

# 碳金融能够促进企业对外直接投资吗

## ——基于上市公司微观数据的实证研究

卢娟, 杨婷妮, 包强

(南京农业大学 经济管理学院, 江苏 南京 210095)

**摘要:**在“双碳”目标引领下,碳金融作为一种能够强化碳排放管制效果的金融工具,对企业对外直接投资具有重要影响。文章基于2010—2020年上市公司的对外直接投资数据,深入探讨碳金融对企业对外直接投资的作用及其内在机制。研究表明,碳金融能够显著促进企业对外直接投资,而且经过一系列稳健性检验,该结论依然成立;进一步的机制检验表明,碳金融可以通过缓解企业融资约束、提升企业生产经营效率及加强企业内部控制,促进企业对外直接投资。文章通过探究碳金融对企业对外直接投资的影响,旨在为企业可持续发展和对外投资策略调整提供绿色金融视角的经验启示。

**关键词:**碳金融;企业对外直接投资;融资约束;企业生产经营效率;内部控制

[中图分类号]F125;F832 [文献标识码]A [文章编号]1672-934X(2024)04-0073-13

DOI:10.16573/j.cnki.1672-934x.2024.04.009

### The Acceleration of Carbon Finance to Enterprises' Outward Foreign Direct Investment: Empirical Research Based on Micro Data of Listed Companies

Lu Juan, Yang Tingni, Bao Qiang

(School of Economics and Management, Nanjing Agricultural University, Nanjing, Jiangsu 210095, China)

**Abstract:** Under the leadership of the "double carbon" goal, carbon finance, as a financial instrument that can promote carbon emissions control, has a significant impact on enterprises' outward foreign direct investment. Based on OFDI data from listed companies from 2010 to 2020, this study has deeply investigated the role of carbon finance on enterprises' OFDI and its inherent mechanism. The research results has showed that carbon finance has significantly promoted the OFDI, and the conclusion still holds after a series of stability tests. Further mechanism inspection has revealed that carbon finance can promote the enterprises' OFDI by alleviating corporate financing constraints, improving its production and operation efficiency, and strengthening internal control. By exploring the impact of carbon finance on corporate OFDI, this study aims to provide valuable inspiration for the sustainable development of enterprises and the adjustment of investment strategies.

**Key words:** carbon finance; enterprises' outward foreign direct investment (OFDI); financing constraint; the production and operation efficiency of enterprises; internal control

收稿日期:2024-03-26

基金项目:中央高校基本科研业务费人文社科基金(SKYC2022010);江苏省教育厅高校哲学社会科学一般项目(XK0014522009);江苏高校哲学社会科学研究一般项目(2022SJYB0044)

作者简介:卢娟(1993—),女,副教授,主要从事环境规制、产业转型、区域发展、国际贸易研究;  
杨婷妮(2001—),女,硕士研究生,研究方向为国际商务、国际贸易、环境规制;  
包强(1999—),男,硕士研究生,研究方向为环境规制与产业转型升级。

## 一、引言

中国企业“走出去”战略提出后,中国对外直接投资实现了快速增长。2020年,在新冠疫情的冲击下,全球经济总量减少了3.3%,货物贸易量下降了5.3%,外国直接投资减少了近40%。与此同时,中国对外直接投资却逆势增长,达到了1537.1亿美元,占全球份额的20.2%,并首次超过了其他国家。中国对外直接投资的逆势上扬,反映了中国国民经济发展的韧性以及对外直接投资的可持续性。然而,面对全球经贸环境动荡,以中国为代表的新兴经济体企业在跨国经营过程中将会更加频繁地面临“组织身份缺失”“合法性缺失”等问题,加重了“外来者劣势”,海外投资风险和经营活动面临的不确定性进一步加强<sup>[1]</sup>。此外,因不合规的生产方式或环境保护不力,中国企业对外直接投资的环境问题也愈加严重。尤其是在“双碳”背景下,中国如何在“走出去”的同时注重企业低碳转型、发展绿色经济至关重要。为了改善这些问题,企业在境外投资时,会通过金融支持、鼓励创新、政策支持等方式更加关注环保和社会责任。

现有研究认为,影响企业对外直接投资的因素主要包括企业生产率、企业规模、资本密集度、东道国区位、市场规模、自然资源和税收等<sup>[2]</sup>。以上因素均对企业对外直接投资的增长具有重要推动作用。目前,中国上市公司的对外直接投资增速仍较为缓慢。在当前推进碳达峰碳中和目标的背景下,绿色金融发展对企业对外直接投资策略调整发挥着重要作用,在“双碳”背景下,寻找促进企业对外直接投资增长的新型驱动力十分重要。

碳金融作为绿色金融服务体系的重要组成部分,对企业的对外直接投资战略决策和运营管理产生了显著影响。企业在全球扩张过程中,既面临着来自碳排放、资源利用、环境管理

等方面的压力和限制,也面临着在新兴碳市场中获得低碳资金、碳信用和碳渠道的机会。碳金融是指为了实现以降低二氧化碳排放量为目的的各类金融活动或交易行为。其具体意义有广义和狭义之分:在广义视角下,碳金融指可以延缓或降低气候变化引致负面影响的投融资行为;在狭义视角下,碳金融指与碳排放权有关的期权或期货<sup>[3]</sup>。现有文献从不同视角对碳金融进行了实证研究,包括碳金融交易价格、碳金融影响因素、产业发展及结构升级、绿色发展领域以及碳金融市场等方面。在碳金融交易价格方面,Rafindadi等指出,碳金融交易的价格实质上是对碳排放控制单位外部成本的一种内在化体现,其价格的有效运作机制是确保碳市场在实现环境保护与经济效益双赢局面中的关键前提<sup>[4]</sup>。在碳金融发展水平及影响因素方面,郑群哲发现,新能源公交车运营数、CDM项目数、城市森林覆盖率以及工业污染治理等都对碳金融发展起到促进作用,而工业增加值和城镇登记失业率则会对碳金融发展构成阻碍<sup>[5]</sup>。在碳金融对产业发展影响的研究领域,卢治达通过实证分析指出,碳金融市场的壮大对资源密集型产业的低碳转型具有显著的正面影响<sup>[6]</sup>。对中国钢铁产业的研究显示,碳金融工具如碳排放权抵押贷款,能有效推动企业的低碳转型,实现双赢的经济效益。然而,碳价格的剧烈波动可能会对碳金融的进一步发展造成阻碍。此外,碳金融的发展对地区产业结构的优化和升级发挥了积极作用<sup>[7]</sup>。在推动绿色发展方面,碳排放权交易有助于缓解企业融资压力,提高其环境责任感,并增强企业高质量绿色创新能力。碳金融的发展还能促进流通产业结构升级,从而提升其绿色全要素生产率<sup>[8]</sup>。关于碳金融市场的研究,Rafindadi等指出,在构建碳排放权交易体系的过程中,政府相关部门应当强化对人才培育、碳信用评价系统建设和碳金融项目扶持政策的支持力度<sup>[9]</sup>。Wang Q等从区

域碳市场展开分析,探讨了贸易开放度对碳排放的异质影响,指出发达国家和发展中国家应根据自身情况实现国家自主贡献目标<sup>[10]</sup>。

然而,目前关于碳金融和对外直接投资之间关系的研究还处于初步阶段,相关文献主要研究低碳转型对企业对外直接投资的影响,即低碳转型能够通过边际产业转移、绿色技术创新及数字化要素替代对企业对外直接投资发挥促进作用<sup>[11]</sup>。本文进一步检验碳金融对企业对外直接投资的影响机制与路径,发现碳金融能够通过缓解企业融资约束、提高企业生产经营效率和加强企业内部控制来促进企业对外直接投资。本文的边际贡献可能在于:第一,从碳金融角度拓展了企业对外直接投资的影响因素研究,为企业对外直接投资决策、环境管理及碳金融政策实施提供参考,有助于提升企业的竞争力和可持续发展能力。第二,厘清碳金融对企业对外直接投资的作用机制,有助于企业和政府更加重视碳金融的经济效用,也为“双循环”及“双碳”格局下中国经济的高质量发展提供重要参考。

## 二、理论机理与研究假设

### (一)碳金融与企业对外直接投资

碳金融作为一个多元化的领域,不仅囊括了碳排放权交易的机制设计与实践,还包括了对碳市场的深度投资策略与风险管理的一系列举措。其核心目标在于催化低碳经济的转型升级,有力应对全球气候变化带来的挑战。通过这一金融创新工具,企业能够捕捉到丰富的投资机会,并借此优化自身的碳资产管理,更加高效地管控碳排放风险,进而加速向低碳商业模式的转型。与此同时,碳金融也为各类投资者开启了全新的资产配置路径,赋能其在追求经济效益的同时,有力驱动经济社会的可持续发展。

第一,根据利益相关者理论,公司需要平衡不同利益相关者的需求,不仅要追求财务业绩

和股东利益,还要追求社会效益最大化,企业管理者要充分了解并尽可能满足所有与组织存在利益关系的个体需求。碳金融背景下的市场可能会对企业提出更高的环保和社会责任要求,鼓励企业采取更多的低碳行动,并推动企业在投资和经营方面更加注重气候变化和碳排放管理,这可能会影响企业的经营方向和财务表现,进而对相关投资者产生影响。根据利益相关者理论,企业的利益相关者不仅包括直接影响企业目标实现的群体(如股东、员工等),还包括政府部门、本地社区、媒体等,即企业外部存在与企业直接或间接联系的组织、机构<sup>[12]</sup>。随着我国社会公众环境保护理念的不断加强,这些利益相关者将更加关注绿色环保企业和绿色投资方向,能够进入碳金融市场的企业往往具备环保、绿色的特点。一是政府和监管机构越来越注重环境保护和可持续发展,通过保护环境、对绿色创新企业提供资金支持和创新补贴等方式,对企业对外直接投资产生作用。政府对某些重点产业和关键领域提供补助具有明显的信号传递效应,在短期内可能会起到缓解企业融资约束的作用,进而对企业对外直接投资产生影响<sup>[13]</sup>。同时,东道国出于保护本国环境的目的,可能会优先支持低碳投资项目,如通过碳金融工具给予优惠或补贴,这会间接影响到企业的投资决策,使企业倾向于选择低排放生产。二是碳金融为金融机构提供了新的投资领域,如果对环保型项目的投资能够获得更多社会认可和利益回报,那么企业就可能会因为日益增长的合规开支和公众监督压力而调整其投资策略。这种趋势可能会推动管理层从之前的无序扩张模式转向更加注重环境保护的投资模式,目的是塑造企业的绿色形象,进而赢得利益相关方更加积极的投资态度<sup>[14]</sup>,这在一定程度上提升了企业的竞争实力,有利于企业对外直接投资。

第二,基于资源依赖理论,企业组织对外部



资源的依赖会对其行为和战略产生影响<sup>[15]</sup>。企业组织的生存和发展取决于其有效地获取和管理外部资源,这使得其不仅要关注内部运作和管理,还要密切关注外部环境的变化,并灵活地调整其战略和结构,以适应外部资源的不断变化。碳金融政策的实施可能会导致企业在国内面临更高的碳排放成本,出于对资源的依赖,企业可能会调整其对外直接投资策略以获取更多的环保节能资源,或者选择低碳排放的国家进行投资以减轻资源依赖压力。同时,国际社会出于对气候变化的关注,出台了一系列环保政策,许多国家对企业的碳排放设限并推行碳定价机制。企业通过利用碳金融工具,可以在满足国际对外直接投资要求的同时,有效管理其碳足迹和履行国际减排义务。

第三,企业在进行对外直接投资时,可能会通过参与碳交易、投资环保项目等方式扩大新的资源来源,包括资金、绿色认证、技术等,这些都有助于企业在外部环境中拓展资源渠道,促进企业对外直接投资。同时,碳金融政策的实施会影响企业生产成本、消费者偏好、品牌价值等方面,从而可能改变企业在不同市场的竞争态势。因此,一些市场会对以碳金融为代表的环境友好政策更有吸引力,企业更倾向于选择这些市场,从而通过对外直接投资来拓展低碳排放产品和服务的市场份额。另外,企业参与碳金融可以展现其对环境保护的责任担当,在外部环境中更容易增加获取资源的信任度,减少对外直接投资的难度。碳金融政策还可能激发企业寻求新的环保技术和知识的热情,以减少碳排放量、适应环境政策需求,从而推动企业在环境友好型技术行业的对外投资。

基于此,本文提出假设H1:碳金融能够促进企业对外直接投资。

## (二)碳金融对企业对外直接投资的影响机制

第一,企业对外直接投资决策受融资约束

的影响,当企业内部拥有足够的现金流时,在国内市场投资较为成熟后,企业更倾向于在海外市场建立子公司来投资。碳金融的发展有利于企业提升融资效率。一方面,碳交易政策能够引导资金进入碳金融市场,从而通过规模效应提高资本配置效率。通过发展基于碳交易的金融衍生产品可以增加市场参与者,增强市场流动性,促进资源有效配置<sup>[16]</sup>。随着碳金融市场的发展,企业可以在提高融资效率的同时提高碳资产管理水平<sup>[17]</sup>,从而将得到的绿色资金用于对外直接投资。另一方面,企业参与碳金融有助于降低企业的融资成本,因为环保和碳减排举措可以提升企业社会责任的社会形象和可持续发展能力,增强投资者和金融机构对企业的信任,加上政府对这类企业的政策支持,降低了企业的融资风险与融资成本,缓解了企业的融资约束。与此同时,企业参与到碳金融市场,可以传递出自身重视环境保护的信号,从而避免信息不对称带来的企业难以进入资本市场的问题,相较于进入资本市场门槛较高的企业而言,这样更容易降低企业融资成本,更加有利于企业的对外直接投资<sup>[18]</sup>。此外,碳金融市场的发展为企业提供了可替代的融资渠道,如碳交易市场、碳配额等。企业能够在碳金融市场上通过销售多余的碳排放配额而获利,并获得更多的竞争优势。同时,企业还可以运用碳远期合约、碳期货和碳期权等金融衍生品来分散碳交易价格波动的风险,吸引环保资金的投入,减轻企业的融资限制<sup>[19]</sup>,从而有利于企业的对外直接投资。

基于此,本文提出假设H2:碳金融能够通过缓解融资约束来促进企业对外直接投资。

第二,从提高企业生产经营效率来看,碳金融能够促进企业低碳技术创新和绿色创新生产。一是通过碳交易市场,碳金融可以为企业提供经济激励,即通过减少碳排放得到碳

排放权,再将其出售。这种经济激励能够促使企业引入先进的低碳生产技术和设备,降低能耗和碳排放,实现绿色生产及提高生产经营效率,进而有助于企业在海外市场中提升竞争力,进一步促进企业对外直接投资。二是依据碳金融政策,金融机构能够为企业绿色发展放宽贷款标准、提供利率优惠,助力其分散绿色创新风险,深度开展节能降碳改造,提升企业生产经营效率,促进企业对外直接投资。三是金融机构在开展碳金融活动过程中,要及时对企业进行监督,规范资金用途,提高碳金融利用效率,激励企业绿色创新,提升企业的生产经营效率<sup>[20]</sup>,为企业对外直接投资奠定更加良好的基础。此外,碳金融市场扮演了激发企业技术创新活力的角色,鼓励企业在更加高效的途径上达成碳减排目标。在面对碳市场的内在激励之时,企业往往会主动调配资源投入到低碳技术的研发活动中,力求通过技术革新提升其生产和经营效能。这种技术创新的内驱力不仅能够助力企业在控制生产成本方面取得突破,还能够有效提升产品的附加价值和环保属性,从而在全球市场竞争中树立起更强大的核心竞争力。从长远来看,这种由技术创新带来的优势将进一步催化企业的对外直接投资,使之在拓展国际市场时兼具环保效益和经济效益,有力推动企业的全球化进程与可持续发展。

基于此,本文提出假设H3:碳金融能够通过提高企业生产经营效率来促进企业对外直接投资。

第三,从改善企业内部控制来看,企业内部控制是指企业为实现经营目标、保护企业利益和资产、确保财务报告的可靠性和合规性而建立的一系列制度、政策和程序。高质量的内部控制可以减少企业信息不对称问题和代理问题,进而抑制企业投资过度和投资不足。并且内部控制缺陷的披露增加了企业当期融资

成本并降低了企业当期财报收益,进而加剧了企业投资不足<sup>[21]</sup>。一是企业积极参与到碳金融市场是企业履行社会责任的重要体现。2010年,财政部颁布的《企业内部控制应用指引》明确要求企业履行环境保护责任,将环境保护纳入内部控制评估体系,并定期进行监督检查。内部控制是公司治理和企业自律的基础,它能有效遏制管理层片面追求短期财务收益和个人利益的行为<sup>[22]</sup>,提升企业对绿色金融市场的主动参与度,并保障企业的可持续发展。有效的内部控制机制能够限制管理者的自利行为,鼓励企业更加积极地投身于推动环保和可持续发展的金融活动,企业对外直接投资的力度也会随之加大。二是企业进入碳金融市场,通常需要具备良好的风险管理意识、规范的决策流程和监管组织等。加强企业内部控制有助于识别、评估和管理碳金融市场和对外投资中的风险,规范企业的决策流程,提升企业资金使用效率和进行更加合理的监管。三是碳金融可以帮助企业优化其内部控制系统,确保企业在对外直接投资中遵守相应的法律法规和环境标准,同时提升企业的社会责任感。例如,企业可以建立碳足迹追踪系统,以确保其在全球范围内的运营活动都符合碳排放标准,从而促进企业对外直接投资。因此,通过加强企业内部控制,碳金融可以提升企业进行对外直接投资的管理效率、降低企业风险、增强企业合规性,从而促进企业的对外直接投资。

基于此,本文提出假设H4:碳金融能够通过加强企业内部控制来促进企业对外直接投资。

### 三、研究设计

#### (一)数据来源

本文选取2010—2020年我国上市公司对外直接投资数据为样本,与中国30个省份的样本进行匹配(由于数据限制,剔除西藏和港澳台

地区数据样本)。样本筛选包括:(1)剔除相关变量缺失的样本;(2)剔除ST或\*ST的样本;(3)对所有微观层面的连续变量进行1%和99%的Winsorize缩尾处理,以减少异常值的影响。最终,获得7 539个观测值。相关数据主要源于历年《中国金融年鉴》《中国环境统计年鉴》《中国统计年鉴》《中国科技统计年鉴》等权威统计年鉴和权威机构网站,以及国泰君安数据库、DIBO迪博数据库和WIND数据库。本文使用Stata17展开数据分析。

## (二)变量设定

### 1. 被解释变量

企业对外直接投资(*OFDI*)。考虑到对外投资存量数据可能存在路径依赖问题,即上一年的投资规模会影响当年的投资规模,本文参考邵宇佳等<sup>[23]</sup>的方法,采用上市公司对外直接投资额来衡量企业对外直接投资水平,以在较大程度上缓解前期路径依赖的影响。为增加数据的平稳性,减少因数值过大而导致的异方差性和偏差问题,对企业对外直接投资额进行对

数处理。

### 2. 解释变量

碳金融(*CF*)。由于数据限制,本文无法直接获取每一个企业获得的碳贷款或碳融资数据,因此,本文将2010—2020年我国30个省份(由于数据限制,剔除西藏和港澳台地区数据样本)面板数据与上市公司对外直接投资数据进行匹配,参考齐绍洲等<sup>[17]</sup>的做法,以碳排放强度来衡量碳金融水平。碳排放强度为贷款余额和碳排放量之比。

### 3. 控制变量

为提高研究的准确性,本文参考韩卫辉等<sup>[24]</sup>、李明洋等<sup>[25]</sup>的研究模型,加入一系列的控制变量,包括:企业固定资产占比(*Struc*,期末固定资产总额与期末总资产之比)、资产负债率(*Lev*)、总资产净利润率(*Roa*)、长期负债率(*LL*,非流动负债与资产总额之比)、企业年龄(*Age*,对数化处理)、现金流强度(*Cflow*,现金及其现金等价物与总资产之比)。具体变量描述性统计结果如表1所示。

表1 变量描述性统计结果

变量名	符号	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
对外直接投资	<i>OFDI</i>	7 539	10.274	2.351	2.995	14.696
碳金融	<i>CF</i>	7 539	3.851	2.418	0.663	11.255
资产负债率	<i>Lev</i>	7 539	0.453	0.197	0.063	0.867
固定资产占比	<i>Struc</i>	7 539	0.229	0.159	0.002	0.693
总资产净利润率	<i>Roa</i>	7 539	0.039	0.049	-0.154	0.186
长期负债率	<i>LL</i>	7 539	0.079	0.099	0.000	0.452
企业年龄	<i>Age</i>	7 539	2.365	0.638	0.693	3.296
现金流强度	<i>Cflow</i>	7 539	0.048	0.066	-0.147	0.233

## (三)模型设定和实证策略

为研究碳金融对企业对外直接投资的影响及检验假设H1,本文使用2010—2020年A股上市公司数据,构建平衡面板,使用双向固定效应进行实证分析,设定如式(1)所示的基准回归模型,考察碳金融的总体效应。

$$\ln OFDI_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 CF_{i,t} + \sum \beta CVs + \sum Year + \sum Ind + \epsilon \quad (1)$$

其中,企业对外直接投资  $\ln OFDI_{i,t}$  为被解释变量,碳金融水平  $CF_{i,t}$  为核心解释变量,  $CVs$  为前文提及的控制变量;  $i$  为企业个体,  $t$  为年份,  $\epsilon$  为模型的随机误差项。为提高回归结果的



可靠性,本文在所有的回归中都使用了Cluster聚类稳健标准误差来调整 $t$ 统计量。此外,本文还引入了时间( $Year$ )和行业( $Ind$ )虚拟变量,以尽可能地吸收固定效应。

#### 四、实证结果分析

##### (一)基准回归

基于上文模型设定,本文选用递进式的回归方法进行基准回归,验证碳金融与企业对外直接投资二者关系的结果,具体方法为逐步加入控制变量,以及时间和行业固定效应进行回归,结果如表2所示。表2中列(1)–列(3)的回归结果显示,碳金融水平( $CF$ )的回归系数均为正且都通过了1%的显著性水平。列(3)的回归系数(0.034)相较于列(1)的回归系数

(0.179)有所降低,可能是加入的控制变量和固定效应将部分影响企业对外直接投资的因素吸收。进一步地,列(4)使用高维固定效应的方法来回归,结果为0.022且经过了1%的显著性水平检验。结果表明,碳金融水平越高,企业对外直接投资越显著,二者之间表现出显著的正向关系,即碳金融能够显著促进企业对外直接投资,碳金融通过风险管理、资金筹集和增长市场机会等方式,为企业提供支持,促进企业对外直接投资,实现低碳经济的发展和可持续性增长。因此,本文的假设H1得到了经验证据的支持。

##### (二)稳健性检验

###### 1. 延长观测窗口

上述研究论证了碳金融能够促进企业对外直接投资,然而,碳金融发展是一个长期过程,难免会出现碳市场和碳价格波动影响企业投资决策等问题。因此,考虑到变量之间的传递存在一定的滞后性,以及尽可能减少反向因果问题中的内生性干扰,本文延长了碳金融影响企业对外直接投资的时间窗口。分别将核心解释变量滞后二至三期处理,结果见表3列(1)、列(2),以及将被解释变量前置二至三期进行交叉处理,结果见表3列(3)、列(4)。结果表明,无论是将核心解释变量滞后还是将被解释变量进行前置处理,碳金融的系数均为正,且均通过了显著性水平的检验,这意味着碳金融对企业的对外直接投资有显著的促进作用,且随着时间的推移不会出现显著的变化。因此,碳金融在较长的时间范围内对企业的对外直接投资具有持续且叠加的促进作用,且不存在反向因果的问题,进一步为本文的主要研究假说提供了佐证。

###### 2. 工具变量法

考虑到碳金融和企业对外直接投资可能存在互为因果而带来的内生性问题,即中国企业

表2 基础回归结果

变量	(1) <i>OFDI</i>	(2) <i>OFDI</i>	(3) <i>OFDI</i>	(4) <i>OFDI</i>
<i>CF</i>	0.179*** (18.31)	0.148*** (15.31)	0.034*** (4.46)	0.022*** (3.52)
<i>Lev</i>		-1.885*** (-9.56)	-1.409*** (-6.74)	-1.443*** (-6.09)
<i>Struc</i>		-2.149*** (-9.89)	-2.116*** (-9.98)	-2.344*** (-8.45)
<i>Roa</i>		3.729*** (7.99)	5.195*** (10.44)	4.884*** (9.83)
<i>LL</i>		2.822*** (10.96)	2.741*** (10.91)	2.167*** (8.12)
<i>Age</i>		0.243*** (7.61)	0.168*** (5.92)	0.071*** (3.54)
<i>Cflow</i>		0.764*** (3.62)	0.265* (2.55)	0.217* (2.44)
常数项	9.404*** (190.78)	9.156*** (69.98)	9.501*** (70.58)	9.827*** (67.75)
时间效应	不控制	不控制	控制	控制
行业效应	不控制	不控制	控制	控制
<i>N</i>	7 539	7 539	7 539	7 539
<i>Adj.R</i> <sup>2</sup>	0.04	0.09	0.14	0.18

注:\*\*\*、\*\*、\*分别代表1%、5%、10%的显著性水平;括号中的是经过聚类稳健标准误差调整的 $t$ 值。下同。

的对外直接投资可能涉及跨国碳排放权交易、碳减排项目投资等,本文进一步采用工具变量法进行回归。参考现有文献的做法,选用滞后一期的碳排放强度作为工具变量;此外,从资源流动视角来看,碳金融发展与城市的地形起伏度有关,地形起伏度较小的地区有着资源分布集中、开发难度较小、交通运输成本偏低,以及更多的森林和绿地带来的生态补偿机制,更有利于金融资源流动与碳金融机制的推广,而该自然地理特征与企业的其他经济决策无关,因此,本文进一步选用各城市地形起伏度作为另一个工具变量,并使用两阶段最小二乘法(2SLS)进行回归分析。通过这种方法,不仅可以解决内生性问题,还可以减少遗漏变量偏误

并提高估计量的一致性。因此,本文分别选取滞后一期的碳排放强度( $L.CF$ )和各城市地形起伏度( $rdfs$ )作为工具变量,使用2SLS进行回归分析,回归结果如表3列(5)、列(6)所示,核心解释变量的系数为正且显著,说明碳金融对企业对外直接投资有明显的促进作用,进一步表明实证结果的可靠性和稳健性。

### 3. 控制固定效应

为了防止遗漏变量对结果的影响,本文在原有控制年份和行业的基础上增加了时间和行业的交互项( $year\#ind$ )进行稳健性检验,结果显示,碳金融对企业对外直接投资的回归系数为0.173,且在5%水平上显著为正,结果如表3列(7)所示。

表3 稳健性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	<i>OFDI</i>	<i>OFDI</i>	<i>F2.OFDI</i>	<i>F3.OFDI</i>	<i>OFDI</i>	<i>OFDI</i>	<i>OFDI</i>
<i>CF</i>			0.020** (2.83)	0.216** (2.71)	0.013** (2.78)	0.759*** (5.23)	0.173** (5.48)
<i>L2.CF</i>	0.014* (2.56)						
<i>L3.CF</i>		0.007* (2.20)					
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间#行业	不控制	不控制	不控制	不控制	不控制	不控制	控制
<i>N</i>	4 285	3 319	4 285	3 319	5 530	7 536	7 366
<i>Adj.R</i> <sup>2</sup>	0.15	0.13	0.18	0.16	0.19	-0.07	0.15

综上,经延长观测窗口、工具变量法、控制固定效应后,分析结果仍然成立,表明研究结论具备较高的稳健性。

## 五、影响机制检验

通过基准回归结果可以看出,碳金融的确会影响企业对外直接投资,但其中的机制“黑箱”仍然需要进一步探究。正如理论分析和研究假设所述,碳金融影响企业对外直接投资的

逻辑在于:其一,碳金融通过缓解企业融资约束,促进企业对外直接投资;其二,碳金融通过提高企业生产经营效率,促进企业对外直接投资;其三,碳金融通过加强企业内部控制,促进企业对外直接投资。本部分对此进行进一步的机制检验。由于三段式的中介机制检验存在较为明显的因果推断缺陷<sup>[26]</sup>,因此,本文参考曾国安等<sup>[27]</sup>的做法,采取增加中介变量单独对被解释变量进行回归的四段式中介机制模型进行检



验,并通过Sobel检验和Bootstrap检验的回归结果进行进一步判断,以检验机制的完备性和准确性。建立的中介机制模型如下:

$$M_{i,t} = \theta_0 + \theta_1 CF_{i,t} + \sum \theta CVs + \sum Year + \sum Ind + \varepsilon \quad (2)$$

$$\ln OFDI_{i,t} = \theta_0 + \theta_1 M_{i,t} + \sum \theta CVs + \sum Year + \sum Ind + \varepsilon \quad (3)$$

$$\ln OFDI_{i,t} = \theta_0 + \theta_1 M_{i,t} + \theta_2 CF_{i,t} + \sum \theta CVs + \sum Year + \sum Ind + \varepsilon \quad (4)$$

其中, $M_{i,t}$ 代表中介变量,包括企业融资约束( $FC$ )、企业生产经营效率( $TFP$ )和企业内部控制( $Score$ )三个方面,其他变量定义与式(1)相同。

### (一)融资约束( $FC$ )

碳金融实质上改善了经济社会中金融资源的错配问题,通过对企业低碳项目资金投入的政策倾斜,增加了这类企业的资金来源,为其提供了长期的融资渠道。这些政策上的倾斜优势有利于企业调整不合理的融资结构,降低融资成本<sup>[28]</sup>,进而有利于企业对外直接投资。本文参考鞠晓生等<sup>[29]</sup>的做法,通过构建 $FC$ 指数(用来评估和衡量企业与组织的财务状况)来衡量企业所受到的融资约束程度,其指数越大,代表企业面对的融资约束越强。表4反映了融资约束的中介作用结果。可以看出,表4列(1)的碳金融水平( $CF$ )回归系数在1%水平的显著性下为负,表明碳金融程度越高,企业融资约束越小。碳金融程度较高的企业在社会上往往享有更好的声誉,投资者也更倾向于支持这类企业,加上政府可能通过激励、补贴、优惠等措施来支持低碳经济和环保企业,因此,碳金融程度较高的企业可能得到更多的融资机会。在列(2)和列(3)的回归结果中,融资约束的系数均显著为负,表明缓解融资约束能够通过降低融资成本、提高融资效率、提供多元化融资方式等来促进企业对外直接投资,且

碳金融系数仍然显著为正,说明碳金融促进企业对外直接投资的作用依然存在且作用显著。 $Sobel$   $Z$ 值的系数在1%的水平下显著,同时Bootstrap检验的置信区间不包含0,这表明中介机制检验的结果是有效的。也就是说,碳金融的发展通过缓解企业融资约束,能够促进企业对外直接投资,从而支持假设H2。

表4 融资约束机制检验结果

变量	(1) $FC$	(2) $OFDI$	(3) $OFDI$
$CF$	-0.005*** (-8.60)		0.022*** (3.52)
$FC$		-3.547*** (-26.38)	-3.584*** (-26.78)
Control variables	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制
行业效应	控制	控制	控制
Sobel Z		-0.181***	
Bootstrap(1 000次)		[-3.654 2, -3.212 2]	
置信区间			
观测值	7 539	7 539	7 539
Adj.R <sup>2</sup>	0.60	0.23	0.23

### (二)企业生产经营效率( $TFP$ )

良好的碳金融环境能够促进企业低碳技术创新和绿色创新生产,进而提高企业生产经营效率。企业全要素生产率( $TFP$ )反映各项生产要素投入后转化为产出的效率,能够表示企业的发展效率<sup>[30]</sup>。本文采用企业全要素生产率( $TFP$ )作为衡量企业生产经营效率的指标。表5反映了企业生产经营效率的中介作用结果。可以看出,表5列(1)的碳金融水平( $CF$ )回归系数在1%的水平下显著为正,表明碳金融程度越高,企业资源利用效率越高,生产经营效率越高,企业对外直接投资的可能性也越高。在表5列(2)、列(3)的回归结果中,企业生产经营效率的系数均显著为正,表明提高生产经营效率能够促进企业对外直接投资,且碳金融系数仍然显著为正,说明碳金融促进企业对外直接

投资的作用依然存在且作用显著。进一步地, *Sobel Z*值的系数在1%的水平下显著,且Bootstrap检验的置信区间内不包含0,表明中介机制检验的结果有效,即碳金融的发展通过提高企业生产经营效率,能够促进企业对外直接投资,从而支持假设H3。

表5 企业生产经营效率机制检验结果

变量	(1) <i>TFP</i>	(2) <i>OFDI</i>	(3) <i>OFDI</i>
<i>CF</i>	0.029*** (15.22)		0.022*** (3.52)
<i>TFP</i>		0.688*** (31.51)	0.683*** (30.92)
Control variables	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制
行业效应	控制	控制	控制
<i>Sobel Z</i>		0.038***	
Bootstrap(1 000次)置信区间	[0.697 9, 0.780 3]		
观测值	7 539	7 539	7 539
Adj.R <sup>2</sup>	0.53	0.25	0.25

### (三)企业内部控制

本文使用企业内部控制指数(*Score*)来评估企业内部控制情况。该指标综合考量了企业在合规性、运营、资产保护、报告准确性和战略目标达成等关键领域的内部控制情况,并引入内部控制不足作为调整因素,以构建一个全面衡量上市公司内部控制效能及风险管理能力的指数。该指数越高,说明企业内部控制能力越强(数据源于DIBO迪博数据库)。检验结果如表6所示。从表6列(1)的回归结果可知,碳金融的系数为正且在1%的水平下显著,表明良好的碳金融环境能够加强企业内部控制。加强企业内部控制有助于识别、评估和管理碳金融市场和对外投资中的风险,规范企业的决策流程,提升企业资金使用效率和进行更合规的监管,从而促进企业对外直接投资。表6列(2)和列(3)中企业

内部控制(*Score*)的回归结果均为正,碳金融的系数为正,且均在1%的水平下显著,表明企业内部控制的加强有利于企业对外直接投资。进一步地,*Sobel Z*值通过了1%的显著性水平以及Bootstrap检验的置信区间不包含0,表明中介机制检验的结果有效。这说明良好的碳金融环境能够通过提升企业内部控制能力从而促进企业对外直接投资,企业内部控制机制得到了经验验证,即假设H4成立。

表6 企业内部控制机制检验结果

变量	(1) <i>Score</i>	(2) <i>OFDI</i>	(3) <i>OFDI</i>
<i>CF</i>	0.893*** (5.33)		0.022*** (3.52)
<i>Score</i>		0.001*** (8.87)	0.001*** (8.57)
Control variables	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制
行业效应	控制	控制	控制
<i>Sobel Z</i>		0.000 09***	
Bootstrap(1 000次)置信区间	[0.000 6, 0.001 4]		
观测值	7 539	7 539	7 539
Adj.R <sup>2</sup>	0.18	0.18	0.18

## 六、异质性检验

在上述研究中,本文就碳金融对企业对外直接投资的影响及其机制进行了全样本检验,并通过多重稳健性检验证明了二者之间的关系。然而,需要注意的是,在企业不同属性的情况下,碳金融对企业对外直接投资的促进作用可能会产生非对称效果。这一研究结论有助于为差异化的政策制定提供建议。为此,本文将根据企业不同属性对全样本进行分样本检验,结果如表7所示。

企业环境污染程度会影响企业的决策、生产等各个方面,根据我国生态环境部制定的《企业环境信用评价办法(试运行)》的分类标准,将全样本分为非重污染企业和重污染企业,并进

行分组回归,结果如表7列(1)、列(2)所示,重污染企业样本的系数为正且回归结果显著,非重污染企业样本的回归结果不显著。由此说明,碳金融对重污染企业对外直接投资有促进作用,而对非重污染企业没有影响。原因可能是重污染企业的碳排放量较高,需要交易更多的碳排放权或者采取碳减排措施来符合碳排放限额,从而增加了企业的经营和成本压力。

碳金融的实践效果同样会受到企业科技属性特征差异的影响。表7中列(3)、列(4)的结果表明,碳金融显著促进了非高新技术企业对外直接投资(系数为0.024且在1%水平上显著),而对高新技术企业的促进作用则不显著,由此展现出一定的企业科技属性差异。原因可能在于:一方面,非高新技术企业一般都具有高污染特征,碳金融可能会促使这些企业进行技术升级和节能减排,以满足碳排放的要求。这极有可能导致非高新技术企业在碳金融方面积极采取行动,以改善生产工艺和技术,进而增加对外直接投资。另一方面,政府可能会通过碳金融政策来推动相对传统的非高新技术企业进行转型升级,为其提供相应的政策扶持,鼓励其增加对外直接投资。

企业股权性质的差异会导致碳金融对企业对外直接投资的影响有所差异。本文根据国有企业和非国有企业将样本进行分组回归,回归结果如表7列(5)、列(6)所示,国有企业回归结果显著且系数为正,而非国有企业回归结果不显著。这可能是因为:相比之下,国有企业拥有更充足的经费和资源,更容易承担碳金融带来的成本,同时,政府也会通过财政补贴或其他方式来帮助国有企业适应碳金融政策的变化,从而使得国有企业更容易对外直接投资。此外,国有企业往往在更大程度上受到政府的影

响,政府在碳金融市场引导和监管方面的作用更大,更加容易要求国有企业遵守碳排放标准或参与碳市场交易。因此,碳金融对国有企业对外直接投资的影响更加显著。

表7 异质性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
划分依据	重污染企业	非重污染企业	高新技术企业	非高新技术企业	国有企业	非国有企业
CF	0.109** (4.14)	0.019 (1.21)	-0.007 (1.19)	0.024*** (5.82)	0.072*** (3.01)	0.037 (0.75)
Control variables	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	2 426	5 113	2 566	4 973	3 313	4 226
Adj.R <sup>2</sup>	0.21	0.16	0.20	0.16	0.23	0.65

## 七、研究结论与政策启示

在碳金融发展愈发重要的背景下,企业积极参与到碳金融市场,利用碳金融来调整自己的投资决策、更新生产技术已经成为一种趋势。本文基于2010—2020年上市企业数据及30个省份(剔除西藏和港澳台地区数据)碳金融数据,探究了碳金融对企业对外直接投资的影响效果及作用路径。第一,良好的碳金融环境能够显著促进企业对外直接投资。第二,碳金融通过给企业提供多元化的融资渠道、降低融资成本来缓解企业融资约束,从而促进企业对外直接投资。第三,良好的碳金融环境能够促使企业进行低碳技术创新,提高生产经营效率来提升自己的海外竞争力,从而促进企业对外直接投资。第四,碳金融能够促进企业提高管理效率、规范决策流程、约束管理者利己行为等,由此,提升企业进行对外直接投资的管理效率,并降低风险、增强合规性。经过一系列稳健性检验,结果依然保持一致。异质性检验结果显示,碳金融能显著提升重污染企业和国有企业对外直接投资的倾向性,对非重污染



企业和非国有企业对外直接投资的影响较小;碳金融对非高新技术企业的对外直接投资有显著激励作用,而对高新技术企业对外直接投资的影响不显著。

根据本文研究结论,得出如下政策启示:第一,由于碳金融对企业对外直接投资具有显著促进作用,因此,应以实现“双碳”目标为行动导向,逐步完善碳金融市场体系,加强碳金融市场监管。政府相关部门应基于“双碳”目标,以碳排放权交易需求为核心,出台相关法律法规,完善碳金融市场统计制度、明确披露要求,健全碳金融市场监管机制,推动企业对外直接投资的增长。第二,政府要采取一系列政策引导和扶持措施,推动碳配额交易市场的繁荣,鼓励企业充分利用碳交易机制来拓宽融资路径、降低经营成本,从而激活其对外直接投资活力。在政策层面,根据不同企业的实际情况,合理设计和优化碳配额分配机制,方便企业通过交易碳排放权筹措所需资金,扩大融资选择,降低经营成本和压力。同时,加大环保技术创新支持力度,给予企业相应的碳排放额度激励,促进企业进行低碳生产技术的创新,提高自身的海外竞争力,从而促进企业对外直接投资。第三,鉴于碳金融对企业对外直接投资的影响存在异质性,根据企业的股权性质、行业特性、环保表现等因素,制定差异化的碳金融政策,为不同企业提供有针对性的支持,鼓励不同企业积极参与到碳金融市场。此外,碳金融政策应该与其他政策相互协调,例如,与产业政策、财税政策等有效衔接,建立定期评估机制对碳金融政策的效果进行评估,并根据评估反馈对相关政策进行调整和优化,共同推动碳排放的降低和企业的可持续发展,助力碳金融背景下我国经济的高质量发展。

综上,本文还存在一定的局限性:一是本文主要基于2010—2020年中国上市公司的对外直接投资数据,暂未收集和分析更多的新数据;二是上市公司不能代表所有企业的情况,本文尚未研究中小企业和非上市公司不同的碳金融需求和对外直接投资行为;三是本文虽然采用了碳排放强度作为碳金融水平的代理变量,但碳金融的复杂性可能需要更加多元化的指标来全面衡量。因此,未来的研究要进一步完善上述局限性,以丰富碳金融对企业对外直接投资影响的研究。

#### [参考文献]

- [1] 涂永前.碳金融的法律再造[J].中国社会科学,2012(3):95-113,207.
- [2] 庄序莹,唐煌,林海波.东道国税收环境与中国企业对外直接投资区位选择[J].财政研究,2020(5):103-116,129.
- [3] 刘琢玮,王曙光.碳金融与企业低碳转型研究:以中国钢铁行业为例[J].工业技术经济,2023(9):55-64.
- [4] Rafindadi A A, Yusof Z, Zaman K, et al. The relationship between air pollution, fossil fuel energy consumption, and water resources in the panel of selected Asia-Pacific countries[J]. Environmental Science and Pollution Research, 2014, 21(19):11395-11400.
- [5] 郑群哲.中国碳金融发展水平测度及影响因素分析[J].技术经济与管理研究,2022(2):75-79.
- [6] 卢治达.碳金融对资源型产业低碳化的影响研究:基于CDM的实证研究[J].金融理论与实践,2020(11):57-62.
- [7] 彭宇文,邹明星.碳金融发展对产业结构升级的影响:基于城市群的比较分析[J].企业经济,2019(6):15-20.
- [8] 吴书新,李薇.碳金融对流通业绿色全要素生产率的影响[J].商业经济研究,2023(19):13-16.
- [9] Rafindadi A A, Aliyu I B, Usman O. Revisiting the electricity consumption-led growth hypothesis: is the rule defied in France?[J]. Journal of Economic Structures, 2022, 11(01):27.
- [10] Wang Q, Zhang F Y. The effects of trade openness on decoupling carbon emissions from economic growth-evidence from 182 countries[J]. Journal of Cleaner

- Production,2021,279:123838.
- [11] 刘娟,刘梦洁.低碳转型影响企业对外直接投资了吗:来自中国低碳试点城市的经验证据[J].国际贸易问题,2023(3):53-70.
- [12] 权锡鉴,朱雪.政府补助、资本结构与企业技术创新效率:基于利益相关者理论的实证研究[J].商业研究,2022(2):96-103.
- [13] 韩先锋,刘娟,李勃昕.政府 R&D 资助对 OFDI 逆向绿色创新的影响机制研究[J].运筹与管理,2024(1):158-164.
- [14] 郭红,尹菁.绿色信贷政策实施对重污染企业投资效率影响研究:促进还是抑制?[J].现代财经(天津财经大学学报),2023(5):85-99.
- [15] 杨亦民,王梓龙,邓旭辉.资源依赖度、经济增长与碳排放的反弹效应[J].吉首大学学报(社会科学版),2024(1):105-115.
- [16] 王凤荣,王康仕.绿色金融的内涵演进、发展模式与推进路径:基于绿色转型视角[J].理论学刊,2018(3):59-66.
- [17] 齐绍洲,张振源.碳金融对可再生能源技术创新的异质性影响:基于欧盟碳市场的实证研究[J].国际金融研究,2019(5):13-23.
- [18] 吴红军,刘啟仁,吴世农.公司环保信息披露与融资约束[J].世界经济,2017(5):124-147.
- [19] Bai Y W, Faure M, Liu J. The role of China's banking sector in providing green finance[J]. Duke Environmental Law & Policy Forum,2013,24(01):89-140.
- [20] 吴丽娟,黄莹.碳中和背景下我国流通业绿色全要素生产率研究[J].商业经济研究,2022(14):34-37.
- [21] 池国华,王钰.内部控制缺陷披露与投资不足:抑制还是加剧?[J].中南财经政法大学学报,2017(6):3-10,158.
- [22] 李虹,赵青雯.省域环境竞争、内部控制与企业环保投资:基于两阶段意向合法化研究[J].财经科学,2020(3):92-106.
- [23] 邵宇佳,周博文,王光.产业政策有助于中国企业对外直接投资吗?:基于微观数据的实证检验[J].财政科学,2023(3):137-152.
- [24] 韩卫辉,张天硕,曲如晓.数字化与对外直接投资新优势:基于我国 A 股上市工业企业的分析[J].统计研究,2024(2):53-63.
- [25] 李明洋,张乃丽.数字化转型能否优化企业 OFDI 区位分布[J].当代财经,2024(2):111-124.
- [26] 江艇.因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J].中国工业经济,2022(5):100-120.
- [27] 曾国安,苏诗琴,彭爽.企业杠杆行为与技术创新[J].中国工业经济,2023(8):155-173.
- [28] 吴成颂,柳彩萍.绿色金融与企业绿色创新:基于融资约束视角的研究[J].合肥工业大学学报(社会科学版),2023(2):73-83.
- [29] 鞠晓生,卢荻,虞义华.融资约束、营运资本管理与企业创新可持续性[J].经济研究,2013(1):4-16.
- [30] 王贞洁,吕志军.绿色金融、分析师关注与新能源企业融资纾困[J].当代财经,2022(9):52-63.