

身随“影”动——对银行表内与影子银行表外信贷替代性的识别

作者 1:

刘岩，武汉大学经济与管理学院金融系副教授

电子邮件: yanliu.ems@whu.edu.cn, 手机: 18827441050

作者 2:

杨宇彤，博士研究生，北京大学国家发展研究院

电子邮件: ytyang2022@nsd.pku.edu.cn, 手机: 13096008887

作者 3（通讯作者）:

葛新宇，苏州大学商学院副教授

电子邮件: gexinyu@suda.edu.cn, 手机: 13962344156

资助情况: 本文获国家自然科学基金项目面上项目“金融部门控制权网络与重大风险防范化解研究”（项目编号: 72173091）

身随“影”动

——对银行表内与影子银行表外信贷替代性的识别

内容提要: 影子银行体系的企业“类信贷”业务与银行表内信贷业务之间存在可替代性。但由于信息披露不充分,该替代性的识别存在突出困难。本文利用2017年资管新规发布前后2,570家上市公司的65,041笔银行贷款数据,通过双重差分方法识别资管新规对银行表内信贷投放的作用,从而验证该替代性的存在并测算其大小。基准结果表明,资管新规实施后,银行表内信贷投放意愿显著提升,表内贷款投放概率平均提升约2.4%。进一步分析说明,资管新规显著增加了表内信贷投放规模,单笔贷款规模平均上升6.3%;且银行对低风险公司的信贷投放意愿显著高于高风险公司;相应地,银行的个人存款规模增速上升,拨备覆盖率和风险加权资产占比增加。本文的结果加深了对银行表内、表外信贷替代性的认识,确认了资管新规政策对银行表外影子银行业务回归表内的作用,证实该政策对引导银行更好地服务实体经济具有积极意义。

关键词: 影子银行; 资管新规; 表外信贷; 信贷替代性

JEL 分类号: G21; G28; G38

一、引言

在常规受监管银行体系以外,存在各种被统称为影子银行的金融中介业务。影子银行通常以非银行金融机构为载体,对金融资产的信用、流动性和期限等风险因素进行转换,扮演着“类银行”的角色(中国银保监会课题组,2020)。我国以银行为主导的间接融资体系决定了我国影子银行的“银行中心化特征”(殷剑峰和王增武,2013),主要业务形式为理财产品、信托贷款和委托贷款等。2008年金融危机后,中国的影子银行进入快速发展阶段。监管套利、激烈的存款竞争以及传统信贷市场供给不足等是中国影子银行兴起的重要原因。其一,为了复苏经济,我国政府推行四万亿刺激计划,促使银行投放大量贷款,在存贷比限制下,由此引发银行间激烈的存款竞争,为了规避传统信贷市场严格的管制、应对激烈的竞争,银行尤其是中小银行和非国有银行因此转向利率更加市场化的影子银行部门,主要通过发行理财产品筹集资金(Acharya et al., 2022; Wang et al., 2022)。其二,危机结束后,货币政策逐步收紧,正规信贷规模收缩,但“四万亿”刺激计划使企业遗留了大量借新还旧的信贷需求,民营企业 and 中小企业由于抵押品有限或缺乏政治支持难以获得传统信贷。为了满足这部分信贷需求,非国有银行将大量资产移到表外部门,影子银行成为这部分贷款受限公司的替代性融资渠道,而银行也从中赚取了更高的收益率(Chen et al., 2018; Du et al., 2023)。因此,影子银行促进了投资和消费的增加,对经济增长发挥了积极作用(高蓓等,2020; Feng et al., 2023)。

但同时,影子银行信息不透明,容易产生道德风险问题(Segura & Zeng, 2020);由银行发行的理财产品往往具有隐性担保,不具备资产证券化产品的信息敏感度,加之银行面临

借短贷长的展期风险，影子银行市场容易出现挤兑危机，从而对银行体系的金融稳定性构成严重威胁（Feng et al., 2022; Moreira & Savov, 2017）。中国银保监会课题组（2020）编写的《中国影子银行报告》指出，中国影子银行层层嵌套，风险隐蔽，交叉传染，且游离于监管之外，是构成系统性风险的重大隐患。到 2016 年底，中国影子银行体量已经相当庞大，广义影子银行规模超过 90 万亿元，狭义影子银行规模亦高达 51 万亿元。影子银行体量与同期银行信贷基本相当，且增速远超贷款增速。同时，其违法违规问题日益严重，使得金融风险不断积累和暴露，吹大资产泡沫，大大抬高宏观杠杆水平，助长了我国经济脱实向虚，扭曲了市场资源的正常有效配置（中国银保监会课题组, 2020; Zhu, 2021）。

在此背景下，2016 年底，中央经济工作会议提出要把防范化解金融风险放到更加重要的位置，并开始出台一系列整顿影子银行的政策措施。其中最主要的是 2017 年 11 月 17 日，中国人民银行、银监会、证监会、保监会和外汇局联合发布了《关于规范金融机构资产管理业务的指导意见（征求意见稿）》，并于 2018 年 4 月发布了《关于规范金融机构资管业务的指导意见（资管新规）》。资管新规通过“打破刚兑、禁止资金池、去通道、非标不能期限错配、向净值化转型”五大核心要点大幅遏制了影子银行的野蛮生长^①。与此同时，我国银行的业务重心也逐渐回归传统存贷业务，回归服务实体经济的本源^②。

长期以来，基于中国金融体系的银行中心化特征，我国的影子银行表外业务对表内信贷业务之间的替代性，几乎成为实务界与政策界的普遍共识。但影子银行表外信贷与银行表内信贷两种金融中介模式，并非天然就具有替代性（Górnicka, 2016）。从理论角度看，这两者既有可能是替代关系，也有可能是互补关系。影子银行的出现并不一定是监管套利的结果，也可以通过非传统的金融中介功能提高资源配置效率，从而成为最优金融体系结构的一部分（Farhi & Tirole, 2021）。若这两者之间确实是替代性关系，即影子银行的表外信贷渠道替代并挤出银行的表内信贷渠道，则影子银行业务一方面会导致银行体系的系统性风险暴露程度大幅增加，另一方面，由于信息不透明，可能导致资金空转，金融支持实体经济的效力减弱。因此，准确识别该替代性的存在并对其进行量化评估，具有重要的政策意义（Buchak et al., 2024）。然而，由于存在突出的内生性问题，几乎未有文献对此替代性进行量化评估。影子银行业务的透明度低、企业与银行对其信息披露不完整，导致交易层面的底层数据难以获取，是该内生性的主要来源。本文的主要目标，是利用资管新规这一政策冲击，从实证上对中国影子银行表外与银行表内信贷间的替代性，进行因果性检验。

本文发现，资管新规这一外生政策冲击下，事前影子银行业务敞口更高的银行，相较于敞口更低的银行，显著增加了表内信贷供给。尽管影子银行表外信贷缺乏系统数据，难以追溯其变动机制，但本文通过考察资管新规这一政策冲击下银行表内信贷的变化，从信贷回表的角度，为中国金融体系中，表外与表内信贷的替代性提供了可信的因果性证据，从而克服了影子银行表外信贷的数据局限。这是本文区别于以往文献的关键点，也是本文的第一个主

^① 截至 2019 年末，我国广义影子银行规模降至 84.8 万亿元，较 2017 年初 100.4 万亿元的历史峰值缩减近 16 万亿元。风险较高的狭义影子银行规模降至 39.14 万亿元，较历史峰值缩减了 12 万亿元（中国银保监会课题组, 2020）。

^② 详细讨论见理论分析与假设部分。

要贡献。本文的第二个贡献在于利用大样本银行层面微观数据，从多个维度构造了银行参与影子银行业务的规模敞口，进而得以通过 DID 方法检验并估计替代效应的大小^①。具体而言，本文根据全国范围内不同银行在资产端、负债端受资管新规政策影响的大小构造处置组和对照组，以二元变量（是否投放贷款）为因变量构造银行-公司配对面板，通过双重差分估计，实现了对表外-表内信贷替代性清晰、稳健的识别。本文的第三个贡献，是充分发掘上市公司贷款公告数据所提供的银行-企业配对信息，并利用文献中新发展的方法（Degryse et al., 2019），对公司信贷需求进行有效控制，从而解决了传统的宏观数据或简单的银行层面数据难以准确测算银行信贷供给变化的难题^②。

本文实证结果表明，我国影子银行体系的企业“类信贷”业务与银行表内信贷业务之间存在可替代性。一方面，资管新规实施后，影子银行业务规模大的银行向公司发放贷款的概率相比其他银行，显著提高约 2.4%；另一方面，所投放的单笔贷款的规模也增加了约 6.3 个百分点。上述结果说明影子银行表外信贷规模被压缩后，确实存在信贷回表效应。异质性分析表明，回表信贷主要投向低风险的公司。进一步研究发现，资管新规实施后，银行负债端也存在表外业务回表，表现为个人存款增速相应上升；且银行进行了前瞻性风险管理，表现为拨备覆盖率相比未受到政策冲击的银行显著提高。此外，本文通过测算公司端负债成本和投资的变化，检验了资管新规的经济后果。发现不同风险公司的融资成本受到了异质性冲击，且公司的投资水平有一定幅度的下滑。

本文余下的安排如下：第二节对相关文献进行梳理，并提出研究假说；第三节说明数据来源、处理组设定与实证模型设定；第四节报告基准回归结果和一系列稳健性检验结果；第五节测算单笔贷款规模的变化；第六节进一步分析，研究不同风险的公司获取银行信贷所受到的异质性冲击以及银行负债方和风险方的变化，并研究资管新规的经济后果；第七节总结。正文中省略的详细回归结果，均置于文末附录中。

二、文献综述

与本研究相关的文献主要可以分为三个方面。首先是关于影子银行表外业务与商业银行表内信贷投放之间替代或互补关系的研究。替代性观点主要从影子银行的动机出发，自然产生。监管套利是影子银行兴起的重要原因，在表内业务受到严格的政策监管或央行实施紧缩性的货币政策时，影子银行业务会成为表内信贷的替代融资方式，向表内信贷受限的公司提供资金。除监管套利外，在激烈的存款竞争下，存款流失的银行会转向影子银行部门，以弥补表内业务的下降。而 Jiang（2023）发现影子银行的资金来源正是发起抵押贷款与其竞争资金的银行，后者利用上游的市场势力软化抵押贷款市场竞争，两个市场具有一定的互补性。Górnicka（2016）提出传统银行与影子银行之间的关系取决于银行是否向特殊目的载体

^① 蒋敏等（2020）根据城市的影子银行发展水平构造处理组，李青原等（2022）、Tian et al.（2024）从上市公司资产端参与影子银行的程度构造处理组，冀志斌等（2024）从上市公司年报公布的借款性质构造处理组，分别研究了资管新规对企业投融资的影响，由于构造影子银行处理组的角度不同，其结论相互之间有差异。本文依据商业银行参与影子银行的程度构造处理组，在资管新规对企业投资的影响上，得到的结论与冀志斌等（2024）较为一致。

^② 刘冲和刘莉亚（2022）是近期中文文献对这一方法的又一重要应用。

(Special Purpose Vehicle) 提供担保, 在没有担保的情况下, 两者存在替代关系, 反之, 银行通过自愿支持 SPV 发出积极的投资信号, 两种业务存在互补关系。Buchak et al. (2024) 研究了 10 万亿规模的美国住房抵押贷款市场, 发现影子银行对容易出售的贷款替代性强, 但对信息敏感型信贷的替代性有限。与美国市场不同, 中国影子银行市场的资金主要来自商业银行发行的理财产品, 往往具有隐性担保属性, 信息敏感度低 (Allen & Gu, 2021; Dang et al., 2019; Huang, 2018; Huang et al., 2023)。在实证层面, 部分学者发现资管新规后银行体系的存贷款业务增加, 说明相关融资方式回归表内, 初步证实了替代性观点 (陈卫东和熊启跃, 2018; 刘承昊等, 2023; Jiang, 2024)。王永钦等 (2015)、Tian et al. (2024) 从资金需求方的视角, 研究了中国的非金融企业, 证明影子银行活动是弥补信贷配置失衡的替代性融资方式, 由严重的信贷约束所导致, 改善了资源的配置效率。

区别于既有文献多是通过理论概述或粗略测算从而定性描述替代性的存在, 本文利用银行-公司贷款层级的大样本数据, 涵盖了 176 家银行对 2,570 家上市公司的单笔贷款, 总样本量超过 10 万。从而精准量化识别了影子银行表外信贷业务和银行表内贷业务间替代性的大小。

第二个方面的研究是关于影子银行体系风险性和经济效应的理论说明。根据金融稳定理事会 (Financial Stability Board, 2011) 的定义, 影子银行指游离于银行监管体系之外, 可能引发系统性风险和监管套利等问题的信用中介体系。一方面, 影子银行系统具有高杠杆特点、面临展期风险和道德风险问题、相比传统信贷部门更容易遭到挤兑, 并传导至银行间市场或其他资产市场, 是潜在的系统性风险隐患^①。另一方面, 影子银行系统处于受到严格监管的传统金融中介和金融市场直接融资体系之间, 相比传统金融中介, 融资方式更灵活, 避免了过度的金融监管成本, 作为传统金融中介体系的有益补充, 起到了信贷扩张的作用^②。Allen & Gu (2021) 强调了中国影子银行的隐性担保特征在支持高风险项目融资和减少系统性风险中的作用。Farhi & Tirole (2021) 内生刻画了受监管的传统银行业及与之共存的缺乏监管的影子银行业, 并从最大化社会福利的角度, 研究了两种体系共存时政府的最优监管政策。多名学者证明利用中国数据证明委托贷款这一影子银行机制是对正规信贷不足的市场反应 (钱雪松等, 2018; Allen et al., 2019)。Wang et al. (2022) 提出, 理财产品可以降低银行的债务成本, 低成本会以更低的借贷利率转嫁给借款人, 从而实现了存贷款利率的下降, 对经济有正向影响。在经济繁荣和理性预期时, 通过信号机制 (Segura & Zeng, 2020)、提高投资效率 (Ordoñez, 2018) 和减缓资源错配 (Zhu, 2021) 等, 影子银行提高了投资效率和消费水平, 从而提高了社会福利。相反地, Zhu (2021) 把影子银行分为由银行发起和由地方政府和国有企业发起两种类型, 提出 2008 年后由地方政府和国有企业发起的影子银行活动为低效率项目融资, 导致经济体的资本错配, 降低了社会福利。

^① 相关文献繁多, 其中主要文献如下: Acharya et al. (2022)、Dang et al. (2019)、Feng et al. (2020, 2022)、Ferrante (2018)、Moreira & Savov (2017)、Pellegrini et al. (2022)。

^② 相关文献包括: Allen & Gu (2021)、Dang et al. (2019)、Du et al. (2023)、Farhi & Tirole (2021)、Zhu (2021)。

第三方面的文献对国内影子银行的发展历程进行了归纳和总结。受到金融体系结构、金融深化程度以及监管政策取向等因素影响,我国的影子银行呈现出一些与其他经济体不同的特点,具有银行中心化特征,表现为“银行的影子”(中国银保监会课题组,2020; Dang et al., 2019)。其实质是银行为规避贷款等监管限制(Hachem, 2018),绕过传统存贷业务,通过对资产负债表内外项目进行业务创新所主导的类贷款业务,同样具有信用货币创造的功能。Zhu (2021)提出自上世纪80年代以来,影子银行一直是中国金融体系的一部分,1994年银行改革前,影子银行将信贷引导到生产率更高的非国有部门,提高了实体经济的效率,但2008年后影子银行资金流入了效率低的部门,加剧了经济体的资源错配。金融危机后,在财政货币政策先宽松后紧缩的背景下,影子银行迅速发展。在新兴阶段,理财业务兴起,由于其收益率相比存款利率较高,大量资金由存款转移至表外,银行利用理财资金开展银信合作、银证合作等通道业务,从而赚取手续费及佣金,记入非息收入项目。2013年以后,影子银行不断深化,理财渠道受限,银行开始通过“同业”模式进行业务创新。同业存单、同业理财成为影子银行的主要资金来源,所募集资金用于委托投资,形成了层层嵌套的业务模式,从而达到变相信贷投放的目的(倪晓然和刘士达,2020;王喆等,2017;肖崎和阮健浓,2014),通过各种金融创新手段来实现资金的跨行业和跨领域流动(Hachem, 2018)。根据李文喆(2019)测算,至2017年末,我国影子银行存量规模大致抵达历史峰值,达到51.1万亿元人民币,为2008年末的7.7倍。结合我国影子银行的发展脉络,可以看出,厘清影子银行对传统表内业务的替代性,是对我国影子银行业务进行理论分析的基础和关键问题。

总结上述文献可知,由于影子银行信息透明度低,加之非上市银行的数据难以获取,目前仍缺乏文献对中国影子银行的替代性特征进行定量识别。鉴于此,本文尝试利用贷款层级的大样本数据对商业银行在资管新规实施后对公司放贷意愿的变化进行研究,从而实现影子银行表外信贷业务与表内信贷业务间替代关系的准确识别。

三、理论分析与假设

影子银行以资金池业务、期限错配、通道和嵌套模式为主要特点,是商业银行信贷业务的重要替代与补充(蒋敏等,2020)。资管新规严格禁止资金池业务,通过穿透式监管制度进行去通道和去嵌套规范,强制银行压缩其影子银行的类信贷业务,使影子银行规模大幅萎缩。若影子银行与传统银行间替代性假说成立,则资管新规实施后,影子银行业务会重新回归表内,导致传统信贷部门业务增长^①。反之,影子银行规模的缩小不会对传统银行部门产生显著影响。基于此,我们提出如下影子银行替代性假设。

假设1:中国的影子银行业务对传统信贷业务存在替代性,资管新规大幅抑制了影子银行业务,从而提升了商业银行的放贷意愿。

相应地,在银行负债端,若替代性假说成立,资管新规实施后,表外资金也会回归表内。对于银行存款业务的变化,一方面,由于影子银行融资渠道受到限制,银行会通过存款等表

^①自资管新规提出后,各类银行均表现出表外业务回表的倾向。通过查阅中国银行、工商银行、农业银行、浦发银行、上海银行、苏州银行、苏农银行、青岛农商银行等一系列银行2018年及之后的年报,发现其均明确了“聚焦主业”、“回归本业”、“回归传统存贷业务”的导向。

内业务来承接理财资金，因此，银行的存款规模具有上升的倾向。而另一方面，由于存款客户通过影子银行进行融资受到资管新规的抑制，其可运用资金减少，所能供给的银行存款会相应下降。考虑到个人客户参与影子银行的方式主要为购买理财产品，仅作为影子银行的资金来源方，受到前一方面的影响，因此本文预计银行个人存款业务会增加。而公司客户既购买理财产品，又通过影子银行进行融资，同时受到上述两方面的影响，本文预计对公存款和总存款业务的变化都不显著。基于此，我们提出如下假设。

假设 2: 资管新规抑制了影子银行表外业务，导致个人客户的理财资金回表，银行的个人存款规模增速会上升。

参考 Jiang (2024) 对资管新规前后资金流向的刻画，类似地，在假设 1 和 2 下，资金流向路径变化如图 1 所示^①。

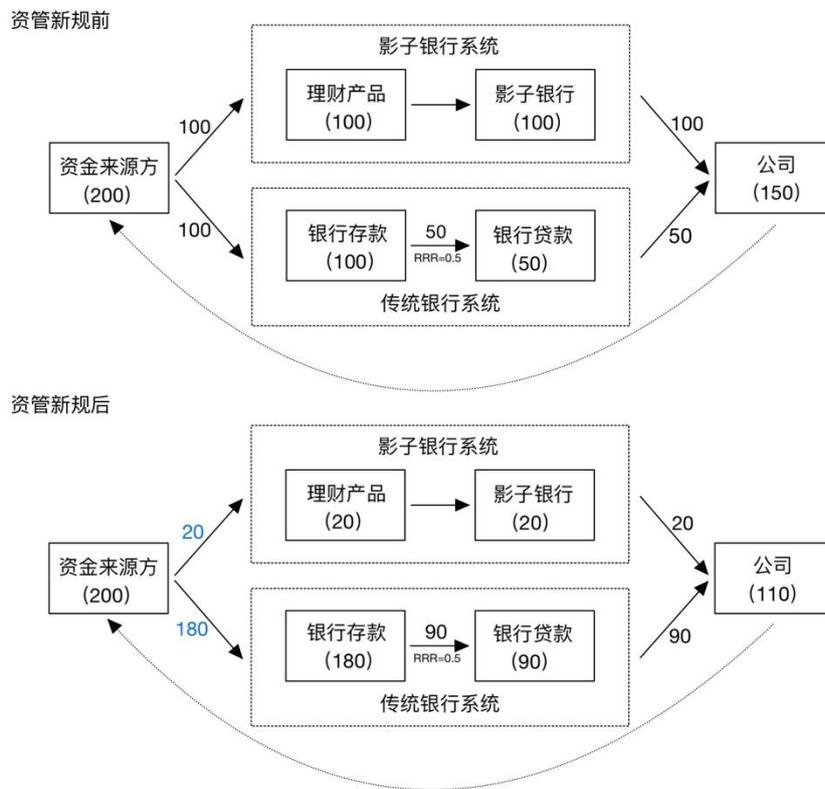


图 1: 资管新规前后银行资金流向路径

四、研究设计与数据样本

1. 研究设计

1.1. 识别策略

本文使用类双重差分模型考察资管新规实施后影子银行规模收缩对银行信贷产生的影响。双重差分法建立在自然实验的基础之上，存在对处置组和对照组造成异质性影响的外生冲击是应用该方法的必要条件。资管新规征求意见稿于 2017 年 11 月正式公布，考虑到政策

^① 为计算与展示的便利，这里假设银行的存款准备金率为 0.5。

制定存在酝酿期，本文将 2017 年末作为政策实施的基期，则 2014-2016 年的数据作为政策实施前样本，2017-2019 年的数据作为政策实施后的样本。但资管新规的监管对象是全国所有企业和金融机构，因此较难找到完全不受该政策影响的对照组。考虑到不同银行对影子银行的参与程度不同，从而受到资管新规监管的冲击存在差异。与影子银行参与度高的银行相比，参与度低的银行受到的监管冲击有限。因此，本文依据资管新规发布前（2016 年末）银行的影子银行参与程度进行中位数分组，处于面板数据中前 50% 的样本作为处置组，后 50% 的样本作为对照组。

对银行来说，影子银行业务一般为表外业务，其资产和负债不在资产负债表中体现，但其利润计入利润表中的非息收入项目，该项目包括了银行的手续费及佣金净收入^①。基于此，本文选取银行的非息收入占营业收入的比例作为该银行参与影子银行业务程度的代理变量。

1.2. 变量定义与说明

为了考察银行对公司放贷意愿的变化情况，本文利用 2014-2019 年银行-公司交易层级的 65041 条单笔贷款数据构造了二元因变量——银行 b 在年份 t 是否对公司 f 投放贷款。具体地，若 b 银行和 f 公司在年份 t 存在单笔贷款数据，则因变量的取值为 1；反之取值为 0。

本文的主要变量说明及计算方法见表 1。

表 1：主要变量说明及计算方法

变量名	变量含义	变量计算方法
y_{firbt}	b 银行是否对 f 公司投放贷款	0-1 变量
$TREAT_b$	银行虚拟变量	处置组银行取值为 1，否则取值为 0
$POST_t$	时间虚拟变量	2017 年之前取值为 0，否则取值为 1
$SIZE_{bt}$	银行规模	总资产的对数
CAP_{bt}	银行资本充足率	核心资本/总资本
LIQ_{bt}	银行流动性比例	流动资产/流动负债
NPL_{bt}	银行不良贷款率	不良贷款余额/贷款总额
$SIZE_{ft}$	公司规模	总资产的对数

1.3. 模型设定

针对二元因变量，本文分别采用了线性和非线性双重差分模型。原因是 LPM 回归模型存在几点局限，第一，由于 y 是 0-1 变量，导致残差项必然与因变量相关，因此估计结果不满足一致性条件；第二， ε_{firbt} 服从两点分布，而非正态分布；第三，线性概率模型所作的预测值可能出现 $\hat{y} > 1$ 或者 $\hat{y} < 0$ 的不现实情形。因此，需要用 Logit 模型进行交叉验证。具体模型构建如下。

(1) 线性双重差分模型

^① 银行集团可以发起设立提供特定投资机会的结构化主体并不纳入合并财务报表范围，这类结构化主体一般为理财产品，主要通过向其投资者提供管理服务获取手续费收入，这明确了影子银行业务会体现在非息收入上。

模型设定为：

$$y_{firbt} = \beta TREAT_b \times POST_t + X_{bt}^T \phi + \gamma SIZE_{ft} + \alpha_{irt} + \alpha_b + \varepsilon_{firbt} \quad (1)$$

其中， b 表示样本银行， f 表示上市公司， t 表示年份。 y_{firbt} 为银行放贷意愿的衡量指标，表示 b 银行 t 年份是否对公司 f 进行放贷； $TREAT_b$ 用来衡量银行 b 是否为处置组银行； $POST_t$ 代表时间虚拟变量，2017 年之前的年份取值 0，表示此时资管新规政策还没颁布，2017 及之后的年份取值为 1。 $TREAT_b \times POST_t$ 是 $TREAT_b$ 和 $POST_t$ 的交互项，其系数 β 是本文关注的核心变量，含义是：政策冲击前给公司 f 贷款的处置组银行，在政策冲击后是否继续给公司提供贷款；或者政策冲击前没有给公司 f 贷款的处置组银行，在政策冲击后是否开始向公司提供贷款。若其取值为负且显著，则说明银行减少了对公司的信贷投放概率；反之则说明银行对公司的信贷投放概率增加。 X_{bt} 是包含了银行规模 $SIZE_{bt}$ 、流动性比例 LIQ_{bt} 、资本充足率 CAP_{bt} 和不良贷款率 NPL_{bt} 的银行控制变量。 $SIZE_{ft}$ 是公司规模控制变量。 α_{irt} 为公司的行业-地点-时间固定效应，在资金需求端控制了行业、地区的发展趋势对贷款需求的影响，其中 i 表示国民经济行业分类中的二级行业，本文样本包含 78 种二级行业； r 表示公司注册省级行政区。本文用其替代公司-时间固定效应，因为后者不能识别单银行贷款公司（即只从一家银行获得贷款的公司）所受的贷款冲击，而大部分中小企业往往只从一家银行贷款，因此，若使用公司-时间固定效应会造成样本选择偏误。Degryse et al. (2019) 发现，公司的行业-地点-规模-时间固定效应可以有效避免此问题，并且取得与公司-时间固定效应相一致的估计结果。基于此，本文假设处于同一行业、同一地区的公司在相同年份有相同的资金需求^①，从而保证了 α_{ILT} 固定效应的合理性。 α_b 为银行固定效应，不随时间变化而变化。 ε_{firbt} 为残差项。

(2) 非线性双重差分模型

模型设定为：

$$y_{fbt}^* = \beta TREAT_b \times POST_t + X_{bt}^T \phi + \gamma SIZE_{ft} + \alpha_f + \alpha_b + \alpha_t + \varepsilon_{fbt} \quad (2)$$

其中， y_{fbt}^* 为二元变量，表示 b 银行 t 年份是否对公司 f 进行贷款； $TREAT_b \times POST_t$ 是 $TREAT_b$ 和 $POST_t$ 的交互项，其系数 β 是本文关注的核心变量，在 Logit 模型中表示处置组与对照组在政策实施后的差异性。 α_f 为公司固定效应， α_b 为银行固定效应， α_t 为时间固定效应，其他变量含义同(1)式。

2. 样本和数据

2.1. 数据来源

为了准确识别银行信贷供给的变化，本文选取银行-公司的面板数据作为样本，样本区间为 2014-2019 年，包含全国范围内 176 家商业银行对 2570 家上市公司的贷款情况。其中，银行-公司贷款的数据来源于国泰安数据库 (CSMAR)^②，上市公司的基本数据来源于 WIND

^① 本文使用的 2,570 家样本上市公司中，有 475 家在观测期间为单银行贷款公司，占样本公司总数的 18%；而控制公司行业-地点-时间固定效应时，不能识别的组数仅为 88，对应占比 11%。

^② 钟宁桦等 (2021) 指出 CSMAR 上市公司贷款数据存在较大的样本遗漏。经仔细比对，该数据缺失主要集中在 2012 年及之前的样本期。经过与钟宁桦等一文手工补全的样本进行样本量及描述性统计的对比，本文确认 CSMAR 现有数据集在 2013 年后的样本缺失比率很低，不会对实证结果产生显著影响。

数据库，商业银行的基本数据主要来源于中国银行业数据库（China Banking Database），并通过查询银行年报、审计报告和信用评估报告等对缺少的数据进行手工补漏。本文将上述数据进行整合，最终得到银行-公司配对的年度面板。

176家商业银行的具体分布情况见表2、表3。银行-公司对在不同年份的分布见表4。

表2：银行类型分布

类型	政策性银行	国有银行	股份制银行	城商行	农商行	民营银行	外资银行
数量	1	5	12	108	18	3	29

表3：银行数量按年份分布

年份	2014年	2015年	2016年	2017年	2018年	2019年
样本数量	170	175	176	176	176	174

表4：银行-公司对数按年份分布

年份	2014年	2015年	2016年	2017年	2018年	2019年
样本数量	15543	16675	17532	19059	19265	19320

注：本样本为非平衡面板数据，上述配对至少包含四个年度数据

在类双重差分模型回归中，19家银行为处置组^①，对应9025个银行-公司对，其余157家银行为对照组，对应10352个银行-公司对。

2.2. 描述性统计

表5列出了相关变量的描述性统计量。表6列出了相关变量的组间差异。可以看出处置组银行的非息收入占比远高于对照组银行，符合虚拟变量设置依据。并且处置组银行的金融资产占比（*FAR*）显著高于对照组银行，验证了分组的合理性。其他变量上，处置组银行的资本充足率略低于对照组，不良贷款率略高于对照组，这可能是由于影子银行业务占比高的银行往往愿意承担更大的风险。而两组银行的规模和流动性比率并无明显差异，两组所对应的公司规模也无明显差异。

表5：描述性统计

变量	观测数	平均值	标准差	最小值	最大值
<i>y</i>	107,394	41.9912	49.3547	0	100
<i>NIIR</i>	107,394	21.6036	7.7640	-5.2622	52.5090
<i>SIZE_b</i>	107,367	15.0279	1.6111	6.9425	17.2204
<i>LIQ</i>	105,524	52.9162	15.8124	0.5600	505.8000
<i>CAP</i>	107,224	13.5494	7.1135	-11.1400	677.0000
<i>NPL</i>	106,690	1.6075	6.2161	0	389.5700

^① 中信银行、中信银行国际、光大银行、兴业银行、包商银行、华兴银行、华夏银行、宁波银行、平安银行、广发银行、恒丰银行、招商银行、民生银行、永丰银行、法兴银行、浙商银行、浦发银行、渤海银行、瑞士银行。

$SIZE_f$	107,394	8.6308	1.2511	1.1261	15.8193
FAR	106,938	29.3252	9.7663	0	82.3050

注： y 、 $NIIR$ 、 LIQ 、 CAP 、 NPL 、 PFA 单位为百分比

变量	处置组样本			对照组样本			差异	
	观测数	平均值	标准差	观测数	平均值	标准差	平均值	t 值
y	49,789	42.3085	49.4054	57,605	41.7169	49.3096	0.5917*	1.9589
$NIIR$	49,789	27.9066	4.9340	57,605	16.1557	5.2269	11.7509***	380
$SIZE_b$	49,789	15.0762	0.7800	57,578	14.9860	2.0762	0.0902***	9.6710
LIQ	49,634	52.9338	12.8371	55,890	52.9007	18.0482	0.0331	0.3462
CAP	49,709	12.4568	6.6748	57,515	14.4937	7.3421	-2.0369***	-47.5680
NPL	49,709	1.5877	1.4323	56,981	1.6247	8.3999	-0.0371	-1.0359
$SIZE_f$	49,789	8.5543	1.2221	57,605	8.6968	1.2719	-0.1426***	-18.7065
FAR	49,576	30.6820	10.1235	57,362	28.1526	9.2885	2.5293***	42.3247

五、实证结果与分析

1. 基准结果

1.1. 线性双重差分模型

本文对(1)式模型进行回归，结果见下表7。表中第(1)列仅保留了DID模型的基本设定；第(2)列加入了银行层面的控制变量：银行规模、流动性比例、资本充足率和不良贷款率，以及公司层面的公司规模变量，并控制了上文提到的公司行业、地点、时间交叉固定效应及银行固定效应，以排除行业、地区发展趋势对信贷投放的影响以及不同银行本身的异质性造成的影响，且采用稳健标准误；由于本文数据为面板数据，考虑到政策的实施在银行和时间上可能具有连续性，故第(3)列在第(2)列的基础上进一步采用了公司聚类标准误；最后，考虑到即使是处于同一行业和省份的公司在同一年的资金需求也可能存在差异，第(4)列在保留公司行业、地点、时间交叉固定效应的同时，进一步控制了银行-公司固定效应，以排除不同组银行-公司对之间的贷款差异。在下述回归结果可以看到， $TREAT_b \times POST_t$ 的系数始终显著为正，这说明在影子银行活动受到管制后，相比对照组银行，处置组银行对公司投放贷款的概率显著增加，平均上升约2.4%，从而验证了影子银行表外业务与表内信贷间的替代性。

表7：DID模型回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
$TREAT_b \times POST_t$	2.3671*** (3.934)	2.3938*** (4.117)	2.3938*** (3.756)	2.1127*** (3.203)
$POST_t$	10.0929*** (24.641)			
$TREAT_b$	-0.7259*			

		(-1.646)		
$SIZE_{bt}$		32.5507***	32.5507***	31.3474***
		(17.296)	(16.303)	(15.361)
LIQ_{bt}		0.0473***	0.0473***	0.0524***
		(3.380)	(3.226)	(3.531)
CAP_{bt}		0.0852***	0.0852***	0.0783***
		(3.847)	(4.155)	(3.682)
NPL_{bt}		0.1027	0.1027	0.0519
		(0.904)	(0.856)	(0.453)
$SIZE_{ft}$		3.2860***	3.2860***	9.9489***
		(18.112)	(7.808)	(6.865)
$cons$	36.3189***	-481.5300***	-481.5300***	-520.9266***
	(121.245)	(-16.904)	(-15.828)	(-15.764)
ILT 固定效应	未控制	控制	控制	控制
银行固定效应	未控制	控制	控制	未控制
银行-公司固定效应	未控制	未控制	未控制	控制
标准误	普通	稳健	公司聚类	公司聚类
R^2	0.0129	0.1794	0.1794	0.4060

Unbalanced Panel: n=19377, T=6, N=104799

注：估计值下方括号中数值为t值；*、**、***分别代表在10%、5%、1%的显著水平上显著；下同

1.2. 非线性双重差分模型

本文对(2)式模型进行Logit回归，结果见下表8。其中，第(1)列保留模型基本设定；第(2)列加入了银行和公司层面的控制变量，并进一步控制了银行固定效应和时间固定效应，采用稳健标准误；第(3)列在第(2)列的基础上再控制了公司固定效应，并采用公司聚类标准误。回归系数已转化为边际效应。同样地， $TREAT_b \times POST_t$ 的系数均显著为正，资管新规实施后，相较对照组，处置组银行对公司投放贷款的概率平均增加约2.74%。Logit模型的回归系数大小与LPM模型基本一致，说明本文得到的定量结果较为稳健。

表8: Logit模型回归结果

	(1)	(2)	(3)
$TREAT_b \times POST_t$	2.3413***	2.8203***	2.7371***
	(3.877)	(4.644)	(4.135)
$POST_t$	10.0445***		
	(24.722)		
$TREAT_b$	-0.7580*		
	(-1.682)		
$SIZE_{bt}$		40.3300***	38.8981***

		(17.595)	(15.344)
LIQ_{bt}		0.0393***	0.0405***
		(2.715)	(2.620)
CAP_{bt}		0.0177	0.0059
		(0.311)	(0.105)
NPL_{bt}		0.0046	0.0061
		(0.037)	(0.051)
$SIZE_{ft}$		1.7535***	11.5828***
		(14.401)	(7.845)
银行固定效应	未控制	控制	控制
公司固定效应	未控制	未控制	控制
时间固定效应	未控制	控制	控制
标准误	普通	稳健	公司聚类
N	107394	105295	105053

注：Logit 回归结果已转化为边际效应；下同

2. 平行趋势检验

双重差分法有效的一个前提是平行趋势假设，即政策实施前处置组银行和对照组银行对公司的放贷意愿应有相同的变动趋势，只有在政策实施后两者才会产生差异。为进行平行趋势检验，本文构建如下回归模型：

$$y_{firbt} = \alpha + \sum_{\substack{j=-3 \\ j \neq -1}}^2 \beta_j TREAT_b \times TIME_{jt} + \mathbf{X}_{bt}^T \boldsymbol{\phi} + \gamma SIZE_{ft} + \alpha_{irt} + \alpha_b + \varepsilon_{firbt}, \quad (3)$$

其中，

$$TIME_{jt} = \begin{cases} 1, & \text{若 } t - 2017 = j \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$

上式中， $TIME_{jt}$ 是一个虚拟变量，仅在政策实施后（前）第 $j(-j)$ 期取值为1，反之为0。同时，本文以政策实施前一期，即2016年作为基准组。若平行趋势假设成立，则 β_{-3} 与 β_{-2} 应不显著异于0，而 β_0 、 β_1 与 β_2 为政策实施后随着时间变化产生的动态效应。对模型(1)和模型(2)做平行趋势假设检验，估计系数 β_j 的大小及其95%置信区间分别见下图2.A、图2.B。

从图 2.A、2.B 可以看出，在资管新规实施前[-3,-1]期， β_j 不显著异于 0。这说明本文平行趋势假设成立，处置组和对照组银行在政策实施之前是可比的。政策实施后即 0 期之后，交互系数的估计值开始显著异于 0，说明处置组银行的放贷意愿与对照组银行之间开始出现差异，政策效果开始显现，实施第二期之后，政策效果衰退。

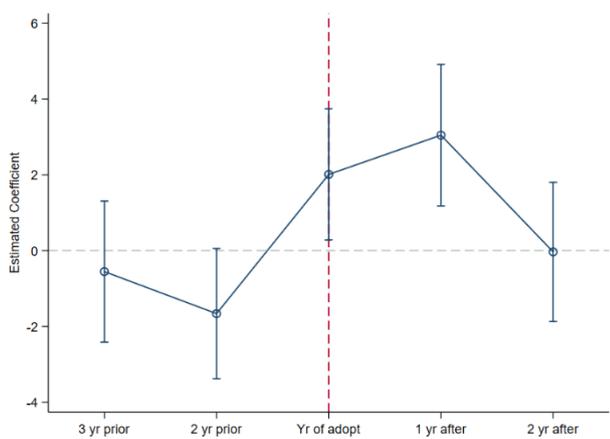


图 2.A: LPM 平行趋势检验系数估计及 95%置信区间

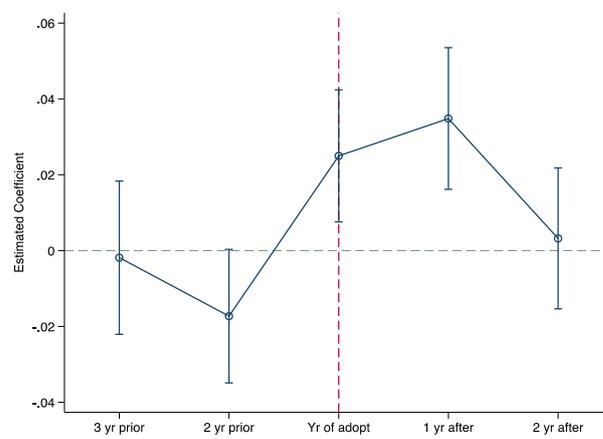


图 2.B: Logit 平行趋势检验系数估计及 95%置信区间

3. 稳健型检验

3.1. 安慰剂检验

本文实验模型中的处理组与对照组是人为分组，为了检验分组的稳健性，本文通过随机抽样的方式构建虚假处理组与对照组。具体操作为，在 176 个银行样本中，随机抽取 19 家银行作为处理组，剩余银行作为对照组，采用公司聚类稳健标准误对模型(1)进行回归，记录交叉项 $TREAT_b \times POST_t$ 的估计系数，循环 500 次，考察估计系数的均值是否接近于 0。

在随机抽样 500 次并进行回归后，交叉项的回归系数分布情况如图 3，其分布的形状近似正态分布，且 500 次随机抽样得到的估计系数均值为 0.008223，非常接近于 0，说明本文安慰剂检验通过，估计结果稳健。

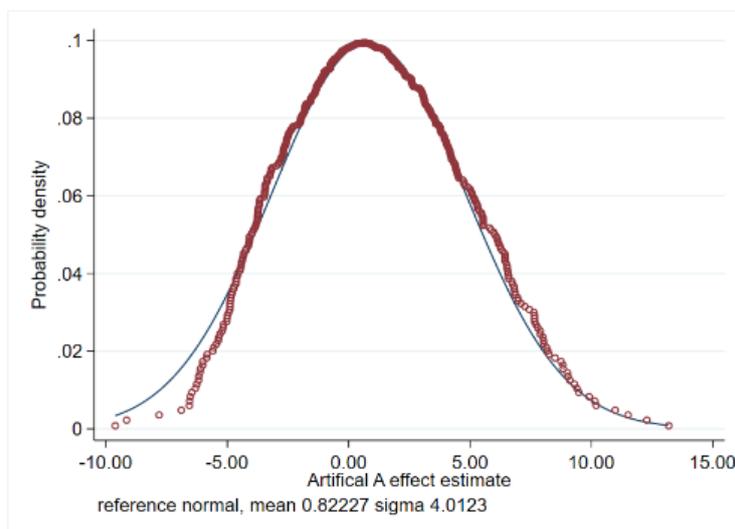


图 3: 随机抽取 500 次后交叉项系数分布

3.2. 处理组定义的稳健性检验

为了进一步验证本文分组方式的合理性，本文按以下两种方式更换处理组定义，进行稳健性检验。

(1) 根据特定金融资产项目分组

在银行的资产项目中，买入返售金融资产、应收款项类金融资产和可供出售金融资产与影子银行非标业务高度相关，这些项目的规模能从一定程度上反映银行从事影子银行业务的程度。因此，本文以 2017 年末这三项金融资产之和占银行总资产的比例（FAR）代替非息收入占比，按照中位数重新分组，并进行回归。回归结果见下表 9，其中第（1）至（3）列采用线性概率模型，第（4）列采用 Logit 模型。由回归结果可知，两种模型下双重交互项的系数都显著为正，说明实施资管新规后，相比对照组，处理组银行对公司投放贷款的概率平均上升约 6.4%。上述结果与采用非息收入占比分组时得到的结论高度一致，且放贷概率上升的幅度更大，说明本文的主回归结果是稳健的。为了行文简洁，我们在正文表格中只汇报主要结果，将完整结果列于附录表 A.1 中。

表 9：特定金融资产项目分组回归结果

	LPM			Logit
	(1)	(2)	(3)	(4)
$TREAT_b' \times POST_t$	6.3651*** (10.389)	6.3651*** (9.623)	6.6236*** (9.783)	6.6208*** (9.814)
ILT 固定效应	控制	控制	控制	未控制
公司固定效应	未控制	未控制	未控制	控制
银行固定效应	控制	控制	未控制	控制
银行-公司固定效应	未控制	未控制	控制	未控制
时间固定效应	未控制	未控制	未控制	控制
标准误	稳健	公司聚类	公司聚类	公司聚类
R ²	0.1801	0.1801	0.4069	
N	104657	104657	104545	104911

为了验证在此分组依据下双重差分法的有效性，本文同时进行了平行趋势检验，结果如下图 4。在资管新规实施前[-3,-1]期，双重交互项的估计系数不显著异于 0，平行趋势假设成立。

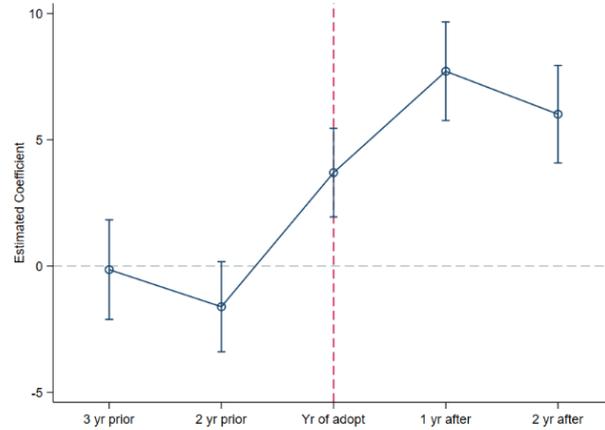


图 4：平行趋势检验系数估计及 95%置信区间

(2) 采用银行发行的理财产品规模占比作为影子银行代理变量

上文已经从影子银行的资产方对处理组定义进行了稳健性检验，接下来，站在影子银行的负债业务角度，进一步检验处理组定义的稳健性。本文从 Wind 数据库提取了 2016 至 2017 年 176 家样本银行的理财产品业务的相关数据，构造变量期限加权影子银行规模占比 ($MWSR$)。具体构造方法为：以理财产品的实际产品期限对计划发行额加权（365 天权重为 1），再求和得到各银行的期限加权影子银行规模，将其与 2017 年末该银行的存款余额作比以进行标准化。由于样本数据中计划发行额缺失值较多，故回归时不进行分组，直接与时间虚拟变量相乘，代替主回归中的交乘项，模型其他设定不变。回归结果见下表 10。 $MWSR \times POST_t$ 的系数仍然显著为正，表示期限加权影子银行规模占比每增加 1%，政策后银行向公司投放贷款的概率平均增加 0.04%。同样地，为了行文简洁，完整结果列于附录表 A.2 中。

表 10：期限加权影子银行规模占比回归结果

	LPM			Logit
	(1)	(2)	(3)	(4)
$MWSR \times POST_t$	0.0432*** (3.372)	0.0432*** (3.152)	0.0370*** (2.624)	0.0459*** (3.190)
ILT 固定效应	控制	控制	控制	未控制
公司固定效应	未控制	未控制	未控制	控制
银行固定效应	控制	控制	未控制	控制
银行-公司固定效应	未控制	未控制	控制	未控制
时间固定效应	未控制	未控制	未控制	控制

标准误	稳健	公司聚类	公司聚类	公司聚类
R ²	0.1837	0.1837	0.4104	
N	96425	96425	96323	96695

3.3. 删除 2017 年样本

考虑到 2017 年即资管新规政策发布当年的数据可能存在干扰,为了确保结果的稳健性,本文删除 2017 年样本后,使用 2014-2016 和 2018-2019 年的样本进行了相同的回归。结果如表 11,双重交互项的系数都显著为正,并且与基准回归结果相近,说明主回归结果稳健。完整结果见附录表 A.3。

表 11: 删除 2017 年样本回归结果

	LPM			Logit
	(1)	(2)	(3)	(4)
$TREAT_b \times POST_t$	2.2170*** (3.429)	2.2170*** (3.111)	1.7674** (2.411)	2.4085*** (3.294)
ILT 固定效应	控制	控制	控制	未控制
公司固定效应	未控制	未控制	未控制	控制
银行固定效应	控制	控制	未控制	控制
银行-公司固定效应	未控制	未控制	控制	未控制
时间固定效应	未控制	未控制	未控制	控制
标准误	稳健	公司聚类	公司聚类	公司聚类
R ²	0.1841	0.1841	0.4333	
N	86081	86081	85959	85475

3.4. 排除银企关系影响

若银行和公司已经建立了借贷关系,则银行对该公司的了解和信任程度可能更高,自然也更愿意为该公司续贷或发放新的贷款。为了排除这类原有借贷关系对银行放贷意愿的影响,我们引入了二元控制变量银企关系,定义为在年份 t 银行 b 和公司 f 之间是否已经存在贷款关系。对于贷款期限缺失的单笔贷款数据,我们统一将其贷款期限设为 3 年,具体处理为,若第 t 年前 3 年 ($t-3$) 到第 t 年前 1 年 ($t-1$) 企业 f 从银行 b 获得过贷款,则银企关系变量取 1,反之取 0。控制银企关系后,双重交互项的大小及显著性基本不变,且银企关系的系数不显著,说明其对两类银行的放贷意愿没有显著影响。主要回归结果见下表 12,完整结果见附录表 A.4。

表 12: 控制银企关系后回归结果

	LPM		Logit
	(1)	(2)	(3)

$TREAT_b \times POST_t$	2.4005*** (4.128)	2.4005*** (3.767)	2.7517*** (4.159)
$Relation_{fbt}$	-0.5427 (-1.536)	-0.5427 (-1.204)	-1.0081** (-2.294)
ILT 固定效应	控制	控制	未控制
公司固定效应	未控制	未控制	控制
银行固定效应	控制	控制	控制
时间固定效应	未控制	未控制	控制
标准误	稳健	公司聚类	公司聚类
R ²	0.1794	0.1794	
N	104799	104799	105053

3.5. 采用 PSM-DID 处理样本选择偏差问题

由于非息收入占比高的银行多为股份制商业银行，此类银行自身规模大，涉及业务多，可能导致样本选择偏误。本文采用倾向得分匹配方法（PSM）匹配出与处理组最接近的对照组银行，以从最大程度上消除样本选择偏差。具体地，采用最近邻匹配 1:5 无放回抽样方式对倾向得分值共同取值范围内的样本进行匹配，匹配后的样本通过了平衡性检验，协变量取值在两组间不存在显著差异。然后在 PSM 匹配的基础上进一步使用双重差分模型即模型（1）进行回归。主要结果见下表 13，其中，第（1）列为基准回归结果，第（2）列为选取匹配成功的样本的回归结果，第（3）列为考虑样本重要性的频数加权回归结果（控制组样本被匹配次数越多，说明该样本重要性程度越高）。可以看出，采用倾向得分匹配后双重交互项的估计系数与基准回归一致，且数值有所提高，表明经过 PSM-DID 方法后，本文仍能得到稳健性估计结果。为了行文简洁，完整结果列于附录表 A.5。

表 13：基准回归及截面 PSM-DID 回归结果

	基准回归 (1)	匹配样本 (2)	重要性加权 (3)
$TREAT_b \times POST_t$	2.3938*** (3.756)	3.7663*** (3.638)	2.8763** (2.547)
ILT 固定效应	控制	控制	控制
银行固定效应	控制	控制	控制
标准误	公司聚类	公司聚类	公司聚类
R ²	0.1794	0.1971	0.2917
N	104799	52908	160044

六、单笔贷款规模的政策效果

1. 模型设定

在上述部分，我们已经证实资管新规促进了银行的信贷回表，接下来，我们关心资管新规对银行放贷规模的影响。提取 CSMAR 上市公司向银行借款日度数据中的单笔贷款规模作为因变量，在混合横截面上进行双重差分回归，回归样本包含 2014-2019 年间共计 65041 条单笔贷款数据。模型设定为：

$$\ln loan_{firbt} = \alpha + \beta TREAT_b \times POST_t + X_{bt}^T \phi + \gamma SIZE_{ft} + \alpha_{irt} + \alpha_b + \varepsilon_{firbt} \quad (4)$$

其中， $\ln loan_{firbt}$ 表示银行-公司单笔贷款金额取对数值， $TREAT_b$ 定义与上文相同，即银行的非息收入占比是否高于样本中位数。我们主要关心双重交互项的系数，其含义是资管新规实施后，处理组银行向公司所投放贷款的规模的变动趋势。其他变量含义同(1)式。

2. 描述性统计

表 14 分别列出了处理组和对照组样本相关变量的描述性统计量。176 家样本银行中，处理组包含 19 家银行^①，对照组包含 157 家银行。

表 14：描述性统计

变量	处理组样本					对照组样本				
	观测数	平均值	标准差	最小值	最大值	观测数	平均值	标准差	最小值	最大值
$\ln loan$	29,876	4.7496	1.2056	0	11.2898	35,147	4.8270	1.3302	0	12.6885
$NIIR$	29,876	27.9545	4.6781	22.2120	52.5090	35,147	16.9857	4.7344	-5.2622	21.4492
$SIZE_b$	29,876	15.2018	0.6644	7.7276	15.8193	35,134	15.4195	1.9107	7.8667	17.2204
LIQ	29,803	53.4976	12.0110	30.6800	323.290	34,434	52.2863	17.5211	0.5600	505.8000
CAP	29,838	12.5731	4.3424	-11.040	677.000	35,112	14.4934	2.5625	6.9000	90.3000
NPL	29,838	1.5943	1.1614	0	28.4400	34,900	1.5640	6.7716	0	389.5700
$SIZE_f$	29,876	8.8443	1.2250	5.5300	15.7251	35,147	8.8994	1.2183	3.4615	14.7605

注： $NIIR$ 、 LIQ 、 CAP 、 NPL 单位为百分比

3. 回归结果

表 15 是对(4)式模型回归的主要结果，完整结果见附录表 A.6。表 15 第 (1) 至 (4) 列都加入了银行和公司层面的控制变量，控制了公司的行业-地点-时间交叉固定效应及银行固定效应，并采用公司层面聚类的标准误，其中第 (1) 列使用了全部贷款数据，第 (2) 至 (4) 列分别对因变量进行 (0.1%，99.9%)、(0.5%，99.5%)、(1%，99%) 的截尾处理，以排除样本中极端值可能造成的影响。由回归结果可知， $TREAT_b \times POST_t$ 的系数始终显著为正，这说明在政策实施后，相比对照组银行，处理组银行显著增加了对公司投放的单笔贷款规模，平均上升约 6.3 个百分点。

表 15：单笔贷款规模的 DID 模型回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
--	-----	-----	-----	-----

^① 与主回归面板数据的处置组一致。

$TREAT_b \times POST_t$	0.0627*** (2.755)	0.0609*** (2.726)	0.0599*** (2.891)	0.0594*** (2.807)
ILT 固定效应	控制	控制	控制	控制
银行固定效应	控制	控制	未控制	控制
标准误	公司聚类	公司聚类	公司聚类	公司聚类
R ²	0.3649	0.3650	0.3583	0.3491
N	63623	63504	62757	62364

七、进一步分析

1. 异质性分析——公司偿债风险

公司的风险大小可能会影响银行的放贷决策, 银行进行信贷审批时会判断公司的偿债能力和违约风险, 风险高的公司难以获得贷款。因此, 本文将样本公司分为高风险和低风险两组, 使用模型(1)分别考察两组中资管新规对银行放贷意愿的影响。具体地, 我们使用利息覆盖率和资产负债率作为公司风险的衡量指标。前者衡量公司产生的税前利润能否支付当期利息, 即 EBITDA/利息支出, 利息覆盖率高于中位数的公司为低风险组, 反之则为高风险组。在使用资产负债率指标时, 考虑到不同行业的资产负债情况差异较大, 不宜在全样本统一分组, 故在各行业内分别以资产负债率进行中位数分组。

主要回归结果见下表 16, 完整结果见附录表 A.7, 第 (1)、(2) 列为将公司按照利息覆盖率分组的结果, 第 (3)、(4) 列为按照资产负债率分组的结果。我们发现资管新规对信贷渠道的影响呈现显著的公司偿债风险异质性。两种分组之下, 低风险公司样本的双重交互项系数均在 1% 的水平上显著为正, 而高风险公司样本的交互项系数均不显著。这说明, 资管新规发布后, 影子银行活动受到抑制, 从而导致银行对低风险公司投放信贷的概率增加约 3.3%-3.5%, 但对高风险公司投放贷款的概率并无显著改变。

表 16: 公司偿债风险异质性 DID 模型回归结果

	低利息覆盖率 (1)	高利息覆盖率 (2)	低资产负债率 (3)	高资产负债率 (4)
$TREAT_b \times POST_t$	1.3022 (1.287)	3.5229*** (3.614)	3.2922*** (3.702)	1.4173 (1.532)
ILT 固定效应	控制	控制	控制	控制
银行固定效应	控制	控制	控制	控制
标准误	公司聚类	公司聚类	公司聚类	公司聚类
R ²	0.2487	0.2273	0.2118	0.2356
N	43118	43549	53567	50961

2. 银行负债端的政策效果

上述结果已经基本验证了在银行的资产端，资管新规对银行信贷业务的影响。接下来我们研究其对银行负债端产生的影响。根据前文的理论分析，我们提出了假设 2，即资管新规实施后银行的个人存款业务会增加。

为了验证假设 2，本文利用样本银行的数据在银行层面作双重差分回归。具体模型设定为：

$$y_{bt} = \alpha + \beta TREAT_b \times POST_t + \mathbf{X}_{bt}^T \boldsymbol{\phi} + \alpha_b + \alpha_t + \varepsilon_{bt} \quad (4)$$

其中，我们把银行的存款相关指标（总存款余额、个人存款余额、对公存款余额）取对数差分，得到其增长率，作为因变量。银行和时间虚拟变量均沿用主回归的定义， \mathbf{X}_{bt}^T 为银行层面的控制变量。 α_b 和 α_t 分别为银行固定效应和时间固定效应。

估计结果见表 17，完整回归结果见附录表 A.8。第（1）-（3）列分别为总存款增长率、个人存款增长率和对公存款增长率的回归结果。可以看到，仅在个人存款增长率做因变量时， $TREAT_b \times POST_t$ 的系数在 5% 的显著性水平上显著为正，符合上文的猜想。资管新规实施后，相比对照组银行，处理组银行的个人存款规模的增长率平均上升了 15%。验证了假设 2，银行的负债结构在资管新规后存在相应的调整。

表 17：存款政策效果 DID 回归结果

	总存款增长率 (1)	个人存款增长率 (2)	对公存款增长率 (3)
$TREAT_b \times POST_t$	-0.0223 (-0.876)	0.1515** (2.200)	0.1305 (1.535)
银行固定效应	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制
标准误	稳健	稳健	稳健
R ²	0.4219	0.4746	0.2266
N	929	786	671

3. 银行风险变化

资管新规旨在整顿影子银行业务、防范降低金融系统的风险，在促进表外业务回表之后，相关风险变得可监控，不再隐蔽。为验证资管新规发布后银行表内风险承担的变化，本文利用模型(4)对样本银行的拨备覆盖率和风险加权资产占比分别进行了回归。其中，将样本中拨备覆盖率大于 500% 的异常值统一设定为 500%。主要估计结果见表 18，完整结果列于附录表 A.9。表中第（1）、（2）列为拨备覆盖率的回归结果，第（1）列仅保留基本设定，控制了银行固定效应和时间固定效应；第（2）列进一步加入了银行层面的控制变量，并采用稳健标准误；第（3）、（4）列为风险加权资产占比的回归结果，第（3）列保留基本设定，控制银行和时间固定效应，第（4）列加入银行层面的控制变量并采用稳健标准误。可以看到，政策实施后，处理组银行的拨备覆盖率相对对照组显著提升，平均增加 32%，这是由于新增贷款后银行会自动提拨备，导致分子上升，而在银行严控信贷风险的决策下，分母项几乎不改变，因此拨备覆盖率会上升；同时，相比对照组，处理组银行的风险加权资产占比平均上升 2.8%，这是由于表内贷款总额增加，风险加权资产增加，风险加权资产占比自然上

升。上述结果说明，资管新规从一定程度上促进了银行的主动风险承担行为，在控制金融系统的风险层面发挥了一定的作用。

表 18：银行风险指标 DID 回归结果

	拨备覆盖率		风险加权资产占比	
	(1)	(2)	(3)	(4)
$TREAT_b \times POST_t$	38.9218** (2.250)	32.2650** (2.300)	3.1926* (1.847)	2.7671** (2.269)
银行固定效应	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
标准误	普通	稳健	普通	稳健
R ²	0.6422	0.7356	0.8057	0.7908
N	1006	940	989	891

4. 资管新规的经济后果

资管新规在一定程度上改变了企业的融资方式，其对实体经济的影响如何？为了探究这个问题，本文从两个方面研究了资管新规的影响，即公司融资价格的变化和公司投资的变化。我们把第六节的贷款层级混合截面数据在公司层面汇总，整理为公司-年度面板数据，构造模型(5)和模型(6)如下：

$$y_{ft} = \alpha + \beta_1 NRATIO \times POST_t + \beta_2 Nrate + \gamma SIZE_{ft} + \alpha_f + \alpha_t + \varepsilon_{ft} \quad (5)$$

$$y_{ft} = \alpha + \beta'_1 LRATIO \times POST_t + \beta'_2 Loanrate + \gamma SIZE_{ft} + \alpha_f + \alpha_t + \varepsilon_{ft} \quad (6)$$

首先，我们研究公司融资价格的变化情况，用公司债务成本 $DCOST_{ft}$ 作为因变量，以衡量公司的融资价格，具体构造方式参考 Pittman & Fortin (2004)，即用公司当年的利息支出除以长短期负债之和在年初和年末的均值，以百分比表示。其中，短期负债为资产负债表中的短期借款项目，长期负债为长期借款、应付债券和长期应付款之和。同时，我们对样本进行了 (0.5%，99.5%) 的缩尾处理。比例 $NRATIO$ 和 $LRATIO$ 从某种程度上衡量了公司对影子银行的依赖程度， $NRATIO$ 表示在年度 t ，公司 f 建立贷款关系的样本银行中处置组银行所占的比例； $LRATIO$ 表示在年度 t ，公司 f 从样本银行获取的所有贷款中，处置组银行的贷款总额所占的比例。 β_1 和 β'_1 是我们关注的核心指标，分别表示在政策实施后，公司 f 的贷款银行中处置组银行所占比例每上升 1%，或者公司 f 从处置组银行获取的贷款占比每增加 1%，对公司债务成本的影响。

主要回归结果见表 19，完整结果见附录表 A.10。表中第 (1) 至 (3) 列为 $NRATIO$ 的回归结果，第 (4) 至 (6) 列为 $LRATIO$ 的回归结果，其中第 (1)、(4) 列分别对应模型(5)和(6)。进一步地，为了分析风险程度不同的公司是否受到异质性冲击，我们根据 2016 年末的利息覆盖率将公司分为高风险组和低风险组，分别进行上述回归。第 (2)、(5) 列为高风险组回归结果；第 (3)、(6) 列为低风险组回归结果。从表中可知，全样本回归时双重交互项的系数并不显著，说明从整体上看，资管新规对公司的贷款价格没有明显影响。而高风险组的交乘项都为正，且当 $RATIO$ 取 $LRATIO$ 时显著；低风险组的交乘项都为负，在 $RATIO$

取NRATIO时显著，说明资管新规实施后，企业的融资成本有分化，高风险企业的融资成本相对于低风险企业明显上升。

表 19：贷款价格政策效果回归结果

	RATIO = NRATIO			RATIO = LRATIO		
	全样本 (1)	高风险 (2)	低风险 (3)	全样本 (4)	高风险 (5)	低风险 (6)
$RATIO \times POST_t$	-0.0022 (-0.915)	0.0026 (0.757)	-0.0074* (-1.957)	0.0012 (0.546)	0.0064** (2.190)	-0.0035 (-1.027)
公司固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
标准误	稳健	稳健	稳健	稳健	稳健	稳健
R ²	0.5823	0.6107	0.5436	0.5822	0.6117	0.5426
N	5703	2666	2388	5703	2666	2388

接下来，为了研究资管新规对公司投资的影响，我们以企业投资变量Invest作为模型(5)和(6)的因变量。Invest的构造参考李青原等（2022），具体构造方式为： $Invest = (\text{购建固定资产、无形资产和其他长期资产支付的现金} + \text{取得子公司及其他营业单位支付的现金净额}) / \text{期初总资产} * 100\%$ 。同时，为了保证估计结果的稳健性，我们还使用如下方式构造替代变量：（1） $Invest_1 = (\text{购建固定资产、无形资产和其他长期资产支付的现金} - \text{处置固定资产、无形资产和其他长期资产收回的现金净额}) / \text{期初总资产} * 100\%$ ；（2） $Invest_2 = (\text{购建固定资产、无形资产和其他长期资产支付的现金} + \text{取得子公司及其他营业单位支付的现金净额} - \text{处置固定资产、无形资产和其他长期资产收回的现金净额} - \text{处置子公司及其他营业单位收到的现金净额}) / \text{期初总资产} * 100\%$ 。主要回归结果见表 20。完整结果列于附录表 A.11。

表 20：企业投资政策效果回归结果

	RATIO = NRATIO			RATIO = LRATIO		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Invest	Invest ₁	Invest ₂	Invest	Invest ₁	Invest ₂
$RATIO \times POST_t$	-0.0533** (-2.545)	-0.0091 (-1.571)	-0.0367*** (-2.581)	-0.0595*** (-2.840)	-0.0102* (-1.956)	-0.0444*** (-2.604)
公司固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
标准误	稳健	稳健	稳健	稳健	稳健	稳健
R ²	0.4140	0.5307	0.3807	0.4142	0.5309	0.3812
N	8120	7502	7502	8120	7502	7502

从上述回归结果看，双重交互项的系数几乎都显著为负，说明资管新规实施后，对处置组银行的贷款依赖度越高的企业，相比对照组的投资水平有显著下降。以第（4）列为例，企业从处置组银行的贷款额占总贷款额的比例每提高 1 个标准差，资管新规实施后，其投资平均下降约 7.35%（ $0.0595 * 34.9616 / 28.2973$ ）个标准差。此解释方法与 Mitton（2024）关于经济显著性的论述一致，Mitton 认为使用因变量的标准差来衡量经济显著性相较于使用均值衡量，能更有效地传达实证结果的实际影响力。上述结果说明，资管新规对于实体经济投资具有一定的抑制作用。

八、结论

本文借助资管新规这一外生政策冲击，利用 2014-2019 年间全国范围内 176 家商业银行对 2570 家上市公司的贷款层级数据构建双重差分模型，实现了对银行放贷意愿与影子银行业务间替代性的识别。研究发现：第一，受到资管新规重点监管的一组银行在政策出台后显著提高了表内信贷意愿以及单笔贷款的规模，从而定量检验了上述替代性的存在，说明了资管新规的政策效应。第二，信贷回表效应集中在风险低的一组公司。由于信贷回表，银行的主动风险承担增加。同时，在银行负债端，表内的个人存款业务也显著增多。第三，资管新规实施前后，公司的融资成本并没有显著的变化，但其平均投资水平有一定程度的下滑。

距资管新规发布已过去六年，六年间，政策推动了资产管理行业乃至金融领域的发展转型，防范化解了影子银行等金融系统性风险。以银行理财产品、非银行金融机构贷款产品和同业理财为代表的影子银行规模大幅度萎缩，金融部门和实体经济的杠杆水平已经显著下降。伴随着资管行业的进一步转型升级和良性发展，我国的影子银行与表内业务之间也可能演变出新的关系，未来，影子银行业务可能成为表内业务的良性补充。

参考文献

- 陈卫东、熊启跃，2018：《资管新规下银行业务调整及影响》，《中国金融》第 20 期。
- 高蓓、陈晓东、李成，2020：《银行产权异质性、影子银行与货币政策有效性》，《经济研究》第 4 期。
- 郭晔、赵静，2017：《存款竞争、影子银行与银行系统风险——基于中国上市银行微观数据的实证研究》，《金融研究》第 6 期。
- 冀志斌、叶耐德、孔东民，2024：《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》(2024)。
- 蒋敏、周炜、宋杨，2020：《影子银行、《资管新规》和企业融资》，《国际金融研究》第 12 期。
- 李青原、陈世来、陈昊，2022：《金融强监管的实体经济效应——来自资管新规的经验证据》，《经济研究》第 1 期。
- 李文喆，2019：《中国影子银行的经济分析:定义、构成和规模测算》，《金融研究》第 3 期。
- 刘承昊、刘冲、刘莉亚，2023：《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》，《金融研究》第 7 期。
- 刘冲、刘莉亚，2022：《财政金融政策的协同效应——基于小微贷款利息收入增值税减免的研究》，《中国社会科学》第 9 期。
- 倪晓然、刘士达，2020：《金融同业活动与实体企业经营风险——来自地区层面同业存单业务的证据》，《金融研究》第 9 期。
- 钱雪松、徐建利、杜立，2018：《中国委托贷款弥补了正规信贷不足吗?》，《金融研究》第 5 期。

- 裘翔、周强龙, 2014: 《影子银行与货币政策传导》, 《经济研究》第 5 期。
- 王永钦、刘紫寒、李嫦等, 2015: 《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》, 《管理世界》第 12 期。
- 王喆、张明、刘士达, 2017: 《从“通道”到“同业”——中国影子银行体系的演进历程、潜在风险与发展方向》, 《国际经济评论》第 4 期。
- 肖崎、阮健浓, 2014: 《我国银行同业业务发展对货币政策和金融稳定的影响》, 《国际金融研究》第 3 期。
- 殷剑峰、王增武, 2013: 《影子银行与银行的影子》, 北京: 社会科学文献出版社。
- 中国银保监会课题组, 2020: 《中国影子银行报告》, 《金融监管研究》第 11 期。
- 钟宁桦、解咪、钱一蕾、邓雅琳, 2021: 《全球经济危机后中国的信贷配置与稳就业成效》, 《经济研究》第 9 期。
- 朱孟楠、叶芳、赵茜等, 2012: 《影子银行体系的监管问题——基于最优资本监管模型的分析》, 《国际金融研究》第 7 期。
- 祝继高、胡诗阳、陆正飞, 2016: 《商业银行从事影子银行业务的影响因素与经济后果——基于影子银行体系资金出方的实证研究》, 《金融研究》第 1 期。
- Acharya, V. V., J. Qian, Y. Su, et al., 2024, “Fiscal stimulus, deposit competition, and the rise of shadow banking: Evidence from China”, *Management Science*, forthcoming.
- Allen, F., and X. Gu, 2021, “Shadow banking in China compared to other countries”, *The Manchester School*, 89(5), 407-419.
- Allen, F., X. Gu, C. W. Li, et al., 2023, “Implicit guarantees and the rise of shadow banking: The case of trust products”, *Journal of Financial Economics*, 149(2), 115-141.
- Allen, F., Y. Qian, G. Tu, et al., 2019, “Entrusted loans: A close look at China’s shadow banking system”, *Journal of Financial Economics*, 133(1), 18-41.
- Buchak, G., G. Matvos, T. Piskorski, and A. Seru, 2024, “Beyond the Balance Sheet Model of Banking: Implications for Bank Regulation and Monetary Policy”, *Journal of Political Economy*, 132(2), 616-693.
- Chen, K., J. Ren, and T. Zha, 2018, “The nexus of monetary policy and shadow banking in China”, *American Economic Review*, 108(12), 3891-3936.
- Dang, T. V., H. Wang, and A. Yao, 2019, “Shadow banking modes: the Chinese versus US system”, *Work. Pap., Dep. Econ., Columbia Univ., New York* Google Scholar Article Location.
- Degrype, H., O. De Jonghe, S. Jakovljević, et al., 2019, “Identifying credit supply shocks with bank-firm data: Methods and applications”, *Journal of Financial Intermediation*, 40, 100813.
- Du, J., C. Li, and Y. Wang, 2023, “Shadow banking of non-financial firms: Arbitrage between formal and informal credit markets in China”, *Journal of Financial Intermediation*, 55, 101032.
- Farhi, E., and J. Tirole, 2021, “Shadow banking and the four pillars of traditional financial intermediation”, *The Review of Economic Studies*, 88(6), 2622-2653.

Feng, X., X. An, Y. An, et al., 2023, “Shadow Funding and Economic Growth: Evidence from China”, *Journal of Money, Credit and Banking*.

Feng, X., L. Lu, and Y. Xiao, 2020, “Shadow banks, leverage risks, and asset prices”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 111, 103816.

Feng, X., E. Lütkebohmert, and Y. Xiao, 2022, “Wealth management products, banking competition, and stability: Evidence from China”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 137, 104346.

Ferrante, F., 2018, “A model of endogenous loan quality and the collapse of the shadow banking system”, *American Economic Journal: Macroeconomics*, 10(4), 152-201.

Financial Stability Board, 2011, “Shadow Banking: Scoping the Issues”.

Gennaioli, N., A. Shleifer, and R. W. Vishny, 2013, “A model of shadow banking”, *The Journal of Finance*, 68(4), 1331-1363.

Górnicka, L. A., 2016, “Banks and shadow banks: Competitors or complements?”, *Journal of Financial Intermediation*, 27, 118-131.

Hachem, K., 2018, “Shadow Banking in China”. *Annual Review of Economics*, 10, 287-308.

Hachem, K., and Z. Song, 2021, “Liquidity rules and credit booms”, *Journal of Political Economy*, 129(10), 2721-2765.

Huang, J., 2018, “Banking and shadow banking”, *Journal of Economic Theory*, 178, 124-152.

Huang, J., Z. Huang, and X. Shao, 2023, “The risk of implicit guarantees: Evidence from shadow banks in China”, *Review of Finance*, 27(4), 1521-1544.

Jiang, E. X., 2023, “Financing competitors: Shadow banks’ funding and mortgage market competition”, *The Review of Financial Studies*, 36(10), 3861-3905.

Jiang, B., 2024, “The real effect of shadow banking regulation: Evidence from China”, *Emerging Markets Review*, 59, 101087.

Kim, T., and V. Mangla, 2019, “Capital Regulation with Two Banking Sectors: Cyclicity and Implementation”, *Journal of Money, Credit and Banking*, 51(2-3), 485-537.

Mitton, T., 2024, “Economic Significance in Corporate Finance”, *The Review of Corporate Finance Studies*, 13(1), 38-79.

Moreira, A., and A. Savov, 2017, “The macroeconomics of shadow banking”, *The Journal of Finance*, 72(6), 2381-2432.

Ordoñez, G., 2018, “Sustainable Shadow Banking”, *American Economic Journal: Macroeconomics*, 10(1), 33-56.

Pellegrini, C. B., P. Cincinelli, M. Meoli, et al., 2022, “The contribution of (shadow) banks and real estate to systemic risk in China”, *Journal of Financial Stability*, 60, 101018.

Pittman, J. A., and S. Fortin, 2004, “Auditor choice and the cost of debt capital for newly public firms”, *Journal of Accounting and Economics*, 37(1), 113-136.

Pozsar, Z., T. Adrian, A. B. Ashcraft, et al., 2010, “Shadow Banking”, Social Science Research Network SSRN Scholarly Paper, No. 1645337.

Segura, A., and J. Zeng, 2020, “Off-balance sheet funding, voluntary support and investment efficiency”, *Journal of Financial Economics*, 137(1), 90-107.

Tian, X., G. Tu, and Y. Wang, 2024, “The Real Effects of Shadow Banking: Evidence from China”, *Management Science*, forthcoming.

Wang, Z., H. Zhao, and L. Li, 2022, “The positive side of bank wealth management products: Evidence from bank lending rate”, *Journal of Financial Stability*, 58, 100950.

Zhu, X., 2021, “The varying shadow of China’s banking system”, *Journal of Comparative Economics*, 49(1), 135-146.

附录

表 A.1-表 A.11 报告了上文表 9-表 13、表 15-表 20 的完整结果。

表 A.1: 特定金融资产项目分组回归结果

	LPM			Logit
	(1)	(2)	(3)	(4)
$TREAT'_b \times POST_t$	6.3651*** (10.389)	6.3651*** (9.623)	6.6236*** (9.783)	6.6208*** (9.814)
$SIZE_{bt}$	27.1730*** (13.917)	27.1730*** (13.582)	25.8947*** (12.705)	32.7916*** (13.139)
LIQ_{bt}	0.0221 (1.535)	0.0221 (1.475)	0.0280* (1.846)	0.0143 (0.902)
CAP_{bt}	0.0600*** (2.682)	0.0600*** (2.836)	0.0522** (2.380)	0.0136 (0.392)
NPL_{bt}	0.1074 (0.948)	0.1074 (0.901)	0.0536 (0.471)	0.0169 (0.143)
$SIZE_{ft}$	3.2906*** (18.139)	3.2906*** (7.810)	9.9300*** (6.858)	11.5698*** (7.847)
<i>cons</i>	-400.0958*** (-13.537)	-400.0958*** (-13.110)	-438.3117*** (-13.229)	
ILT 固定效应	控制	控制	控制	未控制
公司固定效应	未控制	未控制	未控制	控制
银行固定效应	控制	控制	未控制	控制
银行-公司固定效应	未控制	未控制	控制	未控制
时间固定效应	未控制	未控制	未控制	控制
标准误	稳健	公司聚类	公司聚类	公司聚类
R ²	0.1801	0.1801	0.4069	
N	104657	104657	104545	104911

表 A.2: 期限加权影子银行规模占比回归结果

	LPM			Logit
	(1)	(2)	(3)	(4)
$MWSR \times POST_t$	0.0432*** (3.372)	0.0432*** (3.152)	0.0370*** (2.624)	0.0459*** (3.190)
$SIZE_{bt}$	37.5220*** (17.038)	37.5220*** (15.644)	35.8259*** (14.585)	46.5630*** (15.539)

LIQ_{bt}	0.0644*** (4.033)	0.0644*** (3.894)	0.0668*** (3.995)	0.0580*** (3.311)
CAP_{bt}	0.8266*** (3.424)	0.8266*** (3.554)	0.6199*** (2.628)	1.0123*** (4.179)
NPL_{bt}	1.2478 (1.591)	1.2478 (1.561)	1.2561 (1.558)	2.0456** (2.244)
$SIZE_{ft}$	3.3161*** (17.535)	3.3161*** (7.515)	9.5600*** (6.454)	0.0459*** (7.540)
<i>cons</i>	-575.9983*** (-16.899)	-575.9983*** (-15.509)	-601.0980*** (-15.086)	
ILT 固定效应	控制	控制	控制	未控制
公司固定效应	未控制	未控制	未控制	控制
银行固定效应	控制	控制	未控制	控制
银行-公司固定效应	未控制	未控制	控制	未控制
时间固定效应	未控制	未控制	未控制	控制
标准误	稳健	公司聚类	公司聚类	公司聚类
R ²	0.1837	0.1837	0.4104	
N	96425	96425	96323	96695

表 A.3: 删除 2017 年样本回归结果

	(1)	LPM (2)	(3)	Logit (4)
$TREAT_b \times POST_t$	2.2170*** (3.429)	2.2170*** (3.111)	1.7674** (2.411)	2.4085*** (3.294)
$SIZE_{bt}$	32.7347*** (16.275)	32.7347*** (14.857)	31.6364*** (14.023)	38.8142*** (14.224)
LIQ_{bt}	0.0572*** (3.728)	0.0572*** (3.502)	0.0642*** (3.854)	0.0478*** (2.817)
CAP_{bt}	0.0965*** (3.806)	0.0965*** (4.641)	0.0920*** (4.333)	0.0068 (0.106)
NPL_{bt}	0.1448 (1.247)	0.1448 (1.155)	0.1026 (0.837)	0.0461 (0.358)
$SIZE_{ft}$	3.1348*** (15.609)	3.1348*** (7.164)	9.9717*** (6.672)	11.3371*** (7.512)
<i>cons</i>	-483.8593***	-483.8593***	-526.4115***	

	(-15.883)	(-14.419)	(-14.572)	
ILT 固定效应	控制	控制	控制	未控制
公司固定效应	未控制	未控制	未控制	控制
银行固定效应	控制	控制	未控制	控制
银行-公司固定效应	未控制	未控制	控制	未控制
时间固定效应	未控制	未控制	未控制	控制
标准误	稳健	公司聚类	公司聚类	公司聚类
R ²	0.1841	0.1841	0.4333	
N	86081	86081	85959	85475

表 A.4: 控制银企关系后回归结果

	LPM		Logit
	(1)	(2)	(3)
$TREAT_b \times POST_t$	2.4005*** (4.128)	2.4005*** (3.767)	2.7517*** (4.159)
$Relation_{fbt}$	-0.5427 (-1.536)	-0.5427 (-1.204)	-1.0081** (-2.294)
$SIZE_{bt}$	32.5487*** (17.296)	32.5487*** (16.300)	38.9091*** (15.349)
LIQ_{bt}	0.0472*** (3.376)	0.0472*** (3.222)	0.0404*** (2.614)
CAP_{bt}	0.0851*** (3.843)	0.0851*** (4.148)	0.0061 (0.109)
NPL_{bt}	0.1014 (0.893)	0.1014 (0.845)	0.0044 (0.037)
$SIZE_{ft}$	3.2882*** (18.123)	3.2882*** (7.813)	11.5799*** (7.841)
$cons$	-481.3805*** (-16.899)	-481.3805*** (-15.819)	
ILT 固定效应	控制	控制	未控制
公司固定效应	未控制	未控制	控制
银行固定效应	控制	控制	控制
时间固定效应	未控制	未控制	控制
标准误	稳健	公司聚类	公司聚类
R ²	0.1794	0.1794	

N	104799	104799	105053
表 A.5: 基准回归及截面 PSM-DID 回归结果			
	基准回归 (1)	匹配样本 (2)	重要性加权 (3)
$TREAT_b \times POST_t$	2.3938*** (3.756)	3.7663*** (3.638)	2.8763** (2.547)
$SIZE_{bt}$	32.5507*** (16.303)	38.1417*** (11.170)	31.6965*** (8.064)
LIQ_{bt}	0.0473*** (3.226)	0.0504** (2.038)	0.0007 (0.022)
CAP_{bt}	0.0852*** (4.155)	0.1167*** (3.238)	0.0405 (1.106)
NPL_{bt}	0.1027 (0.856)	0.2589 (1.449)	0.1734 (0.929)
$SIZE_{ft}$	3.2860*** (7.808)	2.9713*** (6.186)	3.6179*** (5.426)
<i>cons</i>	-481.5300*** (-15.828)	-556.0827*** (-10.913)	-472.3827*** (-7.871)
ILT 固定效应	控制	控制	控制
银行固定效应	控制	控制	控制
标准误	公司聚类	公司聚类	公司聚类
R ²	0.1794	0.1971	0.2917
N	104799	52908	160044

表A.6: 单笔贷款规模的DID模型回归结果				
	(1)	(2)	(3)	(4)
$TREAT_b \times POST_t$	0.0627*** (2.755)	0.0609*** (2.726)	0.0599*** (2.891)	0.0594*** (2.807)
$SIZE_{bt}$	0.0433 (0.499)	0.0865 (1.024)	0.0900 (1.155)	0.0691 (0.889)
LIQ_{bt}	-0.0006 (-1.221)	-0.0005 (-1.011)	-0.0004 (-0.801)	-0.0004 (-0.769)
CAP_{bt}	0.0003	0.0002	0.0020	0.0010

	(0.077)	(0.053)	(0.558)	(0.289)
NPL_{bt}	0.0091***	0.0090***	0.0094***	0.0091***
	(3.032)	(3.051)	(3.364)	(3.224)
$SIZE_{ft}$	0.3694***	0.3568***	0.3330***	0.3136***
	(10.534)	(10.619)	(11.088)	(10.881)
$cons$	0.8457	0.2881	0.4256	0.9187
	(0.625)	(0.219)	(0.348)	(0.751)
ILT固定效应	控制	控制	控制	控制
银行固定效应	控制	控制	控制	控制
标准误	公司聚类	公司聚类	公司聚类	公司聚类
R^2	0.3649	0.3650	0.2583	0.3491
N	63623	63504	62757	62364

表 A.7: 公司偿债风险异质性 DID 模型回归结果

	低利息覆盖率 (1)	高利息覆盖率 (2)	低资产负债率 (3)	高资产负债率 (4)
$TREAT_b \times POST_t$	1.3022	3.5229***	3.2922***	1.4173
	(1.287)	(3.614)	(3.702)	(1.532)
$SIZE_{bt}$	35.2986***	26.3305***	28.9778***	33.3975***
	(12.650)	(7.877)	(9.474)	(12.609)
LIQ_{bt}	0.0612***	0.0472*	0.0580**	0.0378**
	(3.105)	(1.864)	(2.447)	(2.084)
CAP_{bt}	0.0654*	0.0718**	0.0722**	0.0842***
	(1.699)	(2.546)	(2.376)	(2.817)
NPL_{bt}	0.2929	0.0243	-0.0270	0.1883
	(1.338)	(0.151)	(-0.173)	(1.054)
$SIZE_{ft}$	1.8666**	3.3404***	3.6721***	2.4391***
	(2.245)	(4.899)	(5.788)	(3.438)
$cons$	-504.8687***	-389.2140***	-435.0335***	-481.3509***
	(-11.754)	(-7.694)	(-9.334)	(-11.944)
ILT 固定效应	控制	控制	控制	控制
银行固定效应	控制	控制	控制	控制
标准误	公司聚类	公司聚类	公司聚类	公司聚类

R ²	0.2487	0.2273	0.2118	0.2356
N	43118	43549	53567	50961

表 A.8: 存款政策效果 DID 回归结果

	存款增长率 (1)	个人存款增长率 (2)	对公存款增长率 (3)
$TREAT_b \times POST_t$	-0.0223 (-0.876)	0.1515** (2.200)	0.1305 (1.535)
$SIZE_{bt}$	0.0796** (2.165)	0.0080 (0.106)	-0.0211 (-0.251)
LIQ_{bt}	0.0000 (0.132)	0.0002 (0.440)	0.0004 (0.849)
CAP_{bt}	0.0017 (0.854)	0.0147 (1.597)	0.0236*** (3.168)
NPL_{bt}	0.0001 (0.123)	-0.0012 (-0.753)	-0.0018 (-0.936)
$cons$	-0.8736* (-1.896)	-0.1695 (-0.180)	0.0168 (0.016)
时间固定效应	控制	控制	控制
银行固定效应	控制	控制	控制
标准误	稳健	稳健	稳健
R ²	0.4219	0.4746	0.2266
N	929	786	671

表 A.9: 银行风险指标 DID 回归结果

	$y = PC$ 拨备覆盖率		$y = RWAR$ 风险加权资产占比	
	(1)	(2)	(3)	(4)
$TREAT_b \times POST_t$	38.9218** (2.250)	32.2650** (2.300)	3.1926* (1.847)	2.7671** (2.269)
$SIZE_{bt}$		-28.6002 (-1.228)		-15.8717*** (-6.778)
LIQ_{bt}		0.0019 (0.013)		0.0216 (1.345)
CAP_{bt}		0.0324 (0.235)		-0.3785*** (-4.533)

NPL_{bt}		-1.2412		0.0224
		(-1.333)		(1.044)
$cons$	259.3463***	597.6492**	63.9605***	262.5390***
	(91.433)	(2.099)	(229.214)	(8.944)
银行固定效应	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
标准误	普通	稳健	普通	稳健
R^2	0.6133	0.6497	0.8057	0.7908
N	1047	933	989	891

表 A.10: 贷款价格政策效果回归结果

	$RATIO = NRATIO$			$RATIO = LRATIO$		
	总样本 (1)	高风险 (2)	低风险 (3)	总样本 (4)	高风险 (5)	低风险 (6)
$RATIO \times POST_t$	-0.0022 (-0.915)	0.0026 (0.757)	-0.0074* (-1.957)	0.0012 (0.546)	0.0064** (2.190)	-0.0035 (-1.027)
$RATIO$	0.0022 (1.094)	-0.0014 (-0.535)	0.0064** (1.974)	-0.0001 (-0.084)	-0.0032 (-1.436)	0.0037 (1.287)
$SIZE_{ft}$	-0.2527* (-1.896)	-0.4786*** (-2.730)	-0.0840 (-0.410)	-0.2532* (-1.898)	-0.4826*** (-2.752)	-0.0810 (-0.394)
$cons$	8.0671*** (6.887)	10.6445*** (6.731)	6.1606*** (3.482)	8.0883*** (6.922)	10.6770*** (6.782)	6.1558*** (3.478)
公司固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
标准误	稳健	稳健	稳健	稳健	稳健	稳健
R^2	0.5823	0.6107	0.5436	0.5822	0.6117	0.5426
N	5703	2666	2388	5703	2666	2388

表 A.11: 企业投资政策效果回归结果

	$RATIO = NRATIO$			$RATIO = LRATIO$		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$Invest$	$Invest_1$	$Invest_2$	$Invest$	$Invest_1$	$Invest_2$
$RATIO \times POST_t$	-0.0533** (-2.545)	-0.0091 (-1.571)	-0.0367*** (-2.581)	-0.0595*** (-2.840)	-0.0102* (-1.956)	-0.0444*** (-2.604)
$RATIO$	0.0637* (1.857)	-0.0009 (-0.179)	0.0088 (0.647)	0.0639** (1.966)	-0.0005 (-0.101)	0.0164 (0.918)
$SIZE_{ft}$	12.0572***	4.2125***	12.4885***	12.0805***	4.2318***	12.5546***

	(5.585)	(5.219)	(5.321)	(5.589)	(5.229)	(5.337)
<i>cons</i>	-94.8017***	-30.0923***	-98.1263***	-94.7789***	-30.2566***	-98.8328***
	(-5.176)	(-4.439)	(-4.928)	(-5.173)	(-4.448)	(-4.948)
公司固	控制	控制	控制	控制	控制	控制
定效应						
时间固	控制	控制	控制	控制	控制	控制
定效应						
标准误	稳健	稳健	稳健	稳健	稳健	稳健
R ²	0.4140	0.5307	0.3807	0.4142	0.5309	0.3812
N	8120	7502	7502	8120	7502	7502