

供应链金融影响企业碳风险的经济后果研究

党燕茹¹

(1.重庆师范大学, 重庆 401331)

摘要:“双碳”战略下, 碳风险已成为影响企业财务稳定的系统性因素。基于 2007—2023 年 A 股上市公司数据, 研究发现供应链金融能显著降低企业碳风险, 主要通过缓解融资约束和优化资本结构实现。企业盈利能力越强, 这种抑制效果越显著。异质性分析表明, 该效应在东中部地区、高竞争行业及低技术低污染行业中更为明显, 为将供应链金融纳入企业碳风险管理战略提供了实证依据。

关键词: 供应链金融; 碳风险; 经济后果

DOI: doi.org/10.70693/jyxb.v1i2.267

Economic Consequences of Supply Chain Finance on Corporate Carbon Risk

Dang Yanru¹

1.Chongqing Normal University, Chongqing 401331

Abstract: Under the dual-carbon strategy, carbon risk has become a systemic factor affecting corporate financial stability. Based on A-share listed companies from 2007 to 2023, the study finds that supply chain finance significantly reduces corporate carbon risk, mainly by easing financing constraints and optimizing capital structure. The inhibitory effect is more pronounced for firms with stronger profitability. Heterogeneity tests show that the impact is larger in central and eastern regions, highly competitive industries, and low-tech/low-pollution sectors, providing empirical support for integrating supply chain finance into corporate carbon-risk management.

Keywords: Supply Chain Finance; carbon risk; economic consequence

一、引言

“双碳”目标下, 政策、技术与监管叠加形成的碳风险已威胁企业运营与供应链韧性, 却鲜见供应链视角的系统研究。供应链金融凭借信用增级、信息共享和资源整合, 能否通过缓解融资约束、优化资本结构降低碳风险, 尚缺实证答案。本文以 2007—2023 年 A 股公司为样本, 构建双向固定效应模型, 首次检验供应链金融对碳风险的直接效应、中介传导及盈利调节, 并从区域、行业竞争、技术污染属性三维揭示异质性场景, 为绿色金融政策与碳减排协同提供微观证据。

二、文献综述

供应链金融通过缓解融资约束与优化资本结构降低碳风险, 其逻辑链条已在少量但逐步增多的文献中得到验证。Berger 等^[1]界定供应链金融依托核心企业信用实现“物流—资金流—信息流”同步, 为中小企业提供稳定现金流, 奠定后续风险对冲的资金基础。陈思吉等^[2]进一步指出, 该模式以数据闭环降低银企信息不对称, 削弱外部融资溢价, 为碳合规成本内部化提供低成本资金通道。钟廷勇等^[3]利用中国上市公司样本证实, 供应链金融显著抑制企业避税并提升财务透明度,

直接削减因碳违规产生的潜在罚款现金流,形成碳风险的事前缓冲机制。在后果层面,熊熊等^[4]发现融资约束缓解后企业可将闲置流动性转向绿色工艺升级,全要素生产率随之提升,表明碳风险下降通过资源释放路径转化为真实经济效益。估值方面,证明交易数据的可验证性降低资本市场贴现率,托宾 Q 值持续上升,实现碳风险溢价的事后修复^[5]。异质性上,基于区块链场景研究显示,当信息可追溯强度更高时,供应链金融对碳风险的抑制作用在低技术、高竞争行业更为显著,印证技术耦合度对“资金—排放”传导效率的边际放大效应。综合上述研究,供应链金融已超越传统融资功能,成为以核心企业信用替代排放抵押、以数据闭环替代碳评级的跨组织碳风险管理工具^[6],为绿色金融政策与“双碳”目标协同提供可复制的微观框架。上述文献共同勾勒“融资优化—成本节约—估值修复”链条^[7],为后续检验供应链金融碳风险治理的经济后果提供机制路径与情景边界。

三、实证研究设计

(一) 数据来源

本研究选取 2007—2023 年间 A 股上市公司的相关数据作为样本。财务数据来源于国泰安数据库,而文本数据则来源于上市公司年度报告、公告及新闻报道等渠道。在数据预处理阶段采取了一系列严格的筛选措施:首先,剔除了已终止上市的公司样本;其次,排除了金融业的样本以及 ST 或 PT 的样本;进一步,剔除了资不抵债的企业;最后,剔除了存在数据缺失的样本。经过上述筛选,最终获取了 29 234 个公司和年度样本数据用于后续分析。

(二) 变量选取

1 被解释变量

碳风险的衡量方式参照钟廷勇等^[3]的研究,用企业二氧化碳排放量与其主营业务收入的比值作为碳风险的衡量指标。其中,企业二氧化碳排放量根据行业能源消耗进行近似估算。具体计算方式为:企业碳排放量=行业能源消耗总量×二氧化碳折算系数×企业营业成本/行业营业成本,其中,二氧化碳折算系数采用厦门节能中心所制作的标准,设定为 2.493。该指标值越大,表明企业的碳风险水平越高。

2 解释变量

供应链金融的涉入程度通过关键词频定量分

析方法进行测度,参考卜君等^[9]的研究,将供应链金融应用模式分为应收类、预付类、存货类和综合类,使用 Python 功能详细统计关键词在公司年度财务报表中出现的频次,将其作为该企业开展供应链金融程度的初始衡量指标,并将其加 1 后取自然对数,作为供应链金融涉入程度的衡量指标。

3 主要变量

本研究构建了企业全要素生产率 (TFP)。考虑到 Olley 和 Pakes (1996) 的研究中使用半参数法测算企业全要素生产率 (OP 法),但在估计过程中存在样本损失的情况。因此,本文利用 LP 法对企业全要素生产率进行计算和处理^[6]。特别地,考虑到 OP 法下较多年度投资额为 0 或负值的企业在估计过程中被忽略,因此 LP 法将中间品投入替换原有的投资额作为代理变量进行企业全要素生产率的估算,并实现对该代理变量合意度的检验。

企业价值 (Tobin)。借鉴何瑛、张大伟的研究思路,利用托宾 Q 值作为代理变量,具体为:托宾 Q 值=(流通股市值+非流通股市值+负债市值)/总资产。

4 控制变量

为精准剔除其他潜在因素对碳风险的干扰效应,本研究借鉴已有研究在模型中控制了反映企业性质、企业财务表现与企业治理特征的变量。具体如下:企业规模 (Size)、销售毛利率 (GrossProfit)、息税前资产回报率 (ROA2)、超额雇员率 (ExcessEmployeeRate)、净利润增长率 (NetProfitGrowth)、上市年限 (ListAge)、资金占用比率 (Occupy)、管理费用代理成本率 (Mfee) 和审计费用 (AuditFee)。此外,还控制了时间和个体固定效应。

(三) 模型设定

在前文基础上,本文已从经济现象、理论与实证多维度论证了供应链金融对降低企业碳风险的积极作用,并围绕“供应链金融—碳风险—经济效益”范式展开系统分析。值得进一步追问的是,这种碳风险缓释究竟能否转化为企业生产力与盈利模式的持续升级,并最终塑造长期竞争优势。供应链金融通过融资松绑与资本结构优化,不仅削减了合规成本波动,更为绿色技术投资腾挪出稳定现金流;当碳风险下降后,企业得以扩大低碳工艺、数字化改造与要素重组,推动全要素生

产率外移。同时, 资本市场将减排收益折现为估值溢价, 形成“碳风险贴现—绿色增长期权”叠加效应。因此, 供应链金融在碳风险治理层面的裨

益, 已成为企业综合竞争力跃迁的关键杠杆。基于此, 本研究同样利用和构建递归方程以检验其中的作用机制:

$$Eco_{t+1} = a_o + b_o SCF_{t-1} + g_o Controls_{it} + \eta + ind + e_{it} \quad (7)$$

$$CRisk_t = a_o + b_o SCF_{t-1} + g_o Controls_{it} + \eta + ind + e_{it} \quad (8)$$

$$Eco_{t+1} = a_o + b_o SCF_{t-1} + b_1 CRisk_t + g_o Controls_{it} + \eta + ind + e_{it} \quad (9)$$

其中, Eco 为企业经济效益变量组, 具体分别由企业全要素生产率(TFP)和企业价值(Tobin)两个变量来衡量。特别地, 同样考虑到供应链金融在实现企业碳风险与经济效益提高所需要的时效性和滞后影响, 因此对供应链金融变量、企业碳风险变量和经济效益变量(托宾 Q 值)分别进行滞后 1 期、当期数据结构和前置 1 期的处理。值得注意的是, 尽管 TFP 与 Tobin's Q 同属经济效益变量组(Eco), 但两者对碳风险的响应机制与时滞存在本质差异。TFP 反映的是企业当期资源配置与技术效率的变化, 在模型中未进行前置处理即表现出显著性, 说明碳风险下降对生产效率的改善具有即时性。而 Tobin's Q 作为资本市场对企业未来盈利能力的预期指标, 其调整具有前瞻性, 因此本文对 Tobin's Q 采用前置一期处理, 以捕捉投资者对企业碳风险下降的反应。两者处理方式不同, 但均在理论预期方向上显著, 进一步验证了碳风险对经济效益机制的稳健性与机制差异性^[6]。上述处理使本项研究在供应链金融影

响企业碳风险的经济效益讨论中增强了其中逻辑递进关系的考察, 并一定程度上缓解了反向因果的干扰。

以下表 1 是主要变量的描述性统计结果。其中, 碳风险指标平均为 3.039, 但标准差高达 12.55, 最低仅 0.000 21, 最高却达 2 003, 说明企业间碳风险差异巨大, 且分布高度右偏。供应链金融水平均值 0.376, 标准差 0.656, 变动范围 0~4.543, 显示多数企业供应链金融使用程度较低, 但存在少数高值。托宾 Q 值平均 2.029, 标准差 1.703, 最小 0.662, 最大 122.2, 同样呈右偏分布, 多数公司市值与资产重置成本之比集中在 2 倍左右, 但有极少数极高估值。供应链滞后一期为 0~1 的虚拟变量, 均值 0.316, 表明约 31.6%的观测期企业在上一期已采用供应链金融。前置一期托宾 Q 值与当期水平十分接近, 均值 2.028, 标准差 1.726, 极值分布亦相似, 说明企业估值在时间维度上保持相对稳定。

表 1 主要变量的描述性统计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
变量名称	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
碳风险	29 234	3.039	12.55	0.000 210	2 003
供应链金融	29 234	0.376	0.656	0	4.543
托宾 Q 值	28 922	2.029	1.703	0.662	122.2
供应链滞后一期	29 234	0.316	0.465	0	1
前置一期托宾 Q 值	24 833	2.028	1.726	0.662	122.2
企业全要素生产率	29 234	6.717	0.848	3.601	10.28

四、实证结果与分析

(一) 供应链金融、碳风险与全要素生产率

表 2 回归结果显示, 供应链金融滞后一期使全要素生产率提高 0.017, 碳风险下降 0.444, 后者对生产率有显著负向拖累。机制可概括为“融资

约束缓解—绿色技术采纳—动态能力激活”。供应链金融依托核心企业信用, 盘活存货与应收账款, 为中小企业提供与绿色投资久期匹配的耐心资本, 降低资本误配并推动节能减排设备落地^[8]。代理成本率与碳风险正相关反向验证: 治理薄弱时资金易被套利, 碳风险积聚并拖累生产率。进一步

看，碳风险下降释放的合规现金与声誉缓冲资金转向研发、数字化及人力资本，资本和劳动有效投入强度提升。样本中碳风险降幅最大的四分位组贡献了生产率提升的主要部分，证实“碳风险缓释”是供应链金融释放效率红利的核心渠道。与此同时，碳风险下降显著降低外部融资溢价，银行

下调环境风险系数，企业融资成本再次下降，资金回流技术升级，形成“融资成本下降—绿色投资增加—生产率提升—碳风险下降—融资成本再下降”的累积循环，使供应链金融对生产率的正向效应具备持续扩张的内生动力。

表 2 供应链金融对企业碳风险的影响：经济效益（全要素生产率）

主要变量	(1)	(2)	(3)
	全要素生产率	碳风险	全要素生产率
供应链金融滞后一期	0.017*** (4.91)	-0.444** (-2.40)	0.017*** (4.84)
碳风险			-0.001*** (-4.77)
控制变量	控制	控制	控制
常数项	-3.101*** (-34.13)	28.803*** (6.02)	-3.084*** (-33.93)
年份—个体	YES	YES	YES
N	26 811	26 811	26 811
R ²	0.954	0.153	0.954

表 3 供应链金融对企业碳风险的影响：经济效益（企业价值）

主要变量	(1)	(2)	(3)
	前置一起托宾 Q 值 F1TQ	碳风险	前置一起托宾 Q 值 F1TQ
供应链金融滞后一期	0.025* (1.79)	-0.437** (-2.38)	0.025* (1.79)
碳风险			-0.015*** (-4.48)
控制变量	控制	控制	控制
常数项	11.433*** (31.39)	28.236*** (6.03)	11.637*** (31.72)
年份—个体	YES	YES	YES
N	22 591	27 155	22 591
R ²	0.659	0.152	0.659

（二）供应链金融、碳风险与企业价值

进一步地，本节继续将研究的关注点转向对企业价值层面经济效益的考察，表 3 显示，供应链金融滞后一期托宾 Q 提高 0.025，碳风险下降 0.437；碳风险系数-0.015 显著，中介比例约 26%。机制在于：应收账款证券化与存货质押把沉淀营运资本转为即期现金，企业无需预留环境处罚准备金，释放的流动性投向绿色改造，抬升未来自由现金流；平台实时披露碳排放数据，降低信息不对称，投资者下调贴现率，将“碳风险下降”显性化为估值溢价。治理良好者把溢价转化为持续

ROIC 改善，代理成本高者则削弱效应。综上，供应链金融通过“碳风险贴现效应”与“增长期权激活效应”叠加，把隐性减排收益转化为可交易资本利得，实现企业价值重估。

（三）供应链金融经济效益的稳健性检验

在本小节中，稳健性检验沿用“剔除异常区间—替换变量—换估计法”框架。剔除 2008 年金融危机后 2011 至 2023 年样本，供应链金融对 LP 法全要素生产率仍保持 1%显著；改用 OP 法结果一致；引入托宾 Q 作为效益维度，系数方向与显著性不变，且滞后两期滚动均值显著性升至 1%，

证实跨期累积效应。时间—行业联合固定效应吸收不可观测冲击,结果依旧稳健。机制上,现金流保险释放预防性现金,绿色工艺与能效投资即时提升资本生产率;区块链、物联网及核心企业信用实现能耗、排放数据实时披露,降低环境信息不对称,系统下调贴现率,形成“生产率—估值”联动。三重稳健共同指向“融资约束缓解—要素重置—技术升级—市场重估”链条,跨越度量、区间与估值维度,为政策与金融实践提供可靠依据。

稳健性检验以多重维度验证了供应链金融对企业经济效益的正向影响并非统计偶得,而是由融资约束缓解触发的技术升级与资本市场重估共同驱动的长期机制。该机制既不受生产率测度方法差异的干扰,也不受样本区间政策噪音的左右,更在治理环境、规模特征与盈利结构的交叉检验中表现出高度一致性,为其推广至政策制定与金融实践提供了坚实的经验基础。

表4 供应链金融经济效益的稳健性检验

主要变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	个体—年份聚类			替换解释变量	更换区间
	TFP_LP	TFP_OP	FITQ	TFP_LP	TFP_LP
供应链金融滞后一期	0.017*** (4.11)	0.017*** (4.32)	0.025* (1.87)		0.016*** (4.63)
供应链金融 2				0.016*** (3.63)	
常数项	-3.101*** (-11.00)	-0.816*** (-3.13)	11.637*** (20.18)	-3.011*** (-34.74)	-3.088*** (-31.84)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
年份—个体	YES	YES	YES	YES	YES
N	26 811	26 811	22 301	28 542	25 034
R ²	0.954	0.933	0.659	0.951	0.958

表5 企业碳风险经济效益的稳健性检验

主要变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	个体—时间聚类			个体*行业高维回归	
	TFP_LP	TFP_OP	FITQ	TFP_LP	FITQ
碳风险	-0.001** (-2.31)	-0.001** (-2.41)	-0.015*** (-3.50)	-0.000* (-1.65)	-0.012*** (-2.83)
常数项	-3.008***	-0.795***	12.227***	-4.346***	8.680***
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
年份—个体	YES	YES	YES		
年份*行业				YES	YES
N	28 542	28 542	23 859	28 550	24 232
R ²	0.951	0.929	0.655	0.846	0.276

(四) 企业碳风险经济效益的稳健性检验

表5显示,无论LP或OP测算TFP,抑或托宾Q度量价值,碳风险系数始终显著为负;加入年份×行业高阶固定后,LP-TFP负效应仍保持10%显著,托宾Q负效应维持1%显著,结果稳健。LP与OP一致性排除度量噪音,托宾Q的额外资本成本约1.2%—1.5%,表明市场提前将远期环境

成本资本化。机制上,高碳风险通过“现金流压缩”与“资本调整成本”两条互补路径抑制效益:环保支出与罚款准备直接削减自由现金流,技术升级资金受限,TFP下降;同时,外部融资溢价抬升,绿色项目边际资本成本增加,正NPV项目被推迟,技术前沿停滞。两条路径叠加使负向弹性稳定在0.001—0.015区间,不受算法或区间干扰。

本小节将样本区间统一截断至2011—2023

年后，表 6 结果显示碳风险对经济效益的负向冲击在统计与经济意义上同步强化：LP-TFP 系数-0.001 ($t=-4.86$)、OP-TFP 系数-0.000 ($t=-4.39$)、托宾 Q 系数-0.014 ($t=-4.19$) 均跃升至 1%显著。在剔除金融危机及后续刺激政策扰动后，微观层面“环境成本—技术效率”传导链得以纯净呈现。2011 年以来，碳交易试点扩围、环保税开征与绿色信贷指引落地使碳价与合规成本更具可预期性，高碳风险对现金流的线性压缩效应凸显；资本调整成本上升同步延迟绿色技术投资，技术前沿外推受阻。LP 与 OP 结果一致放大，证实碳风险通过“投资预期—前沿收缩”路径抑制生产率；托宾 Q 系数显著提升，反映资本市场在更干净的制度环境下将碳风险纳入远期现金流折现，估值惩罚更为敏感。综合系统性稳健性检验，算法、指标、识别与区间四维闭环交叉验证，确认碳风险对企业经济效益的负向冲击是一条跨越度量方式、估值维度、识别策略与样本区间的稳健、可再现且具经济显著性的经验规律，而企业治理质量与资金实力决定了其对该负向冲击的缓释边界。

表 6 企业碳风险经济效益的稳健性检验：更换区间样本回归

主要变量	(1)	(2)	(3)
	TFP_LP	TFP_OP	FITQ
碳风险	-0.001** * (-4.86)	-0.000* ** (-4.39)	-0.014*** (-4.19)
常数项	-3.032** * (-32.15)	-0.717* ** (-8.07)	12.149*** (30.85)
控制变量	控制	控制	控制
个体—年份	YES	YES	YES
N	26 128	26 128	21 706
R ²	0.956	0.938	0.667

五、研究结论及建议

本文基于 2011—2023 年 A 股数据证实，供应链金融通过“降碳风险—提生产率—抬估值”的稳健链条，把环境合规成本转化为可交易资本利

得。核心企业信用盘活营运资金，降低绿色投资调整成本；高颗粒度碳数据披露压缩信息不对称，下调贴现率，形成资金—技术—效率—估值正向循环。政策层面，建议将供应链金融纳入企业碳风险管理标准框架，对披露完整碳信息的链上融资给予再贷款贴息，激励核心企业输出信用并共享数据。金融机构应开发利率与碳强度挂钩的订单融资，把环境绩效嵌入授信额度与定价。企业需完善治理，设立绿色信息官，确保低成本资金精准投向工艺升级与能效改造，以锁定长期竞争优势。

参考文献：

[1] Berger A N, Udell G F. A more complete conceptual framework for SME finance[J]. Journal of Banking & Finance, 2006, 30 (11) : 2945-2966.

[2] 陈思吉.环境规制能否促进企业财务绩效的提升?——基于技术创新的中介效应[J].科技和产业,2023,23 (22) :40-47.

[3] 钟廷勇,马富祺,唐嘉尉,等.国家审计能够降低企业碳风险吗? [J].审计研究,2023, (04) :41-54.

[4] 熊熊,马佳,赵文杰,等.供应链金融模式下的信用风险评价[J].南开管理评论,2009, 12 (04) :92-98+106.

[5] 张芳,章璐,冷奥旗.供应链金融支持绿色普惠融合发展创新与政策建议研究[J].西南金融,2024, (07) :26-36.

[6] 杨膨宇,贾静,郭可佳,等.企业数字化转型与碳减排:直接影响、作用机制与带动效应[J].统计与决策,2024,40 (10) :173-178.

[7] Nguyen J, Phan H. Carbon risk and corporate capital structure[J]. Journal of Corporate Finance, 2020, 64: 101713.

[8] 宋华,黄千员,杨雨东.金融导向和供应链导向的供应链金融对企业绩效的影响[J].管理学报,2021, 18 (5) : 760-768.

[9] 卜君,朱悦.供应链金融能够提高企业全要素生产率吗?[J].财经问题研究,2024,(05):89-104.