

# 多元化、政府控制与经理人变更

欧阳瑞 贺建风

(暨南大学 广州 510632 仲恺农业工程学院 广州 510225)

**【摘要】** 本文考察了上市公司多元化经营对经理人变更的影响,并从我国股票市场的特点出发,考察了政府控制对上市公司经营行为的影响。实证分析结果表明,多元化和政府控制因素均对经理人变更及变更后的绩效有显著影响。

**【关键词】** 多元化 政府控制 经理人

现代企业治理结构下所有权与经营权相分离的特征引发了广泛的委托代理问题。股东追求所有者权益最大化的目标与经理人追逐私人利益的行为相冲突,如何从内外部有效监督经理人行为成为企业监管的主要内容。从企业治理机制的角度来看,除年龄、健康等自然原因所导致的经理人变更外,上市公司变更企业经理人正是内部监督机制作用的体现,是董事会等企业内部监督组织保护股东利益、实现企业目标的举措。研究上市公司经理人变更的原因、成本和收益对上市公司具有重要意义。

上市公司经理人变更行为的研究主要包含两个方面,即上市公司变更经理人的影响因素及经理人变更后的绩效。这些研究涉及企业经营的会计表现、市场表现以及股权结构等众多方面,但对于多元化经营状况如何影响上市公司经理人的变更则较少涉及。本文在多元化框架内对我国上市公司变更经理人的行为开展研究,关注多元化经营对于经理人变更的影响。实证结果表明多元化经营对上市公司变更经理人行为发生的可能性有显著的负影响,上市公司多元化程度越高,其变更经理人的可能性越低。

此外,由于我国上市公司股权多元化的特征十分显著,并且政府直接或者间接控股的现象十分普遍,政府对于上市公司经营管理的参与程度也有别于其他国家,为了考察政府控制对于上市公司内部监督机制的影响,我们在研究中引入了政府控制变量。研究结果证实政府控制对于上市公司变更经理人的行为有显著的负影响,政府控制力度越大,变更经理人的可能性越低。我们的研究为政府控制影响上市公司管理行为提供了新的证据。

## 一、文献综述

对经理人变更的原因,国内外的现有文献主要考察两个方面的影响:一是企业经营业绩。由于业绩是经理人能力的直观体现,也是董事会选择经理人最重要的指标,因此也成为经理人变更中最广泛的研究主题之一。各类文献大体运用两类业绩衡量指标:①以会计指标例如营业利润、资产收益率等来度量。Weisbach(1988)在对美国上市公司的研究中发现,经理人变更前三年企业资产收益率(ROA)有显著的下滑。龚玉

池(2001)对我国上市公司高层更换的研究也发现,经行业调整的资产收益率和营业收入与变更的可能性显著负相关。②以企业股票的市场表现来度量。Coughlan和Schmidt(1985)最早对经理人变更与企业业绩的关系展开研究,他们发现企业股票价格与经理人变更的可能性显著负相关。但龚玉池(2001)的研究并未发现变更可能性与股票收益率存在显著关系。二是企业治理结构。现有文献从股权结构和董事会特征两个方面对治理机构与经理人变更之间的关系进行了研究。在对股权结构的研究中,Denis(1995)发现股权结构对经理人变更有显著影响,其中经理人持股比例与变更可能性负相关,与独立董事的数量正相关。赵超等(2005)发现国家股比例、流通股比例、大股东持股比例对经理人变更的影响并不显著,但经理人持股比例与经理人的强制性变更和正常性变更显著负相关。

多元化经营被视为提升企业经营绩效的有效途径,但多元化经营的成本和收益也一直是理论界争论的问题,对多元化经营企业的价值变化及管理成本变化的研究一直是企业金融领域研究的热点之一。由于多元化的上市公司具有更复杂的组织结构,从而为研究经理人市场及组织结构与成本之间的关系提供了一个有利的平台(Coase,1937)。管理多元化经营企业需要经理人有比单一化经营企业经理人更强的能力,因而多元化经营企业的经理人选择范围相对较窄、成本也相对较高(Rose和Shepard,1997)。Shleifer和Vishny(1989)的研究还指出多元化经营往往成为经理人强化自身地位、避免被更换的重要手段。因此多元化经营的成本也是上市公司变更经理人时应考虑的重要因素之一。

本文主要在以下几个方面作出了贡献:①首次考察了多元化因素对经理人变更行为的影响;②引入了政府控制因素,并探讨了政府控制企业与非政府控制企业在经理人变更行为上的差异;③运用新的计量方法研究了经理人变更后企业的业绩变化。

## 二、数据来源和变量设置

1. 数据来源。我们选择的样本为我国股票市场上2002年前上市的所有企业,在剔除了已退市的公司、近三年内被ST的公司以及数据缺失的公司后,最后的研究样本为702家涉

及 72 个行业的上市公司, 总共 4 212 个样本观测值, 样本期间为 2002 ~ 2007 年。多元化状况和实际控制数据由网络数据整理而来。企业财务数据来源于北京大学和色诺芬信息服务有限公司联合开发的上市公司财务数据库 (CCER)。经理人变更数据来源于国泰安数据库 (CSMAR)。

2. 多元化。为考察上市公司的多元化经营状况, 我们设置了虚拟变量 DIV, 如果企业实施多元化经营, 取值为 1, 否则为 0。此外, 为具体考察其多元化程度, 我们引入多元化赫芬达尔指数 (HER), 计算方法为:

$$HER = 1 - \sum_{i=1}^{numseg} \left[ \frac{(\text{segment sales}_i)^2}{(\text{company sales}_i)^2} \right]$$

为计算多元化指数, 我们考察了企业年度主营行业收入结构。我们参照证监会 2001 年颁布的《上市企业行业分类指引》(以下简称《指引》) 对企业经营行为进行行业划分, 凡是经营范围涉及两个以上行业的企业视为多元化企业, 但对于其中单个行业收入占其收入的比重大于 90% 的企业仍视为单一化企业。由于各上市公司在划分其行业收入时采用的标准并不统一, 我们对上市公司财务报告中的行业收入数据进行了必要的行业调整和归并处理。由于 2005 年前, 很多企业报表中的行业分类数据并不规范, 部分企业未严格依照《指引》做出行业划分, 对于此类企业, 我们依据其产品的性质划归相应的行业并计算其行业收入。最后形成的多元化状况统计数据库包含 2002 年前上市的 702 家企业, 样本期间为 2002 ~ 2007 年, 并以此作为我们研究的基础。在样本期间, 上市公司的经营范围并不是一成不变的, 在我们的样本中, 多元化企业的家数由 2002 年的 258 家变为 2007 年的 295 家, 比例也由 2002 年的 36% 变为 2007 年的 42%, 但似乎没有确定的规律。由此提出假设 1: 多元化状态与经理人变更的可能性负相关。

3. 经理人变更。我们限定经理人变更事件范围为强制性变更 (Parrino, 1997), 即由经理人的管理决策行为所引发的变更, 因此我们剔除了由于因退休、个人健康、任期届满及股权变动等非企业经营因素引起的经理人变更情况。经理人变更中还有一种由于新经理人人选确定过程尚未完成或者现任经理人由于个人事务暂时离开经理岗位的情况。对于此类情况, 赵震宇等 (2007) 将高管层在因公出国学习或到中央党校培训等原因而暂时将职务交由企业其他人担任的情况定义为临时代理。本文则参照 Berry 等人 (2006) 的做法, 以任职年限为标准, 剔除变更前经理人任职期限小于 1 年的变更事件, 不作为本文研究的对象。我们设置虚拟变量 TURN 代表变更事件, 如果上市公司在样本期内更换经理人则取值为 1, 否则取值为 0。

4. 政府控制。我国股票市场的突出特点是大量上市公司实际上由政府直接或间接控制, 在我们的样本中, 总共 364 家 (51%) 上市公司的实际控制人为政府, 平均间接控股比例为 41%。C.Lin 和 D.Su (2008) 的研究发现, 政府控制因素对我国上市公司多元化价值效应有显著的影响, 政府仍然直接或者间接地影响着上市公司的经营行为。根据这一逻辑, 实际控制人为政府的上市公司在经理人变更方面与非政府控制的企业

也应有所区别。赵震宇等 (2007) 的研究也指出, 国有企业在经理人的任命和变更决策中往往要考虑业绩之外的因素。因而沿用 C.Lin 和 D.Su (2008) 的方法, 我们引入虚拟变量 GOV 代表这一因素, 上市公司实际控制人为政府或其代表机构时, 变量取值为 1, 否则取值 0。由此提出假设 2: 上市公司是否由政府控制与其经理人变更的可能性负相关。

5. 其他控制变量。如前所述, 现有文献已证实上市公司业绩、企业规模、股权结构、董事会特征等企业特征以及经理人年龄对于经理人变更有显著的影响, 为控制这些变量的影响, 保证回归结果的稳健性, 我们在研究中分别设置企业资产规模 (ASSET)、董事会规模 (BOARD)、控股股东控股比例 (CONTROL)、经理人控股比例 (MANAGER) 和独立董事人数 (IND) 作为回归的控制变量。

### 三、实证检验及分析

1. 多元化与经理人变更的可能性。我们首先对上市公司更换经理人的可能性与公司多元化状态、政府控制因素、经理人特征变量进行 Logistic 回归。因变量是虚拟变量 (TURN), 当上市公司在相应的年度变更了经理人则取值为 1, 否则取值为 0。出于稳健性考虑, 对于多元化状态, 我们分别应用两个代理变量加以衡量, 一是反映多元化决策的虚拟变量 (DIV), 如果企业经营涉及两个以上的行业则取值为 1, 否则取值为 0。另一个是以年度行业收入为基础计算的赫芬达尔指数 (HER), 计算方法见上文的公式。

为了保证回归结果的稳健性, 在回归 1 和回归 3 中, 我们对经理人变更的可能性和公司多元化、政府控制变量进行回归, 控制变量为企业规模和经理人年龄。在回归 2 和回归 4 中, 我们加入所有的控制变量, 尽可能地控制其他影响经理人变更的因素。另外, 为了考察政府控制对多元化状态的影响, 我们在回归中加入了政府控制变量及政府控制与多元化变量的交叉乘积项。

如次页表 1 所示, 多元化和政府控制对经理人变更可能性有显著的负影响, 多元化企业经理人变更的可能性小于单一化经营的企业。政府控制的企业经理人变更的概率小于非政府控制的企业, 这也支持了我们此前的假设。我们的研究结果支持了 Rose 和 Shepard (1997) 的观点, 即由于多元化经营企业变更经理人的成本大于单一化经营企业, 因而更加倾向于保持管理的持续性, 避免出现大的波动。与赵震宇 (2007) 的观点相似, 政府控制企业经理人变更的业绩敏感性要小于非政府控制企业。政府控制企业与非政府控制企业在经理人变更决策过程的复杂程度上有所区别, 其变更成本大于非政府控制企业, 这类企业在更多的时候选择保持管理层的相对稳定。

企业规模与经理人变更的可能性显著负相关, 规模越大的上市公司, 选择经理人的成本越高, 越倾向于保持一定程度的稳定, 因此更换经理人的频率较低。上市公司股权集中度越高, 经理人变更的可能性越小, 我们认为股权集中度越高, 经理人越容易掌握董事会控制权, 并且利用有效措施巩固自己在企业中的地位, 降低被替换的可能性。企业业绩与经理人变

表1 经理人变更可能性 Logistic 回归分析结果

项 目	regression(1)	regression(2)	regression(3)	regression(4)
DIV	-0.657 * (0.000)	-1.078 * (0.000)		
HER			-1.472 * (0.000)	-1.895 * (0.000)
GOV	-1.542 ** (0.041)	-2.313 ** (0.013)	-1.431 *** (0.061)	-2.210 ** (0.014)
GOV×DIV		0.866 * (0.000)		
GOV×HER				2.018 * (0.000)
ROA		-1.055 *** (0.057)		-0.936 *** (0.092)
ROA(-1)		-4.091 * (0.000)		-3.453 * (0.000)
DIV×CONTROL		0.004 ** (0.294)		-0.008 * (0.000)
MANAGER		-8.310 (0.699)		-0.031 (0.682)
GOV×BOARD		0.014 (0.584)		0.001 (0.967)
GOV×IND		0.028 (0.659)		0.013 (0.831)
ASSET	-0.029 * (0.000)	-0.001 ** (0.021)	-0.025 * (0.003)	-0.008 * (0.000)
GOV×AGE	0.018 (0.262)	0.027 (0.137)	0.014 (0.361)	0.028 (0.125)
Number of Observations	4 212	3 495	4 212	3 495

注：\*、\*\*和\*\*\*分别表示在1%、5%和10%水平上显著(下同)。

更可能性负相关,业绩越差,经理人被更换的可能性越大,这一点与此前众多的研究一致。但这里需要注意的是,由于实证结果显示业绩变化对经理人变更的可能性有显著影响,因此在考察经理人变更对企业业绩的影响时,必须考虑变量之间的内生性问题。

2. 多元化经营对经理人变更后上市公司绩效的影响。由于经理人的变更具有一定的成本,且变更引发的资源重组行为及必要的业务调整会对企业业绩产生不确定的影响,如果经理人变更是内部监督机制有效发挥作用的结果,那么企业在变更经理人后业绩应有所提高。Denis(1995)的研究发现企业在更换经理人后业绩有显著的提高。陈健等(2006)也发现高管变更后的企业绩效有显著提高。但朱红军(2002)的研究则认为高管人员的更换仅带来盈余管理行为的改变,并不能显著改善企业经营业绩。为考察经理人变更对企业绩效的影响,我们对经理人变更前后资产收益率的变化等因素进行回归分析。沿用 Denis(1995)的研究方法,我们分别考察变更前一年至变更后一年(t<sub>-1</sub>至t<sub>+1</sub>)、变更前一年至变更后两年(t<sub>-1</sub>至t<sub>+2</sub>)和变更前一年至变更后三年(t<sub>-1</sub>至t<sub>+3</sub>)的业绩变化。

其中,资产收益率的变化(ROACHAN)为相应样本期间内各企业资产收益率的变化的绝对值。总资产的变化(ASSETCHAN)为相应样本期间内各企业总资产的自然对数的变化。与 Berry 等(2006)的方法类似,我们用企业总资产的变化来控制经理人变更后的资产重组行为对业绩的影响。

为消除经理人变更因素内生性及变量多重共线性的影响,我们在回归中采用二阶段最小二乘法进行参数估计。为得到适宜的工具变量(IV),我们将对经理人变更情况与股权结构、董事会特征及经理人个人特征变量进行如方程(1)的 Logistic 回归,并根据回归结果估算出经理人变更的可能性。

$$\ln\left(\frac{\text{TURN}_{i,t}}{1-\text{TURN}_{i,t}}\right)=\alpha_1\text{DIV}_{i,t}+\alpha_2\text{GOV}+\alpha_3\text{ASSETCHAN}_{i,t}+$$

$$\alpha_4\text{DIV}_{i,t}\times\text{CONTROL}_{i,t}+\alpha_5\text{MANAGER}_{i,t}+\alpha_6\text{GOV}\times\text{IND}_{i,t}+\alpha_7\text{GOV}\times\text{BOARD}_{i,t}+\alpha_8\text{GOV}\times\text{AGE}_{i,t}+\varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

然后将上一步估算的变更可能性拟合值作为工具变量代入方程(2)进行面板数据回归,得到最后的回归结果。

$$\text{ROACHAN}_{i,t}=\alpha_1\text{TURN}_{i,t}+\alpha_2\text{DIV}_{i,t}+\alpha_3\text{GOV}+\alpha_4\text{DIV}_{i,t}\times\text{ASSETCHAN}_{i,t}+\alpha_5\text{GOV}\times\text{DIV}_{i,t}+\alpha_6\text{DIV}_{i,t}\times\text{TURN}_{i,t}+\alpha_7\text{GOV}\times\text{TURN}_{i,t}+\varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

如表2所示,变更虚拟变量(TURN)的系数在所有的回归中都显著为正,说明我国企业变更经理人后,企业的绩效有显著提高。这一结果与 Denis(1995)及陈健等(2006)的研究一致。多元化变量的系数在所有回归中都显著为负,说明经理人变更对多元化企业的绩效改善作用小于单一化企业,反映了多元化经营要求经理人有更强的能力,在我国职业经理人市场尚不发达的条件下,多元化企业在选择经理人的范围上受到更多的限制,其更换经理人的成本显著大于单一化企业。政府控制与多元化状况的交叉项在所有回归中都显著为正,说明企业在经理人变更后,政府控制的多元化企业的绩效改

表2 经理人变更后企业业绩变化的 2SLS 回归结果

项 目	regression(1) [-1,+1]	regression(2) [-1,+2]	regression(3) [-1,+3]
TURN	0.010 * (0.000)	0.019 * (0.000)	0.016 * (0.000)
DIV	-0.214 ** (0.048)	-0.016 *** (0.059)	-0.496 ** (0.014)
GOV	0.210 (0.019)	-0.213 * (0.009)	0.167 (0.262)
GOV×DIV	0.008 * (0.000)	0.012 * (0.005)	0.006 ** (0.032)
DIV×TURN	-0.129 (0.474)	-0.029 (0.704)	-0.534 (0.102)
GOV×TURN	-0.388 ** (0.015)	-0.361 ** (0.011)	-0.314 (0.235)
DIV×ASSETCHAN	-0.020 * (0.000)	-0.008 * (0.000)	-0.013 ** (0.032)
Number of Observations	3 510	2 106	2 106
Adjusted R <sup>2</sup>	0.047	0.029	0.025

# 终极控股股东侵占行为的理论分析

袁振超 王生年(博士)

(石河子大学经济贸易学院 新疆石河子 832003)

**【摘要】** 本文分析了终极控股股东侵占中小股东利益的机理,从股权融资的非效率和公司价值损失两个方面分析了终极控股股东侵占行为中的代理问题。研究表明,在CMS模式的特殊股权结构中,终极控股股东侵占动机更强,防止终极控股股东侵占行为是提升公司治理水平的重要措施之一。

**【关键词】** 终极控股股东 现金流权 控制权 CMS

股权控制链分析突破了公司治理的边界,将终极控股股东引入公司治理的视角。而Bebchuk等(1999)首次依据所有权结构特征将企业划分为分散股权模式、控股股东模式和非控股的控制性股东模式(CMS)。CMS持股模式的形成可以通过金字塔式持股、交叉持股以及发行二元股份等多种方式实现。在CMS模式中,金字塔式持股结构和交叉持股结构是最为常见的两种控股方式,终极控股股东通过这种所有权结构的安排,能够通过持有很少的现金流来控制公司的经营决策。

终极控股股东的侵占行为正是由于控制权与现金流权的分离引起的。控制权是通过投票权衡量的,即控制性股东对目标公司未来重大决策的投票权;现金流权是通过所有权来衡量的,即依据持股比例享有的公司剩余索取权。那么为什么控制权与现金流权的分离会导致终极控股股东的侵占行为呢?终极控股股东在哪些方面实施侵占行为?终极控股股东侵占

行为会对公司产生哪些影响呢?

## 一、终极控股股东侵占行为的控制权安排概述

我们借鉴并扩展了Bebchuk等(1999)的模型,分析终极控股股东分离控制权和现金流量权的三种方式(即金字塔式持股结构、交叉持股结构和二元股份结构)以及终极控股股东如何通过持股分离控制权与现金流量权的。

1. 金字塔式持股。所谓金字塔式持股是指在终极控股股东居于一个企业的控制链条中的最上层,而上市公司通常居于最下层,有一个或多个企业位于二者之间的持股结构。假设一个金字塔式持股结构有 $n \geq 2$ 个公司,终极控股股东持有企业1的股份比例为 $s_1$ ,企业1持有企业2的股份比例为 $s_2$ ,以此类推,直到最底层的企业 $n-1$ 持有企业 $n$ 的股份比例为 $s_n$ ,则 $s_i \geq \alpha, i=1, 2, \dots, n$ 。其中, $\alpha \in (0, 1)$ ,为上层企业能够控制下层企业的最小比例。那么,终极控股股东对企业 $n$ 的控制权为:

$$CR = \min(s_1, s_2, \dots, s_n) \quad (1)$$

善大于非政府控制的多元化企业,我们认为这是由于政府控制的企业在变更经理人后,政府往往对企业提供更多的资源并加大政策支持力度,因而新任经理人在经营上会有更好的表现。

## 四、结论及启示

本文对多元化和政府控制与经理人变更的关系进行了研究,实证结果表明,多元化企业与单一化企业在经理人变更模式上有显著的差异,其经理人变更的可能性小于单一化企业,且变更后的业绩提高幅度也小于单一化公司。由于多元化企业对经理人能力有更高的要求,只有进一步完善和发展我国的职业经理人市场、提升经理人的职业素质才能为多元化经营上市公司提供更大的选择范围,降低其变更成本,提高内部监督的效力。我们的研究还为政府控制因素对我国上市公司经营管理有显著影响的观点提供了新的经验证据,尽管我国已完成股权分置改革,但由于众多的上市公司是由原有体制下的大型国有企业改制而来,国有股在这些企业中仍占据控股地位。另外,众多的涉及国家宏观调控行业的上市公司由于

不可能完全放开,因此政府在企业经营管理上仍需要发挥较大的作用,但这一点与我国企业改革的总体进程并不矛盾,也是现代化企业改革的必经之路。但总体来看,政府的参与对企业真正建立有效的公司治理体系有一定影响,在稳定的前提下进一步淡化行政因素的影响,是有效发挥我国上市公司内部监督机制作用的重要前提。

## 主要参考文献

1. 龚玉池.企业绩效与高层更换.经济研究,2001;10
2. 赵山.中国上市公司高层更换实证研究.改革,2001;6
3. 朱红军.我国上市公司高管更换的现状分析.管理世界,2002;5
4. 陈健,席酉民,贾隽.并购后高管变更的绩效影响:基于中国上市公司的实证分析.南开管理评论,2006;9
5. 赵震宇,杨之曙,白重恩.影响中国上市公司高管层变更的因素分析与实证检验.金融研究,2007;8
6. 游家兴,李斌.信息透明度与公司治理效率——来自中国上市公司经理人变更的经验证据.南开管理评论,2007;4