

国有企业慈善捐赠的政府行为效应*



刘春济¹ 高静²

(1. 上海师范大学商学院, 上海 200234;

2. 上海对外经贸大学会展与旅游学院, 上海 201620)

内容提要:国有企业是中国社会捐赠的主要贡献者之一, 但已有研究未能充分揭示其开展慈善捐赠所遵循的逻辑与机制。基于数据观察和理论判断, 本文认为地方经济增长目标管理制度与所有制体制约束的耦合是支配国有企业慈善捐赠行为的核心逻辑, 使用 2007—2018 年地级市经济增长目标与国有上市公司数据进行的实证检验支持了上述认识。主要发现如下: 地方经济增长目标与国有企业慈善捐赠之间存在倒 U 型关系, 即在适度区间内地方经济增长目标会促进国有企业慈善捐赠, 在超过临界值后其作用则是抑制性的; 地方政府民生支出和国有企业融资约束是地方经济增长目标影响国有企业慈善捐赠的中间路径, 并且地方经济增长目标与民生支出之间存在倒 U 关系, 与融资约束之间存在 U 型关系; 以市场化水平为代表的正式制度、以宗教传统为代表的非正式制度和城市赤字率控制均有助于扩大地方经济增长目标发挥积极作用的区间; 与国有企业相比, 地方经济增长目标对民营企业慈善捐赠的影响程度有限, “脱贫攻坚”政策使地方经济增长目标与国有企业慈善捐赠之间的倒 U 型关系变得更加陡峭。本文对于深入认知国有企业慈善捐赠面临的困境和促进我国慈善事业的健康有序发展均具有一定的启示意义。

关键词:国有企业 慈善捐赠 经济增长目标 倒 U 型关系

中图分类号:F276 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—5766(2022)03—0089—19

一、问题提出

企业慈善捐赠是中国社会捐赠的最主要来源, 掌握其开展慈善捐赠所遵循的逻辑与机制, 有助于促进我国慈善事业的平稳有序发展。从产权属性的角度看, 中国企业慈善捐赠的主体既包括民营企业也包括国有企业, 并且两者的捐赠特征存在较大差异(如图 1 所示): 国有企业捐赠占社会捐赠的比重远低于民营企业, 在 2013 年以后这一差距快速减少; 国有企业捐赠占社会捐赠的比重具有一定的先减后增特征, 民营企业这一特征却要弱得多。但是, 既有研究主要围绕民营企业展开, 对国有企业的讨论则多以边界条件或异质性检验的方式进行。仅见的几项以国有企业为直接分析对象的文献认为, 支配其开展慈善捐赠的逻辑主要表现为官员任期(曹春方和博超, 2015)^[1]、高管晋升激励(张宏亮和王靖宇, 2017)^[2]、行政隶属级别差异(王理想和姚小涛, 2019)^[3]和导向性

收稿日期: 2021 - 10 - 23

* 基金项目: 国家社会科学基金一般项目“改革开放四十年中国发展治理的经济学贡献与世界影响”(2018BJL003); 国家自然科学基金面上项目“我国上市公司透明度空间分布的非均衡及其‘传染性’问题研究”(71573178)。

作者简介: 刘春济, 男, 副教授, 经济学博士, 研究领域为企业社会责任与技术创新, 电子邮箱: lchunji@126.com; 高静, 女, 副教授, 理学博士, 研究领域为服务管理与企业成长, 电子邮箱: gj_nancy@126.com。通讯作者: 高静。

文件的影响(潘奇等,2019)^[4]。显然,这些微观视角下的分析并不能充分解释国有企业慈善捐赠行为的异质性。

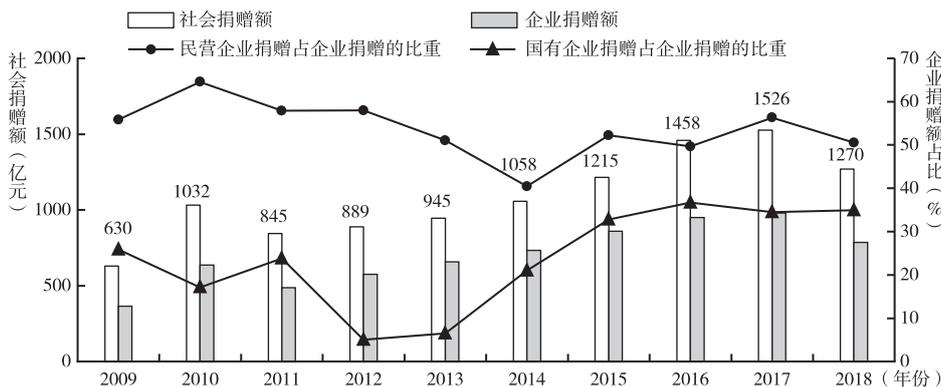


图1 2009—2018年社会捐赠额与企业慈善捐赠占比

资料来源:杨团.慈善绿皮书:中国慈善捐赠发展报告[R].北京:社会科学文献出版社,2010—2020

考虑到政府对国有企业行为具有系统性影响,本文拟从政府行为作用的视角解析国有企业开展慈善捐赠所遵循的逻辑。在诸多政府行为中,具有“硬约束”特征的地方经济增长目标对辖区社会经济发展的影响具有核心性(刘树成,2018)^[5]。在资源总量给定的情况下,为实现增长目标,地方政府需要在推动经济增长与扩大民生支出等多重任务中做出权衡取舍,这种取舍有可能会通过示范效应引发国有企业慈善捐赠行为的调整;同时,国有企业作为落实国家宏观经济政策的重要载体,其捐赠能力也会伴随增长目标的高低调整而发生变化。基于上述判断,本文认为地方经济增长目标管理制度与所有制体制约束的耦合很可能是支配国有企业慈善捐赠行为的核心逻辑。进一步绘制出地方经济增长目标的演变趋势图发现,当地方经济增长目标处于较高水平时,国有企业的捐赠水平较低;当地方经济增长目标处于较低水平时国有企业的捐赠水平较高,这意味着从地方经济增长目标管理的视角解析国有企业慈善捐赠的行为规律具有一定的合理性。

本文可能的学术贡献集中在三个方面:第一,区别于既有微观视角下的研究,本文认为地方经济增长目标管理制度与所有制体制约束的耦合是支配国有企业慈善捐赠行为的核心逻辑,该逻辑有助于更系统地认识国有企业慈善捐赠行为的形成规律,更深刻地理解制度对中国慈善事业发展的影响;第二,本文发现地方经济增长目标与国有企业慈善捐赠之间存在倒U型“过犹不及”关系,而政府民生支出、企业融资约束是形成上述关系的中间机制,这一发现明确揭示了相关宏观经济政策落地的微观机制,并拓展了增长目标管理文献;第三,本文发现国有企业在慈善事业中能否发挥表率作用主要取决于政府影响的适度性,该结论对于认识国有企业在积极践行相关政策时所面临的困境及其纾解具有启示意义。

二、制度背景、理论分析与假设提出

1. 政府行为引领国有企业行为的制度背景

国有企业属于全民所有并由国家代表人民行使所有权,这一基本属性意味着国有企业治理需要与国家治理取向相匹配(姜付秀和王莹,2021)^[6]。受此约束,在改革开放之前的“国家统治”阶段和之后的“国家管理”阶段中早期(许耀桐,2014)^[7],国有企业治理模式均属于典型的行政型治理,包括产权关系行政化、高管任免行政化、资源配置行政化和经营目标行政化等;在“国家管理”阶段的中后期,伴随着国务院国有资产监督管理委员会(简称“国资委”)的成立,国有企业治理模式开始加速向以市场机制为导向的经济型治理转型(李维安和邱艾超,2010)^[8],在党的治国理政

思想进入“国家治理”阶段后该转型愈发深入。但是,改革的复杂性和艰巨性决定了国有企业治理转型是渐进、长期的过程,而当前阶段我国正处于行政型治理和经济型治理的“胶着期”(李维安等,2019)^[9],各类行政型治理不仅依然存在甚至还较为严重(李维安等,2021)^[10]。

国家治理取向的指导和引领为国有企业践行国家使命提供了体制机制保障,受此影响,国有企业往往具有服从大局的“政策意识”(郭婧和马光荣,2019)^[11],是确保国家宏观经济、社会和政治稳定的重要支柱。此外,经济型治理决定国有企业需要遵循市场逻辑追逐利润并实现资产保值增值,行政型治理则意味着国有企业需要服从政府逻辑主动发挥政策性工具的功能,在行政型治理仍普遍存在的情况下,当二者发生冲突时政府逻辑大概率会优先于市场逻辑,成因包括:第一,作为社会主义制度的产物,国有企业会天然内生出承担社会责任的动力(肖红军,2018)^[12],并弱化对利润最大化目标的追求(邹萍,2018)^[13];第二,高管任免行政化意味着企业管理者兼具政治家身份,该身份容易使国有企业决策优先围绕上级部门意志和政府官员的考核标准展开(郭敏等,2020)^[14];第三,资源配置行政化和经营目标行政化表明,在政府与国有企业之间存在相互支持关系,使得国有企业在享受倾斜性支持的同时也需要积极响应政府决策及其战略部署。

2. 经济增长目标管理与国有企业任务承担

经济增长目标管理是中国各级政府管理和调控宏观经济运行的重要方式。目标制定既能够向市场释放信息以引导社会预期与地方经济发展,也能够向上级政府传递“能力信号”以便赢得晋升竞争^①。在设定目标时,下级政府往往会锚定上级“层层加码”,同级政府则会锚定周边或发展相似地区竞争(黄亮雄等,2021)^[16],这意味着地方政府往往不会完全依据地区发展实际独立制定增长目标。为按时完成人为推高的增长目标,地方政府多会采取加大财政支出和固定资产投资力度、积极支持新城建设等短期发展策略(彭冲和陆铭,2019^[17];余泳泽和潘妍,2019^[18])。其结果是,增长目标管理一方面有效推动了中国经济的快速增长;另一方面也引发了诸多负面后果,如侵蚀经济发展质量、加剧城市无序扩张、形成政府债务和挤占民生支出等(彭冲和陆铭,2019^[17];余泳泽和潘妍,2019^[18];李永友等,2021^[19])。但是,由于中国的经济增长目标具有一定的“硬约束”特征,即预设的增长目标承诺最终都需要兑现,因此,并不是所有的地方政府都会制定过高的目标,部分发达地区甚至还会相机下调增长目标(徐现祥和梁剑雄,2014)^[20],这意味着在促进经济增长之外,增长目标管理的社会经济后果未必一定是负向的,也说明在考察其社会经济影响时,应更加全面关注“过犹不及”效应。

在兑现偏高的经济增长目标承诺时,国有企业往往是承接相关任务的微观主体,原因主要有:第一,通过目标引导经济增长既是经济问题,在相当程度上也是事关国家经济发展和社会稳定的政治问题,而承担政治任务实现政治目标是国有企业的多重目标属性之一(姜付秀和王莹,2021)^[6];第二,增长目标承诺的兑现主要依赖政府干预投资,该行为很难通过市场力量实现(李书娟等,2021)^[21],此时与政府具有天然联系的国有企业有责任贡献力量;第三,增长目标兑现投资规模巨大,领域主要包括生产性基础设施、加工制造业和资源型工业等(Borge等,2014)^[22],在这些领域国有企业占有优势。国有企业深度参与增长目标兑现任务,为从增长目标管理的视角解析国有企业行为及其后果提供了事实基础。

3. 假设提出

地方经济增长目标这种政府干预辖区经济发展的行为之所以会影响国有企业的慈善捐赠,其形成机制可以概括为:地方政府和国有企业均面临着多重任务或目标,国有企业慈善捐赠行为是在

① 自十八大以来,伴随着国家经济发展模式的调整,对官员政绩的考核虽然逐渐从经济增长转向多元化评估,但经济发展始终是影响官员晋升结果的重要因素(曾湘泉等,2020)^[15]。

行政型治理和经济型治理的双重影响下,政府对多重任务排序并通过示范引发国有企业响应的结果,也是国有企业根据自身能力对多重运营目标权衡取舍的结果。

在中国的社会经济发展中,地方政府肩负着促进辖区经济发展、维护社会稳定、提供公共服务和增进民生福祉等多重任务。在资源总量给定的条件下,对于具有“理性政治经济人”属性的地方政府官员而言,究竟会偏好优先完成哪些任务主要取决于其对经济利益和政治利益的权衡(吴延兵,2017)^[23],或者是取决于该任务是否会被考核、其权重大小、成果能否量化及其见效期的长短。这意味着,与生产性公共品、大规模重资产投资等可以快速推动经济增长并为官员带来更多晋升利益的项目相比,在地方政府要完成的任务清单中,教育、医疗以及社会保障与救济等显示度不高、在短期内难以见效、不易测度的民生项目往往不具备竞争优势。所以,在兑现增长目标的过程中,地方政府往往更偏好固定资产投资而不是研发创新(李茫茫等,2021)^[24]、市政建设更“重地上”而“轻地下”(赖诗攀,2020)^[25]、财政支出更支持生产而非民生(李永友等,2021)^[19]。

但是,在“过犹不及”效应的影响下,地方经济增长目标与民生支出的关系未必是线性的。其实践基础在于:增长目标的“硬约束”特征要求按承诺兑现目标,所以并不是所有的地方政府都会制定过于脱离辖区发展实际的目标;增长目标设定后,地方政府会制定一定政策并配置资源以确保目标的实现。在上述背景下,当增长目标适度提高时其完成难度并不大,此时地方政府不但没有必要压缩民生支出,相反,还可能会适度增加民生支出。这主要是因为:一方面,改善民生自始至终都是社会主义国家及其政府施政的目标之一,并且研究显示民生等非经济因素对官员晋升也具有一定的促进作用(曾湘泉等,2020)^[15];另一方面,民生支出虽然难以在短期内推动经济增长,但社会保障与救济类民生支出却可以为经济增长营造稳定的社会发展环境。然而,随着增长目标的持续增加,其完成难度越来越高,为完成目标,地方政府就会“重基建,轻民生”,即政府会将财政资源集中向以基础设施为代表的生产性领域配置,民生福祉支出则会被挤出。

地方政府在民生支出方面的表现会通过示范效应影响国有企业的慈善捐赠行为,其现实基础与机制在于:一方面,《慈善绿皮书:中国慈善捐赠发展报告》(2010—2020)显示,除发生重大自然灾害的年份,企业慈善捐赠的流向一直都集中在医疗健康、教育救助和扶贫开发三大领域,上述领域与政府民生支出的支持对象高度重合,说明政府民生支出影响国有企业慈善捐赠有实践基础;另一方面,行政型治理和经济型治理并存会引导国有企业采取与地方政府民生支出一致的慈善捐赠行为。其中,当增长目标适度提高时,国有企业有动力模仿地方政府适度增加慈善捐赠,其机制不仅仅在于高管任免行政化和经营目标行政化等政府干预行为的影响,还在于慈善捐赠是国有企业高管在业绩不佳时用于卸责的借口(王新等,2015)^[26],而与地方政府重视民生支出的态度保持一致,增加捐赠有助于高管进一步隐藏利己动机。当增长目标持续抬高时,推动投资确保经济增长就会成为国有企业面临的中心任务,此时国有企业即便减少承担其他政策性负担也不会受到苛责,所以国有企业理性的选择是追随地方政府减少民生支出的步伐,削减慈善捐赠而不是增加捐赠,特别是在经济型治理要求国有企业按市场逻辑行事、围绕经济目标经营的情况下。

与地方政府肩负多重任务一样,国有企业运营也面临着多重目标约束,不仅包括实现盈利和促进资产保值增值等经济目标,也包括贯彻国家战略、承担社会责任和改善民生等社会目标。地方经济增长目标的高低调整会直接影响国有企业面临的投資压力和融资约束水平,使其或具备或缺少同时兼顾多重目标的能力。可能的原因在于:一是增长目标的实现主要依赖大规模投资,国有企业则是承接投资任务的主要微观主体;二是投資压力不同的国有企业面临的融资约束水平有别,而融资约束水平不同的国有企业进行慈善捐赠的能力和意愿就会有区别。需要说明的是,一般认为承担政策性任务的国有企业会得到政府隐性担保与政策扶持,故其面临的融资约束不强,但这并不意

味着国有企业不存在融资约束,原因是:除内部累积外,国有企业资金主要来自政府财政、政府负债和银行信贷,在现有财政体制下,地方政府的财力往往有限,并且地方政府的经济增长竞争已造成大量的政府债务累积,以至于银行信贷被挤占,从而使其资金紧张,所以即便可以得到政府“父爱主义”的关怀,国有企业尤其是地方国有企业仍普遍面临着融资约束困扰(于博和夏青华,2019)^[27]。

在增长目标适度提高的情况下,即便资源有限的地方政府也往往具备一定的发挥“父爱效应”的能力,如利用财政转移支付为国有企业提供一定的倾斜性支持等,此时国有企业面临的融资约束被“软化”,企业有能力参照政府行为适度增加慈善捐赠支持民生建设。但随着增长目标的抬高,政府财政乏力、债务累积与银行资金紧张等问题不断凸显,会无力为国有企业提供充足的偏袒性支持。此时,需要承担大规模重资产投资任务的国有企业面临的融资约束问题就会变得严重,致使其可用金融资源大幅减少。在这种情况下,国有企业消减连地方政府也无力支持的慈善捐赠类民生支出会更加理性,尤其是在经济型治理转向下,国有企业需要平衡经济目标与社会目标的关系,并且慈善捐赠无法有效缓解其融资约束、无法为其带来太多市场收益的情况下(Chen等,2015^[28]; Wu等,2020^[29])。

基于上述论证,本文的逻辑框架如图2所示。

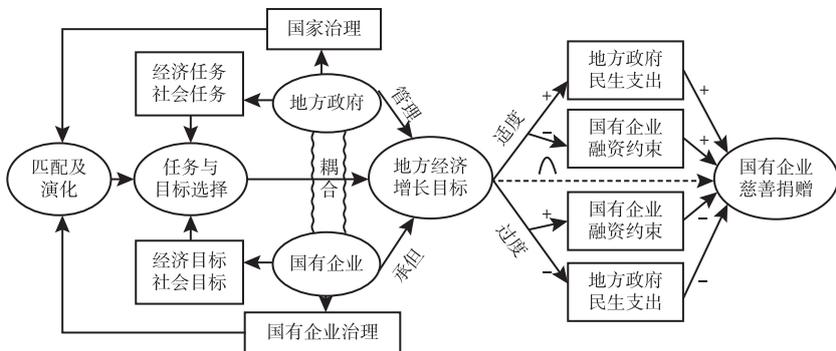


图2 地方经济增长目标管理影响国有企业慈善捐赠的逻辑框架

资料来源:作者整理

在图2中,国有企业治理与国家治理取向的匹配及演化奠定了政府行为引领国有企业行为的制度基础,通过任务与目标选择,肩负多重任务或目标的地方政府和国有企业相互影响和作用。在上述制度基础和耦合关系的共同作用下,国有企业会根据增长目标引发的地方政府行为和融资约束水平变化调适自身的慈善捐赠行为,具体表现为:目标适度即相对较低的增长目标会增进地方政府民生支出,目标过度即相对高的增长目标会抑制地方政府民生支出,故增长目标与民生支出之间为倒U型关系;目标适度会松弛国有企业融资约束,目标过度会加剧其融资约束,故增长目标与国有企业融资约束之间为U型关系。此外,松弛的融资约束会促进国有企业慈善捐赠,加剧的融资约束会抑制其慈善捐赠,故国有企业融资约束与慈善捐赠之间的关系也是倒U型的;地方政府民生支出增减与国有企业的慈善捐赠调整具有一定的同步性,故二者之间的关系是线性的。因此,本文提出如下假设:

H₁:地方经济增长目标与国有企业慈善捐赠之间存在倒U型关系。

三、研究设计

1. 数据来源与处理

本文使用的三类数据及其获取和处理方式如下:(1)经济增长目标数据。该数据手工整理自

地级市^①历年政府工作报告,工作报告获取自地级市政府官网和地级市年鉴,当无法获取工作报告时,则通过查询市长在同级人民代表大会会议上的讲话尽可能补全相关数据。在整理数据时,按照现有文献中的主流做法对变量进行赋值:对于明确以增长率形式界定的增长目标、对于增长率前带有“左右”“不低于”“高于”“约”等词修饰的目标,均以具体数字为准;以金额界定的目标将其换算为增长率,以区间形式界定的目标取其均值。(2)微观企业数据。初选样本为2007—2018年沪深A股国有上市公司。用于判断样本是否属于国有企业的依据为实际控制人类型,数据来自中国金融金融数据库。除此之外的企业层面数据主要来自国泰安数据库,并参照顾雷雷和欧阳文静(2017)^[30]的做法,将慈善捐赠数据获取路径确定为“企业社会责任数据库”而不是年报附注损益项目中的“营业外支出”部分,原因是前者包含的信息比后者更纯粹。样本筛选方法为:剔除金融和保险类样本,剔除ST等“特别处理”类样本和已经退市的样本,剔除当年上市的样本。(3)宏观经济数据。后文涉及的地级市或省级财政经济数据均来自《中国城市统计年鉴》及《中国统计年鉴》。在检验假设前,按照文献中的主流做法,根据国泰安数据库中的上市公司注册地址将国有企业数据匹配至地级市层面,最终获得本文需要的数据集。为避免异常值对回归结果的干扰,对所有连续变量在上下1%分位数上进行Winsorize处理。

需要说明的是,在匹配数据时本文使用的是公司注册地而不是主要业务发生地。其理论依据是:受地方分权体制的影响,中国企业的社会责任承担行为具有明显的区域内向型特征(刘春济和彭屹,2019)^[31],即企业在捐赠、履行社会责任时不仅需要也更倾向于响应所处辖区而不是域外政府的号召,否则辖区政府就可能会认为该企业与自己的竞争对手有结盟关系进而减少扶持(Yan和Chang,2018)^[32]。条件限制与实践表现是:在观测值中只有25.15%(1877/7462)左右的国有企业主要以省域形式披露了相对明确的主要业务发生地信息^②,仅使用这些数据进行回归可能会带来较为严重的样本选择问题;在信息披露相对明确的观测值中,有98.19%的观测值(1843/1877)其排名第一的主营业务收入来自于省城内且收入占比均值高达80.57%,说明即便是公开上市公司其经营也呈现出显著的“本地化”特征。可见,就本文的研究而言,使用注册地与主要业务发生地匹配数据的冲突性不大。在稳健性检验中,本文使用主要业务发生地信息对假设进行检验。

2. 模型设计与变量定义

为检验假设,在借鉴企业慈善捐赠领域内多数文献做法的基础上,将回归模型设定为:

$$Dona_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Target_{c,t} + \beta_2 Target_{c,t}^2 + \beta_n X_{i,t-1} + \mu + \delta + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中,下标*i*为企业、*c*为城市、*t*为时间。*Dona*为国有企业慈善捐赠,*Target*为国有企业注册地所属地级市的经济增长目标,*Target*²为*Target*的平方项。*X*为滞后一期的企业特征类控制变量,为避免具有时间序列变化的企业特征类变量反向影响企业慈善捐赠从而产生内生性问题,故对控制变量作滞后一期处理。 μ 为行业固定效应, δ 为年份固定效应, ε 为随机扰动项。 β_2 是本文最关心的系数,当增长目标与国有企业慈善捐赠之间存在倒U型关系时, β_2 理应显著小于0。

(1)被解释变量(*Dona*)。本文借鉴Du等(2014)^[33]和潘越等(2017)^[34]的做法,同时使用捐赠金额占总资产的比值(*Dona_ta*)、捐赠金额与营业收入的比值(*Dona_rev*)两种相对捐赠水平度量*Dona*,并将比值乘以1000以弱化数量级的影响。

① 部分补充性检验使用的是省域层面数据,其获取路径与地级市相似。

② 万得数据库显示,上市公司在披露主营业务收入发生地信息时,最常用的方式为境内、长三角、珠三角、西南、华北、华东等。

(2)解释变量(*Target*)。使用每年年初地级市政府工作报告公布的经同级人大批准确立的经济增长目标值度量,具体赋值方法如前文所述。

(3)控制变量(*X*)。根据代表性文献的做法(Du 等,2014^[33];潘越等,2017^[34]),从公司财务特征和治理特征两个层面进行控制,前者包括企业规模(*Size*)、资产负债率(*Lev*)、现金比率(*Cash*)、总资产报酬率(*Roa*)和成长能力(*Growth*),后者包括第一大股东持股比例(*Top1*)、独立董事占比(*Indep*)和两职合一情况(*Dual*)。本文变量定义如表 1 所示。

表 1 变量定义与主要变量描述性统计

变量类型	变量符号	变量定义	观测值	均值	标准差	最小值	最大值	
被解释变量	<i>Dona_ta</i>	捐赠金额/总资产×1000	7462	0.0240	0.1204	0	1.0351	
	<i>Dona_rev</i>	捐赠金额/营业收入×1000	7462	0.0422	0.2100	0	1.7635	
解释变量	<i>Target</i>	地方经济增长目标(%)	7462	10.6544	2.4074	6.5000	17.0000	
控制变量	财务特征	<i>Size</i>	对数化的总资产	7144	22.2641	1.2712	19.1243	25.3028
		<i>Lev</i>	总负债/总资产	7144	0.5208	0.2091	0.0552	1.1513
		<i>Cash</i>	期末现金持有量/总资产	7140	0.1365	0.1043	0.0060	0.5898
		<i>Roa</i>	净利润/平均总资产	7144	0.0331	0.0583	-0.1932	0.2322
		<i>Growth</i>	本期营业收入/上期营业收入-1	7129	0.1824	0.4902	-0.5803	3.3475
	治理特征	<i>Top1</i>	第一大股东持股比例	7144	0.3775	0.1517	0.0903	0.7387
		<i>Indep</i>	独立董事人数/董事人数	7144	0.3630	0.0489	0.3000	0.5714
		<i>Dual</i>	董事长与 CEO 兼任赋值为 1,否则为 0	7144	0.1022	0.3029	0	1

3. 变量描述性统计

经处理后的主要变量描述性统计列示于表 1。结果显示,被解释变量 *Dona_ta* 和 *Dona_rev* 的标准差远大于其均值,说明国有企业间的慈善捐赠水平存在较大差异。解释变量的频率分布图显示^①,地方经济增长目标主要相对均匀地分布于 8%~13% 之间,较为离散的分布加之水平差异较大的国有企业慈善捐赠,为地方经济增长目标与国有企业慈善捐赠之间的非线性关系检验提供了良好条件。此外,被解释变量、解释变量和控制变量的分布特征与已有文献具有一致性,说明本文的观测值构成不存在可能的偏差问题。

四、实证结果与分析

1. 基准回归结果

国有企业慈善捐赠 *Dona* 在最小值 0 上存在集聚现象,属于左端归并分布的“归并数据”,所以在回归时使用 Tobit 方法。基准回归结果如表 2 所示。其中第(1)列和第(4)列仅控制年份和行业固定效应,第(2)列和第(5)列则加入所有控制变量。

表 2 基准回归与分组检验结果

变量	<i>Dona_ta</i>			<i>Dona_rev</i>			<i>Dona_ta</i>		<i>Dona_rev</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7) 小于	(8) 大于	(9) 小于	(10) 大于
<i>Target</i>	0.1909 *** (0.0391)	0.2413 *** (0.0399)	0.2416 *** (0.0401)	0.3204 *** (0.0692)	0.4079 *** (0.0707)	0.4082 *** (0.0709)	0.0517 *** (0.0096)	-0.0467 ** (0.0222)	0.0921 *** (0.0174)	-0.0670 * (0.0374)

① 限于篇幅未列示,备索。

续表 2

变量	<i>Dona_ta</i>			<i>Dona_rev</i>			<i>Dona_ta</i>		<i>Dona_rev</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7) 小于	(8) 大于	(9) 小于	(10) 大于
<i>Target</i> ²	-0.0080 *** (0.0017)	-0.0099 *** (0.0017)	-0.0099 *** (0.0017)	-0.0134 *** (0.0030)	-0.0167 *** (0.0031)	-0.0166 *** (0.0031)				
<i>Size</i>		0.1755 *** (0.0109)	0.1750 *** (0.0109)		0.3082 *** (0.0187)	0.3076 *** (0.0187)	0.1664 *** (0.0119)	0.2068 *** (0.0260)	0.2987 *** (0.0206)	0.3397 *** (0.0429)
<i>Lev</i>		-0.2817 *** (0.0640)	-0.2795 *** (0.0639)		-0.5635 *** (0.1137)	-0.5604 *** (0.1138)	-0.2841 *** (0.0641)	-0.3894 * (0.2103)	-0.5819 *** (0.1164)	-0.7066 ** (0.3512)
<i>Cash</i>		0.1262 (0.0957)	0.1232 (0.0960)		0.1287 (0.1694)	0.1241 (0.1699)	0.1733 * (0.0972)	0.1496 (0.2856)	0.2159 (0.1763)	0.1098 (0.4647)
<i>Roa</i>		1.2206 *** (0.2243)	1.2176 *** (0.2243)		2.0285 *** (0.3913)	2.0245 *** (0.3914)	0.8614 *** (0.2314)	3.0840 *** (0.5720)	1.4917 *** (0.4131)	4.8593 *** (0.9427)
<i>Growth</i>		-0.0395 ** (0.0178)	-0.0392 ** (0.0178)		-0.0820 ** (0.0325)	-0.0815 ** (0.0325)	-0.0495 *** (0.0189)	0.0008 (0.0480)	-0.1059 *** (0.0352)	0.0002 (0.0799)
<i>Top1</i>		-0.0579 (0.0598)	-0.0593 (0.0599)		-0.1223 (0.1058)	-0.1245 (0.1060)	0.0151 (0.0606)	-0.4372 ** (0.1908)	-0.0013 (0.1091)	-0.7380 ** (0.3201)
<i>Indep</i>		-0.0599 (0.1727)	-0.0558 (0.1731)		-0.1224 (0.3003)	-0.1163 (0.3008)	-0.1465 (0.1815)	0.1887 (0.4873)	-0.2732 (0.3187)	0.2932 (0.8204)
<i>Dual</i>		-0.0145 (0.0311)	-0.0133 (0.0312)		-0.0173 (0.0551)	-0.0156 (0.0552)	0.0061 (0.0312)	-0.1164 (0.1033)	0.0263 (0.0567)	-0.2147 (0.1669)
年份/ 行业固定 效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
<i>t</i>			是			是				
常数项	-2.4589 *** (0.2818)	-6.3687 *** (0.4025)	-6.3643 *** (0.4031)	-4.2417 *** (0.4909)	-11.0521 *** (0.6892)	-11.0458 *** (0.6903)	-5.1291 *** (0.3603)	-7.7292 *** (0.7456)	-9.1332 *** (0.6218)	-12.8244 *** (1.2759)
观测值	7439	7115	7115	7439	7115	7115	5471	1644	5471	1644
伪 R ²	0.0818	0.2152	0.2154	0.0670	0.1729	0.1730	0.2845	0.2126	0.2404	0.1688

注：*、**、***分别表示在 10%、5% 和 1% 水平上显著；括号内为稳健标准误，下同

结果表明,与第(1)列和第(4)列相比,第(2)列和第(5)列中的结果并没有发生本质变化。参考 Lind 和 Mehlum(2010)^[35]提出的方法检验回归结果是否为倒 U 型曲线关系,结果显示:第一,*Target* 的系数均在 1% 水平上显著为正,*Target*² 的系数均在 1% 水平上显著为负;第二,*Target* 取最小值(*Target*_{min})时曲线的斜率值($\beta_1 + 2\beta_2 Target_{min}$)均为正数(分别为 0.1126 和 0.1908),*Target* 取最大值(*Target*_{max})时曲线的斜率值($\beta_1 + 2\beta_2 Target_{max}$)均为负数(分别为 -0.0953 和 -0.1599);第三,拐点值($-\beta_1/2\beta_2$,分别为 12.1869 和 12.2126)均处于 *Target* 的取值范围内。可见,地方经济增长目标与国有企业慈善捐赠之间的关系是一个典型的倒 U 型曲线关系。在第(2)列和第(5)列的基础上额外加入城市时间趋势项^①*t*以考察解释变量可能具有的时间趋势对系数估计的影响,第(3)列和第(6)列显示,*t*的加入并没有改变前述结果,说明假设 H₁ 获得支持。

① 替换为个体时间趋势项或其平方项,结果均未发生明显改变。限于篇幅未列示,备索。

进一步以拐点值为界进行分组检验,结果列示于表 2 后四列。第(7)列和第(9)列显示,当地方经济增长目标小于拐点值时,Target 的系数均在 1% 水平上显著为正;第(8)列和第(10)列显示,当地方经济增长目标大于拐点值时,Target 的系数至少在 10% 水平上显著为负。说明增长目标与国有企业慈善捐赠之间的关系的确是非线性的。可见,地方经济增长目标管理是支配国有企业慈善捐赠行为的重要逻辑。

2. 稳健性检验

(1)考虑样本选择偏误。基于社会责任报告的慈善捐赠数据可能存在样本选择偏误,本文使用 Heckman 两阶段模型处理该问题。在第一阶段中,以国有企业慈善捐赠意愿(Dona_dum)为被解释变量,加入上期同城市其他国有企业慈善捐赠意愿(Dona_others)与式(1)中的全部控制变量后进行 Probit 回归得到逆米尔斯比(IMR),然后将 IMR 代入第二阶段进行回归,结果如表 3 所示^①。第(1)列显示,Dona_others 和 Dona_dum 在 1% 水平上显著正相关;第(2)列和第(3)列显示,虽然 IMR 均在 1% 水平上显著为负,即模型确实存在样本选择偏误问题,但经过偏误校正后 Target 的系数依然均显著为正,Target² 的系数依然均显著为负,即假设 H₁ 获得支持。

表 3 考虑样本选择偏误和内生性的检验

变量	样本选择偏误检验			内生性检验	
	Dona_dum	Dona_ta	Dona_rev	Dona_ta	Dona_rev
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Dona_others	0.5265 *** (0.1318)				
Target		0.2209 *** (0.0393)	0.3721 *** (0.0697)	0.3947 *** (0.1037)	0.7118 *** (0.1837)
Target ²		-0.0090 *** (0.0017)	-0.0151 *** (0.0030)	-0.0176 *** (0.0048)	-0.0321 *** (0.0086)
IMR		-0.5368 *** (0.1235)	-0.8927 *** (0.2182)		
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
年份/行业固定效应	是	是	是	是	是
常数项	-11.2632 *** (0.6962)	-0.6096 (1.2015)	-1.3834 (2.1407)	-6.6247 *** (0.6500)	-11.6137 *** (1.1504)
观测值	6440	6440	6440	6566	6566
伪 R ²	0.1709	0.2157	0.1720	-	-
第一阶段				Target	Target ²
Target_pro				0.5792 *** (0.1309)	-1.3488 (3.1411)
Target_pro ²				-0.0057 (0.0066)	0.5724 *** (0.1577)

① 限于篇幅未列示控制变量,下同,备案。

(2)考虑内生性。国有企业慈善捐赠可能会诱导地方政府高估其承担政策性任务的能力,从而促使其制定更高的增长目标,本文使用IV-Tobit方法处理该问题。参考王贤彬等(2021)^[36]的研究,使用省域增长目标($Target_pro$)及其平方项($Target_pro^2$)作为 $Target$ 与 $Target^2$ 的工具变量,在回归时本文对 $Target_pro$ 和 $Target_pro^2$ 均进行滞后一期处理,以满足两个工具变量需要同时具备相关性与可分离性的要求^①。回归结果列示于表3后两列,其中第一阶段的回归结果显示,两个工具变量具有相关性和可分离性(第(4)列和第(5)列);第二阶段的回归结果显示,在两个模型中 $Target$ 和 $Target^2$ 的系数符号及其显著性均没有发生改变,即假设获得支持。

(3)其他稳健性检验。为验证上述结论的可靠性,本文还从以下五个方面进行了稳健性检验:第一,变换核心解释变量,包括:在被解释变量测度上,使用绝对捐赠水平(慈善捐赠金额加1后的自然对数)替换前述相对捐赠水平;在解释变量测度上,使用省域增长目标替代地级市增长目标。第二,调整回归方法,本文的数据集适宜使用Tobit估计,在固定效应非线性模型通常不可能得到一致估计值的情况下,使用随机效应Tobit模型替换前文使用的混合Tobit回归。第三,考虑样本构成的敏感性,包括:在隶属关系存在差异的情况下,中央企业与地方国有企业对地方经济增长目标的反应会有所不同,为排除该影响,仅保留地方国有企业样本进行回归;在重大自然灾害可能会改变国有企业慈善捐赠行为的情况下,删除2008年(汶川地震)、2010年(玉树地震)和2013年(雅安地震)期间的样本进行检验;《中华人民共和国慈善法》于2016年9月实施,为规避其对国有企业捐赠行为的可能影响,删除2016年以后的样本。第四,增加地区宏观社会经济层面的控制变量,包括人均GDP、市场化程度和教育发展水平,增加这些变量可能会带来“过度控制”和“坏的控制”问题,但不增加也可能存在遗漏变量偏误。第五,如第三部分所述,使用企业主要业务发生地与对应城市进行匹配,以便考察数据匹配方法差异对企业慈善捐赠的影响。结果表明^②,上述调整均没有在本质上改变基准回归中的结论。

五、中间机制验证与异质性分析

在理论分析部分,本文认为增长目标由低向高调整会导致地方政府的民生支出出现倒U型变化,增长目标调整会导致国有企业面临的融资约束水平呈现出U型变化,这进而会影响国有企业的慈善捐赠水平。此外,企业行为和政府行为均内生于特定的制度环境,地区间的经济发展水平与财政状况也具有异质性,因此有必要检验制度环境和区域差异对前述倒U型关系的影响。

1. 中间机制验证

为验证地方经济增长目标作用于国有企业慈善捐赠的中间机制,将实证模型设定为:

$$Live_{c,t} = \beta_0 + \beta_1 Target_{c,t} + \beta_2 Target_{c,t}^2 + \beta_n Z_{c,t} + \delta + \tau + \varepsilon_{c,t} \quad (2)$$

$$SA_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Target_{c,t} + \beta_2 Target_{c,t}^2 + \beta_n X_{i,t-1} + \mu + \delta + \gamma + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

其中, $Live$ 和 SA 分别为中间机制变量地方政府的民生支出和国有企业的融资约束程度, Z 表示控制变量。 τ 和 γ 分别为城市固定效应和企业个体固定效应。模型中的其他变量定义与前文一致。如果理论机制分析是合理的,式(2)中的系数 β_2 会显著小于0,式(3)中的系数 β_2 则会显著大于0。新增变量定义说明如下:

地方政府民生支出($Live$)。现有研究多认为可以使用科教文卫与社会保障支出(李永友等,2021)^[19]或者是教育、医疗与社会保障支出表征该变量。在地级市数据可得性受到限制的情况下,

^① 即 $Target$ 的工具变量 $Target_pro$ 只与 $Target$ 相关而与 $Target^2$ 不相关, $Target^2$ 的工具变量 $Target_pro^2$ 只与 $Target^2$ 相关而与 $Target$ 不相关。

^② 限于篇幅未列示,备案。

本文参照罗党论等(2015)^[37]的研究,仅从教育的角度衡量民生支出,算法为人均教育支出的自然对数,稳健性检验则使用人均教育和科技支出的自然对数进行测度。此外,本文还着眼于省域层面,使用人均教育、医疗、社会保障与就业支出之和的自然对数对民生支出进行测算。

融资约束(SA)。测度融资约束的方法较为多样,包括KZ指数、ZFC指数和WW指数等,但这些指数往往包含有过多的内生性财务指标。本文使用在中国情境下已获得广泛应用的SA指数度量融资约束,其算法为: $SA = -0.737 \times Size + 0.043 \times Size^2 - 0.04 \times Age$,其中 $Size = \ln(\text{企业资产总额}/100000)$,资产总额的单位为元,Age为公司成立年限。由此计算出来的SA指数为负值,且其绝对值越大说明企业面临的融资约束越严重(孙雪娇等,2019)^[38]。为便于分析,本文取其绝对值进行回归。

控制变量(Z)。根据罗党论等(2015)^[37]和李永友等(2021)^[19]的研究确定影响地方政府民生支出的控制变量,包括人均GDP的对数、人口数的对数、人口密度(万人/平方公里)和财政盈亏情况(预算内收支差额/当年GDP)。

结果如表4所示。其中,第(1)列显示,增长目标Target的系数在5%水平上显著为正,Target²的系数在5%水平上显著为负,稳健性检验结果^①与上述结果无本质差异,说明当地方经济增长目标处于适度区间时,会促进地方政府增加民生支出;但是当地方经济增长目标超过临界值时,民生支出则会受到抑制,即地方经济增长目标与民生支出之间存在倒U型关系。第(2)列显示,Target的系数在1%水平上显著为负,Target²的系数在5%水平上显著为正,说明国有企业面临的融资约束会随着地方经济增长目标的增加呈现出先放松后趋紧的U型变化。可见,实证结果支持前述理论机制分析。此外,第(2)列的拐点值比模型1的拐点值小5.97个百分点,说明与民生支出相比,融资约束对地方经济增长目标大小的反应更加敏感,这可能与民生支出的稳定性相对较强而融资约束更容易受到投资驱动的影响有关。

表4 中间机制验证与考虑民生支出和融资约束影响的回归结果

变量	中间机制		考虑民生支出和融资约束的影响			
	Live	SA	Dona_ta	Dona_rev	Dona_ta	Dona_rev
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Target	0.0530 ** (0.0207)	-0.0035 *** (0.0011)	0.2457 *** (0.0399)	0.4152 *** (0.0706)	0.2399 *** (0.0402)	0.4042 *** (0.0712)
Target ²	-0.0018 ** (0.0007)	0.0002 ** (0.0001)	-0.0100 *** (0.0017)	-0.0167 *** (0.0030)	-0.0098 *** (0.0017)	-0.0165 *** (0.0031)
Live			0.0442 ** (0.0177)	0.0787 ** (0.0316)		
SA					2.0255 * (1.0806)	3.6647 * (1.9113)
SA ²					-0.2575 * (0.1384)	-0.4714 * (0.2449)
控制变量 Z	控制					

① 以人均教育和科技支出的自然对数为因变量的回归结果显示,Target的系数(0.0654)在5%水平上显著为正,Target²的系数(-0.0022)在5%水平上显著为负。基于省域层面数据进行的回归结果显示,Target的系数(0.1011)在5%水平上显著为正,Target²的系数(-0.0046)在10%水平上显著为负。限于篇幅未列示,备索。

续表 4

变量	中间机制		考虑民生支出和融资约束的影响			
	<i>Live</i>	SAI	<i>Dona_ta</i>	<i>Dona_rev</i>	<i>Dona_ta</i>	<i>Dona_rev</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
控制变量 <i>X</i>		控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	否	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	否	否	否	否	否
企业固定效应	否	是	否	否	否	否
常数项	-5.9192*** (0.8802)	3.8836*** (0.0864)	-6.2598*** (0.4069)	-10.8509*** (0.6992)	-10.3795*** (2.2595)	-18.1728*** (3.9850)
观测值	1832	7103	7107	7107	7103	7103
组内 R ² /伪 R ²	0.9475	0.8743	0.2173	0.1747	0.2150	0.1730

注:前两列括号内为 Driscoll-Kraay 标准误

进一步将民生支出和融资约束变量纳入式(1),以便观察相关变量的影响,结果列示于表4后四列。其中,第(3)列和第(4)列显示,*Target*和*Target*²的显著性和系数符号均没有发生变化,民生支出变量*Live*的系数均在5%水平上显著为正,两个拐点(值为12.2850和12.4311)均发生右移,说明当考虑地方政府民生支出的影响后,地方经济增长目标的设定进一步增进了国有企业的慈善行为。将融资约束|SAI及其平方项纳入回归方程,第(5)列和第(6)列显示,|SAI|的系数均在10%水平上显著为正,|SAI|平方项的系数均在10%水平上显著为负,即国有企业融资约束与其慈善捐赠的关系也是倒U型的,该结果进一步证实了图2中的作用路径。此外,在考虑融资约束的影响后,*Target*和*Target*²的显著性和系数符号没有发生变化,两个拐点(值为12.2397和12.2485)也均发生右移,说明在适度融资约束的共同作用下,地方经济增长目标的设定也有助于增进其慈善行为。

2. 制度环境异质性

使用市场化指数度量正式制度环境的影响,并按照王贤彬等(2021)^[36]的算法将样本划分为市场化水平高和低两组进行检验^①。考虑到宗教传统在非正式制度中占据举足轻重的地位,所以本文借鉴曹春方和傅超(2015)^[1]的研究,使用宗教氛围表征非正式制度环境的影响,度量方法为企业注册地方方圆200千米范围内所有寺院和宫观数量之和。数据来自国泰安“上市公司与宗教活动场所空间关联统计”数据库,检验时依据其中位数将样本划分为宗教氛围强和弱两组。结果如表5所示,市场化水平高低(第(1)~(4)列)、宗教氛围强弱(第(5)~(8)列)这些正式和非正式制度环境的变化并没有改变地方经济增长目标与国有企业慈善捐赠之间的倒U型关系。但计算结果显示,当市场化水平高时,曲线的拐点值分别为15.0333和15.4815;当水平低时,拐点值分别为12.2922和12.3708。当宗教氛围强时,曲线的拐点分别为13.6250和13.8326;当氛围弱时,拐点值分别为11.4603和11.4592。即较高的市场化水平和较为浓厚的宗教传统推动倒U型曲线的拐点向右发生了较大幅度平移。

① 先计算样本期内单个城市市场化指数的均值,然后根据均值计算所有样本市场化指数的中位数,当中位数大于均值时为市场化水平高的样本,否则为市场化水平低的样本。

表 5 制度环境异质性

变量	市场化水平高		市场化水平低		宗教氛围强		宗教氛围弱	
	<i>Dona_ta</i>	<i>Dona_rev</i>	<i>Dona_ta</i>	<i>Dona_rev</i>	<i>Dona_ta</i>	<i>Dona_rev</i>	<i>Dona_ta</i>	<i>Dona_rev</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>Target</i>	0.2706*** (0.0756)	0.5016*** (0.1420)	0.1893*** (0.0463)	0.2969*** (0.0780)	0.3597*** (0.0767)	0.6363*** (0.1408)	0.1444*** (0.0442)	0.2246*** (0.0754)
<i>Target</i> ²	-0.0090*** (0.0034)	-0.0162** (0.0064)	-0.0077*** (0.0020)	-0.0120*** (0.0034)	-0.0132*** (0.0033)	-0.0230*** (0.0061)	-0.0063*** (0.0019)	-0.0098*** (0.0033)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份/行业固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
常数项	-7.5860*** (0.6640)	-13.9779*** (1.1922)	-6.4172*** (0.5164)	-10.6820*** (0.8598)	-10.6401*** (0.7299)	-19.4030*** (1.3604)	-5.4505*** (0.4916)	-9.1141*** (0.8000)
观测值	2398	2398	4717	4717	3047	3047	4068	4068
伪 R ²	0.2383	0.1870	0.2296	0.1900	0.2684	0.2104	0.2229	0.1840

拐点向右平移说明,市场机制更为完善的正式制度与宗教氛围更加浓厚的非正式制度有助于放松地方经济增长目标对国有企业慈善捐赠的约束,从而扩大了地方经济增长目标发挥积极作用的区间、延缓了地方经济增长目标对国有企业慈善捐赠的消极影响。市场化机制发挥作用的逻辑在于:在市场化水平较高的地区,经济资源更多地通过市场进行配置,经济主体更加多元化,地方政府对国有企业的依赖程度较低;相反,在市场化水平较低的地区,市场发育不成熟,地方政府干预经济发展的偏好明显,国有企业需要更多地承载地方政府的意志。受此影响,在市场化水平较高的地区,地方政府在制定政策释放资源、兑现既定增长目标时,市场会积极承接相当一部分经济发展任务,这无疑会减轻国有企业的政策性负担,从而使其有能力面对更高的增长目标压力,也有能力更积极地履行慈善救助等社会职能。在市场化水平较低的地区,经济主体多元化程度有限,国有企业是兑现增长目标的主要实施者,这无疑会降低其可以承载的增长目标压力的适度区间,从而使前述倒 U 型曲线的拐点值更小。

宗教传统发挥作用的逻辑在于,几乎所有的宗教传统都提倡扶危济困、助人为乐,其教义蕴含着丰富的劝人从善、趋善、修善思想,当企业位于宗教氛围浓厚的地区时,受信仰激励、道德约束和社会网络压力等因素的作用,其管理者的道德意识和企业的慈善捐赠强度都会有所提高(Du 等,2014)^[33]。事实上,宗教氛围浓厚地区的企业往往偏好“乐善好施”(Du 等,2014)^[33],在路径依赖和社会网络压力的共同作用下,当国有企业面对地方经济增长目标这一外生压力时,其慈善捐赠策略调整理应比宗教氛围淡薄地区的国有企业更加缓慢,从而会推高倒 U 型关系的拐点值。

3. 区域异质性

从东部和中西部区域角度考察其异质性,结果如表 6 所示。第(1)~(4)列显示,东部和中西部区域差异也没有改变地方经济增长目标与国有企业慈善捐赠之间的倒 U 型关系。但计算结果显示,东部地区曲线的拐点值分别为 13.0546 和 13.165,中西部地区曲线的拐点值分别为 12.4114 和 12.5556,说明在推动国有企业慈善捐赠时,东部地区经济增长目标发挥积极作用的区间范围要大于中西部地区,其成因可能与东部地区市场化水平更高、金融资源和地方财政资源更丰沛有关。

表 6

区域异质性

变量	东部		中西部		赤字率高		赤字率低	
	<i>Dona_ta</i>	<i>Dona_rev</i>	<i>Dona_ta</i>	<i>Dona_rev</i>	<i>Dona_ta</i>	<i>Dona_rev</i>	<i>Dona_ta</i>	<i>Dona_rev</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>Target</i>	0.2872 *** (0.0637)	0.5266 *** (0.1173)	0.1961 *** (0.0527)	0.2938 *** (0.0878)	0.2318 *** (0.0495)	0.3972 *** (0.0867)	0.2780 *** (0.0669)	0.4557 *** (0.1207)
<i>Target</i> ²	-0.0110 *** (0.0028)	-0.0200 *** (0.0052)	-0.0079 *** (0.0022)	-0.0117 *** (0.0037)	-0.0097 *** (0.0021)	-0.0166 *** (0.0037)	-0.0105 *** (0.0028)	-0.0169 *** (0.0052)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份/行业固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
常数项	-5.9905 *** (0.5409)	-10.9484 *** (0.9596)	-8.0646 *** (0.6306)	-13.4151 *** (1.0516)	-6.7579 *** (0.5160)	-11.6433 *** (0.8800)	-7.4385 *** (0.6811)	-13.1481 *** (1.1862)
观测值	3453	3453	3662	3662	4046	4046	3069	3069
伪 R ²	0.2324	0.1834	0.2417	0.1997	0.2363	0.1914	0.2230	0.1780

为验证地方财政资源丰富寡的作用,参考黄亮雄等(2021)^[16]的研究,从城市赤字率视角进一步考察区域异质性的影响。赤字率的算法为地级市一般公共预算支出和收入的差值与该市 GDP 的比值,并参照前文中市场化水平分组方法,将样本区分为高和低两组。第(5)~(8)列显示,赤字率高亦没有改变地方经济增长目标与国有企业慈善捐赠之间的曲线关系。但计算结果显示,当赤字率低时,曲线的拐点(值分别为 13.2381 和 13.4823),比高时的拐点(值分别为 11.9485 和 11.9639)向右发生了平移,说明在赤字率低的城市,积极影响国有企业慈善捐赠的增长目标的区间范围在扩张。而统计显示,东部地区地级市赤字率的均值(0.0159)在 1% 水平上显著小于中西部地区地级市赤字率的均值(0.0295),这不仅在一定程度上解释了东、中西部地区地方经济增长目标与国有企业慈善捐赠之间的曲线拐点差异,也再次验证了前文中地方经济增长目标会通过地方财政这一中间机制发挥作用的理论推导。

六、拓展分析

1. 以民营企业为参照

地方经济增长目标与国有企业慈善捐赠之间存在倒 U 型关系,辅助以增长目标演变趋势,较好地解释了图 1 中的国有企业慈善捐赠为什么会具有先减后增的特征。但图 1 同时显示,国有企业和民营企业的慈善捐赠特征存在较大差异,为了确认国有企业慈善捐赠的形成逻辑是否有别于民营企业,有必要进一步检验地方经济增长目标是否也会影响民营企业慈善捐赠。从理论角度看,民营企业运营遵从的主要是市场逻辑,但受相同场域的作用,由政府逻辑主导的增长目标管理对民营企业慈善捐赠不一定不存在影响,但其效应理应弱于国有企业,如果该推论不成立,就会降低前述国有企业慈善捐赠核心逻辑形成的说服力。对民营企业样本进行的回归结果如表 7 所示。

表 7

拓展检验结果

变量	民营企业样本		“脱贫攻坚”的影响	
	<i>Dona_ta</i>	<i>Dona_rev</i>	<i>Dona_ta</i>	<i>Dona_rev</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Target</i>	0.1591 ** (0.0786)	0.2541 * (0.1345)	0.0238 * (0.0130)	0.0356 (0.0233)

续表 7

变量	民营企业样本		“脱贫攻坚”的影响	
	<i>Dona_ta</i>	<i>Dona_rev</i>	<i>Dona_ta</i>	<i>Dona_rev</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Target</i> ²	-0.0068 ** (0.0035)	-0.0107 * (0.0059)	-0.0064 *** (0.0024)	-0.0096 ** (0.0043)
<i>dum2015</i>			0.5380 *** (0.0993)	0.9320 *** (0.1735)
<i>Target</i> × <i>dum2015</i>			-0.0097 (0.0253)	-0.0078 (0.0441)
<i>Target</i> ² × <i>dum2015</i>			-0.0186 ** (0.0076)	-0.0334 ** (0.0130)
控制变量	控制	控制	控制	控制
年份/行业固定效应	是	是	是	是
常数项	-10.1942 *** (0.6855)	-17.4442 *** (1.1872)	-4.9407 *** (0.2873)	-8.6189 *** (0.4897)
观测值	8097	8097	7115	7115
伪 R ²	0.1728	0.1507	0.2169	0.1744

第(1)列和第(2)列显示, *Target* 的系数至少在 10% 水平上显著为正, *Target*² 的系数至少在 10% 水平上显著为负, 这意味着地方经济增长目标与民营企业慈善捐赠同样存在着倒 U 型关系。为对比地方经济增长目标对民营企业 and 国有企业慈善捐赠影响的差异, 将表 2 中第(2)列和表 7 中第(1)列的回归结果(以 *Dona_ta* 为因变量)可视化如图 3^①, 结果显示: 第一, 民营企业样本的倒 U 型曲线更加平缓, 说明与国有企业相比, 地方经济增长目标对民营企业慈善捐赠的影响程度较小; 第二, 民营企业样本的拐点值(11.8783)要小于国有企业样本的拐点值(12.1869), 说明民营企业承受地方经济增长目标压力的能力更小。可见, 虽然地方经济增长目标既会影响国有企业, 也会影响民营企业的慈善捐赠, 但是两者受影响的程度存在较大差异, 这不仅为图 1 中国有企业和民营企业慈善捐赠曲线之间的分异提供了注解, 也在一定程度说明国有企业和民营企业慈善捐赠形成的主导逻辑并不一致。

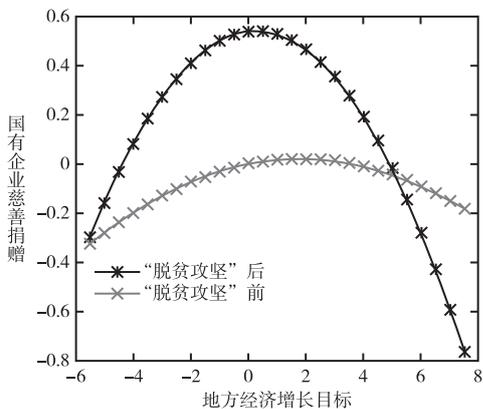
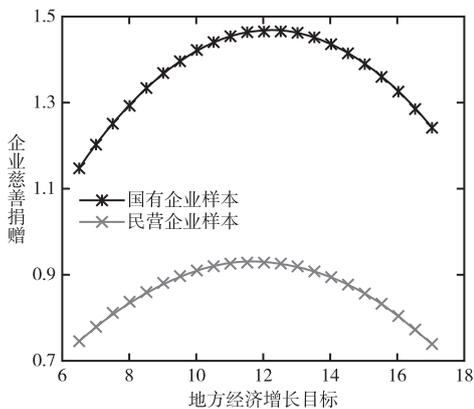


图 3 以 *Dona_ta* 为因变量的回归结果可视化图 图 4 以 *Dona_ta* 为因变量的调节效应可视化图

① 根据表 2 中第(4)列和表 7 中第(2)列的回归结果进行绘图, 结果与图 3 无本质差异, 限于篇幅未列示, 备案。

民营企业受地方经济增长目标的影响较小,逻辑在于:第一,民营企业并不是地方经济增长目标兑现的主要或直接执行者,所以地方经济增长目标对其捐赠行为的影响会更加间接;第二,在战略动机和政治动机的推动下,民营企业更倾向将慈善捐赠资源投向与企业未来发展密切相关的关键领域(王营和曹延求,2017)^[39],这些领域虽然也会涉及协助政府实现社会目标等内容,但与国有企业相比,民营企业慈善捐赠与地方经济增长目标这种政府管理行为的共振性较弱。

2. “脱贫攻坚”的影响

2013年以后国有企业慈善捐赠的行为规律,不仅仅与经济增长目标下调有关,也可能与精准扶贫逐渐成为实现全面脱贫和进入小康社会的基本国策以后国家于2015年发起的“脱贫攻坚”战略有关。在“脱贫攻坚”中地方政府间纷纷开展“脱贫锦标赛”,“脱贫锦标赛”和经济增长锦标赛并驾齐驱很可能会强化地方经济增长目标与国有企业慈善捐赠之间的倒U型关系,使曲线变得更加陡峭。逻辑在于:与开展“脱贫攻坚”前相比,在实施“脱贫攻坚”以后,当地方经济增长目标适度提高时,地方政府更有能力和动力增加民生支出以期推动辖区尽快脱贫、赢得“脱贫锦标赛”,此时面临较轻融资约束的国有企业也更有意愿和能力承接脱贫任务、增加捐赠特别是扶贫捐赠,从而使地方经济增长目标对国有企业捐赠的促进作用表现得更加明显。但是当地方经济增长目标过高时,从地方政府的角度看,与生产性支出相比,民生支出既无法有效推动经济增长,也无法为辖区脱贫持续性供给资源;从国有企业的角度看,在融资约束变得更加严重的情况下,立足于产业投资与产业扶贫而不是慈善捐赠更有利于企业同时完成促进经济增长和“脱贫攻坚”的任务,其结果是地方经济增长目标对国有企业慈善捐赠的抑制作用会变得更加突出。为验证上述推理,将回归模型设定为:

$$Dona_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Target_{c,t} + \beta_2 Target_{c,t}^2 + \beta_3 dum2015 + \beta_4 Target_{c,t} \times dum2015 + \beta_5 Target_{c,t}^2 \times dum2015 + \beta_n X_{i,t-1} + \mu + \delta + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

其中,时期虚拟变量 $dum2015$ 用于衡量“脱贫攻坚”政策的影响,具体为当年份大于等于2015年时赋值为1,否则为0^①,其余变量的含义与式(1)相同。如果前述逻辑是成立的,式(4)中系数 β_5 的符号应与 β_2 一致即均显著小于0。把 $Target$ 经去中心化处理后纳入回归,结果显示(表7中第(3)列和第(4)列), $Target^2$ 和 $Target^2 \times dum2015$ 的系数均至少在5%水平上显著为负,即在“脱贫攻坚”政策的作用下地方经济增长目标与国有企业慈善捐赠之间的倒U型关系曲线变得更加陡峭,拐点则向左发生平移($\beta_1\beta_5 - \beta_2\beta_4 < 0$)。回归结果的可视化图(图4)也佐证了上述分析^②。这意味着,“脱贫攻坚”政策一方面会提升适度增长目标对国有企业慈善捐赠的促进作用;但另一方面也会加剧较高增长目标与国有企业慈善捐赠的冲突,并通过推动拐点平移降低了冲突发生的临界值。

七、研究结论与政策启示

1. 研究结论

本文立足单一产权情境,从地方经济增长目标管理与所有制体制约束耦合的视角,探究国有企业开展慈善捐赠所遵循的逻辑与机制。研究发现:第一,地方经济增长目标与国有企业慈善捐赠之间存在倒U型关系,该结果在使用样本选择偏误检验、工具变量检验等系列检验之后依旧稳健;第二,中间机制检验证实了地方经济增长目标影响国有企业慈善捐赠的中间路径,即地方经济增长目标与地方政府民生支出之间存在倒U型关系,与企业融资约束之间存在U型关系;第三,异质性检验表明,以市场化水平为代表的正式制度、以宗教传统为代表的非正式制度和城市赤字率控制均有

① 作为安慰剂检验,分别以2012年、2013年和2014年为时间虚拟变量进行回归,结果显示 $Target^2$ 与时间虚拟变量的交互项均不显著。限于篇幅未列示,备索。

② 以 $Dona_{rev}$ 为因变量的调节效应可视化图与图4无本质差异,限于篇幅未列示,备索。

助于扩大增长目标发挥积极作用的区间、迟缓地方经济增长目标对国有企业慈善捐赠的消极影响；第四，拓展分析显示，民营企业慈善捐赠同样会受到地方经济增长目标的倒U型影响，但影响程度相对有限，即国有企业和民营企业进行慈善捐赠所遵循的行为逻辑有差异性；“脱贫攻坚”政策使地方经济增长目标与国有企业慈善捐赠之间的倒U型关系曲线变得更加陡峭，即在两者的关系中“脱贫攻坚”政策的角色也是双面性的。本文对国有企业慈善捐赠形成规律的挖掘，为深化单一产权情境而不是边界条件或异质性检验视角下的国有企业捐赠研究提供了经验基础；本文的研究也拓展了经济增长目标管理文献，为揭示增长目标管理制度作用于微观主体的机制与路径、为更全面评价其社会经济后果提供了新思路。

2. 政策启示

上述结论对于认识国有企业进行慈善捐赠面临的困境，以及缓解增长目标与国有企业慈善捐赠之间的矛盾和更客观地评估经济增长目标管理制度均具有十分重要的政策启示。

(1) 政府行为对国有企业的慈善捐赠行为具有决定性影响，意味着在企业社会责任建设和社会资源的第三次分配过程中，国有企业能否真正起到表率作用主要取决于政府影响的恰适度。十八大以来，《中共中央关于全面深化改革若干重大问题的决定》《国务院关于促进慈善事业健康发展的指导意见》《关于深化国有企业改革的指导意见》《关于国有企业更好履行社会责任的指导意见》等文件的出台，或蕴含或明确指出，在中国的企业社会责任建设、慈善事业发展过程中，国有企业要发挥先锋和表率作用。但地方经济增长目标与国有企业慈善捐赠之间的倒U型关系、地方政府民生支出对国有企业慈善捐赠的示范作用、“脱贫攻坚”政策对上述倒U型关系的强化作用，无不说明国有企业自主践行国家政策的行为受到了较强约束，这种现象与要求国有企业在相关领域自觉发挥表率作用的政策定位存在一定冲突。从理论角度看，减少政府干预无疑会为国有企业在相关领域发挥表率作用扫除障碍，但由于在短期内国有企业治理还很难摆脱行政化，所以当务之急是推动国有企业建立独立核算的公益捐赠储备金制度，以便促进其慈善捐赠的稳定有序发展，并提高其以慈善捐赠形式处分国有资产的合法性。

(2) 在经济增长目标既定的情况下，积极发挥制度环境特别是非正式制度环境的治理作用，有助于缓解增长目标与国有企业慈善捐赠之间的矛盾。保持必要的经济增长速度是解决中国系列社会问题的关键，目标责任考核也是中国政府监管体制的核心组成部分，这意味着增长目标管理制度的存在和地方政府间的经济增长竞争具有长期性。在这种情况下，应高度重视正式和非正式制度在调和增长目标与国有企业慈善捐赠冲突方面的价值。而在正式制度还较为薄弱的当下，以宗教传统为典型代表的非正式制度的积极作用尤其值得关注。事实上，宗教传统不仅会直接影响信仰者，也会通过融入传统文化对企业管理者产生心理激励并推动其善举。

(3) 本文发现的多对“过犹不及”效应均显示增长目标管理制度带来的社会经济影响具有两面性，说明除了可以促进经济增长外，该管理制度还可以在很多方面发挥积极作用，所以在评估增长目标管理这一制度的恰适度时相关分析视角应更加全面。当然，优化增长目标设置，增加其积极作用、抑制消极作用也是目标治理范畴中的永恒议题，相关文献对此多有论述，本文不再赘述。

参考文献

- [1] 曹春方,傅超. 官员任期与地方国企捐赠:官员会追求“慈善”吗? [J]. 上海:财经研究,2015,(4):122-133.
- [2] 张宏亮,王靖宇. 晋升激励与国有企业异常捐赠[J]. 成都:财经科学,2017,(4):77-88.
- [3] 王理想,姚小涛. 嵌入与回馈:国有企业的隶属级别、政府补助与慈善捐赠[J]. 南昌:当代财经,2019,(4):75-87.
- [4] 潘奇,朱一鸣,郑秀田. 中央企业捐赠两难困境制度纾解的准自然实验研究[J]. 武汉:管理学报,2019,(11):1685-1693.
- [5] 刘树成. 美国《总统经济报告》法制化研究之二——兼对“中国应取消GDP增长目标”意见的回应[J]. 北京:经济动态,2018,(5):4-15.

- [6]姜付秀,王莹. 国有企业公司治理改革的逻辑:从国家治理到公司治理[J]. 北京:经济理论与经济管理,2021,(6):4-21.
- [7]许耀桐. 习近平的国家治理现代化思想论析[J]. 上海行政学院学报,2014,(4):17-22.
- [8]李维安,邱艾超. 国有企业公司治理的转型路径及量化体系研究[J]. 天津:科学学与科学技术管理,2010,(9):168-171.
- [9]李维安,郝臣,崔光耀,郑敏娜,孟乾坤. 公司治理研究40年:脉络与展望[J]. 上海:外国经济与管理,2019,(12):161-185.
- [10]李维安,侯文涛,柳志南. 国有企业金字塔层级与并购绩效——基于行政经济型治理视角的研究[J]. 北京:经济管理,2021,(9):16-30.
- [11]郭婧,马光荣. 宏观经济稳定与国有经济投资:作用机理与实证检验[J]. 北京:管理世界,2019,(9):49-64.
- [12]肖红军. 国有企业社会责任的发展与演进:40年回顾和深度透视[J]. 北京:经济管理,2018,(10):5-26.
- [13]邹萍. “言行一致”还是“投桃报李”? ——企业社会责任信息披露与实际税负[J]. 北京:经济管理,2018,(3):159-177.
- [14]郭敏,段艺璇,黄亦炫. 国企政策功能与我国地方政府隐性债:形成机制、度量与经济影响[J]. 北京:管理世界,2020,(12):36-54.
- [15]曾湘泉,李智,王辉. 官员晋升机制与经济社会发展[J]. 北京:劳动经济研究,2020,(6):120-136.
- [16]黄亮雄,王贤彬,刘淑琳. 经济增长目标与激进城镇化——来自夜间灯光数据的证据[J]. 北京:世界经济,2021,(6):97-122.
- [17]彭冲,陆铭. 从新城看治理:增长目标短期化下的建城热潮及后果[J]. 北京:管理世界,2019,(8):44-57.
- [18]余泳泽,潘妍. 中国经济高速增长与服务业结构升级滞后并存之谜——基于地方经济增长目标约束视角的解释[J]. 北京:经济研究,2019,(3):150-165.
- [19]李永友,陈安琪,曹畅. 分权时序与地方财政支出结构——基于中国省级权力下放实践的经验分析[J]. 北京:财政研究,2021,(7):53-65.
- [20]徐现祥,梁剑雄. 经济增长目标的策略性调整[J]. 北京:经济研究,2014,(1):27-40.
- [21]李书娟,徐现祥,王贤彬. 目标导向的微观机制:国有企业的键作用[J]. 北京:财贸经济,2021,(4):83-97.
- [22]Borge, L. E., J. K. Brueckner, and J. Rattsso. Partial Fiscal Decentralization and Demand Responsiveness of the Local Public Sector: Theory and Evidence from Norway[J]. Journal of Urban Economics, 2014, 80, (1): 153-163.
- [23]吴延兵. 中国式分权下的偏向性投资[J]. 北京:经济研究,2017,(6):137-152.
- [24]李茫茫,王红建,严楷. 经济增长目标压力与企业研发创新的挤出效应——基于多重考核目标的实证研究[J]. 天津:南开管理评论,2021,(1):17-26.
- [25]赖诗攀. 强激励效应扩张:科层组织注意力分配与中国城市市政支出的“上下”竞争(1999—2010)[J]. 广州:公共行政评论,2020,(1):43-62.
- [26]王新,李彦霖,李方舒. 企业社会责任与经理人薪酬激励有效性研究——战略性动机还是卸责借口? [J]. 北京:会计研究,2015,(10):51-58.
- [27]于博,夏青华. 去杠杆对国有企业融资约束的异质性冲击研究[J]. 南昌:江西社会科学,2019,(4):38-52.
- [28]Chen, D., D. Jiang, and X. Yu. Corporate Philanthropy and Bank Loans in China[J]. Pacific - basin Finance Journal, 2015, 35, (5):402-424.
- [29]Wu, W., F. Peng, Y. G. Shan, and X. Jie. Signaling through Corporate Philanthropy[J]. Pacific - basin Finance Journal, 2020, 62, (9):1-16.
- [30]顾雷雷,欧阳文静. 慈善捐赠、营销能力和企业绩效[J]. 天津:南开管理评论,2017,(2):94-107.
- [31]刘春济,彭屹. 分权框架下区位对中国企业社会责任表现的影响[J]. 厦门:中国经济问题,2019,(2):65-77.
- [32]Yan, J. Z., and S. J. Chang. The Contingent Effects of Political Strategies on Firm Performance: A Political Network Perspective [J]. Journal of Strategic Management, 2018, 39, (8): 2152-2177.
- [33]Du, X., W. Jian, Y. Du, W. Feng, and Q. Zeng. Religious, the Nature of Ultimate Owner, and Corporate Philanthropic Giving: Evidence from China[J]. Journal of Business Ethics, 2014, 123, (2): 235-256.
- [34]潘越,翁若宇,刘思义. 私心的善意:基于台风中企业慈善捐赠行为的新证据[J]. 北京:中国工业经济,2017,(5):133-151.
- [35]Lind, J. T., and H. Mehlum. With or Without U? The Appropriate Test for a U-shape Relationship [J]. Oxford Bulletin of Economics & Statistics, 2010, 72, (1): 109-118.
- [36]王贤彬,刘淑琳,黄亮雄. 经济增长压力与地区创新——来自经济增长目标设定的经验证据[J]. 北京:经济学(季刊), 2021,(4):1147-1166.
- [37]罗党论,余国满,邓可斌. 地方官员任期与民生投入[J]. 广州:中山大学学报(社会科学版),2015,(5):185-194.
- [38]孙雪娇,翟淑萍,于苏. 柔性税收征管能否缓解企业融资约束——来自纳税信用评级披露自然实验的证据[J]. 北京:中国工业经济,2019,(3):81-99.
- [39]王营,曹廷求. CEO早年大饥荒经历影响企业慈善捐赠吗? [J]. 北京:世界经济文汇,2017,(6):16-38.

The Impacts of Government Intervention on Charitable Donation of Chinese State-owned Enterprises

LIU Chun-ji¹, GAO Jing²

(1. Business School of Shanghai Normal University, Shanghai, 200234, China;

2. Tourism and Events School, Shanghai University of International Business and Economics, Shanghai, 201620, China)

Abstract: Charitable donations contributed by state-owned enterprises (SOEs) and private enterprises are the most important sources of social donations in China. However, there are quite different rules of charitable donation behavior between the two types of enterprises, and a very important difference is that the proportion of donations from SOEs decreased earlier but increased in recent years, while this characteristic is much weaker in private enterprises. How does the charitable donation behavior of SOEs differ from that of private enterprises? For this question, a few studies on charitable donations of SOEs have not given sufficient explanations. Considering that government behavior plays a leading role in the behavior of SOEs, this paper intends to discuss the formation mechanism of the charitable donations rules of SOEs from the perspective of government behavior. Based on data observation and theoretical judgment, the research holds that the coupling of economic growth target management and enterprise ownership is the core logic that determines the charitable donation behavior of SOEs.

Empirical tests which using economic growth target data of cities and listed companies from 2007 to 2018 support the above argument, and shows that there is an inverted U-shape relationship between economic growth targets and charitable donations of SOEs. At the same time, this paper holds that the transmission mechanism of economic growth target affecting the charitable donation behavior of SOEs can be summarized as follows: The moderate target will increase the government's people's livelihood expenditure, and the excessive target will inhibit the government's people's livelihood expenditure, so the relationship between the growth target and the people's livelihood expenditure is inverted U-shaped; the moderate target will relax the financing constraints of SOEs, and the excessive target will aggravate its financing constraints, so the relationship between the growth target and the financing constraints of SOEs is U-shaped; the loose financing constraints will promote the charitable donations of SOEs, and stronger financing constraints will inhibit their charitable donations, so the relationship between the financing constraints of SOEs and charitable donations is also inverted U-shaped; the increase or decrease of government people's livelihood expenditure and the adjustment of charitable donations of SOEs have a certain degree of synchronization, so the relationship between the two is linear. And a series of mechanism tests confirm the above analysis.

The test of heterogeneity of institutional environment show that the level of marketization and religious tradition promote charitable donations of SOEs within a wider range of growth target, and regional heterogeneity analysis also shows that lower urban deficit rates can widen the range. Supplemental test reveals that the growth target has limited impact on private enterprise compared with SOEs, which means the rules of SOEs' charitable donations is different from private enterprises, and means property rights is an important variable that distinguishes the charitable donation behavior of Chinese enterprises. Furthermore, the policy of "fight against poverty" has made the inverted U-shape relationship between growth target and charitable donations of SOEs even steeper, which means the role of the "fight against poverty" policy is also a double-edged sword.

The conclusions of this paper have some managerial or policy implications. Firstly, the series of documents issued by the CPC Central Committee and the State Council point out that SOEs should play a leading role in the construction of social responsibility and the development of philanthropy, but this paper shows that the ability of SOEs to play this role depends largely on the level of economic growth target rather than on its own efforts. Secondly, this paper finds that the socio-economic impact of the growth target management is two-sided, so it should be more comprehensive in assessing whether the growth target management is good or not. Thirdly, the institution, especially the informal institution, is an important way to alleviate the contradiction between growth target and charitable donations of SOEs.

Key Words: state-owned enterprise; charitable donation; economic growth target; inverted U-shape

JEL Classification: D21, G32, P26

DOI: 10.19616/j.cnki.bmj.2022.03.006

(责任编辑:李先军)