

# 董事会的治理绩效研究

## ——基于民营上市公司面板数据的实证分析

牛建波<sup>1</sup>, 李胜楠<sup>2</sup>

(1. 南开大学 商学院 公司治理研究中心, 天津 300071; 2. 天津大学管理学院, 会计与财务管理系, 天津 300072)

**摘要:** 本文避免了国有股定价问题、董事激励中的政治因素、行政部门的经营干预、国有股股权变动的审批问题等一系列非市场因素, 以 2002 - 2005 年的民营上市公司的面板数据为样本, 运用面板数据分析方法, 消除了非观测效应的影响, 寻求中国证券市场的董事会治理机制运行规律和效果。通过研究发现, 董事会独立性程度对企业绩效没有显著影响; 报酬最高的三位董事报酬的增加与较高的每股收益、每股净资产和资产收益率之间均存在着显著的正相关关系, 体现了董事激励的重要治理效应; 年度内董事会会议次数与每股收益和资产收益率之间存在着显著的倒 U 型关系; 年度内董事会会议次数与每股净资产之间存在着相关关系。

**关键词:** 民营上市公司; 董事会治理; 治理绩效

**中图分类号:** F      **文献标识码:** A

### 一、引言

董事会作为联结股东与经理层的纽带, 是公司治理机制的重要组成部分, 肩负制定公司战略、监督公司管理层的职责。董事会的治理效率直接关系到公司业绩和股东利益, 在竞争激烈的证券市场上, 无效的董事会将导致公司产生各种问题, 甚至破产或被收购。利用董事会来监督 CEO, 是股权分散情况下避免股东的“集体行动困境”的办法之一。在学术界, 关于董事会治理效果也是多年研究的重点之一。

目前, 国内学者虽然取得大量关于董事会特征与绩效之间关系的实证研究成果, 但大多数研究存在一些不足之处: 首先, 未将民营上市公司和非民营上市公司区分处理。显然, 这两类上市公司在发展历史、股权结构、董事会结构和行为以及代理问题特征等方面存在明显的区别, 将两者混为一谈将会影响结论的可靠性。特别地, 在许多研究中, 已经发现终极控制人特征会对治理机制、企业绩效等产生显著影响。其次, 国内的研究大多选用一年或两年的时间较短数据作为样本, 对于转轨经济过程中的市场而言, 上市公司的董事会治理会受到众多市场和制度因素的影响, 两者之间是一种动态的平衡关系, 仅仅研究横截面数据难以较客观地反映董事会治理的效果。第三, 有少数学者使用了多年的样本数据进行分析, 但没有考察和分析面板数据中非观测效应的可能产生的重要影响, 这可能会导致错误性的结论。牛建波和李胜楠(2006, 2007)对面板数据中固定效应模型和 OLS 模型回归结果的比较发现, 在对董事报酬和董事会独立性的影响进行分析时, 如果不考虑面板数据中可能存在的非观测效应的影响, 会得出虚假的研究结论。

民营上市公司的控股股东是自然人或民营企业, 受到政府有关部门的约束较少。其市场特征更强。而非民营上市公司的前身都是国有大中型企业。通过改制、资产重组等方式达到上市的要求后, 公开上市募集资金, 或者通过买壳等方式间接上市。以民营上市公司为研究样本, 可以回避国有股定价问题、董事激励中的政治因素、行政部门的经营干预、国有股股权变动的审批问题等一系列非市场因素, 以寻求中国证券市场的公司治理机制运行规律。

因此，本论文以 2002—2005 年的民营上市公司为研究样本，考查并消除面板数据中非观测效应的影响，从董事会的结构、董事激励和董事行为三个维度对民营上市公司中董事会治理绩效进行分析，期望能够获得一些比较客观、真实的结论。

## 二、文献回顾与研究假设

### 1. 董事会结构

关于民营上市公司的董事会结构，考虑到数据的可获得性，我们主要从董事会的独立性来考察。董事会的结构或者说是独立董事的比例与企业绩效之间的关系，是一个看似简单实际却很复杂的问题。独立董事制度产生的本意，是弱化企业内部人控制，减少企业内部人的代理成本，提高企业价值，逻辑的推理似乎也是这个结论，但实际结果如何，却一直未能得出一个公认的结论。学者做过许多研究，得出的结论多种多样，有些发现两者之间存在正相关关系，有些发现两者之间不存在显著的相关关系，还有些发现两者之间存在着负相关，甚至是曲线关系。例如，Yermack（1996）对外部董事所占比例与托宾 Q 的关系进行了研究，并且分别使用了普通最小二乘法（OLS）和固定效应回归两种回归方法，在该研究中，这两种方法得出的结论却是完全相反的，具体而言，利用 OLS 方法发现外部董事与 Q 值存在显著的负相关关系，但采用固定效应模型进行回归后发现外部比例与托宾 Q 之间呈现显著正相关关系。由于 Yermack 没有对其所使用数据是否具有显著的非观测效应进行检验，因此无法判断哪一种估计模型是合适的。

Morck et al.（1988）、Hermalin and Weisbach（1991）的研究结果均表明外部董事所占比例与托宾 Q 并不存在明显的相关关系。Bhagat and Black（1999）通达研究认为董事会构成与企业绩效之间不相关。Vafeas and Theodorou（1998）在对英国上市公司的实证研究后发现非执行董事所占比例、独立非执行董事所占比例、关联非执行董事所占比例以及董事持股比例、外部董事持股比例、内部董事持股比例与企业绩效均不显著相关。Mak and Li（2001）在分别用普通最小二乘法（OLS）和两阶段最小二乘法（2SLS）检验董事会结构与企业价值（托宾 Q）之间的相关性，两种回归方法均表明外部董事所占比例与企业价值不相关。胡勤勤和沈艺峰（2002）发现独立董事的比例与托宾 Q 值之间并不存在显著的相关关系。于东智、王化成（2003）也认为目前独立董事制度并未起到应有的作用。李斌等（2005）通过利用 OLS 方法直接对民营上市公司 2001—2003 年数据进行的经验分析表明，独立董事没有对民营上市公司的绩效起到实质的促进作用。Baysinger and Bulter（1985）发现微弱的证据表明在 1970 年拥有较多外部董事的公司在 1980 年就有较高的经过行业调整的权益回报率。Schellenger et al.（1989）检验得出外部董事所占比例与公司财务表现呈正比。Dehaene et al.（2001）发现外部董事所占比例与 ROE 正相关。Prevost et al.（2002）分别运用普通最小二乘法（OLS）和三阶段最小二乘法（3SLS）对董事会结构和企业绩效进行了回归，OLS 的回归结果表明外部董事所占比例与托宾 Q 之间没有显著相关性，但是 3SLS 的回归结果却表明外部董事所占比例与托宾 Q 是显著相关的。高明华等（2002）发现独立董事制度与公司绩效存在非常弱的正相关关系。邵少敏等（2004）认为独立董事起到了提高公司绩效的作用。吴淑琨、刘忠明和范建强（2001）的研究表明，非执行董事的比例与公司绩效之间存在正相关关系。

结合以上研究和分析，我们认为，过低的独立董事比例可能难以真正发挥独立董事的有效监督和决策功能，而过高的独立董事比例可能又会由于缺乏对企业经营实际状况等的了解，削弱整个董事会运作的效率和效果。因此我们提出研究假设：

**假设 1：董事会独立性程度与企业绩效之间存在着非线性关系。即过低和过高的独立董事比例均不利于企业绩效的提高，只有适度董事会独立性才最有利于企业绩效的提高。**

## 2. 董事激励

企业的委托—代理模型把企业绩效解释为经理层努力和一系列随机分布的经理层不可控和不能观测的变量的函数 (Tirole, 1998; Rosen, 1992)。这些理论建议, 为了提高经理层的努力程度, 其报酬应该与绩效挂钩。这就假设努力程度和企业绩效会以相同的方向上变化, 否则的话, 可观测的绩效就会与对经理层努力工作的激励不相关 (Cresppi and Gispert, 1998)。然而已有的文献远没有发现一致性的结论, 一些研究支持董事或 CEO 报酬与绩效之间的正相关关系 (Murphy, 1985; Main et al., 1996; Gibbons and Murphy, 1990)。公司的董事会要负责向经理层提供建议并为企业制定发展战略 (Hempel and Fay, 1994; Johnson, Daily and Ellstrand, 1996; Zahra, 1990)。公司董事会还承担着关键的治理角色, 即通过对高级管理人员实施有效监督保护股东利益 (Fama & Jensen, 1983)。CEO 报酬理论 (如 Gomez-Mejia and Wiseman, 1997) 认为董事报酬是决定和指导董事行为的最重要激励机制之一。在董事所付出的时间和努力能够获得充分补偿的情况下, 董事报酬应该有利于实现董事会的目标 (Davis and Stobaugh, 1995): 代表股东利益行事的动机; 适度承担风险; 董事报酬制定过程透明化。Morck et al. (1988) 利用 1980 年的横截面数据研究发现, 当董事会所有权在 0%-5% 区间内上升时, 托宾 Q 值随之上升, 在 5%-25% 区间内, 托宾 Q 值随董事会所有权的上升而下降, 在大于 25% 的区间内, 托宾 Q 值又随董事会所有权的上升而上升。他们将董事持股对公司价值的正面影响归结为“利益趋同”(alignment) 效应, 将董事会持股对公司负面影响归结为“利益侵占”(entrenchment) 效应, 并认为前者降低了代理成本, 后者则增加了代理成本。

从国内的研究情况来看, 大多数学者是对把国有和民营等不同类别的公司混合在一起进行研究的, 如袁国良、王怀芳和刘明 (2000), 刘国亮和王加胜 (2000), 李增泉 (2000), 魏刚 (2000), 胡铭 (2002), 于爱红等 (2004) 等。肖继辉 (2005) 将 2000—2002 年 A 股上市公司为研究样本, 并把样本上市公司分为国家机构直接控股、国有独资企业代表国家间接控股、国有法人控股和私营企业控股的民营上市公司四类, 并且只采用 OLS 回归技术分别对全样本和分年度样本检验四类样本公司的经理报酬业绩敏感性。研究发现民营上市公司经理报酬业绩敏感性最高, 其次是国有法人控股和国有独资企业控股的上市公司, 而国家机构直接控股的上市公司报酬业绩不敏感。

结合上面的分析, 同时考虑到我国企业报酬政策和制度历史改革背景, 我国董事的报酬往往显著部分的激励力度不足, 难以充分调动董事的工作积极性和创造性, 隐性报酬往往占据了较大的比例, 其结果则可能会导致董事行为扭曲和变形, 损害企业的长远发展和经营绩效。关于董事会激励状况, 考虑到相关数据的可获得性, 我们从金额最高的三名董事的报酬总和和角度来考查, 我们的研究假设如下:

**假设 2: 金额最高的三名董事的报酬总和与企业绩效之间存在着正相关关系。**

## 3. 董事行为

董事会行为与企业价值之间的关系看起来很复杂, 并且它们关联的关系也不明确。根据中获得的信息, 我们从年度内董事会会议次数来研究。关于董事会议次数与企业价值之间的关系, 有多种观点。一种观点认为, 董事会会议对股东是有利的, 有利于提升企业价值。Lipton and Lorsch (1992) 认为董事所普遍面临的问题是缺少履行其职责的时间。类似地, Conger et al. (1998) 认为董事会会议时间是提高董事会运作效果的重要途径。这种观点被目前的金融、学术界的许多批评意见所强化, 这些批评意见指出, 兼任过多的董事职务阻碍了董事们正常地参加董事会会议, 从而也就不能对经理人员进行有效地监督 (Byrne, 1996; NACD, 1996), 更无从谈起战略性地参与企业战略的制定。这些论文的一个清晰的启示是, 董事会中的董事经常会面有利于他们履行其职责, 从而更好地维护股东利益, 提高企业价值。个相

反的观点是，由于外部董事共事的时间非常有限，致使董事之间以及董事与管理者无法有效地交流思想和建议，使董事会会议不一定能发挥作用。这个问题实际也是首席执行官经常为董事会会议设定议事议程现实的写照（Jensen，1993）。并且，例行工作占用了董事会会议的有限时间，限制了外部董事对经理人员实施有效控制的机会。实际上，Jensen 建议，董事会应该相对不活跃，在问题发生的时候，董事会经常被迫去从事更高层次的活动。按照这种观点，董事会会议是充当了消防车的角色，而不是改善治理的前摄性措施。因此，高频率的董事会活动的结果是不清晰的，更频繁的董事会活动可能是企业对低绩效的一种反应。

关于中国转轨经济背景下的董事会行为的研究更为稀少，并且已有的少数几项实证研究也得出了不一致的结论。并且大多数学者是对把国有和民营等不同类别的公司混合在一起进行研究的，如李常青、赖建清（2004），胡晓阳、少斌和冯科（2005），谷祺、于东智（2001），于东智（2003，2004）等。有少数学者专门对民营上市公司的董事会行为的效果进行了分析，如李斌等（2005）、牛建波和李胜楠（2006，2007）等。

实际上，在研究董事会行为与公司绩效的关系方面，尽管我们可以阐述董事会行为对于上市公司绩效的作用机制，但是，对于综合作用的方向和程度还不是很确定，也就是说，董事会行为对公司绩效产生怎样的影响——是正面的，还是负面的？——以及产生多大影响，理论上并不能完全确定。这是因为，首先，召开董事会会议是有成本的，包括管理层时间、旅行费用、董事会议费用等等。当然召开董事会会议也是有好处的，包括董事有更多的时间去交流、制定战略和监督经理层。如果董事会会议次数比必需的少，过度强调会议成本，董事会会议次数会与企业价值之间存在着正相关关系。相反地，如果过分强调董事会会议的好处，董事会会议频率将会与企业价值存在负相关关系。最后，如果企业合理的确定董事会会议召开的次数（这取决于企业所处的环境状况），其收益会超过成本。从理论上讲，对于一个价值最大化的公司，董事会会议频率的边际变化的净效应应该接近于零。基于以上分析，提出我们的研究：

**假设 3：年度内董事会会议次数与企业绩效之间存在着非线性关系。即过少和过多的董事会会议次数均不利于企业绩效的提高，只有适当数量的董事会会议才最有利于企业绩效的提高。**

### 三、董事会治理绩效的实证检验

#### 1. 变量和数据来源

我们选择公司的每股收益（净利润）、每股净资产和资产收益率来表示董事会治理绩效的状况，这三个指标可以从不同的角度反映出董事会治理绩效的好坏，有利于更全面地考虑董事会的治理绩效；关于董事会治理状况的衡量，我们从董事会的结构、行为和报酬三个角度来衡量董事会在结构、行为和激励等方面的治理状况。具体而言，我们用董事会中独立董事人数占董事会中总人数的比例来表示董事会的独立性，用每一年度内董事会召开会议的次数表示董事会的行为，用报酬最高的前三名董事报酬总和来衡量公司董事所得报酬的水平。

为了消除其他可以对董事会治理状况与公司绩效之间关系产生影响的因素的干扰，更准确地探索董事会治理状况与企业绩效之间的关系，我们控制了可能对企业绩效产生影响的其它一些干扰因素，如公司特征及其他一些治理特征。具体而言，控制了年度股东大会出席股东所代表股份的比例、董事会规模、独立董事人数、监事会规模、年度内监事会召开会议的次数、债务资产比例、企业的规模等。本论文所使用的变量、变量符号及其涵义如表 1 所示：

表 1 变量、变量符号及涵义一览表

变量分类	变量符号	变量涵义
被解释	EPS	每股收益（净利润）

变量	NAPS	每股净资产
	ROA	总资产收益率
解释变量	Independence	董事会的独立性
	SQ_indepd	董事会的独立性的平方
	Times_ds	年度内董事会召开会议的次数
	SQ_times_ds	年度内董事会召开会议的次数的平方
	Lnpay_ds	报酬最高的三名董事的报酬总和的自然对数
控制变量	Attendance	年度股东大会出席股东所代表股份的比例
	Size_dsh	董事会规模
	Number_indp	独立董事人数
	Size_jsh	监事会规模
	Times_js	年度内监事会召开会议的次数
	LEV	债务资产比例
	LnTA	企业的规模的自然对数

我们以 CCER 民营上市公司数据库和一般企业财务数据库为基本数据库，剔除那些本论文所使用变量信息不全的样本，对于那些统计结果明显存在错误（譬如独立董事比例大于 1）的样本，我们又从巨潮资讯网对数据信息进行更正，最终获得的 2002 年至 2005 年的有效样本数为 858 个公司年，分别为 2002 年 126 家，2003 年 186 家，2004 年 245 家，2005 年 301 家。因此，本研究选择的是非均衡面板数据，这一方面可以避免由于不可观测的异质性（heterogeneity）而造成的偏差，这类问题在截面数据的回归模型中是普遍存在的；另一方面，可以扩大实证检验的样本量，提高检验结果的可信度。

## 2. 实证分析方法及回归模型

由于面板数据同时具有截面和时间序列两个维度，适宜的回归模型将比单纯的截面数据的回归模型复杂得多。如果可观测的解释变量控制了个体的所有相关特征，那将不会存在相关的非观测特征。在这种情况下，非观测效应被剔除，混合 OLS 回归可以用来合理地估计这个模型，此时把所有时间段的观测值当作一个单一的样本。如果可观测的解释变量并不能控制个体的所有相关特征，非观测效应与可观测的任何一个解释变量存在相关性，被解释变量对可观测变量的回归估计就会受到非观测异质性偏差的影响。即使是在非观测效应与任何一个可观测变量不相关的情况下，非观测效应的存在也会导致 OLS 产生低效估计和无效标准误。Hausman and Taylor (1981) 指出，固定效应框架为控制面板数据中缺省变量的影响提供了一个一般性的、非偏的方法。在下面的回归分析过程中，我们通过 Durbin-Wu-Hausman 检验来确定适宜的回归方法。

根据上文的研究假设和变量定义，本文实证研究使用的基本回归方程如下：

$$P = b_0 + b_1 * DirGov + a_i * Controller + e$$

$$P = b_0 + b_1 * DirGov + b_2 * DirGov^2 + a_i * Controller + e$$

其中，P 为董事会治理绩效，DirGov 代表董事会治理变量，DirGov2 代表董事会治理变量的二次方，Controller 代表控制变量。

## 3. 描述性统计分析及相关分析

表 2 列出了本论文中所用到的各变量的在 2002-2005 年四年总计的描述性统计分析结果。从中可以看出，每股收益在这四年中的平均为 -0.0275 元，在这几年中的收益状况较差。其中最高的每股收益为 1.3637 元，最低的为 -14.0837 元，标准差为 0.7852，样本公司间存在着较大的差异。在 2002 年和 2003 年每股收益的平均值均为正，分别为 0.0449 元、0.0665

元，而在 2004 年和 2005 年则为负，分别为-0.1086 元和-0.05 元。

表 2 2002 - 2005 年四年总计的变量描述性统计结果

2002-2005	N	Minimum	Maximum	Mean	Std. Deviation
EPS	858	-14.0837	1.3637	-0.0275	0.7852
NAPS	858	-12.4813	9.2828	2.2981	1.8162
ROA	858	-1.7874	0.5102	-0.0229	0.1846
Independence	858	0.125	1	0.5250	0.2064
Times_ds	858	1	29	8.2587	3.5690
Lnpay_ds	858	10.0731	16.7541	12.5980	0.9054
Attendance_gd	858	0.22	1	0.5553	0.1711
Size_dsh	858	1	16	6.02	1.647
Number_indp	858	1	6	2.97	0.799
Size_jsh	858	1	9	3.68	1.159
Times_js	858	1	11	3.6247	1.7049
LEV	858	0.0683	23.7992	0.7147	1.4466
LnTA	858	16.8843	23.1867	20.7535	0.9268

变量之间的相关性分析结果在表 3 中列出，由此可知，年度内董事会会议次数与每股收益、每股净资产和资产收益率均显著正相关，显著性水平均为 5%或 10%，Pearson 相关系数分别为 0.187、0.144 和 0.080，这说明，年度内董事会会议次数的增加可能与企业的绩效之间存在着正相关关系。报酬最高的三名董事的报酬总和也与企业绩效显著正相关，且均在 5%的水平上的显著，与每股收益、每股净资产和资产收益率的相关系数分别为 0.119、0.278 和 0.096。而董事会的独立性程度与企业绩效之间则没有显著的相关关系。

从控制变量与被解释变量之间的相关关系来看，每股收益与民营上市公司年度股东大会出席股东所代表股份的比例、董事会规模和总资产之间存在着显著的正相关关系，与债务资产比例之间存在着显著的负相关关系。每股净资产及资产收益率除与董事会规模的相关关系不再显著之外，与各控制变量的相关关系与每股收益与它们之间的关系相同。

#### 4. 回归结果及分析

根据 Hausman 检验的结果确定适宜的回归方法，检验结果表明，对本论文使用数据的回归模型都应选择固定效应方法。

表 4 列出了董事会独立性程度与每股收益关系的回归的结果。据此可知，董事会独立程度与三个董事会治理绩效指标均不存在显著的系统性相关关系，也不存在二次的非线性相关关系。由此可知，对于样本公司而言，董事会的独立性程度并没有呈现出我们所预期的积极的治理绩效。假设 1 不成立，这一方面可能与我国独立董事制度的发展阶段有密切关系。作为一种新兴的岗位和职位，独立董事尚未表现出我们预期的积极的治理作用；另一方面，也可能与我国上市公司中尚未建立起真正的现代企业治理结构和机制，受传统经营习惯的影响，尚难以提供真正允许独立董事发挥作用的土壤。随着我国企业改革的深入和市场竞争的加剧，这两个方面都会得到相当程度的解决，独立董事的素质和履职能力会大大提高，企业也能够更科学客观务实地看待公司治理，独立董事将发挥重要的治理效应。

表 3 变量之间的相关性检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)
<b>Eps(1)</b>	1	.652(**)	.933(**)	.018	.076(*)	.236(**)	.303(**)	.007	.083(*)	.000	-.055	-.400(**)	.361(**)
<b>Naps(2)</b>	.560(**)	1	.499(**)	.024	.127(**)	.309(**)	.280(**)	-.008	.068(*)	-.034	-.086(*)	-.563(**)	.495(**)
<b>Roa(3)</b>	.734(**)	.528(**)	1	.007	.088(**)	.164(**)	.324(**)	.001	.052	.005	-.047	-.486(**)	.203(**)
<b>Independence(4)</b>	-.051	.040	-.018	1	.079(*)	.095(**)	.068(*)	-.525(**)	.571(**)	-.170(**)	-.034	.033	.049
<b>Times_ds(5)</b>	.187(**)	.144(**)	.080(*)	.132(**)	1	-.065	-.129(**)	-.125(**)	.075(*)	-.044	.327(**)	.149(**)	.024
<b>Lnpay_ds(6)</b>	.119(**)	.278(**)	.096(**)	.104(**)	-.047	1	.072(*)	.039	.180(**)	-.059	-.106(**)	-.079(*)	.407(**)
<b>Attendance(7)</b>	.193(**)	.300(**)	.198(**)	.034	-.102(**)	.073(*)	1	.026	.082(*)	-.037	-.029	-.316(**)	-.031
<b>Size_dsh(8)</b>	.070(*)	.017	.047	-.563(**)	-.065	.022	.007	1	.263(**)	.322(**)	.049	.005	.074(*)
<b>Number_indp(9)</b>	.044	.064	.079(*)	.398(**)	.069(*)	.190(**)	.089(**)	.285(**)	1	.103(**)	.089(**)	.025	.180(**)
<b>Size_jsh(10)</b>	.006	-.015	-.022	-.187(**)	-.062	-.070(*)	-.038	.309(**)	.108(**)	1.000	.064	.041	.105(**)
<b>Times_js(11)</b>	-.012	-.062	.028	.032	.311(**)	-.107(**)	-.035	.089(**)	.112(**)	.054	1	.066	-.003
<b>LEV(12)</b>	-.216(**)	-.378(**)	-.616(**)	-.041	.000	-.068(*)	-.125(**)	.012	-.060	.078(*)	-.039	1	.020
<b>LnTA(13)</b>	.237(**)	.481(**)	.389(**)	.030	.025	.417(**)	-.027	.068(*)	.189(**)	.076(*)	-.001	-.364(**)	1

注：左下角为 Pearson 相关系数，右上角为 Spearman 相关系数。\* 表示在 95%的置信水平上显著（双尾），\*\* 示在 99%的置信水平上显著（双尾）。

表4 董事会独立性与治理绩效关系的回归结果

MODEL	EPS		NAPS		ROA	
	M	O	Q	S	U	W
Variable	固定效应	固定效应	固定效应	固定效应	固定效应	固定效应
independence	-0.0116	-0.6405	0.2360	-0.8159	0.2360	-0.8159
	0.3774	1.0901	0.4657	1.3447	0.4657	1.3447
SQ_indepd	—	0.2870	—	0.4801	—	0.4801
	—	0.4667	—	0.5757	—	0.5757
Attendance	0.6884*	0.7049*	2.0565***	2.0840***	2.0565**	2.0840**
	0.4144	0.4155	0.5113	0.5125	0.5113	0.5125
Size_dsh	0.0615	0.0429	0.0655	0.0342	0.0655	0.0342
	0.0386	0.0491	0.0476	0.0606	0.0476	0.0606
Number_indp	-0.0518	0.0068	-0.1139	-0.0160	-0.1139	-0.0160
	0.0724	0.1196	0.0893	0.1476	0.0893	0.1476
Size_jsh	0.0891*	0.0859	0.1878***	0.1825***	0.1878*	0.1825**
	0.0526	0.0529	0.0649	0.0652	0.0649	0.0652
Times_js	0.0086	0.0091	0.0444*	0.0452*	0.0444	0.0452
	0.0209	0.0210	0.0258	0.0259	0.0258	0.0259
LEV	0.0309	0.0310	-0.0200	-0.0199	-0.0200***	-0.0199***
	0.0352	0.0352	0.0435	0.0435	0.0435	0.0435
LnTA	0.6037***	0.6046***	0.9662***	0.9675***	0.9662***	0.9675***
	0.1258	0.1258	0.1552	0.1552	0.1552	0.1552
Constant	-13.5318***	-13.3704***	-19.9131***	-19.6432***	-19.9131***	-19.6432***
	2.6859	2.7004	3.3144	3.3312	3.3144	3.3312
R-2	0.0900	0.0907	0.1913	0.1925	0.3251	0.3254
F_u_i	1.81 (0.000)	1.81 (0.000)	6.60 (0.000)	6.59 (0.000)	1.37 (0.000)	1.36 (0.0007)
F	6.02 (0.000)	5.39 (0.000)	0.1913 (0.000)	12.87 (0.000)	29.33 (0.000)	26.04 (0.000)
Hausman	20.93 (0.000)	21.49 (0.0107)	42.88 (0.000)	45.52 (0.000)	35.01 (0.000)	35.47 (0.000)

注：\*\*\*表示在 99%的置信水平上显著，\*\*表示在 95%的置信水平上显著，\*表示在 90%的置信水平上显著；方程系数下面的圆括号中的值为标准误；表格中分别列出了 F 检验、Hausman 检验的结果，其中，固定效应模型使用的是 t 检验，随机效应模型使用的是 z 检验。

对报酬最高的三名董事的报酬总和与企业绩效之间关系的回归在表 5 中列出。报酬最高的三名董事的报酬总和与企业绩效之间存在着显著的正相关关系，具体而言，董事报酬与每股收益的显著性水平为 5%，与每股净资产的显著性水平为 10%，与资产收益率之间的显著性水平为 5%。这说明，报酬最高的三位董事报酬的增加与较高的企业绩效之间存在着较高度度的相关性，这有可能是因为较高的董事报酬所带来的较充足的显性激励所致。假设 2 成立。

表5 报酬最高的三名董事的报酬总和与企业绩效关系的回归结果

MODEL	EPS	NAPS	ROA
	Y	AA	AC
Variable	固定效应	固定效应	固定效应
Ln timer	0.1311**	0.1365*	0.0266**
	0.0625	0.0773	0.0127
Attendance	0.6354	1.9643***	0.1768**
	0.4095	0.5062	0.0832

Size_dsh	0.0574**	0.0443	0.0101*
	0.0288	0.0356	0.0059
Number_indp	-0.0286	-0.0554	-0.0047
	0.0512	0.0633	0.0104
Size_jsh	0.0746	0.1715***	0.0179*
	0.0528	0.0652	0.0107
Times_js	0.0016	0.0364	0.0006
	0.0211	0.0261	0.0043
LEV	0.0383	-0.0144	-0.0399***
	0.0351	0.0434	0.0071
LnTA	0.6425***	0.9998***	0.1672***
	0.1261	0.1559	0.0256
Constant	-12.6310***	-18.6779***	-3.3430***
	2.6715	3.3019	0.5428
R-2	0.0981	0.1961	0.3310
F_u_i	1.85	6.59	1.39
	(0.000)	(0.000)	(0.0003)
F	6.62	14.85	30.13
	(0.000)	(0.000)	(0.000)
Hausman	25.49(0.0013)	53.07(0.0013)	33.54(0.000)

注：同表 4

在表 6 中列出了年度内董事会次数与治理绩效之间关系的检验结果。根据回归结果可知，年度内董事会会议次数的一次项和二次项均通过了统计上的显著性检验，显著性水平为 1%，由此可以看出，年度内董事会会议次数与每股收益之间存在着显著的非线性关系（倒 U 型关系），更进一步，根据该回归结果，可以得出，在其他条件相同的情况下，当年度内董事会会议次数为 7.37 次时，企业的每股收益水平最高；年度内董事会会议次数与每股净资产存在着显著的负相关关系，但是，在非线形模型中，年度内董事会会议次数的一次项和二次项均不显著，由此可以看出，年度内董事会会议次数与每股收益之间存在着负相关关系；年度内董事会会议次数的一次项和二次项均通过了统计上的显著性检验，显著性水平为 10% 和 5%，由此可以看出，年度内董事会会议次数与资产收益率之间存在着显著的非线性关系，更进一步，根据该回归结果，可以得出，在其他条件相同的情况下，当年度内董事会会议次数为 8.83 次时，企业的资产收益率水平最高。假设 3 基本成立。

表 6 年度内董事会会议次数与治理绩效关系的回归结果

MODEL	EPS		NAPS		ROA	
	A	C	E	G	I	K
Variable	固定效应	固定效应	固定效应	固定效应	固定效应	固定效应
Times_ds	-0.0329***	0.0762***	-0.0404*	0.0454	-0.0026	0.0106*
	0.0118	0.0289	0.0145	0.0361	0.0024	0.0060
SQ_times_ds	—	-0.0052***	—	-0.0041	—	-0.0006**
	—	0.0013	—	0.0016	—	0.0003
Attendance	0.6118	0.7765*	1.9250***	2.0545***	0.1819**	0.2018**
	0.4083	0.4037	0.5040	0.5035	0.0835	0.0835
Size_dsh	0.0535*	0.0643**	0.0386	0.0471	0.0105*	0.0118**
	0.0288	0.0284	0.0355	0.0355	0.0059	0.0059
Number_indp	-0.0281	-0.0235	-0.0501	-0.0465	-0.0078	-0.0073
	0.0505	0.0497	0.0623	0.0620	0.0103	0.0103
Size_jsh	0.0924*	0.0877*	0.1905***	0.1868***	0.0211**	0.0205*

	0.0521	0.0513	0.0644	0.0640	0.0107	0.0106
<b>Times_js</b>	0.0318	0.0226	0.0722***	0.0649**	0.0038	0.0027
	0.0223	0.0221	0.0276	0.0276	0.0046	0.0046
<b>LEV</b>	0.0336	0.0392	-0.0187	-0.0143	-0.0412***	-0.0405***
	0.0348	0.0343	0.0430	0.0428	0.0071	0.0071
<b>LnTA</b>	0.6163	0.6050	0.9749***	0.9660***	0.1604***	0.1590***
	0.1244	0.1225	0.1536	0.1528	0.0255	0.0253
<b>Constant</b>	-13.6055***	-13.9755***	-19.7039***	-19.9949***	-3.5334***	-3.5782***
	2.6267	2.5863	3.2425	3.2255	0.5373	0.5350
<b>R-2</b>	0.1043	0.1345	0.2035	0.2144	0.3266	0.3345
<b>F_u_i</b>	1.77	1.78	6.60	6.67	1.36	1.36
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.0008)
<b>F</b>	7.09	8.39	15.56	14.74	29.52	27.15
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
<b>Hausman</b>	23.37	22.81	47.57	47.33	33.40	33.40
	(0.0029)	(0.0066)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.0001)

注：同表 4

#### 四、研究结论、启示及后续研究方向

民营上市公司的控股股东是自然人或民营企业，受到政府有关部门的约束较少，其市场特征更强。而非民营上市公司的前身都是国有的大中型企业，通过改制、资产重组等方式达到上市的要求后，公开上市募集资金，或者通过买壳等方式间接上市。以民营上市公司为研究样本，可以回避国有股定价问题、高管激励中的政治因素、行政部门的经营干预、国有股股权变动的审批问题等一系列非市场因素，以寻求中国证券市场的公司治理机制运行规律。因此，本论文以 2002 年至 2005 年的民营上市公司面板数据为样本，这一方面可以避免由于不可观测的异质性（heterogeneity）而造成的偏差，这类问题在截面数据的回归模型中是普遍存在的；另一方面，可以扩大实证检验的样本量，提高检验结果的可信度。

由于面板数据同时具有截面和时间序列两个维度，适宜的回归模型将比单纯的截面数据的回归模型复杂得多。Hausman and Taylor (1981) 曾指出，固定效应框架为控制面板数据中缺省变量的影响提供了一个一般性的、非偏的方法。在本文的分析过程中，我们采用了 Durbin-Wu-Hausman 检验来确定适宜的回归方法，以减轻相关潜在因素的不利影响。

通过研究我们得出如下结论和启示：

对于本论文的样本公司而言，董事会的独立性程度并没有呈现出我们所预期的积极的治理绩效。这一方面可能与我国独立董事制度的发展阶段有密切关系。作为一种新兴的工作岗位和职位，独立董事尚未表现出我们预期的积极的治理作用；另一方面，也可能与我国上市公司中尚未建立起高效的现代企业治理结构和机制，受传统经营习惯的影响，尚难以提供真正允许独立董事发挥作用的土壤。随着我国企业改革的深入和市场竞争的加剧，这两个方面都会得到相当程度的解决，独立董事的素质和履职能力会大大提高，企业也能够更科学客观务实地看待公司治理，独立董事将发挥重要的治理效应。

报酬最高的三位董事报酬的增加与较高的每股收益、每股净资产和资产收益率之间均存在着显著的正相关关系，体现了董事报酬的积极治理效应。年度内董事会会议次数与每股收益之间存在着显著的非线性关系（倒 U 型关系），更进一步，根据该回归结果可以得出，在其他条件相同的情况下，当年度内董事会会议次数为 7.37 次时，企业的每股收益水平最高；年度内董事会会议次数与每股收益之间存在着负相关关系；年度内董事会会议次数与资产收益率之间存在着显著的非线性关系，更进一步，在其他条件相同的情况下，当年度内董事会会议次数为 8.83 次时，企业的资产收益率水平最高。

由于一些因素的影响,本文的研究结果可能存在一定的局限性:一是我们的选择研究样本数据是在股权分置改革之前,在目前的后分置时代,董事会治理的机制和机理都可以会发生某种程度上的改变,对于这种改变的探索也是一个重要的研究拓展领域;二是本论文对董事会治理状况对财务绩效的影响进行了分析,但没有从市场的角度考察董事会治理的效果,如董事会治理状况对公司的托宾Q值、公司股票的回报率等的影响;三是董事会的治理效果可能会存在滞后效应,本研究探索了董事会治理状况与当期企业绩效之间的关系,而没有对滞后一期或多期的治理效果进行分析,在今后的研究中可以进行深入的分析;四是民营上市公司本身存在着某些重要的特征可能会影响董事会治理的效果,今后的研究可以考察从行业、地域、股权结构、领导人特征等角度进行分类比较分析,从而从更深入的层次上揭示董事会治理效果的影响因素及其影响机理。因此,本论文研究结论的普适性程度,还需要在今后的研究中不断进行检验和完善。

### 参考文献

- [1] BHAGAT, SANJAI, AND B. S. BLACK. The Uncertain Relationship between Board Composition and Firm Performance [J], *Business Lawyer*, 1999, 54: 921-963.
- [2] HAUSMAN, JERRY A. AND WILLIAM E. Taylor. Panel data and unobservable individual effects [J], *Econometrica*, 1981, (49): 1377-1398.
- [3] HERMALIN, B. & M. S. WEISBACH. The Effects of Board Composition and Direct Incentives on Firm Performance [J], *Financial Management*, 1991, 20: 101-112.
- [4] MORCK, RANDALL, ANDREI SHLEIFER AND ROBERT VISHNY. Management Ownership and Market Valuation: An Empirical Analysis [J]. *Journal of Financial Economics*, 1988, 20(1/2): 293-315.
- [5] PEASNELL, K. V., P. F. POPE, and S. Young. Board monitoring and earnings management: Do outside directors influence abnormal accruals? [A] Working Paper. Lancaster University, 2000.
- [6] PFEFFER, J. Size and composition of corporate boards of directors: The organization and environment [J]. *Administrative Science Quarterly*, 1972, (17): 218-229.
- [7] VANCE, S. C. The corporate director: A critical evaluation. Homewood, IL: Dow Jones-Irwin, 1968.
- [8] Y. T. MAK, YUAN LI. Determinants of corporate ownership and board structure: evidence from Singapore [J], *Journal of Corporate Finance*, 2001, July: 235-256.
- [9] YERMACK, D. Higher market valuation of companies with a small board of directors [J], *Journal of Financial Economics*, 1996, 40: 185-211.
- [10] 高明华、马守莉.《独立董事制度与公司绩效关系的实证分析》[J].《经济研究》,2002,(2):64-68.
- [11] 胡勤勤、沈艺峰.《独立外部董事能否提高上市公司的经营业绩》[J].《世界经济》,2002,(7):55-62.
- [12] 李斌、闫丽荣和郝亮亮,《董事会特征与公司绩效研究——基于民营上市公司的经验分析》[J].《财贸经济》,2005,(12):23-27.
- [13] 牛建波、李胜楠,《控股股东两权偏离、董事会行为与企业价值:基于中国民营上市公司面板数据的比较研究》[J].《南开管理评论》,2007年第2期,第31-37页;
- [14] 牛建波、李胜楠.《董事报酬影响企业价值吗?——基于中国民营上市公司面板数据的比较分析》

[J].《经济管理》,2006,(23):33-37.

[15] 邵少敏、吴沧澜和林伟.《独立董事和董事会结构、股权结构研究:以浙江省上市公司为例》[J].《世界经济》,2004,(2):66-78.

[16] 吴淑琨、刘忠明、范建强.《非执行董事与公司绩效的实证研究》[J].《中国工业经济》,2001,(9):69-76.

[17] 于东智.《董事会、公司治理与绩效——对中国上市公司的经验分析》[J].《中国社会科学》,2003,(3):29-45.

## **Research on the governance performance of director board --based on the empirical research of private listed companies**

Niu Jian-bo<sup>1</sup>, Li Sheng-nan<sup>2</sup>

(1.Center for Studies of Corpor. Gover. , Nankai Univ., Tianjin, 300071, China; 2.Depat. of Accounting and Financial Management, Manag. School,Tianjin Univ.,Tianjin,300072,China.)

**Abstract:** In order to avoid the price problem of state-owned stock, the political problem of director incentive, the government intervention and the audit of state-owned stock, we select the panel data of the private listed companies to explore the mechanisms and effect of director governance. We find that the independence of director has no impact on firm performance; The whole remuneration of the highest three directors is significantly positive related to EPS, NAPS and ROA, which shows the importance of the remuneration incentive; the times of director meeting held in one year is negative connected with EPS and ROA. But there is a inverse U shape relationship between the times of director meeting held in one year and NAPS.

**Key words:** Private Listed Company; Director Governance; Governance Performance

**收稿日期:** 2008-03-17

**基金项目:** 国家社科基金项目(07CJY001)、教育部人文社科基金(07JA630014)天津市十一五社科研究规划课题(TJGL06-023; TJGL06-077)、南开大学亚洲研究中心韩国高等教育财团基金(AS0601)

**作者简介:** 牛建波(1975-), 山东胶南市人, 南开大学商学院讲师, 管理学博士; 李胜楠(1976-), 山东菏泽市人, 天津大学管理学院讲师, 管理学博士。