

混合所有制、股权激励与 融资决策中的防御行为 ——基于动态权衡理论的证据

杨志强¹, 石水平², 石本仁², 曹鑫雨¹

(1. 广东财经大学 会计学院, 广东 广州 510320; 2. 暨南大学 管理学院, 广东 广州 510632)

摘要:文章基于动态权衡理论,以1999—2014年上市公司为样本,运用混合所有制改革这一“自然实验”条件,研究了高管股权激励对其融资决策中防御行为的影响,分离出激励和治理双重效应。研究发现:(1)股权激励有助于抑制高管融资决策中的防御行为,但这种效应只存在于民营企业中;(2)对于国有企业,只在股权分置改革后才观察到类似效果,而股改前高管在减少债务融资的同时,提高了股权激励水平,自我激励问题明显;(3)公司股权混合度越高,其在赋予高管股权激励上越谨慎,但在国有股比例较高的公司中,混合所有制改革显著提高了股权激励水平;(4)股权混合安排显著改进了股权激励契约在抑制高管防御行为方面的效率,这种效应在非国有股比例较高的公司中更强。

关键词:混合所有制;股权激励;管理防御;融资决策;动态权衡理论

中图分类号:F275 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2016)08-0108-13

DOI: 10.16538/j.cnki.jfe.2016.08.010

一、引言

2015年9月,中共中央、国务院印发了《关于深化国有企业改革的指导意见》,重申了“发展混合所有制经济”为国有企业深化改革的重点。1997年“十五大”报告中首次提出“混合所有制”概念,尝试对电信、电力和民航等垄断性行业在政企分离、业务拆分等方面进行改革,取得了一定的成效。2005年启动的股权分置改革解决了上市公司同股不同权和非流通股流通的问题,破除了民营资本参与改革的制度性障碍。2013年,国务院常务会议指出要在金融、石油、电力、铁路等七大行业大力引入民营资本,明确提出了以“混合所有制”为代表的改革方向。我国国企改革往往与重组交互进行,包括增资减债、剥离不良债务、破产和兼并、财政贴息等,从1994年优化资本结构到2005年股权分置改革之前的十年间,国家承担了巨额的改革成本。那么,当前的改革有什么新的内涵?巨额的重组成本能否由其内生的

收稿日期:2016-03-02

基金项目:国家自然科学基金项目(71502041);国家社会科学基金项目(12CGL034);教育部人文社会科学青年项目(13YJC630205);广东省自然科学基金项目(2014A030313613,2016A030313110);广东省高等学校优秀青年教师培养项目(YQ2015079);广东省普通高校省级重大项目(2014WZDXM026)

作者简介:杨志强(1983—),男,广东汕头人,广东财经大学会计学院副教授,博士;
石水平(1975—),男,湖北荆州人,暨南大学管理学院副教授,博士;
石本仁(1964—),男,湖北荆州人,暨南大学管理学院教授,博士生导师;
曹鑫雨(1991—),女,山东临沂人,广东财经大学会计学院硕士研究生。

自调节机制有效解决？本文认为，相对于单纯强调剥离不良债务，如何优化资本结构是当前国有企业更为紧迫的任务，而这亟须完善企业的激励和治理机制。

本文运用混合所有制改革这一“自然实验”条件，研究了高管股权激励对其融资决策中防御行为的影响，主要回答以下两个问题：第一，混合所有制改革前后，公司对高管的激励强度是否发生了显著的变化（激励效应）？第二，非公有资本进入后，有效的监督等治理效应增强，公司激励机制是否更加有效（治理效应）？研究表明，在信息不对称的条件下，内在的股权激励机制和外生的产权治理效应可以抑制高管融资决策中的防御行为，实现利益趋同。

本文的研究意义在于：论证了动态权衡理论的适用性以及特定历史时期的偏离，能够对现有文献中关于高管激励与资本结构两者关系截然相反的证据（Mahmoud, 2013；刘海英, 2009）给予合理的理论解释。新制度经济学派认为，在交易成本不为零时，制度设计尤其重要（Coase, 1937, 1960）。本文认为，了解组织的激励目标可能比制度设计本身更加重要。在特定的市场状态下，有些企业的财务杠杆过高，而另一些企业财务杠杆过低；在市场状态发生变化后，不同企业的财务杠杆偏离情况又大相径庭。单纯以“去杠杆”或者“加杠杆”为目标的制度设计可能导致更大的偏离，学者以财务杠杆高低作为股权激励的被解释变量得到相左的经验证据，可能只是局部市场情境下的合理映射。本文以资本结构偏离度作为因变量，可有效整合现有文献中相矛盾的证据。另外，吴敬琏（1993）、张维迎（1999）以及刘小玄和李利英（2005）等学者认为，“改制是通过厘清产权关系、完善法人治理结构，形成有效的激励机制来解决国企低效的问题”，本文对该观点进行了更直接的检验，对于深化国企改革、完善内部治理和激励机制，优化资本结构、提升公司价值，具有重要的现实意义。

二、理论分析与研究假设

管理防御是指高管在公司内外部控制机制下，其职业生涯中会面临被解雇、企业破产、被接管等威胁与压力，在这些压力下所选择的维护自身效用最大化的行为。在信息不对称的条件下，高管有可能针对资本结构进行寻租活动（Chafik 和 Younes, 2012）。由于负债存在刚性，公司的财务杠杆越高，破产风险也就越高。企业破产不仅会使高管失去拥有的一切福利待遇，而且将对其职业声誉造成不利的影响。许多学者认为，股东希望能够通过提高杠杆水平来加大企业的破产成本，从而约束高管的行为；而高管为了避免承担破产成本，则会选择保守的资本结构（王志强等, 2011）。尽管如此，动态权衡理论揭示了不同的预期。

根据 MM 有税理论，公司债所带来的税收节约有利于提高公司价值，公司应尽量多负债。但在 Jensen 和 Meckling（1976）、Lee 和 Barker（1977）等研究的基础上，Miller（1988）指出，考虑到破产成本或代理成本，为了节税而采取高杠杆将变得非常昂贵。根据静态权衡理论，为了实现企业价值最大化，最优的负债融资额由负债的边际避税收益和边际破产成本的净现值相等所决定。动态权衡理论在此基础上考虑了资本结构变化的常态性以及调整成本的重要性，提出了目标资本结构的现实路径。对股东来说，提高杠杆水平虽有助于降低股权代理成本，但却会提高债务代理成本，不利于实现股东价值最大化。同样地，降低财务杠杆水平虽可维持财务柔性，但公司会失去税盾收益，而且会引发管理者的自由现金流问题。因此，目标资本结构才是股东实现财富最大化的必然选择。对高管来说，尽管过多的负债会增加企业的破产风险，但过少的负债不仅影响公司绩效，还会使公司承担被恶意兼并的风险。近年来，高管通过提高杠杆水平来抵制收购的“毒丸计划”频繁发生，就是其职位固守的体现（Novaes, 2003）。因此，追求财富最大化的股东和具有防御动机的高管都不是单纯追求高

负债或者低负债,而可能在目标资本结构中实现利益协同。然而,高管很可能会为了自身利益而偏离目标值,为实现利益协同,风险报酬不啻为最优选择(Weng等,2014)。

早在20世纪八九十年代,Murphy(1986)、Berger等(1997)等学者就发现,股票期权等薪酬形式有助于激励高管提高公司的财务杠杆水平,增加公司价值。但Douglas(2006)等学者却发现股权激励与企业债务水平显著负相关。近期,部分学者发现两者呈非线性关系(Agha,2013)。国内学者的有关经验证据也不一致,有些学者发现股权激励与负债比率显著负相关(刘海英,2009),另一些学者却发现两者显著正相关(顾乃康等,2004),还有学者研究指出两者不存在显著关系(苟朝莉等,2007)。简言之,国内外学者并没有得出一致的经验证据,这是因为过高或者过低的杠杆水平有悖于股东和高管各自的利益最大化目标。

如果公司赋予高管股票期权或者让高管持股,则无论是为了达到行权条件还是获得资本利得,高管都会更加着眼于公司长远的价值创造。例如,胡国强和盖地(2014)发现,在与股东利益趋同性较弱的情况下,高管倾向于选择次优的债务期限结构,但股权激励有利于促使高管形成最优的债务期限结构。根据最优契约理论,本文提出以下假设:

假设1:控制其他因素时,高管的股权激励水平越高,公司实际资本结构对目标资本结构的偏离程度越小,股权激励有助于抑制高管融资决策中偏离股东价值最大化的防御行为。

本文预期,相对于民营企业,国有企业的高管股权激励在抑制其融资决策中的防御行为方面效果要差,这是因为:首先,作为所有者的国有资产管理部门天然地处于信息的劣势,加之权利义务不对等,其在事前很难与经营者签订有效的契约,事后很难实施有效的监督,股权激励反而可能成为其沟壑的工具。而在民营企业中,股东有动力实施有效监督,高管股权激励效果预期较好(吕长江等,2009;邵帅等,2014)。

其次,由于政府的干预和国家资金的注入,国有企业破产、被接管的风险低于民营企业(Bhojraj等,2013)。盛明泉等(2012)的研究表明,国有企业存在预算软约束,资本结构偏离度较大,调整效率较低。因此,国有企业高管在增加职位安全性上的成本远低于民营企业;而在面临相同财务困境时,国有企业在解雇高管时更加慎重,特别是对于组织任命的高管,由于程序上也更加复杂,国有企业高管被解雇或撤换的概率远低于民营企业。

最后,我国的经济改革催生了大量的民营企业,但它们获得银行的信任却并非易事,而国有企业更加容易获得信赖。国有商业银行对国有企业和民营企业在事前贷款审核、事中发放贷款额度和速度、事后贷款使用监管等方面往往是差别对待的,国有企业有着更加畅通的渠道和宽松的环境,使得国企高管不会特别重视债务融资的风险;同时,银行扮演着“救命人”的角色,破产威胁难以发挥其应有的治理功能。另外,国有企业“债务软约束”的现象也使实际资本结构向目标值靠近的动力较弱(郭泽光等,2015)。据此,本文提出以下假设:

假设2:控制其他因素时,相对于民营企业,国有企业的高管股权激励与目标资本结构偏离度之间的负相关关系较弱,国有企业高管股权激励的效果较差。

改革开放以来,国有企业薪酬制度改革经历了放权让利、经理承包责任制时期显性和隐性薪酬并存、公司化改革时期的“年薪制”以及股权分置改革以来的股权激励计划等阶段,总体上呈现出两个重点方向:一是将薪酬与经营业绩挂钩;二是打破平均主义,以期产生正向的激励效应。混合所有制改革后,提高股权激励强度内生于改革的整体思路(Wang等,2012;闫立金,2013)。例如,越来越多的国有企业尝试采用公开竞争的方式选拔“市场高管”,并提供市场化薪酬,如赋予股票期权和持股等。黄群慧等(2014)指出,在积极推进混合所有制改革的背景下,将有更多的国有企业开始引入员工持股制度。据此,本文提出以下假设:

假设 3:控制其他因素时,公司所有制混合度越高,赋予高管的股权激励强度越大。

如果假设 2 成立,改革的思路自然就是让民营资本进入国有企业。那么,混合所有制改革能否发挥其治理效应呢?在现代公司制度下,股权激励能否有效发挥作用,取决于公司内外的监督、治理机制。混合所有制改革后,国有资本与民营资本形成合理制衡的多元化产权结构,有利于形成既相互制衡又激励相容的监督约束机制,避免“内部人控制”等弊端(梁彤缨等,2014),从而改善激励效果。赵兴楣和王华(2011)指出,政府控制有利于债权融资调整,而不利股权融资调整。混合所有制改革后,民营资本与国有资本互补,有利于股权与债权的优化配置。

混合所有制改革所形成的产权制衡也可以部分解决完全民营化所引起的代理问题。对于民营控股公司,资本市场上中小股东“用手投票”的机制往往无法约束高管的机会主义行为,管理层权力所引起的沟壑行为可能更加明显(卢锐等,2008)。从我国国企改革的历史看,有不少国有企业实现了整体出售,但在很多情况下伴随企业违约风险和高管利益侵占概率的上升。因此,在产权安排上,政府“留一手”的混合所有制可能是较佳的制度选择(张文魁,2015)。那么,国有股占比高更好,还是非国有股占比高更好呢?本文认为,实务中需要相机抉择,而理论研究亟须经验证据。考虑到国有资本天然存在预算软约束以及所有者缺位所带来的一系列代理问题,我们预期非国有股占比高更好。据此,本文提出以下假设:

假设 4:控制其他因素时,公司所有制混合度越高,高管股权激励与目标资本结构偏离度之间的负相关关系越强,这种正向调节效应在非国有股比例较高的公司中更强。

三、研究设计

(一)样本选择与数据来源

本文选取 1999—2014 年^①的上市公司数据作为初始样本。对于公司非流通股份,本文根据其股权性质,将国有股和国有法人股归为国有股,其他股份归为非国有股。对于股权分置改革后已经流通的公司股份,本文根据前十大股东的数据进行甄别。我们手工将国有单位持有的流通股份归为国有股,而非国有单位持有的流通股份归为非国有股。^②为了计算方便,本文剔除了基金、信托等理财产品所持有的股份以及财务数据不全和存在极端值的样本,并对异常值进行了截尾处理。

(二)变量与模型

1. 变量定义

(1)混合所有制改革变量。借鉴 Li 等(2011,2013)以及张文魁(2015)的做法,本文构建了“混合度”变量。在一个混合所有制企业中,首先计算国有股占全部股权的比例(E_s)以及非国有股占全部股权的比例(E_p),以两个数值中的较大者为分母、较小者为分子,将所得比值定义为所有制混合度(*Ownership Mixing Degree, OMD*)。即如果 $E_s > E_p$,则 $OMD = E_p/E_s$;如果 $E_p > E_s$,则 $OMD = E_s/E_p$ 。为了区分是国有股占多数还是非国有股占多数,将国有股比例高于非国有股比例的企业写为 OMD_s ,反之则写为 OMD_p 。

(2)股权激励强度。本文从绝对指标和相对指标两个维度来衡量股权激励,绝对指标等

^①1997 年“十五大”报告中提出了“混合所有制”的概念,1999 年党的十五届四中全会决定鼓励国有大中型优势企业进行股份制改革,之后的国企改革均是混合所有制改革的题中之义。

^②需要说明的是,本文主要检验混合所有制改革的激励和治理效应,“用脚投票”的小股东既没有能力也没有动力成为具有牵制作用的积极股东,因此本文只考虑前十大流通股股东,估计更加稳健。

于公司高管持有股票和期权数量之和的自然对数;对于相对指标,借鉴 Bergstresser 和 Philippon(2006)以及苏冬蔚和林大庞(2010)的做法,利用下式计算股权和期权在总薪酬中的比率: $R_Equity_{i,t} = \frac{0.01 \times Price_{i,t} \times (Shares_{i,t} + Options_{i,t})}{0.01 \times Price_{i,t} \times (Shares_{i,t} + Options_{i,t}) + Comp_{i,t}}$ 。其中, $Price_{i,t}$ 为年末公司股票的收盘价, $Shares_{i,t}$ 和 $Option_{i,t}$ 分别为公司高管持有股票和期权的数量, $Comp_{i,t}$ 为公司高管当年的现金薪酬,包括年薪和各类津贴。

(3)目标资本结构偏离度。以年末实际资本结构与当年最优资本结构之差的绝对值来衡量,即 $DCS_{i,t} = |CS_{i,t} - CS_{i,t}^*|$ 。借鉴 Flannery 和 Rangan(2006)的“局部调整”模型,拟合得到 $CS_{i,t}^*$,即 $CS_{i,t}^* = \alpha X_{i,t-1}$,其中 $X_{i,t-1}$ 为第 $t-1$ 年影响公司 i 资本结构的可观测变量的集合。为了求解最优资本结构,采用如下的资本结构动态调整方程: $CS_{i,t} - CS_{i,t-1} = \lambda (CS_{i,t}^* - CS_{i,t-1}) + \delta_{i,t}$,其中 λ 反映资本结构调整程度。进一步代入计算可得: $CS_{i,t} = (\lambda \alpha) X_{i,t-1} + (1 - \lambda) CS_{i,t-1} + \delta_{i,t}$,由回归分析得到相关参数,即可计算最优资本结构。考虑到财务危机发生时有形资产更能满足债权人的诉求,本文采用“有形资产带息债务比”来衡量资本结构。公司最优资本结构的决定模型为:

$$TAIDR_{i,t}^* = \alpha_0 + \beta_1 SIZE_{i,t-1} + \beta_2 ROA_{i,t-1} + \beta_3 MB_{i,t-1} + \beta_4 SGR_{i,t-1} + \beta_5 RISK_{i,t-1} + \beta_6 TURNOV_{i,t-1} + \beta_7 CMI_{i,t-1} + \beta_8 SEP_{i,t-1} + \beta_9 CBD_{i,t-1} + \beta_{10} BDS_{i,t-1} + \beta_{11} AUDIT_{i,t-1}$$

将 $TAIDR_{i,t}$ 作为 $CS_{i,t}$ 的替代变量,按以上步骤即可求解目标资本结构偏离度: $DCS_{i,t} = |TAIDR_{i,t} - TAIDR_{i,t}^*|$ 。本文变量定义见表 1。

表 1 变量定义

	变量名称	变量符号	变量定义
被解释变量	有形资产带息债务比	$TAIDR_{i,t}$	(非流动负债合计+短期借款+一年内到期的非流动负债)/(资产总计-无形资产净额-商誉净额)
	目标资本结构偏离度	$DCS_{i,t}$	详见上文
解释变量	所有制混合度	$OMD_{i,t}$	详见上文
	股权分置改革虚拟变量	$Reform_{i,t}$	公司实施股权分置改革当年及以后年份取 1,否则取 0
	股权激励绝对指标	$A_Equity_{i,t}$	公司高管持有股票和期权数量之和的自然对数
	股权激励相对指标	$R_Equity_{i,t}$	股权与期权在高管总薪酬中的比率
控制变量	公司规模	$SIZE_{i,t}$	期末总资产的自然对数
	财务杠杆	$LEV_{i,t}$	期末负债总额/期末资产总额
	高管年度薪酬	$LnComp_{i,t}$	公司高管年度薪酬的自然对数
	总资产收益率	$ROA_{i,t}$	净利润/平均资产总额
	净资产收益率	$ROE_{i,t}$	净利润/平均净资产总额
	市账率	$MB_{i,t}$	期末资产总额/期末公司市场价值
	营业收入增长率	$RGR_{i,t}$	(营业收入本期发生额-营业收入上期发生额)/营业收入上期发生额
	可持续增长率	$SGR_{i,t}$	净资产收益率×收益留存率/(1-净资产收益率×收益留存率)
	现金满足投资比率	$CMI_{i,t}$	近 5 年经营活动产生的现金流量净额总和/(构建固定资产、无形资产和其他长期资产支付的现金+分配股利、利润或偿付利息支付的现金+存货净额本期变动额)总和
	总资产周转率	$TURNOV_{i,t}$	营业收入/平均资产总额
	企业风险	$RISK_{i,t}$	(净利润+所得税费用+财务费用+固定资产折旧+油气资产折耗、生产性生物资产折旧+无形资产摊销+长期待摊费用摊销)/(净利润+所得税费用)
两权分离度	$SEP_{i,t}$	根据 CSMAR 数据库的计算整理得到	

续表1 变量定义

	变量名称	变量符号	变量定义
控制变量	是否两职合一	$CBD_{i,t}$	董事长与总经理两职合一取 1, 否则取 0
	董事会规模	$BDS_{i,t}$	公司董事会总人数
	审计质量	$AUDIT_{i,t}$	审计意见为标准无保留时取 1, 否则取 0
	行业	IND	根据中国证监会《上市公司行业分类指引(2001 年)》整理得到
	年份	$YEAR$	年度虚拟变量

2. 模型设计

为了检验假设 1, 本文构建了如下的面板数据模型:

$$DCS_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 EQUITY_{i,t-1} + \beta_2 SIZE_{i,t-1} + \beta_3 LEV_{i,t-1} + \beta_4 ROA_{i,t-1} + \beta_5 TURNOV_{i,t-1} + \beta_6 SGR_{i,t-1} + \beta_7 CMI_{i,t-1} + \beta_8 CBD_{i,t-1} + \beta_9 BDS_{i,t-1} + \beta_{10} AUDIT_{i,t-1} + \sum Industry + \sum Year + \epsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中, 解释变量 $EQUITY_{i,t-1}$ 表示公司 i 第 $t-1$ 年的高管股权激励, 分别用绝对股权激励和相对股权激励来衡量。根据假设 1, 预期 $\beta_1 < 0$ 。另外, 本文按照最终控制人性质将样本分为国有和民营两类进行检验。根据假设 2, 预期国有企业样本中 β_1 的绝对值较小, 较不显著。

为了检验假设 3, 本文构建了如下的面板数据模型:

$$EQUITY_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 MIX_{i,t-1} + \beta_2 SIZE_{i,t-1} + \beta_3 LEV_{i,t-1} + \beta_4 ROE_{i,t-1} + \beta_5 LnCOMP_{i,t-1} + \beta_6 RGP_{i,t-1} + \beta_7 RISK_{i,t-1} + \beta_8 SEP_{i,t-1} + \beta_9 CBD_{i,t-1} + \beta_{10} BDS_{i,t-1} + \beta_{11} AUDIT_{i,t-1} + \sum Industry + \sum Yer + \epsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中, $MIX_{i,t-1}$ 为公司 i 在第 $t-1$ 年的所有制混合度, 分别用 $OMD_{i,t-1}$ 、 $OMDs_{i,t-1}$ 和 $OMDp_{i,t-1}$ 来衡量。根据假设 3, 我们预期 $\beta_1 > 0$ 。

为了检验假设 4, 本文构建了如下的面板数据模型:

$$DCS_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 EQUITY_{i,t-1} + \beta_2 MIX_{i,t-1} + \beta_3 MIX_{i,t-1} \times EQUITY_{i,t-1} + \beta_4 SIZE_{i,t-1} + \beta_5 LEV_{i,t-1} + \beta_6 ROA_{i,t-1} + \beta_7 TURNOV_{i,t-1} + \beta_8 SGR_{i,t-1} + \beta_9 SGR_{i,t-1} + \beta_{10} CBD_{i,t-1} + \beta_{11} BDS_{i,t-1} + \beta_{12} AUDIT_{i,t-1} + \sum Industry + \sum Year + \epsilon_{i,t} \quad (3)$$

根据假设 4, 预期 $EQUITY_{i,t-1}$ 和 $MIX_{i,t-1}$ 的交乘项系数 $\beta_3 > 0$, 且 $OMDp_{i,t-1}$ 的正向调节效应比 $OMDs_{i,t-1}$ 要大。

我国 2005 年启动的股权分置改革解决了同股不同权和非流通股流通的问题, 部分实现了公司混合所有制。借鉴 Chen 等(2012)的做法, 本文构建了股权分置改革虚拟变量 $Reform$, 在样本期间内, 公司实施股权分置改革当年及以后年份 $Reform$ 取 1, 否则取 0。本文使用 $Reform_{i,t-1}$ 替代 $MIX_{i,t-1}$, 重新对模型(2)和模型(3)进行回归。

本文采用双重差分方法, 进一步分离出股权分置改革这一外生冲击的净效应。股权分置改革始于 2005 年, 截至 2005 年 12 月 31 日, 完成股改的上市公司有 226 家。截至 2006 年 12 月 31 日, 还有 151 家上市公司未启动股改。本文以 2003—2006 年为事件窗口, 选择 2005 年内完成股改的上市公司为处理组, 在 2006 年 12 月 31 日前还未启动股改的上市公司为控制组, 构建如下的模型进行分析:

$$\begin{aligned}
 EQUITY_{i,t} = & \alpha_0 + \beta_1 Treated_{i,t} + \beta_2 Event_{i,t} + \beta_3 DID_{i,t} + \beta_4 SIZE_{i,t} + \beta_5 LEV_{i,t} \\
 & + \beta_6 ROE_{i,t} + \beta_7 LnCOMP_{i,t} + \beta_8 RGR_{i,t} + \beta_9 RISK_{i,t} + \beta_{10} SEP_{i,t} \quad (4) \\
 & + \beta_{11} CBD_{i,t} + \beta_{12} BDS_{i,t} + \beta_{13} AUDIT_{i,t} \\
 & + \sum Industry + \sum Year + \epsilon_{i,t}
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 DCS_{i,t} = & \alpha_0 + \beta_1 EQUITY_{i,t} + \beta_2 Treated_{i,t} + \beta_3 Event_{i,t} + \beta_4 DID_{i,t} \\
 & + \beta_5 Treated_{i,t} \times EQUITY_{i,t} + \beta_6 Event_{i,t} \times EQUITY_{i,t} \\
 & + \beta_7 DID_{i,t} \times EQUITY_{i,t} + \beta_8 SIZE_{i,t} + \beta_9 LEV_{i,t-1} \quad (5) \\
 & + \beta_{10} ROA_{i,t} + \beta_{11} TURNOV_{i,t} + \beta_{12} SGR_{i,t} + \beta_{13} CMI_{i,t} \\
 & + \beta_{14} CBD_{i,t} + \beta_{15} BDS_{i,t} + \beta_{16} AUDIT_{i,t} + \sum Industry + \sum Year + \epsilon_{i,t}
 \end{aligned}$$

其中, $Event_{i,t}$ 为事件虚拟变量,事件发生(2005年)前取 0,事件发生后取 1; $Treated_{i,t}$ 为组别虚拟变量,属于控制组取 0,属于处理组取 1; $DID_{i,t} = Treated_{i,t} \times Event_{i,t}$ 。根据假设 3,预期模型(4)中 $\beta_3 > 0$;根据假设 4,预期模型(5)中 $\beta_7 > 0$ 。

四、实证结果分析

(一) 高管股权激励与目标资本结构偏离度

由表 2 可见,全样本中滞后一期的股权激励与 DCS_t 均呈显著负相关,支持了假设 1。在国有企业样本中,滞后一期的股权激励与 DCS_t 均正相关,表明在国有企业中,股权激励非但不能抑制高管融资决策中的防御行为,还加剧了这种现象,尽管不显著;而在民营企业样本中,滞后一期的股权激励与 DCS_t 均显著负相关。这总体上支持了假设 2。

表 2 高管股权激励与公司目标资本结构偏离度

	DCS_t					
	全样本		国有企业样本		民营企业样本	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
常数项	0.758*** (3.509)	1.608*** (8.605)	0.493** (2.566)	0.599*** (5.720)	0.906*** (2.588)	2.809*** (2.805)
A_EQUITY_{t-1}	-0.003* (-1.653)		0.002 (0.985)		-0.006** (-2.177)	
R_EQUITY_{t-1}		-0.064** (-2.096)		0.022 (1.236)		-0.070* (-1.750)
N	8 874	12 624	4 056	6 367	4 818	6 235
R^2 -within	0.279	0.026	0.091	0.074	0.397	0.016
R^2 -between	0.414	0.133	0.102	0.169	0.439	0.029
Wald 检验	2 748.81***	451.14***	33.40***	57.19***	2 227.14***	171.63***

注:括号内为异方差稳健标准差,***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%的水平上显著。受篇幅限制,表中未报告控制变量估计结果。下表同。

(二) 产权混合安排:激励效应与治理效应

由表 3 可见, OMD_{t-1} 与 A_EQUITY_t 和 R_EQUITY_t 均在 1%的水平上显著负相关,与假设 3 相悖。这主要是由非国有股比例较高的样本造成的。而当国有股比例较高时,所有制混合度越大, A_EQUITY_t 越小,但 R_EQUITY_t 越大,虽然并不显著。因此,混合所有制改革的激励效应主要存在于国有股比例较高的公司中,随着改革的深入,其股权激励的相对比重会增加。整体上看,随着混合所有制改革的深入,公司在赋予高管股权激励方面偏稳健,并不存在大幅增加的趋势,这与许多公司对股权激励持观望态度不无关系。

表 3 混合所有制改革的激励效应

	A_EQUITY _t			R_EQUITY _t		
	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
常数项	10.050*** (6.194)	14.934*** (6.037)	5.243*** (2.886)	0.630*** (9.542)	0.456*** (3.641)	0.453*** (5.208)
OMD _{t-1}	-0.920*** (-7.227)			-0.076*** (-12.326)		
OMD _{s,t-1}		-0.192 (-0.503)			0.006 (0.547)	
OMD _{p,t-1}			-1.224*** (-8.043)			-0.113*** (-13.482)
N	7 760	1 733	6 027	10 987	3 012	7 975
R ² -within	0.026	0.031	0.050	0.012	0.044	0.018
R ² -between	0.469	0.197	0.470	0.446	0.017	0.470
Wald 检验	793.58***	226.02***	893.59***	906.49***	2.67***	875.12***

从表 4 中列(13)和列(14)可以看到,交乘项 $Cross_{t-1}$ 的估计系数均显著为正,表明公司股权混合度对于高管股权激励强度与目标资本结构偏离度之间的负相关关系具有正向的调节效应,支持了假设 4。在分样本中,由列(17)和列(18)结果可知,OMD_p 的调节效应与 OMD 基本一致,交乘项系数都在 5% 的水平上显著为正。而当国有股比例较高时,A_EQUITY_{t-1}、R_EQUITY_{t-1} 及其与 OMD_{s,t-1} 的交乘项系数符号相反,即当股权激励能够抑制高管的防御行为时,混合所有制改革加强了这种效应,而一旦股权激励引致更多的防御行为,混合所有制改革减弱了这种效应,但都不显著。

表 4 混合所有制改革的治理效应

	DCS _t					
	OMD 的调节效应		OMD _s 的调节效应		OMD _p 的调节效应	
	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)
常数项	1.162*** (3.201)	1.360*** (2.630)	0.071 (0.549)	0.184* (1.918)	1.470*** (10.480)	1.780** (2.480)
A_EQUITY _{t-1}	-0.006 (-1.508)		0.005 (1.158)		-0.005** (-2.340)	
R_EQUITY _{t-1}		-0.086* (-1.762)		-0.008 (-0.112)		-0.086* (-1.667)
OMD _{t-1}	-0.104* (-1.734)	-0.036** (-2.111)				
OMD _{s,t-1}			0.031 (0.421)	-0.028* (-1.699)		
OMD _{p,t-1}					-0.107** (-1.962)	-0.049** (-2.261)
Cross _{t-1}	0.009** (1.971)	0.096* (1.839)	-0.005 (-0.868)	0.048 (0.392)	0.009** (2.191)	0.210** (2.191)
N	7 713	11 043	1 729	3 064	5 984	7 979
R ² -within	0.039	0.015	0.065	0.084	0.411	0.015
R ² -between	0.010	0.089	0.345	0.411	0.240	0.084
Wald 检验	297.11***	470.00***	712.42***	510.62***	3053.16***	382.92***

(三)进一步分析:基于股权分置改革的分析

1. 国有企业样本在股权分置改革前后的对比分析。2005 年之前,我国上市公司整体上处于股权分置状态,国有控股股东所持有的股份大多为非流通股,控股股东不关心企业的市场价值,最优资本结构难以成为高管激励的对象。剥离国有企业不良债务、降低财务风险等

宏观层面的改革导向反而会成为高管激励的目标(Sun 和 Tong,2003)。而在股改之后,我们预期国有企业将回归价值创造的终极目标,高管会对资本结构进行动态优化调整,而不再是单纯降低债务融资水平(Liu 和 Tian,2012;汪昌云等,2010)。

从表 5 中左半部分可以看到,在股改前, A_EQUITY_{t-1} 、 R_EQUITY_{t-1} 与 $TAIDR_t$ 均显著负相关,而在股改后则不存在显著的相关关系。这一结果与预期相符,在股改前,高管获得的高薪并不是对其人力资本破产风险增加的补偿,自我激励严重,这种效应在股改后则不存在。从表 5 中右半部分可以看到,在股改前, A_EQUITY_{t-1} 、 R_EQUITY_{t-1} 与 DCS_t 均不存在显著的相关关系,而在股改后,两者显著负相关。也就是说,表 3 分样本中没有观测到股权激励在抑制高管防御行为方面的效应,主要是因为这种效应在股改前并不存在,而只是单纯地降低杠杆水平,导致在整个样本期间经验证据与理论预期不一致。

表 5 国有企业高管股权激励在股改前后的激励效应比较

	TAIDR _t				DCS _t			
	股权分置改革前		股权分置改革后		股权分置改革前		股权分置改革后	
	(19)	(20)	(21)	(22)	(23)	(24)	(25)	(26)
常数项	-8.622*** (-5.227)	-11.469*** (-4.032)	-12.115*** (-15.142)	-10.910*** (-13.586)	0.138 (0.797)	0.171 (1.323)	0.197*** (2.998)	0.571*** (7.140)
A_EQUITY_{t-1}	-0.041*** (-2.743)		0.006 (1.026)		0.001 (0.205)		-0.002** (-2.323)	
R_EQUITY_{t-1}		-0.966*** (-2.852)		-0.079 (-0.707)		-0.028 (-0.891)		-0.031* (-1.751)
N	519	873	4 092	6 292	396	673	3 660	5 694
调整后 R ²	0.425	0.286	0.426	0.366	0.333	0.377	0.309	0.290
F 检验	11.364***	10.446***	85.496***	101.734***	6.641***	12.631***	47.656***	67.408***

2. 股权分置改革的中介效应:基于公司固定效应模型的检验。由表 6 可见, $Reform_{t-1}$ 与 A_EQUITY_{t-1} 和 R_EQUITY_{t-1} 均显著负相关。这与表 3 中基于 OMD 指标的结果一致,没有支持假设 3。由表 3 可知,这主要是因为非国有股比例较高的公司在混合所有制改革后仍然对股权激励持观望态度。从治理效应看,交乘项与 DCS_t 均显著正相关,支持了假设 4。

表 6 基于公司固定效应模型的回归结果

	激励效应		治理效应	
	A_EQUITY_t	R_EQUITY_t	DCS_t	
	(27)	(28)	(29)	(30)
常数项	3.110*** (4.373)	0.273** (2.324)	0.569*** (5.281)	0.748*** (3.158)
$Reform_{t-1}$	-0.078* (-1.711)	-0.018*** (-3.363)	-0.030* (-1.926)	-0.007 (-0.857)
A_EQUITY_{t-1}			-0.001 (-0.864)	
R_EQUITY_{t-1}				-0.056 (-1.466)
$Reform_{t-1}$ $\times A_R_EQUITY_{t-1}$			0.002** (2.216)	0.020* (1.775)
公司固定效应	控制		控制	
N	9 020	12 566	8 612	12 211
R ² -within	0.045	0.028	0.169	0.023
R ² -between	0.009	0.067	0.368	0.116
F 检验	28.67***	10.67***	30.79***	16.20***

3. 股权分置改革的净效应:基于配对样本的双重差分检验。由 7 表可知, DID_t 与 A_EQUITY_{t-1} 和 R_EQUITY_{t-1} 均显著正相关,支持了假设 3。这与基于 OMD 和 $Reform$

的回归结果不一致,主要是因为股改的公司主要是国有非流通股比例较高的公司,而对于这类公司,股权混合度越高,高管股权激励水平越高,双重差分方法有效捕捉了股改的净效应。从治理效应看,交乘项 $DID_t \times A_EQUITY_t$ 和 $DID_t \times R_EQUITY_t$ 与 DCS_t 均显著正相关,这与基于 OMD 和 $Reform$ 的回归结果一致,支持了假设 4。

表 7 基于配对样本的双重差分回归结果

	激励效应		治理效应	
	A_EQUITY_t	R_EQUITY_t	DCS_t	
	(31)	(32)	(33)	(34)
常数项	12.090*** (3.544)	-0.092 (-0.317)	-0.224 (-0.897)	0.488** (1.974)
$Treated_t$	2.321*** (5.088)	0.156*** (5.252)	0.405*** (2.662)	-0.050 (-1.108)
$Event_t$	-0.380* (-1.769)	-0.005 (-0.800)	0.370* (1.807)	0.101*** (3.435)
DID_t	0.955*** (3.541)	0.024** (2.302)	-0.394* (-1.732)	-0.029 (-0.642)
A_EQUITY_t			0.034*** (2.733)	
R_EQUITY_t				6.529* (1.791)
$Treated_t$ $\times A_R_EQUITY_t$			-0.040*** (-2.778)	-6.563* (-1.756)
$Event_t$ $\times A_R_EQUITY_t$			-0.027 (-1.397)	-6.311* (-1.704)
DID_t $\times A_R_EQUITY_t$			0.035* (1.710)	6.315* (1.669)
N	400	562	208	275
R^2 -within	0.158	0.051	0.368	0.335
R^2 -between	0.398	0.203	0.518	0.419
Wald 检验	157.28***	81.97***	363.45***	242.78***

五、稳健性检验

(一)混合所有制改革替代变量:国有股转让比例

考虑到混合所有制改革实际上也是国有股逐渐转让的过程,本文构建了国有股转让比例指标(等于国有股股东转让给非国有股股东的股份数量与国有股总数的比值, TR),重新进行了检验。表 8 的结果与基于 OMD 和股权分置改革事件的结果一致,支持了假设 3 和假设 4。

表 8 稳健性检验:基于国有股转让比例的分析

	激励效应		治理效应	
	A_EQUITY_t	R_EQUITY_t	DCS_t	
	(35)	(36)	(37)	(38)
常数项	9.892*** (5.013)	0.504*** (3.776)	0.313*** (2.925)	0.463*** (5.786)
TR_{t-1}	1.078*** (5.814)	0.082*** (5.540)	0.016 (0.867)	-0.002 (-0.120)
A_EQUITY_{t-1}			-0.002 (-1.502)	
R_EQUITY_{t-1}				-0.025* (-1.858)

续表 8 稳健性检验:基于国有股转让比例的分析

	激励效应		治理效应	
	A_EQUITY _t	R_EQUITY _t	DCS _t	
	(35)	(36)	(37)	(38)
Cross _{t-1}			0.003** (2.452)	0.045* (1.654)
N	3 668	5 335	1 737	2 826
R ² -within	0.05	0.03	0.08	0.04
R ² -between	0.39	0.34	0.35	0.36
Wald 检验	512.18***	372.22***	5 480.77***	532.91***

注:表中 Cross 表示股权激励变量与混合度变量的交乘项。

(二) 股权混合度指标数据:公司前十大股东性质

本文按照前十大股东(不再区分流通股和非流通股)的名称信息,手工将国有单位持有的股份归为国有股,而非国有单位持有的股份归为非国有股,构建新的股权混合度变量(OMD_top10)进行了检验。实证结果进一步验证了表 3 基于 OMD 的激励效应的检验结果,即混合所有制改革的激励效应主要存在于国有股比例较高的公司中。从治理效应看,在全样本和非国有股比例较高的公司中,检验与表 4 的结果一致。而在国有股比例较高的公司中,表 2 结果表明,股权激励非但不能抑制高管融资决策中的防御行为,还促使其实施更多的防御行为。这里的结果进一步表明,混合所有制改革能够减弱这种效应,发挥预期的治理效应,从而进一步验证了表 4 的结论(受篇幅限制,回归结果未报告)。

(三) 采用市场资产负债率计算目标资本结构偏离度

Flannery 和 Rangan(2006)采用公司的市场资产负债率来衡量资本结构,再按照“局部调整”模型进行计算。借鉴其做法,本文构建新的目标资本结构偏离度指标(DCS_market)重新进行了检验,结果与基于 DCS 的结论基本一致(受篇幅限制,回归结果未报告)。

六、结论与启示

本文以 1999—2014 年上市公司为样本,研究了高管股权激励对其融资决策中管理防御行为的影响,以及混合所有制改革的激励和治理双重效应。本文得到以下结论与启示:(1)上市公司的股权激励与目标资本结构偏离度显著负相关,表明股权激励契约有助于抑制高管融资决策中的防御行为,但这种效应只存在于民营企业中。(2)对于国有企业,只在股权分置改革后才观察到类似效果,而在股改前,高管在降低债务融资水平的同时提高了股权激励水平,自我激励和管理防御问题严重。(3)在国有股比例较高的公司中,股权混合度越高,赋予高管的股权激励水平越大;而在非国有股比例较高的公司中,混合所有制改革反而使公司在赋予高管股权激励方面更加谨慎。我国上市公司推进股权激励计划,需要对契约条款及实施方案进行优化设计,才能吸引越来越多的公司采纳这种激励方式。(4)股权混合安排显著改进了股权激励契约在抑制高管防御行为方面的效率,而且这种效应在非国有股比例较高的公司中更强。随着混合所有制改革的深入,进一步放开民营资本的进入门槛,能够发挥更强的治理效应。当前,我国国有企业分类改革与分类治理的基本思路是因“类”制宜(高明华等,2014),对于竞争性国有企业放松国有控股地位的限制,这是大有裨益的。

主要参考文献:

[1]郭泽光,敖小波,吴秋生.内部治理、内部控制与债务契约治理——基于 A 股上市公司的经验证据[J].南开

- 管理评论, 2015, (1): 45—51.
- [2]胡国强, 盖地. 高管股权激励与银行信贷决策——基于我国民营上市公司的经验证据[J]. 会计研究, 2014, (4): 58—65.
- [3]黄群慧, 余菁, 王欣, 等. 新时期中国员工持股制度研究[J]. 中国工业经济, 2014, (7): 5—16.
- [4]盛明泉, 张敏, 马黎珺, 等. 国有产权、预算软约束与资本结构动态调整[J]. 管理世界, 2012, (3): 151—157.
- [5]邵帅, 周涛, 吕长江. 产权性质与股权激励设计动机——上海家化案例分析[J]. 会计研究, 2014, (10): 43—50.
- [6]苏冬蔚, 林大庞. 股权激励、盈余管理与公司治理[J]. 经济研究, 2010, (11): 88—100.
- [7]张文魁. 混合所有制的公司治理与公司业绩[M]. 北京: 清华大学出版社, 2015.
- [8]赵兴楣, 王华. 政府控制、制度背景与资本结构动态调整[J]. 会计研究, 2011, (3): 34—40.
- [9]Chen Q, Chen X, Schipper K, et al. The sensitivity of corporate cash holdings to corporate governance[J]. *Review of Financial Studies*, 2012, 25(12): 3610—3644.
- [10]Chen Y, Zhang X, Liu Z. Manager characteristics and the choice of firm “low leverage”: Evidence from China[J]. *American Journal of Industrial and Business Management*, 2014, 4(10): 573—584.
- [11]Flannery M, Rangan K P. Partial adjustment toward target capital structures[J]. *Journal of Financial Economics*, 2006, 79(3): 469—506.
- [12]Liu Q, Tian G. Controlling shareholder, expropriations and firm’s leverage decision: Evidence from Chinese non-tradable share reform[J]. *Journal of Corporate Finance*, 2012, 18(4): 782—803.
- [13]Sun Q, Tong W H S. China share issue privatization: The extent of its success[J]. *Journal of Financial Economics*, 2003, 70(2): 183—222.
- [14]Wang L, William Q, Judge J. Managerial ownership and the role of privatization in transition economies: The case of China[J]. *Asia Pacific Journal of Management*, 2012, 29(2): 479—498.
- [15]Weng T, Tseng C, Chen C, et al. Equity-based executive compensation, managerial legal liability coverage and earnings management[J]. *Journal of Applied Finance & Banking*, 2014, 4(3): 167—193.

Mixed Ownership Structure, Equity Incentives and Managerial Entrenchment in Financing Decision-making: Evidence Based on Dynamic Trade-off Theory

Yang Zhiqiang¹, Shi Shuiping², Shi Benren², Cao Xinyu¹

(1. School of Accountancy, Guangdong University of Finance and Economics, Guangzhou 510320, China;
2. School of Management, Jinan University, Guangzhou 510632, China)

Abstract: Based on dynamic trade-off theory and A-share listed companies from 1999 to 2014, this paper uses mixed ownership structure reform as natural experiment condition to study the effect of equity incentives of executives on defensive behavior in their financing decision-making and isolate the dual effects, namely incentive effect and governance effect. It arrives at the conclusions as follows: firstly, equity incentives help to inhibit defensive behavior in executives’ financing decision-making, but this effect only exists in private enterprises; secondly, a similar effect is observed in SOEs only after non-tradable shares reform, and before non-tradable shares reform, executives unidirectionally reduce debt fi-

nancing while they increase the level of equity incentives, showing obvious autoexcitation problem; thirdly, companies with higher-degree mixed equity are more cautious about granting equity incentives to executives, but in companies with higher proportion of state-owned shares, mixed ownership structure reform obviously increases the level of equity incentives; fourthly, mixed ownership structure significantly improves the efficiency of inhibiting executives' defensive behavior by equity incentive contracts, and this effect is stronger in companies with higher proportion of non-state-owned shares.

Key words: mixed ownership structure; equity incentive; managerial entrenchment; financing decision-making; dynamic trade-off theory

(责任编辑 康健)

(上接第 61 页)

study by using the real data of Shanghai and Guangzhou as two first-tier cities. It comes to the results as follows: firstly, in real estate market, different expectation of future housing prices by these two categories of investors and investment behavior can result in changes in housing prices; secondly, Shanghai investor behavior overall leads to constantly rising trend in Shanghai housing prices all the time, and Guangzhou investor behavior results in the transformation from overall pushing trend-based changes in housing prices under original static condition to overall pulling housing prices back to the fundamental prices with changes in investment strategy; thirdly, investor proportion in real estate market significantly affects change trend of housing prices; when the proportion of fundamental-based investors rises, the deviation and change rate of housing prices reduce, and when the proportion of fundamental-based investors reaches the peak, housing prices are at an inflection point; fourthly, the strategy change speed among investors also gives rise to changes in the proportion of fundamental-based investors and thereby frequent fluctuations in housing prices, and quicker strategy change speed leads to more frequent fluctuations in housing prices.

Key words: heterogeneous expectation; strategy evolution; real estate market; housing price

(责任编辑 康健)