

doi:10.3969/j.issn.1673-9833.2024.05.012

# 社会责任信息披露能否助力企业高质量发展

## ——基于链式多重中介效应分析

李新海<sup>1</sup>, 冯志威<sup>2</sup>

(1. 哈尔滨商业大学 会计学院, 黑龙江 哈尔滨 150028; 2. 惠州市美好创亿医疗科技有限公司, 广东 惠州 516082)

**摘要:** 基于信息不对称等理论, 以我国 2011—2021 年沪深 A 股上市企业为研究对象, 采用链式多重中介效应模型, 探讨社会责任信息披露对企业高质量发展的作用机制。结果表明, 社会责任信息披露可通过融资约束和绿色创新间接影响企业高质量发展, 其并行、链式中介效应均表现为显著的促进效应; 进一步通过异质性检验发现, 社会责任信息披露对企业高质量发展的促进作用在重污染企业、民营企业、两职分离企业以及应规披露企业中更为显著; 研究结果为社会责任信息披露是实现企业高质量发展的重要因素提供了证据, 有助于增进对二者间作用关系的理解, 丰富了企业高质量发展的路径研究。

**关键词:** 社会责任信息披露; 高质量发展; 融资约束; 绿色创新

**中图分类号:** F270

**文献标志码:** A

**文章编号:** 1673-9833(2024)05-0084-12

**引文格式:** 李新海, 冯志威. 社会责任信息披露能否助力企业高质量发展: 基于链式多重中介效应分析[J]. 湖南工业大学学报, 2024, 38(5): 84-95.

## Can Social Responsibility Information Disclosure Facilitate a High-Quality Corporate Development: The Analysis Based on Multiple Chained Mediation Effect

LI Xinhai<sup>1</sup>, FENG Zhiwei<sup>2</sup>

(1. School of Accounting, Harbin University of Commerce, Harbin 150028, China;

2. Mehow Innovative (Huizhou) Co. Ltd., Huizhou Guangdong 516082, China)

**Abstract:** Based on the theory of information asymmetry, taking Chinese A-share listed companies in Shanghai and Shenzhen from 2011 to 2021 as the research object, an inquiry has been made into the mechanism of social responsibility information disclosure on the high-quality corporate development by using the chain multiple mediation effect model. The results indicate that social responsibility information disclosure exerts an indirect influence on the high-quality corporate development through financing constraints and green innovation, with its parallel and chain mediation effects being significant promoting effects. A further heterogeneity testing reveals that there is a more significant promotion effect of social responsibility information disclosure on high-quality corporate development in heavily polluting enterprises, private enterprises, separated enterprises, and compliant disclosure enterprises. The research findings provide evidence that social responsibility information disclosure, as an important factor in achieving high-quality corporate development, helps to enhance the understanding of the relationship between the two, thus enriching the research on the path of high-quality corporate development.

收稿日期: 2023-07-13

基金项目: 黑龙江省哲学社会科学规划基金资助项目(20GLE392)

作者简介: 李新海, 男, 哈尔滨商业大学副教授, 主要研究方向为财务会计理论与实务, E-mail: lixinhai1971@sina.com

通信作者: 冯志威, 男, 惠州市美好创亿医疗科技有限公司初级会计师, 主要研究方向为成本核算与管理,

E-mail: fengzhiwei0729@163.com

**Keywords:** social responsibility information disclosure; high-quality development; financing constraint; green innovation

高质量发展已成为当前经济社会发展的核心议题。企业作为经济生产和供应的基石,是市场经济体系不可或缺的,其高质量发展对推动整个社会经济优质增长具有举足轻重的地位。因此,在追求效益与质量并重的经济发展模式下,推动企业高质量发展显得尤为重要,它是优化产业结构、转换经济动能、彰显企业韧性、坚持实干精神及巩固阶段成果的关键动力。

高质量发展不仅要求企业在思想、动力、方向、重点和速度上进行转变,更强调发展方式的革新<sup>[1]</sup>。这促使企业积极将社会责任议题融入其发展的各个环节,实现经济、社会和环境三维度的和谐可持续发展。自2006年深交所发布《上市公司社会责任指引》以来,企业社会责任信息披露逐渐被规范化,并成为企业与利益相关者沟通的重要桥梁。企业社会责任报告作为这一信息披露的主要形式,全面反映了企业在履行社会责任方面的努力和成果。

随着资本市场改革深化,上交所和深交所自2008年起要求部分上市公司在财务报告之外,还必须披露社会责任信息报告,以满足股东和社会期望。这一政策的实施进一步凸显了社会责任信息披露的重要性,并促使学术界和实务界对其经济后果展开深入研究<sup>[2-6]</sup>。尽管已有研究关注社会责任信息披露与企业发展的关系,但鲜有文献将其与企业高质量发展这一微观战略目标相结合,更多地是关注与企业财务状况直接相关的指标,而忽视了对企业整体表现的综合考量。

张丹丹<sup>[2]</sup>虽以零售业为例探讨了社会责任信息披露对企业高质量发展的影响,但其仅限于某一行业,且未深入揭示二者间的作用机制。Li Z. H.<sup>[3]</sup>、Ban Q.<sup>[4]</sup>等的研究虽涉及社会责任信息披露对企业绩效的影响,但侧重强制性披露,未将自愿性披露纳入研究范围。此外,当前关于社会责任信息披露影响企业高质量发展的路径研究尚不够深入,特别是“双碳”战略背景下,绿色创新对企业高质量发展的推动作用相对被忽视。鉴于以上分析,本文拟基于信息不对称理论,以我国沪深A股上市公司2011—2021年数据为样本,深入探究社会责任信息披露对企业高质量发展的影响及其内在机制。同时,考察不同行业属性、产权性质、治理结构和披露意愿下,社会责任信息披露对企业高质量发展的差异化影响。

本研究的贡献在于:首先,将非财务信息披露与

企业高质量发展相结合,为企业社会责任信息披露的经济后果和高质量发展影响因素的研究提供了新视角;其次,通过链式多重中介效应模型,全面揭示了社会责任信息披露与企业高质量发展间关系,为非财务信息披露对企业发展的推动作用提供了新解释;最后,多维度分析了社会责任信息披露对企业高质量发展的作用差异,为企业在不同情境下实现高质量发展提供了实践指导。

## 1 理论分析与研究假设

### 1.1 社会责任信息披露与企业高质量发展

黄速建等<sup>[1]</sup>深入剖析企业高质量发展内涵后,提出了涵盖透明开放运营、产品服务一流、资源能力突出、综合绩效卓越、社会声誉良好、社会价值驱动、管理机制有效等7个核心特质。其中,综合绩效不仅包含经济绩效,还涵盖了利益相关方价值和社会绩效。本文将从这7个核心特质出发,深入探讨社会责任信息披露与企业高质量发展间的紧密联系。

首先,针对资本市场中信息不对称问题,社会责任报告作为一种增量信息源,有效降低了投资者与企业间的信息不对称程度,提高了企业透明度。这不仅有助于增强投资者对企业的信任与认可,从而吸引更多资本流入,为企业发展提供坚实的物质基础;同时促进了企业在研发创新、数字化转型等方面的投入,进一步提升了企业的核心竞争力和社会价值<sup>[7-9]</sup>。

其次,从合法性理论视角看,企业通过积极披露社会责任信息,展现了对社会期望的积极响应,从而增强了企业的合法性地位。这种非财务信息的披露,相比传统的财务信息,更加注重企业在股东责任、环境责任以及社会责任等方面的表现,有助于塑造企业良好的社会形象和品牌声誉,成为企业宝贵的无形资产和战略资源<sup>[10]</sup>。

再次,信号传递理论指出,媒体作为独立的第三方机构,通过报道社会责任信息披露情况,有效减少了利益相关者与企业间的信息摩擦,降低了企业不确定性风险<sup>[11]</sup>。这种“倒逼效应”促使企业更加重视社会责任实践,提升了企业社会责任感和公民意识。

最后,社会认同理论揭示了组织认同感对于企业内部协同效率及运营管理效率的重要性。社会责任信息披露作为一种积极信号,不仅增强了内部利益相关者对企业的信任,还激发了他们的组织认同感。

这种认同感进而提高了公司治理水平,促进了员工的自我成长和创新能力,为企业的高质量发展注入了源源不断的动力<sup>[12]</sup>。综上所述,本文提出假设1。

**H1** 社会责任信息披露对企业高质量发展具有正向促进作用。

### 1.2 社会责任信息披露、融资约束与企业高质量发展

关于社会责任信息披露对融资约束的影响,学术界观点各异。尽管有研究认为社会责任信息披露可能给中小企业带来额外成本,且披露成本往往超过其收益,进而影响企业绩效和股东价值,加剧投资者的风险感知和企业的融资约束<sup>[13]</sup>。然而多数研究认为社会责任信息披露能助力企业破解融资难题。

首先,根据信息不对称理论和信号传递理论,由于信息不对称是融资约束的根源,社会责任报告作为一种有效的信息披露手段,能够将企业的积极信息传递给市场,降低资本市场中的信息不对称程度。这有助于银行和资本市场的投资者对企业进行更全面、准确的价值判断和投资决策,减少逆向选择行为<sup>[14]</sup>。其次,基于委托代理理论,社会责任信息披露反映了企业管理层的社会责任意识 and 长期利益视野<sup>[15]</sup>。同时,这种信息披露加强了企业与利益相关者之间的沟通,提高了企业透明度,有助于缓解股东与管理层之间的代理冲突<sup>[16]</sup>,进而增强外部投资者的投资意愿。再者,依据声誉理论,社会责任报告通过社会网络展示了企业在遵纪守法、积极经营以及关注员工发展、环境保护、消费者权益等多方面的信息,提升了企业的社会形象和品牌声誉。这种优质的声誉更易吸引具有社会责任偏好的利益相关者,特别是银行等金融机构更可能为此类企业提供信贷支持。

融资约束是企业发展过程中必须面临的挑战,突破融资约束是实现企业高质量发展的关键。一方面,融资约束拉低了企业的资源配置效率。已有研究指出,提高全要素生产率是推动企业高质量发展的核心,而优化资源配置是提升全要素生产率的重要途径<sup>[17]</sup>。然而,融资约束使得企业难以获得外源融资,被迫依赖内部资金,这限制了企业的规模化经营和战略目标的实现。另一方面,融资约束也影响企业的绩效。资金是企业发展的物质基础,融资约束可能导致企业陷入流动性困境,影响资产结构和变现能力,从而制约企业的长期投资和高收益投资,降低企业绩效<sup>[18]</sup>。

鉴于社会责任信息披露能够有效缓解融资约束,而企业高质量发展又离不开融资约束的突破,我们有理由认为社会责任信息披露通过缓解融资约束对企业高质量发展产生积极影响。因此,提出假设2。

**H2** 融资约束在社会责任信息披露与企业高质

量发展中发挥中介作用。

### 1.3 社会责任信息披露、绿色创新与企业高质量发展

首先,随着2008年上交所和深交所发布的《关于做好上市公司2008年年度报告工作的通知》,明确了CSR报告的内容和披露要求,特别强调了环保投资、绿色技术开发等量化指标和绿色发展相关内容。这一举措显著增强了环境监管部门的监督力度,有效约束了企业的不当排污行为,推动企业通过技术创新实现绿色转型,从而促进了企业环境绩效的改善和绿色生产效率的提升。

其次,从规范合法性理论看,企业与利益相关者间存在着隐性社会契约。当企业未能履行这一契约,即对环境造成污染时,将引发公众、环保组织等利益相关者的不满和反对,进而损害企业形象,增加投融资成本、法律和监管风险,降低市场竞争力。此外,环境绩效不佳企业易成为媒体关注的焦点<sup>[19]</sup>,而社会责任信息披露可能加剧企业负面环境消息曝光,损害企业社会形象和声誉。因此,企业有动力通过绿色创新平衡经济绩效与环境绩效,以应对外部压力。

再者,根据波特假说和资源基础理论,社会责任信息披露作为一种环境规制工具,虽然会增加企业的环境遵循成本和披露成本,但绿色创新能够通过“补偿效应”来抵消或超过这些成本带来的资源挤占效应。这为企业通过绿色创新,进而满足规制合法性提供了充足动机。

李巧华<sup>[20]</sup>提出,企业高质量发展的关键在于整合内外资源、提升全要素生产率,实现经济效益、社会效益和环境效益的统一。在当前追求经济高质量发展的背景下,绿色创新作为创新驱动的重要组成部分,对于实现经济和环境可持续发展具有重要意义。

本文认为,绿色创新是企业高质量发展的有效驱动力。基于利益相关者理论,绿色创新不仅加强了企业与供应商、投资者及客户的长期合作,还通过满足利益相关者的环保需求,提升了企业的经济效益。同时,绿色创新创造了大量就业机会,缓解了社会就业压力,提升了企业的社会效益。从资源观的角度看,绿色创新优化了生产过程,提高了资源利用效率,降低了环境污染,提升了企业的环境效益。

综上所述,社会责任信息披露能够促进企业进行绿色创新,而绿色创新又是推动企业高质量发展的有效途径。因此,我们有理由假设社会责任信息披露会通过绿色创新这一中介因子,正向影响企业的高质量发展。据此,提出如下假设3。

**H3** 绿色创新在社会责任信息披露与企业高质量发展中发挥中介作用。

### 1.4 融资约束和绿色创新的链式中介效应

由于绿色创新投入的高风险性、回报的高不确定性,以及资本市场信息不对称性等,绿色创新活动面临严重的融资限制,使得企业被迫中止或放弃绿色研发项目,从而影响企业发展。由前文所述可知,社会责任信息披露有助于破解企业的融资困境,进而提高企业资源配置效率,为企业绿色创新活动提供充足的资金储备,促使企业通过绿色创新实现经济、社会和环境三重效益的统一。基于此,提出如下假设4。

**H4** 融资约束和绿色创新在社会责任信息披露与企业高质量发展之间起到了链式中介作用。

## 2 研究设计

### 2.1 变量选取

#### 2.1.1 因变量:企业高质量发展 ( $V_{HD}$ )

由于提高全要素生产率是实现企业高质量发展的关键<sup>[17]</sup>,为使结果更加可靠,本文使用以LP法测算的企业TFP为企业高质量发展水平的代理变量。

#### 2.1.2 核心自变量:企业社会责任信息披露 ( $V_{CSR}$ )

目前,我国企业主要采用与年报共同披露或独立发布社会责任报告的方式公开社会责任信息。其中,独立的社会责任报告由第三方专业机构进行评估和编制,更有权威性和可信度,同时体现了企业对社会

责任报告的重视。因此设立虚拟变量 $V_{CSR}$ ,用以区分上市企业*i*在*t*年度是否披露独立的社会责任报告,独立发布社会责任报告取值1,否则取0。

#### 2.1.3 中介变量:融资约束 ( $V_{FC}$ )和绿色创新 ( $V_{GI}$ )

借鉴唐松等<sup>[21]</sup>的研究,本文选用KZ指数衡量企业融资约束。KZ指数越大,企业融资越困难。

绿色创新 ( $V_{GI}$ )。本文选取年度绿色专利申请总量(包括绿色发明专利数量和绿色实用新型专利数量)作为企业绿色创新的刻画指标。考虑某些年份企业专利数量为0,加之存在数据右偏特征,故在回归模型中采用绿色专利申请总量加1的自然对数。此外,之所以选择专利申请量而非授予量,是因为后者具有时滞性。

#### 2.1.4 控制变量

参考现有研究<sup>[22-26]</sup>,本文对可能影响企业高质量发展的企业层面特征变量进行了控制。具体选择企业规模 ( $V_{Size}$ )、营业收入增长率 ( $V_{Growth}$ )、董事会规模 ( $V_{Board}$ )、第一大股东持股比例 ( $V_{Top1}$ )、公司成立年限 ( $V_{FirmAge}$ )、是否为四大审计 ( $V_{Big4}$ )、机构投资者持股比例 ( $V_{INST}$ )、管理层持股比例 ( $V_{Mshare}$ )、管理费用率 ( $V_{Mfee}$ )、托宾*q*值 ( $V_{TobinQ}$ )作为控制变量,此外本文还控制了年度和行业固定效应。

各变量定义参见表1。

表1 变量定义

Table 1 Variable definitions

变量类型	变量名称	变量符号	变量说明
因变量	企业高质量发展	$V_{HD}$	LP法测算得到的企业全要素生产率
核心自变量	社会责任信息披露	$V_{CSR}$	若企业披露独立的社会责任报告,记为1,否则为0
中介变量	融资约束	$V_{FC}$	KZ指数
	绿色创新	$V_{GI}$	$\ln(\text{年度绿色专利申请总量}+1)$
控制变量	企业规模	$V_{Size}$	$\ln(\text{年末总资产})$
	营业收入增长率	$V_{Growth}$	本年营业收入/上一年营业收入-1
	董事会规模	$V_{Board}$	董事总人数的自然对数
	第一大股东持股比例	$V_{Top1}$	第一大股东持股数量/总股数
	公司成立年限	$V_{FirmAge}$	$\ln(\text{当年年份}-\text{成立年份}+1)$
	是否为四大审计	$V_{Big4}$	公司为四大审计取1,否则取0
	机构投资者持股比例	$V_{INST}$	机构投资者持股数量/流通股本
	管理层持股比例	$V_{Mshare}$	管理层持股数量/总股数
	管理费用率	$V_{Mfee}$	管理费用/营业收入
	托宾 <i>q</i> 值	$V_{TobinQ}$	$(\text{流通股市值}+\text{非流通股股份数} \times \text{每股净资产}+\text{负债账面价值})/\text{总资产}$
	年份	$V_{Year}$	虚拟变量
行业	$V_{Industry}$	虚拟变量	

### 2.2 模型构建

为了考察社会责任信息披露对企业高质量发展的直接影响,本文构建如下基准回归模型:

$$V_{HD\ it} = \alpha_0 + \alpha_1 V_{CSR\ it} + \sum V_{Controls\ it} + \sum V_{Year} + \sum V_{Industry} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式中： $i$ 、 $t$ 分别为各公司和各年份； $\sum V_{Year}$ 为年份固定效应，用于控制与时间相关的外部因素； $\sum V_{Industry}$ 为行业固定效应，用于控制行业异质性对研究结果的影响； $V_{HD_{it}}$ 为被解释变量，表示上市公司*i*在第*t*年的高质量发展水平； $V_{CSR_{it}}$ 为核心解释变量，表示上市公司*i*在第*t*年是否披露独立的社会责任报告； $\alpha_0$ 为常数项； $V_{Controls_{it}}$ 为各控制变量； $\varepsilon_{it}$ 为随机干扰项。

本研究重点关注核心解释变量系数 $\alpha_1$ ，若社会责任信息披露对企业高质量发展能够产生促进效应，则 $\alpha_1$ 应显著为正，可证实H1。

### 2.3 样本选取与说明

本研究的样本区间为2011—2021年。为确保研究结果的可靠性，对原始样本数据进行筛选：首先，剔除金融业和保险业数据，以保证数据的可靠性和可比性；其次，考虑到处于非正常经营状态的ST、\*ST和PT企业的样本数据存在异常，因此将这些企业剔除；接着，剔除具有财务数据缺失值的样本；最后，为了控制离群值对研究结果的影响，对涉及的连续型变量进行了上下1%的Winsorize处理。完成以上预处理后，共得到了2 018家上市公司“企业-年度”有效样本数据，总观测值数为11 041个。其中，绿色专利数据来自中国研究数据服务平台(CNRDS)，其他数据均来源于国泰安数据库(CSMAR)。数据预处理及实证部分都使用计量软件STATA 17.0。

## 3 实证分析

### 3.1 描述性统计

表2为变量的描述性统计结果。

表2 变量的描述性统计

Table 2 Descriptive statistics of variables

变量符号	Obs	Mean	P50	Sd	Min	Max
$V_{HD}$	11 041	8.597 2	8.490 7	1.051 5	4.640 2	12.645
$V_{CSR}$	11 041	0.319 4	0	0.466 3	0	1
$V_{FC}$	11 041	1.765 6	1.881 5	1.858 2	-10.020 3	10.325 2
$V_{GI}$	11 041	0.527 5	0	0.987 8	0	7.065 6
$V_{Size}$	11 041	22.566 1	22.395 0	1.233 5	19.977 1	26.185 7
$V_{Growth}$	11 041	0.164 0	0.097 9	0.400 3	-0.519 9	2.580 7
$V_{Board}$	11 041	2.145 9	2.197 2	0.196 9	1.609 4	2.708 1
$V_{Top1}$	11 041	0.330 6	0.306 7	0.145 2	0.085 6	0.741 8
$V_{FirmAge}$	11 041	2.908 3	2.944 4	0.300 2	1.609 4	3.970 3
$V_{Big4}$	11 041	0.062 0	0	0.241 2	0	1
$V_{INST}$	11 041	0.423 9	0.439 2	0.221 0	0.001 7	0.885 8
$V_{Mshare}$	11 041	0.090 2	0.001 6	0.153 8	0	0.663 2
$V_{Mfee}$	11 041	0.086 3	0.070 8	0.066 7	0.009	0.453 4
$V_{TobinQ}$	11 041	1.925 8	1.546 9	1.163 4	0.866	8.441 3

由表2可知，因变量 $V_{HD}$ 的均值为8.597 2，中位数为8.490 7，两个数值较接近，这说明样本企业总体发展质量情况相对稳定，最大值为12.645，最小值为4.640 2，说明样本企业发展质量之间存在一定的差异。 $V_{CSR}$ 的均值为0.319 4，说明披露独立的社会责任报告的企业年度观测值数量仅占约31.94%，即在11 041个企业年度观测值中，披露独立的社会责任报告的观测值有3 527个，未披露独立的社会责任报告的企业年度观测值有7 514个。此外，应规披露和自愿披露的观测值分别为1 841个和1 686个，分别占总观测值的16.67%、15.27%，表明样本企业进行社会责任信息披露的总体意愿较低。融资约束范围为-10.020 3~10.325 2，表明样本企业之间融资约束程度差异较大，均值为1.765 6，中位数为1.881 5，说明大多数样本企业融资困难。 $V_{GI}$ 的平均值为0.527 5，处于较低水平，说明样本企业对绿色创新的重视程度亟待提高，最小值为0，最大值为7.065 6，标准差为0.987 8，表明样本企业间绿色创新水平差异显著。其他控制变量在相对合理的范围内，与已有文献差异不大。

### 3.2 基准回归结果

表3为基准回归分析结果。

表3 基准回归结果

Table 3 Baseline regression results

变量	(1) $V_{HD}$	(2) $V_{HD}$	(3) $V_{HD}$
$V_{CSR}$	0.752 3***(37.179 9)	0.687 0***(37.886 1)	0.028 2***(2.581 8)
$V_{Size}$			0.576 6***(100.248 2)
$V_{Growth}$			0.100 2***(8.684 1)
$V_{Board}$			0.039 3(1.597 3)
$V_{Top1}$			0.042 0(1.098 9)
$V_{FirmAge}$			0.051 5***(2.946 2)
$V_{Big4}$			0.099 8***(4.868 7)
$V_{INST}$			0.113 4***(3.802 8)
$V_{Mshare}$			0.114 3***(3.107 7)
$V_{Mfee}$			-5.607 0***(-67.977 1)
$V_{TobinQ}$			0.055 4***(10.901 9)
_cons	8.356 9***(730.733 8)	7.687 1***(64.955 6)	-4.295 5***(-27.665 5)
$V_{Year}$	No	Yes	Yes
$V_{Industry}$	No	Yes	Yes
N	11 041	11 041	11 041
$r^2_a$	0.111 2	0.324 1	0.804 7
F值	1 382.342 9***	67.174 1***	506.316 3***

注：“\*\*\*\*”、“\*\*\*”、“\*\*”、“\*”分别为通过1%、5%、10%的显著性检验；括号内为稳健标准误的t值，若无特殊说明，下同。

表3中列(1)将因变量和自变量直接回归，结果表明 $V_{CSR}$ 与 $V_{HD}$ 在1%水平上显著正相关，回归系数为0.752 3。列(2)在列(1)的基础上控制了年份和行业固定效应，回归结果基本一致。列(3)

在列(2)的基础上纳入控制变量,  $V_{CSR}$  的回归系数明显下降, 从 0.752 3 下降到 0.028 2, 但是显著性仍然保持不变, 原因是企业高质量发展的差异部分可通过年份、行业和控制变量因素所解释。进一步从经济意义上对  $V_{CSR}$  的系数进行解释,  $V_{CSR}$  每变动一个标准差, 将导致企业发展质量相对于均值变动约为 1.25%。此外, 经过控制年份、行业和公司特征等变量, 模型的拟合度显著提高, 拟合优度达 80.47%。这不仅说明模型解释力度加强, 同时体现了本文对控制变量选择的有效性。综上, 不论是否控制年份和行业效应、是否加入控制变量,  $V_{CSR}$  始终在 1% 水平上与  $V_{HD}$  显著正相关, 说明社会责任信息披露能够正向作用于企业高质量发展。H1 得以支撑。

### 3.3 内生性控制

#### 3.3.1 倾向得分匹配法

为控制潜在的样本选择偏差, 本研究采用倾向得分匹配法(PSM)检验社会责任信息披露与企业高质量发展之间的净效应。以企业高质量发展( $V_{HD}$ )为结果变量, 社会责任信息披露( $V_{CSR}$ )为处理变量, 以样本期内披露社会责任报告的企业为实验组, 未披露社会责任报告的企业为控制组。关于协变量的选取, 将原模型中所有的控制变量对处理变量进行 Logit 回归, 发现除了第一大股东持股比例( $V_{Top1}$ )外, 其余控制变量均对处理变量存在显著差异, 可作为协变量进行  $k=3$  近邻匹配。

首先, 在估计平均处理效应前, 本文对匹配结果

进行了共同支撑域检验与平衡性检验, 其结果分别如图 1 和表 4~6 所示。图 1 中, 实验组和控制组共同支撑域内的样本均占绝大比例, 实验组和控制组较匹配前的重心明显趋近, 表明匹配效果较好。

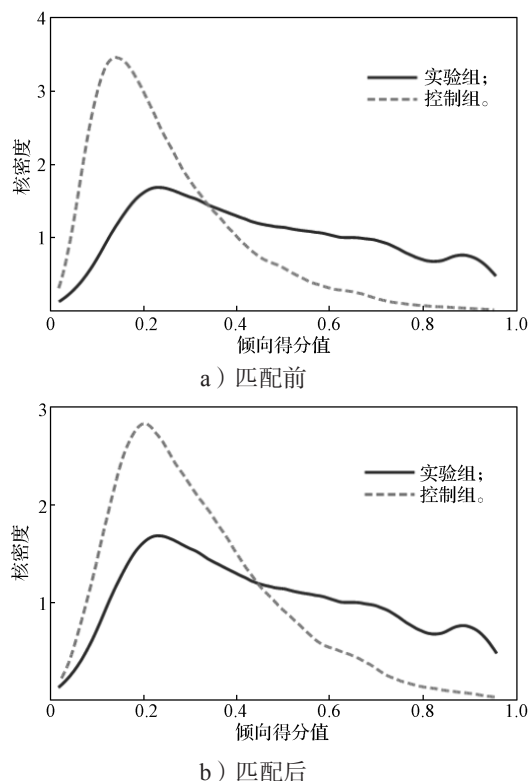


图 1 匹配前后样本企业核密度函数

Fig. 1 Match the sample enterprise kernel density function before and after

表 4 平衡性检验结果

Table 4 Balance test results

变量	匹配状态	平均值		标准偏差 / %	标准偏差减小幅度 / %	t 检验	
		处理组	控制组			t 值	$P >  t $
$V_{Size}$	匹配前	23.332	22.206	95.3		49.42	0.000
	匹配后	23.328	23.320	0.7	99.3	0.25	0.802
$V_{Growth}$	匹配前	0.144 64	0.173 09	-7.4		-3.48	0.000
	匹配后	0.144 89	0.150 60	-1.5	79.9	-0.67	0.501
$V_{Board}$	匹配前	2.187 4	2.126 5	31.0		15.31	0.000
	匹配后	2.186 8	2.185 6	0.6	98.0	0.26	0.798
$V_{FirmAge}$	匹配前	2.922 8	2.901 5	7.1		3.49	0.000
	匹配后	2.923 0	2.926 4	-1.1	84.2	-0.46	0.645
$V_{Big4}$	匹配前	0.137 79	0.026 48	41.4		23.15	0.000
	匹配后	0.136 57	0.149 54	-4.8	88.4	-1.55	0.120
$V_{INST}$	匹配前	0.506 36	0.385 21	56.9		27.77	0.000
	匹配后	0.505 87	0.507 56	-0.8	98.6	-0.33	0.738
$V_{Mshare}$	匹配前	0.051 20	0.108 50	-39.9		-18.53	0.000
	匹配后	0.051 28	0.051 37	-0.1	99.8	-0.04	0.972
$V_{Mfee}$	匹配前	0.074 81	0.091 71	-26.4		-12.50	0.000
	匹配后	0.074 85	0.077 20	-3.7	86.1	-1.61	0.108
$V_{TobinQ}$	匹配前	1.749 8	2.008 4	-22.7		-10.95	0.000
	匹配后	1.750 7	1.758 7	-0.7	96.9	-0.29	0.769

表5 样本联合平衡性检验结果

Table 5 Results of joint balance test for samples

匹配状态	Ps R <sup>2</sup>	LR chi2	P>chi2
匹配前	0.172	2 382.13	0.000
匹配后	0.001	7.70	0.564

表6 内生性检验结果

Table 6 Endogeneity test results

变量	(1) PSM <i>V<sub>HD</sub></i>	(2) Stage1 <i>V<sub>CSR</sub></i>	(3) Stage2 <i>V<sub>HD</sub></i>
<i>V<sub>CSR</sub></i>	0.021 9** (1.990 4)		0.028 1** (2.021 4)
<i>V<sub>L1_CSR</sub></i>		0.869 3*** (153.206 0)	
<i>V<sub>Controls</sub></i>	Yes	Yes	Yes
<i>_cons</i>	-4.241 0*** (-25.274 8)	-0.682 8*** (-8.211 6)	-4.337 1*** (-21.737 2)
Kleibergen-Paap rk LM 检验值		2 828.56***	
Kleibergen-Paap Wald rk F 检验值		14 861.63 [16.38]	
<i>V<sub>Year</sub></i>	Yes	Yes	Yes
<i>V<sub>Industry</sub></i>	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	10 276	8 268	8 268
<i>r<sub>2_a</sub></i>	0.807 7	0.803 0	0.807 0
<i>F</i> 值	535.845 8***	379.634 7***	2 525.885 2***

注：列（3）括号内为稳健标准误的z值；16.38为Stock-Yogo检验10%显著性水平的临界值。

表4~5报告了协变量的平衡性测试结果，由表可知匹配后协变量标准偏差的绝对值均小于5%，t检验结果不拒绝实验组和控制组之间不存在系统性差异的原假设，伪R<sup>2</sup>从0.172降到0.001，LR统计量从2 382.13下降到7.70，联合显著性检验的P值

为0.564，表明本文PSM模型的平衡性较为理想。

其次，采用自助抽样法（重复抽样次数为500次）获得平均处理效应（ATT）为0.057 5，P值为0.025，在5%水平上显著，表明社会责任信息披露对企业高质量发展具有正向影响，与前文结果一致。此外，本文删除了没有匹配上的样本后，再次进行回归，结果见表6第（1）列。可以发现，*V<sub>CSR</sub>*的回归系数在5%水平上显著为正。综上，在考虑样本选择偏差后，H1结论依旧稳健。

3.3.2 两阶段最小二乘法

为了缓解*V<sub>CSR</sub>*和*V<sub>HD</sub>*互为因果关系而引起的内生性问题，本文选取滞后一期社会责任信息披露（*V<sub>L1\_CSR</sub>*）作为工具变量，采用TSLS进行内生性检验。表6第（2）列是第一阶段的回归结果，工具变量*V<sub>L1\_CSR</sub>*与自变量*V<sub>CSR</sub>*在1%水平上显著正相关，KP-LM值为2 828.56，在1%水平上显著，强烈拒绝“识别不足”的原假设。同时，KP-F值为14 861.63，远大于Stock-Yogo检验的临界值16.38，说明工具变量通过了“弱工具变量”检验。综上，本文选取的工具变量是有效的。表6第（3）列*V<sub>CSR</sub>*与*V<sub>HD</sub>*在5%水平上显著正相关，*V<sub>CSR</sub>*与*V<sub>HD</sub>*的正向关系仍成立，TSLS回归结果仍然支持H1假设。

3.4 稳健性检验

3.4.1 替换因变量

用通过OLS法测算的全要素生产率（*V<sub>HD\_OLS</sub>*）替换*V<sub>HD</sub>*，对基准模型再次回归，结果见表7，由表7中列（1）可知，*V<sub>CSR</sub>*与*V<sub>HD\_OLS</sub>*的回归系数在1%水平上显著正相关，回归结果再度验证H1。

表7 稳健性检验结果

Table 7 Robustness test results

变量	(1) <i>V<sub>HD_OLS</sub></i>	(2) <i>V<sub>HD</sub></i>	(3) <i>V<sub>HD</sub></i>	(4) <i>V<sub>HD_OLS</sub></i>	(5) <i>V<sub>HD_OLS</sub></i>	(6) <i>V<sub>HD</sub></i>
<i>V<sub>CSR</sub></i>	0.036 9*** (3.725 0)					0.033 3*** (2.708 8)
<i>V<sub>L1_CSR</sub></i>		0.024 4* (1.959 4)		0.033 9*** (3.012 7)		
<i>V<sub>L2_CSR</sub></i>			0.028 3** (2.063 7)		0.039 4*** (3.179 2)	
<i>V<sub>Controls</sub></i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>_cons</i>	-6.481 5*** (-45.975 6)	-4.356 3*** (-23.862 9)	-4.316 7*** (-20.952 5)	-6.528 5*** (-39.545 8)	-6.514 7*** (-34.960 8)	-1.642 4*** (-5.764 0)
<i>V<sub>Company</sub></i>	No	No	No	No	No	Yes
<i>V<sub>Year</sub></i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>V<sub>Industry</sub></i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	No
<i>N</i>	11 041	8 268	6 612	8 268	6 612	11 041
<i>r<sub>2_a</sub></i>	0.883 3	0.807 0	0.809 7	0.884 9	0.886 0	0.949 8
<i>F</i> 值	929.110 9***	389.357 6***	324.239 9***	714.910 7***	591.600 3***	103.586 6***

3.4.2 滞后解释变量

将*V<sub>CSR</sub>*作滞后一期（*V<sub>L1\_CSR</sub>*）和滞后二期（*V<sub>L2\_CSR</sub>*）处理，以此验证企业高质量发展的时滞

性问题是否对回归结果造成影响。结果如表7第（2）、（3）列所示，*V<sub>L1\_CSR</sub>*和*V<sub>L2\_CSR</sub>*对*V<sub>HD</sub>*的回归系数分别在10%和5%水平上显著为正，可见前文结论

仍成立。同时,为使结果更稳健,本文沿用了OLS法测算的全要素生产率进行检验,结果如表7第(4)、(5)列所示,各系数仍然显著。此外,企业高质量发展不论是用LP法测算数据还是用OLS法测算数据衡量,滞后期的社会责任信息披露仍然有利于企业发展质量的提升,且这种促进效应随着滞后期数的增加逐渐增强,可见社会责任信息披露对企业发展质量的提升具有一定的时滞性。值得指出的是,该检验结果进一步佐证了 $V_{CSR}$ 与 $V_{HD}$ 之间的因果关系。

### 3.4.3 更换估计模型

本文采用公司和年度双向固定效应,重新对基准模型进行回归。表7第(6)列结果显示, $V_{CSR}$ 对 $V_{HD}$ 的回归系数依旧正向显著。

### 3.5 影响机制检验

上述研究证明了社会责任信息披露能够有效促进企业高质量发展,但其作用路径尚未明确。因此,本文进一步探讨二者之间的作用路径,继而证明H2~H4。根据中介效应检验方法,构建模型(2)~模型(4),其检验结果见表8。

$$V_{FCit} = \beta_0 + \beta_1 V_{CSRit} + \sum V_{Controlsit} + \sum V_{Year} + \sum V_{Industry} + \varepsilon_{it}, \quad (2)$$

$$V_{GIit} = \gamma_0 + \gamma_1 V_{CSRit} + \gamma_2 V_{FCit} + \sum V_{Controlsit} + \sum V_{Year} + \sum V_{Industry} + \varepsilon_{it}, \quad (3)$$

$$V_{HDit} = \delta_0 + \delta_1 V_{CSRit} + \delta_2 V_{FCit} + \delta_3 V_{GIit} + \sum V_{Controlsit} + \sum V_{Year} + \sum V_{Industry} + \varepsilon_{it}. \quad (4)$$

式(2)~(4)中, $V_{FCit}$ 、 $V_{GIit}$ 分别为上市公司*i*在第*t*年的融资约束程度和绿色创新水平,其他变量设定同模型(1)。

表8 链式多重中介效应检验结果

Table 8 Chain multiple mediation effect test results

变量	模型(1) $V_{HD}$	模型(2) $V_{FC}$	模型(3) $V_{GI}$	模型(4) $V_{HD}$
$V_{CSR}$	0.028 2*** (2.652 1)	-0.277 1*** (-7.555 9)	0.112 2*** (5.733 2)	0.022 2*** (2.080 2)
$V_{FC}$			-0.016 7*** (-3.316 0)	-0.007 9*** (-2.624 4)
$V_{GI}$				0.033 0*** (6.724 3)
$V_{Controls}$	Yes	Yes	Yes	Yes
-cons	-4.295 5*** (-26.028 8)	-0.257 8 (-0.470 5)	-5.096 6*** (-15.273 9)	-4.129 8*** (-24.598 1)
$V_{Year}$	Yes	Yes	Yes	Yes
$V_{Industry}$	Yes	Yes	Yes	Yes
Z-Sobel	$V_{CSR} \rightarrow V_{FC} \rightarrow V_{GI}$ : Z=2.996***		$V_{FC} \rightarrow V_{GI} \rightarrow V_{HD}$ : Z=-3.188***	
N	11 041	11 041	11 041	11 041
$r^2_a$	0.804 7	0.277 6	0.269 8	0.805 5
F值	561.534 6***	56.514 6***	36.334 5***	563.764 9***

模型(1)(2)(4)验证H2,模型(1)(3)(4)验证H3,模型(2)~(4)验证H4; $\delta_1$ 为 $V_{CSR}$ 对 $V_{HD}$ 的直接效应;并行中介效应和链式中介效应分别对应模型(2)~模型(4)中的 $\beta_1\delta_2$ 、 $\gamma_1\delta_3$ 和 $\beta_1\gamma_2\delta_3$ ;总体中介效应等于并行与链式中介效应之和。

表8验证了H2~H4,表9是根据表8计算的中介效应值。表8中模型(1)反映了 $V_{CSR}$ 对 $V_{HD}$ 的总效应,该检验是后续中介效应检验的前提。

表9 链式多重中介效应分析

Table 9 Analysis of chain multiple mediation effect

效应名称	变量	中介效应值	中介效应占比/%
并行中介效应	$V_{FC}(\beta_1\delta_2)$ $V_{GI}(\gamma_1\delta_3)$	0.002 183 2 0.003 698 0	36.18 61.29
链式中介效应	$V_{FC} \rightarrow V_{GI}(\beta_1\gamma_2\delta_3)$	0.000 152 6	2.53
总体中介效应	—	0.006 033 8	100.00

#### 3.5.1 并行中介效应分析

模型(2)(3)是逐步对多个中介效应进行检验。 $V_{CSR}$ 的回归系数分别为-0.277 1( $P<0.01$ )和0.112 2( $P<0.01$ ),表明融资约束和绿色创新的中介效应显著。根据模型(2)~(4)可得出融资约束和绿色创新的并行中介效应值分别约为0.002 2和0.003 7,均发挥了正向的中介作用。由表9可知,融资约束和绿色创新并行中介效应占比分别约为36.18%和61.29%。作为发展中国家,我国企业整体上在发展过程中往往会遇到融资难的问题。社会责任信息披露不仅能缓解信息不对称,避免投资者发生逆向选择行为,还能向外部投资者传递良好信息,增强外部投资者对企业的投资意愿,更易获得信贷资源,为企业自身的经营活动、投资活动提供资金支持,赋能企业高质量发展。此外,社会责任信息披露有效约束企业违规排污、规避环境监管的机会主义行为,促使企业通过绿色创新降低公共压力和环境规制压力,实现经济效益、社会效益和环境效益多赢。综上,社会责任信息披露间接对企业高质量发展产生影响,且对不同的中介变量产生不同的影响,H2和H3得证,该检验为后续链式中介效应检验做好铺垫。

#### 3.5.2 链式多重中介效应分析

通过模型(2)~模型(4)可知, $V_{CSR} \rightarrow V_{FC} \rightarrow V_{GI} \rightarrow V_{HD}$ (由融资约束引导的绿色创新链式中介效应)在1%水平上显著,链式中介效应值约为0.000 2,在总体中介效应中占比为2.53%。此外, $V_{CSR} \rightarrow V_{FC} \rightarrow V_{GI}$ 这一路径中Soble检验的Z指数值为2.996( $P<0.01$ ), $V_{FC} \rightarrow V_{GI} \rightarrow V_{HD}$ 这一路径中Soble检验的Z指数值为-3.188( $P<0.01$ ),说明社会责任信息披露通过融资约束影响绿色创新可以正



向促进企业高质量发展，可以验证 H4。企业面临融资难问题主要是由于信息不对称，充足的资金储备对企业进行绿色转型极其重要。社会责任信息披露使得企业在缓解信息不对称基础上以较低成本获取融资，为自身绿色创新提供资金保障，进而促进企业发展。

为进一步验证融资约束和绿色创新的并行、链式中介效应成立，本研究采用 Bootstrap 法对链式多重中介模型进行检验，抽样数为 500 次。根据以往研究范式，控制原有控制变量，检验结果见表 10。

表 10 Bootstrap 检验结果  
Table 10 Bootstrap test results

路径	系数	Z 值	P> Z	95% 置信区间	
$V_{CSR} \rightarrow V_{FC} \rightarrow V_{HD}$	0.002 183 2	2.23	0.026	0.000 264 7	0.004 101 6
$V_{CSR} \rightarrow V_{GI} \rightarrow V_{HD}$	0.003 698 0	4.10	0.000	0.001 929 1	0.005 467 0
$V_{CSR} \rightarrow V_{FC} \rightarrow V_{GI} \rightarrow V_{HD}$	0.000 152 6	2.57	0.010	0.000 036 1	0.000 269 0
总体间接效应	0.006 033 8	4.89	0.000	0.003 615 5	0.008 452 1

由表 10 中数据可以得知， $V_{CSR}$  对  $V_{HD}$  的间接效应显著，路径系数约为 0.006，置信区间显著，不包含 0。其中， $V_{FC}$  在  $V_{CSR}$  与  $V_{HD}$  之间的部分中介效应显著，置信区间为 [0.000 264 7, 0.004 101 6]，不包含 0； $V_{GI}$  在  $V_{CSR}$  与  $V_{HD}$  之间的部分中介效应显著，置信区

间为 [0.001 929 1, 0.005 467 0]，不包含 0； $V_{FC}$  和  $V_{GI}$  在  $V_{CSR}$  与  $V_{HD}$  之间的链式中介效应显著，置信区间为 [0.000 036 1, 0.000 269 0]，不包含 0。综上，融资约束和绿色创新不仅发挥了并行中介效应还发挥了链式中介效应。

## 4 异质性分析

### 4.1 行业属性异质性

由于重污染企业是环境污染的重要源头，受到众多利益相关方的重点关注。因此，重污染企业与非重污染企业在社会责任信息披露的动机、内容和战略上可能存在差异。鉴于此，有必要对重污染企业和非重污染企业进行异质性检验。根据 2008 年环保部制定的《上市公司环保核查行业分类管理名录》，本文将样本分为重污染企业和非重污染企业，进行分组回归后的结果如表 11 第 (1) (2) 列所示。社会责任信息披露显著促进重污染企业高质量发展，但是对非重污染企业没有显著影响。究其原因，重污染企业对环境的损害程度相较于非重污染企业更大，其在环保和社会责任方面面临着较大的压力和挑战。因此，重污染企业通过社会责任信息披露达到提高企业声誉、吸引投资的动机更明显。

表 11 异质性检验结果

Table 11 Heterogeneity test results

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	重污染 $V_{HD}$	非重污染 $V_{HD}$	国有企业 $V_{HD}$	民营企业 $V_{HD}$	两职合一 $V_{HD}$	两职分离 $V_{HD}$	自愿披露 $V_{HD}$	应规披露 $V_{HD}$
$V_{CSR}$	0.098 3*** (5.673 7)	-0.011 1 (-0.808 1)	-0.002 8 (-0.173 4)	0.042 9*** (2.891 7)	0.036 7 (1.525 6)	0.031 8*** (2.599 7)	0.023 0* (1.738 0)	0.029 4* (1.910 8)
$V_{Controls}$	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
-cons	-2.083 8 (-4.298 5)	-5.046 7*** (-26.723 5)	-3.829 8*** (-15.325 8)	-4.387 4*** (-21.702 4)	-4.929 5*** (-16.162 4)	-4.051 7*** (-22.433 4)	-4.132 7*** (-22.973 4)	-4.415 9*** (-25.190 2)
$V_{Year}$	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
$V_{Industry}$	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	3 288	7 753	4 560	6 481	2 612	8 429	9 200	9 355
$r_{2\_a}$	0.807 7	0.806 5	0.829 7	0.790 0	0.819 5	0.805 1	0.768 4	0.801 2
F 值	337.776 6***	449.780 0***	265.450 9***	281.147 8***	145.566 7***	387.780 8***	343.968 6***	419.997 8***

### 4.2 产权性质异质性

本文将样本企业按照产权性质划分为国有企业和民营企业两类，进行分组回归后的结果见表 11 第 (3) (4) 列。社会责任信息披露显著促进民营企业高质量发展，但对国有企业没有显著影响。究其原因，国有企业相较于民营企业资产规模更大、信誉度更高、债务更安全，更加容易获取资金，加之其所有制

的独特性使得国家会通过财政支持、政策倾斜等方面来保障国有企业的融资需求。民营企业往往资产规模较小、信誉度较低、财务状况较差，这使得银行等信贷机构更加谨慎对待非国有企业的融资需求，加之其信息不对称程度较高，进一步加剧融资约束程度。社会责任信息披露有助于降低民营企业与银行等信贷机构间的信息不对称，进而纾解民营企业融资约束，

因此有利于民营企业高质量发展。

#### 4.3 治理结构异质性

两职合一是指同一人同时委任董事长和 CEO。本文将样本企业分为两职合一企业和两职分离企业,分别赋值 1 和 0,进行分组回归。表 11 第(5)、(6)列结果表明,社会责任信息披露显著促进两职分离企业高质量发展,但是对两职合一企业没有显著影响。究其原因,两职合一为管理层利用其职权调控企业社会责任的实际履行、隐瞒和粉饰负面消息等信息披露操纵行为提供了便利,从而导致信息披露的可靠性难以得到有效保证<sup>[27]</sup>,加之股东对管理层的监督效应下降,甚至可能出现“一言堂”现象,因此企业更有可能做出不恰当的战略决策,进而影响企业发展。

#### 4.4 披露意愿异质性

我国企业社会责任信息披露可以分为应规和自愿两种。企业自愿披露社会责任信息可能存在利己动机,进而会战略性地选择披露时机和内容。而应规性社会责任信息披露为了满足合法性要求,格式更规范,内容更真实可靠,有效缓解信息不对称,从而市场反应更积极,被利益相关方认可程度更高,对企业高质量发展的促进作用更大。基于此,本文预期:相较于自愿性社会责任信息披露,应规性社会责任信息披露对企业高质量发展的促进作用更大。本文按照政策要求将样本企业分为自愿披露组(包含自愿披露和未披露)和应规披露组(包含应规披露和未披露),进行分组回归,结果见表 11 第(7)(8)列。可以看出,列(7)中  $V_{CSR}$  的系数为 0.023 0,在 10% 水平上显著,列(8)中  $V_{CSR}$  的系数为 0.029 4,也在 10% 水平上显著,说明自愿性和应规性社会责任信息披露对企业高质量发展均存在显著的促进作用,但应规性社会责任信息披露对企业高质量发展的促进作用更明显。

## 5 结论及启示

### 5.1 结论

首先,本文从非财务信息披露的角度出发,采用我国 2011—2021 年沪深 A 股上市企业数据实证研究发现,社会责任信息披露显著促进企业高质量发展。其次,链式多重中介效应显示,融资约束和绿色创新在社会责任信息披露与企业高质量发展间发挥正向的链式多重中介作用,其中,绿色创新的独立中介渠道更优。最后,异质性分析表明,社会责任信息披露企业高质量发展的积极影响在重污染企业、民营企业、两职分离企业以及应规披露企业中更显著。

### 5.2 启示

1) 完善相关法律法规,建立健全管理制度。在宏观层面上,鉴于我国上市公司社会责任信息披露的比例较低,加之普通投资者在获取和甄别信息方面存在一定困难,监管部门有义务进一步完善与社会责任信息披露相关的政策法规,并明确披露细则,设立行业监管机构,加强社会责任信息披露的审核,严格执行奖惩机制,通过提高企业信息披露意识从而增强信息披露的完备性和可靠性,力求有效发挥社会责任信息披露的“监督效应”及其对企业高质量发展的“赋能效应”。在微观层面上,上市公司应制定具体、完善的信息披露流程,建立专门的社会责任信息管理部门,定期进行社会责任报告的自我评估和审核,加强内部监督和管理,从而保证信息的准确性、及时性和规范性,更好地满足利益相关者对信息数量和质量的要求。

2) 加大对企业信贷业务的支持,营造适度宽松的融资环境。从政府来看,需改进银行的信贷策略,优化授信标准和流程,提高对中小企业的信贷支持率。同时,建立统一的融资担保机构,提供多元化的融资担保服务,鼓励社会资本进入实体经济领域,打造多元化的融资渠道,增加企业融资来源。从企业来看,需加强自身品牌形象和业务拓展,提高知名度和竞争力,强化企业内部财务管理,提高企业财务健康度,增强企业的融资信用,多元化资金来源,积极开展债券、证券等多种融资方式,增加融资渠道,着重从融资机会、信用、渠道三大维度突破融资束缚。

3) 强化绿色创新资金供给,驱动企业绿色发展理念。加大我国公共财政对资源循环利用的倾斜力度,设立专门机构及基金,开展国际合作,争取国际援助,降低民间资本对绿色投资的准入门槛,设立系统的绿色创新税收激励,实行差别税率,对环境友好型企业采取减、免、缓的税收优惠,强化环境资源税的征收力度。同时,倡导绿色消费,增强消费者对环境议题的关注,提高公众绿色消费意识,发挥消费者倾向对企业决策的影响效应,以绿色创新为手段,助推实现“双碳”目标以及驱动企业高质量发展。

### 参考文献:

- [1] 黄速建,肖红军,王欣.论国有企业高质量发展[J].中国工业经济,2018(10):19-41.  
HUANG Sujian, XIAO Hongjun, WANG Xin. Study on High-Quality Development of the State-Owned Enterprises[J]. China Industrial Economics, 2018(10):

- 19-41.
- [2] 张丹丹. 社会责任信息披露对企业高质量发展的赋能效应研究: 以零售企业为例 [J]. 商业经济研究, 2022(13): 130-133.  
ZHANG Dandan. Research on the Empowering Effect of Social Responsibility Information Disclosure on High-Quality Development of Enterprises: Taking Retail Enterprises as an Example[J]. Journal of Commercial Economics, 2022(13): 130-133.
- [3] LI Z H, ZOU F Q, MO B. Does Mandatory CSR Disclosure Affect Enterprise Total Factor Productivity?[J]. Economic Research-Ekonomiska Istraživanja, 2022, 35(1): 4902-4921.
- [4] BAN Q, ZHU H T. Quality of Mandatory Social Responsibility Disclosure and Total Factor Productivity of Enterprises: Evidence from Chinese Listed Companies[J]. Sustainability, 2023, 15(13): 10110.
- [5] 邓丽纯. 银行业竞争、社会责任信息披露与融资约束 [J]. 财会通讯, 2020(7): 67-70.  
DENG Lichun. Banking Competition, Social Responsibility Information Disclosure and Financing Constraints[J]. Communication of Finance and Accounting, 2020(7): 67-70.
- [6] 王晓祺, 宁金辉. 强制社会责任披露能否驱动企业绿色转型?: 基于我国上市公司绿色专利数据的证据 [J]. 审计与经济研究, 2020, 35(4): 69-77.  
WANG Xiaoqi, NING Jinhui. Can Mandatory Social Responsibility Disclosure Drive Corporate Green Transformation?: Evidence Based on Green Patent Data of Listed Companies in China[J]. Journal of Audit & Economics, 2020, 35(4): 69-77.
- [7] FRANK A G, MENDES G H S, AYALA N F, et al. Servitization and Industry 4.0 Convergence in the Digital Transformation of Product Firms: A Business Model Innovation Perspective[J]. Technological Forecasting and Social Change, 2019, 141: 341-351.
- [8] 陈汉辉, 曹泽星. 数字化转型、动态能力与企业全要素生产率: 基于中国制造业上市公司的经验证据 [J/OL]. [2023-06-29]. <https://kns.cnki.net/kcms/detail/50.1180.C.20230510.1142.004.html>.  
CHEN Hanhui, CAO Zexing. Digital Transformation, Dynamic Capability and Total Factor Productivity: Based on Empirical Evidence of Listed Manufacturing Companies in China[J/OL]. [2023-06-29]. <https://kns.cnki.net/kcms/detail/50.1180.C.202305101142.004.html>.
- [9] 陈晓红, 李杨扬, 宋丽洁, 等. 数字经济理论体系与研究展望 [J]. 管理世界, 2022, 38(2): 208-224, 13-16.  
CHEN Xiaohong, LI Yangyang, SONG Lijie, et al. Theoretical Framework and Research Prospect of Digital Economy[J]. Journal of Management World, 2022, 38(2): 208-224, 13-16.
- [10] ROBERTS P W, DOWLING G R. Corporate Reputation and Sustained Superior Financial Performance[J]. Strategic Management Journal, 2002, 23(12): 1077-1093.
- [11] 张原, 梁敏娜. 社会责任自愿披露、媒体关注与股价崩盘风险 [J]. 会计之友, 2021(4): 53-60.  
ZHANG Yuan, LIANG Minna. Voluntary Disclosure of Social Responsibility, Media Attention and the Risk of Stock Price Collapse[J]. Friends of Accounting, 2021(4): 53-60.
- [12] LINS K V, SERVAES H, TAMAYO A. Social Capital, Trust, and Firm Performance: The Value of Corporate Social Responsibility During the Financial Crisis[J]. The Journal of Finance, 2017, 72(4): 1785-1824.
- [13] 郑毅, 徐佳. 融资约束、信息披露与R&D投资 [J]. 经济与管理, 2018, 32(1): 46-53.  
ZHENG Yi, XU Jia. Financing Constraint, Information Disclosure and R&D Investment[J]. Economy and Management, 2018, 32(1): 46-53.
- [14] 葛永波, 曹婷婷, 陈磊, 等. 民营企业融资约束缓解: 社会责任信息披露可以替代政治关联吗? [J]. 山东社会科学, 2020(2): 73-80.  
GE Yongbo, CAO Tingting, CHEN Lei, et al. Mitigation of Financing Constraints over Private Enterprises: Can Information Disclosure on Social Responsibility Replace Political Connection?[J]. Shandong Social Sciences, 2020(2): 73-80.
- [15] 肖翔, 赵天骄, 贾丽桓. 社会责任信息披露与融资成本 [J]. 北京工商大学学报(社会科学版), 2019, 34(5): 69-80, 103.  
XIAO Xiang, ZHAO Tianjiao, JIA Lihuan. Social Responsibility Information Disclosure and Financing Cost[J]. Journal of Beijing Technology and Business University (Social Sciences), 2019, 34(5): 69-80, 103.
- [16] 肖红军, 郑若娟, 铨率. 企业社会责任信息披露的资本成本效应 [J]. 经济与管理研究, 2015, 36(3): 136-144.  
XIAO Hongjun, ZHENG Ruojuan, XUAN Lü. The Effects of Information Disclosure of Corporate Social Responsibility on Capital Cost[J]. Research on Economics and Management, 2015, 36(3): 136-144.
- [17] 张治栋, 廖常文. 全要素生产率与经济高质量发展: 基于政府干预视角 [J]. 软科学, 2019, 33(12): 29-35.  
ZHANG Zhidong, LIAO Changwen. Total Factor Productivity and High-Quality Economic Development: An Empirical Research Based on the Perspective of Government Intervention[J]. Soft Science, 2019, 33(12): 29-35.
- [18] 汪国华, 刘杨平. 石化企业社会责任对环保投入的影响研究 [J]. 常州大学学报(社会科学版), 2021, 22(3): 59-65.

- WANG Guohua, LIU Yangping. On the Influence of Social Responsibility of Petrochemical Corporations on Environmental Protection Investment[J]. Journal of Changzhou University (Social Science Edition), 2021, 22(3): 59-65.
- [19] KÖLBEL J F, BUSCH T, JANCSO L M. How Media Coverage of Corporate Social Irresponsibility Increases Financial Risk[J]. Strategic Management Journal, 2017, 38(11): 2266-2284.
- [20] 李巧华. 新时代制造业企业高质量发展的动力机制与实现路径 [J]. 财经科学, 2019(6): 57-69.
- LI Qiaohua. The Dynamic Mechanism and Realization Paths of High-Quality Development of the Manufacturing Enterprises in the New Era[J]. Finance & Economics, 2019(6): 57-69.
- [21] 唐 松, 伍旭川, 祝 佳. 数字金融与企业技术创新: 结构特征、机制识别与金融监管下的效应差异 [J]. 管理世界, 2020, 36(5): 52-66, 9.
- TANG Song, WU Xuchuan, ZHU Jia. Digital Finance and Enterprise Technology Innovation: Structural Feature, Mechanism Identification and Effect Difference Under Financial Supervision[J]. Management World, 2020, 36(5): 52-66, 9.
- [22] 郑宝红, 张兆国. 企业所得税率降低会影响全要素生产率吗? : 来自我国上市公司的经验证据 [J]. 会计研究, 2018(5): 13-20.
- ZHENG Baohong, ZHANG Zhaoguo. Does Decrease of Enterprise Income Tax Rate Affect Total Factor Productivity? : Empirical Evidence of Chinese Listed Companies[J]. Accounting Research, 2018(5): 13-20.
- [23] 李晓涛, 邓 虞, 高 燕. 董事会断裂带对上市企业全要素生产率的影响 [J]. 会计之友, 2023(16): 64-72.
- LI Xiaotao, DENG Yu, GAO Yan. The Influence of the Board Fault Zone on the Total Factor Productivity of Listed Enterprises[J]. Friends of Accounting, 2023(16): 64-72.
- [24] 武常岐, 张昆贤, 周欣雨, 等. 数字化转型、竞争战略选择与企业高质量发展: 基于机器学习与文本分析的证据 [J]. 经济管理, 2022, 44(4): 5-22.
- WU Changqi, ZHANG Kunxian, ZHOU Xinyu, et al. Digital Transformation, Choice of Competitive Strategy, and High-Quality Development of Firms: From Evidence of Machine Learning and Text Analysis[J]. Business and Management Journal, 2022, 44(4): 5-22.
- [25] 马永军, 聂耀辉. 质量强市示范城市建设对企业全要素生产率的影响效应研究 [J]. 天津商业大学学报, 2023, 43(4): 67-73.
- MA Yongjun, NIE Yaohui. Effect of Exemplary Quality City Construction on Total Factor Productivity of Enterprises[J]. Journal of Tianjin University of Commerce, 2023, 43(4): 67-73.
- [26] 郭炳南, 冯 雨, 张 浩. 碳排放权交易对企业全要素生产率的影响及溢出效应: 基于空间双重差分模型的实证分析 [J]. 中国环境管理, 2023, 15(3): 84-92.
- GUO Bingnan, FENG Yu, ZHANG Hao. Impact of Carbon Emissions Trading on Total Factor Productivity of Enterprises and Spillover Effects: Empirical Analysis Based on SDID[J]. Chinese Journal of Environmental Management, 2023, 15(3): 84-92.
- [27] 姚海鑫, 王选乔, 王 鹏. 社会责任信息披露能提升高管薪酬契约有效性研究: 基于信息披露的监督治理效应 [J]. 管理学报, 2023, 36(2): 80-98.
- YAO Haixin, WANG Xuanqiao, WANG Peng. Can the Disclosure of Social Responsibility Information Improve the Effectiveness of Executive Compensation Contract: The Effect of Supervision and Governance Based on Information Disclosure[J]. Journal of Management, 2023, 36(2): 80-98.

(责任编辑: 姜利民)