

存款保险制度、银行异质性与银行个体风险*

郭 晔 赵 静

内容提要: 本文立足于如何防范非危机时期存款保险制度的道德风险问题, 选取了2010—2015年中国和美国银行业的微观数据, 运用系统GMM, 对比中美两国的存款保险制度对银行个体风险作用的差异以及银行杠杆率和治理结构对二者关系的影响; 进一步, 运用倍差法(DID)深入分析我国存款保险制度对银行个体风险的影响及其作用机制。实证结果表明: 存款保险制度显著增加了我国其他商业银行(中、农、工、建四大国有银行以外的商业银行)的个体风险, 而其对美国的银行个体风险的影响却不显著; 对中美两国银行而言, 银行杠杆率越高, 第一大股东的持股比例越高, 存款保险制度的道德风险问题越严重; 比较分散的股权结构和较低的银行杠杆率降低了美国存款保险制度对银行个体风险的负面影响; 引入存款保险制度后, 我国四大国有银行的个体风险、杠杆率和影子银行业务均没有显著变化; 但是其他商业银行却会提高杠杆率和更积极地从事影子银行业务, 从而增加了个体风险。

关键词: 存款保险制度 银行个体风险 银行治理 银行杠杆

一、引 言

2015年10月24日, 中国人民银行宣布对商业银行等金融机构不再设置存款利率上限, 标志着我国利率管制基本放开。但是, 利率完全放开后会加剧银行间竞争, 银行可能会通过高息揽储、从事高风险项目应对竞争, 这将在一定程度上诱发银行的资产质量下降, 银行破产风险增加。从国际经验来看, 许多国家在利率市场化过程中经历了银行倒闭潮。自美国率先实施存款保险制度后, 很多国家纷纷推出存款保险制度以保证利率市场化的顺利推进。借鉴国际经验, 我国在利率市场化的最后关头也推出了存款保险制度。2015年3月31日, 我国的《存款保险条例》正式公布, 自2015年5月1日起施行, 覆盖所有存款类金融机构, 这标志着我国由隐性担保过渡到显性存款保险制度(以下简称“存款保险制度”)。相比之下, 存款保险制度更有利于银行竞争, 发挥市场在银行资源配置中的决定性作用, 保护存款人的利益, 规范银行的退出机制。然而, 存款保险制度是一把双刃剑, 其也易诱发道德风险问题(Dowd, 1993), 进而导致银行风险增加。在我国现阶段银行风险高企以及利率市场化改革加速推进的背景下, 借鉴国际经验, 根据我国特有的制度环境, 研究如何有效防范由存款保险制度诱发的道德风险问题, 无疑具有重要的理论价值与现实意义。

存款保险制度可能导致银行的道德风险问题, 主要是因为引入存款保险制度会同时影响银行内部的治理机制和存款人对银行的监督激励, 而存款保险机构的还款保障进一步扭曲了风险和收益的分担机制, 导致银行有可能采取更激进的经营策略, 从而增加银行的个体风险。已有的研究发现, 存款保险制度是否影响银行个体风险以及影响程度, 主要受到银行的运营状况和治理机制(Buser et al., 1981; Karels & McClatchey, 1999; Forssbaeck, 2011), 以及宏观环境和金融市场环境(田国强等, 2016)等因素影响。

* 郭晔、赵静(通讯作者), 厦门大学经济学院、王亚南经济研究院, 邮政编码: 361005, 电子邮箱: eyguo@xmu.edu.cn, lydiazhaojing@163.com。本文受国家自然科学基金青年项目(71501167)、国家自然科学基金重点项目(71631004)和中央高校基本科研业务费专项资金(20720171002)的资助。本文系“第十五届中国青年经济学者论坛”参会论文, 作者感谢方颖、陈海强、许文彬诸位教授和匿名审稿人富有建设性的意见, 但文责自负。

从国际上存款保险制度的发展历程来看,美国是最早实施存款保险制度的国家,其运行模式比较成熟,对我国该制度的实施具有一定的借鉴意义。更重要的是,为了降低存款保险制度的负面性,我国存款保险制度的内容设计在考虑中国国情的基础上,充分借鉴了美国的成功经验,两国存款保险的制度设计有许多类似之处。尤其是对存款保险制度实施效果有重要影响的核心要素职能设计和保险费率设计方面,我国采取了与美国一致的做法,引入风险差别费率和风险最小化模式(潘功胜 2015^①;陈雨露 2015^②)。因此对比两国存款保险制度的作用效果和银行微观行为影响的差异性和一致性,有助于探讨类似的存款保险制度对中美两国银行个体风险的影响存在差异的深层原因,更能体现中国存款保险制度实施中的特殊问题,有利于更好地实施我国存款保险制度。

鉴于此,本文收集了2010—2015年美国2319家银行的微观数据,并整理了同时期中国95家商业银行的微观数据,从中美比较的视角出发,试图较全面地探讨存款保险制度与银行个体风险的关系,并进一步研究存款保险制度的实施对我国银行个体风险的影响及其作用机制。与已有研究相比,我们做了以下四方面的拓展。首先,利用我国存款保险制度实施一年有余的机会,实证检验了存款保险制度实施以来对我国银行个体风险的影响。其次,鉴于我国存款保险条例中的职能设计和保险费率设计等核心要素借鉴了美国的成功经验,本文立足中美比较研究,分析存款保险制度对中美银行个体风险的差异性影响;并从银行治理和银行杠杆的独特视角出发,具体分析其背后的制度性因素。再次,利用存款保险制度的引入对于中、农、工、建四大国有银行(以下简称“四大行”)和其他商业银行的非对称性影响,通过倍差法(DID)估计存款保险制度对于其他商业银行行为的影响,探讨存款保险制度对我国银行个体风险的具体影响途径。最后,在研究方法上,现有使用跨国数据的文献主要运用OLS方法进行估计,没有充分考虑回归中可能存在的内生性关系。而且作为主要的被解释变量,银行个体风险是个连续调整的变量,因此我们使用动态面板数据模型,引入银行个体风险的滞后期。同时通过设置银行的固定效应,控制那些影响银行选择是否加入存款保险制度的不可观测因素,使用系统GMM方法进行估计。

二、文献综述

自1933年美国率先实行存款保险制度以来,关于存款保险制度与银行风险的关系引起了学者们的广泛关注。最近的全球性金融危机重燃了人们关于两者关系的争论,现有国外文献主要包括三个方面,即存款保险制度会增加银行风险、存款保险制度有利于银行系统稳定以及二者的关系会受到银行特征和宏观经济条件的影响。

支持者(Diamond & Dybvig, 1983)认为,存款保险制度有利于保护存款人的利益,可以防范由于储户恐慌引发的传染性银行挤兑,降低银行系统的风险(Merton, 1977)。一些实证研究验证了该理论观点,部分学者基于跨国数据进行分析,Cull et al. (2005)基于1990—1999年的跨国数据发现,在法律和监管制度比较健全的国家,存款保险制度有利于金融稳定。Angkinand & Wihlborg (2010)基于35个国家的跨国数据,发现存款保险制度覆盖率较高的国家发生金融危机的概率较小。有些学者针对单个国家进行分析,Gropp & Vesala (2004)发现欧盟的银行引入存款保险制度后银行风险降低了。Chernykh & Cole (2011)使用俄罗斯的银行数据,运用倍差法发现存款保险制度有利于降低银行风险。

相反的观点则认为存款保险制度容易滋生道德风险问题进而会激发银行承担过度的风险。Demirgüç-Kunt & Huizinga (2004)的研究发现,银行加入存款保险制度后,储户会降低对银行的监

① 潘功胜 2015:《存款保险:让银行更稳健》参见 <http://www.pbc.gov.cn/goutongjiaoliu/113456/113469/2811359/index.html>。

② 陈雨露 2015:《加强存款人保护,完善现代金融安全网》,参见 <http://www.pbc.gov.cn/goutongjiaoliu/113456/113469/2811377/index.html>。

督。Soledad et al. (2001) 发现缺乏市场约束会导致银行的风险承担增加,且银行可以把部分破产损失转嫁给存款保险机构,进而导致银行冒险动机增强,最终会增加银行个体风险。不少实证研究也表明存款保险制度存在成本,实施显性存款保险制度的国家的道德风险问题更加严重,发生金融危机的概率也更大。Hovakimian et al. (2003) 基于 56 个国家的跨国数据,发现存款保险制度加剧了银行的风险转移行为,道德风险问题较为严重。

此外,一些文献认为存款保险制度与银行风险的关系会受到银行特征和宏观经济条件的影响。在银行特征方面,现有文献主要关注银行治理和银行杠杆对二者关系的影响。银行治理方面,已有研究发现相同的存款保险制度对于银行治理不同的国家会产生不一样的效果,忽略银行治理的影响会得出关于存款保险制度与银行风险间关系的错误结论(Laeven & Levine, 2009)。Forssbaeck (2011) 基于代理成本模型,发现由存款保险制度引发的过度冒险动机取决于股东权利,其会直接影响银行的风险承担行为。Laeven (2002) 使用 1991—1998 年的跨国面板数据,发现股权比较集中的国家,存款保险制度对银行风险的增加作用最强;而在股权比较分散的国家,存款保险制度对银行风险的增加作用较弱。Angkinand & Wihlborg (2010) 基于存款保险制度的覆盖率视角,同样发现存款保险制度与银行风险的关系会受到银行所有权结构的影响。银行杠杆方面,已有研究发现银行加入存款保险制度后可能会通过提高杠杆,进而增加银行个体风险(Lé, 2013)。Calomiris (1990) 认为加入存款保险制度后,银行能够保持高杠杆和通过提供更高的利率吸引储户,这样会进一步增加银行个体风险。Bond & Crocker (1993) 基于竞争性的银行均衡模型,发现存款保险制度可能会显著降低银行资本水平。在宏观经济条件方面,已有文献发现存款保险制度对银行风险的影响会表现出时期差异,Merton (1977) 的理论研究表明,在容易引发银行挤兑的经济下行时期,存款保险制度降低银行风险的作用更加明显。Anginer et al. (2014) 使用 96 个国家 2004—2009 年的跨国数据,发现存款保险制度在危机时期“稳定效应”占优,它可以降低银行个体风险和系统风险;而在非危机时期“道德风险效应”占优,会增加银行个体风险和系统风险。

我国在 2015 年之前尚未实施存款保险制度,因此这一阶段的研究主要根据国际经验和建立理论模型,从多个角度分析我国建立存款保险制度需要注意的问题。第一,基于防范存款保险制度道德风险角度的研究,主要包括:刘笑萍(2002) 比较了美国和日本存款保险制度的特点和实施效果,认为浮动保费制度有助于降低道德风险和逆向选择问题;姚志勇和夏凡(2012) 首先比较了巴西、德国和俄罗斯的存款保险制度,并使用委托代理模型探讨我国最优存款保险制度设计问题。第二,基于银行治理视角的分析,主要包括:汤洪波(2008) 比较了存款保险制度在各国的实施效果,发现存款保险制度对银行风险的影响取决于银行治理;姚东旻等(2013) 运用委托代理模型,发现引入存款保险制度后,银行治理水平提升,降低了道德风险。随着我国利率市场化改革进程的加快,部分学者开始研究存款保险制度对利率市场化改革中的银行危机效应的影响。田国强等(2016) 运用银行挤兑动态模型,发现存款保险制度的最终效应取决于道德风险和稳定预期的综合作用,且市场约束和银行治理会影响存款保险制度的道德风险问题。王道平(2016) 运用跨国数据,发现存款保险制度可以降低利率市场化进程中的银行危机效应,通过加强银行监管和完善存款保险制度设计等手段可以缓解其道德风险问题。

与已有文献相比,本文的研究主要关注存款保险制度的实施对于银行个体风险的影响。一方面,引入存款保险制度首先可能改变个体银行的经营行为,影响银行的个体风险,并在一定条件下演化成银行系统风险。在存款保险制度实施的初期,及时深入地分析存款保险制度实施后对于银行经营行为的可能性影响具有重要的意义。另一方面,尽管研究存款保险制度与银行系统风险和系统性风险具有非常重要的意义,但我国存款保险制度的实施时间较短,期间并没有发生银行倒闭的事件。Anginer et al. (2014) 和 Acharya et al. (2017) 等利用股票市场数据构建反映银行系统风险

的边际期望损失,但由于2015年中国股市的非正常波动,银行收益率的变化很难反映银行的真实风险,因此对于较准确地测度银行系统风险带来一定的困难。

三、数据与变量选择

(一) 样本选取和数据来源

本文使用的美国的银行数据主要来源于Bankscope数据库。小规模银行的银行治理等数据缺失较多,参考Jin et al. (2013)的研究我们选择资产规模大于30亿美元的银行。同时,银行规模太大存在“大而不倒”的预期,其风险承担行为与其他银行可能存在差异,故剔除资产规模大于1000亿美元的银行(Jin et al., 2013)。我们基于FDIC手工整理了加入和未加入存款保险制度的银行。为了消除银行新加入和退出FDIC的影响,选取的样本为2010—2015年期间始终为FDIC成员的银行和该期间一直未加入FDIC的银行。符合该条件的银行共2319家,其中有76.5%的银行加入了存款保险制度。就中国的银行而言,我们选取了2015年银行年报已经公布的银行。剔除数据缺失比较严重的银行后,最终选择的样本共包括95家银行。此外,宏观经济变量数据来自于CEIC数据库。中国的银行理财产品发行量数据来自于Wind数据库,中国的银行理财产品发行额和第一大股东持股比例数据根据银行年报手工整理而得。美国的银行第一大股东持股比例数据基于美国证券交易委员会(SEC)公布的DEF14A文件手工整理而得。

鉴于我国存款保险制度刚开始实施,并未经历危机时期,我们将比较非危机时期中美两国存款保险制度对银行个体风险的影响,因此我们选取的样本区间为2010—2015年。

(二) 变量选取

1. 银行个体风险。 Z 值由Roy(1952)提出后,在研究银行风险的实证研究中被广泛使用。一方面 Z 值综合考虑了资产收益率及其标准差、资本资产比等因素;另一方面,利率市场化可能带来银行破产风险增加,而 Z 值也能测度银行的破产风险;因此本文主要使用 Z 值测度银行个体风险。 Z 值的具体定义如下:

$$Z_{i,t} = \frac{ROA_{i,t} + (E/A)_{i,t}}{\sigma(ROA)_{i,t}}$$

其中 i 表示个体银行, t 表示具体年份, $ROA_{i,t}$ 为资产收益率, $(E/A)_{i,t}$ 即资本与总资产的比率, $\sigma(ROA)_{i,t}$ 为 $ROA_{i,t}$ 的标准差(用5年的滚动窗口计算)。当股东权益加净利润小于零时,银行会破产,破产风险可以表示为 $(ROA_{i,t} + (E/A)_{i,t}) < 0$ 的概率。当 ROA 服从正态分布时,该概率可以简化为 $E[(ROA_{i,t} + (E/A)_{i,t})/\sigma_{ROA}]$,因此 Z 值可以测度银行的破产风险(Boyd & Graham, 1986)。 Z 值越大,银行的稳定性越好;反之,则风险越大。由于 Z 值的分布是有偏的(Laeven & Levine, 2009),通常使用 Z 值的对数 $\ln(Z)$ 代表银行个体风险,Lepetit & Strobel(2015)的研究也证明了 $\ln(Z)$ 与银行破产概率成反比例关系,因此使用该指标衡量银行破产风险是有意义的。

2. 存款保险制度。 DI 代表存款保险制度的虚拟变量。就中国而言,我国2015年才实施存款保险制度,则 DI_t 在2015年取值为1,在此之前其取值为0。就美国的银行而言,美国采取的是强制与自愿相结合的存款保险制度,所有美联储会员银行必须加入存款保险制度,其他银行可以根据其各自州监管机构的偿付能力认证,自愿申请加入FDIC。^①若银行在2010—2015年期间一直属于FDIC的成员,则 $DI_i = 1$;若银行在相应期间始终未加入FDIC,则 $DI_i = 0$ 。

3. 其他变量。结合现有文献,本文选取了银行规模、杠杆率、盈利性等控制变量。各变量的表示、定义、文献出处整理如表1所示。

^① 美国存款保险制度的情况来自于FDIC网站中公布的资料“A Brief History of Deposit Insurance in the United States”。

表 1 其他控制变量的说明

	变量名	表示	定义	文献出处
银行特征 变量	杠杆率 ^①	Leverage	总资产/所有者权益	Angkinand & Wihlborg(2010)
	第一大股东持股比例	S1	第一大股东持股比例	祝继高等(2016)
	银行规模	Size	总资产的自然对数	Forssbaeck(2011)
	盈利性	Profit	净收入/总资产	Anginer et al.(2014)
	存款比例	Deposit	总存款/总资产	Anginer et al.(2014)
	贷款损失准备金率	LLR	贷款损失准备金/总贷款	Anginer et al.(2014)、Laeven & Levine(2009)
	存贷比	LDR	总贷款/总存款	祝继高等(2016)
宏观经济 变量	金融压抑	FR	股票总市值/GDP	Anginer et al.(2014)
	实际 GDP 的增长率	GDPR	实际 GDP 的增长率	Forssbaeck(2011)
	联邦基金利率	FFR	联邦基金利率	Forssbaeck(2011)
	货币供应量	M2GDP	M2/GDP	杨天宇和钟宇平(2013)

(三) 主要变量的描述性统计

表 2 为本文使用的主要变量的描述性统计。就银行杠杆率的均值而言,中国的均值为 13.998,美国的均值为 10.386,中国的银行杠杆水平更高。就银行第一大股东的持股比例而言,中国的均值为 23.6%,而美国的均值仅为 12.1%,中国的银行第一大股东持股比例远大于美国,美国的股权结构更分散。可见,中美两国银行的微观特征存在明显的差异。

表 2 主要变量的描述性统计

变量	中国					美国				
	均值	标准差	最小值	最大值	样本数	均值	标准差	最小值	最大值	样本数
DI	0.162	0.369	0	1	685	0.765	0.424	0	1	11724
Ln(Z)	3.908	0.657	1.483	5.775	478	3.567	1.020	-6.392	6.982	11724
Leverage	13.998	4.180	2.393	29.306	632	10.386	5.095	-193.502	82.751	11724
S1	0.236	0.171	0.05	0.87	328	0.121	0.131	0.02	0.97	484
ROA	1.061	0.451	-0.79	2.64	667	0.984	0.959	-10.77	27.24	11724
Size	18.861	1.555	15.748	23.663	632	13.703	0.765	12.612	16.116	11724
Profit	0.970	0.422	-0.772	2.360	618	0.709	1.040	-10.028	9.908	11724
Deposit	0.691	0.125	0.221	0.923	615	0.818	0.072	0.165	0.969	11694
LLR	2.590	1.103	0.142	7.99	583	1.768	1.085	0	22.28	11720
LDR	0.633	0.099	0.210	0.881	541					
Shadow	12.036	2.690	4.143	16.882	155					
Shadow1	4.674	1.845	0	9.000	492					
Shadow2	4.358	1.896	-0.003	8.804	458					
GDPR	8.485	1.492	7	11	685	2.109	0.419	1.49	2.53	11724
FR	55.726	13.848	41.61	80	685	126.405	18.400	100.79	151.78	11724
M2GDP	1.871	0.101	1.759	2.057	685					
FFR						0.126	0.039	0.07	0.18	11724

^① 银监会有关《商业银行杠杆率管理办法》的规定中,把杠杆率定义为商业银行持有的、符合有关规定的一级资本与商业银行调整后的表内外资产余额的比率;囿于数据的可得性,本文延用了方意等(2012)的做法,即银行杠杆率是指银行总资产与所有者权益的比率。

四、存款保险制度是否影响银行个体风险:基于中美对比的分析

我们首先分析存款保险制度对银行个体风险的总体影响。由于银行个体风险本身是个连续调整的变量,尤其在非危机时期,前后期银行风险具有较高的相关性。因此本文对 Anginer et al. (2014) 的实证模型进行改进,在模型中引入银行风险的滞后项,并同时控制个体银行的异质性,构建如下的动态面板数据模型:

$$Risk_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Risk_{i,t-1} + \alpha_1 DI_t(DI_i) + \alpha_2 Leverage_{i,t} + \alpha_3 Size_{i,t} + \alpha_4 Profit_{i,t} + \alpha_5 Deposit_{i,t} + \alpha_6 LLR_{i,t} + \alpha_7 LDR_{i,t} + \alpha_8 FR_t + \alpha_9 FFR_t(M2GDP_t) + \alpha_{10} GDPR_t + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中 $i=1, 2, \dots, N$ 代表银行个体, $t=2010, 2011, \dots, 2015$ 代表观测年份。对于中国的银行而言, DI_t 代表是否实施存款保险制度的虚拟变量;对于美国的银行而言, DI_t 为该银行是否为 FDIC 成员的虚拟变量。 $Risk_{i,t}$ 为被解释变量银行个体风险,即 $\ln(Z)$ 。由于中国 2015 年 10 月 1 日之前长期实施特有的存贷比监管,因此在中国的回归模型中引入存贷比 (LDR) 作为控制变量。由于中国此前以数量型货币政策为主,故使用 M2 与 GDP 的比值作为中国货币政策的代理变量。为了便于比较,其他控制变量(具体说明见表 1) 中美两国保持一致。 μ_i 代表个体异质性, $\varepsilon_{i,t}$ 代表随机扰动项。

在上述回归模型中,一个之前文献所忽略的问题是存款保险制度可能存在的内生性问题。一方面,存款保险制度的实施与银行风险间可能存在一定程度的反向因果关系。从国际经验来看,存款保险制度的推出时机并不是随机的,而是政府在对宏观形势、金融市场风险和金融改革进度等因素的综合研究基础上相机决定的,从而导致存款保险制度的引入和银行风险间存在潜在的反向因果关系。另一方面,美国采取强制与自愿相结合的存款保险制度。银行选择是否加入存款保险在很大程度上是内生的,取决于银行自身特征与需要。为了解决内生性问题带来 OLS 估计的偏误,我们采用动态面板数据系统广义矩估计方法(系统 GMM)。通过设置银行的固定效应,可以在一定程度上控制那些不可观测但又同时影响银行是否加入存款保险制度的个体特征,有助于缓解内生性问题。而且系统 GMM 同时结合了水平 GMM 与差分 GMM,把二者作为一个系统进行估计,可表 3

存款保险制度对中美银行个体风险影响的估计结果

	美国		中国 (全样本)		中国 (剔除四大行)	
	普通标准差 Ln(Z)	稳健标准差 Ln(Z)	普通标准差 Ln(Z)	稳健标准差 Ln(Z)	普通标准差 Ln(Z)	稳健标准差 Ln(Z)
L. Ln(Z)	0.881 *** (17.26)	0.881 *** (13.50)	0.672 *** (6.990)	0.672 *** (3.743)	0.692 *** (7.059)	0.692 *** (3.800)
DI	-2.149 (-1.237)	-2.149 (-1.242)	-0.765 *** (-5.279)	-0.765 *** (-3.431)	-0.803 *** (-5.229)	-0.803 *** (-3.369)
控制变量	是	是	是	是	是	是
观测值数	8581	8581	279	279	264	264
Wald 统计量	1075.06	911.19	638.22	161.84	668.69	162.95
Sargan 统计量 (P 值)	19.4687 (0.1093)		20.3128 (0.5015)		20.4769 (0.4913)	
AR(1) (P 值)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0048)	(0.0170)	(0.0057)	(0.0184)
AR(2) (P 值)	(0.4210)	(0.4215)	(0.4560)	(0.4575)	(0.3918)	(0.3945)

注:为了防止本文实证结果受极端值的影响,我们剔除了 1% 的异常值;Ln. 代表 n 阶滞后项;估计系数下方括号内的数字为系数估计值的 t 值;其中*、** 和 *** 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平。以下各表同。

以估计不随时间变化的虚拟变量的系数,且可以提高估计效率(Blundell & Bond, 1998)。使用系统GMM的前提是扰动项的一阶差分存在一阶自相关性,但不存在二阶或更高阶的自相关性。因此我们使用AR(1)统计量和AR(2)统计量对系统GMM扰动项的差分项进行自相关性检验。该检验的原假设是“扰动项差分不存在一阶(或二阶)自相关”。我们的所有结果都显著的拒绝不存在一阶相关性,但无法拒绝不存在二阶相关性假设。我们也使用Sargan统计量检验工具变量的外生性,结果表明检验的P值均远大于10%,无法拒绝工具变量符合外生性条件的原假设。

由表3可知,存款保险制度对银行个体风险的影响在中美两国之间均存在较大的差异。从美国的情况来看,是否加入存款保险制度对银行个体风险的影响并不显著,这表明在非危机时期美国存款保险制度的道德风险问题并不严重。但是在中国,引入存款保险制度后显著提高了银行的个体风险。在全样本中,是否实施存款保险制度的虚拟变量的估计系数显著为-0.765,而剔除四大行后,该系数变为-0.803,其绝对值增加了4.97%;这表明存款保险制度主要增加了其他商业银行的个体风险。此外,银行个体风险的滞后变量均在统计上非常显著,表明之前文献所采取的静态模型存在较严重的模型误设问题。

为什么存款保险制度的引入对中美两国银行个体风险的影响存在如此明显的差异?这一方面与中美两国各异的宏观经济和金融市场环境有关,但另一方面也与两国银行微观行为的差异密切相关。现有的跨国研究表明,银行杠杆和银行治理结构会对存款保险制度与银行风险的关系产生重要的影响。因此,我们下面进一步分析银行杠杆和银行治理结构对二者关系的影响。

银行杠杆可以通过直接和间接渠道对存款保险制度与银行风险间的关系产生影响。一方面,银行杠杆可能通过风险转移效应直接影响二者的关系。在有限责任下,高杠杆银行破产成本较小,冒险动机较大。在加入存款保险制度后,银行可以把部分破产损失转移给存款保险机构,这会进一步增加其冒险动机(Buser et al., 1981)。Lé(2013)的实证研究表明实施存款保险制度后,银行会提高杠杆,进而会增加银行的违约概率。另一方面,银行杠杆可能通过市场约束间接影响二者的关系。市场约束可以降低银行风险,且其与银行个体风险的关系取决于银行的杠杆水平。银行的杠杆水平越高,市场约束降低银行风险的作用越明显(Forssbaeck, 2011)。但存款保险制度会降低市场约束(Karels & McClatchey, 1999),杠杆越高的银行在市场约束降低时,个体风险增加的越多。因此,我们在模型(1)的基础上引入银行杠杆率与存款保险制度的交叉项,进一步分析银行杠杆对二者关系的影响。具体的模型如下:

$$\begin{aligned} Risk_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 Risk_{i,t-1} + \alpha_1 DI_t (DI_t) + \alpha_2 Leverage_{i,t} + \alpha_3 Size_{i,t} + \alpha_4 Profit_{i,t} + \alpha_5 Deposit_{i,t} \\ & + \alpha_6 LLR_{i,t} + \alpha_7 LDR_{i,t} + \alpha_8 FR_t + \alpha_9 FFR_t (M2GDP_t) + \alpha_{10} GDPR_t \\ & + \alpha_{11} DI_{i(t)} * Leverage_{i,t} + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (2)$$

其中,被解释变量和控制变量的含义与模型(1)一致。

表4报告了模型(2)的回归结果。银行杠杆率和存款保险制度交互项的系数显著为负,其中美国的系数为-0.182,中国的全样本的系数为-0.0360,剔除四大行后其系数绝对值升高,变为-0.0378。这些结果表明对中美两国银行而言,银行杠杆率越高,存款保险制度的道德风险问题越严重,其对银行个体风险的增加作用越大。与表3相比,我们发现在没有控制杠杆率和存款保险制度的交互项时,中国存款保险制度的虚拟变量的系数显著为负。但是在控制二者的交互项后,中国存款保险制度的虚拟变量的系数绝对值下降,并且在统计上不显著。这表明对中国的银行而言,引入存款保险制度所带来的道德风险问题主要通过增加银行杠杆的途径来实现。在控制了这一途径后,存款保险制度对银行风险的影响不显著。我们在后文将进一步分析中国存款保险制度的实施对银行杠杆率的影响。

表4 银行杠杆率对存款保险制度与银行个体风险关系影响的估计结果

	美国		中国 (全样本)		中国 (剔除四大行)	
	普通标准差 Ln(Z)	稳健标准差 Ln(Z)	普通标准差 Ln(Z)	稳健标准差 Ln(Z)	普通标准差 Ln(Z)	稳健标准差 Ln(Z)
L. Ln(Z)	0.798*** (14.40)	0.798*** (10.31)	0.685*** (6.214)	0.685*** (3.829)	0.699*** (6.300)	0.699*** (3.780)
DI* Leverage	-0.182*** (-3.159)	-0.182** (-2.305)	-0.0360*** (-2.592)	-0.0360* (-1.800)	-0.0378*** (-2.764)	-0.0378* (-1.881)
DI	-2.469 (-1.221)	-2.469 (-0.993)	-0.167 (-0.722)	-0.167 (-0.486)	-0.159 (-0.655)	-0.159 (-0.430)
Leverage	0.133** (2.288)	0.133 (1.618)	-0.107*** (-2.798)	-0.107* (-1.949)	-0.104*** (-2.745)	-0.104* (-1.832)
控制变量	是	是	是	是	是	是
观测值数	8581	8581	279	279	264	264
Wald 统计量	856.56	748.71	638.11	164.61	670.45	169.87
Sargan 统计量 (P 值)	19.5870 (0.1060)		23.3887 (0.3236)		23.8067 (0.3025)	
AR(1) (P 值)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0081)	(0.0202)	(0.0108)	(0.0254)
AR(2) (P 值)	(0.3150)	(0.3165)	(0.6983)	(0.7003)	(0.6161)	(0.6183)

接下来,分析银行治理对存款保险制度与银行风险间关系的影响。基于 Laeven & Levine (2009)的研究,在模型(1)的基础上,我们进一步引入反映银行治理的变量以及银行治理变量与存款保险制度的交互项。具体模型如下:

$$\begin{aligned}
 Risk_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 Risk_{i,t-1} + \alpha_1 DI_t(DI_t) + \alpha_2 Leverage_{i,t} + \alpha_3 Size_{i,t} + \alpha_4 Profit_{i,t} + \alpha_5 Deposit_{i,t} \\
 & + \alpha_6 LLR_{i,t} + \alpha_7 LDR_{i,t} + \alpha_8 FR_t + \alpha_9 FFR_t(M2GDP_t) + \alpha_{10} GDPR_t + \\
 & + \alpha_{11} S1_{i,t} + \alpha_{12} DI_{i(t)} * S1_{i,t} + \mu_i + \varepsilon_{i,t}
 \end{aligned} \tag{3}$$

其中 S1 代表第一大股东的持股比例,作为银行治理水平的代理变量。为了便于比较,被解释变量和其他解释变量的定义与模型(1)相同。我们基于银行年报共搜集到了 70 家中国的银行持股比例数据,剔除数据缺失严重的银行后,最终保留了 53 家银行。我们从 SEC 网站上逐一搜集,共查找了 214 家美国的银行治理水平数据,剔除数据缺失严重的银行后,符合前文样本要求的样本银行有 121 家。

由表 5 的结果可知,中美两国存款保险制度与银行第一大股东持股比例交叉项的系数均显著为负,这表明在非危机时期存款保险制度对银行个体风险的增加作用会随着银行股权集中度的上升而提高。只有在股权比较集中时,大股东才更能影响银行的经营决策,其投资于高风险项目的动机才更容易实现(Amihud & Lev, 1981)。相反,如果股权结构比较分散,股东间的制衡机制比较好,大股东没有足够的权利影响银行的经营决策行为,银行的过度冒险动机就不易实现。因而,当银行的治理结构比较完善,银行的股权集中度较低时,可以缓解由存款保险制度引发的道德风险问题,从而使存款保险制度能更好地发挥其稳定金融体系的作用。进一步由中国的银行分样本结果可知,剔除四大行后,子样本的存款保险制度与银行第一大股东持股比例交叉项的系数为 -1.337,全样本的系数为 -1.188,前者的系数绝对值比后者增加了 12.54%。与四大行相比,实施存款保险

制度后,银行股权集中度对其他商业银行的个体风险影响更大。这可能由于四大行的控股股东为国家,国家的绝对控股地位,使得四大行具有社会属性(张杰,2008)。与其他商业银行追求利润最大化目标不同,国有银行兼具部分社会责任目标(王艳艳和于李胜,2013),承担多方面的政策性任务,其在经营过程中会更加注重安全性,也受到更多的监管约束。

表 5 银行股权结构对存款保险制度与银行个体风险关系影响的估计结果

	美国		中国 (全样本)		中国 (剔除四大行)	
	普通标准差 Ln(Z)	稳健标准差 Ln(Z)	普通标准差 Ln(Z)	稳健标准差 Ln(Z)	普通标准差 Ln(Z)	稳健标准差 Ln(Z)
L. Ln(Z)	1.130*** (5.003)	1.130*** (2.824)	0.769*** (6.370)	0.769*** (2.640)	0.654*** (7.501)	0.654*** (2.732)
DI* SI	-5.244* (-1.805)	-5.244* (-1.656)	-1.188*** (-3.847)	-1.188** (-2.240)	-1.337*** (-3.913)	-1.337** (-2.285)
DI	0.404 (1.053)	0.404 (0.674)	-0.593*** (-3.887)	-0.593** (-2.012)	-0.786*** (-5.490)	-0.786*** (-2.761)
SI	0.290 (0.198)	0.290 (0.205)	-1.091** (-2.061)	-1.091 (-1.070)	-0.771* (-1.916)	-0.771 (-1.059)
控制变量	是	是	是	是	是	是
观测值数	343	343	157	157	142	142
Wald 统计量	142.83	116.54	1310.91	138.72	2347.73	141.09
Sargan 统计量 (P 值)	7.9390 (0.5403)		17.1466 (0.7022)		19.1456 (0.5758)	
AR(1) (P 值)	(0.0176)	(0.0884)	(0.0279)	(0.0649)	(0.0427)	(0.0936)
AR(2) (P 值)	(0.1764)	(0.1925)	(0.3972)	(0.4177)	(0.4377)	(0.4634)

五、中国存款保险制度与银行个体风险:基于倍差法的分析

从上文的实证结果中,我们发现全样本和剔除四大行后的子样本所得到的结果存在较大差异。在存款保险制度对银行个体风险的总体影响中,与全样本相比,剔除四大行之后的子样本的存款保险制度的系数绝对值增加了 4.97%。在考察银行杠杆、银行治理与存款保险制度的交互作用时,与全样本相比,剔除四大行后,交互项的系数的绝对值均发生了不同程度的上升。所有结果都显示,存款保险制度主要影响其他商业银行的个体风险和经营行为。

一方面,在“太大而不能倒”的机制下,大银行主要从政府的隐性担保中获利,其对显性存款保险制度的反应不明显(Lé,2013),显性存款保险制度主要影响中小银行的行为(Demirgüç-Kunt et al.,2008)。另一方面,由于四大行特殊的成立背景和所有制特点,我国隐性担保存在明显的异质性,政府对四大行的担保力度更大(汪莉等,2016)。因此,存款保险制度的实施对于其他商业银行可能有较大的影响,而对四大行的影响相对较小。利用存款保险制度的实施对四大行和其他商业银行的非对称影响,我们以四大行为参照系,使用倍差法估计存款保险制度对其他商业银行个体风险的影响。与第四部分相比,使用倍差法可以更好地控制实施存款保险制度前后各种宏观因素对于银行个体风险的影响。尽管我们在第四部分的实证模型中也尽可能地控制宏观政策变量,但在很大程度上仍然存在遗漏变量的可能,而使用倍差法可以更准确地估计存款保险制度实施对于其

他商业银行个体风险与经营行为影响的处置效应 (treatment effect)。

以四大行为参照系,通过倍差法估计存款保险制度的实施对其他商业银行个体风险和经营行为影响的处置效应,其中一个关键问题在于,四大行的个体风险和经营行为究竟在多大程度上受到存款保险制度实施的影响?在第四部分,我们已经发现全样本和不包含四大行的子样本所得到的结果有很大的差异。剔除四大行后,存款保险制度对于银行个体风险的影响显著增加。我们进一步单独考察存款保险制度对四大行个体风险和经营行为的影响,表6的估计结果显示存款保险制度的虚拟变量的回归系数并不显著,也就是说存款保险制度实施前后,四大行的个体风险、杠杆率、存贷比、理财产品发行等都没有显著变化。

表6 存款保险制度对四大国有银行经营行为的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Ln(Z)	Leverage	LDR	Shadow	Shadow1	Shadow2
DI	-0.113 (-0.389)	-0.0883 (-0.139)	-2.814 (-0.951)	0.551 (0.614)	-0.113 (-0.348)	0.151 (0.271)
控制变量	是	是	是	是	是	是
观测值数	19	20	20	14	20	20
R ²	0.963	0.982	0.956	0.965	0.924	0.865

以上分析更多着眼于存款保险制度实施对于四大行个体风险和经营行为的直接影响,没有完全排除其对于四大行个体风险和经营行为的间接影响。在利率市场化改革的背景下,商业银行之间的存款竞争势必加剧。其他商业银行经营行为的改变,也有可能最终给四大行的经营行为和竞争策略带来间接影响。我国的存款保险制度于2015年5月1日起正式执行,而我们的样本仅包含2015年底的数据,主要分析存款保险制度推出后的短期影响,因此间接影响不会很大。综上所述,我们认为存款保险制度实施后,在短期内对于四大行个体风险和经营行为的影响,无论直接影响还是间接影响都不显著。需要注意的是,如果存款保险制度的实施对四大行的个体风险也产生了一定影响,那我们使用倍差法估计的仅是存款保险制度对于其他商业银行个体风险的处置效应的下限。借鉴Leth-Petersen(2010)^①的研究,可以利用统一的政策改革对不同类型微观个体的差异化影响,运用倍差法分析经济改革的作用。本部分设定的模型如下:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 Nonstate_i + \beta_2 DI_t + \beta_3 DI_t \times Nonstate_i + \sum_{k=1}^6 \beta_{3+k} Pit_{k, it} + \sum_{n=1}^3 \beta_{9+n} Mit_{n, it} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中 y_{it} 为银行 i 在第 t 期的个体风险,主要使用 $Ln(Z)$ 衡量; $Nonstate_i$ 为代表银行类别的虚拟变量,当其取值为0时,代表四大行,当其取值为1时,则代表其他商业银行; DI_t 的定义与前文一致; Pit 代表前文出现的银行特征变量, Mit 代表前文出现的宏观经济变量。其中, DI_t 和 $Nonstate_i$ 的交互的系数代表了存款保险制度的实施对其他商业银行个体风险的处置效应。

表7报告了存款保险制度的实施对于其他商业银行个体风险处置效应的估计结果。第(1)列报告了无条件处置效应的估计结果,即在没有任何控制变量情况下的处置效应,无条件处置效应的估计值显著为-0.428。使用倍差法的另一个重要识别条件是共同时间趋势,一般认为通过添加有效控制变量,可以更容易满足共同时间趋势的假设。表7的第(2)列和第(3)列分别控制了银行特

^① Leth-Petersen(2010)运用丹麦1992年进行的信贷市场改革的外生冲击分析信贷约束的重要性。虽然信贷市场改革对所有的家庭均有约束力,但是作者分析后认为流动性资产持有水平高的家庭不受信贷约束,故这一改革对其影响很小;据此以其为控制组,使用倍差法对比流动性资产持有水平高与低的两类家庭对这一改革的反应,从而界定该政策的效果。

征变量和宏观经济变量,第(4)列同时控制了银行特征变量和宏观经济变量。在所有情况下,处置效应的估计值都显著为负。在同时控制银行特征变量和宏观经济变量后,条件处置效应的估计值的绝对值略有下降,从无条件处置效应的0.428下降为0.340,估计值的变化相对比较稳定。这些结果表明存款保险制度的实施确实提高了银行的个体风险。

表7 倍差法估计的中国存款保险制度对银行个体风险的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Ln(Z)	Ln(Z)	Ln(Z)	Ln(Z)
DI	0.598 ^{***} (3.391)	0.401 ^{**} (2.171)	0.0575 (0.230)	0.152 (0.577)
DI* Nonstate	-0.428 ^{**} (-2.251)	-0.384 ^{**} (-1.971)	-0.376 ^{**} (-2.011)	-0.340 [*] (-1.713)
Nonstate	-0.716 ^{***} (-5.808)	0.221 (1.392)	-0.768 ^{***} (-6.533)	0.140 (0.895)
微观控制变量	否	是	否	是
宏观控制变量	否	否	是	是
观测值数	493	373	493	373
R ²	0.066	0.329	0.153	0.352

除估计存款保险制度对于其他商业银行个体风险的处置效应外,我们进一步分析在存款保险制度实施后,影响其他商业银行个体风险的具体途径。Z值由资产收益率、资本资产比和资产收益率的波动构成,则影响其大小的主要为银行杠杆率、资产收益率及其波动性(Houston et al., 2010)。一方面,存款保险制度实施后,银行的冒险动机增大,更有可能进行高杠杆经营;而银行杠杆率会直接作用于银行个体风险。另一方面,存款保险制度实施后,银行的冒险动机增强,会降低借贷标准进行高风险贷款,这在一定程度上会影响存贷比水平。同时,我国银行受到较严格的资本充足率等监管约束,而且从2010年起,政府加强了对房地产等高风险领域贷款的限制。银行无法通过表内业务进行高风险贷款实现其冒险动机,因而更多地通过积极发行理财产品,并经由各种“通道”开展影子银行业务。而且随着利率市场化的推进,在存款保险制度推出后,政府对银行的管制放松,银行竞争加剧,进而导致银行可能通过影子银行应对激烈的竞争。而影子银行会增加银行杠杆率和降低资产收益率(高蓓等, 2016),并会带来银行表内资产负债结构的波动变大(巴曙松, 2013),导致银行资产收益率的波动增大,进而增加银行个体风险。据此,我们重点分析存款保险制度对银行杠杆、存贷比和理财产品的发行^①的影响,进而探讨其对银行个体风险的作用机制。

影响途径的分析继续采用倍差法的估计策略,和方程(4)的设置完全相同,但被解释变量 y_{it} ,分别为银行杠杆率(Leverage)、存贷比(LDR)和理财产品的发行(Shadow、Shadow1、Shadow2)。表8报告了存款保险制度实施后对其他商业银行上述经营行为的处置效应估计结果。首先,在所有情况下,存款保险制度对银行杠杆的处置效应显著为正,这表明存款保险制度推出后,其他商业银行更倾向于增加银行杠杆。这可能是由于存款保险制度实施后,银行可以把部分破产损失转嫁给存款保险机构,银行冒险动机增强,进而会提高银行杠杆率。

其次,存款保险制度实施后对其他商业银行存贷比的影响,在任何情况下,处置效应的估计值均不显著。一个可能的解释是,我国在2015年10月1日之前长期实施存贷比监管,为了追求

^① 郭晔和赵静(2017)的研究表明可从资金来源方,即银行发行的理财产品衡量影子银行。本文使用银行理财产品发行额的对数(Shadow)、理财产品发行量的对数(Shadow1)、非保本型理财产品发行量的对数(Shadow2)作为影子银行的代理变量。

利润,银行往往通过影子银行等方式规避监管。于是银行财务报表中的存贷比水平是其进行过监管套利粉饰后的结果,并非银行存贷比的真实水平,这将导致存款保险制度与存贷比的关系不显著。

最后,表8中第(3)一(5)列分别列示了存款保险制度对银行理财产品发行额、理财产品发行量、非保本型理财产品发行量影响的估计结果。无论使用哪种理财产品的衡量指标,存款保险制度对于其他商业银行理财产品的处置效应均显著为正。存款保险制度推出后,其他商业银行更倾向于激进的理财产品发行策略。究其原因,存款保险制度实施后,银行的冒险动机增强,严格的银行监管阻碍了银行开展高风险贷款,迫使其通过各种“通道”开展影子银行业务。

表8 倍差法估计的中国存款保险制度对其他商业银行经营行为的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	Leverage	LDR	Shadow	Shadow1	Shadow2
DI	-0.687 (-0.754)	4.853 (1.097)	-0.920 (-1.609)	-0.709 (-1.529)	-0.565 (-1.209)
DI* Nonstate	0.746* (1.739)	-2.765 (-0.742)	1.436*** (4.766)	0.812** (2.411)	0.964*** (3.233)
Nonstate	5.222*** (7.548)	11.10*** (5.853)	0.748** (2.071)	0.711*** (2.981)	0.757*** (2.856)
控制变量	是	是	是	是	是
观测值数	542	542	136	415	393
R ²	0.389	0.213	0.865	0.678	0.636

注:在分析存款保险制度对银行个体风险的具体影响途径中,我们也同时估计了无条件处置效应,控制银行特征变量、控制宏观经济变量、同时控制宏观经济变量的条件处置效应,限于篇幅,文中只列示了同时控制宏观经济变量的条件处置效应,其他结果备索。

六、结论及启示

存款保险制度是我国利率市场化逐步推进和金融改革顺利进行的重要前提,对维护我国金融体系的安全起着重要的作用。但是存款保险制度也有其负面性,其在非危机时期道德风险效应较大;如何降低存款保险制度的道德风险问题是现阶段推行该制度需要关注的重点问题。以防范非危机时期存款保险制度的道德风险问题为出发点,本文选取了中国和美国银行业的微观数据,运用系统GMM,对比中美两国的存款保险制度对银行个体风险作用的差异以及银行杠杆率和治理结构对二者关系的影响;并运用倍差法深入分析我国存款保险制度的实施对银行个体风险的影响及其作用机制。实证结果表明,在非危机时期中美两国存款保险制度对银行个体风险的影响有明显的差异;存款保险制度的实施显著增加了我国其他商业银行的个体风险,而其对美国的银行个体风险的影响却不显著;对中美两国银行而言,银行杠杆率越高,第一大股东的持股比例越高,存款保险制度的道德风险问题越严重;比较分散的股权结构和较低的银行杠杆率降低了美国存款保险制度对银行个体风险的负面影响;存款保险制度实施后,其他商业银行会通过提高银行杠杆率和更积极地从事影子银行业务进行过度冒险活动。

本文的研究不仅有助于深入理解存款保险制度与银行风险的关系,而且有重要的政策启示。第一,存款保险制度实施后,需要重点关注其他商业银行的影子银行业务。存款保险制度会导致其他商业银行更激进地开展影子银行业务,在我国现阶段影子银行规模很大的背景下,若不注意防范由存款保险制度导致的其他商业银行的影子银行业务的进一步增加,将危机我国金融体系的稳

定性。

第二,继续银行业的“去杠杆化”,以使存款保险制度更好地发挥作用。存款保险制度对银行个体风险的影响取决于银行杠杆率的大小;当银行杠杆较高时,会加剧存款保险制度的道德风险问题;而且存款保险制度的实施会导致银行有“加杠杆”的冲动。我国多年来比较宽松的货币环境,使得银行有充裕资金和意愿去挑战高风险业务,银行杠杆率不断上升,尤其是2008年以后银行通过影子银行业务大幅提高银行杠杆率。在现阶段我国银行杠杆率仍然较高的背景下,要继续银行业的“去杠杆化”,降低银行系统的风险;同时,降低存款保险制度的道德风险问题,以促进其发挥更好的作用。

第三,加大“混改”力度,完善我国的银行治理,以防范由存款保险制度引发的道德风险问题。由实证分析可知,银行第一大股东的持股比例越高,存款保险制度的道德风险问题越严重。因此需要完善我国的银行治理,降低银行大股东的持股比例,削弱其承担过度风险的权利,进而有效地防范存款保险制度的道德风险问题,降低银行风险。我国也开始进行银行业治理体系的改革,2015年6月16日交通银行深化改革方案获得国务院批准,拉开了银行混合所有制改革(以下简称“混改”)的序幕,多家银行均在积极推行“混改”。尤其是目前我国银行的股权集中度比较高的情况下,更要进一步加大“混改”力度,扩大“混改”范围,完善银行治理体系,提高银行应对风险的能力,同时促使存款保险制度更好地发挥其稳定金融体系的作用,进而更好地为推进利率市场化服务。

参考文献

- 巴曙松 2013:《银行理财产品发展的内在动力机制与风险管控研究》,《现代产业经济》第5期。
- 方意、赵胜民、谢晓闻 2012:《货币政策的银行风险承担分析——兼论货币政策与宏观审慎政策协调问题》,《管理世界》第12期。
- 高蓓、张明、邹晓梅 2016:《影子银行对中国商业银行经营稳定性的影响——以中国14家上市商业银行理财产品为例》,《经济管理》第6期。
- 郭晔、赵静 2017:《存款竞争、影子银行与银行系统风险——基于中国上市银行微观数据的实证研究》,《金融研究》第6期。
- 刘笑萍 2002:《系统性风险、道德风险与存款保险制度》,《金融研究》第12期。
- 汤洪波 2008:《存款保险制度与银行公司治理》,《金融研究》第7期。
- 田国强、赵禹朴、宫汝凯 2016:《利率市场化、存款保险制度与银行挤兑》,《经济研究》第3期。
- 汪莉、吴杏、陈诗一 2016:《政府担保异质性、竞争性扭曲与我国商业银行风险激励》,《财贸经济》第9期。
- 王道平 2016:《利率市场化、存款保险制度与系统性银行危机防范》,《金融研究》第1期。
- 王艳艳、于李胜 2013:《国有银行贷款与股价同步性》,《会计研究》第7期。
- 杨天宇、钟宇平 2013:《中国银行业的集中度、竞争度与银行风险》,《金融研究》第1期。
- 姚东旻、颜建晔、尹焯昇 2013:《存款保险制度还是央行直接救市?——一个动态博弈的视角》,《经济研究》第10期。
- 姚志勇、夏凡 2012:《最优存款保险设计——国际经验与理论分析》,《金融研究》第7期。
- 张杰 2008:《市场化与金融控制的两难困局:解读新一轮国有银行改革的绩效》,《管理世界》第11期。
- 祝继高、胡诗阳、陆正飞 2016:《商业银行从事影子银行业务的影响因素与经济后果——基于影子银行体系资金出方的实证研究》,《金融研究》第1期。
- Acharya, V. V., Pedersen, L. H., Philippon, T., and Richardson, M., 2017, “Measuring Systemic Risk”, *Review of Financial Studies*, Vol. 30(1), 2—47.
- Amihud, Y., and Lev, B., 1981, “Risk Reduction as a Managerial Motive for Conglomerate Mergers”, *Bell Journal of Economics*, 605—617.
- Anginer, D., Demircug-Kunt, A., and Zhu, M., 2014, “How Does Deposit Insurance Affect Bank Risk? Evidence from the Recent Crisis”, *Journal of Banking and Finance*, Vol. 48, 312—321.
- Angkinand, A., and Wihlborg, C., 2010, “Deposit Insurance Coverage, Ownership, and Banks’ Risk-Taking in Emerging Markets”, *Journal of International Money and Finance*, Vol. 29(2), 252—274.

- Blundell, R. , and Bond, S. , 1998, “Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models” , *Journal of Econometrics* , Vol. 87(1) , 115—143.
- Bond, E. W. , and Crocker, K. J. , 1993, “Bank Capitalization , Deposit Insurance , and Risk Categorization” , *Journal of Risk and Insurance* , 547—569.
- Boyd, J. H. , and Graham, S. L. , 1986, “Risk , Regulation , and Bank Holding Company Expansion into Nonbanking” , *Quarterly Review* , 2—17.
- Buser, S. A. , Chen, A. H. , and Kane, E. J. , 1981, “Federal Deposit Insurance , Regulatory Policy , and Optimal Bank Capital” , *Journal of Finance* , Vol. 36(1) , 51—60.
- Calomiris, C. W. , 1990, “Is Deposit Insurance Necessary? A Historical Perspective” , *Journal of Economic History* , Vol. 50(2) , 283—295.
- Chernykh, L. , and Cole, R. A. , 2011, “Does Deposit Insurance Improve Financial Intermediation? Evidence from the Russian Experiment” , *Journal of Banking and Finance* , Vol. 35(2) , 388—402.
- Cull, R. , Senbet, L. W. , and Sorge, M. , 2005, “Deposit Insurance and Financial Development” , *Journal of Money , Credit and Banking* , 43—82.
- Demirgüç-Kunt, A. , and Huizinga, H. , 2004, “Market Discipline and Deposit Insurance” , *Journal of Monetary Economics* , Vol. 51(2) , 375—399.
- Demirgüç-Kunt, A. , Kane, E. J. , and Laeven, L. , 2008, “Deposit Insurance around the World: Issues of Design and Implementation” , the MIT Press.
- Diamond, D. W. , and Dybvig, P. H. , 1983, “Bank Runs , Deposit Insurance , and Liquidity” , *Journal of Political Economy* , Vol. 91 , 401—419.
- Dowd, K. , 1993, “Deposit Insurance: A Skeptical View” , *Federal Reserve Bank of St. Louis Review* , Vol. 75(1) , 14—17.
- Forssbaeck, J. , 2011, “Ownership Structure , Market Discipline , and Banks’ Risk-Taking Incentives under Deposit Insurance” , *Journal of Banking and Finance* , Vol. 35(10) , 2666—2678.
- Gropp, R. , and Vesala, J. , 2004, “Deposit Insurance , Moral Hazard and Market Monitoring” , *Review of Finance* , Vol. 8(4) , 571—602.
- Houston, J. F. , Lin, C. , Lin, P. , and Ma, Y. , 2010, “Creditor Rights , Information Sharing , and Bank Risk Taking” , *Journal of Financial Economics* , Vol. 96(3) , 485—512.
- Hovakimian, A. , Kane, E. J. , and Laeven, L. , 2003, “How Country and Safety-Net Characteristics Affect Bank Risk-Shifting” , *Journal of Financial Services Research* , Vol. 23(3) , 177—204.
- Jin, J. Y. , Kanagaretnam, K. , Lobo, G. J. , and Mathieu, R. , 2013, “Impact of FDICIA Internal Controls on Bank Risk Taking” , *Journal of Banking and Finance* , Vol. 37(2) , 614—624.
- Karels, G. V. , and McClatchey, C. A. , 1999, “Deposit Insurance and Risk-Taking Behavior in the Credit Union Industry” , *Journal of Banking and Finance* , Vol. 23(1) , 105—134.
- Laeven, L. , 2002, “Bank Risk and Deposit Insurance” , *World Bank Economic Review* , Vol. 16(1) , 109—137.
- Laeven, L. , and Levine, R. , 2009, “Bank Governance , Regulation and Risk Taking” , *Journal of Financial Economics* , Vol. 93(2) , 259—275.
- Lé, M. , 2013, “Deposit Insurance Adoption and Bank Risk-Taking: The Role of Leverage” , PSE Working Paper No. 2013—41.
- Lepetit, L. , and Strobel, F. , 2015, “Bank Insolvency Risk and Z-score Measures: A Refinement” , *Finance Research Letters* , Vol. 13 , 214—224.
- Leth-Petersen, S. , 2010, “Intertemporal Consumption and Credit Constraints: Does Total Expenditure Respond to an Exogenous Shock to Credit?” , *American Economic Review* , Vol. 100(3) , 1080.
- Merton, R. C. , 1977, “On the Pricing of Contingent Claims and the Modigliani-Miller Theorem” , *Journal of Financial Economics* , Vol. 5(2) , 241—249.
- Roy, A. D. , 1952, “Safety First and the Holding of Assets” , *Econometrica* , Vol. 20 , 431—449.
- Soledad, M. , Peria, M. S. M. , and Schmukler, S. L. , 2001, “Do Depositors Punish Banks for Bad Behavior? Market Discipline , Deposit Insurance , and Banking Crises” , *Journal of Finance* , Vol. 56(3) , 1029—1051.

Deposit Insurance , Heterogeneous Banks and Bank Idiosyncratic Risk

GUO Ye^{a, b} and ZHAO Jing^a

(a: School of Economics , Xiamen University; b: Wang Yanan Institute for Studies in Economics , Xiamen University)

Summary: As of October 2015 , China does not limit the deposit interest rate of banks. To prevent increasing bank risk in interest rate liberalization , an explicit deposit insurance system was introduced to cover all depository financial institutions in China on May 1 , 2015. Although this deposit insurance helps to protect the interests of depositors and reduce bank runs caused by risk contagion , it also tends to induce moral hazard problems and leads to increased bank idiosyncratic risk.

Deposit insurance was first implemented in the United States. Some core elements of China ' s deposit insurance scheme are based on America ' s success , such as risk-adjusted premiums and risk-minimizing system mandates. From the perspective of preventing the moral hazard of explicit deposit insurance in the non-crisis period , this paper compares the impact of deposit insurance on bank idiosyncratic risk in China and the United States and discusses the effect of bank leverage and bank governance structure on their relationship using panel data for the Chinese and American banking industries during 2010—2015 and the method of systemic GMM. Further , we use a difference-in-differences (DID) model to explore the effect of deposit insurance on bank idiosyncratic risk and its mechanism in China.

The main findings are as follows. First , explicit deposit insurance significantly increases the individual risk of non-state-owned banks in China , while it has little effect on bank risk in America. Second , the higher bank leverage is and the higher the share of the largest shareholder is , the more serious the moral hazard problem of deposit insurance will be , both in China and in America. More dispersed ownership structure and lower bank leverage offset some of the negative impact of America ' s deposit insurance on bank individual risk. Third , following the introduction of China ' s deposit insurance , the individual risk , bank leverage and shadow banking of the four biggest banks are not significantly affected , while non-state-owned banks will raise bank leverage and engage in shadow banking more actively , resulting in higher bank risk.

Our study explores the relation between deposit insurance and bank idiosyncratic risk and the possible underlying channels , which is helpful for preventing the moral hazard of deposit insurance. First , deposit insurance will lead to the more aggressive development of shadow banking in non-state-owned banks , so financial supervisory authorities should pay close attention to other banks ' shadow banking. Moreover , the same deposit insurance has different effects on bank idiosyncratic risk depending on bank leverage. The higher the bank leverage is , the more serious the moral hazard of the deposit insurance is. Regulatory authorities should encourage banks to reduce bank leverage , which will lead to more effective deposit insurance. Finally , a higher share of the largest shareholder will result in a more serious moral hazard problem regarding deposit insurance. Attention should be given to strengthening mixed-ownership reform in the banking industry and improving banks ' ownership structure to lower the moral hazard of deposit insurance.

This study contributes to the literature in several ways. First , this paper directly investigates the impact of deposit insurance on bank idiosyncratic risk in China , making use of the 2015 implementation of China ' s deposit insurance system. Second , some core elements of China ' s deposit insurance scheme are based on America ' s success , such as risk-adjusted premiums and risk-minimizing system mandates. This paper compares the impacts of deposit insurance on bank idiosyncratic risk in the two countries. Further , based on the novel perspective of bank governance and bank leverage , we examine the institutional factors leading to differentiated relationships between deposit insurance and bank idiosyncratic risk in the two countries. Third , because deposit insurance has different effects on the four biggest banks and other banks , we use a difference-in-differences (DID) model to study the effect of deposit insurance on other banks ' idiosyncratic risk and explore the possible underlying channels.

Keywords: Deposit Insurance; Bank Idiosyncratic Risk; Bank Corporate Governance; Bank Leverage

JEL Classification: G21 , G32 , G33 , C23

(责任编辑: 谢 谦)(校对: 晓 鸥)