

# 党组织参与治理对上市公司慈善捐赠的影响

程海艳<sup>1 2</sup> 李明辉<sup>1</sup>

(1. 南京大学 商学院, 江苏 南京 210093; 2. 贵州财经大学 会计学院, 贵州 贵阳 550025)

**摘要:** 利用我国A股非金融类上市公司2008—2017年数据,采用“双向进入”“交叉任职”两个指标衡量党组织参与企业治理的情况,实证检验其对企业慈善捐赠行为的影响。结果发现,党组织“双向进入”和“交叉任职”与企业是否捐赠、捐赠水平均呈显著正向关系。此外,上述作用在国有企业与非国有企业中均存在,但与中央国有企业相比,党组织参与治理对企业捐赠的促进效应在地方国有企业中更为明显。研究还发现,党组织参与治理对企业慈善捐赠的促进作用并不以损害企业价值为代价,反而会提高公司经营绩效和价值,并且党组织参与治理对企业捐赠的促进作用并非以获取更多的政府补贴为目的。研究表明,党组织参与治理促进了企业的捐赠行为,这一结论有助于进一步理解党组织在公司治理中的地位与作用。

**关键词:** 政治治理; 慈善捐赠; 企业社会责任; 双向进入; 交叉任职

中图分类号: F234.4 文献标志码: A 文章编号: 1000-2154(2020)05-0048-14

DOI: 10.14134/j.cnki.cn33-1336/f.2020.05.004

## Communist Party' Participation in Corporate Governance and Charitable Donation

CHENG Haiyan<sup>1 2</sup>, LI Minghui<sup>1</sup>

(1. Business School, Nanjing University, Nanjing 210093, China;

2. School of Accounting, Guizhou University of Finance and Economics, Guiyang 550025, China)

**Abstract:** This paper investigates the participation of the Communist Party of China (CPC) in corporate governance and the impact on corporate charitable donation by using a unique hand-collected dataset that includes the Chinese A-share listed companies for the period from 2008 to 2017. We measure CPC Committee's participation by "two-way entry" and "cross-appointment". The results support the hypothesis that CPC committee participation in corporate governance is positively related with the firm's charitable donation. Further tests show that the effect is not significantly different between state-owned enterprises (SOEs) and non-state-owned enterprises and that this positive effect is more significant in local state-owned enterprises than in central state-owned enterprises. In addition, we find that this positive effect is not at the expense of enterprise performance or enterprise value and that the effect of CPC participation in corporate governance on corporate charitable donations is not related with government subsidies. In summary, this paper demonstrates that the participation of CPC committee in corporate governance through the "two-way entry, cross-appointment" system can promote the corporate donation behavior, and it provides empirical evidence about the role of CPC committee's participation in corporate governance.

**Key words:** political governance; corporate charitable donation; corporate social responsibility; two-way entry; cross-appointment

收稿日期: 2020-03-16

基金项目: 江苏高校哲学社会科学研究重点项目“企业党建对上市公司财务、会计行为的影响”(2017ZDIXMO69)

作者简介: 程海艳,女,讲师,博士研究生,主要从事审计研究;李明辉,男,教授,博士生导师,管理学博士,主要从事审计研究。

## 一、引言

慈善捐赠是企业社会责任的重要体现,越来越多的企业对慈善事业表现出浓厚的参与热情,这体现了企业在为股东创造财富的同时,也在积极履行“公司公民”义务。学者们从不同视角对企业捐赠的动因与后果进行了研究。捐赠动因方面,相关文献发现,除经济动因(山立威等,2008)<sup>[1]</sup>外,政治动因对我国企业捐赠也有重要影响(Ma和Parish,2006;张敏等,2013;戴亦一等,2014;李增福等,2016)<sup>[2-5]</sup>,这与西方相关文献的结论基本一致(Sánchez,2000;Schwartz和Carroll,2003)<sup>[6-7]</sup>;捐赠后果方面,对企业捐赠究竟是提高公司绩效还是会产生代理问题,降低公司绩效,现有文献存在不同观点:有文献发现,捐赠有助于提升企业绩效和价值(Porter和Kramer,2002)<sup>[8]</sup>,但也有文献认为,捐赠是管理者出于个人声誉的非理性行为,对企业绩效具有负面影响(Lioui和Sharma,2012)<sup>[9]</sup>,还有文献认为,捐赠与企业绩效之间是非线性关系(Brammer和Millington,2008)<sup>[10]</sup>。总的来说,现有文献往往将捐赠行为看作一种自利行为,认为企业捐赠不过是为了从政府获得经济、政治资源的手段,捐赠本身的社会责任特征反而被忽视。另一方面,我国不断加强党对现代企业尤其是国有企业的政治引领作用。1997年1月《中共中央关于进一步加强和改进国有企业党的建设工作的通知》指出,“坚持党对国有企业的政治领导,充分发挥国有企业党组织的政治核心作用”。同时,非公企业的党建问题也日益引起党和政府的重视。党组织参与治理已成为我国公司治理的一个鲜明特征。其中,党组织通过“双向进入、交叉任职”方式参与企业经营决策,是党组织参与公司治理、发挥政治引领作用的重要途径,也是党的领导与董事会等治理机制有机融合的重要手段。所谓“双向进入、交叉任职”制度主要是指党委(党组)书记、董事长由一人担任,党委成员通过法定程序分别进入董事会、监事会和经理班子,董事会、监事会、经理班子中的党员依照有关规定进入党委。通过“双向进入、交叉任职”,党组织可以对公司重大经营决策产生影响,这不仅有助于保证企业的社会主义方向,而且对企业经营理念也将产生重大影响。那么党组织参与治理是否会对企业的捐赠行为产生影响?如果党组织参与治理促进企业捐赠的话,这种促进行为是否以牺牲企业利益为代价?这是本文试图探讨的问题。为此,本文利用2008—2017年我国沪深A股非金融类上市公司数据,实证检验党组织通过“双向进入、交叉任职”方式参与公司治理对企业捐赠的影响。

本文从如下方面进一步推进了现有文献:(1)现有相关文献多侧重于党组织参与治理对公司绩效、投资者保护的影响,较少将其与企业社会责任联系起来。本文从企业捐赠的角度研究党组织参与治理的后果,有助于进一步加深党组织参与治理与企业行为之间关系的理解,从而拓展党组织参与治理后果的文献。(2)提供了党组织参与治理对企业捐赠正向影响效应的证据,有助于全面、客观地评价党组织参与治理的作用。以往一些文献将党组织参与公司治理看成政府干预的手段。本文的结果表明,党组织参与治理可以引发企业对社会责任的积极承诺,且这种行为并非出自管理层或企业的机会主义行为。这一发现有助于更全面地理解党组织参与治理的积极作用以及企业捐赠的动机。

## 二、文献回顾

### (一) 国内外相关文献综述

1. 企业捐赠的动机及经济后果。对于企业捐赠的动机,主要有以下几种观点:一是利他动机,认为企业捐赠是为了无偿帮助他人(Sánchez,2000)<sup>[6]</sup>;二是利润最大化动机,认为企业捐赠是为了借此建立声誉资本,从而最大化企业利润(Sánchez,2000;Schwartz和Carroll,2003)<sup>[6-7]</sup>;三是战略管理动机,认为企业捐赠具有节税(Webb,1996)<sup>[11]</sup>、广告营销(Brown等,2006)<sup>[12]</sup>、改善竞争环境(Porter和Kramer,2002)<sup>[8]</sup>、保险作用(Godfrey,2005)<sup>[13]</sup>等战略性目的;四是政治动机,认为企业捐赠是为了建立与政府的关联,从而获得政治方面的利益(张敏等,2013;戴亦一等,2014;贾明和张喆,2010;李四海等,2012)<sup>[3,5,14-15]</sup>。在企业捐赠的经济后果方面,现有文献主要研究了捐赠行为对企业绩效或企业价值的影响,但结论不一(Porter和

Kramer 2002; Lioui 和 Sharma 2012; Brammer 和 Millington 2008; Williams 和 Barrett 2000)<sup>[8-10,16]</sup>。

2. 公司治理、管理层特征对捐赠的影响。现有文献从股权结构、董事会特征等角度研究了公司治理对捐赠的影响。Atkinson 和 Galaskiewicz(1988)<sup>[17]</sup>发现,股权集中度与企业捐赠呈负相关关系,但 Coffey 和 Wang(1998)<sup>[18]</sup>发现,股权集中度与企业捐赠之间没有显著关系。一些文献发现,董事会规模及独立性(Jo 和 Harjoto 2012)<sup>[19]</sup>、董事持股比例(Coffey 和 Wang,1998)<sup>[18]</sup>会正向影响企业捐赠,但 Brown 等(2006)<sup>[12]</sup>发现,董事及管理层在公司中的影响越大,利用捐赠谋求个人利益的动机越强,张建君(2013)<sup>[20]</sup>则发现,董事长与总经理两职合一对企业捐赠有正向影响。Atkinson 和 Galaskiewicz(1988)<sup>[17]</sup>发现,管理层持股与企业捐赠呈负向关系。此外,一些文献探讨了高管的政治关联对捐赠具有正向影响(贾明和张喆 2010)<sup>[14]</sup>。值得一提的是,梁建等(2010)<sup>[21]</sup>发现,民营企业家的政治参与对捐赠有显著正效应。

3. 党组织参与治理的后果。早期文献中,党组织参与治理往往被视为政府干预企业的手段,甚至认为党组织参与治理会导致腐败(Qian,1996)<sup>[22]</sup>。近年一些文献发现,党组织参与治理一定程度上能提高公司治理水平,包括提高董事会治理效率(马连福等 2012)<sup>[23]</sup>、保护国有资产利益(陈仕华和卢昌崇 2014)<sup>[24]</sup>、抑制高管攫取超额薪酬的行为(马连福等 2013; 陈红等 2018)<sup>[25-26]</sup>、降低公司股价崩盘风险(Li 和 Chan 2016)<sup>[27]</sup>等等,但也有文献发现,党组织参与治理会导致冗余雇员等问题(马连福等 2013)<sup>[25]</sup>。尤其值得指出的是,近年来,一些文献发现,党组织参与治理能够促进非公企业社会责任的履行及其信息披露(郑登津和谢德仁, 2019; 张蕊和蒋煦涵 2019)<sup>[28-29]</sup>。

## (二) 对相关文献的总结与评价

从以上分析可以看出,尽管有一些文献研究了公司治理对捐赠的影响,但这些文献主要关注于董事会等治理结构,除梁建等(2010)<sup>[21]</sup>外,未涉及党组织等政治治理机制对企业捐赠行为的影响。就党组织参与治理而言,尽管近年有不少文献研究了党组织参与治理的后果,但已有文献主要是从公司绩效、代理成本、投资者权益保护等角度展开,而较少涉及企业慈善捐赠行为。此外,现有关于捐赠的文献多将企业捐赠看成企业或管理层的自利性行为,更多的是从机会主义的角度来考察企业捐赠行为,其社会责任特质反而被忽视了。对于“党组织参与治理”这一中国独有的公司治理制度安排对企业捐赠行为的影响及其作用机制,还有待检验。本文将党组织通过“双向进入、交叉任职”制度参与治理视为一种特殊的治理机制,考察党组织参与治理是否会对企业捐赠行为产生影响,并进一步考察这种捐赠是否是以牺牲企业价值为代价的管理层自利行为,从而可以为捐赠相关研究提供新的视角。值得指出的是,党组织作为一个拟合的“人”,本身无法参与治理并影响公司决策,而必须要通过党组织主要成员来发挥治理作用,因此,尽管“双向进入、交叉任职”是从党组织成员角度来度量的,但其仍可以说明党组织的作用。

# 三、理论分析及假设提出

## (一) 企业捐赠的动机

一方面,企业捐赠具有良好的广告效应,尤其是社会灾难事件发生后积极的捐赠行为可以提高政府、消费者、媒体等对企业的关注度,有助于提升企业社会形象和竞争地位,因此企业捐赠往往具有经济动机。从战略管理的角度来看,捐赠有助于建立企业和管理层的声誉资本,带来长期绩效和企业价值的增长,因此企业积极捐赠的背后动机可能是出于对经济利益的追求或战略管理目的。另一方面,企业捐赠也可能是企业尤其是民营企业建立和维持政治关联、获取政治资源的一种手段。由于政府掌握着关键资源的配置权,企业为降低获取资源过程中的法律与政治风险,可能会积极参与慈善活动。此外,企业捐赠不仅有助于提升高管个人形象,而且能够赢得政府的认可,从而有助于其获取政治资源。

除经济动因和政治动因外,捐赠本身也是企业履行社会责任的重要手段。实际上,单纯用经济或政治动机不足以解释企业的捐赠行为。因为企业对外捐赠时并不能期望从被捐赠者处获得直接回报,即便企业或其管理层能够通过捐赠获得经济或政治上的好处,这些好处也存在较高的不确定性。捐赠表明了企业对

股东、债权人之外的其他利益相关者的关注,这种关注在一定程度上表明企业作为“公司公民”对所处社会的关注 and 责任。当然,消费者、信贷者等也会对企业捐赠行为做出积极反应,这对于降低公司经营风险、提高经营效率是有益的。随着我国相关制度的不断完善,企业通过灰色手段建立政府关系以获取资源优势的法律风险逐渐增加,企业不得不寻求更为稳健的方式降低经营环境中可能面临的风险。慈善捐赠不仅具有合法性,符合公众价值观,且代表公司更高的价值准则,有利于树立企业勇于承担社会责任的良好形象,因而更为普遍地被采用(Ma 和 Parish 2006)<sup>[2]</sup>。

## (二) 党组织参与治理对企业捐赠的影响

从企业党建的相关规定来看,无论国有企业还是非公有制企业,促使企业履行社会责任都是党组织参与公司治理的重要任务之一。党组织参与治理将积极推动企业进行慈善捐赠、履行其公民义务。具体影响路径如下:

1. 党组织参与治理的企业,更会积极响应党和政府的号召,通过捐赠帮助政府完成社会责任的同时,也为企业发展创造良好的外部环境。2004年10月发布的《中共中央组织部、国务院国资委党委关于加强和改进中央企业党建工作的意见》中强调,“建立健全企业党组织发挥政治核心作用、参与企业重大问题决策的体制和机制……积极承担党和国家赋予企业的政治责任和社会责任……。”一方面,社会责任履行是企业党建的重要内容之一,从党建工作实践来看,捐赠及其他社会责任行为(如自愿者活动)也是企业基层党组织相对容易实现的目标。本文调研发现,企业党组织在汇报其党建成绩时,往往会包含捐赠。因此党组织通过“双向进入、交叉任职”参与公司治理,更可能通过董事会等机制推动企业积极对外捐赠,以便向上级组织展示其党建业绩。另一方面,党组织参与治理有助于及时将党和政府的政策(包括精准扶贫、灾难支援等与捐赠相关的文件、精神)传递给企业。当国内或本地区出现重大灾难时,党组织参与治理的企业更可能积极响应党和政府的号召,展开捐赠。原因在于,地方党务部门可能会通过下发文件等手段推动基层党组织积极开展捐赠,就基层党组织而言,积极响应党和政府号召进行捐赠,是贯彻落实上级党组织相关政策要求、展现自身党建成效的机会。而通过“双向进入、交叉任职”制度,参与企业治理的党组织成员有能力通过高管层提议和执行机制、董事会决策机制等途径促进企业社会责任的履行,以落实党对企业社会责任的要求。对企业而言,积极参加捐赠,不仅有助于融洽与党组织的关系、增加政府信任和公众好感,而且有助于对外展现良好的企业文化、树立良好的社会责任形象和品牌声誉,这对于企业长期发展、价值增长是有利的,因此对来自党组织的董事、监事、高管关于加强对外捐赠的提议,只要不对企业造成过于沉重的压力,往往会应允。实际上,党组织推动下的企业捐赠,往往是响应上级党组织或政府号召的行为,并非是少数管理层追求个人私利的结果,因而比较容易获得其他治理层或管理层成员的认同。

2. 党组织参与治理的企业,高管人员更有动机以捐赠为手段树立个人良好社会责任形象,以获取政治晋升激励。在我国特殊的政治背景下,党和政府对国有企业经理人员的任免具有很大的影响力,虽然在改革过程中,我国不断扩大企业自主权,但“党管干部”仍是党对国有企业领导的重要手段,“双向进入、交叉任职”制度不仅为国有企业领导与党政部门保持积极联系提供了身份便利,而且有助于强化党对国有企业干部的管理。相关领导干部不仅是国有企业的董事、监事或高管,同时也是党组织成员,具有较强的政治晋升激励,他们渴望得到上级部门的认可,以便进入政府部门担任官员或升迁到更高层次的国有企业担任高管。在“党管干部”制度下,上级组织部门对国有企业领导的评价,不仅限于经济业绩,也包括社会责任等政治业绩。此时,通过“双向进入、交叉任职”进入国有企业关键职位的党员干部,有较强的动力推动企业对外捐赠,以期树立良好的个人形象、获得上级党组织或政府的肯定。对具有政治理想的民营企业企业家而言,虽然不大可能有机会像国企领导一样调任(升迁)到其他国有企业或政府部门,但通过推动企业捐赠,不仅有助于个人获取政治身份(如人大代表、政协委员等),而且有助于搭建向政府反映企业诉求的沟通渠道,同样具有重要的政治战略意义。尽管这一行为可能带有一定的利己主义动机,但从结果来看,仍然会促进企业的慈善捐赠。

3. 党组织参与治理的企业往往会受到更多来自党政部门和社会大众的关注,对那些党建较好、党组织在公司治理中地位较高的企业,尤其是非公有制企业,地方党委往往会加强宣传,以推进其他企业的党建。较高的社会关注将使企业产生社会责任压力,因为在聚光灯之下,企业社会责任的缺失更容易被发现,并

引起公众的批评,此时,企业更可能通过积极对外捐赠来回应政府和社会公众的期望,以免对企业的生产经营产生负面影响。作为企业捐赠决策的重要参与者,当企业由于承担社会责任不利而招致批评时,“双向进入、交叉任职”的党组织成员的压力可能更大。尤其当出现重大灾情时,若捐款不积极或捐赠水平不高,这些党组织成员可能会因为工作不力而受到来自上级党组织、政府的压力,且社会关注会进一步强化这种压力。因此党组织参与治理带来的社会关注度的提高也会促进企业捐赠。

4. 党组织参与治理能够促进先进企业文化的建立,避免企业单纯追求利润最大化而忽视社会责任。在“双向进入、交叉任职”制度下,党组织成员对其他董事、监事、高管层的政治教化、示范影响,有助于企业加强对外捐赠,履行自身社会责任,提高经营的合法性。

因此,无论是国有企业还是非国有企业,党组织通过“双向进入、交叉任职”参与公司治理,都会促进企业对外捐赠,本文故提出假设1:

H1: 其他条件不变,党组织参与治理会促进公司对外捐赠。

### (三) 不同产权企业中党组织参与治理对捐赠影响的差异性

非国有企业与国有企业对外捐赠的动机和意愿可能存在差异。与国有企业相比,受天然政治歧视的非国有企业可能具有更强的通过积极捐赠来“购买”制度环境稳定性或寻求政治庇护以规避政策风险的动机。此外,非国有企业也可能有通过对外捐赠以迎合政府从而换取更多补助(李四海等,2012)<sup>[15]</sup>、进行更多避税(李增福等,2016)<sup>[5]</sup>等动力。而国有企业通过政治性捐赠构建和维护良好政商关系以获得政治合法性的动机不强,其捐赠积极性没有非国有公司高,往往只是应付上级要求,捐赠水平也较低(山立威等,2008)<sup>[1]</sup>。另一方面,国有企业与党委、政府存在千丝万缕的往来,即便上级党委、政府要求辖区内的国有企业积极捐赠、履行社会责任,也不一定通过党组织参与治理来实现,而可以通过政府相关部门甚至是公办慈善组织下发通知、倡议书等形式来推动。而对非国有企业而言,与政府部门的联系途径相对较少,此时,党组织内部的精神传达机制就较为重要。因此在国有企业中党组织参与治理对企业捐赠的影响不够明显。

进一步地,同样是国有企业,在地方国有企业和中央国有企业中,党组织参与治理对企业捐赠的影响也存在差异。在实践中,捐赠往往来自于地方党委或政府的号召,因此对外捐赠对于央企领导的业绩考核、政策优惠、保护性融资等方面的影响均较小。尽管地方党委对央企基层党组织同样负有一定的领导职责,但相比地方国有企业而言,地方党委与中央国有企业党组织的联系要弱一些;对地方国企而言,由于受到当地政府政策影响与资源约束的压力较大,企业基层党组织成员通过响应地方党委、政府号召,积极对外捐赠来获取上级党委和政府认可(包括党建业绩的认可)、增加晋升筹码的动机更强。此外,地方国有企业和中央国有企业在规模、市场地位等方面的差异,也可能导致地方国企更加注重对外捐赠,因此,尽管在国有企业中,党组织参与治理都能通过政治教化、促进先进企业文化建设等途径促进企业捐赠,但与中央国有企业相比,地方国企的党组织通过“双向进入、交叉任职”参与治理对捐赠的促进作用更为明显。本文故提出假设2:

H2a: 其他条件不变,与国有企业相比,党组织参与治理对非国有企业捐赠的促进作用更为明显。

H2b: 其他条件不变,与中央国有企业相比,党组织参与治理对地方国有企业捐赠的促进作用更为明显。

## 四、研究设计

### (一) 主要研究变量

1. 企业捐赠(DONATE)的度量。本文采用以下两种指标衡量公司捐赠:(1)企业是否捐赠的虚拟变量(IFDONATE),若企业当年捐赠金额大于0,IFDONATE取值为1,否则取值为0;(2)企业捐赠水平(LNDO-NATE),等于企业对外捐赠总额加1后取自然对数,若年报中未披露捐赠数值则取值为0。

2. 党组织参与治理(PARTY)的度量。借鉴现有文献(陈仕华和卢昌崇,2014;Li和Chan,2016;王元芳

和马连福 2014)<sup>[24 27 30]</sup>的做法,本文用“双向进入、交叉任职”衡量党组织参与治理。其中,“双向进入”指标( $PARCG$ )的定义是,若至少有一位党委会成员同时也是董事、监事、高级管理人员, $PARCG = 1$ ,否则为0。“交叉任职”指标( $PARCR$ )的定义是,若党委书记同时担任公司董事长、监事会主席或总经理, $PARCR = 1$ ,否则 $PARCR = 0$ 。

## (二) 模型设定及估计方法

采用模型(1)考察党组织参与治理对上市公司捐赠的影响(假设1),并加入 $PARTY$ 与 $SOE$ 的交互项,以检验不同产权性质下党组织参与治理对企业捐赠影响的差异(假设2a);在检验假设2b时,本文加入党组织参与治理指标与是否地方国有控股企业指标的交乘项( $PARTY \times LOCAL$ ),并仅对国有控股企业样本( $SOE = 1$ )进行回归。

$$\begin{aligned} DONATE_{it} = & \beta_0 + \beta_1 PARTY_{it} + \beta_2 SIZE_{it} + \beta_3 LEV_{it} + \beta_4 ROA_{it} + \beta_5 LOSS_{it} + \beta_6 GROWTH_{it} + \\ & \beta_7 ETR_{it} + \beta_8 OCF_{it} + \beta_9 AGE_{it} + \beta_{10} BOARD_{it} + \beta_{11} DUAL_{it} + \beta_{12} MSH_{it} + \\ & \beta_{13} TOP1_{it} + \beta_{14} SOE_{it} + \beta_{15} MKT_{it} + YEAR \& IND Dummies + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (1)$$

$IFDONATE$ 为虚拟变量,故在检验时采用Logit回归; $LNDONATE$ 是非负连续随机变量,由于相当一部分样本捐赠额度为零,故采用Tobit回归。但作为对比并提高结论的稳健性,本文同时报告了OLS回归的结果。本文控制了可能影响企业捐赠的因素,包括:公司规模( $SIZE$ )、资产负债率( $LEV$ )、资产报酬率( $ROA$ )、是否报告亏损( $LOSS$ )、成长性( $GROWTH$ )、实际所得税税率( $ETR$ )、经营活动现金流( $OCF$ )、上市年限( $AGE$ )、董事会规模( $BOARD$ )、两职合一( $DUAL$ )、管理层持股比例( $MSH$ )、股权集中度( $TOP1$ )、产权性质( $SOE$ )、地区市场化水平( $MKT$ )以及年度( $YEAR$ )和行业( $IND$ )。具体变量定义如表1所示。

表1 变量定义

变量含义	变量符号	具体定义
企业是否捐赠	$IFDONATE$	虚拟变量,企业当年捐赠额大于0时取值为1,否则取值为0
企业捐赠水平	$LNDONATE$	等于企业当年捐赠总额加1后取自然对数
“双向进入”	$PARCG$	虚拟变量,是否有党委成员兼任董事、监事或高级管理人员,如是, $PARCG$ 取值为1,否则取值为0
“交叉任职”	$PARCR$	虚拟变量,党委书记是否同时兼任董事长、监事会主席或总经理,如是, $PARCR$ 取值为1,否则取值为0
公司规模	$SIZE$	期末资产总额的自然对数
资产负债率	$LEV$	期末负债总额/期末资产总额
资产报酬率	$ROA$	净利润/期末资产总额
是否报告亏损	$LOSS$	虚拟变量,企业当年净利润小于0时取值为1,否则取值为0
成长性	$GROWTH$	(本年销售收入 - 上年销售收入) / 上年销售收入
实际所得税率	$ETR$	(所得税费用 - 递延所得税费用) / 税前总利润
经营现金流	$OCF$	经营活动现金净流量/期末资产总额
上市年限	$AGE$	上市年限取自然对数
董事会规模	$BOARD$	董事会人数的自然对数
两职合一	$DUAL$	虚拟变量,董事长同时兼任总经理时取值为1,否则取值为0
管理层持股比例	$MSH$	管理层持股数量/总股数
股权集中度	$TOP1$	第一大股东持股数量/总股数
产权性质	$SOE$	虚拟变量,若为国有控股企业取值为1,否则取值为0
市场化水平	$MKT$	公司所在省份的市场化水平
年度	$YEAR$	虚拟变量,样本所在年份
行业	$IND$	虚拟变量,根据证监会行业分类标准(2012),其中制造业细化到二级

## (三) 样本及数据来源

本文选择2007—2017年度沪深A股上市公司作为初始样本(由于部分数据需滞后一期,实际样本区

间为2008—2017年)。初始样本共有25755个,在依次剔除金融类上市公司、当年新上市的公司样本以及关键数据缺失的样本后,剩下20636个样本用于检验。

上市公司捐赠数据、高管信息及主要财务数据均来自国泰安金融数据库(CSMAR),地区市场化指数来自《中国分省份市场化指数报告(2018)》<sup>①</sup>,党组织参与治理相关信息经查阅公司年报、企业官方网站等方式手工逐条收集整理。在定义党组织参与治理指标时,本文剔除了董事、监事、高级管理人员及党委成员中当年任期不足6个月的个人条目数据。本文对所有连续变量在上下1%位置进行Winsorize处理。

## 五、实证结果

### (一) 描述性统计与差异性检验

表2报告了主要变量的描述性统计结果。从表中可以看出,IFDONATE均值为0.692,表明约69.20%的样本公司实施了捐赠;LNDONATE均值为8.658和中位数分别为11.510,二者差距较大的原因可能在于有1/3强的样本捐赠额为0(如果仅对捐赠不为0的样本统计,均值为12.504)。党组织参与治理的各项指标中,PARCG均值为0.277,表明约27.70%的样本公司存在党组织成员“双向进入”情况。PARCR均值为0.127,表明约12.7%的样本公司党委书记同时兼任董事长、监事会主席或总经理。

本文按照“双向进入”(PARCG)、“交叉任职”(PARCR)分组考察关键变量的组间差异。从表3可以看出,存在“双向进入”“交叉任职”公司的捐赠意愿(IFDONATE)显著高于对照组。从表4可以看出,“双向进入”“交叉任职”公司捐赠水平(LNDONATE)的均值和中位数均显著高于对照组,表明党组织参与治理的公司对外捐赠水平相对更高。这与假设1一致。

本文还检验了不同产权性质企业中党组织参与治理情况的差异,从表5可以看出,在国有企业中,“双向进入”和“交叉任职”的比例分别为52.67%和24.26%,而在非国有企业中,“双向进入”和“交叉任职”的比例分别为10.04%和4.51%,表明在国有企业中党组织参与治理的情况显著高于非国有企业。

表2 描述性统计

变 量	观察值	均值	中位数	最小值	最大值	标准差
IFDONATE	20636	0.692	1	0	1	0.462
LNDONATE	20636	8.658	11.510	0.000	16.900	6.021
PARCG	20636	0.277	0	0	1	0.448
PARCR	20636	0.127	0	0	1	0.333
SIZE	20636	21.990	21.840	19.220	25.880	1.288
LEV	20636	0.451	0.446	0.051	1.003	0.219
ROA	20636	0.036	0.034	-0.216	0.199	0.058
LOSS	20636	0.102	0	0	1	0.303
GROWTH	20636	0.221	0.116	-0.613	4.464	0.606
ETR	20636	0.289	0.222	-2.345	3.781	0.653
OCF	20636	0.041	0.041	-0.201	0.254	0.076
AGE	20636	2.176	2.398	0.693	3.178	0.727
BOARD	20636	2.260	2.303	1.792	2.773	0.179
DUAL	20636	0.236	0	0	1	0.425
MSH	20636	0.108	0.000	0.000	0.674	0.187
TOP1	20636	0.348	0.328	0.086	0.749	0.150
SOE	20636	0.414	0	0	1	0.493
MKT	20636	7.677	7.865	2.870	10.000	1.790

表3 卡方检验(党组织参与治理对捐赠意愿的影响)

变 量		IFDONATE = 0	IFDONATE = 1	合计	卡方检验
双向进入	PARCG = 0	4 773(75.19%)	10 146(71.01%)	14 919(72.30%)	38.313 ***
	PARCG = 1	1 575(24.81%)	4 142(28.99%)	5 717(27.70%)	
交叉任职	PARCR = 0	5 712(89.98%)	12 305(86.12%)	18 017(87.31%)	59.097 ***
	PARCR = 1	636(10.02%)	1 983(13.88%)	2 619(12.69%)	
合计		6 348(100%)	14 288(100%)	20 636(100%)	

注: \*\*、\*、分别表示在1%、5%、10%水平显著 括号中为百分比

<sup>①</sup>该版数据截止到2016年,对于2017年地区市场化水平,本文采用3年移动平均法估计,即用2014—2016年的平均值度量2017年市场化水平。

表4 差异性检验

Panel A 按照双向进入分组	PARCG = 1			PARCG = 0			差异性检验	
	N	均值	中位数	N	均值	中位数	均值差异(1-0)	Chi <sup>2</sup>
LNDONATE	5717	9.173	11.760	14919	8.460	11.290	0.714 ***	58.696 ***
SIZE	5717	22.420	22.260	14919	21.830	21.700	0.593 ***	558.256 ***
LEV	5717	0.518	0.527	14919	0.425	0.412	0.093 ***	624.812 ***
ROA	5717	0.030	0.029	14919	0.038	0.036	-0.008 ***	97.558 ***
GROWTH	5717	0.158	0.085	14919	0.245	0.128	-0.087 ***	130.705 ***
ETR	5717	0.303	0.246	14919	0.283	0.216	0.020 *	64.170 ***
OCF	5717	0.045	0.045	14919	0.040	0.039	0.005 ***	22.213 ***
AGE	5717	2.495	2.708	14919	2.053	2.079	0.442 ***	1376.434 ***
BOARD	5717	2.313	2.303	14919	2.240	2.303	0.073 ***	531.291 ***
MSH	5717	0.027	0.000	14919	0.139	0.004	-0.112 ***	1573.801 ***
TOP1	5717	0.363	0.344	14919	0.342	0.320	0.021 ***	60.379 ***
MKT	5717	7.395	7.400	14919	7.785	7.940	-0.390 ***	151.381 ***
Panel B 按照交叉任职分组	PARCR = 1			PARCR = 0			差异性检验	
	N	均值	中位数	N	均值	中位数	均值差异(1-0)	Chi <sup>2</sup>
LNDONATE	2619	9.612	11.980	18017	8.519	11.350	1.093 ***	63.286 ***
SIZE	2619	22.430	22.280	18017	21.930	21.780	0.501 ***	233.691 ***
LEV	2619	0.512	0.519	18017	0.442	0.434	0.070 ***	206.405 ***
ROA	2619	0.031	0.031	18017	0.037	0.035	-0.005 ***	16.290 ***
GROWTH	2619	0.159	0.088	18017	0.230	0.120	-0.071 ***	43.394 ***
ETR	2619	0.323	0.260	18017	0.284	0.219	0.039 ***	50.853 ***
OCF	2619	0.046	0.045	18017	0.041	0.040	0.005 ***	8.695 ***
AGE	2619	2.471	2.639	18017	2.133	2.303	0.338 ***	476.380 ***
BOARD	2619	2.308	2.303	18017	2.253	2.303	0.055 ***	159.536 ***
MSH	2619	0.035	0.000	18017	0.118	0.001	-0.083 ***	539.557 ***
TOP1	2619	0.352	0.332	18017	0.348	0.327	0.004	1.535
MKT	2619	7.315	7.327	18017	7.730	7.880	-0.415 ***	123.310 ***

注: \*\*、\*、\* 分别表示在1%、5%、10% 水平显著

表5 卡方检验(不同产权性质企业中“双向进入、交叉任职”的差异)

变量		SOE = 0	SOE = 1	合计	卡方检验
双向进入	PARCG = 0	10 872( 89.96% )	4 047( 47.33% )	14 919( 72.30% )	4541.860 ***
	PARCG = 1	1 214( 10.04% )	4 503( 52.67% )	5 717( 27.70% )	
交叉任职	PARCR = 0	11 541( 95.49% )	6 476( 75.74% )	18 017( 87.31% )	1762.385 ***
	PARCR = 1	545( 4.51% )	2 074( 24.26% )	2 619( 12.69% )	
合计		12 086( 100% )	8 550( 100% )	20 636( 100% )	

注: \*\*\*分别表示在1% 水平显著 括号中为百分比

(二) 相关性分析

从表6可以看出,党组织参与治理指标( PARCG、PARCR) 与企业是否捐赠( IFDONATE)、捐赠绝对水平( LNDONATE) 均呈显著正相关关系,这与假设1相符。未列示的结果表明,产权性质与 IFDONATE、LN-

表6 被解释变量与解释变量间的相关性分析

变 量	IFDONATE	LNDONATE	PARCG	PARCR
IFDONATE		0.811 ***	0.043 ***	0.054 ***
LNDONATE	0.958 ***		0.062 ***	0.064 ***
PARCG	0.043 ***	0.053 ***		0.616 ***
PARCR	0.054 ***	0.060 ***	0.616 ***	

注: 左下角为 Pearson 相关性检验 右上角为 Spearman 相关性检验



*DONATE* 均显著负相关,表明国有企业的捐赠动力弱于非国有企业,与假设2a 相符。

相关系数矩阵表明(表略) 控制变量之间相关系数的绝对值均不超过0.60。在回归分析中,本文计算了各个变量的 VIF,结果均小于10,说明变量之间不存在严重的多重共线性问题。

### (三) 多元回归分析

1. 党组织参与治理对企业捐赠的影响(假设1)。表7报告了党组织参与治理对企业是否捐赠(*IFDONATE*)、捐赠水平(*LNDONATE*)的影响。可以看出,无论是在 Logit 回归、OLS 回归还是 Tobit 回归下,在控制相关因素后,“双向进入”“交叉任职”与企业是否捐赠、捐赠水平均呈显著正向关系,表明党组织参与治理的企业实施捐赠的意愿更强、捐赠水平更高。假设1得到支持。

表7 党组织参与治理对企业捐赠的影响

变 量	预期符号	<i>IFDONATE</i> ( Logit)		<i>LNDONATE</i> ( OLS)		<i>LNDONATE</i> ( Tobit)	
		( 1)	( 2)	( 1)	( 2)	( 1)	( 2)
		<i>PARCG</i>	<i>PARCR</i>	<i>PARCG</i>	<i>PARCR</i>	<i>PARCG</i>	<i>PARCR</i>
<i>PARTY</i>	+	0.375 *** ( 4.939)	0.468 *** ( 5.183)	0.933 *** ( 5.131)	1.114 *** ( 5.434)	1.354 *** ( 5.267)	1.589 *** ( 5.570)
<i>SIZE</i>	+	0.543 *** ( 14.769)	0.542 *** ( 14.843)	1.760 *** ( 22.341)	1.760 *** ( 22.383)	2.401 *** ( 20.966)	2.400 *** ( 20.993)
<i>LEV</i>	?	0.030 ( 0.188)	0.046 ( 0.290)	0.006 ( 0.014)	0.053 ( 0.131)	-0.108 ( -0.175)	-0.039 ( -0.062)
<i>ROA</i>	+	2.247 *** ( 4.064)	2.211 *** ( 4.012)	9.068 *** ( 6.626)	8.999 *** ( 6.590)	11.850 *** ( 5.835)	11.740 *** ( 5.791)
<i>LOSS</i>	?	-0.113 ( -1.325)	-0.128 ( -1.494)	-0.129 ( -0.597)	-0.161 ( -0.748)	-0.397 ( -1.255)	-0.445 ( -1.409)
<i>GROWTH</i>	?	-0.057 ** ( -2.118)	-0.061 ** ( -2.276)	-0.155 ** ( -2.246)	-0.166 ** ( -2.414)	-0.225 ** ( -2.170)	-0.242 ** ( -2.348)
<i>ETR</i>	?	0.002 ( 0.070)	-0.003 ( -0.087)	-0.011 ( -0.134)	-0.023 ( -0.287)	-0.007 ( -0.060)	-0.023 ( -0.202)
<i>OCF</i>	+	0.674 ** ( 2.342)	0.662 ** ( 2.307)	1.882 *** ( 2.685)	1.861 *** ( 2.664)	2.727 *** ( 2.648)	2.704 *** ( 2.636)
<i>AGE</i>	?	-0.206 *** ( -3.878)	-0.192 *** ( -3.631)	-0.503 *** ( -3.847)	-0.470 *** ( -3.599)	-0.769 *** ( -4.102)	-0.722 *** ( -3.856)
<i>BOARD</i>	+	0.424 ** ( 2.472)	0.462 *** ( 2.686)	1.118 *** ( 2.622)	1.201 *** ( 2.802)	1.560 ** ( 2.567)	1.674 *** ( 2.740)
<i>DUAL</i>	+	0.039 ( 0.655)	0.034 ( 0.571)	0.142 ( 0.971)	0.128 ( 0.883)	0.191 ( 0.922)	0.172 ( 0.832)
<i>MSH</i>	+	0.717 *** ( 3.810)	0.705 *** ( 3.742)	1.922 *** ( 4.266)	1.882 *** ( 4.171)	2.773 *** ( 4.400)	2.714 *** ( 4.300)
<i>TOP1</i>	-	-0.721 *** ( -3.309)	-0.701 *** ( -3.222)	-1.868 *** ( -3.457)	-1.822 *** ( -3.376)	-2.647 *** ( -3.482)	-2.581 *** ( -3.399)
<i>SOE</i>	-	-0.582 *** ( -7.242)	-0.529 *** ( -6.854)	-1.644 *** ( -8.160)	-1.508 *** ( -7.731)	-2.256 *** ( -7.752)	-2.051 *** ( -7.305)
<i>MKT</i>	+	0.033 * ( 1.753)	0.037 * ( 1.924)	0.100 ** ( 2.065)	0.108 ** ( 2.225)	0.140 ** ( 2.048)	0.151 ** ( 2.199)
<i>YEAR&amp;IND</i>		YES	YES	YES	YES	YES	YES
Constant		-9.225 *** ( -11.250)	-9.330 *** ( -11.412)	-25.774 *** ( -14.196)	-26.040 *** ( -14.375)	-39.334 *** ( -15.261)	-39.697 *** ( -15.423)
N		20 636	20 636	20 636	20 636	20 636	20 636
R <sup>2</sup>		0.099	0.099	0.180	0.180	0.033	0.033

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在1%、5%、10% 水平显著;Logit 回归括号中的数字为 z 值,OLS、Tobit 回归括号中的数字为 t 值,所有回归均使用公司层面聚类稳健标准误进行估计

本文还进一步考察了党组织不同“双向进入、交叉任职”方式与企业捐赠的关系(表略)。结果发现,党组织成员双向进入董事会、监事会、高管层对企业捐赠均有正向促进作用;党委书记兼任董事长或总经理能够显著促进企业捐赠,而当党委书记兼任监事会主席时不显著,这可能与我国企业中董事长、总经理和监事会主席的相对地位差异有关。

2. 不同产权性质下党组织参与治理对企业捐赠影响的差异性(假设2a、2b)。从表8 Panel A 可以看出,  $PARTY \times SOE$  的估计系数不显著,表明在国有控股企业与非国有控股企业中,党组织参与治理对企业捐赠的正向影响并无显著差异,即无论国有企业还是非国有企业,党组织参与治理均有助于促进企业积极对外捐赠。因此假设2a 没有得到支持。原因可能在于,随着党组织在国有企业中政治核心地位的进一步加强以及在党建过程中对企业社会责任的日益重视,即便是在国有企业中,参与治理的党组织成员也积极推动企业更为主动地承担社会责任、积极对外捐赠。未列示的分样本回归结果表明,在国有企业和非国有企业子样本中,党组织参与治理均对企业捐赠存在显著正向影响。

从 Panel B 可以看出,  $PARTY \times LOCAL$  的系数显著为正,表明相对于中央企业而言,地方国有控股企业党组织参与治理对捐赠的正向作用更为显著。其原因可能在于,地方国有企业党组织更能响应地方党委、政府关于捐赠的号召,假设2b 得到支持。

表8 不同产权性质下党组织参与治理对企业捐赠的影响

Panel A: 国有 VS. 非国有						
变 量	<i>IFDONATE</i> ( Logit)		<i>LNDONATE</i> ( OLS)		<i>LNDONATE</i> ( Tobit)	
	( 1)	( 2)	( 1)	( 2)	( 1)	( 2)
	<i>PARCG</i>	<i>PARCR</i>	<i>PARCG</i>	<i>PARCR</i>	<i>PARCG</i>	<i>PARCR</i>
<i>PARTY</i>	0.349 *** ( 2.773)	0.615 *** ( 3.113)	0.860 *** ( 3.356)	1.151 *** ( 3.429)	1.112 *** ( 3.191)	1.514 *** ( 3.346)
<i>SOE</i>	-0.591 *** ( -6.699)	-0.514 *** ( -6.483)	-1.674 *** ( -7.293)	-1.502 *** ( -7.382)	-2.358 *** ( -7.016)	-2.062 *** ( -7.000)
<i>PARTY</i> × <i>SOE</i>	0.037 ( 0.238)	-0.182 ( -0.831)	0.110 ( 0.321)	-0.049 ( -0.120)	0.366 ( 0.767)	0.100 ( 0.180)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Constant	-9.224 *** ( -11.248)	-9.318 *** ( -11.391)	-25.773 *** ( -14.196)	-26.036 *** ( -14.362)	-39.334 *** ( -15.264)	-39.707 *** ( -15.417)
N	20 636	20 636	20 636	20 636	20 636	20 636
R <sup>2</sup>	0.099	0.099	0.180	0.180	0.033	0.033
Panel B: 中央企业 VS. 地方国企						
变 量	<i>IFDONATE</i> ( Logit)		<i>LNDONATE</i> ( OLS)		<i>LNDONATE</i> ( Tobit)	
	( 1)	( 2)	( 1)	( 2)	( 1)	( 2)
	<i>PARCG</i>	<i>PARCR</i>	<i>PARCG</i>	<i>PARCR</i>	<i>PARCG</i>	<i>PARCR</i>
<i>PARTY</i>	0.203 ( 1.388)	0.084 ( 0.460)	0.379 ( 0.937)	0.092 ( 0.189)	0.771 ( 1.238)	0.308 ( 0.414)
<i>LOCAL</i>	0.347 ** ( 2.486)	0.414 *** ( 3.503)	1.022 *** ( 2.681)	1.258 *** ( 3.929)	1.601 *** ( 2.722)	1.877 *** ( 3.878)
<i>PARTY</i> × <i>LOCAL</i>	0.345 * ( 1.887)	0.411 * ( 1.896)	1.014 ** ( 2.083)	1.120 ** ( 2.014)	1.250 * ( 1.697)	1.410 * ( 1.686)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Constant	-6.068 *** ( -5.407)	-6.233 *** ( -5.542)	-19.937 *** ( -7.383)	-20.310 *** ( -7.509)	-32.126 *** ( -8.088)	-32.612 *** ( -8.202)
N	8 550	8 550	8 550	8 550	8 550	8 550
R <sup>2</sup>	0.106	0.102	0.190	0.186	0.035	0.034

注: \*\*、\*、\* 分别表示在1%、5%、10% 水平显著; Logit 回归括号中的数字为 z 值, OLS、Tobit 回归括号中的数字为 t 值, 所有回归均使用公司层面聚类稳健标准误进行估计

#### (四) 进一步检验: 党组织参与治理对企业捐赠的促进是机会主义行为吗?

1. 党组织参与治理对捐赠的促进是否会损害企业价值? 一些文献认为, 企业捐赠可能是管理层自利行为的结果。如果党组织促进企业对外捐赠只是为满足少数企业领导提升其个人声誉资本、获取政治晋升的话, 可能会损害公司的价值( Masulis 和 Reza 2015) <sup>[31]</sup>。那么在我国党组织参与治理对企业捐赠的正向作用是否建立在损害企业价值的基础上? 为此, 本文分别用每股收益( *EPS* )、*Tobin's Q* 两个指标度量公司经营绩效和企业价值, 以考察党组织参与治理对企业捐赠的促进作用究竟是损害还是提高企业价值及经营绩效, 具体如模型( 2) 所示。

$$\begin{aligned} EPS_{it} (Tobin's Q_{it}) = & \beta_0 + \beta_1 PARTY_{it-1} + \beta_2 DONATE_{it-1} + \beta_3 PARTY_{it-1} \times DONATE_{it-1} + \\ & \beta_4 SIZE_{it-1} + \beta_5 LEV_{it-1} + \beta_6 LOSS_{it-1} + \beta_7 GROWTH_{it-1} + \beta_8 OCF_{it-1} + \\ & \beta_9 AGE_{it-1} + \beta_{10} BOARD_{it-1} + \beta_{11} DUAL_{it-1} + \beta_{12} MSH_{it-1} + \\ & \beta_{13} TOP1_{it-1} + \beta_{14} SOE_{it-1} + YEAR \& INDDummies + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (2)$$

从表9可以看出,  $PARTY \times IFDONATE$ 、 $PARTY \times LNDONATE$  的系数均显著为正, 意味着党组织参与治理对企业捐赠的正向促进作用给企业带来了价值增加。这一结果表明, 党组织参与公司治理对企业捐赠的影响, 并不会以损害公司价值和绩效为代价, 反而有利于企业绩效和长期价值的提高。其原因可能在于, 一方面, 慈善捐赠能为企业的关系资产提供保护( Brammer 和 Millington 2005) <sup>[32]</sup>, 企业通过预先进行捐赠, 有助于减少未来不利因素带来的负面影响、避免企业价值损失( Navarro, 1988) <sup>[33]</sup>。慈善捐赠还可以为企业创造有利的商业和制度环境, 监管者、消费者、信贷者等都可能对企业的捐赠行为做出积极的反应, 从而增强企业竞争优势, 促进企业价值增值( Porter 和 Kramer 2002) <sup>[8]</sup>。另一方面, 党组织参与治理也有助于限制管理层过度的自由裁量权, 通过捐赠决策程序、捐赠对象的确定等方面对管理层基于自利动机的捐赠行为予以限制。这两方面的作用, 使得党组织所推动的企业捐赠成为一种价值增值行为。

表9 党组织参与治理对企业捐赠的促进作用与企业价值、经营绩效的关系

变 量	<i>EPS<sub>it</sub></i>				<i>Tobin's Q<sub>it</sub></i>			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>PARCG</i>	<i>PARCR</i>	<i>PARCG</i>	<i>PARCR</i>	<i>PARCG</i>	<i>PARCR</i>	<i>PARCG</i>	<i>PARCR</i>
<i>PARTY<sub>t-1</sub></i>	-0.051 ** ( - 2.161)	-0.075 ** ( - 2.439)	-0.059 ** ( - 2.431)	-0.101 *** ( - 3.052)	-0.683 *** ( - 3.610)	-0.674 *** ( - 3.891)	-0.710 *** ( - 3.747)	-0.770 *** ( - 4.364)
<i>IFDONATE<sub>t-1</sub></i>	0.013 ( 0.825)	0.020 ( 1.427)			-0.726 *** ( - 4.548)	-0.597 *** ( - 4.608)		
<i>PARTY<sub>t-1</sub> × IFDONATE<sub>t-1</sub></i>	0.076 *** ( 2.612)	0.116 *** ( 2.914)			0.713 *** ( 3.203)	0.572 *** ( 3.074)		
<i>LNDONATE<sub>t-1</sub></i>			0.005 *** ( 3.244)	0.005 *** ( 3.988)			-0.042 *** ( - 3.841)	-0.032 *** ( - 3.721)
<i>PARTY<sub>t-1</sub> × LNDONATE<sub>t-1</sub></i>			0.006 ** ( 2.283)	0.011 *** ( 2.877)			0.058 *** ( 3.471)	0.053 *** ( 3.492)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Constant	-2.236 *** ( - 9.743)	-2.233 *** ( - 9.789)	-2.091 *** ( - 9.184)	-2.087 *** ( - 9.234)	28.438 *** ( 10.785)	28.452 *** ( 10.806)	28.445 *** ( 10.828)	28.444 *** ( 10.867)
N	17 433	17 433	17 433	17 433	16 773	16 773	16 773	16 773
R <sup>2</sup>	0.127	0.127	0.129	0.129	0.122	0.121	0.120	0.120

注: \*\*、\*、\* 分别表示在1%、5%、10% 水平显著; 回归括号中的数字为 *t* 值, 对标准误在公司层面上进行了聚类( cluster) 稳健调整

2. 党组织参与治理对捐赠的促进作用是否是为了换取政府资源? 现有文献发现, 企业可能是为获取更多的政府补助而积极参与捐赠( 张敏等 2013; 李四海等 2012) <sup>[3, 15]</sup>。如果企业捐赠是为了获取政府补助或其他资源的话, 党组织参与治理对捐赠的促进作用以及这种捐赠对企业经营绩效、企业价值的正向作用

很可能是建立在机会主义动机的基础上的。那么党组织参与治理促进的捐赠是否是为了建立政治联系,获取政治资源呢?为此,本文用企业当年所获政府补助金额加1后取自然对数来衡量政府补助情况(*SUBSIDY*),以党组织参与治理指标与企业捐赠指标的交乘项(*PARTY* × *DONATE*)度量党组织参与治理对于企业捐赠与政府补助之间关系的调节效应,来考察党组织参与治理对企业捐赠的促进作用究竟是否是以获取更多的政府资源为目的,具体如模型(3)所示。相关自变量采用滞后一期数值。

$$\begin{aligned} SUBSIDY_{it} = & \beta_0 + \beta_1 PARTY_{it-1} + \beta_2 DONATE_{it-1} + \beta_3 PARTY_{it-1} \times DONATE_{it-1} + \beta_4 SIZE_{it-1} + \\ & \beta_5 STAFF_{it-1} + \beta_6 LEV_{it-1} + \beta_7 ROA_{it-1} + \beta_8 GROWTH_{it-1} + \beta_9 OCF_{it-1} + \\ & \beta_{10} BOARD_{it-1} + \beta_{11} DUAL_{it-1} + \beta_{12} TOP1_{it-1} + \beta_{13} SOE_{it-1} + \beta_{14} MKT_{it-1} + \\ & \beta_{15} DEF_{it-1} + \beta_{16} GDP_{it-1} + YEAR \& INDDummies + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (3)$$

从表10可以看出,尽管企业捐赠对政府补助具有显著正向关系,但 *PARTY* × *IFDONATE*、*PARTY* × *LNDONATE* 的系数均不显著为正,表明党组织参与治理对企业捐赠的促进作用并未使企业获取更多的政府补助,因此党组织参与治理所推动的企业捐赠对公司经营绩效和价值的促进作用可能来自对外捐赠的信号传递作用、捐赠对经营环境的促进作用等方面。

#### (五) 稳健性测试

本文进行了如下稳健性检验,结果均与主检验一致(表略):

1. 党组织参与治理的自选择问题。党组织是否通过“双向进入、交叉任职”方式参与公司治理,并非完全随机的结果,因此,党组织参与治理存在自选择问题,对此,本文采

用倾向得分匹配法(Propensity Score Matching, PSM)加以解决,结果与主检验一致。

2. 采用 Heckman 模型解决样本的选择性偏误问题。由于党组织是否参与公司治理数据为手工收集,可能存在党组织通过“双向进入、交叉任职”参与治理但未在年报或官网中披露的情况,因而可能存在样本选择偏误的问题,借鉴现有文献(陈仕华和卢昌崇,2014)<sup>[24]</sup>,本文采用 Heckman 两阶段模型加以解决。本文在模型中引入表示公司直接控股股东是否为集团、实际控制人是否是国务院国资委或政府的哑变量作为外生工具变量,以此判断党组织参与公司治理的倾向。结果表明,在加入 *IMR* 纠正样本选择偏误后,党组织参与治理指标与企业是否捐赠以及捐赠水平均呈显著正向关系。

3. 自变量用滞后一期数据。理论上,企业捐赠情况不大可能会影响到公司党组织参与治理,尤其在国有企业中,党组织“双向进入、交叉任职”往往是根据上级要求做出的安排,不太可能出现因为捐赠而影响到党组织参与治理,因此应该不存在反向因果关系导致的内生性问题。但为保证结果的稳健性,本文对解释变量采用滞后一期后重新进行回归。结果表明,党组织参与治理对下一期企业捐赠仍有显著促进作用。

4. 用连续变量衡量“双向进入”。主检验中之所以对“双向进入”未采用连续变量,是因可能并不符合正态分布。参考马连福等(2012,2013)<sup>[23,25]</sup>的做法,本文对“双向进入”采用连续变量指标衡量,结果与主检验一致。

表10 党组织参与治理对政府补助与企业捐赠之间关系的调节作用

变 量	<i>SUBSIDY<sub>it</sub></i>			
	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>PARCG</i>	<i>PARCR</i>	<i>PARCG</i>	<i>PARCR</i>
<i>PARTY<sub>it-1</sub></i>	0.145 (0.629)	0.312 (1.042)	0.165 (0.719)	0.414 (1.416)
<i>IFDONATE<sub>it-1</sub></i>	0.908 *** (6.888)	0.877 *** (7.180)		
<i>PARTY<sub>it-1</sub> × IFDONATE<sub>it-1</sub></i>	-0.193 (-0.840)	-0.241 (-0.794)		
<i>LNDONATE<sub>it-1</sub></i>			0.074 *** (7.027)	0.072 *** (7.302)
<i>PARTY<sub>it-1</sub> × LNDONATE<sub>it-1</sub></i>			-0.018 (-1.003)	-0.030 (-1.302)
控制变量	YES	YES	YES	YES
Constant	-11.541 *** (-6.551)	-11.516 *** (-6.532)	-10.731 *** (-5.970)	-10.718 *** (-5.968)
N	17 433	17 433	17 433	17 433
R <sup>2</sup>	0.307	0.307	0.307	0.307

注:\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%、10%水平显著

## 六、结论、启示与展望

### (一) 结论与启示

本文利用我国 A 股非金融类上市公司数据考察了党组织通过“双向进入、交叉任职”参与治理对企业捐赠的影响。结果发现,“双向进入、交叉任职”均与企业是否捐赠、捐赠水平呈显著正向关系。本文还发现,党组织参与治理与企业捐赠的正向关系在国有控股企业与非国有控股企业之间并无显著差异,但与中央企业相比,党组织参与治理对地方国有企业的捐赠行为的正向影响更为明显。进一步研究发现,党组织参与治理促进企业捐赠能够带来更高的企业价值和经营绩效,并且这种促进作用并不会导致更多的政府补贴,这表明,党组织参与治理促进企业捐赠行为给企业带来了价值回报,且这种价值促进作用并非建立在通过捐赠换取政府补贴这样的机会主义动机基础上,而可能来自对外捐赠的信号传递作用、投资者和消费者等利益相关者对企业捐赠行为做出的积极反应、捐赠对企业经营环境的促进作用等方面。

本文的意义在于,发现了党组织参与治理对上市公司捐赠行为具有促进作用的证据。本文的结果表明,党组织参与治理能够促进企业捐赠,并且这种捐赠行为既不是为从政府处获取资源的机会主义行为,也不是为谋取管理层私利而损害企业价值的行为,因此党组织参与治理对企业捐赠的促进作用是积极的,这一研究结果有助于评价党组织通过“双向进入、交叉任职”制度参与公司治理对企业社会责任的影响,从而为客观评价党组织参与治理的作用提供支撑,对于指导党组织参与治理如何在实践中发挥积极效应也有重要意义。

### (二) 不足与展望

本文的不足主要包括:(1)“双向进入、交叉任职”只是党组织参与治理的一个重要手段,除此之外,还有“三重一大”党委会参与决策等制度,但由于企业党建信息披露缺乏统一的标准,导致难以获取相关数据,未来在企业党建相关信息披露增加的情况下,可进一步考察“三重一大”决策制度、企业党建活动开展情况等对企业捐赠行为的影响。(2)企业党组织参与治理和对外捐赠的动机较为复杂,尤其是在非国有企业中。在我国许多文献也发现,企业捐赠存在经济和政治动机,本文虽然在一定程度上表明党组织参与治理对捐赠的促进作用是一种相对积极的行为,但不能排除部分企业仍可能存在通过捐赠获取政治关联等动机,因此党组织参与治理对捐赠的促进作用的具体机理还有待进一步的研究。

### 参考文献:

- [1] 山立威,甘犁,郑涛. 公司捐款与经济动机——汶川地震后中国上市公司捐款的实证研究[J]. 经济研究, 2008(11): 51-61.
- [2] MA D, PARISH W L. Tocquevillian moments: charitable contributions by chinese private entrepreneurs[J]. Social Forces, 2006, 85(2): 943-964.
- [3] 张敏,马黎珺,张雯. 企业慈善捐赠的政企纽带效应[J]. 管理世界, 2013(7): 163-171.
- [4] 戴亦一,潘越,冯舒. 中国企业的慈善捐赠是一种“政治献金”吗? [J]. 经济研究, 2014(2): 74-86.
- [5] 李增福,汤旭东,连玉君. 中国民营企业社会责任背离之谜[J]. 管理世界, 2016(9): 136-148.
- [6] SÁNCHEZ C M. Motives for corporate philanthropy in El Salvador: altruism and political legitimacy[J]. Journal of Business Ethics, 2000, 27(4): 363-375.
- [7] SCHWARTZ M S, CARROLL A B. Corporate social responsibility: a three-domain approach[J]. Business Ethics Quarterly, 2003, 13(4): 503-530.
- [8] PORTER M E, KRAMER M R. The competitive advantage of corporate philanthropy[J]. Harvard Business Review, 2002, 80(12): 56-68, 133.
- [9] LIOU A, SHARMA Z. Environmental corporate social responsibility and financial performance: disentangling direct and indirect effects[J]. Ecological Economics, 2012, 78(6): 100-111.
- [10] BRAMMER S, MILLINGTON A. Does it pay to be different? An analysis of the relationship between corporate social and finan-

- cial performance [J]. Strategic Management Journal 2008 29( 12) : 1325-1343.
- [11]WEBB N J. Corporate profits and social responsibility “subsidization” of corporate income under charitable giving tax laws [J]. Journal of Economics and Business 1996 48( 4) : 401-421.
- [12]BROWN W O ,HELLAND E ,SMITH J K. Corporate philanthropic practices [J]. Journal of Corporate Finance 2006 12( 5) : 855-877.
- [13]GODFREY P C. The relationship between corporate philanthropy and shareholder wealth: a risk management perspective [J]. Academy of Management Review 2005 30( 4) : 777-798.
- [14]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) : 99-113.
- [15]李四海,陆琪睿,宋献中. 亏损企业慷慨捐赠的背后 [J]. 中国工业经济 2012( 8) : 148-160.
- [16]WILLIAMS R J ,BARRETT J D. Corporate philanthropy ,criminal activity and firm reputation: is there a link? [J]. Journal of Business Ethics 2000 26( 4) : 341-350.
- [17]ATKINSON L ,GALASKIEWICZ J. Stock ownership and company contributions to charity [J]. Administrative Science Quarterly 1988 33( 1) : 82-100.
- [18]COFFEY B S ,WANG J. Board diversity and managerial control as predictors of corporate social performance [J]. Journal of Business Ethics 1998 17( 14) : 1595-1603.
- [19]JO H ,HARJOTO M A. The causal effect of corporate governance on corporate social responsibility [J]. Journal of Business Ethics 2012 106( 1) : 53-72.
- [20]张建君. 竞争-承诺-服从: 中国企业慈善捐款的动力 [J]. 管理世界 2013( 9) : 118-129.
- [21]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) : 109-118.
- [22]QIAN Y. Enterprise reform in China: agency problems and political control [J]. Economics of Transition 1996 4( 2) : 427-447.
- [23]马连福,王元芳,沈小秀. 中国国有企业党组织治理效应研究 [J]. 中国工业经济 2012( 8) : 82-95.
- [24]陈仕华,卢昌崇. 国有企业党组织的治理参与能够有效抑制并购中的“国有资产流失”吗? [J]. 管理世界 2014( 5) : 106-120.
- [25]马连福,王元芳,沈小秀. 国有企业党组织治理、冗余雇员与高管薪酬契约 [J]. 管理世界 2013( 5) : 100-115.
- [26]陈红,胡耀丹,纳超洪. 党组织参与公司治理、管理者权力与薪酬差距 [J]. 山西财经大学学报 2018( 2) : 84-97.
- [27]LI X ,CHAN K C. Communist party control and stock price crash risk: evidence from China [J]. Economics Letters 2016 141( 4) : 5-7.
- [28]郑登津,谢德仁. 非公有制企业党组织与企业捐赠 [J]. 金融研究 2019( 9) : 151-168.
- [29]张蕊,蒋煦涵. 党组织治理、市场化进程与社会责任信息披露 [J]. 当代财经 2019( 3) : 130-139.
- [30]王元芳,马连福. 国有企业党组织能降低代理成本吗? [J]. 管理评论 2014( 10) : 138-151.
- [31]MASULIS R W ,REZA S W. Agency problems of corporate philanthropy [J]. The Review of Financial Studies 2015 28( 2) : 592-636.
- [32]BRAMMER S ,MILLINGTON A. Corporate reputation and philanthropy: an empirical analysis [J]. Journal of Business Ethics 2005 61( 1) : 29-44.
- [33]NAVARRO P. Why do corporations give to charity? [J]. Journal of Business 1988 61( 1) : 65-93.



(责任编辑 傅凌燕)