

平等与效率的兼顾

——《慈善法》的激励与分配效应

黄 伟 王 旸 陈 钊

摘 要 慈善组织作为第三次分配的核心载体，其激励与分配效应的发挥有可能使我们在兼顾平等与效率的同时实现共同富裕目标。以 2016 年《慈善法》对非公募基金会管理费用率的差异化调整为政策背景，并基于 2012—2021 年中国 5140 家慈善基金会的非平衡面板数据，构建双重差分模型，可以系统考察薪酬激励对慈善组织效率（捐赠收入）与平等（公益支出）的影响机制。研究发现：（1）《慈善法》显著提升非公募基金会管理费用率，驱动员工工资福利支出率增长 0.5%，验证了薪酬激励的传导机制；（2）政策实施后，非公募基金会捐赠收入与公益支出分别增长约 15%，反映出这一制度调整在实现效率目标的同时对平等目标的兼容性；（3）异质性分析表明，上述平等与效率目标的兼容在高社会信任度、高竞争强度的环境中有明显体现，但在低社会信任度、低竞争强度的环境中则没有捐赠收入的明显增加，仅体现为公益支出显著增加。研究结果为慈善领域“平等—效率”的兼容性提供了有力的经验证据，证实适度市场化的激励机制有助于实现慈善组织平等与效率的双重优化，进而为完善第三次分配制度提供理论支撑与政策参考。

关键词 慈善法 平等与效率 捐赠收入 公益支出 第三次分配

作者黄伟，上海立信会计金融学院国际经贸学院教授（上海 201620）；王旸，上海政法学院经济管理学院讲师（上海 201701）；陈钊，复旦大学中国社会主义市场经济研究中心教授（上海 200433）。

中图分类号 F06

文献标识码 A

文章编号 0439-8041(2025)07-0079-15

一、引言

在中国扎实推进共同富裕的进程中，慈善事业作为第三次分配的核心机制，承载着优化社会财富配置、弥合发展差距的重要使命。^① 党的十九届四中全会将第三次分配纳入社会主义基本经济制度体系，党的二十大进一步提出构建“初次分配、再分配、第三次分配协调配套的基础性制度安排”，凸显了慈善事业在促进社会公平、实现共享发展中的战略性地位。作为第三次分配的核心载体，慈善组织需兼顾“平等”与“效率”双重目标：一方面通过扩大公益支出促进财富再分配，另一方面通过提升捐赠收入增强资源可持续性。^② 然而，当前中国慈善组织普遍面临“平等—效率”兼容困境。行政化监管模式^③与“零成本运营”理念^④的长期

① 宫蒲光：《以良法善治推进新时代慈善事业高质量发展——〈慈善法〉修法历程回顾及展望》，《社会政策研究》2024 年第 3 期。

② 叶士华、孙涛、宫晓辰：《慈善组织的可持续发展研究——基于 2014—2018 年慈善基金会面板数据的实证分析》，《经济社会体制比较》2022 年第 4 期。

③ 罗文恩、周延风：《中国慈善组织市场化研究——背景、模式与路径》，《管理世界》2010 年第 12 期。

④ 田园、徐家良：《第三次分配视角下非营利组织应对重大突发公共事件筹款策略——基于公众捐赠偏好的实验研究》，《公共行政评论》2022 年第 2 期。

束缚,抑制了慈善组织的专业化发展,导致其运营效率低下、捐赠收入增长乏力、公益支出规模不足,难以有效发挥第三次分配的调节功能。^① 如何通过制度创新破解这一困境,成为推动共同富裕亟待解决的关键议题。

2016 年《慈善法》的颁布为平衡平等与效率目标提供了重要的政策实验。该法对非公募基金会实施差异化管理费用率政策(10%—20%),允许其通过提高员工薪酬吸引专业人才,而公募基金会仍维持 10% 的费用上限。这一政策调整旨在通过市场化激励机制提升募捐能力(效率目标),同时借助公益支出扩张强化财富再分配效应(平等目标),也就是说,政策目标希望实现平等与效率的兼容。然而,既有研究对慈善组织薪酬激励的“平等—效率”兼容性存在显著分歧。部分学者强调薪酬激励可能挤占公益资金并引发捐赠者信任危机^②,另一派则主张专业化人力资本是提升慈善资源获取与配置效率的必要条件。^③ 更为关键的是,现有文献多割裂效率与平等的内在联系,或聚焦薪酬激励对捐赠收入的单维影响^④,或孤立分析其对公益支出的作用^⑤,尚无研究从某一特定政策调整出发系统揭示平等与效率目标的兼容程度。

本文以《慈善法》的差异化费用率调整为外生政策冲击,基于 2012—2021 年中国 5140 家慈善基金会的非平衡面板数据,构建双重差分模型(DID),实证检验薪酬激励对慈善组织效率(捐赠收入)与平等(公益支出)的协同效应。研究发现,《慈善法》通过提升非公募基金会薪酬支出率,驱动捐赠收入与公益支出同步增长约 15%,验证了效率与平等的兼容性。进一步异质性分析表明,社会信任与竞争强度是政策效果的关键调节变量。高社会信任度或高竞争强度情境下,薪酬激励可显著提升捐赠收入与公益支出;而在低社会信任度或低竞争强度环境中,薪酬激励仅能单向促进公益支出扩张,捐赠收入增长受限。

本文的边际贡献主要体现在以下三方面:第一,突破传统非营利组织研究中“效率—平等”二元对立的分析范式,首次从理论与实证层面揭示薪酬激励的双重优化路径,为理解第三次分配的激励机制提供了新视角;第二,借助《慈善法》的准自然实验设计,通过双重差分模型有效识别政策效应的因果链条,克服了既有文献中潜在的内生性问题;第三,从制度情境视角切入,系统解析社会信任与竞争强度的调节机制,为差异化政策设计提供了微观证据。研究结论为优化慈善组织治理、完善第三次分配制度提供了重要启示。

本文后续结构安排如下:第二部分对相关文献进行系统梳理,并提出研究假说;第三部分阐述《慈善法》颁布的制度背景;第四部分介绍数据来源、变量选取和研究设计;第五部分进行实证结果分析;第六部分总结研究结论,并提出相应的政策启示。

二、文献综述与研究假说

(一) 文献综述

慈善组织薪酬激励机制的适用性始终是学术界争论的焦点,核心矛盾体现为公益属性与市场化效率的权衡。反对者基于慈善组织的“盈余不分配”原则,强调薪酬激励可能削弱公益属性。Steinberg^⑥ 和 Gee 等^⑦ 指出,高薪酬易引发公众对善款滥用的质疑,损害组织公信力。颜克高和陈晓春^⑧ 进一步揭示,货币化激励可能触发捐赠者的“代理成本厌恶”,导致捐赠规模缩减。Eikenberry 和 Kluver^⑨ 则从组织文化角度提出,过度依赖薪酬激励可能侵蚀志愿精神这一非营利组织的核心特质。支持者则从专业化管理需求出发,论证薪酬激

① 郑功成、王海漪:《扎实推动共同富裕与慈善事业高质量发展》,《学术研究》2022 年第 9 期。

②⑧ 颜克高、陈晓春:《非营利组织管理者的报酬与激励》,《商业研究》2006 年第 9 期。

③ 周俊、张冉、宋锦洲:《社会组织与慈善组织管理》,北京:北京大学出版社,2017 年。

④ 徐建玲、周志远、洪娇:《高管薪酬激励会增加慈善基金会捐赠收入吗?——基于全国性基金会信息透明度中介效应分析》,《新疆财经》2021 年第 4 期。

⑤ 孙景冉、黄楚君:《共同富裕背景下财政支出对慈善组织公益支出的影响——基于我国慈善基金会的证据》,《公共管理与政策评论》2024 年第 4 期。

⑥ Steinberg R., “Labor Economics and the Nonprofit Sector: A Literature Review,” *Nonprofit and Voluntary Sector Quarterly*, (2), 1990, pp. 151–169.

⑦ Gee I. H., P. I. Nahm, T. Yu, and A. A. Cannella, “Not-for-profit Organizations: a Multi-disciplinary Review and Assessment from a Strategic Management Perspective,” *Journal of Management*, 49, 2022, pp. 237–279.

⑨ Eikenberry A. M., and J. D. Kluver, “The Marketization of the Nonprofit Sector: Civil Society at Risk?” *Public Administration Review*, 64(2), 2004, pp. 132–140.

励的必要性。Valliere^①和周俊等^②认为,职业化人才是提升慈善组织效率的关键,而合理薪酬是吸引此类人才的基础制度安排。Liu等^③的实证研究表明,薪酬激励可通过提升信息披露质量增强捐赠者信任,进而优化资源获取能力。罗辉^④进一步指出,随着组织规模扩张,标准化绩效考核与物质激励是维持管理效率的必然选择。

现有研究对薪酬激励的影响路径存在显著分歧,主要体现在捐赠收入与公益支出的差异化效应上。多数研究表明,薪酬激励通过人力资本升级间接提升募捐效率。陈丽红等^⑤发现,捐赠者偏好运营成本率低的高效组织,而薪酬激励能激发高管优化资源配置。张立民等^⑥和Blouin等^⑦指出,信息披露质量的改善是薪酬激励促进捐赠收入的核心中介机制。徐建玲等^⑧的异质性分析进一步揭示,公募基金会因项目复杂度高,捐赠者对薪酬的接受度显著高于非公募基金会。学界对薪酬激励的分配效应尚未形成共识。部分研究支持“效率驱动论”,认为资源池扩容可自然转化为公益支出扩张。^⑨相反,颜克高和陈晓春^⑩提出“挤出效应假说”,指出高薪酬可能挤占公益资金并触发信任危机,最终抑制支出规模。Atan等^⑪和陈岳堂^⑫则强调,透明化的薪酬制度是平衡激励与分配的关键条件。

既有文献存在三点不足:其一,多割裂平等与效率的内在联系,孤立分析单维政策效果,忽视二者的协同机制;其二,缺乏动态政策视角,未能利用外生制度冲击识别因果效应;其三,对情境依赖性的考察不足,特别是社会信任与竞争强度的调节作用尚未被系统检验。本文突破传统二元对立框架,以《慈善法》的差异化费用率政策为自然实验,构建“激励—效率—平等”传导链条,为第三次分配的兼容性提供新的理论解释。

(二) 理论假说

基于资源依赖理论与代理理论的矛盾视角,本文提出“平等—效率”协同分析框架,系统阐释薪酬激励的双重效应及其制度边界。

1. 平等与效率的兼顾。

依据资源依赖理论^⑬,薪酬激励可通过吸引专业化人力资本提升募捐效率,捐赠收入增加,形成“资源池扩容—公益支出扩张”的正向循环。^⑭同时,代理理论^⑮警示,薪酬增长可能被捐赠者视为代理成本上升的信号,触发“费用厌恶”行为^⑯,导致捐赠收入下降,资源池收缩,进而限制公益支出。两类机制的对冲效应导致以下竞争性假说:

假说 1a: 薪酬激励显著增加慈善组织的捐赠收入与公益支出,实现平等与效率的兼顾。

① Valliere R., “High Performance Nonprofit Organizations: Managing Upstream for Greater Impact,” *Bottom Line*, (1), 1999, pp. 103–105.

②⑨ 周俊、张冉、宋锦洲:《社会组织与慈善组织管理》。

③ Liu Z., S. Sun, X. Hu, and X. He, “Socialized Charitable Foundations and Accounting Information Quality,” *China Journal of Accounting Studies*, (4), 2019, pp. 467–488.

④ 罗辉:《非营利组织管理》,北京:北京大学出版社,2018年。

⑤ 陈丽红、张龙平、李青原、杜建军:《会计信息会影响捐赠者的决策吗?——来自中国慈善基金会的经验证据》,《会计研究》2015年第2期。

⑥ 张立民、曹丽梅、李晗:《审计在基金会治理中能够有效发挥作用吗?》,《南开管理评论》2012年第2期。

⑦ Blouin M. C., and R. L. Lee, “Erickson G S. The Impact of Online Financial Disclosure and Donations in Nonprofits,” *Journal of Nonprofit & Public Sector Marketing*, (3), 2018, pp. 251–266.

⑧ 徐建玲、周志远、洪娇:《高管薪酬激励会增加慈善基金会捐赠收入吗?——基于全国性基金会信息透明度中介效应分析》,《新疆财经》2021年第4期。

⑩ 颜克高、陈晓春:《非营利组织管理者的报酬与激励》,《商业研究》2006年第9期。

⑪ Atan R., S. Zainon and Y. B. Wah, “The Extent of Charitable Organizations’ Disclosures of Information and Its Relationship with Donations,” *Malaysian & Accounting Review*, (2), 2012, pp. 15–38.

⑫ 陈岳堂:《非营利基金会信息披露质量评价及其治理研究》,长沙:中南大学出版社,2008年。

⑬ Pfeffer J., and G. R. Salancik, “The External Control of Organizations: A Resource Dependence Perspective,” *Social Science Electronic Publishing*, 23 (2), 2003, pp. 123–133.

⑭ Goggins G. A., and D. Howard, “The Nonprofit Starvation Cycle,” *Stanford Social Innovation Review*, 7(4), 2009, pp. 49–53.

⑮ Jensen M. C., and W. H. Meckling, “Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs and ownership structure,” *Journal of Financial Economics*, 3(4), 1976, pp. 305–360.

⑯ Tian Y., C. Hung, and P. Frumkin, “Breaking the nonprofit starvation cycle? An experimental test,” *Journal of Behavioral Public Administration*, 3(1), 2020, pp. 1–19.

假说 1b: 薪酬激励显著减少慈善组织捐赠收入与公益支出, 导致平等与效率的双重损失。

2. 社会信任的调节作用。

制度信任理论表明, 高社会信任环境可通过降低监督成本缓解捐赠者的费用厌恶。^① 比如, 高评级组织通过透明化信息披露向捐赠者传递“高薪酬—高绩效”信号^②, 形成“信任—捐赠”正反馈^③, 捐赠收入提高, 随着资源池扩容, 公益支出增加。相反, 低信任组织需依赖超额公益支出等符号性合规行为弥补合法性赤字。^④ 比如, 超额完成公益支出下限, 以此牺牲短期效率来换取长期合法性。Gneezy 等^⑤通过实验研究发现, 当慈善组织主动超额完成法定公益支出下限 (如法律规定公益支出占比不低于 70%, 而组织实际支出 80%), 可向捐赠者传递“合规性优先”的信号。这一行为可能影响募捐效率, 但能显著降低捐赠者的“费用厌恶”心理, 增强其对组织公益属性的认可。

基于此, 提出如下假说:

假说 2 (社会信任调节): 在高社会信任度下, 薪酬激励同步提升捐赠收入与公益支出, 实现平等与效率的兼顾; 在低社会信任度下, 薪酬激励仅显著增加慈善组织的公益支出, 捐赠收入增长受限, 难以实现平等与效率的兼顾。

3. 竞争强度的调节作用。

资源基础观强调竞争压力通过重塑组织的战略选择与资源配置效率。^⑥ 在高竞争强度环境中, 慈善组织面临资源稀缺性与捐赠者选择多元化的双重约束。^⑦ 为获取差异化竞争优势, 组织倾向于将薪酬激励精准配置于专业化人力资本, 通过提升募捐策略效率与公益项目执行效果^⑧, 实现捐赠收入增长与公益支出扩张的协同效应。此时, 薪酬激励的边际收益显著高于代理成本, 形成“激励—效率—平等”的良性循环。相反, 低竞争强度环境下, 慈善组织因缺乏外部压力与标杆参照, 薪酬激励可能偏离效率目标, 被用于维持组织存续或非生产性消耗^⑨, 难以有效转化为募捐能力的提升。同时, 为弥补合法性赤字, 低竞争组织倾向于通过超额公益支出传递合规信号^⑩, 但这一策略虽能缓解捐赠者“费用厌恶”心理, 却因挤占运营资源而抑制效率改进。^⑪

基于上述分析, 提出如下假说:

假说 3 (竞争强度调节): 在高竞争强度下, 薪酬激励显著提升慈善组织的捐赠收入与公益支出, 实现平等与效率的兼顾; 在低竞争强度下, 薪酬激励仅显著增加慈善组织的公益支出, 捐赠收入增长受限, 难以实现平等与效率的兼顾。

三、制度背景

中国慈善事业的法律框架历经多次变革, 逐步从行政主导向市场化治理转型。早期政策以规范慈善组织

① Zucker G. L., “Production of Trust: Institutional Sources of Economic Structure,” *Research in Organizational Behavior*, 18, 1986, pp. 1–91.

② Bekkers R., and P. A. Wiepikink, “Literature Review of Empirical Studies of Philanthropy: Eight Mechanisms That Drive Charitable Giving,” *Nonprofit and Voluntary Sector Quarterly*, 40 (5), 2011, pp. 924–973.

③ Sargeant A., and L. Woodliffe, “Gift giving: An Interdisciplinary Review,” *International Journal of Nonprofit and Voluntary Sector Marketing*, 12, 2007, pp. 275–307.

④ Meyer J. W., and B. Rowan, “Institutionalized Organizations: Formal Structure as Myth and Ceremony,” *American Journal of Sociology*, 83 (2), 1977, pp. 340–363.

⑤⑩ Gneezy U., E. A. Keenan, and A. Gneezy, “Avoiding Overhead Aversion in Charity,” *Science*, 346 (6209), 2014, pp. 632–635.

⑥ Barney J., “Firm Resources and Sustained Competitive,” *Journal of Management*, 17, 1991, p. 1991.

⑦ Frumkin P., E. K. Keating, “Diversification Reconsidered: The Risks and Rewards of Revenue Concentration,” *Journal of Social Entrepreneurship*, 2(2), 2011, pp. 151–164.

⑧ Bennett R., and S. Savani, “Surviving mission drift: how charities can turn dependence on government contract funding to their own advantage,” *Nonprofit Management & Leadership*, 22(2), 2011, pp. 217–231.

⑨ Anderson B. B., and J. G. Dees, “Sector-bending: Blurring the Lines between Nonprofit and For-profit,” in *Search of the Nonprofit Sector*, 2017, pp. 65–86.

⑪ Tinkelman D., and K. Mankaney, “When is Administrative Efficiency Associated with Charitable Donations?” *Nonprofit & Voluntary Sector Quarterly*, 36 (1), 2007, pp. 41–64.

运营为核心，先后颁布《基金会管理办法》（1988 年）、《社会团体登记管理条例》（1998 年）及《基金会管理条例》（2004 年），初步确立了慈善组织的登记监管体系。其中，2004 年《基金会管理条例》明确规定基金会年度管理费用不得超过总支出的 10%。^① 这一“统一限制”模式虽在遏制资金滥用方面发挥了一定作用，但忽视了慈善组织规模与运营效率的异质性，导致专业人才流失、募捐能力弱化等问题。^② 《中国慈善发展报告（2023）》数据（图 1）显示，2012—2015 年慈善基金会捐赠收入年均增速仅为 6.3%，中西部地区公益支出覆盖率不足 30%，凸显了既有制度在平衡效率与平等目标上的结构性矛盾。

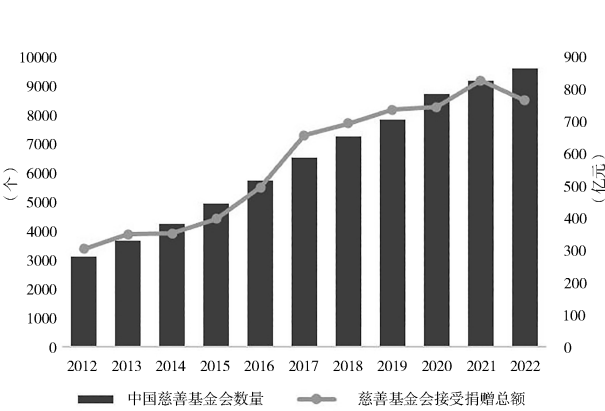


图 1 中国慈善基金会历年发展情况

数据来源：慈善蓝皮书—中国慈善发展报告（2023）。

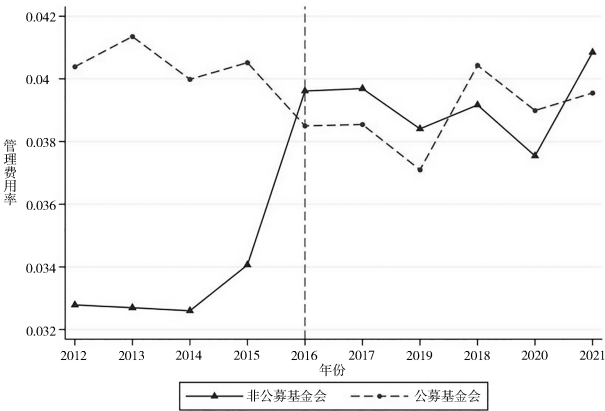


图 2 中国非公募基金会与公募基金会管理费用率历年变化

数据来源：根据中国非营利组织数据库数据整理。

2016 年《慈善法》的颁布是中国慈善事业发展的重要里程碑，标志着慈善事业治理范式的重大转变。^③ 该法首次对公募与非公募基金会实施差异化管理费用政策：公募基金会维持 10% 的费用上限，而非公募基金会可根据净资产规模将管理费用率弹性调整至 10%—20%。这种差异化规定充分考虑了非公募基金会的规模差异和运营特点，为非公募基金会提供了更具弹性的员工薪酬管理空间，有助于激发非公募基金会的活力，促进其更好地开展慈善活动。

图 2 展示了 2012—2021 年中国非公募基金会与公募基金会管理费用率的动态演变轨迹。从图中可见，在 2016 年《慈善法》颁布前，公募基金会的平均管理费用率显著高于非公募基金会，这一差异反映了政策约束下两类组织的结构性分野。然而，政策调整后，非公募基金会的管理费用率迅速攀升，逐步与公募基金会趋同，且呈现稳定态势。这一变化直观印证了《慈善法》差异化调整非公募基金会费用率上限的政策效应。

综上，《慈善法》的管理费用改革不仅是技术性调整，更是对第三次分配制度逻辑的深刻重构。其政策实验为检验“平等—效率”兼容性提供了天然场景。本文基于准自然实验框架，系统评估这一政策冲击的激励与分配效应，旨在为完善慈善事业治理、推动共同富裕提供学理支撑。

四、数据来源与研究设计

（一）样本与数据

本文数据主要来源于中国非营利组织数据库（Chinese Non-Government Organization Database，简称 NGO）。该数据库涵盖慈善基金会机构特征、财务状况、人员概况及捐赠情况等丰富信息，是反映中国慈善基金会发展状况的重要学术数据库之一。其时间跨度为 2005—2021 年，空间上收录了中国大部分基金会信息，但存在部分数据缺失情况。

① 2014 年财政部、国家税务总局下发的《关于非营利组织免税资格认定管理相关问题的通知》也规定，非营利组织工作人员平均工资薪金水平不得超过上年度税务登记所在地人均工资水平的两倍。

② 郑功成、王海漪：《扎实推动共同富裕与慈善事业高质量发展》，《学术研究》2022 年第 9 期。

③ 张衡、张吉鹏：《法治强化与家庭慈善捐赠：基于〈慈善法〉实施的准自然实验》，《世界经济》2025 年第 1 期。

鉴于 2011 年“郭美美事件”对中国慈善组织产生了深远影响^①，促使慈善组织加强自身管理和监督，提高组织透明度和公信力，本文选取 2012—2021 年的 GNGO 数据进行分析。为弥补 GNGO 数据中部分变量的缺失，参考中国基金会中心（CFC）提供的对应慈善基金会年度报告信息进行补充。在此基础上，删除所有高于对应管理费用率上限的样本，剔除管理费用小于 0 以及变量缺失的样本，最终获得 18452 个年份—个体样本，形成 2012—2021 年由 5140 个慈善基金会构成的非平衡面板数据。

（二）测量

基于研究目的和所获取的数据，构建了一系列变量，具体描述性统计见表 1。

1. 捐赠收入（DON）。

考虑到境外捐赠收入形成原因复杂，受管理费用率提高的影响有限，参考张奇林和张财经^②的做法，本研究考察的捐赠收入特指慈善基金会收到的境内捐赠金额，包括基金会接受境内其他单位或个人捐赠所取得的收入。样本中慈善基金会的捐赠收入均值约为 1207 万元。

2. 公益支出（PWE）。

参考孙景冉和黄楚君^③等的研究，采用慈善基金会当年度投入慈善公益事业的支出来度量公益支出。样本中慈善基金会的公益支出均值约为 1084 万元。

3. 管理费用率（OHR）。

管理费用（OH）是慈善基金会为保证组织正常运转所发生的费用，一般包括工资福利支出和行政办公支出，GNGO 数据库提供了这些变量信息。本文用管理费用除以年度总支出（TOTALEX）计算管理费用率（OHR），用工资福利支出除以年度总支出来计算工资福利支出率（WWPAY），用行政办公支出除以年度总支出来计算行政成本支出率（AOEXP）。中国慈善基金会的管理费用均值为 26.34 万元，管理费用率均值仅 3.77%。其中，工资福利支出率均值为 1.57%，行政成本支出率均值为 1.99%，反映出中国慈善基金会员工物质激励水平普遍较低，员工工资福利支出均值仅 17 万元，行政成本支出 22 万元。

4. 非公募基金会（TREAT）。

公开募捐资格是区分公募与非公募基金会的重要标志。由于《慈善法》将非公募基金会的管理费用率从 10% 调整为 12%—20% 不等，而公募基金会管理费用率不变，本文将只能私下筹集资金的非公募基金会设置为处理组并赋值为 1，将公募基金会设置为控制组并赋值为 0。样本数据中，非公募基金会占比 64.7%。

5. 政策时间（POST）。

以 2016 年《慈善法》的颁布实施作为慈善基金会管理费用率政策变化的准自然实验，设定虚拟变量 POST。当基金会样本所在年份在 2016 年后或当年时，变量 POST 取 1；否则取 0。

6. 控制变量。

为控制可能影响慈善基金会管理费用以及捐赠收入和公益支出的因素，选取以下变量：用基金会年末总资产（ASSET）衡量基金会规模；^④ 用年末总收入（TREV）衡量基金会收入规模；用年末总支出（TLEX）衡量基金会支出规模；用年末总资产减去年末总负债衡量基金会净资产（NASSET）；用年末总负债除以年末总资产衡量基金会资产负债率（DAR）；用年末筹资费用衡量基金会筹资费用（FUNDEXP）；基金会年龄（AGE）为基金会成立以来的年数；^⑤ 使用基金会年度董事会成员数量度量基金会董事会规模（BODSIZE），用年度监事会成员数量度量基金会监事会规模（BOSSIZE）；设置全国性基金会（NATIONAL）变量，若慈善基金会为全国公民服务则赋值为 1，否则赋值为 0。

① 黄虹、李晓颖、贺宇倩等：《限制捐赠资产使用会使慈善组织获得更多的捐赠吗？》，《中国软科学》2024 年第 4 期。

② 张奇林、张财经：《政府资助能否助推全民慈善？——来自中国慈善基金会的经验证据》，《经济经纬》2025 年第 1 期。

③ 孙景冉、黄楚君：《共同富裕背景下财政支出对慈善组织公益支出的影响——基于我国慈善基金会的证据》，《公共管理与政策评论》2024 年第 4 期。

④ Ni N., and X. Zhan, “Embedded Government Control and Nonprofit Revenue Growth,” *Public Administration Review*, 77 (5), 2017, pp. 730–742.

⑤ Zheng W., N. Ni, and D. Crilly, “Non-profit Organizations as a Nexus between Government and Business: Evidence from Chinese Charities,” *Strategic Management Journal*, 40(4), 2019, pp. 658–684.

表 1 变量及描述性统计

变量标识	变量名称	观测值	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
<i>DON</i>	捐赠收入	18419	1207	3821	0	147.9	29872
<i>PWE</i>	公益支出	18419	1048	2985	0	161.8	21114
<i>OH</i>	管理费用	18419	26.34	71.21	0	4.200	500.9
<i>OHR</i>	管理费用率	18419	0.0377	0.0352	0	0.0270	0.200
<i>WWPAY</i>	工资福利支出率	17327	0.0157	0.0370	0	0	1
<i>AOEXP</i>	行政成本支出率	15922	0.0199	0.0442	0	0.00958	1
<i>TREAT</i>	非公募基金会	18419	0.647	0.478	0	1	1
<i>SIZE</i>	基金会规模	18419	3339	8202	0	802.3	56769
<i>TREV</i>	总收入	18419	2445	23745	0	226.6	2.183e+06
<i>TLEX</i>	总支出	18419	1084	3026	0	174.4	21005
<i>NASSET</i>	净资产	18419	4342	25922	0	751.6	1.681e+06
<i>DAR</i>	资产负债率	18419	0.0354	0.104	0	0.000135	0.679
<i>FUNDEXP</i>	筹资费用	18419	4.207	65.84	0	0	3883
<i>AGE</i>	基金会年龄	18419	7.938	7.638	0	6	64
<i>BODSIZE</i>	理事会规模	18419	11.45	6.170	1	10	50
<i>BOVSIZ</i>	监事会规模	18419	2.146	1.391	1	2	22
<i>NATIONAL</i>	全国性基金会	18419	0.0846	0.278	0	0	1

（三）实证模型设定

本文重点考察《慈善法》颁布对中国慈善组织管理费用率、捐赠收入和公益支出的影响，采用双重差分法以有效控制内生性问题。2016 年《慈善法》颁布后，非公募基金会管理费用率标准从 10% 调整到 12%—20% 不等，而公募基金会管理费用率标准仍为 10%，这为本研究提供了独特的准自然实验环境，非公募基金会有动机调高实际管理费用率，进而影响基金会的捐赠收入和公益支出。基于此，构建双重差分模型如下：

$$OHR_{i,t}/WWPAY_{i,t}/AOEXP_{i,t}=\beta_0+\beta_1TREAT_i\times POST_t+\beta_2CONTROL_{i,t}+\delta_s+\gamma_y+\varepsilon_{i,t}$$
 (1)

$$DON_{i,t}/PWE_{i,t}=\beta_0+\beta_1TREAT_i\times POST_t+\beta_2CONTROL_{i,t}+\delta_s+\gamma_y+\varepsilon_{i,t}$$
 (2)

其中，*i* 表示慈善基金会，*t* 表示年份（*t* = 2012，2001，…，2021）。*OHR_{i,t}* 为慈善基金会 *i* 在 *t* 年的实际管理费用率，*WWPAY_{i,t}* 为慈善基金会 *i* 在 *t* 年的工资福利支出率，*AOEXP_{i,t}* 为慈善基金会 *i* 在 *t* 年的行政成本支出率。*DON_{i,t}* 为慈善基金会 *i* 在 *t* 年的捐赠收入，*PWE_{i,t}* 为慈善基金会 *i* 在 *t* 年的公益支出，捐赠收入和公益支出分别反映慈善基金会“效率”与“平等”目标实现的程度。*TREAT_i* 为非公募基金会虚拟变量，用来划分本文的处理组和控制组。本文以 2016 年《慈善法》的颁布作为提高慈善基金会管理费用率的外生变化，设定虚拟变量 *POST_t*，交互项 *TREAT_i × POST_t* 是双重差分模型主要关注的解释变量。*CONTROL_{i,t}* 为一系列控制变量，具体包括总支出、总资产、总收入、净资产、资产负债率、筹款费用、基金会年龄、理事会规模、监事会规模等，根据被解释变量变化而改变。此外，由于本文使用的是非平衡面板数据，我们同时采用双向固定效应模型，控制了基金会个体固定效应（*δ_s*）和年份固定效应（*γ_y*），以捕捉基金会个体层面以及年份层面不随时间变化的因素（Ba et al., 2021）。^① 由于控制了基金会个体固定效应和年份固定效应，*TREAT_i × POST_t* 两个一次项的效应均被吸收，回归结果中不再呈现。同时，我们对所有回归系数的标准误使用异方差稳健性调整并在基金会个体层面上进行了“聚类”（cluster）处理。

五、实证结果分析

（一）基准回归

1. 管理费用率变化。

首先构建双重差分模型（DID）来验证《慈善法》是否有效提升了非公募基金会的实际管理费用率。表

① Ba Y., J. Berrett, and J. Coupet, “Panel Data Analysis: A Guide for Nonprofit Studies,” *International Journal of Voluntary and Nonprofit Organizations*, 34(2), 2021, pp. 1–12.

2 列 (1) 的回归结果显示, 交互项 $TREAT \times POST$ 的系数为 0.007 ($p < 0.01$), 表明《慈善法》实施后, 非公募基金会的管理费用率显著提升 0.7 个百分点, 这一结果验证了政策调整的实际效果, 且与图 2 中非公募基金会管理费用率的上升趋势一致。

进一步分解管理费用结构发现, 如表 2 列 (2) 和列 (3) 所示, 政策效应主要体现在工资福利支出率的提升 (系数 = 0.005, $p < 0.01$)^①, 而行政成本支出率无显著变化 (系数 = 0.001, $p > 0.1$)。这表明, 《慈善法》通过薪酬激励而非冗余行政开支实现效率优化, 符合政策设计的效率导向。

表 2 《慈善法》对慈善组织管理费用的影响回归结果

	(1) 管理费用率	(2) 行政成本支出率	(3) 工资福利支出率
$TREAT \times POST$	0.007 *** (0.001)	0.001 (0.002)	0.005 *** (0.001)
ln 总支出	-0.008 *** (0.000)	-0.009 *** (0.001)	-0.004 *** (0.001)
ln 总资产	0.002 *** (0.001)	0.003 *** (0.001)	0.001 (0.001)
资产负债率	-0.002 (0.004)	-0.001 (0.004)	0.002 (0.004)
ln 筹资费用	0.001 * (0.000)	0.001 ** (0.000)	0.000 (0.000)
理事会规模	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)
监事会规模	0.000 (0.000)	-0.000 (0.001)	0.000 (0.000)
基金会固定效应	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制
省份固定效应×年份固定效应	控制	控制	控制
观测值	17077	14616	16033
Pseudo R ²	0.7740	0.2891	0.4224

2. 激励与分配效应。

为检验薪酬激励对慈善组织效率 (捐赠收入) 与平等 (公益支出) 协同效应的影响, 基于双重差分模型 (DID) 展开实证分析, 回归结果如表 3 所示。列 (1) 和列 (4) 为单变量回归结果, 采用双向固定效应模型控制了基金会个体固定效应和年份固定效应, 此时交互项 $TREAT \times POST$ 的两个一次项的效应均被吸收。列 (2) 和列 (5) 在列 (1) 和列 (4) 的基础上, 进一步控制了省份固定效应与年份固定效应的交互项, 以捕捉省份层面随时间变化的不可观测因素对慈善基金会捐赠收入和公益支出的影响。列 (3) 和列 (6) 同时控制基金会其他系列特征。

结果显示, 政策交互项 $TREAT \times POST$ 的系数分别为 0.152 ($p < 0.10$) 和 0.149 ($p < 0.01$), 表明《慈善法》实施后, 非公募基金会的捐赠收入与公益支出分别显著增长约 15.2% 和 14.9%。这一结果验证了假说 1a, 即市场化薪酬激励实现了慈善组织效率与平等的兼顾。

上述发现与资源依赖理论的预期一致。薪酬激励通过吸引专业人才, 优化募捐策略与项目执行效率^②, 形成“薪酬激励—人力资本升级—募捐效率提升—资源池扩容—公益支出扩张”的传导链条, 15% 左右的增长效应进一步凸显了《慈善法》政策调整的边际贡献。此外, 代理理论所担忧的“费用厌恶”效应并未主导政策效果^③, 这可能得益于政策实施后慈善组织信息披露机制的完善, 有效缓解了捐赠者对代理成本的疑虑。^④

① 表 1 显示总支出的均值为 1084 万元, 可知《慈善法》颁布后非公募基金会平均工资福利增加 5.42 万元 (1084 万元 $\times$ 0.5% = 5.42 万元), 产生了较大的实际效果。

② Goggins G. A., and D. Howard, “The Nonprofit Starvation Cycle,” *Stanford Social Innovation Review*, 7(4), 2009, pp. 49–53.

③ Altamimi H., and Q. Liu, “The Nonprofit Starvation Cycle: Does Overhead Spending Really Impact Program Outcomes?” *Nonprofit and Voluntary Sector Quarterly*, 51(6), 2022, pp. 1324–1348.

④ Bekkers R., and P. A. Wiepink, “Literature Review of Empirical Studies of Philanthropy: Eight Mechanisms That Drive Charitable Giving,” *Nonprofit and Voluntary Sector Quarterly*, 40 (5), 2011, pp. 924–973.

表 3 《慈善法》的激励与分配效应回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	ln 捐赠收入		ln 公益支出			
<i>TREAT</i> × <i>POST</i>	0.155 * (0.080)	0.261 *** (0.085)	0.152 * (0.083)	0.147 *** (0.048)	0.186 *** (0.052)	0.149 *** (0.041)
ln 总资产			0.674 *** (0.049)			0.085 *** (0.030)
资产负债率			-1.009 *** (0.271)			0.492 *** (0.139)
基金会年龄			0.008 (0.005)			0.006 ** (0.002)
理事会规模			0.036 (0.026)			0.019 (0.012)
ln 筹资费用			0.133 *** (0.030)			
ln 总收入						0.310 *** (0.012)
ln 净资产						0.029 * (0.015)
基金会固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份固定效应× 年份固定效应	不控制	控制	控制	不控制	控制	控制
观测值	17191	17135	17108	17191	17135	17052
Pseudo R ²	0.6142	0.6220	0.6360	0.7807	0.7829	0.8222

(二) 稳健性检验

1. 平行趋势检验。

平行趋势条件是双重差分模型有效的关键前提，要求在《慈善法》颁布之前，非公募基金会与公募基金会在各项被解释变量指标上的变化趋势应基本一致。为验证这一假设，本文构建了《慈善法》颁布前后的年度虚拟变量与 *TREAT* 变量的交互项进行平行趋势检验。图 3a—3d 展示了在控制其他因素的情况下，慈善基金会管理费用率、工资福利支出率、捐赠收入以及公益支出等指标在《慈善法》颁布前 3 年和后 6 年（含当年）随时间的动态变化趋势。图中曲线代表这些主要被解释变量均值在 90% 置信区间内的变化趋势，反映了非公募慈善基金会与公募慈善基金会在这些变量上的差异。结果显示，2016 年前处理组与控制组的管理费用率、工资福利支出率、捐赠收入、公益支出等变量趋势无显著差异（系数均不显著），满足平行趋势假设；政策实施后，处理组的管理费用率、工资福利支出率、捐赠收入与公益支出显著跃升，仅少数年份不显著，说明政策效应总体上满足平行趋势检验。

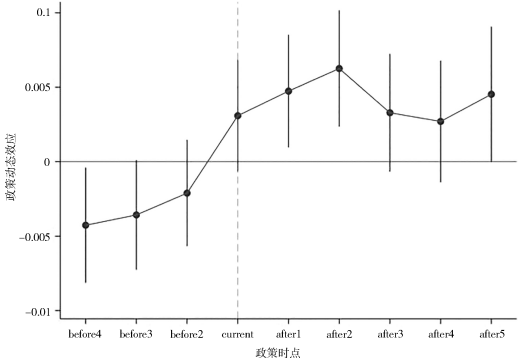


图 3a 平行趋势检验（管理费用率）

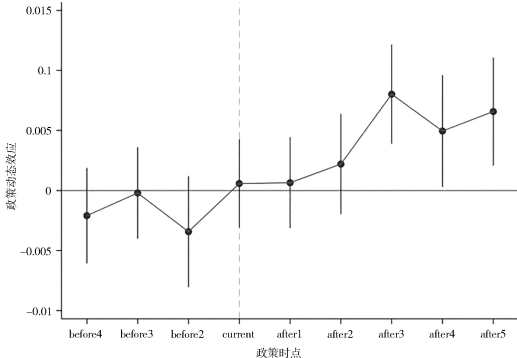


图 3b 平行趋势检验（工资福利支出率）

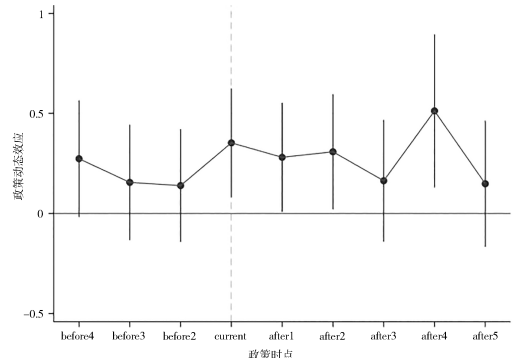


图 3c 平行趋势检验（捐赠收入）

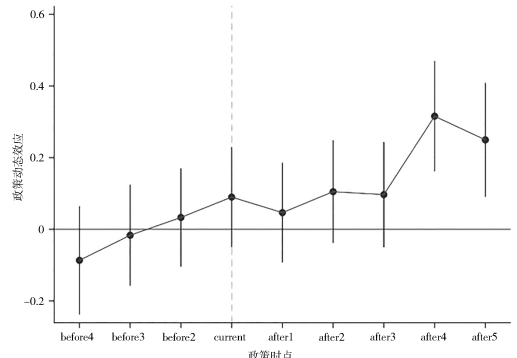


图 3d 平行趋势检验（公益支出）

2. 排除慈善组织其他收入来源的影响。

慈善组织的收入来源较为多元^①，除捐赠收入外，政府补贴收入、投资收入、其他收入等同样占据重要地位，这些其他收入来源可能混淆政策效应。^② 已有研究发现，政府补贴与非营利组织的行政效率之间存在相关关系^③，投资收入等商业化运营活动也可能对非营利组织的生存、管理水平产生影响。^④ 表 4a 显示，《慈善法》对非公募基金会的政府补贴与投资收入有正向影响，但表 4b 在控制这些变量后，与表 3 相比，核心系数 $TREAT \times POST$ 的显著性未发生显著变化，表明结果稳健。

表 4a 《慈善法》颁布与慈善组织其他收入来源

	(1) ln 政府补贴收入	(2) ln 投资收入	(3) ln 其他收入
$TREAT \times POST$	0.201 *** (0.061)	0.157 * (0.081)	-0.072 (0.060)
控制变量	控制	控制	控制
基金会固定效应	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制
省份固定效应×年份固定效应	控制	控制	控制
观测值	17051	15918	17036
Pseudo R ²	0.6285	0.6945	0.6947

表 4b 排除慈善组织其他收入来源影响

	(1) ln 捐赠收入	(2) ln 公益支出
$TREAT \times POST$	0.164 * (0.089)	0.152 *** (0.044)
ln 政府补助收入	-0.007 (0.017)	0.012 (0.008)
ln 投资收入	-0.098 *** (0.017)	0.042 *** (0.007)
ln 其他收入	-0.099 *** (0.017)	0.051 *** (0.008)
控制变量	控制	控制
基金会固定效应	控制	控制
省份固定效应	控制	控制
省份固定效应×年份固定效应	控制	控制
观测值	15878	15827
Pseudo R ²	0.6301	0.8195

3. 样本自选择问题。

依据 2016 年《慈善法》第二十二条规定，依法登记满二年的慈善组织，可向其登记的民政部门申请公开募捐资格。在此背景下，非公募基金会可能因期望增强第三次分配功能而主动选择申请公开募捐资格，转变为公募基金会。同时，也可能存在公募基金会因特定原因转为非公募基金会的状况。经对数据的深入分析，发现基金会性质发生变化的样本共 330 个。为避免样本自选择问题对研究结果的干扰，在回归过程中剔除了这部分样本。

4. 安慰剂检验。

为验证实验组和对照组在管理费用率、工资福利支出率、捐赠水平和公益支出等指标上的差异确实由《慈善法》颁布所引发，而非其他偶然因素或不可观测因素导致，本文开展了安慰剂检验。具体操作如下：采用不放回的随机抽样方式，重复 500 次，从样本中选取与真实实验组数量相同的慈善基金会作为伪实验组，剩余慈善基金会作为对照组。然后，以慈善基金会的管理费用率、工资福利支出率、捐赠水平、公益支出为被解释变量进行回归，得到伪政策交互项 $TREAT \times POST$ 的估计系数。由于该伪政策的政策效果与真实的《慈善法》导致的政策效果无关。若系数值普遍接近于 0 且 P 值大于 0.1，则表明该政策效应不太可能是由偶然

① 谢昕、侯俊东、丁燕：《非营利组织筹资多元化对社会捐赠的挤出效应》，《统计与决策》2020 年第 22 期。

② 赵挺、袁君翱：《政府资助对社会组织的影响：国外文献的述评与启示》，《中国非营利评论》2022 年第 1 期。

③ Lu J., and J. Zhao, "Does Government Funding Make Nonprofits Administratively Inefficient? Revisiting the Link," *Nonprofit and Voluntary Sector Quarterly*, 48 (6), 2019, pp. 1143–1161.

④ 程培：《国外非营利组织商业化研究述评》，《中国非营利评论》2020 年第 2 期。

因素或不可观测因素造成的。图 4a—4d 展示了交互项估计系数的 P 值（黑色圆点）和核密度估计值（淡色实线）。结果显示，伪政策交互项的估计系数大多接近于 0，且对应的 P 值大部分超过 0.1。与之形成鲜明对比的是，基准回归中的估计系数均位于该图的边缘位置，明显大于伪政策交互项的估计系数值，这表明本文通过了安慰剂检验。

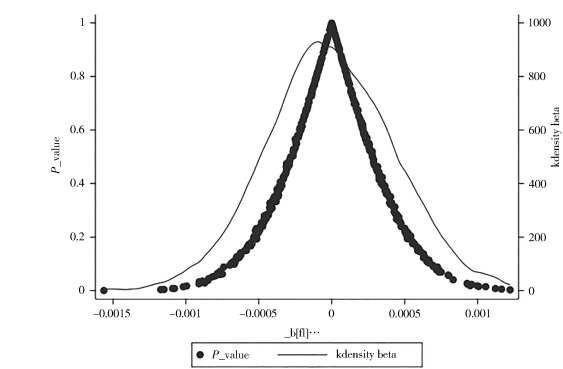


图 4a 安慰剂检验（管理费用率）

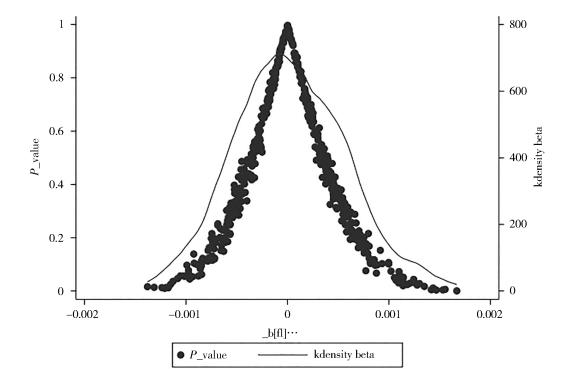


图 4b 安慰剂检验（工资福利支出率）

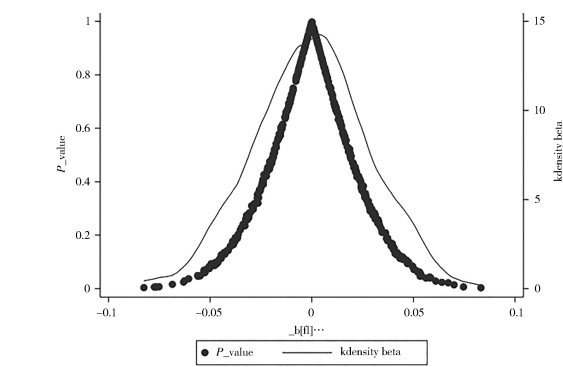


图 4c 安慰剂检验（捐赠收入，取对数）

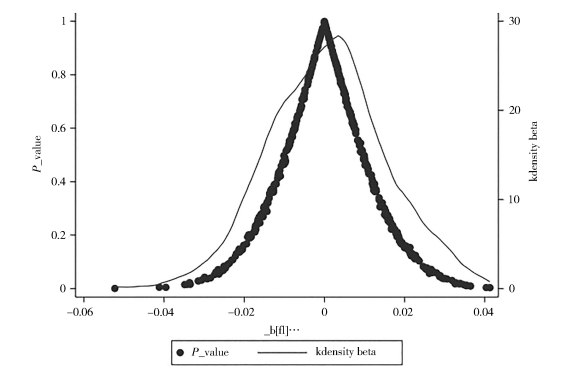


图 4d 安慰剂检验（公益支出，取对数）

5. 排除新冠疫情影响。

2019 年全球新冠疫情暴发后，慈善基金会捐赠收入和公益支出出现急剧增加的情况，这可能会对政策效应产生干扰。为了排除这一影响，在表 3 回归的基础上，本文剔除了 2019 年后受新冠疫情影响的样本。回归结果如表 5 列（1）和列（2）所示， $TREAT \times POST$ 的回归系数略有上升，且仍然在 10% 的水平上显著，这充分说明《慈善法》颁布对慈善基金会捐赠收入和公益支出的影响并非由新冠疫情这一特殊背景所导致。

6. 排除极端值的影响。

为避免异常值对研究结果的干扰，本文在表 3 回归基础上，对所有连续变量进行 Winsorize 处理，并在表 5 的列（3）—（8）分别对所有连续变量在 1%、5% 和 10% 水平上进行截尾处理。结果显示， $TREAT \times POST$ 的系数与表 3 的基准回归差异不大，且在 10% 水平上显著，表明回归结果受连续变量异常值的影响较小。

表 5 稳健性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	ln 捐赠收入	ln 公益支出	ln 捐赠收入	ln 公益支出	ln 捐赠收入	ln 公益支出	ln 捐赠收入	ln 公益支出
$TREAT \times POST$	0.162 * (0.087)	0.168 *** (0.046)	0.151 * (0.083)	0.149 *** (0.041)	0.153 * (0.081)	0.146 *** (0.041)	0.162 ** (0.079)	0.145 *** (0.041)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份固定效应× 年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	11909	11912	17077	17049	17077	17049	17077	17049
Pseudo R ²	0.7110	0.8253	0.6360	0.8222	0.6296	0.8223	0.6215	0.8221

(三) 异质性分析

1. 社会信任异质性。

社会信任作为非正式制度的核心要素^①，在慈善领域具有双重功能：一方面，它通过降低交易成本与监督成本，缓解信息不对称问题；^② 另一方面，它通过增强捐赠者对组织公益属性的认知，形塑捐赠行为的长期可持续性。^③ 既有研究表明，社会信任能够显著调节慈善组织的资源获取与分配效率。^④ 本文接下来结合 2016 年《慈善法》颁布的政策冲击，系统检验社会信任对慈善组织第三次分配功能的调节机制。

本文首先采用社会组织评级来划分社会信任程度。2010 年民政部发布《社会组织评估管理办法》并于 2011 年正式施行，该办法对社会组织的基础条件、内部治理、工作绩效和社会评价等方面进行年度评估，评估有效期为 5 年。社会组织的评估结果分为 5 个等级，从高到低依次为 5A、4A、3A、2A、1A，获得 3A 以上评估等级的社会组织，在接受政府职能转移、获取政府购买服务和政府奖励方面具有优先权。评级是慈善基金会向捐赠者展示其合法性的重要方式，高评级的慈善基金会往往代表着更高的社会信任程度，捐赠者在做出捐赠决策时会重点关注基金会的评级。^⑤ 依据民政部《社会组织评估管理办法》，将评级 $\geq 3A$ 的基金会定义为高社会信任组（占比 35.6%），评级 $< 3A$ 的为低社会信任组（占比 64.4%）。基于表 3 列（3）和列（6）基准回归结果进行分组回归，结果如表 6a 所示。列（1）和列（2）结果显示，评级 $\geq 3A$ 组的捐赠收入交互项系数为 0.263（ $p < 0.01$ ），表明《慈善法》实施后，其捐赠收入增长 26.3%；公益支出系数虽不显著，但方向与效率目标一致。列（3）和列（4）结果显示，评级 $< 3A$ 组的捐赠收入系数不显著（0.048， $p > 0.1$ ），公益支出系数为 0.231（ $p < 0.01$ ），表明《慈善法》实施后，其公益支出增长 23.1%，捐赠收入没有显著增长。

其次，本文依据募捐的地域范围来划分社会信任程度。^⑥ 全国性基金会因监管严格、信息披露透明，社会信任度高于地方性基金会。^⑦ 同理，基于表 3 列（3）和列（6）基准回归结果进行分组回归，结果如表 6b 所示。列（1）和列（2）结果显示，全国性慈善基金会组的捐赠收入交互项系数为 0.473（ $p < 0.10$ ），表明《慈善法》实施后，其捐赠收入增长 47.3%；公益支出的交互项系数为 0.219（ $p < 0.05$ ），其公益支出增长 21.9%。地方性慈善基金会组的捐赠收入系数不显著（0.106， $p > 0.1$ ），公益支出系数为 0.152（ $p < 0.01$ ），表明《慈善法》实施后，其公益支出增长 15.2%，捐赠收入没有显著增长。

综上，评级 $\geq 3A$ 或全国性慈善组织凭借更高的社会信任程度，更易将薪酬激励转化为慈善资源获取能力和使用效率，实现慈善组织效率与平等的兼顾。而评级 $< 3A$ 或地方性组织，薪酬激励仅显著增加慈善组织的公益支出，捐赠收入增长受限，难以实现效率与公平的兼顾。假说 2 基本得到验证。

表 6a 社会信任程度异质性（社会组织评级）

	评级 $\geq 3A$		评级 $< 3A$	
	(1) ln 捐赠收入	(2) ln 公益支出	(3) ln 捐赠收入	(4) ln 公益支出
<i>TREAT</i> × <i>POST</i>	0.263 *** (0.115)	0.025 (0.054)	0.048 (0.126)	0.231 *** (0.069)
控制变量	控制	控制	控制	控制
基金会固定效应	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制
省份固定效应×年份固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	6539	6523	8106	8090
Pseudo R ²	0.5604	0.8538	0.6273	0.7862

① Putnam R. D., "The Prosperous Community: Social Capital and Public Life," *The American Prospect*, 13 (4), 1993, pp. 35–42.

② Zucker G. L., "Production of Trust: Institutional Sources of Economic Structure," *Research in Organizational Behavior*, 18, 1986, pp. 1–91.

③ Bekkers R., and P. A. Wiepikink, "Literature Review of Empirical Studies of Philanthropy: Eight Mechanisms That Drive Charitable Giving," *Nonprofit and Voluntary Sector Quarterly*, 40(5), 2011, pp. 924–973.

④ 黄伟、王旸：《官方慈善组织声誉受损、声誉惩罚与民营企业捐赠行为》，《管理评论》2023 年第 1 期。

⑤ Parsa I., M. Eftekhar, and C. J. Corbett, "Does Governance Ease the Overhead Squeeze Experienced by Nonprofits?" *Production and Operations Management*, 31(8), 2022, pp. 3288–3303.

⑥ 李维安、姜广省、卢建词：《捐赠者会在意慈善组织的公益项目吗——基于理性选择理论的实证研究》，《南开管理评论》2017 年第 4 期。

⑦ 刘祖基、孙淑伟、胡浔等：《社会化慈善基金会与会计信息质量》，《会计研究》2020 年第 7 期。

表 6b 社会信任程度异质性（全国性 & 地方性）

	全国性慈善基金会		地方性慈善基金会	
	ln 捐赠收入 (1)	ln 公益支出 (2)	ln 捐赠收入 (3)	ln 公益支出 (4)
<i>TREAT×POST</i>	0. 473 * (0. 277)	0. 219 ** (0. 107)	0. 106 (0. 090)	0. 152 *** (0. 046)
其他控制变量	控制	控制	控制	控制
基金会固定效应	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制
省份固定效应×年份固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	1465	1461	15531	15507
Pseudo R ²	0. 5604	0. 8538	0. 6273	0. 7862

2. 竞争强度异质性。

慈善行业的竞争强度深刻影响组织行为与资源配置效率。依据资源基础观，竞争压力迫使组织将有限资源投向核心能力建设，以获取差异化优势。在慈善领域，这一逻辑表现为：高竞争环境下，慈善组织需通过专业化人才引进与高效管理提升募捐能力，同时优化公益项目支出。^① 反之，低竞争环境中，组织因缺乏外部压力可能陷入资源冗余与代理成本膨胀的困境^②，薪酬激励易偏离效率目标。^③

为验证竞争强度的调节作用，本文构建两类竞争强度指标。首先依据省份慈善基金会密度来衡量竞争强度，该指标通过计算样本基金会所属省份每万人拥有的慈善基金会个数得出，省份基金会密度越大，表明该地区慈善行业竞争强度越高。采用按竞争强度中位数进行分样本回归的方法，基于表 3 列（3）和列（6）基准回归结果进行分组回归，结果如表 7a 所示。列（1）和列（2）显示，高省份慈善基金会密度组的捐赠收入交互项 *TREAT×POST* 的系数为 0. 362 ($p<0.01$)，表明《慈善法》实施后，其捐赠收入增长 36. 2%。公益支出交互项系数为 0. 239 ($p<0.01$)，其公益支出增长 23. 9%。列（3）和列（4）结果显示，低省份慈善基金会密度组的捐赠收入系数不显著 ($-0.052, p>0.1$)，公益支出系数为 0. 231 ($p<0.01$)，表明《慈善法》实施后，其公益支出增长 23. 1%，捐赠收入没有显著增长。

其次，参考赫尔达尔—赫希曼指数（Herfindahl-Hirschman Index，*HHI*）构建基金会行业集中度指标，以此度量慈善基金会的竞争强度。*HHI* 指数的计算公式为： $HHI = \sum_{i=1}^N (X_i/X)^2, i=1,2,\cdots,N$ ，其中 N 代表样本中各省、直辖市的基金会总量， X_i 为第 i 个基金会的捐赠收入或公益支出规模， X 则是各基金会所属省市的捐赠收入或公益支出总规模。*HHI* 指数越大，意味着该省市基金会市场集中度越高，行业竞争程度越低。研究依据 *HHI* 指数的中位数，将基金会划分为高竞争强度组（ $<HHI$ 指数中位数的样本）和低竞争强度组（ $\geq HHI$ 指数中位数的样本），并进行回归分析，结果如表 7b 所示。列（1）和列（2）显示，低赫芬达尔—赫希曼指数组的捐赠收入交互项 *TREAT×POST* 的系数为 0. 234 ($p<0.10$)，表明《慈善法》实施后，其捐赠收入增长 23. 4%。公益支出交互项系数为 0. 149 ($p<0.05$)，其公益支出增长 14. 9%。列（3）和列（4）结果显示，高赫芬达尔—赫希曼指数组的捐赠收入系数不显著（系数 = 0. 095， $p>0.1$ ），公益支出系数为 0. 149 ($p<0.05$)，表明《慈善法》实施后，其公益支出增长 14. 49%，捐赠收入没有显著增长。

综上，人均省份慈善基金会密度更高或赫芬达尔—赫希曼指数更低的慈善组织，由于更高的地区竞争程度，更易将薪酬激励转化为慈善资源获取能力和使用效率，实现慈善组织效率与公平的兼顾。而人均省份慈善基金会密度更低或赫芬达尔—赫希曼指数更高的慈善组织，薪酬激励仅显著增加慈善组织的公益支出，捐赠收入增长受限，难以实现效率与公平的兼顾。研究假说 3 得到验证。

① Frumkin P. and E. K. Keating, “Diversification Reconsidered: The Risks and Rewards of Revenue Concentration,” *Journal of Social Entrepreneurship*, 2 (2), 2011, pp. 151–164.

② Leibenstein H., “Allocative Efficiency vs X-inefficiency”, 1966.

③ Tinkelman D., and K. Mankaney, “When is Administrative Efficiency Associated with Charitable Donations?” *Nonprofit & Voluntary Sector Quarterly*, 36 (1), 2007, pp. 41–64.

表 7a 竞争程度异质性（人均省份慈善基金会密度）

	高人均省份慈善基金会密度组		低人均省份慈善基金会密度组	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	ln 捐赠收入	ln 公益支出	ln 捐赠收入	ln 公益支出
<i>TREAT</i> × <i>POST</i>	0.362 *** (0.134)	0.239 *** (0.063)	-0.052 (0.118)	0.149 ** (0.058)
控制变量	控制	控制	控制	控制
基金会固定效应	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制
省份固定效应×年份固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	8040	8021	8629	8259
Pseudo R ²	0.6687	0.8495	0.6093	0.8421

表 7b 竞争程度异质性（赫芬达尔—赫希曼指数 *HHI*）

	低赫芬达尔—赫希曼指数组		高赫芬达尔—赫希曼指数组	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	ln 捐赠收入	ln 公益支出	ln 捐赠收入	ln 公益支出
<i>TREAT</i> × <i>POST</i>	0.234 * (0.122)	0.149 ** (0.058)	0.095 (0.123)	0.154 ** (0.064)
控制变量	控制	控制	控制	控制
基金会固定效应	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制
省份固定效应×年份固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	8280	8259	8151	8138
Pseudo R ²	0.6628	0.8421	0.5986	0.7906

六、结论与政策启示

本文基于 2016 年《慈善法》对非公募基金会管理费用率的差异化调整为政策背景，利用 2012—2021 年中国 5140 家慈善基金会的非平衡面板数据，通过双重差分模型系统检验了薪酬激励对慈善组织效率（捐赠收入）与平等（公益支出）的影响机制。研究表明，《慈善法》通过差异化调整非公募基金会管理费用率，显著提升了员工工资福利支出率，进而实现了捐赠收入与公益支出约 15% 的同步增长，验证了平等与效率的兼容性。异质性分析进一步揭示，政策效果呈现显著的情境依赖性：在高社会信任度或高竞争强度情境下，薪酬激励能够通过专业化人力资本升级与资源池扩容实现效率与平等的双重优化；而在低社会信任度或低竞争强度环境中，薪酬激励仅能单向促进公益支出扩张，捐赠收入增长受限，效率与平等的协同机制未能有效形成。

基于研究结论，本文提出以下政策启示：

第一，构建差异化的薪酬激励机制，强化效率与平等的协同效应。适度市场化激励可通过吸引专业化人才显著提升慈善组织的资源获取能力，但需警惕管理费用率与绩效的倒 U 型关系。建议依据组织规模、区域发展水平及行业特征，细化管理费用率的弹性区间，例如对中西部欠发达地区或初创期基金会适当放宽上限；建立透明度与绩效联动的动态监管机制，要求高费用率组织定期披露薪酬结构、项目执行效率及资金流向，以降低捐赠者的代理成本担忧；探索薪酬激励的“负面清单”制度，限制非生产性行政开支占比，确保资源向核心业务倾斜。

第二，优化制度环境，激活社会信任与竞争机制的双重调节功能。针对低社会信任度地区，应通过制度设计增强捐赠者信心。建议强制推行“阳光慈善”信息披露标准，要求慈善组织公开高管薪酬、项目成本明细及受益人反馈；引入第三方独立审计与评级机构，构建“高透明度—高评级—高捐赠”的正向循环。对于高竞争强度区域，需通过政策工具引导资源优化配置。对专业化程度高、信息披露完善的慈善组织给予税收减免或政府购买服务优先权；打破区域资源壁垒，推动跨区域慈善协作网络建设，鼓励中西部地区基金会通过技术赋能与人才共享提升竞争力。

第三，推动慈善文化转型，重构社会成本认知与参与模式。公众对“零成本运营”的认知偏差仍是制约薪酬激励效果的关键障碍。建议通过公共教育宣传典型案例，引导社会理性看待慈善组织的合理运营成本，

将“绩效导向”而非“费用率导向”作为捐赠决策核心标准；鼓励公众通过股权捐赠、慈善信托等创新模式参与第三次分配，形成可持续的资源供给体系；建立“慈善绩效白名单”制度，定期发布高透明度、高执行效率的慈善项目，增强公众参与信任感。

本研究仍存在一定局限，例如样本集中于基金会组织，未涵盖社会团体与民办非企业单位；对竞争强度的测度主要依赖区域密度与行业集中度指标，未来可结合数字技术渗透率等动态指标深化分析。后续研究可进一步探索政府监管、数字平台与慈善组织行为的交互效应，为完善第三次分配制度提供更系统的政策依据。

〔本文为国家社会科学基金一般项目“第三次分配促进共同富裕的社会支持体系研究”（22BJL026）、教育部哲学社会科学研究重大专项（2023JZDZ019）、上海市哲学社会科学规划课题“文本分析视角下上市公司商誉泡沫的形成机制与风险预警研究”（2021EJB009）的阶段性成果。陈钊为本文通讯作者。〕

（责任编辑：沈敏）

Balancing Equality and Efficiency

—— The Incentive and Allocation Effects of the Charity Law

HUANG Wei, WANG Yang, CHEN Zhao

Abstract: As the core vehicle of the third distribution, charity organizations can potentially achieve the goal of common prosperity while balancing equality and efficiency through their incentive and allocation effects. This paper takes the differential adjustment of the management expense ratio of non-public-fundraising foundations by the Charity Law in 2016 as the policy background. Based on the unbalanced panel data of 5,140 charity foundations in China from 2012 to 2021, a difference-in-differences model is constructed to systematically examine the impact mechanism of compensation incentives on the efficiency (donation income) and equality (public welfare expenditure) of charity organizations. The research findings are as follows: (1) The Charity Law significantly increased the management expense ratio of non-public-fundraising foundations, driving a 0.5% increase in the staff salary and welfare expenditure ratio, which verifies the transmission mechanism of compensation incentives. (2) After the implementation of the policy, the donation income and public welfare expenditure of non-public-fundraising foundations increased by approximately 15%, reflecting the compatibility of this institutional adjustment with the equality goal while achieving the efficiency goal. (3) The heterogeneity analysis shows that the compatibility of the above-mentioned equality and efficiency goals is evident in environments with high social trust and high competition intensity. However, in environments with low social trust and low competition intensity, there is no significant increase in donation income, and it is only reflected in a significant increase in public welfare expenditure. This study provides strong empirical evidence for the compatibility of “equality-efficiency” in the charity field, confirming that a moderately market-oriented incentive mechanism helps to achieve the dual optimization of equality and efficiency of charity organizations, and thus provides theoretical support and policy references for improving the third-distribution system.

Key words: charity law, equality and efficiency, donation income, public welfare expenditure, third distribution