

环境信息披露对企业新质生产力的影响： 链式中介效应分析

金琦琦

(福建师范大学经济学院,福州 350108)

摘要: 企业作为发展新质生产力的主体,其环境信息披露水平对新质生产力的发展具有重要影响。使用 2011—2023 年 A 股上市公司数据,通过内容分析法和熵值法分别计算各上市公司环境信息披露指数和企业新质生产力指标,研究企业环境信息披露对新质生产力的影响关系。研究发现,企业环境信息披露能够显著促进新质生产力发展;机制分析表明,环境信息披露能够通过缓解融资约束、提高绿色创新能力来促进新质生产力的发展;异质性分析得出,国有企业和大规模企业对于发展新质生产力效果更为显著;进一步讨论得到重污染企业和地处东部地区的企业发展新质生产力的促进效应更明显,同时发现环境信息披露水平与企业绩效相互促进形成良性循环,为企业新质生产力的发展提供助力。研究成果丰富了环境信息披露的后果研究,同时为实践中提升新质生产力提供启示。

关键词: 环境信息披露;新质生产力;融资约束;绿色创新

中图分类号: X22; F124 **文献标志码:** A **文章编号:** 1671-1807(2025)12-0359-11

在新时代背景下,随着 2023 年 9 月“新质生产力”一词的提出,发展“新质生产力”不仅是增强经济发展动力和竞争力的必由之路,更是实现高质量发展、构建新发展格局的战略选择。新质生产力是以科技创新为主导、实现关键性颠覆性技术突破而产生的生产力,同时实现高质量发展离不开新质生产力^[1]。其不但表现出颠覆性的创新、新的产业链条、高质量的发展等一般特征,而且在新的时代背景下还呈现数字化、绿色化的时代特征^[2]。新质生产力强调高科技、高效能的生产方式,这本身就与绿色生产力的环保理念相符合;新质生产力需要改变传统生产力中高投入、高消耗、高污染、低效益的粗放模式,符合绿色、低碳、循环的绿色生产力;同时,它们都倡导以绿色健康的生活方式为价值导向,同时构造出绿色生态的社会效益。由此可见,新质生产力与绿色生产力高度契合。

环境信息披露是指企业将自身在生产经营过程中对环境产生的影响,以及为改善环境所采取的措施等信息,通过一定的媒介和方式向社会公众公开的过程。其不仅是推动绿色生产力发展的重要手段,也是衡量绿色生产力发展水平的重要指标之一。近年来,随着中国生态文明建设的持续推进,

有关企业环境信息披露的政策法规也在不断出台和完善。2018 年证监会修订《上市公司治理准则》要求上市公司披露环境信息等相关情况。生态环境部在 2021 年印发《环境信息依法披露制度改革方案》,旨在深化环境信息依法披露制度改革,推动企业强制性披露环境信息。同时公布了自 2022 年 2 月 8 日起施行的《企业环境信息依法披露管理办法》和《企业环境信息依法披露格式准则》,详细规定了企业环境信息依法披露的要求、内容、方式、监督管理及披露格式要求等。2024 年 5 月《企业可持续披露准则——基本准则(征求意见稿)》的发布是中国在推动企业可持续发展信息披露方面的重要举措。通过规范信息披露,提高企业可持续发展信息披露的透明度,推动企业更加关注可持续发展,有助于增强投资者对企业的信心,促进资本市场的健康发展。

企业环境信息披露与新质生产力的发展息息相关。本文选取中国 A 股上市公司 2011—2022 年的数据进行实证分析,深入探讨环境信息披露对企业新质生产力的影响效果和作用路径,促进企业新质生产力的发展,助力经济高质量发展。本文可能的贡献在于:一是本文从环境信息披露的角度来探

收稿日期: 2025-01-04

作者简介: 金琦琦(2001—),女,江西上饶人,硕士研究生,研究方向为财务与投融资管理。

讨其对企业新质生产力的影响,并指出融资约束、绿色创新以及融资约束和绿色创新三条影响路径,丰富了环境信息披露与新质生产力关系方面的研究。二是本文探讨了环境信息披露在不同产权性质、不同企业规模下对企业新质生产力所产生的影响,为政府、企业、绿色金融体系形成环境信息披露监督,加强环境信息披露质量,推进企业新质生产力的提升提供一定的经验证据。

1 文献综述

高水平环境信息披露的企业利益相关者往往能够进行更科学的决策,企业不仅能够降低环境风险成本、代理成本和资本成本,还能够获得更高的债券市场评级和较低的风险溢价,从而促进财务绩效增长,提高企业的投资效率。目前,大多数学者研究环境信息披露从企业价值、资金成本、环境绩效、市场反应等方面展开研究。在企业价值方面,王垒等^[3]认为环境信息披露有利于降低企业信息不对称程度,减少外部风险,提高外部声誉,进而提升企业价值;唐勇军等^[4]发现内控“水平”会抑制该作用;成琼文和刘凤^[5]则认为在重污染行业中,该影响呈“U”形。在资金成本方面,学者们大致达成了统一:提高企业环境信息披露质量能够降低企业的权益资本成本^[6],促进企业的资本配置效率^[7];同时增强债权人的投资信心,进而降低债务融资成本^[8]。在环境绩效方面,周茂春和马玲^[9]通过文本分析法发现环境信息披露质量对环境绩效具有正向促进作用;徐飞等^[10]基于泊松回归模型指出企业环境信息披露水平与环境绩效显著负相关。在市场反应方面,学者们认为环境信息披露对市场反应的影响各有不同;张克钦^[11]认为重污染行业上市公司环境信息披露具有显著的负面市场反应,披露质量对于市场反应具有正向影响但不显著;方颖和郭俊杰^[12]通过系统考察A股发现中国环境信息披露政策在金融市场途径上是基本失效的。

自“新质生产力”这一概念提出后,大部分学者集中在对新质生产力的概念定义、必要性、生成路径、功能作用等方面进行研究。何哲^[13]指出新质生产力的实质是国家通过加强科技与产业的有机融合使产业与科技竞争力获得根本性提升的先进生产力模式。其中,创新驱动生产力,在关键性、颠覆性技术上的突破可以推动生产力的飞跃和提升^[14];人力资源、高技术产业水平、数字信息基础设施是新质生产力发展潜力的主要驱动因素^[15]。蒋永穆和乔张媛^[16]认为加快形成新质生产力,要综合提升

整体科技创新能力、积极培育新要素迅速成长、集中力量推进核心技术的研发应用以及加快建设现代化产业体系。盛朝迅^[17]认为发展新质生产力离不开企业构建顺畅的“科技-产业-金融”循环,培育发展战略性新兴产业和未来产业。王珏^[18]提出1-2-3-4的新质生产力理论框架,指出培育新质生产力需要优化人力资本结构,健全科技创新体制,完善现有产业体系,营造良好生态环境。翟绪权和夏鑫雨^[19]分别从数字经济的微观、中观、宏观分析提升企业创新能力、加强产业链与创新链协调互促以及提高国家创新体系质量能够促进新质生产力发展。屈晓庆和蒲艳^[20]发现新质生产力以创新为主导,融合新技术、新领域、新模式、新业态、新要求、新功能,摆脱了传统粗放、不可持续的发展方式,对经济高质量发展具有重要的推动作用。宋佳等^[21]基于2015—2022年上市企业财务报表数据,实证研究ESG发展对企业新质生产力的发展有促进作用。

通过以上文献,可以发现,学者都已经对环境信息披露和新质生产力的理论内容、影响因素等方面进行了研究,并获得了许多成果。已有研究具有重要的参考价值,但鲜有学者从环境信息披露的角度对企业新质生产力发展进行研究。那么环境信息披露是如何影响企业新质生产力的呢?本文从融资约束和绿色创新角度进行链式中介分析,探究环境信息披露对企业新质生产力的影响,得出结论并提出相应的建议。

2 理论分析与研究假说

2.1 环境信息披露与新质生产力

自愿披露理论认为,企业进行环境信息披露是向外界彰显自身杰出的环境绩效的主要方式^[22]。为了满足利益相关者绿色要求,引导舆论正面发展,建立良好声誉,突出企业独特的社会责任意识和卓越的环境绩效,企业管理层会主动向外界披露环境信息^[23]。从新质生产力的内涵来看,技术革命性突破是催生新质生产力的关键因素之一,劳动者与劳动资料的跃升也必不可少。环境信息披露要求企业公开其环境绩效和环保措施,这促使企业加大在环保技术方面的研发投入的同时也要促进劳动资料的跃升,使劳动者具备更高的素质和技能水平,能够熟练掌握和应用新技术、新工艺和新设备,以应对日益严格的环境监管和消费者需求。这种科技创新的驱动力与新质生产力的内涵相契合,正如迟铮^[24]经研究发现环境信息披露有利于提升企业创新能力,其中融资约束起到中介效应,加强环

境信息披露对企业创新能力的促进作用。

在新质生产力的形成过程中,生产要素的创新性配置是关键环节之一。伍中信和魏佳佳^[25]经研究发现环境信息披露能够提升企业资源配置效率,从而推动企业高质量发展。新质生产力要求对生产要素(如劳动力、资本、技术、信息等)进行创新性配置和高效利用,包括优化劳动力结构、提高资本利用效率、加强技术创新和知识产权保护等。环境信息披露通过提供环境绩效的透明信息,有助于企业识别并优化生产要素的使用。产业深度转型升级是催生新质生产力的另一重要因素。通过环境信息披露,企业可以了解市场对环保产品的需求趋势,从而调整产品结构,加大环保产品的研发和生产力度。同时,环境信息披露也有助于提升企业的品牌形象和竞争力,进而推动整个产业的转型升级。刘翔宇等^[26]发现环境信息披露与数字化转型之间存在协同作用,对企业绿色技术创新产生积极影响。因此,环境信息披露可能会提高企业创新水平,而在培育新质生产力发展过程中创新是必不可少的因素。基于上述分析,提出以下假设。

H1:环境信息披露对企业新质生产力水平呈正向影响,即环境信息披露质量越高的企业其新质生产力水平相对更高。

2.2 环境信息披露通过缓解融资约束促进新质生产力

融资约束是制约企业创新的重要因素,由于创新活动的特殊性,企业往往需要通过外部融资获得资金支持^[27]。陈燕燕^[28]指出企业加强环境信息披露能够获取更多的绿色资金,缓解企业的融资约束。这是因为随着企业环境信息披露程度的提高,企业的信息透明度也会随之提高,从而能够减少资本市场中的信息不对称,有助于展现更加优秀的企业形象,提升资金提供方对企业的信任度,降低相关利益者、投资者及债权人的决策不确定性和风险,使公司获得更多的融资机会和更低的融资成本,扩大融资规模,缓解融资约束,增加企业融资的便利程度。这意味着,企业在面临提升环境信息披露的质量决策时,应该注重改善其融资环境。而融资约束往往会限制企业用于研发和技术创新的资金投入,从而抑制企业技术创新,降低生产率,影响投资效率,不利于企业新质生产力的发展。因此,融资约束可能在环境信息披露促进新质生产力发展过程中存在中介效应。基于上述分析,提出以下假设。

H2:环境信息披露能够通过缓解企业面临的融资约束从而促进新质生产力发展。

2.3 环境信息披露通过加强绿色创新促进新质生产力

绿色创新是指遵循生态原则和生态规律,旨在减少环境污染、能源消耗,改善环境绩效的一系列创新活动^[29]。石建勋和徐玲^[30]指出绿色经济的发展需要以绿色科技作为驱动力,从而促进新质生产力的发展。企业能够通过环境信息披露展示其在环保方面的努力和成果,这有助于提升企业的形象和品牌价值,进而激励企业进行更多的绿色创新。同样,当企业披露环境信息质量较高时,能够向社会传递环境信息,有助于公众了解企业的环境行为,吸引更多投资,进而企业能够更有针对性地投入研发资源,提高绿色创新的成功率,增强企业绿色创新的动力。绿色创新作为新质生产力发展的重要驱动力,通过引入新技术、新工艺和新材料,推动传统产业的转型升级来推动生产力升级,培育新兴行业,符合可持续发展理念。因此,绿色创新可能在环境信息披露促进新质生产力发展过程中存在中介效应。基于上述分析,提出以下假设。

H3:环境信息披露能够通过提升企业绿色创新能力从而促进新质生产力发展。

2.4 环境信息披露通过缓解融资约束、加强绿色创新促进新质生产力

融资约束程度越低,企业的绿色创新能力越强^[31]。这是因为当企业面临较低的融资约束时,更容易获得资金支持,用于绿色技术的研发和应用。企业进行高水平的环境信息披露,通过降低信息不对称程度,缓解企业的融资约束;融资约束的缓解又为企业提供更多的资金支持,推动绿色创新的进行;而绿色创新则最终促进新质生产力的提升。这一机制揭示了环境信息披露在推动经济可持续发展中的重要作用,也为企业制定环境信息披露策略提供理论依据。基于以上分析,提出如下假设。

H4:环境信息披露能够通过缓解企业面临的融资约束来提升企业绿色创新能力从而促进新质生产力发展。

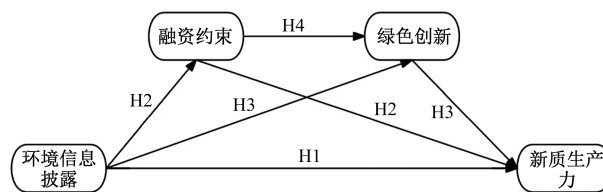


图1 理论模型

3 研究设计

3.1 样本选取与数据来源

基于本文研究的内容和数据的可得性,选取以2011—2023年中国A股上市公司作为研究样本,计算其新质生产力及环境信息披露指标相关数据,并对相关数据进行如下处理:剔除经营不善的ST和*ST上市公司样本;剔除缺失环境信息披露指标及主要研究变量的公司样本;剔除金融行业样本;执行Winsor2尾部缩减处理。最终得到20757个样本数据。使用的数据来自Wind数据库和国泰安(CSMAR)数据库并手工整理获得,采用的计量软件为Stata 17.0。

3.2 变量说明

3.2.1 被解释变量

新质生产力(Npro)。参考宋佳等^[21]的做法,从生产力二要素理论构建新质生产力指标,从四个角度11个指标(表1)运用熵值法计算各指标权重,综合测度得到A股上市公司的新质生产力指标。

3.2.2 解释变量

环境信息披露(EID)。目前学术界对环境信息披露程度并未形成统一的衡量标准。参考陈洪涛等^[32]的研究,以内容分析法对企业环境信息披露指数进行量化分析,再根据公式 $EID = 100 \times (EID_i / 42)$ 进行计算。基于2008年上海证券交易所颁布的《上市公司环境信息披露指引》等规定办法,结合国泰安(CSMAR)数据库中的环境披露数据,具体的环境信息披露评分体系如表2所示。

3.2.3 中介变量

参照鞠晓生等^[33]的研究,融资约束取SA指数的绝对值,SA绝对值越大,则表明企业融资约

束越严重;绿色创新参照郭丰等^[34]、朱于珂等^[35]的研究,使用对数化处理后的企业绿色发明专利申请量作为企业绿色创新数量的衡量指标,当得到的绿色创新值越高,则表明企业绿色创新能力越高。

3.2.4 控制变量

参考已有研究文献,分别使用企业产权性质(Own)、股权集中度(TOP1)、企业规模(Size)、独董占比(BI)、董事会规模(Boa)、两职合一(Dua)、企业成立年龄(Age)、行业竞争程度(HHI)及技术创新投入(RD)作为控制变量。综上,具体变量定义如表3所示。

3.3 模型设计

3.3.1 基准回归模型

建立模型检验H1:

$$Npro_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 EID_{i,t} + \sum Control_{i,t} + \sum Ind + \sum Year + \epsilon_{i,t} \quad (1)$$

式中:Npro为被解释变量,代表企业新质生产力;EID为解释变量,代表企业环境信息披露情况;Control为一系列控制变量;Ind和Year为固定效应,分别代表行业固定和年份固定效应; ϵ 为随机扰动项; i 和 t 分别代表个体企业和时间。

3.3.2 中介效应模型

为检验H2、H3、H4,即探究融资约束、绿色创新在环境信息披露对新质生产力的影响中的中介效应,以及借助链式中介效应模型对融资约束的中介效应、绿色创新的中介效应展开进一步确认,并对融资约束与绿色创新的链式中介作用进行探查。据中介效应检验方法,构建模型(2)~模型(4)。

表1 企业新质生产力指标

因素	子因素	指标	指标取值说明	权重
劳动力	活劳动	研发人员薪资占比	研发费用-工资薪酬/营业收入	28
		研发人员占比	研发人员数/员工人数	4
		高学历人员占比	本科以上人数/员工人数	3
	物化劳动 (劳动对象)	固定资产占比	固定资产/资产总额	2
		制造费用占比	(经营活动现金流出小计+固定资产折旧+无形资产摊销+减值准备-购买商品接受劳务支付的现金-支付给职工以及为职工支付的工资)/(经营活动现金流出小计+固定资产折旧+无形资产摊销+减值准备)	1
生产工具	硬科技	研发折旧摊销占比	研发费用-折旧摊销/营业收入	27
		研发租赁费占比	研发费用-租赁费/营业收入	2
		研发直接投入占比	研发费用-直接投入/营业收入	28
		无形资产占比	无形资产/资产总额	3
	软科技	总资产周转率	营业收入/平均资产总额	1
		权益乘数倒数	所有者权益/资产总额	1
新质生产力				100

表2 环境信息披露评分体系

项目	二级指标	分值
披露载体	上市公司年报	未披露或未发生相关事件记0分;披露或发生相关事件记1分
	社会责任报告	
	单独披露环境报告	
环境管理	环保理念	未披露或未发生相关事件记0分;披露或发生相关事件记1分
	环保目标	
	环保管理制度体系	
	环保教育与培训	
	环保专项活动	
	环境事件应急机制	
	环保荣誉或奖励	
	三同时制度执行情况	
环境监管与认证	重点污染监控单位	未披露记0分;定性披露记1分;定量披露记2分
	污染物排放达标	
	突发环境事故	
	环境违法事件	
	环境信访案件	
	ISO14001 认证	
环境负债	ISO9001 认证	未披露记0分;定性披露记1分;定量披露记2分
	废水排放量	
	COD 排放量	
	SO ₂ 排放量	
	CO ₂ 排放量	
环境业绩与治理	烟尘和粉尘排放量	未披露记0分;定性披露记1分;定量披露记2分
	工业固体废物产生量	
	废气减排治理情况	
	废水减排治理情况	
	粉尘、烟尘治理情况	
	固废利用与处置情况	
环境业绩与治理	噪声、光污染、辐射治理	未披露记0分;定性披露记1分;定量披露记2分
	清洁生产实施情况	

表3 变量定义

变量类型	变量名称	变量缩写	变量定义
被解释变量	新质生产力	Npro	见正文说明
解释变量	环境信息披露	EID	见正文说明
控制变量	产权性质	Own	国有企业为1,其余为0
	股权集中度	TOP1	前十大股东持股比例
	企业规模	Size	总资产
	独董占比	BI	独立董事占董事会比例
	董事会规模	Boa	董事会人数的对数
	两职合一	Dua	董事长兼总经理为1,反之为0
	企业成立年龄	Age	截至当年末企业成立年限的自然对数
	行业竞争程度	HHI	赫芬达尔指数
中介变量	技术创新投入	RD	研发经费投入与技术人员投入之和
	融资约束	SA	SA指数的绝对值
中介变量	绿色创新	GrePat	对数化处理后的企业绿色发明专利申请量

$$SA_{it} = \beta_0 + \beta_1 EID_{it} + \sum Control_{it} + \sum Ind + \sum Year + \sigma_{it} \quad (2)$$

$$Grep_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 EID_{it} + \gamma_2 SA_{it} +$$

$$\sum Control_{it} + \sum Ind + \sum Year + \tau_{it} \quad (3)$$

$$Npro_{it} = \delta_0 + \delta_1 EID_{it} + \delta_2 SA_{it} + \delta_3 Grep_{it} +$$

$$\sum Control_{it} + \sum Ind + \sum Year + \varphi_{it} \quad (4)$$

式中:中介变量有 SA、Grep_{it}, 主要为核心解释变量; $\beta_0, \gamma_0, \delta_0$ 均为常数项; β, γ, δ 为回归系数; σ, τ, φ 为随机扰动项。

4 实证分析

4.1 描述性统计

如表4所示,新质生产力(Npro)的均值为14.08,最小值为2.050,最大值为36.99,这表明不同上市公司在新质生产力水平上相差较大,总的来说中国上市公司新质生产力水平较低,有较大的发展空间。同时,其标准差为7.262,可明显得到上市公司新质生产力数据离散,且右偏。环境信息披露(EID)均值为20.85,最小值为2.381,最大值为69.05,表明本次选择的样本覆盖范围大,上市公司之间的环境信息披露现状并不理想。

表4 描述性统计特征

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
Npro	20 757	14.080	7.262	2.050	36.990
EID	20 757	20.850	16.650	2.381	69.050
Own	20 757	0.287	0.452	0.000	1.000
TOP1	20 757	33.360	14.630	8.240	73.010
Size	20 757	22.360	1.297	20.120	26.460
BI	20 757	0.377	0.054	0.333	0.571
Boa	20 757	2.116	0.193	1.609	2.639
Dua	20 757	0.308	0.462	0.000	1.000
AGE	20 757	1.933	0.936	0.000	3.332
HHI	20 757	0.174	0.175	0.023	0.909
RD	20 757	17.870	17.850	0.000	91.150

控制变量方面,产权性质(Own)的均值为0.287,即样本中国有企业不到十分之三。股权集中度(TOP1)、企业规模(Size)、独董占比(BI)、董事会规模(Boa)、两职合一(Dua)、企业成立年龄(Age)、行业竞争程度(HHI)及技术创新投入(RD)的最小值与最大值也有显著差异,分布较为分散,各个上市公司间存在较大差异,能够对本次研究能起到较好的控制作用。

根据相关性分析得出,环境信息披露指数与企业新质生产力之间的相关系数为0.167,在1%的水平上显著为正,表明环境信息披露程度越高,企业新质生产力水平越高,即环境信息披露有利于促进企业新质生产力发展,H1初步得到验证。各主要变量的共线性检验结果显示,VIF为1.04~1.69,

表明本文选择的变量不存在共线性问题,满足研究条件,可以进一步分析。

4.2 基准回归分析

表5显示了基准回归结果。当不加入控制变量,且不控制行业和年份固定效应时,环境信息披露与新质生产力的回归系数为0.010,在1%的水平上显著为正;当不加入控制变量但控制行业和年份固定效应时,环境信息披露和新质生产力的系数仍为0.010,并在1%的水平上显著为正;当加入控制变量但不控制行业和年份固定效应时,环境信息披露与新质生产力的系数变成0.009,在1%的水平上显著为正;当加入控制变量且控制行业和年份固定效应时,环境信息披露与新质生产力的系数变成0.004,在1%的水平上显著为正。以上结果说明环境信息披露可以促进企业新质生产力的发展,H1得到验证。

4.3 稳健性分析

4.3.1 替换被解释变量

在稳健性检验部分,对企业新质生产力采用新

表5 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	Npro	Npro	Npro	Npro
EID	0.053*** (17.363)	0.093*** (29.342)	0.049*** (15.694)	0.058*** (17.607)
Own			-0.766*** (-6.286)	-0.657*** (-5.530)
TOP1			-0.024*** (-7.095)	-0.015*** (-4.787)
Size			1.565*** (34.772)	1.590*** (34.651)
BI			1.725* (1.689)	2.127** (2.173)
Boa			2.356*** (7.756)	2.993*** (10.252)
Dua			-0.017 (-0.165)	-0.043 (-0.439)
AGE			-1.007*** (-16.808)	-0.802*** (-13.820)
HHI			1.190*** (4.546)	0.540* (1.681)
RD			0.148*** (49.948)	0.117*** (34.714)
常数项	12.975*** (161.474)	9.375*** (21.023)	-27.476*** (-23.661)	-31.173*** (-25.265)
industry	否	是	否	是
Year	否	是	否	是
观测值	20 757	20 757	20 757	20 757
R ²	0.014	0.159	0.175	0.257
F	301.462	90.720	439.966	137.511

注:***、**、* 分别表示在1%、5%和10%的水平上显著,括号内为t值。

的赋值方法。参照宋佳等^[21]的做法,将全要素生产率(TFP)作为替换被解释变量来衡量企业新质生产力水平。全要素生产率的衡量方法有很多,通过阅读相关文献以及考虑到LP方法效率评价的原则、指标科学性及数据可得性,选择LP法衡量全要素生产率指标。参照马晶晶^[36]计算全要素生产率所选取的指标,验证结果的回归性。从表6列(1)的回归结果来看,环境信息披露与新质生产力的回归系数是正向的0.036,在1%的水平上显著为正,表明在替换被解释变量后,企业环境信息披露的良好表现能促进企业新质生产力的提升,H1再次得到验证。

4.3.2 替换解释变量

在稳健性检验部分,对企业环境信息披露指数采用新的赋值方法,将企业环境信息披露总得分(TEID)作为替换企业环境信息披露(EID)的变量进行回归。从表6列(2)的回归结果来看,环境信息披露与新质生产力的回归系数是正向的0.058,在1%的水平上显著为正,表明在替换解释变量之后,企业环境信息披露仍能促进企业新质生产力的发展,结果具有稳健性。

4.3.3 缩小样本空间

为了检验上述结论的稳健性,剔除2020—2022年的企业样本数据,重新进行回归,结果如表6列(3)所示,由此可知,在缩小样本空间,剔除了可能会对结果有影响的年份,环境信息披露仍在1%的水平上促进企业新质生产力的发展,表明研究结果具有稳健性。

表6 稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)
	TFP	Npro	Npro
EID	0.036*** (8.063)		0.058*** (13.463)
TEID		0.058*** (17.607)	
Controls	Yes	Yes	Yes
常数项	12.402*** (6.996)	-31.173*** (-25.265)	-31.987*** (-20.758)
industry	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes
观测值	8 759	20 757	13 249
R ²	0.159	0.257	0.239
F	31.674	137.511	79.485

注:*、**、*** 分别表示10%、5%、1%的显著性水平;括号内为t值。

4.4 影响机制

4.4.1 融资约束的中介效应

表7列(1)、列(2)和列(4)验证了H2,融资约束SA的回归系数为-0.000,在5%的水平上显著为负,可见融资约束越大,反而抑制了环境信息披露对企业新质生产力的影响,一定程度上说明融资约束较低时,环境信息披露对新质生产力的影响更大。这也表明基于融资约束的中介效应是成立的。研究结果表明,融资约束程度在环境信息披露影响企业新质生产力发展的过程中发挥着部分中介作用,即“加大环境信息披露-缓解融资约束-提高企业新质生产力发展”这一传导路径是存在的。

4.4.2 绿色创新的中介效应

表7的列(1)、列(3)和列(4)验证了H3,绿色创新GrePat的回归系数为0.001,在1%的水平上显著为正,可见企业绿色创新能力越高,环境信息披露对新质生产力的影响越大。这也表明基于绿色创新的中介效应是成立的。研究结果表明,绿色创新水平在环境信息披露影响企业新质生产力发展的过程中发挥着部分中介作用,即“加大环境信息披露-提高绿色创新能力-提高企业新质生产力发展”这一传导路径是存在的。

4.4.3 融资约束与绿色创新的链式中介效应

基于H2、H3得到验证,表7的列(2)~列(4)在其基础上验证了H4,EID→SA→GrePat→Npro(由融资约束引导的绿色创新链式中介效应)在1%的水平上显著,链式中介效应值约为-0.411,在总体中介效应中占比为76.7%。此外,SA→GrePat→Npro这一路径中Soble检验的 $Z=1.176$ ($P<0.01$),SA→GrePat→Npro这一路径中Soble检验的 $Z=-13.525$ ($P<0.01$),说明环境信息披露通过融资约束影响绿色创新可以正向促进企业新质生产力的发展,H4得到验证,即融资约束和绿色创新在一定程度上促进了环境信息披露对新质生产力的影响,“加大环境信息披露-缓解融资约束-提高绿色创新能力-提高企业新质生产力发展”这一传导路径是存在的。

4.5 异质性分析

4.5.1 企业产权异质性

为了探究不同所有制性质下环境信息披露对企业新质生产力水平的影响,将样本企业分为国有企业和非国有企业。一方面,国有企业必须遵循相关法律法规,依法公开环境信息,内部监管更加严格,内控质量较高;另一方面,随着社会公众环保意识

表7 作用机制检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	Npro	SA	GrePat	Npro
EID	0.058*** (17.607)	-0.000** (-0.170)	0.001*** (2.890)	0.054*** (17.648)
SA			-0.411*** (-14.002)	-0.278*** (-1.565)
GrePat				2.185*** (52.265)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes
常数项	-32.115*** (-25.636)	4.948*** (106.778)	-9.695*** (-39.763)	-5.125*** (-3.370)
Year	Yes	Yes	Yes	Yes
industry	Yes	Yes	Yes	Yes
Sobel 检验	EID→SA→GrePat $Z=1.176^{***}$		SA→GrePat→Npro $Z=-13.525^{***}$	
中介效应系数	-	0.000**	0.001***	-0.411***
中介效应比例	-	-1.7	5.7	76.7
观测值	20 757	20 757	20 743	20 743
R ²	0.293	0.367	0.453	0.377
F	136.348	190.688	267.041	192.508

注:*、**、***分别表示10%、5%、1%的显著性水平;括号内为t值。

识的增强,相对于非国有企业,国有企业面临更大的社会监督压力,需要展示其环保责任和可持续发展能力,增强投资者和消费者的信心,从而为企业赢得更多的市场机会和竞争优势。因此,推测国有企业具有的高质量内部控制和高水平绿色技术创新可能加强环境信息披露对新质生产力的影响。基于以上分析,预测国有企业环境信息披露对新质生产力的促进效应更强。

为此,加入交乘项(EID×Own)后回归,如表8列(1)所示,交乘项与新质生产力的回归系数为0.0449,并且在1%的水平上显著正相关。根据如表8列(2)和列(3)所示,在国有企业中,环境信息披露对企业新质生产力的影响在1%的水平上显著为正;在非国有企业中,环境信息披露对新质生产力的影响在5%的水平上显著为正,表明不同产权的企业,环境信息披露水平越高,使得企业新质生产力水平越高。综上,说明环境信息披露对新质生产力的提升效应在国有企业更强,符合前文假说。

4.5.2 企业规模异质性

企业规模不同,企业经营能力也不同。一方面,企业规模越大,在行业中占据的地位就越高,其经营行为和环保表现也越容易受到社会公众和政府的关注。为了维护企业形象、满足监管要求并赢得公众支持,大型企业有更强的动力进行环境信息披露。另一方面,大型企业在生产过程中往往消耗

更多的资源,同时产生更多的环境影响。为了应对资源消耗和环境压力,这些企业通常会更加注重环境保护,并通过披露环境信息来展示其环保成果和承诺。基于以上分析,预测大规模企业环境信息披露对新质生产力的促进效应更强。

为了检验企业规模异质性对研究结论的影响差异,将按企业规模的中位数来区分企业的大小规模。大规模企业分为一组[Size \geq media(Size)],将其余分为中小规模企业[Size \leq media(Size)]。因此,在回归中加入交乘项(EID \times Size),由表9列(1)可见,交乘项的回归系数为0.0313且在1%的水平上显著。从表9列(2)和列(3)的回归结果来看,大规模企业的环境信息披露系数在1%的水平上显著为正,中小规模企业的环境信息披露系数在5%的水平上显著为正,表明不同规模的企业,环境信息披露良好都能促进企业新质生产力的提升。综上可得,相较于中小规模企业,大规模企业加强环境信息披露更有利于促进企业新质生产力的提升,符合前文假说。

表8 企业产权异质性检验回归结果

变量	(4)	(2)	(3)
	全样本	国有企业	非国有企业
EID	0.0758*** (0.003)	0.0690*** (11.490)	0.0540** (13.390)
EID \times Own	0.0449*** (0.0064)		
常数项	12.7846*** (0.082)	-35.7040*** (-17.280)	-28.2290*** (-17.830)
Controls	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes
industry	Yes	Yes	Yes
观测值	20757	5956	14800
R ²	0.0345	0.345	0.294

注:*、**、***分别表示10%、5%、1%的显著性水平;括号内为t值。

表9 企业规模异质性检验回归结果

变量	(4)	(2)	(3)
	全样本	大规模企业	中小规模企业
EID	0.0313*** (0.003)	0.0650*** (14.670)	0.0450** (8.840)
EID \times Size	0.0223*** (0.0022)		
常数项	-6.4563*** (0.929)	-34.2220*** (-16.680)	-25.0200*** (-9.730)
Controls	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes
industry	Yes	Yes	Yes
观测值	20757	10379	10377
R	0.057	0.298	0.271

注:*、**、***分别表示10%、5%、1%的显著性水平;括号内为t值。

4.6 进一步讨论

4.6.1 行业异质性

为了探究不同行业下环境信息披露对企业新质生产力水平的影响,将样本企业分为重污染行业和非重污染行业。一方面,重污染企业对于环境产生污染的可能性更大,相关法律法规的约束会更强,企业内部以及政府部门会对于其作业较为重视;另一方面,相较于非重污染行业,重污染行业所披露的环境信息更多,面临更大的社会压力,需要技术创新改善环境信息披露水平才能够促进该企业的长远发展。因此,推测处于重污染行业的企业面临更大的环境规制压力及需要技术创新这两方面可能加强环境信息披露对企业新质生产力的影响。基于以上分析,预测处于重污染行业的企业环境信息披露对新质生产力的促进效应更强。

为此,加入交乘项(EID \times ind)后回归,由表10列(1)可见,交乘项与新质生产力的回归系数为0.0307,并且在1%的水平上显著正相关。根据表10列(2)和列(3)可得出,在处于重污染行业的企业中,环境信息披露对企业新质生产力的影响在1%的水平上显著为正;而在非重污染行业的企业中,环境信息披露对新质生产力的影响在5%的水平上显著为正,表明不同行业的企业,环境信息披露水平越高,使得企业新质生产力水平越高。综上,说明环境信息披露对新质生产力的提升效应在处于重污染行业中的企业更强,符合前文假说。

4.6.2 地区异质性

为了探究不同地区下环境信息披露对企业新质生产力水平的影响,将样本企业分为东部地区和西部地区。一方面,处于东部地区的企业往往发展

表10 行业异质性检验回归结果

变量	(4)	(2)	(3)
	全样本	重污染行业	非重污染行业
EID	0.0924*** (0.003)	0.0640*** (10.360)	0.0570** (13.520)
EID \times ind	0.0307*** (0.007)		
常数项	12.8831*** (0.083)	-30.0290*** (-11.410)	-30.4340*** (-20.870)
Controls	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes
industry	Yes	Yes	Yes
观测值	19226	4326	14899
R ²	0.055	0.211	0.311

注:*、**、***分别表示10%、5%、1%的显著性水平;括号内为t值。

前景更好,可利用资源更多,技术革新更为及时,能够通过技术创新改善环境信息披露水平,从而提升企业的知名度;另一方面,相较于西部地区,处于东部地区的企业披露的环境信息更受公众的关注,公众的监管制度也更为完善,可以通过提升环境信息披露水平获取公众的信任。基于以上分析,预测处于东部地区的企业环境信息披露对新质生产力的促进效应更强。

为此,加入交乘项($EID \times region$)后回归,由表 11 列(1)可见,交乘项与新质生产力的回归系数为 0.004 4,并且在 1%的水平上显著正相关。根据表 11 列(2)和列(3)可得出,在东部地区的企业中,环境信息披露对企业新质生产力的影响在 1%的水平上显著为正;在西部地区的企业中,环境信息披露对新质生产力的影响在 5%的水平上显著为正,表明不同地区的企业,环境信息披露水平越高,使得企业新质生产力水平越高。综上,说明环境信息披露对新质生产力的提升效应在处于东部地区中的企业更强,符合前文假说。

4.6.3 环境信息披露与企业绩效之间的关系

企业新质生产力的形成与发展与许多因素有关,而企业绩效作为衡量企业经营成效的关键指标,能够反映企业资源配置、运营效率等多方面能力。高质量的环境信息披露水平可吸引投资者关注,优化资源配置,进而提升企业绩效,为新质生产力发展提供资金与资源支持。反之,良好的企业绩效为环境信息披露提供更多资源投入,提升披露水平。因此,推测环境信息披露水平与企业绩效紧密相连,企业绩效的提升能为企业新质生产力营造有利内部条件。

表 11 地区异质性检验回归结果

变量	(4)	(2)	(3)
	全样本	东部地区	西部地区
EID	0.075 7*** (0.003)	0.057 0*** (14.900)	0.055 0** (8.000)
$EID \times region$	0.004 4 (0.007)		
常数项	11.411 4*** (0.138)	-28.895 0*** (-20.340)	-31.367 0*** (-11.960)
Controls	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes
industry	Yes	Yes	Yes
观测值	20 757	17 019	3 737
R^2	0.033	0.297	0.315

注:*、**、***分别表示 10%、5%、1%的显著性水平;括号内为 t 值。

为此,对环境信息披露与企业绩效进行回归分析。由表 12 列(1)可知,企业绩效与环境信息披露的回归系数为 10.312,在 1%的水平上显著为正。企业绩效提升为环境信息披露提供更多资源,企业有能力投入资金与人力,提升信息收集、整理及披露水平。此外,绩效良好的企业更注重自身形象与社会责任,将高质量环境信息披露视为提升企业社会形象的重要手段。由表 12 列(2)可知,环境信息披露与企业绩效的回归系数为 0.000,在 1%的水平上显著为正。环境信息披露促进企业绩效提升,是因透明的环境信息可增强企业声誉,吸引注重环保的消费者,扩大市场份额。同时,促使企业优化内部环境管理,降低运营成本,提高生产效率。以上结果说明环境信息披露与企业绩效形成良性循环,推动企业在环境管理与经营发展上相互促进,共同为新质生产力发展提供助力。

5 结论与启示

本文利用 2011—2023 年 A 股上市公司作为研究对象,检验环境信息披露对企业新质生产力的影响,并讨论企业产权性质、企业规模、企业所处的行业和地区的异质性分析。首先,从环境信息披露的资源配置与创新激励角度提出相应的假设,并进行实证检验,结果表明,环境信息披露对企业新质生产力的发展起着显著促进作用。其次,从企业产权性质和企业规模的异质性方面来看,结果表明环境信息披露对企业新质生产力的促进作用在国有企业和大规模企业中表现更为明显。接着,通过进一步讨论重污染行业与非重污染行业、东部地区与西部地区的企业,发现处于重污染行业和东部地区的企业往往对于发展新质生产力的促进效应更明显;

表 12 环境信息披露与企业绩效的回归结果

变量	(1)	(2)
	EID	ROA
ROA	10.312*** (6.916)	
EID		0.000*** (6.916)
Controls	Yes	Yes
常数项	-97.892*** (-38.772)	-0.122*** (-10.064)
industry	是	是
Year	是	是
观测值	20 757	20 757
R^2	0.345	0.094
F	209.448	41.298

注:*、**、***分别表示 10%、5%、1%的显著性水平;括号内为 t 值。

同时发现环境信息披露水平与企业绩效相互促进的关系更能促进企业新质生产力的发展。最后,基于融资约束和绿色创新的中介效应可知,融资约束的缓解和绿色创新的提高有助于企业开展环境信息披露,从而更大程度上影响新质生产力。

本文研究结论为中国在高质量发展阶段更好地培育和发挥新质生产力的积极作用提供相应的启示。

第一,制定和完善相关法律法规,推动建立统一标准,提高披露信息的可比性和权威性,便于各利益相关方的评估和决策;通过绿色信贷、税收减免等措施,鼓励企业特别是国有企业、大规模企业以及重污染企业加强环境信息披露;加强信息共享,建立统一的环境信息披露平台,鼓励企业定期上传和共享环境数据,提高环境信息的透明度和利用率,为公众、投资者和监管机构等提供全面、准确的信息支持。

第二,增强环境信息披露的透明度和主动性,建立标准化的环境信息披露框架,加大对环保技术和清洁生产工艺的投资,将制定可持续发展战略将环保目标纳入企业战略。通过明确自身在环境信息披露中的责任和义务,建立健全内部环境信息披露管理制度,定期评估和改进生产过程中的环境影响,发布详细的环境报告来增强品牌形象,吸引环保意识强的消费者,提升市场竞争力,同时更容易发现自身在资源利用和排放控制方面的不足;通过增强与利益相关者的互动建立利益相关者沟通机制更好地识别和管理环境风险,降低潜在的法律责任和财务损失。透明的环境信息披露能够增强企业与投资者、客户、供应商等利益相关者的信任关系,促进合作与协同创新。

第三,推动建立绿色金融体系,支持企业在绿色创新方面的投资;同时制定行业环境信息披露标准,为企业提供相关的环境管理与信息披露培训,促进信息透明和共享,提升全体企业的环境信息披露水平。加强对环境信息披露的重视,将企业的环境表现纳入融资决策的考量因素,通过提供更为优惠的融资条件,促使企业在环境管理和绿色技术创新上加大投入,提升新质生产力。

参考文献

- [1] 周文,许凌云. 论新质生产力:内涵特征与重要着力点[J]. 改革, 2023(10): 1-13.
- [2] 李晓华. 新质生产力的主要特征与形成机制[J]. 人民论坛, 2023(21): 15-17.

- [3] 王垒,曲晶,刘新民. 异质机构投资者投资组合、环境信息披露与企业价值[J]. 管理科学, 2019, 32(4): 31-47.
- [4] 唐勇军,马文超,夏丽. 环境信息披露质量、内控“水平”与企业价值——来自重污染行业上市公司的经验证据[J]. 会计研究, 2021(7): 69-84.
- [5] 成琼文,刘凤. 环境信息披露对企业价值的影响研究——基于重污染行业上市公司的经验数据[J]. 科技管理研究, 2022, 42(1): 177-185.
- [6] 佟孟华,许东彦,郑添文. 企业环境信息披露与权益资本成本——基于信息透明度和社会责任的中介效应分析[J]. 财经问题研究, 2020(2): 63-71.
- [7] SU W, WEI N, YUAN Z, et al. The impact of environmental information disclosure on the efficiency of enterprise capital allocation [J]. Sustainability, 2023, 15: 11215.
- [8] 赵莉,何朋飞. 环境信息披露、政府监管与债务融资成本——基于沪深A股重污染企业的实证研究[J]. 武汉金融, 2021(7): 44-52.
- [9] 周茂春,马玲. 文本分析视角下环境信息披露质量对环境绩效的影响研究[J]. 情报探索, 2022(5): 22-26.
- [10] 徐飞,曹益臻,刘欣竹. 上市公司环境绩效披露与真实环境绩效关系[J]. 福建商学院学报, 2023(6): 14-22.
- [11] 张克钦. 披露质量、媒体关注、公司治理与企业环境信息披露市场反应[J]. 财会通讯, 2018(24): 74-78.
- [12] 方颖,郭俊杰. 中国环境信息披露政策是否有效:基于资本市场反应的研究[J]. 经济研究, 2018, 53(10): 158-174.
- [13] 何哲. 新质生产力:概念本质、重点方向与关键机制[J]. 科学观察, 2024, 19(2): 8-13.
- [14] 佟家栋,于博. 新质生产力与高水平对外开放:必要性、一致性与实现路径[J]. 国际经济合作, 2024, 40(4): 1-7.
- [15] 李松霞,吴福象. 我国新质生产力发展潜力及驱动因素[J]. 技术经济与管理研究, 2024(3): 7-12.
- [16] 蒋永穆,乔张媛. 新质生产力:逻辑、内涵及路径[J]. 社会科学研究, 2024(1): 10-18.
- [17] 盛朝迅. 新质生产力的形成条件与培育路径[J]. 经济纵横, 2024(2): 31-40.
- [18] 王珏. 新质生产力:一个理论框架与指标体系[J]. 西北大学学报(哲学社会科学版), 2024, 54(1): 35-44.
- [19] 翟绪权,夏鑫雨. 数字经济加快形成新质生产力的机制构成与实践路径[J]. 福建师范大学学报(哲学社会科学版), 2024(1): 44-55.
- [20] 屈晓庆,蒲艳. 新质生产力的研究与展望:一个文献综述[J]. 世界经济探索, 2024, 13(2): 201-206.
- [21] 宋佳,张金昌,潘艺. ESG发展对企业新质生产力影响的研究——来自中国A股上市企业的经验证据[J]. 当代经济管理, 2024, 46(6): 1-11.
- [22] DYE R A. Disclosure of nonproprietary information[J]. Journal of Accounting Research, 1985, 23(1): 123-145.
- [23] DEEGAN C, RANKIN M. Do Australian companies report environmental performance objectively? an analysis

- of environmental disclosures by firms prosecuted successfully by the environmental protection authority[J]. *Accounting, Auditing and Accountability Journal*, 1996, 9(2): 50-67.
- [24] 迟铮. 环境信息披露对企业创新能力的影响研究——基于融资约束的中介效应[J]. *商业会计*, 2023(17): 14-19.
- [25] 伍中信, 魏佳佳. 环境信息披露对企业高质量发展的影响[J]. *财会月刊*, 2022(8): 7-15.
- [26] 刘翔宇, 李文韬, 娜比拉·海萨尔. 数字化转型与企业绿色技术创新——兼论环境信息披露的调节作用[J]. *工业技术经济*, 2023, 42(8): 59-69.
- [27] HOTTENROTT H, PETERS B. Innovative capability and financing constraints for innovation: more money, more innovation? [J]. *Review of Economics and Statistics*, 2012, 94(4): 1126-1142.
- [28] 陈燕燕. “绿色金融”背景下企业环境信息披露研究[J]. *商业会计*, 2021(15): 93-95.
- [29] LI D Y, ZHENG M, CAO C C, et al. The impact of legitimacy pressure and corporate profitability on green innovation: evidence from China top100 [J]. *Journal of Cleaner Production*, 2017, 141: 41-49.
- [30] 石建勋, 徐玲. 加快形成新质生产力的重大战略意义及实现路径研究[J]. *财经问题研究*, 2024(1): 3-12.
- [31] 叶翠红. 融资约束、政府补贴与企业绿色创新[J]. *统计与决策*, 2021, 37(21): 184-188.
- [32] 陈洪涛, 何任翔, 王彬龙. 企业环境信息披露对绿色创新的影响研究——来自上市公司的证据[J]. *生态经济*, 2023, 39(5): 173-179.
- [33] 鞠晓生, 卢荻, 虞义华. 融资约束、营运资本管理与企业创新可持续性[J]. *经济研究*, 2013(1): 4-16.
- [34] 郭丰, 杨上广, 柴泽阳. 企业数字化转型促进了绿色技术创新的“增量提质”吗?: 基于中国上市公司年报的文本分析[J]. *南方经济*, 2023(2): 146-162.
- [35] 朱于珂, 高红贵, 丁奇男, 等. 地方环境目标约束强度对企业绿色创新质量的影响: 基于数字经济的调节效应[J]. *中国人口·资源与环境*, 2022, 32(5): 106-119.
- [36] 马晶晶. 数字化转型与企业全要素生产率[D]. 南京: 南京邮电大学, 2024.

Impact of Environmental Information Disclosure on the New Quality Productivity of Enterprises: A Chain Mediation Effect Analysis

JIN Qiqi

(School of Economics, Fujian Normal University, Fuzhou 350108, China)

Abstract: As the main body of developing new quality productivity, the level of environmental information disclosure of enterprises has a significant impact on the development of new quality productivity. Using data from Chinese A-share listed companies from 2011 to 2023, and calculates the environmental information disclosure index and the new quality productivity index of each listed company were respectively calculated through content analysis and entropy method to study the impact of corporate environmental information disclosure on new quality productivity. It is found that corporate environmental information disclosure can significantly promote the development of new quality productivity. Mechanism analysis shows that environmental information disclosure can promote the development of new quality productivity by alleviating financing constraints and enhancing green innovation capabilities. Heterogeneity analysis shows that state-owned enterprises and large-scale enterprises have a more significant effect on developing new quality productivity. Further discussion reveals that the promotion effect of developing new quality productivity in heavily polluting enterprises and enterprises located in the eastern region is more significant. At the same time, it is found that the level of environmental information disclosure and enterprise performance mutually promote each other, forming a virtuous cycle and providing assistance for the development of new quality productivity in enterprises. The research results have enriched the study of the consequences of environmental information disclosure and provide inspiration for improving new quality productivity in practice.

Keywords: environmental information disclosure; new quality productivity; financing constraints; green innovation