

流动性监管对我国货币政策的银行风险承担渠道影响研究

冯玉梅 任仪佼

(山东财经大学金融学院,山东 济南 250014)

[摘要] 为探究金融危机后加强商业银行流动性监管对我国货币政策的银行风险承担传导渠道的影响,基于我国 2003–2015 年 88 家商业银行数据,以净稳定融资比例作为流动性代理变量,构建差分 GMM 动态面板模型进行实证检验。结果表明:我国商业银行风险承担水平在流动性监管加强后有明显下降;流动性监管对货币政策的银行风险承担渠道传导效果有显著影响,降低了宽松货币政策对银行风险承担的激励作用;银行的风险承担对其信贷投放呈正向影响,但在宽松货币政策环境下,流动性约束有助于降低银行因过度风险承担导致的信贷扩张。

[关键词] 货币政策;风险承担渠道;流动性监管;净稳定融资比例

[DOI 编码] 10.13962/j.cnki.37-1486/f.2019.05.010

[中图分类号]F820 **[文献标识码]**A **[文章编号]**2095-3410(2019)05-0113-14

一、引言及文献综述

2008 年金融危机的爆发使全球经济蒙受重大损失,学术界在探寻危机背后原因的过程中逐步提出货币政策银行风险承担传导渠道理论。学者们认为,长期宽松货币政策降低了商业银行的风险感知能力,导致过度风险承担,风险积聚至一定阈值时导致金融危机爆发。Borio 和 zhu(2008)^[1]正式提出货币政策的银行风险承担渠道的理论。他们指出,在低利率等宽松货币政策环境下,银行的风险承担意愿和风险容忍度会增强:一方面,宽松的特别是低利率的货币政策会提高资产价格和抵押物价值,导致银行对市场盲目乐观,银行的风险识别能力下降;另一方面,各银行在乐观情绪下业务会持续扩张,导致银行业竞争加剧、收益减少,在收益追逐效应推动下,银行会主动承担风险。他们同时指出,银行风险承担意愿和风险容忍度的增强会进一步引起银行的信贷扩张。

金融危机爆发后,巴塞尔委员会(BCBS)针对危机中暴露出的流动性风险对金融体系的强大破坏力,结合已有的流动性监管制度,从 2009 年开始相继颁布了《稳健的流动性风险管理与监管原则》和《流动性风险计量标准和监测的国际框架》等文件,引入流动性覆盖率(LCR)和净稳定融资比例(NSFR)指标构建商业银行流动性风险监管新体系。我国银监会积极借鉴巴

[基金项目] 国家社会科学基金项目“基于比较优势的各省区产业结构与金融资源配置契合度及其效应研究”(16BJL025)。

[作者简介] 冯玉梅(1970–),女,山东巨野人,山东财经大学金融学院教授,博士。主要研究方向:金融工程与金融风险管控。

塞尔委员会的做法,于2018年5月颁布《商业银行流动性风险管理办法》,明确了净稳定融资比例在流动性监管体系中的地位。货币政策的银行风险承担渠道理论认为货币政策变动会使银行风险承担水平发生变化,而流动性风险监管的加强一定程度上会抑制银行的风险承担,因此可能会对货币政策的该传导渠道产生影响,但是否会真的产生影响,以及产生何种影响?目前尚未有文献进行相关研究和检验,本文接下来就是要着手这项研究工作。

近年来,部分学者对货币政策的银行风险承担渠道进行了检验。Nguyen 和 Boateng (2015)^[2]验证了中国货币政策风险承担渠道的存在性。Paligorova 和 Santos (2017)^[3]的研究证明美国货币政策传导路径中存在银行风险承担渠道。徐明东和陈学彬 (2012)^[4]研究发现银行的规模、资本充足率以及其风险承担意愿对货币政策的敏感性呈负相关关系。熊劼 (2017)^[5]的研究结果表明,银行的资本状况会对货币政策的银行风险承担渠道产生影响。

针对巴塞尔委员会发布金融机构流动性监管指标提案以来,部分学者也对流动性监管产生的影响展开了研究。Allen 等 (2012)^[6]研究发现,虽然短期内流动性监管会对银行业产生冲击,但长期来看有助于减少系统性风险,避免流动性危机爆发。Andreas 等 (2015)^[7]认为,欧洲大多数银行未达到净稳定融资比例 (NSFR) 的最低要求,因 NSFR 低而具有融资成本优势的银行并未将这种优势转化为高收益。李明辉等 (2016)^[8]检验了 NSFR 对我国商业银行融资成本、资产收益率和信用风险等的影响,发现 NSFR 上升会使银行的融资成本上升,单位资产的盈利水平提高,贷款信用风险下降。郭甦和梁斯 (2017)^[9]的研究表明,资本充足率较高、流动性较强的商业银行从事资产证券化业务会使其风险承担水平进一步下降。

关于流动性监管对银行信贷的影响,李一石 (2012)^[10]研究了流动性监管要求对我国商业银行信贷的影响,研究发现,加强流动性监管会显著抑制我国商业银行信贷扩张的冲动。刘胤和张宗益 (2013)^[11]的研究表明,盈利能力和资本水平越高的银行其贷款增速越快,而流动性水平越高的银行贷款增速越慢。闫丽瑞 (2014)^[12]则得出相反的结论,发现较高的流动性水平对贷款增速有正向影响。

现有文献对货币政策的银行风险承担渠道的研究已取得一定进展,多数研究验证了货币政策银行风险承担渠道的存在性。有些文献也开始涉及巴塞尔协议Ⅲ的实施对货币政策银行风险承担渠道的影响,但更多是从资本监管角度出发,缺少从流动性监管变化的视角对该渠道的研究。而部分关注银行流动性监管的研究更多侧重于其对银行经营行为的影响,尚未有文献关注流动性监管变化对货币政策的银行风险承担渠道所产生的影响。

本文将流动性监管变化同货币政策的银行风险承担渠道联系起来,系统考察流动性监管的加强对我国货币政策的银行风险承担渠道的影响。

本文的贡献和研究意义在于:一是从流动性监管加强出发研究其对货币政策的银行风险承担渠道的影响,可进一步丰富货币政策银行风险承担传导渠道这一新理论的内容;二是我国货币政策的主要传导渠道仍然是商业银行,本文的研究结论有助于为我国央行基于考察银行行为来实施货币政策提供理论支撑和预测依据,有利于提高我国货币政策实施的有效性和金融系统稳定性。本文接下来的结构安排如下:第二部分为理论分析与研究假说;第三部分为研究设计;第四部分为实证检验结果与分析;第五部分为稳健性检验;第六部分为结论与政策

建议。

二、理论分析与研究假说

已有文献的研究表明,货币政策银行风险承担渠道主要有估值、收入和现金流效应、思维定式效应、利益搜寻效应和中央银行沟通反馈效应四条传导途径(Borio和Zhu,2008^[1];Diamond和Rajan,2009^[13])。流动性监管的加强会对这四条传导路径产生不同程度的影响:首先,流动性监管会对估值、收入和现金流效应产生“扭曲”作用。宽松的货币政策环境往往使资产和抵押品价值大幅上升,从而提高了资产价格泡沫产生的概率,在流动性监管背景下,银行对未来资产泡沫破灭的预期,将直接对银行当前的风险厌恶程度造成影响。其次,流动性监管将使思维定式效应得到强化,低利率的货币环境下,以往投资习惯使银行管理者保持原有经营决策,流动性约束使得其自身持有的更为优质的流动资产可能会进一步强化投资者对未来市场的乐观预期。再次,流动性监管会对利益搜寻行为形成约束,在新的流动性监管环境下,高风险资产往往代表较低流动性,银行为了满足流动性要求会改变自身风险偏好和经营策略,会减少对高风险高回报资产的配置。最后,流动性监管会影响中央银行沟通反馈效应。流动性监管会影响银行的风险预算,虽然央行政策透明度和可预期性增强,但是银行在流动性约束下会审慎决策,减少其自身风险承担水平。

从上述分析可以看出,流动性监管的加强可能会通过以上四条传导路径影响商业银行的风险承担影响,进而影响货币政策的银行风险承担渠道的传导效果,即在低利率等宽松货币政策环境下,流动性约束使得银行更加理性地对待自身流动性水平,比如:适当降低对资产和抵押物的估值以防出现资产泡沫时陷入流动性危机,减少借短贷长等期限错配风险,防止在市场繁荣和流动性充裕时期过度依赖批发性融资,等等。宽松货币政策会提升银行的风险容忍度,风险容忍度的提升会促使银行加大信贷投放。然而,加强流动性监管则会在一定程度上约束银行的风险承担和信贷投放,从而可能会对货币政策的银行风险承担渠道的传导效果产生一定的抑制效应。基于以上分析,我们提出本文的3个研究假说:

假说1:加强流动性监管会降低银行的风险承担水平,净稳定融资比例(NSFR)与银行风险承担呈负相关关系。

假说2:加强流动性监管会减缓宽松货币政策对银行风险承担的激励作用,降低银行在低利率等宽松货币政策环境下的风险承担水平。

假说3:流动性约束有助于降低银行因过度风险承担导致的信贷扩张。

三、研究设计

(一)变量定义

1. 被解释变量

本文以衡量银行风险承担水平的Z值(Zscore)和银行贷款增长率(Dloans)作为被解释变量。

衡量银行风险的方法主要有破产风险法、市场法和资本充足法三种。由于市场法在衡量银行风险时需要银行有完整的股票交易数据,而本文样本中包含了大量未上市银行,而资本充足法更多的是从监管层面反映银行的风险,并不能刻画银行自身风险承担意愿,所以,本文参

考了 Houston 等(2010)^[14]的处理方法,将银行 Z 值定义为:

$$Zscore_{i,t} = \sigma(Roa_{i,t}) / (Roa_{i,t} + Car_{i,t})$$

其中,Roa 和 Car 分别表示银行资产收益率和银行的权益资产比率(所有者权益/总资产), $\sigma(Roa)$ 表示银行资产收益率的标准差。Z 值反映了银行的破产风险,即银行出现资不抵债的可能,该指标能够较为全面的度量银行风险,反映银行经营状况和风险动态变化。Z 值越大的银行承担更多风险,其面临的破产风险越大。文中使用每家样本银行每 3 年的 Roa 滚动计算银行每年的资产收益率标准差 $\sigma(Roa)$ 。

2. 主要解释变量

(1)净稳定融资比例(NSFR)的计算

净稳定资金比例的是指未来 1 年银行可用稳定资金与其开展业务所需要稳定资金的比例,巴塞尔Ⅲ中要求其最低标准为 100%。具体公式如下:

$$\text{净稳定融资比例} = \frac{\text{可用的稳定资金}}{\text{业务所需的稳定资金}} = \frac{\text{股权和负债项目} \times \text{ASF}}{\text{资产项目} \times \text{RSF}}$$

其中 RSF 和 ASF 分别代表资产负债项目对应的权重系数,我们根据银行不同类型债务融资种类的稳定性和不同资产种类的流动性,借鉴 Federico 和 Vazquez (2012)^[15]、Jeanne 等(2016)^[16]的测算方法,给可用稳定资金和业务所需资金各项目赋予从 0 到 1 不同的权重来构造计算样本银行净稳定融资比例的各类科目和相关权重。

(2)货币政策指标的选取

为了更好地描述中国的货币政策变化和确保实证结果的稳健性,本文主要参考徐明东,陈学彬(2012)^[4],熊启跃,黄宪(2015)^[17]的研究选取以下四个货币政策指标作为货币政策的代理变量:广义货币增长率的负数(M2r)^①,法定存款准备金率(req),银行间 90 天同业拆借利率(ic),银行间债券 7 天质押式回购交易加权平均利率(hc)。这些变量使用年度数据,其中,法定存款准备金率(req),银行间同业拆借利率(ic),银行间债券质押式回购交易 7 天加权平均利率(hc)根据其月末数据计算得出年度平均值。

3. 控制变量

为了准确检验流动性监管对货币政策风险承担的影响效果,我们对银行个体特征、银行业市场结构和宏观经济环境进行了控制。银行个体特征变量主要包括银行规模(Lsize),资本充足率(Cap)、资产收益率(Roa)、净息差(Nim)。本文采用目前使用最广泛的行业集中度(CR)作为衡量银行业市场结构的指标。

此外,在检验中,我们使用国内生产总值同比增速(GDP)和房地产价格增速(House)对宏观经济环境进行控制。

(二)实证检验模型

本文模型中均含有被解释变量的一阶滞后项,此时使用最小二乘法 and 静态面板固定效应

^①广义货币增长率越高代表货币政策越宽松,而其他三个货币政策指标的值越大代表货币政策越紧缩,下文中为使四个货币政策变量表示货币政策方向一致,对广义货币增长率做了取负数处理。

进行模型估计是有偏的,所以采用 Arellano 和 Bond(1991)^[18]提出的一阶差分广义矩估计方法(GMM)对模型进行估计,GMM 可以通过使用工具变量和差分的方法控制模型中不能观察到的效应,以此有效减少模型内生性和残差异方差性。

首先我们构建基准动态面板模型(式(1)),对我国货币政策传导的银行风险承担渠道以及流动性监管对银行风险承担的影响进行检验:

$$\begin{aligned} Zscore_{i,t} = & \alpha_0 Zscore_{i,t-1} + \alpha_1 NSFR_{i,t-1} + \alpha_2 Dum_1 + \alpha_3 Dum_1 \times NSFR_{i,t-1} \\ & + \alpha_4 MP_t + \alpha_5 \sum_{n=5}^{10} \alpha_n X_{i,t} + v_i + u_{i,t} \end{aligned} \quad (1)$$

其中, $i=1,2,\dots,N$,代表银行个体, t 代表年份, v_i 代表银行个体固定效应, $u_{i,t}$ 代表残差项, $\sum_{n=5}^{10} \alpha_n X_{i,t}$ 代表包括银行特征和宏观经济的控制变量。 $Zscore_{i,t}$ 代表银行的风险承担, MP_t 代表货币政策, $NSFR_{i,t-1}$ 代表净稳定融资比例, Dum_1 代表流动性监管实施的虚拟变量,该指标在2011年流动性监管加强之前取0,2011年及以后取值为1。

其次,在基准模型基础上引入货币政策变量(MP)与净稳定融资比例(NSFR)交互项构建模型(式(2))来检验流动性监管对货币政策银行风险承担渠道的影响,模型如下:

$$\begin{aligned} Zscore_{i,t} = & \alpha_0 Zscore_{i,t-1} + \alpha_1 NSFR_{i,t-1} + \alpha_2 MP_t + \alpha_3 MP_t \times NSFR_{i,t-1} \\ & + \alpha_4 \sum_{n=4}^{10} \alpha_n X_{i,t} + v_i + u_{i,t} \end{aligned} \quad (2)$$

接下来,构建模型(式(3))进一步检验流动性监管对我国货币政策银行风险承担渠道的影响,模型如下:

$$\begin{aligned} Dloans_{i,t} = & \alpha_0 Dloans_{i,t-1} + \alpha_1 Zscore_{i,t-1} + \alpha_2 Zscore_{i,t-1} \times NSFR_{i,t-1} \\ & + \alpha_3 NSFR_{i,t-1} + \alpha_4 MP_t + \sum_{n=5}^{10} \alpha_n X_{i,t} + v_i + u_{i,t} \end{aligned} \quad (3)$$

(三)样本与数据来源

本文样本为2003-2015年中国88家商业银行,样本中既包括五大国有控股银行,也包括招商银行等11家股份制商业银行,以及吉林银行等72家城商行。由于部分银行存在个别年份数据缺失问题,所以所用数据为非平衡面板数据。银行数据来源于Bankscope全球银行与金融机构分析库,宏观变量数据、货币政策变量数据来源于Wind数据库和中经网统计数据库。

四、实证检验结果与分析

(一)统计分析

本文对所有连续变量在1%和99%分位上的样本数据进行winsorize缩尾处理,以剔除异常值对估计结果的影响。表1为各变量的描述性统计,结果显示88家样本银行的净稳定融资比例(NSFR)均值为1.495,中位数为1.472,说明我国绝大部分银行符合净稳定融资比例的监管要求。

由于88家样本银行中存在部分银行年份数据缺失,我们初步使用了数据无缺失的16家上市银行2003-2015年平均净稳定融资比例与风险承担水平来展示流动性监管前后银行流动性水平与风险承担的变化:

表 1 变量的描述统计

variable	mean	sd	min	p50	max
Zscore	0.031	0.063	-0.231	0.019	1.619
Dloans	0.207	0.259	-0.393	0.183	7.074
Lsize	11.81	1.815	8.197	11.44	19.58
Cap	0.119	0.038	-0.015	0.119	0.626
Nim	0.031	0.010	0	0.029	0.074
Roa	0.010	0.005	-0.014	0.010	0.030
NSFR	1.495	0.204	0.883	1.472	2.769
CR ₅	0.768	0.048	0.694	0.768	0.849
HOUSE	0.118	0.107	-0.047	0.0820	0.377
GDP	0.096	0.021	0.069	0.0950	0.142
M2r	-0.167	0.044	-0.285	-0.167	-0.122
ic	0.037	0.011	0.017	0.041	0.052
hc	0.028	0.009	0.012	0.030	0.042
req	0.146	0.050	0.063	0.170	0.208

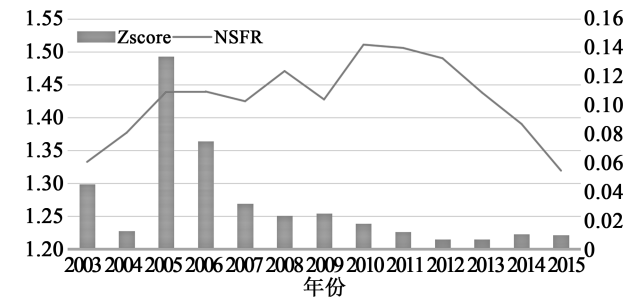


图 1 我国上市银行的净稳定融资比例与风险承担

从上市银行净稳定融资比例年均值走势来看,其水平远超监管所要求的 100%。在巴塞尔协议Ⅲ提出流动性监管要求之后,上市银行的净稳定融资比例整体水平呈现出先上升后下降趋势,这可能是由于 2008 年金融危机之后中国为了刺激经济恢复推出了“四万亿刺激计划”并实行了宽松货币政策,使得 2009–2010 年净稳定融资比例出现较大幅度的上升,随后有所下降,但该比值仍大于 1,达到流动性监管要求。实际上在巴塞尔协议Ⅲ提出流动性监管要求之后的 2011 年至 2015 年期间的我国上市银行的净稳定融资比例平均值比 2011 年之前上升 0.06%,而该期间的银行风险承担平均值比 2011 年之前下降幅度达到 80.2%,这说明流动性监管可能对银行风险承担有一定的约束作用。

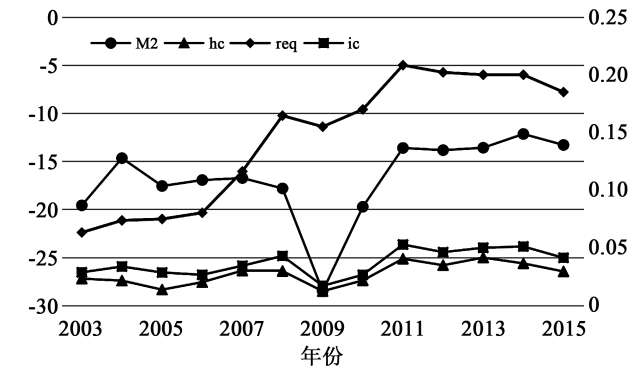


图 2 2003–2015 年货币政策指标走势

图 2 展示了 2003-2015 年我国货币政策的变化趋势,结合图 1 样本期银行风险承担变化情况,我们可以初步推断在不同的货币政策环境下银行风险承担会发生变化,即低利率货币政策使银行风险承担上升,较高的利率使银行风险承担下降。在研究期内我国货币政策出现多次变动,有利于本文探究流动性监管对我国货币政策银行风险承担渠道的影响。

(二) 计量模型估计结果与分析

1. 货币政策风险承担渠道存在性与流动性监管变化对银行风险承担影响的检验

表 2 为动态面板回归模型式(1)的估计结果,方程①、②、③、④分别代表以广义货币增长率的负数(M2r)、银行间债券质押式回购交易加权平均利率(hc)、法定存款准备金率(req)和银行同业拆借利率(ic)作为货币政策代理变量放入模型回归的估计结果。

表 2		模型 (1) 估计结果			
被解释变量: Zscore					
	①	②	③	④	
NSFR _{t-1}	-0.013 *** (-9.67)	-0.013 *** (-12.39)	-0.010 *** (-8.53)	-0.014 *** (-12.53)	
Dum ₁	0.029 *** (12.45)	0.022 *** (8.95)	0.011 *** (4.08)	0.025 *** (9.51)	
Dum ₁ ×NSFR _{i,t-1}	-0.008 *** (-6.00)	-0.005 *** (-3.63)	-0.001 (-0.90)	-0.007 *** (-4.64)	
M2r	-0.013 *** (-9.67)				
hc		-0.260 *** (-13.39)			
req			-0.139 *** (-11.93)		
ic				-0.160 *** (-6.90)	
Zscore _{t-1}	0.203 *** (182.18)	0.205 *** (159.33)	0.205 *** (137.01)	0.205 *** (164.80)	
Size _{t-1}	0.001 ** (2.39)	0.001 * (1.94)	0.001 * (1.87)	0.001 ** (2.04)	
Cap _{t-1}	0.130 *** (12.72)	0.146 *** (15.29)	0.158 *** (14.56)	0.141 *** (14.66)	
Roa _{t-1}	-1.942 *** (-22.20)	-1.808 *** (-21.70)	-1.667 *** (-19.41)	-1.856 *** (-21.34)	
CR ₅	18.815 *** (15.16)	18.317 *** (16.77)	9.808 *** (9.14)	20.031 *** (17.17)	
HOUSE	-1.901 *** (-4.33)	-1.234 *** (-4.58)	-0.307 (-1.30)	-0.907 ** (-2.37)	
GDP	0.447 *** (16.82)	0.401 *** (14.89)	0.281 *** (10.76)	0.357 *** (13.33)	
_cons	-0.169 ***	-0.140 ***	-0.055 ***	-0.150 ***	
N	674	674	674	674	
AR (1)	0.0541	0.0481	0.0512	0.0476	
AR (2)	0.5354	0.5036	0.5495	0.5156	
Sargan	0.3793	0.2992	0.3020	0.3453	

注:(1)t-1 表示变量的一期滞后值,若未注明角标则表示当期值;(2)表中括号内为 Z 值,*、***、*** 分别代表 10%、5%和 1%的置信水平。下同。

从回归系数看,银行风险承担(Zscore)滞后项的回归系数显著大于零,即银行本期的风险承担与上期存在显著正相关关系,这说明银行的风险承担具有连续性特征。货币政策变量系数(MP)均显著为负,说明在控制了银行特征和宏观经济环境因素的情况下,货币政策越宽

松,银行收益追逐效应越强烈,银行的风险承担水平越高,反之,紧缩性货币政策会减少银行的风险承担,从而中国货币政策的银行风险承担渠道的存在性得到验证。

流动性监管指标净稳定融资比例(NSFR)的系数在 1%置信水平上显著为负,表明流动性越高的银行风险越低,这与巴塞尔协议Ⅲ引入流动监管指标来加强流动性风险管理初衷一致,说明流动性监管的确能够改善银行的流动性管理水平,降低银行的风险承担。

从代表流动性监管变化的虚拟变量(Dum_1)系数来看,银行的风险承担水平在 2011 年之后是显著增加的,这是由于金融危机后中国实施了扩张性货币政策和四万亿经济刺激计划,银行的过度扩张增加了自身的风险。而从流动性监管变化的虚拟变量与净稳定融资比例交互项($Dum_1 * NSFR$)系数估计结果来看,除方程③不显著外,其余方程均显著为负,说明尽管 2011 年之后银行风险承担水平上升,但对银行的风险承担水平具有显著的抑制作用,随着流动性监管的逐步加强,银行的资产负债结构得到优化,这避免了银行在经济繁荣时期因为盲目扩张过度承担风险,从而研究假说 1 得到验证。

2. 流动性对货币政策银行风险承担效应的约束检验

表 3 为流动性约束对银行货币政策风险承担渠道的影响检验结果。可以看出,在不同货币政策代理变量的模型中,银行的净稳定融资比例(NSFR)与货币政策变量(MP)交互项的系

表 3	模型(2)估计结果			
	被解释变量:Zscore			
	①	②	③	④
MP×NSFR _{t-1}	0.012 ** (2.03)	0.402 *** (5.01)	0.174 *** (5.12)	0.046 * (0.66)
M2r	-0.051 ** (-2.35)			
hc		-0.437 ***	(-3.45)	
req			-0.438 *** (-9.40)	
ic				-0.204 * (-1.78)
Zscore _{t-1}	0.204 *** (224.56)	0.206 *** (195.83)	0.206 *** (162.07)	0.205 *** (196.54)
Size _{t-1}	-0.001 (-1.35)	-0.001 (-1.22)	-0.000 (-0.67)	-0.001 (-1.29)
Cap _{t-1}	0.117 *** (11.37)	0.120 *** (11.02)	0.153 *** (18.93)	0.123 *** (11.57)
Roa _{t-1}	-2.037 *** (-24.19)	-1.978 *** (-23.09)	-1.536 *** (-19.97)	-1.966 *** (-21.14)
CR ₅	0.034 (0.02)	1.079 (0.76)	-2.772 ** (-2.08)	1.700 (1.16)
HOUSE	-0.548 * (-1.90)	-0.468 * (-1.91)	-0.394 ** (-2.48)	-0.588 (-1.62)
GDP	0.320 *** (14.84)	0.312 *** (14.73)	0.218 *** (10.98)	0.291 *** (11.94)
NSFR _{t-1}	-0.017 *** (-3.98)	-0.003 (-0.98)	-0.043 *** (-6.01)	-0.020 *** (-5.87)
_cons	0.033 *	0.013	0.118 ***	0.035 *
N	674	674	674	674
AR(1)	0.0510	0.0512	0.0520	0.0511
AR(2)	0.5261	0.5353	0.5670	0.5262
Sargan	0.1954	0.2223	0.2649	0.1856

数均显著为正,表明货币政策的银行风险承担效应受到流动性监管的制约。以广义货币同比增速的负数(M2r)为例,M2r的系数显著为负,说明宽松的货币政策会激励银行承担更多风险;在银行的流动性约束下,货币政策对银行风险承担的综合影响为 $\frac{\partial Zscore}{\partial M2r}=\alpha_2+\alpha_3NSFR=-0.051+0.012\times NSFR$,流动性监管要求银行的净稳定融资比例水平保持在100%以上,所以流动性水平越高的银行抵消宽松货币政策激励银行过度风险承担的能力越强。因而加强流动性监管有助于抑制宽松货币政策对银行过度风险承担激励作用,从而研究假说2得到验证。

3.流动性水平制约下银行风险承担对信贷投放的影响检验

表4为模型(3)的估计结果。在其他因素不变的情况下,银行风险承担(Zscore)系数在1%置信水平上显著为正,说明银行风险承担水平对信贷投放规模有显著正向影响,即银行风险承担意愿越强烈,银行越会倾向于降低贷款审批和发放要求,原本某些达不到贷款要求的企业也能获得贷款,从而银行的信贷投放规模增加。

表 4 模型(3)估计结果

	被解释变量:Dloans			
	① (MP 为 M2r)	② (MP 为 hc)	③ (MP 为 req)	④ (MP 为 ic)
Zscore _{t-1}	4.189 *** (4.26)	3.995 *** (3.76)	2.708 *** (2.68)	2.343 ** (2.22)
NSFR _{t-1} ×Zscore _{t-1}	-2.463 *** (-3.79)	-2.204 *** (-3.16)	-1.520 ** (-2.27)	-1.091 (-1.58)
NSFR _{t-1}	0.285 *** (17.24)	0.270 *** (16.61)	0.326 *** (19.92)	0.236 *** (2.58)
Dloans _{t-1}	0.040 *** (77.78)	0.041 *** (68.76)	0.040 *** (54.09)	0.047 *** (79.44)
Size _{t-1}	0.288 *** (33.45)	0.269 *** (34.11)	0.282 *** (32.44)	0.253 *** (27.43)
Cap _{t-1}	-0.268 ** (-2.32)	0.037 (0.29)	0.339 *** (2.94)	-0.038 (-0.34)
Roat _{t-1}	-2.806 *** (-2.93)	1.034 (1.17)	2.961 *** (2.60)	-0.237 (-0.30)
HOUSE	11.638 *** (10.57)	55.677 *** (14.27)	63.183 *** (20.52)	59.799 *** (10.57)
GDP	5.180 *** (28.28)	4.468 *** (24.38)	3.249 *** (17.91)	3.767 *** (19.94)
MP	-1.644 *** (-26.17)	-3.297 *** (-11.97)	-2.261 *** (-17.25)	-1.719 *** (-6.09)
_cons	-4.416 ***	-3.865 ***	-3.759 ***	-3.555 ***
N	624	624	624	624
AR(1)	0.0530	0.0507	0.0509	0.0541
AR(2)	0.5264	0.5046	0.5041	0.5481
Sargan	0.2142	0.2030	0.2064	0.2399

从回归模型(3)可以看出,净稳定融资比例(NSFR)在四个模型中系数均显著为正,即净稳定融资比例越高银行信贷增速越快。然而,从四个方程的交互项(Zscore×NSFR)系数看,除方程④不显著外,其余皆显著为负,表明流动性约束减弱了商业银行风险承担对信贷扩张的正向影响,由于商业银行的风险偏好受到流动性监管的制约,因而银行的风险容忍度降低,银行为满足

流动性监管要求在信贷审批时会根据贷款的优劣程度进行发放,即提高了贷款发放门槛,那么在宽松的货币政策背景下,银行扩大贷款规模的强烈动机就会受到流动性监管的抑制,所以流动性约束有助于降低银行因过度风险承担导致的信贷扩张,从而研究假说 3 得到验证。

五、稳健性检验

为确保估计结果的稳健性,除了使用如前文所示的多种货币政策代理变量和控制变量进行估计,本文进一步使用银行收益波动性即资产收益率的标准差(sROA)代替 Z 值作为银行风险承担的变量进行模型回归,估计结果如表所示:

表 5 为模型(1)的稳健性估计结果,估计结果与本文研究结论一致:净稳定融资比例、货币政策变量以及交互项系数均显著为负,表明我国货币政策银行风险承担渠道存在、流动性监管加强会减少银行的风险承担水平的结论是稳健的。

表 5 模型(1) 稳健性检验估计结果

	被解释变量:sROA			
	①	②	③	④
NSFR _{t-1}	-0.019 * (-1.83)	-0.010 * * (-2.40)	-0.007 * (-1.82)	-0.021 * (-1.77)
Dum ₁	0.024 (1.21)	-0.003 (-0.14)	-0.014 (-0.71)	0.003 (0.16)
Dum ₁ ×NSFR _{i,t-1}	-0.032 * * * (-2.74)	-0.036 * * * (-3.03)	-0.029 * * (-2.33)	-0.031 * * (-2.39)
M2r	-0.707 * * * (-13.76)			
hc		-1.794 * * * (-8.74)		
req			-0.482 * * * (-10.19)	
ic				-1.316 * * * (-8.84)
sROA _{t-1}	0.513 * * * (59.29)	0.517 * * * (65.06)	0.515 * * * (66.07)	0.518 * * * (63.89)
Size _{t-1}	0.010 * * * (3.67)	0.012 * * * (3.56)	0.012 * * * (3.84)	0.011 * * * (3.52)
Cap _{t-1}	0.203 * * * (4.34)	0.327 * * * (7.32)	0.332 * * * (8.01)	0.282 * * * (6.31)
Roa _{t-1}	-13.310 * * * (-29.79)	-11.744 * * * (-31.38)	-11.318 * * * (-28.16)	-12.004 * * * (-30.33)
CR ₅	-3.976 (-0.58)	6.614 (0.93)	-14.209 * (-1.96)	12.649 * (1.73)
HOUSE	-19.856 * * * (-7.87)	-9.082 * * * (-4.02)	0.560 (0.40)	-8.291 * * * (-3.51)
GDP	2.415 * * * (12.87)	2.000 * * * (12.31)	1.314 * * * (10.25)	1.695 * * * (11.57)
_cons	-0.213 * *	-0.164	0.086	-0.140
N	669	669	669	669
AR(1)	0.0039	0.0030	0.0026	0.0031
AR(2)	0.6741	0.6478	0.7063	0.6591
Sargan	0.2805	0.3857	0.3777	0.3456

表 6 为净稳定融资比例对货币政策风险承担渠道影响的稳健性检验结果。除个别系数外,模型(2)的稳健性估计结果与前文研究结论一致:交互项系数显著为负,流动性约束对宽松货币政策下的银行风险承担有抑制效果。

表 6 模型(2)稳健性检验估计结果

	被解释变量:sROA			
	①	②	③	④
MP×NSFR _{t-1}	0.048 ** (2.22)	0.212 (0.69)	0.198 *** (2.99)	0.814 *** (3.36)
M2r	-0.413 *** (-3.79)			
hc		-1.583 *** (-3.13)		
req			-1.051 *** (-8.32)	
ic				-2.525 *** (-5.63)
sROAt-1	0.509 *** (56.86)	0.509 *** (52.78)	0.515 *** (53.18)	0.515 *** (55.94)
Size _{t-1}	-0.001 (-0.28)	0.001 (0.34)	0.002 (1.00)	-0.002 (-0.79)
Cap _{t-1}	0.190 *** (3.95)	0.301 *** (6.94)	0.347 *** (7.95)	0.243 *** (5.81)
Roa _{t-1}	-14.001 *** (-25.56)	-12.814 *** (-26.10)	-11.724 *** (-28.51)	-13.226 *** (-26.01)
CR ₅	-72.604 *** (-10.22)	-55.175 *** (-9.08)	-67.061 *** (-13.06)	-55.922 *** (-9.35)
HOUSE	-11.096 *** (-5.45)	-3.969 * (-1.95)	-0.395 (-0.25)	-7.258 *** (-3.38)
GDP	1.603 *** (12.50)	1.403 *** (12.28)	0.869 *** (8.20)	1.236 *** (11.32)
NSFR _{t-1}	-0.018 ** (-2.43)	-0.006 (-0.62)	0.014 ** (2.22)	-0.013 * (-1.78)
_cons	0.572 ***	0.506 ***	0.664 ***	0.597 ***
N	669	669	669	669
AR(1)	0.0039	0.0037	0.0030	0.0038
AR(2)	0.6155	0.6328	0.6645	0.6045
Sargan	0.2731	0.3276	0.4470	0.3818

表 7 为模型(3)的稳健性检验结果,即以资产收益率波动率(sROA)作为银行风险承担的代理变量,其回归系数也是显著为正的,表明银行的风险承担对银行信贷投放有正向影响;净稳定融资比例与资产收益波动率交互项(NSFR_{t-1}×sROA_{t-1})的系数显著为负,表明流动性约束会抑制银行过度风险承担对信贷投放的正向影响,这与前文结论一致。

六、结论与政策建议

本文研究了流动性监管对货币政策银行风险承担渠道的影响,发现我国货币政策银行风险承担渠道是存在的,流动性监管缓冲了宽松货币政策对银行风险承担的影响;流动性监管对银行的风险承担的影响最终会反映到银行的信贷投放上,在宽松的货币政策背景下,流动性监管的加强会减少银行的风险承担水平继而减少银行的信贷投放。

根据本文研究的结论,我们认为央行与监管部门应重视协调银行流动性监管与货币政策之间的关系,要从以下三个方面完善对银行流动性的监管,以统筹兼顾金融稳定与经济发展。

表 7 模型(3) 稳健性检验估计结果

	被解释变量:Dloans			
	① (MP 为 M2r)	② (MP 为 hc)	③ (MP 为 req)	④ (MP 为 ic)
sROA _{t-1}	0.645*** (3.59)	0.593*** (2.99)	0.360* (1.93)	0.413** (2.28)
NSFR _{t-1} ×sROA _{t-1}	-0.349*** (-3.11)	-0.286** (-2.26)	-0.141 (-1.20)	-0.161*** (-5.65)
NSFR _{t-1}	0.283*** (17.24)	0.261*** (13.80)	0.320*** (17.79)	0.229*** (11.90)
Dloans _{t-1}	0.038*** (70.27)	0.040*** (56.94)	0.038*** (43.87)	0.045*** (70.92)
Size _{t-1}	0.294*** (36.06)	0.275*** (33.32)	0.284*** (29.05)	0.263*** (29.67)
Cap _{t-1}	-0.213* (-1.66)	-0.037 (-0.26)	0.329*** (2.58)	-0.060 (-0.47)
Roa _{t-1}	-3.910*** (-3.73)	1.014 (0.94)	3.619*** (3.02)	-0.746 (-0.77)
HOUSE	14.012*** (3.96)	58.430*** (13.94)	62.505*** (21.92)	65.066*** (11.59)
GDP	5.334*** (33.47)	4.593*** (25.56)	3.182*** (15.92)	3.946*** (21.13)
MP	-1.633*** (-27.30)	-3.216*** (-10.18)	-2.385*** (-18.51)	-1.530*** (-5.03)
_cons	-4.501***	-3.951***	-3.764***	-3.704***
N	621	621	621	621
AR(1)	0.0662	0.0613	0.0587	0.0600
AR(2)	0.4364	0.3766	0.3151	0.3491
Sargan	0.2398	0.2185	0.2312	0.2293

(一)监管部门应结合实际情况,提出适应中国商业银行的监管标准

自巴塞尔银行监管委员会加强对银行流动性的监管之后,两大监管指标的测算标准经过了多次修订,但该测算标准大多基于西方发达国家银行业经验,指标所对应项目和权重系数不一定合乎中国实际,比如中国银行业和欧美银行业的活期存款稳定性就有较大差别,如果采用统一折算标准,可能会使流动性指标不能真实反映我国商业银行的流动性状况。因此,我国银行监管部门应结合中国银行业实际的资产负债特征,以巴塞尔协议Ⅲ流动性监管框架为基础,对我国商业银行流动性定量测算标准所包含的计算项目进行校订:一方面由于我国银行系统中包含银行类型较多,要根据银行性质不同对不同类型银行的流动性指标计算实行差异化的权重系数,另一方面随着金融复杂度和市场形势的不断变化,要根据外部市场发展和业务情况及时进行修订流动性计量标准,实现流动性监管动态化,提出适合中国商业银行流动性的监管标准。

(二)加强影子银行流动性监管,防范影子银行对金融系统稳定的不利影响

在我国银行体系受到越来越严格的监管背景下,我国影子银行发展迅速,与商业银行一同成为金融系统的重要参与体,美国财长盖特纳(2008)任纽约联储主席时就指出,影子银行已经成为与传统银行平行的金融系统,其规模和影响力非常巨大。特别是在经济下行期央行实施宽松货币政策时,追求高收益、高杠杆的影子银行体系会放大整个金融体系所面临的风险。

因此,监管部门在加强对银行流动性监管的同时也应当重视对影子银行流动性监管,将影子银行纳入流动性监管的框架中,在通过分业协调监管扩大对影子银行的监管覆盖范围的基础上,对同一类型业务制定统一的流动性监管指标,增强影子银行体系流动性的透明度,防止影子银行对货币政策过度传导,是实现货币政策有效性的前提条件,也对维持金融系统的稳定性有积极作用。

(三)流动性管理多维度、合理化,防止流动性约束与货币政策发生冲突

多维度、合理化的流动性管理既能满足流动性监管要求,又能为银行有充裕的资金持续开展业务打下基础。虽然加强流动性监管有助于降低银行的风险状况,在低利率环境下有助于银行抵御风险,但是流动性监管对货币政策传导渠道的缓冲作用可能会影响货币政策传导效果,过于严格的流动性监管要求会影响银行管理决策,减弱银行作为金融中介对货币政策的传导作用。因此,央行在制定货币政策目标时,不仅要考虑调整货币政策工具,也要考虑流动性比率、流动性覆盖率等银行流动性监管指标对货币政策的影响。合理的流动性监管能减少银行面临的风险,又能与货币政策相协调,如在央行实施扩张型货币政策刺激经济时,提高流动性监管的要求可以防止银行盲目扩张,减少金融风险隐患,而在经济下行时期,适当降低流动性监管要求可以降低银行的风险厌恶程度,使银行扩大信贷投放额度刺激经济复苏,这既有利于货币政策目标的实现,也能够维持金融系统稳定。

参考文献:

- [1] Claudio Borio, Haibin Zhu. Capital regulation, risk-taking and monetary policy: A missing link in the transmission mechanism? [R]. BIS Working Paper, 2008, No. 268.
- [2] Vu Hong Thai Nguyen, Agyenim Boateng. An analysis of involuntary excess reserves, monetary policy and risk-taking behaviour of Chinese banks [J]. International Review of Financial Analysis, 2015, (37) : 63-72.
- [3] Teodora Paligorova, João A. C. Santos. Monetary policy and bank risk-taking: Evidence from the corporate loan market [J]. Journal of Financial Intermediation, 2017, (30) : 35-49.
- [4] 徐明东, 陈学彬. 货币环境、资本充足率与商业银行风险承担[J]. 金融研究, 2012, (07) : 48-61.
- [5] 熊劼. 中国货币政策风险承担渠道的实证研究[J]. 世界经济研究, 2017, (03) : 14-29
- [6] Bill Allen, Ka Kei Chan, Alistair Milne, Steve Thomas. Basel III: Is the cure worse than the disease? [J]. International Review of Financial Analysis, 2012, (25) : 159-166.
- [7] Andreas Dietrich, Kurt Hess, Gabrielle Wanzenried. The good and bad news about the new liquidity rules of Basel III in western european countries [J]. Social Science Electronic Publishing, 2014, 44 (3) : 13-25.
- [8] 李明辉, 刘莉亚, 黄叶萼. 巴塞尔协议Ⅲ净稳定融资比率对商业银行的影响——来自中国银行业的证据[J]. 国际金融研究, 2016, (03) : 51-62.
- [9] 郭魁, 梁斯. 资产证券化是否改变了商业银行的风险承担? ——一个来自中国的证据[J]. 国际金融研究, 2017, (09) : 67-75
- [10] 李一石. 巴塞尔协议Ⅲ下流动性监管对我国商业银行信贷业务的影响分析 [D]. 桂林: 广西师范大学. 2015.
- [11] 刘胤, 张宗益. 银行异质性、信贷决策与货币政策传导: 基于城市商业银行的经验研究[J]. 当代财经, 2013, (01) : 67-74.

[12] 闫丽瑞. 资本监管对商业银行信贷行为的影响研究 [J]. 宏观经济研究, 2014, (05) : 49-54.

[13] Douglas W. Diamond, Raghuram G. Rajan. The credit crisis; Conjectures about causes and remedies [R]. Nber Working Papers, 2009, 99 (2) : 606-610.

[14] Joel F. Houston, Chen Lin, Ping Lin, Yue Ma. Creditor rights, information sharing, and bank risk taking [J]. Journal of Financial Economics, 2010, 96(3) : 485-512.

[15] Francisco Vazquez, Pablo Mariano Federico. Bank funding structures and risk: Evidence from the global financial crisis [J]. Journal of Banking & Finance, 2015, 61 (29) : 1-14.

[16] Jeanne Gobat, Mamoru Yanase, and Joseph Maloney. The net stable funding ratio: impact and issues for consideration [R]. IMF Working Papers, 2014, No. 106.

[17] 熊启跃, 黄宪. 资本监管下货币政策信贷渠道的“扭曲”效应研究——基于中国的实证 [J]. 国际金融研究, 2015, (01) : 48-61.

[18] Manuel Arellano, Stephen Bond. Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations [J]. The Review of Economic Studies, 1991, 58(2) : 277-297.

(责任编辑: 刘 军)

Effects of Liquidity Regulation on Commercial Banks' Risk-taking Channel of Monetary Policy in China

FENG Yumei, REN Yijiao

(School of Finance, Shandong University of Finance and Economics, Jinan, 250014, China)

Abstract: Based on the data of 88 Chinese commercial banks from 2003 to 2015 and the differential GMM dynamic panel model, we use NSFR as the agent variable of liquidity and explore the effects of the strength of liquidity regulation on commercial banks' risk-taking channel of monetary policy. The results show that the risk-taking level of Chinese commercial banks declines significantly after strengthening the liquidity regulation; Liquidity regulation has a significant impact on the risk-taking channel of monetary policy and reduces the incentive effect of loose monetary policy on risk bearing of commercial banks; Banks' risk-taking has positive effect on their scale of loans, however, in the environment of loose monetary policy, liquidity constraint is favor to reduce banks' credit expansion induced by their excessive risk-taking.

Key Words: Monetary policy; Risk-taking channel; Liquidity regulation; Net stable financing ratio

