

绿色信贷与企业金融化:理论分析与实证检验*

胡文涛¹ 江鑫²

(1. 中国社会科学院生态文明研究所,北京 100710;

2. 中共安徽省委党校(安徽行政学院)工商管理教研部,安徽 合肥 230022)



内容提要:作为绿色金融体系的重要组成部分,绿色信贷政策改变了污染企业的信贷融资环境,其实施能否影响企业投资方向,抑制企业金融投机行为值得深入研究。本文基于2008—2020年A股上市公司数据,以《绿色信贷指引》的出台为研究背景,运用双重差分方法,分析了绿色信贷政策对企业金融化的影响及其机理。研究发现,绿色信贷政策抑制了污染企业通过金融渠道获利,降低了企业金融资产持有水平。从结构上来看,绿色信贷政策驱动污染企业减持短期投机性金融资产,但对长期金融资产影响不显著。作用机制分析表明,绿色信贷政策通过信贷约束和环境规制效应降低了污染企业信贷融资规模,加剧了企业融资约束,同时激励污染企业提高生产效率,进行绿色创新以实现绿色转型,进而有效抑制了企业金融投机动机。异质性检验显示,当企业性质为国有控股、银企关系较强、高管环保意识强时,绿色信贷抑制企业金融化效果不显著。本文研究加深了绿色信贷政策服务于实体经济高质量发展功能的理解,对完善绿色信贷政策也具有一定的借鉴意义。

关键词:绿色信贷 金融化 信贷约束 环境规制

中图分类号:F832 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—5766(2024)08—0140—17

一、引言

党的二十大报告中指出,“坚持把发展经济的着力点放在实体经济上”。然而,近些年传统的实体经济却面临着产品需求疲软、投资回报率低等发展困境,这导致非金融企业出于风险规避和资本逐利等动机,过多参与金融市场投资(金融资产)而实业投资(固定资产投资)下降(张成思和郑宁,2020)^[1],呈现出“脱实向虚”的趋势,本文把这种现象定义为企业金融化。2020年A股非金融上市公司持有金融资产总规模高达1.04万亿元。其中,污染行业83%的公司均持有金融资产,持有规模占比为24%,13%的公司金融资产占总资产比重超过10%^①。煤炭、钢铁、化工等污染型行业技术含量较低且属于资本密集型,在绿色发展背景下,面临着投资过剩和绿色转型双重经营挑战。金融市场为污染企业提供了新的盈利渠道,可能诱发企业过度金融化,这会阻碍污染企业绿色转型升级,挤出实体投资,阻碍生产效率提升,与绿色发展理念背道而驰(齐绍洲和段博慧,2022^[2];南晓莉和岳俐,2024^[3])。

在以银行为主导的金融体系下,企业可获得银行信贷资源的多寡对企业金融化行为具有显著影响。为了强化银行对信贷业务中环境风险管理,《绿色信贷指引》(简称《指引》)于2012年2月24日正式实施,

收稿日期:2023-02-27

* 基金项目:中国社会科学院“青启计划”“气候变化对企业绿色创新影响机制研究”(2024QQJH134);中国社会科学院创新重大项目“科技创新推动智能强国研究”(2023YZD019);中国社会科学院生态文明研究所—贵州省社会科学院合作项目“贵州技术创新体系构建与产业生态化研究”(STWM-HX-2022-011)。

作者简介:胡文涛,男,助理研究员,经济学博士,研究领域是绿色金融、绿色创新,电子邮箱:hwtxwhr@163.com;江鑫,女,讲师,博士研究生,研究领域是绿色财税理论与政策、绿色创新,电子邮箱:jiangxin199566@foxmail.com。通讯作者:江鑫。

① 该数据由作者根据本文金融化指标计算所得,上市公司财务数据来自于CNRDS数据库。企业金融资产包括交易性金融资产、衍生金融资产、发放贷款及垫款净额、可供出售金融资产净额、持有至到期投资净额、投资性房地产净额六个会计科目。

力求通过强化监管推动银行业等金融机构将环境风险纳入传统信贷业务中。《指引》作为推动绿色信贷政策落地的标志性文件,改变了污染行业信贷融资环境,对污染企业涉足金融投资具有重要的影响。《指引》自实施后受到高度关注,学界进行了大量讨论,绿色信贷显著抑制了重污染企业的投融资,使得重污染企业贷款利率增加、银行借款减少、贷款规模降低(苏冬蔚和连莉莉,2018^[4];蔡海静等,2019^[5])。与此同时,绿色信贷有效促进了重污染企业绿色转型,具体表现为促进了重污染企业增加环境投资、改善了企业环境社会责任、增进了企业绿色创新(郭俊杰和方颖,2022^[6];斯丽娟和曹昊煜,2022^[7];王馨和王营,2021^[8])。由此可看出,绿色信贷对污染企业具有信贷约束和环境规制双重效应,在政策影响下重污染企业能否通过致力于实体投资推动绿色转型以实现可持续发展,从而摆脱对短期金融投资收益的依赖?

关于环境政策对企业金融化的影响,当前学术界对此进行了一定的探索,尚未得出一致的结论。一方面,有学者指出,环境规制会降低污染企业通过主业获利的能力,在逐利动机驱使下,企业倾向于扩大金融类投资以保证现金流的稳定和获取足够的盈利(王书斌和徐盈之,2015^[9];蔡海静等,2021^[10];齐绍洲和段博慧,2022^[2]);另一方面,有学者认为,环境规制能够倒逼污染企业绿色转型,促使企业回归实体经济,从而抑制了企业金融化投资倾向(Liu, 2022^[11];胡珺和穆颜如,2022^[12];王波等,2022^[13])。上述研究在不同环境政策背景下得出了相异的结论,结论的差异来源于污染企业面对环境政策时的应对策略,即环境政策能否真正激发企业长期绿色发展的内在动力,而不会因为环境压力转而通过金融投资获取收益。不同于其他环境规制政策,绿色信贷兼具金融资源配置功能,既对污染行为产生信贷约束,同时又对绿色行为进行信贷支持。绿色信贷能否有效促进污染企业关注主业的绿色可持续发展,从而摆脱对金融投资收益的依赖有待实证检验。鉴于此,本文基于2008—2020年A股上市公司数据,以《指引》的出台为研究背景,采用双重差分方法,考察了绿色信贷政策对污染企业金融化的影响及其机理。

与现有研究相比,本文的边际贡献在于:一是为中国绿色发展背景下环境政策的实体经济效应提供了新的经验证据,本文以《指引》作为准自然实验,可以较好地识别绿色信贷政策与企业金融化间的因果关系,评估政策的实体经济效应。二是拓展了绿色信贷政策微观经济后果的相关文献,有助于加深绿色信贷政策内涵和效果的理解。本文研究对绿色信贷政策的实体经济效应理论进行了深化和补充。三是从实践意义上来看,为抑制企业金融化提供了一种新的政策思路,对完善我国绿色信贷政策的激励约束机制也具有一定启发意义。本文基于企业性质、银企关系、高管环保意识等企业特征对绿色信贷政策效果异质性影响的讨论,也为后续政策实施提供了一定的经验借鉴。

二、理论分析与研究假设

1. 绿色信贷与企业金融化

《指引》是银行业等金融机构实施绿色信贷的纲领性文件(陈诗一和李志清,2019)^[14],绿色信贷也是绿色金融领域最大的组成部分(王馨和王营,2021)^[8]。《指引》改变了银行业金融机构原有信贷结构和配置方向,直接影响了污染企业信贷融资,对污染企业涉足金融化业务产生重要影响。既有文献认为,实体企业金融化存在“投资套利”和“蓄水池”动机,两个经济效应具有显著差异,前者驱动下的企业金融化会对实体投资产生“挤出效应”,而出于预防储蓄持有金融资产则有助于企业平滑现金短缺产生的风险(杜勇等,2017^[15];余怒涛等,2023^[16])。污染企业既可能出于主业和金融业收益率差进行金融投资,又可能为了降低环境政策对现金流冲击的影响加大对金融资产的配置。绿色信贷政策强化了对银行信贷资源配置的监管,引导社会资本流向绿色领域,“倒逼”污染企业加大绿色相关的生产性投资,对金融类投资可能产生反向“挤出”效应。绿色信贷政策在功能上兼具金融资源配置与环境规制双重特性(陆菁等,2021)^[17],可能通过施加的信贷约束和环境规制两个方面反向“挤出”污染企业的金融资产投资。因此,本文提出如下假设:

H₁:绿色信贷的实施能够抑制实体企业金融化。

2.绿色信贷影响企业金融化的路径:信贷约束渠道

绿色信贷施加的信贷约束效应可以进一步区分为总量效应和结构效应。在总量效应影响下,信贷约束会降低企业滥用盈余资金进行金融投资行为。在结构效应影响下,绿色信贷对节能环保行为的信贷支持会推动企业加大环保投资,反向“挤出”金融投资。

考虑总量效应,绿色信贷推动银行将企业环境绩效作为信贷发放的标准,增加了污染行业内企业信贷融资成本,压缩了企业可获得的债务融资规模,加剧了企业债务融资约束。在银行为主导的金融体系下,银行贷款是企业最重要的融资来源(Chen等,2018)^[18]。现实中,企业也更倾向于利用借贷资金而非自身盈利购买金融资产(Kliman和Williams,2015)^[19],甚至一些企业存在使用银行借款从事“高利贷”业务的现象(杜勇等,2019)^[20]。绿色信贷政策对高耗能、高污染建设项目授信条件相对刚性的监管要求,使得污染企业在某些条件下即使付出超额融资成本也难以获得外部融资,截断了企业可从银行金融体系获取的信贷融资,使之面临的融资约束不断加剧。企业金融化本质上是对资金机会成本与收益动态权衡的结果(邵剑兵和李娜,2023)^[21],融资成本上升降低了污染企业可获得金融投资收益,抑制了企业在套利动机下配置金融资产。

如果绿色信贷政策只是一刀切地限制污染企业所有信贷融资,那么污染企业很可能由于信贷约束和环境治理成本上升转而强化金融投资行为。事实上,绿色信贷政策鼓励银行在信贷结构调整上支持污染企业通过清洁技术改造和升级来满足环保要求,鼓励企业转变原有投资方向,积极引导污染企业进行绿色转型投资,来实现企业绿色可持续发展(郭俊杰和方颖,2022^[6];舒利敏和廖菁华,2022^[22])。考虑结构效应,污染企业为了改善自身的融资困境会在后续投资中更为关注污染治理和绿色发展方面的投资建设,在资源有限的情况下,这些投资会对原有金融投资形成替代,减少公司持有的金融资产所占比重,通过优化投资结构进一步抑制企业金融化趋势。因此,本文提出如下假设:

H₂:绿色信贷政策具有信贷约束效应,通过降低污染企业信贷融资规模、加剧企业的融资约束抑制了实体企业金融化。

3.绿色信贷影响企业金融化的路径:环境规制渠道

绿色信贷对企业污染行为形成了较强的环境规制压力,向企业传递出绿色发展的强信号。在环境规制效应影响下,污染企业能否在长期中更加重视自身的可持续发展,通过加大绿色技术研发投入推动生产经营的绿色转型升级,是实体经济效应实现的关键。具体而言,绿色信贷环境规制效应主要通过绿色创新效应和生产效率提升效应抑制企业金融投资套利动机。

绿色信贷能够激发企业绿色创新动力,抑制企业金融投机套利行为。绿色信贷具有始端治理和全周期治理的特点,监督功能具有明确的指向性和长持续性(王馨和王营,2021)^[8]。在绿色信贷的强监督下,污染企业环境社会责任得到明显改善,环境投资显著增加,绿色创新水平得到提升(斯丽娟和曹昊煜,2022^[7];郭俊杰和方颖,2022^[6];周肖肖等,2023^[23])。绿色创新有助于污染企业降低环境合规成本,获取绿色竞争优势,但同时,绿色创新过程存在高度风险性,需要长期资金投入。在绿色信贷激励约束下,污染企业选择实施绿色创新战略,有助于企业克服管理层短视,削弱企业对短期金融投资的偏好。此外,在融资受限的情况下,污染企业绿色研发的资金投入也会对原有蓄水池中的金融资产形成一定的消耗。从长远来看,实施绿色创新战略,能够推动污染企业在绿色发展新视角下回归主业发展,从根源上抑制企业金融投机的倾向。

绿色信贷推动污染企业实现转型升级,提升生产效率,弱化了企业“投资替代”和“预防储蓄”的倾向。绿色信贷通过实施差异化、动态化的信贷政策,强化了企业的内外部监督,降低了企业代理成本,推动污染企业淘汰落后产能,刺激企业进行绿色投资,优化企业投资效率,最终实现生产效率的提升(陆菁等,2021^[17];Ma等,2024^[24];Guo和Zhang,2023^[25])。生产效率提升有助于改善污染企

业主投资回报,降低与金融业之间的利润差,从而弱化企业金融化的“投资替代”动机。污染企业转型升级的实现和经营上的改善,有助于缓解企业面临的融资约束,改善企业整体融资环境,从而降低企业出于“预防性储备”需求去配置金融资产的规模。基于上述分析,本文提出如下假设:

H₃:绿色信贷政策具有环境规制效应,通过激励污染企业实施绿色创新战略、提升企业生产效率抑制了实体企业金融化。

综上,本文的理论分析框架如图1所示。

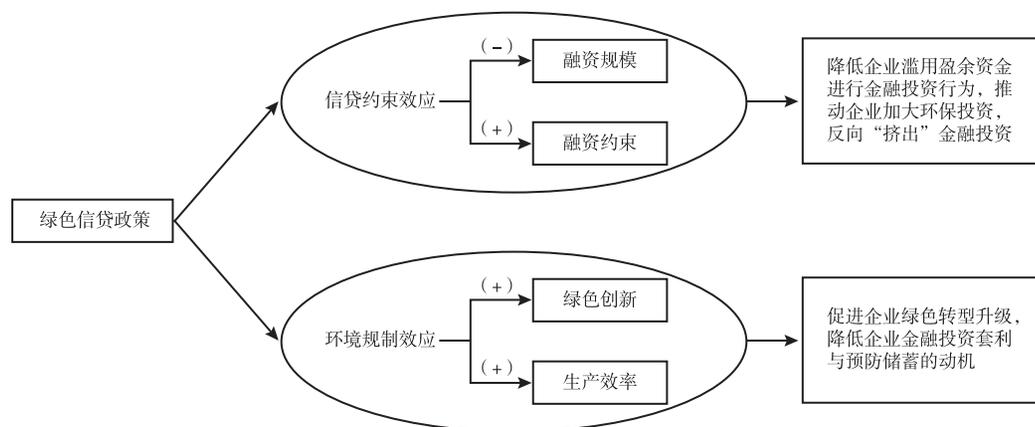


图1 理论分析框架

三、实证策略与数据说明

1. 样本选择与数据来源

本文以2008—2020年中国上市公司为研究样本,上市公司基本信息与财务数据主要来自中国研究数据服务平台(CNRDS)。本文对上市公司数据进行了如下处理:对变量进行了1%双边缩尾;剔除样本期内出现ST、*ST的公司数据;剔除资产负债率大于1或小于0的样本;剔除金融和房地产行业的公司数据;剔除关键财务指标缺失的样本。

2. 模型设定

为验证绿色信贷对企业金融化的影响,基于《指引》出台的外生冲击,利用双重差分模型,构建的基准回归方程如下:

$$Finratio_{it} = \delta + \beta Policy_{it} + \gamma Controls_{it} + \mu_i + \varphi_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, i,t 分别表示企业和年份。 $Finratio_{it}$ 是被解释变量,表示企业金融化程度。 $Policy_{it}$ 是核心解释变量,当企业属于受绿色信贷政策限制行业时且样本年份在2012年以后 $Policy_{it}=1$,否则 $Policy_{it}=0$ 。估计系数 β 表示了本文试图识别的因果关系,如果 β 显著且小于0,则说明绿色信贷政策能够显著抑制企业金融化。 $Controls_{it}$ 表示一组公司层面的控制变量,包括企业规模、年龄等。 μ_i 和 φ_t 分别表示企业固定效应及年份固定效应。 ε_{it} 是随机误差项。

3. 变量定义

(1)企业金融化程度。当前主流文献测度企业金融化主要有两类:一是按照金融资产收益比例;二是按照金融资产持有比例。因此,本文借鉴张成思和张步层(2016)^[26]、刘贯春等(2020)^[27]的做法,使用上市公司金融渠道获利与营业利润的比值来衡量企业金融化程度^①,用 $Finratio1$ 来表示。同时,将企业金融资产持有比例作为稳健性检验的一部分,参考杜勇等(2017)^[15]、谭德凯

① 张成思和张步层(2016)^[26]研究发现,当营业利润为负值时,计算单个上市公司的金融化程度会出现误差,因此,本文剔除营业利润为负值的样本。其中,金融渠道获利为非金融企业投资收益、公允价值变动损益以及其他综合收益等会计科目的加总额。

和田利辉(2021)^[28]的做法,采用资产科目中金融投资资产与总资产的比值衡量企业金融化程度(*Finratio2*)^①。

此外,非金融企业参与进行影子银行业务,本质上也是一种投资活动,只不过更隐蔽,是一种隐形金融化行为(张成思等,2020)^[29]。本文参考李建军和韩珣(2019)^[30]的做法,使用委托贷款、委托理财和民间借贷之和占总资产的比重反映企业隐形金融化程度,用*LoanFins*来表示,其中民间借贷用“其他应收款科目”来替代,数据均来自于CNRDS。

(2)绿色信贷政策。绿色信贷政策为本文的核心解释变量,用*Policy*来表示,受政策影响的行业内企业为处理组,其他企业为对照组。对处理组的识别,本文参考了王馨和王营(2021)^[8]的做法,并基于对《指引》《绿色信贷实施情况关键评价指标》《绿色信贷工作的意见》等文件理解,确定了以石油和天然气开采业、黑色金属矿采选业等为代表的高污染和高耗能行业作为受绿色信贷政策限制行业,即本文的处理组。以2012年《指引》的出台作为政策生效年份,它是中国首个专门针对绿色信贷实施的政策文件,对国内所有银行机构进行绿色信贷业务具有指导意义(陈诗一和李志清,2019)^[14]。将划分处理组与对照组的变量*Treat_i*与划分政策实施前后的变量*Post_t*交乘,其结果就是本文的核心解释变量*Policy_{it}*。

(3)控制变量。为控制潜在的遗漏变量对本文估计结果的影响,参考现有文献的做法(谭德凯和田利辉,2021^[28];郭俊杰和方颖,2022^[6]),引入了一组可能影响企业金融投资决策和资产配置的因素。企业规模(*Size*),用企业期末总资产的自然对数衡量。企业年龄(*Logage*),用样本当期年份与企业成立年份差额加1的自然对数衡量。资产负债率(*Asdebat*),用期末总负债/期末总资产衡量。资产收益率(*ROA*),用净利润/期末总资产衡量。营业收入增长率(*Growth*),用本年营业收入与前一年营业收入比值减1衡量。资产结构(*Fixratio*),用期末固定资产总额与期末总资产的比值衡量。公司治理层面控制变量包括股权集中度(*TOP*)和两职合一(*Dual*),用公司第一大股东持股比例和董事长是否兼任CEO来衡量。表1列示了各变量的定义。

表2列示了主要变量描述性统计结果,企业金融化的平均值0.1867,最大值为5.8159,标准误为0.8737,说明中国上市公司通过金融资产配置获利较大,总体金融化程度较高,企业之间金融化程度存在明显差异。

表1 变量定义

变量	变量名称	变量符号	变量定义
被解释变量	金融化程度1	<i>Finratio1</i>	金融渠道获利/营业利润
	金融化程度2	<i>Finratio2</i>	金融投资资产/期末总资产
	隐形金融化程度	<i>LoanFins</i>	(委托贷款、委托理财+民间借贷)/期末总资产
解释变量	绿色信贷政策	<i>Policy</i>	当年受绿色信贷的影响企业为1,否则为0
控制变量	企业规模	<i>Size</i>	期末总资产的自然对数
	企业年龄	<i>Logage</i>	当期年份与企业成立年份差额加1的自然对数
	资产负债率	<i>Asdebat</i>	期末总负债/期末总资产
	资产收益率	<i>ROA</i>	净利润/期末总资产
	营业收入增长率	<i>Growth</i>	本年营业收入与前一年营业收入比值减1
	资产结构	<i>Fixratio</i>	期末固定资产总额/期末总资产
	股权集中度	<i>TOP</i>	公司第一大股东持股比例
	两职合一	<i>Dual</i>	当董事长兼任CEO时取值1,否则取值0

① 金融投资资产主要包括上市公司资产负债表中交易性金融资产、衍生金融资产、发放贷款及垫款净额、可供出售金融资产净额、持有至到期投资净额、投资性房地产净额六个会计科目。

表 2 描述性统计

变量	样本数	均值	标准差	最小值	p50	最大值
<i>Finratio1</i>	29450	0.1867	0.8737	-2.7896	0.0231	5.8159
<i>Finratio2</i>	29450	0.0345	0.0708	0	0.0048	0.4114
<i>LoanFins</i>	29450	0.1088	0.2560	0	0	2.0472
<i>Policy</i>	29450	0.2226	0.4160	0	0	1
<i>Size</i>	29450	22.0086	1.2421	19.6734	21.8439	25.7397
<i>Logage</i>	29450	2.1974	0.7442	0	2.3026	4.1271
<i>Asdebat</i>	29450	0.408	0.2004	0.0501	0.3992	0.8753
<i>ROA</i>	29450	0.0261	0.0326	-0.0894	0.0239	0.1256
<i>Growth</i>	29450	0.1559	0.3727	-0.5637	0.1004	2.2065
<i>Fixratio</i>	29450	0.2124	0.1552	0.0023	0.1778	0.7669
<i>TOP</i>	29450	0.3471	0.1481	0.0838	0.3274	0.7584
<i>Dual</i>	29450	0.0153	0.1227	0	0	1

四、实证结果分析

1. 绿色信贷对企业金融化的影响

本文采用基准模型估计绿色信贷政策对企业金融化的影响,回归结果如表 3 所示。其中第(1)列未考虑其他遗漏变量影响的结果,结果显示,关键解释变量 *Policy* 前的估计系数均在 1% 水平下显著为负,表明绿色信贷政策对污染企业的金融化程度具有显著抑制作用。在加入控制变量之后,系数有微小变化,但仍旧在 1% 水平上保持显著。从经济含义上来看,绿色信贷政策的实施使得污染企业的金融化程度平均降低了 0.0928 个单位,与其平均值相比较下降了 49.71%,将近一半。因而,绿色信贷政策对企业金融化行为产生明显的抑制作用。进一步考虑绿色信贷对企业隐性金融化的影响,第(3)和(4)列结果显示,*Policy* 前的估计系数均在 1% 水平下显著为负,表明绿色信贷也能够显著降低企业隐性金融化程度。从影响程度来看,基于第(4)列估计结果,绿色信贷政策使污染企业的隐性金融化程度相对于均值平均降低 35.85%,具有十分显著的经济含义。

表 3 的回归结果支持了本文假设 H_1 成立,绿色信贷政策会减少企业在金融资产投资中的资金配置比例,降低企业的金融资产投资收益,抑制企业从事影子银行业务行为,有利于缓解企业“脱实向虚”的现象。

表 3 绿色信贷对企业金融化的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Finratio1</i>	<i>Finratio1</i>	<i>LoanFins</i>	<i>LoanFins</i>
<i>Policy</i>	-0.0888*** (0.0317)	-0.0928*** (0.0319)	-0.0315*** (0.0063)	-0.0353*** (0.0063)
<i>Size</i>		-0.0230 (0.0154)		-0.0076* (0.0041)
<i>Logage</i>		-0.0055 (0.0063)		-0.0186*** (0.0033)
<i>Asdebat</i>		0.1175* (0.0685)		-0.1781*** (0.0159)
<i>ROA</i>		1.0932*** (0.2195)		0.0652 (0.0602)

续表 3

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Finratio1</i>	<i>Finratio1</i>	<i>LoanFins</i>	<i>LoanFins</i>
<i>Growth</i>		-0.0703*** (0.0167)		-0.0095*** (0.0034)
<i>Fixratio</i>		-0.1118 (0.0785)		-0.0881*** (0.0188)
<i>TOP</i>		-0.3451*** (0.0988)		-0.0331 (0.0226)
<i>Dual</i>		0.0630 (0.0646)		0.0138 (0.0127)
常数项	0.2065*** (0.0071)	0.8037** (0.3315)	0.1088*** (0.0014)	0.4195*** (0.0899)
企业/年份固定效应	是	是	是	是
观测值	29450	29450	29450	29450
R ²	0.1619	0.1636	0.5080	0.5166

注: *、**、***分别表示在 10%、5%、1% 水平上显著;括号内为经过企业层面聚类调整的稳健标准误。下同

2. 绿色信贷对金融资产配置结构的影响

上文对企业金融化的检验,侧重于关注企业金融投资收益及影子银行业务开展情况,这一部分进一步深入分析绿色信贷对企业金融资产配置结构的影响。本文以各类金融资产占总资产的比例为被解释变量,表 4 第(1)~(6)列分别为交易性金融资产占比、衍生金融资产占比、发放贷款及垫款占比、可供出售金融资产占比、持有至到期投资占比、投资性房地产占比的影响。*Policy*前的系数在第(1)列、第(3)列、第(4)列保持显著,而在第(2)列、第(5)列、第(6)列时不显著。这表明,绿色信贷主要对企业的交易性金融资产、发放贷款及垫款、可供出售金融资产这三类流动性更强、也更具有投机性的金融资产具有显著影响,而对衍生性金融资产、持有至到期投资和投资性房地产影响不显著。这突出显示了绿色信贷对企业逐利行为的遏制作用,绿色信贷带来的信贷约束收紧效应从资金来源上减少了企业可用于金融投机的资金规模,环境规制效应则倒逼高污染、高耗能企业进行绿色转型,从根源上转变了企业金融投机倾向。在后文,本文将对绿色信贷的信贷约束效应和环境规制效应做进一步检验。

表 4 绿色信贷对企业金融资产配置结构的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Trade</i>	<i>Derasset</i>	<i>Loan</i>	<i>AvaiSale</i>	<i>Maturity</i>	<i>InvEstate</i>
<i>Policy</i>	-0.0020*** (0.0007)	-0.0000 (0.0000)	-0.0004*** (0.0002)	-0.0036** (0.0014)	0.0001 (0.0002)	0.0010 (0.0013)
<i>Size</i>	-0.0010 (0.0006)	0.0000 (0.0000)	-0.0002 (0.0001)	-0.0017 (0.0014)	0.0001 (0.0001)	-0.0082*** (0.0015)
<i>Logage</i>	-0.0031*** (0.0005)	0.0000 (0.0000)	-0.0000 (0.0001)	-0.0009*** (0.0003)	0.0000 (0.0000)	0.0007** (0.0003)
<i>Asdebat</i>	-0.0159*** (0.0024)	-0.0001 (0.0000)	0.0001 (0.0003)	-0.0016 (0.0075)	-0.0011*** (0.0003)	0.0047 (0.0056)
<i>ROA</i>	-0.0274*** (0.0103)	-0.0000 (0.0003)	-0.0024 (0.0018)	-0.0252* (0.0147)	-0.0005 (0.0011)	-0.0332** (0.0130)
<i>Growth</i>	0.0013** (0.0006)	-0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0001)	-0.0021 (0.0014)	-0.0001 (0.0001)	0.0010 (0.0008)

续表 4

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Trade</i>	<i>Derasset</i>	<i>Loan</i>	<i>AvaiSale</i>	<i>Maturity</i>	<i>InvEstate</i>
<i>Fixratio</i>	-0.0032 (0.0035)	-0.0000 (0.0000)	-0.0008** (0.0004)	-0.0132*** (0.0027)	-0.0000 (0.0003)	-0.0075 (0.0053)
<i>TOP</i>	0.0044 (0.0035)	-0.0000 (0.0001)	0.0005 (0.0005)	-0.0109** (0.0044)	-0.0000 (0.0005)	-0.0128** (0.0063)
<i>Dual</i>	0.0076* (0.0043)	-0.0000 (0.0000)	-0.0002 (0.0002)	-0.0026 (0.0019)	0.0001 (0.0001)	0.0037* (0.0020)
常数项	0.0441*** (0.0134)	-0.0002 (0.0002)	0.0040** (0.0020)	0.0585** (0.0289)	-0.0005 (0.0012)	0.1920*** (0.0331)
企业/年份固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	29450	29450	29450	29450	29450	29450
R ²	0.4922	0.1946	0.4618	0.4321	0.1997	0.6822

3. 稳健性检验

(1) 平行趋势检验及其动态效果分析。在绿色信贷政策实施之前,处理组与对照组间的企业金融化变动趋势没有明显差异是采用双重差分方法的前提条件。为此,本文使用事件研究法构建如下模型检验平行趋势是否满足:

$$Finratio_{it} = \sum_{k=-4}^{k=8} \beta_k Policy_{it}^k + \gamma Controls_{it} + \mu_i + \varphi_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, k 表示与 2012 年绿色信贷政策的年份距离, $Policy_{it}^k$ 表示一系列绿色信贷政策虚拟变量,若 $t - 2012 = k$, 则 $Policy_{it}^k = 1$, 否则为 0。将政策实施前一期作为基准期剔除,避免多重共线性,即 $k \neq -1$ 。

图 2 列示了估计值 β_k 及其 90% 的置信区间,政策实施之前各期估计系数 β_k 均不显著。这意味着在政策实施之前对照组与处理组的金融化变化趋势没有明显差异。政策实施之后,估计系数 β_k 在当期和第 1 期并不显著,但在第 2 期显著为负,第 1~3 期呈现出非常明显的递减趋势。从第 4 期后,估计系数 β_k 均显著为负,并且随着时间推移,系数大小保持大致不变的趋势。这些结果表明,绿色信贷政策对企业金融化的抑制作用在政策实施初期存在一定滞后性,随着政策逐步推进,这种抑制作用逐渐显现出来,并在长期中保持稳定。这种长期稳定政策效果的存在表明,在绿色发展导向的引领下,绿色信贷政策在未来可以进一步成为优化企业资产配置,同时遏制企业“脱实向虚”的有效金融政策工具。

(2) 替换金融化程度衡量指标及考虑其他经济因素。为检验指标衡量方式不同是否对本文估计结果稳健性产生影响,本文替换了对金融化的衡量方式。具体而言,参考杜勇等(2017)^[15]、谭德凯和田利辉(2021)^[28]的做法,本文根据资产科目中金融投资资产占总资产的比重衡量企业金融化程度。表 5 第(1)列估计结果显示, $Policy$ 前的系数仍在 1% 水平下显著为负,表明绿色信贷能够显著抑制企业的金融化水平,与基准回归结果一致。

进一步考虑到某些行业和宏观因素也可能影响到企业金融投资和资产配置。有些学者在研究企业金融化时考虑了经济发展水平、货币政策等行业或宏观因素(刘贯春等,2020^[27];谭德凯和田利辉,2021^[28]),但是,现实中无法穷尽所有行业或宏观层面的影响因素。因此,本文通过逐步引入行业一时间趋势和省份一年份固定效应以控制所有行业趋势与其他可能影响企业金融化变动趋势的宏观因素。结果如表 5 第(2)和(3)列所示,估计系数与基准回归结果的大小与方向没有明显改变,这进一步支持了本文基准回归结果估计的稳健性。

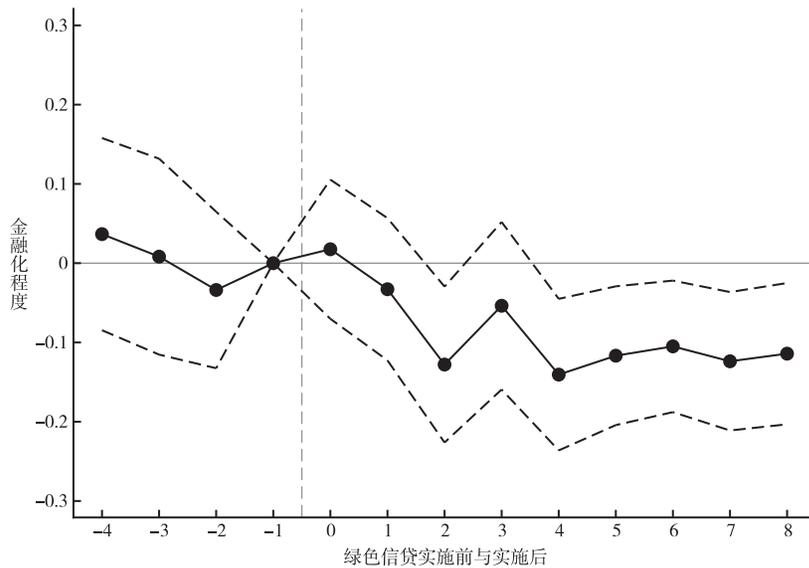


图2 平行趋势检验及其动态效果

注:实心圆圈和上下虚线分别代表模型(2)的估计系数及其90%置信区间

资料来源:作者整理

表5 替换金融化衡量指标及考虑其他经济因素

变量	<i>Finratio2</i>	<i>Finratio1</i>	<i>Finratio1</i>
	(1)	(2)	(3)
	替换金融化指标	考虑行业趋势	考虑宏观经济因素
<i>Policy</i>	-0.0061*** (0.0022)	-0.0789** (0.0328)	-0.0812** (0.0328)
控制变量	控制	控制	控制
常数项	0.1959*** (0.0370)	0.8259** (0.3310)	0.8562** (0.3344)
企业/年份固定效应	是	是	是
行业-时间趋势固定效应	否	是	是
省份-年份固定效应	否	否	是
观测值	29450	29450	29450
R ²	0.5955	0.1637	0.1788

注:控制变量与表3的第(2)列相同;表中只报告本文关注的变量结果,其他变量结果未报告,备案,下同

(3)安慰剂检验。为进一步减少难以观测并随时间变化的混淆因素干扰本文结果,本文参考Chetty等(2009)^[31]的做法,通过随机设置绿色信贷政策的处理组与对照组进行安慰剂检验。具体思路:在所有研究样本中随机抽取新的污染企业,重复抽取500次,从而得到500个绿色信贷政策效果的虚假估计系数。如果基准回归中真实的绿色信贷政策估计系数显著异于随机抽取得到的虚假估计系数,则表明不可观测因素并未对本文结果产生实质性影响。图3列示了随机抽取政策处理组进行回归得到的虚假估计系数,结果显示,这些“虚假”的估计系数所围成的核密度曲线在0两侧呈正态分布,并且显著异于基准回归中绿色信贷政策的真实估计系数0.0928。这排除了不可观测混淆因素对本文估计结果的影响,进一步加强了基准回归结果的可靠性。

(4)倾向得分匹配—双重差分法。在本文研究情境中处理组与对照组样本划分可能存在“自选择偏误”,为了检验这种偏误对本文估计结果的影响,本文采用倾向得分匹配的方法进行稳健性检验。具体而言,本文采用近邻1:3的匹配方式进行匹配,匹配结果满足平衡性检验条件,即匹配后所有控制变量在政策处理组与对照组之间的均值差异检验不显著。估计结果如表6第(1)列所

示,在使用倾向得分匹配后,模型估计系数的大小、方向及显著性均与前文基准回归结果保持较高的一致性,这意味着基准回归结果是稳健的。

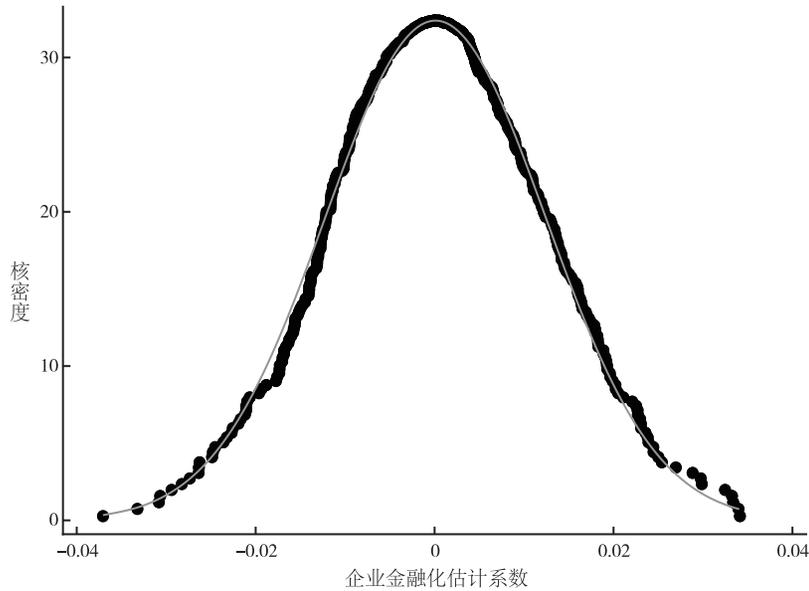


图3 安慰剂检验

表6 匹配方法和排除其他政策的影响

变量	<i>Finratio1</i>			
	(1) 倾向得分匹配法	(2) 低碳城市试点	(3) 碳排放交易市场	(4) 绿色金融改革
<i>Policy</i>	-0.1146** (0.0484)	-0.0938*** (0.0316)	-0.0942*** (0.0312)	-0.0928*** (0.0319)
<i>Carbon_city</i>		-0.0068 (0.0265)		
<i>Carbon_market</i>			-0.0109 (0.0407)	
<i>GF_Reform</i>				0.0203 (0.0559)
控制变量	控制	控制	控制	控制
常数项	0.4232 (0.4548)	0.8067** (0.3315)	0.8087** (0.3310)	0.8046** (0.3315)
企业/年份固定效应	是	是	是	是
观测值	17315	29450	29450	29450
R ²	0.2076	0.1636	0.1636	0.1636

(5)排除其他政策的影响。在样本研究期内低碳城市试点、碳排放交易市场试点以及绿色金融改革试验区等环境政策的出台可能也会影响企业金融化,导致本文对绿色信贷政策抑制企业金融化政策效果估计结果的偏误。首先,低碳城市试点政策作为一项综合性的环境规制政策,促进了试点城市节能减排及经济绿色低碳转型,在推动试点城市内企业提高全要素生产率与可持续发展能力上具有积极作用(王贞洁和王惠,2022)^[32]。这意味着低碳城市试点政策所带来的环境规制力度加强可能会影响本文基准回归结果。为排除这一因素影响,本文构造低碳城市试点政策的虚拟变量(*City*),将国家发改委在2010年和2012年公布的两批低碳城市试点地区设为1,否则设为0。表6第(2)列在考虑低碳城市试点政策后,绿色信贷政策的估计系数仍在1%水平上显著为负,且系数大小与基准回归结果基本一致。

其次,碳排放交易市场作为一项典型的市场型环境政策,准许企业进行碳排放权交易,有助于明确碳排放的市场价格,引导企业将资源配置在节能减排的生产流程优化与绿色工艺创新等实业投资方面,形成自身的绿色竞争优势。碳排放交易市场的实施也可能会抑制企业金融投机动机。为此,本文构造碳排放交易市场政策的虚拟变量(*Market*),将2013年碳排放交易试点省市设为1,其余设为0。表6第(3)列估计结果与基准回归结果基本保持一致。

同理,为排除绿色金融改革试验区对企业获取信贷资源以及实现绿色发展的引导效应,本文构造绿色金融改革试验区的政策虚拟变量(*GFinance*),将2017年国务院确定的衢州市、湖州市、广州市、贵阳市、安顺市、南昌市、九江市以及克拉玛依市8个城市^①设为1,其余设为0。表6第(4)列在考虑绿色金融改革试验区政策的影响后,发现绿色信贷政策变量前的估计系数依然与基准回归结果在大小、方向及显著性上不存在明显差异,这说明上述结果是稳健的。

五、机制检验

根据前文的理论机制分析,本文从信贷约束效应和环境规制效应这两个方面,展开对绿色信贷抑制企业金融化作用机制的检验。

1. 信贷约束效应

根据前文的理论机制分析可知,信贷约束效应主要表现为污染企业融资成本上升、信贷融资规模下降,使得企业所面临的融资约束加剧,从而抑制了企业金融化动机。本文从融资规模和融资约束两个方面并使用中介效应模型对信贷约束效应进行检验。首先是融资规模,本文使用银行借款(*BankLoan*)来衡量企业获得的信贷融资规模。其次是融资约束(*SA*),借鉴Hadlock和Pierce(2010)^[33]的做法,采用SA指数衡量,融资约束指标从总体上反映了企业信贷约束的情况。

估计结果如表7所示,第(1)列*Policy*前的系数均在1%水平显著为负,表明绿色信贷使得污染企业可获得信贷规模下降。在基准回归方程中,进一步加入中介变量*BankLoan*,估计结果如第(2)列所示,*Policy*与*BankLoan*前的系数均保持显著,同时,*Policy*估计系数的绝对值相比于基准回归有所下降。这表明,融资规模在绿色信贷影响企业金融化之间存在部分中介效应。其次,第(3)列和第(4)列融资约束的回归结果进一步支撑了绿色信贷通过信贷约束效应抑制污染企业金融化的理论机制分析。第(3)列*Policy*前的系数在1%水平下显著为正,表明绿色信贷加剧了污染企业整体融资约束。在基准回归方程中,进一步加入中介变量SA,估计结果如第(4)列所示,*Policy*与SA前的系数均保持显著,表明绿色信贷通过加剧企业融资约束进而抑制了企业金融化。本文基于*BankLoan*和SA两个中介变量进行了Sobel检验,Z统计量均在10%水平下显著,表明存在显著的中介效应。融资约束越高的企业进行金融资产投资和金融中介活动的倾向性越低(Kliman和Williams,2015^[19];杨玲和朱宏泉,2022^[34]),因而,污染企业融资约束加剧会进一步抑制其金融化程度。表7的回归结果支持了本文假设H₂成立,即绿色信贷政策具有信贷约束效应,通过降低污染企业信贷融资规模、加剧企业的融资约束抑制了实体企业金融化。

表7 信贷约束效应机制检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>BankLoan</i>	<i>Finratio1</i>	SA	<i>Finratio1</i>
<i>Policy</i>	-0.0104*** (0.0039)	-0.0896*** (0.0318)	0.0209*** (0.0078)	-0.0951*** (0.0319)
<i>BankLoan</i>		0.3079** (0.1269)		

^① 由于新疆维吾尔自治区昌吉州和哈密市数据缺失严重,故未包含在模型中。

续表 7

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>BankLoan</i>	<i>Finratio1</i>	SA	<i>Finratio1</i>
SA				0.1099** (0.0499)
控制变量	控制	控制	控制	控制
常数项	-0.2763*** (0.0532)	0.8888*** (0.3346)	-21.6797*** (0.1264)	3.1855*** (1.0731)
企业/年份固定效应	是	是	是	是
观测值	29450	29450	29450	29450
R ²	0.8505	0.1639	0.9959	0.1637

2. 环境规制效应

绿色信贷的环境规制效应能够积极引导污染企业实施绿色创新战略,优化企业生产效率,推动企业实现绿色转型,从根源上改变企业逐利投机偏好,抑制企业金融化倾向。本文将从绿色创新水平和生产效率优化这两个方面检验绿色信贷的环境规制效应是否实现。为此,本文构造了相应的测度指标,具体变量构造如下:首先是企业绿色创新(*logpatent*),采用绿色专利申请数量加1后取自然对数来衡量,数据来源于CNRDS。其次是生产效率(*tfp*),参考胡洁等(2023)^[35]的做法,使用OP法测算的企业全要素生产率衡量。

估计结果如表8所示,第(1)列 *Policy* 前的系数在 5% 水平上显著为正,这表明绿色信贷使得污染企业绿色创新水平显著提升。在基准回归方程中,进一步加入中介变量 *logpatent*,估计结果如第(2)列所示, *Policy* 与 *logpatent* 前的系数均保持显著,同时, *Policy* 估计系数的绝对值相比于基准回归有所下降。这表明,绿色创新在绿色信贷抑制企业金融化之间存在部分中介效应。由于知识溢出和环境外部性导致“双重外部性”的存在,企业进行绿色创新相比于传统创新需要承受更大的风险,也需要更长期、稳定的资金支持。绿色信贷对污染企业绿色创新水平提升作用,一方面,反映了绿色信贷对污染企业绿色转型的强有力推动作用,这种推动作用反映了污染企业在发展理念上的根本转变,从根源上改变了其金融化倾向;另一方面,绿色创新所需要的大量、长期资金投入也会很大程度挤出此前配置的金融资产,降低其存量的金融资产持有水平。第(3)列 *Policy* 前的系数在 10% 水平上显著为正,这表明,绿色信贷能够显著地提升污染企业全要素生产率。在基准回归方程中,进一步加入中介变量 *tfp*,估计结果如第(4)列所示, *Policy* 与 *tfp* 前的系数均保持显著,同时, *Policy* 估计系数的绝对值相比于基准回归有所下降。这表明,生产效率提升在绿色信贷抑制企业金融化之间存在部分中介效应。本文基于 *logpatent* 与 *tfp* 进行了 Sobel 检验, Z 均在 10% 水平下显著,表明存在显著的中介效应。企业生产效率提升能有效改善企业融资与经营环境,促使企业回归实体经济,从而减弱企业金融化的“投资替代”动机,并缓解企业金融化“预防性储备”需求。

表8的回归结果支持了本文假设 H₃ 成立,即绿色信贷政策具有环境规制效应,通过激励污染企业实施绿色创新战略、提升企业生产效率抑制了实体企业金融化。

表 8 环境规制效应机制检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>logpant</i>	<i>Finratio1</i>	<i>tfp</i>	<i>Finratio1</i>
<i>Policy</i>	0.0591** (0.0255)	-0.0921*** (0.0319)	0.0386* (0.0213)	-0.0820** (0.0320)
<i>logpatent</i>		-0.0138* (0.0083)		

续表 8

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>logpant</i>	<i>Finratio1</i>	<i>tfp</i>	<i>Finratio1</i>
<i>tfp</i>				-0.0902*** (0.0239)
控制变量	控制	控制	控制	控制
常数项	-2.1729*** (0.3007)	0.7746** (0.3320)	-0.9824*** (0.3192)	0.8683** (0.3386)
企业/年份固定效应	是	是	是	是
观测值	29435	29435	28574	28574
R ²	0.6727	0.1637	0.8866	0.1649

六、异质性检验

绿色信贷政策通过信贷约束效应和环境规制效应能够有效地抑制企业金融化行为,本文进一步对哪些因素会影响绿色信贷政策作用效果进行异质性检验。

1. 基于产权性质的异质性检验

在中国特色社会主义市场经济中,企业产权性质是影响政策效果和企业行为的重要变量。由于有政府的隐形担保,国有企业能以更低成本从银行获得信贷资金,面临更低的融资约束。相比于非国有企业,国有企业与地方政府的关系更密切,对环境规制政策具有较强的博弈能力和政策消化能力(徐彦坤和祁毓,2017)^[36]。为了检验企业产权性质对绿色信贷抑制企业金融化的异质性效果,本文根据企业实际控制人的性质将样本划分为国有控股企业与非国有企业^①两组进行分组回归。结果如表9所示,研究发现,在国有控股企业样本中,绿色信贷抑制企业金融化效果不显著,而对非国有企业具有显著的抑制金融化效果,绿色信贷使非国有企业金融化程度降低了22.66%。同时,组间系数差异检验显著。这意味着,在不同性质企业的样本组内,绿色信贷政策实施情况存在差异,在国有控股企业中还未充分发挥其政策作用,这也是未来绿色信贷政策实施需要重点注意的方向。

2. 基于银企关系的异质性检验

绿色信贷政策的执行主体是银行,银企之间关联情况的存在会弱化绿色信贷的信贷约束效应,从而削弱绿色信贷抑制企业金融化的政策效果。对银企关系的衡量,本文参考翟胜宝等(2014)^[37]和田利辉等(2022)^[38]的做法,通过对银行持有企业股份、企业持有银行股份以及高管具有银行背景三种情况来判断银企关系,三者只要有其一则被认为存在银企关系,否则不存在,相关数据来源于Wind数据库。

根据是否存在银企关系,本文将样本分为两组。表9第(1)、(2)列列示了分组回归结果,*Policy*前的系数在非银企关系样本组内显著,而在银企关系样本组内不显著。组间系数差异检验显示,两组系数在13.8%水平上存在显著差异。结果表明,银企关系的存在阻碍了绿色信贷抑制企业金融化政策效果的发挥。银企关联能降低企业的融资成本,缓解企业融资约束(万良勇等,2015)^[39]。因而,银企关系能缓解企业所面临的融资约束,企业融资约束缓解效应会在很大程度上降低绿色信贷带来的资金收紧冲击。与此同时,银企关系的存在也会使得绿色信贷环境规制效应被弱化,银行对与自己有关系的企业可能会执行相对较松的绿色信贷审核标准。

3. 基于企业高管环保意识的异质性检验

绿色信贷的环境规制效应是抑制企业金融化重要机制,为检验绿色信贷的环境规制效应弱化

① 若实际控制人是事业单位、国营或国有控股、政府机关和集体企业,则将该上市公司归为国有企业,否则归为民营企业。

对抑制企业金融化政策效果的影响,本文从高管环保意识进行切入,环保意识更强的高管一般更重视企业的环境社会责任,也会更主动推动企业绿色发展。现有研究发现,高管环保意识能够正向调节内外部环境对企业绿色创新战略影响(曹洪军和陈泽文,2017)^[40],也有利于吸引绿色投资者进入(王辉等,2022)^[41]。因而,企业高管环保意识对绿色信贷政策效果的影响可能表现为替代作用。为此,本文利用文本分析法构造企业高管环保意识衡量指标来进行检验,参考王辉等(2022)^[41]的做法,采用上市公司年报中环保、环保战略、节能减排、环保理念、环境管理机构、环保教育、环保培训、环境技术开发、环境审计等环保相关词频出现字数除以年报总字数的比值衡量高管环保意识。

根据高管环保意识的中位数大小将样本分为高低两组,并进行分组回归。结果如表9第(3)、(4)列所示,Policy前的系数在环保意识较低的样本组里显著,而在较高样本里不显著。同时,组间系数差异检验也显示两组系数存在显著差异。结果表明了高管环保意识对绿色信贷抑制企业金融化的环境效应具有替代作用,也间接支持了绿色信贷环境规制效应存在的结论。

表9 异质性检验

变量	Finratio1					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	国有控股企业	非国有企业	存在银企关系	不存在银企关系	高环保意识组	低环保意识组
Policy	-0.075 (0.0487)	-0.1017** (0.0398)	-0.0032 (0.0457)	-0.1584*** (0.0605)	-0.0665 (0.0423)	-0.1742*** (0.0649)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	0.8908 (0.5444)	0.9736** (0.4326)	0.5982 (0.5535)	0.6591 (0.6910)	0.8293 (0.5714)	0.5922 (0.5313)
系数差异P值	0.0761*		0.138#		0.0889*	
企业/年份固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	11002	18448	14889	10740	13957	13913
R ²	0.1601	0.1647	0.2167	0.2433	0.2004	0.2161

注:系数差异P值根据交互项模型的Chow检验的估计结果计算得到;#代表在15%水平上显著

七、结论与政策启示

1. 研究结论

绿色信贷政策兼具资源配置与环境规制双重特性,对抑制企业金融化趋势,推动企业实现以绿色为内核的高质量发展具有重要的引导作用。本文使用2008—2020年中国A股上市公司数据,探讨了绿色信贷政策对企业金融化的影响。研究发现:首先,绿色信贷政策能够显著抑制污染企业金融化,主要体现为减少了企业从金融渠道获利,抑制了企业涉足影子银行这类隐蔽金融业务。从金融资产配置结构来看,绿色信贷政策主要驱动了污染企业减持短期投机性金融资产,而对长期金融资产影响不显著。其次,绿色信贷主要通过信贷约束效应和环境规制效应来抑制企业金融化。信贷约束效应可以进一步区分为总量效应和结构效应,总量效应下,企业会减少滥用盈余资金进行金融投资的行为;结构效应下,企业环保投资会反向“挤出”金融投资。环境规制效应表现为绿色信贷政策提升了污染企业绿色创新水平,优化了企业生产效率,积极推动企业绿色转型,让企业回归实体投资,从根源上抑制了企业金融化倾向。最后,企业性质为国有控股以及银企关系的存在会削弱绿色信贷政策的信贷约束效应,而企业高管环保意识的提高则会减弱绿色信贷政策的环境规制效应,从而削弱了绿色信贷政策抑制企业金融化效果的发挥。本文研究加深了绿色信

贷政策服务于实体经济高质量发展功能的理解,对完善绿色信贷政策以及治理企业“脱实向虚”问题也具有一定的借鉴意义。

2. 对策建议

第一,监管部门要进一步优化绿色信贷政策的激励约束机制,提高金融机构对绿色低碳行为的识别能力,避免“一刀切”限制污染行业内所有企业信贷融资,为污染企业绿色低碳转型行为给予合理的资金支持。健全绿色信贷标准体系建设,推动政策惩罚与奖赏激励的有机融合,立足于发展与技术实际,积极支持煤电、钢铁、化工等重点领域内企业的绿色转型发展。

第二,监管部门还应强化对绿色信贷政策执行效果的监督与评估,制定差异性和具有针对性的执行标准,克服企业背景差异对政策效果的影响。同时,强化绿色信贷政策与其他环境政策的协同,减少环境信息缺乏和地方保护主义等对政策的干扰,优化绿色信贷资源配置效率。

第三,对于污染企业而言,应深刻认识到绿色发展内涵及必要性,把握时代发展的新机遇,将转型的压力转化为高质量发展的动力。管理层应不断提升自身环保意识,着眼长远制定企业绿色可持续发展战略,积极投入绿色研发和新产品开发,摒弃过度追逐金融投资收益短视行为,回归自身主业健康可持续发展,积极推动企业绿色转型升级。在以绿色发展为导向下,绿色低碳逐渐成为企业生产经营发展的硬约束,同时,中央也多次强调金融需要服务实体经济发展,过去金融膨胀时期泡沫式金融投资收益可能再也不复存在。因此,污染企业要认清现实,积极主动投身于绿色转型升级的浪潮中,以突破当前的制度约束和效率困境,实现生产效率的提升和经营业绩的改善。

3. 研究展望

环境规制政策如何影响企业金融投资与资产配置,本文做了一个探索,但存在一定局限性,未来可以从以下几个层面进行拓展深化研究:(1)本文以绿色信贷政策作为制度背景,而绿色信贷政策是中国环境规制政策中较为特殊的一种,在未来研究中,可以对环境规制抑制企业金融化的效果进行一般化的考察,分析比较不同类型环境规制政策的影响及其机制。(2)本文使用的企业样本是上市公司,由于上市公司一般都是规模较大、效益较好的公司,这使得本文结论对中小型企业可能不适用,未来研究可以进一步扩大企业样本类型,利用工业企业或者税收调查等数据库进一步分析环境规制政策抑制企业金融化效果。(3)在分析不同条件下环境规制抑制企业金融化效果时,本文只是做了初步的分析,未来研究可以进一步分析环境规制政策和其他财政、价格、货币、金融等政策的协同效应。

参考文献

- [1]张成思,郑宁.中国实体企业金融化:货币扩张、资本逐利还是风险规避?[J].北京:金融研究,2020,(9):1-19.
- [2]齐绍洲,段博慧.碳交易政策对企业金融化的影响研究[J].西安交通大学学报(社会科学版),2022,(5):63-71.
- [3]南晓莉,岳俐.绿色信贷政策与污染型僵尸企业治理:淘汰与转型的双重效应[J].大连理工大学学报(社会科学版),2024,(1):23-32.
- [4]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?[J].北京:金融研究,2018,(12):123-137.
- [5]蔡海静,汪洋耀,谭超.绿色信贷政策、企业新增银行借款与环保效应[J].北京:会计研究,2019,(3):88-95.
- [6]郭俊杰,方颖.绿色信贷、融资结构与企业环境投资[J].北京:世界经济,2022,(8):57-80.
- [7]斯丽娟,曹昊煜.绿色信贷政策能够改善企业绿色信贷政策得不偿失还是得偿所愿环境社会责任吗——基于外部约束和内部关注的视角[J].北京:中国工业经济,2022,(4):137-155.
- [8]王馨,王莹.绿色信贷政策增进绿色创新研究[J].北京:管理世界,2021,(6):173-188,11.
- [9]王书斌,徐盈之.环境规制与雾霾脱钩效应——基于企业投资偏好的视角[J].北京:中国工业经济,2015,(4):18-30.
- [10]蔡海静,谢乔昕,章慧敏.权变抑或逐利:环境规制视角下实体企业金融化的制度逻辑[J].北京:会计研究,2021,(4):78-88.
- [11]Liu, X., F. Liu. Environmental Regulation and Corporate Financial Asset Allocation: A Natural Experiment from the New

- Environmental Protection Law in China[J]. Finance Research Letters, 2022, 47, (6), 102974.
- [12]胡珺,穆颜如.环境污染责任保险与企业金融化——基于中国重污染企业的分析[J].北京:保险研究,2022,(2):48-63.
- [13]王波,王亚楠,崔子航.区域绿色发展战略能抑制实体企业金融化吗——基于《长江经济带发展规划纲要》实施的准自然实验[J].北京:会计研究,2022,(12):138-150.
- [14]陈诗一,李志清.《绿色金融概论》[M].上海:复旦大学出版社,2019.
- [15]杜勇,张欢,陈建英.金融化对实体企业未来主业发展的影响:促进还是抑制[J].北京:中国工业经济,2017,(12):113-131.
- [16]余怒涛,张华玉,刘昊.非控股大股东与企业金融化:蓄水池还是套利工具[J].天津:南开管理评论,2023,(2):96-107.
- [17]陆菁,郗云,王韬璇.绿色信贷政策的微观效应研究——基于技术创新与资源再配置的视角[J].北京:中国工业经济,2021,(1):174-192.
- [18]Chen, K., J. Ren, T. Zha. The Nexus of Monetary Policy and Shadow Banking in China[J]. American Economic Review, 2018, 108, (12):3891-3936.
- [19]Kliman, A., S. D. Williams. Why “Financialisation” Hasn’t Depressed US Productive Investment [J]. Cambridge Journal of Economics, 2015, 39, (1):67-92.
- [20]杜勇,谢瑾,陈建英.CEO金融背景与实体企业金融化[J].北京:中国工业经济,2019,(5):136-154.
- [21]邵剑兵,李娜.机构投资者抱团与企业金融资产动态配置:“监督”抑或“合谋”?[J].北京:经济管理,2023,(9):122-144.
- [22]舒利敏,廖菁华.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[J].北京:国际金融研究,2022,(4):12-22.
- [23]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].北京:中国工业经济,2023,(6):43-61.
- [24]Ma, Y., L. Lu, J. Cui, X. Shi. Can Green Credit Policy Stimulate Firms’ Green Investments?[J]. International Review of Economics & Finance, 2024, 91, (3):123-137.
- [25]Guo, S., Z. Zhang. Green Credit Policy and Total Factor Productivity: Evidence from Chinese Listed Companies [J]. Energy Economics, 2023, 128, (12):107-115.
- [26]张成思,张步昙.中国实业投资率下降之谜:经济金融化视角[J].北京:经济研究,2016,(12):32-46.
- [27]刘贯春,刘媛媛,张军.经济政策不确定性与中国上市公司的资产组合配置——兼论实体企业的“金融化”趋势[J].北京:经济学(季刊),2020,(5):65-86.
- [28]谭德凯,田利辉.民间金融发展与企业金融化[J].北京:世界经济,2021,(3):61-85.
- [29]张成思,贾翔夫,唐火青.金融化学说研究新进展[J].北京:经济学动态,2020,(12):125-139.
- [30]李建军,韩玮.非金融企业影子银行化与经营风险[J].北京:经济研究,2019,(8):21-35.
- [31]Chetty, R., A. Looney, K. Kroft. Salience and Taxation: Theory and Evidence [J]. The American Economic Review, 2009, 99, (4):1145-1177.
- [32]王贞洁,王惠.低碳城市试点政策与企业高质量发展——基于经济效率与社会效益双视角的检验[J].北京:经济管理,2022,(6):43-62.
- [33]Hadlock, C. J., J. R. Pierce. New Evidence on Measuring Financial Constraints: Moving beyond the KZ Index [J]. The Review of Financial Studies, 2010, 23, (5):1909-1940.
- [34]杨玲,朱宏泉.融资约束、金融资产持有与银行贷款[J].北京:统计研究,2022,(9):74-87.
- [35]胡洁,于宪荣,韩一鸣.ESG评级能否促进企业绿色转型?——基于多时点双重差分法的验证[J].北京:数量经济技术经济研究,2023,(7):90-111.
- [36]徐彦坤,祁毓.环境规制对企业生产率影响再评估及机制检验[J].北京:财贸经济,2017,(6):147-161.
- [37]翟胜宝,易早琴,郑洁,唐玮,曹学勤.银企关系与企业投资效率——基于我国民营上市公司的经验证据[J].北京:会计研究,2014,(4):74-80,96.
- [38]田利辉,王可第,马静,于东洋.产融结合对企业创新的影响:资源协同还是资源诅咒?[J].北京:经济学(季刊),2022,(6):1891-1912.
- [39]万良勇,廖明情,胡璟.产融结合与企业融资约束——基于上市公司参股银行的实证研究[J].天津:南开管理评论,2015,(2):64-72,91.
- [40]曹洪军,陈泽文.内外环境对企业绿色创新战略的驱动效应——高管环保意识的调节作用[J].天津:南开管理评论,2017,(6):95-103.
- [41]王辉,林伟芬,谢锐.高管环保背景与绿色投资者进入[J].北京:数量经济技术经济研究,2022,(12):173-194.

Green Credit and Enterprise Financialization: Theoretical Analysis and Empirical Test

HU Wen-tao¹, JIANG Xin²

(1. Research Institute for Eco-civilization, Chinese Academy of Social Sciences, Beijing, 100710, China;

2. Business Administration Teaching and Research Department, Party School of Anhui Provincial Committee of C.P.C (Anhui Academy of Governance), Hefei, Anhui, 230022, China)

Abstract: As an important component of the green financial system, green credit policies have changed the credit financing environment for polluting firms. Whether the implementation of these policies can effectively transform firm investment directions and curb firm financial speculation deserves in-depth research. This paper is based on data from A-share listed companies from 2008–2020, and takes the introduction of the “Green Credit Guidelines” as the research background, using a difference-in-differences approach, we analyze the impact of green credit policies on firm financialization and its mechanisms. The study finds that green credit policies curb profit-seeking by polluting firms through financial channels and reduce firm holdings of financial assets. Structurally, green credit policies drive polluting firms to cut holdings of short-term speculative financial assets, but have no significant impact on long-term financial assets. Mechanism analysis shows that green credit policies reduce the credit financing scale of polluting firms through credit constraints and environmental regulation effects, exacerbate firm financing constraints, and at the same time encourage polluting firms to improve production efficiency and conduct green innovation to achieve green transformation, thereby effectively curbing firm financial speculation incentives. Heterogeneity tests show that when a firm is state-controlled, has bank-firm affiliations, or its executives have strong environmental awareness, the effect of green credit in curbing firm financialization is insignificant.

The marginal contributions of this paper are: First, it provides new empirical evidence for the real economic effects of environmental policies in the context of China’s green development. This paper uses the “Guidelines” as a quasi-natural experiment to better identify the causal relationship between green credit policies and firm financialization, and to assess the real economic effects of the policy. Second, it expands the literature on the microeconomic consequences of green credit policies, which helps deepen the understanding of the connotations and effects of green credit policies. The research on the real economic effects of green credit policies in this paper enriches and complements the theoretical research. Third, from a practical perspective, it provides a new policy idea to curb firm financialization. The discussion in this paper on the heterogeneous effects of green credit policies on firm characteristics such as ownership, bank-firm affiliations, and executives’ environmental awareness also provides inspiration for improving China’s incentive and restraint mechanisms for green credit policies.

In light of this, the paper suggests that regulators should further enhance the ability of financial institutions to identify green low-carbon behaviors, strengthen supervision and evaluation of the implementation effects of green credit policies, formulate differentiated and targeted implementation standards, and overcome the impact of firm background differences on policy effectiveness. For polluting firms, they should deeply understand the connotations and necessity of green development, and transform the pressure of transformation into motivation for high-quality development.

Key Words: green credit; financialization; credit constraints; environmental regulation

JEL Classification: G28, G32, Q58

DOI: 10.19616/j.cnki.bmj.2024.08.008

(责任编辑:闫 梅)