



No. 2034

Working Paper

基于银行流动性管理视角的宏观审慎与货币政策协调研究

罗煜 张祎 朱文字

【摘要】

本文从商业银行流动性管理视角出发，探究银行微观主体行为如何影响宏观审慎与货币政策的协调。我们借鉴净稳定资金比例的设计理念，将商业银行的流动性管理行为纳入传统理论模型，刻画出两种流动性管理行为对货币政策信贷传导渠道效率的潜在影响及传导路径。在此基础上，本文采用我国 50 家商业银行 2012 年第 1 季度—2018 年第 2 季度面板数据对该影响进行了实证检验。我们发现，银行为提升长期流动性水平而进行的优化信贷资产结构的行为，能够显著提高货币政策传导效率。但是，部分净稳定资金比例较低的股份制银行和城市商业银行调整非信贷资产结构的行为则有可能降低货币政策传导效率。因此，在贯彻既有流动性监管措施的同时，关注与引导银行资产结构调整方式，对增进宏观审慎与货币政策的协调大有裨益。

【关键词】

宏观审慎；净稳定资金比例；货币政策传导；信贷渠道

【文章编号】

IMI Working Paper No.2034



微博 · Weibo



微信 · WeChat

更多精彩内容请登陆 国际货币网

<http://www.imi.org.cn/>

1937

基于银行流动性管理视角的宏观审慎与货币政策协调研究

罗煜¹ 张祎² 朱文宇³

【摘要】本文从商业银行流动性管理视角出发，探究银行微观主体行为如何影响宏观审慎与货币政策的协调。我们借鉴净稳定资金比例的设计理念，将商业银行的流动性管理行为纳入传统理论模型，刻画出两种流动性管理行为对货币政策信贷传导渠道效率的潜在影响及传导路径。在此基础上，本文采用我国50家商业银行2012年第1季度—2018年第2季度面板数据对该影响进行了实证检验。我们发现，银行为提升长期流动性水平而进行的优化信贷资产结构的行为，能够显著提高货币政策传导效率。但是，部分净稳定资金比例较低的股份制银行和城市商业银行调整非信贷资产结构的行为则有可能降低货币政策传导效率。因此，在贯彻既有流动性监管措施的同时，关注与引导银行资产结构调整方式，对增进宏观审慎与货币政策的协调大有裨益。

【关键词】宏观审慎；净稳定资金比例；货币政策传导；信贷渠道

一、引言

2008年金融危机后，为了降低金融顺周期行为和跨市场风险传染对宏观经济和金融稳定造成的冲击，防范系统性风险，各国央行和监管当局开始着手构建宏观审慎监管框架。自2016年起，中国人民银行建立了宏观审慎评估体系，从资本、杠杆率、流动性等方面对金融机构开展宏观审慎评估，十九大报告更是明确提出要健全货币政策和宏观审慎政策“双支柱”调控框架。从全球范围来看，政策界和学术界都较为关注宏观审慎政策与货币政策的协调性问题。以往对二者关系的研究，主要从资本监管和逆周期监管角度出发，而对宏观审慎监管的另一个重要方面——流动性监管的关注相对较少。

商业银行通过存贷款期限错配向经济提供流动性，然而商业银行这种脆弱的资产负债结构也蕴含着流动性风险。最近一二十年的多次银行倒闭事件和金融危机表明，金融机构的破产往往不是由于真正资不抵债，而是陷于流动性危机，且流动性危机又极易诱发系统性风险。因此，流动性风险是悬于每一家商业银行头上的“达摩克利斯之剑”。2008年美国金融危机演化历程生动展示了从机构的流动性风险到系统性风险的转化过程。鉴于此，巴塞尔

收稿日期：2019-6-10

作者简介：罗煜，经济学博士，副教授，中国人民大学财政金融学院，Email: luoyu2011@ruc.edu.cn.

张祎，博士研究生，中国人民大学财政金融学院，Email: zhangyi0312@ruc.edu.cn.

朱文宇（通讯作者），经济学博士，助理教授，中国人民大学财政金融学院，Email:

wenyuzhu@ruc.edu.cn.

* 本文感谢国家自然科学基金应急管理项目“金融市场风险防范和化解研究——完善货币政策传导

委员会将流动性风险的标准、计量和监测列入《巴塞尔协议III》(下文简称“巴III”),其中包含两个核心指标:一是“流动性覆盖率”(Liquidity Coverage Ratio,简称“LCR”),旨在确保商业银行在设定的严重流动性压力情景下,能够保持充足的、无变现障碍的优质流动性资产,并通过变现这些资产来满足未来30日的流动性需求;二是“净稳定资金比例”(Net Stable Funding Ratio,简称“NSFR”),旨在针对商业银行中长期期限错配风险进行监测和控制。根据巴III标准实施进度,流动性监管框架最迟应于2019年年初全面实施。NSFR指标作为银行业流动性监管新规的重要新增环节,是宏观审慎监管框架中不可或缺的组成部分¹。根据巴III最终标准,NSFR被定义为可用的稳定资金(Available Stable Funding,简称“ASF”)与所需的稳定资金(Required Stable Funding,简称“RSF”)之比。

在中国,随着近几年金融改革和“去杠杆”过程的不断深化,流动性风险已成为中国经济金融平稳运行的一个突出问题。为了提升商业银行的流动性管理水平,我国银保监会从2012年起对中国商业银行的流动性监管指标设定了为期五年的过渡期。2018年5月,银保监会发布《商业银行流动性风险管理办法》,该办法的核心内容是新引入三个量化指标监管流动性风险,其中,资产规模在2000亿元(含)以上的商业银行应在2018年7月1日前达到NSFR最低监管要求。自NSFR监管要求实施以来,我国商业银行的流动性管理能力持续提升,为近年来我国银行业的稳健运行打下了坚实的基础。流动性监管新规的落地不仅对防范商业银行的流动性风险具有积极意义,稳健的资产负债结构也是货币政策传导渠道保持畅通的重要保障。长期以来,信贷传导渠道在我国货币政策传导中发挥着重要的作用。贷款是我国商业银行资产结构中最重要的一部分,商业银行调整信贷资产的规模与结构也是管理流动性的重要手段。那么,商业银行是否通过资产结构调整行为管理流动性水平?商业银行的资产结构调整行为是否影响货币政策信贷传导渠道的效率?对于这些问题的探索将有助于理解宏观审慎政策与货币政策之间的协调关系。

本文的学术贡献在于,我们通过理论建模与实证研究,从微观视角揭示了银行流动性管理行为与货币政策传导效率之间的关系,这是宏观审慎与货币政策协调研究的一个重要子课题。以往不少文献通过复杂理论模型来刻画宏观审慎政策与货币政策的关系,但模型的设定相对抽象,难以捕捉金融机构的微观行为;研究银行流动性的相关文献,也多聚焦于商业银行的风险承担问题,而不是银行对货币政策反应的敏感程度(本文中界定的“货币政策传导效率”);对银行流动性管理行为的探讨,也有助于我们理解NSFR指标的设计理念与作用机理。由于商业银行对外披露的数据较少,目前我们对银行行为描述的还不够精确。面对宏观审慎监管,银行会采取什么行为,这些行为又会产生哪些效果,还是目前欠缺的研究问题。本文从微观经济主体的行为出发,希望揭开金融机构行为和货币政策信贷传导渠道的“黑箱”

机制防范流动性风险”(71850009)、教育部人文社科青年项目“经济金融化的核心特征和微观形成机理研究”(18YJC790113)、中国人民大学社科项目“量化宽松对跨国银行资本流动的研究”(17XNF002)资助。感谢匿名审稿人的宝贵意见。文责自负。

¹ 流动性覆盖率指标着眼于短期(30天以内)流动性监管目标,不适用于商业银行中长期资产负债结构调整分析,且数据可得性较低,故本文以净稳定资金比例作为流动性监管的代表指标进行研究。

(Bernanke and Gertler, 1995), 加深我们对宏观审慎与货币政策协调问题的理解。

本文余下部分结构如下：第二部分是文献回顾，第三部分是理论模型，第四部分是实证检验，最后是结论与建议。

二、文献回顾

宏观审慎监管理念在国际金融危机以来被各国监管当局普遍认同，但其与货币政策的协调问题一直是国内外研究的重点（马骏和何晓贝，2019）。现有文献对宏观审慎政策与货币政策协调性的探索主要以国际经验梳理或理论探讨为主（马勇，2019；王信和贾彦东，2019），且往往运用复杂宏观模型对“双支柱”协调方式进行研究（王爱俭和王璟怡，2014；黄益平等，2019），而对两种政策之间的微观机制关注较为有限。本文尝试通过研究商业银行微观行为的潜在影响，探讨宏观审慎政策与货币政策协调的内在机理。

（一）货币政策信贷渠道的提出及其影响因素

对货币政策传导机制的研究开始于 20 世纪 70 年代，长期以来经济学家将货币政策的作用机理归纳为利率渠道，即紧缩的货币政策提升利率水平，造成利率敏感的投资下降，从而降低宏观经济产出(Mishkin, 1995)。然而，仅依靠货币和债券权衡的利率渠道并未完整解释货币政策在宏观经济中的传导过程。对此，Bernanke and Blinder(1988)重新审视了银行贷款在货币政策传导中的角色，提出了货币政策传导的信贷渠道。考虑货币、债券和贷款三种资产组合的信贷渠道是对传统利率渠道的补充，也揭示了货币政策与微观主体——银行之间的互动关系。无论采用宏观加总数据(Bernanke and Blinder, 1992；周英章和蒋振声，2002)还是微观银行层面数据（Kashyap and Stein, 1995；刘书祥和吴昊天，2013），实证研究结果均验证了货币政策信贷渠道的存在性。

在货币政策信贷渠道的存在性得到基本证明之后，国内外学者开始探讨影响货币政策信贷传导效率的主要因素，并尝试为这些发现提供合理解释。基于美国银行层面数据的实证研究表明，银行规模、流动性和资本状况等因素在货币政策信贷传导渠道中扮演着重要角色(Kishan and Opiela, 2000；Gambacorta, 2005)。一般来说，银行规模越大、流动性水平越高、资本充足状况越好，银行信贷供给对货币政策敏感性越低。然而，这一结论在其他国家或地区并未达成共识(Ehrmann et al., 2001)。徐明东和陈学彬（2011）实证检验了微观银行特征对我国货币政策信贷传导效率的影响。结果表明，流动性充裕的大型银行，其信贷行为易受资本充足状况影响，而中小银行往往受流动性水平的制约。

（二）商业银行流动性管理对货币政策信贷传导渠道的影响机制

尽管不同学者对货币政策信贷传导效率的影响因素研究结论不一，但是国内外学者都认可银行流动性在货币政策信贷传导渠道中扮演的重要角色。传统观点认为，由于银行面临存款准备金约束，货币政策变化导致存款规模变化，使得银行面临流动性压力，这是银行信贷调整行为产生的原因(Woodford, 2010)。而现代观点认为，信贷渠道通过货币政策影响银行

外部融资成本而实现，而银行外部融资成本高低取决于资产负债表张力¹和投资者对银行的风险预期(Disyatat, 2011)。实际上，这两种作用机制在国外研究中均得到了验证。

第一，资产负债表张力与资产结构转换。在外部融资存在摩擦的情况下，流动性资产的持有能够帮助银行调剂资金余缺，保持最优资产组合结构。正如 Kashyap and Stein(2000)、Gambacorta(2005)所指出的，当央行采取紧缩型货币政策时，流动性较高的银行可以减少流动性资产持有以保有信贷组合，因而其信贷供给受货币政策影响较小。银行流动性对货币政策信贷渠道是否产生影响，取决于商业银行资产结构的调整 and 不同流动性水平资产之间的转换，如商业银行将贷款等低流动性资产替换为政府债券等高流动性资产，则会造成信贷规模下降(Bonner and Eijffinger, 2016)，而银行将短期银行间贷款替换为高流动性资产则不会对银行信贷规模造成影响(Banerjee and Mio, 2018)。

第二，信息不对称与外部融资成本。与资产规模、资本充足状况等银行微观特征类似，银行具有良好的流动性状况就意味着银行资产负债表稳健程度较高。这有助于减少因信息不对称而造成的金融摩擦并影响外部投资者对银行的风险预期，进而影响银行外部融资成本或外部资金资金可获得性，从而对银行信贷行为形成制约(Bernanke and Blinder, 1992)。该影响机理在市场化程度较高、市场约束有力的国家作用更为明显。一般来说，信息不对称程度越低，银行外部融资成本越低，该银行信贷行为受货币政策冲击的影响就越小。Giordana and Schumacher(2013)采用银行优化模型进行数据模拟发现，期限错配程度较高的中小银行，其贷款行为受货币政策冲击影响较大。

相比之下，国内学者虽有探讨银行流动性对货币政策信贷传导渠道的影响（李明辉等，2016；庞晓波和钱锟，2018），但几乎不涉及微观机制的研究。现有相关研究的局限之处在于：第一，现有文献仅从实证角度上验证了商业银行流动性对货币政策信贷传导效率的影响，缺乏对流动性影响货币政策传导的微观机制研究。第二，部分文献将 NSFR 与传统流动性指标等同起来，并未揭示流动性监管指标的设计意图和监管逻辑。第三，现有研究对实证结果的解释大多基于信息不对称和外部融资成本机制，这一机制在市场约束作用有限、银行特征信号不强的中国很难成立，而对资产负债表约束与资产结构转换机制的研究关注较少。

鉴于此，本文基于现有研究成果，尝试通过理论建模刻画商业银行流动性管理行为对货币政策信贷传导的作用机制，并通过实证研究揭示我国商业银行近年来采取的主要流动性管理方式及其影响，以期从微观视角为宏观审慎监管与货币政策的协调提供有益经验。

三、货币政策反应方程估计

（一）理论假设

¹ “资产负债表张力”(Balance Sheet Strength)概念出自 Kashyap and Stein(2000)，他们将资产负债表张力定义为“(证券资产+联邦基金)/总资产”，作为测度银行流动性状况的变量。当银行面临外部融资冲击时，持有较多流动性资产的银行能够为其继续开展信贷活动提供缓冲，因而资产负债表更具张力。

借鉴 Peek and Rosengren(1995)、Kishan and Opiela(2000)的模型设置, 本文将资本充足率和净稳定资金比例约束加入模型。考虑一个简化的银行资产负债表, 资产方包括贷款(L)、证券投资(SEC)、准备金存款(R), 负债方仅包括存款(D), 权益资本为 K , 满足基本的资产负债表约束:

$$R + SEC + L = D + K \quad (1)$$

假设准备金存款仅包括法定存款准备金, 与存款总额呈固定比例, 即 $R = \rho D$, $0 < \rho < 1$ 。银行存款由外生需求决定, 仅与存款基准利率相关, 银行没有控制存款规模的能力:

$$D = a_0 + a_1 r_b, \quad r_b \text{ 为存款基准利率, } a_1 > 0 \quad (2)$$

银行持有的证券投资规模受资产负债表约束和 NSFR 监管要求的制约, 证券投资也可作为负值, 表示银行通过证券融资, 因此证券投资可视为银行应对流动性冲击的资金来源之一。银行贷款供应量简化为关于贷款利率的函数, 随着贷款利率的上升, 贷款规模也会增加:

$$L = b_0 + b_1(r_l - \bar{r}_l), \quad \bar{r}_l \text{ 为贷款基准利率, } b_1 > 0 \quad (3)$$

同时, 权益资本 K 应满足资本充足率要求, 即权益资本不低于风险加权资产(由贷款和证券投资构成)的固定比例 θ , 如公式(4)所示。一般来说, 资本充足率要求 θ 设定在8%, σ^l 和 σ^s 分别表示贷款 L 和证券投资 SEC 的风险权重, 由于贷款资产的信用风险显著高于证券投资资产, 因而两类风险资产的风险权重满足 $0 \leq \sigma^s < \sigma^l \leq 1$ 。

$$K \geq \theta(\sigma^l L + \sigma^s SEC) \quad (4)$$

为简化经济系统中利率结构间的关系, 本文将贷款基准利率 \bar{r}_l 、证券投资平均收益率 \bar{r}_s 简化为关于存款基准利率的线性函数: $\bar{r}_l = e_0 + \phi r_b$ 、 $\bar{r}_s = g_0 + \phi r_b$, $\phi > 0$ 。

(二) 理论模型与推导

银行是利润最大化的个体, 其利润函数为:

$$\pi = r_l L + \bar{r}_s SEC - r_b D \quad (5)$$

银行在资产负债表约束、资本充足率约束和流动性约束三种约束下进行贷款 L 与证券投资 SEC 的权衡选择, 以追求利润最大化。其中, 资产负债表约束如公式(1)所示, 资本充足率要求如公式(4)所示。流动性约束的设置借鉴 NSFR 监管要求, 本文引入银行资产负债内部结构参数 ω_1 、 ω_2 、 ω_3 , 分别定义为存款、信贷资产、非信贷资产的加权平均折算因子, 可通过各细分项目与其相应折算因子的乘积之和与项目总规模的比值计算得到:

$$\omega_1 = \frac{\sum_{i=1}^m \omega_1^i D_i}{D}, \quad \omega_2 = \frac{\sum_{i=1}^n \omega_2^i L_i}{L}, \quad \omega_3 = \frac{\sum_{i=1}^k \omega_3^i SEC_i}{SEC} \quad (6)$$

其中, m 、 n 、 k 分别表示 NSFR 测算要求中存款、信贷资产、非信贷资产的细分项目数量。 D_i 、 L_i 、 SEC_i 分别表示存款、信贷资产、非信贷资产项目中第 i 个细分项目, ω_1^i 、 ω_2^i 、 ω_3^i 分别表示该细分项目对应的折算因子。根据 NSFR 的测算要求(见表1), NSFR 折

算因子取值均应介于 0%—100%之间，权益资本 K 对应的折算因子为 100%。按照现行监管要求，商业银行的 $NSFR$ 水平应满足不低于 100%的最低监管要求，即：

$$NSFR = \frac{100\%K + \sum_{i=1}^m \omega_1^i D_i}{\sum_{i=1}^n \omega_2^i L_i + \sum_{i=1}^k \omega_3^i SEC_i} = \frac{K + \omega_1 D}{\omega_2 L + \omega_3 SEC} \geq 100\% \quad (7)$$

为简化计算，本文借鉴缺口概念将上述约束转化为线性约束：

$$K + \omega_1 D - \omega_2 L - \omega_3 SEC \geq 0 \quad (8)$$

由于流动性约束是对资产负债项目按照资金稳定性进行调整加权，该约束紧于资产负债表约束，因此在求解中我们仅需在约束（4）、约束（8）下求解利润函数最大化的一阶条件即可，将最优贷款规模对基准利率求导可得¹：

$$\frac{\partial L}{\partial r_b} = -\frac{b_1 \phi}{2} \left(1 + \frac{\theta \sigma^l - \omega_2}{\omega_3 - \theta \sigma^s} \right) < 0 \quad (9)$$

（9）式对结构参数 ω_2 、 ω_3 进一步求导可得：

$$\frac{\partial^2 L}{\partial r_b \partial \omega_2} = \frac{b_1 \phi}{2(\omega_3 - \theta \sigma^s)} > 0 \quad (10)$$

$$\frac{\partial^2 L}{\partial r_b \partial \omega_3} = -\frac{b_1 \phi (\omega_2 - \theta \sigma^l)}{2(\omega_3 - \theta \sigma^s)^2} < 0 \quad (11)$$

（三）模型含义与实证假设

1. 货币政策传导效率的衡量

由于基准利率由央行货币政策决定，因而模型中将基准利率作为货币政策松紧的代理变量。如（9）式所示，商业银行信贷规模与货币政策方向呈现反向关系，即 $\partial L / \partial r_b < 0$ 。一般来说，当基准利率上调、货币政策紧缩时，商业银行会收缩贷款规模；当基准利率下调、货币政策扩张时，商业银行会扩张信贷规模。进一步地，本文将商业银行信贷规模对于货币政策的反应敏感程度（ $\partial L / \partial r_b$ ）定义为货币政策信贷传导渠道的效率（简称“货币政策传导效率”），货币政策传导效率取决于 $\partial L / \partial r_b$ 绝对值的大小： $\partial L / \partial r_b$ 绝对值越大，货币政策传导效率越高。鉴于此，本文提出如下假设：

H1：货币政策的信贷传导渠道在我国显著存在。商业银行贷款规模会对基准利率变动作出负向反馈，即 $\partial L / \partial r_b < 0$ 。

2. 商业银行的资产结构调整行为与流动性管理

为了管理商业银行的长期流动性水平，商业银行可采取两种资产结构调整方式：第一种是传统资产结构调整方式，即信贷资产与非信贷资产之间的比例转换。根据 $NSFR$ 测算要求，由于非信贷资产的平均权重设定低于信贷资产，因而信贷资产转增非信贷资产的行为有助于提高银行长期流动性水平。第二种调整方式是在不改变信贷资产与非信贷资产比例的

¹ 由于我们假设贷款基准利率是存款基准利率的线性函数，故模型中基准利率统一用存款基准利率表示。囿于篇幅，本文省略了部分中间推导过程。如有兴趣，可向作者索取。

情况下，仅依靠调整信贷资产内部结构和非信贷资产内部结构，实现银行长期流动性水平的提升。在本文的模型设定下， ω_1 、 ω_2 、 ω_3 不仅与监管测算要求有关，也与银行的资产负债调整决策有关：由于存款规模与结构取决于存款需求，并不能完全由银行所控制，所以本文将 ω_1 设定为固定值；贷款总额中抵押类贷款、较为短期贷款所赋予的折算因子较低，因而当其占比增加时， ω_2 将相应下降；证券投资中现金及同业资产同样被赋予较低折算因子，因而当其占比增加时， ω_3 将相应下降。而 ω_2 、 ω_3 的下降，也有助于提升银行长期流动性水平。

本文的模型推导建立在信贷资产与非信贷资产比例稳定的前提假设之上，主要考虑到商业银行信贷与非信贷资产的比例受到银行自身业务经营特点与其他监管指标的约束，基于流动性管理目的进行信贷资产与非信贷资产之间的腾挪，调整成本相对较高，因此一般来说商业银行信贷资产占比相对稳定，表 3 中列示的我国三类商业银行的资产结构变化特征也印证了这一假设。因此，本文主要以第二种资产结构调整方式的影响为研究对象。

3. 商业银行资产结构调整行为对货币政策传导效率的影响

商业银行提高信贷资产中抵押类贷款或短期贷款的占比（导致 ω_2 下降），或提高非信贷资产中现金及存放同业款项的占比（导致 ω_3 下降），都将有利于商业银行提升净稳定资金比例水平。然而，这种资产结构调整行为将对货币政策传导效率产生不同的影响。由（10）、（11）式可知，商业银行调整信贷资产内部结构（ ω_2 下降）将会增强货币政策传导效率，而调整非信贷资产内部结构（ ω_3 下降）将会削弱货币政策传导效率。因此，货币政策传导效率取决于商业银行对资产调整行为的选择及调整力度。对此，本文提出如下假设：

H2a: 商业银行调整信贷资产内部结构会影响货币政策传导效率。商业银行调整信贷资产内部结构（ ω_2 下降）将会同时提升 NSFR 水平和货币政策传导效率。

H2b: 商业银行调整非信贷资产内部结构也会影响货币政策传导效率。商业银行调整非信贷资产内部结构（ ω_3 下降）在提升 NSFR 水平的同时，可能会降低货币政策传导效率。

商业银行的资产结构调整行为对货币政策传导效率产生不同影响，为我们提供了识别银行微观行为的实证思路：在信贷资产与非信贷资产比例稳定的前提下，若银行的流动性管理行为同时提高了 NSFR 水平和货币政策传导效率，则表明商业银行调整了信贷资产内部结构。反之，若该行为在提升 NSFR 水平的同时影响了货币政策传导效率，则表明商业银行更多地进行了非信贷资产内部结构的调整（作用机制如图 1 所示）。由此，本文提出如下假设：

H3: 商业银行的资产结构调整行为能够提高长期流动性水平，还可能会影响货币政策信贷渠道传导效率，其影响效果取决于信贷资产内部结构 ω_2 、非信贷资产内部结构 ω_3 对货币政策信贷渠道传导效率的相对作用大小。

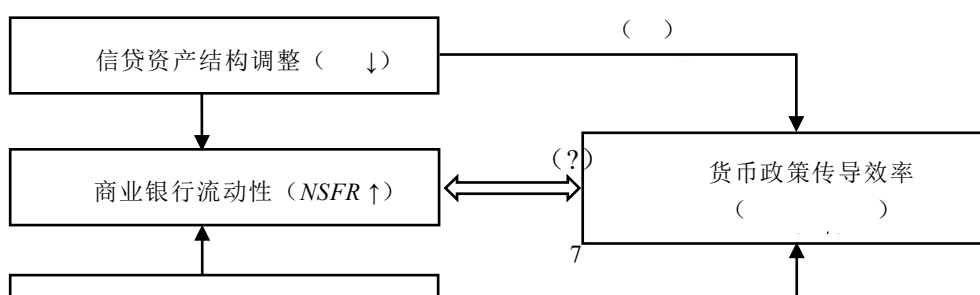


图 1 商业银行资产结构调整行为对银行流动性及货币政策传导效率的影响机制

基于以上理论分析，本文采用我国 50 家商业银行 2012 年第 1 季度—2018 年第 2 季度的非平衡面板数据对本文提出的相关假设进行实证检验，并进一步探究商业银行流动性管理行为与货币政策传导效率之间的关系，为宏观审慎监管与货币政策协调提供有益的切入点。

四、实证研究

（一）模型基本设定

综合考虑银行规模、流动性状况及资本充足状况等微观特征的影响，本文尝试建立动态面板模型研究商业银行流动性管理行为对货币政策信贷传导渠道的影响。为了识别商业银行在流动性管理中的资产结构调整行为，本文首先研究了商业银行长期流动性水平对货币政策传导效率的影响。借鉴 Kashyap and Stein(2000)、Giordana and Schumacher(2013)、曹廷求和朱博文（2013）的模型设定，本文将基准模型形式设定如下：

$$\begin{aligned} \ln(\text{LOAN}_{i,t}) = & \beta_0 + \beta_1 \ln(\text{LOAN}_{i,t-1}) + \beta_2 MP_t + \beta_3 \text{NSFR}_{i,t} + \beta_4 MP_t \times \text{NSFR}_{i,t} \\ & + \beta_5 \text{character}_{i,t} + \beta_6 \text{control}_t + v_i + u_{i,t} \\ v_i : & \text{IIN}(0, \sigma_v^2), \quad u_{i,t} : \text{IIN}(0, \sigma_u^2) \end{aligned} \quad (12)$$

其中， $\ln(\text{LOAN}_{i,t})$ 表示第 i 家银行第 t 期末贷款规模的对数值，考虑到银行贷款行为的持续性特征，本文在模型中加入了贷款规模的滞后项 $\ln(\text{LOAN}_{i,t-1})$ 及调整系数 β_1 ，该调整系数越大则表明银行跨期贷款规模变动越小，或表明长期稳定贷款占比较高。

MP_t 表示第 t 期的货币政策代理变量，与理论推导一致，本文在实证研究中选取央行贷款基准利率为货币政策代理变量，以银行间拆借利率、法定存款准备金率作为稳健性检验的替代变量，辅助检验价格型、数量型调控工具的传导效率。在基准模型设定下，货币政策传导效率为 $\partial L / \partial r_b = \beta_2 + \beta_4 \overline{\text{NSFR}}$ 。其中， $\overline{\text{NSFR}}$ 为 NSFR 的样本均值。若货币政策信贷传导渠道存在，那么货币政策传导效率预期符号应为负值，即 $\partial L / \partial r_b < 0$ 。

$\text{NSFR}_{i,t}$ 表示第 i 家银行第 t 期的净稳定资金比例水平，它不仅代表了商业银行长期流动性水平，也蕴含着商业银行对资产负债结构调整行为的信息。结合理论模型推导结果(10)、

(11) 式可以判断，若系数 $\beta_4 < 0$ 则表明商业银行提升流动性水平的行为提升了货币政策传导效率，此时可判断商业银行更多地采用优化信贷资产内部结构的方式进行流动性管理；反

之， $\beta_4 > 0$ 则表明商业银行主要采用调整非信贷资产内部结构的方式进行流动性管理。

此外，本文选取银行层面特征变量 $character_{it}$ 包括银行总资产规模的对数值 (TA)、资本充足率 (CAR)、短期流动性比率 ($SLIQ$)¹ 三大控制变量，以剔除其他银行异质性特征对实证结果的潜在影响；宏观经济层面的控制变量 $control_t$ 主要包括 GDP 季度增长率 (ΔGDP)、M2 季度增长率 ($\Delta M2$)，以减少需求端因素对银行贷款行为的影响。

(二) 变量设计与数据选择

由于 NSFR 在我国监管实践中的过渡期安排自 2012 年 1 月 1 日开始，到 2018 年 7 月 1 日 NSFR 正式列入监管指标，商业银行经历了较长的缓冲调整过程，也为我们的实证检验提供了良好的观察窗口。同时，由于 NSFR 监管要求仅适用于资产规模不小于 2000 亿元人民币的商业银行，因此本文在过渡期内选择 2017 年年末各商业银行的资产规模进行样本筛选，进一步剔除政策性银行、外资银行以及财报连续披露时间低于 3 年的银行样本后，得到 2012 年第 1 季度—2018 年第 2 季度我国 50 家商业银行的季度数据样本，其中包括 5 家国有大型商业银行²、10 家股份制商业银行以及 35 家城市商业银行。各商业银行财务报表数据来源于 BankFocus 数据库，宏观经济数据来源于 CSMAR 数据库。由于部分商业银行财报初始披露时间较晚且披露频率存在差异，因而所得到面板数据为非平衡面板数据类型。对于部分季度数据缺失的情况，统一采用线性插值法予以补充，以保证样本量以及时间上的连续性。

结合我国现行监管要求以及 King(2013)、Dietrich et al.(2014)所采用的资产负债分类方法，本文分别对 BankFocus 数据库中的对应项目进行识别和归纳，并据此计算各商业银行 NSFR 指标。具体计算项目及折算因子如表 1 所示。

表 1 NSFR 测算中所涉及的项目及相应的折算因子

I. 可用的稳定资金 (ASF)		
分类	BankFocus 数据库对应项目	折算因子
权益	总权益	100%
	优先股及作为负债的混合资本	100%
	优先股及作为权益的混合资本	100%
负债	长期资金总额	100%
	客户存款总额	90%
	回购和现金担保	50%
	其他负债	0%
II. 所需的稳定资金 (RSF)		
分类	BankFocus 数据库对应项目	折算因子
资产 (信贷资产)	抵押贷款	65%
	非抵押贷款	85%
	其他贷款	100%

¹ 短期流动性比率定义为现金及存放中央银行款项、存放同业和其它金融机构款项在总资产中的占比。

² 根据中国银保监会 2018 年底公布的银行业金融机构法人名单，国有大型商业银行还应包括中国邮政储蓄银行股份有限公司（即邮储银行）。由于数据缺失的问题，我们在实证分析的样本中并未包括邮储银行。

资产（非信贷资产）	现金及存放同业款项	0%
	证券投资	40%
	其他资产	100%
表外项目	担保与保证	5%
	承兑汇票和表外报告跟单信用证	5%
	信用承诺额度	5%
	其他或有负债	5%
III.净稳定资金比例（NSFR）		

$$NSFR = \frac{ASF}{RSF}$$

注：笔者根据国际清算银行《巴塞尔 III：净稳定资金比例》、银保监会《商业银行流动性风险管理办法》等文件对 BankFocus 数据库项目整理所得。

从描述性统计结果来看，50 家样本商业银行的 NSFR 均值达到 136.79%，高于监管设定 100% 的最低流动性监管要求。但是，在区分不同银行类型后不难发现，各类商业银行的流动性水平存在较为显著的差异。表 2 对不同类型商业银行的特征变量差异进行组间均值 t 检验。结果表明，国有大型商业银行在贷款规模、资产规模方面严格占优；国有大型商业银行的资本充足率与股份制商业银行相当，且两者均优于城市商业银行；国有大型商业银行和城市商业银行的短期流动性水平均优于股份制商业银行，而城市商业银行的净稳定资金比例水平则显著高于国有大型商业银行和股份制商业银行。其原因可能在于，城市商业银行的高流动性资产持有比例较高，而占用稳定资金较多的资产持有比例相对较低。

表 2 主要银行特征变量的描述性统计与组间均值检验

变量名称	样本量	均值	标准差	最大值	最小值	组间均值 t 检验		
						(1) - (2)	(2) - (3)	(1) - (3)
$\ln(LOAN)$	1140	26.6894	1.6022	22.5623	30.3414	1.8531***	2.0999***	3.9530***
NSFR	1168	1.3679	0.2055	0.1607	3.2798	0.0804***	-0.1886***	-0.1082***
CAR	1255	0.1257	0.0153	0.0700	0.2305	0.0023	0.0066***	0.0043***
TA	1079	27.7248	1.3360	26.0258	30.9380	1.6592***	1.8166***	3.4758***
SLIQ	1079	0.1762	0.0562	0.0770	0.4566	0.0299***	-0.0384***	-0.0085

注：(1) 表示国有大型银行，(2) 表示股份制银行，(3) 表示城市商业银行。*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平下显著（下同）。

表 3 展示了过渡期内我国三类样本商业银行的资产结构调整行为及变化特征。在近六年的过渡期内，商业银行的信贷资产与非信贷资产结构并没有显著变化（样本期间信贷资产比例的标准差较小），表明商业银行并未通过大幅度的传统资产结构调整手段进行流动性管理。同时，不同类型商业银行的资产结构调整行为具有明显的分化特征。具体来看，国有大型商业银行信贷资产内部结构发生了显著变化，抵押类贷款占比显著增加（对应 ω_2 下降），而股份制商业银行和城市商业银行则侧重于非信贷资产内部结构调整，具体表现为现金、存放同业款项及证券投资占比的显著提升（对应 ω_3 下降）。

表 3 2012 年—2017 年三类商业银行资产结构变化特征

项目		信贷资产比例	信贷资产内部结构	非信贷资产内部结构
大型 商业 银行	2012 年	52.51%	16.78%	90.76%
	2013 年	53.52%	18.23%	90.29%
	2014 年	54.23%	19.47%	92.30%
	2015 年	53.46%	21.60%	91.47%
	2016 年	53.00%	28.02%	93.54%
	2017 年	54.09%	30.08%	93.03%
	标准差	0.65%	5.45%	1.28%
股份 制 商业 银行	2012 年	48.80%	12.52%	75.09%
	2013 年	46.67%	11.34%	72.71%
	2014 年	46.10%	10.93%	80.09%
	2015 年	45.58%	11.47%	85.80%
	2016 年	46.36%	15.93%	94.31%
	2017 年	51.19%	16.73%	94.32%
	标准差	2.14%	2.53%	9.36%
城市 商业 银行	2012 年	44.28%	10.28%	81.21%
	2013 年	41.72%	8.28%	83.59%
	2014 年	41.00%	8.45%	88.62%
	2015 年	39.07%	8.07%	90.72%
	2016 年	37.70%	9.33%	94.95%
	2017 年	39.08%	10.76%	93.82%
	标准差	2.36%	1.12%	5.50%

注：“信贷资产比例”是指信贷资产与总资产比值。“信贷资产内部结构”是指抵押类贷款与总信贷资产比值，该数值升高对应 ω_2 下降。“非信贷资产内部结构”是指现金、存放同业款项及证券投资与总非信贷资产比值，该数值升高对应 ω_3 下降。

（三）实证检验结果与分析

考虑到面板的非平衡性、被解释变量滞后项的加入可能带来的内生性问题，本文采用一阶系统 GMM 进行参数拟合(Arellano and Bover, 1995; Blundell and Bond, 1998)，以保证参数估计的有效性。参数拟合结果如表 4 所示。

表 4 基准模型的参数估计及稳健性检验结果

解释变量	模型 (1)	模型 (2)	模型 (3)	模型 (4)
$L.ln(LOAN)$	0.6554*** (0.1229)	0.6674*** (0.1264)	0.6582*** (0.1244)	0.6591*** (0.1245)
$NSFR$	-0.0179 (0.0478)	-0.0054 (0.0490)	-0.0458 (0.0556)	0.0092 (0.0424)
MP	-113.1724*** (35.5578)	-169.8956*** (65.5751)	-43.3724*** (13.4703)	-103.2561*** (35.7624)
$NSFR \times MP$	81.4240*** (24.7140)	122.9064*** (47.6835)	31.3700*** (9.5544)	75.5442*** (26.1382)
ΔGDP	1.7041 (1.3863)	1.6451 (1.5265)	1.5935 (1.2928)	1.6967 (1.3929)
$\Delta M2$	-0.3598 (0.4136)	-0.2389 (0.4694)	-0.4649 (0.4369)	-0.2553 (0.4649)

<i>TA</i>	0.3621*** (0.1350)	0.3504** (0.1408)	0.3554*** (0.1361)	0.3607*** (0.1381)
<i>CAR</i>	2.6877** (1.0525)	2.9568*** (1.0318)	3.1549** (1.2623)	2.4024*** (0.8977)
<i>SLIQ</i>	0.3201* (0.1645)	0.1593 (0.2674)	0.2957* (0.1692)	0.0593 (0.2783)
<i>TA</i> × <i>MP</i>		1.1012 (1.9761)	-0.8978** (0.4423)	1.6669* (0.9927)
<i>CAR</i> × <i>MP</i>		412.1428 (976.4360)	255.9570 (220.3299)	-82.8255 (268.6257)
<i>SLIQ</i> × <i>MP</i>		-313.2035 (264.2068)	48.7502 (30.3277)	-241.9330* (135.7951)
常数项	-0.9788** (0.4938)	-0.9858* (0.5325)	-0.8520* (0.4799)	-1.0211* (0.5239)
观测数	1001	982	982	982
样本银行	50	50	50	50
Wald 统计量	164810.92***	197259.39***	161587.69***	180673.44***
AR(1)-p 值	0.049	0.052	0.032	0.034
AR(2)-p 值	0.440	0.558	0.191	0.246
Hansen 检验-p 值	0.999	0.999	0.999	0.998

注：基于一阶系统 GMM 的参数估计结果。括号内为按银行个体聚类稳健标准差。Arellano-Bond 检验中 AR(1) 的原假设为残差不存在一阶自相关, AR(2) 检验的原假设为残差不存在二阶自相关, Hansen 检验的原假设为所有工具变量有效。下同。

1. 基准模型及稳健性检验

模型（1）为不包含银行特征变量交互项的基准回归模型，初步检验了净稳定资金比例与货币政策传导效率的相关关系，通过计算得到货币政策传导效率为 $\partial L/\partial r_b = -1.79 < 0$ ，由此可验证假设 H1 成立，即在 NSFR 监管要求存在的条件下，货币政策信贷传导渠道仍然有效。模型（1）也表明，在控制银行层面特征变量、宏观经济变量后，NSFR 本身对银行贷款规模并没有显著影响，但商业银行的流动性管理行为可能对货币政策传导效率产生间接影响，这就验证了本文提出的假设 H3，也与 Giordana and Schumacher(2013)得到的结论类似。为了控制其他银行特征变量对货币政策传导过程的潜在影响，模型（2）考虑加入其他银行特征变量与货币政策的交互项，结果仍然与模型（1）一致。

NSFR 与货币政策变量的交互项系数显著为正，表明商业银行的微观行为在推升净稳定资金比例水平的同时，造成了货币政策传导效率的下降，结合前述理论推导结果(10)和(11)式，可以进一步识别商业银行管理长期流动性的行为主要体现在非信贷资产内部结构的调整上，而非优化信贷资产内部结构。这种行为可能与银行贷款期限结构及调整成本的权衡有关：由于贷款合约往往具有黏性，并不能随时灵活调整，因而信贷资产结构的调整成本相对较高。非信贷资产结构调整行为确实能够提高银行长期流动性水平，但其流动性管理目标相对短视，提升资金运用端的资产质量、减少稳定资金占用，才是流动性监管的应有之意。

为确保基准模型估计结果的有效性,本文从以下方面进行了模型的稳健性检验¹:第一,关于模型设定和工具变量有效性的 Hansen 检验、Arellano-Bond 检验和 Wald 联合检验均表明,工具变量选取有效,参数估计结果稳健。第二,模型(3)、模型(4)分别由 7 天银行间同业拆借利率(季度均值)、法定存款准备金率替代基准贷款利率作为货币政策的代理变量,对基准模型进行稳健性检验,估计结果仍然稳健。第三,为剔除其他银行特征变量对银行信贷行为的影响,本文尝试加入非利息收入比、总资产收益率、不良贷款率等变量作为控制变量,估计结果并未改变。第四,本文尝试采用已披露的 LCR、流动性比例等短期流动性指标替代原有 SLIQ 变量,对基准模型进行稳健性检验,估计结果仍然稳健。此外,本文也尝试构建双向固定效应模型,以缓解因遗漏变量而造成的内生性问题,结论并未发生改变。

2. 分组估计结果

为了进一步识别不同类型商业银行的流动性管理行为特征,本文仍然以 2012 年第 1 季度至 2018 年第 2 季度为时间窗口,分别按照 NSFR 水平高低和银行类别进行了分组估计,以便更清晰地了解商业银行的流动性管理行为与货币政策传导效率之间的内在联系。

首先,本文以 2012 年—2018 年商业银行每年度 NSFR 中位数作为筛选标准,将样本分为高 NSFR 组、低 NSFR 组。不同 NSFR 水平样本组的比较,一方面可以检验 NSFR 监管对商业银行经营管理的潜在影响,另一方面也有助于我们理解银行流动性管理的内在动机。

表 5 商业银行经营效率与稳定性指标的组间均值检验(按 NSFR 高低分组)

指标名称	高 NSFR 组	低 NSFR 组	均值差异	t 值
NSFR	1.5163	1.2159	0.3004***	33.86
资产收益率	0.0025	0.0024	0.0001***	2.98
资本收益率	0.0408	0.0393	0.0015**	2.33
不良贷款率	0.0117	0.0128	-0.0011***	-3.31
资本充足率	0.1277	0.1240	0.0037***	4.29
拨备覆盖率	3.0777	2.5820	0.4957***	3.11
存贷比	0.6019	0.7136	-0.1117***	-18.49

表 5 展示了高 NSFR 样本组和低 NSFR 样本组在经营效率与稳定性指标方面的差异。不难看出,具有较高 NSFR 水平的商业银行,无论是盈利能力还是流动性状况均显著优于低 NSFR 样本组,其资产质量也显著优于低 NSFR 样本组。这也意味着,流动性监管要求的落地实施,为商业银行降低经营风险、提升资产负债表稳健性奠定了良好基础。在此基础上,进一步探究商业银行的流动性管理行为更具实际意义。

其次,考虑到国有大型商业银行、股份制商业银行、城市商业银行三类商业银行的资产结构调整方式差异明显(如表 3 所示),本文还按照银行类别进行了分组估计。回归模型仍然沿用基准模型(2)的设定²。参数估计结果如表 6 所示。

¹ 囿于篇幅,本文仅展示了部分稳健性检验结果,其他结果未在文中列示,如有需要可向作者索取。

² 表 6 和表 7 中所有模型均控制了银行特征变量及其与货币政策交互项、宏观经济变量等控制变量,限于篇幅,控制变量参数估计结果未作汇报,如有需要,可向作者索取。

表 6 按 NSFR 高低和按银行类别的分组估计结果

解释变量	按 NSFR 高低		按银行类别		
	低 NSFR 组	高 NSFR 组	国有大型 商业银 行	股份制 商业银 行	城市 商业银 行
<i>L.ln(LOAN)</i>	0.2313** (0.1114)	0.6747*** (0.0604)	0.1393 (0.2816)	0.9782*** (0.0171)	0.6908*** (0.0524)
<i>NSFR</i>	-0.0851 (0.0749)	-0.0537 (0.1368)	-0.0011 (0.0634)	0.0955 (0.0634)	-0.0468 (0.0750)
<i>MP</i>	-251.5588** (110.0909)	-51.6799 (65.9295)	-12.2718 (24.8752)	113.1216*** (42.5497)	-208.3677*** (73.5439)
<i>NSFR×MP</i>	168.3357** (74.1481)	36.5091 (51.7512)	2.3303 (17.5335)	87.3853*** (29.8837)	150.4458*** (51.1659)
常数项	-2.6170*** (0.7769)	-0.9311*** (0.2312)	0.7080 (0.4345)	-0.0305 (1.3810)	0.0815 (1.0658)
观测数	442	520	130	252	600
样本银行	48	41	5	10	35
Wald 统计量	21786.37***	77838.60***	63.08***	359.04***	14706.68***
AR(1)-p 值	0.003	0.038	0.082	0.034	0.086
AR(2)-p 值	0.782	0.118	0.127	0.199	0.771
Hansen 检验-p 值	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000

对不同 NSFR 水平的分组估计结果表明，低 NSFR 样本银行的流动性水平与货币政策传导效率之间存在显著的正向关系，这也意味着处于低 NSFR 样本组的银行更倾向于调整非信贷资产内部结构进行流动性管理，而 NSFR 较高的银行则没有表现出明显的资产结构调整行为。对不同类型商业银行的分组估计结果表明，在股份制商业银行和城市商业银行两个样本组中，商业银行的流动性管理行为降低了货币政策信贷传导效率，因而可识别出股份制商业银行和城市商业银行的流动性管理方式以调整非信贷资产内部结构为主，且调整力度大于信贷资产内部结构调整，这也与表 3 所示的经验事实相符。相比之下，国有大型商业银行的流动性管理行为更为平衡，兼顾了非信贷资产的结构调整与信贷资产的优化配置，并未对货币政策传导效率造成显著影响。

3. 对资产结构调整行为的进一步讨论

在对商业银行流动性管理行为进行识别和分析后，本文进一步对理论模型中提及的两种资产内部结构调整行为进行实证检验。我们仍采用基准模型（2）的设定，验证两种资产内部结构调整方式对货币政策传导效率的可能影响，进而佐证本文的银行行为识别策略是有效的。这里所采用的信贷资产内部结构 ω_2 和非信贷资产内部结构 ω_3 数据依照公式（6）计算得到。模型（5）—模型（7）分别将原有的 NSFR 变量替换为不同资产内部结构变量，以检验资产内部结构调整行为与货币政策传导效率的内在作用机制。参数估计结果如表 7 所示。

表 7 关于商业银行资产结构调整行为的参数估计结果

解释变量	模型（5）	模型（6）	模型（7）
------	-------	-------	-------

$L.ln(LOAN)$	0.7684*** (0.1261)	0.7110*** (0.1035)	0.7652*** (0.1262)
MP	-734.8821*** (281.6333)	99.5607* (54.4081)	-1,061.8939*** (348.1443)
ω_2	0.3955 (0.5411)		0.5339 (0.5831)
ω_3		-0.1996*** (0.0741)	-0.1350*** (0.0492)
$\omega_2 \times MP$	796.2475** (309.8653)		1,264.5979*** (385.2559)
$\omega_3 \times MP$		-130.7687** (65.9201)	-129.4092*** (32.0267)
常数项	-0.9039* (0.4796)	-0.5622 (0.4901)	-0.8557* (0.4998)
观测数	962	962	962
样本银行	50	50	50
Wald 统计量	348309.97***	196316.20***	393014.12***
AR(1)-p 值	0.013	0.010	0.013
AR(2)-p 值	0.315	0.847	0.438
Hansen 检验-p 值	1.000	1.000	1.000

从实证结果来看，商业银行调整信贷资产内部结构和调整非信贷资产结构都会有效地提升长期流动性水平，且两种资产结构调整行为都会对货币政策传导效率产生影响，但两者的作用方向不同。不论是单独考察单一调整方式，亦或是同时纳入两种内部结构调整方式，其作用效果均保持稳健，这也验证了本文提出的假设 H2a 和 H2b。具体来看，调减 ω_2 意味着商业银行加大抵押贷款及较长期贷款在信贷资产中的比重，这种调整方式一方面反映了银行对信贷资产结构的优化和风险控制，另一方面也有助于传递货币政策意图，因而调整信贷资产内部结构有助于实现提升银行长期流动性水平与货币政策有效传导的“双赢”局面。而调减 ω_3 与货币政策导向关联度较低，仅仅作为银行提高流动性水平的短期方法之一，并不能实质性地提高商业银行资产负债表的稳健程度。

五、结论与建议

本文探讨了商业银行为满足宏观审慎监管要求而进行的流动性管理中的微观行为对货币政策信贷渠道产生影响及其作用机制。我们借鉴 NSFR 指标的设计理念，将影响 NSFR 的结构因素纳入理论模型，推导出商业银行的两种流动性管理行为对货币政策传导效率的潜在影响。在此基础上，本文借助 NSFR 过渡期的时间窗口，采用我国 50 家商业银行 2012 年第 1 季度—2018 年第 2 季度的面板数据对该影响进行了实证检验。结果表明：第一，流动性监管要求试运行以来，商业银行的经营效率与稳定性有所增强，且货币政策信贷传导渠道仍然有效。第二，商业银行流动性管理中的资产结构调整行为会对货币政策传导效率造成影响。商业银行信贷资产结构的优化，在提升 NSFR 水平的同时能够显著提高货币政策传导效率，有助于实现流动性监管与货币政策传导的“双赢”目标。第三，部分 NSFR 较低的股份

制商业银行和城市商业银行采用非信贷资产结构调整方式提升流动性水平，这种资产结构调整行为着眼于短期目标，可能会降低货币政策传导效率。

鉴于此，本文提出以下政策建议：第一，充分发挥宏观审慎监管框架下流动性监管的积极作用。流动性监管的引入有助于商业银行形成稳健的资产负债结构，在提升商业银行经营效率与稳定性的同时，也为货币政策的信贷传导提供支持。第二，监管部门应关注并合理引导商业银行践行有效的流动性管理模式，保障货币政策信贷渠道的传导效果。优化商业银行信贷资产结构、提升稳定资金运用的质效是商业银行提升长期流动性水平的有效方式，也是流动性监管的应有之意。监管部门应关注商业银行流动性管理行为，避免商业银行由于“短视”的流动性管理目标对货币政策传导效率造成无谓的外部性影响。第三，商业银行也应积极调整资产负债结构，资产端应重视信贷资产内部结构管理，如增加抵押类贷款占比、优化贷款期限等，负债端应更加注重稳定融资渠道的维护与使用，降低对特定融资渠道的依赖度，从而有效控制商业银行期限转换中存在的风险，提升银行经营的稳健性与安全性。

参考文献

- [1] 曹廷求和朱博文, 2013,《银行治理影响货币政策传导的信贷渠道吗?——来自中国银行业的证据》,《金融研究》第1期,第107~121页。
- [2] [2] 黄益平、曹裕静、陶坤玉和余昌华, 2019,《货币政策与宏观审慎政策共同支持宏观经济稳定》,《金融研究》第12期,第70~91页。
- [3] [3] 李明辉、刘莉亚和黄叶茱, 2016,《巴塞尔协议 III 净稳定融资比率对商业银行的影响——来自中国银行业的证据》,《国际金融研究》第3期,第51~49页。
- [4] [4] 刘书祥和吴昊天, 2013,《货币政策冲击与银行信贷行为的差异——基于银行信贷渠道理论的一种解释》,《宏观经济研究》第9期,第46~56页。
- [5] [5] 马骏和何晓贝, 2019,《货币政策与宏观审慎政策的协调》,《金融研究》第12期,第58~69页。
- [6] [6] 马勇, 2019,《“双支柱”调控框架的理论与经验基础》,《金融研究》第12期,第18~37页。
- [7] [7] 庞晓波和钱锬, 2018,《货币政策、流动性监管与银行风险承担》,《金融论坛》第1期,第27~38页。
- [8] [8] 王爱俭和王璟怡, 2014,《宏观审慎政策效应及其与货币政策关系研究》,《经济研究》第4期,第17~31页。
- [9] [9] 王信和贾彦东, 2019,《货币政策和宏观审慎政策的关联及启示——基于英格兰银行的经验》,《金融研究》第12期,第38~57页。
- [10] [10] 徐明东和陈学彬, 2011,《中国微观银行特征与银行贷款渠道检验》,《管理世界》第5期,第24~38页。
- [11] [11] 周英章和蒋振声, 2002,《货币渠道、信用渠道与货币政策有效性的实证分析》,《金融研究》第9期,第34~43页。
- [12] [12] Arellano, M. and O. Bover. 1995. “Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-components Models” *Journal of Econometrics*, 68(1): 29~51.
- [13] [13] Banerjee, R. N. and H. Mio. 2018. “The Impact of Liquidity Regulation on Banks” *Journal of Financial Intermediation*, 35: 30~44.
- [14] [14] Bernanke, B. S. and A. S. Blinder. 1992. “The Federal Funds Rate and the Transmission of Monetary Policy” *American Economic Review*, 82(4): 901~921.
- [15] [15] Bernanke, B. S. and A. S. Blinder. 1988. “Credit, Money, and Aggregate Demand” NBER Working Paper, No. 2534.
- [16] [16] Bernanke, B. S. and M. Gertler. 1995. “Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission” *Journal of Economic Perspectives*, 9(4): 27~48.
- [17] [17] Blundell, R. and S. Bond. 1998. “Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models” *Journal of Econometrics*, 87(1): 115~143.
- [18] [18] Bonner, C. and S. C. Eijffinger. 2016. “The Impact of Liquidity Regulation on Bank Intermediation” *Review of Finance*, 20(5): 1945~1979.
- [19] [19] Dietrich, A., K. Hess and G. Wanzenried. 2014. “The Good and Bad News about the New Liquidity Rules of Basel III in Western European Countries” *Journal of Banking & Finance*, 44: 13~25.
- [20] [20] Disyatat, P. 2011. “The Bank Lending Channel Revisited” *Journal of Money, Credit and Banking*, 43(4): 711~734.
- [21] [21] Ehrmann, M., L. Gambacorta, J. Martínez-Pagés, P. Sevestre and A. Worms. 2001. “Financial Systems and the Role of Banks in Monetary Policy Transmission in the Euro Area” ECB Working Paper, No. 105.
- [22] [22] Gambacorta, L. 2005. “Inside the Bank Lending Channel” *European Economic Review*, 49(7): 1737~1759.

- [23] [23] Giordana, G. A. and I. Schumacher, 2013, "Bank Liquidity Risk and Monetary Policy. Empirical Evidence on the Impact of Basel III Liquidity Standards" *International Review of Applied Economics*, 27(5): 633~655.
- [24] [24] Kashyap, A. K. and J. C. Stein. 1995. "The Impact of Monetary Policy on Bank Balance Sheets" *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 42: 151~195.
- [25] [25] Kashyap, A. K. and J. C. Stein. 2000. "What Do a Million Observations on Banks Say about the Transmission of Monetary Policy" *American Economic Review*, 90(3): 407~428.
- [26] [26] King, M. R. 2013. "The Basel III Net Stable Funding Ratio and Bank Net Interest Margins" *Journal of Banking & Finance*, 37(11): 4144~4156.
- [27] [27] Kishan, R. P. and T. P. Opiela. 2000. "Bank Size, Bank Capital, and the Bank Lending Channel" *Journal of Money, Credit and Banking*, 32(1): 121~141.
- [28] [28] Mishkin, F. S. 1995. "Symposium on the Monetary Transmission Mechanism" *Journal of Economic Perspectives*, 9(4): 3~10.
- [29] [29] Peek, J. and E. S. Rosengren. 1995. "Bank Lending and the Transmission of Monetary Policy" *Conference Series-Federal Reserve Bank of Boston*, 39: 47~68.
- [30] [30] Woodford, M. 2010. "Financial Intermediation and Macroeconomic Analysis" *Journal of Economic Perspectives*, 24(4): 21~44.

Macro-prudential Regulation and Monetary Policy

Coordination: Evidence from Bank Liquidity Management

Luo Yu Zhang Yi Zhu Wenyu

Abstract: Since the 2007-08 financial crisis, central banks and regulatory authorities have been focusing on macroprudential regulatory frameworks to ensure financial stability and to prevent systematic risks. While macroprudential policy and monetary policy tools are complementary in general, the coordination between the two remains an important research question. While there are several studies on the capital regulation from countercyclical buffer perspective, little attention has been paid to the liquidity regulation in the macroprudential regulatory framework.

Starting from 2012, China Banking and Insurance Regulatory Commission (CBIRC) has introduced the Basel III liquidity regulatory framework and set up a five-year plan for implementation. How did commercial banks response to the liquidity regulations during the transition period? Did their liquidity adjustment affect the transmission effectiveness of monetary policy? By answering these questions, we will have a better understanding of the interactions between macroprudential policy and monetary policy.

From both theoretical and empirical perspectives, our paper sheds light on the impact of bank liquidity adjustment behavior in responses to the liquidity regulation on bank lending and monetary policy transmission,

Theoretically, we extend a simple bank asset and liability management model to capture the effect of banks' asset adjustment behavior. We model a bank's profit maximization problem with (1) balance sheet constraint, (2) capital adequacy ratio constraint, and (3) liquidity constraint under the Basel III liquidity regulation (i.e., net stable funding ratio (NSFR)). Our model predicts that the bank lending channel still exists even after the introduction of NSFR requirement. Our model also shows that different asset adjustments, namely loan adjustment and non-loan asset adjustment, have different impact on the effectiveness of monetary policy transmission.

Using a quarterly sample of 50 major commercial banks in China from 2012Q1 to 2018Q2 (which is exactly the transition period of Basel III implementation in China), we empirically test our theoretical predictions regarding the effectiveness of monetary policy transmission. Specifically, we construct a panel data set and use the first-order system-GMM to estimate the models. Our empirical results show that the effectiveness of monetary policy transmission will be improved when banks increase their long-term liquidity level by adjusting their loan structure. However, the adjustment of non-loan assets may negatively affect the transmission efficiency of monetary policy, which is consistent with our theoretical predictions. For banks with different ownership types, we find that joint-stock commercial banks and city commercial banks with lower level of NSFR tend to adjust non-loan assets to improve their liquidity, which may adversely affect the effectiveness of monetary policy transmission.

Our results also have some policy implications. First, we suggest that the regulatory authorities should closely monitor the asset adjustment behavior of commercial banks brought about by the

macro-prudential regulation, which may impose positive or negative effects on the effectiveness of monetary policy transmission. In addition, we recommend that commercial banks should improve their liquidity for the NSFR requirement by adjusting their asset and liability structure (such as optimizing loan structure and expanding stable financing channels).

This paper contributes to the literature in the following three ways. Firstly, this paper looks at the interactions between bank liquidity management and the monetary policy transmission with both a theoretical framework and empirical evidence. Secondly, this paper constructs a novel measure of NSFR to capture banks' liquidity management. Our identification strategy is helpful for future researchers to understand the potential impact of the liquidity regulation and macroprudential policy in general. Finally, this paper expands related literature on the credit channel of monetary policy transmission, which plays an important role in China's monetary policy practice.

However, our paper is subject to some limitations in terms of data availability and data quality, especially for the construction of different liquidity measures. In general, how banks respond to different macroprudential policies, and the unintended consequences of their behavior are important questions that need further exploration. For future research in this area, we will study the mechanism through which macroprudential policy may affect commercial banks' behavior, and unveil the "black box" of the credit channel of monetary policy transmission.

Keywords: Macroprudential Regulation; Net Stable Funding Ratio; Monetary Policy Transmission; Bank Lending Channel



中国人民大学国际货币研究所
INTERNATIONAL MONETARY INSTITUTE OF RUC

地址：北京市海淀区中关村大街 59 号文化大厦 605 室，100872 电话：010-62516755 邮箱：imi@ruc.edu.cn