

企业绿色创新能力有利于降低融资成本吗？

——基于中国创业板市场的经验证据

彭承亮¹, 阳叶兵¹, 何启志²

(1. 安徽大学 经济学院,安徽 合肥 230601;2. 浙江工商大学 统计与数学学院,浙江 杭州 310018)

[摘要]如何在促进企业绿色创新的同时降低融资成本是当前亟待解决的问题。以 2009—2022 年中国创业板上市公司的数据为研究样本,采用固定效应模型和中介效应模型研究了企业的绿色创新能力对债权融资成本与股权融资成本的影响效果和影响渠道。结果表明:创业板上市公司的绿色创新能力能够显著降低自身的债权融资成本与股权融资成本,经营绩效和市场关注度是绿色创新能力的主要影响渠道。此外,企业绿色创新能力对降低非国有、制造业和有环境信息披露企业的融资成本更为显著。因此,企业应进一步提升绿色创新水平,同时政府进一步加大对绿色创新的支持力度,为企业绿色创新提供宽松的环境。

[关键词]绿色创新;融资成本;股权融资;债权融资;经营绩效;市场关注度

[中图分类号]F832.5 **[文献标志码]**A **[文章编号]**2096-3114(2025)01-0078-11

一、引言

企业(尤其是中小企业)在融资方面面临着诸多挑战。从债权融资来看,中小企业往往难以获得信用贷款,资金出借方往往需要中小企业提供抵押物用以防范借款企业的信用风险,降低企业违约带来的损失。但是由于融资抵押物存在贬值的风险,一方面会影响企业的融资额度,另一方面资金出借方也有可能要求提高抵押率,进而带来借款企业的信用风险提升^[1],因此抵押贷款融资方式可能也难以让中小企业获得稳定的资金来源。此外,尽管中小企业还可以通过供应链金融融资,但从资金流向来看,由于中小企业在供应链中处于弱势地位,其获得的资金往往可能被大企业以商业信用的方式摄取^[2]。从股权融资来看,股权融资虽然可以为中小企业提供稳定的资金,但在满足股权融资条件和监管要求的前提下,融资成功率相对较低。例如,2024年上半年中国内地股票市场包含 IPO、增发和可转债等多种方式在内的全口径募资事件共 119 起,较上年同期减少 285 起,合计募集资金 1339 亿元,同比下降 79%^①。由此可见,中小企业的融资状况有待进一步改善。

企业的绿色创新对于经济可持续发展具有重要的意义。根据经济合作与发展组织(OECD)的定义,绿色创新是指在产品的开发、工艺流程、营销手段、企业(组织)的架构以及制度安排等基础上的创新发展,且能有意或无意地减少对环境的负面影响。2022 年 12 月,国家发展和改革委员会与科学技术部联合印发了《关于进一步完善市场导向的绿色技术创新体系实施方案(2023—2025)》^②,明确要构建以市场为导向的全链条绿色技术创新体系。在构建绿色技术创新体系中,企业绿色创新能力的提升是关键环节。在多方努力下,近年来企业的绿色创新能力得到了明显的提升,绿色创新已成为推动可

[收稿日期]2024-06-14

[基金项目]安徽省哲学社会科学规划一般项目(AHSKY2022D046)

[作者简介]彭承亮(1993—),男,安徽六安人,安徽大学经济学院讲师,硕士生导师,博士,主要研究方向为货币经济学与金融风险管理;阳叶兵(1999—),男,安徽合肥人,安徽大学经济学院硕士生,主要研究方向为公司金融;何启志(1974—),男,安徽合肥人,浙江工商大学统计与数学学院教授,博士生导师,博士,主要研究方向为金融数据统计与分析,通信作者,邮箱:hqz2020@zjgsu.edu.cn。

①数据来源:Wind 数据库。

②资料来源:中国政府网 https://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/2022-12/28/content_5733971.htm。

持续发展的关键因素,政策层面的支持和市场需求的变化推动了绿色技术和产品的快速发展。

较强的绿色创新能力有助于企业降低生产成本并提高经营绩效,同时也能够为企业带来较高的市场关注度。这一效应能否为企业融资带来较低的债权和股权融资成本?对于不同类型的企业的影响是否具有差异性?带着这一问题,本文利用我国创业板上市公司相关数据进行实证检验。其研究意义在于厘清绿色创新能力对于企业融资成本的作用机制,通过数据检验支持绿色创新能力对于企业的发展具有实际价值的观点,进而鼓励企业大胆进行绿色创新活动,同时也为企业降低自身融资成本提供了一种新的思路。

以往学者关于企业的绿色创新能力和融资成本的研究,主要集中于两者各自的影响因素。企业绿色创新能力可能受资金投入、企业规模、政策压力、质量管理体系等方面的影响。在资金支持方面,周肖肖等研究了绿色信贷对企业绿色创新的影响,发现绿色信贷能够为企业增加流动性和提升利润,进而促进了企业的绿色创新,并且这一效应在污染企业中表现得更为明显^[3]。在企业规模方面,Chen 研究了绿色核心能力对企业绿色创新和企业绿色形象的影响,发现大型企业的绿色核心竞争能力显著强于中小型企业,绿色核心竞争力能显著提升大型企业的绿色创新能力,并维持良好的企业绿色形象^[4]。在政策方面,Tang 等分析企业管理层对绿色问题的关注对绿色创新与企业绩效之间关系的影响,发现企业往往并非主动地进行绿色创新,绿色创新的动力主要源于环保政策的压力^[5]。刘春青等基于 2014—2021 年中国 2074 家规模种子企业的调查数据实证考察了财政研发补贴对中国规模种子企业研发投入的影响,研究发现财政研发补贴能够显著提升规模种子企业的自主研发投资额与自主研发投资强度^[6]。在质量管理体系方面,Cuerva 等以低技术行业的中小企业为研究样本,定量分析了影响绿色创新和非绿色创新因素的差异,发现与环保相关的财税补贴政策对企业绿色创新水平并无显著的影响,而加强质量管理体系等自愿计划认证的将会更有效地促进企业绿色创新^[7]。综合来看,企业具备较高的绿色创新能力不仅可以为企业树立绿色形象,还可以为企业带来持续性的竞争优势,增加企业的经营绩效。

企业的融资成本可能受盈利质量、治理水平、社会责任、信息披露、财务报告质量等方面的影响。在盈利质量方面,Ben-Nasr 等分别研究了发展中国家和工业化国家的私有化企业的股权融资成本,发现拥有较高盈利质量的企业会通过降低其信息不对称程度来降低股权融资成本^[8]。在治理水平方面,Chen 等对 25 个新兴市场经济体的企业的股权融资成本进行研究,认为公司的治理水平对股权成本有着显著的负向影响,机构投资者愿意为具有良好治理水平的公司股票支付更高的溢价,且这种治理水平与股权成本之间的负相关性在法律保护相对不健全的新兴市场中更为明显^[9]。蒋琰研究发现公司治理水平不仅能降低股权融资成本,也能降低债权融资成本,但对股权融资成本的影响效应更大^[10]。在社会责任方面,Bhuiyan 等研究了上市企业的社会责任与融资成本之间的关系,发现社会责任表现较好的公司具有较低的资本约束,能够以较低的成本进行股权和债权融资^[11]。张小茜等研究发现企业发行绿色债券有助于向市场传递环保和负责任的信号,进而有助于降低企业的融资成本^[12]。在信息披露方面,Raimo 等对标普指数的 919 家公司进行分析,发现环境、社会和公司治理(ESG)信息透明度较高的公司拥有较低的债务成本,并能以更好的条件获得第三方金融资源^[13]。李力等研究发现非财务性碳信息披露对企业的股权融资成本并无显著影响,而财务性碳信息披露有助于降低企业的股权融资成本^[14]。在财务报告质量方面,Amrah 等通过对马斯喀特证券市场上市的 68 家公司的财务指标进行分析,发现财务报告的质量在评估公司绩效和消除信息不对称方面发挥着核心作用,财务报告质量较高的公司拥有相对较低的债务融资成本^[15]。余玉苗等同样认为企业因 CFO 变更导致的财务报告质量恶化,会使企业的融资成本因受到更严格的监管、声誉资本的下降而大幅上升^[16]。综合来看,企业的社会责任表现以及与自身竞争能力相关的信息披露,越来越成为投资者与各类金融机构关注的焦点,会对企业的融资成本产生影响。

以往学者的研究主要集中于企业绿色创新能力和企业融资成本的影响因素方面,较少将两者结合起来研究。为此,本文研究企业绿色创新能力对企业融资成本的影响。与已有的研究文献

相比,本文的边际贡献体现在:第一,基于中国创业板企业数据,从债权融资和股权融资两个维度研究了企业绿色创新能力对融资成本的影响。第二,分析了企业绿色创新能力对融资成本的作用渠道,揭示了经营绩效和市场关注度两种主要的作用渠道。第三,进一步考察了上述影响效应在不同所有制结构、行业特征和信息披露水平的企业间的差异性,进而能够有的放矢地提供对策建议。本文的研究为破解中小企业融资问题提供了一种思路,即中小企业融资问题本身是一项复杂的系统性工程,涉及政府、金融机构和企业多方的协同发力。如果从企业的角度来看,企业融资往往需要一些硬实力和软实力作为支撑,拥有这些实力的企业可能较为容易地获得较低成本的融资,那么绿色创新能力或许也可以作为企业的一种实力,助力于企业融资。

二、理论分析与研究假说

(一) 绿色创新与融资成本

绿色创新能力在当前经济和环保背景下已成为企业可持续发展的重要因素之一。企业通过绿色创新不仅可以提升自身的环保标准和产品效率,还能在一定程度上降低债权和股权融资成本。首先,相比于传统的理论技术创新,绿色创新的宣告效应更强。根据信号传递理论,在资本市场中,企业通过绿色创新活动向市场传递其环保和可持续发展的承诺,这种信号能够吸引那些重视环保的投资者和债权人。对于债权融资而言,绿色创新能力强的企业很可能被认为是预期风险较低的,因为它们更可能符合未来可能加强的环保法规,从而减少了违规风险。因此,这种低风险将使债权人可以接受较低的回报率,最终表现为降低企业债务融资的利率^[17]。其次,对于股权融资,绿色创新能力能够提高企业的市场吸引力,增加股东价值。这一点可以从资源基础理论中得到支持,该理论认为,企业的独特资源和能力可以成为竞争优势的源泉。绿色创新就是这样一种资源,它不仅能提高企业的运营效率,还能创造新的市场机会,如绿色技术和产品。这样的竞争优势能够吸引更多的投资者,增强投资者信心^[18],提高股票的需求和价格,从而降低股权融资的成本。

此外,在风险管理方面,企业的绿色创新能力有助于更好地管理与环境相关的风险,这对降低债权和股权融资成本都是有利的。通过减少环境事故的可能性,企业能够避免环境问题导致的罚款、诉讼和声誉损失等成本。这种风险的降低使得企业对于债权人和股东来说是一个更安全的投资选择。在资本结构方面,根据莫迪利亚尼-米勒理论,在考虑税收的情况下,债务融资可以提供利息税盾效应,从而增加企业价值。然而,债务也增加了财务风险。绿色创新能力的提升可以通过降低企业的运营风险和违规风险,使得企业能够更安全地使用较高比例的债务融资,同时利用债务的税盾效应,而不必过度担心财务风险,从而优化资本结构并降低总体的融资成本。据此,本文提出假说1。

假说1:企业绿色创新能力有助于降低企业的融资成本。

(二) 绿色创新、经营绩效与融资成本

企业绿色创新能力的提升,将有效提高企业的生产和资源使用效率,降低环境成本,提升盈利能力和财务稳定性。首先,来自外部的环境规制会引导企业进行绿色创新来冲抵环境规制导致的额外成本,提高企业的生产效率^[19]。其次,绿色创新能力能够提高企业的资源使用效率,例如,通过节能减排和废物回收技术,降低生产成本和运营成本。这种成本效益的提升直接反映在企业的财务绩效上,增强了企业的盈利能力^[20]。经营绩效的提升会进一步影响企业的融资成本。根据资本结构理论,企业的风险越低,其融资成本也越低。企业通过绿色创新提升了盈利能力和财务稳定性,从而降低了债权人和股权投资者感知的风险。此外,绿色创新能力通过提高企业的市场竞争力和品牌形象,增强了企业的市场定位。这种改善不仅吸引了更多的消费者,也吸引了更多关注可持续投资的投资者。根据利益相关者理论,企业绩效的提升能够满足更广泛的利益相关者需求,这包括负责任的投资者和债权人,他们更倾向于支持那些社会责任感强的企业^[21]。因此,较高的绿色创新能力使得企业能够有效地控制生产经营成

本,尤其是环境方面的成本,增加企业的经营绩效。例如,避免生产经营过程中的碳排放过量而遭受的行政罚款,同时可以将政府配额的碳排放量用于市场交易,为企业带来绿色创新溢价。据此,本文提出假说2。

假说2:企业绿色创新能力的提升有助于企业经营绩效的提升,进而降低企业的融资成本。

(三) 绿色创新、市场关注度与融资成本

企业绿色创新能力的提升,能够让企业获得更高的ESG评级得分,为企业树立良好的绿色形象和为投资者构建良好的发展前景,获得较高的市场关注度。首先,企业的绿色创新能力可以提升其环保形象和市场竞争力。绿色创新涉及采用环保的技术和生产流程,这不仅减少了环境污染,还能提高资源使用效率,从而降低生产成本并增强消费者对品牌的好感和信任。其次,市场关注度作为企业信息透明度的一种表现,能有效提高投资者和债权人对企业的认知度。根据信息不对称理论,当投资者能够更全面地获取企业相关信息时,他们对企业的信任程度会提高,这将降低企业的融资成本^[22]。企业通过绿色创新活动提升了市场关注度,这不仅可以在短期内增加其股票的搜索次数,还能在长期吸引更多投资者关注,从而提高股票市场的流动性^[23],降低股权融资成本。最后,绿色创新能力通过提高市场关注度还能影响债权融资成本。较高的市场关注度意味着企业的财务状况和未来前景更加透明,这可以降低债权人对企业违约风险的担忧,从而降低债务融资成本^[24]。此外,环保和可持续发展的企业形象能够吸引更多关注社会责任的贷款机构,贷款机构可能会提供更优惠的贷款条件作为对企业环保行为的奖励^[25]。据此,本文提出假说3。

假说3:企业绿色创新能力的提升有助于市场关注度的提升,进而降低企业的融资成本。

三、研究设计

(一) 样本选择与变量说明

1. 样本选择

本文选择创业板上市公司为研究样本来研究企业绿色创新能力对融资成本的影响。这是因为:(1)创业板上市公司具有成长性高、创新驱动的特征,绿色创新的导向更加明显。(2)创业板上市公司主要为中小企业,仍然可能面临着融资难、融资贵的问题。(3)创业板市场于2009年正式开启,距今已有十多年,市场相对成熟,公司数量相对较多,样本数据也较为齐全。

本文选取的样本数据时间从2009年开始直至2022年结束。按照研究惯例,本文对上市公司样本做如下处理:(1)剔除标记为ST、*ST的样本;(2)剔除金融行业样本;(3)剔除数据缺失严重样本。样本主要涉及公司的财务数据、绿色专利数据和其他特征数据。其中绿色专利数据和部分特征数据来自中国研究数据服务平台(CNRDS),CNRDS的绿色专利数据是基于世界知识产权组织(WIPO)的绿色技术分类清单识别的,包含了与环保相关的气候变化、循环经济、资源节约、清洁技术等方面专利。其余的数据均来自Wind数据库、同花顺iFind数据库和国泰安数据库。经过数据匹配,最终样本包含863家创业板上市公司,共获得4293个非平衡面板数据。

2. 变量说明

(1) 被解释变量:债权融资成本(*Cost_Debt*),参照Pittman等的研究^[26],本文使用企业财务费用占期末总负债的比例来度量;股权融资成本(*Cost_Equity*),参照Botosan等的研究^[27],本文使用PEG指标度量, $PEG = [(EPS_2 - EPS_1)/P_0]^{1/2}$,其中EPS₁和EPS₂分别表示分析师预测公司未来一年和未来两年的每股收益^①,P₀表示公司股票年收盘价,其计算方法依据国泰安数据库,即当年最后一个交易日的收盘价×前累计复权因子。

^①EPS1 和 EPS2 来源于国泰安分析师预测数据库。

(2) 解释变量:企业的绿色创新能力(*Green_Innov*)。参照郭俊杰等的研究^[28],本文使用企业的绿色专利授权量来度量,绿色专利包含绿色发明专利和绿色实用新型专利。

(3) 渠道变量:经营绩效(*Busi_Perf*),使用营业利润率来度量;股票市场关注度(*Stock_Att*),使用包含公司的股票代码、公司简称、公司全称等关键词的百度搜索指数加总来度量。

(4) 控制变量:企业规模(*Asset*)、总资产净利润率(*ROA*)、净资产收益率(*ROE*)、存货占比(*Inv_Asset*)、上市年限(*List_Age*)、是否亏损(*Loss*)、托宾Q值(*TobinQ*)、账面市值比(*BM*)、总资产周转率(*Tasset_Turn*)、贷款市场报价利率(*LPR*)、金融发展水平(*FDL*)。具体度量指标请见表1。

表1 变量说明

| 变量类型 | 变量名称 | 变量符号 | 变量定义 |
|-------|----------|--------------------|---|
| 被解释变量 | 债权融资成本 | <i>Cost_Debt</i> | 企业财务费用占期末总负债的比重 |
| | 股权融资成本 | <i>Cost_Equity</i> | 通过 PEG 模型计算得出 |
| 解释变量 | 绿色创新能力 | <i>Green_Innov</i> | 企业绿色专利获得量 |
| | 经营绩效 | <i>Busi_Perf</i> | 经营净利润/期末资产 |
| 渠道变量 | 股票搜索指数 | <i>Stock_Att</i> | 有关上市公司的关键词的百度搜索指数加总 |
| | 企业规模 | <i>Asset</i> | 年总资产的自然对数 |
| 控制变量 | 总资产净利润率 | <i>ROA</i> | 净利润 / 总资产平均余额 |
| | 净资产收益率 | <i>ROE</i> | 净利润 / 股东权益平均余额 |
| | 存货占比 | <i>Inv_Asset</i> | 存货净额 / 总资产 |
| | 上市年限 | <i>List_Age</i> | Ln(当年年份 - 上市年份 + 1) |
| | 是否亏损 | <i>Loss</i> | 企业当年净利润小于 0 取 1, 否则取 0 |
| | 托宾 Q 值 | <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 |
| | 账面市值比 | <i>BM</i> | 账面价值 / 总市值 |
| | 总资产周转率 | <i>Tasset_Turn</i> | 营业收入 / 总资产 |
| | 贷款市场报价利率 | <i>LPR</i> | 1 年期贷款市场报价(LPR)利率① |
| | 金融发展水平 | <i>FDL</i> | 所在省份金融机构存贷款余额/GDP |

(二) 实证模型

1. 企业绿色创新能力对融资成本的影响效果检验

为了分析企业绿色创新能力对债权融资成本和股权融资成本的影响效果,本文构建面板数据回归模型,如式(1)所示。

$$FinCost_{i,t} = c + \alpha Green_Innov_{i,t} + \sum \beta_i Control_{i,t} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

式(1)中, $FinCost_{i,t}$ 表示企业的融资成本, $FinCost_{i,t} = [Cost_Debt_{i,t}, Cost_Equity_{i,t}]$, $Green_Innov_{i,t}$ 代表上市公司绿色创新能力, $Control_{i,t}$ 表示控制变量, c 表示常数项, α 表示企业绿色创新能力对融资成本的影响系数, β_i 为控制变量的融资成本的影响系数, μ_i 表示控制企业固定效应, λ_t 表示控制时间固定效应, $\varepsilon_{i,t}$ 为随机误差项。若 α 显著为负,则表示企业绿色创新能力能够降低融资成本。

2. 企业绿色创新能力对融资成本的作用渠道检验

如果式(1)中的 α 检验通过,则可进一步分析企业绿色创新能力是否通过经营绩效、ESG 评级和股票市场关注度影响融资成本。目前,中介效应的作用渠道检验在两步验证法和三步验证法上存在分歧,为了避免三步法机制分析中存在的内生性问题,本文依据江艇对中介效应的讨论^[29],采用两步验证法的思路,对作用渠道进行检验,如式(2)所示。

$$Med_{i,t} = c_1 + \alpha_1 Green_Innov_{i,t} + \sum \beta_{1i} Control_{1i,t} + \mu_{1i} + \lambda_{1t} + \varepsilon_{1i,t} \quad (2)$$

①由于 LPR 于 2013 年 10 月正式推出,因此 2013 年之前的 LPR 数据我们使用贷款基准利率替代。

式(2)中, $Med_{i,t}$ 代表渠道变量, $Med_{i,t} = [Busi_Perf, Stock_Att]$, $Control_{i,t}$ 为控制变量, c_1 为常数项, α_1, β_{1i} 均为影响系数, μ_{1i} 表示控制企业固定效应, λ_{1t} 表示控制时间固定效应, $\varepsilon_{1i,t}$ 表示随机误差项。其他变量含义与前述相同。本文主要检验系数 α_1 来确定自变量对渠道变量的影响是否存在。若 α_1 显著, 再通过理论分析渠道变量对被解释变量的影响, 最终验证该作用渠道的存在性。

对于上述模型, 为了避免异常值的影响, 本文对所有连续变量进行了 1% 和 99% 的 Winsorize 缩尾处理, 同时在估计模型时采用了异方差稳健标准误的估计方法, 以避免个体异方差对参数估计结果的影响。

四、实证检验

(一) 基准回归

表 2 检验了绿色创新能力对企业融资成本的影响。表 2 列(1) 和列(2) 的被解释变量均为企业的债权融资成本, 列(3) 和列(4) 的被解释变量均为企业的股权融资成本, 本文分别进行了没有添加控制变量和添加控制变量的回归估计。列(1) 和列(2) 的结果均显示, $Green_Innov$ 的影响系数在 1% 的显著性水平下显著为负, 表明绿色创新能力的提升有助于促进企业债权融资成本的降低。列(3) 和列(4) 的结果显示, $Green_Innov$ 的影响系数分别在 5% 和 1% 的显著性水平下显著为负, 表明绿色创新能力的提升有助于促进企业股权融资成本的降低。由此, 验证了假说 1。

(二) 稳健性检验

针对变量的度量偏差可能造成的回归结果不稳健, 我们更换了变量的度量指标。首先, 更换被解释变量的度量指标: 股权融资成本使用 MPEC 模型来计算。参照 Easton 的研究^[30], $MPEC = DPS_1/P_0 + [(DPS_1/P_0)^2 + (EPS_2 - EPS_1)/P_0]^{1/2}$ 。 DPS_1 表示下一期的每股股利, $DPS_1 = d \times EPS_1$, 其中 d 为过去三年中的平均股利支付率。参照周楷唐等的研究^[31], 债权融资成本用利息支出和手续费之和占期末总负债的比重来度量。其次, 更换核心解释变量的度量指标: 绿色创新能力用企业的绿色专利申请量度量。更换度量指标的稳健性检验的结果如表 3 所示。表 3 中的列(1) 和列(2) 是更换被解释变量度量指标

表 2 绿色技术创新与融资成本的回归结果

| | (1) <i>Cost_Debt</i> | (2) <i>Cost_Debt</i> | (3) <i>Cost_Equity</i> | (4) <i>Cost_Equity</i> |
|--------------------|--------------------------|--------------------------|---------------------------|---------------------------|
| <i>Green_Innov</i> | -0.0343 *** (-3.187) | -0.0544 *** (-5.150) | -0.0243 ** (-2.010) | -0.0309 *** (-2.731) |
| <i>ROA</i> | | -0.2537 *** (-3.877) | | 0.1419 *** (3.391) |
| <i>ROE</i> | | 0.1550 *** (3.967) | | -0.0310 (-1.030) |
| <i>Asset</i> | | 0.6229 ** (2.246) | | 0.0763 (0.385) |
| <i>TobinQ</i> | | 0.0586 (0.881) | | -0.2854 *** (-6.288) |
| <i>List_Age</i> | | -1.0588 *** (-3.321) | | 1.8183 *** (8.664) |
| <i>Tasset_Turn</i> | | 1.3625 *** (4.371) | | 0.7670 *** (3.122) |
| <i>Inv_Asset</i> | | 4.6730 *** (2.882) | | 2.4632 (1.518) |
| <i>Loss</i> | | 0.4460 (1.069) | | 1.4966 *** (3.369) |
| <i>BM</i> | | -0.2601 (-0.667) | | 2.4483 *** (6.744) |
| <i>LPR</i> | | -0.9565 (-1.214) | | 0.7537 (1.311) |
| <i>FDL</i> | | -0.0675 (-0.290) | | 0.0749 (0.375) |
| <i>Constant</i> | -0.7230 (-1.266) | -9.3398 (-1.148) | 7.2562 *** (19.030) | 1.2300 (0.216) |
| <i>Company</i> | YES | YES | YES | YES |
| <i>Year</i> | YES | YES | YES | YES |
| R-squared | 0.308 | 0.340 | 0.229 | 0.284 |
| Observations | 4293 | 4293 | 4293 | 4293 |

注: ***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著性水平下显著, 括号内为 t 统计量, 下同。

表 3 更换被解释变量和解释变量的稳健性检验

| | (1) <i>Cost_Debt</i> | (2) <i>Cost_Equity</i> | (3) <i>Cost_Debt</i> | (4) <i>Cost_Equity</i> |
|--------------------|--------------------------|---------------------------|--------------------------|---------------------------|
| <i>Green_Innov</i> | -0.1088 *** (-4.195) | -0.0239 ** (-1.969) | -0.0405 *** (-7.633) | -0.0153 ** (-2.212) |
| <i>Controls</i> | YES | YES | YES | YES |
| <i>Constant</i> | 15.4125 (0.646) | -33.0898 *** (-6.068) | -12.2632 (-1.514) | 0.4836 (0.084) |
| <i>Company</i> | YES | YES | YES | YES |
| <i>Year</i> | YES | YES | YES | YES |
| R-squared | 0.242 | 0.544 | 0.342 | 0.284 |
| Observations | 4293 | 4293 | 4293 | 4293 |

后的估计结果,列(3)和列(4)是更换解释变量后的估计结果。结果显示,更换度量指标后 *Green_Innov* 系数的符号保持不变并且显著,因此上述结论保持不变。

针对解释变量和被解释变量之间的双向因果关系可能导致的内生性问题,我们对解释变量滞后一阶,重新估计上述结果,结果如表 4 所示。结果显示,*L.Green_Innov* 系数显著为负,因此上述结论仍然成立。

此外,为了缓解其他原因导致的内生性问题,我们还采用了工具变量的方法。参照魏志华和夏太彪对工具变量的构造^[32],我们构造的工具变量(*IV*)是该企业所在行业除了该企业外的行业的绿色创新平均水平。上述工具变量满足相关性和外生性假定。理由是:一般来说,行业的绿色创新水平可能会对所处该行业和地区的企业的绿色创新水平具有一定的引导作用,但是行业的绿色创新水平一般很难对单个企业的融资成本造成直接的影响。运用该工具变量并使用两阶段最小二乘(2SLS)估计来缓解企业绿色创新对债权和股权融资成本的内生性,结果见表 5。结果显示:列(1)的 *IV* 系数在 1% 显著性水平下显著,说明绿色创新与两个工具变量存在很强的相关性;F 统计量分别为 22.41, 大于 10, 说明工具变量均有效。列(2)和列(3)的 *Green_Innov* 系数分别在 5% 和 1% 的显著性水平下显著,说明在考虑内生性问题后企业绿色创新对债权和股权融资成本也是具有显著的负向影响,前述结论仍然保持不变。综上,本文的研究结果具有很好的稳健性。

(三) 作用渠道检验

尽管上述结果验证了企业绿色创新能力能够降低债权融资成本和股权融资成本,但其影响渠道尚未得到验证。为此,我们通过中介效应模型检验影响渠道。表 6 给出了经营绩效作用渠道的检验即检验企业绿色创新能力对经营绩效的影响。结果显示,*Green_Innov* 系数为正且在 5% 的显著性水平下显著,说明企业绿色创新能力能够增加经营绩效。而企业经营绩效的提升能够降低债权和股权融资成本,这可以从多个角度来解释。首先,提升的经营绩效通常会增强企业的盈利能力、财务稳健性^[31],从而提高企业的信用评级,降低债权融资利率。其次,较好的经营绩效意味着企业管理层能够更有效地防范债务性融资风险,减少融资方的风险评估^[33],降低融资成本。再次,经营绩效的改善传递了企业管理有效和前景良好的信号,增强了投资者和债权人对企业的信心,使融资成本降低。最后,在资本结构理论中,较高的经营绩效帮助企业优化资本结构,平衡债务和股本融资,从而减少加权平均资本成本。因此,企业经营绩效的提升通过这些渠道共同作用,降低了债权和股权融资成本。由此,假说 2 得到验证。

表 7 给出了市场关注度作用渠道的检验,即检验企业绿色创新能力对市场关注度的影响。结果显示,*Green_Innov* 系数为正并在 5% 的显著性水平下显著,说明企业绿色创新能力能够增加市场关注度。

表 4 解释变量滞后一阶的稳健性检验

| | (1) <i>Cost_Debt</i> | (2) <i>Cost_Equity</i> |
|----------------------|-------------------------|---------------------------|
| <i>L.Green_Innov</i> | -0.0285 ** (-2.051) | -0.0239 ** (-2.035) |
| <i>Controls</i> | YES | YES |
| <i>Constant</i> | -4.8738 (-0.717) | 6.7381 (1.322) |
| <i>Company</i> | YES | YES |
| <i>Year</i> | YES | YES |
| R-squared | 0.418 | 0.241 |
| Observations | 3025 | 3025 |

表 5 基于工具变量的内生性检验(2SLS)

| | (1) 第一阶段回归 <i>Green_Innov</i> | (2) 第二阶段回归 <i>Cost_Debt</i> | (3) 第二阶段回归 <i>Cost_Equity</i> |
|--------------------|-------------------------------------|-----------------------------------|-------------------------------------|
| <i>Green_Innov</i> | | -0.3183 ** (-2.08) | -0.1854 *** (-2.75) |
| <i>IV</i> | 0.6777 *** (4.73) | | |
| <i>Controls</i> | YES | YES | YES |
| <i>Company</i> | YES | YES | YES |
| <i>Year</i> | YES | YES | YES |
| F-statistics | 22.41 | | |
| Observations | 4146 | 4146 | 4146 |

表 6 企业绿色创新能力通过经营绩效渠道对企业融资成本影响的检验

| | <i>Busi_Perf</i> |
|--------------------|-----------------------|
| <i>Green_Innov</i> | 0.0004 ** (1.964) |
| <i>Controls</i> | YES |
| <i>Constant</i> | -0.2177 * (-1.744) |
| <i>Company</i> | YES |
| <i>Year</i> | YES |
| R-squared | 0.789 |
| Observations | 4293 |

这可能是因为绿色创新是政策所鼓励和倡导的,绿色创新能力强的企业被认为具有较大的发展前景,所以对于借款人和投资人而言,这类企业往往可能会获得更多的市场关注。

而对于市场关注度的提升能够降低企业的融资成本,这可以从以下几点来说明。首先,较高的市场关注度通常反映了企业在公众和投资者中的认可度和信任度较高,超额商誉通常会降低融资中的风险溢价进而降低融资成本^[34]。其次,当企业获得较高的市场关注度时,投资者和债权人对其未来表现的预期更为乐观,从而减少了对融资条件的严格要求,降低了融资成本。再者,绿色创新带来的高市场关注度通常能使企业享受更多的绿色金融支持。由于政策和市场对绿色创新的高度关注,这类企业能够通过绿色信贷、绿色债券等方式获得融资,这些绿色金融工具常常附带优惠条件,从而使企业能够以较低的成本进行债权融资。最后,市场关注度的提升通常伴随着信息披露的增加,这提高了企业的透明度。信息透明度的提高减少了投资者和债权人对企业未来表现的担忧,从而降低了融资风险溢价及融资成本^[35]。因此,企业市场关注度的提升通过这些渠道共同作用,降低了债权和股权融资成本。由此,假说3得到验证。

(四) 异质性分析

产权性质对企业绿色创新带来的融资成本降低效应存在异质性,原因可能在于:首先,相比于非国有企业,国有企业的规模和需要承担的社会责任较大,在进行工程、项目时会保持长期的绿色创新状态,因此政府通常对缺乏环保意识的非国有企业加强监管力度。其次,政府对国有企业存在的隐性担保使其在进行债务融资时受到的环境规制相比于非国有企业更小。本文分国有企业样本和非国有企业样本分别检验了企业绿色创新能力对债权融资成本和股权融资成本的影响,如表8所示。结果显示,在债权融资中,非国有企业样本的*Green_Innov*系数在1%水平下显著为负,而国有企业样本的*Green_Innov*系数不显著。在股权融资中,国有和非国有企业样本的*Green_Innov*系数均分别在1%和5%水平下显著为负。这表明企业绿色创新能力能够显著降低非国有的债权融资成本,对国有企业的债权融资成本降低效应并不显著;企业绿色创新能力能够显著降低国有企业和非国有企业的股权融资成本,但对国有企业的股权融资成本的降低作用更大。同时,本文还对列(3)和列(4)的*Green_Innov*系数做组间差异性Chow检验,结果显示P值分别为0.067,这表明有90%的置信度可以保证企业绿色创新能力对不同所有制的企业的债权融资成本有异质性的影响。

行业性质的不同对企业绿色创新带来的融资成本降低效应存在异质性,这可能是不同行业对环境的污染破坏程度不同导致,制造业存在更多的“三高”(高污染、高排放、高耗能)企业,相比于以服务业为主的非制造业,制造业企业开展绿色创新对环境保护的意义更强,更受市场和投资者关注。本文分制造业和非制造业样本分别检验了企业绿色创新能力对债权融资成本和股权融资成本的影响,如表9所示。结果显示,在债权融资中,制造业样本的*Green_Innov*系数在1%水平下显著为负,非制造业样本在5%水平下显著为负;在股权融资中,制造业样本在5%水平下显著为负,非制造业样本的系数不显

表7 企业绿色创新能力通过市场关注度渠道对企业融资成本影响的检验

| | <i>Stock_Att</i> |
|--------------------|------------------------|
| <i>Green_Innov</i> | 0.0027 ** (2.156) |
| <i>Controls</i> | YES |
| <i>Constant</i> | 7.8928 *** (11.921) |
| <i>Company</i> | YES |
| <i>Year</i> | YES |
| R-squared | 0.537 |
| Observations | 3767 |

表8 企业产权异质性检验

| | (1) 国有企业 <i>Cost_Debt</i> | (2) 非国有企业 <i>Cost_Debt</i> | (3) 国有企业 <i>Cost_Equity</i> | (4) 非国有企业 <i>Cost_Equity</i> |
|--------------------|---------------------------------|----------------------------------|-----------------------------------|------------------------------------|
| <i>Green_Innov</i> | 0.0188 (0.589) | -0.0552 *** (-5.072) | -0.2633 *** (-3.652) | -0.0258 ** (-2.151) |
| <i>Controls</i> | YES | YES | YES | YES |
| <i>Constant</i> | -7.2991 (-0.144) | -10.6113 (-1.279) | -11.9901 (-0.523) | 2.1510 (0.371) |
| <i>Company</i> | YES | YES | YES | YES |
| <i>Year</i> | YES | YES | YES | YES |
| R-squared | 0.425 | 0.338 | 0.334 | 0.298 |
| Observations | 208 | 4085 | 208 | 4085 |
| Chow检验(P值) | — | — | — | 0.067 |

注:“—”表示无需做组间差异性的Chow检验,这是因为两组样本的回归系数不都是显著的,下同。

著。这表明企业绿色创新均能显著降低制造业和非制造业的债权融资成本,但降低制造业债权融资成本的显著性更高;企业绿色创新能力能够显著降低制造业的股权融资成本,但降低非制造业股权融资成本的效应则不显著。同时,本文还对列(1)和列(2)的 *Green_Innov* 系数做组间差异性 Chow 检验,结果显示 P 值分别为 0.038, 这表明有 95% 的置信度可以保证企业绿色创新能力对不同行业的企业的债权融资成本具有异质性的影响。

企业是否主动进行环境信息披露对其绿色创新带来的融资成本降低效应存在异质性,这可能是因为相比于没有进行过任何环境信息披露的企业,有环境信息披露的企业能够降低其与投资者间的“绿色”信息不对称程度,更易受到利益相关者的关注和潜在投资者的认可。本文分企业有无环境信息披露的样本检验了企业绿色创新能力对债权融资成本和股权融资成本的影响,如表 10 所示。结果显示,企业绿色创新能力均能显著降低有环境信息披露和无环境信息披露的债权融资成本;对无环境信息披露的企业,降低其股权融资成本的效应并不显著,但是能够在 5% 的显著性水平下降低有环境信息披露企业的股权融资成本。同时,本文还对列(1)和列(2)的 *Green_Innov* 系数做组间差异性 Chow 检验,结果显示 P 值分别为 0.051, 这表明分别有 90% 的置信度可以保证企业绿色创新能力对有无信息披露的企业的债权融资成本具有异质性的影响。

五、结论性评述

本文选取 2009—2022 年中国创业板上市公司样本,使用了固定效应模型和中介效应模型分析了企业绿色创新能力对股债权融资成本的影响,研究结果表明:第一,企业绿色创新能力会显著降低股权融资成本和债权融资成本。第二,经营绩效和市场关注度是企业绿色创新能力影响股权融资成本和债权融资成本的作用渠道,企业绿色创新能力可以增加企业经营绩效和市场关注度,进而降低企业的融资成本。第三,企业绿色创新能力对融资成本的影响具有一定的异质性,总体来看,其影响效应在非国有、制造业和有环境信息披露的企业中表现得更为显著。

据此,本文提出如下建议:第一,企业的绿色创新能力为降低融资成本提供了新的视角,也验证了“绿水青山就是金山银山”的发展理念。建议企业自身需要不断提高环保意识,真正意识到绿色创新的价值,提升绿色创新能力不仅仅是资金的投入,也会带来后续较低成本的资金融入。对于非国有企业、制造业企业和积极进行环境信息披露的企业更要充分利用绿色创新带来的发展机遇。第二,进一步为

表 9 企业行业异质性检验

| | (1) 制造业 <i>Cost_Debt</i> | (2) 非制造业 <i>Cost_Debt</i> | (3) 制造业 <i>Cost_Equity</i> | (4) 非制造业 <i>Cost_Equity</i> |
|--------------------|--------------------------------|---------------------------------|----------------------------------|-----------------------------------|
| <i>Green_Innov</i> | -0.0465 *** (-4.017) | -0.0560 ** (-2.401) | -0.0264 ** (-2.017) | -0.0388 (-1.456) |
| <i>Controls</i> | YES | YES | YES | YES |
| <i>Constant</i> | -7.1450 (-0.747) | -5.8754 (-0.406) | 5.2119 (0.718) | -11.8153 (-1.259) |
| <i>Company</i> | YES | YES | YES | YES |
| <i>Year</i> | YES | YES | YES | YES |
| R-squared | 0.313 | 0.437 | 0.279 | 0.312 |
| Observations | 3069 | 1224 | 3069 | 1224 |
| Chow 检验(P 值) | 0.038 | | — | |

表 10 企业信息披露异质性

| | (1) 无环境信息披露 <i>Cost_Debt</i> | (2) 有环境信息披露 <i>Cost_Debt</i> | (3) 无环境信息披露 <i>Cost_Equity</i> | (4) 有环境信息披露 <i>Cost_Equity</i> |
|--------------------|------------------------------------|------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|
| <i>Green_Innov</i> | -0.0578 *** (-4.333) | -0.0474 ** (-2.299) | -0.0176 (-1.177) | -0.0450 ** (-2.481) |
| <i>Controls</i> | YES | YES | YES | YES |
| <i>Constant</i> | 1.9096 (0.185) | -27.1756 * (-1.686) | 1.8747 (0.254) | 15.0001 (1.119) |
| <i>Company</i> | YES | YES | YES | YES |
| <i>Year</i> | YES | YES | YES | YES |
| R-squared | 0.346 | 0.319 | 0.306 | 0.274 |
| Observations | 3110 | 1183 | 3110 | 1183 |
| Chow 检验(P 值) | 0.051 | | — | |

彭承亮,等:企业绿色创新能力有利于降低融资成本吗?

企业绿色创新提供宽松的财政和货币政策环境。对于具有绿色创新能力的企业,在财政政策层面,适当给予税收优惠和财政补贴;在货币政策层面,加大绿色信贷的支持力度,定向调控流动性投放,为企业前期绿色创新提供资金支持,使得企业敢绿色创新、能绿色创新,同时也要防范企业的“漂绿”行为。第三,可以尝试将企业绿色创新能力纳入上市融资和商业银行信贷发放的重要参照指标。同等条件下,优先考虑绿色创新能力强的企业的上市融资和信贷发放,必要时可以建立绿色创新能力评级体系,加强对企业的环保相关的信息披露,使得企业的绿色创新能力成为一项重要的“资产”。

参考文献:

- [1]季朗磊,张婧屹. 央行担保品框架下银行贷款的违约风险外移效应——兼论担保品扩容对宏观经济波动与货币政策有效性的影响[J]. 财经研究,2023(5):33–48.
- [2]郭晔,姚若琪. 供应链关联与中小企业融资——基于供应链金融与商业信用视角[J]. 经济学(季刊),2024(4):1173–1190.
- [3]周肖肖,贾梦雨,赵鑫. 绿色金融助推企业绿色技术创新的演化博弈动态分析和实证研究[J]. 中国工业经济,2023(6):43–61.
- [4]Chen Y S. The driver of green innovation and green image-green core competence[J]. Journal of Business Ethics, 2008, 81(3): 531–543.
- [5]Tang M, Walsh G, Lerner D, et al. Green innovation, managerial concern and firm performance: An empirical study[J]. Business Strategy and the Environment, 2018, 27(1): 39–51.
- [6]刘春青,胡瑞法,邓海艳,等. 财政研发补贴的创新激励效应——来自中国规模种子企业的证据[J]. 中国农村经济,2024(4): 32–55.
- [7]Cuerva M C, Triguero-Cano A, Córcoles D. Drivers of green and non-green innovation: Empirical evidence in low-tech SMEs[J]. Journal of Cleaner Production, 2014, 68(4): 104–113.
- [8]Ben-Nasr H, Al-Dakheel A M. The impact of earnings quality on the cost of equity: Evidence from privatized firms[J]. International Journal of Financial Research, 2015, 6(1): 68–78.
- [9]Chen K C W, Chen Z, Wei K C J. Legal protection of investors, corporate governance, and the cost of equity capital[J]. Journal of Corporate Finance, 2009, 15(3): 273–289.
- [10]蒋琰. 权益成本、债务成本与公司治理:影响差异性研究[J]. 管理世界,2009(11):144–155.
- [11]Bhuiyan M B U, Nguyen T H N. Impact of CSR on cost of debt and cost of capital: Australian evidence[J]. Social Responsibility Journal, 2020, 16(3): 419–430.
- [12]张小茜,王志伟. 绿色债券有利于降低企业融资成本吗——来自政府监管和环境治理的视角[J]. 金融研究,2023(9):94–111.
- [13]Raimo N, Caragnano A, Zito M, et al. Extending the benefits of ESG disclosure: The effect on the cost of debt financing[J]. Corporate Social Responsibility and Environmental Management, 2021, 28(4): 1412–1421.
- [14]李力,刘全齐,唐登莉. 碳绩效、碳信息披露质量与股权融资成本[J]. 管理评论,2019(1):221–235.
- [15]Amrah M R, Hashim H A. The effect of financial reporting quality on the cost of debt: Sultanate of Oman evidence[J]. International Journal of Economics, Management and Accounting, 2020, 28(2): 393–414.
- [16]余玉苗,章志卓. CFO 变更与企业财务报告质量[J]. 南京审计大学学报,2024(3):34–49.
- [17]Franke G, Krahnjen J P. Default risk sharing between banks and markets: The contribution of collateralized debt obligations[M]. The Risks of Financial Institutions. University of Chicago Press, 2007: 603–634.
- [18]Hart O, Zingales L. Companies should maximize shareholder welfare not market value[R]. ECGI-Finance Working Paper, 2017 (521).
- [19]Porter M E, Linde C. Toward a new conception of the environment-competitiveness relationship[J]. Journal of Economic Perspectives, 1995, 9(4): 97–118.
- [20]Endrikat J, Guenther E, Hoppe H. Making sense of conflicting empirical findings: A meta-analytic review of the relationship between corporate environmental and financial performance[J]. European Management Journal, 2014, 32(5): 735–751.
- [21]Freeman R E, Reed D L. Stockholders and stakeholders: A new perspective on corporate governance[J]. California Management Review, 1983, 25(3): 88–106.
- [22]Spence M. Signaling in retrospect and the informational structure of markets[J]. American Economic Review, 2002, 92(3): 434–

459.

- [23] 张继德,廖微,张荣武.普通投资者关注对股市交易的量价影响——基于百度指数的实证研究[J].会计研究,2014(8):52–59.
- [24] Diamond D W, Verrecchia R E. Disclosure, liquidity, and the cost of capital[J]. The Journal of Finance, 1991, 46(4): 1325–1359.
- [25] Chava S. Environmental externalities and cost of capital[J]. Management Science, 2014, 60(9): 2223–2247.
- [26] Pittman J A, Fortin S. Auditor choice and the cost of debt capital for newly public firms[J]. Journal of Accounting and Economics, 2004, 37(1): 113–136.
- [27] Botosan C A, Plumlee M A. Assessing alternative proxies for the expected risk premium[J]. The Accounting Review, 2005 (1): 21–53.
- [28] 郭俊杰,方颖,郭晔.环境规制、短期失败容忍与企业绿色创新——来自绿色信贷政策实践的证据[J].经济研究,2024(3): 112–129.
- [29] 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.
- [30] Easton P D. PE ratios, PEG ratios, and estimating the implied expected rate of return on equity capital[J]. The Accounting Review, 2004, 79(1): 73–95.
- [31] 周楷唐,麻志明,吴联生.高管学术经历与公司债务融资成本[J].经济研究,2017(7):169–183.
- [32] 魏志华,夏太彪.社会保险缴费负担、财务压力与企业避税[J].中国工业经济,2020(7):136–154.
- [33] 甘凯,金粲璨,付歆,等.管理者认知偏差对中小企业债务性融资风险的影响机理研究:基于实证分析[J].南开管理评论,2024(3):204–214.
- [34] 王雪,杨志国.超额商誉与债务融资成本[J].会计与经济研究,2023(2):84–98.
- [35] 王翌秋,谢萌.ESG信息披露对企业融资成本的影响——基于中国A股上市公司的经验证据[J].南开经济研究,2022(11): 75–94.

[责任编辑:苗竹青]

Is the Green Innovation Capability of Enterprises Conducive to Reducing Financing Costs? Based on Empirical Evidence from China's GEM Market

PENG Chengliang¹, YANG Yebing¹, HE Qizhi²

(1. School of Economics, Anhui University, Hefei 230601, China;

2. School of Statistics and Mathematics, Zhejiang Gongshang University, Hangzhou 310018, China)

Abstract: How to promote corporate green innovation while alleviating the high financing cost of enterprises is an urgent problem to be solved at present. Based on the data of China's GEM listed companies from 2009 to 2022, this paper uses the fixed effect model and the mediating effect model to study the impact and mechanism of enterprises' green innovation capability on debt financing cost and equity financing cost. The results show that the green innovation ability of GEM listed companies can significantly reduce their own debt financing costs and equity financing costs, and enterprise performance and market attention are the main influence paths of green innovation capability. In addition, the green innovation capability of enterprises is more significant in reducing the financing cost of non-state-owned enterprises, manufacturing industries and enterprises with environmental information disclosure. Therefore, enterprises should further improve the level of green innovation, and at the same time, the government further increases the support for enterprises green innovation to provide a relaxed environment for enterprises green innovation.

Key Words: green innovation; financing cost; equity financing; debt financing; enterprise performance; market concern