



2019年第9期 / 总第181期

主办单位：中国人民大学中国财政金融政策研究中心

Money and Finance Review 陈雨露/主编

货币金融评论

China Financial Policy Research Center Renmin University of China

www.frc.com.cn

中国寿险公司资金运用效率研究：

基于共享投入型两阶段DEA模型

魏丽 陈伟华

资金流动性与银行风险承担

——基于中国银行业的经验证据

马勇 李振

中国寿险公司资金运用效率研究： 基于共享投入型两阶段 DEA 模型*

魏丽

(中国人民大学财政金融学院, 中国财政金融政策研究中心, 100872)

陈伟华

(中国人民大学财政金融学院, 100872)

摘要：本文分别在规模无效和规模有效的假定下建立了共享投入型两阶段 DEA 模型，采用 2010-2016 年中国寿险公司样本数据测算寿险公司资金运用中的总效率水平、分阶段效率水平和权重值。本文首次建立并使用规模有效假设下的两阶段共享投入型 DEA 模型测算中国寿险公司资金运用效率，并首次测算筹集与投资两阶段的权重值。结果显示，不论是总效率及分阶段效率，中资寿险公司整体领先外资寿险公司，而从两阶段的权重测算结果可以看出投资阶段的效率改善将更有助于寿险公司资金运用的总效率的改善。

关键词：资金运用 效率 两阶段 DEA 模型

JEL 分类号：G22 G14 C67

一、问题的提出

随着 2006 年及 2014 年保险新老国十条的颁布，我国保险业的发展更是进入快车道。市场主体从数量和类型逐步丰富，保费收入和保险业的资产规模多年保持高速增长，保险业已

*陈伟华，中国人民大学财政金融学院，博士研究生；通讯作者：魏丽，中国人民大学财政金融学院教授、博士生导师，中国人民大学中国保险研究所所长，中国财政金融政策研究中心研究员，博士。本研究得到教育部人文社会科学重点研究基地重大项目（批准号 15JJD790046）资助。

成为中国现代金融的支柱之一。众所周知，保险资金运用必须以服务保险业为主要目标，能否服务好保险业，资金的筹集与运用缺一不可，承保和投资两大业务能否高效运转是值得业界与理论界共同关注的问题。

在承保环节上，2008到2017年十年间，与原保费收入同时高速增长的还有业务及管理费和手续费及佣金支出两项支出，业务及管理费和原保费收入基本保持了同步攀升，分别从1079.52亿元和9784.09亿元增长到了4288.06亿元和36581.01亿元，都增长3倍左右，而作为营销环节直接成本的手续费及佣金支出，则从797.31亿增长至4899.45亿元，暴增了5倍多。从行业整体投入产出的数据来看，产出端保费收入的大幅增长，需要同等甚至更高水平的人力物力投入，保险行业整体资金筹集效率有下降的趋势。

如图1所示，我国保险公司资金运用余额从2008年到2017年底增长了3.46倍，但与资金运用余额稳步增长不同的是保险资金运用的收益率仍面临一定的波动。2011和2012年投资收益表现不佳更是直接引发自2011年开始延续至今的寿险产品“退保潮”。虽然其中有误导销售的影响，但其主要原因还是由于保险投资收益不高导致保险产品的收益水平与银行理财等金融产品相比缺乏竞争优势，难以满足投保人的心理预期。本文在前期研究中通过2010-2016年《中国保险年鉴》的财务报表数据测算，各保险公司投资收益率¹在半数年份以上的四分位差超过7%，说明除了行业整体投资收益水平存在较大波动性外，个体保险公司投资效率差异较大。

¹ 保险投资收益率的分子部分——保险投资收益，选用利润表中的“投资收益”和“公允价值变动收益”之和度量，保险投资收益率的分母部分为保险投资规模，投资规模应该用来自资产端的数据，但由于保险年鉴对于财务数据列报较为简略，造成资产端各项列报存在一定缺失，因此采用保险可投资资金规模替代，即用负债和权益端的数据替代。分析中由“未到期责任准备金”、“未决赔款准备金”、“寿险责任准备金”、“长期健康险责任准备金”、“保户储金及投资款”、“所有者权益合计”六项之和组成作为分母。相应数据均来自2011-2017年《中国保险年鉴》。

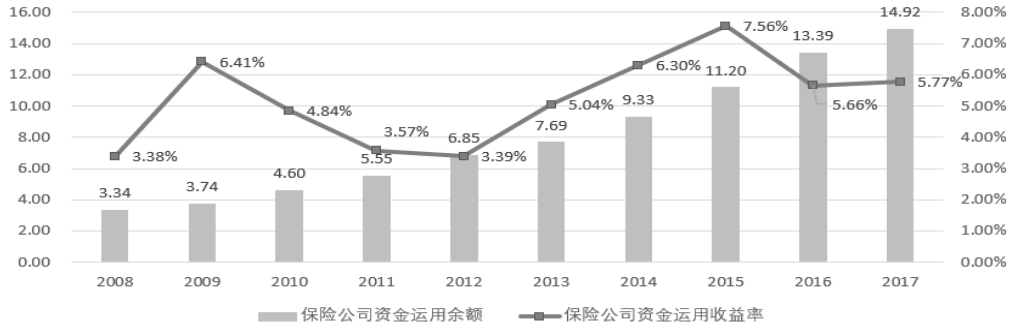


图1 保险资金运用余额与收益率变化趋势图

寿险公司保费收入和资产在保险行业中占比都很高，近年来均超过七成。理论上和成熟市场实践中寿险公司都被定位为长期稳定的机构投资者，其发展的速度与质量对整个保险行业乃至整个金融业都具有重大影响，但从中国保险市场的现状可以看出寿险公司的发展仍是任重道远。在这样的背景下，探究中国寿险公司的资金运用过程中资金筹集与投资的效率高低及其优化路径就有着特别重要的意义。

二、文献回顾

数据包络分析(Data Envelopment Analysis, DEA)是一类处理多投入多产出的数学规划方法，它在效率问题研究中得到了广泛的应用，其思想起源于 Farrell(1957)提出的相对最佳效率边界的思想，而 Charnes, Cooper 和 Rhodes(1978)提出 CCR 模型及 Banker, Charnes 和 W. Cooper(1982)提出的 BCC 模型，为数据包络分析提供了模型基础，其后几十年中在包括保险业效率各方面研究中得到了广泛使用。

标准数据包络分析模型的“黑箱”视角不关注生产过程的内容结构，无法考察内部不同组成部分的效率及相互之间的影响，会降低其效率评价的准确性，并难以对效率的改进与提高提供更有参考价值的建议。

由此考虑生产系统内部结构的网络 DEA 概念和模型被学者提出，其建模思想是将生产流程进行模型化，通过设置各个阶段的相互关系，构建网络化的生产模型，考察每一阶段对整体效率的影响。两阶段 DEA 模型作为网络 DEA 模型的特例，根据是否共享投入等假设，两阶段 DEA 模型可以分为序列型模型（两阶段不共享投入，第一阶段产出作为第二阶段的全部投入）和资源型模型（两阶段共享投入，投入资源为两阶段分享）。毕功兵等(2007)提

出了一类序列式两阶段模型，用于研究中国某商业银行下属机构的效率。黄薇(2009)构建了基于资源型两阶段 DEA 模型，并对中国保险机构资金运用效率进行了实证分析。雷明等(2012)综合序列型模型和资源型模型构建了两阶段组合型模型，测算了 2008-2010 年中国 42 家寿险公司两阶段的经营效率。Kao(2014)回顾了网络 DEA 使用的模型和网络系统结构研究网络 DEA，认为从中获得的结果比传统的黑箱方法得到的信息更多。江涛等(2015)结合使用网络 SBM 模型和 DEA 窗口分析法测算了 5 年间 40 家寿险公司的整体和两阶段效率，通过窗口分析发现效率变化的规律，指出效率损失问题所在并提出改进建议。石晓等(2015)提出基于 DEA 非合作博弈的并购效率评价方法，可将并购效率分解为两阶段的并购效率并且提供相应改进方案，并利用台湾非寿险数据进行试算。Anandarao S, Durai S R S 和 Goyari P(2017)通过采用两阶段 DEA 方法来推导系统和部门效率得分对印度人寿保险业效率进行评估，使用非合作方法帕累托解决方案来分析两个 DEA 阶段中的领导者与跟随者，以确定主导决策阶段。

已有的研究利用两阶段模型在一定程度上打开了保险业经营的相关“黑箱”，但所做的改进都是基于规模收益不变假设的 CCR 模型，无法探究规模效应对保险资金运用效率的影响，而且对于资金运用不同阶段的重要性赋权也多采用人为给定的方式，缺乏必要的研究。基于以上问题，本文分别基于规模收益不变与规模收益可变的假设构建两类共享投入型两阶段 DEA 模型，对 2010-2016 年中国寿险公司共 404 个样本进行效率测算，并比较不同类型寿险公司的效率差异，分析资金筹集及投资阶段的效率水平及其对总体效率的贡献。其中，建立基于规模收益可变的假设建立两阶段模型并测算中国寿险公司资金运用分阶段效率与权重尚属首次，希望能以研究结论给中国保险业的发展提出建议。

三、模型选择与构建

(一) 模型选择

两阶段 DEA 模型作为网络 DEA 模型的特例，与寿险公司资金运用的系统过程十分符合。本文将寿险资金运用分为筹集和投资先后两个阶段，在筹集阶段，公司通过各种渠道销售自己设计的保险产品，收集保费收入，形成资金池；在投资阶段，寿险公司掌握的资金投向各类资产标的，获得投资收益。在两阶段中各种投入存在共享，本文选择构建共享投入型两阶段模型。

假设有 n 个决策单元 ($j = 1, 2, \dots, n$), 每个决策单元有两个经营阶段。对于决策单元 j , 总效率值为 E_j , 第一阶段效率值为 E_j^1 , 第二阶段效率值为 E_j^2 。对于两阶段与总效率之间的关系, 有两种处理方法, 一种是 Kao C 和 Hwang S N(2008)提出的乘法模型, 认为总效率值是第一阶段效率值与第二阶段效率值的乘积, 即 $E_j = E_j^1 \times E_j^2$; 一种是 Chen 等(2009)加法模型, 认为总效率值是第一阶段效率值与第二阶段效率值的加权和, 即 $E_j = \omega_1 E_j^1 + \omega_2 E_j^2$ 。本文选择加法模型构建基于共享投入型两阶段 DEA 模型, 原因有两个: 第一, 乘法模型严格要求规模报酬不变的假设, 在规模报酬变化的条件下无法进行等价的线性规划变换化, 因此不能用来构建以 BCC 模型为基础的两阶段模型; 而加法模型在规模报酬不变和规模报酬变化的假设下都可以完成等价的线性规划变化。第二, 乘法模型总效率和子阶段效率之间是积的关系, 无法测度两阶段的权重问题, 而由加法模型得到的和效率可以测度子阶段效率权重, 为决策单元下一步的改进更好地提供建议。

第一阶段有 m 种初始投入 $X_{ij}(i = 1, 2, \dots, m)$ 在两阶段按比例 α_i 和 $(1 - \alpha_i)$ 分别输入, q 个中间产品 $Z_{pj}(p = 1, 2, \dots, q)$ 在第一阶段是产出, 在第二阶段是输入, s 个最终产出 $Y_{rj}(r = 1, 2, \dots, s)$ 。 v_i^1 和 v_i^2 分别代表第 i 种投入在两阶段的权重, w_p^1 和 w_p^2 分别代表第 p 种中间投入在两阶段的权重, u_r 和代表第 r 种产出的权重。陈凯华(2011)基于 BCC 模型构建了共享投入两阶段模型(1)。

$$E_k = \max \frac{\sum_{p=1}^q w_p^1 Z_{pk} + \sum_{p=1}^q u_r Y_{rk} - \mu_k^A - \mu_k^B}{\sum_{i=1}^m v_i^1 \alpha_i X_{ik} + \sum_{i=1}^m v_i^2 (1 - \alpha_i) X_{ik} + \sum_{p=1}^q w_p^2 Z_{pk}}$$

$$\text{s.t.} \left\{ \begin{array}{l} \frac{\sum_{p=1}^q w_p^1 Z_{pk} + \sum_{p=1}^q u_r Y_{rk}}{\sum_{i=1}^m v_i^1 \alpha_i X_{ik} + \sum_{i=1}^m v_i^2 (1 - \alpha_i) X_{ik} + \sum_{p=1}^q w_p^2 Z_{pk}} \leq 1, j = 1, 2, \dots, n \\ \frac{\sum_{p=1}^q w_p^1 Z_{pk}}{\sum_{i=1}^m v_i^1 \alpha_i X_{ik}} \leq 1, j = 1, 2, \dots, n \\ \frac{\sum_{p=1}^q u_r Y_{rk}}{\sum_{i=1}^m v_i^2 (1 - \alpha_i) X_{ik} + \sum_{p=1}^q w_p^2 Z_{pk}} \leq 1, j = 1, 2, \dots, n \\ 0 \leq \alpha_i \leq 1; v_i^1, v_i^2, w_p^1, w_p^2, u_r \geq 0, i = 1, 2, \dots, m, p = 1, 2, \dots, q, r = 1, 2, \dots, s \end{array} \right.$$

$$E_k^1 = \frac{\sum_{p=1}^q w_p^1 Z_{pk} - \mu_k^1}{\sum_{i=1}^m v_i^1 \alpha_i X_{ik}}$$

$$E_k^2 = \frac{\sum_{p=1}^q u_r Y_{rk} - \mu_k^2}{\sum_{i=1}^m v_i^2 (1 - \alpha_i) X_{ik} + \sum_{p=1}^q w_p^2 Z_{pk}} \quad (1)$$

μ_k^1 和 μ_k^2 是为了把规模无效从产出里分离出来而引入的分离变量, 两分离变量无约束。

令 $\mu_k^A = \mu_k^B = 0$, 模型(1)即可转化为基于 CCR 的模型。

在系统效率值最大条件下，两个模型子系统的权重可通过(2)求出。

$$\omega_1 = \frac{\sum_{i=1}^m v_i^1 \alpha_i X_{ik}}{\sum_{i=1}^m v_i^1 \alpha_i X_{ik} + \sum_{i=1}^m v_i^2 (1 - \alpha_i) X_{ik} + \sum_{p=1}^q w_p^2 Z_{pk}}$$

$$\omega_2 = \frac{\sum_{i=1}^m v_i^2 (1 - \alpha_i) X_{ik} + \sum_{p=1}^q w_p^2 Z_{pk}}{\sum_{i=1}^m v_i^1 \alpha_i X_{ik} + \sum_{i=1}^m v_i^2 (1 - \alpha_i) X_{ik} + \sum_{p=1}^q w_p^2 Z_{pk}} \quad (2)$$

(二) 变量选择

1、投入变量

寿险公司资金运用过程中需要人力资源、物力资源和金融资源的投入，故选择三个投入变量： X_1 人力资源投入量，由于寿险公司的人力投入分为两类，一类为第一阶段主要在销售阶段投入，支付给中介人员及机构的手续费及佣金，另一类为维持公司正常运转的公司职工薪酬，这部分资源会在两阶段均有消耗。本文使用各公司在公司职工薪酬²再加上手续费及佣金支出度量人力资源投入量 X_1 。 X_2 物力资源投入量，寿险公司的各种营业及管理费用在整个资金过程使用，由两阶段分享使用，本文使用剔除了公司职工薪酬后的业务及管理费代表物力资源的投入。 X_3 金融资源投入量，以往文献选择“实收资本（股本）与资本公积之和”来度量金融资产的投入，这部分属于股东投入的权益资本，作为寿险公司偿付能力最有力的支撑，对于寿险公司销售保单和投资是必不可少的，因此本文选择总资产代表金融资源的投入。来源于资产负债表的实收资本（或股本）、资本公积作为时点值，遵照财务分析的一般方法，对其年初年末值取平均值度量。

2、中间变量

本文选用保费收入 Z 作为中间变量，保费收入既是资金筹集阶段的成果，又是投资阶段的输入，与寿险公司已掌握的投资资产³一同为公司带来投资收益。

3、最终产出

保险投资收益作为资金运用的最终成果，构成系统的最终产出。本文采用利润表中投资收益与公允价值变动收益两项之和度量 Y 。

(三) 模型构建

²职工薪酬均系作者收集整理自各公司披露的年度信息披露报告中财务报表附注部分，由于监管部门不强制要求披露相关数据，因此各公司不同年份披露差异较大，故只收集到70%左右的样本数据，此项对样本量产生了一定的影响。

³保险公司的投资资产包括货币资金、交易性金融资产、可供出售金融资产、持有至到期金融资产、贷款、长期股权投资、投资性房地产等。

令 $t = \frac{1}{\sum_{i=1}^3 v_i^1 \alpha_i X_{ik} + \sum_{i=1}^3 v_i^2 (1-\alpha_i) X_{ik} + W^2 Z_k}$, 又令 $V_i^1 = tv_i^1, V_i^2 = tv_i^2, W^1 = tw^1, W^2 = tw^2$, 和

$U = tu$, 同时引入非阿基米德无穷小 ε^4 , 通过一次分式规划转换, 并令 $\pi_i^1 = V_i^1 \alpha_i$ 和 $\pi_i^2 = V_i^2 \alpha_i$, 模型(1)转化成最终可以直接求解的等价的线性规划模型(3)。

$$\begin{aligned}
 E_k &= \max W^1 Z_k + U Y_k - \mu_k^A - \mu_k^B \\
 \text{s. t. } &\left\{ \begin{aligned}
 &\sum_{i=1}^3 \pi_i^1 X_{ik} + \sum_{i=1}^3 V_i^2 X_{ik} - \sum_{i=1}^3 \pi_i^2 X_{ik} + W^2 Z_k = 1 \\
 &\sum_{i=1}^3 \pi_i^1 X_{ij} - (W^1 Z_j - \mu_k^A) \geq 0, \quad j = 1, 2, \dots, n \\
 &\sum_{i=1}^3 V_i^2 X_{ij} - \sum_{i=1}^3 \pi_i^2 X_{ij} + W^2 Z_j - (U Y_j - \mu_k^B) \geq 0, \quad j = 1, 2, \dots, n \\
 &\varepsilon \leq V_i^2 \leq \pi_i^2; \pi_i^1, W^1, W^2, U \geq \varepsilon, i = 1, 2, 3
 \end{aligned} \right. \\
 E_k^1 &= \frac{W^1 Z_k - \mu_k^A}{\sum_{i=1}^3 \pi_i^1 X_{ik}} \\
 E_k^2 &= \frac{U Y_k - \mu_k^B}{\sum_{i=1}^3 V_i^2 X_{ij} - \sum_{i=1}^3 \pi_i^2 X_{ij} + W^2 Z_j} \tag{3}
 \end{aligned}$$

同样, 令 $\mu_k^A = \mu_k^B = 0$, 模型(3)即可转化为规模报酬不变的两阶段模型求解使用。

(三) 数据来源与描述性统计分析

本文的研究使用了我国 2010 年至 2016 年经营的寿险公司经营数据, 在剔除个别投入产出为负值的公司⁵、因故未列报财务数据或职工薪酬数据不全的公司后, 剩余共计 271 组数据。本文中所有寿险公司数据均来自《中国保险年鉴》(2011-2017 年)及中国保险行业协会网站信息披露栏目。上述变量的描述性统计量的结果见表 1。

模型利用 lingo 软件求解, 根据张宝成等(2010)提供的原则, 并结合模型中所涉及变量的特点, 将非阿基米德无穷小 ε 的数值设定为 10^{-5} 。

⁴引入非阿基米德无穷小的目的是为了防止系数 V_i^1 、 V_i^2 、 W^1 、 W^2 和 U 的最优值为零。

⁵本文分别基于 CCR 模型和 BCC 模型设计了两阶段 DEA 模型, 由于 CCR 模型为规模报酬不变模型不符合平移一致性, 因此未采用“平移法”对数据进行处理, 而是直接删除了 2011 年中融人寿、安邦人寿的两个样本, 以保证两类模型处理样本范围的一致性。

表1 2010-2016年相关变量描述性统计表(百万人民币)

变量	平均值	中位数	标准差	最大值	最小值
X1	2621.72	579.01	7699.17	70613.00	7.96
X2	839.03	250.14	2003.88	14421.00	7.67
X3	6288.00	2195.23	13526.17	94826.00	210.96
Z	20053.63	2904.22	58294.65	430498.00	0.03
Y	5638.84	688.29	19177.31	191536.00	4.09

资料来源:《中国保险年鉴》2011-2017卷、保险行业协会

四、实证分析

(一) 模型运算结果

为方便表示,将基于规模有效假设的模型(3)标为BCCT,将模型(3)去掉分离变量后形成的基于规模无效假设的模型标为CCRT,主要在后文的图示中使用。根据以上两个模型运算,得到中国寿险公司资金运用的总体效率、筹资阶段和投资阶段的效率值,不同阶段的权重值,以及投入变量的在第一阶段的投入比重。按年求平均值填列。为了增加展示与常规DEA模型的估算效果的不同,只使用样本数据中第一阶段的三个投入变量和最终的产出变量运算得出标准BCC、CCR模型的效率值,同样分别列入表2、表3。

表2 中国寿险公司资金运用的效率平均结果(规模无效)

	CCR	E	E1	E2	ω_1	ω_2	α_1	α_2	α_3
2010	0.446	0.569	0.409	0.459	0.347	0.653	0.847	0.505	0.422
2011	0.390	0.554	0.366	0.490	0.435	0.565	0.667	0.521	0.639
2012	0.437	0.544	0.403	0.400	0.514	0.486	0.419	0.774	0.487
2013	0.379	0.467	0.345	0.342	0.430	0.570	0.509	0.976	0.417
2014	0.349	0.583	0.415	0.449	0.487	0.513	0.751	0.502	0.516
2015	0.440	0.642	0.442	0.523	0.348	0.652	0.697	0.367	0.608
2016	0.440	0.545	0.409	0.425	0.387	0.613	0.833	0.739	0.247

表3 中国寿险公司资金运用的效率平均结果（规模有效）

	BCC	E	E1	E2	ω_1	ω_2	α_1	α_2	α_3
2010	0.551	0.694	0.472	0.633	0.307	0.693	0.847	0.552	0.276
2011	0.509	0.649	0.516	0.555	0.598	0.402	0.749	0.660	0.596
2012	0.512	0.611	0.512	0.446	0.570	0.430	0.737	0.730	0.643
2013	0.483	0.551	0.438	0.441	0.477	0.523	0.745	1.000	0.377
2014	0.438	0.629	0.496	0.482	0.559	0.441	0.777	0.581	0.495
2015	0.555	0.704	0.540	0.571	0.456	0.544	0.856	0.403	0.545
2016	0.610	0.691	0.548	0.567	0.385	0.615	0.917	0.435	0.442

观察表 2、表 3 在投入变量在第一阶段的投入比重可以发现，人力资本各年在第一阶段投入占比都较高，大部分超过 0.65，这与现实中寿险公司营销投入力度很高是能相互印证的；而金融资本在第一阶段投入比例较低，而在投资阶段的占比相对较高，这与寿险公司投资资产在总资产中占比高现象也是保持一致的。

两阶段模型作为改进模型，应该比标准的 CCR 模型和 BCC 模型更具有效率判别能力，即更能找出那些相对无效率的决策单元。根据计算的数据可以发现，在规模无效的假设下，两阶段模型 7 年共找出 11 个效率值为 1 的有效单位，标准模型找出了 28 个有效单位；在规模有效的假设下，两阶段模型 7 年共找出 26 个有效单位，标准模型找出了 40 个有效单位。每种假设下，两阶段模型都区分了更多的无效单位，由此可证明新模型的判别能力更好。

（二）模型运算结果分析

1、总效率分析

图 2 显示两种模型测算出的中国寿险业资金运用的总效率平均水平不高，且具有一定的波动，反映出中国寿险公司资金运用整体效率的不稳定性，最大波动幅度超过 0.2。CCRT 模型中资外资寿险公司的波动趋势相似，但外资公司的平均效率在各年均低于中资公司的平均效率，中资公司的平均效率在 2015 年达到高点，达到 0.801。外资公司在 2010 年达到最高点，为 0.509，后续六年均无法超越 2010 年水平。巨大的波动幅度以及相似趋势变化，说明不论中资外资寿险公司在应对如监管政策调整、资本市场波动等外界冲击，调整适应能力较差。在外部环境好时，大多数公司能够缩小与处于前沿面上的公司的差距，但一旦外部形

势出现逆转，公司表现就会快速下滑。

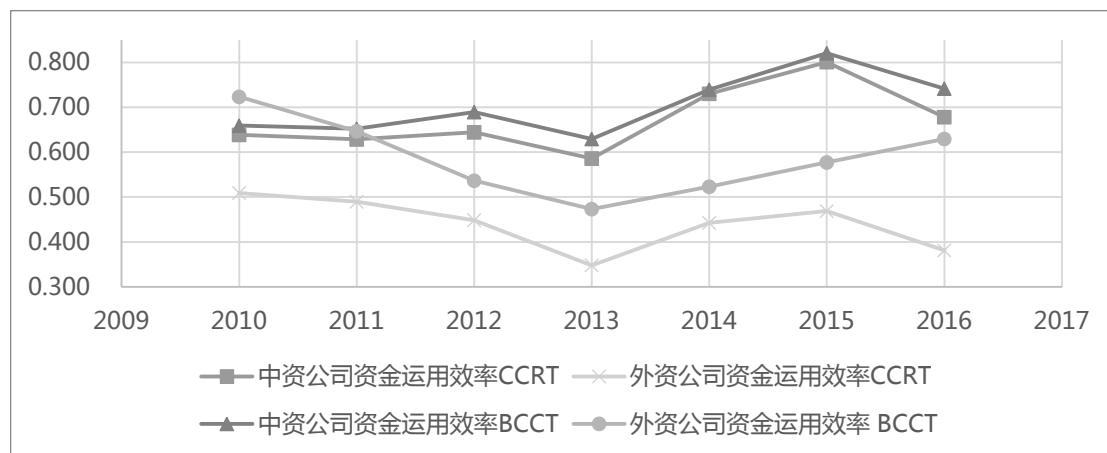


图 2 规模无效假设下和规模有效假设下中外寿险公司总体效率对比

BCCT 模型外资寿险公司平均效率水平波动差异较大，除了 2010 年的平均效率外，中资寿险公司的总体水平高于外资寿险公司的水平。BCCT 模型中资公司的平均效率波动趋势与 CCRT 模型中外资的波动趋势相似，同样于 2015 年达到最高值 0.820，而外资公司的平均效率趋势呈现不同形状，成 V 形，2013 年平均效率将至最低，为 0.473，说明规模效应对中外资寿险公司的影响有很大的差异。

比较两模型中资外资寿险公司历年来的效率变化，在 BCCT 模型，中资寿险公司总体效率的波动性比其他三组数值要更小，这显示出中资寿险公司在总体效率水平上高于外资公司，且中资公司的纯技术效率有更好的表现，但受规模效率的影响，拉低了中资保险公司的技术效率的表现。

2、分阶段效率分析

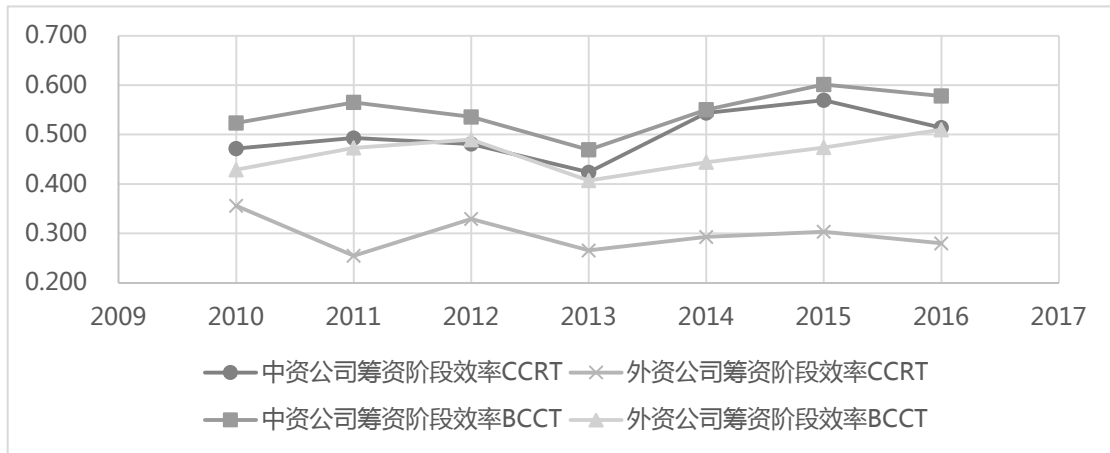


图3 中外寿险公司资金筹集阶段效率对比

图3展示的是中外寿险公司在资金筹集阶段的效率对比,两种模型中资公司的资金筹集阶段效率变化基本呈现一个相似趋势,而外资公司在BCC模型也与中资公司的效率趋势类似,都在2013年达到了效率均值的最低点,而CCR模型外资公司效率趋势与其他三种情况呈现较大差异,且效率均值水平较低。

样本期之前的十年公认是中国寿险行业发展的黄金时期,期间保费收入从1423.96亿元增长至10632.33亿元,翻了6倍多,但2010年开始的渠道监管政策的变化,尤其一系列的银保新政,对寿险公司依赖的银保渠道带来巨大冲击,银邮代理渠道占比持续下滑,银邮渠道占比从2010年最高时的49.95%降到2013年最低时的36.68%,直至2014年才开始恢复上升,对各家寿险公司银保渠道的保费收入带来了巨大负面影响。

图3中基于规模有效模型的外资公司平均效率表现从2013年以来出现了直线上升的结果,这一情况反映了部分外资公司由于公司规模较小,经营方向调整迅速,同时利用营销团队管理先进等优势,较快的适应了政策和市场的变化,提升了筹资阶段的效率,值得中资公司在营销渠道选择和营销队伍的建设方面向外资公司学习,这与刘玉焕等(2013)对寿险公司营销效率的研究结论类似。

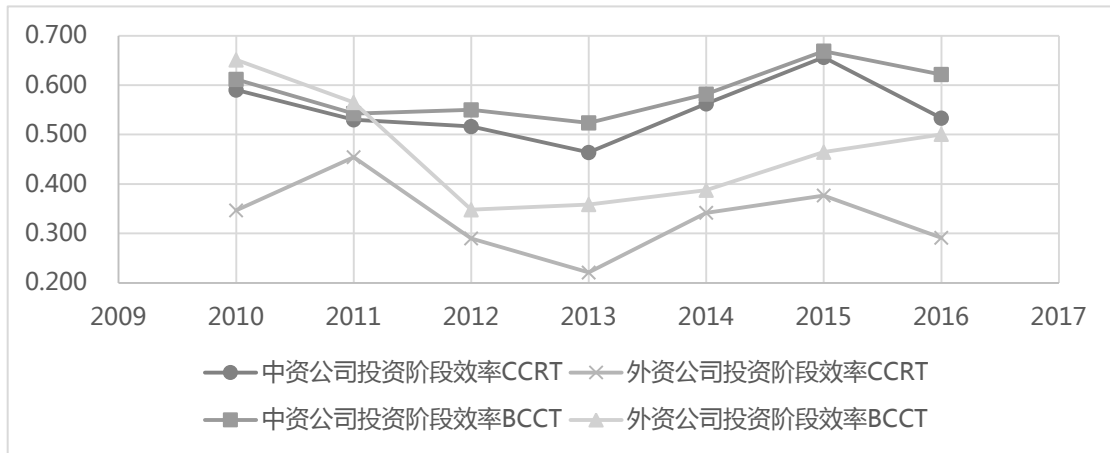


图4 中外寿险公司投资效率对比

从投资阶段效率波动（图4）来看，两种模型下中资寿险公司的效率变化也都体现比较一致的趋势，体现出2010年和2015年双峰的特点。两种模型下外资寿险公司的效率变化与中资公司有较大的区别，但也基本体现出样本期两端平均效率水平较高，中间几年平均效率水平较低的特点。

寿险公司资金运用的整体效率及投资阶段的整体效率，都与中国资本市场的波动趋势具有相似的趋势。一方面，根据王向楠（2018）、张晓明等（2019）研究发现中国保险公司由于产品业务同质化，导致资产结构的同质化。保险公司投资组合相似，整体的投资收益水平受到资本市场和相关投资渠道波动的严重影响；另一方面，鉴于严格的监管和金融市场的成熟，中国寿险公司的投资标的可选择范围较少，也较难以形成差异化的投资策略，因而缺少抵御市场波动的能力。

3、规模效应分析

在寿险资金运用效率分析中引入规模效益可变假设，目的在于考察规模效益对于资金运用效率的影响，从表2、表3的第二、三、四列可以看出，不论是总效率还是分阶段效率，BCCT测算出的效率值均高于CCRT测算出的效率值。这是放松规模效益不变的假设，剔除了规模效率的影响后所测算各寿险公司各自的投入规模下能够达到的最高效率值，因此效率值均有提高。

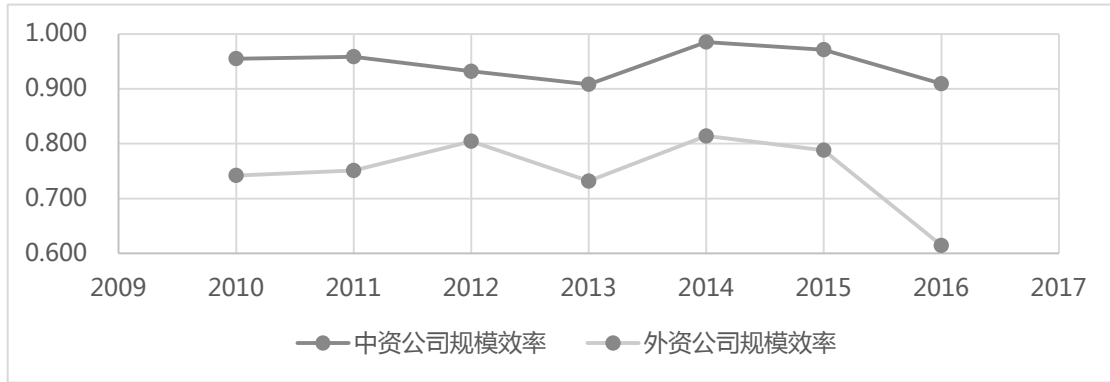


图5 中资外资寿险公司规模效率对比

图5为中资外资寿险公司规模效率平均水平的对比,从图中可以看出,在样本期内中资公司的规模效率均值都要高于外资公司的规模效率均值,这也解释了CCRT模型中总体效率还是分阶段效率,外资公司的效率均值总是低于其他三种类型的效率均值。

图6上半部分折线图展示的是CCRT和BCCT模型测算大型寿险公司⁶与中小型寿险公司资金运用总效率的差值,图6下半部分柱状图展示的是根据模型测算结果计算出来的大型寿险公司与中小型寿险公司资金运用规模效率的差值,两差值均为用大型寿险公司的值减去中小型寿险公司的值。折线图各点取值均在0以上,说明在两种模型中大型寿险公司的效率值均高于中小型寿险公司,CCRT和BCCT两种模型的差值大小则取决于规模效率的差值大小及正负,各年的规模效率差值均为正,CCRT模型的差值均大于BCCT模型的差值,说明样本期较之中小保险公司,大型公司总体上更多的实现了规模效率。2010年和2016年规模效率的差值较大,CCRT模型的差值水平与BCCT模型的差值水平差异较大,而其余各年规模效率的差值相对较小,说明在这两年中小公司总效率水平受到规模效益的影响较大。这一现象也说明了中国市场中各家寿险公司重视增大公司规模,扩大市场份额,提高保费收入水平对其资金运用效率带来的正向效应,这与卓志等(2018)对公司规模与寿险公司经营效率具有显著正向效应的结论一致。

⁶本文以保费收入规模作为衡量标准,根据样本期内寿险公司的保费收入水平将标准选为300亿人民币,保费收入大于等于300亿人民币的机构为大型公司,保费收入小于300亿人民币为中小型公司。

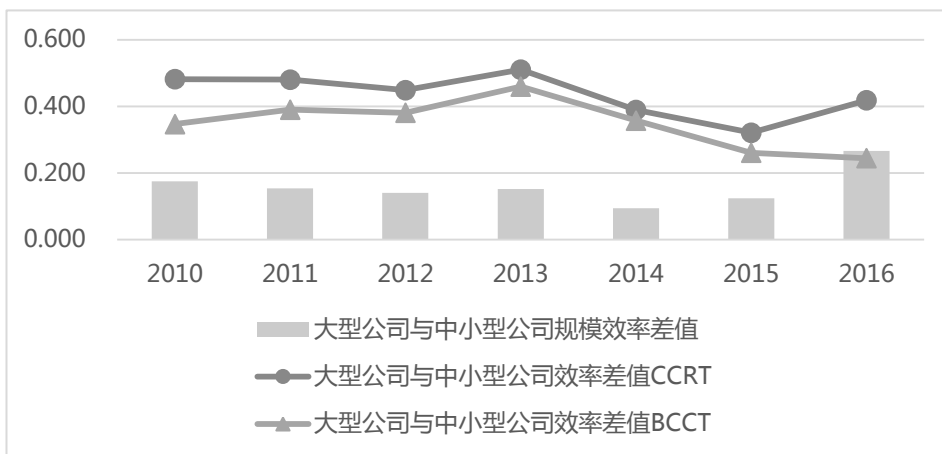


图6 按公司规模划分寿险公司总体效率与规模效率变化

4、两阶段权重值分析

图7展示了通过共享投入型两阶段模型测算出的两种模型下资金筹集阶段对整体效率的贡献权重，虽然两种假设下图形趋势有一定的差异，但大多数年份下筹资阶段的权重值都低于0.5。由此可见在样本数据期间，资金筹集阶段对于提升寿险资金运用效率重要程度相对较低。

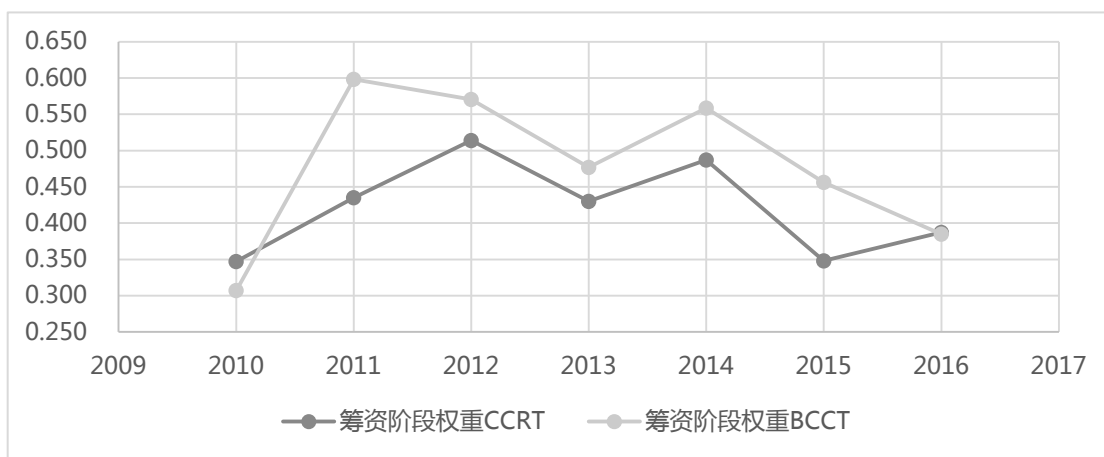


图7 寿险公司筹资阶段权重变化

相信未来在保险回归保障的大方向之下，中长期存续期的寿险产品销售占比会进一步提高，大量分期缴费的保单会在签单之后多年给寿险公司带来稳定的现金流流入，加之寿险公司利用网络等直销手段实现营销渠道的个性化多样化，因此资源在资金筹集阶段的投入比率会稳定在一个较低水平，有望提高此阶段的运行效率。

模型假定两阶段的权重之和为 1，可见筹集阶段样本期绝大多数期间处于高于 0.5 的水平，这既反映出投资阶段的不佳表现是中国寿险公司资金运用整体效率水平较低的根源所在，同时也提示了各公司提高资金运用效率的路径所在，投资阶段效率的提升对于整体资金运用水平的提升将带来更多有利的影响。

5、效率顶点公司分析

表 4 为两种模型下各年份位于效率顶点的样本公司⁷。结合投入产出数据可以发现，CCRT 模型中，2010 年和 2011 年的新华人寿、2010 年至 2013 年的人保寿险处于效率前沿上，是由于其人力、物力和金融资本投入都相对较低，而中间变量保费收入和产出变量都相对较高，随着其投入增多，尤其股本增加使金融资本投入增加，两样本公司相继退出了效率前沿。2014 年至 2016 年安邦人寿处于效率前沿上，主要是由于其人力资本和物力资本的投入水平相对很低。2014 年中国人寿和 2015 年富德人寿处于效率前沿，更多是由于其在当年突出的投资收益水平。

表 4 中国寿险公司资金运用总效率的效率顶点

	CCRT	BCCT
2010	新华人寿、人保寿险	中国人寿、新华人寿、人保寿险、中法人寿
2011	新华人寿、人保寿险	中国人寿、新华人寿、人保寿险、中法人寿
2012	人保寿险	中国人寿、人保寿险、中法人寿
2013	人保寿险	中国人寿、人保寿险、中融人寿、中法人寿
2014	中国人寿、安邦人寿	中国人寿、中融人寿、中法人寿
2015	富德人寿、安邦人寿	中国人寿、富德人寿、安邦人寿、中法人寿
2016	安邦人寿	中国人寿、安邦人寿、中法人寿

在 BCCT 模型中，由于放弃了对规模效率不变假设，模型测算值为决策单元的纯技术能力。在不同年份 BCCT 模型效率边界上增加了中国人寿、中融人寿和中法人寿三家公司。

⁷虽然部分样本公司在样本期内发生了名称变化，但为了方便比较，所有样本公司都以 2017 年保险年鉴资产负债表总表中出现的简称标识。

中融人寿出现在 2013 年和 2014 年的效率前沿上，主要是这两年中融人寿的投资收益增幅远超其投入上的增幅。中国人寿各年的投入产出值均排在行业的第一名，各项指标是第二名的 3 倍至 12 倍，因此由于其规模的影响，在 CCRT 模型多数不能处于效率前沿，一旦放松了规模无效的假设，在 BCCT 模型中效率值均为 1，反映中国人寿这家老牌寿险公司在资金运用两阶段中良好的运营能力。中法人寿在样本周期中处于效率前沿的原因完全与中国人寿相反，由于其中资股东中国邮政集团于 2009 年新设中邮人寿保险股份有限公司，对中法人寿营销渠道带来很大的影响，后续又经历股东更迭（2015 年完成）等事件，2010 年至 2015 年各项投入产出基本上处于下滑的阶段，但由于其资产配置中以维持流动性为主，降低了投资收益的波动性，因此在较小的规模下获得较高的资金运用效率，侧面也反映出行业中大多公司资金运用容易受到资本市场的波动影响，高流动性、低风险的消极投资策略反倒可以取得更好的投资收益。

筹资阶段的 CCRT 模型中人保寿险在效率前沿上停留时间最长，显示其在资金筹集阶段的高效，人保寿险注重多元化的渠道建设，尤其重视银保渠道和个险渠道的发展，在银保渠道整体退步的情况下，维持了银保渠道的市场排位和贡献率，甚至逆势增长。人保寿险在机构建设推进中，不断扩大市场，提高保费筹集效率。BCCT 模型中，中国人寿在样本期各年均处于效率前沿上，同样是由于 BCCT 模型测算效率反映的是纯技术能力，反映中国人寿建设了稳定的营销团队及渠道，具有良好的资金筹集能力，只是因为规模效率相对较低，影响了其在 CCRT 模型中的效率表现。结合本次测算平均效率的较大波动，反映了未处于效率前沿的大部分寿险公司还需要继续多元化个性化自身的营销渠道，摸索提升营销效率的途径。

在投资阶段的 CCRT 模型中人保寿险在效率前沿上停留时间最长，而在 BCCT 模型中，中国人寿在样本期各年处于效率前沿上，两家公司所属的集团拥有设立最早的两家保险资产管理公司，并建多个专业化运作平台，具有全面的投资资格和投资能力。随着保险资金支持实体经济力度的增加，另类投资在保险资金运用中所占比重的提高，以及“偿二代”对于保险公司经营差异化的鼓励，在未来的发展中寿险公司根据自身特点有望走出个性化道路，提高资金运用的效率。

五、结论与建议

本文构建的两阶段 DEA 模型与以往的研究相比进一步放松了规模无效的假设,分别在规模无效和规模有效的不同假设下测算了 2010 年-2016 年中国寿险公司资金运用总效率和分阶段效率水平,并测算了两阶段效率权重水平。在规模收益变化的假设下,由于剔除了规模效率的影响,模型所测算的纯技术效率值能更直观地反映了筹资、投资和总效率技术水平的差异,尤其在寿险公司突破经营规模具有一定难度的现实约束下,该模型测算出的效率值对于寿险公司发现经营问题并做出改进更具借鉴意义。

研究结果显示中国寿险公司资金运用整体效率水平波动较大。分阶段观察投资阶段的效率波动情况高于筹资阶段,筹资阶段的平均效率水平受到外部冲击的可能性很大,更多依赖外部资本市场的状况,结合模型测算给出的各阶段权重值的情况,指出寿险公司可以通过改善投资资产的配置水平,根据自身业务特点对投资策略进行差异化,来提高投资阶段效率,进而更快地提升整体的效率水平。

分类型来观察,不论是总效率水平还是分阶段效率水平,中资寿险公司的表现总体优于外资公司。如果放开规模无效的假设,这种差距会变小,可见外资公司在规律效率水平较低,拉低了技术效率表现,反映其在规模效益的发挥方面仍有较大改进空间。按照保费收入的规模来分,大型公司的效率水平始终领先中小公司的效率水平,但两类公司的规模效率水平相差不大,说明大型公司跑赢市场不是依靠着其规模投入,而且凭借更好的经营管理水平。对于数量占比更高的中小公司而言,通过扩大规模来提升公司业绩并不是一条必由之路,根据自身的特点发展小而精的公司才是更好的选择。

本文根据模型还测算出筹资阶段与投资阶段的分阶段效率权重值,由结果可以看出,在大多数年份投资阶段的效率权重占比都超过五成,说明对于中国寿险公司目前的经营特点而言,投资阶段的表现才是改善公司业绩表现的重中之重。

在模型推导和试算过程中发现,虽然该模型对不同阶段的权重分配实现完全的客观化,与之前研究中主观设定权重比例相比有了很大进步,但个别决策单元在某些年份也出现了权重分配的极端值,能否找到是更为合理的确定各阶段权重水平的方法,可以作为下一步研究探究和改善的方向。

参考文献

毕功兵、梁樑、杨锋（2007）：《两阶段生产系统的 DEA 效率评价模型》，《中国管理科学》，第 15 卷第 2 期，92-96。

黄薇（2009）：《中国保险机构资金运用效率研究：基于资源型两阶段 DEA 模型》，《经济研究》，第 8 期，37-49。

雷明、邓洁、赵欣娜、等（2012）：《中国寿险业效率评价(2008-2010)——基于组合型两阶段 DEA 模型》，《中国管理科学》，专刊第 2 期，859-864。

陈凯华、官建成（2011）：《共享投入型关联两阶段生产系统的网络 DEA 效率测度与分解》，《系统工程理论与实践》，第 31 卷第 7 期，1211-1221。

江涛、范流通、景鹏（2015）：《两阶段视角下中国寿险公司经营效率评价与改进——基于网络 SBM 模型与 DEA 窗口分析法》，《保险研究》，第 10 期，33-43。

张宝成、王万乐、林卫峰、等（2010）：《含非阿基米德无穷小量 DEA 模型的研究综述》，《系统工程学报》，第 25 卷第 3 期，121-128。

石晓、谢建辉、李勇军、梁樑、谢启伟（2015）：《非合作博弈两阶段生产系统 DEA 并购效率评价》，《中国管理科学》，第 23 卷第 7 期，60-67。

刘玉焕、邵全权（2013）：《营销员规模、佣金成本与寿险经营绩效》，《上海财经大学学报》，第 15 卷第 4 期，65-72。

王向楠（2018）：《寿险公司的业务同质化与风险联动性》，《金融研究》，第 9 期，160-176。

张晓明、任紫薇、李欣雨、等（2019）：《我国银行与保险经营同质化水平研究》，《经济问题》，第 6 期，73-82。

卓志、孟祥艳（2018）：《寿险公司规模、产品多元化与经营效率》，《经济管理》，第 40 卷第 6 期，174-190。

Kao C , Hwang S N(2008):"Efficiency decomposition in two-stage data envelopment analysis: An application to non-life insurance companies in Taiwan", European Journal of Operational Research,185(1),418-429.

Chen Y , Cook W D , Li N , et al.(2009):"Additive efficiency decomposition in two-stage DEA", European Journal of Operational Research, 196(3),1170-1176.

Cummins J D, Weiss M A, Xie X, et al(2010):“Economies of scope in financial services: A DEA efficiency analysis of the US insurance industry”, *Journal of Banking & Finance*,34(7), 1525-1539.

Kao, C. (2014):”Network data envelopment analysis: A review”,*European journal of operational research*, 239(1), 1-16.

Cook W D , Zhu J(2016):”Data Envelopment Analysis: Modeling Performance Measurement”, US:Springer.

Anandarao S, Durai S R S, Goyari P(2017):”Efficiency Decomposition in two-stage Data Envelopment Analysis: An application to Life Insurance companies in India”, *Journal of Quantitative Economics*,1-15.

Abstract: In this paper, a two-stage DEA model with shared inputs is established under the assumption of constant and variable returns to scale. By using the data of life insurance companies in china from 2010 to 2016, the total efficiency level, phased efficiency level and weight value of life insurance company funds are measured .This paper first establishes and uses the two-stage DEA model with shared inputs under the effective assumption of scale to measure the efficiency of fund utilization of Chinese life insurance companies, and for the first time measures the weights of the two stages. The results show that, regardless of the total efficiency and staged efficiency, the Chinese insurance company as a whole leads the foreign life insurance company. The results of the two-stage weight measurement show that, the efficiency improvement in the investment phase will contribute to the improvement of the overall efficiency of life insurance company funds.

资金流动性与银行风险承担

——基于中国银行业的经验证据

马勇

(中国人民大学财政金融学院, 中国财政金融政策研究中心, 100872)

李振

(中国人民大学财政金融学院, 中国财政金融政策研究中心, 100872)

内容摘要: 流动性风险对金融机构的稳健经营和金融体系的稳定性均具有重要影响, 其中资金的流动性风险在历次的银行危机中均扮演着重要角色。本文使用 2002—2016 年中国 338 家商业银行数据, 分析资金流动性与银行风险承担的关系, 结果发现: (1) 具有较低资金流动性风险的银行会承担更大的风险, 这被更低的 Z 值和资本充足率, 以及更高的风险加权资产比例和流动性创造所证明。(2) 资金流动性对银行风险构成因素产生影响, 较低的资金流动性风险会提高银行盈利能力并降低资本水平。(3) 资金流动性风险通过银行贷款的中介效应影响银行风险承担行为。(4) 在资金流动性风险较低时, 较大资产规模、较高杠杆率会抑制银行承担更大风险, 在国际金融危机或经济高风险时期的银行风险承担较小。

关键词: 资金流动性 存款 银行风险 中介效应 异质性

一、引言与文献回顾

流动性风险对金融机构的稳健经营和金融体系的稳定性具有重要影响, 缺乏足够的流动性可能会使金融机构陷入困境, 严重情况下可能引发流动性危机。商业银行资产负债期限错配、对利率变动的敏感性等因素, 都会造成严重的流动性风险敞口(Rose 和 Hudgins, 2012)。

2008年国际金融危机之前，全球缺乏统一的流动性监管框架，流动性风险在银行间的传染成为导致系统性风险的重要诱因。有鉴于此，危机之后世界各国均将加强流动性监管作为金融监管改革的重要内容。2010年12月，巴塞尔银行监管委员会发布《巴塞尔协议III》，引入流动性覆盖率和净稳定资金比例两个流动性监管标准，分别从短期和长期衡量银行的流动性风险。2014年3月，中国银行业监督管理委员会颁布《商业银行流动性风险管理办法（试行）》，此后，中国银行业逐步调整资产负债业务结构，以满足流动性风险监管标准，增强流动性风险抵御能力。作为流动性风险的一种重要表现，资金的流动性风险在历次的银行危机中均扮演着重要角色（Drehmann和Nikolaou，2013）。《巴塞尔协议III》对资金流动性的最新要求，是否会降低商业银行的风险承担和提高整个银行体系的稳定性，目前仍不十分清楚，亟待深入研究。

为研究资金流动性与银行风险承担之间的关系，本文首先对资金流动性和资金流动性风险进行界定。从已有研究来看，资金流动性通常被定义为在短期内通过出售资产或新借款筹集现金的能力（Brunnermeier和Pedersen，2009）。世界货币基金组织将资金流动性定义为有偿付能力的机构及时支付商定款项的能力（IMF，2008）。巴塞尔银行监管委员会认为，流动性是为资产增加提供资金并在到期时履行义务的能力，而不会招致不可接受的损失（BCBS，2008）。参考Drehmann和Nikolaou（2013），本文将资金流动性定义为即时清偿债务的能力，资金流动性风险定义为在特定时期银行无法即时清偿债务的可能性。欧元区成员国的中央银行采取标准招标的形式，进行短期主要再融资操作（Main Refinancing Operations, MROs），向银行体系提供流动性。虽然商业银行的出价会暴露银行资金流动性风险（Drehmann和Nikolaou，2013），但是短期主要再融资操作数据是内部保密数据而不可得，同时中国人民银行公开市场操作不包括该政策工具。与Acharya和Naqvi（2012）、Khan等（2017）保持一致，本文将投资者的存款视为银行资金流动性，存款可以保护银行免受经营风险，存款的增加意味着银行资金流动性的提高，或者说资金流动性风险的降低。

本文主要使用Acharya和Naqvi（2012）的理论预测，这为银行大量吸收存款，降低资金流动性风险，进而鼓励银行承担更多风险提供理论证据支持。Acharya和Naqvi（2012）提出一种银行贷款理论，即研究银行内部代理问题如何影响贷款定价。在实践中，银行管理者和经理有动机发放过多的贷款，因为他们的薪酬随着贷款增加而增长。Acharya和Naqvi（2012）证明，当银行管理者和经理的行为或努力工作不可见时，薪酬与贷款数量挂钩的激

励，在一定程度上可以作为委托代理问题的最优契约结果，然而，这也会引发银行承担过多的风险。假设委托人可以在事后进行代价高昂的审计，以核实银行经理是否通过降低贷款利率和批准过度贷款来采取过于激进的行动。Acharya 和 Naqvi (2012) 表明，尽管委托人可能希望在事前实施严格的审计政策，但审计的成本意味着，只有在银行遭受的流动性短缺足够大时，对银行进行审计才是事后的最优选择。总而言之，最理想的管理人员报酬是增加贷款的数量以促使其努力工作，但如果银行经理低估投资的风险（批准过多的贷款），那么当银行面临严重的流动性短缺时，银行经理将面临被处罚的风险。因此，当银行流动性充足时，管理者会理性地预期将出现宽松的审计政策，从而忽视银行可能在事后面临流动性不足的情况。即过多的存款使银行管理者过度自信，放松贷款标准，增加贷款数量以承担过多风险，为银行未来可能的危机埋下隐患。

此外，也有一些研究为本文提供直接或间接的证据。例如，Myers 和 Rajan (1998) 发现，对于金融机构来说，尽管更多的流动资产会提高短期内筹集现金的能力，但也会降低管理层对保护投资者的投资策略做出可信承诺的能力。也就是说，银行必须持有足够的流动资产以满足贷款者对现金的需求，但更多的资产流动性会降低银行筹集外部资金的能力，这将增加银行的风险承担。Allen 和 Gale (2000) 认为，资产泡沫是由银行部门的代理关系造成的。投资者使用从银行借来的资金投资风险资产，这些资产相对具有吸引力，因为投资者可以通过拖欠贷款以避免低收益时的损失。这种风险转移导致投资者提高资产价格，当积极的信贷扩张不足以防止危机发生时，金融脆弱性就会出现。Gatev 和 Strahan (2006) 发现，银行具有独特的能力对冲市场流动性冲击。存款流入为市场流动性下降后的贷款需求冲击提供资金。当流动性枯竭且商业票据利差扩大时，银行将面对资金流入，这些流入的资金使银行能够满足贷款人的需求，同时不会减少银行持有的流动资产。也就是说，随着市场利差的扩大，银行的贷款增长率和流动资产随之上升。Berger 和 Bouwman (2009) 检验 Acharya 和 Naqvi (2012) 的理论并验证其结果，发现高流动性创造伴随着高风险的发生。我们研究关注的重点不是贷款人的行为，而是银行管理者和经理人的行为，Cheng 等 (2015) 为本文研究提供相关证据。基于传统委托代理理论，风险厌恶型经理人在风险较高的金融机构工作时需要更高的薪酬，以补偿他们在股权中承担的额外风险。因此，为达到经理人在风险较高的银行工作所需的更高薪酬，在流动性充足的情况下，他们可能会实行更加激进的贷款策略 (Cheng 等, 2015)。

从图1中可以看出,在亚洲金融危机、国际金融危机及二者后续影响时期(2002—2004年、2007—2010年),与风险较高的直接投资相比,投资者更加偏好银行存款,这使中国银行业的存款资产比显著增加。2015年,中国银行业存款资产比小幅升高,原因可能是中国正式推出显性存款保险制度所产生的短期效应,由于存款人利益得到更好的保护而使银行存款小幅增加。存款保险可以看作是银行资产的看跌期权(Merton, 1977)。由于显性或隐性存款保险制度的存在,银行过度承担风险会使存款保险面对道德风险问题(Keeley, 1990),对于中国这样的发展中国家尤为明显(段军山等, 2018)。郭晔和赵静(2017)发现,显性存款保险制度推出后,通过提高杠杆率和增加影子银行业务,中国非国有大型商业银行会承担更多的风险。虽然存款可以保护银行免受经营风险,但是随着存款的增加,银行有动机过度贷款以承担更多的风险,这是以存款保险为代价的,即较低的资金流动性风险使银行有动机承担更多风险(Khan等, 2017)。

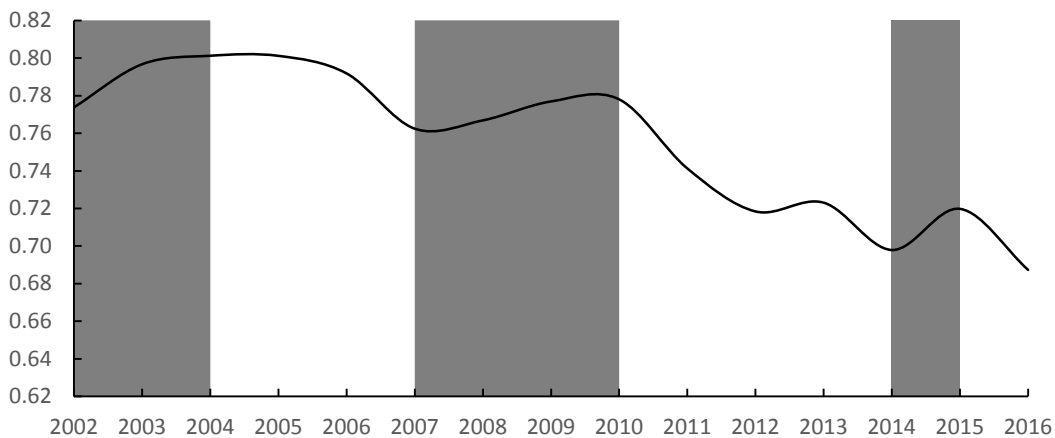


图1 2002—2016年中国银行业存款资产比

资料来源:万德(Wind)数据库及作者计算。

本文使用2002—2016年中国338家商业银行非平衡面板数据,实证分析资金流动性风险与银行风险承担的关系。我们发现,具有较低资金流动性风险的银行会承担更大的风险,具体而言,资金流动性风险与银行总体稳定性、资本充足水平均存在显著的正相关关系,资金流动性风险与银行资产风险、金融中介风险均存在显著的负相关关系。为增强基准模型所得结果的稳健性,本文基于不同银行风险代理变量、不加入宏观控制变量、不控制时间固定效应等分别进行稳健性检验。同时,本文分别使用工具变量2SLS估计、倾向得分匹配估计、

系统 GMM 估计、自变量滞后一期和控制潜在遗漏变量等方法,以缓解基准模型可能存在的内生性问题。本文从三个方面对上述回归结果开展进一步的扩展讨论。首先,本文分析资金流动性风险对银行风险(Z 值)构成因素的影响,发现资金流动性风险的降低会提高盈利能力,降低银行风险,但也会降低资本水平,提高银行风险,总体上表现为银行风险的增大。其次,本文研究资金流动性风险是否通过贷款影响银行风险承担行为,结果发现,存在以银行贷款为中介变量的中介效应,资金流动性风险的降低会导致银行贷款增加,进而提高银行风险承担水平。最后,本文进一步考察资金流动性风险对银行风险承担的影响是否存在异质性,结果表明,在资金流动性风险较低时,大型银行的总体稳定性和资本充足水平更高、金融中介风险更低,高杠杆率银行的资本充足水平更高、金融中介风险更低,在金融危机期间银行的资产风险和金融中介风险更低,在经济高风险时期银行的资本充足水平更高、金融中介风险更低。

相比已有研究,本文在四个方面进行有益的探索和创新:第一,在文献方面,现有研究较少考察资金流动性风险与银行风险承担的关系,尤其对中国银行业进行经验分析几乎不可见。本文基于中国银行业数据,系统考察资金流动性风险对银行风险承担的影响,并从银行总体稳定性、资本充足水平、资产风险、金融中介风险等多角度衡量银行风险承担,因此,我们在丰富银行流动性风险管理研究的同时,也为银行风险承担行为分析提供重要补充。第二,在风险构成方面,本文对已有研究进行重要扩展。我们使用作为银行 Z 值构成因素的资本利润率、资本资产比率和资本利润率波动性等因素,检验资金流动性风险对银行风险构成因素的影响。第三,在中介效应方面,本文试图弥补已有实证文献有关中介影响机制的缺失。通过使用 Baron 和 Kenny (1986)、温忠麟等 (2004) 等提出的中介效应检验程序,我们考察资金流动性风险是否通过贷款影响银行风险承担行为。第四,在异质性分析方面,本文进一步分析银行规模、杠杆率、处在金融危机或经济高风险时期,资金流动性风险对银行风险承担的影响是否存在非对称性。关于高杠杆率和经济高风险等视角的分析,进一步丰富 Khan 等 (2017) 的经验证据。

本文其余部分的结构如下:第二部分是研究设计,包括变量说明、模型设定和样本选择;第三部分是实证分析与检验,包括基准模型回归、稳健性检验和内生性处理;第四部分是拓展讨论,包括风险构成分析、中介效应检验和异质性影响;最后是结论和政策建议。

二、研究设计

本部分首先对本文所用的主要变量进行定义描述，然后对模型设定进行详细解释说明，最后在对初始样本进行处理后得到本文使用的商业银行样本。

（一）主要变量说明

（1）银行风险的代理变量。借鉴 Laeven 和 Levine（2009）等做法，本文选用 Z 值衡量商业银行的总体稳定性，具体计算公式如下：

$$Z - score = (ROE + EquityToAsset) / \sigma(ROE) \quad (1)$$

其中， ROE 是资本利润率， $EquityToAsset$ 是资本资产比率， $\sigma(ROE)$ 是资本利润率 3 年移动标准差。为避免 $Z-score$ 尖峰后尾性质的影响，本文对 $Z-score$ 取自然对数。 Z 值的数值越大，表明商业银行的总体违约风险越小、稳定性越强。此外，本文使用资本利润率 2 年、4 年和 5 年移动标准差计算 $Z-score$ ，所得回归结果与使用资本利润率 3 年移动标准差保持一致。同时，在稳定性检验部分，借鉴张健华和王鹏（2012）的做法，本文使用资本充足率（ $CapitalRatio$ ）替代资本资产比率（ $EquityToAsset$ ）用于计算 $Z-value$ ，以衡量商业银行的总体稳定程度。

资本充足可以捕捉银行风险的重要方面（Zhu 和 Yang, 2016），帮助银行增加生存概率，用于评估银行吸收潜在损失的程度（Berger 和 Roman, 2013）。本文使用资本充足率衡量银行资本充足程度，使用银行资本净额占风险加权资产的百分比进行表示，其中风险加权资产包括信用风险加权资产、市场风险加权资产、操作风险加权资产和资本底线调整。商业银行对风险具有较高的负向资本效应，资本充足率越高，银行的风险就越低（Lee 和 Hsieh, 2013）。银行资本与风险之间的负相关关系可以用“道德风险假说”进行解释，即由于显性或隐性存款保险制度的存在，资本不足的银行承担过高的风险（Demirgüç-Kunt 和 Kane, 2002）。在稳定性检验部分，本文使用核心资本充足率（ $Tier1Ratio$ ）替代资本充足率（ $CapitalRatio$ ），以衡量银行资本充足程度。

在已有文献中，风险加权资产比例被广泛用于衡量银行资产质量，不良贷款率经常用于衡量银行信用风险。风险加权资产比例和不良贷款率都可以衡量银行资产风险，前者用风险加权资产与总资产的比例表示，衡量银行的主动资产风险承担；后者用不良贷款比总贷款表

示，衡量银行的被动资产风险承担。风险加权资产是根据巴塞尔资本监管规则计算的，在发放贷款时即可确定。风险加权资产比例越高，意味着银行购买高风险资产的意愿越强烈。不良贷款是发放贷款后认定为可能存在违约问题的贷款数量。不良贷款率越高，意味着银行存在更多数量的可能违约的风险资产。在本文中，风险加权资产比例 (*RWToAsset*) 作为主要银行资产风险代理变量使用，不良贷款率 (*NPLRatio*) 用于稳健性检验。

金融中介为实现期限和流动性的转换，非流动性长期资产由流动性短期负债进行融资。虽然商业银行独特的流动性供给中介作用有利于银行的日常经营活动，但是也存在内在的脆弱性 (辛兵海和陶江, 2018)。商业银行资产与负债之间的期限错配问题，加剧银行面对的金融中介风险 (Khan 等, 2017)。Berger 和 Bouwman (2009) 提出一种综合性指标计算流动性创造，全面反映商业银行的流动性期限错配问题。商业银行流动性创造越多，其金融中介风险越高。参考 Berger 和 Bouwman (2009)、辛兵海和陶江 (2018)，并剔除数据可得性较差的科目，我们将银行的资产负债表科目按照流动性大小划分为流动性、准流动性和非流动性三个类别并分别赋予不同权重 (由于篇幅限制，具体的银行活动的流动性划分及权重此处略去，需要可向作者索取)，根据资产负债表科目的划分类别及其对应的权重，进行加权求和后得到银行的流动性创造总量，再除以银行总资产得到流动性创造指标。本文使用流动性创造 (*LCToAsset*) 作为金融中介风险的代理变量，在稳健性检验部分，分别使用资产端流动性创造 (*ALCToAsset*)、负债端流动性创造 (*LLCToAsset*) 作为金融中介风险的代理变量。

(2) 资金流动性风险的代理变量。Acharya 和 Naqvi (2012) 试图解释充足的流动性会加剧银行管理者的冒险行为，导致过度贷款和资产价格泡沫。他们将投资者的存款视为银行流动性，原因是为使存款保护银行免受挤兑风险，银行需要将一定比例的存款作为流动性储备，因此，存款是银行准备金的主要决定因素，可以选择将存款作为银行流动性。参考 Acharya 和 Naqvi (2012)、Khan 等 (2017)，本文选择存款资产比 (*DepositToAsset*) 作为资金流动性风险的代理变量，存款资产比越高，意味着银行的资金流动性越高、资金流动性风险越低。由于更多地依赖存款为长期资产提供资金，会降低银行短期内发生挤兑的风险。在显性或者隐性存款保险存在的条件下，存款可以保护银行免受经营风险。存款保险可以看作是银行资产的看跌期权，由于存款保险的存在，银行会随着存款的增加而有动机承担更多的风险 (Khan 等, 2017)。

表1 主要变量定义

变量名称	具体说明
<i>Z-score</i>	$\text{Ln}((\text{资本利润率} + \text{资本资产比率}) / \text{资本利润率 3 年移动标准差})$
<i>Z-value</i>	$\text{Ln}((\text{资本利润率} + \text{资本充足率}) / \text{资本利润率 3 年移动标准差})$
<i>CapitalRatio</i>	资本充足率=资本净额/风险加权资产
<i>Tier1Ratio</i>	核心资本充足率=核心资本净额/风险加权资产
<i>RWAToAsset</i>	风险加权资产比例=风险加权资产/总资产
<i>NPLRatio</i>	不良贷款率=不良贷款/总贷款
<i>LCToAsset</i>	流动性创造= $(0.5 \times \sum(\text{非流动资产} + \text{流动负债}) - 0.5 \times \sum(\text{流动资产} + \text{非流动负债} + \text{所有者权益})) / \text{总资产}$
<i>ALCToAsset</i>	资产端流动性创造= $(0.5 \times \sum \text{非流动资产} - 0.5 \times \sum \text{流动资产}) / \text{总资产}$
<i>LLCToAsset</i>	负债端流动性创造= $(0.5 \times \sum \text{流动负债} - 0.5 \times \sum(\text{非流动负债} + \text{所有者权益})) / \text{总资产}$
<i>DepositToAsset</i>	存款资产比=总存款/总资产
<i>TotalAssetsLn</i>	总资产(元)取自然对数
<i>ROA</i>	资产利润率=净利润/总资产年初年末均值
<i>NIIToIncome</i>	非利息收入占比=非利息收入/营业收入
<i>IncomeDiversity</i>	收入多元化= $1 - (\text{利息净收入} - \text{非利息收入}) / \text{营业收入} $
<i>isListed</i>	是否上市银行虚拟变量
<i>HHI</i>	银行所在地竞争度, 通过加总所在地各银行分支行数量份额的平方得到赫芬达尔指数(Herfindahl-Hirschman Index, <i>HHI</i>), 全国性银行使用全国数据, 地方性银行使用地级市数据
<i>GDPPerCapital</i>	银行所在地人均GDP取自然对数, 全国性银行使用全国数据, 地方性银行使用地级市数据
<i>DepositToAssetOther</i>	当年同类型其他银行的存款资产比的均值
<i>LoanToAsset</i>	贷款资产比=总贷款/总资产
<i>ROE</i>	资本利润率=净利润/所有者权益年初年末均值
<i>EquityToAsset</i>	资本资产比率=所有者权益/总资产

<i>SDROE</i>	资本利润率 3 年移动标准差
<i>isBig</i>	是否大型银行虚拟变量，该银行所有年份的总资产均大于样本空间四分之一分位数则取值为 1，否则取值为 0
<i>isHighLeverage</i>	是否高杠杆率银行虚拟变量，该银行所有年份的杠杆率（负债比总资产）均大于样本空间四分之一分位数则取值为 1，否则取值为 0
<i>isCrisis</i>	是否国际金融危机虚拟变量，2008—2009 年取值为 1，否则取值为 0
<i>isMacRisk</i>	参考陈雨露等（2016），本文将经济周期划分为高涨期、衰退期和正常期三个具体类别， <i>isMacRisk</i> 是经济处在高风险时期的虚拟变量，即当经济处在高涨期或衰退期时取值为 1，否则取值为 0，全国性银行使用全国数据，地方性银行使用地级市数据

表 1 是本文使用变量的符号及含义，表 2 给出主要变量的描述性统计。在表 2 中，Z 值（*Z-score*、*Z-value*）、资本利润率波动性（*SDROE*）的样本量较少，原因是计算资本利润率 3 年移动标准差要损失银行最初两年的数据。如表 2 所示，根据存款资产比（*DepositToAsset*）是否超过当年所有银行的中位数，将样本划分为高组和低组，分别赋值为 1 和 0，并根据是否高组存款资产比进行均值差异检验。结果表明，在 1% 的显著水平上，更高的存款资产比（更高的资金流动性，或更低的资金流动性风险）对应着更大的银行风险承担。因此，初步分析表明较低的资金流动性风险可能会加大银行风险承担。此外，绝大部分控制变量的分布具有较高的离散度，且均值差异检验结果均在 1% 的水平上显著，初步说明本文选择的控制变量是合理的。

表 2 主要变量描述性统计

列	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
样本	全样本				低组	高组
					N=1174	N=1176
变量	样本量	平均数	中位数	标准差	平均值	平均值
<i>Z-score</i>	1690	2.271	2.225	0.896	2.345	2.179****

<i>Z-value</i>	1649	2.540	2.485	0.896	2.644	2.412***
<i>CapitalRatio</i>	2249	0.156	0.131	0.107	0.177	0.135***
<i>Tier1Ratio</i>	2243	0.140	0.115	0.110	0.161	0.120***
<i>RWAToAsset</i>	2092	0.609	0.615	0.117	0.587	0.630***
<i>NPLRatio</i>	2282	0.017	0.014	0.014	0.014	0.019***
<i>LCToAsset</i>	2346	0.421	0.458	0.149	0.376	0.467***
<i>ALCToAsset</i>	2350	0.093	0.099	0.098	0.071	0.115***
<i>LLCToAsset</i>	2346	0.328	0.377	0.135	0.304	0.352***
<i>DepositToAsset</i>	2350	0.729	0.758	0.145	0.623	0.835***
<i>TotalAssetsLn</i>	2350	15.560	15.292	1.633	15.967	15.154***
<i>ROA</i>	2350	0.011	0.011	0.005	0.010	0.012***
<i>NIIToIncome</i>	2350	0.194	0.147	0.170	0.230	0.158***
<i>IncomeDiversity</i>	2350	0.354	0.296	0.261	0.409	0.300***
<i>isListed</i>	2350	0.170	0.000	0.376	0.219	0.121***
<i>HHI</i>	2350	0.116	0.106	0.038	0.113	0.119***
<i>GDPPERCapital</i>	2350	4.007	4.385	1.144	4.009	4.006
<i>DepositToAssetOther</i>	2350	0.707	0.734	0.107	0.665	0.749***
<i>LoanToAsset</i>	2349	0.482	0.496	0.116	0.427	0.536***
<i>ROE</i>	2350	0.148	0.148	0.076	0.135	0.161***
<i>EquityToAsset</i>	2350	0.086	0.073	0.056	0.095	0.077***
<i>SDROE</i>	1693	0.032	0.024	0.028	0.029	0.035***

注：根据存款资产比（*DepositToAsset*）是否超过当年所有银行的中位数，将样本划分为高组和低组，分别赋值为 1 和 0，并根据是否高组进行均值差异检验。*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%水平上显著。

（二）模型设定

为分析资金流动性风险对商业银行风险承担的影响，本文使用最小二乘（Ordinary Least

Squares, OLS) 估计方法建立如下基准模型:

$$BankRisk_{bt} = \alpha + \beta \cdot Liquidity_{bt} + \gamma \cdot Controls_{bt} + \theta_t + \varepsilon_{bt} \quad (2)$$

其中, 被解释变量 $BankRisk_{bt}$ 表示银行 b 在时期 t 的风险承担, 在模型中本文分别使用取自然对数的 Z 值 (Z -score) 衡量银行总体风险、资本充足率 ($CapitalRatio$) 衡量银行资本充足水平、风险加权资产比例 ($RWAToAsset$) 衡量银行资产风险、流动性创造 ($LCToAsset$) 衡量金融中介风险。核心解释变量 $Liquidity_{bt}$ 表示资金流动性风险, 参考 Acharya 和 Naqvi (2012)、Khan 等 (2017), 本文使用存款资产比 ($DepositToAsset$) 作为资金流动性风险的代理变量, 存款资产比越大表示银行资金流动性越大、资金流动性风险越小。控制变量 $Controls_{bt}$ 包括银行层面的资产规模 ($TotalAssetsLn$)、资产利润率 (ROA)、非利息收入占比 ($NIIToIncome$)、收入多元化 ($IncomeDiversity$)、是否上市银行虚拟变量 ($isListed$), 宏观环境变量包括竞争度 (HHI) 和人均 GDP ($GDPPerCapital$)。 α 是截距项, θ_t 是商业银行时间效应, ε_{bt} 是残差项。为解决可能存在的序列相关问题, 本文使用异方差稳健标准误并在银行层面进行聚类。

为分析资金流动性风险变化是否通过贷款对银行风险承担产生影响, 本文使用 Baron 和 Kenny (1986)、温忠麟等 (2004) 等提出的中介效应检验程序, 进行中介变量为银行贷款的中介效应检验。具体的回归模型如方程(2)以及下面方程(3)和(4)所示。

$$Loan_{bt} = \alpha + \delta \cdot Liquidity_{bt} + \gamma \cdot Controls_{bt} + \theta_t + \varepsilon_{bt} \quad (3)$$

$$BankRisk_{bt} = \alpha + \beta' \cdot Liquidity_{bt} + \beta_1 \cdot Loan_{bt} + \gamma \cdot Controls_{bt} + \theta_t + \varepsilon_{bt} \quad (4)$$

其中, $Loan_{bt}$ 表示银行贷款, 用贷款资产比 ($LoanToAsset$) 作为代理变量。银行贷款的中介效应检验程序详见图 2, 其中, 方程(2)系数 β 衡量在不考虑银行贷款时资金流动性风险对银行风险承担的影响; 方程(3)系数 δ 衡量资金流动性风险对银行贷款的影响; 方程(4)系数 β_1 衡量在考虑资金流动性风险时银行贷款对风险承担的影响, 系数 β' 衡量在考虑银行贷款时资金流动性风险对银行风险承担的影响。

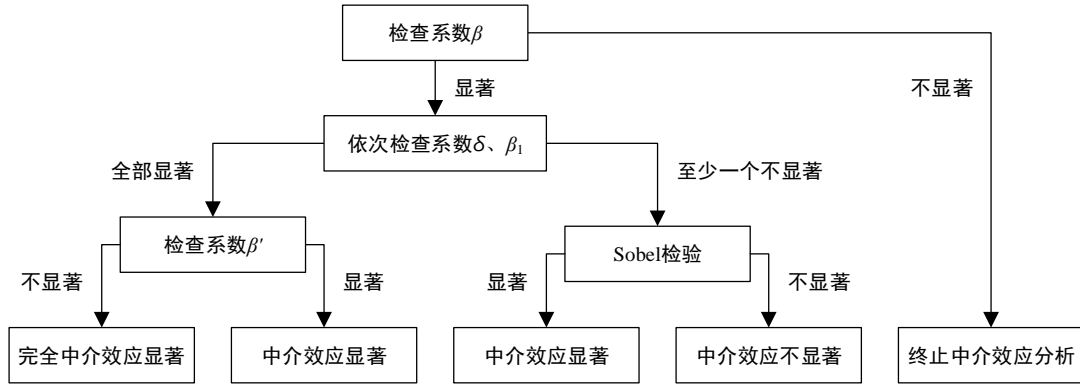


图 2 中介效应检验程序

为进一步研究资金流动性风险对于不同类型和不同时期银行风险承担的影响是否存在差异，本文在基准模型中分别加入是否大型银行、是否高杠杆率银行、是否处在金融危机、是否处在经济高风险时期等虚拟变量、及其与资金流动性变量的交叉项，建立如下扩展模型：

$$\begin{aligned}
 BankRisk_{bt} = & \alpha + \beta \cdot Liquidity_{bt} + \beta_1 \cdot Dum_{bt} + \beta_2 \cdot Liquidity_{bt} \times Dum_{bt} \\
 & + \gamma \cdot Controls_{bt} + \theta_t + \varepsilon_{bt}
 \end{aligned} \tag{5}$$

其中， Dum_{bt} 表示不同类型和不同时期银行风险承担的异质性， $Liquidity_{bt} \times Dum_{bt}$ 用于分析资金流动性风险对于不同类型或时期银行风险承担的影响是否存在非对称性。在不同类型的商业银行方面，首先使用是否大型银行虚拟变量 ($isBig$)，该银行所有年份的总资产均大于样本空间四分之一分位数则取值为 1，否则取值为 0；其次使用是否高杠杆率银行虚拟变量 ($isHighLeverage$)，该银行所有年份的杠杆率（负债比总资产）均大于样本空间四分之一分位数则取值为 1，否则取值为 0。在不同时期的商业银行方面，首先使用是否国际金融危机虚拟变量 ($isCrisis$)，2008—2009 年取值为 1，否则取值为 0；其次使用是否经济高风险时期虚拟变量 ($isMacRisk$)，当经济处在高风险时期（高涨期或衰退期）取值为 1，否则取值为 0。本文也控制年份效应，为解决可能存在的序列相关问题，使用异方差稳健标准误并在银行层面进行聚类。

（三）样本选择

本文选取 2002—2016 年中国 338 家商业银行的非平衡面板数据作为研究样本，所用数据均来自万德 (Wind) 数据库、全球银行和金融机构分析 (BankScope) 数据库以及中国各商业银行年报。我们对初始样本进行如下处理：(1) 考虑到本文研究的对象，剔除中国邮政储蓄银行和政策性银行；(2) 为计算银行风险承担指标 Z 值 ($Z\text{-score}$ 、 $Z\text{-value}$)，剔除资本

利润率 (*ROE*)、资本资产比率 (*EquityToAsset*) 和资本充足率 (*CapitalRatio*) 的数据连续期少于 3 年的银行; (3) 剔除所选变量存在缺失值的研究样本; (4) 为消除离群值对回归结果的影响, 对所用变量在上下 1% 分位点进行缩尾处理。按照 2018 年底中国银保监会的分类标准, 338 家样本商业银行包括 5 家国有大型商业银行、12 家股份制商业银行、120 家城市商业银行、164 家农村商业银行和 37 家外资法人银行。截至 2016 年底, 选取样本的银行总资产占银行业金融机构总资产的比例为 76.33%, 占商业银行总资产的比例为 97.67%。因此, 本文使用的研究样本覆盖中国主要商业银行, 是一个特别具有代表性的银行样本。由于研究样本年限的均值是 7 年, 为避免潜在的样本选择问题, 本文也对剔除所用变量连续期少于 5 年和 7 年的银行样本分别进行检验, 发现主要结论保持稳健。此外, 对所有变量在上下 5% 分位点进行缩尾处理, 发现回归结果与本文主要结论保持一致。

三、实证分析与检验

为研究资金流动性风险对银行风险承担行为的影响, 在对基准模型进行分析的基础上, 本文进行稳健性检验以增强回归结果的稳健性, 处理内生性以缓解可能的内生性问题。

(一) 基准模型

根据方程(2), 表 3 汇报基准模型的回归结果, 在所有模型中, 我们使用异方差稳健标准误并在银行层面进行聚类, 纳入银行特征变量和宏观环境变量, 同时控制时间固定效应以避免其他不可观察因素对银行风险承担的影响。经检验所有模型的方差膨胀因子 *VIF* 数值均小于 10, 可以认为不存在多重共线性问题。在表 3 中, 我们分别使用 *Z* 值 (*Z-score*) 衡量银行总体稳定性、资本充足率 (*CapitalRatio*) 衡量银行资本充足水平、风险加权资产比例 (*RWToAsset*) 衡量银行资产风险、流动性创造 (*LCToAsset*) 衡量金融中介风险, 同时, 使用存款资产比 (*DepositToAsset*) 衡量核心解释变量资金流动性风险。所得结果表明, 资金流动性风险与银行风险承担存在显著的负相关关系, 即资金流动性风险越小 (存款资产比越大, 资金流动性越大), 商业银行风险承担越大, 这与 Acharya 和 Naqvi (2012)、Khan 等 (2017) 的分析保持一致。具体而言, 资金流动性风险与银行总体稳定性、资本充足水平均存在显著的正相关关系, 资金流动性风险与银行资产风险、金融中介风险均存在显著的负相关关系。

表 3 资金流动性与银行风险承担

模型	(1)	(2)	(3)	(4)
被解释变量	<i>Z-score</i>	<i>CapitalRatio</i>	<i>RWAToAsset</i>	<i>LCToAsset</i>
<i>DepositToAsset</i>	-0.665** (0.312)	-0.388*** (0.064)	0.177*** (0.046)	0.430*** (0.052)
控制变量	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
调整 R ²	0.154	0.403	0.199	0.373
样本量	1690	2249	2092	2346
银行数	333	336	330	338

注：本表使用 OLS 估计，表内数字为变量的回归系数，对应括号内为银行层面的聚类稳健标准误。*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%水平上显著。

（二）稳健性检验

为增强基准模型所得结果的稳健性，在前文所做稳健性检验的基础上，本文基于不同银行风险承担代理变量、不加入宏观控制变量、不控制时间固定效应等分别进行稳健性检验。具体结果报告如下（由于篇幅限制，具体的回归结果此处略去，需要可向作者索取）：

（1）基于不同银行风险承担代理变量。本文使用资本充足率替代资本资产比率计算的 Z 值衡量银行总体稳定性、核心资本充足率衡量银行资本充足水平、不良贷款率衡量银行资产风险、资产端流动性创造和负债端流动性创造衡量金融中介风险，发现资金流动性风险与银行风险承担仍然存在显著的负相关关系。

（2）不加入宏观控制变量。在基准模型中，本文控制时间固定效应，也控制时序的宏观环境变量（所在地竞争度、人均 GDP），然而，同时控制时间固定效应和宏观经济变量，回归结果可能会产生多重共线性问题（Thompson 等，2011）。在删除所在地竞争度和人均 GDP 后，发现资金流动性风险与银行风险承担仍然存在显著的负相关关系。

（3）不控制时间固定效应。在本文不再控制时间固定效应后，发现资金流动性风险与银行风险承担仍然存在显著的负相关关系。

（三）内生性处理

本部分综合运用工具变量 2SLS 估计、倾向得分匹配估计、系统 GMM 估计、自变量滞后一期和控制潜在遗漏变量等方法，对基准模型可能存在的内生性问题进行处理。具体结果报告如下（由于篇幅限制，具体的回归结果此处略去，需要可向作者索取）：

（1）工具变量估计。本文使用工具变量两阶段最小二乘估计（Two-stage Least Squares, 2SLS）进行分析，同时使用工具变量广义矩估计和有限信息极大似然估计进行分析，所得回归结果保持一致。在回归模型中，我们控制时间固定效应，使用异方差稳健标准误并在银行层面进行聚类，用当年同类型其他银行存款资产比的均值（*DepositToAssetOther*）作为工具变量。结果表明，*DepositToAssetOther* 与该银行的存款资产比存在显著的正相关关系，在大部分情况下资金流动性风险与银行风险承担显著负相关，相关检验表明大部分情况下的工具变量是有效的。

（2）倾向得分匹配估计。本文使用倾向得分匹配（Propensity Score Matching, PSM）估计，分析资金流动性风险对银行风险承担的处理效应。根据存款资产比是否超过当年所有银行的中位数，将样本划分为高组和低组，分别赋值为 1 和 0，作为处理变量。我们使用银行风险承担代理变量作为结果变量，使用基准模型中的控制变量作为协变量。本文通过 100 次自助法进行有放回、允许并列的匹配估计，所用匹配方法包括一对一匹配、一对四匹配、卡尺内一对四匹配、半径匹配、核匹配、局部线性匹配、样条匹配和马氏匹配，结果发现 PSM 估计结果与基准模型完全保持一致。

（3）系统 GMM 估计。为避免静态面板模型可能产生的偏差，缓解可能存在的内生性问题，本文使用动态面板系统广义矩（系统 GMM）估计方法，以控制银行风险的前期值与残差项之间、自变量与残差项之间可能存在的内生关联（Blundell and Bond, 1998）。结果发现，上期银行风险承担与当期均显著正相关，同时，资金流动性风险与银行风险承担的负相关关系均十分显著，相关检验表明大部分的模型结果是可靠的和有效的。

（4）自变量滞后一期。为进一步避免可能的因果关系导致的内生性问题，本文使用自变量滞后一期进行回归，以检验资金流动性风险及其他控制变量的改变可能对下一时期银行风险承担的影响。结果表明，资金流动性风险与银行风险承担仍然存在显著的负相关关系。因此，考虑被解释变量和自变量可能相互影响的内生性问题后，估计结果与基准模型保持一致。

（5）控制潜在遗漏变量。为更好地获得资金流动性对银行风险的因果识别效应，本文

关注可能存在的一些遗漏变量对估计结果产生的偏误。在已有控制变量的基础上，我们新增加可能会影响银行风险的一系列变量，包括净贷款比总资产、资产多元化、营业收入增速、90天银行间同业拆借利率、贷款价值比、GDP同比增速等，发现回归结果与基准模型保持一致。

四、扩展讨论：风险构成、中介效应与异质影响

本部分从三个方面对上述回归结果开展进一步的扩展讨论：（1）风险构成分析，针对资金流动性风险对银行风险构成要素的影响进行考察；（2）中介效应检验，考察资金流动性风险是否会通过贷款渠道影响银行的风险承担；（3）异质性影响，基于银行规模、杠杆水平以及经济金融稳定等视角，分析资金流动性风险对银行风险的影响是否存在非对称性。

（一）风险构成分析

本文使用作为Z值构成部分的资本利润率（*ROE*）、资本资产比率（*EquityToAsset*）和资本利润率3年移动标准差（*SDROE*）等因素作为被解释变量，分析资金流动性风险对银行风险（Z值）各构成因素的影响。在表4中，我们使用作为Z值构成部分的资本利润率衡量银行盈利能力、资本资产比率衡量银行资本水平、资本利润率3年移动标准差衡量银行盈利能力的波动性。解释变量和控制变量仍与基准模型保持一致。在模型(1)中，资金流动性风险与银行盈利能力存在显著的负相关关系。可能的原因是随着存款资金的增加，由于放贷标准的下降，银行贷款随之增长（Acharya 和 Naqvi, 2012），这会提高银行的盈利能力（Köhler, 2012）。在模型(2)中，资金流动性风险与银行资本水平存在显著的正相关关系，这与基准模型中被解释变量为资本充足率时的结果保持一致。由模型(1)和(2)所得结果可知，资金流动性风险对银行风险（Z值）构成因素中的盈利能力和资本水平产生不同作用，从而最终影响银行总体稳定性。具体而言，资金流动性风险的降低，会提高盈利能力，降低银行风险，但也会降低资本水平，提高银行风险，总体上表现为银行风险上升（作为Z值构成分子的*ROE*与*EquityToAsset*的系数之和等于-0.105）。此外，在模型(3)中，作为Z值构成分母的资本利润率3年移动标准差（*SDROE*）也经常用于衡量银行风险承担（Zhu 和 Yang, 2016）。虽然资金流动性（*DepositToAsset*）的系数不显著，但系数符号为正，表明盈利能力波动性与银行风险承担可能存在正相关关系。

表 4 资金流动性与银行风险承担：Z 值构成因素分析

模型	(1)	(2)	(3)
被解释变量	Z 值组成部分		
	<i>ROE</i>	<i>EquityToAsset</i>	<i>SDROE</i>
<i>DepositToAsset</i>	0.084*** (0.012)	-0.189*** (0.022)	0.011 (0.008)
控制变量	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制
调整 R ²	0.656	0.441	0.152
样本量	2350	2350	1693
银行数	338	338	333

(二) 中介效应检验

为考察资金流动性风险是否通过贷款影响银行风险承担行为，本文使用贷款资产比 (*LoanToAsset*) 作为中介变量进行中介效应检验。首先，由前文可知，资金流动性风险与银行风险承担存在显著的负相关关系。在表 5 的模型(1)中，所得结果表明，资金流动性风险与银行贷款存在显著的负相关关系，即资金流动性风险越小，商业银行贷款规模越大。这与 Brunnermeier 和 Pedersen (2009)、Drehmann 和 Nikolaou (2013)、Chung 等 (2018)、王晓晗和杨朝军 (2014) 所得结果保持一致。在模型(2)中，Sobel 检验统计量是 1.477，大于 5% 显著性水平上的临界值 0.97，根据图 2 中介效应检验程序可知，显著存在以贷款资产比 (*LoanToAsset*) 为中介变量的中介效应；在模型(3)和(5)中，显著存在以贷款资产比 (*LoanToAsset*) 为中介变量的中介效应；在模型(4)中，显著存在以贷款资产比 (*LoanToAsset*) 为中介变量的完全中介效应。因此，存在以银行贷款为中介变量的中介效应，资金流动性风险通过贷款影响银行风险承担。

表5 资金流动性与银行风险承担：基于银行贷款中介效应

模型	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
被解释变量	<i>LoanToAsset</i>	<i>Z-score</i>	<i>CapitalRatio</i>	<i>RWToAsset</i>	<i>LCToAsset</i>
<i>DepositToAsset</i>	0.394*** (0.035)	-0.903*** (0.334)	-0.326*** (0.051)	-0.059 (0.047)	0.145*** (0.041)
<i>LoanToAsset</i>		0.485 (0.327)	-0.143*** (0.052)	0.513*** (0.055)	0.723*** (0.042)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
调整 R ²	0.414	0.155	0.416	0.339	0.561
样本量	2349	1690	2249	2092	2345
银行数	338	333	336	330	338

(三) 异质性影响

根据方程(5)，本部分进一步分析银行规模、杠杆率、处在金融危机或经济高风险时期，资金流动性风险对银行风险承担的影响是否存在异质性（非对称性），具体结果报告如下（由于篇幅限制，具体的回归结果此处略去，需要可向作者索取）：

(1) 银行规模的影响。本文发现，在资金流动性风险较低时，大型银行较中小银行的总体稳定性和资本充足水平更高、金融中介风险更低，这可以通过较高的 Z 值、资本充足率，以及较低的流动性创造证明。因此，这些结果类似于 Khan 等（2017）的发现，即为应对较低的资金流动性风险，大型银行的资产风险和整体风险普遍低于小型银行。大型银行为应对较低的资金流动性风险而承担更少的风险。由基准模型部分可知，收入多元化水平的提高，会降低银行风险承担水平。由于大型银行具有更加多元化的经营模式，同时，也面临更严格的审慎监管和监管约束（Khan 等，2017），因此，为应对较低的资金流动性风险，大型银行可能会承担更少的风险。作为稳健性检验，我们基于银行经营范围视角，分析是否全国性银行对资金流动性风险与银行风险承担关系的影响，发现所得结论与基于银行规模视角基本保持一致。

(2) 高杠杆率的影响。本文发现，在资金流动性风险较低时，高杠杆率银行的资本充

足水平更高、金融中介风险更低，这可以通过较高资本充足率和较低的流动性创造证明。这些结果与现有文献保持一致，即由于过度增加杠杆率放大潜在的投资损失(Tasca等, 2014)，在银行破产的情况下股东也会遭受损失(Repullo, 2004)，具有较高杠杆率的银行在存款较多时会承担更少的风险。因此，杠杆率相对较大的银行面对更高的风险承担，高杠杆率银行为应对较低的资金流动性风险反而承担较少的风险。

(3) 金融危机的影响。本文发现，在金融危机期间，在资金流动性风险较低时，银行的资产风险和金融中介风险更低，这可以通过较低的风险加权资产比例和流动性创造证明。因此，这些结果与 Acharya 和 Mora (2015)、Khan 等 (2017) 的结论保持一致。在金融危机前，银行存款资金状况较为疲弱，因为投资者认为银行存款的风险要比金融工具大 (Acharya 和 Mora, 2015)。在危机之初，银行由于存款流入减弱，会减少新增信贷，未来经营业绩恶化 (Cohen 等, 2014)。在危机爆发后，投资者变得高度厌恶风险，同时政府明确支持存款保险，投资者更倾向于将资金存入银行 (Acharya 和 Mora, 2015)。因此，在国际金融危机期间，银行风险随着资金流动性风险的下降而降低。

(4) 宏观经济风险的影响。本文发现，在经济高风险时期，当资金流动性风险较低时，银行的资本充足水平更高、金融中介风险更低，这可以通过较高的资本充足率和较低的流动性创造证明。当宏观经济风险较高时，经济中的投资者无法很好地控制企业或企业道德风险的增加，银行存款被认为更加安全，投资者会减少直接投资和持有更多银行存款 (Acharya 和 Naqvi, 2012)。但是在经济风险较高时，银行管理者对经济风险的偿付敏感性提高，贷款行为可能变得更为保守，提高放贷标准，紧缩信贷，提高资本充足水平，银行风险承担下降。因此，在经济高风险时期，银行风险随着资金流动性风险的下降而降低。

五、主要结论与政策启示

本文使用 2002—2016 年中国 338 家商业银行的非平衡面板数据，研究资金流动性风险对银行风险承担的影响。实证结果显示，具有较低资金流动性风险的银行会承担更大的风险，而存款较高的银行则具有较低的资金流动性风险，原因是在显性或者隐性存款保险存在的情况下，存款可以保护银行免受经营风险。此外，充足的资金流动性可以使银行避免出现资金短缺，这可能刺激银行的冒险倾向，从而承担更高的风险。进一步的分析显示：(1) 存款增

长会提高盈利能力,降低银行风险,但也会降低资本水平,提高银行风险,总体上表现为银行风险的上升;(2)存在以银行贷款为中介变量的中介效应,即资金流动性风险的降低会导致银行贷款增加,进而使银行风险上升;(3)在资金流动性风险较低时,大型银行和高杠杆率银行的资本充足水平更高、金融中介风险更低;(4)在金融危机期间,银行的资产风险和金融中介风险更低,同时,在经济高风险时期,银行的资本充足水平更高、金融中介风险更低。

本文的研究结论对银行经营者和政策管理部门均具有比较明确的启示意义。首先,由于较低的资金流动性风险会促使银行承担更大的风险,因此,银行应避免短期资金流动性的过快增长,维持适度的资本水平,控制过度的风险承担;其次,由于资金流动性风险会通过贷款影响银行的风险承担行为,因此,应更好地规范银行的信贷投放和管理,合理控制信贷规模;第三,由于大型银行和高杠杆银行通常面对更高的风险承担,因此,政策管理部门应加强对大型银行和高杠杆银行的风险监管,避免这些银行因过度风险承担而引发系统性风险;第四,尽管银行会在金融危机或经济高风险时期主动降低风险承担,但外部金融和经济的冲击仍有可能对银行的稳定性产生较大冲击,此时,逆周期的金融监管仍需加强和完善。概要言之,商业银行为应对潜在的资金流动性风险,应尽可能保持资金来源的长期性、稳定性和多元性,同时通过更好地规范信贷投放和贷款管理,有效控制过度的风险承担;而政策管理部门则应该在《巴塞尔协议 III》的框架下,进一步完善宏观审慎政策工具,通过多种措施加强对银行的流动性和杠杆率监管,确保金融机构的总体风险可控。

参考文献:

1. 陈雨露、马勇、阮卓阳:《金融周期和金融波动如何影响经济增长与金融稳定?》,《金融研究》2016年第2期。
2. 段军山、杨帆、高洪民:《存款保险、制度环境与商业银行风险承担——基于全球样本的经验证据》,《南开经济研究》2018年第3期。
3. 郭晔、赵静:《存款保险制度、银行异质性与银行个体风险》,《经济研究》2017年第12期。
4. 王晓晗、杨朝军:《市场流动性、融资流动性与银行风险研究》,《投资研究》2014

年第7期。

5. 温忠麟、张雷、侯杰泰、刘红云：《中介效应检验程序及其应用》，《心理学报》2004年第5期。

6. 辛兵海、陶江：《商业银行的流动性风险管理存在同群效应吗？》，《财贸经济》2018年第4期。

7. 张健华、王鹏：《银行风险、贷款规模与法律保护水平》，《经济研究》2012年第12期。

8. Acharya, V., & Naqvi, H., The Seeds of a Crisis: A Theory of Bank Liquidity and Risk Taking over the Business Cycle. *Journal of Financial Economics*, Vol.106, No.2, 2012, pp.349—366.

9. Acharya, V. V., & Mora, N., A Crisis of Banks as Liquidity Providers. *Journal of Finance*, Vol.70, No.1, 2015, pp.1—43.

10. Allen, F., & Gale, D., Bubbles and Crises. *The Economic Journal*, Vol.110, No.460, 2000, pp.236—255.

11. Baron, R. M., & Kenny, D. A., The Moderator—mediator Variable Distinction in Social Psychological Research: Conceptual, Strategic, and Statistical Considerations. *Journal of Personality and Social Psychology*, Vol.51, No.6, 1986, pp.1173—1182.

12. Basel Committee on Banking Supervision (BCBS), Principles for Sound Liquidity Risk Management and Supervision. Bank for International Settlements, Basel, 2008.

13. Berger, A. N., & Bouwman, C. H. S., Bank Liquidity Creation. *Review of Financial Studies*, Vol.22, No.9, 2009, pp.3779—3837.

14. Berger, A. N., & Roman, R. A., Did TARP Banks get Competitive Advantages? *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol.50, No.6, 2015, pp.1199—1236.

15. Blundell, R., & Bond, S., Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models. *Journal of Econometrics*, Vol.87, No.1, 1998, pp.115—143.

16. Brunnermeier, M. K., & Pedersen, L. H., Market Liquidity and Funding Liquidity. *Review of Financial Studies*, Vol.22, No.6, 2009, pp.2201—2238.

17. Cheng, I. H., Hong, H., & Scheinkman, J. A., Yesterday's Heroes: Compensation and Risk

at Financial Firms.*Journal of Finance*, Vol.70, No.2, 2015, pp.839—879.

18. Chung, J. Y., Ahn, D. H., Baek, I. S., &Kang, K. H., An Empirical Investigation on Funding Liquidity and Market Liquidity.*Review of Finance*, Vol.22, No.3, 2018, pp.1213—1247.

19. Cohen, L. J., Cornett, M. M., Marcus, A. J., &Tehrani, H., Bank Earnings Management and Tail Risk During the Financial Crisis.*Journal of Money Credit and Banking*, Vol.46, No.1, 2014, pp.171—197.

20. Demirgüç-Kunt, A., &Kane, E., Deposit Insurance around the World: Where does it Work?*Journal of Economic Perspectives*, Vol.16, No.2, 2002, pp.175—195.

21. Drehmann, M., &Nikolaou, K., Funding Liquidity Risk: Definition and Measurement.*Journal of Banking & Finance*, Vol.37, 2013, pp.2173—2182.

22. Gatev, E., &Strahan, P. E., Banks' Advantage in Hedging Liquidity Risk: Theory and Evidence from the Commercial Paper Market.*Journal of Finance*, Vol.61, No.2, 2006, pp.867—892.

23. International Monetary Fund (IMF), Global Financial Stability Report, International Monetary Fund, Washington, April,2008.

24. Keeley, M. C., Deposit Insurance, Risk, and Market Power in Banking.*American Economic Review*, Vol.8, No.5, 1990, pp.1183—1200.

25. Khan, M. S., Scheule, H., &Wu, E., Funding Liquidity and Bank Risk Taking.*Journal of Banking & Finance*, Vol.82, 2017, pp.203—216.

26. Köhler, M., Which Banks are More Risky? The Impact of Loan Growth and Business Model on Bank Risk-Taking. Bundesbank Discussion Paper, No.33/2012, 2012.

27. Laeven, L., &Levine, R., Bank Governance, Regulation and Risk Taking.*Journal of Financial Economics*, Vol.93, No.2, 2009, pp.259—275.

28. Lee, C. C., &Hsieh, M. F., The Impact of Bank Capital on Profitability and Risk in Asian Banking.*Journal of International Money and Finance*, 32(2), 2013, pp.251—281.

29. Merton, R. C., An Analytic Derivation of the Cost of Deposit Insurance and Loan Guarantees an Application of Modern Option Pricing Theory.*Journal of Banking & Finance*, Vol.1, No.1, 1977, pp.3—11.

30. Myers, S. C., & Rajan, R. G., The Paradox of Liquidity. *The Quarterly Journal of Economics*, Vol.113, No.3, 1998, pp.733—771.
31. Repullo, R., Capital Requirements, Market Power, and Risk-taking in Banking. *Journal of Financial Intermediation*, Vol.13, No.2, 2004, pp.156—182.
32. Rose, P. S., & Hudgins, S. C., *Bank Management & Financial Services*. McGraw-Hill Education, 2012.
33. Tasca, P., Mavrodiev, P., & Schweitzer, F., Quantifying the Impact of Leveraging and Diversification on Systemic Risk. *Journal of Financial Stability*, Vol.15, No.12, 2014, pp.43—52.
34. Thompson, S. B., Simple Formulas for Standard Errors that Cluster by both Firm and Time. *Journal of Financial Economics*, Vol.99, No.1, 2011, pp.1—10.
35. Zhu, W. Y., & Yang, J. W., State Ownership, Cross-Border Acquisition, and Risk-Taking: Evidence from China's Banking Industry. *Journal of Banking & Finance*, Vol.71, No.10, 2016, pp.133—153.

Funding Liquidity and Bank Risk-taking: Evidence from China

MA Yong, LI Zhen

(Renmin University of China, 100872)

Abstract: Liquidity risk has a significant impact on the prudent operation of financial institutions and the stability of financial system. Funding liquidity risk has played an important role in banking crises of the history. This paper uses the data of 338 commercial banks in China from 2002 to 2016 to analyze the relationship between funding liquidity and bank risk-taking. The findings show that: (1) Banks with lower funding liquidity risk take more risk, which is evidenced by lower Z-score and capital adequacy ratio, as well as higher risk-weighted asset ratio and liquidity creation. (2) Funding liquidity risk has an impact on the factors of Z-score. Lower funding liquidity risk increases bank profitability and reduces capital level. (3) Funding liquidity risk can affect bank risk-taking behavior through the intermediary effect of bank loans. (4) With the lower funding liquidity risk, larger banks and higher leverage banks can restrain banks from taking more risk, and the banks can take less risk during the international financial crisis or higher economic risk periods.

Keywords: Funding Liquidity, Deposits, Bank Risk, Intermediary Effect, Heterogeneity

JEL: C33, G21, G33