

绿色信贷是否影响 重污染企业的投融资行为?

苏冬蔚 连莉莉

(暨南大学经济学院, 广东广州 510632)

摘要: 在“十三五”供给侧改革和建设美丽中国的新时期, 如何更好地推进绿色金融创新、淘汰落后产能并加大对环境友好型企业的金融支持, 从而引导和推动产业转型升级已成为一个亟待研究和解决的重要课题。本文以2012年《绿色信贷指引》正式实施为事件构造准自然实验, 首次运用双重差分法考察绿色金融政策对重污染企业投融资行为的影响, 发现重污染企业的有息债务融资和长期负债均显著下降且高排放地区国有大型企业的降幅最大, 同时, 国有、大型重污染企业的新增投资显著减少, 另外, 重污染企业的债务成本显著上升且经营绩效大幅下滑, 表明绿色信贷具有显著的融资惩罚效应和投资抑制效应。本文的研究结果表明, 大力推动绿色信贷、不断完善绿色融资、切实引导资金流向资源技术节约型和生态环境保护型产业, 是加快转变经济发展方式和促进生态文明建设的重要任务。

关键词: 绿色信贷; 重污染企业; 投融资行为; 债务成本; 绿色金融

JEL 分类号: G21, G28, G32 **文献标识码:** A **文章编号:** 1002-7246(2018)12-0123-15

一、引言

随着我国工业化和城镇化的快速推进, 生态环境问题日趋严峻。坚持节约资源和保护环境的基本国策, 加快转变经济发展方式, 坚定走高效清洁、安全和谐以及低碳循环的绿色发展道路, 推进美丽中国建设, 已成为适应和引领经济新常态的必然选择。绿色信贷要求银行业金融机构以节约资源、治理污染、保护环境、促进国民健康以及维护生物多样性等因素作为信贷决策的重要依据, 通过合理配置信贷资源, 引导全社会使用尽可能低的资源能源消耗, 实现尽可能高的经济生态效益, 从而最大限度地扭转环境恶化、补齐生态短板并促进社会与环境协调、可持续发展。

收稿日期: 2018-01-25

作者简介: 苏冬蔚, 经济学博士, 教授, 暨南大学经济学院, Email: tdsu@jnu.edu.cn.

连莉莉, 硕士研究生, 暨南大学经济学院, Email: lilylian1122@163.com.

* 本文感谢国家自然科学基金(71673110)和教育部人文社科基金(16YJA790044)的研究资助。感谢匿名审稿人的宝贵意见, 文责自负。

2007年7月12日,原国家环保总局、中国人民银行和中国银监会联合颁发《关于落实环保政策法规防范信贷风险的意见》,要求金融机构加强环保和信贷管理工作的协调配合,严格执行环保信贷并切实防范相关风险。《意见》首次将绿色信贷作为保护环境与节能减排的重要市场手段,标志着绿色信贷政策正式启动。2012年2月24日,中国银监会发布《绿色信贷指引》,进一步明确了银行业绿色信贷的标准和原则,对金融机构如何有效开展绿色信贷、推动传统行业绿色改造以及支持建立低碳循环发展产业体系提出了详细的可操作性指导意见。2015年1月13日,中国银监会与国家发展改革委又联合印发《能效信贷指引》,鼓励银行业金融机构为用能单位提高能源利用效率、降低能源消耗提供信贷资金,引导更多金融机构进入绿色信贷领域。2015年11月3日,《中共中央关于制定国民经济和社会发展第十三个五年规划的建议》正式颁布,“发展绿色金融”成为供给侧结构性改革的一项重要任务。2016年8月31日,中国人民银行、财政部和国家发改委联合发布《关于构建绿色金融体系的指导意见》,强调大力发展绿色信贷是建立绿色金融体系的主要内容。2017年3月5日,李克强总理在政府工作报告中亦明确指出“大力发展绿色金融”是深化金融体制改革的重要工作之一。

有关我国绿色信贷的研究,已有文献主要集中在以下两方面:一是从宏观层面分析绿色信贷的风险与不确定性,如沈洪涛和马正彪(2014)认为推行绿色信贷必须解决环境保护与“唯GDP政绩最大化”的矛盾。二是从微观层面分析绿色信贷政策的实施效果,如杨熠等(2011)构建出2006至2008年间502家重污染上市公司的环境信息披露指数,发现绿色金融政策有助于强化公司治理因素对环境信息披露水平的作用;刘靖宇(2015)使用金融CGE模型,发现绿色信贷政策在短、中期内有助于减少造纸和化工企业产出。但是,有关绿色信贷政策微观效应的定量研究仍然很少。鉴于绿色信贷政策对企业而言纯属外生事件,同时,金融机构投放信贷资金时必须优先考虑符合环保政策法规的企业,拒绝或严格控制向重污染企业发放贷款,表明绿色信贷“惩罚效应”的实施对象仅为重污染企业,因此本文以重污染企业 and 非重污染企业为实验组和对照组,首次采用双重差分法(DID)研究绿色信贷政策对企业投融资行为的影响,同时,按所有权性质和规模将上市公司分为国有和非国有以及大规模和小规模子样本,在此基础上考察绿色信贷“惩罚效应”对不同类型企业的非对称影响。另外,根据31省区工业SO₂排放量,将上市公司分为高排放地区和低排放地区两个子样本,在此基础上研究绿色信贷政策影响企业投融资行为的地区差异。

本文的创新点和贡献表现在以下两个方面:第一,首次从企业债务成本和投融资行为的视角,对绿色信贷政策的实施效果进行定量研究,从而为绿色金融助力于淘汰落后产能并引导和推动产业转型升级提供经验证据。第二,已有文献对重污染企业的界定主要依据环保部发布的《关于执行大气污染物特别排放限值的公告》或《上市公司环保核查行业分类管理名录》,但《公告》和《管理名录》规定的重污染行业与证监会2012年修订的《上市公司行业分类指引》中两位数行业不匹配,因此本文重新计算各行业的污染排放强度,并根据污染排放强度的中位数将39个工业部门划分为重污染和非重污染行业,在此基础

上构建处理组与控制组样本,保证研究成果具有较高的可靠性。

二、理论分析与研究假设

(一) 绿色信贷与企业融资行为

中国银监会颁布的《绿色信贷指引》主要实施三项重要举措:一是要求银行业金融机构从战略高度推进绿色信贷,落实激励约束措施,确保绿色信贷持续有效开展;二是要求银行业金融机构充分考虑信贷业务所涉环境与社会风险,拒绝对环境和社会表现不合规的企业或项目进行授信;三是明确中国证监会和银行业监管机构的监督职责,同时,完善银行业金融机构绿色信贷业务及其环境和社会风险管理的监督管理。

上述举措不仅促使绿色信贷政策更加规范化、制度化,而且向社会公众传达了政府部门治理环境的决心,因此本文认为《指引》可通过以下三条途径抑制重污染企业的融资行为:第一,金融市场供给面因素影响企业融资决策(Faulkender and Petersen 2006; Lemmon and Roberts 2010),如果商业银行严格控制信贷门槛,将企业的环境守法情况作为发放贷款的重要条件,那么重污染企业的融资成本上升,以银行贷款为主导的负债融资必然显著减少,特别是长期负债融资将显著降低。第二,政府与金融部门共享企业环保信息,有助于实现环境保护与金融信贷之间的联动,同时,可向资本市场传递有关强化企业环境信息披露管理和监督的信号,从而降低外部债权人提供债务资本的意愿(吴超鹏等,2012)。第三,《指引》正式实施后,重污染企业势必承受较大的舆论压力和道德谴责,甚至可能面临环境诉讼风险,导致外部债权人撤资或拒绝贷款展期,因此重污染企业的负债融资水平下降。基于上述分析,本文提出以下假设:

假设1(融资惩罚效应):《指引》颁布后,相对于非重污染企业,重污染企业有息债务融资、流动性负债和长期负债融资均显著下降。

(二) 绿色信贷与企业投资行为

根据经典的 Modigliani - Miller 理论,企业投资决策仅取决于投资机会的盈利水平,与其他金融因素无关,然而在实际经营活动中,企业经常出现过度投资和投资不足(Richardson 2006; 申宇和赵静梅,2016)。根据已有文献,企业可能通过负债融资补充自由现金流,而自由现金流与过度投资程度通常呈正相关关系,即现金流量越大,过度投资问题越严重。换言之,现金缺口与投资不足呈正相关关系,即现金缺口越大,投资不足问题就越严重(吴超鹏等,2012)。因此,绿色信贷可通过降低自由现金流抑制过度投资或加剧投资不足,从而遏制重污染企业的负债融资和投资水平。

另外,《指引》对金融机构如何有效开展绿色信贷、推动传统行业绿色改造以及支持建立低碳循环发展产业体系提出了详细的指导意见,标志着绿色信贷步入规范化、制度化进程。随着国家进一步加强环境治理,重污染企业面临大额污染税、巨额处罚、勒令退出及停产关闭等行政干预,因此必须重估未来资金状况和市场发展前景,更加审慎的选择投资,同时,在扩大产能与转型升级之间进行抉择。陆旻(2011)发现,重污染企业倾向于削

减或推迟生产性投资以增加治污投资,但在企业自由现金流下降的情况下,总投资支出仍将减少。基于上述分析,本文提出以下假设:

假设 2(投资抑制效应):《指引》颁布后,相对于非重污染企业,重污染企业的投资显著降低。

(三) 绿色信贷惩罚效应的不对称性

首先,根据产权性质将样本分为国有与非国有企业两个子样本,在此基础上考察绿色信贷政策可能存在的不同影响。鉴于国企享有政府担保和融资便利(李广子和刘力,2009),同时承担了更多的国家政策导向性任务,而非国企则常常面临信贷歧视,通过银行业金融机构获取的信贷资金明显低于国企,因此绿色信贷对国有重污染企业的惩罚效应更强。

假设 3 《指引》颁布后,国企承受的融资惩罚效应和投资抑制效应大于非国企。

其次,绿色信贷政策颁布之前,大型重污染企业凭借其较强的还款能力和较低的融资约束获取了大量的金融机构信贷资金,因此绿色信贷政策实施后,金融机构针对重污染企业的惩罚效应也将主要作用于大企业。

假设 4 《指引》颁布后,大企业所受融资惩罚效应和投资抑制效应均高于小企业。

最后,考虑到空气中的 SO₂ 主要来自火电、有色金属冶炼、化工以及钢铁等重工业活动,本文统计了 31 个省区工业 SO₂ 排放量的中位数,并利用企业注册地进行匹配,进一步将样本分为高排放地区和低排放地区两个子样本,在此基础上研究绿色信贷政策影响企业投融资行为的地区差异。对于污染物排放较多的省区,政府协调经济增长和环境治理的任务较重,因此可能加大绿色信贷的实施力度,加快推动当地节能减排,因此绿色信贷对高排放地区企业的投融资行为具有更大的抑制效应。

假设 5 《指引》颁布后,高排放地区企业所受融资惩罚效应和投资抑制效应均大于低排放地区企业。

三、研究设计

(一) 样本与数据

本文以 2008 至 2016 年间我国 A 股上市公司为原始样本,通过构建行业污染排放强度指标形成实验组和对照组。首先,选取工业二氧化硫排放量、工业烟(粉)尘排放量、工业废水排放量和工业固体废物量四类污染排放物,根据李玲和陶锋(2012)的方法,对各类污染物排放数据进行线性标准化并加总,在此基础上计算事件发生前一年(即 2011 年)各行业的污染排放强度。具体步骤如下:

第一,计算行业污染物单位产值排放量,即 $UE_{ij} = E_{ij} / O_i$,其中, E_{ij} 为行业 i 主要污染物 j 的排放量, O_i 为行业 i 总产值($i = 1, 2, \dots, m; j = 1, 2, \dots, n$)。

第二,对行业污染物单位产值排放量进行线性标准化:

$$UE_{ij}^s = [UE_{ij} - \min(UE_j)] / [\max(UE_j) - \min(UE_j)]$$

其中, UE_{ij} 为行业 i 主要污染物 j 单位产值排放量, $\max(UE_j)$ 和 $\min(UE_j)$ 分别为主要污染物 j 在全部行业中的最大值和最小值, UE_{ij}^s 为标准化值。

第三, 将各类污染物单位产值排放量加总, 获取行业污染排放强度 γ_i 如下:

$$\gamma_i = \sum_{j=1}^n UE_{ij}^s$$

其次, 根据行业污染排放强度的中位数对 39 个工业部门进行分类, $\gamma_i > 0.1669$ 的行业属重污染行业, $\gamma_i \leq 0.1669$ 的行业属非重污染行业。

最后, 根据上市公司所属行业类别及其污染强度, 将样本归类为重污染(实验组)和非重污染(对照组)行业, 另外, 删除所有 ST 和 PT 类公司、财务数据严重缺失的公司以及资产负债率大于 1 的公司。经上述处理后, 最终样本包含 867 家上市公司, 其中, 实验组 483 家, 对照组 384 家, 总观测值为 7803。

(二) 双重差分模型

本文以重污染行业上市公司为实验组, 使用以下固定效应双重差分模型考察绿色信贷政策对重污染企业投融资行为的影响:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 treated_i + \beta_2 after_t + \beta_3 treated_i \times after_t + \gamma X_{it-1} + \delta_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, Y_{it} 为企业投融资指标; $treated_i$ 为组别虚拟变量, 实验组企业取值为 1, 对照组企业取值为 0; $after_t$ 为事件虚拟变量, 2012 年及以后取值为 1, 否则取值为 0; $treated_i \times after_t$ 为双重差分变量; X_{it} 包括一系列企业层面控制变量; δ_i 为个体固定效应; λ_t 为时间固定效应; ε_{it} 为随机扰动项。可见, β_3 为双重差分系数, 衡量事件对实验组的影响。

为了评估《指引》正式实施后的动态政策效应, 本文使用组别虚拟变量与政策颁发后各年度虚拟变量的交叉项代替 $treated_i \times after_t$, 构建以下扩展后的双重差分模型:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 treated_i + \sum \beta_i \times postYear_t + \sum \theta_i \times treated_i \times postYear_t + \gamma X_{it-1} + \delta_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, $postYear_t$ 为《指引》正式实施后各年度虚拟变量; $treated_i \times postYear_t$ 为新的双重差分变量, 记作 DID_year_{it} ; θ_i 为双重差分系数, 衡量绿色信贷政策的动态效应。

(三) 变量

本文使用以下三种方法构建负债融资指标(DEBT): 一是有息债务融资(DR), 为有息债务占期初总资产的比重, 其中有息债务包括短期和长期借款以及一年内到期的非流动负债和应付债券(曾海帆和苏冬蔚, 2010); 二是流动性负债融资(FR), 为流动性负债占期初总资产的比重, 其中流动性负债为一年内(或一个营业周期内) 需要偿还的债务总和, 包括短期借款、商业信用(应付账款、应付票据和预收账款)、一年内到期的非流动性负债、应付职工薪酬以及应交税费等; 三是长期负债融资(LDR), 为长期负债占期初总资产的比重, 其中长期负债主要包括长期借款、应付债券、长期应付款以及专项应付款等。表 1 提供了变量的定义及其测度。

表 1 变量的定义及其测度

	变量名称	变量测度	
被解释变量	有息债务融资(DR)	有息债务 / 期初总资产	
	流动性负债(FR)	流动性负债 / 期初总资产	
	长期负债(LRD)	长期负债 / 期初总资产	
	企业投资(INV)	当年购建固定资产、无形资产和其他长期资产支付的现金除以期初总资产	
解释变量	双重差分变量	<i>treated × after</i>	
	规模(Size)	企业资产规模(总资产的自然对数)	
	资产收益率(Roa)	净利润 / 平均总资产	
	盈利波动程度(Std)	t - 3 至 t 年度资产收益率的标准差	
	现金持有水平(Cash)	现金余额 / 总资产	
	年龄(Age)	企业成立年限	
	有形资产比例(Tar)	有形资产总额 / 总资产	
	股权集中度(Largest)	第一大股东持股比例	
	企业社会责任(Res)	披露企业社会责任报告的企业为 1 其他为 0	
	Tobin's Q(Tq)	(流通股市值 + 非流通股面值) / (总资产 - 无形资产净额 - 商誉净额)	
	资产负债率(Lev)	总负债 / 总资产	
	股票收益(RET)	年个股回报率	
	稳健性检验变量	实际 M2 增长率(M2r)	实际 M2 增加额 / 期初实际 M2
		GDP 增长指数(gdpr)	国内生产总值指数 , 上年同期为 100
		企业家信心指数(Confi)	企业家信心指数

注: 人民币基准贷款利率取自中国人民银行数据中心 , 上市公司财务数据源于 CSMAR 数据库 , 财务费用数据来源于 WIND 数据库。

为缓解极端值对实证结果的影响 , 本文对连续变量进行缩尾处理 (Winsorize) , 对小于 1% 分位数 (或大于 99% 分位数) 的连续变量 , 令其取值等于 1% 分位数 (或 99% 分位数) 。为缓解内生性问题 , 回归分析中投融资方程的控制变量均取滞后一期 (企业年龄、股权集中度和企业社会责任除外) , 同时 , 对检验结果的标准差在企业层面进行聚类调整。

表 2 提供了《指引》颁布前后实验组投融资指标的变化。由结果可见 , 首先, 《指引》颁布前 , 实验组有息债务 (DR) 的均值与中位数分别为 0.309 和 0.296, 《指引》颁布后 , 均值和中位数分别为 0.280 和 0.275 , 均值的差值为 0.029 且在 1% 水平上显著为正 , 中位数 Wilcoxon 秩和检验 z 值 (Wilcoxon rank sum test) 为 3.842 且在 1% 水平上显著为正 , 表明《指引》颁布后重污染企业的有息债务融资显著下降。其次 , 实验组流动性负债 (FR) 的均值差值与中位数 Wilcoxon 秩和检验 z 值均在 1% 水平上显著为正 , 表明《指引》颁布

后重污染企业的流动性负债融资也显著下降。再次,长期负债融资额(LDR)的均值差值为正,但不具有显著性,同时中位数 Wilcoxon 秩和检验 z 值也未统计显著,表明《指引》颁布后重污染企业的长期负债融资下降,但统计显著性不高。上述结果为假设 1 提供了初步经验证据。最后,《指引》颁布前后,实验组投资(INV)均值的差值为 0.029 且在 1% 水平上显著,中位数 Wilcoxon 秩和检验 z 值为 12.741 且在 1% 水平上显著,表明《指引》颁布后重污染企业的投资显著下降。上述结果初步支持了假设 2。

表 2 《指引》颁布前后实验组投融资指标的变化

变量	《指引》颁布前			《指引》颁布后			MeanDiff	MedianDiff
	实验组							
	均值	标准差	中位数	均值	标准差	中位数		
DR	0.309	0.216	0.296	0.280	0.201	0.275	0.029***	3.842***
FR	0.387	0.187	0.371	0.354	0.186	0.335	0.033***	6.106***
LDR	0.117	0.147	0.057	0.113	0.135	0.064	0.004	-0.865
INV	0.087	0.078	0.066	0.059	0.056	0.044	0.029***	12.741***

注: MeanDiff 为均值的差值, MedianDiff 为 Wilcoxon 秩和检验 z 值; **、*、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著。

四、实证结果

(一) 企业投融资的时间趋势图

图 1 绘制了 2008 至 2016 年间企业投融资指标均值的时间趋势,其中,虚线为对照组,实线为实验组。图中的结果可总结为以下四点:第一,《指引》颁布前,实验组和对照组有息债务融资呈基本相同的增长趋势,且实验组有息债务高于对照组。《指引》颁布后,对照组的有息债务基本保持原有趋势,而实验组的有息债务则逐年下降,导致两组的差距逐渐缩小。第二,《指引》颁布前,实验组的流动性负债融资低于对照组。《指引》颁布后,实验组的流动性负债比对照组下降速度更快,导致两组的差距显著扩大。第三,《指引》颁布前,实验组的长期负债高于对照组,且两组的差距基本不变。《指引》颁布后,两组的变动趋势出现背离,对照组的长期负债开始平稳增长,而实验组则呈下降趋势,导致两组的差距逐渐缩小,表明假设 1 可能成立。第四,《指引》颁布前,实验组的投资水平高于对照组。《指引》颁布后,实验组和对照组的投资水平均快速下降,但两组的差距逐渐缩小,2015 年起,两组的投资水平基本相同,表明《指引》抑制了实验组企业的投资,因此假设 2 可能成立。

(二) 绿色信贷对企业融资行为的影响

表 3 提供了绿色信贷影响企业融资行为的固定效应回归结果(控制个体和时间固定效应)。由子表 A 第(1)列的结果可见,交互项 $treated \times after$ 的系数估计值为 -0.028 且

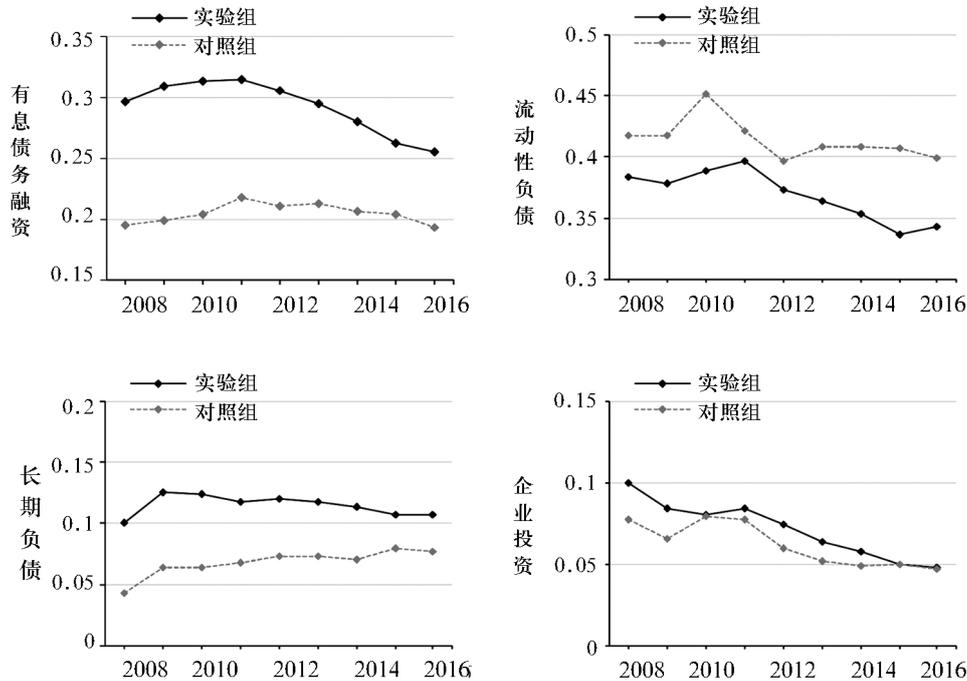


图 1 企业投融资的时间趋势图

在 1% 水平上统计显著,表明《指引》正式实施后重污染比非重污染企业的有息债务融资水平显著下降,因此假设 1 无法被拒绝。另外,第(II)和(III)列分别提供了国有和非国有企业两个子样本的回归结果,交互项的系数估计值分别为 -0.035 和 -0.019 ,且前者在 1% 水平上统计显著,表明绿色信贷的融资惩罚效应仅影响国有重污染企业,而对非国有重污染企业则没有显著作用,因此假设 3 无法被拒绝。第(IV)和(V)列分别提供了大型和小型企业两个子样本的回归结果,交互项的系数估计值分别为 -0.033 和 -0.021 且均在 10% 水平以上统计显著,表明《指引》正式实施后,大型和小型重污染企业的有息债务融资均显著下降,且大企业下降更多,因此假设 4 无法被拒绝。第(VI)和(VII)列分别提供了高排放和低排放地区两个子样本的回归结果,交互项的系数估计值分别为 -0.031 和 -0.026 ,且均在 5% 水平以上统计显著,表明绿色信贷政策对高排放和低排放地区重污染企业的有息债务融资均有显著的抑制效应,且高排放地区企业的降幅更大,因此假设 5 无法被拒绝。

表 3 绿色信贷对融资行为的影响

Panel A		有息债务融资					
变量	全样本	国有	非国有	大型	小型	高排放	低排放
	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)	(VI)	(VII)
<i>treated × after</i>	-0.028 *** (-3.616)	-0.035 *** (-3.480)	-0.019 (-1.626)	-0.033 *** (-3.250)	-0.021* (-1.844)	-0.031 *** (-2.728)	-0.026 ** (-2.512)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Constant	-0.422 ** (-2.420)	-0.388 (-1.631)	-0.436* (-1.808)	-0.078 (-0.302)	-0.636 *** (-2.860)	-0.300 (-1.067)	-0.518 ** (-2.401)
N	6935	3871	3064	3463	3472	3295	3640
R ²	0.056	0.086	0.038	0.098	0.043	0.041	0.077
Panel B		流动性负债					
变量	全样本	国有	非国有	大型	小型	高排放	低排放
	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)	(VI)	(VII)
<i>treated × after</i>	-0.007 (-0.815)	-0.007 (-0.662)	-0.010 (-0.750)	0.011 (0.963)	-0.024* (-1.867)	-0.006 (-0.432)	-0.009 (-0.770)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Constant	0.715 *** (3.815)	0.994 *** (3.980)	0.526 ** (2.025)	0.796 ** (2.261)	0.585 *** (2.756)	0.942 *** (3.285)	0.555 ** (2.282)
N	6935	3871	3064	3463	3472	3295	3640
R ²	0.049	0.051	0.058	0.079	0.038	0.043	0.059
Panel C		长期负债					
变量	全样本	国有	非国有	大型	小型	高排放	低排放
	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)	(VI)	(VII)
<i>treated × after</i>	-0.018 *** (-3.237)	-0.022 *** (-2.887)	-0.010 (-1.204)	-0.029 *** (-3.457)	-0.003 (-0.505)	-0.027 *** (-3.274)	-0.010 (-1.318)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Constant	-0.425 *** (-3.545)	-0.441 ** (-2.094)	-0.418 *** (-3.108)	-0.011 (-0.070)	-0.676 *** (-4.512)	-0.494 *** (-2.914)	-0.384 ** (-2.353)
N	6935	3871	3064	3463	3472	3295	3640
R ²	0.024	0.040	0.027	0.048	0.052	0.031	0.024

注: 括号内为 t 值; **、*、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著。受篇幅限制, 本表中未显示模型控制变量和相关检验的结果, 有兴趣的读者可与作者联系索取。下同。

子表 B 提供了绿色信贷影响流动性负债的固定效应回归结果(控制个体和时间固定

效应)。由第 (I) 列的结果可见,交互项 $treated \times after$ 的系数估计值为负但不显著,表明绿色信贷政策没有显著降低重污染企业的流动性负债。另外,分样本的结果显示,交互项的系数估计值多数不显著,绿色信贷政策仅对小型重污染企业的流动性负债具有抑制作用。

关于重污染企业的流动性负债融资未能显著降低,原因可能在于绿色信贷政策具有一定的局限性。《指引》实施后,重污染企业申请短期借款所需支付的成本增加,因此减少银行短期借款,转而通过增加应付账款寻求供应链层面的短期资金支持。换言之,绿色信贷无法抑制重污染企业的商业信用,从而导致商业信用对企业短期借款产生了替代效应(陆正飞和杨德明 2011; 钱雪松和方胜 2017)。

子表 C 提供了绿色信贷影响长期负债的固定效应回归结果(控制个体和时间固定效应)。由第 (I) 列的结果可见,交互项 $treated \times after$ 的系数估计值为 -0.018 且在 1% 水平上统计显著,表明《指引》实施后重污染企业的长期负债融资显著下降,因此假设 1 无法被拒绝。另外,第 (II)、(IV) 和 (VI) 列交互项的系数估计值均在 1% 水平上统计显著为负,表明绿色信贷有助于降低国有、大型和高排放地区重污染企业的长期负债融资,因此假设 3 至 5 均无法被拒绝。

(三) 绿色信贷对企业投资行为的影响

表 4 提供了绿色信贷影响企业投资的固定效应回归结果(控制个体和时间固定效应)。由第 (I) 列的结果可见,交互项 $treated \times after$ 的系数估计值为负,但没有统计显著,表明绿色信贷政策总体上未影响企业投资,因此假设 2 可被拒绝。但是,由第 (II) 和 (IV) 列的结果可见, $treated \times after$ 的系数估计值在 5% 水平上显著为负,表明《指引》正式实施后,国有、大型重污染企业的投资水平显著降低,因此假设 3 和 4 无法被拒绝。

表 4 绿色信贷对企业投资的影响

变量	企业投资						
	全样本	国有	非国有	大型	小型	高排放	低排放
	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)	(VI)	(VII)
$treated \times after$	-0.005 (-1.270)	-0.012** (-2.581)	0.006 (1.031)	-0.010** (-2.004)	0.005 (0.966)	-0.005 (-0.827)	-0.006 (-1.198)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Constant	0.360*** (5.353)	0.391*** (3.592)	0.348*** (3.965)	0.622*** (4.647)	0.174** (2.439)	0.525*** (4.451)	0.229*** (2.893)
N	6712	3797	2915	3398	3314	3196	3516
R ²	0.128	0.167	0.104	0.227	0.072	0.149	0.116

注: 括号内为 t 值; **、*、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著。

(四) 绿色信贷影响企业投融资行为的动态效应

为了检验绿色信贷影响企业投融资行为的动态效应,本文使用双向固定效应法估计

模型(2)。由表5提供的结果可见,因变量为有息债务和长期负债时, DID_{2012} 的系数估计值不显著,而 DID_{2013} 、 DID_{2014} 、 DID_{2015} 和 DID_{2016} 的系数估计值则均在5%水平以上显著为负,且双重差分系数估计值的绝对值呈上升趋势,表明有息债务和长期负债对绿色信贷政策的敏感度较大。《绿色信贷指引》于2012年2月24日正式实施后,2013年该政策对重污染企业的有息债务和长期负债均产生显著的抑制作用,且效果逐年增强。但是,因变量为流动性负债时,双重差分系数仅 DID_{2015} 的系数估计值在5%水平上显著为负,表明流动性负债对绿色信贷政策的敏感度较弱。因变量为企业新增投资时, DID_{2015} 和 DID_{2016} 的系数估计值则分别在1%和10%水平上显著为负,表明《指引》实施三年后,绿色信贷政策开始产生显著的投资抑制效应。

表5 绿色信贷对企业投融资行为影响的动态效应

变量	有息债务融资	流动性负债	长期负债	企业投资
	(I)	(II)	(III)	(IV)
$ DID_{2012}$	-0.007 (-1.029)	0.020** (2.360)	-0.009 (-1.612)	0.003 (0.704)
$ DID_{2013}$	-0.020** (-2.354)	0.001 (0.118)	-0.012** (-1.977)	-0.002 (-0.470)
$ DID_{2014}$	-0.030*** (-3.153)	-0.012 (-1.110)	-0.014** (-2.059)	-0.003 (-0.762)
$ DID_{2015}$	-0.044*** (-4.105)	-0.028** (-2.183)	-0.029*** (-3.933)	-0.013*** (-2.625)
$ DID_{2016}$	-0.040*** (-3.456)	-0.018 (-1.410)	-0.026*** (-3.194)	-0.009* (-1.773)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes
Constant	-0.425** (-2.450)	0.714*** (3.823)	-0.427*** (-3.567)	0.363*** (5.401)
N	6935	6935	6935	6712
R ²	0.059	0.052	0.026	0.130

注:括号内为t值;***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平上显著。

(五) 绿色信贷对企业实际经营的影响

本文分别从企业债务成本、投资价值和成长性三个角度,运用双重差分模型考察《指引》对重污染企业实际经营的影响。首先,根据李广子和刘力(2009),通过利息费用衡量债务成本。利息费用为超额利息支出占企业平均负债总额的比重,其中,超额利息支出等于利息支出减去正常利息支出估计值,利息支出数据源自财务报表中“财务费用”明细科目,正常利息支出估计值等于平均短期借款和平均长期借款的利息之和。由表6第(1)和

(II) 列的结果可见, 无论是否控制个体和时间固定效应, 交互项 $treated \times after$ 的系数估计值均在 1% 水平上显著为正, 表明《指引》正式实施后, 重污染企业承担的债务成本显著增加。

其次, 根据 Campello and Graham(2013), 使用 Tobin's Q 衡量企业投资价值。Tobin's Q 较低时, 企业市场价值低于资本重置成本, 因此企业减少购买新的资本品, 导致投资支出降低。由表 6 第(III)和(IV)列的结果可见, $treated \times after$ 的系数估计值均在 1% 水平上显著为负, 表明绿色信贷政策降低了重污染企业的投资价值。

最后, 表 6 第(V)和(VI)列使用主营收入增长率衡量企业成长性, 其中, $treated \times after$ 的系数估计值均在 1% 水平上显著为负, 表明《指引》正式实施后, 重污染企业的生产经营绩效持续下滑、成长性减弱且发展前景受限, 为此付出了污染环境的代价。

表 6 绿色信贷对企业实际经营的影响

变量	债务成本		Tobin's Q		主营收入增长率	
	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)	(VI)
$treated \times after$	0.004 ^{***} (7.14)	0.003 ^{***} (4.40)	-0.559 ^{***} (-9.33)	-0.202 ^{***} (-2.71)	-0.106 ^{***} (-2.64)	-0.135 ^{***} (-2.84)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Constant	-0.015 (-1.29)	-0.016 (-1.40)	31.774 ^{***} (16.98)	31.202 ^{***} (17.33)	4.436 ^{***} (3.35)	4.311 ^{***} (3.23)
个体和时间效应	控制		控制		控制	
N	6935	6935	6745	6745	6930	6930
R ²	0.228	0.270	0.187	0.347	0.032	0.036

注: 括号内为 t 值; ***, **, * 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著。

五、稳健性检验

考虑到本文的结果可能由《指引》颁布之前的其它事件引致, 本文采用安慰剂检验 (Placebo test), 将政策实施时间往前位移两年, 选取 2010 年作为虚拟政策发生的时间, 发现交互项 $treated \times after$ 的系数估计值均未统计显著, 因此虚拟政策冲击的融资惩罚效应不存在。换言之, 2012 年《指引》颁布前, 实验组与对照组企业的有息债务、流动性负债和长期负债具有共同时间趋势, 因此本文选取的准自然实验环境比较理想, 第四部分的双重差分估计结果较为可靠。

另外, 本文还开展了以下四方面的稳健性检验: 首先, 依据 2008 年 6 月环保部印发的《上市公司环保核查行业分类管理名录》中披露的 14 个重污染行业构造新的对照组和实验组, 得到实验组 478 家企业和对照组 389 家企业, 在此基础上设定新的双重差分变量 $group \times after$ 和 $DID \times year_{group}$ 进行检验, 发现绿色信贷影响企业投融资行为的结果与第

四部分基本一致。

其次 根据王曦等(2017) 以营业收入的自然对数代替期末总资产的自然对数衡量公司规模 重新考察绿色信贷的融资惩罚效应和投资抑制效应 发现《指引》实施后 重污染企业有息债务与长期负债均显著降低 而且《指引》的融资惩罚效果逐年增强 因此第四部分的实证结论具有较高的稳健性。

再次 2008年金融危机后 我国推出一系列经济刺激政策 如2008年11月5日宣布“四万亿”经济刺激计划 另外 央行开启了降息空间 先后5次下调贷款利率 4次下调存款利率。为了考虑宏观经济因素对企业负债融资和新增投资的潜在影响 本文加入实际M2增长率、GDP增长率以及企业家信心指数作为控制变量 重新估计模型(1)和(2) 同时 为了避免完全多重共线性问题 分别使用 *after*、*postYear* 替代年份虚拟变量 发现绿色信贷影响企业投融资行为的实证结论与第四部分完全一致。

最后 根据所有权性质、期末总资产的自然对数和注册地是否位于高排放地区分别生成国有企业虚拟变量(*soe*)、大型企业虚拟变量(*size*)和高排放地区虚拟变量(*area*) 然后分别加入 *treated* × *after* 与 *soe*、*size* 和 *area* 的交互项 发现绿色信贷政策显著抑制了国有、大型以及高排放地区企业的有息债务融资和长期负债 同时 国有、大型企业的新增投资显著减少。上述结论与第四部分子样本回归结果完全一致。

六、结论与启示

本文以2012年《绿色信贷指引》正式实施为事件构造准自然实验 首次运用双重差分法定量评估绿色信贷政策对重污染企业投融资行为的影响。研究发现:第一 绿色信贷政策抑制了重污染企业的有息债务融资和长期负债 具有显著的融资惩罚效应 而且对国企、大型企业和高排放地区企业的惩罚效应更强 但鉴于商业信用可能具有替代短期借款的作用 因此绿色信贷未能有效抑制重污染企业的流动性负债融资。第二,《指引》实施后 重污染企业的新增投资呈加速下降趋势 绿色信贷政策对国企和大型企业的新增投资产生了显著的抑制作用。第三,《指引》实施四年内 绿色信贷的融资惩罚效应和投资抑制效应均逐年增强。第四 绿色信贷实施后 重污染企业的债务成本显著上升且投资价值 and 成长性显著下降 表明重污染企业生产经营活动受到较大的负面影响。

本文的实证结果具有以下三点政策含义:第一 绿色信贷政策实施后 银行业金融机构严格控制或拒绝给予重污染企业信贷支持 造成这些企业的债务成本显著上升且有息债务融资和长期负债降低 取得了阶段性的政策效果 因此商业银行等金融机构应继续严格控制信贷门槛 不断扩展绿色金融客户覆盖面 同时 深入创新并优化绿色金融产品和业务 保证绿色信贷政策的持续性和稳定性。

第二 绿色信贷对重污染企业投融资的抑制作用具有一定的局限性 如未能有效遏制重污染企业的流动性负债 仅对国有和大型重污染企业的新增投资具有抑制作用而对非国有和小型企业的投资则没有影响等。为了减弱或消除政策效应的不对称性 国家应尽

快建立起一套关于金融机构或地方政府实施绿色金融政策效果的评价机制。银监会曾于 2014 年 6 月印发《绿色信贷实施情况关键评价指标》,对组织管理、能力建设、流程管理、内控管理以及信息披露等方面加以量化和规范,但这些核心指标均为总量性质。为了进一步完善绿色信贷实施情况的评估机制,要充分考虑金融机构在实际推行过程中针对不同类型的“两高一剩”环保违法违规企业,尽可能避免任务式执行绿色信贷总量目标,同时,鉴于高排放地区受绿色信贷的影响更大,因此相关政策应兼顾各地区环境治理压力的差异性,依据激励相容的原理,设计出定向差异化的考核指标,从而推动地方政府自觉、主动践行绿色信贷政策。

第三,短期内绿色信贷的惩罚效应有助于督促重污染企业淘汰落后产能,但过度惩罚终将导致一些有能力转型升级的重污染企业陷入“融资难—投资减少—经营绩效恶化”的恶性循环,从而背离了绿色信贷政策的长期目标。因此,金融机构与地方政府需要动态调整惩罚与激励机制的力度,引导和支持重污染企业提高环保意识并强化绿色投融资,同时,加大对环境友好型企业的金融支持。例如,商业银行可为每家借款企业估计出一个环保系数,以此调整最终贷款额度,同时,对符合环保要求的企业给予较为优惠的利率和条款,通过信贷杠杆从源头上扶持发展循环经济。

参 考 文 献

- [1]李广子和刘力 2009,《债务融资成本与民营信贷歧视》,《金融研究》第 12 期,第 137~150 页。
- [2]李玲和陶锋 2012,《中国制造业最优环境规制强度的选择——基于全要素生产率的视角》,《中国工业经济》第 5 期,第 70~82 页。
- [3]刘婧宇、夏炎、林师模、吴洁和范英 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,第 46~52 页。
- [4]陆扬 2011,《中国的绿色政策与就业:存在双重红利吗》,《经济研究》第 7 期,第 42~54 页。
- [5]陆正飞和杨德明 2011,《商业信用:替代性融资,还是买方市场》,《管理世界》第 4 期,第 6~14 页。
- [6]钱雪松和方胜 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,第 146~160 页。
- [7]沈洪涛和马正彪 2014,《地区经济发展压力、企业环境表现与债务融资》,《金融研究》第 2 期,第 153~166 页。
- [8]申宇和赵静梅 2016,《吃喝费用的“得”与“失”——基于上市公司投融资效率的研究》,《金融研究》第 3 期,第 140~156 页。
- [9]王曦、李丽玲和王茜 2017,《定向降准政策的有效性:基于消费与投资刺激效应的评估》,《中国工业经济》第 11 期,第 137~154 页。
- [10]吴超鹏、吴世农、程静雅和王璐 2012,《风险投资对上市公司投融资行为影响的实证研究》,《经济研究》第 1 期,第 105~119 页。
- [11]杨熠、李余晓璐和沈洪涛 2011,《绿色金融政策、公司治理与企业环境信息披露——以 502 家重污染行业上市公司为例》,《财贸研究》第 5 期,第 131~139 页。
- [12]曾海帆和苏冬蔚 2010,《信贷政策与公司资本结构》,《世界经济》第 8 期,第 17~42 页。
- [13]Campello, M., and J. R. Graham, 2013, “Do Stock Prices Influence Corporate Decisions? Evidence from the Technology Bubble”, *Journal of Financial Economics*, 107(1): 89~110.
- [14]Faulkender, M., and M. A. Petersen, 2006, “Does the Source of Capital Affect Capital Structure?”, *Review of Finan-*

- cial Studies ,19(1) : 45 ~ 79.
- [15] Lemmon , M. , and M. R. Roberts , 2010, “The Response of Corporate Financing and Investment to Changes in the Supply of Credit” , Journal of Financial and Quantitative Analysis , 45(3) : 555 ~ 587.
- [16] Richardson , S. , 2006, “Over - investment of Free Cash Flow” , Review of Accounting Studies , 11 (2 - 3) : 159 ~ 189.

Does Green Credit Policy Affect Corporate Financing and Investment? Evidence from Publicly Listed Firms in Pollution - Intensive Industries

SU Dongwei LIAN Lili

(School of Economics , Jinan University)

Abstract: This paper examines the impact of green credit policy of 2012 on investment and financing behavior of firms in pollution - intensive industries. By using the DID method , we find that green credit policy leads to a significant decrease in interest - bearing liabilities and long - term debt for firms in pollution - intensive industries. The result is more economically significant in the subsample of large state - owned firms in heavily polluted provinces or areas. In addition , we find that following the implement of green credit policy , the cost of debt financing significantly increased for firms in pollution - intensive industries. Moreover , green credit policy has a lagged inhibitory effect on investment , with large and state - owned firms react more strongly in reducing their investments. Therefore , it is clear that green credit policy effectively constrains the development of pollution - intensive firms and make these firms pay for the cost of pollution. By continuing to strengthen green credit policy and enhance supervision and management , we can put into practice the guiding principles from the 19th National Congress of the CPC , accelerate the change of growth model and promote ecological civilization of our socialist market economy.

Key words: Green Credit , Firms in Pollution - intensive Industries , Financing and Investment , Cost of Debt , Green Finance

(责任编辑: 林梦瑶) (校对: ZL)