

# 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

邓忠奇，杨彩琳

**摘要：**为了顺利实现“双碳”目标，综合运用金融工具开展事前预防和前端治理很有必要。但是，绿色金融工具可能影响市场原有的竞争格局和定价，进而影响社会福利。为此，文章以钢铁行业为例，利用双重差分法（DID）集中考察绿色信贷政策如何影响企业市场势力及定价机制，从而为政策非竞争中性干预市场价格的机制提供一个直接证据。研究发现：总体上，绿色信贷政策加强了企业市场势力，该结论经过四种稳健性检验后仍然成立。存在成本叠加效应和技术占优效应两大机制，成本叠加效应导致高成本企业更有动力在绿色信贷政策冲击时提升加成率，因此企业可能通过涨价的方式将成本向下游转嫁；技术占优效应导致高技术企业更有能力在绿色信贷政策冲击时提升加成率。融资约束对绿色信贷政策的效果起调节作用，同时会加强成本叠加效应，削弱技术占优效应。政策效果在企业所有权属性和所在地区层面表现出显著的异质性。

**关键词：**绿色信贷政策；市场势力；成本叠加；融资约束

**中图分类号：**F426.31 **文献标识码：**A **文章编号：**1671-0169(2023)01-0054-16

**DOI:**10.16493/j.cnki.42-1627/c.20221214.002

## 一、引言

中国式现代化的内涵之一是人与自然和谐共生的现代化。为了顺利实现这一现代化，必须从供给端减少碳排放和高污染高耗能，优化我国资源要素配置，促进产业清洁化转型。在此背景下，绿色金融政策作为污染事前预防和前端治理的重要举措，得到各级政府部门高度重视。从实践看，绿色金融政策鼓励金融机构利用市场机制开展环境风险管理和战略决策，通过资金管控，激励企业淘汰落后产能，已经成为促进企业清洁生产的重要手段<sup>[1]</sup>。自 1980 年代绿色金融概念提出以来，包括我国在内的世界主要国家和地区出台了一系列绿色金融相关政策，使其在短期内得到大范围推广<sup>[2]</sup>。与传统环境规制方式一样，绿色金融政策除了会对生态环境产生影响外，也很可能影响企业定价行为<sup>[3][4][5]</sup>。仅关注绿色金融政策对环境的治理效果，忽视其对产业组织和企业定价的影响，很可能扭曲市场资源配置，甚至严重损害社会福利。那么，绿色金融政策是否影响了企业定价和市场势力？已有研究认为，面对绿色金融政策，企业可能会采取两种策略性行为：一是将合规成本向产业链下游转移<sup>[4]</sup>，二是考虑技术创新以降低污染。综合来看，这两种行为都会引起企业经营状况和竞争格局改变。因此，绿色金融政策很可能对企业市场势力造成影响。

绿色金融体系包括绿色信贷、绿色保险、绿色基金和绿色证券等<sup>[6]</sup>。目前，绿色信贷涵盖了我

**作者简介：**邓忠奇，四川大学经济学院副教授，成都市哲学社会科学研究中心中国特色社会主义政治经济学研究中心研究员，zhongqideng@sina.com（四川 成都 610065）；杨彩琳，四川大学经济学院研究生

国 90% 以上的绿色金融<sup>[7]</sup>, 国内绿色金融相关领域的实证研究大多也围绕绿色信贷政策展开<sup>[8][9]</sup>。因此, 本文将研究对象限定为绿色信贷, 而不去深究绿色信贷与绿色金融的差异。2012 年 2 月, 中国银行业监督管理委员会发布了《绿色信贷指引》(以下简称《指引》)(银监发〔2012〕4 号), 要求银行业金融机构将绿色信贷提升至战略高度, 积极控制信贷业务活动中的环境与社会风险。《指引》的出台标志着我国绿色信贷政策迈向规范化发展阶段, 特别是其明确要求对“两高一资”行业的信贷给予严格限制, 甚至不予贷款。这一要求必然对企业信贷融资产生差异化影响, 进而影响不同污染属性企业的生产经营活动。基于此, 本文以《指引》的出台作为一项准自然实验, 集中考察绿色信贷政策对企业市场势力及其定价机制的影响。

## 二、特征事实与研究假设

### (一) 特征事实

价格-边际成本加成率反映了企业的产品定价情况, 被视为衡量企业市场势力和超额定价程度的重要指标<sup>[10][11]</sup>, 因此本文对企业定价和市场势力的实证考察主要关注加成率指标。加成率越高, 表明企业对市场的掌控能力越强, 面临的市场竞争程度越弱。本文以钢铁行业为样本进行定量分析。一方面, 钢铁行业产量变化对整个制造业影响巨大, 正如《关于促进钢铁工业高质量发展的指导意见》(工信部联原〔2021〕6 号) 指出的, “钢铁行业是国民经济的重要基础产业, 是建设现代化强国的重要支撑, 是实现绿色低碳发展的重要领域”; 另一方面, 钢铁行业是环境政策的重点针对行业<sup>①</sup>, 受绿色信贷政策的影响相对明显。图 1 展示了 2008—2015 年我国钢铁行业非污染企业与污染企业的年均加成率。从图 1 可以看出, 污染企业的年均加成率总体上低于非污染企业, 似乎“更受歧视”。2013 年及以前, 两类企业加成率几乎保持相同变化趋势, 但 2013 年后这种动态平衡被打破。直观上, 2014 年显得有些“奇怪”——在环保督查等环境规制手段尤其严格的阶段, 理论上污染企业受到的打击更大, 但为什么污染企业的市场势力下降幅度小于非污染企业? 这是否与 2012 年《指引》的出台有关, 本文将对此进行细致的实证考察。

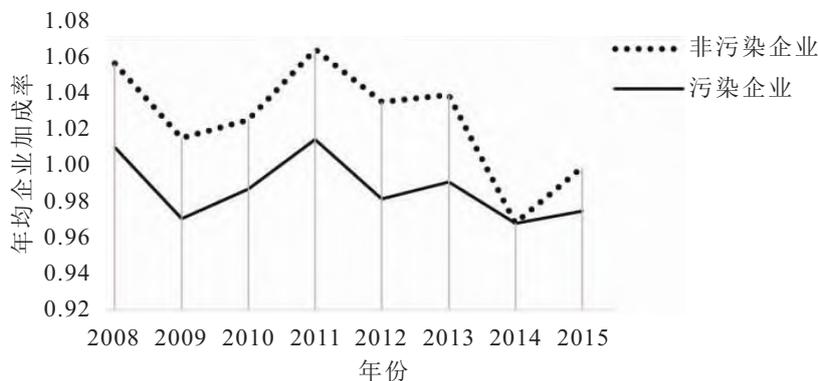


图 1 2008—2015 年钢铁行业年均加成率

注: 数据由作者基于“中国工业企业数据库”的原始数据测算得到, 测算方法见后文“变量选择与数据来源”部分。由于缺失了 2010 年的样本数据, 图中 2010 年的数据为 2009 年和 2011 年数据的平均值。

<sup>①</sup> 据 2022 年 9 月《财经》发布的《中国上市公司碳排放排行榜 (2022)》显示, 上榜企业中, 中国碳排放三大主要行业是电力、水泥和钢铁。

## （二）研究假设

1. 绿色信贷政策对企业市场势力的影响。目前，已有大量文献研究了绿色信贷政策的实施效果，基本证实了绿色信贷政策对污染企业新增贷款的抑制作用，进而倒逼污染企业减少产量和排放<sup>[12][13]</sup>。与一些传统的环境规制手段相比，绿色信贷政策在发挥金融工具的作用上具有利于加强环境信息披露、事前引导企业减排控污等独特优势，但有关绿色信贷政策如何影响企业策略性行为，从而干预企业及行业间资源配置的问题，相关研究还比较少。其中，一部分学者尝试从企业与银行及公众的关系上进行突破。例如，王宏涛等认为商业银行有足够的激励开展绿色信贷业务，这意味着扩大污染的企业将在申请贷款时变得更加被动<sup>[14]</sup>；斯丽娟等认为受绿色信贷政策影响较大的企业会主动承担更多的环境社会责任，从而改变其市场竞争力<sup>[15]</sup>。另一部分学者关注环境规制背景下企业的策略性行为，尤其是投融资<sup>[16]</sup>和创新<sup>[17]</sup>行为。但是，这两类文献都没有明确指出绿色信贷对企业市场势力的影响。

总的来看，与面对传统环境规制手段一样，面对绿色信贷政策的企业，受到银行和公众的检视，很可能存在生产经营计划<sup>[18]</sup>和投融资计划调整<sup>[19][20][21]</sup>等情况，同时绿色信贷也加速了行业优胜劣汰<sup>[22][23]</sup>，在多方因素共同作用下，企业市场势力可能发生变化。但即便如此，尚无法准确推断绿色信贷政策究竟是加强还是削弱了企业市场势力。原因在于，一方面存在有利于加强企业市场势力的因素，比如调整定价策略致使产品价格上涨<sup>[4]</sup>，积极响应政策号召购买技术设备、改良生产工艺，开展清洁化革命；另一方面又存在不利于加强企业市场势力的因素，比如被银行限制信贷、融资渠道收紧等。基于上述分析，本文提出假设 1 及对立性假设 1a 和假设 1b：

假设 1：实施绿色信贷政策会影响企业市场势力。

假设 1a：实施绿色信贷政策会加强企业市场势力。

假设 1b：实施绿色信贷政策会削弱企业市场势力。

2. 成本叠加机制。对于成本本身较高的企业，政策冲击可能引发成本叠加，增加企业生产经营成本和费用。比如，Cole 等<sup>[22]</sup>认为为了符合严苛的环保要求，企业需要购买新设备以实现清洁生产，或向有关部门缴纳排污费用。相比之下，对于成本本身较低的企业，虽然政策冲击也可能带来成本，但不存在成本“叠加”，因此在这类企业中成本因素对政策效果的干扰相对较弱。从本文关注的市场势力看，一方面，当政策冲击导致污染企业成本上升时，成本高企的企业可能缩减产量，致使产品供不应求，价格上涨；另一方面，高成本企业也可能主动上调价格，如杨焯等<sup>[24]</sup>的研究发现，当企业对污染型资源的依赖程度较高时，环境规制的“成本效应”较强，企业可能改变定价策略，通过涨价的方式将合规成本向下游转嫁<sup>[11]</sup>。总之，不论企业是“被动”还是“主动”涨价，成本叠加效应都很可能导致绿色信贷政策的市场势力提升效应放大，据此本文提出假设 2：

假设 2：成本叠加效应使高成本企业更有动力在面对绿色信贷政策冲击时提升加成率，因此增强绿色信贷政策的市场势力提升效应。

3. 技术占优机制。前文假设 1a 提出绿色信贷政策会加强企业市场势力，假设 2 认为高成本企业的政策效应更明显。但是，市场价格受供求关系等众多因素影响，并不由个别企业单方面决定，企业渴望提升价格从而导致加成率和市场势力上升是一回事，能否真正提升价格是另一回事。对于污染企业而言，在绿色消费理念逐渐深入人心的背景下，其产品本身就不具有市场竞争力，此时盲目提升价格可能会大幅缩减销量，从而得不偿失，因此企业可能采取相对保守的定价策略。本文认为，只有那些技术水平较高的污染企业，才能在面临绿色信贷政策冲击时有能力实现价格提升。因此，企业本身的技术水平会影响绿色信贷政策的市场势力提升效应，技术占优的企业提升效应更明显，据此本文提出假设 3：

假设 3：企业技术水平会影响绿色信贷政策的市场势力提升效应，技术占优的企业提升效应更

明显。

### 三、研究设计

#### (一) 模型构建

为实现本文实证分析目的, 首先需要将样本企业划分为污染企业 and 非污染企业两类。在借鉴朱平芳等<sup>[25]</sup>、沈坤荣等<sup>[26]</sup>对企业综合排放系数测算的基础上, 本文将综合排放系数大于当年行业平均综合排放系数的企业界定为污染企业, 其他则为非污染企业。本文改进后的综合排放系数计算方法如下:

$$ees_{it} = \frac{SO_{it}/GIV_{it}}{SO_t/GIV_t} \quad (1)$$

其中,  $ees_{it}$  表示企业  $i$  在第  $t$  年的  $SO_2$  相对排放系数,  $SO_{it}$  表示企业  $i$  在第  $t$  年的  $SO_2$  排放量,  $GIV_{it}$  表示企业  $i$  在第  $t$  年的工业总产值;  $SO_t$  表示第  $t$  年所有样本企业的  $SO_2$  排放量总和,  $GIV_t$  表示第  $t$  年所有样本企业的工业总产值总和,  $SO_t/GIV_t$  表示第  $t$  年所有样本企业的  $SO_2$  绝对排放系数。类似地, 企业  $i$  在第  $t$  年的烟粉尘相对排放系数 ( $eed_{it}$ ) 为

$$eed_{it} = \frac{SD_{it}/GIV_{it}}{SD_t/GIV_t} \quad (2)$$

其中,  $SD_{it}$  表示企业  $i$  在第  $t$  年的烟尘和粉尘排放量,  $SD_t$  表示第  $t$  年所有样本企业的烟尘和粉尘排放量总和,  $SD_t/GIV_t$  表示第  $t$  年所有样本企业的烟粉尘绝对排放系数。

根据 (1) 式和 (2) 式, 本文可得综合排放系数 ( $ee_{it}$ ):

$$ee_{it} = \frac{1}{2} (ees_{it} + eed_{it}) \quad (3)$$

进一步, 记  $\overline{ee_t}$  为当年样本企业平均综合排放系数。当  $ee_{it} > \overline{ee_t}$  时, 本文界定企业  $i$  为污染企业, 否则为非污染企业。在后续准自然实验中, 污染企业被设定为实验组, 非污染企业为对照组, 因为污染企业受《指引》的影响更大。

在企业界定的基础上, 本文运用双重差分 (DID) 法构建如下基准实证模型:

$$power_{it} = \beta_0 + \beta_1 treat_i \times time_t + \beta X_{ijt} + \gamma_i + \delta_t + \epsilon_{it} \quad (4)$$

其中, 被解释变量  $power_{it}$  表示企业  $i$  在第  $t$  年的市场势力, 用价格-边际成本加成率指标测度。考虑到《指引》是 2012 年实施的, 本文将双重差分项 ( $treat_i \times time_t$ ) 定义为: 当企业是污染型的且观测时间为 2012 年及以后, 该项取 1, 否则取 0。  $X_{ijt}$  为一系列控制变量组成的向量, 包括企业经营年限 ( $age_{it}$ )、流动比率 ( $curratio_{it}$ )、所在城市的人均生产总值 ( $pcgdp_{jt}$ ) 及外商投资水平 ( $fdi_{jt}$ )。  $\gamma_i$  表示企业固定效应,  $\delta_t$  表示年份固定效应,  $\epsilon_{it}$  表示随机误差项。

#### (二) 变量选择与数据来源

1. 被解释变量: 企业市场势力 ( $power_{it}$ ), 即市场主体影响商品价格的能力。已有研究在测算行业竞争度时多采用传统结构主义方法, 比如常见的 CR 指数和赫芬达尔指数, 但这些方法普遍被认为不准确<sup>[11]</sup>, 而且不适合企业层面的研究。本文在 DLW 方法<sup>[10][27]</sup>和 Raval 方法<sup>[28]</sup>的基础上估计企业价格-边际成本加成率, 并以此测度企业市场势力。根据欧拉方程的思想, 对于可自由流动的要素  $j$ , 企业  $i$  在要素市场实现最优时, 要素价格等于要素创造的边际收入, 即

$$\gamma_i^j = mr_i \partial q_i / \partial c_i^j \quad (5)$$

其中,  $\gamma_i^j$  表示企业  $i$  投入的要素  $j$  的价格,  $c_i^j$  表示企业  $i$  投入的要素  $j$  的数量,  $mr_i$  表示企业  $i$  的边际收入,  $q_i$  表示企业  $i$  的产量。

企业  $i$  在产品市场实现最优时, 边际收入  $mr_i$  等于边际成本  $mc_i$ , 因此 (5) 式变为

$$\gamma_i^j = mc_i \partial q_i / \partial c_i^j \quad (6)$$

对 (6) 式变形可得:

$$c_i^j \gamma_i^j = mc_i q_i \theta_i^j \quad (7)$$

其中,  $\theta_i^j \equiv \partial \ln q_i / \partial \ln c_i^j$ , 表示企业  $i$  投入的要素  $j$  的产出弹性。对 (7) 式变形可得:

$$power_i \equiv \frac{p_i}{mc_i} = \theta_i^j / \frac{c_i^j \gamma_i^j}{p_i q_i} \quad (8)$$

其中,  $p_i$  表示企业  $i$  的产品价格。(8) 式即是采用 DLW 方法估计企业加成率的核心思想。然而, 利用 (8) 式估计  $power_i$  需要首先估计  $\theta_i^j$ , 但估计  $\theta_i^j$  是一大难点<sup>[29]</sup>。根据传统生产经济学的思路, 估计  $\theta_i^j$  需要设定生产函数形式, 例如大量文献假定生产函数为超越对数型<sup>[10]</sup>, 但这类做法可能存在三个严重问题: (1) 超越对数型生产函数涉及较多的待估系数, 多数时候这些系数的估计值并非都显著, 用一些不太显著的系数估计值去估计  $\theta_i^j$ , 会使  $\theta_i^j$  不够准确。(2) 在使用超越对数型生产函数估计  $\theta_i^j$  时, 经常计算得到部分企业的  $\theta_i^j$  为负值, 这一方面并不符合现实情况, 另一方面也会导致  $power_i$  的估计值为负。(3) 在识别生产函数时, 产品价格和全要素生产率不可观测, 因此估计的产出弹性很可能是收入弹性, 这可能会导致 DLW 方法失效<sup>[11][29][30]</sup>。

根据 Raval<sup>[28]</sup> 的假定, 所有要素都可自由流动, 那么由 (7) 式可得企业  $i$  的总可变成本:

$$\sum_j c_i^j \gamma_i^j = mc_i q_i \sum_j \theta_i^j \quad (9)$$

用 (7) 式比上 (9) 式可知:

$$\frac{c_i^j \gamma_i^j}{\sum_j c_i^j \gamma_i^j} = \frac{\theta_i^j}{\sum_j \theta_i^j} \quad (10)$$

根据邓忠奇等<sup>[11]</sup>的研究, 当规模报酬不变时,

$$\sum_j \theta_i^j = 1 \quad (11)$$

将 (11) 式代入 (10) 式可得:

$$\frac{c_i^j \gamma_i^j}{\sum_j c_i^j \gamma_i^j} \approx \theta_i^j \quad (12)$$

据此, Raval<sup>[28]</sup> 认为可以用要素的成本份额来估计  $\theta_i^j$ 。这提供了一种比较好的思路, 原因在于: (1) 上述推导过程不需要外生给定生产函数形状, 避免了前述生产函数识别的问题; (2) 该做法保证了  $\theta_i^j$  在 (0, 1) 的区间内取值, 因此估计的加成率不会存在异常值; (3) 相比邓忠奇等<sup>[11]</sup>、尹恒等<sup>[29]</sup>和 Tsionas 等<sup>[31]</sup>所提的研究方法, 这种方法的可操作性更强, 能规避 Bond 等<sup>[33]</sup>指出的许多问题。

为进一步控制随机因素的干扰, Raval<sup>[28]</sup> 将样本划分为若干类子样本, 再利用每一类子样本数据来估计  $\theta_i^j$ 。划分子样本依据的是“劳动投入成本与中间品投入成本之比”的大小, 这是因为理论分析表明, 对于那些劳动投入成本与中间品投入成本之比近似的企业, 其要素的产出弹性也比较近似。由于要素支出份额 ( $c_i^j \gamma_i^j / p_i q_i$ ) 是可观测变量, 那么在得到  $\theta_i^j$  的估计值后, 将之代入 (8) 式即可获得加成率的估计值。

2. 解释变量: 双重差分项  $treat_i \times time_t$ 。  $treat_i$  表示界定企业类型的虚拟变量, 污染企业取 1, 非污染企业取 0;  $time_t$  表示政策发生前后的虚拟变量, 2012 年及以后取 1, 之前取 0。

3. 控制变量。企业层面: (1) 企业经营年限 ( $age_{it}$ )。企业经营年限直观反映了企业存续时间。处在不同生命周期的企业, 在外部融资环境、资金规模、市场占有率、政企关系等方面都存在

很大差异。具体计算公式为: 经营年限 ( $age_{it}$ ) = 观测年 - 成立年 + 1。(2) 流动比率 ( $curratio_{it}$ ), 即流动资产除以流动负债。流动比率反映了企业资产变现能力及短期偿债能力。城市层面:(3) 人均生产总值 ( $pcgdp_{jt}$ )。根据环境库兹涅茨曲线, 在人均生产总值低于某一临界值时, 经济增长倾向于加重环境压力; 反之, 则倾向于减轻环境压力。(4) 企业所在城市外商投资水平 ( $fdi_{jt}$ ), 即外商直接投资额占当地生产总值的比重。外资进入会对企业产品质量和加成率等产生显著影响<sup>[32]</sup>, 因此也应当加以控制。

4. 机制变量: (1) 本文采用总成本费用 ( $tocost_{it}$ ) 检验成本叠加机制。根据我国现行的利润表编制规定, 令总成本费用为企业主营业务成本与“三费”(销售费用、财务费用和管理费用)之和<sup>①</sup>。(2) 本文用全要素生产率 ( $tfp_{it}$ ) 检验技术占优机制。关于  $tfp_{it}$  的测算, 常用方法包括随机边界分析法、数据包络分析法、OP/LP 法等, 其中 OP/LP 法能克服联立性偏差和样本选择偏差, 更加适合企业层面研究。限于 OP 法的不足, 本文采用 LP 法测算企业全要素生产率。

5. 分组变量: (1) 是否为国有企业的虚拟变量  $soe_{it}$ : 取 1 表示国有企业, 否则取 0。(2) 企业所在地区的虚拟变量  $area_{it}$ : 当企业所在地区为“三大区”(京津冀、长三角及珠三角)时,  $area_{it}$  取 1, 否则取 0。

本文主要使用中国钢铁行业的非平衡面板数据, 企业层面的数据主要来自历年“中国工业企业数据库”和“中国工业企业污染数据库”, 城市层面的数据来自《中国城市统计年鉴》和各省市统计年鉴, 样本期间为 2008—2015 年, 其中 2010 年样本缺失了核心数据, 故本文进行了剔除。另外, 为减弱微观数据误差, 本文对异常企业样本进行了剔除, 包括在 2012 年以前已停止生产经营活动的企业、在 2012 年以后新成立的企业、存在数据大量缺失或异常的企业, 并对数据统一进行缩尾处理, 最终得到 15 560 个观测样本。变量的描述性统计由表 1 给出,  $pcgdp_{jt}$  和  $tocost_{it}$  的数据进行了对数化处理, 主要数据基本服从正态分布。

表 1 数据描述性统计

变量类型	变量符号	样本数	平均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	$power_{it}$	15 560	1.022 7	0.128 2	0.781 5	1.641 7
控制变量	$age_{it}$	15 560	11.117 5	8.471 5	1.750 0	53.833 3
	$curratio_{it}$	14 681	1.824 5	3.365 3	0.121 9	25.817 8
	$pcgdp_{jt}$	15 560	10.609 3	0.617 4	9.217 1	11.924 1
机制变量	$fdi_{jt}$	15 560	0.021 8	0.019 1	0.000 4	0.083 3
	$tocost_{it}$	14 626	12.414 9	1.707 3	7.019 3	19.226 6
分组变量	$tfp_{it}$	14 459	-0.767 9	0.187 5	-2.806 9	4.324 0
	$soe_{it}$	15 560	0.069 7	0.254 7	0.000 0	1.000 0
调节变量	$area_{it}$	15 560	0.388 1	0.487 3	0.000 0	1.000 0
	$fincons_{it}$	15 560	-3.008 6	0.598 6	-5.089 5	-0.204 4

## 四、基准回归、稳健性检验与异质性分析

### (一) 基准回归

表 2 报告了本文基准回归结果。在固定年份效应和企业个体效应的基础上, 首先在不引入控制变量的情形下进行回归, 得到表 2 第 (1) 列, 其中  $treat_{it} \times time_{it}$  对  $power_{it}$  的回归系数  $\beta_1$  的估计值

<sup>①</sup> 本文还分别检验了绿色信贷政策实施对企业主营业务成本、销售费用、财务费用和管理费用的影响, 回归系数均在 1% 显著性水平下为正, 有关结果可向作者索取。

为 0.011 2，在 5% 的显著性水平下异于零，说明绿色信贷政策加强了企业市场势力。进一步，逐步引入控制变量后，得到表 2 第 (2) 至第 (5) 列，发现  $\beta_1$  的估计值仍显著且为正。因此，表 2 验证了假设 1 和假设 1a，这一发现也与田露露等<sup>[5]</sup>的结论一致。

表 2 绿色信贷政策影响企业市场势力的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	$power_{it}$	$power_{it}$	$power_{it}$	$power_{it}$	$power_{it}$
$treat_t \times time_t$	0.011 2** (0.004 9)	0.011 9** (0.004 8)	0.011 6** (0.005 0)	0.011 8** (0.005 0)	0.012 4** (0.005 0)
$age_{it}$		-0.000 5*** (0.000 1)	-0.000 5*** (0.000 1)	-0.000 4*** (0.000 1)	-0.000 4*** (0.000 1)
$curratio_{it}$			0.004 2*** (0.000 4)	0.004 1*** (0.000 4)	0.004 2*** (0.000 4)
$pcgdp_{jt}$				-0.006 0*** (0.001 8)	-0.000 4 (0.002 1)
$fdi_{jt}$					-0.347 7*** (0.061 9)
常数项	1.021 6*** (0.001 1)	1.027 3*** (0.001 7)	1.018 6*** (0.001 8)	1.081 7*** (0.018 9)	1.029 3*** (0.022 0)
年份效应	控制	控制	控制	控制	控制
企业效应	控制	控制	控制	控制	控制
样本数	15 560	15 560	14 681	14 681	14 681
调整后的 $R^2$	0.056 1	0.057 2	0.069 6	0.070 2	0.072 1

注：括号内是稳健的标准误，\*、\*\*和\*\*\*分别表示在 10%、5%和 1%的显著性水平下系数显著，下同。

## (二) 稳健性检验

1. 平行趋势检验。首先对基准模型进行平行趋势检验，即政策发生前非污染企业与污染企业的年均企业加成率变化趋势应大致保持一致，而政策发生后两类企业年均加成率不再保持平行趋势。图 1 已直观地展示了两类企业年均加成率的平行趋势特征，此处再利用动态效应模型得到政策效应变化情况（如图 2 所示）。从图 2 看出，在政策发生前政策效应并不十分明显，政策发生当期也未即刻显示出较强的政策效果，但在政策发生的第二年后，绿色信贷政策效果开始显现，并在 2014 年和 2015 年表现得非常显著。由此可见，《指引》出台的政策效果存在时滞，在未来年份中政策效应非常明显。由于企业定价存在黏性，政策反应需要时间，因此政策效果的时滞符合预期，同时未来年份的显著政策效果表明本研究满足平行趋势检验要求。

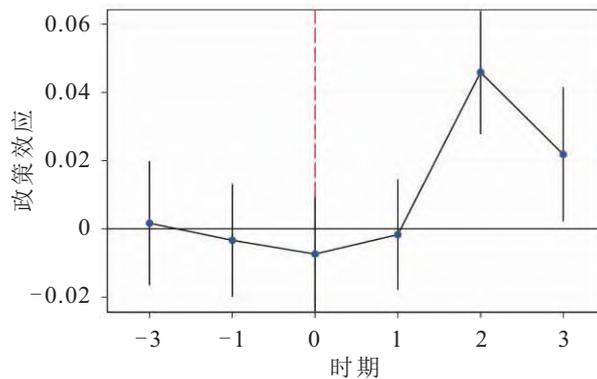


图 2 动态政策效应

2. 安慰剂检验。基于反事实思路的安慰剂检验主要有两种途径: 随机指定政策发生年份、随机生成实验组与对照组。首先, 表 3 的第 (1) 和第 (2) 列分别显示了假定政策发生在 2009 年和 2011 年的回归结果, 可以看出核心变量的回归系数并不显著。表 3 的第 (3) 和第 (4) 列分别显示了假定政策发生在 2013 年和 2014 年的回归结果, 可以看出核心变量的回归系数在 1% 的显著性水平下为正。以上两点表明政策发生时间应在 2011—2013 年间, 与实际政策发生时间一致, 因此通过稳健性检验。

表 3 随机指定政策发生年份的检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	$power_u$	$power_u$	$power_u$	$power_u$
$treat_i \times time_t$	0.0073 (0.0094)	0.0079 (0.0062)	0.0204*** (0.0046)	0.0400*** (0.0043)
$age_u$	-0.0004*** (0.0001)	-0.0004*** (0.0001)	-0.0004*** (0.0001)	-0.0004*** (0.0001)
$curratio_u$	0.0042*** (0.0004)	0.0042*** (0.0004)	0.0042*** (0.0004)	0.0042*** (0.0004)
$pcgdp_t$	-0.0004 (0.0021)	-0.0004 (0.0021)	-0.0003 (0.0021)	-0.0003 (0.0021)
$fdi_u$	-0.3462*** (0.0618)	-0.3465*** (0.0619)	-0.3508*** (0.0619)	-0.3532*** (0.0619)
常数项	1.0289*** (0.0221)	1.0291*** (0.0220)	1.0278*** (0.0220)	1.0279*** (0.0220)
控制变量	是	是	是	是
年份效应	控制	控制	控制	控制
企业效应	控制	控制	控制	控制
样本数	14681	14681	14681	14681
调整后的 $R^2$	0.0718	0.0719	0.0726	0.0740

其次, 针对  $treat_i$  变量, 本文利用随机生成的新变量来替换原来的  $treat_i$ 。若基于新变量得出的关键系数仍然显著, 则说明基准回归所得出的处理效应并不是绿色信贷政策产生的, 那么基准回归结果不稳健, 反之则稳健。具体地, 本文利用计算机程序对实验组和控制组进行随机划分, 即在总样本中每次随机抽取 300 个样本作为实验组 (剩余即为控制组), 然后利用随机抽样后的数据进行回归, 并重复该过程 800 次。表 4 中第 (1) 和第 (2) 列分别给出了未加入控制变量和加入控制变量的回归结果, 从中可以看出,  $treat_i \times time_t$  的系数均不显著, 这进一步说明基准回归结果稳健。

3. 利用倾向得分匹配 (PSM) 法再检验。相较于传统的 DID 方法, PSM-DID 方法能更好地避免自选择偏差, 是 DID 模型稳健性检验的常用方法之一。表 4 中第 (3) 列是利用 PSM-DID 方法的固定效应模型回归结果, 交互项系数在 5% 显著性水平下为正值。进一步, 本文在考虑共同支撑假设的情形下进行调整回归, 结果分别展示在表 4 的第 (4) 和第 (5) 列。从表 4 的第 (4) 和第 (5) 列可以看出,  $treat_i \times time_t$  的回归系数为正, 且分别在 1% 和 5% 显著性水平下显著, 与表 2 的结果基本一致, 因此基准回归结果稳健。

4. 更换被解释变量。除了直接测度市场势力的加成率指标外, 早期文献也经常利用市场结构指标反推企业市场势力, 虽然这种做法并不完全合理<sup>[11]</sup>, 但此处不妨如此操作, 即利用对数化处理后的企业总资产 ( $\ln assets_{it}$ )<sup>[33]</sup> 和市场份额指数 ( $\ln s_{it}^2$ )<sup>[34]</sup> 替代原有市场势力测度指标, 对基准模

表 4 随机指定实验组、更换被解释变量及 PSM-DID 的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	随机指定 实验组	随机指定 实验组	$power_{it}$ 固定效应 模型	使用满足共同支撑 假设的样本		$\ln assets_{it}$	$\ln s_{it}^2$
$treat_i \times time_t$	-0.026 2 (0.015 9)	-0.022 3 (0.018 2)	0.012 4** (0.005 6)	0.009 7*** (0.005 6)	0.012 4** (0.005 6)	0.594 0*** (0.083 5)	1.262 1*** (0.158 9)
$age_{it}$		0.001 51 (0.001 1)	-0.000 4*** (0.000 1)		-0.000 4*** (0.000 1)	0.064 0*** (0.001 8)	0.102 0*** (0.003 9)
$curratio_{it}$		0.005 7** (0.002 8)	0.004 2*** (0.000 3)		0.004 3*** (0.000 3)	-0.049 6*** (0.003 6)	-0.045 7*** (0.006 9)
$pcgdp_{it}$		-0.020 4 (0.016 4)	-0.000 4 (0.002 1)		-0.000 4 (0.002 1)	0.378 1*** (0.028 8)	0.653 8*** (0.053 8)
$fdi_{it}$		0.062 5 (0.468 0)	-0.347 7*** (0.062 3)		-0.345 8*** (0.062 4)	-0.474 8 (0.898 2)	4.059 9** (1.657 4)
常数项	1.044 0*** (0.011 2)	1.230 0*** (0.164 0)	1.029 3*** (0.021 7)	1.021 1*** (0.001 2)	1.029 2*** (0.021 8)	7.155 1*** (0.295 4)	-27.203 6*** (0.551 1)
控制变量	否	是	是	否	是	是	是
年份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
企业效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本数	15 560×800		14 681	14 669	14 669	14 681	14 678
调整后的 $R^2$	0.009 0	0.031 0	0.072 1	0.056 8	0.071 8	0.172 6	0.119 8

型进行再检验<sup>①</sup>。相应的回归结果由表 4 的第 (6) 和第 (7) 列给出，此时  $treat_i \times time_t$  的回归系数均在 1% 的显著性水平下显著异于零。这进一步表明，绿色信贷政策提升污染企业市场势力的原因除了前文提到的迫使企业减产涨价之外，还有可能导致企业规模做大，即“抱团取暖”。一方面，部分环境指标难以达标的污染企业被迫退出市场，剩余企业占领了这些企业的市场份额；另一方面，仍然存活的污染企业很可能并购重组以便依附一些大企业，从而使市场份额增加。

### (三) 异质性分析

企业所有权属性和所在地区经济发展水平或将直接影响企业发展状况和生产经营决策。(1) 企业所有权属性差异。首先，由于我国金融市场发展尚不完善，金融资源在国有企业和非国有企业间配置不合理。由于缺少担保等原因，“融资贵、融资难”问题在民营企业中更加突出。其次，国有资本体量大、实力强，在工业行业上游和资源型行业中占据重要地位。因此与非国有企业相比，国有企业的市场势力可能更强，二者受政策影响的情况也可能存在差异。(2) 地区差异。京津冀、长三角和珠三角地区是我国市场经济最活跃的地区。地区经济发展必然赋能当地企业发展，从而影响企业行为。综合以上两点，本文展开分组研究，将企业按照其所有权属性划分为国有企业和非国有企业，按其所在地区分为“三大区”企业和“非三大区”企业。

表 5 第 (1) 列和第 (2) 列是根据企业所有权属性进行分组回归的结果。从  $treat_i \times time_t$  对  $power_{it}$  的回归系数看，不论企业所有权属性如何，回归系数均显著为正，表明绿色信贷政策出台对企业市场势力有正向作用，与假设 1a 的结论一致。当企业是国有性质时，回归系数为 0.050 5，高于“非国有”情况，同时在 1% 显著性水平下显著，说明绿色信贷政策出台对国有企业影响程度更加明显。原因可能与国有企业存在政府隐性担保、融资便利等有关；同时，国有企业一般规模较

<sup>①</sup> 其中， $s_{it}$  表示企业主营业务收入的市场份额，这里取平方主要是为了与传统市场结构指标 HHI 相匹配。

大, 在面临政策压力时更有能力进行成本转嫁, 从而更有可能提升市场势力; 此外, 国有企业还能及时掌握政策信息动态, 实时调整经营方案, 最终表现出更好的适应性和竞争能力。表 5 第 (3) 列和第 (4) 列是根据企业所在区域进行分组回归的结果。当企业位置在“三大区域”时,  $treat_i \times time_t$  对  $power_{it}$  的回归系数不显著, 说明此时企业市场势力不会因绿色信贷政策的出台而显著提升。反之, 当企业位于“非三大区域”时,  $treat_i \times time_t$  对  $power_{it}$  的回归系数为正, 并在 10% 显著性水平下显著。出现这一差异化结果的主要原因是, 从可竞争市场理论看, 三大区域的经济竞争相对激烈, 企业贸然提升加成率的结果很可能是损失大量市场份额, 因此企业倾向于采取保守的价格策略。

表 5 异质性分析

变量	国有企业 (1)	非国有企业 (2)	三大区 (3)	非三大区 (4)
$treat_i \times time_t$	0.0505*** (0.0189)	0.0106** (0.0052)	0.0133 (0.0101)	0.0113* (0.0059)
常数项	1.2144*** (0.1014)	1.0203*** (0.0224)	1.1988*** (0.0383)	0.8593*** (0.0307)
控制变量	是	是	是	是
年份效应	控制	控制	控制	控制
企业效应	控制	控制	控制	控制
样本数	1076	13605	5822	8859
调整后的 $R^2$	0.1109	0.0710	0.0800	0.0793

## 五、关于机制分析和融资约束的讨论

### (一) 机制分析

本部分进行成本叠加效应和技术占优效应的机制检验, 建立如下模型:

$$power_{it} = \beta_{21} + treat_i \times time_t \times (\beta_{31} + \beta_{41} tocost_{it}) + \beta X_{it} + \gamma_i + \delta_t + \epsilon_{it} \quad (13)$$

$$power_{it} = \beta_{22} + treat_i \times time_t \times (\beta_{32} + \beta_{42} tfp_{it}) + \beta X_{it} + \gamma_i + \delta_t + \epsilon_{it} \quad (14)$$

公式 (13) 和 (14) 分别检验成本叠加效应和技术占优效应, 回归结果如表 6、表 7 所示。表 6 第 (1) 列是未加入控制变量的回归结果, 其中  $treat_i \times time_t \times tocost_{it}$  的回归系数  $\beta_{41}$  在 1% 的显著性水平下为正, 表明企业成本叠加机制强化了绿色信贷政策对企业市场势力的提升效应。逐步引入控制变量后, 结果与表 6 第 (1) 列的回归结果在系数显著性水平和符号方面保持一致, 因此假设 2 得到验证。

表 6 成本叠加效应检验

变量	(1) $power_{it}$	(2) $power_{it}$	(3) $power_{it}$	(4) $power_{it}$	(5) $power_{it}$
$treat_i \times time_t \times tocost_{it}$	0.0051*** (0.0012)	0.0065*** (0.0013)	0.0078*** (0.0013)	0.0077*** (0.0013)	0.0077*** (0.0013)
年份效应	控制	控制	控制	控制	控制
企业效应	控制	控制	控制	控制	控制
样本数	14626	14626	13794	13794	13794
调整后的 $R^2$	0.0548	0.0565	0.0697	0.0705	0.0719

表 7 第 (1) 列是未加入控制变量的回归结果, 回归系数  $\beta_{12}$  在 1% 的显著性水平下为正, 逐步引入控制变量后该结果依然成立, 表明技术占优机制强化了绿色信贷政策对企业市场势力的提升效应, 即假设 3 得到验证。

表 7 技术占优效应检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	$power_{it}$	$power_{it}$	$power_{it}$	$power_{it}$	$power_{it}$
$treat_i \times time_t \times tfp_{it}$	0.188 2*** (0.025 0)	0.180 8*** (0.026 0)	0.175 3*** (0.025 1)	0.172 8*** (0.025 3)	0.171 8*** (0.025 4)
年份效应	控制	控制	控制	控制	控制
企业效应	控制	控制	控制	控制	控制
样本数	14 459	14 459	14 459	14 459	14 459
调整后的 $R^2$	0.064 0	0.064 4	0.075 0	0.075 5	0.077 4

## (二) 有关融资约束的讨论: 一个重要的调节因素

前文分析表明, 绿色信贷政策在刺激污染企业提升市场势力的过程中, 还具有成本叠加效应和技术占优效应。但是, 绿色信贷政策的作用效果可能与同时段内其他环境规制政策存在叠加, 为了体现绿色信贷政策的独特性, 本部分聚焦观察一个可能的调节因素——融资约束 ( $fincons_{it}$ )。因为绿色信贷主要影响企业融资, 而其他环境规制政策对企业融资的影响较小。世界银行的报告显示, 中国有 75% 的非金融类上市企业选择将融资约束列为企业发展的主要障碍, 该比例居 80 个被调查国家之首<sup>[35]</sup>。融资约束对企业的影响集中在以下四个方面: (1) 可能影响企业价值。例如, Chan 等<sup>[36]</sup>证实了融资约束与公司股票收益之间的负相关关系。(2) 可能影响投资活动。(3) 可能影响企业的竞争策略。(4) 可能影响企业创新<sup>[37]</sup>。总的来看, 融资约束可能会使企业面临不利, 但以上研究并未揭示融资约束对企业市场势力的影响, 为此本部分试图回答: (1) 绿色信贷政策是否普遍地使当年污染企业受到融资约束; (2) 融资约束如何作用于绿色信贷政策与企业市场势力的关系; (3) 同时考虑成本叠加效应、技术占优效应与融资约束时, 绿色信贷政策如何影响企业市场势力。

关于融资约束的测算方法, 传统 Kaplan-Zingales 指数<sup>[38]</sup>和 Whited-Wu 指数<sup>[39]</sup>存在内生性金融变量过多的问题。对此, Hadlock 等<sup>[40]</sup>进行了改进, 提出融资约束指数计算公式 (Size-Age 指数测度法), 即

$$fincons_{it} = -0.737size_{it} + 0.043size_{it}^2 - 0.04age_{it} \quad (15)$$

其中,  $size_{it}$  表示第  $t$  年  $i$  企业规模, 使用企业总资产的对数测度;  $age_{it}$  表示第  $t$  年  $i$  企业年龄。

1. 绿色信贷政策与企业融资约束。在分析企业融资约束的调节作用前, 先观察绿色信贷政策对企业融资约束的影响。用融资约束 ( $fincons_{it}$ ) 替换公式 (4) 中的被解释变量, 其余设定保持不变。表 8 展示了《指引》实施对企业融资约束的影响, 逐步引入控制变量后, 核心变量的回归系数仍然显著为正, 表明《指引》的确使污染企业的融资约束增强。

2. 融资约束的调节作用。令融资约束 ( $fincons_{it}$ ) 与  $treat_i \times time_t$  交乘形成三重交互项, 以此检验融资约束是否对主过程起调节作用。表 9 是融资约束 ( $fincons_{it}$ ) 调节下的双向固定效应模型的回归结果。在表 9 的第 (1) 列中,  $treat_i \times time_t \times fincons_{it}$  回归系数在 5% 的显著性水平下为负, 表明融资约束不利于加强绿色信贷的政策效应。该调节作用在企业所有权属性上呈现出非对称性。在国有企业样本中,  $treat_i \times time_t \times fincons_{it}$  的回归系数不显著, 但在非国有企业样本中, 回归系数在 1% 显著性水平下为负, 说明融资约束较强的非国有企业即使面临绿色信贷政策的契机, 提升市场势力的能力也有限。

表 8 绿色信贷政策影响企业融资约束的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	$fincons_{it}$	$fincons_{it}$	$fincons_{it}$	$fincons_{it}$	$fincons_{it}$
$treat_t \times time_t$	0.2007*** (0.0289)	0.2201*** (0.0291)	0.2210*** (0.0298)	0.2152*** (0.0296)	0.2147*** (0.0296)
$age_{it}$		-0.0133*** (0.0008)	-0.0134*** (0.0008)	-0.0145*** (0.0008)	-0.0145*** (0.0008)
$curratio_{it}$			-0.0171*** (0.0010)	-0.0161*** (0.0010)	-0.0162*** (0.0010)
$pcgdp_{jt}$				0.1176*** (0.0088)	0.1121*** (0.0099)
$fdi_{jt}$					0.3400 (0.3060)
常数项	-3.0279*** (0.0053)	-2.8821*** (0.0091)	-2.8380*** (0.0095)	-4.0745*** (0.0919)	-4.0232*** (0.1004)
年份效应	控制	控制	控制	控制	控制
企业效应	控制	控制	控制	控制	控制
样本数	15560	15560	14681	14681	14681
调整后的 $R^2$	0.0400	0.0737	0.0816	0.0932	0.0932

表 9 融资约束的调节效应

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	$power_{it}$	$power_{it}$	$power_{it}$	$power_{it}$	$power_{it}$
$treat_t \times time_t \times fincons_{it}$	-0.0087** (0.0034)	0.0047 (0.0093)	-0.0104*** (0.0038)	-0.0088** (0.0043)	-0.0162*** (0.0050)
$fincons_{it}$	0.0276*** (0.0018)	0.0091** (0.0043)	0.0373*** (0.0021)	0.0272*** (0.0022)	0.0304*** (0.0030)
年份效应	控制	控制	控制	控制	控制
企业效应	控制	控制	控制	控制	控制
样本数	14681	1076	13605	5822	8859
调整后的 $R^2$	0.0858	0.1123	0.0911	0.0973	0.0917

注: 第 (1) 列是全样本回归结果, 第 (2) 和第 (3) 列分别表示国有企业和非国有企业样本的回归结果, 第 (4) 和第 (5) 列分别表示三大区域和非三大区域样本的回归结果。

进一步地, 为了修正传统线性回归方法的“均值化”误差, 本文运用分位数回归 (Quantile Regression) 方法, 考察融资约束调节下绿色信贷政策实施对企业市场势力条件分布的影响。在分位数回归过程中使用自助法分别重复 400 次。表 10 给出了引入融资约束后的分位数回归结果, 其中第 (1) 至第 (5) 列分别为 0.1、0.25、0.5、0.75 和 0.9 分位数回归结果。表 10 显示, 随着分位数的增加, 核心回归系数逐渐显著 (0.5 分位数后回归系数的显著性水平自 10% 变为 1%), 同时绝对值也逐渐变大, 表明在融资约束调节下绿色信贷政策对企业市场势力的影响在逐渐变强, 即市场势力较强的企业 (很可能是一些大企业) 更容易表现出融资约束的调节作用。

表 10 引入融资约束调节效应的分位数回归

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	$power_{it}$	$power_{it}$	$power_{it}$	$power_{it}$	$power_{it}$
$treat_i \times time_t \times fincons_{it}$	0.0063 (0.0043)	0.0011 (0.0024)	-0.0034* (0.0020)	-0.0130*** (0.0039)	-0.0308*** (0.0103)
$fincons_{it}$	0.0129*** (0.0017)	0.0122*** (0.0009)	0.0203*** (0.0011)	0.0390*** (0.0030)	0.0551*** (0.0067)
年份效应	控制	控制	控制	控制	控制
企业效应	控制	控制	控制	控制	控制
样本数	14681	14681	14681	14681	14681

3. 融资约束下的成本叠加效应与技术占优效应。此处分别构造融资约束与成本叠加效应和技术占优效应的交乘项，以刻画真实情景中企业在受到融资约束的情形下，成本叠加效应和技术占优效应如何发挥作用及其效应将被如何调节。实证模型如下：

$$power_{it} = \beta_{51} + treat_i \times time_t \times (\beta_{61} + \beta_{71} \times tocost_{it} \times fincons_{it}) + \beta X_{it} + \gamma_i + \delta_t + \epsilon_{it} \quad (16)$$

$$power_{it} = \beta_{52} + treat_i \times time_t \times (\beta_{62} + \beta_{72} \times tfp_{it} \times fincons_{it}) + \beta X_{it} + \gamma_i + \delta_t + \epsilon_{it} \quad (17)$$

表 11 展示了引入融资约束后成本叠加效应的检验结果。其中， $treat_i \times time_t \times tocost_{it} \times fincons_{it}$  的回归系数在 1% 显著性水平下为正，表示融资约束强化了成本叠加效应在主模型中的作用。由此可见，绿色信贷政策强化了污染企业融资约束（如表 8 所示），融资约束的加强进一步使污染企业在生产经营层面变得更加被动，因此企业不得不通过涨价来弥补亏损，成本叠加效应从而得到强化。

表 11 引入融资约束的成本叠加效应检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	$power_{it}$	$power_{it}$	$power_{it}$	$power_{it}$	$power_{it}$
$treat_i \times time_t \times tocost_{it} \times fincons_{it}$	0.0010*** (0.0003)	0.0008*** (0.0003)	0.0011*** (0.0003)	0.0011*** (0.0003)	0.0011*** (0.0003)
年份效应	控制	控制	控制	控制	控制
企业效应	控制	控制	控制	控制	控制
样本数	14626	14626	13794	13794	13794
调整后的 $R^2$	0.0545	0.0557	0.0686	0.0695	0.0709

注：第（1）列是全样本回归结果，第（2）和第（3）列分别表示国有企业和非国有企业样本的回归结果，第（4）和第（5）列分别表示三大区域和非三大区域样本的回归结果。

表 12 展示了引入融资约束后技术占优效应的检验结果。其中， $treat_i \times time_t \times tfp_{it} \times fincons_{it}$  的回归系数在 1% 显著性水平下为负，表示融资约束削弱了技术占优效应。可能的原因在于，融资约束较强的企业，即使存在技术占优效应，但由于缺乏资金，很难采取切实有效的行动来提升市场势力，因此不得不采取相对保守的策略。当然，前文表 7 表明，总的来看，技术占优效应仍是正向的。

表 12 引入融资约束的技术占优效应检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	$power_a$	$power_a$	$power_a$	$power_a$	$power_a$
$treat_i \times time_i \times tfp_i \times fincons_i$	-0.066 0*** (0.006 0)	-0.064 3*** (0.006 2)	-0.064 5*** (0.005 9)	-0.064 4*** (0.005 9)	-0.064 1*** (0.005 9)
年份效应	控制	控制	控制	控制	控制
企业效应	控制	控制	控制	控制	控制
样本数	14 459	14 459	14 459	14 459	14 459
调整后的 $R^2$	0.067 4	0.067 8	0.078 9	0.079 5	0.081 4

注: 第 (1) 列是全本回归结果, 第 (2) 和第 (3) 列分别表示国有企业和非国有企业样本的回归结果, 第 (4) 和第 (5) 列分别表示三大区域和非三大区域样本的回归结果。

## 六、研究结论与政策启示

坚持人与自然和谐共生是新时代坚持和发展中国特色社会主义的基本方略之一, 也是实施“双碳”战略的初衷之一。为此, 一系列环境治理政策先后出台。然而, 不管是市场激励型还是行政命令型环境治理政策, 都很可能干扰市场主体原有的竞合关系, 从而影响市场定价。因此, 在有关政策制定之初需要审慎研判, 防止政策的过度非竞争中性干预扭曲市场。本文以钢铁行业为例, 以《绿色信贷指引》的出台为准自然实验, 探究绿色信贷政策对企业定价的影响。实证研究发现: (1) 总体上, 绿色信贷政策加强了污染企业市场势力, 政策效果存在成本叠加效应和技术占优效应两大机制。成本叠加效应导致高成本企业更有动力在绿色信贷政策冲击时提升加成率, 因此企业可能通过涨价的方式将成本向下游转嫁; 技术占优效应导致高技术企业更有能力在绿色信贷政策冲击时提升加成率。(2) 绿色信贷政策实施对污染企业市场势力的影响存在异质性, 企业所有权属性及所在地区的差异会使得政策效果有所不同。(3) 融资约束对绿色信贷政策的效果起调节作用, 会加强成本叠加效应, 削弱技术占优效应。

基于上述结论, 本文提出以下政策建议: 首先, 要进一步建立健全支持绿色信贷发展的政策体系, 防止政策因素对市场的过度非竞争中性干预。在信贷过程中应当“歧视”的是企业污染行为, 而不是企业本身。即使企业是高污染、高能耗企业, 但只要其贷款用途是有利于清洁生产的, 就应当予以支持。其次, 要注重缓解企业融资约束, 避免绿色信贷政策使融资约束较强的中小企业雪上加霜。在实施绿色信贷政策的同时, 也有必要加强对商业银行、影子银行和商业信用等部门相关业务的监管, 完善相关信息的披露制度, 因为在面临融资约束的情况下, 污染企业也可以通过影子银行和商业信用渠道获得资金。这不仅会使绿色信贷政策难以起效, 还可能导致金融风险积累。再次, 要注重绿色信贷政策与其他环境管制手段的协调运用。对于一些融资约束本就比较严重的污染企业, 很可能在绿色信贷政策压力下通过降低会计信息质量来操纵盈余、骗取融资, 使信贷市场出现逆向选择和道德风险; 对于那些融资约束并不严重的技术占优企业, 在绿色信贷政策的作用下, 很可能顺水推舟, 减产涨价, 将合规成本转嫁下游, 此时配合以必要的价格规制显得必要。最后, 实施绿色信贷政策的根本目的在于实现清洁化生产, 而不是为了抑制某类企业的发展。对那些有志于绿色创新、走清洁化道路的企业, 应当给予适当扶持, 提升其绿色创新的补偿。

### 参考文献

[1] 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).
- [2] Labatt, S., R. White. *Environmental Finance: A Guide to Environmental Risk Assessment and Financial Products*[M]. New Jersey: John Wiley & Sons, Inc., 2002.
- [3] Brooks, W. J., J. P. Kaboshi, Y. A. Li. *Growth Policy, Agglomeration, and (the Lack of) Competition*[R]. NBER Working Paper 22947, 2016.
- [4] Anand, K. S., F. C. Giraud-Carrier. Pollution regulation of competitive markets[J]. *Management Science*, 2020(9).
- [5] 田露露, 韩超. 环境规制提高了企业市场势力吗?——兼论非公平竞争的存在[J]. 中国地质大学学报(社会科学版), 2021(4).
- [6] 邓翔. 绿色金融研究述评[J]. 中南财经政法大学学报, 2012(6).
- [7] 鲁政委, 方琦, 钱立华. 促进绿色信贷资产证券化发展的制度研究[J]. 西安交通大学学报(社会科学版), 2020(3).
- [8] 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).
- [9] 丁宁, 任亦依, 左颖. 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[J]. 金融研究, 2020(4).
- [10] De Loecker, J., F. Warzynski. Markups and firm-level export status[J]. *American Economic Review*, 2012(6).
- [11] 邓忠奇, 庞瑞芝, 陈甬军. 从市场势力到有效市场势力——以中国化学药品制剂制造业为例[J]. 管理世界, 2022(1).
- [12] 蔡海静, 汪祥耀, 谭超. 绿色信贷政策、企业新增银行借款与环保效应[J]. 会计研究, 2019(3).
- [13] 丁杰. 绿色信贷政策、信贷资源配置与企业策略性反应[J]. 经济评论, 2019(4).
- [14] 王宏涛, 曹文成, 王一鸣. 绿色金融政策与商业银行风险承担: 机理、特征与实证研究[J]. 金融经济研究, 2022(4).
- [15] 斯丽娟, 曹昊煜. 绿色信贷政策能够改善企业环境社会责任吗——基于外部约束和内部关注的视角[J]. 中国工业经济, 2022(4).
- [16] 宁金辉, 苑泽明, 王晓祺. 绿色信贷政策与企业过度投资[J]. 金融论坛, 2021(6).
- [17] 王馨, 王莹. 绿色信贷政策增进绿色创新研究[J]. 管理世界, 2021(6).
- [18] Milliment, D. L., J. Roy. Empirical tests of the pollution haven hypothesis when environmental regulation is endogenous[J]. *Journal of Applied Econometrics*, 2016(4).
- [19] 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).
- [20] Baboukardos, D. The valuation relevance of environmental performance revisited: The moderating role of environmental provisions[J]. *The British Accounting Review*, 2018(1).
- [21] Liu, X. H., E. X. Wang, D. T. Cai. Green credit policy, property rights and debt financing: Quasi-natural experimental evidence from China[J]. *Finance Research Letters*, 2019(6).
- [22] Cole, M. A., R. J. R. Elliott, K. Shimamoto. Why the grass is not always greener: The competing effects of environmental regulations and factor intensities on US specialization[J]. *Ecological Economics*, 2005(1).
- [23] 于波. 绿色信贷政策如何影响重污染企业技术创新? [J]. 经济管理, 2021(11).
- [24] 杨烨, 谢建国. 环境立法管制对企业出口国内附加值率的影响[J]. 经济理论与经济管理, 2020(12).
- [25] 朱平芳, 张征宇, 姜国麟. FDI 与环境规制: 基于地方分权视角的实证研究[J]. 经济研究, 2011(6).
- [26] 沈坤荣, 金刚, 方娴. 环境规制引起了污染就近转移吗? [J]. 经济研究, 2017(5).
- [27] De Loecker, J., J. Eeckhout, G. Unger. The rise of market power and the macroeconomic implications[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2020(2).
- [28] Raval, D. Testing the production approach to markup estimation[J]. *Review of Economic Studies*, 2022.
- [29] 尹恒, 张子尧. 需求异质与企业加成率估计[J]. 中国工业经济, 2019(12).

- [30] Bond, S. A., Hashemi, G., Kaplan, et al. Some unpleasant markup arithmetic: Production function elasticities and their estimation from production data[J]. *Journal of Monetary Economics*, 2021(7).
- [31] Tsionas, E. G., Malikov, S. C., Kumbhakar. An internally consistent approach to the estimation of market power and cost efficiency with an application to U. S. banking[J]. *European Journal of Operational Research*, 2018(2).
- [32] 陈甬军, 杨振. 制造业外资进入与市场势力波动: 竞争还是垄断[J]. *中国工业经济*, 2012(10).
- [33] 陈屹立, 邓雨薇. 环境规制、市场势力与企业创新[J]. *贵州财经大学学报*, 2021(1).
- [34] 蔡竞, 董艳. 银行业竞争与企业创新——来自中国工业企业的经验证据[J]. *金融研究*, 2016(11).
- [35] Claessens, S., K. Tzioumis. *Measuring Firms' Access to Finance*[Z]. World Bank Working Paper, 2006.
- [36] Chan, H., X. Chang, R. Faff, et al. Financial constraints and stock returns—Evidence from Australia[J]. *Pacific-Basin Finance Journal*, 2010(3).
- [37] 张杰, 芦哲, 郑文平, 等. 融资约束、融资渠道与企业 R&D 投入[J]. *世界经济*, 2012(10).
- [38] Lamont, O., C. Polk, J. Saa-Requejo. Financial constraints and stock returns[J]. *Review of Financial Studies*, 2001(2).
- [39] Whited, T. M., G. J. Wu. Financial constraints risk[J]. *Review of Financial Studies*, 2006(2).
- [40] Hadlock, C. J., J. R. Pierce. New evidence on measuring financial constraints: Moving beyond the KZ index [J]. *Review of Financial Studies*, 2010(5).

## Do Green Credit Policies Interfere with Market Pricing ?

— Evidence from Chinese Iron and Steel Enterprises

DENG Zhong-qi, YANG Cai-lin

**Abstract:** In order to achieve the “double carbon” target, it is necessary to comprehensively use financial instruments and carry out front-end management. However, green financial instruments may affect the original competitive structure and pricing system of the market, thus affect social welfare. Taking iron and steel industry as an example, this paper focuses on how green-credit policies affect market power and pricing mechanism by using the difference-in-difference method, so as to provide evidence for the non-competitive neutral intervention of policies in market pricing mechanism. The study finds that, on the whole, green credit policies strengthen the market power of enterprises, and this conclusion still holds after four robustness tests. There are two influencing mechanisms: cost superposition effect and technology dominance effect. Cost superposition effect causes high-cost enterprises to be more motivated to increase markup, so that enterprises may pass on their costs to downstream by increasing the price. Technology dominance effect makes high-productivity enterprises more capable of increasing markup. Financing constraint plays a moderator role in the effect of green-credit policies, and strengthens the cost superposition effect, weakens the technology dominance effect. The policy effect shows significant heterogeneity with respect to enterprises' ownership and location.

**Key words:** green-credit policy; market power; cost superposition; financing constraint

(责任编辑 朱 蓓)