

沪深上市公司高管激励的成效： 基于 A 股的数据分析

穆庆榜(副教授)

【摘要】 本文主要研究高管期股、期权激励的成效问题。首先通过因子分析,分别筛选出用于科学计量期股、期权激励与计量沪深上市公司综合绩效的主导因子;然后运用综合得分法分别计算期股、期权激励和沪深上市公司综合绩效综合得分;最后通过回归模型构建与求解,揭示期股、期权激励影响公司综合业绩的方式和强度。研究发现,我国上市公司综合绩效与股权激励进度显著正相关,与股权激励模式、行业、企业性质等负相关但不显著;经理人具有复合性风险态度。

【关键词】 公司绩效; 股权激励进度; 因子分析; 高管激励

【中图分类号】 F276

【文献标识码】 A

【文章编号】 1004-0994(2016)11-0013-6

一、引言

期股、期权激励,作为长期激励机制,是公司治理的核心,也是股权激励的创新形式,它能克服管理者的短期行为,在同时满足激励相容与参与约束的条件下,能促使管理者从长期考虑实现股东价值最大化,并通过经理人市场的优胜劣汰实现资本和人力资源的优化配置。然而,世通、安然等财务丑闻以及中国试点运行效果不理想的事实,再次提醒了学界与业界,在拓展实施期股、期权激励的层次与范围之前,再次深入理解期股、期权的作用机理与适用范围尤为必要,如何进一步完善高管激励,尤其是期股、期权激励的管理创新,实属高管激励实践中亟须解决的关键问题之一。

针对这个问题,国内外学者进行了大量的研究,但争论不断。国外研究争论的焦点在于期股、期权激励与公司绩效是否简单线性相关。其中认为期股、期权激励同公司绩效简单线性相关的学者主要以 Benston(2002)和 Jensen(2009)等为代表;认为期股、期权激励与公司绩效并非简单线性相关的学者主要有 Kenn(2007), Chung(2009)等。此外, Francis、Gupta 和 Hasan(2015)从风险管理的视角出发,探讨了高管薪酬结构对银行风险敞口的影响, Nakamura(2015)则从企业之间关系的角度分析了战略激励的内生决策问题。遗憾的是,尽管不断有新的研究成果加入进来,但争论仍在继续,主要

是因为争论双方在研究分析过程中采用的是不同行业、不同时段、不同性质企业的数据库,数据的处理方法、样本的选择、指标体系的设计大都存在较大差异,尤其是不同行业、不同时期、不同性质的企业的内部治理结构与其所处的外部市场环境是不同的,而期股、期权激励对公司治理结构的完善程度要求较高且对市场的依赖程度也比较高,最终对其研究成果产生了不同影响。

国内学者争论的焦点在于二者是否存在相关性。其中认为期股、期权激励与公司绩效不存在相关性的国内学者主要有王怀芳和袁国良(2007)、魏刚(2006)、潘淑清(2007)等;认为期股、期权激励同公司绩效存在相关性的国内学者主要以李增泉和辛显刚(2008)、王旭(2009)、米海霞(2008)等为代表。此外,孙晓燕、于沛然(2015)运用实证方法探讨了股权激励、在职消费与企业业绩的关系,结果显示,管理层在职消费对企业绩效有负面影响,而股权激励可以抑制在职消费对企业绩效的负面影响。王怀明、李超群(2015)的研究表明,在高度竞争的产品市场下,管理层持股具有激励效应,提高管理层持股比例对企业业绩具有积极作用;在低度竞争的产品市场下,提高管理层持股比例对企业业绩具有消极作用。张洪辉(2015)利用上市公司的经验数据研究发现,环境不确定性会提高投资效率,降低过度投资水平;而高管股权激励既会

【基金项目】 国家自然科学基金青年项目“基于动态合作博弈的多主并方并购策略研究”(项目编号:71403081); 河南工业大学高层次人才基金项目“不完全信息下双主并方合作善意的并购策略实验研究”(项目编号:2013BS014); 河南省教育厅人文社会科学研究项目“河南省科技投入绩效评价指标体系研究”(项目编号:2014-qn-035); 河南工业大学人文社会科学创新人才培养项目“河南省粮油企业兼并重组策略研究:基于产业融合与动态合作博弈的视角”(项目编号:2014SKCX02)

□ 改革·发展

降低投资过度水平,又会促进投资不足。

由此可见,基于股改前的数据取得的国内研究成果集中认为二者存在相关性,基于股改之后的数据取得的国内研究成果集中认为二者不存在相关性。主要是因为,国外假定股权激励内生是以其完善的公司治理与较高的市场效率为基础的,而我国目前尚未形成相对完善的期股、期权激励理论体系,但受到了国外对股权激励内生性假定的诸多影响;同时,国内部分学者对公司绩效衡量指标的选择,主要集中于净资产收益率、每股收益等略显单一且易被操纵的个别财务指标上,尽管部分学者也曾建立完整的评价模型并得出相应结论,却未能考虑模型内变量间的多重共线性的影响因素,这对其计量结果也会产生一定影响。

基于此,本文针对股权激励与公司绩效是否简单线性相关,以及股权激励与公司绩效是否存在相关性的争论,通过建立回归模型并进行求解及微观分析,综合考虑公司绩效与其影响因素的线性关系与非线性关系,判定期股、期权激励的有效性、内生性与适用条件,揭示国内期股、期权激励存在的问题,明确其发展趋势,对改善公司治理结构,提高市场监管效率尤其是资本市场效率,维护广大流通股股东的合法权益,仍然具有重要的理论研究价值与实践指导意义。

二、研究假设

结合沪深上市公司治理结构与我国市场经济环境的实际情况,本文假定我国资本市场弱式有效。经理人是“理性人”,具有随风险预期变化而变化的复合型风险态度。

关于激励强度,侯娟(2014)运用部门绩效与权力两个指标,对高管激励的强度进行衡量,同时提出了最优激励合同设计。之后,陈林佳、郑佳峰(2015)对高管权力、股权激励强度与企业绩效相关性的研究显示,期股、期权激励的力度越大,公司高管致力于公司价值最大化的积极性越高,公司的综合绩效表现就越好。然而,当高管激励强度超过一定范围时,高管努力改善公司绩效的积极性就会出现衰退的迹象。基于此,本文提出以下研究假设:

H1:在股权激励的边际效应大于零时,股权激励水平与公司绩效显著正相关。

关于激励模式,韩建成(2015)建立了阶梯分配模式;李后建、张宗益(2015)针对管理层风险激励模式对企业创新行为影响的研究表明,短期风险激励的效果不及长期风险激励;李鹏、张祖平(2015)通过梳理我国上市公司股权激励现行主要模式,对上市公司在实施股权激励中遇到的困境进行了分析,并给出了相关针对性的建议。这些研究成果倾向于认为期股、期权激励的方式越灵活且越容易被接受,推进高管激励的节奏越紧凑,公司高管的目标函数与公司价值最大化函数轨迹越接近,公司的综合绩效水平就越高。基于此,本文提出以下研究假设:

H2:激励模式灵活性、激励进度与公司绩效存在一定相

关性。

关于行业差别和企业性质,段霄(2015)发现,企业绩效与企业相对于群组均值的投资强度存在倒u型关系;与此同时,黄雨婷、李浩澜(2015)对行业特征、政府支持与行业创新绩效之间关系的研究也表明,与国有企业数量较多的行业相比,大企业数量多的行业创新绩效更好,但税费优惠补贴有利于促进其他性质企业数量较多的行业提升创新绩效。这些研究成果基本上一致认为,在同等规格的高管激励的情况下,对于具有不同行业属性和企业性质的企业而言,其公司的综合绩效之间的差别是显著的。基于此,本文提出以下研究假设:

H3:公司绩效显著受行业属性、企业性质差别影响。

关于公司治理结构,王晓红(2015)认为董事会结构因子与企业绩效显著正相关,董事会活动因子与企业绩效显著负相关;而李娜、张建英(2015)的研究表明,公司是否国有控股、前十大股东持股比例以及董事、监事与高管前三名薪酬总额对公司经营绩效有重要影响。与以上学者的研究视角相同,高晶玉、卿若雯(2015)采用股权结构、董事会规模、流通股、外部董事、高管激励机制以及董事长与经理合一这六个指标对上市公司的治理结构进行了实证检验。这些研究成果表明,在对高管激励同等规格的执行力度下,公司的治理结构越是趋于完善,公司的综合绩效就表现越好。基于此,本文提出研究假设如下:

H4:公司治理结构的完善程度与公司绩效显著正相关。

关于风险态度,文露彬(2014)研究发现,企业家创新能力与企业绩效间并不存在显著的线性关系,但企业家风险偏好与企业绩效间呈现显著的正相关关系,企业家风险偏好越强则企业绩效越好;王素莲、阮复宽(2015)的实证研究也表明,研发投入和企业家风险偏好对企业绩效均具有调节作用,且企业家越偏好承担风险,研发投入与公司绩效之间的正相关关系越强。但这些调节作用也是在一定条件下才发挥作用。根据这些研究可以推测,公司高管不是一成不变的风险爱好者、风险规避者或风险中性者,在不同的市场环境和公司环境下,高管的风险态度会在这三者之间来回跳跃或同时具有其中两种或两种以上的风险态度。基于此,本文提出研究假设如下:

H5:经理人具有复合型的风险态度。

三、研究设计

(一)变量设置与数据来源

鉴于国内外学者对期股、期权激励现有研究的不足之处,本文按照财务指标与非财务指标相结合、数量指标与质量指标相结合、会计指标与市场指标相结合的原则,分别选取了以下几类指标:①股东回报类指标:每股收益、资产收益率、净资产收益率、净利润率;②成长类指标:营业利润增长率、税后利润增长率、总资产增长率与营业收入增长率;③收

益质量类指标:净资产现金回收率、主营业务利润率。为了全面反映公司绩效,同时选取了以下指标作为公司绩效的影响因素:股权激励进度、股权激励模式、企业性质、行业、独立董事比重、股权结构、高管持股比重、债务资产比。

根据以上指标选择的原则,变量设置如表1所示:

变量类型	变量名称	变量符号
因变量	每股收益	EPS
	资产收益率	ROA
	净资产收益率	ROE
	净利润率	NPM
	营业利润增长率	OPIR
	税后利润增长率	PATIR
	总资产增长率	TCIR
	营业收入增长率	ORIR
	主营业务利润率	MBPR
自变量	净资产现金回收率	ROC
	高管持股比重	AMSR
	债务资产比	ALR
	独立董事比重	RID
控制变量	股权结构	OS
	股权激励进度	SP
	股权激励模式	MOS
	企业性质	EN
	行业	IND

根据WIND咨询统计数据、变量设置及研究的需要,本文以沪深A股上市公司为总体,以期股、期权激励进度为控制标准,以2010~2015年为考察期间,共筛选出70家符合标准的样本公司,沪深两市各35家,筛选标准是已完成股权分置改革,至少已推出股权激励计划,或者股东大会已通过或已实施股权激励计划。文中所用数据来自wind咨询金融数据、色诺芬数据库、RESSET金融研究数据库,部分数据来自上交所与深交所官方网站。

(二)描述性统计

为从总体上反映沪深两市期股、期权激励运行状况,本文运用统计软件SPSS 20.0对样本数据进行描述性统计,结果如表2所示:

变量	记录	最小值	最大值	均值	标准差
EPS	591	-1.1700	3.1300	0.4942	0.4146
ROE	591	-0.2600	3.3100	0.1346	0.1658
ALR	591	0.0500	1.6200	0.4623	0.1752
ROC	591	0.0050	0.7940	0.1182	0.1650
AMSR	591	0.0100	0.0620	5.0200	0.0229

由表2可知,样本数据在总体上标准差较小,基本服从正

态分布,应用SPSS 20.0的Q-Q图检测功能也证实了这一点。同时应用SPSS 20.0统计软件分别对自变量与因变量进行相关性分析后发现,自变量间的相关性较低,因变量中少数变量间的相关性稍高,本文应用因子分析法计算所有因变量的综合得分,将因变量个数降为1,从而确保自变量与因变量均满足统计学要求,可见,以上变量具有统计学意义,本文变量设置合理。

(三)评价模型构建

在数据处理过程中,为确保数据信息的客观性与完整性,本文采用因子分析,具体步骤如下:

1. 数据标准化。为剔除数据的量纲与量纲单位对综合评价的影响,本文对原始数据进行了标准化,即 $ZX=[X-E(X)]/\sigma$,其中, X 是原始数据, ZX 是标准化后的数据, σ 为标准差。

2. 求解相关矩阵的特征值与特征向量。

3. 建立因子模型并估计参数。本文采用SPSS统计软件对模型进行估计。

4. 确定因子贡献率及累计贡献率。依据SPSS 20.0统计软件的数据处理结果确定因子贡献率,并根据累计因子贡献率超过85%的标准确定公共因子个数。

5. 构造综合评价模型并计算总得分。为了使因子具有经济现实意义,本文对因子得分矩阵进行了正交转换,正交化以后得到的因子载荷矩阵为 D ,因子得分矩阵为 S ,设标准化以后的变量矩阵为 X ,综合得分为 F ,综合评价模型为:

$$F=X \times D \times S \quad (1)$$

(四)回归模型构建

由上文对变量间的相关性分析可知,变量设置合理,自变量与因变量之间具有一定的相关性,可建立回归模型。截至2015年1月18日,样本中68家上市公司推出股权激励方案,其中只有25家实施了期权激励,实际可用样本较少,故回归模型不宜过多引入控制变量,考虑到少数自变量之间存在一定相关性,在分析综合得分与自变量及控制变量之间相关性的基础上,经过筛选,高管持股比重、债务资产比两个定比变量入选,股权激励进度一个控制变量入选,其余自变量与控制变量对公司绩效的影响在独立样本T检验、方程式估计及曲线模拟中进行了科学分析。通过以上分析与界定,建立回归模型如下:

$$SCORE=\alpha+\beta_1AMSR+\beta_2ALR+\beta_3SP+\varepsilon_1 \quad (2)$$

其中:SCORE=F,即公司绩效综合得分;AMSR为高管持股比重,代表股权激励水平;SP为控制变量,代表股权激励进度;ALR为债务资产比,代表财务杠杆; $\varepsilon_1 \sim (0, \sigma^2)$,表示扰动项。

四、实证检验

(一)综合得分计算

根据上文构建的绩效评价模型及介绍的计算步骤,首先

□ 改革·发展

对原始数据进行标准化,标准化之前的各变量名分别为:EPS、ROA、ROE、MBPR、NPM、OPIR、PATIR、TCIR、ORIR、ROC;标准化以后的数据对应的变量名分别为:ZEPS、ZROA、ZROE、ZMBPR、ZNPMP、ZOPIR、ZPATIR、ZTCIR、ZORIR、ZROC。

首先运用SPSS 20.0统计软件Analysis菜单下Dimension Reduction功能菜单下的Factor功能对标准化后的数据进行KMO检验与Bartlett球形检验,二者是对各变量的相关系数矩阵进行统计学检验的方法之一,用于评价因子分析的可执行性和有效性。对上述十个候选因变量进行检验后发现,KMO指标与Bartlett值都很小,说明内含多余的变量,或者其间相关度太低,必须予以剔除。按照KMO>0.5、P≤0.01、Max(N)三个筛选条件,利用穷举法筛选变量后,检验结果如表3所示:

表3 KMO检验与Bartlett球形检验

KMO检验抽样充分性		0.5320
Bartlett球形检验	近似卡方	129.8630
	df	21
	Sig.	0.0000

由表3可知,KMO=0.5320,大于0.5;Sig.=0.00<0.01,通过检验,说明因子模型构建合适;剔除ZEPS、ZNPMP、ZMBPR三个变量后,采用因子分析与公因子分析相结合的方法提取公因子,并用正交旋转法调整公因子之间的相关性和累计方差贡献率,结果如表4所示:

表4 特征值及正交旋转后的贡献率

公因子	初始特征值			旋转后卡方之和		
	总计	变量的方差贡献率	累计方差贡献率	总计	变量的方差贡献率	累计方差贡献率
1	2.488	35.5390	35.539	1.8100	25.8520	25.8520
2	1.388	19.8260	55.365	1.6400	23.4220	49.2740
3	1.183	16.8970	72.262	1.5820	22.5990	71.8720
4	1.020	14.5680	86.830	1.0470	14.9580	86.8300

由表4可知,4个公因子的累计方差贡献率超过了经验值85%,公因子提取可行,得分矩阵为:

$$S=[0.2585 \quad 0.2342 \quad 0.2260 \quad 0.1496]^T \quad (3)$$

根据SPSS 20.0统计软件数据处理输出结果可知,公因子得分系数矩阵D整理如下:

$$D = \begin{bmatrix} 0.5720 & -0.0840 & -0.1020 & -0.0840 \\ 0.5270 & -0.0820 & 0.0110 & 0.0790 \\ -0.0100 & -0.0940 & 0.5620 & -0.1030 \\ -0.0920 & 0.0160 & 0.5630 & 0.0170 \\ -0.0540 & 0.5910 & -0.1410 & -0.1220 \\ -0.1120 & 0.5560 & 0.0860 & 0.1350 \\ -0.0030 & 0.0030 & -0.0570 & 0.9520 \end{bmatrix} \quad (4)$$

根据筛选结果,将标准化变量矩阵整理如下:

$$X=[ZROA \quad ZROE \quad ZOPIR \quad ZPATIR \quad ZTCIR \quad ZORIR \quad ZROC] \quad (5)$$

则有:F=X×D×S,即综合得分SCORE,结果整理后如表5所示:

表5 综合得分

股票代码	SCORE	股票代码	SCORE	股票代码	SCORE	股票代码	SCORE
000002	-0.0777	000881	-0.5905	600100	-0.4319	600565	-0.2700
000006	0.6741	000926	-0.5615	600143	0.4126	600572	-0.2440
000012	-0.0582	000932	0.9716	600183	0.4401	600583	0.6095
000031	0.3918	000997	-0.1593	600206	0.0953	600588	0.1342
000046	0.3254	000998	-0.6951	600260	-0.1249	600590	-0.4110
000061	-0.2130	002003	-0.4071	600315	0.1036	600596	0.8552
000063	-0.5209	002014	0.1458	600325	0.1230	600635	-0.4626
000069	0.2218	002021	-0.1513	600352	0.0055	600690	-0.4171
000423	0.1986	002024	0.0503	600360	0.0139	600693	-0.1332
000488	-0.3283	002029	0.2197	600460	-0.5428	600739	1.0610
000527	0.0119	002032	0.2461	600482	-0.4176	600797	-0.3920
000566	-0.0966	002038	-0.1383	600496	-0.3324	600804	-0.3657
000568	0.3057	002045	0.4497	600498	-0.3994	600880	0.3060
000651	1.3505	002052	-0.4118	600499	-0.3186	600887	-0.2003
000690	0.0044	600067	-0.0599	600500	-0.4190	\	\
000768	0.7609	600089	-0.1738	600521	0.0378	\	\

(二)回归模型求解

根据表5中的综合得分与自变量、控制变量的具体取值,运用SPSS 20.0统计软件采用Enter方法对回归模型进行OLS回归,如表6、表7所示:

表6 模型概要与方差分析

模型	R	R ²	Adj-R ²	标准误差	
1	0.3960	0.1570	0.1020	0.4132	
模型	平方和	自由度	均方	F	Sig.
回归	1.4600	3	0.4870	2.8500	0.0480
残差	7.8530	46	0.1710	\	\
合计	9.3130	49	\	\	\

注:自变量为常量、ALR、SP、AMSR;因变量为SCORE。

表7 相关系数

变量	非标准化系数		标准化系数	t	Sig.
	B	标准误差	Beta	\	\
(常量)	-0.0640	0.2420	\	-0.2640	0.7930
SP	0.1720	0.0630	0.3700	2.7230	0.0090
AMSR	-0.2560	0.4230	-0.0840	-0.6050	0.5480
ALR	-0.5170	0.4130	-0.1750	-1.2530	0.2170

注:因变量为SCORE。

由回归结果可知,该回归模型的可决系数 R^2 、自变量的回归系数的 t 值均较低,但通过了 F 检验($F=2.85$, $Sig.=0.048$),自变量与因变量之间存在显著线性关系,回归式为:

$$SCORE=-0.064+0.172SP-0.256AMSR-0.517ALR \quad (6)$$

由式(6)可知,激励进度与公司综合绩效显著正相关,与高管持股比重、债务资产比负相关但不显著,其余自变量与控制变量未通过水平为0.05的显著性检验,故从回归模型中剔除。为了观测被剔除自变量以及控制变量对公司绩效的间接影响,经过相关性分析,本文对高管持股比重与激励模式、企业性质及行业进行了OLS回归,同时也对债务资产比与速动比率进行了回归分析,发现高管持股比重与激励模式、行业、企业性质之间存在显著线性相关性($F=5.699$, $Sig.=0.002$),债务资产比与速动比率之间存在显著线性相关性($F=32.792$, $Sig.=0.000$),回归方程如式(7)、式(8)所示:

$$AMSR=-0.057+0.040MOS+0.098EN+0.073IND \quad (7)$$

$$ALR=0.632-0.141QR \quad (8)$$

将式(7)与式(8)代入式(6)整理得新式为:

$$SCORE=-0.375+0.172SP+0.072QR-0.01MOS-0.025EN-0.018IND \quad (9)$$

从式(9)可知,公司绩效与股权激励进度显著正相关,与股权激励模式、行业、企业性质、速动比率线性相关性较弱。

(三)回归模型微观分析

根据回归模型求解结果可知,企业性质、行业差别、激励模式以及公司治理结构的完善程度与公司绩效的线性相关性均不显著,这说明这些因素与公司绩效之间非线性相关或根本无关。为探讨这种非线性相关性是否存在,本文以这些因素为控制变量,运用SPSS 20.0统计软件进行独立样本 t 检验、方程估计与高阶曲线拟合,结果如表8所示:

变量	F	Sig.
MOS	3.3840	0.0720
EN	1.4400	0.2360
IND	2.6600	0.1090

由表8可知,激励模式、企业性质、行业均未通过显著性水平为0.05的独立样本 t 检验,即股权激励模式、行业差别及企业性质对公司绩效的影响十分有限。

关于用来衡量公司治理结构完善程度的独立董事比重、前五大股东持股比重与公司绩效的非线性关系,通过SPSS 20.0统计软件应用三次方程估计可知:

$$SCORE=-45OS^3+23OS^2-2.5OS+0.0051 \quad (10)$$

$$SCORE=141RID^3-185RID^2+77.6RID-10.5 \quad (11)$$

考虑到在式(10)估计中, $F=0.522$, $Sig.=0.669$, $R^2=0.032$,以及在式(11)估计中, $F=0.650$, $Sig.=0.526$, $R^2=0.026$,说明独立董事比重、前五大股东持股比重与公司绩效之间的

非线性关系也不显著,基于此,可以认为该变量与公司绩效无关。

通过独立样本 t 检验、方程估计与高阶曲线拟合,本文发现公司绩效仅与股权激励进度显著正相关。股权激励进度反映两个信息:一是宏观经济波动;二是经理人对公司发展前景的预期。剔除宏观经济波动的影响后,应用SPSS 20.0统计软件重新对回归模型求解可得:

$$SCORE=-0.044+0.175SP-0.249AMSR-0.534ALR \quad (12)$$

在式(12)中, $F=3.097$, $Sig.=0.036$, $R^2=0.165$,该结果与式(6)基本一致,说明宏观经济波动对公司绩效的影响有限,影响公司绩效的主要是经理人对公司发展前景与宏观基本面的预期。

(四)计量结果与分析

根据回归模型求解的结果可知,近五年来,我国沪深上市公司高管激励的进度与对应公司的综合表现显著正相关,说明从高管激励制度的制定和执行时间流程来看,越接近于制度开始执行的初始日期,高管所在上市公司的综合表现越好。但高管的激励进度与高管的持股比重、上市公司负债资产比之间存在不显著的负相关关系。此外,计量结果显示,我国上市公司高管的持股比重与高管激励模式、上市公司所处行业、上市公司的性质之间存在显著的线性相关关系。由此可见,上市公司综合绩效与其高管激励制度实施的进度显著正相关,与高管激励模式、上市公司所处行业、公司的股权结构性质不存在明显的相关关系。

不管是出于何种目的,在上市公司不断推进高管激励制度的建设和执行工作时,该公司的高管通常期待激励制度尽早实施,实际上高管已经对高管激励可能带来的经济或经济的好处产生了强烈的预期。基于此,高管会尽力改善公司的综合表现,以便于争取到享受高管股票期权激励的权利,最终使得在真正开始执行高管激励之前,公司的综合绩效与高管激励进度显著正相关。但在公司高管已经大量持有本公司股票甚至重仓持有本公司股票时,高管激励对现任高管的吸引力有限,同时高管也会有意识地规避公司资产负债结果不合理带来的特殊风险,导致此时不宜实施高管激励,而且股权激励进度与此时的高管持股比重和公司资产负债比负相关。同时,由于经济社会发展历程的特殊性,我国上市公司大多分布在制造行业,实施高管激励的上市公司往往也是国有企业,在这类上市公司内部,高管的持股比重也通常较高。

根据回归模型的微观分析可知,股权激励模式、行业差别及企业性质对公司绩效的影响十分有限,独立董事比重、前五大股东持股比重与公司绩效也基本无关,但再次确认了公司绩效仅与股权激励进度显著正相关的计量结果。同时,考虑到股权激励进度既反映了宏观经济波动,也反映了经理

□ 改革·发展

人对公司发展前景的预期,在剔除宏观经波动的影响后发现,影响公司绩效的主要是经理人对公司发展与宏观基本面的预期。

在两权分离的情况下,上市公司高管比公司内外其他人更加了解公司真实的发展现状和发展趋势。在上市公司高管期待实施高管激励的阶段,高管通常会尽力改善公司的综合绩效表现,以力争有权享受到高管激励带来的各种福利,此时,高管对实施激励的进展情况充满了期待,并会付诸努力。在实施高管激励制度之后,部分高管会忠于股东价值最大化,继续努力改善公司的综合绩效,但另一部分高管为了尽早变现高管激励潜在的福利,往往会粉饰财务表现甚至操纵公司股价,加大公司的股价波动,最终使得高管激励从整体上与公司绩效表现基本无关。但无论高管采取哪种行为方式,其决策和行动都是基于公司和宏观经济的未来发展趋势。

五、研究结论

本文通过回归模型的构建与求解,以及对计量结果的微观分析,得出以下结论:

1. 近五年我国期股、期权激励基本无效。在2010~2015年期间,沪深上市公司综合绩效主要受到期股、期权激励推进进度的影响,随着推进进度的增加,公司绩效呈现上升趋势。此时,与股权激励模式、企业性质、行业及公司治理结构的完善程度相关性较低且不显著,与公司高管持股比例出现了反常的负相关关系。

2. 经理人具有复合型风险态度。经理人的风险态度是由其预期引导的,并随着预期的变化而变化,当看涨预期强烈时,经理人的行为就较为接近风险爱好者;当看跌预期强烈时,经理人的行为就较为接近风险规避者。这说明经理人具有复合型风险态度,因此,接受H1、H2与H5,拒绝H3与H4,自变量及控制变量与公司绩效的相关性状态无异于外生变量。因此,国内目前导致公司综合绩效生成与变化的主导因素并非期股、期权激励,而是来自市场外部的政策控制等。

3. 实施期股、期权激励,要求相对完善的公司治理结构与相对成熟的市场经济与之相匹配。这已被期股、期权激励实施成效在国内外的差异所证实。但是在目前,我国公司激励尚存在激励方式过于单一、绩效考核有失科学性与长期性、激励强度与激励成本失当、法律法规以及审批程序有待完善等问题,亟须进一步深化改革分配制度与人事制度,健全资本市场的约束机制,建立和健全职业经理人市场,建立公平的产品市场与服务市场,完善上市公司的内部监管与约束机制。

主要参考文献:

Francis B., Gupta A., Hasan I. Impact of compensation structure and managerial incentives on bank risk taking[J]. European Journal of Operational Research, 2015(2).

Nakamura Y.. Endogenous choice of strategic incentives in a mixed duopoly with a new managerial delegation contract for the public firm[J]. International Review of Economics & Finance, 2014(35).

徐宁,徐向艺.技术创新导向的高管激励整合效应——基于高科技上市公司的实证研究[J]. 科研管理, 2013(9).

吕新军.代理冲突与企业技术创新关系的实证分析[J]. 科研管理, 2014(11).

张洪辉.环境不确定性、股权激励与投资效率[J]. 财会月刊, 2015(18).

侯娟.基于委托代理理论的高管团队激励强度研究[J]. 中国商贸, 2014(32).

陈林佳,郑佳峰.高管权力、股权激励强度与企业绩效研究[J]. 特区经济, 2015(4).

韩建成.市场机制下车间工资激励模式的探索[J]. 中国集体经济, 2015(7).

李后建,张宗益.管理层风险激励模式、异质性与企业创新行为[J]. 研究与发展管理, 2015(5).

李鹏,张祖平.我国上市公司股权激励模式现状之浅析[J]. 经贸实践, 2015(9).

段霄.信息技术投资、行业结构与企业绩效——基于我国互联网上市公司的战略群组分析[J]. 管理现代化, 2015(5).

黄雨婷,李浩澜.行业特征、政府支持与行业创新绩效研究[J]. 产业经济评论, 2015(5).

王晓红.高新技术企业治理结构对公司绩效的影响——以西安市高新技术企业为例[J]. 统计与信息论坛, 2015(3).

李增泉等.金融发展、债务融资与金字塔结构[J]. 管理世界, 2008(1).

高晶玉,卿若雯.上市公司治理结构与公司绩效的实证研究——基于创业板数据[J]. 金融经济(理论版), 2015(2).

王素莲,阮复宽.企业家风险偏好对R&D投入与绩效关系的调节效应——基于中小企业板上市公司的实证研究[J]. 经济问题, 2015(6).

孙晓燕,于沛然.股权激励视角下管理层在职消费与企业绩效的相关性[J]. 财会月刊, 2015(15).

文露彬.企业家能力、企业家风险偏好与企业绩效的关系研究[D]. 济南:山东大学, 2014.

米海霞.中国上市公司股权激励的效应分析[J]. 金融经济(理论版), 2008(12).

Kole E., Koedijk K., Verbeek M.. Selecting copulas for risk management[J]. Journal of Banking & Finance, 2007(8).

Chuang C. C., Kuan C. M., Lin H. Y.. Causality in quantiles and dynamic stock return-volume relations[J]. Journal of Banking & Finance, 2009(7).

作者单位:河南工业大学管理学院,郑州450001