

# 股权激励会影响企业融资约束吗?

——基于我国上市公司的经验证据

何孝星, 叶展

(厦门大学经济学院, 福建 厦门 361005)

**内容提要:**股权激励对公司利益主体行为决策的影响,是当前学术界和实务界关注的焦点问题。结合中国资本市场的制度环境,本文以2007—2015年我国A股上市公司为样本,系统分析与检验股权激励实施对我国企业融资约束的影响。研究发现,股权激励的实施对我国企业融资约束状况产生负面影响,但这种影响存在门限特征,股权激励对不同产权性质企业的融资约束也存在非对称影响。本文综合使用多种融资约束衡量指标,并采用配对倍差法进行稳健性检验,发现结论具有一致性。

**关键词:**股权激励;融资约束;门限回归;配对倍差法

**中图分类号:**F276.6 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—5766(2017)01—0084—16

## 一、引言

股权激励如何影响公司利益主体的行为决策和代理问题,已成为学术界研究的重要领域。股权激励的实施目的在于激励公司管理者为最大化股东财富而工作,但却容易增加股东和债权人之间的利益冲突,导致债权人的利益受损(Jensen & Meckling, 1976; Billett 等, 2010; Liu & Mauer, 2011)。例如, Billett 等(2010)的研究发现,公司股权激励对股票和债券产生的财富效应负相关,股权激励的实施在促进股东和管理者利益趋于一致的同时,加重股东和债权人的利益冲突。债权人从保护自身利益出发,行为决策会发生相应变化,公司的融资约束状况可能随之改变。

自2006年1月1日《上市公司股权激励管理办法(试行)》推行后,我国上市公司陆续实施股权激励计划。特别是2010年以来,股权激励实施案例获得爆发性增长,截至2015年末,总计有588家上市公司成功实施股权激励方案(数据来自Wind资讯)。目前,限制性股票和股票期权已成为我国上市公司的主流股权激励模式。现阶段,我国学者在股权激励对企业经营绩效、股东财富以及市场反应的影响等方面的研究成果较丰富,但针对股权激励是否影响企业融资约束的问题却鲜有研究。融资约束现象在国内众多企业中普遍存在,世界银行调查发现,75%的中国非金融类上市公司将融资约束列为企业发展的主要障碍。融资约束问题一直是学术界热议的焦点。而伴随着2016年8月13日《上市公司股权激励管理办法》的正式施行,快速发展的股权激励在我国多层次资本市场上的作用和地位也将愈发凸显,因此,研究企业股权激励与融资约束的关系具有重要的理论价值和实践意义。

股权激励作为一把“双刃剑”,在激发管理者生产力和创造力的同时,还可能诱使管理者转移公司宝贵资源和歪曲公司经营业绩(Goldman & Slezak, 2006)。Benmelech 等(2010)认为,股权激励虽然会促使管理者更努力工作,但同时会诱导他们隐藏有关企业未来成长的坏消息,并做出次优的投资决策。股权激励的

收稿日期:2016-08-29

**作者简介:**何孝星(1955-),男,福建福州人,教授,经济学博士,研究领域是公司财务与资本市场, E-mail: xiaoxinghe@163.com; 叶展(1989-),男,福建漳州人,博士研究生,研究领域是公司金融, E-mail: cfrcyezhan@foxmail.com。通讯作者: 叶展。

这种负面效应抵消利益趋同效应为公司股东带来的好处,甚至毁损公司价值。债权人决策前后自然不会忽视股权激励的“负效应”,那么,股权激励的实施是否会影响我国企业的融资约束状况?本文首先从理论上阐述股权激励对企业融资约束的影响机制,然后以2007—2015年我国A股上市公司为样本,通过实证检验系统分析我国资本市场实践中股权激励对企业融资约束的影响程度和作用方向。

本文的贡献主要体现在:第一,为股权激励效应的研究提供新的视角。过去,学者主要考虑股权激励对公司两类代理问题的影响,即股东与管理者之间利益冲突的第一类代理问题,以及控股股东与中小股东之间利益冲突的第二类代理问题。本文从股权激励对债权人与股东、管理者之间利益冲突的潜在影响出发,通过文献梳理,从理论上总结提炼股权激励作用于企业融资约束水平的四种途径,并通过实证检验为股权激励政策对企业融资约束的影响提供基于中国市场的经验证据。第二,为企业融资约束的影响因素研究提供新的文献补充。相关学者已从股权结构、市场摩擦、流动性约束、政府干预、高管金融从业经验等角度,对融资约束的成因或影响因素进行考察分析,而本文从高管股权激励角度作为新的切入点进行研究,是对现有文献的有益补充。第三,本文的研究为企业实施股权激励计划以及股权激励实施后的投融资决策、流动性管理等提供重要的参考依据。

## 二、理论分析与研究假设

理论上,股权激励对企业融资约束的影响可总结为信号传递效应、风险承担效应、福利效应和财务粉饰效应四种途径。其中,信号传递效应判断股权激励的实施可能缓解企业的融资约束,而后三者则给出股权激励对企业融资约束产生不利影响的预测。

信息不对称是增加市场摩擦和企业融资难度的重要因素。外部投资者很难掌握公司的内部信息和项目的真实价值,投资者因决策面临高风险而不轻易为公司提供融资或要求更高的风险溢酬。此时,高管作为公司内部人,若通过股权激励持有本公司股权,则有利于释放公司项目质量良好的积极信号。在信号传递效应方面,Brealey等(1977)认为,道德风险的存在阻碍信息传递,潜在债权人无法完全获知公司运营和拟投资项目的真实质量,但若拥有内部信息的管理者通过股权激励等形式参与公司项目的股权投资,使自身损益与公司发展状况保持一致,则股权激励在降低公司代理成本的同时,还有助于债权人判断项目的真实质量;Whited(1992)的研究也发现,当投资者难以正确判断企业的投资机会时,企业面临的融资约束风险会增加,而企业实施股权激励向资本市场释放公司治理机制健全的信号,有助于缓解信息不对称程度(胡国强、盖地,2014)。据此可得,股权激励的实施可能使企业获得更多的银行借款和缓解自身融资约束状况。

而风险承担效应则给出不同的判断。股权激励在减少公司股东与管理者之间代理成本的同时,可能加剧股东和债权人之间的利益冲突(Liu & Mauer,2011)。承担有限责任的公司股东偏好投资高风险项目,倾向于通过公司投融资政策的使用减少未清偿债务的价值,这明显不利于债权人利益的保护。股权激励尤其是股票期权促进公司的风险转移激励,鼓励高管实施更高风险的项目决策,以牺牲债权人的利益为代价而提高公司的股权价值(Jensen & Meckling,1976)。由于股权激励促进公司的风险承担(Coles等,2006;Low,2009),而公司整体风险水平增加会导致其对外融资难度和融资成本上升(Ortiz-Molina,2006;Liu & Mauer,2011),债权人还会通过施加债务限制条款或流动性约束等方式保护自身利益(Begley & Feltham,1999)。因此,公司实施股权激励后,可能因风险承担增加而面临更紧的融资约束。在中国资本市场中,李小荣等(2015)也发现,公司承担的风险增加会导致其业绩波动性和财务风险上升,公司较高的财务风险会降低其融资能力和获取银行贷款的规模。理性的债权人预期获授股权激励的公司管理者会提高风险偏好,公司对外负债的难度可能会增加,导致其融资约束状况变差。

股权激励还可能通过福利效应和财务粉饰效应影响企业融资约束,这两种效应都与股权激励实施中的高管自利行为有关。在福利效应上,吕长江等(2009)发现,上市公司设计的股权激励方案,存在激励效应的同时又存在福利效应,机会主义地为激励对象谋福利。国内股权激励方案普遍缺乏激励性(肖淑芳等,

2013),一些上市公司高管权力过于集中,对董事会股权激励计划的制定过程施加影响,设定有利于管理层自身利益的股权激励有效期和行权条件等,导致股权激励成为高管利益输送的渠道和实施机会主义行为的工具。吴育辉、吴世农(2010)系统研究我国近百家上市公司股权激励计划草案,发现股权激励方案的绩效考核指标都设计得异常宽松,有利于高管行使股票期权。目前,我国公司的治理结构对高管自利行为的约束作用有限;肖淑芳等(2013)的研究也发现,我国上市公司股权激励的行权业绩考核指标显著偏低;胡国强、盖地(2014)的统计结果表明,近1/3上市公司推行股权激励具有明显的福利动机。

高管通过股权激励谋取福利的行为,显著降低股权激励的激励效果,公司业绩未必提升但高管却从中获取巨额收益。此时,股权激励容易成为一种市场为高管送福利的制度(吕长江等,2009)。若债权人判断一家上市公司股权激励的福利效应超过激励效应,则其会对公司发展前景和偿债能力产生质疑或担忧,从而降低其借款意愿。同时,由于短期借款的定期续贷是一种监督经理人行为的有效方法(Stulz,2000),面对股权激励的福利效应,债权人为降低自身的信贷风险,还会调整其对股权激励公司的贷款期限(胡国强、盖地,2014),公司贷款短期化对其融资约束状况也产生不利影响。

在股权激励影响企业融资约束的财务粉饰效应方面,西方学者的大量研究表明,授予高管股权激励导致公司更频繁地进行盈余管理和发生财务操纵行为。例如,Johnson等(2003)发现,公司发生财务欺诈行为时,经常伴随高管股票期权大规模行权,公司出现财务欺诈概率与高管股权激励水平正相关;Bergstresser & Philippon(2006)发现,公司盈余管理幅度与高管股权激励强度正相关,在公司发生明显盈余管理的年份,高管股票期权行权数量异常大幅增加。在我国资本市场实践中,股权激励的实施也存在除福利效应外的其他非激励原因。由于股权激励相比现金薪酬对会计盈余的降低幅度较小,财务成本较高的公司倾向于使用股权激励作为盈余管理手段(吕长江等,2009)。一方面,上市公司为降低财务报告成本,避免违反债务契约,可能主动运用股权激励工具替代现金薪酬;另一方面,高管被授予股权激励后,若上市公司盈利增长未及预期或达不到股权激励行权条件,也可能更频繁地进行盈余管理,或者粉饰财务报表,以保证高管获授的股票期权能按期行权或限制性股票能正常解锁。近些年,国内学者的研究均发现,我国实施股权激励的上市公司存在明显的盈余操纵迹象。高管甚至在股权激励实施前就通过盈余管理打压基期业绩,从而降低未来行权的难度(肖淑芳等,2013;杨慧辉等,2013)。苏冬蔚、林大庞(2010)认为,股权激励存在负面的公司治理效应,上市公司盈余管理增加高管行权的概率,且高管行权后公司业绩大幅下降;林大庞、苏冬蔚(2011)研究发现,实施股权激励的公司使用盈余管理修正业绩前的平均业绩高于未实施股权激励的公司,但经过盈余管理修正业绩后,两类公司的平均业绩无显著区别;肖淑芳等(2013)认为,股权激励是诱发公司盈余管理的直接动因,且管理权力又加剧这种财务操纵行为。

股权激励公司的盈余管理行为无疑会增加债权人准确判断公司真实财务状况的难度,债权人也会因股权激励公司更可能发生的财务操纵或欺诈行为而减少对公司财务报告的信任,财务粉饰效应的存在增加债权人对公司持续还款能力的质疑,致使其在面对公司的融资需求时变得更为谨慎。基于上述理论分析,股权激励对企业融资约束可能存在不同方向的影响,必须通过实证分析检验具体的影响方向和程度。因此,本文提出如下假设:

$H_{1a}$ : 股权激励的实施有助于缓解上市公司的融资约束。

$H_{1b}$ : 股权激励的实施对上市公司融资约束产生不利影响。

我国企业融资主要来源于银行借款,在中国特殊的金融体制下,国有企业与非国有企业的融资约束差异显著,非国有企业受到较严重的“信贷歧视”(李广子、刘力,2009;陈耿等,2015),其在与银行的信贷关系中处于被动地位,而国有企业则普遍存在“预算软约束”现象(盛明泉等,2012;喻坤等,2014)。政治关联有助于缓解企业的融资约束(于蔚等,2012),至今政府仍在信贷资源配置中发挥关键作用,把更多信贷资金配置给政治关联紧密的国有企业(方军雄,2007),因此,国有企业能便捷地获得弱约束的负债(盛明泉等,2012)。相较于非国有企业,由于政府隐性担保的存在,国有企业具有更强的债务融资优势(陆正飞等,

2015)。国有企业普遍存在的预算软约束,弱化其负债的约束性,包括银行在内的债权人更关注的是国有企业的身份,而对其是否实施股权激励以及股权激励的实施效应较不敏感。上述股权激励影响企业融资约束的作用机制相应减弱。同时,国有企业在承担市场风险方面具有天然的优势(邓可斌、曾海舰,2014),其破产风险更低且具备更高的融资便利性,在遭遇财务危机时更容易获得政府资金支持(陆正飞等,2015)。因此,债权人对其经营风险变动的容忍度更高,从而,股权激励的实施对其融资约束的影响程度会异于非国有企业。而对于受较多信贷歧视的非国有企业,其难以获得充足的银行信用且承担较高的融资成本,自身融资约束状况对上述股权激励效应的敏感性更高。因此,本文提出如下假设:

H<sub>2</sub>: 股权激励对国有企业与非国有企业的融资约束产生非对称影响。

### 三、研究设计

#### 1. 模型设计与变量定义

关于融资约束的测度问题,众多学者提出不同的衡量方法,主流衡量指标包括投资—现金流敏感性(Fazzari等,1988)、现金—现金流敏感性(Almeida等,2004)、KZ指数(Kaplan & Zingales,1997)、WW指数(Whited & Wu,2006)等。

Fazzari等(1988)提出投资—现金流敏感性指标,他们认为,面临外部融资约束的公司会表现出更强的投资—现金流敏感性。但投资—现金流敏感性作为融资约束衡量指标的合理性,一直广受国内外学者的诟病(Kaplan & Zingales,1997;Chang等,2007;Hadlock & Pierce,2010;连玉君、程建,2007;连玉君等,2010)。Chang等(2007)发现,融资约束公司表现出更低的投资—现金流敏感性;连玉君、程建(2007)发现,受较轻融资约束的公司反而表现出更强的投资—现金流敏感性,这类公司倾向于过度投资,影响投资—现金流敏感性的主要是代理问题而不是融资约束。KZ指数也受到不少质疑。Whited & Wu(2006)发现了KZ指数与一些融资约束事实相左的情况;Hadlock & Pierce(2010)认为,KZ指数的有效性不如公司规模和公司年龄这两个简单指标,并建议研究者放弃KZ指数,选择其他融资约束衡量指标。KZ指数的一个弱点在于,它们包含内生性的金融变量,导致得出的结论可能存在误导性(刘莉亚等,2015)。

Almeida等(2004)提出使用现金—现金流敏感性衡量公司的融资约束状况。他们发现,受较强融资约束的公司会从经营现金流中提取更多部分作为储备现金,从而表现出更强的现金—现金流敏感性,而融资不受约束的公司不会出现这种行为。此后,更多学者的研究也支持或使用该方法测度融资约束(Han & Qiu,2007;Hadlock & Pierce,2010)。在中国实践中,现金—现金流敏感性作为融资约束衡量指标也得到国内学者的肯定。连玉君等(2008)论证现金—现金流敏感性可以检验融资约束假说;王彦超等(2009)发现,融资受到约束的公司会在现金流中保持更大比例的现金资产。此外,其他学者的研究也都发现,在我国资本市场中,融资约束公司表现出更强的现金—现金流敏感性,该指标是测度我国企业融资约束较合适的指标(连玉君等,2010;于蔚等,2012;姚耀军、董钢锋,2015)。

基于上述分析,本文主要以现金—现金流敏感性测度我国上市公司的融资约束状况,并使用KZ指数和WW指数做进一步实证检验。本文借鉴Almeida等(2004)以及连玉君等(2010)的研究方法构建如下双向固定效应模型,检验股权激励对公司融资约束的影响:

$$\Delta Cash_{it} = \beta_0 + \beta_1 CF_{it} + \beta_2 Incentive\_ratio_{i,t-1} + \beta_3 Incentive\_ratio_{i,t-1} \times CF_{it} + \beta_4 Tobin_{it} + \beta_5 Size_{it} + \lambda_t + u_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式中, $\Delta Cash$ 为上市公司*i*在*t*年的现金持有量变动; $CF$ 为上市公司现金流量; $Tobin$ 和 $Size$ 分别为投资机会和公司规模; $\lambda_t$ 为时间虚拟变量,控制随时间变动的因素和宏观经济状况的影响; $u_i$ 为公司个体效应,控制公司层面异质性的影响; $\varepsilon_{it}$ 为误差项。模型(1)中加入股权激励强度指标及其与公司现金流量的交乘项,本文借鉴Bergstresser & Philippon(2006)对股权激励强度的测度,结合中国实际构建如下股权激励强度指标( $Incentive\_ratio$ ):

$$Incentive\_ratio_{it} = \frac{1\% \times Price_{it} \times (Shares_{it} + Options_{it} + Restricted_{it} + Appreciations_{it})}{1\% \times Price_{it} \times (Shares_{it} + Options_{it} + Restricted_{it} + Appreciations_{it}) + Salary_{it}} \quad (2)$$

式中,  $Price$  为上市公司年末股票收盘价;  $Shares$  为公司高级管理人员持股数;  $Options$ 、 $Restricted$  和  $Appreciations$  分别为高管持有的股票期权、限制性股票和股票增值权的数量;  $Salary$  为高管年薪总额。

为缓解内生性问题,模型(1)中使用滞后一期的股权激励强度指标  $Incentive\_ratio_{i,t-1}$ 。本文主要关注股权激励强度是否影响公司融资约束,即关注交乘项系数  $\beta_3$  的符号及显著性。若  $\beta_3$  显著为正,表明我国上市公司实施股权激励强度越大,倾向于面临越紧的融资约束;反之,这说明股权激励强度增加有助于改善我国上市公司的融资约束状况。此外,参考相关文献(Almeida等,2004;连玉君等,2010;于蔚等,2012;姚耀军、董钢锋,2015),模型(1)还可进一步控制资本支出( $Expend$ )、净营运资本变动( $\Delta NWC$ )、短期债务变动( $\Delta STD$ ),扩展模型如下:

$$\Delta Cash_{it} = \beta_0 + \beta_1 CF_{it} + \beta_2 Incentive\_ratio_{i,t-1} + \beta_3 Incentive\_ratio_{i,t-1} \times CF_{it} + \beta_4 Tobin_{it} + \beta_5 Size_{it} + \beta_6 Expend_{it} + \beta_7 \Delta NWC_{it} + \beta_8 \Delta STD_{it} + \lambda_t + u_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

同时,Almeida等(2004)、连玉君等(2010)以及姚耀军、董钢锋(2015)等学者的研究均发现,企业现金流( $CF$ )和投资机会( $Tobin$ )可能与误差项相关而产生内生性问题,因此,本文还使用广义矩估计法(GMM)进一步估计模型(3),以增强回归结果的可靠性。模型主要变量的定义如表1所示。

表1 主要变量定义

变量	名称	变量说明
$Cash$	现金持有量	现金及现金等价物/总资产。
$CF$	现金流量	经营活动产生的现金流量净额/总资产
$Incentive\_ratio$	股权激励强度	计算方法见模型(2)
$Tobin$	投资机会	(股权价值+总负债)/总资产
$Size$	公司规模	总资产的自然对数
$Expend$	资本支出	购建固定资产、无形资产和其他长期资产支付的现金/总资产
$NWC$	净营运资本	[(流动资产-货币资金)-(流动负债-短期借款)]/总资产
$STD$	短期债务	短期负债/总负债

资料来源:本文整理

## 2. 样本和数据

2006年1月1日开始施行的《上市公司股权激励管理办法(试行)》标志着我国上市公司真正意义上的股权激励制度正式实施,因此,本文研究的时间范围确定在2006年以后。此外,模型涉及的股权激励变量主要通过股权激励强度指标或股权激励实施哑变量衡量,同时,考虑到2007年1月1日新会计准则实施后,上市公司开始规范披露“现金及现金等价物期末余额”,故最终选择以2007—2015年沪深两市所有A股上市公司作为研究样本。公司股权激励实施情况、基本财务数据以及治理特征数据来自Wind资讯和CSMAR数据库,并通过上市公司年度报告做必要补充。

样本根据以下原则筛选:(1)由于金融业特殊性,剔除金融业公司;(2)剔除ST公司;(3)剔除当年首发上市样本;(4)剔除财务数据不全和控制变量缺失的样本。为减少异常值的影响,对所有连续型变量进行1%分位及99%分位的缩尾处理。表2列示相关变量的描述性统计特征。

表2 主要变量描述性统计

变量	平均值	中位数	标准差	最小值	最大值
$Cash$	0.166	0.127	0.134	0.009	0.729

变量	平均值	中位数	标准差	最小值	最大值
<i>CF</i>	0.043	0.043	0.076	-0.195	0.264
<i>Incentive_ratio</i>	0.171	0.000	0.307	0.000	0.949
<i>Tobin</i>	2.189	1.600	2.010	0.220	11.560
<i>Size</i>	21.845	21.713	1.285	18.885	25.527
<i>Expend</i>	0.056	0.041	0.053	0.000	0.262
<i>NWC</i>	0.125	0.135	0.196	-0.480	0.594
<i>STD</i>	0.229	0.193	0.205	0.000	0.774

资料来源: 本文整理

#### 四、实证结果分析

##### 1. 基于现金—现金流敏感性的分析

表3为股权激励对公司融资约束影响的回归结果,为避免聚类问题,本文对所有回归的标准差都做了Cluster调整。回归(1)~回归(3)均为面板数据双向固定效应估计结果,其中,回归(1)是未加入股权激励强度及其与现金流量交乘项的现金—现金流敏感性测度模型,与现有文献一致,现金流量*CF*的回归系数显著为正,说明我国上市公司整体上受到融资约束限制,表现出较强的现金—现金流敏感性。回归(2)是模型(1)对应的加入股权激励变量的回归结果,回归(3)是模型(3)对应的进一步控制资本支出(*Expend*)、净营运资本变动( $\Delta NWC$ )、短期债务变动( $\Delta STD$ )的回归结果。回归(4)为GMM估计,采用现金流量(*CF*)和投资机会(*Tobin*)的一期滞后项作为工具变量,从Anderson LM统计量上看不存在识别不足的问题。回归(2)~回归(4)中,股权激励强度与现金流量的交乘项系数至少在5%的水平上显著为正,支持假设H<sub>1b</sub>,即随着股权激励强度增加,公司面临较紧的融资约束。据此可得,在中国资本市场实践中,股权激励信号传递效应的作用弱于其他三种效应的影响,股权激励的实施一定程度上对上市公司融资约束产生不利影响。

表3 股权激励影响融资约束的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>CF<sub>it</sub></i>	0.367 *** (25.65)	0.355 *** (22.78)	0.228 *** (14.37)	0.107 *** (3.47)
<i>Tobin<sub>it</sub></i>	0.001 (1.20)	0.001 (0.74)	0.003 *** (4.04)	-0.001 (-1.18)
<i>Size<sub>it</sub></i>	0.008 *** (3.07)	0.010 *** (3.43)	0.014 *** (5.08)	0.003 *** (4.08)
<i>Incentive_ratio<sub>i,t-1</sub></i>		-0.018 ** (-2.18)	-0.019 *** (-2.68)	-0.061 *** (-18.12)
<i>Incentive_ratio<sub>i,t-1</sub> × CF<sub>it</sub></i>		0.129 ** (2.50)	0.111 ** (2.32)	0.188 *** (4.03)
<i>Expend<sub>it</sub></i>			-0.528 *** (-23.60)	-0.390 *** (-22.94)
$\Delta NWC_{it}$			-0.233 *** (-18.62)	-0.277 *** (-22.19)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
$\Delta STD_{it}$			0.035 *** (5.05)	0.020 *** (2.83)
Constant	-0.261 *** (-4.23)	-0.261 *** (-4.39)	-0.311 *** (-5.42)	-0.050 ** (-2.45)
Year	YES	YES	YES	YES
N	14788	14731	14536	14269
Adj-R <sup>2</sup>	0.108	0.111	0.229	0.272
DWH Prob.				0.2953
Anderson LM Prob.				0.0000

注:括号中数值为系数对应的t值;\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%、1%水平上显著;限于篇幅,未提供时间虚拟变量对应的系数

资料来源:本文整理

其他控制变量上,公司规模(*Size*)的回归系数显著为正,表明随着资产规模增加,我国上市公司将持有更多的现金类资产。资本支出(*Expend*)、净营运资本变动( $\Delta NWC$ )的回归系数显著为负,上市公司资本支出增加导致其减持现金类资产,净营运资本变动与现金持有存在替代关系。短期债务变动( $\Delta STD$ )的回归系数符号与姚耀军和董钢锋(2015)的研究一致,但与连玉君等(2010)的回归结果相反。

为验证假设  $H_2$ ,分析股权激励对国有企业和非国有企业的融资约束是否产生不同影响,本文针对模型(3),把样本分为国有企业和非国有企业,进一步进行回归分析,结果如表4所示。样本划分标准为,根据实际控制人信息把实际控制人拥有上市公司股权性质为国家股或国有股的企业划分为国有企业,其他类型的企业划分为非国有企业。表4回归(1)和回归(3)分别对应国有企业和非国有企业的面板数据双向固定效应估计结果,回归(2)和回归(4)分别对应国有企业和非国有企业的GMM估计结果。由回归结果可知,回归(1)和回归(2)国有企业的股权激励强度与现金流量交乘项  $Incentive\_ratio_{i,t-1} \times CF_{it}$  系数不显著,回归(3)和回归(4)中的非国有企业的  $Incentive\_ratio_{i,t-1} \times CF_{it}$  系数显著为正。研究结果支持假设  $H_2$ ,股权激励强度的增加会导致非国有企业更紧的融资约束,但不影响国有企业的融资约束状况。

表4 股权激励对不同类型公司融资约束影响的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
$CF_{it}$	0.263 *** (13.77)	0.074 ** (2.19)	0.194 *** (7.14)	0.110 ** (1.99)
$Tobin_{it}$	0.003 ** (2.38)	0.000 (0.14)	0.003 ** (2.25)	-0.001 (-0.75)
$Size_{it}$	0.012 *** (3.92)	0.001 (0.70)	0.011 *** (2.59)	0.007 *** (4.52)
$Incentive\_ratio_{i,t-1}$	0.019 (0.68)	-0.068 *** (-4.66)	-0.026 *** (-3.39)	-0.054 *** (-12.09)
$Incentive\_ratio_{i,t-1} \times CF_{it}$	-0.072 (-0.37)	0.081 (0.50)	0.112 ** (2.00)	0.175 ** (2.46)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
$Expend_{it}$	-0.432 *** (-14.47)	-0.279 *** (-12.80)	-0.616 *** (-19.85)	-0.453 *** (-18.80)
$\Delta NWC_{it}$	-0.189 *** (-11.27)	-0.232 *** (-13.52)	-0.271 *** (-14.91)	-0.311 *** (-17.98)
$\Delta STD_{it}$	0.037 *** (3.46)	0.027 ** (2.53)	0.032 *** (3.67)	0.014 (1.54)
Constant	-0.269 *** (-3.87)	0.003 (0.13)	-0.254 *** (-2.84)	-0.119 *** (-3.40)
Year	YES	YES	YES	YES
N	6832	6729	7690	7526
Adj-R <sup>2</sup>	0.204	0.178	0.256	0.291
DWH Prob.		0.0001		0.8874
Anderson LM Prob.		0.0000		0.0000

注:括号中数值为系数对应的t值;\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%、1%水平上显著;限于篇幅,未提供时间虚拟变量对应的系数;GMM估计采用现金流量(CF)和投资机会(Tobin)的一期滞后项作为工具变量,Anderson LM显示模型不存在识别不足问题

资料来源:本文整理

## 2. 采用KZ指数测度融资约束进行稳健性检验

尽管KZ指数作为融资约束衡量指标受到国内外学者质疑,但近两年仍有学者发现支持KZ指数的证据,并将其作为融资约束的代理变量(魏志华等,2014;李君平、徐龙炳,2015)。为增强结论的稳健性,本文利用我国上市公司相关财务数据,借鉴Kaplan & Zingales(1997)和魏志华等(2014)构造KZ指数的方法,检验股权激励实施对KZ指数即融资约束产生的影响。KZ指数具体采用如下步骤计算:(1)对我国上市公司2007—2015年的财务数据分别计算经营活动现金流量/期初总资产(CF/A)、现金股利/期初总资产(D/A)、现金及现金等价物/期初总资产(Cash/A)、资产负债率(Lev)和托宾Q值这五个指标。(2)针对每一年度数据,若CF/A小于中位数,则令 $kz_1 = 1$ ,否则为零;若D/A小于中位数,则令 $kz_2 = 1$ ,否则为零;若Cash/A小于中位数,则令 $kz_3 = 1$ ,否则为零;若Lev大于中位数,则令 $kz_4 = 1$ ,否则为零;若托宾Q大于中位数,则令 $kz_5 = 1$ ,否则为零。(3)加总计算,令 $kz = kz_1 + kz_2 + kz_3 + kz_4 + kz_5$ 。(4)令kz为因变量,使用Ordered Logit模型对CF/A、D/A、Cash/A、Lev和托宾Q进行回归,得到各变量的回归系数。(5)利用各变量值和变量回归系数,可加总计算出衡量上市公司融资约束程度的KZ指数,KZ指数越大,代表上市公司受到越强的融资约束。表5为KZ指数计算过程中涉及到的回归结果,与Kaplan & Zingales(1997)的实证结果相似。

表5 KZ指数估计模型的回归结果

变量	CF/A	D/A	Cash/A	Lev	Q	N	Pseudo R <sup>2</sup>
KZ	-9.346 *** (-46.19)	-22.721 *** (-22.78)	-3.331 *** (-27.35)	3.688 *** (43.91)	0.224 *** (25.72)	16292	0.2112

注:\*\*\*表示在1%的水平上显著

资料来源:本文整理



此外,为增强稳健性,本文还使用两种方法计算 KZ 指数:一是参考刘莉亚等(2015)的做法,直接借鉴 Kaplan & Zingales (1997) 的公式构造 KZ 指数,得到  $KZ = -1.002 CF/A - 39.368 D/A - 1.315 Cash/A + 3.139 Lev + 0.283 Q$ 。二是参考 Baker 等(2003)以及李君平、徐龙炳(2015)的方法,构建四因子 KZ 指数(去掉托宾 Q),得到  $KZ = -1.002 CF/A - 39.368 D/A - 1.315 Cash/A + 3.139 Lev$ 。在构建股权激励对公司融资约束影响的模型上,本文参考魏志华等(2014)的方法,选取系列控制变量构建如下双向固定效应模型:

$$KZ_{it} = \beta_0 + \beta_1 Incentive_{it} + \beta_2 Size_{it} + \beta_3 ROA_{it} + \beta_4 Growth_{it} + \beta_5 PPE_{it} + \beta_6 Risk_{it} + \lambda_t + u_i + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

式中,公司规模  $Size$  的定义与模型(1)相同; $ROA$  为公司总资产净利润率; $Growth$  为公司营业收入增长率; $PPE$  代表资产有形性,计算方法为:(存货+固定资产)/期末总资产;市场风险  $Risk$  采用公司股票当年度的日收益波动率衡量; $\lambda_t$  和  $u_i$  分别控制时间效应和公司个体效应; $\varepsilon_{it}$  为误差项。同时,对所有连续型变量进行 1% 分位及 99% 分位的缩尾处理。 $\beta_1$  为模型关注的参数,若  $\beta_1$  显著为正,表明股权激励的实施导致公司更紧的融资约束。

在股权激励变量上,设置  $Incentive$  哑变量,若上市公司  $t$  年实施股票期权、限制性股票等形式的股权激励, $Incentive$  取值为 1,否则为零。使用哑变量的目的还在于,通过倾向得分匹配后的双重差分法(PSM-DID)做进一步检验。由于股权激励与公司融资约束之间可能存在内生性问题,本文还借鉴罗知等(2015)的方法,构建连续时间双重差分模型(DID),控制因变量和解释变量之间的相互影响效应,具体模型如下:

$$KZ_{it} = \beta_0 + \beta_1 D_{it} T_{it} + \lambda_t + u_i + \beta_2 Size_{it} + \beta_3 ROA_{it} + \beta_4 Growth_{it} + \beta_5 PPE_{it} + \beta_6 Risk_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

虚拟变量  $D$  表示公司是否属于实验组,若公司在 2007—2015 年实施过股权激励则取值为 1,否则为零;虚拟变量  $T$  表示实施股权激励前后,若公司在  $t$  年开始实施股权激励,则  $T$  从  $t$  年到 2015 年取值为 1,否则为零。部分上市公司实施股权激励后若干年取消或到期,本文剔除这部分样本。在连续时间 DID 模型中,不再单独控制  $D$  或  $T$ ,而改为控制时间固定效应  $\lambda_t$  和公司个体固定效应  $u_i$ (罗知等,2015)。 $\beta_1$  为连续时间 DID 模型重点关注的参数,若  $\beta_1$  显著为正,表明股权激励的实施导致公司更紧的融资约束。由于企业是否实施股权激励并不是完全随机或外生决定的,而双重差分法要求处理组和对照组的分组随机,因此,本文进一步通过倾向得分匹配(PSM)获取具备可比性的对照组。

参照现有文献,本文选取公司规模  $Size$ 、总资产净利润率  $ROA$ 、营业收入增长率  $Growth$ 、资产有形性  $PPE$ 、市场风险  $Risk$ 、产权性质  $SOE$ (是否属于国有企业)、行业哑变量  $TEC$ (是否属于信息技术行业)、上市年龄  $Listage$ 、高管现金薪酬  $Salary$ (取自然对数)、资产负债率  $Lev$  等系列指标作为 PSM 的协变量。由于对照组样本充足,本文采用一对四近邻匹配。匹配平衡性检验结果显示,匹配后处理组和对照组在匹配变量上的标准偏差大幅减少,各匹配变量的标准偏差均在 5% 以内,且  $t$  检验结果表明,处理组和对照组样本在匹配后不再有系统偏差。良好的匹配效果说明,本文通过匹配有效减少股权激励的内生性问题。限于篇幅,匹配平衡性检验结果未列示。

通过倾向得分匹配,得到处理组平均处理效应  $ATT$  为 0.161,且在 1% 的统计水平上显著为正,由  $ATT$  也可知实施股权激励的上市公司 KZ 指数更高,即受到更紧的融资约束。表 6 为股权激励实施对公司融资约束(KZ 指数)影响的实证回归结果。其中,回归(1)~回归(3)是基于模型(4)使用面板数据双向固定效应模型得到的结果,回归(4)~回归(6)是基于模型(5)使用连续时间配对倍差模型(PSM-DID)得到的结果。在两类模型中,回归(1)~回归(3)或回归(4)~回归(6)又分别使用本文构建的 KZ 指数、Kaplan & Zingales(1997)构建的 KZ 指数以及 Baker 等(2003)构建的 KZ 指数作为因变量。由回归结果可得,面板数据双向固定效应模型中, $Incentive$  系数在 1% 的水平上显著为正,说明股权激励实施导致我国上市公司更紧

的融资约束;在 PSM-DID 模型中,DT 系数值较 *Incentive* 系数值缩小一半,显著性也有所下降,但仍在 1% ~ 10% 的水平上显著为正。可见,股权激励与公司融资约束可能存在相互影响的内生性问题,但 PSM-DID 估计结果同样支持股权激励实施会对上市公司融资约束产生负面影响的假设。

表 6 股权激励实施对 KZ 指数影响的估计结果

变量	面板数据双向固定效应			PSM-DID		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Incentive<sub>it</sub></i>	0.224 *** (3.96)	0.256 *** (6.07)	0.208 *** (5.31)			
<i>D<sub>it</sub>T<sub>it</sub></i>				0.134 * (1.85)	0.165 *** (2.92)	0.126 ** (2.40)
<i>Size<sub>it</sub></i>	-0.256 *** (-4.13)	-0.322 *** (-7.22)	0.019 (0.53)	-0.032 (-0.32)	-0.144 * (-1.90)	0.155 ** (2.42)
<i>ROA<sub>it</sub></i>	-7.609 *** (-20.63)	-5.097 *** (-20.17)	-5.978 *** (-23.37)	-8.624 *** (-11.03)	-5.631 *** (-8.96)	-8.321 *** (-13.48)
<i>Growth<sub>it</sub></i>	-0.406 *** (-10.07)	-0.097 *** (-4.08)	-0.127 *** (-5.46)	-0.228 *** (-3.03)	-0.008 (-0.15)	-0.019 (-0.38)
<i>PPE<sub>it</sub></i>	2.139 *** (12.12)	1.089 *** (8.93)	1.232 *** (11.07)	3.247 *** (10.62)	1.721 *** (7.58)	1.910 *** (9.77)
<i>Risk<sub>it</sub></i>	4.394 (1.53)	12.397 *** (6.37)	-2.770 (-1.62)	15.583 *** (3.58)	21.248 *** (6.58)	3.669 (1.20)
<i>Constant</i>	5.661 *** (4.14)	7.588 *** (7.70)	0.071 (0.09)	-0.105 (-0.05)	3.148 * (1.90)	-3.474 ** (-2.54)
时间效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
个体效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>N</i>	15983	15983	16381	5506	5506	5506
<i>Adj-R<sup>2</sup></i>	0.236	0.290	0.246	0.267	0.369	0.328

注:括号中数值为系数对应的 t 值;\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1% 水平上显著  
资料来源:本文整理

### 3. 采用 WW 指数测度融资约束进行稳健性检验

由于 KZ 指数对融资约束的判断效力仍存在不足,本文还使用 WW 指数做稳健性检验。Whited & Wu (2006) 基于投资欧拉方程的 GMM 估计构建了衡量公司外部融资约束的 WW 指数,该指数受到的批评和质疑较少,较好地契合融资约束概念本身(邓可斌、曾海舰,2014)。本文借鉴刘莉亚等(2015)的做法,参考 Whited & Wu(2006)构造 WW 指数: $WW = -0.091 CF/A - 0.062 Divpos + 0.021 Lev - 0.044 Size + 0.102 IGrowth - 0.035 Growth$ ,其中,*Divpos* 是上市公司 *t* 年是否支付现金股利的哑变量;*IGrowth* 是 *t* 年行业销售增长率,其他变量定义与上文保持一致。以 WW 指数作为因变量,分别使用模型(4)面板数据双向固定效应回归和模型(5)PSM-DID 回归的实证结果如表 7 所示。与 KZ 指数的回归结果相似,DT 系数值较 *Incentive* 系

数值略微减小,显著性水平也有所下降,但两系数均至少在 5% 的水平上显著。使用 WW 指数的实证回归结果仍保持稳健,股权激励实施确实对我国上市公司的融资约束状况产生负面影响。

表 7 股权激励实施对 WW 指数影响的估计结果

变量	(1)	(2)
$Incentive_{it}$	0.007 *** (2.89)	
$D_{it}T_{it}$		0.006 ** (2.01)
$Size_{it}$	-0.049 *** (-29.93)	-0.046 *** (-14.81)
$ROA_{it}$	-0.109 *** (-9.09)	-0.147 *** (-4.99)
$Growth_{it}$	-0.026 *** (-16.46)	-0.027 *** (-8.95)
$PPE_{it}$	0.003 (0.47)	-0.000 (-0.00)
$Risk_{it}$	0.304 ** (2.32)	0.005 (0.03)
$Constant$	0.117 *** (3.27)	0.062 (0.91)
时间效应	YES	YES
个体效应	YES	YES
$N$	16400	5506
$Adj-R^2$	0.267	0.244

注:括号中数值为系数对应的 t 值;\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1% 水平上显著

资料来源:本文整理

#### 4. 其他稳健性检验

为增强结论的可靠性,本文还进行以下几方面的稳健性检验:(1)为排除公司财务状况异常和当年发生的资本市场融资行为的干扰,以及防止公司兼并重组的影响,本文剔除净资产为负以及当年发生过增发、配股、发行公司债、发行可转债的样本,同时剔除总资产增长率或销售增长率超过 100% 的样本(连玉君等,2010),重新进行实证回归,检验结果仍保持一致。(2)考虑到我国上市公司股权激励数据的截断特征(胡国强、盖地,2014),对股权激励强度指标做加 1 再取自然对数处理后重做回归分析,结论具有一致性。(3)借鉴现有文献对现金持有量不同定义的法,本文还分别使用“货币资金/总资产”和“(货币资金+交易性金融资产)/总资产”度量现金持有量,检验股权激励对公司现金—现金流敏感性的影响,研究结论仍保持稳健。

## 五、进一步分析

### 1. 结构变化问题

从前文的实证研究结果发现,股权激励导致非国有企业更紧的融资约束,但对国有企业的融资约束不产生显著影响。由此推测,股权激励对企业融资约束的负面影响可能存在门限特征,即对受较强融资约束企业的强化作用较明显,对受较弱融资约束企业的强化效果不明显。为检验股权激励与融资约束间是否存在这种结构变化问题,本文进一步将研究样本调整为平衡面板数据,借鉴 Hansen (1999) 使用的静态面板门限回归方法,以 WW 指数作为因变量,滞后一期股权激励强度作为解释变量,检验股权激励对企业融资约束的影响是否存在门限效应,结果分别如表 8 和表 9 所示。

表 8 门限效应检验

门限值	F 值	P 值	自举抽样次数	临界值			95% 置信区间
				10%	5%	1%	
-0.8067	419.77	0.0000	300	12.1525	14.7068	22.2771	[-0.8161, -0.7932]

注:主要参考 Wang(2015)的方法,运用 Stata13 的相关程序(xthreg)进行门限回归;融资约束代理变量 WW 指数为用来划分样本的“门限变量”

资料来源:本文整理

表 9 面板门限回归估计结果

变量	(1)		(2)	
	系数	t 值	系数	t 值
Size	-0.042 ***	-15.20	-0.042 ***	-15.22
ROA	-0.126 ***	-5.79	-0.126 ***	-5.80
Growth	-0.029 ***	-11.97	-0.029 ***	-11.98
PPE	-0.005	-0.43	-0.005	-0.44
Risk	-0.105	-0.58	-0.111	-0.61
CAT1	-0.007	-1.07	-0.009	-1.02
CAT2	0.541 ***	10.41	0.743 ***	11.63
Constant	-0.015	-0.24	-0.014	-0.23
时间效应	YES		YES	
个体效应	YES		YES	
Adj-R <sup>2</sup>	0.281		0.284	

注:\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1% 水平上显著;CAT1 和 CAT2 分别表示在门限值以下、上的解释变量(股权激励强度)系数

资料来源:本文整理

表 8 中,P 值小于 0.01,说明存在门限效应。表 9 中,鉴于我国上市公司股权激励存在的明显截断特征,回归(2)对解释变量股权激励强度指标做加 1 再取自然对数处理。由回归结果可知,无论是回归(1)还是回归(2),CAT1 系数不显著,CAT2 系数在 1% 的水平上显著为正,表明对于融资约束门限值以下的企业,实施股权激励不会导致其融资约束状况恶化,而对于融资约束门限值以上的企业,股权激励导致其更紧的融资

约束。由实证结果可知,股权激励对企业融资约束的负面影响存在门限特征。

## 2. 机制识别检验

由本文的实证结果可知,股权激励的实施会对上市公司融资约束产生不利影响,理论上,从风险承担效应、福利效应和财务粉饰效应产生作用。股权激励的福利效应和财务粉饰效应主要是因为高管的自利行为产生的,本文把这二者合称为利益输送效应,那么,股权激励究竟主要通过影响高管风险承担还是自利行为而作用于企业的融资约束水平?为此,本文参考于蔚等(2012)的研究方法,在模型(3)的基础上同时引入股权激励强度指标  $Incentive\_ratio$ 、风险承担指标  $Risk$  以及二者与现金流量  $CF$  的交互项  $Incentive\_ratio \times CF$  和  $Risk \times CF$ 。借鉴既有研究,风险承担指标  $Risk$  采用公司股票的收益波动率衡量,具体模型设定如下:

$$\Delta Cash_{it} = \beta_0 + \beta_1 CF_{it} + \beta_2 Incentive\_ratio_{i,t-1} + \beta_3 Incentive\_ratio_{i,t-1} \times CF_{it} + \beta_4 Risk_{it} + \beta_5 Risk_{it} \times CF_{it} + \beta_6 Tobin_{it} + \beta_7 Size_{it} + \beta_8 Expend_{it} + \beta_9 \Delta NWC_{it} + \beta_{10} \Delta STD_{it} + \lambda_t + u_i + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

在不控制  $Risk \times CF$  时,  $Incentive\_ratio \times CF$  的估计系数包括股权激励的综合效应,当通过控制  $Risk \times CF$  分离出风险承担效应,  $Incentive\_ratio \times CF$  的估计系数仅度量股权激励实施的高管自利行为对企业融资约束的影响。若控制  $Risk \times CF$  后,  $Incentive\_ratio \times CF$  系数不再显著,则说明风险承担效应占主导作用;若  $Risk \times CF$  系数不显著而  $Incentive\_ratio \times CF$  系数显著,则说明高管自利行为的影响占主导作用;若  $Risk \times CF$  系数和  $Incentive\_ratio \times CF$  系数均显著,则说明股权激励实施中的风险承担效应和高管自利行为都是影响企业融资约束的重要方面。回归结果显示,当控制  $Risk \times CF$  后,  $Risk \times CF$  系数  $\beta_5$  不显著,而  $Incentive\_ratio \times CF$  系数  $\beta_3$  在 5% 的水平上显著,说明我国上市公司实施股权激励中的高管自利行为在对企业融资约束水平的影响方面占主导作用<sup>①</sup>。该结论与现有研究具有一致性,国内上市公司实施股权激励确实存在较明显的管理层自利倾向和信息管理行为,且公司治理结构对其约束作用有限。

## 六、结论与启示

### 1. 研究结论

本文以 2007—2015 年我国所有 A 股上市公司作为研究样本,实证研究我国企业实施股权激励对其融资约束的影响。研究表明,股权激励的实施对我国上市公司融资约束产生负面影响,从现金—现金流敏感性的回归结果可得,随着股权激励强度增加,公司面临较紧的融资约束。本文还同时使用 KZ 指数和 WW 指数作为融资约束的衡量指标,并运用面板数据双向固定效应模型和配对倍差法(PSM-DID)作为稳健性检验,发现结论具有一致性。区分企业产权性质后,本文发现,股权激励对国有企业与非国有企业的融资约束产生非对称影响。具体表现为,股权激励强度的增加会导致非国有企业更紧的融资约束,但不影响国有企业的融资约束状况。本文认为,产生这种差异的主要原因在于,非国有企业面临较严重的“信贷歧视”,而国有企业则存在普遍的“预算软约束”现象。采用门限回归法的进一步分析发现,股权激励对我国上市公司融资约束的负面影响存在门限效应,其对融资约束水平高于门限值企业的强化作用较明显,但对受较弱融资约束的企业则不存在显著影响。最后,本文还通过机制识别检验判断股权激励究竟主要通过影响高管风险承担还是自利行为而作用于企业的融资约束水平,结果发现,后者的影响更为重要。

### 2. 政策启示

研究结论具有重要的理论与现实意义,本文的政策启示是:第一,股权激励是一把“双刃剑”。虽然现阶段,国内股权激励实施案例在资本市场上呈加速上涨的态势,但企业不宜盲目“跟风”推行股权激励或增加

<sup>①</sup>限于篇幅,未汇报估计结果,留存备索。

股权激励数量,尤其是高融资约束企业,更应该关注股权激励实施对其融资约束产生的不利影响。企业应结合自身运营情况和发展需要,在综合考虑股权激励正负效应的基础上决定是否实施股权激励计划。第二,对于实施股权激励的企业,管理者在做投融资决策时,应考虑到企业融资约束状况可能受到的不利影响,加强流动性管理,以防止企业流动性不足或财务紧张。第三,企业在推行股权激励计划时,可加入适当的投融资限制条款或风险管理措施,通过释放公司良好的治理机制和风险管理信号,减少债权人的担忧,避免管理者的过度冒险行为和企业债务融资条件恶化。

参考文献:

- [1] Almeida H, Campello M, Weisbach M S. The Cash Flow Sensitivity of Cash [J]. The Journal of Finance, 2004, 59, (4): 1777 - 1804.
- [2] Kaplan S N, Zingales L. Do Investment-cash Flow Sensitivities Provide Useful Measures of Financing Constraints? [J]. The Quarterly Journal of Economics, 1997, 112, (1): 169 - 215.
- [3] Baker M, Stein J C, Wurgler J. When Does the Market Matter? Stock Prices and the Investment of Equity-Dependent Firms [J]. The Quarterly Journal of Economics, 2003, 118, (3): 969 - 1005.
- [4] Begley J, Feltham G A. An Empirical Examination of the Relation between Debt Contracts and Management Incentives [J]. Journal of Accounting and Economics, 1999, 27, (2): 229 - 259.
- [5] Benmelech E, Kandel E, Veronesi P. Stock-Based Compensation and CEO (Dis) Incentives [J]. The Quarterly Journal of Economics, 2010, 125, (4): 1769 - 1820.
- [6] Bergstresser D, Philippon T. CEO Incentives and Earnings Management [J]. Journal of Financial Economics, 2006, 80, (3): 511 - 529.
- [7] Billett M T, Mauer D C, Zhang Y. Stockholder and Bondholder Wealth Effects of CEO Incentive Grants [J]. Financial Management, 2010, 39, (2): 463 - 487.
- [8] Brealey R, Leland H E, Pyle D H. Informational Asymmetries, Financial Structure, and Financial Intermediation [J]. The Journal of Finance, 1977, 32, (2): 371 - 387.
- [9] Chang X, Tan T J, Wong G, Zhang H. Effects of Financial Constraints on Corporate Policies in Australia [J]. Accounting & Finance, 2007, 47, (1): 85 - 108.
- [10] Coles J L, Daniel N D, Naveen L. Managerial Incentives and Risk-taking [J]. Journal of Financial Economics, 2006, 79, (2): 431 - 468.
- [11] Fazzari S M, Hubbard R G, Petersen B C. Financing Constraints and Corporate Investment [J]. Brookings Papers on Economic Activity, 1988, (1): 141 - 206.
- [12] Goldman E, Sleazak S L. An Equilibrium Model of Incentive Contracts in the Presence of Information Manipulation [J]. Journal of Financial Economics, 2006, 80, (3): 603 - 626.
- [13] Hadlock C J, Pierce J R. New Evidence on Measuring Financial Constraints: Moving beyond the KZ Index [J]. Review of Financial Studies, 2010, 23, (5): 1909 - 1940.
- [14] Han S, Qiu J. Corporate Precautionary Cash Holdings [J]. Journal of Corporate Finance, 2007, 13, (1): 43 - 57.
- [15] Hansen B E. Threshold Effects in Non-dynamic Panels: Estimation, Testing, and Inference [J]. Journal of Econometrics, 1999, 93, (2): 345 - 368.
- [16] Jensen M C, Meckling W H. Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure [J]. Journal of Financial Economics, 1976, 3, (4): 305 - 360.
- [17] Johnson S A, Ryan H E, Tian Y S. Executive Compensation and Corporate Fraud [R]. Louisiana State University Working Paper, 2003.
- [18] Liu Y, Mauer D C. Corporate Cash Holdings and CEO Compensation Incentives [J]. Journal of Financial Economics, 2011,

102,(1):183-198.

- [19] Low A. Managerial Risk-taking Behavior and Equity-based Compensation[J]. Journal of Financial Economics, 2009, 92, (3):470-490.
- [20] Ortiz-Molina H. Top Management Incentives and the Pricing of Corporate Public Debt[J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 2006, 41, (2):317-340.
- [21] Stulz R M. Financial Structure, Corporate Finance and Economic Growth[J]. International Review of Finance, 2000, 1, (1):11-38.
- [22] Wang Q. Fixed-effect Panel Threshold Model using Stata[J]. Stata Journal, 2015, 15, (1):121-134.
- [23] Whited T M. Debt, Liquidity Constraints, and Corporate Investment: Evidence from Panel Data[J]. The Journal of Finance, 1992, 47, (4):1425-1460.
- [24] Whited T M, Wu G. Financial Constraints Risk[J]. Review of Financial Studies, 2006, 19, (2):531-559.
- [25] 陈耿,刘星,辛清泉. 信贷歧视、金融发展与民营企业银行借款期限结构[J]. 北京:会计研究, 2015, (4).
- [26] 邓可斌,曾海舰. 中国企业的融资约束:特征现象与成因检验[J]. 北京:经济研究, 2014, (2).
- [27] 方军雄. 所有制、制度环境与信贷资金配置[J]. 北京:经济研究, 2007, (12).
- [28] 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]. 北京:会计研究, 2014, (4).
- [29] 李广子,刘力. 债务融资成本与民营信贷歧视[J]. 北京:金融研究, 2009, (12).
- [30] 李君平,徐龙炳. 资本市场错误定价、融资约束与公司融资方式选择[J]. 北京:金融研究, 2015, (12).
- [31] 李小荣,董红晔,张瑞君. 企业 CEO 权力影响银行贷款决策吗[J]. 北京:财贸经济, 2015, (7).
- [32] 连玉君,程建. 投资——现金流敏感性:融资约束还是代理成本? [J]. 上海:财经研究, 2007, (2).
- [33] 连玉君,彭方平,苏治. 融资约束与流动性管理行为[J]. 北京:金融研究, 2010, (10).
- [34] 连玉君,苏治,丁志国. 现金—现金流敏感性能检验融资约束假说吗? [J]. 北京:统计研究, 2008, (10).
- [35] 刘莉亚,何彦林,王照飞,程天笑. 融资约束会影响中国企业对外直接投资吗? ——基于微观视角的理论和实证分析[J]. 北京:金融研究, 2015, (8).
- [36] 林大庞,苏冬蔚. 股权激励与公司业绩——基于盈余管理视角的新研究[J]. 北京:金融研究, 2011, (9).
- [37] 陆正飞,何捷,窦欢. 谁更过度负债:国有还是非国有企业? [J]. 北京:经济研究, 2015, (12).
- [38] 吕长江,郑慧莲,严明珠,许静静. 上市公司股权激励制度设计:是激励还是福利? [J]. 北京:管理世界, 2009, (9).
- [39] 盛明泉,张敏,马黎珺,李昊. 国有产权、预算软约束与资本结构动态调整[J]. 北京:管理世界, 2012, (3).
- [40] 罗知,赵奇伟,严兵. 约束机制和激励机制对国有企业长期投资的影响[J]. 北京:中国工业经济, 2015, (10).
- [41] 苏冬蔚,林大庞. 股权激励、盈余管理与公司治理[J]. 北京:经济研究, 2010, (11).
- [42] 王彦超. 融资约束、现金持有与过度投资[J]. 北京:金融研究, 2009, (7).
- [43] 魏志华,曾爱民,李博. 金融生态环境与企业融资约束——基于中国上市公司的实证研究[J]. 北京:会计研究, 2014, (5).
- [44] 吴育辉,吴世农. 企业高管自利行为及其影响因素研究——基于我国上市公司股权激励草案的证据[J]. 北京:管理世界, 2010, (5).
- [45] 肖淑芳,刘颖,刘洋. 股票期权实施中经理人盈余管理行为研究——行权业绩考核指标设置角度[J]. 北京:会计研究, 2013, (12).
- [46] 杨慧辉,赵媛,潘飞. 股权分置改革后上市公司股权激励的有效性——基于盈余管理的视角[J]. 北京:经济管理, 2012, (8).
- [47] 姚耀军,董钢锋. 中小企业融资约束缓解:金融发展水平重要抑或金融结构重要? ——来自中小企业板上市公司的经验证据[J]. 北京:金融研究, 2015, (4).
- [48] 喻坤,李治国,张晓蓉,徐剑刚. 企业投资效率之谜:融资约束假说与货币政策冲击[J]. 北京:经济研究, 2014, (5).
- [49] 于蔚,汪淼军,金祥荣. 政治关联和融资约束:信息效应与资源效应[J]. 北京:经济研究, 2012, (9).

## Do Equity Incentives Affect Firms' Financial Constraints?

—Empirical Evidence from Public Firms in China

HE Xiao-xing, YE Zhan

(School of Economics, Xiamen University, Xiamen, Fujian, 361005, China)

**Abstract:** The effect of equity incentives on the decisions or behaviors of company stakeholders has become a hot issue in the theory and practice fields. The goal of the implementation of equity incentives is to encourage managers to work for the maximization of shareholders' wealth, but it may increase the conflict of interests between shareholders and creditors. This paper first summarizes and analyzes the Signal Effect, Risk Taking Effect, Welfare Effect and Financial Whitewashing Effect of equity incentives, which are the four ways that equity incentives influencing on the enterprise's financial constraints in theory. Then using a sample of Chinese A-share listed firms for the period of 2007—2015, this paper investigates the effect of equity incentives on the firms' financial constraints.

The empirical results show that, equity incentives have a negative impact on the Chinese firms' financial constraints. We also use the KZ index and the WW index as the measure of financial constraints and adopt the two-way fixed effect model of panel data and PSM-DID method, and find that the conclusion is consistent. After distinguishing the enterprises' nature of property right, this paper finds that the equity incentives have asymmetric effects on the financial constraints of state-owned enterprises and non-state-owned enterprises. The implementation of equity incentives will lead to more tight financial constraints for the latter but does not affect the former. We argue that the main reason for this difference lies in the fact that non-state-owned enterprises face more serious credit discrimination and state-owned enterprises have widespread phenomenon of soft budget constraints. Further analysis of threshold regression model shows that, the impact of equity incentives on the firms' financial constraints has a threshold effect. This effect is significant when the firm's degree of financial constraints is above the threshold. However, there is no significant effect when the firm's degree of financial constraints is below the threshold. Finally, this paper also determines whether the executives' risk taking behavior or their self-interested behavior dominate the impact of equity incentives on the firms' financial constraints, and finds that the latter effect is more important.

This paper expands the research perspectives of the effect of equity incentives from the view of creditors. It not only contributes to the literature on equity incentives and firms' financial constraints, but also has important practical implications for the implementation of firms' equity incentive plans and their investment and financing decisions. Stock-based incentive compensation is a double-edged sword, although cases of the implementation of equity incentives are increasing rapidly in the Chinese capital markets in recent years, firms should not blindly follow the accelerating upward trend to implement equity incentives or increase their number and intensity. In particular, firms that face serious financial constraints should pay more attention to the negative impact of equity incentives on their financial constraints condition. Meanwhile, Firms should analyze the positive and negative effects of equity incentives based on their actual operating situations and development plans carefully before making decisions about equity-based incentives compensation programs. For the firms with equity-based compensations, managers should take into account the adverse effect of equity incentives on firms' financial constraints when making investment and financing decisions. It is recommended that these firms strengthen their liquidity management in case of liquidity shortage or financial stress. Finally, we suggest that firms with equity-based compensations may adopt appropriate investment and financing restrictions or risk management measures to reduce the concerns of the creditors and avoid deterioration of debt financing conditions.

**Key Words:** equity incentives; financing constraints; threshold regression; matching DID method

(责任编辑:弘毅)