

# 高管持股、会计稳健性与并购绩效

——来自沪深 A 股上市公司的经验证据

李维安<sup>1,2</sup>, 陈 钢<sup>1</sup>

(1. 东北财经大学 工商管理学院, 辽宁 大连 116025; 2. 天津财经大学, 天津 300222)

**[摘要]**选取 2007—2010 年发生并购交易事件的上市公司为样本, 检验了并购方高管持股与并购绩效之间的关系, 发现高管持股与短期并购绩效之间没有显著关系, 而与长期并购绩效之间呈非线性关系。进一步验证会计稳健性确实能够缓解高管与股东之间的代理冲突。与会计稳健性程度高的并购方相比, 会计稳健性程度低的并购方高管持股对并购绩效的影响更大。这些发现意味着, 高管持股不会在并购后短期内对绩效有显著影响, 而是需要一段时间之后才能得以显现, 且其影响程度因公司间会计稳健性不同而存在一定的差异。

**[关键词]**高管持股; 并购绩效; 非线性关系; 会计稳健性; 股权激励; 股权比例; 公司价值; 公司治理

**[中图分类号]**F239.45 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1004-4833(2015)04-0003-10

## 一、引言

并购难以为并购方创造价值<sup>[1-2]</sup>, 但并购事件以及交易金额仍旧呈现上升趋势<sup>[3]</sup>。面对这种“矛盾”局面, 学术界开始致力于解开公司并购之谜。相关研究认为, 并购行为可能成为其决策者——高级管理层谋取私利的渠道<sup>[4]</sup>, 这会加剧公司股东与管理者之间的代理冲突<sup>[5]</sup>。旨在缓解股东与管理者之间代理冲突的高管持股政策应运而生。国外一些研究者考察高管持股对企业价值的影响时发现, 赋予高管不同的股权比例会产生不同的效应: 利益趋同效应、壕沟防御效应和相互效应<sup>[6-8]</sup>。然而, 这些研究关注的企业价值是企业一系列行为的结果, 没有关注到并购这一为股东创造价值的行为。再加之, 自 2005 年《上市公司股权激励规范意见(试行)》出台以来, 受限于我国资本市场不发达、监管制度不尽完善的大背景, 高管持股并未在上市公司间广泛实施, 且持股水平普遍偏低<sup>[9]</sup>。因此, 国外的研究结论可能并不完全适用于我国实际情况。有鉴于此, 为了弥补国内研究高管持股与并购绩效关系的不足, 本文采用事件研究方法衡量并购绩效, 拟重点考察并购方高管持股对并购绩效的可能影响, 试图回答该问题: 高管持股与并购绩效之间是否呈非线性关系? 进一步, 除了高管持股这一“激励”机制外, 会计稳健性作为一种“约束”机制, 同样能够减少管理者与股东之间的信息不对称, 缓解他们之间的代理冲突<sup>[10-14]</sup>。有研究发现, 高管持股比例不同时, 股东对会计稳健性的需求不同<sup>[15-17]</sup>。那么, 会计稳健性势必对高管持股与并购绩效之间的关系产生影响。因此, 本文又对会计稳健性是否调节高管持股与并购绩效之间的关系进行了验证。

基于此, 本文选取我国 2007—2010 年完成并购的沪深 A 股上市公司为样本, 研究发现: 并购方高管持股与短期并购绩效之间没有显著关系, 而与长期并购绩效之间呈非线性关系, 在 0% - 13.57% 之间表现为利益趋同效应, 而在 13.57% - 50.89% 之间表现为壕沟防御效应, 超过 50.89% 可能存在

**[收稿日期]**2014-09-07

**[基金项目]**教育部长江学者和创新团队发展计划项目(IRT0926)

**[作者简介]**李维安(1957—), 男, 山东青岛人, 天津财经大学教授, 博士生导师, 长江学者特聘教授, 博士, 兼东北财经大学教授, 从事公司治理、企业集团治理、网络组织、企业管理研究; 陈钢(1988—), 男, 河南潢川人, 东北财经大学博士研究生, 从事公司治理研究。

利益趋同效应,但不显著。进一步验证会计稳健性利益趋同效应区间(0% - 13.57%)所起的调节效应时发现,与会计稳健性程度高的并购方相比,会计稳健性程度低的并购方高管持股对并购绩效的影响更大。这些研究结论不仅有助于深化对高管持股的认识,也为公司实施并购战略提供了有益的经验指引。本文的贡献可能有以下几点:一是弥补了国内文献研究高管持股与并购行为之间关系的空缺,探讨了高管持股对我国并购方公司价值创造的影响;二是现有文献大都仅限于在理论方面阐释会计稳健性作为治理机制缓解代理冲突的作用,而本文给予了相应地实证检验;三是为并购公司抑制高管机会主义行为提供了有益的经验证据,即采取“激励”与“约束”双管齐下的策略。

## 二、相关文献回顾

有关高管持股对企业价值影响的研究发现,当高管所持公司股权比例不同时,会产生不同的效应。Jensen 和 Meckling 基于传统代理理论视角研究认为,赋予管理者一定的股权有助于缓解管理者与股东之间的代理冲突<sup>[6]</sup>。显然,他们认为高管持股会产生利益趋同效应。实际上,除了利益趋同效应,McConnell 等研究认为,高管持股会产生壕沟防御效应<sup>[7]</sup>。在前人研究基础上,Morck 等研究高管持股与企业价值之间关系发现,高管持股会产生双重效应,当持股比例在 0 - 5% 之间或大于 25% 时,会产生利益趋同效应,而在 5% - 25% 时,会产生壕沟防御效应<sup>[8]</sup>。然而,国外一些学者考察高管持股对并购行为的影响时,并未发现高管持股的双重效应。Shleifer 和 Vishny 研究认为,高管股权性薪酬可以有效减少管理者在并购过程中非最大化股东利益的行为<sup>[18]</sup>。Datta 等考察了股权性薪酬与并购战略的关系,发现高管持股数量可以是解释主并公司并购后股价绩效的一个重要因素<sup>[19]</sup>。我国一些学者也考察了高管持股对并购的影响,却未获得一致的研究结论。闻博采用并购前后的净资产收益率为绩效衡量指标,研究认为管理层持股比例较高的上市公司并购绩效明显要高于管理层持股比例较低的公司,这表明高管持股仅存在利益趋同效应<sup>[20]</sup>。而胡晓明和魏娜采用相关财务指标衡量并购长期绩效,研究结果发现高管持股比例与长期并购绩效显著负相关,与短期绩效没有显著关系<sup>[21]</sup>。

有关会计稳健性作为治理机制具有“约束”作用的研究认为,会计稳健性越高,管理者与股东之间的代理冲突越小,而且在高管持股比例不同时,公司对会计稳健性的需求不同。Lafond 和 Watts 认为,会计稳健性作为一种“约束”机制,有助于抑制管理者向上操纵盈余,并且使其披露更多的信息,这能够降低监管者的监督成本,从而为监管者更为全面有效地监督和控制管理者更为有效地实施并购提供有利的条件<sup>[12]</sup>。Roychowdhury 和 Watts 研究认为,如果高管持股比例较低时,股东就需要更为稳健的会计信息来缓解与管理者之间的信息不对称<sup>[13]</sup>。LaFond 和 Roychowdhury 发现随着高管持股比例的提高,盈余稳健性降低<sup>[14]</sup>。我国一些学者也发现了类似的结果。李伟等研究认为当公司高管持股比例较低和较高时,代理成本随着高管持股比例的提高而降低,这使得股东对会计稳健性的需求存有差异<sup>[17]</sup>。

## 三、理论推演与研究假设

诸多研究表明,因高管与股东之间存在信息不对称,高管在并购过程中利用权力之便谋取更多的个人收益,进而有损于并购绩效。那么,缓解管理者与股东等利益相关者之间的代理冲突,降低信息不对称程度,抑制高管在并购过程中可能发生的道德风险与逆向选择,成为提升并购绩效的重要途径。国内外有研究认为,赋予高管一定比例的公司股权有助于缓解管理者与股东之间的代理问题,在一定程度上起到抑制管理者谋取私有收益而做出损害股东利益的并购决策。然而,另有研究发现,高管持股比例与长期并购绩效显著负相关,而与短期绩效没有显著关系。显然,这些研究结论预示着,在并购过程中,股权激励会产生单一效应,要么是利益趋同效应,要么是壕沟防御效应。然而,Morck 等提出相互效应论,认为单一效应无法清晰解释股权激励的效应,需要综合考虑两种效应的共同结果<sup>[8]</sup>。本文认为,高管持有不同比例区间的股权对并购绩效的影响存有差异。

当高管未持有公司股权,或者持有较少公司股权时,管理者获得的激励强度不足以支撑其以股东价值最大化为目标尽心尽力地实施并购战略的意愿,管理者与股东之间的代理问题较为凸出,双方的信息不对称无法获得有效缓解。也就是说,在并购实施过程中,管理者以代理人的身份可谋取私人收益要比其以公司股东的身份获得的价值要高。随着持股比例的提升,由于管理者拥有了一定的所有权,与公司股东一样,并购能否顺利实施是决定其获得价值高低的重要因素,因此,管理者有更强的意愿关注并购战略的实施进程。此时,与不断增加在职消费等私有收益相比,高管从股东价值的增加中可以获取更大的利益。那么,在这一比例区间,高管持股比例的增加有利于并购战略的顺利实施,高管持股比例与并购绩效之间存在正相关关系。

当高管持股比例超过某一界限时,随着持股比例的提高,管理者对公司的控制力逐渐增强,在并购过程中的经营决策的自由度增加。与尽心尽力地实施并购、服务于股东价值最大化的目标相比,管理者更愿意扩大企业规模。并购的目的之一便是扩大企业规模,这能够为管理者带来更高的收益和地位<sup>[22]</sup>。那么,在并购过程中,管理者以代理人的身份可获得的私人利益要比以股东身份获得的价值大得多。在这一比例区间,管理者受到的约束较弱,拥有更强的影响公司经营的能力,在并购过程中拥有更多的谋取私人利益的机会。也就是说,当管理者因持有较高股权而拥有更大的控制公司经营的能力时,并购决策很可能成为其攫取公司资源、谋取私利的工具,这会加剧高管与股东之间的代理冲突,增加代理成本,从而降低并购绩效。此时,高管持股比例与并购绩效之间存在负相关关系。

随着高管持股比例进一步提升,管理者通过在职消费、盲目投资等不当行为中获得的收益可能远远小于以股东身份获得的财富。那么,在并购实施的过程中,管理者更可能以公司所有者的身份做出经营决策,更愿意关注并购的实施状况,进而带来更高的并购绩效。此时,高管持股比例与并购绩效正相关。总之,当高管持有公司不同比例区间的股权时,高管持股比例对并购绩效的影响表现出不同的效应。基于此,本文提出如下假设1。

假设1:高管持股与并购绩效之间呈非线性关系。

进一步地,有研究认为,高管持股比例引发的两权分离程度与代理问题之间的关系是动态的,这就使得股东对会计稳健性的需求存有差异<sup>[17]</sup>。他们认为,当公司高管持股比例较低和较高时,代理成本随着持股比例的提高而降低。那么,在高管与股东之间代理问题突出时,股东对会计稳健性的需求就会相应提高。

因此,在会计稳健性程度不同的并购方,高管持有不同比例的股权对并购绩效的影响不同。具体而言,当高管持股比例在产生利益趋同效应区间时,并购方会计稳健性程度越高,高管受到的“约束”越强,给予高管一定股权可能并不会起到明显的激励作用,那么,高管持股对并购绩效的影响较小。而当会计稳健性程度较低时,高管受到的“约束”较弱,给予高管一定股权则能够发挥明显的“激励”效用,此时,高管持股对并购绩效的影响较大。总之,会计稳健性程度、高管持股对并购绩效有着不同的影响。基于此,本文提出如下假设2。

假设2:与会计稳健性程度高的并购方相比,会计稳健性程度低的并购方高管持股对并购绩效的影响更大。

## 四、研究设计

### (一)样本和数据来源

对于并购绩效的测量,本文选取万德(Wind)数据中首次公告日在2007-2010年间的并购重组事件为初始样本(共计19916个交易事件)。将2007年作为样本起始年的原因是:避免我国从2006年开始实行《公司法》和《证券法》所引起的环境变化对结果产生影响。由于本文测量的并购绩效要求并购方应为上市公司,加之遵照前人相关研究惯例<sup>[23-24]</sup>,因此本文进行如下筛选过程:(1)标的出让方与获得方所属国家均明确为“中国”字样;(2)交易项目进度明确为“完成”字样;(3)剔除交易金

额不明确且小于 1000 万元的样本; (4) 标的获得方为深、沪 A 股的上市公司; (5) 剔除行业代码为 I (金融业) 或 M (综合类) 的样本公司; (6) 剔除并购事件发生当年属于 ST 和 \*ST 类的样本公司; (7) 剔除退市的样本公司; (8) 若同一公司在同一年份发生多次并购, 则取交易额最大的一次作为研究样本; (9) 将同一公司在不同年份的多次并购视为多次样本事件。经过此轮处理得到 1495 个并购样本。

由于本文应测量并购交易事件发生前一年的高管持股比例与会计稳健性指数, 因此选取 2006—2009 年沪、深 A 股上市公司为初始样本。高管持股相关数据, 包括董事、监事、高级管理人员持股数量及公司总股本。对于会计稳健性指数的测量, 为了消除可能存在异常会计稳健性指数的样本上市公司, 本文进行如下筛选: (1) 剔除金融行业上市公司; (2) 剔除当年首次公开发行股票上市公司; (3) 剔除 ST 和 \*ST 类上市公司; (4) 剔除数据不全及净资产小于 0 的上市公司。其他变量, 如并购方公司的企业特征、董事会结构、股权结构等根据并购交易事件前一年底的数据进行度量, 这些数据均来自万德 (Wind) 和国泰安 (CSMAR) 数据库。另外, 为了控制极端异常值可能对研究结论造成的影响, 本文将所有回归模型中的变量均在样本 1% 和 99% 分位数部位进行了 Winsorize 处理。

## (二) 变量与模型设计

### 1. 高管持股

本文利用年末高管持股总数除以年末公司总股本测算高管持股比例 ( $CEO$ ), 其中, 高管包括董事、监事及高级管理人员。

### 2. 并购绩效测量

并购绩效的主要研究方法包括事件研究法和会计研究法等<sup>[25]</sup>。有鉴于此, 本文采用学术界常用的根据事件研究法测量的累计超额收益率 ( $CAR$ ) 和长期持有超额收益 ( $BHAR$ ) 分别衡量公司短期和长期并购绩效。

短期绩效测量。累计超额收益率 ( $CAR$ ) 测量为并购首次公告日当天及前后 1 天的公司股票价格的累计超额收益率, 即 3 天的累计超额收益率。具体计算方法为: 首先运用市场模型法<sup>[26]</sup>, 计算出并购首次公告日前后 1 个交易日的预期收益, 该模型的估计区间参照学者们的普遍做法, 选取并购首次宣告日前 150 个交易日至宣告日前 30 个交易日<sup>[27-29]</sup>。然后, 利用并购首次宣告日前后 1 个交易日的实际收益减去相应的预期收益计算并购首次宣告日前后 3 天的异常收益 ( $AR$ ), 最后将并购宣告日当天及前后 1 天的异常收益加总得到 3 天累计超额收益 ( $CAR$ )。

长期绩效测量。长期持有超常收益 ( $BHAR$ ) 代表购买公司股票并一直持有到考察期结束, 公司股票收益率超过市场组合或对应组合收益率的大小。对于  $BHAR$  的测量, 本文借鉴相关研究<sup>[27,30-31]</sup>, 计算并购公司  $i$  从并购首次宣告当月开始至并购后 36 个月的  $BHAR$ , 公式如下:

$$BHAR_{i,t} = \prod_{t=0}^{\tau} (1 + R_{i,t}) - \prod_{t=0}^{\tau} (1 + R_{p,t})$$

其中,  $R_{i,t}$  代表并购公司  $i$  在  $t$  月的股票收益率,  $R_{p,t}$  代表对应组合的等权月收益率,  $t = 0 - 36$ ,  $t = 0$  代表并购首次宣告当月,  $t = 1$  代表并购后一个月, 以此类推。

### 3. 会计稳健性指数测量

对于会计稳健性指数的测量, 借鉴 Khan 和 Watts 在 Basu 度量模型基础上设计的测算公司/年会计稳健性指数 ( $C\_Score$ ) 的拓展模型<sup>[32-33]</sup>。该模型选取企业规模 ( $Size$ )、权益市值/账面价值比 ( $M/B$ )、资产负债率 ( $Lev$ ) 等作为估计会计稳健性指数的工具变量, 有利于消除企业的不同特性对会计稳健性指数的影响。他们利用  $G\_Score$  表示会计盈余确认“好消息”的及时性 ( $\beta_{2,i,t}$ ), 利用  $C\_Score$  表示会计盈余确认“坏消息”比确认“好消息”的及时增量程度 ( $\beta_{3,i,t}$ ), 模型如下:

$$\frac{X_{i,t}}{R_{i,t-1}} = \beta_{0,t} + \beta_{1,t} D_{i,t} + G\_Score \times R_{0,t} + C\_Score \times R_{i,t} \times D_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

其中,  $G\_Score = \beta_{2,i,t} = \mu_{s,t} + \mu_{2,t}Size_{i,t} + \mu_{s,t}M/R_{it} + \mu_{s,t}Lev_{i,t}$

$C\_Score = \beta_{2,i,t} = \gamma_{s,t} + \gamma_{2,t}Size_{i,t} + \gamma_{s,t}M/R_{it} + \gamma_{s,t}Lev_{i,t}$

以上模型中,  $R_{i,t}$  表示公司  $i$  从  $t$  年 5 月到  $(t+1)$  年 4 月股票经市场调整过的累积年度超额收益率, 计算公式如下:

$$R_{i,t} = \left[ \prod_{t=5}^4 (1 + Ret_{i,t}) \right] - \left[ \prod_{t=5}^4 (1 + MRet_{i,t}) - 1 \right]$$

其中,  $Ret_{i,t}$  和  $MRet_{i,t}$  分别代表公司  $i$  考虑现金红利再投资的月个股回报率和按总市值加权计算的考虑现金红利再投资的月市场回报率。

最后, 采用年度横截面数据进行回归, 估计出每年的系数  $\gamma_{1,t}$ 、 $\gamma_{2,t}$ 、 $\gamma_{3,t}$  和  $\gamma_{4,t}$ , 再将其各年系数分别代入表示  $C\_Score$  的公式中, 计算出公司/年会计稳健性指数。

#### 4. 控制变量

本文选取了一系列控制变量, 如表 1 所示。公司治理特征方面, 董事会规模 ( $Scale$ ), 董事会成员数量; 独立董事比例 ( $Ratio$ ), 独立董事人数占全体董事人数的比例; 两职兼任情况 ( $Dual$ ), 董事长与总经理两职合一则为 1, 否则为 0; 股权集中度 ( $Share$ ), 第一大股东持股比例; 机构投资者持股 ( $Institution$ ), 机构投资者持股比例。公司特征方面, 负债率 ( $Lev$ ) 为公司的杠杆指标; 企业性质 ( $Type$ ), 公司终极控制人为政府则为 1, 否则为 0; 账面价值比 ( $M/B$ ) 衡量公司的成长机会; 总资产收益率 ( $Roa$ ) 为公司的盈利指标。

#### 5. 模型设定

表 1 变量定义与说明

变量名称	变量代码	变量说明与计算
短期并购绩效	CAR	并购宣告日前后一天的累计超额收益
长期并购绩效	BHAR	购买并持有公司股票 3 年 (36 个月), 股票收益率超过对应组合的收益率
高管持股	CEO	年末高管 (董事、监事及高级管理人员) 持股总数除以年末公司总股本
会计稳健性指数	C_Score	会计盈余确认“坏消息”比确认“好消息”的及时增量程度
董事会规模	Scale	并购方公司董事会成员数量
独立董事比例	Ratio	并购方公司独立董事人数占董事会成员总数的比例
两职兼任情况	Dual	并购方公司董事长与总经理的两职兼任情况, 兼任为 1, 否为 0
股权集中度	Share	并购方公司第一大股东持股比例
机构投资者持股	Inst	并购方公司机构投资者持股比例
盈利性	Roa	并购方公司总资产收益率
财务杠杆	Lev	并购方公司总负债与总资产的比值
成长性	M/B	并购方公司的账面市值比
公司性质	Type	并购方公司的终极控制人情况, 政府为 1, 否为 0
年份虚拟变量	Year	并购交易发生在 2007 - 2010 年 4 个年份, 运行 3 个年份虚拟变量
行业虚拟变量	Industry	根据《上市公司行业分类指引 (2001 版)》的标准, 运行 19 个虚拟变量

注: 除并购绩效是根据并购交易发生时的数据进行计算外, 其他变量数据均是根据交易事件发生前一年底进行计算。

后, 当高管持股比例处在  $C$  点时, 即  $h_3 \in (h_2, h_4)$  时, 壕沟防御效应占据主要优势。随着高管持股比例的进一步提高, 当高管持股比例达到  $D$  点, 即高管持股比例为  $h_4$  时, 并购绩效达到极小值。此后, 随着高管持股比例提高, 利益趋同效应再次占据主要位置。根据以上分析, 我们提出假设: 高管持股与企业价值之间呈非线性关系。

根据上述理论分析及变量设计, 本文给出如下模型验证假设 1, 其中,  $Y$  分别代表短期并购绩效 ( $CAR$ ) 和长期并购绩效 ( $BHAR$ )。如果假设 1 成立, 模型 (4) 中的系数  $b_1$  和  $b_3$  显著为正, 而  $b_2$  显著为负。

首先, 给出仅包含控制变量的回归模型:

$$Y = \alpha + b_1 Control + \varepsilon \quad (1)$$

当高管持股比例 ( $CEO$ ) 最大值在  $(0, h_2)$  时, 回归模型为:

$$Y = \alpha + b_1 CEO + b_2 Control + \varepsilon \quad (2)$$

当高管持股比例 ( $CEO$ ) 最大值在  $(h_2, h_4)$  时, 回归模型为:

$$Y = \alpha + b_1 CEO + b_2 CEO^2 + b_3 Control + \varepsilon \quad (3)$$

当高管持股比例 ( $CEO$ ) 最大值超过  $h_4$  时, 回归模型为:

$$Y = \alpha + b_1 CEO + b_2 CEO^2 + b_3 CEO^3 + b_3 Control + \varepsilon \quad (4)$$

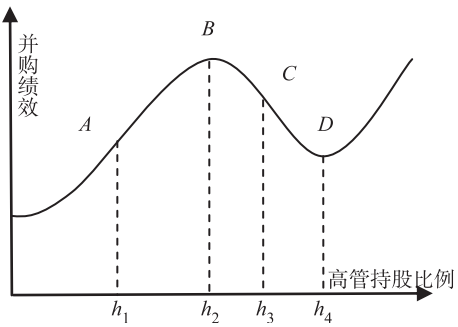


图1 高管持股与并购绩效的关系

### 五、实证结果与分析

#### (一) 描述性统计与相关性分析

表2给出了模型中各个变量的描述性统计。短期并购绩效 ( $CAR$ ) 的均值为 0.009, 说明, 从总体来看并购在短期内有利于提升企业绩效, 但幅度有限, 而长期并购绩效 ( $BHAR$ ) 的均值为 -0.113, 说明并购随着时间的推移明显有损于企业价值。短期和长期两个样本组的高管持股 ( $CEO$ ) 均值分别为 0.029 和 0.030, 说明我国上市公司持股水平普遍偏低, 但也不乏持股高达 66% 的公司。会计稳健性 ( $C\_Score$ ) 的均值分别为 0.002 和 0.003, 说明上市公司会计信息存在一定的稳健性, 但水平较低。另外, 本文还检验了各变量间的相关性水平, 结果表明变量间的系数均远小于 0.5, 这说明模型中的各变量间不存在多重共线性问题。

#### (二) 高管持股对并购绩效影响的实证结果

表2 主要变量描述性统计表

变量	Mean	Min	Max	SD	变量	Mean	Min	Max	SD
$CAR$	0.009	-0.149	0.233	0.064	$BHAR$	-0.113	-1.803	3.538	0.745
$CEO$	0.029	0.000	0.662	0.109	$CEO$	0.030	0.000	0.662	0.109
$C\_Score$	0.002	-0.261	0.246	0.086	$C\_Score$	0.003	-0.261	0.258	0.109
$Scale$	9.404	5.000	15.000	1.973	$Scale$	9.400	5.000	15.000	1.957
$Ratio$	0.360	0.250	0.556	0.048	$Ratio$	0.360	0.273	0.556	0.047
$Dual$	0.130	0.000	1.000	0.336	$Dual$	0.129	0.000	1.000	0.336
$Share$	0.371	0.088	0.759	0.151	$Share$	0.373	0.090	0.759	0.151
$Inst$	0.307	0.000	0.867	0.237	$Inst$	0.309	0.000	0.864	0.236
$Roa$	0.046	-0.099	0.220	0.050	$Roa$	0.045	-0.127	0.220	0.051
$Lev$	0.522	0.089	0.852	0.175	$Lev$	0.523	0.097	0.856	0.174
$M/B$	0.406	0.064	1.201	0.265	$M/B$	0.403	0.062	1.201	0.264
$Type$	0.635	0.000	1.000	0.482	$Type$	0.635	0.000	1.000	0.482

的回归结果。其中, 模型(1 -

1) 和模型(2 - 1) 分别给出仅包括控制变量的基准模型的回归结果。模型(2 - 1) 和模型(2 - 2) 分别是在模型(1 - 1) 和模型(2 - 1) 基础上引入高管持股变量 ( $CEO$ ) 的回归结果。模型(3 - 1) 和模型(3 - 2) 是在模型(2 - 1) 和模型(2 - 2) 的基础上引入高管持股比例的平方项 ( $CEO^2$ ) 的回归结果。模型(4 - 1) 和模型(4 - 2) 是在模型(3 - 1) 和模型(3 - 2) 的基础上引入高管持股比例的三次方项 ( $CEO^3$ ) 的回归结果。表3 的左侧部分高管持股与短期并购绩效 ( $CAR$ ) 回归结果表明, 在模型(2 - 1) 中, 高管持股 ( $CEO$ ) 的回归系数为负, 但不显著, 而在模型(3 - 1) 中, 高管持股 ( $CEO$ ) 和高管持股平方项 ( $CEO^2$ ) 的回归系数虽然分别为正和负, 但都不显著, 这表明高管持股 ( $CEO$ ) 与短期并购绩效 ( $CAR$ ) 之间既不是线性关系, 也不是简单的倒 U 型关系。进一步加入高管持股比例的三次方项 ( $CEO^3$ ) 后, 模型(4 - 1) 结果显示, 高管持股比例的平方项 ( $CEO^2$ ) 的回归系数为负, 高管持股比例变量的三次方项 ( $CEO^3$ ) 的回归系数为正, 且分别在 10% 和 5% 水平上显著, 但高管持股变量 ( $CEO$ ) 的回归系数虽然为正, 并不显著, 这与非线性关系成立的条件不符, 表明高管持股与短期并购之间没有

显著的关系。原因可能有两点:(1)高管持股是一种长期激励计划,并不会在短期内显现出效果;(2)上市公司在并购完成后短期内会导致成本增加,而且需要一段时间适应并购带来的“振荡期”,这也使得会计稳健性及高管持股无法短期内显现出效果。表3的右侧部分高管持股与长期并购绩效(BHAR)回归结果表明,在模型(2-2)中,高管持股(CEO)的回归系数为负,但不显著,而在模型(3-2)中,高管持股(CEO)和高管持股平方项(CEO<sup>2</sup>)的回归系数虽然分别为正和负,但都不显著,这表明高管持股(CEO)与长期并购绩效(BHAR)之间既不是线性关系,也不是简单的倒U型关系。进一步加入高管持股比例变量的三次方项(CEO<sup>3</sup>)后,模型(4-2)结果显示,高管持股变量(CEO)的回归系数为正,高管持股比例的平方项(CEO<sup>2</sup>)的回归系数为负,高管持股比例变量的三次方项(CEO<sup>3</sup>)的回归系数为正,且都在1%水平上显著。另外,从模型(4-2)给出的F值和P值可知方程拟合度较高,整体通过了较高水平的显著性检验,结果说明高管持股与长期并购绩效之间存在非线性关系,这与前文假设1预测一致。

表3 高管持股与并购绩效回归结果

变量	高管持股与短期并购绩效(CAR)				高管持股与长期并购绩效(BHAR)			
	模型(1-1)	模型(2-1)	模型(3-1)	模型(4-1)	模型(1-2)	模型(2-2)	模型(3-2)	模型(4-2)
CEO		-0.003 (-0.170)	0.046 (0.722)	0.285 (1.611)		-0.180 (-0.759)	0.637 (0.844)	5.621 *** (2.673)
CEO <sup>2</sup>			-0.090 (-0.796)	-1.285 * (-1.724)			-1.513 (-1.076)	-26.181 *** (-2.758)
CEO <sup>3</sup>				1.303 ** (1.714)				26.857 *** (2.668)
C_Score	0.032 (1.055)	0.033 (1.062)	0.033 (1.074)	0.028 (0.900)	0.676 ** (2.298)	0.692 ** (2.323)	0.699 ** (2.338)	0.589 ** (1.965)
Scale	-0.001 (-1.035)	-0.001 (-1.034)	-0.001 (-1.057)	-0.001 (-1.098)	0.002 (0.177)	0.002 (0.177)	0.002 (0.157)	0.001 (0.100)
Ratio	-0.088 ** (-2.194)	-0.088 ** (-2.181)	-0.088 ** (-2.192)	-0.085 ** (-2.126)	-0.959 ** (-2.005)	-0.938 ** (-1.969)	-0.942 ** (-1.974)	-0.881 * (-1.864)
Dual	-0.012 ** (-2.025)	-0.012 ** (-1.974)	-0.012 * (-1.906)	-0.012 ** (-1.991)	0.029 (0.409)	0.034 (0.493)	0.040 (0.577)	0.026 (0.375)
Share	0.013 (0.990)	0.013 (0.984)	0.014 (1.047)	0.013 (0.954)	0.196 (1.317)	0.190 (1.276)	0.207 (1.384)	0.184 (1.228)
Inst	-0.005 (-0.470)	-0.005 (-0.473)	-0.005 (-0.517)	-0.005 (-0.533)	0.141 (1.297)	0.138 (1.279)	0.132 (1.226)	0.132 (1.227)
Roa	-0.107 ** (-2.016)	-0.106 ** (-1.998)	-0.108 ** (-2.028)	-0.112 ** (-2.090)	-0.898 * (-1.678)	-0.846 (-1.555)	-0.879 (-1.604)	-0.983 * (-1.775)
Lev	0.009 (0.627)	0.009 (0.621)	0.009 (0.600)	0.010 (0.683)	-0.260 * (-1.708)	-0.267 * (-1.743)	-0.271 * (-1.769)	-0.249 (-1.635)
M/B	-0.005 (-0.382)	-0.005 (-0.387)	-0.005 (-0.388)	-0.006 (-0.482)	0.049 (0.383)	0.041 (0.323)	0.041 (0.326)	0.015 (0.121)
Type	-0.008 (-1.514)	-0.008 (-1.503)	-0.007 (-1.376)	-0.007 (-1.261)	-0.135 ** (-2.541)	-0.144 *** (-2.669)	-0.135 ** (-2.503)	-0.125 ** (-2.327)
Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
C	0.081 *** (2.839)	0.082 *** (2.840)	0.081 *** (2.818)	0.080 *** (2.784)	0.154 (0.501)	0.161 (0.523)	0.149 (0.484)	0.128 (0.420)
R <sup>2</sup>	0.043	0.043	0.044	0.046	0.103	0.104	0.105	0.113
调整 R <sup>2</sup>	0.013	0.012	0.012	0.013	0.075	0.074	0.075	0.082
F 值	1.427	1.383	1.359	1.398	3.631	3.539	3.473	3.664
P 值	0.059	0.075	0.084	0.064	0.000	0.000	0.000	0.000
观察数	1049	1049	1049	1049	1044	1044	1044	1044

注:( ) 中为t值,\*、\*\*、\*\*\* 分别代表10%、5%和1%的显著性水平。

### (三) 会计稳健性调节效应的实证结果

鉴于上述结果,本文验证会计稳健性对高管持股与长期并购绩效之间关系的调节效应。根据计

算出的两个拐点,将样本分为三个区间 0% - 13.57% (971 个)、13.59% - 50.89% (55 个) 以及 50.89% - 66.18% (18 个)。然后,根据每个区间会计稳健性指数的中位数将样本分为两组:高会计稳健性组和低会计稳健性组,因为后两个区间样本量太少,所以本文只验证会计稳健性在 0% - 13.57% 区间的调节效应。此处分组的依据是:在  $0% < CEO < 13.57%$  区间内,高管持股产生利益趋同效应,即随着持股比例的提高,管理者与股东之间的利益冲突减弱。而会计稳健性作为一项有效的公司治理机制,也能够缓解高管与股东之间的代理冲突。那么,在会计稳健性较高的并购方,因高管受到的监督力度较强,给予高管一定股权可能不会起到明显的“激励”作用,而在会计稳健性较低的并购方,因高管受到的监督力度较弱,这时高管持股更可能产生“激励”效果。表 4 给出会计稳健性对高管持股与长期并购绩效之间的调节效应回归结果,其中,模型(2-3)为该区间全样本的回归结果,模型(2-4)为高会计稳健性组的回归结果,模型(2-5)为低会计稳健性组的回归结果。模型(1)中,高管持股变量(*CEO*)回归系数显著为正,说明在该区间高管持股产生利益趋同效应,即高管持股比例越大,长期并购绩效越好。模型(2-4)和模型(2-5)回归结果表明,高管持股变量(*CEO*)的回归系数在高样本组未达到 10% 的显著性水平,而在低样本组显著为正,说明,会计稳健性程度越高,高管持股对长期并购绩效的影响越小,这与假设 2 预测部分一致。

#### (四) 稳健性检验

出于前文结果稳健性的考虑,本文进行了如下检验。一是针对短期并购绩效,本文选取窗口期  $[-3, 3]$  和  $[-5, 5]$  计算累计异常收益率,以此作为短期并购绩效的另外两个指标进行检验。结果表明,无论是在窗口期  $[-3, 3]$  的情况下还是窗口期  $[-5, 5]$  的情况下,高管持股变量(*CEO*)、高管持股二次方( $CEO^2$ )、高管持股三次方( $CEO^3$ )的显著性都无法满足非线性关系的条件;二是针对长期并购绩效,参照 Morck 等的分段回归方法<sup>[22]</sup>,获取三个分段变量:①*CEO*\_1,若  $CEO < 13.59%$ ,则为实际持股比例,若  $CEO \geq 13.59%$ ,则为 0.1359;②*CEO*\_2,若  $CEO < 13.59%$ ,则为 0,若  $13.59\% \leq CEO < 50.89%$ ,则为实际持股比例减去 0.1359 的值,若  $50.89\% \leq CEO$ ,则为 0.373;③*CEO*\_3,若  $CEO < 50.89%$ ,则为 0,若  $50.89\% \leq CEO$ ,则为实际持股比例减去 0.5089 的值,结果发现,变量 *CEO*\_1 的回归系数显著为正,变量 *CEO*\_2 的系数显著为负,变量 *CEO*\_3 的系数为正,但不显著,这说明高管持股与长期并购绩效之间存在非线性关系。总之,上述检验均未对前文结果造成实质性影响<sup>①</sup>。

①限于篇幅,稳健性检验结果未在正文中汇报,留存备索。

表 3 会计稳健性调节效应的分层回归结果

变量	总回归	分组回归	
	模型(2-3)	高会计稳健性组 模型(2-4)	低会计稳健性组 模型(2-5)
<i>CEO</i>	4.147* (1.705)	1.794 (0.550)	7.104* (1.653)
<i>C_Score</i>	0.734** (2.291)		
<i>Scale</i>	0.001 (0.050)	0.004 (0.184)	-0.003 (-0.208)
<i>Ratio</i>	-1.000** (-2.011)	-1.110 (-1.188)	-0.830 (-1.417)
<i>Dual</i>	0.042 (0.563)	-0.038 (-0.306)	0.080 (0.963)
<i>Share</i>	0.233 (1.513)	0.353 (1.407)	0.166 (0.848)
<i>Inst</i>	0.160 (1.436)	0.259 (1.386)	-0.085 (-0.657)
<i>Roa</i>	-0.717 (-1.294)	-0.985 (-1.126)	-0.750 (-1.124)
<i>Lev</i>	-0.271* (-1.726)	-0.458 (-1.487)	-0.076 (-0.431)
<i>M/B</i>	0.057 (0.447)	0.013 (0.059)	-0.074 (-0.506)
<i>Type</i>	-0.120** (-2.191)	-0.090 (-1.021)	-0.188*** (-2.667)
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Industry</i>	Yes	Yes	Yes
<i>C</i>	0.133 (0.417)	0.115 (0.208)	0.309 (0.727)
R <sup>2</sup>	0.115	0.107	0.187
调整 R <sup>2</sup>	0.083	0.044	0.129
F 值	3.675	1.689	3.249
P 值	0.000	0.011	0.000
观察数	971	485	486

注:( ) 中为 t 值,\*、\*\*、\*\*\* 分别代表 10%、5% 和 1% 的显著性水平。



## 六、结论与启示

本文基于高层管理者持股会产生双重效应,即利益趋同效应和壕沟防御效应,验证了并购方高管持股对并购绩效的影响,结果发现:并购方高管持股对其获得的短期并购绩效没有显著的影响,但与长期并购绩效之间存在非线性关系,如在0% - 13.59%区间产生利益趋同效应,在13.59% - 50.89%区间产生壕沟防御效应,而在超过50.89%时可能又会产生利益趋同效应。在进一步验证会计稳健性确实能够缓解股东与管理者之间的代理冲突时,囿于各区间样本数量,本文仅对高管持股产生利益趋同效应区间(0% - 13.59%)进行考察,发现与会计稳健性程度高的并购方相比,会计稳健性程度低的并购方高管持股与长期并购绩效之间正向关系更加紧密。

上述发现可能有以下理论启示:(1)本文研究证实了高管持股对并购绩效存在影响,但不会在短期内显现出效果,需要一段时间之后才能得以体现,且两者之间并非只是简单的线性关系或者纯粹的倒U型关系,而是存在非线性关系,这为未来的国内相关研究提供了极具潜力的新视角;(2)关于会计稳健性的现有研究主要关注其会计信息属性的一面,而对其具有治理效用的研究较为缺乏,本文利用实证检验的方式考察了会计稳健性作为一种公司治理机制,确实有助于缓解股东与管理者之间的代理冲突,这为后续相关研究提供了经验证据上的支撑。

上述发现也为上市公司有效制衡高管机会主义行为、提升并购绩效提供了有益的经验证据:第一,因为赋予高管一定的股权对短期并购绩效没有显著影响,而对长期并购绩效有影响,所以公司给予高管股权激励时,不应过分追求短期利益,而是要用长远的战略眼光看待股权激励;第二,公司在做出诸如并购等重要决策时,给予高管股权激励,可以使得管理者与股东的利益趋于一致,从而更好地服务于公司价值最大化的目标,但赋予高管的股权比例要适度,否则不仅无法有助于公司价值的提升,还会助长管理者的机会主义行为;第三,公司并购的顺利实施,不仅要依靠赋予高管股权等“激励”手段,还应传递具有较高可信度的会计信息,发挥会计稳健性的“约束”效用,采取“激励”与“约束”双管齐下的策略,进而获取更高的公司价值。

### 参考文献:

- [1] Jensen M C, Ruback R S. The market for corporate control: the scientific evidence [J]. Journal of Financial Economics, 1983, 11(1): 5 - 50.
- [2] 张新. 并购重组是否创造价值? ——中国证券市场的理论与实证研究 [J]. 经济研究, 2003(6): 20 - 29.
- [3] 李善民,毛雅娟,赵晶晶. 高管持股、高管的私有收益与公司的并购行为 [J]. 管理科学, 2009(6): 2 - 12.
- [4] Hartzell J C, Ofek E. What's in it for me? CEOs whose firms are acquired [J]. Review of Financial Studies, 2004, 17(1): 37 - 61.
- [5] Berle A, Means G. The modern corporation and private property [M]. New York: Macmillan, 1933.
- [6] Jensen M, Meckling W. Theory of the firm: managerial behavior, agency costs, and ownership structure [J]. Journal of Financial Economics, 1976, 3(4): 305 - 360.
- [7] McConnell J J, Servaes H. Additional evidence on equity ownership and corporate value [J]. Journal of Financial Economics, 1990, 27(2): 595 - 612.
- [8] Morck R, Shleifer A, Vishny R. Management ownership and market valuation: an empirical analysis [J]. Journal of Financial Economics, 1988, 20(1/2): 293 - 315.
- [9] 吕先镕,王宏健. 高管持股与会计稳健性的非线性关系研究 [J]. 财会月刊, 2011(11): 3 - 6.
- [10] Ball R, Kothari S P, Robin A. The effect of international institutional factors on properties of accounting earnings [J]. Journal of Accounting & Economics, 2000, 29(1): 1 - 51.
- [11] Watts R L. Conservatism in accounting, part I: explanations and implications [J]. Accounting Horizons, 2003, 17(3): 207 - 221.
- [12] LaFond R, Watts R. The information role of conservative financial statements [J]. Accounting Review, 2008, 83(2): 447 - 478.
- [13] 刘红霞,索玲玲. 会计稳健性、投资效率与企业价值 [J]. 审计与经济研究, 2011(5): 50 - 63.
- [14] 张淑英,杨红艳. 会计稳健性选择、资本成本与企业价值 [J]. 宏观经济研究, 2014(1): 90 - 106.

- [15] Roychowdhury S, Watts R. Asymmetric timeliness of earnings, market – to – book and conservatism in financial reporting [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2006,44(2):2 – 31.
- [16] LaFond R, Roychowdhury S. Managerial ownership and accounting conservatism [J]. *Journal of Accounting Research*, 2008,46(3):101 – 135.
- [17] 李伟. 高管持股与盈余稳健性:协同效应与堑壕效应 [J]. *财经论丛*, 2011(6):72 – 78.
- [18] Shleifer A, Vishny R. Value maximization and the acquisition process [J]. *Journal of Economic Perspectives*, 1988, 37(2):7 – 20.
- [19] Datta S, Iskandar – Datta M, Raman K. Executive compensation and corporate acquisition decisions [J]. *Journal of Finance*, 2001, 56(6):2299 – 2336.
- [20] 闻博. 上市公司并购绩效的实证分析 [J]. *南京工业职业技术学院学报*, 2003(3):42 – 45.
- [21] 胡晓明,魏娜. 上市公司高管激励与并购绩效的实证分析 [J]. *南京财经大学学报*, 2014(3):56 – 63.
- [22] Morek R, Shleifer A, Vishny R. Do managerial incentives drive bad acquisitions? [J]. *Journal of Finance*, 1990, 45(1):31 – 48.
- [23] 曹廷求,张钰,刘舒. 董事网络、信息不对称和并购财富效应 [J]. *经济管理*, 2013(8):41 – 52.
- [24] 李善民,周小春. 公司特征、行业特征和并购战略类型的实证研究 [J]. *管理世界*, 2007(3):130 – 137.
- [25] Bruner R F. Does M&A pay? A survey of evidence for the decision – maker [R]. Working Paper,2011.
- [26] Brown S J, Warner J B. Using daily stock returns: the case of event studies [J]. *Journal of Financial Economics*, 1985, 14(1):3 – 31.
- [27] 陈仕华,姜广省,卢昌崇. 董事联结、目标公司选择与并购绩效——基于并购双方之间信息不对称的研究视角 [J]. *管理世界*, 2013(12):117 – 132.
- [28] 唐建新,陈冬. 地区投资者保护、企业性质与异地并购协同效应 [J]. *管理世界*, 2010(8):102 – 116.
- [29] 王化成,孙健,邓路,等. 控制权转移中投资者过度乐观了吗 [J]. *管理世界*, 2010(2):38 – 45.
- [30] Gregory A. An examination of the long run performance of UK acquiring firms [J]. *Journal of Business Finance & Accounting*, 1997, 24(7 – 8):971 – 1002.
- [31] 李善民,朱滔. 多元化并购能给股东创造价值吗 [J]. *管理世界*, 2006(3):129 – 137.
- [32] Khan M, Watts R. Estimation and empirical properties of a firm – year measure of accounting conservatism [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2009, 48(2/3):132 – 150.
- [33] Basu S. The conservatism principle and the asymmetric timeliness of earnings [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 1997, 24(1):3 – 37.

[责任编辑:高 婷]

## Managerial Ownership, Accounting Conservatism and M&A Performance: Evidence from Shanghai and Shenzhen A – share Listed Companies

LI Wei – an<sup>1,2</sup>, CHEN Gang<sup>1</sup>

(1. School of Business Administration, Dongbei University of Finance and Economics,  
Dalian, Liaoning 116025, China; 2. Tianjin University of Finance and Economics, Tianjin 300222, China)

**Abstract:** Based on Shanghai and Shenzhen A – share listed companies in which M&A events occurred from 2007 to 2010, this paper makes a study on the relationship between the managerial ownership and the M&A performance, and we find that there is no significant relationship between the managerial ownership and the short – term M&A performance, but a non – linear relationship between the managerial ownership and the long – term M&A performance. Further, we validate that accounting conservatism can reduce the agency conflicts between managers and shareholders, and find that compared with the acquires with higher accounting conservatism, there is a more obvious relationship between the managerial ownership and the long – term M&A performance in the acquires with lower accounting conservatism. These findings mean that the managerial ownership will not have a significant impact on performance in short term after the merger, but will take some time to be revealed later, and there are different influence degrees due to different accounting conservatism among companies.

**Key Words:** managerial ownership; M&A performance; non – linear relationship; accounting conservatism; equity incentives; equity proportion; corporate value; corporate governance