

DOI: 10.19361/j.er.2019.04.05

绿色信贷政策、信贷资源配置与企业策略性反应

丁 杰*

摘要：本文以 2012 年 2 月 24 日中国银行业监督管理委员会发布的《绿色信贷指引》为准自然实验，采用 DID 方法实证检验了绿色信贷政策对重污染企业信贷融资的影响，以及重污染企业针对绿色信贷政策的策略性反应。研究结果表明，绿色信贷政策显著抑制了重污染企业的信贷融资。当面临绿色信贷政策带来的信贷融资约束时，重污染企业主要表现出减少资本投资的应激性反应，在调整资本配置效率上的策略性反应不足，因而整体上重污染企业全要素生产率有所降低，绿色信贷政策没有表现出波特效应。分样本检验发现，相对于重污染非国有企业，重污染国有企业在信贷融资上受到更强的抑制，其资本投资的收缩也更为明显。但重污染企业全要素生产率的降低主要来自非国有企业，国有企业没有发生显著变化。以上结论对于更好地发挥绿色信贷政策的资源配置作用具有一定启示意义。

关键词：绿色信贷政策；信贷融资；资本投资；全要素生产率；企业政策反应

一、引言

“绿水青山就是金山银山”凸显了政府对环境问题的重视。采取合理有效的环境政策保护“绿水青山”，是经济实现绿色发展的关键性前提之一（涂正革、谌仁俊，2015）。纵观中国的环境规制手段，既包括以约束控制为特征的行政化手段，如两控区设置、节能减排总量控制等；又包括以激励惩罚为特征的市场化手段，如排污费征收、排污权交易等。近些年，金融作为一种重要的调节工具在环境治理中的作用受到越来越多的重视，通过金融工具约束重污染行业的资本配置，引导资源远离高污染的落后产能，对我国经济可以起到“调结构、转方式”的作用。2007 年 7 月国家环境保护总局、中国人民银行、中国银行业监督管理委员会（以下简称中国银监会）联合发布的《关于落实环保政策法规防范信贷风险的意见》，标志着绿色信贷被正式纳入到我国的环境治理工具中。作为关键性的节点，2012 年 2 月 24 日，中国银监会进一步制定并发布了《绿色信贷指引》（以下简称“《指引》”）。该《指引》对金融机构的绿色信贷工作做出了相对具体的安排，被认为是国内首份专门针对绿色信贷的规范性

*丁杰，广东财经大学金融学院，邮政编码：510320，电子信箱：disky@163.com。

本文获得教育部人文社会科学研究青年基金项目“环境规制下的技术进步偏向与绿色全要素生产率研究”（项目编号：17YJC790023）、广州国际金融研究院基金项目“广东绿色金融产品创新研究”（项目编号：16GFR02B08）、全国统计科学研究资助项目“考虑比例数据的面板分位数回归建模及在 FDI 环境效益评估中的应用研究”（项目编号：2018LY93）的资助。非常感谢匿名审稿专家及编辑部的宝贵意见，文责自负。

文件(张光平等,2016)。

然而,绿色信贷政策的政策效果究竟如何,取决于两方面因素。其一,绿色信贷政策的执行情况。绿色信贷政策不同于传统的行政命令式手段,其实施主体是银行而不是地方政府。银行作为盈利性的机构,其与中央政府具有非一致的目标函数,在政策实施过程中拥有较大的自由裁量空间,存在非完全执行的可能。绿色信贷政策也不同于排污权交易等市场化手段,排污权交易的实施主体是企业自身,企业会为了获取排污权交易中的经济激励而自我约束。中国的绿色信贷虽然是一种经济手段,但本质上并不完全由市场机制发挥作用,银行在政策执行过程中并没有获得经济激励。因此,在逐利目标的驱使下,银行能否彻底贯彻绿色信贷政策?与此同时,银行的利润目标与政府的环保目标又非完全相排斥,随着近些年中央政府对环境问题日益重视,各种环境规制的加强对重污染企业的生产经营可能带来负面效应,进而危及银行信贷资金的安全,这会使得银行的避险目标与政府的环境治理目标趋于一致。其二,绿色信贷政策的效果还取决于企业对政策的反应。需要特别指出的是,抑制重污染企业的融资只是手段,而非最终目标。从宏观角度看,政策的最终目的是希望通过引导资源配置,淘汰高污染的落后产能,实现经济发展的绿色转型。从微观的角度看,绿色信贷政策也并非为了让重污染企业无法生存,而是希望通过信贷约束倒逼重污染企业转型升级,退出可能带来重大环境问题的项目,抑或使其通过绿色技术创新减少给环境带来的负外部性。但重污染企业是否会做出所期望的调整?其在面临绿色信贷政策带来的融资约束时,仅仅表现为被动地减少资本投资的应激性行为,还是表现为主动通过技术创新等方式提升全要素生产率的策略性行为,这些都有待于具体的经验验证。

本文利用我国上市公司数据,采用 DID 方法实证检验绿色信贷政策对重污染行业企业信贷融资的影响,以及重污染行业企业在面对信贷约束时的策略性反应:调整资本投资还是提升全要素生产率。本文可能的边际贡献在于:(1)目前关于绿色信贷政策效果的研究主要建立在理论分析的基础上(刘婧宇等,2015;张光平等,2016;王遥等,2016),尚未看到关于中国绿色信贷政策经济效果的经验验证。本文将《指引》这一绿色信贷的规范性文件出台作为准自然实验进行实证检验,为揭示我国绿色信贷政策的经济效应提供经验证据。(2)绿色信贷作为一种宏观政策,其发挥作用需要通过市场微观主体进行传导,政策效果取决于企业会根据政策做出怎样的反应。本文基于企业层面的数据实证验证企业面对绿色信贷政策时的调整行为,这有助于更好地理解绿色信贷政策的微观传导机制。

二、政策背景及文献回顾

国内最早有关绿色信贷的政策性文件可以追溯到1995年由中国人民银行发布的《关于贯彻信贷政策与加强环保工作有关问题的通知》。但在当时的背景下,经济增长仍是经济发展中的首要目标,其与环境保护之间的冲突还未能成为经济发展中的主要矛盾,绿色信贷政策因此没能引起环保部门、信贷机构等相关部门的足够重视、积极响应和贯彻落实。近些年,我国经济高速发展的同时伴随着生态环境的急剧恶化,社会公众对“绿水青山”的渴求日益增强,绿色发展成为我国政府目标体系中的重要构成部分,绿色信贷政策作为一种环境经济手段重新受到国家的高度重视。2007年7月发布的《关于落实环保政策法规防范信贷风险的意见》标志着绿色信贷政策被正式运用于中国的环境治理工作。文件指出“各商业银行要将支持环保工作、控制对污染企业的信贷作为履行社会责任的重要内容”。2007年11

月,中国银监会进一步印发了《节能减排授信工作指导意见》,明确提出“对列入国家产业政策限制和淘汰类的新建项目,不得提供授信支持”。2008年,兴业银行成为中国第一家遵循赤道原则的金融机构,并成立了专门的环境金融部,整体负责相关绿色业务的开展和推广。此后,绿色债券、绿色保险、绿色基金等其他绿色金融产品相继推出,渐进发展的绿色金融逐步成为治理环境问题的重要手段。但值得注意的是,在此期间相关的绿色金融工具均处于引导和试行阶段,并没有完善的配套措施和方案,政策的落实缺乏监督、评估和制约机制(环境保护部环境与经济政策研究中心,2010)。Guo(2014)也认为在此阶段,由于政策细节不清,实施标准缺乏,以及客观条件的不成熟,绿色信贷政策在中国并没有得到有效落实。直至2012年2月24日,中国银监会制定并发布了《绿色信贷指引》。《指引》从组织管理、政策制度、流程管理、内控管理、信息披露、监督检查六个方面,对金融机构的绿色信贷业务以及监管部门相应的监管工作做出了明确具体的安排,以确保信贷资金投向低碳、循环、生态领域。《指引》由此被认为是国内首份专门针对绿色信贷的规范性文件(张光平等,2016),是我国绿色信贷体系的核心,也是境内所有银行业金融机构发展绿色信贷的纲领性文件(钱立华,2016)。这一文件的出台对我国绿色信贷政策的落地具有重要意义。

即便有了规范性的政策指引,政策的效果还取决于相关参与方能否落实政策文件。由于中央政府、地方政府与银行的目标并不完全一致,在监管不力的情况下,彼此之间的利益博弈极有可能影响政策效果。Biswas(2011)对印度的研究表明,银行并没有足够的动力去实施绿色信贷政策。张秀生和李子明(2009)基于多方博弈的视角进行分析,认为绿色信贷可能会存在执行不力的现象。刘婧宇等(2015)构建CGE模型,模拟了绿色信贷政策对高排放行业投资行为的影响,发现从长期来看,绿色信贷政策是无效的。由此可见,绿色信贷政策是否有效还取决于银行等政策执行方的执行情况。

除此之外,即使银行能够严格执行绿色信贷政策,引导信贷资源配置,政策会带来怎样的经济效应还取决于企业的反应。当企业面临绿色信贷政策带来的信贷约束时,仅仅是被动地收缩资本投资,还是主动通过技术创新或者转型升级提升其全要素生产率,不同的反应策略给企业的长期发展带来不同的结果。从宏观增长的角度来看,现有关于环境规制政策经济效应的研究存在两种截然不同的观点:一是污染天堂假说(Pollution Haven Hypothesis),认为发展中国家能够通过降低环境规制增强污染密集型产品的竞争优势,而严格的环境规制将使其丧失竞争优势,阻碍经济增长(Cole et al.,2010;Hering and Poncet,2014)。另一种观点基于波特假说(Porter Hypothesis),认为合理的环境规制可以刺激企业的技术创新,并通过“创新补偿效应”促进长期经济增长(Porter and Linde,1995;Greenstone et al.,2012)。具体到微观企业层面,环境规制政策会给企业带来怎样的影响同样存在争议。需要特别指出的是,环境规制的目标应该是激发企业的内在减排动力,使其通过技术创新,实现主动减排(Hamamoto,2006;李小平等,2012)。因此,对企业施加的绿色信贷政策并不仅仅是为了抑制重污染企业的发展,而是希望通过信贷约束使得重污染企业退出可能带来重大环境问题的项目,鼓励其发展清洁项目,抑或使其通过绿色技术创新减少给环境带来的负外部性,这就需要发挥绿色信贷政策的波特效应。但并非所有的企业都能对环境规制做出积极响应。因此,对于波特效应在企业层面是否存在一直有三种不同的研究结论:一是认为环境规制妨碍了企业生产率的提高。例如增加了企业成本和面临的不确定性因素,降低企业生产率(Gray and Shadbegian,2001;王丽霞等,2017);二是认为环境规制可以提高企业全要素生产

率(张三峰、卜茂亮,2011;王杰、刘斌,2014);三是认为环境规制与企业全要素生产率之间的关系取决于环境规制的强度、方式以及实施的时机等(Lanoie et al.,2008;张成等,2011;宋文飞等,2014)。值得一提的是,企业的技术创新需要创新资本投入,在本身受到信贷约束的情况下,企业未必有能力增加创新投入或者实现转型升级,从而实现全要素生产率的提升。因此,本文试图从绿色信贷政策对企业信贷融资的影响以及企业对政策如何反应的角度,检验绿色信贷政策的效果及其发挥作用的机制。

三、研究设计

(一) 实证模型设定

对于企业而言,《指引》这一绿色信贷政策的出台是外生事件,可视为一个准自然实验。为检验政策对企业融资的影响以及企业随后的策略性反应,本文参考钱雪松和方胜(2017)的思路,基于政策效应在企业层面的差异构造处理组和实验组进行检验。绿色信贷政策要求银行业金融机构控制信贷业务的环境和社会风险,即关注客户及其重要关联方的经营活动可能带来的环境与社会问题。这可能给重污染企业的信贷融资带来重要影响,而对其他企业的影响相对较小。因此,本文以重污染企业为处理组,其他企业为对照组,首先构建双重差分(Difference-in-Differences, DID)模型(1)检验政策的信贷资源配置效应:

$$DEBT_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 P_{it} + \alpha_2 E_{it} + \alpha_3 P_{it} \times E_{it} + \alpha X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其次,通过模型(2)检验绿色信贷政策对企业资本投资和全要素生产率的影响:

$$CA_{it} = \beta_0 + \beta_1 P_{it} + \beta_2 E_{it} + \beta_3 P_{it} \times E_{it} + \beta Z_{it} + \delta_{it} \quad (2)$$

以上模型中, i 表示企业, t 表示年度, ε_{it} 和 δ_{it} 为随机扰动项。 P_{it} 为绿色信贷政策实施前后的时间虚拟变量,将绿色信贷政策推出之前的年份定义为0,之后的年份定义为1。 E_{it} 是样本企业是否属于重污染企业组的虚拟变量,重污染企业取值为1,否则为0。 $DEBT_{it}$ 为企业信贷融资的代理变量; CA_{it} 为企业资本配置变量,本文分别用企业资本投资($INVEST_{it}$)和企业全要素生产率($MALM_{it}$)进行替代,代表企业对政策的两种不同反应带来的结果。 X_{it} 和 Z_{it} 分别为两个方程的控制变量向量,考虑到可能的内生性及时间上的滞后性,部分控制变量的取值滞后一期, α 和 β 分别为控制变量的系数向量。本文感兴趣的是两个回归方程中交互项 $P_{it} \times E_{it}$ 的系数 α_3 和 β_3 ,它们分别衡量《指引》这一代表性的绿色信贷政策给企业信贷融资及资本配置带来的DID效应。

(二) 样本说明和变量设定

本文以我国A股上市公司2009-2014年的数据为研究样本,2009-2011年为《指引》实施之前的年份,2012-2014年为《指引》实施之后的年份。将样本数据控制在此区间,一是因为2007年、2008年均有绿色信贷相关的重要政策出台,《指引》是继这些政策之后政策的进一步具体化,将样本控制在2009年之后可以避免之前政策的影响,得到《指引》的净效应。另一方面,Bertrand等(2014)认为采用DID方法,可能存在的序列相关会导致低估估计量的标准差,使 t 统计量的取值偏大,从而过度拒绝原假设。因此,太长的时间数据可能带来序列相关问题,将样本控制在2014年以内,从而缩短样本期间可以缓解这一问题。同时,本文剔除了以下数据样本:(1)金融行业的上市公司;(2)被交易所进行特别处理的ST类上市公司;(3)部分变量数据缺失的样本。保留在样本期间数据连续的样本以构成平衡面板数据,本文最终采用的样本包含7302个企业-年度数据。上市公司的财务数据来自色诺芬

(CCER)一般财务数据库。为避免异常值给估计结果带来的影响,对其中连续型变量进行上下1%分位数的缩尾处理。

1.被解释变量

$DEBT_{it}$ 为企业的长期信贷融资状况。考虑到企业的资本投资主要来自长期资金,本文采用长期借款占总资产的比重作为长期信贷融资的替代变量。

$INVEST_{it}$ 为企业的资本投资变量。参照陈德球等(2012)的研究,以购买固定资产、无形资产和其他长期资产所支付的现金与总资产的比值作为代理变量。

$MALM_{it,t+1}$ 为企业的全要素生产率。本文利用 MaxDEA Pro7 软件,以每个企业为决策单元 DMU,采用非参数的 DEA-Malmquist 指数法计算全要素生产率。Malmquist 一般被定义为两个指数的几何平均,可以表示为:

$$MALM_{t,t+1} = \left[\frac{D^t(x^{t+1}, y^{t+1})}{D^t(x^t, y^t)} \times \frac{D^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})}{D^{t+1}(x^t, y^t)} \right]^{\frac{1}{2}} \quad (3)$$

(3)式中: x 为投入集合, y 为产出集合。 (x^t, y^t) 以及 (x^{t+1}, y^{t+1}) 分别代表生产单元 t 期和 $t+1$ 期的投入产出关系。 $D^t(x^t, y^t)$ 表示第 t 期投入产出组合 (x^t, y^t) 的产出距离函数。

相对于其他全要素生产率的估算方法,非参数的 DEA-Malmquist 指数法不需要设定生产函数的具体形式,只需要投入产出指标,因此估计出的全要素生产率相对客观。参照覃家琦和邵新建(2015)的研究,以营业收入为单一产出指标,选用的投入指标为企业的固定资产净额以及在职员工人数。

2.核心解释变量

P_{it} 为绿色信贷政策推出前后的时间虚拟变量。将绿色信贷政策推出之前的年份(2009-2011年)定义为0,之后的年份(2012-2014年)定义为1。

E_{it} 为反映企业是否为重污染企业的虚拟变量。如果该企业为重污染行业企业,取值为1,否则取值为0。本文参照2010年环境保护部公布的《上市公司环境信息披露指南》中对重污染行业的界定,对照上市公司按中国证监会细分的行业分类进行整理,将归属于重污染行业的企业定义为重污染企业。

3.控制变量

参照饶品贵和姜国华(2013)等关于企业融资的既有研究,向量 X_{it} 包括的控制变量有: $ASSET_{it-1}$ 是企业规模变量,以对数化的总资产作为代理变量; FIX_{it-1} 为企业固定资产占总资产的比重,作为企业可抵押资产的代理变量; CFO_{it-1} 为按总资产标准化的企业经营性现金流量; $GROWTH_{it-1}$ 是企业的成长能力,以企业的营业收入占总资产的比重作为代理变量; ROA_{it-1} 为总资产收益率,代表企业的盈利能力; OP_{it} 表示企业的所有权属性,取值为1表示国有企业,其他所有权性质的企业统一归为非国有企业,取值为0; Q_{it} 为托宾 Q ,作为企业投资机会的代理变量; NTC_{it-1} 为企业获得的净商业信用,用总资产进行标准化,饶品贵和姜国华(2013)等已有研究表明企业的商业信用融资与银行信贷融资之间存在替代关系。净商业信用等于企业获得的商业信用(应付票据、应付账款及预收款项之和)减去其对外提供的商业信用(应收票据、应收账款及预付款项之和)。

参照陈德球等(2012)等关于企业投资的研究,当被解释变量为企业资本投资($INVEST_{it}$)时,向量 Z_{it} 包含的控制变量有: $ASSET_{it-1}$ 、 CFO_{it-1} 、 $GROWTH_{it}$ 、 ROA_{it-1} 、 OP_{it-1} 、 Q_{it} ,

定义与前文相同; LEV_{it-1} 为企业的总资产负债率。

参考王杰和刘斌(2014)等关于企业全要素生产率的研究,当被解释变量为企业全要素生产率($MALM_{it}$)时,向量 Z_{it} 包含的控制变量有: $ASSET_{it-1}$ 、 ROA_{it-1} 、 OP_{it-1} ,定义与前文相同; LK_{it-1} 为企业的资本劳动比,等于固定资产净值与在职员工人数之比的对数值; HHI_{it-1} 为赫芬达尔-赫希曼指数;同时,以上市公司高管人员持股比例(ESO_{it})、前十大股东持股比例(TES_{it})以及董事会中独立董事的比例(IDR_{it})衡量公司治理状况。

此外,回归方程中还控制了年度虚拟变量 $YEAR$ 、行业虚拟变量 $INDUSTRY$ 以及地区虚拟变量 $PROV$,地区虚拟变量按照上市公司注册地所在省份进行定义。表 1 为描述性统计。

表 1 主要变量的描述性统计

变量名	变量含义	平均值	中位数	标准差	最小值	最大值
<i>DEBT</i>	企业长期信贷融资与总资产的比值	0.066	0.021	0.096	0	0.440
<i>INVEST</i>	企业资本投资与总资产的比值	0.054	0.041	0.050	0	0.242
<i>MALM</i>	Malmquist 指数法衡量的企业全要素生产率	1.062	1.020	0.393	0.228	3.229
<i>ASSET</i>	总资产的对数值	22.19	22.02	1.275	19.81	26.00
<i>FIX</i>	固定资产净额与总资产的比值	0.170	0.117	0.188	0	0.730
<i>CFO</i>	经营性现金流量净额与总资产的比值	0.049	0.047	0.076	-0.174	0.253
<i>GROWTH</i>	营业总收入与总资产的比值	0.683	0.580	0.498	0	2.692
<i>ROA</i>	总资产收益率	0.041	0.033	0.046	-0.088	0.198
<i>LEV</i>	资产负债率(%)	49.63	50.72	19.11	7.930	86.48
<i>LK</i>	资本劳动比= $\ln(\text{固定资产净值}/\text{在职员工人数})$	2.619	11.81	14.10	-22.42	18.54
<i>OP</i>	企业所有权属性,国有企业取值为 1,否则为 0	0.606	1	0.489	0	1
<i>Q</i>	托宾 Q	1.993	1.629	1.137	0.883	7.073
<i>NTC</i>	企业获得的净商业信用,经总资产标准化	0.025	0.009	0.137	-0.297	0.429
<i>ESO</i>	高管人员持股比例	0.013	0.000	0.052	0	0.348
<i>IDR</i>	董事会中独立董事占比	0.601	0.500	0.182	0.286	0.727
<i>TES</i>	前十大股东持股比例	0.535	0.538	0.157	0.200	0.898

四、实证结果及分析

(一) 绿色信贷政策前后的简单对比

首先,将样本分为处理组(重污染企业)和对照组(其他企业),对政策前后两组企业的长期信贷融资、资本投资和全要素生产率的变化趋势进行对比分析。图 1 是长期信贷融资占总资产的平均比重,虚线为重污染企业的融资趋势,实线为其他企业的融资趋势。2012 年之前的数据表明,绿色信贷政策出台之前两组企业信贷融资趋势相近,意味着构建 DID 模型所需的平行趋势假设是成立的,本文采用 DID 方法具有合理性。政策出台之后的当年,处理组的信贷融资有明显的降低,对照组则出现明显的增加,处理组的信贷融资从 2011 年高于对照组到 2012 年低于对照组,出现了较快的转变。以上反映出绿色信贷政策出台之后重污染企业在信贷融资上受到了明显抑制。图 2 是资本投资的趋势性变化,在政策出台之前,两组企业的趋势性变化也是近似的。重污染企业在政策出台之前,其资本性投资明显高于其他企业;实施绿色信贷政策之后,两组企业的资本性投资都有所减少,但重污染企业的资本性投资减少幅度远大于其他企业,反映出绿色信贷政策给两组企业带来的影响可能是不一样的。图 3 是全要素生产率变化图,政策出台之前,两组企业的趋势变化仍然比较接近。重

污染企业在政策出台之后,全要素生产率反而大幅降低,之后才缓慢上升,但始终低于政策出台之前,并不符合波特假说。其他企业的全要素生产率在政策出台后相对平稳,仅有小幅度上升,表明两类企业的全要素生产率在政策出台后表现出不一样的特征。

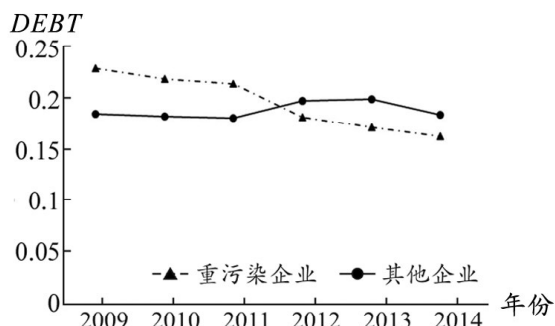


图1 企业长期融资

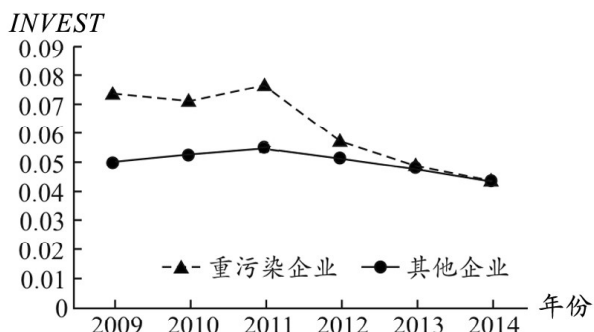


图2 企业资本投资

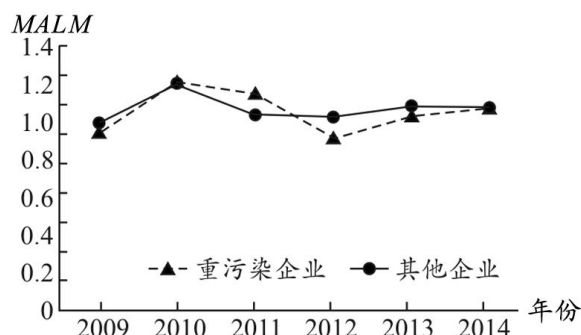


图3 企业全要素生产率

(二) 绿色信贷政策与企业融资

采用 DID 方法检验政策对企业融资的影响,本文主要关注的是《指引》出台前后,重污染企业相对于其他企业信贷融资的净效应,即模型(1)中交互项 $P \times E$ 的系数。此外,既有研究表明我国银行业在放贷决策中普遍存在着所有制偏好。那么,绿色信贷政策对重污染企业的融资影响,是否依然存在企业所有制的差异?由于我国重污染行业如钢铁、能源、化工等聚集了大量的国有企业,银行在绿色信贷政策的执行中是否存在所有制差异对政策的整体效果至关重要。因此,本文进一步按照企业所有制类型分类,分别检验绿色信贷政策给国有企业和非国有企业带来的净效应。表2汇报了检验结果,第(1)、(2)列为全样本的检验结果,(3)、(4)列为国有企业的检验结果,(5)、(6)列为非国有企业的检验结果。

第(1)列中,交互项 $P \times E$ 的系数为-0.0480,在1%的水平上显著为负,表明相对于其他企业,重污染企业的信贷融资在绿色信贷政策推出之后受到了明显抑制,意味着绿色信贷政策在银行层面上得到了较好的执行。第(2)列加入了控制变量,变量 OP 的系数显著为正,表明银行在放贷中的确存在所有制偏好。分样本回归中,第(3)和第(5)列中交互项的系数均显著为负,表明不管是国有还是非国有重污染企业,其信贷融资均受到了绿色信贷政策的影响。而且第(3)列中交互项的系数为-0.0634,第(5)列中交互项的系数为-0.0215,意味着国有重污染企业在信贷融资中受到的政策抑制效应更大,其净效应几乎是非国有重污染企业的3倍,这一结论与银行普遍存在的国有企业偏好恰好相反。第(2)、(4)、(6)列加入控制变量后,交互项 $P \times E$ 的系数仍然显著为负,基本结论维持不变,而且回归方程 R^2 的较大变化表明模型的解释力得到大幅提升。

表 2 绿色信贷政策对企业信贷融资的影响

变量	全样本		国有企业		非国有企业	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>P</i>	0.0131 *** (0.0031)	0.0099 *** (0.0028)	0.0167 *** (0.0043)	0.0163 *** (0.0036)	0.0059 (0.0042)	-0.0034 (0.0042)
<i>E</i>	0.0039 (0.0034)	-0.0006 (0.0030)	0.0106 ** (0.0048)	0.0061 (0.0042)	-0.0052 (0.0043)	-0.0071 * (0.0040)
<i>P×E</i>	-0.0480 *** (0.0044)	-0.0401 *** (0.0039)	-0.0634 *** (0.0061)	-0.0595 *** (0.0054)	-0.0215 *** (0.0057)	-0.0151 *** (0.0053)
<i>ASSET</i>		0.0266 *** (0.0010)		0.0282 *** (0.0012)		0.0219 *** (0.0015)
<i>FIX</i>		0.0891 *** (0.0078)		0.1012 *** (0.0096)		0.0383 *** (0.0120)
<i>CFO</i>		-0.0412 *** (0.0145)		-0.0082 (0.0194)		-0.0869 *** (0.0211)
<i>GROWTH</i>		0.0471 *** (0.0018)		0.0532 *** (0.0022)		0.0340 *** (0.0029)
<i>ROA</i>		-0.2732 *** (0.0220)		-0.4232 *** (0.0327)		-0.1176 *** (0.0281)
<i>OP</i>		0.0035 ** (0.0017)				
<i>Q</i>		0.0053 *** (0.0008)		0.0064 *** (0.0012)		0.0048 *** (0.0010)
<i>NTC</i>		-0.0000 *** (0.0000)		-0.0000 *** (0.0000)		-0.0000 * (0.0000)
<i>YEAR</i>		控制		控制		控制
<i>INDUSTRY</i>		控制		控制		控制
<i>PROV</i>		控制		控制		控制
常数项	0.0687 *** (0.0021)	-0.4810 *** (0.0215)	0.0790 *** (0.0029)	-0.5058 *** (0.0283)	0.0521 *** (0.0028)	-0.3831 *** (0.0329)
样本数	7 302	7 302	4 426	4 426	2 876	2 876
<i>R</i> ²	0.0276	0.3010	0.0328	0.3328	0.0168	0.2065

注：*** 表示 $p < 0.01$ ，** 表示 $p < 0.05$ ，* 表示 $p < 0.1$ ；括号中为异方差稳健的标准误；下同。

以上实证结论意味着，不同于以往研究中环境规制政策非完全执行的结论（张华，2016），此次的绿色信贷政策对抑制重污染企业的融资具有较好的效果，说明金融机构在信贷资金的配给上对绿色信贷政策做出了积极响应。其中的原因可能有两方面：一方面在于此次《指引》对银行绿色信贷的流程管理、制度安排、信息披露做出了较为明确的规定。尤其是在监管层面上，强化了监管部门在绿色信贷上的监管责任，这对银行的信贷行为构成了硬约束，使得银行不得不调整其信贷投放。另一方面在于近些年全社会绿色发展意识的觉醒和地方环境规制政策的强化。企业一旦发生环保事故，将承受来自各方面的社会压力，势必影响其经营绩效，从而影响银行信贷资金的安全。这使得银行的经营目标与政府的绿色发展目标趋于一致，从而主动调整其信贷投放，而这也可能是国有企业信贷融资遭受更严重抑制的原因。

（三）绿色信贷政策与企业资本配置

表 2 的结论意味着银行等金融机构发挥了信贷资源配置的作用，可以引导信贷资源远离重污染企业。但这种信贷资源配置效应的最终结果，还取决于企业对政策做出怎样的反应。本文分别从企业资本投资和企业全要素生产率的角度检验企业应对绿色信贷政策的反应策略。

1.绿色信贷政策与企业资本投资

表3检验了绿色信贷政策对企业资本投资的影响。第(1)列中,交互项 $P \times E$ 的系数显著为-0.0188,表明相对于对照组企业,重污染企业的资本投资在绿色信贷政策出台之后有明显收缩。由于表2中结果已表明政策对不同所有制重污染企业信贷融资的净效应不一致,因此,有理由相信政策对企业资本投资也具有异质性影响。进一步按企业所有制分类,第(3)列和第(5)列中交互项的系数分别显著为-0.0254和-0.0093,意味着国有和非国有重污染企业的资本投资都有所减少,而且国有重污染企业在资本投资上收缩的幅度更大,这与表2的结果相呼应,表明绿色信贷政策给重污染企业带来的融资约束显著影响了企业的资本投资,尤其对国有企业具有更强的影响。加入控制变量后,第(2)、(4)、(6)列的结论也是一致的。

表3 绿色信贷政策对企业资本投资的影响

变量	全样本		国有企业		非国有企业	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
P	-0.0051 *** (0.0015)	-0.0065 *** (0.0015)	-0.0044 ** (0.0019)	-0.0059 *** (0.0018)	-0.0061 ** (0.0024)	-0.0065 *** (0.0025)
E	0.0212 *** (0.0019)	0.0200 *** (0.0019)	0.0262 *** (0.0025)	0.0256 *** (0.0024)	0.0135 *** (0.0030)	0.0117 *** (0.0030)
$P \times E$	-0.0188 *** (0.0024)	-0.0172 *** (0.0024)	-0.0254 *** (0.0031)	-0.0235 *** (0.0030)	-0.0093 ** (0.0039)	-0.0083 ** (0.0039)
$ASSET$		0.0031 *** (0.0006)		0.0035 *** (0.0007)		0.0014 (0.0012)
LEV		-0.0001 *** (0.0000)		-0.0000 (0.0000)		-0.0002 *** (0.0001)
CFO		0.1266 *** (0.0082)		0.1530 *** (0.0102)		0.0843 *** (0.0134)
$GROWTH$		0.0043 *** (0.0012)		0.0080 *** (0.0013)		0.0031 (0.0023)
ROA		0.0034 (0.0158)		0.0356 * (0.0205)		0.0444 * (0.0254)
OP		-0.0022 * (0.0012)				
Q		0.0013 ** (0.0006)		0.0014 (0.0009)		0.0017 * (0.0009)
$YEAR$		控制		控制		控制
$INDUSTRY$		控制		控制		控制
$PROV$		控制		控制		控制
常数项	0.0529 *** (0.0010)	-0.0101 (0.0123)	0.0521 *** (0.0013)	-0.0227 (0.0150)	0.0542 *** (0.0017)	0.0285 (0.0239)
样本数	7 302	7 302	4 426	4 426	2 876	2 876
R^2	0.0319	0.0771	0.0459	0.1085	0.0162	0.0508

由此可见,面对绿色信贷政策带来的融资约束,重污染企业的直接反应是减少资本投资。长期来看,资本投资的减少势必抑制企业发展,这多数情况下是重污染企业应对融资环境变化的应激性反应。除此以外,重污染企业是否会通过技术创新、转型升级提升全要素生产率以主动应对,对通过绿色信贷政策实现经济转型升级的长期发展目标十分重要。

2.绿色信贷政策与企业全要素生产率

表4检验了绿色信贷政策对企业全要素生产率的影响。第(1)、(2)列中交互项 $P \times E$ 的系数均显著为负,表明绿色信贷政策不仅未发挥出波特效应,整体而言反而降低了重污染企业的全要素生产率。分样本的回归可以发现,第(3)、(4)列中交互项的系数并不显著,第(5)、(6)列中交互项的系数显著为负,意味着绿色信贷政策对重污染企业全要素生产率的影响主要体现在非国有企业上,对国有企业没有实质性影响。

表4 绿色信贷政策对企业全要素生产率的影响

变量	全样本		国有企业		非国有企业	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
P	-0.0628*** (0.0124)	-0.0942*** (0.0157)	-0.0911*** (0.0142)	-0.1063*** (0.0181)	-0.0156 (0.0234)	-0.0712** (0.0289)
E	0.0013 (0.0136)	0.0011 (0.0136)	-0.0130 (0.0161)	-0.0104 (0.0161)	0.0246 (0.0241)	0.0208 (0.0242)
$P \times E$	-0.0468** (0.0182)	-0.0405** (0.0184)	-0.0294 (0.0211)	-0.0327 (0.0214)	-0.0799** (0.0332)	-0.0645* (0.0330)
$ASSET$		0.0068 (0.0042)		0.0133*** (0.0048)		-0.0080 (0.0091)
LK		-0.0017*** (0.0004)		-0.0009* (0.0005)		-0.0031*** (0.0008)
ROA		0.7164*** (0.1352)		0.5867*** (0.1478)		0.8963*** (0.2372)
HHI		0.1495** (0.0659)		0.0150 (0.0698)		0.4107*** (0.1518)
OP		-0.0068 (0.0110)				
ESO		-0.3547*** (0.0871)		-1.2075** (0.5912)		-0.3390*** (0.0895)
IDR		0.0131 (0.0257)		0.0147 (0.0288)		0.0018 (0.0486)
TES		-0.1780*** (0.0488)		-0.0915 (0.0595)		-0.3214*** (0.0883)
$YEAR$		控制		控制		控制
$INDUSTRY$		控制		控制		控制
$PROV$		控制		控制		控制
常数项	1.1028*** (0.0086)	1.0086*** (0.0927)	1.1192*** (0.0105)	0.8450*** (0.0993)	1.0761*** (0.0148)	1.3586*** (0.2119)
样本数	7 302	7 302	4 426	4 426	2 876	2 876
R^2	0.0128	0.0253	0.0228	0.0308	0.0057	0.0280

综合以上结论,绿色信贷政策目前主要抑制了企业的资本投资,而没能推动全要素生产率的提升。可能的原因在于企业创新投入需要长期资金支持,但绿色信贷政策是通过实施信贷约束对企业发挥作用,信贷约束除了抑制企业的资本投资,还会制约企业技术创新、转型升级所需的资金支持。但根据表 2 的结论,国有企业受到的信贷约束更强,其全要素生产率本应该更有可能受到影响,但实证结果却相反。原因一方面可能在于我国目前的政企关系中,国有企业从政府获取了较多的资源,也因此承担了更多的政治任务,其行为表现出一定的政府意志。因此,在当前政府以绿色转型为主要经济目标的背景之下,国有企业更可能会对绿色信贷政策做出积极响应,而非国有企业往往是被动应对。另一个可能的原因是相对于非国有企业,国有企业在了解政府的环境治理政策方面存在信息优势,对政策变化也更为敏感,因此能够根据政策变化及时调整而未遭受效率损失。相对而言,非国有企业除了资本投资受到抑制,还存在效率损失,在绿色发展转型上处于不利的位置。

(四) 稳健性检验

1. 调整时间窗口和时间节点

尽管 2009–2014 年并没有其他全国范围内的重大绿色信贷政策出台,但企业信贷融资的变化仍可能受到绿色信贷政策出台前后其他事件的影响。为尽量避免这种情况,本文将样本的时间窗口进一步缩短,仅保留《指引》出台前后各一年,即 2011 年和 2012 年的数据。对实证模型进行重新估计,结果如表 5 第(1)、(2)、(3)列所示。第(1)和第(2)列的回归结果中,交互项的系数均显著为负,与前文的结论一致,表明即使不考虑《指引》出台前后的其他事件,企业信贷融资以及资本投资依然发生了变化。第(3)列全要素生产率没有发生变化,依然未能体现出波特效应。

以上结论不能排除另外一种情况的干扰,即重污染企业融资受到的抑制作用在《指引》出台之前就一直存在,而不是《指引》出台之后才有。为此,本文将政策事件的时间节点提前一年,对回归方程进行重新估计,如果对重污染企业融资和资本投资的抑制作用在《指引》出台之前就一直存在,则交互项的系数应该显著为负。检验结果如表 5 中第(4)、(5)、(6)列所示,第(4)和(5)列的回归结果中,交互项的系数均不显著,表明企业信贷融资与资本投资的抑制作用并不是《指引》出台之前就存在的。以上检验进一步强化了前文的结论。

表 5 稳健性检验:调整时间窗口和时间节点

变量	调整时间窗口			调整时间节点		
	(1) <i>DEBT</i>	(2) <i>INVEST</i>	(3) <i>MALM</i>	(4) <i>DEBT</i>	(5) <i>INVEST</i>	(6) <i>MALM</i>
<i>P</i>	0.0024 (0.0045)	-0.0081 *** (0.0027)	0.1862 *** (0.0713)	-0.0114 *** (0.0043)	0.0039 (0.0026)	-0.1371 * (0.0821)
<i>E</i>	-0.0060 (0.0048)	0.0189 *** (0.0032)	0.1975 (0.1910)	-0.0031 (0.0052)	0.0173 *** (0.0031)	-0.0569 (0.0555)
<i>P×E</i>	-0.0278 *** (0.0063)	-0.0128 *** (0.0042)	-0.1750 (0.1811)	-0.0044 (0.0068)	0.0023 (0.0044)	0.2344 (0.2123)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	-0.4767 *** (0.0348)	-0.0201 (0.0215)	1.6672 (1.4621)	-0.5031 *** (0.0391)	-0.0328 (0.0231)	0.8768 (1.4180)
观测值	2 434	2 434	2 434	2 434	2 434	2 434
<i>R</i> ²	0.3212	0.0817	0.0175	0.3210	0.0894	0.0123

注:考虑篇幅问题,稳健性检验没有列出控制变量的回归结果;下同。

2.政策的动态效应检验

由于重污染企业在资本投资上的调整相对迅速,在全要素生产率上的调整可能需要较长时间才能显现效果。因此,本文对绿色信贷政策的效果进行动态效应检验。表6中第(1)列和第(2)列的结果表明,绿色信贷政策对重污染企业信贷融资的约束作用是持续存在的,企业在资本投资上的调整也是长期行为,而且调整幅度在持续增强。第(3)列表明重污染企业全要素生产率的降低同样持续存在。以上结果表明,企业全要素生产率受到的影响并非只是短期效应,从较长的时间来看,企业也未能在全要素生产率上做出有效调整。

表6 绿色信贷政策的动态效应检验

变量	(1) <i>DEBT</i>	(2) <i>INVEST</i>	(3) <i>MALM</i>
<i>P</i>	0.0097 *** (0.0035)	0.0111 *** (0.0023)	0.0009 (0.0131)
<i>E</i>	-0.0025 (0.0025)	-0.0069 *** (0.0015)	-0.0719 *** (0.0182)
<i>P2012×E</i>	-0.0228 *** (0.0046)	-0.0062 ** (0.0030)	-0.0467 *** (0.0155)
<i>P2013×E</i>	-0.0175 *** (0.0050)	-0.0147 *** (0.0030)	-0.0503 *** (0.0179)
<i>P2014×E</i>	-0.0236 *** (0.0053)	-0.0201 *** (0.0031)	-0.0366 *** (0.0158)
控制变量	控制	控制	控制
常数项	-0.5236 *** (0.0485)	-0.0279 (0.0210)	0.9930 *** (0.0849)
观测值	7 302	7 302	7 302

五、结论及政策启示

本文以2012年2月24日银监会发布的《绿色信贷指引》为准自然实验,采用DID方法实证检验了绿色信贷政策对重污染企业信贷资源配置及资本配置的影响。实证结果表明,绿色信贷政策抑制了重污染企业的信贷融资,而且对国有重污染企业信贷融资的抑制效果更强。当面临绿色信贷政策带来的信贷融资约束时,企业的直接反应是收缩资本投资,国有企业资本投资的收缩更为明显。整体上,绿色信贷政策使得重污染企业的全要素生产率有所降低,这种降低主要来自非国有企业,国有企业的全要素生产率没有显著变化。根据以上实证结果可以得出:(1)绿色信贷政策在银行层面得到较好的执行,能够发挥引导信贷资源配置远离重污染行业的作用。(2)企业在面对绿色信贷政策带来的融资约束时,主要表现为被动减少资本投资的应激性反应,在改善全要素生产率上的策略性反应不足,绿色信贷政策整体上未能发挥波特效应。(3)银行在绿色信贷政策的执行上对国有企业更为严格,因此,不同所有制企业在资本配置上的调整也存在差异。非国有企业收缩了资本投资,在全要素生产率上未能及时做出调整,遭受了效率损失。国有企业表现为更大幅度的资本投资的收缩,全要素生产率则没有降低。

以上研究结论的政策启示有:(1)中国的绿色信贷虽然处于起步阶段,有许多不足之处,但通过绿色信贷政策的制定与规范,可以起到引导资源配置远离重污染落后产能行业的作用。除了绿色信贷,绿色产业基金、绿色保险、绿色债券等其他绿色金融产品在中国还均处于小规模试点阶段,政府应加紧完善绿色金融法律和政策体系,同时配以更多扶持绿色金融产品创新的措施,逐步形成绿色金融市场体系,并通过强化监管,有效抑制污染性的投融资,同时动员和激励更多金融资源投入到绿色产业。(2)抑制重污染企业的融资只是手段,而非最终目的。绿色信贷政策的初衷是提高污染成本,倒逼重污染企业转型升级,摆脱高污染、高耗能的传统生产模式。但企业的技术创新、转型升级需要长期资金支持,绿色信贷政策给重污染企业带来的信贷融资约束,不仅会抑制企业的资本投资,也可能抑制企业的创新投入。尤其是大量中小型的非国有企业,由于存在环保设备、环保技术的固定投入问题,其在全要素生产率上未能做出所期待的调整。因此,在利用绿色信贷工具对重污染企业实施信贷约束时,也需要加强对其环保投入、绿色转型的资金支持。(3)绿色信贷政策虽然是一种经济手段,但目前仍然是以约束控制为主。企业更多地表现为被动的应激性反应,主动的策略性反应不足。因此,一方面需要通过硬性、持续性的政策安排,强化企业的长期预期,增强企业对绿色信贷政策的敏感性,使企业针对政策做出长远安排;另一方面需要通过适当的金融激励措施,激发企业的内在转型动力。

参考文献:

- 1.陈德球、李思飞、钟昀珈,2012:《政府质量、投资与资本配置效率》,《世界经济》第3期。
- 2.环境保护部环境与经济政策研究中心,2010:《中国绿色信贷发展报告(2010)》。
- 3.李小平、卢现祥、陶小琴,2012:《环境规制强度是否影响了中国工业行业的贸易比较优势》,《世界经济》第4期。
- 4.刘婧宇、夏炎、林师模、吴洁、范英,2015:《基于金融CGE模型的中国绿色信贷政策短中长期影响分析》,《中国管理科学》第4期。
- 5.钱立华,2016:《我国银行业绿色信贷体系》,《中国金融》第22期。
- 6.钱雪松、方胜,2017:《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》,《经济研究》第5期。
- 7.覃家琦、邵新建,2015:《交叉上市、政府干预与资本配置效率》,《经济研究》第6期。
- 8.饶品贵、姜国华,2013:《货币政策对银行信贷与商业信用互动关系影响研究》,《经济研究》第1期。
- 9.宋文飞、李国平、韩先锋,2014:《价值链视角下环境规制对R&D创新效率的异质门槛效应——基于工业33个行业2004-2011年的面板数据分析》,《财经研究》第1期。
- 10.涂正革、谌仁俊,2015:《排污权交易机制在中国能否实现波特效应?》,《经济研究》第7期。
- 11.王杰、刘斌,2014:《环境规制与企业全要素生产率——基于中国工业企业数据的经验分析》,《中国工业经济》第3期。
- 12.王丽霞、陈新国、姚西龙、李晓瑜、张晨涛,2017:《我国工业企业对环境规制政策的响应度研究》,《中国软科学》第10期。
- 13.王遥、潘冬阳、张笑,2016:《绿色金融对中国经济发展的贡献研究》,《经济社会体制比较》第6期。
- 14.张成、陆旻、郭路、于同申,2011:《环境规制强度和生产技术进步》,《经济研究》第2期。
- 15.张光平、董红蕾、沈澍,2016:《绿色信贷支持金融创新与产业结构转型研究》,《金融监管研究》第5期。
- 16.张华,2016:《地区间环境规制的策略互动研究——对环境规制非完全执行普遍性的解释》,《中国工业经济》第7期。
- 17.张三峰、卜茂亮,2011:《环境规制、环保投入与中国企业生产率——基于中国企业问卷数据的实证研

- 究》,《南开经济研究》第2期。
- 18.张秀生、李子明,2009:《“绿色信贷”执行效率与地方政府行为》,《经济问题》第3期。
- 19.Bertrand, M., E.Duflo, and S.Mullainathan.2014.“How Much Should We Trust Difference-In-Difference Estimate.” *Quarterly Journal of Economics* 119(1): 249-275.
- 20.Biswas, N.2011.“Sustainable Green Banking Approach: The Need of the Hour.” *Business Spectrum* 1(1): 32-38.
- 21.Cole, M.A., R.J.R.Elliott, and T.Okubo.2010.“Trade, Environmental Regulations and Industrial Mobility: An Industry-Level Study of Japan.” *Ecological Economics* 69(10): 1995-2002.
- 22.Gray, W.B., and R.J.Shadbegian.2001.“Plant Vintage, Technology, and Environmental Regulation.” *Journal of Environmental Economics & Management* 46(3): 384-402.
- 23.Greenstone, M., J. A. List, and C. Syverson. 2012. “The Effects of Environmental Regulation on the Competitiveness of U.S.Manufacturing.” NBER Working Paper 18392.
- 24.Guo, P.Y.2014.“Financial Policy Innovation for Social Change: A Case Study of China’s Green Credit Policy.” *International Review of Sociology* 24(1): 69-76.
- 25.Hamamoto, M.2006.“Environmental Regulation and the Productivity of Japanese Manufacturing Industries.” *Resource & Energy Economics* 28(4): 299-312.
- 26.Hering, L., and S.Poncet.2014.“Environmental Policy and Exports: Evidence from Chinese Cities.” *Journal of Environmental Economics & Management* 68(2): 296-318.
- 27.Lanioe, P., M.Patry, and R.Lajeuneaae.2008.“Environmental Regulation and Productivity: New Findings on the Porter Hypothesis.” *Journal of Productivity Analysis* 30(2): 121-128.
- 28.Porter, M. E., and C. V. D. Linde. 1995. “Toward a New Conception of the Environment – Competitiveness Relationship.” *Journal of Economic Perspectives* 9(4): 97-118.

Green Credit Policy, Credit Resources Allocation and Strategic Response of Enterprises

Ding Jie

(School of Finance, Guangdong University of Finance and Economics)

Abstract: This paper takes the Green Credit Guidelines issued by China Banking Regulatory Commission in February 24, 2012 as a quasi-natural experiment, uses DID method to examine the impact of green credit policy on credit financing of heavily polluting enterprises. The results show that green credit policy restrains the credit financing of heavily polluting enterprises. When facing credit financing constraints imposed by the green credit policy, heavily polluting enterprises show the stress response to reduce capital investment, yet the strategic response to adjust capital allocation efficiency is insufficient. Hence the total TFP of heavily polluted enterprises has been reduced. Compared with non-state-owned enterprises, state-owned enterprises are tighter restrained in financing, and their capital investment shrink more. However, the reduction of TFP of heavily polluting enterprises is mainly from non-state-owned enterprises; state-owned enterprises have not changed significantly. The above conclusions have some enlightenment for green credit policy to play its role better.

Keywords: Green Credit Policy, Credit Financing, Capital Investment, Total Factor Productivity, Policy Response of Enterprises

JEL Classification: G21, G28, O13

(责任编辑:彭爽)