

存款保险制度对银行利率风险影响的实证研究^①

王晓博¹, 徐秋韵¹, 辛飞飞²

(1. 同济大学经济与管理学院, 上海 200092; 2. 同济大学交通运输工程学院, 上海 201804)

摘要: 利用东盟六国与中国在经济、贸易和货币等方面较强的同步性和联动性特征, 选取2000年至2015年东盟六国主要商业银行的数据作为样本, 使用银行净息差3年移动标准差作为利率风险的代理变量, 实证检验建立存款保险制度对银行利率风险水平的影响, 以及这种影响是否因银行规模、银行业集中度和国家法制水平的差异而产生变化。研究表明, 存款保险制度的建立能够显著减少银行净息差的波动, 对利率风险具有稳定作用, 且这种稳定作用受到银行规模、银行业集中度和国家法制水平的影响。无论在短期或长期, 存款保险制度对银行利率风险的稳定作用都十分显著, 银行业集中度降低使得存款保险制度对银行利率风险的稳定作用增强。虽然提升国家法制水平在短期减弱存款保险制度对银行利率风险的稳定作用, 但在长期则相反。此外, 相比样本中高收入国家的商业银行, 存款保险制度对于中高收入和中低收入国家的银行利率风险稳定作用更为显著。

关键词: 存款保险制度; 利率风险; 净息差波动; 利率市场化; 风险管理

中图分类号: F832 **文献标识码:** A **文章编号:** 1007-9807(2019)05-0110-17

0 引言

利率市场化是中国金融体制改革中十分重要的一环, 市场供求决定存贷款利率能够减少政府干预可能带来的效率损失^[1-3]。但是, 由于商业银行利率敏感性资产与利率敏感性负债不匹配, 放松利率管制后, 就会对银行净息差 (net interest margin, NIM) 收入产生影响, 市场利率波动在幅度和方向上更加难以预测, 利率风险逐渐成为银行面临最重要的风险之一, 关系到其盈利能力和金融体系整体稳定性^[4-6]。

王宗润等^[7]和李敏波^[8]认为建立显性存款保险制度以替代中国以往的政府隐性担保是保护存款人利益、缓解银行业风险的重要举措。虽然实施存款保险制度能够营造更加稳定的金融环境, 减少恐慌性挤兑对银行业短期流动性的影响, 赋

予银行存贷款利率选择与资产负债结构调配空间, 能够更大限度地发挥银行利率风险管理能力^[6-8]; 但是, Anginer等^[9]和陈彦斌等^[10]发现利率市场化影响下存贷款利差波动加大, 银行通过净息差获利能力下降且行业竞争加剧, 存款保险制度下的道德风险可能弱化银行风险管理意愿并诱发银行“高息揽储”和过度放贷等行为, 加重银行资产负债期限和收益率不匹配现象, 扭曲银行风险管理行为, 承担过度利率风险。伴随中国存款保险制度建立和利率市场化改革进程, 存款保险制度究竟能否有效抑制银行利率风险、缓解金融市场波动值得关注。

为了深入理解存款保险制度对银行利率风险水平的影响以及这种影响是否因某些关键影响因素的差异而产生变化, 有别于既有文献, 本文从银行利率风险视角, 使用银行净息差3年移动标准

① 收稿日期: 2016-12-15; 修订日期: 2019-02-07.

基金项目: 国家社会科学基金资助项目(14BJY201); 中央高校基本科研业务费专项资金资助项目(20160629).

作者简介: 王晓博(1971—), 男, 安徽合肥人, 博士, 副教授. Email: alex829@tongji.edu.cn

差作为利率风险的代理变量,实证检验存款保险制度实施是否对银行利率风险水平有显著的稳定作用.这弥补了以往存款保险制度的影响研究在利率风险领域的缺失,能够更为准确直观地体现存款保险制度实施前后由于银行利率风险管理能力与意愿的变化而产生的净利息收入波动,凸显银行利率风险水平在存款保险制度作用前后的变化,揭示了存款保险制度对银行利率风险管理行为的微观效果.在此基础上,本文引入银行规模特征、银行业集中度、宏观经济和法制水平等关键变量,进一步考察了存款保险制度对银行利率风险的影响是否因银行规模、银行业集中度和国家法制水平的差异而产生变化.研究这些问题可以为中国明晰利率市场化改革进程中存款保险制度对银行利率风险的影响程度、制定更具针对性的风险管理策略提供依据.为便于表述,如无特殊说明,本文所述存款保险(制度)均指显性存款保险制度,银行泛指各类投保的存款性金融机构.

1 相关研究评述

Hellmann 等^[11]认为金融约束的本质是政府通过一系列政策,在私人部门创造竞争性市场所能产生的收益,但不会直接向私人部门提供补贴;银行特许权的提高能够弱化银行过度承担风险的动机,而金融约束能够通过控制存款利率等方式降低银行成本,进而增加了银行特许权的价值.1973年,McKinnon^[12]和 Shaw^[13]提出使发展中国家通过金融自由化改革打破金融抑制从而获得经济增长动力的“金融深化”理论,他们认为放松利率管制让市场进行自发调节能够促进金融业的发展.但是,作为金融自由化的重要内容,利率市场化主要通过两种途径加重银行风险,一是由于长期利率压抑,利率市场化使得利率水平显著升高影响了宏观金融稳定,这对于发展中国家尤为明显;二是利率市场化后的利率水平变动不定,利差不可预见性加剧,使得高负债经营的银行净利息收入受到影响,长期在管制状态下生存的银行还来不及发展金融工具来规避利率风险^[11,14-15].实际上,由金融自由化引发的银行体系脆弱性主要来自利率上限取消以及壁垒降低导致的银行特

许权价值降低,扭曲了对银行风险管理的激励,使得银行利率风险不断累积从而加大金融体系的脆弱性^[11].

目前学术界尚缺乏针对存款保险制度与银行利率风险关系的研究成果. Cubillas 和 González^[14]论证了金融自由化对银行风险的影响渠道在发达国家和发展中国家之间存在差异,对发展中国家而言,金融自由化增加了银行风险承担;进一步地, Daniel 和 Jones^[15]建立动态模型论证了无论是金融自由化本身还是银行业结构的不合理都会加大银行风险,其作用程度与银行业市场集中度和银行监管息息相关.中国的部分学者侧重于利率市场化视角,认为金融深化实际效果受到银行业竞争和社会经济状况等多种因素影响,取消利率管制后银行业过度竞争和道德风险问题会更加严重^[16-17].然而,上述结论往往是基于金融自由化以及利率市场化对银行风险承担影响得出的,随着金融环境的不断变化以及存款保险制度的建立完善,其对现实情况解释力不足愈加明显.

近年来,随着存款保险制度在世界范围内广泛建立以及利率市场化进程推进,众多国内外学者结合新的经济环境,针对存款保险制度与银行风险承担的关系进行了更为细致的检验. Quijano^[19]、Cooper 和 Kempf^[20]通过拓展并改进 Diamond 和 Dybvig^[18]的银行挤兑模型,论证建立存款保险制度能够减少银行挤兑、稳定金融波动.一部分学者以世界或区域范围内进行的实证研究证实,在特定条件下如政府隐性担保或金融危机时期,存款保险制度能够减少银行业整体风险^[9,20-21].但是,存款保险制度在提高公众对银行体系信心的同时,可能在一定程度上会激励商业银行持有高风险资产组合,加剧银行系统性危机发生的概率,使得存款保险制度仍饱受质疑^[22-24].由此,另一部分学者则试图着眼于银行道德风险,对存款保险制度可能引发的市场约束削弱从而加剧银行风险进行考察. Demirgüç-Kunt 和 Detragiache^[25]通过建立世界存款保险制度数据库,指出存款保险存在诱发银行业危机的倾向; Ngalawa 等^[26]从银行道德风险作用的视角,发现存款保险与私人部门信贷同时增加时,更可能产生银行体系的不稳定; Fungáčová 等^[27]以俄罗斯为样本验证存款保险制度下银行资本金、流动性创造与银行风险承担的

相关性; Saheruddin^[28]就印度尼西亚存款保险实证研究发现存款保险限额与银行稳定性之间存在U形关系; 王宗润等^[7]认为政府信息披露程度越高, 无法得到政府完全担保的银行风险承担倾向越小, 反之则更高. 可以看出, 道德风险除了可能造成银行过度承担风险的倾向, 也可能对存款保险制度的稳定作用产生影响, 其净效果受到“稳定作用”和“道德风险效应”两个相反作用的共同影响^[9, 20]. 总的来说, 上述研究指出了存款保险制度对于银行风险承担行为的影响, 但尚未能揭示存款保险制度对银行利率风险的影响, 更难以指出哪些影响因素的差异使得存款保险制度对银行利率风险的影响产生变化, 而且市场约束或银行危机发生概率的变动并不能够作为存款保险制度对银行微观风险产生影响的直接证据.

从利率风险的度量方法看, 学者们已运用利率敏感性缺口(interest rate sensitivity gap, IRSG)、持续期缺口(duration gap, DG)和在险价值(value at risk, VaR)等模型对银行利率风险管理展开了研究^[29-31]. 虽有较好的效果, 但是, 利率敏感性缺口模型缺乏精确度且只涵盖银行的重定价风险; 持续期缺口模型过分强调利率变化的长期影响而忽略了短期作用, 且由于持续期只能模拟线性变化, 利率变化时必须重新计算新基点上的持续期; 在险价值模型则依赖大量历史数据构建, 在中国及样本发展中国家目前的银行业监管水平下难以成为可取的风险度量方法^[32-33]. 有鉴于此, 在利率风险的代理变量选取上, 本文试图从利率风险表现形式的视角考察被解释变量. Ariefianto 和 Soepomo^[34]在研究印度尼西亚存款保险制度对银行市场风险的影响时使用存贷比作为利率风险的代理变量. 林茂等^[35]根据巴塞尔委员会对利率风险的定义, 认为净利息收入波动体现短期的利率风险, 经济价值的变动体现长期利率风险. 钟伟和沈闻一^[36]主张中国净利息收入波动是银行业的利率风险主要形式. 但是, 存贷比只能粗略衡量银行的重定价风险, 缺乏准确性. 银行经济价值除利率风险之外还可能受到银行资本价值、股权结构、技术创新以及经济周期等多种因素影响. 而考虑到银行规模等因素, 净利息收入波动所含有的信息相较于净息差波动明显不足. 既往文献多使用银行危机虚拟变量或财务比率作为风险代理变

量, 尚未发现将净息差波动作为利率风险的代理变量直接运用在实证研究或是模型设计中. 净息差波动指标能够消除基数影响, 并且体现净利息收入和生息资产两个维度的变化. 净息差水平能够反映银行利率风险管理能力, 相对稳定的净息差是银行业赖以生存与发展的必要条件.

除前述金融自由化与存款保险制度之外, 银行风险承担行为还受到其他变量因素的影响. Anginer 等^[9]发现利率市场化影响下存贷款利差波动加大, 银行通过净息差获利能力下降且行业竞争加剧, 而银行规模对银行系统性风险存在抑制作用; Maudos 和 Guevara^[37]证实不同市场结构对银行净息差的水平和变化存在影响, 但其方向存在不确定性. Anginer 等^[9]、Bergbrant 等^[38]和王道平^[39]考察了国家法制水平对银行风险承担行为的影响, 认为法制水平的提高有助于减少银行风险承担. 上述研究虽然在不同程度上证实了银行规模、市场结构和国家法制水平等关键变量对银行风险承担及银行净息差水平分别产生影响, 但是, 随着金融环境不断变化以及实施存款保险制度, 这些文献均未涉及到银行净息差波动在存款保险制度与上述关键变量交互影响下的作用效果与变化.

从以上研究不难发现, 既有研究的重点是存款保险制度对银行风险承担的影响, 尚缺乏针对存款保险制度与银行利率风险关系的研究成果, 更未指明哪些影响因素的差异使得存款保险制度对银行利率风险产生变化. 实证研究中亦缺乏对银行利率风险的准确度量. 相较于既有文献, 本文的边际贡献在于, 首先, 弥补了以往存款保险制度影响的研究在利率风险领域的缺失, 实证检验建立存款保险制度是否对银行利率风险水平有显著的稳定作用, 凸显了银行利率风险水平在存款保险制度作用前后的变化. 并在此基础上, 本文引入银行规模、银行业集中度、宏观经济和法制水平等关键变量, 进一步考察存款保险制度对银行利率风险的影响是否因银行规模、银行业集中度和国家法制水平的差异而产生变化. 其次, 考虑到中国银行业发展实际以及利率风险表现形式, 从银行利率风险视角, 择选净息差3年移动标准差描述银行净利息收入波动情况, 以银行净息差波动作为利率风险的代理变量, 相较于传统利率风险度

量方法,能够更为准确直观地体现存款保险制度实施前后由于银行利率风险管理能力与意愿的变化而产生的净利息收入波动,揭示存款保险制度对银行利率风险管理行为的微观效果.

2 研究设计

2.1 样本、数据与变量

2.1.1 样本选择与数据来源

由于目前中国尚处于存款保险制度建立初期,实证数据有待完善,既有的文献样本多选择为发达国家^[14,18-20],其宏观经济环境、存款保险设计、政府担保以及利率市场化程度等诸多因素与我国的实际情况相去甚远,可比性较差,无法为明晰中国利率市场化改革进程中存款保险制度对银行利率风险的影响程度,制定更具针对性的风险管理策略提供依据.

东盟和中国同属发展中国家,其经济增长对外部市场依赖度高.为应对经济全球化负面影响与区域经济一体化快速发展,近年来,随着中国 -

东盟自由贸易区(China-ASEAN free trade area, CAFTA)全面建成,东盟与中国的经济金融和贸易投资融合日益紧密.白鹤祥^[40]认为,中国 - 东盟自由贸易区的建立加强了双方金融业之间的资金流动和投资活动;资金与信贷流动量增加又进一步推动了双方经济的关联性和一致性;政府间金融监督和救助的关联性增强使微观经济波动的联动性上升.周元元^[41]认为货币合作促进双方经济结构调整,增强区域金融稳定性,进一步促进经济与贸易一致性.东盟与中国在经济、贸易、货币等方面日益加深的合作关系不只是引发宏观经济趋同性变化,也增强了微观经济主体的联动性.

考虑了经济波动的同步性和联动性^[40-41]以及数据的可得性等因素的基础上,选取东盟国家中在存款保险制度建立期间利率市场化程度和隐性担保特点与中国更为相似的 6 个国家,即新加坡、马来西亚、泰国、印度尼西亚、越南和菲律宾(以下简称东盟六国)的主要商业银行作为研究对象,如表 1 所示.

表 1 样本银行数和国家的年度统计

Table 1 Annual description of sample banks and countries

国家	年份													
	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
新加坡	-	-	-	-	2	3	4	5	6	6	6	6	6	6
马来西亚	-	-	-	-	5	6	6	6	7	7	8	9	9	9
印度尼西亚	14	17	18	18	18	18	18	18	18	18	18	18	18	14
泰国	6	7	9	9	9	9	9	9	9	9	9	9	9	9
菲律宾	-	-	-	-	-	-	9	12	12	12	12	12	12	6
越南	2	3	3	3	4	4	4	5	8	8	8	8	8	4
合计	22	27	30	30	38	40	50	55	60	60	61	62	62	48

资料来源:数据来源于 Bankscope 数据库,笔者基于各国家商业银行样本的年度分布情况对数据进行了整理与汇总,其中“-”表示相应国家银行当年未披露.为了减少未披露年度对回归模型的影响,后文稳健性检验将对数据进一步处理至平衡面板.

这样的安排主要是基于以下两点考虑:

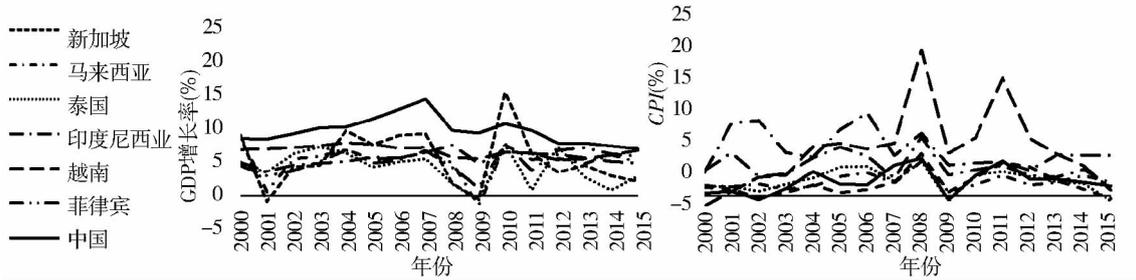
1) 东盟六国与中国经济金融一体化的不断发展 图 1 给出 2000 年至 2015 年东盟六国与中国 GDP 增长率和 CPI 的变化趋势对比,从图 1 可以看出,近年来东盟六国与中国无论是在经济增长还是物价水平均保持着较为一致的变化趋势,尤其是二者在面对外生冲击时有着更为相近的反应,这种宏观经济波动的同步性和联动性为可比

性研究提供了可能.

2) 东盟六国与中国相似的利率市场化程度与隐性担保特点 东盟六国在 2000 年至 2015 年期间金融自由化与利率市场化程度不断提升^[15,28],与中国存款保险制度实施前后有着相似的宏观经济环境以及银行业面临利率风险暴露、不良贷款率增加和竞争加剧等微观经营环境^[14-15].并且,在存款保险制度实施前这一段时

间,东盟六国并没有真正有效的存款保险,在出现银行风险时依靠政府出手救援,可以说是处于一个过渡时期,存在一定程度上政府的隐性担保特

点^[34,42].这种隐性担保的存在增强了东盟六国与中国的可比性,使得研究结论针对中国的银行的适用性与借鉴价值进一步增强.



数据来源:EIU Countrydata 数据库.

图1 东盟六国与中国的 GDP 增长率和 CPI 对比

Fig. 1 Comparison of GDP growth rate & CPI between 6 countries of ASEAN and China

因此,在对环境因素及银行异质性进行合理控制的基础上,本文选取 2000 年至 2015 年东盟六国主要商业银行数据作为样本构建非平衡面板;根据世界货币基金组织(international monetary fund,IMF)按收入国家分类定义,新加坡为高收入(HI)国家,马来西亚、泰国为中高收入(UMI)国家,印度尼西亚、越南和菲律宾为中低收入(LMI)国家.本文使用的银行层面数据主要来自 Bankscope 银行财务数据库和相关国家各商业银行年报,宏观数据来源于 EIU Countrydata 数据库、世界银行全球金融发展数据库(GFDD)和 PRS Group 国际国家风险指南(ICRG).

2.1.2 关键变量说明

1) 存款保险制度

本文借鉴以往文献^[9,21]的方法,考虑到通过虚拟变量对同一个体实施存款保险制度前后和不同个体之间进行比较,能够较为准确地揭示存款保险制度的实施效果,故定义“DI”为存款保险制度的虚拟变量,若某一年度某国实施存款保险制度,则取值 1,否则为 0,数据源自 Demirgüç - Kunt 等^[42]全球存款保险数据库.考虑到存款保险制度与利率市场化导致的利率风险之间可能存在的内生性问题,选取滞后 1 期的存款保险制度虚拟变量.此外,为了进一步考察存款保险制度对银行利率风险的影响是否因银行规模、银行业集中度和国家法制水平的差异而产生变化,引入存款保险制度滞后项与银行规模、银行业集中度、国家法制

水平的交互项.

2) 银行利率风险

作为不确定性的度量,标准差是衡量一定时期内数据波动状况的重要方法.借鉴 Anginer 等^[9]、Stiroh^[43]、周开国和李琳^[44]的研究,在前述针对既往文献中利率风险形式及风险波动度量方法的比较分析基础上,择选净息差 3 年移动标准差描述银行净利息收入波动情况,定义为“SDNIM”.选择移动 3 年数据进行平滑主要是为了消除个别年份极端变动使得波动效应过度放大的问题,因此更能体现银行面临的真实利率风险.

银行净息差的计算方法为

$$NIM_i = \frac{NII_i}{AVGEA_i} \tag{1}$$

$$AVGEA_i = \frac{EA_{i-1} + EA_i}{2} \tag{2}$$

式中 NIM 为银行净息差;NII 为净利息收入;AVGEA 为平均盈利生息资产.

净息差 3 年移动标准差的计算方法为

$$SDNIM_i = \sqrt{\frac{1}{3} \sum_i^{i+2} (NIM_i - \overline{NIM}_i)^2} \tag{3}$$

$$\overline{NIM}_i = \frac{1}{3} \sum_i^{i+2} NIM_i \tag{4}$$

式中 SDNIM 为净息差 3 年移动标准差; \overline{NIM} 为净息差 3 年移动平均值.

3) 交互项变量

关键变量的交互项可以凸显银行利率风险水

平在存款保险制度作用前后的变化。首先,为了进一步研究存款保险制度对银行利率风险的影响是否因银行规模的差异而产生变化,本文引入“*LNASSET*”作为银行规模的代理变量,数据源自各样本银行以美元计价的银行总资产,并取自然对数对数据进行平滑处理。

其次, Maudos 和 Guevara^[37] 以及其他后续研究^[34] 在对银行净息差影响因素研究过程中发现市场结构对净息差有显著影响。为了考察存款保险制度对银行利率风险的影响是否因银行业集中度的差异而产生变化,采用世界银行全球金融发展数据库(GFDD)中 Bank Concentration 一项代指各国银行业集中度情况,此处集中度计算方法为全国最大的3家银行资产合计占银行业总资产的比例,定义为“*CONCTR*”。

第三, Anginer 等^[9]、Bergbrant 等^[38] 和王道平^[39] 的研究中对国家法制水平和银行业监管情况进行了控制,发现国家法制水平在存款保险制度实施前后有不同影响。为了考察存款保险制度对银行利率风险的影响是否因国家法制水平的差异而产生变化,定义“*LAW*”为国家法制水平的代理变量,变量借鉴 Bergbrant 等^[38] 中“law and order”的涵义,数据源自 PRS Group 国际国家风险指南(ICRG)。

4) 其他控制变量

银行净息差波动还受到宏观经济状况与银行经营特征的影响。根据 Anginer^[9]、Bergbrant 等^[38]、王道平^[39] 以及 Khanh 和 Tra^[45] 的研究,主要控制变量可以分为银行特征变量和国家特征变量。其中银行层面的变量能够控制个体特征,银行特征变量包括,反映银行盈利能力的资产收益率(*ROA*);反映银行风险偏好倾向的资本比率(*CAP*);反映银行信用风险的坏账准备金比例(*RESERVES*);反映银行运营管理能力的运营支出比例(*OPEXP*);反映银行经营多元化的非利息收入比例(*NONII*)。

国家特征变量包括,反映国家宏观经济发展状况的实际 GDP 增长率(*GDPGROWTH*);反映通货膨胀的居民消费价格指数(*CPI*);反映货币供

应量变化的广义货币增长率(*M2*);再进一步研究拓展中反映东盟六国经济发展水平的3个虚拟变量,分别为高收入国家(*HI*)、中高收入国家(*HMI*)和中低收入国家(*LMI*);以及反映市场利率水平的1年期存贷款利率,由二者计算得出的利差(*DIFFRATE*)能够体现市场利率配置效率。在此基础上,本文在基础模型中未引入其他代表利率市场化程度的变量,主要是基于所选实验样本在回归期内的金融改革具有相似性,且参照世界银行全球金融发展数据库(GFDD)的统计显示已达到相对深入的程度,故选择以“*DIFFRATE*”衡量利率的市场化水平。为避免对实验结果产生影响,在稳健性检验部分解释了引入利率市场化程度衡量指标的结果。

此外,本文选取2000年至2015年作为研究年份范围。为了避免2008年全球金融危机对银行净息差波动可能产生的冲击,定义“*CRISIS*”为金融危机虚拟变量,若研究数据所处年份为2008年,则取1,否则取0。

2.2 模型构建

参照 Anginer 等^[9] 和王道平^[39] 的方法,本研究改进并建立以净息差波动作为被解释变量的银行层面非平衡面板模型。模型设第*i*个银行在*t*年份的净息差波动率为 $NIM_{i,t}$, 计算方式为银行净息差的3年移动标准差; $DI_{i,t}$ 为主要研究的解释变量,代表*i*银行在*t*时是否受到存款保险制度的影响,本文采用滞后1期的解释变量以克服内生性问题。基础的混合 OLS 面板模型如下

$$SDNIM_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \times DI_{i,t-1} + \delta \times \text{bank and country controls}_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

考虑到存款保险制度与其他关键变量的交互项后,将面板数据拓展为

$$SDNIM_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \times DI_{i,t-1} + \beta_2 \times \text{Interaction}_{i,t} + \delta \times \text{bank and country controls}_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

式中 *Interaction* 指存款保险制度与文中其他关键研究变量的交互项,特指银行规模(*LNASSET*)、

银行业集中度 (*CONCTR*) 和国家法制水平 (*LAW*) 3 项. *Bank and country controls* 指其他银行和国家层面的控制变量.

由于数据获取方面的限制, 本文样本的选择并非随机, 而银行个体可能存在一些难以观测且不随时间变动的异质性. 所以, 在式(5)、式(6)混合回归的基础上继续使用固定效应模型和随机效应模型消除干扰, 并利用 F 检验、LM 检验和 Hausman 检验确定最优的实证模型.

引入银行固定效应的基础面板模型和交互项面板模型分别如下

$$SDNIM_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \times DI_{i,t-1} + \delta \times bank\ and\ country\ controls_{i,t} + \gamma Z_i + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

$$SDNIM_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \times DI_{i,t-1} + \beta_2 \times Interaction_{i,t} + \delta \times bank\ and\ country\ controls_{i,t} + \gamma Z_i + \varepsilon_{i,t} \quad (8)$$

式中 Z_i 代表与各银行自身特点相关但难以观测到的异质性.

此外, 为了保证结论的稳健性, 将通过异方差稳健标准差和引入年度固定效应对银行可能出现

的其他异质性问题以及随时间变动的干扰因素加以控制; 样本可能存在的内生性问题将在稳健性检验中通过工具变量两阶段回归模型加以完善. 所有回归分析采用 Stata12.0 软件.

3 实证检验与结果分析

3.1 描述性统计

在考虑了经济波动的同步性和联动性^[40-41]以及数据可得性等因素的基础上, 剔除样本中未开展存款业务及数据严重缺失的银行, 选取东盟国家中在存款保险制度建立期间利率市场化程度和隐性担保特点与中国更为相似的东盟六国的主要商业银行作为研究对象. 由于被解释变量使用银行净息差的 3 年移动标准差, 故除净息差采用 2000 年至 2015 年数据外, 其他关键变量和控制变量的样本期均为 2000 年至 2013 年. 由此, 最终选取东盟六国 62 家存款类金融机构共计 634 个样本, 构建非平衡面板进行回归分析(见表 2). 首先, 以存款保险制度实施前后作为划分界限, 对关键变量进行描述性统计和单变量检验.

表 2 样本的描述性统计

Table 2 Descriptive statistics of the sample

变量	平均值			标准差	最小值	最大值	差值	<i>p</i> 值
	总体	<i>DI</i> = 0	<i>DI</i> = 1					差值 ≠ 0
<i>SDNIM</i>	0.362	0.526	0.297	0.329	4.44e-16	2.277	0.229	0.000
<i>LNASSET</i>	8.767	8.436	8.898	1.848	3.633	12.667	-0.462	0.004
<i>ROA</i>	1.240	0.963	1.350	1.334	-12.130	9.100	-0.388	0.001
<i>CAP</i>	10.185	9.106	10.612	4.822	-7.150	34.330	-1.506	0.000
<i>NONII</i>	28.913	32.048	27.672	26.468	-230.920	388.780	4.377	0.058
<i>RESERVES</i>	4.738	7.884	3.486	4.875	0.010	47.370	4.398	0.000
<i>OPEXP</i>	1.459	1.507	1.4399	0.8473	0.118	5.932	0.067	0.368
<i>GDPG</i>	5.323	5.004	5.449	2.177	-1.514	15.240	-0.444	0.019
<i>CPI</i>	5.599	5.143	5.779	4.094	-1.710	23.114	-0.636	0.076
<i>M2</i>	13.248	9.112	14.904	7.309	1.306	49.106	-5.792	0.000
<i>DEPOSIT</i>	5.802	6.831	5.407	4.166	0.136	15.503	1.424	0.000
<i>LENDING</i>	10.251	11.568	9.754	4.418	4.560	18.945	1.814	0.000
<i>DIFFRATE</i>	4.449	4.737	4.347	1.376	1.590	7.681	0.390	0.001
<i>CONCTR</i>	59.803	68.344	56.662	26.447	4.000	100.000	11.682	0.000
<i>LAW</i>	3.196	2.888	3.319	0.901	2.000	5.000	-0.432	0.000

由表 2 初步分析可知, 存款保险制度实施前后样本的净息差波动具有统计上显著的差异性. 此外, 对关键变量进行相关性检验, 各变量间的相关系数基本在 0.5 以下, 可以认为不存在严重的

多重共线性问题.

3.2 实证结果分析

3.2.1 存款保险与银行利率风险

本文分别使用混合 OLS 模型、年度固定效应

模型和年度随机效应模型进行回归分析,通过 F 检验、LM 检验和 Hausman 检验确定主要使用固定效应模型,而部分随机效应模型亦能够提供一定参考.对于个体固定效应模型,在其中使用能够刻画银行主要特征的代理变量进行控制.由表 3 可以看出建立存款保险制度减少了银行净息差波动,对利率风险具有显著的稳定作用.相较于未考

虑存款保险制度变量的情况,拟合优度明显提升.为了解决银行可能存在的异质性问题,在模型 2 基础上,使用异方差稳健标准差以银行个体分组进行回归,通过引入年度固定效应对银行可能出现的异质性以及随时间变动的干扰因素加以控制,结果与前文基本一致,表明存款保险制度的实施能够有效缓解银行利率风险水平.

表 3 存款保险交互项与银行利率风险

Table 3 Interactions of deposit insurance system and interest rate risk of banks

解释变量	模型						
	1	2	3	4	5	6	7
<i>DI</i>		-0.156*** (0.035)	-0.441*** (0.122)	-0.437*** (0.159)	-0.183 (0.122)	-0.427*** (0.0673)	-0.464*** (0.126)
<i>DI</i> × <i>LNASSE</i>			-0.035*** (0.015)	-0.041*** (0.015)	0.000 (0.013)		
<i>LNASSET</i>	-0.001 (0.008)	-0.017 (0.025)	-0.002 (0.014)	0.032 (0.027)	-0.021 (0.024)		
<i>DI</i> × <i>CONCTR</i>			0.003*** (0.001)	0.005*** (0.001)		0.004*** (0.001)	
<i>CONCTR</i>	-0.003*** (0.001)	0.002 (0.001)	-0.006*** (0.001)	-0.001 (0.002)		-0.000 (0.002)	
<i>DI</i> × <i>LAW</i>			0.102*** (0.029)	0.090** (0.040)			0.087** (0.039)
<i>LAW</i>	-0.038*** (0.016)	-0.054** (0.021)	-0.067*** (0.022)	-0.011 (0.026)			-0.060*** (0.021)
<i>CRISIS</i>	0.142 (0.207)	-0.066* (0.040)		-0.056 (0.039)	-0.066* (0.040)	-0.051 (0.039)	-0.062 (0.039)
<i>ROA</i>	-0.031*** (0.010)	-0.039*** (0.011)		-0.040*** (0.011)	-0.039*** (0.011)	-0.043*** (0.011)	-0.040*** (0.011)
<i>CAP</i>	0.006* (0.003)	-0.006 (0.004)		0.001 (0.004)	0.001 (0.005)	-0.003 (0.004)	-0.004 (0.004)
<i>NONII</i>	0.001*** (0.000)	0.002*** (0.000)		0.002*** (0.000)	0.002*** (0.000)	0.002*** (0.000)	0.002*** (0.000)
<i>RESERVES</i>	-0.001 (0.003)	-0.000 (0.003)		0.001 (0.003)	0.001 (0.003)	-0.001 (0.003)	0.000 (0.003)
<i>OPEXP</i>	0.017 (0.017)	0.010 (0.026)		0.026 (0.026)	0.001 (0.026)	0.028 (0.026)	0.007 (0.026)
<i>GDPG</i>	0.001 (0.007)	-0.000 (0.005)		0.003 (0.005)	-0.001 (0.005)	0.003 (0.005)	0.001 (0.005)
<i>CPI</i>	0.016*** (0.004)	0.004 (0.004)		0.003 (0.004)	0.005 (0.004)	0.004 (0.004)	0.003 (0.004)
<i>DIFFRATE</i>	-0.012 (0.010)	-0.038*** (0.012)		-0.052*** (0.013)	-0.041*** (0.012)	-0.052*** (0.012)	-0.033*** (0.012)
<i>M2</i>	-0.001 (0.002)	-0.002 (0.002)		-0.001 (0.002)	-0.002 (0.002)	0.000 (0.002)	-0.001 (0.002)
<i>CONSTANT</i>	0.538*** (0.146)	0.871*** (0.295)	1.120*** (0.105)	0.491 (0.306)	0.907*** (0.236)	0.692*** (0.130)	0.837*** (0.103)
观察值数	634	634	634	634	634	634	634
拟合优度	0.141	0.285	0.172	0.311	0.274	0.298	0.287
Hausman 检验	-	0.000	0.021	0.000	0.000	0.002	0.000
模型类型	固定效应	固定效应	随机效应	固定效应	固定效应	固定效应	固定效应

注：括号中数据为标准误；***、**、* 分别表示回归项在 1%、5% 和 10% 的水平下统计显著；固定效应和随机效应分别指代年度固定效应及年度随机效应。

从回归结果来看,除存款保险制度对银行利率风险具有显著稳定作用外,金融危机对银行利率风险影响的系数为负.参照钟伟和沈闻一^[36]对于净息差影响因素的分析可知,金融危机时银行净利润收入与盈利资产价值同向变动而净息差波动不明显可能是其主要原因.美国、欧洲等国家和地区的经验数据已证实经济周期对净息差波动的影响不明显^[14,30-31].并且,2008年金融危机主要涉及次级贷款和其他衍生金融产品,对东南亚区域的银行传统存贷款业务影响不大.实际上,世界银行全球金融发展数据库(GFDD)显示东盟六国在2008年不存在系统性银行风险.

除此之外,银行资产收益率(*ROA*)和市场存贷利差(*DIFFRATE*)与银行利率风险负相关.表明银行盈利能力不一定与利率风险承担情况成正比,且随着银行存贷款利差缩小,银行确实面临着更为剧烈的净息差波动.非利息收入比(*NONII*)在模型中符号为正,这一结果与王瑞雪和张桥云^[46]的研究结论类似,说明非利息收入比例上升反而加剧银行利率风险,银行业务多元化发展不一定缓解利率市场化下的利率风险.

3.2.2 存款保险、交互项与银行利率风险

本文分别使用年度固定效应模型和年度随机效应模型对银行规模、银行业集中度和国家法制水平3个关键交互项进行实证检验,并根据Hausman检验对结果进行判定,模型3选择随机效应,其余为固定效应.由表3可知,在无存款保险制度的情况下,国家法制水平上升能够显著减少银行净息差波动,这与Anginer等^[9]、Bergbrant等^[38]和王道平^[39]的观点一致.表明健全法制并加强银行业监管能够有效减少银行利率风险.银行规模和银行业集中度的系数为负,表明银行规模越大,其抵御利率风险的能力更强.银行业集中度越高则显示其行业垄断性越强,银行利率风险更低.这主要是因为垄断地位给予银行更大的存贷款利率选择空间,银行能够充分考虑其资产负债期限和收益率的配置,进而减少其利率风险暴露.

引入存款保险与银行规模交互项后,在有存款保险制度的情况下,规模较大银行相较于中小银行能够更有效地抵御利率风险,这一点与无存款保险时相同.这可能是中小银行受到存款保险

显性担保作用,更倾向于采取“高息揽储”等道德风险较高行为,忽视了资产负债匹配管理,致使其风险管理行为扭曲而承担过度利率风险;而规模较大银行由于原本受政府隐性担保援助的可能性较高,相对来说受到存款保险道德风险的影响较少.

存款保险与银行业集中度交互项的实证结果表明,在银行业集中度较低的国家实施存款保险制度能够更有效地减少银行利率风险.东盟六国金融自由化改革与利率市场化程度不断提升的情境下,银行业集中度历经由高逐渐降低的过程.而银行业集中度降低也是其金融自由化改革程度不断深化的表现之一.同时,实施存款保险制度通过保护存款人利益、减少存款人在利率波动加剧情况下的挤兑动机,进一步增强了银行对风险识别及处理的理性预期,并给予银行更多的管理利率市场风险的空间,能够更大限度地发挥管理银行利率风险的能力,使得银行净息差波动减少,最终表现为对利率风险具有稳定作用.这种“稳定作用”是通过影响管理银行利率风险能力与意愿而产生作用的.因此,伴随利率市场化改革不断深化,进一步放松对银行业的管制、降低准入门槛来降低银行业集中度,能够促进存款保险制度对银行利率风险的稳定作用.

存款保险与国家法制水平交互项的实证结果表明,存款保险制度对法制水平较低国家的银行稳定利率风险的作用更为明显.这可能是因为法制水平较低国家的银行原本净息差波动水平较高,存款保险制度实施后对其净息差波动缓解效果更为明显,而对法制水平较高国家反而没有显著作用.此结论在后文关于存款保险制度的长短期影响研究中作进一步考察.

在引入异方差稳健标准差控制银行异质性后,模型3中存款保险与银行业集中度以及存款保险与国家法制水平的交互项依然显著,而存款保险与银行规模的交互项显著性明显下降.使用异方差稳健标准差单独考虑存款保险与三者的交互项时,结论与同时包含3个交互项的模型并无多大差别.

3.3 模型的进一步拓展

3.3.1 存款保险、国家收入水平与银行利率风险

针对东盟六国经济发展水平存在差异,为了进

一步考察建立存款保险制度是否因国家经济发展水平差异而产生不同的实施效果,对存款保险制度与世界银行对国家收入分类的交互项进行回归分析,实证结果见表 4,为避免多重共线性剔除 *LMI*.

表 4 存款保险、国家收入水平与银行利率风险

Table 4 Deposit insurance, countries' income level and interest rate risk of banks

解释变量	模型				
	8	9	10	11	12
<i>DI</i>	-0.219 *** (0.030)				
<i>DI</i> × <i>HI</i>		-0.030 (0.099)	-0.006 (0.095)	-0.010 (0.101)	-0.017 (0.095)
<i>DI</i> × <i>UMI</i>		-0.125 *** (0.042)	0.066 (0.047)	-0.149 *** (0.045)	-0.127 *** (0.043)
<i>DI</i> × <i>LMI</i>		-0.361 *** (0.034)	-0.314 *** (0.054)	-0.375 *** (0.000)	-0.340 *** (0.000)
<i>HI</i>	0.065 (0.093)			-0.278 ** (0.131)	-0.296 ** (0.137)
<i>UMI</i>	-0.045 (0.059)			-0.184 ** (0.072)	-0.244 *** (0.080)
<i>CRISIS</i>	-0.086 ** (0.040)		-0.050 (0.039)	-0.077 * (0.043)	-0.069 * (0.040)
<i>LNASSET</i>	-0.029 *** (0.010)		0.010 (0.026)	-0.015 * (0.008)	-0.019 * (0.011)
<i>CONCTR</i>	-0.003 *** (0.001)		0.003 ** (0.001)	-0.003 *** (0.001)	-0.002 ** (0.001)
<i>LAW</i>	-0.037 ** (0.018)		-0.000 (0.026)	-0.001 (0.019)	-0.009 (0.020)
<i>ROA</i>	-0.034 *** (0.010)		-0.043 *** (0.011)	-0.024 ** (0.010)	-0.036 *** (0.010)
<i>CAP</i>	-0.002 (0.004)		-0.002 (0.004)	0.002 (0.003)	-0.000 (0.004)
<i>NONII</i>	0.002 *** (0.000)		0.002 *** (0.000)	0.002 *** (0.000)	0.002 *** (0.000)
<i>RESERVES</i>	0.001 (0.003)		-0.002 (0.003)	0.002 (0.003)	0.000 (0.003)
<i>OPEXP</i>	0.006 (0.019)		0.034 (0.026)	0.039 ** (0.018)	0.025 (0.020)
<i>GDPG</i>	-0.000 (0.005)		0.004 (0.005)	0.004 (0.005)	0.004 (0.005)
<i>CPI</i>	0.011 *** (0.004)		0.004 (0.004)	0.013 (0.004)	0.010 *** (0.004)
<i>DIFFRATE</i>	-0.022 ** (0.010)		-0.048 *** (0.012)	-0.018 * (0.010)	-0.023 ** (0.010)
<i>M2</i>	-0.001 (0.002)		0.000 (0.002)	0.001 (0.002)	-0.000 (0.002)
<i>CONSTANT</i>	1.133 *** (0.156)	0.561 *** (0.021)	0.386 (0.320)	0.865 *** (0.149)	0.957 *** (0.164)
观察值数	634	634	634	634	634
拟合优度	0.258	0.176	0.304	0.353	0.277
模型类型	随机效应	固定效应	固定效应	混合回归	随机效应

注：括号中数据为标准误；***、**、* 分别表示回归项在 1%、5% 和 10% 的水平下统计显著；固定效应和随机效应分别指代年度固定效应及年度随机效应。

根据 LM 检验,模型 11 和模型 12 的比较中应采用随机效应模型.从表 4 中的回归结果可以看出,在无存款保险制度的情况下,中低收入国家的银行净息差波动性更大,利率风险暴露更严重;实施存款保险制度后,中低收入国家和中高收入国家的银行净息差波动的缓解程度超过高收入国家,表明存款保险制度对发展中国家的银行利率风险稳定作用更为显著.

3.3.2 存款保险、宏观交互项与长短期影响

考虑到东盟六国中既有在 2000 年至 2015 年内建立存款保险制度的国家,也有 2000 年之前就已实施存款保险制度的国家,为了体现不同国家实施存款保险制度的时间差异以及存款保险制度的长期和短期影响,借鉴 Bergbrant 等^[38]的研究方法,将存款保险虚拟变量(DI)分解为 4 个阶段性变量,分别代表实施存款保险制度 1 至 5 年(DI1)、6 至 10 年(DI2)、11 至 15 年(DI3)和 16 年及以上(DI4),并对其与关键变量交互项进行回归,实证结果见表 5.由于菲律宾实施存款保险制度时间在 16 年以上,使用固定效应模型会剔除个别变量.为防止多重共线性对交互项的影响,模型 16 和模型 17 剔除变量 DI3 与 DI4.

上述回归结果表明,无论实施时间长短,存款保险制度对银行利率风险都呈负相关关系,存款保险制度对银行净息差波动的稳定作用十分显著.在考虑存款保险虚拟变量与银行业集中度及国家法制水平的交互项后,可以得出如下结论:1)无论是短期或长期,银行业集中度较低的国家实施存款保险制度减少净息差波动效应都比较显著;2)仅是短期,法制水平较低的国家实施存款保险制度减少净息差波动效应比较显著,长期则相反.

3.4 稳健性检验

为避免选取样本中存在银行异质性与自相关问题,使用 Driscoll-Kraay 标准差对主要结论进行回归检验,结果与前文基本一致.为了进一步验证

本文结论的可靠性,在如下几方面进行稳健性检验.

3.4.1 子样本稳健性检验

由于选择非平衡面板,数据存在年份缺失现象,且菲律宾建立存款保险制度的年份早于样本期,可能对研究结论产生影响.因此,剔除菲律宾样本和其他因数据缺失而无法获得实施存款保险制度前后对比数据的所有样本,再进行检验.同时,为了控制异方差性,回归使用异方差稳健标准差.子样本检验结果与本文主要结论一致,表明结果具有稳健性.

3.4.2 内生性稳健性检验

虽然采用存款保险滞后 1 期的变量能够在一定程度上缓解存款保险制度实施与银行利率风险之间的内生性问题,但是,为了使结论更加稳健,参考 Bergbrant 等^[38]和王道平^[39]的方法,本文构建工具变量建立两阶段模型,第一阶段采用区域内实施存款保险制度的国家比例作为工具变量,此处区域内国家划分使用 Demirgüç-Kunt 等^[42]存款保险数据库中的划分标准;用此工具变量作为第二阶段估计银行利率风险时存款保险制度的代理变量(DI),检验结果见表 6. Angrist^[47]的研究证实,标准两阶段回归使用工具变量两阶段回归可以作为两阶段 Probit 回归的有效替代.由此,本文使用标准两阶段模型进行回归.因为 Stata 面板数据工具变量两阶段回归需使用平衡面板,故此选择 2002 年~2012 年子样本进行检验.

在使用工具变量进行两阶段回归的情况下,存款保险变量对银行利率风险同样呈现出显著的负相关.进一步对其他关键变量进行内生性检验,实证结果并未发生明显变化.为防止样本中存在随年份变化的效应,利用附带年份效应的工具变量两阶段模型进行回归,表 6 结果显示也未有明显变化.综上,本文主要结论是可靠的.

表 5 存款保险、宏观交互项与长短期影响

Table 5 Deposit insurance, macro interactions and short-and-long term effects

解释变量	模型				
	13	14	15	16	17
<i>DI1</i>	-0.194 *** (0.030)	-0.474 *** (0.069)	-0.426 *** (0.073)	-0.479 *** (0.103)	-0.470 *** (0.128)
<i>DI2</i>	-0.210 *** (0.036)	-0.470 *** (0.079)	-0.457 *** (0.084)	-0.310 ** (0.157)	-0.541 *** (0.186)
<i>DI3</i>	-0.257 *** (0.073)	-2.488 (2.237)	-2.905 (2.207)		
<i>DI4</i>	-0.318 *** (0.049)	-0.941 *** (0.197)			
<i>DI1</i> × <i>CONCTR</i>		0.004 *** (0.001)	0.004 *** (0.001)		
<i>DI2</i> × <i>CONCTR</i>		0.003 ** (0.001)	0.004 *** (0.001)		
<i>DI3</i> × <i>CONCTR</i>		0.046 (0.048)	0.058 (0.047)		
<i>DI4</i> × <i>CONCTR</i>		0.009 *** (0.003)	0.004 (0.003)		
<i>CONCTR</i>		-0.007 *** (0.001)	-0.000 (0.002)		
<i>DI1</i> × <i>LAW</i>				0.095 *** (0.031)	0.093 ** (0.040)
<i>DI2</i> × <i>LAW</i>				0.044 (0.045)	0.100 * (0.054)
<i>DI3</i> × <i>LAW</i>				-0.035 * (0.019)	-0.034 (0.021)
<i>DI4</i> × <i>LAW</i>				-0.145 *** (0.020)	
<i>LAW</i>				-0.096 *** (0.29)	-0.56 *** (0.021)
<i>CRISIS</i>	-0.162 *** (0.041)	-0.075 * (0.042)	-0.038 (0.041)	-0.140 *** (0.041)	-0.066 (0.040)
<i>ROA</i>	-0.03 *** (0.010)	-0.036 *** (0.010)	-0.042 *** (0.011)	-0.033 *** (0.010)	-0.040 *** (0.011)
<i>CAP</i>	0.002 (0.003)	0.003 (0.003)	-0.002 (0.004)	-0.002 (0.003)	-0.003 (0.004)
<i>NONII</i>	0.002 *** (0.000)				
<i>RESERVES</i>	0.003 (0.003)	0.002 (0.003)	0.002 (0.003)	0.001 (0.003)	-0.001 (0.003)
<i>OPEXP</i>	0.060 *** (0.018)	0.045 ** (0.019)	0.028 (0.027)	0.052 *** (0.019)	0.005 (0.026)
<i>GDPG</i>	-0.002 (0.005)	0.003 (0.005)	0.003 (0.005)	0.001 (0.005)	0.001 (0.005)
<i>CPI</i>	0.024 (0.003)	0.009 ** (0.004)	0.001 (0.005)	0.020 *** (0.003)	0.003 (0.004)
<i>DIFFRATE</i>	0.001 (0.010)	-0.033 *** (0.011)	-0.057 *** (0.014)	0.005 (0.010)	-0.035 *** (0.012)
<i>M2</i>	0.002 (0.002)	0.000 (0.002)	0.001 (0.002)	0.002 (0.002)	0.001 (0.002)
<i>CONSTANT</i>	0.258 *** (0.071)	0.950 *** (0.124)	0.655 *** (0.146)	0.556 *** (0.094)	0.809 *** (0.104)
观察值数	634	634	634	634	634
拟合优度	0.221	0.262	0.301	0.247	0.291
模型类型	随机效应	随机效应	固定效应	随机效应	固定效应

注：括号中数据为标准误；***、**、* 分别表示回归项在 1%、5% 和 10% 的水平下统计显著；固定效应和随机效应分别指代年度固定效应及年度随机效应。

表6 存款保险、内生性与银行利率风险

Table 6 Deposit insurance, endogeneity and interest rate risk of banks

解释变量	模型			
	18	19	20	
			<i>DI</i>	<i>SDNIM</i>
<i>DI</i>	-0.198 *** (0.053)	-0.177 *** (0.058)		-0.512 *** (0.145)
<i>CRISIS</i>	-0.031 (0.058)	-0.050 (0.054)	-0.129 ** (0.055)	-0.032 (0.057)
<i>LNASSET</i>	-0.028 ** (0.012)	0.048 (0.035)	-0.197 *** (0.048)	0.075 * (0.039)
<i>CONCTR</i>	-0.006 *** (0.001)	0.001 (0.003)	-0.015 *** (0.003)	-0.008 (0.005)
<i>LAW</i>	-0.018 (0.032)	-0.032 (0.033)	0.191 *** (0.028)	0.038 (0.044)
<i>ROA</i>	0.020 (0.019)	-0.046 ** (0.023)	-0.048 ** (0.021)	-0.061 ** (0.025)
<i>CAP</i>	-0.006 (0.005)	-0.002 (0.007)	-0.003 (0.007)	0.004 (0.008)
<i>NONII</i>	0.003 *** (0.001)	0.004 *** (0.001)	0.001 (0.001)	0.004 *** (0.001)
<i>RESERVES</i>	0.009 ** (0.005)	0.009 * (0.006)	-0.010 ** (0.005)	0.003 (0.006)
<i>OPEXP</i>	0.057 ** (0.027)	0.025 (0.036)	-0.059 * (0.033)	-0.042 (0.039)
<i>GDPG</i>	-0.003 (0.010)	-0.004 (0.009)	-0.008 (0.008)	-0.010 (0.010)
<i>CPI</i>	-0.001 (0.006)	0.004 (0.006)	-0.002 (0.006)	-0.001 (0.007)
<i>DIFFRATE</i>	-0.073 *** (0.020)	-0.041 ** (0.021)	-0.060 *** (0.019)	-0.072 *** (0.025)
<i>M2</i>	-0.003 (0.003)	-0.003 (0.004)	0.026 *** (0.003)	0.007 (0.006)
<i>CONTAGION</i>			3.321 *** (0.423)	
<i>CONSTANT</i>	1.418 *** (0.243)	0.391 (0.504)	1.50 *** (0.469)	0.732 (0.549)
观察值数	329	329	329	329
拟合优度	0.287	0.282	0.760	0.197
模型类型	混合回归	固定效应	两阶段回归模型	

注：括号中数据为标准误；***、**、* 分别表示回归项在1%、5%和10%的水平下统计显著；固定效应和随机效应分别指代年度固定效应及年度随机效应。

3.4.3 引入非上市银行样本稳健性检验

由于选取上市银行数据作为样本,可能存在无法全面代表东盟六国银行业整体的情况,故收集整理 Bankscope 数据库中非上市银行数据,剔除非存款类金融机构和数据缺失严重的样本,最终选取91家存款类金融机构2000年~2015年共917组数据,与上市银行数据合并进行回归检验.结果显示主要结论在引入东盟六国非上市银行数据后仍未有明显变化,使用异方差稳健性标准差后主要结论也基本没有变化.这表明前文所

论述的主要结论在扩大样本范围、引入非上市银行样本的情况下同样是可靠的.

此外,为了进一步检验结论的稳健性并剔除其他未知宏观变量的影响,分别选择东盟六国的存款保险制度实施前后两年时间数据作为样本构建存款保险制度虚拟变量,利用本文的基本模型进行考察分析,最终结论基本无异.并且,在净息差3年移动平滑标准差的选择上,稳健性分析中亦使用过1年净息差等不同指标进行实证检验,对最终结果亦无影响.最后,在基本模型中引入国

家利率市场化的控制变量,对实验结果未有显著影响.表明本文结论具有稳健性.

4 结束语

本文利用东盟六国与中国在经济、贸易和货币等方面较强的同步性和联动性特征,运用2000年至2015年东盟六国主要商业银行的面板数据,使用银行净息差3年移动标准差作为利率风险的代理变量,在控制了银行异质性和外部环境因素的基础上,实证检验存款保险制度的建立对于银行利率风险的影响,以及这种影响是否因银行规模、银行业集中度和国家法制水平的差异而产生变化.研究表明,存款保险制度的建立能够显著减少银行净息差的波动,对利率风险具有稳定作用,且这种稳定作用受到银行规模、银行业集中度和国家法制水平的影响.无论在短期或长期,存款保险制度对银行利率风险的稳定作用都十分显著.银行规模增大或银行业集中度降低均使得存款保险制度对银行利率风险的稳定作用增强,但在考虑异方差情况下银行规模效应的显著性下降.虽然国家法制水平的上升在短期减弱存款保险制度对银行利率风险的稳定作用,但在长期则

相反.此外,相比样本中高收入国家银行,存款保险制度对于中高收入和中低收入国家银行的利率风险稳定作用更为显著.

本文结论具有明显的实践意义与政策启示.首先,存款保险制度的建立有助于稳定利率风险,减少银行净息差的波动.并且,长期来看,提升国家法制水平将会增强这种稳定作用.在目前中国存款保险制度的初创时期,应建立长效机制提高市场约束力,使完善存款保险制度与建设国家金融安全法制相协调,更好地发挥存款保险制度金融稳定器作用.其次,银行业集中度的降低有助于增强存款保险制度对银行利率风险的稳定作用.目前中国可以通过进一步放松银行业管制、降低准入门槛来降低银行业集中度,更多地允许具有区域关系借贷优势并符合条件的民间金融机构进入银行业,从而更好地缓解银行利率风险.最后,在存款利率上浮区间放开之后,利率形成和调控机制成为中国深化利率市场化改革的核心.因此,须充分发挥银行利率定价自律机制作用,增强自主合理定价能力和健全内控制度;采取差别存款准备金率等方式激励约束利率定价行为,加强对非理性定价行为的监督管理,强化行业自律和利率风险防范.

参考文献:

- [1] 王伟, 杨娇辉, 汪玲. 金融竞争力、信贷过度扩张与经济增长[J]. 管理科学学报, 2018, 21(1): 58-71.
Wang Wei, Yang Jiaohui, Wang Ling. Financial competitiveness, excessive credit and economic growth[J]. Journal of Management Sciences in China, 2018, 21(1): 58-71. (in Chinese)
- [2] 杨继平, 冯毅俊. 利率调整对我国股市不同状态波动性的影响[J]. 管理科学学报, 2017, 20(2): 63-75.
Yang Jiping, Feng Yijun. The impact of interest rate adjustment on the volatility of China's stock market with different regimes[J]. Journal of Management Sciences in China, 2017, 20(2): 63-75. (in Chinese)
- [3] 郭晔, 赵静. 存款保险制度、银行异质性与银行个体风险[J]. 经济研究, 2017, 52(12): 134-148.
Guo Ye, Zhao Jing. Deposit insurance, heterogeneous banks and bank idiosyncratic risk[J]. Economic Research Journal, 2017, 52(12): 134-148. (in Chinese)
- [4] 田国强, 赵禹朴, 宫汝凯. 利率市场化、存款保险制度与银行挤兑[J]. 经济研究, 2016, 51(3): 96-109.
Tian Guoqiang, Zhao Yupu, Gong Rukai. Market-oriented interest rate, deposit insurance system and bank runs[J]. Economic Research Journal, 2016, 51(3): 96-109. (in Chinese)
- [5] 王晓博, 刘伟, 辛飞. 政府担保预期、存款保险限额与银行风险承担[J]. 管理评论, 2018, 30(10): 14-25.
Wang Xiaobo, Liu Wei, Xin Feifei. The expectation of government guarantee, deposit insurance coverage and banks' risk-taking[J]. Management Review, 2018, 30(10): 14-25. (in Chinese)
- [6] 李小平, 吴冲锋. 利差交易、异质预期与汇率微观决定[J]. 管理科学学报, 2018, 21(6): 1-11.
Li Xiaoping, Wu Chongfeng. Carry trade, heterogeneous expectation and micro exchange rate determination[J]. Journal of

- Management Sciences in China, 2018, 21(6): 1–11. (in Chinese)
- [7] 王宗润, 万源沅, 周艳菊. 隐性存款保险下银行信息披露与风险承担[J]. 管理科学学报, 2015, 18(4): 84–97.
Wang Zongrun, Wan Yuanyuan, Zhou Yanju. Relationship between bank information disclosure and bank risk-taking under implicit deposit insurance system[J]. Journal of Management Sciences in China, 2015, 18(4): 84–97. (in Chinese)
- [8] 李敏波. 基于隐性担保的存款保险费率测算——以中国 16 家上市商业银行为例[J]. 金融研究, 2015, (4): 162–175.
Li Minbo. Deposit insurance premium estimation based on implicit guarantee: Evidence from Chinese listed commercial banks[J]. Journal of Financial Research, 2015, (4): 162–175. (in Chinese)
- [9] Anginer D, Demircuc-Kunt A, Zhu M. How does deposit insurance affect bank risk? Evidence from the recent crisis[J]. Journal of Banking & Finance, 2014, 48(11): 312–321.
- [10] 陈彦斌, 陈小亮, 陈伟泽. 利率管制与总需求结构失衡[J]. 经济研究, 2014, 49(2): 18–31.
Chen Yanbin, Chen Xiaoliang, Chen Weize. Interest rate control and the imbalance of aggregate demand structure[J]. Economics Research Journal, 2014, 49(2): 18–31. (in Chinese)
- [11] Hellmann T F, Murdock K C, Stiglitz J E. Liberalization, moral hazard in banking, and prudential regulation: Are capital requirements enough? [J]. American Economic Review, 2000, 90(1): 147–165.
- [12] 麦金农, 陈 昕, 卢 骢. 经济发展中的货币与资本[M]. 上海: 上海人民出版社, 1997: 76–99.
Mckinnon R, Chen Xin, Lu Cong. Money and Capital in Economic Development[M]. Shanghai: Shanghai People's Publishing House, 1997: 76–99. (in Chinese)
- [13] 爱德华·肖. 经济发展中的金融深化[M]. 上海: 上海三联书店, 1988: 1–11.
Edward S. Financial Deepening in Economic Development[M]. Shanghai: Joint Publishing Company, 1988: 1–11. (in Chinese)
- [14] Cubillas E, González F. Financial liberalization and bank risk-taking: International evidence[J]. Journal of Financial Stability, 2014, 11(2): 32–48.
- [15] Daniel B C, Jones J B. Financial liberalization and banking crises in emerging economies[J]. Journal of International Economics, 2007, 72(1): 202–221.
- [16] 王晓博, 徐晨豪, 辛飞飞. 基于 TVP-FAVAR 模型的中国金融稳定状态指数构建[J]. 系统工程, 2016, 34(10): 19–26.
Wang Xiaobo, Xu Chenhao, Xin Feifei. Financial stability conditions index of China based on TVP-FAVAR model[J]. Systems Engineering, 2016, 34(10): 19–26. (in Chinese)
- [17] 纪 洋, 徐建伟, 张 斌. 利率市场化的影响、风险与时机——基于利率双轨制模型的讨论[J]. 经济研究, 2015, 50(1): 38–51.
Ji Yang, Xu Jianwei, Zhang Bin. Interest rate liberalization in China: Based on dual-track interest rate model[J]. Economics Research Journal, 2015, 50(1): 38–51. (in Chinese)
- [18] Diamond D, Dybvig P. Bank runs, deposit insurance, and liquidity[J]. Journal of Political Economy, 1983, 91(3): 401–419.
- [19] Quijano M. Financial fragility, uninsured deposits, and the cost of debt[J]. North American Journal of Economics & Finance, 2013, 24(1): 159–175.
- [20] Cooper R, Kempf H. Deposit insurance and bank liquidation without commitment: Can we sleep well? [J]. Economic Theory, 2016, 61(2): 365–392.
- [21] 王晓博, 刘 伟, 辛飞飞. 存款保险制度对商业银行道德风险影响的实证研究[J]. 管理科学, 2015, 29(5): 116–128.
Wang Xiaobo, Liu Wei, Xin Feifei. The empirical research into the effect of deposit insurance system on commercial banks' moral hazard[J]. Journal of Management Science, 2015, 29(5): 116–128. (in Chinese)
- [22] Chang C, Ho R J. Risk-shifting behavior at commercial banks with different deposit insurance assessments: Further evidence from U. S. markets[J]. Journal of Financial Research, 2017, 40(1): 55–80.
- [23] 王晓博, 辛飞飞, 冯净冰. 存款保险制度下银行存贷业务道德风险的影响因素[J]. 管理评论, 2015, 27(7): 33–42.

- Wang Xiaobo, Xin Feifei, Feng Jingbing. The influencing factors of insured bank's moral hazard in deposit and loan business under the conditions of deposit insurance system[J]. *Management Review*, 2015, 27(7): 33-42. (in Chinese)
- [24] Kusairi S, Sanusi N A, Ismail A G. Dilemma of deposit insurance policy in ASEAN countries: Does it promote banking industry stability or moral hazard? [J]. *Borsa Istanbul Review*, 2018, 18(1): 33-40.
- [25] Demirgüç-Kunt A, Detragiache E. Does deposit insurance increase banking system stability? An empirical investigation [J]. *Journal of Monetary Economics*, 2010, 49(7): 1373-1406.
- [26] Ngalawa H, Tchana F T, Viegí N. Banking instability and deposit insurance: The role of moral hazard[J]. *Journal of Applied Economics*, 2016, 19(2): 323-350.
- [27] Fungáčová Z, Weill L, Zhou M. Bank capital, liquidity creation and deposit insurance[J]. *Journal of Financial Services Research*, 2017, 51(1): 97-123.
- [28] Saheruddin H. Deposit insurance coverage, market power, and ownership structure: Implications for Indonesian banks' stability[R]. *Social Science Electronic Publishing*, 2013, Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=2297915>.
- [29] 杨宝臣, 廖珊, 苏云鹏. 基于利率期限结构预测的债券组合风险管理[J]. *金融研究*, 2012, (10): 86-96.
Yang Baochen, Liao Shan, Su Yunpeng. Bond portfolio risk management based on interest rate term structure forecast[J]. *Journal of Financial Research*, 2012, (10): 86-96. (in Chinese)
- [30] Esposito L, Nobili A, Ropele T. The management of interest rate risk during the crisis: Evidence from Italian banks[J]. *Journal of Banking & Finance*, 2015, 59(10): 486-504.
- [31] Peterson K O, Olayinka U. Ownership concentration and bank profitability[J]. *Future Business Journal*, 2017, 3(2): 159-171.
- [32] 李良松. 上海银行间同业拆放利率 VaR 的有效性研究[J]. *金融研究*, 2009, (9): 110-122.
Li Liangsong. Effectiveness study on Shanghai interbank offered rate with VaR[J]. *Journal of Financial Research*, 2009, (9): 110-122. (in Chinese)
- [33] 陈汉鹏, 戴金平. Shibor 作为中国基准利率的可行性研究[J]. *管理世界*, 2014, (10): 37-46.
Chen Hanpeng, Dai Jinping. Feasibility study on Shibor as benchmark interest rate in China[J]. *Management World*, 2014, (10): 37-46. (in Chinese)
- [34] Ariefianto M D, Soepomo S. Risk taking behavior of Indonesian banks: Analysis on the impact of deposit insurance corporation establishment[J]. *Bulletin of Monetary, Economics and Banking*, 2013, 15(3): 3-22.
- [35] 林茂, 杨丹, 朱南. 银行利率风险管理的二元目标: 一致抑或冲突[J]. *投资研究*, 2014, (2): 4-21.
Lin Mao, Yang Dan, Zhu Nan. Dual value goal of banks' interest rate risk management: Uniformity or conflict[J]. *Review of Investment Studies*, 2014, (2): 4-21. (in Chinese)
- [36] 钟伟, 沈闻一. 银行业净利差的国际比较及对中国的实证分析[J]. *管理世界*, 2006, (9): 26-32.
Zhong Wei, Shen Wenyi. International comparisons on banking industries' net interest margin and an empirical analysis for China[J]. *Management World*, 2006, (9): 26-32. (in Chinese)
- [37] Maudos J, Guevara J F D. Factors explaining the interest margin in the banking sectors of European Union[J]. *Journal of Banking & Finance*, 2004, 28(9): 2259-2281.
- [38] Bergbrant M C, Campbell K T, Hunter D M, et al. Does deposit insurance retard the development of non-bank financial markets? [J]. *Journal of Banking & Finance*, 2016, 66(2): 102-125.
- [39] 王道平. 利率市场化、存款保险制度与系统性银行危机防范[J]. *金融研究*, 2016, (1): 50-65.
Wang Daoping. Interest rate liberalization, deposit insurance and systemic banking crises[J]. *Journal of Financial Research*, 2016, (1): 50-65. (in Chinese)
- [40] 白鹤祥. 中国-东盟自由贸易区建立与我国金融应对策略研究[J]. *金融研究*, 2003, (12): 83-89.
Bai Hexiang. Study on establishment of China-ASEAN free trade zone and Chinese's financial coping strategies[J]. *Journal of Financial Research*, 2003, (12): 83-89. (in Chinese)
- [41] 周元元. 中国-东盟区域货币合作与人民币区域化研究[J]. *金融研究*, 2008, (5): 163-171.
Zhou Yuanyuan. Study on China-ASEAN currencies cooperation and Renminbi regionalization[J]. *Journal of Financial Research*, 2008, (5): 163-171. (in Chinese)

- [42] Demirgüç-Kunt A, Kane E, Laeven L. Deposit insurance around the world: A comprehensive analysis and database[J]. *Journal of Financial Stability*, 2015, 20(10):155–183.
- [43] Stiroh K J. Do community banks benefit from diversification? [J]. *Journal of Financial Services Research*, 2004, 25(2/3): 135–160.
- [44] 周开国, 李琳. 中国商业银行收入结构多元化对银行风险的影响[J]. *国际金融研究*, 2011, (5): 57–66.
Zhou Kaiguo, Li Lin. Impact of Chinese commercial banks income diversification on banks' risk[J]. *Studies of International Finance*, 2011, (5): 57–66. (in Chinese)
- [45] Khanh H T, Tra V T D. Determinants of net interest margin of commercial banks in Vietnam[J]. *Journal of Economics and Development*, 2015, 17(4): 69–82.
- [46] 王瑞雪, 张桥云. 商业银行盈利模式分化——基于我国上市银行的实证分析[J]. *经济学家*, 2016, (2): 50–59.
Wang Ruixue, Zhang Qiaoyun. The differentiation of profit model of commercial banks: Empirical analysis on Chinese listed companies[J]. *Economist*, 2016, (2): 50–59. (in Chinese)
- [47] Angrist J D. Instrumental variables estimation of average treatment effects in econometrics and epidemiology[J]. *Journal of Experimental Biology*, 1991, 212(15): 2349–2355.

Empirical study on the impact of deposit insurance system on commercial banks' interest rate risk

WANG Xiao-bo¹, XU Qiu-yun¹, XIN Fei-fei²

1. School of Economics & Management, Tongji University, Shanghai 200092, China;

2. School of Transportation Engineering, Tongji University, Shanghai 201804, China

Abstract: Considering the strong synchronism and linkage on economies, trades, and currencies between China and 6 countries of ASEAN (Association of Southeast Asian Nations), based on financial data of main commercial banks in the 6 countries of ASEAN from 2000 to 2015, using three-year moving standard deviation of net interest margin as the proxy for interest rate risk, this paper examines how the deposit insurance system affects commercial banks' interest rate risk. Moreover, whether this influence would be different due to commercial banks' sizes, concentration of banking industries and legal institutions in the 6 countries of ASEAN is also examined. The results show that deposit insurance system can alleviate commercial banks' variability of net interest margin and stabilize the interest rate risk. Moreover, this stabilization effect can be influenced by commercial banks' sizes, concentration of banking industries and legal institutions in the 6 countries of ASEAN. This stabilization effect of deposit insurance system on commercial banks' interest rate risk is statistically significant, with reduction of the concentration in banking industries strengthening the stabilization effect, no matter in short-term or long-term. The promotion of the legal institutions in the 6 countries of ASEAN would weaken the stabilization effect in short-term but strengthen the effect in long-term. Besides, compared with commercial banks in high income counties in the sample, deposit insurance system has a more significant stabilization effect in middle-high and middle-low income countries of ASEAN.

Key words: deposit insurance system; interest rate risk; variability of net interest margin; interest rate liberalization; risk management