

# 银企数字化适配与企业“漂绿”行为\*

王智茂 王珮瑶 朱兵 班琦

**摘要:**文章以2014—2023年我国商业银行和上市企业为研究对象,手工整理144237条企业逐笔贷款记录以实现银企信贷关联,并创新性地基于银企专利信息及年报文本,利用机器学习算法测算银企数字化适配度与企业“漂绿”指标,在包含银行、企业和供应链的多部门内生增长模型论证的基础上,实证研究发现:相较于银企单侧赋能效果,银企数字化适配对企业“漂绿”行为的抑制作用更强,且“漂绿”抑制效果主要体现为企业绿色实践增速超过绿色宣传增速。银企数字化适配可以通过缓解企业融资约束、降低管理层委托代理问题来共同抑制企业“漂绿”行为。进一步分析发现,银企数字化适配具有显著的供应链非对称性溢出现象,虽然可以基于“融资链”和“代理链”来抑制上游供应商企业“漂绿”行为,但难以继续抑制下游客户企业的“漂绿”行为。异质性分析发现,当借款企业的客户企业面临较强的融资约束或所在地区环境规制力度较强时,可以有效缓解供应链非对称性溢出现象。当借款企业处于行业领先地位、供应链话语权较强时,不仅可以有效缓解供应链非对称性溢出现象,还可以强化供应链传导机制。

**关键词:**银企数字化适配;企业漂绿行为;数字专利;供应链溢出;非对称性

## 一、引言

自党的十八大以来生态文明建设纳入中国特色社会主义事业总体布局以来,党的二十届四中全会提出“加快经济社会发展全面绿色转型,建设美丽中国”。在一系列宏观政策取向下,政府环境规制持续强化,社会公众与利益相关者对环境责任的敏感度显著提高,使得企

---

\*王智茂,盐城师范学院商学院,邮政编码:224007,电子信箱:wangzhimao@163.com;王珮瑶,天津财经大学金融学院,邮政编码:300222,电子信箱:wangpeiyao0420@163.com;朱兵,盐城师范学院商学院,邮政编码:224007,电子信箱:zhub@yctu.edu.cn;班琦(通讯作者),广西财经学院中国东盟统计学院,邮政编码:530003,电子信箱:1120190900@mail.nankai.edu.cn。

本文系国家自然科学基金后期资助项目“金融科技、银行信贷资源配置与实体经济高质量发展研究”(23FJYB033)的阶段性成果。感谢匿名审稿专家的修改建议。文责自负。

---

业必须回应来自制度与舆论的双重压力,进行环境相关信息披露。与此同时,“绿色身份”正在成为一种重要的竞争资源(韩国高等,2025)。绿色标签能够帮助企业获得政府支持、吸引长期资金、降低融资成本,并提高与金融机构、供应链伙伴的合作便利性(严兵等,2024)。因此,企业的环境信息披露不仅是合规性行为,更是在争夺外部资源与市场认可。

然而,在绿色转型初期,绿色投入通常具有高成本、高不确定性的特点,加之信息高度不对称,外部主体难以准确判断企业是否真正采取了实质性的环保行动(李青原、肖泽华,2020;刘金科、肖翊阳,2022)。因此,部分企业倾向于以较低成本的策略性表达替代真实的绿色实践,通过模糊、选择性或过度包装的披露塑造“绿色形象”,形成象征性承诺与实际行动脱节的“漂绿”行为(陈国进等,2021)。有研究指出,“漂绿”已成为企业应对环境规制与市场压力的一种典型策略,进一步加剧了绿色市场的逆向选择与信任缺失(陈东晖等,2024)。

现有研究主要从融资需求(黄溶冰等,2019)、高管权力(Zhao et al., 2024)、供应链竞争(Lee et al., 2018)、代理冲突(Wang et al., 2024)等企业内部视角,以及机构持股(朱福敏等,2024)、媒体关注(Yue & Li, 2023)、气候风险(Zhang & Ge, 2024)、绿色金融改革(苏冬蔚、刘子茗,2023)等企业外部视角来共同研究企业“漂绿”的影响因素。同时,随着以互联网、云计算、大数据、人工智能等为代表的新一代数字技术的快速发展,近年来也有部分研究关注到了以数字化转型为代表的技术应用对实体企业的赋能作用。Lu等(2023)发现数字化转型对企业信息结构的重塑以及决策机制的优化,能够有效缓解企业“漂绿”现象;Li等(2024)同样发现数字技术应用可以有效抑制企业“漂绿”行为,且该效果在高科技行业和东部地区企业更为明显。此外,Liu和Li(2024)基于银行金融科技的视角,指出金融数字化创新可以有效缓解银企信息不对称问题,进而抑制企业“漂绿”。

近年来,数字化转型成为银行与企业提升信息处理能力、优化资源配置的重要路径,但现有研究多聚焦银企任一主体的数字化水平及其对企业行为的影响(李逸飞等,2022;陈东晖等,2025)。这类“单侧赋能”视角虽揭示数字化升级对企业绿色行为的促进作用,却忽视银企数字化能力的匹配性,因而难以解释银企互动中对“漂绿”行为的深层治理机制(李哲、王文翰,2021)。现实中,银企在数字技术应用、数据处理能力与流程线上化程度方面的差异,可能放大信息沟通成本、造成信贷流程衔接不畅并诱发监督失效等治理风险(江轩宇等,2025)。

当数字化升级呈现“单侧赋能”时,治理“漂绿”往往难以奏效。若银行率先数字化,但企业能力滞后,数据接口不兼容、标准不统一使银行难以获取可用的实时经营与绿色投入数据,数字化优势无法转化为有效识别能力,信贷决策仍高度依赖静态披露,由此易引发融资错配,并可能诱导企业为满足形式化要求实施防御性“漂绿”(张一林等,2021)。反之,企业先行数字化而银行能力不足时,企业可能借助技术优势隐藏真实信息、弱化贷后监督,进而

滋生以虚假宣传粉饰绩效的机会主义“漂绿”。更关键的是,数字化不协调会固化单向、被动的监督结构:银行缺乏企业端实时数据难以动态追踪资金流向与项目进展,企业缺少外部治理嵌入则使管理层仍可操纵环境信息披露追求私人收益,因而单一主体的数字化升级往往无法突破“企业披露—银行审核”的传统框架,难以实现对“漂绿”的实质性约束(Liu & Li, 2024)。

基于一致性理论,合作主体在能力结构与信息处理机制上的相似性与协同性越高,互动效率与关系绩效越强(魏俊等,2025)。引入银企关系即形成“银企数字化适配”的融合赋能模式:双方数字化能力越接近,越能建立统一接口与数据标准,降低沟通摩擦、提升信息透明度并增强绿色行为的可审计性。具体而言,适配使银行贷款前可更准确地识别企业绿色资产质量,贷后则可依托连续数据流实施动态监控,从而弥补信息孤岛并提升识别“漂绿”行为的能力。与此同时,企业也能通过适配平台更精准对接信贷资源,并借助透明化约束优化内部绿色治理、强化管理层责任,削弱“漂绿”动机与空间。

进一步地,银企数字化适配还可通过资源配置优化与监督效能提升两条路径抑制企业“漂绿”行为。一方面,从资源配置视角看,银企数字化适配意味着银行的数据获取、信息处理与风险识别方式能够更好地嵌入企业的经营与治理场景,从而更准确地识别企业绿色转型的真实基础、绿色项目的实施能力及其环境绩效改善空间。相较于数字化不匹配情形下因信息割裂和识别偏差所导致的信贷错配,较高适配度有助于银行将金融资源更有效配置给具有真实绿色转型能力的企业,并降低企业绿色创新与绿色投入过程中的融资摩擦和成本压力(方先明、那晋领,2020;李金昌等,2023)。在此基础上,企业更有条件通过实质性绿色投入改善环境表现,对象征性绿色信息披露的依赖相应下降。

另一方面,从监督治理视角看,银企数字化适配并非简单体现为双方在绿色理念上的一致,而是体现为银行能够依托与企业相匹配的数据接口、信息标准和数字风控能力,更持续、更细致地跟踪企业资金流向、项目执行与绿色信息披露。适配度越高,银行越容易将贷前识别、贷中审查与贷后监测有效衔接,提升对企业绿色承诺真实性及其执行偏差的识别能力,从而增强外部监督的及时性与约束力(魏俊等,2025)。与此同时,绿色风险呈现供应链“链式传导”,“漂绿”具有上下游扩散性,因此从银企数字化适配视角出发,不仅能深化数字化治理机制的理论解释,也为绿色金融政策与供应链协同治理提供更具针对性的分析框架。

2023年中央金融工作会议指出“坚持把金融服务实体经济作为根本宗旨”。在我国经济转型的重要时期,以银企数字化适配作为切入点,探究银企数字化适配发展对企业“漂绿”的具体影响,不仅为我国数字经济发展提供新思路,也为实现实体经济高质量发展提供关键实证依据,贯通数字金融赋能绿色金融发展的新道路。有鉴于此,本文以2014—2023年我国上市企业和商业银行为研究对象,手工整理144237条银企逐笔贷款记录以实现银企信贷关联,

---

并基于银企专利信息及年报文本,利用机器学习算法测算银企数字化适配度与企业“漂绿”指标,实证检验了银企数字化适配对企业“漂绿”的影响作用。

本文的边际贡献主要体现在以下三个方面:

第一,本文从银企数字化适配度的视角丰富了银企数字化转型的研究框架,并进一步拓展了银企关系的相关文献。虽然有研究逐渐关注银企在数字化转型中的互动性,但更多强调的是双方联合赋能的协同效应,较少从数字化能力结构是否适配这一微观视角探讨银企数字化互动的治理含义,本文是对现有研究的一大补充。

第二,现有文献对银企数字化转型的测度多使用关键词频次统计、年报文本挖掘(吴非等,2021)或媒体信息识别(张骏等,2023)等方法,这类方法对于数字技术应用的实际内容、技术结构特征及银企之间的匹配关系刻画仍较为有限,因而难以进一步揭示数字化如何通过银企关系影响企业行为。基于此,本文利用专利文本信息刻画银行与企业的数字技术特征,且进一步构造银企数字化适配指数,将数字化测度由单一主体水平拓展到双边匹配关系识别,从而能够从银企协同视角考察数字化对企业“漂绿”行为的治理效应。

第三,本文在研究视角与理论外延上实现了重要拓展,将银企数字化互动的研究从传统的双边关系层面,延伸至供应链网络层面,揭示了其空间溢出与治理含义。本研究将“银企数字化适配度”置于绿色供应链的复杂网络中,剖析并检验了其对上下游企业绿色行为的非对称性溢出效应。通过引入供应链议价能力、融资压力等异质性情境,清晰刻画了这种非对称性溢出的边界条件与缓解路径。

## 二、理论分析与研究假说

### (一)企业“漂绿”行为的成因分析

“波特假说”(Porter Hypothesis)认为企业进行绿色转型的重要动力是通过绿色创新来缓解环境规制所带来的成本压力,从而实现环境绩效与业绩增长的“双赢”(张科等,2023)。但事实上,基于绿色转型过程中的不确定性和获利周期长等特点,企业履行环境责任时通常存在投机性倾向,以“漂绿”代替“真绿”,低成本获得绿色转型收益(Lee & Raschke,2023)。从企业内部来看,“漂绿”动机主要有融资约束限制和机会主义两个方面。

第一,融资约束限制。一方面,绿色投资资金需求量大、回报周期长,且市场表现不及一般性投资项目,即使企业存在绿色转型需求,其自身的资金压力也可能会影响战略倾向和转型的难易程度,即企业面临较大的融资压力时,绿色转型成本和风险难以通过外部融资分担,导致真实性的绿色转型动力不足(Lin & Ma,2022)。另一方面,由于社会环境责任逐渐成为金融机构评价企业发展状况的重要组成部分,“漂绿”行为的低成本将促使企业通过虚假的绿色信息披露来获得银行绿色信贷支持,使“漂绿”成为一种策略性手段,即利用象征性行为进

行印象管理来获得融资支持(Li et al., 2023)。

第二,机会主义动机。绿色市场是典型的信息不对称市场,投资者作为企业环境披露信息的接受者,天然处于信息劣势地位,难以真实评估企业绿色转型情况(孔东民等,2021)。因此,在企业与投资者的不完全信息博弈模型中,信息不对称导致“漂绿”、高收益的均衡出现,企业有足够动机进行粉饰或选择性披露绿色信息,树立“绿色形象”(Bothello et al., 2023)。另外,根据委托代理理论,当企业外部监督力量缺乏时,管理层在执行决策时会更多考虑自身利益,绿色责任意识较低,倾向通过低成本的“漂绿”行为来获得高额私人收益。

## (二)银企数字化适配与企业“漂绿”行为

数字化技术是治理企业“漂绿”的重要抓手,其作用机理主要在于同时缓解融资约束与委托代理冲突,从而针对“漂绿”的内生动因形成约束。银企数字化适配并非银行或企业数字化能力的简单叠加,而是通过数据接口统一、技术标准协同与信息流程互通,构建“双向赋能”的治理体系:一方面,适配提升银行对企业经营与绿色投入的实时可得性,使其更精准识别绿色投资的真实性与有效性,进而优化信贷资源配置、降低融资成本与融资难度,削弱企业因资金压力而产生的策略性“漂绿”动机(陈东晖等,2025);另一方面,适配形成覆盖“贷前一贷中一贷后”的监督闭环,银行可对绿色项目资金流向与实施进度进行动态追踪,企业内部绿色治理信息亦可通过平台透明化披露,从而强化外部监督、压缩管理层操纵信息披露以谋取私人收益的空间,降低代理冲突引致的机会主义“漂绿”(Lu et al., 2023; Liu & Li, 2024)。据此,下文将借鉴已有研究(Antweiler et al., 2001; Andersen, 2017; 丁鑫、周晔, 2024),构建包含银行、企业与供应链部门的多部门内生增长模型,系统刻画银企数字化适配通过缓解融资约束与降低委托代理问题抑制“漂绿”的作用机理。

### 1. 银行部门

参考丁鑫和周晔(2024)的研究,本文模型假设商业银行为追求利润最大化将可用资金全部用于发放贷款,不考虑银行其他证券投资行为,资产仅包括准备金  $R$  和贷款  $L$ , 银行的负债为存款  $C$ , 自有资本为  $K$ , 银行的资产负债恒等式可简化为  $L+R=C+K$ , 同时银行按照准备金率  $e$  来缴纳存款准备金,且准备金不付息,  $R=eC$ , 则贷款和存款关系为  $L=(1-e)C+K$ 。

银行的目标是最大化其预期利润,考虑贷款收益、存款成本、资本回报和违约风险。设银行对企业  $i$  的贷款规模为  $L_i$ , 贷款利率为  $r_L$ , 存款利率为  $r_C$ 。

因此,银行的预期利润函数为:

$$\prod_B = r_L L - r_C C + r_K K - \theta(1-p(D))L \quad (1)$$

其中,  $\theta_i$  表示企业  $i$  的违约损失率,  $p_i(D)$  表示企业履约概率,与银企数字化适配程度  $D$  相关,参考Fuster等(2019)的研究,认为企业履约概率由基础成功概率、数字化赋能效果和企业

风险水平共同决定。

设定企业履约概率为：

$$p_i(D) = p_0 + \delta D - \eta\sigma_i \quad (2)$$

式(2)中,  $p_0$  为基本成功概率,  $\delta D$  为数字化适配程度  $D$  对成功概率的正向影响,  $\eta\sigma_i$  为企业  $i$  的风险水平。  $\delta > 0$ , 企业履约概率是银企数字化适配的增函数。

参考 He 等(2023)、Liu 和 Wang(2023)以及张骏等(2023)的研究,认为不论是银行还是企业的数字化转型,均可以降低银企双方在各个环节的信息不对称问题,提升信息交互效率,进而缓解企业违约风险。因此,本文认为银企数字化适配同样可以增强银行信息甄别能力,降低企业违约风险。一方面,银行利用企业的数字化运营数据,如实时财务流、生产活动和供应链信息,可更全面、准确地评估企业经营状况和还款能力,从而优化信贷资源配置;另一方面,银企数字化适配促进信息不对称的缓解,降低了因信息偏差导致的逆向选择和道德风险。银行对企业潜在风险的精准识别能力增强,显著降低了企业违约概率,同时促使企业在高透明度环境下更加规范经营,强化偿债责任意识(郭丽虹、朱柯达,2021)。

对于银行信贷决策问题而言,贷款利率  $r_L$  和存款利率  $r_C$  是银行主要决策变量,银行可以通过调整利率水平来影响居民存款意愿和企业贷款需求。假设企业对贷款的需求依赖于贷款利率,所以有:

$$L = L_0 - A_L r_L, C = C_0 + A_C r_C \quad (3)$$

其中,  $L_0$  为贷款需求的最大值,  $A_L$  为贷款利率敏感系数,  $C_0$  为存款规模的最小值,  $A_C$  为存款利率敏感系数。

将银行存贷款函数代入利润函数可得:

$$\Pi_B = r_L(L_0 - A_L r_L) - r_C(C_0 + A_C r_C) + r_K K - \theta(1 - p(D))(L_0 - A_L r_L) \quad (4)$$

其中,  $r_{Lb}$  指央行发布的贷款基准利率。假设商业银行的最优化问题是利润最大化(顾海峰、杨立翔,2018),银行选择贷款利率  $r_i$  和贷款规模  $L_i$  来最大化预期利润,并且银行对每个企业设置贷款利率,使得预期收益最大化。因此,将银行预期利润函数对贷款利率和贷款规模分别求偏导,可得:

$$\frac{\partial \Pi_B}{\partial r_L} = L_0 - 2A_L r_L + \theta A_L(1 - p(D)) \quad (5)$$

令偏导数为零,求解最优贷款利率  $r_L^*$  为:

$$r_L^* = \frac{L_0 + \theta A_L(1 - p(D))}{2A_L} \quad (6)$$

由于企业履约概率  $p_i(D)$  是银企数字化适配的增函数。对于最优贷款利率  $r_L^*$  而言,随着银企数字化适配程度  $D$  的加深,  $1 - p(D)$  逐渐降低,导致最优贷款利率  $r_L^*$  下降。

根据式(3)中的贷款需求函数可知,由于  $r_L^*$  减少,企业贷款规模逐渐增加。因此,银企数字化适配度越高,银行越能有效识别企业信用状况并降低贷款利率,从而减轻企业融资负担并扩大授信额度。

## 2.最终产品部门

本文考虑一个代表性企业的具体生产过程,最终生产部门的生产函数可以表示为:

$$Y=A(E_G)K^\alpha L^\beta \quad (7)$$

上式中,  $Y$  为企业产出水平,  $A(E_G)$  代表生产技术,依赖于实际绿色投资  $E_G$ ;  $K$  为资本投入,  $L$  为企业劳动投入;  $\alpha$  表示资本投入的产出弹性系数,  $\beta$  表示劳动投入的产出弹性系数,且  $\alpha+\beta=1$ 。

本文假设企业技术水平与绿色投资有关,将生产技术内生化为基础技术水平  $A_0$  和绿色投资  $E_G$  两方面因素,设定  $\lambda$  为绿色投资对技术进步的边际贡献。

$$A(E_G)=A_0+\lambda E_G \quad (8)$$

本文假定企业在面临市场压力和监管要求时,可以自主选择是否实施“漂绿”行为。“漂绿”行为具有以下特征:选择性和风险性。因此,企业的产品价格受其宣称的绿色投资影响,消费者愿意为更环保的产品支付溢价,价格函数为:

$$p=p_0+\theta G \quad (9)$$

其中,  $p_0$  为基础产品价格,  $G$  为企业“漂绿”水平,  $\theta$  表示每单位“漂绿”的溢价。本文定义企业“漂绿”为绿色宣传相对于绿色投资的偏离程度,如果企业绿色宣传大于绿色实践,认定为企业存在“漂绿”行为,“漂绿”程度为:

$$G=E_G^s-E_G \quad (10)$$

同时,认为企业“漂绿”被发现的概率  $\phi$  随着银企数字化适配程度  $D$  的提高而增加:  $\phi_i(D)=\phi_{i,0}+\mu_i D$ ,  $\mu>0$ ,“漂绿”被发现后,企业将受到惩罚,依据成本函数的严格凸性与二阶连续可导特征,定义“漂绿”的惩罚成本为:  $F(G)=\phi(D)\gamma G^2$ ,  $\gamma$  为惩罚力度系数。

结合企业实际绿色投资成本:  $C(E_G)=\frac{1}{2}cE_G^2$ ,  $c>0$ ,  $C_K=rK$ ,  $C_L=\omega L$ ,  $r$  和  $\omega$  分别为资本和劳动力的价格。

综上所述,企业的利润函数为:

$$\Pi=[p_0+\theta G]\cdot Y-rK-\omega L-\frac{1}{2}cE_G^2-\phi(D)\gamma G^2 \quad (11)$$

企业将选择绿色实际投资  $E_G$  和绿色宣传水平  $E_G^s$  使利润最大化。因此,将企业利润函数对企业绿色实际投资和绿色宣传水平分别求偏导可得:

$$\frac{\partial \Pi}{\partial E_G^s}=\theta Y-2\phi(D)\gamma(E_G^s-E_G) \quad (12)$$

$$\frac{\partial \Pi}{\partial E_G} = -\theta Y + (p_0 + \theta G) \frac{\partial Y}{\partial E_G} - cE_G + 2\phi(D)\gamma(E_G^s - E_G) \quad (13)$$

联立一阶条件得到:

$$G = E_G^s - E_G = \frac{\theta Y}{2\phi(D)\gamma} \quad (14)$$

设定  $Y = (A_0 + \lambda E_G)Q$ ,  $Q = K^\alpha L^\beta$ , 则代入公式(13)可得:

$$-\theta Y + (p_0 + \theta G)\lambda Q - cE_G + 2\phi(D)\gamma G = 0 \quad (15)$$

将公式(14)代入公式(15)中,可得:

$$E_G = \frac{\lambda Q}{c} \left( p_0 + \frac{\theta^2 Y}{2\phi(D)\gamma} \right) \quad (16)$$

将公式(16)代入生产函数中,可得:

$$Y = \frac{A_0 Q + \frac{\lambda^2 Q^2}{c} p_0}{1 - \frac{\lambda^2 Q^2 \theta^2}{2c\phi(D)\gamma}} \quad (17)$$

再将公式(17)代入企业“漂绿”的表达式(14)中,可以得到:

$$G = \frac{\theta}{2\phi(D)\gamma} \cdot \frac{A_0 Q + \frac{\lambda^2 Q^2}{c} p_0}{1 - \frac{\lambda^2 Q^2 \theta^2}{2c\phi(D)\gamma}} \quad (18)$$

将企业“漂绿”对银企数字化适配  $D$  进行求导,可得:

$$\frac{\partial G}{\partial D} = \frac{\theta}{2\gamma} \cdot \frac{-(A_0 Q + \frac{\lambda^2 Q^2}{c} p_0)\mu(1 + \frac{\lambda^2 Q^2 \theta^2}{2c\phi(D)\gamma})}{\phi(D)^2(1 - \frac{\lambda^2 Q^2 \theta^2}{2c\phi(D)\gamma})^2} < 0 \quad (19)$$

由公式(19)可知,随着银企数字化适配程度的加深,企业将逐渐降低“漂绿”水平。具体而言,银企数字化适配通过提升企业与银行在数字能力上的一致性,为抑制企业“漂绿”提供了系统性解决路径。从理论上看,银企数字化适配不仅体现为双方高水平的数字化转型,更依托一致的数字实力,实现了信息共享与资源整合的高效适配。在此框架下,企业的绿色实践可以更透明地展现给银行,而银行的数字化能力则使其能够动态、全面地评估企业绿色行为的真实性,从而削弱企业利用信息不对称进行“漂绿”的空间。

因此,根据上述分析,本文提出假说1:

假说1:银企数字化适配能够有效缓解企业“漂绿”现象。

### (三)银企数字化适配的供应链溢出效应研究

已有研究指出,企业的供应链环境已成为其信用评价的重要组成部分(王迪等,2016)。

在信贷签订过程中,商业银行基于“退出威胁”和“议价能力”会将自身高标准的社会、环境和治理理念移植到借款企业的供应商和客户商上,以期望借款企业建立良好且真实的绿色供应链,为贷款银行带来良好的社会形象和经济回报。2022年,国家金融监督管理总局发布《银行业保险业绿色金融指引》(“绿金”指引),首次提出 ESG 全流程监管。该指引明确要求银行等金融机构应将环境、社会、治理要求纳入管理流程和全面风险管理体系,不仅仅对客户本身环境、社会 and 治理(ESG)风险进行评估,还需要重点关注贷款客户的上下游承包商、供应商的 ESG 风险。战略网络理论表明,上游企业更有可能因为下游企业压力而改进自身社会环境管理质量,减少信息粉饰行为;下游企业出于降低成本动机,也会稳定供应商关系,积极迎合上游企业制定的 ESG 标准(李普玲等,2024)。可见,贷款银行有动机将更高标准的 ESG 理念向借款企业的供应链体系延伸,将信贷监督压力传递至借款企业的供应端和客户端。

鉴于此,本文在上述模型的基础上,进一步扩展加入供应链上下游企业,分析银企数字化适配的供应链溢出效应,探讨银企数字化对借款企业(即核心企业)“漂绿”行为的抑制作用能否进一步传导至供应链上下游企业。本文定义供应链中有三类企业,分别是核心企业( $E$ )——处于供应链的中心,具有数字化适配水平  $D$ ,并与上游供应商和下游客户企业进行交互;上游供应商( $S$ )——为核心企业提供原材料或中间产品,依赖核心企业获取利润,话语权较小;下游客户商( $C$ )——从核心企业采购产品并销售给最终消费者,接近市场,话语权较大(李旭超等,2024)。

银企数字化适配水平  $D$  反映了银行与核心企业之间的数字化适配程度,这种适配程度会逐渐蔓延到供应链企业,随着银企数字化适配水平  $D$  的提高,核心企业对供应链企业的监督和影响能力会同步提升,进而改善供应链环境以获得银行更高的信用评价。

与前文定义相同,企业可能通过宣称高于实际的绿色投资来进行“漂绿”,但被发现漂绿的概率  $\phi(D)$  依赖于银企数字化适配程度  $D$  和企业对核心企业压力的敏感性:

$$\phi(D) = \phi_{i,0} + \mu_i D, \mu_i > 0 \quad (20)$$

上游供应商( $S$ )对核心企业压力敏感,  $\mu_s$  取决于核心企业压力。下游客户企业( $C$ )对核心企业压力不敏感,利润大部分来源于市场,  $\mu_D$  取决于核心企业压力和市场因素。

企业的生产函数采用柯布-道格拉斯形式,技术水平由内生的绿色投资决定。上游供应商的生产函数为:

$$Y_S = A_S(E_{G_S})K_S^\alpha L_S^\beta \quad (21)$$

其中,  $A_S = A_0 + \lambda_S E_G^S$ 。下游客户企业的生产函数为:

$$Y_C = A_C(E_{G_C}, E_{G_E})K_C^\alpha L_C^\beta \quad (22)$$

其中,  $A_C = A_0 + \lambda_C E_{G_C} + \delta_C E_{G_E}$ 。由于下游客户商从核心企业中采购产品,并最终销售给市场

客户,所以核心企业和下游客户商之间存在绿色技术溢出,即下游客户企业的技术水平由自身技术和核心企业技术两方面决定。

同样地,供应链企业根据利润水平来决定是否“漂绿”。对于上游供应商而言,利润由销售收入、成本、绿色投资成本和预期“漂绿”惩罚成本组成:

$$\Pi = (p_{0s} + \theta_s G_s) Y_s - C_s - \frac{1}{2} c_s (E_{G_s})^2 - \phi_s(D) \gamma_s (E_{G_s}^s - E_{G_s})^2 \quad (23)$$

其中,  $p_{0s} + \theta_s G_s$  为考虑绿色溢价后的供应商产品价格,  $C_s = r_s K_s + \omega_s L_s$  为生产成本,  $C_s > 0$  包括资本和劳动成本,代表绿色投资成本系数,  $\gamma_s > 0$  代表“漂绿”惩罚力度系数。将供应商利润函数对企业绿色宣传  $E_{G_s}^s$  进行求导,可得:

$$\frac{\partial \Pi}{\partial E_{G_s}^s} = \theta_s Y_s - 2\phi_s(D) \gamma_s (E_{G_s}^s - E_{G_s}) = 0 \Rightarrow G_s = \frac{\theta_s Y_s}{2\phi_s(D) \gamma_s} \quad (24)$$

将供应商“漂绿”函数对银企数字化适配求偏导可得:

$$\frac{\partial G_s}{\partial D} = \frac{\theta_s}{2\gamma_s} \cdot \frac{-A_s \mu_s (1 + \frac{\lambda_s^2 Q_s^2 \theta_s^2}{2C_s \phi_s(D) \gamma_s})}{\phi_s(D)^2 (1 - \frac{\lambda_s^2 Q_s^2 \theta_s^2}{2C_s \phi_s(D) \gamma_s})^2} < 0 \quad (25)$$

可知,银企数字化适配能够有效抑制供应商企业“漂绿”行为。

那么,对于客户企业而言,下游客户企业的利润函数包括收入、成本、绿色投资成本和预期“漂绿”惩罚成本:

$$\Pi_c = (p_{0c} + \theta_c G_c) Y_c - C_c - \frac{1}{2} C_c (E_{G_c})^2 - \phi_c(D) \gamma_c G_c^2 \quad (26)$$

式(26)中,  $p_{0c} + \theta_c G_c$  为考虑绿色溢价后的供应商产品价格,  $\theta > 0$ 。同时,考虑到技术溢出,客户企业的“漂绿”函数为:  $G_c = E_{G_c}^s - E_{G_c} - E_{G_e}$ 。

将客户企业利润函数对企业绿色宣传  $E_{G_c}^s$  进行求导,可得:

$$\frac{\partial \Pi}{\partial E_{G_c}^s} = \theta_c Y_c - 2\phi_c(D) \gamma_c G_c = 0 \Rightarrow G_c = \frac{\theta_c Y_c}{2\phi_c(D) \gamma_c} \quad (27)$$

将客户企业利润函数对企业绿色投资  $E_{G_c}$  进行求导,可得:

$$\frac{\partial \Pi}{\partial E_{G_c}} = -\theta_c Y_c + \theta_c \left( \frac{\partial Y_c}{\partial E_{G_c}} \right) G_c + \theta_c \left( \frac{\partial Y_c}{\partial E_{G_c}} \right) p_c - C_c E_{G_c} + 2\phi_c(D) \gamma_c G_c = 0 \quad (28)$$

将企业生产函数代入,并化简可得:

$$E_{G_c} = \frac{\lambda_c Q_c}{C_c} (p_{0c} + \frac{\theta_c (1 + \theta_c) Y_c}{2\phi_c(D) \gamma_c}) \quad (29)$$

由于客户商生产过程与核心企业绿色投资相关,本文按照上述流程,求解得到核心企业

绿色投资水平:

$$E_{G_E} = \frac{\lambda_E Q_E}{C_E} (p_{0E} + \frac{\theta_E (1 + \theta_E) Y_E}{2\phi_E(D)\gamma_E}) \quad (30)$$

最终,将客户企业“漂绿”对银企数字化适配求偏导可得:

$$\frac{\partial G_C}{\partial D} = \frac{\frac{\partial}{\partial D} \frac{\theta_C (A_0 C + \lambda_C E_{G_C} + \lambda_C E_{G_E}) Q_C}{2\phi_C(D)\gamma_C}}{\frac{\partial D}{\partial D}} = \frac{\theta_C Q_C}{2\gamma_C} \left( \frac{\lambda_C}{\phi_0 C + \mu_C D} \frac{\partial E_{G_C}}{\partial D} - \frac{A_0 C + \lambda_C E_{G_C}}{(\phi_0 C + \mu_C D)^2} \mu_C \right) \quad (31)$$

式(31)中,由于参数  $\frac{\lambda_C}{\phi_0 C + \mu_C D} \frac{\partial E_{G_C}}{\partial D}$  与参数  $\frac{A_0 C + \lambda_C E_{G_C}}{(\phi_0 C + \mu_C D)^2} \mu_C$  的大小未知,所以客户企业“漂绿”

对核心企业银企数字化适配的偏导值  $\frac{\partial G_C}{\partial D}$  并不确定正负,因此,核心企业数字化适配对于下游客户企业的“漂绿”行为抑制作用存在不确定性。一方面,由于核心企业对下游客户企业施加较大压力,惩罚成本上升,下游客户企业倾向于减少“漂绿”行为;但另一方面,如果市场对绿色产品的溢价较高,即使惩罚成本上升,下游客户企业仍可能继续进行“漂绿”以获取更多利润。

具体而言,银行与企业的数字化合作提高了信息流和资金流的效率,从而增强了供应链的透明度和协作性(陈东晖等,2024)。在上游供应商的绿色技术创新和绿色投资决策中,银行作为信息中介和资金支持方的角色尤为突出。通过数字化适配,银行能实时获取供应商的绿色投资动向和环保技术进展,并将这些信息反馈给核心企业。在此过程中,核心企业通过数字化手段更好地监控和评估供应商的环保行动,强化了对上游供应商绿色投资的监管与激励作用,避免了上游供应商在绿色投资上采取“漂绿”策略(Zhang & Ge, 2024)。这种抑制效应可以通过强化数字化适配机制和绿色供应链管理来实现,即银行和核心企业通过数字化平台互相协作,确保上游供应商履行绿色承诺,减少绿色技术的虚假声明和“漂绿”行为。

与上游供应商相比,数字化适配对下游客户企业“漂绿”行为的治理效果更具不确定性,其原因在于下游企业的激励结构与行为约束存在显著差异。一方面,数字化适配提升了供应链节点间的信息透明度,使核心企业更容易识别下游客户企业的环境信息真实性,从而提高“漂绿”被识别和处罚的概率。在惩罚成本上升的情况下,下游企业在披露绿色信息时会更加谨慎,倾向于减少“漂绿”行为,这是数字化适配可能带来的抑制效应(Liu & Li, 2024)。同时,数字化适配通过降低绿色技术采用成本和加强绿色金融支持,也为下游企业开展实质性绿色投资提供了更强的资源基础,从而减少其采取象征性绿色信息披露的必要性。

但另一方面,下游企业在价值链中的地位、市场竞争压力以及与消费者的直接接触,使其绿色行为更易受到市场收益的驱动。当绿色产品的价格溢价较高、消费者偏好显著时,下游

企业可能通过夸大绿色属性来获取额外的市场收益,即便面临更严格的监督机制,也可能继续进行策略性“漂绿”(Li et al., 2023)。此外,下游企业相较上游供应商具有更高的自主性,其绿色投资更多由市场需求、产品定位和竞争策略决定,而不完全受上游或核心企业的约束(Lee et al., 2018)。因此,即便数字化适配提高了供应链透明度,下游企业仍可能基于利润最大化目标采取机会主义的绿色信息释放,使数字化适配的治理效果弱化甚至消失。

因此,由于下游客户企业同时面对“监督成本上升”与“市场溢价收益上升”两种相反的激励方向,数字化适配对其“漂绿”行为的影响存在理论上的不确定性。在监督激励占主导时,数字化适配具有抑制作用;而在市场收益占主导时,下游企业仍可能继续“漂绿”,导致数字化适配难以产生实质性治理效果。根据上述分析,本文提出假说2:

假说2:银企数字化适配具有供应链溢出现象,能够对上游供应商“漂绿”行为产生抑制作用,但对下游客户企业“漂绿”行为的抑制作用不确定。

### 三、模型设定与变量选取

#### (一)数据来源与处理

本文以2014—2023年间我国A股上市公司和商业银行为研究对象,分析银企数字化适配度对企业“漂绿”的影响。本文企业层面数据来自国泰安数据库(CSMAR)、银行层面数据来自国泰安数据库和Bankscope数据库,银企关系数据来自国泰安数据库企业逐笔贷款数据,为排除异常值的影响,本文对虚拟变量之外的其余变量进行上下1%分位点缩尾处理。本文从上市公司的贷款数据库整理得到144237条逐笔贷款信息,将逐笔贷款信息统一整理为“企业-年份-银行名称-贷款规模”的数据集,然后将该数据与各银行在历年的金融科技发展水平和财务数据相匹配,并按贷款规模加权平均到企业层面。

本文选取2014年作为样本起始年份,主要考虑因素有综合政策驱动、数据可得性和信贷数据口径匹配性。2014年发布的《关于大力推进体制机制创新扎实做好科技金融服务的意见》(银发〔2014〕9号),成为银行业数字化转型从零散探索到全面推进的分水岭,此前银企数字化能力差异微小,难以识别因果效应;此后差异化转型显著提升适配度的企业间异质性与年度波动性,满足实证分析前提。同时,2014年后银行年报、数字专利等核心数据实现规范化收录,国家知识产权局专利分类标准优化,保障了指标测度准确性。此外,国泰安数据库于2014年调整信贷数据统计口径,全面收录逐笔贷款明细,为银企信贷关系精准匹配提供支撑。

#### (二)实证模型设定

本文设定如下基准模型来考察银企数字化适配对企业“漂绿”的影响作用:

$$GTWA_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 BCDIG_{i,t-1} + \sum_{k=1}^k \gamma_k BANK_{i,t} + \sum_{k=1}^k \lambda_k COMPANY_{i,t} + MACRO_{i,t} + \delta_t + \mu_d + \varepsilon_{i,t} \quad (32)$$

其中,  $GTWA_{i,t}$  表示企业  $i$  在  $t$  年份的“漂绿”水平;  $BCDIG_{i,t-1}$  为企业  $i$  在  $t-1$  年份受到的银企数字化适配度影响; 分别控制银行 ( $BANK$ ) 和企业 ( $COMPANY$ ) 等微观特征变量和城市 ( $MACRO$ ) 层面宏观特征变量, 同时在模型中加入时间固定效应  $\delta_t$  和个体固定效应  $\mu_d$ , 并控制企业层面的聚类标准误。

### (三) 变量选取与定义

#### 1. 被解释变量: 企业“漂绿”行为

在指标构建上, 本文遵循信息披露与实际行为匹配的基本逻辑, 将绿色信息披露倾向与绿色实践表现结合起来测度企业“漂绿”行为。绿色信息披露反映企业在公共表述中对绿色理念的强调, 而绿色专利申请能够较为客观地反映企业在绿色技术领域的真实投入与创新活动, 其作为绿色实践水平的衡量方式已被广泛应用于研究中 (Lee et al., 2018; 陈东晖等, 2024)。因此, 在理论层面, 绿色宣传与绿色实践之间的偏离可作为识别企业“象征性绿色行为”与“实质性绿色投入”不一致性的有效手段。

第一, 本文基于相关绿色政策和已有学术研究<sup>①</sup>, 提取与企业绿色转型相关的关键词, 形成初始词库, 并通过 Word2Vec 模型进行扩展, 采用 Skip-Gram 算法构建企业绿色宣传的词汇库<sup>②</sup>, 为后续分析提供全面的语义支持 (如表 1 所示)。

表 1 绿色宣传关键词

分类		关键词
绿色转型直接定义		低碳、环保、可持续、节能、减排、环境友好、生态保护、清洁生产、资源节约、碳中和、生态平衡、绿色发展、绿色转型等
表现维度	绿色战略	绿色发展、绿色经济、环境保护政策、清洁生产、绿色供应链、绿色金融、碳中和目标、绿色产业、循环经济、可持续发展战略、低碳城市、绿色投资、绿色采购、生态创新、绿色品牌等
	绿色技术	可再生能源、节能技术、环保技术、低碳技术、清洁能源技术、碳捕捉与储存、智能电网、绿色建筑、绿色制造、绿色科技、碳排放监测、绿色创新、生态修复、能源管理、绿色 IT、零排放等
	绿色态度	绿色意识、绿色消费、环保责任、社会责任、生态文明、绿色文化、绿色创新、生态保护、环境意识、绿色教育、生态价值、绿色生活、绿色公共、绿色沟通、绿色营销、绿色采购、环境伦理等

①根据《中国上市公司 ESG 发展白皮书》《新时代的中国绿色发展》白皮书等相关政策文件和已有研究 (吴非等, 2021), 阅读并提取其中与企业绿色转型相关的关键词, 形成种子词库。

②具体而言, 本文采用 Word2Vec 中文词向量数据, 使用 Skip-Gram (SG) 算法作为词向量的训练算法, 并将词向量维度设置为 200 维, 以避免低频词汇问题。为了平衡精确性和覆盖度, 在使用词向量寻找相近词的过程中, 只保留余弦相似度在 0.5 以上的词。在获得绿色转型相近词汇后, 剔除在中文语义中完全一致的重复词与无关词, 最终得到绿色转型关键词词典, 包含低碳、环保、可持续等关键词。

第二,综合所有关键词频率,构建企业绿色宣传指数( $GT\_SP$ ),用于衡量企业在绿色转型过程中的宣传强度。

第三,为识别企业“漂绿”程度( $GTWA$ ),本文进一步将绿色专利申请数量作为衡量企业绿色实践( $GT\_BE$ )的客观依据。通过对绿色宣传指数与实践数据进行标准化处理,计算两者之间的偏离程度,将 $(GT\_SP - GT\_BE) / (GT\_SP + GT\_BE)$ 定义为企业“漂绿”程度( $GTWA$ )。

## 2.解释变量:银企数字化适配度

银企数字化适配是指银行与企业数字化转型中表现出的高水平适配性与一致性,即双方在数字化能力上的匹配程度。这一概念强调银行与企业不仅需要各自实现数字化转型,还需在信息处理、技术应用与创新能力上达到一致,以形成有效的数字化协作。

考虑到专利作为体现企业技术应用与创新的重要指标,并参考现有研究(黄勃等,2023;任保平等,2024),本文使用数字专利来衡量银企双方的数字化水平。专利文本不仅能够反映企业在数字技术领域的累计创新成果,而且凭借其可检索性、可比性和较强的客观性,相较于年报表述、媒体报道等二手数据能够更准确揭示企业在数字化领域的真实能力。因此,本文结合词向量模型和语义匹配机制识别数字专利,用以构建银行与企业的数字化转型水平及适配度指标。

在整体构建思路上,本文综合运用文本挖掘、词向量模型与加权算法,依次构建数字化关键词词典、识别数字专利、匹配银企数字化转型水平,并最终通过标准化处理计算银企数字化适配指数。这一过程将语义捕捉与量化分析深度融合,以确保指标的科学性与客观性。

第一,数字化词典构建。与前文词典构建方法相同,本文同样基于相关数字政策和已有学术研究<sup>①</sup>,提取与数字化相关的关键词,形成初始词库,并通过 Word2Vec 模型进行扩展,采用 Skip-Gram 算法构建数字化关键词词库(如表 2 所示)。

表 2 数字化转型关键词

分类	关键词
数字技术应用	移动互联网、电子商务、移动支付、第三方支付、NFC 支付、智能能源、智能营销、数字营销、互联网金融、数字金融、Fintech、金融科技、量化金融
人工智能	人工智能、投资决策辅助系统、智能数据分析、智能机器人、机器学习、深度学习、语义搜索、生物识别、人脸识别、语音识别、身份验证、自然语言处理
区块链	区块链、数字货币、分布式计算差分隐私技术、智能金融合约
大数据	大数据、数据挖掘、文本挖掘、数据可视化、异构数据、征信、增强现实
云计算	云计算、流计算、图计算、内存计算、多方安全计算、类脑计算、高维计算、认知计算、融合架构、亿级并发、EB 级存储、物联网、信息物理系统

<sup>①</sup>本文基于 2023 年、2024 年《政府工作报告》《“十四五”数字经济发展规划》《数字中国建设整体布局规划》以及《中国金融科技和数字金融发展报告(2024)》等国家政策文件,从中筛选与数字化转型相关的关键词,作为本文关键词词典的种子词。

第二,识别数字专利。为衡量银企双方的数字化转型水平,本文利用专利数据中的摘要文本进行语义分析。基于LDA主题模型提取专利文本主题,将关键词词典与专利主题进行高阈值匹配(相似度 $\geq 0.6$ ),识别出与数字化转型相关的专利。最终,将每年数字专利数量取自然对数来衡量银行数字化转型和企业数字化转型,从而准确反映微观主体在数字技术应用与创新上的实际表现。

第三,银企匹配。为构建企业视角的银行数字化水平,本文参考张金清等(2022)的做法,采用逐笔贷款规模加权的方式,将银行数字化转型水平按贷款比例赋权至企业层面。原始贷款数据为144237条银企逐笔贷款记录,但由于同一企业同一年可能向多家银行同时融资,即一个企业-年份对应多条贷款记录,因此需将逐笔贷款信息按照企业与年份进行聚合。具体而言,对每家企业在每一年度获得贷款的银行数字化水平,以各笔贷款金额占企业当年总贷款金额的比例作为权重进行加权计算,从而得到企业-年份层面的银行数字化水平指标( $BDIG$ )。经过上述汇总处理后,多笔贷款记录被整合为单个企业-年份观测值,最终形成9362条企业层面的样本数据。

第四,构建银企数字化适配指数。在计算银行数字化转型( $BDIG$ )和企业数字化转型( $CDIG$ )水平后,本文对其进行标准化处理,并结合一致性与成长性两方面构建适配指数( $BCDIG$ )。该指标具有两大特点:一是避免了数字化转型不一致所导致的“失衡适配”问题,只有双方表现出数字化能力的一致性,式(33)左项( $BCDIG$ )才会高;二是解决了双方转型不足的“低效适配”问题,只有银行与企业均表现出较高的数字化进展,式(33)右项才会高。因此,该指标综合了一致性和成长性两个特点,具体构建公式如下所示:

$$BCDIG = (1 - |BDIG - CDIG|) \times \sqrt{BDIG \times CDIG} \quad (33)$$

为进一步对比银企单侧赋能与融合赋能的治理效应差异,本文同步界定银行数字化( $BDIG$ )、企业数字化( $CDIG$ )两个单侧赋能核心变量,为后续实证分析提供基础。银行数字化( $BDIG$ )代表银行单一主体的数字化转型水平,体现银行端在数字技术研发、应用与创新方面的能力;企业数字化( $CDIG$ )代表企业单一主体的数字化转型水平,体现企业端在生产运营、管理决策等环节的数字化改造程度。两者共同构成银企单侧赋能的核心观测指标,与强调双方能力一致性的银企数字化适配度( $BCDIG$ )形成鲜明对比。延续前文数字专利的识别逻辑, $BDIG$ 与 $CDIG$ 的测度均基于专利文本的语义匹配结果。对于每家银行(或企业),统计其在年度内被识别为数字专利的申请数量,为消除异方差影响,对年度数字专利数量取自然对数,最终得到银行数字化( $BDIG$ )与企业数字化( $CDIG$ )的具体数值。

控制变量则参考已有文献,从银行、企业和地区层面选取。各变量具体名称、指标含义和基本统计结果如表3所示。

表3

变量具体名称和指标含义

变量类型	变量名称	变量说明	变量符号	观测值	均值	标准差	
被解释变量	企业“漂绿”	绿色宣传与绿色实践差值	<i>GTWA</i>	9362	0.2951	0.6917	
解释变量	银企数字化适配度	基于数字专利匹配且滞后一期	<i>BCDIG</i>	9362	0.0025	0.0119	
控制变量	银行层面	银行成本收入比	银行营业成本与营业收入比	<i>BCTI</i>	9362	0.2711	0.0702
		银行不良贷款率	银行不良贷款与总贷款比	<i>BNPL</i>	9362	0.0132	0.0046
		银行盈利水平	银行净利润与总资产比	<i>BROA</i>	9362	0.0069	0.0051
		银行规模	银行总资产的自然对数	<i>BSIZE</i>	9362	29.4060	2.3649
	企业层面	企业规模	总资产的自然对数	<i>SIZE</i>	9362	22.2691	1.2081
		企业杠杆率	年末总负债与总资产比值	<i>LEV</i>	9362	0.4743	0.6317
		企业盈利能力	净利润与总资产比值	<i>ROA</i>	9362	0.0243	0.1750
		现金流比率	企业日常现金流占总资产比	<i>CASH</i>	9362	0.0368	0.0735
		代理成本	管理费用与营业收入比	<i>MFEE</i>	9362	0.1943	9.8667
		企业市场价值	托宾Q值	<i>TOBINQ</i>	9362	2.0333	1.7704
	地区层面	金融资源	金融机构存贷款余额与GDP比值	<i>FIN</i>	9362	4.2305	1.7263
		经济实力	当地人均GDP取对数	<i>GDP</i>	9362	11.5061	0.4917
		科学技术水平	科学技术支出与财政支出比值	<i>TE</i>	9362	0.0449	0.0280
		数字经济水平	当地金融科技公司数量	<i>FT</i>	9362	5.0526	2.0958

## 四、实证结果分析

### (一)银企数字化适配对企业“漂绿”的影响

表4展示了银企数字化适配对企业“漂绿”行为的回归结果。为全面分析适配效应的影响,本文在实证设计中采用逐步加入控制变量的方法进行回归分析。具体而言,列(1)仅控制银行层面的关键变量;列(2)仅控制企业层面变量;列(3)仅控制宏观经济层面的关键变量;列(4)则在前述基础上整合全部控制变量,确保回归结果的稳健性和全面性。为缓解可能的内生性偏误,回归模型进一步引入企业固定效应和年份固定效应,并采用企业层面稳健聚类标准误以提升结论的精确性。

此外,为进一步揭示银企数字化适配抑制企业“漂绿”的内在机制,本文从“漂绿”的本质特征出发,将其分解为绿色宣传(*GT\_SP*)和绿色实践(*GT\_BE*)两个核心维度进行回归分析。“漂绿”本质上反映了企业绿色宣传程度相较于绿色实践的过度偏离,即企业通过夸大的信息披露获取市场声誉,而非真实提升绿色技术。在这一背景下,银企数字化适配通过信息透明化和资源优化配置,有可能从两个不同的路径抑制“漂绿”行为:一是企业资源的内生性配置,即在资源总量保持不变的情况下,通过削减绿色宣传行为来减少“漂绿”;二是企业资源

的外源性扩张,即在资源规模扩大的基础上,通过提升绿色实践水平尤其是绿色创新能力,从根本上降低“漂绿”发生的可能性。因此,本文将企业绿色宣传(*GT\_SP*)和绿色实践(*GT\_BE*)作为被解释变量继续进行回归,回归结果如表4列(5)和列(6)所示。

表4 银企数字化适配度对企业“漂绿”的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>GTWA</i>	<i>GTWA</i>	<i>GTWA</i>	<i>GTWA</i>	<i>GT_SP</i>	<i>GT_BE</i>
<i>BCDIG</i>	-2.1985*** (-7.9209)	-2.2717*** (-8.2075)	-2.2655*** (-8.2280)	-2.2195*** (-8.0133)	2.7365*** (5.6735)	6.6026*** (12.3152)
银行层面控制变量	是	否	否	是	是	是
企业层面控制变量	否	是	否	是	是	是
地区层面控制变量	否	否	是	是	是	是
常数项	1.0453*** (12.2524)	0.8001*** (2.5975)	1.1294*** (4.1504)	1.2060*** (2.8203)	2.1330* (1.8086)	-0.6611 (-0.8118)
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	9002	9002	9002	9002	9273	9273
调整的R <sup>2</sup>	0.6517	0.6518	0.6518	0.6520	0.7420	0.7558

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示回归结果1%、5%和10%的显著性水平上显著,括号内为t值,下同。

表4的回归结果显示,银企数字化适配显著抑制了企业“漂绿”行为,列(1)—(4)的结果表明,银企数字化适配指数(*BCDIG*)与“漂绿”水平(*GTWA*)显著负相关,回归系数均在1%水平上显著为负,表明银企数字化适配能够有效降低“漂绿”整体程度,上述结果验证了假说1。

其次,列(5)、列(6)结果显示,银企数字化适配对企业绿色实践的回归系数远大于绿色宣传,且两者均在1%水平上显著,这一现象说明银企数字化适配通过外源性扩张促进企业绿色实践,进而实现抑制“漂绿”的赋能效果。实际上,银企数字化适配不仅为企业提供了额外的资源支持,还降低了绿色技术开发和实践的资金与技术门槛,使企业能够更积极开展绿色创新和技术应用。这表明,银企数字化适配的核心作用在于引导企业在绿色转型中从注重“形式化”转向“实质化”,大幅提升绿色技术创新和实践水平,推动企业实现可持续发展目标的同时,增强经济绩效。

(二)内生性处理与稳健性检验<sup>①</sup>

1.工具变量法

在工具变量的选择上,本文基于数字化转型的同群效应理论构建相似盈利水平的银企数

<sup>①</sup>篇幅所限,内生性处理与稳健性检验部分留存备索。

---

数字化适配度作为工具变量。理论上,由于类似的资源禀赋和技术需求会导致银行和企业数字化转型路径上产生趋同性,使得盈利能力接近的个体通常在数字化转型中具有较高的相似性。因此,本文按照银企数字化适配度的构建方法,选取盈利水平相近但未直接存在信贷关系的银行与企业,计算其数字化适配程度( $BCDIG\_SUB$ )以作为工具变量。同时,该构造方法确保工具变量的外生性。盈利能力相近的银行与企业虽然表现出数字化水平的一致性,但这些银行并未对企业进行实际放贷,同时,这些企业也无法直接影响此类银行的经营决策,从而排除通过银企信贷渠道影响企业“漂绿”行为的可能性

本文进一步从银企地理位置出发构造银企数字化适配度的工具变量,以刻画地理分布特征对适配水平的影响。具体做法是:首先基于企业名称及地址信息确定企业所在地,并利用逐笔贷款数据将样本银行限定为实际向企业提供信贷的银行;其次结合银监会披露的银行网点设立信息,获取贷款银行在各城市的网点数量,并将银行网点所在城市与企业所在城市进行匹配;最后按照贷款规模将银行在企业所在城市的网点数量加权到企业层面,形成工具变量( $BCGR\_GR$ )。该变量的有效性体现在:一方面,银行在企业所在城市布局的网点越多,与企业之间的接触频率和信息交互越充分,更容易形成数字化经验与技术的溢出与共享,有助于提升双方的数字化适配水平;另一方面,地理邻近性会带来竞争模拟效应,银行与企业更可能模仿与适应对方的数字化实践,从而进一步提高适配度。与此同时,银行网点的空间布局来源于银行自身的经营策略,与单个企业的绿色实践或“漂绿”行为无直接关系,仅通过影响银企间的数字化适配而发挥作用,因此具有较强的外生性。

综上,本文使用替代银行和替代企业的数字化适配度( $BCDIG\_SUB$ )和银企地理关系( $BCGR\_GR$ )分别作为工具变量进行回归,结果仍显著。

## 2.系统GMM动态估计

考虑到企业“漂绿”行为可能具有显著的时序特征,即企业当前“漂绿”水平可能受其历史值的影响,因此本文采用系统GMM动态估计以增强模型的稳健性,引入被解释变量的滞后项作为回归模型的解释变量。回归结果说明,在考虑了企业“漂绿”的时序特征后,银企数字化适配度对企业“漂绿”的负向影响仍然存在,本文基础回归结果具有一定的稳健性。

## 3.双重机器学习

为进一步提升结论的稳健性,本文采用双重机器学习(DML)方法进行检验。传统线性回归在高维特征或非线性关系下容易受到模型设定偏误、变量遗漏和内生性处理不完善等问题的影响,而DML能够在很大程度上缓解这些局限。具体而言,DML利用随机森林、神经网络等灵活的机器学习算法来拟合高维控制变量,从而捕捉复杂的非线性结构与交互效应;同时通过样本分割和正则化技术降低模型依赖性,减弱多重共线性和选择偏误对估计结果的影响。借助这一框架,DML在保持机器学习预测能力的同时,仍能获得具有良好统计性质的参

数估计,使得对核心因果效应的识别更加稳健可靠。具体操作中,本文采用1:5的样本分割比例,并结合随机森林和神经网络算法拟合残差,取多次估计结果的均值以保证参数估计的无偏性和有效性,结论仍保持稳健。

#### 4.PSM 检验

由于银行更倾向与绿色创新能力强的企业合作,而具有绿色发展意愿的企业也更可能选择数字化水平较高的银行,从而导致样本自选择偏误。为缓解这一内生性问题,本文引入倾向得分匹配(PSM)方法进行稳健性检验。具体而言,本文以管理层是否具有金融背景作为处理变量。具有金融背景的管理层通常拥有更强的金融资源与信息获取能力,更容易选择数字化程度较高的银行,并以真实绿色创新降低“漂绿”风险;相反,缺乏金融背景的企业更可能因信息劣势依赖象征性绿色信息披露。基于这一差异划分处理组和对照组,有助于识别银企数字化匹配对“漂绿”行为的净效应。

在匹配过程中,本文将企业基本特征及银行相关控制变量作为协变量进行一对一匹配,剔除未成功匹配的样本后重新估计回归模型,结果仍显著。

#### 5.替换被解释变量、更换解释变量

为了减弱变量测度误差可能带来的稳健性问题,本文对被解释变量进行替换。首先,使用华证ESG指数作为企业ESG实践指数的代理变量,继续以企业绿色关键词数量作为绿色宣传的代理变量,同样以两者相对差值作为“漂绿”指标( $GW\_ESG$ )。其次,本文对华证ESG指数进行细分,使用环境得分作为企业绿色实践的代理指标,再次构造“漂绿”指标( $GW\_E$ )。此外,本文考虑到企业可能通过外观类专利来显示创新行为,存在策略性创新倾向,使用企业绿色发明专利申请数的自然对数作为代理变量( $CGI\_FM$ ),以此再构造企业“漂绿”指标( $GW\_FM$ )。最后,为避免银企适配度在贷款规模加权过程中可能引入的加权偏差,本文调整了适配度的聚合方式:一是按各贷款银行资产规模在全部合作银行中的占比进行加权( $BCDIG\_BS$ ),二是采用简单平均值法( $BCDIG\_MEAN$ )进行匹配处理。通过更换被解释变量及权重设定后重新回归,结果显示,各模型中银企数字化适配度的系数方向与显著性均与基准结果保持一致,说明本文的核心结论对变量定义与计算方式的变动具有较强的稳健性。

#### 6.删减样本、更换模型

本文在基准回归的稳健性检验中,进一步引入多种固定效应和样本调整策略,以有效控制遗漏变量和外生冲击的干扰,确保结论的稳健性。首先,在基准回归中仅控制了企业层面的固定效应,但银行个体的特质仍可能通过未观测因素对银企数字化适配及其对企业绿色创新的影响产生干扰。为此,本文加入银行固定效应,假定企业当期贷款规模最大的银行对其数字化适配与“漂绿”的影响最为明显,将每家企业匹配到主要贷款银行,并在回归中控制银行个体固定效应,以消除银行层面未观测变量的影响。

其次,为进一步排除地区和行业层面随时间变化的未观测因素,本文分别引入省份与时间的交互固定效应,以及行业与时间的交互固定效应。通过这种设定,可以更好地捕捉政策、市场或外部环境在不同地区和行业中的动态变化对企业绿色创新的潜在影响。此外,为增强模型的解释力,本文在部分回归中同时控制了地区-时间和行业-时间的交互固定效应,从多个维度控制可能影响结果的外部因素。

最后,为避免外生冲击对结果的干扰,本文进行了样本的逐步剔除。首先删除2020—2022年的样本以剔除疫情影响;其次剔除受到绿色信贷政策影响的样本,以避免政策干预可能带来的偏误;最后剔除受到低碳城市试点政策影响的样本,以规避区域性试点政策的干扰。

结果表明,无论是更换模型、调整固定效应还是替换样本,银企数字化适配对企业“漂绿”行为的抑制作用始终显著且稳健。

## 五、进一步分析

### (一)单侧赋能与融合赋能的对比分析

本文认为,相较于银企单侧赋能,银企数字化适配对企业“漂绿”的抑制效果更好。为验证该结论,本文将银行数字化转型(*BDIG*)和企业数字化转型(*CDIG*)分别作为核心解释变量,将全样本依据是否存在数字化适配进行分组,即银企数字化适配度大于0的定义为银企耦合,等于0的定义为银企未耦合组。最后,基于异质性分组探讨银企单侧赋能与银企数字化适配赋能的对比分析。回归结果如表5所示。

表5 单侧赋能与融合赋能的对比分析

变量	全样本		银企耦合		银企未耦合	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>BDIG</i>	-0.0172*** (-6.0805)		-0.0362*** (-3.9278)		-0.0086*** (-3.3125)	
<i>CDIG</i>		-0.0678*** (-11.2441)		-0.0772*** (-6.7860)		-0.0527*** (-3.4625)
控制变量	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	9002	9002	2446	2446	5995	5995
组间差异			(3)(5)列:0.027**		(4)(6)列:0.021***	

注:异质性分析的系数组间差异检验的P值采用费舍尔组合检验(抽样2000次)计算得到。

从表5的回归结果可以看出,在全样本中,无论是银行数字化转型(*BDIG*)还是企业数字

化转型(CDIG),均对企业“漂绿”具有显著的抑制作用。然而,当样本按银企数字化适配度中位数分组后,可以观察到显著的异质性。在银企未耦合组中,银企单侧赋能的效果明显减弱,表明当银企之间适配效应较弱时,单靠企业或银行一侧的数字化转型难以充分抑制企业“漂绿”行为。相反,在银企耦合组中,无论是银行端还是企业端的数字化转型,其对企业“漂绿”行为的抑制作用均显著增强,且相关系数在1%的显著性水平下显著,融合赋能相较于单侧赋能的优势不仅体现在对核心企业“漂绿”行为的抑制效果上,还能通过强化核心企业的供应链治理能力,将数字化适配的治理效应传导至上下游企业,进而形成供应链层面的非对称溢出效应。

## (二)银企数字化适配对企业“漂绿”的机制分析

本文认为银企数字化适配可以通过缓解企业融资约束、降低管理层委托代理问题来共同抑制企业“漂绿”行为。

第一,银企数字化适配能够显著缓解融资约束,从而降低企业“漂绿”动机。数字化适配提高了银企间的数据贯通性和信息透明度,使银行能够更加精准地识别企业绿色行为的真实性,并据此优化信贷定价与资源配置(Liu & Li, 2024)。数字化条件下的动态监督机制能够减少传统信贷中因信息不对称导致的道德风险,使银行更愿意支持具有真实绿色能力的企业。同时,融资约束的缓解能够提升企业的资金可得性,使其更具能力承担真实绿色创新的高成本与高风险,从而减少以低成本“象征性披露”替代实质性绿色行动的激励(陈东晖等, 2025)。已有研究表明,更充裕的金融资源能够显著提高企业绿色技术采用与绿色创新水平,从而降低“漂绿”发生概率(李金昌等, 2023; Zhang & Ge, 2024)。

第二,银企数字化适配能够强化银行对企业管理层的治理约束,从根源上减少管理层的机会主义“漂绿”行为。数字化适配构建起银行-企业之间的实时数据接口,使银行得以持续跟踪企业运营、环境表现与资金流向,从而形成“外部技术监督”机制(刘金科、肖翊阳, 2022)。这不仅降低了管理层利用信息优势进行象征性绿色披露的可能性,也强化了企业内部问责机制,提高管理层从事“漂绿”行为的预期成本(Zhao et al., 2024)。此外,数字化适配形成的透明化追踪体系可抑制管理层在短期绩效压力下以“漂绿”换取声誉收益的行为。而且,部分研究也表明,外部监督越强,企业越倾向采用真实绿色创新来提升长期价值,而非依赖策略性披露来粉饰形象(Li et al., 2023; Yue & Li, 2023)。

综合而言,银企数字化适配通过降低融资壁垒、提高绿色资源配置效率,并通过强化监督链条、抑制管理层机会主义,共同削弱了企业采取“漂绿”策略的激励,从而显著推动企业由“漂绿”走向“真绿”,促进绿色转型的实质性推进。

为验证上述假说是否成立,本文依次选取KZ指数作为企业融资环境(KZ)的代理变量、使用企业利息成本作为企业融资成本(COST)的代理变量;使用迪博内部控制指数(取对数

后进行逆向处理)作为企业委托代理问题(*DIB*)的衡量指标,该指数越小,说明企业内部管理水平越差,委托代理问题严重。同时考虑到银企数字化适配对企业“漂绿”行为的抑制作用根本上来源于企业信息环境的改善,本文将企业信息透明度(*OPAQ*)作为稳健性检验指标,考察上述机制检验的稳健性。

具体而言,本文参考Kaplan和Zingales(1997)的研究,基于五个核心财务指标(现金流比率、股息支付比率、现金持有比率、杠杆率和TobinQ)的中位数分类,通过二元分类构造简单加权指数,并利用有序逻辑回归模型得到上述指标的系数,最终计算出融资约束指数(*KZ*);采用企业利息支出、手续费支出及其他财务费用的总额占期末总负债的比重,作为企业融资成本(*COST*)的代理变量;参考徐寿福和徐龙炳(2015)的研究,构造*KV*指数来反映企业信息披露质量,指数构造公式如下所示:

$$\ln \left| \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}} \right| = \lambda_0 + \lambda \left( \frac{Vol_t}{Vol_0} - 1 \right) + \varepsilon \quad (34)$$

其中, $P_t$ 为第 $t$ 日的收盘价, $Vol_t$ 为第 $t$ 日的交易量, $Vol_0$ 为平均日交易量。根据上述模型,使用OLS回归得到*KV*指数,值越小说明信息披露质量越低。为便于理解,以直观反映信息透明度的含义,本文 $1 - KV$ 作为企业信息透明度(*OPAQ*)的代理变量。

本文使用两步法检验融资约束和委托代理对银企数字化适配影响企业“漂绿”的作用机制,具体回归结果如表6所示。

表6 银企数字化适配对企业“漂绿”的机制分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>KZ</i>	<i>COST</i>	<i>DIB</i>	<i>OPAQ</i>
<i>BCDIG</i>	-3.5570*** (-3.2376)	-0.0317** (-2.4004)	-0.0902** (-2.4791)	0.2184** (2.2306)
控制变量	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
样本量	8917	8782	8956	8783

从表6的回归结果可以看出,列(1)—(2)中,银企数字化适配(*BCDIG*)的回归系数显著为负,说明银企数字化适配显著缓解了企业融资困境(*KZ*)、降低了融资成本(*COST*),即银企数字化适配能够通过提升企业的融资能力降低其资金压力。实际上,通过高效的数字化工具,银行能够更全面地评估企业的信用风险与经营状况,从而降低信息不对称问题。这不仅

降低了企业的融资成本,还扩大了企业获取外部融资的可能性,使企业能够更好地满足绿色转型的资金需求。此外,数字化适配降低了银行对企业绿色创新的不确定性评估,使银行更愿意为绿色创新活动提供资金支持。融资约束的缓解意味着企业在绿色投资中的资金瓶颈得到突破,从而为抑制企业“漂绿”行为奠定了基础。

在列(3)中,银企数字化适配(*BCDIG*)对企业委托代理问题(*DIB*)的回归系数显著为负,表明代理问题也是银企数字化适配影响企业“漂绿”的重要传导路径。代理问题通常体现在管理层与股东之间的利益冲突中,管理层可能倾向于采取低成本、高回报的“漂绿”行为以追求短期利益,而忽视长期的绿色实践。银企数字化适配通过引入外部监督机制,强化了银行等外部金融机构对企业管理层的约束力,使得管理层更倾向于采取符合股东利益的绿色实践。此外,数字化适配还提升了管理层决策的透明度和责任机制,从而降低了信息不对称对代理问题的放大效应。这种机制有效减少了管理层在绿色投资中的投机行为,为企业实现可持续的绿色转型提供了保障。

同时,在列(4)中,银企数字化适配显著提升了企业信息透明度(*OPAQ*),改善企业信息环境。具体而言,银企数字化适配通过数字化技术,增强了企业信息披露的真实性与完整性,使外部利益相关者能够更准确地评估企业的实际绿色实践水平,进而降低信息不对称引发的“漂绿”动机。当企业难以通过虚假宣传获得市场青睐或融资支持时,其选择性披露或夸大绿色成果的行为就会显著减少。与此同时,信息透明度的提高还迫使企业将更多资源投入到实际的绿色创新中,以形成竞争优势。这种机制表明,银企数字化适配通过信息透明度的改善,不仅抑制了“漂绿”行为,还推动了真实的绿色转型。

### (三)银企数字化适配的供应链非对称性溢出

前文理论分析部分指出,银企数字化适配具有供应链非对称性溢出现象,能够抑制上游供应商企业的“漂绿”行为,但不确定是否抑制下游客户企业的漂绿行为。为验证该结论,本文参考已有研究(陶锋等,2023),同时构建供应链上下游企业指标<sup>①</sup>,将供应商“漂绿”水平(*GTWA\_S*)和客户“漂绿”水平(*GTWA\_C*)作为被解释变量进行回归。同时为探究银企数字化适配实现供应链上游溢出的具体机制,本文将上游供应商的融资约束(*KZ\_S*)和委托代理(*DIB\_S*)作为被解释变量。回归结果如表7所示。

<sup>①</sup>本文手工匹配企业供应商或客户同为上市企业的供应链体系。由于样本企业既可能是供应商,也可能是客户商,因此本文构建“样本企业-供应商(客户商)-年份值”的年度数据集,如果样本企业该年度出现多个客户商或者供应商,则构建“样本企业-供应商-年份”“样本企业-客户-年份”的观测值。同时,考虑到供应链信息传递的滞后性以及延续性,如果该年企业存在供应商和客户商数据,那么这些供应商和客户商同样持续到下一年,即自动成为下一年企业的供应商和客户商。最终得到“样本企业-供应商”数据491个,“样本企业-客户商”数据906个。

表 7

银企数字化适配的产业链网络关联分析

变量	上游供应商			下游客户
	(1) <i>GTWA_S</i>	(2) <i>KZ_S</i>	(3) <i>DIB_S</i>	(4) <i>GTWA_C</i>
<i>BCDIG</i>	-3.3249*** (-4.9273)	-5.0083** (-2.3603)	-1.0172*** (-3.6403)	-1.0197 (-1.3246)
控制变量	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
样本量	491	475	471	906

表 7 列(1)—(3)中,银企数字化适配可以抑制推动上游供应商的“漂绿”行为,且该作用主要通过缓解供应商的融资约束以及抑制委托代理问题来实现。但列(4)显示,银企数字化适配对下游客户企业的“漂绿”行为不存在抑制效果,说明银企数字化适配的供应链溢出作用具有非对称性,主要抑制上游供应商的“漂绿”行为,上述分析验证了假说 2。

#### (四)基于供应链非对称性溢出的异质性分析

从经济逻辑上看,核心企业的银企数字化适配对上游供应商和下游客户企业的“漂绿”行为呈现非对称抑制效应,其根本原因在于两类主体在资源依赖关系和激励结构方面存在差异。上游供应商作为核心企业的直接资源输入方,其生产活动与融资行为更依赖供应链内部的资源配置和监督机制,因而更容易受到银企数字化适配的约束。而下游客户企业的绿色行为更多面向终端消费者,主要依赖外部市场的评价与激励,其对供应链内部数字化监督的依赖性较弱。这种非对称性使得银企数字化适配对客户企业“漂绿”行为的抑制作用较为有限,限制了供应链绿色治理的整体效果。因此,探讨在何种条件下这一非对称性溢出效应得以缓解,对于优化供应链绿色治理具有重要的现实价值。

一方面,从融资约束的角度看,当下游客户企业面临较高融资约束时,其对银行资源的依赖性显著增强,融资决策与绿色行为之间的关系更加紧密。银企数字化适配通过提升信息透明度和资源匹配效率,能够有效降低客户企业通过“漂绿”获取融资支持的可能性,激励企业选择更真实的绿色实践。另一方面,从环境规制的角度看,强环境规制增加了“漂绿”行为的预期违规成本,使企业需更谨慎地权衡“漂绿”收益与潜在风险。这种政策压力与银企数字化适配的动态监督机制相结合,不仅能推动客户企业的绿色转型,还能显著增强其在供应链绿色治理中的适配性。

鉴于此,本文基于下游客户企业融资约束和所在地区环境规制的双视角,将客户企业分

为高融资约束组和低融资约束组以及高环境规制组和低环境规制组<sup>①</sup>,探讨不同情境下银企数字化适配对客户企业“漂绿”行为的影响差异。分组回归结果如表8所示。

表8 基于客户企业的异质性分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	高融资约束	低融资约束	高环境规制	低环境规制
	<i>GTWA_C</i>	<i>GTWA_C</i>	<i>GTWA_C</i>	<i>GTWA_C</i>
<i>BCDIG</i>	-0.4932*** (-2.8527)	-0.3062 (-1.0702)	-0.5612*** (-2.7665)	-0.3296 (-1.4606)
控制变量	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
样本量	451	454	449	452
组间差异	0.033*		0.019**	

根据表8的回归结果可以发现,当客户企业面临较高的融资约束以及环境规制力度时,能够显著缓解供应链非对称溢出现象,即银企数字化适配对客户企业“漂绿”行为同样具有一定的抑制效果。

除客户企业本身外,核心企业(即借款企业)处于供应链的核心位置,同样能够影响供应链传导以及传导效果。借款企业的行业地位和供应链话语权决定了其在供应链中的资源配置能力和影响力。行业领先企业具备更强的议价能力和信息整合能力,能够通过绿色标准的传递强化对上下游企业的绿色约束。供应链话语权的增强不仅有助于优化上游资源分配,还能通过信息共享和绿色行为的信号传递,提高下游客户的转型动机。这种供应链传导机制的加强,不仅有助于缓解供应链的非对称性溢出效应,还能促进整个供应链实现绿色适配发展。

因此,本文基于核心企业行业地位和供应链话语权这两个维度,将核心企业行业地位和供应链话语权作为调节变量加入模型<sup>②</sup>,回归结果如表9所示。

①客户企业的具体分组方式为:计算各客户企业样本期内融资约束(*KZ*)并进行排序,将融资约束高于全部客户企业中位数的分为高融资约束组,低于中位数的分为低融资约束组;计算各客户企业样本期内所在城市的环境规制强度(当地政府工作报告中关于生态环保词汇出现的频率)并进行排序,将环境规制强度高于全部客户企业中位数的分为高环境规制强度组,低于中位数的分为低环境规制强度组。

②本文采用企业营业收入增长率(*GH*)作为行业地位的代理变量,营业收入增长率越高的企业,通常代表其在行业中的竞争力更强,资源配置能力更高,同时也更容易通过其行业领导地位实现上下游供应链的资源联动与协同效应;使用供应链集中度(前五大供应商和前五大客户的采购与销售比例之和的均值)衡量企业供应链话语权(*SCP*)。为便于理解,对供应链集中度进行正向处理,处理后的数值越大,说明企业供应链话语权越高。

表9

基于借款企业的异质性分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	基于核心企业行业地位		基于核心企业供应链话语权	
	<i>GTWA_S</i>	<i>GTWA_C</i>	<i>GTWA_S</i>	<i>GTWA_C</i>
<i>BCDIG</i>	-1.8067*** (-3.5394)	-0.6132* (-1.7957)	-1.0442** (-2.5183)	-1.3066** (-2.4862)
<i>BCDIG × GH</i>	-0.8690** (-2.4968)	-0.0104** (-2.2399)		
<i>BCDIG × SCP</i>			-0.0305** (-2.1628)	-0.0282** (-2.2905)
控制变量	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
样本量	491	906	491	906

根据表9的回归结果可以发现,当加入银企数字化适配与核心企业行业地位、供应链话语权的交互项后,银企数字化适配与交互项均显著为负,说明核心企业(即借款企业)处于行业领先地位或具有较高的供应链话语权时,能够有效缓解供应链非对称性溢出现象,而且还可以强化供应链传导机制。

## 六、研究结论与政策建议

本文依托涵盖银行、企业与供应链的多部门内生增长模型开展理论论证,选取2014—2023年我国商业银行与上市企业作为研究样本,通过手工梳理144237条企业逐笔贷款记录构建银企信贷关联机制,研究银企数字化适配度与企业“漂绿”水平的关系,通过实证分析得出以下核心结论:银企数字化适配对企业“漂绿”行为的抑制效应显著优于银企单侧数字化赋能,其抑制作用主要体现在推动企业绿色实践增速高于绿色宣传增速,实现绿色发展从口号向行动的转变;从作用路径来看,银企数字化适配可通过双重渠道共同遏制企业“漂绿”行为,一方面有效缓解企业融资约束,降低企业因资金压力而采取“漂绿”策略的动机,另一方面有效改善管理层委托代理问题,减少管理层出于短期利益导向的“漂绿”行为;进一步从供应链视角分析发现,银企数字化适配的“漂绿”抑制效应存在显著的供应链非对称溢出特征,可借助“融资链”与“代理链”的传导作用抑制上游供应商企业的“漂绿”行为,但该抑制效应难以延伸至下游客户企业;异质性分析结果表明,借款企业客户的融资约束程度、所在地区环境规制力度,以及借款企业自身的行业地位与供应链话语权,均会影响供应链非对称溢出效应的表现,其中借款企业客户面临较强融资约束或所在地区环境规制较严时,可有效缓解该非对称现象,而借款企业处于行业领先地位、拥有较强供应链话语权时,不仅能缓解非对称溢出问题,

还能进一步强化银企数字化适配的供应链传导机制。

基于上述研究结论,本文提出以下政策建议:

第一,在银行层面,应强化数字化能力与绿色信贷机制。商业银行应进一步提升数字化能力,强化与企业的数字化适配机制,建立动态追踪企业绿色行为的监督体系。具体而言,银行可以通过人工智能和区块链等技术,精准识别企业真实绿色实践与虚假宣传的差异,优化绿色信贷资源的配置效率。同时,针对供应链非对称性溢出现象,银行应加强对供应链整体的绿色审查,尤其关注下游客户企业的融资需求,完善针对高融资约束客户企业的绿色信贷支持政策。通过实施差异化信贷管理,银行能够更好地抑制供应链上下游企业的“漂绿”行为,促进供应链绿色协同发展。

第二,在企业层面,应提升绿色实践与供应链话语权。企业应加快绿色转型,尤其是行业龙头企业,应发挥引领作用,利用其供应链话语权,强化对上下游企业的绿色标准传导。在数字化能力建设方面,企业应积极与银行合作,构建高效的信息共享机制,提升企业自身的数字化能力和绿色行为透明度。此外,企业应更加关注“有言必行”的绿色实践,加强绿色投资和技术创新,以实际行动履行环境责任,提升市场信任度和融资能力,避免因“漂绿”行为而导致的信誉损失。

第三,在政府层面,应完善环境规制与激励政策。一方面,政府应强化环境规制,特别是在企业集聚区和供应链上下游关联紧密的区域,进一步加大对企业绿色行为的监管力度,提升“漂绿”行为的违规成本。另一方面,政府应推动绿色金融体系建设,为银行和企业的数字化适配提供政策支持,如税收优惠、绿色融资担保等,激励企业与银行共同提升数字化水平。此外,政府可以通过建立行业绿色评价体系和绿色行为数据库,增强市场对企业绿色行为的监督能力,引导企业从象征性绿色行为向实质性绿色发展转变。

## 参考文献:

[1] 陈东晖,于学伟,胡丽宁. 金融科技能否赋能企业新质生产力发展——来自银行专利文本信息的经验证据[J]. 国际金融研究,2025(07):51-62.

[2] 陈东晖,于学伟,张骏. 银行ESG偏好能否抑制企业漂绿行为?——来自银企信贷匹配的经验证据[J]. 生态文明研究,2024(04):74-97.

[3] 陈国进,丁赛杰,赵向琴,等. 中国绿色金融政策、融资成本与企业绿色转型——基于央行担保品政策视角[J]. 金融研究,2021(12):75-95.

[4] 丁鑫,周晔. 数字化转型与银行信贷配置——基于银行贷款投向实体经济的视角[J]. 数量经济技术经济研究,2024,41(03):193-216.

[5] 方先明,那晋领. 创业板上市公司绿色创新溢酬研究[J]. 经济研究,2020,55(10):106-123.

[6] 顾海峰,杨立翔. 互联网金融与银行风险承担:基于中国银行业的证据[J]. 世界经济,2018,41(10):75-100.

- 
- [7] 郭丽虹,朱柯达. 金融科技、银行风险与经营业绩——基于普惠金融的视角[J]. 国际金融研究, 2021(07):56-65.
- [8] 韩国高,刘田广,庞明川. 生态环境智慧监测与企业环境信息粉饰[J]. 世界经济, 2025, 48(07):3-35.
- [9] 黄勃,李海彤,刘俊岐,等. 数字技术创新与中国企业高质量发展——来自企业数字专利的证据[J]. 经济研究, 2023, 58(03):97-115.
- [10] 黄溶冰,陈伟,王凯慧. 外部融资需求、印象管理与企业漂绿[J]. 经济社会体制比较, 2019(03):81-93.
- [11] 江轩宇,张明媚,林雯. 银企数字化协同与企业信贷获取——基于银行贷款的经验证据[J]. 金融研究, 2025(05):39-56.
- [12] 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(08):2-14.
- [13] 李金昌,连港慧,徐蒿婷. “双碳”愿景下企业绿色转型的破局之道——数字化驱动绿色化的实证研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2023, 40(09):27-49.
- [14] 李普玲,王建玲,屈国俊. 客户 ESG 表现的传染效应——基于供应商企业年报语调视角[J]. 经济问题, 2024(01):66-75.
- [15] 李青原,肖泽华. 异质性环境规制工具与企业绿色创新激励——来自上市企业绿色专利的证据[J]. 经济研究, 2020, 55(09):192-208.
- [16] 李旭超,赵婧,张璇. 僵尸企业的产业链效应与民间投资挤出[J]. 管理科学学报, 2024, 27(07):142-158.
- [17] 李逸飞,李茂林,李静. 银行金融科技、信贷配置与企业短债长用[J]. 中国工业经济, 2022(10):137-154.
- [18] 李哲,王文翰. “多言寡行”的环境责任表现能否影响银行信贷获取——基于“言”和“行”双维度的文本分析[J]. 金融研究, 2021(12):116-132.
- [19] 刘金科,肖翊阳. 中国环境保护税与绿色创新:杠杆效应还是挤出效应?[J]. 经济研究, 2022, 57(01):72-88.
- [20] 任保平,程至瑜,宗景辉. 新质生产力形成中制造业新质化发展水平测度与时空演进[J]. 数量经济技术经济研究, 2024, 41(12):5-24.
- [21] 苏冬蔚,刘子茗. 绿色金融改革是否影响企业绿色绩效与漂绿风险?[J]. 国际金融研究, 2023(04):74-85.
- [22] 陶锋,王欣然,徐扬,等. 数字化转型、产业链供应链韧性与企业生产率[J]. 中国工业经济, 2023(05):118-136.
- [23] 王迪,刘祖基,赵泽朋. 供应链关系与银行借款——基于供应商/客户集中度的分析[J]. 会计研究, 2016(10):42-49, 96.
- [24] 魏俊,聂荣,章一帆. 银企数字化耦合对企业绿色创新的影响研究——来自数字专利匹配的经验证据[J]. 南方经济, 2025(08):70-96.
- [25] 吴非,胡慧芷,林慧妍,等. 企业数字化转型与资本市场表现——来自股票流动性的经验证据[J]. 管理世界, 2021, 37(07):130-144, 10.
- [26] 徐寿福,徐龙炳. 信息披露质量与资本市场估值偏误[J]. 会计研究, 2015(01):40-47, 96.
- [27] 严兵,程敏,王乃合. ESG 绿色溢出、供应链传导与企业绿色创新[J]. 经济研究, 2024, 59(07):72-91.
- [28] 张金清,李柯乐,张剑宇. 银行金融科技如何影响企业结构性去杠杆?[J]. 财经研究, 2022, 48(01):64-77.
- [29] 张骏,郭娜,刘彦迪. 金融科技对银行风险的影响研究——基于流动性创造与经营效率的分析[J]. 南开经济研究, 2023(11):90-109.

- [30] 张科,熊子怡,黄细嘉. 绿色债券、碳减排效应与经济高质量发展[J]. 财经研究, 2023, 49(06): 64–78.
- [31] 张一林,郁芸君,陈珠明. 人工智能、中小企业融资与银行数字化转型[J]. 中国工业经济, 2021(12): 69–87.
- [32] 朱福敏,樊昊远,吴恒煜. 机构投资者持股会助推企业“漂绿”吗——基于重污染企业社会责任报告披露的实证研究[J]. 金融经济研究, 2024, 39(02): 90–106.
- [33] Andersen, D. C. Do Credit Constraints Favor Dirty Production? Theory and Plant-Level Evidence[J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2017, 84: 189–208.
- [34] Antweiler, W., B. R. Copeland, M. S. Taylor. Is Free Trade Good for the Environment?[J]. *American Economic Review*, 2001, 91(4): 877–908.
- [35] Bothello, J., I. Ioannou, V. A. Porumb, et al. CSR Decoupling Within Business Groups and the Risk of Perceived Greenwashing[J]. *Strategic Management Journal*, 2023, 44(13): 3217–3251.
- [36] Fuster, A., M. Plosser, P. Schnabl, et al. The Role of Technology in Mortgage Lending[J]. *The Review of Financial Studies*, 2019, 32(5): 1854–1899.
- [37] He, C., X. Geng, C. Tan, et al. Fintech and Corporate Debt Default Risk: Influencing Mechanisms and Heterogeneity[J]. *Journal of Business Research*, 2023, 164: 113923.
- [38] Kaplan, S., L. Zingales. Do Investment-Cash Flow Sensitivities Provide Useful Measures of Financing Constraints?[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 1997, 112: 169–215.
- [39] Lee, H. C. B., J. M. Cruz, R. Shankar. Corporate Social Responsibility (CSR) Issues in Supply Chain Competition: Should Greenwashing Be Regulated?[J]. *Decision Sciences*, 2018, 49(6): 1088–1115.
- [40] Lee, M. T., R. L. Raschke. Stakeholder Legitimacy in Firm Greening and Financial Performance: What About Greenwashing Temptations?[J]. *Journal of Business Research*, 2023, 155: 113393.
- [41] Li, W., W. Li, V. Seppänen, et al. Effects of Greenwashing on Financial Performance: Moderation Through Local Environmental Regulation and Media Coverage[J]. *Business Strategy and the Environment*, 2023, 32(1): 820–841.
- [42] Li, Z., S. Miao, L. Xu. Digital Transformation and Environmental, Social, and Governance Greenwashing: Evidence from China[J]. *Journal of Environmental Management*, 2024, 365: 121460.
- [43] Lin, B., R. Ma. How Does Digital Finance Influence Green Technology Innovation in China? Evidence from the Financing Constraints Perspective[J]. *Journal of Environmental Management*, 2022, 320: 115833.
- [44] Liu, G., S. Wang. Digital Transformation and Trade Credit Provision: Evidence from China[J]. *Research in International Business and Finance*, 2023, 64: 101805.
- [45] Liu, Z., X. Li. The Impact of Bank Fintech on ESG Greenwashing[J]. *Finance Research Letters*, 2024, 62: 105199.
- [46] Lu, Z., Y. Lin, Y. Li. Does Corporate Engagement in Digital Transformation Influence Greenwashing? Evidence from China[J]. *Finance Research Letters*, 2023, 58: 104558.
- [47] Wang, J., Y. Ke, L. Sun, et al. Speculative Culture and Corporate Greenwashing: Evidence from China[J]. *International Review of Financial Analysis*, 2024, 95: 103447.
- [48] Yue, J., Y. Li. Media Attention and Corporate Greenwashing Behavior: Evidence from China[J]. *Finance Research Letters*, 2023, 55: 104016.
- [49] Zhang, Z., Z. Ge. Fishing in Muddy Water? Climate Policy Uncertainty and Corporate Greenwashing in Environmental, Social, and Governance[J]. *Managerial and Decision Economics*, 2024, 45(6): 4191–4207.
- [50] Zhao, X., X. Huang, F. Liu, et al. Executive Power Discrepancy and Corporate ESG Greenwashing[J]. *International Review of Financial Analysis*, 2024, 96: 103533.

---

# Digital Adaptation between Banks and Enterprises and Corporate Greenwashing Behavior

Wang Zhimao<sup>a</sup>, Wang Peiyao<sup>b</sup>, Zhu Bing<sup>a</sup>, Ban Qi<sup>c</sup>

(a: Business School, Yancheng Teachers University;

b: School of Finance, Tianjin University of Finance and Economics; c: China-ASEAN School of Statistics, Guangxi University of Finance and Economics)

**Abstract:** This paper selects China's commercial banks and listed enterprises as research samples covering the period from 2014 to 2023. We manually sort out 144237 individual corporate loan records to construct the bank-firm credit linkage, and adopt machine learning algorithms to innovatively develop indicators for measuring bank-firm digital coupling and corporate greenwashing based on patent data and annual report texts of sampled entities. Built upon an endogenous growth model incorporating banks, individual firms and supply chain systems, our empirical analysis demonstrates that bank-firm digital coupling exerts a stronger restraining effect on corporate greenwashing compared with the unilateral digital empowerment of either banks or enterprises, and such inhibition mainly arises when the growth rate of corporate green practices outpaces that of green publicity. Moreover, this digital coupling curbs greenwashing behavior jointly by easing corporate financing constraints and mitigating management principal-agent problems. Further evidence indicates that the impact of bank-firm digital coupling presents a significant asymmetric spillover effect across supply chains. While bank-firm digital coupling can constrain greenwashing among upstream suppliers via financing chains and agency chains, its inhibitory influence fails to extend to downstream customer enterprises. In terms of heterogeneity, the asymmetric supply chain spillover can be effectively alleviated when borrowing firms' downstream customers face severe financing constraints or operate in regions with stringent environmental regulations. Additionally, if borrowing firms hold leading positions and strong bargaining power within their supply chains, not only will the asymmetric spillover be mitigated, but the overall supply chain transmission mechanism will also be reinforced.

**Keywords:** Bank-Enterprise Digital Coupling; Corporate Greenwashing Behavior; Digital Patents; Supply Chain Spillover; Asymmetry

**JEL Classification:** G21, D82, L14, Q58

(责任编辑:朱静静)