

流动性冲击下的银行间市场利率波动

黄志刚¹

中央财经大学金融学院

摘要：本文建立了一个银行间资金拆借市场的动态模型，给我国短期利率波动性加剧现象提供了一个理论分析框架。理论分析发现，流动性冲击是引起货币市场利率大幅波动的直接原因，而货币政策和信贷市场的结构性和趋势性变化加剧了这种波动。这些因素包括：长期宽松货币政策引起的商业银行过度依赖央行的流动性提供、预期到的流动性冲击的暂时性特征、商业银行贷款长期化，以及金融脱媒加速引起的存款资金来源受限。采用我国金融数据的实证分析证实了上述结论，且发现，货币政策的趋势性变化对于流动性冲击效应的放大作用更为显著。

关键词：短期利率、银行间拆借市场、流动性冲击、金融脱媒

Volatility of Interbank Interest Rate under Liquidity Shocks

Abstract: I set up a dynamic model of interbank lending market to provide a theoretical framework for explaining the phenomenon of raising volatility of China's interbank interest rate. I find that liquidity shocks is a direct cause of interbank rate fluctuations, and further, the liquidity shock effect will be accelerated by several factors from credit market and monetary policy. These factors including: (1) liquidity dependence of commercial banks on central bank's liquidity providing, (2) expectation of transition property of liquidity shocks, (3) term mismatching of commercial bank's balance sheet, and (4) financial dis-intermediation. Using China's financial data, I find that these theoretical results are confirmed. The empirical analysis shows that changes of monetary policy is more significant than others to amplify liquidity shock effect.

Key Words: short-term interest rate, Inter-bank lending market, liquidity shocks, financial dis-intermediation.

FEL: E43, G21, E52

¹ 黄志刚，中央财经大学金融学院，邮箱：zghuang@pku.edu.cn。特别感谢中央财经大学“宏观金融组”各位成员提出的建议。本文得到教育部 2012 年全国优秀博士学位论文作者专项资金资助项目“金融视角下新兴市场国家的货币政策理论与实践”（201301）、教育部 2014 年哲学社会科学重大课题攻关项目（14JZD016）和国家自然科学基金项目（71673318）的资助。

一、引言

一个稳健高效的货币市场既是推动利率市场化的重要条件,又是利率市场化的重要目标之一。然而,随着我国金融市场的发展,货币市场利率呈现出阶段性的剧烈波动成为一个突出的金融现象。这种阶段性的剧烈波动通常发生在货币政策较紧的时期。流动性趋紧引起利率上升和波动是符合直觉的现象。但是,伴随的一个明显的特征是,短期利率的波动呈现不断加剧的特点。在 2013 年这种特征达到了空前的高潮。2013 年 6 月,货币市场利率发生一次引人瞩目的异常波动,SHIBOR 隔夜品种飙升至 13.4% (6 月 20 日日均值),这一事件被形象的称为“钱荒”。一时,“钱荒”事件成为各界讨论的热点,关于“钱荒”产生的原因众说纷纭,包括“货币空转论”、“QE 退出论”、“期限错配论”、“货币紧缩论”、“惜贷论”等等。这些莫衷一是的说法使得“钱荒”事件变得扑朔迷离。本文通过理论建模,尝试为理解新千年以来我国金融市场中的短期利率剧烈波动现象提供一个理论分析框架;同时采用实证分析,检验短期利率波动加剧的决定因素。

从理论上来说,短期利率波动属于利率期限结构的一种表现。在短期利率波动加剧期间,通常看到 SHIBOR 的短端利率大幅度上升,而长段利率变化不大,利率期限结构呈现出负斜率特征。传统理论对于利率期限结构的解释包括:预期理论、市场分割理论,以及期限结构与流动性升水理论。然而,这些理论孰优孰劣还有待验证,更重要的是这些传统理论并没有回答利率如何变化的问题,而只解释了不同期限利率之间的关系。所以,我们不能简单的采用传统的利率期限结构理论来解释短期利率异常波动现象。

在国外文献中,对货币市场利率波动的研究最新热潮兴起于 2007-08 金融危机之后。由于危机期间成熟经济体的货币市场出现了大幅度的波动,引发了一大批关于银行间市场的理论和实证研究。这些文献关注的主要问题是,是什么原因引起危机期间银行间市场利率出现异常的波动,尤其是异常的期限溢价 (Term Premia)²? 在实证上,主要围绕期限溢价决定因素的争论展开。期限溢价可以分解为两类风险溢价:交易对手信用风险和流动性风险。一些实证研究表明,危机期间的期限溢价剧烈波动主要是由于银行间市场中交易对手的信用风险变化引起的 (Taylor and Williams, 2008a, 2008b)。而另一些文献则发现,危机期间的期限溢价剧烈波动主要决定因素是商业银行的流动性风险剧烈变化 (McAndrews, Sarkar and Wang,

² 文献中提到的“期限溢价”指银行间市场拆借利率与无风险利率之差与期限之间的关系。大量研究的“期限溢价”对象都是伦敦银行间同业拆借利率 (LIBOR) 与隔夜指数互换 (Overnight Indexed Swap, OIS) 利率之差,简称为“LIBOR-OIS 溢价”。LIBOR-OIS 溢价是一种衡量银行间不同期限贷款的信用风险和流动性风险大小的指标。通常, OIS 利率被认为是消除了交易对手风险的银行间借贷利率。

2008; Michaud and Upper, 2008; Schwarz, 2009)。更加细致的分析发现，交易对手信用风险溢价和流动性风险溢价对不同期限的溢价影响不同：对于短端利率来说，流动性风险溢价是主要决定因素；对于长端利率来说交易对手信用风险溢价是主要决定因素（Filipovic and Trolle, 2013）。另外，还有研究从风险溢价的时变特征来分析危机期间的银行间市场利率波动，认为风险溢价（包括交易对手信用风险和流动性风险）随时间变化是引起危机期间的银行间利率波动主因（Smith, 2010）。因此，在实证上，对于危机期间的银行间市场剧烈波动的原因尚未形成一致看法。

在理论研究方面，绝大多数文献从流动性风险视角出发，认为银行预防性的流动性需求变化是银行间市场波动的主要决定因素，而对于引起预防性动机的原因有不同的看法。一些文献认为，银行的预防性流动性需求是由银行间借贷活动的变化引起的。其中，Acharya and Skeie(2011)认为引起银行间活动变化的因素是“展期风险(Rollover risk)”，而 Furfine(2000)将其称为“银行间支付(Interbank payments)”。他们认为展期风险的上升（或银行间支付）的增加，会导致银行对预防性储备需求的增加，从而导致货币市场利率上升。另一些文献从银行间市场的不完善性出发刻画银行预防性的流动性需求。其中，Allen, Carletti and Gale（2009）认为，由于市场不完善，银行无法有效冲销其流动性风险，从而增加了流动性需求，这会导致利率的过度波动。Adam, James and David（2011）从银行间市场的有限参与和信贷约束两方面刻画银行间市场的不完善，分析发现有限参与约束能够解释银行过度持有隔夜储备和货币市场利率的高波动性现象。

2011 年开始出现的国内货币市场利率异常波动现象一开始并没有引起学界的广泛关注，直到 2013 年 6 月出现“钱荒”事件，货币市场利率问题才得到国内学者的广泛讨论，并且对于利率异常波动提出了不同的解释。这些解释包括“货币空转论”、“QE 退出论”、“期限错配论”、“货币紧缩论”和“惜贷论”等。“货币空转论”认为，“钱荒”是由于银行间“货币空转”导致的（张晓玫、弋琳，2013；朱孟楠、侯哲，2013）。所谓的货币空转指资金以各种复杂的金融工具形式在金融机构之间打转，而没有流入实体经济的现象。但是，“货币空转”这个词只停留在概念的层面，并没有理论和定量的分析。“QE 退出论”认为，“钱荒”是由于美国 QE 政策宣布退出引起的资金外流所致（周茂清，2013；张明，2013；贾甫、冯科、韦静强，2014）。美联储宣布 QE 退出之后，我国国际收支盈余出现了明显的下降，导致央行外汇干预压力下降，甚至从 2013 年 6 月份开始的数月间都出现了出售外汇资产的局面，这引起了银行间流动性不足。“期限错配论”强调商业银行的经营活动引起的短借长贷问题恶化对于货币市场的压力（周茂清，2013；贾甫、冯科、韦静强，2014）。由于资产负债的

期限错配恶化, 银行对于流动性需求上升, 引起货币市场利率上升。但是, 朱孟楠、侯哲(2013)认为, 商业银行并不存在流动性缺乏问题, 期限错配不是“钱荒”原因; 他们提出“惜贷论”, 认为是商业银行的惜贷行为引起了“货币空转”, 从而造成了“钱荒”。“货币紧缩论”则更多的从中央银行突发性的收缩货币供给角度强调“钱荒”原因。如张明(2013)提出, 在外部资金流入趋缓, 银行流动性需求上升的背景下, 央行拒绝入市干预导致了“钱荒”。

关于“钱荒”的各种看法都有合理性, 但是, 这些分析还主要停留在定性的讨论上, 缺乏一个系统性的分析框架对各种因素进行综合。本文试图弥补这个缺陷, 为银行间市场行为建立一个局部均衡模型, 将多种影响市场均衡的因素引入模型中, 系统性的分析各种因素共同作用如何影响银行间市场均衡, 为短期利率异常波动现象提供一个理论框架。

本文的模型从商业银行的利润最大化视角出发, 讨论商业银行在银行间市场的流动性需求和供给决定因素。本文的模型可以看作是一种引入了调整成本的“预期假说”版本; 也可以看作是一种“市场不完善”视角的银行间市场, 但是强调的是存贷款市场不完善对于银行间市场均衡的影响。本文假设流动性风险是商业银行对银行间流动性需求的决定因素。由于快速调整存款和贷款困难重重, 商业银行可以借助银行间市场投融资来管理流动性风险。商业银行有两个流动性来源: 来自于市场的流动性和来自于央行的流动性。本文的主要理论发现包括三点: 第一, 系统性的流动性冲击是导致银行间市场利率波动的重要原因。第二, 当商业银行对于央行提供的流动性依赖过高时, 面临流动性冲击, 银行间市场利率的波动性会加剧。第三, 信贷市场结构性变化(包括资金的期限错配加剧和金融脱媒)会引起商业银行资金来源和资金运用的灵活性下降, 从而引起银行间市场利率过度波动。采用我国的金融数据实证分析证实了上述发现。

本文的创新点主要有三个方面: 第一, 本文从微观视角建立了一个银行间市场的理性预期动态模型。该模型从微观角度刻画商业银行对于银行间市场流动性资金的需求和供给, 为分析银行间市场的行为提供了框架。第二, 从理论上来说, 本文的模型拓展了利率期限结构理论, 将利率期限结构理论分析推广到纯粹的流动性资产(不直接进入生产领域的资产)。第三, 本文提供了“钱荒”事件的综合分析框架。该框架能够将多种因素有机的结合在一起, 分析各种因素如何相互作用, 影响银行间市场均衡。

本文的结构安排如下。第二部分给出了模型的具体假设和结构。第三部分分析模型的动态特征, 包括货币市场利率的决定因素和银行资产负债结构的决定。第四部分分析流动性冲击下的货币市场利率决定, 详细分析各种影响利率变化因素的作用机理。第五部分进行实证检验。最后, 第六部分是本文的结论。

二、模型

本文的建模灵感来自于 Aksoy and Basso (2014)，但是本文的模型在很多方面不同于该模型。主要区别之一是，本文引入的短期和长期资产与 Aksoy and Basso (2014)引入的两类期限的资产设定不同。Aksoy and Basso (2014)假设两种资产的收益率与两类资产的边际生产力关系密切，即两类资产都是生产性资产；本文假设短期资产不是生产性的，而是为长期生产性资产提供流动性服务的资产。这种设定的差别破解了期限结构波动性问题，使得我们的设定能够产生出短期利率高波动性，而无需长期利率过度波动³。另外，不同于 Aksoy and Basso (2014)，为了清晰刻画银行间市场的特征，本模型采用局部均衡分析的方法，假设经济的基本面是外生的。这种设定对于分析银行间市场的短期行为是合理的。通常银行间市场的短期波动不会与经济基本面变量很快的形成互为因果的均衡关系，因而分析银行间市场的短期特征时，将经济基本面因素看作是外生变量是合适的。

(一) 模型的基本设定

假设经济中存在连续统 $[0,1]$ 的商业银行经营存贷业务。商业银行可以经营两类资产，短期流动性资产（或负债）和长期贷款。假设短期流动性资产（或负债）可以在当期进行调整。长期贷款持续存在，不能灵活进行调整。对于一家银行来说，长期贷款调整存在两个状态：（1）维持原来的贷款规模不变，（2）根据经济环境进行调整。假设在每一期，一家银行只有 $1-\theta$ 概率有调整贷款的机会，余下 θ 概率只能维持其贷款规模不变，与上一期相同⁴。

假设银行 i 在 t 期的贷款规模是 $L_{i,t}$ ，它可能取两个值，要么灵活调整，贷款规模调整到 $L_{i,t} = L_{i,t}^o$ ；要么无法灵活调整，贷款规模维持在上一期的水平， $L_{i,t} = L_{i,t-1}$ 。商业银行的目标是最大化持续经营的利润。假设商业银行是风险中性的，其时间偏好率是 β ，那么商业银行 i 的目标函数是：

$$\text{Max } E_t \sum_{s=1}^{\infty} \beta^s \pi_{i,t+s} \quad (1)$$

假设长期贷款的利率为固定利率，利率水平提前一期确定。其每期的利息由上一期确定的贷款利率 $r_{L,t-1}$ 和贷款量 $L_{i,t-1}$ 决定。商业银行的资金来源包括存款 D_i 和中央银行的再贷款

³ Aksoy and Basso (2014)的模型存在的一个与利率期限结构特征事实不符的特点是，长期利率的波动性高于短期利率波动性。这与其模型的特定假设导致的。

⁴ 这一设定与新凯恩斯主义模型中的 Calvo 定价机制具有类似之处，只是 Calvo 定价机制中，具有粘性调整的是价格，本文设定中，具有粘性调整的变量是贷款量。

T_t ，存款和再贷款的利率分别是 $r_{D,t}$ 和 $r_{T,t}$ 。此外，假设存在银行间资金市场（货币市场），商业银行可以在货币市场进行融资或者投资。设商业银行 i 的货币市场资金来源是 $S_{i,t}$ ，货币市场利率是 $r_{S,t}$ 。此处的货币市场资金即为商业银行的短期流动性资产或负债。根据这些设定，商业银行的利润定义为⁵：

$$\pi_{i,t} \equiv r_{L,t-1}L_{i,t-1} - r_{S,t}S_{i,t} - r_{D,t}D_{i,t} - r_{T,t}T_{i,t} - \frac{\phi}{2}(D_{i,t} - D_{i,t-1})^2 - \frac{\psi}{2}(L_{i,t} - L_{i,t-1})^2 \quad (2)$$

利润函数中最后两项分别是存款和贷款的调整成本。其中， $(\phi/2)(D_{i,t} - D_{i,t-1})^2$ 是存款的调整成本。引入存款调整成本符合我国信贷市场特征。在利率非市场化环境下，由于存款利率低，存款市场存在激励的竞争，“拉存款”成为各家银行业务竞争的关键所在。“拉存款”活动客观上使得银行的存款资金成本除了利率外，还有额外的成本。这种额外的成本我们用存款调整成本来刻画。

贷款的调整成本是 $(\psi/2)(L_{i,t} - L_{i,t-1})^2$ 。该成本只发生在银行进行调整其贷款规模的状态下；在无法调整贷款规模状态下，无贷款调整成本。贷款的调整成本用于反映贷款的流动性。参数 ψ 值越高，贷款调整成本越大，贷款的边际变化的成本也越大，从而贷款调整越困难，流动性越低。贷款的调整成本体现了银行开发新贷款和发放原贷款之间的成本差异。通常来说，对于商业银行给老客户发放贷款成本低，而进行新客户的开发成本高。贷款的调整成本反映了新贷款开发的成本。

从流动性角度看，调整成本参数 ψ 与调整概率参数 θ 都是反映贷款流动性大小的参数。但是，在本模型中，两者的作用有明显的区别。其区别在于，不同银行是否有机会调整贷款的设定创造了货币市场的资金供给和需求，从而可以分析货币市场特征。比如，经济面临有利冲击时，银行需要扩大信贷规模。对于有机会调整信贷的银行来说，它将扩大信贷，由于其存款资金来源受限，它需要在货币市场中融资。而对于没有机会调整信贷的银行来说，发

⁵ 本模型对于短期和长期的设定是，将本期借入，并在本期支付本期资金的利息，下一期根据需要可以灵活调整规模，这样一类资金看成短期资金；而将本期借入，约定下一期支付利息，并且下一期不能完全灵活调整规模，受本期规模的决定或影响，这样一类资金看成长期资金。在模型中，货币市场融资、存款和央行的再贷款被设定为短期资金，贷款被设定为长期资金。因此，本模型只用了两期框架就区分了短期和长期的问题。这样的设定主要是通过资金的流动性大小来区分短期和长期。这种设定与银行资产负债期限结构特征基本吻合，通常银行的资金来源平均期限要低于资金运用。这种设定与金融危机后关于货币市场波动研究的很多模型设定不同。后者通常是通过三期模型来设定短期和长期，其中，第 0 期借入，第 1 期偿还是短期；第 0 期借入，第 2 期偿还是长期。本模型与此不同。文献中也可以找到大量的模型与本文的设定是一致的。如宏观经济模型中引入运营资金（working capital）的设定，像 Christiano and Eichenbaum（1995）和 Christiano et al.（2010）等。还有如内部货币和外部货币模型，像 Chari et al.（1995）。本模型的设定可以直接放在无穷期限时间里分析经济的动态特征，而三期模型由于期限设定所限，通常只能进行比较静态分析。

现货币市场收益率上升，它将成为货币市场资金供给者。因此，是否能够调整信贷规模的设定可以清晰的刻画货币市场供给和需求特征。对于调整成本来说，主要反映长期贷款发放的特征。通常来说，商业银行给老客户放贷速度较快，而对于新开发的客户通常需要进行耗时耗力的准备才能实现。我们采用新增贷款的调整成本来刻画信贷的这种特征。贷款调整成本的存在使得银行在调整资产负债表时存在权衡：通过调整贷款规模还是通过银行间市场融资来实现流动性需求。

对于商业银行 i 来说，其资金来源包括存款 $D_{i,t}$ 、货币市场拆入 $S_{i,t}$ 、央行再贷款 $T_{i,t}$ ⁶ 和股东权益 $Z_{i,t}$ ，资金运用是长期贷款 $L_{i,t}$ 。因此，商业银行资产负债平衡表是：

$$D_{i,t} + S_{i,t} + T_{i,t} + Z_{i,t} = L_{i,t} \quad (3)$$

股东权益 $Z_{i,t}$ 由上一期的股东权益和上一期末分配利润组成，它是一个前定变量，不受当期变量的影响。为了简化模型，不失一般性，不妨假设股东权益固定不变，为 Z_i 。也即银行每一期通过恰当的分红政策和股权融资政策维持其股东权益固定。假设央行再贷款的提供满足如下关系：

$$T_{i,t} = \tau L_{i,t} + x_t \quad (4)$$

即，再贷款由两个部分组成，一部分是根据商业银行贷款的规模成比例发放，比例系数是 τ ，另一部分是外生随机项 x_t ，定义为“流动性冲击”。货币投放与贷款规模挂钩的设定用于反映长期来，中国人民银行的货币投放特征。对于商业银行来说，中央银行的货币供给扩张成为了商业银行的重要资金来源。这种政策的长期化，使得商业银行形成了流动性来源的预期，从而影响商业银行的经营决策。

（二）银行的最优贷款决策

商业银行 i 的最优化问题是，在资产负债约束(3)下，选择每期的存款规模 $D_{i,t}$ 、货币市场拆入规模 $S_{i,t}$ 和贷款规模 $L_{i,t}$ ，最大化利润目标(1)。由于每家银行在同一期可能有机会调整贷款规模，也可能没有机会调整贷款规模。因此，每一期不同商业银行面临的问题不同。我们采用动态规划方法来求解该问题。对于银行 i 来说，令在 t 期有机会调整贷款规模时，

⁶ 模型中所指的“再贷款”在实际中应该表示所有的央行流动性注入，包括央行的公开市场操作、外汇市场干预、央行票据的发行和回收、再贴现和再贷款，甚至黄金的买卖等。为了模型的简化，我们将央行的流动性注入简化为模型中的再贷款。

其目标函数的值函数是 $V_t(L_{i,t-1}, D_{i,t-1})$ ；没有机会调整贷款规模的值函数是 $W_t(L_{i,t-1}, D_{i,t-1})$ 。

若 t 期商业银行有调整贷款规模机会，则它的值函数满足如下贝尔曼（Bellman）方程：

$$V_t(L_{i,t-1}, D_{i,t-1}) = \text{Max}\{\pi_{i,t}^o + \beta E_t[(1-\theta)V_{t+1}(L_{i,t}^o, D_{i,t}^o) + \theta W_{t+1}(L_{i,t}^o, D_{i,t}^o)]\} \quad (5)$$

带上标“O”的变量表示在当期可以灵活调整贷款规模时的最优值。若 t 期该商业银行没有机会调整贷款规模，则它的值函数满足贝尔曼方程：

$$W_t(L_{i,t-1}, D_{i,t-1}) = \text{Max}\{\pi_{i,t}^N + \beta E_t[(1-\theta)V_{t+1}(L_{i,t}^N, D_{i,t}^N) + \theta W_{t+1}(L_{i,t}^N, D_{i,t}^N)]\} \quad (6)$$

带上标“N”的变量表示在当期无法调整贷款规模时的最优值。

结合方程(3)和(4)得到，商业银行 i 的货币市场拆借资金满足如下关系：

$$S_{i,t} = (1-\tau)L_{i,t} - D_{i,t} - Z_i - x_t \quad (7)$$

将其带入利润函数(2)，得到商业银行有机会调整贷款和无机会调整贷款时的利润函数：

$$\pi_{i,t}^o = r_{L,t-1}L_{i,t-1} - r_{A,t}L_{i,t} - (r_{D,t} - r_{S,t})D_{i,t} - r_{S,t}Z_i - (r_{T,t} - r_{S,t})x_t - \frac{\phi}{2}(D_{i,t}^o - D_{i,t-1})^2 - \frac{\psi}{2}(L_{i,t}^o - L_{i,t-1})^2 \quad (8)$$

$$\pi_{i,t}^N = r_{L,t-1}L_{i,t-1} - r_{A,t}L_{i,t}^N - (r_{D,t} - r_{S,t})D_{i,t}^N - r_{S,t}Z_i - (r_{T,t} - r_{S,t})x_t - \frac{\phi}{2}(D_{i,t}^N - D_{i,t-1})^2 - \frac{\psi}{2}(L_{i,t}^N - L_{i,t-1})^2 \quad (9)$$

其中， t 期无机会调整贷款时的贷款满足： $L_{i,t}^N = L_{i,t-1}$ 。另外，定义 $r_{A,t} \equiv (1-\tau)r_{S,t} + \tau r_{T,t}$ ，表示商业银行的平均融资成本。

经过求解，商业银行的最优存款决策满足（参见附录 A）：

$$D_{i,t}^o = D_{i,t}^N \equiv D_{i,t} \quad (10)$$

$$r_{S,t} = r_{D,t} + \phi\Delta D_{i,t} - \beta\phi\Delta D_{i,t+1|t} \quad (11)$$

公式(10)表明，无论商业银行是否有调整贷款的机会，它的存款融资需求都相同。其原因是，商业银行可以在统一的银行间市场进行投融资。无论银行处于何种状态，其资金的机会成本相同。因此，它的存款融资的动机不会因是否有贷款调整机会而有差异。公式(11)表明，最优存款规模由银行吸收存款的边际成本与边际收益相等决定。公式的左边是一单位存款增加可以获得的收益，即投资于货币市场的收益。公式右边是存款的边际成本，包括存款的利率和存款的边际调整成本。一单位的存款增加，增加本期的调整成本为 $\phi\Delta D_t$ ，同时降低下一期的调整成本为 $\phi\Delta D_{t+1}$ 。因此，存款变动总的调整成本变化是本期调整成本的增加加上预期到的下一期调整成本下降的现值之和， $\phi\Delta D_t - \beta\phi\Delta D_{t+1|t}$ 。

商业银行的最优贷款决策方程满足（推导见附录 A）：

$$r_{A,t} + \psi(L_{i,t}^o - L_{i,t-1}) = \beta \left[\theta \sum_{s=1}^{\infty} (\beta\theta)^{s-1} (r_{L,t+s-1|t} - r_{A,t+s|t}) + (1-\theta) \sum_{s=1}^{\infty} (\beta\theta)^{s-1} V_{t+s|t}^L(L_{i,t}^o) \right] \quad (12)$$

方程的左边是增加一单位贷款规模 L_t^o 的边际成本，边际成本包括：增加一单位贷款所需的融资成本 $r_{A,t}$ ，以及增加一单位贷款带来的调整成本 $\psi(L_{i,t}^o - L_{i,t-1})$ 。方程的右边是 t 期增加的这一单位贷款所带来的边际收益，包括：未来都不能调整贷款情形下，当期这一额外贷款带来的未来收益之和（中括号中的第一项）；以及未来能够调整贷款情形下，这一额外贷款对未来收益的影响和调整成本的节省（中括号中的第二项）。因此，方程(12)表明，最优贷款决策满足边际成本等于边际收益原则。

社会贷款总量由可调整贷款银行和不可调整贷款银行的所有贷款组成。根据设定，可调整贷款的比例为 $1-\theta$ ，不可调整贷款的比例为 θ 。因此，社会贷款总量是：

$$L_t = (1-\theta)L_t^o + \theta L_{t-1} \quad (13)$$

其中， $L_t^o \equiv \frac{1}{1-\theta} \int_{i \in O} L_{i,t}^o di$ 表示可调整贷款的银行平均的贷款规模。结合公式(12)和(13)，经过一些计算，得到全社会贷款的动态决定方程：

$$\Delta L_t = \beta \Delta L_{t+1|t} + \eta (\beta r_{L,t} - r_{A,t}) \quad (14)$$

其中， $\eta \equiv \frac{(1-\theta)(1-\beta\theta)}{\beta\psi(1-\beta\theta^2)}$ ，全社会贷款 $L_t \equiv \int_{i \in [0,1]} L_{i,t} di$ 。公式(14)表明，当期的贷款供给增

加由贷款的净收益 $\beta r_{L,t} - r_{A,t}$ 和预期到的未来贷款规模变化 $\Delta L_{t+1|t}$ 两种因素决定。首先，贷款的净收入与贷款规模正相关。当贷款的净收益上升时，当期全社会贷款数量增加。但是，增加的幅度受到参数 η 决定。贷款的调整成本参数 ψ 和贷款无法调整的概率 θ 共同决定了参数 η 。贷款调整成本参数 ψ 越大，或者贷款无法调整的概率 θ 越大，参数 η 就越低。这意味着当期贷款收益的变化对当期贷款的影响越小。其原因在于，这两个参数都反映了贷款流动性的大小： ψ 和 θ 越大，贷款的流动性越低。因此，贷款的灵活性就越小。其次，预期贷款规模上升与当期贷款正相关。如果预期到下一期需要增加贷款量，根据方程(14)，当期贷款量就将增加。这里的原因在于贷款粘性因素。因为，当期一旦制定了某一贷款量，未来有无法改变该规模的可能。因此，如果预期到未来有好的贷款机会需要增加贷款，当期就应该提前增加，以博取未来高收益的好处。

(三) 货币市场均衡

在货币市场中，商业银行之间从事短期资金的拆入和拆出。市场均衡满足拆借资金之和为零。即：

$$(1-\theta)S_t^O + \theta S_t^N = 0 \quad (15)$$

其中， $S_t^O = \frac{1}{1-\theta} \int_{i \in O} S_{i,t}^O di$ 表示 t 期调整贷款规模的商业银行的平均同业拆借资金规模，

$S_t^N = \frac{1}{\theta} \int_{i \in N} S_{i,t}^N di$ 表示 t 期无法调整贷款规模的商业银行的平均同业拆借资金规模。商业银

行 i 的资产负债平衡表(3)表明，货币市场拆借资金头寸为： $S_{i,t} = (1-\tau)L_{i,t} - D_{i,t} - Z_i - x_t$ ，

将 t 期是否可调整贷款的两类商业银行资产负债平衡表分别加总平均得到：

$$S_t^j = (1-\tau)L_t^j - D_t - Z - X_t, (j = O, N) \quad (16)$$

X_t 表示央行提供的总的外生流动性。结合方程(13)、(15)和(16)，可以计算得到两类银行货币市场拆借资金规模与市场总贷款变化之间的关系。

$$S_t^O = \frac{\theta}{1-\theta} (1-\tau)\Delta L_t \quad (17)$$

$$S_t^N = -(1-\tau)\Delta L_t \quad (18)$$

公式(17)和(18)表明，当市场总贷款增加时，有调整贷款机会的商业银行成为货币市场资金的拆入方，而无贷款调整机会的商业银行成为资金的拆出方；相反，当市场总贷款规模下降时，有调整贷款机会的商业银行是拆出方，而无贷款调整机会的商业银行是拆入方。资金供给需求这种变化的原因在于，贷款规模的变化全部都由有机会调整贷款的银行调整贷款活动所致。当有机会调整贷款的银行扩大贷款规模时，它就需要拆入资金来为新增贷款融资；相反，当有机会调整贷款的银行降低贷款规模时，它成为了资金的供给方。另外，两式还表明，中央银行的流动性支持影响货币市场拆借规模。给定总贷款变化，中央银行对商业银行的流动性支持越大（ τ 越大），商业银行对同业拆借需求和供给就越小；反之，流动性支持越小（ τ 越小），会导致商业银行更加依赖货币市场融资。

三、模型的动态均衡

下面我们分析货币市场均衡的决定因素。首先，我们来求解该模型的动态均衡解。该模型的方程系统是：

$$\Delta L_t = \beta \Delta L_{t+1|t} + \eta(\beta r_{L,t} - r_{A,t}) \quad (19)$$

$$r_{S,t} = r_{D,t} + \phi \Delta D_t - \beta \phi \Delta D_{t+1|t} \quad (20)$$

$$D_t = (1 - \tau)L_t - Z - X_t \quad (21)$$

方程(20)是单个银行存款决策方程(11)加总得到, 方程(21)是银行资产负债表加总结合货币市场均衡得到。将存款利率 $r_{D,t}$ 、贷款利率 $r_{L,t}$ 和再贷款利率 $r_{T,t}$, 以及货币政策变量 X_t 看成外生变量, 则该 3 方程系统可以求解 3 个内生变量: 贷款 L_t 、存款 D_t 和货币市场利率 $r_{S,t}$ 。

方程系统是一个线性的理性预期系统, 因此, 给定外生扰动项的动态特征, 即可求得各内生变量的解。其中, 货币政策带来的流动性冲击是一个随机变量。模型中, 贷款利率、存款利率和再贷款利率都是外生变量, 假设这些变量处于稳态水平, 且货币市场利率与再贷款利率相等 ($r_S = r_T$)。稳态下, $r_T = r_S = r_D = r_A = \beta r_L$ 。

动态下, 通过求解得到各变量的解是 (参见附录 B):

$$\Delta L_t = \alpha \eta \phi (1 - \tau) \Delta X_t \quad (22)$$

$$\Delta D_t = -\alpha \Delta X_t \quad (23)$$

$$r_{S,t} = r_D + \alpha \phi (\beta \Delta X_{t+1|t} - \Delta X_t) \quad (24)$$

其中, $\alpha \equiv \frac{1}{1 + \eta \phi (1 - \tau)^2}$ 。模型的解表明, 流动性冲击对信贷市场的存款和贷款, 以及货币市场均衡利率都会产生影响。

一个不利的流动性冲击 ($\Delta X_t < 0$), 当期会引起贷款减少, 存款增加, 货币市场利率上升。直觉上, 在中央银行减少流动性供给的情况下, 商业银行需要调整其资产负债结构保持流动性稳定。它有三种方式改善其流动性状况: 减少贷款、吸收存款、货币市场融资。模型计算的结果与这种逻辑一致。公式(22)表明, 当不利的流动性冲击出现时, 社会总贷款规模下降。模型中的逻辑是, 中央银行减少流动性供给, 对于那些无法灵活调整贷款规模的商业银行来说, 立刻出现资金短缺问题。通过存款市场吸收存款可以部分缓解流动性短缺。但是由于存款调整成本的存在, 存款调整存在一定的刚性, 除非付出较大的成本, 否则无法立刻满足资金需求。商业银行转而求助于货币市场融资。从而货币市场资金需求增加, 引起货币市场利率攀升。在这种情况下, 货币市场资金供给来源于那些有机会调整贷款的商业银行。

面对不利的流动性冲击，他们倾向于通过降低贷款来弥补流动性不足，他们的流动性不足问题要低于那些没有贷款调整机会的银行。另外，这些银行发现此时货币市场收益率高，因此他们也愿意减少贷款投资于货币市场，从而博取短期的高收益；同时，他们还与其他银行一样，将增加吸收存款来筹措资金缓解流动性不足和货币市场投资。因此，面临不利流动性冲击时，无论是否有机会调整贷款的银行都会努力吸收存款，而有机会调整贷款的银行贷款规模下降，从而社会总贷款规模下降。同时，短期流动性缺乏引起货币市场资金紧张，导致货币市场利率上升。为了方便起见，下面我们将流动性冲击对货币市场利率的影响称为“流动性冲击效应”⁷。

上述分析可以得到如下结论：

结论 1：央行的流动性冲击会引起货币市场利率的变化。流动性下降，导致货币市场利

率提高；流动性上升，导致货币市场利率下降。即： $\frac{\partial r_{S,t}}{\partial X_t} < 0$ 。

四、流动性冲击中的货币市场均衡

结论 1 是非常直观的，而更重要的是流动性冲击对利率的扰动程度到底有多大？即流动性冲击对于货币市场利率影响的程度（即流动性冲击效应大小）是由什么因素决定？我们发现，体现货币政策和信贷市场特征的参数对于流动性冲击效应大小具有重要的决定作用。这些关系可以从公式(24)中观察到。该公式表明，流动性冲击下货币市场利率的变动受到当期流动性变化大小和预期流动性变化大小的决定，还受到模型参数的影响。假设流动性冲击是一个 AR(1) 过程： $X_t = \rho_X X_{t-1} + \epsilon_{X,t}$ ， $\epsilon_{X,t}$ 是一个白噪声过程。那么方程(24)可进一步表示为：

$$r_{S,t} = r_D + \alpha\phi\{X_{t-1} - [1 + \beta(1 - \rho_X)]X_t\} \quad (25)$$

从公式上看，影响流动性冲击效应大小的决定因子是 $\alpha\phi[1 + \beta(1 - \rho_X)]$ 。因此，影响参数包括：商业银行对中央银行提供的流动性的依赖程度 τ 、流动性冲击的持续性 ρ_X 、贷款调整概率 θ 、贷款调整成本 ψ 和存款调整成本 ϕ 。从影响方向上看，商业银行对中央银行提供

⁷ 本文定义的流动性冲击效应与凯恩斯提出的流动性效应具有相似点，但也存在差异。从表现形式上都是指货币（流动性）增加引起利率下降的现象。但是，本文指的流动性效应主要针对短期资金市场，而凯恩斯指的流动性效应没有特指某个资金市场，而是通指货币供求关系。从主体上看，本文从银行部门出发，而凯恩斯理论从个人货币需求出发。另外，本文从银行资产负债表来分析，而凯恩斯理论从个人的流动性偏好概念出发。由于存在这些差别，我们专门用“流动性冲击效应”来指代这里提出的流动性与利率负相关的关系。

流动性的依赖程度越大（ τ 越大）、流动性冲击的持续性越低（ ρ_X 越小）、贷款无法调整的概率越大（ θ 越大）、贷款调整成本越大（ ψ 越大）和存款调整成本越大（ ϕ 越大），不利的流动性冲击引起的货币市场利率上升幅度越大，即流动性冲击效应越大。

从方程(25)，我们可以直接得到如下结论。

结论 2： 货币市场利率对于流动性冲击的反应程度取决于货币政策特征和信贷市场特征：商业银行对中央银行流动性的依赖程度越大、流动性冲击的持续性越低、贷款调整频率越低、贷款的调整成本越大、存款调整成本越大，则货币市场利率对流动性冲击反应越敏感。

$$\frac{\partial^2 r_{S,t}}{\partial X_t \partial \tau} > 0, \quad \frac{\partial^2 r_{S,t}}{\partial X_t \partial \rho_X} < 0, \quad \frac{\partial^2 r_{S,t}}{\partial X_t \partial \theta} > 0, \quad \frac{\partial^2 r_{S,t}}{\partial X_t \partial \psi} > 0, \quad \frac{\partial^2 r_{S,t}}{\partial X_t \partial \phi} > 0 \quad (26)$$

为了详细说明结论 2 中提出的五种因素对流动性冲击效应的影响机制，我们具体从货币市场资金需求和供给函数来考察。在不利的流动性冲击下，有机会调整贷款的商业银行是货币市场资金的供给者，无法调整贷款的商业银行是货币市场资金的需求者。货币市场资金的总供给函数 SS 曲线和总需求函数 DD 曲线分别是（推导参见附录 C）：

$$SS \text{ 曲线:} \quad S_t^S = \left[\eta(1-\tau)^2 + \frac{1-\theta}{\phi} \right] r_{S,t} + Z_{SS,t} \quad (27)$$

$$DD \text{ 曲线:} \quad S_t^D = -\frac{\theta}{\phi} r_{S,t} + Z_{DD,t} \quad (28)$$

其中，影响供给曲线和需求曲线位置的因子分别是：

$$Z_{SS,t} \equiv \left[\eta(1-\tau)^2 + \frac{1-\theta}{\phi} \right] \sum_{i=1}^{\infty} \beta^i r_{S,t+it} + (1-\theta)X_t - (1-\theta)(1-\tau)L_{t-1} + (1-\theta)D_{t-1} \quad (29)$$

$$Z_{DD,t} \equiv -\frac{\theta}{\phi} \sum_{i=1}^{\infty} \beta^i r_{S,t+it} - \theta X_t + \theta(1-\tau)L_{t-1} - \theta D_{t-1} \quad (30)$$

不失一般性，首先我们考虑一次永久性的流动性下降（ X_t 下降），且假设 $\theta = 0.5$ （意味着货币市场供给者数量与需求者数量相同）。根据货币市场利率的均衡解(24)，流动性冲击发生的下一期之后，货币市场利率都恢复为初始水平。因此，市场参与者预期的未来市场利率与冲击前相同， $r_{S,t+it} = 0, \forall i > 0$ 。另外， $t-1$ 期经济处于稳态，有 $D_{t-1} = (1-\tau)L_{t-1}$ 。供给曲线和需求曲线影响因子可以简化为： $Z_{SS,t} = 0.5X_t$ ， $Z_{DD,t} = -0.5X_t$ 。永久性的流动性下降使得 $Z_{SS,t}$ 下降， $Z_{DD,t}$ 上升。这意味着供给下降，供给曲线向左移动；需求上升，需求曲线向右移动（如图 1 所示）。两条曲线水平移动的幅度相同（ $OA=OB$ ）。因此，货币市场均

衡从 O 点移动到 E_0 点。由于供给下降和需求上升，从而引起货币市场利率上升。由于两条曲线水平移动的距离相同，则货币市场均衡资金量是上升还是下降取决于供给和需求对利率变化的敏感性（即曲线的斜率）的相对大小。在这里，由于可调贷款的银行资产调整更具有灵活性，它的货币市场资金供给对利率的敏感性就相对高。因此，面临具有相对刚性的需求，货币市场均衡交易量将增加。

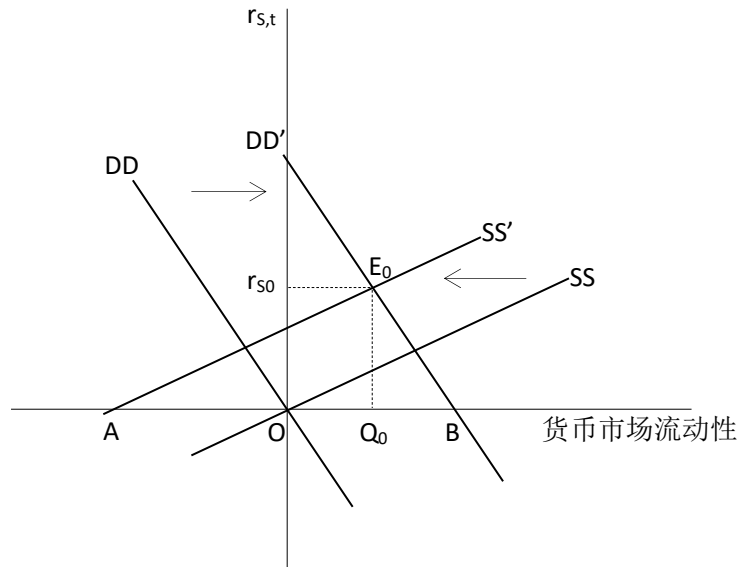


图 1：不利的流动性冲击对货币市场均衡的影响

（一）商业银行对中央银行流动性依赖程度（ τ ）上升对货币市场均衡的影响

均衡结果(24)表明，商业银行对中央银行流动性依赖程度上升（ τ 上升）会导致货币市场利率对流动性冲击的反应更加敏感。产生这一结果的原因可以借助图 2 分析。根据需求曲线和供给曲线特征，稳态的 τ 上升不影响两条曲线水平移动的距离，但是会影响供给曲线的斜率，使得供给曲线变得更加陡峭。在给定冲击下，均衡从 E_0 变到 E_1 ，更加陡峭的供给曲线使得均衡的利率水平更高，均衡的交易量更低（如图 2 所示）。

那么，为什么 τ 上升会引起供给曲线变得更加陡峭呢？有两种因素在起作用。第一，在较高的央行流动性依赖程度下，最优贷款调整对流动性冲击的敏感性下降。有机会调整贷款的银行根据其当前和预期未来的贷款净收益（ $r_{L,t+s-1|t} - r_{A,t+s|t}$ ）来决定贷款调整幅度大小（公式(12)）。当对央行流动性依赖程度较高时，货币市场利率的变化对于贷款净收益的影响幅度较小。贷款的平均资金成本体现这一点，该成本为 $r_{A,t} = (1 - \tau)r_{S,t} + \tau r_{T,t}$ 。当 τ 越大时， $r_{S,t}$ 的变化对于 $r_{A,t}$ 的影响越小。因此，对于较高的 τ 值，同样的货币市场利率变化，银行的贷

款调整幅度相对较低。这引起货币市场资金供给对货币市场利率的敏感性较低。

第二，较高的央行流动性依赖程度会放大流动性冲击的幅度。根据模型的设定，中央银行流动性提供与商业银行贷款规模成正比例关系（公式(4)）。面临不利流动性冲击时，商业银行会降低贷款规模。根据比例关系，中央银行提供的流动性将进一步与贷款规模同比例下降。这种放大效应与 τ 值成正比。因此，对于有机会调整贷款的银行来说，它受到的总的流动性冲击的幅度更大，减弱了它的货币市场资金供给能力。这一点可以从公式(16)看到，对于可调整贷款的银行来说，其资产负债表为 $S_t^o = (1-\tau)L_t^o - X_t - D_t$ ，更高的 τ 值，使得相同幅度的最优贷款下降带来的短期资金需求更高，从而降低了它的短期资金的供给能力。

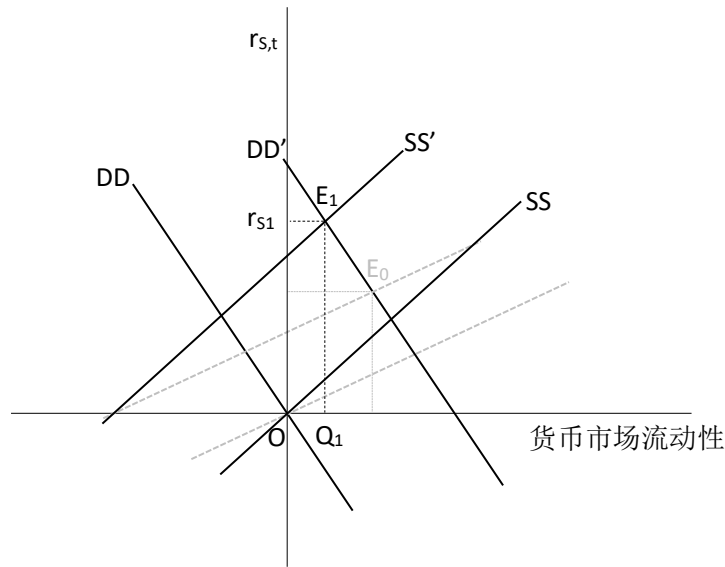


图 2：对中央银行流动性依赖性上升（或贷款调整成本上升）对货币市场均衡的影响

（二）贷款调整成本（ ψ ）上升对货币市场均衡的影响

直觉上，贷款调整成本上升使得有机会调整贷款的银行贷款调整的灵活性下降。那么，面对不利的流动性冲击，它的短期资金供给相应减少。这导致货币市场利率大幅上升。这一点也可以通过图 2 所示的变化进行分析。贷款调整成本的上升（ ψ 上升），不改变需求曲线特征（公式(28)），但是使得供给需求变得更加陡峭（公式(27)），即贷款调整成本的上升使得资金供给的利率敏感性下降。因此，面临不利流动性冲击，更高的贷款调整成本使得均衡的货币市场利率更高，货币市场交易量更低。

（三）贷款调整概率（ $1-\theta$ ）下降对货币市场均衡的影响

贷款调整概率下降使得面临不利流动性冲击时，更多的银行成为资金需求者，更少的银行成为资金供给者。供给少，而需求多，将导致货币市场利率上升幅度更大。图 3 显示了这

种情况。贷款调整概率的下降对货币市场供给函数和需求函数都将产生影响。

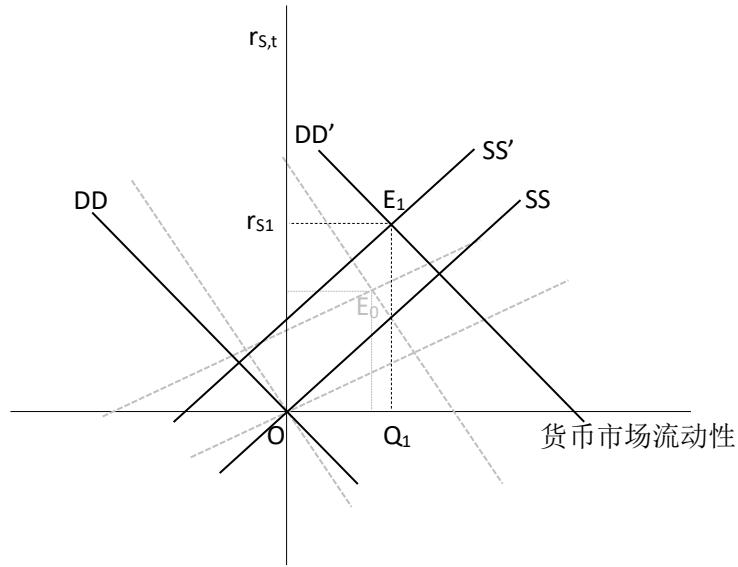


图 3：贷款调整概率下降对货币市场均衡的影响

第一，贷款调整概率下降引起供给曲线变得更陡峭，同时供给曲线移动幅度减少。有两个原因引起供给曲线变陡峭：（1）供给者数量减少，（2）有贷款调整机会的银行最优贷款调整幅度下降。供给者数量的减少使得利率上升引起的供给增加量降低，因为供给的增加量与供给者数量成正比，这使供给曲线变得陡峭。对于有机会调整贷款的银行来说，预期到未来调整贷款的机会下降，它的贷款调整量就需要更加注重对未来的影响。由于假设不利的流动性冲击只发生到当期，预期到未来无需调整贷款。因此当期最优贷款调整幅度就相对较小，从而短期资金供给增幅减少。这也将引起供给需求变得更加陡峭。

贷款调整概率下降除了影响供给曲线的斜率，还影响供给曲线移动幅度。由于只有更少的银行有机会调整贷款，从而资金供给者少。那么面临冲击，供给较少的幅度也更小，即图 3 中 SS 曲线左移到 SS' 的幅度变得更小。

第二，贷款调整概率下降引起需求曲线变得更平坦，同时需求曲线移动幅度增加。引起需求曲线对利率敏感性增加的原因在于资金需求者数量的增加，贷款调整概率下降使得面临冲击时，更多的银行无法调整贷款而需要依赖货币市场融资。资金需求者数量的增加，也必然导致面临不利的流动性冲击时，总的需求量大幅上升，因为需求量与资金需求者数量成正比。从而，在图 3 中就表现出需求曲线更加平坦，而且面临冲击，水平右移的幅度更大，从 DD 曲线移动到 DD' 曲线。

以上分析表明，贷款调整概率下降，贷款调整变得更大困难，引起货币市场资金的供给

变得更加紧缺，而需求变得更加旺盛，从而引起更大的流动性冲击效应。在更高的利率水平下，均衡的货币市场交易量可能增加可能降低，受到模型各种参数的影响。

（四）存款调整成本（ ϕ ）增加对货币市场均衡的影响

存款调整成本的增加，会引起银行存款调整难度增加。面临不利的流动性冲击，较高的存款调整难度限制了吸收存款来缓解流动性不足的渠道，加剧货币市场的紧张局面，从而货币市场利率将大幅度上升。更高的货币市场利率吸引可调整贷款的银行降低贷款规模，增加货币市场资金供给，从而使得均衡货币市场交易量也增加。

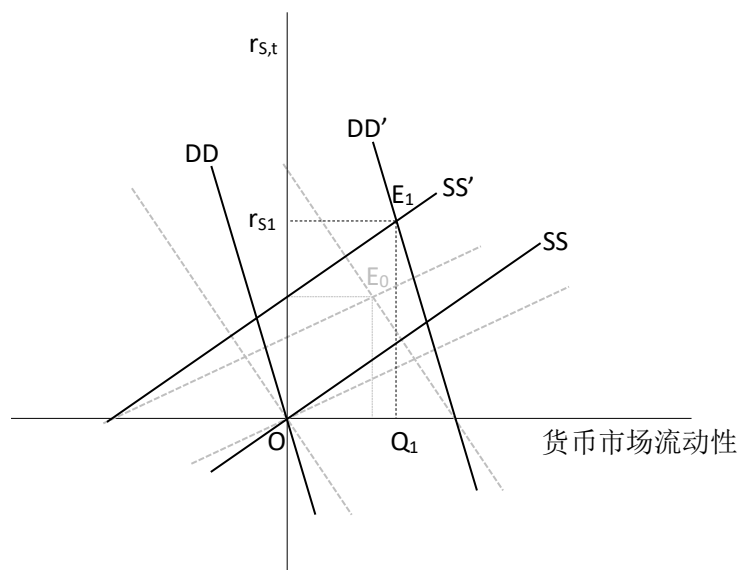


图 4：存款调整成本增加对货币市场均衡的影响

可以借助图 4 阐述上述逻辑。存款调整成本的上升同时影响货币市场的供给曲线和需求曲线，因为所有银行的存款调整难度都上升了，从而导致资金的需求和供给对利率变动的敏感性都下降，即供给与需求曲线都变得更加陡峭。但是，存款调整成本的上升不影响流动性冲击对两条曲线的水平移动幅度。新的均衡下货币市场利率变得更高，均衡交易量增幅是上升还是下降取决于两条曲线斜率的相对变化。根据该模型的计算（公式(27)和(28)），需求曲线斜率变化更多，从而使得均衡交易量更高。经济学意义是，资金需求者由于无法调整贷款，内部缓解流动性方法只有通过存款调整实现；而资金供给者除了可以通过存款调整外，还可以借助贷款调整来调整资金头寸，灵活性比资金需求者高。因此，需求曲线斜率上升幅度将大于供给需求斜率上升幅度。均衡下，由于有更高的货币市场均衡利率，资金供给者将供给更多的短期资金。

(五) 流动性冲击持续性 (ρ_r) 下降对于货币市场均衡的影响

上述分析我们假设流动性冲击是一次永久性的下降,下面我们分析暂时性的不利流动性冲击对于货币市场均衡的影响。考虑一种极端情况,流动性冲击只持续一期 ($\rho_x = 0$),当期发生不利的流动性冲击后,下一期立刻恢复到原先水平。在这种情形下,对于可灵活调整贷款的银行来说,预期到未来其贷款仍然要恢复到初始水平,当期下调贷款的动机就下降,因为一旦下调贷款,未来有一定概率不能回调,那么贷款就会持续的偏离最优水平。为了降低未来的这种损失,当前下调量就会倾向于减少。这导致货币市场资金供给受到限制。从供给曲线来看,由于流动性下一期就恢复,那么下一期流动性将非常充足,下一期货币市场利率会下降,预期到的货币市场利率下降影响供给曲线的位置(公式(29))。从图5来看,就是SS曲线向左移动幅度更大,到SS'位置。

从需求角度来说,对于不能调整贷款的银行,预期到未来流动性很快恢复,考虑到存款调整成本,它们增加存款来为贷款融资的动机就会下降,从而更加依赖于货币市场融资来满足其贷款的资金需求。因此,货币市场资金需求更加旺盛。从需求曲线看,由于预期到下一期货币市场利率下降,该预期会使得需求曲线移动的幅度更大(公式(30))。图5中DD曲线一直右移到DD'为止。需求上升幅度增加,供给下降幅度增加,引起更高幅度的流动性冲击效应(如图5中E₁点)。另外,根据计算显示,货币市场交易量并不受流动性冲击持续性的影响。这说明,上述需求上升和供给下降对均衡交易量的净影响正好相互抵消。

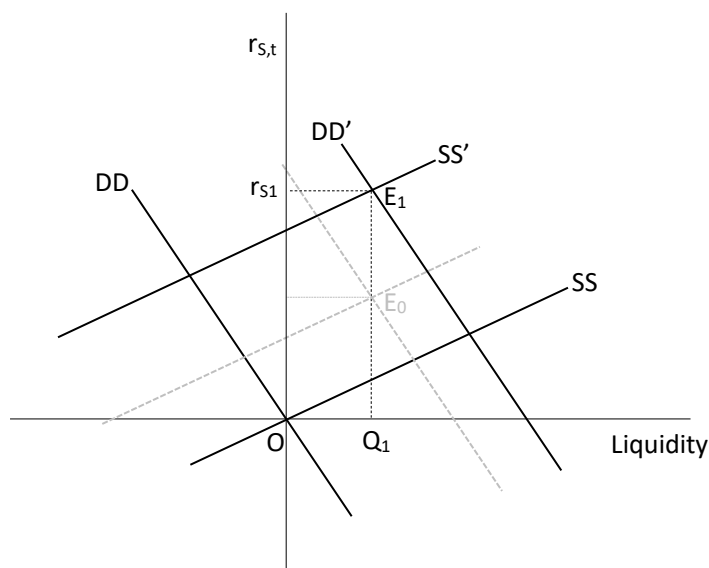


图5: 流动性冲击持续性下降对于货币市场均衡的影响

通过以上分析表明，流动性冲击对货币市场均衡的影响大小取决于以下五个因素：商业银行对中央银行流动性的依赖程度、贷款调整频率大小、贷款的调整成本、存款调整成本，以及流动性冲击的持续性特征。表 2 总结了这五种因素对流动性冲击效应的影响。

表 2：不利的流动性冲击下，各种影响因素变化对于货币市场均衡的影响

	τ 上升	θ 上升	ψ 上升	ϕ 上升	ρ_X 下降
货币市场利率上涨幅度 ($r_{S1} - r_{S0}$)	↑	↑	↑	↑	↑
货币市场交易量增加幅度 ($S_1 - S_0$)	↓	不确定	↓	↑	不变

五、流动性冲击效应的实证检验

(一) 计量模型构造

根据模型分析的结果，下面我们采用我国的数据进行检验，我们的关注点主要在于流动性冲击如何影响短期利率，即流动性冲击效应。根据结论 1，我们可以构造如下计量模型：

$$r_{S,t} = \alpha + \rho r_{S,t-1} + \beta X_t + \gamma z_t + \epsilon_t \quad (31)$$

考虑到短期利率的波动本身具有粘性特点，这里引入短期利率的一阶滞后项作为控制变量⁸。参数 β 绝对值的大小反应了流动性冲击效应的大小。根据结论 1，流动性冲击效应的系数 $\beta < 0$ 。另外，我们引入可能影响短期利率的其他控制变量 z_t ，主要包括货币政策因素和宏观经济因素，货币政策因素选取存款基准利率，宏观经济因素选取工业增加值增速和消费价格指数。

结论 2 说明，流动性冲击效用大小受多种因素的影响，在方程(31)中，相当于参数 β 会随着一些因素的变化而变化。因此，为了验证结论 2，可以将方程(31)进一步拓展成如下回归方程：

$$r_{S,t} = \alpha + \rho r_{S,t-1} + (\beta_0 + \beta_1 w_t) X_t + \gamma z_t + \epsilon_t \quad (32)$$

其中， w_t 是需要考虑的影响流动性冲击效应的因素。我们关注三种因素：(1) 商业银行对于央行提供的流动性的依赖程度，(2) 商业银行的贷款结构长期化，(3) 金融脱媒。

(二) 数据选择和处理

⁸ 该计量模型中考虑了一阶滞后项后，它是 ARDL (1,0) 模型。该模型可以体现经济中经常出现的不完全调整的特征，使得自变量对因变量的影响具有分布滞后的特点。这一模型也可以表示成一种受约束的误差修正模型的形式： $\Delta r_{S,t} = \alpha + \beta \Delta X_t + \gamma \Delta z_t + (\rho - 1)(r_{S,t-1} - \phi X_{t-1} - \psi z_{t-1}) + \epsilon_t$ ，其中 $\phi = \beta / (1 - \rho)$ ， $\psi = \gamma / (1 - \rho)$ 。

我们采用我国 2002 年 1 月到 2016 年 12 月的月度数据作为样本，被解释变量——短期利率选择在样本期内具有代表性的银行间 7 天拆借利率（月度加权平均数），数据来源于中国人民银行网站。

关键解释变量——流动性冲击指标选择金融体系的超额准备金率。选择该指标作为流动性冲击的指标的理论依据来源于黄志刚（2012）。黄志刚（2012）的理论分析论证了，货币政策操作通常首先影响商业银行的超额准备金率，然后再传导到信贷和实体经济。另外，银行系统内的超额准备金通常是衡量宏观流动性大小的常用指标。该指标公开数据只有季度数值，来源于各期的《货币政策执行报告》。我们采取插值方法取得月度的近似值⁹。在样本期内，该数据具有明显的季节性特征和趋势特点，因此对其进行季节性调整后，并用 HP 滤波剔除趋势。

由于无法直接度量商业银行对央行的流动性依赖程度，我们选择三种代理指标。第一个指标是虚拟变量。根据 Deng and Todd（2012）的研究，我国货币政策在 2008 年 8 月为分界点发生了结构性变化。为体现金融危机对货币政策的影响，分界点之前取 0，分界点之后取 1。为了更细致的检验这种效应，我们提出的第二个度量指标是基础货币的同比增速。央行流动性提供的最终体现都是通过基础货币供给实现的，因此基础货币增速是一个较好体现央行对商业银行流动性提供程度的指标。我们取该指标的 HP 滤波的趋势项，以反映央行流动性提供的趋势性变化。第三个指标采用基础货币前 6 个月月均增加额与银行间市场 7 天拆借交易量的比例。该比例的直接含义是把基础货币的增加看作注入到央行间市场的流动性，如果该比例高，说明银行间市场交易的流动性主要来自央行的货币注入。但是，该指标波动性很高，为了度量模型中的经济含义，我们取该比例的趋势值，采用 HP 滤波得到该趋势。

金融脱媒是一个不容易衡量的因素。通常从不同视角可以提出不同的金融脱媒度量指标¹⁰。根据本文的模型，我们选择从金融机构体系的负债视角来度量金融脱媒。采用的指标是，金融机构资金来源中非存款资金来源占总资金来源的比例。该数据来自于中国人民银行网站发布的《金融机构人民币信贷收支表》。该指标与模型中设定的存款调整成本相对应。当该指标数值越大，说明金融机构体系中来自非存款的资金来源越多，这体现出金融脱媒的特点。考虑到可能存在的季节性因素，我们对该数据进行了季节性调整，同时采用 HP 滤波取其趋

⁹ 从季度数据插值得到月度数据这种方法得到的数据肯定不能完全还原真实情况。插值的到数据变异性更低。如果该解释变量与被解释变量存在确定的关系，那么用这类数据作为解释变量进行估计，通常估计系数会被低估，显著性会降低。如果我们仍然能够探测到该解释变量对被解释变量具有显著影响，那么逻辑上来说，两者真实的关系确实是显著的。

¹⁰ 宋旺、钟正生（2010）对中国金融脱媒指标的研究提出，金融脱媒应该从多种视角来分析，其中负债视角度量金融脱媒是重要的一种视角。

势项。

商业银行的信贷结构长期化指标选择：中长期贷款/各项贷款。该指标的数据来源于中国人民银行网站发布的《金融机构人民币信贷收支表》。该指标数值越大，信贷结构长期化越严重。考虑到可能存在的季节性因素，我们对该数据进行了季节性调整，同时采用 HP 滤波取其趋势项。

控制变量中，存款基准利率采用央行发布的 1 年期存款基准利率，CPI 和工业增加值增速采用月度同比数。对于工业增加值增速通常存在春节因素，带来数据在 1 月和（或）2 月不规则的变化。我们采取了一个简化处理。将这两个月数据剔除，采用上一年 12 月数和本年 3 月数进行线性插值得到 1 月和 2 月数据。以防可能的季节性因素影响，工业增加值增速也进行了季节性调整。

数据的统计特征见表 3 所示。本文关注的主要解释变量——流动性冲击 ERR_t 和被解释变量银行间市场利率 $R_{S,t}$ 具有较好的统计特征，没有异常值，且都是平稳数据。而我们考虑的大多数影响流动性冲击效应的变量，包括 RTR_t 、 FD_t 和 BLS_t 都有一定的非平稳性（除了 RMG_t ）。在回归中，我们不对它们作平稳性处理，直接用该水平值。之所以如此处理，主要的考虑是，在本文的分析中，这些因素作为结构性因素对待。正是这些因素的结构性变化导致了流动性冲击效应有差异。所以，要验证这个结论，需要使用这些变量的趋势值。

表 3：数据统计特征

变量	变量说明	均值	方差	最大值	最小值	ADF 统计量
$R_{S,t}$	银行间市场 7 天拆借利率	2.75	1.01	6.98	0.99	-4.27***
ERR_t	超额准备金率	0.00	0.17	1.57	-0.74	-3.19**
RMG_t	基础货币同比增速	11.13	3.70	14.57	7.89	-3.22**
RTR_t	基础货币增量/银行间交易量	61.55	85.24	75.50	36.22	-1.14
FD_t	非存款资金来源/总资金来源	9.14	5.31	12.21	5.93	-0.86
BLS_t	银行长期信贷比例	50.55	56.34	58.91	34.94	-2.02
$R_{D,t}$	1 年期存款基准利率	2.56	0.47	4.14	1.50	-1.71
CPI_t	CPI	2.47	4.64	8.70	-1.80	-3.11**
$IVAG_t$	工业增加值增速	12.69	17.56	19.63	5.38	-1.45

注：（1）所有变量数据都取百分数（即乘以 100），部分变量经过了季节性调整和 HP 滤波，说明见文中；
（2）“***”表示 1%显著，“**”表示 5%显著，“*”表示 10%显著。

（三）流动性冲击效应的实证结果

1、流动性冲击对短期利率影响的实证结果

方程(31)的回归结果展示在表 4 的回归（I）中。回归结果显示，在控制了其他因素基础

上，银行的流动性扰动对于短期利率仍然存在显著的影响（在 1% 的置信区间上显著），且影响方向是负的，即，银行系统的流动性降低将引起短期利率上升。这一回归结果证实了结论 1 提出的观点。从数量上来看，流动性冲击引起的利率变化比较明显，商业银行超额准备金率偏离趋势值每下降 1 个百分点，将使银行间 7 天拆借利率上升 0.30%。

该结果还显示，短期利率存在较强的自相关性，自相关系数为 0.62。除了利率本身的自相关引起这一结果外，利率数据的处理方式也是引起该结果的原因。因为，本文采取的是月度加权平衡利率，加权平均值抹除了很多利率的变异性。此外，在其他三个控制变量中，存款利率对于短期利率影响在 1% 水平下显著，且是正向影响，这与结论 1 中的观点一致。CPI 对短期利率具有正向影响，但是不显著。如果剔除短期利率滞后项进行回归，我们发现 CPI 高度显著。这一结果很可能说明，在样本中，短期利率与 CPI 之间存在的显著关系已经反映在利率滞后项中，所以较难再测度 CPI 的影响。最后，工业增加值同比增速与短期利率存在显著的负向关系，即短期利率具有逆周期特点。这一结论并不违背经济理论。通常短期利率作为货币政策指标，逆周期操作的货币政策通常会使得短期利率具有逆周期特征。

2、央行流动性依赖对于流动性冲击效应的影响

我们选取的央行流动性依赖代理指标分别是虚拟变量、基础货币同比增速和基础货币增加额与银行间市场交易量之比。表 4 中回归 (II)、(III) 和 (IV) 分别给出了这些代理指标对于流动性冲击效应的影响。如前所述，虚拟变量以时间为分界点，选取的时间点是 2008 年 8 月。这一时间标志着受 2007-08 年全球金融危机影响，中国人民银行开始实行宽松货币政策，在很长时期向市场注入了大量的流动性。这种流动性的大规模注入改变了商业银行的资产负债管理，商业银行的经营活动对央行流动性注入的依赖程度大大提高。因此，在一定程度上，这一虚拟变量可以用来代表央行流动性依赖度指标。回归 (II) 显示，该虚拟变量能够显著影响流动性冲击效应的大小，即影响回归模型(31)中的 β 。这里用虚拟变量与流动性冲击的交叉项系数的显著性来检验这一效应。我们看到，该系数为 -0.45，在 5% 水平下显著。这说明，全球金融危机之后，由于商业银行对央行流动性依赖程度提高，流动性冲击对短期利率的影响程度大大的提高了。

然而，我们知道该虚拟变量也可能代表的是其他结构性因素在时间上的变化。为了避免这个问题，我们进一步选取了基础货币增速 RMG_t 和基础货币增加额与银行间市场交易量比例 RTR_t 来度量对央行流动性依赖程度。通常来说，基础货币增速越高，说明央行向银行体系注入的高能货币越多，这客观上引起央行流动性提供对商业银行的重要性提高。而基础货

币增加额与银行间交易量比例似乎是一个度量对央行流动性依赖的更加直接的指标。因为，该指标似乎将银行间的交易资金分出了两个类别：市场提供的和央行提供的。其中基础货币增加额即为央行提供的流动性。从而，基础货币增加与银行间交易量比例就表明了银行间市场对于央行流动性提供的依赖性。表 4 中回归 (III) 和 (IV) 分别计算了这两个指标的结果。回归结果表明，两个指标与流动性冲击的交叉项分别在 5% 和 10% 水平下显著，且都是显著为负。这说明，这两个指标度量下的对央行流动性依赖性提高都会增加流动性冲击效应。

以上三个指标的检验表明，无论采取哪个指标度量商业银行对央行流动性的依赖度，该依赖度的提高都会增加流动性冲击对短期利率的影响程度。因此，这一结论具有很好的稳健性。这说明，结论 2 中提出的主要观点之一——商业银行对央行提供的流动性依赖上升会加剧流动性冲击效应——在相当程度上是正确的。

表 4：普通最小二乘多元回归结果

	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)	(VI)
ERR_t	-0.296*** (0.108)	-0.086 (0.142)	-0.256** (0.109)	-0.252** (0.110)	-0.356*** (0.113)	-0.355*** (0.115)
$ERR_t * DUMMY_t$		-0.452** (0.201)				
$ERR_t * RMG_t$			-0.139** (0.067)			
$ERR_t * RTR_t$				-0.006* (0.003)		
$ERR_t * BLS_t$					-0.020* (0.012)	
$ERR_t * FD_t$						-0.094* (0.052)
$R_{S,t-1}$	0.618*** (0.060)	0.608*** (0.060)	0.606*** (0.060)	0.613*** (0.060)	0.613*** (0.060)	0.616*** (0.060)
$R_{D,t}$	0.252*** (0.090)	0.269*** (0.089)	0.260*** (0.089)	0.236*** (0.090)	0.276*** (0.090)	0.255*** (0.090)
CPI_t	0.040 (0.028)	0.037 (0.028)	0.035 (0.028)	0.036 (0.028)	0.030 (0.029)	0.035 (0.028)
$IVAG_t$	-0.037*** (0.012)	-0.039*** (0.012)	-0.039*** (0.012)	-0.037*** (0.012)	-0.037*** (0.012)	-0.037*** (0.012)
常数项	0.003 (0.042)	0.008 (0.041)	0.002 (0.040)	-0.000 (0.041)	0.000 (0.041)	0.001 (0.042)
R^2	0.705	0.713	0.712	0.710	0.710	0.708
样本个数	179	179	179	179	179	179

注：(1) “***” 表示 1% 显著，“**” 表示 5% 显著，“*” 表示 10% 显著；

(2) 在回归中， FD_t 、 BLS_t 、 RMG_t 和 RTR_t 这四个变量各自减去自身均值处理，以避免对 ERR_t 系数的影响。

3、信贷市场特征对于流动性冲击效果的影响

下面我们检验结论 2 中的第二个主要观点：信贷市场结构性变化（主要是金融脱媒和贷款长期化）会放大流动性冲击效应。表 4 中回归 (V) 和 (VI) 检验了这一结论。其中，用银行中长期贷款占各项贷款比例 BLS_t 表示银行贷款长期化指标，用金融机构非存款资金来

源占总资金来源 FD_t 代表金融脱媒指标。检验结果显示，贷款长期化特征对流动性冲击效应有明显的影响，具有 10% 的显著性水平。该系数为负数，说明商业银行贷款长期化会放大流动性冲击效应。金融脱媒指标的回归结果显示，它也会放大流动性冲击效应，具有 10% 的显著性水平，回归系数为负。

上述结果表明，信贷市场结构性变化（包括贷款长期化和金融脱媒）也在改变着流动性冲击效应的大小。总的趋势是，贷款长期化和金融脱媒放大了流动性冲击效应。但是，信贷市场结构变化的作用在统计上显著性较低，低于对央行流动性依赖度的作用。

（四）稳健性检验

这一小节我们采用工具变量法（两阶段最小二乘回归）对上述结论进行稳健性检验¹¹。由于时间序列数据通常存在同期互为因果的相关性问题，可能存在内生性，使得模型估计有偏。为此，采取工具变量方法来处理这一问题。通常来说，在用同一时期的 X_t 解释 Y_t 时，由于两者可能存在相互影响关系，这一回归就可能是有偏的。但可以寻找合适的工具变量来缓解该问题。合适的一个工具变量就是 X_t 变量的滞后数值 X_{t-1} 、 X_{t-2} 、……、 X_{t-q} 。因为，从数据上说，通常 X_t 的滞后项与 X_t 高度相关，而 X_t 的滞后项与当期的回归扰动项关系相对比较弱。用解释变量的滞后项作为工具变量来处理内生性问题在时间序列数据的回归中是一种常用的方法。表 5 显示了对相同的计量模型采用两阶段最小二乘法进行回归的结果。

采用两阶段最小二乘回归的结果显示，总体上，各变量的显著性没有发生大的变化，对本文提出的几个观点仍然在一定程度上是显著的。其中，流动性冲击对短期利率的影响在 5% 的水平上显著为负，说明流动性冲击是引起短期利率波动的重要因素之一。关于金融危机引起的货币政策结构性变化的虚拟变量与流动性冲击的交叉项仍然在 5% 水平上显著为负，基础货币增速与流动性冲击的交叉项在 10% 水平上显著为负，比普通二乘法估计显著性略低。这两个系数显著性说明金融危机后，由于货币政策结构性变化，商业银行对央行流动性提供依赖程度上升确实加剧了短期利率对流动性冲击的敏感性。金融机构贷款长期化和金融脱媒指标也仍然都在 10% 水平上显著为负。这说明，信贷市场结构性变化也改变了短期利率的运行方式，提高了短期利率对流动性冲击的敏感性。因此，表 5 给出的稳健性检验表明，基于表 4 的回归得出的结论在统计上是显著的。这较好的验证了模型中得出的两个定理。

¹¹ 对央行流动性依赖指标，在上一节已经采取了不同度量指标（三个指标）的方法进行了稳健性分析。本节的稳健性检验主要在计量方法上进行分析。

表 5：两阶段最小二乘多元回归结果

	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)	(VI)
ERR_t	-0.297** (0.118)	-0.079 (0.155)	-0.246** (0.116)	-0.282** (0.115)	-0.343** (0.141)	-0.354*** (0.133)
$ERR_t * DUMMY_t$		-0.438** (0.222)				
$ERR_t * RMG_t$			-0.129* (0.072)			
$ERR_t * RTR_t$				-0.028* (0.016)		
$ERR_t * BLS_t$					-0.018* (0.010)	
$ERR_t * FD_t$						-0.101* (0.059)
$R_{S,t-1}$	0.702*** (0.097)	0.705*** (0.095)	0.696*** (0.095)	0.684*** (0.097)	0.714*** (0.187)	0.671*** (0.191)
$R_{D,t}$	0.221** (0.107)	0.235** (0.107)	0.226** (0.106)	0.223** (0.106)	0.217 (0.154)	0.263* (0.161)
CPI_t	0.018 (0.032)	0.011 (0.032)	0.012 (0.032)	0.017 (0.032)	0.010 (0.029)	0.010 (0.036)
$IVAG_t$	-0.026* (0.016)	-0.026* (0.015)	-0.026* (0.015)	-0.026* (0.015)	-0.024 (0.024)	-0.028 (0.024)
常数项	0.001 (0.042)	0.007 (0.042)	0.002 (0.042)	0.007 (0.042)	0.002 (0.036)	-0.000 (0.042)
R^2	0.700	0.708	0.707	0.707	0.703	0.708
样本个数	177	177	177	177	177	177

注：(1) “***”表示 1%显著，“**”表示 5%显著，“*”表示 10%显著；

(2) 在回归中， FD_t 、 BLS_t 、 RMG_t 和 RTR_t 这四个变量各自减去自身均值处理，以避免对 ERR_t 系数的影响。

(3) 在两阶段最小二乘回归里，用所有解释变量的滞后一阶和二阶作为工具变量。

六、结论

本文通过刻画商业银行的经营活动特征建立了一个银行间市场的局部均衡模型。该模型有效的刻画了当前我国银行间市场的特征，为分析商业银行的流动性风险和货币市场均衡提供了一个理论分析框架。模型的分析揭示出一些影响货币市场利率波动的主要因素，包括央行的流动性冲击、存贷款利率和再贷款利率等因素。本文理论分析发现，流动性冲击对于货币市场利率的影响大小受到多种因素的决定，包括货币政策特征和信贷市场特征。从货币政策来说，商业银行对中央银行提供的流动性依赖程度越高，以及流动性冲击持续性越短，流动性冲击对货币市场利率的影响就越大。从信贷市场特征来说，商业银行存贷款调整难度和调整成本越高，流动性冲击下的货币市场利率波动性就越大。通过我国的数据实证分析发现，以上结果都得到了实证数据的支持。这些结论为发生在 2013 年 6 月的“钱荒”事件提供了理论解释。对于此次“钱荒”事件来说，它起因于中央银行的流动性冲击。而货币市场发生如此大幅度的波动受到多种长期结构性因素变化的影响，包括长期来过于宽松的货币政策引起的商业银行过度依赖中央银行流动性供给、金融市场的结构性变化（如期限错配问题、金

融脱媒问题等)。本文构造的模型是局部均衡模型，它能够解释“钱荒”事件中货币市场的短期异动现象，但是无法解释“钱荒”的长期影响。这将是今后将进一步开展的研究课题。

参考文献：

- [1] Acharya, Viral V., and David Skeie, 2011, "A model of liquidity hoarding and term premia in inter-bank markets," *Journal of Monetary Economics* 58.5: 436-447.
- [2] Aksoy, Yunus, and Henrique S. Basso, 2014, "Liquidity, term spreads and monetary policy," *The Economic Journal* 124.581: 1234-1278.
- [3] Allen, Franklin, Elena Carletti, and Douglas Gale, 2009, "Interbank market liquidity and central bank intervention," *Journal of Monetary Economics* 56.5: 639-652.
- [4] Ashcraft, Adam, James McAndrews, and David Skeie, 2011, "Precautionary reserves and the interbank market," *Journal of Money, Credit and Banking* 43.s2: 311-348.
- [5] Chari, V., Lawrence Christiano, and Martin Eichenbaum, 1995, "Inside Money, Outside Money, and Short-Term Interest Rates," *Journal of Money, Credit and Banking*, 27:4(2):1354-1386.
- [6] Christiano, Lawrence, and Martin Eichenbaum, 1995, "Liquidity effects, monetary policy, and the business cycle," *Journal of Money, Credit and Banking*, 27.4: 1113-1136.
- [7] Christiano, Lawrence , Roberto Motto, and Massimo Rostagno, 2010, "Financial factors in economic fluctuations," ECB Working Paper No. 1192.
- [8] Deng, Kaihua, and Walker Todd, 2016, "Is the US quantitative easing more effective than China's? A second thought," *China Economic Review* 38: 11-23.
- [9] Filipović, Damir, and Anders B. Trolle, 2013, "The term structure of interbank risk," *Journal of Financial Economics* 109.3: 707-733.
- [10] Furfine, Craig H., 2000, "Interbank payments and the daily federal funds rate," *Journal of Monetary Economics* 46.2: 535-553.
- [11] McAndrews, James, Asani Sarkar, and Zhenyu Wang, 2008, "The effect of the term auction facility on the London inter-bank offered rate," *FRB of New York Staff Report* 335.
- [12] Michaud, François-Louis, and Christian Upper, 2008, "What drives interbank rates? Evidence from the Libor panel," *BIS Quarterly Review* 3: 47-58.
- [13] Schwarz, Krista, 2009, "Mind the gap: Disentangling credit and liquidity in risk spreads," *Unpublished paper, University of Pennsylvania*.
- [14] Smith, Josephine, 2010, "The term structure of money market spreads during the financial crisis," New York University Stern School of Business, working paper.

- [15] Taylor, John B., and John C. Williams, 2008a, "A black swan in the money market," *National Bureau of Economic Research*, No.13943.
- [16] Taylor, John B., and John C. Williams, 2008b, "Further Results on a Black Swan in the Money Market," Stanford University, working paper.
- [17] 黄志刚, 2012, 经济波动、超额准备金率和内生货币: 基于信贷市场资金搜寻和匹配视角, 《经济学(季刊)》, 第9卷第3期, 909-942。
- [18] 贾甫、冯科、韦静强, 2014, 中国式“钱荒”的吉利、根源及对策, 《南方金融》, 2014年第2期, 5-11页。
- [19] 宋旺、钟正生, 2010, 中国金融脱媒度量即国际比较, 《当代经济科学》, 第32卷第2期, 26-37页。
- [20] 王惠文, 1999, 《偏最小二乘回归方法及其应用》, 国防工业出版社。
- [21] 张晓玫, 弋琳, 2013, 货币空转与银行间市场流动性——基于我国“钱荒”事件研究, 《财经科学》, 2013年第12期(总309期), 20-28页。
- [22] 张明, 2013, 银行间市场“钱荒”的根源及政策含义, 《金融市场研究》, 2013年第14期, 30-33页。
- [23] 周茂清, 2013, 钱荒过后的思考, 《当代经济管理》, 第35卷, 第9期, 40-43页。
- [24] 朱孟楠、侯哲, 2013, 中国商业银行资金错配问题研究——基于“钱荒”背景下的思考, 《国际金融研究》, 2014年第4期, 62-69页。

附录 A:

当商业银行 i 在 t 期可以调整贷款规模时，其最优化问题是：

$$V_t(L_{i,t-1}, D_{i,t-1}) = \text{Max}\{\pi_{i,t}^o + \beta E_t[(1-\theta)V_{t+1}(L_{i,t}^o, D_{i,t}^o) + \theta W_{t+1}(L_{i,t}^o, D_{i,t}^o)]\} \quad (\text{A1})$$

$$\pi_{i,t}^o = r_{L,t-1}L_{i,t-1} - r_{A,t}L_{i,t}^o - (r_{D,t} - r_{S,t})D_{i,t}^o - \frac{\phi}{2}(D_{i,t}^o - D_{i,t-1})^2 - \frac{\psi}{2}(L_{i,t}^o - L_{i,t-1})^2 \quad (\text{A2})$$

分别对 $L_{i,t}^o$ 、 $L_{i,t-1}$ 、 $D_{i,t}^o$ 、和 $D_{i,t-1}$ 求导，得到最优条件：

$$r_{A,t} + \psi(L_{i,t}^o - L_{i,t-1}) = \beta E_t[(1-\theta)V_{t+1}^L(L_{i,t}^o, D_{i,t}^o) + \theta W_{t+1}^L(L_{i,t}^o, D_{i,t}^o)] \quad (\text{A3})$$

$$V_t^L(L_{i,t-1}, D_{i,t-1}) = r_{L,t-1} + \psi(L_{i,t}^o - L_{i,t-1}) \quad (\text{A4})$$

$$r_{D,t} - r_{S,t} + \phi(D_{i,t}^o - D_{i,t-1}) = \beta E_t[(1-\theta)V_{t+1}^D(L_{i,t}^o, D_{i,t}^o) + \theta W_{t+1}^D(L_{i,t}^o, D_{i,t}^o)] \quad (\text{A5})$$

$$V_t^D(L_{i,t-1}, D_{i,t-1}) = \phi(D_{i,t}^o - D_{i,t-1}) \quad (\text{A6})$$

上两式中上标“L”和“D”分别表示“L”和“D”的偏导数。

当商业银行 i 在 t 期无法调整贷款规模时，其最优化问题是：

$$W_t(L_{i,t-1}, D_{i,t-1}) = \text{Max}\{\pi_{i,t}^N + \beta E_t[(1-\theta)V_{t+1}(L_{i,t-1}, D_{i,t}^N) + \theta W_{t+1}(L_{i,t-1}, D_{i,t}^N)]\} \quad (\text{A7})$$

$$\pi_{i,t}^N = (r_{L,t-1} - r_{A,t})L_{i,t-1} - (r_{D,t} - r_{S,t})D_{i,t}^N - \frac{\phi}{2}(D_{i,t}^N - D_{i,t-1})^2 \quad (\text{A8})$$

分别对 $L_{i,t-1}$ 、 $D_{i,t}^N$ 和 $D_{i,t-1}$ 求导，得到最优条件：

$$W_t^L(L_{i,t-1}, D_{i,t-1}) = r_{L,t-1} - r_{A,t} + \beta E_t[(1-\theta)V_{t+1}^L(L_{i,t-1}, D_{i,t}^N) + \theta W_{t+1}^L(L_{i,t-1}, D_{i,t}^N)] \quad (\text{A9})$$

$$r_{D,t} - r_{S,t} + \phi(D_{i,t}^N - D_{i,t-1}) = \beta E_t[(1-\theta)V_{t+1}^D(L_{i,t-1}, D_{i,t}^N) + \theta W_{t+1}^D(L_{i,t-1}, D_{i,t}^N)] \quad (\text{A10})$$

$$W_t^D(L_{i,t-1}, D_{i,t-1}) = \phi(D_{i,t}^N - D_{i,t-1}) \quad (\text{A11})$$

将方程(A6)和(A11)代入(A5)和(A10)，分别得到：

$$r_{D,t} - r_{S,t} + \phi(D_{i,t}^o - D_{i,t-1}) = \beta \phi E_t[(1-\theta)(D_{i,t+1}^o - D_{i,t}^o) + \theta(D_{i,t+1}^N - D_{i,t}^o)] \quad (\text{A12})$$

$$r_{D,t} - r_{S,t} + \phi(D_{i,t}^N - D_{i,t-1}) = \beta \phi E_t[(1-\theta)(D_{i,t+1}^o - D_{i,t}^N) + \theta(D_{i,t+1}^N - D_{i,t}^N)] \quad (\text{A13})$$

方程(A12)减去(A13)得到， $(1+\beta)(D_{i,t}^o - D_{i,t}^N) = 0$ 。因此，有：

$$D_{i,t}^o = D_{i,t}^N \equiv D_{i,t} \quad (\text{A14})$$

公式(A9)向前一期，得到：

$$W_{t+1}^L(L_{i,t}^o) = r_{L,t} - r_{A,t+1} + \beta(1-\theta)V_{t+2|t+1}^L(L_{i,t}^o) + \beta\theta W_{t+2|t+1}^L(L_{i,t}^o) \quad (\text{A15})$$

方程(A3)可以写成:

$$r_{A,t} + \psi(L_{i,t}^o - L_{i,t-1}) = \beta(1-\theta)V_{t+1|t}^L(L_{i,t}^o) + \beta\theta W_{t+1|t}^L(L_{i,t}^o) \quad (\text{A16})$$

将(A15)循环代入(A16), 迭代后得到:

$$r_{A,t} + \psi(L_{i,t}^o - L_{i,t-1}) = \sum_{s=1}^{\infty} (\beta\theta)^s (r_{L,t+s-1|t} - r_{A,t+s|t}) + \beta(1-\theta) \sum_{s=1}^{\infty} (\beta\theta)^{s-1} V_{t+s|t}^L(L_{i,t}^o) \quad (\text{A17})$$

给定 $\lim_{s \rightarrow \infty} (\beta\theta)^s W_{t+s|t}^L(L_{i,t}^o) = 0$, 上式成立。由方程(A4)知, 方程(A17)是线性函数, 因此,

将所有 t 时刻都可以调整贷款的银行的公式(A17)加总得到:

$$r_{A,t} + \psi(L_t^o - L_{t-1}) = \sum_{s=1}^{\infty} (\beta\theta)^s (r_{L,t+s-1|t} - r_{A,t+s|t}) + \beta(1-\theta) \sum_{s=1}^{\infty} (\beta\theta)^{s-1} V_{t+s|t}^L(L_t^o) \quad (\text{A18})$$

其中, $L_t^o \equiv \frac{1}{1-\theta} \int_{i \in O} L_{i,t}^o di$, $L_{t-1} \equiv \frac{1}{1-\theta} \int_{i \in O} L_{i,t-1} di$, $V_{t+s}^L(L_t^o) = r_{L,t+s-1} + \psi(L_{t+s}^o - L_t^o)$ 。将

方程(A18)向前期, 得到:

$$r_{A,t+1} + \psi(L_{t+1}^o - L_t) = \sum_{s=1}^{\infty} (\beta\theta)^s (r_{L,t+s|t+1} - r_{A,t+s+1|t+1}) + \beta(1-\theta) \sum_{s=1}^{\infty} (\beta\theta)^{s-1} V_{t+s+1|t+1}^L(L_{t+1}^o) \quad (\text{A19})$$

方程(A19)乘以 $\beta\theta$, 再被方程(A18)减后, 取 t 期的期望得到:

$$\begin{aligned} & r_{A,t} + \psi(L_t^o - L_{t-1}) - \beta\theta[r_{A,t+1|t} + \psi(L_{t+1|t}^o - L_t)] \\ &= \beta\theta(r_{L,t} - r_{A,t+1|t}) + \beta(1-\theta) \left\{ V_{t+1|t}^L(L_t^o) + \sum_{s=1}^{\infty} (\beta\theta)^s [V_{t+s+1|t}^L(L_t^o) - V_{t+s+1|t}^L(L_{t+1}^o)] \right\} \quad (\text{A20}) \end{aligned}$$

根据方程(A4)得到, $V_{t+s|t}^L(L_t^o) - V_{t+s|t}^L(L_{t+1}^o) = \psi(L_{t+1|t}^o - L_t^o)$ 。因此, 可得到

$$\begin{aligned} & r_{A,t} + \psi(L_t^o - L_{t-1}) - \beta\theta[r_{A,t+1|t} + \psi(L_{t+1|t}^o - L_t)] \\ &= \beta\theta(r_{L,t} - r_{A,t+1|t}) + \beta(1-\theta) \left[r_{L,t} + \psi(L_{t+1|t}^o - L_t^o) + \sum_{s=1}^{\infty} (\beta\theta)^s \psi(L_{t+1|t}^o - L_t^o) \right] \quad (\text{A21}) \end{aligned}$$

简化后, 得到:

$$r_{A,t} - \beta r_{L,t} + \psi(L_t^o - L_{t-1}) = \beta\psi\theta(L_{t+1|t}^o - L_t) + \beta\psi \frac{1-\theta}{1-\beta\theta} (L_{t+1|t}^o - L_t^o) \quad (\text{A22})$$

令全社会的信贷总量 $L_t \equiv \int_{i \in [0,1]} L_{i,t} di$, 全社会的信贷总量满足: $L_t = (1-\theta)L_t^o + \theta L_{t-1}$ 。代

入(A22), 整理得到, 信贷规模决定方程:

$$\Delta L_t = \beta \Delta L_{t+1|t} + \eta(\beta r_{L,t} - r_{A,t}) \quad (\text{A23})$$

其中, $\eta \equiv \frac{(1-\theta)(1-\beta\theta)}{\beta\psi(1-\beta\theta^2)}$ 。

附录 B:

该局部均衡模型的方程系统是:

$$\Delta L_t = \beta \Delta L_{t+1|t} + \eta(\beta r_{L,t} - r_{A,t}) \quad (\text{B1})$$

$$r_{S,t} = r_{D,t} + \phi \Delta D_t - \beta \phi \Delta D_{t+1|t} \quad (\text{B2})$$

$$D_t = (1 - \tau)L_t - X_t \quad (\text{B3})$$

其中, $r_{A,t} \equiv (1 - \tau)r_{S,t} + \tau r_{T,t}$ 。方程(B2)是单个银行存款决策方程(11)加总得到, 方程(B3)是银行资产负债表加总结合货币市场均衡得到。将存款利率 $r_{D,t}$ 、贷款利率 $r_{L,t}$ 和再贷款利率 $r_{T,t}$, 以及货币政策变量 X_t 看成外生变量, 则该 3 方程系统可以求解 3 个内生变量: 贷款 L_t 、存款 D_t 和货币市场利率 $r_{S,t}$ 。因此, 可以通过该模型分析各种利率变化以及货币政策的流动性冲击对于银行信贷行为的影响, 从而分析货币市场动态特征。

$$\beta \Delta L_{t+1|t} - \Delta L_t - \alpha \eta \phi (1 - \tau) (\beta \Delta X_{t+1|t} - \Delta X_t) + \alpha \eta \tilde{r}_t = 0 \quad (\text{B4})$$

其中, $\alpha \equiv \frac{1}{1 + \eta \phi (1 - \tau)^2}$, $\tilde{r}_t \equiv \beta r_{L,t} - (1 - \tau)r_{D,t} - \tau r_{T,t}$ 。假设流动性冲击是一个随机变量。

贷款利率、存款利率和再贷款利率都是外生变量, 假设这些变量处于稳态水平, 且货币市场利率与再贷款利率相等 ($r_S = r_T$)。稳态下, $r_T = r_S = r_D = r_A = \beta r_L$, $D = (1 - \tau)L$, $S = 0$, $T = \tau L$, 则 $\tilde{r} = 0$ 。方程(B4)的解是:

$$\Delta L_t = \alpha \eta \phi (1 - \tau) \Delta X_t \quad (\text{B5})$$

将其代入(B3), 得到存款的解:

$$\Delta D_t = -\alpha \Delta X_t \quad (\text{B6})$$

将其代入(B2), 得到货币市场利率:

$$r_{S,t} = r_D + \alpha \phi (\beta \Delta X_{t+1|t} - \Delta X_t) \quad (\text{B7})$$

附录 C:

两类商业银行对货币市场资金的需求（若为负数，即供给）可以定义为：

$$S_t^o = (1-\tau)L_t^o - D_t - X_t \quad (C1)$$

$$S_t^N = (1-\tau)L_t^N - D_t - X_t$$

在流动性冲击下，社会总的贷款和存款决定方程简化为：

$$\Delta L_t = \beta \Delta L_{t+1|t} - \eta(1-\tau)r_{S,t} \quad (C2)$$

$$\Delta D_t = \beta \Delta D_{t+1|t} + \frac{1}{\phi} r_{S,t} \quad (C3)$$

可以向前迭代计算得到，t 期的社会贷款和存款与货币市场利率之间的关系：

$$\Delta L_t = -\eta(1-\tau) \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i r_{S,t+i|t} \quad (C4)$$

$$\Delta D_t = \frac{1}{\phi} \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i r_{S,t+i|t} \quad (C5)$$

可灵活调整贷款银行的最优贷款量与总贷款量存在关系： $L_t = (1-\theta)L_t^o + \theta L_{t-1}$ 。因此，

$$L_t^o = L_{t-1} - \frac{\eta(1-\tau)}{1-\theta} \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i r_{S,t+i|t}$$

$$S_t^o = -\left[\frac{\eta(1-\tau)^2}{1-\theta} + \frac{1}{\phi} \right] \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i r_{S,t+i|t} - X_t + (1-\tau)L_{t-1} - D_{t-1} \quad (C6)$$

$$S_t^N = -\frac{1}{\phi} \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i r_{S,t+i|t} - X_t + (1-\tau)L_{t-1} - D_{t-1} \quad (C7)$$

面对不利的流动性冲击，可调整贷款的商业银行是货币市场资金的供给者，不可调整贷款的商业银行是货币市场资金的需求者。可以将货币市场资金供给定义为 $S_t^S = -(1-\theta)S_t^o$ ，货币市场资金需求定义为 $S_t^D = \theta S_t^N$ 。因此，资金供给和需求分别是：

$$S_t^S = \left[\eta(1-\tau)^2 + \frac{1-\theta}{\phi} \right] \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i r_{S,t+i|t} + (1-\theta)X_t - (1-\theta)(1-\tau)L_{t-1} + (1-\theta)D_{t-1} \quad (C8)$$

$$S_t^D = -\frac{\theta}{\phi} \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i r_{S,t+i|t} - \theta X_t + \theta(1-\tau)L_{t-1} - \theta D_{t-1} \quad (C9)$$