

管理层防御会导致公司采取零杠杆策略吗？

唐齐鸣 黄昆 张星洋

(华中科技大学经济学院, 湖北 武汉 430074)

摘要: 本文选取2006~2014年A股上市公司数据, 检验管理层防御对零杠杆策略的影响。研究发现: 良好的内部监督治理质量和激烈的产品市场竞争, 都能够降低公司采取零杠杆策略的可能性, 且零杠杆公司的CEO更替-业绩敏感性低于对照组公司。结果表明管理层防御是导致公司采取零杠杆策略的重要原因。进一步区分产权性质后发现, 国企的零杠杆策略并不受管理层防御的显著影响, 而非国企的零杠杆策略受到管理层防御的显著影响。

关键词: 零杠杆; 管理层防御; 产权性质; 公司治理

Abstract: Using A-share listed companies from 2006 to 2014 as a study sample, this paper examines the impact of managerial entrenchment on firms' zero-leverage policy. The results show that firms with better internal governance mechanisms or product markets with fierce competition are more likely to adopt a zero-leverage policy. Meanwhile, zero-leverage firms exhibit lower CEO turnover-performance sensitivity than control firms. These results indicate that managerial entrenchment is an important reason as to why firms adopt a zero-leverage policy. Further study based on the ownership structure of an ultimate controller suggests that the significant impact of managerial entrenchment on zero-leverage policy mainly exists in the subsample of non-state-owned firms rather than the subsample of state-owned firms.

Key words: zero-leverage, managerial entrenchment, ownership nature of an ultimate controller, corporate governance

作者简介: 唐齐鸣, 女, 华中科技大学经济学院教授、博士生导师, 研究方向: 公司金融。黄昆, 华中科技大学经济学院博士生, 研究方向: 公司金融。张星洋, 女, 华中科技大学经济学院硕士生, 研究方向: 公司金融。

中图分类号: F275 **文献标识码:** A

引言

当存在市场摩擦时, 静态权衡理论倡导公司使用债务融资, 因为债务融资具有节税效应^[13]。然而现实世界中许多企业的债务融资行为极度保守, 即公司资本结构中的有息债务为零。Strebulaev and Yang(2013)^[16]首次将其称为“零杠杆之谜”(zero-leverage puzzle), 其开拓性的研究很快引发了其他学者对发达国家零杠杆现象的关注, 如D'Mello and Gruskin(2014)^[9]、Bessler et al.(2013)^[5]。

中国资本市场也存在零杠杆现象, 如唐齐鸣和黄昆(2016)^[27]指出, 自中国证券市场建立之后的20年内, 上市公司中的零杠杆公司占比呈现逐年增长的趋势。许多学者尝试分析我国上市公司采取零杠杆策略的原因, 如陈家玲和孔灿(2014)^[19]研究发现融资约束是导致上市公司采取

零杠杆策略的重要原因, 黄珍等(2016)^[22]则认为除了融资约束以外, 缺乏外部融资需求、追求财务灵活性及面临高投资机会三者同样是公司采取零杠杆策略的动机。

上述国内文献在研究公司采取零杠杆策略的原因时都隐含着—个前提假定: 管理层作为股东利益的代表, 始终以公司价值最大化为目标而做出资本结构决策。例如, 融资约束假说认为, 在外部融资成本高昂时, 企业(管理层)出于成本与收益的权衡而放弃债务融资, 财务灵活性假说认为, 企业(管理层)为了缓解未来的投资不足或者为了避免在未来陷入财务困境而保留当前的举债能力, 这些假说的本质都是管理层以公司价值最大化为目标而减少债务融资。然而在实践中, 管理层所做的资本结构决策可能并非以公司价值最大化为目标, 而是以个人利益最大化为目标。

在融资方式的选择上,管理层与股东存在目标冲突。股东通常希望充分举债融资以提高企业经营效率,但举债融资会增大公司陷入财务困境的可能性,进而增大管理层被解雇的可能性,管理层为了减少财务困境下需要承担的高昂工作转换成本,将尽可能规避债务融资^[10]。Morck et al.(1988)^[14]将这种固守职位的动机称为管理层防御(managerial entrenchment)动机(简称管理层防御或防御动机)。De Jong and Veld(2001)^[7]针对管理层面临较弱监管的荷兰上市公司进行研究发现,具有防御动机的管理层通常不以发行债务的方式来增资。

在我国当前公司治理体系不健全,管理层和股东之间的代理问题较为严重的大环境中,资本结构决策更有可能是管理层私利动机的体现^[26],这意味着管理层防御很可能是公司采取零杠杆策略的潜在原因,但是国内尚无学者检验这一因果关系。我们认为,这一空白产生的原因,一方面在于研究视角的局限,另一方面在于技术上的困难。技术上的困难体现在两点:其一,可能出于某种原因,零杠杆策略对一些公司而言是最优的资本结构,而这些公司主动选择了厌恶债务融资的管理层^[16],这一内生性问题在回归分析中难以克服;其二,管理层防御属于管理层的内心深层次的想法,从外部难以直接观测到,甚至有可能管理层自为而不自知^[32],因此如何直接予以度量一直是实证研究的难点。为了弥补国内文献的空白,本文通过对照组研究法克服内生性问题,并通过多种方式度量管理层防御动机,以全面且系统地检验管理层防御假说。

本文的贡献体现在:其一,首次基于管理层防御视角检验我国上市公司采取零杠杆策略的动机,并采用多种方法度量管理层防御,以全面且系统地检验管理层防御假说,这拓展并丰富了管理层防御领域的文献;其二,首次将产权性质引入零杠杆现象的分析框架,研究发现国有企业(此后简称国企)的零杠杆策略受到管理层防御的影响,非国有企业(此后简称非国企)的零杠杆策略不受管理层防御的影响,这拓展并丰富了产权性质对资本结构影响的相关研究。

文献回顾与研究假设

一、文献回顾

针对发达国家上市公司的研究表明,多方面因素共

同造成了零杠杆现象。首先,融资约束是公司采取零杠杆策略的重要原因之一,如Devos et al.(2012)^[8]、Bessler et al.(2013)^[5]、Strebulaev and Yang(2013)^[16]、Byoun and Xu(2013)^[6]针对公司的财务特征、信用评级、支付股利状况、贷款契约等方面的研究均支持融资约束假说。其中,Bessler et al.(2013)^[5]、Strebulaev and Yang(2013)^[16]认为财务灵活性假说是重要补充,他们发现有一小部分零杠杆公司并非面临着融资约束,而是刻意保留了举债能力,但Devos et al.(2012)^[8]、Byoun and Xu(2013)^[6]否定了财务灵活性假说。其次,管理层防御也是公司采取零杠杆策略的潜在原因,但现有文献的研究结论并不一致,如Strebulaev and Yang(2013)^[16]实证检验了管理层偏好和公司治理特征对零杠杆策略的影响,其结论支持管理层防御假说,但Devos et al.(2012)^[8]、Byoun and Xu(2013)^[6]对此予以否定。最后,上述文献都是考察微观层面因素,而宏观层面因素同样是零杠杆现象广泛存在于发达国家的重要原因,如Bessler et al.(2013)^[5]研究发现GDP增长率等宏观变量对零杠杆策略有显著影响,Strebulaev and Yang(2013)^[16]、Bessler et al.(2013)^[5]均发现零杠杆公司存在行业聚集效应,Bessler et al.(2013)^[5]还发现国家的制度环境对零杠杆策略有显著影响。

近年来也有国内学者开始重视零杠杆现象,如唐齐鸣和黄昆(2016)^[27]检验了零杠杆公司的财务特征,陈艺萍等(2016)^[20]将零杠杆公司的业绩与有杠杆公司进行比较分析,陈家玲和孔灿(2014)^[19]、黄珍等(2016)^[22]检验了融资约束对零杠杆策略的影响,此外,黄珍等(2016)^[22]还检验了外部融资需求、财务灵活性及投资机会对零杠杆策略的影响。

综合来看,一方面国外文献的研究视角非常丰富,但结论(尤其是针对微观层面因素的研究结论)存在诸多差异,另一方面国内文献对中国这样新兴市场国家的零杠杆现象的研究并不充分,尤其是缺乏从代理问题的视角来检验我国公司采取零杠杆策略的动机。为补充现有文献,本文不但聚焦于代理问题中的管理层防御问题以检验公司采取零杠杆策略的动机,还结合我国资本市场实践考察了管理层防御与零杠杆策略之间关系的边界问题。可见,本文的分析过程具备理论和现实的一致性,不但有助于完善相关理论,还具有现实指导意义。

二、研究假设

1. 管理层防御与零杠杆策略

Morck et al.(1988)^[14]提出的管理层防御行为是指：在公司内、外部控制机制下，管理层为了固守职位(以便在更大的范围内追求私利)而采取的一系列行为。这一概念有两个关键点：防御动机和防御行为¹。其一，防御动机是指固守职位的动机，其本质是个人利益最大化的动机。一般而言，防御动机的强弱取决于管理层是否受到有效的监管^[32] [8]，监管越弱则防御动机越强。其二，防御行为不是单纯的一种行为，而是一系列有利于管理层固守职位的行为，其表现形式可以是规避债务融资、操纵股利政策或进行过度投资等^[32]。防御动机是因，防御行为是果，但是防御动机究竟会导致哪一种防御行为则需要结合具体情境进行分析。

事实上，在防御动机影响防御行为的过程中，防御机会也起着重要作用。具体而言：为了固守职位，管理层有动机实施相应的防御行为，但这一防御行为最终能否实现还将受到机会的影响，即机会越大，防御行为最终实现的可能性越大；不仅如此，防御动机与防御机会之间还可能存在着高度的相关性(正相关)，例如，在公司治理机制非常完善的情况下，一方面管理层的防御机会很小，因为完善的公司治理机制在事前封锁了管理层违规操作以获取私利的空间，另一方面管理层的防御动机也很弱，因为管理层清楚地知道一旦自己违规操作以获取私利，那么他就将在事后遭受严重的惩罚。可见，若要严谨地考察管理层防御问题，则需要将防御动机和防御机会两者同时纳入分析框架。

然而，当落实到实证分析时，如果明确区分防御动机和防御机会，那么我们就无法同时度量这两个变量(防御动机的度量本身就是一个难题)，这时，因遗漏变量而引发的内生性问题将导致实证研究无法开展。即使我们能够同时度量防御动机和防御机会，鉴于防御动机和防御机会可能是高度正相关的，我们也无法得到防御动机(或防御机会)的回归系数。因此，考虑到实证研究的可行性，我们忽略防御机会(或者将其与防御动机等同起来)，而仅考察防御动机对防御行为的影响，事实上，现有的国内外研究管理层防御问题的实证文献大都没有考虑防御机会这一变量。此外，限于本文的研究主题，我们仅

考虑规避债务融资这一种防御行为，进而专注于探讨防御动机是否会导致公司采取零杠杆策略。

当公司资本结构中的债务增多时，公司陷入财务困境的可能性增大，管理层被解雇的可能性也随之增大。为了减少财务困境下需要承担的高昂工作转换成本^[10]，具有防御动机的管理层将规避债务融资，且防御动机越强则公司债务融资越少。针对美国上市公司的实证研究表明，较强的防御动机将导致较低的债务水平^[4]，甚至可能导致公司采取零杠杆策略^[16]。

与西方发达国家相比，我国上市公司面临的内、外部治理机制较差，这意味着我国上市公司的管理层普遍具有较强的防御动机。如王志强等(2011)^[28]的实证研究表明，我国上市公司的管理层普遍具有防御动机。进一步地，我国上市公司管理层的选拔一定程度上依赖于人际关系和政治背景^[33]，这种非市场化的选拔机制极大地增加了新工作的搜寻成本。为了减少财务困境下需要承担的高昂工作转换成本^[10]，具有防御动机的管理层更有可能规避债务融资，且防御动机越强则债务融资越少。因此，当管理层防御动机的强度很高时，公司可能会采取零杠杆策略。由此提出假设1：

H1：其他条件相同时，管理层防御动机越强的公司，越有可能采取零杠杆策略。

2. 产权性质、管理层防御与零杠杆策略

在我国特殊的制度背景下，国企管理层与非国企管理层在防御动机和防御行为上均存在差异。在防御动机上，国企管理层的防御动机可能比非国企更强。一方面，国有资产管理部虽然有权管理国有资产，但并不享有投资的收益，因而缺乏监督管理层的动力；另一方面，国企的董事会成员由国有资产管理部委派，并不代表股东利益，使得国企的内部监督治理机制失效^[29]。综合来看，国企的管理层面临较弱的监管，因而具有较强的防御动机。

然而在防御行为上，国企的管理层不太可能通过规避债务融资的方式来实现其防御动机。原因有两点：其一，国企由于与商业银行存在裙带关系，往往面临预算软约束，因此增加债务融资不太可能导致国企陷入财务困境，进而不可能导致管理层被解雇；其二，股权融资会分散国有资产管理部对国企的控制权，为了维持

对国有产权的绝对控制，国企反而青睐债务融资。综合这两个因素来看，即使国企管理层具有很强的防御动机，也不太可能规避债务融资。值得注意的是，防御行为不但包含规避债务融资，还包含操纵股利政策和进行过度投资等，因此国企管理层的防御动机有可能表现为操纵股利政策或进行过度投资等其他防御行为。

与国企不同，非国企的融资行为遵循市场规律。债务融资将增加非国企陷入财务困境的可能性，进而增大管理层被解雇的可能性，因此具有防御动机的非国企管理层将规避债务融资，且防御动机越强则债务水平越低。综合来看，相对于国企，当管理层防御动机的强度很高时，非国企更有可能采取零杠杆策略。由此提出假设2：

H2：相对于国企，管理层防御动机更有可能导致非国企采取零杠杆策略。

研究设计

一、样本初选与数据来源

本文以沪、深证券市场2006~2014年A股上市公司为初选样本，进行如下筛选：(1)剔除金融类公司；(2)剔除ST、PT公司；(3)剔除资本结构(有息债务/总资产)小于0、大于1或该项数据缺失的观测值；(4)剔除其他相关数据缺失的观测值；(5)剔除连续观测值数量小于2的公司，因为模型估计需要使用滞后一期数据。最后得到的原始样本中包含1019个零杠杆观测值。另外，对于个别零杠杆公司所缺失的相关数据，采用插值法处理。为了减轻异常值的影响，对所有连续变量在(1%，99%)区间上进行winsorize处理。

所有财务数据主要来自WIND数据库，公司治理数据及两权分离度数据主要来自CSMAR数据库²，为了保证数据的完整性和准确性，同时从WIND数据库与CSMAR数据库提取相关数据并进行相互对照和补充。对于公司管理层的履历、背景特征数据，主要从WIND深度资料数据库中进行手工搜集，并通过上市公司主页、“问财财经百科”网、百度搜索引擎进行补充。

二、实证设计与变量定义

1. 样本匹配与检验模型

微观金融问题的研究常常用到对照组研究法，如Strebulaev and Yang(2013)^[16]，此方法不仅能够克服样本容量有限所导致的估计系数被较大子样本操纵的问题^[23]，

还能够缓解内生性问题。

借鉴Strebulaev and Yang(2013)^[16]的手工匹配方法，本文选择如下5个条件来为零杠杆公司匹配对照组公司：年份、行业、规模、上一年业绩、产权性质。其中，Barber and Lyon(1996)^[2]认为在匹配对照组公司时，以事件前业绩(pre-event performance)为匹配原则可以避免会计数据的均值回归(mean reversion)问题，并且能够得到优良的检验统计量。此外，本文增加了产权性质这一匹配条件，这是因为产权性质对我国上市公司资本结构决策有显著影响^[33]。

具体而言，本文为每个零杠杆观测值从原始样本中匹配出一组对照组观测值，对照组观测值是指与该零杠杆公司位于相同年份、行业，具有相同产权性质，具有相似规模(零杠杆公司总资产对数值的0.7~1.3倍之内)，拥有相似的上一年业绩(零杠杆公司去年总资产收益率的0.9~1.1倍之内)的一组公司。当依据上述原则无法匹配出任何对照组观测值时，则放松匹配条件，即去除行业这一匹配条件，或者同时去除行业、上一年业绩这两个匹配条件，或者将“相似规模”的定义扩展到“零杠杆公司总资产对数值的0.5~1.5倍之内”。最终，平均为每个零杠杆观测值匹配到2.2个对照组观测值，这少于Strebulaev and Yang(2013)^[16]的3.4个，主要原因在于我们控制了更多的匹配条件。本文的原始样本中共有1019个零杠杆观测值，经过上述匹配得到2274个对照组观测值，其中256个零杠杆国企观测值对应着753个对照组观测值，763个零杠杆非国企观测值对应着1521个对照组观测值。

对于零杠杆公司与对照组公司组成的样本(简称“全样本”)，主要采用如下Logit模型进行分析：

$$P = E(ZL = 1|X) = \frac{1}{1 + e^{-(\alpha + X\beta)}} \quad (1)$$

其中，P代表公司采取零杠杆策略的概率。ZL是虚拟变量，当观测值是零杠杆公司(资本结构为零)时取值为1，否则取值为0。解释变量X包含管理层防御的代理变量和控制变量等。采用与Strebulaev and Yang(2013)^[16]一致的混合Logit回归方法，并将所有的解释变量滞后一期以进一步缓解内生性问题。此外，对标准误进行异方差调整并在公司层面上进行聚类(cluster)调整。

2. 变量定义

被解释变量(ZL)方面，采用有息债务比总资产来度量

资本结构，因此零杠杆公司是指有息债务为零的公司。值得注意的是，本文并不采用“总负债”来度量债务水平，一是因为总负债不能反映公司未来的违约风险^[15]，二是因为总负债所包含的不带息债务无法带来税盾价值。本文定义的“有息债务”所包含的会计科目更广³，因而很可能低估了A股市场中的零杠杆公司数量。

管理层防御的代理变量方面，管理层防御动机属于管理层的内心深层次的想法，从外部难以直接观测到，甚至有可能管理层自为而不自知^[32]，因此如何直接度量管理层防御动机一直是实证研究的难点。但通常认为，较弱的监管(如较弱的内部监督治理质量或较弱的外部接管威胁)有利于管理层实施防御行为，进而强化其防御动机^{[32] [8]}。鉴于我国企业面临的外部接管市场尚不规范，本文根据内部监督治理质量来间接地度量管理层防御动机(内部监督治理越强，则管理层防御动机越弱)。参考曹春方等(2015)^[18]的研究，内部监督治理变量主要选取：股权集中度(Top10)、两职兼任(Dual)、独立董事比例(Indep)、董事会会议次数(Meeting)。此外，从稳健性的角度考虑，后文还对零杠杆公司面临的产品市场竞争、CEO更替-业绩敏感性进行检验，以进一步验证管理层防御假说。

对于股权集中度与内部监督治理质量之间的关系有

表 1 变量定义

| 变量符号 | 变量名称 | 变量含义或说明 |
|----------|---------|--|
| ZL | 零杠杆 | 有息债务为零时取值为 1，否则取值为 0 |
| Top10 | 股权集中度 | 前十大股东持股比例之和 |
| Dual | 两职兼任 | 董事长与总经理两职兼任时取值为 1，否则取值为 0 |
| Indep | 独立董事比例 | 独立董事人数占董事总人数的比例 |
| Meeting | 董事会会议次数 | 年度内董事会会议的次数 |
| Sep | 两权分离程度 | 终极控股股东控制权比现金流权 |
| Size | 公司规模 | 年末总资产的自然对数 |
| Age | 年龄 | 公司上市的年限 |
| Tangible | 资产有形性 | 年末固定资产与总资产的比值 |
| MB | 成长机会 | 总资产市值比总资产账面值 |
| Profit | 盈利性 | 总资产收益率，计算方法为净利润比平均总资产 |
| CFlow | 现金流 | 经营活动产生的现金流量净额比总资产考。回归分析中回归系数值可能偏小，为便于分析，将该变量数值乘以 100 后再进行衡量 |
| CAPEX | 资本支出 | 购建固定资产、无形资产和其他长期资产所支付的现金比总资产 |
| Tax_rate | 所得税税率 | 公司年末所得税税率 |
| SOE | 产权性质 | 将 CSMAR 数据库中实际控制人为国企和非企业单位(除了自治组织之外)均定义为国企(SOE 取值为 1)，其他均定义为非国企(SOE 取值为 0) |
| Industry | 行业 | 行业虚拟变量。制造业按二级分类，其他行业按一级分类 |
| Year | 年份 | 年份虚拟变量 |

必要重点阐述。我国上市公司存在两类代理问题，即股东和管理层之间的代理问题，以及控股股东和中小股东之间的代理问题，较高的股权集中度能够缓解第一类代理问题，却会强化第二类代理问题。肖作平(2005)^[30]认为，对于我国上市公司而言，第二类代理问题可能占据主导地位，而董艳和李凤(2011)^[21]则认为，代理问题在股权集中度较低的公司中主要表现为第一类，在股权集中度较高的公司中主要表现为第二类。本文的描述性统计表明，样本公司的股权集中度较高，这意味着第二类代理问题占据主导地位。综合来看，对本文的全样本而言，股权集中度越高，则内部监督治理质量越弱。其他变量与内部监督治理质量的关系与曹春方等(2015)^[18]一致，即董事长与总经理两职兼任、独立董事比例越低或董事会会议次数越少均意味着内部监督治理质量越弱。

控制变量包括：公司规模(Size)、年龄(Age)、资产有形性(Tangible)、成长机会(MB)、盈利性(Profit)、现金流(CFlow)、资本支出(CAPEX)、所得税税率(Tax_rate)、产权性质(SOE)、行业(Industry)和年份(Year)。变量定义见表1。

在控制变量中，还增加了两权分离程度(Sep)，即终极控股股东控制权比现金流权，该比值越大则意味着控股股东利益侵占动机越强^[25]。在双重代理问题下，控股股东将基于利益侵占动机选择有利于自身利益的资本结构决策，此外，控股股东往往通过派出自己的直接代表或者自己本人来出任管理层以掌握公司资源的支配权，因此管理层可能为了迎合控股股东的利益侵占动机而采

表 2 主要变量的描述性统计

| 变量 | 观测值 | 均值 | 中位数 | 最大值 | 最小值 | 标准差 |
|----------|------|--------|--------|--------|--------|-------|
| Top10 | 3291 | 0.597 | 0.621 | 0.903 | 0.214 | 0.158 |
| Dual | 3291 | 0.305 | 0.000 | 1.000 | 0.000 | 0.460 |
| Indep | 3291 | 0.370 | 0.333 | 0.571 | 0.272 | 0.052 |
| Meeting | 3291 | 8.780 | 8.000 | 48.000 | 0.000 | 3.350 |
| Sep | 3279 | 1.382 | 1.000 | 5.747 | 1.000 | 0.794 |
| Size | 3291 | 21.407 | 21.265 | 25.433 | 18.276 | 1.153 |
| MB | 3291 | 2.681 | 2.103 | 9.284 | 0.199 | 1.976 |
| Tangible | 3291 | 0.199 | 0.161 | 0.745 | 0.003 | 0.156 |
| Profit | 3291 | 0.068 | 0.062 | 0.347 | -0.163 | 0.067 |
| Age | 3291 | 7.695 | 5.916 | 23.000 | 0.000 | 6.156 |
| CFlow | 3291 | 0.053 | 0.050 | 0.334 | -0.186 | 0.084 |
| CAPEX | 3291 | 0.061 | 0.044 | 0.289 | 0.000 | 0.058 |
| Tax_rate | 3291 | 0.184 | 0.150 | 0.330 | 0.000 | 0.059 |

注：变量 Sep 的数据有少许缺失，因而其观测值数量略少于其他变量。

取非公司价值大化的资本结构决策。可见，在回归分析中控制控股股东利益侵占动机能够避免因遗漏这一变量而导致的内生性问题。

三、描述性统计与相关性分析

表2列出了全样本中主要变量的描述性统计结果。内部监督治理变量中，股权集中度均值为0.597，说明公司的股权集中度较高；董事长与总经理两职兼任的公司占全样本的0.305；独立董事比例均值为0.370，与证监会规定的独董占比至少达到1/3的要求一致，但标准差仅为0.052，表明公司之间的差别很小；董事会会议次数的标准差达到3.350，说明各个公司的董事会会议次数差别很大。两权分离度均值为1.382，意味着平均而言控股股东的利益侵占动机并不强烈。

此外，Pearson相关性分析显示，主要变量之间相关系数的绝对值绝大多数都小于0.3，最大值仅为0.576，这意味着变量间不存在严重的多重共线性问题，受篇幅所限并未给出相关系数统计结果。

实证结果与分析

本节分为“主体检验”、“稳健性检验”和“其他稳健性检验”三个部分。其中，“主体检验”部分采用Logit模型(1)来验证假设1和假设2，“稳健性检验部分”根据产品市场竞争、CEO更替-业绩敏感性来进一步验证假设1和假设2，“其他稳健性检验部分”则通过样本替换、变量替换等方式再次验证结论的稳健性。

一、主体检验

在模型(1)中添加内部监督治理变量、两权分离度变量以及控制变量，以验证假设1，回归结果列于表3。可以看到，两权分离程度(Sep)的回归系数显著为负，表明终极控股股东利益侵占动机越强，则公司采取零杠杆策略的可能性越小。在本部分最关心的管理层防御的代理变量方面，股权集中度(Top10)的回归系数始终在1%的水平上显著为正，董事会会议次数(Meeting)的回归系数始终在1%的水平上显著为负，均表明较弱的内部监督治理质量增大了公司采取零杠杆策略的可能性。可推知较强的管理层防御动机增大了公司采取零杠杆策略的可能性，支持假设1。尽管两职兼任(Dual)及独立董事比例(Indep)的回归系数均不显著，但回归系数的方向与预期一致，仍然支持假设1。

控制变量方面，规模(Size)、年龄(Age)及资产有形性(Tangible)的回归系数始终显著为负，由于这三个变量都是融资约束的代理变量^{[11] [3] [11]}，这意味着融资约束程度越重的公司越有可能采取零杠杆策略，与陈家玲和孔灿(2014)^[19]、黄珍等(2016)^[22]的研究结论一致。此外，成长机会(MB)、盈利性(Profit)、现金流(CFlow)、资本支出(CAPEX)、所得税税率(Tax_rate)的回归系数的显著性及方向基本与Bessler et al.(2013)^[5]、Strebulaev and Yang(2013)^[16]的研究结论一致，表明模型设定是合理的。出于缩减篇幅的考虑，表3省略了一些控制变量。

接下来将全样本区分为国企和非国企两个子样本以检验假设2，回归结果列于表4。Panel A显示在国企子样本中，四个内部监督治理变量中仅有董事会会议次数(Meeting)的回归系数依然显著为负，但显著性较全样本有所降低，而其他三个变量的回归系数均不再显著，甚至符号与预期相反，表明管理层防御动机对国企零杠杆策略的解释力极弱。Panel B显示在非国企子样本中，四个内部监督治理变量回归系数的符号均与预期一致，且有三个变量的回归系数至少在5%的水平上显著，意味着管理层防御动机对非国企零杠杆策略的解释力很强。可见，管理层防御动机对零杠杆策略的影响仅存在于非国企，验证了假设2。

Panel A和Panel B的其他变量方面，两权分离程度和控制变量回归系数的显著性和方向基本与预期一致，表明模型设定是合理的。另外，表4中Panel A和Panel B的

表3 管理层防御与零杠杆策略

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
|-----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| Top10 | 1.953*** (0.003) | | | | 1.992*** (0.002) |
| Dual | | 0.138 (0.297) | | | 0.164 (0.223) |
| Indep | | | -0.212 (0.875) | | -0.426 (0.758) |
| Meeting | | | | -0.108*** (0.000) | -0.108*** (0.000) |
| Sep | -0.199** (0.041) | -0.203** (0.036) | -0.206** (0.034) | -0.198** (0.049) | -0.193* (0.059) |
| Age | -0.063*** (0.001) | -0.090*** (0.000) | -0.092*** (0.000) | -0.089*** (0.000) | -0.058*** (0.002) |
| Tangible | -1.344** (0.019) | -1.369** (0.018) | -1.394** (0.016) | -1.514*** (0.008) | -1.442** (0.010) |
| Size | -0.805*** (0.000) | -0.751*** (0.000) | -0.759*** (0.000) | -0.700*** (0.000) | -0.740*** (0.000) |
| Controls | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| N | 3279 | 3279 | 3279 | 3279 | 3279 |
| Pseudo R ² | 0.2098 | 0.2043 | 0.2038 | 0.2139 | 0.2204 |

注：Controls 包含 MB、Profit、CFlow、CAPEX、Tax_rate、行业和年份虚拟变量；括号内为 p 值；***、** 和 * 分别表示 0.01、0.05 和 0.10 的显著性水平；此处省略常数项。

观测值数量之和少于表3，是因为产权性质(SOE)变量有少许数据缺失。

总体而言，从表3的全样本回归结果来看，较强的管理层防御动机增大了公司采取零杠杆策略的可能性，验证了假设1；从表4的两个子样本回归结果来看，管理层防御动机对零杠杆策略的影响仅存在于非国企，验证了假设2。

二、稳健性检验

上一小节以内部监督治理质量间接地度量管理层防御动机，从而验证了假设1和假设2。然而，这种单一的度量方式尚不足以提供充足的证据。为了全面且系统地检验管理层防御假说，本小节分别根据产品市场竞争、CEO更替-业绩敏感性度量管理层防御动机，以进一步验证假设1和假设2。

表4 国企与非国企的零杠杆策略影响因素

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
|-----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| Panel A 国企的零杠杆策略影响因素 | | | | | |
| Top10 | 1.668 (0.119) | | | | 1.703 (0.119) |
| Dual | | -0.191 (0.556) | | | -0.206 (0.537) |
| Indep | | | 1.772 (0.549) | | 2.089 (0.466) |
| Meeting | | | | -0.106** (0.016) | -0.111** (0.016) |
| Sep | -0.162 (0.255) | -0.166 (0.211) | -0.158 (0.246) | -0.167 (0.209) | -0.157 (0.266) |
| Age | -0.061* (0.051) | -0.078*** (0.006) | -0.079*** (0.006) | -0.073** (0.012) | -0.058* (0.070) |
| Tangible | 0.817 (0.333) | 0.895 (0.292) | 0.868 (0.308) | 0.715 (0.401) | 0.656 (0.442) |
| Size | -0.927*** (0.000) | -0.883*** (0.000) | -0.888*** (0.000) | -0.843*** (0.000) | -0.894*** (0.000) |
| N | 999 | 999 | 999 | 999 | 999 |
| Pseudo R ² | 0.2637 | 0.2594 | 0.2599 | 0.2674 | 0.2738 |
| Panel B 非国企的零杠杆策略影响因素 | | | | | |
| Top10 | 1.708** (0.030) | | | | 1.762** (0.026) |
| Dual | | 0.290** (0.045) | | | 0.303** (0.039) |
| Indep | | | -0.503 (0.724) | | -0.815 (0.583) |
| Meeting | | | | -0.100*** (0.000) | -0.099*** (0.000) |
| Sep | -0.070 (0.575) | -0.056 (0.657) | -0.071 (0.580) | -0.062 (0.644) | -0.064 (0.633) |
| Age | -0.107*** (0.001) | -0.137*** (0.000) | -0.138*** (0.000) | -0.136*** (0.000) | -0.101*** (0.002) |
| Tangible | -3.042*** (0.000) | -3.136*** (0.000) | -3.178*** (0.000) | -3.234*** (0.000) | -3.077*** (0.000) |
| Size | -0.852*** (0.000) | -0.812*** (0.000) | -0.824*** (0.000) | -0.749*** (0.000) | -0.774*** (0.000) |
| N | 2274 | 2274 | 2274 | 2274 | 2274 |
| Pseudo R ² | 0.2184 | 0.2172 | 0.2148 | 0.2230 | 0.2294 |

注：控制变量包含 MB、Profit、CFlow、CAPEX、Tax_rate、行业和年份虚拟变量；括号内为 p 值；***、**和* 分别表示 0.01、0.05 和 0.10 的显著性水平；此处省略常数项和控制变量。

1. 产品市场竞争

针对发达国家资本市场的研究发现，外部环境中的法人控制权竞争(兼并和收购)能够监督管理层^[12]，从而弱化其防御动机。然而，我国控制权市场尚不规范，且针对控制权市场有效性的实证研究非常匮乏，因此外部接管威胁的治理效应对我国的借鉴意义有限。鉴于此，我们退而求其次，以外部环境中的产品市场竞争程度来度量管理层防御动机。其逻辑在于，产品市场竞争越激烈，企业的竞争优势越小，管理层被撤职的可能性更高，从而防御动机越强。具体而言，借鉴李曜和丛菲菲(2015)^[24]的研究，用销售费用与主营业务收入之比来度量产品市场竞争(Compete)，并将其添加到模型(1)以检验其对零杠杆策略的影响，回归结果列于表5。

针对全样本的回归结果显示，Compete的回归系数在5%的水平上显著为正，表明产品市场竞争越激烈，管理层防御动机越强，公司采取零杠杆策略的可能性越大，验证了假设1。区分产权性质的回归结果显示，Compete对零杠杆策略的正向影响仅存在于非国企，验证了假设2。

2. CEO更替-业绩敏感性

上文分别根据内部监督治理质量和产品市场竞争来度量防御动机，均是从事前的角度来度量防御动机，其逻辑在于，良好的公司治理机制和趋弱的产品市场竞争

表5 产品市场竞争与零杠杆策略

| 变量 | 全样本 (1) | 国企 (2) | 非国企 (3) |
|-----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| Compete | 2.286** (0.010) | -1.219 (0.613) | 2.902*** (0.002) |
| Age | -0.050*** (0.008) | -0.053* (0.092) | -0.092*** (0.005) |
| Tangible | -1.372** (0.015) | 0.723 (0.435) | -2.909*** (0.000) |
| Size | -0.734*** (0.000) | -0.946*** (0.000) | -0.764*** (0.000) |
| Top10 | 2.134*** (0.001) | 1.888 (0.102) | 1.816** (0.021) |
| Dual | 0.147 (0.287) | -0.103 (0.762) | 0.271** (0.047) |
| Indep | -0.740 (0.605) | 1.746 (0.563) | -1.092 (0.473) |
| Meeting | -0.112*** (0.000) | -0.108** (0.024) | -0.105*** (0.000) |
| Sep | -0.243** (0.024) | -0.155 (0.361) | -0.132 (0.339) |
| Controls | Yes | Yes | Yes |
| N | 3176 | 935 | 2233 |
| Pseudo R ² | 0.2210 | 0.2695 | 0.2380 |

注：Controls 包含 MB、Profit、Cflow、CAPEX、Tax_rate、行业和年份虚拟变量；括号内为 p 值；***、**和* 分别表示 0.01、0.05 和 0.10 的显著性水平；此处省略常数项；观测值数量有所减少是因为销售费用数据有所缺失。

都将弱化管理层的防御动机。此处我们转换视角，从事后的角度来度量防御动机。具体而言：防御动机较强的管理层会想尽办法固守职位，以降低因经营不善而被解雇的可能性；反推可知，管理层“因经营不善而被解雇的可能性”越小，则反映出其防御动机越强。据此我们以“CEO更替-业绩敏感性”（更替指被解雇）来衡量“因经营不善而被解雇的可能性”，进而度量防御动机：CEO更替-业绩敏感性越小则意味管理层防御动机越强。在Weisbach(1988)^[17]的方法的基础上，建立模型(2)以比较零杠杆公司与对照组公司的CEO更替-业绩敏感性是否存在差异，进而验证管理层防御假说。

$$\ln \frac{Pr(\text{Turnover})}{1 - Pr(\text{Turnover})} = \alpha + \beta_0 \text{Perf} + \beta_1 \text{Perf} * \text{ZL} + \beta_2 \text{ZL} + \gamma \text{Control} + \varepsilon \quad (2)$$

其中，Turnover是虚拟变量，反映CEO是否被解雇，是则取值为1，否则为0。“被解雇”的识别方法与游家兴等(2010)^[31]一致，即排除正常退休、两职互换以及因健康问题离职的情况。值得注意的是，如果一年中有多个CEO被解雇，本文只考虑该年份中首个被解雇CEO的数据，因为离职高管所能控制的只是他本人离职之前的业绩，不太可能控制其前任高管的业绩。Perf代表公司业绩，即息税

前利润比总资产；ZL代表公司是否采取了零杠杆策略，是则为1，否则为0。交互项(Perf*ZL)用于识别零杠杆公司的CEO更替-业绩敏感性是否与对照组公司存在差别。

借鉴游家兴等(2010)^[31]的研究，我们还控制了以下变量：(1)CEO背景特征，包括性别(Gender)、年龄(CAge)、任期(Tenure)、是否在外兼职(More)；(2)内部监督治理变量，包括股权集中度(Top10)、董事会规模(Board)、独立董事比例(Indep)、董事长与总经理两职兼任状况(Dual)以及董事会会议次数(Meeting)；(3)公司财务特征，包括公司规模(Size)等；(4)行业(Industry)及时间(Year)。由于离任高管所能控制的只是离任之前的公司业绩，所以将公司业绩(Perf)及其他解释变量均滞后一期，以避免双向因果关系导致的内生性问题。

表6的回归结果显示，不论是全样本还是区分了产权性质的两个子样本，业绩(Perf)的回归系数均显著为负，表明公司CEO经营业绩越差，其被迫离职的可能性越大，与现有文献针对管理层更替-业绩敏感性的研究一致^[17]。

我们最关心的是交互项(Perf*ZL)的系数。在全样本中，交互项的回归系数始终在5%的水平上显著为正，表明零杠杆公司的CEO更替-业绩敏感性更低，验证了假设1；在国企子样本中，交互项的回归系数为负且不显著，表明零杠杆国企的管理层防御强度与对照组公司无差异；而在非国企子样本中，交互项的回归系数始终在1%的水平上显著为正，意味着零杠杆非国企的管理层防御强度比对照组公司更高。这表明管理层防御并不是国企采取零杠杆策略的影响因素，却是非国企采取零杠杆策略的影响因素，从而进一步验证了假设2。

三、其他稳健性检验

我们还进行了如下稳健性测试(受限于篇幅，相关结果并未列出)：

其一，对被解释变量进行替换：上文使用“有息债务/总资产”来度量资本结构，此处我们分别采用“(短期借款+长期借款+应付债券)/总资产”以及“(短期借款+交易性金融负债+一年内到期的长期负债+长期负债)/总资产”来度量资本结构，所得实证结果与上文基本一致。

其二，对解释变量进行替换：分别以第一大股东持股比例、前五大股东持股比例、前五大股东持股比例的平方和以及前十大股东持股比例的平方和来衡量股权集中度，

表6 零杠杆策略与CEO更替-业绩敏感性

| 变量 | 全样本 | | 国企 | | 非国企 | |
|-----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|---------------------|----------------------|----------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| Perf | -3.203*** (0.000) | -2.560*** (0.000) | -2.520*** (0.003) | -2.352** (0.013) | -3.384*** (0.000) | -2.774*** (0.001) |
| ZL | -0.135 (0.389) | -0.056 (0.726) | -0.178 (0.525) | -0.290 (0.335) | -0.173 (0.345) | 0.053 (0.788) |
| Perf * ZL | 2.524** (0.022) | 2.155** (0.032) | -0.918 (0.650) | -0.516 (0.808) | 3.915*** (0.000) | 3.011*** (0.008) |
| Indep | -0.316 (0.743) | 0.339 (0.756) | 3.329** (0.034) | 4.384** (0.013) | -1.778 (0.154) | -2.156 (0.151) |
| Size | 0.014 (0.730) | -0.058 (0.262) | 0.006 (0.926) | -0.030 (0.719) | -0.079 (0.203) | -0.116 (0.121) |
| Gender | | 0.443* (0.066) | | 1.036 (0.107) | | 0.309 (0.248) |
| CAge | | -0.019** (0.020) | | -0.027* (0.078) | | -0.019* (0.064) |
| Tenure | | -0.021 (0.304) | | 0.017 (0.596) | | -0.042 (0.135) |
| More | | -0.260** (0.045) | | -0.221 (0.336) | | -0.237 (0.143) |
| Top10 | | -0.971*** (0.004) | | -0.335 (0.569) | | -1.228*** (0.006) |
| Board | | 0.012 (0.724) | | 0.022 (0.659) | | -0.042 (0.388) |
| Dual | | -0.269** (0.028) | | 0.115 (0.688) | | -0.321** (0.023) |
| Meeting | | 0.027* (0.073) | | -0.018 (0.472) | | 0.060*** (0.003) |
| Industry/Year | No | Yes | No | Yes | No | Yes |
| N | 3291 | 3290 | 1007 | 1005 | 2284 | 2278 |
| pseudo R ² | 0.0136 | 0.0435 | 0.0198 | 0.0524 | 0.0151 | 0.0603 |

注：括号内为p值；所有自变量都滞后一期；此处省略常数项。

所得结果基本不变；用终极控制人的控制权与现金流权之差来度量两权分离程度，回归结果未发生显著变化；将上述检验中的CEO替换为董事长，所得结果没有明显差异。

其三，对匹配方法进行替换：上文借鉴了Strebulaev and Yang(2013)^[16]的手工匹配方法为零杠杆公司寻找对照组公司，并没有采用目前较为流行的倾向得分匹配(PSM)方法，是因为手工匹配方法与PSM方法的适用场合不同。简而言之，如果“是否采取零杠杆策略”是回归方程的自变量，那么我们可以采用PSM方法为零杠杆公司匹配对照组公司，使得零杠杆策略更像是随机分配的，从而缓解“选择性偏误”(selection bias)。然而，本文研究的问题是“哪些因素导致公司采取零杠杆策略”，也就是说“是否零杠杆策略”是回归方程的因变量，此时PSM方法并不适用。由于本文样本中的零杠杆公司观测值数量较少，直接将零杠杆公司与有杠杆公司放在一起进行回归分析，将导致估计系数被较大子样本(有杠杆公司)操纵^[23]，因此本文采用手工匹配的方式来缩小有杠杆公司的样本范围，这同时还一定程度上控制了内生性问题。尽管如此，为了保证结论的稳健性，我们仍然根据PSM方法选择对照组公司以重复上文的实证检验，所得结果基本不变。

研究结论

本文采用A股上市公司2006~2014年的样本，结合中国特有的制度背景，基于管理层防御视角检验我国上市公司采取零杠杆策略的动机。研究表明：

(1)良好的内部监督治理质量能够降低公司采取零杠

杆策略的可能性；激烈的产品市场竞争能够降低公司采取零杠杆策略的可能性；与对照组公司相比，零杠杆公司的CEO更替-业绩敏感性较低。这些结果表明管理层防御是导致公司采取零杠杆策略的重要原因。

(2)区分产权性质来看，国企的零杠杆策略并不受到管理层防御的显著影响，但非国企的零杠杆策略受到管理层防御的显著影响。

本文的结论对于上市公司资本结构优化和资本市场制度调整都有重要启示。管理层防御是导致我国上市公司资本结构扭曲的重要原因，因此弱化管理层的防御动机对企业的发展至关重要。对企业而言，要建立完善和规范的董事会制度等内部监督治理机制，对政策制定者而言，要建立完善和规范的外部控制权市场等外部监督治理机制，这些举措将强化对管理层的监督作用并弱化其防御动机，帮助企业优化资本结构、提升业绩，进而促进国民经济的发展。

值得注意的是，管理层防御动机的实现方式有多种，规避债务融资只是其中的一种，还存在着操纵股利政策、进行过渡投资等其他方式。本文的结论只是表明，国企的管理层不会通过规避债务融资的方式来实现其防御动机，而非国企的管理层会通过规避债务融资的方式来实现其防御动机。因此，决不可将本文的结论过度解读为“国企不存在管理层防御动机，只有非国企才存在管理层防御动机”。事实上，国企由于公司治理机制较差而可能面临着更严重的管理层防御动机，只是防御方式有所不同，这些问题有待未来进一步研究。 ■

注释

1. 文中出现的“管理层防御”一词均指管理层的防御动机，简称“管理层防御动机”或“防御动机”。

2. Wind数据库中的零杠杆公司数量远少于CSMAR数据库，且前者是后者的一个子集，原因在于Wind数据库对“有息债务”的定义方式更加严格。因此我们以Wind数据库中的零杠杆公司作为研究对

象，以得到更可信的结果。

3. 国内文献对有息债务的定义通常只包括短期借款、长期借款、一年内到期的非流动负债和应付债券这四科会计科目，本文的定义包含但不限于此，根据Wind数据库的定义：有息债务=负债合计-无息流动负债-无息非流动负债。

参考文献：

- [1] Almeida H., Campello M., Weisbach M. S. The Cash Flow Sensitivity of Cash[J]. Journal of Finance, 2004, 59(4): 1777-1804.
- [2] Barber B. M., Lyon J. D. Detecting Abnormal Operating Performance: The Empirical Power and Specification of Test Statistics[J]. Journal of Financial Economics, 1996, 41(3): 359-399.
- [3] Benmelech E., Bergman N. K. Collateral Pricing[J]. Journal of Financial Economics, 2009, 91(3): 339-360.

- [4] Berger P. G., Ofek E., Yermack D. L. Managerial Entrenchment and Capital Structure Decisions[J]. Journal of Finance, 1997, 52(4): 1411-1438.
- [5] Bessler W., Drobetz W., Haller R., Meier I. The International Zero-Leverage Phenomenon[J]. Journal of Corporate Finance, 2013, 23(4): 196-221.
- [6] Byoun S., Xu Z. Why do Some Firms Go Debt Free? [J]. Asia-Pacific Journal of Financial Studies, 2013, 42(1): 1-38.

(下转第67页)