

高管股权激励能推动企业承担社会责任吗？

张东旭, 陈 昕

(安徽大学 商学院, 安徽 合肥 230601)

[摘要]如何激励高管主动承担企业社会责任一直是学术研究的热点话题。利用中国A股上市公司数据对高管股权激励与企业社会责任间的关系进行实证检验, 研究表明, 高管股权激励能够推动企业承担社会责任, 表现为实施股权激励的样本有更高的企业社会责任得分。在年度政策不确定程度更高的样本中, 高管股权激励对企业社会责任有更明显的推动作用; 在地区市场化程度更高的样本中, 高管股权激励对企业社会责任有更明显的抑制作用。作用机制检验表明, 高管股权激励主要通过激励风险承担和缓和融资约束两条路径对企业承担社会责任产生积极的影响, 表现为在风险回避倾向更高的样本以及融资约束更严重的样本中, 股权激励与企业社会责任得分的正相关关系更显著。经济后果检验表明, 实施股权激励企业的社会责任得分越高, 企业的财务业绩和市场业绩也越好。

[关键词]股权激励; 风险承担; 融资约束; 企业社会责任; 政策不确定性; 市场化程度; 企业价值

[中图分类号]F272 **[文献标志码]**A **[文章编号]**2096-3114(2023)03-0062-10

一、引言

2018年习近平总书记在全国网络安全和信息化工作会议上指出,“企业发展要坚持经济效益和社会效益相统一,更好承担起社会责任和道德责任”。^①企业作为重要的社会治理主体,其承担社会责任不仅事关自身发展,更是时代的要求。因此,如何通过企业制度建设推动企业承担社会责任成为企业家们面临的现实管理难题。从国际经验看,越来越多的欧美国家企业开始在股权激励计划中增加企业社会责任指标,以降低传统财务业绩考核对企业承担社会责任的抑制作用^[1]。那么,对于中国企业而言,企业的股权激励计划是否有利于其承担社会责任呢? 是否需要在股权激励计划的考核指标中加入企业社会责任指标呢?

从理论上讲,股权激励是否有利于企业承担社会责任一直是学术研究中具有争议的热点问题。部分研究认为,股权激励通过股权分享机制可以有效缓解高管短视,有利于激励高管主动承担社会责任,因此股权激励与企业社会责任呈正相关关系^[2-4]。但同时,也有部分研究指出,企业承担社会责任会造成巨大的成本支出,对企业业绩产生负面影响,不利于高管完成业绩考核任务,因此股权激励与企业社会责任呈负相关关系^[5]。造成上述研究结论冲突的重要原因是以上研究过于强调企业社会责任的某一个方面作用,忽视不同情境下企业社会责任效果的差异。而且在中国资本市场,环保责任等社会责任受政府监管的影响明显,这进一步导致了股权激励与企业社会责任间关系的复杂化^[6]。因此,还需要利用中国上市公司数据对股权激励与企业社会责任间的关系进行实证检验。

基于中国情境的企业社会责任影响因素分析表明,上市公司在履行社会责任时存在迎合政府监管的倾向,扭曲了社会责任行为^[7-8]。一方面,企业可以通过迎合政府的社会责任监管,利用社会责任获取更多资源;另一方面,监管政策的变动或政府机构的变革,可能导致企业的社会责任迎合行为失效,加剧中国情境下企业社会责任的收益不确定性。在收益不确定性和代理问题的双重压力下,管理者的

[收稿日期]2022-06-20

[基金项目]教育部人文社会科学研究项目(20YJA630024);安徽省哲学社会科学项目(AHSKQ2020D09)

[作者简介]张东旭(1988—),男,安徽庐江人,安徽大学商学院讲师,博士,主要研究方向为公司治理、会计准则,邮箱:dxzhang@ahu.edu.cn;陈昕(1999—),女,安徽六安人,安徽大学商学院硕士生,主要研究方向为公司治理、会计准则。

①资料来源:http://www.gov.cn/xinwen/2018-04/21/content_5284783.htm.

风险回避倾向加剧,从而导致社会责任的承担不足,甚至是实质性违背。股权激励通过缓和高管风险回避倾向以及缓解企业融资约束问题,为高管主动承担具有收益不确定性特征的企业社会责任提供了金钱激励和资源支持,从而提升了企业社会责任得分,并最终提升企业价值。

针对股权激励与企业社会责任间的关系问题,本文从企业社会责任收益不确定性视角对两者间的关系进行实证研究。本文的研究具有以下可能的创新:第一,根据中国情境下企业社会责任收益不确定性特征,探索股权激励与企业社会责任间的关系。已有企业社会责任的研究或强调其长期价值,或强调其短期成本,而未充分考虑不同情境下企业社会责任效果的差异,从而导致研究结论间的冲突^[6]。在中国情境下,由于政府对企业社会责任的影响较大,因此企业社会责任收益不确定性特征较为突出^[7-8]。根据企业社会责任的收益不确定性特征,本文从股权激励视角具体分析了其对企业社会责任的影响,丰富企业社会责任影响因素文献。第二,本文进一步打开股权激励“黑箱”,从企业承担社会责任的动机和能力两个方面检验股权激励影响企业社会责任的作用机理。与戴永务和陈宇铤基于社会责任声誉机制的研究发现相比^[4],本文通过聚焦企业社会责任收益不确定性特征,搭建股权激励影响企业社会责任的分析框架,推演出两者间关系的激励机理和资源机理,并进行实证检验,对已有两者间关系的理论形成补充。

二、理论分析与研究假设

在发展中国家,由于正式制度建设不完备,政府在经济活动中作用较强,因此企业履行社会责任的动机会较多地受到政府的影响^[9]。在中国情境下,由于社会发展的需要,政府对上市公司的企业社会责任要求逐渐趋严,从而导致企业的社会责任迎合行为^[7]。企业的社会责任迎合行为忽略了企业利益相关者的实际需求,扭曲了社会责任创造企业价值的机制,进而导致了企业社会责任收益不确定性问题。另外,企业社会责任规范正处于逐步完善过程中,利益相关者对企业该承担什么样的社会责任也一直存在分歧^[8],这也会导致企业社会责任无法及时转换为确定性的企业收益,从而加剧企业社会责任收益不确定性特征。企业社会责任收益不确定性越高,企业回避承担社会责任的倾向就越强烈。由实物期权模型可知,不确定性会增加企业投资的选择期权价值,从而抑制短期内的企业投资^[10]。An 等基于中国 277 名政府官员更替数据的实证研究发现,政治不确定性的增加显著抑制了企业的投资,增加了企业投资的波动性^[11]。因此,企业面临的社会责任收益不确定性越高时,企业从承担社会责任中所获得收益就越低,从而导致企业的社会责任承担下降。

同时,高管与股东间的代理冲突会进一步抑制企业主动承担社会责任。由委托代理理论可知,高管很难通过多元化的投资分散人力资本投资风险,因此会通过降低风险承担的方式以最大化个人效用水平,具体表现为削减具有收益不确定性特征的企业社会责任投资^[12]。同时,高管与股东之间的信息不对称还会导致高管利用自有现金流构建商业帝国,增加企业债务违约风险,形成融资约束,从而导致企业没有资源用于社会责任投资,进而抑制企业承担具有收益不确定性特征的社会责任。但是,企业也可能通过承担社会责任获取更多的资源,从而有利于管理者完成业绩考核目标。企业承担社会责任的收益将直接体现为政府补助增加、信贷资源倾斜甚至是税收减免。戴亦一等发现,在地方政府换届时,企业更可能增加慈善捐赠以建立新的政企关系来降低这种政治不确定性的影响^[13]。唐跃军等则发现,制度环境市场化改革所带来的政治不确定性下降可以显著降低企业的慈善捐赠金额^[14]。考虑到中国企业的股权激励是业绩型股权激励,其对管理者的业绩考核要求较为严格^[15]。因此,接受股权激励的管理者将更可能为了获取社会责任收益而承担更多的社会责任。

股权激励将从激励动机和资源支持两方面影响企业承担社会责任。一方面,股权激励通过将高管财富水平与股价波动相关联,可以激励高管主动承担具有收益不确定性特征的投资,进而推动高管主动承担具有收益不确定性特征的企业社会责任。根据 Black 和 Scholes 提出的股票期权定价公式,股价波动性与股票期权价值正相关^[16]。在实施激励计划后,股价波动越大,相关股票期权价值越高,高管的财富增值也

将越大,因此高管越可能承担风险以增加股价波动性从而最大化个人收益^[17]。由于中国情境下的企业社会责任收益有很强不确定性,因此企业社会责任投资具有很明显的风险投资特征,这会加剧股价波动性。企业的股价波动性越大,高管的股权激励收益也越高。因此,股权激励有利于激励高管主动承担具有收益不确定特征的企业社会责任。另一方面,股权激励还将通过缓解企业融资约束,进而为企业承担社会责任提供资源支持。在中国情景下,政府部门对上市公司承担社会责任有强制规定,这会部分挤占经营活动资源,从而降低企业业绩^[18]。特别是,环境保护方面的社会责任投资需要耗费大量的企业资源。因此企业在面临融资约束的情况下,企业只愿意迎合环境保护方面的社会责任要求,而非实质履行环境保护社会责任或是承担更多员工保护等维度的社会责任^[18]。股权激励可以缓解自由现金流导致的代理问题^[19],这有利于提升企业业绩,降低企业债务违约风险,从而缓解企业融资约束问题^[20],进而为企业承担社会责任提供资源支持。因此,股权激励还将通过影响融资约束进而影响企业社会责任。

基于以上分析,本文提出如下研究假设:

H1:股权激励与企业社会责任显著正相关。

由上文分析可知,激励对象的财富水平受股价波动影响明显,股价波动又受到企业社会责任收益不确定性影响明显。因此,本部分依次讨论企业社会责任收益不确定程度以及该收益不确定程度影响股价的能力对股权激励与企业社会责任间关系的影响。

企业社会责任收益不确定性越大,企业承担社会责任所导致的股价波动也越大,高管的股权激励收益也将越大,因此企业社会责任收益不确定性越高,激励对象越可能增加具有收益不确定性的社会责任投资以最大化个人效用。由于中国企业社会责任受政策影响明显,因此政策不确定性(年度差异)和市场化程度(地区差异)会直接影响企业社会责任收益不确定性。具体而言,政策不确定性越高,企业的社会责任迎合行为失败的可能性越大,企业社会责任收益不确定性也就越高;市场化程度越高,政策对企业社会责任的影响也将越小,利益相关者对企业社会责任的认知越可能趋于一致,企业社会责任收益不确定性相对越小^[21-22]。

根据以上分析,本文提出如下研究假设:

H2:政策不确定性越高,股权激励与企业社会责任间正相关关系越强。

H3:市场化程度越高,股权激励与企业社会责任间正相关关系越弱。

三、研究设计

(一) 样本选择与数据来源

本文以2010—2020年所有A股上市公司为初始研究样本。由于和讯网直到2010年才公布企业社会责任得分数据,因此本文以2010年作为研究的起始年度。在初始研究样本的基础上,本文按照以下标准对样本进行筛选:(1)删除金融类样本;(2)删除ST或*ST样本;(3)删除企业社会责任得分数据缺失样本;(4)删除相关变量数据缺失样本。经过上述处理,本文共获得28386个样本,涉及3707家上市公司,其中,股权激励样本共5911个,涉及1612家上市公司。为了控制离群值对研究结论的影响,本文对所有连续变量在1%分位数和99%分位数上进行缩尾处理。

本文的企业社会责任得分数据来自和讯网,社会责任报告页数数据来自中国研究数据服务平台,年度政策不确定性数据来自Huang和Luk的研究^[23],省份市场化指数来自《中国分省份市场化指数报告(2021)》,其余数据均来自国泰安数据库。

(二) 模型设定与变量定义

本文参考Zhang等和王爱群等的研究设计^[24-25],构建模型(1)检验假设H1。

$$CSR_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 INC_{i,t} + \gamma' X_{i,t} + \sum IND + \sum YEAR + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中,模型(1)中等号左侧为企业社会责任变量CSR,以和讯网公布的上市公司社会责任得分衡

量,模型(1)中等号右侧的第一个变量为股权激励变量 *INC*,若企业当年有实施股权激励计划,则变量 *INC* 取值为1,否则取值为0。若变量 *INC* 的回归系数 β_1 显著为正,则表明股权激励对企业社会责任有显著正向影响,支持了假设 H1。模型(1)中的 *X* 为控制变量组,本文参考王爱群、刘耀娜的社会责任影响因素模型^[25],主要控制以下变量:企业规模(*SIZE*)、资产负债率(*LEV*)、主营业务收入增长率(*GROWTH*)、净资产收益率(*ROE*)、现金流水平(*CFO*)、企业上市时间(*AGE*)、第一大股东持股比例(*TOP1*)、产权性质(*SOE*)、高管薪酬(*LNSALARY*)、行业哑变量(*INDUSTRY*)和年度哑变量(*YEAR*)。具体变量定义见表1。

表1 变量定义

变量类型	变量名称	变量符号	变量定义
被解释变量	企业社会责任	<i>CSR</i>	和讯网公布的企业社会责任得分
解释变量	股权激励	<i>INC</i>	实施股权激励样本取值为1,否则取值为0
调节变量	政策不确定性	<i>EPU</i>	年度政策不确定指数减去样本期间该指数中位数
	市场化程度	<i>MI</i>	市场化指数减去年度省份该指数中位数
控制变量	企业规模	<i>SIZE</i>	资产总额的自然对数
	资产负债率	<i>LEV</i>	负债总额除以资产总额
	主营业务收入增长率	<i>GROWTH</i>	主营业务收入增加额除以上期主营业务收入
	净资产收益率	<i>ROE</i>	净利润除以净资产
	现金流水平	<i>CFO</i>	经营活动的现金流除以资产总额
	企业上市时间	<i>AGE</i>	企业已上市年限
	第一大股东持股占比	<i>TOP1</i>	第一大股东持股数量除以总股数
控制变量	产权性质	<i>SOE</i>	若为国有产权则取值为1,否则取值为0
	高管薪酬	<i>LNSALARY</i>	高管前3名薪酬总额的自然对数
	行业	<i>INDUSTRY</i>	若为相应行业则取值为1,否则取值为0
	年度	<i>YEAR</i>	若为相应年份则取值为1,否则取值为0

本文在模型(1)的基础上分别添加调节变量 *EPU* 及 *EI*,构造调节效应模型以检验假设 H2 和假设 H3。若变量 *INC* 与变量 *EPU* 交乘项的回归系数显著为正,则表明政策不确定性对股权激励与社会责任有正向调节作用,支持了假设 H2。若变量 *INC* 与变量 *MI* 交乘项的回归系数显著为负,则表明市场化程度对股权激励与社会责任有负向调节作用,支持了假设 H3。

四、实证结果分析与讨论

(一) 描述性统计结果

表2为变量的描述性统计结果。由表2可知,变量 *CSR* 的均值为23.7686,最小值为-3.87,最大值为74.16,表明企业间的社会责任得分差异较大,较多企业的社会责任得分还较低。变量 *INC* 的均值为0.2082,表明总样本中约有20.82%的样本实施了股权激励计划。变量 *TOP1* 的均值为0.344,表明大股东平均持股占比约为34.4%。变量 *SOE* 的均值为0.3698,表明总样本中约有36.98%的样本为国有企业样本。其他变量的描述性统计结果与已有文献结果基本一致,不再赘述。

(二) 主效应的检验

表3为模型(1)的回归结果。由表3可知,无论是回归(1)或回归(2),变量 *INC* 的回归系数均显著为正,且在1%的水平上显著,表明股权激励对企业社会责任有显著的正向影响,支持了研究假设 H1。以回归(2)为例,在保持其他条件不变的情况下,与非股权激励样本相比,股权激励样本的企业社会责任得分平均高出1.12分。控制变量的回归系数均与预期一致,不再赘述。

表2 变量的描述性统计结果

变量	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
<i>CSR</i>	23.7686	15.6529	-3.8700	21.7100	74.1600
<i>INC</i>	0.2082	0.4061	0.0000	0.0000	1.0000
<i>EPU</i>	0.0111	0.1191	-0.1584	0.0000	0.2487
<i>MI</i>	-0.4690	1.4772	-5.1500	-0.0000	1.8400
<i>SIZE</i>	22.1796	1.2896	19.7787	22.0044	26.1563
<i>LEV</i>	0.4317	0.2082	0.0539	0.4250	0.9047
<i>GROWTH</i>	0.1742	0.4329	-0.5921	0.1053	2.7951
<i>ROE</i>	0.0527	0.1495	-0.9051	0.0669	0.3323
<i>CFO</i>	0.0445	0.0704	-0.1723	0.0445	0.2406
<i>AGE</i>	11.3992	7.2071	1.0000	10.0000	27.0000
<i>TOP1</i>	0.3440	0.1486	0.0872	0.3221	0.7429
<i>SOE</i>	0.3698	0.4827	0.0000	0.0000	1.0000
<i>LNSALARY</i>	14.3548	0.7077	12.6411	14.3365	16.3275

(三) 调节效应的检验

表4为企业社会责任收益不确定性影响效应的结果。由表4可知,回归(1)中交乘项系数显著为正,回归(2)中交乘项系数显著为负,且均至少在10%水平上显著,分别支持了研究假设H2和研究假设H3。由于变量EPU为年度层面变量,因此回归(1)中未控制年度固定效应,但控制了个体固定效应。由于市场化指数的样本期间为2010—2019年,所以回归(2)中的样本总量略少于总样本量。

表3 主回归结果

	(1) CSR	(2) CSR
INC	3.4124*** (10.53)	1.1221*** (4.23)
SIZE		3.1929*** (23.00)
LEV		-11.1399*** (-14.43)
GROWTH		0.3566** (2.04)
ROE		30.2918*** (38.09)
CFO		14.9504*** (9.54)
AGE		-0.0961*** (-4.36)
TOP1		3.4219*** (3.36)
SOE		1.8908*** (4.96)
LNSALARY		2.9283*** (12.78)
常数项	23.4792*** (15.47)	-83.2727*** (-23.69)
INDUSTRY	Yes	Yes
YEAR	Yes	Yes
N	28386	28386
Adj. R ²	0.12	0.37

注:***、**和*分别代表在1%、5%和10%的水平上显著;括号中为经过企业层面聚类调整的稳健t值。下同。

表4 收益不确定性、股权激励与企业社会责任

	(1) CSR	(2) CSR
INC	1.0788*** (3.51)	1.1399*** (3.71)
EPU	12.9598*** (19.37)	
INC × EPU	2.8288* (1.66)	
MI		0.2453* (1.93)
INC × MI		-0.5345** (-2.24)
SIZE	3.5541*** (12.84)	3.5602*** (23.21)
LEV	-9.0111*** (-8.85)	-11.7944*** (-13.82)
GROWTH	0.9239*** (5.55)	0.3364* (1.77)
ROE	24.3108*** (33.67)	30.6620*** (34.40)
CFO	6.9406*** (5.26)	14.7928*** (8.54)
AGE	-1.7411*** (-28.06)	-0.0866*** (-3.43)
TOP1	3.3522* (1.89)	2.9586*** (2.62)
SOE	-0.0548 (-0.07)	2.1783*** (5.13)
LNSALARY	2.3116*** (8.07)	3.0265*** (11.85)
常数项	-71.7851*** (-10.38)	-92.0942*** (-23.29)
INDUSTRY	Yes	Yes
YEAR	No	Yes
FIRM	Yes	No
N	28386	25193
adj. R ²	0.26	0.36

(四) 稳健性检验

1. 内生性检验

第一,倾向得分匹配法(PSM法)。由于股权激励样本与非股权激励样本在资产规模、资产负债率以及薪酬结构等方面可能存在系统性的差异,因此,这些可观测变量间的差异也可能导致企业社会责任间的差异。本文采用PSM法对上述内生性问题进行控制。为提高匹配的可靠性,本文剔除了ST或*ST样本、金融企业样本以及非2010—2020年样本。首先,本文采用Probit回归估计每个样本的倾向得分,该回归结果见表5回归(1)^①;其次,本文采用无放回匹配的方法为每一个股权激励样本匹配到倾向得分最接近的控制组样本,并生成新的反映样本分组的变量INC_NEW;最后,本文利用PSM法获取的样本进行回归分析,该回归结果见表5回归(2)。由表5的回归(2)可知,变量INC_NEW的回归系数显著为正,再次支持了假设H1。该结果表明,在控制了可观测变量间差异对回归结果的影响后,

^①本文参考Fang等的股权激励模型^[26],对以下变量进行了控制:资产总额(SIZE)、固定资产占比(TANG)、负债权益比(DE)、市账比(MB)、净资产收益率(ROE)、管理者货币薪酬(PAY)、管理层持股比例(MSH)、第一大股东持股比例(TOP1)、股权制衡度(SHRZ)、董事会规模(BOARDSIZE)、两职合一(DUALITY)、产权性质(SOE)、高科技企业(TECH)以及行业变量(INDUSTRY)和年度变量(YEAR)。

本文的研究结论并未发生改变。

第二,处理效应模型。除可观测变量外,不可观测变量也可能会同时影响到股权激励的实施以及企业社会责任的得分,且由于解释变量为虚拟变量,所以本文采用处理效应模型对该内生性问题进行控制。处理效应模型可以分为两阶段。第一阶段利用外生性工具变量对变量 *INC* 进行 Probit 回归,获取变量 *INC* 的拟合值。第二阶段用该拟合值对变量 *CSR* 进行回归^①。为提高估计的效率,本文采用最大似然估计法进行第二阶段的回归。参考 Chang 等的研究设计^[27],本文选择本企业所在省份的股权激励覆盖率作为工具变量。由于同一地区其他企业的股权激励可能会影响本企业的股权激励决策^[28],但是同一地区其他企业的股权激励并不会对本企业的社会责任得分产生影响,因此本企业所在省份的股权激励覆盖率满足工具变量外生性的要求。本企业所在省份的股权激励覆盖率等于本企业所在省份实施股权激励企业的总数除以本企业所在省份的企业总数。处理效应模型的回归结果见表 6。由表 6 的回归(2)可知,变量 *INC* 的回归系数依然显著为正,且在 1% 水平上显著,与假设 H1 的预期一致。该结果表明,在控制了不可观测变量对研究结论的影响后,研究结论并未发生变化。表 6 回归(1)中变量 *AVE_INC_PROV* 的回归系数也显著为正,表明其确实会对股权激励产生影响,满足工具变量的相关性要求。由于第一阶段的部分控制变量的取值存在缺失,所以表 6 中的样本总量略少于总样本量。

表 5 PSM 过程及配对样本的回归结果

	(1) <i>INC</i>		(2) <i>CSR</i>
<i>SIZE</i>	0.2667*** (21.88)	<i>INC_NEW</i>	0.8305*** (3.09)
<i>TANG</i>	-0.2264*** (-4.04)	<i>SIZE</i>	2.3785*** (13.04)
<i>DE</i>	-0.0900*** (-6.59)	<i>LEV</i>	-10.1978*** (-10.78)
<i>MB</i>	0.0340*** (7.76)	<i>GROWTH</i>	-0.5964** (-2.24)
<i>ROE</i>	0.8713*** (11.02)	<i>ROE</i>	46.2297*** (32.54)
<i>PAY</i>	68.8398*** (4.48)	<i>CFO</i>	10.8729*** (5.14)
<i>MSH</i>	0.5631*** (7.83)	<i>AGE</i>	-0.0936*** (-3.70)
<i>TOP1</i>	-0.4653*** (-6.14)	<i>TOP1</i>	2.5765** (2.23)
<i>SHRZ</i>	-0.0009 (-0.96)	<i>SOE</i>	2.4104*** (4.17)
<i>BOARDSIZE</i>	-0.0135** (-2.21)	<i>LNSALARY</i>	1.8774*** (7.13)
<i>DUALITY</i>	-0.0397* (-1.75)		
<i>SOE</i>	-0.9351*** (-33.81)		
<i>TECH</i>	0.2453*** (10.41)		
常数项	-6.6746*** (-21.47)	常数项	-52.4308*** (-10.87)
<i>INDUSTRY</i>	Yes	<i>INDUSTRY</i>	Yes
<i>YEAR</i>	Yes	<i>YEAR</i>	Yes
N	28,832	N	10967
Pseudo R ²	0.16	adj. R ²	0.40

注:回归(1)括号中为 z 值,回归(2)括号中为经过企业层面聚类调整的稳健 t 值。

表 6 处理效应模型的回归结果

	(1) 第一阶段 <i>INC</i>		(2) 第二阶段 <i>CSR</i>
<i>AVE_INC_PROV</i>	1.6179*** (8.81)	<i>INC</i>	18.8896*** (55.94)
<i>SIZE</i>	0.1084*** (5.15)	<i>SIZE</i>	2.8033*** (17.65)
<i>TANG</i>	-0.6055*** (-8.61)	<i>LEV</i>	-11.3352*** (-13.91)
<i>DE</i>	-0.0250 (-1.54)	<i>GROWTH</i>	0.2435 (1.44)
<i>ROE</i>	0.9966*** (8.62)	<i>ROE</i>	26.0677*** (31.28)
<i>PAY</i>	46.6259** (2.39)	<i>CFO</i>	15.5917*** (10.03)
<i>MSH</i>	0.4411*** (4.84)	<i>AGE</i>	-0.0535** (-2.51)
<i>MB</i>	0.0166*** (3.30)	<i>TOP1</i>	5.1637*** (4.51)
<i>TOP1</i>	-0.2683** (-2.27)	<i>SOE</i>	5.3802*** (12.67)
<i>SHRZ</i>	-0.0021* (-1.91)	<i>LNSALARY</i>	2.2637*** (9.54)
<i>BOARDSIZE</i>	0.0048 (0.57)		
<i>DUALITY</i>	-0.0420 (-1.49)		
<i>SOE</i>	-0.7647*** (-16.91)		
<i>TECH</i>	0.0754** (2.25)		
常数项	-3.6783*** (-7.94)	常数项	-67.8429*** (-16.87)
<i>INDUSTRY</i>	Yes	<i>INDUSTRY</i>	Yes
<i>YEAR</i>	Yes	<i>YEAR</i>	Yes
N	26770	N	26770
Pseudo R ²	0.19		

注:括号中为经过企业层面聚类调整的稳健 z 值。

①此处的控制变量与上文 PSM 方法中的控制变量一致,均参考了 Fang 等的股权激励模型^[26]。

2. 敏感性检验

本文同时采用如下敏感性检验,以验证模型结果的稳健性。第一,替换因变量。本文分别将因变量替换为企业社会责任报告页数变量 *PAGE*、润灵环球企业社会责任得分变量 *RLI*,该结果如表 7 中回归(1)和回归(2)所示。第二,调整样本构成。由于同时在 B 股或 H 股上市的企业可能面临更为严格的企业社会责任要求,因此本文剔除同时发行 B 股或 H 股的样本,该结果见表 7 的回归(3)。本文同时参考戴亦一等的研究^[13],删除 2010 年(汶川地震)、2013 年(雅安地震)以及 2020 年(新冠感染)样本,结果见表 7 的回归(4)。由表 7 可知,在回归(1)至回归(4)中,变量 *INC* 的回归系数均显著为正,且至少在 5% 水平上显著,与假设 H1 的预期一致,表明本文的研究结论在控制因变量测量误差和不同样本构成差异后依然成立。

表 7 敏感性检验的回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>PAGE</i>	<i>RLI</i>	<i>CSR</i>	<i>CSR</i>
<i>INC</i>	2.7621 *** (2.75)	1.7414 ** (2.39)	1.1794 *** (4.46)	1.1852 *** (4.44)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
常数项	-184.6704 *** (-13.74)	-77.6620 *** (-9.43)	-79.4411 *** (-21.18)	-75.6141 *** (-21.27)
<i>INDUSTRY</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>YEAR</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
N	5854	20300	26860	21297
Adj. R ²	0.27	0.33	0.36	0.36

注:括号中为经过企业层面聚类调整的稳健 t 值。下同。

五、进一步研究

(一) 股权激励影响企业社会责任的作用机理

由上文分析可知,企业承担社会责任既受动机也受能力的影响。股权激励通过股权分享机制,一方面,缓和因委托代理所导致的高管风险回避问题,进而为企业承担社会责任提供激励,另一方面,缓解委托代理所导致的融资约束问题,进而为企业承担社会责任提供资源支持。

除高管的人力资本无法进行分散投资外,在信息不对称情况下,企业的内外部压力是导致高管风险回避的重要原因^[29]。从企业内部压力视角看,短期财务业绩压力会诱发高管的短视行为,导致企业的风险承担不足。从企业外部压力视角看,机构投资者对短期财务业绩的关注会形成外部压力,增加高管的风险回避倾向,从而导致企业的风险承担不足。股权激励通过将高管的财富和效用水平与股价相关联,可以有效激励高管的风险承担,从而增加企业承担具有收益不确定性的社会责任。因此,本文预期,短期财务业绩压力以及机构投资者持股对股权激励与企业社会责任有正向的调节作用。回归结果如表 8 所示。由表 8 可知,回归(1)和回归(2)中交乘项系数均显著为正,且至少在 10% 水平上显著,验证了上文有关代理问题的推断。表 8 中短期财务业绩压力变量 *LOSS* 以该企业当年所在行业中所有企业业绩 *ROA* 的中位数减去该企业业绩进行衡量。该变量取值越大,表明该企业业绩背离行业业绩越大,业绩压力越大。表 8 中机构投资者持股变量 *INS* 以该企业是否有机构投资者持股衡量,有则取值为 1,否则取值为 0。

表 8 股权激励、风险承担与企业社会责任

	(1)	(2)
	<i>CSR</i>	<i>CSR</i>
<i>INC</i>	0.9191 *** (3.50)	0.5149 (1.12)
<i>LOSS</i>	-69.6179 *** (-24.97)	
<i>INC</i> × <i>LOSS</i>	7.2972 ** (2.13)	
<i>INS</i>		-1.9609 *** (-5.67)
<i>INC</i> × <i>INS</i>		1.0118 * (1.85)
<i>Controls</i>	Yes	Yes
常数项	-78.7229 *** (-22.07)	-82.9114 *** (-22.56)
<i>INDUSTRY</i>	Yes	Yes
<i>YEAR</i>	Yes	Yes
N	28386	28386
adj. R ²	0.39	0.37

股权激励不仅在缓和高管风险回避问题方面发挥作用,而且在解决传统道德风险问题方面也可以发挥作用。具体而言,股权激励通过抑制自由现金流代理问题,有助于提升企业业绩,从而降低企

业债务违约风险,缓解企业融资约束^[30]。股权激励通过缓和企业融资约束问题,可以为企业承担具有收益不确定性特征的社会责任提供资源支持。因此,本文预期,融资约束对股权激励与企业社会责任有正向的调节作用。该结果如表9所示。

由表9可知,回归(1)和回归(2)中交乘项系数均显著为正,且至少在5%水平上显著,验证了上文有关代理问题的推断。表9中融资约束变量 FC 为虚拟变量,若是该企业融资约束值^①大于当年行业内中所有企业融资约束值中位数,则该值取值为1,否则取值为0。

(二) 股权激励影响社会责任的经济后果

由上文分析可知,股权激励通过激励企业承担更多社会责任,有利于企业获取更多经济资源,从而实现企业价值最大化。因此,本文预期,与非股权激励企业相比,股权激励企业承担社会责任越多,企业业绩越好。本文将企业业绩区分为财务业绩与市场业绩,分别以扣除非经常性损益的加权平均净资产收益率($CROE$)和托宾 Q 值(TQ)衡量。以企业业绩为因变量的回归结果见表10。由表10中的回归(1)和回归(2)可知,交乘项的回归系数均至少在1%水平上显著为正,验证了上文股权激励影响社会责任的经济后果假设。由于托宾 Q 值存在部分缺失,所以表10中的样本总量略少于总样本量。

六、结论性评述

针对股权激励与企业社会责任间的关系问题,本文从企业社会责任收益不确定视角对两者间的关系进行实证研究。研究发现,高管股权激励通过激励风险承担和缓解融资约束,进而提升企业社会责任得分。在年度政策不确定性程度更高的样本中,高管股权激励对企业社会责任有更明显的推动作用,在地区市场化程度更高的样本中,高管股权激励对企业社会责任有更明显的抑制作用。更进一步,实施股权激励企业的社会责任得分越高,企业的财务业绩和市场业绩也越好。以上发现也表明,在股权激励契约中包含企业社会责任指标可能并不适用于中国企业的薪酬管理实践。

本文基于中国情境企业社会责任收益不确定性特征,重新解释了为何股权激励有利于企业主动承担社会责任,丰富了该领域的研究文献。但是,本文仅从企业社会责任收益不确定性视角推演出股权激励与企业社会责任间的关系,而对企业高管的企业社会责任承担决策仍然缺乏足够的了解。针对该不足,后续研究可以通过案例研究等方法细致剖析企业社会责任承担决策的内在机理,从而丰富该方面的研究成果。此外,随着ESG理念的发展,企业社会责任也发生了一些变化,但本文并未能够将该变化从研究设计中完全分离出来,因此本文的研究仍然较为基础。针对该不足,后续研究还可以基于中国情境

表9 股权激励、融资约束与企业社会责任

	(1)	(2)
	CSR	CSR
INC	1.5026 *** (3.70)	0.4900 (1.38)
FC	-8.6515 *** (-26.33)	-5.2813 *** (-18.88)
$INC \times FC$	2.1262 *** (4.11)	0.9186 ** (2.15)
Controls	Yes	Yes
常数项	30.2538 *** (20.85)	-73.6976 *** (-21.01)
INDUSTRY	Yes	Yes
YEAR	Yes	Yes
N	28386	28386
adj. R ²	0.18	0.38

表10 股权激励、企业社会责任与企业价值

	(1)	(2)
	CROE	TQ
$CSR \times INC$	0.0781 *** (3.57)	0.0071 *** (4.30)
CSR	0.2686 *** (30.62)	0.0018 * (1.94)
INC	0.0726 (0.12)	-0.0230 (-0.47)
Controls	Yes	Yes
TQ	0.1303 (1.44)	
CROE		0.0018 (1.43)
常数项	-54.7669 *** (-17.73)	12.3271 *** (22.37)
INDUSTRY	Yes	Yes
YEAR	Yes	Yes
PROVINCE	Yes	Yes
N	27715	27715
Adj. R ²	0.39	0.33

① $KZ = -1.002 \times (\text{经营活动现金流} / \text{资产总额}) + 0.283 \times \text{托宾} Q \text{值} + 3.139 \times \text{资产负债率} - 39.368 \times (\text{现金股利} / \text{资产总额}) - 1.315 \times (\text{货币资金} / \text{资产总额})$

下 ESG 发展的新特征进一步探索股权激励与社会责任之间的复杂关系。

即便如此,本文的研究对于中国政府部门以及企业股东完善股权激励政策和企业社会责任政策仍具有一定的政策启示意义。第一,企业需要进行股权激励相关制度优化,从而提升股权激励企业承担社会责任的效果。虽然股权激励有利于改善企业的社会责任表现,但这种企业社会责任承担的收益具有一定的风险性,需要企业重视其中的潜在风险并提前通过制度建设加以防范。第二,政府需要进一步完善资本市场相关政策和制度,形成高效外部治理机制,与股权激励制度共同推动企业主动承担社会责任。企业社会责任承担不仅受到股权激励等内部公司治理制度的影响,也受到外部公司治理制度的影响,且内外部公司治理制度之间还会互相影响,因此外部公司治理制度也需要同步优化以更好地推动企业主动承担社会责任。第三,相关利益主体应该转变企业社会责任理念,通过制度建设形成企业承担社会责任的内在动力。随着政府放管服改革的推行,市场在资源配置中的基础性作用必将充分发挥,企业在社会责任方面迎合政府监管的动机也将极大地降低,因此股权激励对企业社会责任的激励作用也将日趋变弱。只有通过相关制度建设形成企业承担社会责任的内在动力,才能从根本上改善企业承担社会责任动力不足的局面。

参考文献:

- [1]Flammer C, Hong B, Minor D. Corporate governance and the rise of integrating corporate social responsibility criteria in executive compensation: Effectiveness and implications for firm outcomes[J]. *Strategic Management Journal*, 2019, 40(7): 1097-1122.
- [2]McGuire J, Dow S, Argyeyd K. CEO incentives and corporate social performance[J]. *Journal of Business Ethics*, 2003, 45(4): 341-359.
- [3]Ferrell A, Liang H, Renneboog L. Socially responsible firms[J]. *Journal of Financial Economics*, 2016, 122(3): 585-606.
- [4]戴永务,陈宇鈇. 股权激励促进慈善捐赠了吗? [J]. *财经问题研究*, 2020(10): 55-63.
- [5]Fabrizi M, Mallin C, Michelon G. The role of CEO's personal incentives in driving corporate social responsibility[J]. *Journal of Business Ethics*, 2014, 124(2): 311-326.
- [6]刘玉焕,井润田. 企业社会责任能提高财务绩效吗? ——文献综述与理论框架[J]. *外国经济与管理*, 2014(12): 72-80.
- [7]Luo X R, Wang D, Zhang J. Whose call to answer: Institutional complexity and firms' CSR reporting[J]. *Academy of Management Journal*, 2017, 60(1): 321-344.
- [8]王鹤丽,童立,罗银燕. 企业社会责任:研究综述以及对未来研究的启示[J]. *管理学季刊*, 2020(3): 1-15.
- [9]La Porta R, Lopez-de-Silanes F, Shleifer A, et al. Law and finance[J]. *Journal of Political Economy*, 1998, 106(6): 1113-1155.
- [10]Julio B, Yook Y. Political uncertainty and corporate investment cycles[J]. *The Journal of Finance*, 2012, 67(1): 45-83.
- [11]An H, Chen Y, Luo D, et al. Political uncertainty and corporate investment: Evidence from China[J]. *Journal of Corporate Finance*, 2016, 36(2): 174-189.
- [12]Guay W R. The sensitivity of CEO wealth to equity risk: An analysis of the magnitude and determinants[J]. *Journal of Financial Economics*, 1999, 53(1): 43-71.
- [13]戴亦一,潘越,冯舒. 中国企业的慈善捐赠是一种“政治献金”吗? ——来自市委书记更替的证据[J]. *经济研究*, 2014(2): 74-86.
- [14]唐跃军,左晶晶,李汇东. 制度环境变迁对公司慈善行为的影响机制研究[J]. *经济研究*, 2014(2): 61-73.
- [15]王斌,黄娜,张晨宇. 中国上市公司股权激励:现状与讨论[J]. *财务研究*, 2022, (1): 23-37.
- [16]Black F, Scholes M. The pricing of options and corporate liabilities[J]. *Journal of Political Economy*, 1973, 81(3): 637-654.
- [17]王栋,吴德胜. 股权激励与风险承担——来自中国上市公司的证据[J]. *南开管理评论*, 2016(3): 157-167.
- [18]Chen Y, Hung M, Wang Y. The effect of mandatory CSR disclosure on firm profitability and social externalities: Evidence from China[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2018, 65(1): 169-190.
- [19]Jensen M C. Agency costs of free cash flow, corporate finance, and takeovers[J]. *The American Economic Review*, 1986, 76(2): 323-329.
- [20]刘井建,纪丹宁,王健. 高管股权激励计划、合约特征与公司现金持有[J]. *南开管理评论*, 2017(1): 43-56.
- [21]Chan K C, Feng X. Corporate philanthropy in a politically uncertain environment: Does it bring tangible benefits to a firm? Evidence

- from China[J]. *The European Journal of Finance*, 2019, 25(3): 256 - 278.
- [22] 肖红军,阳镇. 中国企业社会责任40年:历史演进、逻辑演化与未来展望[J]. *经济学家*,2018(11):22 - 31.
- [23] Huang Y, Luk P. Measuring economic policy uncertainty in China[J]. *China Economic Review*, 2020, 59(2): 101367.
- [24] Zhang R, Rezaee Z, Zhu J. Corporate philanthropic disaster response and ownership type: Evidence from Chinese firms' response to the Sichuan earthquake[J]. *Journal of Business Ethics*, 2009, 91(1): 51 - 63.
- [25] 王爱群,刘耀娜. 企业战略差异影响社会责任的履行水平吗? [J]. *南京审计大学学报*,2021(1):36 - 47.
- [26] Fang H, Nofsinger J R, Quan J. The effects of employee stock option plans on operating performance in Chinese firms[J]. *Journal of Banking & Finance*, 2015, 54(5): 141 - 159.
- [27] Chang X, Fu K, Low A, et al. Non-executive employee stock options and corporate innovation[J]. *Journal of Financial Economics*, 2015, 115(1): 168 - 188.
- [28] 支晓强,孙健,王永妍,等. 高管权力、行业竞争对股权激励方案模仿行为的影响[J]. *中国软科学*,2014(4):111 - 125.
- [29] Gormley T A, Matsa D A. Playing it safe? Managerial preferences, risk, and agency conflicts[J]. *Journal of Financial Economics*, 2016, 122(3): 431 - 455.
- [30] 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.

[责任编辑:高 婷]

Can Executive Equity Incentives Promote Firms To Take Social Responsibility?

ZHANG Dongxu, CHEN Xin

(School of Business, Anhui University, Hefei Anhui 230601, China)

Abstract: How to motivate executives to undertake corporate social responsibility has always been a hot topic in academic research. This paper uses the data of Chinese A-share listed companies to empirically test the relationship between executive equity incentives and corporate social responsibility. The results show that executive equity incentives can promote corporate social responsibility, which is manifested as higher corporate social responsibility scores for the sample implementing equity incentives. In the sample with higher annual policy uncertainty content, executive equity incentives have a more obvious role in promoting corporate social responsibility; In the sample with a higher degree of regional marketization, executive equity incentives have a more obvious inhibitory effect on corporate social responsibility. The mechanism test shows that executive equity incentives have a positive impact on corporate social responsibility mainly by incentivizing risk taking and easing financing constraints. In the sample with higher risk avoidance tendency and the sample with more serious financing constraints, the positive correlation between equity incentives and corporate social responsibility scores is more significant. The economic consequences test shows that the higher the social responsibility score of the implemented equity incentive enterprises, the better the financial performance and market performance of the enterprise. The above research conclusions have certain implications for enriching the theory of equity incentives and expanding the theory of corporate social responsibility in the context of China.

Key Words: equity incentive; risk taking; financing constraints; corporate social responsibility; policy uncertainty; degree of marketization; enterprise value