

doi: 10.19920/j.cnki.jmsc.2022.08.006

货币市场流动性分层：度量、成因和影响^①

胡悦¹, 吴文锋^{2*}, 石川林²

(1. 华东理工大学商学院, 上海 200237; 2. 上海交通大学安泰经济与管理学院, 上海 200030)

摘要: 国外文献发现, 货币市场的运行情况 and 金融机构的融资环境会对实体经济和金融稳定产生显著影响, 但较大的市场结构差异和较低的数据可得性限制了国内学者对这一问题的研究. 利用质押式回购以及同业存单市场总共五个维度的指标, 本文采用因子分析法构建了货币市场流动性分层指数. 时间序列的分析表明, “包商事件”后货币市场的流动性分层迅速增加且其与金融机构违约风险的相关性显著下降, 这反映出货币市场定价效率的下降. 进一步的研究还发现, 货币市场的流动性分层会增加低评级和民营企业的融资成本, 并导致金融机构违约概率的上升和金融不稳定性的增加. 本文在定量刻画货币市场流动性分层的同时, 考察了其近期迅速上升的原因以及对实体企业融资和金融稳定的影响, 为金融更好地支持实体经济发展提供了参考.

关键词: 货币市场; 流动性分层; 金融机构融资; 企业融资; 金融稳定

中图分类号: F832.5 **文献标识码:** A **文章编号:** 1007-9807(2022)08-0104-23

0 引言

作为金融机构短期融资的主要场所, 货币市场帮助不同偏好的金融机构实现了有效的风险分担, 其有序运转和健康发展是货币政策有效传导和实体企业融资顺畅的必要条件^[1]. 2008年次贷危机以来, 海外学者开始审视货币市场与金融机构融资在金融危机中扮演的角色. Gorton 和 Metrick^[2] 最早对这一问题进行了系统的阐述, 他们认为货币市场挤兑带来的金融机构融资难度和融资成本的急剧上升是金融危机的一个重要原因. 而随着理论上金融机构融资与市场流动性、资产价格以及宏观经济关系的先后建立^[3-5], 大量学者开始利用货币市场的微观数据考察金融机构融资对实体经济和金融体系的影响^[6-12].

在这一背景下, 一个自然而然的问题是: 在我国, 货币市场的运行和金融机构的融资会如何对实体经济和金融稳定产生影响? 遗憾的是, 由于两个方面的原因, 无法直接采用现有文献的方法进行研究. 第一, 海外学者最常用于研究货币市场的微观数据(例如保证金比例和抵押品折价等)在我国并不可得. 第二, 制度背景和市场结构上的差异使得在我国更应该关注货币市场的结构特征而非总量水平. 图1给出了美国货币市场的结构. 可以看出, 美国的货币市场的结构相对扁平, 非银机构(以交易经济商为代表)和银行(资产支持票据通道的创立者)都是短期债务资金的需求者. 在这种市场结构下, 货币市场内部(三方回购市场与资产支持票据市场)的变化方向也往往相同^[2, 8], 因此总量指标可以较好地描述美国货币市

① 收稿日期: 2021-01-14; 修订日期: 2021-11-02.

基金项目: 国家社科基金资助重大项目(21ZDA047).

通讯作者: 吴文锋(1975—), 男, 浙江苍南人, 博士, 教授, 博士生导师. Email: wfwu@sjtu.edu.cn

场的整体运行情况^②[4-6]。相比之下,从图 2 可以看出,我国货币市场的融资链条相对较长,流动性往往需要通过央行-大型银行-中小银行-非银机构的顺序进行传导(少数一级交易商除外)。此时,货币市场内部不同金融机构的融资流动性表现出结构性分层的现象(例如同业存单对 OMO、R007 对 DR007 的偏离)。



图 1 美国货币市场的结构

Fig. 1 Money market structure of USA

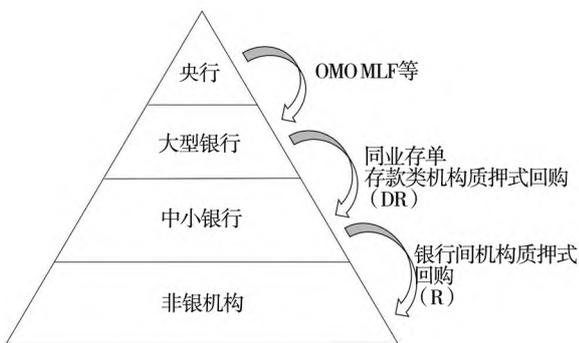


图 2 我国货币市场的结构

Fig. 2 Money market structure of China

虽然融资流动性的适度分层可能代表了货币市场对金融机构对手方风险的有效定价,但过高的流动性分层很可能对实体企业的融资和金融体系的稳定产生显著的负面冲击^[2]。首先,较高的流动性分层会降低货币政策的传导效率,形成“总体宽裕但局部紧张”的流动性特征,降低货币政策的传导效率。其次,较高的流动性分层意味着更多的流动性集中于大型银行。考虑到不同金融机构服务群体和投资偏好的不同,这种流动性的集中会降低整个金融体系的风险偏好,加剧中小

民营企业融资难和融资贵的问题。第三,从金融体系稳定的角度来看,金融机构天然存在对短期债务的依赖和滚动再融资的需求。因此一旦流动性分层问题持续存在,很可能导致金融机构的流动性风险和资产抛售 (fire sale) 问题,并通过回购等金融机构短期融资市场的挤兑和坍塌威胁金融的稳定^[2]。为此,相较于美国等发达国家,我国更需要关注货币市场内部金融机构融资的结构性差异。

本文认为,在金字塔形的结构下,我国货币市场的结构性特征主要体现为货币市场的流动性分层:在金字塔的顶端,是以大型商业银行为主的少数金融机构,这些机构能够直接从央行获取流动性,并向下传导。而金字塔的中层则是中小银行,他们一方面通过发行同业存单等方式向央行获取流动性,另一方面也通过质押式回购等方式向非银机构提供流动性,并在这一过程中赚取差价。而在金字塔的底端则是大量中小非银机构,这些机构不仅无法直接从央行获得流动性,甚至由于资金量太小等原因难以直接与国有大行进行交易,因而向地方性中小商业银行获得成本相对较高的流动性资金。在资金沿金字塔流动的过程中,不同层级金融机构的流动性常常表现出完全不同的特征,其中同业存单市场反映了商业银行内部(即金字塔顶层和中间层之间)资金的结构性和流动性分层,而质押式回购市场则反映了商业银行和非银机构(即金字塔中层和底层)的结构性差异以及流动性分层。

近年来,我国货币市场的流动性分层有着进一步加剧的趋势。一方面,结构化的融资安排大大增加了中小金融机构承担的风险^③。而由于信息披露的不完善,投资者并不能准确识别结构化发行的债券及其背后的金融机构,因而只能增加要求的风险溢价。另一方面,随着近年来债券市场违

② 在多德-弗兰克法案(尤其是沃尔克规则)实施之前,美国货币市场内部资金的流动较为顺畅,金融机构的融资难度主要取决于金融体系总体的流动性。这也是相关文献主要关注的金融机构总体融资环境和杠杆变化的重要原因。随着沃尔克规则对银行自营部门进行了严格的限制,尤其是限制了其投资对冲基金和私募股权基金的比例,美国货币市场和金融机构也开始出现结构性的融资问题,这在 2020 年第一季度的流动性危机中表现得尤为明显。

③ 典型的结构化融资模式就是承销商利用自身信誉在货币市场进行滚动回购融资以帮助低等级发行人获得融资,具体见文章附录。

约潮的兴起,因正回购方不愿回购债券导致的违约时有发生^④。这些都增加了中小金融机构在货币市场融资的难度和成本。随着2019年“包商事件”的发生,我国货币市场的流动性分层展现到了极致:作为资金融出方的金融机构一方面担心“踩雷”,另一方面又无法识别金融机构背后的风险,为此设立了“白名单”制度,即只将资金融出给规模较大、信誉较好的机构。在这样的制度安排下,尽管市场总体的流动性较为充裕,但规模较小、影响力较弱的中小银行和非银机构无论付出多高的利率,仍然会因为不在融出方的白名单上而无法得到融资。

尽管深入理解货币市场流动性分层的原因和影响对维护我国金融稳定和提高资金配置效率大有裨益,但现有文献对这一问题的探讨较为有限。早期的文献主要关注货币市场的利率水平和总量供需,而并未考察这一结构性的因素。例如姜再勇和钟正生^[13]研究了宏观上货币市场利率水平对产出和物价的影响,张辉和黄泽华^[14]则通过考察货币市场利率水平对实体经济的影响研究了货币政策利率传导机制的有效性。李斌^[15]发现货币市场总量供需的不均衡可能会带来结构性的经济金融风险。而近期的文献虽然开始考虑不同金融机构融资的差异,但由于货币市场微观数据的匮乏,这些研究主要集中于定性的讨论,缺乏实证上的检验。例如李奇霖和蒋扬天^[16]认为严格的同业监管政策会导致流动性分层现象加剧,吴敏和陈珊^[17]则定性分析了包商事件后流动性分层对中小银行带来的影响。总体来看,这些文献虽然从不同侧面关注了货币市场,但既无法定量地度量货币市场流动性分层的程度,也没有系统性地考察货币市场流动性分层对金融风险 and 实体经济融资的影响。

为了更好地体现出我国货币市场的结构性特征,本文结合我国货币市场流动性的总体流向,从质押式回购以及同业存单市场提取了五个反映不

同类型、不同信用等级金融机构融资环境差异的指标构建了货币市场的流动性分层指数。采用货币政策执行报告对市场流动性的描述作为参考,发现这一指标较好地捕捉了机构流动性需求的季节性变动以及重大事件冲击下货币市场的结构性特征。时间序列的分析表明,“包商事件”后,货币市场流动性分层明显增加,对金融机构间违约风险差异的敏感性则显著下降,这反映出货币市场定价效率的下降。在此基础上还发现,货币市场的流动性分层会显著影响实体企业融资和金融稳定。这一方面体现在货币市场的流动性分层会造成不同信用质量和不同所有制企业信用利差差异的走扩,增加实体企业的信用分层;另一方面还体现在货币市场流动性分层会增加质押式回购的违约风险并降低整个金融体系的稳定性。

本文主要与两个方面的文献有关。首先,近年来资产定价的前沿研究开始更多地关注金融中介。中介资产定价的理论及实证均表明,金融机构的融资约束作为一种重要的金融摩擦会显著影响均衡资产价格^[4-6,10]。然而,这些文献大都从总体水平上考察金融中介的融资约束,较少考虑金融机构融资环境的结构性差异是否会产生怎样的影响。而在国内,田国强和赵旭霞^[19]关注了包括中小银行融资在内的金融体系效率及其带来的影响,但他们的研究更侧重于考察金融体系效率与地方政府债务之间的互动关系。相比之下,本文的研究则说明,除了总体的融资约束以外,金融机构融资环境的结构性变化也会对资产的价格产生显著的影响,并导致投资者风险偏好的下降和高风险资产风险溢价的相对上升。这就补充了中介资产定价的相关文献。

其次,次贷危机后,海外学者们开始通过回购市场微观数据考察金融机构的融资环境和货币市场的健康状况^[2,7,8]。然而,制度背景的差异和货币市场微观数据的缺乏使得我国学者无法用相同的方法研究这一问题。在这一情况下,本文根据我

^④ 例如2018年3月21日,银河证券曾发布公告称,子公司银河金汇证券资产管理有限公司旗下定向资产管理产品“银河汇达易禾109号定向资产管理计划”(以下简称“易禾109号”)与太平基金进行债券质押式协议回购交易时发生违约,太平基金因无法就违约处置方案与易禾109号委托人协商达成一致提请仲裁。根据有关人士透露,这与“16亿阳”债违约后正回购方不愿回购有关。

国货币市场的制度背景和现实情况,提出了一种描述我国货币市场运行和金融机构融资状况的新方法,不但考虑了外文文献与我国制度背景不符的问题^[7-9,11,12],而且弥补了国内文献侧重定性考察而缺乏定量度量的问题^[13-15,17]。

1 货币市场流动性分层指数的构建

1.1 变量的选取

为了考察不同金融机构在货币市场中获得融资的难度和成本的差异,本文从同业存单市场及质押式回购市场选取了包含量、价、成功率等在内的五个指标,并利用不同信用等级指标的差异构建流动性分层指数以刻画我国货币市场的结构性特征^⑤。这样选择的理由主要有二。第一,经典文献的研究重点在于回购市场。例如 Gorton 和 Metrick^[2]考察了回购市场利率以及抵押折价, Krishnamurthy 等^[8]研究了金融危机期间回购市场在数量上的收缩。与这些经典文献相比,本文缺乏回购市场微观交易的抵押折价数据,但是拥有同样有助于表示回购融资难度的发行成功率数据。第二,与美国的货币市场相比,我国商业银行的融资并不只局限在回购市场,还大量通过同业存单市场进行。根据 Wind 数据库的数据,我国商业银行仅在 2020 年就发行了 28 596 只同业存单,募集资金 18.97 万亿。为此,综合考

虑质押式回购市场和同业存单市场可以帮助本文更好地刻画我国“大银行-中小银行-非银机构”的流动性传导链条和货币市场结构特征。基于以上分析,本文从同业存单市场及质押式回购市场选取了包含量、价、成功率等在内的五个指标来度量货币市场的流动性分层。具体而言,在同业存单市场选取 AA 级与 AAA 级同业存单发行利率差异、同业存单发行金额差异以及同业存单发行成功率差异三个指标表示商业银行内部的结构差异和流动性分层,而在质押式回购市场则选取了存款类金融机构与一般金融机构质押式回购利率差异 (R007-DR007) 以及质押式回购成交金额差异两个指标反映商业银行和非银机构的结构差异以及流动性分层。具体的指标含义如下:

1.1.1 AA 级与 AAA 级同业存单发行利率差异 (CD_Spread)

《同业存单管理暂行办法》第八条指出,同业存单的发行利率通过市场化方式进行确定,其中固定利率存单期限包括了 1 月期、3 月期、6 月期、9 月期及 12 月期,浮动利率存单期限则包括了 1 年期、2 年期和 3 年期。按照存单发行金额为口径进行统计,自 2015 年 4 月以来,期限为 3 个月的内同业存单占比占据绝对优势,表 1 显示了 2016 年 1 月~2019 年 12 月共 48 个月内,发行金额占比第一的同业存单期限分布情况。

表 1 同业存单的期限结构

Table 1 Term structure of negotiable certificates of deposit (NCDs)

期限	1 个月	3 个月	6 个月	9 个月	12 个月	总计
频次	1	30	2	0	15	48
频率/%	2.083	62.500	4.167	0.000	31.250	100.000

如表 1 所示,在 2016 年~2019 年共 48 个月的时间里,有 30 个月的时间是 3 个月的内同业存单的发行金额最大。因此,本文在选择同业存单发行利率时,选择的是 3 月期同业存单发行利率。由于每个交易日有多支同业存单同时发行,因此需要对发行利率按照发行金额进行加权平均。

为了度量同业存单利率的差异,选取 AA 级主体以及 AAA 级主体在同一日所发行的同期限 (3 个月) 同业存单的利差状况。发行利差越大则说明 AAA 级主体所代表的大型银行的流动性与 AA 级主体所代表的中小银行之间的流动性分层越严重。

⑤ 买断式回购与同业拆借在融资量级上远小于质押式回购与同业存单,因此本文重点考虑质押式回购与同业存单这两个市场。

1.1.2 AA级与AAA级同业存单发行金额差异 (CD_Volumn)

除了价上的差异,同业存单发行量上的差异也可以体现整个货币市场的流动性分层程度.为

此,本文的第二个度量货币市场流动性分层指标选择的是AA级主体与AAA级主体同期限(3个月)同业存单发行金额的差异.表2展示了不同等级同业存单发行金额的差异情况.

表2 不同信用等级主体同业存单发行金额差异

Table 2 Difference in issuing amount for AAA and AA issuers

年份	2016年	2017年	2018年	2019年	总计
AAA级主体发行金额/亿元	84 200.3	135 307.5	165 719.9	145 849.4	531 077.1
AA级主体发行金额/亿元	15 997.6	19 497.4	10 641.4	6 771.7	52 908.1
差额/亿元	68 202.7	115 810.1	155 078.5	139 077.7	478 169.0

1.1.3 AA级与AAA级同业存单发行成功率差异 (CD_Success)

除了量价指标以外,同业存单的发行成功率也是货币市场流动性分层的重要表现之一.这是因为无论是发行量还是发行价格,都只能反映能够获得融资的金融机构的流动性分层情况.而事实上,如果货币市场存在严重的配给行为,则大量金融机构无论给出多高的利率都无法获得融资,此时如果仅仅采用量价指标将会严重低估货币市场的流动性分层程度.

为此,无论是由哪一个原因导致的同业存单发行失败,都可以用AAA级主体以及AA级主体同业存单的发行成功率反映不同信用等级金融机构的流动性分层情况.

考虑到部分交易日按照发行金额统计的同业存单发行成功率可能受到单支金额较大的同业存单的影响,本文通过以下两个口径对同业存单的发行成功率进行度量:

1) 按照同业存单的发行单数进行统计(CD_Success_a)

$$CD_Success_a = \frac{\text{当日发行成功单数}}{\text{(当日发行成功单数 + 当日发行失败单数)}} \quad (1)$$

2) 按照同业存单的发行金额进行统计(CD_Success_b)

$$CD_Success_b = \frac{\text{当日发行成功金额}}{\text{(当日发行成功金额 + 当日发行失败金额)}} \quad (2)$$

考虑到金融出方的配给带来的流动性分层,本文还在货币市场流动性分层指数的构建中加入了同业存单发行成功率的差异.加入这一指标的逻辑如下:同业存单的发行是发行人与投资者基于对当时市场环境的判断,在综合各方面因素之后,进行招投标、报价和确认后的结果.一旦发行人对投资者的中标结果不满意,不进行中标结果确认,或是最终的中标量小于最低发行量,同业存单都会宣告发行失败.这分别对应融资成本过高以及货币市场融资配给所带来的金融机构融资难度的增加.

表3 AAA与AA级主体同业存单发行平均成功率

Table 3 The fraction of successful issues for AAA and AA NCD issuers

年份	2016年	2017年	2018年	2019年
AAA级 CD_Success_a	94.559%	97.004%	98.225%	97.849%
AA级 CD_Success_a	94.360%	91.224%	88.639%	61.490%
差额	0.198%	5.781%	9.587%	36.360%
AAA级 CD_Success_b	95.792%	98.307%	98.924%	98.941%
AA级 CD_Success_b	94.432%	88.665%	83.523%	52.310%
差额	1.360%	9.642%	15.401%	46.630%

从表 3 可以看出,无论采用发行单数还是发行金额度量同业存单的发行成功率,AAA 级同业存单的成功率都要高于 AA 级存单。有趣的是,随着时间的推移,AA 级同业存单的发行成功率开始显著下降,从 2016 年超过 94% 下降到 2019 年不到 62%。相比之下,AAA 级同业存单的发行成功率非但没有下降,反而继续上升,在 2019 年已经超过了 97%。这一特征与近年来中小银行和非银机构集中持有的城投债以及低等级产业债中地方政府债务风险与中小私营企业信用风险的爆发是一致的,说明不同金融机构在货币市场的融资难度开始不断分化。

1.1.4 质押式回购利率差异 (*Repo_Spread*)

为了进一步观察银行和非银金融机构之间的融资成本差异,本文比较了存款类机构质押式回购加权平均利率与整个银行间市场质押式回购加权平均利率。采用当前主流的 7 天质押式回购利率指标 DR007 与 R007 的差异来度量。在 2016 年第三季度,中国人民银行《中国货币政策执行报告》中首次提及 DR007,而在 2017 年第一季度的报告中再次提出该利率在银行间最具代表性,在 2019 年第二季度的报告中认为该利率能够较好地反映中小银行短期融资成本。另一方面,R007 利率体现了银行与非银机构之间的资金交易成本,一般用于反映非银机构短期融资成本。除少部分一级交易商以外,非银机构获取资金的来源一般都是银行,因而在市场上的利率通过 DR007 向 R007 进行传导,二者之间的利差可以反映中小银行以及非银机构融资成本的差异。

1.1.5 质押式回购成交量差 (*Repo_Volume*)

与质押式回购利率差异相比,质押式回购的成交量差异则从量的角度反映了非银机构与商业银行融资环境的差异。这一差异相对于自身均值的偏离越大,说明非银机构通过质押式回购获得融资的难度也越大。考虑到 DR007 与 R007 在交易场所、交易双方的身份上的差异,本文首先对二者成交量的数据进行了归一化处理,之后通过做

差得到两个细分市场成交量差异的变动情况。

1.2 指数构建的方法

参照现有文献的做法^[20-22],本文采用因子分析法构建货币市场流动性分层指数。作为变量之间相关关系的分析方法,因子分析法的优点在于不需要考虑变量的量纲问题,与此同时,因子分析法可以提取并综合变量本身的大多数信息。其具体方法如下所示

$$X = \Lambda \times F + \varepsilon \quad (3)$$

其中 X 是原始观测指标,即所选取的指数构建指标, F 是提取的公共因子, Λ 是因子的载荷矩阵。参考徐国祥等^[23]以及万晓莉^[24]的方法,本文选取方差贡献率较高的几个因子,利用其方差贡献率进行加权,从而得到货币市场流动性分层指数 (*Index*)。

1.3 指数构建的过程与结果

本文选取 2016 年 1 月~2019 年 12 月共 924 天的 AA 级与 AAA 级同业存单发行利率差异、AA 级与 AAA 级同业存单发行金额差异、AA 级与 AAA 级同业存单发行成功率差异、存款类金融机构与一般金融机构质押式回购利率差异、存款类金融机构与一般金融机构质押式回购成交量差异共 5 个差异类指标对货币市场流动性分层情况进行度量^⑥,所有数据均来源于 Wind 及 iFind 数据库。

由于各个数据量纲不同且变动幅度存在差异,在进行指数构建之前首先进行归一化处理,具体方法如下

$$Y_t = \frac{y_t - \min(y_1, y_2, \dots, y_T)}{\max(y_1, y_2, \dots, y_T) - \min(y_1, y_2, \dots, y_T)} \quad (4)$$

其中 Y_t 是时间为 t 时的原始数据,原始数据时间范围为 $1 \sim T$, Y_t 为经过归一化处理后的数据,由于已选取的数据全部为正向数据,即指标值越大则说明流动性分层的情况越严重,因此仅需进行归一化处理而无需继续正向化处理。具体各个度量指标的预处理方式如表 4。

⑥ 2016 年以前 R007 成交量数据不可得。

表4 变量定义

Table 4 Definition of measures

指标名称		指标含义	处理方式
存单市场指标	<i>CD_Spread</i>	发行利率差异	AA 与 AAA 级主体存单发行利率做差,再进行归一化处理
	<i>CD_Volume</i>	发行量差异	AAA 与 AA 级主体当日发行额分别进行归一化处理后做差,而后再进行归一化处理
	<i>CD_Success_a</i>	发行成功率差异	AAA 与 AA 级主体以发行单数统计的当日发行成功率做差,再进行归一化处理
	<i>CD_Success_b</i>		AAA 与 AA 级主体以发行金额统计的当日发行成功率做差,再进行归一化处理
回购市场指标	<i>Repo_Spread</i>	当日加权利率差异	R007 与 DR007 加权利率相减,再进行归一化处理
	<i>Repo_Volumn</i>	日成交量差异	DR007 与 R007 当日成交量分别进行归一化处理之后做差,再进行归一化处理

在进行因子分析时,考虑到度量指标 *CD_Success_a* 与 *CD_Success_b* 所蕴含的数据意义相同,仅为统计口径差别,因此分别使用这两个指标

与其他指标进行因子分析,再考察二者差别。

表5为2016年1月~2019年12月的各个度量指标经归一化处理后的描述性统计。

表5 度量指标描述性统计

Table 5 Summary of measures

指标	样本数量	均值	标准差	最小值	最大值
<i>CD_Spread</i>	924	0.461	0.125	0.000	1.000
<i>CD_Volume</i>	924	0.498	0.082	0.000	1.000
<i>CD_Success_a</i>	924	0.351	0.192	0.000	1.000
<i>CD_Success_b</i>	924	0.386	0.194	0.000	1.000
<i>Repo_Spread</i>	924	0.152	0.084	0.000	1.000
<i>Repo_Volumn</i>	924	0.175	0.081	0.000	1.000

在进行因子分析之前需要对各个度量指标进行KMO和巴特利特检验,通过检测结果来判断用于分析的度量指标是否适合进行因子分析。结果显示,KMO取样适切性量数为0.54,处于0.5~1.0之间,同时巴特利特球形度显著性为0.000,即表明数据适合进行因子分析。在这一基础上,本文将所选指标代入因子分析模型,提取方差贡献度较大的几个因子构建流动性分层指数。

考虑到 *CD_Success_a* 和 *CD_Success_b* 可能代表了发行成功率的不同方面,首先将 *CD_Success_*

a 代入运算后,发现前三个因子累计方差贡献率为78.344%,而将 *CD_Success_b* 代入运算后,前3个因子的方差贡献率为78.047%。这说明两个发行成功率指标均可以较大程度反映原始数据信息。随后,分别将利用 *CD_Success_a* 和 *CD_Success_b* 得到的三个因子按照各自的方差贡献率进行加权平均,并将得到的数值乘100,最终得到流动性分层指数 *Index_a* 及 *Index_b*。流动性分层指数的时间序列变化如图3所示,其中流动性分层指数的数值越大,就说明该时期流动性分层情况越严重。

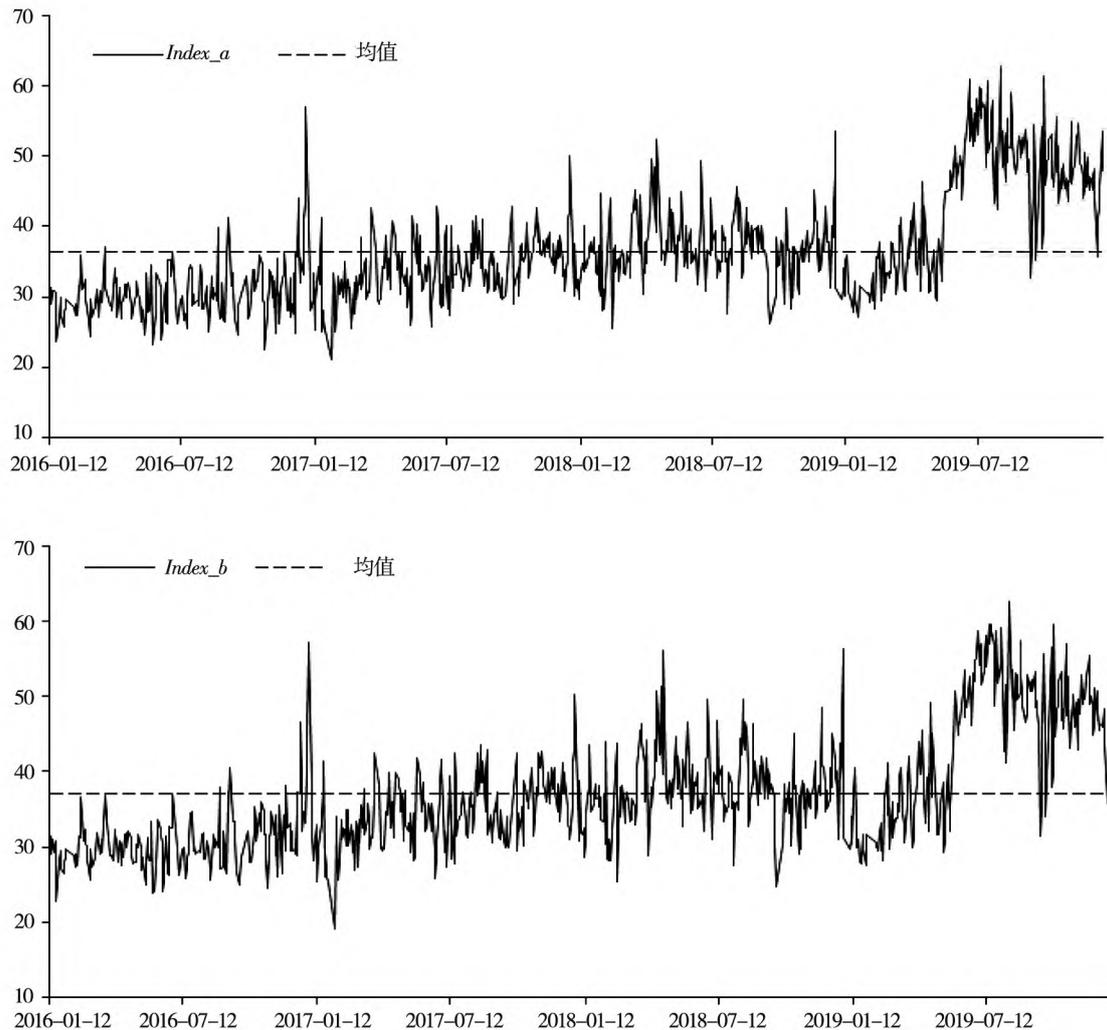


图 3 流动性分层指数的时间序列变化

Fig. 3 Time-series variation of liquidity dispersion index

从图中可以看出,流动性分层指数的走势在总体上符合宏观政策和货币环境的变化。例如 2016 年,在较为宽松的货币环境下,流动性分层指数的中枢也相对较低。到了 2017 年,随着去杠杆政策的展开,流动性分层指数的中枢也开始逐渐上移。而从 2018 年下半年开始,随着防风险权重的提高和对市场流动性“合理充裕”的关注,流动性分层指数也再度下降。而到了 2019 年下半年,随着“包商事件”的发生加剧了市场机构对对手方风险的担忧,“白名单”制度的引入加剧了中小银行和非银的融资难度,市场的流动性分层指数也进入并维持在了前所未有的高位。

进一步地考察流动性分层指数的变化可以看

出,这一指数的短期高点大都反映了流动性事件对金融机构融资的结构性影响:首先,每年年末流动性分层指数周期性走高,这与年末金融机构流动性偏紧、机构之间交易活跃度不高有关,也印证了央行货币政策执行报告中指出的“居民提现、财政存款变动”等季节性事件对银行体系流动性产生影响。又如 2018 年 4 月,流动性分层指数异常升高,这主要是因为降准预期导致的非银机构提前上杠杆和银行缴准缴税带来的短期流动性冲击。再比如 2019 年 6 月初之后指数开始陡峭攀升,且在一段时间内保持高位。这也与央行 2019 年度第四季度货币政策报告中所述“结构性流动性紧张局面”相吻合。

2 货币市场流动性分层的动因与影响

2.1 数据来源

本文选择了2016年1月1日~2019年12月31日不同信用等级产业债、城投债以及金融债指数利差的日数据。其中不同等级产业债和城投债指数的利差数据共924天,金融债数据则取自同一时期共912天的日数据。此外,还搜集了2016年~2019年金融机构杠杆率的月度数据以及2018年1月~2019年6月银行间市场质押式回购违约数据。其中不同等级产业债和城投债利差数据以及金融机构杠杆率数据来自Wind数据库,不同等级金融债利差数据来自iFind数据库。

2.2 研究假设

2.2.1 货币市场流动性分层的动因分析

尽管图2的走势说明,“包商事件”后不同金融机构融资难度和融资成本的差异明显上升,但这种差异的增加有两种可能。第一,在“包商事件”前,各金融机构不够重视交易对手的违约风险,这使得金融机构的货币市场融资与其自身风险之间的敏感性相对较弱。而在包商事件出现后,市场开始对低资质金融机构的违约风险产生担忧,交易对手方风险开始充分地反映在货币市场中。这增加了货币市场的流动性分层,改善了货币市场的定价效率。第二,在流动性分层前,各金融机构已经对交易对手方的风险进行了定价,但“包商事件”打破了金融机构间的刚兑预期,增加了资金供给方的恐慌。在金融机构信息披露和公司治理均不完善的情况下,部分机构为了减少可能存在的风险,采用了“一刀切”的交易方式划断交易对手,甚至设立了交易白名单。这使得包商事件后,货币市场的定价效率不但没有上升,反而出现了显著的下降。

为此本文提出如下竞争性假设:

假设1a “包商事件”后,机构开始定价对手方风险,这增加了流动性分层对机构违约风险差

异的敏感性,此时货币市场流动性分层的增加来源于对对手方风险更高的敏感性。

假设1b “包商事件”后,资金融出机构通过一刀切的方式划断交易对手,这降低了流动性分层对机构违约风险差异的敏感性,此时货币市场流动性分层的增加来源于对对手方风险更低的敏感性。

2.2.2 货币市场流动性分层的影响分析

货币市场的流动性分层一方面会通过改变资金在不同类型金融机构间的分布比重影响金融体系的信用派生和实体企业的融资,另一方面还可能通过改变金融机构的融资环境对金融机构的违约风险和金融体系的稳定产生影响。为此,将从这两个方面考察货币市场流动性分层的影响。

1) 货币市场流动性分层对实体企业融资的影响

第一,在一级市场上,低资质企业的债券发行往往通过结构化的方式进行,而结构化发行的成功与否则依赖于金融机构(主要是非银机构)能否在回购市场获得流动性以偿还过桥方先行垫付的资金(结构化发行的具体案例见附录)。此时,当货币市场的流动性分层增加时,非银机构融资难度的上升会增加市场对其流动性的担忧,从而降低过桥方出借资金的意愿,最终增加低资质企业结构化发行的难度。

第二,在二级市场上,投资者一方面担忧结构化发行主体再融资难度的上升会增加现有债券的违约风险,另一方面又无法准确识别所有结构化发行的债券。在这一状况下,二级市场投资者很可能采用“一刀切”的方式对待疑似结构化发行的低评级和民企债券,不愿意购买或持有这些低资质债券。这使得二级市场低评级和民营企业的债券利差相对于高评级和国有企业明显上升,造成了实体企业的信用分层。

第三,与大银行相比,中小银行和非银机构资金成本相对较高,这使得其持有资产的收益率和风险也相对较高。如图4所示,在银行间债券市场,大型银行是利率债的主要持有者,其持有占比达52.17%,中小银行和非银机构持有利率债占

比依次递减,分别为 24.21% 和 23.62%,而信用债持有者结构则与利率债完全相反,非银机构持有占比最大,达到了 69.61%,而大型银行持有占比最少,为 14.52%,中小银行持有占比为 15.87%,略高于大型银行。在这样的持有者结构

下,一旦货币市场流动性分层降低了中小银行、尤其是非银机构的融资能力,则整个市场对于低评级债券和民营企业债券的需求都会显著下降,这会导致低资质企业债券的收益率相对走高,引发实体企业的信用分层。

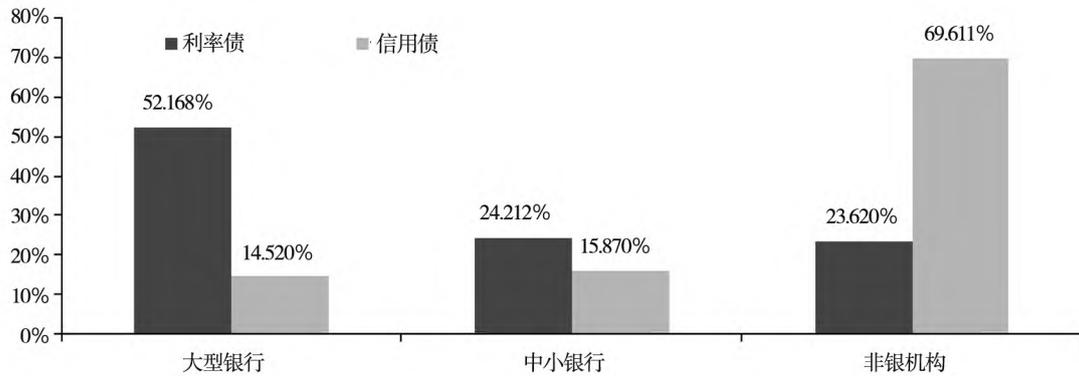


图 4 银行间债券市场投资者结构^⑦

Fig.4 Investor structure of inter-bank bond market

为此 提出假设 2:

假设 2 货币市场的流动性分层会对不同信用质量和不同所有制企业的融资环境产生结构性的影响,增加中低评级民营企业的融资成本,导致实体企业的信用分层。

2) 货币市场流动性分层对金融稳定的影响

Greenwood 等^[25]认为,单个金融机构的风险主要通过金融机构之间业务往来(例如回购协议)和金融机构的资产抛售这两个渠道进行传染。而货币市场的流动性分层则可能同时从两个渠道增加金融机构的违约风险,降低金融体系的稳定性。

第一,货币市场流动性分层限制了中小银行、非银机构的融资能力,在降低这些金融机构获得流动性能力的同时增加了他们回购违约的风险,并通过复杂的同业业务网络放大了流动性风险在不同金融机构之间传染的可能^[2,26]。

第二,货币市场流动性分层还会通过对金融机构融资能力的约束导致部分中小银行和非银机构的被动去杠杆。在这一过程中,融资能力下降的金融机构不得不通过资产抛售满足自身的流动性

需求,而这种集中性的资产抛售会导致资产价格向下偏离基本面,降低市场流动性的同时放大了市场的波动,最终增加系统性风险发生的可能^[3,6,27,28]。

为此,提出假设 3:

假设 3 货币市场的流动性分层会增加回购市场违约风险并降低金融稳定。

2.3 研究设计

2.3.1 货币市场流动性分层的动因分析

通过模型(5)以及模型(6)考察货币市场流动性分层变化的影响因素以及“包商事件”的影响

$$Index_{i,t} = \alpha + \beta_1 Sprd_{j,t} + \beta_2 Dummy_S_t + \varepsilon \tag{5}$$

$$Index_{i,t} = \alpha + \beta_1 Sprd_{j,t} + \beta_2 Dummy_S_t + \beta_3 Dummy_B_t + \beta_4 Dummy_B_t \times Sprd_{j,t} + \varepsilon \tag{6}$$

模型(5)的因变量为 $Index_a$ 及 $Index_b$,用来表示货币市场流动性分层的程度。 $Sprd$ 表示不同类型金融机构之间的利差差异,其中 $Sprd_{non-bank}$

⑦ 尽管没有分评级债券的持有者结构数据,但根据本文的调研,非银机构和中小银行的风险偏好大于大型银行的假设是成立的。

(AA) 表示 AA 级非银金融机构与银行债券的利差差异, $Sprd_{non-bank}(AAA)$ 则表示 AAA 级非银金融机构与银行债券的利差差异. 在模型中, $Index$ 对 $Sprd_{non-bank}$ 的回归系数 β_1 则表示货币市场流动性分层程度对机构违约风险程度的差异, 如果货币市场具有定价效率, 那么金融机构在通过同业存单和逆回购交易为同业提供融资时会对交易对手的违约风险进行定价, 并将其表现在货币市场金融机构的融资难度和融资成本上. 因此, 如果流动性分层指数所反映的不同金融机构融资难度和融资成本的差异敏感于不同金融机构违约风险的差别, 那么可以认为货币市场的流动性分层是对不同机构违约风险的定价, 是市场有定价效率的表现. 反之, 如果不同金融机构融资难度和融资的差异与不同金融机构违约风险的差异无关, 则货币市场的流动性分层的加剧很可能只是来源于“白名单”制度下资金融出方“一刀切”的交易方式. 这样, 就可以通过观察这一系数的显著性和时间序列变化了解“包商事件”以来货币市场流动性分层变化的原因. 此外, 考虑到季末年末商业银行为了满足包含广义信贷、流动性覆盖等指标的 MPA 考核带来的影响, 本文还在模型(5)中加入了季末虚拟变量 $Dummy_S$, 在每季度(3月、6月、9月和12月)最后五个交易日取1, 其余交易日取0.

而为了考察“包商事件”对货币市场定价效率的影响, 还在模型(6)中加入虚拟变量 $Dummy_B$ 及其与 $Sprd_{non-bank}$ 的交叉项 $Dummy_B \times Sprd$. 其中 $Dummy_B$ 在2019年5月24日包商银行被接管之前取0, 其后取1. 在模型(6)中, 非银-银行债券利差差异 $Sprd_{non-bank}$ 的系数 β_1 反映了包商事件之前货币市场流动性分层对机构违约风险差异的敏感程度, 而交叉项的系数 β_4 则说明了包商事件后, 这一敏感程度的变化. 如果假设1a成立, 则流动性分层指数的变化来源于对金融机构违约风险差异更高的敏感性, 货币市场定价效率得到改善, 此时 β_4 的系数应该显著为正. 反

之如果假设1b成立, 货币市场流动性分层的增加则来源于对金融机构违约风险敏感性的下降, 货币市场定价效率下降, 此时 β_4 的系数应该显著为负.

2.3.2 货币市场流动性分层的影响分析

1) 货币市场流动性分层对实体企业融资的影响

采用如下的回归模型(7)来考察流动性分层指数和实体企业融资和信用分层之间的关系. 模型(7)的因变量 $Sprd$ 表示实体企业信用分层的大小, 采用不同债券信用利差的差异度量实体企业的信用分层程度. 按照发债主体来划分, 信用债可以细分为产业债以及城投债^⑧; 按照发债企业性质进一步对产业债进行划分, 则可以分为央企、地方国企以及民营企业债券. 所以, 本文分别采用 $Sprd_{IndstBond}$ 和 $Sprd_{MucpBond}$ 度量 AA 级与 AAA 级产业债信用和城投债信用利差的差异, 并采用 $Sprd_{prt_stat}$ 和 $Sprd_{prt_cetl}$ 代表民企-地方国企和民企-央企信用利差的差异

$$Sprd_{j,t} = \alpha + \beta_1 Index_{i,t} + \beta_2 Index_{i,t-1} + \beta_3 Def_t + \beta_4 Term_t + \varepsilon \quad (7)$$

模型(7)的核心解释变量为流动性分层指数 $Index$, 下标 i 的取值表示上节中构建得到的两个流动性分层指数 $Index_a$ 或 $Index_b$. 考虑到流动性分层可能存在的序列相关性, 本文控制了流动性分层指数的一阶滞后项^⑨. 此外, 参考 Fama 和 French^[30] 在模型中加入了违约风险因子 Def 以控制市场的风险溢价, 并加入期限因子 $Term$ 控制了市场总体的期限利差. 具体的变量定义见表6. 如果货币市场流动性分层会带来实体企业的信用分层, 那么应当观察到 $Index$ 的系数 β_1 应该显著为正. 反之, 如果货币市场流动性分层和实体企业的信用分层之间没有明显的相关关系, 则 β_1 的系数应该不显著. 为了保证回归结果的可靠性, 本文还采用了异方差-序列相关稳健的 Newey-West 标准误进行回归.

⑧ 根据罗荣华和刘劲劲^[29], 不同地区政府的隐性担保存在差异, 这使得城投债之间也可能出现明显的信用分层/分化.

⑨ 大多数准则(LR、HQIC、SBIC)的结果显示应该选择一阶滞后项.

表 6 主要变量定义

Table 6 Definition of main variables

变量性质	变量名称	变量定义
因变量	$Sprd_{IndaBond}$	AA - AAA 级产业债信用利差
	$Sprd_{MucpBond}$	AA - AAA 级城投债信用利差
	$Sprd_{pvt_stat}$	民企 - 地方国企信用利差
	$Sprd_{pvt_cetl}$	民企 - 央企信用利差
	FSI	金融稳定指数
	$Default_{num}$	质押式回购违约笔数
	$Default_{prop}$	质押式回购违约比重, 用百分比表示
核心解释变量	$Index_a$	用发行单数度量发行成功率差异得到的流动性分层指数 a
	$Index_b$	用发行金额度量发行成功率差异得到的流动性分层指数 b
	$Index_ma$	$Index_a$ 的月度均值
	$Index_mb$	$Index_b$ 的月度均值
	$Sprd_{non-bank}(AA)$	AA 等级的非银 - 银行信用利差
	$Sprd_{non-bank}(AAA)$	AAA 等级的非银 - 银行信用利差
控制变量	Def	10 年期产业债与国开债利差之差
	$Term$	10 年期与 3 月期国开债利率之差
	$Dummy_S$	每季度 (3 月、6 月、9 月和 12 月) 最后五个交易日取 1, 其余交易日取 0
	$Dummy_B$	2019 年 5 月 24 日“包商事件”之前取 0, 其后取 1

2) 货币市场流动性分层对金融稳定的影响

在此部分主要考察货币市场流动性分层与金融稳定之间的关系. 为了全面地刻画金融稳定, 采用两种方式度量金融稳定. 第一, 参考王劲松和任宇航^[31]以及中国人民银行的《中国金融稳定报告》, 从金融机构、金融市场以及宏观经济三个方面选择了 17 个相关指标, 采用主成分分析法构建了我国的金融稳定指数 (详见附录 2), 并将其作为宏观层面金融稳定的度量. 第二, 利用上清所内部数据, 将金融机构质押式回购交易的违约情况作为微观机构层面金融稳定的度量. 具体的实证模型如下

$$FSI_{j,t} = \alpha + \beta_1 Index_m_{i,t} + \beta_2 Index_m_{i,t-1} + \varepsilon \quad (8)$$

$$Default_{j,t} = \alpha + \beta_1 Index_{i,t} + \beta_2 Index_{i,t-1} + \varepsilon \quad (9)$$

式 (8) 考察的是货币市场流动性分层与宏观金融稳定指数之间的关系. 因变量 FSI 代表采用 17 个指标构建的金融稳定指数, 自变量为货币市场流动性分层指数. 由于金融稳定指数为

月度频率, 因此本文同时考虑了流动性分层指数的月内平均和月内峰值, 考察其对金融稳定的影响. 式 (9) 则考察了质押式回购交易的违约情况与流动性分层指数之间的关系. 因变量 $Default$ 表示的是质押式回购交易的违约情况. 本文使用了 2018 年 1 月 ~ 2019 年 6 月底共 328 天市场的质押式回购违约笔数 $Default_{num}$ 以及同一时期质押式回购违约笔数占所有质押式回购交易的比例 $Default_{prop}$. 这两个指标作为因变量, 考察其与流动性分层指数的关系. 自变量 $Index$ 为流动性分层指数. 如果样本时段内, 随着货币市场流动性分层指数的走高, 质押式回购的违约笔数及违约比例均增加, 则应看到 β_1 显著为正. 反之, 如果系数不显著, 则说明货币市场流动性分层对于质押式回购的违约情况无影响.

2.4 实证结果

2.4.1 描述性统计

主要变量的描述性统计结果如表 7.

表7 主要变量描述性统计

Table 7 Summary of main variables

变量	观测数	均值	中位数	标准差	最小值	最大值
<i>Index_a</i>	924	36.374	34.924	7.591	21.076	62.870
<i>Index_b</i>	924	36.919	35.362	7.647	19.055	62.453
<i>Dummy_S</i>	912	0.088	0.000	0.283	0.000	1.000
<i>Dummy_B</i>	912	0.160	0.000	0.367	0.000	1.000
<i>Sprd_{non-bank}(AAA)</i>	912	58.125	58.490	22.505	-1.190	92.890
<i>Sprd_{non-bank}(AA)</i>	912	118.571	117.385	31.075	43.090	296.370
<i>Sprd_{IndstBond}</i>	911	153.008	117.320	64.711	64.438	255.580
<i>Sprd_{MucpBond}</i>	911	79.307	54.547	50.806	18.422	175.930
<i>Sprd_{pt_stat}</i>	911	146.342	157.081	59.525	61.941	229.720
<i>Sprd_{pt_cetl}</i>	911	191.153	196.356	60.112	96.489	286.788
<i>Term</i>	911	115.447	111.360	34.335	-39.440	204.590
<i>Def</i>	911	45.281	47.122	10.440	15.690	64.562
<i>FSI</i>	47	-0.837	0.370	-0.867	-1.352	-0.238
<i>Default_{num}</i>	346	5.633	3.000	12.518	0.000	203.000
<i>Default_{prop}</i>	346	0.057	0.035	0.112	0.000	1.777

从表7可以看出 $Sprd_{non-bank}(AA)$ 以及 $Sprd_{non-bank}(AAA)$ 的均值和中位数均为正,这说明非银债券的信用利差在总体上大于银行。 $Sprd_{IndstBond}$ 的均值高达153.008 bp,而 $Sprd_{MucpBond}$ 则仅为79.307 bp,这可能是由于政府隐性担保降低了不同信用等级城投债信用利差的差异。另一方面, $Sprd_{pt_stat}$ 和 $Sprd_{pt_cetl}$ 的

均值分别为146.342 bp和191.153 bp,这说明民营企业的信用利差无论相较于地方国有企业还是中央国有企业的信用利差都处于较高水平。

2.4.2 货币市场流动性分层的动因分析

表8给出了模型(5)和模型(6)的回归结果。 $Sprd_{non-bank}$ 为AA级非银与银行债券的利差差异。

表8 货币市场流动性分层的动因分析和“包商事件”的影响

Table 8 Cause of money market liquidity dispersion and impact of Baoshang Event

	<i>Index_a</i>		<i>Index_b</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Dummy_S</i>	2.862 *** (1.074)	2.288 ** (0.963)	2.637 ** (1.095)	2.082 ** (0.998)
<i>Sprd_{non-bank}</i>	0.095 *** (0.013)	0.043 *** (0.008)	0.097 *** (0.013)	0.047 *** (0.009)
<i>Dummy_B</i>		33.501 *** (7.168)		32.511 *** (6.883)
<i>Dummy_B</i> × <i>Sprd_{non-bank}</i>		-0.135 *** (0.052)		-0.131 *** (0.050)
<i>Constant</i>	24.971 *** (1.373)	28.807 *** (0.923)	25.261 *** (1.422)	28.967 *** (1.004)
Adj R^2	0.158	0.613	0.161	0.581
<i>Observations</i>	912	912	912	912

注:括号内为Newey-West标准误,*、**、***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著。

表 8 的列 (1) 和列 (3) 给出了模型 (5) 的回归结果. 可以看出, 无论采用 $Index_a$ 还是 $Index_b$ 作为因变量, $Sprd_{non-bank}$ 的系数均为正且在 1% 水平下显著为正. 这说明总体上看, 我国不同类型金融机构违约风险的差异所带来的对手方风险是货币市场流动性分层的重要影响因素. 换言之, 货币市场在总体上是具有定价效率的. 而在控制变量方面, $Dummy_S$ 的系数在 1% 水平下显著为正, 这说明季末和年末的金融监管确实是货币市场流动性分层的重要影响因素之一.

表 8 的列 (2) 和列 (4) 则给出了模型 (6) 的回归结果. 表示“包商事件”的时间虚拟变量 $Dummy_B$ 的系数显著为正, 这说明“包商事件”后货币市场流动性分层指数在总体上出现了显著的上升. 而非银银行债券利差差异与“包商事件”虚拟变量的交叉项 $Dummy_B \times Sprd_{non-bank}$ 的系数在 1% 水平下显著为负, 且其与 $Sprd_{non-bank}$ 的系数之和小于零. 这一结果支持了假设 1b, 说明“包商事件”之

后, 货币市场流动性分层对机构间违约风险差异的敏感性显著下降, 货币市场的定价效率非但没有上升, 反而出现了明显的下降. 在金融机构一刀切的交易制度下, 不同金融机构融资环境的差异不再取决于其违约风险的差异, 而主要取决于其是否在“白名单”上, 这是“包商事件”后金融机构融资环境分化加剧的主要原因. 此外, 本文还采用 AAA 级非银与银行债券的利差差异作为 $Sprd_{non-bank}$ 重新进行了回归, 发现结果是类似的.

2.4.3 货币市场流动性分层的影响

1) 货币市场流动性分层对实体企业融资的影响

为了检验货币市场流动性分层对实体企业信用分层的影响, 对模型 (7) 进行了回归. 表 9 给出了流动性分层指数与 AA - AAA 级产业债信用利差、AA - AAA 级城投债信用利差的回归结果, 表 10 给出了流动性分层指数与民企 - 地方国企信用利差和民企 - 央企信用利差的回归结果.

表 9 货币市场流动性分层与不同信用等级企业债券信用利差差异

Table 9 Money market liquidity dispersion and corporate bond spread gap between AAA and AA issuers

	$Sprd_{IndstBond}$			$Sprd_{MucpBond}$		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$Index_a$		1.631 *** (0.300)			1.773 *** (0.243)	
$L. Index_a$		1.708 *** (0.295)			1.753 *** (0.242)	
$Index_b$			1.608 *** (0.299)			1.746 *** (0.245)
$L. Index_b$			1.709 *** (0.294)			1.744 *** (0.244)
$Term$	0.739 *** (0.056)	0.734 *** (0.054)	0.723 *** (0.053)	0.411 *** (0.040)	0.405 *** (0.036)	0.393 *** (0.036)
Def	2.560 *** (0.196)	1.521 *** (0.197)	1.510 *** (0.199)	2.287 *** (0.149)	1.191 *** (0.137)	1.184 *** (0.140)
$Constant$	-48.260 *** (6.203)	-122.297 *** (7.012)	-121.543 *** (7.046)	-71.720 *** (4.900)	-149.830 *** (5.680)	-148.712 *** (5.611)
Adj R^2	0.424	0.533	0.531	0.378	0.577	0.572
Observations	911	910	910	911	910	910

注: 括号内为 Newey-West 标准误, *, **, *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著.

表 9 的列 (1) ~ 列 (3) 给出了不同评级产业债信用利差差异的回归结果. 第 (1) 列给出了不控制 $Index$ 的回归结果, 从中可以看出, Def 和

$Term$ 系数分别为 2.560 和 0.739, 且均在 1% 水平下显著. 这说明, 产业债信用利差受到市场总体风险溢价和期限溢价的影响. 表 9 的第 (2) 列则给

出了加入 $Index_a$ 的回归结果. 可以看出, 在加入流动性分层指数之后, 模型的调整 R^2 由 0.424 上升到了 0.533. $Index_a$ 及其滞后项的系数也都显著为正, 这说明货币市场流动性分层是实体经济信用分层的重要影响因素, 即金融机构融资环境的结构性差异会显著增加实体企业的信用分层. 表 9 的第 (3) 列将 $Index_b$ 代入模型, 结果仍然在 1% 水平下显著. 从经济显著性上看, 一个标准差的 $Index_a$ 会导致 AA-AAA 产业债的利差差异增

加 12.381 bp, 一个标准差 $Index_b$ 的增加会导致 AA 和 AAA 产业债利差差异增加 12.296 bp. 在表 9 的列 (4) ~ 列 (6) 给出了不同信用等级城投债的回归结果. 结果发现, 在加入了货币市场流动性分层指数后, 模型的调整 R^2 上升了大约 0.2, $Index_a$ 和 $Index_b$ 的回归系数也在 1% 水平下显著为正. 这说明与产业债的回归结果类似, 货币市场流动性分层也会增加城投债市场的信用分层.

表 10 货币市场流动性分层与不同所有制企业债券信用利差差异的关系

Table 10 Money market liquidity dispersion and corporate bond spread gap between state-owned and private issuers

	$Sprd_{pvt_stat}$			$Sprd_{pvt_cecl}$		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$Index_a$		1.756 *** (0.348)			1.594 *** (0.334)	
$L. Index_a$		1.739 *** (0.353)			1.592 *** (0.335)	
$Index_b$			1.669 *** (0.345)			1.515 *** (0.330)
$L. Index_b$			1.664 *** (0.350)			1.527 *** (0.331)
Def	0.638 ** (0.248)	-0.452 * (0.238)	-0.419 * (0.243)	1.196 *** (0.229)	0.203 (0.223)	0.232 (0.228)
$Term$	0.296 *** (0.071)	0.293 *** (0.065)	0.281 *** (0.066)	0.502 *** (0.066)	0.500 *** (0.062)	0.490 *** (0.063)
$Constant$	83.332 *** (9.991)	5.602 (12.841)	9.470 (13.188)	78.976 *** (9.400)	8.068 (12.053)	11.522 (12.381)
Adj R^2	0.051	0.193	0.180	0.161	0.277	0.266
Observations	911	910	910	911	910	910

注: 括号内为 Newey-West 标准误, *, **, *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著.

表 10 的列 (1) ~ 列 (3) 给出了地方国有企业与民营企业信用利差差异的回归结果. 从第 (1) 列可以看出, 在不加入货币市场流动性分层指数的情况下, 尽管 Def 和 $Term$ 均显著, 但模型的调整 R^2 仅为 0.051. 而在第 (2) 列和第 (3) 列中, 分别给出了加入 $Index_a$ 、 $Index_b$ 及各自滞后项的回归结果. 结果发现模型的调整 R^2 由 0.002 大幅上升到了 0.193 和 0.180, 而 $Index_a$ 、 $Index_b$ 及各自滞后项系数均显著为正, 这一结果与表 9 相类似, 说明货币市场流动性分层会增加实体企业的信用分层. 从经济显著性上看, 一个标准差 $Index_a$ 的增加会导致当期民企 - 地方国企利差差异增加 13.330 bp, 一个标准差 $Index_b$ 的增加则会导致当期民企 - 地方国企利差差异增加

12.763 bp. 列 (4) ~ 列 (6) 则考察了货币市场流动性分层对民企 - 央企信用利差的差异的影响. 结果发现, 货币市场流动性分层指数同样在 1% 水平下显著为正且大幅增加了模型的拟合优度, 而一个标准差 $Index_a$ 和 $Index_b$ 的增加会分别导致民企 - 央企利差差异增加 12.100 bp 和 11.585 bp. 总体来看, 表 9 与表 10 的结果共同说明, 货币市场流动性分层会导致不同信用等级以及不同所有制企业融资环境的结构性差异, 带来实体企业的信用分层, 且这种影响不仅具有统计上的显著性, 而且具有经济上的显著性.

2) 货币市场流动性分层对金融稳定的影响
表 11 给出了模型 (8) 的回归结果.

表 11 货币市场流动性分层和金融稳定指数

Table 11 Money market liquidity dispersion and financial stability index

<i>FSI</i>	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Mean_indexa</i>	-0.022 ***			
	(0.006)			
<i>L. Mean_indexa</i>	0.002			
	(0.010)			
<i>Mean_indexb</i>		-0.023 ***		
		(0.007)		
<i>L. Mean_indexb</i>		0.003		
		(0.010)		
<i>Max_indexa</i>			-0.018 **	
			(0.007)	
<i>L. Max_Indexa</i>			0.002	
			(0.008)	
<i>Max_Indexb</i>				-0.018 **
				(0.008)
<i>L. Max_Indexb</i>				0.002
				(0.009)
<i>Constant</i>	-0.097	-0.096	-0.121	-0.092
	(0.501)	(0.535)	(0.605)	(0.682)
Adj R^2	0.089	0.087	0.088	0.082
<i>Observations</i>	47	47	47	47

注: 括号内为 Newey-West 标准误, *、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著。

表 11 共分 4 列, 其自变量分别为采用 *Index_a* 和 *Index_b* 构建的货币市场流动性分层指数的月度均值和月度峰值。可以看出, 无论采用哪种方式度量货币市场月度的流动性分层程度, 金融稳定指数都随着货币市场流动性分层的增加而显著下降。这一

结果与周开国等^[32]的发现类似, 也验证了假设 3, 说明货币市场的流动性分层会明显降低金融稳定性。

为了进一步验证货币市场流动性分层与金融稳定的关系, 采用金融机构质押式回购违约情况的数据, 根据模型 (9) 进行了回归, 结果见表 12。

表 12 货币市场流动性分层与质押式回购违约

Table 12 Money market liquidity dispersion and default on collateralized repo

	<i>Default_{num}</i>		<i>Default_{prop}</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Index_a</i>	0.356 ***		0.003 ***	
	(0.126)		(0.001)	
<i>L. Index_a</i>	0.392		0.004	
	(0.330)		(0.003)	
<i>Index_b</i>		0.326 ***		0.003 ***
		(0.105)		(0.001)
<i>L. Index_b</i>		0.349		0.004
		(0.284)		(0.002)
Constant	-21.982 *	-19.878 *	-0.209 **	-0.188 **
	(11.691)	(10.408)	(0.102)	(0.091)
Adj R^2	0.076	0.070	0.089	0.082
<i>Observations</i>	345	345	345	345

注: 括号内为 Newey-West 标准误, *、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著。

表12共分为4列,列(1)和列(2)的因变量为质押式回购违约笔数,列(3)和列(4)的因变量则是质押式回购违约数占当天所有质押式回购交易笔数的百分比。整体来看,无论因变量是质押式回购的绝对笔数还是相对比重, *Index* 项的回归结果均显著为正,而其滞后项则不显著,这表明,货币市场的流动性分层会直接影响金融机构当日的质押式回购的违约情况。从经济显著性上来说,一个标准差 *Index_a* 和 *Index_b* 的增加会导致当日质押式回购违约笔数增加 2.702 笔和 2.493 笔,分别占样本期间日均违约笔数 5.427 的 49.8%

和 45.9%。这说明,货币市场的流动性分层会大幅增加金融机构的回购违约风险,从而增加了个体金融机构通过回购市场传染流动性风险的可能^[2]。

2.4.4 稳健性检验

本文主要考虑了三个方面的稳健性检验。

第一,在分析货币市场流动性分层动因的时候,并未考虑央行公开市场操作带来的影响。为此,在模型(5)和模型(6)的基础上控制了央行每日7天逆回购(*Seven_rr*)和14天逆回购(*Ft_rr*)的数量,重新进行了回归,发现结果并没有显著变化,见表13。

表13 稳健性检验——公开市场操作的影响

Table 13 Robustness test: The effect of OMO

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Index_a</i>	<i>Index_a</i>	<i>Index_b</i>	<i>Index_b</i>
<i>Dummy_S</i>	2.822 ***	2.342 **	2.597 **	2.134 **
	(1.076)	(0.965)	(1.098)	(1.003)
<i>Sprd_{non-bank}</i>	0.094 ***	0.045 ***	0.097 ***	0.050 ***
	(0.013)	(0.009)	(0.014)	(0.010)
<i>Dummy_B</i>		33.659 ***		32.894 ***
		(7.319)		(7.076)
<i>Dummy_B</i> × <i>Sprd_{non-bank}</i>		-0.135 **		-0.133 ***
		(0.053)		(0.051)
<i>Seven_rr</i>	-0.000	0.000	-0.000	0.000
	(0.001)	(0.000)	(0.001)	(0.000)
<i>Ft_rr</i>	0.001	0.001	0.001	0.001
	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)
<i>Constant</i>	25.126 ***	28.208 ***	25.335 ***	28.311 ***
	(1.572)	(1.049)	(1.635)	(1.140)
Adj <i>R</i> ²	0.156	0.615	0.161	0.583
<i>Observations</i>	912	912	912	912

注:括号内为 Newey-West 标准误,*、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著。

第二,在分析货币市场流动性分层动因的时候,因变量反映大型银行与中小银行以及商业银行与非银机构融资难度和融资成本的差异,自变量则反映非银金融机构与银行违约风险差异,二

者刻画的差异并完全不对应。为了解决这一问题,本文还采用专门反映银行与非银融资成本差异的 *R007-DR007*(*Repo_spread*) 作为因变量,重新进行了回归,发现结论并不改变,结果见表 14。

表 14 稳健性检验——回购市场利差因变量回归

Table 14 Robustness test: Regression of repo spread

<i>Repo_spread</i>	(1)	(2)
<i>Dummy_S</i>	0.014	0.011
	(0.012)	(0.012)
<i>Sprd_{non-bank}</i>	0.001 ***	0.000 ***
	(0.000)	(0.000)
<i>Dummy_B</i>		0.505 **
		(0.204)
<i>Dummy_B × Sprd_{non-bank}</i>		-0.003 **
		(0.001)
<i>Seven_rr</i>	-0.000	0.000
	(0.000)	(0.000)
<i>Ft_rr</i>	-0.000	-0.000
	(0.000)	(0.000)
<i>Constant</i>	0.192 ***	0.212 ***
	(0.012)	(0.009)
Adj <i>R</i> ²	0.033	0.213
<i>Observations</i>	912	912

注: 括号内为 Newey-West 标准误, *, **, *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著。

第三 在本文第二部分, 采用因子分析法构建 货币市场流动性分层指数. 为了保证结论的稳健性, 采用主成分分析法重新构建了这一指数. 结果发现主要回归结论不改变. 具体结果见表 15.

表 15 稳健性检验——主成分分析构建指数

Table 15 Robustness test: Index construction with PCA

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>Sprd_{pet_stat}</i>	<i>Sprd_{MucpBond}</i>	<i>Sprd_{IndstBond}</i>	<i>Default_{prop}</i>	<i>FSI</i>
<i>Index_PCA</i>	0.341 ***	0.235 ***	0.262 ***	0.000 ***	-0.002 ***
	(0.029)	(0.021)	(0.026)	(0.000)	(0.001)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
Adj <i>R</i> ²	0.421	0.625	0.611	0.021	0.195
<i>Observations</i>	910	910	910	346	47

注: 括号内为 Newey-West 标准误, *, **, *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著。

3 结束语

利用来自回购市场以及同业存单市场的数据,本文构建了货币市场的流动性分层指数.通过观察这一指数的时间序列变化,研究发现这一指数可以较好地反映金融机构流动性的季节变动以及重大突发事件对货币市场的冲击.“包商事件”后,货币市场的流动性分层明显增加,对金融机构间违约风险差异的敏感性则显著下降,这反映出货币市场定价效率的下降.进一步的研究还发现,货币市场的流动性分层一方面会造成不同信用质量和不同所有制企业信用利差差异的走扩,增加实体企业的信用分层;另一方面还会增加质押式回购的违约风险并降低整个金融体系的稳定性.

本文的发现有三个重要的启示.

第一,货币市场的流动性分层会带来不同评级、不同所有制实体企业信用利差的分化,这说明除了融资环境的总体变化外,金融机构融资的结构性差异也会传导至实体经济,导致实体企业的信用分层.在中小金融机构获取资金难度和成本系统性增加的背景下,风险偏好相对较高且更多为中小民营企业服务的中小金融机构服务实体的能力也会显著下降,从而恶化中小民营企业融资难的问题.而实体信用分层的结果也会反过来恶化中小金融机构的资产质量,使得大型金融机构更加不愿意对中小金融机构出借资金,加剧了流

动性分层,从而形成了一个恶性循环.为此,有关部门可以在原有的“央行-大银行-中小银行-非银机构”流动性传导链条以外,通过增加一级交易商的数量和非银机构比重等方式创新金融机构的流动性传导渠道,结构性地给予中小金融机构流动性,从而达到服务中小企业和精准滴灌的政策目标,应对货币市场流动性传导不畅的问题.

第二,货币市场流动性分层通过增加回购市场违约和引发金融机构被动去杠杆增加了部分高杠杆金融机构的风险,并通过机构间的同业务往来和资产抛售带来的价格波动渠道带来流动性风险的传染,最终增加了整个金融市场的脆弱性.监管部门在保证市场流动性合理充裕的同时,也需要密切关注金融机构在货币市场的融资行为和杠杆率水平,以避免流动性总体水平泛滥造成的金融机构过度加杠杆和资金空转等行为.

第三,尽管“包商事件”的初衷是保护债权人利益和守住不发生系统性风险的底线,但在信息披露完整性和质量还不够完善的背景下,我国货币市场在包商事件后持续存在的流动性分层问题却是货币市场定价效率恶化的结果.因此,有关部门应当进一步完善债券持有人信息披露以及抵押品处置制度,帮助金融机构更加准确地辨识对手方风险并更加注重抵押品的质量,减少其在信息不对称下采取的“一刀切”和“白名单”交易制度对金融稳定带来的巨大负外部性.

参考文献:

- [1] Goodfriend M. Money markets [J]. *Annual Review of Financial Economics*, 2011, 3(1): 119-137.
- [2] Gorton G, Metrick A. Securitized banking and the run on repo [J]. *Journal of Financial Economics*, 2012, 104(3): 425-451.
- [3] Brunnermeier M K, Pedersen L H. Market liquidity and funding liquidity [J]. *Review of Financial Studies*, 2009, 22(6): 2201-2238.
- [4] He Z, Krishnamurthy A. Intermediary asset pricing [J]. *American Economic Review*, 2013, 103(2): 732-770.
- [5] Brunnermeier M K, Sannikov Y. A macroeconomic model with a financial sector [J]. *American Economic Review*, 2014, 104(2): 379-421.
- [6] Adrian T, Etula E, Muir T. Financial intermediaries and the cross-section of asset returns [J]. *Journal of Finance*, 2014, 69(6): 2557-2596.

- [7] Copeland A, Martin A, Walker M. Repo runs: Evidence from the tri-party repo market [J]. *Journal of Finance*, 2014, 69 (6): 2343 – 2380.
- [8] Krishnamurthy A, Nagel S, Orlov D. Sizing up repo [J]. *Journal of Finance*, 2014, 69 (6): 2381 – 2417.
- [9] Fuhrer L M, Guggenheim B, Schumacher S. Re-use of collateral in the repo market [J]. *Journal of Money, Credit and Banking*, 2016, 48 (6): 1169 – 1193.
- [10] He Z, Kelly B, Manela A. Intermediary asset pricing: New evidence from many asset classes [J]. *Journal of Financial Economics*, 2017, 126 (1): 1 – 35.
- [11] Munyan B. Regulatory Arbitrage in Repo Markets [R]. Office of Financial Research Working Paper, Nashville: Vanderbilt University, 2017, 15 – 22.
- [12] Gorton G, Metrick A, Ross C P. Who ran on repo [J]. *AEA Papers and Proceedings*, 2020, (110): 487 – 492.
- [13] 姜再勇, 钟正生. 我国货币政策利率传导渠道的体制转换特征——利率市场化改革进程中的考察 [J]. *数量经济技术经济研究*, 2010, (4): 62 – 77.
Jiang Zaiyong, Zhong Zhengsheng. The regime switching characteristic of China's monetary policy transmission via interest rate channel [J]. *Journal of Quantitative and Technical Economics*, 2010, (4): 62 – 77. (in Chinese)
- [14] 张辉, 黄泽华. 我国货币政策利率传导机制的实证研究 [J]. *经济学动态*, 2011, (3): 54 – 58.
Zhang Hui, Huang Zehua. A empirical research of China's interest rate transmission mechanism of monetary policy [J]. *Economic Perspective*, 2011, (3): 54 – 58. (in Chinese)
- [15] 李斌. 从流动性过剩(不足)到结构性通胀(通缩) [J]. *金融研究*, 2010, (4): 50 – 63.
Li Bin. From excess (crunch) liquidity to structural inflation (deflation) [J]. *Journal of Financial Research*, 2010, (4): 50 – 63. (in Chinese)
- [16] 李奇霖, 蒋扬天. 同业监管、流动性分层与货币政策 [J]. *宏观经济研究*, 2018, (11): 5 – 16.
Li Qilin, Jiang Yangtian. Interbank regulation, liquidity dispersion and monetary policy [J]. *Scientific Management Research*, 2018, (11): 5 – 16. (in Chinese)
- [17] 吴敏, 陈珊. 流动性分层对中小银行金融市场业务的影响 [J]. *银行家*, 2019, (8): 97 – 100.
Wu Min, Chen Shan. The impact of liquidity dispersion on the financial market business of small and medium-sized banks [J]. *Chinabanker*, 2019, (8): 97 – 100. (in Chinese)
- [18] Adrian T, Shin H S. Liquidity and leverage [J]. *Journal of Financial Intermediation*, 2010, 19 (3): 418 – 437.
- [19] 田国强, 赵旭霞. 金融体系效率与地方政府债务的联动影响——民企融资难融资贵的一个双重分析视角 [J]. *经济研究*, 2019, (8): 4 – 20.
Tian Guoqiang, Zhao Xuxia. The dynamic linkage between financial system efficiency and local government debt: A double analysis perspective of the financing woes of private enterprises [J]. *Journal of Economics Research*, 2019, (8): 4 – 20. (in Chinese)
- [20] Roche J M. Monitoring inequality among social groups: A methodology combining fuzzy set theory and principal component analysis [J]. *Journal of Human Development*, 2008, 9 (3): 427 – 452.
- [21] 王博, 张晓玫, 卢露. 网络借贷是实现普惠金融的有效途径吗——来自“人人贷”的微观借贷证据 [J]. *中国工业经济*, 2017, (2): 98 – 116.
Wang Bo, Zhang Xiaomei, Lu Lu. Is P2P lending an effective way to realize inclusive finance: Evidence from RENREN-DAI.COM [J]. *China Industrial Economics*, 2017, (2): 98 – 116. (in Chinese)
- [22] 杨如彦, 孟辉, 徐峰. 可转债的信号发送功能: 中国市场的例子 [J]. *经济学(季刊)*, 2007, (1): 207 – 226.
Yang Ruyan, Meng Hui, Xu Feng. The signaling function of convertible bonds: The China's Experiences [J]. *China Economic Quarterly*, 2007, (1): 207 – 226. (in Chinese)
- [23] 徐国祥, 李波. 中国金融压力指数的构建及动态传导效应研究 [J]. *统计研究*, 2017, (4): 59 – 71.
Xu Guoxiang, Li Bo. Study on the construction of China's financial stress index and its dynamic transmission effect [J].

- Statistical Research ,2017 ,(4) : 59 - 71. (in Chinese)
- [24] 万晓莉. 中国 1987 ~ 2006 年金融体系脆弱性的判断与测度 [J]. 金融研究 ,2008 ,(6) : 80 - 93.
Wan Xiaoli. An empirical assessment of China's financial fragility in 1987 - 2006 [J]. Journal of Financial Research , 2008 ,(6) : 80 - 93. (in Chinese)
- [25] Greenwood R , Landier A , Thesmar D. Vulnerable banks [J]. Journal of Financial Economics ,2015 ,115(3) : 471 - 485.
- [26] Diebold F X , Yilmaz K. On the network topology of variance decompositions: Measuring the connectedness of financial Firms [J]. Journal of Econometrics ,2014 ,182(1) : 119 - 134.
- [27] Coval J , Stafford E. Asset fire sales (and purchases) in equity markets [J]. Journal of Financial Economics ,2007 ,86(2) : 479 - 512.
- [28] Greenwood R , Thesmar D. Stock price fragility [J]. Journal of Financial Economics ,2011 ,102(3) : 471 - 490.
- [29] 罗荣华 , 刘劲劲. 地方政府的隐性担保真的有效吗? ——基于城投债发行定价的检验 [J]. 金融研究 ,2016 ,(4) : 83 - 98.
Luo Ronghua , Liu Jingjing. Is local government's invisible guarantee effective? An empirical test based on quasi-municipal bonds' issuing price [J]. Journal of Financial Research ,2016 ,(4) : 83 - 98.
- [30] Fama E F , French K R. Common risk factors in the returns on stocks and bonds [J]. Journal of Financial Economics , 1993 ,(33) : 3 - 56.
- [31] 王劲松 , 任宇航. 中国金融稳定指数构建、形势分析与预判 [J]. 数量经济技术经济研究 ,2021 ,38(2) : 24 - 42.
Wang Jinsong , Ren Yuhang. Construction , analysis and judgement of the financial stability index of China [J]. Journal of Quantitative and Technical Economics ,2021 ,38(2) : 24 - 42. (in Chinese)
- [32] 周开国 , 季苏楠 , 杨海生. 系统性金融风险跨市场传染机制研究 ——基于金融协调监管视角 [J]. 管理科学学报 , 2021 ,24(7) : 1 - 20.
Zhou Kaiguo , Ji Sunan , Yang Haisheng. Cross-market contagion mechanism of systematic risk from the perspective of coordinated supervision [J]. Journal of Management Sciences in China ,2021 ,24(7) : 1 - 20. (in Chinese)

Money market's liquidity stratification: Measures , causes and effects

HU Yue¹ , WU Wen-feng^{2*} , SHI Chuan-lin²

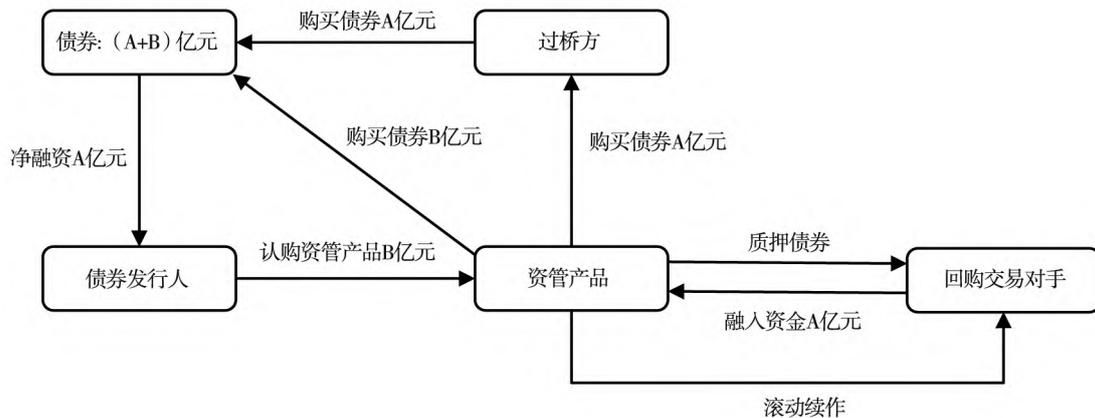
1. School of Business , East China University of Science and Technology , Shanghai 200237 , China;
2. Antai College of Economics and Management , Shanghai Jiaotong University , Shanghai 200030 , China

Abstract: Foreign literature has documented a significant impact of money market and institutional financing on financial stability; but the big differences in market structure and low availability of data hinder domestic scholars' research on this issue. Using five indicators from collateralized repo market and interbank certificates of deposit market , this paper constructs an index of money market liquidity stratification in terms of factor analysis. Time series analysis shows that the money market liquidity stratification increases sharply and exhibits a weaker correlation with the default risk of financial institutions after the Baoshang Bank was taken over , which reflects a deterioration of price efficiency in money market. On top of that , money market liquidity stratification will also lead to an increase in the financial cost of low credit rating and private firms , default probability of financial institutions and financial instability. Overall , this paper measures the liquidity stratification of money market , examines the causes behind its sudden surge and explores its impact on corporate financing and financial stability , which has implications for how finance can support economy better.

Key words: money market; liquidity stratification; institutional financing; corporate financing; financial stability

附录 1: 结构化债券发行

结构化债券本质上是低资质主体借助直接或间接的方式,通过认购自身所发行的债券,为其自身进行债券融资提供便利,满足其通过正常方式可能难以实现的融资需求。债券的结构化发行的模式有很多种,其中最典型的结构化发行模式为“发行人认购资管产品平层+质押回购”,即债券发行人认购资管产品平层,通过过桥方及资管公司不断进行的质押式回购等方式进行融资。



附图 1 债券结构化发行

Attached Fig. 1 Structured issue of corporate bond

发行人共发行(A+B)亿元债券,首先发行人认购资管产品B亿元,随后由过桥方、资管产品分别购买A亿元、B亿元债券,资管产品持有债券进入货币市场进行质押式回购交易,融入资金A亿元,用以买回过桥方先行持有的A亿元债券,并通过在货币市场滚动续作以保证资管所属公司资金链不断裂。最终,减去先行认购的B亿元资管产品,发行人净融资A亿元。

从以上分析可以看出,企业债券的结构化发行依赖资管产品在货币市场不断进行滚续质押才能维持其资金链平衡。一旦货币市场在受到事件冲击之后,处于流动性下游的非银机构无法获取资金,这些机构将不可避免面临资金链条断裂的风险。为了维持资金链正常,负责结构化发行的机构(资管产品)不得不在二级市场抛售资产,从而可能形成资产抛售——价格下跌的正反馈循环。

而由于信息的不透明,投资者在无法知晓其所持债券背后是否有结构化安排的情况下,也会倾向于在资产抛售潮中优先售出投资组合中疑似结构化发行券(包括大量资质较低主体所发债券),最终使得金融机构在货币市场的融资问题转变为实体企业在债券和信贷市场的融资问题。

附录 2: 金融稳定指数的构建指标

参考王劲松和任宇航^[31]以及中国人民银行的《中国金融稳定报告》,本文采用金融机构、金融市场以及宏观经济等三个层面共 17 个指标构建了金融稳定指数,具体指标构成见下附表 1。

附表1 金融稳定指数的构建指标

Attached Table 1 Structure of financial stability index

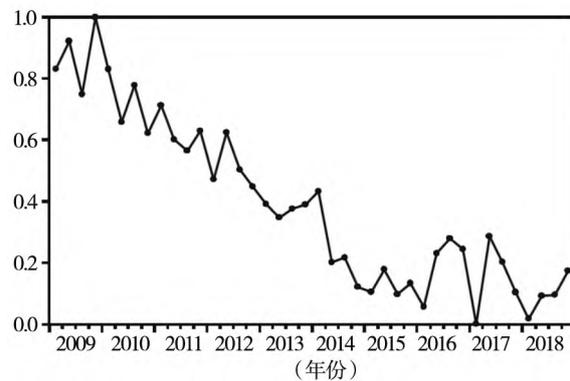
金融稳定指数	金融机构层面指标	商业银行不良贷款率
		商业银行拨备覆盖率
		银行间质押式回购利率
		金融机构总体杠杆率
		商业银行流动性比率
	金融市场层面指标	上交所流通股换手率
		上交所平均市盈率
		十年期国债期限利差
		上证A股指数波动率
		中债全价指数波动率
		非金融企业部门杠杆率
	宏观经济层面指标	国房景气指数
		企业景气指数
		社会消费品零售增长
		城镇失业率
		外汇充沛度
		进出口状况

为了保证金融稳定指数的可靠性,在附图2和附图3中分别给出了用上表构建的金融稳定指数和王劲松和任宇航^[31]构建的金融稳定指数的时间序列变化.结果发现,两个时间序列的变化趋势基本相同,这说明本文为度量金融稳定而构建的指数具有一定的可靠性.



附图2 本文构建的金融稳定指数

Attached Fig. 2 FSI index in this paper



附图3 王劲松和任宇航^[31]的金融稳定指数

Attached Fig. 3 FSI index by Wang and Ren^[31]