

绿色信贷政策、信贷歧视与企业债务融资

郭俊杰 方颖*

摘要：本文基于上市公司数据和双重差分法揭示了绿色信贷政策影响企业债务融资的三条途径。通过信贷总量控制，绿色信贷政策能够有效抑制高耗能、高污染企业的债务融资。但通过强化环境绩效对企业信贷融资的影响，并显著削弱银行信贷歧视，政策也带来环境绩效效应和银行信贷歧视效应，促使信贷供给在不同所有制企业之间的分配出现此消彼长的变化。在三条途径的综合影响下，政策抑制了国有企业的借款增长，对民营企业则无显著影响。

关键词：绿色信贷；债务融资；信贷歧视

DOI：10.13821/j.cnki.ceq.2023.06.10

一、引言

2007 年 7 月，原国家环境保护总局、中国人民银行和原中国银监会联合发布了《关于落实环保政策法规防范信贷风险的意见》，标志着我国绿色信贷政策的全面启动。绿色金融，特别是绿色信贷是推动我国生态文明建设和经济高质量发展的重要政策工具。因此，研究绿色信贷政策会通过怎样的机制对企业产生什么样的影响，对于我国生态文明建设和经济高质量发展具有重要的借鉴意义。

利用信贷手段促进节能减排是绿色信贷政策的核心，其主要包含两方面内容：一是采用信贷手段支持环保和节能项目及相关企业；二是通过信贷手段抑制高耗能、高污染行业的过快增长，对违反环保和节能等相关法律法规的项目或企业采取信贷处罚措施。然而，在对高耗能、高污染（以下简称“两高”）行业的信贷限制方面，绿色信贷政策的实施遇到了一些现实的挑战，环境信息缺乏、配套政策法规不健全、行业实施标准不明确、地方保护主义等问题已成为绿色信贷政策有效实施的主要障碍（Matisoff and Chan, 2008; Aizawa and Yang, 2010）。因此，绿色信贷政策能否对“两高”企业形成有效信贷限制，是本文关心的核心问题之一。绿色信贷政策要求银行将企业的环境守法情况作为审批贷款的必备条件之一，拒绝或严格限制向污染企业发放贷款。而根据现有研究，不同所有制企业的环境绩效存在显著差异（Wang and Wheeler, 2003; Wang and Jin, 2007; Jiang et al., 2014）。因此，绿色信贷政策是否能够促使银行将企业的环境绩效纳入信贷决策依据，进而对不同所有制企业的债务融资带来异质性影响，是本文关心

* 郭俊杰，中南财经政法大学会计学院；方颖，厦门大学王亚南经济研究院和经济学院。通信作者及地址：方颖，福建省厦门市思明南路 422 号厦门大学经济楼，361005；电话：18959281763；E-mail: yifst1@xmu.edu.cn。作者感谢国家社科基金重大项目（22ZDA051）、国家自然科学基金青年项目（72003042）以及中国博士后科学基金（2020T130106）的资助。同时感谢匿名审稿专家的宝贵意见。当然，文责自负。

的另一核心问题。在转型时期的中国,由于政府的干预,银行在信贷决策过程中普遍存在信贷歧视现象(Allen et al., 2005; 陆正飞等, 2009),导致大部分的信贷资源提供给了国有企业,而民营企业却常常难以获得(McMillan and Woodruff, 2003; Brandt and Li, 2003)。然而中央政府通过设立节能减排目标,将地方政府官员的利益与绿色信贷政策目标绑定在一起。作为落实国家节能减排目标的重要政策工具,绿色信贷政策能否对银行的信贷歧视产生影响,则是本文关心的又一核心问题。

关于中国绿色信贷政策,目前实证研究主要集中于检验政策对商业银行绩效及产业结构的影响,只有极少数文献关注政策对企业债务融资的影响。其中,苏冬蔚和连莉莉(2018)从总体上研究了绿色信贷对企业债务融资和投资的影响,但并未揭示其影响机制。沈洪涛和马正彪(2014)则侧重于检验绿色信贷政策实施后企业环境绩效对债务融资的影响。关于绿色信贷政策对污染企业债务融资的影响机制,仍有待进一步分析,特别是政策可能对银行信贷歧视产生影响,进而对企业的信贷融资产生实质影响。而目前尚未有研究从银行信贷歧视和绿色金融政策相结合的视角对企业的债务融资行为进行探讨。

本文尝试比较全面地揭示绿色信贷政策影响企业债务融资的三条途径,即信贷总量控制效应、环境绩效效应和银行信贷歧视效应,并基于结构性差异视角将三种机制进行综合,分析政策对不同性质企业信贷融资的综合影响。利用上市公司面板数据,本文采用双重差分方法为理论分析的结论以及影响机制提供实证检验。我们发现,绿色信贷政策的实施会带来信贷总量控制效应,即政策通过控制“两高”行业的信贷投入,会对“两高”行业中国有企业和民营企业的债务融资产生抑制作用。然而,政策的实施同时带来了环境绩效效应和银行信贷歧视效应。一方面政策强化了企业环境绩效对债务融资的影响。在民营企业环境绩效显著优于国有企业的情况下,银行将根据企业的环境绩效相应调整信贷资源在不同所有制企业间的分配。另一方面政策削弱了银行的信贷歧视,使银行在不同所有制企业之间调整信贷资源的分配。环境绩效效应和银行信贷歧视效应都将抑制国有企业的借款增长,同时促进民营企业的借款增长。综上,在三条途径的综合作用下,绿色信贷政策的实施最终将抑制“两高”行业中国有企业的借款增长,但对民营企业则没有显著影响。

本文余下结构安排如下:第二部分是政策背景与理论分析;第三部分介绍研究设计与数据;第四部分为主要实证结果与分析;第五部分为环境绩效效应与银行信贷歧视效应的检验分析;最后是简短的总结。

二、政策背景与理论分析

(一) 中国绿色信贷政策

2007年国务院发布了《国务院关于印发节能减排综合性工作方案的通知》(以下简称《通知》),要求将节能减排作为当前宏观调控的重点,坚决遏制高耗能、高污染产业过快增长。而为了全面贯彻《通知》,2007年7月原国家环境保护总局、中国人民银行和原中国银监会联合发布《关于落实环保政策法规防范信贷风险的意见》(以下简称

《意见》),以加强环保和信贷管理工作的协调配合,严格信贷环保要求,促进污染减排。《意见》要求金融机构将企业的环境守法情况作为审批贷款的必备条件之一,严格限制污染企业的贷款。同时对节能环保项目予以信贷优惠和支持。同年,银监会发布《节能减排授信工作指导意见》,要求限制“两高”企业和项目的授信审批,并将节能减排授信工作作为银行业机构评级的重要内容,将评价结果与被监管银行业机构高管人员履职评价、分支机构准入、业务发展相挂钩。中国人民银行同年发布了《中国人民银行关于改进和加强节能环保领域金融服务工作的指导意见》,要求金融机构按照区别对待、有保有压的原则,合理配置信贷资源,严格控制对“两高”行业的信贷投入。

(二) 绿色信贷政策对企业信贷融资的影响机制分析

绿色信贷政策主要通过三种途径对“两高”行业企业的信贷可得性产生影响:信贷总量控制效应、环境绩效效应和银行信贷歧视效应。本文将基于结构性差异视角将三种途径进行综合分析。

1. 信贷总量控制效应

绿色信贷政策要求银行严格控制对“两高”行业的信贷投入。然而,政策的实施并非一帆风顺,政策一方面会对“两高”行业带来广泛的冲击(Zhang et al., 2011),另一方面会增加银行的贷款成本,压缩银行贷款业务的利润空间,导致银行的信贷业务出现一定程度的萎缩。而环境信息缺乏、配套政策法规不健全、行业实施标准不明确、地方保护主义等问题都已成为政策推广的主要障碍(Matisoff and Chan, 2008; Aizawa and Yang, 2010)。

虽然绿色信贷政策在实施过程中遇到一些现实的挑战,但根据环境保护部环境与经济政策研究中心发布的《中国绿色信贷发展报告2010》以及各主要商业银行历年发布的社会责任报告,在信贷总量控制方面,绿色信贷政策确实在一定程度上得到了落实。如在政策全面实施后的2008年,中国工商银行对“两高”行业152户企业的35.22亿元贷款实现了清退。^①信贷投入总量的控制会导致“两高”行业的信贷供给总量收缩,从而降低企业的信贷可得性。因此,通过控制“两高”行业信贷投入总量这一途径,绿色信贷政策将同时抑制“两高”行业中国有企业和民营企业的借款增长。

2. 环境绩效效应

在环境绩效效应上,绿色信贷政策的影响则取决于两个方面:一个是政策的执行情况,即银行信贷决策是否将企业的环境绩效作为信贷审批的重要依据;另一个则是企业的环境绩效差异。政策要求银行将企业的环境守法情况作为审批贷款的必备条件之一,拒绝或严格限制向污染企业发放贷款,同时要求依法查处银行违规向环境违法项目贷款的行为,并追究相关机构和责任人的责任。因此,政策的实施将增加银行对污染企业发放贷款的成本,从而激励银行将企业的环境绩效纳入信贷决策依据。沈洪涛和马正彪(2014)的研究也为此提供了经验证据。

当企业的环境绩效被纳入银行信贷决策依据,对企业的信贷可得性产生显著影响时,

^① 数据来自《中国工商银行股份有限公司社会责任报告(2008年度)》。

绿色信贷政策对不同环境绩效的企业也将产生异质性影响。由于环境准入门槛的设立,银行将会根据企业的环境绩效调整信贷资源的分配,导致环境绩效较好的企业信贷可得性增加,而环境绩效较差的企业信贷可得性被抑制。根据现有研究,民营企业的环境绩效要显著优于国有企业(Wang and Wheeler, 2003; Wang and Jin, 2007; Jiang et al., 2014)。基于此,当银行将企业环境绩效纳入信贷决策依据,并且民营企业环境绩效显著优于国有企业时,通过环境绩效效应这一途径,绿色信贷政策将促使信贷供给在不同所有制企业之间的分配出现此消彼长的变化,即抑制“两高”行业中国有企业的借款增长,同时促进民营企业的借款增长。

3. 银行信贷歧视效应

在转型时期的中国,由于政府的干预,导致银行在信贷决策过程中普遍存在信贷歧视现象(卢峰和姚洋, 2004; Allen *et al.*, 2005; 陆正飞等, 2009),其结果则是大部分的银行信贷资源提供给了国有企业,而民营企业却常常难以获得(Nee, 1992; McMillan, 1997; McMillan and Woodruff, 2003; Brandt and Li, 2003)。一方面,地方政府有很强的动机通过干预银行的信贷决策给辖区内国有企业提供更多的贷款支持(巴曙松等, 2005; 余明桂和潘红波, 2008)。另一方面,地方政府掌握着动员地方存储的权利,同时能够影响国有银行分支机构领导人的考核(巴曙松等, 2005)。这就使得银行可能出于政治目的而非盈利目的为国有企业提供债务融资(Wei and Wang, 1997; Brandt and Li, 2003)。

然而,2007年国务院发布的《通知》明确要求把节能减排指标完成情况纳入各地经济社会发展综合评价体系,作为政府领导干部综合考核评价的重要内容,实行“一票否决”制。这就将地方官员的利益与绿色信贷政策目标绑定在一起,使地方政府配合政策的执行,在“两高”国有企业的贷款上减少对银行信贷决策的干预,进而削弱银行的信贷歧视。当绿色信贷政策会削弱银行信贷歧视时,银行信贷资源在不同所有制企业之间的分配也将得到调整,即通过银行信贷歧视效应这一途径,政策将抑制“两高”行业中国有企业的借款增长,同时促进民营企业的借款增长。

综合以上分析,绿色信贷政策的信贷总量控制效应将同时降低国有企业和民营企业的借款增速。而基于企业环境绩效差异和政策对银行信贷歧视的影响,绿色信贷政策的环境绩效效应和银行信贷歧视效应都将抑制“两高”行业中国有企业的借款增速,同时促进民营企业的借款增长。因此,在三条途径的综合作用下,绿色信贷政策将抑制“两高”行业中国有企业的信贷融资,但对民营企业信贷融资的影响方向,将取决于信贷总量控制效应的抑制作用与环境绩效效应和银行信贷歧视效应的促进作用的大小关系。基于此,本文提出如下竞争性假说:

假说 a 绿色信贷政策的实施将同时抑制“两高”行业国有企业和民营企业的借款增长。

假说 b 绿色信贷政策的实施将抑制“两高”行业国有企业的借款增长,但不会对民营企业的借款增长产生抑制作用。

三、研究设计及数据

(一) 数据来源和样本选择

我国在2007年7月开始全面实施绿色信贷政策，因此本文构建了2004—2014年A股非金融类上市公司的面板数据作为研究样本。本文对主要连续变量在1%和99%水平上进行Winsorize处理，并剔除了不完整的数据及ST企业样本。本文所使用的上市公司财务数据均来自Wind数据库。

2007年国务院发布的《通知》界定了占全国工业能耗和二氧化硫排放近70%的电力、钢铁、有色、建材、石油加工、化工等六大高耗能、高污染行业，而绿色信贷政策的实施主要是为了全面贯彻《通知》，实现节能减排目标，抑制“两高”行业的过快增长。因此本文以该六大行业上市公司作为处理组，并以其他非金融类上市公司作为参照组进行检验。

(二) 模型设定与变量选取

为了检验绿色信贷政策对企业债务融资的影响，本文采用以下双重差分(DID)模型进行回归分析：

$$\Delta Loan_{i,t} = \beta \cdot Post_t \times Treat_i + \delta^T \cdot Control_{i,t} + \alpha_i + \gamma_t + \epsilon_{i,t}, \quad (1)$$

其中，因变量 $\Delta Loan$ 为企业借款增长率^①，本文借鉴黎凯和叶建芳(2007)、沈洪涛和马正彪(2014)的方法，采用借款增长率来衡量企业银行借款的变化。 $Treat_i$ 为处理组虚拟变量，当企业*i*属于处理组时，取值为1，否则为0； $Post_t$ 为处理时期识别变量，由于绿色信贷政策的文件在2007年7月开始发布，因此本文将2008年定义为绿色信贷政策实施的第一年，当年份*t*大于或等于2008时取值为1，否则为0。交乘项 $Post_t \times Treat_i$ 是本文的关键解释变量，其系数 β 刻画了绿色信贷政策对企业银行信贷的影响。 α_i 和 γ_t 分别表示企业个体固定效应和年份固定效应， $\epsilon_{i,t}$ 为残差项。参考已有文献(黎凯和叶建芳，2007；沈洪涛和马正彪，2014；等等)，在 $Control_{i,t}$ 中本文选取了影响企业债务融资的变量，包括企业规模、资产结构、盈利能力、财务杠杆和企业成长性，相应变量定义见表1。

表1 主要回归变量定义

变量名	变量符号	变量定义
借款增长率	$\Delta Loan$	(年末总借款-年初总借款)/年初总借款
企业规模	$Size$	总资产自然对数
资产结构	Fix_asset	固定资产/总资产
盈利能力	ROA	净利润/总资产
财务杠杆	Lev	总负债/总资产
成长性	$Growth$	(当年营业收入-上年营业收入)/上年营业收入
外部融资需求	Icg	Richardson(2006)和吴超鹏等(2012)的方法计算的企业内部现金缺口

① 本文中借款并不包含债券融资及商业信用融资。

为了完成“十一五”节能减排的总体目标,我国采取了一系列政策措施,包括严格限制对“两高”行业扩大产能项目的审批,调整出口税收政策以控制“两高”产品的出口,加大淘汰落后产能的力度,并严把土地和信贷“两个闸门”与市场准入门槛,严格执行项目开工建设必须满足的环保和节能等“六项必要条件”。所有这些政策措施都可能对“两高”行业企业的债务融资产生影响。然而,企业债务融资的影响途径可以归纳为两条:一是债务供给影响途径,二是债务需求影响途径。在以上政策措施中,除了绿色信贷政策是通过信贷供给途径对“两高”行业企业的债务融资产生影响,其他政策措施都是通过影响企业的产品需求或投资,从信贷需求侧对企业的债务融资产生影响。因此,我们采用 Richardson (2006) 和吴超鹏等(2012)的方法计算企业的内部现金缺口 Icg , 以此衡量企业的外部融资需求,并通过控制企业的外部融资需求,将绿色信贷政策对企业债务融资的影响识别出来。相应变量描述性统计如表 2 所示。

表 2 主要回归变量描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
$Post \times Treat$	14 726	0.124	0.329	0	1
$\Delta Loan$	14 726	0.388	1.672	-1	13.370
$Size$	14 726	21.827	1.299	12.314	28.509
Fix_asset	14 726	0.274	0.183	0.003	0.757
ROA	14 726	0.053	0.071	-0.234	0.288
Lev	14 726	0.534	0.220	0.052	1.464
$Growth$	14 726	0.206	0.572	-0.711	4.593
Icg	14 689	0.020	0.417	-0.682	0.949

本文中,双重差分法的估计结论准确性很大程度上依赖于参照组是否能够客观反映处理组在未处置下借款增长的变化趋势。因此,我们采用 PSM-DID 方法进行稳健性检验。具体地,我们采用 Logit 模型估计所有企业受到处理的可能概率(倾向评分值),估计期为 2006 年。参考 Wang and Jin (2007) 以及 Jiang et al. (2014) 的研究,我们在模型(1)的基础上增加影响公司进行高耗能高污染运营的因素,包括公司层面的企业年龄、企业性质和海外营收占比,行业层面的行业竞争程度,城市层面的人口密度、失业率和人均 GDP,以及省份固定效应。其中行业竞争程度由基于企业营业收入构建的行业赫芬达尔指数来测度。基于倾向评分值,我们采用不放回(noreplacement)的 1:1 匹配为处理组企业挑选最为接近的参照组,并基于此进行双重差分估计。

四、实证结果与分析

(一) 企业借款增长的趋势分析

我们通过对比处理组和参照组企业借款增长变动趋势来初步观察绿色信贷政策对企业债务融资的影响。全样本企业特征如图 1(a) 所示,在政策实施之前,处理组企业借款增长率要明显高于参照组,且两组企业具有大体一致的借款增长趋势,这为我们采用双重差分方法进行研究提供了条件支持。而在政策实施之后,处理组企业的借款增长率开始下降并总体要低于参照组企业。如图 1(b) 所示,以上特征在国有企业中更为明显。

对于民营企业,如图1(c)所示,相对于参照组企业,处理组企业的借款增长趋势在政策实施前后并没有明显的变化。

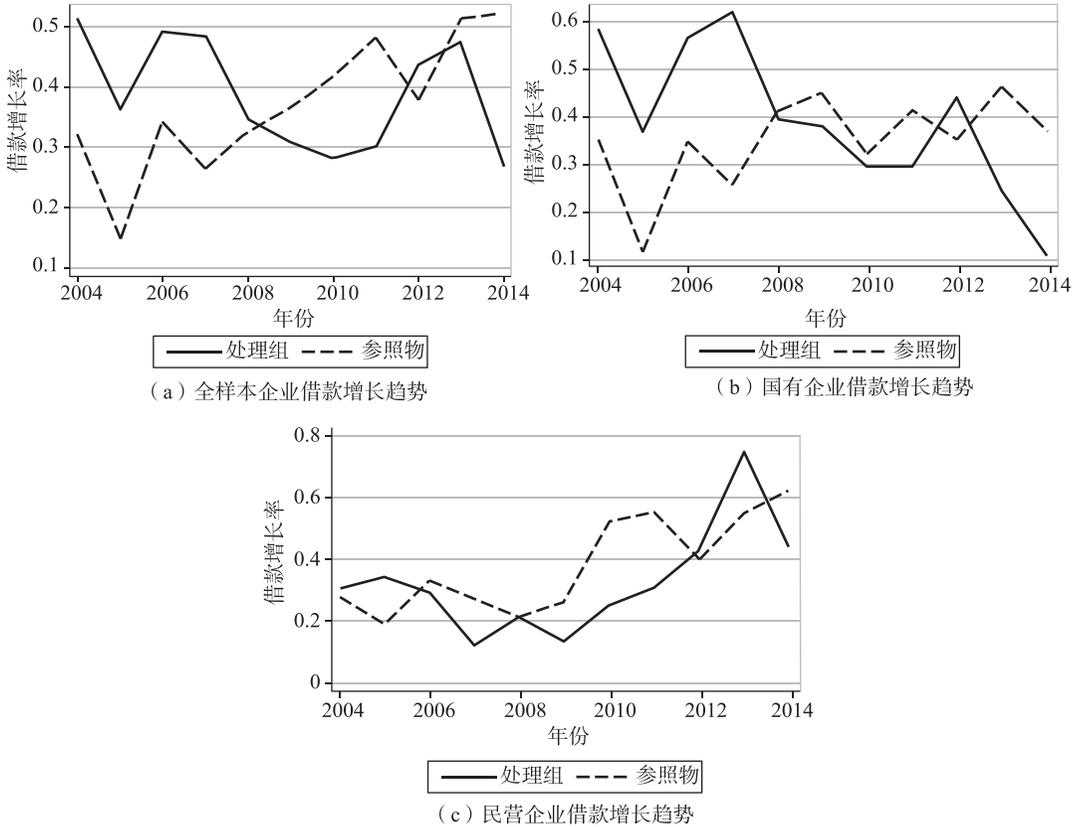


图1 企业借款增长趋势

(二) 绿色信贷政策对企业债务融资的影响分析

绿色信贷政策对企业债务融资的影响如表3所示, *Control* 包含的变量与模型(1)一致,限于篇幅未报告相应系数,标准误在行业层面得到聚类调整(以下所有回归相同)。对于企业总体,我们发现变量 $Post \times Treat$ 的系数为-0.151,并在5%水平上显著,表明在限制“两高”行业信贷投入方面绿色信贷政策在一定程度上得到了有效执行,其显著抑制了企业总体的借款增长。对于国有企业, $Post \times Treat$ 的系数同样显著为负,表明政策对“两高”行业中国有企业的债务融资具有显著的抑制作用。而对于民营企业, $Post \times Treat$ 的系数并不显著,表明政策对民营企业的债务融资没有显著影响。表3的检验结果为本文研究假说b提供了实证支持。在信贷总量控制效应、环境绩效效应和银行信贷歧视效应的综合影响下,绿色信贷政策最终抑制了“两高”行业中国有企业的债务融资,但对民营企业总体的借款增长没有显著影响。我们也尝试将研究样本期间拓展为2004—2019年并重新检验,相应研究结论依然成立。

表3 绿色信贷政策对企业债务融资的影响

变量	全样本	国有企业	民营企业
	$\Delta Loan$	$\Delta Loan$	$\Delta Loan$
<i>Post</i> × <i>Treat</i>	-0.151** (0.076)	-0.218** (0.109)	0.029 (0.079)
<i>Icg</i>	是	是	是
<i>Control</i>	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
个体固定效应	是	是	是
<i>N</i>	14 461	7 823	6 638
<i>R</i> ²	0.227	0.200	0.272

注：括号内为标准误；***、**、*分别代表1%、5%、10%的显著性水平。

(三) 稳健性检验

双重差分法要求处理组企业在没有绿色信贷政策冲击下与参照组企业具有一致的借款增长趋势。对此，我们将进行平行趋势检验。同时，我们也将进一步采用PSM-DID方法对研究结论进行稳健性检验。我们的平行趋势检验模型为：

$$\Delta Loan_{i,t} = \beta_j \cdot \sum_{j=2004}^{2006} Before_j + \beta_k \cdot \sum_{k=2008}^{2010} After_k + \beta_{2011-2014} \cdot After_{2011-2014} + \alpha_i + \gamma_t + \epsilon_{i,t}, \quad (2)$$

其中， $Before_j$ 是政策实施前处理组哑变量，当企业*i*属于处理组并且时间早于2007年时，其取值为1，否则为0。同理， $After_k$ 表示政策实施后处理组哑变量， $After_{2011-2014}$ 表示政策实施后时间在2011—2014年范围处理组哑变量。我们以2007年作为基准期，如果绿色信贷政策实施前，处理组和参照组企业具有相同的借款增长趋势，则 β_j 应该不显著，否则将不满足双重差分法的平行趋势假定。平行趋势检验结果如表4所示，我们发现 $Before_j$ 的系数都不显著。同时，对于企业整体和国有企业， $After_k$ 和 $After_{2011-2014}$ 的系数都显著为负，而民营企业的相应系数并不显著。因此，平行趋势检验结果支持我们的研究结论。

表4 平行趋势检验

变量	全样本	国有企业	民营企业
	$\Delta Loan$	$\Delta Loan$	$\Delta Loan$
<i>Before</i> 2004	-0.006 (0.138)	-0.117 (0.176)	0.225 (0.154)
<i>Before</i> 2005	0.028 (0.110)	-0.072 (0.151)	0.325 (0.213)
<i>Before</i> 2006	-0.078 (0.183)	-0.147 (0.221)	0.093 (0.174)
<i>After</i> 2008	-0.175* (0.088)	-0.352*** (0.130)	0.167 (0.165)

(续表)

变量	全样本	国有企业	民营企业
	$\Delta Loan$	$\Delta Loan$	$\Delta Loan$
<i>After</i> 2009	-0.258* (0.149)	-0.396** (0.198)	-0.004 (0.131)
<i>After</i> 2010	-0.323*** (0.098)	-0.344*** (0.115)	-0.122 (0.228)
<i>After</i> 2011—2014	-0.262* (0.153)	-0.417** (0.172)	0.105 (0.098)
年份固定效应	是	是	是
个体固定效应	是	是	是
N	14 726	7 862	6 864
R ²	0.158	0.129	0.278

注：括号内为标准误；***、**、*分别代表1%、5%、10%的显著性水平。

进一步地，我们采用PSM-DID方法进行稳健性检验。经过倾向评分匹配之后，相应控制变量的差异得到了有效控制。PSM-DID的估计结果同样支持我们的研究结论。此外，我们也尝试以《上市公司环保核查行业分类管理名录》（原环境保护部2008年发布）界定的重污染行业上市公司作为处理组，重新进行检验。重污染行业不仅包括前文六大“两高”行业，同时包括黑金矿采、造纸业和皮革羽毛等污染行业。重新构建处置变量*Treat*后，本文研究结论依然成立。^①

（四）对研究结论的进一步检验

2008年国际金融危机可能对企业的债务融资产生一定的冲击，因此本文在实证检验中需要对此进行考虑。首先，金融危机带来的冲击是系统性的，所有企业样本都受到影响，因此我们采用双重差分方法进行检验以缓解金融危机带来的干扰。其次，金融危机对“两高”行业的冲击可能与其他行业存在差异，但金融危机主要对企业的产品需求及投资产生影响，进而影响企业的融资需求，对企业信贷的供给影响有限。因此，我们在回归模型中对企业融资需求进行控制，以期获得更加稳健的研究结论。最后，为了应对国际金融危机带来的风险，中国政府于2008年11月推出了扩大内需、促进经济增长的十项措施，到2010年年底大约需要投资4万亿元，因而被称为“四万亿计划”。因此，为了获得更加稳健的研究结论，我们将2008—2010年国际金融危机冲击及“四万亿计划”影响最大的三年样本进行剔除并重新检验。

此外，2013年中国国家发展和改革委员会发布了《国家发展改革委办公厅关于进一步改进企业债券发行审核工作的通知》，对于募集资金用于高污染、高耗能领域的发债申请，要求从严审核。由于企业的融资渠道之间具有一定的替代性，该政策可能通过影响企业的债券融资对企业借款增长率产生间接影响。因此，我们进一步将2011年之后的样本剔除以重新检验。在剔除相关年份样本后，本文的研究结论依然成立。

^① 限于篇幅未在文中展示相应回归结果，感兴趣的读者可在《经济学》（季刊）官网（<https://ceq.ccer.pku.edu.cn>）下载附录（具体见附录I）。

最后,绿色信贷政策不仅可以通过控制信贷配给来影响“两高”企业的银行借款,还能够通过提高企业的贷款成本来降低企业的贷款需求,从而对企业的借款增长产生影响。因此,“两高”企业总体借款增长的降低可能并不来源于信贷配给的降低。为了对此进行检验,我们参考李广子和刘力(2009)的研究,以利息支出占总债务的比率 Int_liab 对企业的债务融资成本进行测度,并将变量 Int_liab 加入模型(1)中重新进行检验。在控制了企业债务融资成本后,本文的研究结论依然成立。^①这一结果表明绿色信贷政策确实抑制了“两高”行业总体的信贷配给,并通过控制信贷配给对“两高”企业的债务融资产生影响。

五、环境绩效效应与银行信贷歧视效应的检验分析

本文研究的主要目的是尝试比较全面地揭示绿色信贷政策影响企业债务融资的三条途径,即信贷总量控制效应、环境绩效效应和银行信贷歧视效应,并基于结构性差异视角将三种机制进行综合,分析政策对不同性质企业信贷融资的综合影响。在理论分析部分,我们揭示了绿色信贷政策影响企业债务融资的三条途径,并基于此分析了政策对不同性质企业债务融资的综合影响。在实证方面,我们在上文中检验了政策对不同性质企业债务融资的综合影响,为本文的研究假说提供了实证支持。然而,对于中间的三条影响途径是否成立,仍有待进一步的分析检验,从而为本文的理论逻辑提供完整的实证支持。

对于信贷总量控制效应,在理论分析部分我们指出,当政策严格控制“两高”行业的信贷投入时,政策将同时抑制“两高”行业中国有企业和民营企业的债务融资,从而形成信贷总量控制效应。因此,我们只需要证明绿色信贷政策确实控制了“两高”行业的信贷投入,便可直接证明信贷总量控制效应的成立。绿色信贷政策明确要求严格控制对“两高”行业的信贷投入,同时根据上文理论分析部分所指出的现有政策执行实践数据,政策在“两高”行业信贷投入总量控制方面确实得到了一定程度的落实,这些都为信贷总量控制效应的成立提供了现实依据。此外,表3的实证结果也表明在限制“两高”行业信贷投入方面,绿色信贷政策确实一定程度上得到了有效执行,为信贷总量控制效应的成立提供了直接的实证支持。然而,对于环境绩效效应和银行信贷歧视效应是否成立,仍需要更为充分的经验证据。因此,我们将对这两种效应进行深入分析检验。

(一) 环境绩效效应分析

在本文的理论分析中,绿色信贷政策带来环境绩效效应的关键前提是:(1)“两高”行业国有和民营企业环境绩效存在显著差异,民营企业的环境绩效显著优于国有企业;(2)银行将企业的环境绩效纳入信贷决策,因此企业的环境绩效会对企业的信贷融资产生影响。当这两个前提条件得到满足时,根据前文理论分析,绿色信贷政策的实施将会促使信贷供给在不同所有制企业之间的分配出现此消彼长的变化,即环境绩效效

^① 限于篇幅未在文中展示相应回归结果,感兴趣的读者可在《经济学》(季刊)官网(<https://ceq.ccer.pku.edu.cn>)下载附录(具体见附录II)。

应。因此，我们将对这两个前提条件进行检验，以检验绿色信贷政策的环境绩效效应。

为了检验“两高”行业中国有企业与民营企业的环境绩效差异，即第一个前提条件，我们从各级环保部门及公众环境研究中心（IPE）网站手工搜集了2013—2015年间“两高”行业上市公司的环境违法信息，并以此构建企业环境绩效指标。^①具体地，我们根据上市公司及其子公司当年被环保部门及媒体披露的环境违法次数构建企业当年的环境绩效指标 CEP ， CEP 值越大表明企业当年的环境违法次数越少，环境绩效越高。我们的回归检验模型如下

$$CEP_{i,t} = \alpha + \beta \cdot SOE_i + \delta^T \cdot Control_{i,t} + \eta_j + \gamma_t + \rho_p + \epsilon_{i,t}, \quad (3)$$

其中控制变量 $Control_{i,t}$ 与模型（1）一致， SOE 是关键解释变量，当企业为国有企业时取值为1，否则为0； η_j 为行业固定效应， ρ_p 为省份固定效应， γ_t 为年份固定效应。检验结果如表5所示，变量 SOE 的系数都显著为负，表明相比民营企业，国有企业的环境绩效更加糟糕，这一结论也与沈洪涛和马正彪（2014）的研究一致。表5的检验结果为环境绩效效应的第一个前提条件提供了实证支持。此外，我们也搜集整理了1998—2013年中国工业企业的污染排放数据，并与工业企业数据库进行匹配，以重新检验国有和民营企业的环境绩效差异。我们发现无论是 SO_2 排放和废气排放，还是 COD 排放和废水排放，国有企业环境绩效都要显著低于民营企业^②，从而进一步支持本文研究结论。

表5 国有企业和民营企业环境绩效差异分析

变量	CEP	
	(1)	(2)
SOE	-1.428*** (0.253)	-0.385** (0.187)
$Control$	否	是
$Intercept$	是	是
年份固定效应	是	是
行业固定效应	是	是
省份固定效应	是	是
N	1 503	1 500
R^2	0.104	0.181

注：括号内为标准误；***、**、* 分别代表1%、5%、10%的显著性水平。

我们采用以下模型检验绿色信贷政策实施后“两高”行业企业的环境绩效对债务融资的影响，从而对第二个前提条件进行检验：

$$\Delta Loan_{i,t} = \beta \cdot CEP_{i,t-1} + \delta^T \cdot Control_{i,t} + \alpha_i + \gamma_t + \epsilon_{j,t}, \quad (4)$$

其中 $CEP_{i,t-1}$ 表示上一年度的环境绩效，其余变量与模型（1）一致。我们的检验结果如表6第（1）列所示，我们发现企业环境绩效与借款增长率显著正相关，表明糟糕的环

^① 原环境保护部于2013年发文要求各级环保部门公开国家重点监控企业污染源监督性监测信息及企业自行监测信息，在2013年之前企业环境违法信息披露相对较少，因此我们从2013年开始统计。

^② 限于篇幅未在文中展示相应回归结果，限于篇幅未在文中展示相应回归结果，感兴趣的读者可在《经济学》（季刊）官网（<https://ceq.ccer.pku.edu.cn>）下载附录（具体见附录Ⅲ）。

境绩效会对企业的信贷融资产生显著的抑制作用。为了进一步说明政策实施后企业环境绩效是通过信贷供给途径对企业的债务融资产生影响,即环境绩效效应的影响机制,我们在回归模型中增加企业环境绩效与融资需求的交乘项 $CEP \times Icg$ 。本文的检验思路是:企业的信贷融资由企业的融资需求和信贷供给共同决定,并且信贷供给也会对融资需求与企业信贷融资二者关系产生调节效应,即随着信贷供给的变动,企业融资需求对信贷融资的影响系数也发生变动。因此,如果政策实施后企业的环境绩效能够影响银行对企业的信贷供给,则其同样会对企业融资需求与信贷融资二者关系产生调节效应。我们的检验结果如表6第(2)列所示, $CEP \times Icg$ 的系数显著为正,表明企业的环境绩效对企业融资需求与信贷融资二者关系产生了显著的调节效应,从而进一步验证了环境绩效效应的影响机制。表6的检验结果为环境绩效效应的第二个前提条件提供了实证支持。而表5和表6的检验结果则共同为环境绩效效应的成立提供了实证支持。

表6 环境绩效对企业债务融资的影响

变量	$\Delta Loan$	$\Delta Loan$
	(1)	(2)
CEP	0.013** (0.004)	0.019*** (0.007)
$CEP \times Icg$		0.048*** (0.016)
Icg		0.662** (0.273)
<i>Control</i>	是	是
年份固定效应	是	是
个体固定效应	是	是
N	1 352	1 052
R^2	0.417	0.448

注:括号内为标准误;***、**、*分别代表1%、5%、10%的显著性水平。

(二) 银行信贷歧视效应分析

在本文的理论分析中,绿色信贷政策带来银行信贷歧视效应的关键前提是政策的实施会对银行信贷歧视产生显著影响。当这一前提条件得到满足时,根据前文理论分析,绿色信贷政策的实施将促使信贷供给在不同所有制企业之间的分配出现此消彼长的变化,从而形成银行信贷歧视效应。因此,我们将对这个前提条件进行检验,以检验绿色信贷政策的银行信贷歧视效应。

我们首先对“两高”行业中银行信贷歧视情况进行检验。银行信贷歧视反映的是银行在信贷决策中对不同性质企业的差别化对待,而国有企业相对民营企业具有信贷优势。因此,在实证检验中,现有研究通过检验企业性质对企业银行信贷的影响,以检验银行信贷歧视现象(Brandt and Li, 2003; 江伟和李斌, 2006; 等等)。借鉴现有研究,我们的检验模型如下:

$$LD_{i,t} = \alpha + \beta \cdot SOE_i + \delta^T \cdot Control_{i,t} + \eta_j + \gamma_t + \rho_p + \epsilon_{i,t}, \quad (5)$$

其中因变量 $LD_{i,t}$ 等于企业长期借款与总借款之比，参考江伟和李斌（2006），我们以企业长期借款比率来比较分析银行的信贷歧视。其余变量与模型（3）一致。

为了对比检验绿色信贷政策实施前后银行信贷歧视的变化，我们按照政策实施前后进行分样本回归。政策实施前的检验结果如表7第（1）列所示，我们发现 SOE 的系数估计值为0.07，并且在1%水平上显著，表明在“两高”行业中，国有企业能够从银行获得更多的长期债务融资，因此存在银行信贷歧视情况。这一结果也与江伟和李斌（2006）、Brandt and Li（2003）的研究结果一致。政策实施后的检验结果如表7第（2）列所示，虽然银行信贷歧视情况依然存在，但是 SOE 的系数估计值大幅减小到0.03，表明政策实施后银行信贷歧视程度得到明显的下降。

表7 绿色信贷政策对银行信贷歧视的影响

变量	LD	LD	LD	LD	$\Delta Loan$	Int_liab	$Netfc_liab$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
SOE	0.065*** (0.024)	0.029** (0.014)	0.082*** (0.021)	0.025*** (0.009)	-0.012 (0.049)	-0.005*** (0.001)	-0.004*** (0.001)
$SOE \times Post$			-0.059*** (0.021)	-0.013 (0.011)	-0.088 (0.059)	0.001 (0.001)	0.000 (0.001)
$SOE \times Post \times Treat$				-0.032*** (0.012)	-0.199*** (0.069)	0.002*** (0.001)	0.002*** (0.001)
$SOE \times Treat$	否	否	否	是	是	是	是
$Post \times Treat$	否	否	否	是	是	是	是
$Control$	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是	是	是
N	765	1 788	2 553	14 207	14 689	14 207	14 207
R^2	0.447	0.448	0.423	0.297	0.075	0.199	0.202

注：括号内为标准误； $Control$ 包含的变量与模型（1）一致，限于篇幅未报告相应系数；***、**、*分别代表1%、5%、10%的显著性水平。

为了进一步检验绿色信贷政策对银行信贷歧视产生的影响，我们在模型（5）的基础上增加交乘项 $SOE \times Post$ ，即采用以下模型进行回归检验：

$$LD_{i,t} = \alpha + \beta \cdot SOE_{i,t} \times Post_t + \lambda \cdot SOE_{i,t} + \delta^T \cdot Control_{i,t} + \eta_j + \gamma_t + \rho_p + \epsilon_{i,t}. \quad (6)$$

通过对企业外部融资需求进行控制，我们能够在一定程度上排除其他节能减排政策带来的影响。同时，模型（6）实质上是国有企业和民营企业在政策前后的双重差分，从而能够消除系统性冲击（如金融危机和货币政策）带来的影响。检验结果如表7第（3）列所示，变量 $SOE \times Post$ 的估计系数在1%水平上显著为负，表明绿色信贷政策显著降低了“两高”行业中银行的信贷歧视。为了获得更加稳健的结论，我们以其他非金

融行业作为参照组做三重差分,相应关键解释变量为交乘项 $SOE \times Post \times Treat$ 。三重差分检验结果如表7第(4)列所示,检验结果进一步支持我们的研究结论。此外,我们也尝试将企业的借款增长率作为因变量重新进行检验,结果如表7第(5)列所示,本文的研究结论依然成立。

根据已有研究,我国商业银行的信贷歧视还体现在债务融资成本上(李广子和刘力,2009)。基于此,我们也尝试从债务融资成本角度,检验绿色信贷政策对银行信贷歧视的影响。具体的,我们参考李广子和刘力(2009)的研究,不仅采用企业利息支出占总债务的比率 Int_liab 反映企业的融资成本,还通过加总企业的利息支出、相关财务手续费及其他财务费用作为净财务费用,并以净财务费用占总债务的比率 $Netfc_liab$ 反映企业的融资成本。相应检验结果如表7第(6)、(7)列所示,我们发现关键解释变量 $SOE \times Post \times Treat$ 的估计系数都在1%水平上显著为正,表明绿色信贷政策显著降低了“两高”行业的银行信贷歧视,国有企业与民营企业的债务融资成本差异得到了显著降低。基于以上分析,表7的实证结果证实了银行信贷歧视现象的存在,以及绿色信贷政策对银行信贷歧视的削弱作用,为银行信贷歧视效应的成立提供了实证支持。

通过绿色信贷政策的环境绩效效应分析检验,我们发现政策使得银行将企业的环境绩效纳入信贷决策,导致企业的环境绩效对企业的信贷融资产生显著影响,同时民营企业的环境绩效显著优于国有企业。因此,通过环境绩效效应,绿色信贷政策将抑制“两高”行业中国有企业的借款增长,同时促进民营企业的借款增长。而银行信贷歧视效应的分析检验则显示,绿色信贷政策显著削弱了银行的信贷歧视。因此,通过银行信贷歧视效应,政策同样将抑制“两高”行业中国有企业的借款增长,并促进民营企业的借款增长。由于信贷总量控制效应会同时抑制“两高”行业中国有企业和民营企业的借款增长,在三条途径的综合作用下,绿色信贷政策最终抑制了国有企业的借款增长,但对民营企业的信贷融资没有显著影响。

六、结 论

为了抑制“两高”行业的过快增长,实现国家节能减排的目标,我国从2007年开始发文全面实施绿色信贷政策。本文的研究发现绿色信贷政策的实施在限制对高耗能、高污染企业信贷投入方面具有一定的政策效果,信贷投入的限制能够有效降低目标企业的信贷融资。同时,政策也削弱了银行的信贷歧视,从而在一定程度上有助于信贷资源的优化配置。通过将企业的环境绩效纳入银行的决策,绿色信贷政策也加强了环境绩效对企业债务融资的影响,从而有助于国家节能减排目标的实现。

根据2021年3月全国两会精神,发展方式的绿色转型和要素市场化改革是我国未来发展的主要方向之一,而本文研究也为两会精神的贯彻落实提供了政策启示:

首先,构建绿色金融体系,对于推动我国发展方式的绿色转型至关重要,而绿色信贷作为我国绿色金融的主要政策实践,其政策的有效执行对我国发展方式的绿色转型产生着重要的影响。本文研究表明,我国绿色信贷政策在限制对“两高”企业的信贷投入,在金融信贷领域设立环境准入门槛方面具有一定的政策效果。因此,有效落实绿色信贷政策对于充分发挥我国金融市场的资源配置功能以推动节能减排和我国发展方式的

绿色转型具有重要的促进作用。

其次，资本市场化改革是我国要素市场化改革的重点内容之一，而其中信贷资源的优化配置尤为重要。长期以来，银行信贷歧视阻碍了我国信贷资源配置效率的有效提升。然而，本文研究发现绿色信贷政策能够有效削弱银行的信贷歧视，从而有助于信贷资源的优化配置。因此，有效落实绿色信贷政策对于我国要素市场化改革，特别是资本市场化改革具有重要的促进作用。

最后，政策的出台要充分考虑地方政府行为所带来的影响。由于绿色信贷政策的实施在一定程度上会触动地方政府的利益，地方政府的行为往往会对政策的落实效果产生重要影响。绿色信贷政策取得的政策效果，在一定程度上得益于中央政府将地方官员的利益与绿色信贷政策目标绑定，从而减少了地方政府对政策执行的干预。地方官员的利益与绿色信贷政策目标的绑定，同时也有助于削弱银行的信贷歧视，进而优化银行信贷资源的配置。

参 考 文 献

- [1] Aizawa, M., and C. Yang, "Green Credit, Green Stimulus, Green Revolution? China's Mobilization of Banks for Environmental Cleanup", *The Journal of Environment & Development*, 2010, 19 (2), 119-144.
- [2] Allen, F., J. Qian, and M. Qian, "Law, Finance, and Economic Growth in China", *Journal of Financial Economics*, 2005, 77 (1), 57-116.
- [3] 巴曙松、刘孝红、牛播坤，“转型时期中国金融体系中的地方治理与银行改革的互动研究”，《金融研究》，2005年第5期，第25—37页。
- [4] Brandt, L., and H. Li, "Bank Discrimination in Transition Economies: Ideology, Information, or Incentives?", *Journal of Comparative Economics*, 2003, 31 (3), 387-413.
- [5] Jiang, L., C. Lin, and P. Lin, "The Determinants of Pollution Levels: Firm-Level Evidence from Chinese Manufacturing", *Journal of Comparative Economics*, 2014, 42 (1), 118-142.
- [6] 江伟、李斌，“制度环境、国有产权与银行差别贷款”，《金融研究》，2006年第11期，第116—126页。
- [7] 李广子、刘力，“债务融资成本与民营信贷歧视”，《金融研究》，2009年第12期，第137—150页。
- [8] 黎凯、叶建芳，“财政分权下政府干预对债务融资的影响——基于转轨经济制度背景的实证分析”，《管理世界》，2007年第8期，第23—34页。
- [9] 卢峰、姚洋，“金融压抑下的法治、金融发展和经济增长”，《中国社会科学》，2004年第1期，第286—308页。
- [10] 陆正飞、祝继高、樊铮，“银根紧缩、信贷歧视与民营上市公司投资者利益损失”，《金融研究》，2009年第8期，第124—136页。
- [11] Matisoff, A., and M. Chan, "The Green Evolution: Environmental Policies and Practice in China's Banking Sector", *Friends of the Earth/Bank Track*, November, 2008.
- [12] McMillan, J., "Markets in Transition", In: Kreps, D. M., and K. F. Wallis (eds.), *Advances in Economics and Econometrics, Vol. II*. Cambridge University Press, Cambridge, 1997.
- [13] McMillan, J., and C. Woodruff, "The Central Role of Entrepreneurs in Transition Economies", *Journal of Economic Perspectives*, 2003, 16 (3), 153-170.
- [14] Nee, V., "Organizational Dynamics of Market Transition: Hybrid Forms, Property Rights, and Mixed Economy in China", *Administrative Science Quarterly*, 1992, 37 (1), 1-27.
- [15] Richardson, S., "Over-investment of Free Cash Flow", *Review of Accounting Studies*, 2006, 11 (2-3), 159-189.
- [16] 沈洪涛、马正彪，“地区经济发展压力、企业环境绩效与债务融资”，《金融研究》，2014年第2期，第153—166页。

- [17] 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?”, 《金融研究》, 2018年第12期, 第123—137页。
- [18] Wang, H., and D. Wheeler, “Equilibrium Pollution and Economic Development in China”, *Environment & Development Economics*, 2003, 8 (3), 451-466.
- [19] Wang, H., and Y. Jin, “Industrial Ownership and Environmental Performance: Evidence from China”, *Environmental & Resource Economics*, 2007, 36 (3), 255-273.
- [20] Wei, S. J., and T. Wang, “The Siamese-Twins: Do State-owned Banks Favor State-owned Enterprises in China?”, *China Economic Review*, 1997, 8 (1), 19-29.
- [21] 吴超鹏、吴世农、程静雅、王璐, “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》, 2012年第1期, 第105—119页。
- [22] 余明桂、潘红波, “政府干预、法治、金融发展与国有企业银行贷款”, 《金融研究》, 2008年第9期, 第1—22页。
- [23] Zhang, B., Y. Yang, and J. Bi, “Tracking the Implementation of Green Credit Policy in China: Top-Down Perspective and Bottom-Up Reform”, *Journal of Environmental Management*, 2011, 92 (4), 1321-1327.

Green Credit Polity, Credit Discrimination and Corporate Debt Financing

GUO Junjie

(Zhongnan University of Economics and Law)

FANG Ying*

(Xiamen University)

Abstract: Using the data of listed companies and DID method, we reveal three ways in which the Green Credit Policy (GCP) affects corporate debt financing. By controlling credit input, GCP can effectively restrain corporate debt financing in the Two-high industries. However, the policy also leads to the environmental performance effect and bank credit discrimination effect, as it strengthens the impact of environmental performance on corporate debt financing and weakens the bank's credit discrimination. Under the combined effect of the three ways, GCP has restrained the borrowing growth of state-owned enterprises, but has no significant impact on the private enterprises.

Keywords: green credit; debt financing; credit discrimination

JEL Classification: G21, G38, Q58

* Corresponding Author; Fang Ying, School of Economics, Xiamen University, No.422 Siming South Road, Xiamen, Fujian 361005, China; Tel: 86-18959281763; E-mail: yifst1@xmu.edu.cn.