

绿色金融发展能否缓解小微企业融资困境

——基于 2009—2020 年中国上市小微企业的经验证据

陈银娥,赵莹

(长沙理工大学 经济与管理学院,湖南 长沙 410114)

摘要:绿色金融发展能够改善企业的经营状况,从而缓解小微企业的融资约束水平。文章基于 2009—2020 年中国上市小微企业数据,采用双固定效应模型对绿色金融发展与小微企业融资约束之间的关系进行实证分析。研究表明,小微企业普遍面临融资约束,而绿色金融发展通过提高企业盈利能力、营运能力和扩大企业规模有效缓解其融资约束,但经济高速增长和金融业持续扩张会抑制绿色金融发展对小微企业融资约束的缓解作用;绿色金融发展越完善,其缓解小微企业融资约束的效果越显著,企业产权性质和产业性质的差异会使其缓解效果存在差异。因此,应从贯彻绿色发展理念、落实绿色金融政策、优化金融业结构等方面强化绿色金融发展对小微企业融资约束的影响,充分发挥绿色金融解决小微企业融资难题的作用以促进企业绿色转型。

关键词:绿色金融发展;融资困境;经济发展;金融业发展;小微企业

[中图分类号]F832 [文献标识码]A [文章编号]1672-934X(2023)05-0101-10

DOI:10.16573/j.cnki.1672-934x.2023.05.011

Green Finance Development Effectively Alleviating SMEs Financing Dilemma:
Data Based on China's Listed SMEs from 2009 to 2020

Chen Yin'e, Zhao Ying

(School of Economics & Management, Changsha University of Science & Technology,
Changsha, Hunan 410114, China)

Abstract:Green financial development can improve the business conditions for enterprises, thus alleviating the level of financing constraints for SMEs. This study uses the double fixed effect model to conduct an empirical analysis on China's listed SMEs from 2009 to 2020 in order to explore the relationship between the green finance development and the financing constraint level of SMEs. It turns out that SMEs generally face financing difficulties, while green finance development effectively alleviates their financing constraints by improving their profitability, operating capacity and expanding their scale, but the rapid economic growth and the continued expansion of the financial industry will take a roll on its easing effect for SMEs' financing constraints. Further analysis shows that the more perfect the development of green finance is, the more significant its effect on easing the financing constraints of SMEs will be. Furthermore the difference between the nature of enterprises' property right and of industries varies its alleviating effect. All in all,

收稿日期:2023-02-16

基金项目:国家社会科学基金重点项目(21AJL007);长沙理工大学研究生科研创新项目(CXCLY2022108)

作者简介:陈银娥(1966—),女,教授,博士生导师,主要从事宏观经济、普惠金融发展与反贫困问题研究;
赵莹(1995—),女,硕士研究生,研究方向为绿色金融。

such measures are expected to carry out to strengthen the potentials of green financial development on the financing constraints faced by SMEs in ways of implementing the green development concept and green financial policies, and optimizing the financial industry structure, etc., and giving full play to the role of green finance in solving the financing problems of SEMs to promote their green transformation.

Key words: green finance development; financing dilemma; economic development; financial industry development; small and micro enterprises (SMEs)

一、引言

习近平总书记在党的二十大报告中明确提出,要“推动绿色发展,促进人与自然和谐共生”^[1]。我们党坚持贯彻加快发展方式绿色转型、深入推进污染防治等一系列新理念新思想新战略,系统形成了习近平生态文明思想^[2]。经济社会发展绿色化、低碳化是推动高质量发展的关键环节。在绿色转型助推高质量发展过程中,小微企业面临绿色融资困境,其发展受到严重制约^[3]。小微企业在增加灵活就业、促进绿色技术创新和绿色转型中起着十分重要的作用。我国政府一直十分重视小微企业融资约束问题,提出了诸多举措以缓解小微企业的融资约束。

绿色金融发展能给企业提供低融资成本通道,创造低融资风险环境,为小微企业解决融资难题提供了新思路。绿色金融发展能否有效缓解小微企业融资困境?如何完善绿色金融体系以促进小微企业绿色转型?这些问题的研究无疑具有十分重要的理论意义和现实意义。

国内外学者关于绿色金融发展影响企业融资约束的相关研究主要集中在以下几个方面。第一,阐述了绿色金融发展对企业绿色融资的作用。传统金融发展可间接降低环境污染,但其盈利目的会加重企业融资约束程度从而阻碍其绿色转型,而环境规制政策协同传统金融发展能促进企业绿色转型^[4-7]。作为市场手段的补充,绿色金融能缓解生态产业的融资约束从而实现经济的持续发展^[8]。第二,探讨了绿色金融政策对企业融资约束的影响。绿色金融发展离不开政策支持,因而绿色金融发展主要通过落实绿色金融政策影响企业融资约束^[9]。一

些研究发现,政府干预形成的金融摩擦会导致流动性约束,部分政策的倾斜加剧了企业的融资难度,如排污费政策、环境管制强度、绿色信贷政策等绿色金融政策会加剧重污染企业的融资约束,此影响效果因企业所有权不同产生差异^[10-13];绿色金融政策引导的环境信息披露制度能降低企业融资成本,从而缓解生态产业的融资约束^[14-15]。由此看出,绿色金融政策具有两面性:绿色金融政策既可加剧棕色企业融资约束,也可缓解绿色企业融资约束^[16-17]。第三,分析了绿色金融工具和绿色金融产品创新对企业融资约束的影响。绿色金融包括绿色信贷、绿色债券、绿色基金、碳金融等,绿色金融发展可以通过创新绿色金融工具影响企业融资约束^[18]。绿色金融产品的规模扩大和种类创新对企业融资约束的积极影响持续深入,如绿色债券、绿色发展基金等产品可从多方面缓解企业融资约束^[19-20]。因此,加强金融机构、政府与企业绿色金融的联动能促进绿色金融发展^[21-22]。

总的来看,目前理论界关于绿色金融发展与企业融资约束的相关研究主要集中在绿色金融概念及评价体系以及绿色金融政策对企业融资约束的影响等方面,绿色金融的内涵更加明确且不断丰富,绿色金融评价体系不断完善,绿色金融政策、绿色金融产品等对企业融资约束的影响进行了较深入分析。但关于绿色金融发展对小微企业融资约束的影响及其传导机制研究相对较少且不系统。本文基于2009—2020年中国上市小微企业数据,采用控制双固定效应模型探究绿色金融发展对小微企业融资约束的影响,以期缓解小微企业融资困境寻找新的出路。

二、绿色金融发展影响小微企业融资约束的机理

融资的“啄食顺序理论”认为,内外部融资差异会形成融资约束。而绿色金融发展在政府、金融机构、企业、公众的四方联动过程中,能改善企业的经营状况,小微企业外部融资难的困境也能得以改变。具体来说,绿色金融发展对小微企业融资约束的影响主要体现在以下几个方面。

第一,绿色金融发展能够直接有效缓解小微企业融资约束。具体来说,绿色金融发展通过出台并落实绿色发展政策鼓励绿色创新,创造良好的绿色声誉环境引导市场行为,号召绿色行为引导社会资本流向,从而降低小微企业绿色投融资活动的风险和融资成本;同时,通过扩大产品供给规模提供低融资成本通道,降低小微企业融资活动的成本,缓解其融资约束;而且绿色金融产品的创新能增添生态补偿市场化的途径和方法,为小微企业提供多样化的融资渠道,带来更多便利。

第二,绿色金融发展通过增强小微企业盈利能力、营运能力和扩大企业规模来提高其外部融资能力,从而缓解小微企业融资约束。绿色金融政策的实施向公众传递出对绿色企业利好的政策信号,有助于鼓励公众绿色行为,刺激公众的绿色产品需求和绿色投资需求,促进社会资本流向绿色小微企业,从而提高绿色小微企业的盈利能力;绿色金融发展能降低企业绿色投融资风险,有助于小微企业增加绿色创新投入,从而提高其产品竞争力,增强其盈利能力。另外,在经济社会绿色转型的大背景下,绿色金融政策为绿色小微企业提供了更多的投资机会,使小微企业的绿色产品投入能加快资金回笼,提高资金使用效率;绿色金融产品通过提供更低的融资成本和拓宽融资渠道来降低企业的生产成本,从而增强小微企业的营运能力。也就是说,绿色金融发展有利于社会资本和金融资本注入绿色小微企业,使其规模扩张,盈利能力、营运能力增强,从而使其融资能力得以

提升。

第三,经济增长在绿色金融发展缓解小微企业融资约束中起抑制作用。经济增长与金融发展通过恶化期限错配问题加重融资约束程度,而融资约束反过来也会制约我国低碳经济发展。在短期内,绿色金融政策的推行可能会暂时牺牲地方经济的增长速度,地方政府为追求“政绩最大化”可能会放松对污染企业的监管,使绿色金融政策短期内难以产生明显效果,绿色小微企业融资约束问题可能因政策执行不力在短期内不能得到有效缓解。由于企业绿色创新投入周期长、见效慢,政府更倾向于增加环保治理支出而不是对绿色小微企业给予环保补贴;金融机构对企业绿色创新投入的投资意愿也不高,从而使绿色金融发展政策短期内难以达到预期效果,绿色小微企业融资约束问题可能因政策执行不力和金融机构盈利性目的在短期内难以得到有效缓解。因此,地方政府追求经济高速增长与传统金融业的持续扩张会抑制绿色金融发展对小微企业融资约束的缓解作用。

三、绿色金融发展影响小微企业融资约束的实证分析

理论分析表明,绿色金融发展会对小微企业融资约束产生影响。本文首先选取绿色金融发展评价指标并对初始样本进行处理,然后运用双固定效应模型实证分析绿色金融发展与小微企业融资约束水平的关系,再通过中介效应模型探究绿色金融发展对小微企业融资约束的传导途径,最后通过调节效应模型检验宏观环境的调节作用。

(一)指标选取与数据来源

1. 指标选取

本文选取的变量主要有解释变量、被解释变量、中介变量、控制变量等。

解释变量测度指标为省际绿色金融发展指数、企业现金流变动。本文借鉴尹子擘、乔琴

等^[23-24]构建的绿色金融评价指标并增加代表绿色金融政策的宏观指标,构建包含宏观和微观指标的省际绿色金融指数综合评价体系。同时,WW 指数作为被解释变量即企业融资约束指数的衡量指标^[25],WW 指数评价体系如表 1 所示。

中介变量为营业毛利率、总资产周转次数、企业规模,以对应企业盈利能力、营运能力、企业规模等企业融资约束的重要影响因素^[26-29]。

控制变量包括企业、地区经济发展等特征

变量。由于各个企业特征不同,其在应对经营现金流的变化时融资约束敏感性也不尽相同。因此,本文借鉴王康仕等^[21]的做法,采用企业现金流状况、销售增长率、资产负债率、资产净利率、流动比率、企业固定资产占比等表示企业特征变量;地区经济发展特征变量包括省份人均 GDP、省份金融业发展水平。

最终解释变量、被解释变量及变量定义如表 2 所示。

表 1 绿色金融、WW 指数评价体系

一级指标	二级指标	表征指标	指标说明	指标属性
省际绿色金融发展指数	绿色信贷	高耗能产业利息支出占比	高耗能工业产业利息支出/工业利息总支出	—
	绿色投资	环境污染治理投资占 GDP 比重	环境污染治理投资/GDP	+
	绿色保险	农业保险深度	农业保险支出/农业总产值	+
	政府支持	财政环境保护支出占比	财政环境保护支出/财政一般预算支出	—
WW 指数	<i>DDiv</i>	支付股利	虚拟变量,当企业支付股利的时候为 1,否则为 0	—
	<i>IRG</i>	行业营业收入增长率	(当期行业营业收入—上一期行业营业收入)/上一期行业营业收入	—
	<i>RG</i>	销售增长率	(当期营业收入—上一期营业收入)/上一期营业收入	+
	<i>Lev</i>	资产负债率	总负债/总资产	—

表 2 绿色金融对小微企业融资困境影响的变量说明

变量符号	变量名称	定义
ΔCF	企业现金流变动	(第 t 年现金流—第 $t-1$ 年现金流)/第 t 年总资产
WW	WW 指数	
GF	省际绿色金融发展指数	
GM	营业毛利率	(营业收入—营业支出)/营业收入
SALE	总资产周转次数	营业总收入/总资产
SIZE	企业规模	总资产的自然对数
PGDP	省份人均 GDP	各省份的人均 GDP 取自然对数
DF	省份金融业发展水平	各省金融业生产总值/地产生生产总值
CF	企业现金流状况	经营活动产生的现金流/营业收入
RG	销售增长率	(当期营业收入—上一期营业收入)/上一期营业收入
DA	资产负债率	总负债/总资产
ROA	资产净利率	净利润/总资产
LA	流动比率	流动资产/流动负债
FC	企业固定资产占比	期末固定资产/期末总资产

2. 数据来源与处理

2008 年,兴业银行成为中国首家采纳赤道原则的金融机构,以此标志我国绿色金融发展

进入新阶段。因此,本文选取中国 2009—2020 年的上市小微企业数据,并对初始样本进行如下处理:(1)剔除金融行业样本、ST 样本;(2)剔

除主要变量中有缺失值的样本;(3)筛选出符合《统计上大中小微型企业划分办法》要求的小微企业;(4)为消除极端值影响,本文对数据中的连续变量进行1%水平上的缩尾处理^[6]。在Stata中经过以上操作,最终得到648个有效样本数据。

本文所需数据均源于各年份《中国统计年鉴》、各省份《统计年鉴》《中国保险年鉴》以及国泰安(CSMAR)数据库。

(二)指数测算与模型建立

本文首先测算我国省际绿色金融发展指数和WW指数,再构建双固定效应模型、中介效应模型、调节效应模型分析绿色金融发展影响小微企业融资约束的传导途径。

1. 指数测算

本部分采用熵值法和灰色预测模型测算省际绿色金融发展指数。首先,使用Stata软件对绿色金融发展的二级指标数据构建数据矩阵;其次,进行非负数化处理,并计算各指标的信息熵、权重;最后,得到加权平均值的综合得分。为满足数据的时效性,本文在熵值法计算的基础上,运用灰色预测模型GM(1,1),并使用Matlab软件对未来三年的省际绿色金融发展指数进行预测建模。

同时,借鉴Whited等^[25]的方法构建WW指数,如式(1)所示。

$$WW_{i,t} = -0.091 \times CF_{i,t} - 0.062 \times DDiv_{i,t} - 0.021 \times Lev_{i,t} - 0.044 \times Size_{i,t} + 0.102 \times IRG_{i,t} - 0.035 \times RG_{i,t} \quad (1)$$

2. 模型构建

为消除个体差异和时间效应,本部分借鉴现金—现金流模型,选择控制个体和时间的双固定效应模型^[26];同时,采用偏差校正的百分位Bootstrap法,参考温忠麟等^[30]的方法,构建中介效应模型以检验企业盈利能力、营运能力、企业规模等中介变量对绿色金融发展缓解小微企业融资约束水平的影响,设定样本量重复1000次,在95%的置信区间下进行检验。本文预测,在偏差校正的百分位Bootstrap中介

检验结果中,营业毛利率、总资产周转次数、企业规模的间接效应置信区间不包含0。

双固定效应基准模型,如式(2)所示。为进一步探究绿色金融对企业融资约束水平的影响,在式(2)中引入省际绿色金融发展指数与小微企业现金流量的交乘项($GF_{i,t} \times CF_{i,t}$),构建控制个体和时间的双固定效应模型,如式(3)所示。

$$\Delta CF_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 CF_{i,t} + \beta_5 Controls_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$\Delta CF_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 CF_{i,t} + \beta_2 GF_{i,t} \times CF_{i,t} + \beta_3 GF_{i,t} + \beta_5 Controls_{i,t} + \delta_i + \mu_t + \epsilon_{i,t} \quad (3)$$

在式(2)、(3)中, β_1 反映企业面临的融资约束水平, β_1 值越大,代表融资约束程度越高。交乘项($GF_{i,t} \times CF_{i,t}$)系数 β_2 代表绿色金融发展对企业融资约束的影响,如果 β_2 显著为负,则表明绿色金融发展能够有效解决小微企业的融资约束难题,本文预测该模型系数 β_2 显著为负。

为分析经济增长的调节作用,检验金融业发展的传导作用,在式(3)中引入三重交叉项,具体模型如式(4)和式(5)所示。

$$\Delta CF_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 CF_{i,t} + \beta_2 GF_{i,t} \times CF_{i,t} + \beta_3 GF_{i,t} + \beta_4 GF_{i,t} \times CF_{i,t} \times PGDP_{i,t} + \beta_5 Controls_{i,t} + \delta_i + \mu_t + \epsilon_{i,t} \quad (4)$$

$$\Delta CF_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 CF_{i,t} + \beta_2 GF_{i,t} \times CF_{i,t} + \beta_3 GF_{i,t} + \beta_4 GF_{i,t} \times CF_{i,t} \times DF_{i,t} + \beta_5 Controls_{i,t} + \delta_i + \mu_t + \epsilon_{i,t} \quad (5)$$

在式(4)、(5)中,交乘项系数 β_4 代表经济增长、金融业发展的调节效应,本文预测该模型系数 β_4 显著为正。

(三)实证检验及结果分析

本部分首先测算2009—2020年省际绿色金融发展指数和WW指数;然后对绿色金融发展缓解小微企业融资约束进行影响机制检验;最后通过分组检验进一步探讨绿色金融发展影响小微企业融资约束的异质性因素。

1. 指数测算结果和描述性统计分析

本部分经过指数测算最终得到2009—

2020 年 30 个省份(西藏、香港、澳门、台湾等地区数据缺失)的省际绿色金融发展指数。同时,测算 WW 指数,最终得到 584 个有效的 WW 指数样本。对测算指标及其他指标数据进行描述性统计分析,可初步分析数据特征。

描述性统计结果^①表明:第一,企业现金流量波动较大。企业现金流量变动的均值为 0.015,其最大值为 3.953,最小值为 -1.908,标准差为 0.455,说明不同的小微企业间融资约束水平存在较大差异。第二,绿色金融发展指数地区间差异较大。绿色金融发展指数的 1/2 分位数为 0.211,3/4 分位数为 0.289,说明超过 50%的企业所处地区的绿色金融发展水平没有达到平均发展水平,只有超过 25%的企业所处地区的绿色金融发展水平远远超过平均发展水平,表明绿色金融在各地发展不平衡。同时,绿色金融发展指数的均值为 0.238,标准差为 0.143,中位数为 0.211,与平均值接近,说明企业所处地区的绿色金融发展水平的分布偏度很小,数据比较合理。第三,经济增长与金融业发展数值的差异较大。人均产出的最小值为 9.457,最大值为 12.010,说明企业所在地区的经济发展水平差异较大;金融业发展程度的最小值为 0.022,最大值为 0.199,说明企业所在地区的金融业发展水平有所差别。通过分析和比较其他变量数据的平均值和标准差,说明数据整体性比较合理。

2. 基准回归分析

为检验绿色金融发展对小微企业融资约束的影响,本部分对双固定效应模型进行以下处理:不考虑绿色金融发展、考虑绿色金融发展水平但未加入控制变量、考虑全部变量、对潜变量中心化,回归结果如表 3 所示。

由表 3 可以看出:第一,小微企业普遍面临融资约束困境。表 3 中 CF 系数均在 1%的水平上显著为正,说明长时期内小微企业面临的外部融资门槛较高,更多地选择内部融资。第二,绿色金融发展对小微企业融资约束水平存在显著负面影响。表 3 第(2)列中交乘项(GF

$\times CF$)系数为 -2.484,且在统计学上呈 1%水平显著;第(3)列中交乘项($GF \times CF$)系数为 -2.522,且在统计学上呈 1%水平显著。两个交乘项系数与 CF 系数符号相反,表明绿色金融发展能够有效缓解小微企业融资约束。此外,表 3 第(1)列中 CF 系数为 0.905,第(4)列中 CF 系数为 0.800,数值相比较小,说明绿色金融发展使小微企业融资约束水平变低,强有力地证明了绿色金融发展有助于缓解小微企业融资难问题。

表 3 绿色金融对小微企业融资约束影响的基准回归结果

变量	(1) ΔCF	(2) ΔCF	(3) ΔCF	(4) ΔCF
CF	0.905*** (13.000)	1.298*** (6.973)	1.400*** (7.797)	0.800*** (10.291)
$GF \times CF$		-2.484*** (-2.815)	-2.522*** (-2.982)	
$\bar{GF} \times \bar{CF}$				-2.522*** (-2.982)
$Constant$	1.314 (0.351)	-0.021 (-0.174)	0.797 (0.213)	0.786 (0.210)
控制变量	Yes	No	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
样本数	648	648	648	648
R^2	0.329	0.243	0.343	0.343
调节 R^2	0.046	-0.057	0.062	0.062

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

3. 中介效应检验

本部分采用偏差校正的百分位 Bootstrap 法进一步分析绿色金融发展通过提高企业盈利能力、营运能力和扩大企业规模缓解小微企业融资约束的传导途径。中介效应检验结果如表 4 所示。

由表 4 可以看出:第一,绿色金融发展可以提高企业盈利能力进而缓解小微企业融资约束。以营业毛利率为传导渠道的间接影响的 95%置信区间下限为 -0.017、上限为 -0.002,置信区

间不包含 0,说明间接影响显著;而其直接影响的 95%置信区间下限为-0.054、上限为 0.034,置信区间包含 0,因此直接影响不显著。

第二,绿色金融发展通过增强企业营运能力缓解小微企业融资约束。以总资产周转次数为中介,其间接影响的置信区间下限为 0.000 2、上限为 0.015,置信区间不包含 0,说明间接影响显著;而其直接影响的置信区间下限为-0.057、上限为 0.036,置信区间包含 0,因此直接影响不显著。

第三,绿色金融发展有助于企业规模扩张,从而缓解小微企业融资约束。以企业规模为传导途径,其间接影响的置信区间下限为 0.000 2、上限为 0.106,置信区间不包含 0,说明间接影响显著;其直接影响的置信区间下限为-0.057、上限为 0.029,置信区间包含 0,因此直接影响不显著。

中介效应检验结果表明,企业盈利能力、营运能力和企业规模等对绿色金融发展缓解小微企业融资约束的作用是间接的。

表 4 绿色金融对小微企业融资约束影响的中介效应

中介变量	直接影响		95%置信区间		间接影响		95%置信区间	
	系数	t 值	下限	上限	系数	t 值	下限	上限
营业毛利率	-0.008	-0.401	-0.054	0.034	-0.007**	-2.177	-0.017	-0.002
总资产周转次数	-0.008	-0.383	-0.057	0.036	0.007*	1.817	0.000 2	0.015
企业规模	-0.008	-0.373	-0.057	0.029	0.059**	2.237	0.000 2	0.106

4. 调节效应检验

本部分进一步检验经济增长、金融业发展等对绿色金融发展缓解小微企业融资约束的调节作用,结果如表 5 所示。

由表 5 可以看出:第一,经济高速增长会抑制绿色金融发展对小微企业融资约束的缓解作用。表 5 第(1)列中交乘项($PGDP \times GF \times CF$)系数在 10%的水平上显著为正,说明经济增长水平越高,绿色金融发展缓解小微企业融资约束作用的效果会越弱。因此,在我国经济向绿色转型的过程中,应注重经济高速增长与高质量发展的有效衔接,避免经济高速增长带来的环境破坏。第二,金融业的持续扩张会影响绿色金融发展对小微企业融资约束的缓解效果。表 5 第(2)列交乘项($DF \times GF \times CF$)系数在 1%的水平上显著为正,说明绿色金融福利性目的与传统金融业纯粹盈利性目的相背离。也就是说,金融业扩张越深入,越不利于发挥绿色金融缓解小微企业融资约束的作用,因而有必要进行金融业结构优化以适应绿色金融发展。

表 5 经济增长、金融业发展对绿色金融发展缓解小微企业融资约束的调节效应

变量	(1)	(2)
	ΔCF	ΔCF
CF	1.755*** (17.781)	1.676*** (20.254)
GF×CF	-13.973** (-2.064)	-3.614*** (-8.545)
PGDP×GF×CF	1.000* (1.680)	
DF×GF×CF		13.885*** (2.692)
Constant	-0.402 (-0.125)	-0.487 (-0.152)
控制变量	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes
样本数	648	648
R ²	0.516	0.521
调节 R ²	0.307	0.314

5. 异质性检验

本部分在基准回归基础上,按产权性质将

样本分为国有小微企业和非国有小微企业；同时，根据国家统计局公布的《高技术产业划分标准》，将样本分成非高技术小微企业和高技术小微企业，高技术企业再分为高技术制造小微企业与高技术服务小微企业，然后基于企业产权性质和产业性质对绿色金融发展影响小微企业融资约束进行异质性分析，结果如表 6 所示。

由表 6 可以看出：第一，相比国有小微企业，非国有小微企业面临的融资约束程度更高。在表 6 第(1)、(2)列中，非国有企业中 CF 系数比国有企业更显著且数值更大，说明非国有小微企业面临更强的融资约束程度，因此，在经济转型中应更关注非国有小微企业的发展。第二，绿色金融发展对非国有小微企业的影响程度更深。国有企业样本的交乘项($GF \times CF$)系数未通过显著性检验，而非国有企业样本的交乘项系数在统计学上呈 1% 水平显著为负且绝对值比总样本大，这说明绿色金融发展不会影响国有企业融资约束水平，但能有效缓解非国

有小微企业的融资约束。因此，非国有小微企业是绿色金融发展的重点关注对象。第三，相比高技术小微企业，绿色金融发展对非高技术小微企业的影响程度更深。表 6 第(3)、(4)列中，高技术产业样本的交乘项系数未通过显著性检验，非高技术小微企业的交乘项($GF \times CF$)系数在 1% 的程度上显著为负，说明绿色金融发展能促进非技术型小微企业向技术型企业转型。第四，绿色金融发展对高技术服务小微企业的影响效果更显著。表 6 第(5)、(6)列中，高技术制造业样本的交乘项系数未通过显著性检验，高技术服务业样本的交乘项系数在 5% 的水平上显著为负。这可能是因为高技术制造业重资产性质使绿色金融发展缓解融资约束的效果不明显。而高技术服务业属于绿色金融发展的服务对象，如环境监测及治理服务产业等，这能使高技术服务业获取更低成本的融资渠道，从而促进其绿色创新投入，即绿色金融发展能有效缓解高技术小微服务企业融资约束并促进其绿色转型。

表 6 绿色金融发展对小微企业融资约束影响的异质性检验

变量	产权性质		产业性质			
	非国有	国有	非高技术	高技术	高技术制造	高技术服务
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	ΔCF	ΔCF	ΔCF	ΔCF	ΔCF	ΔCF
CF	1.512*** (6.883)	0.768* (1.720)	1.445*** (7.841)	2.479** (2.679)	2.193 (0.665)	2.093*** (3.805)
$GF \times CF$	-3.218*** (-3.196)	1.992 (1.094)	-2.593*** (-3.096)	-6.047 (-1.341)	0.061 (0.004)	-6.056** (-2.334)
$Constant$	0.479 (0.105)	2.700 (0.347)	0.817 (0.211)	10.952 (0.671)	53.025 (1.133)	-5.030 (-0.570)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Year	Yes	Year	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本数	460	188	545	103	50	53
R^2	0.383	0.445	0.322	0.688	0.852	0.976
调节 R^2	0.101	0.090	0.040	0.294	0.277	0.886

6. 稳健性检验

本部分采用工具变量法和剔除部分样本法

对基准回归模型进行稳健性检验，结果如表 7 所示。固定效应模型能有效避免遗漏变量产生

的内生性问题,为进一步控制反向因果关系导致的内生性,本文将滞后一期省际绿色金融发展指数作为工具变量进行稳健性检验,并根据地区和年份剔除部分样本进行稳健性检验。首先,由于各地区绿色金融发展不平衡,因此选择处于发展程度相对较高地区的数据,如北京、广东、新疆、内蒙古、重庆、黑龙江、湖北、江苏等作稳健性检验;另外,由于绿色信贷数据在我国2012年出台《绿色信贷指引》后才可获得,此时高耗能产业利息支出占比具有现实意义,而受2020年新冠疫情的影响,绿色信贷数据不一定能够全面反映企业绿色创新情况,因而本文选择2012—2019年的动态平衡面板数据进行稳健性检验。经过上述样本处理后发现,所有结果中 CF 系数均在1%的水平上显著为正,说明小微企业普遍面临融资困境;交乘项($GF \times CF$)系数显著为负,说明绿色金融发展能有效缓解小微企业融资约束。该结论与前文实证分析结果一致,通过了稳健性检验。

表7 绿色金融对小微企业融资约束影响的
稳健性检验回归结果

变量	(1) ΔCF	(2) ΔCF	(3) ΔCF
CF	1.421*** (7.944)	1.774*** (5.431)	2.297*** (4.145)
$GF_{i,t-1} \times CF_{i,t}$	-2.817*** (-3.122)		
$GF_{i,t} \times CF_{i,t}$		-4.004*** (-2.713)	-4.881** (-2.133)
$Constant$	0.828 (0.221)	-4.778 (-0.496)	6.109 (0.889)
控制变量	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes
样本数	648	247	72
R^2	0.344	0.388	0.676
调节 R^2	0.063	0.041	0.466

四、结论及建议

本文在理论上阐述了绿色金融发展对小微

企业融资约束的影响,同时基于2009—2020年中国沪深两市上市小微企业数据进行了实证分析,得出如下研究结论。

第一,小微企业普遍存在融资难题,而绿色金融发展能有效缓解小微企业融资约束。具体来说,绿色金融发展主要通过提高小微企业盈利能力、营运能力和扩大企业规模等途径缓解小微企业融资约束,这为解决小微企业融资难题提供了新思路。

第二,经济高速增长和金融业持续扩张会抑制绿色金融发展对小微企业融资约束的缓解作用。这主要是由于我国环境质量与人均收入水平之间的关系目前还处在倒“U”型曲线的最高点甚至下降区域,两者仍处在负相关关系阶段。因而,经济增长和金融业发展影响了绿色金融发展缓解小微企业融资约束的效果。

第三,绿色金融发展越完善,越能有效缓解小微企业融资约束,且对非国有小微企业及非高技术小微企业影响效果更明显。相比较而言,非国有小微企业和非高新技术小微企业面临的经营风险和信用风险更高,更难从金融机构获得贷款。而绿色金融发展增强了金融服务的可获得性,有利于缓解非国有小微企业和非高新技术小微企业融资约束。

基于以上结论,本文提出以下相关建议。

第一,贯彻绿色发展理念。提倡绿色行为,鼓励绿色出行,呼吁绿色消费,激励绿色监督,这能从公众的需求端改变企业的生产行为,促进企业绿色转型;同时,加大人力资本培育力度,为企业绿色创新注入源源不断的人才。

第二,实施鼓励绿色金融产品创新的经济政策。政府为绿色小微企业在绿色创新和投资等方面提供更多便利和政策优惠,如税收减免、环保补贴等;采取监管措施,避免污染治理支出造成的兜底埋单现象;对提供绿色融资便利的金融机构实施补贴等,鼓励金融机构为小微企业提供绿色特别融资渠道;加大力度鼓励绿色金融产品创新,扩大绿色融资产品规模,促进绿色融资方式的多样化。

第三,优化金融业结构。鼓励传统金融机构进行绿色技术创新,加快数字化进程,发展绿色数字金融,促进金融业绿色转型;大力发展中小融资机构,消除非国有企业与国有企业融资环境的差别待遇,创造优良的市场环境,拓宽小微企业融资渠道;简化高技术产业的绿色融资贷款程序,鼓励高技术制造业加大绿色技术创新投入,继续促进高技术服务业绿色技术创新。

〔注释〕

① 由于篇幅限制,此章节不显示测算结果与描述性统计结果。

〔参考文献〕

- [1] 习近平.习近平著作选读(第1卷)[M].北京:人民出版社,2023:41.
- [2] 刘解龙.习近平生态文明思想体系的学理性阐释[J].长沙理工大学学报(社会科学版),2023(2):1-15.
- [3] 牛建芳.浅析企业绿色融资发展的现实困境及完善路径[J].金融发展研究,2019(2):91-92.
- [4] 刘国斌,方圆,杨思莹.金融发展、金融分权与城市环境污染抑制[J].济南大学学报(社会科学版),2021(2):91-102,159.
- [5] Soundarrajan P, Vivek N. Green finance for sustainable green economic growth in India [J]. Agricultural Economics, 2016, 62(01): 35-44.
- [6] 王康仕,孙旭然,王凤荣.绿色金融、融资约束与污染企业投资[J].当代经济管理,2019(12):83-96.
- [7] 张建鹏,陈诗一.金融发展、环境规制与经济绿色转型[J].财经研究,2021(11):78-93.
- [8] 陈金勇,舒维佳,牛欢欢.区域金融发展、融资约束与企业技术创新投入[J].哈尔滨商业大学学报(社会科学版),2020(5):38-54.
- [9] 信瑶瑶,唐珏岚.碳中和目标下的我国绿色金融:政策、实践与挑战[J].当代经济管理,2021(10):91-97.
- [10] 陈诗一,张建鹏,刘朝良.环境规制、融资约束与企业污染减排:来自排污费标准调整的证据[J].金融研究,2021(9):51-71.
- [11] 林伯强,潘婷.环境管制如何影响绿色信贷发展? [J]. 中国人口·资源与环境,2022(8):50-61.
- [12] 郭俊杰,方颖.绿色信贷、融资结构与企业环境投资[J].世界经济,2022(8):57-80.
- [13] 刘亦文,阳超,周韶成,等.绿色信贷政策对企业环境信息披露的影响研究[J].统计研究,2022(11):73-87.
- [14] 李建军.企业绿色创新、环境信息披露与银行信贷融资[J].武汉金融,2022(1):58-64.
- [15] 陈经纬,姜能鹏,李欣.“绿色金融”的基本逻辑、最优边界与取向选择[J].改革,2019(7):119-131.
- [16] Li Z H, Liao G K, Wang Z Z, et al. Green loan and subsidy for promoting clean production innovation[J]. Journal of Cleaner Production, 2018, 187: 421-431.
- [17] 陈国进,丁赛杰,赵向琴,等.中国绿色金融政策、融资成本与企业绿色转型:基于央行担保品政策视角[J].金融研究,2021(12):75-95.
- [18] 何茜.绿色金融的起源、发展和全球实践[J].西南大学学报(社会科学版),2021(1):83-94,226.
- [19] 张雪莹,吴多文,王缘.绿色债券对公司绿色创新的影响研究[J].当代经济科学,2022(5):28-38.
- [20] 岳娟丽,曾繁华,管鸿禧.我国政府绿色发展基金的投融资模式研究[J].贵州社会科学,2019(12):133-140.
- [21] 王康仕,孙旭然,王凤荣.绿色金融发展、债务期限结构与绿色企业投资[J].金融论坛,2019(7):9-19.
- [22] 武汉大学国家发展战略战略研究院课题组.中国实施绿色低碳转型和实现碳中和目标的路径选择[J].中国软科学,2022(10):1-12.
- [23] 尹子擘,孙习卿,邢茂源.绿色金融发展对绿色全要素生产率的影响研究[J].统计与决策,2021(3):139-144.
- [24] 乔琴,樊杰,孙勇,等.“一带一路”沿线省域绿色金融测度及影响因素研究[J].工业技术经济,2021(7):120-126.
- [25] Whited T M, Wu G J. Financial constraints risk[J]. The Review of Financial Studies, 2006, 19(02): 531-559.
- [26] Almeida H, Campello M, Weisbach M S. The cash flow sensitivity of cash[J]. The Journal of Finance, 2004, 59(04): 1777-1804.
- [27] 王家庭,赵亮.我国上市公司的融资约束及其影响因素的实证分析[J].产业经济研究,2010(3):77-84.
- [28] 程昔武,程静静,纪纲.信贷资源配置、财务风险与企业营运能力[J].北京工商大学学报(社会科学版),2021(3):66-78.
- [29] 李洪亚.融资约束、企业规模与成长动态[J].财经理论与实践,2013(4):11-17.
- [30] 温忠麟,叶宝娟.中介效应分析:方法和模型发展[J].心理科学进展,2014(5):731-745.