

ESG 评级披露何以促进数实技术融合

——来自中国 A 股制造业上市公司的证据

戴 勇, 张嘉琦

摘 要: 在实体经济与数字经济深度融合的背景下, 企业如何通过外部治理机制推动数实技术融合, 已成为提升创新能力和竞争力的关键问题。然而, 作为重要的制度性外部治理工具, ESG 评级披露对数实技术融合的影响, 现有研究仍缺乏系统的实证研究。本文基于企业专利引用网络构建数实技术融合指标, 以“ESG 评级首次披露”作为准自然实验, 利用 2012—2023 年中国 A 股制造业上市公司数据, 采用双重差分模型识别其因果效应。研究发现, ESG 评级披露显著提升了企业数实技术融合水平, 该结论通过多项稳健性检验后依然成立。机制检验表明, ESG 评级披露可通过缓解融资约束与增加研发投入两条路径促进融合。异质性分析表明, 该作用在大规模企业、地方国有企业和非国企、数字基础设施水平较高地区的企业及绿色和新兴制造业企业中更为显著。本文从企业外部治理视角, 揭示了 ESG 评级披露可通过资源获取与创新驱动双通道促进数实技术融合的内在机理, 为完善 ESG 制度体系、推动制造业数实技术融合提供了启示。

关键词: 数实技术融合; ESG 评级披露; 双重差分模型; 制造业

中图分类号: F272.5 **文献标识码:** A **文章编号:** 1671-0169(2026)02-0107-17

一、引 言

推动实体经济和数字经济深度融合 (下称“实数融合”), 已成为支撑中国经济高质量发展的核心战略选择。党的二十大及相关会议多次提出“健全促进实体经济和数字经济深度融合制度”, 坚持走“智能化、绿色化、融合化”方向。制造业作为实体经济的关键主体, 正处于从传统要素驱动向创新、数字化赋能转型的关键时期。当前, 中国制造业企业数字化基础和能力已普遍提升, 实数融合正由局部应用向深度融合迈进。然而, 制造业的数字化普及发展并不等同于技术层面的深度融合会自动实现^[1]。在从单一的技术改造或升级走向深度融合的过程中, 企业会遇到一系列系统性挑战。数字技术向研发设计、生产等核心环节的系统性渗透和内化, 需要持续的高资本投入, 组织调整成本高, 回报周期也明显长于一般技术改造项目^[2]。实数融合不仅是技术工具的简单叠加, 更涉及生产管理、战略定位与资源配置的系统性变革。基于此, 本文将这一聚焦技术层面的深度融合过程定义为“数实技术融合”^[3], 即企业通过数字技术向实体生产环节的系统性渗透与融合, 优化企业运营, 最终实现效率提升与价值创造。

基金项目: 国家社会科学基金项目“数字贸易促进我国创新体系效能提升的机制及对策研究”(23AJL010); 湖北省教育厅高等学校哲学社会科学研究重大项目“中国推动‘一带一路’区域价值链数字化转型问题研究”(22ZD025)

作者简介: 戴勇, 湖北大学商学院, daiyong@hubu.edu.cn (湖北 武汉 430062); 张嘉琦, 湖北大学商学院

尽管中国数字经济发展迅速，但在这一阶段，制造业企业需要在高度不确定的技术融合过程与市场风险环境中进行审慎决策，而资本市场的短期绩效与长期发展战略的矛盾，进一步加剧了融合进程的迟滞风险^[4]。这表明数实技术融合不是简单的技术应用和升级问题，它不仅取决于企业的技术能力，更依赖于能有效缓解长期投资约束、引导资源配置的外部治理环境。

顺应可持续发展与长期主义理念兴起的趋势，环境、社会与治理（ESG）评级与披露正逐步从自愿实践变为由政策引导、交易所推进和市场机构协同的制度化治理工具，并进一步内化为抑制管理层短视行为、影响企业战略决策与资源配置的重要外部治理机制。作为一类系统性评估工具，ESG评级披露通过第三方市场机构对非财务信息进行专业化评价，向市场传递企业可持续发展能力的关键信号^[5]。在理论上，将ESG机制整合进企业数字技术融合的战略框架中，不仅能拓展ESG研究的理论边界至数字经济领域，还可以通过优化外部治理环境为技术融合提供资源支持与行为激励。从现实层面来看，较高ESG评级能强化企业声誉资本，增强对投资者的吸引力，为企业在“数字赋能实体”融合实践中提供清晰的目标导向。

基于对现有文献的梳理，本文将ESG评级披露视为一项准自然实验，利用2012—2023年中国A股制造业上市公司数据，运用多时点双重差分模型，系统考察ESG评级披露对企业数实技术融合的因果效应及内在机制。本文可能的创新点在于：（1）在研究视角上，将ESG评级披露定位为兼具信号功能与外部治理功能的制度激励，从外生治理视角切入，拓展了实数融合驱动因素的研究边界；（2）在机制识别上，以信息不对称理论和利益相关者理论为基础，区分E（环境）、S（社会）、G（治理）三个维度并进行差异化作用分析，通过构建“资源获取”和“创新驱动”两条路径，揭示ESG评级披露分别通过缓解融资约束和增加研发投入促进企业数实技术融合的内在逻辑；（3）在实证设计上，通过聚焦数字化基础、技术密集度等维度进行异质性分析，揭示ESG评级披露在不同企业群体中的边际效应差异，为理解非技术制度因素在企业深度融合中的作用提供了微观证据，也为完善ESG制度体系、推动制造业数字技术融合提供了启示。

二、文献综述

与本研究密切相关的文献主要涉及实数融合面临的难点与ESG的外部治理功能两个方面。

针对实数融合研究的核心约束与推进瓶颈，学界已从多个角度展开系统分析。从宏观层面看，实数深度融合面临路径模糊、机制不畅的困难。洪银兴等^[6]指出，实数融合存在不全、不深、不愿和不便四大核心问题，严重阻碍其深度推进。陈雨露^[7]基于“技术-经济范式”理论框架指出，融合仅停留在营销、流通等环节，未能深入生产核心体系。陶长琪等^[8]基于适宜性供给视角发现，数字经济政策对制造业企业创新的促进作用受企业自身技术吸收能力和人才储备制约。从微观企业决策逻辑看，企业实数融合决策本质是成本投入、风险承担与预期收益的理性权衡。当前我国实数融合在制造业数智化改造、新型基础设施建设等层面已取得阶段性成效，但如何进一步推动数字技术与研发、生产、运营等核心业务环节深度融合，从技术融合走向价值创造^[9]，成为企业面临的新挑战。既有研究从成本-收益权衡、融合效率动态变化、主体能力禀赋差异等视角，对企业推进实数融合的行为逻辑进行了系统分析。谢富胜等^[10]指出，实数融合的关键在于推动数字技术融汇于业务全流程与生产网络中，这对企业组织模式、技术学习与融合能力以及资源配置均提出了更高要求。黄若璇等^[11]从异质性特征视角出发，证实企业实数融合进程高度依赖自身禀赋条件与适配能力，揭示了企业从浅度融合迈向深度应用的现实约束与决策逻辑。戴翔等^[12]指出，数字技术对制造业绿色化转型的赋能效果显著依赖企业自身的数字基础条件与技术吸收能力，能力短板会直接制约融合深度。

在 ESG 外部治理功能研究方面, 已有多位学者证实 ESG 评级和信息披露通过融资市场定价、股票市场反馈、创新激励等多种机制对企业行为产生约束和引导, 有效改善了企业在绿色转型、创新投入及责任履行方面的懈怠行为。从融资市场来看, ESG 表现与信息披露的融资效应已得到验证。张云齐等^[13]发现 ESG 评级分歧会增加债务资本成本; 范云朋等^[14]及王翌秋等^[15]的实证研究表明, 较高的 ESG 表现通过信息披露能有效降低融资成本。刘子洋等^[16]的研究表明, ESG 环境信息披露可通过降低信息不对称使企业获得更多的融资, 帮助企业改善融资条件, 促使企业主动投入 ESG 环境维度建设以规避融资劣势^[17]。在股票市场层面, 相关研究同样支持 ESG 的外部治理效能。李晓艳等^[18]证实 ESG 评级质量与分歧直接影响股票流动性。在创新激励方面, ESG 的治理价值亦得到实证。韩一鸣等^[19]研究认为 ESG 评级披露通过市场激励机制和外部监督机制对企业行为产生影响; 胡洁等^[20]的实证表明, ESG 评级通过缓解融资约束、缓解代理问题和增加研发投入等途径显著促进了企业绿色转型; 巴曙松等^[21]也支持这一逻辑: ESG 表现可通过优化公司治理、缓解融资约束促进企业创新与绿色创新投入。

综上所述, 围绕现有实体企业数字化融合的研究已形成多方视角讨论: 一方面, 从宏观层面揭示了制度环境、产业结构等因素对融合进程的约束^{[6][7]}; 另一方面, 从微观企业角度指出企业在数字化深入融合中面临长期持续投入压力、自身禀赋约束强^{[10][11]}以及融合效应不确定、决策风险高^[3]等现实挑战。与此同时, 也有相关文献证实了 ESG 评级与信息披露具有外部治理功能^{[13][14][21]}, 能够改善信息透明度并优化资源配置。然而, 现有研究尚未充分衔接企业在数实技术融合过程中面临的成本、风险与收益之间的权衡以及 ESG 评级披露的外部治理功能, 尤其缺乏对 ESG 评级披露如何通过改善资源获取条件、缓解信息不对称与优化决策环境, 从而影响企业融合决策与强度的系统分析。因此, ESG 的外部治理功能能否在一定程度上缓解融合过程中的约束条件, 并由此促进数实技术融合, 仍有待进一步讨论。

三、理论分析与研究假设

(一) ESG 评级披露对数实技术融合的直接影响

党的二十大明确了“数字化和绿色化协同转型”的发展方向。2024年8月中央网信办等十部门联合印发《数字化绿色化协同转型发展实施指南》, 完善了相关顶层设计。在此背景下, 作为落实绿色发展理念的核心制度工具, ESG 评级披露与实数融合激励政策的制度协同, 为企业统筹推进两大战略目标提供行动框架。

本文以信息不对称理论和利益相关者理论为核心, 构建整合性外生治理分析框架: 信息不对称理论可对接数实技术融合中的信息传递核心痛点, 而 ESG 披露通过缓解信息摩擦为外部治理机制落地筑牢信息根基; 利益相关者理论契合 ESG 的多元价值属性, ESG 评级披露作为企业响应多方诉求、获取可持续竞争优势的价值指引, 可破解数实技术融合过程中的协同壁垒, 为系统解析 ESG 三维度对数实技术融合的差异化影响路径提供了理论依据。

在环境 (E) 维度, 基于生态现代化理论, ESG 环境信息披露通过传递外部环境规制与绿色期望压力, 推动并激励企业采用绿色数字化技术 (实现可测量、可追溯、可验证的环境绩效的先进绿色技术)。现代绿色技术与数字技术具有技术互补性, 如智能能源管理、碳排放监测等数字技术需要依托工业物联网平台。这些技术落地需要同步嵌入数字技术, 由此形成绿色数字化融合路径。在技术创新扩散机制的作用下, 推动跨领域技术融合, 加快流程绿色化改造^[22]; 同时企业可借助良好的绿色发展形象获得更多的资本青睐, 反向推动绿色生产与技术创新^[23], 最终促进数实技术融合水平的提升。

在社会 (S) 维度, 基于利益相关者理论和社会资本理论, ESG 社会信息披露促使企业履行社会责任、构建外部信任网络, 并依托组织学习机制引入智能协作工具。相关智能技术既能提升员工管理效率, 提高企业社会信息披露透明度, 形成智慧供应链, 使企业具备更强的社会责任意识^[24], 还能推动企业在社会责任履行方面不断创新, 在组织与商业模式层面提升企业数实技术融合水平。

在治理 (G) 维度, 基于信息不对称理论, ESG 治理信息披露借助数字化治理工具推动企业降低信息不对称成本、增强管理透明度, 并在制度规范约束下提升产业链协同效率。数字技术可帮助企业提升数字可利用度^[19], 已成为企业优化治理结构、增强风险管理能力的关键工具, 助力完善公司治理机制^[18], 进行数字治理系统优化。其融合应用可以帮助企业提升内部信息透明度和真实性, 优化数字治理体系, 在治理结构层面提升数实技术融合水平。

因此, 基于上述理论, 本文提出如下假说。

H1: ESG 评级披露能够显著促进企业数实技术融合。

(二) ESG 评级披露对数实技术融合的间接影响

1. 融资约束。融资约束机制刻画了 ESG 评级披露推动数实技术融合的“资源获取”路径。其核心在于, 披露行为通过社会 (S) 与治理 (G) 维度的信号传递, 有效缓解企业外部融资压力, 为高投入、长周期的数实技术融合活动提供关键的资金支持。具体而言, 治理维度信息披露可缓解投资者与管理层之间的信息不对称, 传递公司治理规范的积极信号, 拓宽融资渠道; 社会责任维度披露有助于积累利益相关者信任与声誉资本, 提升金融机构的信贷意愿和政府支持力度, 为数实技术融合提供必要的资源基础。

从外生治理视角来看, ESG 评级披露作为制度性治理事件, 通过向市场传递规范化、可验证的非财务信息, 有效缓解企业与外部投资者之间的信息不对称, 为投资者评估企业长期价值提供关键依据^[15]。ESG 评级结果较高的企业更具备长期可持续发展的形象, 更容易获得资本青睐以缓解自身融资约束^[25]。

当融资约束得以缓解时, 企业资金分配决策往往受战略优先级和财务收益双重影响。相较厂房等传统固定资产投资, 数字技术与智能自动化类投资虽短期占用资源, 但被视为构建长期核心竞争力^{[26] (P58-62)} 的战略选择, 其潜在回报与融合紧迫性远高于传统固定资产投入^[27]。张德涛等^[28] 的研究结果验证了区域数字基础设施条件越完善, 越可以提高实数融合水平, 这更加验证了数字化投资已占据优先地位。从资源配置协同视角来看, 融资约束缓解所带来的融资便利性, 使数实技术融合能成为一条兼顾多维度目标的路径, 也是企业实现资源最优配置的理性选择。企业通过数字技术手段提升资源利用效率, 直接改善环境绩效; 依托技术创新优化产品与服务, 以便及时回应社会责任期待; 通过数字治理手段显著提升内部管理透明度, 强化治理能力的稳步提升。所以 ESG 披露改善的融资空间, 会更多地流向数字技术融合领域。融资约束直接制约了企业在数字化基础建设与融合类项目运营的资本投入, 也就直接影响企业数实技术的落地与应用深度。高融资约束会直接限制企业对 5G、云计算等数字基础设施的投入, 也影响融合项目的持续运营^[28]。融资约束缓解之后, 可为企业稳定开展数字化基础设施建设、维持实数融合项目的持续运营提供关键财务资源, 也让企业更有能力解决后期最容易出现的技术迭代滞后、算法更新缓慢等问题^[28], 最终提升企业的数实技术融合水平。因此, “融资约束的缓解”的核心在于: 公司通过优化社会 (S) 和治理 (G) 维度信息, 改善企业外部融资环境, 形成支持数实技术融合的稳定资金条件, 构成推动数实技术融合的关键微观机制。

由此, 本文提出如下假说。

H2: ESG 评级披露能够通过缓解企业融资约束来达到促进企业数实技术融合的目的。

2. 研发投入。研发投入机制刻画了 ESG 评级披露驱动数实技术融合的“创新驱动”路径。其

关键在于,披露行为通过环境(E)与治理(G)维度的激励与约束的双重作用,引导企业对技术融合活动进行长期研发投入。具体而言,环境维度信息披露既回应了外部监管与市场压力,又向市场传递了企业致力于可持续发展的战略导向,激励了企业将研发资源投向绿色数字技术等融合性创新领域;同时,治理维度信息披露通过完善公司治理结构、抑制管理层短视行为,为长期技术融合提供稳定的制度保障。

ESG 评级披露带来的外生治理压力,会进一步引导企业调整内部资源配置,并为了达到更高的 ESG 绩效要求,重新调整资源分配逻辑,将研发投入重点放在与数字技术和绿色技术^[29]相关领域,形成“ESG 评级结果提升—研发投入增加—可持续发展能力增强”的良性循环。此外,披露行为也可以帮助企业更好地对接外部数字化转型等政策激励,敏锐捕捉市场对智能产品的需求变动,将现有资源整合利用在刀刃上^[30]。

研发投入则通过推动关键数字技术突破、促进多技术融合与探索模式创新,帮助企业将外部数字技术内化为自身能力,实现从技术应用到深度融合。其成果可深度嵌入智能制造等生产环节,有效促进数字技术在制造、能源、农业等实体产业的深度融合与应用,持续的研发投入催生数实技术融合新模式产生如“线上旅游+线下实体体验”等新型旅游融合模式。因此,研发投入的增加是企业响应 ESG 环境和治理维度的要求,开展实质性技术创新和长期战略布局的直接行为体现,更是数实技术融合核心“造血”机制。

由此,本文提出以下假说。

H3: ESG 评级披露能够通过增加研发投入促进企业数实技术融合。

上文所述影响机制如图 1 所示。

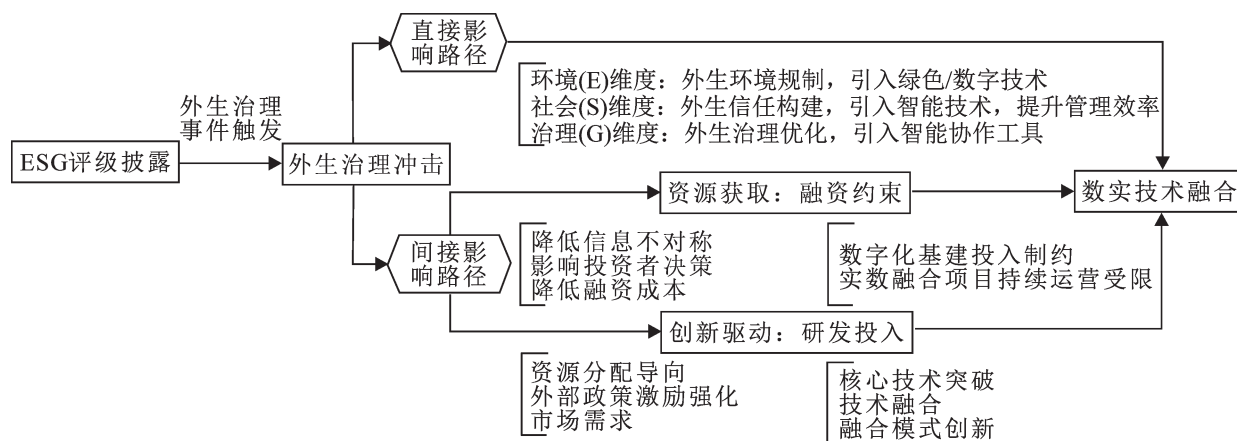


图 1 ESG 评级披露对数实技术融合的影响机制

四、研究设计

(一) 模型设定

本文首先对 ESG 评级和 ESG 评级披露进行区分：前者为状态变量，反映企业相对绩效，其结果往往是平滑、持续的；而后者是本文的核心解释变量，作为事件变量，反映的是企业首次被纳入公开评价体系的信息冲击，其影响是离散、增量的。本文研究设计旨在剥离“披露”的增量效应，研究 ESG 评级披露对数实技术融合程度的影响。参考胡洁等^[20]的研究方法，本文以商道融绿机构首次公布上市公司的 ESG 评级结果为外生性冲击事件，采用多时点双重差分法构建了以下基础模型：

$$TechConv_{it} = \alpha_0 + \beta_1 ESG_{it} + \beta_2 Control_{it} + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, $TechConv_{it}$ 为被解释变量, 表示企业 i 在第 t 年的数实技术融合水平; ESG_{it} 为核心解释变量, 若商道融绿机构在第 t 年发布了企业 i 的评级数据, 则 $ESG_{it} = 1$, 否则 $ESG_{it} = 0$; $Control_{it}$ 表示控制变量; μ_i 为个体固定效应; η_t 为时间固定效应; ε_{it} 为随机误差项。

为进一步检验 ESG 评级披露的动态影响并验证事前趋势, 本文借鉴 Jacobson 等^[31] 提到的事件研究法, 建立以下模型:

$$TechConv_{it} = \beta_0 + \sum_{t=2012}^{2023} \beta_1 ESG_{it} + \beta_2 Control_{it} + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, β_1 是待估参数, $ESG_{it} = 1$ 表示企业 i 为处理组, $ESG_{it} = 0$ 表示企业 i 为控制组。参考石玉堂等^[32] 的做法, 采用样本初始年份作为基期 (即第 1 期)。 β_1 的系数变化反映了 ESG 评级披露对数实技术融合程度影响的动态变化趋势, 回归的标准误在企业层面进行聚类调整。

(二) 变量测度

1. 被解释变量: 数实技术融合 ($TechConv$)。产业融合的前提是不同产业间实现技术层面的融合与互通^[33]。实数融合本身也是一个多维度、渐进式的系统过程。其中, 技术知识的溢出、吸收与再创新构成了其最根本的驱动环节。专利引用作为刻画技术要素流动的重要指标^[34], 能够有效测度产业间的技术知识溢出与关联程度。当制造业企业申请的专利中引用了数字技术相关专利时, 即说明其已识别、吸收并内化数字经济的前沿知识, 将其作为自有研发技术的一部分, 这实质上是制造业企业进行数字技术融合的直接体现。依据知识溢出的空间临近性研究^[35], 这种技术知识的吸收与融合是后续实现生产流程重构、商业模式创新等更深层次融合形态的必要基础和核心动力。因此, 对这一技术知识流动过程的测量, 本质上捕捉了实数融合在技术层面的“源头”。本文基于数实技术融合“实体经济吸收应用数字技术”的核心内涵, 结合中国 A 股制造业上市公司的研究场景, 参考黄先海等^[3] 的测度逻辑, 构建了企业层面的数实技术融合指标。首先, 依据国家统计局《数字经济及其核心产业统计分类 (2021)》, 明确数字经济核心产业对应的 IPC 主分类号范围, 将企业专利中不属于该分类范围的界定为实体经济领域技术。其次, 对企业每个专利及其引证专利的 IPC 主分类号识别匹配, 若该项专利主分类号为非数字经济核心产业而其引证专利至少包含 1 项数字经济核心产业专利, 则视该企业进行了一次有效的数实技术融合。最后, 将所有有效引用次数加总到企业-年份层面, 得到数实技术融合指标, 并进行对数化处理, 结果以 $TechConv$ 表述。这一测度方法的合理性体现在: 一是依托官方分类口径界定技术领域范围, 体现指标构建的权威性; 二是聚焦实体经济引用数字经济核心产业技术专利, 契合制造业数实技术融合的本质特征; 三是基于专利引用网络的知识交互属性, 相较于计算专利数量更能反映技术融合动态过程。需要明确的是, 该指标聚焦于技术知识吸收强度, 未直接覆盖业务流程与模式等融合形态, 由此明确本文的研究边界: 以技术知识流动作为实数融合的基础维度。后续稳健性检验则结合数字化投入和智能生产等非技术领域代理指标进行, 构建多维度融合评价体系。

2. 核心解释变量: ESG 评级披露 (ESG)。商道融绿作为中国最早发布 ESG 评级数据的机构之一, 也是国内第一家加入联合国责任投资原则的服务机构, 其 ESG 评级数据具有一定权威性。商道融绿的评级覆盖遵循明确的外生性规则: 其覆盖范围为全部中国境内 A 股上市公司及发债主体, 评级对象并非基于企业主动申请, 而是根据其自有标准对市场主体进行筛选。这种基于规模与行业重要性的外生性覆盖规则, 有效缓解了企业样本自选择问题, 为识别评级披露的净效应提供了良好的准自然实验场景。本文参考 Yafei Tan 等^[17] 的做法, 对 ESG 数据进行 0—1 赋值, 分别对应对照组和处理组。处理组表示商道融绿机构在第 t 年首次发布了企业 i 的评级数据, 记为

$ESG_{it} = 1$ 。反之, 对照组表示未发布数据, 记为 $ESG_{it} = 0$ 。

3. 控制变量。为控制其他可能对实数融合产生影响的因素, 本文参考马静等^[36]的研究, 控制变量选用企业和行业层面指标。企业层面从财务和治理的视角选择以下变量: 企业规模 (*size*)、企业年龄 (*age*)、企业盈利能力 (*roa*)、资产负债率 (*lev*)、现金持有量 (*cash*)、董事会规模 (*boardscale*)、第一大股东持股比例 (*top1*)、企业成长性托宾 Q 值 (*tobin*)。另外, 企业使用数字技术的程度在很大程度上受所在行业和同行平均水平影响, 因此行业层面将同行企业数字化转型水平 (*ind_digi*) 纳入控制变量, 并将回归模型标准误差聚类到企业层面。具体的变量定义如表 1 所示。

表 1 主要变量名称及其定义

类型	名称	符号	指标测度
被解释变量	数实技术融合	<i>TechConv</i>	若企业非数字经济专利引证至少 1 项数字经济专利, 则计为 1 次有效融合, 将年度引用次数加总后取对数
核心解释变量	商道融绿 ESG 开始评级时间	<i>ESG</i>	虚拟变量, 若企业当年及以后被商道融绿首次纳入 ESG 评级并公开披露, 则取值为 1, 否则为 0
控制变量	企业规模	<i>size</i>	期末总资产的自然对数
	企业年龄	<i>age</i>	观测年份减去企业成立年份加 1 后取自然对数
	企业盈利能力	<i>roa</i>	净利润除以期末总资产
	资产负债率	<i>lev</i>	期末总负债除以期末总资产
	现金持有量	<i>cash</i>	货币资金和交易性金融资产加和后除以期末总资产
	董事会规模	<i>boardscale</i>	董事会总人数的自然对数
	第一大股东持股比例	<i>top1</i>	第一大股东持股数除以总股本
	托宾 Q 值	<i>tobin</i>	股权市值与净债务市值加和后除以期末总资产, 非流通股市值用净资产替代
	同行企业数字化转型水平	<i>ind_digi</i>	同行除本企业以外的其他企业数字化转型程度的均值

(三) 数据来源

本文选择 2012—2023 年中国 A 股制造业上市公司为样本, 采用多时点双重差分方法, 聚焦于研究 ESG 评级披露机制在短期内所引发的企业数实技术融合的变化。ESG 评级数据来自商道融绿机构和 Wind 数据库, 数实技术融合数据来自专利数据库、中国研究数据服务平台 (CNRDS), 其他企业数据均来自 CSMAR 数据库。对初始样本进行如下处理: (1) 删除金融行业的样本; (2) 删除 ST、*ST、PT 类企业样本; (3) 剔除企业上市年限不足 1 的样本; (4) 考虑极端值的影响, 对连续变量进行 1% 和 99% 的缩尾处理。

五、实证分析

(一) 变量描述性统计

模型主要变量的描述性统计结果如表 2 所示。被解释变量数实技术融合 (*TechConv*) 的平均值为 1.628 1, 最大值为 8.82, 最大值与最小值之差超 8, 反映样本数实技术融合水平总体较低且异质性显著。核心解释变量 ESG 均值为 0.384 4, 说明在样本中有评级结果的占比为 38.44%。控制变量方面, 企业规模 (*size*) 取值范围为 20.02~26.48, 企业盈利能力 (*roa*) 最大值为 0.20, 最小值为 -0.27, 表明样本企业当中存在盈利和亏本的情况。企业盈利能力平均值为 0.034 9, 说明大部分企业是盈利企业。其余控制变量均在合理取值范围。

表2 变量描述性统计

变量名	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
<i>TechConv</i>	13 100	1.628 1	1.551	0.00	8.82
<i>ESG</i>	13 100	0.384 4	0.486	0.00	1.00
<i>size</i>	13 100	22.447 9	1.220	20.02	26.48
<i>age</i>	13 100	2.133 3	0.755	0.69	3.33
<i>roa</i>	13 100	0.034 9	0.066	-0.27	0.20
<i>lev</i>	13 100	0.426 9	0.187	0.06	0.90
<i>cash</i>	13 100	0.193 9	0.125	0.02	0.71
<i>boardscale</i>	13 100	2.108 4	0.194	1.61	2.64
<i>top1</i>	13 100	32.311 2	14.130	8.11	73.70
<i>tobin</i>	13 100	2.041 6	1.216	0.83	7.65
<i>ind_digi</i>	13 100	12.457 5	10.019	0.00	47.29

（二）回归分析

1. 基准回归分析。表3呈现了ESG评级披露对数实技术融合水平的基准回归结果。第（1）—（3）列依次报告了：未加入控制变量、控制时间与个体固定效应、加入控制变量三种设定下的基准回归结果，所有ESG评级披露的系数均在1%水平显著为正；并且在加入控制变量后模型调整 R^2 由0.027提升至0.168，解释力显著增强。第（4）—（6）列分别以ESG环境（ E_score ）、社会（ S_score ）与治理（ G_score ）分项得分作为核心解释变量进行分组回归，结果显示：社会（S）与治理（G）维度的系数都在10%水平显著为正，意味着提升治理效率、增强风险承担意愿、社会责任履行带来的组织与关系资本积累，都是数实技术融合不可缺少的重要条件。而环境（E）维度系数未通过显著性检验。这可能源于：环境投入在当前阶段多集中于末端治理，与核心生产数字化关联较弱，难以在短期内触发生产环节技术融合。这种不显著结果也印证“技术互补性”的存在——数字技术与绿色技术的融合需要先进绿色技术支撑，同时该不显著结果也反映了当前企业环境投入的阶段性特征，其技术融合的推动效应尚未充分释放。控制变量回归结果也符合预期，企业规模的系数均在1%水平显著为正，这一结果与契合资源基础理论预期相符：大规模企业具备更充裕的财务资源与人才储备，拥有更强的风险抵抗能力，能够支撑周期长、投入大的数实技术融合项目。企业年龄（ age ）系数在1%水平显著为负，可能源于成熟企业的组织惯性。存续较久的企业易因过往成功形成技术路径依赖与能力体系固化，最终陷入创新困境，降低对数实技术融合的敏感性与采纳意愿。

2. 事前趋势检验。为验证双重差分模型的时变效应，需满足事前趋势假设条件。选择初始期为基准期，以避免共线性问题。事前趋势检验结果如图2所示：ESG评级披露前，处理组与对照组系数围绕0波动，无显著差异；评级披露后，处理组系数显著大于0且呈现上升趋势，表明ESG评级披露对数实技术融合有显著正向影响。政策前系数联合显著性检验结果为 $F=1.25$ （ $p=0.2828$ ），未拒绝平行趋势假设。

3. PSM-DID。为缓解评级机构选择性筛选样本引发的样本选择偏误及内生性问题，参考既有文献，采用倾向得分匹配法（PSM）中最近邻匹配法为处理组匹配控制组，协变量选择企业规模、企业年龄、企业盈利能力、资产负债率、现金持有量、董事会规模、第一大股东持股比例、托宾Q值和同行业除本企业外数字化转型程度均值。匹配后各协变量标准化偏差在匹配前远离0线，匹配后又号向0线靠拢且偏差绝对值显著缩小；平衡性检验结果表明：匹配后所有协变量标准化偏差绝对值均降至10%以下， t 检验结果显示组间不存在显著差异，证明匹配有效平衡了组间可观测量。匹配后重新回归结果见表3第（7）列，核心解释变量ESG系数仍在1%水平显著为正，表明控制样本选择偏误后，ESG评级披露对数实技术融合的促进效应依然稳健，原模型的结论不会因

表3 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
				环境	社会	治理	PSM-DID
	<i>TechConv</i>	<i>TechConv</i>	<i>TechConv</i>	<i>TechConv</i>	<i>TechConv</i>	<i>TechConv</i>	<i>TechConv</i>
<i>ESG</i>	0.2971*** (0.0274)	0.1956*** (0.0403)	0.1213*** (0.0366)				0.0975*** (0.0368)
<i>E_score</i>				0.0026 (0.0086)			
<i>S_score</i>					0.0191* (0.0102)		
<i>G_score</i>						0.0229* (0.0137)	
<i>size</i>			0.5301*** (0.0438)	0.4970*** (0.0671)	0.4922*** (0.0660)	0.4956*** (0.0666)	0.5170*** (0.0417)
<i>age</i>			-0.2628*** (0.0632)	-0.3234*** (0.0909)	-0.3149*** (0.0909)	-0.3211*** (0.0908)	-0.2451*** (0.0628)
<i>roa</i>			0.0958 (0.1837)	-0.1600 (0.2262)	-0.1546 (0.2269)	-0.1536 (0.2274)	0.1385 (0.1810)
<i>lev</i>			-0.0997 (0.1360)	-0.0017 (0.1879)	0.0037 (0.1872)	-0.0009 (0.1872)	-0.0982 (0.1299)
<i>cash</i>			-0.1266 (0.1389)	-0.2357 (0.1763)	-0.2302 (0.1756)	-0.2378 (0.1755)	-0.1291 (0.1389)
<i>boardscale</i>			0.0324 (0.0946)	0.0564 (0.1185)	0.0550 (0.1182)	0.0574 (0.1183)	0.0314 (0.0929)
<i>top1</i>			0.0027 (0.0026)	-0.0024 (0.0029)	-0.0024 (0.0029)	-0.0025 (0.0029)	0.0031 (0.0024)
<i>tobin</i>			0.0343*** (0.0120)	0.0074 (0.0148)	0.0070 (0.0148)	0.0075 (0.0149)	0.0313** (0.0122)
<i>ind_digi</i>			0.0119*** (0.0034)	0.0083* (0.0042)	0.0083** (0.0042)	0.0080* (0.0042)	0.0111*** (0.0033)
常数项	1.5139*** (0.0105)	1.0205*** (0.0399)	-10.3211*** (0.9496)	-8.9711*** (1.4512)	-8.9586*** (1.4285)	-9.0789*** (1.4389)	-10.0980*** (0.9021)
个体固定效应	否	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	否	是	是	是	是	是	是
观测值	13 100	13 100	13 100	6 876	6 876	6 876	12 766
调整R ²	0.027	0.113	0.168	0.042	0.043	0.043	0.157

注: **、*、*分别表示通过了1%、5%和10%水平的显著性检验, 括号中为公司层面聚类稳健的标准误。下同。

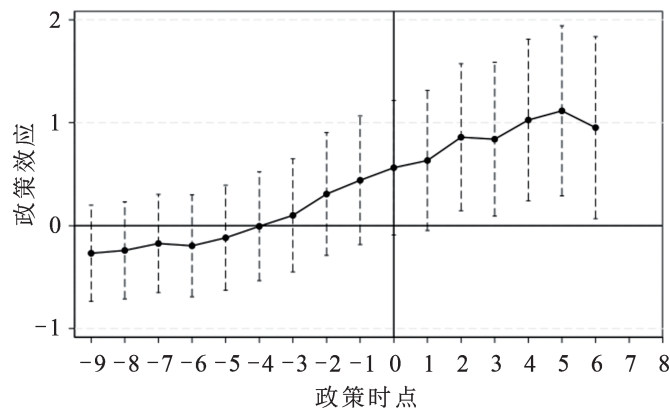


图2 事前趋势检验

样本选择偏误而产生实质性偏差。

(三) 内生性讨论

1. 工具变量法。为缓解 ESG 评级披露和数实技术融合之间的内生性干扰, 采用工具变量组合: 参与评级公司滞后一期的 ESG 信息披露 (IV_1)、公司同地区同行业同年份 ESG 年均值 (IV_2)、同地区同行业同年份其他企业 ESG 年均值的均值 (IV_3)。其合理性在于: IV_1 依托企业 ESG 表现的显著持续性满足相关性, 且与当期的技术转化成果无直接的前向因果关系; IV_2 和 IV_3 基于同伴效应构建, 前者反映了企业所处整体 ESG 环境, 后者纯粹度量同群企业的外部影响, 二者既因同行行为影响企业的 ESG 决策满足相关性, 又因同行平均 ESG 水平不直接决定本企业当期的技术转化效率, 满足排他性约束。工具变量有效性检验显示: Kleibergen-Paap rk LM 统计量在 1% 水平显著, 排除模型识别不足问题。Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量为 1 269.13, 显著大于 10% 水平临界值 9.08, 不存在弱工具变量; Hansen J 统计量 P 值 = 0.842 3, 未拒绝工具变量外生的原假设, 满足过度识别约束。表 4 第 (1) — (2) 列汇报了两阶段最小二乘法回归结果。核心结论表明, 控制内生性后本文假说 1 仍成立。

表 4 稳健性结果

变量	第一阶段	第二阶段	替换解释变量		替换被解释变量				改变样本区间	剔除中心城市
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
	ESG	TechConv	TechConv	TechConv	F. TechConv	F2. TechConv	Digital_Input	Robot_Intensity	TechConv	TechConv
ESG		0.343 8*** (4.108 5)			0.172 1*** (4.045 0)	0.175 5*** (3.176 6)	0.001 5*** (3.067 8)	0.802 2*** (5.042 1)	0.122 5*** (3.247 8)	0.110 6** (2.394 2)
IV_1	0.479 2*** (61.616 7)									
IV_2	-0.063 7** (-2.474 0)									
IV_3	0.044 6** (1.993 2)									
ESG_Score_ median			0.021 3* (1.811 0)							
ESG_Score_ mean				0.026 2** (1.971 2)						
常数项	-0.639 0*** (-3.104 2)		-10.381 5*** (-10.605 0)	-10.372 4*** (-10.600 5)	-8.540 8*** (-8.254 1)	-4.400 9*** (-4.086 4)	0.003 5 (0.137 2)	1.706 2 (0.599 1)	-10.122 5*** (-10.659 1)	-10.952 9*** (-9.123 9)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
个体/时间 固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	10 758	10 509	12 934	12 934	10 331	8 649	12 391	12 867	11 717	8 284
调整 R^2	0.751	0.046	0.169	0.169	0.146	0.102	0.763	0.093	0.168	0.161

(四) 稳健性检验

1. 替换解释变量。为进一步验证结果的稳健性, 参考石玉堂等^[32]的做法, 以华证 ESG 评级得分年均值、年中位数作为核心解释变量的代理变量重新进行回归。结果显示, 两个代理变量系数分别在 10% 和 5% 水平显著为正, 佐证了基准回归结果的稳健性。具体见表 4 第 (3) — (4) 列。

2. 替换被解释变量。本文通过两种方式替换被解释变量。一是考虑到企业专利产出需要时间积累, 数实技术融合也需要时间沉淀, ESG 评级披露对企业数实技术融合的影响应该具有持续性。为验证这一结论, 分别采用数实技术融合滞后一期 ($F. TechConv$)、滞后二期 ($F2. TechConv$) 作为被解释变量, 重复主回归分析。如表 4 第 (5) — (6) 列所示, ESG 系数分别为 0.172 1 和 0.175 5,

均在 1% 水平显著, 且大于当期系数 0.1213, 体现了影响的持续性, 结果与预期相符。二是考虑到专利指标存在的局限性, 它未能涵盖非技术层面的融合形态。本文参考张远等^[37]的思路, 从智能化设备投资水平和智能技术应用两个维度构建企业智能化转型水平 (*Digital_Input*) 作为企业数字化投入的代理变量。参考 Acemoglu 等^[38]、王永钦等^[39]的思路, 采用企业层面的机器人渗透度作为智能化生产设备使用 (*Robot_Intensity*) 的代理变量。重复主回归分析。表 4 第 (7) — (8) 列结果显示, ESG 系数显著为正。这就说明本文核心结论在技术知识、资源投入和生产流程三个层面也成立, 增强了研究结论的稳健性。

3. 改变样本区间。2019 年新冠疫情暴发属于外生冲击, 可能对估计结果存在干扰。为排除这种潜在影响, 本文剔除 2020 年样本数据后重新进行回归检验。表 4 第 (9) 列结果显示, ESG 评级披露系数在 1% 水平显著为正, 结果与预期保持一致。

4. 剔除中心城市。为排除直辖市和各省会城市的区位与政策倾斜带来的异常值干扰, 本文剔除 4 个直辖市及全国所有省会城市的企业观测值后, 表 4 第 (10) 列结果仍与预期相符, 核心结论的稳健性得到了进一步验证。

5. 安慰剂检验。为排除 ESG 评级披露对数实技术融合的影响源于随机因素的可能性, 本文进行安慰剂检验: 按照基准回归中 ESG 评级披露的分布特征, 构建 500 次伪政策虚拟变量, 并代入模型 (1) 重新回归。结果如图 3 所示。核密度曲线呈现单峰且以 0 为中心对称分布, 模拟系数围绕 0 波动, 说明无真实处理效应时估计效应趋近于 0, 排除了随机因素的干扰, 进一步佐证了核心结论的稳健性。

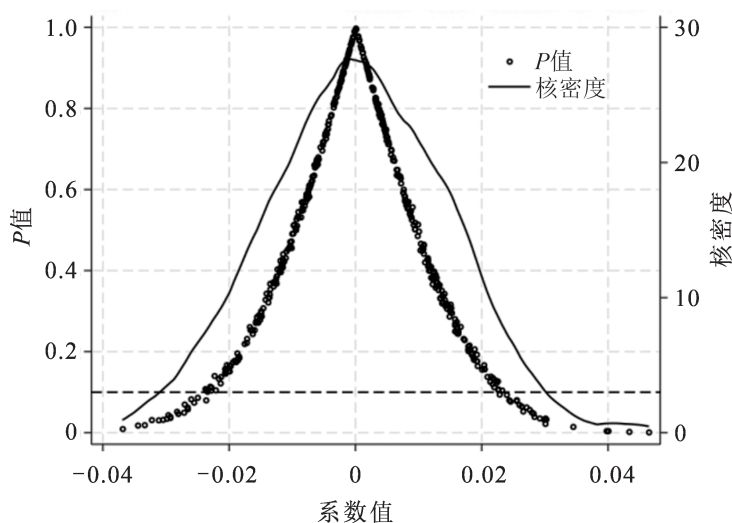


图 3 安慰剂检验

六、机制检验

前述理论分析表明, ESG 评级披露可能通过环境 (E)、社会 (S) 与治理 (G) 三个维度对企业数实技术融合产生差异化影响。然而, 这一宏观理论机制最终仍需通过企业具体的微观行为来实现。因此, 本部分进一步选取“融资约束”与“研发投入”作为核心中介变量进行实证检验。这一选择主要基于以下原因。其一, 融资约束的缓解直接体现了 ESG 评级披露实践改善外部融资环境的作用, 尤其与社会责任和治理水平提升密切相关, 从而为需要大量资本投入的技术融合提供关键资源支持。其二, 研发投入的增强则是企业主动响应 ESG 要求、把握可持续发展机遇的内

在体现, 贯穿于环境 (E)、社会 (S) 与治理 (G) 三个维度, 构成推动技术融合的核心创新动力。二者相辅相成, 共同构成了连接 ESG 评级披露与企业数实技术融合的关键传导路径。

本文参考张德涛^[28]的研究, 使用如下模型进行机制检验, 并在此基础上基于系数乘积检验法中的 Bootstrap 法进行中介效应分析。使用模型如下:

$$M_{it} = \beta_0 + \beta_1 ESG_{it} + \beta_2 Control_{it} + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中, M_{it} 为中介变量, 其余变量与前文相同。

为缓解中介变量研发投入 ($RDExp$) 与融资约束 (abs_SA) 可能存在的内生性问题, 本文采用工具变量法来解决。

(一) ESG 评级披露与融资约束

资金约束会抑制企业数字技术创新投入, 进而弱化数实技术融合动力。为检验融资约束的中介效应, 在参考鞠晓生等^[40]研究的基础上, 为避免负号带来的歧义, 采用 SA 指数绝对值 (abs_SA) 来衡量企业融资约束水平。SA 指数绝对值越大, 表明企业融资约束越强。本文选择其滞后一期 (abs_SA_lag1) 作为工具变量以缓解内生性问题。该工具变量与当期融资约束高度相关且先于技术融合决策, 满足相关性和排他性假设。表 5 第 (1) — (4) 列汇报了工具变量检验及中介变量检验的结果。工具变量检验显示, abs_SA_lag1 对 abs_SA 在 1% 水平显著为正, Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量为 137.54, 不存在弱工具变量问题, 该工具变量有效; 中介效应检验中, $_bs_1$ 的 P 值为 0.000 且置信区间不包含 0, 中介效应成立, 研究假说 H2 得证。

表 5 机制检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	融资约束				研发投入				
	第一阶段 abs_SA	第二阶段 $TechConv$	abs_SA	$TechConv$	第一阶段 $RDExp$	第二阶段 $TechConv$	$RDExp$	$TechConv$	$TechConv$
ESG			-0.005 5** (-2.253 7)	0.117 0*** (3.208 9)			0.128 0*** (3.691 3)	0.139 0*** (2.980 7)	0.167 9** (2.233 1)
abs_SA_lag1	0.614 1*** (11.727 4)								
abs_SA		-1.015 3** (-2.265 7)		-0.784 9*** (-2.599 7)					-0.263 5* (-1.837 8)
$industry_median_RDExp$					0.298 7*** (6.182 5)				
$RDExp$						0.405 3** (2.203 6)		0.227 2*** (5.608 7)	0.541 3*** (14.378 5)
ind_eff 检验 (P_val)			0.000 间接效应成立				0.000 间接效应成立		
常数项	1.980 6*** (8.684 8)		4.139 5*** (32.282 7)	-7.072 0*** (-5.139 9)	-4.373 7*** (-3.393 2)		0.911 4 (1.0879)	-11.678 4*** (-9.972 6)	-9.915 3*** (-9.954 3)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是	是
个体/时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	10 775	10 775	13 100	13 100	7 670	7 670	7 849	7 849	7 849
调整 R^2	0.988	0.058	0.873	0.170	0.919	0.086	0.563	0.212	0.424

(二) ESG 评级披露与研发投入

较高的 ESG 评级驱动企业以可持续发展为导向, 加大研发投入力度, 通过探索数字技术与实体产业的创新融合应用, 进而有效提升数实技术融合的效能。为检验研发投入的中介效应, 参考

王晓红^[30]的思路选取研发支出合计 ($RDExp$) 测度研发投入; 考虑其内生性, 以行业中位数研发强度 ($industry_median_RDExp$) 作为工具变量来缓解内生性。该工具变量通过行业协同、政策变化等环境变化影响企业研发决策, 满足相关性; 不直接干预单个企业的数实技术融合决策, 满足排他性。表 5 第 (5) — (8) 列呈现了工具变量检验及中介变量检验的结果。工具变量检验显示, $industry_median_RDExp$ 对 $RDExp$ 在 1% 水平显著为正, Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量为 38.23; 无弱工具变量问题; 中介效应检验中, $_bs_1$ 的 P 值为 0.000 且置信区间不包含 0, 中介效应成立, 研究假说 H3 得证。

为检验两条路径的独立性, 将两个变量同时纳入回归模型中, 两个机制系数均显著且符号符合预期, 其数值与单中介回归结果差异不大, 结果如表 5 第 (9) 列所示。为进一步检验中介变量之间的相互影响, 在原回归模型基础上, 分别检验融资约束对研发投入、研发投入对融资约束的影响, 结果均不显著, 说明融资约束和研发投入是独立中介且无相互影响。机制检验基于文献与理论框架, 融资约束和研发投入分别对应“资源获取”和“创新驱动”路径。二者共同搭建 ESG 外部治理与企业内部技术融合的传导链条, 形成了从宏观理论到微观实证的逻辑闭环。

七、异质性分析

(一) 企业所有权

企业的股权性质决定着企业的发展。表 6 汇报了股权性质异质性检验结果。国有企业和民营企业分组结果均显著, 表明两类企业 ESG 评级披露均促进数实技术融合; 进一步细分为中央国企、地方国企和非国企后, 仅中央国企系数不显著。这可能是因为中央国企承担着国家战略和维持宏观经济稳定的重要任务, 资源与战略布局向基建、能源安全等领域倾斜, 对 ESG 及数实技术融合领域的投入相对谨慎; 而地方国企资源配置相对灵活, 可结合地方发展特色、产业特点和市场需求, 将 ESG 理念与企业数实技术融合结合, 探索适配本地发展的融合路径。而对于非国企而言, ESG 评级披露同样对数实技术融合产生显著正向影响。

表 6 企业所有权异质性分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	国有企业 <i>TechConv</i>	民营企业 <i>TechConv</i>	地方国企 <i>TechConv</i>	中央国企 <i>TechConv</i>	非国企 <i>TechConv</i>
ESG	0.1459** (2.3834)	0.1246*** (2.6109)	0.1274** (2.0225)	0.1625 (1.3936)	0.1279*** (2.7026)
常数项	-9.0351*** (-4.2738)	-10.4335*** (-9.1338)	-8.9910*** (-4.2242)	-8.9072* (-1.9562)	-10.6080*** (-9.8779)
控制变量	是	是	是	是	是
个体/时间固定效应	是	是	是	是	是
观测值	3595	8057	3081	500	9253
调整 R^2	0.837	0.742	0.840	0.837	0.744

(二) 企业规模

不同企业的规模制约着企业的发展。本研究以企业规模中位数为界进行分组, 将大于中位数的样本视为大规模企业, 将小于中位数的样本视为小规模企业。具体检验结果如表 7 第 (1) — (2) 列所示。结果显示, 大规模企业 ESG 评级披露能显著促进企业数实技术融合, 但这一现象在小规模企业中并不显著。这可能是因为大规模企业具备完备的管理基础和治理结构, 能有效落实 ESG 战略; 小规模企业可能受人力、资源等限制, 而未能体现 ESG 评级披露的显著效应。

表7 企业规模、数字基建水平、技术密集程度异质性分析

变量	企业规模		数字基础设施建设水平			技术密集程度				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
	大规模	小规模	较低	居中	较高	高技术	中高技术	传统制造业	绿色与新兴制造业	ESG*数字化转型交互项
	<i>TechConv</i>	<i>TechConv</i>	<i>TechConv</i>	<i>TechConv</i>	<i>TechConv</i>	<i>TechConv</i>	<i>TechConv</i>	<i>TechConv</i>	<i>TechConv</i>	<i>TechConv</i>
ESG	0.106 1**	-0.030 9	-0.000 7	0.061 3	0.220 5***	-0.059 0	0.055 9	0.018 1	0.271 4***	0.257 8***
	(2.294 1)	(-0.309 1)	(-0.011 0)	(0.953 6)	(3.377 0)	(-0.683 9)	(0.648 2)	(0.300 9)	(2.838 3)	(3.034 4)
<i>ESG_Digital_Base</i>										-0.060 5***
										(-2.644 0)
常数项	-11.379 2***	-10.913 3***	-7.290 4***	-8.888 8***	-13.723 2***	-7.512 0***	-13.669 4***	-5.151 7***	-11.375 3***	-10.835 5***
	(-6.537 4)	(-8.367 8)	(-4.255 3)	(-4.488 9)	(-9.598 6)	(-3.573 7)	(-5.519 9)	(-4.160 3)	(-6.143 0)	(-12.057 3)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
个体/时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	5 841	6 818	4 302	4 278	4 045	2 830	2 371	2 898	1 858	12 801
调整 R^2	0.824	0.670	0.749	0.812	0.804	0.701	0.734	0.514	0.755	0.776

（三）数字基础设施建设水平

国家不同区域的数字基础设施建设发展程度不同，参考黄先海等^[3]的思路，本文以城市各年度互联网宽带接入用户数与当地年末户籍人口数之比测度区域数字基础设施建设水平，按年份三分位数分为“较低”“居中”和“较高”三组进行分组回归。表7第（3）—（5）结果显示，仅较高组ESG系数显著上升且在1%水平显著，说明数字基础设施建设水平越高，ESG评级披露对数实技术融合的促进作用越强。只有在数字基础设施完善的条件下，ESG信息披露才能有效促进数字技术与实体经济的深度融合。这进一步说明了数字基础设施作为数据要素和创新要素流通的核心载体，为数实技术融合提供了必要的硬件支撑和技术环境。

（四）技术密集程度

制造业内部不同行业发展有着明显差异。本文按技术密集程度将样本分为四类进行分析。分别是：高技术制造业（医药制造、电子信息、航空航天）、中高技术制造业（专用设备、汽车、电气设备、通用设备）、传统制造业（纺织品、服装、食品加工、金属加工、石油化学、非金属矿物、橡胶塑料）和绿色与新兴制造业（废弃资源利用、3D打印等）企业。结果如表7第（6）—（9）列所示：只有绿色与新兴制造业企业在1%水平显著，其余三组未表现出统计上的显著影响。从边际效应角度来看，高技术制造业本身就具备较高的数字化基础，其技术融合水平可能已经接近当前技术范式的阶段性高点。在此情况下，ESG评级披露带来的边际促进效应相对有限，故而在统计上不显著。为检验这一“边际促进效应递减”的假设，本文参考肖土盛等^[41]的做法，利用企业年报数据构建数字化转型数据，引入“ESG×数字化基础水平”的交互项（*ESG_Digital_Base*），表7第（10）列结果显示，交互项系数显著为负，即证实数字化基础越好的企业，ESG评级披露对数实技术融合的促进作用越弱，与前文假设一致。从技术互补性视角来看，绿色与新兴制造正处于技术范式的形成或快速成长时期，这类企业的核心技术本身与数字技术具有高度的内在互补性。ESG评级披露带来的环境规制压力，以及由此获得的资源支持恰好与这一互补性共同产生显著的边际促进效应。此外，传统制造业可能普遍存在自身难以克服问题，例如数字化基础薄弱、成本持续上升、内部治理结构不清等，这些问题的存在使得即便披露ESG结果，也很难有效推动企业内部数实技术融合行为的发生，最终导致促进效应不显著。

八、结论与启示

本文基于企业专利引用网络中的知识交互特征, 构建并测度数实技术融合指标, 以“ESG 评级首次披露”作为准自然实验, 选取 2012—2023 年中国 A 股制造业上市公司为研究样本, 运用双重差分模型识别因果效应, 考察 ESG 评级披露对数实技术融合水平的影响; 并从融资约束和研发投入两个渠道检验作用机制。研究发现 ESG 评级披露显著提升企业数实技术融合水平, 该结论经过一系列稳健性检验后仍然成立。机制检验表明, ESG 评级披露可通过缓解融资约束与增加研发投入两条路径驱动数实技术融合。异质性分析进一步发现, 大规模企业 ESG 评级披露更能显著促进数实技术融合。在进一步细分股权性质后, 地方国企和非国企样本回归结果显著。区域层面分析表明, 数字基础设施建设水平较高地区的企业 ESG 评级披露对企业数实技术融合的促进作用更显著。按技术密集程度分组的结果显示, 仅绿色与新兴制造企业的 ESG 评级披露对数实技术融合存在显著促进作用, 其他技术密集度类型企业则不显著。不过 ESG 评级披露促进数实技术融合的成本效率问题, 尚需未来研究引入成本-收益分析框架探讨其净效益及门槛效应, 以更全面地理解该制度工具的有效性边界。

根据以上研究与“巩固壮大实体经济根基”高质量发展战略导向, 提出如下政策启示。

1. 构建规范化适配实体经济的 ESG 治理框架。其一, 健全统一的 ESG 评级披露制度和机制。加快搭建统一且与国际接轨的披露准则, 紧扣“三化”方向, 将实数融合成效、智能转型成效纳入评价体系, 同步完善信息披露和质量评估机制建设。其二, 推动企业制定 ESG 战略规划与方案。引导企业将 ESG 目标融入长期发展规划, 摒弃形式化披露, 推动 ESG 建设与实数融合、绿色制造协同发展。

2. 强化多元主体协同, 畅通资源获取与创新驱动双通道。其一, 发挥行业协会桥梁作用。搭建融合赋能平台, 组织专题培训、案例分享会, 建立优秀案例库, 推广可复制统合模式, 促进行业知识、技术的互通共享; 同步制定符合行业标准的披露指引指南, 强化 ESG 创新激励效果。其二, 引导金融机构精准对接融合需求。鼓励金融机构结合企业 ESG 评级实施差异化服务, 创新绿色金融产品, 优化风险定价机制, 破解企业融资难题, 为实数融合提供稳定资金支持。

3. 压实企业主体责任, 推动战略融合与分类施策。其一, 强化重点企业示范引领作用。大规模企业和地方国企应将 ESG 与实数融合纳入战略核心, 设立专项基金, 发挥其资源优势和产业链引领作用。其二, 分类推进企业发展。绿色与新兴制造业重点强化技术研发协同、深化数字技术应用; 高技术制造业需聚焦前沿技术突破; 传统制造业应依托数字化转型诊断服务, 推进技术改造, 培育实数融合能力。

参考文献

- [1] 左晖, 艾丹祥. 技术变化方向异性和全要素生产率——来自中国制造业信息化的证据[J]. 管理世界, 2022(8).
- [2] Tambe, P., L. M. Hitt, D. Rock, et al. Digital capital and superstar firms [J]. *Management Science*, 2022(7).
- [3] 黄先海, 高亚兴. 数实产业技术融合与企业全要素生产率——基于中国企业专利信息的研究[J]. 中国工业经济, 2023(11).
- [4] 崔晓蕾, 高涛, 徐龙炳. 投资者短视对公司长期投资的影响研究——基于管理者迎合机制[J]. 财经研究, 2022(8).
- [5] 王琳璘, 廉永辉, 董捷. ESG 表现对企业价值的影响机制研究[J]. 证券市场导报, 2022(5).

- [6] 洪银兴,任保平.数字经济与实体经济深度融合的内涵和途径[J].中国工业经济,2023(2).
- [7] 陈雨露.数字经济与实体经济融合发展的理论探索[J].经济研究,2023(9).
- [8] 陶长琪,丁煜.数字经济政策如何影响制造业企业创新——基于适宜性供给的视角[J].当代财经,2022(3).
- [9] 夏杰长,苏敏.数据要素市场化配置驱动实数融合高质量发展[J].南京社会科学,2025(6).
- [10] 谢富胜,刘泽元,江楠.推进实数融合,发展新质生产力[J].中国经济问题,2025(6).
- [11] 黄若璇,陈昱燃,白帆,等.实数融合推动中国经济增长的机制研究:基于数字技术进步视角[J].财经科学,2025(11).
- [12] 戴翔,杨双至.数字赋能、数字投入来源与制造业绿色化转型[J].中国工业经济,2022(9).
- [13] 张云齐,杨溟宇,张笑语.ESG评级分歧与债务资本成本[J].金融评论,2023(4).
- [14] 范云朋,孟雅婧,胡滨.企业ESG表现与债务融资成本——理论机制和经验证据[J].经济管理,2023(8).
- [15] 王翌秋,谢萌.ESG信息披露对企业融资成本的影响——基于中国A股上市公司的经验证据[J].南开经济研究,2022(11).
- [16] 刘子洋,郭忠,蒋鹿夏.论我国ESG环境信息披露的制度构建——基于企业环境合规视角[J].中国地质大学学报(社会科学版),2024(3).
- [17] Tan, Y. F., Z. H. Zhu. The effect of ESG rating events on corporate green innovation in China: The mediating role of financial constraints and managers' environmental awareness[J]. *Technology in Society*, 2022, 68.
- [18] 李晓艳,梁日新,李英.ESG影响股票流动性吗?——基于ESG评级和评级分歧的双重视角[J].国际金融研究,2023(11).
- [19] 韩一鸣,胡洁,于宪荣.企业数字化转型与ESG评级分歧[J].财经论丛,2024(7).
- [20] 胡洁,于宪荣,韩一鸣.ESG评级能否促进企业绿色转型?——基于多时点双重差分法的验证[J].数量经济技术经济研究,2023(7).
- [21] 巴曙松,俞欣屹,赵文耀.企业ESG评级与绿色创新——来自中国上市公司的微观证据[J].金融经济学研究,2025(1).
- [22] 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(7).
- [23] 王兰,徐盈之.跨界流域生态补偿政策能够协同推进降碳减污扩绿增长吗——来自中国263个地级市的经验证据[J].中国地质大学学报(社会科学版),2025(6).
- [24] 梁海萌,童磊,董昌荣,等.智慧供应链政策对企业韧性的影响研究:基于战略协同赋能视角[J].世界经济研究,2025(7).
- [25] 王应欢,郭永祯.企业数字化转型与ESG表现——基于中国上市企业的经验证据[J].财经研究,2023(9).
- [26] Brynjolfsson, E., A. McAfee. *The Second Machine Age: Work, Progress, and Prosperity in a Time of Brilliant Technologies*[M]. New York: W. W. Norton & Company, 2014.
- [27] Goldfarb, A., C. Tucker. Digital economics[J]. *Journal of Economic Literature*, 2019(1).
- [28] 张德涛,丁俊凯.企业内部薪酬差距能否促进数实产业技术融合?——基于战略性新兴产业专利信息的研究[J].山东社会科学,2025(1).
- [29] 陈伟雄,郝涵宇.ESG表现与企业“走出去”:路径机制与实证考察[J].世界经济研究,2024(3).
- [30] 王晓红,栾翔宇,张少鹏.企业研发投入、ESG表现与市场价值——企业数字化水平的调节效应[J].科学学研究,2023(5).
- [31] Jacobson, L., R. LaLonde, D. Sullivan. Earnings losses of displaced workers[J]. *The American Economic Review*, 1993(4).
- [32] 石玉堂,王晓丹,郭跃,等.ESG评级何以实现企业绿色创新“增量提质”[J].科学学与科学技术管理,2024(11).
- [33] 马健.产业融合理论研究评述[J].经济学动态,2002(5).

- [34]Roach, M., W. M. Cohen. Lens or prism? Patent citations as a measure of knowledge flows from public research[J]. *Management Science*, 2013(2).
- [35]Jaffe, A. B., M. Trajtenberg, R. Henderson. Geographic localization of knowledge spillovers as evidenced by patent citations[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 1993(3).
- [36]马静, 吴利华. 价值链视角下传统制造业数字化转型影响因素研究[J]. *科研管理*, 2025(7).
- [37]张远, 李焕杰. 企业智能化转型对内部劳动力结构转换的影响研究[J]. *中国人力资源开发*, 2022(1).
- [38]Acemoglu, D., P. Restrepo. Robots and jobs: Evidence from US labor markets[J]. *Journal of Political Economy*, 2020(6).
- [39]王永钦, 董雯. 机器人的兴起如何影响中国劳动力市场? ——来自制造业上市公司的证据[J]. *经济研究*, 2020(10).
- [40]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(1).
- [41]肖土盛, 孙瑞琦, 袁淳, 等. 企业数字化转型、人力资本结构调整与劳动收入份额[J]. *管理世界*, 2022(12).

How Does ESG Rating Disclosure Promote the Integration of Digital-physical Technologies ?

— Evidence from Manufacturing Companies Listed on China’s A-Share Market

DAI Yong, ZHANG Jia-qi

Abstract: In the context of the deep integration of the digital economy and the real economy, how enterprises can promote the integration of digital-physical technologies through external governance mechanisms has become a key issue in enhancing innovation capability and competitiveness. However, as an important institutional external governance tool, the impact of ESG rating disclosure on the integration of digital-physical technologies still lacks systematic empirical evidence. This paper constructs a digital-physical technology integration index based on corporate patent citation networks and takes the “first disclosure of ESG ratings” as a quasi-natural experiment. Using data from Chinese A-share listed manufacturing companies from 2012 to 2023, it employs a difference-in-differences model to identify its causal effects. The study finds that ESG rating disclosure significantly enhances the level of digital-physical technology integration in enterprises, and this conclusion is supported by multiple robustness checks. Mechanism tests indicate that ESG rating disclosure can promote integration through two channels: alleviating financing constraints and increasing R&D investment. Heterogeneity analysis shows that this effect is more pronounced in large-scale enterprises, local state-owned enterprises and non-state-owned enterprises, enterprises in regions with higher levels of digital infrastructure, and green and emerging manufacturing enterprises. From the perspective of external corporate governance, the paper reveals for the first time that ESG rating disclosure can promote digital-physical technology integration through the dual channels of resource acquisition and innovation-driven strategies, providing insights for improving the ESG system and promoting the integration of digital-physical technologies in the manufacturing sector.

Key words: integration of digital-physical technologies; ESG rating disclosure; difference-in-differences model; manufacturing

(责任编辑 周振新)