

宏观审慎政策有效性分析 ——基于银行系统性风险贡献度视角

万光彩, 李少辉

(安徽财经大学 金融学院, 安徽 蚌埠 233030)

[摘要]宏观审慎政策作为稳定金融系统的重要手段,在我国实践年份较长,但具体政策效果还有待探究。该文使用我国16家上市银行2012—2019年数据,构建反映银行系统性风险贡献度的指标,然后使用系统GMM分析宏观审慎政策在抑制银行系统性风险贡献度方面的效果。研究结果显示宏观审慎政策的整体实施能有效抑制银行系统性风险贡献度,实施效果与政策力度正相关。此外,宏观经济环境和银行自身变量也会对银行系统性风险贡献度产生差异化影响,进一步研究还显示,实施逆周期宏观审慎政策有利于降低经济周期变化带来的系统性风险波动,平滑经济周期。因此宏观审慎政策应以逆周期实施为主,并对国有五大行进行特别关注,必要时可对商业银行自身指标提出要求。

[关键词]宏观审慎政策;商业银行;系统性风险贡献度

doi:10.3969/j.issn.1673-9477.2022.01.006

[中图分类号]F832.3;F822.0 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1673-9477(2022)01-032-09

2008年爆发的金融危机使世界各国金融体系遭受重大冲击,然而作为导火索的美国次级贷款仅有1万亿美元未偿还,虽然数量很大,但还远不足以引发这场百年一遇的金融危机^[1]。危机爆发前,各国主要以货币政策和微观审慎政策配合进行监管,防范单个金融机构发生风险,却忽略了风险的传染性。然而正是这种传染性,促使一场可控的美国金融危机演变成全球金融危机。这次危机的教训表明,以货币政策为核心的政策体系难以维护金融稳定^[2]。因此,各国纷纷对现有金融监管体系进行改进,建立自己的宏观审慎监管体系,致力于维护整个金融体系的稳定。我国于2011年正式引入差别准备金动态调整,并在2016年升级为宏观审慎评估体系(MPA),目的就是防范系统性金融风险的发生。然而随着金融经济的发展,李政等(2016)指出,2012年以来我国金融机构的总体关联度明显上升,2014年的关联度甚至超过了金融危机期间^[3]。关联度上升意味着系统性金融风险的积累。在此背景下,宏观审慎政策的实施能否有效降低系统性金融风险是个值得研究的问题,目前就这一问题的研究文献主要分为两大类,第一类是建立DSGE模型,并在模型中加入宏观审慎管理,但这类分析停留在理论层面,缺少实证支撑。第二类是选取商业银行的不良贷款

率、风险加权资产占比和Z值等作为商业银行风险承担指标,然后实证分析宏观审慎政策是否降低了单个银行自身的风险,但这类研究以银行自身风险指标为对象,忽略了宏观审慎政策实施的最终目标,因此并不能充分证实宏观审慎政策的有效性。

有鉴于此,本文通过使用CoVaR法计算每个银行对银行体系系统性风险贡献度的大小,并以此作为银行系统性风险承担指标进行实证分析,使结论更加有效可信。

一、文献回顾

2008年国际金融危机的教训使世界各国意识到单纯的微观审慎监管不足以维护整个金融体系的稳定,由此宏观审慎政策进入各国视野,主要被用来维护整个金融体系的稳定。随着宏观审慎政策逐渐被各国当局认可,有关宏观审慎政策有效性的讨论成为人们所关注的焦点。目前有关宏观审慎政策有效性的讨论主要分为三个方面。

第一个方面是研究宏观审慎政策对信贷的增长和房地产价格等的影响,Akinci和Olmstead-Rumsey(2015)使用全球57个发达经济体和新兴经济体的数据,研究了7种宏观审慎政策工具的使用,发现具有针对性的政策作用效果更大,当实施紧缩型宏观

[投稿日期]2021-11-30

[基金项目]安徽省高校学科(专业)拔尖人才学术资助项目(编号:gxbjZD14);安徽财经大学研究生科研创新基金项目(编号:ACYC2020176);安徽高校自然科学重大研究项目(编号:KJ2021ZD0054)

[作者简介]万光彩(1972-),男,安徽霍山人,博士,教授,研究方向:货币理论与政策研究。

审慎政策时,可以有效降低信贷增速和房地产价格^[4]。Kuttner 和 Shim(2016)研究了 57 个国家长达 30 年的数据,结果表明宏观审慎政策在降低住房信贷和价格增长方面效果显著,并且能够有效降低系统性风险^[5]。马草原和李宇森(2020)基于一个新的凯恩斯 DSGE 模型,深入分析 LTV 的作用效果,结果表明 LTV 调控房价效果显著,相对于房产税和限购政策等措施,使用 LTV 带来的副作用更小,在实行宽松的货币政策时,同时配合 LTV 使用,可以部分抵消宽松货币政策带来的房价推升效应^[6]。

第二个方面是研究宏观审慎政策与其他政策搭配使用的效果,主要是货币政策和宏观审慎政策搭配形成的“双支柱”调控体系。郭娜等(2019)通过构建一个包含六部门的 DSGE 模型,探究双支柱体系的调控效果,结果表明双支柱体系在受到技术冲击和房价冲击以后,能稳定宏观经济的波动,降低系统性金融风险,然而在面临货币政策冲击时,双支柱表现出政策配合冲突,系统性金融风险波动变大^[7]。金春雨和董雪(2021)认为无论是在宏观经济层面还是金融市场层面,宏观审慎政策和货币政策在面对冲击时都呈现出时变性特征,并且宏观审慎政策的表现要优于货币政策。在政策选择上,研究认为应该以资本类宏观审慎政策和价格型货币政策的实施为主^[8]。另外还有不少学者从汇率制度、金融周期和经济周期的同步性等方面研究双支柱的调控效果^[9-11],总体来看,“货币政策+宏观审慎政策”的双支柱调控体系在稳定金融经济方面效果显著。

第三个方面是研究宏观审慎政策对银行风险的影响效果,这类研究主要包含两大部分:对个别宏观审慎政策工具有效性进行讨论和对构建宏观审慎政策整体指标进行讨论。张铭等(2019)分别以存款准备金率和贷款价值比研究宏观审慎政策的效果,研究表明宏观审慎政策可以在一定程度上降低我国商业银行的风险承担,采取逆经济周期的宏观审慎政策可以弱化风险承担,平滑信贷周期^[12]。沈沛龙等(2015)研究发现杠杆率、损失准备金的提高会增加当前银行风险,但对 6 个月后的银行风险具有显著降低作用,而资本充足率的提高无论是对当期还是未来期的银行风险都有降低作用^[13]。目前单独讨论个别宏观审慎政策工具对银行风险作用的研究较少,大部分学者还是通过构建宏观审慎政策整体实施指标对其效果进行评价。Altunbas 等(2018)对全球 61 个经济体的数据进行分析,认为在紧缩的经济周期实施宏观审慎政策效果更好。另外,批发融资

份额高的小型银行对宏观审慎政策的反应更强烈^[14]。邵梦竹(2019)通过对 53 个国家的数据进行分析,指出银行系统性风险的降低与宏观审慎政策实施力度为正相关关系,进一步研究发现大部分宏观审慎政策工具都能通过不同渠道降低银行风险,但借款人工具对银行风险的影响尚不明确^[15]。

通过对现有文献进行梳理发现,宏观审慎政策有效性研究已经取得一定成果,但目前仍然存在一定问题,大多数研究在探讨宏观审慎政策对银行风险影响时,选取不良贷款率、贷款损失准备金、风险加权资产比率和 Z 值来衡量银行风险,这样选取指标确实可以在一定程度上代表银行不同时段的风险,然而这些指标衡量的终究是单个银行自身风险。所以在用这些指标分析宏观审慎政策作用时,即使支持宏观审慎政策降低银行自身风险的结论,也不能有效证实宏观审慎的有效性,因为宏观审慎政策实施的最终目标是维护整个金融系统的稳定,而不是降低个体银行自身风险。所以使用不良贷款率等指标作为被解释变量,等于忽略了宏观审慎政策的最终目标。因此本文在关注到这点后,使用在险价值法测度我国商业银行的系统性风险贡献度,并作为本文被解释变量来研究宏观审慎政策的有效性。

二、理论分析

宏观审慎政策实施的目标是降低系统性金融风险,维护金融稳定。针对我国宏观审慎政策实施的种类,可以把宏观审慎政策大致分为四大类:税收类工具、资本类工具、信贷类工具和流动类工具。

信贷类工具主要包括贷款价值比、债务偿还收入比和各种贷款限制,目的是限制贷款总量以及信贷速度的增长。税收类工具包括对金融机构征税,主要是对资产和负债的征税,以此降低金融中介的杠杆率。信贷类工具和税收类工具的实施都是通过影响贷款人融资成本和对未来的预期进而影响资产价格和信贷总量,从而维护金融稳定。在经济发展繁荣、信贷增速迅猛时期,逆周期使用紧缩性信贷类工具和税收类工具,能有效抑制信贷的快速膨胀,降低金融体系的风险积累。如吕进中等(2018)使用包含宏观审慎政策工具的 DSGE 模型,发现逆周期实施贷款价值比不但能有效稳定金融体系,还能保证实体经济正常运行^[16]。Yu(2013)通过使用 DSGE 模型研究表明贷款价值比可以显著抑制经济波动,起到逆周期调控效果,税收政策则通过控制金融中介机构的资产负债表稳定信贷市场。资本类工具主要包括逆周期资本缓冲、银行资本要求和贷款损失

动态拨备等,通过这些指标的设定,保证金融机构在正常运转盈利的情况下,还具备抗击风险的能力。实施资本类工具首先会对银行自身资本比率产生影响,迫使不达标的银行进行资产调整,资产的调整促使银行风险加权资产占比发生变化,进一步影响到融资人的融资成本,融资成本变化使得信贷总量发生改变,最终达到维护金融稳定的目标。同样,实施资本类工具可以通过影响公众预期来影响信贷总量,实现金融体系的稳定。如孟宪春和张屹山(2021)通过构建NK-DSGE模型,发现当金融系统受到债务违约冲击时,无论是资本类工具还是信贷类工具搭配货币政策的效果均优于单一的货币政策^[17]。流动类工具主要包括杠杆率、流动性要求和存款准备金率等,其中流动性要求又包括对流动性覆盖率、流动资产比率和净稳定资金比率等的最低要求。流动类工具的实施同样通过两条路径影响金融稳定。其一,使用流动性工具首先影响到银行的流动资产和负债,进而影响融资成本,通过融资成本的改变影响信贷总量,最终实现金融稳定。其二,流动类工具也可以影响公众预期,再通过预期影响信贷总量,达到政策目标。如金春雨和董雪(2019)通过构建SV-TVP-FAVAR模型发现流动性政策工具在维护金融稳定方面效果明显,具有显著的正向影响^[18]。杨昊龙等(2017)通过使用VAR模型研究指出税收类、资本类、信贷类和流动类工具均可有效维护金融稳定,其中流动类和税收类工具在信贷市场表现较好,信贷类工具则在维护房价目标方面表现更优,而资本类工具则有明显的目标倾向性^[19]。

通过上述分析,不难发现多数学者使用DSGE模型进行理论层面的探究,虽然此模型包含非常全的信息,但作为模拟结果,其解释性仍有待探究。实证分析的论文则忽略了宏观审慎政策的最终目标,未能有效识别系统性风险,因而结论并没有很强的说服力。因此本文创新性地使用CoVaR法构建能反映系统性风险的指标,并以此进行实证分析,使结论更加有效可信。此外,通过理论分析可以发现宏观审慎政策要想达到最终目标需要一定时间,特别是对资本类和流动类工具来说,传导路径更长,时滞更久。所以在探究宏观审慎政策有效性时选择银行体系进行研究,并对变量进行滞后处理。选择银行体系作为研究对象的原因有两个,首先是银行在我国金融体系中的重要地位,使得银行体系不发生系统性风险就等于保证了系统性金融风险的底线。其次,大多数宏观审慎政策的直接作用对象是银行,所以选取银行为研究对象得到的结果更有说服力。

三、研究设计

(一) 银行系统性风险贡献度测算

1. ΔCoVaR 模型构建

考虑到宏观审慎政策实施目标是运用宏观审慎工具控制系统性风险,所以本文使用CoVaR法测度单个银行对银行体系的系统性风险贡献度作为本文的被解释变量。当一家银行由正常经营变为经营困难时,CoVaR法可以测度出这家银行的变化带给整个银行系统的风险溢出效应,即该银行系统性风险贡献度。CoVaR法最初是由Adrian和Brunnermeier在2011年提出^[20]。目前在测量银行体系系统性风险贡献度时,多数文献均使用CoVaR法进行度量^[21-23],因此,本文同样使用基于分位数的CoVaR法测量银行系统性风险贡献度,借鉴Adrian和Brunnermeier(2011)以及程小庆和葛璐澜(2020)的做法^[20,22],首先用分位数回归估计以下模型:

$$R_t^i = \gamma^i + \beta^i C_{t-1} + \varepsilon_t^i \quad (1)$$

$$R_t^s = \gamma^{s,i} + \alpha^{s,i} R_t^i + \beta^{s,i} C_{t-1} + \varepsilon_t^{s,i} \quad (2)$$

其中 R_t^i 表示银行*i*在*t*时的收益率, R_t^s 表示整个银行系统*t*时的收益率,由选取银行的日收益率按照每日对应股市市值加权得出, C_{t-1} 为状态变量,参考Adrian和Brunnermeier(2011)、李志辉和樊莉(2011)以及程小庆和葛璐澜(2020)的做法^[20-22],本文选取了五个状态变量,这些状态变量可以反映银行系统的状态,主要有五方面:一是股票市场波动,用沪深300指数的GARCH波动率表示,计算时采用GARCH(1,1)模型,并假设残差服从*t*分布;二是股票市场收益率,通过沪深300指数日收盘价计算得出;三是期限利差,通过10年期国债到期收益率减6个月国债到期收益率得出;四是短期利率变化,使用6个月国债到期收益代表;五是流动性利差,通过银行同业拆借加权平均利率减6个月国债到期收益率得出。

估计出上式方程以后,把估计出的系数代入方程(3)和(4),得出每个银行在一定分位数下的VaR和CoVaR。

$$VaR_{q,t}^i = \hat{\gamma}_q^i + \hat{\beta}_q^i C_{t-1} \quad (3)$$

$$CoVaR_{q,t}^i = \hat{\gamma}_q^{s,i} + \hat{\alpha}_q^{s,i} VaR_{q,t}^i + \hat{\beta}_q^{s,i} C_{t-1} \quad (4)$$

估计方程(1)和(2)时,分别设置5%和50%的置信水平,计算每个银行在正常经营和经营困难时的CoVaR,然后根据下式计算出每个银行的ΔCoVaR。

$$CoVaR_{q,t}^i = CoVaR_{q,t}^i - CoVaR_{0.5,t}^i \quad (5)$$

ΔCoVaR 表示的是一家银行由正常经营变为经营困难时,这家银行对整个银行体系的风险溢出大小,这种影响是负面影响,所以 ΔCoVaR 值为负。 ΔCoVaR 绝对值的大小表示银行对整个银行体系的风险溢出大小,绝对值越大,表示这家银行发生风险时整个银行体系受到的危害就越大。

2. 指标测算

本文选取 16 家上市银行 2012 年到 2019 年的数据^①,使用每家银行股票日度收盘价计算收益率。股票数据来自国泰安 CSMAR 数据库,状态变量数据均来自 Wind 数据库。收益率计算公式(6)如下:

$$R_t = 100 * \ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right) \quad (6)$$

通过测算,16 家上市银行 2012—2019 年的系统性风险贡献度走势如图 1。

由图可以看出,2013 年和 2015 年银行部门的系统性风险溢出效应明显更大,其中 2015 年的风险溢出效应远高于其他年份。原因是 2013 年 6 月中国遭遇钱荒事件,银行部门资金短缺,隔夜拆借利率迅速上升,导致恐慌情绪蔓延。此外,2015 年股市大幅动荡以及 2016 年因熔断机制引发的股市震荡都导致银行部门风险水平快速增加^[23]。

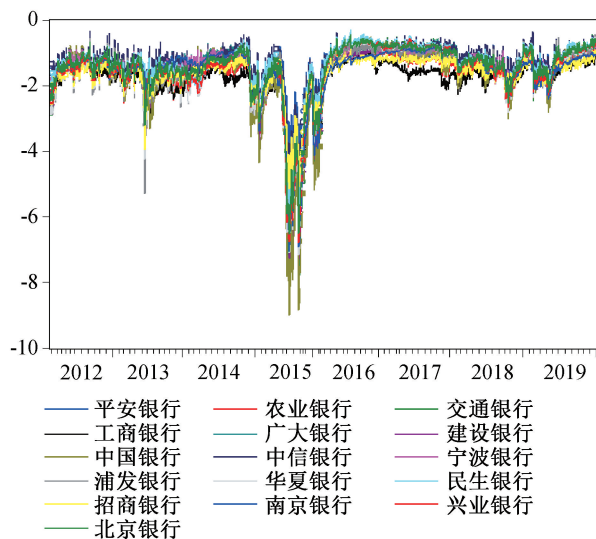


图 1 银行系统性风险贡献度走势

表 1 是各银行系统性风险贡献度排名, ΔCoVaR 、 VaR 和 CoVaR 的值是由 2012 年至 2019 年计算的日度值进行平均得出,银行以 ΔCoVaR 的绝对值大小进行排序,排名越靠前,说明此银行发生风险时对整个银行体系的危害越大。第三列是银行自身风险水平,第四列是包含银行在正常经营下风险水平的风险溢出大小。由表可以看出,国有五大行排名非常靠前,其中工商银行、农业银行、中国银行、建

设银行位列前四位,交通银行虽然没有排进前五,但排名依然很高,充分体现了五大行在我国银行系统中的重要地位。招商银行、华夏银行和南京银行排名也较为靠前,猜测与其较高的 CoVaR 和 VaR 水平有关。

表 1 银行系统性风险贡献度

银行名称	ΔCoVaR	VaR	CoVaR	排名
工商银行	-1.85985	-2.08629	-2.80612	1
农业银行	-1.76783	-2.08217	-2.71617	2
中国银行	-1.73632	-2.14399	-2.70745	3
建设银行	-1.72042	-2.38491	-2.70589	4
招商银行	-1.66208	-2.74866	-2.92082	5
华夏银行	-1.63057	-2.72069	-2.74494	6
南京银行	-1.62880	-3.03463	-2.97703	7
交通银行	-1.60270	-2.40963	-2.65666	8
浦发银行	-1.59487	-2.55299	-2.82864	9
兴业银行	-1.56029	-2.69623	-2.76717	10
宁波银行	-1.49578	-3.27996	-2.83539	11
北京银行	-1.48381	-2.55540	-2.82421	12
光大银行	-1.46022	-2.44531	-2.56344	13
平安银行	-1.40663	-3.04282	-2.71054	14
民生银行	-1.38304	-2.52600	-2.65284	15
中信银行	-1.31200	-2.96492	-2.69864	16

(二) 变量选取

1. 被解释变量

被解释变量选取本文测度的 ΔCoVaR ,表示当一家银行处于风险状态时,整个银行体系受到风险溢出大小。因为可以表示银行的风险溢出效应,所以更符合宏观审慎政策实施的最终目标。

2. 核心解释变量

宏观审慎政策整体指标构建(MPI):本文使用的宏观审慎政策指标来自国际货币基金组织的官方数据,最初由 Alam 等人构建的 IMF 综合宏观审慎政策数据库^②。选取其中使用较为频繁的 16 个政策工具,具体政策指标及含义如表 2 所示。如果一国实施了宽松的宏观审慎政策,则变量记为-1,实施了紧

①16 家银行为平安银行、宁波银行、上海浦东发展银行、华夏银行、中国民生银行、招商银行、南京银行、兴业银行、北京银行、中国农业银行、交通银行、中国工商银行、中国光大银行、中国建设银行、中国银行、中信银行。

②Alam, Zohair, Adrian Alter, Jesse Eiseman, Gaston Gelos, Heedon Kang, Machiko Narita, Erlend Nier, and Naixi Wang (2019) "Digging Deeper-Evidence on the Effects of Macroprudential Policies from A New Database", IMF Working Paper No. 19/66.

缩的宏观审慎政策,变量记为+1,实施的宏观审慎政策为中性,则记为0,最后对每个年度的宏观审慎政策指标进行加总,得到宏观审慎政策指标 MPI,该指标的大小表示一国宏观审慎政策总体实施的力度大

小。同时分别对紧缩宏观审慎政策和宽松宏观审慎政策进行统计,以考察宏观审慎政策实施松紧的差异性,记紧缩型宏观审慎政策为 MPIT,宽松型宏观审慎政策为 MPIL。

表2 宏观审慎政策工具

指标	含义
CCB	要求银行保持反周期资本缓冲。0%的实施不被视为对虚拟类型指标的紧缩。
Conservation	要求银行维持资本节约缓冲,包括根据《巴塞尔协议三》建立的资本保留缓冲。
Capital	银行的资本要求,包括风险权重,系统性风险缓冲和最低资本要求。
LVR	银行杠杆率的限制,等于资本计量除以银行的非风险加权敞口。
LLP	出于宏观审慎目的的贷款损失准备金要求,其中包括动态准备金和部门准备金。
LCG	对家庭部门信贷或公司部门信贷的增长或数量的限制,以及信贷高增长的惩罚措施。
LoanR	贷款限制比“LCG”中捕获的贷款限制更具针对性。它们包括贷款限额和禁令,这可能取决于贷款特征(例如到期日、规模、LTV 比率和贷款利率类型)、银行特征(例如抵押银行)和其他因素。
LFC	外币(FC)贷款的限制以及 FC 贷款的规则或建议。
LTV	贷款与价值比率的限制,包括主要针对住房贷款的限制,还包括针对汽车贷款和商业房地产贷款的限制。
DSTI	限制债务偿还收入比和贷款收入比,这限制了债务偿还或债务相对于收入的规模。其中包括针对住房贷款、消费贷款和商业房地产贷款。
TAX	适用于特定交易、资产或负债的税费,包括印花税和资本利得税。
Liquidity	为减轻流动性和融资风险而采取的措施,包括对流动性覆盖率、流动资产比率、净稳定筹资比率、核心筹资比率和区分货币的外债限制的最低要求。
LTD	对贷存比(LTD)的限制以及对 LTD 比率较高的罚款的限制。
LFX	净敞口或外汇敞口头寸的限制,外汇敞口和外汇资金的限制以及货币不匹配规定。
RR	出于宏观审慎目的的储备金要求。
SIFI	为减轻全球和国内具有系统重要性的金融机构(SIFI)的风险而采取的措施,包括资本和流动性附加费。

3. 控制变量

为了更精确地得到宏观审慎政策对银行系统性风险贡献度的影响,本文在前人研究的基础上选取了两大维度的控制变量:宏观环境变量(MV)和银行自身变量(BV)。

宏观环境变量选取国内生产总值同比增速(GGDP)和广义货币增长率(BMGR)。国内生产总值代表一国整体经济发展水平,反映宏观经济状况。广义货币指的是货币和准货币的总和,广义货币增长率代表货币增长速度,反映货币市场情况。

银行自身变量选取资本充足率(CAP)、平均资本回报率(ROAA)和资产总量(LnAs)。资本充足率是银行总资产对风险加权资产的比值,反映银行抵御风险的能力,资本充足率越高,表明银行抵御风险的能力越强。平均资本回报率代表银行资产盈利水平能力,回报率越高表示银行资产盈利能力越强,但同时也表示银行大部分资产处于高风险状态。资产总量代表银行的规模,资产总量大的银行,业务往往分布较为广泛,抵御风险能力也较强,参照前人研究,对其进行取对数处理。

银行自身变量来自 BankFocus 数据库,宏观环境变

量来自 Wind 数据库,表3是各变量描述性统计结果。

表3 描述性统计

变量	平均值	标准差	最小值	最大值
ΔCoVaR	-1.582	0.633	-3.936	-0.766
MPI	2.000	2.008	-1.000	6.000
CAP	12.933	1.614	9.880	17.520
LnAs	8.467	1.068	5.840	10.313
ROAA	1.050	0.185	0.739	1.475
GGDP	7.092	0.486	6.589	7.900
BMGR	10.956	2.577	6.990	14.392
CoVaR	-2.757	.964	-5.823	-1.547
MPIT	3.500	1.665	1.000	6.000
MPIL	1.500	1.328	0.000	4.000

(三) 模型构建

参照 Lim 等(2011)和刘志洋(2018)的研究^[24-25],本文建立以下模型:

$$\Delta\text{CoVaR}_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta\text{CoVaR}_{i,t-1} + \alpha_2 \text{MPI}_{i,t-1} + \alpha_3 \text{BV}_{i,t-1} + \alpha_4 \text{MV}_{i,t-1} + u_i + \varepsilon_{i,t}$$

其中, $\Delta\text{CoVaR}_{i,t}$ 代表测度的银行系统性风险贡献度, $\Delta\text{CoVaR}_{i,t-1}$ 是其一阶滞后项, $\text{MPI}_{i,t-1}$ 是宏观审慎政策一阶滞后项, $\text{BV}_{i,t-1}$ 是银行特征滞后项,

$MV_{i,t-1}$ 是宏观经济环境滞后项, u_i 是个体效应, $\varepsilon_{i,t}$ 是随机扰动项。

为了研究宏观审慎政策的实施能否起到逆周期调节作用,所以在上述模型的基础上分别加入宏观审慎政策变量与宏观经济变量的交互项,模型如下:

$$\Delta CoVaR_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 \Delta CoVaR_{i,t-1} + \gamma_2 MPI_{i,t-1} + \gamma_3 BV_{i,t-1} + \gamma_4 MV_{i,t-1} + \gamma_5 MMV_{i,t-1} + u_i + \varepsilon_{i,t}$$

其中 $MMV_{i,t-1}$ 是宏观审慎政策变量与宏观经济环境交互项的滞后项,系数 γ_4 和 γ_5 是模型主要的考察对象,如果两者符号相反,则表明逆周期实施宏观审慎政策能降低经济周期变化带来的系统性风险波动,平滑经济周期。

四、实证结果分析

(一) 宏观审慎政策对银行系统性风险贡献度的影响

表4列出了不同维度下宏观审慎政策的回归结果,观察系统 GMM 回归检验结果发现三个方程的自相关检验和 Hansen 检验均显著拒绝了原假设,说明估计结果有效可信。

表4 不同维度宏观审慎政策实施效果

	(1)	(2)	(3)
	$\Delta CoVaR$	$\Delta CoVaR$	$\Delta CoVaR$
L. $\Delta CoVaR$	0.359*** (7.32)	0.200*** (4.25)	0.304* (1.92)
L. MPI	0.164*** (8.78)		
L. MPIT		0.222*** (10.86)	
L. MPIL			-0.182 (-1.48)
L. CAP	0.230** (2.37)	0.200*** (2.81)	0.138 (1.50)
L. LnAs	0.016 (0.30)	-0.005 (-0.09)	0.026 (0.53)
L. ROAA	-2.839*** (-2.69)	-2.637*** (-2.97)	-2.366*** (-3.17)
L. CGDP	-0.854*** (-3.56)	-0.113 (-0.44)	-1.242*** (-2.67)
L. BMGR	0.327*** (8.57)	0.185*** (7.41)	0.326*** (2.72)
_cons	1.058 (0.46)	-3.053 (-1.43)	4.985** (2.34)
N	112	112	112
AR2(p)	0.445	0.600	0.896
Hansen(p)	0.762	0.745	0.663

注:括号内为 z 值,***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著,AR2 和 Hansen 报告结果都是 P 值,下同。

由表可以看到 $\Delta CoVaR$ 的滞后项都在 10% 的显著性水平上为正,表明银行系统性风险贡献具有惯性。考虑到 $\Delta CoVaR$ 为负值,所以绝对值越大表明银行系统性风险贡献度越大,在表4中,宏观审慎政策整体指标和紧缩指标均显著为正,表明宏观审慎政策的实施可以有效降低银行系统性风险贡献度,反观宽松型宏观审慎政策的系数为负,虽然并不显著,但从反面证实了宏观审慎政策实施力度越大,降低银行系统性风险贡献度的效果越好。

观察控制变量发现,方程(1)和(2)的资本充足率均在 5% 显著性水平下为正,方程(3)虽然不显著,但也为正值。表明资本充足率越高的银行,在面临风险时表现得越好,从而对银行系统性风险的贡献更小。方程(1)和(3)的银行资产规模回归系数为正,而方程(2)为负,但结果均不显著,这可能是由于资产规模越大的银行在抵御自身风险时表现良好,但对于银行系统性风险贡献的表现并非如此。三个方程的平均资产收益率系数都在 1% 的显著性水平下为负,表明平均资产收益越高的银行对系统性风险的贡献越大,平均资产收益率高意味着银行更多的资金处于贷出状态,并且贷出的资金面临着较高的风险,所以更高的平均资产收益率会增加银行系统性风险贡献度。方程(1)和(3)的国内生产总值系数在 1% 的显著性水平下显著为负,方程(2)的系数虽然不显著,但依然是负值。表明国内生产总值的较快增长会使银行系统性风险贡献度增加,即银行体系系统性风险表现出顺周期的特点。三个方程的广义货币增长率系数在 1% 显著性水平下为正,表明货币增长率的提高会降低银行系统性风险贡献度,这是因为货币总量的增加使得银行体系资金更加充裕,进而不易发生风险,当资金匮乏时,情况就截然相反,这点在 2013 年钱荒时期体现得非常明显,从本文测度的银行系统性风险贡献度可以看到,2013 年钱荒使所有银行的系统性风险贡献度绝对值显著变大。

(二) 稳健性检验

因为本文的被解释变量选取的是 $\Delta CoVaR$,衡量的是当单个银行处于风险水平时,整个银行体系遭受损失的大小,所以本文在做稳健性检验时,考虑使用 CoVaR 作为银行系统性风险贡献度的代理变量,选择使用 CoVaR 而不是不良贷款率和风险加权资产等指标是因为 CoVaR 同样反映的是单个银行对银行系统风险的贡献度,但其中包含了银行在正常经营下的无条件风险价值,同样符合宏观审慎政策实施

目标,这点是仅反映银行自身风险的不良贷款率和风险加权资产等指标不能比拟的。表5显示了稳健性检验的结果,由表可以看到三个回归方程的自相关检验和 Hansen 检验均显著拒绝原假设,说明估计结果可信。再看回归结果的系数发现 CoVaR 滞后项为正,宏观审慎指标和紧缩型宏观审慎指标均在 1% 的显著性水平下为正,宏观审慎宽松指标为负值且在 5% 的水平下显著。这些结果强化了前文实证的可信度,从而进一步验证了宏观审慎政策的实施可以降低银行系统性风险贡献度。

表5 稳健性检验

	(1)	(2)	(3)
	CoVaR	CoVaR	CoVaR
L. CoVaR	0.286*** (5.13)	0.135*** (2.62)	0.323** (2.48)
L. MPI	0.246*** (10.50)		
L. MPIT		0.334*** (12.18)	
L. MPIL			-0.390** (-2.35)
L. CAP	0.359*** (3.37)	0.333*** (3.69)	0.305** (2.51)
L. LnAs	0.102 (1.43)	0.105 (1.45)	0.139* (1.89)
L. ROAA	-4.248*** (-3.42)	-3.939*** (-3.81)	-4.243*** (-3.13)
L. GGDP	-1.244*** (-4.46)	-0.129 (-0.50)	-2.201*** (-3.57)
L. BMGR	0.478*** (10.88)	0.270*** (6.55)	0.594*** (3.47)
_cons	0.142 (0.06)	-6.683*** (-2.79)	7.325** (2.26)
N	112	112	112
AR2(P)	0.574	0.798	0.770
Hansen(P)	0.704	0.683	0.695

(三) 宏观审慎政策与宏观经济交互项对银行系统性风险贡献度影响

表6显示了宏观审慎变量与宏观经济变量交叉项的回归结果,其中 MG 表示宏观审慎代理变量与 GGDP 的交互项,MB 表示宏观审慎代理变量与 BMGR 的交互项。通过观察表6可以发现,加入宏观审慎政策和宏观经济变量交互项以后,三个回归方程的 ΔCoVaR 滞后项和宏观审慎代理变量表现得并不好,有的回归方程甚至符号都出现了相反的情况。然而通过观察交互项系数发现,方程(1)的宏观

审慎代理变量和 GGDP 的交互项系数在 1% 的显著性水平上为正,与 GGDP 回归系数相反,方程(2)的两者符号相反,但并不显著。说明经济发展态势较好时,实施宏观审慎政策进行逆周期调节,可以抵消部分由经济发展过快带来的银行系统性风险贡献度的上升。同时方程(1)的宏观审慎政策与 BMGR 的交互项在 1% 显著性水平上为负,同样与 BMGR 的回归系数相反,其他两个方程虽然不显著,但符号仍然相反。表明当广义货币增速较慢时,实施宏观审慎政策进行调节可以部分抵消广义货币增速较慢带来的银行系统性风险贡献度的上升。交互项的回归结果表明宏观审慎政策的逆周期调控效果显著,能有效降低银行系统性风险贡献度。

表6 宏观审慎与宏观经济交叉效应

	(1)	(2)	(3)
	ΔCoVaR	ΔCoVaR	ΔCoVaR
L. ΔCoVaR	0.677*** (9.11)	-1.298 (-1.19)	-1.457 (-1.31)
L. MPI	-72.988*** (-9.48)		
L. MPIT		1.774** (2.00)	
L. MPIL			1.908** (2.13)
L. CAP	-0.033 (-0.85)	0.049 (0.73)	0.038 (0.57)
L. LnAs	-0.015 (-0.80)	-0.091 (-0.99)	-0.105 (-1.09)
L. ROAA	0.147 (0.48)	-2.072*** (-3.31)	-2.014*** (-3.51)
L. GGDP	-17.196*** (-9.45)	6.222 (1.51)	6.424 (1.62)
L. BMGR	3.397*** (9.63)	-1.072 (-1.19)	-1.134 (-1.29)
L. MG	14.038*** (9.49)	-0.288 (-1.10)	0.036 (0.37)
L. MB	-2.664*** (-9.49)	0.069 (0.72)	0.016 (0.25)
_cons	86.180*** (9.27)	-37.749* (-1.73)	-38.751* (-1.86)
N	112	112	112
AR2(P)	0.863	0.921	0.900
Hansen(P)	0.911	0.780	0.820

五、结论与建议

(一) 结论

本文基于我国 16 家上市银行数据,构建银行系

统性风险贡献度指标,并以此作为本文的被解释变量进行实证研究,得到以下结论。

1. 通过本文测度的指标可以看出国有五大行系统性风险贡献度位居前列,充分体现了五大行在我国银行系统中的重要地位。这与其自身资金规模大,业务范围广以及网点众多密切相关。

2. 宏观审慎政策能够降低银行系统性风险贡献度,且逆周期实施宏观审慎政策效果较好,在经济繁荣时期实施紧缩型宏观审慎政策,经济下行时期使用宽松型宏观审慎政策,能有效弱化经济波动带来的系统性风险,平滑经济周期。

3. 银行自身因素同样会对系统性风险产生影响,其中资本更充足、平均资产收益更低的银行对系统性风险的贡献更小。

(二) 建议

根据本文的分析结果以及宏观审慎在我国实施的情况,给出以下建议。

1. 在对银行的实际监管过程中,应给予大型商业银行更严格的管控,除去常规的宏观审慎评估体系,还要对几家尤为重要的银行进行更为严格的监管。

2. 宏观审慎政策应以逆周期实施为主,在经济繁荣时期,加大宏观审慎政策实施力度。此外,应扩展宏观审慎政策监管对象,因为许多金融产品和市场同样存在顺周期性。所以拓展宏观审慎政策监管对象可以更加全面地维护金融体系稳定,平滑经济周期。

3. 创新政策工具,对商业银行自身指标提出要求。设定指标,不仅有助于提升商业银行自身抵御系统性风险的能力,还能间接实现宏观审慎政策的目标。

参考文献

- [1] 李天宇,张屹山,张鹤. 我国宏观审慎政策规则确立与传导路径研究——基于内生银行破产机制的 BGG-DSGE 模型[J]. 管理世界,2017(10):20-35.
- [2] 贾鹏飞,范从来,褚剑. 过度借贷的负外部性与最优宏观审慎政策设计[J]. 经济研究,2021,56(03):32-47.
- [3] 李政,梁琪,涂晓枫. 我国上市金融机构关联性研究——基于网络分析法[J]. 金融研究,2016(08):95-110.
- [4] AKINCI O, OLMSTEAD-RUMSEY J. How Effective Are Macroprudential Policies? An Empirical Investigation [J]. An Empirical Investigation (2015-06-01). FRB International Finance Discussion Paper, 2015 (1136):1-51.
- [5] KUTTNER K N, SHIM I. Can Non-interest Rate Policies Stabilize Housing Markets? Evidence From a Panel of 57 Economies [J]. Journal of Financial Stability, 2016 (26): 31-44.
- [6] 马草原,李宇森. 宏观审慎政策工具 LTV 调控房地产市场的有效性分析[J]. 南开经济研究,2020(06):122-141.
- [7] 郭娜,彭玉婷,徐卉杉. 我国系统性金融风险与“双支柱”调控有效性研究——基于 DSGE 模型的分析[J]. 中央财经大学学报,2019(10):30-40.
- [8] 金春雨,董雪. “双支柱”政策框架下中国货币政策与宏观审慎政策有效组合研究[J]. 现代经济探讨,2021(04):56-65.
- [9] 李拉亚. 双支柱调控框架的新目标制研究[J]. 管理世界,2020,36(10):27-41.
- [10] 黄益平,曹裕静,陶坤玉,等. 货币政策与宏观审慎政策共同支持宏观经济稳定[J]. 金融研究,2019(12):70-91.
- [11] 芦东,周梓楠,周行. 开放经济下的“双支柱”调控稳定效应研究[J]. 金融研究,2019(12):125-146.
- [12] 张铭,刘兴华,刘艺. 中国宏观审慎政策对银行风险承担的影响[J]. 江西社会科学,2019,39(07):54-62.
- [13] 沈沛龙,王晓婷. 宏观审慎政策与银行风险承担研究[J]. 财经理论与实践,2015,36(03):9-15.
- [14] ALTUNBAS Y, BINICI M, GAMBACORTA L. Macroprudential Policy and Bank Risk [J]. Journal of International Money and Finance, 2018(81):203-220.
- [15] 邵梦竹. 宏观审慎政策对银行风险承担的影响——基于跨国实证的视角[J]. 金融监管研究,2019(05):30-46.
- [16] 吕进中,张燕,张鹏辉,等. 宏观审慎政策工具的有效性研究——基于动态随机一般均衡模型的分析[J]. 金融监管研究,2018(10):18-32.
- [17] 孟宪春,张屹山. 债务违约、银行渠道与双支柱调控[J]. 国际金融研究,2021(05):13-23.
- [18] 金春雨,董雪. 金融稳定与三类宏观审慎政策的有效性[J]. 财经科学,2019(04):1-12.
- [19] 杨昊龙,方意,李宪铎,等. “金砖国家”宏观审慎政策有效性研究[J]. 宏观经济研究,2017(01):163-175.
- [20] ADRIAN T, BRUNNERMEIER M K. CoVaR [R]. National Bureau of Economic Research, 2011.
- [21] 李志辉,樊莉. 中国商业银行系统性风险溢价实证研究[J]. 当代经济科学,2011,33(06):13-20.
- [22] 程小庆,葛璐澜. 银行系统性风险与宏观审慎评估体系有效性分析[J]. 统计与决策,2020,36(19):146-151.
- [23] 杨子晖,陈雨恬,谢锐楷. 我国金融机构系统性金融风险度量与跨部门风险溢出效应研究[J]. 金融研究,2018(10):19-37.
- [24] LIM C, COLUMBA F, COSTA A, et al. Macroprudential Policy: What Instruments and How to Use Them? Lessons From Country Experiences I [J]. IMF Working Papers, 2011(238):1-85.

[25] 刘志洋. 中国宏观审慎监管有效性检验——基于商业银行系统性风险贡献度视角[J]. 金融论坛, 2018, 23(12): 37-45.

[责任编辑 李瑞萍]

Macprudential Policy Effectiveness ——Based on the Perspective of Bank Systemic Risk Contribution

WAN Guangcai, LI Shaohui

(College of Finance, Anhui University of Finance and Economics, Bengbu, Anhui 233030, China)

Abstract: As an important means of stabilizing the financial system, macro-prudential policies have been practiced in China for a long time, but the effects of specific policies have yet to be explored. This paper uses the data of 16 listed banks in China from 2012 to 2019 to construct an indicator reflecting the contribution of the bank's systemic risk, and then uses the system GMM to analyze the effect of macro-prudential policies in suppressing the contribution of the bank's systemic risk. The research results shows that the overall implementation of macro-prudential policies can effectively suppress the contribution of banks to systemic risks, and the effect of implementation is positively correlated with the intensity of policies. In addition, the macroeconomic environment and the bank's own variables will also have a differentiated impact on the contribution of banks to systemic risks. Further research also shows that the implementation of countercyclical macroprudential policies is conducive to reducing systemic risk fluctuations caused by economic cycle changes and smoothing the economy cycle. Therefore, macro-prudential policies should be mainly implemented counter-cyclically, and special attention should be paid to the five major state-owned banks, and when necessary, requirements can be put forward for the indicators of commercial banks themselves.

Key Words: macro-prudential policies; commercial banks; systemic risk contribution