

# 绿色信贷政策与企业 对外直接投资

徐江旻 蔡 恒

**摘要** 推动经济发展方式绿色低碳转型，是我国生态文明建设的核心。本文以2012年《绿色信贷指引》的实施作为准自然实验，运用双重差分（DID）方法，实证检验了绿色信贷政策对企业对外直接投资的影响。结果表明，相较于非污染性行业的企业，绿色信贷政策显著提升了污染性行业的企业（以下简称“污染企业”）对外直接投资的概率和规模。机制分析表明，一方面，绿色信贷政策提高了污染企业的信贷约束，抑制了其在国内市场的生产性投资，从而激励其拓展国际市场；另一方面，绿色信贷政策通过激励约束机制，倒逼污染企业进行绿色技术创新，从而提高了其在国际市场的竞争优势。研究还发现，信贷约束对企业对外直接投资的直接负面影响并未占据主导。异质性分析表明，绿色信贷政策效果主要集中在行业竞争度高、行业科技含量高、管理层有海外背景的分组中。进一步分析表明，绿色信贷政策提高了污染企业的利润率和海外营收规模，但并未显著改变整体营收规模。本文的实证结果丰富了绿色信贷政策经济后果研究，并阐明了中国绿色高质量发展与高水平对外开放之间相互促进的重要含义。

**关键词** 绿色信贷 对外直接投资 绿色转型 绿色创新

[中图分类号] F272 [文献标识码] A [文章编号] 2097-454X (2024) 02-0031-16

## 一、引言

为全面推进美丽中国建设，2023年中央经济工作会议将“深入推进生态文明建设和绿色低碳发展”列为重点任务，2023年中央金融工作会议将绿色金融列为金融“五篇大文章”之一，以期更好为经济社会绿色低碳转型提供金融支持。同时，扩大高水平对外开放，也是2023年中央经济工作会议强调的高质量发展九大关键任务之一。企业“走出去”，是我国扩大高水平对外开放的必由之路。因此，探讨绿色金融政策对于企业对外直接投资的影响，是本文的研究重点。

在我国以银行为主导的金融体系中，绿色信贷政策是绿色金融政策的重要组成部分（王馨、王营，2021）。绿色信贷政策通过将环境成本和创新收益内部化，通过激励约束机制，促进污染企业绿色转型发展。2012年，中国银监会发布的《绿色信贷指引》，设定了绿色信贷限制行业，要求银行部门充分考虑企业所涉环境与社会风险，并拒绝对环境和社会表现较差的企业贷款。过往国内外学术研究对《绿色信贷指引》的经济后果作出了丰富探讨，并充分肯定了政策在提高污

---

【作者简介】徐江旻，北京大学光华管理学院副教授、博士生导师，国家高层次人才特殊支持计划（“万人计划”）青年拔尖人才，本文通讯作者，邮政编码：100871；蔡恒，北京大学光华管理学院博士研究生，邮政编码：100871。

致谢：感谢审稿专家匿名评审，当然文责自负。

染企业信贷约束、抑制污染企业在传统产能上的生产性投资、推动企业进行绿色技术创新、降低地区污染水平等方面的作用（苏冬蔚、连莉莉，2018；王馨、王营，2021；丁杰等，2022；舒利敏、廖菁华，2022；斯丽娟、曹昊煜，2022；Fan et al.，2021；Hu et al.，2021）。

然而，在我国着力扩大高水平对外开放的背景下，当前的研究结论仍然有待进一步拓展。具体而言，当前的研究成果并没有探讨绿色信贷政策对于企业对外直接投资的影响，以及其具体的影响机制。根据国际贸易与投资领域经典的国际生产折衷理论（以下简称“OLI理论”），企业只有同时具备所有权（Ownership）、内部化（Internalization）和区位（Location）优势时，才会开展对外直接投资（Dunning，1977）。其中，最为重要的是所有权优势（Dunning，1988），也就是企业在品牌、创新技术、营销技巧、管理能力等领域的国际竞争优势。人类发展至今，生产生活逻辑正由工业文明中的成本最低原则，转变为资源利用效率最优原则（Xu，2023）。因此，以新能源技术、清洁生产技术、节能降耗技术为代表的绿色技术创新，在世界各国的生产生活实践中都有着无比广阔的应用前景，也成为我国企业进行对外直接投资时极为重要的国际竞争优势。同时，投资海外市场相较于国内市场，天然存在风险更高的特质（Greenaway and Kneller，2007），因而企业经理人投资海外市场时需要获得充分激励。绿色信贷政策提高了污染企业的资金运用成本，抑制了其在国内市场的生产性投资规模（苏冬蔚、连莉莉，2018；Fan et al.，2021），从而也释放了经理人的部分精力，并赋予了经理人通过国际市场投资与获取利润来弥补国内市场损失的充足动力。

本文利用2007—2019年A股上市企业数据，以2012年《绿色信贷指引》的实施为准自然实验，利用双重差分（Difference-in-Differences）方法，实证检验了绿色信贷政策对于中国上市企业对外直接投资的影响，并进一步探究了其具体机制及经济后果。本文研究发现，相较于非污染性行业的企业，绿色信贷政策提高了污染企业进行对外直接投资的可能性和规模，并且这一结果在一系列稳健性检验下保持稳健。机制分析表明，一方面，绿色信贷政策提高了污染企业的信贷约束，抑制了其在国内市场的生产性投资规模，从而赋予了企业经理人开拓国际市场的“意愿”；另一方面，绿色信贷政策通过激励约束机制，推动污染企业进行绿色技术创新，提升了企业的国际市场竞争优势，从而赋予了企业参与国际投资的强大“能力”。异质性分析表明，政策效果主要集中在冲击前融资约束较高的分组中，从而表明信贷约束对企业对外直接投资的直接负面影响，并不在现实生产实践中占据主导，而这一结论也与过往相关文献保持一致（Hu et al.，2021）。其他异质性分析表明，政策效果主要集中在冲击前行业竞争度高、行业科技含量高、管理层拥有海外背景的分组中。最后，进一步分析表明，绿色信贷政策实施后，污染企业提高了整体利润率，扩大了海外营收规模，但是整体营收规模并没有发生显著变化。

本文主要有如下贡献：第一，本文从统筹国内国际两个大局的视角，拓展了绿色信贷政策微观经济后果的相关研究。过往研究主要聚焦在绿色信贷政策对于国内高污染落后产能的淘汰，或是政策对于污染企业国内市场竞争力的影响上，并没有考虑到政策通过激励污染企业进行绿色技术创新，提高其国际竞争力，促进企业在国际市场上投资与经营来对冲国内市场负面变化的影响。第二，本文基于经典的国际贸易和投资OLI理论的框架，丰富了现有对于企业对外直接投资影响因素的研究。在人类社会由工业文明迈向生态文明的背景下，过往研究虽然强调了所有权优势在对外直接投资中的重要性，但并没有特别着重强调绿色技术创新在人类当前发展阶段下，对于企业国际竞争力以及对外直接投资的重要意义。

本文其余部分安排如下。第二部分进行文献回顾和理论分析，第三部分介绍样本数据和实证模型，第四部分汇报基准回归、动态性检验、稳健性检验结果，第五部分进行机制和异质性分析，第六部分进一步分析政策的经济后果，第七部分进行总结并提出政策建议。

## 二、理论分析与研究假说

### （一）绿色信贷政策对企业行为决策的影响

企业生产带来的环境成本具有负外部性，而企业进行绿色技术创新投资带来的生态效益则具有正外部性。因而，具有极高社会价值的绿色创新活动，一定程度上与企业经营目标相悖，从而导致企业缺乏绿色创新投资的内生动力（丁杰等，2022）。因此，“波特假说”认为，合理的环境规制政策可以驱动企业绿色创新投资，并通过“创新补偿效应”促进长期经济增长，从而有效缓解环境治理和经济增长之间的冲突（Porter and van der Linde, 1995）。正因此，近年来学术界对于绿色信贷政策的研究，也最主要聚焦在与“波特假说”相关的机制及经济效果上，如政策对污染企业融资成本、环保投资、绿色创新、环境与经济绩效等的影响，从而检验绿色信贷政策是否能够通过激励约束机制，倒逼污染企业进行绿色技术创新与转型。苏冬蔚和连莉莉（2018）的研究指出，绿色信贷政策实施后，污染企业的债务融资显著下降，从而抑制企业的生产性投资。Fan等（2021）也发现了类似的实证结果。王馨和王营（2021）指出，绿色信贷政策实施后，污染企业在绿色创新上表现活跃，但可能存在创新质量提升不明显的问题。Hu等（2021）的研究发现，绿色信贷政策提高了污染企业绿色创新水平，并且这一效果在融资约束较强的企业中尤为明显。基于国外场景的研究，也对环境规制政策与企业竞争力、利润的关系作出了丰富的探讨，总体上认为环境规制政策激励了企业进行绿色技术创新，从而提高了企业的市场竞争力与盈利水平（Simpson and Bradford, 1996; Ambec et al., 2013）。其中，Simpson和Bradford（1996）的研究表明，更严格的环境规制政策可以激励企业进行创新，使其成为绿色产品的领导者，从而提高企业的国际竞争力和利润水平。

然而，“波特假说”在绿色信贷这一具体环境规制下，也并非一定成立。现有文献也着重探讨了企业在绿色信贷政策实施后面临的利弊权衡。企业针对融资约束惩罚，有两类潜在解决方法，一类是减产减排或是进行末端治理，另一类则是进行绿色技术创新的投资，主要包括新能源、清洁生产以及节能降耗技术。两类方法都有助于缓解企业信贷约束。其中，前者见效快、不确定性低，但一般会较为负面地影响经济效益，而后者周期长、风险大，但从长远看更有利于企业的绿色转型发展以及市场竞争力的提升（丁杰等，2022）。因此，丁杰等（2022）的研究认为，绿色信贷政策的影响存在分化，政策会导致重污染企业进行末端治理投资，同时导致节能环保企业进行绿色创新投资。舒利敏和廖菁华（2022）的研究发现，绿色信贷政策有利于引导污染企业进行环保投资，但并未显著影响末端治理投资。斯丽娟和曹昊煜（2022）的研究发现绿色信贷政策促使企业从末端治理投资转向了前端治理和绿色办公。然而，现有文献在考虑政策对企业市场竞争力的影响时，往往聚焦在国内市场上，并未考虑到政策对企业国际竞争力的影响，因而也忽视了企业在进行环保投资决策时，选择绿色创新投资的一项重要激励。

### （二）影响企业对外直接投资的主要因素

Dunning（1977）提出的国际生产折衷理论（OLI）理论认为，企业只有同时具备所有权（Ownership）、内部化（Internalization）和区位（Location）优势，才会开展对外直接投资。所有权优势包括包括产品、生产技术的垄断优势和规模经济优势。其中，Dunning（1988）认为最为重要的是所有权优势，也可以理解为企业在国际市场中的竞争力优势。因为与当地企业相比，跨国企业存在对东道国经济、社会、法律和文化等领域不熟悉的劣势，所以只有具备产品设计与品牌、生产技术与创新能力、营销技巧、全球管理能力、公司治理能力等领域竞争优势，才能够弥补这些劣势。在国内的研究中，葛顺奇和罗伟（2013）的研究指出，如新产品占比、人

均管理成本、人均产出、资本密集度、利润率等母公司竞争优势，对企业对外直接投资均具有促进作用。

然而，现有文献鲜有讨论绿色技术创新对于企业对外直接投资所有权优势的影响。当前人类发展阶段下，应对气候变化问题已经成为各国共识，人类社会逐步由生产成本最低的工业文明逻辑，转向资源利用效率最高的生态文明逻辑，绿色技术创新因而在各国的生产经营活动中都有着广阔的应用前景，成为企业在全球范围内重要的竞争优势（Hermundsdottir and Aspelund, 2021）。绿色信贷政策如果能够推动企业进行绿色技术创新，便有可能提升企业在国际市场中的竞争优势，从而促进企业拓展海外市场。另外，绿色信贷政策提高了污染企业的资金成本，因而可能降低企业在国内的生产性投资，激励经理人投资海外市场。

融资约束也是中国企业“走出去”时面临的重大难题。与国内投资相比，海外投资所需资金量大、回收周期长，风险较高（Greenaway and Kneller, 2007），新兴市场同时还存在着金融市场不健全以及偏向性融资的问题。王碧珺等（2015）的研究显示，融资约束抑制了民营企业对外直接投资的可能性和规模。刘莉亚等（2015）的研究也发现了类似结论。谢红军和吕雪（2022）探究了企业 ESG 水平对企业对外直接投资的影响，其核心机制也在强调 ESG 对融资成本的降低效果。绿色信贷政策提高了污染企业的融资约束，从而有可能负面影响企业对外直接投资行为。因而，综合多种潜在的机制，政策的具体效果还有待进一步实证检验。

根据上文分析，本文提出如下研究假说。

假说 1：绿色信贷政策能够促进污染企业进行对外直接投资。

假说 2a：绿色信贷政策通过激励约束机制，提高了污染企业的信贷约束，抑制了其在国内的生产性投资，但同时促进了企业进行绿色技术创新，提升了企业的国际竞争力，从而从“意愿”和“能力”两个维度，促进了企业对外直接投资。

假说 2b：绿色信贷政策提高了污染企业的信贷约束，可能会对企业对外直接投资行为造成负面影响。

### 三、数据与研究方法

#### （一）样本选择

本文选取中国 A 股上市企业 2007—2019 年的数据作为研究样本。本文的企业对外直接投资数据及主要财务数据来自国泰安（CSMAR）数据库，并通过万得（Wind）数据库进行补充核对；企业绿色专利数据、年报研发相关文本信息、企业银行贷款数据等来自中国研发数据服务平台（CNRDS）数据库，并经由本文作者清洗整理。本文对原始数据进行了如下处理：（1）根据证监会 2012 年版行业分类剔除金融类、保险类、房地产类样本；（2）剔除了非正常交易上市企业（包括 ST、ST\* 以及 PT）；（3）剔除了资产负债率小于 0 和大于 1 的企业；（4）剔除《绿色信贷指引》实施后（2012 年之后）才上市的企业；（5）剔除关键变量有缺失的样本；（6）剔除少部分近年来受到重大产业政策影响的行业（如光伏、电池、新能源汽车等产业所在的行业），从而避免产业政策对于估计的干扰（洪俊杰、张宸妍，2020）。本文对所有连续变量在上下 1% 的水平上进行了缩尾处理。

#### （二）模型设定

本文基于双重差分（Difference in Differences）计量方法，构建如下模型检验绿色信贷政策对企业对外直接投资的影响。

$$OSInvest_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Treat_i \times Post_t + \alpha_2 X_{i,t} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

下标  $i$ 、 $t$  分别表示企业和年份。被解释变量  $OSInvest_{i,t}$  表示企业对外直接投资的可能性和规模。 $Treat_i$  是区分实验组和对照组的虚拟变量。2012 年 2 月 24 日，中国银监会发布《绿色信贷指引》，进一步明确了银行部门绿色信贷的标准和原则。根据《绿色信贷指引》及配套的《绿色信贷实施情况关键评价指标》，中国银监会明确了环境和社会风险类型标准，严格限制了环境和社会风险类型为 A 类和 B 类的企业获得贷款。具体地，A 类企业包括属于核力发电、水力发电、水利和内河港口工程建筑、煤炭开采和洗选业、石油和天然气开采业、黑色金属矿采选业、有色金属矿采选业、非金属矿采选业、其他采矿业 9 个行业的企业；B 类企业包括属于棉印染精加工、毛染整精加工、麻染整精加工、丝印染精加工等 25 个行业的企业。因此，本文依此进行分组，如果企业为绿色信贷限制 A 类或 B 类企业，则进入实验组，也就是  $Treat_i$  赋值为 1，反之则进入对照组，也就是  $Treat_i$  赋值为 0。 $Post_t$  是政策出台前后虚拟变量，根据《绿色信贷指引》的实施时间，本文将 2012 年及之后样本中的  $Post_t$  赋值为 1，2012 年之前样本中的  $Post_t$  赋值为 0。 $X_{i,t}$  为企业层面控制变量，包括了衡量企业基本特征、盈利水平以及治理结构的变量。 $\mu_i$  和  $\lambda_t$  分别是企业固定效应和年份固定效应。 $\varepsilon_{i,t}$  是随机扰动项。本文主要关注回归系数  $\alpha_1$  的估计值，因为其反映了绿色信贷政策对企业对外直接投资的可能性和规模影响的净效应。

### （三）变量定义

#### 1. 企业对外直接投资

本文参考刘莉亚等（2015）的做法来构造企业对外直接投资指标。本文根据 CSMAR 数据库中关联公司信息进行指标构造。本文筛选出关联关系为“上市公司的子公司”“上市公司的合营企业”“上市公司的联营企业”的关联公司，并限制关联公司注册地在中国大陆之外，且上市企业控制权益比例超过 10%。本文将满足条件的关联公司视作上市企业的对外直接投资标的。本文使用世界银行提供的年度官方平均汇率，计算企业的对外直接投资规模（以人民币衡量），并在此基础上进行以下处理：去除投资规模低于 10 万元的关联公司；去除注册资本数据存在缺失的关联公司；去除注册地位于开曼群岛、英属维尔京群岛、百慕大群岛等地的关联公司，因为这类投资主要出于避税动机。

#### 2. 控制变量

参考已有文献，本文从三个维度来选择控制变量，包括，（1）企业基本特征：①规模（ $Size$ ），②年龄（ $Age$ ），③杠杆率（ $Lev$ ）；（2）企业盈利能力：①托宾  $Q$ （ $TobinQ$ ），②现金流比率（ $Cashflow$ ），③账面市值比（ $BM$ ）；（3）企业治理结构：①两职合一（ $Dual$ ），②独立董事比例（ $Indep$ ），③机构投资者持股比例（ $Inst$ ），④前三大股东持股比例（ $Top3$ ）。所有控制变量的详细计算方法见表 1。

### （四）描述性统计

表 1 报告了本文主要变量的描述性统计结果。从企业对外直接投资虚拟变量  $OSInvest\_D$  的统计结果可以看出，样本中有 23% 左右的企业 - 年度观测值存在对外直接投资行为。本文其他主要变量的描述性统计结果均与现有主流文献保持一致。

表 1 描述性统计结果

变量名称	计算方法	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
		样本量	均值	标准差	p25	p50	p75
$OSInvest\_D$	企业是否进行对外直接投资的虚拟变量,如果有则赋值为 1,否则为 0	17836	0.233	0.423	0	0	0

续表

变量名称	计算方法	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
		样本量	均值	标准差	p25	p50	p75
<i>OSInvest_Sc</i>	企业对外直接投资的规模(百万元)加1取自然对数值	17836	0.655	1.196	0	0	0
<i>Treat × Post</i>	双重差分交乘项	17836	0.293	0.455	0	0	1
<i>Size</i>	年总资产的自然对数	17836	22.26	1.314	21.32	22.10	23.05
<i>Age</i>	成立年限的自然对数	17836	2.349	0.665	1.946	2.485	2.890
<i>Lev</i>	年末总负债/总资产	17836	0.457	0.210	0.291	0.461	0.621
<i>TobinQ</i>	(流通股市值 + 非流通股股份数 × 每股净资产 + 负债账面值)/总资产	17836	2.028	1.362	1.208	1.593	2.325
<i>Cashflow</i>	经营活动产生的现金流量净额/总资产	17836	0.0491	0.0739	0.0087	0.0482	0.0919
<i>BM</i>	账面价值/总市值	17836	0.628	0.252	0.430	0.628	0.827
<i>Dual</i>	董事长与总经理是同一个人则为1,否则为0	17836	0.198	0.399	0	0	0
<i>Indep</i>	独立董事/董事总数(%)	17836	37.23	5.384	33.33	33.33	40
<i>Inst</i>	机构投资者持股总数/总股本数量(%)	17836	50.83	24.06	33.86	52.37	68.60
<i>Top3</i>	前三大股东持股数量/总股本数(%)	17836	48.20	15.65	36.26	47.76	59.17

资料来源：作者使用 stata 软件计算得出。

## 四、基准模型实证结果

### (一) 基准回归结果

本文在表2中报告了基准模型(1)的回归分析结果。第(1)列和第(2)列的被解释变量为企业是否进行对外直接投资的虚拟变量 *OSInvest\_D*, 第(3)列和第(4)列的被解释变量为企业对外直接投资规模 *OSInvest\_Sc*。第(1)列和第(3)列中没有加入控制变量, 第(2)列和第(4)列中加入了控制变量。本文在第(1)列至第(4)列中, 均控制了企业固定效应和年份固定效应, 所有回归系数的标准误均通过企业层面聚类计算得到, 并且本文在余下回归分析中均进行了相同操作, 因此不再重复说明。本文通过交乘项 *Treat × Post* 前的估计系数来评估绿色信贷政策对企业对外直接投资的影响。交乘项 *Treat × Post* 前的估计系数表示: 相较于非污染性行业的企业(以下简称“非污染企业”), 绿色信贷政策对污染企业对外直接投资的影响。由第(1)列和第(2)列可知, 当被解释变量为 *OSInvest\_D* 时, 无论是否加入控制变量, 交乘项 *Treat × Post* 前的估计系数均至少在5%水平下显著为正。具体而言, 第(2)列估计系数约为0.044, 这初步表示, 绿色信贷政策导致污染企业进行对外直接投资的可能性大致提升了4.4%。由第(3)列和第(4)列可知, 当被解释变量为 *OSInvest\_Sc* 时, 无论是否加入控制变量, 交乘项 *Treat × Post* 前的估计系数均至少在5%水平下显著为正。具体而言, 第(4)列估计系数约为0.123, 这初步表示, 绿色信贷政策导致污染企业进行对外直接投资的规模大致提升了12.3%。

表 2 绿色信贷政策对污染企业对外直接投资可能性和规模的影响

被解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>OSInvest_D</i>	<i>OSInvest_D</i>	<i>OSInvest_Sc</i>	<i>OSInvest_Sc</i>
<i>Treat</i> × <i>Post</i>	0.040 ** (2.51)	0.044 *** (2.74)	0.113 ** (2.52)	0.123 *** (2.76)
<i>Size</i>	—	0.030 *** (2.61)	—	0.093 *** (2.82)
<i>Age</i>	—	0.011 (0.55)	—	0.025 (0.43)
<i>Lev</i>	—	0.030 (0.83)	—	0.094 (0.93)
<i>Cashflow</i>	—	-0.031 (-0.75)	—	-0.051 (-0.44)
<i>TobinQ</i>	—	0.001 (0.30)	—	0.003 (0.27)
<i>BM</i>	—	-0.007 (-0.22)	—	-0.020 (-0.23)
<i>Dual</i>	—	0.004 (0.31)	—	0.014 (0.43)
<i>Indep</i>	—	-0.000 (-0.26)	—	-0.001 (-0.48)
<i>Inst</i>	—	0.000 (0.85)	—	0.001 (0.75)
<i>Top3</i>	—	-0.000 (-0.28)	—	-0.001 (-0.44)
样本量	17836	17836	17836	17836
R-squared	0.594	0.596	0.602	0.603
企业固定效应	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES

注：括号内的数字为用企业层面聚类估计的稳健标准误计算得到的双尾检验 *t* 值。\*\*\*、\*\* 分别表示在 1%、5% 的水平上显著。

资料来源：作者使用 stata 软件计算得出。

## (二) 动态效应分析

本文将基准模型 (1) 中的时间虚拟变量 *Post* 拆分成一系列反应时间趋势的虚拟变量，并以绿色信贷政策实施的前一年 (2011 年) 作为基期进行回归，从而进一步分析政策影响的动态效应。图 1 报告了分析结果，其中被解释变量为企业是否进行对外直接投资的虚拟变量 *OSInvest\_D*。首先，政策实施之前的时间趋势虚拟变量与 *Treat* 交乘项的估计系数不显著区别于 0，从而证明基准模型符合事前平行趋势假设。其次，政策影响存在一定时滞，这可能与本文所要解释的机制有关。本文认为绿色技术创新带来的国际竞争力优势，是企业扩大对外投资水平的重要因素。绿色技术创新从研发投入到获得具体成果，再到生产应用，均需时间。因此，企业对外直接投资水平的提高相较政策时点会有滞后。作为对比，如图 2 所示，本文还将被解释变量替换为企业绿色专利申请量，结果显示，时间趋势交乘项前系数在政策冲击后第一年即在 5% 水平上显著大于 0，且其他所有政策后年份均至少在 10% 水平上显著大于 0。最后，本文发现政策效果具有良好的延续性。

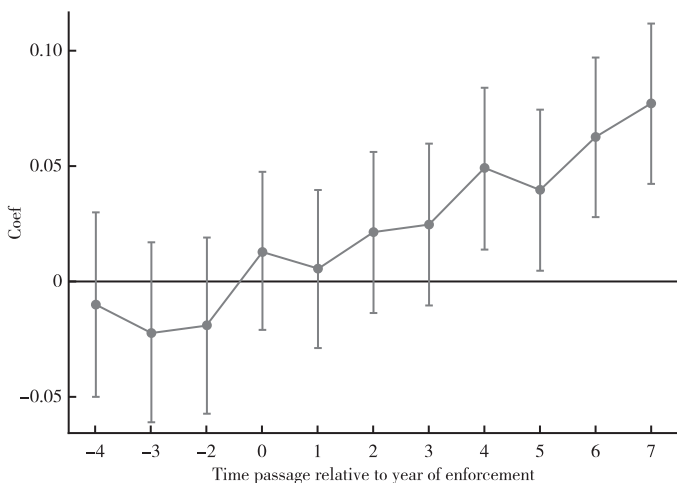


图1 绿色信贷政策对污染企业对外直接投资影响的动态效应分析

资料来源：作者使用 stata 软件作图得出。

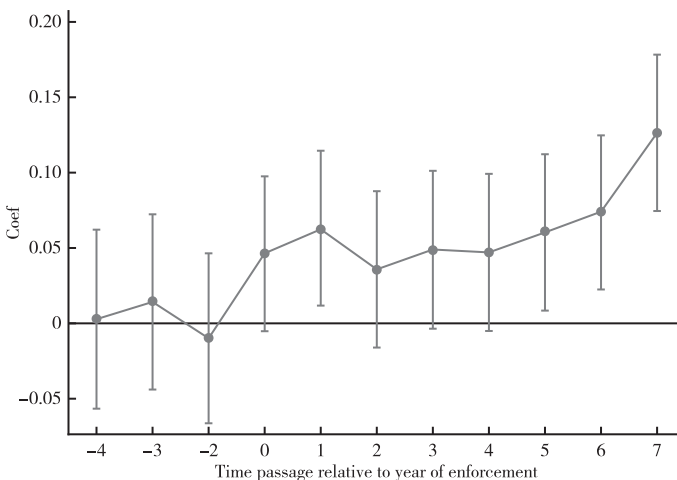


图2 绿色信贷政策对污染企业绿色专利申请量影响的动态效应分析

资料来源：作者使用 stata 软件作图得出。

### (三) 稳健性检验

为进一步检验前述结论的可靠性，本文做了四项稳健性检验分析，包括更换样本中实验组的选择标准、更改样本空间、更换为非线性计量模型进行估计，以及排除其他替代性混杂因素。这些稳健性检验均未对本文主要实证结论造成任何实质性影响。

## 五、机制与异质性分析

### (一) 绿色信贷政策与污染企业对外直接投资“意愿”

本文从绿色信贷政策实施后，污染企业对外直接投资的“意愿”角度展开机制分析。实证结果如表3所示。第(1)列的被解释变量为企业债务融资成本 *DebtCost*，参考苏冬蔚和连莉莉(2018)的研究，具体的计算方法为企业利息支出加手续费支出、加其他财务费用的总额比上期末总负债；



第(2)列的被解释变量为企业在当年度是否获得银行贷款的虚拟变量  $BankLoan\_D$ ，如果企业获得了贷款，则虚拟变量取值为1，反之则取值为0；第(3)列的被解释变量为企业当年度获得银行贷款总额加一取自然对数值  $BankLoan$ ；第(4)列的被解释变量为企业生产性投资  $OpInvest$ ，计算方法为(构建固定资产、无形资产和其他长期资产支付的现金 - 处置固定资产、无形资产和其他长期资产收回的现金净额) / 期末总资产。第(1)列中交乘项  $Treat \times Post$  前估计系数在5%水平下显著为正，第(2)至第(4)列中交乘项  $Treat \times Post$  前估计系数均至少在5%水平下显著为负。实证结果表明，绿色信贷政策实施后，相较非污染企业，污染企业的债务融资约束特别是银行信贷约束总体提升。污染企业在国内经营的整体资金成本提升，生产成本竞争力有所下降，因而生产性投资也有所降低。一方面，国内市场生产经营竞争力的降低，可能会激励企业经理人拓展海外市场来弥补国内损失；另一方面，国内市场生产性投资业务量的下降，也释放了经理人的精力，使其得以将目光转向海外市场。

表3 绿色信贷政策对污染企业债务融资约束和生产性投资的影响

被解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	$DebtCost$	$BankLoan\_D$	$BankLoan$	$OpInvest$
$Treat \times Post$	0.001 ** (2.23)	-0.040 ** (-2.39)	-0.404 ** (-2.42)	-0.009 *** (-2.89)
控制变量	YES	YES	YES	YES
企业固定效应	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES
样本量	17836	17836	17836	17836
R-squared	0.575	0.383	0.409	0.394

注：括号内的数字为用企业层面聚类估计的稳健标准误计算得到的双尾检验t值。\*\*\*、\*\* 分别表示在1%、5%的水平上显著。  
资料来源：作者使用 stata 软件计算得出。

## (二) 绿色信贷政策与污染企业对外直接投资“能力”

本文从绿色信贷政策实施后，污染企业对外直接投资的“能力”角度展开机制分析。实证结果如表4所示。第(1)列的被解释变量为企业绿色专利申请总量加一取自然对数值  $GrePatents$ ，第(2)列的被解释变量为企业绿色发明专利申请量加一取自然对数值  $GreInPatents$ 。参考王馨和王营(2021)的做法，本文从CNRDS获取了所有A股上市企业绿色专利申请情况的数据，并通过专利分类号信息与2010年世界知识产权组织(WIPO)发布的“国际专利分类绿色清单”进行匹配验证。第(3)列的被解释变量为企业年报中提到的研发相关关键词次数加一取自然对数值  $InnoTexts1$ ，其中，包括“R&D”“创新”“创造”“发明”“开发”等二十余个研发创新相关的词汇；第(4)列被解释变量  $InnoTexts2$  的计算方法为在  $InnoTexts1$  的基础上，扣除了包含在图表中的关键词次数。第(1)至第(4)列中交乘项  $Treat \times Post$  前估计系数均在1%水平下显著为正。实证结果表明，“波特假说”在本文的研究设定下是成立的，即绿色信贷政策能够推动污染企业进行绿色技术创新，从而提升了其在国际市场的竞争优势。

表4 绿色信贷政策对污染企业绿色技术创新的影响

被解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	$GrePatents$	$GreInPatents$	$InnoTexts1$	$InnoTexts2$
$Treat \times Post$	0.062 *** (2.74)	0.035 *** (2.97)	0.086 *** (5.41)	0.092 *** (5.37)

续表

被解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>GrePatents</i>	<i>GreInPatents</i>	<i>InnoTexts1</i>	<i>InnoTexts2</i>
控制变量	YES	YES	YES	YES
企业固定效应	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES
样本量	17836	17836	17782	17782
R-squared	0.700	0.696	0.848	0.790

注：括号内的数字为用企业层面聚类估计的稳健标准误计算得到的双尾检验 t 值。\*\*\* 表示在 1% 的水平上显著。

资料来源：作者使用 stata 软件计算得出。

更进一步，本文还对企业的投资目的地进行区分。参考王孝松等（2022）的做法，本文将加入“一带一路”倡议的国家或地区定义为“一带一路”沿线地区。截至 2018 年，“一带一路”沿线地区共包含 126 个国家和地区。另外，本文将 G7 国家（美国、英国、加拿大、法国、德国、意大利、日本）、澳大利亚、北欧国家（瑞典、丹麦、挪威、芬兰）、以色列，以及其他主要西欧国家（荷兰、比利时、西班牙、瑞士等）定义为美欧等发达经济体。这些国家在全球地缘政治格局中扮演着极为重要的角色，并在科学技术领域有着极强的领先优势。此外，本文并未将东欧发达经济体包含在美欧等发达经济体中，主要原因是东欧发达经济体均属于本文定义的“一带一路”沿线地区，这样处理可以避免重复计算。

实证结果如表 5 所示，第（1）列被解释变量在定义是否进行对外直接投资时，仅考虑是否对“一带一路”沿线地区进行投资；第（2）列被解释变量在定义是否进行对外直接投资时，仅考虑是否对美欧等发达经济体进行投资；第（3）列的被解释变量为企业投资的不同目的地数量的自然对数值 *CounNum*，且仅保留有进行对外直接投资的样本。第（1）列和第（3）列中交乘项 *Treat × Post* 前估计系数均在 1% 水平下显著为正。第（2）列中交乘项 *Treat × Post* 前估计系数仅在 10% 水平下显著为正，且系数大小明显小于第（1）列。实证结果说明，绿色信贷政策主要推动污染企业向“一带一路”沿线地区进行投资，而非向美欧等发达经济体进行投资，并且促使其向更多国家或地区进行投资。中国绿色转型企业相较“一带一路”沿线地区具有很强的技术优势，而这一定程度上也说明了绿色技术创新赋予的“能力”优势，是提高企业对外直接投资水平的重要因素。

表 5 绿色信贷政策对污染企业投资不同类型目的地的影响

被解释变量	(1)	(2)	(3)
	<i>OSInvest_D</i>	<i>OSInvest_D</i>	<i>CounNum</i>
投资目的地	“一带一路”沿线地区	美欧等发达经济体	目的地丰富度
<i>Treat × Post</i>	0.043 *** (2.90)	0.014 * (1.69)	0.062 *** (2.62)
控制变量	YES	YES	YES
企业固定效应	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES
样本量	17836	17836	6090
R-squared	0.587	0.558	0.789

注：括号内的数字为用企业层面聚类估计的稳健标准误计算得到的双尾检验 t 值。\*\*\*、\* 分别表示在 1%、10% 的水平上显著。

资料来源：作者使用 stata 软件计算得出。

### (三) 信贷约束对污染企业对外直接投资的直接影响

本文接下来将说明，绿色信贷政策对污染企业造成的信贷约束影响，与前述“意愿”与“能力”机制相比，并不占据主导。因此，综合来看，绿色信贷政策正向促进了污染企业进行对外直接投资。

实证结果如表 6 所示。本文首先计算绿色信贷政策冲击前三年（2009—2011 年）企业的融资约束平均水平，并根据中位数将企业分成高融资约束组和低融资约束组，进行分组回归。本文借鉴 Kaplan 和 Zingales（1997）的研究，采用 KZ 指标来衡量企业融资约束水平。KZ 指标的大致计算为，通过经营性现金流、现金股利、现金持有、资产负债率、TobinQ 这几个财务指标来衡量企业的融资约束水平，当经营性现金流、现金股利、现金持有越低时，企业的融资约束越强；当资产负债率、TobinQ 越大时，企业的融资约束越强。最终，本文通过排序逻辑回归方法估计得到 KZ 指标。当 KZ 指标越大时，企业融资约束越强，反之则越弱。第（1）列和第（2）列的被解释变量为企业是否进行对外直接投资的虚拟变量 *OSInvest\_D*，第（3）列和第（4）列的被解释变量为企业绿色专利申请总量加一取自然对数值 *GrePatents*。第（1）列和第（3）列中的样本为高融资约束分组，第（2）列和第（4）列中的样本为低融资约束分组。第（1）列和第（3）列中交乘项 *Treat × Post* 前估计系数均在至少 1% 水平下显著为正，而第（2）列和第（4）列中交乘项 *Treat × Post* 前估计系数不显著。因此，绿色信贷政策对于污染企业进行绿色技术创新以及对外直接投资的激励效果，仅在冲击前融资约束较高的分组中体现，而这一结果也与过往文献中的相关内容一致（Hu et al., 2021）。实证结果表明，信贷约束的提升，并没有成为污染企业进行绿色技术投资和拓展海外市场的阻碍，反而成为其重要的激励。这一方面可能是因为企业在国内的生产性投资降低，因而可以将这一部分资金用于绿色技术投资以及对外直接投资；另一方面，也可能是因为进行对外直接投资，特别是对“一带一路”沿线地区进行投资的企业，可以获得其他渠道的融资。

表 6 不同融资约束分组中绿色信贷政策对污染企业对外直接投资的影响

被解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>OSInvest_D</i>	<i>OSInvest_D</i>	<i>GrePatents</i>	<i>GrePatents</i>
融资约束分组指标	KZ 指标			
融资约束程度	高	低	高	低
<i>Treat × Post</i>	0.087 *** (3.88)	-0.008 (-0.32)	0.081 *** (2.68)	-0.048 (1.27)
控制变量	YES	YES	YES	YES
企业固定效应	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES
样本量	8081	7567	8081	7567
R-squared	0.585	0.622	0.658	0.738
系数差异 P 值	0.005		0.082	

注：括号内的数字为用企业层面聚类估计的稳健标准误计算得到的双尾检验 t 值。\*\*\* 表示在 1% 的水平上显著。系数差异 P 值根据似无相关检验的估计结果计算得到。

资料来源：作者使用 stata 软件计算得出。

### (四) 其他异质性分析

本文还进行了其他异质性分析来进一步说明前述“意愿”与“能力”机制的存在。

#### 1. 行业竞争程度的差异

本文认为，处于竞争性较高行业的企业，将会更有动机通过绿色技术创新来从同质化竞争中脱

颖而出 (Aghion et al., 2023), 并且在国内市场份额高度分散的情况下, 更愿意拓展海外市场来提高企业的经营绩效。实证结果如表 7 所示, 本文首先计算绿色信贷政策冲击前三年 (2009—2011 年) 的行业平均竞争水平, 并根据中位数将实验组企业所处行业分成高竞争度行业 and 低竞争度行业, 之后再分别与控制组数据进行合并, 进行分组回归。行业的年度竞争度水平用营业收入计算的赫芬达尔指数进行衡量, 指数具体的计算方法为行业内各企业营业收入占行业营业收入比例的平方和。赫芬达尔指数越接近于 0, 代表行业内的竞争越激烈; 越接近于 1, 代表行业越有可能处于垄断的市场结构中。在未报告的实证结果中, 本文还采用了所有者权益的账面价值、总资产指标来计算行业竞争程度的赫芬达尔指数, 实证结果高度稳健。第 (1) 列和第 (2) 列的被解释变量为企业是否进行对外直接投资的虚拟变量  $OSInvest\_D$ ; 第 (3) 列和第 (4) 列的被解释变量为企业对外直接投资规模  $OSInvest\_Sc$ 。第 (1) 列和第 (3) 列中的样本处于行业竞争程度激烈的分组; 第 (2) 列和第 (4) 列中的样本处于行业竞争程度不激烈的分组。第 (1) 列和第 (3) 列中交乘项  $Treat \times Post$  前估计系数均在 1% 水平下显著为正, 而第 (2) 列和第 (4) 列中交乘项  $Treat \times Post$  前估计系数不显著。因此, 实证结果符合本文预期。

表 7 不同行业竞争程度分组中绿色信贷政策对污染企业对外直接投资的影响

被解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	$OSInvest\_D$	$OSInvest\_D$	$OSInvestSc$	$OSInvestSc$
分组变量:行业竞争程度	激烈	不激烈	激烈	不激烈
$Treat \times Post$	0.053 *** (3.10)	-0.005 (-0.16)	0.151 *** (3.12)	-0.015 (-0.18)
控制变量	YES	YES	YES	YES
企业固定效应	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES
样本量	16534	11461	16534	11461
R-squared	0.596	0.617	0.603	0.623
系数差异 P 值	0.046		0.034	

注: 括号内的数字为用企业层面聚类估计的稳健标准误计算得到的双尾检验 t 值。\*\*\* 表示在 1% 的水平上显著。系数差异 P 值根据似无相关检验的估计结果计算得到。

资料来源: 作者使用 stata 软件计算得出。

## 2. 行业科技含量的差异

本文认为, 科技含量越高的企业, 越有能力和动力通过绿色技术创新来缓解信贷约束, 也越有可能凭借技术竞争优势来拓展海外市场。实证结果如表 8 所示, 本文参考过往文献 (郭蕾等, 2019) 的做法, 依据证监会 2012 年修订的《上市企业行业分类指引》, 来界定高科技行业, 并据此将实验组企业所处行业分成高科技行业和非高科技行业, 之后再分别与控制组合并, 进行分组回归。第 (1) 列和第 (2) 列的被解释变量为企业是否进行对外直接投资的虚拟变量  $OSInvest\_D$ , 第 (3) 列和第 (4) 列的被解释变量为企业对外直接投资规模  $OSInvest\_Sc$ 。第 (1) 列和第 (3) 列中的样本包含属于高科技行业的企业, 第 (2) 列和第 (4) 列中的样本包含属于非高科技行业的企业。实证结果表明, 第 (1) 列和第 (3) 列中交乘项  $Treat \times Post$  前估计系数均在 1% 水平下显著为正, 而第 (2) 列和第 (4) 列中交乘项  $Treat \times Post$  前估计系数不显著。因此, 实证结果符合本文预期。

表 8 不同行业科技含量分组中绿色信贷政策对污染企业对外直接投资的影响

被解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>OSInvest_D</i>	<i>OSInvest_D</i>	<i>OSInvestSc</i>	<i>OSInvestSc</i>
分组变量:行业科技含量	高科技	非高科技	高科技	非高科技
<i>Treat × Post</i>	0.065 *** (3.34)	0.014 (0.65)	0.185 *** (3.38)	0.036 (0.60)
控制变量	YES	YES	YES	YES
企业固定效应	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES
样本量	14688	13307	14688	13307
R-squared	0.606	0.604	0.613	0.611
系数差异 P 值	0.077		0.018	

注：括号内的数字为用企业层面聚类估计的稳健标准误计算得到的双尾检验 t 值。\*\*\* 表示在 1% 的水平上显著。系数差异 P 值根据似无相关检验的估计结果计算得到。

资料来源：作者使用 stata 软件计算得出。

### 3. 管理层海外背景的差异

已有研究发现，拥有海外背景的企业管理层具有更强的国际化意识，更愿意开拓国际市场，也能对海外市场进行更有效投资。本文认为，污染企业在国内业务因资金成本提高而受负面影响后，如果管理层具有海外背景，将更愿意通过拓展国际市场来弥补国内市场损失，同时也能够更好地将企业绿色技术优势转换为海外投资中的国际竞争优势。本文根据企业财务报表披露的管理层海外背景信息对样本分组。如果企业管理层中至少有一人拥有海外教育背景或海外从业经历，则认为这家企业的管理层具有海外背景。实证结果如表 9 所示，第 (1) 列和第 (2) 列的被解释变量为企业是否进行对外直接投资的虚拟变量 *OSInvest\_D*；第 (3) 列和第 (4) 列的被解释变量为企业对外直接投资规模 *OSInvest\_Sc*。第 (1) 列和第 (3) 列中的样本为管理层具有海外背景的企业；第 (2) 列和第 (4) 列中的样本为管理层不具有海外背景的企业。第 (1) 和第 (3) 列中交乘项 *Treat × Post* 前估计系数均在 5% 水平下显著为正，而第 (2) 和第 (4) 列中交乘项 *Treat × Post* 前估计系数不显著。因此，实证结果符合本文预期。

表 9 管理层有无海外背景分组中绿色信贷政策对污染企业对外直接投资的影响

被解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>OSInvest_D</i>	<i>OSInvest_D</i>	<i>OSInvestSc</i>	<i>OSInvestSc</i>
分组变量:高管海外背景	有	无	有	无
<i>Treat × Post</i>	0.059 ** (2.39)	0.031 (1.53)	0.166 ** (2.36)	0.089 (1.60)
控制变量	YES	YES	YES	YES
企业固定效应	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES
样本量	9256	8357	9256	8357
R-squared	0.643	0.634	0.651	0.636
系数差异 P 值	0.119		0.032	

注：括号内的数字为用企业层面聚类估计的稳健标准误计算得到的双尾检验 t 值。\*\* 表示在 5% 的水平上显著。系数差异 P 值根据似无相关检验的估计结果计算得到。

资料来源：作者使用 stata 软件计算得出。

## 六、进一步分析

最后，本文将进一步综合评估绿色信贷政策对污染企业经营绩效的影响。实证结果如表 10 所示，第 (1) 列的被解释变量为总资产净利润率  $ROA$ ；第 (2) 列的被解释变量为销售毛利率  $GrossProfit$ ，计算方法为： $(营业收入 - 营业成本) / 营业收入$ ；第 (3) 列的被解释变量为销售净利率  $NetProfit$ ，计算方法为： $净利润 / 营业收入$ ；第 (4) 列的被解释变量为企业海外营业收入（百万元）加一取自然对数值  $OSRev$ ；第 (5) 列的被解释变量为企业营业总收入（百万元）加一取自然对数值  $TotalRev$ 。第 (1) 至第 (4) 列中交乘项  $Treat \times Post$  前估计系数均至少在 5% 水平下显著为正，第 (5) 列中交乘项  $Treat \times Post$  前估计系数并不显著。实证结果表明，综合来看，相较非污染企业，绿色信贷政策提高了污染企业的利润率以及扩大了在海外市场中的营收规模，但对企业的整体营收规模并没有显著的影响。出现这一结果可能的原因在于，一方面，绿色信贷政策通过激励约束机制推动污染企业进行绿色技术创新，使污染企业拥有更强的国际竞争优势，因而不仅扩大了企业海外营收规模，更提高了其总体利润率；另一方面，根据前文分析，绿色信贷政策通过资金成本渠道，抑制了污染企业在国内市场的经营规模，因而综合国内和国际市场来看，污染企业的整体营收并未发生显著变化。

表 10 绿色信贷政策对污染企业财务绩效的影响分析

被解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	$ROA$	$GrossProfit$	$NetProfit$	$OSRev$	$TotalRev$
$Treat \times Post$	0.004 ** (2.09)	0.016 *** (3.35)	0.020 *** (4.11)	0.358 *** (2.79)	-0.009 (-0.03)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
企业固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
样本量	17836	17836	17836	13870	17836
R-squared	0.565	0.835	0.459	0.757	0.947

注：括号内的数字为用企业层面聚类估计的稳健标准误计算得到的双尾检验  $t$  值。\*\*\*、\*\* 分别表示在 1%、5% 的水平上显著。

资料来源：作者使用 stata 软件计算得出。

## 七、结论与政策启示

生态文明建设是关系中华民族永续发展的根本大计，而利用好国际国内两个市场、两种资源的高水平对外开放，则是推动构建新发展格局的必然要求。绿色金融作为桥接经济效益与生态环境的关键纽带，能否以其资源配置中介优势，推动我国实现绿色高质量发展与高水平对外开放间的良性互动，是本文探究的重点。本文利用 2007—2019 年 A 股上市企业数据，以 2012 年中国银监会《绿色信贷指引》政策的实施为准自然实验，实证检验了绿色信贷政策对企业对外直接投资的影响。本文研究发现，相较于非污染企业，绿色信贷政策提高了污染企业对外直接投资的可能性和规模。机制分析表明，绿色信贷政策从“意愿”和“能力”两个方面，共同促进了污染企业提高对外直接投资水平。此外，本文还发现，虽然过往文献认为融资约束会对企业对外直接投资的能力造成负面影响，但相较于上述机制，信贷约束对污染企业开拓海外市场的直接影响并未占据主导。同时，绿色信贷政策扩大了污染企业的海外营收规模以及提高了利润率水平，然而并没有显著影响其整体经

营规模。

本文的研究发现具有重要的政策含义：第一，进一步优化环境规制政策设计，从而更好地实现绿色低碳转型过程中环境效益和经济效益的统一。合理的环境规制政策，是“波特假说”中环境治理与长期经济增长相协调的重要前提。污染性行业既是政策限制的重点，又是我国绿色转型发展和扩大对外开放过程中重要的资金需求方，同时还可能对就业等重要民生问题产生突出影响。因此，应避免信贷限制政策中的“一刀切”问题，针对确实有绿色转型发展需求，并且在转型后能带来显著生态、社会和经济效益的污染企业，应给予必要资金支持。第二，发挥好我国绿色技术创新优势在扩大高水平对外开放过程中的重要作用。我国企业自身的国际市场竞争优势，是我国有效统筹国内国际两个大局、提升国际循环质量和水平的必要前提，我国在生态文明建设和绿色低碳发展中的突出优势为此提供了根本保障。此外，这也有助于落实我国“一带一路”绿色投资原则，并推动我国以自身绿色技术优势，引领“一带一路”沿线地区绿色转型发展，助力发展中国家共同在全球产业链和价值链上跃迁。

## 参考文献

- 丁杰、李仲飞、黄金波（2022）：《绿色信贷政策能够促进企业绿色创新吗？——基于政策效应分化的视角》，《金融研究》第12期，第55—73页。
- 葛顺奇、罗伟（2013）：《中国制造业企业对外直接投资和母公司竞争优势》，《管理世界》第6期，第28—42页。
- 郭蕾、肖淑芳、李雪婧等（2019）：《非高管员工股权激励与创新产出——基于中国上市高科技企业的经验证据》，《会计研究》第7期，第59—67页。
- 洪俊杰、张宸妍（2020）：《产业政策影响对外直接投资的微观机制和福利效应》，《世界经济》第11期，第28—51页。
- 刘莉亚、何彦林、王照飞等（2015）：《融资约束会影响中国企业对外直接投资吗？——基于微观视角的理论和实证分析》，《金融研究》第8期，第124—140页。
- 舒利敏、廖菁华（2022）：《末端治理还是绿色转型？——绿色信贷对重污染行业企业环保投资的影响研究》，《国际金融研究》第4期，第12—22页。
- 斯丽娟、曹昊煜（2022）：《绿色信贷政策能够改善企业环境社会责任吗——基于外部约束和内部关注的视角》，《中国工业经济》第4期，第137—155页。
- 苏冬蔚、连莉莉（2018）：《绿色信贷是否影响重污染企业的投融资行为？》，《金融研究》第12期，第123—137页。
- 王碧珺、谭语嫣、余森杰等（2015）：《融资约束是否抑制了中国民营企业对外直接投资》，《世界经济》第12期，第54—78页。
- 王孝松、周钰丁、肖尧（2022）：《地缘经济因素的贸易效应——来自“一带一路”沿线国家的证据》，《经济研究》第9期，第174—191页。
- 王馨、王莹（2021）：《绿色信贷政策增进绿色创新研究》，《管理世界》第6期，第173—188+11页。
- 谢红军、吕雪（2022）：《负责任的国际投资：ESG与中国OFDI》，《经济研究》第3期，第83—99页。
- Aghion, P., R. Bénabou and R. Martin, et al. (2023), “Environmental Preferences and Technological Choices: Is Market Competition Clean or Dirty?”, *American Economic Review: Insights*, 5 (1), pp. 1 – 19.
- Ambec, S., M. A. Cohen and S. Elgie, et al. (2013), “The Porter Hypothesis at 20: Can Environmental Regulation Enhance Innovation and Competitiveness?”, *Review of Environmental Economics and Policy*, 7 (1), pp. 2 – 22.
- Dunning, J. H. (1977), “Trade, Location of Economic Activity and the MNE: A Search for an Eclectic Approach”, In *The International Allocation of Economic Activity: Proceedings of a Nobel Symposium Held at Stockholm*, London: Palgrave Macmillan, UK, pp. 395 – 418.
- Dunning, J. H. (1988), “The Theory of International Production”, *The International Trade Journal*, 3 (1), pp. 21 – 66.

- Fan, H. , Y. Peng and H. Wang, et al. (2021), “Greening through Finance?”, *Journal of Development Economics*, 152, 102683.
- Greenaway, D. and R. Kneller (2007), “Firm Heterogeneity, Exporting and Foreign Direct Investment”, *The Economic Journal*, 117 (517), pp. 134 – 161.
- Hermundsdottir, F. and A. Aspelund (2021), “Sustainability Innovations and Firm Competitiveness: A Review”, *Journal of Cleaner Production*, 280, 124715.
- Hu, G. , X. Wang and Y. Wang (2021), “Can the Green Credit Policy Stimulate Green Innovation in Heavily Polluting Enterprises? Evidence from a Quasi – Natural Experiment in China”, *Energy Economics*, 98, 105134.
- Kaplan, S. N. and L. Zingales (1997), “Do Investment-Cash Flow Sensitivities Provide Useful Measures of Financing Constraints?”, *The Quarterly Journal of Economics*, 112 (1), pp. 169 – 215.
- Porter, M. and C. van der Linde (1995), “Toward a New Conception of the Environment Competitiveness Relationship”, *Journal of Economic Perspective*, 9 (4), pp. 97 – 118.
- Simpson, D. and R. L. Bradford (1996), “Taxing Variable Cost: Environmental Regulation as Industrial Policy”, *Journal of Environmental Economics and Management*, 30 (3), pp. 282 – 300.
- Xu, J. (2023), “Ecosystem Protection in China: A New Paradigm under Ecological Civilization”, *Social Sciences in China*, 44 (1), pp. 73 – 97.

## Green Credit Policy and Corporate Foreign Direct Investment

XU Jiangmin, CAI Heng

(Guanghua School of Management, Peking University, Beijing 100871, China)

**Abstract:** Promoting economic transition towards green and low carbon is at the core of China’s ecological civilization development philosophy. This paper uses the implementation of the “Green Credit Guidelines” in 2012 as a quasi-natural experiment and employs the Difference-in-Differences (DID) method to empirically test the impact of this green credit policy on corporate foreign direct investment (FDI). The results show that, compared to firms in non-polluting industries, the policy significantly increased the probability and scale of FDI for firms in polluting industries (hereinafter referred to as polluting firms). Mechanism analysis indicates that, on one hand, the policy increased credit constraints for polluting firms, inhibiting their productive investment in the domestic market and thereby motivating them to expand into international markets. On the other hand, through a motivating constraint mechanism, the policy incentivized polluting firms to innovate in green technology, thus enhancing their competitive advantage in international markets. We also find that the direct negative impact of credit constraints on firms’ FDI did not dominate. Heterogeneity analysis shows that the policy effects are mainly concentrated in groups with high industry competitiveness, high technological content, and management with overseas backgrounds. Further analysis indicates that the policy improved the profitability and overseas revenue scale of polluting firms but did not significantly change their overall revenue scale. This paper enriches the research on the economic impacts of green credit policies, and signifies the important mutually reinforcing relationship between high-quality green development and high-quality opening up in China.

**Key Words:** green credit; foreign direct investment; green transition; green innovation

责任编辑：周枕戈