y ₂₀₀₁	0.087***	0.089***	0.087***	0.089***	0.087***	0.089***	0.088***	0.090***
Y ₂₀₀₂	0.464***	0.520***	0.463***	0.519***	0.463***	0.519***	0.464***	0.520***
Y ₂₀₀₃	0.678***	0.729***	0.677***	0.728***	0.677***	0.728***	0.678***	0.729***
Y ₂₀₀₄	0.731***	0.785***	0.730***	0.784***	0.730***	0.784***	0.731***	0.784***
Y ₂₀₀₅	0.741***	0.798***	0.740***	0.797***	0.740***	0.797***	0.741***	0.798***
Y ₂₀₀₆	0.756***	0.817***	0.756***	0.817***	0.756***	0.817***	0.756***	0.817***
Y ₂₀₀₇	0.792***	0.860***	0.792***	0.860***	0.792***	0.860***	0.792***	0.860***
Y ₂₀₀₈	0.805***	0.877***	0.805***	0.877***	0.805***	0.877***	0.805***	0.877***
BOD	0.329***	-0.082***	0.328***	-0.083***	0.328***	-0.083***	0.328***	-0.082***
MSH	0.001	0.014***	0.000	0.013***	-0.002	0.012***	-0.002	0.012***
Year	-0.025***	-0.008	-0.021***	-0.006	-0.021***	-0.006	-0.021***	-0.006
Dope	0.002	0.001	0.002	0.001	0.002	0.001	0.002	0.001
OpIn	0.001	0.003	0.001	0.003	0.001	0.003	0.001	0.003
Ddta	0.002	0.002	0.002	0.002	0.002	0.002	0.002	0.002
LN	-0.008*	-0.007*	-0.009**	-0.008*	-0.009**	-0.007*	-0.008*	-0.007
LNTA	0.057***	0.039***	0.057***	0.040***	0.058***	0.040***	0.057***	0.039***
R ²	0.822	0.823	0.823	0.823	0.823	0.823	0.823	0.823
Adj. R ²	0.822	0.823	0.822	0.823	0.822	0.823	0.822	0.823
F 值	1 829.956	1 839.181	1 834.209	1 842.455	1 834.637	1 842.114	1 831.678	1 840.138
N	11 097	11 097	11 097	11 097	11 097	11 097	11 097	11 097

注:表中列为标准系数,*、**、*** 分别表示在 0.10、0.05 和 0.01 的水平上显著(双尾),因篇幅有限,t 值省略,下表同。

表 2 至表 6 显示,正如预期的那样,基于政策性扰动重新划分样本区间的回归模型和基于混合样本的回归模型(参见表 1)存在显著的差异。^⑨ 具体的,基于 2000—2001 年研究样本的回归模型基本支持假设 2 和假设 3,据此可以认为,(1)第二大股东对第一大股东的制衡度和第二至第五大股东对第一大股东的联合制衡度越高,独立董事数量越多,独立董事比例越高,其他大股东可能发挥其对第一大股东(控股股东)的制衡作用(Shleifer 和 Vinshny,1986; Pagano 和 Roel,1998; Bennedsen 和 Wolfenzon,2000; Cronqvist 和 Nilsson, 2003; Gomes 和 Novaes,2001; Maury 和 Pajuste,2005),通过增加独立董事数

表 2 回归模型分析结果(2000—2001 年)

变量	ID	RID	ID	RID	ID	RID	ID	RID
SH1	-0.010	-0.008						
SH2/1			0.068***	0.062***				
SH2t5/1					0.065***	0.060***		
SH345/12							0.045**	0.042*
Indusi	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Y ₂₀₀₁	0.250***	0.258***	0.249***	0.257***	0.250***	0.257***	0.250***	0.258***
BOD	0.148***	0.051**	0.146***	0.050**	0.146***	0.049**	0.146***	0.049**
MSH	-0.004	-0.003	-0.006	-0.005	-0.009	-0.008	-0.008	-0.007
Year	0.033	0.029	0.032	0.028	0.033	0.029	0.034	0.030
Dope	0.044**	0.047**	0.041*	0.045**	0.041*	0.045**	0.043**	0.047**
OpIn	-0.005	0.010	-0.006	0.009	-0.005	0.009	-0.005	0.009
Ddta	0.058***	0.056**	0.057***	0.056**	0.057***	0.055**	0.057***	0.055**
LN	-0.031	-0.032	-0.033	-0.034	-0.033	-0.034	-0.032	-0.033
LNTA	0.117***	0.104***	0.125***	0.111***	0.127***	0.113***	0.124***	0.110***
R ²	0.126	0.104	0.131	0.107	0.130	0.107	0.128	0.105
Adj.R ²	0.117	0.094	0.122	0.098	0.121	0.097	0.119	0.096
F 值	13.803	11.038	14.347	11.464	14.272	11.420	14.018	11.214
N	2 027	2 027	2 027	2 027	2 027	2 027	2 027	2 027

量和提高独立董事比例引入外部监管,构建一个更为独立、有效的董事会,防止控股股东对公司董事会的控制与垄断。(2)第三至第五大股东对前两大股东的联合制衡度越高,独立董事数量越多,独立董事比例越高。这可能是因为有时第二大股东和第一大股东在行政上或资本上可能存在密切关联,同时前两大股东结盟所获得的收益可能更为显著,所以在中国上市公司中,部分第二大股东存在和第一大股东勾结的可能,此外,持股比例有限的第三至第五大股东亦可能结成联盟进行联合制衡,通过增加董事会独立性,引入有效的外部监管保护自身的正当权益。注意到,尽管相应变量的系数符号和预期一致,但是假设 1 未能获得统计意义上的支持,这可能因为 2000—2001 年中国上市公司尚未正式大规模地引入独立董事制度,聘请独立董事属于少数公司的自发行行为,此时独立董事制度的作用较为有限,尚未成为真正有效制衡控股股东行为的治理机制,这使得第一大股东对其所进行的“抵制”亦不甚显著。

表 3 显示,正如假设 4 所预期的那样,由于伴随《指导意见》而来的政策性扰动对上市公司大股东制衡行为的强烈影响,基于 2002—2003 年研究样本的回归模型仅支持假设 3,虽然在统计上依然可以认为第三至第五大股东对前两大股东的联合制衡度越高,独立董事数量越多,独立董事比例越高,但是,《指导意见》带来的政策性扰动在 2002—2003 年间发生了显著作用,这使得大股东制衡度(SH2/1 和 SH2t5/1)对独立董事人数与独立董事比例的影响在统计上变得不显著,^⑩上市公司大股东(尤其是控股股东)此时可能更专注于迎合《指导意见》的要求。

不过,随着《指导意见》带来的政策性扰动在 2004 年基本结束,基于 2004 年研究样本的回归模型出现相当有趣的“回归”,不仅重新开始支持假设 2,而且变得支持假设 1,不过未能在统计意义上支持假设 3,据此可以认为,(1)第一大股东持股比例越高,独立董事数量越少,独立董事比例越低。这意味着,

表 3 回归模型分析结果(2002—2003 年)

变量	ID	RID	ID	RID	ID	RID	ID	RID
SH1	-0.019	-0.008						
SH2/1			0.019	0.011				
SH2t5/1					0.029 [*]	0.023		
SH345/12							0.033 ^{**}	0.031 [*]
Indusi	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Y ₂₀₀₃	0.506 ^{***}	0.539 ^{***}	0.506 ^{***}	0.538 ^{***}	0.505 ^{***}	0.538 ^{***}	0.506 ^{***}	0.538 ^{***}
BOD	0.417 ^{***}	-0.310 ^{***}	0.417 ^{***}	-0.310 ^{***}	0.416 ^{***}	-0.311 ^{***}	0.416 ^{***}	-0.311 ^{***}
MSH	0.031 [*]	0.032 [*]	0.031 ^{**}	0.032 [*]	0.027 [*]	0.029 [*]	0.024	0.025
Year	-0.048 ^{***}	-0.041 ^{**}	-0.044 ^{***}	-0.039 ^{**}	-0.045 ^{***}	-0.040 ^{**}	-0.045 ^{***}	-0.040 ^{**}
Dope	0.004	-0.004	0.004	-0.004	0.004	-0.004	0.004	-0.004
OpIn	0.004	0.008	0.003	0.008	0.003	0.007	0.003	0.007
Ddta	-0.023	-0.021	-0.023	-0.021	-0.023	-0.021	-0.024	-0.022
LN	-0.034 ^{**}	-0.044 ^{**}	-0.034 ^{**}	-0.044 ^{**}	-0.034 ^{**}	-0.044 ^{**}	-0.034 ^{**}	-0.044 ^{**}
LNTA	0.089 ^{***}	0.088 ^{***}	0.088 ^{***}	0.088 ^{***}	0.090 ^{***}	0.091 ^{***}	0.091 ^{***}	0.092 ^{***}
R ²	0.466	0.391	0.466	0.391	0.467	0.392	0.467	0.392
Adj.R ²	0.461	0.386	0.461	0.386	0.462	0.386	0.462	0.386
F 值	94.190	69.297	94.208	69.314	94.362	69.423	94.430	69.525
N	2 286	2 286	2 286	2 286	2 286	2 286	2 286	2 286

随着中国上市公司全面引入独立董事制度并逐步形成对控股股东行为的有效制衡,第一大股东(控股股东)为了在公司边界或关系网络内保护其所拥有和依赖的特殊资产,不仅可能有动机而且也完全有能力操控董事会,往往更乐于强化内部人控制,而不倾向于增加独立董事数量和提高独立董事比例形成对自己不便或不利的外部监督(Brickley 和 James,1987;Mark 和 Li,2001;邵少敏等,2004)。(2)第二大股东对第一大股东的制衡度和第二至第五大股东对第一大股东的联合制衡度越高,独立董事数量越多,独立董事比例越高,其他大股东对第一大股东(控股股东)的制衡作用再次显现。不过,第三至第五大股东对前两大股东的联合制衡度对董事会独立性的影响变得不显著,第二大股东此时可能更倾向于对第一大股东实施制衡。

表 4 回归模型分析结果(2004 年)

变量	ID	RID	ID	RID	ID	RID	ID	RID
SH1	-0.027 [*]	-0.049 [*]						
SH2/1			0.030 ^{**}	0.060 ^{**}				
SH2t5/1					0.029 [*]	0.061 ^{***}		
SH345/12							0.023	0.047
Indusi	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
BOD	0.846 ^{***}	-0.190 ^{***}	0.846 ^{***}	-0.190 ^{***}	0.846 ^{***}	-0.190 ^{***}	0.847 ^{***}	-0.189 ^{***}
MSH	0.031 ^{**}	0.060 ^{**}	0.033 ^{**}	0.062 ^{**}	0.029 [*]	0.054 [*]	0.029 [*]	0.054 [*]
Year	-0.025	-0.034	-0.020	-0.026	-0.020	-0.025	-0.020	-0.025
Dope	0.012	0.030	0.011	0.028	0.012	0.030	0.013	0.031
OpIn	-0.019	-0.033	-0.020	-0.035	-0.020	-0.034	-0.019	-0.034
Ddta	-0.015	-0.029	-0.016	-0.030	-0.015	-0.030	-0.015	-0.029
LN	-0.034 ^{**}	-0.043	-0.034 ^{**}	-0.044	-0.034 ^{**}	-0.044	-0.032 ^{**}	-0.041
LNTA	0.043 ^{***}	0.084 ^{***}	0.043 ^{***}	0.084 ^{***}	0.043 ^{***}	0.085 ^{***}	0.041 ^{***}	0.081 ^{***}
R ²	0.741	0.052	0.742	0.054	0.742	0.053	0.741	0.052
Adj.R ²	0.737	0.037	0.737	0.038	0.737	0.038	0.737	0.037
F 值	178.070	3.417	178.270	3.511	178.217	3.504	177.922	3.407
N	1 263	1 263	1 263	1 263	1 263	1 263	1 263	1 263

虽然基于 2004 年研究样本的回归模型出现“回归”现象,但是 2005 年开始的股权分置改革再一次带来强烈的政策性扰动,基于 2005—2006 年研究样本的回归模型重新变得只支持假设 2,第一大股东持股比例(SH1)对独立董

事人数与独立董事比例的影响在统计上变得不显著，支持假设 4，即 2005—2006 年中国上市公司所实施的股权分置改革对持有大量非流通股的公司控股股东行为带来显著的政策性扰动。此时处于控制地位的第一大股东一方面可能暂时忙于应对更为棘手的股权分置改革而无暇他顾，另一方面，为了笼络中小股东配合股权分置改革使其获得更大的利益，第一大股东也可能会部分放松对独立董事的“抵制”。不过，为了在股权分置改革中维护自身权益，此时其他大股东甚至加强了（相关回归系数变得更显著）对第一大股东（控股股东）的监督与制衡，更倾向于在董事会中引入更多的独立董事，提高独立董事比例，以便构建更为独立有效的董事会治理机制。

表 5 回归模型分析结果（2005—2006 年）

变量	ID	RID	ID	RID	ID	RID	ID	RID
SH1	-0.012	-0.021						
SH2/1			0.034***	0.065***				
SH2t5/1					0.030***	0.057***		
SH345/12							0.016	0.031
Indusi	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Y ₂₀₀₆	0.022**	0.035*	0.023**	0.037*	0.023**	0.036*	0.023**	0.036*
BOD	0.846***	-0.243***	0.844***	-0.247***	0.844***	-0.246***	0.846***	-0.244***
MSH	0.027**	0.051**	0.025**	0.046**	0.022**	0.041*	0.025**	0.045**
Year	-0.020*	-0.034	-0.018	-0.031	-0.018	-0.031	-0.017	-0.030
Dope	-0.006	-0.017	-0.008	-0.019	-0.007	-0.019	-0.007	-0.017
OpIn	0.014	0.023	0.015	0.025	0.014	0.024	0.013	0.022
Ddta	-0.002	-0.002	-0.003	-0.004	-0.003	-0.004	-0.002	-0.003
LN	0.004	0.019	0.004	0.017	0.004	0.017	0.004	0.018
LNTA	0.034***	0.061***	0.038***	0.068***	0.037***	0.067***	0.034***	0.061***
R ²	0.733	0.065	0.734	0.069	0.734	0.068	0.734	0.066
Adj.R ²	0.731	0.058	0.732	0.061	0.732	0.060	0.731	0.058
F 值	339.749	8.610	341.389	9.112	340.867	8.963	339.925	8.674
N	2 615	2 615	2 615	2 615	2 615	2 615	2 615	2 615

随着股权分置改革基本结束，如表 6 所示，基于 2007—2008 年研究样本的回归模型虽然依然支持假设 2，但是显著性程度已经大为降低，未能完全“回归”到先前政策性扰动不强时（2000—2001 年和 2004 年）的状态，仅有第二大股东对第一大股东制衡度与独立董事人数和独立董事比例、第二至第五

表 6 回归模型分析结果（2007—2008 年）

变量	ID	RID	ID	RID	ID	RID	ID	RID
SH1	-0.009	-0.008						
SH2/1			0.023**	0.040**				
SH2t5/1					0.018*	0.031		
SH345/12							0.007	0.011
Indusi	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Y ₂₀₀₈	0.003	0.004	0.003	0.004	0.003	0.004	0.003	0.004
BOD	0.816***	-0.292***	0.815***	-0.295***	0.815***	-0.295***	0.816***	-0.293***
MSH	0.009	0.021	0.007	0.016	0.006	0.015	0.009	0.020
Year	-0.025**	-0.036*	-0.022*	-0.032	-0.022*	-0.032	-0.022*	-0.033
Dope	0.000	0.002	0.000	0.002	0.000	0.002	0.000	0.002
OpIn	0.002	0.008	0.003	0.009	0.002	0.008	0.002	0.007
Ddta	0.007	0.009	0.007	0.009	0.007	0.009	0.007	0.009
LN	0.007	0.007	0.007	0.006	0.008	0.007	0.008	0.007
LNTA	0.057***	0.101***	0.057***	0.105***	0.057***	0.104***	0.055***	0.101***
R ²	0.696	0.084	0.696	0.086	0.696	0.085	0.696	0.084
Adj.R ²	0.694	0.078	0.694	0.079	0.694	0.078	0.694	0.078
F 值	315.781	12.707	316.432	12.947	316.100	12.836	315.734	12.713
N	2 919	2 919	2 919	2 919	2 919	2 919	2 919	2 919

大股东对第一大股东联合制衡度与独立董事人数显著正相关。据此可以推断,此时,似乎只有第二大股东承担起制衡第一大股东的任务,其他大股东对第一大股东的制衡作用并不明显。

(二)模型的稳健性测试

由于《指导意见》强制要求2003年6月30日前各上市公司董事会成员中至少应包括1/3的独立董事。因此,首先,2000年样本公司中已有15家独立董事比例达到1/3,而且在未来的2002—2008年中,独立董事比例一直未曾低于1/3。这15家公司受到伴随《指导意见》而来的政策性扰动的影响可能较小,具有一定的特殊性,故剔除这15家样本公司后再进行回归(篇幅所限,具体结果未列出)。其次,选取2003—2008年的样本公司,剔除被解释变量ID和RID中为符合强制要求必须达到的部分(向上取整)之后再进行回归。最后,剔除2003—2008年样本公司中董事会独立董事未达到1/3规定要求的少数公司之后再回归。三种处理方法所得到的检验结果并未出现实质性改变,依然支持本文研究结论,回归模型具有良好的稳健性。

五、研究结论与建议

本文研究表明:(1)在引入独立董事制度之初(2004年),上市公司第一大股东持股比例越高,独立董事数量越少,独立董事比例越低,第一大股东(控股股东)为了在公司边界或关系网络内保护其所拥有和依赖的特殊资产,不仅有动机而且也有能力操控董事会,往往无意于提高董事会的独立性引入对自己不便或不利的外部监督。(2)在除2002—2003年之外的多数年份,第二大股东对第一大股东、第二至第五大股东对第一大股东的制衡度越高,独立董事数量越多,独立董事比例越高,其他大股东可能发挥对第一大股东(控股股东)的制衡作用,提升董事会的独立性以便引入有效的外部监管,防止控股股东对公司董事会的控制与垄断。(3)在引入独立董事制度之前和引入初期(2000—2003年),第三至第五大股东对前两大股东的联合制衡度越高,独立董事数量越多,独立董事比例越高,在中国上市公司中,部分第二大股东存在和第一大股东勾结的可能,而第三至第五大股东则有可能结成联盟进行联合制衡。(4)《指导意见》和股权分置改革带来的政策性扰动分别在2002—2003年和2005—2006年对上市公司大股东制衡行为造成了的强烈影响。《指导意见》的政策性扰动导致2002—2003年第二大股东对第一大股东、第二至第五大股东对第一大股东制衡度对独立董事人数与独立董事比例的影响在统计上基本变得不显著;股权分置改革的政策性扰动致使2005—2006年第一大股东持股比例对独立董事规模失去统计意义上的显著影响。

基于上述研究结论,我们建议在研究相关问题时,有必要明确中国特殊的市场环境和公司治理模式,特别是第二类代理问题所引致的大股东之间的制

衡,力求更为细致有效地刻画大股东之间制衡行为,充分注意到相关政策法规可能带来的政策性扰动;同时,我们还建议进一步优化上市公司股权结构,以便形成良性互动的大股东之间的制衡机制。

* 本文还得到 2008 年教育部博士点新教师基金项目资助(200802461116)。感谢第四届公司治理国际研讨会评审专家和小组评论人有益的建议,感谢匿名审稿专家建设性的修改意见,但文责自负。

注释:

- ①虽然存在 La Porta 等(1998,2000,1999)所指出的控制权和现金流量权分离的问题,但是,第一大股东和控股股东的持股比例不仅高度相关,而且在多数情况下趋于一致,可近似替代控股股东持股比例。
- ②为方便讨论,我们借用 Fan 等(2008)提到的概念,将产权模糊有缺损的资产或战略性资源(如各种至为关键的关系)称之为特殊资产(specialized assets)。与标准(standardized)资产的产权不同,特殊资产的产权仅包括使用权和获利权,却不具备转让权,很难分割、估价和转让(divide, value and transfer)。而不完整的产权,尤其是转让权的缺失,无疑会使产权的社会价值低于个人价值。因此,控股股东的理性选择是在公司边界或关系网络内运用关系治理对特殊资产进行保护。
- ③大股东制衡与独立董事的外部监督之间不存在像邵少敏等(2004)所说的替代效应。
- ④唐跃军、谢仍明(2006)提出的大股东制衡度被定义为前五大股东持股比例之间的比值;而联合制衡度是指第二至第五大股东也有可能结成联盟,对第一大股东(控股股东)实施监督和制衡,因为联合制衡的能力和收益可能要高于个体行为。
- ⑤《指导意见》发布时,2001 年已经过去将近 3/4,而且政策法规的实施与落实往往存在显著的滞后性,因此,《指导意见》在 2001 年造成的政策性扰动可能相对较小,而主要在 2002—2003 年发生作用。如此一来,邵少敏等(2004)依据 2001—2002 年的研究样本(而且局限于 50 余家浙江省上市公司),吴晓晖、姜彦福(2006)基于 2001—2003 年的数据,可能无法得出合理、可靠的研究结论。
- ⑥SH1、SH2/1、SH2t5/1 和 SH345/12 之间的相关性较高,可能存在一定的多重共线性问题,因而我们建立 4 个回归模型对上述 4 个变量分别进行回归,如此,基于混合样本的模型中除年度虚拟变量 Y_j 之外(仅有部分 Y_j 的 VIF 值略超过 2.00,但小于 2.65),解释变量的 VIF 值均在 1.55 以下,而其他模型中解释变量的 VIF 值均在 1.30 以下,基本消除了变量之间多重共线性的不良影响。
- ⑦与海外学者的研究结论不同,邵少敏等(2004)基于 2001—2002 年浙江上市公司的实证研究发现,总经理持股比例与独立董事比例显著正相关。但对此问题我们更倾向于认为,原因可能是以总经理为代表的管理层与控股股东之间也存在一定程度的制衡,持股较多的管理层为了制衡控股股东,可能引入更多的独立董事。
- ⑧中国上市公司在上市之初,或多或少存在包装的嫌疑,且又往往不能或不愿致力于改善公司质量,因此,上市时间较长的公司不一定拥有较多的独立董事。
- ⑨政策性扰动同样波及了对控制变量的回归,这亦从侧面支持假设 4。
- ⑩尽管显著程度受到《指导意见》带来的政策性扰动的影响明显下降,但是 SH2t5/1 和独立董事人数在统计上依然正相关,部分支持假设 2。

参考文献:

- [1]邵少敏,吴沧澜,林伟. 独立董事和董事会结构、股权结构研究[J]. 世界经济,2004,(2):66—78.
- [2]唐跃军. 大股东制衡机制:基于中国市场的实证与实验研究[M]. 南昌:江西人民出版社,2008.
- [3]唐跃军,李维安,谢仍明. 大股东制衡、信息不对称与外部审计约束[J]. 审计研究,2006,(5):33—39.
- [4]唐跃军,吕斐适,程新生. 大股东制衡、治理战略与信息披露[J]. 经济学(季刊),2008,7(2):647—664.
- [5]唐跃军,谢仍明. 大股东制衡机制与现金股利的隧道效应[J]. 南开经济研究,2006,(1):60—78.
- [6]吴晓晖,姜彦福. 机构投资者影响下独立董事治理效率变化研究[J]. 中国工业经济,2006,(5):105—111.
- [7]Arthur N. Board composition as the outcome of an international bargaining process: Empirical evidence[J]. Journal of Corporate Finance,2001,7(3):307—340.
- [8]Bennedsen M, D Wolfenzon. The balance of power in closely held corporations [J]. Journal of Financial Economics,2000,58(1/2):113—139.
- [9]Brickley J, C James. The takeover market, corporate board composition, and ownership structure: The case of banking[J]. The Journal of Law and Economics,1987,30(1):161—181.
- [10]Cronqvist H, M Nilsson. Agency costs of controlling minority shareholders[J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis,2003,38(4):695—719.
- [11]Denis D, A Sarin. Ownership and board structures in publicly traded corporations [J]. Journal of Financial Economics,1999,52(2):187—224.
- [12]Fan Joseph P H, Jian Ming, Yeh Yin Hua. Succession: The roles of specialized assets and transfer costs [R]. Working Paper, <http://ssrn.com/abstract=1101405>, 2008.
- [13]Gomes A, W Novaes. Sharing of control as a corporate governance mechanism [R]. PIER Working Paper 01—029, University of Pennsylvania, 2001.
- [14]La Porta R, Lopez-de-Silance F, Shleifer A, et al. Law and finance[J]. Journal of Political Economy,1998,106(6):1113—1155.
- [15]La Porta R, Lopez-de-Silance F, Shleifer A, et al. Agency problems and dividend policies around the world[J]. Journal of Finance,2008,55(1):1—33.
- [16]La Porta R, Lopez-de-Silanes F, A Shleifer. Corporate ownership around the world [J]. Journal of Finance,1999,54(2):471—517.
- [17]Mark Y T, Y Li. Determinations of corporate ownership and board structure: Evidence from Singapore[J]. Journal of Corporate Finance,2001,7(3):235—256.
- [18]Maury B, A Pajuste. Multiple large shareholders and firm value[J]. Journal of Banking and Finance,2005,29(7):1813—1834.
- [19]Pagano M, A Roel. The choice of stock ownership structure: Agency costs, monitoring and the decision to go public[J]. Quarterly Journal of Economics,1998,(1):187—226.
- [20]Randøy T, J I Jenssen. Board independence and product market competition in Swedish firms[J]. Corporate Governance: An International Review,2004,12(3):281—289.
- [21]Rediker K J, A Seth. Boards of directors and substitution effects of alternative govern-

ance mechanisms[J]. *Strategic Management Journal*, 1995, 16(2): 85—99.

[22] Shleifer A, Vishny R W. Large shareholders and corporate control[J]. *Journal of Political Economy*, 1986, 94(3): 461—488.

[23] Weisbach M. Outside directors and CEO turnover[J]. *Journal of Financial Economics*, 1988, 20 (January-March): 431—460.

[24] Yermack D. Higher market valuation of companies with a small board of directors[J]. *Journal of Financial Economics*, 1996, 40(2): 185—212.

Policy-related Disturbance, Blockholders Counterbalance and Board Independence

TANG Yue-jun, ZUO Jing-jing

(School of Management, Fudan University, Shanghai 200433, China)

Abstract: Taking account of the effects of policy-related disturbance caused by *The Guidance of Independent Director Institution for Listed Companies* and reform for ownership separation on blockholders counterbalance, the paper, from the perspective of type II agency problem, portrays the counterbalance behaviors of top 5 blockholders based on the evidence of Chinese listed companies from 2000 to 2008. It discusses the collusion behaviors of top 2 blockholders and the significant effect of counterbalance mechanism on board independence.

Key words: blockholders counterbalance; policy disturbance; board independence; type II agency problem

(责任编辑 金 澜)

(上接第 15 页) three kinds of local health expenditure efficiencies, namely, composite technical efficiency, pure technical efficiency and scale technical efficiency. Second, it makes an empirical study on the relationship between efficiency scores and some social and economic factors by Tobit model, a limited dependent variable model. The results show that, owing to such social and economic factors as population density, education level, GDP per capita, fiscal decentralization degree and medical system reform, local health expenditure efficiencies vary widely among different regions.

Key words: DEA-Tobit; local health expenditure efficiency; fiscal decentralization; medical system reform

(责任编辑 许 柏)