



# Greenwashing of Corporate Carbon Information and Availability of Bank Credit

**Xiaoyu Liu\***

School of Economics, Jinan University, Guangzhou, China

**Email address:**

liuxiaoyu5599@126.com (Xiaoyu Liu)

**To cite this article:**

Xiaoyu Liu. (2024). Greenwashing of Corporate Carbon Information and Availability of Bank Credit. *Science Innovation*, 12(6), 98-104.

<https://doi.org/10.11648/j.si.20241206.12>

**Received:** 6 September 2024; **Accepted:** 8 November 2024; **Published:** 14 November 2024

**Abstract:** In recent years, as China's economy has gradually shifted to high-quality development, climate policies and sustainable finance have received widespread attention. In the current era of promoting the "dual-carbon" strategy, green finance plays an indispensable role in helping corporates achieve green transformation. However, it has been found that greenwashing behavior by corporates exists to different degrees in the environmental information disclosure of listed companies in China, and the phenomenon of selective disclosure and only talking about environmental performance is particularly prominent. Given that carbon information disclosure has become one of the credit standards for financial institutions to provide loans, this greenwashing behavior may hinder financial institutions from providing green loans and lead to an uneven distribution of credit resources. Based on the data of listed manufacturing companies in China from 2013 to 2022, this paper uses text analysis to measure the "greenwashing" behavior of corporates in terms of carbon information and discusses the impact of such speculation on the availability of bank credit. The study finds that the "greenwashing" behavior of corporates in terms of carbon information can improve the availability of bank credit. Moreover, this credit resource access effect is stronger in non-state-owned corporates, low-value corporates and corporates with high information opacity. However, this paper also confirms that media supervision and regional environmental regulations can mitigate the impact of cleaning on financing. The research results of this paper have policy significance for the sustainable development of corporates.

**Keywords:** Greenwashing of Carbon Information, Availability of Bank Credit, Media Monitors, Regional Environmental Regulations

---

## 企业碳信息“漂绿”与银行信贷可得性

**刘小渝\***

暨南大学经济学院, 广州, 中国

**邮箱**

liuxiaoyu5599@126.com (刘小渝)

**摘要:** 近年来, 随着我国经济逐渐转向高质量发展, 气候政策与可持续金融受到了广泛关注。在推进“双碳”战略的当下, 绿色金融在助力企业实现转型中发挥着不可或缺的作用。然而目前已发现企业的“漂绿”行为在我国上市公司的环境信息披露中不同程度地存在, 且选择性披露、只谈环境绩效的现象比较突出, 鉴于碳信息披露已成为金融机构提供贷款的授信标准之一, 这种“漂绿”行为可能会为金融机构提供绿色信贷带来阻碍, 导致信贷资源不能合理分配。本文利用2013年至2022年中国制造业上市公司的数据, 利用文本分析法测量企业在碳信息方面的“漂绿”行为并探讨这种投机行为对企业银行信贷可得性的影响, 研究发现企业碳信息“漂绿”行为提高银行信贷可得性。并且, 这种信贷资源获取效应在非国有企业、低价值企业和高信息不透明度企业中更强。然而, 本文也证实媒体监督和地区环境规制可以减轻企业碳信息“漂绿”对信贷资源获取的影响, 能在一定程度上抑制企业的投机行为。

**关键词:** 碳信息“漂绿”, 银行信贷可得性, 媒体监督, 地区环境规制

## 1. 引言

在“双碳”背景下,近年来多次出台的绿色信贷相关政策,更是在支持绿色低碳产业发展方面发挥了重要作用。绿色信贷政策要求金融机构将企业的环境责任表现纳入信贷决策范围,旨在通过信贷资源配置引导企业积极参与环境治理,从而加快实现企业的低碳转型[8]。环境责任包含诸多内容,在促进碳达峰碳中和的理念下,企业碳信息的披露情况成为金融机构衡量环境责任表现的重要一环。尽管如今关于披露碳信息的各项制度已逐步建立,但上市公司的环境信息披露甚至是社会责任报告仍然存在形式内容不统一、实质性信息披露不足等问题,加剧了绿色金融市场中信息不对称的程度,为转型活动提供金融服务造成了一定阻碍。特别是在环境责任信息披露的法律法规和监管机制不够健全的当下,企业可能会通过“漂绿”社会责任报告,塑造积极参与绿色转型的形象,以图获取更多的信贷融资。

在金融市场中,“漂绿”通常指企业在未达到一定绿色标准的情况下,通过将产品、服务和经营活动宣传为符合绿色、低碳、环保的标准而获得不公平竞争优势的行为[3]。碳信息披露的“漂绿”行为,实际上就是企业向外界披露夸大化的碳减排相关信息,塑造积极承担环保责任的社会形象,但并不付出相应的碳减排行动的一种行为。从动机来看,我国金融体系的资源配置以银行信贷等间接融资为主,基于呼吁“双碳”的大背景下,属于重污染行业的企业可能将面临较高度度的融资约束。因此,企业可能会选择通过碳信息的披露进行漂绿,以期符合金融机构绿色信贷的授予标准,从而缓解融资约束。

综上,目前正处在低碳转型的关键时期,金融机构的信贷支持不可或缺,企业环境信息的披露逐渐成为银行授信的标准之一。本文立足于我国实现“碳达峰”和“碳中和”的高质量转型可能面临的困境,聚焦于企业社会责任报告中碳信息的“漂绿”现象,目的在于考察企业碳信息“漂绿”行为是否存在,如果存在会对其信贷可得性产生何种影响,该影响又受到哪些因素的调节,为企业低碳转型相关政策的制定提供一定程度上的参考。

## 2. 理论分析与研究假设

根据社会责任理论,在温室效应日趋严重、节能减碳迫在眉睫的当下,人们对企业碳信息披露情况的关注度逐渐上升。有关节能减碳的战略、治理、举措等内容都属于碳信息的一部分,这些信息也成为了利益相关者进行战略决策考虑的因素之一[14]。

从信息不对称理论来说,投资者了解碳信息的渠道,最直观的就是企业每年披露的社会责任报告。因此,投资者对于企业碳信息的了解大多来自企业本身主动向外界披露的信息,而企业未选择披露的碳信息投资者难以知晓,存在着较大的信息不对称。这种信息不对称给企业提供了选择性披露碳信息的机会,并在进行融资时形成一定优势。

从信号传递理论角度看,企业应当在相关报告中呈现更充分的信息并主动发布,以此使外部投资者能够更详细地了解企业碳信息,减少因为信息不对称带来的逆向选择

问题和道德风险问题[7]。而企业夸大化的碳信息也能够向外界传递出积极信号,有利于企业建立良好的形象从而为企业融资提供一定帮助。

因此,本文认为企业在处于信息优势地位时,有动机通过夸大化披露碳信息的“漂绿”行为,树立积极参与节能减碳的绿色形象,向外界传递自觉承担和积极履行社会责任的信号,以期符合银行的授信标准,从而使企业能够获得更多银行借款。鉴于此,本文提出如下假设:

研究假设1: 限定其它条件,企业碳信息“漂绿”与企业银行信贷可得性呈正相关关系。

随着信息技术的不断发展,媒体逐渐成为向投资者传递企业相关信息的重要桥梁,并且发挥着在利益相关者之间塑造企业声誉形象的作用。根据信号传递理论,信号传递者的声誉形象也会影响信号传递的最终效果。如果企业具备较小的媒体监督压力,则企业碳信息“漂绿”行为被识别的概率会更低,从而增强企业碳信息“漂绿”行为对银行借款产生的激励效应[15];反之,如果企业具备较大的媒体监督压力,则负面消息的报道会破坏企业的社会形象,在一定程度上提高企业碳信息“漂绿”行为被识别的概率,从而削弱企业碳信息“漂绿”行为对银行借款产生的激励效应[18, 20]。综合来看,媒体监督带来的压力可能会削弱企业碳信息“漂绿”获得的信贷资源效应,鉴于此,本文提出如下假设:

研究假设2: 媒体监督在企业碳信息“漂绿”对银行借款的影响中发挥显著的负向调节作用。

各个地区的资源环境存在差异,不同地区环境污染的程度不同,其环境规制的强度也并不完全一致。企业通过碳信息“漂绿”能提高其银行信贷可得性主要是因为信息不对称,这也使企业可以言不符实,只是披露夸大化的信息而不付出实际行动。这种现象需要更完善的监管制度来防范,代表政府监管的地方环境规制通常能够发挥一定作用。一方面,地区环境规制会使政府加强对企业的监管,迫使企业付出节能减碳的实际行动;另一方面,环境规制强度较高的地区也会要求企业披露更高质量的环境信息,这都压缩了企业进行碳信息“漂绿”的空间。综合来看,地区环境规制带来的监管压力可能会削弱企业碳信息“漂绿”获得的信贷资源效应,鉴于此,本文提出如下假设:

研究假设3: 地区环境规制在企业碳信息“漂绿”对银行借款的影响中发挥显著的负向调节作用。

## 3. 研究设计

### 3.1. 样本选择与数据来源

本文选择2013-2022年制造业上市公司作为研究样本,为提取企业披露的碳信息情况,从巨潮网上获得各公司的社会责任报告,根据碳信息词库进行词频统计后再按照相应公式计算得到相关指标。公司方面以及地区环境规制的数据来自CSMAR数据库以及CNRDS数据库。本文初步对数据进行以下筛选:(1)剔除样本期间内存在ST、ST\*等状态异常的企业;(2)剔除主要变量存在大量缺失值

的企业。筛选后得到385家公司共2879个样本，并对所有变量进行上下1%缩尾处理。

3.2. 模型设定与变量构造

3.2.1. 模型设定

为了研究企业碳信息披露的“漂绿”行为对其获得银行借款的影响，本文构造如下回归模型：

$$TLOAN_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 CGW_{i,t-1} + \lambda Controls_{i,t} + Firm + Year + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中， $TLOAN_{i,t}$ 表示*i*企业在第*t*年的新增借款； $CGW_{i,t-1}$ 表示*i*企业在第*t*-1年的碳信息披露的“漂绿”程度； $Controls_{i,t}$ 包含前文提到的一系列控制变量； $Firm$ 和 $Year$ 分别表示公司的固定效应和年份的固定效应。对于上述回归模型，本文采用OLS方法进行估计，并使用公司层面聚类稳健的标准误。

为了探究媒体监督的不同会对企业碳信息“漂绿”与银行信贷可得性的关系带来何种调节效应，本文将采用如式（2）所示模型进行研究分析。

$$TLOAN_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 CGW_{i,t-1} + \beta_2 Media_{i,t} + \beta_3 CGW_{i,t-1} \times Media_{i,t} + \lambda Controls_{i,t} + Firm + Year + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

为了探究地区环境规制会对企业碳信息“漂绿”与银行信贷可得性的关系带来何种调节效应，本文将采用如式（3）所示模型进行研究分析。

$$TLOAN_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 CGW_{i,t-1} + \beta_2 Regulation_{i,t} + \beta_3 CGW_{i,t-1} \times Regulation_{i,t} + \lambda Controls_{i,t} + Firm + Year + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

3.2.2. 变量构造

（1）解释变量：企业碳信息“漂绿”指数。

参考前人的研究，本文将企业碳信息“漂绿”行为定义为碳信息披露与实际减碳行动或碳绩效之间的脱钩行为，即企业夸大其词地披露与实际减碳行动不相吻合的减碳相关信息，试图以此赚取利益的投机行为[6, 9, 17]。借鉴Feimei et al. [13]的测度方法，运用变量减去平均值后除以标准差的方式，将企业碳信息的披露程度和企业实际减碳的行动强度标准化，再以标准化后的碳信息披露程度减去标准化后的实际减碳行动，最终得到企业碳信息的漂绿指数，用以衡量企业碳信息披露的漂绿程度。构建式（4）：

$$CGW_{i,t} = \frac{(CID_{i,t} - \overline{CID_t})}{\sigma_{CID_t}} - \frac{(CACTION_{i,t} - \overline{CACTION_t})}{\sigma_{CACTION_t}} \quad (4)$$

其中， $CID_{i,t}$ 表示*i*企业在第*t*年的碳信息披露程度， $\overline{CID_t}$ 表示在第*t*年所有企业碳信息披露程度的平均值， $\sigma_{CID_t}$ 表示在第*t*年所有企业碳信息披露程度的标准差； $CACTION_{i,t}$ 表示*i*企业在第*t*年的实际减碳行动的强度， $\overline{CACTION_t}$ 表示在第*t*年所有企业实际减碳行动强度的平均值， $\sigma_{CACTION_t}$ 表示在第*t*年所有企业实际减碳行动值的标准差。

关于企业碳信息披露程度的衡量，企业碳信息大多会选择在社会责任报告中公布，本文选择从社会责任报告中对企业碳信息进行提取。本文通过python爬虫技术整理了

沪深A股上市公司发布的2013-2022年的社会责任报告并转化为文本格式，从中对碳信息关键词进行词频统计。参考孙晓华等[9]的做法，基于低碳战略和低碳治理两个层面构建碳信息关键词词库，如表1所示。

表1 企业碳信息披露关键词词库。

关键词	
低碳战略	碳中和、碳达峰、碳排放峰值、碳排放达峰、二氧化碳排放达到峰值、双碳、零碳、脱碳、无碳、减碳、固碳、低碳企业、低碳转型、低碳理念、低碳意识、低碳宣传、低碳生活、低碳规划、低碳引领、低碳环保、清洁低碳、绿色低碳、节能低碳、节能降碳、减污降碳、节能减排降碳、低碳发展
低碳治理	低碳产品、清洁生产、碳排放管理、低碳技术、低碳科技、低碳科技创新、低碳产业、碳排放控制、低碳认证、碳汇、碳足迹、温室气体排放目标、温室气体排放标准、温室气体减排、碳减排、降低碳排放强度、控制温室气体排放、降低碳排放、碳排放达标、碳排放对标

由于不同的细分行业企业披露的碳信息关键词或者词频可能存在不同，首先参考李哲[4]的做法，以同年度同行业为统计前提，以关键词出现次数为基础，运用术语加权法对原始词频进行加权处理，权重计算方法如式（5）所示。

$$w_{c,i} = \begin{cases} \frac{(1+\log(tf_{c,i}))}{(1+\log(l_i))} \log \frac{N}{df_c}, & \text{如果 } tf_{c,i} \geq 1 \\ 0, & \text{其他} \end{cases} \quad (5)$$

其中， $N$ 代表样本中同年度同行业的企业公布的社会责任报告总数； $df_c$ 代表样本中同年度同行业的企业公布的社会责任报告中含有关键词*c*的报告总数； $tf_{c,i}$ 代表企业*i*的社会责任报告中披露的关键词*c*的原始词频； $l_i$ 代表企业*i*社会责任报告总篇幅。运用计算得到的权重对各个原始词频进行加权处理，加总后的最终结果即为企业碳信息关键词披露的总词频。其次，利用企业社会责任报告的总篇幅对碳信息关键词的总词频进行标准化处理，得到企业碳信息披露程度指数（CID）。

关于企业实际减碳行动强度的衡量，虽然最直接的衡量指标是企业的碳排放量，但企业披露碳信息时存在口径不同的问题，例如部分企业定量披露总排放，部分企业定量披露单个项目的排放，部分企业定性披露甚至可能不披露，如果直接用碳排放量来衡量可能存在较大误差。因此，本文参考孙晓华等[9]的做法，从企业披露的碳信息中体现“严谨程度-努力程度-减碳程度”三个方面构建衡量企业实际减碳行动的强度指标，如表2所示。其中，严谨程度是指核查标准和检验鉴证；努力程度是指碳减排投入；减碳程度是指碳排放核算、碳减排核算和碳减排绩效。本文通过文本分析法对企业披露的社会责任报告的内容进行识别分析，按照表2所示的标准对各行行动指标进行赋值评分。

表2 企业实际减碳行动评分标准。

行动项目	评分标准
核查标准	若企业获得ISO14064认证则赋值为1，否则赋值为0
审验鉴证	若企业社会责任报告经第三方独立机构检验则赋值为1，否则赋值为0
碳减排投入	若企业对碳减排投入的技术改进、项目投资及缴纳罚款等进行定量说明则赋值为2，定性说明则赋值为1，未说明则赋值为0
碳排放核算	若企业披露碳排放总量则赋值为2，仅披露单位产值或单位增加值的碳排放量则赋值为1，未披露则赋值为0



行动项目	评分标准
碳减排核算	若企业披露碳减排总量则赋值为2，仅披露个别项目的碳减排量则赋值为1，为披露则赋值为0
碳减排绩效	若企业对减碳带来的环境效益、社会效益、荣誉等进行定量说明则赋值为2，仅定性说明则赋值为1，未说明则赋值为0

具体而言，通过Python爬虫技术检索企业社会责任报告中是否出现“ISO14064”“温室气体核证”这两个关键词，作为核查标准的评分依据；从CSMAR数据库中获得企业是否经由第三方机构审核鉴证社会责任报告的数据，作为审验鉴证的评分依据；按照未说明、定性说明、定量说明的标准对企业社会责任报告中披露的碳减排投入信息进行赋值；从CSMAR数据库中的上市公司环境绩效、资源消耗及排放明细数据中获得关于碳排放核算、碳减排核算和碳减排绩效的相关信息，并根据披露情况进行评分。最后将各行动得分加总即可得到企业实际减碳行动的强度指标。

(2) 被解释变量：银行信贷可得性。

本文借鉴黄溶冰等[2]的做法，用企业银行借款增长率来衡量银行信贷可得性（TLOAN），计算方法为（期末短期借款与长期借款之和-期初短期借款与长期借款之和）/期初总资产。

(3) 调节变量：媒体监督和地区环境规制。

利益相关者对公司的好感可能会影响他们对公司信息真实性的评估。已有研究证明良好的声誉具有相当大的优势，并且可能会产生一种光环效应，使观众倾向于以积极的态度看待一个组织[16]。从这个角度来看，媒体支持度高的企业会存在较低的媒体监督压力，这带来的有利性可以提高利益相关者对企业绿色信息的信任度。利益相关者倾向于将具有良好声誉的企业披露的绿色信息解释为环境表现，而不是误导或欺骗行为。例如，Berrone et al. [12]发现，良好声誉的企业发出的绿色信号被认为更具有合法性。媒体监督的衡量方法如式（6）所示。

$$Media = \begin{cases} \frac{(PN-P^2)}{V^2}, & N < P \\ 0, & N = P \\ \frac{(N^2-PN)}{V^2}, & N > P \end{cases} \quad (6)$$

其中， $P$ 表示正面报道的篇数； $N$ 表示负面报道的篇数； $V$ 表示正、负面报道篇数之和。同时由于只要进行报道，无论正面、中性还是负面报道对企业都具有宣传作用，因此将原始数据中的中性报道归类为正面报道[10]。 $Media$ 指数的值域为 $[-1,1]$ ，-1表示全部是正面报道，企业具有较小的媒体监督压力；1表示全部是负面报道，企业具有较大的媒体监督压力。

地区环境规制，参考刘荣增和何春[5]以及胡洁等[1]的做法，本文利用工业污染治理投资完成额占第二产业比重衡量环境规制强度。

(4) 控制变量。

由于企业碳信息“漂绿”行为的衡量主要靠内容分析得到，因此本文选择控制变量时应当从影响企业获取银行借款的因素出发考虑。本文参考国内外学者已有的研究，从以下几个方面选取控制变量：公司经营特征方面，选择产权性质（SOE）、企业价值（Value）、信息不透明度（Opacity）、企业规模（Size）、资本结构（LEV）、总

资产报酬率（ROA）、营业收入增长率（Growth）、总资产周转率（ATO）、账面市值比（BM）、存货占比（INV）和企业成立年限（FirmAge）作为控制变量。除此之外，模型还控制了企业（Firm）和年度（Year）的固定效应。其中，信息不透明度（Opacity）的计算参考Xinwen et al. [19]的方法，企业信息不透明度的计算公式如下：

$$Opacity_{i,t+1} = \sum_{j=0}^2 Abs(DisAcc_{i,t-j}) \quad (7)$$

$$\frac{TA_{i,t}}{Asset_{i,t-1}} = \alpha_1 \frac{1}{Asset_{i,t-1}} + \alpha_2 \frac{\Delta Rev_{i,t}}{Asset_{i,t-1}} + \alpha_3 \frac{PPE_{i,t}}{Asset_{i,t-1}} + \varepsilon_{i,t} \quad (8)$$

$$DisAcc_{i,t} = \frac{TA_{i,t}}{Asset_{i,t-1}} - (\hat{\alpha}_1 \frac{1}{Asset_{i,t-1}} + \hat{\alpha}_2 \frac{\Delta Rev_{i,t} - \Delta Rec_{i,t}}{Asset_{i,t-1}} + \hat{\alpha}_3 \frac{PPE_{i,t}}{Asset_{i,t-1}}) \quad (9)$$

其中， $TA_{i,t}$ 表示企业*i*在第*t*年的利润总额， $Asset_{i,t-1}$ 表示企业*i*在*t*-1年底的总资产， $\Delta Rev_{i,t}$ 表示企业*i*在第*t*年的销售额的变化， $PPE_{i,t}$ 表示企业*i*在第*t*年的固定资产原值， $\Delta Rec_{i,t}$ 表示企业*i*在第*t*年的应收账款的变化。

## 4. 实证结果与分析

### 4.1. 基准回归结果

基准回归结果如表3所示，在增加了控制变量并控制个体和年份固定效应后，得到了如列（3）所示在1%的显著性水平下显著估计的系数0.0046，更加严格地证明了企业进行碳信息漂绿能够提高企业银行信贷可得性，研究假设1得到验证。

表3 基准回归结果。

	(1)	(2)	(3)
	TLOAN	TLOAN	TLOAN
CGW	0.0027 (1.5636)	0.0040** (2.3827)	0.0046*** (2.6247)
Constant	0.0171*** (10.8199)	-0.2245 (-1.2891)	-0.4372* (-1.7552)
Controls	NO	YES	YES
Firm FE	YES	YES	YES
Year FE	NO	NO	YES
N	2879	2879	2879
R <sup>2</sup>	0.0196	0.1239	0.1422
注：***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平下显著，括号内为t统计量。下同。			

### 4.2. 稳健性检验

为了验证研究假设1结果的稳健性，本文进行了以下稳健性检验：（1）增加省份固定效应；（2）替换解释变量和被解释变量：①考虑到短债长用的现象，将被解释变量替换为短期借款增长率；②考虑到漂绿的影响主要由碳信息披露带来，因此将解释变量替换为词频统计得到的碳信息披露指数；（3）缩短样本区间。结果如表4所示，结果均在一定程度上显著，所得结论依然不变。

表4 稳健性检验结果。

	(1)	(2)	(3)	(4)
	TLOAN	SLOAN	TLOAN	TLOAN
CGW	0.0047*** (2.6710)	0.0034** (2.3869)		0.0057** (2.5420)
CID			0.0242*	

	(1)	(2)	(3)	(4)
			(2.0085)	
Constant	-0.4329*	-0.2356	0.0532	-0.5408
	(-1.7340)	(-0.9543)	(1.6349)	(-1.5820)
Controls	YES	YES	YES	YES
Firm FE	YES	YES	YES	YES
Year FE	YES	YES	YES	YES
Region FE	YES	NO	NO	NO
N	2879	2879	2879	2226
R <sup>2</sup>	0.1456	0.0713	0.0834	0.1146

4.3. 内生性处理

本文将采用工具变量法运用两阶段回归进一步缓解可能存在的内生性问题。与王文翰[11]类似的做法，本文以该企业同年度同行业的其它企业碳信息“漂绿”指数的平均值AVG\_CGW作为工具变量。同年度同行业的其它企业碳信息“漂绿”指数的平均值与该企业当期的碳信息“漂绿”行为相关，但并不会直接影响到该企业获得的银行信贷，结果如表5所示。可以看出，第一阶段回归中，Kleibergen-Paap rk LM 统计量为13.30，大于Stock-Yogo weak ID test中15%的临界值8.96，表明不存在弱工具变量问题。并且，Kleibergen-Paap rk LM 统计量为5.747，P值为0.017，表明该变量也通过了不可识别检验。由列（2）第二阶段回归结果可知，CGW的系数依然为正，与基准回归结果一致，说明企业碳信息的漂绿会使提高企业银行信贷可得性的结论是稳健的。

表5 内生性处理结果。

	(1)	(2)
	CGW	TLOAN
AVG_CGW	0.351***	
	(3.1909)	
CGW		0.0662*
		(1.8440)
Controls	YES	YES
Firm FE	YES	YES
Year FE	YES	YES
N	2,879	2,879
第一阶段弱工具变量检验		
Cragg-Donald Wald F 统计量		13.30
Stock-Yogo weak ID test		8.96
critical values		(15%)
不可识别检验		
Kleibergen-Paap rk LM 统计量		5.747
P值		0.017

5. 进一步分析

5.1. 异质性分析

5.1.1. 产权性质

根据企业实际控制人的不同可以分为国有企业和非国有企业，国有企业面临的政府监管更强，其披露的各项信息可能更加受到有关部门、媒体以及利益相关者的关注，并且在国家计划实现碳达峰碳中和的背景下，国有企业更被寄予期望，其更需要发挥节能减碳的代表作用，因此企业碳信息“漂绿”带来的信贷资源获取效应在国有企业中可能并不明显。除此之外，相较而言国有企业获取银行信贷的限制更少，其并不需要通过漂绿特意迎合银行的授信标准。鉴于此，本文根据企业实际控制人的不同将企

业样本分为国有企业和非国有企业进行分组回归，考察企业碳信息漂绿对银行信贷可得性影响的异质性。

分组回归结果如表6所示，可知企业碳信息“漂绿”能够提高企业银行信贷可得性的这一效应在非国有企业中更显著。

表6 产权性质异质性分析结果。

	(1)	(2)
	国有	非国有
CGW	0.0031	0.0047*
	(1.3746)	(1.9117)
Constant	-0.5358*	-0.3547
	(-1.6649)	(-1.0130)
Controls	YES	YES
Firm FE	YES	YES
Year FE	YES	YES
N	1393	1486
R <sup>2</sup>	0.1275	0.1386

5.1.2. 企业价值

根据企业价值的不同可以将企业样本划分为高价值企业和低价值企业，一方面高价值企业可能更加受到投资者和媒体等利益相关者的关注，其通常被期望能够承担足够多的社会责任，因此，相较而言高价值企业进行漂绿被识别的风险更大，其进行漂绿的可行空间更小；另一方面，高价值企业面临的信贷约束可能更弱，其不具备足够的动机通过漂绿来符合授信标准以获得银行信贷。综合来看，不同价值的企业进行碳信息“漂绿”带来的信贷资源获取效应可能不同。鉴于此，本文根据企业价值的个体均值是否超过样本中位数将企业样本分为高价值企业和低价值企业进行分组回归，考察企业碳信息漂绿对银行信贷可得性影响的异质性。

分组回归结果如表7所示，可知企业碳信息“漂绿”能够提高企业银行信贷可得性的这一效应在低价值企业中更强更显著。

表7 企业价值异质性分析结果。

	(1)	(2)
	低价值	高价值
CGW	0.0069***	0.0011
	(2.7422)	(0.5065)
Constant	-0.0134	-0.6739**
	(-0.0409)	(-1.9690)
Controls	YES	YES
Firm FE	YES	YES
Year FE	YES	YES
N	1670	1209
R <sup>2</sup>	0.0968	0.1798

5.1.3. 企业信息不透明度

企业通过“漂绿”来获得银行信贷的根本在于信息不对称这一现象的存在，当企业信息不透明度较高时，外界利益相关者只能通过企业自身选择性披露的信息来了解企业的经营状况，考察其碳信息披露言不符实的成本较高，识别出“漂绿”行为存在的可能性较低，为其提供了“漂绿”投机的机会。因此，不同信息透明度的企业进行碳信息“漂绿”带来的信贷资源获取效应可能不同。鉴于此，本文根据企业信息不透明度的个体均值是否超过样本中位数将企业样本分为高信息不透明度企业和低信息不透明度企业进行分组回归，考察企业碳信息漂绿对银行信贷可得性影响的异质性。

表8 企业信息不透明度异质性分析结果。

	(1)	(2)
	高不透明度	低信息不透明度
CGW	0.0079*** (3.4365)	-0.0006 (-0.2449)
Constant	-0.0502 (-0.1438)	-0.5432* (-1.7320)
Controls	YES	YES
Firm FE	YES	YES
Year FE	YES	YES
N	1483	1396
R <sup>2</sup>	0.0676	0.1936

分组回归结果如表8所示，可知企业碳信息“漂绿”能提高企业银行信贷可得性的这一效应在高信息不透明度企业中更强更显著。

## 5.2. 调节效应分析

### 5.2.1. 媒体监督的调节效应

在互联网时代，媒体报道往往发挥着重要的信息传递和监督作用。当企业拥有较大的媒体监督压力，媒体会更加关注并试图挖掘企业的负面消息，这可能会提高企业被识别出“漂绿”行为的风险，削弱企业碳信息“漂绿”带来的信贷资源获取效应。因此，为了考察媒体监督的调节效应，本文引入媒体监督（Media）这一变量及其与企业碳信息“漂绿”指数（CGW）的交互项，即CGW×Media，考察媒体监督在企业碳信息“漂绿”对银行信贷可得性的影响中发挥的调节作用。

结果如表9所示，表9的列（1）为媒体监督调节效应模型的回归结果。由列（1）可知，交互项CGW×Media为负，且在5%的显著性水平下显著，表明当企业媒体监督压力越大时，会削弱企业通过碳信息“漂绿”来获得银行信贷，媒体监督在企业碳信息“漂绿”对银行信贷可得性的影响中发挥负向调节作用。

表9 调节效应分析结果。

	(1)	(2)
CGW	0.0031** (2.0835)	0.0045** (2.5581)
CGW×Media	-0.0162** (-1.9914)	
Media	-0.0010 (-0.1203)	
CGW×Regulation		-0.0022* (-1.6518)
Regulation		-0.0009 (-0.4640)
Constant	0.0680 (1.2664)	-0.4381* (-1.7526)
Controls	YES	YES
Firm FE	YES	YES
Year FE	YES	YES
N	2879	2879
R <sup>2</sup>	0.0959	0.1429

### 5.2.2. 地区环境规制的调节效应

企业能够通过“漂绿”来投机获得相应资源，缺乏完善的监管机制也是原因之一。当企业所在省份存在较大的监管力度时，政府可能会对企业节能减碳的实际行动有更严格的要求，企业“漂绿”获利的可行空间被压缩。因此，为了考察地区环境规制的调节效应，本文引入地区环境规制强度（Regulation）这一变量及其与企业碳信息“漂绿”指数（CGW）的交互项，即CGW×Regulation，考察地区环

境规制在企业碳信息“漂绿”对银行信贷可得性的影响中发挥的调节作用。

结果如表9所示，表9的列（2）为媒体监督调节效应模型的回归结果。由列（1）可知，交互项CGW×Regulation为负，且在10%的显著性水平下显著，表明当企业所在省份的环境规制强度较大时，会削弱企业通过碳信息“漂绿”来获得银行信贷的信贷获取效应，地区环境规制在企业碳信息“漂绿”对银行信贷可得性的影响中发挥负向调节作用。

## 6. 结论与建议

本文利用2013年至2022年中国制造业上市公司的数据，通过文本分析法深入探讨了企业在碳信息方面的“漂绿”行为及其对银行信贷可得性的影响。研究结果显示，企业的碳信息“漂绿”行为确实能够提高其在银行信贷方面的可得性，尤其是在非国有企业、低价值企业以及信息透明度较低的企业中，这种效应更为显著。但值得注意的是，媒体的有效监督和地区环境规制的加强可以在一定程度上削弱“漂绿”行为对融资的积极影响。

基于上述研究结论，本文提出以下政策建议：

首先，加强企业碳信息披露的监管。为防止企业通过“漂绿”行为获取不当的融资优势，相关监管机构应加强对企业碳信息披露真实性和准确性的审核，确保市场信息的公正与透明。

其次，提升信息透明度。鼓励企业提高信息透明度，减少信息不对称，使银行能够更准确地评估企业的真实环境绩效，避免基于虚假信息的做出信贷决策，从而导致信贷资源配置效率降低。

再次，强化媒体监督作用。支持媒体对企业环境责任行为的深入报道和监督，通过公开曝光不法行为，增加企业的违规成本，促使其遵守环境法规和社会责任。通过媒体和公众平台增加对“漂绿”行为的曝光，提高消费者和社会对绿色标签真实性的关注，促使企业更加重视实质性的环保行动。

最后，完善地区环境规制。地方政府应制定和完善环境规制政策，严格监管企业的环保行为，确保企业在追求经济效益的同时，也注重环境保护和可持续性发展。

## 参考文献

- [1] 胡洁，于宪荣，韩一鸣. ESG评级能否促进企业绿色转型？——基于多时点双差分法的验证 [J]. 数量经济技术经济研究, 2023, 40(07): 90-111.  
<https://doi.org/10.13653/j.cnki.jqte.20230517.002>
- [2] 黄溶冰，陈伟，王凯慧. 外部融资需求、印象管理与企业漂绿 [J]. 经济社会体制比较, 2019(03): 81-93.
- [3] 黄世忠. ESG报告的“漂绿”与反“漂绿” [J]. 财会月刊, 2022, (01): 3-11.  
<https://doi.org/10.19641/j.cnki.42-1290/f.2022.01.001>
- [4] 李哲. “多言寡行”的环境披露模式是否会被信息使用者摒弃 [J]. 世界经济, 2018, 41(12): 167-188.  
<https://doi.org/10.19985/j.cnki.cassjwe.2018.12.009>



- [5] 刘荣增, 何春. 环境规制对城镇居民收入不平等的门槛效应研究 [J]. 中国软科学, 2021(08): 41-52.
- [6] 刘亦晴, 许雅琴, 陈思. 企业漂绿行为的驱动因素——基于158家重污染企业的fsQCA分析 [J]. 财会月刊, 2022, (18): 142-151.  
<https://doi.org/10.19641/j.cnki.42-1290/f.2022.18.018>
- [7] 蒋琰, 罗乐, 吴洁演. 碳信息披露与权益资本成本——来自于标普500强碳信息披露项目 (CDP) 的数据分析 [C]. 中国会计学会环境会计专业委员会2014学术年会论文集, 2014.
- [8] 斯丽娟, 曹昊煜. 绿色信贷政策能够改善企业环境社会责任吗——基于外部约束和内部关注的视角 [J]. 中国工业经济, 2022, (04): 137-155.  
<https://doi.org/10.19581/j.cnki.ciejournal.2022.04.009>
- [9] 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, (01): 132-150.  
<https://doi.org/10.19581/j.cnki.ciejournal.2023.01.021>
- [10] 孙自愿, 汪玮, 孙孟欣, 等. 媒体报道对企业“漂绿”的影响——高管特征与内部监督的中介作用 [J]. 北京理工大学学报 (社会科学版), 2023, 25(01): 67-79.  
<https://doi.org/10.15918/j.jbitss1009-3370.2023.0636>
- [11] 王文翰. 企业环境责任实践中的机会主义行为研究 [D]. 中央财经大学, 2022.  
<https://doi.org/10.27665/d.cnki.gzcju.2022.000777>
- [12] Berrone P, Fosfuri A, Gelabert L. Does Greenwashing Pay Off? Understanding the Relationship Between Environmental Actions and Environmental Legitimacy [J]. Journal of Business Ethics, 2017, 144(2): 363-379.  
<https://doi.org/10.1007/s10551-015-2816-9>
- [13] Feimei L, Yinghao S, Shulin X. Financial report comment letters and greenwashing in environmental, social and governance disclosures: Evidence from China [J]. Energy Economics, 2023, 127(PB).  
<https://doi.org/10.1016/J.ENERCO.2023.107122>
- [14] Horiuchi M, Schuchard R, Shea L, et al. Understanding and preventing greenwash: A business guide [R]. Futerra Sustainability Communications, London, 2009.
- [15] Jones, T. M. and Wicks, A. C. Convergent stakeholder theory. Academy of Management Review, 1999, 24, 206-221.
- [16] Kim, J. W. and King, B. G. Seeing stars: Matthew effects and status bias in major league baseball umpiring. Management Science, 2014, 60(11), 2619-2644.
- [17] Wei L, Weining L, Veikko S, et al. Effects of greenwashing on financial performance: Moderation through local environmental regulation and media coverage [J]. Business Strategy and the Environment, 2022, 32(1).  
<https://doi.org/10.1002/BSE.3177>
- [18] Xingqiang D, Wei J, Quan Z, et al. Do Auditors Applaud Corporate Environmental Performance? Evidence from China [J]. Journal of Business Ethics, 2018, 151(4): 1049-1080.  
<https://doi.org/10.1007/s10551-016-3223-6>
- [19] Xinwen H, Renhai H, Qingfu L, et al. The green fog: Environmental rating disagreement and corporate greenwashing [J]. Pacific-Basin Finance Journal, 2023, 78.  
<https://doi.org/10.1016/J.PACFIN.2023.101952>
- [20] Zhang L, Li D, Cao C, et al. The influence of greenwashing perception on green purchasing intentions: The mediating role of green word-of-mouth and moderating role of green concern [J]. Journal of Cleaner Production, 2018, 187.  
<https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2018.03.201>