

能效信贷政策对企业非正规金融融资的治理效应研究^{*} ——基于影子银行的经验证据

• 李世辉 陈 鑫 袁 博
(中南大学商学院 长沙 410083)

【摘 要】 信贷歧视环境下, 融资劣势企业往往难以从正规金融体系筹集资金, 信贷资源错配催生了融资劣势企业的非正规金融融资需求。其中, 融资门槛低、潜在风险大的影子银行融资发展迅猛。为规范影子银行业务, 国家金融监管总局联合多部门发布“资管新规”等一系列强监管措施来控制影子银行的规模 and 风险。然而, 应对影子银行风险, 不仅要强监管“堵”住源头, 更需以优化信贷“疏”通正道, 从而根除企业的影子银行融资依赖。本文基于《能效信贷指引》实施的准自然实验, 选取 2012—2023 年沪深 A 股上市公司作为研究样本构建双重差分模型(DID), 探索能效信贷这一疏导性政策对非正规金融融资的治理效应。研究发现, 能效信贷政策能够显著抑制企业的影子银行融资规模, 经过一系列稳健性检验后该结论依然成立。机制检验发现, 能效信贷政策通过提升信贷可得性、引导绿色投资者进入这两条路径发挥作用。异质性分析中, 区分企业融资能力发现, 能效信贷政策对影子银行融资的抑制效果在融资约束水平较高、有形资产抵押能力较低的企业中更为显著; 区分商业信用融资发现, 能效信贷政策对影子银行融资的抑制作用在商业信用融资规模较小的企业中更为明显; 区分地区金融发展发现, 能效信贷政策对影子银行融资的抑制作用在金融发展水平较低和金融监管强度较低地区的企业中更为突出。经济后果检验发现, 能效信贷政策抑制影子银行融资能够有效降低企业的经营和财务风险。本文研究表明, 在实施堵截性监管政策的同时, 搭配疏导性政策能更有效地引导金融资源服务实体经济, 这为防范系统性金融风险 and 推动经济高质量发展提供了重要的政策启示。

【关键词】 能效信贷政策 非正规金融融资 影子银行

中图分类号: F275

文献标识码: A

^{*} 基金项目: 国家自然科学基金面上项目“非金融企业影子银行投融资: 测度、双刃剑效应与治理机制研究”(项目批准号: 72272154)。

通讯作者: 袁博, Email: rainbow1001001@126.com。

作者简介: 李世辉(1967—), 教授, 主要研究公司金融、财务会计。

陈鑫(2003—), 硕士研究生, 主要研究公司金融、财务会计。

袁博(1999—), 博士研究生, 主要研究公司金融、财务会计。

1. 引言

金融资源配置失衡引起的资金供给和需求的增加是企业间影子银行规模快速扩张的重要原因(司登奎等, 2022; 韩珣等, 2023)。在我国长期存在的金融抑制与隐性信贷歧视的体制环境下, 信贷资源过度向具备融资优势的国有企业或大型企业倾斜, 而融资需求强烈的民营企业 and 中小企业却由于缺乏合格抵押品、信息不对称等原因难以从正规金融体系筹集资金(Allen et al., 2019; 李建军和韩珣, 2019)。这种信贷资源错配问题催生了融资弱势企业的非正规金融融资需求, 迫使这些企业转向影子银行体系寻求资金(司登奎等, 2021)。融资优势企业利用其信贷便利以较低的成本获取资金, 并扮演准金融中介角色, 通过委托贷款、委托理财、民间借贷等“类金融”方式将资金以较高利率再贷款给融资弱势企业(陆正飞, 2020; 彭俞超和何山, 2020)。由此形成的“融资优势方供给—融资弱势方需求”的双边市场结构构成企业间影子银行的主要运作方式。企业间的影子银行融资逐渐成为正规金融体系的重要补充, 为实体企业提供了新的融资渠道, 在一定程度上缓解了企业的融资难题(程小可等, 2015; 钱雪松等, 2018)。然而, 影子银行活动游离于金融监管体系之外, 企业间影子银行融资高杠杆、多嵌套和弱监管等特征使其成为系统性金融风险的潜在引爆点(郝项超等, 2025; 钱雪松等, 2017)。企业间影子银行的无序扩张不仅可能在微观层面加剧企业的经营风险和财务风险, 还可能在宏观层面加剧经济“脱实向虚”、放大系统性金融风险(刘珺等, 2014; 侯成琪和黄彤彤, 2020)。因此, 弱化企业的影子银行融资依赖, 治理企业间影子银行是防范化解系统性金融风险、推动经济高质量发展的内在要求。

为合理控制影子银行体系潜在的金融风险, 我国监管机构逐步强化了相关政策约束, 以 2018 年出台的《关于规范金融机构资产管理业务的指导意见》(简称“资管新规”)为关键政策框架, 通过建立统一的监管标准压缩监管套利空间, 该政策致力于约束影子银行的盲目扩张(蒋敏等, 2020)。然而, 以“堵”为主的治理思路虽在短期内压缩了影子银行规模, 却未能从根本上解决实体企业所面临的“融资难”“融资贵”问题, 难以真正实现金融资源服务实体经济(彭俞超和何山, 2020)。具体而言, “资管新规”削弱了影子银行对正规金融供给缺口的弥补功能, 导致部分企业面临融资渠道收窄与信贷资源配置效率下降等问题(蒋敏等, 2020; 周上尧和王胜, 2021)。若企业的合理融资需求无法通过正规渠道得到满足, 影子银行仍有可能以其他形式卷土重来。可见, 仅靠“堵”难以根治资源错配问题, 治理思路亟须从“堵”向“疏”转变。在我国追求实现“双碳目标”的现实需求下, 绿色金融体系从“疏”的层面为治理资源错配提供了新思路。以往研究发现, 绿色金融在促进企业高质量发展和引导信贷资源优化配置方面发挥着重要的作用(靳玮等, 2025; 冯晗等, 2025)。其中, 绿色信贷政策通过限制对“两高一剩”行业的信贷投放, 并鼓励资金进入绿色环保领域, 显著重塑了企业的外部融资环境(吴虹仪和殷德生, 2021)。能效信贷政策作为“升级版”绿色信贷政策在绿色金融体系中发挥着独特作用(韩先锋等, 2025)。能效信贷政策以《能效信贷指引》为纲领, 明确鼓励银行业金融机构针对节能技术改造、合同能源管理等项目提供专项信贷支持, 并创新性地允许以未来收益权、碳排放权等无形资产作为合格抵质押物。这一政策设计精准地瞄准了传统信贷模式与绿色转型项目期限长、轻

资产特性不匹配的核心矛盾,通过拓宽合格抵押品范围、开发适配的融资工具,有效提升了企业尤其是从事能效提升活动的企业从正规金融体系获得融资的能力。由此,能效信贷政策与企业影子银行融资之间形成了清晰的治理逻辑:该政策通过创设并畅通一条服务于绿色转型的正规融资渠道,有助于缓解特定类型企业的融资约束,从而削弱其寻求高成本、高风险影子银行融资的内在动机,实现了对影子银行规模的“疏导式”治理。

具体而言,本文认为能效信贷政策主要从以下两个方面抑制企业的影子银行融资。第一,能效信贷政策可提高企业的信贷可得性,降低正规金融融资渠道的信贷难度。正规金融融资的信贷可得性不足是企业寻求影子银行融资这种高成本、高风险的非正规金融融资的根本原因(王永钦等,2015)。可见,提高企业正规金融融资的信贷可得性是削弱影子银行融资依赖的关键环节。能效信贷政策建立能效信贷专项规模与差异化经济资本分配等激励约束机制,从供给端保障了信贷资源持续投放(韩先锋等,2025)。此外,该政策推动银行业金融机构创新融资工具与担保方式,拓宽合格抵押品范围,缓解了企业因抵押物不足面临的信贷配给问题。因此,能效信贷政策有助于降低企业从正规金融渠道融资的门槛和成本,信贷可得性的提高逐渐挤出影子银行融资。第二,能效信贷政策可推动绿色投资者进入,帮助企业引入绿色偏好的社会资本。引入长期发展偏好的社会资本参与企业发展是缓解企业融资困境、支持企业持续健康发展的有力支撑(王辉等,2022)。能效信贷政策不仅向市场传递了关于国家战略方向的明确信号,也通过其严格的项目准入与风险评估机制在资本市场发挥了关键的信息认证功能。经过认证的能效项目向外界传递出企业财务健康、具备可持续经营能力的积极信号,有助于吸引具有绿色偏好的社会资本进入,进一步改善了企业的外部融资环境。绿色投资者大多关注企业的长期发展,以长期股权或债权资金的形式支持企业持续健康发展,因而能够在一定程度上替代风险成本较高的影子银行融资。结合上述分析,本文认为能效信贷政策与企业影子银行融资存在内在联系。能效信贷政策并非直接限制影子银行业务,而是通过重塑企业的融资环境与融资渠道,在一定程度上缓解融资弱势企业的“融资难”“融资贵”问题,从“疏”的层面为治理企业间的影子银行融资提供了可行的政策方案。

为了考察能效信贷政策对企业影子银行融资的治理效应,本文以2012—2023年沪深A股上市公司为研究样本,实证检验能效信贷政策对企业影子银行融资的影响。研究发现,能效信贷政策的实施能够显著抑制企业影子银行融资规模。经过一系列稳健性检验后,这一结果依然成立。机制检验发现,能效信贷政策通过提高信贷可得性与绿色投资者进入这两条路径抑制企业的影子银行融资。本文从企业融资能力、商业信用融资和地区金融发展三个维度展开了异质性分析。基于企业融资能力层面的异质性分析发现,能效信贷政策对企业影子银行融资的抑制效果在融资约束程度较高和抵押能力较低的企业中更突出;基于商业信用融资层面的异质性分析发现,能效信贷政策对企业影子银行融资的抑制效果在商业信用融资规模较小的企业中显著;基于地区金融发展层面的异质性分析发现,在金融发展水平较低和金融监管强度较低地区的企业中能效信贷政策对企业影子银行融资的抑制效果更为突出。经济后果检验发现,能效信贷政策抑制影子银行融资能够有效降低企业的经营和财务风险。

本文的研究贡献主要体现在三个方面:第一,本文从“疏导”的视角拓展了影子银行治理的相关研究。以往关于影子银行治理的研究多从强化影子银行监管和缓解信贷资源错配的视角探讨影子银

行治理机制(李青原等, 2022; 司登奎等, 2022; 韩珣等, 2023)。这些研究从“堵”的视角出发, 治理手段仍以限制与约束影子银行运行机制为主, 未能从根本上缓解企业的融资困境。本文认为, “疏”同样是治理影子银行的关键, 即通过优化资源配置、拓宽正规融资渠道, 从源头上降低企业对影子银行融资的依赖。本文将影子银行治理的研究视角从“如何堵”拓展至“如何疏”, 为构建“疏堵结合”的影子银行治理体系提供了经验依据。第二, 本文从治理影子银行这种非正规金融融资的角度拓展了能效信贷政策经济后果的相关研究。能效信贷政策作为绿色金融体系的重要组成部分, 其政策目标在于引导信贷资源投向能效提升与低碳转型领域, 助力“双碳”目标实现。既有研究多聚焦于能效信贷政策的政策目标, 探讨其对绿色创新或碳信息披露的影响(韩先锋等, 2025; 张春耕等, 2025), 尚未关注其在金融稳定与风险防范方面的溢出效应。本文从影子银行治理的层面揭示了能效信贷政策在缓解企业融资约束、优化融资结构方面的溢出作用, 发现能效信贷政策不仅具有引导企业绿色发展功能, 还发挥了弱化企业高风险非正规金融融资依赖的金融治理效应。本文从治理非正规金融融资的视角拓展了能效信贷政策的经济后果研究, 为其在绿色金融与金融稳定政策协同中的定位提供了实证依据。第三, 本文揭示了能效信贷政策这一绿色金融政策在防范化解系统性金融风险方面的潜在作用。本文研究表明, 能效信贷政策这一绿色金融政策不仅服务于“双碳”目标的实现, 还可通过弱化企业的高风险影子银行融资依赖治理企业的非正规金融融资, 助力防范化解系统性金融风险。这为构建兼顾“绿色转型”与“金融稳定”的双目标政策体系提供了理论支撑与经验参考。

2. 政策背景与理论分析

2.1 政策背景

能源问题对于中国经济结构的战略调整至关重要。近年来, “双碳”目标的提出再次从能源战略层面重申我国“节能优先”基本方针的重要地位。然而, 尽管节能环保产业迅速发展, 其融资需求却未能得到有效满足。为进一步贯彻落实国家节能环保政策, 引导金融资源精准支持绿色低碳领域, 2015 年 1 月, 中国银监会联合国家发展改革委共同颁布了《能效信贷指引》。所谓能效信贷, 指的是银行业金融机构为协助用能单位提升能源利用效率、减少能源消耗所提供的融资服务。根据该指引规定, 能效信贷重点支持的范围涉及工业节能、建筑节能、交通运输节能以及其他与节能项目、服务、技术及设备密切相关的关键领域。在业务模式上, 能效信贷主要划分为两类: 其一为面向用能单位的“能效项目信贷”, 即由用能单位直接投资并运营节能项目, 银行直接向其提供信贷融资; 其二为针对节能服务公司的“合同能源管理信贷”, 该模式下, 节能服务公司负责项目的设计、投资与运行管理, 并以合同方式与用能单位约定节能目标及收益分享机制, 银行则对节能服务公司给予信贷支持。

与传统的绿色信贷政策相比, 能效信贷是一项更为全面且具有激励性的政策(Jin et al., 2025)。传统的绿色信贷政策通过限制对“两高一剩”行业的信贷投放, 一定程度上推动了环保领域的资金倾斜, 但其主要依赖“限制性”手段(苏冬蔚和连莉莉, 2018), 未能完全解决绿色转型企业的融资痛点。

例如,绿色项目普遍面临期限错配问题,中短期贷款与长期投资需求不匹配,且轻资产企业因缺乏抵押物仍被排除在信贷门槛之外。而能效信贷能够针对节能服务公司普遍存在的“轻资产、缺抵押”痛点,创新性地允许企业以“项目未来收益权”等无形资产作为合格质押品,降低了企业在正规融资渠道的融资难度。在具体实施层面,《能效信贷指引》鼓励银行业金融机构开展产品与服务创新,积极探索信贷资产证券化、多元化担保方式等,以增强能效信贷的可操作性、风险可控性与商业可持续性。以兴业银行、浦发银行为代表的部分机构,早在政策出台前便已先行探索能效融资产品,政策出台后更在全国范围内形成示范效应,推动能效信贷业务走向规范化与规模化。由此可见,能效信贷政策并非简单延续传统绿色信贷的“限制性”逻辑,而是以“疏导”为核心,通过建立标准化项目评估机制、创新融资工具与增信方式,精准对接绿色转型中的企业融资需求。其实质是在金融资源配置层面“开正道”,缓解因信贷错配导致的融资困境,从而引导企业减少对影子银行等高风险、高成本、高风险非正规金融融资渠道的依赖,在支持绿色发展的同时也服务于防范化解金融风险的宏观审慎目标。

2.2 理论分析

在信贷资源错配的背景下,企业影子银行融资为融资劣势企业提供了替代性融资途径,在一定程度上发挥了融资补充和替代的功能(王永钦等,2015;钱雪松等,2018;Buchak et al.,2018)。然而,影子银行因其高杠杆、低透明度与弱监管等特征,蕴含系统性金融风险,导致企业的经营风险与金融系统的脆弱性增加(钱雪松等,2017;侯成琪和黄彤彤,2020)。因此,有效治理企业影子银行融资逐渐成为防范系统性风险、推动经济高质量发展的内在要求。现有关于影子银行治理的研究多从“堵”的视角出发,强调通过强化金融监管来压缩影子银行生存空间(刘承昊等,2023;喻子秦和肖翔,2023)。然而,单纯依靠“堵”的方式虽能在短期内抑制影子银行规模,却无法从根本上解决导致其产生的信贷资源错配问题,甚至可能加剧融资弱势企业的信贷困境,导致影子银行以更隐蔽的形式存在(蒋敏等,2020;彭俞超等,2023)。影子银行治理的根本出路在于“疏堵结合”,特别是要通过“疏导”方式优化金融资源配置,畅通正规金融融资渠道,让金融资源更好地服务实体经济。

正规金融体系的信贷约束是企业转向高风险的影子银行融资的关键原因(王永钦等,2015),因而弱化企业影子银行融资依赖的重要内容便是降低正规金融渠道的融资难度。能效信贷政策作为绿色金融体系的重要组成部分,通过引导银行业金融机构加大对节能环保领域的信贷支持,在影子银行治理中发挥了独特的“疏导”作用。该政策不仅延续了绿色金融体系的环境治理功能,更通过一系列制度创新,精准对接绿色转型企业的融资需求且拓宽了融资渠道,缓解因信贷资源错配导致的融资约束。首先,能效信贷政策通过推动银行业金融机构加大对能效信贷产品、服务与担保方式的创新,提升了企业正规信贷可得性,从而对影子银行融资产生挤出效应。其次,政策通过发挥信号传导与信息认证功能,引导绿色投资者进入,为企业提供替代性长期资本。结合上述分析,本文认为能效信贷政策通过重塑企业的融资环境与融资渠道,在一定程度上缓解融资弱势企业的“融资难”“融资贵”问题,从“疏”的层面为治理企业间的影子银行融资提供了可行的政策方案。基于此,本文将从信贷可得性与绿色投资者进入两个方面展开分析能效信贷政策对企业影子银行融资的治理作用。

(1) 提高信贷可得性。能效信贷政策通过推动银行业金融机构加大对能效信贷产品、服务与担保

方式的创新,显著提升了企业在绿色转型过程中从正规渠道获取信贷的能力,进而对影子银行融资产生持续的挤出效应。该政策的创新导向具体体现在多元化融资工具的拓展与应用上。能效信贷政策明确鼓励银行突破传统项目贷款模式,引入包括外国政府转贷款、债券承销、保理、融资租赁以及股权投资基金等在内的多元融资支持。这些结构性创新增强了融资工具的适应性与灵活性,能够更好地匹配合同能源管理、工业节能技改等中长期项目的资金需求特点。值得关注的是,能效信贷政策在担保方式上实现了突破,允许以未来收益权、应收账款和知识产权等无形资产作为合格抵质押品,极大拓宽了企业尤其是轻资产节能服务公司的融资渠道,有效缓解了因抵押物不足所导致的信贷配给问题(韩先锋等,2025)。由此促成的金融创新不仅盘活了企业的绿色资产(俞中等,2025),也通过优化风险结构增强了银行的放贷意愿(丁宁等,2020),使更多企业能够凭借项目预期收益和无形资产获得授信。能效信贷政策带来的融资工具创新提高了资源配置效率,使符合能效标准的项目更容易获得银行信贷支持。此外,能效信贷政策进一步要求银行业金融机构建立能效信贷推广和创新的激励约束机制,包括总行优先保证能效信贷专项规模、实施差异化经济资本分配等措施,从供给端保障了信贷资源的持续投放。随着银行对能效信贷专项规模的激励政策落地,企业从正规金融体系融资的可得性与便利性提高,面对影子银行融资的高利率与高风险,企业自然会减少对后者的依赖,从而形成可持续的挤出效应。

(2)引导绿色投资者进入。能效信贷政策通过建立一套可执行的认证体系,向资本市场传递了政策对国家战略方向的关注与政策优先级的明确信号,为绿色资本识别优质标的提供了现实路径。能效信贷政策通过制定严格的项目准入与风险评估机制,发挥了关键的信息认证功能(陈艳莹等,2022)。依据该政策所传导的政策激励与监管约束等信号,外部资本投资者可以有效调整其对能效项目成本收益的传统评估,进而从高耗能领域中识别并支持那些财务稳健、持有优质能效项目并具备持续运营潜力的企业(韩先锋等,2025; Jin et al., 2025)。此类经过银行或第三方审核的能效项目,客观上为绿色投资者提供了经过初步验证的投资对象,有效缓解了其在投资决策中面临的信息不对称困境(李英利和王玮,2025)。随着这些企业的绿色透明度与可信度得到提升,它们更容易获得具有绿色投资偏好的社会资本的青睐(Tang et al., 2020)。具有长期发展偏好的社会资本更多关注企业的持续健康发展,因而企业在引入绿色投资者后能够在一定程度上替代高成本高风险的影子银行融资。此外,绿色投资者进入意味着企业的长期价值得到资本市场的认可,企业积累了宝贵的声誉资本(姜广省等,2021; 王辉等,2022)。这种声誉资本有助于改善企业的整体信用形象,使其即使在后续需要债务融资时,也能从正规银行体系获得更优越的信贷条件。正规金融融资难度的降低进一步削弱了企业从影子银行筹集资金的意愿,从而形成抑制影子银行融资的良性循环。

基于上述理论分析,本文提出以下假设:

H: 能效信贷政策能够抑制企业影子银行融资。

3. 研究设计

3.1 样本选取与数据来源

本文以 2012—2023 年沪深两市 A 股上市公司作为研究样本。为避免 2012 年实施的绿色信贷政

策的影响,更清晰地识别能效信贷的政策效应,本文以2012年作为研究起始年份(韩先锋等,2025)。本文采用以下标准对样本进行了筛选:(1)剔除金融行业的样本观测值;(2)剔除ST、*ST的样本观测值;(3)剔除A、B、H股交叉上市的样本观测值;(4)剔除主要变量缺失的样本观测值。经过以上筛选过程,最终获得4331家公司的28779个公司-年度观测值。最后,为避免异常值对研究结果产生干扰,本文对样本中所有连续变量均在1%水平上实施了双边缩尾(Winsorize)处理。本文数据来源于国泰安(CSMAR)数据库与万得(WIND)数据库。

3.2 模型设定与变量定义

本文将能效信贷政策视为一项外生事件冲击,为评估该政策对企业影子银行融资的影响,本文采用了双重差分模型进行实证检验,并设定如下基准回归模型:

$$\text{Shabank}_{i,t} = \alpha + \beta \text{Did}_{i,t} + \mu \text{Controls}_{i,t} + \text{FirmFE} + \text{YearFE} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

在模型(1)中,Shabank为被解释变量,即影子银行融资规模。由于影子银行融资具有规避监管、结构复杂及信息不透明等特点,其资金很少直接体现为银行借款或应付债券等表内负债形式。因此,企业从影子银行融入的资金规模无法直接从财务报表科目中识别,传统债务指标亦难以反映其真实债务风险。一般而言,为掩盖真实杠杆水平、应对“去杠杆”政策压力或优化财务报表表现,企业通常借助隐蔽性较强的表外负债与明股实债进行杠杆操纵(许晓芳等,2020)。陆正飞等(2020)指出,企业通过表外负债和明股实债所筹资金中有相当一部分来源于影子银行体系。尽管直接观测企业的影子银行融资规模存在困难,但通过度量企业利用表外负债与明股实债两种方式进行杠杆操纵的程度,可间接、合理地刻画其影子银行融资规模(李世辉等,2025)。因此,借鉴李世辉等(2025)的研究,本文采用表外负债和明股实债之和占总负债的比例估算企业的影子银行融资规模。其中,本文依据许晓芳等(2020)构建的XLT-LEVM模型估计得出企业的表外负债与明股实债金额。

双重差分标识变量(Did)是本研究的核心解释变量,具体定义为行业虚拟变量(Treat)与时间虚拟变量(Post)的交乘项。其中,Treat为行业虚拟变量,参考韩先锋等(2025)的做法,本文将与《能效信贷指引》中重点项目相关的采矿业、制造业、电力、热力、燃气及水生产和供应业、建筑业作为试点行业并赋值为1,非试点行业赋值为0。Post为时间虚拟变量,根据能效信贷政策实施的时间,当观测期为2015年及之后时,Post取值1,否则取值0。Did作为双重差分的标识变量,用于衡量处理组企业在指引实施前后影子银行融资规模变动与对照组企业相应变动之间的差异。若该变量的回归系数显著为负,则表明能效信贷政策对企业影子银行融资具有抑制作用,从而为假设H提供了经验证据支持。此外,本文还控制了企业固定效应(Firm)和时间固定效应(Year)。

参考已有研究,本文控制了可能影响企业影子银行融资的公司特征和公司治理层面的相关变量。其中,公司特征层面的控制变量包括企业规模(Size)、资产负债率(Lev)、总资产收益率(Roa)、经营活动现金净流量(Cfo)、公司成长性(Growth)和企业年龄(Firmage)。公司治理层面的控制变量包括两职合一(Dual)、董事会规模(Board)、独立董事占比(Indep)和股权集中度(Top10)。具体的变量定义参见表1。

表 1 变 量 定 义		
变量名称	变量符号	变 量 定 义
影子银行融资规模	Shabank	(表外负债+明股实债)/总负债
双重差分标识变量	Did	处理组企业在政策实施当年及以后的年份赋值为 1，否则为 0
行业虚拟变量	Treat	政策实施行业的企业赋值为 1，否则为 0
时间虚拟变量	Post	政策实施当年及以后的年份赋值为 1，否则为 0
企业规模	Size	总资产的自然对数
资产负债率	Lev	总负债与总资产的比值
总资产收益率	Roa	净利润与总资产的比值
经营活动现金净流量	Cfo	经营活动产生的现金净流量与总资产的比值
公司成长性	Growth	营业总收入的增长率
企业年龄	Firmage	当年年份减去公司成立年份再加 1 的自然对数
两职合一	Dual	董事长和总经理为同一人时赋值为 1，否则为 0
董事会规模	Board	董事会人数的自然对数
独立董事占比	Indep	独立董事人数与董事总人数的比值
股权集中度	Top10	公司前十位大股东持股比例之和

3.3 描述性统计

表 2 报告了主要变量的描述性统计结果。核心被解释变量影子银行融资规模(Shabank)的均值和中位数分别为 0.152 和 0.038，最小值和最大值分别为 0.000 和 0.689。这表明样本企业从影子银行融入的资金约占总负债的 15.2%，意味着样本企业在整体上存在一定规模的影子银行融资活动，并且影子银行融资规模在企业间存在较大差异，因此探究并抑制企业的影子银行融资行为具有一定的现实意义。双重差分标识变量(Did)均值为 0.616，表明约 61.6%的样本企业受到能效信贷政策的影响，这与我国高度重视能效信贷政策的制度背景是相符的。其余变量的分布均在合理范围之内。

表 2 描述性统计						
变量	观测值	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
Shabank	28779	0.152	0.210	0.000	0.038	0.689
Did	28779	0.616	0.486	0.000	1.000	1.000
Treat	28779	0.751	0.433	0.000	1.000	1.000
Post	28779	0.820	0.384	0.000	1.000	1.000
Size	28779	22.220	1.187	20.004	22.060	25.759

续表

变量	观测值	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
Lev	28779	0.424	0.200	0.061	0.415	0.897
Roa	28779	0.037	0.063	-0.225	0.036	0.213
Cfo	28779	0.047	0.066	-0.138	0.046	0.236
Growth	28779	0.149	0.377	-0.561	0.093	2.204
Firmage	28779	2.971	0.304	2.079	2.996	3.584
Dual	28779	0.303	0.460	0.000	0.000	1.000
Board	28779	2.226	0.171	1.792	2.303	2.708
Indep	28779	0.376	0.052	0.333	0.364	0.571
Top10	28779	0.576	0.147	0.233	0.583	0.889

4. 实证结果分析

4.1 基准回归结果

为分析能效信贷政策对企业影子银行融资的抑制作用，本文进行了基准回归。表3报告了基准回归结果。其中，第(1)列是仅控制了企业和时间固定效应的回归结果，Did的回归系数均在5%的水平下显著为负。第(2)列是加入了一系列可能影响企业影子银行融资的公司特征与公司治理层面控制变量后的回归结果，Did的回归系数为-0.027，在1%的水平下显著为负。从经济意义上看，这一系数说明在能效信贷政策实施前后，处理组企业的影子银行融资规模相比对照组企业的变化额要低0.027。由此可见，无论是统计显著性还是经济显著性，能效信贷政策都能够显著抑制企业的影子银行融资，假设H得以验证。

表3 能效信贷政策与企业影子银行融资

变量	(1) Shabank	(2) Shabank
Did	-0.017 ** (-2.042)	-0.027 *** (-3.276)
Size		-0.038 *** (-7.538)
Lev		0.077 *** (4.428)
Roa		0.258 *** (7.491)

续表

变量	(1) Shabank	(2) Shabank
Cfo		0.185 *** (7.623)
Growth		0.009 *** (2.778)
Firmage		0.054 (1.328)
Dual		0.000 (0.105)
Board		0.018 (0.939)
Indep		0.083 * (1.685)
Top10		-0.075 *** (-3.123)
Constant	0.163 *** (31.734)	0.784 *** (4.819)
企业固定效应	控制	控制
时间固定效应	控制	控制
样本量	28779	28779
调整 R ²	0.530	0.541

注：括号内数值为公司层面聚类后的 T 值，*、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著；下同。

4.2 稳健性检验

4.2.1 平行趋势检验

满足平行趋势假定是双重差分估计量无偏、有效的重要前提，即在能效信贷政策实施前，处理组与对照组的变动趋势应不存在显著差异。为此，本文以能效信贷政策出台前一年作为基准年设置年份虚拟变量，在基准回归模型中加入年份虚拟变量进行检验。具体来说，Pre_2、Pre_3 分别表示能效信贷政策实施的前两年、前三年，Current、Post_1、Post_2、Post_3、Post_4+ 则分别表示能效信贷政策实施的当年、后一年、后两年、后三年、后四年及以后年份。图 1 描述了 95% 置信区间下的平行趋势检验结果。结果显示，Pre_3、Pre_2 的回归系数未通过显著性检验，这表明能效信贷政策实施前处理组与对照组企业在影子银行融资规模上不存在显著差异。而 Current、Post_1、Post_2、Post_3 的回归系数均显著为负，这表明能效信贷政策实施后处理组和对照组企业出现明显差异，处

理组企业的影子银行融资规模显著下降, 支持了平行趋势假定。值得注意的是, $Post_4+$ 的回归系数并不显著, 说明能效信贷政策实施后期政策效果逐渐衰减, 这是因为随着政策效应不断显现, 易被替代的影子银行融资大多已被消化, 剩余多为嵌套性较强难以短时间置换的影子银行融资, 因而能效信贷政策效应呈现出递减的特征。

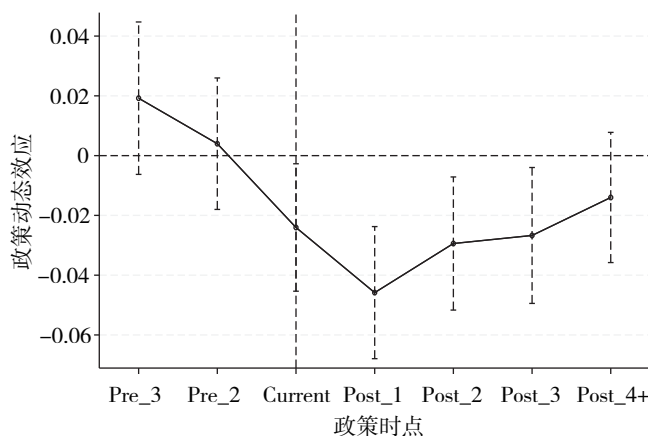


图1 平行趋势检验

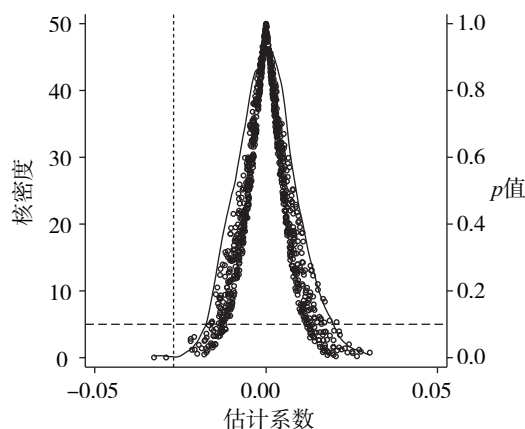


图2 安慰剂检验

4.2.2 安慰剂检验

为控制不可观测的随机因素及潜在遗漏变量可能对基准回归结果产生的影响, 本文进行了安慰剂检验。参考崔惠玉等(2023)的做法, 本文随机设定了处理组并虚构了政策实施时间, 据此构建对应的 Did 指标, 并将其代入基准回归模型中进行估计。以上过程共计重复模拟 1000 次, 并记录了每次回归中交互项系数的估计值及其显著性。由于处理组分配与政策实施时间均为随机生成, 理论上不应观察到显著的抑制效应。若模拟得到的 Did 系数估计值分布于零值附近, 且多数结果在统计上不显著, 则可认为基准回归中发现的抑制效应确实源于能效信贷政策, 而非偶然性因素或模型设定偏误。图 2 描绘了安慰剂检验结果, 可以看出, Did 系数的估计值主要聚集在零点附近, 其核密度曲线显示出围绕零点对称分布的特征; 同时, 大多数估计值对应的 p 值大于 0.1, 无法拒绝原假设。此外, 基准回归的系数(-0.027)未包含在安慰剂检验回归系数的分布范围以内, 从而证实了核心结论的稳健性。

4.2.3 替换被解释变量

为了排除被解释变量指标选取的影响, 本文参考冀志斌等(2024)的方法使用企业委托贷款、信托贷款、银行承兑汇票贴现之和衡量企业的影子银行融资规模。表 4 汇报了替换被解释变量后的回归结果。第(1)列是仅控制了企业和时间固定效应的回归结果, Did 的回归系数在 10% 的水平上显著为负。第(2)列是加入了一系列可能影响企业影子银行融资的公司特征与公司治理层面控制变量后的回归结果, Did 的回归系数在 5% 水平上显著为负, 依然与本文研究结论一致。

表 4 替换被解释变量		
变量	(1) Shabank1	(2) Shabank2
Did	-0.003* (-1.879)	-0.003** (-2.006)
Size		0.000 (0.185)
Lev		0.006** (2.407)
Roa		0.003 (0.756)
Cfo		-0.004 (-0.693)
Growth		-0.001 (-0.950)
Firmage		0.013** (2.377)
Dual		0.000 (0.057)
Board		0.003 (0.700)
Indep		-0.002 (-0.260)
Top10		-0.006 (-1.220)
Constant	0.004*** (4.973)	-0.041 (-1.559)
企业固定效应	控制	控制
时间固定效应	控制	控制
样本量	28779	28779
调整 R ²	0.078	0.079

4.2.4 PSM-DID 检验

为了控制可能存在的选择性偏误，增强研究结论的可靠性，本文进一步采用倾向得分匹配-双重

差分法(PSM-DID)对基准回归结果进行再检验。本文以企业规模(Size)、资产负债率(Lev)、经营活动现金净流量(Cfo)、两职合一(Dual)、董事会规模(Board)、独立董事占比(Indep)作为协变量对处理组和对照组进行倾向得分匹配,并采用1:1、1:2有放回、匹配卡尺为0.01的最近邻匹配方法。基于匹配后样本重新检验的结果如表5所示,Did的系数依然显著为负,表明在控制样本自选择偏误后,能效信贷政策仍对企业影子银行融资规模具有显著的抑制效应。

表5 PSM-DID 检验

变量	(1) Shabank	(2) Shabank
Did	-0.032*** (-3.069)	-0.028*** (-3.161)
Size	-0.036*** (-4.365)	-0.034*** (-5.222)
Lev	0.065** (2.309)	0.059*** (2.697)
Roa	0.204*** (3.818)	0.204*** (4.677)
Cfo	0.199*** (5.126)	0.190*** (5.845)
Growth	0.008 (1.408)	0.011** (2.553)
Firmage	0.093 (1.441)	0.070 (1.364)
Dual	0.010 (1.461)	0.006 (0.997)
Board	0.032 (1.009)	0.018 (0.721)
Indep	0.040 (0.469)	0.084 (1.287)
Top10	-0.073* (-1.955)	-0.073** (-2.471)
Constant	0.591** (2.405)	0.648*** (3.247)
企业固定效应	控制	控制
时间固定效应	控制	控制
样本量	11504	16639
调整 R^2	0.509	0.525

4.2.5 排除其他政策影响

能效信贷政策实施期间，绿色信贷贴息政策、绿色金融改革创新试验区试点政策以及资管新规等政策亦相继出台，可能会影响能效信贷政策对企业影子银行融资的抑制作用。(1)绿色信贷贴息政策。2016 年绿色信贷贴息政策明确提出对绿色信贷支持项目给予财政贴息支持，通过财政资金补贴企业绿色信贷利息，引导信贷资金流向绿色领域。为了控制绿色信贷贴息政策对研究结果的影响，本文借鉴洪祥骏等(2023)的研究方法，在基准模型的基础上加入绿色信贷贴息政策虚拟变量(Did1)作为控制变量进行重新检验。(2)绿色金融改革创新试验区试点政策。2017 年 6 月国务院批准在浙江、江西、广东、贵州、新疆五省(区)设立绿色金融改革创新试验区，通过完善绿色金融激励约束政策体系等举措，优化区域绿色资金配置。为了控制绿色金融改革创新试验区试点政策对研究结果的影响，本文借鉴崔惠玉等(2023)的研究方法，在基准模型的基础上加入绿色金融改革创新试验区试点政策虚拟变量(Did2)作为控制变量进行重新检验。(3)资管新规政策。2018 年出台的资管新规政策，利用强监管手段打压影子银行发展，导致影子银行规模大幅度缩减。为了控制资管新规政策对研究结果的影响，本文借鉴李青原等(2022)的做法，在基准模型的基础上加入资管新规政策虚拟变量(Did3)作为控制变量进行重新检验。排除政策干扰的回归结果如表 6 所示，在分别排除绿色信贷贴息政策、绿色金融改革创新试验区试点政策以及资管新规政策的干扰后，能效信贷政策依然显著抑制企业影子银行融资，进一步验证了本文研究结论的稳健性。

表 6 排除其他政策影响

变量	(1) Shabank	(2) Shabank	(3) Shabank
Did	-0.027 *** (-3.209)	-0.027 *** (-3.270)	-0.027 *** (-3.316)
Did1	0.009 (1.417)		
Did2		-0.006 (-0.853)	
Did3			-0.022 (-0.448)
Size	-0.039 *** (-7.584)	-0.038 *** (-7.512)	-0.039 *** (-7.552)
Lev	0.077 *** (4.416)	0.078 *** (4.443)	0.077 *** (4.415)
Roa	0.260 *** (7.525)	0.258 *** (7.484)	0.258 *** (7.486)

续表

变量	(1) Shabank	(2) Shabank	(3) Shabank
Cfo	0.185 ^{***} (7.602)	0.185 ^{***} (7.598)	0.185 ^{***} (7.597)
Growth	0.009 ^{***} (2.801)	0.009 ^{***} (2.752)	0.009 ^{***} (2.784)
Firmage	0.054 (1.311)	0.055 (1.340)	0.053 (1.300)
Dual	0.000 (0.074)	0.000 (0.092)	0.000 (0.112)
Board	0.018 (0.947)	0.017 (0.926)	0.018 (0.938)
Indep	0.083 [*] (1.694)	0.082 [*] (1.666)	0.083 [*] (1.689)
Top10	-0.074 ^{***} (-3.090)	-0.076 ^{***} (-3.175)	-0.074 ^{***} (-3.079)
Constant	0.788 ^{***} (4.842)	0.781 ^{***} (4.802)	0.789 ^{***} (4.839)
企业固定效应	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制
样本量	28779	28779	28779
调整 R ²	0.542	0.542	0.541

5. 进一步分析

5.1 机制检验

根据前文理论分析，本文认为能效信贷政策通过提高信贷可得性、引导绿色投资者进入两条路径抑制企业的影子银行融资。为此，本文构建了中介效应模型(2)和(3)检验能效信贷政策抑制影子银行融资的机制路径。其中， $Credit_{i,t}$ 、 $Greeninvest_{i,t}$ 为本文关注的机制变量，控制变量与基准回归模型一致。

$$Credit_{i,t} = \alpha + \beta Did_{i,t} + \mu Controls_{i,t} + FirmFE + YearFE + \varepsilon_{i,t}$$

(2)

$$\text{Greeninvest}_{i,t} = \alpha + \beta \text{Did}_{i,t} + \mu \text{Controls}_{i,t} + \text{FirmFE} + \text{YearFE} + \varepsilon_{i,t}$$

(3)

5.1.1 信贷可得性

由理论分析可知，能效信贷政策通过推动银行业金融机构加大对能效信贷产品、服务与担保方式的创新，降低了正规金融融资的成本，提高了企业的正规信贷可得性，从而对影子银行融资产生挤出效应。因此，本文预期能效信贷政策有助于提高银行放贷意愿，增加企业可获得的信贷融资规模。为检验信贷可得性这条机制路径，本文采用企业信贷融资额和抵押借款额衡量信贷可得性。首先，本文借鉴何思怡和靳庆鲁(2023)的做法，以短期借款、长期借款和一年内到期的非流动负债之和占期初总资产的比重衡量企业的信贷融资额(Credit1)。其次，本文参考徐畅和呼建光(2022)的做法，选择抵押借款和质押借款之和占期初总资产的比重衡量企业的抵押借款额(Credit2)。检验结果如表 7 第(1)、(2)列所示，Did 的回归系数均在 1%的水平上显著为正。这一结果表明，在能效信贷政策实施后，受政策影响的企业信贷可得性显著提高，能效信贷政策缓解了企业的正规信贷约束，企业从银行体系融资可得性的提高，减少了企业对影子银行融资的依赖。

5.1.2 绿色投资者进入

由理论分析可知，能效信贷政策的出台通过向资本市场传递绿色信号、发挥信息认证功能吸引绿色投资者进入，为企业提供了替代影子银行融资的长期社会资本。因此，本文预期能效信贷政策能够有效提高绿色投资者对企业的关注，促进绿色投资者资金投入。为检验绿色投资者进入这条机制路径，本文以绿色投资者数量和绿色投资者持股比例作为度量指标。借鉴王辉等(2022)的研究方法，本文采用 Python 文本分析技术对上市公司的绿色投资者信息进行识别，一是以绿色投资者数量加 1 后取对数值作为绿色投资者数量(Greeninvest1)的代理变量，二是以绿色投资者持股市值占企业净值比例作为绿色投资者持股比例(Greeninvest2)的代理变量。检验结果如表 7 第(3)、(4)列所示，Did 的回归系数均在 1%水平上显著为正。这一结果说明，能效信贷政策实施后，受政策影响的企业吸引了更多具有绿色偏好的投资者且绿色投资者持股比例持续增加。绿色投资者的进入，不仅为企业带来了替代影子银行融资的长期资本，而且改善了企业整体融资环境，从而形成了“政策引导—绿色投资者进入—影子银行融资下降”的良性传导路径。

表 7 机制检验结果

变量	信贷可得性		绿色投资者进入	
	(1) Credit1	(2) Credit2	(3) Greeninvest1	(4) Greeninvest2
Did	0.013 *** (3.853)	0.008 *** (2.788)	0.116 *** (6.121)	0.042 *** (4.288)
Size	0.020 *** (11.449)	0.004 ** (2.298)	0.212 *** (16.162)	0.028 *** (4.836)

续表

变量	信贷可得性		绿色投资者进入	
	(1) Credit1	(2) Credit2	(3) Greeninvest1	(4) Greeninvest2
Lev	0.167 *** (21.411)	0.127 *** (20.620)	-0.006 (-0.136)	0.047 ** (2.262)
Roa	0.165 *** (11.844)	0.027 *** (2.950)	1.470 *** (18.368)	0.426 *** (10.631)
Cfo	-0.460 *** (-37.981)	-0.055 *** (-7.349)	0.099 (1.635)	0.016 (0.487)
Growth	0.051 *** (18.391)	0.007 *** (5.235)	0.027 *** (2.905)	0.016 *** (3.487)
Firmage	-0.037 *** (-2.689)	0.030 ** (2.240)	0.005 (-0.054)	0.006 (0.116)
Dual	0.001 (0.701)	0.000 (0.089)	0.004 (0.340)	0.002 (0.237)
Board	-0.013 * (-1.770)	0.001 (0.144)	0.007 (0.131)	0.024 (1.020)
Indep	-0.023 (-1.179)	-0.001 (-0.078)	0.132 (0.939)	0.010 (0.161)
Top10	0.100 *** (10.642)	0.008 (1.035)	-0.025 (-0.429)	-0.019 (-0.670)
Constant	-0.400 *** (-7.156)	-0.203 *** (-3.658)	-4.466 *** (-10.133)	-0.649 *** (-2.796)
企业固定效应	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	28779	28779	28779	28779
调整 R^2	0.230	0.565	0.497	0.250

5.2 异质性检验

5.2.1 基于企业融资能力的异质性分析

信贷资源错配问题是迫使企业向影子银行融资的根本原因。融资能力不同的企业由于信贷资源的优劣差异而在影子银行融资的需求和依赖程度上存在差异。由理论分析可知,能效信贷政策通过推动银行业金融机构创新融资工具与担保方式、拓宽合格抵质押品范围提升企业信贷可得性,使得

依赖影子银行体系的高融资约束企业从正规金融渠道筹集资金的难度和成本降低，逐渐挤出影子银行融资。因此，本文预期那些融资能力较差的企业对影子银行融资的需求更为强烈，能效信贷政策对这类企业影子银行融资的抑制作用更明显。为此，本文从融资约束和有形资产抵押能力两个方面进行了检验。第一，本文使用 KZ 指数来表示企业融资约束程度，并依据行业年度均值将样本划分为融资约束高与融资约束低的两组进行检验。第二，本文借鉴冀志斌等(2024)的做法，用固定资产净值衡量企业有形资产抵押能力，并根据行业年度中位数将样本划分为抵押能力强与抵押能力弱的两组进行检验。分组回归结果如表 8 所示，从检验结果看出，能效信贷政策对影子银行融资的抑制作用在融资约束高、抵押能力弱的企业中更显著，且分组回归结果均通过组间系数差异检验。这一结果进一步验证了能效信贷政策对企业信贷可得性的提升作用。

表 8 基于企业融资能力的异质性分析

变量	(1) 融资约束高	(2) 融资约束低	(3) 抵押能力强	(4) 抵押能力弱
Did	-0.042 *** (-3.955)	-0.005 (-0.435)	-0.025 * (-1.765)	-0.032 *** (-2.973)
Size	-0.030 *** (-4.788)	-0.048 *** (-5.312)	-0.037 *** (-4.773)	-0.041 *** (-5.361)
Lev	0.061 *** (2.712)	0.029 (0.927)	0.056 ** (2.009)	0.073 *** (3.261)
Roa	0.130 *** (3.224)	0.542 *** (8.220)	0.312 *** (5.859)	0.218 *** (4.913)
Cfo	0.147 *** (4.012)	0.283 *** (7.086)	0.242 *** (6.270)	0.129 *** (4.300)
Growth	0.011 ** (2.387)	0.003 (0.574)	0.004 (0.578)	0.011 *** (2.591)
Firmage	-0.079 (-1.331)	0.166 *** (2.912)	0.020 (0.297)	0.108 * (1.917)
Dual	-0.000 (-0.078)	-0.003 (-0.456)	-0.006 (-0.952)	0.004 (0.754)
Board	0.010 (0.368)	0.049 * (1.823)	-0.027 (-0.978)	0.051 ** (2.067)
Indep	0.086 (1.286)	0.121 * (1.704)	0.052 (0.696)	0.111 * (1.663)
Top10	-0.063 ** (-2.033)	-0.069 * (-1.782)	-0.085 ** (-2.283)	-0.077 ** (-2.273)

续表

变量	(1) 融资约束高	(2) 融资约束低	(3) 抵押能力强	(4) 抵押能力弱
Constant	1.021 *** (4.780)	0.561 ** (2.134)	0.990 *** (3.816)	0.591 *** (2.776)
企业固定效应	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	15580	13199	12360	16419
调整 R ²	0.510	0.634	0.573	0.568
Chow test	0.014 **		-0.015 **	

5.2.2 基于商业信用融资的异质性分析

前文理论分析指出，能效信贷政策通过引导绿色投资者进入抑制企业影子银行融资。如果企业可以从其他融资渠道获得成本相对较低、风险相对较小的替代性融资方式，企业对影子银行融资的依赖也将得到弱化。商业信用融资作为供应链上下游企业间基于商业信任关系形成的重要融资方式，其融资成本与风险相对于影子银行融资较低。商业信用融资规模较高的企业可以通过供应链渠道弥补资金缺口，因而对影子银行融资的需求相对较低。因此，本文预期能效信贷政策对影子银行融资的抑制效应在商业信用融资规模较低的企业中更为明显。为此，借鉴邓伟等(2024)的方法，本文以应付账款、应付票据、预收账款之和与应收账款、应收票据、预付账款之和的差值占总资产的比重衡量商业信用融资，并根据行业年度均值将样本划分为商业信用融资高组与商业信用融资低组。从表9的分组回归结果可以看出，能效信贷政策对影子银行融资的抑制效应在商业信用融资低的企业中更显著，且通过组间系数差异检验。这一研究结果进一步验证了能效信贷政策对绿色投资者进入的引导作用。

表9 基于商业信用融资层面的异质性分析

变量	(1) 商业信用融资高	(2) 商业信用融资低
Did	-0.020 * (-1.724)	-0.042 *** (-3.480)
Size	-0.039 *** (-5.504)	-0.040 *** (-5.803)
Lev	0.042 * (1.740)	0.103 *** (3.892)
Roa	0.221 *** (4.495)	0.267 *** (5.310)

续表

变量	(1) 商业信用融资高	(2) 商业信用融资低
Cfo	0.222 ^{***} (6.397)	0.149 ^{***} (4.402)
Growth	0.011 ^{**} (2.483)	0.011 ^{**} (2.117)
Firmage	0.004 (0.066)	0.137 ^{**} (2.281)
Dual	0.001 (0.115)	0.002 (0.375)
Board	0.014 (0.513)	0.014 (0.510)
Indep	0.112 (1.592)	0.045 (0.673)
Top10	-0.115 ^{***} (-3.494)	-0.022 (-0.613)
Constant	0.964 ^{***} (4.317)	0.572 ^{**} (2.313)
企业固定效应	控制	控制
时间固定效应	控制	控制
样本量	14570	14209
调整 R^2	0.557	0.581
Chow test	0.014 ^{**}	

5.2.3 基于地区金融发展的异质性分析

信贷资源配置深刻嵌入其所在地区的金融发展，不同金融发展程度的地区在信贷资源分配和监管上呈现差异。从地区金融发展水平来看，正规金融体系的活跃度和信贷配置效率与金融发展水平直接相关，地区金融发展水平越高则正规金融信贷的配置效率越高，企业从正规金融渠道融资的成本较低、便利性较高(崔惠玉等，2023)。从地区金融监管强度来看，金融监管严格约束和规范各金融活动合规运行，地区金融监管越强则对影子银行融资这种高风险的非正规金融融资渠道的限制越严。因此，本文预期能效信贷政策对影子银行融资的抑制作用在金融发展水平较低、金融监管较弱地区的企业中更显著。第一，本文参考李世辉等(2025)的研究，采用金融业发展指数衡量地区金融发展水平，并根据地区年度均值将样本划分为地区金融发展水平高和地区金融发展水平低的两组进行检验。第二，本文采用各省份金融监管支出与金融业增加值的比值衡量地区金融监管强度，并依据地区年度均值将样本划分为地区金融监管强和地区金融监管弱的两组进行检验。分组回归结果如

表 10 所示,从检验结果可以看出,能效信贷政策对企业影子银行融资的抑制作用在金融发展水平较低、金融监管较弱地区的企业中更显著,且通过组间系数差异检验。这一结果进一步验证了能效信贷政策对企业影子银行融资的治理效应。

表 10 基于地区金融发展的异质性分析

变量	(1) 金融发展水平高	(2) 金融发展水平低	(3) 金融监管强	(4) 金融监管弱
Did	-0.018 (-1.254)	-0.038*** (-3.631)	-0.023** (-1.979)	-0.029*** (-2.691)
Size	-0.048*** (-5.747)	-0.042*** (-5.225)	-0.051*** (-6.900)	-0.036*** (-5.563)
Lev	0.022 (0.768)	0.088*** (3.278)	0.083*** (3.233)	0.067*** (3.018)
Roa	0.263*** (5.918)	0.180*** (3.131)	0.223*** (4.286)	0.274*** (6.101)
Cfo	0.152*** (4.795)	0.139*** (3.763)	0.163*** (4.429)	0.149*** (4.420)
Growth	0.015*** (3.245)	0.012** (2.539)	0.018*** (3.256)	0.007 (1.501)
Firmage	0.074 (1.110)	0.064 (0.950)	0.090 (1.576)	-0.005 (-0.088)
Dual	-0.002 (-0.373)	0.002 (0.223)	-0.002 (-0.372)	0.001 (0.126)
Board	-0.003 (-0.120)	0.012 (0.381)	0.010 (0.375)	0.026 (1.104)
Indep	0.072 (1.173)	0.058 (0.766)	0.031 (0.468)	0.127* (1.932)
Top10	-0.068* (-1.705)	-0.069* (-1.885)	-0.052 (-1.442)	-0.088*** (-2.825)
Constant	1.004*** (3.649)	0.859*** (3.270)	0.963*** (3.998)	0.887*** (4.201)
企业固定效应	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	17212	11567	13608	15171
调整 R^2	0.622	0.573	0.550	0.555
Chow test	0.014**		0.007*	

5.3 经济后果检验

影子银行融资具有高杠杆、隐蔽性强等特征，蕴含系统性金融风险，实体企业参与影子银行融资活动不仅会加剧其期限错配风险与利息负担，还会增强实体部门与金融市场之间的风险联动性，放大企业的经营波动性与财务脆弱性(李建军和韩珣，2019)。前文研究证明了能效信贷政策能有效抑制企业影子银行融资，以“疏通”为治理手段削弱企业对影子银行融资的依赖。那么，能效信贷政策能否通过抑制企业影子银行融资，进而实现企业经营风险与财务风险的降低？本文旨在经济后果检验中考察能效信贷政策能否通过抑制影子银行融资降低企业风险。为此，参照王茂斌等(2024)的做法，本文构建以下模型检验能效信贷政策抑制企业影子银行融资的经济后果：

$$Risk_{i,t} = \alpha + \beta \times \gamma Shabank_{i,t} + \mu Controls_{i,t} + FirmFE + YearFE + \varepsilon_{i,t} \tag{4}$$

其中，Risk 是代表企业风险的经济后果指标，包含企业的经营风险和财务风险。首先，本文借鉴李建军和韩珣(2019)的研究，采用经行业调整的资产收益率波动性衡量企业的经营风险(Risk1)，波动性越大则企业经营风险越高。其次，本文采用 Z-Score 值作为企业财务风险(Risk2)的测量指标，该指标值越小则企业财务风险越高。解释变量 $\gamma Shabank$ 表示能效信贷政策所引致的企业影子银行融资下降规模(根据基准回归系数拟合得到)。表 11 列示了经济后果检验的回归结果，可以看出， $\gamma Shabank$ 与企业经营风险(Risk1)的回归系数在 1% 水平下显著为正， $\gamma Shabank$ 与企业财务风险(Risk2)的回归系数在 1% 水平下显著为负。这一结果说明能效信贷政策通过降低企业的影子银行融资规模能够有效降低企业的经营风险和财务风险。

表 11 经济后果检验		
变 量	(1) Risk1	(2) Risk2
$\gamma Shabank$	0.491 *** (6.536)	-14.318 *** (-3.095)
Size	0.007 *** (5.794)	-0.707 *** (-8.532)
Lev	-0.002 (-0.494)	-11.136 *** (-27.977)
Roa	-0.155 *** (-15.561)	8.771 *** (14.699)
Cfo	0.035 *** (5.735)	1.357 *** (3.575)
Growth	0.002 ** (1.961)	-0.085 (-1.365)

续表

变 量	(1) Risk1	(2) Risk2
Firmage	-0.007 (-0.860)	0.655 (0.884)
Dual	0.001 (0.518)	-0.155* (-1.856)
Board	0.004 (0.848)	-0.414 (-1.345)
Indep	0.016 (1.374)	0.545 (0.643)
Top10	-0.020*** (-3.639)	-1.616*** (-4.186)
Constant	-0.098*** (-2.679)	24.184*** (8.778)
企业固定效应	控制	控制
时间固定效应	控制	控制
样本量	28779	28779
调整 R ²	0.404	0.728

6. 研究结论与政策启示

防范影子银行风险，需在强化监管“堵截”资金来源的同时，着力“疏导”优化信贷资源配置，从根本上降低企业的影子银行融资依赖。本文基于《能效信贷指引》实施的准自然实验，探索能效信贷这一疏导性政策对企业影子银行融资的影响。本文研究发现，能效信贷政策有效抑制了企业的影子银行融资。机制检验发现，能效信贷政策可通过提高信贷可得性和引导绿色投资者进入这两个路径抑制企业的影子银行融资。在异质性分析中，区分企业融资能力发现，能效信贷政策对企业影子银行融资的抑制效果在融资约束程度较高和抵押能力较低的企业中更明显；区分商业信用融资发现，能效信贷政策对企业影子银行融资的抑制效果在商业信用融资规模较小的企业中更显著；区分地区金融发展发现，在金融发展水平较低和金融监管强度较低地区的企业中能效信贷政策对企业影子银行融资的抑制效果更为突出。经济后果检验发现，能效信贷政策抑制影子银行融资能够有效降低企业的经营风险和财务风险。依据本文的研究结论，提出如下三点政策启示：

第一，在政策实施层面，应充分发挥能效信贷政策对非正规金融融资的治理效应，通过优化信贷配置从源头削弱企业的影子银行融资依赖。本文研究指出，能效信贷政策通过提高企业的信贷可

得性和引导绿色投资者进入两条路径有效抑制了企业的影子银行融资。因此,防范和治理影子银行风险不仅需要实施堵截性监管政策压缩影子银行空间,更需要依靠疏导性政策从源头上拓宽正规融资渠道,引导企业回归正规金融体系,破除影子银行融资依赖。

第二,在金融机构层面,应重视推动金融创新,盘活存量信贷资源,有效引导金融资源服务实体经济高质量发展。本文研究指出,正规金融体系信贷资源配置失衡催生了影子银行融资需求,改善正规信贷供给正是抑制企业影子银行融资的重要环节。在提供信贷供给时,银行业金融机构应当突破传统抵押贷款模式,大力创新多元化金融产品和抵押担保方式,使缺乏传统抵押品的融资劣势企业能够凭借项目预期收益获取正规信贷,最终增强金融资源服务实体经济的精准性与有效性。

第三,在企业层面,应积极主动优化债务结构,弱化自身对高风险影子银行的融资需求。本文研究指出,能效信贷政策抑制企业影子银行融资能够有效降低企业的经营风险和财务风险。在能效信贷政策的引导下,企业应当顺应政策需要主动披露能效信息并依据信贷条件重点关注如何改善自身的能源利用效率,以尽力满足能效信贷要求,实现正规信贷对高风险影子银行的融资替代。企业应以能效信贷政策为契机,积极融入正规金融体系,从根本上降低影子银行融资依赖,进而改善企业的财务经营状况,增强风险抵御能力。

◎ 参考文献

- [1] 陈艳莹,于千惠,刘经珂.绿色产业政策能与资本市场有效“联动”吗——来自绿色工厂评定的证据[J].中国工业经济,2022(12).
- [2] 程小可,姜永盛,郑立东.影子银行、企业风险承担与融资约束[J].经济管理,2015,37(4).
- [3] 崔惠玉,王宝珠,徐颖.绿色金融创新、金融资源配置与企业污染减排[J].中国工业经济,2023(10).
- [4] 邓伟,杨红霞,刘冲.央行担保品政策如何支持实体经济?——基于商业信用的视角[J].管理世界,2024,40(2).
- [5] 丁宁,任亦依,左颖.绿色信贷政策得不偿失还是得偿所愿?——基于资源配置视角的PSM-DID成本效率分析[J].金融研究,2020(4).
- [6] 冯晗,郭琨,王珏.绿色金融体系政策对绿色企业全要素生产率的影响[J].系统工程理论与实践,2025.
- [7] 韩先锋,郑酌基,李雪琴,等.能效信贷政策对企业实质性绿色创新的影响[J].科研管理,2025.
- [8] 韩珣,田光宁,李建军.非金融企业影子银行化与融资结构——中国上市公司的经验证据[J].国际金融研究,2017(10).
- [9] 韩珣,易祯,乔佳雪.中央银行沟通与非金融企业影子银行化[J].金融研究,2023(12).
- [10] 洪祥骏,林娴,陈丽芳.地方绿色信贷贴息政策效果研究——基于财政与金融政策协调视角[J].中国工业经济,2023(9).
- [11] 郝项超,胡慧杰,梁琪.影子银行融资对上市制造业企业创新的影响——促进还是阻碍[J].南

- 开经济研究, 2025(1).
- [12] 何思怡, 靳庆鲁. 通道业务监管与企业信贷融资[J]. 会计研究, 2023(5).
- [13] 侯成琪, 黄彤彤. 影子银行、监管套利和宏观审慎政策[J]. 经济研究, 2020, 55(7).
- [14] 冀志斌, 叶耐德, 孔东民. 中国式影子银行的收缩与企业投资行为——基于资管新规出台背景的证据[J]. 经济学(季刊), 2024, 24(2).
- [15] 姜广省, 卢建词, 李维安. 绿色投资者发挥作用吗? ——来自企业参与绿色治理的经验研究[J]. 金融研究, 2021(5).
- [16] 蒋敏, 周炜, 宋杨. 影子银行、《资管新规》和企业融资[J]. 国际金融研究, 2020(12).
- [17] 靳玮, 潘冬阳, 王子昊, 等. 绿色产业和绿色金融政策组合推动经济低碳转型机制研究[J]. 系统工程理论与实践, 2025.
- [18] 李建军, 韩珣. 非金融企业影子银行化与经营风险[J]. 经济研究, 2019, 54(8).
- [19] 李青原, 陈世来, 陈昊. 金融强监管的实体经济效应——来自资管新规的经验证据[J]. 经济研究, 2022, 57(1).
- [20] 李世辉, 尤碧莹, 牛珂, 等. 绿色信贷、非正规金融融资与重污染企业绿色创新[J]. 经济研究, 2025, 60(9).
- [21] 李英利, 王玮. 公众环境关注与绿色投资者进入[J]. 会计研究, 2025(5).
- [22] 刘承昊, 刘冲, 刘莉亚. 影子银行监管的风险防范和信贷紧缩效应——来自资管新规的证据[J]. 金融研究, 2023(7).
- [23] 刘珺, 盛宏清, 马岩. 企业部门参与影子银行业务机制及社会福利损失模型分析[J]. 金融研究, 2014(5).
- [24] 陆正飞. 打开天窗说亮话: “去杠杆与杠杆操纵”研究之缘起及展望[J]. 当代会计评论, 2020, 13(2).
- [25] 彭俞超, 何山. 资管新规、影子银行与经济高质量发展[J]. 世界经济, 2020, 43(1).
- [26] 彭俞超, 马思超, 王南萱, 等. 影子银行监管与银行风险防范[J]. 经济研究, 2023, 58(8).
- [27] 钱雪松, 谢晓芬, 杜立. 金融发展、影子银行区域流动和反哺效应——基于中国委托贷款数据的经验分析[J]. 中国工业经济, 2017(6).
- [28] 钱雪松, 徐建利, 杜立. 中国委托贷款弥补了正规信贷不足吗? [J]. 金融研究, 2018(5).
- [29] 司登奎, 李小林, 赵仲匡. 非金融企业影子银行化与股价崩盘风险[J]. 中国工业经济, 2021(6).
- [30] 司登奎, 李颖佳, 李小林. 中国银行业竞争与非金融企业影子银行化[J]. 金融研究, 2022(8).
- [31] 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]. 金融研究, 2018(12).
- [32] 王辉, 林伟芬, 谢锐. 高管环保背景与绿色投资者进入[J]. 数量经济技术经济研究, 2022, 39(12).
- [33] 王茂斌, 叶涛, 孔东民. 绿色制造与企业环境信息披露——基于中国绿色工厂创建的政策实验[J]. 经济研究, 2024, 59(2).
- [34] 王永钦, 刘紫寒, 李嫦, 等. 识别中国非金融企业的影子银行活动——来自合并资产负债表的

- 证据[J]. 管理世界, 2015(12).
- [35] 吴虹仪, 殷德生. 绿色信贷政策对企业债务融资的“赏”与“罚”——基于准自然实验的效应评估[J]. 当代财经, 2021(2).
- [36] 许晓芳, 陆正飞, 汤泰劼. 我国上市公司杠杆操纵的手段、测度与诱因研究[J]. 管理科学学报, 2020, 23(7).
- [37] 徐畅, 呼建光. 无形资产如何影响高新技术企业债务融资? ——价值创造、抵押价值与税盾效应[J]. 科技管理研究, 2022, 42(11).
- [38] 俞中, 佟孟华, 赵江山. 排污许可监管、绿色金融创新与企业信贷融资[J]. 世界经济, 2025, 48(5).
- [39] 喻子秦, 肖翔. 影子银行监管优化与企业创新——基于《资管新规》的准自然实验[J]. 会计研究, 2023(4).
- [40] 张春耕, 郗伟明, 王中. 能效信贷对企业碳信息披露的影响研究[J]. 产业经济评论, 2025.
- [41] 周上尧, 王胜. 中国影子银行的成因、结构及系统性风险[J]. 经济研究, 2021, 56(7).
- [42] Allen, F., Qian, Y., Tu, G., et al. Entrusted loans: A close look at china's shadow banking system [J]. Journal of Financial Economics, 2019, 133(1).
- [43] Buchak, G., Matvos, G., Piskorski T., et al. Fintech, regulatory arbitrage, and the rise of shadow banks[J]. Journal of Financial Economics, 2018, 130(3).
- [44] Jin, J., Xu, S., Gao, B. Can energy efficiency credit guidelines boost enterprises' low-carbon technological innovation? Evidence from China[J]. Energy Economics, 2025(150).
- [45] Tang, D. Y., Zhang, Y. Do shareholders benefit from green bonds? [J]. Journal of Corporate Finance, 2020(61).

Governance Effect of Energy Efficiency Credit Guidelines on Enterprises' Informal Financing —Empirical Evidence Based on Shadow Banking

Li Shihui Chen Xin Yuan Bo

(Business School of Central South University, Changsha, 410083)

Abstract: Amid the misallocation of credit resources, informal financing represented by highrisk shadow banking has grown rapidly. Addressing shadow banking risks requires not only stringent regulation to “block” the source but also credit optimization to “channel” the proper financing path, thereby eradicating enterprises’ reliance on shadow banking financing. Based on a quasi-natural experiment conducted following the implementation of the “Energy Efficiency Credit Guidelines,” this paper uses A-share listed companies from 2012 to 2023 as the research sample to investigate the governance effect of this channeling-type policy on informal financing. The study finds that the energy efficiency credit policy significantly curbs the scale of corporate shadow banking financing. Mechanism tests reveal that the policy primarily curbs shadow banking financing through two channels: enhancing credit availability and attracting green investors. Heterogeneity

analysis indicates that the curbing effect of the energy efficiency credit policy on corporate shadow banking financing varies depending on differences in corporate financing capacity, commercial credit financing, regional financial development. The policy's inhibition effect on corporate shadow banking financing is more pronounced among firms with higher financing constraints, lower tangible asset collateralization capacity, smaller commercial credit, lower regional financial development, and weaker regional financial regulation. Economic consequence tests reveal that the suppression of shadow banking financing by energy efficiency credit policy effectively reduces firms' operational and financial risks. These findings indicate that combining blocking-type regulatory policies with channeling-type policies can more effectively guide financial resources to serve the real economy, providing important policy implications for preventing systemic financial risks and promoting high-quality economic development.

Key words: Energy efficiency credit guidelines; Informal financing; Shadow banking

专业主编: 潘红波