

数字化转型、媒体监督与企业环境信息披露

程 茜

浙江理工大学经济管理学院, 浙江 杭州

收稿日期: 2024年10月21日; 录用日期: 2024年11月8日; 发布日期: 2025年1月10日

摘 要

本文以2008~2021年中国A股上市公司为研究样本, 运用双向固定效应模型, 实证检验了企业数字化转型对环境信息披露质量的影响效应, 以及媒体监督在其中发挥的调节作用。结果表明: 数字化转型提升了企业环境信息披露质量; 媒体监督正向调节数字化转型对环境信息披露的促进效应, 媒体对企业的正面和负面报道均能够促进企业通过数字化转型提升环境信息披露质量。进一步地, 在公众环境关注度高的地区, 企业数字化转型对环境信息披露促进效应更显著; 相比于定性环境信息披露, 数字化转型对定量环境信息披露的正向影响更明显。结论为数字化时代驱动企业披露环境信息提供了线索, 并为企业推动数字化转型提供经验启示。

关键词

数字化转型, 环境信息披露, 媒体正面报道, 媒体负面报道

Digital Transformation, Media Monitoring and Corporate Environmental Information Disclosure

Xi Cheng

School of Economics and Management, Zhejiang Sci-Tech University, Hangzhou Zhejiang

Received: Oct. 21st, 2024; accepted: Nov. 8th, 2024; published: Jan. 10th, 2025

Abstract

This paper empirically examines the effect of corporate digital transformation on the quality of environmental information disclosure, and the moderating role played by media supervision in it, using a two-way fixed-effects model with a research sample of A-share listed companies in China from 2008 to 2021. The results show that digital transformation enhances the quality of corporate

environmental disclosure; media monitoring positively moderates the facilitating effect of digital transformation on environmental disclosure, and both positive and negative media reports on corporations can promote corporations to enhance the quality of environmental disclosure through digital transformation. Further, in regions with high public environmental concern, the promotion effect of digital transformation on environmental information disclosure is more significant; and the positive effect of digital transformation on qualitative environmental information disclosure is more obvious than that on quantitative environmental information disclosure. The conclusions provide clues to drive enterprises to disclose environmental information in the digital era and provide empirical insights for enterprises to promote digital transformation.

Keywords

Digital Transformation, Environmental Information Disclosure, Positive Media Coverage, Negative Media Coverage

Copyright © 2025 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 引言

随着绿色低碳发展成为时代发展主题，社会各界对企业环境信息的知情权需求日益高涨。环境信息披露作为企业向外界传递信息的重要桥梁，有利于投资者从中了解企业的环境表现以提高对企业未来现金流状况的评估能力，从而做出有效的投资决策[1]，有利于公众和相关部门对企业进行监管，有利于企业塑造积极的减排形象以吸引消费者信任，获取相对竞争优势。制度体系构建层面，我国政府出台了一系列举措以敦促企业的环境信息披露实践。我国于2015年1月1日起正式实施《中华人民共和国环境保护法》，同年发布的《关于加强企业环境信息系统建设的指导意见》明确了上市公司环境信息披露的相关规则。然而，目前我国企业环境信息披露质量仍参差不齐、有待提升[2]。一方面，尽管信息披露法律法规逐步建立，但披露形式内容和管理办法仍有待完善，导致企业主动披露不足，加剧了市场信息不对称和逆向选择问题[3]。另一方面，虽然环境信息披露有利于企业长远发展，但信息来源和披露成本在一定程度上削弱了企业的披露动机。因此，提升企业环境信息披露水平不能仅仅依靠法律的强制规范，还要从企业内部战略出发，进行技术变革和转型升级，激发企业内在动力。

在数字化浪潮席卷世界的背景下，企业数字化转型正逐步成为各国增强竞争力的重要战略。中国凭借着突出的数字规模优势，成为了世界第二大数字经济体。党的十九届四中全会更是将数据确认为第七种支持经济社会发展的生产要素[4]，反映了我国数字科技与实体经济的深度融合。大数据、人工智能、区块链、云计算、5G等技术的不断涌现，催生出了一系列新的互联网商业模式，促进了产业发展[5]。企业作为宏观经济的微观构成，是数字经济发展的主要载体，数字化技术在企业转型升级中发挥着不可替代的作用，影响着企业诸多生产经营决策。因此，考察企业数字化转型如何作用于环境信息披露具有重要意义。

既有文献较少将企业数字化转型与环境信息披露直接联系起来，探索其作用机制。以往学者围绕数字化转型与ESG的关系展开了一些讨论[6][7]，而环境信息披露作为ESG中法律强制要求披露的部分，能够更加切实地体现企业在减少生产经营过程负外部性方面做出的努力，且有着一套不同于ESG的、专门细分的评价体系，是揭示企业所面临的环境风险和环境机遇的重要指标。企业也可以将数字化转型作为提升环境信息披露质量的突破点，数字化转型不仅能为企业增强污染治理能力、助推清洁生产提供技

术支持,还能在很大程度上为企业披露环境信息提供高效的数据支撑,共同促进环境信息披露。近年来,学界开始关注企业数字技术在环境信息披露中发挥的作用。一方面,曹翠珍等[8]基于重污染行业数据研究发现,数字技术应用有助于提升企业环境信息披露质量,刘敏等[9]证明了企业数字化能够通过提升环境信息披露质量促进绿色技术创新。另一方面,Fang 等[10]在以非国有企业为样本探究数字化转型与企业 ESG 表现的关系时,发现企业数字化转型并未对其中的环境评分产生显著影响。可以看出,现有文献对于企业数字化转型与环境信息披露的关系尚未达成共识,并且仅关注数字化转型对环境信息披露的直接作用,暂未讨论外部因素对该过程的影响。在信息化建设日益加快,媒体报道日益广泛的今天,媒体监督对企业行为的影响不容忽视。媒体报道作为引导舆论的“意见领袖”,凭借发布、传播信息和监管功能对企业产生重要影响。

鉴于此,本文以 2008~2021 年中国 A 股上市公司为样本,研究企业数字化转型对环境信息披露的影响方向以及作用机制。相比于以往研究,本文可能的贡献体现在以下方面:

第一,本文将企业数字化转型的效应研究具体到环境层面,为促进企业的环境信息披露提供了新的视角。第二,本文从媒体监督视角出发,分别检验了媒体正面报道和媒体负面报道在数字化转型影响企业环境信息披露的过程中发挥的调节效应,为企业利用数字技术提高环境信息披露水平提供了理论支撑。

2. 理论分析与研究假设

2.1. 数字化转型与企业环境信息披露

一方面,基于交易成本理论,企业为了取信于投资方和消费者进而促成相关交易需要付出一定成本,其中包括披露环境信息的成本。而数字技术的应用可以帮助企业降低这种成本,从而助推企业披露环境信息。数字技术持续赋能企业生产、分配、流通各个环节,助力企业构建便捷的数字网络平台,使得企业日常生产经营环节实现了高效贯通,并留存了大量数据[11]。这些数据构成了企业收集处理环境信息的资源,是企业进行环境信息披露的重要源泉。企业还可以运用物联网等技术对污染排放和处理过程进行实时监控,极大程度上提高了企业披露环境信息的真实性和准确性。另一方面,数字技术的广泛应用不仅为企业组织间的交流合作提供了便捷,还能够突破时空限制[12],进行各类资源要素的整合,催生了更多的创新机会。通过产品和工艺创新,企业可以更有效地利用资源,减少不必要的活动和材料使用,因此创新企业被认为具有较好的环境表现[13]。根据自愿披露理论,在创新能力和环境方面表现好的企业往往会提供更多环境信息,以向利益相关者展示他们的创新能力和环保成果[14]。

假设 1: 企业数字化转型与企业环境信息披露水平存在正相关关系。

2.2. 数字化转型、媒体监督与企业环境信息披露

媒体报道在加速信息传播,缓解信息不对称的同时,也将企业暴露于社会公众的监督之下,使企业承受着巨大的市场压力。基于议程设置理论,媒体对某企业的关注度一定程度上影响着公众对该企业的注意力[15]。特别是在当前可持续发展理念深入人心的前提下,新闻媒体投入更多精力来挖掘并报道企业环境方面的新闻。当企业出现环境违规行为并被媒体报道后,社会公众会通过减少企业商品购买量对该企业表示抗议。此外,随着公众对企业环境违规的容忍度逐渐降低,以及公众投诉渠道的不断完善[16],社会公众可能对企业环境污染行为进行投诉,使得企业遭受环保处罚。因此,为了规避或缓解负面媒体报道的影响,企业有可能通过数字化渠道向社会披露更多环境信息。相反,当企业的环境保护行为被媒体报道后,企业会受到利益相关者的关注和青睐。具体表现为消费者增加对环境友好型企业商品的购买,投资者认为企业具有良好的发展前景和环保风险管控能力,从而加大对被报道企业的投资力度。因此,为了通过媒体报道展现自身优渥的发展前景,企业也倾向于利用数字技术挖掘并披露更多高质量环境信息。

假设 2: 媒体监督越强, 数字化转型对企业环境信息披露的促进作用越明显。

假设 2a: 媒体正面报道在数字化转型对环境信息披露的影响中发挥正向的调节作用。

假设 2b: 媒体负面报道在数字化转型对环境信息披露的影响中发挥正向的调节作用。

3. 研究设计

3.1. 模型构建

本文设定如下基准回归模型:

$$EID_{it} = \alpha + \beta Digital_{it} + \gamma Controls_{it} + \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

(1)式中, 下标 EID_{it} 代表 i 企业第 t 年的环境信息披露水平, $Digital_{it}$ 代表 i 企业第 t 年的数字化转型程度, $Controls_{it}$ 为其他控制变量。 λ_i 、 μ_t 、 ε_{it} 分别表示个体固定效应、时间固定效应及随机扰动项。参数 β 反映了企业数字化转型对环境信息披露的影响效应, 如果其显著为正, 则说明数字化转型对环境信息披露存在正向影响。

为检验媒体监督对数字化转型影响企业环境信息披露的调节效应, 本文进一步构建如下调节效应模型:

$$EID_{it} = \alpha + \beta_1 Mod_{it} + \beta_2 Digital_{it} + \beta_3 Media_{it} + \gamma Controls_{it} + \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

(2)式中, $Media_{it}$ 代表 i 企业第 t 年被媒体报道数量, Mod_{it} 代表数字化转型($Digital_{it}$)和媒体报道($Media_{it}$)的交互项。系数 β_1 反映了调节效应的大小, 若其显著为正, 则表明媒体监督正向调节了数字化转型对企业环境信息披露的促进效应。其他变量定义同式(1)。

3.2. 变量选取

3.2.1. 被解释变量

本文的被解释变量是企业环境信息披露。既往文献主要采用项目评分法衡量企业环境信息披露水平[17]。本文参考已有研究的做法, 从企业环境管理披露、环境负债披露、环境业绩与治理披露、环境信息披露载体及环境认证五个维度出发, 共选取了 30 个指标对企业环境信息披露情况进行评分, 将各评分加总得到企业环境信息披露的代理变量[17][18]。该数值越大, 代表企业环境信息披露质量越高。

3.2.2. 核心解释变量

本文的核心解释变量是企业数字化转型。当前学术界普遍采用文本分析和词频统计的方法刻画企业数字化转型程度[4][11]。数字化转型是指企业借助数字技术推动商业模式转型和商业生态重构的过程。上市公司的年报通常反映其经营理念和发展战略, 其中对数字化转型等关键词的反复提及能够揭示企业在这领域的关注程度和资源投入。因此, 采用词频统计的方法可以精准地评估企业数字化转型程度。本文参考李雪松等[11]的做法, 基于数字技术应用、互联网商业模式、智能制造和现代信息系统四个维度进行词频统计, 并将总词频进行对数化处理得到数字化转型指数 $Digital$ 。

3.2.3. 调节变量

本文的调节变量为媒体监督程度。随着互联网的普及度和影响力日益增强, 网络媒体逐渐成为了新闻报道的主要阵地。媒体对企业的报道数量越多, 表明对该企业的关注和监督程度越强。因此, 本文参考以往文献[19], 基于企业所受到的网络媒体报道数量来衡量媒体监督程度, 并将该数量进行对数化处理得到媒体监督指标 $Media$ 。此外, 本文进一步根据媒体报道内容构建了正面报道和负面报道指标。

3.2.4. 控制变量

为缓解遗漏变量带来的估计偏误, 本文参考王海军等[6]和孔东民等[20]的做法, 选择了以下控制变

量加入模型：公司规模(Size)、资产负债率(Lev)、资产收益率(ROA)、企业现金流(Cashflow)、公司成长性(Growth)、股权集中度(Top10)、董事会规模(Board)、两职合一(Dual)、公司年龄(Listage)、是否四大(Big4)。变量定义如表 1。

Table 1. Variable definitions
表 1. 变量定义

| 名称 | 符号 | 定义 |
|---------|----------|-----------------------|
| 环境信息披露 | EID | 五个方面共 30 个指标加总 |
| 企业数字化转型 | Digital | 文本分析、词频统计、对数化处理 |
| 媒体报道 | Media | 媒体总报道数量 + 1，取对数 |
| 媒体正面报道 | Media1 | 媒体正面报道数量 + 1，取对数 |
| 媒体负面报道 | Media2 | 媒体负面报道数量 + 1，取对数 |
| 公司规模 | Size | 年总资产 + 1，取对数 |
| 资产负债率 | Lev | 年末总负债/年末总资产 |
| 资产收益率 | ROA | 净利润/总资产平均余额 |
| 公司现金流 | Cashflow | 经营活动现金流/总资产 |
| 公司成长性 | Growth | 本年营业收入/上一年营业收入 - 1，缩尾 |
| 股权集中度 | Top10 | 前十大股东持股比例 |
| 董事会规模 | Board | 董事会人数 |
| 两职合一 | Dual | 董事长和总经理一人兼任为 1，否则为 0 |
| 公司年龄 | Listage | 当年年份 - 上市年份 + 1，取对数 |
| 是否四大 | Big4 | 经由四大审计为 1，否则为 0 |

3.3. 数据来源及描述性统计

本文选取了 2008~2021 年中国 A 股上市公司，剔除数据缺失值和金融行业、ST 样本，最终获得 24,346 条有效样本。本文数据均来自于 CSMAR 数据库，数字化转型数据通过对上市公司的年报进行文本分析和词频统计得到。表 2 为本文主要变量的描述性统计结果，被解释变量环境信息披露均值为 7.222，标准差为 6.886，最大值为 37，最小值为 0，说明不同企业之间的环境信息披露水平存在差异，且整体集中在中下水平；核心解释变量 Digital 均值为 2.518，标准差为 1.174，最大值为 6.581，最小值为 0，说明存在一部分企业尚未开展数字化转型。其他企业财务和公司治理等控制变量的描述性统计中可以看出，标准差的最大值为 1.360，说明描述性统计均在正常范围内。

Table 2. Descriptive statistics
表 2. 描述性统计

| | N | Mean | SD | Min | Median | Max |
|---------|-------|-------|-------|-------|--------|--------|
| EID | 24346 | 7.222 | 6.866 | 0.000 | 4.000 | 37.000 |
| Digital | 24346 | 2.518 | 1.174 | 0.000 | 2.485 | 6.851 |
| Media | 24346 | 4.134 | 1.261 | 0.000 | 4.263 | 8.655 |

续表

| | | | | | | |
|----------|-------|--------|-------|--------|--------|--------|
| Media1 | 24346 | 4.075 | 1.192 | 0.000 | 4.060 | 10.038 |
| Media2 | 24346 | 3.759 | 1.201 | 0.000 | 3.738 | 10.038 |
| Size | 24346 | 22.296 | 1.360 | 17.641 | 22.109 | 28.636 |
| Lev | 24346 | 0.451 | 0.206 | 0.007 | 0.452 | 1.262 |
| ROA | 24346 | 0.039 | 0.069 | -1.859 | 0.036 | 0.880 |
| Cashflow | 24346 | 0.047 | 0.077 | -0.744 | 0.045 | 0.876 |
| Growth | 24346 | 0.145 | 0.264 | -0.282 | 0.107 | 0.799 |
| Top10 | 24346 | 0.571 | 0.155 | 0.013 | 0.577 | 1.012 |
| Board | 24346 | 2.149 | 0.199 | 0.693 | 2.197 | 2.89 |
| Dual | 24346 | 0.232 | 0.422 | 0.000 | 0.000 | 1.000 |
| ListAge | 24346 | 2.289 | 0.702 | 0.000 | 2.398 | 3.466 |
| Big4 | 24346 | 0.064 | 0.245 | 0.000 | 0.000 | 1.000 |

4. 实证分析

4.1. 基准回归

表 3 为本文的基准回归模型检验结果。列(1)使用普通标准误，列(2)使用稳健标准误，列(3)、(4)是在稳健标准误的基础上逐步加入控制变量的结果。结果显示，数字化转型指标的估值参数均显著为正，表明数字化转型程度越高，企业环境信息披露质量越好，二者之间存在正相关关系。支持假设 1。

Table 3. Baseline regression
表 3. 基准回归

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) |
|----------|---------------------|---------------------|---------------------|----------------------|
| | EID | EID | EID | EID |
| Digital | 0.221*** (0.041) | 0.221*** (0.059) | 0.163*** (0.060) | 0.157*** (0.060) |
| Size | | | 0.479*** (0.108) | 0.522*** (0.111) |
| Lev | | | -0.847** (0.408) | -1.366*** (0.419) |
| ROA | | | 1.334** (0.604) | 1.556** (0.608) |
| Cashflow | | | 0.916** (0.432) | 0.711* (0.427) |
| Growth | | | -0.238** (0.112) | -0.169 (0.111) |
| Top10 | | | | -1.474*** (0.567) |

续表

| | | | | |
|--------------|---------------------|---------------------|----------------------|----------------------|
| Board | | | | -0.458 (0.375) |
| Dual | | | | -0.259** (0.129) |
| ListAge | | | | 0.715*** (0.226) |
| Big4 | | | | 0.710* (0.385) |
| Constant | 3.240*** (0.138) | 3.240*** (0.167) | -6.581*** (2.245) | -6.598*** (2.302) |
| firm FE | YES | YES | YES | YES |
| year FE | YES | YES | YES | YES |
| Observations | 24,346 | 24,346 | 24,346 | 24,346 |
| R-squared | 0.268 | 0.268 | 0.271 | 0.274 |

注：*、**、***分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著，括号内为稳健标准误。下表同。

4.2. 稳健性检验

本文对上述基准回归结果进行了一系列稳健性检验。第一，参考袁淳等[21]的方法构建数字化转型指标，替换原有核心解释变量进行回归，结果见表 4 列(1)。第二，为了消除极端值的影响，将核心解释变量和被解释变量缩尾后进行回归，结果见表 4 列(2)。第三，将所有控制变量滞后一期，结果见表 4 列(3)。第四，考虑到被解释变量存在大量零值，因此参考李春涛等[22]的做法采用 Tobit 模型进行回归，结果见表 4 列(4)。可以看出，数字化转型系数均显著为正，本文结论稳健可信。

Table 4. Robustness test
表 4. 稳健性检验

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) |
|--------------|----------------------|-----------------------|---------------------|-----------------------|
| | EID | EID | EID | EID |
| Digital | 0.116* (0.064) | 0.263*** (0.076) | 0.195*** (0.065) | 0.074** (0.038) |
| Constant | -7.277*** (2.323) | -13.453*** (2.958) | -3.960 (2.497) | -38.202*** (0.914) |
| Control | YES | YES | YES | YES |
| firm FE | YES | YES | YES | YES |
| year FE | YES | YES | YES | YES |
| Observations | 23,814 | 24,346 | 20,507 | 24,346 |
| R-squared | 0.275 | 0.280 | 0.249 | 0.077 |

4.3. 调节效应检验

本文检验了媒体报道在数字化转型影响环境信息披露中发挥的调节作用，结果如表 5 所示。列(1)显示，媒体报道与企业数字化转型的交互项(Mod)在 1%水平上显著为正，说明媒体报道在企业数字化转型对环境信息披露的影响中发挥了正向调节作用，支持假设 2。进一步地，列(2)、(3)分别将企业数字化转型与媒体正面报道和负面报道的交互项(Mod1, Mod2)加入回归，结果显示交互项系数均显著为正，说明媒体正面报道和负面报道均能够正向调节数字化转型对环境信息披露的影响效应，支持假设 2a、2b，且媒体正面报道的调节效应更大。

Table 5. The moderating effect of media surveillance
表 5. 媒体监督的调节效应

| 变量 | (1) | (2) | (3) |
|--------------|----------------------|---------------------|----------------------|
| | 媒体报道 | 正面报道 | 负面报道 |
| Mod | 0.113*** (0.027) | | |
| Digital | 0.128** (0.060) | 0.111* (0.060) | 0.130** (0.060) |
| Media | 0.134*** (0.044) | | |
| Mod1 | | 0.150*** (0.032) | |
| Media1 | | 0.126** (0.055) | |
| Mod2 | | | 0.110*** (0.031) |
| Media2 | | | 0.036 (0.047) |
| Constant | -6.125*** (2.317) | -5.690** (2.315) | -6.224*** (2.310) |
| Control | YES | YES | YES |
| firm FE | YES | YES | YES |
| year FE | YES | YES | YES |
| Observations | 24,320 | 24,320 | 24,320 |
| R-squared | 0.276 | 0.276 | 0.275 |

4.4. 异质性检验

本文分别基于公众环境关注度和企业策略性行为视角检验数字化转型对企业环境信息披露的差异化影响。

首先，基于百度环境污染搜索指数构建公众环境关注度指标，并以中位数为标准将样本划分为公众

环境关注度高低两组，分别检验，结果见表 6 列(1)、(2)。在公众环境关注度高的地区，数字化转型显著提升企业环境信息披露质量，而在公众环境关注度低的地区，数字化转型对企业环境信息披露的影响不显著。可能的原因是：随着公众环保意识逐渐增强，企业面临着更大的环保压力。在公众环境关注度高的地区，为了规避公众投诉、政府处罚等风险，企业将会有更强的意愿利用数字技术进行工艺优化和污染减排，并积极披露相关信息[16]。

其次，本文根据环境信息披露内容将其分为定量和定性披露分别检验，与定性披露相比，定量披露往往包含了更高质量的实质性信息。结果见表 6 列(3)、(4)。数字化转型能够显著提升企业定量和定性环境信息披露水平，且对定量披露的促进效应更大。可能的原因在于，一方面，数字化技术使得企业更高效地采集和处理环境数据，提高环境信息披露的真实性和准确性。另一方面，随着媒体和公众对企业环境违规的容忍度不断降低，为了满足外部监管需求，企业倾向于利用数字技术披露更多定量的高质量环境信息以获取竞争优势。

Table 6. Heterogeneity test
表 6. 异质性检验

| 变量 | 公众环境关注度 | | 环境信息披露 | |
|--------------|---------------------|-------------------|----------------------|----------------------|
| | (1) 高 | (2) 低 | (3) 定性披露 | (4) 定量披露 |
| digital | 0.203*** (0.075) | 0.150 (0.095) | 0.023** (0.010) | 0.047*** (0.009) |
| Constant | -7.264** (2.868) | -3.259 (4.058) | -1.327*** (0.361) | -1.809*** (0.343) |
| Control | YES | YES | YES | YES |
| firm FE | YES | YES | YES | YES |
| year FE | YES | YES | YES | YES |
| Observations | 14,968 | 9378 | 24,346 | 24,346 |
| R-squared | 0.305 | 0.224 | 0.177 | 0.274 |

5. 结论与政策建议

本文基于 2008~2021 年中国 A 股上市公司样本，运用双向固定效应模型探究数字化转型与企业环境信息披露质量的关系，以及媒体监督在其中发挥的调节作用，主要结论体现在以下几个方面。第一，数字化转型显著促进了企业环境信息披露。第二，媒体监管越强，数字化转型对企业环境信息披露的促进效应越明显。进一步地，媒体正面报道和媒体负面报道均有助于强化数字化转型对企业环境信息披露的正向影响，且正面报道的强化作用更大。第三，在公众环境关注度高的地区，数字化转型对企业环境信息披露的正向影响更显著；从环境信息披露内容来看，数字化转型对定量环境信息披露的影响更大。基于上述结论，本文得出以下政策启示：政府应鼓励数字经济与实体经济充分融合，为企业进行数字化转型创造良好的外部条件，并出台相关政策鼓励媒体行使监督职能，提高媒体监督效果。企业自身也要积极进行数字化转型，同时注重环境问题，承担社会责任，履行披露环境信息的义务，助力我国双碳目标的实现和自身可持续发展。

参考文献

- [1] 吴红军, 刘啟仁, 吴世农. 公司环保信息披露与融资约束[J]. 世界经济, 2017, 40(5): 124-147.
- [2] 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.
- [3] 孙晓华, 车天琪, 马雪娇. 企业碳信息披露的迎合行为: 识别、溢价损失与作用机制[J]. 中国工业经济, 2023(1): 132-150.
- [4] 吴非, 胡慧芷, 林慧妍, 等. 企业数字化转型与资本市场表现——来自股票流动性的经验证据[J]. 管理世界, 2021, 37(7): 130-144.
- [5] Veile, J.W., Schmidt, M. and Voigt, K. (2022) Toward a New Era of Cooperation: How Industrial Digital Platforms Transform Business Models in Industry 4.0. *Journal of Business Research*, **143**, 387-405. <https://doi.org/10.1016/j.jbusres.2021.11.062>
- [6] 王海军, 王淦正, 张琛, 等. 数字化转型提高了企业 ESG 责任表现吗?——基于 MSCI 指数的经验研究[J]. 外国经济与管理, 2023, 45(6): 19-35.
- [7] 王应欢, 郭永祯. 企业数字化转型与 ESG 表现——基于中国上市企业的经验证据[J]. 财经研究, 2023, 49(9): 94-108.
- [8] 曹翠珍, 张越, 郭金花. 数字技术赋能企业提升环境信息披露质量实证研究[J]. 统计与信息论坛, 2023, 38(12): 37-49.
- [9] 刘敏, 赵汉晖, 吴懋. 企业数字化、环境信息披露质量和绿色技术创新[J]. 学术研究, 2023(8): 92-99.
- [10] Fang, M., Nie, H. and Shen, X. (2023) Can Enterprise Digitization Improve ESG Performance? *Economic Modelling*, **118**, Article 106101. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2022.106101>
- [11] 李雪松, 党琳, 赵宸宇. 数字化转型、融入全球创新网络与创新绩效[J]. 中国工业经济, 2022(10): 43-61.
- [12] 江小涓, 孟丽君. 内循环为主、外循环赋能与更高水平双循环——国际经验与中国实践[J]. 管理世界, 2021, 37(1): 1-19.
- [13] Radu, C. and Francoeur, C. (2017) Does Innovation Drive Environmental Disclosure? A New Insight into Sustainable Development. *Business Strategy and the Environment*, **26**, 893-911. <https://doi.org/10.1002/bse.1950>
- [14] García-Sánchez, I., Raimo, N. and Vitolla, F. (2021) Are Environmentally Innovative Companies Inclined towards Integrated Environmental Disclosure Policies? *Administrative Sciences*, **11**, Article 29. <https://doi.org/10.3390/admsci11010029>
- [15] 余艳, 王雪莹, 郝金星, 等. 酒香还怕巷子深? 制造企业数字化转型信号与资本市场定价[J]. 南开管理评论, 2024, 27(8): 185-196.
- [16] 王茂斌, 叶涛, 孔东民. 绿色制造与企业环境信息披露——基于中国绿色工厂创建的政策实验[J]. 经济研究, 2024, 59(2): 116-134.
- [17] 刘祎, 尹云龙, 杨旭. 数量或质量: 环境信息披露对绿色创新的影响[J]. 科研管理, 2024, 45(4): 166-174.
- [18] Zhang, J. and Yang, Y. (2023) Can Environmental Disclosure Improve Price Efficiency? The Perspective of Price Delay. *Finance Research Letters*, **52**, Article 103556. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2022.103556>
- [19] 罗栋梁, 陈倩, 史先让. 媒体报道、股东网络关系与企业绩效[J]. 投资研究, 2022, 41(2): 85-106.
- [20] 孔东民, 韦咏曦, 季绵绵. 环保费改税对企业绿色信息披露的影响研究[J]. 证券市场导报, 2021(8): 2-14.
- [21] 袁淳, 肖土盛, 耿春晓, 等. 数字化转型与企业分工: 专业化还是纵向一体化[J]. 中国工业经济, 2021(9): 137-155.
- [22] 李春涛, 闫续文, 宋敏, 等. 金融科技与企业创新——新三板上市公司的证据[J]. 中国工业经济, 2020(1): 81-98.