

管理层权力对高管薪酬契约有效性的影响研究

郭秋丽 谢 芳

西安邮电大学, 中国·陕西 西安 710061

【摘要】 本文选取2012-2021年沪深A股上市的企业, 构建管理层权力与高管薪酬契约有效性间的模型, 考察了管理层权力对企业高管薪酬契约的治理效应。研究发现: 管理层结构权、管理层所有权权力与高管薪酬契约有效性间存在负相关关系, 管理层专家权力与高管薪酬契约有效性间存在正相关关系。

【关键词】 管理层权力; 高管薪酬; 薪酬契约有效性

1 引言

薪酬问题, 历来敏感且备受关注。2009年曝光的国泰君安32亿元薪酬及福利费用引发了社会各界的巨大关注。同年, 我国发布了限薪令, 限薪令的出台看似是为了降低薪酬, 实则是想优化高管的薪酬结构。薪酬机制设计合理, 能够有效降低代理成本, 提高管理层工作积极性, 创造更高业绩, 提高公司价值; 薪酬机制设计不合理, 最直接的就是导致对管理层的激励政策失效, 股东利益受损, 进一步激化了股东与管理层之间的矛盾^[1]。本文立足于健全企业内部治理结构, 研究管理层权力与薪酬契约有效性的关系, 找到管理层权力影响薪酬契约有效性的路径。

2 理论分析与研究假设

薪酬契约有效性指的是薪酬契约能否对经营者产生激励, 以及所产生的激励效果的强弱^[2]。薪酬契约的存在是为了减轻代理问题, 关系到股东和高管双方利益, 适当的激励机制和契约履行结果是关键^[3]。有研究表明管理层权力与薪酬业绩敏感性之间具有显著正相关关系^[4]。对于管理层权力, 本文借鉴胡明霞^[5]的研究方法, 从结构、所有权、专家三个维度进行衡量。

首先, 管理层结构权力过大, 本应占缔约主导权的董事会对管理层的制衡作用减弱, 管理层相对于董事会拥有更强的议价优势, 在设定基本薪酬、考核指标时更易操纵, 降低高管薪酬契约有效性。其次, 当出现管理层受到股权激励或管理层的亲属拥有公司股份的情况时, 所有权进一步扩大, 意味着管理层变身成企业资源的所有者, 拥有企业全部的剩余索取权。管理层可以自由进行买涨买跌, 更容易因当下可观的收益卖出股票, 损害股东利益, 降低了高管薪酬契约有效性。最后, 专家权力大的管理层通常都在过去的职业生涯中积累了大量的行业知识和经验, 制定的战略和决策更明智、更具备处理风险和危机的能力, 更能创造高业绩, 因此契约履行能力更强, 意味着

高管薪酬契约有效性的增加。基于上述分析, 本文提出以下三个假设:

H1: 管理层结构权力对高管薪酬契约有效性有负向影响。

H2: 管理层所有权权力对高管薪酬契约有效性有负向影响。

H3: 管理层专家权力对高管薪酬契约有效性有正向影响。

3 研究设计

3.1 样本选取与数据来源

本文选取2012—2021年深沪两市A股上市公司作为研究对象, 检验所提出的假设。并剔除以下样本: (1) ST、*ST公司; (2) 2012版行业分类标准下的金融业上市公司; (3) 数据缺失的公司; (4) 资不抵债的公司。对所有连续变量做1%缩尾处理。最终得到6097个样本。研究所用样本数据均来源于国泰安数据库。

3.2 变量解释

(1) 被解释变量: 选取薪酬业绩敏感性作为高管薪酬契约有效性的替代指标, 具体模型如下:

$$PAY_{it} = \beta_0 + \beta_1 ROA_{it} + \varepsilon_{it}$$

其中, PAY_{it} 表示 i 企业第 t 年末高管薪酬水平; ROA_{it} 表示 i 企业第 t 年末的企业业绩。回归系数 β_1 越大, 薪酬业绩敏感性越高, 高管薪酬契约有效性越大。

(2) 解释变量

本文从以下三个维度对管理层权力进行诠释:

(1) 结构权力。CEO兼任董事长取值2, 兼任董事取值1, 否则为0。

(2) 所有权权力。CEO持有本公司股份则取值为1, 否则为0。

(3) 专家权力。具体为CEO任职时间。

(3) 控制变量

本文选取企业规模、风险水平、偿债能力、产权性质、董事会规模、董事会独立性为控制变量。具体描述见下表1所示。

表1: 变量定义表

变量类型	变量名称	变量符号	变量定义
被解释变量	高管薪酬	<i>PAY</i>	高管前3名薪酬总额取自然对数
解释变量	企业业绩	<i>ROA</i>	总资产收益率
	管理层结构权力	<i>PSTR</i>	CEO兼任董事长取值2, 兼任内部董事取值1, 否则0
	管理层所有权权力	<i>POWN</i>	CEO持有公司股份取值为1, 否则为0
	管理层专家权力	<i>PEXP</i>	CEO任职时间, 以年为单位
控制变量	公司规模	<i>SIZE</i>	总资产取自然对数
	风险水平	<i>RISK</i>	财务杠杆
	偿债能力	<i>LEV</i>	资产负债率
	产权性质	<i>SOE</i>	国有产权取值为1, 否则为0
	董事会规模	<i>BOA</i>	董事会人数
	董事会独立性	<i>INDE</i>	独董比例
	行业效应	<i>INDU</i>	行业虚拟变量
	年度效应	<i>YEAR</i>	年份虚拟变量

3.3 模型设计

为检验假设1、假设2、假设3, 在高管薪酬业绩敏感性模型中加入业绩与各维度管理层权力的交乘项。模型中X是由所有控制变量构成的向量组合, $\epsilon_{i,t}$ 为随机扰动项。交乘项系数为正, 为正向影响, 否则为负向影响。

$$\text{模型1: } PAY_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 ROA_{i,t} + \beta_2 PSTR_{i,t} + \beta_3 ROA_{i,t} \times PSTR_{i,t} + \delta' X + \beta_{10} INDU + \beta_{11} YEAR + \epsilon_{i,t}$$

$$\text{模型2: } PAY_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 ROA_{i,t} + \beta_2 POWN_{i,t} + \beta_3 ROA_{i,t} \times POWN_{i,t} + \delta' X + \beta_{10} INDU + \beta_{11} YEAR + \epsilon_{i,t}$$

$$\text{模型3: } PAY_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 ROA_{i,t} + \beta_2 PEXP_{i,t} + \beta_3 ROA_{i,t} \times PEXP_{i,t} + \delta' X + \beta_{10} INDU + \beta_{11} YEAR + \epsilon_{i,t}$$

4 实证结果分析

4.1 描述性统计分析

描述性统计分析结果如下表1所示。(1) 高管薪酬取对数后(PAY)的均值为14.431, 高管薪酬水平存在右偏倾向, 且差异水平较高。(2) 企业业绩(ROA)的平均值为0.051, 标准差为0.043, 说明我国大部分上市企业的资产利用率较低, 且企业间个体差异较明显。(3) 管理层结构权力(PSTR)的均值为1.260, 标准差为0.956, 说明我国上市企业中基本都存在两职兼任的情况, 管理层权力较为集中。(4) 管理层所有权权力(POWN)的均值为0.597, 标准差为0.491, 说明我国上市企业管理层持股现象较普遍。(5) 管理层专家权力(POWN)的均值为4.860, 标准差为3.840, 说明各企业中管理层专家权力差异性较大。

表2: 变量的描述性统计分析结果

变量	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
PAY	14.431	0.684	12.853	14.385	16.242
ROA	0.051	0.043	0.001	0.040	0.219
PSTR	1.260	0.956	0.000	3.000	2.000
POWN	0.597	0.491	0.0000	1.000	1.0000
PEXP	4.860	3.840	0.0000	4.000	19.667
SIZE	22.205	1.204	20.011	22.059	25.765
RISK	1.430	1.139	0.288	1.097	8.632
LEV	0.395	0.189	0.045	0.392	0.823
SOE	0.306	0.461	0.000	0.000	1.000
BOA	8.249	1.691	5.000	9.000	15.000
INDE	0.383	0.056	0.3333	0.375	0.571

4.2 回归分析

模型回归结果如下表3所示。表中ROA的回归系数均在1%的显著性水平上为正,说明业绩正向影响高管薪酬,我国上市普遍存在薪酬业绩敏感性。其次,理层结构权力(PSTR)、所有权权力(POWN)、专家权力(PEXP)的回归系数均在1%的显著性水平上显著为正,即管理层权力扩大,高管薪酬越多。最后,模型1中交乘项系数在1%的水平上显著为负,假设1成立;模型2中交乘项的系数在1%的水平上显著为负,假设2成立;模型3中交乘项系数在1%的水平上显著为正,假设3成立。

表3:模型1回归结果

变量	模型1 PAY	模型2 PAY	模型3 PAY
ROA	3.184*** (9.37)	2.984*** (9.43)	2.034*** (6.29)
PSTR	0.083*** (6.38)	0.149*** (5.94)	0.014*** (4.67)
PSTR*ROA	-0.762*** (-3.87)	-1.332*** (-3.54)	0.014*** (4.80)
SIZE	0.330*** (40.07)	0.326*** (39.58)	0.323*** (39.23)
RISK	-0.013*** (-3.17)	-0.012*** (-3.03)	-0.014*** (-3.37)
LEV	-0.119** (-2.22)	-0.088 (-1.64)	-0.107** (-2.00)
SOE	-0.126*** (-6.58)	-0.128*** (-6.66)	-0.124*** (-6.47)
BOA	0.015** (2.37)	0.013** (2.11)	0.013** (2.08)
INDE	0.183 (1.08)	0.212 (1.25)	0.136 (0.80)
Constant	6.822*** (37.33)	6.925*** (38.16)	7.038*** (38.73)
组内R ²	0.321	0.321	0.322
年份	控制	控制	控制
行业	控制	控制	控制

***p<0.01, **p<0.05, *p<0.1

5 结论与启示

本文通过构建管理层权力和高管薪酬契约有效性间的模型,运用描述性统计分析和回归分析的方法,考察了管理层权力对企业高管薪酬契约的治理效应,得出以下结论:第一,企业业绩表现越好,高管的薪酬水平越高。第二,管理层结构权力与高管薪酬契约有效性间存在负相关关系,即管理层结构权力的越大,高管薪酬契约有效性越低。第三,管理层所有权权力与高管薪酬契约有效性间存在负相关关系,即管理层所有权权力越大,高管薪酬契约有效性越低。第四,管理层专家权力与高管薪酬契约有效性间正相关,即管理层专家权力越大,薪酬契约履行更有效。

据此,本文提出如下三点建议:(1)设立独立的薪酬委员会。可以成立一个由尽可能多的独立董事组成的薪酬委员会,他们不应该是公司的高管或与高管有密切关联的人员,专门负责审查和制定高管薪酬政策;薪酬委员会成员还要独立于公司的主要股东,即委员会成员不应该受到任何股东或股东代表的直接干预或影响。(2)加强薪酬信息披露和透明度。为了提高薪酬契约的有效性,公司应加强信息披露和透明度。这种透明度可以帮助投资者和股东评估高管的薪酬是否与绩效相关,以及薪酬是否合理,具体包括公开薪酬结构、详细披露薪酬决策过程、列出公司未来几个年度的战略目标,说明薪酬政策如何与这些目标相匹配的,并解释薪酬激励机制的设计,包括股权激励、股票期权和其他奖励计划。(3)加大外部监督力度。可以成立专门调查性报道团队,团队成员需要具备一定的财务和企业治理方面的专业知识,并可以邀请专家定期撰写专栏或对企业治理问题发表评论,提高报道的深度;创建专门的报道企业治理相关的线上平台,传各上市企业相关的信息和政府文件,允许实时访问信息、新闻和分析,鼓励大众就企业实践和治理问题发表观点和提出建议。

参考文献:

- [1]王欣,欧阳才越.公司战略会影响高管薪酬契约有效性吗?[J].财经论丛,2021,275(08):81-90.
- [2]缪毅,张倩,符栋良.高管薪酬的有效性研究:总结与展望[J].现代管理科学,2014(11):118-120.
- [3]张耀伟的,陈世山,刘思琪.董事会非正式层级与高管薪酬契约有效性[J].管理工程学报,2020,34(03):83-96.
- [4]刘坤鹏,张先治,李庆华.管理层权力、预期业绩与薪酬契约有效性[J].商业研究,2017(10):87-95.
- [5]胡明霞.管理层权力、内部控制质量与盈余管理[J].重庆大学学报(社会科学版),2018,24(02):66-76.