

# 绿色信贷政策能影响企业全要素生产率吗

## ——来自 A 股上市公司的经验证据

雷中豪, 郭爱君

**摘 要:** 绿色信贷政策是实现资源优化配置和绿色发展双重目标的重要实践手段。本文将 2016 年七部委出台的《关于构建绿色金融体系的指导意见》作为绿色信贷政策的准自然实验, 以 2011—2020 年中国沪深 A 股上市公司为样本, 运用双重差分模型和三重差分模型证明绿色信贷政策对企业全要素生产率的差异化影响。研究发现, 实施绿色信贷政策对“两高一剩”企业全要素生产率产生负向影响; 机制分析显示绿色信贷政策通过要素替代效应、信贷约束效应以及绿色技术创新模式的差异化选择抑制“两高一剩”企业生产率水平; 异质性分析显示国有企业和中小型企业相较于民营企业和大型企业受到更多的政策负面冲击影响, 绿色信贷政策对生产率水平较低的企业产生更大的负面影响。

**关键词:** 绿色信贷政策; 全要素生产率; 要素替代效应; 信贷约束效应; 绿色技术创新

**中图分类号:** F832.4 **文献标识码:** A **文章编号:** 1671-0169(2023)06-0100-14

**DOI:**10.16493/j.cnki.42-1627/c.20231114.001

### 一、引言

节能减排是我国实现可持续发展道路的必要举措, 但它也可能造成企业生产能力和竞争力下降<sup>[1]</sup>。如何兼顾经济社会发展与生态文明建设, 妥善处理经济增长与环境保护之间的关系, 是政府和学术界重点关注的问题。绿色金融是推动生态文明建设的有益工具, 能够实现调控金融资源和促进经济可持续发展的双重目标<sup>[2]</sup>。我国持续探索绿色金融政策, 2016 年, 中国人民银行等七部门印发《关于构建绿色金融体系的指导意见》(下文简称《指导意见》), 是构建完善绿色金融体系、增加绿色金融供给的重要举措。

我国企业外部融资主要来源是银行贷款, 高污染、高能耗行业是我国信贷资金重点流向行业<sup>[3]</sup>, 信贷资金不均衡配置抑制了绿色经济增长<sup>[4]</sup>。理论上, 绿色金融政策具有优化金融资源配置和加强环境规制效果的双重效应。我国当前的绿色金融业务依然以绿色信贷为主, 它通过在金融信贷领域建立环境准入门槛以及对限制和淘汰类项目进行信贷配额限制, 影响企业的投融资行为和技术创新决策, 对企业的生产效率和绿色转型发展产生重要影响。

当前, 鲜有文献就绿色信贷政策对企业全要素生产率的影响展开深入研究, 仅有部分文献考察了绿色信贷对企业技术创新、投融资行为和市场绩效的影响, 但没有深入考察绿色信贷政策对企业

基金项目: 国家社会科学基金项目“黄河流域高质量发展下兰州-西宁城市群产业空间结构优化研究”(20XJL008)

作者简介: 雷中豪, 兰州大学经济学院博士研究生, leizhh20@lzu.edu.cn (甘肃 兰州 730000); 郭爱君, 经济学博士, 兰州大学经济学院教授

的信贷约束和绿色创新决策的影响, 从而无法准确评估绿色信贷政策对企业全要素生产率的影响效果。基于此, 本文从企业微观层面考察绿色信贷政策对企业全要素生产率的影响, 试图通过《指导意见》这一协同监管政策, 探究绿色信贷政策对企业生产率的影响效果以及影响企业生产率的作用途径, 检验绿色信贷政策的实践效应以及是否取得了差异化信贷资源配置的政策效果。实证研究部分以 2011—2020 年沪深 A 股市场上市企业非平衡面板实证研究绿色信贷政策对“两高一剩”企业全要素生产率的影响及其作用机制。相较于现有研究, 本文的边际贡献为: (1) 将绿色信贷政策和企业全要素生产率纳入到一个分析框架中; (2) 将绿色信贷政策的信贷约束影响机制细分, 从新增信贷资金规模和负债期限结构视角进行分析, 同时提出了绿色信贷政策影响企业的绿色技术创新模式进而影响全要素生产率的作用路径; (3) 已有文献按照企业的污染水平高低划分为两组样本, 考虑到绿色信贷政策存在对企业信贷资源配置的差异化影响, 将总体样本企业划分为“两高一剩”企业、支持企业和其他企业三组类型企业, “两高一剩”企业作为处理组, 其他两组作为控制组分别与处理组做对照实验, 使实证结果更细致和稳健。

## 二、文献综述

本文研究内容主要与两类文献密切相关。第一类是从不同研究视角探究绿色信贷政策的实践情况和影响效果。从绿色信贷与绿色经济的视角看, 绿色信贷能够提升技术进步进而促进绿色经济增长<sup>[5][6]</sup>。绿色信贷政策极大地激励了企业, 特别是那些对外部融资依赖程度较高的企业减少污染行为, 由于信贷政策对企业施加长期的信贷融资约束, 企业倾向于前端防控而非末端减排<sup>[7]</sup>。从绿色金融政策影响企业和行业间的资源配置视角看, 绿色金融是调整资源配置的有效激励手段, 通过改善金融资源配置促进社会资金流向绿色、环保行业以及退出污染性行业<sup>[8]</sup>, 具体而言, 绿色信贷政策着重抑制重污染企业的信贷融资和新增投资行为, 限制重污染行业投融资能力<sup>[9][10][11]</sup>。从绿色金融政策对企业的创新行为决策的作用看, 加强绿色信贷监管使得企业主动采取减排技术, 不愿意改变污染行为的小型企业将承受更大的贷款成本<sup>[12]</sup>。也有学者指出绿色信贷政策抑制企业技术创新行为, 机制分析显示绿色信贷政策引致的成本遵循和信贷约束限制了高污染企业的技术创新, “波特效应”没有显现<sup>[3]</sup>。综合来看, 以往文献认为绿色信贷政策能够促进绿色经济增长、限制重污染行业获取信贷资源, 但对于企业技术创新的影响方向没有形成统一定论, 针对绿色信贷政策与绿色技术创新的研究有待完善。

第二类研究关注环境政策与企业全要素生产率的关系。早期理论研究关注成本遵循假说, 提出遵循合规成本引发要素替代效应, 降低企业生产率<sup>[13][14]</sup>。波特假说认为适当的环境规制可以刺激企业技术创新, 从而抵消由遵循成本带来的负面影响并且提升企业在市场上的盈利能力和生产能力<sup>[15]</sup>。一部分研究围绕波特假说验证企业在环境政策影响下具有创新补偿效应<sup>[16][17][18][19][20]</sup>。支持波特假说的观点提出, 从长期动态视角看, 环境规制促进企业技术创新和研发投入, 创新补偿效应提升企业生产率水平<sup>[21][22]</sup>。在经验分析中, 关于环境规制对生产率的影响是正向还是负向仍没有定论。一些学者支持波特假说, Hamamoto<sup>[23]</sup>利用日本制造业数据进行实证分析, 结果表明企业污染控制力度与研发支出正相关。也有实证研究发现环境规制对创新活动和生产率是抑制作用, 环保政策引致的要素替代效应大于创新补偿效应<sup>[24][25]</sup>。此外, 企业和行业的特征以及环境政策存在异质性, 政策的微观效应需要进一步细化分析。李俊青等<sup>[26]</sup>将环境规制纳入到异质性企业分析框架中, 利用面板分位数回归指出环境规制提升高效率企业的生产率水平, 抑制低效率企业的生产率水平。李青原等<sup>[27]</sup>从企业和环境政策工具异质性考察环境规制与绿色技术创新的关系, 结果表明排污收费“倒逼”企业绿色技术创新, 而环保补助呈现挤出效应。

通过对已有文献的梳理总结，本文发现以往相关研究的切入视角多为环境政策的宏观影响和绿色信贷如何影响微观企业的创新决策及企业、行业间的资源配置问题，为本文研究提供了相关借鉴，但是现有研究仍存在以下不足。（1）缺乏直接研究绿色信贷政策对企业全要素生产率的影响的文献。（2）绿色信贷政策影响企业的绿色创新决策进而影响全要素生产率的作用机制需要进一步探讨。

### 三、政策背景与理论机制分析

#### （一）政策背景

2007年以来，国家环境保护总局（现为生态环境部）会同金融监管部门相继出台“绿色信贷”“绿色债券”“绿色保险”等绿色金融政策，不断强调银行等金融部门的环保责任。但是在实际工作中，信息不对称导致的道德风险与逆向选择使得绿色信贷政策执行效果低于预期。当政策监管力度不足和绿色信贷执行细则缺失时，出于利润最大化目标，银行倾向于向盈利能力强的高污染高排放类型企业提供信贷服务以获得更高的利率回报，这使得绿色信贷不能充分发挥限制污染以及促进绿色环保项目发展的作用。2016年中国人民银行、财政部等七部门联合出台的《指导意见》强调完善绿色金融体系，大力发展绿色信贷。《指导意见》指出，要构建支持绿色信贷的政策体系，探索将绿色信贷纳入到宏观审慎评估框架，将绿色信贷实施情况关键指标评价结果、银行绿色评价结果作为重要参考，形成支持绿色信贷等绿色业务的激励机制和抑制高污染、高能耗和产能过剩行业贷款的约束机制。

《指导意见》颁布以来，我国绿色信贷规模逐渐扩大，银行等金融部门对其重视程度持续提升，绿色信贷市场体系建设不断完善。2022年，我国绿色贷款余额22.03万亿元，同比增长38.5%。节能环保、清洁能源、低碳交通、基础设施绿色升级等政策重点支持领域的相关行业逐步获得更多绿色信贷资源。《指导意见》作为我国绿色金融发展的纲领性文件，推动了绿色信贷标准界定和环境信息披露机制建设，对企业绿色转型和绿色信贷发展具有正向激励作用，但也可能会对企业的生产经营活动产生负面影响，限制部分企业获取信贷资源，政策对企业生产效率的总体影响亟待研究。

#### （二）理论机制分析

绿色信贷政策作为金融领域的环境政策，对企业污染治理行为产生直接影响。绿色信贷政策能够显性化排污风险和社会责任，《指导意见》将企业环境污染处罚信息和ESG表现纳入到银行贷款考核标准中，把符合环境检测标准、污染治理效果和生态保护作为信贷审批的重要前提，使企业将污染成本内部化，提高企业自身对减排节能和污染处理的主动性，从而达到事前治理的效果<sup>[28]</sup>。实施《指导意见》后，企业为了获得绿色信贷、规避投融资惩罚，需要将原先用于生产活动的生产要素投入到节能减排中，其可变生产成本上升，对生产部门要素投入产生企业内部的“挤出”效应，削弱企业创新投入，降低所有企业生产率水平。

企业为了满足正常生产活动和实现技术创新，需要进行外部融资。对于大部分生产性企业而言，信贷融资是外部融资的主要组成部分，信贷约束是决定企业生产效率和创新决策的重要因素<sup>[2]</sup>。企业面临的信贷约束包括信贷需求和信贷渠道<sup>[29]</sup>，绿色信贷政策影响企业的信贷渠道，即影响企业可能获得的潜在信贷融资数量和期限结构。绿色信贷政策对污染企业和绿色生产企业实行非对称式的信贷渠道资源配置，金融部门利用信贷监管机制为绿色生产企业提供信贷资金支持，同时加强对高污染高排放企业有关环境信息的信贷审核，放大“两高一剩”企业的信贷融资约束。一方面，“两高一剩”企业的新增信贷融资减少，银行提供的短期信贷资金数额下降。另一方面，企业的信贷资金期限结构恶化，长期银行借款比重下降，企业短期还贷压力加剧<sup>[30]</sup>。短期信贷融资规模下降和负债期限结构恶化将加剧“两高一剩”企业融资约束压力，从而导致“两高一剩”企业

被迫采取内部资金满足固定资产投资。通常情况下, 企业的固定资产投资数额较大, 内部资金不能完全匹配投资需求, “两高一剩”企业难以运用足够的资金促使生产经营的综合成本最小化, 不能实现企业最优生产决策<sup>[31]</sup>, 进而抑制资源配置效率和全要素生产率水平。基于此, 本文提出假设 1 和假设 2。

假设 1: 绿色信贷政策抑制“两高一剩”企业全要素生产率。

假设 2: 绿色信贷政策通过增加环境合规成本和信贷约束抑制“两高一剩”企业全要素生产率。

许多文献强调了绿色技术创新对企业全要素生产率的正向促进作用<sup>[32][33][34]</sup>。陶锋等<sup>[35]</sup>指出, 面对环保压力, 实力较弱的企业以节能减排为目的, 对生产端实施末端治理, 实施排放末端的技术升级和设备改造, 而资金实力雄厚的企业倾向于在技术空间和产业空间领域开展生产转型和升级, 包含了多种类型的创新活动。在这个过程中, 绿色技术创新是企业技术创新的重要发展方向, 也是提升生产率的重要路径。

为了规避政策的融资惩罚、获得绿色信贷激励, 大部分企业倾向于实施绿色技术创新完成绿色化转型以弥补上升的合规成本。“两高一剩”企业也具有绿色创新动机, 但是绿色信贷政策对实质性的绿色创新激励效果有限, “两高一剩”企业倾向于实行策略性创新模式。原因如下: 第一, “两高一剩”行业依赖于高排放、高污染性质的生产活动, 实施绿色转型较为困难, 加之中国绿色创新起步晚, 整体的绿色创新能力偏弱, “两高一剩”企业提升实质性绿色技术创新更加困难; 第二, 发挥绿色信贷政策的创新激励效果需要具体执行的金融机构准确把握企业创新活动的真实信息, 银行等金融机构对于掌握企业的创新信息存在信息劣势。一旦银行通过企业的绿色专利申请数量判断企业绿色转型成果, “两高一剩”企业更容易实施策略性创新行为以争取政策支持, 即注重专利数量而忽视专利质量。这种低难度的策略性创新不能帮助企业完成实质性的技术改进和生产转型, 反而会扭曲创新资源配置, 负向影响企业生产率水平。根据以上分析, 本文提出假设 3。

假设 3: 绿色信贷政策放大了“两高一剩”企业与非“两高一剩”企业的实质性绿色技术创新能力差距, 负向影响了“两高一剩”企业的创新资源配置, 从而抑制其全要素生产率。

## 四、识别策略与样本说明

### (一) 识别策略

1. 双重差分法。本文以 2016 年我国绿色金融指导意见出台为准自然实验, 利用双重差分模型考察绿色信贷政策对企业全要素生产率的政策影响。运用双重差分法评估政策效应的关键在于构建合理的处理组和控制组。本文在样本划分上作如下处理: 将样本企业分为三类, 第一类是“两高一剩”企业, 这里基于中国原银监会 2014 年颁布的《绿色信贷实施情况关键评价指标》对“两高一剩”行业的定义进行分类, 样本中“两高一剩”行业包含的企业即为“两高一剩”企业; 第二类是绿色信贷支持企业, 《指导意见》缺乏对绿色信贷支持企业所在行业的具体规定, 这里通过 2015 年颁布的《绿色债券支持项目目录》手动筛选符合支持项目要求的相关行业; 第三类是其他企业, 样本中除去“两高一剩”企业和绿色信贷支持企业即为其他企业。构建双重差分模型如下:

$$tfp_{ft} = \beta_0 + \beta_1 treat_f \times post_t + \beta_2 X_{ft} + \omega_f + \delta_t + \epsilon_{ft} \quad (1)$$

式 (1) 中,  $f$  表示企业,  $t$  表示年份。被解释变量  $tfp_{ft}$  表示  $f$  企业第  $t$  年的全要素生产率,  $treat_f$  用以识别企业类型, 干预组企业取值为 1, 控制组企业取值为 0;  $X_{ft}$  表示企业层面的控制变量;  $\omega_f$  和  $\delta_t$  分别表示企业个体固定效应和年份固定效应;  $\epsilon_{ft}$  表示随机扰动项。

2. 三重差分法。双重差分法能够判断绿色信贷政策对“两高一剩”企业全要素生产率的影响效果, 但是回归结果可能会受到同期其他环境政策或产业政策的干扰。绿色信贷政策主要从信贷融

资供给渠道影响企业生产率，为排除其他政策干扰，这里借鉴陆菁等<sup>[3]</sup>的研究，在式（1）基础上引入企业外部融资需求变量作为第三重差分变量，利用三重差分法排除其他环境政策对《指导意见》的政策效果的干扰，模型见式（2）。从理论上讲，“两高一剩”行业中外部融资需求较大的企业受到《指导意见》的政策冲击更大，其他环境政策基本不涉及信贷融资，不会对“两高一剩”企业的信贷供给产生影响，因此，引入企业外部融资需求能有效识别绿色信贷政策影响。具体地，计算企业外部融资需求参考 Durnev 等<sup>[36]</sup>的研究，用资产实际增长率与可持续增长率之间的差额衡量，该指标数值越大说明企业对于外部融资需求越大。这里构建虚拟变量  $credit_f$  表示企业外部融资需求程度，当企业外部融资需求数值大于所在行业均值时，取值为 1，表明企业对外部融资需求较大，对信贷融资依赖度较高，外部融资需求数值小于行业均值时取值为 0，表明企业对外部融资需求较小，对信贷融资依赖度较低。三重差分模型如（2）式所示，其中， $treat_f \times post_t \times credit_f$  是三重差分项， $\beta_1$  是本文重点关注的估计系数，其他变量与（1）式相同。

$$tfp_{it} = \beta_0 + \beta_1 treat_f \times post_t \times credit_f + \beta_2 treat_f \times post_t + \beta_3 treat_f \times credit_f + \beta_4 post_t \times credit_f + \beta_5 X_{it} + \omega_f + \delta_t + \epsilon_{it} \quad (2)$$

## （二）样本选择与数据说明

1. 样本选择。本文以 2011—2020 年中国 3 287 家上市公司的非平衡面板数据作为研究对象。样本数据做如下处理：删除金融类和样本时间内出现 ST 的企业；删除相关变量严重缺失的企业；删除经营异常、所有者权益小于 0 的企业。实证研究中涉及的连续型变量进行 1% 水平的缩尾处理。本文在处理组和控制组的划分标准上没有采用“一刀切”的方式，《指导意见》影响“两高一剩”企业和绿色信贷支持企业，但是对于两者的影响方向不一致。本文将“两高一剩”企业作为处理组，绿色信贷支持企业和其他企业分别作为控制组进行回归处理。

2. 数据说明。本文的被解释变量是企业的全要素生产率水平 ( $tfp$ )，用 LP 法进行计算；核心解释变量是时间变量 ( $post$ ) 和处理变量 ( $treat$ ) 的交互项 ( $post \times treat$ )。企业层面的控制变量有：（1）固定资产水平 ( $fix$ )，用企业固定资产占总资产比例表示；（2）企业成长水平 ( $grow$ )，用营业收入增长率衡量，计算公式是当年营业收入变化额除以上一年度营业收入；（3）托宾 Q ( $tobin$ )，计算公式是（年末流通股市值 + 非流通股市值 + 负债）/ 年末总资产；（4）产权性质 ( $soe$ )，判定企业是否属于国有企业，属于则取值 1，其他取值 0；（5）企业负债率 ( $lev$ )，用负债除以总资产衡量；（6）自有资金比率 ( $own$ )，反映企业内部资金运转状况，计算公式是（经营活动—投资活动产生的现金流量净额）/ 期初总资产。

为了方便阅读，本文将上述所有变量信息列于表 1。

表 1 变量的分类与定义

变量类型	变量名称	变量符号	变量说明
被解释变量	企业全要素生产率	$tfp$	LP 半参数法计算
解释变量	时间变量	$post$	2016 年及以后取 1，其他取 0
	处理变量	$treat$	“两高一剩”企业取 1，其他取 0
控制变量	固定资产水平	$fix$	企业固定资产/总资产
	企业成长水平	$grow$	营业收入变化额/上一年度营业收入
	托宾 Q	$tobin$	（年末流通股市值 + 非流通股市值 + 负债）/ 年末总资产
	产权性质	$soe$	国有企业取 1，其他取 0
	企业负债率	$lev$	负债/总资产
	自有资金比率	$own$	（经营活动—投资活动产生的现金流量净额）/ 期初总资产

本文实证数据的描述性统计结果如表 2 所示。用 LP 方法计算的全要素生产率的均值为 8.990，

最小值为 5.332，中位数为 8.879，最大值为 13.378。其他控制变量的数据特征与之前文献的计算结果基本一致。

表 2 变量基本统计特征

变量	Obs	Mean	S. D	Min	Median	Max
<i>tfp</i>	23 014	8.990	1.097	5.332	8.879	13.378
<i>fix</i>	23 014	0.218	0.162	0.002	0.186	0.696
<i>grow</i>	23 014	0.169	0.437	-0.590	0.099	2.792
<i>tobin</i>	23 014	1.933	1.182	0.855	1.548	7.859
<i>lev</i>	23 014	0.463	0.196	0.085	0.457	0.916
<i>soe</i>	23 014	0.377	0.485	0.000	0.000	1.000
<i>own</i>	23 014	0.124	0.158	-0.254	0.103	0.772

## 五、实证检验和分析

### （一）平行趋势检验

使用双重差分法需要满足平行趋势假设，即在政策实施前，处理组和控制组具有同样的时间变化趋势。本文用事件研究法检验样本数据是否满足平行趋势假设。具体而言，将式（1）中双重差分变量  $treat \times post$  替换为  $D_s$ ，这是以 2016 年为基期构造的时间虚拟变量和处理变量  $treat$  的交乘项。

回归方程如下：

$$tfp_{it} = \beta_0 + \sum_{s=-3}^3 \beta_s \times D_s + \phi X_{it} + \omega_f + \delta_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

检验结果如图 1 所示，为了防止作图过程中出现完全共线性问题，这里将政策实施前一年即 2015 年在图中去除。图 1 中第一张图显示的是控制组为政策支持企业的结果，第二张图显示的是控制组为其他企业的结果。回归结果显示，在《指导意见》政策实施前的年份的置信区间包含 0，政策实施基期及以后的年份不包括 0，表明处理组和控制组的全要素生产率在《指导意见》出台前不存在随年份变动的明显差异。

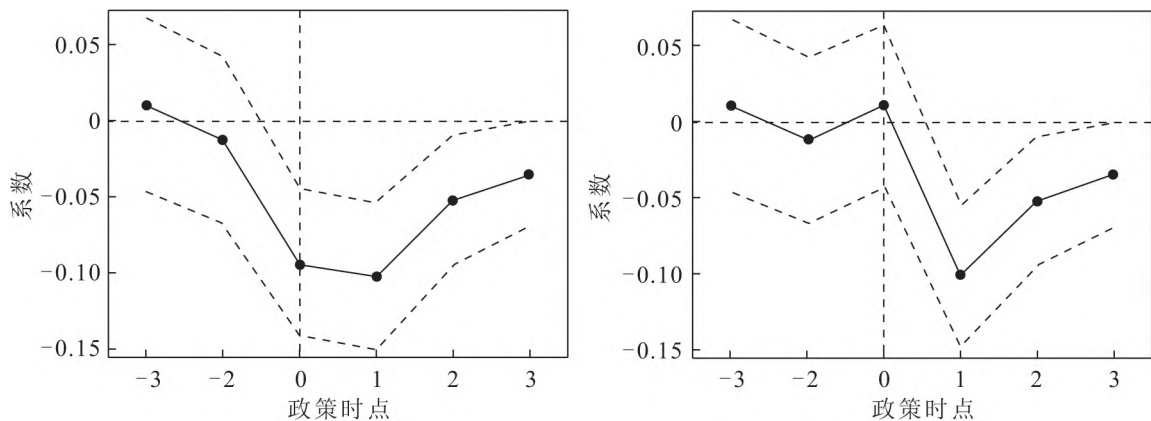


图 1 平行趋势检验

### （二）双重与三重差分回归结果分析

表 3 是双重差分的回归结果，第（1）、（2）列的控制组为支持企业，其中第（1）列不包含控制变量，第（3）、（4）列的控制组为其他企业，其中第（3）列不包含控制变量。回归结果表明，

绿色信贷政策抑制“两高一剩”企业的全要素生产率，说明在绿色信贷政策执行后的短期内，“波特假说”提出环境政策提升企业生产力的“创新补偿效应”没有实现。导致这一结果的原因可能是：《指导意见》作为绿色信贷政策，一方面该政策设置环境准入门槛倒逼“两高一剩”企业将原先用于生产活动的生产要素投入到污染治理环节，形成要素替代效应，对“两高一剩”企业生产率水平形成负向影响；另一方面，绿色信贷政策通过信贷约束机制影响“两高一剩”企业的外部融资，企业生产活动和技术创新所需资金的重要来源被抑制加剧企业面临的融资约束，高污染高排放企业被动减少研发投入和技术创新行为，被迫锁定在较低生产水平上进行生产。

表3中第(5)、(6)列是三重差分回归结果，第(5)列控制组是支持企业，第(6)列控制组是其他企业。这部分重点关注三重差分项  $treat \times post \times credit$  的估计系数。第(5)、(6)列三重差分项的估计系数为-0.0854、-0.0718，在1%统计水平上显著，说明企业外部融资需求越强烈，绿色信贷政策对“两高一剩”企业的全要素生产率的抑制效果越强，侧面印证双重差分法呈现的抑制效果是由绿色信贷政策引起。

表3 双重与三重差分回归结果

被解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	两高-支持	两高-支持	两高-其他	两高-其他	两高-支持	两高-其他
$treat \times post \times credit$					-0.0854*** (-2.8623)	-0.0718*** (-3.8061)
$treat \times post$	-0.0896*** (-3.5067)	-0.0604** (-2.5569)	-0.0974*** (-3.2783)	-0.0814*** (-2.9697)	-0.0759*** (-3.0937)	-0.0907*** (-3.1534)
$treat \times credit$					-0.1226*** (-5.7133)	-0.1287*** (-5.6954)
$post \times credit$					-0.0095 (-0.7218)	-0.0541*** (-2.8610)
$fix$		-1.2467*** (-13.2074)		-1.3281*** (-11.2477)	-1.3090*** (-12.6588)	-1.4413*** (-11.3938)
$grow$		0.3063*** (23.8126)		0.3064*** (24.8487)	0.0002 (0.9452)	0.0000 (1.4957)
$tobin$		-0.0251*** (-3.2143)		-0.0408*** (-3.8884)	-0.0303*** (-3.9430)	-0.0324*** (-3.6229)
$lev$		0.4639*** (6.2693)		0.6732*** (8.5243)	0.3514*** (4.3859)	0.6044*** (6.7103)
$soe$		0.0670* (1.8843)		0.0634*** (3.8229)	0.0491 (1.3200)	0.0201 (0.2770)
$own$		-0.0040 (-0.1089)		0.0289 (0.7426)	0.0052 (0.3443)	0.0744*** (2.9406)
年度、个体	是	是	是	是	是	是
观测值	13 882	13 571	13 516	13 183	13 571	13 183
调整后的 $R^2$	0.891	0.916	0.866	0.896	0.902	0.883

注：\*\*\*、\*\*、\* 分别表示回归系数的估计值在1%、5%、10%的统计水平上显著，括号内数值为  $t$  统计值，标准误在企业个体层面聚类，下同。

## 六、稳健性检验

本节参考齐绍洲等<sup>[19]</sup>、周立等<sup>[37]</sup>、宋弘等<sup>[38]</sup>的工作设计稳健性检验。

### (一) 替换变量

1. 替换被解释变量。基准回归中用 LP 法测算企业全要素生产率水平，Akerberg 等<sup>[39]</sup>指出，

用 LP 方法计算全要素生产率的第一步估计假设如果不满足会产生共线性问题，提出 ACF 法，利用新的数据生成机制，再通过两阶段 GMM 估计进行计算。本文在这里用 ACF 法重新估计企业全要素生产率进行双重差分估计，结果如表 4 第 (1)、(2) 列所示，双重差分项估计系数分别在 10%、5% 的统计性水平上显著为负，与基准回归保持一致。

表 4 稳健性检验

被解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	两高-支持	两高-其他	两高-支持	两高-其他	两高-支持	两高-其他
$treat \times post$	-0.044 7*	-0.062 1**	-0.076 2***	-0.091 4***	-0.060 6	-0.084 7*
	(-1.827 5)	(-2.226 4)	(-3.313 4)	(-3.454 1)	(-1.388 4)	(-1.764 8)
$csr$			0.142 9***	0.179 4***		
			(5.370 0)	(6.221 2)		
$lerner$			0.431 5***	0.555 4***		
			(3.025 1)	(5.648 2)		
其他控制变量	是	是	是	是	是	是
年度、个体	是	是	是	是	是	是
行业	否	否	否	否	是	是
观测值	13 571	13 183	13 152	12 893	13 449	13 016
调整后的 $R^2$	0.905	0.881	0.934	0.918	0.930	0.912

2. 增加控制变量。这里在基准回归的基础上增加其他控制变量，包括一个企业层面的变量和一个行业层面变量。其中， $csr$  是企业环境信息披露虚拟变量，当企业在社会责任报告中报告了环境相关信息取值为 1，反之为 0； $lerner$  是行业垄断势力变量，用行业勒纳指数衡量。回归结果如表 4 第 (3)、(4) 列所示，双重差分项的回归系数依然显著为负，支持基准回归结果。

### (二) 替换聚类层级

基准回归中将标准误在企业个体层面聚类，理论上，选择聚类处理方式需要考虑解释变量之间和误差项之间是否在该集群内相关。绿色信贷政策实施对特定行业内企业生产活动均有影响，由此本文将聚类层级替换到行业层面，其中制造业细分到二级行业，其他行业为一级行业。回归结果如表 4 第 (5)、(6) 列所示，这里增加了行业固定效应，回归系数符号均为负，其中第 (5) 列不显著为负，第 (6) 列在 10% 统计性水平上显著为负，显著性水平略有下降，其他方面与基准回归基本一致。

### (三) 安慰剂检验

基准回归存在遗漏控制变量问题，进而可能导致双重差分估计系数有偏，为验证估计系数无偏需要做安慰剂检验。安慰剂检验结果如图 2 所示，从图中可以看到，估计系数分布在零的附近，且

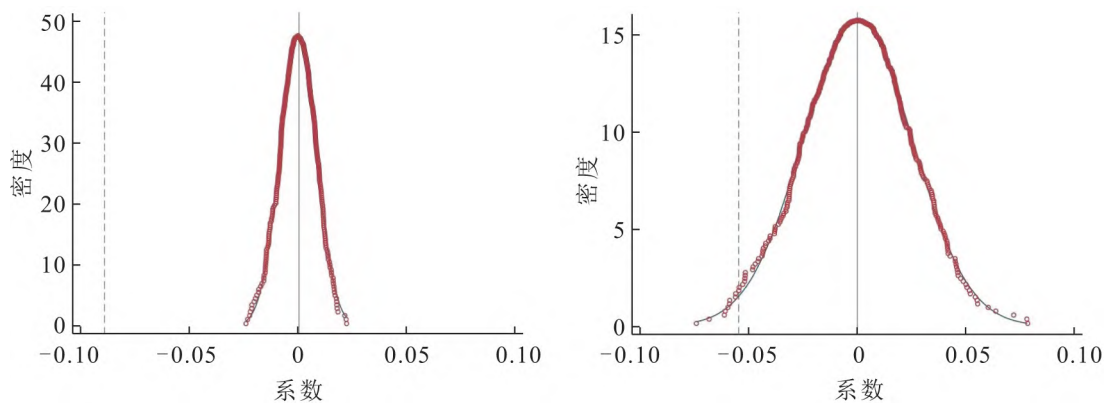


图 2 安慰剂检验

服从正态分布，符合安慰剂检验的预期结果，表明“两高一剩”企业全要素生产率水平下降是由绿色信贷政策引起，排除其他产业政策干扰。

## 七、进一步分析

### （一）异质性分析

1. 企业产权与规模异质性分析。本文通过三重差分法对企业产权和规模异质性进行分析。企业产权异质性回归结果见表 5 第 (1)、(2) 列，三重差分项  $treat \times post \times soe$  中的  $soe$  是代表企业产权性质的虚拟变量，国企取值为 1，非国企则为 0。第 (1)、(3) 列的处理组为“两高一剩”企业，控制组为支持企业，第 (2)、(4) 列的处理组为“两高一剩”企业，控制组为其他企业。控制组无论是支持企业还是其他企业，三重差分项  $treat \times post \times soe$  估计系数均显著为负，说明与非国有企业相比，绿色信贷政策对国有企业全要素生产率的冲击更大，可能的原因在于：国有企业相较于民营企业，承担更多的基础性建设，与地方政府联系更加紧密，绿色转型效率较低，绿色生产转型成本高，受到更大的绿色信贷约束的负面冲击。企业规模异质性回归结果见表 5 第 (3)、(4) 列，三重差分项  $treat \times post \times size$  中的  $size$  表示企业规模的虚拟变量，当企业规模大于所在行业中位数时取值为 1，小于则取 0。第 (3)、(4) 列三重差分项的估计系数均在 1% 的统计水平上显著为正，说明大型企业和中小型企业受到绿色信贷政策的影响存在明显差异，企业的规模越大，绿色信贷对其信贷支持越大，促进生产率水平提升。

表 5 企业产权、规模异质性分析

被解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	两高-支持	两高-其他	两高-支持	两高-其他
$treat \times post \times soe$	-0.045 0** (-2.057 3)	-0.062 3* (-1.703 8)		
$treat \times post \times size$			0.172 9*** (5.692 9)	0.176 5*** (5.620 2)
控制变量	是	是	是	是
年度、个体	是	是	是	是
观测值	13 571	13 183	13 571	13 183
调整后的 $R^2$	0.928	0.911	0.929	0.911

2. 生产率异质性分析。根据理论分析，不同生产率水平的企业受到绿色信贷政策的影响也不同，这里按照样本企业全要素生产率的 25 分位、50 分位、75 分位水平对全样本进行划分，然后分组回归，结果如表 6 所示。表 6 由两部分组成，第一部分是控制组为政策支持企业的回归结果，第二部分是控制组为其他企业的回归结果，当企业全要素生产率水平在中位数以下时，双重差分项的回归系数均在 10% 的统计水平上显著为负，当企业全要素生产率水平在中位数以上时，双重差分项的回归系数没有通过显著性检验。结果显示，在本文所选的样本数据中，当企业自身全要素生产率水平较低时，绿色信贷政策对企业生产率呈现显著的负面影响；当企业自身全要素生产率水平较高时，绿色信贷政策的影响方向不确定。可能的原因是要素替代效应和信贷约束效应抑制了所有“两高一剩”企业的全要素生产率，但是高生产率企业面对不利的外生政策冲击更容易在市场上保持竞争力，选择加大研发投入以实现绿色技术创新提升边际收益，通过提升技术水平来提高生产率，与要素替代效应和信贷约束效应导致的生产率下降产生了一定的抵消作用，而低生产率企业技术创新带来的收益不能弥补创新成本，只能在低效率生产环境中继续生产甚至被动退出市场。

表 6 企业生产率异质性分析

被解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	0—25	25—50	50—75	75—100
第一部分: 两高-支持				
<i>treat</i> × <i>post</i>	-0.003 0*	-0.030 9*	-0.015 7	0.024 7
	(-1.672 2)	(-1.711 2)	(-0.662 0)	(0.627 7)
控制变量	是	是	是	是
年度、个体	是	是	是	是
观测值	3 253	3 349	3 266	2 952
调整后的 $R^2$	0.770	0.617	0.644	0.901
第二部分: 两高-其他				
	(5)	(6)	(7)	(8)
	0—25	25—50	50—75	75—100
<i>treat</i> × <i>post</i>	-0.075 1*	-0.003 5*	0.003 9	-0.049 3
	(-1.678 4)	(-1.729 6)	(0.162 5)	(-1.135 3)
控制变量	是	是	是	是
年度、个体	是	是	是	是
观测值	2 776	2 963	3 106	3 586
调整后的 $R^2$	0.768	0.612	0.610	0.875

## (二) 影响机制检验

1. 要素替代效应检验。绿色信贷政策实施后, 高污染高排放企业为了规避信贷政策的环境处罚, 被迫将其他生产资源用于绿色生产投资, 比如增加清洁生产设备和排污检测装置、加大数字化生产投入以及相关的运营维护成本, 对企业整体的生产效率造成一定的负面影响。根据企业会计准则, 企业减排相关成本主要计入管理费用, 因此, 参考何凌云等<sup>[40]</sup>的做法, 将企业管理费用作为要素替代效应的代理变量。实证检验中取企业管理费用的对数值作为被解释变量, 回归结果如表 7 第 (1)、(2) 列所示, 控制组无论是支持企业还是其他企业, “两高一剩”企业的管理费用均显著上升, 表明绿色信贷政策使企业加大治污减排投入费用, 提高了企业的环境合规成本, 放大了“两高一剩”企业的要素替代效应从而抑制其全要素生产率提升。

表 7 要素替代与信贷约束效应分析

被解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	管理费用 两高-支持	管理费用 两高-其他	借款规模 两高-支持	借款规模 两高-其他	期限结构 两高-支持	期限结构 两高-其他
<i>treat</i> × <i>post</i>	0.057 8**	0.112 1***	-0.350 7**	-1.090 9***	-0.237 0*	-0.911 2***
	(2.029 9)	(3.681 1)	(-2.095 3)	(2.796 5)	(-1.664 1)	(-4.398 8)
控制变量	是	是	是	是	是	是
年度、个体	是	是	是	是	是	是
观测值	13 571	13 183	13 571	13 183	13 571	13 183
调整后的 $R^2$	0.932	0.914	0.311	0.295	0.220	0.192

2. 信贷约束效应检验。本文从短期借款规模和债务期限结构两方面进行实证分析, 参考吴虹仪等<sup>[30]</sup>的做法, 短期借款规模用短期借款占期初总资产比例衡量, 债务期限结构用长期负债占总负债比例衡量, 这一部分用双重差分法对企业短期借款规模和债务期限结构进行回归, 回归结果如表 7 所示。表 7 第 (3)、(4) 列被解释变量是短期借款规模, 双重差分项系数分别在 5%、1% 的统

计水平上显著为负，说明《指导意见》实施后，“两高一剩”企业短期借款数额下降，企业短期融资能力受到负面影响；表7第（5）、（6）列被解释变量是债务期限结构，估计系数分别在10%、1%的统计水平上显著为负，表明《指导意见》实施使得“两高一剩”企业长期负债能力削弱，债务期限结构恶化，企业还款压力增大。通过以上回归结果，本文发现《指导意见》实施放大了“两高一剩”企业的合规成本与信贷约束，验证了假设2成立。

3. 绿色技术创新模式的差异化选择效应检验。为了检验《指导意见》对企业的绿色技术创新的差异化影响，本文将企业实质性绿色创新和策略性绿色创新分别作为被解释变量，其中，企业当期绿色发明专利申请数量加一的自然对数作为衡量实质性绿色创新能力的代理变量，企业当期绿色新型实用专利申请数量加一的自然对数作为衡量策略性绿色创新水平的代理变量，检验结果见表8。第（1）列的双重差分系数在1%的水平上显著为负，第（2）列的系数不显著为负，这表明《指导意见》整体上负向影响了“两高一剩”企业的实质性绿色创新能力，《指导意见》对于政策支持行业的绿色创新能力的提升作用较为显著。第（3）列的双重差分系数不显著为正，第（4）列的系数在1%的水平上显著为正，这两列的回归结果体现了《指导意见》实施后，“两高一剩”企业相较于其他行业的企业加强了策略性绿色创新力度。综合表8的回归结果，实施《指导意见》促使“两高一剩”企业加强了策略性创新行为，实质性绿色技术创新能力提升程度明显落后于政策支持企业，创新资源配置效果不佳，最终导致企业全要素生产率下降，说明假设3成立；也说明目前中国的绿色信贷政策还没有完全激发企业绿色创新的内生动力，反而刺激了企业策略性创新行为。

表8 绿色技术创新效应分析

被解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	绿色发明专利 两高-支持	绿色发明专利 两高-其他	新型实用绿色专利 两高-支持	新型实用绿色专利 两高-其他
<i>treat</i> × <i>post</i>	-0.1245*** (-3.2626)	-0.0526 (-1.5386)	0.0159 (0.4255)	0.1581*** (4.6873)
控制变量	是	是	是	是
年度、个体	是	是	是	是
观测值	13244	12809	13244	12809
调整后的 $R^2$	0.725	0.668	0.696	0.624

## 八、研究结论与政策启示

### （一）研究结论

本文从全要素生产率视角探究绿色信贷政策的微观效应，通过理论分析和实证研究发现：绿色信贷政策对重污染高排放企业的全要素生产率水平产生负向影响，主要通过要素替代效应、信贷约束效应以及绿色技术创新模式的差异化选择产生抑制效果。绿色信贷政策对异质性企业的全要素生产率具有不对称影响。具体而言，从企业产权异质性视角看，与非国有企业相比，绿色信贷政策对国有企业全要素生产率具有更大的负面冲击；从企业规模异质性分析，与中小型企业相比，绿色信贷政策更加促进大型企业的全要素生产率水平；从企业初始生产率水平异质性分析，绿色信贷政策对低生产率水平的企业产生抑制效果，对高生产率的企业促进或抑制效果均不明显。

### （二）政策启示

基于以上研究结论，本文提出如下几点政策启示。

1. 建立健全绿色信贷标准体系,强化绿色信贷的创新激励功能。绿色信贷政策推行初期,银行绿色评价机制尚不完善,评价指标设计、评价工作的组织流程及评价结果分析,没有达到充分合理运用的程度,银行为完成绿色信贷政策目标依然采用行业污染性质和环保表现“一票否决”的做法处理信贷审核,要素替代效应和信贷约束效应影响大部分的“两高一剩”企业生产效率。技术储备低、生产效率落后的高污染高排放企业被迫陷入“融资约束放大—创新投入下降—生产率低下”的恶性循环。要建立完善的动态授信机制,将企业的实时创新研发信息和绿色环保信息纳入到信贷审核系统中,发挥绿色信贷政策的创新激励效应,及时地为相关企业提供信贷资金和融资便利,避免绿色信贷政策的“一刀切”授信决策。

2. 完善金融部门绿色信贷业务考核机制,缓解信贷歧视风险。银行放贷偏好于固定资产多、盈利能力强的企业,合理的金融监管缺失导致银行存在信贷歧视风险,绿色信贷的资源配置功能无法充分体现。要解决上述问题,应该建立完善的绿色信贷业务评价考核机制,完善绿色信贷统计制度,加强绿色信贷实施情况监测评价,将绿色信贷执行情况的关键指标作为评估银行工作的重要参考,补齐绿色金融监管短板。同时鼓励银行申请财政贴息支持,引导银行自觉完成绿色信贷政策任务。加强政府与银行深度合作,构建政银企合作平台和绿色信贷创新服务平台,为企业绿色转型提供动力和缓冲机制。

3. 加强绿色创新质量监管,发挥实质性绿色创新对企业高质量发展的驱动作用。实施绿色信贷政策增加了“两高一剩”企业的融资成本、限制了企业的投融资规模,对部分企业的生产经营活动造成了一定的负向影响。在环境资源约束力度日益加重的形势下,实质性绿色创新是企业转变传统粗放型发展模式、实现生产率长期增长的重要支撑和关键动力。政府应当加强对企业绿色创新质量的监督力度,推动多部门联合建立绿色创新项目评价机制,制定重污染企业绿色转型表现的考核细则。要注重防范企业通过策略性绿色创新实施“漂绿”,严格审查和监督企业绿色信贷资金使用情况,充分引导企业将绿色信贷资金和财政拨款用于提升自身的绿色创新质量,尽可能提高政策资金配置效率。

#### 参考文献

- [1] 陈诗一. 节能减排与中国工业的双赢发展:2009—2049[J]. 经济研究,2010(3).
- [2] 邓忠奇,杨彩琳. 绿色信贷政策干扰了市场定价吗?——来自中国钢铁企业的证据[J]. 中国地质大学学报(社会科学版),2023(1).
- [3] 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).
- [4] 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(3).
- [5] 谢婷婷,刘锦华. 绿色信贷如何影响中国绿色经济增长?[J]. 中国人口·资源与环境,2019(9).
- [6] 王遥,潘冬阳,彭俞超,等. 基于DSGE模型的绿色信贷激励政策研究[J]. 金融研究,2019(11).
- [7] Sun, J., F. Wang, H. Yin, et al. Money talks: The environmental impact of China's green credit policy[J]. *Journal of Policy Analysis and Management*, 2019(3).
- [8] 马骏. 中国绿色金融的发展与前景[J]. 经济社会体制比较,2016(6).
- [9] 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).
- [10] 张小可,葛晶. 绿色金融政策的双重资源配置优化效应研究[J]. 产业经济研究,2021(6).
- [11] 谢东江,胡士华,包芸夕. 绿色金融能否提高中国城市绿色全要素生产率——基于中国285个城市的证据[J]. 中国地质大学学报(社会科学版),2023(4).
- [12] Fan, H., Y. Peng, H. Wang, et al. Greening through finance? [J]. *Journal of Development Economics*,

- 2021,152.
- [13] Kanwar, S., R. Evenson. On the strength of intellectual property protection that nations provide[J]. *Journal of Development Economics*, 2009(1).
- [14] Kneller, R., E. Manderson. Environmental regulations and innovation activity in UK manufacturing industries[J]. *Resource and Energy Economics*, 2012(2).
- [15] Porter, M. E., C. van der Linde. Toward a new conception of the environment-competitiveness relationship [J]. *Journal of Economic Perspectives*, 1995(4).
- [16] Acemoglu, D., U. Akcigit, D. Hanley, et al. Transition to clean technology[J]. *Journal of Political Economy*, 2016(1).
- [17] Aghion, P., A. Dechezleprêtre, D. Hemous, et al. Carbon taxes, path dependency, and directed technical change: Evidence from the auto industry[J]. *Journal of Political Economy*, 2016(1).
- [18] 王班班, 齐绍洲. 市场型和命令型政策工具的节能减排技术创新效应——基于中国工业行业专利数据的实证[J]. *中国工业经济*, 2016(6).
- [19] 齐绍洲, 林岫, 崔静波. 环境权益交易市场能否诱发绿色创新?——基于我国上市公司绿色专利数据的证据[J]. *经济研究*, 2018(12).
- [20] 俞毛毛, 马妍妍. 绿色金融政策与地区出口质量提升——基于绿色金融试验区的合成控制分析[J]. *中国地质大学学报(社会科学版)*, 2022(2).
- [21] Ambec, S., A. M. Cohen, S. Elgie, et al. The porter hypothesis at 20: Can environmental regulation enhance innovation and competitiveness? [J]. *Review of Environmental Economics & Policy*, 2013(1).
- [22] 刘悦, 周默涵. 环境规制是否会妨碍企业竞争力: 基于异质性企业的理论分析[J]. *世界经济*, 2018(4).
- [23] Hamamoto, M. Environmental regulation and the productivity of Japanese manufacturing industries[J]. *Resource and Energy Economics*, 2006(4).
- [24] Greenstone, M., A. J. List, C. Syverson. *The Effects of Environmental Regulation on the Competitiveness of US Manufacturing*[R]. National Bureau of Economic Research, 2012.
- [25] Rassier, D. G., D. Earnhart. Does the porter hypothesis explain expected future financial performance? The effect of clean water regulation on chemical manufacturing firms[J]. *Environmental and Resource Economics*, 2010(3).
- [26] 李俊青, 高瑜, 李响. 环境规制与中国生产率的动态变化: 基于异质性企业视角[J]. *世界经济*, 2022(1).
- [27] 李青原, 肖泽华. 异质性环境规制工具与企业绿色创新激励——来自上市企业绿色专利的证据[J]. *经济研究*, 2020(9).
- [28] 刘传江, 张劭辉, 李雪. 绿色信贷政策提升了中国重污染行业的绿色全要素生产率吗? [J]. *国际金融研究*, 2022(4).
- [29] 樊海潮, 李瑶, 郭光远. 信贷约束对生产率与出口价格关系的影响[J]. *世界经济*, 2015(12).
- [30] 吴虹仪, 殷德生. 绿色信贷政策对企业债务融资的“赏”与“罚”——基于准自然实验的效应评估[J]. *当代财经*, 2021(2).
- [31] 任曙明, 吕镛. 融资约束、政府补贴与全要素生产率——来自中国装备制造企业的实证研究[J]. *管理世界*, 2014(11).
- [32] 熊爱华, 丁友强, 胡玉凤. 低碳门槛下绿色创新补贴对全要素生产率的影响[J]. *资源科学*, 2020(11).
- [33] 陆春华, 李虹. 碳试点政策、绿色创新和企业生产效率[J]. *经济问题探索*, 2023(4).
- [34] 刘伟江, 杜明泽, 白玥. 环境规制对绿色全要素生产率的影响——基于技术进步偏向视角的研究[J]. *中国人口·资源与环境*, 2022(3).
- [35] 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).

- [36]Durnev, A. ,E. H. Kim. To steal or not to steal; Firm attributes, legal environment, and valuation[J]. *Journal of Finance*, 2005(3).
- [37]周立, 雷中豪. 金融试验改革对地区经济增长的影响研究——基于双重差分法(DID)的经验证据[J]. *财经论丛*, 2020(4).
- [38]宋弘, 孙雅洁, 陈登科. 政府空气污染治理效应评估——来自中国“低碳城市”建设的经验研究[J]. *管理世界*, 2019(6).
- [39]Akerberg, D. A. ,K. Caves, G. Frazer. Identification properties of recent production function estimators[J]. *Econometrica*, 2015(6).
- [40]何凌云, 祁晓凤. 环境规制与绿色全要素生产率——来自中国工业企业的证据[J]. *经济学动态*, 2022(6).

## Can Green Credit Policies Affect Total Factor Productivity

### — Empirical Evidence from A-share Listed Companies

LEI Zhong-hao, GUO Ai-jun

**Abstract:** Green credit policy is an important practical means to achieve the dual goals of optimal allocation of resources and green development. Taking the *Guidance on Building a Green Financial System* issued in 2016 as a quasi-natural experiment of green credit policy, this paper takes A-share listed companies in Shanghai and Shenzhen from 2011 to 2020 as samples, and uses the double difference model and triple difference model to prove the differential impact of green credit policy on enterprise total factor productivity. The results show that the implementation of green credit policy has a negative impact on the total factor productivity of high pollution, high energy consumption and overcapacity enterprises. Mechanism analysis shows that green credit policy inhibits the productivity level of the above mentioned enterprises through factor substitution effect, credit constraint effect and differentiated choice of green technology innovation mode. Heterogeneity analysis shows that state-owned enterprises and small and medium-sized enterprises are more affected by the negative impact of the policy than private enterprises and large enterprises, and the green credit policy has a greater negative impact on enterprises with low productivity.

**Key words:** green credit policy; total factor productivity; factor substitution effect; credit constraint effect; green technology innovation

(责任编辑 周振新)