

企业社会责任信息披露与负面事件应对行为的影响研究

朱焱 朱菊兰

(湖南大学工商管理学院, 湖南长沙, 410006)

摘要: 企业前期的社会责任信息披露是否会影响负面事件后的应对行为? 本文基于组织惯性理论, 以 2016-2019 年沪深 A 股上市公司为样本, 用来自公司网站发布的“公告”数据进行实证检验, 以探究企业社会责任决策间的内在逻辑。结果表明: (1) 企业社会责任信息披露及其质量与负面事件后的应对行为均呈正相关, 而且相比强制披露, 自愿披露的企业信息披露质量与负面事件应对行为的正相关关系更强。(2) 行业竞争、组织年龄和规模、高管特质是组织惯性的三个来源。其中, 行业竞争、企业上市年龄、高管年龄正向调节了社会责任信息披露与负面事件应对行为之间的相关性。本文结论有助于深入理解企业跨情境行为决策的内在逻辑, 提升企业社会责任信息披露的价值, 并为企业应对负面事件提供启示。

关键词: 社会责任信息披露; 负面事件应对行为; 组织惯性;

中图分类号: F230

文献标识码: A

一、引言

2019 年猪肉制品行业的“非洲猪瘟事件”一经报道, 引起哗然, 涉事企业不乏耳熟能详的三全、金锣、科迪等 11 家上市和非上市公司。然而, 种种迹象表明金锣、科迪等企业反应滞后, 迟迟不就事件进行解释说明, 直至事件反复发酵; 而三全则在被爆猪瘟病毒之后, 就第一时间公开发布了声明, 回应称封存全部疑似批次产品, 深化了其信誉度, 在一定程度上减缓了负面事件带来的冲击。

在以上案例中, 即使是面对同一社会责任负面事件(以下简称负面事件), 不同企业的应对行为仍存在显著差异, 有些组织选择采用声明等形式来解释说明, 而另一些组织则更偏好事件之后保持缄默。这说明, 除了事件本身, 还存在一些企业特质性的因素影响了企业的应对行为, 导致组织在应对行为选择上的偏向。但是, 目前关于这种差异以及差异产生的机理还不是十分清晰。

现有关于企业负面事件应对行为的文献主要集中在营销领域的产品伤害危机、品牌危机、消费者信任危机等方面。研究表明, 声明等应对行为在组织重获合法性、受抵制后获得利益相关者支持、提高企业绩效等过程中起到积极作用(Conway 等, 2015; McDowell 等, 2013)。但研究大都基于负面事件发生的情境下, 讨论应对行为的影响因素和效果, 且方法上大都采用实验法。尚未有学者基于跨情境的角度对企业应对行为的共性及其背后的机制进行深入探究。

而组织行为学的组织惯性理论为企业决策的跨情境一致性提供了理论依据。HUFF(1992)等指出, 根植于组织的认知和行为模式一旦形成, 企业就可能因为过度依赖该模式而难以调整和改变, 甚至在外部环境变化十分显著或业绩处于低谷时仍维持这种状态。基于组织惯性理论, 企业前期的社会责任信息披露行为会逐渐形成企业的社会责任认知和行为模式。负面事件的突然爆发, 导致企业的外界情境发生显著变化。这时, 企业长期的社会责任认知和行为模式是否会成为一种惯性影响其负面事件应对行为值得思考。

为回答以上问题, 本文利用组织惯性理论对企业社会责任信息披露与负面事件后的应对行为的相关性进行分析, 并使用 2016-2019 年中国 A 股上市公司的负面报道及其公司网站的声明数据进行实证检验, 以验证企业社会责任的跨情境决策究竟是出于惯性还是针对不同情景的“权宜之计”。

与已有文献相比,本文的贡献在于:①以往的研究多基于外部因素,如媒体舆论、政府监管等,强调利益相关者的影响。本文则从企业内部角度来研究应对行为的影响因素,创新了研究视角。②已有研究企业负面事件应对行为的文献主要集中在产品伤害危机、品牌危机等方面,较少融合别的学科的理论进行研究。本文利用组织惯性理论对企业社会责任行为的跨情境相关性进行解释,拓展了负面事件应对行为研究的理论框架。③本文从行业、组织和个人三个层面全面探究了影响社会责任信息披露与应对行为的因素,相较以往单层面的研究,对厘清不同层面的组织惯性来源具有借鉴意义。

二、理论分析与研究假设

(一) 社会责任信息披露与负面事件应对行为

基于资源基础观,企业作为一个专用性资源的集合体,其任务就是在资源获取的基础上分配和使用资源(申富平,2011),其决策的本质就是资源的投入和使用行为。而在决策和执行的过程中,企业内部存在着两种组织惯性,一种是不予改变资源投入的模式

(Christensen&Bower,1995);另一种是不予改变使用这些资源的组织流程

(Leonard-Barton,1992)。Gilbert(2005)将前者称为资源刚性,后者称为常规刚性。从资源刚性来说,对于在位企业,其成长过程中或多或少都会产生资源投入模式上的惯性(林春培,2019)。企业前期的社会责任信息披露行为作为一种社会责任的资源投入,会逐渐形成企业的资源惯性,导致在面对突发的负面事件时,倾向于维持组织原有的资源投入模式,即呈现出前期披露社会责任信息的企业更有可能继续回应负面事件的情况。

从常规刚性来说,企业的惯性表现在资源使用时的惯例行为。研究指出,企业在发展的过程中,知识和经验会以规则、程序、方法和组织心智模式等方式被保留,并通过系统化整理和规范形成一套稳定的主导逻辑与行为模式(Prahalad,1986),甚至在外环境发生十分显著变化的情况下,仍维持这种状态。因此,企业前期常态情境下的社会责任信息披露,会逐渐形成企业特有的社会责任信息披露的逻辑和行为模式。在常规刚性的作用下,这种逻辑和行为模式将在企业面临负面事件的信息披露决策时有所体现。企业会倾向于保持前期的社会责任决策机制,即披露社会责任信息的企业相较于不披露的企业,更有可能在负面事件下采取披露行为。

另一方面,惯性不仅在组织内部体现,也存在于组织间的互动过程(Kim等,2006)。基于资源依赖观,对资源的依赖性是企业社会责任产生的本源(申富平等,2011)。Reverte(2009)等指出,企业的社会责任信息披露推动了企业与包括政府在内的利益相关者之间的信息沟通,让他们能更加直接、公开、真实地了解企业承担社会责任的情况,提高对企业的信任,形成良好的社交网络,从而更容易获取利益相关者提供的资源。然而,伴随社交网络的建立,企业会出于降低风险、不确定性和交易成本等原因,更愿意同“熟悉”的外部资源所有者维持稳定的关系,并逐渐陷入一个复杂的、相互承诺、相互依赖的外部关系网络中,难以改变,称为组织的社交网络惯性(Briscoe1,2011)。对于通过披露社会责任信息建立起广泛、良好的网络关系的企业来说,负面事件的爆发对网络关系的破坏要比其他企业更严重,其化解旧关系并形成新的网络联系时所面临的困难比其他企业更多。在社交网络惯性的驱使下,组织会试图采取行动以减少负面事件对企业合法性、声誉造成的严重负面影响从而抵制网络联系的变化。而声明等应对行为在组织重获合法性、受抵制后获得利益相关者支持、提高消费者考虑集等方面发挥着积极的正面作用(Conway等,2015)。因此,相较于不披露的企业,前期披露社会责任信息的企业会更倾向于采取声明等应对行为。

综上本文提出如下假设:

H1: 企业社会责任信息披露与负面事件应对行为正相关, 即披露企业社会责任信息的企业, 更倾向于回应负面事件。

(二) 社会责任信息披露质量与应对行为

考虑到组织惯性在社会责任信息披露与负面事件应对行为相关性中的作用, 不仅体现在是否披露社会责任报告, 也体现在报告质量上。研究表明, 社会责任信息披露作为企业履行社会责任的一种外在呈现形式, 体现了企业对于社会责任的正视态度以及向使用者传递信息的愿望(徐士伟等, 2017)。企业提供高质量的社会责任信息一方面表明了其在社会责任资源上更大的投入, 出于资源刚性和常规刚性, 企业更可能在负面事件发生时采取应对行为。另一方面, 企业提供高质量的社会责任信息可以利用社会责任信息披露的“沟通效应”, 向市场传递出遵纪守法、诚实守信的信号(宋林等, 2012), 提高社会对企业的信任, 建立更稳固持久的社会关系网络(刘想和刘银国, 2014), 也由此导致企业在面对社会责任负面事件时, 有更强烈的网络关系惯性, 更可能采取应对行为来缓解事件的负面影响。因此, 本文提出如下假设:

H2: 企业的社会责任信息披露质量与负面事件下的应对行为正相关, 即披露高质量的社会责任信息的企业, 更倾向于回应负面事件。

(三) 自愿披露与非自愿披露社会责任信息与应对行为

基于前面的分析, 企业披露高质量的社会责任信息体现了企业对于社会责任的正视态度以及向使用者传递信息的愿望, 那么, 企业是否会出于同样的态度和动机而自愿披露高质量的社会责任信息? 研究发现, 对于应规披露和自愿披露企业, 自愿披露企业可能因为具有更好的法律遵从性(Paine 等, 2005)和社会责任意识, 而主动披露社会责任报告来表现应有的道德水平。出于资源刚性和常规刚性, 这种情况下的自愿披露表明企业在社会责任资源上的投入更大、社会责任履行更自觉, 企业更可能在负面事件发生时采取应对行为。另一方面, 企业也有可能为了兼顾利润和社会伦理、法律风险、声誉风险而采取信息披露行为(Fassin 和 Buelens, 2011)。这种动机下的自愿披露, 可能表明企业对获取政府以及其他利益相关者的认同以及建立和维持社会网络的意愿更强烈(刘想和刘银国, 2014), 出于组织的网络惯性, 更有可能采取应对行为来缓解事件的负面影响。因此:

H3: 自愿披露社会责任信息的企业比强制披露的企业更有可能应对负面事件。

三、研究设计

(一) 样本与数据收集

本文借鉴 Menon (1999)、刘媛媛等(2018)的研究, 将社会责任负面事件定义为, 在企业日常经营中出现的, 未能严格遵守法律法规的相关规定、违反合同要求等行为, 这些行为可能危及企业自身经营, 并影响投资者、债权人、企业员工或社会大众等利益相关者的利益。具体通过国泰安事件研究库中的新闻报道手工搜集 2016-2019 年中国沪深两市出现负面事件的企业, 将上市公司名称和负面新闻关键词输入“百度”、“必应”等网络引擎中, 针对报道逐一核实, 删除重复、虚假、不准确的报道, 留下同一事件最原始的报道。

另外, 剔除 ST 企业; 剔除事件后退市企业; 针对同一企业在同一年度发生的多起事件, 只保留第一起负面事件。经过以上处理, 最终得到 732 个研究样本。企业应对行为数据来自公司公告, 并以国泰安事件研究库为补充。

(二) 变量定义

1、应对行为: 参考 McDonnell (2013) 等, 本文利用公司公告收集企业应对行为的数据。负面事件后, 若企业在公司网站发布“公告”等信息, 就负面事件的来龙去脉、处理过

程以及利益相关者满意度进行解释说明,则认为企业采取了积极的应对行为,取值1,若组织没有此举动则取值0。

2、企业社会责任信息披露:本文企业社会责任变量涉及是否披露社会责任信息、社会责任信息质量以及是否自愿披露三类,以上数据均来自润灵环球数据库。考虑到本文所指的社会责任信息披露行为发生在负面事件发生前,在衡量信息披露行为与负面事件应对行为之间的相关性时,使用事件日的前一年度的CSRQUA数据和评级得分。

3、控制变量

本文参考(方正,2011)、(Dyck A,2007)、李培功(2010)以及杨洁(2017)等的做法,控制如下变量:负面事件类型(type)、是否为子公司(son)、是否有监管机构介入(supervisory)、自愿披露(voluntary)、公司规模(asset)、资产负债率(lev)、资产报酬率(ROA、ROE)、行业(industry)、企业性质(SOE)。

(三)模型设定

为检验本文所提出的假设,本文参考杨洁等(2017)的模型,建立以下两个回归模型:

$$\text{Respond}_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{CSRDIS}_{i,t-1} + \text{Controls}_{i,t} + \sum \text{Industry} + \sum \text{Year} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$$\text{Respond}_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{CSRQUA}_{i,t-1} + \text{Controls}_{i,t} + \sum \text{Industry} + \sum \text{Year} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中,Respond为企业负面事件应对行为,CSRDIS为是否披露社会责任信息;CSRQUA为社会责任信息披露质量。模型(1)用于检验假设H₁,重点考察CSRDIS的系数数 α_1 的符号。模型(2)用于检验假设H₂,重点考察CSRQUA的系数数 α_1 的符号。

四、实证结果与分析

(一)描述性统计

表1为各变量的描述性统计结果,从全样本描述性统计来看,企业负面事件应对行为(respond)的均值为0.683,标准差为0.466,表明超过半数的上市公司在发生负面事件后会采取回应,对事件进行解释说明。是否披露社会责任(CSRDIS)的均值为0.296,表明有29.6%的企业披露了社会责任信息,披露的比例仍然较低。社会责任信息披露质量(CSRQUA)的均值为13.382,最大值为87.777,最小值为0.000,说明样本企业间社会责任信息披露质量差距较大。

表1 描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
respond1	754	0.683	0.466	0	1	1
CSRDIS	754	0.296	0.457	0	0	1
CSRQUA	754	13.382	21.929	0	0	87.777
number	754	4.761	11.258	1	2	236
length	752	1981.93	2279.788	86	1115	29306
type	754	0.334	0.472	0	0	1
supervisory	754	0.723	0.448	0	1	1
lev	754	0.484	0.28	0.031	0.469011	3.919
son	754	0.127	0.334	0	0	1
SOE	734	0.257	0.438	0	0	1
ROA	754	0.022	0.183	-1.838	0.046785	0.43
asset	754	22.587	1.596	17.654	22.3143	28.52

(二) 研究假设的实证检验

1. 社会责任信息披露与负面事件应对行为

根据前文建立的模型, 本文分别使用 LPM、Logit 和 Probit 来验证假设 1, 结果如表 2 所示。其中, 第 (1) 列报告了 LPM 模型下的回归分析估计结果, 可以看出 CSRDIS 的回归系数为 0.122, 且在 5% 的水平上显著。第 (2) (3) 列分别为 Logit 和 Probit 模型的回归结果, 系数为 0.618 和 0.325, 在 10% 的水平下显著, 结论依然成立。这说明, 控制其他因素后, 相比于没有披露社会责任信息的企业, 披露社会责任信息的企业, 在发生负面事件后, 更倾向于采取回应的态度。假设 H1 得到验证。

表 2 社会责任信息披露与负面事件应对行为

变量	LPM (1)	Logit (2)	Probit (3)
CSRDIS	0.185*** (4.29)	1.069*** (4.18)	0.593*** (4.04)
number	0.007*** (4.55)	0.197*** (5.41)	0.070*** (5.79)
son	0.260*** (5.09)	1.776*** (4.78)	0.982*** (4.99)
type	0.090** (2.09)	0.362 (1.48)	0.225 (1.58)
supervisory	0.079* (1.75)	0.469* (1.86)	0.236 (1.60)
length	-0.000 (-1.11)	-0.000 (-0.92)	-0.000 (-1.45)
ROA	-0.207* (-1.71)	-0.903 (-1.30)	-0.626 (-1.55)
SOE	-0.033 (-0.78)	-0.105 (-0.46)	-0.063 (-0.46)
Year/Industry	控制	控制	控制
_cons	0.065 (0.20)	-3.048* (-1.73)	-1.549 (-1.49)
N	732	727	727
	F 4.00	Chi-square 149.25	Log-likelihood -386.19

注: ***, **, * 分别表示在 1%、5%、10% 的显著性水平下通过检验 (下同)。

2. 社会责任信息披露质量与负面事件应对行为

表 3 列示了社会责任信息披露质量与企业负面事件应对行为的回归检验结果。结果显示, 社会责任信息披露质量 (CSRQUA) 与负面事件应对行为 (respond) 存在显著正相关关系 (系数分别为 0.002、0.015、0.008, 显著性水平为 5%)。结论表明, 企业披露的社会责任信息质量越高, 越倾向于发表声明回应负面事件。假设 H2 得到验证。

表 3 社会责任信息披露质量与负面事件应对行为

变量	LPM (1)	Logit (3)	Probit (5)
----	------------	--------------	---------------

CSRQUA	0.004*** (4.00)	0.025*** (4.13)	0.013*** (3.93)
number	0.007*** (4.53)	0.196*** (5.45)	0.071*** (5.86)
son	0.255*** (4.99)	1.762*** (4.75)	0.957*** (4.90)
type	0.090** (2.08)	0.370 (1.52)	0.221 (1.55)
supervisory	0.078* (1.73)	0.458* (1.83)	0.231 (1.57)
length	-0.000 (-1.15)	-0.000 (-0.94)	-0.000 (-1.44)
ROA	-0.208* (-1.71)	-0.847 (-1.23)	-0.612 (-1.51)
SOE	-0.030 (-0.72)	-0.107 (-0.47)	-0.065 (-0.48)
Year/Industry	控制	控制	控制
_cons	0.206 (0.60)	-2.222 (-1.20)	-1.082 (-0.99)
N	732	727	727
	F	Chi-square	Log-likelihood
	3.91	148.89	-386.67

3. 自愿披露与应规披露的分组研究

从表4的三个回归模型来看,应规披露样本组中,负面事件应对行为(respond)只与报道数(number)、报道长度(length)等有显著关系,而与社会责任信息披露质量(CSRQUA)的回归系数均不显著。但是在自愿披露样本组中,负面事件应对行为(respond)与社会责任信息质量(CSRQUA)、报道数(number)的回归系数均显著为正(显著性水平为1%)。假设H3得到验证。

表4 自愿披露与应规披露的分组检验结果

变量	LPM		Logit		probit	
	自愿	应规	自愿	应规	自愿	应规
CSRQUA	0.012*** (3.131)	0.003 (0.828)	0.187*** (2.658)	0.022 (0.990)	0.101*** (2.678)	0.012 (0.945)
number	0.006* (1.731)	0.016** (2.057)	0.140 (0.919)	0.186* (1.797)	0.082 (0.956)	0.092** (1.997)
son	0.062 (0.586)	0.045 (0.393)	1.852 (1.015)	0.368 (0.483)	0.994 (1.005)	0.168 (0.390)
length	-0.000*** (-3.479)	-0.000*** (-2.812)	-0.001** (-2.414)	-0.000*** (-2.591)	-0.000** (-2.441)	-0.000*** (-2.708)
ROA	0.104 (0.346)	-0.336 (-0.775)	4.331 (1.171)	-2.247 (-0.705)	1.998 (0.968)	-1.346 (-0.731)
SOE	0.080 (1.066)	0.055 (0.674)	1.401 (1.250)	0.422 (0.830)	0.587 (1.072)	0.220 (0.748)
Year	控制	控制	控制	控制	控制	控制

Industry	控制	控制	控制	控制	控制	控制
_cons	0.258	0.624	9.494	0.260	0.474	0.245
	(0.357)	(0.851)	(0.002)	(0.054)	(0.001)	(0.090)
N	91	128	91	128	91	128
	F		Chi-square		Log-likelihood	
	2.98	1.94	27.68	20.36	-21.77	-59.57

(三) 进一步分析

以上研究证实了企业在情境发生改变时,倾向于采取与前期社会责任行为一致的应对行为,即表现为一种“惯性”。关于这种惯性的成因和影响因素,现有研究众说纷纭、莫衷一是。学者们从不同角度探讨了惯性的形成机制,并指出惯性的强弱受到组织规模、组织年龄、管理者认知、文化心理以及组织所处环境的法律法规等诸多因素影响。但以上研究涉及的情境与本文的社会责任行为情境有所不同,学者们指出的惯性成因与影响因素在这一情景下是否适用尚待检验。因此,本文从组织、行业和个体三个层面来探究惯性的来源和影响因素,以揭示社会责任情境下组织惯性的作用机制。具体模型如下:

$$\text{Respond}_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{CSR}_{i,t-1} + \alpha_2 X_{it} + \alpha_3 \text{Cross}_{it} + \text{Controls}_{it} + \sum \text{Industry} + \sum \text{Year} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

其中, Cross_{it} 是有代表性的组织、行业、个体层面的影响因素 X_{it} (如组织年龄、行业竞争等) 和企业社会责任信息披露的交乘项, 分别是企业是否披露社会责任信息 (CSRDIS) 和社会责任披露质量 (CSRQUA) 的交乘项。

1. 惯性的来源: 基于组织规模和组织年龄的分析

Hannan&Freeman (1984) 认为组织惯性的形成主要源自内部限制与外部压力两方面, 组织年龄、规模和复杂度都会影响组织惯性。但也有学者指出, 组织惯性会随着年龄增长和规模扩大而强化, 但是年龄和规模必须是同时增长的, 如果只是其中一个因素变化, 组织惯性并不一定增强 (Shimizu&Hitt, 2005)。针对现有结论的不一致性, 本文检验了组织规模和年龄等对组织惯性的作用, 以探究组织层面的社会责任惯性来源。回归结果如表 5、表 6 所示。表 5 的 (2)(4)(6) 列展示了社会责任信息披露质量与企业规模的交乘项 (CSRQUA*asset), 其系数均至少在 5% 的显著性水平下显著为负。而 (1)(3)(5) 列的社会责任信息披露与企业规模的交乘项 (CSRDIS*asset) 并不显著。这表明, 组织规模的扩大反而弱化了企业在社会责任方面的组织惯性。表 6 检验了组织成立年龄 (esty) 和上市年龄 (listy) 对组织惯性的影响。由上市年龄和社会责任信息披露的交乘项 (Listy*CSRDIS) 在除 LPM 外的两个模型下均显著正相关 (显著性水平为 10%) 可知, 企业上市年龄正向调节了社会责任信息披露与应对行为之间的相关性, 增强了组织惯性。而组织成立年龄与社会责任信息披露的交乘项 (esty*CSRDIS) 并不显著。

表 5 组织规模的调节效应

变量	LPM		Logit		Probit	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
CSRDIS	1.059*		5.872*		3.597*	
	(1.87)		(1.82)		(1.93)	
CSRQUA		0.029**		0.170***		0.101***
		*				
		(2.86)		(2.95)		(3.01)
CSRDIS*asset	-0.038		-0.208		-0.130	
	(-1.55)		(-1.50)		(-1.62)	
CSRQUA*asset		-0.001*		-0.006**		-0.004***

		*				
		(-2.49)		(-2.57)		(-2.65)
asset	0.030*	0.029*	0.164*	0.152*	0.098*	0.090*
	(1.83)	(1.85)	(1.95)	(1.87)	(1.94)	(1.86)
number	0.007***	0.007**	0.208***	0.209***	0.072***	0.073***
		*				
	(4.63)	(4.60)	(5.65)	(5.70)	(5.97)	(6.02)
son	0.260***	0.254**	1.783***	1.767***	0.993***	0.972***
		*				
	(5.16)	(5.05)	(4.81)	(4.76)	(5.05)	(4.96)
type	0.103**	0.101**	0.403*	0.405*	0.253*	0.249*
	(2.43)	(2.40)	(1.68)	(1.68)	(1.80)	(1.77)
supervisory	0.096**	0.095**	0.543**	0.531**	0.285**	0.277*
	(2.18)	(2.15)	(2.19)	(2.14)	(1.97)	(1.92)
year	控制	控制	控制	控制	控制	控制
industry	控制	控制	控制	控制	控制	控制
_cons	-0.241	-0.213	-4.793**	-4.512**	-2.612**	-2.428**
	(-0.63)	(-0.58)	(-2.42)	(-2.34)	(-2.20)	(-2.11)
N	752	752	745	745	745	745
	F		Chi-square		Log-likelihood	
	4.31	4.36	156.58	160.04	-395.4783	-394.00193
					7	

表6 组织年龄的调节效应实证结果

变量	LPM	Logit	Probit
	(1)	(2)	(3)
CSRDIS	0.203	0.488	0.764
	(0.41)	(0.16)	(0.46)
esty	-0.011**	-0.046**	-0.028**
	(-2.41)	(-2.05)	(-2.10)
listy	0.011***	0.045**	0.029***
	(3.16)	(2.52)	(2.71)
esCSRDIS	-0.040	-0.278	-0.195
	(-1.13)	(-1.29)	(-1.62)
liCSRDIS	0.042	0.324*	0.209**
	(1.53)	(1.87)	(2.18)
number	0.006***	0.180***	0.061***
	(4.00)	(5.16)	(5.34)
son	0.272***	1.785***	0.977***
	(5.40)	(4.94)	(5.18)
type	0.080*	0.342	0.199
	(1.87)	(1.46)	(1.44)
supervisory	0.061	0.363	0.179
	(1.38)	(1.48)	(1.24)
Year/Industry	控制	控制	控制
_cons	0.453	-0.719	-0.311
	(1.39)	(-0.41)	(-0.30)
N	732	732	732
	F	Chi-square	Log-likelihood

6.20

134.95

-395.59

综合表 5 和表 6 的实证结果,组织规模和组织年龄对组织惯性并不都存在正向的调节作用。究其原因,可能是我国上市公司在组织规模与组织年龄上的不一致性,组织规模并不随组织年龄同步增长。且大部分企业在上市前都会在主营业务、内部控制、组织结构等方面进行较大幅度的调整,以满足 IPO 条件。直至上市后,企业文化、组织惯例、决策机制才会逐渐成形甚至固化。因此,相较于组织成立年龄,企业的上市年龄对组织惯性的正向调节作用更为显著。

2. 惯性的来源: 行业竞争的检验

组织外部因素也会影响惯性的表现,现有研究指出动荡的环境会让企业意识到原有经验、管理模式的价值可能会迅速贬值甚至失效(Achrol, 1991),导致企业主动变革,克服认知惰性。这种外界环境的动荡性部分体现在企业所处行业的竞争程度。随着行业竞争的加剧,企业为在动荡的环境中寻求生存空间而主动变革,组织的内部惯性会趋于弱化(Achrol, 1991)。同时,行业竞争的加剧会对企业获取资源的能力产生威胁,导致企业对内外部利益相关者的资源依赖更为强烈,为追求生存更为抵触网络关系的改变,从而表现为更强的网络关系惯性。本文采用芬达尔指数(HHI)表示行业的竞争程度,对行业竞争在组织惯性中究竟发挥的是正向促进还是反向抑制进行检验。实证结果如表 7 所示。

赫芬达尔指数越高,表示市场集中程度越高,行业的竞争程度越低。赫芬达尔指数与社会责任信息披露的交乘项(HHI*CSRQUA),以及与社会责任信息披露质量的交乘项

(HHI*CSRQUA)在至少 10%的显著性水平下均显著负相关,表明即行业竞争的加剧增强了组织惯性。这不仅证实了企业的外部网络惯性相较内部惯性在本文研究的情境下发挥了更大的作用,也从侧面说明,我国现阶段的社会责任及其披露,更多的是一种公共关系行为,目的在于塑造良好的企业形象,向政府和其他利益相关者寻求资源。

表 7 行业竞争的调节效应实证结果

变量	LPM		Logit		Probit	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
CSRDIS	0.319*** (5.09)		2.365*** (5.28)		1.256*** (5.20)	
CSRQUA		0.006*** (4.76)		0.052*** (5.19)		0.028*** (5.24)
HHI*CSRDIS	-0.449** (-2.40)		-3.549*** (-2.95)		-1.898*** (-2.75)	
HHI*CSRQUA		-0.007* (-1.72)		-0.064*** (-2.58)		-0.035** (-2.49)
HHI	0.143 (1.00)	0.092 (0.65)	1.000 (1.15)	0.721 (0.85)	0.647 (1.25)	0.509 (1.01)
number	0.008*** (4.93)	0.008*** (4.99)	0.461*** (6.87)	0.458*** (6.89)	0.232*** (7.29)	0.236*** (7.38)
son	0.262*** (5.02)	0.260*** (4.97)	1.994*** (4.79)	1.986*** (4.78)	1.137*** (5.03)	1.130*** (5.03)
supervisory	0.068 (1.41)	0.072 (1.49)	0.377 (1.27)	0.406 (1.37)	0.221 (1.30)	0.239 (1.40)
Year/industry	控制	控制	控制	控制	控制	控制
_cons	0.276 (0.78)	0.503 (1.33)	-2.306 (-1.09)	-1.105 (-0.49)	-1.355 (-1.09)	-0.493 (-0.37)

N	621	621	617	617	617	617
	F		Chi-square		Log-likelihood	
	4.03	3.93	198.97	199.16	-286.80	-285.971

3. 惯性的来源：高管年龄、性别、学历层次的检验

Tripsas&Gavetti (2000) 认为，高层管理团队的管理认知是组织惯性的重要来源，主要受到战略管理者的心智模式、认知风格等因素的驱动。基于现有研究，本文分别检验了高管（CEO）年龄、性别、学历等特质对社会责任信息披露和负面事件应对行为的影响，以揭示高管个人特质在本文所研究的组织惯性情境中的作用及差异。实证结果如表 8 所示。

其中，male 为高管性别，Age 为高管年龄，education 为高管学历层次（大专以下为 1，大专为 2，本科为 3，硕士为 4，博士为 5，博士以上为 6）。表中的社会责任信息披露与高管年龄的交乘项（age*CSRDIS）以及信息披露质量与高管年龄的交乘项（age*CSRQUA）在 1% 的显著性水平下均显著正相关，说明高管（CEO）的年龄正向调节了社会责任信息披露与负面事件应对行为的相关性。而高管性别和学历层次与社会责任信息披露的交乘项

（eduCSRDIS、eduCSRQUA、ageCSRDIS 和 ageCSRQUA）在 10% 的显著性水平下均不显著。表明以高管个人特质为代表的企业管理风格和管理认知是组织惯性的来源，但高管年龄才是决定两者相关的重要因素，高管性别及学历层次在这一机制中的作用并不显著。

表 8 行业竞争的调节效应实证结果

变量	LPM		Logit		Probit	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
CSRDIS	-1.882*** (-5.15)		-33.724** * (-3.93)		-18.201** * (-4.33)	
CSRQUA		-0.033*** (-4.15)		-0.799*** (-3.71)		-0.437*** (-3.91)
eduCSRDIS	-0.066 (-1.08)		1.401 (1.40)		0.752* (1.72)	
malCSRDIS	-0.066 (-0.41)		-0.497 (-0.25)		-0.118 (-0.15)	
ageCSRDIS	0.044*** (7.01)		0.726*** (4.46)		0.386*** (4.66)	
eduCSRQUA		-0.002* (-1.87)		0.007 (0.36)		0.006 (0.61)
malCSRQUA		-0.002 (-0.40)		-0.054 (-1.05)		-0.017 (-0.81)
ageCSRQUA		0.001*** (6.59)		0.019*** (4.10)		0.010*** (4.43)
male	0.094 (1.00)	0.089 (0.95)	0.208 (0.40)	0.285 (0.55)	0.147 (0.47)	0.222 (0.72)
education	0.101*** (3.13)	0.096*** (3.12)	0.478*** (2.60)	0.526*** (2.85)	0.260** (2.37)	0.299*** (2.72)
Age	-0.003 (-0.92)	-0.001 (-0.48)	-0.016 (-0.99)	-0.017 (-1.05)	-0.008 (-0.81)	-0.008 (-0.86)
number	0.005*** (3.01)	0.005*** (3.16)	0.182*** (4.21)	0.183*** (4.19)	0.057*** (4.13)	0.055*** (4.05)
son	0.255*** (4.61)	0.259*** (4.63)	2.017*** (4.09)	2.039*** (4.07)	1.106*** (4.31)	1.105*** (4.29)
type	0.116**	0.115**	0.622**	0.643**	0.377**	0.390**

	(2.45)	(2.42)	(1.97)	(2.03)	(2.03)	(2.10)
supervisory	0.047	0.049	0.461	0.462	0.218	0.219
	(0.97)	(1.00)	(1.39)	(1.39)	(1.13)	(1.14)
ROA	-0.230*	-0.245*	-1.028	-0.998	-0.758	-0.735
	(-1.76)	(-1.85)	(-1.22)	(-1.18)	(-1.49)	(-1.44)
Year/industry	控制	控制	控制	控制	控制	控制
_cons	0.044	0.027	-0.322	-0.416	-0.221	-0.342
	(0.11)	(0.06)	(-0.11)	(-0.14)	(-0.14)	(-0.21)
N	547	547	546	546	546	546
	F		Chi-square		Log-likelihood	
	5.38	5.15	226.62	226.54	-235.0714	-235.422

五、稳健性测试

1、倾向得分匹配法(PSM)：本文采用倾向得分匹配法进行测试，将模型设定为：

$$CSRQUA_D = \beta_0 + \beta_1 HHI + \beta_2 FIRST + \beta_3 INDR + \beta_4 DUAL + \beta_5 BOARD + \beta_6 SIZE + \beta_7 LEV + \beta_8 MB + \beta_9 ROE + \beta_{10} CFO + \beta_{11} SOE + \gamma IND + \delta YEAR + \varepsilon \quad (3)$$

其中，赫芬达尔指数(HHI)表示企业所处行业的竞争度。First 表示第一大股东持股比例、indr 为独立董事比例、dual 高管两职合一虚拟变量、board 董事会规模。将此模型作为披露企业社会责任信息影响因素的 Probit 模型。将样本进行 Probit 回归计算出各个观测值的倾向得分，采用 1 对 1 最邻近匹配法将披露社会责信息的公司样本与不披露社会责信息的公司样本进行匹配，并将配对后的样本用模型(1)进行回归，假设结果依然成立。

2、变量替代法：本文选择“中国证券报”、“上海证券报”等财经报刊网站以及“中国经济网”、“中国消费网”等国家工商总局主管的网站补充收集企业应对行为的数据并进行检验，并通过国泰安的企业社会责任信息披露数据替换润灵环球的社会责任信息披露数据，进行回归，结果仍然稳健。

3、考虑企业回应速度的稳健性检验：负面事件传闻的出现到企业回应之间往往只间隔 1-3 天的时间，因此本文将企业应对行为的时间窗口设置为负面事件发生后 7 天内作为稳健性测试，在 7 天内回应的企业视为积极应对负面事件，否则视为消极应对。结果仍显著正相关。由于篇幅，本文对以上结果不再一一报告。

六、研究结论与启示

本文基于 2016-2019 年沪深 A 股上市公司的数据，实证检验了企业前期的社会责任信息披露与负面事件下的应对行为的关系。结果表明：(1) 企业的社会责任信息披露及其质量与负面事件应对行为显著正相关。(2) 相对强制披露，自愿披露的信息质量与应对行为的关系更强。(3) 行业竞争、企业上市年龄、高管年龄正向调节了社会责任信息披露与负面事件应对行为之间的相关性。

本文的启示如下：第一，应加强社会责任信息披露。本文的研究发现，企业前期的社会责任行为会形成企业的资源、常规和网络惯性，影响企业在负面事件下的社会责任履行。不仅企业应重视社会责任信息披露的建设，监管机构也应根据我国企业社会责任履行的实际，制定相关的监管政策，引导企业积极履行社会责任，鼓励企业主动进行高质量的社会责任信息披露，从而逐渐形成企业良性“组织惯性”。

第二，企业应当客观看待组织惯性现象。尽管组织惯性在现有研究中被普遍视为阻碍组织变革的“绊脚石”，对创新和变革存在负面影响，但本文的研究表明，组织惯性也可能是

在前期类似经验下产生的积极现象。企业若能对其进行有效应用，可以产生类似成本节约、效率提升的协调收益，有助于负面事件的解决。

第三，基于行业竞争的检验，本文发现我国现阶段的社会责任信息披露，更多时候是一种公共关系工具，存在粉饰的动机，与社会责任的初衷不符。因此，在社会责任存在较大操控空间的现实背景下，除了建立完善的监督体系、大力发展社会责任审计与鉴证事业外，加强商业伦理德育建设，提升市场的社会责任认知，激发企业自发的社会责任行为也是未来我国社会责任实践的重要一环。

参考文献

- [1] McDonell, M. H., King, B. 2013. Keeping up Appearances Reputational Threat and Impression Management after Social Movement Boycotts[J]. Administrative Science Quarterly, 58 (3): 387-419.
- [2] 方正, 杨洋, 江明华. 2011. 可辩解型产品伤害危机应对策略对品牌资产的影响研究: 调节变量和中介变量的作用[J]. 南开管理评论, 14 (4): 69-79.
- [3] Conway, S. L., O'Keefe, P. A., Hrasky, S. L. 2015. Legitimacy, Accountability and Impression Management in NGOs: The Indian Ocean Tsunami[J]. Accounting Auditing & Accountability Journal, 28 (7): 1075-1098.
- [4] 林春培, 潘亚丽, 赵冠希, 余传鹏. 2019. 组织心理惯性对企业破坏性创新的影响[J]. 科技进步与对策, 36 (23): 103-110.
- [5] 程露, 苏敬勤, 吕一博. 2019. 组织惯性: 理论评述与研究框架构建[J]. 科技进步与对策, 36 (6): 153-160.
- [6] Huff J O, Huff A S, Thomas H. 1992. Strategic renewal and the interaction of cumulative stress and inertia[J]. Strategic Management Journal, 13 (1): 55-75.
- [7] Hannan M. 1984. Structural Inertia and Organizational Change[J]. American Sociological Review, 49 (2): 149-164.
- [8] 朱方伟, 宋昊阳, 王鹏. 2018. 项目化变革情境下企业如何克服组织惯性的束缚——基于行动研究法的路径与策略分析[J]. 管理评论, (8): 209-224.
- [9] Gilbert, C G. 2005. Unbundling the structure of inertia: resource versus routine rigidity[J]. Academy of Management Journal, 48 (5): 741-763.
- [10] Genus A, Jha P. 2012. The role of inertia in explanations of project performance: A framework and evidence from project-based organizations[J]. International Journal of Project Management, 30 (1): 117-126.
- [11] 杨洁, 郭立宏. 2017. 声明还是缄默: 负面报道后国企和民企印象管理行为差异研究[J]. 南开管理评论, 20 (1): 83-95.
- [12] 权小锋, 吴世农, 尹洪英. 2015. 企业社会责任与股价崩盘风险: 价值工具或自利工具?[J]. 经济研究, 11: 89-97.
- [13] Menon, G., Jewell, R. D., Unnava, H. R. 1999. When a Company Does Not Respond to Negative Publicity: Cognitive Elaboration Vs. Negative Affect Perspective[J]. Advances in Consumer Research, 26 (1): 325-329.
- [14] Hoi, K. H., Ippolito, et al. 2013. Intrinsic bias and public rearrangements in the human immunoglobulin V λ chain repertoire[J]. Genes & Immunity, 14 (4): 271-276.

Research on the impact of corporate social responsibility information disclosure and negative event response behavior

Zhu Julian

(Business school of Hunan University, Changsha / Hunan , 410006)

Abstract: Does the disclosure of corporate social responsibility information affect the response behavior after negative events? Based on the theory of organizational inertia, this paper takes Shanghai and Shenzhen A-share listed companies from 2016 to 2019 as samples, and makes an empirical test with the "announcement" data from the company's website to explore the internal logic of corporate social responsibility decision-making. The results show that: (1) corporate social responsibility information disclosure and its quality are positively correlated with the coping behavior after negative events, and the positive correlation between the quality of corporate social responsibility information disclosure and the coping behavior after negative events is stronger than that of compulsory disclosure. (2) Industry competition, organizational age and size, and executive characteristics are the three sources of organizational inertia. Among them, industry competition, listing age and executive age positively adjust the correlation between social responsibility information disclosure and negative event response behavior. The conclusion of this paper is helpful to deeply understand the internal logic of cross situational behavior decision-making, enhance the value of corporate social responsibility information disclosure, and provide enlightenment for enterprises to deal with negative events.

Keywords: Social responsibility information disclosure; negative event response behavior; organizational inertia;