

管理者短视能够影响企业履行社会责任吗？^{①②}

郭照蕊^③ 胡清秀^④

摘要：以往的文献表明，管理者短视严重影响了企业的长期发展战略，损害了投资者利益。但其对企业履行社会责任能否产生影响以及产生怎样的影响尚未有研究涉及。基于此，以 2010~2020 年间沪深 A 股上市公司作为研究样本，实证考察了管理者短视对企业社会责任履行水平的影响。结果表明，管理者短视与企业社会责任呈负显著相关关系，管理者短视降低了企业社会责任履行水平。经过一系列的稳健性检验，上述结果未发生任何实质性改变。进一步的研究发现，企业承受业绩压力越大，管理者短视对企业社会责任的负面影响会更加明显；而董事会与监事会治理、更高的分析师关注则能够一定程度抑制管理者短视对企业社会责任的负面影响。

关键词：管理者短视；企业社会责任；业绩压力；公司治理

^① [投稿日期]：2022-10-23；[修回日期]：2022-11-29

^② [基金项目] 国家自然科学基金面上项目“‘公司-产业-城市’嵌套网络视角下增强产业链应对重大外部事件冲击的韧性研究”（批准号 72173087）；上海市哲学社会科学规划一般课题“基于外部利益相关者视角的交易所监管问询经济后果研究”（批准号 2020BJB007）。

^③ [作者简介] 郭照蕊，男，1980.07-，管理学博士，上海师范大学商学院副教授，硕士生导师，研究领域：资本市场会计与公司治理。电子邮箱：shufegzr@163.com；联系电话：13764307318；邮政编码：200234；通讯地址：上海市徐汇区桂林路 100 号。

^④ 胡清秀*（通讯作者），女，2001.01-，会计学专业硕士研究生，上海师范大学商学院，研究领域：公司治理。电子邮箱：hugingxiu0117@163.com；联系电话：15692319079；邮政编码：200234；通讯地址：上海市徐汇区桂林路 100 号。感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见，文责自负。

Does Managerial Myopia Affect Corporate Social Responsibility?

Zhaorui GUO ¹, Qingxiu HU ¹

(1. School of Finance and Business, Shanghai Normal University, Shanghai 200234, China)

Abstract: Previous literature has shown that managerial myopia seriously affects a company's long-term growth strategy and harms investors' interests. However, no research has been conducted on whether and what kind of impact it has on the fulfillment of corporate social responsibility. Based on this, taking Shanghai and Shenzhen A-share listed companies from 2010 to 2020 as the research sample, this paper empirically investigates the impact of managerial myopia on the performance level of CSR. The results show that managerial myopia is negatively and significantly related to CSR, and managerial myopia reduces the level of CSR fulfillment. After a series of robustness tests, the above results have not changed substantially. Further research shows that the greater the performance pressure, the more obvious the negative impact of managerial myopia on CSR. The governance of the board of directors and the board of supervisors and higher analyst coverage can restrain the negative impact of managerial myopia on CSR to a certain extent.

Key Words: Managerial Myopia; Corporate Social Responsibility; Performance Pressure; Corporate Governance

一、引言

企业履行社会责任是指企业在兼顾股东利益的同时，也要为雇员、债权人、供应商、消费者以及更广泛的社会群体提供福利（Bowmen, 1953^[1]；Davis, 1973^[2]），涵盖社会捐赠、维护消费者权益和环境保护等多个方面。在可持续发展、绿色发展的大背景下，企业社会责任（Corporate Social Responsibility, CSR）上升到公司战略和国家战略的高度，已然成为实现经济、社会、环境和生态均衡发展的重要推力。因此，深入研究企业社会责任的影响因素既能够帮助企业更好地实现可持续发展，也能促进企业与国家战略进行有效对接。

管理者短视（Managerial Myopia）指的是管理者更加关注短期内可获得的回报而不顾企业长远发展的一种心理倾向（Stein, 1989^[3]；Laverty, 1996^[4]）。管理者面临的内、外部压力会加剧管理者短视，促使管理者做出不利于企业长期发展的短视行为。20世纪80年代以来，伴随着各类社会和环境问题的出现，企业社会责任很快成为了学术界热议的话题（Waddock, 2008）^[5]。大部分研究将企业社会责任作为自变量（Nikolaeva and Bicho, 2011^[6]；田虹和姜雨峰, 2014^[7]），探讨企业社会责任履行水平与财务绩效之间的关系（Margolis and Walsh, 2003）^[8]，这促使学者们开始关注企业社会责任的前置变量和驱动因素。现有研究多从制度、组织以及个人三个层级探究企业社会责任的影响因素（祁怀锦和刘艳霞, 2018）^[9]，其中，个人层面的研究主要聚焦于企业管理者的人口统计学特征等客观因素对企业社会责任的影响，却鲜少涉及管理者价值观、心理特征等主观因素。根据高层梯队理论，管理者的认知能力、感知能力和价值观等心理特质会影响其战略选择和行动，从而影响企业行为（Hambrick and Mason, 1984）^[10]。那么，管理者短视作为一种内在的、稳定的心理特质，是否会影响企业履行社会责任？如若影响，其影响效应会受哪些因素的作用？这些问题的回答对拓展社会责任研究具有理论意义，同时，对促进企业社会责任建设和实现长期可持续发展具有现实意义。

基于此，本文以2010至2020年间沪深A股上市公司作为研究样本，借助文本数据度量管理者短视，实证考察了管理者短视对企业社会责任的影响效应。结果表明，管理者短视与企业社会责任呈负显著相关关系，管理者短视降低了企业社会责任履行水平。进一步的研究显示，业绩水平、内外部治理水平对此影响发挥了调节作用。具体而言，企业承受业绩压力越大，管理者短视对企业社会责任的负面影响会更加明显；而董事会与监事会治理、更高的分析师关注能够一定程度抑制管理者短视对企业社会责任的负面影响。

文章可能的研究贡献为：第一，以往的文献表明，管理者短视严重影响了企业的长期发展战略，损害了投资者利益。但其与企业社会责任水平间是否存在着某种相关关系尚未有研究涉及。本文围绕上述问题展开研究，填补了这一领域的研究空白，拓宽了管理者短视的行为经济后果研究框架。第二，文章的研究结论丰富了高层梯队理论，由管理者心理特质出发讨论企业承担社会责任的驱动因素，扩展了企业社会责任的前因变量研究，为企业选聘高级管理者提供了参考。第三，考查了公司业绩、内外部治理对管理者短视与企业社会责任关系的调节作用，为公司和监管部门治理管理者机会主义、加快企业社会责任建设提供了思路。

余文的安排如下：第二部分为文献回顾；第三部分为理论分析与研究假设；第四部分为研究设计；第五部分为实证分析；第六部分为稳健性测试；第七部分为进一步的检验，考察了业绩压力、董事会与监事会治理和分析师关注对基本回归结果的调节作用；最后，对全文进行了总结。

二、文献综述

（一）管理者短视

不同的时间导向对人的思维、情感以及行为动机等方面都有着不一样的影响，从而会对人选择何种目标、怎样实现目标起决定性作用（Mosakowski and Earley, 2000）^[11]。其中，短期导向直接导致了管理者短视，即短视是一种内在的、稳定的、对时间认知的特质（胡楠等, 2021）^[12]。随着行为金融学的研究不断深入，作为一种关于时间认知的内在特质，管理者短视也开始引起学者们的重视。现有研究主要集中于管理者短视的产生原因（包括内部原因和外部原因）和经济后果两方面的考察。

管理者面临的内、外部压力是引起短视的主要原因（钟宇翔等, 2017）^[5]。内部压力是指，管理者很可能会出于加薪、维护业内声誉或提高同辈竞争力获得经理人市场的高估值等原因进行短视投资，快速提升企业短期业绩，即使是在投资人不关注短期财务业绩的情况下，管理者也可能会利用信息优势做出短视行为而牺牲企业的长期利益（Narayanan, 1985）^[14]。外部压力主要来自短视的投资者。Shleifer and Vishny（1990）^[15]指出，长期资产的套利成本更高，出于成本的考量，理性的投资者会尽量避免长期资产套利，这也正是长期资产的错误定价以及企业价值被低估的重要原因之一。管理者为了尽快达到业绩考核标准，巩固现有地位，降低被解雇、撤换、接管和兼并的风险，会迎合投资者从而进行短视投资（Stein, 1988^[16]；Shleifer and Vishny, 1990^[15]；Bushee, 1998^[17]；吴战箴和李素银, 2012^[18]；饶育蕾等, 2012^[19]）。

另一方面,学者们对管理者短视的行为经济后果的讨论主要聚焦于管理者短视对企业投资的影响。管理者短视行为是指管理者追求短期业绩和股价最大化而不顾公司未来利益的行为,如研发、宣发和员工培训的投资不足问题均可能是管理者短视引发的不利后果(Bushee, 1998)^[17]。目前我国资本市场并未达到充分有效状态,投资者在这种情况下对企业未来状况进行预测,必然会存在系统性偏差。随着进行证券投资的上市公司不断增多,管理者的短视投资也日趋严重(吴战篔和李素银, 2012)^[18],这又会进一步放大市场情绪对公司投资的影响(刘端和陈收, 2006^[20]; 龚靓和张志宏, 2013^[21]; 罗琦和宋梦薇, 2021^[22])。基于股东短期利益压力的视角,王海明和曾德明(2013)^[23]的研究表明,管理者短视不仅会导致企业短期投资的增加,还会对企业未来的业绩水平和获利能力造成影响。

(二) 企业社会责任

1924年,英国学者 Sheldon 从企业道德理论角度入手,说明了企业应自觉履行慈善责任,为社会提供公共服务,最先对企业社会责任进行了定义。但是在 20 世纪 50 年代这一概念才真正引入学术界进行研究(Carroll, 1999)^[24],且多集中于企业社会责任内涵的界定。目前学者们普遍认同企业应平衡各利益相关者的权益,在兼顾股东利益的同时,也要为雇员、债权人、供应商、消费者以及更广泛的社会群体提供福利(Bowmen, 1953^[1]; Davis, 1973^[2])。20 世纪 80 年代以来,伴随着各类社会和环境问题的出现,企业社会责任很快成为了学术界热议的话题,并取得了颇丰的研究成果(Waddock, 2008)^[5]。

大量研究着眼于企业社会责任的经济后果,将其与公司财务绩效联系在一起,讨论二者间的关系(Margolis and Walsh, 2003)^[8],将企业社会责任作为自变量进行研究(田虹和姜雨峰, 2014)^[7]。近年来,关于企业社会责任前因驱动变量的研究才开始逐渐深入(鲁悦和刘春林, 2018)^[25]。有关企业社会责任影响因素的研究,主要从制度、组织以及个人三个层级展开(祁怀锦和刘艳霞, 2018)^[9],其中,个人层面的研究主要聚焦于管理者的个人特质对企业社会责任的影响,如管理者性别(Manner, 2010^[26]; 黄荷暑和周泽将, 2015^[27])、宗教信仰(曾建光等, 2016)^[28]、是否为海归(文雯和宋建波, 2017^[29]; 李心斐等, 2020^[30])等。进一步地,管理团队在年龄、任期、教育等方面的异质性也会对企业社会责任行为产生影响(孙德升, 2009^[31]; 李冬伟和吴菁, 2017^[32]; 张兆国等, 2018^[33])。上述研究多从企业管理者的人口统计学特征等客观因素来研究个人层面的影响,却鲜有关于管理者价值观、心理特征等主观因素的研究。

随着行为金融学、社会心理学进入大众视野,部分学者开始注意到人的心理特质可能会

对企业社会责任行为造成影响，譬如管理者自信。利用期权价值对自信程度进行间接度量，McCarthy et al. (2017)^[34]发现 CEO 过度自信会降低企业社会责任水平，即两者间存在负相关关系。祁怀锦和刘艳霞 (2018)^[9]研究发现，上述关系亦存在于我国 A 股上市公司，且其负向影响具有区间效应。李思飞等 (2015)^[35]调查发现，在我国私营企业中，管理者过度自信反而会促使企业履行社会责任。靳小翠和郑宝红 (2020)^[36]也发现具有自恋特征的国有企业董事长也更愿意承担企业社会责任。

综合现有研究，针对管理者的主观特质对企业社会责任履行情况的影响研究尚处于探索阶段，并不成熟。由于人的心理特质难以度量，有关管理者短视的实证研究远远落后于理论研究。已有的文献表明，管理者短视严重影响了企业的长期发展战略，损害了投资者利益。但是，尚未有研究将其作为企业社会责任的前因变量，研究它对企业履行社会责任产生的具体影响。在我国，董事长作为管理层的核心人员，相比于其他管理者的权利更大，是企业中最有影响力的决策者 (靳小翠和郑宝红, 2020)^[36]。因此，本文将通过捕捉企业董事长的短视特质，实证考察管理者短视对企业社会责任履行水平的影响，以填补这一领域的研究空白。

三、理论分析与假设提出

根据高层梯队理论，管理者的认知能力、感知能力和价值观等心理特质会影响其战略选择和行动，从而影响企业行为 (Hambrick and Mason, 1984)^[10]。企业社会责任行为是一项重要的战略决策，与其他投资决策一样，需要决策者综合考量企业内部因素 (如管理能力、高管背景特征、公司治理和财务绩效等) 和外部因素 (如投资者、债权人等利益相关者的需求) 后审慎抉择 (杨春方, 2009)^[37]。长、短期利益的权衡本是现代企业管理者的首要任务 (Edmans et al., 2017)^[38]，但对于短视的管理者来说，公司当下绩效和股价变动显得尤为重要，因此他们更愿意为提升短期财务绩效、稳定股价而牺牲公司的长远利益。那么，管理者短视会对企业社会责任履行水平产生何种影响？要想正确回答上述问题，首先要深入剖析管理层从事企业社会责任建设的内在动机。管理层参与社会责任建设的行为动机来自两个方面：价值驱动和机会驱动 (Derwall et al., 2011)^[39]。

1. 价值驱动假说

价值驱动假说认为，管理层承担企业社会责任的关键动机是通过企业社会责任建设实现股东与其他利益相关者利益的统一和联合，提升企业的长期价值 (权小锋和肖红军, 2016)^[40]。大量的研究表明，承担企业社会责任的确能为企业带来良好的财务绩效和长期竞争优

势，证实了“长期经济利益”观点。企业社会责任典型的外部性特征决定了企业社会责任承担所产生的积极影响不是一蹴而就的，而是一个渐进的过程（张兆国等，2013）^[41]，短期内对企业而言是成本的增加而非绩效的提升（Luo and Bhattacharya, 2006）^[42]。一方面，公司的投资机会不容易被外界所观察，经理人只能依据公司业绩对管理者能力进行判断（Lundstrum, 2002）^[43]。根据薪酬扭曲理论，在这种信息不对称的情况下，管理者很可能会出于加薪、维护业内声誉或提高同辈竞争力获得经理人市场的高估值等原因进行短视投资，以快速提升企业短期业绩（Narayanan, 1985）^[44]。另一方面，资本市场投资者的短期趋利性产生的外部压力也会加剧管理者短视。我国目前正处在转型时期，投资者的投机性较强，相较于公司的长期绩效而言，他们更多地关注公司的短期表现，因而在某种程度上对企业社会责任产生了消极影响（祁怀锦和刘艳霞，2018）^[9]。追求自身利益最大化的短视投资者作为公司资源的外部提供方，他们愿意并且有能力采取一些约束与激励手段来控制管理者的战略选择和实施，进而影响组织的行为。结合迎合理论，短视的管理者更倾向于迎合投资者，减少诸如企业社会责任承担一类短期内无法获得回报的“投资”。因此，基于价值驱动假说，我们提出如下假设：

H1a: 在其他条件不变时，管理者短视程度与企业社会责任履行水平之间呈负相关关系。

2. 机会驱动假说

机会驱动假说认为，管理层之所以履行企业社会责任的关键在于自利，也就是说，他们从事企业社会责任建设是以管理层主义为中心的，其目的是实现逐利效应最大化（权小锋和肖红军，2016）^[40]。与“长期经济利益”观点有所不同，管理层主义学者关注到了企业社会责任表现的短期效益。Friedman 是最具代表性的人物之一，他认为企业参与社会责任并非是出于股东利益考虑，而是服务于管理层利益。基于管理层主义，大量文献发现企业社会责任更多体现了一种工具而非价值属性。高勇强等（2012）^[44]研究发现，企业进行慈善捐赠是为了掩盖其内在社会责任缺失问题，很大程度上是“绿领巾”而非“红领巾”。在我国资本市场上，企业社会责任信息的“掩饰效应”降低了管理层出于自利动机隐匿坏消息的成本，却加大了投资者及时发现坏消息隐匿行为的难度（田利辉和王可第，2017）^[45]。通过实证研究，权小锋等（2015）^[46]发现上市公司企业社会责任行为加剧了股价崩盘风险，存在“社会责任崩盘效应”。可见，在我国法治环境尚不完善的情境下，企业社会责任行为可能异化为管理者机会主义行为。由于信息不对称，投资者并不能及时感知到管理层的坏消息隐匿行为，因此管理者从事企业社会责任建设可能沦为伪善工具与“遮羞布”，为管理者掩盖盈利能力不

足或者其他不利消息。短视的管理者为了尽快达到业绩考核标准，巩固现有地位，很可能会通过加大企业社会责任投资来转移股东注意力，回避企业效益不佳等问题。因此，基于机会驱动假说，我们提出以下假设：

H1b: 在其他条件不变时，管理者短视程度与企业社会责任履行水平之间呈正相关关系。

四、研究设计

（一）样本选择与数据来源

本文选取 2010~2020 年间沪深 A 股上市公司作为初始研究样本，并进行了如下筛选：

（1）剔除金融类样本；（2）剔除样本期内被 ST、*ST 以及退市的样本；（3）剔除数据不完整的样本。最终共得到 21557 个年度-公司样本，并对所有连续变量在 99%分位处进行了缩尾处理以排除离群值影响。文中所使用的企业社会责任数据源自和讯网，管理者短视指标来自胡楠等（2021）^[12]的研究，其他数据均从 CSMAR 数据库中获取。

（二）变量的选择和说明

1. 被解释变量

有关研究中企业社会责任履行水平的度量方式主要包括，润灵环球评级（RKS）指数（王士红，2016）^[47]、每股社会贡献值（祁怀锦和刘艳霞，2018）^[9]、和讯网企业社会责任得分（贾兴平和刘益，2014）^[48]。其中，和讯网公布的上市公司社会责任得分从多个方面对企业的社会责任履行情况进行评价，并通过计算得出最终分值^①。在企业社会责任报告的基础上，和讯网的评价体系还同时结合公司年报进行测评，由此得出的企业社会责任得分也更具全面性，尤其是在我国企业社会责任报告披露尚不成熟的情况下（文雯和宋建波，2017）^[29]。因此，最终选取上述得分作为企业社会责任履行水平（CSR）的代理变量。

2. 解释变量

目前衡量管理者短视的指标大致分为两种：一种使用股东的换手率来间接度量管理者短视（Bushee，1998^[17]；刘瑞和陈收，2006^[20]）；另一种则是通过管理者做出的短视投资来体现其短视程度，比如以短期投资与期初总资产的比值论证管理者短视（王海明和曾德明，2013^[23]）。随着文本分析技术的发展，部分学者开始利用该技术对管理者特质进行刻画。胡楠等（2021）^[12]针对公司年报中 MD&A 部分，在 Brochet et al.（2015）^[49]的基础上通过文本分析和机器学习方法确定中文“短期视域”词集，并采用词典法最终构建出管理者短视指

^① 和讯网公布的企业社会责任得分反映了上市公司在股东责任、员工责任、供应商、客户和消费者权益责任、环境责任和社会责任 5 个维度的综合表现，得分越高，企业履行社会责任的情况越好。

标。相较于股票换手率、短期投资占比等只能对管理者短视进行事后评价而不能反映管理者真实认知 (Aghion, 2013) [50]的代理指标, 上述指标构建合理, 能够很好地反映管理者的短视特质, 更具有说服力。因此, 本文选用胡楠等 (2021) [12]构建的短视指标作为管理者短视 (*Myopia*) 的代理变量进行假设检验。

3. 控制变量

参照相关理论和研究成果 (靳小翠和郑宝红, 2020[36]; 胡楠等, 2021[12]), 我们对管理者特征变量, 包括年龄 (*Gage*)、学历 (*Gdegree*)、持股比例 (*Gstock*) 和薪酬水平 (*Gpay*); 企业特征变量, 包括企业规模 (*Size*)、成长性 (*Growth*)、现金比率 (*Cash*)、资产负债率 (*Leverage*)、总资产收益率 (*ROA*)、股权集中度 (*CENT*) 和产权性质 (*SOE*) 进行了控制。具体变量设置见表 1。

表 1 变量设计

变量符号	变量名称	变量定义
<i>CSR</i>	企业社会责任	和讯网公布的上市公司企业社会责任得分
<i>Myopia</i>	管理者短视	胡楠等 (2021) 构建的管理者短视指标
<i>Gage</i>	管理者年龄	董事长的年龄
<i>Gstock</i>	管理者持股比例	董事长持股数量的自然对数, 若董事长持股数为 0, 设定为 0
<i>Gpay</i>	管理者薪酬水平	董事长年薪的自然对数, 若年薪小于 1 万元, 设定为 0
<i>Gdegree</i>	管理者学历	董事长学历水平赋值, 其中中专及以下取 1, 大专取 2, 本科取 3, 硕士研究生取 4, 博士研究生取 5, 其他取 6, MBA/EMBA 取 7
<i>Size</i>	企业规模	年末总资产的自然对数
<i>Leverage</i>	资产负债率	年末总负债与总资产之比
<i>CENT</i>	股权集中度	第一大股东持股数与公司总股本之比
<i>Growth</i>	成长性	公司营业收入增长率
<i>Cash</i>	现金比率	公司年末货币资产与总资产之比
<i>ROA</i>	总资产收益率	公司净利润与年末总资产之比
<i>SOE</i>	产权性质	国有企业取 1, 否则取 0

(三) 模型构建

为了验证管理者短视与企业社会责任履行水平之间的相关关系, 本文构建了以下模型:

$$\begin{aligned}
 CSR_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 Myopia_{i,t} + \beta_2 Gage_{i,t} + \beta_3 Gstock_{i,t} + \beta_4 Gpay_{i,t} + \beta_5 Gdegree_{i,t} \\
 & + \beta_6 Size_{i,t} + \beta_7 Leverage_{i,t} + \beta_8 CENT_{i,t} + \beta_9 Growth_{i,t} + \beta_{10} Cash_{i,t} \\
 & + \beta_{11} ROA_{i,t} + \beta_{12} SOE_{i,t} + \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{i,t}
 \end{aligned} \quad (1)$$

其中, i 代表企业, t 代表年份, λ_i 和 μ_t 分别表示个体和时间效应, $\varepsilon_{i,t}$ 为随机扰动项。

该模型中企业社会责任 (*CSR*) 为因变量, 管理者短视 (*Myopia*) 为自变量, 其他均为控制变量。模型(1)主要考察的变量是管理者短视 (*Myopia*), 若其估计系数显著为负, 则表明管

理者短视会降低企业社会责任履行水平。

五、实证分析

(一) 描述性统计

表 2 是对模型中各变量的描述性统计。其中，企业社会责任的平均得分为 24.18，与最大值 74.33 相差甚远，说明我国上市公司企业社会责任总体水平仍然较低，有待进一步提高。管理者短视的均值为 0.09，标准差为 0.08，最大值为 0.37，这表明各公司管理者的短视程度具有差异性。在主要控制变量方面，董事长的平均年龄在 53 岁左右；企业规模的均值达到 22.19，标准差为 1.34，各公司存在一定的差异；资产负债率的均值为 42.93%，第一大股东持股比例的均值为 34.94%，营业收入增长率的均值为 17.79%；现金比率的均值为 16.92%，总资产收益率的均值为 3.55%，32.63% 的样本公司为国有企业。总体上，不同样本之间的各变量均呈现出一定的差异，这为文章进一步的回归分析提供了有效的数据支撑。

表 2 描述性统计

Variable	N	Mean	SD	P25	Median	P75	Min	Max
<i>CSR</i>	21,557	24.1759	15.5072	16.8100	22.1500	27.3300	-18.4500	74.3300
<i>Myopia</i>	21,557	0.0863	0.0761	0.0324	0.0686	0.1213	0.0000	0.3731
<i>Gage</i>	21,557	53.1411	7.4595	49.0000	53.0000	57.0000	24.0000	88.0000
<i>Gstock</i>	21,557	9.1587	8.3724	0.0000	11.7645	17.5330	0.0000	20.0730
<i>Gpay</i>	21,557	10.2877	5.6167	11.2772	13.0732	13.6716	0.0000	15.4229
<i>Gdegree</i>	21,557	2.9268	1.8954	2.0000	3.0000	4.0000	0.0000	7.0000
<i>Size</i>	21,557	22.1920	1.3423	21.2489	22.0394	22.9639	13.7633	26.1709
<i>Leverage</i>	21,557	0.4293	0.2105	0.2601	0.4203	0.5859	0.0075	0.9264
<i>CENT</i>	21,557	0.3494	0.1488	0.2325	0.3297	0.4500	0.0220	0.7482
<i>Growth</i>	21,557	0.1779	0.4576	-0.0032	0.0952	0.2619	-1.3092	3.0990
<i>Cash</i>	21,557	0.1692	0.1367	0.0743	0.1278	0.2197	-0.1648	0.6752
<i>ROA</i>	21,557	0.0355	0.1349	0.0157	0.0398	0.0701	-8.4626	0.2075
<i>SOE</i>	21,557	0.3263	0.4689	0.0000	0.0000	1.0000	0.0000	1.0000

进一步地，以管理者短视变量的中位数为临界值，我们将样本分为高低两个样本组。本文引入虚拟变量 M ，若某一公司管理者短视变量的数值大于样本中位数认为其短视程度较高，取值为 1，否则为 0。如表 3 所示，高管理者短视的上市公司企业社会责任变量的均值为 24.25，差异检验结果并不显著；而中位数为 21.70，在 1% 水平上显著低于低管理者短视样本组的对应数值，说明相比于低管理者短视样本组，高管理者短视样本组中的上市公司的社会责任履行水平更低，初步验证了假设 H1a。其余各变量的均值和中位数均在两个样本组之间呈现出了不同程度的显著性差异。

另外，我们也对变量进行了相关性检验，结果显示，各变量间相关系数的绝对值均小于0.5，并不存在多重共线性问题。

表 3 分组描述性统计及差异性检验

变量	M=0 (N1=10780)		M=1 (N2=10777)		Diff(N1-N2)			
	均值	中位数	均值	中位数	均值		中位数	
<i>CSR</i>	24.1008	22.5300	24.2511	21.7000	-0.1503	(-0.71)	0.8300***	(4.85)
<i>Gage</i>	53.0580	53.0000	53.2243	53.0000	-0.1663*	(-1.64)	0.0000**	(-2.48)
<i>Gstock</i>	10.4404	14.8279	7.8767	0.0000	2.5637***	(22.75)	14.8279***	(23.32)
<i>Gpay</i>	10.8449	13.1347	9.7303	12.9671	1.1146***	(14.64)	0.1676***	(13.17)
<i>Gdegree</i>	3.0322	3.0000	2.8214	3.0000	0.2108***	(8.18)	0.0000***	(7.12)
<i>Size</i>	22.1162	21.9606	22.2679	22.1168	-0.1517***	(-8.31)	-0.1562***	(-8.38)
<i>Lev</i>	0.4070	0.3935	0.4519	0.4485	-0.0449***	(-15.83)	-0.0550***	(-15.61)
<i>CENT</i>	0.3445	0.3220	0.3543	0.3358	-0.0098***	(-4.82)	-0.0138***	(-4.92)
<i>Growth</i>	0.2034	0.1115	0.1524	0.0784	0.0510***	(8.19)	0.0331***	(11.39)
<i>Cash</i>	0.1818	0.1375	0.1565	0.1183	0.0253***	(13.67)	0.0192***	(13.82)
<i>ROA</i>	0.0422	0.0447	0.0288	0.0350	0.0134***	(7.31)	0.0097***	(16.60)
<i>SOE</i>	0.2582	0.0000	0.3944	0.0000	-0.1362***	(-21.55)	0.0000***	(-21.33)

注：*，**，***分别表示在10%，5%和1%水平显著；均值差异检验时，括号中的数字为T值；中位数差异检验时，括号中的数字为Wilcoxon秩检验Z值。

(二) 基本回归结果

为了进一步论证本文的研究假设，下面将进行回归分析。依据 Hausman 检验结果，同时考虑到对个体效应和时间效应进行有效控制，我们最终选用双向固定效应模型进行回归，具体结果见表 4。其中，第(1)栏只对个体效应和年度效应进行控制，未加入其他任何控制变量；第(2)栏只加入了管理者特征变量；第(3)栏加入了所有控制变量。可以看出，第(1) - (3)栏中，管理者短视 (*Myopia*) 的估计系数均显著为负。我们以第(3)栏为例进行重点分析，*Myopia* 的估计系数为-4.90，对应的 T 值为-3.06，在 1%水平上显著为负。由此可见，管理者短视的确会影响企业的社会责任战略选择，降低企业社会责任水平，验证了假设 H1a，支持价值驱动假说。

在控制变量方面，*Size*、*CENT* 和 *ROA* 的估计系数显著为正，说明企业规模、第一大股东持股比例以及总资产收益率均与企业社会责任履行水平呈显著正相关关系；*Leverage* 的估计系数显著为负，说明较高的资产负债率会削弱企业履行社会责任的积极性。

表 4 基本回归结果

	(1)		(2)		(3)	
<i>Myopia</i>	-9.6013***	(-5.6740)	-9.5606***	(-5.6735)	-4.9033***	(-3.0592)

<i>Gage</i>	0.0203	(0.7162)	-0.0020	(0.0758)
<i>Gstock</i>	0.1088***	(3.3508)	0.0461	(1.5893)
<i>Gpay</i>	0.0733*	(1.8496)	0.0540	(1.4508)
<i>Gdegree</i>	0.1794	(1.6021)	0.1359	(1.3195)
<i>Size</i>			4.2948***	(15.4155)
<i>Leverage</i>			-12.9614***	(-9.8996)
<i>CENT</i>			3.9164*	(1.8892)
<i>Growth</i>			1.9076	(8.7596)
<i>Cash</i>			-0.3602	(-0.3187)
<i>ROA</i>			12.2510***	(3.2436)
<i>SOE</i>			0.2993	(0.3079)
常数项	29.5074***	(79.8253)	26.3268***	(16.8289)
<i>YEAR</i>	是		是	是
<i>FIRM</i>	是		是	是
样本量	21,557		21,557	21,557
R ²	0.1618		0.1642	0.2325

注：*，**，***分别表示在10%，5%和1%水平显著，括号中的数字为T值。下同。

六、稳健性检验

（一）内生性问题

1. 基于两阶段残差介入法的进一步检验

参照胡楠等（2021）^[12]的做法，我们利用两阶段残差介入法进行了内生性检验：第一阶段，将 *Myopia* 作为因变量重新构建模型(2)，通过回归得到残差值，并以此代表增量的管理者短视 (*Residual*)；第二阶段，将上一阶段回归得到的 *Residual* 代入模型(1)重新进行回归。为确保文章选择的短视文本指标的合理性，在模型(1)的基础上，模型(2)增加了驱动管理者短视的环境因素变量，包括机构投资者持股比例 (*Instholder*) 以及分析师关注度 (*Analyst*) 和短期投资比例 (*Shortinves*) 这一常见短视代理变量^①。

$$\begin{aligned}
 Myopia_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 Instholder_{i,t} + \beta_2 Analyst_{i,t} + \beta_3 Shortinves_{i,t} + \beta_4 Gage_{i,t} \\
 & + \beta_5 Gstock_{i,t} + \beta_6 Gpay_{i,t} + \beta_7 Gdegree_{i,t} + \beta_8 Size_{i,t} + \beta_9 Leverage_{i,t} \\
 & + \beta_{10} CENT_{i,t} + \beta_{11} Growth_{i,t} + \beta_{12} Cash_{i,t} + \beta_{13} ROA_{i,t} + \beta_{14} SOE_{i,t} + \lambda_i + \mu_i + \varepsilon_{i,t}
 \end{aligned} \quad (2)$$

上述两阶段的回归结果在表 5 中进行报告。回归结果显示，控制了潜在内生性问题之后，管理者短视对企业履行社会责任的负面影响依旧存在，可见上文关于管理者短视对企业社会责任的影响的有关结论是稳健的。

^① 机构投资者持股比例：公司机构投资者持股数与公司总股数之比。分析师关注度：公司的分析师（或团队）跟踪人数加 1 的自然对数。短期投资比例：公司短期投资与公司年末总资产之比。短期投资=交易性金融资产+可供出售金融资产净额+持有至到期投资净额。

表 5 基于两阶段残差介入法的检验结果

	(1)		(2)	
	<i>Myopia</i>		<i>CSR</i>	
<i>Residual</i>			-4.1618***	(-2.5796)
<i>Instholder</i>	-0.0116	(-1.6150)		
<i>Analyst</i>	-0.0031***	(-4.0192)		
<i>Short_Inves</i>	0.0128	(0.9342)		
<i>Gage</i>	0.0001	(0.5569)	0.0021	(0.0789)
<i>Gstock</i>	-0.0002	(-1.1546)	0.0475	(1.6283)
<i>Gpay</i>	0.0000	(0.1111)	0.0541	(1.4484)
<i>Gdegree</i>	0.0010*	(1.8383)	0.1332	(1.2666)
<i>Size</i>	-0.0021	(-1.0411)	4.3797***	(15.3245)
<i>Leverage</i>	0.0114*	(1.6384)	-13.3785***	(-9.9217)
<i>CENT</i>	-0.0334***	(-2.9678)	3.7384*	(1.7339)
<i>Growth</i>	-0.0065**	(-5.4221)	1.9499***	(8.8431)
<i>Cash</i>	-0.0326***	(-4.7905)	-0.0322	(-0.0280)
<i>ROA</i>	-0.0190***	(-3.0786)	12.2474***	(3.2191)
<i>SOE</i>	0.0043	(0.7613)	0.3742	(0.3841)
常数项	0.1747***	(4.2215)	-63.9466***	(-10.6980)
<i>YEAR</i>	是		是	
<i>FIRM</i>	是		是	
样本量	21,266		21,266	
R ²	0.0554		0.2337	

2. 基于动态面板模型的进一步检验

参考田国强等 (2020) [51], 考虑到当期的企业社会责任水平可能会受到前期值的影响而呈现出惯性特征, 以及企业社会责任水平与公司个体特征间潜在的因果关系, 即可能存在内生性问题。因此, 我们在模型(1)中加入被解释变量的一阶滞后项 (*L.CSR*), 采用两步系统广义矩估计法 (two-step sys-GMM) 进行回归估计。

如表 6 所示, 残差存在一阶自相关而不存在二阶自相关, 通过了 Arellano-Bond 检验; Hansen 检验的 P 值大于 0.1, 接受工具变量有效的原假设, 表明模型设定合理。*L.CSR* 的估计系数显著为正, 表明企业履行社会责任这一行为具有较明显的惯性特征。管理者短视 (*Myopia*) 的回归系数仍然显著为负, 与上文实证结果保持一致, 说明基准回归结果并不依赖于特定的计量方法。

表 6 动态面板回归的检验结果

	估计系数	T 值
<i>L.CSR</i>	0.1814**	2.0705
<i>Myopia</i>	-6.4987**	-2.0532

<i>Gage</i>	-0.8744	-1.0117
<i>Gstock</i>	0.2524	1.0588
<i>Gpay</i>	0.3858	1.3471
<i>Gdegree</i>	1.5733	0.8300
<i>Size</i>	-0.1169	-0.0198
<i>Leverage</i>	4.0071	0.1693
<i>CENT</i>	-28.8998	-0.8342
<i>Growth</i>	0.2989	0.0611
<i>Cash</i>	83.1864**	2.0393
<i>ROA</i>	11.8937	0.6639
<i>SOE</i>	20.8737*	1.8424
常数项	44.2456	0.3547
<i>YEAR</i>		是
样本量		18,653
AR(1)-p 值		0.000
AR(2)-p 值		0.120
Hansen-p 值		0.312

3. 针对同期内生性的进一步处理

为缓解同期性带来的内生性问题，我们将模型(1)中控制变量均滞后一期再重新进行回归估计。如表 7 所示，管理者短视 (*Myopia*) 的回归系数仍然显著为负，与表 4 所示结果基本一致，说明本文的基本结论是可靠的。

表 7 控制变量滞后一期的检验结果

	估计系数	T 值
<i>Myopia</i>	-10.3292***	-5.8062
<i>L.Gage</i>	-0.0050	-0.16 40
<i>L.Gstock</i>	0.0375	1.1799
<i>L.Gpay</i>	0.0828**	1.9756
<i>L.Gdegree</i>	-0.0544	-0.4186
<i>L.Size</i>	2.0920***	7.0104
<i>L.Leverage</i>	-6.3660***	-4.8153
<i>L.CENT</i>	4.7352**	2.0896
<i>L.Growth</i>	1.9335***	8.3608
<i>L.Cash</i>	0.7054	0.5536
<i>L.ROA</i>	2.1068**	2.1813
<i>L.SOE</i>	-0.3445	-0.2867
常数项	-13.6181**	-2.11 48
<i>YEAR</i>		是
<i>FIRM</i>		是
样本量		18,653
R ²		0.1844

（二）其他稳健性检验

1. 更换核心变量的测度方式

第一，更换被解释变量的测度方式。我们重新选用每股社会贡献值对 CSR 进行度量^①。更换被解释变量的度量方式之后重新进行估计，结果见表 8 第（1）列。第二，更换解释变量的测度方式。基于迎合理论，当投资者短视时，管理者会迎合投资者而采取短视行为，本文参照以往文献中的普遍做法，采用股票换手率来间接度量管理者短视程度。股票换手率指标来源于 RESSET 数据库。考虑到数据的可比性，我们将获取到的年股票换手率对数化处理重新参与回归，结果如表 8 第（2）列所示。上述结果均显示，更换核心变量的测度方式之后，回归结果基本保持不变，再次证实了价值驱动假说。

表 8 更换核心变量的检验结果

	(1)		(2)	
<i>Myopia</i>	-0.4563***	(-3.9320)	-0.6602***	(-5.2477)
<i>Gage</i>	-0.0019	(-1.0729)	-0.0007	(-0.0250)
<i>Gstock</i>	-0.0015	(-0.5754)	0.0462	(1.5791)
<i>Gpay</i>	0.0036	(1.2078)	0.0451	(1.2155)
<i>Gdegree</i>	-0.0103	(-1.2591)	0.1137	(1.0874)
<i>Size</i>	0.3269***	(10.3463)	4.3484***	(13.7830)
<i>Leverage</i>	0.1866	(1.4663)	-12.7656***	(-8.0036)
<i>CENT</i>	0.9139***	(4.8793)	3.2267	(1.4923)
<i>Growth</i>	0.2246***	(9.1218)	1.7575***	(7.4119)
<i>Cash</i>	0.8115***	(6.6067)	-0.2308	(-0.1998)
<i>ROA</i>	1.8220***	(3.4680)	19.1983***	(3.9206)
<i>SOE</i>	-0.0644	(-0.7643)	0.7106	(0.7285)
常数项	-6.3954***	(-9.4036)	-59.2248***	(-9.0046)
<i>YEAR</i>	是		是	
<i>FIRM</i>	是		是	
样本量	19,992		20,968	
R ²	0.2069		0.2414	

2. 改变样本容量

创业板与主板和中小板的上市公司在企业性质等方面存在的差异可能会影响文章的实证结果，因此我们剔除掉创业板上市公司样本，重新进行回归估计。如表 9 所示，与前文基本回归结果一致，管理者短视 (*Myopia*) 的估计系数依旧显著为负，这说明本文的研究结论

^① 参照上海证券交易所 2008 年发布《关于加强上市公司社会责任承担工作的通知》中的定义，本文采用如下方式计算每股社会贡献值：每股社会贡献值=（净利润+所得税费用+营业税金及附加+支付给职工和为职工支付的现金+本期应付职工薪酬-上期应付职工薪酬+财务费用）/期初和期末总股份的平均值。

是可靠的。

表 9 改变样本容量的检验结果

	估计系数	T 值
<i>Myopia</i>	-4.3323**	-2.5156
<i>Gage</i>	0.0045	0.1535
<i>Gstock</i>	0.0512	1.5523
<i>Gpay</i>	0.0499	1.2527
<i>Gdegree</i>	0.1583	1.3954
<i>Size</i>	4.4567***	14.3587
<i>Leverage</i>	-14.5934***	-10.0785
<i>CENT</i>	4.1467*	1.8005
<i>Growth</i>	1.4872***	7.4617
<i>Cash</i>	1.5981	1.0984
<i>ROA</i>	10.1918***	2.9027
<i>SOE</i>	0.0885	0.0821
常数项	-64.4779***	-9.8101
<i>YEAR</i>		是
<i>FIRM</i>		是
样本量		17,612
R ²		0.2332

七、进一步的研究

（一）业绩压力的影响

公司内部的业绩水平、治理结构和外部的竞争环境、制度环境均会对企业承担社会责任的能力和意愿造成影响（文雯和宋建波，2017）^[29]。必要的经济实力是企业承担社会责任的前提保障，业绩好的企业才有闲置资源可投入到社会责任活动中，以追求长期发展。此外，若业绩未达预期，公司可能会对管理人员采取解聘、撤换等措施来改善公司绩效。管理人员往往不愿承担如此的风险和损失而进行管理者防御，即管理者会减少企业社会责任投入转而选择获利快的短期项目，以求尽快达到业绩考核标准，降低风险。因此，业绩压力使管理者倾向于短视选择，管理者短视对企业社会责任的负面影响也会更加明显。事实是否与理论分析一致呢？我们下面进行分析。

我们根据是否存在业绩压力对模型(1)进行分组检验。借鉴贺亚楠等（2019）^[52]的做法，若某一公司总资产收益率小于样本均值认为其面临亏损的业绩压力（*Pressure*），取值为 1，否则为 0。如表 10 所示，对于存在业绩压力的公司，管理者短视与企业社会责任水平之间的回归系数为-4.65，且在 5%水平上显著，说明管理者短视仍对企业社会责任有显著负向影

响；而对于不存在业绩压力的公司，管理者短视与企业社会责任水平之间的回归系数并不显著。借鉴连玉君等（2010）^[53]的做法，本文采用“自体抽样法（bootstrap）”进行组间差异性检验。在这种分组情况下，最终得到的经验 p 值为 0.001，在 1%水平上显著，通过了检验。以上结果表明，当公司盈利水平低，面临亏损的业绩压力时，管理者短视对企业社会责任的负面影响更为显著。

表 10 业绩压力分组回归结果

	(1) Pressure=1		(2) Pressure=0	
<i>Myopia</i>	-4.6450**	(-2.1472)	-2.1563	(-0.9898)
<i>Gage</i>	-0.0203	(-0.6008)	0.0346	(0.9660)
<i>Gstock</i>	0.0137	(0.3274)	0.0276	(0.8046)
<i>Gpay</i>	0.0218	(0.4368)	0.0889*	(1.7916)
<i>Gdegree</i>	0.2437	(1.5408)	0.1044	(0.8225)
<i>Size</i>	4.1802***	(10.9822)	4.9017***	(12.4851)
<i>Leverage</i>	-12.9741***	(-7.0470)	-2.4934*	(-1.6586)
<i>CENT</i>	4.4985	(1.4987)	-3.4842	(-1.2671)
<i>Growth</i>	2.1203***	(6.7541)	-0.4973**	(-2.2711)
<i>Cash</i>	2.2041	(1.1012)	-3.6728**	(-2.8268)
<i>ROA</i>	8.5313***	(3.5017)	52.3857***	(10.2677)
<i>SOE</i>	-0.3757	(-0.3858)	3.4694*	(1.7928)
常数项	-60.5606***	(-7.5857)	-79.1026***	(-9.3743)
<i>YEAR</i>	是		是	
<i>FIRM</i>	是		是	
样本量	9,834		11,723	
R ²	0.2203		0.1935	
经验 p 值	0.001***			

注：“经验 p 值”检验组间 *Myopia* 系数差异的显著性，通过自体抽样(Boot-strap) 1000 次得到，下同。

（二） 监督因素的影响

1. 董事会与监事会治理

董事会与监事会的有效监督对提高公司业绩、降低价值减损至关重要。相比管理者追求企业短期利润最大化，董事会与监事会更加注重企业各方面的长期、综合发展。因此，在控制权和监督权分离的情况之下，董事会与监事会治理能够有效遏制管理人员的短视利己行为，降低企业价值损失。我们预期较高的董事会与监事会治理水平能够弱化管理者短视对企业社会责任的负面影响，具有调节作用。接下来将对此进行检验。

借鉴傅传锐和洪运超（2018）^[54]的做法，本文采用因子分析法进行变量降维，加权计算

因子综合得分，以此作为董事会与监事会治理指数（*BGI*）的代理指标^①。以 *BGI* 的中位数为界限，将样本划分为高低两个组进行分组检验。如表 11 所示，在治理水平较低的样本中，管理者短视仍对企业社会责任有显著负向影响；而董事会与监事会治理水平较高时，管理者短视与企业社会责任水平之间的回归系数并不显著，且通过了差异性检验。这说明，董事会与监事会治理能够约束管理者机会主义行为，削弱管理者短视对企业社会责任的负面影响。

表 11 董事会与监事会治理的分组回归结果

	(1) 低治理水平组		(2) 高治理水平组	
<i>Myopia</i>	-4.9518**	(-2.2885)	-3.2301	(-1.3893)
<i>Gage</i>	-0.0063	(-0.1757)	-0.0106	(-0.2690)
<i>Gstock</i>	0.0469	(1.1869)	0.0511	(1.1765)
<i>Gpay</i>	0.0899*	(1.7362)	0.0168	(0.3358)
<i>Gdegree</i>	-0.0869	(-0.6812)	0.1694	(1.1160)
<i>Size</i>	4.1861***	(10.3297)	4.6925***	(11.5614)
<i>Leverage</i>	-13.4650***	(-8.7486)	-10.7646***	(-4.7732)
<i>CENT</i>	7.6641***	(2.8510)	0.8580	(0.2756)
<i>Growth</i>	2.1166***	(7.3653)	1.2466	(3.4847)
<i>Cash</i>	0.3471	(0.2647)	-0.0867	(-0.0465)
<i>ROA</i>	8.3294***	(2.7762)	31.7762***	(3.2823)
<i>SOE</i>	1.4350	(0.9929)	0.4584	(0.3630)
常数项	-61.3035***	(-7.2137)	-69.6182***	(-8.1441)
<i>YEAR</i>	是		是	
<i>FIRM</i>	是		是	
样本量	10,781		10,776	
R ²	0.2116		0.2646	
经验 p 值			0.086*	

2. 分析师关注度

作为资本市场舆论工具，分析师在企业社会责任消息的传递过程中扮演着重要的角色。第一，分析师具备专业的信息搜集和加工能力，能够对其掌握的公司、行业和资本市场等多个层面的海量信息进行分析，进而对企业价值进行预测与评级。一旦分析师发现管理者存在机会主义行为，则会降低公司的市场估值（Chauvin and Hirschey, 1993）^[55]，这将使管理者短视等机会主义行为受到约束。第二，分析师报道能够降低企业与外界投资者的信息不对称，缓解第一类代理冲突，对管理层起到监督作用。同时，分析师的高度关注必然会引起更多的市场关注与监督，能够有效地抑制管理者谋求私利的行为。综上，分析师的高度关注能够直

^① 本文选取的治理监督因素分别为董事会规模、独立董事比例、独立董事与上市公司工作地点是否一致（一致为 1，否则为 0）、董事长与总经理两职合一（一致为 1，否则为 0）、委员会设立个数、董事会会议召开次数以及监事会规模。

接或间接地对管理者行为产生约束和监督作用。因此，分析师的高度关注能够削弱管理者短视对企业社会责任水平的负向影响。

参照以往做法，我们采用年度内上市公司的分析师（或团队）跟踪人数加 1 的自然对数来测度分析师关注度。接下来以分析师关注度的中位数为界，将整个样本分为高低两个样本组，并利用模型(1)进行分组检验。如表 12 所示，对于分析师关注度较低的样本公司，管理者短视与企业社会责任水平之间的回归系数为-6.39，且在 1%水平上显著，表明管理者短视对企业社会责任的负向影响依旧存在；而对于分析师关注较高的样本公司，管理者短视与企业社会责任水平之间的回归系数并不显著。差异性检验结果进一步证实了分析师关注的调节作用。这说明，作为公司的一项外部治理机制，分析师的高度关注能够抑制管理者短视对企业社会责任的负面作用。

表 12 分析师关注度的分组回归结果

	(1) 低分析师关注组		(2) 高分析师关注组	
<i>Myopia</i>	-6.3857***	(-3.4789)	-1.0123	(-0.3812)
<i>Gage</i>	-0.0084	(-0.2698)	0.0438	(1.0011)
<i>Gstock</i>	0.0431	(1.2550)	0.0121	(0.2812)
<i>Gpay</i>	0.0327	(0.7925)	0.0382	(0.6228)
<i>Gdegree</i>	0.1841	(1.5245)	0.1069	(0.6384)
<i>Size</i>	3.2173***	(9.7436)	7.5193***	(12.8980)
<i>Leverage</i>	-14.4055***	(-9.6715)	-3.8683*	(-1.8577)
<i>CENT</i>	7.7890***	(3.0681)	-5.9015*	(-1.6847)
<i>Growth</i>	1.9288***	(8.3932)	0.2123	(0.5721)
<i>Cash</i>	4.2809***	(2.8566)	-7.5473***	(-4.3900)
<i>ROA</i>	8.7780***	(3.0480)	74.2078***	(9.6486)
<i>SOE</i>	0.0953	(0.0973)	4.1601**	(2.2434)
常数项	-42.2388***	(-6.1991)	-133.8910***	(-10.6195)
<i>YEAR</i>		是		是
<i>FIRM</i>		是		是
样本量		11,192		10,365
R ²		0.1950		0.3025
经验 p 值				0.000***

八、结论

基于高层梯队理论，本文就管理者短视能否对企业履行社会责任产生影响进行了实证检验。利用 2010 至 2020 年间沪深 A 股上市公司数据，通过理论推导与实证检验，我们发现，管理者短视与企业社会责任呈负显著相关关系，管理者短视降低了企业社会责任履行水平。一系列的检验显示，上述结论具有稳健性。进一步的分析表明，当企业承受较大业绩

压力时,管理者短视对企业社会责任的负面影响会更加明显;董事会与监事会治理能够一定程度抑制管理者短视对企业社会责任的负面影响;分析师的高度关注能够削弱管理者短视对企业社会责任的负面影响。

本文得出以下启示:第一,短视的管理者往往会为了提升短期业绩而尽量减少诸如企业社会责任承担一类短期内无法获得回报的“投资”。薪资待遇的规律性上涨有利于增强高管的自信程度,缓解高管面临的业绩压力。因此,制定合理的薪资调整机制能够有效减少管理者的短视行为,帮助企业更好地实现可持续发展。第二,财务绩效不仅是企业承担社会责任的经济支撑,还会通过影响高管心理,进一步影响公司的社会责任履行水平。上市公司在布局社会责任战略时应该对自身经营状况和绩效水平加以考虑。第三,有效的监督机制能够及时避免管理者的自利行为和短视行为,有助于企业的长远发展。进一步完善内部治理结构,强化董事会与监事会监督职能,是公司抑制管理者短视等机会主义行为的有效途径。

参考文献

- [1]Bowen, H. R. Social Responsibility of the Businessman[M]. New York: Harper & Row, 1953.
- [2]Davis, K. The Case for and Against Business Assumption of Social Responsibilities[J]. Academy of Management Journal, 1973, 16(2): 312-322.
- [3]Stein, J. C. Efficient Capital Markets, Inefficient Firms: A Model of Myopic Corporate Behavior[J]. The Quarterly Journal of Economics, 1989, 104(4): 655-669.
- [4]Laverty, K. J. Economic “Short-Termism”: The Debate, the Unresolved Issues, and the Implications for Management Practice and Research[J]. Academy of Management Review, 1996, 21(3): 825-860.
- [5]Waddock, S. Building a New Institutional Infrastructure for Corporate Responsibility[J]. Academy of Management Perspectives, 2008, 22(3): 87-108.
- [6]Nikolaeva, R., and M. Bicho. The Role of Institutional and Reputational Factors in the Voluntary Adoption of Corporate Social Responsibility Reporting Standards[J]. Journal of the Academy of Marketing Science, 2011, 39(1): 136-157.
- [7]田虹, 姜雨峰. 企业社会责任履行的动力机制研究[J]. 审计与经济研究, 2014 (6): 65-74.
- [8]Margolis, J. D., and J. P. Walsh. Misery Loves Companies: Rethinking Social Initiatives by Business[J]. Administrative Science Quarterly, 2003, 48(2): 268-305.
- [9]祁怀锦, 刘艳霞. 管理者自信会影响企业社会责任行为吗?——兼论融资融券制度的公司外部治理效应[J]. 经济管理, 2018, 40(5): 143-158.
- [10]Hambrick, D. C., and P. A. Mason. Upper Echelons: The Organization as a Reflection of Its Top Managers[J]. Academy of Management Review, 1984, 9(2): 193-206.
- [11]Mosakowski, E., and P. C. Earley. A Selective Review of Time Assumptions in Strategy Research[J]. Academy of Management Review, 2000, 25(4): 796-812.
- [12]胡楠, 薛付婧, 王昊楠. 管理者短视主义影响企业长期投资吗——基于文本分析和机器学习[J]. 管理世界, 2021, 37(5): 139-156.
- [13]钟宇翔, 吕怀立, 李婉丽. 管理层短视、会计稳健性与企业创新抑制[J]. 南开管理评论, 2017(6):163-177.

- [14]Narayanan, M. P. Managerial Incentives for Short-Term Results[J]. *The Journal of Finance*, 1985, 40(5): 1469-1484.
- [15]Shleifer, A., and R. W. Vishny. Equilibrium Short Horizons of Investors and Firms[J]. *The American Economic Review*, 1990, 80(2): 148-153.
- [16]Stein, J. C. Takeover Threats and Managerial Myopia[J]. *Journal of Political Economy*, 1988, 96(1): 61-80.
- [17]Bushee, B. J. The Influence of Institutional Investors on Myopic R&D Investment Behavior[J]. *Accounting Review*, 1998: 305-333.
- [18]吴战箴, 李素银. 管理者自利与短视行为研究——基于上市公司证券投资的角度[J]. *经济经纬*, 2012(1): 137-141.
- [19]饶育蕾, 王颖, 王建新. CEO 职业生涯关注与短视投资关系的实证研究[J]. *管理科学*, 2012, 25(5): 30-40.
- [20]刘端, 陈收. 中国市场管理者短视、投资者情绪与公司投资行为扭曲研究[J]. *中国管理科学*, 2012(2): 16-23.
- [21]龚靓, 张志宏. 创业板上市公司 IPO 超募融资、管理者短视与迎合性投资行为关系研究[J]. *统计与决策*, 2013(5): 151-153.
- [22]罗琦, 宋梦薇. 市场情绪, 公司投资与管理者薪酬——基于股票论坛的经验证据[J]. *经济管理*, 2021, 43(9): 120-136.
- [23]王海明, 曾德明. 管理者短视偏差对企业投资行为影响研究——一个基于股东短期利益压力视角的实证[J]. *财经理论与实践*, 2013(1): 34-38.
- [24]Carroll, A. B. Corporate Social Responsibility: Evolution of a Definitional Construct[J]. *Business & Society*, 1999, 38(3): 268-295.
- [25]鲁悦, 刘春林. 期望绩效反馈对企业社会责任行为的影响——基于利益相关者视角[J]. *经济与管理研究*, 2018, 39(05): 78-89.
- [26]Manner, M. H. The Impact of CEO Characteristics on Corporate Social Performance[J]. *Journal of Business Ethics*, 2010, 93(1): 53-72.
- [27]黄荷暑, 周泽将. 女性高管、信任环境与企业社会责任信息披露——基于自愿披露社会责任报告 A 股上市公司的经验证据[J]. *审计与经济研究*, 2015(4): 30-39.
- [28]曾建光, 张英, 杨勋. 宗教信仰与高管层的个人社会责任基调[J]. *管理世界*, 2016(4): 97-110.
- [29]文雯, 宋建波. 高管海外背景与企业社会责任[J]. *管理科学*, 2017, 30(2): 119-131.
- [30]李心斐, 程宝栋, 许恒, 等. 高管“海归”背景有助于企业社会责任履行吗?——基于 A 股上市公司的经验数据[J]. *经济管理*, 2020, 42(11): 56-72.
- [31]孙德升. 高管团队与企业社会责任: 高阶理论的视角[J]. *科学学与科学技术管理*, 2009, 30(4): 188-193.
- [32]李冬伟, 吴菁. 高管团队异质性对企业社会绩效的影响[J]. *管理评论*, 2017, 29(12): 84-93.
- [33]张兆国, 曹丹婷, 张弛. 高管团队稳定性会影响企业技术创新绩效吗——基于薪酬激励和社会关系的调节作用研究[J]. *会计研究*, 2018, (12): 48-55.
- [34]McCarthy, S., B. Oliver, and S. Song. Corporate Social Responsibility and CEO Confidence[J]. *Journal of Banking & Finance*, 2017, 75: 280-291.
- [35]李思飞, 侯梦虹, 王迪. 管理层过度自信与企业社会责任履行[J]. *金融评论*, 2015, 7(5): 58-69, 124.
- [36]靳小翠, 郑宝红. 国有企业董事长的自恋性与企业社会责任研究[J]. *管理评论*, 2020, 32(10): 229-244.
- [37]杨春方. 中国企业社会责任影响因素实证研究[J]. *经济学家*, 2009, 1(1): 66-76.
- [38]Edmans, A., V. W. Fang, and K. A. Lewellen. Equity Vesting and Investment[J]. *The Review of Financial Studies*, 2017, 30(7): 2229-2271.
- [39]Derwall, J., K. Koedijk, and J. T. Horst. A tale of values-driven and profit-seeking social investors[J]. *Journal*

of Banking & Finance, 2011, 35(8): 2137-2147.

[40]权小锋, 肖红军. 社会责任披露对股价崩盘风险的影响研究:基于会计稳健性的中介机理[J]. 中国软科学, 2016, (6): 80-97.

[41]张兆国, 靳小翠, 李庚秦. 企业社会责任与财务绩效之间交互跨期影响实证研究[J]. 会计研究, 2013 (8): 32-39+96.

[42]Luo, X., and C. B. Bhattacharya. Corporate Social Responsibility, Customer Satisfaction, and Market Value[J]. Journal of Marketing, 2006, 70(4): 1-18.

[43]Lundstrum, L. L. Corporate Investment Myopia: A Horserace of the Theories[J]. Journal of Corporate Finance, 2002, 8(4): 353-371.

[44]高勇强, 陈亚静, 张云均. “红领巾”还是“绿领巾”:民营企业慈善捐赠动机研究[J]. 管理世界, 2012, (8): 106-114+146.

[45]田利辉, 王可第. 社会责任信息披露的“掩饰效应”和上市公司崩盘风险——来自中国股票市场的 DID-PSM 分析[J]. 管理世界, 2017, (11): 146-157.

[46]权小锋, 吴世农, 尹洪英. 企业社会责任与股价崩盘风险:“价值利器”或“自利工具”?[J]. 经济研究, 2015, 50(11): 49-64.

[47]王士红. 所有权性质、高管背景特征与企业社会责任披露——基于中国上市公司的数据[J]. 会计研究, 2016, (11): 53-60+96.

[48]贾兴平, 刘益. 外部环境、内部资源与企业社会责任[J]. 南开管理评论, 2014, 17(6): 13-18+52.

[49]Brochet, F., M. Loumiot, and G. Serafeim. Speaking of the Short-Term: Disclosure Horizon and Managerial Myopia[J]. Review of Accounting Studies, 2015, 20(3): 1122-1163.

[50]Aghion, P., J. V. Reenen, and L. Zingales. Innovation and Institutional Ownership[J]. American Economic Review, 2013, 103(1): 277-304.

[51]田国强, 李双建. 经济政策不确定性与银行流动性创造:来自中国的经验证据[J]. 经济研究, 2020, 55(11): 19-35.

[52]贺亚楠, 张信东, 郝盼盼. 管理者短视下 R&D 操纵与业绩兼顾行为[J]. 财经论丛, 2019, (12): 66-75.

[53]连玉君, 彭方平, 苏治. 融资约束与流动性管理行为[J]. 金融研究, 2010 (10): 158-171.

[54]傅传锐, 洪运超. 公司治理、产品市场竞争与智力资本自愿信息披露——基于我国 A 股高科技行业的实证研究[J]. 中国软科学, 2018 (5): 123-134.

[55]Chauvin, K. W., and M. Hirschey. Advertising, R&D Expenditures and the Market Value of the Firm[J]. Financial Management, 1993, 22: 128-140.