

doi. 10. 3724/1005-0566. 20260614

绿色金融政策对企业劳动收入份额的影响研究: 以《绿色信贷指引》为例

赵烨旸^{1,2}, 赵永安³, 杨 冕³

(1. 武汉大学马克思主义学院, 湖北 武汉 430072; 2. 武汉大学碳中和研究院, 湖北 武汉 430072;
3. 武汉大学经济与管理学院, 湖北 武汉 430072)

摘 要:绿色金融是推动绿色低碳转型的重要引擎,但鲜有研究关注其对收入分配格局的影响。本文聚焦绿色金融政策的收入分配效应,具体考察其对企业劳动收入份额的影响路径与内在机制。通过构建改进的 CES 模型,阐释绿色金融影响企业劳动收入份额的理论逻辑,并以《绿色信贷指引》(以下简称《指引》)的实施为准自然实验,采用 A 股上市公司数据进行因果识别。研究发现:《指引》实施后受约束的重污染企业劳动收入份额有所下降,这一影响通过常规资本抑制效应、技能结构重组效应和技能溢价调整效应产生,且在资源型城市的企业中表现更为突出,在替代弹性和外部融资依赖度更高的企业中,政策的影响较弱。进一步分析发现:《指引》对绿色企业的劳动收入份额未产生显著影响;对重污染企业的冲击则集中于中等工资企业,且企业内部薪酬差距显著缩小;通过创新收益分配机制、优化绿色技能培训、强化政策协同等路径,可以缓解重污染企业劳动收入份额的下降。本文研究结果为理解绿色金融的多维社会经济效应提供了新证据,对实现更具包容性的绿色转型具有启示意义。

关键词:绿色金融;收入分配;劳动收入份额;资本—技能互补性;双重差分法

中图分类号:F830. 5 **文献标识码:**A **文章编号:**1005-0566(2026)06-0183-15

Effect of green financial policy on enterprise labor income share: Evidence from China's green credit guidelines

ZHAO Yeyang^{1,2}, ZHAO Yong'an³, YANG Mian³

(1. School of Marxism, Wuhan University, Wuhan 430072, China;
2. Carbon Neutrality Research Institute, Wuhan University, Wuhan 430072, China;
3. School of Economics and Management, Wuhan University, Wuhan 430072, China)

Abstract: Green finance serves as a crucial engine for promoting green and low-carbon transition, yet little research has focused on its implications for income distribution. This paper centers on the income distribution effects of green finance policies, specifically examining the pathways and underlying mechanisms through which it affects the labor income share of firms. By constructing a modified CES production function, we elucidate the theoretical logic linking green finance to firms' labor income share. Employing the implementation of the Green Credit Guidelines as a quasi-natural experiment, we conduct causal identification using data from A-share listed companies. The findings reveal that after the implementation of the Guidelines, the labor income share of constrained, heavily polluting firms declined. This effect operates through three

基金项目:国家自然科学基金面上项目(42471323, 72073105)。

作者简介:赵烨旸(1996—),男,江西吉安人,经济学博士,武汉大学马克思主义学院讲师,碳中和研究院客座专家,研究方向为绿色低碳转型与收入分配。通信作者:杨冕。

channels: the conventional capital suppression effect, the skill structure restructuring effect, and the skill premium adjustment effect. The negative impact is more pronounced among firms located in resource-based cities, but weaker in firms with higher elasticity of substitution and greater reliance on external finance. Further analysis reveals that the Guidelines have no significant impact on the labor income share of green enterprises, while their impact on heavily polluting enterprises is concentrated on medium-wage enterprises, and the within-firm pay gap significantly narrows. Moreover, measures such as improving innovation revenue distribution mechanisms, optimizing green skill training, and strengthening policy coordination can mitigate the decline in the labor income share. This study provides novel evidence on the multidimensional socioeconomic consequences of green finance and offers insights for achieving a more inclusive green transition.

Key words: green finance; income distribution effects; labor income share; capital-skill complementarity; DID

面对日益严峻的气候变化挑战和趋紧的资源环境约束,绿色发展已成为全球战略重点,绿色金融则是推动绿色低碳转型的核心制度安排。各国纷纷出台绿色金融政策举措、创新绿色金融工具,以弥补转型的“资金缺口”。联合国秘书长古特雷斯在 COP 29 大会上指出,到 2030 年,适应气候变化的年度资金缺口可能高达 3 590 亿美元。我国在 2024 年底提交至《联合国气候变化框架公约》秘书处的《第一次双年透明度报告》^①中评估,2024 年至 2060 年实现碳中和所需资金规模超过 268 万亿元人民币。当前,中国经济已由高速增长转向高质量发展,生态环境保护重要性日益凸显,产业转型持续深化。绿色金融肩负着驱动绿色发展的重要使命,也是金融体系强化服务实体经济功能的关键改革着力点,中央金融工作会议将其列为金融强国建设“五篇大文章”之一。

以绿色金融驱动绿色转型,不仅会重塑经济结构,还可能深刻影响收入分配格局。金融发展理论认为,金融发展对经济增长与收入分配具有“二重性”,既可能促进经济增长也可能形成制约,对收入不平等既可能缓解也可能加剧。绿色转型应兼顾不同群体利益,实现经济增长、生态保护和公平相协调的包容性绿色发展^[1]。发展绿色金融、合理承担环境责任,是推动高质量发展的重要手段,也是金融机构未来发展的重要方向^[2]。然而,现有研究多关注绿色金融的环境绩效与经济绩效,对金融资源再配置引发的分配格局重塑关注不足,尤其是受约束的重污染企业可能面临

更严峻的转型“阵痛”。鉴于此,本文构建改进的 CES 生产函数模型,依托《绿色信贷指引》进行准自然实验,利用 A 股上市公司数据,实证检验绿色金融政策对重污染企业劳动收入份额的作用机制,并探究推进包容性绿色发展的优化路径。

本文的边际贡献主要体现在以下几个方面。第一,创新性地将收入分配问题纳入绿色金融政策效应分析框架,突破现有研究主要关注环境效益和经济增长的局限。通过聚焦企业劳动收入份额这一微观指标,揭示绿色金融在资源再配置中可能隐含的“效率—公平”权衡,为理解绿色转型对社会经济结构的深层影响提供新视角,推动金融发展理论、可持续发展理论与收入分配理论的交叉融合。第二,基于资本—技能互补性假说构建改进的 CES 模型,从理论层面阐释绿色金融政策影响劳动收入份额的传导机制,为理解企业内部要素收入分配提供新的分析框架。第三,以《绿色信贷指引》的实施为准自然实验,实证检验政策对重污染企业劳动收入份额的影响及其结构性差异,为绿色金融的收入分配效应提供新经验证据。第四,从企业治理、人力资本与政策协同 3 个维度,提出优化分配格局、促进转型包容性的具体路径,为协同推进绿色发展与共享发展提供政策参考。

一、文献回顾

(一) 金融发展与收入分配

自金融发展理论兴起以来,金融发展的收入分配效应长期被隐含在金融发展与经济增长的研究之中。金融发展的收入分配效应自 20 世纪 90

^① <https://www.ditan.com/static/upload/file/20250117/1737093852155783.pdf>

年代后逐渐受到重视^[3-5]。有观点认为金融发展会扩大收入差距^[6],金融机构“嫌贫爱富、重大轻小”使资本回报率长期高于劳动回报率^[7],形成“富者愈富”的马太效应。有观点认为发达金融体系能通过降低交易成本、优化资本配置、缓解信贷约束对低收入群体创富能力的抑制,从而缩小收入差距。陈斌开等^[8]发现,金融抑制使低收入群体面临更高贷款利率与更低存款利率,导致“机会不平等”并抑制财富积累。还有观点认为二者呈非线性关系,如Greenwood等^[5]提出“倒U型”假说,认为金融发展初期只有高收入群体能负担参与成本,收入差距扩大,随着金融体系趋于完善,低收入群体逐步获得信贷支持,差距趋于收敛。金融发展的分配效应还与制度环境高度相关。Claessens等^[9]发现发展中国家金融自由化常伴随不平等恶化,因为金融资源更易流向精英阶层。基于中国实践的研究发现^[10-11],金融发展一方面通过促进中小企业融资、扩大就业缓解收入差距,另一方面信贷歧视、资本市场分割等问题导致资源向国有企业和东部地区集中,加剧了要素分配失衡^[12]。

(二)绿色金融的经济社会效应

绿色金融研究的兴起与全球范围内关于可持续发展的热潮高度相关。一些研究对绿色金融的理论内涵、实践沿革、结构特征及其所具有的功能进行了深入探讨,认为其可通过激励约束机制改变金融资源配置、引导企业行为、推动产业转型^[13-15]。大量研究证实了“波特假说”效应,即恰当设计的环境规制能激发创新补偿,实现环境与竞争力双赢^[16-18]。绿色金融有助于激励绿色技术创新^[19-21],绿色信贷能够促进高耗能企业提高能效^[22],绿色债券发行则可传递积极环境责任信号,降低融资成本^[23-24]。但绿色金融的实施也可能带来挑战,李哲等^[25]指出,企业存在采取低成本印象管理策略迎合银行授信标准的动机。严格的绿色金融政策短期内可能加剧高污染产业融资困境,引发结构性失业和区域性波动,甚至催生金融风险^[26-27],且政策效果存在门槛效应与异质性,与配套制度、市场成熟度及企业特征相关联^[28]。

(三)绿色转型与劳动力市场变革

绿色转型对劳动力市场呈现“创造性破坏”的双面性。一方面,清洁能源等领域投资扩张催生新岗位,形成就业与收入增长新动能^[29],绿色技术创新则推动高技能劳动需求增长^[30]。另一方面,传统高碳行业收缩导致低技能岗位流失,形成“转型阵痛期”的收入分化^[31]。朴秀婷等^[32]发现,企业绿色技术创新投入拉大了高技能与低技能劳动者工资差距。在金融支持不均衡的条件下,绿色金融对低碳领域的倾斜可能加剧高碳行业融资约束,加速劳动力市场收缩^[33]。王林辉等^[34]发现低技能群体转岗成本远高于高技能群体,资源型城市转型成本分担不均最终导致收入固化。可见,绿色转型的收入分配效应并非技术变迁的自然结果,还与金融资源配置效率、劳动力市场调节机制有关。

(四)研究评述

首先,绿色金融通过引导资本流向绿色低碳领域,会改变要素组合的均衡状态,影响资本与劳动的替代关系以及不同技能劳动力的竞争格局^[30],进而产生收入分配效应。然而,现有研究大多遵循“波特假说”分析范式,聚焦于绿色金融的环境治理、技术进步与要素重置等效应,忽视了其对社会公平,尤其是收入分配的影响。其次,现有金融发展理论对收入分配的探讨尚未延伸至绿色金融领域,未能回应绿色金融的选择性融资策略带来的分配结果及其内在作用机制。针对绿色金融政策的实施是否会改变企业要素收入份额,现有研究尚未形成一致结论。本文创新性地将绿色金融与企业劳动收入份额联系起来,有助于丰富绿色金融理论、可持续发展理论与收入分配理论的交叉研究,并为相关政策制定和企业经营管理实践提供参考。

二、制度背景与理论分析

(一)绿色金融政策的特征事实

近年来,我国绿色金融政策体系持续完善、市场规模快速扩容,成为赋能高质量发展的重要力量。以绿色贷款为例,截至2024年末,本外币绿色

信贷余额 36.6 万亿元,同比增长 21.7%,占各项贷款余额的 14%^②左右,其中投向具有直接和间接碳排放减排效益项目的贷款余额分别为 11.21 万亿元、11.34 万亿元,占绿色信贷余额的 66.8%。从投向特征来看,投向基础设施节能产业贷款余额为 15.68 万亿元,投向清洁能源产业贷款余额为 9.89 万亿元,投向节能环保产业贷款余额为 5.04 万亿元,同比增长分别为 19.8%、25.6% 和 19.6%,均保持正增长态势;2024 年,我国绿色债券市场稳步推进,全年绿色债券共发行 477 支,发行金额超过 6 000 亿元。

长期以来,我国高污染、高能耗行业依赖低成本信贷快速扩张,形成了高排放、高投资、高增长的粗放型发展模式,在推动经济增长的同时也造成了严重的资源环境压力,且较长一个时期内金融机构在信贷投放中普遍忽视环境风险,导致环境外部性无法通过市场价格机制有效内部化。在此背景下,2012 年中国银监会印发《绿色信贷指引》^③(以下简称《指引》),旨在通过优化信贷资源配置机制引导资本从“棕色”领域向“绿色”领域有序转移,推动经济社会绿色低碳转型。该政策创新性地建立了环境风险分类管理体系,将企业划分为 A 类^④(高环境风险)、B 类(中等环境风险)和 C 类(低环境风险)三类,实施“扶优限劣”的精准调控。对钢铁、化工等高污染行业(A 类),《指引》要求银行执行严格的授信约束,导致受限制行业的融资规模呈现持续下降趋势,而清洁能源等绿色产业则获得更多贷款便利。这一政策通过价格机制与数量配给,将环境成本内化于企业融资过程。《指引》实施后,高环境风险行业长期贷款规模显著下降、融资成本上升^[33]。面对这一冲击,企业须调整要素组合以维持利润,但潜在的多重路径对劳动收入份额的影响各异:其一,企业可能压缩常规资本、转向绿色投资,或在维持常规资本

的同时追加绿色投资,不同资本调整策略对劳动力需求的影响截然不同;其二,企业可能为满足绿色技术需求而扩大高技能劳动雇佣,也可能在利润压力下裁减低技能岗位,两者虽均提升高技能占比,但对劳动收入份额的作用逻辑有所不同;其三,劳动力市场的结构性调整可能进一步改变高低技能劳动者的相对工资。综上,《指引》通过银行信贷职能调节企业污染行为来推动绿色转型,而这一金融资源配置变化如何传导至劳动力市场,进而影响企业收入分配格局?这正是后文理论分析与实证检验所要探究的关键议题。

(二) 理论模型

1. 基本设定

为考察绿色金融约束性政策对高污染企业劳动收入份额的影响,本文聚焦于受《指引》直接约束的重污染企业。假设该企业为代表性高污染企业,其生产依赖于常规资本 K_c (指用于传统高污染生产流程的资本存量) 和异质性劳动力(包括高技能劳动 L_h 与低技能劳动 L_l)。鉴于本文核心目的是剖析政策通过信贷约束影响资本配置,进而改变企业内部分配结构的逻辑,且对于受约束企业而言,政策短期内最直接的影响在于提升其常规资本的获取成本而非激励绿色投资(后者通常具有滞后性与较高门槛),故模型暂不显性引入绿色资本。企业面临的技术约束可由一个两层嵌套的常替代弹性(CES)生产函数描述。首先是资本与劳动合成品的组合:

$$Y = A [\alpha K_c^\rho + (1 - \alpha) L^\rho]^{1/\rho} (\rho < 1, \rho \neq 0)$$

其中, Y 为产出, $A > 0$ 代表希克斯中性技术进步水平, $\alpha \in (0, 1)$ 为资本产出弹性参数。 L 为有效劳动合成品 (Effective Labor Composite), 表示由异质性劳动投入组合形成的总劳动服务。参数 ρ 决定了资本 K_c 与有效劳动合成品 L 之间的替代弹性 $\sigma_{KL} = 1/(1 - \rho)$ 。有效劳动合成品 L 的构成:

② https://www.gov.cn/lianbo/bumen/202502/content_7004354.htm。

③ https://www.gov.cn/gongbao/content/2012/content_2163593.htm。

④ A 类企业所属行业包括核力发电、水力发电、水利和内河港口工程建设、煤炭开采和洗选业、石油和天然气开采业、黑色金属矿采选业、有色金属矿采选业、非金属矿采选业、其他采矿业等 9 个行业。

$$L = [\gamma_h L_h^\theta + \gamma_l L_l^\theta]^{1/\theta} \quad (\theta < 1, \theta \neq 0)$$

其中, $\gamma_h, \gamma_l > 0$ 分别为高、低技能劳动的效率参数, 且满足 $\gamma_h + \gamma_l = 1$ 。参数 θ 决定了高、低技能劳动之间的替代弹性 $\sigma_{hl} = 1/(1 - \theta)$ 。本文参照 Griliches^[35] 和 Berg 等^[36] 的研究, 将资本—技能互补性 (CSC) 作为模型的核心结构性假设, 形式化为:

$$\sigma_{KL} < \sigma_{hl} \Leftrightarrow \rho < \theta$$

资本与有效劳动合成品之间的替代弹性小于高、低技能劳动间的替代弹性, 这意味着在要素相对价格发生变化时, 企业调整资本与劳动比例的难度高于其调整内部不同技能劳动比例的难度。换言之, 高技能劳动与物质资本互补性强于低技能劳动。

技术结构决定了要素间的互补与替代关系, 但决定企业实际投入水平的是要素市场的价格信号及其背后的制度约束。常规资本的租赁价格 r_c 是《指引》发挥作用的核心载体, 银行对于受约束企业的授信策略趋于谨慎, 这实质上通过抬升 r_c 对“两高”企业常规资本积累施加了一个负向的融资成本冲击。假设企业在完全竞争的要素市场上是价格接受者, 以给定的 r_c 、 ω_h 和 ω_l 进行决策。企业的目标是实现利润最大化:

$$\max_{K_c, L_h, L_l} \pi = Y - r_c K_c - \omega_h L_h - \omega_l L_l$$

在此框架下, 绿色金融政策可视为一个外生的成本冲击 ($\Delta r_c > 0$), 通过改变企业优化条件, 引致企业关于资本投入、就业结构与劳动收入份额的调整。

2. 绿色金融约束的引入

为了捕捉上述政策效应, 本文假设《指引》实施后, 受约束企业面临的有效常规资本租赁价格变为:

$$r_c = r_0 + \Delta r(\Psi)$$

其中, Δr 表示由《指引》政策引致的额外融资成本, $\Psi \geq 0$ 代表政策强度, $\Delta r(\Psi) > 0$, 且 $\partial \Delta r(\Psi) / \partial \Psi > 0$, 即 Ψ 越大, 企业面临的信贷约束越紧, Δr 越高。因此, 受约束企业的利润函数为:

$$\pi(K_c, L_h, L_l; \Psi) = A [\alpha K_c^\rho + (1 - \alpha) L^\rho]^{1/\rho} - [r_0 + \Delta r(\Psi)] K_c - \omega_h L_h - \omega_l L_l$$

3. 企业优化与均衡条件

在面临更高的融资成本时, 追求利润最大化的企业将重新权衡要素投入决策, 通过调整常规资本存量及不同技能劳动力的雇佣规模, 以应对成本上升对利润的侵蚀。构建拉格朗日函数, 对常规资本 K_c 求一阶条件:

$$\frac{\partial L}{\partial K_c} = A \cdot \frac{1}{\rho} [\alpha K_c^\rho + (1 - \alpha) L^\rho]^{\frac{1}{\rho}-1} \cdot \alpha \rho K_c^{\rho-1} - (r_0 + \Delta r) = 0$$

简化后并代入产出的表达式可得:

$$\alpha A Y^{1-\rho} K_c^{\rho-1} = r_c = r_0 + \Delta r \quad (1)$$

即企业将配置常规资本直至边际产出 $MP_{K_c} = \alpha A Y^{1-\rho} K_c^{\rho-1}$ 等于其边际成本 r_c 。同理, 对高技能劳动 L_h 求一阶条件:

$$\frac{\partial L}{\partial L_h} = A \cdot \frac{1}{\rho} [\alpha K_c^\rho + (1 - \alpha) L^\rho]^{\frac{1}{\rho}-1} \cdot (1 - \alpha) \rho L^{\rho-1} \cdot (\gamma_h L_h^{\theta-1} L^{1-\theta}) - \omega_h = 0$$

简化后并代入产出的表达式可得:

$$(1 - \alpha) A Y^{1-\rho} L^{\rho-\theta} \gamma_h L_h^{\theta-1} = \omega_h \quad (2)$$

即高技能工资 ω_h 等于其边际产出 MP_{L_h} 。同样地, 对于低技能劳动 L_l 可以得到:

$$(1 - \alpha) A Y^{1-\rho} L^{\rho-\theta} \gamma_l L_l^{\theta-1} = \omega_l \quad (3)$$

由式(2)与式(3), 可以得到高、低技能劳动的最优配置比率:

$$\frac{MP_{L_h}}{MP_{L_l}} = \frac{\omega_h}{\omega_l} \Rightarrow \frac{\gamma_h L_h^{\theta-1}}{\gamma_l L_l^{\theta-1}} = \frac{\omega_h}{\omega_l}$$

整理得到技能结构方程:

$$\frac{L_h}{L_l} = \left(\frac{\gamma_h}{\gamma_l} \cdot \frac{\omega_l}{\omega_h} \right)^{\frac{1}{1-\theta}} \quad (4)$$

均衡时高低技能劳动投入比率取决于其相对效率 (γ_h / γ_l) 与相对工资 (ω_l / ω_h), 并受到二者替代弹性 σ_{hl} 的调节。

4. 绿色金融约束的传导机制

本节分析政策强度 Ψ 增加 (导致 $\Delta r \uparrow$, 从而 $r_c \uparrow$) 对企业均衡的影响。

命题 1: 绿色金融约束政策通过提高高污染企业常规资本的融资成本, 将显著抑制其常规资本投资规模。在短期内, 可假设总产出 Y 和劳动合成品 L 调整相对缓慢。为满足等式成立, r_c 上升必然

要求 MP_{K_c} 应提高。由于 $\partial MP_{K_c} / \partial K_c = (\rho - 1) \alpha A Y^{1-\rho} K_c^{\rho-2} < 0$, 企业必须减少常规资本投入, 即:

$$\frac{\partial K_c}{\partial(\Delta r)} < 0 \quad (5)$$

命题 2: 受 CSC 驱动, 常规资本投资的抑制将引发企业劳动力需求的结构性调整。资本存量 K_c 的减少将通过生产函数影响两类劳动的边际产出。利用式(2)和式(3), 并注意到 Y 和 L 均与 K_c 有关, 通过隐函数求导和比较静态分析, 在 CSC 假设($\rho < \theta$)下, 可以证明:

$$\frac{\partial \ln(MP_{L_h})}{\partial \ln K_c} > \frac{\partial \ln(MP_{L_l})}{\partial \ln K_c} > 0 \quad (6)$$

即常规资本 K_c 的减少, 导致高技能劳动边际产出 MP_{L_h} 的下降幅度小于低技能劳动边际产出 MP_{L_l} 的下降幅度。换言之, 资本与高技能劳动的互补性更强, 使得高技能劳动对资本流失的“耐受性”更高。

在工资具有刚性的短期分析框架下, 企业将对边际产出下降更剧烈的要素进行更大幅度的调整。因此, 企业可能更大幅度地裁减低技能劳动, 而更多保留高技能劳动, 导致技能比率上升:

$$K_c \downarrow \rightarrow \left(\frac{L_h}{L_l}\right) \uparrow \quad (7)$$

命题 3: 绿色金融约束政策会通过投资抑制效应与就业结构重构效应降低高污染企业的劳动收入份额。企业劳动收入份额定义为总劳动报酬占总产出的比重:

$$S_L \equiv \frac{\omega_h L_h + \omega_l L_l}{Y}$$

在均衡条件下, 利用一阶条件 $\omega_h = MP_{L_h}$, $\omega_l = MP_{L_l}$, 可得:

$$S_L = \frac{(1 - \alpha) L^\rho}{\alpha K_c^\rho + (1 - \alpha) L^\rho} \quad (8)$$

对式(8)全微分可得:

$$\frac{\partial S_L}{\partial(\Delta r)} = \frac{\partial S_L}{\partial K_c} \cdot \frac{\partial K_c}{\partial(\Delta r)} + \frac{\partial S_L}{\partial L} \cdot \frac{\partial L}{\partial(\Delta r)} \quad (9)$$

因此, 在满足 CSC 条件且劳动调整幅度显著时, 有 $\partial S_L / \partial(\Delta r) < 0$ (符号推导见附录), 即融资约束引发的常规资本压缩与低技能劳动挤出, 可能导致总劳动报酬 $\omega_h L_h + \omega_l L_l$ 的下降速度快

于总产出的下降速度, 从而使得劳动收入份额降低。

5. 技能转化的动态调整

进一步考虑劳动力供给方的动态响应。由式(2)和式(3), 可得技能溢价:

$$\frac{\omega_h}{\omega_l} = \frac{\gamma_h}{\gamma_l} \left(\frac{L_h}{L_l}\right)^{\theta-1} \quad (10)$$

现实中低技能劳动者向高技能岗位转换面临成本门槛 $\bar{\omega}_0$ (如培训费用、时间投入等), 引入调整方程:

$$\frac{L_{h,t+1} - L_{h,t}}{L_{h,t}} = \mu \cdot \left(\frac{\omega_{h,t} / \omega_{l,t}}{\bar{\omega}_0} - 1\right) \quad (11)$$

其中, $\mu > 0$ 表示调整速度系数。当 $\omega_{h,t} / \omega_{l,t} > \bar{\omega}_0$ 时, 投资于技能升级的预期净收益为正, 低技能劳动者会向高技能岗位转移; 反之亦然。

6. 实证假设

基于前文理论模型的推导分析, 提出以下研究假设, 在后续的计量分析中进行验证。

假设 H1: 基于命题 3, 《指引》实施后, 受约束的高污染企业的劳动收入份额相较于其他企业将显著下降。

假设 H2a: 基于命题 1, 《指引》会显著抑制受约束高污染企业的常规投资水平(或总投资水平)。

假设 H2b: 基于命题 2, 《指引》会导致受约束高污染企业的高技能员工占比显著上升。

假设 H2c: 由模型中式(4)的技能结构方程可知, 在 CSC 假设下, 常规资本 K_c 的减少对低技能劳动边际产出的负面冲击更大。《指引》实施后, 受约束高污染企业的高技能员工与低技能员工之间的技能溢价显著扩大。

三、实证设计

(一) 样本选择与数据来源

《指引》通过收紧高污染企业的信贷约束、抬高常规资本融资成本, 迫使企业重新权衡要素投入组合, 经由资本—技能互补机制传导至劳动力市场, 最终重塑收入分配格局, 与模型中“绿色金融约束”的核心设定相对应。同时, 《指引》由原银监会(现国家金融监督管理总局)自上而下推行, 企业无法主动规避或操纵政策影响, 故将《指引》作为

一项准自然实验是可行的。本文选取 2006—2022 年 A 股上市公司为研究样本,并对样本进行如下筛选:①剔除金融行业企业及 ST 类企业;②剔除数据严重缺失的相关企业样本;③依据企业年报及公开资料对样本异常值进行审核更正,并对数据进行 1% 和 99% 百分位的缩尾处理,最终获得了 4 529 家上市企业 17 年的面板数据,共计 40 846 个观测值。

(二)模型设定与变量定义

根据本文研究目的和上述理论分析,基于双重差分法构建如下基础模型:

$$LS_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 DID_{i,t} + \beta_2 control_{i,t} + \rho_i + \mu_t + \varepsilon_{i,t} \quad (12)$$

1. 被解释变量。 $LS_{i,t}$ 为企业 i 在 t 年的劳动收入份额,借鉴王雄元等^[37]以及肖土盛等^[38]的研究,采用(企业当期为职工支付的现金+期末应付职工薪酬-期初应付职工薪酬)/营业收入作为劳动收入份额原始值(记为 $LS1$),并对其进行 Logistic 对数化处理($LS3 = \ln[LS1/(1 - LS1)]$)。同时,参考方军雄^[39]的研究,从要素成本核算视角进行衡量,以劳动报酬/(劳动报酬+营业利润+固定资产折旧)作为劳动收入份额的另一测度(记为 $LS2$),以确保研究结论的可靠性。

2. 解释变量。本文的核心解释变量为绿色信贷政策监管对象($Treat$)与时间虚拟变量($Post$)的交乘项($DID_{i,t}$)。参照王馨等^[40]以及周肖肖等^[19]的做法,将原银监会在《绿色信贷实施情况关键评价指标》中所明确的环境和社会风险类型为 A 类的行业企业归属为绿色信贷限制行业。如果上市公司属于 A 类行业,则 $Treat$ 取值为 1,否则为 0。 $Post$ 为《指引》实施前后的虚拟变量,实施后的期间(2012 年及以后)取值为 1,实施前取 0。 β_1 是本文的核心系数。

3. 控制变量。 $control_{i,t}$ 表示公司、行业层面的控制变量。参考已有研究^[41-42],本文控制变量主要包括:托宾 Q 值($Tobin$)、产权比率(Der)、企业年龄(ln_age)、现金流比率($cashflow$)、固定资产占比($fixed$)、两权分离(Sep)、管理层平均年龄($TMTAge$)、管理层性别构成($female$)、公司是否经

由四大审计($Big4$)、行业集中度(HHI)。 ρ_i 和 μ_t 分别表示企业固定效应和年份固定效应, $\varepsilon_{i,t}$ 为随机误差项。具体变量定义见表 1。

表 1 主要变量说明

变量类型	变量名称	变量符号	变量说明
被解释变量	劳动收入份额	$LS1$	(企业当期为职工支付的现金+期末应付职工薪酬-期初应付职工薪酬)/营业收入
		$LS2$	劳动报酬/(劳动报酬+营业利润+固定资产折旧)
		$LS3$	$\ln[LS1/(1 - LS1)]$
解释变量	双重差分交互项	DID	绿色信贷政策与企业属性的交互项
控制变量	托宾 Q 值	$Tobin$	(流通股市值+非流通股股份数×每股净资产+负债账面值)/总资产
	产权比率	Der	年末总负债/年末所有者权益
	企业年龄	ln_age	企业成立年限的自然对数
	现金流比率	$cashflow$	经营活动产生的现金流量净额/总资产
	固定资产占比	$fixed$	固定资产净额/总资产
	两权分离	Sep	实际控制人拥有上市公司控制权比例—实际控制人拥有上市公司所有权比例
	管理层平均年龄	$TMTAge$	董监高年龄的平均数
	管理层性别构成	$female$	管理层女性人数/管理层总人数
	公司是否经由四大审计	$Big4$	公司经由四大(普华永道、德勤、毕马威、安永)审计为 1,否则为 0。
	行业集中度	HHI	赫芬达尔指数_总资产

四、实证结果

(一)描述性统计

描述性统计结果显示如表 2,样本企业劳动收入份额($LS3$)均值为 -2.153,中值为 -2.113,分布呈右偏,标准差为 0.869,表明劳动收入份额的对数值整体集中在中低区间,且少数企业的劳动收入份额对数值显著低于中位数,存在一定程度的尾部差异。对比 $LS1$ 和 $LS2$ 的分布特征($LS1$ 均值 0.130、中值 0.108, $LS2$ 均值 0.107、中值 0.095), $LS3$ 的右偏形态与原始变量的正向分布一致,反映出对数化处理未改变数据的基本分布特征。双重差分变量(DID)均值为 0.038,显示出政策作用具有明确的靶向性。整体数据经缩尾处理后分布合理,满足后续双重差分分析要求。

(二)基准回归结果

基于式(12)的基准回归结果如表 3 所示,第(1)列~第(3)列分别是以 $LS1$ 、 $LS2$ 、 $LS3$ 为被解释变量且未包含控制变量的回归结果,而第(4)列~第(6)列则是增加控制变量的结果。如表 3

所示,DID 系数在所有回归设定中均在 1% 水平上显著为负。以加入控制变量后的 *LS3* 为例(第(6)列),DID 系数为 -0.172 ,表明《指引》使受约束企业的劳动收入份额下降约 6.1 个百分点(占样本均值的 13.2%)。采用 *LS1*、*LS2* 作为替代被解释变量时,核心解释变量的估计系数也呈现相似的统计特征。

表 2 描述性统计结果

变量	观测值	均值	标准差	最小值	中值	最大值
<i>LS1</i>	40 846	0.130	0.095	0.010	0.108	0.539
<i>LS2</i>	40 846	0.107	0.065	0.011	0.095	0.345
<i>LS3</i>	40 846	-2.153	0.869	-4.578	-2.113	0.155
<i>DID</i>	40 846	0.038	0.191	0.000	0.000	1.000
<i>Tobin</i>	40 846	2.004	1.268	0.855	1.594	8.374
<i>Der</i>	40 846	1.102	1.230	0.051	0.718	7.633
<i>ln_age</i>	40 846	1.343	0.101	0.959	1.359	1.510
<i>cashflow</i>	40 846	0.047	0.071	-0.171	0.046	0.249
<i>fixed</i>	40 846	0.214	0.161	0.002	0.181	0.700
<i>Sep</i>	40 846	0.048	0.073	0.000	0.000	0.280
<i>TMTAge</i>	40 846	48.944	3.245	41.090	49.000	56.500
<i>female</i>	40 846	0.189	0.113	0.000	0.176	0.500
<i>Big4</i>	40 846	0.058	0.234	0.000	0.000	1.000
<i>HHI</i>	40 846	0.156	0.142	0.036	0.103	0.827

表 3 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>LS1</i>	<i>LS2</i>	<i>LS3</i>	<i>LS1</i>	<i>LS2</i>	<i>LS3</i>
<i>DID</i>	-0.011 *** (-3.83)	-0.011 *** (-5.81)	-0.150 *** (-5.51)	-0.012 *** (-6.30)	-0.011 *** (-6.30)	-0.172 *** (-6.30)
<i>Tobin</i>	—	—	—	0.003 *** (6.53)	0.002 *** (8.10)	0.018 *** (5.20)
<i>Der</i>	—	—	—	0.001 * (1.68)	-0.000 (-0.73)	-0.007 (-1.49)
<i>ln_age</i>	—	—	—	-0.035 *** (-3.28)	-0.031 *** (-4.42)	-0.427 *** (-4.33)
<i>cashflow</i>	—	—	—	-0.115 *** (-21.14)	-0.080 *** (-22.05)	-0.836 *** (-16.63)
<i>fixed</i>	—	—	—	0.049 *** (11.42)	0.025 *** (8.76)	0.605 *** (15.02)
<i>Sep</i>	—	—	—	-0.015 * (-1.77)	-0.013 ** (-2.39)	-0.210 *** (-2.79)
<i>TMTAge</i>	—	—	—	-0.000 (-0.46)	-0.000 (-0.14)	0.002 (1.41)
<i>female</i>	—	—	—	0.005 (0.99)	0.003 (0.94)	-0.010 (-0.23)
<i>Big4</i>	—	—	—	0.004 (1.36)	0.002 (1.37)	-0.002 (-0.09)
<i>HHI</i>	—	—	—	0.002 (0.49)	0.001 (0.36)	0.031 (0.88)
<i>Constant</i>	0.130 *** (500.65)	0.107 *** (633.90)	-2.149 *** (-926.73)	0.169 *** (10.17)	0.144 *** (13.23)	-1.801 *** (-12.10)
<i>Firm FE</i>	是	是	是	是	是	是
<i>Year FE</i>	是	是	是	是	是	是
样本量	40 687	40 687	40 687	40 687	40 687	40 687
<i>R</i> ²	0.776	0.797	0.797	0.783	0.803	0.802

注:括号中为 *t* 值。***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著性水平;按企业聚类,并进行稳健的标准误调整,同时控制企业和时间固定效应。以下各表同。

(三) 稳健性检验

1. 平行趋势检验

如图 1 所示,《指引》出台前处理组和对照组的劳动收入份额具有相近的趋势,实施政策干预后处理组比对照组的劳动收入份额有显著下降趋势,表明本文使用的双重差分模型满足政策干预前平行趋势的假设要求。

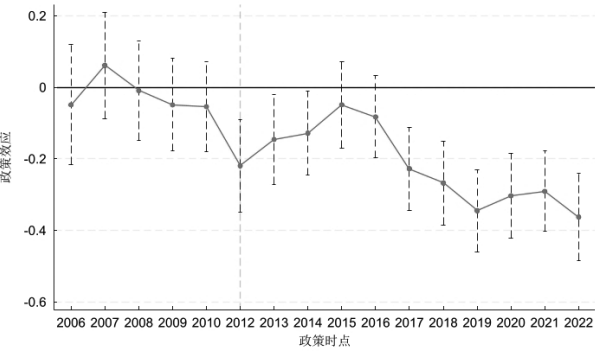


图 1 平行趋势检验

2. 安慰剂检验

本文按各年的实际处理组数量,逐年随机抽取相同数量的企业,即“伪处理组”企业,重复 500 次回归,结果如图 2 所示:随机抽样的系数均值均为零并服从正态分布,且均位于基准回归系数右侧,表明基准回归结果具有一定的稳健性。

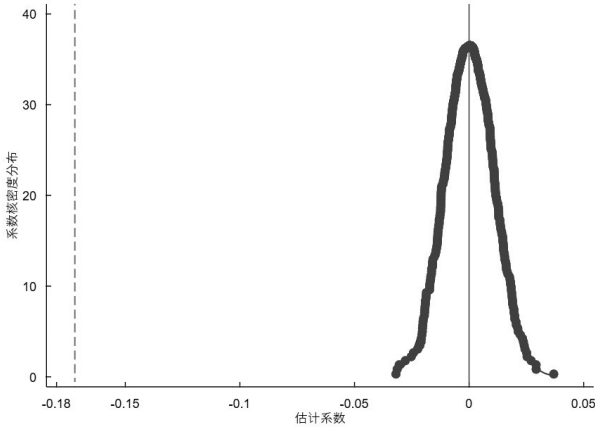


图 2 安慰剂检验

3. 双重机器学习检验

参照蒋金荷等^[43]的研究,引入双重机器学习(DML)方法进行辅助检验。分别选择拉索回归、神经网络分类器和岭回归等算法灵活控制高维混淆变量与非线性关系,以缓解模型设定偏误与变

量选择问题,提升因果识别的可靠性。如表4所示,三种机器学习方法下 DID 项的系数均显著为负,与前文回归结果基本一致,再次表明基准回归结果的稳健性。

4. 倾向匹配得分

为减轻因样本选择产生的偏差问题,采用最近邻 1:5 匹配进行逐年匹配,确保匹配后控制变量在处理组和对照组间无系统性差异。表5第(1)列显示,DID 系数在 1% 水平上仍显著为负,结论稳健。

表4 双重机器学习检验结果

变量	拉索回归 (1)	神经网络分类器 (2)	岭回归 (3)
	LS3	LS3	LS3
DID	-0.191 *** (-9.52)	-0.147 *** (-3.67)	-0.045 ** (-2.11)
Controls	是	是	是
Firm FE	是	是	是
Year FE	是	是	是
样本量	40 846	40 846	40 846

5. 其他稳健性检验

为进一步保证基准回归结果的稳健性,本文从行业界定标准、排除其他政策干扰、样本选择和加入遗漏变量等方面开展稳健性检验。表5第(2)列变更行业界定标准,根据 2010 年底发布的《上市公司环境信息披露指南》,将葡萄酒、饮料和精茶制造(C15)增列为受约束企业(即改变处理组)进行回归,结果依然显著。表5第(3)列改变对照组,以既不属于绿色信贷限制行业,也不属于绿色信贷支持行业的普通企业作为对照组^[44],结果与基准回归接近,表明基准回归结果不依赖于对照组的特定选择。表5第(4)列剔除绿色金融改革创新试验区省份样本,第(5)列控制《节能减排“十二五”规划》(Treat_12th)影响,第(6)列控制《大气污染防治行动计划》(Treat_air)影响;第(7)列在控制变量中引入股权性质(SOE)以排除“所有制偏向”的影响;第(8)列将所有解释变量滞后一期,第(9)列截断 2020 年及以后数据以排除新冠疫情冲击。第(10)列和第(11)列改变聚类标准,分别采用行业层面和省份层面的聚类稳健标准误进行回归,核心结论不变。上述结果均与基准回归结果保持一致。

6. 遗漏变量检验

为进一步评估遗漏变量对基准回归结果的潜在影响,本文借鉴 Oster^[45]假设不可观测因素的选择偏误与可观测因素相同(即 $\delta = 1$),并将最大拟合优度($R^2_{\max}$)设定为基准回归 R^2 (0.802)的 1.3 倍,但该值超过 1,故取 $R^2_{\max} = 1$ 。检验结果见表 5 列(12),识别集 $[-1.400, -0.172]$ 不包含零值,表明即使考虑不可观测的遗漏变量,本文的核心结论依然成立。

表5 稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	LS3	LS3	LS3	LS3	LS3	LS3
DID	-0.139 *** (-4.11)	-0.107 *** (-4.37)	-0.166 *** (-5.70)	-0.190 *** (-6.50)	-0.144 *** (-5.23)	-0.172 *** (-6.29)
Treat_12th	—	—	—	—	-0.109 *** (-7.24)	—
Treat_air	—	—	—	—	—	0.007 (0.55)
Constant	-1557 (-2.87)	-1.818 (-12.19)	-1.760 *** (-9.28)	-1.794 (-9.90)	-1.790 (-12.05)	-1.80 (-12.11)
Controls	是	是	是	是	是	是
Firm FE	是	是	是	是	是	是
Year FE	是	是	是	是	是	是
样本量	6 097	40 687	30 484	28 539	40 687	40 687
R ²	0.806	0.802	0.807	0.794	0.778	0.802
VARIABLES	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
	LS3	LS3	LS3	LS3	LS3	LS3
DID	-0.172 *** (-6.30)	—	-0.130 *** (-4.62)	-0.144 *** (-5.26)	-0.205 *** (-6.91)	-1.400
SOE	0.081 *** (4.08)	—	—	—	—	—
L DID	—	-0.129 *** (-4.68)	—	—	—	—
Constant	-1.813 (-13.19)	-1.758 (-10.93)	-2.083 (-11.78)	-1.873 (-12.54)	-1.684 (-12.04)	—
Controls	是	是	是	是	是	Adjusted
Firm FE	是	是	是	是	是	是
Year FE	是	是	是	是	是	是
Province × Year	否	否	否	是	否	否
Province × Industry	否	否	否	否	是	否
样本量	40 687	34 064	28 788	40 687	40 649	40 687
R ²	0.803	0.813	0.808	0.809	0.840	—
Oster's δ	—	—	—	—	—	-39.6
识别集	—	—	—	—	—	$[-1.400, -0.172]$

注:第(12)列系数为在 $\delta = 1$ 且 $R^2_{\max} = 1.3 \times R^2_{\text{controlled}}$ 条件下的调整后系数 β^* 。由于 $1.3 \times R^2_{\text{controlled}} > 1$,故取 $R^2_{\max} = 1$ 。识别集不包含零值,表明结果对遗漏变量不敏感。

(四) 机制检验

1. 常规资本抑制效应

根据理论模型命题 1(H2a),《指引》通过提高重污染企业的融资成本,将显著抑制其常规资本投资规模($\partial K_c / \partial (\Delta r) < 0$)。为检验这一机制,本文构建企业投资规模指标(Invest),采用(构建固定资产、无形资产和其他长期资产支付的现金+取得子公司及其他营业单位支付的现金净额)/期初总资产进行度量,回归结果见表6第(1)列。结果显示,DID 对 Invest 的估计系数为 -0.009,在 5% 水

平上显著为负。这表明《指引》实施后,受约束的重污染企业投资规模显著下降,与苏冬蔚等^[46]、陆菁等^[33]的研究结论一致,这一结果验证了假设 *H2a*,证实绿色金融政策确实通过抬高融资成本压缩了受约束企业的常规资本积累。

2. 技能结构重组效应

常规资本投资抑制所引发的要素边际产出非对称变化,将传导至企业的雇佣决策层面,引致劳动力技能结构的系统性调整。根据理论模型中的技能结构方程(4),均衡状态下高、低技能劳动投入比率取决于其相对效率参数(γ_h/γ_l)、相对工资(ω_l/ω_h)以及二者之间的替代弹性 $\sigma_{hl} = 1/(1 - \theta)$ 。低技能劳动的边际产出受到更大程度的负向冲击,而高技能劳动的边际产出相对更具韧性。由于 MP_L 下降幅度更大,企业将更大幅度地缩减低技能劳动需求,推升高技能劳动在总雇佣中的占比,进而影响受约束企业的劳动收入份额。为了验证这一传导机制,本文构建企业高技能员工占比指标(*Hlabor*),采用企业当年的员工本科学历占比进行度量。回归结果如表 6 第(2)列所示。结果显示,DID 对 *Hlabor* 的估计系数为 0.079,在 1% 的水平上显著为正,表明《指引》实施后受约束企业显著提升了高技能劳动力的雇佣比例,验证了假设 *H2b*。

3. 技能溢价效应

根据理论模型,技能溢价扩大可能通过两条路径实现:低技能工资相对下降,或高技能工资相对刚性甚至上升。为此,本文参考 Chen 等^[47]和谢杰等^[48]的研究,采用企业内部高技能工人与低技能工人的工资差距构建技能溢价指标(*Wgap*)。回归结果如表 6 第(3)列所示。回归结果显示,DID 对 *Wgap* 的估计系数为 -0.585,在 1% 水平上显著为负,表明《指引》实施后受约束企业的技能溢价不升反降,与理论预期(假设 *H2c*)相反。对此,本文提出两种相互抵消的效应:一是“边际产出效应”,即常规资本下降对低技能劳动边际产出的冲击更大,倾向压低低技能相对工资、扩大溢价;二是“雇佣结构调整效应”,即企业裁减低技能劳动

导致其供给相对收缩,在需求未同步下降时反而推高低技能相对工资。当后者强于前者时,技能溢价将收窄。为验证这一逻辑,本文以企业高中及以下学历员工占比(*Llabor*)度量低技能劳动规模,回归显示《指引》实施后受约束企业显著缩减了低技能劳动雇佣,见表 6 的列(4)。结合溢价下降的发现可推断,企业通过裁减低技能劳动,使幸存者的边际产出或议价能力相对提升,从而缓解了技能溢价的扩大。

表 6 作用机制分析

变量	常规资本	高技能劳动	技能溢价	低技能劳动
	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Invest</i>	<i>Hlabor</i>	<i>Wgap</i>	<i>Llabor</i>
<i>DID</i>	-0.009 ** (-2.21)	0.079 *** (4.96)	-0.585 *** (-3.42)	-0.063 *** (-5.91)
<i>Constant</i>	0.118 *** (5.46)	0.274 (1.41)	8.111 *** (8.25)	0.124 ** (2.17)
<i>Controls</i>	是	是	是	是
<i>Firm FE</i>	是	是	是	是
<i>Year FE</i>	是	是	是	是
样本量	40 687	40 687	40 687	40 687
<i>R</i> ²	0.392	0.194	0.763	0.614

(五) 异质性检验

前文研究表明,《指引》显著降低了受约束企业的劳动收入份额,而这一政策效应可能因行业技术特征、企业融资结构与区域劳动力市场条件的差异而呈现显著分化。根据理论模型,政策冲击的传导强度取决于几个关键参数,包括资本与劳动的替代弹性(ρ)、技能偏向性技术进步程度(γ_h/γ_l)、企业的初始融资结构(r_0)以及劳动力技能转换成本($\bar{\omega}_0$)。因此,本文采用三重差分模型(DDD)进行异质性分析,模型设定为:

$$LS_3 = \varphi_0 + \varphi_1 Treat_i \times Post_t \times Group_k + \varphi_2 Treat_i \times Group_k + \varphi_3 Post_t \times Group_k + \varphi_4 Treat_i \times Post_t + \varphi_5 control_{i,t} + \rho_i + \mu_t + \varepsilon_{i,t} \quad (13)$$

其中,*Group_k*分别代表行业资本密集度(*Capital*)、行业技术密集度(*Technology*)、企业外部融资依赖度(*FC*)及地区资源型城市虚拟变量(*Resource*),其余变量同基准模型(12),检验结果见表 7。

1. 资本劳动替代弹性

资本—劳动替代弹性会影响常规资本变动对劳动力需求的传导强度。参考 Syverson^[49]的研究

思路,行业内的生产率离散程度可以在一定程度上反映替代弹性,高替代弹性行业企业能灵活调整要素组合,生产率差异较小;低替代弹性行业受技术刚性约束,生产率离散度较大。因此,本文以LP法测算企业TFP,计算行业一年份层面TFP的90分位与10分位之比并取倒数,得到替代弹性代理指标 TFP_Disp ,以中位数为界构建虚拟变量 $HighSub$ 。回归结果见表7第(1)列。三重交互项 $Treat \times Post \times HighSub$ 的系数显著为正,表明高替代弹性行业中政策对劳动收入份额的负向冲击更弱。这是因为高替代弹性行业企业生产组织更加灵活,可通过技术创新、流程优化等方式应对外部压力,缓冲了劳动收入份额的下降。

表7 异质性检验分析

VARIABLES	替代弹性	融资依赖度	劳动力市场调节
	(1)	(2)	(3)
	LS3	LS3	LS3
$Treat \times Post$	-0.016 *** (-5.24)	-0.017 *** (-4.39)	-0.157 *** (-5.02)
$Treat \times Post \times HighSub$	0.015 * (1.87)	—	—
$Treat \times Post \times FC$	—	0.025 * (1.95)	—
$Treat \times Post \times Resource$	—	—	-0.175 ** (-2.41)
Constant	0.170 *** (10.22)	0.160 * (9.64)	-1.809 *** (-12.15)
Controls	是	是	是
Firm FE	是	是	是
Year FE	是	是	是
样本量	40 687	40 687	40 687
R^2	0.783	0.783	0.802

2. 外部融资依赖水平

《指引》对受约束企业劳动收入份额的影响还可能因企业融资结构差异而产生异质性。参考Hadlock等^[50]的研究,采用SA指数衡量企业的外部融资依赖度,SA指数数值越小(即绝对值越大)表示企业面临的外部融资依赖度越高。本文以SA指数的行业年度中位数为分组依据,构建融资依赖度虚拟变量 FC 。回归结果如表7第(2)列所示,三重交互项 $Treat \times Post \times FC$ 的估计系数为0.025,在10%水平上显著为正。这表明,在外部融资依赖度较高的企业中,《指引》对劳动收入份额的负向效应反而不强。在《指引》实施后,融资

约束较大的那些企业为了尽可能减少信贷冲击,反而有更强的动机展示自身提质增效和绿色转型的努力,通过优化内部治理、稳定劳资关系等向外界传递企业运行状态良好的积极信号,或通过内部转岗将部分劳动力转至末端治理、环境管理等劳动密集型辅助岗位,这可能部分抵消了政策对劳动收入份额的负向冲击。此外,融资收缩首先冲击资本形成,对外部融资依赖度更高的企业而言,短期内资本—劳动比率的快速下降可能被动抬升劳动收入份额,从而对冲政策的负向效应。

3. 劳动力市场调节

技能转化门槛越高,低技能劳动者跨越技能层级所需克服的成本越大。在劳动力市场流动性差、技能培训资源匮乏的地区(如资源型城市),技能转换门槛整体更高,低技能劳动者更难通过跨部门流动或技能升级缓冲收入损失,从而加剧政策对企业劳动收入份额的负向冲击。在资源型城市($Resource = 1$)样本中, $Treat \times Post \times Resource$ 系数为-0.175且在5%的水平上显著,反映了《指引》对受约束企业劳动收入份额的抑制效应更强。这是因为,资源型城市对传统产业的路径依赖使劳动者缺乏转岗机会和技能更新条件,难以通过“干中学”实现岗位转换。非资源型城市则因产业多元化程度更高、劳动力市场更为灵活,使劳动者可以更快速地提升对生产变迁的适应性,部分缓冲了对劳动收入的冲击。

五、进一步分析

(一)对绿色企业劳动收入份额的考察

前述研究发现了《指引》对重污染企业劳动收入份额的负向冲击,即政策“限劣”效应带来的转型“阵痛”。《指引》的“扶优”效应又会对绿色企业劳动收入份额产生何种影响?为全面认识《指引》对企业劳动收入份额的作用,参照李俊成等^[44]的研究设计,以既不属于绿色信贷限制行业也不属于绿色信贷支持行业的普通企业为共同对照组,检验《指引》对绿色企业劳动收入份额的影响,绿色企业的分类依据国家发展改革委《绿色产业指导目录》,通过匹配企业主营业务进行识别。表8列(1)报告了回

归结果,显示 DID 的系数在统计上不显著,表明《指引》实施后绿色企业的劳动收入份额并未发生显著变化。这可能是因为绿色企业处于快速扩张期,信贷资金更多用于固定资产投资和研发投入,政策效应尚未传导至收入分配层面。

表 8 进一步分析 1

变量	绿色企业	低工资企业	中工资企业	高工资企业	内部薪酬差距
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	LS3	LS3	LS3	LS3	Gap
DID	-0.001 (-0.11)	-0.091 (-1.34)	-0.246*** (-3.40)	-0.091 (-1.33)	-0.379*** (-2.76)
Constant	-1.921*** (-12.87)	-2.101*** (-7.87)	-1.397*** (-3.37)	-0.541 (-1.24)	5.133*** (5.32)
Controls	是	是	是	是	是
Firm FE	是	是	是	是	是
Year FE	是	是	是	是	是
样本量	39 133	13 185	13 040	13 058	40 687
R ²	0.807	0.841	0.888	0.877	0.661

(二)绿色金融政策影响收入分配的结构性特征

本文进一步从企业间和企业内部的工资收入差距两方面,检验《指引》影响受约束企业收入分配的结构性差异。首先,参照卜寒等^[51]的研究,以样本内各年份企业员工平均工资的 1/3 及 2/3 分位数为临界点,将样本划分为高、中、低工资企业,表 8 中的第(2)列~第(4)列显示的结果表明,中等工资企业的劳动收入份额下降最为明显。其次,以管理层与

普通员工工资差值衡量企业内部薪酬差距,回归显示 DID 系数在 1% 水平上显著为负,见表 8 列(5)所示。这表明,《指引》显著缩小了内部薪酬差距。低工资企业的劳动成本较低,调整空间有限,而高工资企业的培训体系和技能升级通道更完善,具有更强的缓冲能力,中间收入阶层的薪酬结构调整压力最大,其因绿色流程改造而面临的岗位替代效应也最为突出。分配结构在企业内部趋于平等则可能源于绿色转型的外部约束迫使企业健全了与环保绩效相挂钩的考核体系,通过优化内部治理压缩了与生产率提升关联度低的非效率薪酬溢价和管理层激励,使更多收益向一线工人转移,以增强转型期企业内部的凝聚力与稳定性。

(三)促进包容性绿色转型的路径探讨

本部分针对受约束企业的转型阵痛,探讨可能的缓解路径。为识别不同措施的效果,本文按各缓解机制的实施强度(以样本均值为分组依据)将样本企业划分为“较高组”与“较低组”,并参考连玉君等^[52]的研究,对两组间政策效应系数差异进行统计检验,利用 bootstrap 抽样 500 次,具体结果见表 9。

表 9 进一步分析 2

变量	股权激励		技能培训供给		就业保障政策	
	(1)未实施	(2)实施	(3)较低组	(4)较高组	(5)较低组	(6)较高组
DID	-0.170*** (-6.03)	0.158 (0.54)	-0.015*** (-4.19)	-0.005 (-1.11)	-0.121*** (-4.09)	-0.002 (-0.00)
组间系数差异 (较低组—较高组)	-0.328 (0.000)		-0.010 (0.040)		-0.120 (0.000)	
Controls	是	是	是	是	是	是
Firm FE	是	是	是	是	是	是
Year FE	是	是	是	是	是	是
样本量	29 067	10 778	20 220	19 142	21 555	18 690
R ²	0.786	0.908	0.785	0.807	0.821	0.890

注:组间系数差异行括号内为 p 值,基于 Bootstrap 抽样 500 次得到。

1. 创新收益分配机制

企业可引入股权激励等中长期激励工具,激励员工参与绿色转型并共享转型收益。当员工收入与企业的经营业绩息息相关,将更有动力适应企业转型。实施股权激励也会促使企业更注重长期人力资源价值,避免短视的劳动成本削减。本文以“企业是否实施股权激励”作为代理变量,实证检验其调节效应。表 9 第(1)列~第

(2)列显示,在实施股权激励的企业中,《指引》对劳动收入份额的负面影响显著减弱(组间系数差异为 $-0.328, p < 0.01$),并未导致受约束企业的劳动收入份额显著下降。通过良好的激励机制让员工拥有多元化的方式分享企业长期价值,有助于缓解分配失衡,实现利益趋同,降低代理问题。

2. 优化技能培训供给

政府与企业可以合作开展职业技能培训,帮

助劳动者适应绿色转型浪潮。职业培训资源更丰富的地区通常更有利于劳动者实现技能更新,鉴于此,以“企业所在地区每万人专科毕(结)业生数量”衡量地区的职业技能培训供给水平,表9第(3)列~第(4)列显示,职业技能培训资源更丰富的地区,绿色金融对劳动收入份额的抑制效应显著更小(组间系数差异为 -0.010 , $p < 0.05$)。这说明,优化职业技能培训供给有助于缓冲绿色转型对低技能劳动者的冲击,提升其对转型的适应性与收入的稳定性。

3. 绿色金融政策与就业保障政策协同

政府还可以通过转岗补贴、就业见习计划与临时性生活补助等方式,为绿色转型中的受影响群体提供保障。本文以“企业所在省份年度就业补助支出占财政支出比重”代理就业政策支持力度,表9第(5)列~第(6)列表明,就业保障政策较强地区的企业,其劳动收入份额受绿色金融政策的负面影响显著更弱(组间系数差异为 -0.120 , $p < 0.01$)。这说明,就业支持措施可有效缓解绿色金融带来的结构性失业压力,避免低技能劳动者陷入收入固化困境,要推动更具包容性的绿色转型,必须打好各类政策的“组合拳”。

六、研究结论与政策启示

(一)研究结论

在加紧推动经济社会全面绿色低碳转型与完善收入分配制度的现实背景下,本文创新性地从收入分配视角考察了绿色金融政策的影响,通过构建包含常规资本与异质性劳动力的理论模型,并基于2006—2022年A股上市公司数据,采用双重差分法系统评估了《指引》的政策效果。研究发现,《指引》显著降低了受约束企业的劳动收入份额,这一结论在多种稳健性检验下均成立。机制检验发现,《指引》通过常规资本抑制效应、技能结构重组效应和技能溢价调整效应三重传导机制影响企业劳动收入份额。从异质性特征看,绿色金融政策对受约束企业劳动收入份额的削弱作用在资源型城市表现更为突出,但在替代弹性较高、外部融资依赖度更高的企业中,政策负向效应较弱。

进一步分析揭示,《指引》未对绿色企业的劳动收入份额产生显著影响,主要压低了受约束企业中中等工资企业的劳动收入份额,且受约束企业内部薪酬差距下降,这表明《指引》的实施在一定程度上促进了收入分配的均衡性。研究还表明,通过创新企业收益分配机制、优化绿色技能培训供给、强化绿色金融与就业保障政策协同,能够有效缓解受约束企业的劳动收入份额下降,引导转型过程中的分配格局向更加包容、可持续发展的方向发展。值得指出的是,由于《指引》具有鲜明的“扶优限劣”特征,其对重污染企业劳动收入份额形成短期抑制,本质上是重污染企业绿色转型“阵痛期”的阶段性现象。政策通过约束重污染企业融资,推动其进行生产结构优化与技术升级,短期内可能加速资本对劳动的替代,尤其导致低技能劳动力需求收缩,进而对劳动收入份额产生下行压力。但这并不意味着绿色金融政策不利于收入分配公平,恰恰相反,绿色金融通过引导产业结构优化、技术进步与技能结构升级,有望在更高层次和更长周期内实现效率与公平的统一。

(二)对策启示

第一,推动绿色金融产品创新,促进转型目标与社会目标有效兼容。丰富绿色金融产品与服务,推动绿色金融与转型金融有效衔接,完善绿色金融标准体系,提升服务绿色低碳发展质效。探索在绿色金融审批和评价体系中,增设“就业影响评估”等社会发展目标,将企业稳岗比例、技能培训投入等指标纳入绿色绩效考量。以金融资源配置倒逼企业在绿色转型过程中更加注重分配公平,实现兼顾效率与公平的绿色转型模式。

第二,将人力资本升级嵌入绿色金融体系,打通技能转换通道。着力深化产教融合,整合职业院校与行业协会优质资源,推广“订单式”人才培养模式,实现“专业跟着产业走、教学围着市场转”。建立“绿色技能需求预测平台”,定期发布各行业在绿色转型过程中所需的岗位信息,健全面向转型企业再就业员工的就业创业公共服务体系。

第三,引导企业创新内部治理,优化内部收益

共享机制。鼓励企业创新内部收益共享机制,设立长期激励计划,探索将员工福利与绿色转型绩效挂钩。政府可通过税收优惠、专项补贴等正向激励措施,引导实施绿色转型的企业将更多超额利润,用于提高劳动者薪酬、设立员工持股计划或与绿色绩效挂钩的奖金池。

第四,注重因地制宜、分类施策,强化经济政策与社会政策有效协同。支持各地区根据自身产业结构和劳动力市场特征,制定差异化的绿色转型路线图。将绿色金融政策的执行强度与地方就业承载能力挂钩,对资源依赖度高、替代产业薄弱的地区实行差异化的过渡期安排,避免“一刀切”式出清。强化绿色金融等经济转型政策与稳岗就业政策有效协同,增加绿色就业新机会,积极发展节能降碳、环境保护、生态保护修复和利用等绿色产业,推动绿色发展和就业增长协同增效。

参考文献:

- [1]周小亮. 包容性绿色发展:理论阐释与制度支撑体系[J]. 学术月刊,2020,52(11):41-54.
- [2]刘锡良,文书洋. 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[J]. 经济研究,2019,54(3):38-54.
- [3]BANERJEE A V, NEWMAN A F. Occupational choice and the process of development[J]. Journal of political economy, 1993, 101(2): 274-298.
- [4]GALOR O, ZEIRA J. Income distribution and macroeconomics[J]. The review of economic studies, 1993, 60(1): 35-52.
- [5]GREENWOOD J, JOVANOVIĆ B. Financial development, growth, and the distribution of income[J]. Journal of political economy, 1990, 98(5, Part 1): 1076-1107.
- [6]GIMET C, LAGOARDE-SEGOT T. A closer look at financial development and income distribution[J]. Journal of banking & finance, 2011, 35(7): 1698-1713.
- [7]PIKETTY T. Capital in the twenty-first century[M]. Cambridge: Harvard University Press, 2014.
- [8]陈斌开,林毅夫. 金融抑制、产业结构与收入分配[J]. 世界经济,2012,35(1):3-23.
- [9]CLAESSENS S, PEROTTI E. Finance and inequality: channels and evidence[J]. Journal of comparative economics, 2007, 35(4): 748-773.
- [10]唐建新,陈冬. 金融发展与融资约束:来自中小企业的证据[J]. 财贸经济,2009(5):5-11.
- [11]李建军,彭俞超,马思超. 普惠金融与中国经济发展:多维度内涵与实证分析[J]. 经济研究,2020,55(4):37-52.
- [12]余明桂,钟慧洁,范蕊. 民营化、融资约束与企业创新:来自中国工业企业的证据[J]. 金融研究,2019(4):75-91.
- [13]国务院发展研究中心“绿化中国金融体系”课题组,张承惠,谢孟哲,等. 发展中国绿色金融的逻辑与框架[J]. 金融论坛,2016,21(2):17-28.
- [14]黄建欢,吕海龙,王良健. 金融发展影响区域绿色发展的机理:基于生态效率和空间计量的研究[J]. 地理研究,2014,33(3):532-545.
- [15]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.
- [16]CHÓRZEWSKA K B, GARCIA-QUEVEDO J, MARTINEZ-ROS E. The heterogeneous effects of environmental taxation on green technologies[J]. Research policy, 2022, 51(7): 104541.
- [17]王玉林,周亚虹. 绿色金融发展与企业创新[J]. 财经研究,2023,49(1):49-62.
- [18]崔惠玉,王宝珠,徐颖. 绿色金融创新、金融资源配置与企业污染减排[J]. 中国工业经济,2023(10):118-136.
- [19]周肖肖,贾梦雨,赵鑫. 绿色金融助推企业绿色技术创新的演化博弈动态分析和实证研究[J]. 中国工业经济,2023(6):43-61.
- [20]黄晓琪,宋敏,李虎. 绿色信贷政策的绿色治理效应:基于中国工业企业的研究[J]. 中国软科学,2024(10):142-152.
- [21]XU A, ZHU Y, WANG W. Micro green technology innovation effects of green finance pilot policy—from the perspectives of action points and green value[J]. Journal of business research, 2023, 159: 113724.
- [22]喻旭兰,周颖. 绿色信贷政策与高污染企业绿色转型:基于减排和发展的视角[J]. 数量经济技术经济研究,2023,40(7):179-200.
- [23]吴育辉,田亚男,陈温妍,等. 绿色债券发行的溢出效应、作用机理及绩效研究[J]. 管理世界,2022,38(6):176-193.
- [24]LIU Y, FU S, LIU G, et al. Green bond issuance and corporate environmental disclosure: signaling or greenwashing?

- [J]. *Journal of business ethics*, 2026, 204(4):825-854.
- [25]李哲,王文翰.“多言寡行”的环境责任表现能否影响银行信贷获取:基于“言”和“行”双维度的文本分析[J]. *金融研究*, 2021(12):116-132.
- [26]吴成颂,柳彩萍.绿色金融与企业绿色创新:基于融资约束视角的研究[J]. *合肥工业大学学报(社会科学版)*, 2023, 37(2):73-83.
- [27]DE ANGELIS T, TANKOV P, ZERBIB O D. Climate impact investing[J]. *Management science*, 2023, 69(12):7669-7692.
- [28]李慧,佟孟华,张国建.绿色金融改革创新试验区的碳减排效应:基于空间溢出效应与城市异质性的视角[J]. *统计研究*, 2024, 41(9):44-58.
- [29]KOSKELA E, SCHÖB R. Alleviating unemployment: the case for green tax reforms[J]. *European economic review*, 1999, 43(9):1723-1746.
- [30]ACEMOGLU D, RESTREPO P. Artificial intelligence, automation, and work [M]// *The economics of artificial intelligence: an agenda*. Chicago: University of Chicago Press, 2018:197-236.
- [31]HÉMOUS D, OLSEN M. The rise of the machines: Automation, horizontal innovation, and income inequality[J]. *American economic journal: macroeconomics*, 2022, 14(1):179-223.
- [32]朴秀婷,胡洋.“赋能”还是“负能”:公司绿色技术创新的劳动收入分配效应[J]. *山西财经大学学报*, 2025, 47(2):43-56.
- [33]陆菁,鄢云,王韬璇.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[J]. *中国工业经济*, 2021(1):174-192.
- [34]王林辉,钱圆圆,宋冬林,等.机器人应用的岗位转换效应及就业敏感性群体特征:来自微观个体层面的经验证据[J]. *经济研究*, 2023, 58(7):69-85.
- [35]GRILICHES Z. Capital-skill complementarity[J]. *The review of economics and statistics*, 1969:465-468.
- [36]BERG A, BUFFIE E F, ZANNA L F. Should we fear the robot revolution? the correct answer is yes [J]. *Journal of monetary economics*, 2018, 97:117-148.
- [37]王雄元,黄玉菁.外商直接投资与上市公司职工劳动收入份额:趁火打劫抑或锦上添花[J]. *中国工业经济*, 2017(4):135-154.
- [38]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, 38(12):220-237.
- [39]方军雄.劳动收入比重,真的一致下降吗:来自中国上市公司的发现[J]. *管理世界*, 2011(7):31-41.
- [40]王馨,王莹.绿色信贷政策增进绿色创新研究[J]. *管理世界*, 2021, 37(6):173-188.
- [41]XUE S, ZHANG B, ZHAO X. Brain drain: the impact of air pollution on firm performance[J]. *Journal of environmental economics and management*, 2021, 110:102546.
- [42]向海凌,丁子家,徐斯旸,等.金融科技与企业数字化转型[J]. *中国软科学*, 2023(5):207-215.
- [43]蒋金荷,黄珊.贸易新业态对绿色技术创新的影响研究:来自跨境电商综合试验区政策的证据[J]. *数量经济技术经济研究*, 2024, 41(12):133-154.
- [44]李俊成,彭俞超,王文蔚.绿色信贷政策能否促进绿色企业发展:基于风险承担的视角[J]. *金融研究*, 2023(3):112-130.
- [45]OSTER E. Unobservable selection and coefficient stability: theory and evidence [J]. *Journal of business & economic statistics*, 2019, 37(2):187-204.
- [46]苏冬蔚,连莉莉.绿色信贷是否影响重污染企业的投融资行为? [J]. *金融研究*, 2018(12):123-137.
- [47]CHEN B, YUM, YU Z. Measured skill premia and input trade liberalization: evidence from Chinese firms[J]. *Journal of international economics*, 2017, 109:31-42.
- [48]谢杰,过重阳,陈科杰,等.最低工资、工业自动化与技能溢价[J]. *中国工业经济*, 2022(9):102-120.
- [49]SYVERSON C. What determines productivity? [J]. *Journal of economic literature*, 2011, 49(2):326-365.
- [50]HADLOCK C J, PIERCE J R. New evidence on measuring financial constraints: moving beyond the KZ index [J]. *The review of financial studies*, 2010, 23(5):1909-1940.
- [51]卜寒,高远东,寻舟.大数据如何影响劳动收入份额:来自国家级大数据综合试验区的证据[J]. *南方经济*, 2023(11):62-82.
- [52]连玉君,彭方平,苏治.融资约束与流动性管理行为[J]. *金融研究*, 2010(10):158-171.