

# 高管持股与会计稳健性的非线性关系研究

吕先锴(博士生导师) 王宏健

(西南财经大学会计学院 成都 611130 西南财经大学工商管理学院 成都 611130)

**【摘要】** 本文通过理论分析和实证检验,研究了我国上市公司高级管理人员持股比例与会计稳健性之间的关系,认为高管持股会产生利益趋同和管理者防御双重效应,通过非线性回归得出二者呈倒U型关系。同时,在分析了我国高管持股现状后发现,整体上高管持股对会计稳健性具有正向作用,但由于资本市场不健全、监管机制不完善等原因,我国管理层持股计划并未得到广泛推行,反而成为部分高管谋利的工具。因此,应对高管持股实行鼓励与约束齐抓共管的方针。

**【关键词】** 高管持股 会计稳健性 股权激励

## 一、引言

20世纪50年代,路易斯·凯尔索(Louis Kelso)首次提出股权激励,他认为只有让职工成为企业的主人或所有者,才能从本质上协调劳资关系、提高劳动生产率、促使社会经济持续平稳发展。

此后职工持股计划逐渐得到美国企业界广泛认同和推行;到20世纪70年代,美国已有3 000多家大公司实行了职工持股计划。20世纪80年代后,职工持股计划更多地被作为激励公司高层管理者的一项制度安排。

我国股权激励始于20世纪90年代,在大量国有企业改制过程中引入了职工持股计划,主要目的不是把职工持股作为一种激励机制,而是福利措施。因此,公司高管持股数量很少,股权激励产生的收入在管理层总收入中所占比重很低。截至2000年底,纺织业是我国上市公司中管理层总体持股比例最高的行业,但持股比例也仅为0.85%。

随着我国上市公司股权分置改革的深入进行,直到2005年11月,证监会才开始对《上市公司股权激励规范意见》(试行)公开征集意见。由上可知,虽然股权激励在我国受到理论界广泛关注,但在实际运作中,因缺乏完善的法律规范而受到限制。伴随着我国股权分置改革的完成与相关法律法规的完善,如今有越来越多的上市公司设计了更大比例的管理层股权激励计划。

然而随着股权激励的广泛实施,一些负面影响日益凸显,施莱弗(Shleifer)和维什尼(Vishny)认为持股管理层有按自身利益最大化原则去分配公司资源的自然倾向,最直接的表现是盲目投资、虚增利润、操纵股价等,美国安然事件就是一个典型案例。

公司业绩下降造成股价下跌,管理层就失去了从股票期权中获益的机会,因此,作为公司决策层和理性经济人,持股高管必然会产生粉饰会计信息、虚增公司业绩的动机。本文采用理论与实证相结合的研究手段深入分析了高管持股比例

与会计稳健性之间的关系,以探索高管持股是否总能降低会计稳健性,在公司内部治理过程中,是否存在最优高管持股比例。

## 二、研究述评与假设提出

关于管理层持股的动机及其影响有多种假说,其中利益趋同假说和管理者防御假说最为盛行。

利益趋同假说由詹森(Jensen)与麦克林(Meckling)(1976)提出,它延续开创股权激励机制的原始思想,认为管理层持股可有效提高劳动生产率。从委托代理的角度来看,管理层持股会产生利益趋同效应,有助于缓解委托代理冲突,降低代理成本,维护股东利益。许多早期研究(如Vance,1964;Pfeffer,1972;Kim Lee和Francis,1988)都表明管理层持股比例与公司绩效呈现显著正相关关系。

法玛(Fama)与詹森(Jensen)提出管理者防御假说,该假说认为管理层持股比例太高,有可能产生控制董事会以侵占其他股东利益的后果,导致公司价值下降。联系莱本斯坦(Leibenstein)的X效率理论,管理者只有在足够压力和诱惑下才能克服惰性,所以其努力水平会随着对压力与诱惑的认知程度而变化。管理者大量持股有效减弱了外界约束,其感知到的压力随之变小,而利用控制权追求个人利益最大化的诱惑力增强,因此,管理者持股实际上成为其假公济私的工具。德安杰罗(Deangelo)与施瓦达萨尼(Shivdasani)证实管理层持股会产生“防御”效应,减少公司价值;戈什(Ghosh)与瑟曼斯(Sirmans)也以美国不动产投资信托公司的截面数据为样本,研究发现管理者股权与公司价值负相关。

大部分学者同意管理者持股会产生利益趋同和管理者防御双重效应。肖特(Short)、科瑟(Keasey)、格里菲思(Griffith)、福格尔伯格(Fogelberg)和威克斯(Weeks)等人均发现管理层持股对公司价值的影响是非线性的;汉梅尔伯格(Himmelberg)、汉伯德(Hubbard)和帕利亚(Palia)的研究证实管理层持股与公司绩效之间不存在显著关系;普鲁特(Pruitt)

研究表明二者存在双向关系。

会计信息主要用来反映公司财务状况和经营成果,会计稳健性是会计信息质量的重要特征,它要求在会计方法、会计政策上以及在财务报表中报告项目时按照导致最坏财务结果的金额进行报告。赫尔维茨的激励相容理论指出:信息具有不完全特征,除非得到好处,否则参与者一般不会真实地显示有关个人经济特征方面的信息。因此,机制设计的基本原则就是使参与者在最大化个人利益的同时达到机制所设定的目标。所以,对管理层实施股权激励的程度必然对会计信息的稳健性产生影响。

有关管理层持股比例对会计稳健性影响的研究很多,大多数实证研究表明管理者持股与会计稳健性存在显著的负相关关系。瑞恩·拉丰(Ryan Lafond)实证研究得出管理层持股比例下降时,对会计稳健性的需求也随之提高,以不对称方式确认利润的会计稳健性随着管理层持股比例的上升而下降。在控制了投资机会集、公司规模、财务杠杆、市账比率、期权计划、诉讼风险等诸多因素后,管理层持股与会计稳健性仍存在显著负相关关系。温章林(2010)利用Basu模型假设并证明管理层持股与会计稳健性显著负相关。

管理者防御假说是以西方发达国家为研究背景的,以管理者拥有大量股权为前提,管理者持股不是简单的股权激励和薪酬制度,而是作为公司股权结构与治理结构。到20世纪末,美国排名前1000位的上市公司中,90%的公司实行了经理股票期权计划,股权在高管总收入中的比重达50%。相比之下,我国2003年高管持股公司在上市公司中所占比例仅为10%左右,以后每年均有所增长,到2010年达到40%,然而持股比例超过50%的仅占5%,18%的公司高管持股比例低于1%。因此,国外的研究假设不完全符合我国实际情况。

本文认为,管理层持股会产生利益趋同与管理者防御双重效应,在管理层持股水平较低的情况下,继续增加持股有助于激励管理层提高会计稳健性,促使其将精力放在报酬为正的项目上,以价值最大化为目标,从而避免过激的财务政策和非谨慎会计原则对公司的负面影响。当管理层持股比例较高时,其实施侵犯行为的成本低于由此带来的收入,管理者出于对压力和诱惑的认知,更倾向于降低会计稳健性,优先确认收入,推迟确认损失。

基于以上分析,本文提出以下假设:高级管理人员持股与会计稳健性存在非线性关系,适当的管理层持股可提高会计稳健性。

### 三、实证研究设计

1. 数据来源及样本选择。研究样本来自2003~2010年沪深股票市场的A股上市公司,剔除金融行业企业、当年被ST或PT或被证券交易所特殊处理的企业以及关键财务数据缺失的企业,最终得到2210个有效样本。

原始数据来自CSMAR数据库以及上海和深圳证券交易所网站,数据处理软件使用SPSS17.0和EViews5.0。

2. 变量与模型设计。本文选取五个财务指标作为模型控制变量,它们分别代表公司财务水平的不同方面:①“公司价

值”指标反映公司股东的获利能力;②净资产收益率反映公司盈利能力;③流动比率反映公司短期偿债能力;④有形资产比率反映公司长期偿债能力;⑤营业收入增长率反映公司发展能力。

变量名称及说明见表1:

变量类型	变量名称	名称缩写	变量说明
被解释变量	会计稳健性	AC	利用Khan & Watts对Basu的拓展模型测度
解释变量	高管持股比例	CEO	年末高管持股总数/年末公司股票总数(其中:高管包括董事监事及高级管理人员)
控制变量	公司价值	TQ	(股权市值+净债务市值)/(年末资产总额-无形资产)
	有形资产比率	TAN	有形资产总额/总资产
	净资产收益率	ROE	净利润/股东权益平均余额
	流动比率	LIR	流动资产/流动负债
	营业收入增长率	GROW	(本年营业收入-上年营业收入)/上年营业收入

根据以上理论分析及变量定义,给出如下模型:

$$AC = A + B_0CEO + B_1CEO^2 + C_0TQ + C_1TAN + C_2ROE + C_3LIR + C_4GROW + \varepsilon \quad (1)$$

3. 会计稳健性水平的测度。利用Khan和Watts(2009)对Basu(1997)的拓展模型测度公司每年度的会计稳健性水平,Basu的盈余/报酬反向回归测量模型如下:

$$EPS_{i,t}/P_{i,t-1} = \beta_1 + \beta_2DR_{i,t} + \beta_3R_{i,t} + \beta_4DR_{i,t} * R_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中:EPS<sub>i,t</sub>为i公司在t年的每股收益;p<sub>i,t-1</sub>为i公司在(t-1)年末的股票收盘价;R<sub>i,t</sub>为i公司在t会计年度的年股票回报率;DR<sub>i,t</sub>为虚拟变量,若R<sub>i,t</sub><0,DR<sub>i,t</sub>取值为1,否则取值为0;β<sub>3</sub>表示好消息反映到会计盈余的程度,(β<sub>3</sub>+β<sub>4</sub>)表示坏消息反映到会计盈余的程度,β<sub>4</sub>则表示坏消息比好消息更快地反映到会计盈余的程度。

Khan和Watts认为会计稳健性的四个影响因素(契约、诉讼、管制和税收)都随公司投资机会集变化,因此,投资机会集可代表影响会计稳健性的所有因素。Khan、Watts用公司规模、资产负债率、市净率三个特征变量作为公司投资机会集的代理变量设定以下模型:

$$G-Score = \mu_1 + \mu_2SIZE_{i,t} + \mu_3LEV_{i,t} + \mu_4MB_{i,t} = \beta_3 \quad (3)$$

$$C-Score = \lambda_1 + \lambda_2SIZE_{i,t} + \lambda_3LEV_{i,t} + \lambda_4MB_{i,t} = \beta_4 \quad (4)$$

G-Score表示i公司在t年度会计盈余对好消息的反映程度;C-Score表示i公司在t年度会计盈余对坏消息反映的增量,我们用C-Score的值测度会计稳健性的程度。分别将(3)、(4)式代入(2)式,得到以下模型:

$$EPS_{i,t}/P_{i,t-1} = \beta_1 + \beta_2DR_{i,t} + (\mu_1 + \mu_2SIZE_{i,t} + \mu_3LEV_{i,t} + \mu_4MB_{i,t}) * R_{i,t} + (\lambda_1 + \lambda_2SIZE_{i,t} + \lambda_3LEV_{i,t} + \lambda_4MB_{i,t}) * DR_{i,t} * R_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

对模型(5)采用年度横截面数据进行回归可得到参数值,进而得到β<sub>4</sub>的值,从而估算出公司层面的会计稳健性程度。

### 四、实证研究结果及分析

1. 会计稳健性水平的测度结果。表2显示了会计稳健性

研究模型(2)、(5)的回归结果,  $DR_{i,t} * R_{i,t}$  的回归系数分别为 0.032 24(t值为2.113 350)和 0.703 179(t值为5.094 999), 且分别在5%和1%的水平上显著, 说明样本公司存在会计稳健性。

将模型(5)的回归系数代入(4)式得出公司层面的会计稳健性水平AC。

**表2 会计稳健性水平的回归结果**

	模型(2)	模型(5)
截距项	0.021 071 *** (4.961 175)	0.0187 08 *** (4.942 529)
$DR_{i,t}$	-0.009 211 (-1.199 752)	-0.006 219 (-0.924 029)
$R_{i,t}$	0.013 385 *** (5.025 658)	-0.225 615 *** (-7.405 56)
$DR_{i,t} * R_{i,t}$	0.032 240 ** (2.113 350)	0.703 179 *** (5.094 999)
$SIZE_{i,t} * R_{i,t}$	-	0.011 004 *** (7.944 485)
$LEV_{i,t} * R_{i,t}$	-	0.008 791 *** (23.208 42)
$MB_{i,t} * R_{i,t}$	-	-0.000 466 * (-1.774 742)
$SIZE_{i,t} * DR_{i,t} * R_{i,t}$	-	-0.034 060 *** (-5.432 580)
$LEV_{i,t} * DR_{i,t} * R_{i,t}$	-	0.107 874 *** (10.515 62)
$MB_{i,t} * DR_{i,t} * R_{i,t}$	-	-0.003 217 (-1.152 028)
Adj. R-sq	0.052 345	0.288 525
F	40.61 689	100.535 1

注:表中数据为解释变量的回归系数, 括号内的值为t值, 已经过White 异方差稳健性修正。\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。

**2. 描述性统计分析。**表3显示了样本的描述性统计结果, 会计稳健性水平平均值为0.033 0, 中位数为0.017 3, 说明我国上市公司整体上是存在会计稳健性的, 但水平不高。高管持股比例均值为2.12%, 中位数为0.02%, 说明总体上我国上市公司高管未持有大量股份, 持股比例远低于西方发达国家。这与前文的理论分析基础相符。

**表3 变量的描述性统计结果**

变量	均值	中位数	最大值	最小值	标准差
AC	0.033 0	0.017 3	13.62	-0.13	0.387 63
CEO	0.021 2	0.000 2	0.64	0.00	0.072 2
TQ	2.973 5	1.875 4	934.47	0.60	20.303 68
TAN	0.951 7	0.970 0	1.00	0.27	0.065 37
ROE	0.061 3	0.069 4	1.52	-4.55	0.208 92
LIR	1.546 1	1.188 7	55.54	0.00	2.091 06
GROW	0.270 0	0.154 3	31.62	-1.00	1.217 02

表4为变量间的相关性统计分析表, 解释变量间的相关系数较小, 说明不存在严重的多重共线性。

**表4 变量间相关性统计结果**

	AC	CEO	TQ	TAN	ROE	LIR	GROW
AC	1						
CEO	-0.013 **	1					
TQ	0.837 ***	0.008 *	1				
TAN	-0.011 *	0.018 *	-0.008	1			
ROE	-0.327 ***	0.065 ***	0.118 ***	0.043 ***	1		
LIR	-0.046 **	0.036 *	-0.013 *	0.083 ***	0.053 ***	1	
GROW	-0.021 *	-0.001 *	-0.011 *	0.05 **	0.128 ***	0.016 *	1

注:表中数据为变量间的相关系数; \*\*\*、\*\*、\* 分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。

**3. 高管持股对会计稳健性影响的回归结果。**为控制不同公司不同年度的异方差和序列相关性, 本文采用加权最小二乘法对模型(1)进行回归, 结果见表5。

**表5 模型(1)参数回归结果**

变量	参数估计值
Constant	0.103 700 *** (8.916 114)
CEO	0.073 911 *** (2.841 434)
CEO <sup>2</sup>	-0.106 064 * (-1.679 439)
TQ	-0.001 855 *** (-4.403 076)
TAN	-0.086 812 *** (-7.251 903)
ROE	-0.053 961 *** (-15.562 58)
LIR	-0.001 173 *** (-3.445 672)
GROW	0.001 013 * (1.738 759)
Adj.R-sq	0.141 092
F	51.05 529

注:表中数据为解释变量的回归系数, 括号内的值为t值, 已经过White 异方差稳健性修正; \*\*\*、\*\*、\* 分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。

通过回归系数可以看出, CEO和CEO<sup>2</sup>的系数分别为 0.073 911(t值为2.841 434)、-0.106 064(t值为-1.679 439), 并且分别在1%、10%的水平上显著, 说明高管持股水平与会计稳健性呈现倒U型关系, 即先升后降。将得到的系数代入回归模型, 可以计算出拐点为34.84%。因此, 当高管持股比例低于34.84%时, 会计稳健性水平随高管持股比例的增加而上升; 当高管持股比例超过34.84%时, 会计稳健性水平随之下降, 前文假设得到验证。

**4. 稳健性检验。**为检验结论的稳健性, 将总体样本按公司价值进行排序, 选择前30%和后30%的样本组成独立子样本, 重新进行回归, 发现子样本的回归结果与总体样本的回归

# 上市公司大股东性质、持股比例与费用操控

张语恩 杨思静

(长沙银行 长沙 410000 湘潭大学商学院 湖南湘潭 410103)

**【摘要】** 本文围绕真实活动盈余管理方式之一的费用操控展开研究,引用 Roychowdhury(2006)设计的费用操控度量模型,对我国上市公司进行了费用操控度量。研究结果表明:大股东经济性质显著影响其费用操控倾向,国有大股东的上市公司费用操控倾向大于非国有大股东上市公司的费用操控倾向;大股东持股比例越高,费用操控倾向越大。因此,在完善公司内部治理机制的同时,还需要明晰国有股权归属,并进一步优化上市公司的股权结构。

**【关键词】** 大股东 真实活动 盈余管理 费用操控

企业的盈余情况是企业内部管理者、外部投资者、债权人以及政府等多个利益主体共同关注的中心,基于此,以粉饰盈余数据为目标的盈余管理行为应运而生。从“银广夏”案件到“琼民源”案件,再到引起全球轰动的安然公司造假案等,这些令人震惊的财务丑闻让我们意识到盈余管理现象的普遍存在及其所带来的严重后果。由于盈余管理行为使得会计盈余信息不能从客观的角度真实反映企业的经营成果,这要么会误导投资者,要么降低投资者对管理层披露信息的信任程度,这些都不利于证券市场资本配置功能的正常发挥,不利于社会经济的发展。

如何限制企业管理层通过真实活动进行盈余管理是一个急需解决的问题。我国绝大多数上市公司的股权结构都是高度集中的股权结构,前十大股东所持股份占很大比重。一方面,这更有利于大股东对公司的管理层决策进行监督;另一方面,这也为大股东影响管理层决策从而控制企业以获取私人收益提供了条件。另外,我国上市公司第一大股东经常是国有股东,这使得我国的大股东行为具有鲜明的特色。本文尝试从上市公司大股东的角度出发,以费用操控为例,研究大股东特征与真实活动盈余管理之间的关系,考察大股东在通过操控费用进行盈余管理这一问题上在监督唯一性和对中小股东利

结果基本类似,但由于子样本的样本量较少,可决系数相对全样本较低。

## 五、结论与启示

通过以上实证检验,发现我国高管持股对会计稳健性的影响是先提高后降低,拐点为34.84%,表明我国上市公司中管理层持股同时存在利益趋同和管理者防御双重效应。在0~34.84%的区间内,高管持股与会计稳健性同向变化,增加高管持股比例能产生有效的激励作用,促使其真实反映公司业绩,进而避免盲目投资、虚增利润等短期行为;在高于34.84%的区间内,高管倾向于降低会计稳健性,粉饰会计信息。

2010年我国约90%的上市公司高管持股低于34.84%,且超过一半的公司高管零持股。与此同时也有少部分公司高管持股比例较高,最高的达89%,可见我国高管持股比例集中于两端边缘地带。由于资本市场不健全、监管机制不完善、对股权激励认识不足等原因,我国管理层持股计划不仅未得到广泛推行,反而成为部分高管谋取福利的工具,被放弃认购的股权激励方案与变相增持事件同时存在。正因为如此,我国上市公司会计稳健性的普遍低水平成为必然。所以,应在加大监督力度、完善治理机制的前提下,对高管持股实行鼓励与约束齐抓共管的方针,以最佳持股比例激励管理层提供最真实可靠的会计信息。

## 主要参考文献

1. Jensen M.C, Meckling W.H.. Theory of the firm: managerial behavior, agency costs and ownership structure. *Journal of Financial Economics*, 1976; 3
2. DeAngelo L.E.. Accounting Numbers as Market Valuation Substitutes: A Study of Management Buyouts of Public Stockholders. *The Accounting Review*, 1986; 4
3. Ghosh Chinmoy C.F, Sirmans. Board Independence, Ownership Structure and Performance: Evidence from Real Estate Investment Trusts. *Journal of Real Estate Finance Economics*, 2003; 2
4. Himmelberg Charles.P., R.Glenn Hubbard, Darius Palia. Understanding the Determinants of Managerial Ownership and the Link between Ownership and Performance. *Journal of Financial Economics*, 1999; 5
5. LaFond R., Roychowdhury. Managerial ownership and accounting conservatism. *Journal of Accounting Research*, 2008; 4
6. 温章林. 管理层持股影响会计稳健性的实证研究——来自2005~2008年中国上市公司的经验证据. *经济论坛*, 2010; 2