控制权私利、公司业绩与 CEO 变更*
——兼评上市公司内部治理机制的效率

蒋　荣[1]，刘　星[2]
（1. 重庆大学 贸易与行政学院，重庆 400040；
2.重庆大学 经济与工商管理学院，重庆 400040）

摘　要：文章在理论分析的基础上，提出大股东控制框架下 CEO 变更的五大假设，并以此为视角，基于上交所上市公司 2004—2006 年公司治理的实践，在运用 Logistic 回归模型进行实证检验的基础上，对上市公司内部治理机制的效率进行评价。研究发现：(1)能力假设获得证实，表明内部治理机制治理效应的存在；(2)合谋假设获得支持，大股东控制权私利弱化其对 CEO 的监督；(3)董事会独立性假设得以证实，且董事会履职倾向保守和谨慎；(4)就现阶段的股权结构而言，大股东的利益协同与利益模糊假设同时获得证实。

关键词：CEO 变更；控制权私利 ；公司业绩 ；内部治理机制的效率
中图分类号：F275.0　**文献标识码**：A　**文章编号**：1001-9952(2010)10-0133-11

20 世纪 90 年代以来，越来越多的研究证明大多数公司存在控制性股东，他们既有对上市公司监督的积极性，也往往希望通过影响上市公司的各种决策来谋取控制权私利，特别是在中小股东利益保护较弱的国家，大股东利益侵占更加严重。与其他法制比较健全的国家相比，大股东控制以及获取控制权私利的情况在中国上市公司中更为普遍。那么，大股东的双重价值取向是否影响以及怎样影响 CEO 变更决策？以往研究表明，CEO 变更与公司业绩负相关，但鲜有发现大股东控制权私利与 CEO 变更关系的相关文献。因此，本文基于中国上市公司治理的实践，对 CEO 变更与公司业绩、控制权私利之间的关系加以实证检验，并以此为视角，兼评中国上市公司内部治理机制的效率。

一、相关文献综述

1. 公司业绩对 CEO 变更的影响

Hermalin 和 Weisbach(1998)基于美国公司治理的实践构建了一个董事

收稿日期：2010-07-19
基金项目：国家自然科学基金资助项目(70772100)
作者简介：蒋　荣(1975—)，女，四川安岳人，重庆大学贸易与行政学院讲师，博士；
刘　星(1956—)，男，河南镇平人，重庆大学经济与工商管理学院教授，博士生导师。

会选择、监督、留任或解雇CEO的多期模型(以下简称H-W模型),模型表明,CEO变更与公司业绩负相关。实证研究也证明CEO变更与公司业绩显著负相关(Huson等,2004;龚玉池,2001;朱红军,2004等),同时研究还发现CEO变更对会计业绩与市场业绩有不同的敏感性。Warner等(1988)、Yukiko(1997)等认为市场业绩对高层变更具有重要意义。但是,H-W模型发现,在管理层更迭的研究中,会计业绩优于市场业绩。Murphy等(1993)、Denis等(2000)证实了这一发现。

2. 董事会特征对CEO变更的影响

H-W模型表明,董事会对CEO的监督强度与其独立性正相关,这意味着CEO变更与董事会独立性正相关。董事会外部董事(独立董事)的比例是刻画董事会独立性的主要指标。国外研究发现,CEO变更与外部董事所占的比例正相关(Weisbach,1988; Kaplan,1994等)。但国内学者基于中国上市公司的研究表明,独立董事在CEO变更中尚未能发挥显著作用(张俊生等,2005;吴晓晖等,2008)。董事会领导结构是反映董事会独立性的又一重要指标。理论上,董事长与总经理两职合一,董事会更容易监守自盗。Goyal等(2002)证实了CEO变更与两职合一显著负相关。

3. 大股东特征对CEO变更的影响

大股东特征与CEO变更相关性的研究集中在两方面:一是大股东的存在是否会影响CEO变更。Denis等(1997)发现大股东的存在提高了绩差CEO被变更的可能性。二是大股东特征对CEO变更会产生怎样的影响,主要分析了大股东持股率和产权性质对CEO变更的影响。龚玉池(2001)、沈艺峰等(2001)发现,第一大股东股权份额与变更显著正相关;朱红军(2004)发现大股东持股比例对总经理变更并无显著影响; Kato等(2006)对中国上市公司的研究发现,CEO变更与非政府性质的最终控股股东持股率显著正相关;还发现第一大股东持股增强了CEO变更对业绩的敏感度。

4. 公司内部治理机制的效率

Jensen(1993)认为无效治理是以董事会为首的内部控制机制的主要问题,必须将董事会再造为一种有效的控制机制,并且重振积极投资者。有关内部治理机制的效率,国内现有文献主要从董事会特征对公司业绩、盈余管理、关联交易等方面的影响进行实证研究。南开大学公司治理研究中心公司治理评价课题组2006年的研究表明,作为公司治理核心的董事会治理质量偏低。以高层变更为视角,对以董事会为核心的内部治理机制效率的研究发现,中国上市公司的董事会存在严重的"弱董事会"现象(沈艺峰等,2001)。

很明显,国内外现有相关研究均假定大股东的价值取向是唯一的,即通过监督获取共享收益。事实上,大股东既追求独占性的控制权私利也追求公司业绩所代表的共享收益。那么,大股东的双重价值取向是否影响以及怎样影

响 CEO 变更决策？下文便基于中国公司治理的实践对此进行实证研究。

二、理论与假设

大股东控制下 CEO 变更决策有两种方式：第一，大股东通过董事会间接选聘、考评与更换 CEO。决策效率在很大程度上取决于董事会的独立性。第二，大股东直接对 CEO 进行变更。当董事会发生代理问题时，大股东便会通过改组董事会进而实现 CEO 的变更。大股东凭借其控制优势、信息优势及其在监管中的规模优势，对缓解传统的代理冲突发挥着举足轻重的作用。但由于所有权集中在大股东手中，大股东也有足够动机和能力通过影响上市公司的各种决策来谋取控制权私利，进而弱化其对经理人的监督积极性。

控制权私利与公司业绩是 CEO 变更决策的主要依据，董事会与大股东作为决策主体，其特征在很大程度上影响着变更决策的效率。因此，本文围绕 CEO 变更决策的依据、决策主体特征提出大股东控制下 CEO 变更的相关假设。

1. 能力假设

现代企业“两权分离”，经理对企业的生产经营享有绝对权威，从而对企业的经营业绩的好坏负有直接责任，业绩成为经理能力的指示器。全球公司治理的实践以及理论与实证研究均表明，投资者及其委托的董事会往往根据公司业绩的好坏对经理人进行奖勤罚懒。公司业绩越糟糕，CEO 被变更的可能性越大。据此，本文提出 CEO 变更的“能力假设”。

假设 1：CEO 变更与公司业绩负相关。

2. 合谋假设

控制权私利的存在，往往弱化大股东对经理的监督积极性。这是因为：第一，大股东的利益侵占行为可能分散大股东的监督精力；第二，大股东出于与经理人“共谋”的需要，弱化对经理的监督。一方面，大股东的利益侵占严格受到相关法律法规的限制，为顺利实施，大股东必须为其侵占行为披上合法外衣，如采用隐瞒信息、披露虚假信息、或为其侵占行为提供“合理”解释等，这些掩盖行为事实上是经理直接操作，这就导致经理面临法律制裁的风险。另一方面，大股东的利益侵占导致公司价值损失，甚至可能导致公司破产，破产公司的经理面临严重的声誉贬值风险。上述风险约束下，“自利”的公司经理很可能成为大股东利益侵占的阻力，大股东必须实行“利益均沾”，对经理所承担的风险给予一定的补偿，如给予较高的报酬、福利等，甚至放松对经理人监督，以寻求经理的支持。一般而言，大股东独占的控制权私利越大，越希望获得经理的支持，相应地，绩差经理被变更的可能性越小，于是，本文提出 CEO 变更的合谋假设。

假设 2：CEO 变更与大股东的控制权私利负相关。

3. 独立性假设

根据前文分析以及H-W模型，董事会的监督强度与其独立性正相关，即董事会独立于经理人的程度越高，监督积极性越强，从而绩差的经理人越易被变更。本文选择以下几个指标刻画董事会的独立性：一是独立董事比例，该指标是对董事会独立性的最直接反映，该比例越大，董事会的独立性越强；二是经理董事比例，该比例越高，经理层对董事会的控制力越强，相应地，董事会独立性越差；三是董事长与总经理两职是否合一，两职合一，董事会的独立性会明显降低。因此，本文提出CEO变更的独立性假设。

假设3：CEO变更与独立董事比例正相关，与经理董事比例负相关，与董事长和总经理两职合一负相关。

4. 利益协同假设与利益模糊假设

研究表明，因为利益协同效应的存在，集中的股权结构能更好地克服"免费搭车"，从而有效发挥对CEO的监督作用。与国外相比，我国上市公司绝大多数由国有企业改制而成，股权结构的典型特征是国有股权"一股独大"，且缺乏流通性。根据利益协同假设，大股东持股率越高，监督积极性会越强。不过，国有产权性质的大股东又存在事实上的"主体虚位"问题，可能导致监督缺位。结合我国股权结构的现状，本文用第一大股东持股率以及第一大股东股权性质刻画大股东特征，同时提出大股东对CEO变更的利益协同假设（假设4）与利益模糊假设（假设5）。

假设4：CEO变更与第一大股东持股率正相关。

假设5：CEO变更与第一大股东的国有股权性质呈负相关关系。

三、样本选择与变量定义

1. 样本选取

本文以2003年12月31日之前在上海证券交易所上市的上市公司作为基本样本，研究2004－2006年间非金融、保险类上市公司（735家）的CEO（本文视总经理为CEO）变更问题。其原因在于：一是2003年证监会出台56号文件，对控股股东占用上市公司的资金进行了规范和限制，该文件可能导致2003年前后大股东获取控制权私利的方式、力度存在明显差异；二是2006年财政部修订了企业会计准则，并要求上市公司从2007年开始的年报披露适用新的会计准则，2007前后的会计数据缺乏可比性。

2. 变量定义

（1）共享收益：公司业绩（IA_moroa_{-1}和IA_oroa_{-1}）

H-W模型以及国内相关研究结果表明，会计业绩对高层变更有更强的解释力。特别是，鉴于中国股市的有效性较低、股价的高波动性与高换手率等特征，相对来说，会计类指标可能是比较好的绩效衡量方法 。因此，本文选用会计业绩衡量CEO的能力，同时尽可能地估计到经理层对会计业绩的操纵。

具体选择了两个业绩指标:一是变更前经行业调整的总资产主营业务利润率(IA_moroa_{-1});二是变更前经行业调整的总资产营业利润率(IA_oroa_{-1})。这两大指标被操控的空间相对较小,能较客观地反映公司的可持续性经营能力。

(2)控制权私利:大股东资金净占用率($Private_{-1}$)

李增泉等(2005)研究发现大股东往往利用其绝对控股地位,通过关联交易、盈余管理、市场操纵等手段侵害中小股东的利益,获取控制权私利,大股东占款在很大程度上反映控制权私利水平。不同学者在实证研究中由于对大股东及占款的理解不同,选用的具体指标有所不同。如叶康涛等(2007)度量大股东"掏空"行为的指标是大股东占用其他应收款的增量,邓建平等(2007)用净应收账款除以年末总资产来衡量控股股东集团占用上市公司资金的程度。本文认为,大股东与上市公司之间的关联交易并非完全无效率或低效率。企业是一种节约交易费用并与市场相对应的制度,母子公司之间的正常交易有助于降低交易费用,应收账款在很大程度上是属于生产经营性占用,用以反映大股东的控制权私利将会有很大的噪音。因此,本文以最终控制人及其子公司(简称"大股东集团")占用上市公司的其他应收款净额度量大股东控制权私利,并采用年末总资产加以标准化。其计算公式为:

大股东资金净占用率=(大股东集团年末占用的上市公司的其他应收款－上市公司年末占用大股东集团的其他应付款)/上市公司年末总资产。

(3)董事会特征与大股东特征

董事会独立性特征有三个指标:一是独立董事比例(I_ratio):独立董事/董事会人数;二是经理董事比例(M_ratio):担任经理职务的董事/董事会人数;三是董事长与总经理两职合一(Dir_gen_{-1}):CEO 变更前两职合一为"1",否则为"0"。大股东特征有两个指标:一是第一大股东持股率(Top1_share);二是第一大股东产权性质(Top1_state):第一大股东为国有则为"1",否则为"0"。

(4)控制变量

根据以往研究,本文对下列因素加以控制:一为 CEO 变更前(一年)第一大股东是否变更(Top1_turnover);二为公司资产规模(Lnsize);三为年末资产负债率(Debt);四为被变更 CEO 当年的年龄(CEO_age)。

四、描述性统计

本文根据 CEO 是否变更,将样本公司分成两组,对两组公司的主要变量进行了均值与中位数比较(见表 1)。

第一,均值检验和中位数检验均表明 CEO 变更公司的业绩在 1%的显著性水平下低于 CEO 未发生变更公司的业绩。未变更组的大股东资金净占用率略高于变更组,但不显著。

表1 公司业绩、董事会特征和大股东特征的分组描述

变量	CEO变更样本			CEO未变更样本			差异检验	
	N	均值	中位数	N	均值	中位数	T	Z
IA_moroa_{-1}	456	0.003	−0.008	1697	0.015	0.003	−3.047***	−3.636***
IA_oroa_{-1}	461	−0.013	−0.007	1707	0.004	0.002	−5.087***	−4.713***
$Private_{-1}$	466	0.007	0	1717	0.008	0	−0.224	−0.700
I_ratio	469	0.349	0.333	1730	0.345	0.333	1.580	−1.363
M_ratio	469	0.155	0.125	1730	0.195	0.182	−6.822***	−6.456***
Dir_gen_{-1}	467	0.1	0	1725	0.10	0	0.008	−0.008
Top1_share	469	0.408	39.69	1731	0.409	39.36	−0.144	−0.079
Top1_state	469	0.58	1	1731	0.65	1	−2.877***	−2.934***

注:(1)本表采用Spss12.0进行统计检验;(2)Z值采用两个独立样本非参数检验中的Mann-Whitney U检验方法,T值采用的是独立样本的均值检验;(3)*、**、***分别表示显著性水平小于或等于10%、5%、1%。

第二,董事会独立性方面。只有经理董事比例变量在两组间存在显著差异,CEO未变更组的经理董事比例均值高于变更组4个百分点。独立董事比例以及董事长与总经理两职是否合一在两组间并不存在显著差异。

第三,大股东特征方面。第一大股东持股率在两组公司间并不存在显著差异,这在一定程度上表明"一股独大"现象在中国上市公司较为普遍。第一大股东产权性质在两组间存在显著差异,变更组与未变更组国有产权比例分别为58%和65%。

另外,本文计算了各变量间的Pearson相关系数(基于篇幅考虑,未列示结果),统计表明:一是CEO是否变更变量(CEO_Turnover)与解释变量和控制变量之间的相关性基本符合理论预期;二是两大共享收益之间存在显著的相关性,且相关系数高达0.5以上;控制权私利与共享收益显著负相关,但相关系数低于0.4;三是其余各变量之间的相关系数均没有超过0.4。

五、回归分析

1. 回归分析

本部分采用Logistic回归模型对上市公司CEO变更与公司业绩、控制权私利的相关性进行进一步的检验。基本模型如下(回归结果见表2与表3):

$$LogisticP_i(CEO_turnover)/(1-P_i(CEO_turnover))=\beta_0+\beta_1 Private_{-1i}+\beta_2 Performance_{-1i}+\beta_3 I_ratio_i+\beta_4 M_ratio_i+\beta_5 Dir_gen_{-1i}+\beta_6 Top1_share+\beta_7 Top1_state+\beta_8 Top1_turnover_i+\beta_9 LnSize_i+\beta_{10} Debt_i+\beta_{11} CEO_age_i+u_i$$

其中,Performance具体包括:总资产主营业务利润率(IA_moroa_{-1})和总资产营业利润率(IA_oroa_{-1})两个变量。

(1)CEO变更与公司业绩、控制权私利的相关性

第一,除表2的模型3外,CEO变更与公司业绩显著负相关,这在一定程

表 2　全样本 CEO 变更与公司业绩、控制权私利的 Logistic 回归结果

变量	符号	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5
$Private_{-1}$	−	−0.178 (0.178)	−0.350 (0.242)	−0.148 (0.129)		
IA_moroa_{-1}	−	−2.033*** (6.648)			−2.057*** (6.848)	
IA_oroa_{-1}	−		−4.239*** (18.504)			−4.322*** (19.517)
I_ratio	+	2.186* (2.840)	1.659 (1.671)	1.745 (1.916)	2.113* (2.662)	1.585 (1.530)
M_ratio	−	−3.432*** (43.167)	−3.369*** (41.777)	−3.548*** (47.547)	−3.445*** (43.896)	−3.380*** (42.393)
Dir_gen_{-1}	−	0.195 (1.055)	0.167 (0.781)	0.143 (0.585)	0.198 (1.094)	0.172 (0.831)
Top1_share	+	0.006* (2.856)	0.007** (3.518)	0.005 (2.251)	0.007* (3.170)	0.007** (3.851)
Top1_state	−	−0.403*** (10.670)	−0.374*** (9.193)	−0.399*** (10.806)	−0.398*** (10.447)	−0.370*** (9.053)
Top1_turnover	+	0.842*** (19.999)	0.732*** (14.756)	0.843*** (21.019)	0.827*** (19.349)	0.721*** (14.454)
Lnsize	−	−0.059 (1.070)	−0.021 (0.131)	−0.078 (1.935)	−0.062 (1.185)	−0.023 (0.162)
Debt	+	0.017 (0.040)	−0.053 (0.125)	0.027 (0.102)	0.012 (0.021)	−0.046 (0.101)
CEO_age	+	0.026*** (9.672)	0.027*** (9.824)	0.027*** (10.472)	0.025*** (8.680)	0.025*** (8.975)
C		−1.522 (1.503)	−2.196* (3.057)	−0.964 (0.623)	−1.370 (1.221)	−2.077 (2.743)
−2Loglikelihood		2079.755	2090.685	2138.713	2093.993	2104.064
Nagelkerke R^2		0.073	0.079	0.069	0.072	0.079
样本数(N)		2 081	2 093	2 125	2 092	2 105

注:(1)本表采用 Spss12.0 进行回归处理;(2)*、**、*** 分别表示双尾检验的显著性水平小于 10%、5%、1%,括号内为 Wald 统计量。下表同。

度上证实了前文的能力假设。如果说 CEO 变更与公司业绩之间的关系是判断大股东及董事会监督效率的一个重要标志,那么,本文的研究结论在这一意义上表明中国上市公司内控机制有效率可言。

第二,表 2 的模型 1、模型 2 和模型 3 表明,CEO 变更与大股东资金净占用率负相关,但不显著。为进一步分析大股东资金占用对上市公司 CEO 变更的影响,本文将大股东资金净占用率小于等于 0 的样本公司加以剔除,重新进行回归发现(回归结果见表 3),在模型 1 和模型 3 中,CEO 变更与大股东资金净占用率显著负相关,模型 2 也在接近 10%的显著性水平下负相关。另外,在比较表 2、表 3 的模型 4 和模型 5 后我们发现,在大股东存在资金占用

的情形下，CEO 变更与公司业绩之间的负相关关系的显著性水平大大下降。这在一定程度上表明，大股东控制权私利弱化了其对 CEO 的监督，大股东与 CEO 之间存在合谋的可能，这为前文的合谋假设提供了一定的经验支持。

表 3　CEO 变更与公司业绩、控制权私利的 Logistic 回归结果（$Private_{-1}>0$）

变量	符号	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5
$Private_{-1}$	−	−1.921** (4.401)	−1.792 (2.194)	−1.748** (4.311)		
IA_moroa_{-1}	−	−2.553 (2.247)			−2.383 (2.036)	
IA_oroa_{-1}	−		−4.801** (6.068)			−4.571** (5.768)
I_ratio	+	5.773** (5.240)	5.568** (4.935)	5.466** (4.860)	5.771** (5.318)	5.471** (4.824)
M_ratio	−	−1.739* (3.154)	−1.703* (3.094)	−1.650* (2.964)	−1.846* (3.591)	−1.792* (3.442)
Dir_gen_{-1}	−	0.619* (2.767)	0.639* (2.933)	0.548 (2.242)	0.653* (3.096)	0.660** (3.139)
Top1_share	+	0.015** (4.352)	0.016** (4.733)	0.017** (5.507)	0.015** (4.108)	0.015* (4.432)
Top1_state	−	−0.473* (3.454)	−0.443* (3.068)	−0.483* (3.774)	−0.551** (4.794)	−0.478* (3.595)
Top1_turnover	+	0.380 (0.704)	0.291 (0.416)	0.375 (0.713)	0.272 (0.360)	0.305 (0.458)
Lnsize	−	−0.115 (0.900)	−0.088 (0.523)	−0.134 (1.263)	−0.045 (0.153)	−0.039 (0.112)
Debt	+	0.808** (6.105)	0.555 (1.332)	0.797** (6.112)	0.225 (1.656)	0.188 (0.242)
CEO_age	+	0.027* (2.702)	0.027* (2.710)	0.025 (2.388)	0.021 (1.633)	0.023 (2.092)
C		−2.489 (0.939)	−2.955 (1.281)	−1.940 (0.588)	−3.331 (1.761)	−3.599 (1.977)
−2Loglikelihood		530.967	532.548	546.983	536.681	535.164
Nagelkerke R^2		0.090	0.082	0.078	0.074	0.075
样本数(N)		501	502	515	504	504

(2)CEO 变更与董事会独立性

第一，表 2 模型 1、模型 4 的 CEO 变更与独立董事比例(I_ratio)显著正相关。以往研究发现高层变更与独立董事比例并不存在显著的相关性。本文的研究结论在一定程度上表明，近年公司治理特别是独立董事的监督效率有所提高。与其他几个模型相比，模型 1、模型 4 是在总资产主营业务利润率(IA_moroa_{-1})既定下进行的回归，总资产主营业务利润率是更为干净、保守的指标，回归结果反映了近年独立董事在问责制度与声誉约束下履行职责时倾向

保守和谨慎态度。表 3 的所有模型中 CEO 变更均与独立董事比例显著正相关。表 3 的样本公司均存在大股东资金占用情况,大股东资金占用一方面会吞噬公司的共享收益,使业绩下降,基于能力假设,CEO 被变更的可能性增加。另一方面,独立董事基于大股东的资金占用信号,难以对大股东的侵占行为加以约束,但大股东资金占用的直接执行者通常是 CEO 及经理层,因而独立董事期望可以通过对 CEO 的变更来阻止大股东的利益侵占,这样,CEO 成为大股东的替罪羊。在此,独立董事的谨慎作为再次得以体现。

第二,表 2 和表 3 的所有模型回归结果均表明,CEO 变更与经理董事比例显著负相关,CEO 变更的独立性假设进一步得以证实。

第三,董事长与总经理两职状态是另一个衡量董事会独立性的指标。表 2 所有模型中 CEO 变更与该变量的关系均不显著,然而表 3 除模型 3 外,CEO 变更与该变量显著正相关。本文认为造成理论与事实不符的主要原因在于中国上市公司权力结构的特殊性,这集中表现为内部人控制以及董事长与总经理两职高度重合,董事长通常作为公司法定代表人,对公司重大生产经营决策拥有实质性的权力。当公司存在经营问题,如业绩下降、大股东利益侵占时,要求完善公司治理的压力就会增大,如要求董事长与总经理两职分任,此时,董事长往往会放弃总经理职位,保留董事长职位,这样,既不影响董事长的实质性权力,同时,对外也可树立一种良好的公司治理形象。

(3)CEO 变更与股权结构特征

第一,表 2 和表 3 均表明,CEO 变更与第一大股东持股率显著正相关,与利益协同假设一致。笔者曾经针对 2004 年前的 CEO 变更进行过研究,发现 CEO 非常规变更下总经理变更与第一大股东持股率显著负相关。研究结论的差异在一定程度上表明近年上市公司股权结构变化带来了效率提升。第二,CEO 变更与第一大股东产权国有性质显著负相关,与利益模糊假设一致。

2. 稳健性检验

为进一步验证上述回归结论的可靠性,本文进行了一系列稳健性检验(限于篇幅,未列示结果):一是剔除 CEO 常规变更样本重新回归,发现上述结论仍然成立。二是视董事长为 CEO 重新回归,结果发现:一是董事长变更与公司业绩仍然显著负相关;二是控制权私利与 CEO 变更不存在显著的相关性,但本文却发现,在大股东“支持型”(大股东资金净占用小于 0)公司,董事长变更与支持力度正相关;三是董事会特别是独立董事对董事长的监督作用不再明显;四是股权变更是影响董事长变更的主要因素。

六、结　论

本文基于上交所上市公司 2004—2006 年公司治理的实践,以大股东资金净占用率作为控制权私利的替代变量,运用 Logistic 回归模型,对大股东控制

权私利、公司业绩与CEO变更的相关性进行了实证研究。研究发现：一是CEO变更与公司业绩显著负相关，能力假设获得经验支持，从这个意义上说，中国上市公司内部治理机制发挥了治理作用。二是CEO变更与控制权私利负相关。当大股东"掏空"上市公司时，CEO变更与共享收益之间的负相关关系的显著性水平大大下降。这一研究发现表明，大股东控制权私利弱化了其对CEO的监督，合谋假设获得经验支持。三是CEO变更与独立董事比例显著正相关，与经理董事比例显著负相关，独立性假设在很大程度上获得经验支持。特别是控制权私利存在时，独立董事的监督意愿更强。与以往研究相比，本文的结论表明近年独立董事的监督效率明显提高，公司治理得到很大改善。四是CEO变更与第一大股东持股率显著正相关，与第一大股东产权国有性质显著负相关，这表明就现阶段的股权结构而言，利益协同假设与利益模糊假设同时成立。本文的研究结论支持国有股减持的股权结构改革思路。

* 本文得到教育部博士点基金项目资助((2006)226号)。

参考文献：

[1]邓建平，曾勇，何佳.利益获取：股利共享还是资金独占？[J].经济研究，2007，(4)：112－123.

[2]龚玉池.公司绩效与CEO更换[J]. 经济研究，2001，(10)：75－82.

[3]李增泉，余谦，王晓坤.掏空、支持与并购重组——来自中国上市公司的经验证据[J].经济研究，2005，(1)：95－105.

[4]沈艺峰，张俊生.ST公司总经理离职情况的实证研究[J]. 证券市场导报，2001，(9)：23－27.

[5]吴晓晖，娄景辉.独立董事对传统内部治理机制影响的实证研究——基于多元回归模型和Logistic模型的中国证据[J].数量经济技术经济研究，2008，(4)：142－152.

[6]叶康涛，陆正飞，张志华.独立董事能否抑制大股东的"掏空"？[J].经济研究，2007，(4)：101－111.

[7]张俊生，曾亚敏. 董事会特征与总经理变更[J]. 南开管理评论，2005，(1)：16－20.

[8]朱红军. 高级管理人员更换与经营业绩[J]. 经济科学，2004，(4)：82－92.

[9]Denis D J，Kruse T A. Managerial discipline and corporate restructuring following performance declines[J]. Journal of Financial Economics，2000，55：301－325.

[10]Denis D，Sarin A. Ownership structure and top executive turnover[J]. Journal of Financial Economics，1997，45：193－221.

[11]Goyal V K，Park C W. Board leadership structure and CEO turnover[J]. Journal of Corporate Finance，2002，(8)：49－66.

[12]Hermalin B，Weisbach M. Endogenously chosen boards of directors and their monitoring of the CEO[J]. American Economics Review，1998，88：96－118.

[13]Huson M R，Malatesta P H，Parrino R. Managerial succession and firm performance[J]. Journal of Financial Economics，2004，(4)：237－275.

[14]Jensen M. The modern industrial revolution，exit，and the failure of internal control

systems[J]. Journal of Finance, 1993, 48: 831—880.
[15]Kaplan S, B Minton. Appointments of outsiders to Japanese boards: Determinants and implications for managers[J]. Journal of Financial Economics, 1994, 36: 225—257.
[16]Kato T, C Long. CEO Turnover, firm performance and enterprise reform in China: Evidence from new micro data[J]. Journal of Comparative Economics, 2006, 34 (4): 796—817.
[17]Murphy K, Zimmerman J. Financial performance surrounding CEO turnover[J]. Journal of Accounting and Economics, 1993, 16: 273—316.
[18]Yukiko. Chief executive turnover and firm performance in Japan[J]. Journal of the Japanese and International Economies, 1997, (11): 2—26.
[19]Warner J B, Watts R L, Wruck K H. Stock prices and top management changes[J]. Journal of Financial Economics, 1988, 20: 461—692.
[20]Weisbach M. Outside directors and CEO turnover[J]. Journal of Financial Economics, 1988, 20: 431—460.

Private Benefit of Control, Corporate Performance and CEO Turnover: Evaluation on the Efficiency of Internal Governance Mechanisms

JIANG Rong[1], LIU Xing[2]

(1.*School of Trade and Administration*, *Chongqing University*, *Chongqing* 400040, *China*; 2.*School of Economics and Business Administration*, *Chongqing* 400040, *China*)

Abstract: On the basis of theoretical analyses, the paper raises five hypotheses of CEO turnover under the control of large shareholders. Then, based on the corporate governance of listed companies on SSE from 2004 to 2006, it evaluates the efficiency of internal governance mechanisms by Logistic regression model. To some extent, it confirms the five hypotheses aforementioned, namely ability hypothesis, collusion hypothesis, board dependence hypothesis, convergence-of-interest hypothesis and fuzzy interest hypothesis. In addition, the ability hypothesis makes the existence of the governance effects of internal governance mechanisms clear. The private benefit of control of large shareholders has the negative effect on their supervision over CEO. It also indicates the performance of the board is featured by a conservative and prudent tendency.

Key words: CEO turnover; private benefit of control; corporate performance; efficiency of internal governance mechanisms

(责任编辑　金　澜)