

贷款损失拨备制度改革会影响货币政策 传导效率吗？ ——来自中国银行业的证据

何 靖^{1,2}, 邓可斌³

(1. 浙江工商大学 金融学院, 浙江 杭州 310018; 2. 浙江工商大学 浙商资产管理学院, 浙江 杭州 310018;

3. 华南理工大学 经济与金融学院, 广东 广州 510006)

摘 要: 作为后金融危机时代贷款损失拨备制度的重要改革, 预期信用损失模型实施的核心在于引入前瞻性风险预估, 实现了从“已发生损失”到“预期损失”的会计范式转变。而该项会计准则改革是否以及如何影响货币政策传导效率尚未引起充分关注。文章构建了一个银行局部均衡模型, 阐释了预期信用损失模型的实施影响货币政策传导效率的机理, 并将中国银行业自 2018 年起分批次实施预期信用损失模型视为一项准自然实验, 采用渐进双重差分模型进行了因果识别。研究发现, 预期信用损失模型的实施显著提升了货币政策传导效率。这一效应主要通过前瞻性拨备成本渠道实现, 且该渠道的有效性依赖于拨备计提的充分性与及时性; 同时, 抵押品价值渠道与风险偏好渠道发挥了协同作用。上述效应在市场集中度高、内部治理有效、客户结构分散以及拨备监管压力大的银行中更明显。文章的研究为金融会计准则及货币政策、宏观审慎政策的协调配合提供了重要依据。

关键词: 预期信用损失模型; 货币政策; 传导效率; 拨备成本

中图分类号: F832.2; F830 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-9952(2026)06-0079-16

DOI: 10.16538/j.cnki.jfe.20260430.102

一、问题提出

畅通货币政策传导渠道是提升金融服务实体经济效率、稳定宏观经济运行的关键。然而, 传导效率不仅取决于政策本身, 更依赖于商业银行这一核心中介对政策信号的识别、定价与传导能力。贷款损失拨备作为银行事前消化信用风险的核心会计工具, 其计提逻辑直接决定了银行如何量化风险成本并做出信贷决策。因此, 拨备制度的重大变革很可能从风险定价源头重塑货币政策的传导机制。

传统的已发生信用损失模型(Incurred Credit Loss, ICL)因其“事后确认”的滞后性, 不仅加剧了信贷的顺周期性, 更在危机中被证实无法及时反映潜在风险(Laeven 和 Majnoni, 2003; Beatty 和 Liao, 2011; 丁友刚和严艳, 2019; Bischof 等, 2021)。为从根本上弥补这一缺陷, 预期信用损失模型(Expected Credit Loss, ECL)应运而生, 其核心在于引入前瞻性宏观经济预测, 实现了拨备计提从“已发生损失”向“预期损失”的会计范式转变。

收稿日期: 2025-12-02

基金项目: 教育部人文社科研究规划项目(22YJA790018); 国家自然科学基金面上项目(72373042)

作者简介: 何 靖(1979—), 女, 湖南郴州人, 浙江工商大学金融学院、浙商资产管理学院副教授;

邓可斌(1977—)(通讯作者), 男, 广东罗定人, 华南理工大学经济与金融学院教授, 博士生导师。

随着 ECL 的推广,其经济后果研究已证实两大关键微观效应:第一,它显著增强了银行对宏观信息的敏感性,使拨备能更及时地反映经济周期变化(López-Espinosa 等, 2021; Chen 等, 2025);第二,这种敏感性的提升改变了银行的信贷行为和风险偏好(Li 等, 2024; Buchetti 等, 2025)。然而,一个自然且悬而未决的宏观政策问题是:当银行通过 ECL 模型将宏观预测内化于风险成本时,央行释放的货币政策信号(尤其是包含经济前景判断的信号)是否会被更敏锐地捕捉,更精准地定价,并最终更有效地传导至实体经济?

本文首先构建一个银行局部均衡模型,从理论上阐释了 ECL 影响货币政策传导的机理,然后将中国银行业自 2018 年起分批次实施 ECL 视为一项准自然实验,采用渐进双重差分模型进行了因果识别,并从市场环境和内部治理等多维度剖析了其结构性特征。本文的研究不仅有助于拓宽对贷款损失拨备制度改革宏观经济后果的理解,更从“货币政策—会计规则”交互的新视角为畅通货币政策传导渠道、健全宏观审慎政策框架提供了重要的理论依据与经验证据。

本文的边际贡献主要体现在:第一,研究视角的拓展。现有文献多集中于探讨 ECL 对银行行为的影响,尚未系统考察其宏观政策传导效应。本文将贷款损失拨备制度改革与货币政策传导效率这两个关键领域相联结,揭示了会计规则变革如何重塑政策传导的微观基础,填补了现有研究的空白。第二,理论机制的深化。本文构建理论模型将 ECL 影响货币政策传导的机制分解为“前瞻性拨备成本”“抵押品价值”“风险偏好”三条渠道,这突破了传统研究主要关注银行资本、流动性等财务约束的局限,强调了风险成本计量模式本身的关键作用,为理解货币政策传导提供了新的解释因素。第三,政策启示的挖掘。本文基于中国银行业分批改革的独特场景,提供了来自新兴市场国家的经验证据。本文发现, ECL 的强化效应在市场结构、内部治理和监管压力不同的银行间存在显著差异,这为金融监管部门协调货币政策与宏观审慎双支柱框架、实施精准差异化的监管提供了经验依据与政策启示。

二、制度背景、理论分析与研究假设

(一)制度背景

贷款损失拨备制度的演进源于传统已发生信用损失模型(ICL)的内在缺陷。ICL 模型要求以客观减值事件(如借款人破产或债务逾期)作为损失确认前提(Laeven 和 Majnoni, 2003),这种“事后确认”机制导致两大系统性弊端:一是顺周期效应加剧金融体系脆弱性,即经济上行期拨备计提不足,下行期集中计提放大信贷紧缩(Beatty 和 Liao, 2011);二是信息不对称问题恶化,即延迟披露潜在风险,削弱市场对银行真实风险状况的评估能力(Bushman 和 Williams, 2015)。2008 年国际金融危机的爆发凸显了 ICL 模型对系统性风险的助推作用,促使国际准则制定机构启动根本性改革(Acharya 和 Ryan, 2016; Bischof 等, 2021)。

在此背景下,预期信用损失模型(ECL)作为拨备制度的里程碑式创新登上历史舞台。2014 年,国际会计准则理事会(IASB)发布 IFRS 9,首创基于信用风险三阶段划分的 ECL 计量框架。ECL 模型的核心突破在于将前瞻性风险预估纳入拨备计提逻辑,贷款损失拨备(Loan Loss Allowance, LLA)的计算遵循严谨的流程:首先根据评级量表对客户进行分类,然后风险部门基于 GDP 增速、房价、利率、失业率等关键经济指标,设定“悲观”“基准”“乐观”等多重情景,进而为各情景分配违约概率(Probability of Default, PD)并估算违约损失率(Loss Given Default, LGD)。基于上述参数,每笔贷款的损失准备金为:

$$LLA = PD \times LGD \times EAD \quad (1)$$

其中,违约风险敞口(Exposure at Default, EAD)指借款方违约时未偿还的债务本金余额。IFRS 9 根据金融资产信用风险的变化,将贷款划分为三个阶段:阶段一适用于初始确认后信用风险未

显著增加的资产(如新发放贷款),按未来 12 个月的预期信用损失计提拨备;当信用风险显著恶化时(如借款人偿债能力明显削弱),贷款转入阶段二,需按整个存续期的预期信用损失计提拨备;若贷款已发生客观减值(即不良贷款),则归入阶段三,损失率自动视为 100%。这种三阶段动态划分机制使银行能够更及时、准确地反映信用风险的变化,实现从“已发生损失”向“预期损失”的会计范式的根本转变。

2017 年,财政部颁布《企业会计准则第 22 号——金融工具确认和计量》,要求境内外同时上市并执行国际财务报告会计准则的商业银行自 2018 年 1 月 1 日起实施 ECL 模型,境内上市银行自 2019 年 1 月 1 日起实施,非上市银行于 2021 年跟进。换言之,中国银行业的 ECL 实施呈现分阶段、渐进式特征:2018 年 29 家银行首批实施(含 6 家自愿提前实施),2019 年新增 36 家实施银行(其中 21 家提前实施),2020 年 8 家提前实施,至 2021 年 45 家银行按期完成切换。这一由外部监管要求驱动且实施时间外生于单个银行特征的分层推进路径为识别我国实施 ECL 的政策效应提供了良好的准自然实验场景。

(二)文献综述

1. 货币政策传导的银行渠道。在货币政策传导领域,经典理论确立了利率渠道和信贷渠道的核心地位(Hicks, 1937; Bernanke 和 Blinder, 1988)。其中,银行信贷渠道强调,货币政策变动通过影响银行的信贷供给能力与意愿传导至实体经济,传导过程的有效性依赖于银行的微观特征。

从数量维度看,银行特征显著调节其应对货币政策冲击的能力。当央行实施紧缩政策时,资本充足率低、流动性紧张的银行因外部融资溢价上升,其贷款收缩幅度更大(Kashyap 和 Stein, 1995; 徐明东和陈学彬, 2011),且这一效应在经济下行期会进一步强化(Dell’Ariccia 等, 2017)。从价格维度看,政策变化通过影响银行的边际融资成本传递至贷款利率,进而改变企业的融资成本与投资决策(Banerjee 等, 2013)。陆军和黄嘉(2021)将这一过程定义为银行利率传导渠道,并发现风险定价能力强的银行对货币政策变动的反应更有弹性。

更重要的是,货币政策传导不仅是一个成本调整过程,更是一个信息传递与预期管理过程。货币政策工具(尤其是法定存款准备金率)的调整不仅直接改变银行的流动性成本,还具有强烈的信号功能,传递央行对经济走势与风险状况的判断(张勇等, 2015; 隋建利和刘碧莹, 2020; 宋芳秀和宋奎壁, 2024)。这意味着银行对货币政策的响应是一个包含“被动成本调整”和“主动预期修正”的双重过程。银行的风险定价能力恰恰体现在其能否准确、及时地将政策信号所隐含的宏观前景信息转化为信用风险模型的参数调整。

现有研究对银行风险定价能力的关注多集中于资本、流动性等显性财务约束,而忽视了风险成本计量方式可能产生的结构性影响。作为银行风险成本的核心组成部分,拨备的计提逻辑直接决定了银行如何识别、量化和定价信用风险。在传统的 ICL 模型下,银行对宏观信号的解读与风险参数的修正缺乏一个统一且具有前瞻性的会计框架,这可能导致货币政策信号向风险定价的传导出现迟滞和偏差。因此,拨备计提模式的根本性变革(如从 ICL 转向 ECL)可能重塑银行对货币政策信号的响应机制。

2. 预期信用损失模型(ECL)实施的经济后果。作为后金融危机时代金融工具会计准则的重大变革,ECL 的经济后果研究为理解其如何影响货币政策传导提供了微观基础。ECL 主要通过以下两个紧密关联的层面发挥作用:

第一,ECL 的核心机制是显著增强银行对宏观信息的敏感性。ECL 模型要求将前瞻性宏观经济预测嵌入拨备计提逻辑,基于 GDP 增速、失业率等指标动态调整违约概率(PD)和违约损失率(LGD),使得拨备能更及时地反映经济周期变化(López-Espinosa 等, 2021)。Salazar 等(2023)

指出,其阶段二拨备具有独特的早期预警功能。这意味着在 ECL 框架下,央行释放的货币政策信号(尤其是对经济前景的判断)可能被银行内化至宏观预测中,直接、前瞻性地影响拨备成本(Kvaal 等, 2024)。

第二,上述敏感性的提升会改变银行的风险识别与信贷供给行为。这体现为两方面:一方面,影响信贷行为的周期性特征。部分研究发现 ECL 可能在经济下行期加剧信贷紧缩(Abad 和 Suarez, 2018; Chen 等, 2025),也有研究认为其有助于缓释顺周期波动(Kim 等, 2021; 王成龙等, 2023)。另一方面,重塑银行的风险偏好与资产配置逻辑。ECL 下拨备与资本波动性的上升可能使银行风险偏好趋于保守(刘雪娇等, 2024; Buchetti 等, 2025),并强化对借款人的监督与抵押品要求(Mengistu 等, 2022; Li 等, 2024)。

一个自然的理论与政策问题是:ECL 模型通过提升银行对宏观信号的敏感性,是否以及如何改变货币政策的传导效率?具体而言,货币政策变动是否不仅能通过传统的融资成本渠道,还能通过 ECL 所强化的前瞻性拨备成本渠道,以及与之联动的抵押品价值渠道和银行风险偏好渠道,影响银行的贷款定价和信贷供给?

(三)理论分析与研究假设

1. 基本假设。考虑一家代表性银行,资产端包括准备金 R 、贷款 L (含信用风险)以及安全资产 S (如国债,零信用风险),负债端包括存款 D 和批发融资 B ,满足 $R+L+S=D+B$ 。货币政策的代理变量为法定存款准备金率 φ ,由央行外生决定,满足 $R=\varphi D$ 。

银行追求利润最大化,其利润函数为:

$$\pi = r_L L + r_S S - r_D D - r_B(\varphi) B - Cost \quad (2)$$

其中, $\partial r_B / \partial \varphi > 0$; $Cost$ 为拨备成本函数,基于式(1)的会计计量关系将其一般形式定义为:

$$Cost = p \times \delta \times L$$

其中, p 对应违约概率(PD), δ 对应违约损失率(LGD), L 为贷款规模,对应违约风险敞口(EAD)。若银行实施 ECL 即 $E=1$, 则 $p(\varphi, \lambda)$ 为前瞻性违约概率,其中 λ 为央行沟通强度(信号清晰度),满足 $\partial p / \partial \varphi > 0$, $\partial p / \partial \lambda > 0$; 若银行实施 ICL 即 $E=0$, 则 $p = p_0$, 其中 p_0 为历史平均违约概率,外生给定。违约损失率 δ 并非固定常数,紧缩政策会降低抵押品价值,提高回收成本,即 $\delta = \delta(\varphi)$, $\partial \delta / \partial \varphi > 0$ 。拨备与资本波动上升可能加剧银行风险厌恶,故引入风险厌恶系数 $\theta(\varphi)$, $\partial \theta / \partial \varphi > 0$ 。因此,拨备成本函数可写为:

$$Cost = [(1-E) \cdot p_0 + E \cdot p(\varphi, \lambda)] \cdot \delta(\varphi) \cdot L \cdot \theta(\varphi)$$

银行面临的贷款需求函数为 $L = L(r_L)$, $\partial L / \partial r_L < 0$, 贷款需求弹性为 $\varepsilon_L = -\frac{r_L}{L} \frac{\partial L}{\partial r_L} > 0$ 。

2. 模型推导。银行选择贷款利率 r_L 以最大化利润。将贷款需求 $L(r_L)$ 代入式(2)得到:

$$\pi = r_L \cdot L(r_L) + r_S S - r_D D - r_B(\varphi) B - [(1-E) \cdot p_0 + E \cdot p(\varphi, \lambda)] \cdot \delta(\varphi) \cdot L(r_L) \cdot \theta(\varphi) \quad (3)$$

一阶条件为 $\frac{\partial \pi}{\partial r_L} = L(r_L) + \frac{\partial L}{\partial r_L} \{r_L - r_B(\varphi) - \theta(\varphi) \delta(\varphi) [(1-E) \cdot p_0 + E \cdot p(\varphi, \lambda)]\} = 0$, 将贷款需求弹性 ε_L 代入,解得最优贷款利率为:

$$r_L^* = \frac{1}{1 - 1/\varepsilon_L} \left\{ \underbrace{r_B(\varphi)}_{\text{市场融资成本}} + \underbrace{\theta(\varphi) \delta(\varphi) [(1-E) \cdot p_0 + E \cdot p(\varphi, \lambda)]}_{\text{预期信用损失}} \right\} \quad (4)$$

式(4)意味着银行在设定贷款利率时会在市场融资成本 $r_B(\varphi)$ 和经风险厌恶加权的预期信用损失 $\theta(\varphi) \delta(\varphi) [(1-E) \cdot p_0 + E \cdot p(\varphi, \lambda)]$ 的基础上加价,加价幅度由贷款需求弹性 ε_L 决定。贷款需求

弹性越大($\varepsilon_L \rightarrow \infty$), 则加价越小(接近完全竞争); 贷款需求弹性越小($\varepsilon_L \rightarrow 1$), 则加价越大(垄断势力强)。

3. 实施 ECL 对货币政策传导效率的放大效应。货币政策传导效率体现为银行贷款利率对政策工具 φ 的敏感程度。对 r_L^* 求关于 φ 的偏导数可得:

$$\frac{\partial r_L^*}{\partial \varphi} = \frac{1}{1 - 1/\varepsilon_L} \left\{ \frac{\partial r_B}{\partial \varphi} + \frac{\partial}{\partial \varphi} (\theta(\varphi)\delta(\varphi)[(1-E) \cdot p_0 + E \cdot p(\varphi, \lambda)] \right\} \quad (5)$$

展开式(5)右边大括号内第二项, 仅当 $E=1$ 时存在前瞻性调整。为聚焦 ECL 带来的结构性变化, 首先对 $E=1$ 的情形进行分解。令 $E=1$, 则有:

$$\frac{\partial}{\partial \varphi} (\theta(\varphi)\delta(\varphi)p(\varphi, \lambda)) = \frac{\partial \theta}{\partial \varphi} \delta(\varphi)p(\varphi, \lambda) + \theta(\varphi) \frac{\partial \delta}{\partial \varphi} p(\varphi, \lambda) + \theta(\varphi)\delta(\varphi) \frac{\partial p}{\partial \varphi} \quad (6)$$

将式(6)代入式(5)并保留传统融资成本项, 得到实施 ECL 的银行的货币政策传导效率分解式。

$$\frac{\partial r_L^*}{\partial \varphi} = \frac{1}{1 - 1/\varepsilon_L} \left[\underbrace{\frac{\partial r_B}{\partial \varphi}}_{\text{传统渠道}} + \underbrace{\theta(\varphi)\delta(\varphi) \frac{\partial p}{\partial \varphi}}_{\text{前瞻性拨备成本渠道(PD)}} + \underbrace{\theta(\varphi)p(\varphi, \lambda) \frac{\partial \delta}{\partial \varphi}}_{\text{抵押品价值渠道(LGD)}} + \underbrace{\delta(\varphi)p(\varphi, \lambda) \frac{\partial \theta}{\partial \varphi}}_{\text{风险偏好渠道}} \right] \quad (7)$$

对于未实施 ECL 的银行($E=0$), 其货币政策传导效率为:

$$\frac{\partial r_L^*}{\partial \varphi} = \frac{1}{1 - 1/\varepsilon_L} \left[\underbrace{\frac{\partial r_B}{\partial \varphi}}_{\text{传统渠道}} + \underbrace{\theta(\varphi)p_0 \frac{\partial \delta}{\partial \varphi}}_{\text{抵押品价值渠道(LGD)}} + \underbrace{\delta(\varphi)p_0 \frac{\partial \theta}{\partial \varphi}}_{\text{风险偏好渠道}} \right] \quad (8)$$

比较式(7)和式(8)可知, ECL 的实施额外引入了前瞻性拨备成本(PD)渠道, 同时将抵押品价值渠道和风险偏好渠道的基准损失率从历史平均违约率 p_0 替换为前瞻性违约概率 $p(\varphi, \lambda)$, 从而放大了这两条渠道的政策敏感性。这意味着若实施 ECL 的银行仅将法定存款准备金率 φ 视为流动性工具而未解读为经济前景信号, 则 $\partial p / \partial \varphi = 0$, PD 渠道消失; 但 LGD 渠道和风险偏好渠道仍可能通过抵押品价值波动和风险偏好机制发挥作用。

式(7)刻画了货币政策变动通过实施 ECL 的银行影响贷款利率的四条微观渠道: 一是传统的市场融资成本渠道。货币政策收紧($\varphi \uparrow$)推高银行的批发融资成本 r_B , 该渠道存在于所有银行, 与拨备制度无关。二是前瞻性拨备成本渠道。实施 ECL 的银行将紧缩政策信号内化为对未来违约概率的向上修正($\partial p / \partial \varphi > 0$), 从而增加边际拨备成本。三是抵押品价值渠道。紧缩政策可能降低抵押品价值, 延长回收周期, 导致违约损失率上升($\partial \delta / \partial \varphi > 0$), 实施 ECL 的银行前瞻性地捕捉这一变化并计入拨备成本。四是风险偏好渠道。ECL 下拨备与资本的顺周期波动可能增加银行的风险厌恶程度($\partial \theta / \partial \varphi > 0$), 使其在定价时赋予预期损失更高的风险溢价。

ECL 的实施对贷款规模传导的放大效应可通过贷款需求函数 $L = L(r_L^*)$ 和链式法则求得。

$$\frac{\partial L}{\partial \varphi} = \frac{\partial L}{\partial r_L^*} \cdot \frac{\partial r_L^*}{\partial \varphi} \quad (9)$$

由于 $\frac{\partial L}{\partial r_L^*} < 0$, ECL 的实施通过上述三条渠道推高 r_L^* , 进而引致贷款规模收缩, 即 ECL 的实施同时强化了货币政策的价格传导和数量传导。

综上分析, 本文提出以下研究假设: ECL 的实施强化了货币政策传导, 体现为贷款定价和贷款规模对货币政策的响应增强, 该效应通过前瞻性拨备成本渠道、抵押品价值渠道和风险偏好渠道实现。

三、研究设计

(一)模型设定与变量定义

鉴于预期信用损失模型(ECL)在中国银行业呈现分批次、差异化的实施特点,本文借鉴郭峰和熊瑞祥(2018)的研究设计,采用渐进双重差分模型来准确捕捉这一复杂政策情境下的处理效应。该方法不仅能兼容政策实施的时点异质性,还可控制银行个体特征与宏观周期因素的潜在干扰。为检验 ECL 的实施对货币政策传导效率的影响,本文构建了如下基准回归模型:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 ECL_{it} \times RRR_t + \beta_2 ECL_{it} + \beta_3 RRR_t + \delta_1 Micro_{it} + \delta_2 Macro_{it} + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

其中, Y_{it} 为被解释变量,分别用贷款利率 IR_{it} 和贷款规模 $LOAN_{it}$ 来度量; IR_{it} 用全部利息收入除以平均总贷款来度量,利息收入取自合并利润表中的利息收入总额; $LOAN_{it}$ 用总贷款除以总资产来度量。 RRR_t 为法定存款准备金率。 ECL_{it} 为预期信用损失模型的实施情况,若银行 i 在 t 期已实施预期信用损失模型,则 ECL_{it} 取值为 1, 否则为 0。 $Micro_{it}$ 为银行层面的控制变量,包括银行规模($SIZE$)、权益收益率(ROE)、贷款增速(LGR)、收入结构(IS)、资本充足率(CAR)、核心资本充足率($Tier1$)、不良贷款率(NPL)以及贷存比(LDR)。 $Macro_{it}$ 为宏观层面的控制变量,包括经济增速($GDPg$)和银行业市场结构(HHI 和 $CR3$)。 μ_i 为银行固定效应, η_t 为年份固定效应。 ε_{it} 为随机误差项。本文感兴趣的是交互项 $ECL_{it} \times RRR_t$ 。根据研究假设,本文预期当被解释变量为 IR 时, $\beta_1 > 0$; 当被解释变量为 $LOAN$ 时, $\beta_1 < 0$ 。

(二)数据来源与样本选择

本文基于严格的数据筛选标准,剔除了数据不完整的银行样本,最终构建了 2007—2024 年 118 家中国商业银行的非平衡面板数据集。样本覆盖 6 家国有大行、12 家股份制银行、70 家城商行以及 30 家农商行,共 1 885 个有效观测值。样本银行的总资产规模占中国银行业总资产的 77%,确保了样本银行的行业代表性。

本文的银行数据主要来自 BankFocus、CSMAR 和 CNRDS 专业金融数据库,并通过手工收集银行年报、信用评级报告等公开资料进行交叉验证;宏观经济数据取自国家统计局和中国人民银行的官方发布数据。本文对所有连续变量进行双侧缩尾处理以控制异常值的影响,统计分析通过 Stata17.0 软件完成。

四、实证结果分析

(一)基准回归分析

表 1 汇报了式(10)的基准回归结果。列(1)和列(2)以及列(5)和列(6)结果显示,当不纳入 ECL 及其与 RRR 的交互项时,法定存款准备金率(RRR)与银行贷款利率(IR)显著正相关,与贷款资产占比($LOAN$)显著负相关。这表明当央行实施紧缩性货币政策($RRR \uparrow$)时,银行体系整体会通过提高贷款利率和收缩信贷规模来应对,这验证了货币政策信贷传导渠道在中国银行业的有效性(Bernanke 和 Blinder, 1988),为后续分析提供了可靠的基准。

列(3)和列(4)以及列(7)和列(8)进一步引入了核心解释变量 ECL 及其与变量 RRR 的交互项。交互项的系数在贷款利率(IR)模型中显著为正,在贷款规模($LOAN$)模型中显著为负,表明 ECL 的实施显著增强了银行对货币政策变动的响应,从而支持了本文研究假设。计算可知, RRR 每上调 1 个百分点,已实施 ECL 的银行相较于未实施 ECL 的银行的贷款利率会额外多上升约 0.37 个百分点,其贷款占比会额外多收缩约 0.57 个百分点。从经济学意义上看,实施 ECL 的银行对 RRR 变动的利率敏感性达 1.07(0.69+0.38)个百分点,较未实施 ECL 的银行提升约 55%

(0.38/0.69×100%);同理,实施 ECL 的银行对 RRR 变动的规模敏感性达 2.03(1.46+0.57)个百分点,较未实施 ECL 的银行提升约 39%(0.57/1.46×100%)。可见,ECL 的实施使货币政策传导效率显著提高。

表 1 基准回归分析

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	IR	IR	IR	IR	$LOAN$	$LOAN$	$LOAN$	$LOAN$
RRR	0.7939*** [2.8942]	0.8544*** [3.1393]	0.6284** [2.4541]	0.6910*** [2.6760]	-1.6231** [-2.2202]	-1.7234** [-2.4330]	-1.3508* [-1.9031]	-1.4635** [-2.1016]
ECL			-3.1538*** [-3.3413]	-3.3031*** [-3.4553]			5.0100* [1.8444]	5.0852* [1.8929]
$ECL \times RRR$			0.3615*** [3.8505]	0.3773*** [3.9709]			-0.5576** [-2.1887]	-0.5683** [-2.2641]
$Micro$	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
$Macro$	未控制	控制	未控制	控制	未控制	控制	未控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
银行固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	1 336	1 334	1 336	1 334	1 337	1 335	1 337	1 335
R^2	0.8067	0.8079	0.8099	0.8114	0.8290	0.8294	0.8297	0.8301

注: *、**和***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著,模型使用了银行层面聚类的稳健标准误,括号内为 t 值。下表同。

(二)稳健性检验^①

1. 平行趋势与安慰剂检验。平行趋势检验显示,ECL 实施前各期交互项系数均不显著,满足平行趋势假设;实施后,交互项系数在 IR 模型中显著为正,在 $LOAN$ 模型中显著为负。安慰剂检验(随机生成伪处理变量,重复 500 次)表明,伪交互项系数集中于零值附近,真实估计值显著偏离,排除了随机因素与未观测冲击的干扰。

2. Stacked DID 检验。传统双向固定效应模型在处理时间分散且最终所有样本均被处理的情形下,可能因较早处理组充当较晚处理组的对照而产生负权重偏误,从而导致估计结果失真。我国商业银行在 2018—2021 年分批实施预期信用损失模型,且 2021 年后已无尚未实施的银行,正属此类典型情境。为此,本文借鉴 Cengiz 等(2019)的 Stacked DID 框架,在“纯净对照组”原则下重新识别政策效应。具体而言,本文根据银行首次实施 ECL 的年份将样本划分为 2018 年、2019 年和 2020 年三个队列(2021 年批次因缺乏处理后纯净对照组而未纳入);在每一队列中,将当年实施 ECL 的银行设为处理组,将实施时间晚于该队列的银行设为对照组,并构建对应子样本后进行纵向堆叠。在观测窗口设定上,考虑到 2021 年后已无纯净对照组,延长处理后窗口将导致样本大幅收缩,进而影响估计精度。为此,本文将各队列的观测窗口统一设定为处理前 3 年与处理后 2 年,在保证“纯净对照”的前提下最大化利用样本信息并确保各相对时点估计的可比性。在堆叠数据集上,本文设定如下交互效应模型:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 ECLstacked_{ist} \times RRR_t + \beta_2 ECLstacked_{ist} + \beta_3 RRR_t + \delta_1 Micro_{it} + \delta_2 Macro_{it} + \mu_{is} + \eta_{st} + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

其中,下标 i 、 s 和 t 分别表示银行、堆叠队列和年份; $ECLstacked_{ist} = Treated_{ist} \times Post_{st}$, $Treated_{ist}$ 表示银行是否属于队列 s 的处理组, $Post_{st}$ 表示年份是否处于队列 s 的处理后时期。此外,模型控制了队列—银行固定效应及队列—年份固定效应。

① 受篇幅限制,检验结果留存备索。

本文基于上述窗口设定进行平行趋势检验,结果显示政策实施前各期交互项系数均不显著,支持平行趋势假设。结果显示,交互项 $ECLstacked \times RRR$ 的系数在贷款利率模型中显著为正,在贷款规模模型中显著为负。这与基准回归结果一致,表明在考虑处理时点异质性并采用更严格的识别框架后,本文核心结论依然成立。

3. 自选择偏误问题。事前可比性检验显示,提前实施 ECL 的银行与按期实施 ECL 的银行在实施前对货币政策的响应无系统性差异;剔除提前实施样本后重新进行估计,核心结论不变,表明自选择偏误未对结果构成实质性干扰。

4. PSM-DID 与熵平衡。为控制可观测特征的选择性偏差,本文分别采用逐年 PSM 构建匹配样本和熵平衡法对对照组进行加权。在采用两种方法校正后,交互项 $ECL \times RRR$ 的系数符号和显著性均与基准回归结果一致,表明强化效应并非由可观测特征差异驱动。

5. 动态效应与累积特征检验。多期事件研究显示, ECL 实施前各期交互项均不显著,实施后系数符号与基准回归结果一致且效应强度随年限逐渐增大;此外,在将处理变量替换为实施持续时长后,交互项仍显著,表明 ECL 实施的强化效应具有持续性和累积性。

6. 其他稳健性检验。本文以 LIR (用贷款利息收入除以平均总贷款来度量) 替换原贷款利率指标,交互项 $ECL \times RRR$ 的系数仍显著为正,表明研究结论不依赖于利率度量方式。此外,本文剔除 2020 年样本后重新进行估计,结论保持不变,表明强化效应在不同宏观环境下均稳健。

五、机制分析

根据式(7)的分解结构, ECL 的实施对货币政策传导效率的强化效应源自三条并行且可分离的路径:一是前瞻性拨备成本渠道,即银行将货币政策信号内化为对未来违约概率(PD)的评估,通过拨备成本的变动驱动贷款定价与信贷规模调整;二是抵押品价值渠道,即货币政策收紧通过压低抵押品价值、推升违约损失率(LGD)预期,使拨备成本进一步承压,并引导银行主动优化信贷资产结构;三是风险偏好渠道,即 ECL 下拨备与资本的波动性上升会增加银行的风险厌恶程度(θ),使其在紧缩时期更大幅度地收缩风险敞口。

(一) 前瞻性拨备成本渠道

为验证前瞻性拨备成本渠道,本文构建“存在性—充分性—及时性”三重递进的机制检验框架。其中,基础路径检验旨在确认前瞻性拨备成本渠道是否存在;充分性效应检验考察紧缩时期银行的拨备计提水平是否足以保障该渠道顺畅运行;及时性效应检验则从动态视角检验 ECL 的实施是否提升银行对未来风险信号的响应速度。

1. 基础路径检验:前瞻性拨备成本渠道的确认。为检验前瞻性拨备成本渠道是否存在,本文旨在验证“货币政策变动 → 拨备计提 → 贷款利率调整”这一核心传导链条是否成立。

第一步,检验 ECL 实施后,央行紧缩性货币政策是否显著提升了银行的拨备计提水平($DLLA$)。 $DLLA_{it}$ 为标准化后的贷款损失拨备计提水平(用银行 i 在 t 期计提的贷款损失拨备规模除以当期总资产来度量)。表 2 列(1)至列(3)结果显示,无论是否纳入控制变量,交互项 $ECL \times RRR$ 的系数均在 1% 的水平上显著为正。这表明 ECL 的实施显著增强了银行拨备计提对货币政策变动的边际响应,前瞻性拨备成本渠道得以验证。

第二步,检验拨备计提($DLLA$)是否进一步传导至银行的贷款定价决策。表 2 列(4)至列(6)以贷款利率(IR)为结果变量,在控制银行特征、宏观因素以及银行和年份固定效应后, $DLLA$ 的系数在 5% 的水平上显著为正。这表明拨备成本通过损益表压力转化为银行信贷定价的上调,银行通过提升贷款利率将预期信用损失向前端转移。需要说明的是,这里仅以贷款利率(IR)作

为结果变量而未纳入贷款规模($LOAN$),其原因在于:拨备成本渠道的第一落点是信贷定价,拨备费用直接影响当期损益,银行最直接的反应是调整贷款利率以覆盖边际信用成本;而贷款规模受资本约束、客户关系等中长期因素影响,传导时滞与定价不同,且机制检验中 $DLLA$ 对 $LOAN$ 的系数并不显著,聚焦于定价维度能更干净地识别前瞻性拨备成本渠道的存在。

表 2 机制检验:前瞻性拨备成本渠道的确认

	(1) $DLLA$	(2) $DLLA$	(3) $DLLA$	(4) IR	(5) IR	(6) IR
$DLLA$				0.9768 [0.7875]	3.0745** [2.4674]	3.2795** [2.6179]
$ECL \times RRR$	0.0199*** [4.1129]	0.0182*** [4.8290]	0.0182*** [4.8204]			
RRR	-0.0052 [-1.0391]	-0.0115** [-2.2902]	-0.0125** [-2.4765]	0.0091 [0.0240]	1.0145*** [2.9549]	1.1309*** [3.4825]
ECL	-0.1771*** [-3.8997]	-0.1638*** [-4.6502]	-0.1638*** [-4.6504]	-0.2980 [-1.3798]	0.5109** [2.4374]	0.5153** [2.4615]
$Micro$	未控制	控制	控制	未控制	控制	控制
$Macro$	未控制	未控制	未控制	未控制	未控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
银行固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	1 437	1 189	1 189	1 425	1 178	1 178
R^2	0.6579	0.6773	0.6778	0.7265	0.8337	0.8364

2. 前瞻性拨备计提的充分性效应。基础路径检验初步证实了前瞻性拨备成本渠道的存在,但其有效运行依赖于一个关键前提,即银行对贷款损失拨备的计提必须充分。若银行普遍存在计提不足的问题,则ECL实施所强化的“政策信号 $\rightarrow PD$ 上升 $\rightarrow LLA$ 增加”这一传导链条将难以畅通,会削弱其对货币政策传导的放大作用。因此,本文进一步检验ECL的实施是否显著提升了银行在货币政策收紧时期前瞻性拨备计提的充分性。

本文借鉴戴德明和张姗姗(2016)以及Fan等(2019)的方法,采用以下模型来估计银行应计提的贷款损失拨备(LLA):

$$LLA_{it} = \beta_0 + \beta_1 LLA_{it-1} + \beta_2 NPL_{it-1} + \beta_3 \Delta NPL_{it} + \beta_4 LOAN_{it} + \beta_5 \Delta LOAN_{it} + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

其中, LLA_{it} 为标准化后的贷款损失拨备余额(用银行 i 在 t 期末的贷款损失拨备余额与总资产的比值来度量), LLA_{it-1} 为其上一期末余额; NPL_{it-1} 为银行 i 在 $t-1$ 期末的不良贷款额与总贷款余额的比值, ΔNPL_{it} 为本期(t 期)不良贷款变动额与本期期末总贷款余额的比值; $LOAN_{it}$ 为本期期末总贷款余额与总资产的比值, $\Delta LOAN_{it}$ 为本期贷款变动额与本期期末总资产的比值; μ_i 和 η_t 分别为银行固定效应和年份固定效应。残差项 ε_{it} 为银行实际计提与应计提拨备之间的差额,若 $\varepsilon_{it} < 0$,则银行存在拨备计提不足(记为 $INLLA$);若 $\varepsilon_{it} > 0$,则存在拨备计提过多(记为 $EXLLA$)。

本文将 $INLLA$ 和 $EXLLA$ 与应计提拨备额的比值作为被解释变量,重新估计式(10),重点考察交互项 $ECL \times RRR$ 的系数。表3结果显示,在“计提不足”($INLLA$)模型中, $ECL \times RRR$ 的系数显著为负,表明在货币政策紧缩时,ECL的实施显著缓解了银行的拨备计提不足问题;而在“计提过多”($EXLLA$)模型中,该交互项系数不显著。可见,ECL实施的主要作用在于纠正计提不足,而非诱发过度计提。这表明ECL的实施通过提升货币政策收紧时期拨备计提的充分性,保障了

前瞻性拨备成本渠道的有效运行,从而解释了 ECL 的实施为何能强化货币政策传导,是对基础路径的重要补充与机制确认。

表 3 机制检验:前瞻性拨备计提的充分性效应

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>INLLA</i>	<i>INLLA</i>	<i>INLLA</i>	<i>EXLLA</i>	<i>EXLLA</i>	<i>EXLLA</i>
<i>ECL</i> × <i>RRR</i>	-0.0165** [-2.5938]	-0.0171** [-2.2801]	-0.0167** [-2.2247]	0.0026 [0.1888]	0.0117 [0.7454]	0.0125 [0.8018]
<i>RRR</i>	-0.0089 [-0.5082]	-0.0340* [-1.7549]	-0.0405** [-2.0521]	-0.0175 [-0.5272]	-0.0223 [-0.6762]	-0.0238 [-0.7050]
<i>ECL</i>	0.1703*** [2.7084]	0.1651** [2.3440]	0.1587** [2.2435]	0.0359 [0.2963]	-0.0597 [-0.4253]	-0.0687 [-0.4943]
<i>Micro</i>	未控制	控制	控制	未控制	控制	控制
<i>Macro</i>	未控制	未控制	控制	未控制	未控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
银行固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	946	932	932	946	932	932
<i>R</i> ²	0.1376	0.2202	0.2271	0.0813	0.1463	0.1513

3. 前瞻性拨备计提的及时性效应。在确认了前瞻性拨备成本渠道的存在性(基础路径检验)及其运行的有效性保障(充分性效应)之后,本文进一步追问:ECL 的实施是否通过提升拨备计提的及时性加速了货币政策传导?换言之,ECL 的实施是否使银行能更早地识别未来风险并提前调整拨备,从而对货币政策信号做出更迅捷的响应?本文构建如下拓展模型来检验前瞻性拨备计提的及时性效应:

$$\begin{aligned}
 LLA_{it} = & \beta_0 + \beta_1 \Delta NP_{it+1} \times ECL_{it} \times RRR_t + \beta_2 \Delta NP_{it} \times ECL_{it} \times RRR_t + \beta_3 \Delta NP_{it+1} \times ECL_{it} \\
 & + \beta_4 \Delta NP_{it} \times ECL_{it} + \beta_5 \Delta NP_{it+1} \times RRR_t + \beta_6 \Delta NP_{it} \times RRR_t + \beta_7 \Delta NP_{it+1} + \beta_8 \Delta NP_{it} \\
 & + \beta_9 ECL_{it} \times RRR_t + \beta_{10} ECL_{it} + \beta_{11} RRR_t + \delta Z_{it} + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it}
 \end{aligned} \quad (13)$$

其中, ΔNP_{it+1} 表示未来一期($t+1$ 期)的不良贷款变动(用 $t+1$ 期总资产规模进行标准化处理),以度量潜在风险,其系数反映拨备计提对未来风险的敏感性,即及时性。参考 Balakrishnan 和 Ertan (2021) 的研究,控制变量 Z_{it} 包括银行规模(*Size*)、权益收益率(*ROE*)、贷款增速(*LGR*)、收入结构(*IS*)、资本充足率(*CAR*)、核心资本充足率(*Tier1*)、贷存比(*LDR*)以及经济增速(*GDPg*)。本文重点关注三重交互项 $\Delta NP_{it+1} \times ECL_{it} \times RRR_t$, 若其系数 $\beta_1 > 0$, 则表明在货币政策紧缩时,实施 ECL 的银行会显著增强其拨备对未来风险信号(ΔNP_{it+1})的响应,即拨备计提的及时性提升。

表 4 结果显示, $\Delta NP_{it+1} \times ECL_{it} \times RRR_t$ 的系数显著为正,表明紧缩性货币政策会激发实施 ECL 的银行更强的超前计提意识。同时,反映对当期风险(ΔNP_{it})滞后响应的交互项系数显著为负,进一步表明 ECL 的实施促使银行将计提决策从“事后确认”转向“事前预判”。这表明 ECL 的实施通过要求基于预期信用损失计提拨备,使银行在货币政策收紧时能更及时地捕捉未来信用风险的变动信号,并将货币政策信号转化为前瞻性的拨备成本调整,从而加快信贷行为对政策变动的调整速度,从动态维度强化了货币政策传导。

4. 信息环境与机制强化:央行沟通的调节作用。理论分析表明,央行沟通强度(λ)通过传递前瞻性信息,提升银行对政策信号的解读能力,进而影响 ECL 框架下前瞻性违约概率(p)的形成。为检验这一调节作用,本文构建央行沟通强度指标(*Comm*, 其指标构建及实证结果留存备案),并在基准模型中引入三重交互项 $ECL \times RRR \times Comm$ 。结果显示,该三重交互项的系数在贷

款利率模型中显著为正,在贷款规模模型中显著为负,表明央行沟通强度越高,ECL的实施对货币政策传导的强化效应越明显。

(二)抵押品价值渠道

式(7)中 $\theta(\varphi)p(\varphi,\lambda)(\partial\delta/\partial\varphi)$ 揭示了货币政策紧缩通过推升违约损失率(LGD)预期而影响银行信贷行为的机制。由于银行层面 LGD 预期数据不可得,本文无法直接检验 $\partial\delta/\partial\varphi$ 的变动。为此,本文从银行资产组合调整的行为模式入手,为该渠道提供间接但有说服力的实证证据。若实施ECL的银行在货币政策收紧时预期 LGD 上升,其理性反应是主动增持 LGD 低的资产(如抵押贷款),减持 LGD 高的资产(如信用贷款),以降低整体拨备成本压力。因此,本文以抵押贷款占比(ML)和信用贷款占比($Credit$)作为被解释变量,检验ECL的实施是否显著强化了银行在货币政策紧缩时对信贷结构的这一优化调整。

表5列(1)至列(3)结果显示, $ECL \times RRR$ 对 ML 的回归系数在1%的水平上显著为正;列(4)至列(6)结果显示, $ECL \times RRR$ 对 $Credit$ 的回归系数显著为负。这表明面对同样幅度的货币政策紧缩,实施ECL的银行会更大力度地将信贷资源向抵押贷款倾斜,并压缩信用贷款敞口。这一调整模式与ECL模型将 LGD 纳入拨备成本的核心逻辑高度一致,从而抵押品价值渠道得到验证。

表5 机制检验:抵押品价值渠道

	(1) <i>ML</i>	(2) <i>ML</i>	(3) <i>ML</i>	(4) <i>Credit</i>	(5) <i>Credit</i>	(6) <i>Credit</i>
$ECL \times RRR$	1.0008*** [4.0047]	0.8280*** [3.0006]	0.7993*** [2.6874]	-0.6542* [-1.7703]	-1.0354** [-2.1903]	-1.0203** [-2.2611]
RRR	0.7822 [1.1820]	0.3566 [0.4578]	0.4043 [0.5219]	1.2102 [1.1420]	0.9227 [0.7572]	0.5689 [0.5087]
ECL	-9.3024*** [-3.4898]	-7.7871*** [-2.6460]	-7.5044** [-2.3922]	6.0851 [1.5324]	9.8572** [2.0136]	9.5970** [2.0381]
<i>Micro</i>	未控制	控制	控制	未控制	控制	控制
<i>Macro</i>	未控制	未控制	控制	未控制	未控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
银行固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	1 263	996	996	1 574	1 232	1 232
R^2	0.8044	0.8306	0.8326	0.7701	0.8059	0.8082

(三)风险偏好渠道

为检验货币政策紧缩是否通过推升银行风险厌恶系数(θ)而影响信贷行为,本文检验实施ECL的银行在紧缩时期的整体风险承担水平变化情况,以风险加权资产占比(RWA)来度量银行

表4 机制检验:前瞻性拨备计提的及时性效应

	(1) <i>LLA</i>	(2) <i>LLA</i>
$\Delta NP_{it+1} \times ECL_{it} \times RRR_t$	0.0092**[2.5555]	0.0090***[2.6657]
$\Delta NP_{it} \times ECL_{it} \times RRR_t$	-0.0071**[-2.2774]	-0.0070**[-2.3808]
$\Delta NP_{it+1} \times ECL_{it}$	-0.1266**[-2.5596]	-0.1243***[-2.6811]
$\Delta NP_{it} \times ECL_{it}$	0.0682**[2.3420]	0.0676**[2.4647]
$\Delta NP_{it+1} \times RRR_t$	-0.0092**[-2.5727]	-0.0091***[-2.7083]
$\Delta NP_{it} \times RRR_t$	0.0077**[2.4915]	0.0077***[2.6512]
$ECL_{it} \times RRR_t$	-0.0473*[-1.7532]	-0.0235[-0.7149]
ΔNP_{it+1}	0.1269**[2.5700]	0.1251***[2.7080]
ΔNP_{it}	-0.0723**[-2.4846]	-0.0717**[-2.6422]
RRR_t	-0.0006[-0.0065]	-0.0927[-0.9689]
ECL_{it}	0.6361**[2.2453]	0.3121[0.9672]
控制变量	未控制	控制
年份固定效应	控制	控制
银行固定效应	控制	控制
N	987	974
R^2	0.6828	0.7153

风险承担水平。表 6 列(1)至列(3)结果显示,交互项 $ECL \times RRR$ 的系数显著为负。这表明货币政策紧缩时实施 ECL 的银行会更大程度地压缩风险加权资产规模,从而为风险偏好渠道的存在提供了必要前提。在此回归中,本文控制了拨备计提($DLLA$)以剥离拨备成本渠道的干扰,从而能更干净地反映风险厌恶系数上升($\partial\theta/\partial\varphi > 0$)所引致的风险承担收缩。

表 6 机制检验:风险偏好渠道

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	RWA	RWA	RWA	RIR	RIR	RIR
$ECL \times RRR$	-1.2545*** [-3.2961]	-1.1124*** [-2.9422]	-1.0697*** [-2.8089]	0.6213*** [3.1111]	0.8635*** [3.7044]	0.8470*** [3.7364]
RRR	0.5471 [0.3866]	-0.8831 [-0.7988]	-0.1826 [-0.1646]	-0.3224 [-0.2566]	2.0232* [1.9019]	1.9065* [1.8413]
ECL	14.3053*** [3.6435]	10.9583*** [2.8052]	10.6827*** [2.6923]	-6.3948*** [-3.1657]	-6.8577*** [-2.9714]	-6.7603*** [-2.9428]
$DLLA$	-12.0121** [-2.0339]	-16.3266*** [-2.6285]	-15.5325** [-2.5419]	2.1208 [0.7288]	7.3091** [2.3416]	7.3048** [2.3634]
$Micro$	未控制	控制	控制	未控制	控制	控制
$Macro$	未控制	未控制	控制	未控制	未控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
银行固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	1 370	1 155	1 155	1 358	1 144	1 144
R^2	0.6425	0.7433	0.7489	0.5537	0.7595	0.7605

而风险承担收缩可能源于两种机制:一是风险厌恶程度上升所驱动的主动收缩;二是流动性约束、资本监管压力或贷款需求萎缩所致的被动收缩。为区分两者,本文构造风险调整后贷款利率($RIR = IR/RWA$)来度量单位风险承担的利息收入。若风险厌恶程度真实上升,银行将对既定风险敞口索要更高的风险溢价,即 RIR 上升;若仅为被动收缩,则 RIR 不会系统性上升。表 6 列(4)至列(6)结果显示,交互项 $ECL \times RRR$ 的系数在 1% 的水平上显著为正。综上分析, RWA 下降和 RIR 上升同步发生且独立于拨备成本,表明 ECL 的实施显著放大了紧缩政策对银行风险偏好的压制效应($\partial\theta/\partial\varphi > 0$),风险偏好渠道得到验证。

六、异质性分析

(一)外部市场环境

ECL 的实施对货币政策传导效率的影响在很大程度上受银行所处外部环境的影响,尤其是银行业市场结构所带来的贷款需求弹性差异。本文以地区银行业集中度($CR3$ 和 HHI)的中位数为界对样本进行分组检验,结果显示 ECL 的实施对货币政策传导效率的放大效应在行业集中度高的市场中更加显著。这一结果与式(4)所揭示的机制高度吻合:在行业集中度高的市场中,贷款需求弹性(ε_L)较低,银行议价能力较强,能够将 ECL 实施所引致的边际拨备成本通过更高的贷款利率转嫁给借款人,从而强化货币政策的价格传导;同时,拨备成本上升也会抑制信贷供给。而在竞争性市场中,较高的贷款需求弹性限制了银行的定价能力,因此 ECL 实施的放大效应相对有限。这一发现证实,市场结构所决定的银行贷款定价能力是 ECL 实施影响货币政策传导效率的关键因素。

(二) 银行内部治理

ECL 的实施对货币政策传导效率的影响与银行内部治理特征(股权集中度和独立董事规模)密切相关。股权集中度越高,银行决策链条越短,对货币政策信号的响应速度越快,管理层越能迅速协调资源执行 ECL 的前瞻性拨备要求。独立董事则通过专业监督,审核宏观预测、违约概率(PD)及损失率(LGD)等关键参数的合理性,抑制拨备计提的操纵行为,确保信贷调整与货币政策导向保持一致。分组回归结果显示,股权集中度较高($First$ 较大)组中 $ECL \times RRR$ 的系数显著,而在股权集中度较低组则不显著;同样,在独立董事规模较大(NID 较大)组中也表现出显著的政策强化效应。这表明良好的内部治理结构通过增强银行对货币政策信号的响应能力及 ECL 实施的准确性,显著提升了货币政策的传导效率。

上述结果也为《商业银行预期信用损失法实施管理办法》(银保监规〔2022〕10号,以下简称“10号文”)提供了经验支持。该办法将 ECL 实施提升至银行治理层面,从职责分工、制度构建、规范实施与监督管理等方面全流程规范商业银行 ECL 的应用,旨在推动商业银行更有效地落实新金融工具准则关于信用风险损失准备计提的要求,全面提升 ECL 实施水平。本文验证了良好治理的关键作用,这与“10号文”强调的银行治理架构重要性的监管意图高度契合。这表明强化治理不仅是合规要求,更是保障宏观政策有效传导的微观基础。

(三) 银行经营能力

ECL 的实施对货币政策传导效率的影响可能受银行自身经营能力的影响,主要体现在人力资本结构和客户结构两个方面。ECL 的实施依赖于数据整合与风险建模能力,理论上讲,本科及以上学历员工占比(Uni)越高的银行应能越精准估计 PD 和 LGD ,从而优化传导效果。而基于 Uni 中位数的分组回归结果显示,在本科及以上学历员工占比较低组中, $ECL \times RRR$ 的系数反而更大。这可能源于技术执行复杂性与决策效率的权衡:本科及以上学历员工占比较低的银行往往采用更标准化和流程化的 ECL 实施模板(ESRB, 2017; López-Espinosa 等, 2021),从而在货币政策收紧时更迅速地响应政策信号,表现出更加显著的贷款调整行为。换言之,简化的执行机制减少了模型争议和决策时滞,从而提升了货币政策传导效率。

客户结构的分散程度直接影响银行资产组合调整的灵活性。客户集中度较低的银行在面对货币政策紧缩时能够更灵活地压缩高风险客户敞口,动态调整信贷供给,增强 ECL 实施对货币政策传导的放大效应。基于最大十家客户贷款比率($Top10$)中位数的分组回归结果显示,在 $Top10$ 较低组中,交互项 $ECL \times RRR$ 在 IR 和 $LOAN$ 模型中均显著;而在 $Top10$ 较高组中,交互项系数均不显著。这表明客户集中度高的银行风控响应滞后,导致货币政策传导效率下降。

(四) 拨备监管压力

拨备监管压力是 ECL 实施影响货币政策传导效率的重要因素。本文从拨备覆盖率(PCR)和贷款拨备率(LPR)两个维度来度量银行面临的监管合规压力。两项指标越小,表明银行计提拨备的压力越大、监管约束越强。分组检验结果显示,在 PCR 和 LPR 较小组中, $ECL \times RRR$ 的系数在贷款利率(IR)模型中显著为正,在贷款规模($LOAN$)模型中显著为负。这表明在拨备监管压力较大的银行中, ECL 的实施对货币政策传导的放大效应更为突出。这些银行在货币政策收紧时出于合规要求和风险防范动机,会更及时、充分地计提拨备,从而通过前瞻性拨备成本渠道提升货币政策对贷款定价和信贷规模的传导效率。相反,在 PCR 或 LPR 较大组中,交互项系数不显著,表明拨备充足、监管压力较小的银行对 ECL 的敏感性较低,货币政策传导效应较弱。上述结果进一步验证了本文的机制:拨备监管压力通过强化银行在货币政策紧缩时期的拨备计提行为,提升了 ECL 模型下货币政策传导的有效性,尤其在外部监管较强时, ECL 实施的“放大器”作用更加显著。

七、结论与政策建议

本文系统考察了贷款损失拨备制度改革对货币政策传导效率的影响。研究发现, ECL 的实施显著提升了货币政策通过银行信贷渠道的传导效率, 具体表现为: 在货币政策收紧时, 实施 ECL 的银行会更大幅度地提升贷款利率并收缩信贷规模。机制检验表明, 这一强化效应主要通过前瞻性拨备成本渠道实现: 银行将货币政策信号内化为对未来违约概率的预期, 动态调整拨备成本, 进而影响信贷决策。该渠道的有效性依赖于拨备计提的充分性和及时性, ECL 模型在这两方面均发挥了积极作用。同时, 抵押品价值渠道和风险偏好渠道也发挥了协同作用。异质性分析揭示, ECL 实施的效果在市场集中度高、内部治理有效、客户结构分散以及拨备监管压力大的银行中更加显著。根据上述研究结果, 本文提出以下政策建议:

首先, 在拨备监管层面, 应从“静态合规约束”转向“前瞻性参数引导”。本文发现, ECL 的实施对货币政策传导效率发挥提升作用的关键在于其将宏观经济信息内化为违约概率和拨备成本。因此, 监管部门可通过明确宏观情景设定规则(如统一或指导 GDP、房地产价格、利率等核心变量的情景路径)以及规范违约概率和损失率的前瞻性估计方法, 增强拨备计提对宏观信号的敏感性, 从而在制度层面强化前瞻性拨备成本渠道。

其次, 在货币政策操作层面, 应强化政策信号的结构化表达, 而不仅是总量调节。本文的机制检验表明, 央行沟通通过提高政策信号的可识别性, 显著放大了 ECL 实施对货币政策传导的强化效应。这意味着相较于单纯调整政策工具(如存款准备金率), 央行可通过更明确地传递政策取向和宏观前景判断(如区分周期性与结构性冲击、强化对风险分布的描述等), 提高银行将政策信号转化为风险定价参数的能力, 从而提升货币政策传导效率。

再次, 在宏观审慎与货币政策协调方面, 应从“工具并列”走向“机制协同”。本文发现, ECL 本质上通过风险定价机制影响信贷资源配置, 而货币政策则通过成本与信号双重渠道作用于银行行为。因此, 在政策设计中可将拨备监管(如动态拨备、逆周期调节等)与货币政策操作进行协同设计。例如, 在经济下行期通过强化前瞻性拨备要求与政策沟通配合, 引导银行提前识别风险并调整信贷结构, 从而在稳定信贷投放的同时避免风险积累。

最后, 在银行层面, 应提升内部风险计量模型与宏观信息的联动能力。本文结果表明, ECL 的作用效果依赖于银行能否将政策信号有效嵌入风险评估框架中。因此, 银行有必要在内部模型中强化宏观变量的前瞻性权重, 提高对政策信号的响应速度, 从而更有效地将货币政策变化转化为贷款定价和信贷配置调整。

参考文献:

- [1]戴德明, 张姗姗. 贷款损失准备、盈余管理与商业银行风险管控[J]. 会计研究, 2016, (8): 25-33.
- [2]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.
- [3]郭峰, 熊瑞祥. 地方金融机构与地区经济增长——来自城商行设立的准自然实验[J]. 经济学(季刊), 2018, (1): 221-246.
- [4]刘雪娇, 赵钰颖, 杜兴强. 贷款损失拨备制度改革与前瞻性人力资本需求[J]. 中国工业经济, 2024, (12): 155-173.
- [5]陆军, 黄嘉. 利率市场化改革与货币政策银行利率传导[J]. 金融研究, 2021, (4): 1-18.
- [6]宋芳秀, 宋奎壁. 公众异质预期、信息成本与货币政策传导[J]. 金融研究, 2024, (7): 1-19.
- [7]隋建利, 刘碧莹. 未预期货币政策非中性的混频识别: 行动与语言的信息效应[J]. 世界经济, 2020, (11): 176-200.
- [8]王成龙, 黄瑾, 严丹良, 等. 预期信用损失模型会缓解贷款拨备的顺周期效应吗?[J]. 国际金融研究, 2023, (9): 86-96.

- [9]徐明东,陈学彬.中国微观银行特征与银行贷款渠道检验[J].*管理世界*,2011,(5):24-38.
- [10]张勇,涂雪梅,周浩.货币政策、时变预期与融资成本[J].*统计研究*,2015,(5):32-39.
- [11]Abad J, Suarez J. The procyclicality of expected credit loss provisions[R]. CEPR Press Discussion Paper, 2018.
- [12]Acharya V V, Ryan S G. Banks' financial reporting and financial system stability[J]. *Journal of Accounting Research*, 2016, 54(2): 277-340.
- [13]Balakrishnan K, Ertan A. Credit information sharing and loan loss recognition[J]. *The Accounting Review*, 2021, 96(4): 27-50.
- [14]Banerjee A, Bystrov V, Mizen P. How do anticipated changes to short-term market rates influence banks' retail interest rates? Evidence from the four major euro area economies[J]. *Journal of Money, Credit and Banking*, 2013, 45(7): 1375-1414.
- [15]Beatty A, Liao S. Do delays in expected loss recognition affect banks' willingness to lend?[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2011, 52(1): 1-20.
- [16]Bernanke B S, Blinder A S. Credit, money, and aggregate demand[J]. *American Economic Review*, 1988, 78(2): 435-439.
- [17]Bischof J, Laux C, Leuz C. Accounting for financial stability: Bank disclosure and loss recognition in the financial crisis[J]. *Journal of Financial Economics*, 2021, 141(3): 1188-1217.
- [18]Buchetti B, Perdichizzi S, Santoni A. Fast to cut, slow to restore: Bank lending responses to IFRS 9 stage migrations[J]. *Economics Letters*, 2025, 254: 112446.
- [19]Bushman R M, Williams C D. Delayed expected loss recognition and the risk profile of banks[J]. *Journal of Accounting Research*, 2015, 53(3): 511-553.
- [20]Cengiz D, Dube A, Lindner A, et al. The effect of minimum wages on low-wage jobs[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2019, 134(3): 1405-1454.
- [21]Chen J, Dou Y W, Ryan S G, et al. The effect of the current expected credit loss approach on banks' lending during stress periods: Evidence from the COVID-19 recession[J]. *The Accounting Review*, 2025, 100(1): 113-138.
- [22]Dell'Ariccia G, Laeven L, Suarez G A. Bank leverage and monetary policy's risk-taking channel: Evidence from the United States[J]. *The Journal of Finance*, 2017, 72(2): 613-654.
- [23]European Systemic Risk Board. Financial stability implications of IFRS 9[R]. ESRB, 2017.
- [24]Fan Y Y, Jiang Y X, Zhang X Z, et al. Women on boards and bank earnings management: From zero to hero[J]. *Journal of Banking & Finance*, 2019, 107: 105607.
- [25]Hicks J R. Mr. Keynes and the "classics": A suggested interpretation[J]. *Econometrica*, 1937, 5(2): 147-159.
- [26]Kashyap A K, Stein J C. The impact of monetary policy on bank balance sheets[J]. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 1995, 42: 151-195.
- [27]Kim J B, Ng J, Wang C, et al. The effect of the shift to an expected credit loss model on loan loss recognition timeliness[R]. SSRN, 2021.
- [28]Kvaal E, Löw E, Novotny-Farkas Z, et al. Classification and measurement under IFRS 9: A commentary and suggestions for future research[J]. *Accounting in Europe*, 2024, 21(2): 154-175.
- [29]Laeven L, Majnoni G. Loan loss provisioning and economic slowdowns: Too much, too late?[J]. *Journal of Financial Intermediation*, 2003, 12(2): 178-197.
- [30]Li X, Ng J, Saffar W. Accounting-driven bank monitoring and firms' debt structure: Evidence from IFRS 9 adoption[J]. *Management Science*, 2024, 70(1): 54-77.

- [31]López-Espinosa G, Ormazabal G, Sakasai Y. Switching from incurred to expected loan loss provisioning: Early evidence[J]. *Journal of Accounting Research*, 2021, 59(3): 757–804.
- [32]Mengistu M M, Ng J, Saffar W, et al. Bank monitoring of borrowers and borrowers' investment efficiency: Evidence from the switch to the expected credit loss model[R]. SSRN, 2022.
- [33]Salazar Y, Merello P, Zorio-Grima A. IFRS 9, banking risk and COVID-19: Evidence from Europe[J]. *Finance Research Letters*, 2023, 56: 104130.

Will the Reform of Loan Loss Provisioning Affect Monetary Policy Transmission Efficiency? Evidence from China's Banking Sector

He Jing^{1,2}, Deng Kebin³

(1. School of Finance, Zhejiang Gongshang University, Hangzhou 310018, China;

2. School of Zheshang Asset Management, Zhejiang Gongshang University, Hangzhou 310018, China;

3. School of Economics and Finance, South China University of Technology, Guangzhou 510006, China)

Summary: The expected credit loss (ECL) model, a fundamental reform in loan loss provisioning after the 2008 financial crisis, replaces the Incurred Credit Loss (ICL) model with forward-looking risk assessment that incorporates macroeconomic forecasts. Whether and how this accounting change affects monetary policy transmission efficiency through the banking system remains unexplored.

This paper develops a partial equilibrium model of banks and theoretically decomposes three micro-channels through which the ECL affects monetary policy transmission: the forward-looking provisioning cost channel, the collateral value channel, and the risk appetite channel. Taking China's phased implementation of the ECL in the banking sector from 2018 to 2021 as a quasi-natural experiment, this paper employs a staggered DID approach for causal identification. The results show that the ECL significantly strengthens monetary policy transmission efficiency: For every one percentage point increase in the required reserve ratio, ECL-adopting banks raise their loan interest rates by an additional 0.37 percentage points and reduce their loan share by an additional 0.57 percentage points, which represents increases of 55% and 39%, respectively, compared to non-ECL banks. Mechanism testing confirms that the forward-looking provisioning cost channel is the dominant mechanism, and its effectiveness depends on the adequacy and timeliness of provisioning. Meanwhile, the collateral value channel and the risk appetite channel also play synergistic roles. Heterogeneity analysis shows that this effect is more pronounced in banks with higher market concentration, effective internal governance, diversified customer structures, and greater regulatory pressure on provisioning.

This paper is the first to link the ECL reform with monetary policy transmission efficiency, revealing the micro-level reshaping mechanism through which accounting rule changes affect macroeconomic policy transmission, thereby filling a gap in the existing literature. Policy recommendations are as follows: Provisioning regulation should shift from “static compliance” to “forward-looking parameter guidance”; monetary policy should strengthen the structured communication of policy signals; macroprudential policy and monetary policy should achieve mechanism coordination; banks should enhance the linkage between internal risk models and macroeconomic information.

Key words: expected credit loss (ECL) model; monetary policy; transmission efficiency; provisioning costs

(责任编辑 康健)