

金融科技、货币政策与商业银行流动性创造

文章所属专业委员会领域：金融经济

摘要：基于中国银行业数据，本文以银行流动性创造为研究视角，考察了金融科技如何影响货币政策对银行流动性创造的调控作用。研究表明：适度宽松的价格型、数量型货币政策都能提高银行流动性创造。金融科技可借由银行资产端、负债端、权益端三种渠道来弱化货币政策对银行流动性创造的调控作用，这一冲击在高资产规模、低资本充足率、高风险的银行中会更大。本文为发挥货币政策宏观调控银行流动性创造的主导地位提供了微观证据。

关键词：金融科技；价格型货币政策；数量型货币政策；商业银行流动性创造

JEL： G21； E52； G29

Abstract: Based on Chinese banking data, this paper examines how Fintech affects the regulatory effect of monetary policy on banks' liquidity creation. Studying shows that both moderately easing price-based and quantitative monetary policies can enhance banks' liquidity creation. Fintech can weaken the regulatory effect of monetary policy on the banks' liquidity creation through three channels: the asset side, liability side, and equity side of banks. This impact will be greater among banks with high asset scale, low capital adequacy ratio and high risk. This paper provides micro evidence for the dominant role of monetary policy in macro-regulating banks' liquidity creation.

Keywords: FinTech; price-based monetary policy; quantitative monetary policy; commercial banks' liquidity creation

一、引言

作为金融服务实体经济的重要方式,商业银行的流动性创造职能对优化实体经济资源配置、维持实体经济繁荣稳定等具有极其重要的贡献(郭晔等,2018;邓伟等,2022),商业银行的流动性创造水平也反映了银行业为我国实体经济的输血能力。目前,许多国家正逐步将商业银行的流动性创造作为本国货币当局的动态监管指标(Berger and Bouwman, 2017; Kapoor and Peia, 2021)。

在党的二十大会议中,报告针对国内新发展格局做了重要部署,明确强调要“建设现代中央银行制度”^①、“坚持把发展经济的着力点放在实体经济上”。在“健全货币政策调控机制”要求下^②,中央银行的货币政策对商业银行流动性创造具有极其重要的引导和调控作用。这种作用主要表现在以价格型、数量型工具为调控手段的货币政策,可借由商业银行的资产负债业务(Kashyap et al., 2002)、风险承担(邓向荣和张嘉明,2018;马勇和姚驰,2021)等渠道对商业银行流动性创造产生影响。

然而在近年来,大数据、互联网、区块链等创新技术与金融服务业逐渐融合为金融科技(李苍舒和沈艳,2019;唐松等,2020),其对金融市场、金融机构以及金融服务方式产生了不可忽视的影响(黄益平和黄卓,2018)。在金融科技蓬勃发展的背景下,不少学者也探讨了其与央行货币政策(刘澜飏等,2016;战明华等,2020;宋清华等,2021)、商业银行(战明华等,2018;邱晗等,2018;Boot et al., 2021)的关系。

那么,在二十大所强调的建设现代中央银行制度指引下,货币政策调控商业银行流动性创造的主导性作用是否会受到金融科技的冲击呢?如果受到了冲击,到底是正向冲击还是负面冲击?不同微观特征的商业银行受到金融科技的冲击是否具有异质性?金融科技通过哪些渠道对货币政策调控商业银行流动性创造产生影响?以上问题,是金融科技快速发展的背景下货币当局以及商业银行研究领域的重要课题,同时也对强化货币政策宏观调控的主导地位、发挥商业银行流动性创造职能与服务实体经济的能力,具有非常重要的理论价值和现实意义。

本文的边际贡献有以下几个方面:(1)与现有文献对金融科技影响货币政策有效性的研究不同,本文是以商业银行流动性创造为研究视角的,从价格型、数量型货币政策对银行流动性创造调控的主导性地位出发来尝试厘清金融科技与货币政策调控银行流动性创造的内在联系,以寻求金融科技对传统货币政策调控银行流动性创造这一冲击的应对方法。在实际做法当中,本文将金融科技、货币政策与商业银行的流动性创造置于同一框架进行数理与实证分析,为货币当局、商业银行应对金融科技冲击,发挥货币政策宏观调控银行流动性创造的主导地位提供了直接依据和经验启示。(2)本文通过构建数理模型分析了金融科技发展前后阶段对传统货币政策调控商业银行流动性创造的影响机理,主要是从价格型货币政策与数量型货币政策来分别讨论。并且在实证中本文检验了在银行不同的微观特征下金融科技对货币政策调控商业银行流动性创造的异质性影响。(3)在机制检验中,本文提出了金融科技可能会通过商业银行资产端、负债端和权益端三种渠道来对货币政策调控银行流动性创造产生冲击,在实证中本文也进行了有关验证。

二、文献综述

(一) 货币政策与商业银行流动性创造

自 Berger and Bouwman (2009) 提出全新的流动性创造测算方法以来,商业银行流动性

^① 2022年10月22日,习近平总书记代表第十九届中央委员会向党的二十大所作的报告。下同。

^② 易纲在《党的二十大报告辅导读本》中发表署名文章《建设现代中央银行制度》。

创造对于宏观货币政策调控具有了全新意义,目前不少国家将商业银行流动性创造纳入其货币当局的监管指标 (Berger and Bouwman, 2017; Kapoor and Peia, 2021)。在货币政策与商业银行流动性创造的研究中,不少学者对货币政策影响流动性创造可能存在的影响机制展开了讨论,也有一些学者基于实证模型检验了两者的关系。

目前,货币政策作用于商业银行的流动性创造职能可能存在两类影响机制。一是商业银行的信贷渠道。在假定债券与贷款非完全替代的情况下, Bernanke and Blinder (1988) 在传统 IS-LM 模型上引入了 CC 曲线,表明货币政策通过调节 LM 与 CC 曲线,可对银行信贷产出总值进行调控,总产出的变动也随即反映至商业银行的流动性创造水平上,说明货币政策可通过信贷渠道对商业银行流动性创造进行调控。Kashyap et al. (1993) 通过实证研究发现,企业的外部融资结构可受货币政策的影响,在货币政策紧缩时,企业就会发行更多的商业票据,以此减少了银行贷款融资需求,从而弱化了商业银行的信贷功能,使商业银行流动性创造职能受损,这也证明了货币政策在商业银行信贷渠道的影响机制 (Berger and Bouwman, 2009)。二是商业银行的风险传导渠道。从 2008 年金融危机后,众多学者开始注重商业银行风险这一传导渠道, Borio and Zhu (2012) 强调,现行的宏观经济研究范式与模型很少对风险这一概念引起足够的重视。在宏观审慎监管背景下,货币政策的风险传导渠道可以通过改变商业银行的风险偏好,对其流动性创造水平进行调控。与货币政策的信贷渠道相比,货币政策的风险传导渠道的影响机制较为间接,基于风险传导机制, Dell’Ariccia et al. (2010) 构建的 DLM 模型从理论上做出了重要贡献,他们通过研究资本外生与内生、完全竞争市场与垄断无弹性贷款市场等不同条件下货币政策对商业银行风险的影响机制,从理论上推演了货币政策对商业银行风险偏好的影响。在这一重要基础上,邓向荣和张嘉明 (2018) 将商业银行流动性创造引入至 DLM 模型,系统地分析了货币政策通过风险渠道影响流动性创造的影响机制。

关于二者关系的实证检验, Freixa et al. (2010) 表明在银行业出现流动性危机时,货币政策应当降低市场利率以此减少银行业的挤兑风险,这说明宽松的货币政策能够有效促进商业银行的流动性创造。而 Berger and Bouwman (2017) 通过对美国银行业数据进行实证研究,发现经济处于正常时期时宽松货币政策增加了小型银行的表内流动性创造;而处于危机时期的货币政策对所有银行流动性创造都没有显著影响。除了美国的商业银行, Dang (2022) 实证检验发现越南地区的商业银行流动性创造行为具有反周期性,在货币扩张的情况下往往商业银行的流动性创造较少,这与 Berger and Bouwman (2017) 的研究形成了鲜明对比。另外 Kapoor and Peia (2021) 发现美国的非常规性货币政策(如“大规模资产购买计划”LSAP)对美国的银行流动性创造影响并不强烈。Chatterjee (2018) 基于美国经济衰退视角,发现在经济衰退后扩张性的货币政策实施较晚,无法通过银行流动性创造渠道对经济产生真正的影响。Toh et al. (2018) 运用马来西亚商业银行数据研究发现,货币政策紧缩主要通过提高银行融资成本和减少客户的贷款可获得性来阻碍商业银行流动性创造职能。关于中国商业银行流动性创造的研究,李明辉等 (2014) 对 1998-2012 年中国银行业数据展开了研究,他们表明在紧缩的货币政策背景下银行业表内的流动性创造会降低,但表外流动性创造却提高了。而整体上看,表现为商业银行流动性创造降低。王周伟和王衡 (2016) 发现相对宽松的货币政策环境可以促进银行业提高流动性创造,不过这种影响存在一定的时滞性。Tang et al. (2021) 认为,随着货币政策宽松与利率市场化改革的推进,中国的商业银行流动性创造表现出显著的顺周期性,并且区域银行流动性创造的顺周期性更加显著。郭晔等 (2018) 通过构建商业银行同业流动性创造、非同业流动性创造指标,发现在宽松货币政策背景下非同业流动性创造增速提高,但商业银行同业流动性创造增速却降低了。关于借贷便利类货币政策工具,邓伟等 (2022) 的研究表明央行的借贷便利工具可通过担保品渠道、同业融资渠道提升商业银行流动性创造能力。

（二）金融科技与货币政策实施的有效性

在国际层面，国际货币基金组织（IMF）负责协调国际货币的交易，以协调全球经济政策。然而在缺乏政治与法律监管长效机制的情况下，诸如比特币等数字货币，由于未得到一国政府的正式支持，并且也不受 IMF 指导方针的约束，其很有可能对货币政策形成不利冲击，并且可能导致全球范围的货币市场动荡，甚至会导致经济危机（Plassaras, 2013）。在加拿大地区，Fung et al.（2014）对电子货币展开了深入讨论，他们发现电子货币能够影响零售支付系统，降低当地的纸币需求，进而影响到央行的铸币税收入；同时电子货币通过削减央行的清算余额，对央行货币政策的实施效果产生了影响。随着金融科技的不断发展，其将对货币政策的传导、执行产生显著影响，银行贷款的重要性也会随之降低（例如被非银行或 P2P 贷款所取代），银行业务对于货币政策传导的重要性也随之降低（Boot et al., 2021）。也有学者对货币流通速度和货币乘数方面展开了研究，但他们却发现金融科技对货币流通速度以及货币乘数没有太大的影响（Mumtaz and Smith, 2020）。在央行数字货币（CBDC）体系建设方面，Thakor（2020）认为中央银行不太可能很快用加密货币取代现有的法定货币体系，原因在于加密货币有被黑客攻击的风险，也有可能被用于贩毒和其他非法活动。

对于中国的货币政策，周光友和张逸佳（2018）认为由于电子货币的替代影响，现金漏损率在短期内持续降低，因此在长期中央行对货币乘数的控制难度会加大，同时电子货币也削弱了央行通过再贴现、再贷款、公开市场操作等方式进行市场调控的有效性。谢平和石午光（2016）研究表明，在金融科技持续冲击下金融产品将会持续走向货币化，导致货币需求变得不稳定与不可测，货币供给将不仅由外生的货币当局决定，会变得更具有内生性。战明华等（2018）认为，货币政策发挥信贷渠道的作用程度与市场金融摩擦正相关，而金融科技有效缓解了金融摩擦，因此弱化了货币政策调控信贷渠道的有效性。刘澜飏等（2016）通过构建利率市场化下微观银行学框架，从理论和实证层面上，揭示了金融科技能够增强价格型货币政策的有效性，而对于数量型货币政策，金融科技在增加 M1 供应量的波动性的同时，提高了 M2 供应量。宋清华等（2021）研究表明，金融科技能够提升利率等价格型工具的货币政策效果，但却削弱了法定存款准备金、公开市场操作等数量型货币政策工具调节货币供应量的作用。喻微锋和郑建峡（2022）发现互联网金融弱化了央行货币政策对商业银行风险承担的调控机制。战明华等（2020）利用条件脉冲响应 IVAR 模型发现数字金融放大了工业产出关于货币政策的脉冲响应幅度，提高了货币政策的效果。而与之不同的是，何剑和魏涛（2022）通过研究企业投资行为，发现数字金融通过弱化企业对银行的贷款需求以及降低企业债务融资成本削弱了货币政策有效性。

现有文献为本文的研究提供了良好的基础，但仔细分析，目前的研究至少有三个方面尚待完善：第一，在研究视角上，现有文献仅研究了货币政策对商业银行流动性创造的影响，或者仅研究了金融科技对货币政策有效性的影响，但还未有文献将三者结合起来进行研究和论证。第二，货币政策对商业银行流动性创造的调控作用已有文献进行了研究，然而在金融科技迅速发展的背景下，货币政策调控商业银行流动性创造是否受到金融科技的显著冲击以及冲击的方向如何，需要进一步厘清。另外，还未有文献研究在商业银行的微观特征差异下，金融科技是否对货币政策调控商业银行流动性创造具有异质影响。第三，关于金融科技通过哪些渠道对货币政策调控商业银行流动性创造产生影响，还需进一步深入研究和检验。鉴于此，本文在现有研究文献基础上通过构建数理模型进行分析，并基于 2007-2021 年 190 家我国商业银行非平衡面板数据，采用系统 GMM 估计方法在统一的框架内系统研究了以上问题。

三、理论模型

（一）未引入金融科技前货币政策对商业银行流动性创造的影响

1. 模型假定

未引入金融科技前，为研究货币政策对商业银行流动性创造的影响，本文根据 Freixas and Rochet（2008）提出的微观银行学理论框架，以及货币政策（王周伟和王衡，2016；吕思聪，2018）对商业银行流动性创造的研究，在此基础上加以拓展和改进。模型的假定前提如下：

首先，本文模型为静态比较分析，假定不考虑跨期经营，商业银行的利润留存全部用于股利分红。其次，借鉴王周伟和王衡（2016）、吕思聪（2018）的做法，为简化模型，假设商业银行的资产有且仅有四种类型——债券（ B ）、贷款（ L ）、同业净资产（ M ）以及准备金（ R ），负债与权益分别有——吸收存款（ D ）以及权益资本（ K ）。再次，银行存款利率为（ r_d ），事前贷款利率为（ r_l ），同业净资产的利率设为（ r_m ），根据权益资本需要向股东提供补偿收益，假设股东权益回报率为（ r_k ）。关于银行持有债券，根据中国银行间债券交易实际数据，商业银行持有债券主要为政策性银行债及政府债券，因此本文认为债券收益率（ r_b ）为外生变量，不作为本文研究对象。另外假定商业银行不持有超额准备金，且准备金不付息。最后，将商业银行收回贷款的比例记为 q 。

2. 基础模型——商业银行层面

由上述假定可知单个银行的资产负债表恒等式为：

$$B_i + L_i + R_i + M_i = D_i + K_i \quad (1)$$

可以改写成：

$$B_i = (1-e)D_i + K_i - M_i - L_i \quad (2)$$

其中 e 为法定存款准备金率。根据银行的利润最大化决策，单个银行的利润决策如下：

$$\pi_i = \text{Max} \{ r_b B_i + q r_l L_i + r_m M_i - r_d D_i - r_k K_i - C_i^{BANK} \} \quad (3)$$

以上， r_m 为市场拆借利率， C_i^{BANK} 为商业银行的经营管理成本，将式（2）代入式（3）：

$$\pi_i = \text{Max} \{ r_b [(1-e)D_i + K_i - M_i - L_i] + q r_l L_i + r_m M_i - r_d D_i - r_k K_i - C_i^{BANK} \} \quad (4)$$

分别对 L_i 、 D_i 、 M_i 、 K_i 求一阶导数，得到一阶最优条件方程：

$$\frac{\partial \pi_i}{\partial L_i} = -r_b + q r_l - \frac{\partial C_i^{BANK}}{\partial L_i} = 0 \quad (5)$$

$$\frac{\partial \pi_i}{\partial D_i} = r_b (1-e) - r_d - \frac{\partial C_i^{BANK}}{\partial D_i} = 0 \quad (6)$$

$$\frac{\partial \pi_i}{\partial M_i} = -r_b + r_m - \frac{\partial C_i^{BANK}}{\partial M_i} = 0 \quad (7)$$

$$\frac{\partial \pi_i}{\partial K_i} = r_b - r_k - \frac{\partial C_i^{BANK}}{\partial K_i} = 0 \quad (8)$$

借鉴 Feyzioglu et al.（2009）、王周伟和王衡（2016）、刘澜飏等（2016）的分析方法，假设 C_i^{BANK} 可以拆解成关于贷款（ L ）、存款（ D ）、同业净资产（ M ）以及资本（ K ）相互独立的二次凸性方程，分解如下：

$$l_i(L_i) = \frac{1}{2} b_l L_i^2 \quad (9)$$

$$d_i(D_i) = \frac{1}{2} b_d D_i^2 \quad (10)$$

$$m_i(M_i) = \frac{1}{2} b_m M_i^2 \quad (11)$$

$$k_i(K_i) = \frac{1}{2} b_{k_i} K_i^2 \quad (12)$$

其中 b 为商业银行经营管理成本系数且 $b > 0$ 。则由式 (5)、(6)、(7)、(8) 可得单个银行最优贷款供给函数、存款需求函数、同业净资产供给函数以及权益资本需求函数:

$$L_i^s = \frac{qr_i - r_b}{b_i} \quad (13)$$

$$D_i^d = \frac{r_b(1-e) - r_d}{b_{d_i}} \quad (14)$$

$$M_i^s = \frac{r_m - r_b}{b_{m_i}} \quad (15)$$

$$K_i^d = \frac{r_b - r_k}{b_{k_i}} \quad (16)$$

由方程 (13) 可知, 贷款利率越高, 贷款供给越多, 而债券收益越高, 债券供给增加且贷款供给相对下降; 从方程 (14) 得知, 存款利率越高, 银行付息压力上升则存款需求下降, 而法定存款准备金率上升, 也会使得存款需求下降; 再次, 从方程 (15) 可以发现, 同业拆借利率越高, 同业净资产的收益越高, 则同业净资产供给增加, 而债券收益越高, 则债券供给增加且同业净资产供给相对下降; 最后, 方程 (16) 说明股权回报率越高, 补偿股东的分红压力就会上升, 因此权益资本融资需求下降, 而债券利率越高, 意味着发行债券的成本提升, 银行相对就会选择权益融资, 故权益资本需求增加。

3. 基础模型——企业层面

借鉴王周伟和王衡 (2016) 的思路, 假设企业处于完全竞争市场, 可以通过贷款、债券融资两种方式进行融资, 然后将所得资金进行投资。再假定企业从商业银行获取的信贷资金进行投资, 若投资失败则无报酬, 商业银行也将无法收回贷款。因此, 企业的融资成本决策函数表示为:

$$\Gamma_i = \text{Max}\{\varphi_F(S_i + qL_i) - qr_iL_i - r_bS_i - C_i^{FIRM}\} \quad (17)$$

以上, φ_F 为融资资金的投资回报率, C_i^{FIRM} 为企业的经营管理成本。同理, 我们假设 C_i^{FIRM} 可以拆解成关于贷款 (L)、债券 (S) 相互独立的二次凸性函数:

$$l_i(L_i) = \frac{1}{2} \beta_i L_i^2 \quad (18)$$

$$s_i(S_i) = \frac{1}{2} \beta_{s_i} S_i^2 \quad (19)$$

其中 β 为企业的经营管理成本系数, 且 $\beta > 0$ 。则根据方程 (17) 对 L_i 求一阶偏导的条件方程, 可得企业的贷款需求函数:

$$L_i^d = \frac{q\varphi_F - qr_i}{\beta_i} \quad (20)$$

根据方程 (20) 可知, 贷款利率越高, 企业的贷款融资成本将会上升, 故企业的贷款融资需求下降。

4. 货币政策影响商业银行流动性创造的理论分析

根据 Berger and Bouwman (2009) 提出的商业银行流动性创造衡量权重指标, 将资产、负债以及权益划分为流动性、半流动性、非流动性三种类型, 根据 Berger and Bouwman (2009) 的做法赋予相应权重, 其公式表达如下:

$$LC_i = 0.5L_i + 0.5D_i - 0.5M_i - 0.5K_i \quad (21)$$

其中 LC 为商业银行的流动性创造 (liquidity creation)。由于我国长期实施非紧缩性货币政策, 导致国内信贷渠道长期表现为流动性过剩。因此, 国内贷款市场的均衡取决于企业

层面的贷款需求（王周伟和王衡，2016），故将方程（14）、（15）、（16）和（20）代入到上式方程（21），得到如下流动性创造表达式：

$$LC_i|_{FT=0} = \frac{q\varphi_F - qr_l}{2\beta_l} + \frac{r_b(1-e) - r_d}{2b_d} + \frac{r_b - r_m}{2b_m} + \frac{r_k - r_b}{2b_k} \quad (22)$$

在价格型货币政策调控方面，可通过影响商业银行的存款基准利率、贷款基准利率和同业市场利率来影响商业银行的流动性创造，而根据上式可知：

$$\frac{\partial LC_i}{\partial r_d} < 0, \frac{\partial LC_i}{\partial r_l} < 0, \frac{\partial LC_i}{\partial r_m} < 0 \quad (23)$$

因此可知：适度宽松的价格型货币政策会增加商业银行的流动性创造。

而在数量型货币政策调控方面，可通过调控银行法定存款准备金率来影响流动性创造，根据上式可以判断：

$$\frac{\partial LC_i}{\partial e} < 0 \quad (24)$$

因此可知：适度宽松的数量型货币政策将会增加商业银行的流动性创造。

所以从总体上看，本文将提出如下假说 1：

H1：货币政策调控商业银行流动性创造的方式分为价格型调控和数量型调控，适度宽松的价格型、数量型货币政策会增加商业银行的流动性创造。

从方程（22）的组成成分来看，当货币政策处于某一水平时，商业银行的流动性创造还会受到其他因素的影响，接下来本文将金融科技引入到模型中来进行研究。

（二）引入金融科技后货币政策对商业银行流动性创造的影响

金融科技改变了银行的经营业态，也对价格型与数量型货币政策调控有效性产生了不可忽视的影响（刘澜飏等，2016；黄益平和黄卓，2018；宋清华等，2021）。我们借鉴了刘澜飏等（2016）的研究，认为新兴金融科技对货币政策调控商业银行流动性创造机制的影响具有两种效应——规模替代效应和网络外部性效应。本文分别将以上两种效应引入到基础模型进行研究。

1. 金融科技的规模替代效应

规模替代效应即新兴金融科技基于自身技术优势，对传统金融机构产生了业务替代，导致金融去中介化的局面。从前文可知，货币政策主要通过影响存贷款基准利率、市场利率等来影响商业银行流动性创造，而引入金融科技 FT 规模替代效应后，存贷款基准利率、市场利率以及银行股权收益率—— r_d 、 r_l 、 r_m 、 r_k 也将会受到金融科技 FT 的影响，形成 $r_d'(FT)$ 、 $r_l'(FT)$ 、 $r_m'(FT)$ 、 $r_k'(FT)$ 。为了将金融科技 FT 的规模替代效应纳入到前文模型当中，需要对上述变量的影响方向展开讨论。

首先，金融科技产品能优化价值链上下游的对接环节（郑志来，2015），通过加速利率市场化的步伐提高了市场收益率（ $\frac{\partial r_m'}{\partial FT} > 0$ ）（刘澜飏等，2016）。其次，这种绕开商业银行式的价值链上下游匹配，对商业银行的存款吸收会产生一定程度的替代（郭品和沈悦，2019），因此，刘澜飏等（2016）指出随着金融科技替代作用的放大，居民存款供给曲线将左移，使银行存款市场的均衡存款规模小于原有的水平，在银行对存款需求曲线不变的情况下，居民的存款供给曲线左移也致使商业银行的存款利率上升（ $\frac{\partial r_d'}{\partial FT} > 0$ ）。再者，虽然在理论上商业银行可通过同业拆借、回购协议、向央行或者国际金融市场借款，以及发行金融债券等方式为贷款发放提供资金，但在中国商业银行体系中，存款仍然是贷款供给最主要的基础。而存款利率的上升将提高银行对客户付息的成本压力，在利差缩窄的压力下，商业银行为应对利润空间的萎缩，这就迫使商业银行主动提高贷款利率（ $\frac{\partial r_l'}{\partial FT} > 0$ ）来缓解付息压力的上升

（顾海峰和杨立翔，2018）。另外，伴随着付息成本的压力提高，金融科技的替代效应也使得商业银行的利润缩紧（邱晗等，2018），导致补偿给股东的留存收益下降，致使股权回报

率减少 ($\frac{\partial r'_k}{\partial FT} < 0$)。

由前文可知，价格型货币政策会直接调控商业银行存贷款利率以及市场利率 (r_d 、 r_l 、 r_m)，那么综合上述分析，可知金融科技的替代效应对商业银行的影响主要表现在以下几个方面，在模型中可统一用公式可表示为：

$$\frac{\partial r'_d(FT)}{\partial FT} > 0, \frac{\partial r'_l(FT)}{\partial FT} > 0, \frac{\partial r'_m(FT)}{\partial FT} > 0, \frac{\partial r'_k(FT)}{\partial FT} < 0 \quad (25)$$

其中，价格型货币政策调控的利率受到金融科技的影响，即 $r'_d > r_d > 0$ 、 $r'_l > r_l > 0$ 、 $r'_m > r_m > 0$ ，另外商业银行的股权回报率也受到了冲击，即 $0 < r'_k < r_k$ 。因此，从方程 (22) 关于商业银行流动性创造的公式可知，纳入金融科技 FT 的规模替代效应后，模型改变为：

$$0 < LC'_i \Big|_{FT>0} = \frac{q\varphi_F - qr'_i}{2\beta_i} + \frac{r_b(1-e) - r'_d}{2b_{d_i}} + \frac{r_b - r'_m}{2b_{m_i}} + \frac{r'_k - r_b}{2b_{k_i}} < LC_i \Big|_{FT=0} \quad (26)$$

即引入金融科技 FT 的规模替代效应到前文模型后，使得相同的货币政策实施力度下，央行不能够发挥相同的商业银行流动性创造调控作用，故可以推断：引入金融科技的规模替代效应 (substitution effect) 后，宽松货币政策对商业银行流动性创造的调控作用会被削弱，即有：

$$\left(\frac{\partial LC'_i}{\partial FT} \Big|_{\text{货币政策MP: } r_d, r_l, r_m, e > 0} \right)_{SE} < 0 \quad (27)$$

2. 金融科技的网络外部性效应

关于金融科技的网络外部性效应，是指以“大数据”、“云计算”为载体的新兴金融科技，引发了对传统商业银行新一轮的“鲶鱼效应”，促使商业银行与企业开始技术转型与革新，从而推动了传统金融机构和企业的转型。当银行与企业其内部加强信息技术升级，就能有效降低经营管理成本 (刘澜飏等，2016；顾海峰和杨立翔，2018)。因此，本文将金融科技 FT 的网络外部性效应引入到基础模型中，以研究金融科技网络外部性效应对货币政策调控流动性创造机制的影响。

首先，从银行层面来看，商业银行的经营管理成本 C_i^{FIRM} 受银行贷款 (L)、存款 (D)、同业净资产 (M)、资本 (K) 以及债券 (B) 的影响，再将 C_i^{FIRM} 分别银行存款、同业净资产与资本求一阶偏导，可以得到银行经营管理成本对于 D_i 、 K_i 的边际成本，从方程 (10)、(11)、(12) 可知：

$$\frac{\partial d_i(D_i)}{\partial D_i} = b_{d_i} D_i \quad (28)$$

$$\frac{\partial m_i(M_i)}{\partial M_i} = b_{m_i} M_i \quad (29)$$

$$\frac{\partial k_i(K_i)}{\partial K_i} = b_{k_i} K_i \quad (30)$$

而引入金融科技网络外部性效应后，其通过优化商业银行内部信息技术，可以降低商业银行的经营管理成本系数 (顾海峰、杨立翔，2018)，因此， b_{d_i} 、 b_{m_i} 、 b_{k_i} 将受到金融科技

的影响，成为 $b_{d_i}^*(FT)$ 、 $b_{m_i}^*(FT)$ 、 $b_{k_i}^*(FT)$ ，并且可知： $\frac{\partial b_{d_i}^*(FT)}{\partial FT} < 0$ 、 $\frac{\partial b_{m_i}^*(FT)}{\partial FT} < 0$ 、 $\frac{\partial b_{k_i}^*(FT)}{\partial FT} < 0$ 。

再将方程 (28)、(29)、(30) 对金融科技 FT 求导可得： $\frac{\partial^2 d_i(D_i)}{\partial D_i \partial FT} < 0$ 、 $\frac{\partial^2 m_i(M_i)}{\partial M_i \partial FT} < 0$ 、 $\frac{\partial^2 k_i(K_i)}{\partial K_i \partial FT} < 0$ 。即随着金融科技 FT 的提高， $\frac{\partial d_i(D_i)}{\partial D_i}$ 、 $\frac{\partial m_i(M_i)}{\partial M_i}$ 、 $\frac{\partial k_i(K_i)}{\partial K_i}$ 减少，说明金融科

技的网络外部性效应降低了商业银行对同业净资产、存款与资本的边际成本^①。

其次，从企业层面来看，企业的经营管理成本 C_i^{FIRM} 也受到贷款 (L)、债券 (S) 的影响，由方程 (18) 可知其对贷款的边际成本可表示为：

$$\frac{\partial l_i(L_i)}{\partial L_i} = \beta_i L_i \quad (31)$$

引入金融科技网络外部性效应后，其通过促进企业内部技术升级，也能够降低企业的经营管理成本系数，即 β_i 受到金融科技的影响，成为 $\beta_i^*(FT)$ ，且可以判断： $\frac{\partial \beta_i^*(FT)}{\partial FT} < 0$ 。

再将方程 (31) 对 FT 求导可得： $\frac{\partial^2 l_i(L_i)}{\partial L_i \partial FT} < 0$ 。即随着金融科技 FT 的提高， $\frac{\partial l_i(L_i)}{\partial L_i}$ 减少，说明金融科技的网络外部性效应降低了企业的经营管理对贷款的边际成本，也即企业的经营管理成本降低。

最后，将银行与企业层面结合起来，从整体上将金融科技的网络外部性效应引入基础模型，对比方程 (22) 可知：

$$0 < LC_i |_{FT=0} < LC_i^* |_{FT>0} = \frac{q\varphi_F - qr_i}{2\beta_i^*} + \frac{r_b(1-e) - r_d}{2b_{d_i}^*} + \frac{r_b - r_m}{2b_{m_i}^*} + \frac{r_k - r_b}{2b_{k_i}^*} \quad (32)$$

从价格型货币政策调控来看，将式 (32) 分别对 r_d 、 r_i 、 r_m 求一阶偏导可得：

$$\frac{\partial LC_i^*}{\partial r_d} = -\frac{1}{2b_{d_i}^*(FT)} < 0 \quad (33)$$

$$\frac{\partial LC_i^*}{\partial r_i} = -\frac{q}{2\beta_i^*(FT)} < 0 \quad (34)$$

$$\frac{\partial LC_i^*}{\partial r_m} = -\frac{1}{2b_{m_i}^*(FT)} < 0 \quad (35)$$

说明适度宽松的价格型货币政策增加了流动性创造。方程 (33)、(34)、(35) 再对金融科技 FT 求导可得：

$$\frac{\partial^2 LC_i^*}{\partial r_d \partial FT} = \frac{1}{2[b_{d_i}^*(FT)]^2} \cdot \frac{\partial b_{d_i}^*(FT)}{\partial FT} < 0 \quad (36)$$

$$\frac{\partial^2 LC_i^*}{\partial r_i \partial FT} = \frac{q}{2[\beta_i^*(FT)]^2} \cdot \frac{\partial \beta_i^*(FT)}{\partial FT} < 0 \quad (37)$$

$$\frac{\partial^2 LC_i^*}{\partial r_m \partial FT} = \frac{1}{2[b_{m_i}^*(FT)]^2} \cdot \frac{\partial b_{m_i}^*(FT)}{\partial FT} < 0 \quad (38)$$

即随着金融科技 FT 的提升， $\frac{\partial LC_i^*}{\partial r_d}$ 、 $\frac{\partial LC_i^*}{\partial r_i}$ 、 $\frac{\partial LC_i^*}{\partial r_m}$ 为负且绝对值增大，这表明引入金融科技的网络外部性效应后，价格型货币政策对商业银行流动性创造的调控作用得到加强。

从数量型货币政策来看，对 e 求导可知：

$$\frac{\partial LC_i^*}{\partial e} = -\frac{r_b}{2b_{d_i}^*(FT)} < 0 \quad (39)$$

表明适度宽松数量型货币政策增加了银行的流动性创造。上式再对 FT 求导：

$$\frac{\partial^2 LC_i^*}{\partial e \partial FT} = \frac{r_b}{2[b_{d_i}^*(FT)]^2} \cdot \frac{\partial b_{d_i}^*(FT)}{\partial FT} < 0 \quad (40)$$

^① 商业银行的贷款经营管理成本系数 b_i 也会受金融科技的影响，这里不展开讨论。

说明随着 FT 的增加, $\frac{\partial LC_i^*}{\partial e}$ 为负数并且绝对值增加, 这说明引入金融科技网络外部性后, 数量型货币政策对商业银行流动性创造的调控作用得到加强。

从整体上看, 无论是价格型还是数量型货币政策调控, 金融科技的网络外部性效应 (network externality) 都会促进货币政策调控力度, 即有:

$$\left(\frac{\partial LC_i^*}{\partial FT} \Big|_{\text{货币政策MP: } r_d, r_l, r_m, e > 0} \right)_{NE} > 0 \quad (41)$$

将方程 (27) 与 (41) 进行对比, 可以发现, 金融科技的规模替代效应削弱了货币政策的调控力度, 该效应通过影响商业银行的存贷款利率 (r_d 、 r_l)、同业市场利率 (r_m) 以及股权回报率 (r_k), 影响的途径更为直接。而金融科技的网络外部性效应促进了货币政策对商业银行流动性创造的调控作用, 该效应通过影响商业银行与企业的经营管理成本系数 (b_{d_i} 、 b_{m_i} 、 b_{k_i} 和 β_i), 影响的途径相对间接。而整体上金融科技如何影响货币政策对流动性创造的调控作用, 取决于两种效应在我国金融体系中的影响程度, 基于此, 本文提出一对相反的假说 2a 和假说 2b:

H2a: 当规模替代效应强于网络外部性效应时, 金融科技将弱化货币政策对商业银行流动性创造的调控作用。

H2b: 当网络外部性效应强于规模替代效应时, 金融科技将促进货币政策对商业银行流动性创造的调控作用。

(三) 异质性分析

在异质性模型分析前, 根据商业银行的经营原则, 以及中国银行业经营的实际, 本文将贷款的事后利率、存款利率、债券收益率以及股权回报率的大小判定假定为: $r_k > qr_l > r_b > r_d > 0$ 。基于此, 在一定货币政策力度下将商业银行流动性创造 LC 的构建方程对金融科技 FT 求一阶导数:

$$\frac{\partial LC_i}{\partial FT} \Big|_{\text{货币政策MP: } r_d, r_l, r_m, e > 0} = f_1 + f_2 + f_3 + f_4 \quad (42)$$

其中 f_1 、 f_2 、 f_3 、 f_4 为关于金融科技 FT 函数, 分别为:

$$f_1 = -\frac{q}{2\beta_i^*(FT)} \cdot \frac{\partial r_l^*(FT)}{\partial FT} - \frac{q\varphi_F - qr_l^*(FT)}{2[\beta_i^*(FT)]^2} \cdot \frac{\partial \beta_i^*(FT)}{\partial FT} \quad (43)$$

$$f_2 = -\frac{1}{2b_{d_i}^*(FT)} \cdot \frac{\partial r_d^*(FT)}{\partial FT} - \frac{r_b(1-e) - r_d^*(FT)}{2[b_{d_i}^*(FT)]^2} \cdot \frac{\partial b_{d_i}^*(FT)}{\partial FT} \quad (44)$$

$$f_3 = -\frac{1}{2b_{m_i}^*(FT)} \cdot \frac{\partial r_m^*(FT)}{\partial FT} - \frac{r_b - r_m^*(FT)}{2[b_{m_i}^*(FT)]^2} \cdot \frac{\partial b_{m_i}^*(FT)}{\partial FT} \quad (45)$$

$$f_4 = \frac{1}{2b_{k_i}^*(FT)} \cdot \frac{\partial r_k^*(FT)}{\partial FT} - \frac{r_k^*(FT) - r_b}{2[b_{k_i}^*(FT)]^2} \cdot \frac{\partial b_{k_i}^*(FT)}{\partial FT} \quad (46)$$

以上, f_1 、 f_2 、 f_3 、 f_4 的符号由金融科技的规模替代效应 (substitution effect) —— $\frac{\partial r_l^*}{\partial FT}$ 、 $\frac{\partial r_d^*}{\partial FT}$ 、 $\frac{\partial r_m^*}{\partial FT}$ 、 $\frac{\partial r_k^*}{\partial FT}$ 与网络外部性效应 (network externality) —— $\frac{\partial \beta_i^*}{\partial FT}$ 、 $\frac{\partial b_{d_i}^*}{\partial FT}$ 、 $\frac{\partial b_{m_i}^*}{\partial FT}$ 、 $\frac{\partial b_{k_i}^*}{\partial FT}$ 的程度所决定。下面开始异质性分析:

1. 资本充足率异质性分析

借鉴顾海峰和杨立翔 (2018) 的思路, 定义商业银行的资本充足率 $CAR_i = \frac{K_i}{L_i}$, 故根据商业银行最优一阶条件方程 (13)、(16) 可得:

$$CAR_i = \frac{b_{li} \cdot (r_b - r_k)}{b_{ki} \cdot (qr_i - r_b)} \quad (47)$$

改写成关于 r_i 、 r_k 、 b_{ki} 的表达式:

$$r_i = \frac{1}{q} \left[r_b + \frac{b_{li}}{b_{ki}} \cdot (r_b - r_k) \cdot \frac{1}{CAR_i} \right] \quad (48)$$

$$r_k = r_b - \frac{b_{ki}}{b_{li}} \cdot (qr_i - r_b) \cdot CAR_i \quad (49)$$

$$b_{ki} = b_{li} \cdot \frac{r_b - r_k}{qr_i - r_b} \cdot \frac{1}{CAR_i} \quad (50)$$

将式 (48) 代入 f_1 , 式 (49)、(50) 代入 f_4 , 得到含有 CAR_i 项的一阶导数

$\frac{\partial LC_i}{\partial FT} \Big|_{\text{货币政策MP: } r_d, \eta, r_m, e > 0}$, 再对 CAR_i 求导可得:

$$\frac{\partial^2 LC_i}{\partial FT \partial CAR_i} \Big|_{\text{货币政策MP: } r_d, \eta, r_m, e > 0} = \frac{\partial f_1}{\partial CAR_i} + \frac{\partial f_4}{\partial CAR_i} \quad (51)$$

其中可知:

$$\frac{\partial f_1}{\partial CAR_i} = \frac{b_{li} \cdot (r_k' - r_b)}{2\beta_{li}^{*2} \cdot b_{ki}''} \cdot \frac{\partial \beta_{li}''}{\partial FT} \cdot \frac{1}{CAR_i^2} < 0 \quad (52)$$

$$\frac{\partial f_4}{\partial CAR_i} = \frac{qr_i' - r_b}{2b_{li}'' (r_b - r_k')} \cdot \frac{\partial r_k'}{\partial FT} + \frac{3b_{ki}'' \cdot (qr_i' - r_b)^3}{2b_{li}''^3 (r_b - r_k')^2} \cdot \frac{\partial b_{ki}''}{\partial FT} \cdot CAR_i^2 \quad (53)$$

而 $\frac{qr_i' - r_b}{2b_{li}'' (r_b - r_k')} \cdot \frac{\partial r_k'}{\partial FT} > 0$, $\frac{3b_{ki}'' \cdot (qr_i' - r_b)^3}{2b_{li}''^3 (r_b - r_k')^2} \cdot \frac{\partial b_{ki}''}{\partial FT} \cdot CAR_i^2 < 0$, 因此可确知, 商业银行资本充

足率的差异对 $\frac{\partial LC_i}{\partial FT} \Big|_{\text{货币政策MP: } r_d, \eta, r_m, e > 0}$ 产生了异质影响, 其影响的方向尚未可知。而由于金融

科技对货币政策调控流动性创造的影响存在两种相反效应, 因此在商业银行不同的资本充足率下, 金融科技对货币政策调控流动性创造机制的异质性影响还取决于规模替代效应与网络外部性效应的强弱程度。故本文提出第三条相反的假说 3a 和假说 3b:

H3a: 商业银行资本充足率越高, 受到金融科技对货币政策调控商业银行流动性创造的影响越强。

H3b: 商业银行资本充足率越高, 受到金融科技对货币政策调控商业银行流动性创造的影响越弱。

2. 风险异质性分析

由于我国商业银行的风险主要表现为信贷风险, 因此贷款收回比例 q 越高, 表明银行风险越小。因此, 在风险异质性分析中, 以 q 来间接定义银行风险。

我们将方程 (42) 再对 q 求偏导, 可以得到:

$$\frac{\partial^2 LC_i}{\partial FT \partial q} \Big|_{\text{货币政策MP: } r_d, \eta, r_m, e > 0} = -\frac{1}{2\beta_{li}''} \cdot \frac{\partial r_i'}{\partial FT} - \frac{\varphi_F - r_i'}{2\beta_{li}''^2} \cdot \frac{\partial \beta_{li}''}{\partial FT} \quad (54)$$

以上, $-\frac{1}{2\beta_{li}''} \cdot \frac{\partial r_i'}{\partial FT} < 0$, $-\frac{\varphi_F - r_i'}{2\beta_{li}''^2} \cdot \frac{\partial \beta_{li}''}{\partial FT}$ 符号未知。可确知, 商业银行风险水平差异也会

对 $\frac{\partial LC_i}{\partial FT} \Big|_{\text{货币政策MP: } r_d, \eta, r_m, e > 0}$ 产生异质影响, 与资本充足率异质性分析同理, 本文提出第四条相反的假说 4a 和假说 4b:

H4a: 商业银行风险水平越高, 受到金融科技对货币政策调控商业银行流动性创造的影响越强。

H4b: 商业银行风险水平越高, 受到金融科技对货币政策调控商业银行流动性创造的影

响越弱。

3. 资产规模异质性分析

根据银行资产负债恒等式，为简化模型计算，本文以负债、所有者权益端，即式（1）右边的 $D_i + K_i$ 来表示商业银行资产规模 $ASSET_i$ 。根据式（14）可知 $D_i^d = \frac{r_b(1-e)-r_d}{b_{d_i}}$ ，改写为关于 r_d 、 b_{d_i} 的表达式：

$$r_d = r_b(1-e) - b_{d_i} \cdot D_i \quad (55)$$

$$b_{d_i} = \frac{r_b(1-e) - r_d}{D_i} \quad (56)$$

再由式（16）可知 $K_i^d = \frac{r_b - r_k}{b_{k_i}}$ ，改写为关于 r_k 、 b_{k_i} 的表达式：

$$r_k = r_b - b_{k_i} \cdot K_i \quad (57)$$

$$b_{k_i} = \frac{r_b - r_k}{K_i} \quad (58)$$

将式（55）、（56）代入 f_2 ，式（57）、（58）代入 f_4 ，得到含有 D_i 、 K_i 项的一阶导数

$\frac{\partial LC_i}{\partial FT} \Big|_{\text{货币政策MP: } r_d, r_k, r_m, e > 0}$ ，根据链式求导法则再对 $ASSET_i$ 求导可得：

$$\frac{\partial^2 LC_i}{\partial FT \partial ASSET_i} \Big|_{\text{货币政策MP: } r_d, r_k, r_m, e > 0} = \frac{\partial f_2}{\partial D_i} \cdot \frac{\partial D_i}{\partial ASSET_i} + \frac{\partial f_4}{\partial K_i} \cdot \frac{\partial K_i}{\partial ASSET_i} \quad (59)$$

其中， $\frac{\partial D_i}{\partial ASSET_i} = 1$ ， $\frac{\partial K_i}{\partial ASSET_i} = 1$ ，也可知：

$$\frac{\partial f_2}{\partial D_i} = -\frac{1}{b_{d_i}''} \cdot \frac{\partial b_{d_i}''}{\partial FT} - \frac{1}{2b_{d_i}''} \cdot \frac{\partial r_d}{\partial FT} \cdot \frac{1}{D_i} \quad (60)$$

$$\frac{\partial f_4}{\partial K_i} = \frac{1}{2(r_b - r_k)'} \cdot \frac{\partial r_k'}{\partial FT} + \frac{3b_{k_i}''}{2(r_b - r_k)'^2} \cdot \frac{\partial b_{k_i}''}{\partial FT} \cdot K_i^2 \quad (61)$$

以上， $\frac{1}{2(r_b - r_k)'} \cdot \frac{\partial r_k'}{\partial FT} - \frac{1}{2b_{d_i}''} \cdot \frac{\partial r_d}{\partial FT} \cdot \frac{1}{D_i} > 0$ ， $\frac{3b_{k_i}''}{2(r_b - r_k)'^2} \cdot \frac{\partial b_{k_i}''}{\partial FT} \cdot K_i^2 - \frac{1}{b_{d_i}''} \cdot \frac{\partial b_{d_i}''}{\partial FT} < 0$ ，则可知，

商业银行资产规模差异对 $\frac{\partial LC_i}{\partial FT} \Big|_{\text{货币政策MP: } r_d, r_k, r_m, e > 0}$ 产生了异质影响，同理，本文提出第五条相反的假说 5a 和假说 5b：

H5a: 商业银行资产规模越大，受到金融科技对货币政策调控商业银行流动性创造的影响越强。

H5b: 商业银行资产规模越大，受到金融科技对货币政策调控商业银行流动性创造的影响越弱。

四、实证研究设计

（一）研究数据

本文的样本期间为 2007-2021 年，基于数据的可获得性，本文选取 190 家商业银行数据样本作为实证研究对象，其中包括 6 家国有商业银行、12 家股份制商业银行、99 家城市商业银行、52 家农村商业银行、18 家外资银行、政策性银行及国家开发银行共 3 家。数据来源于国泰安数据库（CSMAR）、万得数据库（Wind）、BankFocus 数据库、东方财富 Choice 数据库、国家统计局、中国互联网协会研究报告、中国证券业协会研究报告、中华人民共和国商务部研究报告，以及各商业银行年度报告等。

（二）研究设计

本文借鉴 Anginer et al. (2014)、王晋斌和李博 (2017)、郭品和沈悦 (2019) 的研究, 构建以下基准模型进行实证检验。

$$LC_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 LC_{i,t-1} + \gamma_2 MP_t + \gamma_3 FT_t + \gamma_4 MP_t \times FT_t + \gamma_5 MICI_t + \gamma_6 BICI_t + \gamma_7 GDP_t + \gamma_8 CR4_t + \gamma_9 NPL_{it} + \gamma_{10} BG_{it} + \gamma_{11} ROA_{it} + \varepsilon_{it} \quad (62)$$

其中, i 、 t 分别表示银行个体、年份, LC 表示商业银行流动性创造指标, MP 为六种货币政策代理变量^①, FT 为金融科技指数, 从 γ_5 至 γ_{11} 后面的项为控制变量^②, ε 表示随机误差项。考虑到被解释变量 (LC) 很有可能与核心解释变量 (FT) 相互影响, 因此, 为解决模型可能存在的内生性问题, 本文采用动态系统 GMM 估计方法对模型进行估计, 由此需要引入流动性创造变量的滞后期。

为验证假设 1 和假设 2, 模型重点关注 γ_2 、 γ_3 以及交互项 γ_4 的系数符号。 γ_2 用以检验货币政策对商业银行流动性创造的影响; γ_3 、 γ_4 用以检验金融科技的发展对于货币政策调控流动性创造机制的影响。

（三）变量设计

1. 被解释变量

被解释变量为商业银行流动性创造。由 Berger and Bouwman (2009) 的研究, 我们将商业银行资产负债表中的科目划分为流动性、半流动性和非流动性。考虑到国内新会计准则下的科目与国外科目具有明显区别性以及相关数据完整性, 本文借鉴郭晔等 (2018)、项后军和曾琪 (2019) 对流动性创造的分类构建本文的商业银行流动性创造变量。商业银行流动性创造分类方法 (参见表 1) 以及计算方法如下:

表 1 我国商业银行表内流动性创造科目划分及权重

资产			
流动性 (权重=-0.5)	半流动性 (权重=0)	非流动性 (权重=0.5)	
现金及存放中央银行款项 存放同业款项 交易性金融资产 衍生金融资产 可供出售金融资产	拆出资金 其他应收款 应收利息 应收股利	贵金属 应收款项类投资 持有至到期投资 投资性房地产 在建工程 商誉 递延所得税资产	买入返售金融资产 发放贷款及垫款 长期股权投资 固定资产 无形资产 长期待摊费用 其他资产
负债和权益			
流动性 (权重=0.5)	半流动性 (权重=0)	非流动性 (权重=-0.5)	
向中央银行借款 同业及其他金融机构存放款项 活期存款 衍生金融负债 递延收益-流动负债 交易性金融负债	拆入资金 短期借款 应付利息 应付股利 定期存款 其他应付款	卖出回购金融资产款 应付债券 递延收益-非流动负债 递延所得税负债 其他负债 所有者权益	

根据以上资产负债表科目, 本文的流动性创造用以下的公式计算:

流动性创造 = (0.5 × 非流动性资产 - 0.5 × 流动性资产 + 0 × 半流动性资产) + (0.5 × 流动性负债 - 0.5 × 非流动性负债 + 0 × 半流动性负债)

在此基础上, 本文还借鉴李明辉等 (2014)、王周伟和王衡 (2016)、邓向荣和张嘉明 (2018) 对于表内流动性创造变量定义方法, 核算出第二种流动性创造指标 $LC2$, 以此作为本文的流动性创造的辅助指标^③。具体分类如下:

^① 在表 4 中有详细说明。

^② 参考表 4 变量设计。

^③ 由于国内外会计科目有差异, 以国内会计科目为基准来考虑保留适应科目, $LC2$ 仅作为辅助变量, 不作为基准回归的结论性

表 2 辅助变量 LC2 科目划分及权重

资产		
流动性 (权重=-0.5)	半流动性 (权重=0)	非流动性 (权重=0.5)
银行存放同业款及现金、收入中以公允价值认定的交易证券、衍生品、可出售证券、持有至到期投资的证券、其他证券	其他消费/零售贷款、对银行的贷款及放款、逆回购协议和现金抵押品	住宅抵押贷款、其他抵押贷款、企业和商业贷款、其他贷款、股权投资、房地产投资、保险资产、止赎资产、固定资产、商誉、其他资产
负债和权益		
流动性 (权重=0.5)	半流动性 (权重=0)	非流动性 (权重=-0.5)
客户存款-活期、衍生品、交易负债	客户存款-定期、客户存款-储蓄、银行同业借款、逆回购协议和现金抵押品、其他存款及短期借款、负债的公允价值部分	一年后到期的优先债务、次级债务、其他资金、信贷减值准备金、对养老金和其他的储备、当前税款负债、递延税款负债、其他递延负债、已终止营业业务、保险负债、其他负债、所有者权益

2. 货币政策变量

基准模型中的 MP 为六种货币政策代理变量,其中价格型货币政策分别为无风险基准利率 (RFR)、一年期国债收益率 (TBR)、货币市场基准利率 (MMR) 以及 $SHIBOR$ 隔夜利率 ($SHIBOR$);数量型货币政策为法定存款准备金率 ($SDRR$) 和 MI 增长率 (MI)。数据以年度为单位测算出平均值,由于大型金融机构和中小型金融机构的法定存款准备金率有区别,本文将国有、股份制、政策性银行及国家开发银行作为大型金融机构,将城商行、农商行、外资银行作为中小型金融机构处理。

3. 金融科技指数

根据前文理论分析可知,本文研究的是独立商业银行等金融机构之外的金融科技所带来的冲击,因此关于本文金融科技指标的构建,需采用其他行业变量来进行合成。本文借鉴了盛天翔和范从来 (2020) 的研究思路,在此基础上,根据顾海峰和杨立翔 (2018) 确立的 19 个二级指标,运用因子分析得分构建金融科技指数 FT 以及四种细分金融科技业态指数,具体步骤如下:

首先,搜集金融科技二级指标 (见表 3) 在 2007-2021 年的各年数据,各指标空缺值用插值法补齐。再次,基于二级指标数据,运用“因子分析法”,计算因子得分并合成金融科技指数,其中变量 KMO 检验为 0.738 大于 0.6, $Bartlett$ 球度检验近似卡方值也在 1% 水平显著,这说明表 3 中的二级指标适合进行因子分析。同时,提取出 1 个公因子,显示方差贡献率为 97.077%,说明可以涵盖所包含的信息。最后,为保证金融科技指数为正数,利用 $MIN-MAX$ 方法进行标准化处理到 0-1 之间。除此之外,借鉴郭品和沈悦 (2019) 的做法,将互联网普及率作为金融科技指数的工具变量 ($FT-IV1$);同时再借鉴李建军和姜世超 (2021) 的做法,将信息化程度作为金融科技指数的第二个工具变量 ($FT-IV2$),其中信息化程度的计算方法为移动电话用户与人口之比和互联网接入用户与人口之比二者的平均值。选取这两个指标作为工具变量的原因是互联网普及率、信息化程度和银行自身的金融科技发展有着良好联系,而与银行同业业务这一监管套利工具的联系不大,具有比较好的外生性条件。

表 3 金融科技指数测算二级指标

维度	二级指标
支付结算	电子银行交易笔数、网上银行交易笔数、手机银行交易笔数、第三方网上支付业务规模、第三方移动支付业务规模

资源配置	企业电子商务市场规模、互联网零售市场规模、P2P 交易规模、移动互联网零售市场规模、电子商务间接带动就业人数
风险管理	互联网保险市场收入、互联网证券发展水平、互联网基金交易规模、网络侵权人均损失
信息处理	互联网数据中心市场规模、云计算市场规模、搜索引擎市场规模、信息安全市场规模、互联网普及率

4. 控制变量

结合现有相关文献（郭品和沈悦，2019；王周伟和王衡，2016；顾海峰和杨立翔，2018；申宇等，2020），控制了宏观经济景气指数（*MICI*）、银行业景气指数（*BICI*）、名义国内生产总值增速（*GDP*）、银行业竞争度（*CR4*）、不良贷款率（*NPL*）、商业银行成长能力（*BG*）和资产收益率（*ROA*）。各变量符号、含义以及描述性统计见于表 4。

表 4 变量设计及含义

变量	名称	符号	含义	均值	标准差
被解释变量	商业银行流动性创造	<i>LC</i>	以表 1、2 测算值除以总资产	0.4835	0.1845
		<i>LC2</i>		0.4422	0.1841
价格型货币政策	无风险基准利率	<i>RFR</i>	作为价格型货币政策代理变量	2.4124	0.7098
	一年期国债收益率	<i>TBR</i>		2.6690	0.5772
	货币市场基准利率	<i>MMR</i>		3.6483	0.8435
	<i>SHIBOR</i> 隔夜利率	<i>SHIBOR</i>		2.2821	0.5996
数量型货币政策	法定存款准备金率	<i>SDRR</i>	作为数量型货币政策代理变量	14.8870	2.8572
	<i>MI</i> 增长率	<i>MI</i>		11.8533	8.5963
金融科技	金融科技指数	<i>FT</i>	以表 2 的数据通过“因子分析法”构建综合因子得分，并运用 MIN-MAX 标准化到 0-1 之间	0.3761	0.3493
	支付结算指数	<i>PS-FT</i>		0.3428	0.3436
	资源配置指数	<i>RA-FT</i>		0.3613	0.3459
	风险管理指数	<i>RM-FT</i>		0.4072	0.3612
	信息处理指数	<i>IP-FT</i>		0.3558	0.2946
工具变量	互联网普及率	<i>FT-IV1</i>	作为金融科技的工具变量	0.4684	0.1627
	信息化程度	<i>FT-IV2</i>		0.6623	0.1986
控制变量	宏观经济景气指数	<i>MICI</i>	宏观经济景气指数年度均值	97.7555	5.7074
	银行业景气指数	<i>BICI</i>	银行业景气指数年度均值	71.2951	7.2009
	名义国内生产总值增速	<i>GDP</i>	<i>GDP</i> 增长率	0.0804	0.0251
	银行业竞争度	<i>CR4</i>	前 4 大银行资产占比	0.4181	0.0553
	不良贷款率	<i>NPL</i>	不良贷款/总贷款	1.6133	1.2188
	银行成长能力	<i>BG</i>	银行资产规模增长率	0.1945	0.1845
	资产收益率	<i>ROA</i>	净利润/资产总额	0.0086	0.0048

五、实证结果及分析

（一）基准回归结果分析

在上述变量中，被解释变量商业银行流动性创造（*LC*）很有可能与核心解释变量金融科技指数（*FT*）相互影响，另外在控制变量中，不良贷款率（*NPL*）、成长能力（*BG*）、资产收益率（*ROA*）都可能因内生性问题而导致结果偏误。因此，为解决模型可能存在的内生性问题，本文采用动态系统 GMM 估计方法对模型进行估计，相关变量我们做出如下处理：将货币政策变量、宏观控制变量作为外生变量，将流动性创造变量的滞后期、金融科技指数以及微观控制变量作为内生变量，回归结果参见表 5。

在表 5 第（1）-（6）列的回归结果中，所有 AR（2）检验 p 值大于 0.1，说明模型不存在二阶序列相关，Hansen 检验的 p 值大于 0.1，不能拒绝工具变量有效的原假设，因此本文

采用系统 GMM 方法是有效的。

表 5 第 (1) - (5) 列中, 货币政策 (MP) 系数显著为负, 第 (6) 列 MP 系数显著为正 (0.0037)。这说明, 在国内适度宽松或者非紧缩性的价格型和数量型货币政策下, 增加了国内商业银行的流动性创造, 假说 H1 得以验证。

关于金融科技如何影响货币政策对商业银行流动性创造的作用力度, 前文理论分析中我们提出了两种效应, 以及假说 H2a 与 H2b。在表 5 的回归结果可以发现, 第 (1) - (6) 列中的金融科技指数 (FT) 的系数显著为负, 交互项 ($MP \times FT$) 系数显著为正, 且交互项与 MP 系数符号相反。

则从表 5 的回归结果可知, 金融科技的发展显著弱化了货币政策对商业银行流动性创造的作用力度, 即验证了前文假说 H2a。另外, 结合前文数理模型可知金融科技所引发的规模替代效应 (substitution effect) 在目前是要强于网络外部性效应 (network externalities) 的, 这一结论也和熊健等 (2021) 的研究一致。

究其原因, 首先由于新兴金融科技的信息技术优势 (宋清华等, 2021), 将会形成绕开商业银行式的资金价值链上下游匹配 (郑志来, 2015), 通过对商业银行的存款进行分流, 从而对传统商业银行的业务经营产生替代性作用 (刘澜飏等, 2016), 最终在国内非紧缩的货币政策背景下, 新兴金融科技使得传统商业银行业务经营受到挤压 (邱晗等, 2018), 流动性创造职能被不断削弱, 进而弱化了货币政策的调控作用。再者, 虽然新兴金融科技业态的发展也会倒逼传统商业银行进行技术革新, 引发对传统商业银行的“鲶鱼效应” (刘澜飏等, 2016; 顾海峰和杨立翔, 2018), 但是传统银行技术迭代与革新比较慢, 大都局限于金融科技产品的模仿, 其组织战略转型相对滞后 (熊健等, 2021)。并且银行经营体制变更受到政府管制颇多, 申请技术变更需要受上级审批, 调整具有一定时滞。综上, 相比于国内传统的商业银行, 新兴金融科技仍处于技术领先地位, 即金融科技的规模替代效应强于网络外部性效应, 从而弱化了货币政策对流动性创造的调控作用。

表 5 金融科技发展对货币政策调控商业银行流动性创造的影响: 基准回归

银行流动性创造 LC						
货币政策 MP	(1) RFR	(2) TBR	(3) MMR	(4) $SHIBOR$	(5) $SDRR$	(6) MI
MP	-0.0599*** (0.0163)	-0.0252*** (0.0083)	-0.0340*** (0.0050)	-0.0384*** (0.0077)	-0.0140** (0.0066)	0.0033*** (0.0011)
FT	-0.4581*** (0.0830)	-0.4905*** (0.1124)	-0.4982*** (0.1092)	-0.5707*** (0.1294)	-0.8745*** (0.1848)	-0.1872** (0.0847)
$MP \times FT$	0.1765*** (0.0388)	0.1024*** (0.0272)	0.0905*** (0.0204)	0.1501*** (0.0446)	0.0548*** (0.0121)	-0.0118*** (0.0019)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
AR(2) p值	0.3576	0.2340	0.3371	0.3030	0.3681	0.3700
Hansen p值	1.0000	0.7620	0.7170	0.7780	1.0000	1.0000

注: 回归系数下方括号显示为标准误; * 表示 10% 水平下显著, ** 表示 5% 水平下显著, *** 表示 1% 水平下显著, 下同。

(二) 稳健性检验

关于稳健性分析, 本文采用了五种方法进行检验——工具变量法 (互联网普及率 $FT-IV1$ 和信息化程度 $FT-IV2$)、替换流动性创造指标 (被解释变量替换为 $LC2$)、缩尾处理法 (1% 水平缩尾)、差分 GMM 模型、替换金融科技指数 (金融科技二级指数)。回归结果参见表 6 和表 7。可以发现, 所有面板 (1) - (6) 列的货币政策 MP 系数均与基准回归一致, 即验证了假说 H1, 另外交互项的系数符号与 MP 系数符号相反, 也验证了 H2a。可以发现, 运用多种方法重新检验后, 结果依然具有稳健性。

表 6 金融科技发展对货币政策调控商业银行流动性创造的影响：稳健性检验

稳健性检验方法	货币政策MP	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
		RFR	TBR	MMR	SHIBOR	SDRR	MI
银行流动性创造LC							
面板A 工具变量法-互联网普及率	MP	-0.0340* (0.0185)	-0.0483*** (0.0146)	-0.0322*** (0.0068)	-0.0437*** (0.0103)	-0.0145** (0.0060)	0.0026* (0.0014)
	MP×FT-IVI	0.1939*** (0.0473)	0.1360*** (0.0309)	0.0797*** (0.0215)	0.1927*** (0.0422)	0.0531*** (0.0099)	-0.0117*** (0.0023)
银行流动性创造LC							
面板B 工具变量法-信息化程度	MP	-0.0317* (0.0189)	-0.0638*** (0.0162)	-0.0354*** (0.0065)	-0.0482*** (0.0106)	-0.0127** (0.0062)	0.0012 (0.0051)
	MP×FT-IV2	0.2371*** (0.0445)	0.1659*** (0.0337)	0.0880*** (0.0216)	0.2213*** (0.0442)	0.0576*** (0.0103)	-0.0127*** (0.0041)
银行流动性创造LC2							
面板C 替换流动性创造变量	MP	-0.0590*** (0.0164)	-0.0269*** (0.0083)	-0.0342*** (0.0050)	-0.0411*** (0.0078)	-0.0192*** (0.0064)	0.0028** (0.0011)
	MP×FT	0.1646*** (0.0364)	0.1038*** (0.0277)	0.0899*** (0.0208)	0.1551*** (0.0457)	0.0541*** (0.0131)	-0.0112*** (0.0019)
银行流动性创造LC-cut							
面板D 1%水平缩尾处理法	MP	-0.0603*** (0.0161)	-0.0261*** (0.0082)	-0.0337*** (0.0050)	-0.0386*** (0.0077)	-0.0140** (0.0065)	0.0033*** (0.0011)
	MP×FT-cut	0.1746*** (0.0385)	0.1042*** (0.0280)	0.0915*** (0.0210)	0.1499*** (0.0443)	0.0550*** (0.0120)	-0.0118*** (0.0019)
银行流动性创造LC							
面板E 差分GMM模型	MP	-0.0595*** (0.0149)	-0.0249*** (0.0071)	-0.0327*** (0.0048)	-0.0347*** (0.0068)	-0.0261*** (0.0053)	0.0034*** (0.0010)
	MP×FT	0.2082*** (0.0371)	0.0958*** (0.0247)	0.0870*** (0.0186)	0.1280*** (0.0411)	0.0355*** (0.0130)	-0.0133*** (0.0019)

注：考虑到文章篇幅以及排版问题，本部分仅显示主要的解释变量，下同。

表 7 稳健性检验——替换金融科技指数

银行流动性创造LC							
	货币政策MP	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
		RFR	TBR	MMR	SHIBOR	SDRR	MI
面板 A 支付结算业态：PS-FT	MP	-0.0584*** (0.0170)	-0.0241*** (0.0072)	-0.0343*** (0.0051)	-0.0357*** (0.0076)	-0.0107* (0.0062)	0.0025*** (0.0005)
	MP×PS-FT	0.4137*** (0.0571)	0.1262*** (0.0327)	0.1086*** (0.0242)	0.2201*** (0.0560)	0.0548*** (0.0136)	-0.0095*** (0.0017)
面板 B 资源配置业态：RA-FT	MP	-0.0469*** (0.0165)	-0.0189** (0.0079)	-0.0311*** (0.0050)	-0.0350*** (0.0073)	-0.0134** (0.0063)	0.0028** (0.0012)
	MP×RA-FT	0.2058*** (0.0415)	0.1058*** (0.0269)	0.0922*** (0.0201)	0.1838*** (0.0458)	0.0569*** (0.0120)	-0.0078*** (0.0021)
面板 C 风险管理业态：RM-FT	MP	-0.0800*** (0.0161)	-0.0398*** (0.0087)	-0.0356*** (0.0048)	-0.0274*** (0.0069)	-0.0155** (0.0060)	0.0034*** (0.0011)
	MP×RM-FT	0.1516*** (0.0259)	0.0780*** (0.0207)	0.0621*** (0.0153)	0.0523* (0.0275)	0.0431*** (0.0088)	-0.0077*** (0.0015)
面板 D 信息处理业态：IP-FT	MP	-0.0853*** (0.0177)	-0.0420*** (0.0107)	-0.0461*** (0.0063)	-0.0581*** (0.0115)	-0.0214*** (0.0077)	0.0047*** (0.0013)
	MP×IP-FT	0.2963*** (0.0496)	0.1592*** (0.0397)	0.1358*** (0.0300)	0.2452*** (0.0617)	0.0992*** (0.0177)	-0.0188*** (0.0036)

(三) 商业银行微观特征异质性影响分析

在商业银行不同的微观特征下，关于金融科技对货币政策调控流动性创造的异质性影响，前文理论部分我们提出了假说 3-5，本部分进一步展开深入的实证分析，为此本文将微观特征变量与 $MP_t \times FT_t$ 再生成交互项，计量模型如下：

$$LC_{it} = \rho_0 + \rho_1 LC_{i,t-1} + \rho_2 MP_t + \rho_3 FT_t + \rho_4 MP_t \times FT_t + \rho_5 MP_t \times FT_t \times X_{it} + \rho_6 Control_{it} + \varepsilon_{it} \quad (63)$$

上述模型中的 X_{it} 为商业银行微观特征变量， X_{it} 依次表示为银行资本充足率 CAR、银行

风险代理变量——不良贷款率 NPL 、资产规模 $ASSET$ ——资产负债表披露的资产总额。回归结果参见表 8。

在面板 A-C 中，货币政策 MP 、金融科技 FT 、 FT 与 MP 的交互项系数符号仍然与基准回归一致。从面板 A 的资本充足率异质性可知，绝大部分 $MP \times FT \times CAR$ 三项交互项的系数符号与 $MP \times FT$ 系数符号相反，即验证了假说 H3b。从面板 B 银行风险异质性结果中，可以发现绝大部分 $MP \times FT \times NPL$ 三项交互项的系数符号与 $MP \times FT$ 系数符号相同，即验证了假说 H4a。再从面板 C 银行规模异质性结果中可发现，绝大部分 $MP \times FT \times ASSET$ 三项交互项的系数符号与 $MP \times FT$ 系数符号相同，即验证了假说 H5a。

综合表 8 面板 A-C 之后，我们可以得出以下结论：银行资产规模越大、资本充足率越低、风险承担越高，受到金融科技对货币政策调控流动性创造的冲击越强。

究其原因，关于银行资产规模，国有、股份制等大规模银行分布的机构网点更多更广（王晋斌和李博，2017），而银行设置物理网点具有成本高、管理难、服务地理受限等问题（余明桂等，2022），在金融科技的冲击中其业务受到了更多的冲击，其流动性创造功能受到更多损失。关于银行资本充足率，资本充足率更高的商业银行，意味着有更多的风险缓冲资本，因此在面对金融科技的规模替代效应与网络外部性效应时，高资本充足率的商业银行仍然具有更充足的资金来发挥流动性创造职能。关于银行风险，货币政策通过银行风险这一渠道会对商业银行流动性创造产生影响（邓向荣和张嘉明，2018），而金融科技的发展通过存款竞争效应^①降低了商业银行风险（郭品和沈悦，2019），再基于高风险领域贷款的限制政策（郭晔和赵静，2017），出具稳健性经营的考虑，具有高风险的商业银行在金融科技的冲击中就会缩减了更多业务，因而其流动性创造职能受损。

表 8 商业银行微观特征异质性影响分析

商业银行流动性创造 LC							
	货币政策 MP	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
		RFR	TBR	MMR	$SHIBOR$	$SDRR$	MI
面板 A: 资本充足率异质性检验	MP	-0.0581*** (0.0140)	-0.0241*** (0.0083)	-0.0338*** (0.0048)	-0.0375*** (0.0075)	-0.0111* (0.0060)	0.0041*** (0.0010)
	FT	-0.4771*** (0.0842)	-0.4615*** (0.1124)	-0.4761*** (0.1086)	-0.5357*** (0.1272)	-0.8415*** (0.1880)	-0.1428* (0.0803)
	$MP \times FT$	0.2997*** (0.0409)	0.1569*** (0.0246)	0.1499*** (0.0193)	0.2154*** (0.0412)	0.0716*** (0.0121)	-0.0030 (0.0033)
	$MP \times FT \times CAR$	-0.0068*** (0.0011)	-0.0040*** (0.0009)	-0.0041*** (0.0008)	-0.0049*** (0.0014)	-0.0010*** (0.0002)	-0.0007*** (0.0002)
面板 B: 银行风险异质性检验	MP	-0.0617*** (0.0143)	-0.0256*** (0.0082)	-0.0346*** (0.0049)	-0.0389*** (0.0075)	-0.0144** (0.0063)	0.0040*** (0.0010)
	FT	-0.4891*** (0.0888)	-0.4885*** (0.1089)	-0.4933*** (0.1063)	-0.5733*** (0.1249)	-0.9520*** (0.1838)	-0.1515* (0.0809)
	$MP \times FT$	0.1830*** (0.0378)	0.0895*** (0.0261)	0.0796*** (0.0201)	0.1355*** (0.0422)	0.0600*** (0.0121)	-0.0122*** (0.0035)
	$MP \times FT \times NPL$	0.0101** (0.0042)	0.0082*** (0.0018)	0.0065*** (0.0014)	0.0102*** (0.0022)	0.0014*** (0.0004)	-0.0001 (0.0015)
面板 C: 银行规模异质性检验	MP	-0.0565*** (0.0140)	-0.0256*** (0.0081)	-0.0341*** (0.0049)	-0.0394*** (0.0074)	-0.0147** (0.0065)	0.0039*** (0.0009)
	FT	-0.5369*** (0.0882)	-0.5303*** (0.1037)	-0.5346*** (0.1013)	-0.6164*** (0.1183)	-0.8764*** (0.2004)	-0.1724** (0.0802)
	$MP \times FT$	0.2043*** (0.0382)	0.1033*** (0.0252)	0.0905*** (0.0190)	0.1523*** (0.0407)	0.0522*** (0.0141)	-0.0133*** (0.0019)
	$MP \times FT \times ASSET$	0.0051*** (0.0014)	0.0028*** (0.0006)	0.0023*** (0.0005)	0.0036*** (0.0007)	0.0004*** (0.0001)	0.0005*** (0.0001)

六、机制检验

^① 在本文中即为金融科技的规模替代效应。

（一）机制检验的理论分析与变量选取

由前文可知，金融科技利用规模替代效应和网络外部性效应来影响货币政策调控商业银行流动性创造的有效性。而前文综合方程（22）、（26）、（32）、（42）分析可知，在一定货币政策力度下金融科技的冲击可能存在以下三种渠道：首先是从贷款利率（ r_l ）、市场利率（ r_m ）、贷款和同业净资产管理成本（ β_l 、 b_m ）的资产端；其次是从存款利率（ r_d ）、存款管理成本（ b_d ）的负债端；最后是从股权回报率（ r_k ）、资本管理成本（ b_k ）的权益端，用公式表示为：

$$\frac{\partial LC_i}{\partial FT} \Big|_{\text{货币政策MP: } r_d, r_l, r_m, e > 0} = \left(\frac{\partial LC_i}{\partial L_i} \cdot \frac{\partial L_i}{\partial FT} + \frac{\partial LC_i}{\partial M_i} \cdot \frac{\partial M_i}{\partial FT} \right) + \frac{\partial LC_i}{\partial D_i} \cdot \frac{\partial D_i}{\partial FT} + \frac{\partial LC_i}{\partial K_i} \cdot \frac{\partial K_i}{\partial FT} \quad (64)$$

为检验资产端 $\left(\frac{\partial LC_i}{\partial L_i} \cdot \frac{\partial L_i}{\partial FT} + \frac{\partial LC_i}{\partial M_i} \cdot \frac{\partial M_i}{\partial FT} \right)$ 、负债端 $\frac{\partial LC_i}{\partial D_i} \cdot \frac{\partial D_i}{\partial FT}$ 、权益端 $\frac{\partial LC_i}{\partial K_i} \cdot \frac{\partial K_i}{\partial FT}$ 三种影响渠道，以及结合金融科技的规模替代效应（substitution effect）和网络外部性效应（network externalities）所影响的经济指标，本文借鉴 Entrop et al.（2015）、郭品和沈悦（2019）的做法，选取平均计息收益 AII ——商业银行的利息收入除以平均生息资产作为资产端传导渠道变量；选择平均付息成本 AIE ——利息支出除以平均付息负债作为负债端传导渠道变量；再选取股权回报率 ROE 作为权益端传导渠道变量。

接下来，为了使机制检验结果更稳健，本文借鉴许和连等（2020）、余明桂等（2022）、孙亮和刘春（2022）的方法，采用两种方法进行机制检验。

（二）两种机制检验

首先，本文构建如下模型进行检验：

$$M_{it} = \beta_0 + \beta_1 M_{i,t-1} + \beta_2 FT_t + \beta_3 Control_{it} + \varepsilon_{it} \quad (65)$$

$$LC_{it} = \delta_0 + \delta_1 LC_{i,t-1} + \delta_2 MP_t + \delta_3 FT_t + \delta_4 MP_t \times FT_t + \delta_5 M_{it} + \delta_6 Control_{it} + \varepsilon_{it} \quad (66)$$

其中， M_{it} 表示三种影响渠道的机制变量—— AII 、 AIE 、 ROE 。模型采用系统 GMM 方法进行回归，回归结果参见表 9。

关于资产端的机制检验，第一，在面板 A 第（1）列中， FT 前系数显著为正表明金融科技的发展抬高了同业市场利率、贷款利率，提高了平均计息收益 AII 。根据理论分析的方程（15）、（20）可知 $M_i^s = \frac{r_m - r_b}{b_m}$ 、 $L_i^d = \frac{\varphi_F - q r_l}{\beta_l}$ ，因此这会增加银行的同业净资产供给 M_i^s ，

即 $\frac{\partial M_i^s}{\partial FT} > 0$ ，减少企业的贷款需求 L_i^d ，即 $\frac{\partial L_i^d}{\partial FT} < 0$ 。再从商业银行流动性创造的公式（22）

来看，这将减少商业银行的流动性创造水平（ $\frac{\partial LC}{\partial AII} < 0$ ）。第二，面板 A 第（2）-（3）列中

AII 前的系数显著为负，该结果也与第一条分析结果相吻合。因此，在一定货币政策力度下金融科技发展导致 AII 提高，减少了商业银行的流动性创造，削弱了货币政策的调控力度，验证了金融科技在资产端的影响渠道。

关于负债端的机制检验，与资产端同理。第一，面板 B 第（1）列中 FT 前系数显著为正，即金融科技迫使商业银行抬高其存款利率，从而提高了平均付息成本 AIE 。根据理论分析方程（14）可知 $D_i^d = \frac{r_b(1-e) - r_d}{b_d}$ ，这会减少商业银行的存款需求 D_i^d ，即 $\frac{\partial D_i^d}{\partial FT} < 0$ ，从而

降低了商业银行的流动性创造水平（ $\frac{\partial LC}{\partial AIE} < 0$ ）。第二，面板 B 第（2）-（3）列中 AIE 的系数显著为负，也与第一条分析结果一致。因此，在一定货币政策力度下金融科技发展导致 AIE 提高，减少了商业银行的流动性创造，弱化了货币政策的调控力度，进而验证了金融科技在负债端的影响渠道。

关于权益端机制检验，第一，面板 C 第（1）列中 FT 的系数显著为负，即金融科技削

减了商业银行的股东回报率 ROE 。由方程 (16) 可知 $K_i^d = \frac{r_b - r_k}{b_k}$ ，将增加商业银行的权益

资本需求 K_i^d ，即 $\frac{\partial K_i^d}{\partial FT} > 0$ ，从而降低了银行的流动性创造水平 ($\frac{\partial LC}{\partial ROE} > 0$)。第二，面板 C

第 (2) - (3) 列中 ROE 的系数显著为正，与第一条分析结果仍然一致。因此，在一定货币政策力度下金融科技发展致使 ROE 降低，减少了商业银行的流动性创造，弱化了货币政策的调控作用，验证了金融科技在权益端的影响渠道。

表9 机制分析：对机制变量的回归

因变量	AII	LC						
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
面板 A: 资产端的 渠道 检验	货币政 策MP		RFR	TBR	MMR	$SHIBOR$	$SDRR$	MI
	FT	0.1419*** (0.0328)	-0.3569*** (0.0951)	-0.5059*** (0.1150)	-0.5135*** (0.1191)	-0.6534*** (0.1330)	-0.8199*** (0.1885)	-0.1999** (0.0921)
	AII		-0.0029* (0.0015)	-0.0034** (0.0015)	-0.0032** (0.0015)	-0.0033** (0.0015)	-0.0028* (0.0016)	-0.0032** (0.0014)
	MP		-0.0455** (0.0211)	-0.0160 (0.0115)	-0.0309*** (0.0058)	-0.0392*** (0.0101)	-0.0146** (0.0057)	0.0022* (0.0013)
	$MP \times FT$		0.1183*** (0.0433)	0.1086*** (0.0297)	0.0994*** (0.0225)	0.1964*** (0.0444)	0.0520*** (0.0133)	-0.0093*** (0.0022)
	因变量	AIE	LC					
货币政 策MP		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
FT	0.0660*** (0.0097)	RFR	TBR	MMR	$SHIBOR$	$SDRR$	MI	
AIE		-0.0017*** (0.0004)	-0.0025*** (0.0003)	-0.0021*** (0.0003)	-0.0030*** (0.0005)	-0.0021*** (0.0003)	-0.0020*** (0.0003)	
MP		-0.0556*** (0.0168)	-0.0184* (0.0104)	-0.0350*** (0.0054)	-0.0408*** (0.0091)	-0.0032 (0.0051)	0.0030*** (0.0011)	
$MP \times FT$		0.1738*** (0.0392)	0.1052*** (0.0284)	0.0980*** (0.0209)	0.1804*** (0.0424)	0.0440*** (0.0113)	-0.0117*** (0.0020)	
因变量	ROE	LC						
货币政 策MP		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
FT	-0.0297*** (0.0090)	RFR	TBR	MMR	$SHIBOR$	$SDRR$	MI	
ROE		0.2678*** (0.1015)	0.2575** (0.1032)	0.2768*** (0.0984)	0.2565** (0.1013)	0.2229** (0.0943)	0.2901*** (0.0987)	
MP		-0.0579*** (0.0162)	-0.0228** (0.0101)	-0.0362*** (0.0054)	-0.0440*** (0.0088)	-0.0155** (0.0069)	0.0034*** (0.0010)	
$MP \times FT$		0.1900*** (0.0390)	0.1153*** (0.0274)	0.0998*** (0.0205)	0.1876*** (0.0435)	0.0555*** (0.0118)	-0.0125*** (0.0019)	

接下来，为了保证机制检验的稳健性，本文同时还构建了如下模型：

$$LC_{it} = \lambda_0 + \lambda_1 LC_{it-1} + \lambda_2 MP_t + \lambda_3 FT_t + \lambda_4 MP_t \times FT_t + \lambda_5 FT_t \times M_{it} + \lambda_6 Control_{it} + \varepsilon_{it} \quad (67)$$

其中， M_{it} 表示三种影响渠道的机制变量—— AII 、 AIE 、 ROE 。 $FT_t \times M_{it}$ 表示金融科技指数与三种机制变量的交互项。模型仍然采用系统 GMM 方法进行回归，回归结果参见表 10。

从表 10 交互项的系数来看， $FT \times AII$ 的系数显著为负，即 AII 越高的商业银行助长了金融科技的冲击作用，这与第一种机制检验方法的渠道推导公式—— $\frac{\partial AII}{\partial FT} > 0$ 、 $\frac{\partial LC}{\partial AII} < 0$ 相呼应。负债端 $FT \times AIE$ 的系数显著为负与资产端的结果同理，呼应了第一种机制检验方法的渠道推导公式—— $\frac{\partial AIE}{\partial FT} > 0$ 、 $\frac{\partial LC}{\partial AIE} < 0$ 。最后， $FT \times ROE$ 的系数显著为正，即 ROE 越高的商业银行抑制了金融科技的冲击作用，同样也呼应了第一种机制分析方法的渠道推导公式——

$-\frac{\partial ROE}{\partial FT} < 0$ 、 $\frac{\partial LC}{\partial ROE} > 0$ 。因此，采用交互项的检验方法符合三种传导渠道的内在逻辑（即资产端 $\frac{\partial AII}{\partial FT} \times \frac{\partial LC}{\partial AII} < 0$ ；负债端 $\frac{\partial AIE}{\partial FT} \times \frac{\partial LC}{\partial AIE} < 0$ ；权益端 $\frac{\partial ROE}{\partial FT} \times \frac{\partial LC}{\partial ROE} < 0$ ），从逻辑上能够验证金融科技在资产端、负债端以及权益端的影响。

表 10 机制分析：机制变量与金融科技指数生成交互项进行回归

	因变量	LC					
	货币政策MP	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
		RFR	TBR	MMR	SHIBOR	SDRR	MI
面板 A 资产端的渠道检验	FT	-0.3304*** (0.0980)	-0.4729*** (0.1211)	-0.4973*** (0.1192)	-0.6147*** (0.1306)	-0.6586*** (0.1667)	-0.1594* (0.0946)
	FT×AII	-0.0055*** (0.0021)	-0.0061*** (0.0020)	-0.0061*** (0.0019)	-0.0061*** (0.0020)	-0.0029* (0.0016)	-0.0058*** (0.0019)
	MP	-0.0425** (0.0215)	-0.0157 (0.0115)	-0.0324*** (0.0061)	-0.0379*** (0.0098)	-0.0062 (0.0051)	0.0024* (0.0014)
	MP×FT	0.1213*** (0.0440)	0.1137*** (0.0302)	0.1034*** (0.0231)	0.1973*** (0.0450)	0.0452*** (0.0114)	-0.0095*** (0.0023)
面板 B 负债端的渠道检验	FT	-0.4358*** (0.0868)	-0.4798*** (0.1137)	-0.5013*** (0.1112)	-0.6143*** (0.1277)	-0.6457*** (0.1640)	-0.1768** (0.0863)
	FT×AIE	-0.0032*** (0.0004)	-0.0041*** (0.0004)	-0.0040*** (0.0004)	-0.0041*** (0.0004)	-0.0033*** (0.0004)	-0.0036*** (0.0004)
	MP	-0.0565*** (0.0168)	-0.0192* (0.0104)	-0.0355*** (0.0054)	-0.0416*** (0.0091)	-0.0037 (0.0052)	0.0031*** (0.0011)
	MP×FT	0.1758*** (0.0392)	0.1072*** (0.0284)	0.0995*** (0.0209)	0.1828*** (0.0425)	0.0448*** (0.0113)	-0.0118*** (0.0020)
面板 C 权益端的渠道检验	FT	-0.5397*** (0.0865)	-0.5388*** (0.1064)	-0.5486*** (0.1036)	-0.6121*** (0.1221)	-0.8982*** (0.1833)	-0.2285*** (0.0797)
	FT×ROE	0.5425* (0.3098)	0.5825* (0.2972)	0.5484* (0.2977)	0.5408* (0.2991)	0.2099 (0.2530)	0.6018** (0.3058)
	MP	-0.0573*** (0.0142)	-0.0228*** (0.0084)	-0.0326*** (0.0051)	-0.0363*** (0.0078)	-0.0146** (0.0067)	0.0037*** (0.0010)
	MP×FT	0.1959*** (0.0392)	0.0989*** (0.0268)	0.0887*** (0.0200)	0.1460*** (0.0434)	0.0542*** (0.0124)	-0.0123*** (0.0020)

七、结论及启示

本文利用 2007-2021 年我国 190 家商业银行非平衡面板数据，研究金融科技发展如何影响货币政策对商业银行流动性创造的调控作用。研究表明：适度宽松的价格型、数量型货币政策都能提高银行流动性创造。金融科技可借由银行资产端、负债端、权益端三种渠道来弱化货币政策对银行流动性创造的调控作用，这一冲击在高资产规模、低资本充足率、高风险的银行中会更大。本文为发挥货币政策宏观调控银行流动性创造的主导地位提供了微观证据。

以上研究对于我国政策启示如下：第一，我国货币政策应继续实施利率走廊长效机制。在二十大会议所强调的深化金融体制改革背景下，推进利率市场化改革，加强中央银行政策利率体系构建，使之更加符合经济规律^①。在货币政策传导渠道方面，应发挥货币政策的总

^① 易纲在《党的二十大报告辅导读本》中发表署名文章《建设现代中央银行制度》。

量和结构双重功能，应当充分利用多重货币政策工具来有效疏通我国金融市场的传导机制，从银行存贷款利率、市场利率着手，例如中期借贷便利 MLF 的运用。也应加强运用新兴金融科技与货币政策工具的结合，提高对经济重点领域与薄弱环节的支持，以此强化从央行到商业银行再到实体经济的货币政策传导机制，保证货币当局宏观调控的主导性和货币政策的有效性。第二，商业银行既要有独立自主的业务创新意识，也要充分加强与新兴金融科技的合作。商业银行应充分吸收和借鉴金融科技带来的网络外部性效应，要及时普及并利用大数据、互联网等新兴信息技术，应借鉴这些工具的优势，来提升商业银行的核心竞争力，同时商业银行之间也要建立信息技术平台共享机制，从而能够拓展更多的业务以减少新兴金融科技带来的规模替代效应，进而使商业银行能够为社会公众发挥更多的流动性创造职能并更好地服务于实体经济。

参考文献

- [1] Berger, A. N. and Bouwman, C., 2009, *Bank Liquidity Creation*, Review of Financial Studies [J], 22(9), 3779~3837.
- [2] Berger, A. N. and Bouwman, C., 2017, *Bank Liquidity Creation, Monetary Policy and Financial Crises* [J], Journal of Financial Stability, 30(7), 139~155.
- [3] Boot, A., Hoffmann, P. and Laeven, L., 2021, *Fintech: What's Old, What's New?* [J], Journal of Financial Stability, 53, No.100836.
- [4] Chatterjee, U. K., 2018, *Bank Liquidity Creation and Recessions* [J], Journal of Banking and Finance, 90, 64~75.
- [5] Kapoor, S. and Peia, O., 2021, *The Impact of Quantitative Easing on Liquidity Creation* [J], Journal of Banking and Finance, 122, No.105998.
- [6] Kashyap, A. K., Stein, J. C. and Wilcox, D. W., 1993, *Monetary Policy and Credit Conditions: Evidence from the Composition of External Finance* [J], The American Economic Review, 83(1), 78~98.
- [7] Kashyap, A. K., Rajan, R. and Stein, J. C., 2002, *Banks as Liquidity Providers: An Explanation for the Coexistence of Lending and Deposit-Taking* [J], The Journal of Finance, 57(1), 33~73.
- [8] Bernanke, B. S. and Blinder, A. S., 1988, *Credit, Money, and Aggregate Demand* [J], The American Economic Review, 78(2), 435~439.
- [9] Borio, C. and Zhu, H., 2012, *Capital Regulation, Risk-Taking and Monetary Policy: A Missing Link in the Transmission Mechanism?* [J], Journal of Financial Stability, 8(4), 236~251.
- [10] Dell'Ariccia, G., Laeven, L. and Marquez, R., 2010, *Monetary Policy, Leverage, and Bank Risk-Taking* [R], IMF Working Paper, No.276.
- [11] Anginer, D., Asli, D. K. and Zhu, M., 2014, *How does Deposit Insurance Affect Bank Risk? Evidence from the Recent Crisis* [J], Journal of Banking and Finance, 48(10), 312~321.
- [12] Diamond, D. W. and Rajan, R. G., 2000, *A Theory of Bank Capital* [J], The Journal of Finance, 55(6), 2431~2465.
- [13] Diamond, D. W. and Rajan, R. G., 2001, *Liquidity Risk, Liquidity Creation, and Financial Fragility: A Theory of Banking* [J], Journal of Political Economy, 109(2), 287~327.
- [14] Entrop, O., Memmel, C., Ruprecht, B. and Wilkenset, M., 2015, *Determinants of Bank Interest Margins: Impact of Maturity Transformation* [J], Journal of Banking and Finance, 54(1), 1~19.
- [15] Feyzioglu, T., Porter, N. and Takats, E., 2009, *Interest Rate Liberalization in China* [R], IMF Working Paper, No.171.
- [16] Freixas, X. and Rochet, J., 2008, *Microeconomics of Banking* [M], MIT Press Books, No.0262062704.
- [17] Freixas, X., Martin, A. and Skeie, D. R., 2010, *Bank Liquidity, Interbank Markets and Monetary Policy* [J], Review of Financial Studies, 24(8), 2656~2692.
- [18] Fung, B., Molico, M. and Stuber, G., 2014, *Electronic Money and Payments: Recent Developments and Issues* [J], Bank of Canada Discussion Paper, No.2.
- [19] Gorton, G. and Winton, A., 2017, *Liquidity Provision, Bank Capital, and the Macroeconomy* [J], Journal of Money, Credit and Banking, 49(1), 5~37.
- [20] Jiang, L., Levine, R. and Lin, C., 2019, *Competition and Bank Liquidity Creation* [J], Journal of Financial and Quantitative Analysis, 54(2), 513~538.
- [21] Mumtaz, M. Z. and Smith, Z. A., 2020, *Empirical Examination of the Role of Fintech in Monetary Policy* [J], Pacific Economic Review, 25(5), 620~640.
- [22] Plassaras, N., 2013, *Regulating Digital Currencies: Bringing Bitcoin within the Reach of the IMF* [R], SSRN Working Paper, No.2248419.
- [23] Tang, Y., Li, Z., Chen, J. and Deng, C., 2021, *Liquidity Creation Cyclical, Capital Regulation and*

- Interbank Credit: Evidence from Chinese Commercial Banks* [J], *Pacific-Basin Finance Journal*, 67, No.101523.
- [24] Thakor, A. V., 2020, *Fintech and Banking: What do We Know?* [J], *Journal of Financial Intermediation*, 41, No.100833.
- [25] Toh, M. Y., Gan, C. and Li, H. Z., 2018, *Revisiting the Impact of Stock Market Liquidity on Bank Liquidity Creation: Evidence from Malaysia* [J], *Emerging Markets Finance and Trade*, 55(8), 1776~1802.
- [26] Dang, V. D., 2022, *Bank Liquidity Creation Under Micro Uncertainty: The Conditioning Role of Income Structure* [J], *Economic Modelling*, 112, No.105852.
- [27] 邓伟、姜娜、宋敏:《借贷便利创新工具改善了商业银行流动性创造吗?》[J],《国际金融研究》2022年第7期。
- [28] 邓向荣、张嘉明:《货币政策、银行风险承担与银行流动性创造》[J],《世界经济》2018年第4期。
- [29] 顾海峰、杨立翔:《互联网金融与银行风险承担:基于中国银行业的证据》[J],《世界经济》2018年第10期。
- [30] 郭品、沈悦:《互联网金融、存款竞争与银行风险承担》[J],《金融研究》2019年第8期。
- [31] 郭晔、程玉伟、黄振:《货币政策、同业业务与银行流动性创造》[J],《金融研究》2018年第5期。
- [32] 郭晔、赵静:《存款保险制度、银行异质性与银行个体风险》[J],《经济研究》2017年第12期。
- [33] 何剑、魏涛:《数字金融削弱了货币政策有效性吗?——来自上市公司投资行为的证据》[J],《财贸研究》2022年第2期。
- [34] 黄益平、黄卓:《中国的数字金融发展:现在与未来》[J],《经济学(季刊)》2018年第4期。
- [35] 李苍舒、沈艳:《数字经济时代下新金融业态风险的识别、测度及防控》[J],《管理世界》2019年第12期。
- [36] 李建军、姜世超:《银行金融科技与普惠金融的商业可持续性——财务增进效应的微观证据》[J],《经济学(季刊)》2021年第3期。
- [37] 刘澜飏、齐炎龙、张靖佳:《互联网金融对货币政策有效性的影响——基于微观银行学框架的经济学分析》[J],《财贸经济》2016年第1期。
- [38] 李明辉、孙莎、刘莉亚:《货币政策对商业银行流动性创造的影响——来自中国银行业的经验证据》[J],《财贸经济》2014年第10期。
- [39] 吕思聪:《外部监管和货币政策对中国商业银行流动性创造能力的影响研究》[J],《国际金融研究》2018年第5期。
- [40] 马勇、姚驰:《双支柱下的货币政策与宏观审慎政策效应——基于银行风险承担的视角》[J],《管理世界》2021年第6期。
- [41] 邱晗、黄益平、纪洋:《金融科技对传统银行行为的影响——基于互联网理财的视角》[J],《金融研究》2018年第11期。
- [42] 孙亮、刘春:《监管科技化如何影响企业并购绩效?——基于证监会建立券商工作底稿科技管理系统的准自然实验》[J],《管理世界》2022年第9期。
- [43] 宋清华、谢坤、邓伟:《金融科技与货币政策有效性:数量型与价格型工具的比较研究》[J],《国际金融研究》2021年第7期。
- [44] 盛天翔、范从来:《金融科技、最优银行业市场结构与小微企业信贷供给》[J],《金融研究》2020年第6期。
- [45] 申宇、任美旭、赵静梅:《经济政策不确定性与银行贷款损失准备计提》[J],《中国工业经济》2020年第4期。
- [46] 唐松、伍旭川、祝佳:《数字金融与企业技术创新——结构特征、机制识别与金融监管下的效应差异》[J],《管理世界》2020年第5期。
- [47] 王晋斌、李博:《中国货币政策对商业银行风险承担行为的影响研究》[J],《世界经济》2017年第1期。
- [48] 吴晓求:《中国金融的深度变革与互联网金融》[J],《财贸经济》2014年第1期。
- [49] 王周伟、王衡:《货币政策、银行异质性与流动性创造——基于中国银行业的动态面板数据分析》[J],《国际金融研究》2016年第2期。
- [50] 项后军、曾琪:《期限错配、流动性创造与银行脆弱性》[J],《财贸经济》2019年第8期。
- [51] 熊健、张晔、董晓林:《金融科技对商业银行经营绩效的影响:挤出效应还是技术溢出效应?》[J],《经济评论》2021年第3期。
- [52] 许和连、金友森、王海成:《银企距离与出口贸易转型升级》[J],《经济研究》2020年第11期。
- [53] 徐明东、陈学彬:《货币环境、资本充足率与商业银行风险承担》[J],《金融研究》2012年第7期。
- [54] 谢平、石午光:《金融产品货币化的理论探索》[J],《国际金融研究》2016年第2期。
- [55] 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年第10期。
- [56] 喻微锋、郑建峡:《互联网金融、货币政策与银行风险承担》[J],《统计研究》2022年第6期。
- [57] 周光友、张逸佳:《持币动机、电子货币替代与货币供给》[J],《金融研究》2018年第11期。
- [58] 郑联盛:《中国互联网金融:模式、影响、本质与风险》[J],《国际经济评论》2014年第5期。
- [59] 战明华、汤颜菲、李帅:《数字金融发展、渠道效应差异和货币政策传导效果》[J],《经济研究》2020,

年第 6 期。

- [60] 战明华、张成瑞、沈娟：《互联网金融发展与货币政策的银行信贷渠道传导》[J]，《经济研究》2018 年第 4 期。
- [61] 郑志来：《互联网金融对我国商业银行的影响路径——基于“互联网+”对零售业的影响视角》[J]，《财经科学》2015 年第 5 期。