

绿色连锁董事有助于企业获取绿色信贷吗^{*}

——基于文本分析法度量的绿色信贷证据

张勇¹

摘 要 绿色信贷是我国实践最早、规模最大、范围最广以及发展最为成熟的绿色金融工具之一。然而,现有文献大多检验绿色信贷政策实施的经济后果,少量的绿色信贷影响因素研究站在商业银行的角度,考察影响其绿色信贷供给的因素,鲜有文献关注影响企业绿色信贷资金获得的因素。本文利用文本分析方法衡量上市公司绿色信贷资金的获得情况,检验了具有绿色工作经历或教育背景的绿色连锁董事是否有助于企业获取绿色信贷资金。研究结论如下:(1)绿色连锁董事能够显著促进企业绿色信贷融资,表现在董事会中绿色连锁董事数量越多、席位占比越高,企业的绿色信贷可得性越强,同时其绿色信贷融资的规模也越大;(2)机制检验表明,提升企业环境信息披露水平和改善企业环境绩效表现是绿色连锁董事促进企业绿色信贷融资的两条作用机制;(3)异质性分析结果显示,在没有银企关系、所处地方政府环境注意力配置强度大以及地方绿色金融发展水平低的企业中,绿色连锁董事对企业绿色信贷融资的促进作用更大。本文从绿色连锁董事的绿色治理功能视角为纾解微观企业绿色信贷融资困境提供了可行的解决方案,从而激发微观企业绿色转型的动力,并最终促进宏观经济结构绿色转型。

关键词 绿色连锁董事;绿色信贷;环境信息披露水平;环境绩效

0 引言

党的二十大报告明确指出“推动经济社会发展绿色化、低碳化是实现高质量发展的关键环节”,同时强调要完善支持绿色发展的金融政策。作为寻求经济发展方式绿色转型的一种金融创新,兼具传统金融和环境规制双重功能的绿色金融(Green Finance)能够引导资金由高能耗、高污染和高排放的棕色领域流向节能环保、低碳减排的绿色领域,从而实现整个经济社会的绿色转型与可持续发展。根据中国人民银行、财政部等七部委于2016年联合发布的《关于构建绿色金融体系的指导意见》,目前我国绿色金融体系主要包括绿色信贷、绿色保险、绿色证券、绿色债券、绿色基金以及碳金融等一系列绿色金融工具和服

^{*} 本研究受国家社会科学基金一般项目“绿色金融改革创新驱动工业企业绿色转型的效应评估及政策优化研究”(项目编号:22BJY190)的资助。

¹ 张勇,南京林业大学经济管理学院教授,E-mail:zy_auditor2011@pku.org.cn。

务。在上述多层次多元化的绿色金融体系中,绿色信贷(Green Credit)被视为实践最早、规模最大、范围最广以及发展最为成熟的绿色金融工具(田利辉和聂艳明,2023)之一。截至2023年三季度末,我国绿色贷款余额为28.58万亿元,同比增长36.8%,居全球首位^①,这有效地满足了经济绿色低碳发展的融资需求。然而,根据中国人民银行统计,2023年三季度末,金融机构人民币各项贷款余额为234.59万亿元。由此可见,上述同期绿色信贷余额仅占有贷款余额的12.18%,因而我国绿色信贷还具有较大的发展空间。那么,制约我国绿色信贷发展的因素有哪些?考虑宏观经济的绿色低碳发展有赖于微观企业的绿色转型,而后者离不开绿色信贷的支持,因此影响微观企业绿色信贷资金获取的各类因素理应是理论与实务界重点关注的议题。然而,既有文献大多以政府相关部门出台的绿色信贷政策(比如,2012年实施的《绿色信贷指引》;2017年以来各地陆续实施的绿色信贷贴息政策)作为准自然实验,基于企业环境治理、投融资行为以及绿色创新等视角,考察绿色信贷的政策效应(王馨和王莹,2021;陆菁等,2021;洪祥骏等,2023),较少研究金融机构绿色信贷供给的影响因素,特别是微观企业绿色信贷资金获取的影响因素研究更是鲜有涉及。

绿色信贷本质上是基于环境约束的金融机构信贷配给手段。一方面,银行与企业之间的信息不对称是诱发信贷市场“信贷错配”现象的重要原因(尹志超和甘犁,2011),故缓解银企间信息不对称的高质量信息披露有助于提升企业的银行贷款能力,披露环境信息的企业可以获取更多的银行贷款(倪娟和孔令文,2016),即环境信息披露具有融资效应(李政大等,2024);另一方面,根据银保监会于2022年印发的《银行业保险业绿色金融指引》相关规定,银行对在环境方面存在严重违法违规和重大风险的客户,会严格限制对其授信,并将客户对环境的管理状况作为信贷资金拨付的重要依据。因此,纾解企业绿色信贷困境的关键在于提升企业环境信息披露水平和改善企业环境绩效表现两个方面。

根据资源依赖理论,同时在两家或两家以上企业董事会任职的连锁董事是企业获取外部信息和资源的重要渠道(Hillman and Dalziel, 2003; 陈仕华等, 2013),能够发挥“咨询”功能,为管理层信息披露(包括环境信息披露)和经营活动(包括环境社会责任履行)提供建议。另外,连锁董事为维护其社会声誉,也会通过其“监督”功能约束管理层在信息披露、经营管理中的各类机会主义行为。上述连锁董事的“监督”“咨询”功能发挥能够提高企业信息披露质量(陆明富, 2022)和企业绩效(Larcker et al., 2013)。那么,有绿色经历的连锁董事是否能够通过提升企业环境信息披露水平和环境绩效表现来帮助企业获取绿色信贷资金?回答该问题可以从公司治理视角为微观企业绿色信贷融资困境的纾解提供可行的解决方案,从而激发微观企业绿色转型的动力,并最终促进宏观经济结构绿色转型。

与既有文献相比,本文可能的边际贡献主要有以下两个方面。(1)拓展了既有绿色信贷影响因素的研究。现有文献大多以某项绿色信贷政策的出台作为准自然实验,探究该政策实施的环境效应、绿色创新效应等经济后果(王馨和王莹, 2021; 陆菁等, 2021; 洪祥骏

^① 该数据来自中国人民银行研究局于2023年11月15日发布的《推动绿色金融与转型金融有效衔接》, <http://www.pbc.gov.cn/redianzhuanti/118742/5118184/5135397/index.html>。

等,2023)。少量的绿色信贷影响因素研究局限于考察了银行数字化转型(Shang and Niu, 2023)、银行金融科技水平(钟凯等,2023)、财政货币政策(王遥等,2019)、媒体关注(武立东和周亚拿,2019)等对商业银行绿色信贷供给的影响。本文基于文本分析方法,将研究视角转向企业绿色信贷资金的获得情况(包括可得性和资金规模),考察企业聘任的绿色连锁董事是否具有绿色信贷促进效应,这无疑将现有绿色信贷影响因素经验研究范畴由商业银行绿色信贷供给拓展至实体企业绿色信贷融资,从而完善了绿色信贷影响因素研究的理论分析框架和经验证据。(2)丰富了连锁董事经济后果的相关研究。现有文献考察了连锁董事的治理功能(陆明富,2022;郑登津等,2024),与上述文献不同,本文基于上市公司连锁董事背景资料,通过文本分析法识别出每家企业的绿色连锁董事(具有绿色工作经历和教育背景)数量,从而更为精准地检验其在任职企业环境信息披露、环境绩效改善方面的绿色治理功能,进而证实对绿色信贷的促进效应。从这个角度来讲,本文阐明了绿色连锁董事在助力绿色金融发展、促进经济绿色转型中的重要作用,丰富了王分棉等(2023)关于绿色连锁董事经济后果的研究。

1 理论分析与研究假设

同时在两家或两家以上企业担任董事职务的自然人被视为连锁董事(卢昌崇和陈仕华,2009),并且这类连锁董事现象普遍存在于我国上市公司中(卢昌崇和陈仕华,2009)。通过进一步细化连锁董事的类型,本文认为,如果连锁董事具有绿色工作经历(比如担任过企业环保部部长)或教育背景(比如接受过“环境工程”专业教育),那么可将其定义为绿色连锁董事(王分棉等,2023)。根据2023年最新修订的《公司法》,董事会是公司治理的核心与主导机构,而不同类型的董事在功能定位和治理效果上则存在着显著的差异(梁上坤和姜艳峰,2023)。根据Hambrick and Mason(1984)提出的高阶理论(Upper Echelons Theory),公司高管因过往的工作经历或教育背景而形成的特质能够直接影响其注意力倾向、认知能力和价值观等心理结构(卢建词和姜广省,2022),塑造其决策行事风格(Cho et al., 2017),从而对公司行为决策选择与绩效产生深刻的影响(Hambrick and Mason, 1984;卢建词和姜广省,2022)。基于上述高阶理论,曾经的绿色工作经历或教育背景使得绿色连锁董事具有正确的绿色价值取向和认知模式,对生态环境保护、企业绿色可持续发展的理解和关注程度较高,丰富的环境实践经验也赋予其较高的绿色知识储备。另外,从组织间模仿理论来看,绿色连锁董事可以利用其董事连锁网络关系学习、借鉴其他联结企业的绿色实践经验,进一步深化自身对环境问题的认知。总之,长期的绿色经历会使绿色连锁董事在履职过程中高度重视各类环境问题,并且在参与、监督企业决策时会在之前绿色经历所带来的认知偏好基础上进行考虑(Zhang et al., 2022),从而促使企业积极进行绿色治理。当绿色连锁董事针对企业管理层环境信息披露决策和环境社会责任履行发挥“监督”“咨询”功能时,就能够提升企业环境信息披露水平和改善企业环境绩效表现,进而促进其绿色信贷融资。

具体地,本文将绿色连锁董事促进企业绿色信贷融资的机制总结为如下两条。第一,绿色连锁董事通过提升企业环境信息披露水平来促进其绿色信贷融资。作为一种基于环

境约束的金融机构信贷配给手段,绿色信贷兼具金融资源配置功能与环境规制双重特性(陆菁等,2021),前者说明影响企业绿色信贷资金获取的重要因素仍是传统研究指出的银企间信息不对称问题(姜付秀等,2019),后者则表明该信息更多地侧重于环境信息。为了在绿色信贷融资中占据优势,企业需要对外进行环境信息披露,以便向银行等金融机构传递绿色信号,银行则按照绿色信贷标准体系并根据企业环境信息披露的数量和质量制定其绿色信贷授予决策(包括授信额度、利率及期限等)。因此,企业环境信息是银行识别上市公司“绿色”程度的重要基础,是银行发放绿色信贷的重要指标(宋跃刚和靳颂琳,2023),披露环境信息的企业可以获取更多的银行贷款(倪娟和孔令文,2016),即环境信息披露具有融资效应(李政大等,2024)。

由生态环境部公布并从2022年2月8日起施行的《企业环境信息依法披露管理办法》《企业环境信息依法披露格式准则》规定了企业年度环境信息依法披露的内容包括:环境管理信息、污染物产生、治理与排放信息、碳排放信息、强制性清洁生产审核信息、生态环境应急信息以及生态环境违法信息;同时,上述文件要求“企业披露环境信息所使用的相关数据及表述应当符合环境监测、环境统计等方面的标准和技术规范要求,优先使用符合国家监测规范的污染物监测数据、排污许可证执行报告数据等”。从这个角度来说,环境信息披露工作的专业性和复杂性较强,企业提供高质量的环境信息报告难度较大。本文认为,对于企业环境信息披露水平,绿色连锁董事能够从以下两个方面做出改进。(1)绿色连锁董事具有“监督”企业环境信息披露行为的动机和能力。一方面,连锁董事因兼任多家企业的董事职务而在关系网络中具有较高的声誉(张祥建和郭岚,2014)。为维护声誉资本,绿色连锁董事普遍具有较强的环境信息披露意识,有动机积极监督企业的环境信息披露行为,避免出现因企业环境信息披露违规而被诉讼、处罚的风险,从而促进企业对外披露高质量的环境信息。另一方面,根据高阶理论,长期绿色经历给绿色连锁董事带来的绿色价值取向、环境注意力以及绿色知识储备使其有能力积极主动地监督、约束企业环境信息披露决策中的机会主义行为,进而提高环境信息披露水平。(2)绿色连锁董事能够为企业环境信息披露提供“咨询”服务。根据组织间模仿理论,因为同时兼任两家以上企业的董事职务,所以绿色连锁董事能够参与和监督多家企业的环境信息披露决策,这有助于绿色连锁董事通过发挥信息传递“桥梁”作用(陈运森和郑登津,2017)共享任职企业间的环境信息披露实践及优秀案例。在此过程中,绿色连锁董事能够快速积累外部有关环境信息披露工作方面的先进知识、经验和成熟做法,并将其与自身既有的绿色知识储备相结合,从而更好地为本企业环境信息披露活动提供咨询服务,最终促进环境信息披露水平的提升。

当企业环境信息披露水平较高时,银行用于绿色信贷投放决策的环境信息数量和质量都得到大幅提升,这无疑缓解了银企之间的信息不对称程度,降低了银行的环境信息搜集和处理分析成本,此时银行可以快速地对照相关绿色信贷标准体系(如《银行业保险业绿色金融指引》)作出绿色信贷审批决策,从而促进企业绿色信贷融资。

第二,绿色连锁董事通过改善企业环境绩效表现来促进其绿色信贷融资。银保监会于2022年印发的《银行业保险业绿色金融指引》规定,银行对在环境方面存在严重违法违规和重大风险的客户,会严格限制对其授信,并将客户对环境的管理状况作为信贷资金拨

付的重要依据。2012年施行的《绿色信贷指引》也明确要求,银行业金融机构应加强客户的环境风险尽职调查,对环境表现不合规的客户不予授信。实务中,各大银行(如建设银行、工商银行、兴业银行以及江苏银行等)提供了ESG(环境、社会、治理)表现挂钩贷款、可持续发展挂钩贷款等支持制造业绿色低碳转型的金融产品和服务。从上文可以看出,现阶段银行业金融机构普遍将企业环境绩效表现作为非财务指标内嵌至客户信用评审中,2014年银监会印发的《绿色信贷实施情况关键评价指标》要求商业银行将客户环境绩效作为绿色信贷业务全流程(包括尽职调查、合规审查、授信审批、资金拨付以及贷后管理)中的关键指标。

本文认为,绿色连锁董事可以改善企业的环境绩效表现。(1)绿色连锁董事能够“监督”企业积极履行环境社会责任。在目前政府环境执法力度不断加大的背景下,如果企业因违反环保法律法规被处罚、责令整改、责令停产甚至关闭,从而面临很大的经营风险(石宁等,2023),那么这种风险将会使绿色连锁董事的声誉连带受损。因此,绿色连锁董事为了降低自身声誉风险,会对企业形成绿色需求压力和环境合法性压力,从而督促企业积极承担环境责任、选择绿色行为,遏制其绿色治理中的各种机会主义行为,最终提升企业环境绩效。(2)绿色连锁董事能够为企业环境绩效改善提供“咨询”服务。环境绩效的提升会涉及绿色产品设计、制造工艺、循环生产、排污处理以及节能等不同领域的技术知识和技术创造,是一项复杂且系统的活动。与非绿色连锁董事相比,绿色连锁董事拥有长期绿色经历积累而来的绿色实践经验,企业不但能够从绿色连锁董事那里经常性地获取绿色治理方面的专业性建议,有助于企业缩短环境绩效改进周期,尽快取得更多的环境绩效成果,而且绿色连锁董事还拥有从连锁网络渠道(即任职的其他企业)那里获得的绿色实践经验及先进做法,能够更有效地改进企业环境绩效。

上述企业环境绩效的改善会使银行的授信风险大大降低,此时银行便可根据相关绿色信贷政策的规定,快速地对企业的绿色信贷申请予以审批,并且环境绩效表现越好,企业获得的绿色信贷额度越多。基于上述两个方面的分析,本文提出如下假设。

H1: 绿色连锁董事能够显著促进企业绿色信贷融资。

根据第1部分的理论分析内容,绿色连锁董事能够从提升企业环境信息披露水平和改善企业环境绩效表现两个方面发挥积极作用,从而促进企业绿色信贷融资。基于上述两条影响机制分析,本文提出如下待检验的机制假设。

H2: 绿色连锁董事能够通过提升企业环境信息披露水平促进其绿色信贷融资。

H3: 绿色连锁董事能够通过改善企业环境绩效表现促进其绿色信贷融资。

2 研究设计

2.1 变量定义与模型构建

2.1.1 绿色连锁董事的度量

首先,参照陈仕华等(2013)和王分棉等(2023)关于连锁董事的界定标准(同时在两家或两家以上企业担任董事职务的自然人)筛选上市公司连锁董事名单。

其次,在上述连锁董事简历信息库中,参考卢建词和姜广省(2022)、王分棉等(2023)

的研究方法,使用如下关键词:“绿色”“环保”“环境”“可持续”“循环”“再利用”“污水”“污染”“绿化”“再生”“生态”“节能”等,筛选出有绿色工作经历或教育背景的连锁董事。

最后,本文计算以下两个企业绿色连锁董事指标:(1)GInterlock,董事会中绿色连锁董事数量;(2)GInterlock2,绿色连锁董事在董事会中的席位占比乘以 10。后续稳健性检验中,本文还计算了企业是否有绿色连锁董事指标 GInterlock_dum。

2.1.2 企业绿色信贷的度量

参考洪祥骏等(2023)的研究,本文分别以企业绿色信贷可得性 GrnLoan_dum 和企业绿色信贷规模 GrnLoan 来衡量年度企业的绿色信贷融资情况。指标构建步骤如下。

首先,根据原银监会 2013 年发布的《绿色信贷统计报表填报说明》中关于节能环保项目及服务的贷款指标和解释,整理出 257 个绿色信贷关键词及其拓展词^①。

其次,将 257 个绿色信贷关键词及其拓展词和样本期内企业所有的贷款公告文本及公司年度、半年度与季度报告进行匹配;若贷款公告文本中出现节能环保项目相关的关键词则将该贷款定义为潜在环保类贷款;若企业公告期间的主营业务涉及环保节能项目则记为 1,否则记为 0。

最后,筛选出在当年获得潜在环保类贷款同时具有涉及节能环保项目主营业务的企业,将该企业在当年获得的潜在环保类信贷项目定义为绿色信贷,即该企业绿色信贷可得性 GrnLoan_dum 记为 1,表示当年企业获得了绿色信贷,否则取 0。然后将企业绿色信贷项目加总计算得出企业当年绿色信贷总额,取自然对数记为企业绿色信贷规模 GrnLoan。

2.1.3 回归检验模型的构建

本文利用模型(1)、(2)检验绿色连锁董事是否有助于促进企业绿色信贷融资这一研究命题。需要说明的是,按照前文定义,模型(1)中的企业绿色信贷可得性 GrnLoan_dum 取值为 0、1,因此采用离散变量的概率模型 Logit 回归。

$$\text{GrnLoan_dum} = \alpha + \beta \times \text{GInterlock}/\text{GInterlock2} + \sum \lambda_i \text{Control}_i + \sum \text{Year} + \sum \text{Industry} + \epsilon \quad (1)$$

$$\text{GrnLoan} = \alpha + \beta \times \text{GInterlock}/\text{GInterlock2} + \sum \lambda_i \text{Control}_i + \sum \text{Year} + \sum \text{Industry} + \epsilon \quad (2)$$

其中,Control 表示影响企业绿色信贷的控制变量,选取参照洪祥骏等(2023)的研究设计,具体如表 1 所示。同时,模型中控制了年度固定效应(Year)和行业固定效应(Industry)。

表 1 控制变量定义

变量名称	变量符号	变量定义
公司规模	Size	期末总资产自然对数
资产负债率	Lev	期末总负债/期末总资产

^① 上述 257 个绿色信贷关键词及其拓展词借鉴了洪祥骏等(2023)的研究,具体参考《中国工业经济》网站的相关附件。

续表

变量名称	变量符号	变量定义
总资产报酬率	Roa	本期营业利润/期末总资产
成长性	Growth	$[t \text{ 年末营业收入} - (t-1) \text{ 年末营业收入}] / (t-1) \text{ 年末营业收入}$
现金持有水平	Cash	经营活动产生的现金流量净额/资产总额
资产有形性	PPE	固定资产净额/资产总额
上市年限	Age	截至 t 年公司上市年数
控制人类型	State	国有为 1, 否则为 0
董事会规模	Board	董事会总人数
独立董事比例	Indepen	独立董事人数/董事会总人数
第一大股东持股比例	Shr1	公司 t 年末第一大股东的持股比例衡量

2.2 数据来源与样本选择

本文以 2009 年至 2020 年剔除金融保险业后的沪深两市 A 股上市公司为初始研究样本。之所以将 2009 年确定为起始年份,是因为在后续机制检验中,计算机制变量企业环境绩效的基础数据(华证 ESG 评级),其可获得的起始年份是 2009 年。之所以将 2020 年确定为截止年份,是因为本文采用中央财经大学绿色金融国际研究院发布的“中国地方绿色金融发展指数”来衡量各省份绿色金融发展水平,而本文获得的这份数据的截止年份是 2020 年。本文剔除了变量出现缺失值的企业样本,并且对连续变量进行了 1% 和 99% 的缩尾处理。在数据来源方面,本文判断绿色信贷、绿色连锁董事的做法和数据分别来自洪祥骏等(2023)、王分棉等(2023),具体参考了中国工业经济网站的相关附件。本文从 CCER 经济金融数据库获得了企业最终控制人类型数据(用于判断产权性质)。除此之外,其他指标计算所需的基础数据取自 CSMAR 数据库。

3 实证检验结果与分析

3.1 主要变量的描述性统计与相关性分析

表 2 列示了研究样本中变量的描述性统计结果。绿色信贷可得性 GrnLoan_dum 的均值为 0.098,说明平均而言,样本期间内仅有 10% 以下的企业获得了绿色信贷。绿色信贷规模 GrnLoan 的均值为 1.062,中位数和最小值为 0,最大值为 13.64,标准差为 3.292,这表明企业所能获得的绿色信贷规模存在较大差异。企业董事会中绿色连锁董事数量 GInterlock 的均值为 0.111,中值为 0,说明半数以上的企业没有绿色连锁董事,这意味着我国企业聘请绿色连锁董事的整体数量水平偏低。该统计结果和结论与王分棉等(2023)的研究基本一致。绿色连锁董事在董事会中的席位占比(乘以 10)GInterlock2 的均值为 0.129,最小值为 0,最大值为 3.333,标准差为 0.525,这说明我国企业的绿色连锁董事在董事会中的席位占比还存在较大差异。限于篇幅,其他变量的描述性统计特征不再赘述(与既有文献相比,统计结果均在合理范围之内)。

各变量间的相关性分析结果(限于篇幅,不再提供)显示,GInterlock、GInterlock2 与 GrnLoan_dum、GrnLoan 之间的 Pearson 相关系数和 Spearman 相关系数均在 1% 水平上显著为正,表明董事会中绿色连锁董事数量越多、席位占比越高,企业的绿色信贷可得性

越强,同时其绿色信贷融资的规模也越大,这初步验证了假设 H1。

表 2 变量描述性统计

变量	均值	标准差	中位数	最小值	最大值
GInterlock	0.111	0.451	0	0	3
GInterlock2	0.129	0.525	0	0	3.333
GrnLoan_dum	0.098	0.297	0	0	1
GrnLoan	1.062	3.292	0	0	13.64
Size	22.25	1.308	22.07	17.88	28.64
Lev	0.412	0.196	0.405	0.008	0.998
Roa	0.041	0.085	0.042	-1.637	0.647
Growth	0.258	2.719	0.118	-0.971	251.2
Cash	0.047	0.071	0.046	-1.938	0.664
PPE	0.204	0.141	0.178	0	0.876
Age	10.15	7.056	8	1	31
State	0.267	0.442	0	0	1
Board	8.492	1.647	9	3	18
Indepen	0.377	0.057	0.364	0.091	0.800
Shr1	33.60	14.82	31.70	0.041	89.09

3.2 基准回归分析

表 3 列示了企业绿色连锁董事对其绿色信贷的回归结果。从列(1)(2)的结果可以看出,在模型(1)中,绿色连锁董事 GInterlock、GInterlock2 对企业是否获得绿色信贷 GrnLoan_dum 的回归系数分别为 0.1929、0.1627,且均在 1%水平上显著。列(3)(4)所对应的模型(2)回归结果显示,GInterlock、GInterlock2 对企业绿色信贷规模 GrnLoan 的回归系数同样在 1%水平上显著,具体为 0.2644、0.2202。上述回归结果表明,绿色连锁董事能够显著促进企业绿色信贷融资,即假设 H1 得证。

表 3 绿色连锁董事与企业绿色信贷融资

变量	绿色信贷可得性 GrnLoan_dum		绿色信贷规模 GrnLoan	
	(1)	(2)	(3)	(4)
GInterlock	0.1929 *** (3.8450)		0.2644 *** (3.7317)	
GInterlock2		0.1627 *** (3.7386)		0.2202 *** (3.6751)
Control/Year/Industry	Yes	Yes	Yes	Yes
_cons	-6.1474 *** (-7.5659)	-6.1585 *** (-7.5807)	-4.4856 *** (-6.2080)	-4.4991 *** (-6.2273)
N	14350	14350	14350	14350
R ² _a /R ² _p	0.117	0.117	0.085	0.085

注:括号内为 t 值(OLS 回归)或 z 值(Logit 回归)并经过公司层面的聚类(cluster)调整,***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著。限于篇幅,控制变量回归结果不再列示。

3.3 作用机制检验

3.3.1 提升企业环境信息披露水平的机制检验

参照邓建平和白宇昕(2023)的做法,本文计算了多维度的企业环境信息披露水平变量:(1)是否单独披露环境报告 EnvReport_dum,若年度企业单独披露了环境报告,取值为 1,否则为 0。(2)环境信息披露数量 EnvInfDis_num,等于年度企业披露的环境内容项目数量加 1 取自然对数。(3)环境信息披露质量 EnvInfDis_qua,具体是采用 CSMAR“环境研究”数据库中的“环境披露”子库中的数据来度量。计算方法如下:将该子库中的上市公司环境负债披露情况、环境业绩与治理披露情况、环境管理披露情况,共计 20 个指标得分加总,然后除以 10。EnvInfDis_qua 的数值越大,说明企业环境信息披露质量越高。

3.3.2 改善企业环境绩效表现的机制检验

参照李增福和冯柳华(2022)的研究,本文计算了如下企业环境绩效表现变量:(1)Escore_HZ,采用华证指数 ESG 评分中的上市公司季度环境(E)得分取均值后除以 10。(2)Escore_CNRDS,采用 CNRDS“上市公司 ESG 评级”数据库中的 E 得分(环境主题得分)除以 10。上述 Escore_HZ、Escore_CNRDS 的分值越高,意味着企业环境绩效表现越好。

根据江艇(2022)提出的机制检验方法,本文直接检验绿色连锁董事对机制变量“企业环境信息披露水平”的影响,检验结果如表 4 所示。GInterlock、GInterlock2 对企业是否单独披露环境报告 EnvReport_dum 的回归系数分别为 0.3387、0.2710,且均在 1%水平上显著,这说明绿色连锁董事能够推动企业单独披露环境报告。当因变量为环境信息披露数量 EnvInfDis_num、环境信息披露质量 EnvInfDis_qua 时,绿色连锁董事 GInterlock、GInterlock2 的回归系数也均显著为正(至少在 5%水平上),这说明董事会中绿色连锁董事数量越多、席位占比越高,企业对外披露的环境信息数量越多,同时环境信息的质量也越高。前文提出的机制假设 H2 获得了经验证据的支持。

表 4 机制检验:绿色连锁董事对企业环境信息披露的影响

变量	是否单独披露环境报告		环境信息披露数量		环境信息披露质量	
	EnvReport_dum		EnvInfDis_num		EnvInfDis_qua	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
GInterlock	0.3387*** (3.045)		0.0199** (2.428)		0.0338*** (3.352)	
GInterlock2		0.2710*** (2.685)		0.0170** (2.457)		0.0285*** (3.331)
Control	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year/Industry	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
_cons	-47.9639*** (-22.245)	-47.9869*** (-35.995)	-2.7484*** (-27.280)	-2.7494*** (-27.292)	-4.1335*** (-38.130)	-4.1352*** (-38.148)
N	13399	13399	14350	14350	14350	14350
R ² _a/R ² _p	0.267	0.266	0.208	0.208	0.358	0.358

注:限于篇幅,本表仅列示自变量与因变量之间的回归结果。括号内为 *t* 值(OLS 回归)或 *z* 值(logit 回归)并经过公司层面的聚类(cluster)调整;***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著。

表 5 列示的是“绿色连锁董事→改善企业环境绩效表现→促进企业绿色信贷”这一影响机制的检验结果。GInterlock、GInterlock2 对企业环境绩效表现 Escore_HZ、Escore_CNRDS 的回归系数均在 1%水平上显著为正。这表明绿色连锁董事的确能够显著改善企业环境绩效,进而对其绿色信贷融资产生促进作用。前文提出的机制假设 H3 也得以验证。综上,本文有关绿色连锁董事促进企业绿色信贷融资的作用机制分析均成立。

表 5 机制检验:绿色连锁董事对企业环境绩效的影响

变量	华证环境绩效得分 Escore_HZ		CNRDS 环境绩效得分 Escore_CNRDS	
	(1)	(2)	(3)	(4)
GInterlock	0.0943 *** (7.031)		0.1212 *** (4.450)	
GInterlock2		0.0797 *** (6.871)		0.0950 *** (4.168)
Control	Yes	Yes	Yes	Yes
Year/Industry	Yes	Yes	Yes	Yes
_cons	2.9482 *** (19.001)	2.9438 *** (18.975)	-2.0714 *** (-8.335)	-2.0786 *** (-8.365)
N	13928	13928	14087	14087
R ² _a	0.146	0.146	0.233	0.232

注:限于篇幅,本表仅列示自变量与因变量之间的回归结果。括号内为 t 值并经过公司层面的聚类(cluster)调整;***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著。

3.4 稳健性检验^①

3.4.1 缓解反向因果导致的内生性问题

本文认为,绿色连锁董事能够显著促进企业绿色信贷融资。但是,那些更容易得到绿色信贷的企业,也更愿意去聘请具有绿色经历的连锁董事,以便于“咨询”相关事宜,即前述研究结论可能存在反向因果的内生性问题。本文采用工具变量和两阶段回归来缓解上述内生性问题,这里的工具变量是企业所处地区的绿色技术创新水平 PrvGrnInnov,采用年度该省份获得的绿色发明数量除以 10000。各省市绿色专利获得情况数据来自 CNRDS。

经检验,第一阶段回归结果中,PrvGrnInnov 的回归系数在 1%水平上显著为正,这表明地区绿色技术创新水平所代表的绿色创新环境能够显著影响到辖区企业董事会中绿色连锁董事的数量、席位占比。第二阶段回归结果中,绿色连锁董事的数量、席位占比对绿色信贷融资 GrnLoan_dum、GrnLoan 的回归系数仍然显著为正(达到了 5%水平)。此外,本文还对工具变量的有效性进行了检验,包括不可识别检验、弱工具变量检验。检验表明,本文不存在工具变量识别不足、弱工具变量问题。上述结果说明在控制内生性问题之后,前文结论仍然成立。

3.4.2 缓解样本自选择问题

本文采用 Heckman 两阶段模型来缓解上市公司聘请有绿色经历连锁董事可能存在

^① 限于篇幅,检验结果不再列示,资料备索。

的自选择偏误所导致的内生性问题。在第一阶段中,本文构建影响上市公司聘请有绿色经历连锁董事的概率模型,进行 Probit 回归拟合之后,计算出 IMR(Inverse Mills Ratio)的估计值。

本文将第一阶段得出的 IMR 代入原模型(1)、(2)重新进行回归分析,以控制可能的样本自选择问题。在控制了样本自选择问题的情况下,前文研究结论仍保持不变。

3.4.3 更换绿色连锁董事的衡量方式

本文重新计算上市公司是否聘请绿色连锁董事虚拟变量 GInterlock_dum,如果年度企业聘请了绿色连锁董事则赋值为 1,否则为 0。此外,本文进一步计算了绿色连锁董事在连锁董事中的占比 GInterlock3。利用原模型进行回归,GInterlock_dum、GInterlock3 的回归系数均显著为正。这表明,基准回归和机制检验结论依旧稳健。

3.4.4 更换绿色信贷的度量方式

参考洪祥骏等(2023)的做法,本文利用企业获得的绿色信贷总额除以总资产,计算得到绿色信贷占比 GrnLoan2。将该指标代入原模型回归,原有研究结论依然得证。

3.4.5 重新计算环境信息披露质量

在前文环境信息披露质量 EnvInfDis_qua(包括公司环境负债披露情况、环境业绩与治理披露情况以及环境管理披露情况等 20 个指标)的基础上,参考刘亦文等(2022)的研究,本文将上市公司环境信息披露载体信息(包括 3 个指标)纳入,计算得到环境信息披露质量 EnvInfDis_qua2。代入原模型后的回归结果显示,绿色连锁董事对环境信息披露质量的显著提升作用依然存在。

3.4.6 重新度量环境绩效表现

与朱光顺和魏宁(2023)的做法一致,本文对上述企业环境绩效表现 Escore_HZ、Escore_CNRDS 进行了年度行业均值调整,以缓解不同行业企业环境绩效表现可能存在的系统性差异对研究结论造成的影响。回归结果表明,经年度行业均值调整后的环境绩效表现 EscoreHZ_adj、EscoreCNRDS_adj 与绿色连锁董事 GInterlock、GInterlock2 之间的显著正相关关系依然存在。

4 异质性分析

4.1 基于银企关系的异质性分析

根据前文机制分析与检验,绿色连锁董事能够通过提升企业环境信息披露水平,进而促进其绿色信贷融资。在考虑银企关系的情况下,绿色连锁董事对企业绿色信贷的影响可能存在显著差异。刘澜飏和任可歆(2023)认为,绿色信贷政策生效的关键在银企之间的信息不对称程度,而长期银企关系带来的银企间跨时期、多角度以及直接化的信息交流能够极大地缓解上述信息不对称程度,因此银行在发放绿色信贷资金时会更加倾向于关系企业。吴虹仪和殷德生(2021)也认为,银企关系使得银行在互动交流中掌握了企业大量私有的软信息,这降低了银行的信息搜寻与处理成本,从而改善了信息劣势对企业债务融资的负面影响。具体到本文研究主题,关系银行能够通过银企关系这一私下信息沟通

渠道获得企业大量的环境信息(其中也包含了非强制披露信息)并应用于绿色信贷决策,此时关系银行不再过多依赖由绿色连锁董事带来的企业公开环境信息披露便可以做出授信决策,即银企关系的存在理应会削弱绿色连锁董事促进企业绿色信贷的作用效率。相反,若银行与企业之间不存在上述私下信息沟通渠道,那么银行为降低授信风险,在绿色信贷授予决策时会对绿色连锁董事带来的企业公开环境信息披露赋予更高的决策权重。在此情况下,绿色连锁董事对企业绿色信贷的促进作用更为显著。综上,本文认为,绿色连锁董事对企业绿色信贷的促进作用在没有银企关系的企业中会更大。

为验证上述分析,参照朱光顺和魏宁(2023)的做法,本文首先计算银行是否持有上市公司股份 BankHold_dum(持有取 1,否则为 0)、上市公司是否持有银行股份 HoldBank_dum(持有取 1,否则为 0)以及上市公司董监高是否拥有银行背景 BankBack(拥有取 1,否则为 0)。其次,根据上述三个指标之和 BankRelat,计算上市公司是否存在银企关系 BankRelat_dum。若 BankRelat 取值为 1、2、3 中的任意一个,则将 BankRelat_dum 赋值为 1,表示上市公司存在银企关系,否则为 0。上述指标计算所需的基础数据取自 CSMAR 数据库。

本文根据是否存在银企关系 BankRelat_dum 将样本划分为存在、不存在银企关系两组。分组回归结果如表 6 所示。对于存在银企关系的企业组,GInterlock、GInterlock2 对企业是否获得绿色信贷 GrnLoan_dum、绿色信贷规模 GrnLoan 的回归系数虽然为正,但是均不显著。对于不存在银企关系的企业组,GInterlock、GInterlock2 的回归系数分别为 0.285、0.244、0.369、0.310,并且均达到了 1%的显著性水平。这表明,绿色连锁董事对企业绿色信贷的促进作用在没有银企关系的企业中会更大,前文的分析结论得以验证。

表 6 异质性分析:银企关系、绿色连锁董事与企业绿色信贷融资

变量	存在银企关系				不存在银企关系			
	GrnLoan_dum		GrnLoan		GrnLoan_dum		GrnLoan	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
GInterlock	0.0441 (0.4432)		0.1097 (0.8446)		0.2851*** (4.6311)		0.3690*** (4.0980)	
GInterlock2		0.0130 (0.1767)		0.0584 (0.6050)		0.2439*** (4.5288)		0.3098*** (4.0620)
Control	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year/Industry	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
_cons	-4.2319*** (-3.4875)	-4.2413*** (-3.4971)	-2.9451*** (-2.7076)	-2.9571*** (-2.7191)	-8.6244*** (-7.2272)	-8.6445*** (-7.2457)	-6.3452*** (-6.4952)	-6.3750*** (-6.5255)
N	5506	5506	5506	5506	8844	8844	8844	8844
R ² _a /R ² _p	0.153	0.152	0.107	0.107	0.108	0.108	0.076	0.076

注:限于篇幅,本表仅列示自变量与因变量之间的回归结果。括号内为 t 值(OLS 回归)或 z 值(logit 回归)并经过公司层面的聚类(cluster)调整;***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著。

4.2 基于企业所处地方政府环境注意力强度的异质性分析

环境注意力是地方政府配置到环境保护议题以及环境问题解决方案上的专注力。企业绿色、环保压力的重要来源之一是地方政府生态环境注意力,这是因为地方政府生态环

境注意力的提升意味着政府对辖区环境污染问题的监督和管理强度增大(王印红和李萌竹,2017),这种环境注意力的配置强度直接给辖区企业带来了垂直层面的绿色压力。当企业所处地方政府生态环境注意力的配置强度较高时,地方政府对辖区内企业施加的环境监管压力更大,这加重了绿色连锁董事及其任职企业对环境监管政策的风险感知程度和对环境违法严重后果的担忧。此时,为降低因企业环境问题而导致自身声誉连带受损的风险,绿色连锁董事凭借其“监督”治理功能对任职企业施加更大的环境合法性压力,当企业感知到该压力时会积极承担环境责任、提升环境绩效并对外披露高质量的环境信息。同时,亟需绿色实践经验的企业也会对绿色连锁董事在环境绩效改善、环境信息披露方面所提供的大量专业性“咨询”服务给予足够的重视。总之,与所处地方政府环境注意力配置强度小的企业相比,在所处地方政府环境注意力配置强度大的企业中,绿色连锁董事迫于监管压力能够更加勤勉地履行在企业环境信息披露、环境绩效改善等方面的“监督”“咨询”功能,企业迫于绿色压力也会高度重视、充分吸取绿色连锁董事的绿色治理建议并积极改善环境信息披露和环境绩效,从而提升自身绿色信贷水平。

为了验证上述分析,本文采用文本分析法来衡量政府环境注意力配置强度。王印红和李萌竹(2017)通过统计生态环境相关关键词在各省市政府工作报告中出现的频次测度了地方政府的生态环境注意力。与此一致,本文也采用该方法,其计算步骤如下。

首先,从中国研究数据服务平台(CNRDS)中的“环境注意力”数据库(GEAD)提取了140个环境注意力理论关键词(包括保护和改善环境、防治污染和其他公害、资源节约、协调发展与环境共治、推进生态文明建设以及促进经济社会可持续发展等6个维度)在各市政府工作报告中出现的频次数据 WFreCy_Count。

其次,本文将上述140个环境注意力理论关键词词频统计数 WFreCy_Count 按年度、城市进行加总,得到“年度—城市”层面的政府环境注意力关键词词频统计数 WFreCy_Count_sum。

最后,将上述 WFreCy_Count_sum 除以各市政府工作报告文本的总词数,得到各年度、各城市政府环境注意力配置强度 EnvWordRat。

本文按 EnvWordRat 年度中位数将样本分为企业所处地方政府环境注意力配置强度大小两组。分组回归结果如表7所示。可以发现,无论因变量是 GrnLoan_dum 还是 GrnLoan,在地方政府环境注意力配置强度大组中,GInterlock、GInterlock2的回归系数显著为正,而在地方政府环境注意力配置强度小组中虽然为正但均不显著。该结果说明,绿色连锁董事对所处地方政府环境注意力配置强度大的企业绿色信贷的促进作用更大,这证实了前文的分析结论。

表7 异质性分析:政府环境注意力配置强度、绿色连锁董事与企业绿色信贷融资

变量	政府环境注意力配置强度大				政府环境注意力配置强度小			
	GrnLoan_dum		GrnLoan		GrnLoan_dum		GrnLoan	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
GInterlock	0.2940*** (3.960)		0.4323*** (3.701)		0.1019 (1.313)		0.1453 (1.411)	

续表

变量	政府环境注意力配置强度大				政府环境注意力配置强度小			
	GrnLoan_dum		GrnLoan		GrnLoan_dum		GrnLoan	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
GInterlock2		0.2608*** (4.044)		0.3821*** (3.769)		0.0757 (1.130)		0.1083 (1.265)
Control	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year/Industry	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
_cons	-8.5172*** (-6.483)	-8.5380*** (-6.495)	-7.3942*** (-5.835)	-7.4200*** (-5.855)	-4.2276*** (-3.564)	-4.2372*** (-3.573)	-2.3462** (-2.504)	-2.3549** (-2.513)
N	5955	5955	5955	5955	6776	6776	6776	6776
R ² _a/R ² _p	0.120	0.120	0.091	0.091	0.129	0.128	0.086	0.086

注：限于篇幅，本表仅列示自变量与因变量之间的回归结果。括号内为 t 值(OLS 回归)或 z 值(logit 回归)并经过公司层面的聚类(cluster)调整；***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著。

4.3 基于企业所处地方绿色金融发展水平的异质性分析

根据《中国地方绿色金融发展报告(2021)》，现阶段我国各省份绿色金融发展存在明显的区域不均衡现象。较高的地方绿色金融发展水平意味着区域内的银行等金融机构在绿色信贷资金供给、信息处理、风险控制等方面的业务能力更强(吴虹仪和殷德生, 2021)，同时该区域由银行征信系统、政府环保部门等构建的绿色征信体系也较为完善，普遍将绿色项目和企业的污染排放、环境违规以及安全生产等信息纳入覆盖面广、共享度高的征信系统。在此情况下，银行无须过多依赖由绿色连锁董事带来的企业环境信息披露提升便可以合理配置绿色信贷资金，这最终会削弱绿色连锁董事促进企业绿色信贷的作用效率。与此相反，如果地方绿色金融发展水平较低，银行绿色信贷业务能力不强，绿色征信体系存在缺陷，那么银行为降低授信风险、提高绿色信贷资金配置效率，会将绿色连锁董事带来的企业高质量环境信息纳入绿色信贷授予决策并赋予较高的决策权重，进而增强绿色连锁董事对企业绿色信贷的促进作用。

与吴婷婷和王通达(2023)的做法一致，本文采用中央财经大学绿色金融国际研究院发布的“中国地方绿色金融发展指数”来衡量各省份绿色金融发展水平 GreenFinIndex，并根据其年度中位数将样本分为企业所处地方绿色金融发展水平高低两组。分组回归结果如表 8 所示。对于所处地方绿色金融发展水平高的企业组，GInterlock、GInterlock2 对绿色信贷 GrnLoan_dum、GrnLoan 均没有产生显著的影响。而对于所处地方绿色金融发展水平低的企业组，GInterlock、GInterlock2 的回归系数分别为 0.2600、0.2317、0.4098、0.3476，并且至少达到了 5%的显著性水平。这验证了上述异质性分析结论：绿色连锁董事对企业绿色信贷的促进作用在所处地方绿色金融发展水平低的企业中会更大。

表8 异质性分析：地方绿色金融发展水平、绿色连锁董事与企业绿色信贷融资

变量	绿色金融发展水平高				绿色金融发展水平低			
	GrnLoan_dum		GrnLoan		GrnLoan_dum		GrnLoan	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
GInterlock	-0.0012 (-0.0116)		0.0490 (0.3442)		0.2600*** (2.6067)		0.4098** (2.4425)	
GInterlock2		-0.0040 (-0.0497)		0.0372 (0.3313)		0.2317*** (2.7247)		0.3476** (2.5339)
Control	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year/Industry	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
_cons	-17.5710*** (-12.2618)	-17.5705*** (-12.3165)	-5.6695*** (-2.9683)	-5.6697*** (-2.9686)	-8.0577*** (-4.9355)	-8.1066*** (-4.9641)	-8.0289*** (-4.2980)	-8.0831*** (-4.3268)
N	2212	2212	2320	2320	2794	2794	2823	2823
R ² _a /R ² _p	0.125	0.125	0.109	0.109	0.113	0.114	0.091	0.091

注：限于篇幅，本表仅列示自变量与因变量之间的回归结果。括号内为 t 值（OLS 回归）或 z 值（logit 回归）并经过公司层面的聚类（cluster）调整；***、**和* 分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著。此外，因中央财经大学绿色金融国际研究院自 2018 年起才编制、发布各地方绿色金融发展指数评价得分，故样本量有所减少。

5 研究结论和启示

本文利用文本分析方法衡量上市公司绿色信贷资金的获得情况，检验了绿色连锁董事是否有助于企业获取绿色信贷资金。研究发现，绿色连锁董事能够显著促进企业绿色信贷融资；机制检验表明，提升企业环境信息披露水平和改善企业环境绩效表现是绿色连锁董事促进企业绿色信贷融资的两条作用机制；异质性分析结果显示，在没有银企关系、所处地方政府环境注意力配置强度大以及地方绿色金融发展水平低的企业中，绿色连锁董事对企业绿色信贷融资的促进作用更大。

本文研究结论不但丰富了绿色连锁董事经济后果和企业绿色信贷影响因素的相关理论研究，而且为如何通过完善公司绿色治理机制促进企业绿色信贷融资，进而激发其绿色低碳转型的动力提供如下实践启示：（1）本文研究证实了绿色连锁董事的绿色信贷促进效应，这提示上市公司应积极引入具有绿色工作经历或教育背景的绿色连锁董事参与企业的绿色治理活动，充分发挥绿色连锁董事在提升企业环境信息披露水平和改善企业环境绩效中的“监督”“咨询”功能，从而缓解银企间的信息不对称、满足绿色信贷政策中的环境绩效要求，最终增强自身的绿色信贷融资能力。（2）考虑到绿色连锁董事对未建立银企关系、地方绿色金融发展水平低的企业绿色信贷融资影响更大，因此对于这类缺少银企关系资源和外部融资条件不佳的企业而言，通过加强董事会建设（如吸纳绿色连锁董事或者对非绿色连锁董事普及环保知识、法规和绿色实践经验）从而提高其绿色治理能力是纾解企业绿色信贷困境的可行途径。（3）鉴于政府环境注意力能够影响绿色连锁董事对企业绿色信贷融资的作用效率，因此政府部门应密切关注环境保护问题，在政府资源配置与精力投入等方面予以倾斜，并在具有施政纲领性质的政府工作报告中反映出来，使辖区企业绿色连锁董事在感知到巨大的环境监管压力之后，能够在企业环境信息披露和环境绩效改进

方面进一步发挥其绿色“监督”“咨询”功能,从而提升企业绿色信贷融资水平。(4)资本市场监管部门应出台相关激励政策鼓励和引导上市公司聘用绿色连锁董事,充分利用绿色连锁董事的环保知识、绿色实践经验来推进企业开展高质量的环境信息披露和环境绩效改善等绿色治理活动,这不但能够推动资本市场的绿色发展、破解企业的绿色信贷融资难题,而且可以降低企业因环境问题而被诉讼、处罚甚至破产倒闭的风险,从而最大限度地保护投资者的经济利益。

参考文献

- 陈仕华,姜广省,卢昌崇. 2013. 董事联结、目标公司选择与并购绩效——基于并购双方之间信息不对称的研究视角[J]. 管理世界, (12): 117-132, 187-188.
- Chen S H, Jiang G X, Lu C C. 2013. The board ties, the selection of the target company, and acquisition performance: A study from the perspective based on the information asymmetry between the acquirer and the target[J]. *Journal of Management World*, (12): 117-132, 187-188. (in Chinese)
- 陈运森,郑登津. 2017. 董事网络关系、信息桥与投资趋同[J]. 南开管理评论, 20(3): 159-171.
- Chen Y S, Zheng D J. 2017. Board network, information bridge and corporate investment convergence[J]. *Nankai Business Review*, 20(3): 159-171. (in Chinese)
- 邓建平,白宇昕. 2023. 海外背景董事能否改善企业环境信息披露质量[J]. 中国经济问题, (5): 53-67.
- Deng J P, Bai Y X. 2023. Do directors with overseas background improve the quality of corporate environmental information disclosure[J]. *China Economic Studies*, (5): 53-67. (in Chinese)
- 洪祥骏,林娴,陈丽芳. 2023. 地方绿色信贷贴息政策效果研究——基于财政与金融政策协调视角[J]. 中国工业经济, (9): 80-97.
- Hong X J, Lin X, Chen L F. 2023. Incentive effect of green loan interest subsidies policy: From the perspective of coordination of fiscal and financial policies[J]. *China Industrial Economics*, (9): 80-97. (in Chinese)
- 姜付秀,蔡文婧,蔡欣妮,等. 2019. 银行竞争的微观效应:来自融资约束的经验证据[J]. 经济研究, 54(6): 72-88.
- Jiang F X, Cai W J, Cai X N, et al. 2019. Microeconomic effects of bank competition: Evidence from corporate financial constraints[J]. *Economic Research Journal*, 54(6): 72-88. (in Chinese)
- 江艇. 2022. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J]. 中国工业经济, (5): 100-120.
- Jiang T. 2022. Mediating effects and moderating effects in causal inference[J]. *China Industrial Economics*, (5): 100-120. (in Chinese)
- 李政大,李凤,赵雅婷. 2024. 环境信息披露的融资效应——来自重污染企业的证据[J]. 审计与经济研究, 39(1): 117-127.
- Li Z D, Li F, Zhao Y T. 2024. The financing effect of environmental information disclosure: Evidence from the heavily polluting companies[J]. *Journal of Audit & Economics*, 39(1): 117-127. (in Chinese)
- 李增福,冯柳华. 2022. 企业 ESG 表现与商业信用获取[J]. 财经研究, 48(12): 151-165.
- Li Z F, Feng L H. 2022. Corporate ESG performance and commercial credit acquisition[J]. *Journal of Finance and Economics*, 48(12): 151-165. (in Chinese)
- 梁上坤,姜艳峰. 2023. 职工董事设立与企业成本决策[J]. 会计与经济研究, 37(5): 43-62.
- Liang S K, Jiang Y F. 2023. The establishment of employee directors and firm's cost decision[J]. *Accounting and Economics Research*, 37(5): 43-62. (in Chinese)
- 刘澜飏,任可歆. 2023. 绿色信贷政策对企业绿色创新质量的影响研究[J]. 南开学报(哲学社会科学版), (6): 131-145.
- Liu L B, Ren K X. 2023. Research on the impact of green credit policies on the quality of corporate green innovation[J]. *Journal of Nankai University (Philosophy, Literature and Social)*, (6): 131-145. (in Chinese)

- 刘亦文, 阳超, 周韶成, 等. 2022. 绿色信贷政策对企业环境信息披露的影响研究[J]. 统计研究, 39(11): 73-87.
- Liu Y W, Yang C, Zhou S C, et al. 2022. Research on the impact of green credit policy on environmental information disclosure[J]. *Statistical Research*, 39(11): 73-87. (in Chinese)
- 卢昌崇, 陈仕华. 2009. 断裂联结重构: 连锁董事及其组织功能[J]. 管理世界, (5): 152-165.
- Lu C C, Chen S H. 2009. The reestablishment of ties: The interlocking directorate and their organizational functions[J]. *Journal of Management World*, (5): 152-165. (in Chinese)
- 陆菁, 鄢云, 王韬璇. 2021. 绿色信贷政策的微观效应研究——基于技术创新与资源再配置的视角[J]. 中国工业经济, (1): 174-192.
- Lu J, Yan Y, Wang T X. 2021. The microeconomic effects of green credit policy—From the perspective of technological innovation and resource reallocation[J]. *China Industrial Economics*, (1): 174-192. (in Chinese)
- 卢建词, 姜广省. 2022. CEO绿色经历能否促进企业绿色创新? [J]. 经济管理, 44(2): 106-121.
- Lu J C, Jiang G S. 2022. Can CEO green experience promotes the green innovation? [J]. *Business and Management Journal*, 44(2): 106-121. (in Chinese)
- 陆明富. 2022. 连锁董事与问询函监管——来自沪深交易所年报问询的证据[J]. 山西财经大学学报, 44(9): 87-99.
- Lu M F. 2022. Interlocking director and inquiry letter supervision—Evidence from the annual report inquiry of Shanghai and Shenzhen Stock Exchanges[J]. *Journal of Shanxi University of Finance and Economics*, 44(9): 87-99. (in Chinese)
- 倪娟, 孔令文. 2016. 环境信息披露、银行信贷决策与债务融资成本——来自我国沪深两市A股重污染行业上市公司的经验证据[J]. 经济评论, (1): 147-156, 160.
- Ni J, Kong L W. 2016. Environmental information disclosure, bank credit decisions and debt financing cost: Evidence from the listed company in heavy polluting industries of A-shares in Shanghai stock market and Shenzhen stock market[J]. *Economic Review*, (1): 147-156, 160. (in Chinese)
- 石宁, 陈文哲, 梁琪. 2023. 政府环境规制对市场契约关系的影响——基于供应商客户数据的实证分析[J]. 中国人口·资源与环境, 33(4): 147-160.
- Shi N, Chen W Z, Liang Q. 2023. Impact of government environmental regulation on the market contractual relationship: Based on the empirical analysis of the data of suppliers and customers[J]. *China Population, Resources and Environment*, 33(4): 147-160. (in Chinese)
- 宋跃刚, 靳颂琳. 2023. 绿色信贷政策对企业环境绩效的影响效果与机制检验[J]. 中国人口·资源与环境, 33(9): 134-146.
- Song Y G, Jin S L. 2023. Examining the effects and mechanisms of the green credit policy on corporate environmental performance[J]. *China Population, Resources and Environment*, 33(9): 134-146. (in Chinese)
- 田利辉, 聂艳明. 2023. 基于知识图谱的我国绿色信贷研究综述[J]. 科研管理, 44(7): 97-104.
- Tian L H, Nie Y M. 2023. A literature review of the development of green credit in China based on the knowledge map[J]. *Science Research Management*, 44(7): 97-104. (in Chinese)
- 王分棉, 贺佳, 陈丽莉. 2023. 连锁董事绿色经历会促进企业绿色创新“增量提质”吗[J]. 中国工业经济, (10): 155-173.
- Wang F M, He J, Chen L L. 2023. Will interlocking directors with green experience promote quantity increase and quality improvement of enterprise green innovation[J]. *China Industrial Economics*, (10): 155-173. (in Chinese)
- 王馨, 王营. 2021. 绿色信贷政策增进绿色创新研究[J]. 管理世界, 37(6): 173-188, 11.
- Wang X, Wang Y. 2021. Research on the green innovation promoted by green credit policies[J]. *Journal of Management World*, 37(6): 173-188, 11. (in Chinese)
- 王遥, 潘冬阳, 彭俞超, 等. 2019. 基于DSGE模型的绿色信贷激励政策研究[J]. 金融研究, (11): 1-18.
- Wang Y, Pan D Y, Peng Y C, et al. 2019. China's incentive policies for green loans: A DSGE approach[J]. *Journal of Financial Research*, (11): 1-18. (in Chinese)

- 王印红, 李萌竹. 2017. 地方政府生态环境治理注意力研究——基于 30 个省市政府工作报告(2006—2015)文本分析[J]. 中国人口·资源与环境, 27(2): 28-35.
- Wang Y H, Li M Z. 2017. Study on local government attention of ecological environment governance: Based on the text analysis of government work report in 30 provinces and cities (2006—2015)[J]. *China Population, Resources and Environment*, 27(2): 28-35. (in Chinese)
- 吴虹仪, 殷德生. 2021. 绿色信贷政策对企业债务融资的“赏”与“罚”——基于准自然实验的效应评估[J]. 当代财经, (2): 49-62.
- Wu H Y, Yin D S. 2021. The reward and penalty effects of the green credit policy on corporate debt financing: An effect evaluation based on a quasi-natural experiment[J]. *Contemporary Finance & Economics*, (2): 49-62. (in Chinese)
- 武立东, 周亚拿. 2019. 媒体关注、制度压力与银行绿色贷款[J]. 财经论丛, (12): 44-54.
- Wu L D, Zhou Y N. 2019. Media coverage, institutional pressure and green lending[J]. *Collected Essays on Finance and Economics*, (12): 44-54. (in Chinese)
- 吴婷婷, 王通达. 2023. 绿色信贷能促进企业绿色转型吗? [J]. 中南财经政法大学学报, (5): 31-43.
- Wu T T, Wang T D. 2023. Can green credit promote the green transformation of enterprises? [J]. *Journal of Zhongnan University of Economics and Law*, (5): 31-43. (in Chinese)
- 尹志超, 甘犁. 2011. 信息不对称、企业异质性与信贷风险[J]. 经济研究, 46(9): 121-132.
- Yin Z C, Gan L. 2011. Asymmetric information, corporate heterogeneity and credit risk[J]. *Economic Research Journal*, 46(9): 121-132. (in Chinese)
- 张祥建, 郭岚. 2014. 国外连锁董事网络研究述评与未来展望[J]. 外国经济与管理, 36(5): 69-80.
- Zhang X J, Guo L. 2014. A review of foreign literature of interlocking directorate networks and future prospects [J]. *Foreign Economics & Management*, 36(5): 69-80. (in Chinese)
- 郑登津, 谢秉原, 张源珍. 2024. 连锁董事在传播僵尸企业的高杠杆财务政策吗? [J]. 会计与经济研究, 38(1): 41-59.
- Zheng D J, Xie B Y, Zhang Y Z. 2024. Do interlocking directorates spread the high leverage of zombie firms? [J]. *Accounting and Economics Research*, 38(1): 41-59. (in Chinese)
- 钟凯, 刘一寒, 王玥元. 2023. 金融科技对绿色信贷的影响研究——来自商业银行的经验证据[J]. 外国经济与管理, 45(11): 3-18.
- Zhong K, Liu Y H, Wang Y Y. 2023. The impact of Fintech on green credit: Evidence from commercial banks [J]. *Foreign Economics & Management*, 45(11): 3-18. (in Chinese)
- 朱光顺, 魏宁. 2023. 负责任的银行贷款与上市公司 ESG 表现[J]. 数量经济技术经济研究, 40(12): 133-151.
- Zhu G S, Wei N. 2023. Socially responsible bank lending and ESG performance of listed companies[J]. *Journal of Quantitative & Technological Economics*, 40(12): 133-151. (in Chinese)
- Cho C H, Jung J H, Kwak B, et al. 2017. Professors on the board: Do they contribute to society outside the classroom? [J]. *Journal of Business Ethics*, 141(2): 393-409.
- Hambrick D C, Mason P A. 1984. Upper echelons: The organization as a reflection of its top managers[J]. *Academy of Management Review*, 9(2): 193-206.
- Hillman A J, Dalziel T. 2003. Boards of directors and firm performance: Integrating agency and resource dependence perspectives[J]. *Academy of Management Review*, 28(3): 383-396.
- Larcker D F, So E C, Wang C C Y. 2013. Boardroom centrality and firm performance[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 55(2-3): 225-250.
- Shang X T, Niu H Y. 2023. Does the digital transformation of banks affect green credit? [J]. *Finance Research Letters*, 58: 104394.
- Zhang L, Xu Y H, Chen H H. 2022. Do returnee executives value corporate philanthropy? Evidence from China[J]. *Journal of Business Ethics*, 179(2): 411-430.

Do Green Interlocking Directors Help Firms Get Green Credit: Evidence of Green Credit Based on Text Analysis Measures

Yong Zhang

(College of Economics and Management, Nanjing Forestry University)

Abstract Green credit is a green financial instrument with the earliest practice, the largest scale, the widest scope and the most mature development in China. However, most of the existing literatures examine the economic consequences of the implementation of green credit policies, and a small number of studies on the influencing factors of green credit examine the factors affecting the supply of green credit from the perspective of commercial banks, while few literatures pay attention to the factors that affect firms' access to green credit funds. This paper uses text analysis to measure the availability of green credit funds in listed companies, and tests whether green interlocking directors with green work experience or education background can help firms to obtain green credit funds. The research conclusions are as follows: (1) Green interlocking directors can significantly promote green credit financing of firms. The more green interlocking directors in the board of directors and the higher the proportion of seats, the stronger the availability of green credit and the larger the scale of green credit financing of firms. (2) Mechanism test shows that improving the level of firm environmental information disclosure and improving firm environmental performance are two mechanisms for green interlocking directors to promote firm green credit financing. (3) Heterogeneity analysis results show that green interlocking directors have a greater role in promoting green credit financing in firms without bank-firm relationship, with high government environmental attention allocation intensity and low level of regional green finance development. From the perspective of green governance function of green interlocking directors, this paper provides a feasible solution to alleviate the green credit financing dilemma of micro-enterprises, thus stimulating the power of green transformation of micro-enterprises and ultimately promoting the green transformation of macro-economic structure.

JEL Classification G21, G34, M41