

“固本”方能“枝荣”： 民营企业慈善捐赠本地偏好对企业绩效 稳定性的影响研究

汤临佳¹, 王龙宇², 俞灵丽²

(1. 浙江工业大学中国中小企业研究院, 浙江 杭州 310023; 2. 浙江工业大学管理学院, 浙江 杭州 310023)

摘要: 首先, 基于制度理论以及关系网络视角, 探讨民营企业慈善捐赠的本地偏好对企业绩效稳定性的积极作用; 其次, 基于 2007—2021 年中国沪深 A 股上市民营企业数据的研究结果证实以上假设, 并从信息传递的视角证明信息传递能力可有效增强主效应; 最后, 验证本地政商关系和本地社区关系所起到的机制效应。研究结论对民营企业社会责任行为以及企业高质量发展等议题具有积极的理论意义。

关键词: 慈善捐赠本地偏好; 企业社会责任; 绩效稳定性; 制度环境; 民营企业

中图分类号: F272

文献标识码: A

文章编号: 1005-0566(2024)08-0133-11

Deep root then branching leaves: Research on the local preference of private enterprises' charity donation and firms' performance stability

TANG Linjia¹, WANG Longyu², YU Lingli²

(1. China Institute For Small & Medium Enterprises, ZJUT, Hangzhou 310023, China;

2. College of Management, ZJUT, Hangzhou 310023, China)

Abstract: Based on the institutional theory and the perspective of relationship networks, this paper explores the positive effect of local preferences of private enterprises' charity donations on performance stability. The research results using the private enterprises listed on the Shanghai and Shenzhen A-shares in China from 2007 to 2021 prove the above hypothesis. We further examine the moderating effect from the perspective of information transmission, proving that the ability to disseminate and receive information can effectively enhance the positive relationships. This article also verifies that local government-enterprise relationships and the local community relationships are the intermediary mechanisms. This article explores the theory of social responsibility of private enterprises as well as firms' high-quality development under the unique institutional background of China's transitional economy, which also has important practical implications.

Key words: local preference of charity donation; corporate social responsibility; performance stability; institutional environment; private enterprise

收稿日期: 2024-04-08 修回日期: 2024-05-16

基金项目: 国家社会科学基金项目“数字赋能乡村共富基本单元的构建机理、溢出效应和实现路径研究”(22BJY204)。

作者简介: 汤临佳(1983—), 男, 浙江杭州人, 博士, 浙江工业大学中国中小企业研究院教授、博士生导师, 研究方向为中小企业创新管理。

改革开放 40 余年以来,我国民营企业经历了从无到有、从小到大的飞速发展,创造了一个又一个中国奇迹,特别是在创业就业、技术创新、企业社会责任履行等多个方面对社会经济发展产生了举足轻重的作用^[1]。然而,现实观察中也伴随而来“阵痛”,诸多知名民企在内外环境冲击下绩效大幅波动甚至破产倒闭。在新发展格局下,民营企业的稳健经营已不仅是企业自身健康运行的内在要求,也是影响区域经济高质量发展的基本元素。因此,从理论和实践交叉的视角探讨民营企业能否以及如何保持“枝繁叶茂”,具有很强的现实意义和理论价值。

尽管已有研究大量地从环境、组织、个体等多个层面探讨影响企业绩效稳定的成因^[2-3],制度环境被认为是影响企业稳健经营的最重要因素之一^[5]。我国制度环境表现出较强的不均衡性和不确定性^[5-6],而民营企业的成长又与所在地的制度环境息息相关,表现出较强的本地根植性^[7]。民营企业往往受到当地辖区政府的管辖,并且其主要利益相关者也来自本地,因此企业会通过多种经济性和非经济性的形式来改善企业的本地关系网络^[8]。有研究指出,不稳定的制度环境往往会产生制度空隙,这一概念强调了这种独特的制度特征如何促成组织行动,即组织可以采取一定的战略进而从制度空隙中获取收益,无论是以制度缺失还是失灵的形式出现,都为那些拥有解决这些问题的企业变相提供了竞争优势^[9]。

Darendeli 等^[10]的研究发现,企业投资于当地社会福利项目以及与当地其他家族建立的社会关系为企业赢得了广泛的合法性。实践中,我国民营企业也倾向采用在所在地履行更多的企业社会责任来克服制度空隙所带来的负面效应,这集中体现在民营企业慈善捐赠行为表现出很强的本地偏好性。已有研究关注到了企业社会责任履行对正式制度空隙的填补作用。如从非正式制度压力到企业社会责任如何抉择的转变过程^[11],特别是通过主动履行本地的企业社会责任,有利于提升民营企业在当地的形象声誉和融入本地社区,以此构建良好的本地社会网络关系来有效适应当地

的制度环境。综上所述,在中国民营企业的独特情境和管理实践过程中,民营企业的慈善捐赠本地偏好行为能够有效应对制度空隙所带来的缺陷,并增强企业的本地合法性水平。鉴于此,本文通过收集民营企业在所在地的慈善捐赠数据,致力于探讨民营企业慈善捐赠本地偏好行为能否有效提升其绩效稳定性。

本文的研究贡献可能有以下几个方面:第一,丰富了我国独特制度背景下的企业非市场战略响应研究;第二,从民营企业慈善捐赠本地偏好视角拓展了非市场战略的研究;第三,丰富了企业社会责任与财务绩效稳定性的关系研究;第四,完善了民营企业慈善捐赠本地偏好发挥作用的机制。作为首次从民营企业慈善捐赠本地偏好视角来探讨其对提升财务绩效稳定性的作用,本文同时关注到了影响民营企业慈善捐赠本地偏好发挥作用的机制因素,通过探讨企业数字化水平、CIO 岗位设置、分析师关注度、投资者关注度对民营企业慈善捐赠本地偏好与其绩效稳定性之间关系调节机制,完善了民营企业慈善捐赠本地偏好发挥作用的机制因素。

一、理论分析与研究假设

(一) 制度环境与企业战略的本地偏好

制度特征促使组织采取战略以在不确定环境中获益,包括创业战略选择、创业机会认知^[12]和资源获取方式^[13]等。制度空隙指无效或不发达的正式制度,如薄弱的法律保护、官僚机构腐败、资本市场运作不良等,并限制企业资源获取和能力发挥的机会,企业往往通过解决这些问题获得竞争优势。企业的资源运用效率和创新能力的实现程度与制度环境密切相关,现有研究多关注企业如何调整市场化战略应对制度空隙,而对非市场战略响应关注不足。为弥补正式制度不足,企业会采取适应性强、灵活高的本地化战略,依赖当地非正式制度或影响政府改变自身制度环境,以维持竞争力和绩效稳定性。非正式制度包括传统、习俗、价值观及企业形成的社会网络关系。我国企业常通过构建网络关系应对制度变化,社会关系可弥补一些制度空隙^[14],帮助企

业获取资源和商业机会。民营企业通过强地域嵌入性关系获得不可模仿的产业资源和长期合作能力,克服成长困境^[7]。投资当地福利项目和建立社会关系可为企业赢得本地合法性,帮助其在正式制度崩溃时生存^[10]。大量研究证实,企业战略行为的本地偏好有助于克服当地制度环境带来的诸多不确定性问题。

(二)民营企业慈善捐赠本地偏好与绩效稳定性

为了应对不稳定的制度环境带来的弊端,民营企业往往需要建立稳定的本地化关系网络^[7]。我国民营企业发展历史也具有典型的区域根植性特征,企业通过本地化的慈善捐赠行为,特别是捐赠给政府支持的公益事业,可以展示企业的社会责任和公益意识,减轻政府的财政负担^[15],增强企业在政府的形象和信誉,提高政府对企业的信任度和支持度,并在企业与所在辖区政府之间建立良好互惠关系。这种关系有助于企业了解制度如何运作,减少企业的不确定性,有助于企业抓住新的机遇,稳定经营,更容易说服官僚允许获得资源和客户,减少监管负担,降低费用和税收,并更好地降低监管监督压力^[16],以及企业在经营过程中的各类政策风险,有利于民营企业获得政策性资源与缓解融资约束^[17],为企业赢得有利的经营环境,进而提升绩效稳定性。

民营企业通过慈善捐赠的本地偏好主要旨在加强与本地政府和社区的关系,提升在本地制度环境中的生存和竞争力。一方面,政府在制度环境中起关键作用,并影响企业活动和市场运作^[17]。良好的政商关系有助于企业掌握法律和政策动向,降低法律风险^[15]。企业需要构建稳定的社区关系来保证其稳定^[6],通过与本地市场建立牢固关系,企业能更好地适应制度变化,获得市场支持和业务机会,提升绩效。另一方面,慈善捐赠本地偏好提升了企业在当地的知名度和形象,增强了与利益相关者的联系,提高了市场占有率和盈利水平,降低了社会和舆论风险,保障了财务稳定性。此外,履行社会责任的公司能吸引高质量求职者,增强人力资本^[18]。因此,民营企业慈善捐赠

本地偏好能有效提升企业透明度和社会合法性,获得公众和关键利益相关者支持^[15],进而提升绩效稳定性。综上所述,本文提出假设:

H1:民营企业慈善捐赠本地偏好与企业绩效稳定性之间成显著的正向关系。

(三)信息传递视角的调节机制分析

制度空隙导致本地市场信息模糊,信息不对称性高,影响企业社会责任(CSR)战略在社会关系网络构建中的效果。具体来说,CSR战略的效果取决于企业向利益相关者信息生成的能力以及利益相关者对企业CSR履行信息的接收能力。

1. 信息生成能力的调节作用

企业通过应用人工智能(AI)、大数据分析(BDA)、物联网(IoT)和信息通信技术等,改变了企业的商业模式和运营方式。这种转型影响了企业与合作伙伴之间的信息共享和交流^[19-20],深刻影响了与利益相关者的互动方式^[21]。高水平的数字化技术有助于识别利益相关者期望,改善与客户和合作伙伴的沟通互动,提高信息传播效率,降低信息不对称性。企业可建立信息互动平台,如社交媒体、在线客服、虚拟社区等,高效传递履行社会责任的信息,为企业利益相关者管理和社会责任履行带来便利。

同时,高素质和熟练的信息管理人员可以保证公司从事特定的战略活动,并从中受益。首席信息官(CIO)的设置体现了企业对信息技术的重视,有助于改善内部信息环境,提升透明度。信息技术投资成为企业战略性投资的重点之一,能够提高信息质量、赋能企业价值创造^[22],并提升经营业绩。CIO的存在使企业更重视信息资源和与利益相关者的沟通,充分利用信息资源,建立高效的信息传播渠道^[23],有效宣传企业社会责任的履行,从而提升履责效果。因此,本文提出假设:

H2a:企业数字化水平正向调节民营企业慈善捐赠本地偏好与绩效稳定性之间的关系。

H2b:CIO岗位设置正向调节民营企业慈善捐赠本地偏好与绩效稳定性之间的关系。

2. 信息接收能力的调节作用

证券分析师凭借专业知识和信息获取能力,

在财务报告深度挖掘和高质量信息形成方面发挥重要作用^[24]。他们通过分析评估财务报告,揭示风险和机会,为投资者提供建议和决策支持。分析师还拥有广泛的信息传播渠道,能与客户、供应商、投资者等利益相关者有效沟通交流,帮助利益相关者了解企业状况,减少信息不对称,提高市场透明度和效率。

投资者在资本市场中扮演关键角色,通过搜集企业信息降低信息不对称性,提升市场透明度和效率,使投资决策更明智。投资者的信息搜集

行为补充了资本市场信息中介的不足^[25],丰富了市场信息来源。同时,投资者对企业的关注促使利益相关者了解企业的社会责任履行情况,通过调查评估企业经营、治理和社会责任,促进这些信息传达给其他利益相关者,提高企业社会责任效果。因此,本文提出假设:

H 3a: 分析师关注度正向调节民营企业慈善捐赠本地偏好与绩效稳定性之间的关系。

H 3b: 投资者关注度正向调节民营企业慈善捐赠本地偏好与绩效稳定性之间的关系。

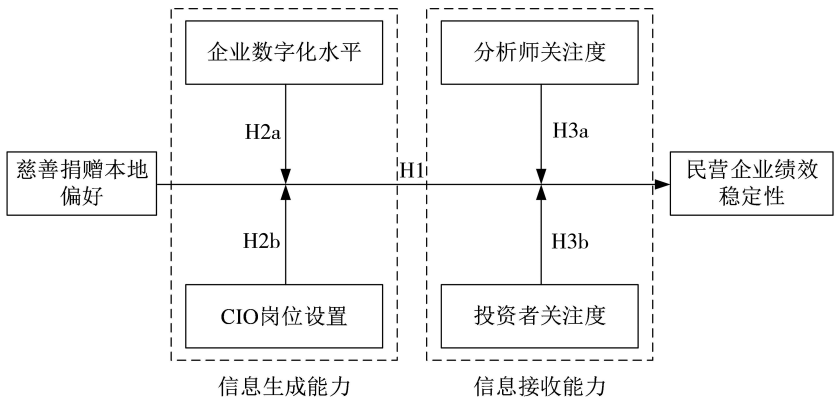


图1 理论模型

二、研究设计

(一) 样本选择与数据来源

考虑我国上市企业自 2006 年开始披露社会责任报告,且我国在 2007 年颁布了会计新准则,年报自此开始较为规范。本文拟选取 2007—2021 年中国沪深 A 股上市民营企业作为研究样本。数据来源主要有以下渠道:慈善捐赠本地偏好数据来源于作者手动搜集,企业数字化水平来源于年报文本分析,投资者关注度数据来源于对百度搜索指数的 python 网络爬取,其他财务数据来源于国泰安数据库(CSMAR)。依据本文研究主题对数据进行以下筛选:①剔除金融类上市公司;②剔除 ST 或者 PT 样本;③剔除关键变量存在缺失的样本。最终本文共计得到 694 家企业共 1 712 个样本观测值,为避免异常值的影响,本文对所有连续变量进行 1% 和 99% 的缩尾处理。

(二) 变量定义和测度

1. 被解释变量

绩效稳定性(PS)。参照权小锋等^[26]、夏芸

等^[27]的研究,本文采用企业近三年调整后财务绩效标准差的倒数来衡量。具体做法如下:首先,计算企业所在行业当年的总资产回报率(ROA)均值作为基础绩效值;其次,为了去除企业所处行业自然增长水平的影响,本文将企业当年总资产回报率减去所处行业均值得到调整后总资产回报率(ROA-adjusted);最后,计算调整后绩效值近 3 年的移动标准差并取其倒数作为绩效稳定性(PS)的指标。

2. 解释变量

慈善捐赠本地偏好(LD)。借鉴高勇强等^[28],Wang 等^[15]对慈善捐赠指标的测度,本文对于慈善捐赠本地偏好(LD)变量的测度主要以企业实际在企业所在省份进行慈善捐赠的额度(不考虑未标明价值的物资捐赠)来衡量。由于慈善捐赠数据具有明显的右偏性分布,本文对其+1 之后取自然对数。

3. 调节变量

企业数字化水平(Digt)。上市公司年报中包含数字化关键词汇的词语总数加 1 取自然对

数^[29];CIO 岗位设置(*Cio*)。企业当年设置了 CIO 职位,赋值为 1,否则为 0^[30];分析师关注度(*Anal*)。企业分析师人数加 1 取自然对数^[24];投资者关注度(*Invest*)。参照俞庆进等^[31]的研究,对百度搜索指数的爬取获得企业证券简称和证券代

码被搜索次数的总和,并 +1 取自然对数作为企业的投资者关注度指标。

4. 控制变量

依据现有研究,本文选取相应控制变量,详细的变量定义和说明如表 1 所示。

表 1 变量定义

变量类型	变量名称	变量符号	变量定义
被解释变量	绩效稳定性	<i>PS</i>	企业调整后绩效移动三年标准差的倒数
解释变量	慈善捐赠本地偏好	<i>LD</i>	企业向其经营所在省份捐赠额度加 1 取自然对数
调节变量	企业数字化水平	<i>Digit</i>	企业数字化水平相关的关键词总词频除以年报全文总词语数量
	CIO 岗位设置	<i>Cio</i>	企业内设置 CIO 职位则赋值为 1,否则为 0
	分析师关注度	<i>Anal</i>	企业分析师人数 + 1 的自然对数
	投资者关注度	<i>Invest</i>	企业代码和证券简称被搜索次数总和 + 1 的自然对数
控制变量	企业年龄	<i>Age</i>	企业成立至今年龄的自然对数
	企业规模	<i>Size</i>	等于企业总资产 + 1 取自然对数
	资产负债率	<i>Lev</i>	总负债除以总资产
	独董比例	<i>Idr</i>	独立董事人数占董事会人数的比
	两职合一	<i>Dual</i>	当总经理和董事长为同一人时取值为 1,否则为 0
	董事会规模	<i>Board</i>	上市公司董事会人数
	股权集中度	<i>Top5</i>	前五大股东持股数量占总股数量之比
	赫芬达尔指数	<i>HHI</i>	行业内的每家公司的主营业务收入与行业主营业务收入合计的比值的平方累加
	总资产增长率	<i>Growth</i>	企业总资产增长率
	托宾 Q 值	<i>TobinQ</i>	(流通股市值 + 非流通股股份数 × 每股净资产 + 负债账面值)/总资产

(三)模型构建

依据本文假设,本文构建以下待检验模型:

$$PS_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 LD_{i,t} + \beta_2 LD_{i,t} \times Digit_{i,t} + \beta_3 LD_{i,t} \times Cio_{i,t} + \beta_4 LD_{i,t} \times Anal_{i,t} + \beta_5 LD_{i,t} \times Invest_{i,t} + \beta_6 Digit_{i,t} + \beta_7 Cio_{i,t} + \beta_8 Anal_{i,t} + \beta_9 Invest_{i,t} + \beta_{10} Controls_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

式(1)中, $PS_{i,t}$ 为被解释变量,表示企业在 t 期、 $t+1$ 期、 $t+2$ 期的企业绩效减去行业平均绩效的移动标准差的倒数。 $LD_{i,t}$ 为解释变量,表示企业在第 t 期的慈善捐赠本地偏好额度。 $Digit_{i,t}$ 为企业数字化水平,表示企业在 t 期的企业数字化水平程度。 $Cio_{i,t}$ 为企业是否设置 CIO 岗位; $Anal_{i,t}$ 为分析师关注度,表示企业 i 在第 t 期的被分析师关注的程度; $Invest_{i,t}$ 为投资者关注度,表示企业 i 在第 t 期受到投资者关注的程度。 $Controls_{i,t}$ 为本文所添加的控制变量。

四、实证分析

(一)描述性统计

表 2 列示了本文主要变量的描述性统计结果,企业绩效稳定性(PS)的均值为 65.12,标准差为 81.57,最小值为 2.607,最大值为 542.1,表明样本

间企业绩效稳定性的波动性离散程度较大;慈善捐赠本地偏好(LD)的均值为 10.30,标准差为 5.827,最小值为 0,最大值为 17.71,表明样本企业慈善捐赠本地偏好的差异较大;企业数字化水平为($Digit$)的均值为 0.261,标准差为 0.506,表明样本企业数字化水平程度差异较大;CIO 岗位设置(Cio)的均值为 0.135,表明样本内只有 13.5% 的企业设置了 CIO 职位;分析师关注度($Anal$)的均

表 2 主要变量的描述性统计

变量	观察值	平均值	标准差	最小值	最大值
<i>PS</i>	1 712	65.12	81.57	2.607	542.1
<i>LD</i>	1 712	10.30	5.827	0	17.71
<i>Digit</i>	1 712	0.261	0.506	0	2.804
<i>Cio</i>	1 712	0.135	0.342	0	1
<i>Anal</i>	1 712	1.970	1.170	0	3.555
<i>Invest</i>	1 712	7.901	5.509	0	13.25
<i>Age</i>	1 712	1.821	0.882	0	3.219
<i>size</i>	1 712	22.25	1.122	20.32	25.04
<i>Lev</i>	1 712	0.404	0.184	0.054	0.821
<i>Idr</i>	1 712	0.374	0.054	0.200	0.600
<i>Dual</i>	1 712	0.301	0.459	0	1
<i>Board</i>	1 712	2.137	0.190	1.386	2.890
<i>Top5</i>	1 712	0.529	0.156	0.182	0.900
<i>HHI</i>	1 712	0.178	0.138	0.043	0.556
<i>Growth</i>	1 712	0.231	0.280	-0.094	1.206
<i>TobinQ</i>	1 712	1.868	0.842	1.017	4.141

值为 1.970,标准差为 1.170,表明样本企业受分析师关注度较高并且存在一定差异;投资者关注度(*Invest*)的均值为 7.901,标准差为 5.509,表明样本企业所受到了投资者关注度较高,并且标准差相对较小。相关性分析结果也证明模型不存在严重的多重共线性问题。

(二)多元回归分析

表 3 列示了慈善捐赠本地偏好与绩效稳定性之间关系的回归结果,模型(1)是绩效稳定性对控制变量的回归结果,模型(2)是加入解释变量慈善捐赠本地偏好(*LD*)之后的回归结果。结果显示慈善

捐赠本地偏好(*LD*)的回归系数显著为正(*coef.* = 0.680,*p* < 0.01),这一结果在加入其与调节变量的交互项的模型(3)、模型(4)、模型(5)、模型(6)以及全模型(7)中均显著为正,本文假设 H1 得到验证。表 3 模型(3)~模型(6)分别考察了企业数字化水平、CIO 岗位设置、分析师关注度以及投资者关注度对慈善捐赠本地偏好与绩效稳定性之间关系的调节作用。模型(3)中慈善捐赠本地偏好与企业数字化水平的交互项(*LD* × *Digit*)显著为正(*coef.* = 1.127,*p* < 0.01),并且这一结果在全模型(7)仍显著为正(*coef.* = 0.457,*p* < 0.05),本文假

表 3 慈善捐赠本地偏好与绩效稳定性之间关系的检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	PS						
<i>LD</i>	—	0.680 *** (0.102)	0.740 *** (0.091)	0.697 *** (0.091)	0.590 *** (0.125)	0.902 *** (0.143)	0.836 *** (0.124)
<i>LD</i> × <i>Digit</i>	—	—	1.127 *** (0.220)	—	—	—	0.457 ** (0.151)
<i>LD</i> × <i>Cio</i>	—	—	—	1.289 *** (0.266)	—	—	0.713 (0.400)
<i>LD</i> × <i>Anal</i>	—	—	—	—	0.340 *** (0.102)	—	0.289 * (0.154)
<i>LD</i> × <i>Invest</i>	—	—	—	—	—	0.169 * (0.084)	0.153 * (0.084)
<i>Digit</i>	-7.025 * (3.557)	-6.239 (3.549)	-6.626 * (3.683)	-6.306 * (3.532)	-6.431 * (3.550)	-6.234 * (3.462)	-6.592 * (3.525)
<i>Cio</i>	-1.616 (4.085)	-1.742 (4.018)	-1.678 (4.097)	-0.947 (4.073)	-1.613 (4.057)	-2.162 (4.062)	-1.545 (4.240)
<i>Anal</i>	-10.178 ** (3.390)	-10.514 ** (3.472)	-10.495 *** (3.412)	-10.432 ** (3.468)	-10.258 *** (3.355)	-10.231 ** (3.600)	-9.989 ** (3.410)
<i>Invest</i>	1.166 ** (0.402)	1.137 ** (0.391)	1.185 *** (0.383)	1.149 ** (0.396)	1.145 ** (0.394)	1.130 ** (0.381)	1.163 ** (0.384)
<i>Age</i>	-16.786 *** (4.264)	-17.545 *** (4.217)	-17.178 *** (4.159)	-18.018 *** (4.183)	-16.872 *** (4.209)	-17.223 *** (4.066)	-16.797 *** (4.055)
<i>Size</i>	3.764 (2.597)	3.193 (2.644)	2.829 (2.685)	3.551 (2.642)	3.243 (2.641)	4.174 (2.597)	4.171 (2.609)
<i>Lev</i>	8.399 (17.312)	10.823 (16.745)	12.954 (17.180)	11.254 (16.578)	11.672 (16.687)	9.159 (16.211)	11.146 (16.218)
<i>Idr</i>	12.209 *** (1.239)	11.798 *** (1.241)	11.769 *** (1.302)	11.814 *** (1.252)	11.702 *** (1.261)	11.010 *** (1.263)	11.004 *** (1.260)
<i>Dual</i>	2.339 (2.701)	2.208 (2.847)	2.146 (2.724)	2.561 (2.861)	2.440 (2.790)	1.697 (3.081)	2.116 (3.071)
<i>Board</i>	13.483 (9.984)	13.994 (9.683)	15.225 (9.338)	14.437 (9.239)	13.573 (9.693)	12.978 (10.437)	13.463 (9.938)
<i>Top5</i>	-5.460 (11.293)	-8.792 (11.444)	-5.330 (12.451)	-8.854 (11.095)	-5.843 (11.560)	0.072 (14.520)	3.067 (14.696)
<i>HHI</i>	-29.516 ** (10.947)	-28.290 ** (10.713)	-26.563 ** (10.080)	-29.189 ** (11.043)	-28.816 ** (10.399)	-31.038 ** (12.759)	-31.012 ** (11.926)
<i>Growth</i>	13.891 *** (3.244)	14.758 *** (3.248)	15.682 *** (3.326)	14.505 *** (3.287)	15.152 *** (3.326)	15.211 *** (3.057)	15.735 *** (3.154)
<i>TobinQ</i>	-1.700 (1.620)	-1.658 (1.755)	-1.656 (1.731)	-1.537 (1.784)	-1.875 (1.715)	-1.299 (1.732)	-1.452 (1.748)
<i>Constant</i>	-45.608 (53.027)	-37.064 (50.593)	-36.408 (51.302)	-45.854 (49.070)	-39.491 (50.654)	-62.267 (48.370)	-66.433 (48.684)
<i>Year/Ind</i>	是	是	是	是	是	是	是
<i>N</i>	1 712	1 712	1 712	1 712	1 712	1 712	1 712
<i>F</i>	251.063	259.653	377.893	184.277	222.122	175.189	191.568
<i>Adj-R²</i>	0.208	0.209	0.209	0.209	0.209	0.212	0.211

注: * *p* < 0.1, ** *p* < 0.05, *** *p* < 0.01,括号内为 Driscoll-Kraay 标准误。

设 H2 得到验证。模型(4)中慈善捐赠本地偏好与 CIO 岗位设置的交互项($LD \times Cio$)显著为正($coef. = 1.289, p < 0.01$),在全模型(7)中不显著但系数仍为正($coef. = 0.713$),表明 CIO 岗位的设置能够显著增强企业社会责任履行的效果,进而提高慈善捐赠本地偏好对绩效稳定性的正向关系,本文假设 H3 得到验证。模型(5)中慈善捐赠本地偏好与分析师关注度的交互项($LD \times Anal$)显著为正($coef. = 0.340, p < 0.01$),并且在全模型(7)中依然保持稳健($coef. = 0.289, p < 0.1$),这表明企业所受到的分析师关注度越高,企业社会责任履行的效果更容易被利益相关者感知,进而增强慈善捐赠本地偏好与绩效稳定性之间的正向关系,本文假设 H4 得到验证。模型(6)中慈善捐赠本地偏好与投资者关注度的交互项($LD \times Invest$)显著为正($coef. = 0.169, p < 0.1$),并且在全模型

(7)中依然保持稳健($coef. = 0.153, p < 0.1$),这表明企业所受到的投资者关注度越高,企业社会责任履行的效果更容易被利益相关者感知,进而增强慈善捐赠本地偏好与绩效稳定性之间的正向关系,本文假设 H5 得到验证。

(三)稳健性检验

1. 绩效稳定性的替代性检验

上文中采用总资产回报率减去行业均值之后的调整绩效三年移动标准差的倒数作为绩效稳定性的指标,为了验证结论的稳健性,本文将因变量替换为净资产收益率5年移动标准差的倒数,重新检验慈善捐赠本地偏好与绩效稳定性之间的关系以及调节效应。如表4所示,经过对因变量的替代性检验后,本文大部分研究假设均得到验证,表明本文的研究结论在更换因变量测度方式之后具有较强的稳健性。

表4 稳健性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
	更换因变量测度					更换自变量测度				
	PS					PS				
<i>LD</i>	0.537 *** (0.105)	0.396 *** (0.060)	0.290 *** (0.068)	0.441 *** (0.073)	0.558 *** (0.094)	1.568 *** (0.442)	1.985 *** (0.534)	1.346 *** (0.422)	1.336 *** (0.331)	1.979 *** (0.587)
<i>LD × Digt</i>	1.500 ** (0.589)	—	—	—	1.336 ** (0.539)	4.016 ** (1.732)	—	—	—	3.762 * (1.981)
<i>LD × Cio</i>	—	1.383 *** (0.396)	—	—	1.239 ** (0.417)	—	12.242 * (6.311)	—	—	9.649 (6.362)
<i>LD × Anal</i>	—	—	0.127 *** (0.035)	—	0.090 ** (0.033)	—	—	0.688 ** (0.244)	—	0.827 ** (0.319)
<i>LD × Invest</i>	—	—	—	0.039 * (0.019)	0.008 (0.014)	—	—	—	0.312 *** (0.098)	0.182 * (0.100)
<i>Digt</i>	3.221 * (1.718)	6.805 ** (2.995)	6.632 * (2.977)	6.579 ** (2.912)	3.422 (1.898)	-6.220 (3.648)	-6.977 * (3.526)	-6.698 * (3.577)	-6.633 * (3.667)	-5.972 (3.648)
<i>Cio</i>	5.336 ** (1.797)	6.019 *** (1.824)	5.255 ** (1.758)	5.018 ** (1.757)	6.219 *** (1.861)	-0.539 (4.168)	4.165 (6.157)	-0.780 (4.058)	-0.691 (4.085)	3.368 (6.277)
<i>Anal</i>	-4.115 * (1.971)	-4.207 * (1.899)	-4.208 ** (1.854)	-4.380 ** (1.918)	-3.848 * (1.964)	-9.077 ** (3.127)	-9.226 ** (3.222)	-9.198 ** (3.230)	-9.211 ** (3.237)	-8.981 ** (3.140)
<i>Invest</i>	0.378 ** (0.159)	0.353 ** (0.149)	0.348 ** (0.146)	0.309 * (0.151)	0.392 ** (0.150)	1.196 ** (0.401)	1.201 ** (0.400)	1.205 *** (0.392)	1.215 *** (0.398)	1.215 ** (0.404)
<i>Controls</i>	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
<i>Constant</i>	-0.099 * (0.039)	-0.107 ** (0.040)	-0.099 * (0.041)	-0.101 ** (0.039)	-0.108 ** (0.039)	-32.367 (49.767)	-41.987 (54.886)	-27.437 (52.355)	-33.084 (52.276)	-33.417 (53.666)
<i>Year/Ind</i>	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
<i>N</i>	1 051	1 051	1 051	1 051	1 051	1 712	1 712	1 712	1 712	1 712
<i>F</i>	346.096	193.564	495.131	361.796	94.092	390.586	191.459	213.557	1 110.755	204.073
<i>Adj-R²</i>	0.393	0.392	0.389	0.390	0.393	0.212	0.212	0.212	0.213	0.211

注: * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$,括号内为 Driscoll - Kraay 标准误。

2. 慈善捐赠本地偏好的替代性检验

前文在对于慈善捐赠本地偏好数额的衡量中,仅考虑了捐赠的绝对金额,忽略了企业的实际

捐赠能力,因此,为验证文本结论的稳健性,本文将慈善捐赠本地偏好测度替换为慈善捐赠本地偏好额与企业营业收入之比,并用调整净资产收益

率(*ROE*)近3年移动标准差的倒数对其进行回归。相比慈善捐赠本地偏好数额的对数,该比例考虑了企业捐赠的能力,更能反应企业慈善捐赠本地偏好的强度。通过表4可以看出,对解释变量进行替代性检验之后,本文的大部分研究假设均得到验证,表明本文研究结论具有较强的稳健性。

(四)内生性检验

1. Heckman 二阶段法

本文采用 Heckman 二阶段模型来控制可能存在的样本选择偏差问题,具体方法如下:本文采用同细分行业其他企业慈善捐赠本地偏好的平均披露比例(*Ratio_{i,t}*)作为工具变量。原因是:同行业企业慈善捐赠本地偏好的披露比例会显著影响本企业的慈善捐赠本地偏好披露行为,而同行业其他企业慈善捐赠本地偏好的数额是否披露不会影响企业实际的慈善捐赠本地偏好决策,因此具有

严格的外生性。具体而言,本文在 Heckman 第一阶段的 *probit* 模型中,根据企业是否披露慈善捐赠本地偏好信息设置因变量(*Report_{i,t}*),如果企业披露慈善捐赠本地偏好数额,则赋值为1,否则为0,利用第一阶段的回归结果计算出逆米尔斯比率(*IMR_{i,t}*),并带入第二阶段的模型进行回归。表5列示了 Heckman 二阶段的检验结果。模型(1)为第一阶段检验结果,结果表明,同行业其他企业慈善捐赠本地偏好披露比例(*Report ratio*)的回归系数显著为正(*coef.* = 8.214, *p* < 0.01)表明企业所在行业慈善捐赠本地偏好披露比例越高,企业更有可能披露慈善捐赠本地偏好信息。模型(2)~模型(8)为加入逆米尔斯比率(*IMR*)后的 Heckman 二阶段回归结果,结果表明,在加入逆米尔斯比率(*IMR*)控制样本选择偏差后,本文大部分研究假设均得到验证。

表5 Heckman 二阶段检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	<i>Report</i>	<i>PS</i>						
<i>Ratio</i>	8.214 *** (0.478)	—	—	—	—	—	—	—
<i>LD</i>	—	—	0.744 *** (0.095)	0.798 *** (0.094)	0.744 *** (0.094)	0.656 *** (0.114)	0.952 *** (0.152)	0.881 *** (0.127)
<i>LD × Digt</i>	—	—	—	1.090 *** (0.226)	—	—	—	0.437 ** (0.155)
<i>LD × Cio</i>	—	—	—	—	1.035 ** (0.340)	—	—	0.368 (0.458)
<i>LD × Anal</i>	—	—	—	—	—	0.315 *** (0.096)	—	0.270 * (0.142)
<i>LD × Invest</i>	—	—	—	—	—	—	0.164 * (0.083)	0.151 * (0.084)
<i>Digt</i>	-0.080 * (0.041)	-7.600 * (3.707)	-6.912 * (3.711)	-7.255 * (3.911)	-7.091 * (3.714)	-7.040 * (3.705)	-6.862 * (3.649)	-7.177 * (3.766)
<i>Cio</i>	-0.008 (0.079)	0.917 (4.312)	0.686 (4.193)	0.795 (4.288)	0.328 (4.057)	0.965 (4.260)	0.413 (4.199)	0.591 (4.225)
<i>Anal</i>	0.115 *** (0.026)	-9.580 ** (3.195)	-9.783 ** (3.299)	-9.797 ** (3.239)	-9.737 ** (3.300)	-9.592 ** (3.216)	-9.580 ** (3.403)	-9.421 ** (3.260)
<i>Invest</i>	-0.006 (0.005)	1.172 ** (0.412)	1.140 ** (0.401)	1.186 ** (0.393)	1.151 ** (0.406)	1.147 ** (0.403)	1.134 ** (0.390)	1.163 ** (0.392)
<i>IMR</i>	—	4.685 * (2.313)	6.131 ** (2.331)	5.837 ** (2.345)	6.162 ** (2.358)	5.676 ** (2.179)	5.504 ** (2.520)	5.057 * (2.326)
<i>Controls</i>	是	是	是	是	是	是	是	是
<i>constants</i>	-9.581 *** (0.999)	-82.303 (67.122)	-86.070 (62.768)	-82.747 (63.983)	-96.563 (63.549)	-83.968 (61.480)	-104.615 (61.313)	-103.704 (62.719)
<i>Year/Ind</i>	—	是	是	是	是	是	是	是
<i>N</i>	14 011	1 712	1 712	1 712	1 712	1 712	1 712	1 712
<i>F</i>	—	374.850	379.223	354.305	306.706	300.039	261.021	297.546
<i>Adj - R²</i>	—	0.208	0.209	0.209	0.209	0.209	0.212	0.210

注: * *p* < 0.1, ** *p* < 0.05, *** *p* < 0.01, 括号内为 Driscoll - Kraay 标准误。

2. 工具变量法

为缓解内生性问题,本文选择自变量慈善捐赠本地偏好的行业均值与地区均值分别作为工具变量。原因如下:同一行业或地区中的企业进行慈善捐赠本地偏好的平均金额与单个企业慈善捐赠本地偏好的金额高度相关,但不会对单个企业的绩效稳定性产生较大影响,满足工具变量的要求。回归结果如表6所示,首先,绩效稳定性与内生变量的预测值都具有正向的显著关系。其次,不但慈善捐赠本地偏好与同行业企业慈善捐赠本地偏好的均值(iv_LD)与焦点企业慈善捐赠本地偏好(LD)具有显著的正相关关系($coef. = 0.919, p < 0.01$),而且慈善捐赠本地偏好与同地区企业慈善捐赠本地偏好的均值(iv_LD)与焦点企业慈善捐赠本地偏好(LD)具有显著的正相关关系($coef. = 0.859, p < 0.01$),表明同行业或地区企业平均的慈善捐赠本地偏好金额越高,焦点企业的慈善捐赠本地偏好金额越大。因此,在考虑内生性之后,本文主效应依旧稳健。

表6 基于工具变量法的内生性检验结果

变量	LD	PS	LD	PS
	行业均值		地区均值	
iv_LD	0.919 *** (0.036)	—	0.859 *** (0.024)	—
hat_LD	—	1.309 ** (0.534)	—	0.968 ** (0.378)
$Digit$	-0.251 (0.400)	-5.959 (3.369)	-0.535 ** (0.223)	-5.512 (3.829)
Cio	0.526 * (0.243)	-1.745 (4.125)	0.548 * (0.267)	-1.858 (4.061)
$Anal$	0.269 * (0.129)	-10.627 *** (3.477)	0.416 ** (0.153)	-10.824 ** (3.614)
$Invest$	-0.060 * (0.033)	1.117 ** (0.386)	-0.078 * (0.039)	1.111 ** (0.398)
$Controls$	是	是	是	是
$Constant$	-2.379 (4.130)	-34.399 (51.729)	-9.635 (5.590)	-29.169 (46.930)
$Year/Ind$	是	是	是	是
N	1 712	1 712	1 712	1 712
F	1 555.188	523.064	664.222	241.284
$Adj - R^2$	0.474	0.208	0.527	0.208

注: * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$,括号内为 Driscoll-Kraay 标准误。

五、机制分析

结合前文理论分析,本文通过本地政商关系

和社区关系两个方面开展研究模型的机制分析:一方面,本地捐赠偏好能降低政府财政负担,提升企业声誉,帮助企业建立政商关系,获取政策资源,降低政策风险,减少制度环境不确定性,进而促进绩效稳定性。另一方面,本地捐赠也能给社区带来福利,提升企业社区形象,建立良好社区关系,与利益相关者的紧密联系有助于获取资源和商业机会,缓解制度环境不稳定的影响,提升绩效稳定性。

(一)本地政商关系的作用机制

本文采用虚拟变量来测度民营企业的本地政商关系(PC),若民营企业在本地区具有政治关联则赋值为1,否则为0。本地政商关系的机制检验结果由表7模型(1)、模型(2)所示。模型(1)检验了本地政商关系(PC)与慈善捐赠本地偏好(LD)之前的关系,慈善捐赠本地偏好的回归系数显著为正($coef. = 0.005, p < 0.05$),表明民营企业慈善捐赠本地偏好提升了企业的本地政商关系。从模型(2)中可以看出,本地政商关系的回归系数显著为正($coef. = 11.434, p < 0.01$),表明本地政商关系显著提高了绩效稳定性,因此本地政商关系的作用机制成立。

(二)本地社区关系的作用机制

本文采用文本挖掘的方法来测度本地社区关系(LR)。具体做法如下:首先获取企业年报中的管理层讨论与分析(MD&A)作为原始文本,随后通过表示地域的词语(如本地、社区、当地等)定位MD&A中的指定句子,随后统计这些句子中的积极词汇数量,并用积极词汇数量/MD&A全文总词语数量来衡量企业的本地社区关系(LR)。本地社区关系(LR)的机制检验结果由表7模型(3)、模型(4)所示。模型(3)检验了本地社区关系(LR)与慈善捐赠本地偏好(LD)之前的关系,慈善捐赠本地偏好的回归系数显著为正($coef. = 0.006, p < 0.1$),表明民营企业慈善捐赠本地偏好提升了企业的本地社区关系。从模型(4)中可以看出,本地社区关系(LR)的回归系数显著为正($coef. = 31.433, p < 0.05$),表明本地社区关系显著提高了绩效稳定性,因此本地社区关系的作用机制成立。

表 7 机制检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	PC	PS	LR	PS
PC	—	11.434*** (3.536)	—	—
LR	—	—	—	31.433** (14.372)
LD	0.005** (0.002)	0.618*** (0.190)	0.006* (0.003)	0.477* (0.237)
Digt	-0.000 (0.027)	-6.234 (7.388)	0.026 (0.018)	-7.049 (7.313)
Cio	0.005 (0.022)	-1.800 (8.005)	0.009 (0.025)	-2.020 (8.254)
Anal	-0.027** (0.010)	-10.207* (5.110)	0.024* (0.011)	-11.274* (5.316)
Invest	0.000 (0.003)	1.136 (0.705)	-0.000 (0.001)	1.147 (0.687)
Controls	是	是	是	是
Constant	-1.050 (0.816)	-25.058 (97.790)	1.299 (0.758)	-77.891 (96.834)
Year/Ind	是	是	是	是
F	1 712	1 712	1 712	1 712
F	344.860	100.736	246.502	118.004
Adj-R ²	0.706	0.210	0.090	0.224

注: * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$, 括号内为 Driscoll - Kraay 标准误。

六、结论与启示

(一) 研究结论

我国民营企业是经济发展的重要力量,但也面临新兴经济体普遍存在的问题,进而影响经营稳定性。本文利用 2007—2021 年沪深 A 股上市民营企业数据,从制度理论和关系网络视角探讨了慈善捐赠本地偏好与绩效稳定性的关系。

第一,民营企业可以通过慈善捐赠本地偏好构建良好政商和社区关系,降低政策不确定性,获取利益相关者支持,填补制度空隙,提高绩效稳定性。

第二,企业数字化和 CIO 岗位设置丰富沟通方式,提升沟通效率,有效宣传社会责任信息,从而均能强化慈善捐赠本地偏好与绩效稳定性的正向关系。

第三,分析师和投资者关注度均能降低信息不对称性,弥补了制度空隙背景下信息的模糊性,使利益相关者更加了解企业社会责任履行情况,也强化了慈善捐赠本地偏好与绩效稳定性的正向关系。

(二) 实践启示

第一,民营企业可以通过更多的履行本地社

会责任,构建良好的本地关系网络从而改善企业经营所在地的制度环境,进而降低交易成本、改善信息不对称性、提升市场的有效性,并保持企业绩效的稳定性,为民营企业高质量发展创造有利的条件。

第二,企业数字化水平和设立 CIO(首席信息官)岗位对于改善企业的信息环境和与利益相关者的沟通互动方式非常重要。通过提升数字化水平和设立 CIO 岗位,民营企业能够降低信息不对称性,有效改善与利益相关者之间的互动。这有利于增强企业履行社会责任的有效性。因此,民营企业应积极推动企业数字化水平并设立 CIO 岗位,主动改善与利益相关者的互动方式,提升履行社会责任的效果。

第三,民营企业的经营与当地制度环境密切相关,因此需要完善本地制度环境的建设,为民营企业提供更加有利的营商环境。这意味着充分发挥正式制度的有效性,推动民营企业的高质量发展。同时,还应发挥非正式制度对正式制度的补充替代作用,例如媒体、投资者、证券分析师等的监督作用,以健全制度环境将为民营企业创造更好的发展条件。

参考文献:

- [1]任晓猛,钱滔,潘士远,等. 新时代推进民营经济高质量发展:问题、思路与举措[J]. 管理世界,2022,38(8): 40-54.
- [2] GUO G. Demystifying variance in performance: a longitudinal multilevel perspective[J]. Strategic management journal, 2017, 38(6): 1327-1342.
- [3] VILLENA V H, CHOI T Y, REVILLA E. Revisiting interorganizational trust: is more always better or could more be worse? [J]. Journal of management, 2019, 45(2): 752-785.
- [4]许金花,李善民,张东. 家族涉入、制度环境与企业自愿性社会责任:基于第十次全国私营企业调查的实证研究[J]. 经济管理,2018,40(5):37-53.
- [5]邓少军,芮明杰,赵付春. 组织响应制度复杂性:分析框架与研究模型[J]. 外国经济与管理,2018,40(8):3-16,29.
- [6]李雪灵,蔡莉,龙玉洁,等. 制度环境对企业关系构建的影响:基于中国转型情境的实证研究[J]. 南开管理评

论,2018,21(5):41-50,72.

[7]李新春,邹立凯.本地嵌入与家族企业的可持续成长:基于日本长寿家族企业的多案例研究[J].南开管理评论,2021,24(4):4-17.

[8]DYER W G Jr, WHETTEN D A. Family firms and social responsibility: preliminary evidence from the S&P 500 [J]. Entrepreneurship theory and practice, 2006, 30 (6): 785-802.

[9]连燕玲,李沁,郑伟伟.地区间制度期望落差与企业社会责任响应行为:基于中国上市公司的经验分析[J].上海财经大学学报,2022,24(3):61-75.

[10]DARENDELI I S, HILL T L. Uncovering the complex relationships between political risk and MNE firm legitimacy: Insights from Libya [J]. Journal of international business studies, 2016(47): 68-92.

[11]唐亮,林钟高,郑军,等.非正式制度压力下的企业社会责任抉择研究:来自中国上市公司的经验证据[J].中国软科学,2018(12):165-177.

[12]COBB J A, WRY T, ZHAO E Y. Funding financial inclusion: institutional logics and the contextual contingency of funding for microfinance organizations [J]. Academy of management journal, 2016, 59(6): 2103-2131.

[13]ZHAO E Y, LOUNSBURY M. An institutional logics approach to social entrepreneurship: market logic, religious diversity, and resource acquisition by microfinance organizations [J]. Journal of business venturing, 2016, 31(6): 643-662.

[14]ONUOKU A, HILL T, DARENDELI I S, et al. Poison or antidote: How subnational informal institutions exacerbate and ameliorate institutional voids[J]. Journal of international management, 2021, 27(1): 100806.

[15]WANG H, QIAN C. Corporate philanthropy and corporate financial performance: the roles of stakeholder response and political access[J]. Academy of management journal, 2011, 54(6): 1159-1181.

[16]HAVEMAN H A, JIA N, SHI J. The dynamics of political embeddedness in China[J]. Administrative science quarterly, 2017, 62(1): 67-104.

[17]于文超,梁平汉.不确定性、营商环境与民营企业经营活力[J].中国工业经济,2019(11):136-154.

[18]ZHONG X, REN G. Independent and joint effects of CSR and CSI on the effectiveness of digital transformation for transition economy firms [J]. Journal of business research, 2023(156): 113478.

[19]CENAMOR J, PARIDA V, WINCENT J. How entrepreneurial SMEs compete through digital platforms: the roles of digital platform capability, network capability and ambidexterity[J]. Journal of business research, 2019(100): 196-206.

[20]CIAMPI F, FARAONI M, BALLERINI J, et al. The co-evolutionary relationship between digitalization and organizational agility: ongoing debates, theoretical developments and future research perspectives [J]. Technological forecasting and social change, 2022, 176: 121383.

[21]STOHL C, ETTER M, BANGHART S. Social media policies: implications for contemporary notions of corporate social responsibility [J]. Journal of business ethics, 2017 (142): 413-436.

[22]袁蓉丽,李瑞敬,孙健.董事的信息技术背景能抑制盈余管理吗[J].南开管理评论,2021,24(3):139-151.

[23]SHALAMANOV V, SABINSKI V, GEORGIEV T. Optimization of the chief information officer function in large organizations [J]. Information & security, 2020, 46 (1): 13-26.

[24]潘越,戴亦一,林超群.信息不透明、分析师关注与个股暴跌风险[J].金融研究,2011(9):138-151.

[25]JIA N, RAI A A, XU S X. Reducing capital market anomaly: the role of information technology using an information uncertainty lens [J]. Management science, 2020, 66(2): 979-1001.

[26]权小锋,吴世农.CEO权力强度、信息披露质量与公司业绩的波动性:基于深交所上市公司的实证研究[J].南开管理评论,2010,13(4):142-153.

[27]夏芸,熊泽胥.技术多元化、行业集中度与企业绩效波动[J].技术经济,2021,40(9):89-101.

[28]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.

[29]吴非,胡慧芷,林慧妍,等.企业数字化水平与资本市场表现:来自股票流动性的经验证据[J].管理世界,2021,37(7):130-144,10.

[30]王新成,李垣.首席信息官、企业领导者与企业数字创新[J].科技进步与对策,2022,39(13):83-93.

[31]俞庆进,张兵.投资者有限关注与股票收益:以百度指数作为关注度的一项实证研究[J].金融研究,2012(8):152-165.

(本文责编:默 黎)