

金融让利政策推动银行“实质性”让利了吗？ ——基于贷款损失准备计提的研究

何美玲¹, 张硕楠²

(1. 南京邮电大学 经济学院, 江苏 南京 210023; 2. 浙江财经大学 金融学院, 浙江 杭州 310018)

摘 要: 面对金融系统与实体经济之间日益突出的矛盾, 我国创新性地实施了金融系统向实体经济让利的政策。在这一柔性政策导向下, 银行究竟是采取“实质性”让利, 还是采取“虚假”让利策略呢? 文章利用 2016—2022 年我国商业银行数据, 以贷款损失准备计提作为研究切入点, 系统探讨银行在让利政策影响下的行为。研究发现: 首先, 在政策实施过程中, 银行并未通过隐藏利润或“财务大洗澡”等方式进行第 I 类“虚假”让利, 也未借政策之名虚增利润以掩盖潜在风险, 从而实施第 II 类“虚假”让利; 相反, 银行通过降低贷款损失准备计提放松了资本约束, 同时让利政策减弱了贷款损失准备计提与信贷供给之间的顺周期性。上述结果一致支持“实质性”让利的结论。其次, 当银行所处地区面临较大的财政压力和更激烈的市场竞争, 或银行自身的风险水平更低时, 其贷款损失准备计提的下降效应更加显著, 这一结果进一步印证了“实质性”让利的假说。最后, 尽管让利政策并未显著削弱贷款损失准备计提的可靠性, 但计提的及时性受到了负面影响, 这表明让利政策在取得积极成效的同时, 也可能对银行稳健经营具有潜在冲击。

关键词: 贷款损失准备金; 金融让利; 资本约束; 顺周期性

中图分类号: F832.1 文献标识码: A 文章编号: 1001-9952(2025)08-0110-15

DOI: 10.16538/j.cnki.jfe.20250617.201

一、引 言

习近平总书记在 2023 年中央金融工作会议上强调, 要“坚持以人民为中心的价值取向”“深刻把握金融工作的政治性、人民性”。^①这就要求金融机构和从业者不仅要追求经济效益, 更要注重社会效益, 确保金融工作的开展符合国家发展大局和人民的根本利益。随着金融行业的持续扩张, 金融活动日益呈现出脱离实体经济运行、趋于内部循环和规模膨胀的特征。这不仅导致金融利润对实体经济利润空间的挤压, 也暴露出部分金融机构在资源配置效率和服务实体经济能力方面的结构性短板。为提升金融服务质量和效率, 自 2016 年起, 政府持续推出“金融让利”政策, 鼓励银行通过减费让利、发放优惠贷款、延期还本付息等举措支持实体经济发展, 旨在重塑金融与实体经济的关系, 推动两者实现再平衡。

目前, 关于让利政策的研究主要聚焦于宏观层面的政策工具及其作用效果, 例如贷款利率下降(李增福等, 2022; 项后军等, 2023)、定向降准等结构性货币工具(郭晔等, 2019), 以及减税

收稿日期: 2024-12-31

基金项目: 教育部人文社会科学研究一般项目(21YJC790042, 24YJC790235); 高校哲学社会科学研究一般项目(2021SJA0096)

作者简介: 何美玲(1991—), 女, 山西太原人, 南京邮电大学经济学院讲师;

张硕楠(1991—), 男, 河南三门峡人, 浙江财经大学金融学院讲师。

① 资料来源: https://www.qstheory.cn/qshyjx/2024-04/17/c_1130111402.htm。

降费政策(杨龙见等, 2020; 高崧耀等, 2023)。这些研究表明让利政策总体上有利于实体经济。然而, 银行是否真正响应国家的让利倡议仍有待考察。银行的行为模式较为复杂, 单凭利润变动往往难以准确捕捉其让利行为。一方面, 银行可能通过承担社会责任、积累声誉资本和依赖政府的支持, 弥补因让利造成的收入减少, 这意味着并不是银行利润率下降越多, 就让利越多。另一方面, 也不能排除某些银行为了逃避让利责任, 采取诸如“财务大洗澡”之类的策略进行利润操纵, 从而掩盖其未能真正履行让利责任的事实。

此外, 贷款利率水平也无法作为衡量银行是否让利的直接证据。由于利率水平受借款人信用风险结构的影响, 若银行将信贷资源集中投放于低风险客户, 则利率下降实质上是风险偏好调整, 而非主动让利行为。现行统计口径下的平均贷款利率缺乏对客户风险等级的区分, 难以揭示银行真实的让利行为。为此, 部分研究尝试通过银行年报中的“让利”词频进行文本分析, 但文本披露常与实际行为存在偏差(林晚发等, 2022; 王勇等, 2023), 因此让利词频更适合作为银行受让利政策影响程度的代理变量, 而非实际让利行为的客观反映。

鉴于传统指标在识别银行让利行为方面存在局限, 本文提出将贷款损失准备计提的变化路径作为识别银行让利的新方法。贷款损失准备计提不仅关系银行的盈利质量, 还直接影响其信贷投放能力。在让利政策背景下, 银行在贷款损失准备计提上的自由裁量行为可反映其对政策的真实响应: 若银行通过超额计提贷款损失准备来压低当期利润, 进行“财务大洗澡”, 则为第Ⅰ类“虚假”让利; 若银行减少计提来美化报表, 则构成第Ⅱ类“虚假”让利; 相较之下, 若银行在政策引导下适度降低贷款损失准备计提, 并将释放出的准备金用于放松信贷约束, 加大对实体经济的支持力度, 则可界定为“实质性”让利。

本文基于 2016—2022 年我国商业银行的面板数据, 采用文本分析方法, 结合中央政府和各地方政府发布的金融让利政策文件构建政策词典, 从银行年报中提取相关关键词频率作为银行受让利政策影响程度的代理变量。本文围绕贷款损失准备的计提逻辑展开分析, 深入探讨银行是否真正落实“实质性”让利。研究表明: (1) 在让利政策影响下, 银行既未通过隐藏利润或“财务大洗澡”等方式进行第Ⅰ类“虚假”让利, 也未借机虚增利润掩盖风险以实施第Ⅱ类“虚假”让利, 而是通过降低贷款损失准备计提, 放松资本约束, 实现了信贷资源的有效释放。同时, 让利政策还削弱了贷款损失准备计提与信贷供给之间的顺周期性, 这说明银行确实实施了“实质性”让利。(2) 当银行所处地区面临较大的财政压力和更激烈的市场竞争, 或银行自身的风险水平更低时, 其贷款损失准备计提的下降效应更加显著, 这进一步验证了“实质性”让利的假说。(3) 尽管让利政策未明显削弱贷款损失准备计提的可靠性, 但对计提及时性产生了负面影响, 这表明政策在取得积极成效的同时, 也可能对银行稳健经营具有潜在冲击。

本文可能的边际贡献为: 第一, 突破了传统的关于银行规避行为的理论认知。传统的基于利润最大化假设的银行竞争理论认为, 商业银行在面临监管压力时, 通常倾向于通过调整资产结构或实施盈余管理等手段来规避监管要求(刘莉亚等, 2019; 侯成琪和黄彤彤, 2020)。然而, 本文发现, 在金融让利政策的引导下, 银行并未选择规避或应付政策要求, 而是主动采取“实质性”让利措施支持实体经济。这一发现为理解让利政策传导过程中的银行行为提供了新理论视角与实证证据。第二, 构建了更具解释力的让利行为识别框架。相较于采用利润变动或贷款利率变化等指标衡量让利行为的宏观研究, 本文针对商业银行, 引入贷款损失准备计提的变化路径作为核心识别工具, 系统地区分出第Ⅰ类“虚假”让利、第Ⅱ类“虚假”让利与“实质性”让利三种行为类型。该识别框架不仅提升了让利行为衡量的可操作性, 也为探讨柔性政策情境下的银行行为响应机制提供了新方法与新思路。第三, 引入银行“政策感知”作为政策冲击变量。与

以往文献直接将监管政策的出台或实施时间作为政策冲击变量不同,本文基于银行年报文本,以让利相关关键词频率作为银行受政策影响的代理指标来衡量政策强度,这更契合柔性监管环境下政策影响机制的研究需求,具有较强的现实解释力和政策参考价值。

二、文献综述和假说提出

(一) 贷款损失准备计提的研究

贷款损失准备计提是评估银行风险抵御能力的重要依据。《巴塞尔协议 III》引入的预期信用损失模型(ECL)要求银行在计提贷款损失准备金时,不仅要反映已发生的损失,还要纳入对未来可能发生的信用损失的前瞻性判断。该模型赋予银行管理层在合理且有依据的前提下,对未来信用风险进行预判和估计的灵活性。相比传统的已发生损失模型,预期信用损失模型具有更强的前瞻性,能更及时地反映风险,提升财务报告的敏感性与稳健性(申宇等, 2023)。传统模型主要依赖当前经济数据和历史损失信息,在 2008 年国际金融危机后因“确认滞后”而遭到广泛批评,其在风险识别和应对方面存在明显局限。

前瞻性计提贷款损失准备虽有助于银行提前应对潜在信贷风险,但也可能降低贷款损失准备计提的真实性。根据 Beatty 和 Liao(2014)的研究,这种计提方式赋予管理者更多的自由裁量权,扩大了盈余管理空间。例如,监管压力、资本补充需求、业绩预期目标和银行挤兑风险等因素,都可能促使银行减少当期计提的贷款损失准备,从而进行盈余管理(Beatty 和 Liao, 2014; Hegde 和 Kozlowski, 2021)。此外,银行也可能利用贷款损失准备计提进行“财务大洗澡”,下调当期盈余,以在未来需要时重新转为收入,实现利润的再分配(Ng 等, 2020)。

除影响银行盈余外,贷款损失准备计提还通过多个途径影响银行的资金配置和信贷供给能力。首先,从资金配置角度看,过度计提会将大量资金锁定在准备金账户,压缩银行的放贷与投资能力。其次,贷款损失准备计提会产生“资本紧缩”效应(丁友刚和严艳, 2019)。在《巴塞尔协议 III》框架下,贷款损失准备计提虽可在特定条件下计入附属资本,但不能补充核心资本。因此,过度计提将侵蚀利润,削弱核心资本积累,尤其对未上市银行而言,其核心资本高度依赖利润留存(江振龙, 2024)。一旦利润受压,放贷能力下降,则可能形成“利润下降—信贷收缩”的负向循环。最后,贷款损失准备计提会加剧信贷供给的顺周期性。在经济扩张期,违约风险低、贷款损失准备计提少导致银行信贷扩张迅速。而在衰退期,风险上升促使银行大幅计提贷款损失准备(De Haan 和 Van Oordt, 2018);同时,随着违约事件增多,银行要动用资本加快核销,这更加剧了资本压力,最终抑制了信贷供给(Basu 等, 2020)。此外,贷款损失准备计提的上升也反映出银行对风险的悲观预期和审慎态度,从而强化了信贷顺周期效应(周晔和李冰, 2024)。

(二) 让利政策与银行行为的研究

当金融系统过度追逐短期利润,而忽视长期投入时,资金往往会流向高收益、高风险的虚拟经济领域,从而加剧实体经济的融资困难与资金成本压力。为纠正银行的过度风险规避与短期逐利等行为,让利政策主要通过以下三条路径强化银行对实体经济的支持:一是价格优惠让利。银行通过提供优惠利率贷款以及减免服务费用等措施,直接减少企业的融资成本。欧阳志刚和薛龙(2017)发现,SLF 和 MLF 等货币政策对民营企业的经营有显著调控效果。二是条件放宽让利。例如,提升中长期贷款占比,扩大信用贷款额度,推行随借随还、无还本续贷及循环贷款等灵活信贷模式。江振龙(2021)研究表明,此类工具可有针对性地缓解中小企业融资约束,促进产业结构优化。三是特定对象让利。银行面向特定的经济领域或企业群体,提供定制化的金融产品和服务。例如,发行小微企业专项金融债券和“三农”专项金融债券,以及设立针对中

小企业的贷款直达工具等。郭晔等(2019)基于微观数据验证了定向降准对“三农”和小微企业的结构调整效应。

自2016年起,中国银监会推动金融机构通过减费让利来降低社会融资成本。2020年,面对新冠疫情冲击,国务院明确提出金融系统全年向各类企业让利1.5万亿元,旨在减轻企业负担、稳定就业与经济增长。此举标志着金融系统让利政策的全面推进,银行作为核心力量,承担着化解风险、提振经济的关键任务。为确保目标实现,中国银保监会、中国人民银行和其他相关部门出台了一系列政策文件与监管措施,如《关于进一步对中小微企业贷款实施阶段性延期还本付息的通知》等,并持续跟进银行落实情况,定期检查与曝光违规行为。同时,监管部门鼓励银行公开披露让利情况,以增强社会监督与透明度。

在此背景下,银行已具备通过适度下调贷款损失准备计提来实现“实质性”让利的条件,这一空间既来自内部充足的拨备积累,也受益于外部监管政策的灵活调整。在内部层面,我国商业银行长期维持较高的拨备覆盖率,2024年第二季度末为209.32%,远超监管要求的100%—150%;2022年有7家上市银行拨备覆盖率超过500%,2023年仍有5家,这表明银行拥有充足的准备金释放空间。在外部层面,政府为支持银行让利,灵活调整拨备监管要求,降低银行的让利成本。例如,2018年中国银监会将拨备覆盖率监管标准调整为120%—150%的区间;2019年提出超过监管要求两倍的拨备应视为隐藏利润;2020年将中小银行拨备标准下调至100%—130%;2022年,国务院鼓励拨备水平较高的大型银行有序降低拨备率,推动金融让利政策落地,助力经济回稳。据此,本文提出如下假说:

假说1a:银行在金融让利政策影响下通过降低贷款损失准备计提来进行“实质性”让利。

(三)银行利润转移与财务操纵行为研究

金融让利政策不同于传统的硬性监管标准,更像是一种指导性框架,依靠激励机制和柔性手段引导金融机构调整行为,以实现特定政策目标。在落实过程中,一方面,银行可能因面临成本控制、风险管理和经营可持续性等挑战而存在不愿让利的可能性;另一方面,报告过高的利润会传递出垄断、不透明或定价不合理的信号,进而引发监管机构的关注并面临更严格的审查(Peterson和Arun, 2018)。因此,银行可能借助让利政策作为掩护,通过“财务大洗澡”等方式转移利润,使账面利润有意降低,从而营造出已实施让利的表象。

已有研究表明,当企业业绩下滑主要归因于外部经济环境而非内部管理失误时,管理层更倾向于实施“财务大洗澡”行为(Barth等, 2017),以将不利经营结果归咎于不可控因素,从而缓解问责压力。金融让利政策为银行提供了实施“财务大洗澡”的正当理由,使其得以通过一次性大额计提资产减值准备,掩盖真实的盈利下滑趋势,从而调节财务表现。根据会计准则,若前期确认的资产减值不再适用或资产价值回升,则银行可将相应准备金转回。这不仅显著降低了银行承担的让利成本,还使其在形式上看似积极响应政策要求。基于此,本文提出如下假说:

假说1b:银行在金融让利政策影响下进行第Ⅰ类“虚假”让利,体现为增加贷款损失准备的计提,实施“财务大洗澡”。

除了第Ⅰ类“虚假”让利外,银行还可能借助让利政策的名义,减少贷款损失准备的计提,进而实现盈余平滑的目的。与金融衍生工具等传统平滑手段受到会计准则和审计监管的严格约束不同,贷款损失准备计提具有较大的管理层自由裁量空间,是一种成本较低、操作灵活的利润调节工具。在让利政策背景下,银行管理层可借“支持实体经济”之名,合理化贷款损失准备计提减少的行为。然而,与“实质性”让利不同,第Ⅱ类“虚假”让利中减少的贷款损失准备计提既未用于资本补充,也未转化为新增信贷,而是作为一种会计策略,用于财务报表美化。在当前

日益复杂和不确定的经营环境下,银行面临的业绩达成压力和声誉维护需求(如防范银行挤兑)显著上升,盈余管理的动机相应增强(Hegde 和 Kozlowski, 2021)。此外,监管机构也可能出于稳增长和保市场的考量,适度放宽贷款损失确认标准,容忍银行延迟风险暴露或适当降低贷款损失准备计提水平,以避免银行财务状况恶化对实体经济产生连锁反应(Ahamed 和 Mallick, 2017)。据此,本文提出如下假说:

假说 1c: 银行在金融让利政策影响下进行第 II 类“虚假”让利,表现为减少贷款损失准备的计提,以实现盈余平滑。

上述研究假说的基本逻辑如图 1 所示。

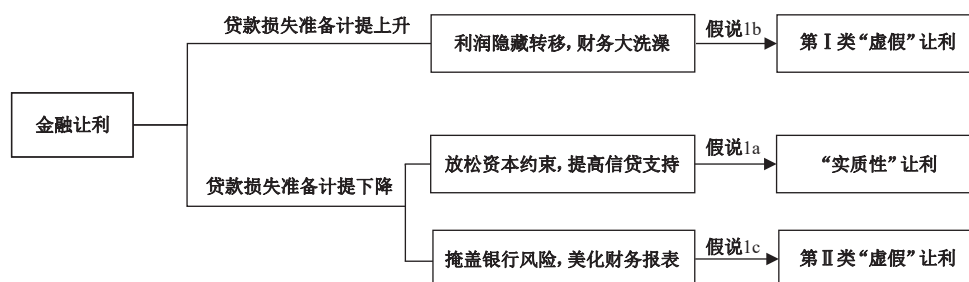


图 1 研究假说与基本逻辑

三、数据来源和实证策略

(一)数据来源

本文主要使用了银行财务、金融让利政策和区域经济特征三类数据。其中,银行财务数据来自国泰安数据库,该数据库自 2015 年起系统记录了商业银行贷款损失准备计提情况。金融让利政策数据则通过对银行年度报告的文本分析获得,年报从各银行官网手工收集整理得到。区域经济数据则来源于各地统计年鉴。剔除缺失样本,尤其是缺乏完整年报的银行,最终获得 579 个有效观测值,涵盖 115 家商业银行,包括 6 家国有大型银行、12 家股份制银行、76 家城市商业银行和 21 家农村商业银行。为降低极端值的影响,所有连续变量均进行了缩尾处理。

(二)变量说明

1. 贷款损失准备计提

贷款损失准备计提(llp)是银行进行利润调节和信贷管理的重要工具。本文参考 Ng 等(2020)、孙柳青和戴天婧(2023)的研究,采用贷款损失准备计提金额占期初总资产的比例作为具体的度量指标。

2. 金融让利政策

金融让利政策($policy$)通过银行年报中与“金融让利”相关的关键词词频进行衡量。年报作为总结经营成果与规划未来战略的重要载体,能详尽反映银行对政策的响应态度和战略调整方向,因此让利关键词词频可视为银行受政策的影响程度。与近年来大量采用文本分析方法研究银行行为的文献一致(Bhat 等, 2019; 余明桂等, 2022),本文排除数词、虚词和连词,仅保留具有实质语义的词汇进行统计。

关键词确定流程如下:首先,本文系统收集央行、银保监会等中央监管机构和地方政府发布的关于金融让利的政策文本,通读并初步提取核心术语,构建初始词库;其次,使用 Jieba 中文分词工具(嵌入基础术语)对政策文件进行结构化处理;再次,借助 Word2vec 词向量模型挖掘与核心术语语义接近的扩展词汇,设定相似度阈值为 0.8,并经人工甄别后形成扩展词汇集合;最后,为提升词库适应性,进一步将银行年报作为补充语料来源,挖掘银行在实际表述中使用的特

定表达方式,动态扩展政策关键词库,提升文本分析的准确性和适应性。由于词频变量分布右偏,因此本文对词频加1后取对数作为最终政策变量($letpft$)。

为增强因果识别的严谨性,本文借鉴魏建等(2024)的方法,构建了广义双重差分模型。在2020年国务院明确提出金融系统全年向各类企业让利1.5万亿元之前,部分银行已积极践行服务实体经济的发展导向,较早实施减费让利举措,并逐步建立起面向中小企业的信贷流程优化机制。这些银行在政策实施前已具备应对未来金融让利要求的制度基础与实践经验,因此在2020年及之后的政策引导下,能够以更高的执行效率和更强的落实力度有效推动“实质性”让利的实现。据此,本文构造了金融让利政策变量 $d3$,即各银行在2020年之前三年(2017—2019年)金融让利相关词频的平均值,用于衡量银行在政策正式出台前的让利主动性;变量 t 为外生政策冲击的时间虚拟变量,2020年及之后取值为1,之前为0;交互项 $d3_t$ 为两者乘积,作为双重差分模型的核心解释变量,用于识别金融让利政策对银行的影响效果。

3. 控制变量

本文参考Ng等(2020)、孙柳青和戴天婧(2023)的做法,控制如下变量:银行规模($size$),用总资产的对数值衡量;不良贷款率(npl),用不良贷款额占贷款余额的比例衡量;税前拨备前利润($ebtp$),用税前和贷款损失准备计提前的利润占总资产的比例衡量;拨备覆盖率(cov),用贷款损失准备余额占不良贷款额的比例衡量;贷款占总资产的比例(lta),通过贷款总额占总资产的比例衡量;地方政府财政压力($finprsc2$),用财政收入与财政支出差额占财政收入的比重衡量;地区GDP增长率($grgdp$)、第二产业GDP占比($gdp2$)、银行固定效应(id)和年份固定效应($year$)。

(三)模型构建

为考察银行是否通过调增贷款损失准备计提隐藏利润(第I类“虚假”让利)、调减贷款损失准备计提美化报表(第II类“虚假”让利),或是通过降低贷款损失准备计提释放信贷资源以支持实体经济(“实质性”让利),本文先构建模型(1),以检验金融让利政策与银行贷款损失准备计提之间的关系。 $policy$ 可取两种形式:一是银行年报“金融让利”词频的对数($letpft$),二是双重差分变量交互项($d3_t$)。

$$llp = \alpha + \beta policy + controls + \sum id + \sum year + \varepsilon \quad (1)$$

模型(1)重点关注 $policy$ 前的回归系数,若 $policy$ 前系数为正,则直接排除假说1a(“实质性”让利)和假说1c(第II类“虚假”让利);若系数为负,则直接排除假说1b(第I类“虚假”让利),但需要进一步厘清降低的贷款损失准备计提到底是用于支持实体经济发展(假说1a),还是用于盈余管理(假说1c)。

模型(1)检验了“金融让利政策→贷款损失准备计提”的逻辑链条,为进一步验证假说1a,需要补充检验“贷款损失准备计提→资本约束”的逻辑链条,因此,本文设计模型(2)。其中,被解释变量为资本约束($capprs$),用一级资本缓冲衡量,其他控制变量均与模型(1)相同。根据监管标准,系统重要性银行的一级资本缓冲定义为一级资本充足率减去9.5%,而非系统重要性银行则为一级资本充足率减去8.5%。考虑到贷款损失准备计提与银行资本的双向关系,本文在模型(2)中加入 $capprs$ 滞后项($L.capprs$)以控制双向因果关系。模型(2)关注 llp 前的系数,若 llp 前的系数为负,则表明减少的贷款损失准备计提能放松银行的资本约束。

$$capprs = \alpha + \beta llp + \lambda policy + \gamma L.capprs + controls + \sum id + \sum year + \varepsilon \quad (2)$$

此外,银行面对贷款损失准备计提,出于对风险的预期和谨慎性考量,可能会降低信贷供给,这是贷款损失准备计提顺周期性的一种表现,即贷款损失准备计提与信贷供给之间存在反

向变动关系(高洁超等, 2017)。为进一步验证银行在金融让利政策影响下进行了“实质性”让利, 本文设计动态面板模型(3), 以检验金融让利政策是否削弱了贷款损失准备计提与信贷供给之间的负向关系。其中, 被解释变量为贷款增长率($grloan$), 同样加入其滞后项($L.grloan$), 其余控制变量保持不变。模型(3)关注交互项 $llp \times policy$ 前的系数, 若交互项系数为正, 则表明在让利政策引导下贷款损失准备计提对信贷供给的抑制作用减弱, 即政策在削弱贷款损失准备计提的顺周期性方面发挥了积极作用, 从而进一步支持“实质性”让利的判断。

$$grloan = \alpha + \beta llp \times policy + \lambda policy + \eta llp + \gamma L.grloan + controls + \sum id + \sum year + \varepsilon \quad (3)$$

(四)描述性统计

表 1 汇报了主要变量的描述性统计结果。贷款损失准备计提(llp)均值为 0.6664%, 中位数为 0.6321%, 标准差为 0.3363%。让利政策影响($letpft$)均值为 2.4555, 中位数为 2.4953, 标准差为 0.7290, 最小值和最大值分别为 0.0000 和 4.5414, 这表明金融让利确实是一种灵活性和非正式的引导政策, 不同银行受金融让利政策的影响程度存在显著差异。

表 1 描述性统计

变量	均值	中位数	标准差	最小值	最大值	样本量
llp	0.6664	0.6321	0.3363	0.0001	2.2377	579
$letpft$	2.4555	2.4953	0.7290	0.0000	4.5414	579
lta	0.4850	0.4941	0.0923	0.1630	0.7422	579
npl	1.8698	1.7454	0.7429	0.0032	5.6419	579
$ebtp$	0.0196	0.0182	0.0068	0.0060	0.0501	579
cov	2.2888	1.9381	0.9250	1.0244	5.6771	579
$size$	26.8095	26.4400	1.5940	23.6157	30.5097	579
$grgdp$	0.0726	0.0779	0.0528	-0.1137	0.2512	579
$gdp2$	0.3854	0.4020	0.1094	0.1580	0.7030	579
$finprsc2$	-0.5937	-0.3533	0.6198	-3.7051	0.0789	579

注: 贷款损失准备计提 llp 和不良贷款率 npl 的单位为%。

四、实证结果分析

(一)金融让利政策对贷款损失准备计提的影响

表 2 报告了模型(1)的回归结果。列(1)的结果显示, 在金融让利政策影响下, $letpft$ 的系数显著为负, 即银行降低了贷款损失准备的计提, 这表明其并未通过增加贷款损失准备计提来隐藏利润, 因此第 I 类“虚假”让利行为缺乏实证支持, 假说 1b 不成立。列(2)基于广义双重差分模型进行回归, 在控制了让利词频的内生性偏误后, 核心变量 $d3_t$ 的系数仍为负向显著。

表 2 金融让利政策与贷款损失准备计提

	(1)	(2)
	llp	llp
$letpft$	-0.0356**(-3.0493)	
$d3_t$		-0.0953*(-2.3939)
lta	0.9515*(2.3906)	1.0006**(2.5643)
npl	0.0931*** (3.8498)	0.0759** (3.5359)

续表 2 金融让利政策与贷款损失准备计提

	(1)	(2)
	<i>llp</i>	<i>llp</i>
<i>ebtp</i>	29.8783*** (6.8581)	29.6361*** (6.5517)
<i>cov</i>	-0.0331 (-1.5134)	-0.0485** (-2.5648)
<i>size</i>	-0.0220 (-0.2927)	0.0142 (0.1773)
<i>grgdp</i>	0.0315 (0.1211)	-0.0452 (-0.1700)
<i>gdp2</i>	0.1079 (0.1930)	0.2213 (0.4053)
<i>finprsc2</i>	-0.0055 (-0.0498)	-0.0503 (-0.4298)
常数项	0.1526 (0.0708)	-0.8276 (-0.3686)
银行固定效应	控制	控制
年份固定效应	控制	控制
<i>N</i>	579	579
<i>Adj_R</i> ²	0.6126	0.6159

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著；括号内为经过聚类标准误差调整的*t*统计量。下同。

为排除银行年报质量对贷款损失准备计提的影响，本文从以下两方面进行了稳健性检验：首先，手工收集银保监会（2018年前为银监会）及其派出机构对商业银行的处罚信息，重点识别因信息披露违规或财务报告不实等问题受到处罚的银行，剔除这些银行样本，以提高数据真实性和结果可靠性。表3列(1)和列(2)的结果显示，*letpft*和*d3_t*的系数依然显著为负，这说明本文的实证结果稳健。其次，金融让利政策本质上是柔性引导机制，银行是否让利可能存在自选择偏误，因此本文采用Heckman两阶段法进行纠偏。第一阶段构建Probit选择方程，除模型(1)中的控制变量外，额外引入相对外生的“是否为全国性银行”虚拟变量，以反映银行在规模、资本实力和政策响应能力方面的差异。第二阶段将估计的逆米尔斯比率(*imr*)纳入主回归模型，修正选择偏误，以增强结果的稳健性。表3列(3)和列(4)的结果显示，*letpft*和*d3_t*的系数依旧显著为负，同时*imr*的估计系数不显著，这表明并不存在严重的自选择问题。

表 3 金融让利政策降低贷款损失准备计提的稳健性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)
	删除信息质量不佳的样本		Heckman两步法	
	<i>llp</i>	<i>llp</i>	<i>llp</i>	<i>llp</i>
<i>letpft</i>	-0.0358** (-3.0637)		-0.0384** (-2.9924)	
<i>d3_t</i>		-0.1015** (-2.4866)		-0.0942* (-2.4460)
<i>imr</i>			-0.2358 (-1.6566)	-0.2061 (-1.5280)
银行固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
控制变量	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	556	556	579	579
<i>Adj_R</i> ²	0.6115	0.6157	0.6142	0.6170

(二) 银行“实质性”让利的路径检验

上述研究已证实金融让利政策降低了计提，接下来的一个关键问题是：银行是否会将减少的计提用于缓解资本约束并扩大信贷投放？为回答这一问题，本文对模型(2)和模型(3)进行回归，结果见表4。列(1)和列(2)的结果显示，*llp*变量的系数显著为负，这表明贷款损失准备计提

越少, 银行资本约束也就越弱, 减少贷款损失准备计提有助于释放资本, 改善资本充足状况。在列(3)和列(4)中, 贷款损失准备计提与金融让利政策的交互项(llp_letpft 与 llp_dt)均显著为正, 这表明在金融让利政策的影响下, 贷款损失准备计提对信贷供给的制约作用减弱, 银行倾向于将释放的准备金用于增加贷款投放, 从而缓解了信贷供给的顺周期性。本文进一步考察了金融让利政策对银行贷款集中度以及大型企业密集型行业贷款配置的影响。实证结果表明, 银行的贷款集中度在政策实施后有所下降, 且大企业占比较高的行业所获得的信贷支持相对减少。^①这一发现有助于排除新增信贷主要流向大型企业从而导致“虚假”让利的可能性, 为“实质性”让利假说提供了更有力的证据支持。

表 4 银行“实质性”让利的路径检验

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>capprs</i>	<i>capprs</i>	<i>grloan</i>	<i>grloan</i>
<i>llp</i>	-0.5306*(-1.9442)	-0.4513*(-1.7814)	-0.1076(-1.1167)	0.0589*(2.0626)
<i>llp_letpft</i>			0.0796**(1.9697)	
<i>llp_dt</i>				0.0282**(2.0620)
银行固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
控制变量	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	278	278	282	282
<i>AR</i> (1)	0.0090	0.0112	0.1087	0.1261
<i>AR</i> (2)	0.9996	0.9618	0.3000	0.2739
<i>Sargan P</i> 值	0.3440	0.3324	0.3513	0.4353

尽管金融让利政策下贷款损失准备计提的减少既与资本约束放松相关, 也与增量贷款相关, 但为了确保结果的稳健性, 本文还需要进一步排除其他可能导致贷款损失准备计提下降的因素。首先, 检验银行是否以响应政策为名, 通过降低贷款损失准备计提进行盈余管理(假说 1b)。本文参考孙柳青和戴天婧(2023)的方法, 构建了操纵性贷款损失准备计提($nllp$)作为盈余管理的代理变量, 并将其纳入回归模型。此外, 本文还在基础模型中引入税前拨备前利润($ebtp$)与让利政策指标($letpft$ 和 $d3_t$)的交互项($ebtp_letpft$ 和 $ebtp_d3t$)。若银行确实利用让利政策进行盈余管理, 则预期贷款损失准备计提将对 $ebtp$ 的变化更加敏感, 即在 $ebtp$ 较高时增加计提以压低利润, 在 $ebtp$ 较低时减少计提以提升利润。回归结果显示, 金融让利政策未提升银行盈余管理水平。^②其次, 考虑到中国银行业普遍保持较高的贷款拨备水平, 贷款损失准备计提的下降可能只是高拨备银行主动回调拨备水平的结果, 而非让利政策驱动。为了排除这一可能性, 本文采用假性测试方法, 将样本按金融让利政策词频排序, 选取词频低于中位数的银行构成子样本。该子样本中的银行对政策的响应相对较弱, 因此其贷款损失准备计提的变化更有可能源于拨备覆盖率向均值回归的自然趋势, 而非政策干预所致。在该子样本中, 以贷款损失准备计提(llp)为被解释变量, 以高拨备覆盖率虚拟变量($hcov$)为解释变量进行回归分析。回归结果显示, 高拨备覆盖率虚拟变量($hcov$)也不显著, 这说明贷款损失准备计提降低不是均值回归结果。^③

① 限于篇幅, 本文未汇报具体的回归结果, 留索。

② 限于篇幅, 本文未汇报具体的回归结果, 留索。

③ 限于篇幅, 本文未汇报具体的回归结果, 留索。

五、进一步分析

为进一步检验金融让利政策对银行贷款损失准备计提行为的影响是否符合“实质性”让利假说，本文从财政压力、银行业竞争和银行自身风险水平三个维度对样本进行分组回归。这些变量分别代表地方政府干预程度、市场竞争强度和银行稳健性约束，是影响银行实施“实质性”让利的重要调节因素。通过比较不同子样本中让利政策对贷款损失准备计提的影响差异，可以更准确识别政策的实际作用路径与适用边界，为“实质性”让利假说提供更细致且有利的经验证据。

（一）财政压力

在现行财政体制与金融治理结构下，地方政府对金融机构具有较强的影响力。随着财政压力加大，地方政府更倾向于通过干预银行运营和推动金融让利等方式缓解财政约束。银行向实体经济让利，不仅有助于缓解企业融资难题和提升资金流动性，而且也在一定程度上间接减轻了地方政府的财政负担，增强了地方经济的稳定性。为检验上述推论，本文将样本按财政压力（*finprsci2*）中位数划分为高财政压力组与低财政压力组。结果如表5所示，在财政负担较重的地区中，*letpft*的系数显著为负；而在财政压力较轻的地区中，让利政策与贷款损失准备计提之间的关系并不显著。在列（3）中，地区财政压力相对较大，*d3_t*系数接近负向显著，*P*值为0.109；在列（4）中，财政压力相对较小，结果不显著。综上所述，基于财政压力的分组回归结果与银行“实质性”让利的推断更为一致，且在财政压力较大的地区，银行更倾向于通过降低贷款损失准备计提来“实质性”让利。

表5 财政压力与银行“实质性”让利

	(1)	(2)	(3)	(4)
	财政压力大	财政压力小	财政压力大	财政压力小
	<i>llp</i>	<i>llp</i>	<i>llp</i>	<i>llp</i>
<i>letpft</i>	-0.0610***(-3.9378)	0.0128(0.3301)		
<i>d3_t</i>			-0.0967(-1.8807)	-0.0782(-1.1518)
银行固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
控制变量	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	279	282	279	282
<i>Adj_R</i> ²	0.5424	0.7021	0.5408	0.7052

（二）银行竞争

除了地方政府财政压力外，银行所在地区的市场竞争程度也可能显著影响其是否采取“实质性”让利措施。在市场竞争较为激烈的地区，银行更倾向于通过降低融资成本和减免费用等方式来吸引客户资源并推动业务多元化；而在竞争较弱的市场环境中，银行则不需要通过让利来培育客户。为验证这一推论，本文借鉴姜付秀等（2019）的方法，通过计算各地区前三大银行分支机构占比来衡量市场竞争程度，并将样本按该指标中位数进行分组回归。表6列（1）和列（3）的结果显示，在银行竞争较弱的地区中，让利政策对贷款损失准备计提的影响不显著；而列（2）和列（4）的结果显示，在银行竞争较强的地区中，银行降低了贷款损失准备计提。综上所述，银行市场竞争程度的分组回归结果与“实质性”让利的推断一致，即在竞争较强的地区，银行更倾向于通过降低贷款损失准备计提来实现“实质性”让利。

（三）银行风险

除了财政压力与市场竞争等因素外，银行的让利决策通常会受自身风险状况的影响。对于风险较高的银行，其资产质量较差、盈利能力较弱，缺乏足够资源进行“实质性”让利；而风险较

低的银行，具备冗余资源，能够在保持稳健经营的前提下实施让利。为验证这一观点，本文以银行过去三年净资产收益率(*ROE*)的标准差作为风险水平代理变量，将银行按风险水平的中位数进行分组回归。在表 7 列(1)和列(3)的低风险银行中，*letpft* 和 *d3_t* 的系数都显著为负，这说明银行进行了“实质性”让利；在列(2)和列(4)的高风险银行中，*letpft* 和 *d3_t* 的系数都不显著。综上所述，银行风险水平的分组回归结果与“实质性”让利的推断一致。

表 6 市场竞争与银行“实质性”让利

	(1)	(2)	(3)	(4)
	竞争弱	竞争强	竞争弱	竞争强
	<i>llp</i>	<i>llp</i>	<i>llp</i>	<i>llp</i>
<i>letpft</i>	-0.0311(-0.8278)	-0.0362*(-2.2624)		
<i>d3_t</i>			-0.0415(-0.5592)	-0.1436*(-2.0815)
银行固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
控制变量	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	280	298	280	298
<i>Adj_R</i> ²	0.6809	0.5437	0.6804	0.5548

表 7 风险水平与银行“实质性”让利

	(1)	(2)	(3)	(4)
	银行风险低	银行风险高	银行风险低	银行风险高
	<i>llp</i>	<i>llp</i>	<i>llp</i>	<i>llp</i>
<i>letpft</i>	-0.0567*(-2.2159)	-0.0373(-1.7655)		
<i>d3_t</i>			-0.1358*(-1.9615)	-0.0742(-1.6155)
银行固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
控制变量	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	268	269	268	269
<i>Adj_R</i> ²	0.6751	0.5794	0.6819	0.5798

六、银行“实质性”让利的会计质量代价

在银行通过减少贷款损失准备计提实现“实质性”让利与缓解资本约束，并削弱贷款损失准备计提与信贷供给之间顺周期性的背景下，一个重要的问题是：贷款损失准备计提的可靠性和及时性是否受到金融让利政策的影响？该问题关系到银行在支持实体经济的同时，能否保持会计信息的质量。实践中，银行需要持续优化贷款损失准备计提模型，提高对未来冲销损失的预测能力，即贷款损失准备计提的可靠性(Marton 和 Runesson, 2017)。若贷款损失准备计提与下一期贷款冲销额呈显著正相关，则表明计提更准确地预测了实际损失，具有更高可靠性。本文参考 Bhat 等(2019)的做法来设计回归模型(4)，通过考察贷款损失准备计提与下一期贷款冲销额(*fncf*)之间的关系来评估计提可靠性，重点关注贷款损失准备计提与金融让利政策的交互项系数，以判断政策是否对计提可靠性产生影响。表 8 列(1)和列(2)的回归结果显示，交互项(*llp_letpft* 和 *llp_dt*)的系数均不显著，这表明金融让利政策并未显著影响银行贷款损失准备计提的可靠性。

$$fncf = \alpha + \beta llp \times policy + \lambda policy + \eta llp + controls + \sum id + \sum year + \varepsilon \quad (4)$$

及时识别并记录潜在贷款损失，有助于及早发现问题贷款，也被视为良好的风险管理实践。Bushman 和 Williams(2012)指出，及时的贷款损失准备计提有助于强化外部利益相关方对银行风险行为的监督。此类银行在经济稳定期与衰退期通常都保持更高的资本储备，并在经济下行中具备更强的信贷供给能力(Akins 等, 2017)。本文借鉴 Beatty 和 Liao(2014)的做法，以贷款损失准备计提占下一期不良贷款的比率(*llr*)衡量及时性，构建模型(5)进行验证：

$$llr = \alpha + \beta policy + controls + \sum id + \sum year + \varepsilon \quad (5)$$

表 8 列(3)中 *letpft* 的系数为负，*P* 值为 0.119，接近 10% 显著水平；列(4)中，*d3_t* 系数在 5% 水平上显著为负，这表明让利政策降低了贷款损失准备计提的及时性。以上结果也从侧面说明，实施金融让利政策可能会给银行带来一定的压力，特别是在响应让利政策要求的同时难以保持所有会计信息质量方面的高标准。在这种情况下，银行可能会优先确保贷款损失准备计提的可靠性，而在一定程度上牺牲了调整这些准备的速度。

表 8 贷款损失准备计提的可靠性和及时性

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>fnct</i>	<i>fnct</i>	<i>llr</i>	<i>llr</i>
<i>llp_letpft</i>	0.0157(0.5501)			
<i>llp_dt</i>		-0.0221(-0.7433)		
<i>letpft</i>	0.0042(0.1538)		-0.0396(-1.8771)	
<i>d3_t</i>		-0.0258(-0.5204)		-0.1565*(-3.3870)
银行固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
控制变量	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	409	409	472	472
<i>Adj_R</i> ²	0.5967	0.5978	0.5590	0.5648

进一步按会计师事务所质量对样本进行分组。“四大”会计师事务所的审计质量较高，审计服务更为严格，有助于提升贷款损失准备计提的及时性。表 9 列(1)和列(3)的结果显示，在由非“四大”事务所审计的样本中，贷款损失准备计提的及时性出现了明显下降；而列(2)和列(4)的结果显示，在由“四大”会计师事务所审计的样本中，让利政策并未对贷款损失准备计提的及时性产生削弱作用。由此可见，提高审计质量有助于在银行实施让利政策的同时，确保会计信息的及时性。

表 9 及时性分组回归

	(1)	(2)	(3)	(4)
	非“四大”	“四大”	非“四大”	“四大”
	<i>llr</i>	<i>llr</i>	<i>llr</i>	<i>llr</i>
<i>letpft</i>	-0.0769*(-2.0999)	0.0191(0.2801)		
<i>d3_t</i>			-0.1331*(-2.7762)	-0.1513(-1.4787)
银行固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
控制变量	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	221	213	221	213
<i>Adj_R</i> ²	0.4665	0.6046	0.4670	0.6099

七、研究结论和政策建议

处理好金融系统和实体经济之间的利润分配问题,是加快构建中国特色现代金融体系,推动金融高质量发展的应有之义。本文将金融让利政策与银行贷款损失准备计提相联系,探究让利政策引导下银行贷款损失准备计提行为的变化。研究发现,在金融让利政策实施过程中,银行既未通过利润隐藏或“财务大洗澡”等手段实施第Ⅰ类“虚假”让利,也未借政策之名虚增利润以掩盖潜在风险,进行第Ⅱ类“虚假”让利;而是通过降低贷款损失准备计提,放松资本约束,实现了信贷资源的有效释放。同时,让利政策还削弱了贷款损失准备计提与信贷供给之间的顺周期性,这说明银行确实实施了“实质性”让利。进一步分析表明,当银行所处地区面临较大的财政压力、更激烈的市场竞争,以及银行自身的风险水平更低时,“实质性”让利行为更为突出,这从多维度验证了银行“实质性”让利的效果和边界。此外,虽然金融让利政策未对贷款损失准备计提的可靠性造成明显损害,但计提的及时性有所减弱,这反映出在未来政策制定与执行中,应更加注重平衡让利目标与银行经营稳健性之间的关系。

本文的研究为金融让利政策的实施效果及其作用机制提供了重要的政策启示。首先,商业银行在政策引导下并未采取“虚假”应对策略,而是通过降低贷款损失准备计提进行“实质性”让利,这反映出银行在权衡短期利益与长期发展之间,更倾向于“算综合账、算长远账”。减费让利不仅是银行履行社会责任、支持实体经济的重要体现,而且也有助于改善整体经济环境,推动我国经济实现高质量发展。其次,在财政压力较大的地区,银行表现出更强的让利力度,这说明金融让利在一定程度上缓解了地方财政约束,发挥了替代性支持功能,有助于防范区域性金融与财政风险叠加。因此,未来政策制定应当重点关注财政困难地区的实际需要,完善政策引导和支持机制。再次,市场竞争程度越高的地区,银行的“实质性”让利行为越明显,这表明市场机制在激励银行服务实体经济方面具有积极作用,从而进一步印证了优化金融市场结构、促进良性竞争的重要性。研究还发现,银行自身的风险水平是影响其是否实施让利的关键因素之一,低风险银行更具让利能力,而高风险银行则受限于财务稳健性,难以有效参与其中。因此,在政策执行过程中应注重差异化监管,根据不同类型银行的风险承受能力制定相应激励和保障措施,以确保金融让利政策在不同银行间公平、可持续地推进。最后,在实施金融让利政策过程中,应加强对银行贷款损失准备计提及时性的监管,鼓励引入高质量审计机构参与监督,提升会计信息质量与风险管理水平。同时,推动银行优化贷款损失准备计提模型,增强对未来风险的预判能力,确保在支持实体经济的同时,不降低财务信息披露的时效性与准确性,维护银行体系稳健运行。

主要参考文献:

- [1]丁友刚,严艳.中国商业银行贷款拨备的周期效应[J].经济研究,2019,(7):142-157.
- [2]郭晔,徐菲,舒中桥.银行竞争背景下定向降准政策的“普惠”效应——基于A股和新三板三农、小微企业数据的分析[J].金融研究,2019,(1):1-18.
- [3]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,(7):58-75.
- [4]姜付秀,蔡文婧,蔡欣妮,等.银行竞争的微观效应:来自融资约束的经验证据[J].经济研究,2019,(6):72-88.
- [5]江振龙.破解中小企业融资难题的货币政策选择与宏观经济稳定[J].国际金融研究,2021,(4):23-32.
- [6]李增福,李铭杰,汤旭东.货币政策改革创新是否有利于抑制企业“脱实向虚”?——基于中期借贷便利政策的证据[J].金融研究,2022,(12):19-35.

- [7]林晚发, 赵仲匡, 宋敏. 管理层讨论与分析的语调操纵及其债券市场反应[J]. 管理世界, 2022, (1): 164–179.
- [8]刘莉亚, 黄叶苞, 周边. 监管套利、信息透明度与银行的影子——基于中国商业银行理财产品业务的角度[J]. 经济学(季刊), 2019, (3): 1035–1060.
- [9]欧阳志刚, 薛龙. 新常态下多种货币政策工具对特征企业的定向调节效应[J]. 管理世界, 2017, (2): 53–66.
- [10]申宇, 余楷文, 许闲. 气候风险与银行盈余管理——基于金融监管的视角[J]. 金融研究, 2023, (7): 116–133.
- [11]孙柳青, 戴天婧. 金融工具准则修订与银行风险信息披露——基于贷款损失准备的研究[J]. 会计研究, 2023, (10): 48–60.
- [12]王勇, 窦斌, 宋培睿, 等. 管理层语调偏离会影响投资者决策吗?——基于我国上市公司文本与财务数据的经验研究[J]. 金融研究, 2023, (3): 169–187.
- [13]魏建, 薛启航, 王慧敏, 等. 银行监管处罚如何影响企业创新[J]. 中国工业经济, 2024, (7): 105–123.
- [14]项后军, 张清俊, 刘文革, 等. 金融系统向实体经济让利政策: 效果评价及宏观效应研究[J]. 管理世界, 2023, (12): 70–89.
- [15]杨龙见, 王路, 刘冲. 社保降费、融资约束与僵尸企业处置[J]. 财贸经济, 2020, (8): 19–33.
- [16]余明桂, 马林, 王空. 商业银行数字化转型与劳动力需求: 创造还是破坏?[J]. 管理世界, 2022, (10): 212–225.
- [17]周晔, 李冰. 银行金融科技对贷款损失准备计提顺周期的影响: 推波助澜还是解危济困[J]. 金融监管研究, 2024, (8): 37–56.
- [18]Ahamed M M, Mallick S. Does regulatory forbearance matter for bank stability? Evidence from creditors' perspective[J]. *Journal of Financial Stability*, 2017, 28: 163–180.
- [19]Akens B, Dou Y W, Ng J. Corruption in bank lending: The role of timely loan loss recognition[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2017, 63(2-3): 454–478.
- [20]Barth M E, Gomez-Biscarri J, Kasznik R, et al. Bank earnings and regulatory capital management using available for sale securities[J]. *Review of Accounting Studies*, 2017, 22(4): 1761–1792.
- [21]Basu S, Vitanza J, Wang W. Asymmetric loan loss provision models[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2020, 70(2-3): 101359.
- [22]Beatty A, Liao S. Financial accounting in the banking industry: A review of the empirical literature[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2014, 58(2-3): 339–383.
- [23]Bhat G, Ryan S G, Vyas D. The implications of credit risk modeling for banks' loan loss provisions and loan-origination procyclicality[J]. *Management Science*, 2019, 65(5): 2116–2141.
- [24]Bushman R M, Williams C D. Accounting discretion, loan loss provisioning, and discipline of banks' risk-taking[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2012, 54(1): 1–18.
- [25]De Haan L, Van Oordt M R C. Timing of banks' loan loss provisioning during the crisis[J]. *Journal of Banking & Finance*, 2018, 87: 293–303.
- [26]Hegde S P, Kozlowski S E. Discretionary loan loss provisioning and bank stock returns: The Role of economic booms and busts[J]. *Journal of Banking & Finance*, 2021, 130: 106186.
- [27]Marton J, Runesson E. The predictive ability of loan loss provisions in banks—Effects of accounting standards, enforcement and incentives[J]. *The British Accounting Review*, 2017, 49(2): 162–180.
- [28]Ng J, Saffar W, Zhang J J. Policy uncertainty and loan loss provisions in the banking industry[J]. *Review of Accounting Studies*, 2020, 25(2): 726–777.
- [29]Peterson O K, Arun T G. Income smoothing among European systemic and non-systemic banks[J]. *The British Accounting Review*, 2018, 50(5): 539–558.

Do Financial Concession Policies Induce “Substantive” Concessions by Banks? Evidence from Loan Loss Provisioning

He Meiling¹, Zhang Shuonan²

(1. School of Economics, Nanjing University of Posts and Telecommunications, Nanjing 210023, China;

2. School of Finance, Zhejiang University of Finance and Economics, Hangzhou 310018, China)

Summary: Amid growing pressures on China’s real economy, the government has adopted financial concession policies to encourage banks to reduce fees, extend preferential loans, and support the real sector. Using panel data from 115 Chinese commercial banks between 2016 and 2022, this paper investigates the impact of such policies, with loan loss provisioning (LLP) serving as the main indicator of banks’ concessionary responses. It introduces a novel classification framework to distinguish three types of behavior: (1) Type I pseudo-concessions—excessive LLP to suppress profits; (2) Type II pseudo-concessions—reduced LLP to inflate earnings; (3) substantive concessions—LLP reductions used to ease capital constraints and expand credit. Using content-based analysis of annual reports and a generalized DID approach, this paper empirically tests whether and how banks adjust LLP in response to policy signals.

The results show that financial concession policies significantly lower LLP, alleviate capital constraints, and reduce the procyclicality of credit supply, thereby enhancing financing for the real economy. No evidence has been found for either type of pseudo-concessions, suggesting that banks undertake substantive profit-concessions. Further subgroup regression results indicate that substantive profit-concession behavior is more pronounced among banks located in regions with greater fiscal pressure, operating in more competitive markets, or exhibiting lower risk tolerance. This suggests that banks are indeed actively responding to policy guidance, driven by multiple external environmental factors.

This paper contributes to the literature in three ways: First, it transcends the cognitive boundaries of the traditional theory of bank avoidance behavior, revealing that under the guidance of flexible policies, banks may proactively align with national policy objectives rather than merely seeking to circumvent regulatory requirements. Second, it constructs a more interpretable and operational framework to identify profit-concession behavior and systematically distinguishes three types of profit-concession behavior, expanding the methodological framework of micro-level banking research. Third, it employs the frequency of policy-related terms in banks’ annual reports as a proxy for their level of policy exposure, which better aligns with the characteristics of soft policy environments and offers stronger explanatory power and greater relevance for policy implications.

Key words: loan loss provisioning; financial concessions; capital constraints; procyclicality

(责任编辑 景 行)