

# 银行业竞争、同业杠杆率攀升与商业银行信用风险

于博, 吴菡虹

(天津财经大学金融学院, 天津 300222)

**摘要:**近年来, 同业负债成为商业银行进行表内监管套利的重要资金来源。同业负债扩张导致同业杠杆率攀升, 这会对银行信贷风险产生何种影响? 文章阐述了同业杠杆率攀升的本质是同业影子信贷扩张, 并考察了它对银行信贷风险的冲击效应。研究发现: 第一, 随着同业杠杆率的攀升, 商业银行的信贷风险呈现先下降而后上升的趋势。第二, 同业杠杆率对信贷风险的影响因银行规模不同而存在差异: 对于国有五大行、城商行和农商行, 同业杠杆率攀升有助于缓解信贷风险; 而对于股份制商业银行, 随着同业杠杆率的攀升, 信贷风险增加。第三, 在考虑同业存单后, 除了大型国有银行外, 同业杠杆率攀升会加剧其他银行的信贷风险。第四, 同业杠杆率攀升会抑制货币政策的信贷传导。文章将影子信贷扩张的经济后果研究从如何影响流动性风险拓展至如何影响信贷风险, 并为实施差异化的风险监管、优化货币政策调控提供了参考依据。

**关键词:** 同业业务; 监管套利; 信用风险; 货币政策

**中图分类号:** F275    **文献标识码:** A    **文章编号:** 1001-9952(2020)02-0036-16

**DOI:** 10.16538/j.cnki.jfe.2020.02.003

## 一、引言

近年来, 商业银行存款市场竞争激烈, 大型银行在“吸存”方面具有天然优势, 从而在资产扩张上占据有利地位。为了扭转竞争劣势, 商业银行普遍存在“监管套利”行为, 以风险权重较低的表内会计科目对接非标资产, 避免占用一般性贷款额度(王喆等, 2017), 并由此派生了表内影子信贷。从资金来源上看, 监管套利资金既可来自一般性存款, 也可来自同业负债、金融债和央行借款。但作为批发性负债, 同业负债的资金成本较低, 且不受存款准备金约束, 杠杆较高。于是, 以同业负债吸收资金、以风险权重较低的会计科目进行资金投放的“同业监管套利”策略越来越受银行青睐。由于监管套利科目大多并非传统同业资产科目, 监管套利水平越高, 同业负债在资产端“漏损”到套利科目的概率就越大, 同业杠杆率(同业负债/同业资产)也就越高。

在上述监管套利背景下, 同业负债的功能性扩张已不再是常规化的弥补流动性需求的操作, 而是成为商业银行监管套利的重要资金来源(王倩和赵铮, 2018)。现有研究分析了同业资产和负债业务扩张对我国货币政策传导(章向东和姚斌, 2014; 周再清等, 2017)和银行流动性风险(郭晔等, 2018; 潘彬等, 2018)的影响。但在“同业负债扩张+同业监管套利”双重作用下, 同业杠杆率攀升如何冲击银行信贷风险, 相关研究却始终鲜见。

本文首先阐述了同业杠杆率攀升的本质是同业影子信贷扩张, 并梳理了同业影子信贷影响

收稿日期: 2019-05-04

基金项目: 国家社科基金一般项目“货币政策波动与企业投资结构再平衡研究”(17BGL062)

作者简介: 于博(1979—), 男, 天津人, 天津财经大学金融学院副教授;

吴菡虹(1995—)(通讯作者), 女, 天津人, 天津财经大学金融学院硕士研究生。

银行信贷风险的逻辑、路径与结构特征。其次，考虑到同业业务策略的差异性，本文分析了同业杠杆率攀升对不同规模(类型)的商业银行信贷风险的异质性影响。再次，本文将同业存单纳入同业负债统计口径，重新计算了同业影子信贷扩张水平，并考察了新口径下的同业杠杆率对银行信贷风险的影响是否发生变化。MPA 宏观审慎评估采用了这一新的口径来约束商业银行的同业业务风险，本文的研究将为评判 MPA 宏观审慎评估政策的合理性提供参考依据。最后，金融危机以来，实体经济脱实向虚现象明显，央行货币政策传导出现“失灵”。作为同业影子信贷的资金来源，同业负债扩张是否会弱化宽松货币政策的调控效果?本文对此进行了检验。

本文的研究贡献体现在：第一，分析了同业杠杆率攀升(同业影子信贷扩张)对银行信贷风险的影响效应及传导路径，将影子信贷扩张的经济后果研究从如何影响流动性风险拓展至如何影响信贷风险；第二，证明了同业存单扩张会显著加剧中小银行的信贷风险，这对于评判 MPA 宏观审慎监管的合理性、实施差异化的风险监管具有一定的实践指导意义；第三，与关注银行总体杠杆率不同，本文分析了同业杠杆率的风险效应，拓展了金融杠杆的研究边界；第四，基于商业银行的同业业务视角，探索了抑制货币政策传导的因素，为优化货币政策调控提供了参考依据。

## 二、同业监管套利、影子信贷扩张与同业杠杆率攀升

近年来，商业银行同业业务<sup>①</sup>在“负债端”呈现快速发展态势，这与 2011 年以来经济增速放缓、银行利润提升动力不足有关。为了规避监管、扩大利润来源，大量银行开始使用风险权重较低的表内会计科目对接各类通道业务(如信托收益权)，在实现间接放贷的同时，减少了风险资本占用，扩大了盈利空间。作为批发性负债，同业负债的价格通常较低，而且由于无需缴纳存款准备金，杠杆较高。于是，同业负债成为商业银行影子信贷扩张的重要资金来源。以同业负债进行融资，在资产端则对接特定的“通道类”会计科目(如应收款项类投资)或创新型同业资产科目(如交易性金融资产、持有至到期金融资产)，从而在风险资本占用较少的条件下实现信贷投放。这种监管套利策略越来越受商业银行青睐，导致同业影子信贷大幅膨胀。<sup>②</sup>

现有文献大多跟踪产生影子信贷的资产端会计科目，对影子信贷规模进行“加总”，用于度量影子信贷水平。本文则以同业杠杆率来反映同业影子信贷， $\text{同业杠杆率} = (\text{卖出回购金融资产} + \text{拆入资金} + \text{同业或其他金融机构存入款项}) / (\text{同业拆出} + \text{存放同业或其他金融机构款项} + \text{买入返售金融资产})$ 。以同业杠杆率来衡量影子信贷水平的优势在于：第一，影子信贷的“资产端”并不总是对应于固定的会计科目，而是会频繁变更，这意味着根据“资产端”科目来统计影子信贷存在“失真”风险。第二，影子信贷不仅可以源于同业负债，还可源自一般性负债。若不对产生影子信贷的资金来源加以限定，则不利于识别影子信贷风险究竟来自银行体系“内部”(同业负债)还是“外部”(一般性负债)。“同业杠杆率”将资金来源界定于同业负债，所以在识别内外部冲击上具有优势。第三，“同业去杠杆”是金融去杠杆的一部分，目前鲜有文献考察同业去杠杆的必要性、经济内涵以及异质性风险冲击效应，本文则试图弥补这一研究不足。

<sup>①</sup> 传统同业业务涉及的资产类科目包括同业拆出、存放同业以及买入返售金融资产。负债类科目在广义上包括同业拆入、同业存放、卖出回购金融资产、金融债、同业存单以及同业理财，狭义上则仅包括同业拆入、同业存放和卖出回购。本文参考中国人民银行规范，采用狭义口径来定义同业负债。

<sup>②</sup> 早期的影子信贷在资产端的扩张模式主要包括票据卖断后买入返售、同业代付以及信托受益权买入返售(第三方买入返售)(殷剑锋和王增武, 2013)。同业监管套利交易的大幅增加导致了同业监管政策的升级,《关于规范金融机构同业业务的通知》发布后,商业银行通过同业业务对接非标的业务模式被重拳整治,“三方买返”科目下的监管套利规模快速下降。监管套利交易开始转向应收款项类投资、交易性金融资产、可供出售金融资产、持有至到期投资等会计科目。

表1给出了本文107家商业银行同业杠杆率的变化趋势。从中可以看到：第一，近三年来，同业杠杆率在股份制银行中的上升速度最快。第二，从近五年看，股份制银行同业杠杆率依然是上升最快的，其次是城市商业银行。第三，2009—2010年，同业杠杆率总体上呈现下降趋势，但国有银行不降反升，与其他类型银行形成鲜明对比。这表明在“四万亿”政策期间，国有银行同业业务扩张比较激进，这与国有银行承担了较多的稳定职能有关。

表1 银行同业杠杆率变化趋势

年份	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
国有银行	1.5583	1.7197	2.0094	1.5920	1.3365	1.3385	1.6778	1.8524	1.8413	1.9105
股份制银行	1.1992	1.0928	0.8402	0.9854	1.0118	1.3550	1.8429	3.0353	4.6019	4.5275
城商行	1.7049	1.5110	0.9047	1.4239	1.4254	1.3614	1.7788	2.2982	3.2895	2.9631
农商行	1.2354	0.3925	0.3248	0.4821	0.5870	0.6928	0.8251	1.3127	1.8247	1.5031

### 三、文献综述

#### (一) 同业业务扩张、银行规模与银行风险

同业业务有利于提升商业银行的资金流动性，降低金融风险(刘冲和盘宇章, 2013)。但由于高杠杆和期限错配特征，同业业务也会增强机构间的系统关联性和脆弱性(肖琦和阮健浓, 2014)。周再清等(2017)区别了传统同业业务与新兴同业业务对银行风险的不同作用，发现传统同业资产业务有利于储备流动性、降低流动性风险，以买入返售为代表的新兴同业业务则主要出于监管套利下的盈利目的，从而增加了流动性风险。章向东和姚斌(2014)发现同业负债的顺周期性强于狭义信贷和广义信贷，提出将其作为宏观审慎管理的补充指标；他们认为，同业业务扩张以及同业资产负债的期限错配意味着流动性风险的集聚，从而提高系统性危机发生的可能性。类似的研究还包括廉永辉(2016)以及侯晓辉等(2019)。

不同规模的银行风险承担水平存在明显差异。罗中和缪海斌(2013)发现，资产规模与银行风险承担水平负相关。侯晓辉等(2019)发现，银行资产规模越大，同业业务对流动性创造的抑制作用越小，表明银行规模与流动性风险呈负相关关系。李久林(2019)的研究表明，扩大银行规模不仅有助于降低系统性风险，还可以缓解收入结构对系统性风险的不利影响。

现有文献大多侧重于分析同业业务对银行流动性风险、系统性风险以及风险传染的影响，而较少关注银行信贷风险。同时，现有研究大多以同业“规模”为切入点，而缺少从同业“结构”视角进行分析。不同银行开展同业业务的动机和底层资产的风险特性不尽相同，同业监管套利与银行风险之间很可能因银行规模不同而存在复杂的关系。此外，2016年以来，监管层频繁出台调控政策以抑制同业业务风险。本文将以为MPA新政为背景来评估政策调控的合理性及实践意义。

#### (二) 同业业务扩张对货币政策传导的影响

货币政策影响商业银行的流动性创造过程(李明辉等, 2014)，而同业业务对货币政策具有一定的对冲效应。Gambacorta(2005)发现，在货币紧缩时，同业市场上流动性水平较高的银行能够通过出售流动性资产来保护其贷款组合，从而信贷供给受货币政策冲击较弱。肖琦和阮健浓(2014)发现，同业业务会削弱数量型(存款准备金率)与价格型(再贷款利率)货币政策工具的有效性，因为同业负债不计入准备金缴存基数，而且作为资金融通机制，降低了商业银行对央行资金融通的依赖程度。也有学者认为，同业业务扩张增强了价格型货币政策工具的影响(伍弋和何伟, 2014)，因为商业银行同业负债与资产的快速增长必须借助同业市场交易，这提高了商业银行

对同业市场利率的敏感性。邵汉华等(2015)则发现,随着同业资产(负债)在总资产(总负债)中比重的逐步提高,银行信贷投放对货币政策变动的敏感性降低,说明同业业务扩张弱化了货币政策的信贷传导能力。邵汉华等(2015)还发现,国有银行的对冲效应比股份制银行和城商行要弱,这与国有银行同业业务激进度较低有关。现有文献大多考察了同业业务“规模”扩张对货币政策传导的影响,但有关同业资产负债“结构”变化的作用效应研究却相对较少。

#### 四、理论分析与研究假设

本文重点探讨同业杠杆率对银行信贷风险的影响效应及传导路径。现有文献主要关注了利率市场化改革(翟敏和吴胜,2015)、收入多元化水平(满媛媛,2016)、商业银行与企业杠杆联动(古昕等,2017)、监管压力(蒋海和杨利,2017)等因素对银行信贷风险的影响,而较少关注同业杠杆率的冲击作用及机制。关于同业业务扩张的经济后果,现有文献主要考察了银行流动性风险(郭晔等,2018)、流动性风险传染(吴卫星等,2016)、货币政策传导(潘彬等,2018)以及经济波动(王倩和赵铮,2018),而鲜有针对银行信贷风险的研究。本文试图拓展上述两方面的文献。

##### (一)同业杠杆率对银行信贷风险的影响

同业杠杆率攀升的本质是同业影子信贷扩张,而影子信贷扩张主要从以下四个渠道影响银行信贷风险:第一,融资结构传导渠道:影子信贷扩张→债务增速上升→投机性融资占主导→信贷风险上升。影子信贷投放的最初动机是规避存贷比、信贷规模等监管约束,具有“助推”企业债务增速的作用。在影子信贷的助推下,如果企业融资活动超出其未来偿付能力范围,即从“对冲性融资”变为“投机性融资”,则经济不稳定性增加,银行信贷风险上升。

第二,投资效率传导渠道:影子信贷扩张→投资激励增强→产能过剩→资金回笼变慢→过度负债→信贷风险上升。银行影子信贷扩张会“助推”企业乐观情绪,从而形成“过度投资”。过度投资下的商品生产无法被现实购买力所吸收,从而形成产能过剩。产能过剩会增大企业的资金回笼压力,导致内部现金流短缺,从而不得不更多地依赖于银行贷款(于博和Tian,2018)。于是,企业陷入“过度投资→过度融资”的内生循环,而当过度负债超过某一临界点后,企业对外生冲击或政策紧缩会变得特别敏感。此时,任何一个微小的经济下行波动都可能引发巨大的企业偿债压力,甚至迫使企业破产,这一过程无疑会加剧银行信贷风险。

第三,监管规避传导渠道:影子信贷扩张→承接自有贷款→对冲监管约束→延缓信贷出清→信贷风险上升。影子信贷通过监管套利科目可以弱化监管约束。例如,将一般性贷款以同业投资科目承接,底层再以信托收益权回购的方式实现间接放贷。从表面上看,这种操作将传统信贷下的风险转移到影子信贷,并不会增加传统信贷风险。但这一过程延缓了信贷出清,加之过桥贷款成本通常较高,所以监管套利过程增加了整个信贷市场的风险。

第四,风险承担传导渠道:影子信贷扩张→价格双轨制→利率定价偏低→银行风险承担增加→信贷风险上升。影子信贷在对接底层资产过程中,一般需要通过(多层)产品嵌套来实现。这导致影子信贷的获取成本通常较高,也意味着影子信贷与一般性贷款在价格上形成了一种双轨制结构。价格双轨制减缓了一般性贷款的利率市场化进程,表现为其定价远远低于影子信贷。这会压低存款市场的定价甚至整个金融市场的利率水平,而较低的利率水平会增加抵押物真实价值,提升银行风险承担意愿,诱发信贷风险。

影子信贷过度扩张会“助推”传统信贷风险,但其适度供给很可能在推动投资和经济增长方面具有积极意义。这是因为影子信贷是传统信贷的有益补充,其成因不仅与银行业竞争和逐利

有关,更与我国金融市场尚不完善、企业普遍面临融资约束有关。影子信贷的适度投放能够降低因企业资金循环不畅以及外部融资摩擦而导致的流动性风险,对于防范企业流动性危机具有积极意义。同时,影子信贷投放有助于企业抓住投资机会,促进实体企业成长,从而提高债务偿付能力,降低信用风险。基于上述分析,本文提出以下假设:

假设 1: 随着同业杠杆率的攀升,银行传统信贷风险呈现先下降而后上升的变化趋势。

## (二) 同业杠杆率影响银行信贷风险的“规模”异质性

本文首先分析不考虑同业存单时同业杠杆率对不同规模的银行信贷风险的异质性影响。这种异质性产生的原因在于不同规模的银行扩张影子信贷的动机和依赖程度不同。究竟哪类银行扩张同业影子信贷的动机更强?本文预期如下:

1. 股份制银行(大型银行)借助同业渠道扩张影子信贷的动机较强,其信贷风险受同业杠杆率影响较大

股份制银行同业影子信贷扩张动机较强,因为其存在较大的存款市场竞争压力和规模扩张压力,而且由于产品创新能力和风险偏好较强,其逐利动机也较强。为了同时实现“扩规模”和“升利润”的目标,股份制银行更会借助同业负债获取廉价资金,并通过同业投资对接“非标”类影子资产。上述预期得到了一定的数据支持:第一,从同业负债扩张意愿看,股份制银行同业负债占总负债的比例最高。以 2014 年为例,除了招商银行和中信银行外,其他股份制银行同业负债占比均在 20% 以上,而兴业银行更是高达 34.93%。相比而言,城商行的平均占比在 15% 左右,农商行则低于 10%。股份制银行同业负债占比高的原因在于,采用以资产定负债的“高进高出”战略,其吸存能力有限导致一般性存款稀缺,而同业资产配置相对主动、创新能力强,但同业资产大规模扩张所带来的流动性缺口亟待通过扩张同业负债来弥补。第二,从同业资产配置的风险偏好看,股份制银行的风险偏好远远强于国有银行和中小银行。以 2014 年为例,从同业资产占比看,主要用于对接非标的“买入返售”资产占比在不同银行间存在较大差异。平安银行非标资产占同业资产的比例最高,为 42.89%,兴业银行和招商银行也分别达到 37.41% 和 21.03%,而国有五大行则均低于 10%,上市的城商行与农商行平均占比分别为 12.83% 和 14.56%。“买入返售”以外的同业资产占比在不同银行间的差异并不大。从资产收益率看,同业资产收益率在 5% 以上的银行有 6 家,且全部为股份制银行。其中,兴业银行同业资产收益率最高(6.1%),其次为光大银行(5.42%)和平安银行(5.38%)。收益率在 5% 以下的包括国有五大行以及浦发银行和中信银行,这 7 家银行同业资产占总资产的比例均低于 10%,中国建设银行仅为 4.71%。收益率较高的兴业银行同业资产占比为 19.62%,中国光大银行为 16.80%,中国民生银行为 23.11%。

2. 国有五大行(超大型银行)以及城商行与农商行(中小型银行)扩张影子信贷的动机和风险资产配置偏好较弱,其信贷风险受同业杠杆率影响较小(甚至两者负相关)

第一,国有五大行具有较强的吸存能力,因而规模扩张对同业负债的依赖程度较低。较为充足的存款也使国有银行受利率市场化影响较小,其逐利动机较弱。在衔接同业影子资产方面,国有五大行会表现出扩张动机与风险偏好较弱的特征。从数据看,在本文样本中,国有五大行同业负债扩张的激进程度最低。国有五大行、股份制银行和城商行三项传统同业负债总额占总资产比重的近三年均值分别为 0.1320、0.2246 和 0.1695。

第二,城商行和农商行扩张同业负债既非完全出于流动性管理动机,也非完全出于监管套利动机,而是为了缓解吸存能力有限和市场竞争加剧“双重”压力下的规模扩张不足。其同业业务扩张的目的是“规模扩张”,而非“资本逐利”。因此,中小银行通过影子信贷对接非标的程度



大大低于股份制银行，其扩张规模的路径主要是以借同业负债来对接同业理财（底层资产主要是国债等标准化债权，而非信托收益权等非标债权）。由于两者利差很小，且这一过程并不衍生影子信贷，因此中小银行的传统信贷受上述过程影响较小。本文预期中小银行传统信贷风险对同业杠杆率不太敏感。基于上述分析，本文提出以下假设：

假设 2：同业杠杆率对信贷风险的影响因银行规模不同而存在差异：对于国有五大行、城商行和农商行，同业杠杆率攀升有助于缓解信贷风险；而对于股份制商业银行，随着同业杠杆率的攀升，信贷风险增加。

### （三）引入同业存单后同业监管套利对银行信贷风险的影响

2013 年 12 月，中国人民银行发布《同业存单管理暂行办法》。2014—2017 年，同业存单发行出现井喷式上涨。从规模上看，全市场同业存单余额在 2014 年末升至 5 995 亿元，2018 年末则进一步攀升至 9.88 万亿元。从结构上看，截至 2018 年末，同业存单余额中占比最高的为城商行（45.94%），其次为股份制银行（35.68%），再次为农商行（9.82%），而国有银行仅占 7.82%。

从到期压力看（见图 1），股份制银行最大，其他依次为城商行、农商行和国有五大行。这说明从流动性管理角度看，股份制银行的压力最大。股份制银行和城商行在同业存单发行上明显比较激进，这引发了一个思考：若将同业存单纳入同业负债范畴，则中小银行在同业存单发行上的激进表现是否会改变其同业扩张的风险属性？

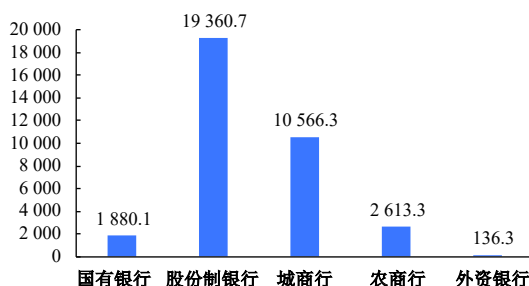


图 1 2018 年 1 月 1 日至 5 月 31 日同业存单（期限三个月）到期量（单位：亿元）

考虑到中小银行的吸存能力较弱，本文预期同业存单发行主要改善其同业扩张能力。在考虑同业存单的新口径下，<sup>①</sup>城商行和农商行的同业监管套利水平将被更准确地刻画，同业影子信贷对其信贷风险的影响将由负转正。换言之，在新口径下，除了大型国有银行外，同业杠杆率攀升会加剧股份制银行、城商行和农商行的信贷风险。<sup>②</sup>基于上述分析，本文提出以下假设：

假设 3：将同业存单纳入同业负债，重新度量监管套利水平后，除了大型国有银行外，同业杠杆率攀升会加剧股份制银行、城商行和农商行的信贷风险。

### （四）同业杠杆率攀升对货币政策信贷传导的抑制效应

金融危机以来，实体经济增速放缓，脱实向虚现象明显。为了缓解实体经济复苏压力，央行货币政策基本上保持了宽松态势。但尽管如此，资金在金融领域空转情况仍没有得到扭转，实体

<sup>①</sup> 发行同业存单在资产负债表中主要计入应付债券，所以同业负债的统计口径增加了应付债券。

<sup>②</sup> 中国人民银行在《2017 年第二季度货币政策执行报告》中规定，将 5 千亿元以上资产规模的银行发行的一年期内同业存单纳入同业负债占比口径。在这一宏观审慎评估策略的影响下，商业银行同业存单净融资额在 2016 年增长达到 3.3 万亿元后，2017 年末迅速回落到 1.57 万亿元，同业存单的大幅波动对金融市场和实体经济产生了重要影响。2018 年以来，信用违约事件频发，股权质押爆仓频现，市场开始反思强监管背后的逻辑是否充分。若将同业存单纳入计算口径后，同业杠杆率对信贷风险的影响与不纳入时发生显著变化，且同业杠杆率攀升导致中小银行信贷风险上升，则说明同业存单扩张加剧了中小银行的信用风险。这意味着 MPB 强监管对于防范中小银行信用风险具有积极意义。

经济信贷投放依然不足。这意味着央行货币政策向实体经济的传导并不通畅,存在一定的传导“失灵”现象。企业流动性既可以来自一般性贷款,也可以来自影子信贷。当常规贷款出现传导不畅时,由同业负债派生的同业影子信贷在流动性宽松时期是否会激增?这是否会抑制宽松货币政策对一般性贷款的刺激作用?同时,同业影子信贷在紧缩时期是否又会收缩避险,如以传统信贷方式回表,从而弱化紧缩政策对传统信贷的抑制作用?

有研究发现,商业银行会利用影子银行或同业业务来对冲紧缩货币政策对传统信贷的冲击(潘海英和向鹏超,2017)。在货币政策宽松时期,银行手中的资金更充裕,一般性贷款和影子信贷都是企业资金来源。商业银行很可能在增加一般性贷款的同时,同步增加影子信贷投放,从而形成资金分流。而这一分流效应会抑制货币政策向常规贷款的传导。同时,影子信贷投放越大,这种抑制效应就越强。而在货币政策紧缩时期,影子信贷收缩又会弱化政策的紧缩效果。基于上述分析,本文提出以下假设:

假设4: 商业银行同业杠杆率攀升会抑制货币政策的信贷传导。

## 五、模型设定

### (一) 同业杠杆率影响银行信用风险的检验模型

$$Risk_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Interlev_{i,t-1} + \beta_2 Interlev_{i,t-1}^2 + \beta_3 Diverse_{i,t-1} + \beta_4 Spreads_{i,t-1} + \beta_5 PC_{i,t-1} + \beta_6 CAR_{i,t-1} + \beta_7 LIQR_{i,t-1} + \beta_8 Size_{i,t-1} + \beta_9 GDP_t + \beta_{10} Shibor_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

模型(1)中  $Risk_{i,t}$  表示当期银行信用风险。参考 Demirgüç-Kunt 和 Huizinga(1999)以及 Dinger 和 von Hagen(2009)的研究,本文以贷款减值准备占全部贷款的比重( $LLR$ )来衡量商业银行信用风险。采用  $LLR$  来度量银行信用风险的优势在于:第一,与  $NPL$  相比, $LLR$  更能准确反映银行的风险水平。这是因为,不良贷款的下降和贷款余额的增加都会引起  $NPL$  的下降,而后者显然并不真正说明风险降低。第二,从公司治理视角看,Bouvatier 等(2014)指出银行在计提贷款损失准备时会预估贷款损失率,收入水平过高时会增加  $LLR$ ,收入水平过低时则会减小  $LLR$ 。因此, $LLR$  比其他会计指标更能准确反映银行真实的运营状况,包括风险和收益,也更能反映银行的风险承担意愿。 $Interlev_{i,t-1}$  表示滞后一期的同业杠杆率,同业杠杆率=(卖出回购金融资产-拆入资金-同业或其他金融机构存入款项)/(同业拆出+存放同业或其他金融机构款项+买入返售金融资产),衡量商业银行以同业负债作为资金来源实施监管套利的水平。控制变量包括: $Diverse_{i,t-1}$  表示期初银行多元化水平,以非利息收入占总收入的比重来度量,控制银行多元化经营对风险的影响; $Spreads_{i,t-1}$  表示期初净利差,控制商业银行在传统业务上的盈利能力对风险的影响,等于“总利息收入/生息资产期初期末均值-总利息支出/付息负债期初期末均值”; $CAR_{i,t-1}$  表示滞后一期的资本充足率; $PC_{i,t-1}$  表示滞后一期的拨备覆盖率; $LIQR_{i,t-1}$  表示滞后一期的流动性比率; $Size_{i,t-1}$  表示银行规模,以滞后一期的总资产自然对数来度量; $GDP_t$  表示经济增长水平,以  $GDP$  增速来度量,控制宏观经济增长对银行业风险的影响; $Shibor_t$  表示同业拆借市场价格波动,以1年期上海银行间同业拆借利率的年度均值来度量。

本文将同时采用  $OLS$  估计和  $IV/2SLS$  估计。在  $OLS$  估计下,各自变量按文献规范进行滞后一期处理,因而在一定程度上缓解了内生性问题。 $IV/2SLS$  估计需要处理核心观测变量  $Interlev_{i,t-1}$  的内生性问题,因为即使在面板回归中进行滞后一期处理,其与信贷风险( $Risk$ )之间仍可能存在双向因果关系。本文选取了以下工具变量:第一,滞后两期的同业杠杆率及其平方项。第二,鉴于《关于规范金融机构同业业务的通知》有效扼制了以“买入返售”承接信托受益权类型的监管套利交易,本文将这一政策冲击( $GP$ )设置为工具变量。若样本所在年度为2014-2015年,则

$GP$  取值为 1, 否则为 0。第三, 同业业务扩张程度与银行流动性需求紧密相关(潘彬等, 2018), 而货币政策(尤其是货币供应量)的松紧程度直接关系到银行流动性水平, 所以本文将  $M2$  增速 ( $M2R$ ) 作为工具变量。<sup>①</sup> 第四, 与  $M2$  增速类似, “4 万亿”刺激政策 ( $ESP$ ) 也影响宏观流动性, 本文将其也作为工具变量。若样本处在 2009—2010 年, 则  $ESP$  取值为 1, 否则为 0。

(二) 同业杠杆率影响商业银行信用风险的“规模”异质性检验模型

$$Risk_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Interlev_{i,t} \times I(Size_{i,t} \leq \gamma_1) + \beta_2 Interlev_{i,t} \times I(\gamma_1 < Size_{i,t} \leq \gamma_2) + \beta_3 Interlev_{i,t} \times I(Size_{i,t} > \gamma_2) + \sum Controls + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

模型(2)采用面板门限模型来检验同业杠杆率是否对不同规模银行的信用风险存在差异化影响。其中, 解释变量为  $Interlev_{i,t}$ , 门槛变量为  $Size_{i,t}$ 。  $I$  为示性函数, 刻画在不同门限区间内, 同业杠杆率对银行信用风险的异质性影响。模型中控制了与商业银行经营相关的指标(如多元化水平  $Diverse_{i,t}$  和净利差  $Spreads_{i,t}$ ) 以及宏观经济指标(如  $GDP_t$  和  $Shibor_t$ )。在检验假设 2 时,  $Interlev_{i,t}$  的计算方式与模型(1)相同; 而在检验假设 3 时, 计算  $Interlev_{i,t}$  需要在同业负债中加入同业存单。

(三) 同业杠杆率攀升抑制货币政策信贷传导的检验模型

$$Loan_{i,t} (LoanGr_{i,t}) = \beta_0 + \beta_1 Interlev_{i,t-1} + \beta_2 M2R_{t-1} + \beta_3 Interlev_{i,t-1} \times M2R_{t-1} + \beta_4 Diverse_{i,t-1} + \beta_5 Spreads_{i,t-1} + \beta_6 PC_{i,t-1} + \beta_7 CAR_{i,t-1} + \beta_8 LIQR_{i,t-1} + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

模型(3)检验同业杠杆率是否会抑制货币政策的信贷传导。其中,  $Loan$  表示传统信贷投放占商业银行总资产的比重,  $LoanGr$  表示传统信贷投放的年度增速。  $M2R$  表示  $M2$  的年度同比增速, 反映货币政策宽松程度。交叉项  $Interlev \times M2R$  刻画商业银行同业监管套利对货币政策信贷传导的抑制效应。当货币政策较宽松 ( $M2$  增速较快) 时, 商业银行手中的资金比较充裕, 从而一般性贷款投放较多。因此, 本文预期  $\beta_2$  为正。另外, 影子信贷也是企业的资金来源, 商业银行在增加一般性贷款的同时, 也会同步增加影子信贷投放, 从而形成资金分流。而这一分流效应会抑制货币政策向常规贷款的传导, 且影子信贷投放越大, 这种抑制效应就越强。而当货币政策收紧时, 商业银行的流动性水平下降。为了缓解流动性风险, 商业银行通常会减少资产端信用投放。由于同业负债的期限通常较短, 银行会优先收缩同业影子信贷, 缓解传统信贷下降, 从而弱化货币政策的紧缩效果。因此, 同业杠杆率攀升对货币政策的信贷传导会产生抑制效应, 本文预期  $\beta_3$  为负。

## 六、样本选择与变量定义

(一) 样本选择

本文数据来自 Wind 数据库和中国人民银行宏观金融月度报告, 研究期间为 2008—2017 年。本文对样本做了以下处理: 第一步, 剔除核心观测变量(如  $Risk$  和  $Interlev$ ) 的有效观测年度少于 5 年的银行; 第二步, 若银行在样本期内缺失“单一”年度的观测值, 则以临近年度的数值进行填充; 第三步, 剔除有效样本年度(参与回归的样本年度)仍少于 7 年的银行。经过上述处理后, 我们最终得到 1 026 个有效观测值。<sup>②</sup>

<sup>①</sup> 郭晔等(2018)指出, 央行货币政策调控大多依赖数量型工具而非价格型工具, 所以本文选取了  $M2$  增速。

<sup>②</sup> 部分城商行和农商行在 2008—2010 年未上市, 为了保证 107 家银行在 2011—2017 年的观测样本为平衡面板数据(满足面板门限回归), 我们剔除了经数据填充后有效样本年度不足 7 年的银行。最终样本包括国有五大行 50 个、13 家股份制银行 128 个、55 家城商行 548 个以及 34 家农商行 300 个观测值。



(二)变量定义

本文变量定义见表2。

表2 变量定义

类型	符号	含义	计算方法
银行变量	<i>Risk</i>	银行信用风险	贷款减值准备/贷款总额×100%
	<i>Interlev</i>	同业杠杆率	(卖出回购金融资产+拆入资金+同业或其他金融机构存入款项)/(同业拆出+存放同业或其他金融机构款项+买入返售金融资产)
	<i>Interlev<sup>NCD</sup></i>	引入同业存单后的同业杠杆率	(卖出回购金融资产+拆入资金+同业或其他金融机构存入款项+应付债券)/(同业拆出+存放同业或其他金融机构款项+买入返售金融资产)
	<i>Spreads</i>	传统业务盈利能力	净利差=总利息收入/生息资产期初期末均值-总利息支出/付息负债期初期末均值
	<i>Diverse</i>	多元化经营水平	非利息收入占比=非利息收入/总收入×100%
	<i>PC</i>	拨备覆盖率	(一般准备+专项准备+特种准备)/(次级类贷款+可疑类贷款+损失类贷款)×100%
	<i>LIQR</i>	流动性比率	流动性资产/流动性负债×100%
	<i>CAR</i>	资本充足率	资本净额/风险加权资产期末总额×100%
	<i>Size</i>	银行规模	上一年总资产的自然对数
	<i>Loan</i>	商业银行贷款规模	一般性贷款/总资产
	<i>LoanGr</i>	贷款规模增速	(当年贷款规模-上一年贷款规模)/上一年贷款规模
	<i>M2R</i>	货币政策调控	M2年度同比增速
宏观经济变量	<i>GDP</i>	宏观经济增长	GDP年度增速
	<i>Shibor</i>	同业拆借市场价格波动	1年期上海银行间同业拆借利率的年度均值

(三)描述性统计

表3结果显示, *Risk* 的均值为 4.47%, 有 10% 的样本在 9.01% 以上。 *Interlev* 的均值为 1.61, 即同业杠杆率平均水平为 1.61 倍, 有 10% 的样本在 3.27 倍以上, 说明同业负债扩张存在局部过热特征。

表3 主要变量描述性统计

变量	观测值	均值	中位数	25%分位数	75%分位数	90%分位数	标准差
<i>Risk</i>	1 026	4.47	3.44	2.59	5.42	9.01	2.85
<i>Interlev</i>	1 026	1.61	1.06	0.54	1.78	3.27	2.14
<i>Interlev<sup>NCD</sup></i>	1 026	2.12	1.21	0.61	2.27	4.78	3.11
<i>Diverse</i>	1 026	18.81	14.70	7.41	24.79	38.96	16.03
<i>Spreads</i>	1 026	4.67	3.40	2.56	6.19	9.83	3.10
<i>CAR</i>	1 005	13.08	12.69	11.59	14.09	15.83	2.33
<i>PC</i>	1 008	272.38	222.34	172.80	306.64	431.08	182.86
<i>LIQR</i>	921	51.87	48.71	41.59	59.16	70.64	15.04
<i>Size</i>	1 026	11.73	11.40	10.44	12.68	14.53	1.84

七、实证结果分析

(一)同业杠杆率与银行传统信贷风险

表4结果显示, 无论是否加入银行财务层面的3个风险指标 *CAR*、*PC* 和 *LIQR*, 滞后一期同业杠杆率 ( $Interlev_{i,t-1}$ ) 的一次项系数均显著为负, 二次项系数均显著为正。这表明随着同业杠杆率的攀升, 银行传统信贷风险呈现先下降而后上升的变化趋势, 假设1得到验证。

表 4 同业监管套利与商业银行信用风险

因变量: $Risk_{i,t}$	(1) OLS 估计	(2) OLS 估计	(3) IV/2SLS 估计	(4) IV/2SLS 估计
$Interlev_{i,t-1}$	-0.3071*** (-2.68)	-0.3818*** (-3.16)	-0.5839*** (-2.83)	-0.6230*** (-2.80)
$Interlev_{i,t-1}^2$	0.0202** (1.96)	0.0252** (2.37)	0.0407** (2.48)	0.0427** (2.42)
$Diverse_{i,t-1}$	0.0140*** (2.58)	0.0161*** (2.79)	0.0162*** (2.76)	0.0184*** (2.94)
$Spreads_{i,t-1}$	0.5102*** (13.49)	0.5082*** (13.49)	0.5363*** (12.453)	0.5354*** (12.50)
$Size_{i,t-1}$	0.2510*** (4.40)	0.2174*** (3.50)	0.2892*** (4.17)	0.2143*** (2.94)
$GDP_t$	-0.0401 (-0.51)	-0.0474 (-0.57)	-12.0897*** (-2.75)	-12.7509*** (-2.72)
$Shibor_t$	0.2308*** (2.63)	0.3574*** (4.11)	2.2872*** (2.57)	2.4447*** (2.57)
$PC_{i,t-1}$		-0.0021*** (-6.45)		-0.0020*** (-5.72)
$CAR_{i,t-1}$		-0.0011 (-0.04)		0.0184 (-0.52)
$LIQR_{i,t-1}$		-0.0096 (-1.61)		-0.0115* (-1.69)
$Cons$	-1.8469* (-1.77)	-0.8198 (-0.62)	73.7629*** (2.73)	79.8649*** (2.77)
Hansen J 统计值 (P 值)			0.447 (0.5039)	0.322 (0.5704)
K-P LM 统计值			117.025***	103.977***
K-P Wald F 统计值			115.968***	100.084***
Adj. R <sup>2</sup>	0.4442	0.4438	0.4471	0.4309
F 值	37.96***	31.53***	38.29***	28.72***
观测值	919	822	812	730

注: 列(1)和列(2)括号内为经异方差稳健标准误调整后的  $t$  值, 列(3)和列(4)则为经异方差稳健标准误调整后的  $z$  值。IV/2SLS 估计中  $Interlev_{i,t-1}$  的工具变量包括  $Interlev_{i,t-2}$ 、 $Interlev_{i,t-2}^2$ 、 $M2R$ 、 $ESP$  和  $GP$ 。Hansen J 统计量、K-P LM 统计量和 K-P Wald F 统计量分别检验是否存在识别不足、弱识别和过度识别问题。\*、\*\*和\*\*\*分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平。

## (二) 同业监管套利影响商业银行信用风险的“规模”异质性

表 5 中列(1)结果显示, 当计算同业杠杆率不考虑同业存单时, 存在银行规模门槛  $\gamma_1$ , 当银行规模小于  $\gamma_1$  时, 同业杠杆率对银行风险的影响为负(-0.0559); 银行规模超过  $\gamma_1$  后, 同业杠杆率对银行风险的影响变为正(0.1898); 而银行规模进一步上升并超过  $\gamma_2$  后, 同业杠杆率对银行风险的影响再次为负(-1.7006)。这表明同业杠杆率对信用风险的影响因银行规模不同而存在差异: 对于超大型与中小型银行(国有五大行、城商行和农商行), 同业杠杆率攀升有助于缓解信用风险; 而对于大型银行(股份制银行), 随着同业杠杆率的攀升, 信用风险增加。假设 2 得到验证。列(2)结果显示, 将同业存单纳入同业负债统计口径后, 同业杠杆率对信用风险的影响从传统口径下的双门槛效应变为单门槛效应。除了超大型银行外, 同业杠杆率对其他类型银行(股份制银行、城商行和农商行)信用风险的影响均为正。这表明, 将同业存单纳入同业负债计算口径后, 中小

型银行(城商行和农商行)同业杠杆率攀升会带来较高的风险。假设3得到验证。因此,将同业存单纳入同业负债占比的宏观审慎评估策略对于识别中小银行风险具有重要意义。

表5 同业监管套利影响银行信用风险的“规模”异质性

未引入同业存单		引入同业存单	
因变量: $Risk_{i,t}$	(1)	因变量: $Risk_{i,t}$	(2)
$Interlev_{i,t} \times I(Size_{i,t} \leq \gamma_1)$	-0.0559 (-1.15)	$Interlev_{i,t}^{NCD} \times I(Size_{i,t} \leq \gamma_1)$	0.0553*** (2.78)
$Interlev_{i,t} \times I(\gamma_1 < Size_{i,t} \leq \gamma_2)$	0.1898*** (4.10)	$Interlev_{i,t}^{NCD} \times I(\gamma_1 > Size_{i,t})$	-1.6803*** (-6.77)
$Interlev_{i,t} \times I(\gamma_2 > Size_{i,t})$	-1.7006*** (-4.02)		
$Diverse_{i,t}$	0.0096** (2.20)	$Diverse_{i,t}$	0.0125*** (3.34)
$Spreads_{i,t}$	0.3748*** (11.63)	$Spreads_{i,t}$	0.3327*** (10.41)
$GDP_t$	-0.2322*** (-3.56)	$GDP_t$	-0.3675*** (-9.49)
$Shibor_t$	-0.3572*** (-2.74)	$Shibor_t$	-0.0568 (-1.06)
$Cons$	6.1595*** (10.19)	$Cons$	5.9246*** (12.26)
$\gamma_1$	12.438	$\gamma_1$	16.399
95% 置信区间	[11.982, 13.660]	95% 置信区间	[16.399, 16.453]
$\gamma_2$	16.399		
95% 置信区间	[16.324, 16.494]		
单门槛 $F$ 值	40.995***	单门槛 $F$ 值	55.494***
双门槛 $F$ 值	20.354***	双门槛 $F$ 值	12.779
固定效应	控制	固定效应	控制
$within R^2$	0.2726	$within R^2$	0.2651
固定效应显著性 $F$ 检验	9.72***	固定效应显著性 $F$ 检验	11.65***
模型整体显著性 $F$ 检验	35.84***	模型整体显著性 $F$ 检验	54.88***

注:为了保证平衡面板,回归年度为2011—2017年。括号内为  $t$  值,\*、\*\*和\*\*\*分别表示10%、5%和1%的显著性水平。

上述面板门槛回归结果揭示出怎样的异质性特征呢?表6给出了本文样本中不同类型商业银行的规模( $Size$ )分布特征,以刻画上述规模门槛的经济内涵。

表6 不同类型商业银行规模

年份	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
国有银行	15.466	15.650	15.872	16.023	16.156	16.265	16.345	16.410	16.467	16.499
股份制银行	12.877	13.149	13.602	13.861	14.112	14.360	14.512	14.666	14.841	15.001
城商行	10.224	10.405	10.717	11.071	11.316	11.540	11.724	11.894	12.094	12.301
农商行	10.252	10.161	10.309	10.338	10.496	10.666	10.842	11.006	11.177	11.339

表6结果显示,农商行的规模均值基本处于区间[10.3, 11.3],城商行基本处于区间[10.2, 12.3],股份制银行处于区间[12.8, 15],国有银行处于区间[15.5, 16.5]。结合表5结果可知,双门槛

下的三个规模区间分别对应了中小型银行(城商行和农商行)、大型银行(股份制银行)和超大型银行(国有五大行)。这一规模分布与表 5 结果相结合所揭示的信息是,国有五大行同业杠杆率攀升对信贷风险的影响基本为负,股份制银行则为正,而城商行和农商行为负但不显著。

为什么列(1)中银行规模小于  $\gamma_1$  时的负向影响不显著?规模小于  $\gamma_1$  的样本主要是城商行和农商行,本文认为农商行的同业杠杆率较低,其同业负债扩张在支持资产增长、实现规模经济效益以及降低风险方面的作用尚不能充分显现,即“小规模区间”内影响不显著主要是受到农商行业务特征的扰动。为了验证这一判断,本文对大型银行、农商行和城商行的同业杠杆率进行了方差分析。表 7 结果显示,农商行的同业杠杆率显著低于城商行,且只有农商行显著低于大型银行,城商行与大型银行并没有显著差异。这表明在“小规模区间”内,同业杠杆率对信贷风险的影响不显著主要是由农商行引起的,城商行的同业杠杆率对信贷风险的影响很可能显著为负。

表 7 “小规模区间”内同业杠杆率的方差分析

	同业杠杆率								
	城商行	农商行	T 检验	大型银行	城商行	T 检验	大型银行	农商行	T 检验
2008—2014 年	1.4434	0.6306	-0.8128***	1.3074	1.4434	-0.1360	1.3074	0.6306	0.6768***
2015—2017 年	2.8503	1.5469	-1.3034***	3.4475	2.8503	0.5972	3.4475	1.5469	1.9006***
2008—2017 年	1.8670	0.9421	-0.9249***	1.9567	1.8670	0.0896	1.9567	0.9421	1.0145***

注:表中的大型银行包括国有五大行和股份制银行。\*、\*\*和\*\*\*分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平。

本文区分银行类型进行了分组检验。表 8 中列(1)—列(4)结果显示,当未引入同业存单时,农商行同业杠杆率对信贷风险的影响并不显著,但城商行显著为负。这表明在“小规模区间”内,之所以同业杠杆率对信贷风险的影响较弱,主要是因为受到农商行样本的扰动,当剔除农商行而单独检验城商行时,上述影响显著为负。另外,股份制银行和国有五大行的分组回归结果与上文面板门限回归结果一致。列(5)—列(8)结果显示,将同业存单纳入同业负债统计口径后,城商行的结果从传统口径下的负向影响变为正向影响,农商行则由不显著变为正向影响。这表明同业存单扩张加剧了中小银行的传统信贷风险。这与近 3 年中小银行大力借助“同业存单→同业理财→委外投资”这一监管套利模式实现“扩规模”的现实特征相吻合,也表明宏观审慎监管调整同业负债占比口径对于识别和防范中小银行风险具有积极意义。

表 8 同业监管套利影响银行信用风险的分组检验

因变量: $Risk_{i,t}$	未引入同业存单				引入同业存单			
	(1)农商行	(2)城商行	(3)股份制银行	(4)国有五大行	(5)农商行	(6)城商行	(7)股份制银行	(8)国有五大行
$Interlev_{i,t-1}$	0.9346 (0.39)	-0.0340*** (-3.36)	0.0920* (1.71)	-3.0207** (-2.01)	0.7294*** (2.65)	0.2812** (2.13)	0.0956** (1.99)	-6.1125** (-2.29)
$Diverse_{i,t-1}$	0.0297* (1.84)	0.0143* (1.71)	0.0118 (0.58)	0.1715* (1.68)	0.0187 (1.19)	-0.0112 (-1.06)	0.0105 (0.53)	0.5985* (1.75)
$Spreads_{i,t-1}$	-0.0512 (-0.35)	0.2809*** (2.60)	0.3362* (1.67)	0.0701 (0.41)	-0.0965 (-0.67)	0.1215 (0.93)	0.5222** (2.09)	0.8496 (1.06)
$GDP_t$	-0.0593 (-0.50)	-0.3079*** (-6.30)	-0.4996*** (-4.54)	0.7621*** (3.46)	0.0644 (0.55)	-0.0680 (-0.91)	-0.3951** (-2.11)	2.1656** (2.44)
$Shibor_t$	0.0236 (0.15)	-0.0362 (-0.34)	-0.1461 (-0.75)	0.0315 (0.0315)	-0.3377 (-1.60)	-0.5046*** (-3.45)	-0.1854 (-0.68)	-1.9247 (-1.62)
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制

续表 8 同业监管套利影响银行信用风险的分组检验

因变量: $Risk_{i,t}$	未引入同业存单				引入同业存单			
	(1)农商行	(2)城商行	(3)股份制银行	(4)国有五大行	(5)农商行	(6)城商行	(7)股份制银行	(8)国有五大行
Hansen J 值	5.404	7.181*	5.649	7.58*	1.633	8.079	5.855	3.405
(P 值)	(0.1445)	(0.0663)	(0.1300)	(0.0555)	(0.6519)	(0.0444)	(0.1189)	(0.3333)
观测值	232	438	102	40	215	384	90	35

注:估计方法为 IV/GMM 两步法。在未引入同业存单的回归中,  $Interlev_{i,t-1}$  的工具变量包括  $Interlev_{i,t-2}$ 、 $M2R$  和  $GP$ ; 同时,增加同业存单扩容虚拟变量  $NCD$ ,若样本年度属于 2015—2017 年,则  $NCD$  取值为 1,否则为 0。同业存单在 2011 年之前发行量极少,所以回归年度设定为 2011—2017 年。\*、\*\*和\*\*\*分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平。

(三)同业杠杆率攀升对货币政策信贷传导的抑制效应

表 9 结果显示,  $M2R_{t-1}$  的系数显著为正,说明货币政策越宽松( $M2$  增速越快),一般性贷款投放越多,与常识相符;  $Interlev_{i,t-1} \times M2R_{t-1}$  的系数显著为负,说明同业影子信贷扩张抑制了货币政策的信贷传导。由于同业负债的平均期限通常短于一般性存款,监管套利交易的期限错配风险(流动性风险)更高,因此当货币政策收紧时,商业银行会优先缩减影子信贷以缓解期限错配、释放流动性,而这会弱化紧缩性货币政策对传统信贷的影响。可见,同业影子信贷扩张会抑制货币政策的信贷传导。假设 4 得到验证。

表 9 监管套利对货币政策信贷传导的抑制效应检验

	因变量: 贷款水平( $Loan_{i,t}$ )			因变量: 贷款增速( $LoanGr_{i,t}$ )		
	FE 估计	RE 估计	D-K 标准误	FE 估计	RE 估计	D-K 标准误
$Interlev_{i,t-1}$	0.0000 (1.14)	0.0000 (1.28)	0.0000 (2.10)	0.0474*** (3.13)	0.0421*** (2.81)	0.0474** (3.73)
$M2R_{t-1}$	0.3805*** (2.76)	0.3792*** (2.75)	0.3805 (1.46)	1.7389*** (5.82)	1.7263*** (5.77)	0.3801** (3.65)
$Interlev_{i,t-1} \times M2R_{t-1}$	-0.0240** (-2.39)	-0.0298*** (-3.01)	-0.5378** (-3.16)	-0.3927*** (-3.14)	-0.3311*** (-2.69)	-0.3927** (-3.66)
$Diverse_{i,t-1}$	-0.0008*** (-4.48)	-0.0007*** (-4.29)	-0.0008*** (6.01)	0.0002 (0.64)	0.0002 (0.72)	0.0002* (2.14)
$Spreads_{i,t-1}$	-0.0046*** (-3.23)	-0.0032** (-2.53)	-0.0046*** (-3.80)	0.0084*** (3.53)	0.0027* (1.82)	0.0016*** (7.26)
Cons	0.4385*** (20.99)	0.4319*** (19.79)	-0.4385*** (-16.98)	-0.1058** (-2.53)	-0.0808** (-2.00)	-0.1058 (-1.43)
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
within $R^2$	0.1211	0.1187	0.1211	0.1080	0.0925	0.1080
观测值	535	535	535	534	534	534

注:括号内为稳健  $t$  值,样本年度为 2013—2017 年。\*、\*\*和\*\*\*分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平。

(四)进一步分析

1. 对传导渠道的反思与检验

同业杠杆率通过四个渠道影响银行传统信贷风险,无论是融资结构传导和投资效率传导,还是监管套利传导和风险承担传导,都会引起银行过度信贷。本文采用系统 GMM 方法检验了同业杠杆率对商业银行一般性贷款的收敛速度是否存在抑制效应。结果表明,同业杠杆率攀升减缓了股份制及中小银行传统信贷向最优水平收敛的速度,导致过度信贷,衍生了信用风险。



## 2. 同业存单对传统信贷风险的影响分析

若引入同业存单后的同业杠杆率攀升导致中小银行的信贷风险上升,则当仅考察同业存单业务时,应能观察到它对信贷风险的异质性影响——除了国有五大行外,以同业存单计算的同业杠杆率  $InterlevQ$  对信贷风险应存在正向影响。其中,  $InterlevQ = \text{应付债券} / (\text{同业拆出} + \text{存放同业或其他金融机构款项} + \text{买入返售金融资产})$ 。相关实证结果与预期相符,再次证明国有五大行并不依赖于同业存单进行规模扩张,也说明城商行和农商行利用同业存单进行监管套利的“扩规模”策略对其传统信贷风险产生了显著的正向影响。

## 八、结 论

本文分析指出同业杠杆率攀升的经济内涵是同业影子信贷扩张,以此为基础构建了同业杠杆率与银行信贷风险之间的逻辑联系与传导路径,将同业业务对风险的影响从“同业规模”拓展至“同业结构(杠杆率)”。本文比较分析发现,同业存单扩容所引起的同业杠杆率攀升对中小银行的信用风险产生了显著的正向影响,这为理解 2017 年宏观审慎监管将同业存单纳入同业负债占比考核提供了证据支持。由于 2018 年以来股权质押爆仓和债券违约事件频发,反思金融“强监管”的意义和效果成为政策研究的新方向。本文从银行信贷风险出发,为“强监管”的合理性提供了证据支持。此外,本文发现同业影子信贷扩张对货币政策调控存在抑制效应。因此,应采用更加灵活的宏观审慎监管策略来“同步”调节一般性贷款与影子信贷风险,在保证实体经济存量资本存续(即不发生系统性风险)的基础上,尽可能强化宏观审慎监管与货币政策调控之间的协同效应。

本文的监管启示在于:第一,由于同业存单下的监管套利(包含空转套利)对中小银行的信用风险产生了显著的正向影响,监管层应高度重视“刚兑”预期被打破背景下,部分资质较差的中小银行因同业存单融资难度增大而导致的资金接续风险。一旦中小银行同业资金难以接续,必然首先抛售流动性较强的资产(如利率债),然后传导至“非银金融机构”及整个产品链,加剧流动性紧缩,从而埋下风险隐患。第二,同业监管套利水平的上升会增加中小银行及股份制银行的信贷风险,随着信贷风险的上升,资产抛售压力必然会持续向流动性差的资产传导、向资产质量低的中小银行转移。这不仅会影响银行的信用创造意愿,还会影响宏观货币政策从“宽货币”向“宽信用”传导的效率,从而降低政策调控的有效性。因此,监管层应在推进利率市场化改革和加强银行业竞争的同时,推进中小银行在机构体系、业务布局和产品结构方面的整体调整,为中小银行实现错位竞争提供政策保障。第三,监管层应区分空转套利和监管套利,重点治理空转套利(如大型银行利用同业存单赚取利差),对于监管套利则要一分为二。若影子信贷投放符合资产嵌套要求,只是为了帮助实体企业实现存量资本接续,则应给予支持;或者虽然影子信贷投放为银行带来了较高的利润,但是底层资产的期限错配风险整体可控,即不存在严重的加杠杆、加久期的情况,则也应适度鼓励。

### 参考文献:

- [1]古昕,崔庭菲,胡滢泉,等.新常态下商业银行和企业两部门杠杆联动的微观机制[J].湖南财政经济学院学报,2017,(5): 46-56.
- [2]郭晔,程玉伟,黄振.货币政策、同业业务与银行流动性创造[J].金融研究,2018,(5): 65-81.
- [3]侯晓辉,李硕,李成.同业业务与商业银行流动性创造——基于银行业微观数据的实证研究[J].中南财经政法大学学报,2019,(2): 88-96.

- [4]蒋海,杨利. 监管压力、市场竞争力与银行稳健性——基于中国48家商业银行的实证分析[J]. 广东财经大学学报, 2017, (3): 45-56.
- [5]李久林. 商业银行规模和收入结构对系统性风险的影响研究[J]. 金融监管研究, 2019, (3): 39-53.
- [6]李明辉,孙莎,刘莉亚. 货币政策对商业银行流动性创造的影响——来自中国银行业的经验证据[J]. 财贸经济, 2014, (10): 50-60.
- [7]廉永辉. 同业网络中的风险传染——基于中国银行业的实证研究[J]. 财经研究, 2016, (9): 63-74.
- [8]刘冲,盘宇章. 银行间市场与金融稳定——理论与证据[J]. 金融研究, 2013, (12): 72-86.
- [9]罗中,缪海斌. 商业银行同业资产扩张与风险承担——基于中国银行业的实证研究[J]. 金融监管研究, 2013, (8): 54-65.
- [10]满媛媛. 收入多元化、金融自由化对商业银行绩效和风险的影响[J]. 宏观经济研究, 2016, (1): 130-143.
- [11]潘彬,王去非,易振华. 同业务、流动性波动与中央银行流动性管理[J]. 经济研究, 2018, (6): 21-35.
- [12]潘海英,向鹏超. 影子银行体系发展对货币政策效果的冲击研究——基于信贷配给视角[J]. 河海大学学报(哲学社会科学版), 2017, (4): 47-53.
- [13]邵汉华,杨俊,廖尝君. 商业银行同业业务扩张与货币政策传导——基于银行信贷渠道的实证检验[J]. 金融经济研究, 2015, (2): 15-25.
- [14]王倩,赵铮. 同业融资视角下的商业银行杠杆顺周期性[J]. 金融研究, 2018, (10): 89-105.
- [15]王喆,张明,刘士达. 从“通道”到“同业”——中国影子银行体系的演进历程、潜在风险与发展方向[J]. 国际经济评论, 2017, (4): 128-148.
- [16]吴卫星,邵旭方,吴锴. 中国商业银行流动性风险传染特征分析——基于商业银行同业负债的时间序列数据[J]. 国际商务(对外经济贸易大学学报), 2016, (4): 81-92.
- [17]伍弋,何伟. 商业银行资产负债结构与货币政策调控方式——基于同业业务的分析[J]. 金融监管研究, 2014, (7): 40-53.
- [18]肖琦,阮健浓. 我国银行同业业务发展对货币政策和金融稳定的影响[J]. 国际金融研究, 2014, (3): 65-73.
- [19]殷剑锋,王增武. 影子银行与银行的影子[M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2013.
- [20]于博, Tian G G. 产能治理与企业债务结构再平衡——基于商业信用与银行信贷关系视角[J]. 财经研究, 2018, (2): 29-43.
- [21]翟敏,吴胜. 利率市场化进程中城商行利率风险度量及应对——以浙江省为例[J]. 金融教育研究, 2015, (4): 31-38.
- [22]章向东,姚斌. 商业银行同业业务风险与顺周期性研究[J]. 金融论坛, 2014, (4): 65-71.
- [23]周再清,甘易,胡月. 商业银行同业资产特性与风险承担行为——基于中国银行业动态面板系统GMM的实证分析[J]. 国际金融研究, 2017, (7): 66-75.
- [24]Bouvatier V, Lepetit L, Strobel F. Bank income smoothing, ownership concentration and the regulatory environment[J]. Journal of Banking & Finance, 2014, 41: 253-270.
- [25]Demirgüç-Kunt A, Huizinga H. Determinants of commercial bank interest margins and profitability: Some international evidence[J]. The World Bank Economic Review, 1999, 13(2): 379-408.
- [26]Dinger V, von Hagen J. Does interbank borrowing reduce bank risk?[J]. Journal of Money, Credit and Banking, 2009, 41(2-3): 491-506.
- [27]Gambacorta L. Inside the bank lending channel[J]. European Economic Review, 2005, 49(7): 1737-1759.

# Banking Competition, Interbank Business Expansion and Bank Credit Risk

Yu Bo, Wu Hanhong

*(School of Finance, Tianjin University of Finance and Economics, Tianjin 300222, China)*

**Summary:** With the competition becoming more intense, scarcity of deposits makes it reasonable for commercial banks to increasingly depend on interbank liability. As consequence, a large amount of interbank debt flows to shadow banks through the channel of interbank investment and financial products with the motive of regulatory arbitrage, which increases interbank leverage. Previous studies have shown that the expansion of interbank asset and interbank debt has an impact on the effect of monetary policy and liquidity risks, but seldom discuss whether and how interbank leverage influences the credit risk of traditional loans.

This paper puts forward that the essence of interbank leverage rising is the expansion of interbank shadow credit. Under the analysis on how interbank shadow credit affects the credit risk of traditional loans through the channel of financing structure, investment efficiency, regulatory evasion and risk-taking, we empirically examine the relationship between interbank leverage and the credit risk of traditional loans by means of OLS and IV/2SLS estimation, and find that the effect of interbank leverage on credit risk is negative as interbank leverage increases. However, when leverage reaches a certain level, the impact of interbank leverage on credit risk becomes positive. Furthermore, we analyze the heterogeneous effect that interbank leverage has on the credit risk of traditional loans when the size or type of banks is distinguished. By means of threshold regression and regression by group, we conclude that if taking no account of shadow credit caused by NCD, the rise of interbank leverage reduces the credit risk of the five biggest state-owned banks, city commercial banks and rural commercial banks but reinforces the credit risk of joint-stock banks; Nevertheless, when taking NCD into consideration, except that the impact of interbank leverage on the credit risk of the five biggest state-owned banks is negative, the rise of interbank leverage increases the credit risk of other banks, including joint-stock banks, city commercial banks and rural commercial banks. At last, we analyze that interbank shadow credit offsets the effect of monetary policy. The empirical results also show that the higher the level of interbank leverage expansion, the stronger the hedging effect of monetary policy.

This paper contributes to the following aspects: Firstly, it expands the literature on how shadow credit expansion affects the liquidity risk to how it affects the traditional credit risk. Secondly, it proves that the interbank certificates of deposits have a significant incentive effect on the traditional credit risk of city/rural commercial banks. At the same time, it shows that MPA's new policy will bring the interbank certificates of deposits into the assessment of the proportion of interbank liability to help to improve the quality of risk supervision, which is of practical significance to understand the interbank risk of city/rural commercial banks, and then to implement differentiated risk supervision strategies. Thirdly, based on the perspective of commercial banks' interbank business, this paper explores the factors that inhibit the transmission of monetary policy, which provides a logical basis for understanding how regulatory arbitrage under the interbank channel impacts the regulation of monetary policy and thus improves the quality of monetary policy regulation.

**Key words:** interbank business; regulatory arbitrage; credit risk; monetary policy

(责任编辑 康健)