高管人员报酬与业绩评价指标关系的实证研究 ----基于对两类上市公司的比较分析

陈震 张鸣

(上海财经大学会计学院 上海 200433)

摘要: 本文选取了两类上市公司,运用虚拟变量改变评价指标斜率的方法,来考察公司高管人员报酬与两种业绩评价指标的关系。研究结果表明,在我国高管人员年度报酬中,包含着隐性长期激励的报酬形式; 两类公司在确定高管人员报酬时,对两种业绩评价指标权重的选择和保底收入的确定存在显著差异; 对于第一类公司来说,当业绩较好时,会在股价指标上赋予较大的权重,当业绩较差时,会在会计收益指标上赋予较大的权重; 对于第二类公司来说,当公司处在发达地区时,会在股价指标上赋予较大的权重; 当公司处在其它地区时,会在会计收益指标上赋予较大的权重; 公司未来成长性不同、国有股或流通股所占比例不同,以及公司股份中是否含有外资股,均不能够对业绩评价指标的权重产生显著影响。

关键字: 高管人员; 年度报酬; 会计收益指标; 市场指标

中国图书分类号: F2 文献识别码: A

1 引言

现代西方高管人员报酬一般由年度报酬、长期激励收入、福利几部分组成,其中长期激励收入在全部收入的比例较高,其形式主要有长期持股、股票期权等。我国上市公司的前身大多数是国有企业,在 90 年代初期,高管人员特别是总经理大多数还是由上级主管部门委派,他们在企业中拿行政级别工资,甚至不从企业领取工资,企业业绩与他们没有太大关系。在 1998 年以后,我国上市公司高管人员的报酬激励制度有了很大改善,其表现在:上市公司开始在年报中披露高管人员的报酬,高管人员的报酬更多的采取年薪制,公司开始通过市场聘用高管人员。但是在我国高管人员的报酬激励形式还不完善,股票期权几乎没有,高管人员普遍持股较低,零持股现象严重(魏刚,2000);报酬结构中长中短期激励失衡,零持股比例有上升之势(谌新民等,2003)。因此,类似于西方高管人员的长期持股、股票期权这种显性的长期激励形式几乎没有。那么,在我国上市公司高管人员的报酬契约中,是否存在着对实现公司长期目标的考察,并在当期年薪中予以反映的隐性长期激励形式 1呢?这种隐性长期激励是否有效率呢?

2 相关文献综述

高管人员报酬多少主要是由两方面因素决定的:一是公司的业绩度量,它是高管人员努力的直接体现,包括会计收益和市场回报两种业绩评价方式;二是公司的外部特征,它包括公司规模、所属行业、所处地区等方面。其中公司业绩度量这一影响因素在报酬契约中起着直接的激励约束作用。

国外关于高管人员报酬与公司业绩度量方式的实证研究主要有: Holmstrom (1979, 1982)的标准代理模型开创了有关高管人员报酬契约业绩评价的研究先河,他分析了公司业绩在高管人员报酬契

 $^{^1}$ 本文的隐性长期激励形式是指在报酬契约中加入对高管人员实现公司长期发展目标的考核,如 R&D、固定资产投资等,考核结果在当年年薪中反映。

约中的作用,高管人员报酬契约中业绩度量的权重。Sloan(1993)对会计收益在高管人员报酬契约中的作用进行了理论和实证分析,他发现会计收益指标可以减少契约中仅以市场指标所产生的噪音,从而改善报酬契约的有效性。Kim 和 Suh(1993)认为会计指标能减少道德风险,但也削弱了市场指标风险收益共享机制的作用。Jensen 和 Murphy(1990)、Ellen(1993)等的实证研究表明:高管人员报酬与会计指标和市场指标的业绩度量之间存在适度的相关性。

国外关于高管人员报酬与公司的外部特征的实证研究主要有: Agrawal 与 Walking (1994)提出了高管人员报酬的决定因素有公司规模、成长性、公司业绩。Sloan (1993)提供了有关成长机会与激励报酬关系的证据。Finkelstein和Boyd (1998)、Sanders和Carpenter (1998)的研究还发现R&D、公司分散化经营程度和公司在国外市场活动也是影响报酬的因素。

国内关于高管人员报酬的计量研究近几年刚刚兴起,魏刚(2000)、李增泉(2000)研究发现高管人员年度报酬与公司业绩并不存在显著的正相关关系,而与公司规模和地区差异存在显著相关关系。陈志广(2002)发现高管人员年度报酬与企业绩效、规模和法人股比例等存在显著正相关,以及行业、地区对报酬有影响。谌新民等(2003)发现资产规模、行业特性、区域范围、股权结构对经营者年薪有深刻影响。张俊瑞等(2003)发现高管人员年度报酬对数与公司经营绩效、公司规模有显著的正相关关系,与国有股控股比例有较弱的负相关关系,与高管人员持股比例有不稳定的正相关关系。

当前在我国已有的研究中,没有将影响高管人员报酬的两方面因素划分清楚。已有实证研究通常是将公司外部特征和会计收益对高管人员年薪的影响混为一谈,没有考虑市场指标在年度报酬中的作用;也没有对两种业绩评价指标权重的选择进行比较分析。已有的研究没有考虑市场指标的原因,或者是认为股价仅仅与长期激励有关,或者是认为我国的证券市场相对与国外市场来说还不成熟,股价所包含的噪音太大,如果将股价直接作为年度报酬的解释变量来做回归,不会得出市场指标与高管人员的报酬存在显著相关关系的结果。本文试图运用虚拟变量改变评价指标斜率的方法,对两类不同公司进行比较,以达到以下几点的研究目的:其一、通过比较分析来考察在我国高管人员年度报酬中市场指标是否在起作用,这也就考察了在我国高管人员年薪中是否包含了隐性长期激励的成分;其二、两类公司在确定高管人员报酬时,对两种业绩评价指标的权重选择和保底收入的确定是否存在显著差异,存在的差异是否有效率;其三、在同类公司中,公司的外部特征不同,对两种业绩评价指标的权重选择是否存在显著差异。

3 研究设计

3.1 样本选择

本文选择了 2002 年度上海、深圳两个交易所交易的信息技术业 G 和医药、生物制品 C8 共 130 家 A 股(下面简称为第一类公司)和金属、非金属 C6 共 113 家 A 股(下面简称为第二类公司),作为样本进行研究²。剔除了没有公布高管人员报酬具体数据的公司 6 家和净资产为负的公司 10 家后,第一类公司还有 119 家,第二类公司还有 107 家。数据处理利用计量经济学软件 Eviews,数据来源于中国证监会网站、巨潮网和 CSMAR 数据库。

3.2 研究假设

公司所处行业和具体环境不同,其对战略目标及风险规避的要求不同。因此,公司股东在制定高管人员报酬契约时,会针对公司所处行业和具体环境不同,对两个业绩评价指标采用不同的权重。

(1)生物医药和信息技术行业的公司通常更侧重于其长远发展的目标,那么这类公司就会在市场指标上赋予较大的权重。如果公司在收益指标上赋予较大的权重,就会导致高管人员减少研究开发、广告及资本性支出,这对公司的长远发展很不利。而对于金属、非金属的公司,一般会把降低

²按公司近三年主营业务收入增长倍数的均值作为成长性指标,对第一类公司和第二类公司做 Wilcoxon 非参数检验,发现两类公司在成长性上存在较为显著的差异。

生产成本作为高管人员考核的重要目标,这样会计收益指标就会被赋予较大的权重。

假设 1: 第一类公司会在市场指标上赋予更大的权重,第二类公司会在会计指标上赋予更大的权重。(2)生物医药和信息技术行业公司的经营风险和市场风险要比金属、非金属公司的风险大³,高管人员是风险厌恶者;因此,对第一类公司高管人员的保底收入要比第二类公司高管人员的保底收入大。

假设 2: 第一类公司高管人员报酬的保底收入要比第二类公司高管人员的保底收入大。

- (3)对一家处于经营困难、亏损或接近亏损的公司来说,能获取更多的现金,迅速摆脱经营困境是公司的首要目标,那么报酬契约就应该在会计指标上赋予较大的权重。相反,对一家的业绩优良公司来说,在市场指标上赋予更大的权重则有利于其长远发展。
- 假设 3: 业绩相对优良公司会在市场指标上赋予较大的权重,业绩相对较差公司会在会计指标上赋予较大的权重。
- (4)通常规模较大的公司发展比较稳定,规模较小的公司则处于快速发展阶段,那么规模较大的公司一般会在会计指标上赋予更大的权重,而规模较小的公司则在市场指标上赋予更大的权重。
- 假设 4: 规模较大的公司在会计指标上赋予较大的权重,规模较小的公司在市场指标上赋予较大的权重。
- (5)公司所处的区域不同,其所受周围环境影响不同,相关利益人对报酬衡量的认识不同。在相对不发达地区,不论是当地的大股东还是高管人员对使用市场指标作为激励手段认识不够,那么他们的报酬契约会更加依赖于对会计指标的计量;与之相比,发达地区可能会在市场指标上赋予更大的权重。
- 假设 5: 发达地区的公司会在市场指标上赋予较大的权重,其它地区的公司会在会计指标上赋 予较大的权重。
- (6)通常具有高成长性的公司会在市场指标上赋予更大的权重,具有较低成长性的公司则会在 会计指标上赋予更大的权重,本文用公司近三年主营业务收入增长倍数的均值来表示公司成长性。
- 假设 6:公司近三年主营业务收入增长倍数均值较高的公司会在市场指标上赋予较大权重,均 值较低的公司会在会计指标上赋予较大权重。
- (7)我国绝大多数上市公司的前身是国有企业,国有企业以前考核的重点是高管人员的政绩,他们报酬也是按职务工资来确定。虽然当前这种情况有所改变,但以前的影响仍然存在。因此,国有股所占比例较高的公司与国有股所占比例较低的公司,他们在确定高管人员报酬上会存在不同。另外,我国上市公司通常含有大量的非流通股,那么流通股所占比例不同会对公司高管人员的报酬契约产生显著影响。
- 假设 7: 国有股(流通股)所占比例较高的公司与国有股(流通股)所占比例较低的公司,他 们在确定高管人员报酬评价指标的权重上,会存在显著不同。

发行有外资股(H 股或 B 股)的公司,这些公司的外籍股东也许会有助于高管人员报酬制度的完善。

假设 8: 含有外资股的公司与不存在外资股的公司,在确定高管人员报酬评价指标的权重上, 会存在显著不同。

3.3 模型与变量

(1) 对于第一个假设,本文构造的模型是:

³对表1和表2的分析,也可以得出第一类公司的风险大于第二类公司的风险。

$$Y = C + (b_1 + D * DA) * A + (b_2 + D * DP) * P + b_3 * S + b_4 * Z + b_5 * R + \varepsilon^4$$
 (1)

其中,Y 是高管人员的年度报酬指标。因为在我国上市公司中,对重要决策起决定作用的可能是总经理也可能是董事长,本文强调公司核心层的合力作用,因此取公司前三个最高报酬和的对数作为Y。

- A 是公司的会计收益指标,用公司当年的净资产收益率来表示。
- DA 是两类公司 A 系数的差值。
- P 是公司的市场指标,用公司当年期末的市场股票价格来表示。
- DP 是两类公司 P 系数的差值。
- D 为虚拟变量,对于第一类公司,D取1:对于第二类公司,D取0。
- S是公司规模指标,用公司当年期末资产负债表上的总资产来表示。
- **Z** 是公司所处的地域指标,取虚拟变量,当公司处在四个直辖市和东南四省(广东、福建、浙江和江苏)时取 1,其余取 0。
 - R 是公司股权结构指标,用流通股所占比例来表示。
 - (2) 对于第二个假设,本文构造的模型是:

$$Y = (C + D * DC) + b_1 * A + b_2 * P + b_2 * S + b_4 * Z + b_5 * R + \varepsilon$$
 (2)

- D 为虚拟变量,对于第一类公司,D取1;对于第二类公司,D取0。
- DC 是两类公司保底收入的差值。
- (3) 对于第三一七个假设,构造的模型同模型(1)。
- D 为虚拟变量。在这五个模型中,对两类公司分别按净资产收益率大小、规模大小、地区不同、近三年销售收入增长倍数均值,和流通股(国有股)比例大小分别进行排序,然后从中间一分为二,对于净资产收益率高的、规模大的、公司处在四个直辖市和东南四省的、近三年销售收入增长倍数均值大的、流通股(国有股)所占比例较高的那部分公司,D 取 1; 否则,D 取 0。
 - (4) 对于第八个假设,构造的模型同模型(1)。
- D 为虚拟变量。含有外资股的公司个数较少,因此本文将两类公司进行合并分析。对于含有外资股的公司,D取1;对于不存在外资股的公司,D取0。

4 样本总体描述和相关性分析

4.1 样本总体描述

表 1: 第一类公司的描述性统计

	Y	A	Р	S	Z	R
Mean	1. 669293	0. 023130	11. 25252	1. 85E+09	0. 537815	43. 99815
Median	1. 681241	0. 061144	10. 19000	1. 30E+09	1. 000000	39. 85000
Maximum	2. 401401	0. 623916	31. 46000	1. 24E+10	1. 000000	100.0000

⁴在模型中不加入成长性指标的原因是:加入成长性指标后,其通不过10%的检验;并且调整后的R²数值要小于模型不加入成长性指标调整后的R²,即加入成长性指标后,模型总体解释能力下降。

	Minimum	0. 892095	-1. 347645	3. 600000	1. 46E+08	0. 000000	18. 79000
De	Std.	0. 329882	0. 225657	4. 583139	1.81E+09	0. 500676	16. 82614

表 2: 第二类公司的描述性统计

	Y	A	Р	S	Z	R
Mean	1. 389985	0. 037436	7. 747757	3. 34E+09	0. 233645	28. 50196
Median	1. 350248	0. 052626	6. 970000	1. 49E+09	0. 000000	16. 61000
Maximum	2. 204120	0. 128396	22. 59000	6. 15E+10	1. 000000	85. 00000
Minimum	0. 468347	-0. 432684	3. 020000	1. 39E+08	0. 000000	0. 000000
Std. Dev.	0. 383195	0. 082813	3. 573244	6. 43E+09	0. 425140	29. 81315

第一类公司的 Y 无论是在最大值、最小值、平均值还是在中位数上,都远远大于第二类公司;第一类公司 Y 的标准差明显小于第二类公司,表明第一类公司高管人员的报酬较为集中,而第二类公司较为分散。第一类公司 A 的标准差几乎是第二类公司的两倍,这表明第一类公司总体的经营风险明显大于第二类公司;第一类公司 P 的标准差明显大于第二类公司,这表明第一类公司的市场风险要大于第二类公司。

第二类公司的规模要明显大于第一类公司。第一类公司地区虚拟变量的均值是第二类公司的两倍,这表明第一类公司多集中在发达地区,第二类公司多集中在其它地区,这与资源分布的地区不同有关。第一类公司流通股所占比例要明显大于第二类公司。

4.2 样本相关性分析

表 3: 第一类公司相关矩阵

	Y	A	Р	S	Z	R
Y	1	0. 2212**	0. 1269**	0. 3689**	0. 3844**	-0. 1028*
A		1	0. 3033**	0. 1574**	0. 2194**	-0. 2331**
P			1	0. 0243	0. 0944*	-0. 3337**
S				1	0. 2476**	-0. 0382
Z					1	-0. 0846
R						1

(表中上标*表示在 0.05 水平上显著 (双尾检验) **表示在 0.01 水平上显著 (双尾检验),下同)

表 4: 第二类公司相关矩阵

	Y	A	Р	S	Z	R
Y	1	0. 3318**	0. 0724	0. 3144**	0. 3362**	-0.0083
A		1	0. 1889**	0. 1938**		0. 1727**
Р			1	-0. 2363**	0. 0629	-0. 0985*
S				1	0. 1264**	0. 2634**
Z					1	-0. 1277**
R						1

(表中上标*表示在 0.05 水平上显著(双尾检验) **表示在 0.01 水平上显著(双尾检验), 下同)

报酬 Y 与会计收益 A、规模 S、地区 Z 都存在明显正相关性。并且,第一类公司 Y 与 P 的相关性要大于第二类公司,第二类公司 Y 与 A 的相关性要大于第一类公司。这表明第二类公司的会计收益对报酬的影响要大于第一类公司,第一类公司的股价对报酬的影响要大于第二类公司。

会计收益 A 与股价 P 有显著正相关关系。这表明业绩的好坏是股价涨跌的一个重要动力。会计收益 A 与规模 S 也有显著正相关关系,表明公司可能还处于规模报酬递增的阶段,这也从另一个角度说明我国上市公司的规模较小,还有通过规模扩张来增加公司业绩的潜力。

对于第一类公司来说, A 与 Z 存在显著正相关关系; 对于第二类公司来说, A 与 Z 不存在显著相关关系。这也许是因为第一类公司的核心竞争力主要依赖先进管理技术和高素质人才, 在发达地区, 其先进管理技术和高素质人才都优于其他地区; 第二类公司的核心竞争力则对资源有较大的依赖, 这些矿产资源多分布在其他地区。

5 回归结果和结果分析

5.1 假设1的回归结果

				С	A	Р	DA	DP	S	Z	R
部	全	数	系	1. 18 54***	1. 29 22***	-0 . 0004	-1. 1 719***	0.02 10***	0. 00 00***	0. 25 54***	0.00
司	公	值	T	12. 7 354	3. 30 99	-0 . 5028	-2. 8 411	4. 11 75	3. 26 36	5. 52 48	1. 54 69

报酬 Y 与 DA 和 DP 显著相关,并且 DA 的系数为负、DP 的系数为正,与假设相一致,这表明第一类公司与第二类公司相比较,显著会在市场指标上赋予更大的权重;第二类公司与第一类公司相比较,显著会在会计收益指标上赋予更大的权重。Y 与 P 的关系不显著,这与我国证券市场发展还不成熟,股价波动较大有密切关系;但是,从 DP 与高管人员报酬显著相关的结果中可以得出,股价指标在确定高管人员报酬时是起作用的,这表明隐性长期激励的确存在于高管人员的年度报酬中。对于不同类公司,其两种评价指标对报酬所起的弹性作用有显著差异,这种差异与假设相一致,因而这种差异是有效率的。

5.2 假设2的回归结果

				С	DC	A	Р	S	Z	R
	全	数	系	1. 124 1***	0. 209 0***	0. 205 6**	0.008	2. 0E- 11***	0. 227 4***	0.001
部	公公	值	Т	12. 53 32	4. 253	2. 482	1. 549 5	4. 303	4.899	1. 196
司		F-s		=0. 329351 =18. 00678	•	$Adi-R^2=0.$	311061		D-W sta	at=2.016832

(表中上标*表示 0.1 水平上显著 **表示 0.05 水平上显著 ***表示 0.01 水平上显著)

两类公司截距差值 DC 显著为正,表明了第一类公司给予高管人员的保底收入会显著大于第二类公司,与假设相一致,因而这种差异也是有效率的。

5.3 假设3的回归结果

按业	业绩		С	A	Р	DA	DP	S	Z	R
第	数	系	1.53 70***	0. 14		-0.8 694*	0. 01 74***		0. 18 08***	-0. 0 004
一类公司	值	Т	11. 8 990	1. 82 88	-1. 2 072	-1.8 435	2.79	3. 42 71	3. 21 54	-0. 2 279
		R ²	=0. 314492	Adi-	$R^2 = 0.271648$	3 I	O-W stat=2.	095966	F-stat=7.340355	
第	数	系	0.93 52***	1.18 88**	0.00	0. 67 05	-0. 0 012	0.00	0. 25 58***	0.00 53*
二类公司	值	Т	5. 67 88	2. 54 66	0. 57 41	0. 40 70	-0. 0 780	2. 75 06	3. 27	1.94
		R ²	=0. 309983	Adi-	R ² =0. 26119 ²	4 I	O-W stat=1.	994211	F-stat=	6. 353523

单独对第一类公司 119 家,按净资产收益率进行排序后做回归,DA 和 DP 的符号与预期相一致;但单独对第二类公司 107 家做回归,DA 和 DP 未能够通过显著性检验。这可能的原因是第二类公司的生产通常较为稳定,其业绩更多是受到矿产资源供给和市场上金属或非金属材料价格的影响。那么,当其业绩较好时,公司也很难谋求在生产经营上有更迅速的发展,因此长期的股价激励作用和效果就会不显著;当由于材料价格原因导致业绩下滑时,也很难立即通过对会计收益的评价来降低高管人员的年度报酬。相对于第二类公司来说,第一类公司的业绩与高管人员的努力更相关,市场指标和会计收益指标所起的作用更有效。因此,对第一类公司做回归所得的检验结果能够支持我们原有的假设。

5.4 假设4的回归结果

按规	模		С	A	Р	DA	DP	S	Z	R		
第	数	系	1. 45 92***	0. 18 33**	0.00	-0.3 356	0.00	3. 5E -11*	0. 18 97***	-0. 0 005		
一类公司	值	T	11. 5 054	2. 18 35	0. 23 97	-1. 0 190	1.16 87	1. 87 49	3. 37 93	-0. 3 145		
		R²	=0. 297669	Adi- 1	$R^2 = 0.25377$	3 D-	D-W stat=1.832104			F-stat=6.781270		
第	数	系	0. 93 21***	0. 92 38**	0.01	1. 06 52	0. 01 65	1. 2E -11**	0. 24 52***	0.00		
二类公司	值	T	6. 58 13	2. 07 85	1. 15 41	0. 86 48	1. 42 56	2. 17	3. 26 63	1.41		
	R ² =0.356316 Adi- R ² =0.310803 D-W stat=1.758092 F-stat=7.8288											

(表中上标*表示 0.1 水平上显著 **表示 0.05 水平上显著 ***表示 0.01 水平上显著)

对两类公司进行回归的结果都是不能通过假设检验,这表明了当前在我国证券市场上,公司还不存在按规模不同,在业绩评价指标上赋予不同的权重。从表 3、表 4 来看,会计收益 A 与公司规模 S 呈显著正相关关系,这表明我国上市公司扩大规模可能会增加公司业绩。也就是说无论公司规模是大是小,公司仍然会把迅速扩大公司规模作为公司发展的一个目标。从当前我国情况来看,在全部样本 226 家公司中,规模最大的五家公司有四家正在或准备实施增发股票或发行可转换公司债券,来扩大公司规模。

5.5 假设5的回归结果

按地	X		С	A	Р	XA	XP	S	Z	R
第一类公	数	系	1.38 63***	0. 14 84*	0.01	-0. 2 176	-0. 0 152	5. 2E- 11***	0. 37 27**	-0 .
司	值	Т	10. 0 986	1. 79 68	1. 34 16	-0. 7 882	-1. 2 419	3. 332	2. 51 67	-0. 4762

		R ²	=0. 284411	Adi- R ² =0. 239687				7 D-	-W stat=2.0	088443	F-stat=6.359199	
第	数	系	0. 95 25***	45	1.88	-6	3. 2E	-1.8 076**	0. 04 55***	1.9E- 11***	-0.0 406	0. 0 060**
二类公司	值	T	6. 43 83	27	3. 82	03	0.00	-2. 1 987	2. 17	3. 570 4	-0. 2 303	2. 2 375
	R ² =0.357829 Adi- R ² =0.312423 D-W stat=1.960661 F-stat=7.880657											

单独对第一类公司按地区不同做回归,发现 DA 和 DP 不能通过显著性检验;单独对第二类公司按地区不同做回归,发现 DA 和 DP 可以通过显著性检验,并且其正负号与假设一致。出现这种情况可能的解释是第二类公司高管人员的报酬更易受到地区的影响,而第一类公司高管人员的报酬更易受到行业的影响。例如,处在其它地区的生物制药企业在制定高管人员报酬时,会更多的参照同行业而不是地区企业的报酬标准。从表 1 和表 2 中可以看出,第一类公司高管人员报酬的标准差明显要小于第二类公司的标准差,这也表示了第一类公司高管人员的报酬相对于第二类公司来说更为集中,报酬受行业的影响更大。

5.6 假设6的回归结果

按成	长性	:	С	A	Р	DA	DP	S	Z	R
第	数	系	1.43 36***	0. 14 22*	0.00	0.00	0.00	0.00 00***	0. 20 11***	-0. 0 002
一类公司	值	T	10. 5 042	1. 68 90	0.50	0. 02	0.30	3. 22 78	3. 48	-0. 0 873
		R ²	=0. 274479	Adi-	$R^2 = 0.22213$	89 D-	-W stat=1.9	999175	F-stat=5	. 249181
第	数	系	0.95 60***	0. 76 23*	0.01	3. 00 47	-0 . 0	0.00 00***	0. 23 25***	0.00
二类公司	值	Т	6. 43 49	1.71	0. 90 52	1. 05 78	-0. 7 542	3. 11	3. 05 81	1.11
		R ²	=0. 361069	Adi-	$R^2 = 0.3089$	12 D-	-W stat=2.(030129	F-stat=6	. 922662

(表中上标*表示 0.1 水平上显著 **表示 0.05 水平上显著 ***表示 0.01 水平上显著)

分别对第一类和第二类公司按近三年销售收入增长倍数均值进行回归,结果没有能够通过假设检验。出现这种情况的原因是近三年销售收入增长倍数均值代表的是公司过去发展的结果,而不能够准确预见公司未来的情况。本文又用公司 2002 年末的市盈率来代替,在去掉 22 个市盈率为负和15 个市盈率严重畸大的(市盈率大于 300)进行回归,所得到的回归结果也不能通过假设检验。

5.7 假设7、8的回归结果

按流通股	С	A	Р	DA	DP	S	Z	R
------	---	---	---	----	----	---	---	---

比例											
第 一类公 司	杏	数	系		0.11		0. 17	-0 . 0022	0.000 0***	0. 18 47***	-0.0 011
		值	Т	10. 8 982	1. 33 84	0. 56 26	0. 78 51	-0 . 3439	3. 210 7	3. 23 85	-0. 4 910
		R²		=0. 270765	Adi-	$R^2 = 0.22518$	8 D-	-W stat=2.	356988	F-stat=5.	940806
第 二类公 司	各	数	系	0.87 85***		-0. 0 001			0. 000 0***	0. 25 11***	0.00 74**
		值	T	5. 05 88		-0. 0 083	-0 . 9	0.9 588	3. 160 8	3. 21 15	1.84
			R²	=0. 317020	Adi-	$R^2 = 0.26872$	8 D-	-W stat=1.	710431	F-stat=6.	564704
接 比例	按国有股比例		股	С	A	Р	DA	DP	S	Z	R
第	谷	数	系				0. 21	-0 . 0094	5. 2E- 11***	0. 18 95***	-0. 0 013
一类公司		值	Τ	16. 5 216			0.89	-1. 2976	3. 257 4	3. 33 75	-0. 7 241
		$R^2 = 0.258404$			Adi-	$R^2 = 0.21163$	7 D-W stat=1.668563			F-stat=5.525308	
第 二类公 司	杏	数	系					0.0	0. 000 0***	0. 26 72***	
		值	Τ	11. 5 859	2. 84	0. 39 73	-0.4 969	0.2	2. 577 6	3. 34	-0 . 5
		$R^2 = 0.287342$		Adi-	Adi- R ² =0. 23695		2 D-W stat=2.		F-stat=5.	-stat=5.702373	
是 否 :		有	外	С	A	Р	DA	DP	S	Z	R
全 部 公 司	È	数	系	1.11 23***	2. 42 47	0. 0 235	-2. 2 838	-0. 0064	1. 7E- 11***	0. 26 55***	0. 0022
		值	Т	12. 0 587	0. 88 57	1. 0 772	-0.8 338	-0. 2967	3. 227	5. 72 13	1. 4861
	Ī	R ² =0.297841 Adi- R ² =0.275398 D-W stat=1.940991 F-stat=13.27076									. 27076

分别对第一类和第二类公司按流通股或国有股所占比例分别进行回归,都没有能够通过假设检验,这表明公司不会按流通股或国有股所占比例不同对公司高管人员的业绩采取不同的评价方式。对全部公司按是否含有外资股进行回归,结果也是没有通过假设检验,这表明公司发行的股份中是否含有外资股,不会影响公司对高管人员经营业绩采取的评价方式。

6 基本结论和启示

通过上面的研究,针对第一部分提出的三个研究目的,本文得出以下几点结论:

- (1)通过对两类公司的比较,发现了股价指标的确在制定高管人员报酬时起作用。说明了在 我国上市公司的高管人员年度报酬契约中,存在对实现企业长期发展目标的考核,即隐性的长期激 励确实存在于我国高管人员年度报酬契约中。
- (2)在高管人员报酬契约中,第一类公司会在市场股价指标上赋予相对于第二类公司更大的权重,第二类公司会在会计收益指标上赋予相对于第一类公司更大的权重。这表明在两类不同公司的报酬契约中,对业绩评价指标权重的确定存在显著差异。
- 第一类公司高管人员的保底收入要显著大于比第二类公司的保底收入,这表明在两类不同风险公司的报酬契约中,对高管人员保底收入的确定存在显著差异。这两种差异都与假设相一致,因此差异是有效率的。
- (3)对于第一类公司来说,当业绩较好时,公司会增加高管人员报酬契约中市场股价指标的权重;而当业绩较差时,公司会增加会计收益指标权重;但是,这种情况对于第二类公司则不显著。对于第二类公司来说,当公司处在发达地区时,会在市场股价指标上赋予较大的权重;当公司处在其它地区时,则在会计收益指标上赋予较大的权重;但是,这种情况对于第一类公司则不显著。

对于两类公司来说,当公司规模不同、国有股或流通股所占比例不同、以及公司是否含有外资股,均不会对股价指标和会计收益指标权重的选择,产生显著差异。无论是用公司近三年主营业务收入增长倍数均值,还是公司市盈率作为公司未来成长性指标,均不会对股价指标和会计收益指标权重的选择,产生显著差异。

(4) 几乎每个方程的回归结果都显示出,高管人员的年度报酬与公司规模和公司所处地区有显著正相关关系,这表明了公司规模和公司所处地区是影响高管人员年度报酬的一个显著因素。

从本文的研究中,可以得到以下几点启示:

- (1)研究可知,隐性长期激励的确存在于我国高管人员年度报酬中,并且在两类不同公司中,这种隐性长期激励是有效率的。从当前情况来看,股票期权成为近两年美国证券市场出现重大问题的重要诱因,这反映了该激励方式本身还存在着缺陷;同时,与发达国家相比,我国广泛实行股票期权的内外部环境和制度还不完善。那么,公司如何通过完善隐性长期激励,来优化高管人员报酬契约,实现公司价值的最大化,就是一个很值得思考的问题。
- (2)公司规模与高管人员报酬、公司业绩都存在正相关关系。因此,不论从高管人员个人利益还是公司利益的角度出发,公司规模都存在扩张的动力,也就是说证券市场存在较大的扩容压力。因此,积极培育机构投资者,引入更多合法合规资金,来平衡市场扩容压力,对稳定和发展我国证券市场有极其重要作用。
- (3)相对发达地区来说,地处其他地区的公司高管人员在同样努力下,却只能获得较低的回报。这会降低这些地区高管人员的工作积极性,导致人才流失。减少地区因素对高管人员报酬的不利影响,留住人才,这对促进相对不发达地区的经济发展有重要作用。

参考文献:

[1] Agrawal and Walking 1994), Executive careers and compensation surrounding takeover bids, Journal of Finance.

- [2] Ellen L. Pavlik, Thomas W. Scott and Peter Tiessen, 1993, Executive Compensation: Issues and Research, Journal of Accounting Literature, Vol12.
- [3] Finkelstein, S. and Boyd, 1998, How much does the CEO matter? The role of managerial discretion in the setting of CEO compensation., Academy of Management Journal, Vol41.
- [4] Holmstrom. Bengt, 1979, Moral Hazard and Observability, Bell Journal of economics. Vol10 (Spring).
- [5] Holmstrom. Bengt, 1982, Moral Hazard in Terms, Bell Journal of economics. Vol3 (Autumn).
- [6] Kevin J. Murphy, Michael C. Jensen., 1990, Performance Pay and Top-Management Incentives, Journal of Political Economy, Vol98,
- [7]Kim, Oliver, Suh, Yoon, 1993. Incentive efficiency of compensation based on accounting and market performance, Vol16.
- [8]R. Sloan, 1993, Accounting earnings and top executive compensation, Journal of Accounting and Economics, Vol16
- [9] Robert S. Kaplan, Anthony A. Atkinson 著, 吕长江主译, 《高级管理会计》, 东北财经大学出版社, 1999 年8月第1版。
- [10] Sanders, W. & MA Carpenter. 1998. Internationalization and firm governance: The roles of CEO compensation, top team composition, and board structure. Academy of Management Journal. 41
- [11] William R. Scott 著, 陈汉文译, 《财务会计理论》, 机械工业出版社, 2000年11月第1版。
- [12] 陈志广, "高级管理人员报酬的实证研究", 《当代经济科学》, 2002 第 5 期。
- [13] 谌新民等, "上市公司经营报酬结构性差异的实证研究", 《经济研究》, 2003 年第 8 期。
- [14] 李增泉, "激励机制与企业绩效", 《会计研究》, 2000 第 1 期。
- [15]魏刚, "高级管理层激励与上市公司经营绩效", 《经济研究》, 2000 第 3 期。
- [16]张俊瑞等,"高级管理层激励与上市公司经营绩效相关性的实证分析",《会计研究》,2003 第 9 期。
- [17] 周立等,"我国上市公司高级经理人补偿决定因素的实证研究",《当代经济科学》,2003 第 2 期。

A Research of the Relationships between Top Executive's Compensation and Performance Measurement Index

----based on the comparative analysis to two kinds of listed companies

Zhen Chen Ming Zhang

(Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200439, China)

Abstract: This article selected two kinds of listed companies and used the method of dummy variable changing the slope of evaluation index to inspect the relation between top executive's compensation and performance measurement index .The findings indicated that the top executive's compensation is containing the recessive long-term incentive form. While confirming top executive's compensation, the remarkable difference exists to the choice of two kinds of performance measurement index weights and the minimum income.

Key Word:Top executive Annual compensation Accounting revenue's index Market index

收稿日期: 2003-05-18; 修回日期: 2003-9-20

作者简介:

陈震(1972-),男(汉族),安徽蚌埠人,上海财经大学会计学院博士生,中国注册会计师。 张鸣(1958-),男(汉族),上海市人,上海财经大学会计学院博士生导师,教授,中国注 册会计师。