

货币政策与银行系统流动性风险： 基于时变流动性错配指数(LMI)的研究

张晓明 贾江帆 孙士猛¹

【摘要】本文采用时变流动性权重构建流动性错配指数(LMI)，测算2010年12月至2018年12月我国A股30家上市银行的流动性风险，进而研究银行业系统流动性风险的实时波动，同时采用时变参数随机波动率向量自回归模型(TVP-SV-VAR)分析我国不同货币政策工具对银行业系统流动性风险的影响。研究表明：国有五大商业银行和全国性股份制商业银行流动性的整体水平较好，区域性商业银行的流动性风险则偏高；在宏观金融市场流动性收紧时，央行适度降低法定准备金率、引导资本市场利率水平降低等货币政策对我国银行业系统流动性风险的抑制效果显著。由此，央行应选择更高效的LMI模型作为银行流动性风险监测指标，完善银行业系统流动性风险防范体系。

【关键词】货币政策 系统流动性风险 TVP-SV-VAR

【中图分类号】:F832.0 **【文献标识码】**:A **【文章编号】**:1000-8306(2021)03-0028-15

一、引言

在2008年次贷危机以后，对于流动性的监管就是各银行风险管理的重中之重。目前，我国银行普遍采用的流动性标准是《巴塞尔协议III》所设计的流动性覆盖率(LCR)和净稳定融资比率(NSFR)，分别要求银行持有高质量的流动性资产和使用更稳定、持久、结构化的资金来源。不过，这一套流动性标准依然具有明显的缺陷：

第一，两个指标均只涵盖了极为有限的财务信息量，且由于信息只来源于某一时段而非时点，其指标仅仅可以反映利用固定流动性敏感度测算出的结果，不能综合、准确反映银行即时的流动性健康程度，自然也就无法对银行未来的流动性进行预测。

第二，作为比率指标，其适用范围仅限于单个金融机构，而不可加总用以衡量整个银行业的系统流动性状况，这就无从反映当危机出现时银行采取同质化策略而导致的行业性危机。

第三，流动性覆盖率主要用来衡量银行短期流动性水平，净稳定融资比率则代表银行中长期流动性水平，在实际应用过程中较为复杂，区分流动性期限会增加相应的监管成本。

Bai等(2018)提出的流动性错配指数模型(LMI)，通过细分银行各项资产负债业务的流动性差异，为每一个业务项目设定不同的时变流动性权重并与该项业务金额相乘得出其流动性，金融机构的LMI值为其资产流动性与负债流动性之差，对于样本组中全部银行的LMI求和即可反映这组银行整体的系统流动性风险。^[1]这一模型使用数据更全面，公式结构更合理，突破了比率指标的局限，为精确量化银行流动性和行业系统流动性以进行后续研究提供了可能。

¹作者简介：张晓明(1980-)，北京交通大学经济管理学院金融系，副教授。电子信箱：thinkming@163.com。

贾江帆(1998-)，商务部国际贸易经济合作研究院(通讯作者)。电子邮箱：16241041@bjtu.edu.cn。

孙士猛(1998-)，北京交通大学经济管理学院。电子邮箱：16241297@bjtu.edu.cn。

基金项目：本文受中央高校基本科研业务费专项资金资助重点培育项目“宏观审慎框架下的我国金融机构系统性风险监管研究”(2021JBWB104)的资助。

鉴于以上的思考和讨论，本文以下方面做出尝试：从微观视角出发，基于我国上市银行资产负债表等数据，使用修正 LMI 模型更精确地度量各银行近年的流动性，并使用加总 LMI 值从宏观视角研究我国银行业系统流动性风险波动；第二，选取较容易量化的法定准备金率以及货币政策中介目标——利率作为货币政策变量，^①基于 TVP-SV-VAR 模型对我国货币政策与银行业系统流动性风险进行相关性分析。

二、文献综述

货币政策可以通过不同的传导途径对宏观经济产生影响。以凯恩斯学派为主的观点认为，货币政策通过调整货币供给量影响利率，进而影响投资水平，投资的增减将会最终影响总产出；Tobin 等（1981）沿着一般均衡分析的思路扩展了凯恩斯模型，提出著名的托宾 Q 理论。^[2]此外，还有货币支出传导以及财富传导等多种观点，此处不再赘述。当然，在越来越发达的经济条件下，货币政策的传导显然不是用一种理论就可以解释的。

越来越多的人认识到，任意一个经济变量的变化，都会“牵一发而动全身”。抓住货币政策传导的关键一环——商业银行进行研究似乎更高效。传统银行传导机制的支持者普遍的看法是，央行在公开市场的操作会影响商业银行在央行的准备金，存款货币和可贷资金相应随之变化并对投资支出产生影响，总产出便会向央行希望的水平移动。^[3]

Blinder（1987）据此提出了一个信贷配给模型，他认为有效的信贷配给可以使得货币政策效果增强。^[4]Stein（1995）则另辟蹊径，补充了银行传导货币政策的另一种方式，他从银行资产负债表着手，主张银行贷款的逆向选择和道德风险会促使银行减少贷款，企业借款难度增大最终引发投资和产出的下降。^[5]总而言之，货币政策传导中的银行贷款渠道的真实性和重要性毋庸置疑。^[6]Brunnermeier（2009）证实了银行信贷紧缩与流动性之间的相关关系，本文将展开对银行流动性的分析。^[7]

金融领域中关于流动性的研究实则是起于 Keynes（1937）提出的流动性偏好理论，此后“经济主体在承担较低交易成本的情况下以合理的价格购进或售出一项资产，则这项资产就具有流动性”是学术界普遍接受的定义。^[8]Diamond 和 Dybvig（1983）首次涉足于金融机构流动性的研究，他们认为出于规避风险的需求，投资者会更偏好于选择流动性较好的银行存款而非直接在交易市场上与借款人签署合约，这就表明提供流动性是银行业务的核心功能之一。^[9]

同时他们也指出，银行提供流动性是具有风险的，这表现在危机时客户挤提存款，严重时可能导致银行破产。Pedersen 和 Brunnermeier（2009）构建市场流动性和资金流动性互动模型，指出市场资产流动性随时可能紧缩甚至枯竭。^[10]Acharya 等（2011）研究了银行选择流动性的动机，认为当危机出现时银行抛售资产换取资金，流动性高的资产往往可以取得更高的收益从而减少损失，因此银行的流动性往往选择是逆周期的，印证了凯恩斯“相机抉择”的货币政策理论。^[11]

流动性的具体量化直至 Berger 和 Bouwman（2009）提出流动性三级分类才开始，他们将列入银行资产负债表的业务项目划分为高流动性、中流动性或低流动性项目，通过设定不同的流动性权重进而计算最终流动性水平，后续关于银行流动性量化的研究大多是基于这个思路。^[12]Brunnermeier 等（2012）提出的 LMI (Liquidity Mismatch Index) 模型，即流动性错配指数，相比于“流动性三级分类”，其流动性分类更细致、流动性权重设定更合理，计算公式更简洁，可以视作是流动性量化研究方面标志性的指标。^[13]

在 Bai 等（2018）将利率的风险升水、债券折扣率和负债到期期限等多个参数引入 LMI 的计算模型使得 LMI 计算公式中每一个变量都可以使用客观经济数据精确量化后，LMI 已经成为科学的、具备良好应用前景的金融机构流动性监测工具，其最明显的优势即可以将不同金融机构、甚至不同类型金融机构的流动性水平加总，体现出流动性风险的系统化，预警单家金融机构的流动性危机传染给其它金融机构从而引发行业系统流动性危机。

对于系统流动性风险，Allen（2000）提出，一个金融风险传染的均衡模型，他指出传染以区域间债权或索赔结构的完整性

为基础，银行小的流动性冲击便可能给整个经济带来影响。^[14]Cifuentes 等（2005）提出银行—市场—银行的反馈机制来解释流动性紧缺如何在银行体系中传染，在单个银行陷入流动性紧缺时，只能低价出售其资产，进而导致市场价格普遍有所下跌。

在萧条的经济环境下，银行再次压低出售价格，反而增大了其流动性压力。^[15]Müller（2006）明确了危机传染的渠道主要是信贷市场，并强调最后贷款人对于拯救危机的作用，这给实行中央银行制度的国家提出了实用的建议。^[16]郭红玉等（2018）曾基于固定流动性权重的 LMI 模型测算我国部分银行的流动性风险，但固定流动性权重不能反映流动性风险随时间变化的状态。^[17]刘精山等（2019）在此基础上进一步引入时变参数，测算了我国 18 家上市银行流动性风险并进行了相关压力测试，不过由于其观察样本较少，结论是否具有代表性和普遍性存疑。^[18]

近年来，部分文献将货币政策与银行滚动性联系起来，Berger 和 Bouwman（2017）从银行正常和危机两个时期对银行所有表内表外业务与货币政策的相关性进行了研究，结果表明良好的流动性状况有助于银行及时预测和抵抗危机，而货币政策对于大、中型银行的影响较小，仅仅在正常时期对小银行有显著的影响。^[19]张晓明等（2019）基于 Bai 的时变 LMI 模型测算了我国 16 家上市银行的系统流动性水平，并与美联储加息、缩表进行相关度检验，研究发现美联储货币政策正常化造成我国银行流动性显著收紧。^[20]

综上所述，货币政策对宏观经济的调控虽有多种渠道，但以银行信贷市场为核心的金融传导机制在货币政策的传导中具有不可替代的作用。银行流动性可以准确地反映银行信贷状况，而流动性错配指数经过多位经济学家的改进已经成为较为成熟科学的流动性测算指标体系，从而成为合适的监控风险和货币政策效果的指标。

不过，已有研究尚存在一些拓展空间：第一，对于货币政策效应的考量主要是依据产出、GDP 等宏观经济指标，忽视了银行系统流动性这一更为关键和准确的指标；第二，大多数对于银行流动性的研究是基于流动性覆盖率和净稳定融资比率，即使少数采用 LMI 计算银行流动性的研究也是基于资产负债项目固定的流动性权重，无法保证研究结果的准确性和实时性；第三，关于银行系统流动性风险的研究更是极少，且多从微观经济主体的角度出发，研究结论较为狭隘，亟待补充。

因此，我们对最新的、具有时变参数的 LMI 计算方法适当修改，通过对我国 30 家具有代表性的银行计算流动性错配指数并加总得出的值与货币政策量化指标进行回归分析，验证货币政策对银行业系统流动性风险的影响，填补货币政策效应之于银行业的空缺，反过来也从宏观层面补充了银行系统流动性风险影响因素。

三、流动性错配指数（LMI）的测度方法及计算结果

流动性错配指数之所以可以更准确地反映金融机构的流动性水平，很大程度上是因为它包含了金融机构全部公开的经营数据和部分与金融机构相关的金融行业宏观数据。具体地，Brunnermeier（2012）设想了一种情景——公司面临大量撤资而不得不面临流动性紧缺。即公司所有的债券或索赔人都按照合同从公司提取尽可能多的现金（流动性），此时公司便会想尽办法（包括提供一定的价格折扣）变卖其资产筹集流动性。

公司的负债会减少流动性，资产会增加流动性，Brunnermeier（2012）就将公司的净流动性定义为 LMI，用其论文中的表述“流动性错配指数（LMI）衡量的是资产的市场流动性与负债的融资流动性之间的错配。”Bai 等（2018）将 LMI 的使用情形从固定流动性压力水平（一夜之间）扩展至动态的，给出了明确的实时 LMI 在时刻 t 的计算表达式：

$$LMI = \sum_k \lambda_{t,ak} a_{t,k}^l + \sum_k \lambda_{t,lk} l_{t,k}^l \quad (1)$$

（1）式中， $\lambda_{t,ak}$ 为商业银行资产业务在 t 时刻的流动性权重。为了便于后续计算，我们人为将其设定为非负值； $\lambda_{t,lk}$

则是商业银行负债业务的流动性权重，相应地，我们将其设定为负值。 k 及 k' 分别代表资产业务和负债业务的类别。资产 (ait, k) 指商业银行财务报告中不同类别资产的额，负债 (lit, k') 指不同类别负债的额，随时间 t 改变。从公式中可以看出，LMI 实际上是金融机构持有资产和负债“即刻现金等价值”的净差。这也可以解释 LMI 为什么具备可加性。

每家银行资产流动性与负债流动性净差额的总和，即为所有银行总资产流动性与总负债流动性的净差额——全部银行流动资产总额与相应资产项目流动性权重的乘积和全部流动负债总额与相应负债项目流动性权重的乘积之差（这一点是由一家银行的流动资产必然对应着另一家银行的流动负债所决定的），这一过程实质上是数学模型中乘法分配律的具体应用。

此外，LMI 还可以起到预期指导作用。银行业总 LMI 值约为 0 或是在有外部流动性注入的情况下呈现正值，意味着经济环境良好，投资风险低而收益高，良好的预期会使得人们增加投资而促使经济进一步增长。当出现流动性缺口时，银行业总 LMI 值为负，银行融资成本上升，借贷困难的情况可能会加剧，银行需要立刻调整头寸减小损失。

（一）资产侧流动性权重

对于银行资产负债表中所列示的各类型的资产，流动性权重应是不小于 0 且不大于 1、随时间变化的数。 t 时刻资产 k 的流动性权重计算公式为：

$$\lambda_{ik} = \exp(-(\bar{m}_k + \delta \times \beta_k m_{pc1,t})) \quad (2)$$

其中， $\bar{m}_k$ 为资产 k 的平均折扣率； $m_{pc1,t}$ 是从主要资产类别折扣率组合中提取出的第一个主成分；将平均折扣率 $\bar{m}_k$ 与主成分 $m_{pc1,t}$ 进行回归分析，其得出的回归系数为 β_k ； δ 是为调整计算结果至合理范围而设置的常数。

不过，由于我国金融信息披露机制仍不健全，我们无从获得我国所有类别资产抵押品的回购折扣率数据，直接使用此模型度量我国银行的流动性风险既不客观也不现实。我们基于对我国国情的考量，最终决定根据银行投资的主要流向（政府、同业金融机构、企业）将其资产细分为三类，^②根据对应的三种债券（国债、公司债、企业债^③）的标准券折算比例，^④求得不同债券的折扣率^⑤并取平均，记为 $\bar{m}_k$ ，并使用主成分分析法从中提取出覆盖 80% 左右信息量的第一主成分 $m_{pc1,t}$ 。

通过比对最终结果与历史数据的拟合程度，最终我们确定常数 δ 为 0.1。我们在设定我国商业银行资产项目流动性权重时严格依据其资产负债表，并结合我国实际情况，逐一对表中每一业务项目^⑥应用适合的时变流动性权重。总体而言，我们的设定依据是：对于流动性极差或在商业银行资产负债表中规模占比较小的项目，其流动性权重为 0；对于缺乏明细账目数据（无从计算时变权重）且流动性中等的项目，其流动性权重为 0.5；对于流动性极强的资产，其流动性权重为 1；对于现金流主要来源于企业的项目，应用企业债类时变流动性权重；对于现金流来源于政府、同业银行和企业的项目，根据明细账目数据综合应用国债类、公司债类和企业债类时变流动性权重。

（二）负债侧流动性权重

t 时刻负债 k' 的流动性权重计算公式为：

$$\lambda_{ik'} = -e^{k \ln(OIS - Tbi11) T_k} \quad (3)$$

（3）式中，参数 k 为调节系数；OIS-Tbi11 用 3 个月期限的国债利率与银行间同业拆借利率的息差代替（出于我国国情考

虑),其变动可以反映银行系统遭遇外部冲击的强度;Tk'为负债k'的到期期限,我们同样逐一对照银行资产负债表中所列示的负债项目设定合适的到期期限,^⑦总体而言,我们的设定依据是:对于隔夜融资,到期期限为0;对于期限小于或等于一年的债务,到期期限为1;对于期限超过一年的债务及或有负债,到期期限为5;对于次级债务及被保险的存款,到期期限为10;对于权益,到期期限为30。

在设定参数 κ 时,我们使用多组数值代入公式计算并比较结果,发现当 $\kappa=0.01$ 时,银行业流动性缺口总是近似等于央行货币投放总量,因此我们确定参数 κ 为0.01。

(三) LMI 的测算

为了能使我们对银行业系统流动性的度量尽可能准确,我们从A股上市银行中选取了国有5大商业银行、8家全国性股份制商业银行、11家城市商业银行和6家农村商业银行,共30家银行作为研究对象,基本涵括我国银行业绝大部分银行类型,总资产规模占全部33家上市银行的99.2%,可以认为这30家银行的总LMI值对我国银行业系统流动性状况具有典型代表性。

本文对我国30家上市商业银行近九年资产负债表中所有的业务项目按照模型要求分类,由(1)式把各类流动性资产负债金额乘以相对应的时变流动性权重,最终得到以季度为时间单位的LMI值序列。在此过程中,我们发现单纯依靠银行的LMI值对银行的流动性排名是不准确的,因为一些大型银行的LMI值普遍较高。

为了使我们的研究结果更准确地反映银行的流动性管理水平,我们决定以2018年年末各银行的总资产作为银行规模的指示变量,依此对原先计算出的总LMI进行标准化,得到的结果参见表1,表中同类型银行的排名即依据标准化LMI降序排列。如无特殊说明,表中的数据单位均为万元。

从表1可以看出,所有银行都出现了流动性缺口,这说明近年我国银行面临非常规状态的流动性紧缺。此外,不同类型银行的LMI水平具有明显的差异。从各类银行标准化LMI的平均值来看,全国性股份制商业银行的流动性缺口最小,流动性风险也就相应最低,不过其中也不乏招商银行、光大银行这样流动性管理存在较大隐患的银行。

素有“金融稳定器”美称的国有五大商业银行的流动性水平也较为健康,处于我国银行业的中上游水平,不过如果仅仅论LMI的绝对值,五大有商业银行的流动性错配问题仿佛很严重。由此可以说明银行规模对其LMI值的影响是显著的,我们标准化的过程是必不可少的步骤。而城市商业银行流动性整体平均水平稍弱于国有五大商业银行,但上海银行的标准化LMI绝对值是我们测算的30家银行中最小的,这意味着上海银行在经济形势不明朗的情况下决策正确,业务标准规范,有很强的抗压能力。

表1 2018年第四季度中国银行流动性风险LMI值及标准化后LMI相对值情况

银行类别	该类平均标准化 LMI	银行名称	总 LMI	总资产	标准化 LMI
大型国有商业 银行	-0.0659	交通银行	-31172375.1	953000000	-0.0327
		建设银行	-137151925.1	2322000000	-0.0591
		农业银行	-161232820.0	2261000000	-0.0713

		中国银行	-156066927.0	2127000000	-0.0734
		工商银行	-257578456.4	2770000000	-0.0930
全国性股份制 商业银行	-0.0600	浦发银行	-22922763.0	629000000	-0.0364
		兴业银行	-27377422.0	671000000	-0.0408
		民生银行	-30173899.0	599000000	-0.0504
		平安银行	-21733847.0	342000000	-0.0636
		华夏银行	-17720020.0	268000000	-0.0661
		中信银行	-40842007.0	607000000	-0.0673
		招商银行	-51355085.0	675000000	-0.0761
		光大银行	-34740517.0	436000000	-0.0797
城市商业银行	-0.0668	上海银行	-3496351.9	203000000	-0.0172
		北京银行	-11241427.9	257000000	-0.0437
		杭州银行	-5386906.3	92110000	-0.0585
		郑州银行	-2826423.1	46610000	-0.0606
		西安银行	-1434478.3	22350000	-0.0642
		成都银行	-3368748.0	49230000	-0.0684
		青岛银行	-2190777.1	31770000	-0.0690
		江苏银行	-15776326.2	193000000	-0.0817
		长沙银行	-4474513.0	52660000	-0.0850
		南京银行	-10716190.3	124000000	-0.0864
		贵阳银行	-5019000.4	50330000	-0.0997

农村商业银行	-0.1424	紫金农商行	-1145664.0	19320000	-0.0593
		无锡银行	-912289.6	15440000	-0.0591
		常熟银行	-1379675.0	16670000	-0.0828
		张家港银行	-1067160.7	11340000	-0.0941
		青岛农商行	-4570565.8	29410000	-0.1554
		苏农银行	-4714392.5	11680000	-0.4036

对农村商业银行而言，情况显然不是很乐观。无论是农村商业银行中最小的标准化 LMI 绝对值，还是最大的标准化 LMI 绝对值，抑或是标准化 LMI 绝对值的整体平均，都显著高于其它类型银行的相应值。银行的管理人员或相关监管当局应该重视坏账、呆账是否及时冲销处理，贷款审核过程是否符合要求等，以防引起公众挤提存款造成全面的混乱。事实上，农村商业银行由于监管纰漏等多方面因素，各类风险偏高是有据可查的。2019 年 5 月，央行和银监会组建接管组接管包商银行，其源由就是包商银行存在严重的“信用风险”。这在一定程度上印证了我们关于区域性银行流动性风险偏高的研究结论。

当然，我们可以设想到，仅仅依靠某一时刻的流动性缺口的大小来判定银行面临的流动性风险可能有失偏颇。因此，我们为了进一步增强研究结果的说服力，进一步计算出国有五大商业银行、全国性股份制商业银行、城市商业银行和农村商业银行这四类银行观测期内平均标准化 LMI 值的时间序列。如图 1 所示，可以直观地看出，银行的流动性风险并不是一成不变的，各类型银行的流动性风险也并没有绝对固定的大小关系。但是，绝大多数时间中，国有五大商业银行的平均标准化 LMI 值总是位于四条曲线的最上端，这代表其流动性错配问题通常是相对最小的，资产相对是最安全的。

农村商业银行的平均标准化 LMI 几乎从头至尾都是位于四条曲线中的最下端，且和前三条曲线的垂直距离较大，意味着其流动性管理较之国有五大商业银行、全国股份制商业银行和城市商业银行相差甚远，亟须引进科学的流动性监管指标和办法。事实上，无论对于哪种类型的银行来说，都应努力优化自己的流动性错配水平，改善 LMI 值意味着更好的流动性和安全性，可靠的经营会吸引更多客户的资金储蓄，从而也间接意味着更好的盈利性。毫无疑问，这符合商业银行的经营三原则“流动性、安全性和盈利性”，本银行在同类银行中的竞争力将会大大提高；而对于监管部门来说，可以更侧重关注图 1 中“中低层次”银行——区域性银行里 LMI 值较大的部分银行，如城市商业银行中的南京银行和贵阳银行以及农村商业银行中的张家港银行、青岛农商行和苏农银行。

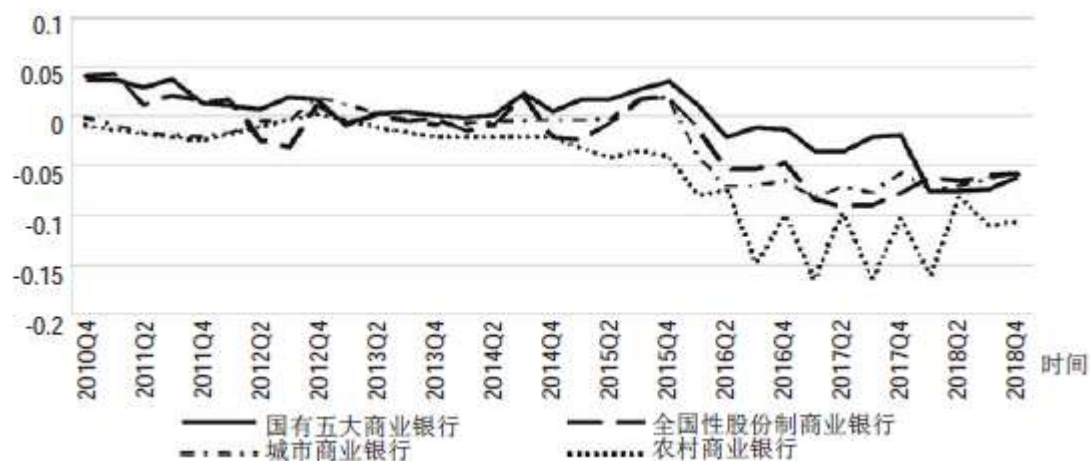


图 1 2010—2018 年各类型银行标准化 LMI 变化情况

在对单家银行的 LMI 测算研究结束后，我们为度量银行业系统流动性风险，将这 30 家上市银行的总 LMI 值的时间序列求和，并于同时期货币当局公布的货币投放总量相比较（见图 2）。我们发现，整体而言，银行业总 LMI 值与货币投放总量的净和总是在 0 处上下波动。这不仅符合货币制度的客观规律，同时也佐证了我们以货币投放量为观测指标，确定负债流动性权重计算公式中调节系数的正确性。

观察银行业总 LMI 值的变化情况可以发现，2008 年全球金融危机实质上并未对我国造成严重的影响，我国银行业系统流动性水平在 2010 年就已经稳定维持在正常水平线附近，2010—2015 年虽然偶有波动但总体趋势极为稳定，毫无疑问为经济金融的高速发展奠定了良好的基础。然而，自 2015 年底开始，受美联储加息、缩表等一系列退出量化宽松举措的影响，我国银行业系统流动性的稳健性遭到破坏，形成了巨额的流动性缺口，系统流动性风险急剧攀升。在 2016 年银行同业市场交易紊乱的推波助澜之下，我国银行业系统流动性风险上升到近十年的最高点。

尽管中央银行对于经济形势的变动已经足够敏感，不断增加货币投放量以弥补巨额的流动性缺口，但收效却不是很理想。我们认为，造成如此困局的原因在于现行流动性监测体系不完善，信息的时滞性阻碍了货币当局的主动预测和调控。我们的 LMI 模型不仅可以为监管当局和货币当局提供更精确的算法，其时变性更可以减小信息的滞后程度。在 2018 年央行启用相对宽松的货币政策后，银行业流动性紧缺的困境才得以缓解，总 LMI 值开始回升。基于这样的事实我们认为，我国货币政策对银行业系统流动性风险具有调控作用，并使用相关性分析进行检验。

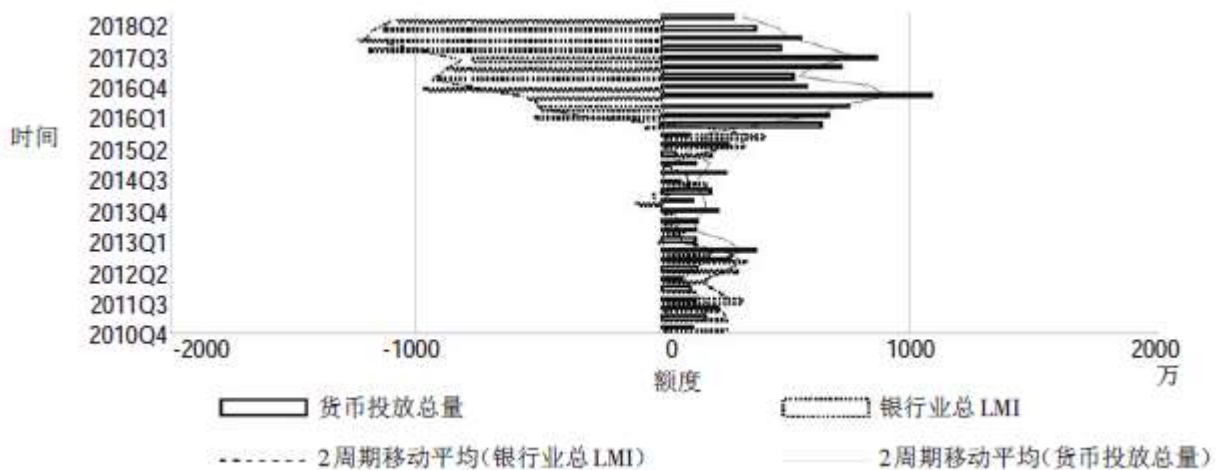


图 2 货币投放量与银行业总 LMI 值

四、货币政策对系统流动性风险影响的回归分析

(一) 研究方法

根据所得数据和研究要求，我们借助时变参数随机波动率向量自回归模型（TVP-SVVAR），对货币政策量化指标和商业银行（按照规模区分为大型银行和中小型银行）的 LMI 值分别进行相关关系检验和脉冲响应分析。TVP-VAR 模型的通常形式为：

$$y_t = c_t + B_{1t}y_{t-1} + \cdots + B_{kt}y_{t-k} + e_t, e_t \sim N(0, \Omega_t) \quad (4)$$

其中，对于 $t=s+1, \cdots, n$ ， y_t 是 $k \times 1$ 维观测变量向量， $B_{1t}, \cdots, B_{kt}$ 是 $k \times k$ 维时变系数矩阵， Ω_t 是 $k \times k$ 维时变协方差矩阵。

假设各个参数都服从随机游走过程：

$$\begin{aligned} \beta_{t+1} &= \beta_t + u_{\beta t}, \\ a_{t+1} &= a_t + u_{at}, \\ h_{t+1} &= h_t + u_{ht}, \end{aligned} \quad \begin{pmatrix} \varepsilon_t \\ u_{\beta t} \\ u_{at} \\ u_{ht} \end{pmatrix} \sim N \left(0, \begin{pmatrix} I & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \Sigma_{\beta} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \Sigma_a & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \Sigma_h \end{pmatrix} \right) \quad (5)$$

其中， $\beta_{s+1} \sim N(\mu_{\beta_0}, \Sigma_{\beta_0})$ ， $a_{s+1} \sim N(\mu_{a_0}, \Sigma_{a_0})$ ， $h_{s+1} \sim N(\mu_{h_0}, \Sigma_{h_0})$ ，对于 $t=s+1, \cdots, n$ ， $e_t = A_t^{-1} \Sigma_t \varepsilon_t$ ， Σ_a 和 Σ_h 是对角线元素。

(二) 研究变量

1. 被解释变量。在保证各样本银行数据完整性和足够区间长度的基础上，我们选取 2010 年第四季度至 2018 年第四季度共 33 个季度区间的大型银行和中小型银行 LMI 总值作为银行系统流动性风险的度量指标，即被解释变量。模型中对非平稳变量均

差分至平稳进行研究。

2. 解释变量。解释变量为衡量货币政策变化的一系列指标。央行货币政策工具主要分为两类：一是数量型货币政策工具，以法定准备金率、再贴现率和公开市场业务操作为主要代表；二是价格型货币政策工具，如调整利率和汇率。此处，我们从两种类型的货币政策工具中分别选取法定存款准备金率和利率两项指标为解释变量。

由于利率种类繁多，且我国央行已不再制定和公布基准利率，而近年银行间同业拆借利率替代发挥着基准利率的作用，故我们此处选取银行间同业拆借利率作为研究对象。对于银行间同业拆借利率，我们选取每年 3 月 31 日、6 月 30 日、9 月 30 日和 12 月 31 日的银行间同业拆借利率作为各季度利率的代表值；对于金融机构法定存款准备金率，我们分别取大型金融机构法定存款准备金率和中小金融机构法定存款准备金率两组数据，并分别选取两组数据每季度最后一天的金融机构法定存款准备金率数值作为该季度数据。

为了避免混淆利率和法定存款准备金率对商业银行流动性风险的影响作用，我们单独对每一解释变量和银行的 LMI 值应用向量自回归模型；此外，由于央行通常对大型金融机构和中小金融机构的法定存款准备金率分别进行调整，我们选取大型金融机构法定存款准备金率和中小金融机构法定存款准备金率分别与大型商业银行和中小商业银行分析回归效果。

（三）实证结果分析

我们令 3 个月、6 个月和 12 个月为等间隔脉冲响应的时间段；选取 2011 年第二季度、2016 年第一季度和 2018 年第 3 季度（均为中央银行同时调整大、小型存款货币机构法定存款准备金率的时间点）为金融机构存款准备金率对 LMI 的时点脉冲响应的时间点；选取 2011 年第二季度、2015 年第三季度和 2015 年第四季度（均为中国人民银行调整基准利率的时间点）为银行间同业拆借利率对 LMI 的时点脉冲响应的时间点。

图 3 和图 4 的左侧分别为 SHIBOR 对大型商业银行与中小型商业银行 LMI 的等间隔脉冲函数响应图；图 5 和图 6 分别为法定存款准备金率对大型商业银行与中小型商业银行 LMI 的等间隔脉冲响应函数图。实证结果表明，银行间同业拆借利率、法定存款准备金率均对存款性金融机构的系统流动性风险有着显著的时变影响。下面将具体分析两个解释变量对银行 LMI 的时变影响效果。

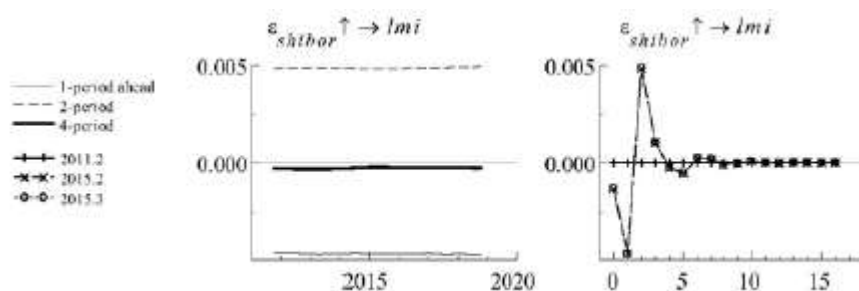


图 3 SHIBOR 对大型商业银行 LMI 的脉冲响应函数图

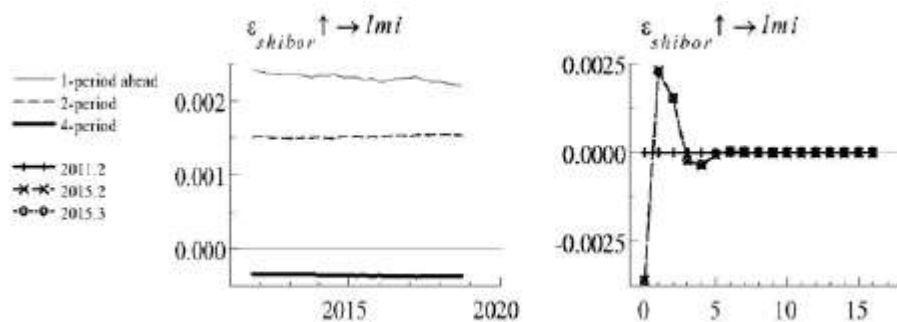


图 4 SHIBOR 对中小型商业银行 LMI 的脉冲响应函数图

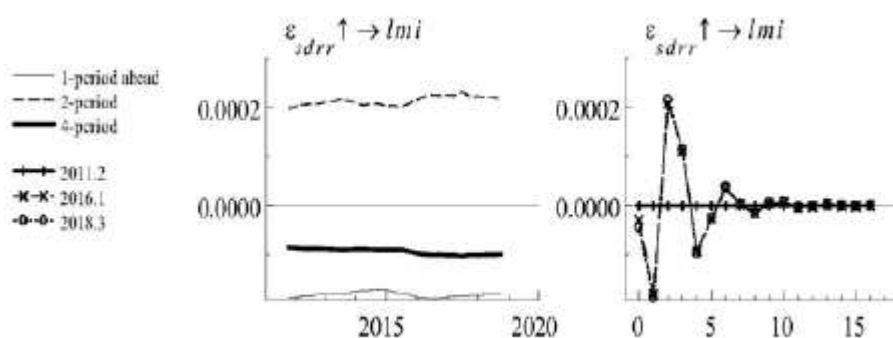


图 5 存款准备金率对大型商业银行 LMI 的脉冲响应函数图

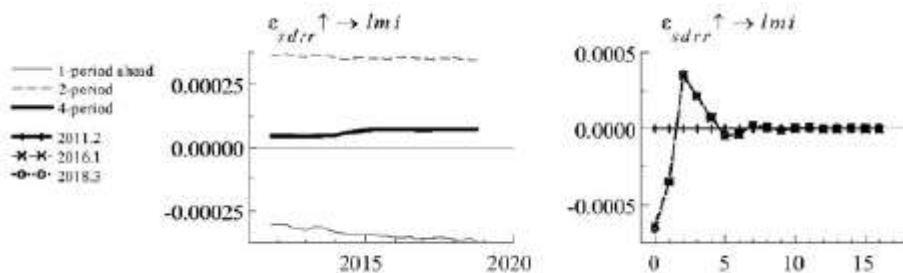


图 6 存款准备金率对中小型商业银行 LMI 的脉冲响应函数图

1. SHIBOR 对 LMI 值的回归分析。图 3 和图 4 的右列分别为 SHIBOR 对大型银行和中小型银行 LMI 的时点脉冲函数响应图，其显示了中国人民银行两次调整基准利率（2015 年第季度和 2015 年第四季度）对 LMI 产生了相同路径的影响，利率上升会造成 LMI 先下降后上升。

在短期内 SHIBOR 提高，银行拆借成本增加，同业拆借市场资金供给不足，同业拆借市场内资金需求大于供给，进而导致资金流动性不足；同业拆借市场利率是最敏感的市场利率，具有良好的传导性，同业拆借市场利率的波动很容易影响到其他市场利率，进而更广泛地影响到银行业金融机构的流动性风险增加。

从第二期末、第三期初开始，商业银行在已经掌握市场形势的变化后，为应对和缓解流动性紧缺的状况，通过调整经营策略释放大流动性，使得 LMI 上升，流动性风险降低。这也体现出商业银行的经营策略调整与市场形势变化相比具有一定的滞后性。值得注意的是，大型商业银行和中小型商业银行在受到 SHIBOR 上升的冲击后，其流动性水平的变动情况略有差异。

大型商业银行的流动性风险水平变化较大且在第八期恢复平稳状态（见图 3），而中小型商业银行流动性风险水平变化较小且在第六期恢复平稳状态（见图 4）。由此可见，SHIBOR 对大型商业银行流动性风险的作用时间较长，而对中小型商业银行流动性风险的作用时间较短。这也是符合现实的，因为中小型银行规模较小遇到冲击所受影响较大，但它的资金来源往往充足且稳定，需要拆借的资金占比较少，因此能较快恢复平稳。

2. 金融机构法定存款准备金率对 LMI 值的回归分析。图 5 和图 6 的右列分别为法定存款准备金率对我国大型商行和中小型商行的时点脉冲响应函数图。从图中可以看出，中国人民银行两次提高法定存款准备金率（2016 年第一季度和 2018 年第三季度）均使得我国商业银行的 LMI 先下降后上升，即流动性风险先增加后下降，最终法定存款准备金率提高这一冲击给银行流动性风险带来的影响随时间延长而逐渐消失。

短期内金融机构法定存款准备金率的提高，使得银行需要补足其在中央银行存款准备金的缺额，这就会减少商业银行的可贷资金。银行在自身贷款标准和贷款指标尚未调整而社会工商企业的贷款需求仍然较高的情况下，容易出现流动资金不足的困境。在中长期银行可通过提高贷款标准、减少贷款指标、增持流动性较高的资产等方式来减小流动性缺口，从而降低流动性风险。

从银行 LMI 值回归平稳所需时间来看，大型商业银行 LMI 值受法定存款准备金率调整影响而产生的变动在第十期回到平稳状态；中小型银行 LMI 值在第八期恢复平稳状态。因此，虽然与 SHIBOR 的影响效果类似，即中央银行调整法定准备金率对大型商业银行流动性风险的作用时间较长，而对中小型银行流动性风险的作用时间较短，但仍有所不同：法定存款准备金率对于银行类金融机构流动性风险水平的作用时间及持续时间更长。这是因为，法定存款准备金率可以通过货币数量渠道（主要是货币乘数效应）和利率渠道，直接调控金融体系的流动性和社会融资规模。

五、结论及建议

本文利用 2010—2018 年我国 A 股 30 家上市银行的公开数据，测算出各银行以及银行业的时变 LMI 值，并实证检验不同货币政策工具对银行业系统流动性风险的影响，得出以下结论：

第一，LMI 适宜作为监管层使用的流动性监测指标。LMI 随银行财报数据更新而更新，频率更高；LMI 的数据源涵盖银行资产负债表的全部项目，测算结果包含的信息量更大，更准确地反映了银行实际的流动性风险；LMI 不仅适用微观主体，还可以应用于宏观整体，将单家银行的 LMI 加总即可观测银行业系统流动性风险。将 LMI 作为流动性监测指标，可以完善我国流动性监测指标体系，有助于金融机构及时、灵活和主动地调整自己的经营策略和流动性持有水平，从而更好地避免发生流动性危机。

第二，LMI 可以实现对流动性危机爆发全过程的实时动态监测。流动性危机往往首先起源于某家银行的流动性紧缺，体现在该银行的 LMI 值将会显著为负；当流动性风险通过其经济业务网络外溢扩散时，与该银行有业务往来的一组银行的 LMI 值之和将会显著下降；如果演变为全行业流动性危机，那么银行体系的加总 LMI 值就会产生巨额缺口。

第三，关于 LMI 所反映的各银行流动性状况：规模会影响银行的流动性水平，但并不是决定银行流动性水平的绝对因素。在通常情况下，国有五大商业银行和全国性股份制商业银行的流动性的平均水平最好，区域性商业银行的流动性风险则偏高，尤其是部分农村商业银行存在巨额的流动性错配缺口，极有可能陷入流动性紧缺引发危机，但这一规律现象并不是恒定不变的，各银行须实时关注自己的流动性水平；我国银行业的系统流动性风险虽然偶有波动但整体仍然向上攀升。

第四，关于回归分析结果所反映的我国货币政策对银行系统流动性风险的影响效果：在短期，SHIBOR 和金融机构法定存款准备金率的上升显著提高了我国银行业的系统流动性风险；而在中长期，各商业银行经过相应的调整会释放大量流动性，从而降低银行业系统流动性风险，并最终恢复到初始水平。

实证检验表明，我国货币政策具有良好的有效性和独立性，但在我国金融监管制度、金融体系运转过程中也存在诸多改进空间。我们的研究结果为深化金融制度改革、弥补金融体系运转的部分疏漏提供了如下建议，相关当局可以据此继续提高货币政策效用，保证银行、社会流动性充足，进而维护金融安全与稳定。

第一，为完善宏观审慎监管，我们建议应继续坚持“一委一行两会”的监管模式，但各监管机构也应各司其职，加强对自身负责的金融机构和金融功能的监管，与时俱进地更新监管指标，完善监管体制。具体来说，银保监会尽快完善流动性检测指标体系，面对现行的监管指标缺乏宏观视角以及前瞻性问题，可以引入本文修正过的 LMI 模型予以解决，以便充分掌握银行业体系的流动性状况，加强对银行业的宏观流动性管理；而中国人民银行应更加积极地发挥价格型货币政策工具对银行流动性的引导作用，合理搭配使用常规性货币政策工具和选择性货币政策工具，以适应国内外经济环境变化，预防系统性流动下行风险引发的金融危机。

第二，为调节微观经济主体行为，我们对各商业银行提出以下两点建议：一是面对复杂的外部经济环境，要遵循相机抉择原则和最低成本原则，在出现流动性缺口时，可采取主动负债或缩减资产规模的方式满足流动性需求，灵活调节流量、适度控制存量，保证资金存量维持在相对平衡的状态；二是商业银行应加强对于流动性管理的革新，构建先进的流动性监管系统，实时关注银行内流动性变化，完善银行业系统流动性风险防范体系。商业银行在依照《巴塞尔协议III》的流动性覆盖比率和净稳定融资比率监控流动性风险的同时，要注重构建内部流动性风险评级模型，运用先进的流动性监管系统，实时关注银行的内部流动性变化和外部关联性的影响，建立起一套完整科学的流动性风险防范体系。

注释：

①由于央行公开市场操作较为频繁，实质上已经成为日常行为，不适宜作为货币政策的代表变量进行研究，因此我们没有将其纳入考量。本文对于货币政策代表变量的选择参考了多数既有关于货币政策效应的研究。

②依据是：对于政府、中央银行的债券投资以及信托基金、股权等，由于其收益和风险较低但安全性好，均视为国债；对于政策性银行、银行同业及其他金融机构发行的投资债券，均视为公司债；对于银行的贷款、应收利息、应收款项类投资，由于包含一定的违约风险，因此均视为企业债；对于无形资产、递延所得税等在银行资产负债表中所占规模较小的资产，忽略不计。

③国债是由国家发行的债券，是中央政府为筹集财政资金而发行的一种政府债券；公司债是由股份有限公司或有限责任公司发行的用于固定资产投资、技术更新改造等的债券；企业债是由中央政府部门所属机构、国有独资企业或国有控股企业发行的与审批项目相关的债券

④标准券折算比例，即每种债券在质押式回购中的可融资额度，可以在深圳证券交易所、上海证券交易所定期公布的数据中查得。

⑤债券质押率与折扣率和为 1。

⑥流动性权重为 0 的资产项目包括长期股权投资、固定资产、无形资产、其它资产和递延所得税；流动性权重为 0.5 的项目为衍生金融资产；流动性权重为 1 的项目包括现金及存放中央银行款项、存放同业和其它金融机构款项、贵金属、拆出资金

和买入返售金融资产；仅适用于企业债类时变流动性权重的项目包括应收利息、发放贷款及垫款和应收款项类投资；适用于综合三种债券时变流动性权重的项目包括交易性金融资产、可供出售金融资产和持有至到期投资。

⑦到期期限为 0 的负债项目包括向中央银行借款、拆入资金和卖出回购的金融资产款；到期期限为 1 的项目是短期借款；到期期限为 5 的项目包括应付债券、预计负债和长期借款；到期期限为 10 的项目包括同业存款、吸收存款和其它负债；到期期限为 30 的项目包括实收资本和股本。在合同条款中没有明确规定 T 的情况下，我们根据经验对 T 的选择存在一定主观性。

参考文献:

[1]Bai J., Krishnamurthy A., Weymuller C. H. Measuring Liquidity Mismatch in the Banking Sector[J]. The Journal of Finance, 2018 (73): 51-93.

[2]Summers L. H., Bosworth B. P. & Tobin, J. Taxation and Corporate Investment: A Q-theory Approach[J]. Brookings Papers on Economic Activity, 1981 (1): 67-140.

[3]Brunner K., Meltzer, A. H. A Credit Market Theory of the Money Supply and an Explanation of Two Puzzles in US Monetary Policy[J]. Rivista Internazionale di Scienze Economiche, 1966.

[4]Blinder, Alan S. Credit Rationing and Effective Supply Failures[J]. Economic Journal, Royal Economic Society, 1987 (97): 327-352.

[5]Stein J. C. An Adverse Selection Model of Bank Asset and Liability Management With Implications for the Transmission of Monetary Policy[R]. NBER Working Paper, 1995 (No. 5217).

[6]Kashyap A. K., Stein J. C. What do a Million Observations on Banks Say About the Transmission of Monetary Policy? [J]. American Economic Review, 2000 (3): 407-428.

[7]Brunnermeier M. K. Deciphering the Liquidity and Credit Crunch 2007—2008[J]. Journal of Economic perspectives, 2009 (1): 77-100.

[8]Keynes J. M. The General Theory of Employment, Interest, and Money[J]. The Quarterly Journal of Economics, 1937 (2): 209-223.

[9]Douglas W., Diamond, Philip H., Dybvig. Bank Runs, Deposit Insurance, and Liquidity[J]. Journal of Political Economy, 1983 (3): 401-419.

[10]Brunnermeier M. K., Pedersen L. H. Market Liquidity and Funding liquidity[J]. Review of Financial Studies, 2009 (6): 2201-2238.

[11]Acharya V. V., Shin H. S., Yorulmazer T. Crisis Resolution and Bank Liquidity[J]. The Review of Financial Studies, 2010 (6): 2166-2205.

[12]Berger A. N., Bouwman C. H. S. Bank Liquidity Creation[J]. Review of Financial Studies, 2009 (9): 3779-3837.

-
- [13]Brunnermeier M.K.,Gorton G.,Krishnamurthy A.Risk Topography[J].NBER Macroeconomics Annual,2012(1):149-176.
- [14]Allen F.,Gale D.Financial Contagion[J].Journal of Political Economy,2000(1):1-33.
- [15]Cifuentes R.,Ferrucci G.,Shin H.S.Liquidity Risk and Contagion[J].Journal of the European Economic Association,2005(2-3):556-566.
- [16]Müller J. Interbank Credit Lines as a Channel of Contagion[J]. Journal of Financial Services Research, 2006(1):37-60.
- [17]郭红玉,高磊,史康帝.资产证券化对商业银行流动性风险的影响——基于流动性缓冲视角[J].金融论坛,2018(2):9-19.
- [18]刘精山,赵沛,田静.基于时变模型的商业银行流动性风险度量研究[J].财经理论与实践,2019(6):16-23.
- [19]Berger A.N.,Bouwman C.H.S.Bank Liquidity Creation,Monetary Policy,and Financial Crises[J].Journal of Financial Stability,2017(30):139-155.
- [20]张晓明,隗群林,贾江帆.等.美联储货币政策正常化对中国商业银行系统流动性风险影响研究[J].金融论坛,2019(9):36-45.
- [21]Nakajima J.Time-Varying Parameter VAR Model with Stochastic Volatility: An Overview of Methodology and Empirical Applications[J].Monetary and Economic Studies,2011(9):107-142.