

# 多元化战略对总经理变更机制影响的实证研究

薛有志 周杰 顿曰霞

(南开大学商学院/公司治理研究中心 天津 300071)

**摘要:** 本文通过比较专业化与多元化公司总经理变更机制的差异,发现多元化公司总经理变更的可能性与财务绩效显著负相关,说明我国上市公司实施多元化战略后能够对公司治理机制进行有效的干预性调整。此外,通过进一步比较多元战略实施模式的选择对总经理变更机制的影响时,结果表明,控股型多元化模式不仅可以保持总经理变更机制的有效性,同时避免了总经理变更对绩效过度敏感的“治理风险”。

**关键词:** 多元化战略 总经理变更 短期经营绩效 多元化实施模式

**中图分类号:** F276.6 **文献标识码:** A

## 1 引言

总经理变更是上市公司重要的内部治理机制之一,它既是表征“约束经理人力度的关键变量”[1],也是衡量企业内部治理机制有效性的重要指标。国外很多学者的研究验证了总经理变更的可能性与其变更前经营业绩存在负相关关系[2-4],由此说明,经营业绩较差的公司总经理将会受到惩罚。国内部分学者也分别从股权结构、董事会特征等方面对公司治理机制与总经理变更之间的关系进行了研究,并认为合理的股权安排以及积极的董事会行为可以有效地约束绩效差的总经理,从而增加其变更的可能性[5-6]。但目前的这些研究均假设总经理变更机制是外生于公司战略,旨在降低代理成本、解决管理者机会主义行为的一种制度安排,没有考虑不同公司战略的实施所导致的公司治理环境差异及对公司治理结构所进行的干预性调整。因此,内生于战略的公司治理环境的改变以及公司治理结构的干预性调整是否会对总经理变更机制产生影响以及如何影响是一个国内外学者尚未关注而值得研究的问题。本文以多元化战略为研究对象,检验多元化战略的实施及其实施模式对总经理变更机制有效性的变化进行研究,从而对上述问题进行回答。

公司实施多元化战略后,组织结构、管理者势力与控制方式等方面均发生着较大的变化,从而可能会影响总经理变更对经营绩效的敏感性。毋庸置疑,当总经理变更对公司短期经营业绩不敏感时,说明董事会对总经理的约束力度下降,使得总经理侵害股东利益的动机加强,进而损害公司价值;然而,当总经理变更对公司短期经营业绩过于敏感时,总经理为了规避被变更的风险会产生“短视”行为,同样对公司价值产生不利影响。本文通过比较实施专业化与多元化战略上市公司总经理变更对短期经营业绩敏感性的差异,判断中国上市公司实施多元化战略后总经理变更机制所存在的潜在治理风险,提出多元化战略实施后公司治理机制的优化方向。此外,本文从多元化战略实施模式的视角,分析了控股型与自建型多元化战略的选择对总经理变更机制的影响,对于指导中国上市公司在进行多元化战略实施方式的选择具有一定的现实意义。

## 2 理论推演与研究假设

总经理变更的可能性取决于公司发展对总经理的人力资本的依赖程度。当总经理的管理、协调、信息获取能力较高,或是总经理以个人条件为标准选择了正在实施的战略时,

公司很难获取可替代的人力资本,从而导致总经理变更对经营绩效敏感度下降。本文称之为“管理者势力”假说,其恰恰也是导致多元化战略实施后总经理变革机制弱化的原因。

一方面,公司在实施多元化战略后,组织结构的复杂性、经营行业的多样性以及内部责权利关系协调的困难性均使得公司对管理者能力的要求有所提高[7]。因此,多元化经营实施后,管理者技能对公司重要性会显著提高,人力资本所有者(即管理者)与物质资本所有者(即股东与债权人)在公司中的相对地位发生改变,管理者向股东及其他利益相关者的讨价还价能力有所提升,从而会造成董事会对总经理的监督作用弱化,由此使得实施多元化战略的管理者变更的可能性对经营绩效的敏感性降低;另一方面,管理者在选择多元化经营业务时,还会出于私利的目的选择与自身经验、能力、优势相匹配的项目,从而实现“壕堑效应”(Entrenchment Effect)[8],使得企业的发展更加依赖于自身的专用性人力资本,增加其与董事会谈判的砝码,从而降低被更换的可能性。因此,本文基于“管理者势力”假说提出研究假设1如下:

假设1(管理者势力假说):与实施专业化战略的上市公司相比,在实施多元化战略的上市公司中,其总经理变更的可能性对公司短期经营业绩的负向敏感度较低。

尽管由于多元化战略实施引发的管理者势力的提高会影响管理者变更机制的有效发挥,但企业并不是被动地适应多元化战略所带来的管理者势力的增加,企业在多元化战略实施后引发的公司治理结构的调整会对此弱化的机制进行弥补,从而抑制管理者的强势。当公司在专业化或相关行业领域内经营时,业务的单一或关联性使得董事会成员拥有足够的经验、知识与信息判断总经理的行为,因此可以有效地对总经理进行战略控制;而当公司在相关性较低的领域内经营时,业务的多样性和复杂性使得企业更可能采用分权的组织结构,并且由于受自身能力与经验的限制,董事无法准确判断总经理的行为是否符合公司的总体战略,因此更加偏好于财务控制,即以财务业绩指标作为对总经理评价的主要标准。Hillt 与 Hosskison[9-10]等学者在研究多元化经营战略、控制系统与董事会特征的关系时指出,财务控制系统可以保证非相关多元化战略的顺利实施,并与外部董事主导的董事会相匹配;而战略控制系统可以保障相关多元化战略的实施,并与内部董事主导的董事会相匹配,他们的结论在一定程度上也得到了现有实证研究的支持。Anderson 等(2000)[11]的研究也得到了相似的结果,他们发现,多元化经营公司更倾向于使用外部董事制度来替代其他的治理机制。

因此,与专业化公司相比,实施多元化战略的公司对总经理更加偏好于财务控制,短期经营绩效是考核总经理是否胜任的重要标准,当公司的财务业绩较差时,总经理被更换的可能性较高。由此,提出研究假设2,本文称之为财务控制假说。

假设2(财务控制假说):与实施专业化战略的上市公司相比,在实施多元化战略的上市公司中,其总经理变更的可能性对公司短期经营业绩的负向敏感度较高。

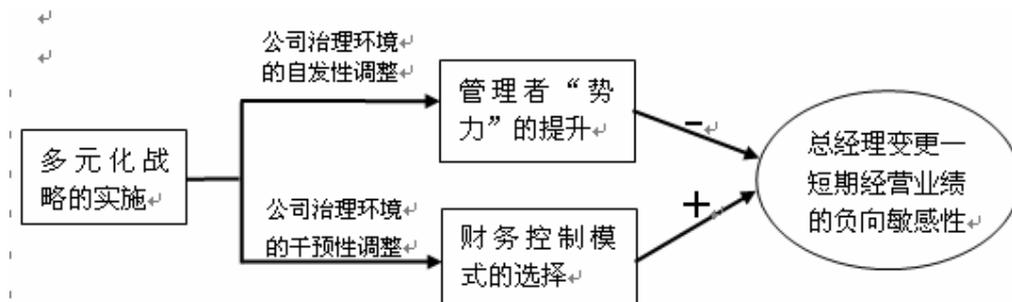


图1 多元化战略对总经理变更—短期经营业绩的负向敏感性影响的逻辑图

通过比较研究假设 1 和研究假设 2 的内容不难发现，二者是相互矛盾的。但作者是从动态的视角提出了这两个研究假设，其过程如图 1 所示。我们将公司战略实施后公司治理环境的变化分为自发性调整和干预性调整两种，前者是指内生于公司多元化战略的一种治理环境的变化，当公司实施多元化战略后由于管理者势力的提高会对总经理变更—短期经营业绩的负向敏感性产生抑制效应，但公司为了平衡权利或是保证多元化战略的有效管理会对公司治理环境产生干预性的调整，如财务控制模式的选择，这一结果便会对总经理变更—短期经营业绩的负向敏感性产生积极效应，最终的结果是自发性调整和干预性调整力量“对抗”的结果。

### 3 研究设计

#### (一) 样本的选取及分布状况

由于中国上市公司 2002 年之后的分行业信息披露比较完善，考虑到数据的可获得性，以及为了有效判断企业是否实施了多元化战略，以 2002 年至 2005 年作为样本的时间跨度，以 2002 年之前在上海证券交易所上市的公司为初始样本。为了提高研究的可操作性及减少研究误差，对初始样本按如下标准进行筛选：（1）剔除由于控股权变动、健康原因、完善公司治理结构与涉嫌案件而引发的管理者变更，因为这些变更并非完全为董事会的决策，与公司经营状况关联不大；（2）剔除发生总经理变更，但总经理年龄大于 59 岁的样本。尽管上市公司在披露总经理变更时会说明变更原因，根据披露的信息可以区分正常性变更和强迫性变更，但为了减少信息披露的真实性对研究的影响，本文在按标准（1）剔除样本的基础上，以正常退休年龄为标准进行进一步筛选，高于 59 岁的总经理的更替更可能是正常的退休，属于正常性变更，此类变更同样不受公司经营业绩的影响；（3）因为是否实施多元化战略的判断标准是基于年报中披露的分行业信息，因此剔除分行业信息披露不明确的样本，最终得到有效样本点 981 个。

本文根据上市公司年度财务报告中所披露的分行业信息判断该公司是否实施多元化战略，如果公司没有按行业，只是按产品披露信息，作者根据产品性质，按照《中国上市公司行业分类》为每一种产品编制行业代码，前两位代码相同的产品被归为同一行业。我们基于合并财务报告的信息，剔除所占收入小于 10% 的行业后，若该公司只在一个行业内经营，则称之为实施专业化战略的上市公司；否则，称之为实施多元化战略的上市公司。按照该标准将总体样本划分为两组，分别为实施专业化战略的样本和实施多元化战略的样本，研究样本在各年度样本的分布状况如表 1 所示。

表 1 样本分布状况

单位：个

样本特征	年度				
	2002-2005	2002	2003	2004	2005
总体样本数量	981	247	238	244	251
（发生总经理变更的样本）	(184)	(50)	(49)	(39)	(46)
实施专业化战略的样本数量	704	185	175	171	173
（发生总经理变更的样本）	(128)	(31)	(34)	(29)	(34)
实施多元化战略的样本数量	277	63	63	74	77
（发生总经理变更的样本）	(58)	(20)	(15)	(11)	(12)

注：括号内数字表示发生总经理变更的样本数量。

由表 1 可知，2002-2005 年实施多元化战略的总体样本量为 277 个，其中发生总经理

变更的样本为 58 家，占 25.51%，样本基本分散于各年度的样本数量，因此在下文的实证研究中不会产生特定年度下宏观因素特征对结果的影响。

## （二）变量及模型构建

### 1. 短期经营绩效的度量

国外关于公司业绩与总经理变更关系的研究主要从股票业绩和会计业绩两个方面展开，由于中国的资本市场发展尚不完善，上市公司的股价存在严重的炒作与操控现象，股票价格并不能真实反应中国上市公司的经营状况，因此本文选取会计绩效作为业绩的度量指标。考虑到总经理变更是董事会作出的重大决策，而董事会是对股东负责的治理主体，因此，选用代表股东收益的净资产回报率作为经营绩效的度量指标。为了结果的稳健，在计算净资产回报率时，分别用净利润/净资产和利润总额/净资产度量，并分别用符号  $NRONA$  和  $RONA$  表示。由于不同行业之间的收益率会存在较大的差异，行业总体业绩必然影响微观的企业绩效，为了消除行业的影响，本文利用行业调整的净资产回报率作为最终度量指标。调整方法如下：

$$ANRONAi = NRONAi - INRONA$$

$$ARONAi = RONAi - IRONA$$

其中： $ANRONAi$  与  $ARONAi$  分别为第  $i$  个样本经过行业调整后的  $NRONA$  和  $RONA$ ； $INRONA$  与  $IRONA$  分别为样本公司按公告披露所在行业的  $NRONA$  与  $RONA$  的中位数。

### 2. 控制变量的选取

（1）资产规模。公司规模不仅是影响公司业绩的重要变量，而且规模的大小也反映了对总经理能力要求的差异，影响了经理人市场的供求关系，从而影响在职总经理变更的可能性。因此，本文将其作为控制变量之一，用符号  $SIZE$  表示，度量方法为公司总资产的自然对数。

（2）负债比率。由于负债比例反映了债权人对公司业绩的关注程度，及对总经理进行约束的程度。当公司经营状况不佳时，债权人会积极参与公司决策，甚至要求替换总经理。陈璇等（2006）[12]发现，公司的负债水平影响着管理者变更的可能性，因此本文将负债水平作为控制变量之一，用符号  $DEBT$  表示，度量方法为：总负债/总资产。

（3）总经理与董事长二职是否合一。代理理论认为，董事作为股东利益的代表，在董事长与总经理分离时，可以起到监督经理行为的作用。而当董事长与总经理合一时，作为股东代理人的董事并非总是以股东利益最大化进行决策，存在着自己监督自己的机制缺陷，从而降低总经理被更换的可能性。因此，本文将总经理与董事长是否由一人担任作为控制变量，用符号  $SAME$  表示，该变量为虚拟变量，当总经理与董事长由一人担任时，该变量值设为“1”；否则，为“0”。

（4）总经理持股水平。尽管 Jensen 和 Meckling(1976)[13]认为总经理持股可以降低代理成本，但很多学者发现，随着总经理持股比例的不断上升，总经理在公司内部更加容易形成“壕堑”（Entrenchment）效应，进而影响总经理被变更的可能性。Morck 等(1989)[14]提出管理者壕堑假设，即管理者持股会提高其追求非公司价值最大化的决策，以满足个人利益，并防止被更替。因此，本文将总经理持股比例作为控制变量之一，用符号  $MOS$  表示。

### 3. 模型设计

本文主要考察总经理变更对公司业绩的敏感程度，其中因变量为虚拟变量，当总经理发生变更时，该变量值为 1，未发生变更时，为 0。计量模型处理 0-1 虚拟变量较为简单的方

法为线性概率模型 (LMP), 具体模型如下:

$$MC = \beta_0 + \beta_1 * PER + \beta_2 * MOS + \beta_3 * SAME + \beta_4 * SIZE + \beta_5 * DEBT + \beta_6 * YEAR2005 + \beta_7 * YEAR2004 + \beta_8 * YEAR2003 + \varepsilon \quad (1)$$

其中, MC 度量了总经理是否变更, PER 为公司经营绩效, 本文分别采用前述两个指标进行度量, SIZE 为公司规模, DEBT 为负债水平, YEAR2005、YEAR2004 和 YEAR2003 分别为 2005 年、2004 年与 2003 年的年度虚拟变量, 引入该变量解决了由于不同年度宏观环境差异对结果造成的影响。

根据模型 1, 在给定自变量的情况下可得:

$$P(MC=1) = \beta_0 + \beta_1 * PER + \beta_2 * MOS + \beta_3 * SAME + \beta_4 * SIZE + \beta_5 * DEBT + \beta_6 * YEAR2005 + \beta_7 * YEAR2004 + \beta_8 * YEAR2003 \quad (2)$$

因此, 模型 (1) 中回归系数度量了总经理发生变更的可能性对该变量的敏感程度, 其系数利用普通最小二乘法(OLS)进行估计, 该模型应用比较简单, 但具有一定的缺陷, 如存在严重的异方差性, 并且可能出现概率大于 1 的情况, 此外, 模型 (1) 的假设条件是各变量对总经理变更可能性的影响是恒定的。为了克服上述模型缺陷, 我们还采用了目前较为流行的处理二值因变量的模型: Logit 模型与 Probit 模型, 二者的差异在于对随机误差的分布假设不同, 具体模型如下:

$$P(MC=1) = G(\beta_0 + \beta_1 * PER + \beta_2 * MOS + \beta_3 * SAME + \beta_4 * SIZE + \beta_5 * DEBT + \beta_6 * YEAR2005 + \beta_7 * YEAR2004 + \beta_8 * YEAR2003) \quad (3)$$

其中: Logit 模型假设  $G(X)$  为一对数函数, 而 Probit 模型假设  $G(X)$  为标准正态累计函数, 由于模型是非线性的, 因此选择最大似然估计方法(MLE)对参数进行估计。尽管这一方法比较科学, 但参数的解释较为困难, 本文仅从系数的方向予以判断。为了参数解释的方便、方法的科学, 以及结果的稳健, 本文同时选取 LMP, Logit 与 Probit 模型进行检验。

#### 4 实证结果及分析

基于总体样本的实证结果如表 2 所示, 表 2a 和表 2b 分别列出了以 ARONA 和 ANRONA 作为解释变量的结果, 可以看出, 在总体样本中, 总经理变更对公司经营业绩的敏感性并不显著, 并且其符号方向与假设相反, 说明较差的经营绩效并不能提高总经理变更的概率, 但这里无法证明这一结果是由于中国上市公司总经理变更机制的缺陷还是倾向于战略控制所致。此外, 当管理者持股水平较高时, 总经理被更换的可能性下降, 证实了总经理持股所产生的壕堑效应, 上述结果在三种模型中是一致的, 结果较为稳定。通过利用线性概率模型与 Probit 模型对总体样本检验结果还发现, 公司规模越大, 总经理被更换的可能性越低, 这也说明经营大规模公司对管理者特有技能的要求较高, 总经理更可能形成“壕堑”, 但这一结果在 Logit 模型中没有通过显著性检验; 此外, 我们在线性概率模型中还发现负债水平与董事长与总经理合一均对总经理变更产生消极抑制作用, 印证了总经理“壕堑”行为的存在性。

表 2a 基于总体样本的实证结果

模型 解释变量	LMP (OLS)		Logit (MLE)		Probit (MLE)	
	B 值	P 值	β 值	P 值	β 值	P 值
Constant	0.6966	0.01***	1.8347	0.33	1.0182	0.34
<b>ARONA</b>	<b>0.0023</b>	<b>0.16</b>	<b>0.0403</b>	<b>0.28</b>	<b>0.0227</b>	<b>0.32</b>
SIZE	-0.0228	0.09*	-0.1412	0.11	-0.0819	0.10*
DEBT	-0.0139	0.07*	-0.1521	0.47	-0.0868	0.44
MOS	-2.0245	0.00***	-5777.34	0.01***	-2628.76	0.01***
SAME	-0.0908	0.02**	-0.6110	0.14	-0.3342	0.12
YEAR <sub>2003</sub>	-0.0115	0.75	-0.0967	0.68	-0.0502	0.70
YEAR <sub>2004</sub>	-0.0364	0.30	-0.2915	0.23	-0.1650	0.22
YEAR <sub>2003</sub>	0.0042	0.91	0.0138	0.95	0.0037	0.98
R <sup>2</sup>	0.0112		0.0272		0.0263	

表 2b 基于总体样本的实证结果

模型 解释变量	LMP (OLS)		Logit (MLE)		Probit (MLE)	
	B 值	P 值	β 值	P 值	β 值	P 值
Constant	0.6962	0.01***	1.8299	0.33	1.0152	0.34
<b>ANRONA</b>	<b>0.0024</b>	<b>0.16</b>	<b>0.0412</b>	<b>0.28</b>	<b>0.0232</b>	<b>0.32</b>
SIZE	-0.0227	0.09*	-0.1410	0.11	-0.0817	0.11
DEBT	-0.0139	0.07*	-0.1520	0.47	-0.0868	0.44
MOS	-2.0246	0.00***	-5776.88	0.01***	-2628.11	0.01***
SAME	-0.0908	0.02**	-0.6110	0.139	-0.3344	0.12
YEAR <sub>2003</sub>	-0.0115	0.75	-0.0966	0.68	-0.0502	0.70
YEAR <sub>2004</sub>	-0.0364	0.30	-0.2913	0.23	-0.1649	0.22
YEAR <sub>2003</sub>	0.6961	0.01***	0.0138	0.95	0.0037	0.98
R <sup>2</sup>	0.0112		0.0272		0.0263	

为了研究不同多元化战略对总经理变更—短期经营业绩的影响,本文分组检验了专业化与多元化战略样本总经理变更对绩效敏感性的差异,结果见表 3 与表 4。由表 3 可知,实施专业化战略公司的经营绩效对总经理变更可能性并没有产生负面作用(见表 3a 和表 3b),在 LMP 模型中敏感性系数反而显著为正,这可能是由于专业化公司偏好于战略控制的结果,那些注重短期财务绩效而忽略长期发展项目的总经理被更换的可能性反而上升,当然,这也可能是由我国公司治理机制的“扭曲”所造成的,由于不是本文的研究重点,在此不做进一步的讨论。由表 4 可知,实施多元化战略的上市公司的总经理变更对经营业绩的敏感性显著为负,这一结论在三个模型中一致,该结果支持了假设 2,没有支持假设 1,说明尽管多元化战略的实施可能会导致管理者势力的提高,但公司会相应地采用其它机制对管理者的强势进行制衡,研究结果证实中国上市公司能够有效地制衡管理者因实施多元化战略所带来的势力,从而使得多元化经营上市公司中总经理变更能够保持对公司短期经营业绩的负向敏感性。

表 3a 基于专业化经营样本的计量结果

模型 解释变量	LMP (OLS)		Logit (MLE)		Probit (MLE)	
	B 值	P 值	β 值	P 值	β 值	P 值
Constant	0.8517	0.01***	3.0043	0.17	1.6732	0.17
ARONA	<b>0.0045</b>	<b>0.07*</b>	<b>0.0445</b>	<b>1.06*</b>	<b>0.0264</b>	<b>0.30*</b>
SIZE	-0.0327	0.02**	-0.2144	0.04**	-0.1230	0.03**
DEBT	0.0266	0.52	0.0482	0.90	0.0334	0.89
MOS	-1.8970	0.00***	-3882.0	0.10*	-1852.3	0.09*
SAME	-0.0606	0.23	-0.3711	0.42	-0.2050	0.40
YEAR <sub>2005</sub>	0.0346	0.41	0.2303	0.41	0.1326	0.40
YEAR <sub>2004</sub>	0.0080	0.84	0.0187	0.95	0.0053	0.97
YEAR <sub>2003</sub>	0.0284	0.49	0.1815	0.51	0.0989	0.53
R <sup>2</sup>	0.0140		0.0217		0.0213	

其中\*表示通过 10%显著性水平，\*\*表示通过 5%显著性水平，\*\*\*表示通过 1%显著性水平。以下所有表的解释相同。

表 3b 基于专业化经营样本的计量结果

模型 解释变量	LMP (OLS)		Logit (MLE)		Probit (MLE)	
	B 值	P 值	β 值	P 值	β 值	P 值
Constant	0.8513	0.01***	2.9985	0.17	1.6698	0.17
ANRONA	<b>0.0046</b>	<b>0.07*</b>	<b>0.0458</b>	<b>0.291*</b>	<b>0.0272</b>	<b>0.31*</b>
SIZE	-0.0267	0.02**	-0.2141	0.04**	-0.1227	0.03**
DEBT	0.0267	0.52	0.0488	0.90	-0.0334	0.89
MOS	-1.8971	0.00***	-3881.43	0.11	-1851.65	0.09*
SAME	-0.0606	0.23	-0.3713	0.41	-0.2052	0.40
YEAR <sub>2005</sub>	0.0346	0.41	0.2305	0.41	0.1327	0.40
YEAR <sub>2004</sub>	0.0080	0.84	0.0189	0.95	0.0054	0.97
YEAR <sub>2003</sub>	0.0284	0.49	0.1816	0.51	0.0990	0.53
R <sup>2</sup>	0.0139		0.0217		0.0213	

表 4a 基于多元化经营样本的计量结果

模型 解释变量	LMP (OLS)		Logit (MLE)		Probit (MLE)	
	B 值	P 值	β 值	P 值	β 值	P 值
Constant	-0.1639	0.82	-6.2407	0.16	-3.6150	0.16
ARONA	<b>-0.2170</b>	<b>0.00***</b>	<b>-2.9265</b>	<b>0.06*</b>	<b>-1.5541</b>	<b>0.08*</b>
SIZE	0.024	0.47	0.2971	0.17	0.1702	0.17
DEBT	-0.0062	0.53	-0.9153	0.34	-0.4927	0.38
MOS	-67.3084	0.00***	-13471.64	0.06*	-6536.52	0.03**
SAME	-0.0863	0.21	-0.7580	0.39	-0.4303	0.31
YEAR <sub>2005</sub>	-0.1886	0.01***	-1.2285	0.01***	-0.7189	0.01***
YEAR <sub>2004</sub>	-0.1795	0.01***	-1.1881	0.01***	-0.7034	0.01***
YEAR <sub>2003</sub>	-0.0915	0.25	-0.5404	0.20	-0.3372	0.18
R <sup>2</sup>	0.0698		0.1103		0.1087	

解释变量 <sup>②</sup>	LMP <sup>③</sup> (OLS) <sup>④</sup>		Logit <sup>⑤</sup> (MLE) <sup>⑥</sup>		Probit <sup>⑦</sup> (MLE) <sup>⑧</sup>	
	B 值 <sup>⑨</sup>	P 值 <sup>⑩</sup>	β 值 <sup>⑪</sup>	P 值 <sup>⑫</sup>	β 值 <sup>⑬</sup>	P 值 <sup>⑭</sup>
Constant <sup>⑮</sup>	-0.1046 <sup>⑯</sup>	0.88 <sup>⑰</sup>	-6.6037 <sup>⑱</sup>	0.13 <sup>⑲</sup>	-3.9191 <sup>⑳</sup>	0.13 <sup>㉑</sup>
ANRONA <sup>㉒</sup>	<b>-0.2285<sup>㉓</sup></b>	<b>0.00***<sup>㉔</sup></b>	<b>-4.3060<sup>㉕</sup></b>	<b>0.02**<sup>㉖</sup></b>	<b>-2.4130<sup>㉗</sup></b>	<b>0.03**<sup>㉘</sup></b>
SIZE <sup>㉙</sup>	0.0212 <sup>㉚</sup>	0.55 <sup>㉛</sup>	0.3150 <sup>㉜</sup>	0.14 <sup>㉝</sup>	0.1852 <sup>㉞</sup>	0.13 <sup>㉟</sup>
DEBT <sup>㊱</sup>	-0.0066 <sup>㊲</sup>	0.50 <sup>㊳</sup>	-0.9480 <sup>㊴</sup>	0.32 <sup>㊵</sup>	-0.5199 <sup>㊶</sup>	0.36 <sup>㊷</sup>
MOS <sup>㊸</sup>	-68.34 <sup>㊹</sup>	0.00*** <sup>㊺</sup>	-13609.64 <sup>㊻</sup>	0.06* <sup>㊼</sup>	-6537.68 <sup>㊽</sup>	0.03*** <sup>㊾</sup>
SAME <sup>㊿</sup>	-0.0867 <sup>①</sup>	0.21 <sup>②</sup>	-0.7317 <sup>③</sup>	0.36 <sup>④</sup>	-0.4137 <sup>⑤</sup>	0.33 <sup>⑥</sup>
YEAR <sub>2005</sub> <sup>⑦</sup>	-0.1890 <sup>⑧</sup>	0.01*** <sup>⑨</sup>	-1.2665 <sup>⑩</sup>	0.01*** <sup>⑪</sup>	-0.7427 <sup>⑫</sup>	0.01*** <sup>⑬</sup>
YEAR <sub>2004</sub> <sup>⑭</sup>	-0.1793 <sup>⑮</sup>	0.01*** <sup>⑯</sup>	-1.2340 <sup>⑰</sup>	0.01*** <sup>⑱</sup>	-0.3523 <sup>⑲</sup>	0.01*** <sup>㉑</sup>
YEAR <sub>2003</sub> <sup>㉒</sup>	-0.0915 <sup>㉓</sup>	0.25 <sup>㉔</sup>	-0.5636 <sup>㉕</sup>	0.18 <sup>㉖</sup>	-0.3523 <sup>㉗</sup>	0.16 <sup>㉘</sup>
R <sup>2</sup> <sup>㉙</sup>	0.0708 <sup>㉚</sup>		0.116 <sup>㉛</sup>		0.1152 <sup>㉜</sup>	

## 5 进一步分析与讨论

由上面的分析可知,多元化战略公司的总经理变更机制能够保持对短期经营绩效的敏感性,说明多元化战略公司可以采用有效的公司治理调整消除管理者势力增加对变更机制的不良影响。既然如此,为什么实践中的中国上市公司多元化经营频频遭受失败?又为什么理论界对于“多元化折扣”现象可以基本达成共识?对此,作者认为,尽管总经理变更与短期经营业绩负相关是有效公司治理机制的表现,但如果多元化战略公司中总经理对短期财务绩效过度敏感会导致一定的“治理风险”,即管理者只会注重短期财务绩效而忽略长期投资项目(如:技术创新)。本文接下来对样本进一步细化,探索多元化战略实施模式对该“治理风险”产生的影响。

中国上市公司实施多元化战略时存在两种主要模式,一是通过自建方式在公司内部发展新业务,也被称作为“二次创业型”多元化发展模式;另一种是通过收购兼并实现对其它业务经营公司的控制,形成母子公司型组织结构,本文称之为“控股型”多元化发展模式。在“控股型”模式中,母公司凭借对子公司的控股权可以向子公司委派董事,成为子公司的治理主体,使得每个子公司的董事专注于所在公司的经营战略,并最终向母公司负责,从而形成“整体多元化,各子公司专业化”的经营模式,总公司可能会通过委派董事的信息回馈很好地解决信息不对称问题,从而实现对总经理的战略控制,降低了总经理变更对短期绩效的负向敏感。为了印证上述分析过程,我们将实施多元化战略的公司划分为自建方式和控股方式两类,具体划分方法如下:对实施多元化战略的上市公司,根据母公司的财务信息,按照相同的方法判断母公司是否实施了多元化战略。如果母公司实施专业化战略或为单纯型控股公司,即本身并不独立生产经营,而按合并报表的标准为多元化战略的上市公司被称为只实施“控股型多元化战略的公司”;如果无论按母公司披露的信息还是按合并报表披露的信息均为实施多元化战略,由于可能存在母公司在内部实施多元化战略的同时,仍以控股形式实施多元化战略的情形,为了更加准确地检验控股型多元化战略下的总经理变更机制的有效性,避免混合效应的影响,本文对这类公司不再单独检验。通过对样本的整理,作者发现在2002-2005年实施多元化战略的277个样本中,有178个是单纯通过控股的模式实现的,2002-2005年各年度分别有41个、42个、46个和50个。同样选择了前面的研究方法对这组样本的总经理变更-短期经营绩效敏感性进行了实证检验,以考察这种模式对总经理变更机制所产生的影响。

由表5a的结果发现,以控股型多元化战略样本,利用LMP实证检验的结果发现,总经理变更的可能性与ARONA的回归系数为-0.1982,尽管通过了显著性检验,但其系数的绝对值低于多元化战略样本中的-0.2170,在Logit和Probit模型中系数数值也为负数,但均未通过显著性检验。尽管在以ANRONA作为绩效指标时,三个模型的系数为负值,并且均

通过了显著性检验，但其系数的绝对值均小于多元化战略样本中系数，说明通过控股方式实施的多元化战略不仅使得总经理变更机制保持有效，而且在一定程度上可以关注战略控制，可以认为，实施控股型多元化战略的上市公司不仅具备了总经理变更与经营绩效负相关这一有效的治理机制，而且减弱了总经理变更对经营绩效过于敏感的问题。这一结果说明，中国上市公司在通过控股的方式实施多元化战略时通常会从总公司委派一定数量的董事，有助于董事会对总经理实施战略性控制，减少了总经理变更—短期经营绩效的负向敏感程度，降低了“治理风险”。因此，通过控股的方式实施多元化战略在中国是较为有效的模式。

表 5a 基于控股型多元化经营样本的计量结果

模型 解释变量	LMP (OLS)		Logit (MLE)		Probit (MLE)	
	B 值	P 值	β 值	P 值	β 值	P 值
Constant	-0.0561	0.95	-5.4951	0.28	-3.3092	0.27
ARONA	-0.1982	0.00***	-2.4467	0.15	-1.3613	0.17
SIZE	0.0198	0.61	0.2719	0.26	0.1622	0.26
DEBT	-0.0098	0.38	-1.3181	0.29	-0.7274	0.33
MOS	-64.50	0.00***	-11148.24	0.08*	-5716.08	0.05**
SAME	-0.0784	0.43	-0.5531	0.50	-0.3162	0.49
YEAR <sub>2005</sub>	-0.1445	0.14	-0.7662	0.15	-0.4772	0.13
YEAR <sub>2004</sub>	-0.1874	0.04**	-1.1234	0.05**	-0.6731	0.04**
YEAR <sub>2003</sub>	-0.0996	-0.32	-0.4872	0.35	-0.3177	0.31
R <sup>2</sup>	0.0704		0.1162		0.1152	

表 5b 基于控股型多元化经营样本的计量结果

模型 解释变量	LMP (OLS)		Logit (MLE)		Probit (MLE)	
	B 值	P 值	β 值	P 值	β 值	P 值
Constant	0.0048	0.99	-6.1954	0.22	-3.8093	0.20
ANRONA	-0.2084	0.00***	-3.9237	0.06*	-2.2851	0.07**
SIZE	0.0169	0.44	0.3058	0.20	0.1866	0.19
DEBT	-0.0102	0.360	-1.3677	0.28	-0.7704	0.30
MOS	-65.46	0.00***	-11179.08	0.08*	-5682.21	0.05**
SAME	-0.0785	0.43	-0.5266	0.52	-0.2990	0.51
YEAR <sub>2005</sub>	-0.1450	0.14	-0.8148	0.13	-0.5083	0.11
YEAR <sub>2004</sub>	-0.1878	0.04	-1.1705	0.04**	-0.7028	0.03**
YEAR <sub>2003</sub>	-0.0997	0.32	-0.4979	0.34	-0.3248	0.30
R <sup>2</sup>	0.0716		0.1238		0.1228	

## 6 结论

多元化战略成为近几年中国上市公司普遍采用的成长方式，但多元化公司的频频失败使得国内学者开始对多元化战略中公司治理问题给予关注，并认为多元化战略实施后公司治理机制未能实现有效的调整是导致多元化公司失败的原因之一，而作为约束总经理行为的总经理变更机制是上市公司治理机制的重要维度。本文从公司治理机制内生于公司战略的视角，以公司总经理变更机制为研究对象，比较了专业化公司、多元化公司以及控股型多元化公司之间总经理变更机制的差异，从而揭示多元化战略的实施对总经理变更机制有效性的影响。结果发现专业化公司的总经理变更并未对财务业绩表现出负向的敏感性，与此相反，多元化战略公司的总经理变更的可能性与财务绩效显著负相关，这与管理者壕堑效应假说相矛盾，

说明了与专业化战略公司相比,实施多元化战略的上市公司更加偏好于财务控制,财务业绩成为评价管理者行为好坏的重要标准。结合中国上市公司多元化战略频频失败的现实,以及学术界对中国上市公司多元化折扣命题的证实,说明总经理变更对财务绩效的过度敏感尽管从公司治理角度是一种值得认可的机制,但也会导致很多问题,如管理者短视行为。本研究发现,越来越多的中国上市公司采用控股方式实施多元化战略,并且对这类样本的实证分析发现,采用控股型多元化战略的公司,其总经理变更的可能性尽管仍与财务绩效负相关,但在一定程度上缓解了总经理变更对绩效的高度敏感,可以在有效约束总经理行为的同时,避免单纯采用财务控制所引发的问题,是一种值得推崇的多元化战略模式。

## 参考文献

- [1] Jensen M C, Warner J B. The Distribution of Power Among Corporate Managers, Shareholders, and Directors[J]. *Journal of Financial Economics*, 1988, 20:3-24.
- [2] Coughlan A T, Schmidt R M. Executive compensation, management turnover and firm performance: an empirical investigation[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 1985, 7:43-66.
- [3] Warner J, Watts J, Wruck K. Stock Prices and top management changes[J]. *Journal of Financial Economics*, 1988, 20:461-492.
- [4] Kaplan S N. Top executive rewards firm performance :A comparison of Japan and the United States[J]. *Journal of Political Economy*, 1994, 102:510-546.
- [5] 赵超, Julian Lowe, 皮莉莉. 中国上市公司股权结构与总经理变更[J]. *改革*, 2005, 1: 93-100.
- [6] 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, 8(1):16-20.
- [7] Rose N L, Andrea S. Firm diversification and CEO compensation: managerial ability or executive entrenchment?[J]. *RAND Journal of Economics*, 1997, 28(3):489-517.
- [8] Shleifer A, Vishny R. Management Entrenchment. The Case of Manager-Specific Investments[J]. *Journal of Financial Economics*, 1989, 25:123-140.
- [9] Hill C W L, Hoskisson R E. Strategy and Structure in Multiproduct Firms[J]. *Academy Of Management Review*, 1987, 12:331-334.
- [10] Hoskisson R E. Multidivisional Structure and Performance: the Contingency of Diversification Strategy[J]. *Academy of Management Journal*, 1987, 30:625 644.
- [11] Anderson R C, Thomas W B. Corporate Governance and Firm Diversification[J]. *Finance Management*, 2000, 29:5-22.
- [12] 陈璇, 李仕明, 祝小宁. 公司绩效与经营者变更:上市公司政府控制权的差异[J]. *管理学报*, 2006, 3(2):229-238.
- [13] Jensen M C, Meckling W H. Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure[J]. *Journal of Financial Economics*, 1976, 8:305-360.
- [14] Morck R, Shleifer A, Vishny R. Alternative Mechanisms for Corporate Control.” *American Economic Review*, 1989, 79: 842-852.

## **An Empirical Study of the Effect of Diversification on the Mechanism of CEO Turnover**

Xue Youzhi    Zhou Jie    Dun Yuexia

(Business School of Nankai University/The Research Center of Corporate Governance of Nankai University, Tianjin 300071, P.R. China)

**Abstract:**Through a comparison of the difference in CEO turnover between specialized and diversified corporations, we find that the possibility of CEO turnover in diversified corporations has a significantly negative correlation to financial performance, suggesting that after the implementation of diversified strategies, Chinese listed corporations are capable of making an effectively interfering adjustment to their corporate governance mechanisms. Besides, through a further comparison of the effects of the implementation models of diversified strategies, we also find that the shareholding diversified model can maintain the effectiveness of CEO turnover mechanisms as well as avoid the inproportionate sensitivity of CEO turnover to performance.

**Key words:** Diversified strategies, CEO turnover, short-term business performance, mode of Diversified strategies

**收稿日期:** 2008-05-14

**基金项目:** 教育部人文社会科学重点研究基地重大项目(06JJD63000); 国家自然科学基金项目(70772050)

**作者简介:** 周杰(1980-), 男, 天津市人, 南开大学商学院博士研究生; 薛有志(1965-), 男, 吉林集安人, 南开大学商学院副院长, 教授, 博士生导师; 顿曰霞(1980-), 山东省德州人, 南开大学商学院/公司治理研究中心博士研究生.