

利率市场化与商业银行系统性风险

——基于结构异质性视角的实证分析

裴辉儒, 赵 婧

(陕西师范大学 国际商学院, 陕西 西安 710119)

[摘要] 基于2009年第1季度至2020年第1季度我国14家上市商业银行的面板数据,采用动态面板模型实证检验了利率市场化对商业银行系统性风险的影响,并从所有制属性、经营规模、发展机遇等三个方面进行结构异质性分析。研究表明:利率市场化明显加剧了商业银行系统性风险,经过一系列的稳健性检验,上述结论依然成立;在利率市场化进程的冲击之下,国有银行、经营规模较大的商业银行以及2007年之后上市的商业银行的系统性风险受到的影响更小。基于研究结论,对深化利率市场化改革、完善利率风险预警体系等提出相应的政策建议。

[关键词] 利率市场化; 商业银行系统性风险; 动态面板模型; 结构异质性; 利率风险; 流动性风险; 信用风险

[中图分类号] F830.2 **[文献标志码]** A **[文章编号]** 2096-3114(2021)02-0079-12

一、引言

2013年7月以来,中国全面放开金融机构贷款利率管制,逐步取消商业存款利率浮动上限,推进利率“并轨”,健全了利率对市场资源配置的基础功能和利率传导机制^[1],提升了我国中央银行利率调控能力。然而,利率市场化也会引发风险激励和逆向选择效应^[2],扩大潜在流动性风险^[3],引致存贷利差不确定性和利润空间波动性^[4],最终加剧商业银行系统性风险^[5-6]。与此同时,伴随着我国国民经济下行压力加大,金融体系遭受系统性风险冲击的概率也在不断增大。为此,党的十九大报告提出要“守住发生系统性金融风险的底线”,十九届四中全会提出要“有效防范化解金融风险”。由于我国是以间接融资为主导的金融市场,决定了系统性金融风险主要集中在银行系统,因此厘清利率市场化与商业银行系统性风险之间的关系,是当下我国金融领域所面临的重大战略任务。

我国全面推进利率市场化改革以来,国内外学者对利率市场化影响商业银行具体业务给予了非常多的关注。相关研究多是聚焦利率市场化对商业银行资产负债结构、盈利能力、收入结构等方面的影响。同时,利率市场化改革对商业银行系统性风险的影响,一直都是金融学研究的重点话题。国内外学者通常关注如下的问题:利率市场化进程是否加剧了商业银行系统性风险以及影响有多大?这种影响是否存在结构异质性特征?目前,国内外已有相关文献探讨了第一个问题,但是对第二个问题仍有待于深入研究。

国内外关于利率市场化对商业银行系统性风险影响的研究主要有两种不同的观点。一些文献认为,利率市场化改革加剧了商业银行系统性风险。如Shaw提出,金融自由化推动了金融市场改革,但是金融自由化给以商业银行为代表的金融机构带来了系统性风险^[7]。黄金老认为利率市场化对系统性风险的正向影响具备阶段性和恒久性特征,且在短期内的系统性风险要高于长期^[8]。戴国强和方鹏飞认为利率市场化会增加银行资金成本,降低银行盈利能力,进而增加银行破产风险^[9]。此外,王道平也认为利率市场化提升了商业银行系统性风险发生的概率^[10]。然而,另一些文献认为,虽然利率市场化

[收稿日期] 2020-08-02

[基金项目] 国家自然科学基金项目(71704099);教育部人文社会科学项目(20YJA790040)

[作者简介] 裴辉儒(1971—),男,甘肃民乐人,陕西师范大学国际商学院教授,硕士生导师,博士,主要研究方向为互联网金融;赵婧(1994—),女,陕西渭南人,陕西师范大学国际商学院硕士生,主要研究方向为货币银行学,邮箱:zhaojing810@foxmail.com。

改革会在短期内造成商业银行的存贷利差收窄,进而使盈利能力受损,但是在长期上可以提高商业银行的核心竞争力,进一步促进资源的合理配置,并降低商业银行系统性风险。例如 Porter 等认为货币政策的有效性会伴随着存款利率的上升而提高,且实体经济的金融支持力度也会由此得到进一步加强,间接表明了利率市场化有利于降低系统性风险^[11]。Shehzad 和 De Haan 对全球部分国家的金融机构进行研究,发现金融自由化能够降低金融机构系统性风险^[12]。吴国平等考察了我国利率市场化进程对银行风险承担的影响,发现贷款利率市场化会减弱银行风险承担^[13]。由此可见,利率市场化究竟是加剧还是降低了商业银行系统性风险,现有研究还无法给出一致的结论。

相关文献的研究主要聚焦于利率市场化对商业银行系统性风险影响的整体判断,相比之下,虽然有研究考察了商业银行投资规模、杠杆率、盈利能力和业务范围等结构要素对商业银行系统性风险的影响^[14-15],但是利率市场化对系统性风险的结构异质性影响还没有得到足够的重视。一些文献探讨了利率市场化对商业银行盈利能力或银行利差等方面的异质性影响。例如彭星等认为利率市场化对城市商业银行盈利能力的影响大于大型商业银行^[16]。彭建刚等筛选了 45 家商业银行 2003—2014 年的面板数据,建立模型进行实证分析,研究利率市场化与商业银行利差之间的关系,认为利率市场化对大型国有银行的影响不明显,对中小银行有较大影响^[17]。因此,基于现有文献,本文的主要贡献在于:(1)通过变异系数法和动态 CoVaR 模型分别测度利率市场化水平以及商业银行系统性风险;(2)全面考察利率市场化与商业银行系统性风险之间的关系,并从商业银行所有制属性、经营规模和发展机遇期三个维度,探讨利率市场化对商业银行系统性风险的结构异质性影响。本文的研究将进一步拓展相关文献的研究内容。

二、理论分析及研究假说

金融抑制和金融深化理论认为利率市场化有利于准确反映市场上资金供求情况,有效实现金融和经济的良性发展,有利于提升实际利率,增加储蓄和投资,促进经济增长^[18]。可见,利率市场化改革对深化金融市场改革、促进经济增长具有深刻的意义,不断推动利率市场化逐渐成为必然选择。综合国内外相关文献,本文将商业银行系统性风险定义为在金融市场的某种冲击之下,单个或多个商业银行首先发生危机,进而传染到整个银行业,导致银行业难以正常运转的风险。因此,随着利率市场化的不断推进,如何避免商业银行利率风险、流动性风险和信用风险的积累和传染,将是厘清系统性风险形成机制的关键问题。接下来本文将基于银行挤兑模型和金融深化理论,从利率风险、流动性风险和信用风险三个方面,探讨利率市场化影响商业银行系统性风险的理论机制。

第一,利率风险。当利率水平受到管制时,由于政策存在滞后性,且利率水平的变动范围相对较小,利率水平调整对单个商业银行的冲击很小。然而利率市场化改革意味着利率水平根据市场需求进行调整,商业银行通过对相关资产进行定价,能够使利率水平发生频繁的变动,从而造成商业银行存贷款业务的种类和数目产生错配。尤其是在放开贷款利率上限后,商业银行为了追求高额收益,可能会不断推出具有较高风险的贷款业务,从而使得商业银行面临较高水平的风险。与此同时,存款利率上限放开后,商业银行为了进一步争夺存款市场,会提高存款利率水平,这将迅速增加商业银行的利率成本,给商业银行的正常经营带来风险,因此利率市场化改革会给商业银行带来一定的利率风险。商业银行之间的利率风险存在较高的关联性,换句话说,由于存贷款业务存在竞争性,单个银行的利率风险往往与其他银行密切相关,而一旦多个商业银行的利率风险爆发,将会增加整个银行业的系统性风险。

第二,流动性风险。商业银行作为提供资金借贷服务的金融中介,是流动性风险的潜在主体。首先,伴随着利率市场化改革,商业银行被赋予了更多的资金定价权,商业银行之间竞争的加剧导致资金“揽储”成本上升,利润空间受到削减^[19-20],商业银行为了维持正常经营,将加大对低流动性、高收益资产的投入,而这部分资产的变现能力不足,一旦需要变现,将形成流动性风险。其次,利率市场化改革下

不同的金融机构会采取差异化的经营策略,使得商业银行的内部资金可能流向收益率更高的金融机构,也会产生流动性风险。最后,利率市场化还会影响商业银行股票的超额收益率,并改变商业银行资产的流动性,引发流动性风险。因此,利率市场化可以通过引发单个或多个商业银行的流动性风险,进而传染至整个银行业,加剧商业银行整体的系统性风险。

第三,信用风险。首先,由于利率市场化提高了大量低效率企业的贷款利率,加大了这部分企业经营的融资成本和还贷压力,进而导致社会中出现更多的企业贷款违约现象,并引发商业银行潜在的信用风险。其次,利率市场化可能会产生逆向风险激励效应,商业银行出于盈利性的考虑进而提高贷款利率,会使风险向商业银行集中,导致商业银行信用风险增大,尤其是在利率市场化改革时期,银行更容易受到潜在挤兑和传染性风险的威胁^[21]。最后,利率水平的波动也会影响住房抵押贷款的违约率,并增加个人信用风险的敏感性。而且,由于开放经济下利率和汇率之间存在联动机制,利率市场化会通过影响一系列经济主体的运行,造成汇率的频繁波动^[22]。在财富效应的作用下,汇率的变动会对个人可支配收入造成影响。个人收入的下降同样会增加个人信贷违约风险,进而提高商业银行的信用风险。可见,利率市场化会引发商业银行信用风险,加剧商业银行脆弱性。一旦多个商业银行发生信用风险,将使商业银行风险防范体系受到挑战,最终提高银行业系统性风险的爆发概率。基于以上分析,本文提出以下假说:

假说 1:利率市场化会通过提高利率风险、流动性风险和信用风险,最终加剧商业银行系统性风险。

我国商业银行之间存在较大的差异,主要表现在所有制属性、经营规模以及发展机遇期等方面。因此,为了更加深入地考察利率市场化对系统性风险的影响是否会随着不同的商业银行特征发生变化,我们将商业银行之间存在较大差异的特征变量纳入研究框架,分析利率市场化对商业银行系统性风险存在的结构异质性影响。首先,从商业银行所有制属性方面考虑,国有银行股权高度集中且归国家所有,在银行系统的重要性排序靠前,易获得各项优惠政策支持,抗风险能力最高^[23],全国性股份制银行次之,而城市商业银行抵抗风险的能力最弱。因此,利率市场化对国有银行系统性风险的影响会小于全国性股份制银行和城市商业银行。其次,经营规模与系统性风险存在某种关联。有研究结果显示,经营规模大小决定了商业银行的客户基数、市场份额以及受政府的重视程度,资产规模较大的商业银行更容易获得政府的大力支持,抵抗外部风险冲击能力较强;而规模较小的商业银行,扩大银行经营规模可有效降低系统性风险^[24]。最后,对于不同发展机遇期的商业银行,利率市场化对系统性风险的影响存在差异。比如,2007—2009年的国际金融危机促使我国加强了对系统性风险的监管,所以在2007年之前上市的商业银行处于相对宽松的监管环境,银行风险防范意识和能力不强,但经营业务范围较广。2007年之后上市的商业银行一般建立了更规范的风险防范体系,提高了抵抗风险的能力,但业务拓展受到限制。因此不同的发展机遇使商业银行面对市场外部环境变化时做出差异化调整,形成不同的抗风险水平,更加严格的监管力度会削弱利率市场化对商业银行系统性风险的影响。由此,本文提出以下假说:

假说 2a:考虑到所有制属性产生的异质性影响,国有银行的系统性风险受利率市场化的影响最大,全国性股份制银行次之,城市商业银行最小。

假说 2b:考虑到经营规模产生的异质性影响,商业银行经营规模越大,系统性风险受利率市场化的影响越小。

假说 2c:考虑到发展机遇期产生的异质性影响,与2007年之前上市的商业银行相比,2007年之后上市的商业银行系统性风险受利率市场化的影响更小。

三、研究设计

(一) 核心变量的测度

1. 利率市场化水平的测度

利率市场化是一个渐进的动态过程,测度利率市场化的方法包括存贷款基准利率单一法、指数法、

综合评价法等。由于贷款基准利率由央行确定,因此单一法不易反映市场利率的波动性,用来反映利率市场化存在较大的缺陷。指数法能够反映市场利率的真实变化,但具有较强的主观偏好判断,仍然存在不足。综合评价法通过对评价对象不同方面的多个指标包含的信息进行综合评价,能够比较全面地衡量利率的市场波动性,所以逐渐获得广泛使用。综合评价法分为主观评价法和客观评价法。其中,客观评价法可以避免专家赋权的主观偏好性以及削弱极值指标对评价结果的影响,使测算的结果更具有科学性^[25]。为此,本文借鉴王舒军等的研究路径^[26]构建本文利率市场化指标体系。研究思路是:首先设定利率市场化分级指标,然后对各指标做标准化处理,再通过变异系数法确定综合评价指标权重,最后推算出利率市场化综合指标的时间序列。

(1) 指标体系的建立

首先,根据商业银行经营业务特征,设定四个一级利率市场化指标:存贷款利率、货币市场利率、债券市场利率以及理财产品收益率。其中,存贷款利率包含4个二级指标,货币市场利率、债券市场利率和理财产品收益率均包含2个二级指标,共计10个二级指标。由于各个指标与利率市场化之间的关系不同,本文将有利于利率市场化进程的指标称为正向指标,反之称为逆向指标。其中,正向指标有5个,分别是定期存款利率、外币存款利率、国债发行利率、理财产品预期年收益率和信托产品预期年收益率,其余指标皆为逆向指标。

利率市场化指标体系中各指标的说明及描述性统计见表1。其中,信托产品预期年收益率的均值最高,定期存款利率的均值最小;票据贴现利率的标准差最大,理财产品预期年收益率的标准差最小。数据来源于 Wind 数据库。

表1 利率市场化指标体系的说明及描述性统计

一级指标	二级指标	指标说明	平均值	标准差	最小值	最大值
存贷款利率	定期存款利率(正)	定期存款利率(整存整取1年)	2.267	0.730	1.500	3.500
	定期贷款利率(逆)	短期贷款利率(6个月至1年)	5.213	0.808	4.350	6.560
	外币存款利率(正)	外币存款利率(美元存款利率1年)	2.593	0.798	1.467	4.953
	外币贷款利率(逆)	外币贷款利率(美元贷款利率1年)	2.851	0.717	1.493	4.410
货币市场利率	同业拆借利率(逆)	银行间同业拆借利率(1年)	3.817	1.000	1.858	5.247
	票据贴现利率(逆)	票据转贴利率(6个月)	3.625	1.324	1.201	7.786
债券市场利率	国债回购利率(逆)	银行间质押式回购利率(6个月)	4.096	1.197	1.475	6.251
	国债发行利率(正)	固定利率国债;发行利率(6个月)	2.662	0.772	0.890	4.040
理财产品收益率	理财产品预期年收益率(正)	理财产品预期年收益率(1年)	4.816	0.608	3.786	5.958
	信托产品预期年收益率(正)	信托产品预期年收益率(1年)	7.641	0.633	6.380	8.772

(2) 数据的标准化处理

数据的标准化处理通过解决指标的正负取向以及量纲的差异化所造成的问题,能够提高综合评价结果的科学性与可信度。参考相关文献的做法^[27],本文对原始数据进行极差标准化及归一化处理。假设有n个评价指标,对于正向指标:

$$\alpha_i = \frac{x_i - \min\{x_i\}}{\max\{x_i\} - \min\{x_i\}}, (i = 1, 2, \dots, n) \tag{1}$$

对于逆向指标:

$$\alpha_i = \frac{\max\{x_i\} - x_i}{\max\{x_i\} - \min\{x_i\}}, (i = 1, 2, \dots, n) \tag{2}$$

标准化之后的各个指标的最大值和最小值分别为1和0。

(3) 综合评价指标权重的确定

变异系数法是通过对各指标的变异程度进行赋权,以确定综合评价指标权重的客观评价法。本

文采用变异系数法计算综合评价指标的权重,由于指标的变异程度与其对综合评价的影响程度呈正向相关,故变异系数法可以较为客观地反映指标的重要程度。具体的计算方法如公式(3)至公式(5)所示:

$$V_i = \frac{S_i}{\alpha_i} \tag{3}$$

$$S_i = \sqrt{\frac{1}{m} \sum_{m=1}^j (\alpha_{ij} - \bar{\alpha}_i)^2} \tag{4}$$

$$\bar{\alpha}_i = \frac{1}{m} \sum_{j=1}^m \alpha_{ij} \tag{5}$$

其中, i 代表第*i*项指标, j 代表第*j*个季度, α_{ij} 是第*j*季度的第*i*项指标的数值, V_i 是第*i*项指标数据的变异系数, S_i 是第*i*项指标数据的标准差, $\bar{\alpha}_i$ 是第*i*项指标数据的平均值。根据相应的变异系数,第*i*项指标权重的计算方法如公式(6)所示:

$$w_i = \frac{V_i}{\sum_{i=1}^n V_i} \tag{6}$$

计算出各项指标的权重 w_i 后,利率市场化指标得分的综合评价如公式(7)所示:

$$f(\theta) = \sum_{i=1}^n w_i \times \alpha_{ij} \tag{7}$$

综合评价指标的权重 w_i 在表 2 中展示。

(4) 利率市场化水平的演变趋势

综合评价后的利率市场化水平的演变趋势如图 1 所示。图 1 的纵坐标代表利率市场化指标,横坐标表示季度,即“200903”代表 2009 年第 1 季度、“200909”代表 2009 年第 3 季度。从演变趋势图可以看出,2009 年第 3 季度我国利率市场化水平达到最高点,2017 年第 2 季度处于最低点。从时间段来看,2009 年第 3 季度至 2011 年第 2 季度、2015 年第 2 季度至 2017 年第 2 季度的利率市场化水平出现明显的下降趋势,2017 年第 2 季度至 2019 年第 1 季度的利率市场化水平出现明显的上升趋势,2009 年第一季度之后利率市场化水平再次呈现出下降趋势。可见,整个样本期内利率市场化水平的上下波动较大且处于持续整合状态。

2. 我国商业银行系统性风险的测度

国内外学者采用不同模型测度了商业银行的系统性风险,主要包括困境保险溢价模型、边际期望损失(MES)模型、系统风险指数(SRISK)模型和条件风险价值(CoVaR)模型。当前度量商业银行系统性风险应用最广泛且最具代表性的模型是MES模型和CoVaR模型^[28]。MES模型用于测度

表 2 综合评价指标的权重

一级指标	权重	二级指标	权重
存贷款利率	0.119	定期存款利率	0.350
		定期贷款利率	0.220
		外币贷款利率	0.260
		外币存款利率	0.170
货币市场利率	0.408	同业拆借利率	0.687
		票据贴现利率	0.313
债券市场利率	0.082	国债回购利率	0.449
		国债发行利率	0.551
理财产品收益率	0.391	理财产品预期年收益率	0.540
		信托产品预期年收益率	0.460

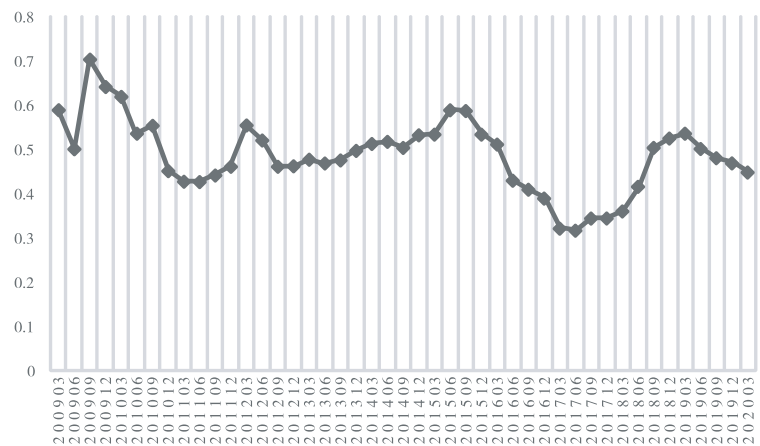


图 1 利率市场化水平的演变趋势图

市场未发生金融危机时某个金融机构对整个金融系统风险(或损失)的边际贡献程度,因而受到广泛推广。CoVaR 模型能够克服用方差间接测度风险的缺陷,用具体的数值来展现系统性风险水平的大小,具有更强的操作性^[29]。而且,CoVaR 模型采用的是市场数据,不依赖于具体的冲击情景,也不需要考虑复杂的银行间风险传导路径,在研究银行流动性风险的溢出效应时更能贴近我国现实情况,相比于 MES 模型更具时效性和稳健性。动态 CoVaR 模型与 CoVaR 模型相比,减去了银行体系在正常状态下的无条件风险值,能更准确地反映单个银行对系统性风险的真实贡献度,同时使用银行流动性数据更能把握银行间的关联程度,减少了度量流动性风险的偏差,进一步优化了 CoVaR 模型^[30]。所以,本文采用动态 CoVaR 模型。

由于在给定的置信水平下,特定期限内持有的资产组合存在潜在的损失,传统 VaR 模型可以测度潜在的最大损失值,并以此度量金融机构或市场的系统性风险。 VaR_q^i 可以被定义为 q 的分位数,是衡量单个金融机构风险的常用指标,表达式如公式(8)所示:

$$Pr(X^i \leq VaR_q^i) = q \quad (8)$$

2008 年美国次贷危机之后,条件风险价值(CoVaR)模型应运而生^[31]。该模型考虑了金融机构之间的风险溢出效应。具体模型如公式(9)所示:

$$Pr(X^i \leq CoVaR_q^{ij} | X^j = VaR_q^j) = q \quad (9)$$

其中, $CoVaR_q^{ij}$ 指条件风险价值。在给定的置信水平下,当金融机构或者资产组合 j 可能发生的最大风险损失值等于 VaR_q^j 时,用来衡量金融机构或资产组合 i 面临的总风险价值。进一步地,可以定义风险溢出效应 $\Delta CoVaR_q^{ij}$,用来度量金融机构或者资产组合 j 发生风险损失时对金融机构或者资产组合 i 的风险溢出效应强度,表达式如下公式(10)所示:

$$\Delta CoVaR_q^{ij} = CoVaR_q^{i, X^j = VaR_q^j} - VaR_q^i \quad (10)$$

借鉴国内相关研究,本文通过引入状态变量的方法构建动态 CoVaR 模型,具体方法是将收益率序列看作是状态变量的函数,如下公式(11)所示:

$$X_t^i = \alpha_q^i + \gamma_q^i M_{t-1} + \varepsilon_{q,t}^i \quad (11)$$

$$X_t^{system i} = \alpha_q^{system i} + \beta_q^{system i} X_t^i + \gamma_q^{system i} M_{t-1} + \varepsilon_{q,t}^{system i} \quad (12)$$

其中, M_{t-1} 为滞后一期的状态变量, X_t^i 为单家商业银行 i 的收益率序列, $X_t^{system i}$ 为银行业整体的收益率序列。通过分位数回归能够得到估计参数 $\hat{\alpha}_q^i$ 、 $\hat{\gamma}_q^i$ 、 $\hat{\alpha}_q^{system i}$ 、 $\hat{\beta}_q^{system i}$ 、 $\hat{\gamma}_q^{system i}$, 则 VaR 、 $CoVaR$ 、 $\Delta CoVaR$ 的值可以通过公式(13)至公式(15)计算得出:

$$VaR_{q,t}^i = \hat{\alpha}_q^i + \hat{\gamma}_q^i M_{t-1} \quad (13)$$

$$CoVaR_{q,t}^i = \hat{\alpha}_q^{system i} + \hat{\beta}_q^{system i} VaR_{q,t}^i + \hat{\gamma}_q^{system i} M_{t-1} \quad (14)$$

$$\Delta CoVaR_{q,t}^i = CoVaR_{q,t}^i - VaR_{q,t}^i \quad (15)$$

(二) 指标选取及数据来源

根据数据可得性,本文选取我国 14 家上市商业银行作为研究样本,并采用申万银行业板块指数代表银行业的整体情况。结合我国资本市场的特征,选取了市场收益率和短期流动性价差作为状态变量,市场收益率用沪深 300 股票收益率衡量,短期流动性价差通过 3 个月 SHIBOR 利率减去 3 个月国债到期收益率计算得到。14 家上市商业银行的股票价格通过前复权方式获取,样本观测区间为 2009 年 1 月 5 日—2020 年 3 月 31 日,共计 2733 个日观测值。本文运用 Stata15.1 软件进行分位数回归,分别计算了我国 14 家上市商业银行在 q 为 0.05、0.1 时 $\Delta CoVaR$ 的值,然后通过取算术平均值的方法将月度数据整理为季度数据,并对数值进行标准化处理。数据来源自 Wind 数据库、国泰安数据库、前瞻数据库。

四、实证分析

(一) 基准模型设定及变量介绍

考虑到商业银行系统性风险具有较强的延续性,即商业银行当期的系统性风险很大程度上由前期系统性风险决定,且利率市场化与商业银行系统性风险可能存在互为因果的内生性问题,因此,根据前文理论分析,本文首先针对假说1构建如下动态面板模型来考察利率市场化对商业银行系统性风险的影响:

$$\ln\Delta CoVaR_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln\Delta CoVaR_{i,t-1} + \alpha_2 \ln MIR_{it} + \alpha_3 \ln SIZE_{it} + \alpha_4 \ln CAR_{it} + \alpha_5 \ln ROE_{it} + \alpha_x X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (16)$$

其中, i 为我国14家上市商业银行的截面单位, t 表示季度; $\Delta CoVaR$ 代表商业银行的系统性风险,是本文的被解释变量。解释变量中,首先根据动态面板模型的设定,在模型中加入 $\Delta CoVaR_{it}$ 的一阶滞后项 $\Delta CoVaR_{i,t-1}$;然后加入本文的核心解释变量 MIR ,代表利率市场化水平。此外,参考吴成颂、王道平等的研究^[4,10],选取一系列控制变量。其中, $SIZE$ 、 CAR 、 ROE 分别代表商业银行的经营规模、资本充足率和净资产收益率; X 为一系列中国宏观层面的控制变量,包括M2增长率、银行业景气指数以及国房景气指数。 α_0 至 α_5 以及 α_x 为一系列待估系数; ε 为随机扰动项。

以上变量中, $\Delta CoVaR$ 和 MIR 这两个变量已经在前文进行了测算, $\Delta CoVaR$ 采用 $q = 0.05$ 时的值作为基准模型中的被解释变量。利率市场化水平(MIR)可能加剧商业银行系统性风险,预期系数为正;商业银行规模($SIZE$)用银行的资产规模代表,商业银行的规模越大,抵抗风险的能力越强;资本充足率(CAR),又叫资本风险(加权)资产率,指商业银行的资本总额对其风险加权资产的比率,可以反映银行业的资本水平,本文通过商业银行资本对总资产的比率计算得到;净资产收益率(ROE)代表净利润与净资产的百分比,能够反映公司运用自有资本的效率。

此外,宏观层面包括三个控制变量。(1)M2增长率($gM2$):M2是货币供给指标,同时反映现实和潜在购买力,若M2增速较快,则投资和中间市场活跃,进而间接影响到商业银行的风险水平。(2)银行业景气指数($CBCI$):指银行业整体情况赋权量化的描述,包含银行业很多不可观测的因素,因此需要将其作为控制变量放入模型中。(3)国房景气指数($NHPI$):主要用以衡量房地产市场的价格波动,由于房地产行业与商业银行关联密切,因此将国房景气指数作为控制变量之一。

以上数据中M2增长率来源于Wind数据库,商业银行规模、资本充足率、净资产收益率、银行业景气指数、国房景气指数来源于国泰安数据库和前瞻数据库。各变量的描述性统计结果如表3所示。可见,经过标准化处理后的被解释变量 $\Delta CoVaR$ 的取值在0~1之间,平均值为0.539,标准差为0.208。利率市场化水平(MIR)的取值范围在0.317~0.704之间,平均值为0.487,标准差为0.081。控制变量中银行规模($SIZE$)的平均值和标准差均最大,资本充足率(CAR)的平均值和标准差均最小。

表3 变量的描述性统计结果

	变量	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	$\Delta CoVaR$	630	0.539	0.208	0.000	1.000
核心解释变量	MIR	630	0.487	0.081	0.317	0.704
	$SIZE$	630	79261.520	482921.600	1123.310	12100000
	CAR	630	0.015	0.007	0.005	0.057
控制变量	ROE	630	0.103	0.049	0.018	0.246
	$gM2$	630	13.893	5.339	8.033	28.947
	$CBCI$	630	73.584	8.288	58.300	87.200
	$NHPI$	630	98.532	3.711	92.540	105.680

(二) 基准模型估计结果

表4报告了动态面板回归的估计结果。首先,模型(1)至模型(3)采用差分广义矩估计(diff-GMM)进行参数估计,所得结果如表4的第(1)~(3)列中所示。然后,模型(4)~(6)采用系统广义矩估计(sys-GMM)的方法进行参数估计,所得结果展示于表4的第(4)~(6)列中。采用以上两种估计方法是为了减轻互为因果的内生性导致的回归结果偏误问题。其中,第(1)和(4)列中的变量仅加入了滞后一

期的商业银行系统性风险和利率市场化水平,第(2)和(5)列中加入的控制变量包括商业银行规模、资本充足率和净资产收益率,第(3)和(6)列中又进一步加入了 M2 增长率、银行业景气指数和国房景气指数作为宏观层面的控制变量。可以看出,表 4 中各列的过度识别检验 Hansen J 统计量的 P 值均不能拒绝工具变量有效的原假设。此外,根据 AR(1) 和 AR(2) 的 P 值可知,残差项的差分不存在二阶自相关,表明动态面板数据滞后一期的设定以及工具变量的选择都是合适的。各列中滞后一期的系统性风险 $L \cdot \ln \Delta CoVar$ 的估计系数均在 1% 的水平上显著为正,证实了商业银行系统性风险存在长期累积效应。观察核心解释变量的估计系数可以看出,第(1)一(3)列中利率市场化水平的估计系数均为正,且第(1)列中利率市场化水平的估计系数在 1% 的水平上显著;第(4)一(6)列中利率市场化水平的估计系数均在 1% 的水平上显著为正。以上结果表明利率市场化的确提高了商业银行的系统性风险。第(6)列中利率市场化水平的估计系数为 0.034,表明利率市场化水平每提高 1%,商业银行整体系统性风险将提高大约 0.034%。控制变量中,M2 增长率以及银行业景气指数的估计系数均显著为负,说明以上变量显著降低了商业银行的系统性风险;净资产收益率的估计系数显著为正,说明该变量显著提高了商业银行的系统性风险;商业银行规模、资本充足率和国房景气指数对商业银行系统性风险的影响不显著。

表 4 基准回归估计结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	diff-GMM	diff-GMM	diff-GMM	sys-GMM	sys-GMM	sys-GMM
$L \cdot \ln \Delta CoVar$	0.693 *** (0.001)	0.722 *** (0.026)	0.675 *** (0.063)	0.985 *** 0.000	0.980 *** (0.007)	0.992 *** (0.014)
$\ln MIR$	0.035 *** (0.001)	0.011 (0.008)	0.004 (0.014)	0.017 *** 0.000	0.013 *** (0.001)	0.034 *** (0.003)
$\ln SIZE$		-0.007 (0.014)	-0.004 (0.010)		0.003 * (0.002)	0.001 (0.001)
$\ln CAR$		-0.025 (0.017)	-0.023 (0.018)		0.001 (0.003)	0.004 (0.004)
$\ln ROE$		0.004 (0.006)	0.003 (0.006)		0.017 *** (0.001)	0.021 *** (0.002)
$\ln gM2$			0.017 (0.017)			-0.009 *** (0.002)
$\ln CBCI$			-0.005 (0.054)			-0.071 *** (0.004)
$\ln NHPI$			0.049 (0.135)			0.022 (0.019)
N	599	599	599	614	614	614
AR(1), P 值	0.284	0.280	0.298	0.285	0.282	0.270
AR(2), P 值	0.332	0.327	0.333	0.331	0.323	0.314
Hansen J 检验, P 值	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000

注:***、**、* 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平;系数下方括号中数值为其标准误;解释变量前的 L 表示滞后一期。

(三) 稳健性检验

基准模型回归选取了差分 GMM 和系统 GMM 两种估计方法,这两种方法都能够降低内生性对模型估计造成的影响,但是由于差分 GMM 在有限样本条件下可能会存在“弱工具变量”问题,进而影响估计系数的精确度,故本文接下来全部采取系统 GMM 的估计方法。本小节采用替换核心解释变量、替换被解释变量以及剔除部分样本的策略对基准回归结果进行稳健性检验。

1. 替换核心解释变量

目前,除了本文采用的测度方法之外,相关研究还使用了不同的测度方法构造利率市场化指数^[32-33]。其中,陶雄华和陈明珏选取实际利率水平、利率决定方式、利率浮动的范围和幅度三个指标,采用区间分等赋值法对指标进行度量,再用简单平均法合成了中国 1979 年至 2012 年的利率市场化指数。本文借鉴该方法构造 2009 年第一季度至 2020 年第一季度我国利率市场化指数作为替代变量进行稳健性检验。表 5 中

模型(1)仅加入了商业银行系统性风险的滞后一期值和新方法测度的利率市场化水平,模型(2)中加入了其余控制变量,模型(1)(2)的估计结果分别在表5的第(1)(2)列中展示。可以看出,第(1)和第(2)列中 Hansen J 检验以及 AR(1)和 AR(2)的 P 值均表明动态面板数据滞后一期的设定以及工具变量的选择都是合适的,商业银行系统性风险滞后一期值的估计系数均在 1% 的水平上显著为正,且替换之后的利率市场化水平的估计系数也均在 1% 的水平上显著为正。可见,更换测度方法后得到的利率市场化指标依然显著提高了商业银行系统性风险,表明基准回归中得到的结果较为稳健。

2. 替换被解释变量

考虑到分位数回归时 q 取值的改变会导致不同的测度结果,因此表 5 中模型(3)和模型(4)使用了 $q = 0.1$ 时的商业银行系统性风险值 $\Delta CoVaR_{0.1}$ 作为 $\Delta CoVaR_{0.05}$ 的替代变量进行稳健性检验。其中,模型(3)中仅加入了商业银行系统性风险的滞后一期值和利率市场化水平,模型(4)中加入了其余控制变量,模型(3)(4)的估计结果分别在表 5 的第(3)(4)列中展示。可以看出,第(3)和第(4)列中 Hansen J 检验以及 AR(1)和 AR(2)的 P 值均表明动态面板数据滞后一期的设定以及工具变量的选择都是合适的,商业银行系统性风险滞后一期值的估计系数均在 1% 的水平上显著为正,且第(3)列中利率市场化水平的估计系数也在 1% 的水平上显著为正,表明替换了被解释变量后得到的估计结果依然稳健。

3. 剔除部分样本

此外,模型(5)和模型(6)考虑到 2019 年 8 月起实行的 LPR 改革政策对利率市场化可能造成的不确定影响,进而导致估计结果的偏误,因此将 2019 年第四季度和 2020 年第一季度的观测样本剔除,以排除 LPR 改革政策对估计结果的干扰。其中,模型(5)和(6)中被解释变量分别为 $\Delta CoVaR_{0.05}$ 和 $\Delta CoVaR_{0.1}$,结果在表 5 的第(5)和第(6)列中展示。结果显示,利率市场化水平的系数仍然在 1% 的水平上显著为正,可见利率市场化显著提高了商业银行系统性风险,前文的基准分析具有较强的稳健性,研究假说 1 得到了进一步支持。

表 5 稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	替换核心解释变量		替换被解释变量		剔除部分样本	
	$\ln\Delta CoVaR_{0.05}$	$\ln\Delta CoVaR_{0.05}$	$\ln\Delta CoVaR_{0.1}$	$\ln\Delta CoVaR_{0.1}$	$\ln\Delta CoVaR_{0.05}$	$\ln\Delta CoVaR_{0.1}$
<i>L.</i> $\ln\Delta CoVaR_{0.1}$			0.916 *** (0.001)	0.816 *** (0.053)		0.727 *** (0.124)
<i>L.</i> $\ln\Delta CoVaR_{0.05}$	0.986 *** (0.000)	0.987 *** (0.007)			0.980 *** (0.003)	
$\ln M2$	0.049 *** (0.000)	0.083 *** (0.014)	0.034 *** (0.001)	0.041 (0.028)	0.027 *** (0.003)	0.048 ** (0.021)
$\ln SIZE$		0.001 (0.001)		-0.069 *** (0.015)	0.002 * (0.001)	-0.087 ** (0.041)
$\ln CAR$		0.007 *** (0.002)		0.024 (0.068)	0.007 *** (0.002)	0.059 ** (0.029)
$\ln ROE$		0.025 *** (0.001)		0.019 * (0.010)	0.021 *** (0.002)	0.014 (0.013)
$\ln gM2$		-0.013 *** (0.001)		-0.124 (0.088)	-0.009 *** (0.001)	-0.092 (0.064)
$\ln CBCI$		-0.067 *** (0.005)		0.019 (0.591)	-0.060 *** (0.008)	-0.290 * (0.166)
$\ln NHPI$		0.074 (0.068)		-0.596 (0.656)	-0.034 (0.075)	0.090 (0.393)
N	614	614	614	614	586	586
AR(1), P 值	0.285	0.269	0.092	0.082	0.276	0.096
AR(2), P 值	0.331	0.321	0.895	0.894	0.321	0.772
Hansen J 检验, P 值	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000

注: ***, **, * 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平;系数下方括号中数值为其标准误;解释变量前的 L 表示滞后一期。

(四) 进一步分析

针对研究假说2,我们通过基准模型中加入交互项的方式考察利率市场化对商业银行系统性风险的结构异质性影响。表6的各列中 Hansen J 检验以及 AR(1)和 AR(2)的 P 值仍然表明动态面板数据滞后一期的设定以及工具变量的选择都是合适的,适合采用系统 GMM 的方法对模型进行回归估计。

表6 进一步分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>L. lnΔCoVaR</i>	0.985 *** (0.000)	0.979 *** (0.002)	0.985 *** (0.000)	0.983 *** (0.002)	0.981 *** (0.000)	0.977 *** (0.003)
<i>lnMIR</i>	0.004 ** (0.002)	-0.001 (0.009)	0.135 *** (0.010)	0.192 *** (0.040)	0.032 *** (0.000)	0.026 *** (0.009)
<i>lnMIR × Attribute</i>	0.007 *** (0.001)	0.008 ** (0.004)				
<i>Attribute</i>	0.006 *** (0.000)	0.007 *** (0.003)				
<i>lnMIR × lnSIZE</i>			-0.011 *** (0.001)	-0.017 *** (0.004)		
<i>lnSIZE</i>			-0.005 *** (0.000)	-0.011 *** (0.002)		
<i>lnMIR × Time</i>					-0.029 *** (0.001)	-0.017 * (0.009)
<i>Time</i>					-0.013 *** (0.001)	-0.006 (0.005)
<i>Controls</i>	NO	YES	NO	YES	NO	YES
<i>N</i>	614	614	614	614	614	614
AR(1), P 值	0.285	0.286	0.285	0.286	0.285	0.287
AR(2), P 值	0.331	0.332	0.331	0.331	0.332	0.332
Hansen J 检验, P 值	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000

注:***、**、*分别表示1%、5%和10%的显著性水平;系数下方括号中数值为其标准误;解释变量前的L表示滞后一期。

首先,考虑到商业银行不同的所有制属性,将总体样本分为国有银行、全国性股份制银行及城市商业银行,并分别赋值为1、2、3。为了考察所有制属性对利率市场化加剧商业银行系统性风险的影响,在基准模型中加入了商业银行所有制属性(*Attribute*)以及利率市场化水平与商业银行所有制属性的交互项(*lnMIR × Attribute*),其中模型(1)没有加入控制变量,模型(2)中加入了相关控制变量。模型(1)和(2)的结果在表6的第(1)和(2)列中展示。可见,第(1)列中交互项*lnMIR × Attribute*的估计系数在1%的水平上显著为正,第(2)列中交互项*lnMIR × Attribute*的估计系数在5%的水平上显著为正。结果表明,国有银行的系统性风险受利率市场化的冲击最小,而城市商业银行的系统性风险受利率市场化的影响最大。其次,考虑到经营规模对利率市场化加剧商业银行系统性风险的影响,在基准模型中加入了利率市场化水平与商业银行经营规模的交互项(*lnMIR × lnSIZE*),其中模型(3)没有加入控制变量,模型(4)中加入了相关控制变量。模型(3)和(4)的结果展示在表6的第(3)列和(4)列中。结果显示,交互项*lnMIR × lnSIZE*的估计系数均在1%的水平上显著为负。可见,商业银行经营规模越小,利率市场化对系统性风险的影响越大,即规模较小的商业银行的系统性风险更容易受到利率市场化的冲击。最后,由于2007—2009年发生的国际金融危机促使我国加强了对商业银行系统性风险的监管,故对总体样本根据上市时间进行赋值处理,将早于2007年上市的商业银行赋值为0,其余年份上市的商业银行赋值为1,生成发展机遇期(*Time*)这一虚拟变量。考虑到不同的发展机遇期对利率市场化加剧商业银行系统性风险的影响,在基准模型中加入了发展机遇期(*Time*)以及利率市场化水平与发展机遇期的交互项(*lnMIR × Time*),其中模型(5)中没有加入控制变量,模型(6)中加入了相关控制变量。模型(5)和(6)的结果展示在表6的第(5)列和第(6)列中。结果显示,交互项*lnMIR × Time*的估计系数至少在10%的水平上显著为负。可见,处于不同发展机遇期的商业银行系统性风险受利率市场化的影响不同,2007年之后上市的商业银行的系统性风险比2007年之前上市的商业银行受利率市场化的影响更小。总的来

说,在利率市场化进程的冲击之下,国有银行以及经营规模较大、2007年之后上市的商业银行拥有更加完备的系统性风险抵抗体系以及更强的风险抵抗能力,即利率市场化对商业银行系统性风险的影响存在结构异质性,支持了研究假说2。

五、结论性评述

随着我国利率市场化改革的不断深入,以商业银行为代表的金融机构在系统性风险方面受到了较大的冲击。本文以利率市场化为切入点,从利率风险、流动性风险和信用风险三个方面对利率市场化影响商业银行系统性风险的理论机制进行了分析,并采用动态面板模型考察了利率市场化对商业银行系统性风险的影响,为更好地厘清利率市场化与商业银行系统性风险之间的关系提供了经验证据。具体而言,本文首先构建利率市场化指标体系并通过变异系数法进行综合评价,然后运用动态 CoVaR 模型测度我国 14 家上市商业银行的系统性风险,之后主要使用系统 GMM 模型实证检验了利率市场化对商业银行系统性风险的影响,并从商业银行所有制属性、经营规模和发展机遇期三个方面进行结构异质性分析。研究结果表明:(1)利率市场化明显地加剧了我国商业银行系统性风险;(2)国有银行相比于全国性股份制银行和城市商业银行,系统性风险受利率市场化的影响更小;(3)商业银行的经营规模越大,系统性风险受利率市场化的影响越小。(4)2007 年之后上市的商业银行相比 2007 年之前上市的商业银行,系统性风险受利率市场化的影响更小。

由此获得如下启示:首先,由于我国利率市场化改革正面临错综复杂的形势,因此我国仍然要继续深化存贷款基准利率以及货币市场利率的市场化改革,完善由市场决定资金成本的机制,让市场合理有效地配置资源。其次,在利率市场化进程中,应注意把握改革节奏,并合理评估由利率市场化给商业银行带来的系统性风险,有效引导不同所有制属性、经营规模和发展机遇期的商业银行能够充分适应利率市场化的节奏和步伐,避免形成较大的风险波动,进而对整个金融体系的稳定性形成强烈的冲击。最后,商业银行应结合自身特征,优化金融机制和金融工具,积极应对利率变动所带来的利率风险、流动性风险以及信用风险等,降低发生系统性风险的概率。与此同时,须进一步强化宏观审慎监管,将风险预警指标体系更加完善地建立起来,积极、合理、审慎地发展金融工具以规避风险的积累和传染,进而全面防范由利率波动引起的系统性风险。

参考文献:

- [1]李扬.完善金融的资源配置功能——十八届三中全会中的金融改革议题[J].经济研究,2014(1):8-11.
- [2]Wells S. UK interbank exposures: systemic risk implications[J]. Financial Stability Review, 2002, 13(12): 175-182.
- [3]巴曙松,左伟,朱元倩.金融网络及传染对金融稳定的影响[J].财经问题研究,2013(2):3-11.
- [4]吴成颂,唐越.流动性创造导致商业银行系统性风险增加吗?——基于利率市场化视角的实证分析[J].管理现代化,2019(4):13-17.
- [5]Noy I. Financial liberalization, prudential supervision, and the onset of banking crises[J]. Emerging Markets Review, 2004, 5(3): 341-359.
- [6]彭星,李斌.利率市场化、价格竞争与城市商业银行风险——来自面板数据门限模型的经验证据[J].商业经济与管理,2015(5):68-78.
- [7]Shaw E S. Financial deepening in economic development[M]. Oxford:Oxford University Press,1973.
- [8]黄金老.利率市场化与商业银行风险控制[J].经济研究,2001(1):19-28.
- [9]戴国强,方鹏飞.利率市场化与银行风险——基于影子银行与互联网金融视角的研究[J].金融论坛,2014(8):13-19.
- [10]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.
- [11]Porter N, Takáts E, Feyzioglu T. Interest rate liberalization in China[R]. IMF Working Papers, 2009: 1-28.
- [12]Shehzad C T, De Haan J. Financial reform and banking crises[J]. Ssrn Electronic Journal, 2009(2870): 1-45.

- [13] 吴国平,谷慎,郭品. 利率市场化、市场势力与银行风险承担[J]. 山西财经大学学报,2016(5):33-43.
- [14] 宋清华,姜玉东. 中国上市银行系统性风险度量——基于MES方法的分析[J]. 财经理论与实践,2014(6):2-7.
- [15] 王擎,白雪,牛锋. 我国商业银行的系统性风险测度及影响因素研究——基于CCA-POT-Copula方法的分析[J]. 当代经济科学,2016(2):1-9.
- [16] 彭星,李斌,黄治国. 存款利率市场化会加剧城市商业银行风险吗——基于中国24家城市商业银行数据的动态GMM检验[J]. 财经科学,2014(12):1-10.
- [17] 彭建刚,王舒军,关天宇. 利率市场化导致商业银行利差缩窄吗?——来自中国银行业的经验证据[J]. 金融研究,2016(7):48-63.
- [18] Maxwell J F. Financial development: Theories and recent experience[J]. Oxford Review of Economic Policy, 1989,5(4):13-28.
- [19] Freixas X, Rochet J C. Microeconomics of banking[M]. Cambridge:MIT press, 2008.
- [20] 项后军,闫玉. 理财产品发展、利率市场化与银行风险承担问题研究[J]. 金融研究,2017(10):99-114.
- [21] Stiglitz J E, Weiss A. Credit rationing in markets with imperfect information[J]. American Economic Review, 1981, 71(3):393-410.
- [22] 吴炳辉,何建敏. 中国利率市场化下的金融风险理论[J]. 财经科学,2014(3):1-10.
- [23] 严兵,张禹,王振磊. 中国系统重要性银行评估——基于14家上市银行数据的研究[J]. 国际金融研究,2013(2):47-57.
- [24] 李久林. 商业银行规模和收入结构对系统性风险的影响研究[J]. 金融监管研究,2019(3):39-53.
- [25] 徐磊,董捷,李璐,等. 基于功能分区视角的长江中游城市群国土空间特征及优化[J]. 经济地理,2017(6):76-83.
- [26] 王舒军,彭建刚. 中国利率市场化进程测度及效果研究——基于银行信贷渠道的实证分析[J]. 金融经济研究,2014(6):75-85.
- [27] 于洋,张丽梅,陈才. 我国东部地区经济—能源—环境—科技四元系统协调发展格局演变[J]. 经济地理,2019(7):14-21.
- [28] 郭卫东. 中国上市银行的系统性风险价值及溢出——基于CoVaR方法的实证分析[J]. 北京工商大学学报(社会科学版),2013(4):89-95.
- [29] 高国华,潘英丽. 银行系统性风险度量——基于动态CoVaR方法的分析[J]. 上海交通大学学报,2011(12):1753-1759.
- [30] 郑棣,严予若,雷蕾. 商业银行流动性风险的溢出效应——基于动态CoVaR的方法[J]. 财经科学,2019(1):39-51.
- [31] Adrian T, Brunnermeier M K. CoVaR: A method for macroprudential regulation[R]. Federal Reserve Bank of New York Staff Report, 2009: 348.
- [32] 张孝岩,梁琪. 中国利率市场化的效果研究——基于我国农村经济数据的实证分析[J]. 数量经济技术经济研究,2010(6):35-46.
- [33] 陶雄华,陈明珏. 中国利率市场化的进程测度与改革指向[J]. 中南财经政法大学学报,2013(3):74-79.

[责任编辑:黄 燕]

Interest Rate Liberalization and Systematic Risk of Commercial Banks: An Empirical Study Based on the Perspective of Structural Heterogeneity

PEI Huiru, ZHAO Jing

(School of International Business, Shaanxi Normal University, Xi'an 710119, China)

Abstract: Based on the panel data of 14 listed commercial banks in China from the first quarter of 2009 to the first quarter of 2020, this paper empirically tests the impact of interest rate liberalization on the systemic risk of commercial banks by using dynamic panel model, and analyzes the structural heterogeneity from three aspects of attribute, size and development opportunity period. The results show that interest rate liberalization significantly exacerbates the systemic risk of commercial banks, which still holds water after a series of robustness tests. Under the impact of interest rate liberalization process, the systemic risk of state-owned banks, large-scale commercial banks and commercial banks listed after 2007 are less affected. Based on the research conclusions, this paper puts forward corresponding policy suggestions on deepening the reform of interest rate liberalization and improving the early warning system of interest rate risk.

Key Words: interest rate liberalization; systematic risk of commercial banks; dynamic panel model; structural heterogeneity; interest rate risk; liquidity risk; credit risk