

政治关联、融资约束、代理成本对企业慈善捐赠的影响

王 韬(博士生导师), 陈 聪

【摘要】 本文选取2009~2013年深市中小板上市公司为样本,分析了在高管政治关联对企业慈善捐赠的影响下,企业的代理问题是如何影响企业慈善捐赠行为的,同时进一步研究企业存在的融资约束问题是否会对企业的慈善捐赠行为产生约束作用。研究结果表明,企业代理问题越严重,其捐赠力度越大,而融资约束对此则具有一定的约束作用。

【关键词】 融资约束; 代理成本; 政治关联; 慈善捐赠

【中图分类号】 F272.3

【文献标识码】 A

【文章编号】 1004-0994(2016)02-0003-4

一、引言

企业通过慈善捐赠,可以提高经营绩效,带来广告效应(Satya, 2003),提高企业的公众形象、社会地位和声誉(Cornell et al., 1987),并与政府建立联系(戴亦一等, 2014),从而便于获取特定资源,如更多的政府补助(李炜等, 2013)、融资便利等(李维安等, 2015),因而企业越来越重视慈善捐赠。但也有学者认为慈善捐赠会损害公司利益。将慈善捐赠作为一种建立政治关联的手段,会加大公司的营运成本(McWilliams et al., 2001);同时由于政府的寻租行为,可能会降低企业的经营绩效(Boubakri et al., 2008; Fisman et al., 2012)。因此,有学者质疑慈善捐赠行为究竟是为公司利益考虑而采取的举动,还是高管为一己私利而采取的行为。

代理成本是由于在不完全契约和道德风险存在的情况下,现代企业制度下所有权和经营权的两权分离而产生的。当慈善捐赠是出于经理人员的个人利益而采取的行为时,捐赠就会演变成一种代理问题(金鑫等, 2014)。而代理问题越严重,企业慈善捐赠水平越高,并且融资约束的存在能够弱化企业代理问题对企业慈善捐赠的影响(翟淑萍等, 2014)。同时也有研究发现,具有政治关联的企业参与慈善捐赠的可能性更大、捐赠的力度更大(梁建等, 2010; 李四海, 2010)。因此,本文探讨高管政治关联是否会影响企业慈善捐赠,并探讨在存在高管政治关联的情况下,代理成本及融资约束是如何影响企业慈善捐赠行为的。

二、理论分析与研究假设

(一)政治关联与慈善捐赠

较之西方国家,我国慈善事业的显著特点是政府主导。中国社科院的调查报告(2006)显示,国内企业进行捐赠的主要原因是政府动员、劝募及社区申请。并且国内有33.4%的

企业认为政府动员对企业是否进行慈善捐赠具有重要影响(张传良, 2005)。这些调查从侧面反映出政府对企业的慈善捐赠行为的影响。

从企业自身来说,慈善捐赠能提高自身的声誉及社会影响力,并且有利于与政府维持良好的关系、强化与政府的政治关联(薛爽等, 2011),获得更多的资源,进而改善企业的经营环境(Navarro, 1988; Willams et al., 2000; Heli Wang, 2010)。因此,企业愿意在慈善捐赠方面有所投入。

企业与政府的政治关联究竟是如何影响企业捐赠行为的,国内也有不少学者对此进行了研究,得出以下结论:具有政治关联的民营企业更倾向于进行慈善捐赠,且与政府的关系越密切,企业的捐赠力度越大;企业高管曾任或现任的政府官员的政治级别越高,其捐赠力度越大(贾明等, 2010),从而能从政府获得的收益及资源也越多(潘越等, 2009)。据此,本文提出如下假设:

H1: 高管政治关联程度越大,企业慈善捐赠力度越大。

(二)融资约束、代理成本与慈善捐赠

慈善行为如果作为一种经理人员出于自身利益而做出的个人决策行为(James et al.; 梁建, 2010),则是经理人员为了谋取自身声誉(Barnett, 2005)或是社会地位(Brown, 2006),建立与政府的私人联系、扩大社交范围(Friedman, 1970),甚至是一种在职消费。因此,慈善行为在一定程度上会损害企业所有者、其他利益相关者的利益。

当企业经理人员与股东利益不一致时会产生代理问题,因此慈善行为可能构成企业经理人隐性的代理成本(Wang Jia, 1992),从而演变成一种代理问题。而政府官员的寻租行为有可能会给具有政治关联的企业带来负面影响,诸如营运成本的增加、企业经营绩效的降低等(Bertrand et al., 2007;

□ 改革·发展

Fan et al., 2007)。因此,企业将政治捐赠作为建立政治联系的投资活动会加重企业的代理问题(Agarwal et al., 2001)。而代理问题越严重,企业慈善捐赠水平越高,但融资约束的存在能够弱化企业代理问题对企业慈善捐赠的影响(翟淑萍等, 2014)。

当企业持有较多的自由现金流时,企业代理问题往往更为严重(梅丹, 2005; Scott, 2006)。而融资约束、代理成本及现金流敏感性之间是相互关联的(连玉君等, 2007),自由现金流的持有量可以从侧面反映融资约束程度的大小。那么融资约束的存在可以在一定程度上降低经理人员持有的现金流量,从而对经理人员的个人投资行为产生约束,缓解企业代理问题(Denis, 2010)。因此,本文提出以下假设:

H2a:企业代理问题越严重,企业捐赠力度越大。

H2b:融资约束能够在一定程度上约束企业的慈善捐赠行为。

三、研究设计

(一)样本选择

本文的研究样本为2009~2013年深市中小板上市公司,并剔除以下样本:①ST、PT类的公司;②数据有缺失的公司;③公司捐赠与赞助支出合并在一起、无法单独识别的公司。最终获得689家公司共2879个观测值。本文的数据来源于CCER数据库和CSMAR数据库。

(二)政治关联程度的度量

基于现有的研究,本文将政治关联定义为:若公司的董事会、监事会及高级管理层中,至少有一人是现任或曾任的政府官员、中共党代会代表、政协委员或人大代表,则将该公司视为具有政治关联。

现有的对政治关联的度量方法主要有:①虚拟变量法,即若公司的高管中至少有一人现有或曾有政治经历,则将其视为具有政治关联,虚拟变量取值为1,否则取值为0;②赋值法,因政治关联具有层级性,具有政治身份的高管中政治级别越高,相应的其政治影响力越大,因此对不同的政治级别赋予不同的值:政治级别越高,赋予的值越大。

基于政治关联具有层级性、规模性及时效性的特征,高管政治关联程度的大小取决于以下三个因素:高管职位、在政府部门中的职位级别及是否现在在位。本文根据张多蕾和张盛勇(2013)构建的企业政治关联指数模型,将不同职位、不同级别、现任或是曾任进行区分,赋予不同的权重,将这三个因素综合考虑,得出高管的政治关联程度大小。然后将单个高管政治关联程度加总得出公司的关联程度大小,并将计算得出的数值乘以100予以标准化,以最终得出的数值大小来衡量政治关联程度。

(三)融资约束指数的构建

现有关于融资约束的评价方法主要有三种:①单指标判别法,根据某单一指标的取值高低来判断融资约束程度的大

小;②多指标判别法,采用多个指标来构建融资约束指数,而融资约束指数的取值大小与融资约束程度的大小呈正相关关系;③建立随机前沿方程,通过衡量因融资约束而带来的投资效率损失大小来判断融资约束程度的高低。

借鉴现有的研究成果,本文选取资产报酬率(Roa)、资产负债率(Lev)、财务松弛(Slack)、资本密集度(CapDensity)、非流动资产占总资产的比值(Noncurrent)及托宾Q值的对数(LnTobinQ)六个财务指标,采用Logistic回归模型构造融资判别指数,从而判断融资约束程度的大小。同时为了检验构造的融资约束指数的稳定性,本文采用Fisher判别函数构建融资约束指数来进行验证。

1. 样本预分组。本文选取利息保障倍数与公司规模对样本进行分组。对样本观测数据按利息保障倍数从小到大的顺序排序,按前1/3、中间1/3及后1/3的顺序将观测数据分为低、中、高三组。同理,对公司规模做相同的分组处理。将两个指标均处于低组的样本观测值记为高融资约束组,将均处于高组的样本记为低融资约束组。按照此判别的方法,一共得到高融资约束组(FC)观测值365个,低融资约束组(UFC)观测值296个。获得的分组数据具体如表1所示:

表1 分组数据

	2009	2010	2011	2012	2013	Total
UFC	26	50	72	62	86	296
FC	53	78	91	85	58	365
Total	79	128	163	147	144	661

2. 衡量融资约束的变量选择。本文借鉴国内外的相关研究成果,选取资产报酬率(Roa)、资产负债率(Lev)、财务松弛(Slack)、资本密集度(CapDensity)、非流动资产占总资产的比值(Noncurrent)及托宾Q值的对数(LnTobinQ)六个财务指标来衡量上市公司融资约束程度的大小。对这六个指标在不同融资约束组别之间进行均值差异t检验,各指标均值在不同的融资约束组别间有显著性差异,说明这六个指标能够较好地地区分不同组别间的融资约束差异。对六个指标的描述性统计如表2所示:

表2 变量描述性统计

FC	总体		UFC		FC	
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
Roa	0.07037	0.04432	0.06235	0.04695	0.08026	0.03868
Lev	0.2878	0.1829	0.1741	0.1069	0.4279	0.1583
Slack	6.1617	11.8422	5.9983	8.2376	6.36314	15.16412
Noncurrent	0.32650	0.16315	0.36593	0.18137	0.29453	0.13897
CapDensity	2.0536	1.0931	1.7734	1.0753	2.2810	1.0554
LnTobinQ	.59804	0.45207	0.48228	0.37718	0.69192	0.48531

3. 融资约束指数的构造。以二元离散变量Y= $\begin{cases} 0, \text{UFC} \\ 1, \text{FC} \end{cases}$ 为

因变量,建立二元Logistic回归模型:

$$FC_{it} = \alpha_1 Lev_{it} + \alpha_2 Roa_{it} + \alpha_3 Slack_{it} + \alpha_4 Noncurrent_{it} + \alpha_5 CapDensity_{it} + \alpha_6 LnTobinQ_{it} \quad (2)$$

对上述方程进行回归,确定融资约束指数为:

$$FC_{it} = -11.34Lev_{it} - 18.04Roa_{it} + 0.0461Slack_{it} + 2.459Noncurrent_{it} + 0.909CapDensity_{it} + 2.823LnTobinQ_{it}$$

该指数的取值越大,企业为高融资约束的概率越大,且受到的融资约束程度越高。

利用相同的指标构建非标准化的Fisher判别函数(系数符号做相反的处理):

$$FC_{it} = -0.980Lev_{it} - 0.670Roa_{it} - 0.025Slack_{it} - 0.339Noncurrent_{it} + 0.39CapDensity_{it} + 0.43LnTobinQ_{it}$$

非标准化的Fisher判别函数及Logistic回归模型的判错率如表3所示。因此,本文采用Logistic回归对全样本数据进行融资约束程度的计算。

表3 分类结果

已观测		Logistic回归预测值			Fisher判别函数预测值		
		UFC	FC	正确率	UFC	FC	正确率
FC	UFC	264	32	89.2	256	40	86.5
	FC	31	334	91.5	57	308	84.4
总计百分比				90.5%			85.3%

(四)研究变量定义及实证分析模型建立

本文涉及的所有变量定义如表4所示:

表4 变量定义

变量名称	变量描述
DonAss	捐赠金额占总资产的百分比
Political	高管政治关联程度
AC	代理成本,管理费用率与销售费用率之和
FC	融资约束指数
Roa	资产报酬率,(利润总额+财务费用)/资产总额
Lev	资产负债率,负债总额与总资产的比值
Slack	财务冗余,(现金+交易性金融资产+0.5×存货+0.7×应收账款-短期借款)/固定资产净值
Noncurrent	非流动资产占总资产的比值
CapDensity	资本密集度,总资产/营业收入
LnSize	总资产的对数
LnTobinQ	托宾Q值的对数,所有者权益与负债的市值与总资产比值的对数
Sep	两权分离度,控制权与所有权之间的差值
Share	股权集中度指标,公司前3大股东持股比例之和
LnSeniorExe	高管人数总和的对数,高管人数包括董事会、监事会及经理层
Con	最终控制人类型,0为国有控股;1为其他
MarkInd	市场化指数,来自樊纲和王小鲁(2011)的报告
Indust	行业,《上市公司行业分类指引》(中国证监会,2012)

本文的实证模型如下:

$$DonAss_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 FC_{it} + \alpha_2 AC_{it} + \alpha_3 Political_{it} + \alpha_4 Lev_{it} + \alpha_5 Roa_{it} + \alpha_6 LnSize_{it} + \alpha_7 LnTobinQ_{it} + \alpha_8 Sep_{it} + \alpha_9 Share_{it} + \alpha_{10} Con_{it} + \alpha_{11} MarkInd_{it} + \sum Industry_{it} + \sum Year_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

四、实证分析

(一)描述性统计

表5是对相关变量进行的描述性统计分析。由表5可知,企业总体捐赠水平在总资产的0~6.82%之间,均值约为0.25%;企业高管的政治关联程度介于0~10.159之间;融资约束介于-10.1411~9.644227之间,说明企业个体间融资约束差异较大;代理成本介于营业收入的1.14747%~69.50519%之间。

表5 变量描述性统计

变量	均值	最小值	最大值
DonAss	0.2501053	0	6.817702
Political	1.132478	0	10.15937
FC	-0.7044534	-10.1411	9.644227
AC	0.1592234	0.0114747	0.6950519
Lev	0.3454387	0.007521	0.944441
Roa	0.0602348	-0.0778711	0.2050747
LnSize	21.31643	19.7312	23.66666
LnTobinQ	0.5069473	-1.069675	1.891199
Sep	0.0531325	0	0.28519
Share	54.62454	22.12231	85.70684
LnSeniorExe	2.899028	2.397895	3.465736
Con	0.8375389	0	1
MarkInd	9.750014	0.38	11.8

(二)回归分析

本文使用STATA12.0软件对2009~2013年的数据进行回归分析,因为使用的是非平衡面板数据,所以采用Driscoll和Kraay(1998)的方法对标准差修正后再进行回归估计。回归结果如下页表6所示。

对本文的实证模型进行变形,得到模型1、模型2、模型3和模型4。模型1中只包括控制变量,模型2中加入了高管政治关联变量,模型3中加入了企业代理成本变量,模型4中加入了融资约束变量。从实证结果来看,政治关联的系数显著为正($\alpha=0.0230, p<0.05$),代理成本的系数显著为正($\alpha=0.345, p<0.05$),融资约束的系数显著为负($\alpha=-0.0228, p<0.01$)。由此可见,高管的政治关联对企业慈善捐赠行为具有促进作用,H1得到了验证。代理成本与企业慈善捐赠显著正相关,H2a得到了验证。在考虑了政治关联及代理成本对企业慈善捐赠行为的影响后,加入了融资约束变量,回归结果说明企业受到的融资约束程度越高,慈善捐赠的力度越小,H2b得到了验证。

表 6 回归结果

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
Lev	-0.134*** (0.0223)	-0.132*** (0.0263)	-0.0732 (0.0451)	-0.364** (0.0909)
Roa	1.690*** (0.134)	1.668*** (0.120)	1.722*** (0.138)	1.143*** (0.187)
LnSize	0.0108 (0.00629)	0.000671 (0.00660)	0.00485 (0.00628)	0.0115 (0.00690)
LnTobinQ	0.0295 (0.0153)	0.0266 (0.0132)	0.0118 (0.0201)	0.0754* (0.0297)
Sep	-0.342*** (0.0388)	-0.377*** (0.0370)	-0.362*** (0.0306)	-0.359*** (0.0304)
Share	-0.0494 (0.0764)	-0.0323 (0.0679)	-0.0284 (0.0682)	-0.0376 (0.0690)
LnSeniorExe	0.206*** (0.0122)	0.194*** (0.0128)	0.181*** (0.0122)	0.172*** (0.0129)
Con	0.126*** (0.00562)	0.121*** (0.00558)	0.115*** (0.00584)	0.112*** (0.00620)
MarkInd	0.0144** (0.00360)	0.0178** (0.00460)	0.0194** (0.00446)	0.0176** (0.00417)
Indust	-0.00299* (0.00129)	-0.00269 (0.00138)	-0.00301 (0.00143)	-0.00270 (0.00150)
Year	-0.00327 (0.00495)	-0.00197 (0.00494)	-0.00478 (0.00528)	-0.00600 (0.00535)
Political		0.0230** (0.00802)	0.0227** (0.00816)	0.0230* (0.00828)
AC			0.345** (0.0898)	0.408*** (0.0831)
FC				-0.0228*** (0.00488)
_cons	5.807 (9.918)	3.379 (9.920)	8.906 (10.63)	11.34 (10.76)
N	2879	2879	2879	2879

注:①表格内的数值表示参数估计结果,括号内的数值是参数估计的标准差;②括号中为t值,*表示 $p < 0.10$,**表示 $p < 0.05$,***表示 $p < 0.01$ 。

(三)稳健性检验

为了保证研究结论的准确性,本文做了相关的稳健性检验。①政治关联的度量:采用虚拟变量法对高管的政治关联程度进行度量;②代理成本的度量:以总资产周转率度量企业代理成本的大小;③融资约束指数:采用非标准化的Fisher判别函数对企业的融资约束程度进行度量。分别对研究假设进行验证,考察结果发现变量的系数符号与前文回归结果一致,但显著性略有差异。

五、结论

本文分析了企业融资约束、代理成本及政治关联对企业慈善捐赠行为的影响。研究发现:高管的政治关联程度越大,企业代理问题越严重,企业慈善捐赠水平越高;融资约束能对企业慈善捐赠产生一定的约束作用。研究结果说明,具有政治关联的企业为了维护与政府间的联系、获取更多的资

源,更愿意在慈善捐赠方面有所投入;而因企业所有权与经营权两权分离产生的代理成本会在一定程度上促使高管做出慈善捐赠的决策,而这在一定程度上会损害公司利益。融资约束的存在则在一定程度上对企业的慈善捐赠行为有约束作用。

本文的研究也存在局限性。首先,慈善捐赠是自愿或是摊派的,从现有的数据中无法区分开来,因此,本文并没有将不同性质的慈善捐赠加以区分。其次,本文的研究对象只是中小板块的上市公司,非上市公司没有包括在内,而大部分的中小企业都存在融资约束问题。随着以后数据的逐步完善,可以更加全面地反映中小企业的情况。

主要参考文献:

连玉君,程建.投资—现金流敏感性:融资约束还是代理成本?[J].财经研究,2007(2).

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).

李炜,王苑和,孙长江.地区、企业特征与政治关联企业政府补助的实证分析[C].中国会计学会2013年学术年会论文集,2013.

李维安,王鹏程,徐业坤.慈善捐赠、政治关联与债务融资——民营企业与政府的资源交换行为[J].南开管理评论,2015(1).

梅丹.我国上市公司固定资产投资规模财务影响因素研究[J].管理科学,2005(5).

贾明,张喆.高管的政治关联影响公司慈善行为吗?[J].管理世界,2010(4).

潘越,戴亦一,李财喜.政治关联与财务困境公司的政府补助——来自中国ST公司的经验证据[J].南开管理评论,2009(5).

张多蕾,张盛勇.企业政治关联指数模型构建研究[J].财经问题研究,2013(1).

金鑫,雷光勇,王文忠.企业社会捐赠:政治资本还是代理成本?[J].财经研究,2014(5).

翟淑萍,顾群.融资约束、代理成本与企业慈善捐赠——基于企业所有权视角的分析[J].审计与经济研究,2014(3).

梁建,陈爽英,盖庆恩.民营企业的政治参与、治理结构与慈善捐赠[J].管理世界,2010(7).

李四海.管理者背景特征与企业捐赠行为[J].经济管理,2012(1).

张传良.中外企业慈善捐赠状况对比调查[J].中国企业家,2005(17).

薛爽,肖星.捐赠:民营企业强化政治关联的手段?[J].财经研究,2011(11).

作者单位:华中科技大学管理学院,武汉 430074