

绿色金融政策的要素配置效应*

李 鹏

内容提要:本文在理论分析的基础上,利用2015—2020年全国税收调查数据,采用渐进双重差分法,评估绿色金融改革创新试验区政策对高碳排放企业要素配置效率的影响。研究发现,该政策显著降低了试验区高碳排放企业的资本错配和劳动力错配程度,且对后者的抑制作用更大。在进行了替换被解释变量、考虑行业上下游和地区溢出效应,以及考虑企业进入退出等一系列稳健性检验后,主要结论仍然成立。机制检验结果显示,该政策主要通过增大融资成本、激发绿色技术创新、引导要素流动和要素投入组合调整、增强市场竞争影响企业内部要素错配。异质性估计结果表明,该政策对大规模、民营性质、生产率水平较高、初始要素错配程度较高、劳动力解雇成本较高的高碳排放企业的改善效果更显著;在金融发展水平较低、市场化程度较高的地区,政策效果更为明显。进一步研究发现,以环境“费改税”政策为代表的绿色财政政策尚未与绿色金融政策形成较好的协同效应;中央政策与地方政策在单独实施时的效果相对有限,但二者叠加能够产生显著的协同效应。本文为理解绿色金融政策的微观作用机制提供了新证据,对完善绿色金融体系和优化要素配置具有重要启示。

关键词:绿色金融 要素配置 金融发展 市场竞争

一、引言

随着全球气候变化问题日益严峻,绿色金融作为驱动经济系统低碳转型的关键制度安排,已成为全球可持续发展的核心议题。在碳达峰碳中和目标约束下,中国将发展绿色金融作为助推经济社会发展全面绿色转型的重要政策工具。2025年1月,国家金融监督管理总局办公厅、中国人民银行办公厅联合印发的《银行业保险业绿色金融高质量发展实施方案》提出,未来5年,逐步形成多层次、广覆盖、多样化、可持续的绿色金融服务体系。绿色金融政策兼具环境规制和市场机制的双重作用,其核心目标是借助金融市场机制,通过提供绿色信贷、绿色债券、绿色基金等金融产品,为绿色项目提供低成本的长期资金支持,引导资源要素向可持续领域配置,从而实现经济发展与环境保护的协同共进。

与此同时,要素配置效率低下是制约中国全要素生产率增长的关键因素(Hsieh & Klenow, 2009)。理论上,完善的市场化要素配置机制能够通过价格信号引导要素流向生产率更高的部门,从而提升经济整体效率。尽管近年来中国要素市场加快发展,但相比商品和服务市场,受地方保护、金融抑制等因素影响,要素市场体系建设相对滞后、发育不够充分,总体仍处于发展完善阶段,配置效率有待进一步提升。这不仅导致资源配置效率损失,更制约了经济高质量发展进程。因此,深化要素市场化改革、提升要素配置效率,已成

* 李鹏,中国社会科学院工业经济研究所,邮政编码:100006,电子信箱:lipengcass@163.com。本研究得到国家社会科学基金一般项目(24BJL080)、中国社会科学院“史丹学部委员工作室”建设项目的资助。作者感谢匿名审稿专家的宝贵建议。当然,文责自负。

为推动中国经济转型升级的核心议题。

绿色金融政策与要素配置效率之间存在内在的理论关联。传统市场机制由于未能充分反映环境外部性,导致资本过度流向高碳排放、高能耗行业,加剧了要素错配。绿色金融政策通过绿色信贷、绿色债券等工具创新,构建起环境风险定价机制,将环境成本内化于企业融资决策,引导资本要素向绿色低碳领域配置,从而纠正市场失灵。这一过程不仅推动资本的重新配置,还会通过改变企业融资约束、激励绿色技术创新、影响要素投入组合等微观机制,推动企业优化内部要素配置结构。进一步地,绿色金融政策可能与其他环境规制工具形成政策组合效应,通过多重路径影响企业行为决策。然而,现有研究大多聚焦企业间资源错配或宏观层面资源配置效率,对企业内部要素配置这一微观基础关注不足,政策协同效应的识别也有待深化。厘清绿色金融政策与要素配置效率的内在关系及其传导机制,不仅有助于丰富要素配置理论和绿色金融理论,也为实现经济高质量发展与生态环境保护的协同推进提供实证支撑和政策参考。

本文的核心研究问题包括:绿色金融政策能否有效纠正高碳排放企业的要素错配?其影响资本配置与劳动力配置的效果是否存在差异?政策效应在不同特征企业及区域间如何分化?其微观传导机制如何?不同层级、不同类型的绿色政策能否形成有效协同?在研究设计上,本文构建了从理论建模到实证检验的完整分析框架。理论层面,本文综合借鉴 Fan et al.(2021)、Rodrigue et al.(2024)的研究框架,在嵌套 CES 生产函数和垄断竞争市场结构下,将绿色金融政策的融资约束机制、创新激励机制、要素投入组合机制、市场竞争机制等纳入分析框架,并通过数值模拟进行理论预测。实证层面,本文聚焦绿色金融改革创新试验区试点政策(以下简称“绿色金融政策”)这一准自然实验,以 2015—2020 年全国税收调查数据为基础,构建企业层面的要素错配测度指标,采用渐进双重差分法系统考察该政策对高碳排放企业内部要素错配的影响及其作用机制,并通过一系列稳健性检验确保结论具有可靠性。

相较于已有研究,本文的边际贡献主要体现在以下三个方面:第一,在研究视角上,突破了传统单一政策分析的局限,将绿色金融政策嵌入要素配置的分析框架,系统揭示绿色金融政策工具对优化要素配置的重要作用,为理解绿色金融政策的“纠偏”功能提供了新视角。特别地,本文聚焦企业内要素错配,相比多数研究聚焦于企业间要素错配问题(Hsieh & Klenow, 2009; David et al., 2016),研究企业内要素错配问题更能揭示政策传导的微观基础,解释为何表面相似的政策在不同环境中可能产生迥异的效果,从而为更精准的政策设计提供参考。第二,在理论机制上,重点从融资约束、绿色技术创新、要素流动和要素投入组合调整以及竞争效应等路径切入,分析了绿色金融政策抑制要素错配的具体作用渠道,深化了对绿色金融政策传导机制的认识和理解。第三,在政策协同效应识别上,构建了绿色金融政策与环境“费改税”政策、中央与地方绿色金融政策的多维协同分析框架。通过政策交互项的设计,本文发现环境“费改税”政策与绿色金融政策在要素配置优化方面存在协同不足问题,需要中央和地方政策叠加实施才能产生显著的要素配置优化效应,为政策设计的精准性和协调性提供了重要启示。

二、文献回顾与理论框架

(一)绿色金融政策的经济效应

金融系统本身具有绿色功能(De Haas & Popov, 2023)。绿色金融是通过金融资源配置引导经济活动绿色转型的制度安排,其核心机制在于运用信贷、债券、基金、保险等金融工具,将资本导向环境友好型产业和技术(丁宁等, 2020; 陆菁等, 2021)。从资金投向看,

绿色金融主要支持可再生能源开发、绿色基础设施建设、污染治理、节能减排等领域;从产品结构看,绿色信贷、绿色债券、绿色保险等构成主要供给形式。其中,绿色信贷在中国绿色金融体系中占据主导地位,且其政策传导机制与其他绿色金融工具高度相似。由此,本文对绿色信贷政策与绿色金融政策不作区分。

关于绿色金融政策的经济效应,在宏观层面,绿色金融政策通过优化产业结构、促进技术进步等渠道改善经济增长质量,降低单位产出的资源消耗和环境代价(文书洋等, 2022)。绿色金融通过创造环境风险溢价、改变资本成本结构等机制(Pástor et al., 2021; Bolton & Kacperczyk, 2021),引导资源要素从高碳排放、高能耗部门向绿色低碳部门流动(Heinkel et al., 2001),进而提升经济体系的资源配置效率。在微观层面,绿色金融政策对不同企业类型产生异质性影响。对碳密集型企业而言,绿色信贷政策通过收紧融资约束、提高环境合规成本等途径,倒逼其优化生产方式或退出市场(Fan et al., 2021; 王修华等, 2021)。对绿色企业而言,优惠性融资政策降低了其资金成本,激励其扩大绿色技术研发投入,形成“波特假说”所描述的创新补偿效应(崔惠玉等, 2023; 郭俊杰等, 2024)。此外,金融机构作为绿色金融政策的执行主体,通过ESG投资标准、环境风险评估等实践,进一步强化了政策对企业行为和产业结构的重要引导作用(刘锡良和文书洋, 2019; Krueger et al., 2020)。由此,绿色金融政策通过市场化的要素配置机制,将环境外部性内化为企业成本约束,引导企业调整要素投入结构、提升资源利用效率。然而,现有文献对绿色金融政策的资源配置效应特别是企业内要素配置效率的关注仍显不足。

(二)要素配置效率的测度和影响因素

要素配置效率是影响全要素生产率和经济增长质量的核心因素。根据新古典经济理论,在完全竞争市场等理想条件下,市场机制能够引导要素配置达到帕累托最优状态,即要素边际产出在不同用途间实现均等化。现实经济中,由于市场摩擦、制度扭曲和信息不对称等因素的存在,要素往往无法实现有效配置,这种偏离最优状态的现象被称为要素错配。相关研究表明,要素错配是导致中国、印度等发展中国家全要素生产率低于美国的重要原因(Hsieh & Klenow, 2009)。基于中国数据的测算结果显示,消除要素错配带来的资源配置效率提升空间可达160%(尹恒和李世刚, 2019),这意味着优化要素配置效率对推动中国经济高质量发展具有重大现实意义。

从测度方法看,要素错配的度量主要有三类思路。第一类是基于生产率离散度的简单比例法,该方法通过企业间边际产出或生产率的离散程度反映要素配置扭曲(Restuccia & Rogerson, 2017)。第二类是基于结构模型的边际产出法,该方法在垄断竞争框架下,通过比较要素边际收益产品与要素价格的偏离程度来测度要素错配,能够较好地控制内生性问题,进而能够更准确地测算资本和劳动力的错配程度(Hsieh & Klenow, 2009)。第三类是基于随机前沿分析的分解法(Kumbhakar & Lovell, 2000)。上述方法主要用于测度企业间要素配置效率,其测算结果易受行业分类、技术差异等因素影响,较少关注特定政策对单个企业要素配置的微观影响。近年来,学术界开始关注企业内要素配置问题。相较于企业间错配的研究,企业内错配的研究能够更精准地刻画政策冲击如何改变企业的要素投入决策,揭示政策传导的微观机理(Rodrigue et al., 2024)。企业内要素错配的测度通常采用边际产出偏离法,即比较要素边际收益产品与要素价格的差异。

关于要素配置效率的影响因素,现有研究主要从制度环境、市场结构和政策干预等维度展开。制度环境方面,产权保护、法治水平和政府治理质量等制度因素通过影响企业投

资决策和要素流动性,对要素配置效率产生显著影响(Bau & Matray, 2023)。市场结构方面,市场势力上升和行业集中度提高会扭曲要素价格信号,导致要素配置偏离最优状态(De Loecker & Eeckhout, 2020; Edmond et al., 2023)。政策干预方面,金融抑制和信贷管制会加剧企业融资约束的异质性,使资本无法有效流向高生产率企业(Midrigan & Xu, 2014);贸易政策通过改变企业面临的竞争环境,影响其要素投入组合和配置效率(Caliendo & Parro, 2015; Rodrigue et al., 2024);税收政策特别是增值税的多档税率会扭曲中间品价格和产业链抵扣机制,进而影响企业的要素配置决策(Keen & Lockwood, 2010; 刘柏惠等, 2019);户籍制度等因素则直接制约劳动力要素的有效配置(Li et al., 2024);人民币升值通过降低高市场份额企业加成率,缩小垄断行业资源配置扭曲(刘啟仁和黄建忠, 2016)。

综上,现有研究仍存在以下不足:第一,在研究对象上,现有要素配置研究主要关注企业间配置效率,而企业内要素配置作为连接宏观政策与微观效率的关键纽带,其机制尚未得到充分探讨。第二,在理论机制上,现有研究多采用单一机制分析绿色金融政策的环境效应或创新效应,未能构建政策影响要素配置的系统性理论框架。第三,在政策协同上,现有研究较少关注不同类型环境政策之间、不同层级政策之间的协同效应。

(三)理论分析

本文在 Fan et al.(2021)、Rodrigue et al.(2024)的基础上,构建绿色金融政策影响企业内资本、劳动力配置效率的理论框架。该模型的核心创新在于将绿色金融政策的融资约束机制嵌入企业的要素配置决策,并允许政策通过创新激励、要素投入组合调整和市场竞

1. 基本设定

(1)生产与碳排放。考虑一个由异质性企业组成的经济,每个企业*i*选择资本 K_i 、能源 E_i 、劳动力 L_i 和创新投入 I_i 进行生产活动。生产函数采用嵌套CES形式:

$$KE_i = (\beta_K K_i^{\rho_1} + \beta_E E_i^{\rho_1})^{1/\rho_1} \quad (1)$$

$$Y_i = \varphi_i A(I_i) [\delta KE_i^{\rho_2} + (1 - \delta)L_i^{\rho_2}]^{1/\rho_2} \quad (2)$$

其中, KE_i 表示资本和能源的复合投入, β_K 和 β_E 分别为资本和能源的分配权重参数,满足 $\beta_K + \beta_E = 1$ 。 ρ_1 为替代参数, $\rho_1 \in (-\infty, 1)$ 且 $\rho_1 \neq 0$,决定资本与能源之间的替代弹性 $\sigma_1 = 1/(1 - \rho_1)$ 。当 $\rho_1 < 0$ 时,资本与能源呈互补关系;当 $\rho_1 > 0$ 时,二者呈替代关系。 Y_i 表示企业产出, φ_i 表示企业生产率, $A(I_i)$ 表示创新驱动的技术水平, δ 表示 KE_i 在生产中的权重参数, ρ_2 为另一替代参数,决定替代弹性 $\sigma_2 = 1/(1 - \rho_2)$ 。此嵌套CES生产函数结构参考Papa-georgiou et al.(2017),允许资本与能源之间的替代弹性与资本—能源复合体和劳动力之间的替代弹性不同,更准确地捕捉了现实生产技术特征。此外,创新通过技术进步函数 $A(I_i)$ 直接影响全要素生产率 φ_i 。 φ_i 服从Pareto分布, $g(\varphi) = k\varphi^{-(k+1)}$,且 $k > 0$ 。

企业生产过程中产生的碳排放量为 $e_i = \theta(I_i)E_i$,其中, e_i 为企业碳排放量, $\theta(I_i)$ 为碳排放系数,创新可降低碳排放强度,即 $\theta'(I_i) < 0$ 。创新成本表示为: $C_i(I_i) = c_i I_i + dI_i^2$,其中, $C_i(I_i)$ 为创新成本, c_i 为创新的线性成本系数, d 为创新的二次项成本系数。创新成本函数包含一次项和二次项,体现了R&D活动中边际成本递增的特征。

(2)绿色金融政策。借鉴 Fan et al.(2021)的设定,绿色金融政策通过影响企业的融资成本发挥作用。企业*i*面临的有效利率为 $r_i = (1 + \tau_i^k)r$ 。其中, r_i 为企业实际面临的资本成本, r 表示基准利率, τ_i^k 为企业特定的信贷扭曲因子。

信贷扭曲因子 τ_i^k 受绿色金融政策影响:

$$\tau_i^k = \tau_0^k + \gamma GFP \frac{e_i}{Y_i} \quad (3)$$

其中, τ_0^k 为基准信贷扭曲, γ 为政策敏感度参数, GFP 为绿色金融政策强度, $\frac{e_i}{Y_i}$ 为企业碳排放强度。(3)式描述了绿色金融政策的核心传导机制。绿色金融政策通过企业的碳排放强度差异化调整其融资成本, 实现环境外部性内部化。

2. 企业利润最大化问题

企业通过选择资本 K_i 、能源 E_i 、劳动力 L_i 和创新投入 I_i 来最大化利润 π_i :

$$\max_{K_i, E_i, L_i, I_i} \pi_i = p_i Y_i - w L_i - r_i K_i - p_E E_i - T e_i - C_i(I_i) \quad (4)$$

其中, p_i 为产品价格, w 为工资率, p_E 为能源价格, T 表示单位碳排放税率。(4)式整合了传统的生产决策、环境因素及创新活动, 表明企业同时面临经济和环境双重约束。

在垄断竞争市场中, 企业面临的需求函数为 $p_i = P(Y_i/Y)^{-1/\sigma}$, 其中, P 表示经济体总体价格水平, Y 为总产出, σ 表示产品之间的替代弹性。 σ 越大, 产品同质化程度越高, 企业加成率越小, 定价能力越弱。

(1) 创新投入 I_i 的一阶条件为:

$$\frac{\partial \pi_i}{\partial I_i} = \frac{\partial p_i}{\partial Y_i} \frac{\partial Y_i}{\partial I_i} Y_i + p_i \frac{\partial Y_i}{\partial I_i} - T \frac{\partial e_i}{\partial I_i} - \frac{\partial C_i(I_i)}{\partial I_i} - \frac{\partial r_i}{\partial I_i} K_i = 0 \quad (5)$$

(5)式表示最优创新决策的条件, 由于 $\frac{\partial p_i}{\partial Y_i} = -\frac{p_i}{\sigma Y_i}$, 因此 $\frac{\partial \pi_i}{\partial I_i} = p_i \left(1 - \frac{1}{\sigma}\right) \frac{\partial Y_i}{\partial I_i} - T \frac{\partial e_i}{\partial I_i} - \frac{\partial C_i(I_i)}{\partial I_i} - \frac{\partial r_i}{\partial I_i} K_i = 0$ 。该条件表明, 企业进行创新投入的边际收益等于边际成本。

(2) 资本 K_i 的一阶条件为:

$$\frac{\partial \pi_i}{\partial K_i} = p_i \left(1 - \frac{1}{\sigma}\right) \frac{\partial Y_i}{\partial K_i} - r_i - \frac{\partial r_i}{\partial K_i} K_i = 0 \quad (6)$$

该条件说明资本的边际收益产品等于其边际成本。(6)式的关键在于 $\frac{\partial r_i}{\partial K_i} K_i$ 项, 该项反映了绿色金融政策的独特机制: 当企业增加资本投入时, 虽然会提高总产出, 但也会降低碳排放强度 $\left(\frac{e_i}{Y_i}\right)$, 从而减轻融资约束。这创造了额外的激励机制, 使得绿色投资的实际融资成本低于名义融资成本。

(3) 能源 E_i 的一阶条件为:

$$\frac{\partial \pi_i}{\partial E_i} = p_i \left(1 - \frac{1}{\sigma}\right) \frac{\partial Y_i}{\partial E_i} - p_E - T \theta(I_i) - \frac{\partial r_i}{\partial E_i} K_i = 0 \quad (7)$$

能源投入面临三重成本约束: 市场价格 (p_E)、环境税 ($T\theta(I_i)$) 以及融资成本 ($\frac{\partial r_i}{\partial E_i} K_i$)。绿色金融政策通过最后一项对能源使用施加额外约束, 因为增加能源使用会提高碳排放强度, 进而加剧融资约束。

(4) 劳动力 L_i 的一阶条件为:

$$\frac{\partial \pi_i}{\partial L_i} = p_i \left(1 - \frac{1}{\sigma}\right) \frac{\partial Y_i}{\partial L_i} - w - \frac{\partial r_i}{\partial L_i} K_i = 0 \quad (8)$$

劳动力投入的决策同样受到绿色金融政策的间接影响。增加劳动力投入能够提高产出并降低碳排放强度,从而减轻融资约束,这使得劳动力要素在绿色金融政策实施后变得更具吸引力。

市场出清条件包括:(1)劳动力市场出清,即 $\sum_i L_i = \bar{L}$,其中, \bar{L} 表示经济体中的总劳动力供给。所有企业的劳动力需求总和等于经济体的劳动力供给总量。在绿色金融政策实施过程中,该条件确保了劳动力要素能够在企业间自由流动。(2)资本市场出清,即 $\sum_i K_i = \bar{K}$,其中, \bar{K} 表示经济体中的总资本存量,该条件确保了资本的有效重新配置,是绿色金融政策发挥“要素流动机制”作用的基础。(3)能源市场出清,即 $\sum_i E_i = \bar{E}$,绿色金融政策通过提高高碳排放企业的综合能源成本,促使企业减少能源消耗并转向清洁技术创新。在总能源供给 \bar{E} 固定的情况下,高碳排放企业的能源需求减少将降低能源价格 p_E ,从而影响所有企业的最优决策。

3. 企业内要素错配

本文综合参考Rodrigue et al.(2024)、Xie et al.(2024)的思路,在垄断竞争条件下以投入要素的边际收益产品(Marginal Revenue Product, MRP)与其价格之间的差距的绝对值来衡量企业内要素错配程度:^①

$$G_i^k = |MPR_{k,i} - r_i|, G_i^l = |MPR_{l,i} - w| \quad (9)$$

其中, G_i^k 和 G_i^l 分别表示资本和劳动力的要素错配指标, $MPR_{k,i}$ 和 $MPR_{l,i}$ 分别表示资本和劳动力的边际收益产品。在完备的市场中,要素的边际收益产品应等于其价格,任何偏离都表明存在要素错配。其中, $MPR_{k,i} = \frac{\sigma - 1}{\sigma} \phi_i^k \frac{R_i}{K_i}$, ϕ_i^k 为资本产出弹性, R_i 为企业总收入;类似地, $MPR_{l,i} = \frac{\sigma - 1}{\sigma} \phi_i^l \frac{R_i}{L_i}$, ϕ_i^l 为劳动力产出弹性。

4. 绿色金融政策影响要素错配的机制分析

(1)融资约束机制。绿色金融政策通过改变企业融资成本影响要素配置。对于资本,设定 $\tilde{G}_i^k = MPR_{k,i} - r_i$ (不带绝对值的原始差值),则 $G_i^k = |\tilde{G}_i^k|$ 。以资本错配为例,分析政策对 G_i^k 的影响:

$$\frac{\partial G_i^k}{\partial GFP} = \begin{cases} \frac{\partial \tilde{G}_i^k}{\partial GFP}, & \text{当 } \tilde{G}_i^k > 0 \text{ 时} \\ -\frac{\partial \tilde{G}_i^k}{\partial GFP}, & \text{当 } \tilde{G}_i^k < 0 \text{ 时} \\ \text{不存在}, & \text{当 } \tilde{G}_i^k = 0 \text{ 时} \end{cases} \quad (10)$$

其中, $\frac{\partial G_i^k}{\partial GFP}$ 表示资本错配对绿色金融政策强度的变化率, $\frac{\partial \tilde{G}_i^k}{\partial GFP} = \frac{\partial(p_i \frac{\partial Y_i}{\partial K_i})}{\partial GFP} - \frac{\partial r_i}{\partial GFP}$ 。

资本成本对绿色金融政策的敏感度为: $\frac{\partial r_i}{\partial GFP} = r\gamma \frac{e_i}{Y_i} > 0$ 。这表明,绿色金融政策提高了高碳排放企业的融资成本,并通过融资约束渠道影响企业的要素配置决策,进而影响要素错配。由于上述企业存在资本过度配置和配置不足两种相反的情形,为简便起见,下面仅分析要素过度配置的情况($\tilde{G}_i^k > 0$),且不再区别 \tilde{G}_i^k 与 G_i^k 。

^① 因篇幅所限,垄断竞争条件下要素错配表达式具体推导过程详见本刊网站登载的附录。

当碳排放强度对资本的二阶导数较小时,可得:① $\frac{\partial G_i^k}{\partial GFP} \approx -\frac{\sigma-1}{\sigma} \frac{\partial r_i}{\partial GFP} < 0$ 。进一步对关于碳排放强度 $\frac{e_i}{Y_i}$ 求二阶导数可得: $\frac{\partial^2 G_i^k}{\partial GFP \partial (e_i/Y_i)} = -\frac{\sigma-1}{\sigma} r\gamma < 0$ 。这表明,绿色金融政策通过提高碳排放企业的融资成本,使资本配置更接近社会最优水平,减少了要素错配,且这种效应对高碳排放企业更为显著。

(2)绿色技术创新机制。绿色金融政策通过改变创新收益结构影响企业的创新决策。对(5)式关于 GFP 求导,得到创新投入对政策的响应: $\frac{\partial I_i}{\partial GFP} = -\frac{\partial^2 \pi_i}{\partial I_i \partial GFP} / \frac{\partial^2 \pi_i}{\partial I_i^2}$, $\frac{\partial I_i}{\partial GFP}$ 表示创新投入对绿色金融政策的敏感度, $\frac{\partial^2 \pi_i}{\partial I_i \partial GFP}$ 表示创新边际收益对政策的敏感度, $\frac{\partial^2 \pi_i}{\partial I_i^2}$ 表示创新的二阶条件。其中,分子为: $\frac{\partial^2 \pi_i}{\partial I_i \partial GFP} = -\frac{\partial^2 r_i}{\partial I_i \partial GFP} K_i - \frac{\partial r_i}{\partial GFP} \frac{\partial K_i}{\partial I_i}$ 。进一步展开,有: $\frac{\partial^2 r_i}{\partial I_i \partial GFP} = r\gamma \frac{\partial (e_i/Y_i)}{\partial I_i} < 0$ 。可以认为,绿色金融政策通过两个渠道影响创新:一是降低碳排放强度的创新可减轻政策带来的融资约束;二是政策提高了资本成本,间接影响创新决策。同时,假设 $\frac{\partial^2 \pi_i}{\partial I_i^2} < 0$,则意味着: $\frac{\partial I_i}{\partial GFP} > 0$, $\frac{\partial^2 I_i}{\partial GFP \partial (e_i/Y_i)} > 0$ 。这表明,绿色金融政策激励企业增加创新投入,且这种效应对高碳排放企业更为显著。创新的增加通过两条路径影响要素错配:一是直接改变要素边际产品, $\frac{\partial}{\partial I_i} \left(p_i \frac{\partial Y_i}{\partial K_i} \right) = p_i \frac{\partial^2 Y_i}{\partial K_i \partial I_i} + \frac{\partial p_i}{\partial I_i} \frac{\partial Y_i}{\partial K_i} > 0$;二是降低碳排放强度,减少融资扭曲, $\frac{\partial}{\partial I_i} \left(\frac{e_i}{Y_i} \right) = \frac{\theta'(I_i) E_i}{Y_i} - \frac{e_i}{Y_i^2} \frac{\partial Y_i}{\partial I_i} < 0$ 。这意味着,创新提高了资本边际产品并降低了碳排放强度,二者共同减轻了要素错配。

因此,创新机制对资本和劳动力错配的影响分别为:

$$\frac{\partial G_i^k}{\partial GFP} = \frac{\sigma-1}{\sigma} \cdot \frac{\partial G_i^k}{\partial I_i} \frac{\partial I_i}{\partial GFP} < 0, \quad \frac{\partial G_i^l}{\partial GFP} = \frac{\sigma-1}{\sigma} \cdot \frac{\partial G_i^l}{\partial I_i} \frac{\partial I_i}{\partial GFP} < 0 \quad (11)$$

(11)式表明,绿色金融政策通过促进创新降低了要素错配程度,且这一效应在高碳排放企业中更显著,意味着: $\frac{\partial^2 G_i^k}{\partial GFP \partial (e_i/Y_i)} < 0$, $\frac{\partial^2 G_i^l}{\partial GFP \partial (e_i/Y_i)} < 0$ 。

(3)要素投入组合机制。绿色金融政策通过改变要素相对价格影响企业的要素配置

① 考虑到企业每期都会重新优化其要素配置决策,本文运用包络定理来推导 $\frac{\partial G_i^k}{\partial GFP}$ 。根据包络定理,在最优决策点处,利润函数对政策参数的导数等于拉格朗日函数对该参数的偏导数。具体而言,关于资本错配对绿色金融政策的响应(仍考虑要素过度配置情形): $\frac{\partial G_i^k}{\partial GFP} = \frac{\partial}{\partial GFP} (MRP_{K,i} - r_i)$ 。在企业最优决策条件下,可得: $\frac{\partial}{\partial GFP} \left(p_i \frac{\partial Y_i}{\partial K_i} \right) = \frac{\partial p_i}{\partial GFP} \frac{\partial Y_i}{\partial K_i} + p_i \frac{\partial^2 Y_i}{\partial K_i \partial GFP}$ 。当企业在短期内主要通过调整融资成本来响应绿色金融政策,而生产技术参数 $\frac{\partial Y_i}{\partial K_i}$ 相对稳定时,可得: $\frac{\partial^2 Y_i}{\partial K_i \partial GFP} \approx 0$ 。而且在垄断竞争均衡下, $\frac{\partial p_i}{\partial GFP}$ 的影响主要通过市场份额调整实现,其二阶效应较小。这一近似在政策冲击相对温和、企业技术调整滞后于金融条件变化的现实情境下是合理的。

决策,在给定的替代弹性下调整要素投入比例。基于前文的一阶条件,可以求出要素需求函数并分析其比率。

资本—能源比率可表示为:

$$\frac{K_i}{E_i} = \left(\frac{\beta_K \cdot \frac{p_E + T\theta(I_i) + \frac{\partial r_i}{\partial E_i} K_i}{r_i + \frac{\partial r_i}{\partial K_i} K_i}}{\beta_E} \right)^{1/(1-\rho_i)} \quad (12)$$

对 GFP 求导得:

$$\frac{\partial(K_i/E_i)}{\partial GFP} = \frac{\partial(K_i/E_i)}{\partial I_i} \frac{\partial I_i}{\partial GFP} + \frac{\partial(K_i/E_i)}{\partial r_i} \frac{\partial r_i}{\partial GFP} \quad (13)$$

其中, $\frac{\partial(K_i/E_i)}{\partial GFP}$ 表示资本—能源比率对绿色金融政策的敏感度,第一项代表通过创新渠道的间接效应,第二项代表资本成本的直接效应。绿色金融政策通过两个渠道影响要素比率:直接提高资本成本和间接促进创新。

在资本与能源之间存在替代关系($\rho_i > 0$)的情况下,资本成本上升会促使企业用能源替代资本,因此 $\frac{\partial(K_i/E_i)}{\partial r_i} < 0$ 。然而,当企业创新更倾向于节能型技术创新时,可能会有 $\frac{\partial(K_i/E_i)}{\partial I_i} > 0$,这是因为企业能够通过技术创新以消耗更少能源配合资本实现同样产出。由此, $\frac{\partial(K_i/E_i)}{\partial GFP}$ 的符号取决于创新效应与资本成本效应的相对强度。对高碳排放企业,虽然 $\frac{\partial r_i}{\partial GFP}$ 较大时会促使其增加能源使用,但更大的 $\frac{\partial I_i}{\partial GFP}$ 驱动的创新效应使企业能够开发节能型资本技术,在替代弹性较高时,这种技术进步效应可以超过资本成本效应,使得 $\frac{\partial(K_i/E_i)}{\partial GFP} > 0$ 。这表明高碳排放企业通过绿色技术创新优化资本使用效率,即使在替代关系下也能实现资本相对于能源的利用水平提升。

类似地,对劳动力—能源和劳动力—资本比率,分别有: $\frac{\partial(L_i/E_i)}{\partial GFP} > 0$, $\frac{\partial(L_i/K_i)}{\partial GFP} > 0$ 。这表明,绿色金融政策促使企业增加劳动力相对于能源和资本的使用比例。这在一定程度上支持了环境政策可能促进就业的观点(Yamazaki, 2017)。这种要素投入组合通过改变要素边际产品影响要素错配:

$$\frac{\partial G_i^k}{\partial GFP} = \frac{\partial G_i^k}{\partial(K_i/E_i)} \frac{\partial(K_i/E_i)}{\partial GFP} \frac{\sigma - 1}{\sigma} + \frac{\partial G_i^k}{\partial(L_i/K_i)} \frac{\partial(L_i/K_i)}{\partial GFP} \frac{\sigma - 1}{\sigma} < 0 \quad (14)$$

$$\frac{\partial G_i^l}{\partial GFP} = \frac{\partial G_i^l}{\partial(L_i/E_i)} \frac{\partial(L_i/E_i)}{\partial GFP} \frac{\sigma - 1}{\sigma} + \frac{\partial G_i^l}{\partial(L_i/K_i)} \frac{\partial(L_i/K_i)}{\partial GFP} \frac{\sigma - 1}{\sigma} < 0 \quad (15)$$

(14)式和(15)式表明,要素投入组合机制减少了要素错配。这表明绿色金融政策可以通过改变要素投入结构,使生产要素配置更接近最优状态。

(4)要素流动机制。绿色金融政策通过影响企业市场竞争力和盈利能力,引导要素在企业间流动,从而间接提升企业内部要素配置效率。绿色金融政策对企业利润的影响可表示为: $\frac{\partial \pi_i}{\partial GFP} = \frac{\partial \pi_i}{\partial r_i} \frac{\partial r_i}{\partial GFP} + \frac{\partial \pi_i}{\partial I_i} \frac{\partial I_i}{\partial GFP}$ 。根据包络定理,最优决策下 $\frac{\partial \pi_i}{\partial I_i} = 0$,因此有:

$\frac{\partial \pi_i}{\partial GFP} = \frac{\partial \pi_i}{\partial r_i} \frac{\partial r_i}{\partial GFP} = -K_i \frac{\partial r_i}{\partial GFP} = -K_i r \gamma \frac{e_i}{Y_i} < 0$ 。这表明,绿色金融政策降低了企业利润,且这种影响与碳排放强度正相关。利润变化引致市场份额重新分配,对高碳排放企业有: $\frac{\partial s_i}{\partial GFP} = \frac{\partial s_i}{\partial \pi_i} \frac{\partial \pi_i}{\partial GFP} < 0$;对于低碳排放企业有: $\frac{\partial s_i}{\partial GFP} > 0$ 。其中, s_i 表示企业的市场份额, $\frac{\partial s_i}{\partial GFP}$ 表示市场份额对绿色金融政策的敏感度。这描述了市场重构效应,即要素和市场份额从高碳排放企业流向低碳排放企业。这种市场份额变化引导要素在企业间流动。特别地,对于高碳排放行业的要素需求变化:

$$\frac{\partial K_j}{\partial GFP} = \sum_{i \in j} \frac{\partial K_i}{\partial GFP} < 0, \frac{\partial L_j}{\partial GFP} = \sum_{i \in j} \frac{\partial L_i}{\partial GFP} < 0 \quad (16)$$

其中, $\frac{\partial K_j}{\partial GFP}$ 和 $\frac{\partial L_j}{\partial GFP}$ 分别表示行业 j 的资本和劳动力对绿色金融政策的敏感度。(6)式表明,绿色金融政策导致高碳排放行业要素需求减少,这些要素将流向低碳排放行业。

在Melitz(2003)框架下,高碳排放企业的生存门槛生产率 φ_i^* 随绿色金融政策而提高:

$$\frac{\partial \varphi_i^*}{\partial GFP} > 0 \quad (17)$$

这表明,绿色金融政策提高了高碳排放企业的生存门槛,只有生产率足够高的企业能够承担增加的环境成本。这一竞争性选择机制促进了要素向高效率企业集中。

(5)竞争效应机制。绿色金融政策通过改变企业成本结构影响市场竞争格局。在垄断竞争市场中,企业将价格设定为边际成本的加成:

$$p_i = \frac{\sigma}{\sigma - 1} MC_i \quad (18)$$

其中, MC_i 为企业的边际成本, $\frac{\sigma}{\sigma - 1}$ 为垄断加成率。边际成本可表示为:

$$MC_i = \frac{1}{\varphi_i A(I_i)} c(r_i, w, p_E, T, \theta(I_i)) \quad (19)$$

其中, $c(r_i, w, p_E, T, \theta(I_i))$ 是单位成本函数,取决于各要素价格和环境成本。

绿色金融政策对边际成本的影响可表示为:

$$\frac{\partial MC_i}{\partial GFP} = \frac{\partial MC_i}{\partial r_i} \frac{\partial r_i}{\partial GFP} + \frac{\partial MC_i}{\partial I_i} \frac{\partial I_i}{\partial GFP} \quad (20)$$

其中,右侧第一项为正(资本成本上升增加边际成本),第二项为负(创新降低边际成本)。由此,绿色金融政策通过提高资本成本和促进创新产生效果相反的两种效应。对高碳排放企业,资本成本效应通常占主导: $\frac{\partial MC_i}{\partial GFP} > 0$ 。边际成本上升导致高碳排放企业产品的市场价格上升,市场份额下降。同时,绿色金融政策提高了企业生存门槛,加速了市场选择过程。

为进一步验证上述理论分析,借鉴已有文献设定外生参数,进行数值模拟,设定如下:基准利率(r)设为0.015,参考中国人民银行公布的金融机构人民币一年期存款基准利率,2015年10月24日后为1.5%;工资率(w)标准化为1;能源价格(p_E)设为0.5;碳排放税率(T)设为0.1。关于生产函数参数,参考吕振东等(2009)、Papageorgiou et al.(2017)的研究,设定

资本权重(β_k)为0.32,能源权重(β_E)为0.68,资本与能源之间的替代参数(ρ_1)为0.5;资本—能源复合品与劳动力之间的替代参数(ρ_2)设为0.14,资本—劳动复合品在生产中的权重参数(δ)为0.7。创新相关参数中,创新的线性成本系数(c_i)设为0.2,创新的二次项成本系数(d)设为0.5,体现了创新活动边际成本递增的现实特征。绿色金融政策参数方面,基准信贷扭曲(τ_0^k)设为0.01,政策敏感度参数(γ)设为2。企业异质性参数中,参考Melitz(2003)及后续研究常规设定,生产率的帕累托分布形状参数(k)设为2,产品之间的替代弹性(σ)参考Rodrigue et al.(2024)的研究,设为3。参考Zhang et al.(2014)的估计思路,高碳排放企业碳排放系数($\theta_{0,high}$)设为0.8,低碳排放企业碳排放系数($\theta_{0,low}$)设为0.3。

模拟结果显示,^①绿色金融政策通过增加高碳排放企业的融资成本,显著降低了要素错配程度。随着绿色金融政策强度增加,高碳排放企业的要素错配降幅明显大于低碳排放企业。绿色金融政策促使高碳排放企业的创新水平和资本错配改善程度均超过低碳排放企业,这符合“波特假说”关于环境政策激励创新的论断。高碳排放企业的资本—能源比率、劳动力—能源比率略微提升。这是因为,直觉上融资成本上升会促使企业增加能源使用以替代昂贵的资本,但在资本—能源替代关系设定下,绿色金融政策促使高碳排放企业的创新水平显著提升,尤其是创新带来的节能型技术进步效应改变了这一传统替代模式。具体而言,绿色技术创新提升了资本的能源利用率,使单位资本能够更高效地利用能源或减少对能源的依赖,从而在技术层面上弱化了二者的替代关系。绿色金融政策通过影响企业利润率,改变了企业间的相对竞争力,引致市场份额重新分配,高碳排放企业边际成本上升,其市场份额显著下降,而低碳排放企业市场份额持续上升。

基于上述理论分析和数值模拟结果,本文提出,绿色金融政策能够降低企业内部要素错配程度,但这种效应的大小和方向取决于企业的初始要素配置状态。绿色金融政策通过提高高碳排放企业的融资成本、提高创新水平、引导企业调整要素投入结构和促进要素流动以及加强市场竞争来降低企业内部要素错配程度。

三、研究设计与特征事实

(一)数据来源及说明

本文核心数据来自全国税收调查数据,年度调查样本量超过60万家,涵盖大中小微型各类企业,包含详细的财务信息与丰富的企业特征变量。同时,企业要素配置指标构建过程中使用的相关数据来源于历年《中国统计年鉴》《中国城市统计年鉴》。

本文所涉及的绿色金融政策采用分批次逐步扩容模式:2017年,国务院率先将浙江省(湖州市、衢州市)、广东省(广州市)、江西省(赣江新区)、贵州省(贵安新区)及新疆维吾尔自治区(哈密市、昌吉州、克拉玛依市)的部分区域列为绿色金融改革创新试验区首批试点;2019年11月、2022年8月又先后将甘肃省(兰州新区)、重庆市纳入试点范围,形成覆盖多区域的政策试点体系。高碳排放企业是中国碳排放的主要来源,绿色金融政策通过调控金融要素配置约束企业碳排放行为,因此本文需明确界定高碳排放行业。参考王修华等(2021)的界定标准,结合中国证券监督管理委员会2012年修订的《上市公司行业分类指

^① 因篇幅所限,数值模拟结果详见本刊网站登载的附录。本文还通过改变产品替代弹性重新模拟,结果仍然稳健。

引》,将15个行业界定为高碳排放行业。^①本文对数据进行如下处理:剔除关键变量缺失或存在明显逻辑错误的样本(如企业年龄≤0、总资产≤0等);对所有连续变量进行1%双边缩尾处理。

(二)模型设定与变量说明

本文利用渐进式双重差分法识别绿色金融政策对企业内要素错配的影响,构建如下计量回归模型:

$$misallocation_{ijct} = a_1 + a_2 treat_c \times post_{ct} + a_3 X \times \theta_i + \theta_i + \theta_{jt} + \varepsilon_{ijct} \quad (21)$$

其中, i,j,c,t 分别表示企业、行业、地区、年份。核心被解释变量 $misallocation_{ijct}$ 为企业内要素错配。具体而言,参考Rodrigue et al.(2024)的做法,以企业劳动力和资本的边际收益与要素价格之间差值的绝对值分别作为企业内要素错配的衡量标准,即企业的资本错配($labstaukl$)和劳动力错配($labstau ll$),并取对数后进行回归。^② $treat_c \times post_{ct}$ 为本文的核心解释变量,代表绿色金融政策实施的虚拟变量。若高碳排放企业在绿色金融改革创新试验区内,则 $treat_c=1$,否则 $treat_c=0$ 。 $post_{ct}$ 为地区一时间虚拟变量,对于在2017年开始实施政策的地区,则在2017年之后, $post_{ct} = 1$;对于2019年开始实施政策的地区,则在2019年之后, $post_{ct} = 1$ 。需要强调的是,为了避免“坏”的控制变量问题,本文采用所有控制变量(X)在2015—2016年的均值与年份固定效应(θ_i)分别交互形成前定变量进行回归。其中,企业层面的控制变量具体包括:企业规模($lnasset$,以企业总资产的对数值表示)、企业年龄($lnage$,以企业成立年限加1的对数值表示)、研发投入(RD ,以企业研发投入加1的对数值表示)、资产收益率(roa ,以净利润与平均总资产之比表示)、出口强度($exportp$,以出口额与销售收入之比表示);地级市层面的控制变量包括:人均地区生产总值($pgdp$,以人均实际地区生产总值的对数值表示)、第二产业占比(sep ,以第二产业增加值与地区生产总值的比重表示)、金融发展水平($finance$,以金融机构贷款余额占地区生产总值之比表示)。 θ_i 为企业固定效应, θ_{jt} 为行业一年份联合固定效应, ε_{ijct} 为随机扰动项。本文的数据样本范围为2015—2020年。表1为主要变量描述性统计结果。

表1 主要变量描述性统计结果

变量	定义	观测值	均值	标准误	最大值	最小值
$labstaukl$	资本错配	56055	0.6774	0.3294	12.7883	0.0003
$labstau ll$	劳动力错配	56055	0.1484	0.1301	8.7183	0.0001
$treat \times post$	绿色金融政策	56055	0.0238	0.1523	1.0000	0.0000
$lnasset$	企业规模	56055	11.5187	1.8224	15.9899	5.7366
$lnage$	企业年龄	56055	2.6989	0.3503	3.4965	0.6931
RD	研发投入	56055	0.0979	0.4003	2.6724	0.0000
roa	资产收益率	56055	0.0174	0.1163	0.6667	-0.6331
$exportp$	出口强度	56055	0.0447	0.1785	1.4384	0.0000
$pgdp$	人均地区生产总值	56055	4.2837	5.0173	23.0538	1.0779

① 煤炭开采和洗选业(B06),石油和天然气开采业(B07),黑色金属矿采选业(B08),有色金属矿采选业(B09),纺织业(C17),皮革、毛皮、羽毛及其制品和制鞋业(C19),造纸和纸制品业(C22),石油加工炼焦和核燃料加工业(C25),化学原料和化学制品制造业(C26),化学纤维制造业(C28),橡胶和塑料制品业(C29),非金属矿物制品业(C30),黑色金属冶炼和压延加工业(C31),有色金属冶炼和压延加工业(C32),电力、热力生产和供应业(D44)。

② 因篇幅所限,企业内要素错配指标具体测算过程详见本刊网站登载的附录。

续表 1

变量	定义	观测值	均值	标准误	最大值	最小值
<i>sep</i>	第二产业占比	56055	0.3906	0.1020	0.5000	0.2292
<i>finance</i>	金融发展水平	56055	0.6731	0.4749	3.5022	0.1871

(三)特征事实分析

基于上述分类,本文比较了考察期内绿色金融改革创新试验区受规制行业企业和非试验区受规制行业企业的平均劳动力错配程度和资本错配程度的差异。通过绘制绿色金融改革创新试验区(处理组)和非试验区(对照组)受规制行业企业的平均资本错配和劳动力错配程度的时间趋势,由图 1(a)可以发现,在政策实施后绿色金融改革创新试验区受规制行业企业的平均资本错配程度显著下降,而非试验地区的资本错配程度变化较小或基本保持稳定。随着时间推移,特别是在政策实施后,绿色金融改革创新试验区受规制行业企业的资本错配程度逐渐低于非试验区,表明绿色金融政策的实施有效提升了企业的资本配置效率。同时,绿色金融改革创新试验区受规制行业企业的劳动力错配程度在政策实施后也出现明显下降,且劳动力错配的变动幅度大于资本错配。由此可以初步认为,绿色金融政策对提升高碳排放企业的要素配置效率起到了重要作用。^①

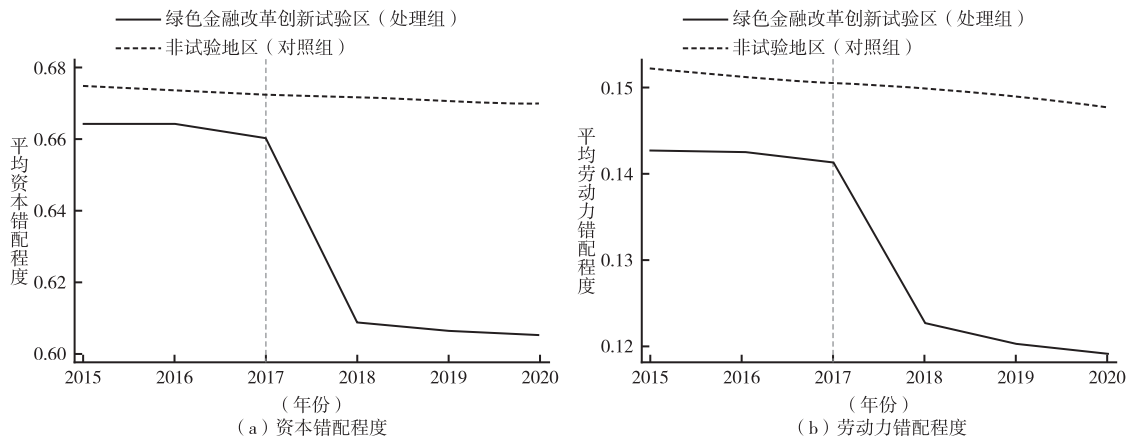


图 1 试验区受规制行业企业与非试验区受规制行业企业比较

四、实证结果及分析

(一)基准回归

表 2 报告了绿色金融政策对要素错配影响的基准回归结果。其中,第(1)、(3)列为同时加入企业固定效应、年份固定效应和控制变量后的回归结果。结果显示, $treat \times post$ 的回归系数显著为负,表明绿色金融政策显著降低了受规制企业的资本错配和劳动力错配程度。同时,表 2 第(2)、(4)列分别为在控制企业固定效应的基础上引入行业一年份固定效应并加入控制变量后的回归结果。结果显示, $treat \times post$ 的回归系数依然显著为负,且系数大小与前两列的结果相差不大,说明在考虑行业异质性年份变化趋势后,绿色金融政策依然显著抑制了企业的要素错配。比较系数可以发现,绿色金融政策对企业资本错配

^① 本文还比较了考察期内绿色金融改革创新试验区整体企业和非试验区整体企业的平均劳动力和资本错配程度的差异。结果显示,绿色金融政策实施对整体企业的资本和劳动力错配均存在明显的抑制作用。因篇幅所限,绿色金融改革创新试验区整体企业和非试验区整体企业的趋势详见本刊网站登载的附录。

(*labstaukl*)的影响程度显著小于对劳动力错配(*labstau1l*)的影响程度。^①这一差异性效应源于以下原因:第一,从初始扭曲程度看,资本错配均值(0.6774)显著高于劳动力错配(0.1484),高基数效应使资本配置面临更大的结构性调整障碍。第二,从调整机制看,绿色金融政策对劳动力配置的影响路径更为多元和有效。劳动力作为可变成本要素,其调整速度快于资本这一准固定生产要素,企业能够通过裁员、转岗等方式迅速优化劳动力配置。第三,从市场发育程度看,中国劳动力市场在经历近年来的市场化改革后,其配置效率提升空间和政策敏感度显著增强。虽然户籍制度等因素仍制约跨地区劳动力流动,但企业内部和行业内的劳动力再配置已相对灵活(Li et al., 2024)。反观资本市场,金融抑制、信贷歧视、隐性担保等深层次制度性障碍依然存在,使得绿色金融政策的资本再配置效应受到削弱。

表2 基准回归结果

变量	<i>labstaukl</i>		<i>labstau1l</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)
绿色金融政策实施	-0.0213*** (0.0027)	-0.0225*** (0.0023)	-0.0134*** (0.0057)	-0.0172*** (0.0061)
控制变量	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	否	是	否
行业—年份固定效应	否	是	否	是
样本数	44793	44717	35358	35258
调整 R ²	0.7683	0.7786	0.9253	0.9320

注:括号内为稳健标准误,***、**、*分别表示1%、5%、10%的水平上显著,下表同。若无特殊说明,本文回归均聚类至城市层面。

(二)平行趋势检验

双重差分法的有效应用依赖平行趋势假定,其核心内涵为绿色金融政策实施前,绿色金融改革创新试验区与非试验区高碳排放企业的要素错配水平不存在系统性差异。为此,本文参考 Borusyak et al.(2024)进行平行趋势检验,以政策实施前一年为基期,考察政策前后各年度的动态效应。图2结果表明,绿色金融政策实施前,处理组与控制组高碳排放企业的资本错配和劳动力错配水平在统计层面均无显著差异;在绿色金融政策实施第2期后,两组企业在资本错配和劳动力错配方面出现了显著差异,验证了平行趋势假设。

(三)稳健性检验

本文采用的准自然实验设计有效缓解了内生性问题。绿色金融改革创新试验区的设立由国务院统筹部署,试验区的选择主要基于区域绿色发展基础、金融创新能力和生态环境状况等宏观因素,与单个企业的要素配置行为不存在直接因果关系。为进一步排除潜在干扰,本文补充如下稳健性检验。^②(1)安慰剂检验。通过随机抽取实验组样本与政策

① 换算为标准差后,按照表2第(2)、(4)列,资本错配标准差百分比= $0.0225/0.3294 \times 100\% \approx 6.83\%$,劳动力错配标准差百分比= $0.0172/0.1301 \times 100\% \approx 13.22\%$ 。具体而言,政策实施使绿色金融改革创新试验区碳排放企业的资本错配程度平均降低0.0225个单位,相当于样本标准差的6.83%,相对改善幅度: $0.0225/0.6774 \times 100\% \approx 3.32\%$ 。劳动力错配程度降低0.0172个单位,相当于样本标准差的13.22%,相对改善幅度: $0.0172/0.1484 \times 100\% \approx 11.59\%$ 。

② 因篇幅所限,稳健性检验结果详见本刊网站登载的附录。

实施时间,重新构造虚假政策虚拟变量开展回归验证。(2)替换被解释变量。通过替换被解释变量即刻画企业间要素错配的TFP离散度和采用更严谨的企业内要素错配测度方式:

$$Misallocation_{it} = \left| \frac{MRP_{K,it}}{MRP_{L,it}} - \frac{r_{it}}{\omega_{it}} \right|$$

(3)改变产品替代弹性。(4)考虑企业进入和退出。将对应年份全国工商企业注册数据与样本企业数据进行匹配,剔除在样本期间内进入、退出的企业样本。(5)预期效应检验。将政策实施年份提前至2016年再次回归。(6)双重机器学习检验。参考王茹婷等(2022),采用双重机器学习(double machine learning, DML)模型来排除算法对估计结果产生的干扰。(7)倾向得分匹配—双重差分法(PSM-DID)。(8)排除碳排放权交易试点、环保约谈、环境“费改税”等重要环境政策干扰。(9)将稳健标准误的聚类层级改变到行业层面。(10)考虑异质性处理效应。参考Cengiz et al.(2019)等利用堆叠双重差分法进行异质性稳健估计。(11)考虑跨行业和地区溢出效应。借鉴Acemoglu et al.(2016),使用2017年中国投入产出表测量该政策对上下游行业的溢出效应,将试点地区相邻城市的样本剔除以排除地区溢出效应。结果显示,考虑上述因素后,基准回归结果均稳健。

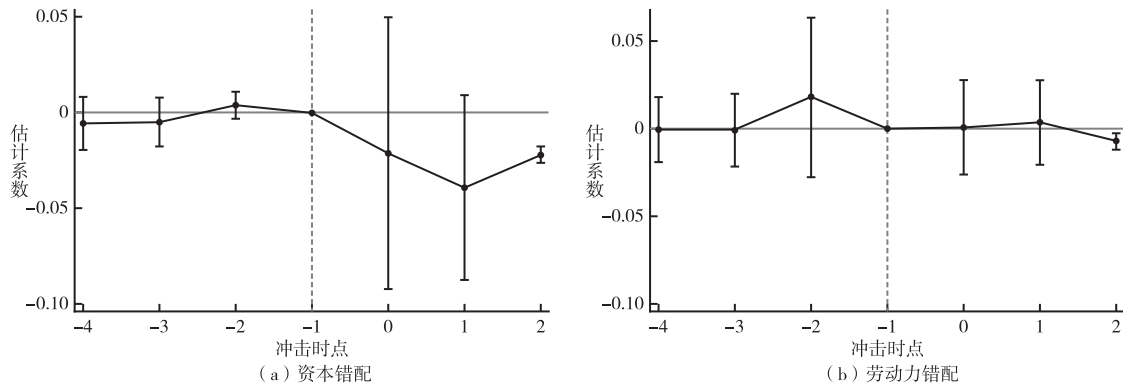


图2 平行趋势检验结果

(四)企业异质性检验^①

1. 企业规模

为考察绿色金融政策对不同规模企业要素错配的差异性影响,本文根据企业规模将样本划分为大规模企业与小规模企业进行分组回归。结果显示,绿色金融政策对大规模企业要素错配的抑制效应更为显著,与理论预期一致。其内在逻辑在于,大规模企业在信用资质、抵押品等方面具备显著优势,债务融资占比相对更高,对外源融资的依赖度更强。绿色金融政策实施后,通过缩减要素错配程度较高企业的资金供给引导资源优化配置,相较于小规模企业,大规模高碳排放企业所受政策冲击更显著,信贷资金降幅更大,进而压缩生产规模,且通过优化要素配置以重新获取信贷支持的激励更足,最终呈现出更明显的要素错配改善效果。

2. 企业所有制

对绿色金融政策而言,国有企业、民营企业和外资企业在要素禀赋、经营特性、融资能力等方面存在差异,因此绿色金融政策对不同所有制企业要素错配程度的影响也呈现出一定差异。结果显示,绿色金融政策对民营企业的要素错配抑制效应更强。民营企业由于规模相对较小,且在传统信贷模式下面临较严苛的信贷约束,对环境成本的敏感度更

^① 因篇幅所限,企业异质性和地区异质性检验结果详见本刊网站登载的附录。

高,因此其要素错配受到的抑制效应更强。

3. 生产率水平

理论上,生产率水平较高的企业往往具有更强的资源调配能力和技术吸收能力。当面临绿色金融政策带来的融资约束时,高生产率企业能够更有效地通过技术创新、流程优化等方式应对政策压力,从而实现要素配置的快速调整。同时,高生产率企业通常拥有更完善的管理体系和更灵活的组织结构,能够更快速地响应外部政策变化,重新优化要素投入组合。因此,绿色金融政策对高生产率企业的要素配置优化效果可能更显著。本文按照生产率中位数将企业划分为高生产率和低生产率两组进行回归。结果显示,绿色金融政策冲击对高生产率企业的要素错配程度的抑制作用更强。

4. 初始要素错配程度

理论上,绿色金融政策对初始要素错配程度不同的企业可能产生异质性影响,初始要素高错配企业通常面临更严重的内部摩擦和信息不对称问题(Restuccia & Rogerson, 2017)。相比之下,初始要素低错配企业已接近其内部资源的最优配置,政策带来的边际改善效应相对有限。为了检验这一推测,依据企业在2015—2016年要素错配程度的中位数将样本分为初始要素高错配和初始要素低错配两组分别回归。结果显示,绿色金融政策对资本和劳动力初始错配水平较高的企业具有更显著的抑制作用。

5. 解雇成本

劳动力调整成本的差异是绿色金融政策传导的一项重要约束条件。理论上,当企业面临绿色金融政策带来的融资约束加剧时,需要调整要素投入规模以适应新的融资环境。对高解雇成本企业而言,劳动力调整的刚性约束使其更倾向于通过优化现有要素配置结构而非大规模裁员来应对政策冲击。具体而言,这类企业通过提高单位劳动力的资本配套水平、改进生产流程、投资绿色技术等方式,在维持劳动力规模相对稳定的前提下实现要素边际产出的均等化,从而更有效地降低要素错配程度。借鉴Belo et al.(2014)的思路,高工资企业面临更高的劳动力调整成本,本文以企业工资水平相对于城市平均工资的高低衡量解雇成本的高低。分组回归结果显示,绿色金融政策对高解雇成本企业的要素错配抑制效应更为显著。

(五)地区异质性检验

1. 地区金融发展水平

地区金融发展水平的差异可能会影响绿色金融政策的要素配置效应。本文以各城市银行分支机构数量为代理变量构建地区金融发展水平指标,依据该指标中位数将样本划分为金融发展水平高、低两组并进行回归。结果显示,高金融发展水平组的核心解释变量系数为负但不显著,而低金融发展水平组的系数显著为负。这一结果表明,绿色金融政策对低金融发展水平地区高碳排放企业要素错配的抑制效应更为显著,与Bau & Matray (2023)的研究发现类似。原因在于:金融发展水平较低地区的企业融资渠道较为单一,对银行信贷依赖度高,政策通过银行信贷渠道传导的边际效应更强,绿色金融政策作为一项新的制度安排,相对于原有薄弱的金融基础设施而言,其边际贡献更显著。

2. 市场化水平

直观上,在市场化程度较高的地区,更加完善的市场机制和更高的信息透明度为绿色金融政策的实施提供了有利条件,完善的市场机制有助于资金的高效流动,并能够使绿色项目相关产业与其他产业竞争,确保要素的高效配置。借鉴王小鲁等(2021)编制的市场

化指数,将样本按照市场化指数的中位数分为高、低两组。结果显示,在市场化水平越高的地区,绿色金融政策对企业资本和劳动力错配的抑制作用越强。

五、机制分析

前文分析表明,绿色金融改革创新试验区的设立显著抑制了试验区内高碳排放企业的要素错配。本部分将进一步探索绿色金融改革创新试验区政策抑制高碳排放企业要素错配的作用机制。

(一)融资成本

绿色金融改革创新试验区政策将企业“绿色”表现纳入信贷审批核心考量因素,引导银行等金融机构加大对绿色企业的资金支持力度,同时缩减高碳排放企业资金供给、提高其贷款利率,最终实现资金的绿色导向配置。本部分聚焦于检验该政策对试点地区内高碳排放企业融资规模的影响,以高碳排放企业长期借款对数值作为融资规模代理变量重新开展回归。表3 Panel A第(1)列的结果显示,核心解释变量的回归系数显著为负,表明相较于非试验区,试验区高碳排放企业的融资规模在政策实施后显著缩减。这一结果意味着绿色金融政策加剧了高碳排放企业的融资约束,与前文理论分析预期一致。此外,对企业规模进行区分可以发现,绿色金融政策对小规模高碳排放企业的融资约束作用更大。

表3 作用机制:融资成本与绿色技术创新

Panel A: 融资成本			
变量	整体企业 (1)	小规模企业 (2)	大规模企业 (3)
绿色金融政策实施	-0.5076* (0.2967)	-2.2336** (1.0273)	-0.1660 (0.1367)
控制变量	是	是	是
企业固定效应	是	是	是
行业一年份固定效应	是	是	是
观测值	55416	9437	45731
调整 R ²	0.7822	0.3426	0.7766
Panel B: 绿色技术创新			
变量	绿色发明专利申请 数加1的对数值 (1)	绿色实用新型专利 申请数加1的对数值 (2)	绿色发明专利申请数的 反余弦变换对数值 (3)
绿色金融政策实施	0.3321*** (0.0768)	0.3593*** (0.0619)	0.2975*** (0.0860)
控制变量	是	是	是
企业固定效应	是	是	是
行业一年份固定效应	是	是	是
观测值	49190	49190	49190
调整 R ²	0.2184	0.2369	0.2140

(二)绿色技术创新

以促进节能减排和污染治理等绿色技术为发明主题的绿色专利能够更直观地反映企业在绿色创新方面的产出,可量化性和现实价值较强。本文以绿色发明专利申请数(*Inva*)

作为绿色创新质量的代理变量,同时选取绿色实用新型专利申请数(Uma)、绿色发明专利申请数的反余弦变换的对数值作为对比指标。为缓解绿色专利申请数据的右偏分布特征,本文对绿色发明专利申请数和绿色实用新型专利申请数分别加1后取对数。表3 Panel B的回归结果显示,绿色金融政策显著提升了高碳排放企业的绿色创新数量与质量水平。其内在逻辑在于,该政策通过抬高企业环境合规成本,倒逼企业加大研发投入、推进技术革新(王馨和王营,2021),最终实现要素配置效率的改善,与前文理论分析一致。

(三)要素流动与要素投入组合

绿色金融政策可能导致资本和劳动力在行业间的再配置,间接优化企业内部的要素配置效率。根据理论分析,在该政策推动下,资本和劳动力可能会由低生产率行业流向高生产率行业,或由高碳排放型行业流向相对清洁行业。本文进一步通过分行业回归以探究资本和劳动力在不同生产率行业间的转移,其中全要素生产率采用 Akerberg et al. (2015)提出的 ACF法计算得出。此处在前文渐进双重差分模型的基础上加入行业层面的全要素生产率水平(按照2015—2016年平均中位数将行业层面的全要素生产率分为高、低两组,高的赋值1,否则为0),构建交互项 $treat \times post \times tfp$ 重新进行回归。具体结果如表4的 Panel A所示。结合回归系数可以发现,绿色金融政策显著推动资本和劳动力从低生产率行业向高生产率行业流动。同时,按照2015—2016年平均中位数将行业层面测算的碳排放强度分为高、低两组,高的赋值1,低的赋值为0,并与 $treat \times post$ 构建交互项 $treat \times post \times CO_2$ 。结果显示,该政策促进资本和劳动力从初始碳排放强度较高行业流向碳排放强度较低行业,间接实现了企业内部的要素配置优化。上述结果共同验证了绿色金融政策通过要素流动机制优化要素配置的理论预期。

表4 作用机制:行业间要素流动与要素投入组合变化

Panel A: 行业间要素流动				
变量	资本对数值 (1)	劳动对数值 (2)	资本对数值 (3)	劳动对数值 (4)
$treat \times post \times tfp$	0.0941* (0.0511)	0.0915* (0.0534)		
$treat \times post \times CO_2$			-0.0173* (0.0095)	-0.0412** (0.0183)
控制变量	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
行业一年份固定效应	是	是	是	是
观测值	54585	56000	54636	55996
调整 R ²	0.9424	0.4945	0.9410	0.4945
Panel B: 要素投入组合变化				
变量	劳动力与能源比值对数 (1)	资本与能源比值对数 (2)	资本与劳动力比值对数 (3)	
绿色金融政策实施	0.1061* (0.0552)	0.1442* (0.0856)	0.1025 (0.0888)	
控制变量	是	是	是	
企业固定效应	是	是	是	
行业一年份固定效应	是	是	是	
观测值	55470	56002	54668	
调整 R ²	0.5540	0.3548	0.7556	

绿色金融政策通过改变要素相对价格影响企业的要素投入组合。基于前文理论分析,政策通过增加高碳排放企业的资本成本、激励绿色技术创新、内化环境外部性等途径,改变了资本、劳动力、能源的相对价格。企业在面临新的要素价格体系时,会重新优化要素投入组合以最大化利润。这里使用劳动力与能源比值的对数 $\ln(L/E)$ 、资本与能源比值的对数 $\ln(K/E)$ 、资本与劳动力比值的对数 $\ln(K/L)$ 作为被解释变量,重新进行回归。由表4 Panel B可知,绿色金融政策显著提高劳动与能源、资本与能源的比率。在资本—能源替代关系条件下,直觉上资本成本上升应促使企业用能源替代资本,但这一看似悖论的现象恰恰验证了创新驱动机制的重要性。具体来说,企业通过采用节能型设备和清洁生产技术,使单位资本投入能够更高效地利用能源或减少对高碳排放能源的依赖,从而在技术层面改变了资本与能源的关系。这种技术进步效应超过了成本驱动的简单替代效应,意味着绿色金融政策对资本配置的影响主要通过创新渠道实现,并从侧面反映了能源效率的大幅提升。另外,劳动力与能源的替代弹性较低,当能源使用受到约束时,企业会增加劳动力投入,但这种替代效应不如资本—能源关系中创新驱动的技术调整显著。这在一定程度上反映了不同要素调整机制的差异性。

(四)竞争效应

行业垄断程度本质上是企业市场势力的反映。绿色金融政策的竞争效应机制可概括为:政策实施→企业成本结构分化→市场竞争格局重塑→优胜劣汰→要素配置优化。具体而言,绿色金融政策通过差异化信贷条件,提高了高碳排放企业的融资成本,降低了其市场竞争力。在市场竞争中,成本劣势导致高碳排放企业市场份额下降,甚至退出市场,而低碳排放、高效率企业获得更大市场空间。为此,本文选取勒纳指数(*Lerner*)作为企业市场势力的代理变量,选取赫芬达尔—赫希曼指数(*HHI*)作为企业所处行业集中度的代理变量,分别从企业层面与行业层面刻画市场竞争程度。其中,*Lerner*指数的测算遵循如下公式:(营业收入-营业成本-销售费用-管理费用)/营业收入,反映企业的市场势力与定价能力。*Lerner*值越大,说明网络内企业的市场势力越大。*HHI*以市场份额平方和表示。表5第(1)列结果显示,企业市场地位的回归系数显著为负。这在一定程度上说明绿色金融政策削弱了在位企业的市场势力和定价能力,迫使其在竞争中让渡市场份额。这种市场势力的下降反映了政策对垄断租金的侵蚀效应,促使企业从依赖市场地位转向依靠效率提升参与竞争。表5第(2)列*HHI*的回归系数也显著为负,表明绿色金融政策实施后,高碳排放企业所在行业的市场集中度显著下降。与*Lerner*指数反映企业个体市场地位不同,*HHI*指数从行业整体视角揭示了绿色金融政策对市场结构的重塑作用。绿色金融政策推动企业成本分化,加速了行业内优胜劣汰进程,低效率高碳排放企业被迫退出或收缩规模,而清洁高效企业获得更大市场空间,这种市场份额的再分配降低了行业集中度。该结果与理论模型中生存门槛生产率提升的预测一致,表明绿色金融政策通过重塑市场竞争格局,在行业层面实现了要素配置的帕累托改进。

表5 作用机制:市场竞争

变量	企业市场势力 (1)	行业集中度 (2)
绿色金融政策实施	-0.1378*** (0.0275)	-0.0063** (0.0027)

续表 5

变量	企业市场势力 (1)	行业集中度 (2)
控制变量	是	是
企业固定效应	是	是
行业一年份固定效应	是	是
观测值	54507	55982
调整 R ²	0.1464	0.0067

六、进一步分析

在绿色转型和可持续发展背景下,宏观政策取向一致性尤其重要。政策取向的一致性有助于形成合力,增强政策执行的效果,避免政策间的相互冲突或重复,确保要素能够更加高效地配置,推动绿色发展目标的实现。例如,绿色金融政策与绿色财政政策之间的协同性,不仅能够优化政策效应,还能促进绿色产业的快速成长,推动环境友好型经济发展模式的加快实现。绿色金融政策和绿色财政政策分别从市场激励和政府财政支持两个维度促进绿色发展。如果二者实现协同,就能够在政策执行过程中发挥互补作用,从而避免政策冲突或重叠。

(一)环境“费改税”政策与绿色金融政策的协同效应

2018年1月1日起正式施行的《中华人民共和国环境保护税法》(以下简称“环保税法”),作为中国首部绿色税制单行法,标志着环保领域“费改税”改革正式落地。该政策可能通过改变高碳排放企业的碳排放决策,对本文基准回归结果产生潜在干扰。值得注意的是,部分省份在政策转型过程中未严格遵循“税负平移”原则,导致当地高碳排放企业的环保税费负担出现结构性变动,进而影响其排污行为选择。具体看,河北等12个省份主动上调了环保税税额标准,其余省份则延续原有排污费征收标准作为环保税适用税额,形成了区域差异化的政策实施格局。本文结合环境“费改税”政策考察二者叠加是否有助于优化高碳排放企业的要素配置,根据政策试点状况构建 *greentax* 虚拟变量指标,将其与 *treat × post* 交乘,构建交互项 *treat × post × greentax*,如果这两个政策存在协同,则该交互项系数预期为负。

结果显示,^①*treat × post × greentax* 回归系数在资本错配方程中为0.0622(不显著),在劳动力错配方程中为-0.0123(不显著),表明绿色金融政策对要素错配的影响在环保税法实施地区与非实施地区没有显著差异,两项政策未能产生显著的协同效应。进一步观察单独政策效应可以发现,环境“费改税”政策单独对劳动力错配的回归系数为0.0126(在10%水平上显著),而其与绿色金融政策处理组的交互项对劳动力错配的回归系数为-0.0266(在5%水平上显著),这种效应方向的差异说明两项政策在作用机制上存在方向上的不一致。原因在于:第一,绿色金融政策在2017年启动,而环保税法于2018年实施,二者在时间上缺乏同步性,企业可能采取不同的应对策略。第二,政策目标存在差异。绿色金融侧重正向激励(如降低绿色企业融资成本),环保税法侧重负向惩罚(如提高碳排放成本),两种机制的互补性未能充分发挥。第三,执行层面的协调不足。绿色金融主要由金融监管部门推动,环保税法由税务和环保部门执行,部门间缺乏有效的政策协调机制。

① 因篇幅所限,环境“费改税”政策与绿色金融政策协同效应的回归结果详见本刊网站登载的附录。

(二)地方性绿色金融政策与中央绿色金融政策的叠加效应

基于各城市的市政府网站,本文手工搜集了各城市发布的市级综合性绿色金融政策文件及其时间。^①总体上,中国政策体系是自上而下的,市级综合性指导文件是市级层面绿色金融的纲领性文件,指导市级绿色金融具体实施。地级市发布综合性指导文件直接体现了省级对市级绿色金融的督促效果。五省八大绿色金融改革创新试验区均发布了市级综合指导文件,用以指导试验区建设。绿色金融改革创新试验区所在的五个省份中,除了试验区的综合性指导文件外,江西、广东、新疆所辖多个地级市发布了绿色金融发展的综合性指导文件,包括江西的萍乡市、九江市、宜春市和抚州市,广东的深圳市、肇庆市和清远市,新疆的伊犁州等。

本文在基准回归的基础上,将整理出的地方性绿色金融政策设为虚拟变量(*local*),构建计量模型重新回归。结果显示,^②中央与地方政策的三重交互项系数(*central* × *local* × *green*)对资本错配和劳动力错配的影响均显著为负(分别为-0.0219和-0.0191,均在1%水平上显著),表明当中央绿色金融政策与地方配套政策同时实施时,能够产生显著的协同效应,共同促进要素配置优化。然而,从单独政策效应看,中央绿色金融试验区政策对资本错配的回归系数为-0.0011(在5%水平上显著),但对劳动力错配的回归系数不显著且为正。这表明中央政策在单独实施时对资本配置的优化作用相对有限,且对劳动力配置的影响方向与预期不符。地方性政策在单独实施时效应更不明显,其对资本错配和劳动力错配的影响系数均未通过显著性检验。上述结果揭示了一个重要事实:中央政策与地方政策在单独实施时的效果相对有限,但二者叠加后能够产生显著的协同效应。中央与地方政策的协同效应本质上反映了多层级治理的信息优势互补:中央政策提供统一的制度框架和政策信号,降低了企业对政策持续性的不确定性;地方政策基于本地信息优势提供差异化支持,提高了政策的精准性。当两类政策同时实施时,企业才能在明确的政策预期下进行长期要素配置优化。

此外,本文进一步考察了地方政策文件出台的差异化效应。继续按照地方政策密集程度(年度政策文件数量)进行分组分析,包括低密度政策组(1—2份文件/年)、中密度政策组(3—4份文件/年)、高密度政策组(≥5份文件/年)。结果显示,地方绿色金融政策的密集程度与政策效果呈倒U型关系:政策文件适量时效果最强,过度密集反而削弱政策有效性,存在明显的政策叠加非线性效应。具体地,对资本错配而言,低密度政策组(1—2份文件/年)回归系数为-0.0133,单项政策对企业绿色行为的激励作用有限,难以形成企业内部要素配置优化的系统性推力。中密度政策组(3—4份文件/年)政策效果最佳,回归系数显著且降低至-0.0146,在一定程度上表明适度的政策组合降低了政策不确定性,使企业将内部要素配置在更优区间。而高密度政策组(≥5份文件/年)的政策效果在统计上不再显著,表明“政策过度化”风险提升,即过于频繁的政策调整可能会增加企业的适应成本,削弱政策效果。

七、结论与政策启示

绿色金融作为推动经济绿色转型的重要工具,在实现碳达峰碳中和目标中具有关键性作用。虽然已有研究认识到绿色金融政策的环境改善作用,但其对企业层面要素错配可能存在的“纠偏”机制仍未被充分探讨。本文利用2015—2020年全国税收调查数据,采用渐近

^① 因篇幅所限,各省所辖地级市绿色金融综合性文件情况详见本刊网站登载的附录。

^② 因篇幅所限,地方与中央政策协同效应检验结果详见本刊网站登载的附录。

双重差分法,评估了绿色金融改革创新试验区政策对高碳排放企业要素错配的影响,得出以下主要结论:该政策显著降低了高碳排放企业的资本错配和劳动力错配程度,且对后者的抑制作用更大。异质性估计表明,绿色金融政策对不同规模、所有制、生产率水平、初始错配程度、劳动力解雇成本以及不同地区金融发展水平和市场化水平的高碳排放企业影响存在显著差异。作用机制方面,绿色金融政策通过融资成本、绿色技术创新、要素投入组合调整和要素流动、市场竞争影响高碳排放企业的要素错配。具体看,绿色金融政策通过改变资本、劳动力和能源的相对价格,在既定的要素替代弹性约束下,改变了企业的要素配置决策,使得企业在面对要素价格波动时,能够更灵活地调整要素投入组合,从而提高要素配置效率。绿色金融政策加大了高碳排放企业融资约束,提高了高碳排放企业的融资成本,尤其是小规模企业的融资成本,从而优化其要素配置。绿色金融政策还通过优胜劣汰的市场选择机制,促使要素从生产率较低的行业流向生产率较高的行业、从碳排放强度较高的行业流向碳排放强度较低的行业。进一步分析发现,环境“费改税”政策与绿色金融试点政策两大政策尚未形成协同效应。中央绿色金融政策与地方政策在单独实施时效果相对有限,但叠加实施能够产生显著的要素配置优化效应。地方政策密集程度对不同要素配置的影响存在差异,适度的政策密集程度能够产生更好的效果。

基于以上研究结论,本文提出以下政策启示。

第一,构建差异化绿色金融支持体系。本文研究发现,绿色金融政策对不同类型企业存在显著的异质性,应据此建立精准化政策框架。针对大型高碳排放企业,应建立严格的环境信息披露制度,要求年营业收入超过一定规模的高碳排放企业实施强制性环境信息披露,将企业碳排放强度、碳排放水平与融资利率直接挂钩,如碳排放强度每降低10%可享受融资成本下降50个基点的优惠。对于碳排放强度较高的中小型企业,设立一定规模的绿色转型专项基金,由政府性担保机构提供担保。同时,要特别关注民营企业在绿色转型中的融资需求,为民营高碳排放企业开辟绿色金融服务专门通道,简化审批流程,进一步缩短贷款审批时间。同时,建立基于生产率水平和初始错配程度的动态评估机制,对高生产率且错配程度高的企业提供优先支持,确保政策资源配置到边际效应较大的企业群体。

第二,强化绿色金融政策传导机制。针对融资约束机制,建立更加精准的环境风险定价体系,将企业环境绩效数据接入央行征信系统,构建涵盖碳排放、污染物排放、环保投入等多维度指标的环境信用评级模型,并据此实施差别化存款准备金政策,对投向高碳排放企业的贷款要求银行额外上缴一定比例的风险准备金。在技术创新机制方面,设立绿色技术创新专项贴息政策,对用于清洁生产技术研发的贷款给予一定的财政贴息,建立绿色专利价值评估体系,支持以绿色专利作为质押进行融资。在要素流动机制方面,破除跨地区、跨行业要素流动壁垒,建立全国统一的绿色人才流动信息平台,为从高碳排放企业向清洁企业流动的技术人员提供培训补贴和安置支持。在竞争效应机制方面,完善市场退出机制,对环保不达标且无改善潜力的“僵尸企业”实施有序清退。

第三,加强政策协同。当前绿色财政政策与绿色金融政策之间协同不足,亟须构建二者协调统一的政策体系。建立绿色金融与绿色财税政策的协同框架,将环境保护税收收入的一定比例用于设立绿色产业发展专项基金,并对使用绿色信贷进行技术改造的企业实施环保税减免,从而构建“税收征收—绿色投资—税收减免”的政策闭环,确保两类政策形成合力而非相互抵消。在中央与地方协同方面,中央应侧重制度框架与政策方向的顶层设计,地方则应注重执行层面的配套措施和资源支持,形成“自上而下的制度引导”与“自

下而上的实践创新”相结合的政策传导机制。建议地方政府将年度出台的相关政策文件数量控制在适度区间,既保证政策的持续引导作用,又避免因政策过度叠加导致企业适应成本上升或出现政策边际效应递减;同时,应注重政策内容的连贯性和方向一致性,减少政策信号的混乱与冲突,为企业要素配置调整提供稳定预期。

第四,建立政策效果监测评估体系。构建基于要素配置效率的政策评估指标体系,包括企业资本错配程度下降率、劳动力配置优化指数、全要素生产率提升幅度、绿色技术创新增长率等核心指标,实施季度监测、年度评估的动态管理机制。建设绿色金融政策效果监测平台,整合央行征信数据、税务部门企业财务数据、环保部门碳排放数据等多源信息,运用大数据分析技术监测政策传导效果。建立第三方评估制度,委托专业机构每年对绿色金融政策效果进行独立评估,评估结果向社会公开发布,接受公众监督。针对不同地区市场化水平差异,建立分层分类的评估标准,确保政策评估的科学性和公正性。此外,建立政策调整的反馈机制,根据监测评估结果及时优化政策设计,确保绿色金融政策始终保持对企业要素配置的积极引导作用。

需要指出的是,随着研究方法的创新与数据可及性的增强,未来的研究可进一步聚焦于企业内部的若干关键机制,如动态优化行为、预期形成机制与技术内生性等,开展更深入的理论构建与实证检验,从而完善绿色金融政策影响社会经济的分析框架。

参考文献

- 崔惠玉、王宝珠、徐颖,2023:《绿色金融创新、金融资源配置与企业污染减排》,《中国工业经济》第10期。
- 丁宁、任亦依、左颖,2020:《绿色信贷政策得不偿失还是得偿所愿?——基于资源配置视角的PSM-DID成本效率分析》,《金融研究》第4期。
- 郭俊杰、方颖、郭晔,2024:《环境规制、短期失败容忍与企业绿色创新——来自绿色信贷政策实践的证据》,《经济研究》第3期。
- 刘柏惠、寇恩惠、杨龙见,2019:《增值税多档税率、资源误置与全要素生产率损失》,《经济研究》第5期。
- 刘啟仁、黄建忠,2016:《人民币汇率、依市场定价与资源配置效率》,《经济研究》第12期。
- 刘锡良、文书洋,2019:《中国的金融机构应当承担环境责任吗?——基本事实、理论模型与实证检验》,《经济研究》第3期。
- 陆菁、鄢云、王韬璇,2021:《绿色信贷政策的微观效应研究——基于技术创新与资源再配置的视角》,《中国工业经济》第1期。
- 吕振东、郭菊娥、席酉民,2009:《中国能源CES生产函数的计量估算及选择》,《中国人口·资源与环境》第4期。
- 王茹婷、彭方平、李维、王春丽,2022:《打破刚性兑付能降低企业融资成本吗?》,《管理世界》第4期。
- 王小鲁、胡李鹏、樊纲,2021:《中国分省份市场化指数报告(2021)》,社会科学文献出版社。
- 王馨、王莹,2021:《绿色信贷政策增进绿色创新研究》,《管理世界》第6期。
- 王修华、刘锦华、赵亚雄,2021:《绿色金融改革创新试验区的成效测度》,《数量经济技术经济研究》第10期。
- 文书洋、刘浩、王慧,2022:《绿色金融、绿色创新与经济高质量发展》,《金融研究》第8期。
- 尹恒、李世刚,2019:《资源配置效率改善的空间有多大?——基于中国制造业的结构估计》,《管理世界》第12期。
- Acemoglu, D., U. Akeigit, and W. Kerr, 2016, “Networks and the Macroeconomy: An Empirical Exploration”, *NBER Macroeconomics Annual*, 30(1), 273—335.
- Akerberg, D. A., K. Caves, and G. Frazer, 2015, “Identification Properties of Recent Production Function Estimators”, *Econometrica*, 83(6), 2411—2451.
- Bau, N., and A. Matray, 2023, “Misallocation and Capital Market Integration: Evidence from India”, *Econometrica*, 91(1), 67—106.
- Belo, F., X. Lin, and S. Bazdresch, 2014, “Labor Hiring, Investment, and Stock Return Predictability in the Cross

- Section”, *Journal of Political Economy*, 122(1), 129—177.
- Bolton, P., and M. Kacperczyk, 2021, “Do Investors Care About Carbon Risk?”, *Journal of Financial Economics*, 142(2), 517—549.
- Borusyak, K., X. Jaravel, and J. Spiess, 2024, “Revisiting Event–Study Designs: Robust and Efficient Estimation”, *Review of Economic Studies*, 91(6), 3253—3285.
- Caliendo, L., and F. Parro, 2015, “Estimates of the Trade and Welfare Effects of NAFTA”, *Review of Economic Studies*, 82(1), 1—44.
- Cengiz, D., A. Dube, A. Lindner, and B. Zipperer, 2019, “The Effect of Minimum Wages on Low–Wage Jobs”, *Quarterly Journal of Economics*, 134(3), 1405—1454.
- David, J. M., H. A. Hopenhayn, and V. Venkateswaran, 2016, “Information, Misallocation, and Aggregate Productivity”, *Quarterly Journal of Economics*, 135(2), 943—1005.
- De Haas, R., and A. Popov, 2023, “Finance and Green Growth”, *Economic Journal*, 133(650), 637—668.
- De Loecker, J., and J. Eeckhout, 2020, “The Rise of Market Power and the Macroeconomic Implications”, *Quarterly Journal of Economics*, 135(2), 561—644.
- Edmond, C., V. Midrigan, and D. Y. Xu, 2023, “How Costly Are Markups?”, *Journal of Political Economy*, 131(6), 1619—1675.
- Fan, H., Y. Peng, H. Wang, and Z. Xu, 2021, “Greening through Finance?”, *Journal of Development Economics*, 152, 102683.
- Heinkel, R., A. Kraus, and J. Zechner, 2001, “The Effect of Green Investment on Corporate Behavior”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 36(4), 431—449.
- Hsieh, C. T., and P. J. Klenow, 2009, “Misallocation and Manufacturing TFP in China and India”, *Quarterly Journal of Economics*, 124(4), 1403—1448.
- Keen, M., and B. Lockwood, 2010, “The Value–Added Tax: Its Causes and Consequences”, *Journal of Development Economics*, 92(2), 138—151.
- Krueger, P., Z. Sautner, and L. T. Starks, 2020, “The Importance of Climate Risks for Institutional Investors”, *Review of Financial Studies*, 33(3), 1067—1111.
- Kumbhakar, S. C., and C. A. K. Lovell, 2000, *Stochastic Frontier Analysis*, Cambridge University Press.
- Li, X., L. Ma, and Y. Tang, 2024, “Migration and Resource Misallocation in China”, *Journal of Development Economics*, 167, 103218.
- Melitz, M. J., 2003, “The Impact of Trade on Intra–Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity”, *Econometrica*, 71(6), 1695—1725.
- Midrigan, V., and D. Y. Xu, 2014, “Finance and Misallocation: Evidence from Plant–Level Data”, *American Economic Review*, 104(2), 422—458.
- Papageorgiou, C., M. Saam, and P. Schulte, 2017, “Substitution between Clean and Dirty Energy Inputs: A Macroeconomic Perspective”, *Review of Economics and Statistics*, 99(2), 281—290.
- Pástor, L., R. F. Stambaugh, and L. A. Taylor, 2021, “Sustainable Investing in Equilibrium”, *Journal of Financial Economics*, 142(2), 550—571.
- Restuccia, D., and R. Rogerson, 2017, “The Causes and Costs of Misallocation”, *Journal of Economic Perspectives*, 31(3), 151—174.
- Rodrigue, J., Q. Shi, and Y. Tan, 2024, “Trade Policy Uncertainty & Resource Misallocation”, *European Economic Review*, 164, 104720.
- Xie, E., M. Xu, and M. Yu, 2024, “Trade Liberalization, Labor Market Power, and Misallocation across Firms: Evidence from China’s WTO Accession”, *Journal of Development Economics*, 171, 103353.
- Yamazaki, A., 2017, “Jobs and Climate Policy: Evidence from British Columbia’s Revenue–Neutral Carbon Tax”, *Journal of Environmental Economics and Management*, 83, 197—216.
- Zhang, S., N. Bauer, G. Luderer, and E. Kriegler, 2014, “Role of Technologies in Energy–Related CO₂ Mitigation in China within a Climate–Protection World: A Scenarios Analysis Using REMIND”, *Applied Energy*, 115(2), 445—455.

Factor Allocation Effects of Green Finance Policies

LI Peng

(Institute of Industrial Economics, Chinese Academy of Social Sciences)

Summary: As global climate change issues become increasingly severe, green finance, as a key institutional arrangement driving the low-carbon transition of economic systems, has become a core agenda item in the global sustainable development discourse. Under the constraints of the carbon peaking and carbon neutrality goals, China has positioned green finance as an important policy instrument to promote the comprehensive green transformation of economic and social development. Green finance policy embodies the dual functions of environmental regulation and market mechanisms, guiding factor flows toward green projects through financial market mechanisms. However, the effect of green finance policy on firms' factor allocation and its mechanisms remains insufficiently explored. In-depth examination of this relationship can not only enrich relevant theories but also provide important references for improving the green financial system and promoting market-based factor allocation.

This paper constructs a monopolistic competition model incorporating green finance policy. The model employs nested constant elasticity of substitution production functions to characterize the substitution relationships among capital, energy, and labor, deriving factor demand functions through enterprise profit maximization conditions. The paper measures intra-firm factor misallocation using the absolute value of the difference between the marginal revenue product of factors and their prices. The model reveals that green finance policy influences intra-firm factor allocation by raising financing costs for high carbon-emitting enterprises, incentivizing green technological innovation, altering factor input combinations, and enhancing market competition. Based on the China Administrative Tax Survey (ATS) from 2015 to 2020, this paper employs the difference-in-difference method to evaluate the impact of the Green Finance Reform and Innovation Pilot Zone policy on factor misallocation in high carbon-emitting enterprises.

The empirical research reveals four key findings. First, green finance policy significantly reduces both capital misallocation and labor misallocation in high carbon-emitting enterprises within pilot regions. Second, heterogeneity analysis demonstrates that the policy exerts more significant impacts on large enterprises, private enterprises, high-productivity enterprises, and enterprises with higher initial misallocation levels. Third, mechanism testing validates theoretical predictions. Fourth, coordination between environmental fee-to-tax reform policy and green finance policy remains insufficient, while the superimposition of central and local green financial policies can generate significant synergistic effects. This paper advocates constructing differentiated green finance support systems with targeted policies for different enterprise types, strengthening transmission mechanisms, including financing costs, technological innovation, factor flows, and competitive effects, enhancing coordination between green finance and green fiscal-tax policies through unified standards and vertical coordination mechanisms, and establishing monitoring and evaluation systems for policy effectiveness based on factor allocation efficiency.

This paper contributes to the literature in three dimensions. First, it enriches the research perspective by transcending traditional single-policy analysis limitations, embedding green finance policy within the dynamic framework of intra-firm factor allocation, and revealing the microeconomic foundations of this policy's corrective function. Second, it advances theoretical mechanism by constructing a unified analytical framework for how green finance policy influences intra-firm factor misallocation, thereby deepening the understanding of policy transmission mechanisms. Third, it pioneers policy coordination identification by developing a multidimensional coordination analysis framework. This framework identifies insufficient coordination between green finance and environmental tax policies and reveals that significant synergistic effects can only be achieved through the superposition of central and local policies, providing crucial implications for policy design and optimization.

Keywords: Green Finance; Factor Allocation; Financial Development; Market Competition

JEL Classification: D24, G20, M21

(责任编辑:未 钧)(校对:曹 帅)