

股权结构与董事会特征： 基于中国上市公司的实证研究*

张松孝 李朔佳 王振山

[摘要]本文以深沪两市 883 家上市公司为样本,采用股权分置改革前的 2003~2005 年公开数据,对股权结构与董事会特征进行了分析。结果显示:股权集中度与董事会规模呈 U 型二次非线性关系;国有股比例与董事会规模正相关,法人股比例和高管持股比例与董事会规模负相关;股权集中度、国有股比例对董事会中独立董事比例有负面影响,法人股比例则与其正相关。股权集中度与董事会会议次数负相关;国有股比例与两职合一性正相关,而法人股比例与其负相关。这些研究结果表明,股权分置改革之前,我国上市公司的股权结构并不利于公司的健康发展,进行股权分置改革、调整股权结构对于完善公司治理、提高公司治理效率具有现实必要性。

关键词: 股权结构 董事会特征 董事会行为

JEL 分类号: G32 G38 K23

一、引言

2005 年 5 月之前,我国股市一直存在着“股权分置”的问题,即上市公司占控股地位的约三分之二的国有股、法人股股份不能上市流通,能够上市交易的流通股仅占全部股份的三分之一。这种由政府主导的制度性安排虽然在特定时期发挥了作用,但也造成了流通股和非流通股同股不同价、同股不同权以及同股不同利的弊端,严重影响了我国证券市场的发展。因此,随后全面实行的股权分置改革对于改善我国上市公司的治理结构、提高公司治理效率有着深远影响。

由于股权结构是公司治理结构的基础,它决定了股东大会的权利分配,进而决定了董事会的构成及其行为与特征。而在公司治理结构中,董事会又居于核心地位,董事会的行为与特征从公司内部决定了公司治理的效率。但是现有的研究大多将股权结构、公司治理与公司绩效联系在一起,较少深入探讨股权结构对董事会行为和特征的影响问题。正是基于这样的背景,本文从股权结构方面入手,重点分析董事会的行为与特征,为研究公司治理的效率以及我国股权分置改革的必要性提供了一个新的证据。

国际上,Jensen and Meckling(1976)最早研究了内部持股与公司绩效问题,他们认为,内部股东持股比例的提高会提升公司的价值。之后,关于内部持股问题大致形成了两种观点。一种观点认为,内部持股(包括管理人员持股)可以有效缓解内部股东与外部股东的利益冲突(Moreck, Shleifer and Vishny, 1988)。另一种观点认为,内部持股过多,可能会导致管理层滥用控制权来谋求自身利益最大化,其结果可能会导致公司价值降低(Demsetz, 1983; Fama and Jensen, 1983)。

Li(1994)对美国 390 个大型的制造类企业的研究表明,股权结构对董事会构成有着重要的影响,其中股权集中度与董事会中的外部董事比例负相关。Mak and Li(2001)研究了新加坡上市公

* 张松孝,东北财经大学金融学院,博士研究生;李朔佳;东北财经大学金融学院,硕士研究生;王振山,东北财经大学金融学院,教授。本文的研究获得科技部国家软科学研究项目(2009GXSSD124)、辽宁省科技厅软科学研究项目(2009401011)资助。

司中股权性质和董事会特征的关系,发现外部董事的比例与执行董事持股比例、董事会规模和国有股比例负相关,国有企业倾向于雇佣较少的外部董事。在近年的研究中,Lehn,Patro and Zhao (2009)认为,董事会的规模和构成取决于董事为公司带来的信息资源与董事之间协调成本之间的权衡,同时公司规模和成长机会也是董事会特征的重要决定因素。另外,Linck,Netter and Yang (2008)也认为,董事会的规模决定于董事会的监督功能与咨询作用的成本与收益。

国内学者从2000年以后开始关注上市公司股权结构与董事会特征问题。其中吴敬琏(2001)认为,股权结构是决定公司治理机制有效性的最重要因素,在国有控股公司中,让第一大股东和第二大股东持股比例接近,有利于董事会平衡各方面利益。岳云霞(2005)认为股权分散的公司有比较大的董事会,而有少数大股东控制的公司董事会规模会较小。曹廷求和孙宇光(2004)利用2004年1176家上市公司样本进行的实证研究表明,控股程度与董事会规模负相关,外部大股东持股与董事会规模正相关。邹风和陈晓(2004)基于1998年以前上市的A股公司所进行的研究发现,国家股比例越高的公司越倾向于总经理和董事长两职兼任,且由母公司控股或由中央企业控股的公司更倾向于派驻董事长。邹风(2006)还发现,含有国家股的公司和第一大股东持股比例高的公司倾向于委派更多的内部董事。

由现有文献可以发现,关于股权结构与董事会行为和特征之间关系的研究在我国仍是一个不充分的研究方向。充分认识和理解股权结构如何决定或影响董事会的规模、结构及其行为方式,对于进一步明确股权分置改革的必要性、规范和完善公司治理都具有一定的现实意义。本文以我国股权分置改革前2003~2005年沪深两市883家上市公司为样本,采用probit模型和多元线性回归方法,分析了股权集中度、管理层持股、国有股、法人持股等股权结构特征对董事会规模、独立董事比例、董事会会议次数和管理层任职等的影响,试图在股权结构与董事会特征及行为的关系方面提供一些新的证据。

本文接下来的内容安排是:第二部分进行理论分析并提出研究假设,第三部分给出研究设计,第四部分描述实证研究结果并进行分析,最后给出本文的结论并对未来的研究进行了展望。

二、理论分析与研究假设

(一)股权结构对董事会规模的影响

通常情况下,股份公司的股东除了拥有投票权外,还对董事会的席位数量产生影响,他们主要通过任命董事会成员来保证自己的股东利益。这样,在股权比较分散的公司,众多持股者都会努力争取更多的席位来维护自身的权益,这种竞争的结果是每个有影响力的股东都会在董事会占有一席之地,结果,股权分散的公司通常会拥有一个规模较大的董事会。而在股权比较集中的情况下,特别是存在控股股东时,少数大股东会尽可能排除其他股东对董事会的影响,这种情况下产生的董事会规模相对较小,而且股权集中度越高,董事会规模越小。据此,本文提出如下第一个研究假设:

假设1:董事会规模与股权集中度负相关。

另外,在国有股份占主导地位的公司中,国有股股东所选任的董事大多数是来自国有资产管理部门或财政部门的官员(Xu and Wang, 1999),这些董事在管理知识、专业技能等方面可能不具备专业化水准,因而在公司管理与经营活动中可能存在能力不足的现象;与此同时,出任董事的这些官员们所获得的报酬也可能与其所服务的公司绩效缺乏联系,因而他们或许没有足够的激励去争取国有资产的保值和增值,也没有动力去保障其他股东的利益。这类公司为了吸纳更多的专业人员,保证董事会的专业性,就会倾向于扩大董事会的规模。而且通常情况下,国有股比例越高,上

市公司董事会的规模就会越大。基于此,本文提出第二个研究假设:

假设 2: 国有股比例同董事会规模正相关。

与国有股东不同,法人股东一般来说具有更强的“经济人”属性。在股权分置改革前,由于法人股东所持有的股份不能流通,他们的利益就与公司的绩效表现更密切地相关,这使其具备了足够的动力对管理层实施监督。因此,当法人股比例较低时,法人股东为了维护自身的利益,会努力争取在董事会中占有更多的席位。而当法人股比例较高时,监督能力的提高和对董事会控制的欲望,会使法人股东尽量控制董事会的规模。所以,可以推想,随着法人股所占比例的提高,董事会的规模先有扩大的趋势,然后会有缩小的趋势。鉴于此,我们假设:

假设 3: 法人股比例同董事会规模之间存在倒“U”型关系。

与控股股东的情况类似,在公司治理不完善的情况下,公司管理层有控制董事会的动机和能力,为了实现对董事会更有效的控制,管理层希望有较小的董事会,从而便于对董事会权力的集中分配。如果董事会规模较大,公司内部董事协调与影响董事会投票的能力会受到削弱和制衡,因此,在内部董事有影响力的情况下,希望有一个较小的董事会。在管理层持股的情况下,管理层的影响能力会进一步增强,他们出于自身股权利益的考虑会有更强的动机影响董事会。因此,本文提出以下第四个假设:

假设 4: 高管持股比例同董事会规模负相关。

(二) 股权结构对独立董事比例的影响

在股份公司的治理结构中,董事会的一项重要职能是对管理层所从事的经营管理活动进行监督。董事会的监督范围及其监督的效力取决于董事会中股东成员的监管能力和监管成本的大小。在股权相对分散的公司中,由于各股东只持有少量的股份,他们缺乏足够的能力和动力参与企业的管理以及约束经营者的行为,因而通常会需要一个独立性较强的董事会来帮助其完成监管职责,因此可能有意愿在董事会中安排更多的独立董事席位。相反,当股权集中度逐渐提高时,公司具有控制力的股东有较强的能力和动机去影响董事的决策,因而,独立董事的行为就可能对其控制能力形成威胁,控股股东希望有一个较小的董事会。由此,本文提出第五个研究假设:

假设 5: 独立董事在董事会中所占比例与股权集中度负相关。

对董事会规模的影响类似,国有企业由于存在所有者缺位的问题,因而国有股东更需要外部董事的加入来强化对董事会的运作和管理者行为的监督,以解决可能存在的代理问题。另一方面,在国有控股公司,管理层为了降低决策风险、减少自身决策责任,也愿意通过独立董事的加入分担风险和责任。因此,拥有国有股的上市公司通常有更多的独立董事和更独立的董事会。本文由此提出第六个假设:

假设 6: 国有股比例同独立董事在董事会中的比例正相关。

最后,上市公司法人股东在公司经营和决策中具有重要的利益,但这种利益的实现程度受制于法人股对公司的控制和影响能力。当法人股比例较低时,国有股东或其他股东对公司形成有效控制,法人股对公司影响微弱,法人股东希望通过独立董事制衡公司控股股东在董事会的愿望较难实现;随着法人股东股权比例的提高,这种影响逐渐增加,独立董事受法人股东的支持而会增加在董事会中的席位。但与此相反,当法人股东持股比例进一步增加而对公司具有实质性影响时,法人股东可以直接派出代理人进入董事会,这时法人股东不再需要通过独立董事来制衡股东权利,因而,独立董事在董事会中的席位数量反而会下降。因此,本文提出第七个假设:

假设 7: 法人股比例同独立董事的相对规模之间存在倒“U”型关系。

(三) 股权结构对董事会行为的影响

董事会行为是一个内涵非常宽泛的概念,而且董事会的行为在大多数情况下不能直接观察

到。本文采用董事会会议次数做为董事会行为的可观测变量,用来代表董事会的勤勉程度。逻辑上讲,股权结构从许多方面影响到董事会的勤勉程度。首先,股权集中度是一个影响董事会机制发挥作用的因 素,通常股权越集中,控股股东在公司决策中的影响力越大,董事会发挥作用的机会越少,董事会会议的实质作用越小,因而董事会例会的次数越少。相反在股权比较分散的情况下,股东之间的相互制衡要求通过董事会会议的形式达成协议的要求越强烈,董事会会议的次数也就越多。其次,国有股份通常被认为是一个影响市场化机制发挥作用的因 素,在国有股控制的公司,董事长、总经理等主要管理者大多数由政府部门或国有公司行政任命,公司的经营事务也更多具有行政决策色彩,缺乏通过董事会进行决策和监督的动机,因此,可以推论国有股比例越高,董事会例会的必要性越小,因而会议次数越少。第三,与国有股份对董事会行为的影响相反,法人股东通常被认为是市场化程度较强的经济主体,在公司经营决策过程中,法人股东愿意通过合理的决策机制体现其股东利益,在公司治理方面与国有股东相比,具有更强的理性和积极性,因此,受法人股东影响的董事会具有较强的意愿通过董事会会议作出决策。最后,受限于法人治理的实际效率,上市公司高级管理者在公司中形成一定程度的内部控制,在高管持股的情形下,高管人员出于自身利益的考虑,有更强的意愿左右公司的决策,而董事会对其内部控制能力形成制约和监督,因而高管人员不希望董事会经常召开会议影响其对公司的内部控制和影响。根据上述分析,本文提出如下假设:

假设 8: 股权集中度、国有股持股比例、高管持股比例均对董事会会议次数有负向影响,但法人股持股比例对此有正向影响。

(四)股权结构对董事持股的影响

上市公司董事持股既可能是股东出任董事而形成,也可能是由于实行对董事的股权激励而形成,但无论是以哪种形式取得,做为董事会的一个重要特征,都可能与股权结构具有某种内在联系。首先,一般说来股权集中度会正向影响董事持股。一方面,股权比较集中的公司,具有控制能力的股东可能直接派出股东出任董事,即使只能派出股东代表出任董事,它们也有较强的动机通过鼓励董事持股来努力保持董事利益和股东利益的一致性,从而通过董事行为维护自身的利益。其次,在股权结构中,如果国有股份具有重要影响和地位,由于相对而言国有企业具有更强的行政管理色彩和较弱的市场化运行机制,因而国有股东没有较强的动机和能力激励董事持股,特别涉及存在防止国有资产流失的政策和股权激励政策审批过程的复杂性,国有股份比例越高的公司越相对缺乏对董事的股权激励。第三,股权结构中所包含的法人股份对董事持股行为有正向影响。这是因为相对国有股份而言,法人机构内部运行的市场化程度更高,法人股东相对较弱的行政干预色彩也有利于其积极地参与公司治理活动,而鼓励董事持股是提高公司治理效率的一个重要手段。此外,在我国上市公司中相对较高比例的非国有法人机构也会派出更多股东直接参与董事会活动,因此,法人股东应当有利于董事持股行为的发生。鉴于上述分析,我们提出如下研究假设:

假设 9: 股权集中度、法人持股比例对董事持股有正向影响,国家股比例对此有负向影响。

(五)股权结构对董事长与总经理两职合一任职的影响

董事长和总经理两职合一任职是我国上市公司董事会治理结构中又一重要特征,这一特征因股权结构不同而显示出明显的差异性。从股权集中程度的角度看,当上市公司股权较为分散时,由于内部人控制问题的存在,股东比较担心自身利益受到内部人的侵害,因此,股东有动机通过董事长和总经理分设,在内部人中形式相互制衡的局面,从而减少内部人行为的过度泛滥。而当股权较为集中时,控股股东的私人利益超越了内部人控制利益,为了更好地实现股东控制,股东倾向于使公司中两个关键职务合一任职,以更好地实现控股股东的利益。现有文献也表明,在股权相对集中的公司中,大股东有较强的动力和能力去监督经营活动,有效降低股东与管理层矛盾引发的代理

成本,在这种情况下,股东会相应地降低对董事长与总经理两职分离的要求。当股权逐步集中以及存在控股股东的情况下,控股股东不但可以有效地影响和监控管理层行为,他们也有可能同管理层勾结起来,共同侵占小股东的利益(Claessens, Djankov and Lang, 2000)。所以,股权集中度提高有助于形成两职合一任职。与此同时,由于历史原因,在国有股东控股的公司,两职合一的情况非常普遍。基于以上分析,本文提出如下研究假设:

假设 10: 股权集中度与国有股比例对董事长与总经理两职合一的可能性有正向影响。

三、研究设计

(一) 变量设计

为了实证检验本文所提出的研究假设,借鉴前人研究方法,结合本文的研究目标,本文设计如下被解释变量、解释变量和控制变量。

1. 被解释变量

被解释变量为反映董事会特征的变量,主要包括董事会的规模、董事会中独立董事比例、董事长和总经理两职合一、董事持股、董事会会议次数等五个变量。其中,董事会规模(BSIZE),为董事会构成人数,采用董事会人数的对数值。独立董事比例(INB),为董事会中独立董事人数与董事会总人数的比值。董事长与总经理两职合一(CEODUAL),是指董事长和总经理两个职位是由同一个人担任,为虚拟变量,当“两职合一”时取 1,否则取 0。董事持股比例(BSHARE),表示上市公司中对董事的股权激励情况,由董事会中所有董事持股总数占公司总股本的比例计算。董事会会议次数(CONFERENCE),表示董事会勤勉程度,用董事会在样本期间召开会议的总次数表示。

2. 解释变量

在本文中解释变量为反映上市公司股权结构和股权性质两个方面的变量。具体包括反映股权结构的股权控制度(CRn)和赫芬达尔指数(HERF),反映股权性质的国有股比例(PST)、法人股比例(PL)等。

其中,股权控制度(CRn)是指公司具有控制地位的前 n 大股东的控股比例之和,股权控制度(CRn)越高,反映控股股东的控制程度越高。本文选取第一大股东持股比例(CR1)、前五大股东持股比例之和(CR5)以及前十大股东持股比例之和来反映股权控制度。赫芬达尔指数(Herfindahl),是指公司前 n 位大股东持股比例的平方和。与 CRn 比较,赫芬达尔指数突出了具有控制权的股东持股比例与其他股东的差异。本文定义该指标为前十大股东持股比例的平方之和。

3. 控制变量

借鉴前人研究,本文选取公司规模(CSIZE)、公司成长性(GROWTH)、资产负债率(LEVERAGE)、公司上市年龄(AGE)、产品经营范围(PSIZE)等做为控制变量。其中,公司规模(CSIZE)用公司总资产的对数值表示,产品经营范围(PSIZE)用来反映公司的多元化程度。

(二) 样本选择

本文样本数据主要来源于国泰安研究中心数据库、Wind 资讯数据库,并以证监会网站发布的上市公司年报作为补充。本文选取了 2002 年 12 月 31 日前在深沪 A 股市场上市的 1597 家公司,并截取了 2003 年至 2005 年的数据。为便于分析,本文根据以下原则对样本进行筛选:

- (1) 选取 2002 年 12 月 31 日以前上市并持续经营的公司;
- (2) 剔除非正常交易的上市公司,即 ST、PT 类上市公司;
- (3) 剔除金融类上市公司;
- (4) 剔除公司治理结构的相关数据缺失的公司;

- (5)剔除年报中对总经理、董事长姓名披露不详的公司;
 (6)排除财务数据披露不完整的公司,包括审计报告为会计师无法表示意见类型的公司。
 根据上述条件,最终得到 883 家样本公司。

(三)回归模型及估计方法

本文构建如下计量模型:

$$BSIZE_i = \beta_0 + \beta_1 OWNERSHIP_{C_i} + \beta_2 AGE_i + \beta_3 CSIZE_i + \beta_4 PSIZE_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

$$BSIZE_i = \beta_0 + \beta_1 OWNERSHIP_{C_i} + \beta_2 OWNERSHIP_{I_2} + \beta_3 AGE_i + \beta_4 CSIZE_i + \beta_5 PSIZE_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

$$INB_i = \beta_0 + \beta_1 OWNERSHIP_{C_i} + \beta_2 CSIZE_i + \beta_3 LEVERAGE_i + \beta_4 GROWTH_i + \varepsilon_i \quad (3)$$

$$CONFERENCE_i = \beta_0 + \beta_1 OWNERSHIP_{C_i} + \beta_2 CSIZE_i + \beta_3 AGE_i / PSIZE_i + \beta_4 GROWTH_i + \varepsilon_i \quad (4)$$

$$BSHARE_i = \beta_0 + \beta_1 OWNERSHIP_{C_i} + \beta_2 CSIZE_i + \beta_3 PSIZE_i + \beta_4 GROWTH_i + \beta_5 AGE_i + \beta_6 LEVERAGE_i + \varepsilon_i \quad (5)$$

$$CEODUAL_i = \beta_0 + \beta_1 OWNERSHIP_{C_i} + \beta_2 CSIZE_i + \beta_3 PSIZE_i + \beta_4 GROWTH_i + \varepsilon_i \quad (6)$$

上述模型中 OWNERSHIP_C 为股权性质替代变量,β 为待估参数,ε 为随机扰动项。本文拟对样本公司股权性质和董事会特征进行回归分析,对于同一上市公司,特别是在股改之前,与股权结构及董事会特征相关的绝大多数变量在短时间内基本保持稳定,变化较小,从统计角度,考察的核心解释变量是不随时间变化的或时变性很弱,若使用 panel data 估计,时间序列处理过程中的变换有可能会将核心变量的效应剔除,故对各年数据取平均值再对截面数据进行回归分析。回归应用 Eviews 计量分析软件并使用以下方法:使用普通最小二乘法对模型(1)至(5)进行回归,回归结果报告各系数估值、t 值和拟和优度(R-Squared);然后对两职合一情况分析,以 3 年的数据应用 PROBIT 模型回归,结果报告各系数估计值、z 统计量和拟合优度 McFadden R² 和对总体显著性水平进行检验的 P(LR)。

四、实证结果

(一)样本描述性统计和相关性检验

表 1 列示了样本公司相关指标 3 年平均值的描述性统计结果。结果显示样本期间内:(1)公司董事会规模一般在 9 至 10 人;(2)董事会中独立董事中值为 1/3,表明仍有部分公司独立董事人数未达证监会规定;(3)总体而言,董事持股数量较少,平均只占总股本的 3.60%;(4)上市公司股权高度集中,其中第一大股东平均持股达 42.03%,前五大股东及前十大股东持股比例之和平均达到 58.90%和 61.43%;(5)股本构成中,国有股和法人股平均各占 38.88%和 25.41%,而高管持股非常小;(6)上市公司的增长率、资本结构和公司规模等指标差异较大,产品经营范围相对较集中,平均经营项目 3.58 个。

在回归分析前分别对解释变量和被解释变量进行相关性检验,结果显示:解释变量 PST 与 CR1、CR5 和 CR10,以及 PST 与 PL 之间具有较强的相关性;董事会特征变量中,董事会规模与独立董事比例呈负相关关系;其他变量之间关系不大。为了避免各解释变量之间的多重共线性,本文在回归分析中采用逐次替代法进行多次回归。

(二)股权结构和股权性质对董事会规模的影响

首先,利用回归模型(1)和(2)回归分析股权集中度各变量对董事会规模的影响,结果如表 2 和表 3 所示。

表1 样本公司股权结构、董事会特征及其影响因素

	均值	中值	最大值	最小值	标准差
被解释变量					
BFSIZE	9.700719	9	17	4.333333	2.024808
CONFERENCE	7.381385	7	31	3.333333	2.515776
INB	0.337895	0.333333	0.547619	0.083333	0.042852
BSHARE	0.003598	1.78E-05	0.669385	0	0.038054
解释变量					
CR1	0.420274	0.4067	0.8375	0.0614	0.161457
CR5	0.588965	0.6049	0.947333	0.114976	0.129918
CR10	0.614321	0.629	0.968833	0.121852	0.123553
HERF	0.226367	0.197145	0.701517	0.00596	0.13399
PST	0.388841	0.425332	0.849872	0	0.240116
PL	0.187401	0.100204	0.8	0	0.210892
MS	0.000122	0	0.005562	0	0.000409
控制变量					
AGE	7.646591	8	15	2	3.050036
GROWTH	0.133726	0.113069	1.525795	-0.47083	0.16842
LEVERAGE	0.494145	0.48534	8.759597	0.010525	0.361163
CSIZE	8.90161	8.901892	11.70442	6.987001	0.534403
PSIZE	3.586364	3	17	1	2.245824

表2 股权集中度对董事会规模的线性影响

	1	2	3	4	5	6	7	8
CR1	-0.25622 (-0.6068)				-1.1995*** (-2.7905)			
CR5		0.9258* (1.7975)				0.21826 (0.4132)		
CR10			1.2987** (2.4161)				0.6044 (1.0932)	
HERF				-0.0530 (-0.104048)				-1.2439** (-2.4162)
AGE					-0.0678*** (-3.1273)	-0.0511** (-2.3267)	-0.0455** (-2.0802)	-0.0671*** (-3.1994)
CSIZE					0.9199*** (7.2479)	0.8340*** (6.3272)	0.8224*** (6.2529)	0.9116*** (7.0250)
PSIZE						0.0171 (0.6133)	0.0195 (0.6952)	
C	9.8046*** (51.5725)	9.1516*** (29.4946)	8.8990*** (26.488)	9.7089*** (72.528)	2.8070*** (2.5529)	2.6792** (2.3406)	2.4654** (2.1517)	2.6496** (2.3863)
R ²	0.0004	0.0035	0.0062	0.0001	0.0623	0.05534	0.0563	0.0600
P	0.5441	0.0776	0.0185	0.9171	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

注:***、**、* 分别表示在显著水平 1%、5%、10%下显著,括号内数字为 t 值。

表3 股权集中度对董事会规模的非线性影响

	1	2	3	4	5	6	7	8
CR1	-0.4841 (-0.2471)				-0.8704 (-0.399)			
CR1 平方	0.2615 (0.115)				-0.37796 (-0.152)			
CR5		-6.7266** (-2.518)				-2.8895 (-1.058)		
CR5 平方		6.7551*** (2.882)				2.7391 (1.137)		
CR10			-6.9485** (-2.5416)				-2.6104 (-0.937)	
CR10 平方			7.0028*** (3.0028)				2.7279 (1.142)	
HERF				-1.3143 (-0.780)				-2.9074* (-1.723)
HERF 平方				2.3399 (0.778)				3.0585 (1.0285)
AGE					-0.0677*** (-3.115)	-0.0529** (-2.400)	-0.0469** (-2.139)	-0.0702*** (-3.268)
CSIZE					0.9207*** (7.260)	0.8031*** (5.902)	0.7924** (5.813)	0.9092*** (7.002)
PSIZE						0.0160 (0.568)	0.01845 (0.653)	
C	9.8473*** (25.2465)	11.2015*** (14.814)	11.2159*** (13.9884)	9.8325*** (47.869)	2.73585** (2.323)	3.8130** (2.451)	3.6568** (2.285)	2.8724*** (2.607)
R ²	0.0004	0.0101	0.0128	0.001	0.062	0.056	0.057	0.0609
P	0.8280	0.0114	0.0035	0.794	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

注:***、**、* 分别表示在显著水平 1%、5%、10%下显著,括号内数字为 t 值。

回归结果表明:(1)前五大股东持股比例和前十大股东持股比例与董事会规模呈 U 型二次非线性关系且结果显著;CR5 的极值为持股 49.79%,CR10 的极值为持股 49.61%;随着股权集中度的提高董事会规模先下降后上升,这一结果部分验证了假设 1,但是在控制了公司年龄与公司规模之后,这种非线性关系则变得不显著。(2)第一大股东持股比例与董事会规模的线性与非线性关系均不显著。(3)赫芬达尔指数对董事会规模的非线性影响不显著。此外,上市年龄与董事会规模在 1%或 5%的显著性水平下负相关,公司规模与董事会规模在 1%的显著性水平下正相关。产品经营范围对董事会规模影响不显著。

类似地,将股权性质对董事会规模的线性和非线性影响进行回归分析,结果如表 4 和表 5 所示。

表4 股权性质对董事会规模的线性影响

	1	2	3	4	5	6
PST	0.8798*** (3.252033)			0.4231 (1.5638)		
PL		-1.0750*** (-3.6984)			-0.4863 (-1.5944)	
MS			-139.2204 (-1.0867)			-120.958 (-0.9376)
AGE				-0.0465** (-2.197237)	-0.0501** (-2.404371)	-0.0532*** (-2.6204)
CSIZE				0.804262*** (6.1007)	0.787526*** (5.6961)	0.8339*** (6.3861)
PSIZE				0.017248 (0.6181)	0.015424 (0.551511)	0.016588 (0.5879)
C	9.354899*** (77.32143)	9.902182*** (115.4977)	9.717757*** (136.7258)	2.854141** (2.536169)	3.308336*** (2.748325)	2.852169** (2.524124)
R ²	0.011	0.013	0.001	0.057	0.055	0.055
P	0.002	0.001	0.404	0.000	0.000	0.000

注:***、**、* 分别表示在显著水平 1%、5%、10%下显著,括号内数字为 t 值。

表5 股权性质对董事会规模的非线性影响回归结果

	1	2	3	4
PST	1.6639*(1.6991)		1.6418*(1.744)	
PST 平方	-1.1213(-0.826)		-1.7623(-1.312)	
PL		-0.9801(-0.980)		0.3129(0.320)
PL 平方		-0.1646(-0.0978)		-1.372(-0.8416)
AGE			-0.0501**(-2.3287)	-0.0526**(-2.5227)
CSIZE			0.8142*** (6.1731)	0.7966*** (5.789)
PSIZE			0.0157(0.5683)	0.0161(0.5760)
C	9.2840*** (61.824)	9.8975*** (97.621)	2.7059** (2.405)	3.2148*** (2.682)
R ²	0.0116	0.01255	0.059318	0.0572
P	0.0058	0.0039	0.0000	0.0000

注:***、**、* 分别表示在显著水平 1%、5%、10%下显著,括号内数字为 t 值。

表4和表5的回归结果表明:(1)国有股比例与董事会规模在1%的显著性水平下呈正相关关系,假设2成立;但在控制了公司年龄与公司规模之后,这种显著性消失了。(2)法人股比例与董事会规模在1%的显著性水平下负相关,但显著性同样在控制了公司年龄与公司规模之后消失。(3)高管持股与董事会规模负相关,但不显著,没有验证假设4。此外,上市年龄与董事会规模负相关,公司规模和产品范围与董事会规模正相关,但后者不显著。

(三)股权结构和股权性质对独立董事比例的影响

股权集中度对独立董事比例的影响如表6所示。回归结果显示,股权集中度与独立董事比例的相关关系不显著,因而不能证明假设5。

表6 股权集中度与独立董事比例关系的回归结果

	1	2	3	4	5	6	7	8
CR1	-0.00838 (-0.9021)				-0.0117 (-1.2799)			
CR5		-0.0010 (-0.0882)				-0.003 (-0.2721)		
CR10			-0.0008 (0.0756)				-0.0022 (-0.1836)	
HERF				-0.007 (-0.652)				-0.0112 (-1.013)
CSIZE					0.0037 (1.3475)	0.003 (1.1201)	0.003 (1.1116)	0.0035 (1.2969)
LEVERAGE					-0.0062 (-1.5736)	-0.006 (-1.506)	-0.006 (-1.500)	-0.0062 (-1.5601)
C	0.3415*** (82.906)	0.338*** (50.459)	0.3374*** (46.342)	0.3395*** (119.86)	0.3129*** (12.9492)	0.3157*** (12.8649)	0.3154*** (12.7987)	0.3117*** (12.823)
R ²	0.001	0.00001	0.0001	0.0005	0.00587	0.004	0.004	0.005
P	0.3481	0.9774	0.9400	0.5142	0.1596	0.307	0.312	0.2069

注:***、**、*分别表示在显著水平1%、5%、10%下显著,括号内数字为t值。

关于股权性质对独立董事比例的影响见表7。回归结果表明:(1)国有股比例与独立董事比例负相关,且结果在5%的水平下显著;这与假设6相反。(2)法人股比例与独立董事比例在5%水平下正相关,基本验证了假设7。此外,高管持股比例与独立董事比例负相关,但结果不显著。其他变量中,资本结构与董事会规模负相关,公司规模和公司成长性与独立董事比例的相关关系不显著。

(四)股权结构和股权性质对董事会行为的影响

关于股权结构对董事会行为的影响如表8所示。回归结果表明,股权集中度与董事会会议次数负相关,但在控制了公司年龄与成长性之后,这种关系则变得不显著,因此无法验证假设8。上市年龄与董事会会议次数显著正相关,公司成长性与董事会会议次数正相关,公司产品经营范围与董事会会议次数关系不显著。

表7 股权性质对独立董事比例的影响

	1	2	3	4	5	6
PST	-0.0119** (-2.1058)			-0.0139** (-2.34649)		
PL		0.0118* (1.861207)			0.0149** (2.0962)	
MS			-0.85687 (-0.2952)			-0.6813 (-0.1923)
CSIZE				0.0039 (1.3910)	0.0045* (1.6121)	0.0031 (1.1404)
LEVERAGE				-0.0068 (-1.4732)	-0.0069* (-1.716)	-0.0063 (-1.562)
GROWTH				0.0040 (0.446995)	0.0038 (0.3705)	0.0036 (0.3570)
C	0.3426*** (130.9864)	0.3357*** (180.9796)	0.3380*** (229.3179)	0.3111*** (12.33277)	0.2976*** (11.76363)	0.3127*** (12.8524)
R ²	0.0045	0.0034	0.0001	0.0646	0.0096	0.0046
P	0.0473	0.0854	0.8084	0.0000	0.0777	0.3985

注:***、**、* 分别表示在显著水平 1%、5%、10%下显著,括号内数字为 t 值。

表8 股权集中度对董事会会议次数的影响

	1	2	3	4	5	6	7	8
CR1	-0.9859* (-1.869)				-0.6023 (-1.1177)			
CR5		-1.310* (-1.798)				-0.6088 (-0.8277)		
CR10			-1.511** (-1.965)				-0.8484 (-1.0866)	
HERF				-0.9859 (-1.529)				-0.4672 (-0.7349)
AGE					0.0942*** (3.1417)	0.0920*** (3.12256)	0.0889*** (3.04086)	0.096*** (3.4801)
GROWTH					1.5572** (2.53225)	1.5545** (2.27049)	1.56791** (2.2799)	1.5595** (2.31226)
PSIZE					0.0269 (0.70867)	0.0247 (0.5411)	0.02333 (0.5108)	0.0270 (0.59037)
C	7.8069*** (32.865)	8.1644*** (17.842)	8.3208*** (16.66)	7.61578*** (40.99)	6.20045*** (12.207)	6.33940*** (9.720)	6.54156*** (9.6378)	6.0283*** (15.117)
R ²	0.0039	0.0045	0.0054	0.0027	0.01873	0.0181	0.0188	0.0179
P	0.062	0.0459	0.0286	0.1215	0.0023	0.00289	0.0022	0.003

注:***、**、* 分别表示在显著水平 1%、5%、10%下显著,括号内数字为 t 值。

关于股权性质对董事会行为的影响见表 9。回归结果显示,国有股比例与董事会会议次数在 1%的显著性水平下负相关,与假设 8 一致。法人股比例与董事会会议次数关系不显著,没有验证假设。高管持股比例与董事会会议次数关系也不显著。其他变量中,公司上市年龄和成长性对董事会会议次数有正的显著影响,公司产品经营范围对董事会会议影响不显著。

表 9 股权性质对董事会会议次数的影响

	1	2	3	4	5	6
PST	-1.1548*** (-3.3663)			-0.8829*** (-2.589)		
PL		0.6677* (1.7662)			0.52869 (1.3914)	
MS			-122.1809 (0.2405)			-143.5439 (-1.243)
AGE				0.084*** (2.7908)	0.0912*** (3.0640)	0.09707** (3.3028)
GROWTH				1.4778** (2.1553)	1.47294** (2.1628)	1.45964** (2.1495)
PSIZE				0.0269 (0.5996)	0.03512 (0.7729)	0.03496 (0.7624)
C	7.8414*** (46.6915)	7.2563*** (65.3376)	7.3963*** (84.184)	6.4229*** (14.396)	5.8562*** (14.062)	5.90701*** (14.407)
R ²	0.011954	0.003133	0.000395	0.02391	0.018091	0.016688
P	0.0011	0.0969	0.55588	0.0003	0.00305	0.005307

注:***、**、* 分别表示在显著水平 1%、5%、10%下显著,括号内数字为 t 值。

(五) 股权结构和股权性质对董事持股的影响

关于股权集中度对董事持股的影响见表 10。回归结果表明,基于不同方法测度的股权集中度对董事持股比例的影响很小,且结果不确定,没有验证前文假设。其中,第一大股东持股比例和赫芬达尔指数上升,董事持股比例存在下降趋势,而前五大股东或前十大股东持股比例的增加,董事持股比例有上升趋势,但后一种相关性在控制上市时间之后即不再显著。此外,公司上市年龄与董事持股比例在 1%的显著性水平下负相关。负债率与公司成长性与董事持股比例关系不显著。

关于股权性质对董事持股比例的影响如表 11 所示。回归结果表明,国有股比例与董事持股比例显著负相关,验证了前文假设。法人股比例与董事持股比例关系不显著。控制变量中,上市年龄、公司规模与董事持股比例分别在 1%和 10%的水平下负相关,产品经营范围、资本结构和成长性的影响不显著。

表 10 股权集中度对董事持股比例的影响

	1	2	3	4	5	6	7	8
CR1	-0.0249** (-2.4386)				-0.0343*** (-2.5699)			
CR5		0.0060*** (2.8445)				0.0108 (0.9931)		
CR10			0.0060*** (2.9557)				0.0058 (0.6136)	
HERF				-0.0219** (-2.300)				-0.0338*** (-2.793)
AGE					-0.002*** (-2.5846)	-0.0018*** (-2.8719)	-0.0017*** (-2.806)	-0.00202*** (-2.7954)
PSIZE					0.00079 (1.3198)	0.00078 (1.2104)	0.0008 (1.2470)	0.00078 (1.3234)
LEVERAGE					-0.0041 (-1.2441)	-0.0035 (-1.1726)	-0.0035 (-1.1731)	-0.0040 (-1.2475)
GROWTH					0.01269 (1.3881)	0.01310 (1.4318)	0.01342 (1.4496)	0.01251 (1.5408)
C	0.0141*** (2.559)			0.00857*** (3.414)	0.03918*** (2.5935)	0.02814*** (2.7879)	0.0242*** (2.7546)	0.0320 (2.8078)
R ²	0.01124	0.0002	0.001	0.0060	0.04653	0.0276	0.0267	0.0398
P	0.0016	0.0046	0.0032	0.0217	0.0000	0.000	0.0002	0.0000

注:***、**、* 分别表示在显著水平 1%、5%、10%下显著,括号内数字为 t 值。

表 11 股权性质对董事持股比例的影响

	1	2	3	4
PST	-0.021***(-3.961)		-0.028**(-2.530)	
PL		0.006(0.593)		0.008(0.744)
AGE			-0.0022***(-2.7185)	-0.0016**(-2.4345)
CSIZE				-0.0027*(-1.7666)
PSIZE			0.001(1.362)	0.0009(1.426)
LEVERAGE			-0.004(-1.276)	-0.004(-1.284)
GROWTH			0.01068(1.3241)	0.0151(1.528)
C	0.0118***(4.8588)	0.002493(1.356)	0.0375*** (2.6696)	0.0426** (2.214)
R ²	0.0175	0.001	0.055	0.031
P	0.000	0.330	0.000	0.000

注:***、**、* 分别表示在显著水平 1%、5%、10%下显著,括号内数字为 t 值。

(六)股权结构和股权性质对两职合一任职的影响

为了分析股权结构和股权性质对两职合一任职的影响,我们基于 2003~2005 年的数据分年度进行回归检验,表 12 和表 13 分别列示了 2005 年度的回归结果,其他年份与此类似,不再列示。

表 12 股权集中度对两职合一任职的影响

	1	2	3	4	5	6	7	8
CR1	1.2338* (1.792)				1.0746 (1.5230)			
CR5		1.3643* (1.6834)				1.2661 (1.5049)		
CR10			1.4213* (1.6894)				1.358 (1.5437)	
HERF				1.6028* (1.8430)				1.3844 (1.5741)
CSIZE					0.2685 (1.2413)	0.3166 (1.4763)	0.3168 (1.4757)	0.2644 (1.1242)
PSIZE					-0.0756* (-1.647)	-0.0705 (-1.5193)	-0.069 (-1.4923)	-0.0748 (-1.5172)
GROWTH					-1.2816* (-1.9216)	-1.336** (-2.001)	-1.3741** (-2.0547)	-1.272* (-1.8402)
C	1.6186*** (5.5827)	1.3248*** (2.7907)	1.25272** (2.4334)	1.7762*** (8.6194)	-0.2078 (-0.112)	-0.9455 (-0.493)	-1.035 (-0.5355)	-0.0364 (-0.018)
McFadden R ²	0.005	0.0047	0.0047	0.00591	0.0158	0.0156	0.0158	0.0160
P(LR)	0.0699	0.0937	0.093	0.0589	0.0493	0.0516	0.0493	0.04652

注:***、**、* 分别表示在显著水平 1%、5%、10%下显著,括号内数字为 t 值。

关于股权结构对两职合一任职的影响如表 12 所示。回归结果表明,股权集中度与两职合一的可能性正相关,但控制了产品经营范围和公司成长性之后,这种相关性即不再显著,同时产品经营范围和成长性与两职合一的可能性负相关。

关于股权性质对两职合一任职的影响如表 13 所示。回归结果表明,国有股比例与两职合一任职的可能性正相关,也即董事长与总经理两职合一的可能性随着国有股比例的上升而增加,这与假设 10 相符。法人股比例与两职合一任职显著负相关,不过在控制了产品经营范围与公司成长性之后这种相关性不再显著。此外,高管持股比例与两职状态的相关关系不显著。其他变量中,产品经营范围和成长性与两职合一任职负相关,公司规模的影响不显著。

五、结 论

股权结构是现代公司内部治理机制的重要决定因素,董事会是公司治理的核心。中国市场因

表 13 股权性质对两职合一任职的影响

	1	2	3	4	5	6
PST	0.538** (2.378)			0.9580** (2.1585)		
PL		-0.4326* (-1.7422)			-0.7578 (-1.5594)	
MS			-26.2965 (-0.1869)			-57.011 (-0.2227)
CSIZE				0.2573 (1.198)	0.2191 (1.0034)	0.29929 (1.4076)
PSIZE				-0.07546* (-1.6421)	-0.0835* (-1.8216)	-0.0837* (-1.8308)
GROWTH				-1.257* (-1.8668)	-1.2268* (-1.8178)	-1.2491* (-1.8507)
C	1.0482*** (10.888)	1.3361*** (17.038)	1.2478*** (21.262)	-0.0168 (-0.009)	0.8551 (0.4411)	-0.0071 (-0.0038)
McFadden R ²	0.009	0.005	0.0005	0.0196	0.0152	0.0113
P(LR)	0.01722	0.083	0.8531	0.0187	0.0582	0.1470

注:***、**、* 分别表示在显著水平 1%、5%、10%下显著,括号内数字为 t 值。

为特殊的历史原因,形成了具有中国特色的独特股权结构。这样的结构会对公司治理形成怎样的影响? 是否需要对这样的结构进行调整? 这是本文试图解答的问题。由于本文着力于研究中国式股权结构的影响,因此选用了我国 A 股上市公司股权分置改革前的 2003~2005 年数据为样本,对样本公司董事会领导结构与股权特征之间的关系进行了研究,重点分析了股权特征与董事会规模、董事会中独立董事的比例、董事会会议次数、董事持股比例、两职合一任职状况的关系。结果表明:(1)股权集中度与董事会规模呈 U 型二次非线性关系;(2)国有股比例与独立董事比例负相关,法人股比例与独立董事比例正相关;(3)国有股比例与董事会会议次数负相关;(4)国有股比例与董事持股比例负相关;(5)国有股比例与两职合一任职的可能性正相关。

从上述结果可以看出:(1)股权过于集中会削弱董事会的影响,不利于有效公司治理机制的建立。另一方面,国有股东和法人股东、高管持股对董事会的影响也显示出明显的分化。国有股东更倾向于加强股东和内部人控制,而法人股东更愿意增强董事会的地位和作用。(2)当股权过于集中以及国有股比例过高时,对董事会行为有一定的消极影响,因为股权越集中、国有股份比例越高,董事会发挥作用机会越少,董事会会议的实质作用越小,这样就会使公司治理的效率受到限制。(3)最后,在国有股东控股的上市公司里,董事长和总经理两职合一的任职模式仍然较其他上市公司更为普遍。由于国有股的股权虚置,国有公司可能存在着更严重的委托代理问题,因而国有公司更需要通过两职分任来减轻内部人控制问题,许多国有资产管理机构都要求国有公司董事长

和总经理分开任职,这正体现了对内部人控制的担忧。

在股权分置改革之前,我国多数上市公司存在着国有股股东一股独大的现象,从研究结果可以看出这样的股权结构对于公司治理会产生消极的影响,存在控股股东损害中小股东和其他利害相关者的利益的可能,不利于上市公司的健康发展。股权分置改革着力于调整股权结构,因此能够起到完善公司治理,从而对投资决策、日常经营风险控制、激励等都会起到积极的作用。该结论也再次体现了股权分置改革的必要性,对于通过完善上市公司股权结构、提高上市公司治理效率具有很强的现实意义。

参考文献

- 曹廷求、孙宇光(2007):《股权结构、公司特征与上市公司董事会规模》,《山东大学学报》,第3期。
- 吴敬琏(2001):《控股股东行为与公司治理》,《中国审计》,第8期。
- 岳云霞(2005):《上市公司股权结构与公司治理行为:来自中国的实证研究》,《对外经济贸易大学博士论文》,2005年5月。
- 邹风(2006):《股权特征与董事会成员结构关系的实证研究》,《清华大学学报》(增),第21卷,第1期。
- 邹风、陈晓(2004):《股权特征与董事会领导结构关系的实证研究》,《南开管理评论》,第7期。
- Claessens, S., S. Djankov and L. Lang (2000): "The Separation of Ownership and Control in East Asian Corporations", *Journal of Financial Economics*, 58, 81-112.
- Demsetz, H. (1983): "The Structure of Ownership and Theory of the Firm", *Journal of Law and Economics*, 26, 375-390.
- Fama, E. and M. Jensen (1983): "Separation of Ownership and Control", *Journal of Law and Economics*, 26, 301-325.
- Jensen, M. and W. Meckling (1976): "Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure", *Journal of Financial Economics*, 3, 305-360.
- Lehn, K., S. Patro and M. Zhao (2009): "Determinants of the Size and Structure of Corporate Boards: 1935-2000", *Financial Management*, 38, 747-780.
- Li, J. (1994): "Ownership Structure and Board Composition: A Multi-country Test of Agency Theory Predictions", *Managerial and Decision Economics*, 15, 359-368.
- Linck, J., J. Netter and T. Yang (2008): "The Determinants of Board Structure", *Journal of Financial Economics*, 87, 308-328.
- Mak, Y. and Y. Li (2001): "Determinations of Corporate Ownership and Board Structure: Evidence from Singapore", *Journal of Corporate Finance*, 7, 235-256.
- Morck, R., A. Shleifer and R. Vishny (1988): "Management Ownership and Market Valuation: an Empirical Analysis", *Journal of Financial Economics*, 20, 293-315.
- Xu, X. and Y. Wang (1999): "Ownership Structure Reform and Corporate Governance in Chinese Stock Companies", *Chinese Economic Review*, 10, 75-98.

(责任编辑:程 炼)