

引用格式: 刘珊, 马莉莉. 绿色金融对制造业企业绿色化转型的影响[J]. 资源科学, 2023, 45(10): 1992–2008. [Liu S, Ma L L. Impact of green finance on the green transformation of manufacturing enterprises[J]. Resources Science, 2023, 45(10): 1992–2008. DOI: 10.18402/resci.2023.10.06]

绿色金融对制造业企业绿色化转型的影响

刘 珊, 马莉莉

(西北大学经济管理学院, 西安 710127)

摘 要:【目的】发挥绿色金融对制造业企业绿色化转型的撬动引导作用具有重要意义, 本文试图从理论分析和实证检验两个层面剖析绿色金融影响制造业企业绿色金融的内在逻辑, 以期增强金融服务实体经济的能力提供有益参考。【方法】本文结合 2000—2013 年中国工业企业数据库和工业企业污染数据库的匹配样本, 从微观层面上深入考察了绿色金融对制造业绿色化转型行为的影响。【结果】①绿色金融能够显著降低企业能源消耗强度和污染排放强度, 驱动制造业企业绿色化转型; ②融资约束缓解和技术创新水平提高是绿色金融作用于制造业企业绿色化转型的重要渠道, 这两种积极效应进一步会带动企业整体规模扩张和局部减排治理; ③绿色金融带来的促进效应在不同子样本下表现为非对称特征, 对重污染行业企业、资本密集型企业、中小微企业、东部地区企业、和非资源型地区企业的绿色化转型效应更大; ④在有效的金融监管与环境规制下, 绿色金融对制造业企业绿色化转型的协同促进作用更加明显。【结论】本文证实了绿色金融在制造业企业绿色化转型进程中发挥的关键作用, 也发现激活绿色金融的内在优势后更有利于企业从内部多源头助推绿色化转型, 这对于未来继续完善优化绿色金融衍生工具和配套服务设施以及加快发展方式绿色转型提供了可靠的经验证据和政策启示。

关键词: 绿色金融; 制造业企业; 绿色化转型; 涟漪效应; 协同效应; 拓展的三部门模型; 中国

DOI: 10.18402/resci.2023.10.06

1 引言

制造业绿色化转型既是建设现代化产业体系的重要组成部分, 又是加快推动经济高质量发展的必由之路。据世界银行数据显示, 自 2010 年起中国制造业增加值连续多年稳居世界第一, 2021 年占世界制造业增加值的份额高达 29.75%, 较 2010 年提升了 11.54 个百分点, 在驱动全球工业经济增长中发挥了关键作用。然而“体量虽大但筋骨不强”仍是制约中国塑造制造业强国的一大难题。以往中国凭借多重比较优势叠加顺利参与到国际生产网络当中, 工业化规模迅速扩大, 甚至创造了持续高速增长的中国奇迹。但与发达国家前沿技术水平差距明显, 中国主要承接能源消耗大、污染排放高的加工贸易, 环境保护意识相对薄弱。资源和生态

环境成本的不断攀升, 严重挤压了传统“双高”产业的增长空间, 制约了高载能产业的规模扩张和投入增长, 导致在中国制造业快速扩张的同时, 产能过剩、粗放型发展模式与低端化发展路径等问题日益凸显。现阶段中国正逐步迈入高质量发展阶段, 作为制造业大国, 在新旧动能转换之际仍忽视制造业绿色化转型的现实问题将不利于经济高质量发展与可持续发展战略目标的实现。根据中国社会科学院工业经济研究所课题组^[1]以及《中国制造 2025》《关于加强产融合作推动工业绿色发展的指导意见》等政策文件对制造业绿色转型内涵的解读, 可以认为, 制造业绿色化转型的核心要义在于节能减排, 因此, 应着重从能源消耗强度和污染排放强度这两个维度进行考察。

收稿日期: 2023-03-30 修订日期: 2023-07-18

基金项目: 国家社会科学基金项目(21BJY084); 西北大学研究生创新项目(CX2023040)。

作者简介: 刘珊, 女, 河南商丘人, 博士研究生, 研究方向为资源环境。E-mail: nwu_liushan@163.com

通讯作者: 马莉莉, 女, 江苏无锡人, 教授, 研究方向为经济转型。E-mail: nihaolili@sina.com

党的二十大报告中提出“加快发展方式绿色转型”,并强调“完善支持绿色发展的金融、投资、价格政策和标准体系”。在实现制造业绿色化转型过程中,应充分发挥金融的重要作用。绿色金融以改善环境、应对气候变化和优化资源要素配置等为首要遵循,通过环境约束政策与金融产品的结合弥补了传统金融服务短板,有效赋能传统产业生产模式升级变迁。尤其近年来,绿色金融的快速推广与运用,为驱动制造业绿色转型提供了可能。根据世界银行和中国人民银行公布的最新数据,截至2022年6月末,中国本外币绿色贷款余额达19.55万亿元,同比增长40.4%,中国绿色金融市场对全球的吸引力和影响力不断提高。作为特殊优势之一,如何以绿色金融活水精准滴灌制造业实体经济,为制造业企业纾困解难“输血补气”,破解资源约束和环境制约,对于实现中国制造业转型升级和以绿色为底色的高质量发展战略具有重要的理论和现实意义。

与本文相关理论研究包括绿色金融的微观效应和绿色化转型的影响因素两类文献。

关于绿色金融微观经济效应的研究,这类文献不同于命令控制型^[2,3]和市场激励型^[4,5]的规制政策,从绿色金融的“金融属性”和“绿色标准”双向入手,探讨了绿色金融对融资约束和技术创新的作用。传统金融体系以经营绩效为导向,导致大量资金涌入短周期、高回报的项目,导致绿色项目容易陷入融资困境^[6]。而绿色金融作为一种新型金融工具,可以通过改善环境行为的方式来缓解污染企业的融资约束^[7,8],主要表现为从企业内外两侧优化资源配置支持企业获得更多融资,有助于企业形成竞争激励从而开拓新市场^[9]。此外,在降低融资成本后,绿色金融还将进一步推进企业绿色技术创新效率提高^[10]。尤其在企业开展技术创新初期,企业需要汲取大量的融资资金以满足绿色创新活动的长期资金需求,而绿色金融在这一过程中发挥出了关键作用^[11]。由此可见,现有文献虽然关注到绿色金融对微观企业的经济效应,也有文献试图从融资约束和技术创新两个视角出发剖析绿色金融的作用效果,但尚未真正打开绿色金融驱动制造业企业绿色化转型的“黑箱”。

关于绿色化转型影响因素的研究,多数研究聚焦于制造业企业节能减排,从宏观层面的外部政策

冲击视角出发,如以签订NAFTA和中国加入WTO等为代表的贸易自由化政策^[12,13]、清洁生产行业标准的出台^[14]。也包括微观层面上企业为适应市场需求、追逐利润最大化所作的主观生产方式的转变。如制造业企业通常会采取提高生产率或者降低贸易成本的方式,发挥节能减排的激励效果,但这些方式的作用强度远不如外部环境监管的冲击强烈^[15]。除传统节能减排的手段外,制造业企业也试图通过制造业服务化转型或是先进的数字技术等新型生产方式来购买更多的减排设备,增强清洁技术能力和去污能力,以此实现节能减排和自身可持续发展的目标^[16,17]。从上述文献中可以看出,目前文献针对绿色化转型的驱动要素进行了广泛研究,事实上,在当下建设现代化产业体系的时代浪潮中,绿色金融作为关键的金融制度安排对制造业企业未来的转型升级有着不可忽视的作用,而这种兼具“金融属性”和“绿色标准”的交易方式能否与外部金融监管体系和传统环境规制产生协同效应,共同发挥对制造业企业绿色化转型的正向激励作用,现有文献在该领域的研究仍有较多空白。

与本文最为相近的研究是从绿色信贷政策出发,剖析该政策的节能减排效果^[18],但该研究立足于省级层面数据,并未深入探讨对微观企业的驱动效应。而且,在实现绿色化转型的过程中,企业才是推进节能减排目标达成的最终环节,在“金融服务实体经济”模式下厘清绿色金融促进企业绿色化转型的内在作用渠道有助于制定更加科学合理的决策^[19]。

上述成果为本文探究由“绿色金融—制造业企业绿色化转型”引发的一系列议题提供了强有力的理论支撑和方法启发,但关于制造业企业绿色化转型中的绿色金融驱动问题仍缺乏较为完整的分析框架和实证结论。鉴于此,本文可能的边际贡献在于:①研究视角上,不同于命令控制型、市场激励型的环境治理手段,而是从绿色金融这种新型生态环境治理手段出发,探究其在制造业企业绿色化转型中发挥的驱动效应;②研究层次上,基于微观企业视角将“绿色金融—制造业企业绿色化转型”纳入统一分析框架,可以准确反映出制造业企业是实施绿色化转型主体这一客观现实,廓清绿色金融对真实绿色化转型主体的影响和作用机制,丰富绿色金

融和绿色化转型政策的经济效果研究;③研究内容上,除识别检验“融资约束与融资成本”“技术创新与资本更新”两类差异化作用路径以外,进一步考察了绿色金融在整体规模扩张和局部减排治理中发挥的涟漪效应,以及作为一种新型金融交易行为和环境约束手段,绿色金融与金融监管、环境规制形成的协同效应,对制造业企业绿色化转型造成的不同影响。

2 理论模型与研究假设

借鉴 Alfaro 等^[20]的范式模型,参照史代敏等^[21]的处理方法,通过将经济生产简化为三部门(最终品部门、中间品部门和研发部门),在模型中融入包含能源消费和污染排放的自然资本,构建一个绿色金融影响制造业企业绿色化转型的理论模型。

2.1 最终品部门

假设制造业最终品部门是由无限个同质性企业组成,并且这些企业只生产单一一种类的最终产品,则该部门的生产函数表达式为:

$$Y = A^\alpha L^\beta N^\lambda \int_0^g q_m^{1-\alpha-\beta-\lambda} dm; \alpha, \beta, \lambda \in (0, 1) \quad (1)$$

$$N = f(E, W), f_E(E, W) > 0, f_W(E, W) < 0 \quad (2)$$

式中: Y 为总产出; A 、 L 、 N 分别为人力资本、劳动力资本与自然资本; q_m 为企业采购的第 m 种专用中间品; g 为连续的中间品种类总量,且能够反映技术水平的高低,当研发部门技术创新水平提高时便会增加中间品的种类数量; α 、 β 、 λ 分别为人力资本、劳动力资本和自然资本在总产出中所占的份额; N 由能源消耗强度 E 和污染排放强度 W 两部分构成,并且 N 与 E 成正比,与 W 成反比。

假定最终品的价格为 1,则企业的利润函数表达式为:

$$\pi_Y = Y - w_A A - w_L L - p_N N - \int_0^g p_q q_m dm \quad (3)$$

式中: π_Y 为最终品部门的利润总额; w_A 、 w_L 分别为产品研发部门和其他部门工资; p_N 、 p_q 则相应为自然资本与中间品的价格。

同时,假设生产最终品的企业均处于完全竞争市场状态,上述 w_A 、 w_L 、 p_N 、 p_q 均满足外生给定,由利润最大化原则可以求得中间品生产企业的需求函数表达式为:

$$q_m = \left[\frac{(1-\alpha-\beta-\lambda)A^\alpha L^\beta N^\lambda}{p_q} \right]^{\frac{1}{\alpha+\beta+\lambda}} \quad (4)$$

2.2 中间品部门

假定制造业中所有中间品部门均位于垄断竞争状态,表明在 $[0, g]$ 间存在无数个且无法完全替代的中间品厂商。此外,这些中间品厂商积极应用最终品和新型技术加入自身生产流程,1 单位的中间品需要投入 k 单位的最终品,引进新技术所耗费的成本支出是最终品的 b 倍,故可得生产中间品 q 的利润函数 π_q 为:

$$\pi_q = p_q q_m - (1+b)k q_m \quad (5)$$

结合式(4)和式(5)满足利润最大化准则时的一阶条件,则有中间品需求函数的表达式如下:

$$q_m^{-\alpha-\beta-\lambda} = \frac{(1+b)k}{(1-\alpha-\beta-\lambda)^2 A^\alpha L^\beta N^\lambda} \quad (6)$$

结合式(6)与式(4),可以推出中间品价格的表达式:

$$p_q = \frac{(1+b)k}{1-\alpha-\beta-\lambda} \quad (7)$$

将式(7)代入式(5),令 $\varepsilon = \alpha + \beta + \lambda$; $\varphi = \varepsilon(1-\varepsilon)^{\frac{2-\varepsilon}{\varepsilon}}(1+b)^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}}k^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}}$,进一步可推出生产中间品厂商的最大利润表达式如下:

$$\pi_{q_{\max}} = \varphi A^{\frac{\alpha}{\varepsilon}} L^{\frac{\beta}{\varepsilon}} N^{\frac{\lambda}{\varepsilon}} \quad (8)$$

若生产中间品的厂商根据产品的预期收益 u_x 决定是否采用新技术,则有:

$$u_x = \int_x^\infty \pi_q e^{-r(s-x)} ds \quad (9)$$

式中: s 为利润贴现到期时某一时刻; x 为利润贴现起始时刻; e 为自然对数; r 为存款利率。式(9)表示中间品的预期收益等于其利润贴现值。

再根据资本市场无套利准则可以得到:

$$\pi_{q_{\max}} + \Delta u = ru \quad (10)$$

式中: u 为当期收益; Δu 为增量。

2.3 研发部门

通过式(1)和式(8)可知,能源消耗和污染排放都会直接影响中间品生产厂商的预期利润。在资源和环境的双重约束下,中间品厂商此时更倾向于研发部门开拓新方案。

现假定研发部门的技术创新能力取决于企业目前所拥有的知识存量和人力资本数量,则该部门的生产函数形式为:

$$\Delta I = \eta A_I I, \eta > 0 \quad (11)$$

2023年10月

式中: I 为研发部门的知识存量; ΔI 为对应的增量; A_i 为人力资本数量; η 为待估系数。

企业实施创新决策前通常会在研发产品的预期投资回报率超过甚至远超前投入成本时才会开展技术创新。当满足该条件后,中间品部门会根据自身技术创新水平高低制定出最优新产品价格。若假定此时研发部门处在完全竞争市场当中,产出品表现形式为专利,则由式(8)可得:

$$b=u=\frac{\pi_{q_{\max}}}{r}=\frac{\phi}{r}A^{\frac{\alpha}{\epsilon}}L^{\frac{\beta}{\epsilon}}N^{\frac{\lambda}{\epsilon}} \quad (12)$$

式中: b 为专利价格,该项价格指数越高反映出企业的技术创新水平越高;也说明了专利价格与自然资本投入密切相关,即企业技术创新水平与能源消耗和污染排放相关。

2.4 新产品中引入绿色金融

假设制造业内有另一家生产中间品的初创厂商,其基础投资由启动资金和固有知识存量共同决定。若该厂商既有技术水平较高,掌握的市场信息完整性相应也就较,这极大地减少了厂商外部搜寻成本,降低了市场进入壁垒,故该厂商的投资函数表达式为:

$$H=\frac{H_0}{I^\theta}, \theta \in (0, 1) \quad (13)$$

式中: H 为初创厂商最终获得的基础投资; H_0 为厂商最初拥有的启动资金; I^θ 为厂商固有知识存量; θ 为待估参数。

若初创企业生产成本均依托商业银行的金融体系进行外部融资获得,则结合式(9)得到企业通过外部融资渠道所需支付的利息贴现值 FV 为:

$$FV=\int_x^\infty cH_0I^{-\theta}e^{-r(s-x)}ds=\frac{cH_0I^{-\theta}}{r} \quad (14)$$

式(14)为式(13)的变形,该式是关于 s 的积分, $H_0I^{-\theta}$ 作为常数项积分后不变。 c 为企业融资的单位成本。

从上述分析可知,生产中间品的厂商利润会受到能源消耗和污染排放强度的限制,使初创企业更期望使用新技术投入生产。此外,绿色金融的快速推广会迫使商业银行给予当地制造业企业更低的融资利率,而融资利率与贷款利率又为正相关关系,故有:

$$c=\frac{r}{G}, G \in (0, 1) \quad (15)$$

式中: G 为绿色金融发展水平。

为验证绿色金融发展水平与融资利率二者之间的关系,现根据式(15)对 G 进行求偏导,得到:

$$\frac{\partial c}{\partial G}=-\frac{r}{G^2}<0, \lim_{G \rightarrow 1} c=r \quad (16)$$

式(16)表明,绿色金融发展水平越高,企业此时面临的融资约束越小,享受的融资利率越低,但不会低于存款利率。

基于上述分析和推导结果,提出假设:

H1a:提高绿色金融发展水平有助于缓解企业融资约束。

进一步,式(14)拓展为:

$$FV'=\int_x^\infty cH_0I^{-\theta}e^{-r(s-x)}ds=\frac{H_0I^{-\theta}}{G} \quad (17)$$

从式(17)中可以看出,因中间品市场处于垄断竞争状态,只有当 $\frac{H_0I^{-\theta}}{G}=u$ 时才能达到企业开展技术创新的均衡条件。

基于上述分析和推导结果,提出假设:

H1b:提高绿色金融发展水平有利于正向促进企业技术创新水平。

再结合式(17)可得:

$$N=\left[\frac{H_0r}{GI^{\frac{\alpha}{\epsilon+\theta}}L^{\frac{\beta}{\epsilon}}}\right]^{\frac{\epsilon}{\lambda}} \quad (18)$$

令 $R=1/N$,即使用能源消耗强度和污染排放强度的倒数来表示制造业企业绿色化转型,则式(18)进一步变形为:

$$R=1/N=\left[\frac{GI^{\frac{\alpha}{\epsilon+\theta}}L^{\frac{\beta}{\epsilon}}}{H_0r}\right]^{\frac{\epsilon}{\lambda}} \quad (19)$$

为验证绿色金融与制造业企业绿色化转型之间的关系,现对式(19)中的绿色金融发展水平 G 求一阶偏导可得:

$$\frac{\partial R}{\partial G}=\left[\frac{I^{\frac{\alpha}{\epsilon+\theta}}L^{\frac{\beta}{\epsilon}}}{H_0r}\right]^{\frac{\epsilon}{\lambda}}G^{\frac{\epsilon}{\lambda}-1}>0 \quad (20)$$

由式(20)中可知,绿色金融与制造业企业绿色化转型呈现正相关关系。

基于上述分析过程与推导结果,提出假设:

H2:绿色金融能够正向驱动制造业企业绿色化转型。

绿色金融具备的金融属性和绿色标准,有助于为企业提供高效的融资服务,降低企业的融资利

率,极大地缓解企业的融资约束。同时也直接影响了研发部门的创新决策,为企业顺利进行技术创新提供了融资支持,从而有助于减少能源消耗强度和污染排放强度,推动制造业企业绿色化转型。

基于上述分析过程与推导结果,提出假设:

H3a:绿色金融会通过缓解企业融资约束间接促进制造业企业绿色化转型。

H3b:绿色金融会通过提高企业技术创新水平间接促进制造业企业绿色化转型。

3 研究设计与数据来源

3.1 计量模型设定

本文基于制造业企业微观主体,利用企业能源消耗量与污染排放量两项指标,试图从投入—产出层面探究绿色金融对制造业企业绿色化转型可能产生的影响,将基本计量模型设定如下:

$$ES_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 GF_{jt} + \alpha_2 X' + v_i + v_t + \mu_{it} \quad (21)$$

$$PE_{it} = \beta_0 + \beta_1 GF_{jt} + \beta_2 X' + v_i + v_t + \tau_{it} \quad (22)$$

式中: ES_{it} 为制造业企业*i*在第*t*期的能源消耗强度; PE_{it} 为制造业企业*i*在第*t*期的污染排放强度; GF_{jt} 为*j*省份*t*期的绿色金融发展水平; X' 为选取的一系列企业和省际层面的控制变量向量集合; α_1 和 β_1 为绿色金融的待估系数,是本文重点关注的; μ_{it} 和 τ_{it} 均为随机扰动项; α_0 和 β_0 为常数项; α_2 和 β_2 为控制变量的待估系数。同时控制企业、年份、地区与行业效应,并选取企业层面的聚类稳健标准误进行估计分析。

3.2 变量选取和说明

3.2.1 被解释变量:制造业企业绿色化转型

从投入—产出角度出发,选取制造业企业的能源消耗量和污染排放量的倒数进行表征^[17],该两

项指标的倒数与绿色化转型具有正相关关系。同时,由于涉及指标种类繁多且计量单位之间差异较大,采用无量纲化处理以消除对测算结果可能造成的潜在不利影响。具体指标选取及测算过程如表1所示。

3.2.2 核心解释变量:绿色金融

鉴于当前关于绿色金融尚未形成统一的测算标准,参考张友国等^[22]做法,依照《关于构建绿色金融体系的指导意见》构建绿色金融评价体系,并运用主成分分析法根据影响因子中有用的信号得到所需参数,该方法的优点在于能够保留因子的共同部分,过滤掉特质噪声以提高影响因子的信噪比。为保证各省间绿色金融指数的可比性,对最终数据进行了标准化处理。具体指标说明见表2。

3.2.3 控制变量

考虑到影响制造业企业绿色化转型的因素众多,本文从企业层面和省份层面引入一组控制变量,其含义与具体说明见表3。

3.3 数据来源与处理

本文研究数据主要源自中国工业企业数据库(后文简称工企数据库)和工业污染源重点调查企业数据库(后文简称污染企业数据库)。前者较为常见;在选择前者的同时选取后者作为研究对象,主要基于:①该数据库中记载的工业企业是各地区能源消耗和污染排放的绝对主体,主要污染物排放量甚至高达各地排污总量的85%以上,对绿色金融的异质性反应更具代表性和现实意义;②其统计的工业企业能源资源和污染排放的种类与数量更加详细且全面,使得度量的制造业企业绿色化转型指标更为精准,与本文的研究目的也更契合。

工企数据库和污染企业数据库的具体匹配过

表1 制造业企业绿色化转型的测算指标体系

Table 1 Measurement indicator system for the green transformation of manufacturing enterprises

一级指标	二级指标	计算公式	说明
能源消耗强度 ES	煤炭消费量	$ES_{it} = \frac{Energy_{it} - \min ES_z}{\max ES_z - \min ES_z}$	$z、n$ 分别代表二级指标中的能源、污染物; $Energy_{it}$ 表示企业 i 在 t 期对能源 z 的能源消费量; $Pollution_{int}$ 表示企业 i 在 t 期对污染物 n 的污染排放量; $Output_{it}$ 表示企业 i 在 t 期的工业总产值
	原料煤消费量		
	燃料油消费量		
污染排放强度 PE	二氧化硫排放量	$ES_{it} = \frac{1}{3} \sum_z ES_{it}$	
	烟粉尘排放量	$PE_{int} = \frac{Pollution_{int} - \min PE_n}{\max PE_n - \min PE_n}$	
	氨氧化物排放量		
	化学需氧量排放量	$PE_{it} = \frac{1}{5} \sum_n PE_{int}$	
	氨氮化物排放量		

2023年10月

表2 绿色金融测算指标体系

Table 2 Green finance measurement indicator system

一级指标	二级指标	相关计算说明
绿色信贷	高耗能工业利息占比	高耗能工业产业利息支出/工业利息总支出
绿色投资	环境污染投资占比	环境污染治理投资/GDP
绿色保险	环境污染责任保险推广程度	环境污染责任保险收入/总保费收入
绿色债券	绿色债券发行占比	绿色债券发行总额/全部债券发行总额
绿色支持	财政环境保护支出占比	财政环境保护支出/财政一般预算支出
绿色基金	绿色基金占比	绿色基金总市值/全部基金总市值
绿色权益	绿色权益交易占比	碳交易、用能权交易、排污权交易/权益市场交易总额

表3 控制变量含义及说明

Table 3 Definition of control variables

变量	符号	相关计算说明
企业年龄	<i>age</i>	企业当年所处年份减去开业年份+1
劳动生产率	<i>labor</i>	$\ln(\text{工业总产值}/\text{年均平均就业人数})$
出口密集度	<i>export</i>	出口交货值/企业销售额
管理水平	<i>manage</i>	主营业务收入/平均资产总额
资产负债率	<i>asslir</i>	资产总额/负债总额
企业利润率	<i>profit</i>	营业利润/企业销售额
人均收入水平	<i>pi</i>	$\ln(\text{人均GDP})$
产业结构	<i>ind</i>	第三产业增加值/第二产业增加值
城镇化率	<i>urb</i>	城镇人口/年末常住人口
财政支出比值	<i>fin</i>	财政总支出/GDP
外贸依存度	<i>open</i>	进出口总额/GDP

程如下:①对工企数据库与污染企业数据库进行预处理^[23];②利用工企数据库与污染企业数据库同时

报告的统一标准设定企业身份信息,先按照“企业法人代表—年份”所形成的识别码将两数据库进行匹配,再将未匹配成功的数据按照“企业名称—年份”匹配,然后对企业名称进行简化处理,按“企业简称—年份”匹配。③对所有连续变量进行上下两侧1%的缩尾处理。

绿色金融的相关测算数据来源于《中国科技统计年鉴》《中国能源统计年鉴》《中国金融年鉴》等相关统计年鉴,以及30个省份(因数据缺失不包含西藏自治区和港澳台地区)的省级统计年鉴、环境状况公报等。所选控制变量来自工企数据库和相关统计年鉴。囿于所选数据区间,本文最终得到2000—2013年的非平衡面板数据。这里汇报的能源消耗强度(*ES*)和污染排放强度(*PE*)均为取倒数后的数值。主要变量的描述性统计分析见表4。

表4 主要变量的统计特征

Table 4 Descriptive statistics of the main variables

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
<i>ES</i>	71456	2.0355	0.2096	1.1942	3.0634
<i>PE</i>	56633	3.5033	2.3955	0.0007	7.2129
<i>GF</i>	420	0.1418	0.0613	0.0418	0.5163
<i>age</i>	351539	13.5375	12.4709	1.0000	414.0000
<i>labor</i>	351542	5.7212	1.1582	-5.3617	14.7236
<i>export</i>	289869	0.1666	0.3909	0.0000	6.6355
<i>manage</i>	351539	2.2786	4.6286	0.0000	1377.1496
<i>asslir</i>	351358	0.6253	0.5398	-2.5897	124.1770
<i>profit</i>	351542	0.0675	3.6651	-477.0140	1825.9865
<i>pi</i>	420	4.4676	0.2810	3.4617	5.0005
<i>ind</i>	420	0.8098	0.2616	0.4944	3.4433
<i>urb</i>	420	0.5290	0.1280	0.2448	0.8960
<i>fin</i>	420	0.1535	0.0607	0.0767	0.6121
<i>open</i>	420	0.5065	0.4426	0.0250	1.8757

4 实证结果分析

4.1 基准回归分析

由表5中的列(1)–(2)可知,在控制企业层面的控制变量后,绿色金融的估计系数均显著为正,表明绿色金融有助于降低企业能源消耗强度和污染排放强度,即对制造业企业绿色化转型具有正向积极效应。为保证回归结果的稳健性,进一步得到结果如列(3)–(4),由此可以看出,绿色金融的回归系数依然在1%水平上显著为正。可能的解释为:绿色金融释放出的“绿色信号”不仅能够扩容金融市场,拓宽制造业企业外部融资渠道,为企业吸收更多可利用资金,从而加快生产性投入,或在非生产性治理环节参与绿色化转型,而且可以弥补企业技术创新资金缺口,推进绿色技术、工艺变革,减少相同产出下的能源投入和污染排放物,从而驱动制造业企业绿色化转型升级。因而,初步验证了H2。

4.2 稳健性检验

4.2.1 遗漏变量检验

鉴于本文评估的核心变量之间存在的反向因果关系较低,但潜在的遗漏变量问题仍会干扰最终

结果的准确性。针对这一问题,该部分逐步纳入省份—行业和行业—年份两个更高维度的固定效应,从而有效排除各省份产业政策、绿色金融政策影响以及行业环境随时间变化的影响。由表6 Panel A可知,在纳入更高维度的交互固定效应后,绿色金融的回归系数依然显著为正,与基准回归结果一致。

4.2.2 内生性检验

为进一步减少遗漏变量的不利影响,需要为绿色金融指标寻求适宜的工具变量进行再检验。这里构造两种工具变量:①参考张杰等^[24]的思路,选取企业*i*所在省份*j*中邻近省份GDP规模最为相近的2或3个省份,计算出其在*t*年的绿色金融指数的均值作为工具变量;②采用社会信任水平作为第二种工具变量,计算方法为各省每万人平均非政府组织数目,一般认为较高的社会信任水平有助于提高绿色金融市场参与度^[25],并不会直接影响制造业企业绿色化转型。在此基础上,进行两阶段最小二乘法(TSLS)估计回归分析,具体回归结果如表6 Panel B所示。结果表明,选取的工具变量是合理的。同时也证明了本文基本面的核心结论并不随内生性

表5 基准回归结果

Table 5 Benchmark regression results

变量	(1) <i>ES</i>	(2) <i>PE</i>	(3) <i>ES</i>	(4) <i>PE</i>
<i>GF</i>	0.8151*** (10.82)	0.0824*** (8.07)	0.8199*** (10.39)	0.0706*** (4.79)
<i>age</i>	0.0049 (0.74)	0.0005 (0.30)	0.0064 (0.97)	0.0004 (0.26)
<i>labor</i>	0.0645*** (48.44)	-0.0002 (-0.99)	0.0642*** (48.27)	-0.0002 (-1.32)
<i>export</i>	-0.0283*** (-14.85)	-0.0006*** (-3.36)	-0.0275*** (-14.39)	-0.0007*** (-3.40)
<i>manage</i>	0.0001 (0.82)	-0.0000 (-1.01)	0.0001 (0.82)	-0.0000 (-0.90)
<i>asslir</i>	0.0157*** (4.83)	0.0002 (1.20)	0.0149*** (4.78)	0.0002 (1.09)
<i>profit</i>	-0.0017 (-0.50)	-0.0003 (-1.20)	-0.0011 (-0.32)	-0.0002 (-0.99)
<i>pi</i>			-0.0399 (-1.60)	-0.0197*** (-3.85)
<i>ind</i>			0.0214*** (3.15)	0.0033*** (2.22)
<i>urb</i>			0.2532*** (4.41)	0.0170* (1.72)
<i>fin</i>			0.3991*** (7.17)	0.0355*** (3.34)
<i>open</i>			-0.0285*** (-5.43)	0.0022* (1.66)
<i>constant</i>	1.5978*** (144.74)	0.0226*** (13.09)	1.5930*** (15.92)	0.0948*** (4.27)
企业/年份固定	yes	yes	yes	yes
地区/行业固定	no	no	yes	yes
<i>Obs</i>	54415	46638	54415	46638
<i>R</i> ²	0.9431	0.8549	0.9434	0.8553

注: ***, **和* 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平,括号内为*t*值。下同。

2023年10月

表6 稳健性检验估计结果

Table 6 Robustness test results

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>ES</i>	<i>PE</i>	<i>ES</i>	<i>PE</i>
Panel A: 遗漏变量检验				
<i>GF</i>	0.4811*** (3.77)	0.9519*** (2.66)	0.5754*** (16.10)	0.1266*** (5.59)
<i>controls</i>	yes	yes	yes	yes
企业/年份/地区/行业固定	yes	yes	yes	yes
省份—行业固定	yes	yes	yes	yes
行业—年份固定			yes	yes
<i>Obs</i>	72393	46638	53501	46287
<i>R</i> ²	0.9334	0.9453	0.9163	0.8260
Panel B: 内生性检验				
<i>GF</i>	0.5885*** (2.91)	0.1278*** (3.78)	0.4382*** (3.42)	0.1076*** (4.69)
<i>controls</i>	yes	yes	yes	yes
<i>K-P rk LM statistic</i>	508.073 [0.000]	736.208 [0.000]	1792.568 [0.000]	2381.863 [0.000]
<i>K-P rk Wald F statistic</i>	227.189 {16.38}	395.755 {16.38}	1158.489 {19.93}	590.555 {19.93}
企业/年份/地区/行业固定	yes	yes	yes	yes
<i>Obs</i>	54415	46638	54415	46638
<i>R</i> ²	0.2103	0.0165	0.2095	0.0172
Panel C: 替换核心解释变量				
<i>GF1</i>	0.4412*** (2.67)	0.1122*** (3.03)		
<i>GF2</i>			0.0428*** (2.95)	0.0157*** (8.48)
<i>controls</i>	yes	yes	yes	yes
企业/年份/地区/行业固定	yes	yes	yes	yes
<i>Obs</i>	25951	40230	16883	46638
<i>R</i> ²	0.9414	0.8542	0.9312	0.8549
Panel D: 替换被解释变量				
<i>GF</i>	0.4811*** (3.77)	0.9519*** (2.66)	0.5754*** (16.10)	0.1266*** (5.59)
<i>controls</i>	yes	yes	yes	yes
企业/年份/地区/行业固定	yes	yes	yes	yes
<i>Obs</i>	72393	46638	53501	46287
<i>R</i> ²	0.9334	0.9453	0.9163	0.8260
Panel E: 样本敏感性分析				
<i>GF</i>	0.6021*** (11.13)	0.1026** (2.15)	0.3182*** (2.71)	0.3346*** (5.74)
<i>controls</i>	yes	yes	yes	yes
企业/年份/地区/行业固定	yes	yes	yes	yes
<i>Obs</i>	44212	8290	300	300
<i>R</i> ²	0.9522	0.8974	0.8799	0.7063

注:方括号内为*p*值;大括号内为10%的显著性水平上Stock-Yogo弱工具变量识别*F*检验的临界值。

问题的存在而发生变化。

4.2.3 指标变换

替换核心解释变量。①参考谢乔昕^[26]的做法,得到新的绿色金融指数(GF_1)^[27,28]。结果展示在表6 Panel C列(1)–(2)。②从信贷、证券、投资、碳金融4个维度重新建立指标体系^[29],测度出绿色金融的另一替代变量(GF_2),结果汇报在列(3)–(4)。从表6 Panel C中可知,绿色金融对制造业企业绿色化转型的促进作用并未因绿色金融测算指标体系的更换发生较大改变。

替换被解释变量。①进一步采用主成分分析法对本文所关注的制造业企业绿色化转型指标进行重新测算,将更换后的两项指标重新代入回归,得到结果如表6 Panel D列(1)–(2)所示。②考虑到工企数据库与污染企业数据库中工业总产值的潜在差异性可能导致核心结论发生变动,为验证结论的可靠性,现使用污染企业数据库中的工业总产值重新计算,回归结果报告在列(3)–(4)。综合表6 Panel D可以看出,核心解释变量的估计系数仍然显著为正,表明基准回归所得的结论依然成立。

4.2.4 样本敏感性分析

考虑样本期内爆发的2008年次贷危机可能会导致当时国内金融机构面临更高的系统性风险,甚至会出现双向挤压所有企业样本供需端的现象,严重干扰绿色金融体系的正常运转。为此,使用2000—2007年的子样本重新评估,回归结果如表6 Panel E列(1)–(2)。为进一步体现2013年后绿色金融对制造业绿色化转型的影响,将研究样本区间拓展为2011—2020年重新进行检验。拓展样本估计结果如列(3)–(4)所示。由表6 Panel E可知,更换样本后,绿色金融影响制造业企业绿色转型的估计系数仍与预期相符,说明核心结论是稳健且可靠的。

4.3 绿色金融的渠道检验

4.3.1 融资渠道

由上述模型推导分析可知,绿色金融发展水平的提升会改善银行机构与企业间信息不对称的现象,进而缓解制造业企业融资约束,促进制造业企业绿色化转型。这表明融资约束可能是绿色金融作用于制造业企业绿色化转型的关键渠道。为检验该渠道的存在性,构建融资约束指标:①采用企

业利息支出占固定资产的比重衡量企业融资约束缓解程度($fincon$),该比值越大表明制造业企业外部融资约束缓解程度越高^[30],具体结果如表7 Panel A所示。从列(1)中可以看出,绿色金融发展水平的提高有助于纾解企业融资困境,验证了H1a。从列(2)–(3)可知,绿色金融能够有效缓解制造业企业融资约束,进而对制造业企业绿色化转型发挥正向推动作用。②为解决单一指标在构造过程中潜在的测量偏误问题,采用企业融资过程中发生的财务费用与总负债的比值衡量企业当前的融资成本($cost$),该指标可作为融资约束的正向代理变量,制造业企业融资成本与其面临的融资约束水平成正比^[31],估计结果汇报在列(4)–(6)。结果显示,绿色金融能够通过降低企业融资成本,从而有利于制造业企业绿色化转型,具体分析过程与上述一致,即H3a成立。

4.3.2 创新渠道

考虑到绿色金融会经由企业技术创新途径影响制造业企业的绿色化转型,构建技术创新指标:①选取制造业企业新产品产值($inno$)来表征企业技术创新水平^[14]。由表7 Panel B列(1)所示,绿色金融可显著促进企业技术创新,验证了H1b;从列(2)–(3)可以看出,随着企业技术创新水平的提升,绿色金融会使得企业能源强度和污染排放强度的快速下降,表明技术创新可以作为绿色金融驱动制造业企业绿色化转型的可行性路径。正如多数研究指出的,技术创新活动普遍具有不确定性高、研发周期长等特点,这直接导致在各企业间形成“选择效应”,那些缺乏长期稳定资金来源的制造业企业也会因此被“过滤掉”,而绿色金融能够为企业提供可持续性的融资便利,“倒逼”出被过滤企业的后发优势,促使整体制造业企业提高生产率并诱发技术创新,进而保障制造业企业绿色化转型的顺利推进。②采用制造业企业的折旧速率($rate$)来衡量企业资本更新,这一做法主要是考虑到企业的折旧速率与技术创新水平呈正相关关系^[32]。当制造业企业的折旧速率值较高时,企业当期获得的现金流明显提升,进行技术创新的动机更加强烈,从而会将更多的资金投入到期长期性高收益的技术创新活动中。综合列(4)–(6)来看,随着绿色金融发展水平的提高,企业资本更新速度也随之加快,表明资本更新

表7 渠道检验估计结果

Table 7 Channel test results

变量	(1) <i>fincon</i>	(2) <i>ES</i>	(3) <i>PE</i>	(4) <i>cost</i>	(5) <i>ES</i>	(6) <i>PE</i>
Panel A: 融资渠道						
<i>GF</i>	0.2703*** (10.73)	0.7574*** (10.16)	0.1958*** (16.16)	-0.0442*** (-2.73)	0.8151*** (10.83)	0.2633*** (10.01)
<i>fincon</i>		0.0503*** (8.75)	0.0049*** (6.04)			
<i>cost</i>					-0.0211*** (-3.22)	-0.0023** (-2.35)
<i>controls</i>	yes	yes	yes	yes	yes	yes
企业/年份/地区/行业固定	yes	yes	yes	yes	yes	yes
<i>Obs</i>	260440	54415	46638	260440	54415	46638
<i>R</i> ²	0.6043	0.9433	0.2031	0.5874	0.9431	0.8549
变量	(1) <i>inno</i>	(2) <i>ES</i>	(3) <i>PE</i>	(4) <i>rate</i>	(5) <i>ES</i>	(6) <i>PE</i>
Panel B: 创新渠道						
<i>GF</i>	2.7738*** (4.82)	0.7406*** (8.41)	0.1695*** (3.29)	0.4585*** (5.97)	0.5687*** (14.44)	0.2011*** (16.05)
<i>inno</i>		0.0022*** (7.90)	0.0006*** (4.31)			
<i>rate</i>					0.0053** (2.46)	0.0016** (3.83)
<i>controls</i>	yes	yes	yes	yes	yes	yes
企业/年份/地区/行业固定	yes	yes	yes	yes	yes	yes
<i>Obs</i>	260440	54415	46638	260440	54415	46638
<i>R</i> ²	0.5860	0.4945	0.4133	0.7448	0.4934	0.2024

在绿色金融影响制造业企业的绿色化转型过程中发挥了传导作用,验证了H3b。

4.4 绿色金融的涟漪效应分析

4.4.1 整体规模扩张

实际上,一旦绿色金融为制造业企业开辟了新融资渠道,企业获得更多的闲置资金后,可能会改造升级原有生产经营模式,实现整体规模扩张。为验证绿色金融的这一涟漪效应,该部分通过探讨企业生产、销售和人力资源这3项核心生产经营活动的变化,详细阐述绿色金融对企业整体规模扩张产生的影响。具体而言,针对上述3项活动构造可以反映制造业企业规模扩张的多重指标,分别是工企数据库中的工业总产值(*Output_i*)、污染数据库中的工业总产值(*Output_w*)、工业销售产值(*S-Output*)和企业员工总人数(*Employee*)。由表8 Panel A列(1)–(2)回归结果显示,当使用工业总产值作为

企业总产出规模测度指标时,说明绿色金融会形成产出规模效应,并不因两数据库中的工业总产值差异影响有关结论。从列(3)可见,绿色金融会正向促进工业销售产值,说明绿色金融有助于增加制造业企业在销售环节的利润总额。同样地,列(4)中的结果表明绿色金融也会促进更多人员就业,带动企业雇佣人数的攀升。总之,绿色金融会优化企业资源配置,促进企业整体规模的扩张,最终增强制造业企业参与绿色化转型的积极性。

4.4.2 局部减排治理

为检验制造业企业通过绿色金融吸纳资金后在末端环节治理的涟漪效应,将企业废气治理设施量(*gas_fac*)、废气设施处理能力(*gas_cap*)、废水治理设施量(*water_fac*)和废水设施处理能力(*water_cap*)纳入相关回归分析中。据表8 Panel B列(1)–(2)可见,绿色金融发展水平的提升显著增强

表8 绿色金融的涟漪效应分析估计结果

Table 8 Results of analysis of the ripple effects of green finance

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Output_i</i>	<i>Output_w</i>	<i>S-Output</i>	<i>Employee</i>
Panel A: 整体规模扩张				
<i>GF</i>	0.8127*** (10.11)	0.7538*** (8.98)	0.0713*** (4.80)	0.0721*** (4.80)
<i>controls</i>	yes	yes	yes	yes
企业/年份/地区/行业固定	yes	yes	yes	yes
<i>Obs</i>	260440	256976	260440	260440
<i>R</i> ²	0.9526	0.8889	0.9590	0.9202
变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>gas_fac</i>	<i>gas_cap</i>	<i>water_fac</i>	<i>water_cap</i>
Panel B: 局部减排治理				
<i>GF</i>	-0.7577*** (-4.18)	0.1753*** (29.68)	0.0604 (0.67)	0.7483*** (39.97)
<i>controls</i>	yes	yes	yes	yes
企业/年份/地区/行业固定	yes	yes	yes	yes
<i>Obs</i>	139307	138307	187622	188133
<i>R</i> ²	0.8557	0.8010	0.8069	0.8648

了制造业企业的废气处理能力,却减少了相应的治理设施投入数量。进一步考察废水治理设施时,从列(3)-(4)可以发现,绿色金融同样促进了废水设施的处理能力,对废水治理设施数量的估计系数为正但并不显著。综合可得,绿色金融在驱动制造业企业绿色化转型的过程中,得益于制造业企业增加末端治理投入量,但企业更偏好于购买使用更加先进环保的治理设施,而并非仅增加设施数量。

5 异质性分析

由上述基准回归结果可知,绿色金融能够显著促进制造业企业绿色转型,但所选样本主要聚焦于制造业,可能会导致绿色金融发挥的正向积极效应因企业自身属性和地区发展差异呈现出非对称性效应,现按照不同分类标准对全样本进行划分,对得到的子样本进行重新估计。

5.1 微观层级的差异化分析

为考察微观企业特征下绿色金融对制造业绿色化转型造成的异质性影响,将制造业企业分为污染维度、要素密集维度和规模维度3类展开检验。

5.1.1 污染维度

这里使用2007年发布的《第一次全国污染源普查方案》(以下简称《方案》)^①划分的污染类型将制造业行业细分为轻污染行业与重污染行业^[33]。从表9 Panel A可以看出,绿色金融对重污染行业能耗、污染排放的估计系数更大,表明与轻污染行业相比,绿色金融发展水平的提高更有助于促进重污染行业企业的绿色转型。其中可能的解释为:重污染行业多是由对能源、资源惯性需求较大的企业构成,此类企业往往需要外部环境政策加以约束,而绿色金融的目标之一在于实现金融资源流向的“绿色化”,要求国内银行等各类金融机构根据企业的环保表现定向发放信贷资金,这为重污染行业企业绿色化转型提供了有利契机,扩大了重污染企业汲取绿色金融政策红利优势的主观倾向,相应地在促进绿色化转型的过程中产生了更加显著的边际效应。而轻污染企业拥有的金融资源一般较为丰裕,其依托绿色金融渠道实现绿色转型的动机远不如重污染企业强烈。

①《方案》中划分的11个重污染行业分别为:农副食品加工业;食品制造业;纺织业;皮革、毛皮、羽毛(绒)及其制品业;造纸及纸制品业;石油加工、炼焦及核燃料加工业;化学原料及化学制品制造业;非金属矿物制品业;黑色金属冶炼及压延加工业;有色金属冶炼及压延加工业;电力、热力的生产和供应业。

表9 微观层级的差异化分析估计结果

Table 9 Estimation results of differential analysis at the micro level

变量	轻污染行业		重污染行业	
	ES	PE	ES	PE
Panel A:				
<i>GF</i>	0.5976*** (4.89)	0.0478*** (2.87)	0.8805*** (9.09)	0.1014*** (7.76)
<i>controls</i>	yes	yes	yes	yes
企业/年份/地区/行业固定	yes	yes	yes	yes
<i>Obs</i>	17608	16399	36243	29932
<i>R</i> ²	0.9142	0.8390	0.9425	0.8591
变量	劳动密集型		资本密集型	
	ES	PE	ES	PE
Panel B:				
<i>GF</i>	0.3938*** (3.61)	0.0451*** (2.97)	0.6195*** (5.47)	0.1045*** (6.13)
<i>controls</i>	yes	yes	yes	yes
企业/年份/地区/行业固定	yes	yes	yes	yes
<i>Obs</i>	29004	20662	20713	19764
<i>R</i> ²	0.9492	0.8633	0.9482	0.8544
变量	中小微企业		大型企业	
	ES	PE	ES	PE
Panel C:				
<i>GF</i>	0.8561*** (8.69)	0.0932*** (6.56)	0.2065* (1.87)	0.0674*** (4.10)
<i>controls</i>	yes	yes	yes	yes
企业/年份/地区/行业固定	yes	yes	yes	yes
<i>Obs</i>	29727	22287	21365	20387
<i>R</i> ²	0.9416	0.8655	0.9492	0.8387

5.1.2 要素密集维度

为了区分资本密集型企业与劳动密集型企业,采用企业固定资产净值与年均就业人数的比值衡量企业要素密集程度,并将其区分为资本密集型企业(前50%企业)和劳动密集型企业(后50%企业),以此识别绿色金融对不同要素密集度企业绿色化转型的作用效果。据表9 Panel B结果显示,绿色金融对资本密集型制造业企业的绿色化转型影响强度明显更高。这主要是由于资本密集型企业的生产经营活动均需要大量的金融资源,对金融服务敏感性更高,绿色金融市场的繁荣不仅对资本密集型企业形成了较强的吸引力,提供的特定金融服务还会通过拓宽其融资渠道和加速资金周转效率提升创新动力,从而对企业绿色化转型发挥更大的驱动效应。劳动密集型企业因受到“筛选效应”,面临着

更为严重的融资约束,绿色金融虽在一定程度上能够降低劳动密集型企业的融资门槛,但绿色化转型效果稍显逊色。

5.1.3 规模维度

采用企业销售额来衡量制造业企业规模,并将样本企业分为中小微企业(小于50%分位数)和大型企业(大于50%分位数),具体结果如表9 Panel C所示。据此可知,无论大规模企业还是中小微企业,绿色金融发展水平的提高均有助于驱动绿色化转型,但绿色金融对中小微企业的能耗强度和污染排放的系数更大,说明绿色金融激发的绿色化转型效应在中小微企业中更为显著。值得注意的是,大规模企业普遍处于成熟阶段,自身融资能力较强且对于研发风险的容忍度更高。相较于大型企业,中小微企业面临着更为严峻的信息不对称问题,受到

的金融排斥也相应更大,而绿色金融作为缔结“金融”和“环境”的纽带,通过环境信息共享机制减少中小微企业与金融机构间的信息摩擦,引导金融资源向亟待转型的中小微企业倾斜,促使中小微企业可以获取更加及时、优质的金融服务,有效改善该类企业获取外部融资的可得性,最终表现出绿色金融对中小微企业绿色化转型的促进作用更加明显。

5.2 宏观层级的差异化分析

鉴于宏观地域特征下也会使基准回归结果表现出差异化影响,进一步将全样本分为地理区位维度和资源禀赋维度两类作后续检验。

5.2.1 地理区位维度

依据制造业企业所处的空间地理位置,划分出中西部地区企业和东部地区企业^②。从表10 Panel A可以看出,绿色金融对中西部地区企业绿色转型的回归系数并不显著,而对东部地区企业则发挥了积极的正向促进作用。可能是由于国内企业在选址扩张时出于利润最大化原则更倾向于选择环境治理水平较高、制度环境良好且经济发展水平较高的东部地区,该地区内企业多处在绿色化转型升级的攻坚期,绿色金融相关政策的出台有助于激励和

监督企业调整生产结构、改进生产技术、增加环保投资,同时企业自身也有能力在短期内实现清洁技术的更迭,从而加快绿色化转型进程。中西部地区企业经济发展空间有限,同时面临经济增长和绿色转型压力,绿色金融虽能够发挥资金撬动作用以缓和二者间的矛盾,但资源主要集中在少数城市,对总体制造业企业绿色化转型的驱动效应并不明显。

5.2.2 资源禀赋维度

根据国内各省自然资源禀赋差异^③将研究样本划分为资源型地区和非资源型地区。由表10 Panel B结果显示,绿色金融的绿色化转型驱动效应在非资源型地区的制造业企业中较为典型。不难理解,某一地区企业发展模式往往取决于当地资源禀赋,尤其在自然资源突出的资源型地区,资源型产业占比相对较高。为了使该地区产业尽快过渡到产业结构高级化阶段,需要行之有效的环境治理手段加大企业转型扶持力度和绿色技术引进力度。绿色金融作为破解产业低端锁定的新型金融工具,能够为支持资源型地区企业绿色化转型提供充足的信贷资金支持,保障企业有更多的动力投入绿色生产,但资源型地区企业普遍受限于当地制造业规

表10 宏观层级的差异化分析估计结果

Table 10 Estimation results of differential analysis at the macro level

变量	中西部地区		东部地区	
	ES	PE	ES	PE
Panel A:				
<i>GF</i>	0.1036 (0.79)	0.0063 (0.18)	0.5172*** (14.27)	0.0423*** (2.87)
<i>controls</i>	yes	yes	yes	yes
企业/年份/地区/行业固定	yes	yes	yes	yes
<i>Obs</i>	21037	15196	33376	31439
<i>R</i> ²	0.9455	0.8544	0.9390	0.8557
变量	非资源型地区		资源型地区	
	ES	PE	ES	PE
Panel B:				
<i>GF</i>	1.0694*** (12.73)	0.0881*** (7.94)	0.5711** (2.13)	-0.0088 (-0.15)
<i>controls</i>	yes	yes	yes	yes
企业/年份/地区/行业固定	yes	yes	yes	yes
<i>Obs</i>	48015	43544	6398	3094
<i>R</i> ²	0.9409	0.8564	0.9529	0.8380

② 将中西部地区划分为中部和西部地区时,回归结果未发现明显变化。因篇幅所限,未展示此内容。

③ 资源型地区:山西、内蒙古、黑龙江、贵州、云南、陕西、青海、宁夏和新疆;其余地区均为非资源型地区。

2023年10月

模、产业结构和传统能源需求等因素影响,导致其短期内转变固有发展模式难度较大;此外,资源型地区企业技术水平相对落后,且技术创新动力不强,这都将导致绿色金融的绿色化转型驱动效果难以集中体现在资源型地区。

6 进一步研究

6.1 金融监管

究其本源,绿色金融依旧是一种金融交易行为,在交易过程中往往需要依赖于金融机构对制造业企业的融资项目进行环境或生态评估,这一过程容易滋生出两类问题:①金融机构因在专业领域的技术识别能力欠缺而难以解决信息不对称问题;②仅由金融机构单方面直接判断制造业企业的融资项目是否符合绿色标准缺乏公平性。因此,兼具独立性和公正性的第三方金融监管体系无疑有助于校正市场上信息错配乱象,规避“漂绿”“洗绿”风险,保障绿色金融展现出有效的绿色化转型驱动效果。将绿色金融同金融监管作交互处理^[34],由表11列(1)–(2)显示,不论是能源消耗强度还是污染排放强度,绿色金融与金融监管的交互项系数($GF \times$

FS) 在5%水平上均显著为正,也就是说金融监管力度的加强会扩大绿色金融对制造业企业绿色化转型的积极作用,印证了绿色金融与金融监管间存在协同效应。

6.2 环境规制

传统的环境规制政策侧重于对污染型企业的管控,通过影响企业技术投资偏好,激励制造业企业投向绿色产业门类,而绿色金融不仅直接拓宽了污染型企业的融资渠道,还会为其他参与和开展绿色项目却亟待资金支持的企业提供融资便利,消除微观企业主体因资金匮乏和预期投资回报率的不确定性而对绿色项目产生的顾虑,引导更多的制造业企业加入绿色化转型的浪潮。通过比较可知,绿色金融与传统环境规制具有相似的作用机理,为验证二者之间的协同效应,同样采取将绿色金融和传统环境规制交互处理的做法进行估计。由表11列(3)–(4)显示,绿色金融和环境规制的交互项($GF \times ER$)估计系数均显著为正,说明在较强的环境规制下绿色金融更有助于发挥对制造业企业绿色化转型的驱动效应。

表11 绿色金融的协同效应分析估计结果
Table 11 Results of analysis of the synergistic effects of green finance

变量	(1) <i>ES</i>	(2) <i>PE</i>	(3) <i>ES</i>	(4) <i>PE</i>
<i>GF</i>	2.5325*** (10.87)	0.1621*** (11.11)	1.2570*** (4.25)	-0.0495*** (-2.67)
<i>FS</i>	-2.8579*** (-3.00)	-0.1510* (-1.96)		
$GF \times FS$	0.1673* (1.74)	0.0188** (2.56)		
<i>ER</i>			-0.0507*** (-3.20)	-0.0110*** (-9.21)
$GF \times ER$			0.1141** (2.31)	0.0292*** (8.21)
<i>controls</i>	yes	yes	yes	yes
企业/年份/地区/行业固定	yes	yes	yes	yes
<i>Obs</i>	9634	39410	28409	46638
R^2	0.9471	0.8799	0.9443	0.8559

7 结论与政策建议

7.1 结论

本文基于制造业企业的微观主体,采用2000—2013年工企数据库与污染企业数据库合并后的数据,后续以2011—2020年省级制造业数据拓宽了研究样本区间,系统地探讨了绿色金融对制造业企业绿色化转型的作用机理,并得出以下结论:

(1)提高绿色金融发展水平能够显著驱动制造业企业绿色化转型,双向降低企业能源消耗和污染排放强度,这一结论在经过多重检验后仍然成立。

(2)在检验绿色金融驱动制造业企业绿色化转型的影响渠道时,发现绿色金融能够缓解企业融资约束和提高技术创新水平,这会形成涟漪效应进一步传递至其他企业内部活动,推进企业整体规模扩

张和局部减排治理,多源头助力制造业企业绿色化转型。

(3)绿色金融对制造业企业绿色化转型的促进作用因样本分类不同表现出明显的非对称特征,具体表现为绿色金融对重污染行业企业、资本密集型企业、中小微型企业、东部地区企业、和非资源型地区企业的绿色化转型促进效果更强。

(4)绿色金融作为一种新型金融交易行为,在有效的金融监管、环境规制下更有助于绿色金融展现出对制造业企业绿色化转型的协同促进作用。

7.2 政策建议

在新旧动能转换下,制造业企业绿色化转型离不开绿色金融,如何快速激活中国绿色金融体系的内在优势,发挥其内在的资源配置效应,引领绿色金融发展前沿,将成为中国实现高质量发展战略的关键一步。据此,提出相关政策启示:

(1)加强绿色金融体制机制创新,继续完善绿色金融衍生工具和配套服务设施,并引导传统金融部门、政府和企业等各参与主体有序衔接绿色金融服务,助力制造业企业获得定价更合理、质量更高的金融服务,为绿色金融反哺制造业企业绿色化转型打下坚实基础。

(2)资金供给不足是当前制造业企业绿色化转型的重要制约因素之一,政府和金融机构可以尝试推进特定行业领域的融资便利化举措,如重污染企业面临更大的绿色化转型压力,前期需要更多资金投入,政府与金融机构应通力合作,针对企业特征定制个性化的支持性政策,推动有需求企业融资的便利化,调动企业参与绿色化转型的积极性与主动性。

(3)绿色金融作为传统金融体系延伸发展的新业态,离不开有针对性、持续性的金融监管体系,在此过程中更应注重过程监管,增强金融机构与实体经济信息的传递效率。同时,借助环境规制政策下的有效干预,鼓励优势企业率先攻克技术难关,打造支撑中国制造业企业绿色化转型的创新体系,加快实现中国式现代化高质量发展的战略目标。

参考文献(References):

[1] 中国社会科学院工业经济研究所课题组,李平.中国工业绿色转型研究[J].中国工业经济,2011,(4):5-14.[Research Group

of Institute of Industrial Economics CASS, Li P. A study on the green transformation of Chinese industry[J]. China Industrial Economics, 2011, (4): 5-14.]

- [2] 陶锋,赵锦瑜,周浩.环境规制实现了绿色技术创新的“增量提质”吗?来自环保目标责任制的证据[J].中国工业经济,2021,(2):136-154.[Tao F, Zhao J Y, Zhou H. Does environmental regulation improve the quantity and quality of green innovation? Evidence from the target responsibility system of environmental protection[J]. China Industrial Economics, 2021, (2): 136-154.]
- [3] 郭进.环境规制对绿色技术创新的影响:“波特效应”的中国证据[J].财贸经济,2019,40(3):147-160.[Guo J. The effects of environmental regulation on green technology innovation: Evidence of the porter effect in China[J]. Finance & Trade Economics, 2019, 40(3): 147-160.]
- [4] 李博阳,罗光锐,邢冰冰,等.绿色信贷对可再生能源发展的影响:理论剖析与实证解读[J].资源科学,2023,45(4):800-811.[Li B, Luo G R, Xing B B, et al. The impact of green credit on the development of renewable energy: Theoretical analysis and empirical interpretation[J]. Resources Science, 2023, 45(4): 800-811.]
- [5] 鲁贺玉,吴宗法.用能权政策与能源消费结构低碳化转型的关系[J].资源科学,2023,45(6):1181-1195.[Lu H Y, Wu Z F. Relationship between energy-consuming right trading system and low-carbon transformation of energy consumption structure[J]. Resources Science, 2023, 45(6): 1181-1195.]
- [6] 刘晓瑞,孙涛.金融发展对中国能源消费的动态经济增长门槛效应[J].当代财经,2019,(8):48-57.[Liu X R, Sun T. The dynamic economic growth threshold effect of financial development on China's energy consumption[J]. Contemporary Finance & Economics, 2019, (8): 48-57.]
- [7] 康雯,吴云霞.绿色金融、融资约束内在机理与反融资约束效应[J].经济问题探索,2022,(6):124-133.[Kang W, Wu Y X. Green finance, internal mechanism of financing constraints and effect of anti-financing constraints[J]. Inquiry Into Economic Issues, 2022, (6): 124-133.]
- [8] 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.[Guo J J, Fang Y. Green credit, financing structure and corporate environmental investment[J]. The Journal of World Economy, 2022, 45(8): 57-80.]
- [9] 韩先锋,肖坚,董明放.绿色金融发展的碳减排效应[J].资源科学,2023,45(4):843-856.[Han X F, Xiao J, Dong M F. The carbon emission reduction effect of green finance development[J]. Resources Science, 2023, 45(4): 843-856.]
- [10] 王馨,王营.绿色信贷政策增进绿色创新研究[J].管理世界,2021,37(6):173-188.[Wang X, Wang Y. Research on the green innovation promoted by green credit policies[J]. Journal of Management World, 2021, 37(6): 173-188.]
- [11] Owen R, Brennan G, Lyon F. Enabling investment for the transition to a low carbon economy: Government policy to finance early stage green innovation[J]. Current Opinion in Environmental Sustainability, 2018, 31: 137-145.]

2023年10月

- [12] Cherniwchan J. Trade liberalization and the environment: Evidence from NAFTA and US manufacturing[J]. *Journal of International Economics*, 2017, 105: 130–149.
- [13] 陈登科. 贸易壁垒下降与环境污染改善: 来自中国企业污染数据的新证据[J]. *经济研究*, 2020, 55(12): 98–114. [Chen D K. Trade barrier reduction and environmental pollution improvement: New evidence from firm-level pollution data in China[J]. *Economic Research Journal*, 2020, 55(12): 98–114.]
- [14] 万攀兵, 杨旻, 陈林. 环境技术标准何以影响中国制造业绿色转型: 基于技术改造的视角[J]. *中国工业经济*, 2021, (9): 118–136. [Wan P B, Yang M, Chen L. How do environmental technology standards affect the green transition of China's manufacturing industry? A perspective from technological transformation[J]. *China Industrial Economics*, 2021, (9): 118–136.]
- [15] Shapiro J S, Walker R. Why is pollution from US manufacturing declining? The roles of environmental regulation, productivity, and trade[J]. *American Economic Review*, 2018, 108(12): 3814–3854.
- [16] 郭娟娟, 许家云, 杨俊. 制造业服务化与企业污染排放: 来自中国制造业企业的证据[J]. *国际贸易问题*, 2022, (5): 137–154. [Guo J J, Xu J Y, Yang J. Manufacturing servitization and firm pollution emissions: Evidence from China's manufacturing enterprises[J]. *Journal of International Trade*, 2022, (5): 137–154.]
- [17] 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): 83–101. [Dai X, Yang S Z. Digital empowerment, source of digital input and green manufacturing[J]. *China Industrial Economics*, 2022, (9): 83–101.]
- [18] 张可, 李语晨, 赵锦楸. 绿色信贷促进了节能减排吗?[J]. *财经科学*, 2022, (1): 15–30. [Zhang K, Li Y C, Zhao J Q. Can green credit promote energy conservation and emission reduction?[J]. *Finance & Economics*, 2022, (1): 15–30.]
- [19] 韩超, 陈震, 王震. 节能目标约束下企业污染减排效应的机制研究[J]. *中国工业经济*, 2020, (10): 43–61. [Han C, Chen Z, Wang Z. Study on the mechanism of firms' pollution reduction under the constraint of energy-saving target[J]. *China Industrial Economics*, 2020, (10): 43–61.]
- [20] Alfaro L, Chanda A, Kalemli-Ozcan S, et al. Does foreign direct investment promote growth? Exploring the role of financial markets on linkages[J]. *Journal of Development Economics*, 2010, 91(2): 242–256.
- [21] 史代敏, 施晓燕. 绿色金融与经济高质量发展: 机理、特征与实证研究[J]. *统计研究*, 2022, 39(1): 31–48. [Shi D M, Shi X Y. Green finance and high-quality economic development: Mechanism, characteristics and empirical study[J]. *Statistical Research*, 2022, 39(1): 31–48.]
- [22] 张友国, 窦若愚, 白羽洁. 中国绿色低碳循环发展经济体系建设水平测度[J]. *数量经济技术经济研究*, 2020, 37(8): 83–102. [Zhang Y G, Dou R Y, Bai Y J. Measurement on China's green low-carbon circular developing economic system construction[J]. *Journal of Quantitative & Technological Economics*, 2020, 37(8): 83–102.]
- [23] Brandt, L, Biesebroeck, J V, Zhang Y F. Creative accounting or creative destruction? Firm-level productivity growth in Chinese manufacturing[J]. *Journal of Development Economics*, 2012, 97(2): 339–351.
- [24] 张杰, 郑文平, 新夫. 中国的银行管制放松、结构性竞争和企业创新[J]. *中国工业经济*, 2017, (10): 118–136. [Zhang J, Zheng W P, Xin F. Bank deregulation, structural competition and enterprises' innovation in China[J]. *China Industrial Economics*, 2017, (10): 118–136.]
- [25] Duarte J, Siegel S, Young L. Trust and credit: The role of appearance in peer-to-peer lending[J]. *The Review of Financial Studies*, 2012, 25(8): 2455–2484.
- [26] 谢乔昕. 环境规制、绿色金融发展与企业技术创新[J]. *科研管理*, 2021, 42(6): 65–72. [Xie Q X. Environmental regulation, green financial development and technological innovation of firms[J]. *Science Research Management*, 2021, 42(6): 65–72.]
- [27] 毛其淋, 陈乐远. 地区金融发展如何影响了中国企业进口?[J]. *国际贸易问题*, 2021, (6): 48–62. [Mao Q L, Chen L Y. How does regional financial development affect the import of Chinese enterprises?[J]. *Journal of International Trade*, 2021, (6): 48–62.]
- [28] 杜龙政, 赵云辉, 陶克涛, 等. 环境规制、治理转型对绿色竞争力提升的复合效应: 基于中国工业的经验证据[J]. *经济研究*, 2019, 54(10): 106–120. [Du L Z, Zhao Y H, Tao K T, et al. Compound effects of environmental regulation and governance transformation in enhancing green competitiveness[J]. *Economic Research Journal*, 2019, 54(10): 106–120.]
- [29] Zhou X G, Tang X M, Zhang R. Impact of green finance on economic development and environmental quality: A study based on provincial panel data from China[J]. *Environmental Science and Pollution Research*, 2020, DOI: 10.1007/s11356-020-08383-2.
- [30] 王雅琦, 卢冰. 汇率变动、融资约束与出口企业研发[J]. *世界经济*, 2018, 41(7): 75–97. [Wang Y Q, Lu B. Exchange rate movement, financial constraints and exporter's R&D[J]. *The Journal of World Economy*, 2018, 41(7): 75–97.]
- [31] 黄锐, 赖晓冰, 唐松. 金融科技如何影响企业融资约束? 动态效应、异质性特征与宏微观机制检验[J]. *国际金融研究*, 2020, (6): 25–33. [Huang R, Lai X B, Tang S. How can fintech affect corporate financing constraints? Dynamic effects, heterogeneity characteristics and macro-micro mechanism test[J]. *Studies of International Finance*, 2020, (6): 25–33.]
- [32] 石绍宾, 姚森. 加速折旧如何影响企业创新? 基于A股上市公司数据的实证分析[J]. *经济问题*, 2020, (8): 78–85. [Shi S B, Yao M. How does accelerated depreciation affect enterprise innovation? Based on the data of A-share listed companies[J]. *On Economic Problems*, 2020, (8): 78–85.]
- [33] 张彩云, 苏丹妮. 环境规制、要素禀赋与企业选址: 兼论“污染避难所效应”和“要素禀赋假说”[J]. *产业经济研究*, 2020, (3): 43–56. [Zhang C Y, Su D N. Environmental regulation, factor endowment, and enterprise location: An interpretation of “Pollution Ha-

ven Effect” and “Factor Endowment Hypothesis” [J]. Industrial Economics Research, 2020, (3): 43–56.]

[34] 王韧, 张奇佳, 何强. 金融监管会损害金融效率吗?[J]. 金融经济

学研究, 2019, 34(6): 93–104. [Wang R, Zhang Q J, He Q. Will financial regulation hurt financial efficiency?[J]. Financial Economics Research, 2019, 34(6): 93–104.]

Impact of green finance on the green transformation of manufacturing enterprises

LIU Shan, MA Lili

(School of Economics & Management, Northwest University, Xi'an 710127, China)

Abstract: [Objective] Green finance can play an important role in guiding the green transformation of manufacturing enterprises. This study aimed to analyze the inherent logic of the impact of green finance on manufacturing enterprises' green transformation based on theoretical analysis and empirical testing, in order to provide useful references for enhancing the ability of the financial sector to serve the real economy and promoting high-quality economic development. [Methods] Based on the matching samples of China's industrial enterprise database and industrial enterprise pollution database, this study examined the impact of green finance on the green transformation behavior of manufacturing industry at the micro level. [Results] The study found that: (1) Green finance can significantly reduce the intensity of energy consumption and pollution emissions of enterprises, driving the green transformation of manufacturing enterprises; (2) Easing financing constraints and improving technological innovation level are important channels for green finance to affect the green transformation of manufacturing enterprises. These two positive effects will further drive the overall scale expansion of enterprises and local emission reduction governance; (3) The promotion effect of green finance exhibits asymmetric characteristics for different sub-samples, with greater green transformation effects on enterprises in heavily polluting industries, capital intensive and small and medium-sized enterprises, eastern regions, and non-resource-based regions; (4) Under reasonable financial and environmental regulations, the synergistic promotion effect of green finance on the green transformation of manufacturing enterprises is more obvious. [Conclusion] This study confirmed the key role played by green finance in the process of green transformation of manufacturing enterprises, and also found that activating the inherent advantages of green finance is more conducive to green transformation promotion of enterprises from multiple internal sources. This study provides reliable empirical evidence and policy inspiration for further improving and optimizing green finance derivative tools and supporting service facilities, as well as accelerating the green transformation of development models in the future.

Key words: green finance; manufacturing enterprises; green transformation; ripple effect; synergistic effect; expanded three department model; China