

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

陆菁, 鄢云, 王韬璇

[摘要] 绿色信贷政策是通过金融资源配置引导绿色发展的重要实践探索。本文在Melitz(2003)异质性企业模型中引入企业创新行为与绿色信贷约束,基于企业内与企业间双重维度论证绿色信贷政策的波特效应及资源再配置效应。以2007年绿色信贷政策作为准自然实验,基于中国工业企业数据库与专利数据库,对理论假说进行检验。研究发现,绿色信贷政策显著加剧了高污染企业的退出风险,促进了在位企业的市场份额增长,表明具有正向的市场选择效应和显著的市场份额再配置效应。绿色信贷政策未能产生波特效应,机制分析表明高污染企业技术创新下降主要源于绿色信贷政策引致的遵循成本效应与信贷约束效应。绿色信贷政策对异质性企业的技术创新、退出风险及市场份额变动呈现显著的非对称性影响,主要表现为对国有企业更严格、缓解了固有的信贷所有制歧视,且政策实施过程中存在“抓大放小”的政策执行导向,激发了高污染行业内基于生产率差异的退出调整与市场份额再配置。本文研究表明,绿色信贷政策在一定程度上发挥了正向的资源再配置效应,但实现波特效应还有待绿色信贷激励与约束双重机制的构建与完善。本文结论为有效推进绿色信贷政策提供了经验证据与政策启示。

[关键词] 绿色信贷政策; 异质性企业; 波特效应; 资源再配置效应

[中图分类号]F424 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2021)01-0174-19

一、引言

党的十九届四中、五中全会相继提出发展绿色金融,绿色金融兼具金融资源配置功能与环境规制双重特性,是对传统环境规制政策的有益补充,也是中国在环境治理领域发挥金融调控等市场手段的重要实践探索。绿色信贷政策是重要的绿色金融政策之一,2007年7月12日,原国家环境保护总局、中国人民银行和原中国银行业监督管理委员会联合颁布《关于落实环保政策法规防范信贷风险的意见》(环发[2007]108号),该文件首次将绿色信贷作为保护环境与节能减排的重要市场

[收稿日期] 2020-06-02

[基金项目] 教育部哲学社会科学研究重大课题攻关项目“中国特色自由贸易港建设理论与方法研究”(批准号20JZD016);国家自然科学基金面上项目“中国数字贸易的就业创造和就业消失效应:机理与实证”(批准号71973125);国家社会科学基金重点项目“加快中国特色自由贸易港建设的制度创新及风险防控体系研究”(批准号20AZD051)。

[作者简介] 陆菁,浙江大学经济学院博士生导师,经济学博士;鄢云,浙江大学区域经济开发与发展研究中心博士研究生;王韬璇,浙江大学浙江新时代自由港研究院博士研究生。通讯作者:鄢云,电子邮箱:xgyanyun@163.com。感谢中央高校基本科研业务费专项资金资助。感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见,当然文责自负。

手段。

在中国,企业的外部融资主要依赖银行贷款。根据中国人民银行社会融资规模统计数据,2004—2012年,银行贷款占全社会融资规模的比重为66.54%。高污染行业历来是中国信贷资源配置的重点行业。基于中国工业企业数据库,本文发现2004—2012年银行贷款前十位的行业中,高污染行业占据6位。刘锡良和文书洋(2019)基于上市企业银行贷款数据,也发现“信贷获得量前十的行业中6个属于高污染行业,且借款量前十的行业平均排放约是其他行业的2倍”。信贷资源的不均衡配置客观上推动了高耗能高污染产业的持续膨胀,加剧了经济增长路径上的环境污染和环境代价。绿色信贷政策是调节高污染企业信贷资源配置的重要金融工具。理论上,通过设立环境准入门槛及信贷配额管制双重约束机制,绿色信贷政策能影响企业内部的资本投资、技术创新决策以及企业间的资源再分配。但在具体实践中,绿色信贷政策效应的发挥取决于政策本身是否严格且合理、银行能否有效执行以及微观企业的应对策略等多重因素。因此,深入探讨绿色信贷政策能否对信贷资源配置产生影响、能否影响企业创新决策、能否促进企业的动态调整以及企业间市场份额的再分配调整,进而识别实施过程中的政策偏向性、了解其深层机制,是评估绿色信贷政策效应的重要方面,也是新时代下寻求环境治理与经济协调发展的一个重要理论和现实问题。

基于以上论述,本文尝试通过理论推演与实证研究,考察以下几个重要但尚未得到有效论证的问题:绿色信贷政策能否发挥波特效应及资源配置效应?政策效应有多大?影响的微观机制是什么?以及对异质性企业是否存在显著的非对称性影响?本文的具体工作包括:①将企业创新行为、绿色信贷约束融合到Melitz(2003)的异质性企业模型中,从企业内效应与企业间效应双重维度分别探讨绿色信贷政策的波特效应与资源再配置效应。其中,波特效应是指企业技术创新的变化;资源再配置效应表现为企业的退出调整以及企业间市场份额的重新配置。②以2007年出台的绿色信贷政策作为准自然实验,采用双重差分法(DID)、三重差分法(DDD)识别绿色信贷政策的政策效应,并运用中介效应检验方法、拟断点回归方法验证遵循成本效应与信贷约束效应是绿色信贷政策抑制企业技术创新的两个主要渠道机制。③考察绿色信贷政策对异质性企业技术创新、退出风险、市场份额变动的非对称性影响。

本文主要与两方面文献密切相关。一是部分文献从不同角度考察了绿色信贷政策的实践效果。刘婧宇等(2015)采用可计算一般均衡模型刻画了绿色信贷政策惩罚性高利率的传导路径;王遥等(2019)基于动态随机一般均衡模型对各类绿色信贷激励政策的作用机制和效果进行了对比分析;刘锡良和文书洋(2019)基于经济增长理论框架,研究发现信贷资源向污染部门过度倾斜导致的资本错配破坏了经济增长的最优路径;苏冬蔚和连莉莉(2018)、丁杰(2019)运用双重差分法分析绿色信贷政策对重污染企业投融资行为、融资成本的影响;Sun et al.(2019)实证检验发现绿色信贷政策能激励企业注重前端防控而非末端减排。二是绿色信贷政策的本质是环境政策,已有不少文献研究环境政策引致的创新效应,主要围绕波特效应是否成立进行验证(蒋伏心等,2013;王班班和齐绍洲,2016;Aghion et al.,2016;Acemoglu et al.,2016),但波特效应强调创新补偿效应,是基于企业静态资源配置情况的分析,忽视了环境政策对企业间资源重新配置的影响。少量关于环境政策资源再配置效应的理论研究基本呈现两种趋势:一支文献建立在Melitz(2003)模型基础上,内生企业进入退出行为,分析环境政策引致的企业间资源再配置效应对行业总体生产率增长的影响(Konishi and Tarui,2015;Sadeghzadeh,2014;Qiu et al.,2018;Kreickemeier and Richter,2019);另一支文献是基于Hsieh and Klenow(2009)、Bartelsman et al.(2013)的研究框架,例如,Tombe and Winter(2015)构建了环境政策对资源配置影响的分析框架和理论基础。国内关于环境政策资源配置效应

的理论研究尚未展开,现有文献主要是采用微观数据实证检验命令控制型环境政策对资源配置的影响(孙学敏和王杰,2014;韩超等,2017;李蕾蕾和盛丹,2018;王勇等,2019)。

已有研究的不足之处在于:①理论方面,绿色信贷政策缺乏完备的理论基础支撑。②实证研究方面,宏观层面缺乏关于绿色信贷政策金融资源配置功能对经济增长质量的作用机制研究,微观层面缺乏从宏观政策到微观企业之间的传导机制探讨。③缺乏在同一理论框架内探讨技术创新效应、资源再配置效应的研究。现有研究中,企业技术选择行为与资源配置往往被当作两个独立的视角。④缺乏对异质性影响因素的深入研究。环境政策引起企业间资源配置变动的前提是对异质性企业的非对称影响,多数研究仅关注环境政策的平均处理效应,并未深入探讨对异质性企业的影响。

综上所述,本文的边际贡献在于:①拓展了环境政策效应的研究框架。基于异质性企业理论的资源再配置效应研究在国际贸易、经济增长等领域的应用已较广泛,但在环境政策的研究中仍较少。本文拓展了异质性企业模型,从企业内与企业间两个层面分别论证了绿色信贷政策的波特效应与资源再配置效应。②丰富了对环境政策类型的研究。现有关于环境政策的研究,主要关注命令型政策或排污费、排污权交易制度等市场型政策的减排效应。关于绿色信贷政策在微观层面的实施效果与经济效应,目前这类研究比较缺乏。本文通过多维度异质性分析对政策执行中的成功与不足之处进行了细致梳理,具有丰富的政策含义。

本文余下内容安排如下:第二部分是理论机理与研究假说;第三部分是特征事实、识别策略及样本说明;第四部分是实证检验与分析;第五部分是异质性分析;第六部分是微观机制检验;第七部分是结论及政策启示。

二、理论机理与研究假说

本文沿用 Melitz(2003)异质性企业模型并适当拓展,主要体现在:①引入企业创新行为;②引入绿色信贷政策约束;③引入企业拥挤效应,内生企业退出行为。模型中绿色信贷政策对企业经营活动的影响体现在两个方面:①设置环境准入门槛。绿色信贷政策明确要求银行机构对污染企业的节能减排指标等进行前端审核,起到排放强度管制的作用。一方面,根据 Tombe and Winter(2015),尽管排放强度管制并不直接影响要素价格,但在资源配置理论中往往将其作为一种“隐形税”,本文设为 $\tau_e \geq 1$, τ_e 越大,表明管制越严格。企业在进行要素投入决策时将每单位污染价格视为 $\tau_e \geq 1$,因而对企业的可变成本产生影响。另一方面,为了达到规定的排放标准,企业需要更新机器设备等,这意味着企业的固定成本增加。②设置信贷约束,简单起见,本文假定污染企业面临的绿色信贷约束程度为 $1/\tau_e \in (0, 1)$,即银行对污染企业的前端审批越严格,污染企业面临的信贷约束越紧。

1. 偏好和市场结构

假定消费者效用函数为 CES 形式: $U = \int_0^N q_i^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} di - h(E)$, 消费者在该行业中的总支付 R 为外生给定,单个企业生产一种差异化产品。其中, E 代表企业总污染排放量, $h(E)$ 是污染带给消费者的负效用,且 $\partial h(E)/E > 0$ 。令 $P = \left(\int_0^N p_i^{1-\sigma} di \right)^{\frac{1}{1-\sigma}}$ 为价格总指数,每家企业面临的市场需求为 $p_i = \left(\frac{P^{1-\sigma}}{R} q_i \right)^{-\frac{1}{\sigma}}$ 。

2. 企业创新选择

参照 Melitz(2003)的设定,假设企业在进入行业前须支付进入成本 f_e , 进入后随机获取生产率 φ , 生产率分布函数 $G(\varphi)$ 的具体形式为 $G(\varphi) = \varphi^\theta$, 其中, $\varphi \in [0, 1]$, $\theta > \sigma - 1$, φ 越小,企业生产率越高。

进入行业且留存下来的企业首先决定创新投资 γ_i , 参照 Guadalupe et al.(2012), 假设创新成功能够将企业生产率提升为 φ/γ_i 。企业单位创新成本与初始生产率水平直接相关, 此处用 φ 作为企业单位创新成本, 表明初始生产率越高(即 φ 越小), 创新成本越低。

3. 企业生产行为

企业自行生产中间产品, 且中间产品生产过程产生污染排放。中间产品生产须投入劳动要素 l , 部分用于生产活动, 部分用于减排活动。将劳动要素作为计价物, 工资率外生给定, 标准化为 1。参照 Copeland and Taylor(1994), 中间产品生产函数设定为 $x_i = l_i^\alpha E_i^{1-\alpha}$, $\alpha_i \in (0, 1)$ 。^① 中间产品的生产成本为 $l_i + E_i$, 如前文所述, 绿色信贷政策下企业在进行要素投入决策时将每单位污染价格视为 $\tau_e \geq 1$, 劳动与污染之比为 $l_i/E_i = \tau_e \alpha_i / (1 - \alpha_i)$ 。根据成本最小化原则, 推导可得生产中间产品的单位

成本为 $c_i = \left(\frac{1}{\alpha_i}\right)^\alpha \left(\frac{\tau_e}{1-\alpha_i}\right)^{1-\alpha} \left[\frac{1-\alpha_i}{\tau_e} + \alpha_i\right]$, $\partial c_i / \partial \tau_e > 0$ 。

企业最终产品生产须投入中间产品, 给定企业创新投资 γ_i , 最终产品生产函数为 $x_i = \varphi f(q_i) / \gamma_i$ ^②, 不失一般性, 假定 $f(q_i) = q_i^2$ 。企业生产 q 单位最终产品的可变成本为 $c_i x_i = c_i \varphi q_i^2 / \gamma_i$ 。此外, 企业还需支付固定成本 $M^\eta (\tau_e^\beta f)$, $\beta > 0$ 度量了固定成本支出对绿色信贷政策管制的弹性, M 为行业中在位企业数量, $\eta > 0$ 度量了行业中企业受到的外部拥挤程度。^③

4. 绿色信贷约束及均衡解

为进行生产和创新, 企业需要对外融资, 企业面临的信贷约束包括信贷需求和信贷渠道两个方面(樊海潮等, 2015)。其中, 信贷需求反映企业对于外部融资的需求; 信贷渠道反映企业可能获取的最大可能借贷数额。绿色信贷政策影响污染企业的信贷渠道, 企业污染程度越高, 可获得的银行贷款越少。此处用 $1/\tau_e$ 表示绿色信贷政策的信贷约束程度, $1/\tau_e$ 越低, 信贷约束程度越紧。假定每个生产周期企业需要通过信贷融资支付 $d_i \in (0, 1)$ 比例的创新投资, d_i 表示企业的外部融资需求。本文假定企业的外部融资需求 d_i 给定。假定企业每期期末须清偿贷款, 从而使绿色信贷约束可以直接影响企业的创新投资决策。绿色信贷约束下企业面临的利润最大化问题为:

$$\max \left(\frac{P^{1-\sigma}}{R} q_i \right)^{\frac{1}{\sigma}} q_i - \frac{c_i \varphi q_i^2}{\gamma_i} - \varphi \gamma_i - M^\eta (\tau_e^\beta f) \quad (1)$$

$$\text{s.t. } \frac{1}{\tau_e} \left[\left(\frac{P^{1-\sigma}}{R} q_i \right)^{\frac{1}{\sigma}} q_i - \frac{c_i \varphi q_i^2}{\gamma_i} - (1-d_i) \varphi \gamma_i - M^\eta (\tau_e^\beta f) \right] \geq \varphi d_i \gamma_i \quad (2)$$

根据 Kuhn-Tucker 条件, 当预算约束条件(2)为紧约束时, 拉格朗日乘子 $\lambda > 0$ 。为保证 $\lambda > 0$, 给定企业初始生产率水平以及信贷需求 d_i , τ_e 必须大于临界值 τ^* ^④。本文仅讨论预算约束条件(2)为紧约束, 即企业受到绿色信贷政策约束的情形。求解利润最大化问题, 结合零利润条件、自由进入条件

① 中间产品生产函数推导过程参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。
 ② 显然, 为了保证企业创新比不创新的收益大, γ_i 须满足 $\gamma_i > 1$ (Guadalupe et al., 2012)。
 ③ 本模型参照 Feng et al.(2017), 假定行业中企业数量通过“拥挤效应”影响企业的固定生产成本。
 ④ 给定企业初始生产率 φ 、信贷需求 d_i , $\tau_e \geq 1 + \frac{2}{d(\sigma-1)} \left[1 - \left(\frac{\varphi}{\varphi^*} \right)^{(\sigma-1)} \right]$ 。

及市场出清条件,可得均衡解式(3)一式(6)。其中, $\Delta = d_i \lambda (\tau_e - 1) / (1 + \lambda)$, λ 为拉格朗日乘子, 给定 $d_i \in (0, 1)$ 且 $\lambda > 0$, 则 $\partial \Delta / \partial \tau_e > 0, \tau_e \geq 1$ 。

最优创新投资:

$$\gamma_i^* = \left(\frac{\sigma - 1}{2\sigma} \right)^\sigma \frac{R}{P^{1-\sigma}} \frac{1}{\sqrt{1+\Delta}^{\sigma+1}} \frac{1}{\sqrt{c_i}^{\sigma-1}} \frac{1}{\varphi^\sigma} \quad (3)$$

生产率临界值:

$$(\varphi^*)^\theta = \frac{\theta}{\sigma - 1} \frac{f_e}{f} \left(\frac{f}{R} \right)^{\frac{\eta}{\eta+1}} \left(\frac{\theta - \sigma + 1}{\theta} \right)^{\frac{1}{\eta+1}} \tau_e^{-\frac{\beta}{\eta+1}} \left[1 - \frac{2+\Delta}{1+\Delta} \frac{\sigma-1}{2\sigma} \right]^{-\frac{\eta}{\eta+1}} \quad (4)$$

企业利润率:

$$PR(\varphi) = \frac{\left[1 - \frac{2+\Delta\sigma-1}{1+\Delta 2\sigma} \right] r(\varphi) - M^\eta (\tau_e^\beta f)}{r(\varphi)} = \left(1 - \frac{2+\Delta}{1+\Delta} \frac{\sigma-1}{2\sigma} \right) \left(1 - \frac{r(\varphi^*)}{r(\varphi)} \right) \quad (5)$$

企业市场份额之比:

$$\frac{r(\varphi_1)}{r(\varphi_2)} = \left(\frac{\varphi_1}{\varphi_2} \right)^{1-\sigma} \quad (6)$$

5. 静态比较分析

分析绿色信贷政策如何影响污染企业的创新投资。将式(3)对 τ_e 求偏导可得:

$$\frac{\partial \gamma_i^*}{\partial \tau_e} = \left(\frac{\sigma - 1}{2\sigma} \right)^\sigma \frac{R}{P^{1-\sigma}} \frac{1}{\varphi^\sigma} \left[\underbrace{\frac{1-\sigma}{2} \frac{1}{\sqrt{c_i}^{\sigma+1}} \frac{1}{\sqrt{1+\Delta}^{\sigma+1}} \frac{\partial c_i}{\partial \tau_e}}_{\text{遵循成本效应}} - \frac{1+\sigma}{2} \frac{1}{\sqrt{c_i}^{\sigma-1}} \frac{1}{\sqrt{1+\Delta}^{\sigma+3}} \frac{\partial \Delta}{\partial \tau_e} \right] < 0 \quad (7)$$

式(7)表明,在企业层面,绿色信贷政策至少通过两类途径影响企业创新投资:①绿色信贷政策要求银行机构将“企业环保守法情况作为授信审查条件,严格审批、严格管理”,促使污染企业投入更多生产要素到减排活动中,可变生产成本上升,挤占了创新投资,见式(7)右边第一项,表现为遵循成本效应;②污染企业获取信贷融资的难度加大,可获得的信贷融资下降,能用于创新研发的资金减少,见式(7)右边第二项,表现为信贷约束效应。由此,本文提出:

假说 1:绿色信贷政策的波特效应失效,主要通过遵循成本效应与信贷约束效应双重效应叠加抑制了污染企业的技术创新。

分析绿色信贷政策对污染企业动态调整的影响。将(4)式对 τ_e 求偏导可得:

$$\frac{\partial \varphi^*}{\partial \tau_e} \propto -\frac{1}{\eta} - \frac{\sigma-1}{2\sigma} \frac{\tau_e}{\beta} \frac{1}{(1+\Delta)^2} \frac{\partial \Delta}{\partial \tau_e} \left/ \left[1 - \frac{2+\Delta}{1+\Delta} \frac{\sigma-1}{2\sigma} \right] \right. < 0 \quad (8)$$

式(8)表明,绿色信贷政策导致污染企业生产率临界值上升(即 φ^* 下降),这一方面意味着生产率相对较低(即 $\varphi > \varphi^*$)的在位企业退出风险上升,另一方面也意味着潜在进入企业的进入难度加大。这表明绿色信贷政策具有正向的市场选择效应,且对生产率水平较低的污染企业具有更强的淘汰作用。

进一步地,分析绿色信贷政策对污染企业市场份额变动的的影响。根据前文所述,企业市场份额占比为 $r(\varphi)/R$ 。式(5)表明生产率临界值上升,维持相同的利润率要求企业具备更高的生产率水平。式(6)表明污染企业市场份额(即企业收益)之比是其生产率之比的减函数,即生产率越高,市场份

额越大。式(5)与式(6)意味着绿色信贷政策强化了企业生产率、利润率与市场份额之间的关系,较高生产率的企业在维持正利润率的基础上能获取更多市场份额,从而达到改善在位企业间市场份额配置的作用。由此,本文提出:

假说2:绿色信贷政策加剧高污染企业的退出风险,且对生产率水平较低的高污染企业具有更强的淘汰作用,表明绿色信贷政策具有优胜劣汰的市场选择效应;绿色信贷政策促进高生产率企业的市场份额扩张,表明绿色信贷政策具有优化企业间市场份额再配置的市场份额效应。

三、特征事实、识别策略及样本说明

1. 企业信贷融资变动的特征事实分析

基于前文的理论论述,绿色信贷政策只有对高污染企业的信贷融资产生实质影响,才能够影响企业层面创新决策与企业间资源再配置,这是本文开展后续研究的前提条件。本文分析绿色信贷政策前后企业负债存量、负债增量的变化特征,具体表现为^①:①政策出台后高污染企业与低污染企业负债总额、长期负债的差距迅速缩小,高污染企业短期负债由2007年前高于低污染企业到2007年后低于低污染企业,发生了明显转变,商业信用下降幅度较低污染企业平缓;②新增借款大于0的高污染企业数量在2007年之后明显下降;而低污染企业的新增借款分布在绿色信贷政策前后未出现明显变化。上述特征为绿色信贷政策抑制高污染企业信贷融资提供了一定的事实依据。

2. 识别策略

(1)双重差分法。本文以2007年绿色信贷政策出台为准自然实验,采用双重差分法考察绿色信贷政策的政策效应。双重差分法的关键是构造合适的干预组和控制组,2007年出台的绿色信贷政策并未明确界定政策执行对象,本文借鉴钱雪松和方胜(2017)的处理方法,基于绿色信贷政策对不同企业的差异性影响构造干预组与控制组。相对于低污染企业,高污染企业受这一政策的直接影响更明显。基于此,本文选取高污染企业为干预组,低污染企业为控制组。由于无法直接获取企业层面污染排放数据,本文以企业所在行业的污染排放强度作为识别企业污染属性的重要依据。^②

为验证假说1与假说2,构建双重差分模型如下:

$$\ln patent_{jt+1} (Exit_{jt}, \Delta \ln sales_{jt}) = \beta_0 + \beta_1 pollution_j \times post_t + \beta_2 x_{jt} + \beta_3 x_{jt} + \beta_4 x_{pt} + \delta_f + \delta_j + \delta_t + \varepsilon_{jft} \quad (9)$$

式(9)中, f 表示企业, j 表示企业所在的四位数行业, t 表示年份。被解释变量 $\ln patent_{jt+1}$ 表示第 $t+1$ 年 j 行业中 f 企业的技术创新; $Exit_{jt}$ 表示第 t 年 j 行业中的 f 企业是否退出的二值变量; $\Delta \ln sales_{jt} = \ln sales_{jt} - \ln sales_{jt-1}$,表示第 t 年 j 行业中 f 企业主营业务收入对数的变化,以此反映企业市场份额的变动。 $pollution_j$ 用以识别企业污染属性,取值1表示为干预组企业,否则为控制组企业; $post_t$ 用以识别政策冲击时间,由于绿色信贷政策出台时间为2007年7月,本文将2007年赋值为0.5,2007年以后各年赋值为1,2007年以前各年赋值为0。 x_{jt} 、 x_{jt} 、 x_{pt} 分别表示企业层面控制变量、行业层面控制变量、省份层面控制变量; δ_f 、 δ_j 、 δ_t 分别表示企业固定效应、行业固定效应与年份固定

① 企业负债存量变化趋势图、负债增量分布图,负债总额、长期负债、短期负债、商业信用、新增借款测度方法参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

② 行业污染排放强度测算方法及具体分组参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

③ 参照齐绍洲等(2018),采用的发明专利数量是当年申请未来几年内审批成功的专利申请数量。考虑到发明专利申请存在较长时滞,此处取下一年的发明专利申请量加1取自然对数来衡量企业的技术创新。

效应; ε_{jt} 表示随机扰动项。^①

(2)三重差分法。如何将绿色信贷政策效应从同时期其他相关政策措施中识别出来是本文的关键难点之一。与样本时段内的其他环境政策相比,绿色信贷政策主要是通过信贷供给途径对企业产生影响。基于这一特征,本文在式(9)的基础上进一步采用企业外部融资需求差异作为第三重差分变量,构建三重差分模型来缓解其他环境政策对本文因果关系识别的干扰。理论上,对外部融资依赖程度越高的污染企业,受绿色信贷政策的影响相对更大,而其他环境政策并没有对企业的信贷供给产生直接影响,在控制相关因素的情况下,应不会对外部融资依赖程度不同的污染企业产生显著的异质性影响。具体地,采用“应收账款净值/总资产”^②衡量企业商业信贷约束,该指标值越高,表明企业越有可能成为商业信贷供给方,其对外部融资的依赖程度越低,受绿色信贷政策的影响应更小。设定 $credit$ ^③作为企业商业信贷约束的哑变量, $credit$ 取1表示企业商业信贷约束较紧,外部融资依赖度高, $credit$ 取0表示企业商业信贷约束较宽松,外部融资依赖度低。构建三重差分模型如式(10)所示,其中, $Pollution \times Post \times credit$ 为三重交互项,其余变量定义同式(9):

$$\begin{aligned} \ln patent_{jt+1} (Exit_{jt}, \Delta \ln sales_{jt}) = & \beta_0 + \beta_1 pollution_j \times post_t \times credit_j + \beta_2 post_t \times credit_j + \\ & \beta_3 pollution_j \times post_t + \beta_4 pollution_j \times credit_j + \beta_5 x_{jt} + \beta_6 x_{jt} + \beta_7 x_{jt} + \delta_j + \delta_j + \delta_t + \varepsilon_{jt} \end{aligned} \quad (10)$$

3. 样本选择与数据说明

本文的数据来源是2004—2012年(不含2010年)中国工业企业数据库与2004—2013年中国专利数据库的匹配数据库(以下简称匹配数据库)。由于数据质量问题,剔除2010年的数据,并将2009年与2011年视为连续的年份进行处理。此外,本文还对样本进行如下处理:①基于二位数行业的污染排放强度识别企业的污染属性,不可避免地会导致干预组中存在因环境绩效达标而未受影响的企业,也无法排除控制组中存在环境绩效未达标的企业受到的影响。为尽量缓解这一问题,本文基于中国工业污染源重点调查企业数据库,测算2004年、2005年二位数行业内企业污染排放强度的离散程度并按十分位数划分,剔除连续两年(2004年、2005年)污染排放强度离散程度大于90%分位数的行业(C28、C43、C45)^④。②本文分析的样本期设定为2004—2012年,在样本期内只考察2007年7月出台的绿色信贷政策的影响,故剔除2005年6月推出绿色信贷政策的江阴市企业样本。③剔除历年存在贷款利率补贴^⑤的企业或银行借贷信息无法识别的企业。综上,本文选取的样本限定在二位数行业C13—C44(剔除C28、C43两个行业)。

本文其他数据来源途径包括:各省份人均GDP、第二产业增加值占GDP比重、信贷总额占GDP比重等数据来自历年《中国统计年鉴》《中国金融年鉴》。各类污染物排放数据等来自历年《中国环境统计年鉴》以及2004年、2005年中国工业污染源重点调查企业数据库。

① 企业控制变量包括:企业外部融资约束程度、速动资产占比(即流动资产减存货/总资产)、就业规模、利润率。行业控制变量包括:行业平均出口倾向、行业资本密集度、行业集中程度、行业平均固定成本、行业国有资本比重。省份控制变量包括:各省份人均GDP、信贷总额占省份GDP比重、各省份第二产业增加值占比。受篇幅所限,各变量构建方法及描述性统计参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

② 本文没有采用“银行借贷/总资产”指标,是因为企业银行借贷数据是供需双方共同作用的均衡结果,无法区分出企业的信贷需求和信贷渠道。

③ 将样本按政策实施前“应收账款净值/总资产”的平均值进行三分位划分, $credit$ 取1表示低于下1/3分位数的企业, $credit$ 取0表示高于上1/3分位数的企业。

④ 中国工业污染源重点调查企业数据库自2006年开始不再统计火电行业的污染排放。

⑤ 关于企业是否存在利率补贴的具体判别方法参考僵尸企业识别方法。

四、实证检验与分析

1. 识别条件检验

(1) 平行趋势检验^①。平行趋势假设是双重差分法的关键假设,本文须对干预组与控制组的结果变量进行平行趋势检验,具体采用以下方法:①图示法直观判断。绘制干预组与控制组的技术创新(*Inpatent*)、退出风险(*Exit*)与市场份额变动($\Delta \ln sales$)的时间趋势图,以及上述结果变量在控制了行业固定效应与年份固定效应后的残差均值图。②年度动态效应分析。采用事件研究方法对绿色信贷政策的年度动态效应进行检验。具体方法是:以2007年为基期,构建时期虚拟变量,将每个时期虚拟变量与政策虚拟变量(*Pollution*)交乘,纳入式(9)进行估计,估计结果见图1、图3、图5。上述两种检验方法均表明,干预组与控制组的结果变量在绿色信贷政策出台前不存在随年份变动的差异。

(2) 预期效应检验^②。双重差分法要求保证政策的外生性,本文还需对2007年之前企业是否对绿色信贷政策形成预期效应进行检验。具体地,基于式(9),对政策实施前即2007年之前的样本进行3类安慰剂检验:①保留2007年之前样本,仅对政策虚拟变量*Pollution*进行回归;②以2004年为基期,估计2005年、2006年*Pollution*×*Post*的系数;③假定2005年为政策出台时间进行估计。检验结果均表明,在政策出台前干预组与控制组的结果变量不存在明显差异,即不存在显著的预期效应。

2. 绿色信贷政策的波特效应检验

表1是绿色信贷政策影响企业技术创新的基准回归结果及稳健性检验。表1第(1)列是未加入控制变量的估计结果,第(2)列是加入企业层面控制变量、行业层面控制变量、省份层面控制变量之后的估计结果,第(3)列是式(10)的估计结果。上述结果表明,绿色信贷政策未能发挥波特效应,抑制了高污染企业的技术创新,且对外部融资依赖度高的高污染企业具有更明显的抑制效应。这一结论与理论假说1相吻合。结合上文的特征事实分析,导致这一结果的可能原因是:企业研发创新具有高投入的特性(王玉泽等,2019),而绿色信贷政策一方面通过设置环境准入门槛倒逼企业投入更多生产要素到减排活动中,另一方面通过信贷约束抑制了高污染企业的信贷融资,制约了企业技术创新所需的资金支持,高污染企业被动减少技术创新。

为检验基准回归估计结果是否稳健,本文分别就变换样本、控制时间趋势、排除同期环境政策干扰进行了一系列稳健性检验,其中^③:①缓解样本选择偏差问题。企业进入退出会影响本文对绿色信贷政策波特效应的检验结果。为排除上述影响,本文通过缩小样本范围仅保留持续在位企业进行检验。估计结果如表1第(4)列所示。②控制干预组时间趋势效应。为控制干预组与控制组可能面临的不同时间趋势的影响,在式(9)中引入政策虚拟变量与时间趋势项的交互项*Pollution*×*trend*。估计结果如表1第(5)列所示。③排除2008年国际金融危机干扰^④。2008年国际金融危机对样本企业的影响主要体现在企业的融资需求及投资需求。首先,参照Durnev and Kim(2005),通过构建企业潜在在外部融资需求指标*External*来控制企业自身融资需求变化;其次,借鉴Ding and Knight(2012),采用销售增长率*Salegrowth*控制企业的投资机会,*Salegrowth*为企业主营业务收入的年度

① 平行趋势图参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

② 预期效应检验结果参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

③ 除以上稳健性检验外,本文还通过变换样本、排除四万亿刺激计划干扰、调整时间窗口、剂量效应检验等方式进行稳健性检验,检验结果均与基准回归结果一致,此处不一一汇报。

④ $External = (Asset_t - Asset_{t-1}) / Asset_{t-1} - ROE_t / (1 - ROE_t)$, 其中,*Asset*表示企业的总资产,*ROE*表示企业的净资产收益率。

表 1 绿色信贷政策影响企业技术创新的基准回归结果及稳健性检验 (*Inpatent*)

被解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<i>Pollution</i> × <i>Post</i> × <i>credit</i>			-0.0043** (-2.4902)				
<i>Pollution</i> × <i>Post</i>	-0.0108*** (-8.3446)	-0.0134*** (-12.3026)	0.0031 (-1.4745)	-0.0224*** (-10.8458)	-0.0039*** (-7.9397)	-0.0138*** (-10.7348)	-0.0132*** (-12.1140)
<i>Pollution</i> × <i>trend</i>					0.0014 (-0.7414)		
<i>External</i>						-0.0002 (-1.2540)	
<i>Salegrowth</i>						0.0007** (-2.0445)	
<i>Clean</i>							0.0036 (-1.1031)
<i>Capacity</i>							0.009 (-1.6427)
观测值	1361953	1361953	788236	321904	1361953	966766	1320864
调整后的 R ²	0.315	0.316	0.32	0.361	0.316	0.332	0.316

注: **、*、* 分别表示参数的估计值在 1%、5%、10% 的统计水平上显著,括号内数值为 t 统计值。为解决异方差和序列相关问题,将标准误在行业—年份层面上进行双向聚类。第(1)—(7)列均控制了企业/行业/年份固定效应,第(1)列未加入企业/行业/省份层面控制变量,第(2)—(7)列均加入企业/行业/省份层面控制变量。以下表 2—表 6 同。

增长率。在式(9)中同时引入 *External* 与 *Salegrowth* 两个控制变量。估计结果如表 1 第(6)列所示。④排除同期环境规制政策干扰。本文对 2006—2007 年中期出台的相关政策进行梳理,发现如下政策与绿色信贷政策的同期相关性较强:清洁生产标准实施、节能减排综合性工作方案界定了“十一五”时期淘汰落后产能名单、区域限批政策。对于前两项政策,本文在式(9)中同时引入 $clean_{ft}$ 、 $capacity_{ft}$ 两个虚拟变量,其中, $clean_{ft}$ 表示企业 f 所在四位数行业第 t 年是否已受清洁生产标准管制,若是则取值 1,否则取值 0; $capacity_{ft}$ 表示企业 f 所在四位数行业是否为“落后生产能力”,若为 2007 年及之后年份则取值 1,否则取值 0。对于“区域限批”政策,本文删除“区域限批”和“流域限批”覆盖的企业样本。表 1 第(7)列是删除“区域限批”和“流域限批”企业样本,同时引入 $clean_{ft}$ 、 $capacity_{ft}$ 两个虚拟变量后的估计结果。⑤非参数置换检验^①。为检验绿色信贷政策对高污染企业技术创新的抑制效应是否源于其他不可观测因素,本文采用非参数置换检验的方法对干预组样本与政策实施时间进行安慰剂检验。500 次随机抽样得到的估计系数均值接近于零,基准回归式估计得到的交互项系数(见表 1 第(2)列)显著不同于非参数置换检验得到的估计系数(如图 2 所示),由此排除了绿色信贷政策效应源于其他不可观测因素的可能性。以上各项检验均验证了基准回归结果的稳健性。

① 本文以企业所在二位数行业的污染程度作为企业是否为污染企业的识别标准,因此在进行随机抽样时,直接针对二位数行业进行抽样;由于 DID 模型估计要求政策实施年份前后至少有一年数据,因此文中随机抽取的政策年份为 2005—2011 年。

3. 绿色信贷政策的资源再配置效应检验

表 2 是绿色信贷政策对企业退出概率影响的基准回归结果及稳健性检验。表 2 第(1)列是未加入控制变量的估计结果,第(2)列是加入企业层面控制变量、行业层面控制变量、省份层面控制变量后的估计结果,双重交互项 $Post \times Pollution$ 的估计系数显著为正,第(3)列是式(10)的估计结果,三重交互项 $Pollution \times Post \times credit$ 的估计系数显著为正,验证了双重差分估计结果的稳健性。综合上述结果,表明绿色信贷政策加剧了高污染企业,尤其是外部融资依赖度高的高污染企业的退出风险。表 2 第(4)一(7)列是稳健性检验结果,其中,第(4)列是采用面板 logit 固定效应模型进行估计的结果,第(5)一(7)列分别是控制干预组时间趋势效应、排除 2008 年国际金融危机干扰、排除同期环境政策干扰的检验结果。非参数置换检验估计系数的核密度分布见图 4。上述各项检验结果均与基准回归结果一致,表明估计结果稳健。

表 2 绿色信贷政策影响企业退出概率的基准回归结果及稳健性检验 (*Exit*)

被解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
$Pollution \times Post \times credit$			0.0220*** (-2.6576)				
$Pollution \times Post$	0.0419*** (-4.2746)	0.0457*** (-4.8546)	0.0314*** (-3.4423)	0.0106*** (-14.6600)	0.0448** (-2.4418)	0.0494*** (-5.5573)	0.0448*** (-4.7734)
$Pollution \times trend$					0.0282*** (-4.8917)		
<i>External</i>						0.0051*** (-12.2493)	
<i>Sale growth</i>						-0.0029** (-2.5199)	
<i>Clean</i>							-0.0367 (-0.7792)
<i>Capacity</i>							-0.0083 (-0.1488)
观测值	1361953	1361953	707533	691246	1361953	966766	1320864
调整后的 R ²	0.226	0.231	0.239	0.6429	0.367	0.227	0.231

注:表 2 第(4)列汇报的是面板 logit 固定效应模型的估计结果,为了便于与线性概率模型估计的系数进行比较,此处报告的是边际效应,括号内为 z 统计量。其余各列汇报的是基于线性概率模型的估计结果。

表 3 是绿色信贷政策对企业市场份额变动影响的基准回归结果及稳健性检验。表 3 第(1)列是未加入控制变量的估计结果,第(2)列是加入企业层面控制变量、行业层面控制变量、省份层面控制变量后的估计结果,双重交互项 $Post \times Pollution$ 的估计系数显著为正,第(3)列是式(10)的估计结果,三重交互项 $Pollution \times Post \times credit$ 的估计系数在 10%的水平上显著为负,表明绿色信贷政策出台后,外部融资依赖度较低的污染企业市场份额提升更快,这进一步间接验证了绿色信贷政策是通过信贷供给约束对企业间的市场份额再配置产生影响。表 3 第(4)一(7)列分别是保留持续在位企业、控制干预组时间趋势效应、排除 2008 年国际金融危机干扰、排除同期环境政策干扰的检验结果。非参数置换检验估计系数的核密度分布见图 6。上述各项检验结果均验证了基准模型估计结果的稳健性。^①

① 除以上稳健性检验外,本文还通过变换样本、排除四万亿刺激计划干扰、调整时间窗口、剂量效应检验、变化估计方式等方式进行稳健性检验,检验结果均与基准回归结果一致,此处不一一汇报。

表 3 绿色信贷政策影响企业市场份额变动的基准回归结果及稳健性检验 ($\Delta \ln sales$)

被解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<i>Pollution</i> × <i>Post</i> × <i>credit</i>			-0.0129* (-1.7296)				
<i>Pollution</i> × <i>Post</i>	0.0300*** (-4.8859)	0.0228*** (-3.8803)	0.0280** (-2.1884)	0.0247*** (-3.7663)	0.0260** (-2.2288)	0.0224*** (-3.8722)	0.0218*** (-3.6935)
<i>Pollution</i> × <i>trend</i>					-0.0013 (-0.4908)		
<i>External</i>						0.0373*** (-46.5345)	
<i>Clean</i>							0.0261 (-1.0592)
<i>Capacity</i>							-0.0282 (-1.0499)
观测值	968385	968385	542530	278325	968385	966766	939206
调整后的 R ²	0.132	0.159	0.130	0.115	0.160	0.169	0.160

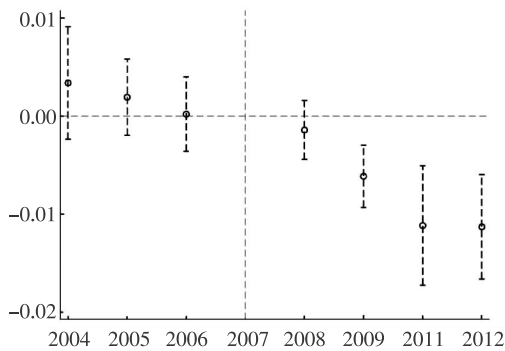


图 1 年度动态效应检验 (*lnpatent*)

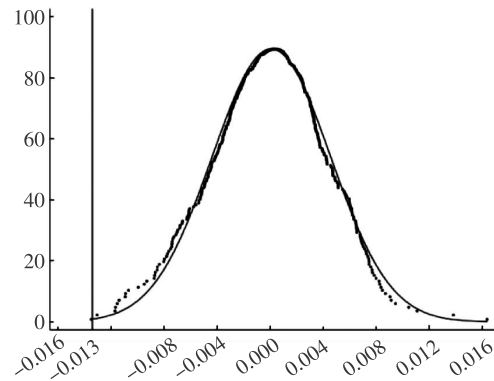


图 2 非参数置换检验估计系数核密度分布 (*lnpatent*)

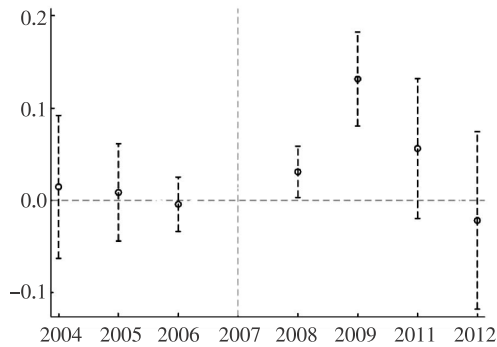


图 3 年度动态效应检验 (*Exit*)

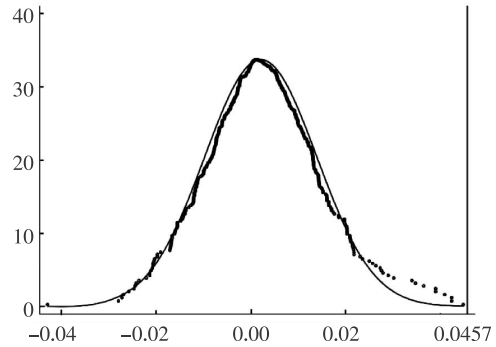


图 4 非参数置换检验估计系数核密度分布 (*Exit*)

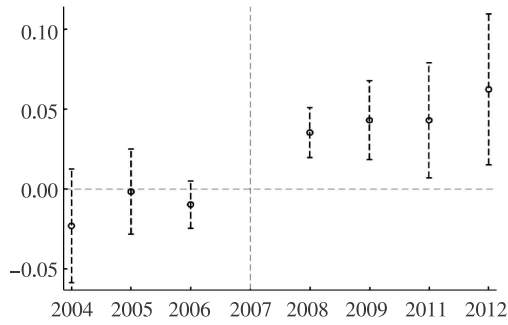


图5 年度动态效应检验
($\Delta \ln sales$)

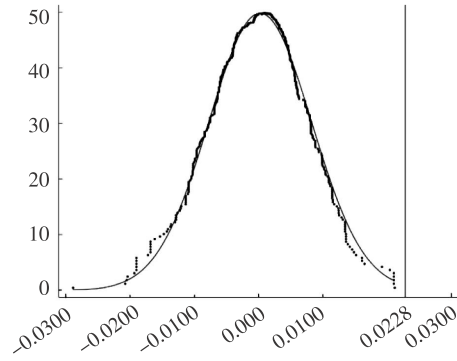


图6 非参数置换检验估计系数核密度分布
($\Delta \ln sales$)

五、异质性分析

1. 波特效应的异质性分析

在识别绿色信贷政策对高污染企业技术创新的平均效应的基础上,本文进一步考察政策对异质性企业的影响效应差异。基于式(9)的具体估计结果如表4,主要结果包括:①固定资产占比较高的高污染企业的技术创新受到的冲击相对更小。这是因为国内银行信贷强调抵押(尤其是固定资产)的重要性(钱雪松和方胜,2017),固定资产占比较高的企业相对更容易获得银行信贷支持。②绿色信贷政策对高污染企业中资本依赖度高的企业负面影响相对更强。③绿色信贷政策对规模较大的高污染企业的技术创新负向冲击相对更大。这是因为国内政策在实际执行过程中一般采取“突出重点、抓大放小”的原则(王勇等,2019)。④相比民营企业,国有高污染企业的技术创新受到的负面冲击更大。这可能是因为国有企业要承担更多政策导向性的任务,因此,不可避免的是环境政策的重点管控对象(王勇等,2019),这也表明绿色信贷政策一定程度上缓解了固有的信贷所有制歧视。⑤所在区域金融市场化程度高的高污染企业受到的政策影响相对更小。这是因为金融市场化有助于企业获得更多融资渠道,从而缓解各类企业融资约束。

2. 资源再配置效应的异质性分析

绿色信贷政策对异质性企业的非对称影响是引起企业间资源配置变动的前提条件,因此,本文进一步从多维度异质性特征出发分析绿色信贷政策对企业动态调整与市场份额变动的差异性影响。基于式(9)的估计结果如表5所示,主要发现包括:①就企业生存概率而言,绿色信贷政策加剧了生产率分布不同区间内高污染企业的退出风险,但对生产率水平较低的高污染企业具有更强的淘汰作用,这表明绿色信贷政策促进了以优胜劣汰的市场选择机制为基础的企业更替过程;就市场份额而言,位于生产率分布较高区间的企业市场份额增长相对更快,表明绿色信贷政策改善了企业间的市场份额再配置。这进一步验证了假说2。②进一步基于固定资产占比差异、规模差异、要素密集度差异、所有制差异及区域金融市场化程度差异等异质性视角分析发现,就企业退出概率而言,固定资产占比相对较低、规模较大、劳动密集型与资本密集型、所在区域金融市场化程度较低的非国有企业,退出风险相对更高;就市场份额而言,固定资产占比相对较高、规模较大、劳动密集型与资本密集型、所在区域金融市场化程度较高的非国有企业,市场份额扩张更快。

表 4 绿色信贷政策对企业技术创新的影响:异质性分析(*Inpatient*)

被解释变量	固定资产占比差异	要素密集度差异	规模差异	所有制差异	区域金融市场化程度差异
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>Post</i> × <i>Pollution</i> × <i>Fixratio</i>	0.0094*** (-2.6743)				
<i>Post</i> × <i>Pollution</i> × <i>Factor</i>		-0.0044*** (-6.1887)			
<i>Post</i> × <i>Pollution</i> × <i>Scale</i>			-0.0073*** (-7.6321)		
<i>Post</i> × <i>Pollution</i> × <i>Soe</i>				-0.0179*** (-4.7531)	
<i>Post</i> × <i>Pollution</i> × <i>Financial</i>					0.0043*** (-2.9844)
观测值	1063649	1063649	1063649	1361953	1361016
调整后的 R ²	0.311	0.311	0.314	0.316	0.320

注:第(1)列 *Fixratio* 是政策出台前样本企业固定资产占总资产比的平均值;第(2)列 *Factor* 是政策出台前样本企业人均固定资产净值的平均值;第(3)列是采用企业总资产取自然对数作为规模的度量指标,*Scale* 是政策出台前样本企业的规模平均值;第(4)列 *Soe* 取值 1 为国有企业,取值 0 为非国有企业;第(5)列是基于《中国市场化指数—各地区市场化相对进程 2011 年报告》中的“金融市场化程度指数”“金融市场化程度指数”在 2007 年排名全国前五位,则 *Financial* 取 1,否则取 0。第(5)列还控制了行业—省份固定效应、省份—年份固定效应。第(1)列估计结果中,交互项 *Pollution*×*Post* 的估计系数显著为负。

六、微观机制检验

根据假说 1,绿色信贷政策抑制企业技术创新的两个主要渠道分别是遵循成本效应与信贷约束效应。这一部分分别对上述两个主要渠道进行检验。

1. 遵循成本效应检验

由于缺乏微观企业层面的环保投入数据,不能直接测度企业的环保成本。这里参照 He et al. (2020)的检验思路,分别构造劳动边际生产率对数值 $\ln MPL$ 、资本边际生产率对数值 $\ln MPK$ 作为遵循成本效应的间接测度指标^①。构建中介效应模型具体如下:

$$\ln MPL_{j,t} (\ln MPK_{j,t}) = \beta_0 + \beta_1' pollution_f \times post_t + \beta_2 x_{jt} + \beta_3 x_{jt} + \beta_4 x_{pt} + \delta_j + \delta_t + \varepsilon_{j,t} \quad (11)$$

$$\ln patent_{j,t+1} = \beta_0 + \beta_1'' pollution_f \times post_t + \rho \ln MPL_{j,t} (\ln MPK_{j,t}) + \beta_2 x_{jt} + \beta_3 x_{jt} + \beta_4 x_{pt} + \delta_j + \delta_t + \varepsilon_{j,t} \quad (12)$$

式(11)、式(12)估计结果见表 6。表 6 第(1)、(2)列是以企业劳动边际生产率 $\ln MPL$ 作为中介

① 参照 He et al.(2020)的基本思路,绿色信贷政策下企业投入更多生产要素到减排活动中,资源约束条件不变的前提下会挤占生产要素,这意味着企业要素投入不变,但产出下降,相应地要素边际生产率下降。本文还选取企业的工业总产值作为产出指标,选取企业就业人数、固定资产净值作为投入指标进行检验,发现绿色信贷政策出台后,高污染企业相比低污染企业,投入的固定资产无差异,投入的劳动要素更多,但总产值相对更低,这间接验证了高污染企业在绿色信贷政策出台后要素边际生产率相比低污染企业更低。

表5 绿色信贷政策对企业退出概率与市场份额变动的影响:异质性分析

生产率差异	<i>Post</i> × <i>Pollution</i> × <i>first-quartile</i> (1a)	<i>Post</i> × <i>Pollution</i> × <i>second-quartile</i> (1b)	<i>Post</i> × <i>Pollution</i> × <i>third-quartile</i> (1c)	<i>Post</i> × <i>Pollution</i> × <i>fourth-quartile</i> (1d)
<i>Exit</i>	0.0579*** (-6.5208)	0.0507*** (-6.083)	0.0373*** (-4.0541)	0.0200* (-1.7484)
Δ <i>lnsales</i>	0.0098 (-1.3757)	0.0205*** (-2.9543)	0.0313*** (-4.6562)	0.0259*** (-3.1342)
固定资产占比差异	<i>Post</i> × <i>Pollution</i> × <i>first-quartile</i> (2a)	<i>Post</i> × <i>Pollution</i> × <i>second-quartile</i> (2b)	<i>Post</i> × <i>Pollution</i> × <i>third-quartile</i> (2c)	<i>Post</i> × <i>Pollution</i> × <i>fourth-quartile</i> (2d)
<i>Exit</i>	0.0490*** (-5.432)	0.0445*** (-5.1816)	0.0433*** (-4.6621)	0.0383*** (-3.1976)
Δ <i>lnsales</i>	0.0141 (-1.6167)	0.0256*** (-3.6751)	0.0194*** (-2.9296)	0.0205*** (-3.0414)
规模差异	<i>Post</i> × <i>Pollution</i> × <i>first-quartile</i> (3a)	<i>Post</i> × <i>Pollution</i> × <i>second-quartile</i> (3b)	<i>Post</i> × <i>Pollution</i> × <i>third-quartile</i> (3c)	<i>Post</i> × <i>Pollution</i> × <i>fourth-quartile</i> (3d)
<i>Exit</i>	0.0244* (-1.7088)	0.0374*** (-3.9273)	0.0588*** (-6.8724)	0.0580*** (-5.2775)
Δ <i>lnsales</i>	0.0170** (-2.4434)	0.0139** (-1.9684)	0.0256*** (-3.8665)	0.0301*** (-3.6621)
要素密集度差异	<i>Post</i> × <i>Pollution</i> × <i>first-quartile</i> (4a)	<i>Post</i> × <i>Pollution</i> × <i>second/third-quartile</i> (4b)		<i>Post</i> × <i>Pollution</i> × <i>fourth-quartile</i> (4c)
<i>Exit</i>	0.0588*** (-4.6995)	0.0578*** (-6.9577)		0.0393*** (-4.2582)
Δ <i>lnsales</i>	0.0249*** (-3.6849)	0.0256*** (-4.0345)		0.0233*** (-2.8033)
所有制差异	<i>Post</i> × <i>Pollution</i> × <i>Soe</i> (5a)		<i>Post</i> × <i>Pollution</i> × <i>Poe</i> (5b)	
<i>Exit</i>	0.0102 (-0.4467)		0.0446*** (-4.8821)	
Δ <i>lnsales</i>	0.0066 (-0.5001)		0.0229*** (-3.7914)	
金融市场化程度差异	<i>Post</i> × <i>Pollution</i> × <i>High</i> (6a)		<i>Post</i> × <i>Pollution</i> × <i>Low</i> (6b)	
<i>Exit</i>	0.0246*** (-2.6806)		0.0410*** (-4.2791)	
Δ <i>lnsales</i>	0.0228*** (-3.3011)		0.0114** (-1.9906)	

注:第(1a)一(1d)列,*first-quartile* (<25%)、*second-quartile* (25%—50%)、*third-quartile* (50%—75%)、*fourth-quartile* (>75%)分别是将样本企业按政策出台前平均生产率进行四分位划分;第(2a)一(2d)列,是将样本企业按政策出台前平均固定资产占比进行四分位划分;第(3a)一(3d)列,是将样本企业按政策出台前平均规模进行四分位划分;第(4a)一(4c)列,是将样本企业按政策出台前平均要素密集度进行四分位划分,<25%分位数为劳动密集型企业、25%—75%为资本密集型企业、>75%分位数为技术密集型企业;第(5a)、(5b)列,*Soe*取1为国有企业,否则取0,*Poe*取1为非国有企业,否则取0;第(6a)、(6b)列,*High*取1表示区域“金融市场化程度指数”在2007年排名全国前五,否则取0,*Low*取0表示区域“金融市场化程度指数”在2007年排名全国前五,否则取1。其中,生产率用OP方法测算,企业平均固定资产占比、平均规模、平均要素密集度、国有企业识别、区域金融市场化程度指数定义同上文。第(6a)列、第(6b)列还控制了行业—省份固定效应、省份—年份固定效应。

变量的估计结果,结合表 1 第(2)列估计结果可知, β_1' 、 ρ 、 β_1'' 显著,说明企业劳动边际生产率($\ln MPL$)的中介效应显著, β_1'' 显著且 $\beta_1' \times \rho$ 与 β_1'' 的符号相同,即存在部分中介效应。经计算可知,劳动边际生产率($\ln MPL$)的中介效应占总效应的比例为 3.73% ($=\beta_1' \times \rho / \beta_1''$)。表 6 第(3)、(4)列是以企业资本边际生产率 $\ln MPK$ 作为中介变量的估计结果,同理可得出企业资本边际生产率($\ln MPK$)存在部分中介效应。经计算可知,资本边际生产率($\ln MPK$)的中介效应占总效应的比例为 0.75% ($=\beta_1' \times \rho / \beta_1''$)。

表 6 渠道机制检验 1——遵循成本效应检验

被解释变量	$\ln MPL$	$\ln patent$	$\ln MPK$	$\ln patent$
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Post</i> × <i>Pollution</i>	-0.1784*** (-10.2727)	-0.0116*** (-8.8386)	-0.1431*** (-7.8347)	-0.0120*** (-9.1184)
$\ln MPL$		0.0028*** (-9.2808)		
$\ln MPK$				0.0007*** (-3.1189)
观测值	886161	886161	886452	886452
调整后的 R ²	0.592	0.291	0.592	0.291

2. 信贷约束效应检验

绿色信贷政策对企业信贷约束的程度难以找到恰当的指标进行度量,本文参照 He et al. (2020)、Krishnan et al. (2014),采用拟断点回归法对绿色信贷政策的信贷约束效应进行间接检验。^①设计思路如下:首先,引入一个外生标准作为识别企业外部融资渠道宽松程度的结构断点。根据中国证券监督管理委员会颁布的上市公司管理办法,企业上市必须要符合“最近 3 个会计年度营业收入累计超过人民币 3 亿元”(以下简称“上市条件”),理论上讲,达到上市条件的企业相比未达到上市条件的企业,面临的外部融资渠道相对更宽松。本文采用 3 亿元作为外生断点来识别企业面临的外部融资渠道宽松程度。此处的样本保留了至少持续经营 4 年、且连续 3 年营业收入累计超过(含)3 亿元或低于 3 亿元的企业。^②

其次,对企业累计营业收入进行标准化处理,具体处理方法是:企业连续 3 年累计营业收入除以 3 亿元,生成变量 *Norm*, *Norm* 取自然对数,生成变量 $\ln norm$ 作为参考变量,设定 *eligible* 作为处理变量,取值如下:

$$eligible = \begin{cases} 0 & \text{if } \ln norm < 0, \text{ 即企业连续 3 年累计营业收入} < 3 \text{ 亿元} \\ 1 & \text{if } \ln norm \geq 0, \text{ 即企业连续 3 年累计营业收入} \geq 3 \text{ 亿元} \end{cases}$$

本文采用拟断点回归方法构建模型如下:

- ① 基本思路是:若信贷约束是绿色信贷政策对企业技术创新产生抑制作用的主要途径,外部融资渠道宽松的高污染企业在政策出台后受到的负面冲击应更大,因此,创新水平应与外部融资渠道窄的高污染企业无差异或者更低。上文三重差分模型中,是基于企业外部融资需求角度,构造企业外部融资依赖程度的第三重差分变量;此处是基于企业外部融资渠道角度,引入外生标准来识别企业外部融资渠道的宽松程度。
- ② 此处为了尽量保留政策实施之前的样本量,加入 2003 年的数据进行识别,即若 2003 年、2004 年、2005 年连续 3 年累计营业收入大于(等于)3 亿元或小于 3 亿元,则保留 2005 年样本,后续年份依次类推。

$$\begin{aligned} \ln patent_{j,t+1} = & \alpha + \beta_1 eligible_j + f(\ln norm_{j,t}) + eligible_j \times f(\ln norm_{j,t}) + \beta_2 eligible_j \times post_t + \\ & f(\ln norm_{j,t}) \times post_t + eligible_j \times f(\ln norm_{j,t}) \times post_t + \delta_f + \delta_j + \delta_t + \varepsilon_{j,t} \end{aligned} \quad (13)$$

$$s.t. -h \leq \ln norm_{j,t} \leq h$$

式(13)中, *eligible* 为处理变量, *lnnorm* 为参考变量, *f(lnnorm)* 表示关于参考变量 *lnnorm* 的多项式。*post* 表示绿色信贷政策出台的时期虚拟变量, δ_f 、 δ_j 、 δ_t 分别表示企业固定效应、行业固定效应、年份固定效应, *h* 表示带宽。

表7是采用局部线性回归估计的结果。表7第(1)—(3)列是基于高污染企业样本的估计结果, *eligible* × *post* 的估计系数在不同带宽下均不显著, 表明绿色信贷政策出台后, 外部融资渠道宽松的高污染企业相比外部融资渠道窄的高污染企业, 技术创新不存在明显差异。若仅以高污染企业为样本, 会忽略掉绿色信贷约束导致的高/低污染企业的组间偏差。因此, 表7第(4)—(6)列是进一步基于低污染企业样本的估计结果。*eligible* × *post* 的估计系数在不同带宽下均显著, 表明绿色信贷政策出台后, 外部融资渠道宽松的低污染企业的技术创新显著高于外部融资渠道紧的低污染企业。考虑到高(低)污染企业的组间偏差, 表明对于外部融资渠道宽松的高污染企业而言, 绿色信贷政策出台后受到的负面冲击更大, 技术创新下降更明显, 从而间接验证了信贷约束机制是绿色信贷政策抑制高污染企业技术创新的主要渠道之一。

表7 渠道机制检验2——信贷约束机制

被解释变量	高污染企业			低污染企业		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>eligible</i> × <i>post</i>	0.0074 (-1.6405)	0.0071 (-1.1825)	0.0097 (-0.8697)	0.0157*** (-3.1759)	0.0205*** (-2.8625)	0.0203* (-1.8579)
观测值	188547	91214	20525	244884	103482	29990
调整后的 R ²	0.288	0.299	0.285	0.306	0.309	0.317
带宽	全样本	(-1.275, 1.275)	(-0.495, 0.495)	全样本	(-1.216, 1.216)	(-0.572, 0.572)

注:表中所有回归结果的标准误在行业—年份层面上进行双向聚类。控制了企业、行业、年份固定效应。采用 McCrary 检验参考变量 (*lnnorm*) 在断点处的连续性, 结果显示, 无法在 95% 的置信水平上拒绝参考变量在断点处连续的假设。绿色信贷政策出台前(后)高(低)污染企业平均发明专利变化在断点处的分布图参见《中国工业经济》网站 (<http://ciejournal.ajceass.org>) 附件。

七、结论及政策启示

本文为评估绿色信贷政策的影响效应提供了新视角和新思路。通过理论模型与实证研究发现: ①基于企业内波特效应的考察, 绿色信贷政策未能产生波特效应, 高污染企业的技术创新有所下降, 机制分析表明绿色信贷政策的遵循成本效应与信贷约束效应抑制了企业创新。②基于企业间资源再配置效应的考察, 绿色信贷政策的市场选择效应加剧了高污染企业的退出风险, 市场份额效应促进了在位企业的市场份额扩张。③绿色信贷政策对异质性企业的技术创新、退出概率以及市场份额变动呈现显著的非对称性影响。具体表现为: 所在区域金融市场化程度低、固定资产占比不高、资本要素依赖度高的大规模国有企业技术创新受到的负面冲击更显著; 区域金融市场化程度低、生产率水平低、固定资产占比低、劳动密集型与资本密集型的大规模非国有企业退出风险更大; 区域金

融市场化程度高、生产率水平高、固定资产占比高、劳动密集型与资本密集型的大规模非国有企业市场份额增长相对更快。

基于以上研究结论,本文提出如下政策启示:

(1)完善绿色信贷激励与约束双重机制,激发企业创新转型内在动力。根据本文研究,尽管绿色信贷政策促进了优胜劣汰的行业调整过程与企业间的市场份额再配置,但未能实现波特效应。这意味着,绿色信贷政策推行初期,由于实施细则与配套政策缺位,对企业信贷审批实行环保“一票否决制”,由此引致的遵循成本效应与信贷约束效应导致高污染企业被动应付而不是主动采取技术创新获取创新补偿收益、陷入“融资约束—创新下降”的恶性循环,背离了引领绿色发展的长期目标。绿色信贷政策的信贷约束只是手段,其初衷是将环境风险显性化,提高污染成本,倒逼企业技术革新。但企业技术创新需要资金支持,因此,除了充分发挥绿色信贷政策抑制“两高一剩”行业的约束效应,还应建立支持企业技术创新的激励机制。此外,银行机构应结合行业具体特点,提出针对性的绿色信贷标准与风险管理要求;针对不同类型企业,开展环境风险压力测试,制定个性化的绿色信贷产品和服务。

(2)解决“市场驱动”与“政策驱动”的关键矛盾,发挥银行机构引导信贷资源配置的作用。根据本文研究结论,绿色信贷政策对大规模企业技术创新的负向冲击更明显,且显著加剧了大规模企业的退出风险,这表明政策推行初期存在“抓大放小”的政策执行倾向。另外,相对非国有制企业,国有企业的技术创新下降明显但退出风险相对较小,结合中国国情考虑,可能的原因是国有企业的退出壁垒更高,一定程度上阻碍了绿色信贷政策市场选择效应的发挥。这也间接反映了绿色信贷政策在实际推行过程中仍以政策驱动为主,与其市场化驱动的内在本质有所背离。要解决上述“市场驱动”与“政策驱动”的关键矛盾,政府应充分发挥统筹引导功能,建立完善绿色信贷相关配套政策,尤其是健全财政对绿色信贷的高效贴息机制,给予银行一定的风险补偿,引导银行自主有效地执行绿色信贷政策;转变政策执行导向,在对重点污染行业重点企业先行治理的基础上,逐步推进由点到面的管控政策;消除市场壁垒,清除扭曲市场优胜劣汰机制的制度障碍。

(3)建立绿色信贷政策效果评估制度,有效推进绿色信贷政策的探索与实践。对绿色信贷政策实施效应进行合理评估,有助于深入了解政策的实施成效、识别政策执行偏向性以及推进过程中面临的关键性障碍,对深入推进绿色信贷政策体系构建具有重要现实意义。但目前关于绿色信贷政策效应的研究明显滞后于绿色信贷政策的实践发展。应建立绿色信贷政策效果评估制度,制定环境风险评价体系,统一商业银行绿色信贷评价标准;构建绿色信贷统计监测指标体系,统一数据来源和填报口径;将绿色信贷政策效果评估制度切实纳入到绿色信贷政策设计和实际执行流程中。

本文初步考察了绿色信贷政策的波特效应与资源再配置效应,并探讨了绿色信贷政策影响微观企业的作用机制。但本文理论模型构建与实证研究设计存在一定的局限性,有待拓展与完善。理论模型构建方面,未来可考虑在资源配置的分析框架下探讨环境政策如何通过扭曲企业的创新选择进而影响资源再配置。实证研究设计方面,微观数据与识别策略的局限性导致本文的估计结果可能存在以下偏误:①分组依据,由于缺乏详细全面的企业污染排放数据、绿色信贷数据等,本文识别干预组与控制组的依据是按企业所在行业的污染排放强度,因此,无法排除控制组中可能存在未被观测到、但污染程度较高的企业受绿色信贷政策影响。②同期环境政策干扰。在本文样本时期内,国内密集出台了一系列命令型和市场型环境政策,尽管本文采取了一系列稳健性检验,但确实难以完全排除同期相关政策的干扰。关于绿色信贷政策效应更精准的评估还有待相关微观数据的挖掘与识别策略的改进与完善。

〔参考文献〕

- [1]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):62-75.
- [2]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):79-107.
- [3]韩超, 张伟广, 冯展斌. 环境规制如何“去”资源错配——基于中国首次约束性污染控制的分析[J]. 中国工业经济, 2017, (4):115-134.
- [4]蒋伏心, 王竹君, 白俊红. 环境规制对技术创新影响的双重效应——基于江苏制造业动态面板数据的实证研究[J]. 中国工业经济, 2013, (7):44-55.
- [5]刘婧宇, 夏炎, 林师模. 基于金融 CGE 模型的中国绿色信贷政策短中长期影响分析[J]. 中国管理科学, 2015, (4):46-52.
- [6]李蕾蕾, 盛丹. 地方环境立法与中国制造业的行业资源配置效率优化[J]. 中国工业经济, 2018, (7):136-154.
- [7]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):38-54.
- [8]钱雪松, 方胜. 担保物权制度改革影响了民营企业负债融资吗?——来自中国《物权法》自然实验的经验证据[J]. 经济研究, 2017, (5):146-160.
- [9]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):129-143.
- [10]孙学敏, 王杰. 环境规制对中国企业规模分布的影响[J]. 中国工业经济, 2014, (12):44-56.
- [11]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.
- [12]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):91-108.
- [13]王遥, 潘东阳, 彭俞超. 基于 DSGE 模型的绿色信贷激励政策研究[J]. 金融研究, 2019, (11):1-18.
- [14]王勇, 李雅楠, 俞海. 环境规制影响加总生产率的机制和效应分析[J]. 世界经济, 2019, (2):97-121.
- [15]王玉泽, 罗能生, 刘文彬. 什么样的杠杆率有利于企业创新[J]. 中国工业经济, 2019, (3):138-155.
- [16]Acemoglu, D., U. Akcigit, D. Hanley, and W. Kerr. Transition to Clean Technology [J]. Journal of Political Economy, 2016, 124(1):52-104.
- [17]Aghion, P., A. Dechezleprêtre, D. Hemous, R. Martin, and J. V. Reenen. Carbon Taxes, Path Dependency, and Directed Technical Change: Evidence from the Auto Industry [J]. Journal of Political Economy, 2016, 124(1):1-51.
- [18]Bartelsman, E., J. Haltiwanger, and S. Scarpitta. Cross-country Differences in Productivity: The Role of Allocation and Selection[J]. American Economic Review, 2013, 103(1):305-340.
- [19]Copeland, B. R., and M. S. Taylor. North-South Trade and the Environment [J]. Quarterly Journal of Economics, 1994, 109(3):755-787.
- [20]Durnev, A., and E. H. Kim. To Steal or Not to Steal: Firm Attributes, Legal Environment, and Valuation[J]. Journal of Finance, 2005, 60(3):1461-1493.
- [21]Ding, S., and J. Knight. Why Has China Grown So Fast? The Role of Physical and Human Capital Formation[J]. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 2012, 73(2):141-174.
- [22]Feng, L., Z. Li, and D. L. Swenson. Trade Policy Uncertainty and Exports: Evidence from China's WTO Accession[J]. Journal of International Economics, 2017, 106(5):20-36.
- [23]Guadalupe, M., O. Kuzmina, and C. Thomas. Innovation and Foreign Ownership [J]. American Economic Review, 2012, 102(7):3594-3627.
- [24]Hsieh, C. T., and P. J. Klenow. Misallocation and Manufacturing TFP in China and India[J]. Quarterly Journal of Economics, 2009, 124(4):1403-1448.
- [25]He, G. J., S. W., and B. Z. Watering Down Environmental Regulation in China [J]. Quarterly Journal of Economics, 2020, 135(4):2135-2185.

- [26]Krishnan, K., D. K. Nandy, and M. Puri. Does Financing Spur Small Business Productivity? Evidence from a Natural Experiment[J]. *Review of Financial Studies*, 2014,28(6):1768–1809.
- [27]Konishi, Y., and N. Tarui. Emissions Trading, Firm Heterogeneity, and Intra–Industry Reallocations in the Long Run[J]. *Journal of the Association of Environmental and Resource Economists*, 2015,2(1):1–42.
- [28]Kreickemeier, U., and P. M. Richter. Environmental Policy and Firm Selection in the Open Economy[R]. CESifo Working Paper, 2019.
- [29]Melitz, M. J. The Impact of Trade on Intra–Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity[J]. *Econometrica*, 2003,71(6):1695–1725.
- [30]Qiu, L. D., M. Zhou, and X. Wei. Regulation, Innovation, and Firm Selection:The Porter Hypothesis under Monopolistic Competition[J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2018,(92):638–658.
- [31]Sadeghzadeh, J. The Impact of Environmental Policies on Productivity and Market Competition [J]. *Environment and Development Economics*, 2014,19(5):548–565
- [32]Sun, J., F. Wang, and H. Yin. Money Talks: The Environmental Impact of China’s Green Credit Policy[J]. *Journal of Policy Analysis and Management*, 2019,38(3):653–680.
- [33]Tombe, T., and J. Winter. Environmental Policy and Misallocation: The Productivity Effect of Intensity Standards[J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2015,72(6):137–163.

The Microeconomic Effects of Green Credit Policy—From the Perspective of Technological Innovation and Resource Reallocation

LU Jing, YAN Yun, WANG Tao-xuan

(School of Economics, Zhejiang University, Hangzhou 310018, China)

Abstract: Green credit policy is an important practical exploration to guide green development through the allocation of financial resources. This paper introduces enterprise innovation behavior and green credit constraints into Melitz’s (2003) heterogeneous enterprise theoretical model, and demonstrates the Porter effect and resource reallocation effect of green credit policy based on the dual dimensions of intra–enterprise and inter–enterprise. Taking the 2007 green credit policy as a quasi–natural experiment, based on the Chinese industrial enterprise database and patent database, the theoretical hypothesis was tested. The study found that the green credit policy has significantly increased the exit risk of high–polluting enterprises and promoted market share growth of incumbent enterprises, indicating that there is a positive market selection effect and significant market share reallocation effect. The green credit policy fails to exert Porter effect, and mechanism analysis shows that the decline of technological innovation in high–polluting enterprises mainly results from the following cost effect and credit constraint effect caused by the green credit policy. Green credit policy has a significant asymmetric impact on technological innovation, exit risk and market share change of heterogeneous enterprises, which is mainly manifested in stricter treatment of state–owned enterprises, alleviation of inherent credit ownership discrimination, and the existence of policy implementation orientation of “grasping the big and letting go of the small”, stimulating exit adjustment and market share reallocation based on productivity differences in high–polluting industries. The conclusions show that the green credit policy has played a positive effect of resource reallocation to some extent, but the realization of the Porter effect still needs the construction and improvement of the dual mechanism of green credit incentive and constraint, which provides empirical evidence and policy inspiration for the effective promotion of green credit policy.

Key Words: green credit policy; heterogeneous enterprises; Porter effect; resource reallocation effect

JEL Classification: D24 L51 L51

[责任编辑:李鹏]