

引用格式: 华岳, 刘英杰, 逯建. 绿色信贷政策与污染企业绩效: 投融资约束与内部控制视角[J]. 技术经济, 2025, 44(1): 140-154.

Hua Yue, Liu Yingjie, Lu Jian. Green credit policy and polluting firm's performance: Investment, financing and internal control perspectives [J]. Journal of Technology Economics, 2025, 44(1): 140-154.

技术经济评价

绿色信贷政策与污染企业绩效：投融资约束与内部控制视角

华岳¹, 刘英杰², 逯建³

(1. 湖南大学经济与贸易学院, 长沙 410009; 2. 湖南大学金融与统计学院, 长沙 410009;
3. 南京大学长江发展研究院, 南京 210093)

摘要: 绿色金融政策具有引导资金进入绿色产业领域和推动污染企业转型升级的双重目标。本文以2012年出台的《绿色信贷指引》政策为准实验, 采用2004—2017年中国A股968家非金融上市公司数据为样本, 利用双重差分模型考察绿色信贷政策如何影响中国污染企业绩效。研究发现, 《绿色信贷指引》有效降低了重污染行业企业的短期绩效和长期绩效, 且这一抑制作用通过融资约束效应、投资约束效应和内部控制质量效应等渠道实现。《绿色信贷指引》政策实施后, 污染企业在固定资产投资、无形资产和其他长期资产上的投资规模下降, 以SA指数衡量的企业融资约束收紧, 并且以内部控制质量指数衡量的企业经营状况恶化。异质性分析表明, 《绿色信贷指引》对国有污染企业、处于低市场化程度和弱环境规制地区的污染企业绩效影响更加明显。本文为绿色信贷在微观层面如何影响企业经济表现提供了可靠证据, 也为绿色金融政策如何精准有效助力污染企业实现绿色转型提供了政策启示。

关键词: 绿色金融; 企业绩效; 融资约束; 投资约束; 内部控制

中图分类号: F270.3 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002-980X(2025)01-0140-15

DOI: 10.12404/j.issn.1002-980X.J24061703

一、引言

党的二十大以来, 我国坚持在新发展理念引领下走绿色发展道路, 以构建绿色发展政策体系、强化绿色发展制度保障为抓手, 提出通过科学配置、全面节约、循环利用等手段提升资源利用效率, 以最少的资源环境代价换取最大的社会经济利益。绿色金融作为助力绿色发展的重要金融政策手段, 近年来受到高度关注与重视, 如“十四五”规划中明确提出“大力发展绿色金融”。绿色信贷是推动绿色金融发展的核心力量, 中国人民银行发布数据显示, 截至2024年三季度末本外币绿色贷款余额35.75万亿元, 同比增长25.1%, 存量规模居全球第一。宏观层面, 绿色信贷通过贷款利率的杠杆作用促进产业结构优化升级。微观层面, 绿色信贷通过金融资源配置功能引导资金更多流向清洁型企业。本文基于微观视角, 重点关注绿色信贷政策冲击下的企业绩效变化, 探究绿色信贷影响企业经济表现的具体机制。

White^[1]首次提出“环境金融”这一概念, 国际层面对绿色金融的研究自此展开。现有文献多将绿色信

收稿日期: 2024-06-17

基金项目: 国家自然科学基金面上项目“绿色区位导向性政策影响减污降碳的模型、效应与协调机制研究”(72373040); 湖南省自然科学基金青年项目“城市住房价格影响流动人口生育行为的机理、效应与政策研究”(2022JJ40103); 国家社会科学基金重大招标项目“我国制造业低碳化发展的理论体系、政策框架与实践路径研究”(22&ZD102)

作者简介: 华岳(1987—), 博士, 湖南大学经济与贸易学院副教授, 研究方向: 中国区域经济政策; 刘英杰(2001—), 湖南大学金融与统计学院硕士研究生, 研究方向: 公司金融; (通信作者) 逯建(1982—), 博士, 南京大学长江产业发展研究院教授, 研究方向: 区域经济、产业经济。

贷列为绿色金融领域中的一个子课题进行探讨。虽然国内关于绿色信贷的研究起步较晚,但经过近年来的探索相关研究也逐渐丰富。现有研究集中于对绿色信贷政策的实施效果进行实证分析。宏观效果层面,绿色信贷政策在推动绿色经济增长^[2]、加速整体产业结构升级^[3]、促进出口贸易^[4]等方面具有积极效果。微观效果层面,现有研究主要集中讨论了以下几个主题:企业融资方面,有研究验证了绿色信贷政策存在降低污染企业贷款规模、提高污染企业贷款成本的“惩罚效应”^[5]。企业创新方面,部分研究认为绿色信贷的创新激励作用还未完全显现^[6];政府补助可以促进绿色信贷创新激励效应更好地发挥^[7]。其他研究发现绿色信贷政策通过信贷约束刺激企业绿色创新数量增长^[8],但对绿色创新质量提升不明显^[9]。环保效应方面,研究发现绿色信贷政策总体上有助于企业减污降碳和绿色转型^[10-12],能够有效激励企业环境责任承担^[13]。能源消费方面,研究发现绿色信贷政策有助于提高企业能源利用效率,抑制能源消费^[14]。此外,绿色信贷政策还提升了银行的成本效率^[15]和投资效率^[16]。

梳理相关文献可以发现,国内外关于绿色信贷政策的理论与实证研究已较为丰富,但绿色信贷政策对于中国工业企业,尤其是受政策冲击最大的重污染企业的绩效影响研究依然缺乏。在新中国建立初期着力布局重工业体系的历史背景下,重污染企业曾一度是经济增长的驱动引擎,同时也是环境污染、生态破坏的主要源头。绿色信贷政策冲击究竟如何影响重污染企业的经济表现,又通过何种渠道限制重污染企业的进一步扩张,是需要深入探讨的重要问题。有鉴于此,本文以中国2004—2017年968家非金融上市公司作为研究对象,以2012年原中国银行业监督管理委员会发布的《绿色信贷指引》作为外生冲击,考察绿色信贷对于企业绩效的影响,探讨绿色信贷导致企业绩效发生变化的理论与实证机制。同时分析不同类型企业面对绿色金融政策冲击时的差异化经济表现。

本文的边际贡献主要体现在如下三个方面:第一,本文发现绿色信贷政策对重污染企业的生产、经营和管理均产生了负面冲击,为重污染企业在新发展阶段转型升级的必要性和紧迫性提供了依据。基于企业绩效的视角,本文也为我国绿色信贷政策的实施效果补充了可靠证据,在现有文献基础上进一步揭示了政策的微观经济效应,丰富了以绿色信贷政策为代表的绿色金融效应评估文献。第二,从融资约束效应、投资约束效应和内部控制质量三个角度全面分析了绿色信贷影响企业绩效的理论机制,并进行了相应的实证检验,揭示了绿色信贷政策抑制重污染企业信贷融资、降低重污染企业投资水平和弱化重污染企业内部控制质量等机制渠道。为更加准确地把握绿色金融微观效果的实现机理提供了可信证据,也为政策实施各环节的精准设计提供了有益参考。第三,从企业所有制、市场化程度和环境规制力度等角度就《绿色信贷指引》影响企业绩效的差异性进行了分析。研究发现,绿色信贷政策对国有重污染企业、处于低市场化和弱环境规制地区的重污染企业影响更加显著。这些结论有助于地方政府在实施绿色信贷政策时更加注重因地制宜和因企制宜,为充分利用地方资源禀赋发挥本土企业优势和统筹经济发展与环境治理提供了实践经验。

二、理论机制

绿色信贷是绿色金融理念的实践应用,以绿色信贷为核心的绿色金融是推动我国经济绿色发展和结构转型的必然选择。《绿色信贷指引》明确要求金融机构以绿色信贷为抓手,积极调整信贷结构,在绩效考评中设置环境与社会责任感类指标,对国家重点调控的限制类及有重大环境和社会风险的行业制定专门的授信指引,实行有差别的、动态的授信政策。因此,《绿色信贷指引》的出台重塑了污染企业的融资环境和生产经营环境,这将对污染企业的生产经营决策、投资决策和管理决策产生重要影响。基于《绿色信贷指引》政策执行的实际情况,结合企业绩效的关键决定因素,本文认为《绿色信贷指引》可以通过融资约束效应、投资约束效应和内部控制效应三条途径对污染企业绩效产生影响。

第一,作为我国首份关于绿色信贷的系统性规范性政策文件,《绿色信贷指引》要求商业银行加强授信审批管理,除了考虑贷款企业的财务指标外,还必须关注企业的可持续发展能力,对环境和社会表现不合规的企业不予授信。由传统信贷发展为绿色信贷,本质上是由单一追求经济利益转向综合考虑社会整体效益。资金是企业生存发展的必要保障,金融机构贷款是实体经济的主要资金来源^[17]。在过去,由于重污染企业资本密集度高,具备较强抵押贷款能力而更容易获得银行信贷和优惠利率^[18]。但《绿色信贷指引》的

出台使污染企业的融资环境发生了较大的变化,若商业银行严格把控授信门槛,对存在重大环境和社会风险的客户实行名单制管理,则污染企业信贷资源可获得性将受到挤压^[5]。若各级监管机构建立健全信息共享机制,充分向资本市场传递企业环境信息,则银企之间信息不对称程度下降,污染企业声誉受损,可能的环境违规风险使潜在债权人贷款意愿下降,已有债权人为规避风险可能提前撤资或缩短贷款期限,污染企业融资渠道收窄,融资能力恶化^[19]。在缺少资金、资金流转不畅及贷款成本高昂的情形之下,企业正常生产经营受阻,盈利能力削弱,企业绩效下滑。最新相关研究也确认了绿色信贷政策能够通过信贷总量控制,强化环境绩效和削弱银行信贷歧视对企业债务融资产生影响^[20]。

基于上述分析,本文提出研究假设1:

绿色信贷政策通过增强融资约束对污染企业绩效产生负向影响(H1)。

第二,首先,《绿色信贷指引》要求加强授信尽职调查和审批管理,从而可能抑制污染项目的新增。要求对已授信项目加强信贷拨付管理和贷后管理,对存在重大环境社会风险的项目中止或终止资金拨付,从而可能抑制污染项目的产能扩张,加速淘汰落后产能。同时,《绿色信贷指引》的出台使企业进行项目资本预算时,必须将可能的环境成本考虑进来,这将影响项目未来现金流,降低项目净现值,从而可能降低企业投资意愿^[21]。因此,绿色信贷政策使污染企业投资范围收窄,投资行为受限。其次,出台《绿色信贷指引》导致的制度环境改变使污染企业不仅面临着高额的合规成本,还面临更大的社会舆论压力和更多的环境监管,这影响了企业外部投资环境。投资环境的变化要求企业必须重新评估未来资金状况和市场发展前景^[5],根据政府政策调整资本投资行为和投资策略,削减或停止对限制类和淘汰类项目的投资支出^[22-23]。最后,绿色信贷政策削减了重污染企业可自由支配的现金流。资金是企业进行投资的基础和保障,企业可利用的资金减少,投资能力下降,投资支出相应减少,造成企业投资不足^[24]。投资活动是企业生存和发展的基础,长期来看,投资水平的下降势必削弱企业可持续发展能力,阻碍企业成长,影响企业绩效提高^[25]。

因此,本文提出研究假设2:

绿色信贷政策通过施加投资约束对污染企业绩效产生负向影响(H2)。

第三,内部控制起源于企业的管理需求,是企业内部治理的有效机制,通过具体的管理控制活动推动各项制度的有效落实,对企业行为产生约束、监督和引导作用。内部控制质量对企业绩效的影响已得到了多方面的验证^[26-27],内部控制质量下降会降低企业运营效率、决策效率和风险控制能力^[28],诱发机会主义行为,造成公司价值损失,拉低企业绩效,对企业长期发展提出严峻挑战。内部控制的质量将影响企业的整体运营,高质量内部控制有利于提高企业对所处经济环境的敏锐度和关注度^[29],提高企业经营效率和风险管理水平,保障企业未来可持续发展能力^[30]。绿色信贷政策可能从两方面影响企业内部控制状况。在目标责任方面,《绿色信贷指引》的出合作为污染企业所面对的不可控外部冲击,可能促使企业重新调整经营目标,并负担更多的社会责任,导致企业在管理实践中偏离既定的内部控制目标,干扰内部控制体系运行,从而影响企业绩效。在风险压力方面,绿色信贷政策实施后,污染企业面临的环境成本上升,环保意识提高和公众舆论压力使企业竞争力下降,这些风险因素和压力因素的增加都会加剧内部控制体系的缺陷^[31]。完善内部控制需要付出额外成本,但内部控制本身无法使企业直接获取经济效益,管理层的高成本敏感性和短视性使其对企业内控体系重视不足^[32],建立健全有效内控体系积极性下降。有鉴于此,绿色信贷政策可能降低企业的内部控制质量。

因此,本文提出研究假设3:

绿色信贷政策通过降低内部控制质量对污染企业绩效产生负向影响(H3)。

三、模型与数据

(一) 样本选取与数据来源

本文以2004—2017年A股上市公司数据为原始样本,并按照以下标准对样本进行处理:①剔除行业门类为金融类的上市公司,即剔除本身作为绿色信贷执行机构的公司;②剔除非正常交易上市公司(包括ST、*ST及PT);③剔除财务数据严重缺失上市公司。最终获得2004—2017年968个A股上市公司的13552

个观测值。为缓解极端值对实证结果的干扰,本文对连续变量在 1% 和 99% 的水平上进行缩尾处理。上市公司基本信息数据、财务数据、所有制形式及行业属性等通过 Wind 数据库和中国经济金融研究数据库 (CSMAR) 整理得到。市场化指数来自《中国分省份市场化指数报告》,内部控制质量指数来自于深圳市迪博公司发布的“迪博·中国上市公司内部控制指数”,省市政府工作报告环保词汇词频和融资约束 SA 指数为个人收集测算得到。

(二) 模型构建

为考察绿色信贷对上市企业,尤其是污染型企业绩效的影响,本文以《绿色信贷指引》的实施作为准自然实验开展分析。为了充分识别绿色金融政策的有效性,本文将受政策影响程度最高的重污染行业企业设定为处理组,将非重污染行业企业设定为控制组,构建如式(1)所示的双重差分基准模型。

$$Performance_{i,j,t} = \alpha + \beta Treat_j \times Policy_t + \gamma X_{i,t} + \mu_i \delta_j + \omega_t + \varepsilon_{i,j,t} \quad (1)$$

其中: i 为上市企业; j 为上市企业所属行业; t 为年份; $Performance_{i,j,t}$ 为各上市企业在各年份的企业绩效; $Treat_j$ 为虚拟变量,表示受《绿色信贷指引》政策冲击的行业,如果企业所属行业为重污染行业,则 $Treat_j = 1$, 否则 $Treat_j = 0$; $Policy_t$ 为《绿色信贷指引》实施前后的虚拟变量,2012—2017 年取值为 1,2004—2011 年取值为 0; $X_{i,t}$ 为一系列企业层面控制变量; μ_i 、 δ_j 、 ω_t 分别为企业固定效应(控制如企业文化、地理位置等样本期内基本不变的因素)、行业固定效应(控制如行业生产率、前后向关联等样本期内基本不变的因素)和年份固定效应(控制如全国性法规政策等变量); $\varepsilon_{i,j,t}$ 为随机扰动项; β 为本文所关注的双重差分估计量,反映《绿色信贷指引》对重污染企业绩效的影响。

(三) 指标选取

1. 被解释变量 ($Performance_{i,j,t}$)

本文被解释变量为企业绩效。现有文献中,反映企业绩效的变量主要有:总资产报酬率、净资产收益率、销售利润率、股票市场收益率和托宾 Q 值等^[33-35]。根据财政部《企业绩效评价操作细则》,企业绩效评价具体由反映企业财务效益状况、资产营运状况、偿债能力状况和发展能力状况的 4 个维度内容,基本指标、修正指标和评议指标三个指标层次综合构成。其中,基本指标是评价企业绩效的核心指标,而基本指标中反映企业财务效益状况的总资产报酬率和净资产收益率占有最高权重,能够较全面地反映企业总体绩效^[36]。因此,本文考虑将总资产报酬率和净资产收益率作为短期企业绩效的衡量指标。

总资产报酬率 (ROA) = 净利润/企业平均资产总额,衡量企业利用资产获取利润的能力。 ROA 越高企业资产利用情况越好,表明企业在提高收入水平和节约资金使用等方面取得了良好效果。净资产收益率 (ROE) = 净利润/股东权益总额,是衡量股东资金使用效率的重要财务指标。 ROA 与 ROE 的根本区别在于: ROA 反映的是股东和债权人共同资金所产生的利润率,而 ROE 反映的仅是股东投入所产生的利润率。同时采用 ROA 、 ROE 衡量企业绩效,可以剔除企业规模带来的差异,提高不同性质公司之间的可比性。托宾 Q 值 (Tobin's Q) = 企业市场价值/企业资产的重置成本,该指标结合了企业市场数据与财务数据,反映了企业的预期情况,适合于衡量企业长期绩效^[37]。因此,本文以托宾 Q 值 (Tobin's Q) 衡量企业长期绩效。

2. 核心解释变量 ($Treat_j \times Policy_t$)

如何定义重污染行业是本文开展实证分析的关键性因素。证监会发布的《上市公司行业分类指引》(2012)中,根据经济活动将上市公司所属行业分为门类、大类两级,门类代码用一位拉丁字母表示,大类代码用两位阿拉伯数字表示。原环保部发布的《上市公司环保核查行业分类管理名录》划分了重点管控的重污染行业,包括火电、钢铁、水泥、煤炭、采矿、冶金、建材、化工等 14 类。本文以《上市公司环保核查行业分类管理名录》中划分的重污染行业企业为处理组,将证监会《上市公司行业分类指引》和环保部《上市公司环保核查行业分类管理名录》进行比对匹配,最终确定 15 个重污染行业大类^①。根据这一标准,样本中共存在

① 重污染行业大类包括: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,纺织业,皮革、毛皮、羽毛及其制品和制鞋业,造纸和纸制品业,石油加工、炼焦和核燃料加工业,化学原料和化学制品制造业,化学纤维制造业,橡胶和塑料制品业,非金属矿物制品业,黑色金属冶炼和压延加工业,有色金属冶炼和压延加工业,电力、热力的生产和供应业。对应的行业代码分别为 B06、B07、B08、B09、C17、C19、C22、C25、C26、C28、C29、C30、C31、C32、D44。

335 家重污染企业(处理组)和 633 家非重污染企业(控制组)。

3. 其他控制变量($X_{i,t}$)

为控制影响企业绩效的其他经济特征指标,参考现有文献的做法^[38-39],本文引入了一系列企业层面的控制变量。公司基本面的变量包括:企业年龄、企业规模、资产负债率、现金流量、员工人数、固定资产比率。公司治理情况的变量包括:独立董事比例和股权集中度,后者由前十大股东持股比例集中度表示。最后,为缓解不可观测变量对结果的影响,模型中进一步控制了公司固定效应、行业固定效应和年份固定效应。表 1 列出了本文主要变量的描述性统计。

表 1 主要变量的描述性统计

变量名	指标含义	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
		样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
<i>ROA</i>	总资产报酬率	13528	0.029	0.067	-0.298	0.209
<i>ROE</i>	净资产收益率	13223	0.056	0.151	-0.795	0.355
Tobin's <i>Q</i>	托宾 <i>Q</i> 值	13095	1.918	1.305	0.886	7.898
<i>lnage</i>	企业年龄(取对数)	13528	1.946	1.078	2.639	0
<i>lnsale</i>	企业规模=ln(公司营业收入)	13494	21.299	1.591	16.979	25.136
<i>tl</i>	资产负债率=负债合计/总资产	13505	0.527	0.214	0.051	1.136
<i>cflow</i>	现金流量=经营活动产生现金流净额/总资产	13 525	0.047	0.081	-0.195	0.268
<i>stuff</i>	ln(员工人数)	13465	7.570	1.431	3.738	10.800
<i>fasset</i>	固定资产比率	13543	0.267	0.193	0.002	0.748
<i>top10_hhi</i>	前十大股东持股比例集中度	13521	0.528	0.226	0.134	0.965
<i>dep</i>	独立董事比例=独立董事人数/董事会人数	13 411	0.363	0.052	0	0.571
<i>mkt</i>	2008—2017 年市场化指数	9680	7.282	1.846	-0.230	10
<i>SA</i>	融资约束 SA 指数	13552	-3.613	0.73	-5.236	0
<i>inv</i>	在固定资产、无形资产和其他长期资产上的投资支出	13500	0.050	0.053	0	0.260
<i>ctrl</i>	迪博·中国上市公司内部控制指数	13116	650.738	155.930	0	993.210

四、实证结果

(一) 基准回归

为评估绿色金融政策对污染企业绩效的影响,本文采用双重差分(DID)模型进行回归分析,表 2 报告了基准回归结果。其中(1)列~(3)列为不加控制变量的结果,可以看出无论是对衡量企业短期绩效的 *ROA*、*ROE*,还是对衡量企业长期绩效的 Tobin's *Q*,以《绿色信贷指引》政策为冲击的 DID 估计系数均显著为负。(4)列~(6)列为纳入企业层面控制变量后的回归结果,各列 DID 项估计系数仍显著为负,其中 *ROA* 下降 0.007(均值的 24.1%),*ROE* 下降 0.024(均值的 42.8%),Tobin's *Q* 下降 0.249(均值的 13%)。实证结果表明,相较于非重污染企业,《绿色信贷指引》对重污染企业绩效影响更显著,且对短期绩效的影响大于对长期绩效的影响,反映出政策通过短期机制迅速抑制重污染企业增长的有效性。同时也揭示了重污染企业在面对政策冲击时难以迅速应对和调整转型的困境。

表 2 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>ROA</i>	<i>ROE</i>	Tobin's <i>Q</i>	<i>ROA</i>	<i>ROE</i>	Tobin's <i>Q</i>
$Treat_j \times Policy_t$	-0.009** (0.003)	-0.027*** (0.008)	-0.141** (0.070)	-0.007** (0.003)	-0.024*** (0.008)	-0.249*** (0.057)
<i>lnage</i>				-0.011*** (0.003)	-0.027*** (0.008)	0.296*** (0.085)
<i>lnsale</i>				0.020*** (0.002)	0.054*** (0.004)	-0.438*** (0.031)
<i>tl</i>				-0.150*** (0.007)	-0.279*** (0.019)	-0.042 (0.143)

续表

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	ROA	ROE	Tobin's Q	ROA	ROE	Tobin's Q
<i>cflow</i>				0.132 *** (0.011)	0.276 *** (0.025)	1.391 *** (0.157)
<i>stuff</i>				-0.011 *** (0.001)	-0.022 *** (0.003)	-0.192 *** (0.028)
<i>dep</i>				0.002 (0.018)	-0.025 (0.044)	0.288 (0.314)
<i>fasset</i>				-0.062 *** (0.008)	-0.161 *** (0.021)	-0.180 (0.147)
<i>top10_hhi</i>				-0.011 ** (0.005)	-0.004 (0.012)	-0.357 *** (0.098)
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	13528	13223	13095	13333	13054	12940
R ²	0.054	0.046	0.251	0.262	0.174	0.380

注：括号中为聚类于行业层面的稳健标准误；*、**、*** 分别表示系数在 10%、5%、1%水平上显著。

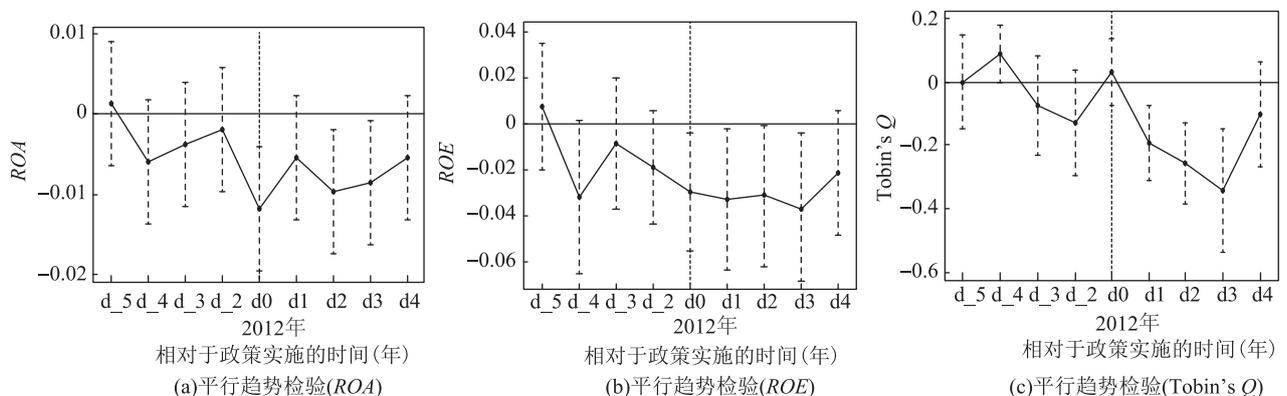
(二) 平行趋势检验

双重差分估计系数反映真实处理效应的关键前提是模型符合平行趋势假设,即如果《绿色信贷指引》未颁布,重污染企业与非重污染企业的绩效变化趋势应该保持一致。为验证该前提假设是否成立,本文采用常见的事件研究方法进行检验,模型设定如式(2)所示。

$$Performance_{i,j,t} = \alpha + \beta Treat_j \times Policy_t + \gamma X_{i,t} + \mu_i + \delta_j + \omega_t + \varepsilon_{i,j,t} \quad (2)$$

其中： $D_{i,j,t}^k$ 为《绿色信贷指引》出台这一事件的虚拟变量。令 $k=t-2012$,当 $k \leq -5$ 时, $D_{i,j,t}^k = 1$, 否则为 0; 当 $k = -4, -3, \dots, 2, 3$ 时, 对应的 $D_{i,j,t}^k = 1$, 否则为 0; 当 $k \geq 4$ 时, $D_{i,j,t}^k = 1$, 否则为 0。在具体的回归分析中,本文以 $k = -1$ 即《绿色信贷指引》颁布前 1 年(2011 年)为基准期。因此模型(2)中没有包括 $D_{i,j,t}^{-1}$ 这一虚拟变量。通过考察模型中参数 α_k 的显著性,就可以检验分时点的绿色信贷政策效应。

图 1 报告了模型(2)中参数 α_k 随时间的变化情况(置信区间为 95%)。可以发现,《绿色信贷指引》出台(2012 年)前 α_k 均不显著,表明在政策实施前重污染企业与非重污染企业绩效的变化趋势并没有显著差异,满足平行趋势假定。政策实施后 α_k 开始显著为负,有力支持了绿色信贷政策引起重污染企业绩效下降这一结论。需特别指出的是,由图 1 可以发现,政策对重污染企业 ROA 的影响具有显著滞后效应。通过对比 ROA 与其他两个指标的差异进行深入分析,鉴于股价和股东收益对政策变动(尤其是利空消息)反应极为敏感,因此政策效果能够迅速体现在 ROE 及包含企业市值的 Tobin's Q 上。相对而言,ROA 所涵盖的资产范围



d₅ 表示政策颁布前第 5 年(即 2007 年),其他标记类同

图 1 平行趋势检验(企业 ROA/ROE/Tobin's Q 指标)

更广泛,政策变动的负面影响无法立即反映在那些具有较高黏性的资产(如债权资产)中,从而导致政策影响出现滞后性。

(三) 稳健性检验

1. 排除同期政策干扰

为进一步保证基准结果的稳健性,本文对样本期内其他可能影响企业绩效的环境相关政策进行排除。一是排除“低碳城市”试点政策对企业绩效的影响^[40]。为控制“低碳城市”试点可能带来的干扰,将 2010 年和 2012 年两批“低碳城市”试点的连续 DID 项 $Carbon_{ct}$ 加入回归方程,结果如表 3 的(1)列~(3)列所示。二是排除 2015 年新环保法实施对企业绩效的影响^[41],将新环保法实施的虚拟变量 Law 加入回归方程,结果如表 3 的(4)列~(6)列所示。研究发现,在排除相关环境政策的影响后,核心解释变量的系数依然负向显著,与基准回归结果保持一致。

表 3 稳健性检验:排除同期政策干扰

变量	低碳城市			新环保法		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	ROA	ROE	Tobin's Q	ROA	ROE	Tobin's Q
$Treat_j \times Policy_t$	-0.007** (0.003)	-0.023*** (0.008)	-0.249*** (0.057)	-0.009*** (0.003)	-0.029*** (0.009)	-0.224*** (0.054)
$Carbon$	0.002 (0.002)	0.007 (0.005)	-0.001 (0.046)			
Law				0.004 (0.003)	0.011 (0.007)	-0.053 (0.059)
控制变量	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	13333	13054	12940	13333	13054	12940
R^2	0.263	0.175	0.380	0.262	0.174	0.380

注:括号中为聚类于行业层面的稳健标准误;*、**、*** 分别表示系数在 10%、5%、1%水平上显著。

2. 优化控制组与使用匹配方法

前文通过选取 A 股上市公司样本数据,将其中重污染企业作为处理组,其他所有非重污染企业作为控制组进行基准分析。鉴于重污染企业主要分布在 B、C、D 三个行业门类范围内(详见前文脚注①),为提升处理组与控制组之间的可比性,本文进一步剔除不属于 B、C、D 三个行业类别的企业,将控制组范围限定为属于 B、C、D 三个行业类别的非重污染企业,以检验基准结果的稳健性。表 4 的(1)列~(3)列结果表明,在优化控制组条件后,《绿色信贷指引》政策导致重污染企业 ROA 下降了 0.008,ROE 下降了 0.025,Tobin's Q 下降了 0.27,基准结果的稳健性得到验证。

双重差分法无法完全消除潜在的“选择性偏差”问题,处理组和控制组在政策实施前仍可能具有系统性差异。因此,本文进一步利用倾向性得分匹配法,将控制变量作为样本点的识别特征,对处理组和控制组进行邻近匹配(1:3)。对匹配后样本使用双重差分进行回归,PSM-DID 模型回归结果见表 4 的(4)列~(6)列。《绿色信贷指引》实施后,相较非重污染企业,重污染企业 ROA 下降 0.008,ROE 下降 0.027,Tobin's Q 下降 0.21,与表 3 回归结果基本保持一致,说明不可观测遗漏变量并未对基准结果产生实质性影响。

表 4 稳健性检验:更换控制组与使用匹配方法

变量	更换控制组			PSM-DID		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	ROA	ROE	Tobin's Q	ROA	ROE	Tobin's Q
$Treat_j \times Policy_t$	-0.008** (0.003)	-0.025*** (0.008)	-0.270*** (0.067)	-0.008** (0.003)	-0.027*** (0.009)	-0.210*** (0.066)
控制变量	是	是	是	是	是	是

续表

变量	更换控制组			PSM-DID		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	ROA	ROE	Tobin's Q	ROA	ROE	Tobin's Q
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	8630	8443	8378	12771	12497	12374
R ²	0.285	0.175	0.383	0.258	0.175	0.381

注：括号中为聚类于行业层面的稳健标准误；*、**、*** 分别表示系数在 10%、5%、1%水平上显著。

3. 更换标准误聚类与排除业务变更企业

基准回归中参照一般做法，在绿色信贷政策发生作用的行业层面进行标准误聚类，但这种聚类未能充分考虑同一城市内不同行业间可能存在的紧密经济关联（如基础设施、投资结构、雇员来源、招商政策等）。因此，本文重新将标准误聚类到城市层面，表 5 的（1）列~（3）列结果显示，更换标准误聚类层级后回归系数保持稳健，ROA 和 ROE 结果显著性有所下降，这说明同一城市内行业间的经济关联可能存在，但并未对主要结果产生根本性的影响。

另外，本文注意到在样本期内部分企业进行了主营业务变更，从重污染企业转型成为非重污染企业（不存在由非重污染企业转为重污染企业的情况）。这些企业可能在污染治理和绿色转型的动因上与其他重污染企业存在系统性差异，相关因素可能未被现有的企业层面控制变量所涵盖，也无法通过固定效应模型进行控制。因此，本文排除了在样本期内发生主营业务变更的 87 家企业（占总样本企业的 9%），并重新进行了估计。表 5 中的（4）列~（6）列的估计结果表明，发生主营业务变更的企业并未对主要研究结果产生显著干扰。

表 5 稳健性检验：更换标准误聚类与排除业务变更企业

变量	使用城市层面聚类标准误			排除业务变更企业		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	ROA	ROE	Tobin's Q	ROA	ROE	Tobin's Q
$Treat_j \times Policy_t$	-0.008* (0.005)	-0.021** (0.011)	-0.236*** (0.067)	-0.008*** (0.003)	-0.030*** (0.008)	-0.215*** (0.051)
控制变量	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	13333	13054	12940	12115	12036	11682
R ²	0.280	0.201	0.392	0.253	0.169	0.375

注：（1）列~（3）列括号中为聚类于城市层面的稳健标准误，（4）列~（6）列括号中为聚类于行业层面的稳健标准误。*、**、*** 分别表示系数在 10%、5%、1%水平上显著。

4. 安慰剂检验

为进一步排除其他可能因素的影响，确保处理组设定的合理性，本文参照文献一般做法进行安慰剂检验^[42]，在全部样本中随机抽取虚拟处理组进行回归。具体而言，在 968 个 A 股上市企业中进行 1000 次抽样，每次随机从样本中选出一定数量的重污染企业作为虚拟处理组，其余企业作为控制组，按照基准模型（1）进行回归，被解释变量的核密度分布如图 2 所示。在多数抽样估计中，系数 t 值的绝对值低于统计显著性临界值， p 值多大于 0.1，说明在 1000 次的随机抽样中，《绿色信贷指引》并未对企业绩效产生显著效果。因此，基准结论通过了安慰剂检验，进一步排除了重污染企业绩效受到其他未知政策因素影响的可能性。

（四）机制分析

本文进一步分析绿色信贷政策通过何种渠道影响重污染企业绩效。对应前文的理论机制分析和研究假说，《绿色信贷指引》可能通过融资约束效应、投资约束效应和内部控制质量效应三条途径影响重污染企业绩效，按照常规做法，使用如式（3）所示模型进行机制检验。

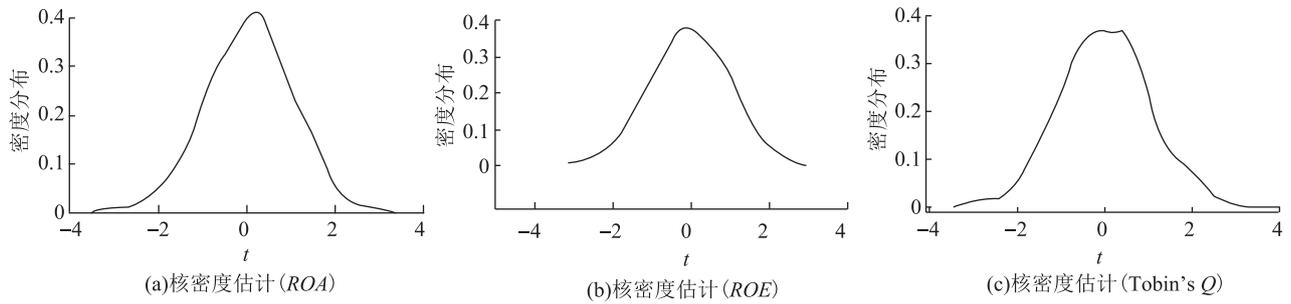


图 2 安慰剂检验(ROA、ROE、Tobin's Q 指标)

$$Mechanism_{i,j,t} = \alpha + \beta + Treat_j * Policy_t + \gamma X_{i,t} + \mu_i + \delta_j + \omega_t + \varepsilon_{i,j,t} \quad (3)$$

其中： $Mechanism_{i,j,t}$ 为机制变量，在融资约束效应、投资约束效应和内部控制质量机制检验中，分别用融资约束 SA 指数(SA)、在固定资产、无形资产和其他长期资产上的投资支出(*inv*t)和迪博·中国上市公司内部控制指数(*ctrl*)表示。

1. 融资约束效应

现存文献中广泛使用的融资约束相关变量包括 KZ 指数、SA 指数和 WW 指数。考察各指数的测算过程可以发现，KZ 指数和 WW 指数中包含较多具有内生性的财务变量，如现金流、杠杆等，而融资约束与现金流、杠杆等变量之间会相互影响。因此，本文参考已有研究的做法^[43-44]，使用企业规模和年龄两个相对稳定和外生的变量构建 SA 指数^②作为衡量上市企业融资约束程度的代理变量。SA 指数为负值，其绝对值越大表示上市企业面临的融资约束程度越高。本文通过对测算得到的 SA 指数取绝对值进行回归，表 6 的(1)列报告了相应结果。

与假说 H1 预期一致，绿色信贷政策的实施增强了重污染企业的融资约束，而融资约束是阻碍企业发展和企业绩效提高的重要原因之一。《绿色信贷指引》出台后，商业银行严格控制信贷门槛，实行名单制管理，监管机构建立健全信息共享机制，充分向资本市场传递企业环境信息。重污染企业可能的环境违规风险使潜在债权人贷款意愿下降，已有债权人为规避风险，可能提前撤资、缩短贷款期限或者拒绝贷款展期，导致重污染企业融资能力进一步恶化，融资成本上升，现金流紧张。融资约束与企业绩效密切相关，一方面，资金紧张造成企业经济活动受阻，业务发展受限，研发资金稀缺，不利于企业成长；另一方面，外部融资受阻使企业增加对内部融资的依赖程度，这将影响企业的资本结构，造成企业资本结构偏离最优资本结构，企业绩效下滑。

2. 投资约束效应

投资活动会影响企业未来收益能力，是企业价值的重要驱动力，常用的投资支出计量方法包括三种：固定资产净值变化量、固定资产变化量加折旧费用、现金流量表中的“购建固定资产、无形资产和其他长期资产支付的现金”^[45]。由于前两种方法是估算得到的数值，并不能准确代表企业实际的投资金额，且除了固定资产投资外，无形资产、其他长期资产也是企业资本投资活动的重要组成部分。因此，本文用企业在固定资产、无形资产和其他长期资产上的投资支出(取对数)表示企业投资规模，并用总资产进行标准化，以消除规模对企业投资支出的影响。表 6 的(2)列结果显示绿色信贷政策的实施显著降低了重污染企业的投资支出，假说 H2 得到验证。

绿色信贷政策抑制了污染项目的新增和产能扩张，加大了落后产能的淘汰力度，高额环境成本等因素也降低了企业对部分项目的投资意愿，重污染企业投资范围收窄，投资行为受限。绿色信贷政策影响了企业外部投资环境，舆论压力和监督监管促使企业调整投资策略，削减或停止对存在环境社会风险项目的投资支出。可自由支配现金流的减少使重污染企业缺乏进行投资活动的资金基础，资金不足使企业不得不放弃一些有可观收入前景但前期投入大的项目，造成企业投资不足。而投资活动是企业发展的基本前提，是

② SA 指数计算公式为： $SA = -0.737 \times Size + 0.043 \times Size^2 - 0.04 \times Age$ 。

企业取得市场竞争优势、实现资本增值、获取利润的重要动力,企业投资决策结果最终会反映在企业绩效中,良好的投资能够为企业带来稳定的绩效。绿色信贷政策增强了重污染企业的投资约束,降低了企业市场竞争优势与利润获取能力,不利于企业绩效提升。

3. 内部控制质量

公司内部治理水平是影响企业绩效的重要因素。内部控制是现代企业管理的重要组成部分,对确保企业各项工作的正常进行、促进企业经营管理效率提高及建立现代企业制度有着非常重要的作用。本文选择以深圳市迪博公司颁布的“迪博·中国上市公司内部控制指数”来度量企业内部控制质量。该指数结合国内上市公司实施内部控制体系的现状,围绕上市公司合法合规、信息披露、资产安全、经营回报、战略执行五大目标的实现程度设计内部控制基本指数。同时将内部控制缺陷作为修正变量对内部控制基本指数进行修正,最终形成综合反映上市公司内控水平和风险管控

能力的内部控制指数,推动了内部控制实证研究的发展,在企业内部控制的相关研究中被广泛使用^[46-47]。内部控制指数越大,表明公司内部控制越严密,内部控制质量越高。表6的(3)列结果显示,绿色信贷政策的实施降低了重污染企业的内部控制指数,证实了内部控制质量效应这一机制的存在,假说H3得到验证。

内部控制质量是企业经营管理状况的重要体现,也是衡量企业相关战略措施得当与否的关键指标。绿色信贷政策对于上市公司属于不可预测的外部冲击,它的实施对重污染企业原定的内部控制体系造成了冲击,外部风险因素和政策压力因素增加造成了企业内部控制体系缺陷,内部控制质量下降。但由于内部控制本身并不能够直接转化为企业的经济收益,管理层的成本敏感性和追求短期效益的特性使其缺乏动力去改进内部控制体系的不足。内部控制质量的恶化将引发一系列负面经济后果,如企业运营效率和资源配置效率降低、财务风险增加及利益相关者间矛盾加剧,最终对企业的绩效产生不利影响。

在理论机制的基础上,为进一步验证机制变量的合理性,本文补充分析了三项机制变量对于企业绩效的影响。表7报告了融资约束(SA,取绝对值)、投资支出(invt,取对数)和内部控制质量指数(ctrl)对于短期企业绩效ROA和长期企业绩效Tobin's Q的影响。(1)列~(3)列结果显示,融资约束降低了企业短期绩效,而投资支出的增加和内部控制状况的改善能够显著提升企业短期绩效;(4)列~(6)列结果进一步显示,融资约束的放松和内部控制质量的提升对企业绩效的影响为正(投资支出系数统计不显著但符号为正,并且维度符合预期)。上述结果较为一致地表明,本文所选择的三项机制变量不仅具有理论层面的一般性依据,其合理性也通过了所使用样本的具体验证。

表6 机制分析

变量	(1)	(2)	(3)
	SA	invt	ctrl
$Treat_j \times Policy_t$	0.011 *** (0.004)	-0.015 *** (0.003)	-27.115 *** (7.946)
控制变量	是	是	是
企业固定效应	是	是	是
行业固定效应	是	是	是
时间固定效应	是	是	是
观测值	13 333	13 313	12 922
R^2	0.729	0.106	0.159

注:括号内为聚类于行业层面的稳健标准误;*、**、***分别表示系数在10%、5%、1%水平上显著。

表7 机制变量验证

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	ROA	ROA	ROA	Tobin's Q	Tobin's Q	Tobin's Q
SA	-0.004 ** (0.002)			-0.128 *** (0.021)		
invt		0.006 *** (0.001)			0.205 (0.176)	
ctrl			0.002 ** (0.001)			0.218 ** (0.096)
控制变量	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	13333	13333	13333	12940	12940	12940
R^2	0.310	0.241	0.287	0.205	0.397	0.312

注:括号内为聚类于行业层面的稳健标准误;*、**、***分别表示系数在10%、5%、1%水平上显著。

五、拓展性分析

(一) 企业所有制异质性

在我国现有经济制度框架下,国有企业和非国有企业的所有制形式区别导致两类企业在自身特征、政策环境与发展路径上存在较大差异,绿色金融政策对污染企业绩效的影响可能也会因所有制不同而产生差异。本文划分国有企业和非国有企业两个子样本进行分析。表 8 所列分析结果显示,《绿色信贷指引》的实施对国有重污染企业绩效的负向影响更显著。《绿色信贷指引》对非国有重污染企业短期绩效(ROA、ROE)未产生影响,但降低了其长期绩效(Tobin's Q)。国有企业在发展过程中对政府具有较大的依赖倾向,在融资贷款上更多享有政府担保和融资便利。随着环境治理在政府目标体系中的权重加大,国有企业的所有制性质使其承担了更多的社会责任与减排任务。政府对其监管的便利性也使国有污染企业成为政策倾斜对象,因此国有重污染企业获得银行信贷融资难度加大。且国有企业自身在融资方面也更依赖于政策性银行贷款,在绿色信贷政策背景下,国有污染企业自然受到相对更为严重的冲击。相比之下,转型更为灵活的非国有企业短期内自筹资金能力较强^[7],因而《绿色信贷指引》对非国有污染企业短期绩效未产生影响。分析结果同时表明,无论何种所有制形式的企业,要想维持长期绩效增长,都必须积极探索绿色转型路径。

表 8 所有制异质性

变量	ROA		ROE		Tobin's Q	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	国有企业	非国有企业	国有企业	非国有企业	国有企业	非国有企业
$Treat_j \times Policy_t$	-0.007** (0.003)	-0.005 (0.007)	-0.024*** (0.009)	-0.008 (0.014)	-0.173*** (0.060)	-0.244* (0.146)
控制变量	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	8874	4459	8772	4282	8689	4251
R^2	0.258	0.227	0.170	0.167	0.364	0.422

注:括号中为聚类于行业层面的稳健标准误;*、**、*** 分别表示系数在 10%、5%、1%水平上显著。

(二) 市场化水平异质性

我国市场化改革进程已历经 40 余年,但由于国家扶持政策的倾斜、对外开放程度的不同等原因,不同地区之间的市场化程度仍存在较大差异^[48]。为检验企业所在地区市场化程度差异是否影响了《绿色信贷指引》对于企业绩效的冲击,本文根据《中国分省份市场化指数报告》中的市场化指数数据,以市场化指数的中位数进行分组,将样本划分为高市场化地区企业和低市场化地区企业。表 9 所列回归结果表明,《绿色信贷

表 9 市场化水平异质性

变量	ROA		ROE		Tobin's Q	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	高市场化地区	低市场化地区	高市场化地区	低市场化地区	高市场化地区	低市场化地区
$Treat_j \times Policy_t$	-0.002 (0.005)	-0.011*** (0.004)	-0.011 (0.012)	-0.033*** (0.010)	-0.143 (0.091)	-0.325*** (0.076)
控制变量	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	6134	7199	6047	7007	5969	6971
R^2	0.234	0.300	0.152	0.214	0.365	0.415

注:括号中为聚类于行业层面的稳健标准误;*、**、*** 分别表示系数在 10%、5%、1%水平上显著。

指引》使低市场化地区重污染企业绩效严重下滑,而对高市场化地区的重污染企业绩效未产生显著影响。重污染企业是我国发展早期 GDP 的重要贡献者,绿色信贷政策实施前,企业所在地区市场化水平越低,政府越有可能对企业进行干预。为保证地方财政收入,地方政府可能倾向于支持相关企业的贷款融资活动。但随着社会对环境问题的关注度日益提升,中央对地方生态环境也提出了更高的要求。《绿色信贷指引》的出台意味着地方环境规制力度进一步加强,地方政府迫于行政压力,对重污染企业的支持力度逐渐减弱,低市场化地区的重污染企业失去本地财政与金融支持,更难以经由市场机制获得投融资指引与补偿,因而也更有可能会面临企业绩效下滑风险。

(三) 环境规制异质性

政府环境治理决策与行为可能对绿色金融政策的具体执行方式产生较大影响,导致不同环境规制强度下的绿色金融政策效应存在较大差异。本文参考已有研究的做法^[49],将省市政府工作报告中与环境相关词汇出现频数作为地区环境规制强度的代理变量。通过从地方政府官网手工收集整理各省市政府工作报告,整理出 2009—2017 年 31 个省份(因数据缺失,未包含港澳台地区)环境规制相关的环保词汇词频,将其作为地区环境规制力度的代理变量。具体环境词汇包括“环境保护”“环保”“污染”“能耗”“减排”“排污”“生态”“绿色”“PM2.5”等。以环保词频数的中位数将样本划分为强环境规制区域和弱环境规制区域,回归结果如表 10 所示。总体来看,《绿色信贷指引》对强规制力度区域重污染企业绩效的负向影响更显著,反映了绿色金融与环境规制在限制重污染企业方面能够形成有效合力,强化环境规制力度有利于绿色信贷政策更充分地发挥降污减排作用。

表 10 环境规制异质性

变量	ROA		ROE		Tobin's Q	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	规制力度强	规制力度弱	规制力度强	规制力度弱	规制力度强	规制力度弱
$Treat_j \times Policy_t$	-0.008** (0.004)	-0.006 (0.004)	-0.028*** (0.011)	-0.020* (0.011)	-0.263*** (0.076)	-0.242*** (0.085)
控制变量	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	6704	6629	6588	6466	6534	6406
R^2	0.270	0.273	0.184	0.187	0.407	0.373

注:括号中为聚类于行业层面的稳健标准误;*、**、*** 分别表示系数在 10%、5%、1%水平上显著。

(四) 更新样本分析

受限于部分控制变量与机制变量数据的可得性,本文主干分析数据截止于 2017 年。然而,在过去七年中,随着党的十九大的召开和国内外突发事件等一系列重大冲击的发生,绿色信贷乃至整个绿色金融的政策设计有了进一步的深化、创新与拓展。一些样本内较晚出台的政策(如 2016 年 8 月出台的《关于构建绿色金融体系的指导意见》)和样本期外新政策(如 2021 年 4 月发布的《绿色债券支持项目目录》和 2021 年 6 月发布的《银行业金融机构绿色金融评价方案》)的影响可能难以被当前分析捕捉。因此,本文进一步依据 Wind 数据库和 CSMAR 数据库,将评估企业绩效的三项因变量时间跨度扩展至 2023 年。表 11 的回归结果表明,在纳入 2018—2023 年的数据后,2012 年的《绿色信贷指引》对污染企业绩效的负向影响依然显著存在。与表 2 结果相比,多数系数值有所上升,既表明该政策本身具有一定的稳定性和长期效应,也反映出其与后续政策之间形成了有效协同,共同推进经济绿色发展。

表 11 更新样本回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	ROA	ROE	Tobin's Q	ROA	ROE	Tobin's Q
$Treat_j \times Policy_i$	-0.012** (0.003)	-0.027*** (0.009)	-0.175* (0.097)	-0.011*** (0.004)	-0.023** (0.011)	-0.306*** (0.070)
控制变量	否	否	否	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	19033	19148	18597	18252	18140	17162
R^2	0.042	0.036	0.277	0.202	0.149	0.326

注:括号中为聚类于行业层面的稳健标准误;*、**、***分别表示系数在10%、5%、1%水平上显著。

六、研究结论与政策启示

本文以2012年《绿色信贷指引》的出台实施作为外生冲击,利用上市公司层面微观数据考察绿色信贷政策对重污染企业绩效的影响。得到以下结论:一是绿色信贷显著降低了重污染企业的短期绩效与长期绩效,且该结果通过了一系列稳健性检验。二是绿色信贷对于重污染企业绩效的负面影响通过融资约束效应、投资约束效应和内部控制质量效应三条途径实现。三是绿色信贷对不同所有制形式、不同市场化程度、不同环境规制强度的重污染企业绩效产生了异质性影响,表明绿色信贷政策实施效果存在多个维度差异。

本文研究结论具有如下政策启示:第一,绿色信贷政策对重污染企业的生产经营绩效产生负向影响,表明绿色信贷政策的生态环保效应已经显现。大力发展绿色信贷,着力完善绿色贷款实施标准、统计系统、业绩评价等基础性工作,始终是我国绿色金融体系建设的重要任务。监管部门和银行业金融机构要积极加快发展绿色信贷,不断提升绿色金融服务质效,为经济社会绿色低碳转型提供更高质量的绿色信贷产品和服务。第二,绿色信贷政策的具体实施效果与企业外部融资环境及内部投资决策和管理体制密切相关,为继续破除绿色信贷发展面临的制约因素,政府应进一步加强环保和金融监管部门的合作与联动,坚持绩效考评体系引领,探索完善绿色信贷业务的内外部激励机制。在推进金融机构开展绿色信贷积极性的同时不断提升企业对于绿色信贷的认知水平和接受程度,为绿色金融发展创造更加有利的制度环境和市场预期。第三,绿色信贷政策的实施效果对不同特点和不同区域的企业具有差异性,对非国有重污染企业、高市场化程度地区和环境规制较强地区的重污染企业影响较小。因此,有必要进一步探究如何细化绿色信贷政策体系安排,在借鉴国际发展经验的基础上充分实现因地制宜、因企制宜,以更为精准有效的绿色信贷政策推进经济与环境双向效率的最大化,助力地方产业高质量发展。

参考文献

- [1] WHITE M A. Environmental finance: Value and risk in an age of ecology[J]. Business Strategy and the Environment, 1996, 5(3): 198-206.
- [2] 谢婷婷,刘锦华.绿色信贷如何影响中国绿色经济增长?[J].中国人口·资源与环境,2019,29(9):83-90.
- [3] 李毓,胡海亚,李浩.绿色信贷对中国产业结构升级影响的实证分析——基于中国省级面板数据[J].经济问题,2020(1):37-43.
- [4] 金祥义,张文菲,施炳展.绿色金融促进了中国出口贸易发展吗?[J].金融研究,2022(5):38-56.
- [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,2018,462(12):123-137.
- [6] 章尹赛楠,李青原,李昱.不破不立:绿色信贷政策下重污染企业的应对[J].经济评论,2023(5):34-52.
- [7] 孙焱林,施博书.绿色信贷政策对企业创新的影响——基于PSM-DID模型的实证研究[J].生态经济,2019,35(7):87-91.
- [8] HU G, WANG X, WANG Y. Can the green credit policy stimulate green innovation in heavily polluting enterprises? Evidence from a quasi-natural experiment in China[J]. Energy Economics, 2021, 98: 105134.
- [9] 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.
- [10] 蔡海静,汪洋耀,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.
- [11] 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.
- [12] 马理,张人中,马威,等.能源结构有序调整与绿色信贷政策调控[J].金融研究,2023(1):94-112.
- [13] 钟覃琳,夏晓雪,姜付秀.绿色信贷能激励企业环境责任的承担吗?[J].管理科学学报,2023,26(3):93-111.
- [14] 吴晟,武良鹏,赵湘莲.绿色信贷政策对制造业外部融资、经济增长和能源消费的影响[J].中国人口·资源与环境,2021,31(3):

96-107.

- [15] 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.
- [16] 王艳丽,类晓东,龙如银.绿色信贷政策提高了企业的投资效率吗?——基于重污染企业金融资源配置的视角[J].中国人口·资源与环境,2021,31(1):123-133.
- [17] 梁若冰,王群群.地方债管理体制与企业融资困境缓解[J].经济研究,2021,56(4):60-76.
- [18] 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.
- [19] XU X, LI J. Asymmetric impacts of the policy and development of green credit on the debt financing cost and maturity of different types of enterprises in China[J]. Journal of Cleaner Production, 2020, 264: 121-574.
- [20] 郭俊杰,方颖.绿色信贷政策,信贷歧视与企业债务融资[J].经济学(季刊),2023,23(6):2231-2246.
- [21] 郭俊杰,方颖.绿色信贷,融资结构与企业环境投资[J].世界经济,2022,45(8):57-80.
- [22] 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.
- [23] 陆畅.中国的绿色政策与就业:存在双重红利吗?[J].经济研究,2011,46(7):42-54.
- [24] 吴超鹏,吴世农,程静雅,等.风险投资对上市公司投融资行为影响的实证研究[J].经济研究,2012,47(1):105-119,160.
- [25] 朱丽娜,张正元,高皓.企业绿色绩效的行业落差与环保投资[J].财经研究,2022,48(7):94-108.
- [26] 李万福,林斌,宋璐.内部控制在公司投资中的角色:效率促进还是抑制?[J].管理世界,2011,27(2):81-99.
- [27] 樊行健,肖光红.关于企业内部控制本质与概念的理论反思[J].会计研究,2014(2):4-11.
- [28] 杨旭东.内部控制对企业运营效率的影响研究——基于A股上市企业的经验证据[J].审计研究,2019(6):61-69.
- [29] 郑莉莉,刘晨.新冠肺炎疫情冲击、内部控制质量与企业绩效[J].审计研究,2021(5):120-128.
- [30] 陈汉文,周中胜.内部控制质量与企业债务融资成本[J].南开管理评论,2014(3):103-111.
- [31] 赵渊贤,吴伟荣.企业外部规制影响内部控制有效性研究——来自中国上市公司的经验证据[J].中国软科学,2014(4):126-137.
- [32] 钟宇翔,吕怀立,李婉丽.管理层短视、会计稳健性与企业创新抑制[J].南开管理评论,2017,20(6):163-177.
- [33] 罗党论,刘晓龙.政治关系、进入壁垒与企业绩效——来自中国民营上市公司的经验证据[J].管理世界,2009,25(5):97-106.
- [34] 田利辉,张伟.政治关联影响我国上市公司长期绩效的三大效应[J].经济研究,2013,48(11):71-86.
- [35] 袁蓉丽,肖泽忠,邹宏.金融机构投资者的持股和公司业绩:基于股东积极主义的视角[J].中国软科学,2010(11):110-122,192.
- [36] 叶陈刚,裘丽,张立娟.公司治理结构、内部控制质量与企业财务绩效[J].审计研究,2016(2):104-112.
- [37] 王雪莉,马琳,王艳丽.高管团队职能背景对企业绩效的影响:以中国信息技术行业上市公司为例[J].南开管理评论,2013,16(4):80-93.
- [38] 袁建国,后青松,程晨.企业政治资源的诅咒效应——基于政治关联与企业技术创新的考察[J].管理世界,2015,31(1):139-155.
- [39] 周楷唐,麻志明,吴联生.高管学术经历与公司债务融资成本[J].经济研究,2017,52(7):169-183.
- [40] 张红凤,李睿.低碳试点政策与高污染工业企业绩效[J].经济评论,2022(2):137-153.
- [41] 王丽萍,姚子婷,李创.新环保法对上市工业企业绩效影响的准自然实验研究[J].产业经济研究,2021(4):115-128.
- [42] 史丹,李少林.排污权交易制度与能源利用效率——对地级及以上城市的测度与实证[J].中国工业经济,2020(9):5-23.
- [43] 鞠晓生,卢荻,虞义华.融资约束、营运资本管理与企业创新可持续性[J].经济研究,2013,48(1):4-16.
- [44] 华岳,金敏,张勋.数字基础设施与企业融资约束[J].中国经济学,2022(1):227-254.
- [45] 沈红波,寇宏,张川.金融发展,融资约束与企业投资的实证研究[J].中国工业经济,2010(6):55-64.
- [46] 李万福,陈晖丽.内部控制与公司实际税负[J].金融研究,2012(9):195-206.
- [47] 逯东,付鹏,杨丹.媒体类型,媒体关注与上市公司内部控制质量[J].会计研究,2015(4):78-85.
- [48] 孙晓华,李明珊,王昀.市场化进程与地区经济发展差距[J].数量经济技术经济研究,2015,32(6):39-55.
- [49] 陈诗一,陈登科.雾霾污染,政府治理与经济高质量发展[J].经济研究,2018,53(2):20-34.

Green Credit Policy and Polluting Firm's Performance: Investment, Financing and Internal Control Perspectives

Hua Yue¹, Liu Yingjie², Lu Jian³

(1. School of Economics and Trade, Hunan University, Changsha 410009, China;

2. School of Finance and Statistics, Hunan University, Changsha 410009, China;

3. Institute of Yangtze River Development, Nanjing University, Nanjing 210093, China)

Abstract: The dual goals of green financial policies are to direct funds into green industries and promote the transformation of polluting enterprises. A difference-in-differences model was utilized to examine how *the Green Credit Guidelines*, introduced in 2012, affected the performance of polluting enterprises. Data from 968 non-financial listed companies on the A-share market in China between 2004 and 2017 were analyzed. *The Green Credit Guidelines* are found to reduce both the short-term and long-term performance of enterprises in heavily polluting industries. This negative impact is achieved through the channels of financing constraints, investment constraints, and internal control quality effects. After the implementation of *the Green Credit Guidelines*, the scale of investment by polluting enterprises in fixed assets, intangible assets, and other long-term assets decreases. The financing constraints of polluting enterprises measured by the SA index tighten. The management status of polluting enterprises measured by the internal control quality index deteriorates. Heterogeneity analysis shows that *the Green Credit Guidelines* has a more obvious impact on the performance of state-owned polluting enterprises and polluting enterprises in areas with low marketization and weak environmental regulation. Reliable evidence is provided on the impact of green credit on the economic performance of enterprises at the micro level, and policy insights are given on how green finance policies can aid in the green transformation of polluting enterprises.

Keywords: green finance; firm performance; financial constraint; investment constraint; internal control