

绿色信贷政策与企业供应链透明度

龙睿 余典范 王超

内容提要: 建立供应链信息披露的激励约束机制,不仅有助于企业实现绿色化转型,更对提高资本市场的信息披露效率有积极作用。本文以2012年《绿色信贷指引》的颁布为准自然实验,基于2007—2019年中国A股上市公司样本考察绿色信贷政策对企业供应链透明度的影响。研究结果表明,绿色信贷政策对供应链信息披露具有激励和约束作用,能够通过信贷成本效应和环保投资效应提高企业的供应链透明度。异质性分析结果表明,上述效应在环境规制强度更高、融资方式较为单一的地区更加明显。当企业的供应链集中度更高、生产链位置更靠下游时,绿色信贷政策的实施会带来更强的供应链透明度提升效应。此外,绿色信贷政策有利于企业供应链的绿色化转型,能够降低链上企业的股价崩盘风险。本文的研究结论为理解企业供应链信息披露的决策动机,进一步优化相关制度设计提供了经验依据。

关键词: 绿色信贷政策 供应链透明度 信息披露 成本收益分析 绿色供应链

中图分类号:F274

文献标识码:A

文章编号:1000-7636(2025)07-0022-21

一、问题提出

全面推进美丽中国建设是深入贯彻习近平生态文明思想,筑牢中华民族伟大复兴生态根基的必然要求。党的二十大报告中指出,要“完善支持绿色发展的财税、金融、投资、价格政策和标准体系”。提高供应链透明度是推动企业供应链绿色化转型,健全生态环境治理体系的应有之义。较高的供应链透明度不仅能够降低企业与外部利益相关者的信息不对称程度,强化环境责任履行的社会监督^[1],而且能够更有效地对标国际绿色贸易规则,提高企业的国际竞争力,具有重要现实意义。然而,由于激励约束制度的缺失,企业对于供应链信息披露问题讳莫如深。根据本文的统计,上市公司完整披露五大供应商和客户信息的比例自2012年以来连续多年走低,目前已从峰值时期的21.53%(2012年)降至8.8%(2022年)。一方面,供应链信息的公开具有较强的外部性。更加透明的供应链信息披露能够降低资本市场的信息不对称,减少企业通

收稿日期:2024-08-02;修回日期:2025-05-06

基金项目:国家社会科学基金重大项目“超大规模市场优势与现代化产业体系建设研究”(23&ZD042);上海市哲学社会科学规划课题“全球产业链重构背景下上海产业链韧性升级研究”(2024EJB009);上海市软科学研究项目“欧美低碳转型趋势下上海企业全球供应链布局的风险挑战与应对建议研究”(25692116000)

作者简介:龙睿 上海财经大学商学院博士研究生,上海,200433;

余典范 上海财经大学商学院教授,通信作者;

王超 华东理工大学商学院讲师,上海,200237。

作者感谢匿名审稿人的评审意见。

过隐瞒供应商和客户信息进而规避环境社会责任的行为,具有重要的公共产品属性。但对企业而言,供应链信息是其核心竞争力的重要来源。上下游关系的公开可能会造成商业秘密泄露等问题,增加潜在进入者和同业竞争对手模仿和破坏的风险^[2]。另一方面,中国目前实行以自愿披露为主的供应链信息公开制度,企业是否披露供应链信息属于自发行为,存在合规理念薄弱和制度约束力不足等问题。建立行之有效的激励约束制度对于提升中国企业供应链透明度意义重大^[3]。

2012年原银监会印发《关于印发绿色信贷指引的通知》(银监发[2012]4号),将绿色信贷理念融入金融机构的信贷审批过程中^①,是对已有信贷规则的绿色化调整^[4]。这一政策要求银行业金融机构通过信贷资源的合理配置,促进社会与环境协调、可持续发展^[5]。根据企业面临的环境和社会风险,政策明确划分了A类、B类和C类行业^②,对A类和B类行业的客户(以下简称为“受限企业”)控制环境和社会风险的进展情况进行动态评估,相关结果作为其评级、信贷准入、管理和退出的重要依据,并在贷款“三查”、贷款定价和经济资本分配等方面采取差别化的风险管理措施。其中,“供应链上的环境和社会风险”是银行对限制类企业信贷发放的重要调查内容。2022年《银行业保险业绿色金融指引》进一步指出,应重点关注客户(融资方)及其主要承包商、供应商在建设、生产、经营活动中可能给环境、社会带来的危害及引发的风险。多种创新性金融产品落实了绿色信贷对供应链的要求,如广东在“绿色碳链通”项目的融资中要求银行对贷款客户的供应商碳排放和碳管理情况进行评估,并针对不同碳强度的企业匹配差异化优惠利率。绿色信贷政策出台后,企业需要响应合规性审查要求,主动披露供应商和客户信息以展示供应链的低风险性,向公众和第三方传递积极信号来塑造自身绿色形象,增加获得贷款的可能性^[6]。可见,绿色信贷政策的实施加强了供应链信息披露的融资激励和合规性约束,可能对提高企业供应链透明度有积极作用。

本文以2012年《绿色信贷指引》的出台作为外生冲击,采用双重差分(DID)法评估绿色信贷政策对企业供应链透明度的影响。在现有文献中,供应链透明度包含供应链可视化和供应链信息披露两种含义:前者是指企业自身对所有层级供应商和客户的名称、地址、社会责任表现等信息的了解程度;后者是指企业对这些供应链信息进行公开披露的水平^[1,7]。由于对供应商和客户名称的披露是利益相关者获取企业供应链真实信息的基本前提,本文以供应链伙伴的名称披露表征供应链透明度^[1,8-9]。

本文可能的贡献主要体现在三个方面。第一,从供应链信息披露角度拓展了绿色信贷政策影响企业行为的政策效应,并对驱动企业供应链信息披露的外部制度因素进行了补充研究。以往绿色信贷政策研究更多关注对企业污染治理和绿色创新等环境社会责任履行的作用^[10-12]。对供应链披露行为影响因素的考察则主要集中在企业及其上下游特征方面^[1-2],并未分析外部激励约束制度的作用。随着环境、社会和治理(ESG)理念的兴起,供应链透明度在企业环境社会责任评价中的重要性不断提高,本文为建立供应链信息披露的激励约束机制提供了新的政策思路。第二,探讨了绿色信贷政策对供应链信息披露的差异化影响。本文指出地区环境重视程度和金融体系会影响绿色信贷的供应链透明度提升效果,并且绿色信贷政策实施后不同供应链集中度和生产链位置企业对政策的响应程度也有所不同,这为有的放矢地推广绿色信贷政策,优化供应链披露的制度设计提供了实践参考。第三,进一步考察了绿色信贷政策的透

① 如《绿色信贷指引》第十七条“银行业金融机构应当加强授信审批管理,根据客户面临的环境和社会风险的性质和严重程度,确定合理的授信权限和审批流程”。

② 根据原银监会办公厅为落实《绿色信贷指引》而发布的《绿色信贷实施情况关键评价指标》政策文件,A类是“其建设、生产、经营活动有可能严重改变环境原状且产生的不良环境和社会后果不易消除的客户”,B类是“其建设、生产、经营活动将产生不良环境和社会后果但较易通过缓释措施加以消除的客户”,C类则是“其建设、生产、经营活动不会产生明显不良环境和社会后果的客户”。

明度改善效应,以及如何影响供应链的绿色化转型和链上企业面临的风险水平。供应链信息披露是推动绿色供应链建设和提高供应链安全水平的前提。已有文献较少关注供应链透明度提高的经济效应,本文通过研究绿色信贷政策实施后企业的供应链结构及链上企业股价崩盘风险的变化,完善了提高企业供应链透明度的逻辑链条。

二、理论分析与研究假设

(一) 绿色信贷政策对企业供应链透明度的影响

是否披露供应链信息是企业权衡成本收益后的结果。从收益角度看,详细的供应链披露可以降低企业的资本成本^[2]。投资者能够从供应链信息中考察披露企业的供应链结构稳定性,评估该企业出现供应商或客户变动时的潜在影响^[13-14],上下游企业的身份和交易量信息也有助于利益相关者推测披露企业的税收遵从、盈余管理及股利政策等相关信息^[15-16]。因此,供应链信息披露有助于投资者完善对企业生产经营质量和风险的评估,提高企业在资本市场上的沟通效率,降低资本成本。从成本角度看,供应链信息披露也会使企业的专有成本提高,即由于资产价值降低而产生的成本^[17]。企业披露的供应商和客户身份信息可能被其竞争对手所利用,导致企业重要供应链关系中断。而当链上企业陷入环境污染、经营危机等负面冲击中时,披露企业也会蒙受损失^[18]。可见,提高供应链透明度会带来资本成本的下降和专有成本的提高,对于二者的权衡影响着企业的披露决策。

供应链信息披露虽然有利于增强供应链整体的韧性水平以应对外部冲击^[7],但对企业而言存在明显的外部性特征^[3],即信息披露带来的收益无法内部化。在缺乏外部约束的背景下,即使披露可能对社会福利有增进作用,大多数企业也会因披露收益无法弥补成本而选择不披露。绿色信贷政策通过融资将企业利益与环境责任关联,将供应链信息披露的外部性内部化,进而影响受限企业的供应链信息披露决策。绿色信贷政策将供应链信息视作评估受限企业信贷资格的重要标准。如《绿色信贷实施情况关键评价指标》强调对供应链上的环境和社会风险进行尽职调查,企业在风险管理合同中也应承诺加强对关联方的管理,防止其风险波及自身。对受限企业而言,隐瞒供应链信息意味着更高的潜在风险,这增加了企业不进行供应链信息披露的成本压力。同时,绿色信贷政策强调对环境友好项目的支持和社会监督,指出应“对客户提供的环境和社会风险信息及从其他渠道(主管部门、行业协会、征信机构、监管部门、媒体、群众等)获得的客户的环境和社会风险信息进行有效比对,准确把握客户所面临的环境和社会风险”。更加透明的供应链能够向公众和利益相关者传递绿色信号,改善企业的社会形象,提升其信贷获取可能性^[19],从而强化了企业进行供应链信息披露的潜在收益。由此,绿色信贷政策能够推动企业调整供应链披露决策,提高供应链透明度。基于此,本文提出以下假设。

H1:绿色信贷政策能够提高受限企业的供应链披露水平。

(二) 绿色信贷政策影响企业供应链透明度的机制分析

企业的供应链信息披露面临着合规理念薄弱和制度约束力不足的问题^[3]。绿色信贷政策提高了对供应链信息的审查和监督水平,并将审查意见作为信贷发放的重要依据,为企业的供应链信息披露建立了行之有效的激励约束机制。本文认为,绿色信贷政策能够通过信贷成本效应和环保投资效应两种机制影响企业的供应链透明度,理论机制如图1所示。

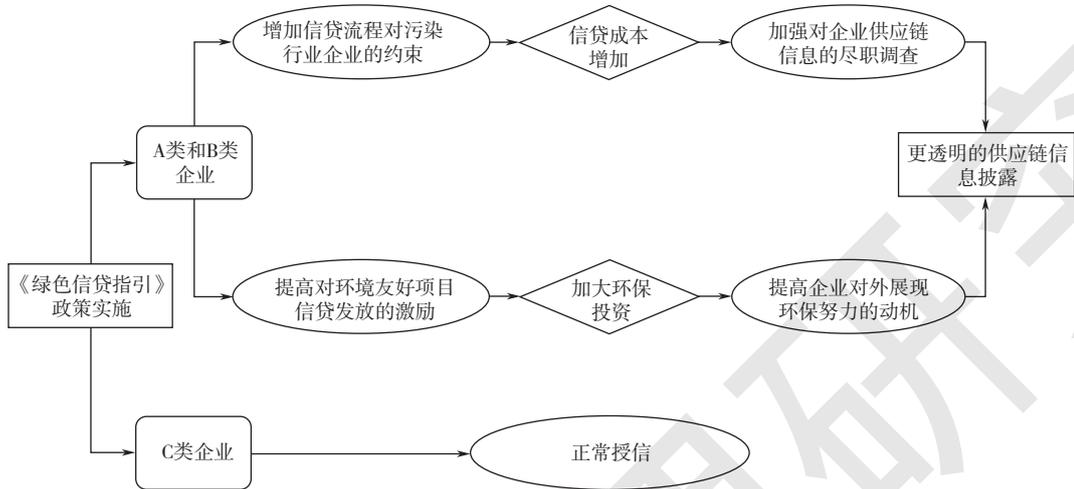


图1 绿色信贷政策影响企业供应链透明度的理论机制

1. 信贷成本效应

绿色信贷政策的实施增加了信贷流程中对受限企业的约束,强化对供应链信息的尽职调查,由此产生的信贷成本效应会倒逼受限企业提高供应链透明度。在传统信贷体系中,金融机构为了降低信贷风险,通常倾向于将贷款提供给可抵押资产较多的企业^[20]。因此,钢铁、石油化工等重资产行业更易获得金融资源支持^[21]。随着绿色信贷政策的出台,原有的信贷配置规则发生变化,金融机构在向经营活动可能产生不良环境后果的行业企业发放贷款时需要进行严格的审查,并拒绝对环境和社会表现不合规的企业或项目授信^[5]。在资格考察中,金融机构及第三方对受限企业自身控制环境和社会风险情况的动态评估是评级、信贷准入、管理和退出的重要依据;在授信审批中,企业需由风险管理团队出具风险书面审查意见,并在信贷合同中强调风险管理责任;在贷后管理中,受限企业需定期报告风险应对计划执行情况并接受贷款机构和第三方的评估。更加严格的审核提高了受限企业获取银行信贷融资的门槛和成本,加剧受限企业的融资约束^[22]。对于大多数企业而言,在以银行为主导的金融体系下,信贷对企业的资金配置和生产经营具有不可或缺的作用^[23]。绿色信贷政策通过重塑信贷资金的配置规则,以强监管和强约束的方式提升了受限企业的信贷规则遵从压力。为了保证稳定经营,受限企业有动机遵循绿色信贷政策的要求。供应链信息是银行评估受限企业环境和社会风险的重要调查内容,而拟授信的受限企业需寻求适当方式缓释授信风险。当获取的供应链信息不完全时,信贷机构无法有效识别企业的环境风险^[19]。这一行为会干扰企业的动态评估结果,提高其融资难度^[24]。因此,绿色信贷政策实施后,金融机构对供应链信息的尽职调查会倒逼受限企业进行更加透明的供应链信息披露。基于此,本文提出以下假设。

H2a:绿色信贷政策通过信贷成本效应促使企业提高供应链透明度。

2. 环保投资效应

绿色信贷政策要求金融机构给予节能、减排、污染治理的绿色项目更多信贷支持,增强了企业加大环保投资的动力,企业有动机对外展现自身的环保努力,提高供应链透明度。绿色信贷政策将企业的环境责任履行与信贷资格认定紧密联系,给予环境友好项目更为优惠的贷款利率和条件^[25]。高污染高排放

的受限行业企业倾向于进行绿色化改造,提高绿色信贷的获取可能性,而这些行业的绿色转型通常伴随着全产业链的绿色化调整^[26]。如衢州的石油化工行业代表企业巨化集团,在绿色信贷的政策导向下加大环保投资力度,关停污染产能并推出新型氟制冷剂环境友好产品,围绕氟化工这一核心产品成功构筑了“资源—产品—再生资源—产品”的循环经济供应链条。更加绿色的环境表现意味着更高的绿色信贷获得性,但由于资本和产品市场存在信息不对称问题,企业的实际绿色水平往往难以被真实观测到^[27]。而高质量的信息披露行为能够提升企业的社会形象,提高利益相关者对企业的认可程度。其中,更为透明的供应商与客户信息能够展现企业全链条的绿色化转型水平,向公众传递区别于环境表现较差企业的“绿色信号”^[19]。《绿色信贷指引》将公众和利益相关者方面获得的信息作为考察目标客户环境和社会风险的重要依据,公众监督在企业信贷获取中的作用逐渐增强。为在信贷活动中占据优势,获得规模更大、期限更长及成本更低的贷款^[10],受限企业有动机提高供应链信息的披露水平。基于此,本文提出以下假设。

H2b:绿色信贷政策通过环保投资效应促使企业提高供应链透明度。

三、研究设计

(一) 样本选择与数据来源

为了检验2012年绿色信贷政策的实施效果,本文以2007—2019年所有A股上市公司为研究对象。按照研究惯例,对样本进行了如下处理:第一,剔除特别处理(ST)、退市风险警示(*ST)、特别转让(PT)和终止上市的公司样本;第二,剔除金融行业上市公司;第三,为了消除极端值对实证分析的干扰,本文对连续变量进行了1%的双侧缩尾处理。本文使用的供应链披露数据来自上市公司五大供应商和客户信息,财务数据来自深圳希施玛数据科技有限公司CSMAR中国经济金融研究数据库。

(二) 模型构建与变量说明

为检验绿色信贷政策对供应链透明度的影响,本文参考王馨和王营(2021)^[12]的做法构建面板固定效应模型,如式(1)所示:

$$Transparent_{it} = \alpha + \rho Treat_i \times Post_t + X'_{it} \beta + \gamma_i + \lambda_t + \delta_p + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,被解释变量为供应链透明度 $Transparent_{it}$, 反映 t 年 i 企业供应链信息披露的情况。核心解释变量 $Treat_i \times Post_t$ 是表征绿色信贷政策的交乘项,其中 $Treat_i$ 为企业 i 是否属于绿色信贷政策目标行业的虚拟变量,如果属于目标行业取值为1,否则为0。 $Post_t$ 是表征绿色信贷政策是否实施的虚拟变量,如果样本观测期位于2012年及之后取值为1,否则为0。控制变量向量 X'_{it} 代表可能影响供应链透明度的企业特征。此外,本文还分别控制了企业固定效应 γ_i 、年份固定效应 λ_t 和企业所在省份的地区固定效应 δ_p , ε_{it} 为随机误差项,标准误在企业层面聚类。本文关心的核心解释变量是 $Treat_i \times Post_t$, 其考察了绿色信贷政策实施对处理组和控制组供应链透明度的影响差异。如果核心解释变量的回归系数显著大于0,表明绿色信贷政策促进了供应链信息的披露。

1. 被解释变量

供应链透明度($Transparent$)。参考宫晓云等(2022)^[8]的研究,使用上市公司披露的供应商和客户数量来表示供应链透明度。其合理性在于,目前中国实行的仍然是以自愿披露为主的供应链信息公开制度,中国证监会鼓励上市公司在年报中分别披露前五大客户和供应商的名称及采购信息,因此供应商和客户的披

露数量可以作为供应链透明度的重要表征^[1-2,28]。本文通过如下步骤识别企业披露的供应商和客户数量:首先,从上市公司年报中搜集历年披露的五大供应商和客户信息;其次,剔除供应商或客户名称为匿名形式(如客户一、第一名、客户A、军品单位、采购第一名等)的观测;最后,计算每年上市公司披露的供应链企业数量。

2. 核心解释变量

绿色信贷政策($Treat \times Post$)。为落实《绿色信贷指引》,原银监会办公厅发布了《绿色信贷实施情况关键评价指标》政策文件,以经营活动是否可能产生不良后果及其严重程度为依据来划分A类、B类和C类行业。根据客户所处的环境和社会风险类别,绿色信贷政策设立了差别化的授信流程和权限:C类客户可以直接进入正常授信流程,即不会受到政策的影响;而A类和B类客户则面临更严格的资格审查、授信审批和贷后管理要求,需对控制环境和社会风险的进展情况进行动态评估,并在相关政策方面采取差别化的风险管理措施^[19]。因此,本文将环境和社会风险属于A类和B类行业的上市公司设置为处理组,即 $Treat = 1$,将C类行业设置为对照组, $Treat = 0$ ^[12]。按照《绿色信贷指引》颁布的时间,本文将2012年及之后的观测样本设定 $Post = 1$,2012年前的观测样本设定 $Post = 0$ 。

3. 控制变量

本文控制了其他可能影响供应链透明度的企业特征^[1,29],包括:企业规模($size$)、总资产报酬率(roa)、成长性($growth$)、第一大股东持股比例($topshare$)、机构投资者持股比例($institute$)、行业集中度(HHI)、无形资产占比($intangratio$)、销售费用占比($saleratio$)、研发支出占比($rdratio$)、是否增发配股(seo)、股价波动率($volatility$)。

各变量的具体定义如表1所示。

表1 主要变量定义

变量名称	变量符号	变量测度
供应链透明度	$Transparent$	上市公司在年报中披露的供应商和客户数量
绿色信贷政策	$Treat \times Post$	若上市公司属于《绿色信贷实施情况关键评价指标》中规定的A类行业或B类行业,则 $Treat$ 为1,否则 $Treat$ 为0;如果观测值位于2012年及以后,则 $Post$ 为1,否则 $Post$ 为0
企业规模	$size$	期末总资产的自然对数
总资产报酬率	roa	净利润/期末总资产
成长性	$growth$	营业收入增长率
第一大股东持股比例	$topshare$	期末第一大股东持股数/期末总股数 $\times 100\%$
机构投资者持股比例	$institute$	期末机构投资者持股数/期末总股数 $\times 100\%$
行业集中度	HHI	行业销售收入的赫芬达尔指数
无形资产占比	$intangratio$	期末无形资产/总资产 $\times 100\%$
销售费用占比	$saleratio$	销售费用/销售收入 $\times 100\%$
研发支出占比	$rdratio$	研发支出/销售收入 $\times 100\%$
是否增发配股	seo	若公司在当年有增发和配股,取值为1,否则为0
股价波动率	$volatility$	年度日收益率的标准差

(三) 描述性统计

表 2 为主要变量的描述性统计情况。样本期内,上市公司平均披露了 2.050 6 家供应链企业,远低于完整披露的要求(五大供应商和五大客户共 10 家企业)。供应链透明度的标准差为 3.560 8,说明上市公司供应链信息披露存在较大差异,探究其中的驱动因素具有现实意义。

表 2 主要变量的描述性统计结果

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
<i>Transparent</i>	31 705	2.050 6	3.560 8	0	10
<i>Treat × Post</i>	31 705	0.230 4	0.421 1	0	1
<i>size</i>	31 705	22.007 8	1.301 0	19.195 6	26.078 6
<i>roa</i>	31 705	0.038 6	0.061 8	-0.265 5	0.208 2
<i>growth</i>	31 705	0.168 5	0.400 0	-0.577 3	2.336 4
<i>topshare</i>	31 705	35.354 6	15.105 0	8.770 0	74.990 0
<i>institute</i>	31 705	45.316 7	24.484 7	0.000 0	91.981 4
<i>HHI</i>	31 705	0.101 2	0.107 2	0.014 3	0.651 1
<i>intangratio</i>	31 705	4.449 4	5.066 0	0.000 0	31.282 7
<i>saleratio</i>	31 705	6.236 7	8.222 4	0.000 0	46.182 3
<i>rdratio</i>	31 705	2.968 0	4.130 8	0.000 0	24.770 0
<i>seo</i>	31 705	0.184 8	0.388 2	0	1
<i>volatility</i>	31 705	0.032 7	0.019 0	0.000 0	0.198 9

四、实证结果及分析

(一) 基准回归

表 3 汇报了绿色信贷政策影响企业供应链透明度的回归结果。其中,列(1)为纳入控制变量的回归结果,列(2)是在列(1)的基础上控制了企业、省份和年份固定效应的回归结果。可以看出,绿色信贷政策的回归系数在 1%的水平下显著为正,证实了在绿色信贷政策实施后,受限行业企业的供应链透明度明显提高。列(2)绿色信贷政策的回归系数为 0.569 6,即绿色信贷政策实施使得受限企业平均多披露 0.569 6 个供应商或客户,这表明绿色信贷政策很大程度上提高了受限企业的供应链披露水平。

(二) 平行趋势检验

处理组和控制组满足平行趋势是应用双重差分法考察政策效果的重要前提,本文采用事件研究法对绿色信贷政策的年度动态效应进行检验。以 2012 年为基期构建计量模型,如式(2)所示:

$$Transparent_{it} = \alpha + \rho \sum_{2007}^{2019} Treat_i \times year_t + X'_{it} \beta + \gamma_i + \lambda_t + \delta_p + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

表 3 基准回归结果

变量	(1)	(2)
<i>Treat × Post</i>	0.565 5*** (5.355 3)	0.569 6*** (4.107 9)
<i>size</i>	-0.247 5*** (-7.393 1)	-0.409 1*** (-6.163 2)
<i>roa</i>	-1.680 8*** (-3.419 6)	0.446 2 (1.027 4)
<i>growth</i>	-0.040 6 (-0.765 3)	-0.081 2* (-1.768 9)
<i>topshare</i>	0.001 4 (0.478 7)	0.016 2*** (3.437 6)
<i>institute</i>	-0.000 3 (-0.173 7)	0.000 2 (0.070 7)
<i>HHI</i>	1.931 1*** (5.230 6)	0.276 4 (0.597 1)
<i>intangratio</i>	0.014 1* (1.646 9)	-0.006 5 (-0.689 7)
<i>saleratio</i>	-0.011 7** (-2.543 4)	-0.018 1*** (-3.140 5)
<i>rdratio</i>	-0.033 2*** (-3.642 8)	-0.036 8*** (-3.023 8)
<i>seo</i>	0.125 2* (1.903 1)	0.128 2** (2.404 8)
<i>volatility</i>	-5.376 3*** (-4.603 6)	3.570 2*** (3.073 0)
常数项	7.470 2*** (10.219 2)	10.420 9*** (7.040 3)
企业固定效应	未控制	控制
省份固定效应	未控制	控制
年份固定效应	未控制	控制
观测值	31 705	31 705
$\overline{R^2}$	0.016 4	0.505 7

注：***、**、* 分别代表 1%、5% 和 10% 的显著性水平；小括号内为经过企业层面聚类稳健标准误调整的 *t* 值，后表同。

其中, $year_t$ 是逐年的虚拟变量, 其余变量与基准回归模型中相一致。图 2 展示了逐年交乘项的回归系数及 90% 置信区间。可以看出, 2007—2009 年交乘项的回归系数未通过 10% 水平下的显著性检验, 即处理组和控制组企业的供应链透明度不存在明显差异。虽然 2010 年交乘项的回归系数在 10% 水平下显著, 但系数值为负且与政策的预期效果符号相反, 意味着绿色信贷政策的影响可能被低估^①。而在 2012—2019 年, 回归系数均在 10% 的水平下显著为正, 再次证实了绿色信贷政策对企业供应链信息披露的促进作用。2015 年交乘项的回归系数较上一年下降明显, 随后再次平稳提升, 这可能是受到了 2015 年《中华人民共和国环境保护法》(以下简称新《环保法》) 颁布的干扰。对此, 本文在稳健性检验中进一步排除了新《环保法》的影响。

(三) 内生性讨论及处理

1. 工具变量法

为解决可能存在的遗漏变量问题, 本文构建份额转移工具变量 (*iv*) 进行回归^[30]。其中, 份额项 (*Share*) 使用 2002 年分行业的能源消费总量衡量, 用以反映行业在样本期前的能源消耗水平^②。其合理性在于, 样本期前的行业能源消耗一定程度上反映了行业中企业可能造成的环境和社会不良后果, 从而影响企业是否会被划归入 A 类和 B 类企业, 二者具有相关性。但 2002 年的能源消费量不会直接影响企业的供应链透明度水平, 工具变量满足外生

① 2010 年回归系数值为负的原因可能在于, 2010 年原环境保护部制定的《上市公司环境信息披露指南》明确要求“重污染行业上市公司应当定期披露环境信息”。这给重污染企业的上下游企业带来了潜在风险, 因此重污染企业可能减少了对供应链信息的披露。

② 选取 2002 年行业能源消费量的原因在于, 国家统计局在 2002 年重新修订国家标准《国民经济行业分类》(GB/T 4754—2002), 选用该年份数据能够尽可能与样本期内的行业分类方式相对应, 减少样本损失。

性要求。由于份额项是截面数据,不随时间改变,本文参考宋跃刚和靳颂琳(2023)^[31]的研究,以经济合作与发展组织(OECD)发布的国家间可比的环境政策严格指数(EPS)为基础构建转移项(*Shift*),并将其与份额项交乘。具体地,本文将数据库中除中国外的39个经济体的环境政策严格指数以各经济体GDP水平加权,测得转移项指标。一方面,中国作为负责任的大国,积极响应全球环境治理号召构建绿色

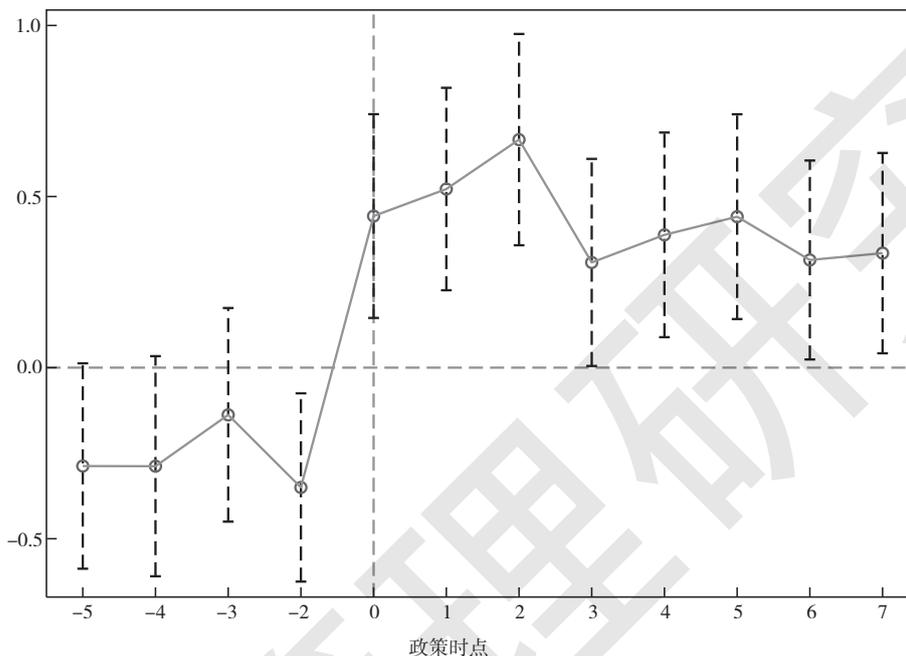


图2 平行趋势检验结果

色发展体系^[32],与全球其他国家环境政策水平有较强的相关性;另一方面,中国企业的供应链披露情况不会影响世界其他国家环境政策的制定和实施,因此可以较好地满足工具变量的相关性和外生性。综合而言,该交乘项满足工具变量要求。回归结果如表4列(1)—列(2)所示,可以看出,使用工具变量回归后,本文结论仍然成立。不可识别检验的LM统计量P值为0.0000,拒绝原假设;弱工具变量检验的F统计量大于Stock-Yogo检验10%水平下的临界值,弱工具变量问题不存在。此外,考虑到金砖国家(印度、巴西、俄罗斯和南非)与中国的发展阶段相似^[33],本文还以四国的环境政策严格程度加权平均值作为转移项重新构建工具变量进行回归,结果如表4列(3)—列(4)所示,可以看出,基准结论依然成立。

表4 工具变量检验结果

变量	工具变量1		工具变量2	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>iv</i>	0.0650*** (11.5953)		0.1453*** (20.5477)	
<i>Treat × Post</i>		1.1499* (1.7611)		0.9973** (2.0861)
控制变量	控制	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	19340	19340	19340	19340

表4(续)

变量	工具变量 1		工具变量 2	
	(1)	(2)	(3)	(4)
\bar{R}^2	0.820 8	0.116 9	0.834 1	0.117 4
不可识别检验	94.676 0***		236.051 0***	
	(0.000 0)		(0.000 0)	
弱 IV 检验	134.534 0		422.472 0	
	[16.38]		[16.38]	

注:列(1)和列(3)为工具变量检验第一阶段的回归结果,列(2)和列(4)为工具变量检验第二阶段的回归结果,中括号内为 Stock-Yogo 检验 10%水平下的临界值。

2. 倾向得分匹配-双重差分(PSM-DID)回归

A类、B类和C类企业在绿色信贷政策实施前可能存在系统差异,导致双重差分(DID)模型的估计结果产生偏误。倾向得分匹配(PSM)方法能够解决可观测变量的偏差问题,保证实验组样本与对照组样本的平衡性。因此,本文使用PSM方法,以控制变量作为配对变量,对处理组和对照组进行逐年1:1有放回的近邻匹配,利用配对出的样本进行检验^[19,34]。回归结果如表5列(1)所示,PSM-DID估计的结果与前文双重差分结果并无明显差异,说明本文的实证结论具有较强的稳健性。

3. 调整时间窗口

为尽量避免样本期内其他政策对实证结果的干扰,本文仅保留2011—2013年的样本进行稳健性检验^[35]。表5列(2)的结果显示,绿色信贷政策的回归系数仍然显著为正。

4. 三重差分法

为了进一步排除潜在因素的影响,特别是2012年当年环境政策的干扰,本文参考喻旭兰和周颖(2023)^[36]的研究,根据绿色信贷政策与其他环境政策在作用渠道方面的差异,构造外部融资需求指标进行三重差分估计。原因在于,一方面,绿色信贷政策主要是对存在外部融资需求的企业产生影响,若企业的外部融资需求较低则影响效果有限。另一方面,其他非金融类的环境规制政策对企业的影响并不会与外部融资需求相关。在指标构建上,本文根据以下计算公式构建外部融资需求变量^[37],如式(3)所示:

$$External_{i,t} = (Asset_{i,t} - Asset_{i,t-1}) / Asset_{i,t-1} - ROE_{i,t} / (1 - ROE_{i,t}) \quad (3)$$

其中,Asset是企业资产规模的自然对数,ROE是企业的净资产收益率。在计算得到企业每一年的外部融资需求指标后,计算政策前的2007—2011年外部融资需求均值,并求得这一系列均值的平均数。若某企业外部融资需求均值高于该平均数,则Ex取值为1,反之取值为0,并将其与核心解释变量交乘,构建三重差分模型,如式(4)所示:

$$Transparent_{it} = \alpha + \zeta_1 Treat_i \times Post_t \times Ex_{i,t} + \zeta_2 Treat_i \times Post_t + X'_{it} \beta + \gamma_i + \lambda_t + \delta_p + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

三重差分结果如表5列(3)所示,可以看出,交乘项的回归系数显著为正,支持基准回归结论。

5. 控制省份-行业交互固定效应和省份-年份交互固定效应

考虑到中国的环境规制政策大多以行政区划或行业为实施单位^[38],本文进一步控制省份-行业层面和省份-年份交互固定效应,从而排除省份-行业层面不随时间变动因素以及省份层面随时间变动因素的影响^[39]。表5列(4)的回归结果表明,绿色信贷政策依然会对受限企业的供应链透明度带来明显的提升效应。

表5 其他内生性分析回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Treat × Post</i>	0.573 8*** (4.105 7)	0.486 7*** (2.648 3)	0.364 0* (1.930 5)	0.331 2* (1.932 0)
<i>Treat × Post × Ex</i>			0.407 1* (1.667 1)	
控制变量	控制	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
省份-行业固定效应	未控制	未控制	未控制	控制
省份-时间固定效应	未控制	未控制	未控制	控制
观测值	31 315	6 831	24 004	31 654
$\overline{R^2}$	0.506 2	0.689 9	0.469 9	0.555 6

注:列(1)、列(2)、列(3)、列(4)依次为 PSM-DID、仅保留 2011—2013 年样本、三重差分法以及控制省份-行业和省份-时间固定效应的回归结果。

(四) 稳健性检验

1. 安慰剂检验

绿色信贷政策对受限企业供应链透明度的提升作用可能是由偶然的随机因素造成的。因此,本文参考以往学者^[10]的研究,随机抽取处理组样本进行安慰剂检验。在保持政策时间不变的情况下,从基准回归样本中随机抽取与绿色信贷政策受限企业相同数量的企业作为处理组进行回归,并随机模拟 500 次。随机抽样回归的系数和显著性结果如图 3 所示。可以看出,回归系数主要分布在 0 附近,且绝大多数 *P* 值大于 0.1,即在 10%水平下不显著。这一结果表明基准回归结论并非由随机因素造成的。

2. 更换核心解释变量和被解释变量的衡量方式

(1)更换处理组和控制组的划分依据。考虑到《绿色信贷实施情况关键评价指标》中对于 A 类行业的审核更为严格,且该类行业产生的严重不良环境和社会后果更难以消除,因此绿色信贷政策对 A 类行业上市公司的影响可能更大^[12]。本文将核力发电、水力发电、水利和内河港口工程建筑、煤炭开采和洗选业、石油和天然气开采业、黑色金属矿采选业、有色金属矿采选业、非金属矿采选业、其他采矿业定义为 A 类行业,并将该类行业作为处理组,重新进行回归,回归结果见表 6 列(1)。可以看出,在更换处理组划分依据后,本文的基准回归结果稳健。

(2)更换供应链透明度的衡量方式。参考宫晓云等(2022)^[8]的研究,本文采用其他方式来表征供应链透明度。一是将供应链透明度设置为虚拟变量,若上市公司当年完整披露五大供应商和客户,虚拟变量取值为 1,否则为 0。二是设置是否至少披露一个供应商或客户的虚拟变量,如果至少披露一个,虚拟变量取值为 1,否则为 0。三是采用上市公司年报管理层讨论与分析(MD&A)部分的供应链相关词频作为替代性指标。具体而言,本文首先将供应链信息披露划分为供应链伙伴信息披露、产品全生命周期信息披露、供应链

业务情况披露、供应链可持续性披露四个维度^[40-41],并在各个维度中提炼归纳相应的关键词^①。其次,采用文本分析法测算上市公司每年的年报 MD&A 部分上述关键词出现的频率。最后,对词频加 1 取对数构建出供应链透明度的替代指标进行实证检验,表 6 列(2)—列(4)为更换供应链透明度测度指标的回归结果,可以看出,绿色信贷政策对供应链透明度均产生明显影响。

(3)采用下一年度的供应链透明度作为被解释变量进行回归。为了进一步检验基准回归结果的稳健性,本文采用下一年度的供应链透明度作为被解释变量进行回归。

由表 6 列(5)可知,绿色信贷政策对下一年度的供应链透明度同样有明显的正向影响。

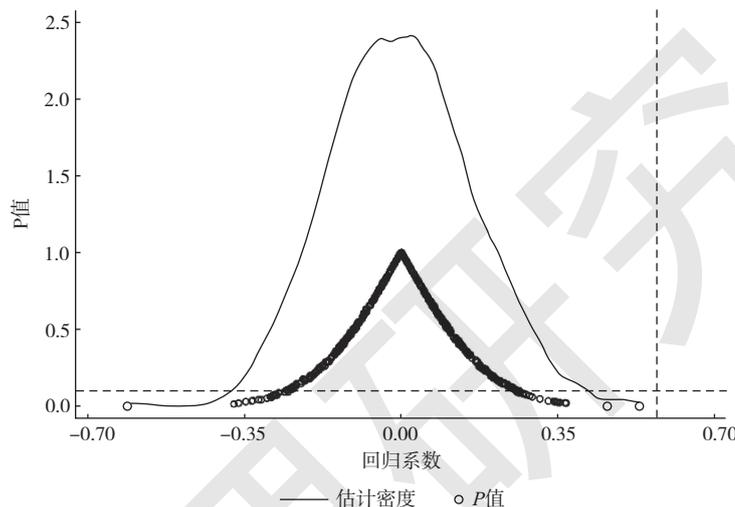


图 3 安慰剂检验结果

表 6 更换核心解释变量和被解释变量的稳健性检验回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>Treat × Post</i>	1.596 9*** (6.224 4)	0.063 2*** (4.399 8)	0.051 3*** (3.134 3)	0.055 1** (2.328 3)	0.346 1*** (2.582 9)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	31 705	31 705	31 705	31 441	31 016
\bar{R}^2	0.507 5	0.452 6	0.489 5	0.720 9	0.536 4

注:列(1)为将 A 类行业作为处理组的回归结果,列(2)、列(3)、列(4)、列(5)依次为将被解释变量更换为是否全部披露、是否至少披露一个、年报 MD&A 部分的供应链相关词频以及下一年度供应链透明度的回归结果。

3. 排除其他政策及考虑遗漏变量

(1)排除新《环保法》的影响。2015 年新《环保法》正式实施,首次以法律形式规范企业的环境信息披露行为,可能会对企业的供应链信息披露产生显著影响^[42]。因此,本文构建新《环保法》的政策虚拟变量 (*NewEnvirLaw*) 并将其纳入模型中重新进行回归。表 7 列(1)的结果显示,新《环保法》的颁布抑制了重污染企业的供应链信息披露行为。在排除该政策的影响后,绿色信贷政策对受限企业供应链透明度的影响仍然存在。

(2)剔除绿色金融改革创新试验区。除了《绿色信贷指引》,其他绿色金融政策也可能会对企业的供应

① 分维度的供应链相关关键词词表留存备案。

链信息披露决策产生影响。2017年,国务院决定在全国五省八地设立“绿色金融改革创新试验区”,推动绿色金融体系的构建^[43]。试验区的绿色金融发展水平与其他地区存在差异,从而可能会干扰本文的研究结论,因此,本文剔除设立绿色金融改革创新试验区的城市后重新进行回归分析。表7列(2)的回归结果显示,剔除设立绿色金融改革创新试验区的城市后,基准结论仍然成立。

(3)考虑企业避税。供应链信息披露能够抑制企业避税行为,提高其纳税遵从度,反之,企业的税收遵从情况也可能会影响供应链信息披露^[8]。本文参考刘行和赵晓阳(2019)^[44]的研究,使用企业的名义税率与现金所得税率的差额来衡量企业的避税程度(*Taxavoid*)。从表7列(3)的回归结果可以看出,企业的避税行为减少了供应链信息披露。排除该因素的影响后,仍可以观察到绿色信贷政策对受限企业供应链透明度具有正向影响。

表7 排除其他政策及考虑遗漏变量的稳健性检验回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
<i>Treat × Post</i>	0.723 4*** (4.890 6)	0.540 4*** (3.830 4)	0.571 4*** (3.618 8)
<i>NewEnvirLaw</i>	-0.379 9** (-2.529 7)		
<i>Taxavoid</i>			-0.010 8** (-2.077 1)
控制变量	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制
观测值	31 705	30 237	21 407
$\overline{R^2}$	0.506 1	0.503 5	0.513 8

注:列(1)、列(2)、列(3)依次为排除新《环保法》、剔除绿色金融改革创新试验区、考虑企业避税的回归结果。

(五) 机制检验

绿色信贷政策实施后,信贷资源实现了结构性调整,流向对环境更加友好的项目。对于受限企业而言,该政策提高了企业的信贷成本,加大了企业隐瞒供应链信息的外部压力,倒逼企业提高供应链透明度。同时,绿色信贷政策对绿色项目的支持激励受限企业进行环保投资并实现绿色化转型。企业有动机为展现自身环保努力而主动提高供应链信息披露水平。本文构建如下模型对信贷成本效应和环保投资效应的机制作用进行检验:

$$M_{it} = \alpha + \phi Treat_{it} \times Post_{it} + X'_{it} \beta + \gamma_i + \lambda_t + \delta_p + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

其中, M_{it} 为机制变量,其他变量与式(1)相同。一方面,立足于企业信贷成本的视角,考察绿色信贷政策对受限企业融资压力的影响。当信贷成本受绿色信贷政策影响而提高时,企业融资渠道受阻,生产经营活动会遭受负向冲击。隐瞒供应链信息加剧了企业与银行间的信息不对称,进一步限制企业的信贷获取。考虑到利息成本可能只是信贷成本中的一部分^[45-46],本文参考魏志华等(2012)^[47]的研究,使用利息支出、手续费支出和其他财务费用之和作为净财务费用,而后以净财务费用占总负债之比衡量企业的信贷成本。

由表8列(1)可知,绿色信贷政策的回归系数显著为正,表明绿色信贷政策提高了受限企业的信贷成本。绿色信贷政策实施后,金融机构会严格控制信贷门槛,开展更严格的融资资格和贷后管理审查,企业的环保情况将作为发放贷款的重要条件^[5]。这会增加受限企业获得外部融资的难度,提高信贷成本^[19]。为获得信贷支持,受限企业会遵从政策要求,提高供应链信息的披露水平。

另一方面,绿色信贷政策对企业绿色化转型的支持促使其更为积极地履行环境社会责任,提高企业进行供应链信息披露的动机。参考肖红军等(2022)^[48]的研究,以企业的环境保护投资来衡量环保努力。本文从公开披露的《社会责任报告》《环境报告书》《可持续发展报告》中获取有关环保项目或环境治理费用的资金支出,并从上市公司年度财务报告中整理环境保护的资金支出作为补充,且对该指标取对数处理。回归结果如表8列(2)所示,可以看出,绿色信贷政策提高了受限企业的环保投资水平。这意味着受限企业在政策实施所带来的融资压力下,会遵循绿色信贷的要求,进行相应的环保投资^[49]。而在此过程中,企业供应链透明度的提高有助于向公众和投资者传递“绿色信号”,提升企业获取绿色信贷的可能^[6]。由此,供应链信息披露的预期收益提升,企业更有动机在权衡成本收益后选择提高供应链透明度。

表8 机制检验回归结果

变量	(1)	(2)
<i>Treat × Post</i>	0.0018*** (3.2686)	0.4685*** (8.3610)
控制变量	控制	控制
企业固定效应	控制	控制
省份固定效应	控制	控制
年份固定效应	控制	控制
观测值	29664	30320
$\overline{R^2}$	0.5839	0.3725

注:列(1)、列(2)分别为信贷成本效应、环保投资效应的回归结果。

五、进一步讨论

上文验证了绿色信贷政策对提高受限企业供应链透明度的作用及其传导机制。考虑到不同地区的政策导向、市场环境以及企业特征会影响绿色信贷政策的落实情况,本文关注绿色信贷政策的政策效果在不同地区、不同企业中是否存在差异。本文还分别从供应链上下游企业的绿色化转型情况和链上企业的安全稳定情况两个方面对绿色信贷政策提高供应链透明度的经济后果进行分析。一方面,提高供应链透明度是推动企业供应链绿色化转型,健全生态环境治理体系的应有之义;另一方面,供应商和客户信息作为利益相关者了解企业经营状况的重要内容,对于加强外部监督,降低潜在供应链风险有着关键意义。

(一) 异质性分析

1. 地区层面

(1) 环境规制强度。政府是资源配置的重要主体,绿色信贷政策作为一种兼具金融资源配置功能与环境规制双重属性的政策工具,其实施效果与当地政府对环境规制的重视程度紧密相关^[50-51]。本文参考叶琴

等(2018)^[52]的研究,以城市废水、二氧化硫和烟尘排放量的综合指数表征该地的环境规制强度,原始数据来自历年《中国城市统计年鉴》。按每年环境规制强度的中位数将样本划分为低、高两组,回归结果如表9所示。环境规制强度高的组别中绿色信贷政策对企业供应链透明度存在促进作用,而低的组别则不存在,且通过了组间系数差异检验。这一结果表明,为配合所在地区环境规制政策要求,银行会对受限企业进行更加严格的审查,受限企业加强供应链信息披露的压力更大。

(2)金融市场化水平。虽然银行贷款是企业主要的外部融资来源,但企业也可以通过其他方式获得资金支持以缓解绿色信贷的实际影响^[53]。金融市场化水平是地区融资渠道多样性的重要体现。本文参考陆菁等(2021)^[11]的研究,采用省份层面市场化指数中的“金融市场化程度指数”衡量企业所在地区的金融市场化水平^[54],数据来源于《中国分省份市场化指数报告》。按每年该指数的中位数将样本分为低、高两组进行回归,结果如表9所示。金融市场化水平较低的组别核心解释变量的回归系数在5%水平下显著为正,而金融市场化水平较高的组别核心解释变量的回归系数仅在10%水平下显著,且系数值小于另一组。所在地区金融市场化水平较低,企业的融资渠道越有限,也就是说,这些企业越难以转向其他资金来源。在信贷成本的压力下,企业会更加主动地遵循信贷规则要求,加强供应链信息披露。但在金融市场化水平较高的地区,企业可以通过替代性融资工具来缓解绿色信贷对自身的影响^[10]。

表9 环境规制强度和金融市场化的异质性分析回归结果

变量	环境规制强度		金融市场化水平	
	低	高	低	高
<i>Treat × Post</i>	0.324 0 (1.628 5)	0.740 1*** (3.464 7)	0.447 5** (2.356 0)	0.343 5* (1.720 6)
控制变量	控制	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
组间系数差异性	-0.416 0***		-0.104 0*	
观测值	13 607	14 016	16 337	15 296
\bar{R}^2	0.519 9	0.528 5	0.529 3	0.516 1

2. 企业层面

(1)供应链集中度。供应链集中度反映了企业对供应商和客户的依赖程度,是考察供应链结构的重要指标^[1]。鉴于证监会对上市公司前五大供应商和前五大客户的采购销售占比采取强制性披露措施,因此在进行贷款授信审批时,银行业金融机构会加强对严重依赖前五大供应商和客户的企业进行环境风险审查。本文分别以企业前五大供应商的采购额占比和前五大客户销售额占比表征供应商集中度和客户集中度,并对二者取均值衡量供应链集中度^[55]。该指标取值越高,则供应链集中度越高,供应链伙伴在企业经营中的影响也越重要。为避免样本期内供应链透明度对分组结果产生干扰,本文以样本期初(2007年)的供应链集中度中位数划分为低、高两组进行回归。回归结果如表10所示,政策对高集中度企业供应链透明度的提升效应均更为明显。当集中度较高时,前五大供应商/客户的信息对评估企业风

险更为重要。更明确的披露有助于银行了解该类潜在高风险企业的情况,从而制定相关措施缓释风险,提高企业获得绿色信贷的可能性。

(2)生产链位置。本文利用中国投入产出表测算企业所处行业的上游度以衡量企业的产业链位置^[56],该指标表示该行业通过多少生产环节才能达到最终消费端。本文以期初(2007年)各行业的上游度将企业划分为上游和下游两组进行回归。回归结果如表10所示,可以看出,上游组别核心解释变量的回归系数不显著而下游组别核心解释变量的回归系数在5%水平下显著为正,且通过了组间系数差异检验。原因在于,位于生产链下游的企业更接近消费端,能够更直接地接收公众的关注和反馈。当最终产品面临环境问题时,公众和媒体普遍认为下游企业对环境违法行为负主要责任^[57]。透明的供应链信息有助于追溯污染源,让公众充分了解环境风险来源,降低信息不对称性以缓解负面环境事件带来的冲击。

表10 企业层面异质性分析回归结果

变量	供应链集中度		生产链位置	
	低	高	上游	下游
<i>Treat</i> × <i>Post</i>	0.410 1*	0.665 4**	0.276 6	0.563 0**
	(1.716 2)	(2.563 1)	(1.045 6)	(2.254 4)
控制变量	控制	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
组间系数差异性	-0.255 3*		-0.286 4**	
观测值	7 688	7 685	7 355	8 910
\bar{R}^2	0.467 1	0.461 4	0.466 0	0.454 8

(二) 供应链绿色化转型

绿色供应链管理作为一项系统工程,涉及的主体多、范围广,外部性明显。单一企业缺乏绿色供应链管理的动力。但绿色信贷政策将供应链信息披露与企业的融资行为相结合,鼓励企业提高供应链信息透明度。前五大供应商/客户作为上市公司采购额/销售额最大的供应链伙伴,是考察企业供应链结构调整的重要指标。因此,本文首先将企业披露的供应商/客户名称与工商注册企业信息进行匹配,识别供应商/客户所处行业;其次,根据2010年原环境保护部出台的《上市公司环境信息披露指南》判断供应商/客户是否处于重污染行业;最后,分别计算企业前五大供应商和客户中非重污染行业与重污染行业企业的数量之差。将上述指标分别作为被解释变量,并以绿色信贷政策为核心解释变量进行回归分析,结果如表11所示。

从表11可以看出,三列回归结果中绿色信贷政策的回归系数均显著为正,表明绿色信贷政策实施后,企业主要的供应商和客户中清洁环保的企业占比有明显提升。绿色信贷政策对于供应链信息披露的要求使得提高供应链伙伴的绿色化水平成为企业绿色形象塑造的重要方面。企业会更加注重将潜在供应链伙伴的环保表现作为构建供应关系的考虑因素。由此,绿色信贷政策促使企业加强绿色供应链管理,寻找更加绿色的供应链伙伴,优化供应链结构。

表 11 供应链结构绿色化调整的回归结果

变量	清洁和污染供应商个数差	清洁和污染客户个数差	清洁和污染供应商与客户个数差
<i>Treat × Post</i>	0.157 7** (2.503 6)	0.201 4*** (2.872 0)	0.359 1*** (3.126 7)
控制变量	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制
观测值	31 705	31 705	31 705
$\overline{R^2}$	0.453 7	0.469 8	0.489 3

(三) 供应链安全稳定水平

供应链风险关系着企业的正常运营,能够迅速影响企业的市场表现。透明的供应链有助于政府和其他利益相关者充分了解供应链各环节涉及的经济主体风险,评估供应链的安全稳定水平。对于链上企业而言,更加透明的供应链意味着企业面临更少的未知风险。本文以企业的股价崩盘风险考察链上企业的安全稳定水平。在指标的选取上,参考许年行等(2013)^[58]的研究构建股价崩盘风险指标,构造方法如式(6)所示:

$$r_{it} = \theta_0 + \theta_1 r_{m,t-2} + \theta_2 r_{m,t-1} + \theta_3 r_{mt} + \theta_4 r_{m,t+1} + \theta_5 r_{m,t+2} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

其中, r_{it} 是每一年度第 t 周股票 i 的实际收益率, r_{mt} 代表 A 股所有上市公司的股票第 t 周经流通市值加权的平均收益率。为调整股票非同步性交易的影响,分别加入市场收益滞后项和提前项。回归得到残差 ε_{it} 后即可计算第 t 周股票 i 经市场调整的收益率 $W_{it} = \ln(1 + \varepsilon_{it})$ 。随后计算调整收益率 W_{it} 的年度均值 \overline{W}_{it} 和标准差 $\sigma_{W_{it}}$, 构建崩盘哑变量 $CRASH$ 。若当年 $W_{it} < \overline{W}_{it} - 3.2 \times \sigma_{W_{it}}$, 则 $CRASH = 1$, 反之 $CRASH = 0$ 。由于只有上市公司才能测算股价崩盘风险,本文仅保留供应商/客户均为上市公司的观测值。在此基础上,依次计算上市公司供应商崩盘风险均值、客户崩盘风险均值以及供应链崩盘风险均值,并将三者分别提前一期作为被解释变量,构建三重差分模型如式(7)所示:

$$CRASH_{it} = \alpha + \eta_1 Treat_i \times Post_t \times Transparent_{it} + \eta_2 Treat_i \times Post_t + \eta_3 Transparent_{it} + X'_{it} \beta + \gamma_i + \lambda_t + \delta_p + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

本文重点关注三重交乘项 $Treat_i \times Post_t \times Transparent_{it}$ 的回归系数 η_1 , 回归结果如表 12 所示。随着绿色信贷政策的实施,更高水平的供应链透明度会降低供应链整体的股价崩盘风险,且这一影响对客户而言仍然存在。原因在于,股价崩盘等通常源于企业对负面消息的隐瞒。供应链信息的透明化提高了企业收益的可预测性,降低了突发负面事件的冲击。客户企业更加接近消费端,更易因负面冲击而导致股价崩盘。因此,透明的供应链信息对客户企业具有更加明显的作用。

表 12 供应链安全稳定水平的回归结果

变量	供应商股价崩盘风险	客户股价崩盘风险	供应链股价崩盘风险
<i>Treat × Post × Transparent</i>	0.006 3 (0.436 3)	-0.045 5** (-2.468 2)	-0.014 7** (-2.060 1)
控制变量	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制
观测值	205	393	615
$\overline{R^2}$	0.465 8	0.400 8	0.394 1

六、结论与启示

本文以 2012 年原银监会印发的《绿色信贷指引》作为准自然实验,利用 2007—2019 年的中国 A 股上市公司数据,实证检验绿色信贷政策对企业供应链透明度的影响,并对其中的影响机制、异质性和供应链上的经济后果进行了深入分析。研究表明,绿色信贷政策能够提高受限企业的供应链透明度,且研究结论通过了一系列稳健性检验。机制检验结果显示,绿色信贷政策对供应链信息披露具有激励和约束作用,通过信贷成本效应和环保投资效应促进企业进行供应链信息披露。异质性分析结果表明,在环境规制较强、金融市场化水平较低的地区,绿色信贷政策更易发挥效果。供应链集中度较高、生产链位置偏向下游的企业在政策实施后更有动机提高供应链透明度。在经济后果方面,绿色信贷政策可以推动上市公司构建更加绿色的供应链,并能够降低链上企业的股价崩盘风险。

基于上述结论,本文得出以下政策启示:

第一,继续加强绿色信贷政策对供应链信息披露的审查,并将对供应链透明度的要求嵌入更多环保、融资领域中。一方面,进一步完善金融机构与污染企业之间的信息披露机制,将绿色供应链的信贷标准在各行业中全面推广。加强信贷资格认定中对绿色供应链的审查,严格控制高供应链环境风险企业的信贷供给,并适当提高贷款利率。谨慎提防供应链“漂绿”行为并提高高瞒报错报的成本,提高信息披露质量。另一方面,加强在税收征管、环保企业认定等方面对供应链信息的审查,向企业施加更强的披露约束。与此同时,政府应充分发挥激励引导作用,以税收优惠、补贴等形式提高企业披露供应链信息的收益,促使企业提高供应链透明度,以此提升供应链韧性和安全水平,实现供应链的绿色化现代化发展。

第二,加快构建绿色金融业务与地区现有体系的协同机制,打出政策与市场的“组合拳”,全面推进美丽中国建设。统筹兼顾绿色信贷政策与其他环境规制制度的适配性,协调绿色信贷的环境规制与金融资源配置双重属性,最大限度实现不同政策间的协同效应。进一步提高除银行信贷外其他融资方式对企业及其供应链伙伴污染问题的重视。充分发挥政府和金融机构的引导作用,推广如深圳“绿色碳链通”等绿色信贷工具的创新,以资金支持促进绿色企业的商业信用供给,营造更加绿色的金融市场氛围。通过绿色金融发展协同推进降碳、减污、扩绿、增长,以高品质生态环境支持高质量发展,形成美丽中国建设新格局。

第三,构建具有企业异质性的供应链信息披露体系,差异化施策以提高治理效率,增强产业链供应链的国际竞争力。绿色信贷政策对于供应链信息披露的要求增加了存在高潜在风险的企业缓释风险的可

能性,开辟了提高供应链韧性和安全水平的新机遇。在未来的政策制定中,应结合信息披露情况建立健全供应链风险识别、预警机制,引导重点企业形成风险应对方案,补链强链以促进供应链稳定发展。依据企业的实际环境表现调整政策约束的覆盖面,完善差异化管理体系以满足不同特征的客户要求。在当前经济全球化遭遇逆流的情况下,以富有韧性的供应链体系接轨国际,为提升全球产业链供应链安全稳定作出中国贡献。

参考文献:

- [1]曹少鹏,江伟,石楚月.大客户提升抑或降低了公司供应链透明度?——基于供应商名称信息披露的经验证据[J].会计研究,2023(3):34-49.
- [2]CAI C X, TENG F, XIA X, et al. The determinants and value-relevance of voluntary disclosure of supply chain information[J]. Accounting and Business Research, 2023, 53(4): 439-477.
- [3]王丽杰,郑艳丽.绿色供应链管理中供应商激励机制的构建研究[J].管理世界,2014(8):184-185.
- [4]刘金科,刘霁萱,晁颖.绿色信贷与低碳转型:资本整合还是技术创新?——来自准自然实验的证据[J].数量经济技术经济研究,2024,41(6):151-171.
- [5]苏冬蔚,连莉莉.绿色信贷是否影响重污染企业的投融资行为?[J].金融研究,2018(12):123-137.
- [6]CLARKSON P M, LI Y, RICHARDSON G D, et al. Revisiting the relation between environmental performance and environmental disclosure: an empirical analysis[J]. Accounting, Organizations and Society, 2008, 33(4/5): 303-327.
- [7]BATEMAN A, BONANNI L. What supply chain transparency really means[J]. Harvard Business Review, 2019, 123(1): 108-136.
- [8]宫晓云,权小锋,刘希鹏.供应链透明度与公司避税[J].中国工业经济,2022(11):155-173.
- [9]宋丽颖,张仁杰,祝贵仪.供应链透明度与企业短贷长投——基于供应商和客户信息披露视角[J].审计与经济研究,2024,39(6):73-84.
- [10]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(4):137-155.
- [11]陆菁,鄢云,王韬璇.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,2021(1):174-192.
- [12]王馨,王莹.绿色信贷政策增进绿色创新研究[J].管理世界,2021,37(6):173-188.
- [13]LANIER D, WEMPE W F, ZACHARIA Z G. Concentrated supply chain membership and financial performance: chain-and firm-level perspectives [J]. Journal of Operations Management, 2010, 28(1): 1-16.
- [14]PATATOUKAS P N. Customer-base concentration: implications for firm performance and capital markets[J]. The Accounting Review, 2012, 87(2): 363-392.
- [15]CEN L, MAYDEW E L, ZHANG L D, et al. Customer-supplier relationships and corporate tax avoidance[J]. Journal of Financial Economics, 2017, 123(2): 377-394.
- [16]WANG J. Do firms' relationships with principal customers/suppliers affect shareholders' income? [J]. Journal of Corporate Finance, 2012, 18(4): 860-878.
- [17]VERRECCHIA R E. Discretionary disclosure[J]. Journal of Accounting and Economics, 1983, 5: 179-194.
- [18]PANDIT S, WASLEY C E, ZACH T. Information externalities along the supply chain: the economic determinants of suppliers' stock price reaction to their customers' earnings announcements[J]. Contemporary Accounting Research, 2011, 28(4): 1304-1343.
- [19]刘亦文,阳超,周韶成,等.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,2022,39(11):73-87.
- [20]崔惠玉,王宝珠,徐颖.绿色金融创新、金融资源配置与企业污染减排[J].中国工业经济,2023(10):118-136.
- [21]CHANG C, CHEN K J, WAGGONER D F, et al. Trends and cycles in China's macroeconomy[J]. NBER Macroeconomics Annual, 2016, 30: 1-84.
- [22]马艳芹,罗良文.绿色金融改革创新的节能效应研究[J].经济与管理研究,2024,45(9):22-38.
- [23]宋全云,李晓,钱龙.经济政策不确定性与企业贷款成本[J].金融研究,2019(7):57-75.
- [24]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.
- [25]丁宁,任亦依,左颖.绿色信贷政策得不偿失还是得偿所愿?——基于资源配置视角的PSM-DID成本效率分析[J].金融研究,2020(4):112-130.

- [26]周源,张晓东,赵云,等.绿色治理规制下的产业发展与环境绩效[J].中国人口·资源与环境,2018,28(9):82-92.
- [27]林木西,张紫薇.“区块链+生产”推动企业绿色生产——对政府之手的新思考[J].经济动态,2019(5):42-56.
- [28]ELLIS J A, FEE C E, THOMAS S E. Proprietary costs and the disclosure of information about customers[J]. *Journal of Accounting Research*, 2012, 50(3): 685-727.
- [29]唐斯圆,吴昊婧,李丹.上市公司披露客户名称真的有益吗——基于投资者感知的视角[J].会计研究,2022(1):29-43.
- [30]GOLDSMITH-PINKHAM P, SORKIN I, SWIFT H. Bartik instruments: what, when, why, and how[J]. *American Economic Review*, 2020, 110(8): 2586-2624.
- [31]宋跃刚,靳颂琳.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,2023,33(9):134-146.
- [32]陈永胜,崔日明,王艳苹.“一带一路”倡议、全国统一大市场与碳减排研究[J].国际贸易问题,2025(1):138-155.
- [33]佟家栋,赵思佳.服务业开放是否能促进中国制造业企业碳减排[J].南开经济研究,2023(6):3-20.
- [34]余典范,龙睿,王超.数字经济与边界地区污染治理[J].经济研究,2023,58(11):172-189.
- [35]李俊成,彭俞超,王文蔚.绿色信贷政策能否促进绿色企业发展?——基于风险承担的视角[J].金融研究,2023(3):112-130.
- [36]喻旭兰,周颖.绿色信贷政策与高污染企业绿色转型:基于减排和发展的视角[J].数量经济技术经济研究,2023,40(7):179-200.
- [37]DURNEV A, KIM E H. To steal or not to steal: firm attributes, legal environment, and valuation[J]. *The Journal of Finance*, 2005, 60(3): 1461-1493.
- [38]陈登科.贸易壁垒下降与环境污染改善——来自中国企业污染数据的新证据[J].经济研究,2020,55(12):98-114.
- [39]王超,余典范.企业数字化的供应链融资效应——基于商业信用视角[J].经济与管理研究,2023,44(10):109-128.
- [40]BURGESS P, SUNMOLA F, WERTHEIM-HECK S. Information needs for transparency in blockchain-enabled sustainable food supply chains[J]. *International Journal of Information Management Data Insights*, 2024, 4(2): 100262.
- [41]PRAKONGWITTAYA S, LIANGROKAPART J. Integrating LARG measures to improve supply chain transparency performance[J]. *Asia Pacific Management Review*, 2025, 30(1): 100324.
- [42]陈璇,钱维.新《环保法》对企业环境信息披露质量的影响分析[J].中国人口·资源与环境,2018,28(12):76-86.
- [43]王修华,刘锦华,赵亚雄.绿色金融改革创新试验区的成效测度[J].数量经济技术经济研究,2021,38(10):107-127.
- [44]刘行,赵晓阳.最低工资标准的上涨是否会加剧企业避税? [J].经济研究,2019,54(10):121-135.
- [45]李广子,刘力.债务融资成本与民营信贷歧视[J].金融研究,2009(12):137-150.
- [46]MINNIS M. The value of financial statement verification in debt financing: evidence from private U. S. firms[J]. *Journal of Accounting Research*, 2011, 49(2): 457-506.
- [47]魏志华,王贞洁,吴育辉,等.金融生态环境、审计意见与债务融资成本[J].审计研究,2012(3):98-105.
- [48]肖红军,阳镇,凌鸿程.企业社会责任具有绿色创新效应吗[J].经济动态,2022(8):117-132.
- [49]蔡海静,汪祥耀,谭超.绿色信贷政策、企业新增银行借款与环保效应[J].会计研究,2019(3):88-95.
- [50]张彩平,罗丞志.国家级城市群建设有助于实现减污降碳协同吗? [J].首都经济贸易大学学报,2024,26(5):64-80.
- [51]沈洪涛,周艳坤.环境执法监督与企业环境绩效:来自环保约谈的准自然实验证据[J].南开管理评论,2017,20(6):73-82.
- [52]叶琴,曾刚,戴劭勃,等.不同环境规制工具对中国节能减排技术创新的影响——基于285个地级市面板数据[J].中国人口·资源与环境,2018,28(2):115-122.
- [53]陆正飞,杨德明.商业信用:替代性融资,还是买方市场? [J].管理世界,2011(4):6-14.
- [54]樊纲,王小鲁,马光荣.中国市场化进程对经济增长的贡献[J].经济研究,2011,46(9):4-16.
- [55]王超,余典范.企业数字化与跨区域供应链布局——基于统一大市场建设的视角[J].当代财经,2023(11):133-144.
- [56]ANTRÁS P, CHOR D, FALLY T, et al. Measuring the upstreamness of production and trade flows[J]. *American Economic Review*, 2012, 102(3): 412-416.
- [57]XIONG Y C, LAM H K S, HU Q X, et al. The financial impacts of environmental violations on supply chains: evidence from an emerging market [J]. *Transportation Research Part E*, 2021, 151: 102345.
- [58]许年行,于上尧,伊志宏.机构投资者羊群行为与股价崩盘风险[J].管理世界,2013(7):31-43.

Green Credit Policy and Supply Chain Transparency

LONG Rui¹, YU Dianfan¹, WANG Chao²

(1. Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433;

2. East China University of Science and Technology, Shanghai 200237)

Abstract: Establishing incentive and restraint mechanisms for supply chain information disclosure helps firms to realize green transformation, playing a positive role in improving the information efficiency of the capital market. However, existing studies mainly focus on the impact of firms' characteristics or upstream and downstream characteristics on supply chain information disclosure, with insufficient attention to the impact of external constraints. Therefore, this paper explores the impact of green credit policies on supply chain transparency, conducting an in-depth analysis of its underlying mechanisms, heterogeneity, and economic consequences.

Using the *Green Credit Guidelines* issued in 2012 as a quasi-natural experiment, this paper constructs a difference-in-differences (DID) model based on the sample of Chinese A-share listed companies from 2007 to 2019. The findings reveal that green credit policies can bring incentives and constraints to supply chain information disclosure, thereby improving firms' supply chain transparency through the credit cost effect and the environmental investment effect. This conclusion remains valid after considering endogeneity problems and conducting a series of robustness tests. Heterogeneity analysis shows that both effects are more pronounced in the regions with higher environmental regulation intensity or fewer financing channels. Furthermore, green credit policies are conducive to the green transformation of the corporate supply chain and reduce the risk of stock price crashes for firms in the chain.

The potential marginal contributions are as follows. Firstly, this paper expands the effect of green credit policies on firm behavior from the perspective of supply chain information disclosure and supplements the external institutional factors that drive firms to improve their supply chain transparency. Secondly, this paper examines the differentiated impact of green credit policies on supply chain information disclosure, offering a practical reference for promoting green credit policies and optimizing the institutional design of supply chain disclosure. Thirdly, this paper further examines how improvements in supply chain transparency affect the upstream and downstream green transformation and the risk level of firms in the supply chain. These conclusions provide empirical evidence for understanding the decision-making motivation of supply chain information disclosure and further optimizing the construction of relevant institutional systems.

Based on the theoretical and empirical analysis, this paper proposes policy suggestions, including strengthening the review of green credit policies on supply chain information disclosure, accelerating the establishment of synergistic mechanisms between green finance and the existing regional policy system, and implementing differentiated policies according to firms' characteristics to improve the efficiency of supply chain governance.

Keywords: green credit policy; supply chain transparency; information disclosure; cost-benefit analysis; green supply chain

责任编辑:李 叶