

企业社会责任表现存在同群效应吗

韩沈超¹(博士), 潘家栋²(博士)

【摘要】同群效应是指个体的决策受到同类群体的影响,而企业社会责任表现的同群效应则表现为个体企业受到同地区抑或同行业的企业社会责任表现的外部影响。以企业社会责任表现的同群效应为视角,基于上市公司微观层面数据展开经验研究,得到如下结论:同地区企业社会责任表现具有高度显著的同群效应,而同行业则不显著。随着企业社会责任水平的提高,同一地区同群企业的社会责任表现对个体企业社会责任表现的促进效果也随之加强,并且地区同群效应的主要动机为竞争效应。

【关键词】企业社会责任表现; 地区内同群效应; 行业内同群效应; 竞争效应; 马太效应

【中图分类号】F272.3 **【文献标识码】**A **【文章编号】**1004-0994(2018)19-0025-9

一、引言

企业社会责任(Corporate Social Responsibility)从提出至今,在学术界展开了广泛的探讨。现代企业履行企业社会责任是合规和道德的双重要求,企业的发展与宏观经济的发展一样,同样需要考虑社会的福利和代际的影响,纯粹的“理性经济人”假设已经无法满足当代社会的普遍要求。“十九大”报告重点强调了要激发和保护企业家精神,而企业社会责任可以解读为企业家精神的一种责任规制。

同群效应(Peer Effect)或称同群同质性(Peer Group Homogeneity),阐述的正是中国古谚语“近朱者赤,近墨者黑”所传达的寓意,在学术界最早由美国教授 Coleman^[1]提出, Alexander、Campbell^[2]首先经验地证实了同群效应在美国高中教育中的存在性。随着同群效应研究的不断发展,在不同的学科研究范畴,同群效应的表述演化为近邻效应、传染效应、羊群效应等^{[3][4]}。在某些定义下,同群效应与溢出效应之间也具有相似之处。Zimmerman^[5]定义若个体的表现或结果受到“同伴”群体的正面或负面影响,则存在同群效应。陆铭、张爽^[6]提出同群之间的社会互动会通过改变个体的资源禀赋、心理状态、信

息结构等因素进而影响个体的外在表现。

同一地区抑或同一行业的企业基于相似的区位选择、产品结构等客观因素可以作为同群(Cluster)的存在。事实上,同一地区的企业或者企业家们往往表现出较强的共通点。同样,同一行业的企业也会因为受到相似的行业系统性风险等划分为同群。同群之间的企业是否会互相影响?当涉及履行企业社会责任的层面,“同伴”(Peer)企业又是否会表现出较强的一致性?如果是,同群效应背后的逻辑又是什么?这将是本文要重点探究和解答的三个疑问。

二、文献综述与研究假说

同群效应无时无刻不在。汪汇等^[7]基于户籍分割视角,发现居民个体对社会和政府的信任受同群效应的影响。以往关于同群效应的研究集中于教育经济学、社会心理学等领域,近年来其在公共经济学和商业领域也得到了广泛应用。Han^[8]指出,由于企业之间的模仿和互动,致使审计公司规模出现两极分化。Aerts et al.^[9]以加拿大、法国和德国上市企业的环境信息披露表现为研究对象,证实了同行业模仿行为的存在。我国重污染行业上市公司环境信息披露的行业模仿行为亦得到了经验结果的支持^[10]。

【基金项目】教育部人文社会科学研究青年基金项目(项目编号:18YJC630100);浙江省自然科学基金项目(项目编号:LZ16G030001)

赵颖^[11]发现我国非金融上市公司高管存在较为显著的同群效应,其中外聘CEO的同群效应最显著。高管薪酬同群效应的积极方面体现在其有助于企业价值的创造,且能降低企业在盈利方面的风险,表现为一种“共享式”的发展模式。上市公司的投资决策、并购决策、并购声誉、企业资本结构决策、公司治理等行为存在明显的同群效应^{[12][13][14][15][16][17][18]}。

“管理者声誉考虑”和“管理者信息学习”是同群效应发挥作用的重要前提^[18]。“同业参照效应”的使用存在其寻租和辩护的根源^[19]。在地方政府行为的外部影响下,同地区的企业投资行为存在显著的同群效应^[20]。Aerts et al.^[9]指出,环境信息披露方式和结构不确定性是行业间模仿的动因。Nikolaeva、Bicho^[21]发现,竞争模仿和信息压力是企业自愿发布社会责任报告的决定性因素。

企业社会责任是评价企业声誉的一个重要维度^[22]。Shapiro^[23]指出,企业声誉来源于市场投资者随时间累积而形成的稳定预期,声誉有助于增加承诺的信度。Bertels、Pelozo^[24]和Fombrun、Shanley^[25]的研究进一步证实了企业社会责任的履行有利于提高企业的声誉,从而激发消费者的购买意愿,并且能提高消费者对企业的忠诚度。企业社会责任具有外部性,这种溢出效应(或称“传染效应”)事实上与本文要研究的同群效应有莫大的共通之处^{[26][27]}。

信号传递是企业市场价值得以实现的重要途径。信号传递理论(下文称“信号机制”)认为,由于资本市场存在信息不对称,企业为在激烈的竞争中获得比较优势,通常会采取一系列行动,如披露企业社会责任履行报告等,向市场传递有效信息。同时,上述行为是已被同群企业监测和模仿的。因此,在竞争越激烈的行业,企业越有可能披露高质量的社会责任信息^[28]。钱爱民、朱大鹏^[29]从信号传递的视角验证了企业履行社会责任内在动机的多元性。李余辉等^[30]发现,企业履行社会责任是一种间接的信息传递方式,并且较高的企业社会责任水平能够在分离均衡意义上准确传递供应商质量信息。此外,随着外部竞争的加剧,信号传递动机会进一步加强^[31]。因此,信号机制可以从内在动机上解释企业为何要履行企业社会责任,同时由于竞争机制的存在,受到企业声誉的外部性激励,以及市场的资源约束和有限的市场份额,同群的企业有动机监测和模仿其他企业的企业社会责任表现,并基于此提高自身的企业社会责任表现进而参与竞争。

基于上述理论机制的描述,本文认为企业社会责任履行的表现由于受到声誉外部性的激励、信号机制的影响和竞争机制的强化,会表现出显著的同群效应。由此,提出假设1:

假设1:企业社会责任表现存在显著的区域同群效应。

冯晓岚、武常岐^[32]研究发现,中外企业之间规模相似程度提高,会增加我国本土龙头企业模仿外商投资龙头企业的倾向。由此,提出假设2和假设3:

假设2:企业社会责任表现存在显著的行业同群效应。

假设3:企业社会责任表现的地区内、行业内同群表现出“强者愈强,弱者愈弱”的特征。

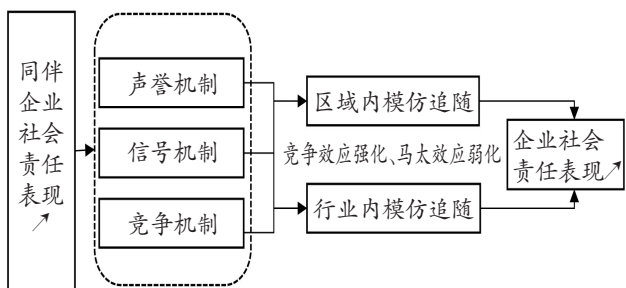


图1 企业履行CSR表现的“同群效应”的影响机制

三、模型设定与数据说明

为探究企业社会责任是否存在同群效应,本文基于Leary、Roberts^[12]和张敦力、江新峰^[33]的研究方法,构建如下同群效应检验基本计量模型:

$$CSR_i = \alpha + \beta Peer_within Province_i + \gamma X' + \varepsilon \quad (1)$$

$$CSR_i = \alpha + \beta Peer_within Industry_i + \gamma X' + \varepsilon \quad (2)$$

其中:CSR为企业社会责任表现;Peer_within Province为同一地区(省份)所有企业社会责任表现的中位数水平;Peer_within Industry为同一行业所有企业社会责任表现的中位数水平;X'为可能影响企业社会责任表现的主要控制变量,包括资产总额(Lasset)、公司所有制(State_owned)、可持续增长率(SGR)、每股收益(EPS)、财务杠杆水平(Leverage)、董事会规模(BOD: Board of Directors)和职工规模(Lemp)等。考虑到内生性的存在,本文进一步汇报稳健性检验的结果,并以企业社会责任报告的总页数(Page)作为CSR的代理变量。

考虑到同群企业社会责任表现可能会与主要控制变量(如资产总额、职工规模等)共同影响个体企业社会责任表现,因此进一步设定融入交互项的调节效应检验模型(3)、模型(4)和模型(5)。

$$CSR_i = \alpha + \beta Peer_within Province_i + \delta Peer_within Province_i \times Lasset_i + \gamma' X' + \varepsilon \quad (3)$$

$$CSR_i = \alpha + \beta Peer_within Province_i + \delta Peer_within Province_i \times Lemp_i + \gamma' X' + \varepsilon \quad (4)$$

$$CSR_i = \alpha + \beta Peer_within Industry_i + \delta Peer_within Industry_i \times Lasset_i + \gamma' X' + \varepsilon \quad (5)$$

表1列示了本文主要变量的描述性统计结果。其中企业社会责任表现(CSR和Page)数据选取了权威性高、学术研究中广泛使用的《润灵环球(RKS)企业社会责任CSR评级数据报告》所公布的2013年和2014年所有上市公司的CSR评级数据(CSR_2013和CSR_2014)。其余主要控制变量数据来源于CSMAR数据库,并对公司财务数据中的资产总额和职工规模进行对数化处理。公司所有制的刻画采用了虚拟变量,当State_owned=1时,表明该企业为国有企业,其中国有企业的范围包括国有股权比重较高的混合所有制企业;当State_owned=0时,表明该企业为非国有企业。表2显示了自变量相关性的协方差矩阵,在所有自变量中仅有三组之间的相关性系数高于0.5。此外,表3显示平均方差膨胀因子仅为1.96,远小于10的临界值,因此可以认为变量之间不存在严重的多重共线性。

四、实证分析

1. 实证检验结果。以表4中的回归结果为基点,可以发现:企业社会责任表现的地区同群效应高度显著,行业同群效应并不显著,但是从系数的符号可以判断,行业同群效应潜在为正。因此前文提出的假设1可以得到经验结论的证实,假设2未能得到经验结论的支持。此外,控制变量中,资产总额(Lasset)和职工规模(Lemp)对企业社会责任均表现出高度显著的正向影响,财务杠杆(Leverage)对企业社会责

表1 主要变量的描述性统计结果

变量名	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
CSR_2014	680	40.4955	12.2316	19.7019	88.8481
CSR_2013	624	38.9892	12.3906	18.4788	84.0189
Page	680	24.1824	23.7886	3.0000	184.0000
Peer_within Province	680	39.8270	3.1881	33.0000	46.7000
Peer_within Industry	680	39.0140	1.7249	24.3200	40.9600
Sdev_within Province	680	11.6220	0.6773	9.8090	12.3730
Lasset	680	10.1164	0.7598	8.4914	13.3141
State_owned	680	0.6147	0.4870	0.0000	1.0000
SGR	680	0.0534	0.1218	-1.3524	0.6907
EPS	680	0.4807	0.7035	-3.4145	5.3902
Leverage	680	0.5196	0.2191	0.0091	1.1123
BOD	680	9.4044	2.2761	4.0000	19.0000
Lemp	680	8.5037	1.4548	3.1355	13.1894

表3 方差膨胀因子检验结果

变量名	VIF	1/VIF
Lasset	4.48	0.2230
Lemp	2.36	0.4230
EPS	2.16	0.4635
SGR	1.99	0.5035
Leverage	1.91	0.5237
BOD	1.29	0.7731
Peer_within Industry	1.19	0.8426
State_owned	1.14	0.8791
Peer_within Province	1.11	0.9019
Mean VIF	1.96	

任表现具有高度显著的负向影响。证明规模越大的企业越有倾向提供较好的社会责任表现,这不仅是内部管理层等信息使用者的客观需求,而且体现了媒体、政府部门等对“大企业”履行社会责任施加的

表2 自变量相关性协方差矩阵

变量名	Peer_within Province	Peer_within Industry	Lasset	State_owned	SGR	EPS	Leverage	BOD	Lemp
Peer_within Province	1.0000								
Peer_within Industry	0.1199	1.0000							
Lasset	0.2749	0.3148	1.0000						
State_owned	0.1294	0.1654	0.2684	1.0000					
SGR	0.1319	0.2130	0.1864	-0.0762	1.0000				
EPS	0.1186	0.1630	0.3539	-0.0376	0.6779	1.0000			
Leverage	0.0844	0.1062	0.6068	0.2117	-0.1335	-0.0303	1.0000		
BOD	0.1244	0.1386	0.4620	0.2072	0.0938	0.2133	0.2634	1.0000	
Lemp	0.1870	0.1570	0.7422	0.2160	0.0853	0.2519	0.3702	0.3547	1.0000

外部压力,而负债比重越高的企业越不倾向于提供较好的社会责任表现。管理层规模(BOD)同样也对企业社会责任表现有显著的正向影响,背后的逻辑在于管理层人数和结构的多样性会促使企业考虑更多的社会责任和使命的问题,尤其是已有学者研究证实女性管理层的比重提升将有利于企业提升社会责任表现。公司所有制的虚拟变量(State_owned)对企业社会责任表现不具有显著的影响,反映出履行社会责任已不再是国有企业的单方面表现,非国有企业同样扛起了履行社会责任的大旗。可持续增长率(SGR)对企业社会责任表现的影响不显著,而每股收益(EPS)在部分回归结果中对企业社会责任表现的影响显著,且系数符号为正,因此可以大体认为企业发展能力对企业社会责任表现没有显著的影

响,而企业的收益能力则在一定程度上可能有利于企业提高社会责任表现。

在考虑调节效应的基础上,地区同群企业社会责任表现的中位数与资产总额的交互项(Peer_within Province×Lasset)的系数符号为正,且通过了1%显著性水平的检验,同样地,地区同群企业社会责任表现的中位数与职工规模的交互项(Peer_within Province×Lemp)的系数符号也为正,且高度显著,这个结果意味着地区同群企业社会责任表现分别与资产总额和职工规模共同影响个体企业社会责任表现。通过求解导数,个体企业社会责任表现对地区同群企业社会责任表现的边际影响为 $CSR = -3.7214 + 0.4517Lasset$,当 $Lasset > 8.24$ 时,边际影响为正; $CSR = -1.2344 + 0.2037Lemp$,当 $Lemp > 6.06$ 时,边际

表 4 企业社会责任表现的地区和行业内同群效应检验回归结果

变量名	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	地区同群效应	行业同群效应	调节效应1	调节效应2	调节效应3	稳健性检验
Peer_within Province	0.5329*** (0.1139)		-3.7214*** (1.3047)		-1.2344** (0.6080)	1.0783*** (0.2487)
Peer_within Industry		0.3210 (0.2897)		-3.9244 (6.1559)		
Peer_within Province×Lasset			0.4157*** (0.1307)			
Peer_within Industry×Lasset				0.4253 (0.6465)		
Peer_within Province×Lemp					0.2037*** (0.0742)	
Lasset	6.9603*** (1.0531)	7.4600*** (1.1809)	-10.5665* (5.6432)	-9.4073 (26.1507)	6.2084*** (1.1062)	13.3074*** (2.0282)
State_owned	-0.6302 (0.7832)	-0.5051 (0.8053)	-0.3271 (0.7824)	-0.3915 (0.7967)	-0.4318 (0.7807)	-1.6114 (1.6383)
SGR	-6.2223 (3.8757)	-5.6595 (4.0005)	-5.7894 (3.9934)	-4.8425 (4.0442)	-5.9959 (3.9196)	-13.3018 (8.6148)
EPS	1.2819 (0.8484)	1.1793 (0.8556)	1.5484* (0.8683)	1.1161 (0.8403)	1.5418* (0.8657)	2.3405 (1.5680)
Leverage	-4.8603** (2.2556)	-5.5560** (2.3944)	-4.0432* (2.2503)	-5.6529** (2.4320)	-4.0085* (2.2719)	-9.1226* (4.7251)
Lemp	1.2857*** (0.4106)	1.2904*** (0.4206)	1.2384*** (0.4094)	1.3340*** (0.4369)	-6.9105** (2.9809)	2.1037*** (0.7895)
BOD	0.4571** (0.2024)	0.4541** (0.2041)	0.4592** (0.2009)	0.4331** (0.2030)	0.4783** (0.2016)	0.5495 (0.3762)
_cons	-63.7444*** (8.2669)	-59.8091*** (10.7993)	114.8426** (55.7933)	108.2217 (247.7096)	13.8917 (28.5909)	-171.127*** (15.4438)
R-squared	0.3809	0.3602	0.3898	0.3673	0.3877	0.3277
F test	36.94***	34.75***	34.54***	32.29***	33.82***	40.89***

注:括号中为参数估计的标准误差;***代表通过1%的显著性水平检验,**代表通过5%的显著性水平检验,*代表通过10%的显著性水平检验。下同。

影响也为正。通过代入 Lasset 和 Lemp 的样本均值,可以得到边际影响都为正。因此,本文可以进一步得到如下结论:地区同群企业社会责任表现与个体企业资产总额和职工规模共同调节作用于个体企业社会责任表现,且随着个体企业资产总额和职工规模的增长,这种调节作用的效果会逐渐增强。行业同群企业社会责任表现的中位数与资产总额的交互项 (Peer_within Industry×Lasset) 未能通过显著性水平的检验,因而不展开讨论。图2为实证模型中调节效应检验的简要示意图,结论如上,不再赘述。

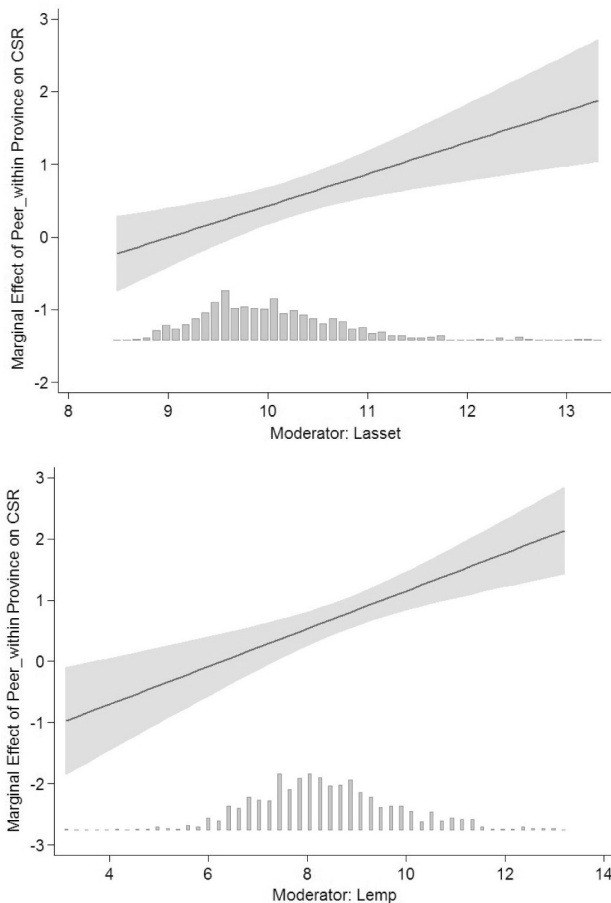


图2 调节效应示意图

表4中最后一列所示结果为稳健性检验的结果,本文采用企业社会责任报告的页数(Page)作为工具变量替代原被解释变量 CSR_2014,实证检验的结果也更进一步证实了地区同群企业社会责任表现对个体企业社会责任报告的页数具有高度显著的正向影响,因此地区企业社会责任表现的同群激励效应真实存在且高度显著。

2. 分位数回归结果。分位数回归(QR: Quantile Regression)方法最早由Koenker和Bassett提出,与一般的最小二乘法(OLS)回归相比,OLS回归是

基于均值的回归,而QR则能够进一步考察解释变量对整个条件分布的影响,据此本文考虑采用分位数回归方法研究企业社会责任的地区同群表现和行业同群表现在不同分位数水平下对个体企业社会责任表现是否有显著差异。在此基础上,分析在何种分位数水平下,同群效应发挥的效果最为强烈。不同分位数回归结果如表5和表6所示。

表5 企业社会责任的区域内同群效应检验的分位数回归结果

变量名	10分位	25分位	50分位	75分位	90分位
Peer_within Province	0.1230 (0.1156)	0.4379*** (0.1167)	0.5832*** (0.0849)	0.6692*** (0.2140)	0.8575*** (0.2753)
Lasset	2.5317** (1.2735)	2.4032* (1.3098)	5.7514*** (1.1330)	6.7748*** (1.5396)	9.8319*** (3.1513)
State_owned	0.2899 (0.6876)	0.3314 (0.5861)	-0.9858 (0.6897)	-0.4910 (0.9776)	0.9008 (2.3653)
SGR	-2.2835 (5.4751)	-2.5775 (3.3842)	-3.1127 (3.7878)	-11.3507** (4.8730)	-3.5737 (7.0333)
EPS	0.6632 (1.2374)	0.9253 (0.6494)	0.7393 (0.8447)	2.7368*** (0.9968)	0.8095 (1.9024)
Leverage	0.6555 (2.5630)	-1.0431 (1.8738)	-4.7375** (1.9820)	-6.0015* (3.4264)	-6.1080 (7.0239)
Lemp	0.2200 (0.2750)	0.9735*** (0.3247)	1.4157*** (0.4794)	1.9216*** (0.6177)	1.7173 (1.0856)
BOD	0.3627* (0.1910)	0.3086** (0.1496)	0.6126*** (0.2138)	0.4891*** (0.1700)	0.3396 (0.3710)
_cons	-6.8969 (13.6206)	-19.3127 (12.1607)	-56.5826*** (9.0036)	-67.8857*** (12.4927)	-96.5969*** (19.0950)
Pseudo R ²	0.0473	0.0861	0.1645	0.2641	0.3294

从表5的分位数回归结果可知,随着企业社会责任表现(CSR)越来越好,地区内同群(同一省份内的上市公司“同伴”)企业社会责任表现中位数(Peer_within Province)对个体企业社会责任表现的促进效果也越来越强(回归系数显著性增强,系数绝对值不断变大)。此外,随着企业社会责任表现的增强,资产总额(Lasset)、职工规模(Lemp)等对个体企业社会责任表现的促进效果也随之增强。与此同时,财务杠杆(Leverage)随着分位数的提高,对个体企业社会责任表现的负面影响也不断强化。董事会规模(BOD)随着分位数的提高,对个体企业社会责任表现的影响呈现倒“U”型特征的波动,这一结果显示尽管董事会规模总体对企业社会责任表现具有正向作用,但是随着企业社会责任的表现不断加强,提升董事会规模对其的积极影响将会逐渐削弱。其余控制变量,如公司所有制(State_owned)、可持续增长率(SGR)和每股收益(EPS)对企业社会责任表现

表6 企业社会责任的行业内同群效应检验的分位数回归结果

变量名	10分位	25分位	50分位	75分位	90分位
Peer_within Industry	0.2613 (0.1957)	0.2676 (0.2281)	0.2851 (0.2209)	0.4548 (0.3542)	1.0131* (0.5313)
Lasset	1.8016 (1.2641)	2.3761* (1.2488)	5.3962*** (1.5921)	8.1118*** (1.4424)	9.4693*** (2.1444)
State_owned	0.3259 (0.5826)	0.4756 (0.8396)	-0.6454 (0.9960)	-0.9534 (1.0750)	1.3147 (1.9730)
SGR	-2.3738 (3.3826)	-2.1678 (2.6309)	-2.2008 (4.7560)	-10.0718*** (3.3424)	-2.3309 (7.7255)
EPS	1.1475 (1.0854)	1.2979* (0.6949)	0.8682 (0.9497)	2.5291*** (0.6961)	0.2485 (1.6534)
Leverage	2.9020 (2.2708)	-0.5912 (1.5103)	-4.8905 (3.2740)	-6.4059** (3.1758)	-4.5777 (7.3357)
Lemp	0.1666 (0.2936)	0.6008 (0.4510)	1.4492*** (0.3633)	1.6383*** (0.3179)	2.2870** (1.0877)
BOD	0.3289*** (0.1140)	0.4894* (0.2523)	0.5905*** (0.2261)	0.4057 (0.2949)	0.2165 (0.3888)
_cons	-5.4270 (11.0835)	-11.2915 (7.1602)	-41.8940*** (7.3439)	-68.5705*** (13.0540)	-101.3818*** (19.8346)
Pseudo R ²	0.0501	0.0727	0.1496	0.2503	0.3217

并未表现出显著的影响,在分位数回归中同样未体现出显著的特征。图3直观显示了随着分位数提高,表5中所示的各解释变量对企业社会责任表现的影响的变化特征。

从表6的分位数回归结果可以发现:随着企业社会责任表现不断加强,行业内同群(同一行业内的上市公司“同伴”)企业社会责任表现中位数对企业社会责任的正向影响同样不断强化,在10、25、50、75分位均不显著,而90分位为显著。其余结论与表4分位数回归的结果基本一致。图4直观显示了随着分位数提高,表6所示各解释变量对企业社会责任表现的影响的变化特征。

3. 进一步讨论:同群效应中竞争效应和马太效应何者占主导?在图1所示的企业社会表现的同群效应的影响机制中,同一地区或者同一行业的企业为何会受到同群表现的影响?背后的逻辑基点在于竞争效应的发挥。正如前文中提到的声誉机制和信号机制,它们都是企业选择模仿和试图赶超同群企业的重要动机。因此,进一步地,本文在前文研究的基础上,引入全新的解释变量同一地区和同一行业同群企业社会责任表现的标准差——Sdev_within Province 和 Sdev_within Industry 分别用于表示同一地区和同一行业同群企业社会责任表现的波动情况。表7为基于前文模型(1)和模型(2),并替换关键

解释变量后的实证检验结果。此外,通过加入被解释变量 CSR_2013,考察除了横向的同群效应,纵向的成长效应的存在性。

表7的稳健性回归进一步从同群效应所引发的竞争效应和马太效应角度给予了经验证据,第(1)列所示结果表明:地区内同群企业社会责任表现的差异采用地区内同群企业社会责任表现的标准差(Sdev_within Province)表示,Sdev_within Province 的值越高,表明同一省域内企业社会责任表现的波动越大,竞争越激烈,越有可能触发竞争效应,且 Sdev_within Province 的数值与地区内企业数量呈高度正相关关系,间接印证了高竞争度的说法;而企业社会责任表现波动越小,表明稳定性越强,越有可能由于“故步自封”触发马太效应。在此基础上,表7的回归结果显示地区内同群企业社会责任表现的波动对个体企业社会责任表现具有显著的正向影响。进而表明地区同群企业社会责任表现波动越激烈,对个体企业社会责任表现的促进作用越强,因此可以认为在同群效应中竞争效应占据主导,即激烈的企业社会责任表现竞争(企业社会责任表现波动强烈)有利于提升个体企业的社会责任表现。

表7中第(2)列的稳健性回归结果表明:同一行业内,企业社会责任表现的波动与个体企业社会责任表现的关系并不显著,这意味着马太效应可能超

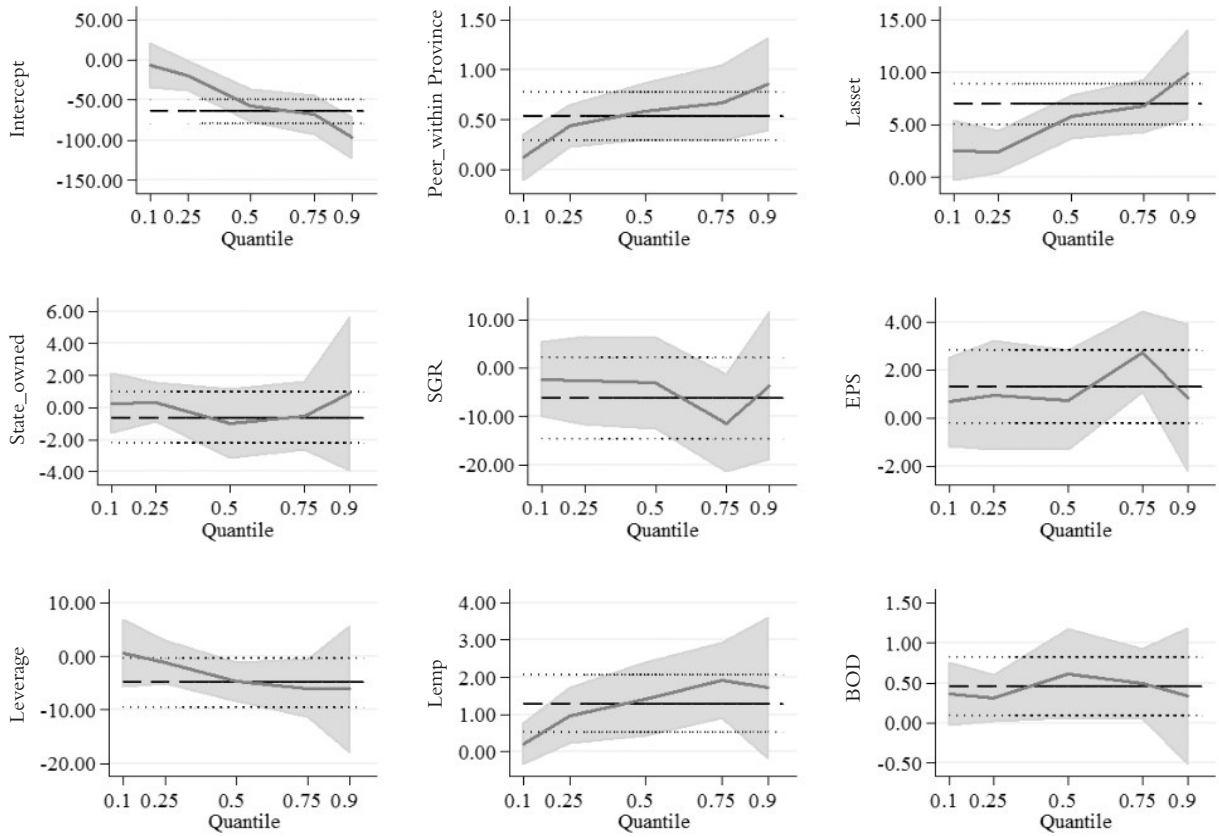


图 3 企业社会责任的地区同群效应检验的分位数回归结果示意图

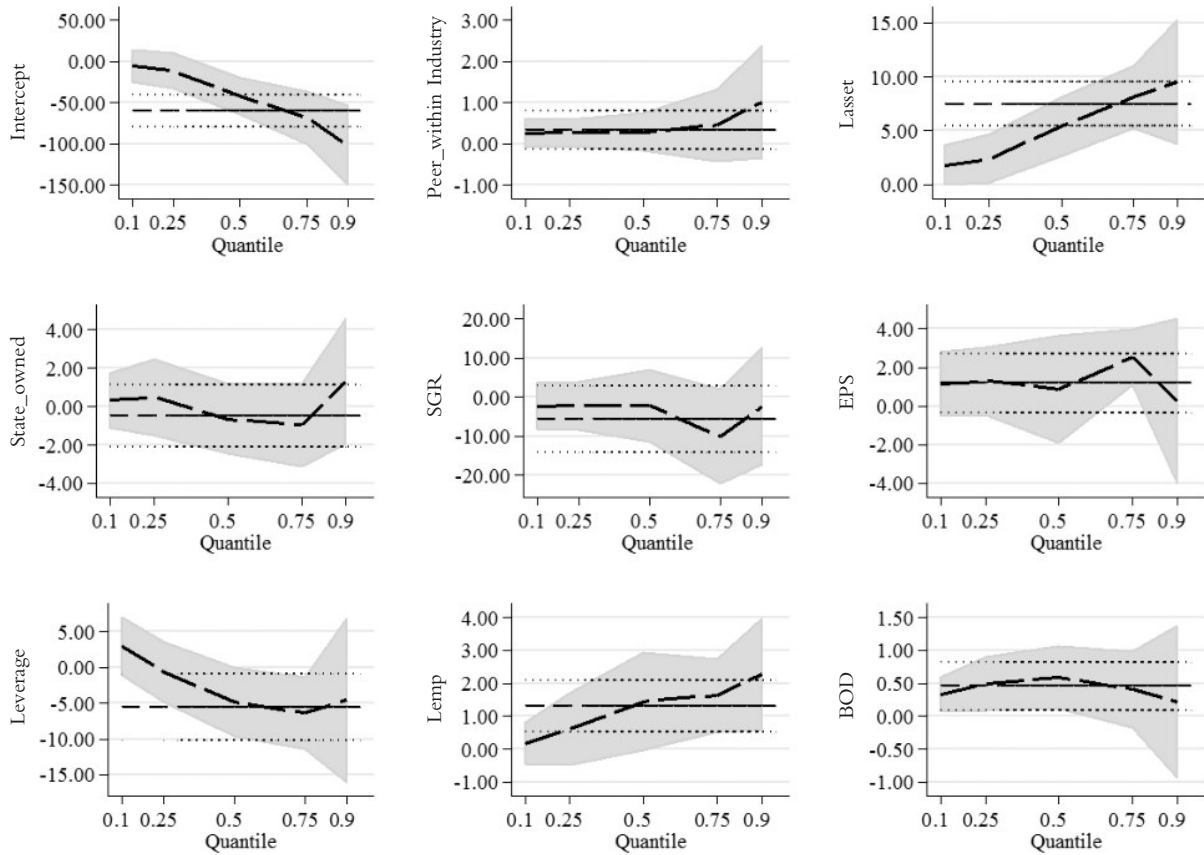


图 4 企业社会责任的行业同群效应检验的分位数回归结果示意图

表7 考虑竞争的同群效应检验结果

变量名	(1)	(2)	(3)
Sdev_within Province	1.3167** (0.5425)		
Sdev_within Industry		0.4689 (0.6334)	
CSR_2013			0.8897*** (0.0236)
Lasset	7.5537*** (1.0628)	7.6852*** (1.0091)	1.1920*** (0.4483)
State_owned	-0.3812 (0.7923)	-0.3834 (0.8189)	-0.4575 (0.3816)
SGR	-5.7045 (3.9523)	-4.8576 (4.2991)	1.5148 (1.4097)
EPS	1.1770 (0.8522)	1.1304 (0.7843)	0.2590 (0.3279)
Leverage	-5.6005** (2.3052)	-5.9080** (2.3642)	0.3131 (0.9067)
Lemp	1.3236*** (0.4138)	1.2435*** (0.3959)	-0.0676 (0.1698)
BOD	0.4855** (0.2048)	0.4431** (0.1885)	0.1099 (0.0918)
_cons	-64.1607*** (10.1733)	-54.4223*** (9.1931)	-6.3752* (3.3210)
R-squared	0.3686	0.3625	0.8802
F test	35.27***	47.62***	477.14***

越了竞争效应,同一行业内的企业如果历史社会责任表现良好,可能会随时间变得更好,而表现相对较弱的企业可能由于追赶的动力不足而“原地踏步”,这一结果与前文中的结论大体保持了一致。

表7中第(3)列的稳健性回归结果显示:上一年度的企业社会责任表现(CSR_2013)对本年度企业社会责任表现具有显著的正向影响,据此可以认为企业社会责任表现具有横向和纵向的双面影响。其中,纵向具有显著的正自回归的影响,即成长效应显著成立;而横向具有显著的同群效应的正外部性影响。在这双重作用力之下,可以预见上市公司的企业社会责任表现会不断趋于完善和强化。

五、研究结论与政策启示

本文可以得到如下基本结论:①企业社会责任表现具有高度显著的地区同群效应,但行业同群效应并不显著。②在同一省份内,企业社会责任表现的中位数与企业资产总额和职工规模共同地调节作用于企业社会责任表现,且随着资产总额和职工规模的提升,调节效应不断加强。③根据分位数回归的结果,随着企业社会责任表现(CSR)越来越好,地区

同群企业社会责任表现中位数对个体企业社会责任表现的促进效果也越来越强,行业内同群企业社会责任表现中位数对企业社会责任表现的正向影响同样不断强化。④地区内同群企业社会责任表现波动越激烈,对个体企业社会责任表现的促进作用越强,因此在地区同群效应中竞争效应占据主导。行业内同群企业社会责任表现波动对个体企业社会责任表现的影响并不显著。此外,企业社会责任表现除了具有显著的横向同群效应,还有显著的纵向成长效应。

结合本文的研究结论可知,企业社会责任表现在地区内具有显著的同群效应,因此,应通过内部强化和外部激励等方式提升地区标杆企业的社会责任表现,并发挥其“领军企业”的示范效应,有助于提升地区内所有企业的平均社会责任表现,并最终促进社会福利的优化。

主要参考文献:

- [1] Coleman J. S.. The adolescent society [M]. New York: Free Press, 1961: 35~70.
- [2] Alexander C. N., Campbell E. Q.. Peer influences on adolescent educational aspirations and attainments [J]. American Sociological Review, 1964 (4): 568~575.
- [3] Ding W., Lehrer S. F., Rosenquist J. N., et al.. The impact of poor health on education: New evidence using genetic markers [J]. Journal of Health Economics, 2009(3): 578~597.
- [4] Manski C. F.. Identification of endogenous social effects: The reflection problem [J]. The Review of Economic Studies, 1993(3): 531~542.
- [5] Zimmerman D. J.. Peer effects in academic outcomes: Evidence from a natural experiment [J]. Review of Economics and Statistics, 2003(1): 9~23.
- [6] 陆铭,张爽.“人以群分”:非市场互动和群分效应的文献评论 [J]. 经济学(季刊), 2007(3): 991~1020.
- [7] 汪汇,陈钊,陆铭. 户籍、社会分割与信任:来自上海的经验研究 [J]. 世界经济, 2009(10): 81~96.
- [8] Han S. K.. Mimetic isomorphism and its effect on the audit services market [J]. Social Forces, 1994 (2): 637~664.
- [9] Aerts W., Cormier D., Magnan M.. Intra-industry

- imitation in corporate environmental reporting: An international perspective[J]. *Journal of Accounting and Public Policy*, 2006(3):299~331.
- [10] 沈洪涛, 苏亮德. 企业信息披露中的模仿行为研究——基于制度理论的分析[J]. *南开管理评论*, 2012(3):82~90.
- [11] 赵颖. 中国上市公司高管薪酬的同群效应分析[J]. *中国工业经济*, 2016(2):114~129.
- [12] Leary M. T., Roberts M. R.. Do peer firms affect corporate financial policy?[J]. *Journal of Finance*, 2014(1):139~178.
- [13] Shenglan Chen, Hui Ma. Peer effects in decision-making: Evidence from corporate investment [J]. *China Journal of Accounting Research*, 2017(2):167~188.
- [14] John K., Kadyrzhanova D.. Peer effects in corporate governance[J]. *Social Science Electronic Publishing*, 2008(1):1~45.
- [15] 傅超, 杨曾, 傅代国. “同伴效应”影响了企业的并购商誉吗?——基于我国创业板高溢价并购的经验证据[J]. *中国软科学*, 2015(11):94~108.
- [16] 万良勇, 梁婵娟, 饶静. 上市公司并购决策的行业同群效应研究[J]. *南开管理评论*, 2016(3):40~50.
- [17] 钟田丽, 张天宇. 我国企业资本结构决策行为的“同伴效应”——来自深沪两市A股上市公司面板数据的实证检验[J]. *南开管理评论*, 2017(2):58~70.
- [18] 陆蓉, 王策, 邓鸣茂. 我国上市公司资本结构“同群效应”研究[J]. *经济管理*, 2017(1):181~194.
- [19] 罗昆. 寻租抑或辩护: 同业参照效应、超额薪酬增长与薪酬业绩敏感性[J]. *财贸研究*, 2015(5):131~138.
- [20] 石柱峰. 地方政府干预与企业投资的同伴效应[J]. *财经研究*, 2015(12):84~94.
- [21] Nikolaeva R., Bicho M.. The role of institutional and reputational factors in the voluntary adoption of corporate social responsibility reporting standards [J]. *Journal of the Academy of Marketing Science*, 2011(1):136~157.
- [22] Walsh G., Beatty S. E.. Customer-based corporate reputation of a service firm: Scale development and validation[J]. *Journal of the Academy of Marketing Science*, 2007(1):127~143.
- [23] Shapiro C.. Premiums for high quality products as returns to reputations[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 1983(4):659~679.
- [24] Bertels S., Pelozo J.. Running just to stand still? Managing CSR reputation in an era of ratcheting expectations [J]. *Corporate Reputation Review*, 2008(1):56~72.
- [25] Fombrun C., Shanley M.. What's in a name? Reputation building and corporate strategy [J]. *Academy of Management Journal*, 1990(2):233~258.
- [26] Yu T., Lester R. H.. Moving beyond firm boundaries: A social network perspective on reputation spillover[J]. *Corporate Reputation Review*, 2008(1):94~108.
- [27] 费显政, 李陈微, 周舒华. 一损俱损还是因祸得福?——企业社会责任声誉溢出效应研究[J]. *管理世界*, 2010(4):74~82.
- [28] 谭雪. 行业竞争、产权性质与企业社会责任信息披露——基于信号传递理论的分析[J]. *产业经济研究*, 2017(3):15~28.
- [29] 钱爱民, 朱大鹏. 企业财务状况质量与社会责任动机: 基于信号传递理论的分析[J]. *财务研究*, 2017(3):3~13.
- [30] 李余辉, 倪得兵, 唐小我. 基于企业社会责任的供应链企业质量信号传递博弈[J]. *中国管理科学*, 2017(7):38~47.
- [31] 郑志刚, 陶尹斌. 外部竞争对信号传递有效性的影响: 以某高校毕业生就业为例[J]. *世界经济*, 2011(10):87~106.
- [32] 冯晓岚, 武常岐. 中国本土企业的模仿战略——基于外商投资企业在华竞争的研究[J]. *中国工业经济*, 2009(5):87~96.
- [33] 张敦力, 江新峰. 管理者权力、产权性质与企业投资同群效应[J]. *中南财经政法大学学报*, 2016(5):82~90.
- 作者单位:** 1. 杭州电子科技大学经济学院, 杭州 310018; 2. 浙江省委党校经济学教研部, 杭州 311121