IMI No. 1924
Working Paper

宏观审慎政策、杠杆率与银行风险承担

宋 科　李 振

【摘　　要】本文使用 2004~2016 年我国 223 家商业银行的非平衡面板数据，实证检验了宏观审慎政策与银行风险承担的关系。实证结果表明我国宏观审慎政策对银行风险承担有重要作用，且其作用受到银行杠杆率的影响。在杠杆率较低时，宏观审慎政策与银行风险承担呈负向关系；随着杠杆率的提高，风险转移效应不断增强，宏观审慎政策与银行风险承担的负向关系不断减弱，甚至可能转变为正向关系。杠杆率影响风险转移效应主要呈非线性特征。稳健性检验结果表明对于不同的杠杆率分位数、银行风险代理变量以及银行样本选择标准，所得结果均表现出较高的稳健性。在当前结构性去杠杆的背景下，应注意根据杠杆率变化，适时预调宏观审慎政策，加强逆周期宏观审慎政策的使用。并针对不同规模银行采用差异化的宏观审慎政策工具，以提高政策有效性。

【关　键　词】宏观审慎；银行风险；杠杆率；风险承担

【文章编号】IMI Working Paper No.1924

微博·Weibo　微信·WeChat

更多精彩内容请登陆 国際貨币网
http://www.imi.org.cn/

宏观审慎政策、杠杆率与银行风险承担

宋 科[1]　李 振[2]

【摘要】本文使用 2004~2016 年我国 223 家商业银行的非平衡面板数据，实证检验了宏观审慎政策与银行风险承担的关系。实证结果表明我国宏观审慎政策对银行风险承担有重要作用，且其作用受到银行杠杆率的影响。在杠杆率较低时，宏观审慎政策与银行风险承担呈负向关系；随着杠杆率的提高，风险转移效应不断增强，宏观审慎政策与银行风险承担的负向关系不断减弱，甚至可能转变为正向关系。杠杆率影响风险转移效应主要呈非线性特征。稳健性检验结果表明对于不同的杠杆率分位数、银行风险代理变量以及银行样本选择标准，所得结果均表现出较高的稳健性。在当前结构性去杠杆的背景下，应注意根据杠杆率变化，适时预调宏观审慎政策，加强逆周期宏观审慎政策的使用。并针对不同规模银行采用差异化的宏观审慎政策工具，以提高政策有效性。

【关键词】宏观审慎；银行风险；杠杆率；风险承担

一、引言

正如美联储原主席伯南克所言，“历史不会重复自己，但会押着同样的韵脚。”在过去百余年，随着人类经济金融活动的不断深化繁荣，金融危机始终如影随形、此起彼伏，爆发频次显著增多，席卷范围也不断扩大。然而“大乱有大治”，危机往往成为理论创新与监管变革的引爆点。“大萧条”不仅催生了《格拉斯－斯蒂格尔法案》，而且使得国家干预主义成为常态，金融监管进入严格管制时期。20 世纪 70 年代的“滞胀”，宣告以货币主义和供给学派为代表的自由主义理论复兴，也标志着金融监管开始注重金融体系安全与效率的平衡。

20 世纪 70 年代以来，现行的宏观经济政策框架无法避免由于外部性及市场失灵所导致的金融不稳定（Claessens，2014）。一是价格稳定并不意味着金融稳定，传统金融理论普遍持有金融稳定是价格稳定必然结果的观点（Demirgüç-Kunt 和 Detragiache，1997），无法解释 20 世纪 70 年代以来经常出现的“金融不稳定悖论”。二是个体稳健也不意味着系统稳健，在本轮危机爆发前，金融稳定主要依赖传统宏观经济政策，从微观视角进行审慎监管。监管

[1] 宋科，中国人民大学国际货币研究所副所长，中国人民大学财政金融学院副教授
[2] 李振，中国人民大学国际货币研究所，中国人民大学财政金融学院

政策主要为了降低单个金融机构的破产风险，却忽视金融机构、金融市场、金融体系乃至宏观经济之间的相互影响，以及金融体系从稳定转向危机的内在机理。

危机以来，重归理论与实践视野的宏观审慎政策旨在防控系统性风险并实现金融稳定，减少金融动荡对实体经济产生的不良影响，也弥补了传统宏观经济政策和微观审慎政策的不足。包括我国在内的主要国家都先后进行了旨在加强宏观审慎政策的金融监管体制改革。2017 年，党的十九大报告中正式提出“健全货币政策和宏观审慎政策双支柱调控框架”。同年，为进一步提高监管协调的效率和权威性，增强统筹防范系统性金融风险能力，在原有的监管协调机制上成立了国务院金融稳定发展委员会。2018 年 3 月，原中国银监会和保监会合并成立中国银行保险监督管理委员会，形成“一委一行两会”的监管格局。2019 年 2 月，中国人民银行新设宏观审慎管理局，标志着“货币政策+宏观审慎政策”双支柱监管模式初步建立。

宏观审慎政策框架包括系统性风险的分析与监测、宏观审慎政策工具以及政策协调与治理机制等三个方面，相关研究在本次危机后呈现井喷式发展。但由于缺少数据支持、政策工具界定模糊、不同政策工具所处的制度环境迥异、缺乏金融体系与宏观经济之间的一致性模型框架和理论解释等原因，宏观审慎政策的有效性研究仍处于起步阶段（Claessens，2014；方意，2016a；Altunbas 等，2017）。目前，大多数研究侧重于分析宏观审慎政策对银行信贷、资产价格等的影响，而非直接针对银行风险等风险指标。同时，由于宏观审慎政策目标和工具的多样性，其工具及组合的有效性取决于是否符合政策目标要求，并不存在“放诸四海而皆准”的政策（方意，2016a）。因此，亟需深入探究宏观审慎政策对于银行风险承担的影响，以更好评估政策效果。

本文试图检验宏观审慎政策对银行风险承担的有效性和影响机制，对宏观审慎政策有效性进行补充研究。特别是将银行杠杆率纳入模型，考量不同杠杆率水平下宏观审慎政策工具的有效性，对我国结构性去杠杆条件下的宏观审慎政策实施具有重要现实意义。本文余下结构如下：第二部分是文献综述；第三部分是样本选取与研究设计；第四部分是检验分析宏观审慎政策对银行风险承担的影响，并研究高杠杆率下宏观审慎政策的风险转移效应；第五部分是稳健性分析，基于不同杠杆率分位数、不同银行风险代理变量和不同样本选择标准进行检验；最后，总结全文并提出相关政策建议。

二、文献综述

按照宏观审慎政策框架的定义，在广义上讲，其有效性由三个方面的内容构成。一是宏观审慎政策分析（系统性风险识别与监测）的有效性。由于系统性风险的形成机制与测度方法并未形成一致认识，宏观审慎政策的目标体系尚未真正建立。二是宏观审慎政策工具的有效性。受限于宏观审慎政策工具的范围界定，不同工具的性质、作用与传导机制，不同工具所处国别环境的异质性、工具所用数据的可得性等问题，宏观审慎政策工具有效性问题尚待进一步厘清。三是宏观审慎政策的政策协调与治理机制的有效性。治理机制方面，由于实践差异较大，且主要国家宏观审慎监管改革时日不长，其有效性尚待观察（Nier 等，2011）。政策协调方面，宏观审慎政策与货币政策等宏观经济政策的协调搭配及其有效性存在两种代表性意见。有研究认为货币政策和宏观审慎政策的协调合作，会提高金融系统的稳定性（Rubio 和 Carrasco-Gallego，2014）；也有研究指出将宏观审慎政策纳入到现行政策体系会在一定程度上降低政策有效性，同时宏观审慎政策自身效果也会受到影响（Maddaloni 和 Peydró，2013）。

从狭义上讲，宏观审慎政策有效性研究主要集中于工具有效性，具体而言，一是将宏观审慎政策工具及其对其他金融经济变量的影响纳入经典模型当中。为分析借款人与贷款人之间复杂的相互作用，有研究使用银行或金融模型捕捉资产和合约的状态依赖性（Diamond 和 Dybvig，1983）。然而，这些模型主要针对跨部门维度的系统性风险防范，忽略了时间维度系统性风险的积累或者金融体系顺周期性问题（Perotti 和 Suarez，2011）。为此，有文献引入一般均衡模型来分析政策工具的有效性问题。例如，采用三期一般均衡模型来分析资产价格与金融压力的交互作用，讨论在经济体中代理人风险承担行为的异质性（Goodhart 等，2012）。建立在金融加速器机制上的 DSGE 模型，通过纳入金融摩擦因素来重点分析政策工具对于时间维度系统性风险的防范（Benigno 等，2013）。由于标准 DSGE 模型的线性特征、完全市场假设以及忽略内生性杠杆等问题（Cúrdia 和 Woodford，2010），客观上将实体经济与金融体系之间的联系纳入模型当中。因此，有研究通过多重均衡方式来解决非线性和外部性等问题，进而很好地评估经济周期中宏观审慎政策的作用，并且能够决定特殊政策工具的最优强度（Brunnermeier 和 Sannikov，2014）。二是利用实证分析方法，评估宏观审慎政策工具对于经济金融变量的影响。例如，根据 2010 年 IMF 组织的跨国调查数据，Lim 等（2011）实证分析了 49 个国家的宏观审慎政策工具有效性，结果发现贷款价值比（LTV）、债务收入比（DTI）、信贷增长限制、准备金率、动态拨备等大部分使用频率较高的工具，能够有效抑制信贷扩张和金融体系顺周期性。Dell’Ariccia 等（2012）认为，宏观审慎政策能够有效降低信贷扩张及其硬着陆的可能性。Kuttner 和 Shim（2013）的研究发现，债务收入比和贷款损

失准备率能够抑制信贷增长。Tovar 等（2012）认为，拉丁美洲国家的存款准备金率对于降低信贷增长有短期效应。Federico 等（2012）发现，阿根廷、巴西、乌拉圭和哥伦比亚等国家的法定存款准备金率的外生变动导致产出下降。Bruno 和 Shin（2014）认为，宏观审慎政策工具能有效降低韩国跨境资本流入对于全球金融环境的敏感度。Jiménez 等（2017）认为，动态拨备要求可以影响信贷周期。王志强和李青川（2014）的研究表明，动态差别存款准备金率可以控制信贷增长。廖岷等（2014）分析了我国应用宏观审慎政策工具控制系统性风险的效果，结果表明存款准备金率、贷款损失准备率、逆周期资本要求、杠杆率要求以及贷款价值比等工具均达到预期效果。

此外，部分文献使用微观家庭和银行信贷数据进行实证研究。Igan 和 Kang（2011）通过分析韩国家庭部门数据发现，监管机构对贷款价值比和债务收入比的限制，通过改变预期会抑制房价上涨和促使交易活动下降。Gauthier 等（2012）发现，在加拿大银行业中，宏观审慎资本要求能够显著增强金融稳定，降低约四分之一的银行个体违约风险和系统性危机概率。Claessens 等（2014）在分析了 2000~2010 年 48 个国家约 2800 家银行的数据后发现，针对借款人的宏观审慎政策工具在经济繁荣期有效抑制了杠杆率增长。Aiyar 等（2016）发现，英国的银行会受到时变资本要求和利率政策变化的双重影响，收紧资本要求和货币政策均会减少贷款供给，但几乎没有证据表明这两种政策工具之间存在互动。

同时，也有一些研究关注我国宏观审慎政策工具的有效性。Wang 和 Sun（2013）基于我国 171 家银行的分析表明，一些宏观审慎政策工具是有用的，但它们无法保证在当前的经济金融环境中降低对系统性风险的影响。马勇和姚驰（2017）基于 2007~2015 年我国 52 家主要银行的面板数据发现，逆周期宏观审慎政策是有效的，提高监管压力会使银行加快资本缓冲的调整速度。Zhang 等（2018）基于我国 231 家商业银行数据发现，随着宏观审慎政策的加强，银行风险承担行为会下降，信贷周期放大了宏观审慎政策的效果。宋科等（2019）使用 2005~2016 年我国 227 家商业银行数据发现，宏观审慎政策会降低银行风险承担行为，宏观审慎政策通过提高盈利能力而降低银行风险承担，在经济下行时期宏观审慎政策对银行风险有更强的抑制作用。邵梦竹（2019）基于跨国数据也发现宏观审慎政策的推出会降低银行风险承担。

综上所述，目前关于宏观审慎政策有效性及其传导机制的相关研究仍处于起步阶段。近年来，学术界不断进行有益的尝试，在经典宏观经济学模型中嵌入宏观审慎政策并取得一定研究进展，也出现很多有关宏观审慎政策对诸如信贷总量、资产价格等中间目标影响的实证研究，但大多数研究都是从总体视角看待宏观审慎政策及其有效性问题。在已有研究的基础

上，本文试图分析宏观审慎政策如何影响微观经济主体可能出现的脆弱性和外部性，主要研究宏观审慎政策如何影响银行对系统性风险的贡献，尤其是高杠杆率下宏观审慎政策的风险转移效应。

三、研究设计

（一）变量说明

1. 银行风险承担的代理变量

本文选用不良贷款率（NPL）作为银行风险承担行为的代理变量。在稳健性检验部分，为度量银行的整体稳定性和偿付能力，本文参考 Laeven 和 Levine（2009）的做法，使用 Z-score 的自然对数，具体计算公式为：

$$Z-score=(EquityToAssets+ROA)/SdROA \quad (1)$$

其中，$EquityToAssets$为权益资产比，ROA为资产收益率，$SdROA$为资产收益率标准差。Z-score 越大表明银行的偿付风险越小，银行的总体稳定性也越高。

2. 宏观审慎政策工具的代理变量

本文使用由 IMF 调查得到的宏观审慎政策工具数据，参考 Cerutti 等（2015）的做法，逐年对我国使用的宏观审慎政策工具进行简单得分加总并对结果取自然对数，构建中国宏观审慎政策指数（MPI）。同时，选择存款准备金率（DR）和贷款价值比（LTV）这两类在我国使用频率较高的工具，作为宏观审慎政策工具的代理变量，以增强本文分析结果的稳健性。

存款准备金率既是传统的货币政策工具又在很多发展中国家被认为是宏观审慎政策工具。作为传统货币政策工具，存款准备金率的设置水平一般较低，经常被其他货币政策工具所替代；而作为宏观审慎政策工具，其设置水平较高且被日常盯住（Gray，2011），经常用于防范过度信贷扩张与流动性风险（Lim 等，2011）。2004~2016 年，我国存款准备金率总共进行了 41 次调整。贷款价值比也常常在我国被用作逆周期宏观审慎政策工具。为更好地体现贷款价值比限制对银行个体的影响，及其对投资性需求的抑制，本文使用北京和上海的普通自住房二套房首付比上限的年度算数均值，作为贷款价值比的代理变量。2004~2016 年，针对普通自住房二套房最低首付比要求，全国范围内总共进行了 12 次调整。

3. 控制变量

为有效识别宏观审慎政策的作用，避免遗漏变量的影响，本文参考既有文献控制了一系列银行特征变量和宏观环境变量。基于张健华和王鹏（2012）等的做法，控制取自然对数的

总资产（Assets）及其平方项（Assets×Assets），以考察规模与银行风险承担之间可能存在的非线性关系。考虑到紧缩的货币政策会降低银行风险承担行为（江曙霞和陈玉婵，2012；王晋斌和李博，2017），本文使用银行间同业拆借利率（IBOR90）作为货币政策的代理变量。此外，还纳入资本充足率（CR）、资本收益率（ROE）、实际 GDP 同比增速（RGDPG）等指标。

4. 交叉项

本文构建宏观审慎政策与杠杆率虚拟变量的交叉项：MPI×DumLA，DR×DumLA，LTV×DumLA，其中，DumLA 代表银行杠杆率虚拟变量，用于划分银行杠杆率高低样本。杠杆率可以体现银行防范外部冲击的能力，其数值越大意味着银行的脆弱性越高（方意，2016b）。当银行杠杆率大于等于整个样本杠杆率的 90%（在表 3 中取值为 90%，在稳健性检验中，分别取值 99%、95%、90%、75%、50%等），DumLA 的取值为 1；当银行杠杆率小于整个样本杠杆率的 90%，DumLA 的取值为 0。因此，交叉项衡量杠杆率在高低两种水平时宏观审慎政策对银行风险承担影响的差异性。

（二）样本选择

本文使用的数据来源于 Wind 数据库、BankScope 数据库及其改版 BVD-ORBIS Bank Focus 数据库，宏观审慎政策的相关数据来自 IMF 组织的三次全球宏观审慎政策跨国调查。按照现有文献通常做法，首先从样本银行中剔除中国邮政储蓄银行、政策性银行。为了避免可能的样本选择问题，本文剔除样本数据连续期少于 3 年的银行。最终，本文得到 2004~2016 年我国 223 家商业银行的非平衡面板数据。根据 2017 年原中国银监会公布的分类标准，223 家样本商业银行包括：国有大型商业银行（5 家）、股份制商业银行（12 家）、城市商业银行（111 家）、农村商业银行（71 家）以及外资法人银行（24 家）。本文使用的商业银行样本具有较强代表性，涵盖了我国主要商业银行。为避免可能存在的样本异常值对回归结果的不良影响，本文对所有变量都在头尾 1%分位点缩尾。本文使用的主要变量的符号及具体说明详见表 1，相关描述性统计详见表 2。

表 1：主要变量定义

变量名称	具体说明
NPL	不良贷款率=不良贷款余额/贷款总额
Z-score	（权益资产比 3 年移动均值+资产收益率 3 年移动均值）/资产收益率标准差，结果取自然对数
MPI	宏观审慎政策指数，使用当年采取宏观审慎政策工具数量的自然对数表示
DR	法定存款准备金率，使用人民币存款准备金率的年度算数均值
LTV	贷款价值比，使用北京和上海的普通自住房二套房首付比上限的年度算数均值

LA	杠杆率=总负债/总资产
Assets	总资产，使用总资产（百万元）的自然对数
Assets×Assets	总资产的平方项
CR	资本充足率
ROE	资本收益率=净利润×2/(期初净资产+期末净资产)
IBOR90	银行间同业拆借利率，使用银行间同业拆借 90 天利率的年度算数均值
RGDPG	实际 GDP 同比增速=(1+GDP 同比增速)/(1+GDP 平减指数)－1，其中当期 GDP 平减指数=100×当期现价 GDP 数值/当期不变价 GDP 数值

表 2：主要变量描述性统计

变量	样本数	均值	标准差	25%分位数	中位数	75%分位数
NPL	1802	0.016	0.015	0.008	0.012	0.019
Z-score	1430	3.290	0.532	2.953	3.257	3.651
MPI	1802	2.308	0.248	1.946	2.398	2.485
DR	1802	0.171	0.027	0.161	0.175	0.190
LTV	1802	0.394	0.128	0.225	0.450	0.500
LA	1802	0.922	0.040	0.914	0.930	0.942
Assets	1802	11.268	1.639	10.159	11.041	11.999
Assets×Assets	1802	129.653	39.656	103.205	121.894	143.977
CR	1802	0.145	0.067	0.116	0.130	0.148
ROE	1802	0.157	0.077	0.112	0.158	0.201
IBOR90	1802	0.041	0.011	0.032	0.043	0.050
RGDPG	1802	0.053	0.022	0.034	0.055	0.064

注：本表提供本文主要变量的描述性统计，表 1 提供主要变量的详细说明。

（三）模型设定

首先，为分析宏观审慎政策工具与商业银行风险承担行为之间的关系，本文使用普通最小二乘法（OLS）建立如下基准方程：

$$Risk_{bt} = \partial + \beta_0 \times MP_t + \gamma' \times X_{bt} + \theta_t + \theta_s + \varepsilon_{bst} \quad (2)$$

其中，被解释变量$Risk_{bt}$表示商业银行 b 在 t 时期的风险承担，包括 NPL 和 Z-score。核心解释变量MP_t表示宏观审慎政策工具。控制变量为X_{bt}，∂是截距项，θ_t是银行时间效应，θ_s是银行类型效应，ε_{bst}是误差项。

在基准模型的基础上，本文参考方意等（2012）的做法，引入宏观审慎政策与杠杆率虚拟变量的交叉项，重点关注β_1的符号方向以及显著性水平，进一步分析宏观审慎政策的风险转移效应，构建以下回归方程：

$$Risk_{bt} = \partial + \beta_0 \times MP_t + \beta_1 \times MP_t \times DumLA_{bt} + \gamma' \times X_{bt} + \theta_t + \theta_s + \varepsilon_{bst} \quad (3)$$

此外，本文参考 Claessens 等（2014）和 Altunbas 等（2017）的做法，使用动态面板系统广义矩估计方法（系统 GMM），进一步解决方程（2）和（3）可能存在的内生性问题。具体回归方程如下所示：

$$Risk_{bt} = \alpha \times Risk_{b,t-1} + \partial + \beta_0 \times MP_t + \gamma' \times X_{bt} + \theta_t + \theta_s + \varepsilon_{bst} \quad (4)$$

$$Risk_{bt} = \alpha \times Risk_{b,t-1} + \partial + \beta_0 \times MP_t + \beta_1 \times MP_t \times DumLA + \gamma' \times X_{bt} + \theta_t + \theta_s + \varepsilon_{bst} \quad (5)$$

四、实证估计与结果分析

（一）基准模型

基于方程（2）和（3），回归结果如表 3 所示，宏观审慎政策对银行风险承担具有负效应，高杠杆率下宏观审慎政策对银行风险承担具有正相关效应。表 3 中使用不良贷款率（NPL）作为被解释变量，同时，使用宏观审慎政策指数（MPI）、法定存款准备金率（DR）和贷款价值比（LTV）等三种宏观审慎政策代理变量作为核心解释变量。

在表 3 模型（1）、（3）和（5）分别给出不良贷款率关于宏观审慎政策指数、法定存款准备金率和贷款价值比及其他控制变量的估计结果。模型（1）中，宏观审慎政策指数（MPI）系数大小是-0.141，且在 1%的水平上显著，这表明在其他条件保持不变的情况下，宏观审慎政策指数每增加 1%，银行的不良贷款率就会下降 0.141%，即宏观审慎政策指数与银行风险承担呈负相关关系，这与 Altunbas 等（2017）、宋科等（2019）的结果保持一致。类似于模型（1），模型（3）和（5）结果分别说明存款准备金率（DR）、贷款价值比（LTV）均与银行风险承担呈负相关关系，即提高存款准备金率和贷款价值比水平，会降低商业银行风险承担水平。

模型（2）、（4）和（6）进一步给出高杠杆率下宏观审慎政策的风险转移效应。由模型（2）可知，解释变量 MPI、MPI×DumLA 系数分别为-0.127 和 0.003，且在 1%的水平上显著。这说明，在其他条件保持不变的情况下，当银行杠杆率较低时，宏观审慎政策指数增加 1%，银行的不良贷款率下降 0.127%；当银行的杠杆率较高时，宏观审慎政策指数增加 1%，银行的不良贷款率下降 0.124%。虽然，高杠杆率下宏观审慎政策的风险转移效应与银行风险承担呈正相关关系，但该效应较弱，无法改变宏观审慎政策与银行风险承担的负相关关系。模型（4）和（6）分别从存款准备金率（DR）和贷款价值比（LTV）角度得到与模型（2）相一致的结论。

杠杆率可以衡量银行经营安全性，高杠杆率会导致银行承担过高风险。不断积累的高杠

杆率可能会导致金融危机爆发（Bernanke，2015）。宏观审慎政策可以通过资本监管政策等方式的调整，对银行杠杆率产生直接影响，进而影响银行行为和风险承担水平。比如，在高杠杆率水平下，加强宏观审慎政策会增加银行风险承担水平，原因可能在于高杠杆率银行为满足宏观审慎政策的要求，扭曲日常经营行为，提高风险性投资水平。

对于基准模型的控制变量，在所有模型中，银行的特征变量均与不良贷款率显著相关。具体而言，控制变量资产规模（Assets）均在 5%的水平上显著负相关，资产规模的平方项（Assets×Assets）均在 5%的水平上显著正相关，表明银行的资产规模与不良贷款率呈 U 型关系，即随着银行资产规模的增加，银行风险不断降低，在资产规模达到某一水平后，资产规模的继续增加会提高银行风险承担。资本充足率（CR）均在 5%的水平上显著负相关，资本收益率（ROE）均在 1%的水平上显著负相关，表明提高资本充足率和资本收益率均会显著降低银行风险承担。

本文使用银行间同业拆借利率（IBOR90）作为货币环境的代理变量，分析货币政策与宏观审慎政策协调效应，回归结果发现货币政策对银行的风险承担行为有显著影响。当解释变量是宏观审慎政策指数（MPI）和贷款价值比（LTV）的情况时，银行间同业拆借利率（IBOR90）均在 1%的水平上显著负相关，这说明货币政策与宏观审慎政策可能是互补的，存在政策效果叠加的问题，它们可以共同降低银行风险承担，这与 Rubio 和 Carrasco-Gallego（2014）所得结论保持一致。然而，在解释变量是法定存款准备金率时，银行间同业拆借利率（IBOR90）均在 1%的水平上显著正相关，这说明货币政策与宏观审慎政策可能存在政策冲突问题，这与 Maddaloni 和 Peydró（2013）所得结论保持一致。可见，货币政策在控制银行风险承担的政策效果上存在不确定性（Ajello 等，2016）。实际 GDP 同比增速（RGDPG）的符号方向均为正，大部分情况下在 1%的水平上显著相关，即经济增长越快，银行风险承担也越大。可能的解释是，经济增速较快会加大银行业绩波动，从事更多风险活动以获得更高收益，从而使银行承担更多风险。

在表 3 中本文同时控制银行时间固定效应和类型固定效应，使用异方差稳健标准误并在银行层面进行聚类。综上所述，银行风险随着宏观审慎政策的增强而显著下降。同时，杠杆率在宏观审慎政策对银行风险承担的影响中起着风险转移作用，但在总体上仍然无法改变宏观审慎政策对银行风险承担的负向影响。

表 3：基准模型估计结果

模型	（1）	（2）	（3）	（4）	（5）	（6）

被解释变量	NPL					
MPI	-0.141***	-0.127***				
	（0.031）	（0.030）				
MPI×DumLA		0.003***				
		（0.001）				
DR			-0.494***	-0.475***		
			（0.110）	（0.109）		
DR×DumLA				0.036***		
				（0.010）		
LTV					-0.139***	-0.132***
					（0.031）	（0.030）
LTV×DumLA						0.014***
						（0.004）
Assets	-0.011**	-0.012**	-0.011**	-0.012**	-0.011**	-0.012**
	（0.005）	（0.005）	（0.005）	（0.005）	（0.005）	（0.005）
Assets×Assets	0.000**	0.001**	0.000**	0.001**	0.000**	0.000**
	（0.000）	（0.000）	（0.000）	（0.000）	（0.000）	（0.000）
CR	-0.034**	-0.032**	-0.034**	-0.033**	-0.034**	-0.033**
	（0.015）	（0.015）	（0.015）	（0.015）	（0.015）	（0.015）
ROE	-0.063***	-0.064***	-0.063***	-0.064***	-0.063***	-0.064***
	（0.012）	（0.012）	（0.012）	（0.012）	（0.012）	（0.012）
IBOR90	-0.802***	-0.736***	0.623***	0.594***	-0.163***	-0.162***
	（0.156）	（0.152）	（0.176）	（0.174）	（0.048）	（0.048）
RGDPG	1.367***	1.243***	0.128***	0.126***	0.048	0.051
	（0.284）	（0.276）	（0.038）	（0.039）	（0.040）	（0.041）
常数项	0.401***	0.379***	0.151***	0.156***	0.172***	0.174***
	（0.079）	（0.078）	（0.034）	（0.034）	（0.037）	（0.037）
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
类型固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
调整 R2	0.326	0.339	0.326	0.336	0.326	0.332
样本数	1802	1802	1802	1802	1802	1802
银行数	223	223	223	223	223	223

注：本表使用 OLS 模型给出宏观审慎政策与银行风险承担关系的结果。表内数字是自变量的回归系数，对应括号内是在银行层面进行聚类的稳健标准误。**和***分别表示在 5%和 1%水平上显著。

（二）内生性问题

本文分析宏观审慎政策对银行风险承担行为的影响，由于宏观审慎政策不太可能因银行个体发生变化，所以使用微观数据进行分析的内生性问题较小（如 Claessens 等，2014）。为进一步减轻对反向因果关系问题的关注，本文使用动态面板系统广义矩估计方法（Blundell 和 Bond，1998），检验宏观审慎政策与银行风险承担的关系。

为解决方程（2）和（3）可能存在的反向因果关系问题，本文使用系统 GMM 方法对方

程（4）和（5）进行回归。在实际回归分析中，本文使用 AR(2)统计量检验模型是否存在序列相关问题，使用 Sargan 统计量检验工具变量的有效性问题，以提高所得结果的有效性和一致性。为修正系统 GMM 两步估计量的标准误，本文使用两阶段纠偏稳健标准误。在工具变量的设置方面，本文使用总资产（Assets）及其平方项（Assets×Assets）、资本充足率（CR）、资本收益率（ROE）作为内生变量，同时，使用银行间同业拆借利率（IBOR90）、实际 GDP 同比增速（RGDPG）作为外生变量。为选用自变量中合适的滞后阶数作为工具变量，本文将满足矩条件滞后项的所有组合进行测试，同时保证通过 AR(2)检验和 Sargan 检验。

表 4 使用系统 GMM 估计方法，分析宏观审慎政策对银行风险承担的影响。从模型（1）~（6）可以看出，不良贷款率的一阶滞后项与当期值均在 1%的水平上显著正相关，即银行风险存在某种惯性——上期风险水平显著影响当期风险水平。宏观审慎政策（MPI、DR、LTV）与银行风险均在 1%的水平上显著负相关，这说明银行风险随着宏观审慎政策的增强而显著下降。在宏观审慎政策的风险转移方面，宏观审慎政策与杠杆率虚拟变量的交叉项（MPI×DumLA、DR×DumLA、LTV×DumLA）与银行风险承担均在 1%的水平上显著正相关，但是交叉项系数值均小于宏观审慎政策系数绝对值，这表明在高杠杆率下宏观审慎政策的风险转移效应较弱，无法改变宏观审慎政策与银行风险承担的负相关关系。从系统 GMM 估计的相关检验来看，表 4 中所有回归模型均不能拒绝 AR(2)检验和 Sargan 检验的原假设，这表明误差项不存在二阶序列自相关问题、模型设定也不存在过度识别问题。因此，表 4 的回归结果是可靠的和有效的。总之，本文使用系统 GMM 估计后发现，所得结论与表 3 中完全保持一致。

表 4：内生性检验：系统 GMM 模型

模型	（1）	（2）	（3）	（4）	（5）	（6）
被解释变量	NPL					
L.NPL	0.151***	0.167***	0.172***	0.225***	0.183***	0.201***
	（0.057）	（0.059）	（0.061）	（0.061）	（0.061）	（0.064）
MPI	-0.169***	-0.096***				
	（0.047）	（0.033）				
MPI×DumLA		0.010***				
		（0.004）				
DR			-1.348***	-1.000***		
			（0.325）	（0.353）		
DR×DumLA				0.121***		
				（0.046）		
LTV					-0.357***	-0.257***

					（0.083）	（0.082）
LTV×DumLA						0.042***
						（0.015）
Assets	-0.124***	-0.106***	-0.092***	-0.076*	-0.081***	-0.071***
	(0.031)	(0.036)	(0.029)	(0.040)	(0.027)	(0.025)
Assets×Assets	0.007***	0.006***	0.006***	0.005**	0.005***	0.004***
	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.001)	(0.001)
CR	-0.122	-0.163**	-0.082	-0.175**	-0.079	-0.126*
	(0.076)	(0.074)	(0.061)	(0.072)	(0.068)	(0.072)
ROE	-0.164***	-0.185***	-0.148***	-0.216***	-0.141***	-0.171***
	(0.054)	(0.061)	(0.055)	(0.065)	(0.052)	(0.050)
IBOR90	0.212	0.333	2.982***	2.456***	0.795***	0.704***
	(0.172)	(0.210)	(0.768)	(0.825)	(0.257)	(0.266)
RGDPG	1.616***	0.995***	0.179***	0.163**	-0.015	-0.014
	(0.423)	(0.308)	(0.065)	(0.073)	(0.069)	(0.081)
常数项	0.807***	0.646***	0.419***	0.356	0.406***	0.369***
	(0.164)	(0.200)	(0.142)	(0.221)	(0.140)	(0.138)
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
AR(2)检验	0.075	-0.008	-0.314	-0.143	-0.482	-0.525
	（0.940）	（0.993）	（0.753）	（0.886）	（0.630）	（0.600）
Sargan 检验	66.391	73.481	79.223	83.431	81.946	83.992
	（0.429）	（0.429）	（0.318）	（0.168）	（0.450）	（0.449）
样本数	1570	1570	1570	1570	1570	1570
银行数	223	223	223	223	223	223

注：L.NPL 是 NPL 的滞后一阶变量。AR（2）检验的原假设是残差项不存在二阶序列自相关；Sargan 检验的原假设是工具变量不存在过度识别问题。各统计量括号内为 p 值。

五、稳健性分析

（一）基于不同杠杆率分位数

为进一步确认基准模型的结论是否依赖于银行杠杆率虚拟变量（DumLA）分位数的选取，以及确定宏观审慎政策的风险转移效应是否随着银行杠杆率的逐渐提高而上升，本部分对银行杠杆率虚拟变量（DumLA）进行敏感性分析。虚拟变量 DumLA 分位数取值为 99%、95%、90%、75%、50%等，所得回归结果与表 3 完全保持一致，宏观审慎政策（MPI、DR、LTV）与银行风险承担均在 1%的水平上显著负相关，宏观审慎政策的代理变量与杠杆率虚拟变量的交叉项（MPI×DumLA、DR×DumLA、LTV×DumLA）与银行风险承担均至少在 5%的水平上显著正相关。这说明基于不同杠杆率分位数的选择，本文结论是可靠的和稳健的。

图 1 分别表示宏观审慎政策指数（MPI）、存款准备金率（DR）和贷款价值比（LTV）

对银行风险承担关于杠杆率虚拟变量（DumLA）分位数不同取值的回归结果。其中，实线表示宏观审慎政策对银行风险影响的负效应，虚线表示高杠杆率下宏观审慎政策的风险转移效应，柱形表示宏观审慎政策对银行风险影响的总效应，横轴表示杠杆率的分位数，如 90 表示 90%分位数。[3]宏观审慎政策与杠杆率虚拟变量的交叉项（MPI×DumLA、DR×DumLA、LTV×DumLA）表示宏观审慎政策的风险转移效应，体现高杠杆率下宏观审慎政策由于风险转移效应所产生的差异性。

由图 1 可知，无论是基于宏观审慎政策指数、存款准备金率还是贷款价值比，负效应均显著为负，风险转移效应均为正。在绝大多数情况下，风险转移效应远弱于负效应，使得总效应仍显著为负。同时，负效应随着杠杆率分位数的变化而小幅度调整，一定程度上表明宏观审慎政策的负效应与银行杠杆率的关联度并不太高。此外，在杠杆率低时，宏观审慎政策的风险转移效应较小且变化不大，此时，银行体系呈现出“常态”系统性风险（方意，2016b）。然而，在杠杆率分位数处于 99%和 95%时，宏观审慎政策的风险转移效应突然变大，甚至出现风险转移效应强于负效应的情形。这表明在杠杆率过高时，宏观审慎政策的风险转移效应会迅速变强，且风险转移效应的变强呈非线性。这使得宏观审慎政策的总效应加速减小，甚至出现总效应由负值变为正值的情形（如图 1-C 所示，99%分位数下总效应的数值大小为 0.001）。在不对样本进行上下 1%缩尾的检验中，在银行杠杆率过高时，存款准备金率和贷款价值比的总效应显著为正且数值更大。

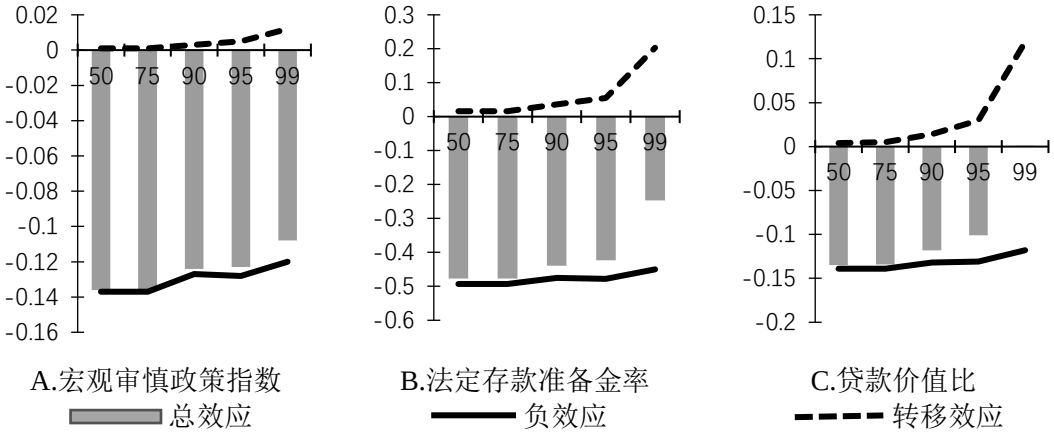

图 1：宏观审慎政策对银行风险承担影响效应分解图

（二）基于不同银行风险代理变量

[3]值得注意的是，本文忽略低杠杆率下宏观审慎政策的风险转移效应，只考虑高杠杆率下宏观审慎政策的风险转移效应。因此，宏观审慎政策（*MPI*、*DR*、*LTV*）的系数表示负效应，而非前文低杠杆率下宏观审慎政策对银行风险承担的影响。

为增强结论的稳健性，本文进一步使用 Z 值（Z-score）作为银行风险承担的代理变量进行回归分析。在表 5 中，宏观审慎政策（MPI、DR、LTV）与 Z 值均在 5%的水平上显著正相关，宏观审慎政策与杠杆率虚拟变量的交叉项（MPI×DumLA、DR×DumLA、LTV×DumLA）与 Z 值均在 5%的水平上显著负相关，但是交叉项系数绝对值均小于宏观审慎政策系数值。这与表 3 的结论完全保持一致，进一步验证本文结论。此外，本文还使用银行风险承担的其他代理变量：使用其他计算方法的 Z-score（使用资产收益率与权益资产比之和再除以资产收益率 3 年移动标准差，最后对所求结果取自然对数）、不良贷款比所有者权益、不良贷款拨备覆盖率以及资本收益率的标准差进行稳健性检验，所得结果与表 3 基本保持一致。

表 5 稳健性检验：不同被解释变量

模型	（1）	（2）	（3）	（4）	（5）	（6）
被解释变量	Z-score					
MPI	1.744**	1.639**				
	（0.687）	（0.689）				
MPI×DumLA		-0.056**				
		（0.022）				
DR			6.116**	6.186**		
			（2.409）	（2.469）		
DR×DumLA				-0.714**		
				（0.290）		
LTV					1.716**	1.775**
					（0.676）	（0.688）
LTV×DumLA						-0.251**
						（0.114）
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
调整 R2	0.131	0.141	0.131	0.140	0.131	0.138
样本数	1430	1430	1430	1430	1430	1430
银行数	222	222	222	222	222	222

（三）基于不同样本选择标准

本文将样本划分为正常时期子样本和危机时期子样本，按照不同时间维度进行稳健性检验。其中，正常时期为 2004~2007 年和 2013~2016 年，危机时期为 2008~2012 年。如表 6 所示，从宏观审慎政策及其与杠杆率虚拟变量交叉项的系数符号方向可以发现，在正常时期与危机时期均与基准模型估计结果完全保持一致，只是系数大小存在差异。为验证系数差异在统计意义上的显著性，本文通过自体抽样 1000 次取得的经验 p 值在 Panel A 和 Panel B 表现

出较大的差异性。在 Panel A 中，宏观审慎政策的组间系数均存在显著性差异，在 Panel B 中，交叉项的组间系数在 5%的水平上均不存在显著性差异。总之，无论是否处在危机时期，宏观审慎政策均会显著降低银行风险承担，但这种影响存在显著性差异；杠杆率在宏观审慎政策对银行风险承担的影响中均起着风险转移作用，同时这种作用不存在显著性差异。

表 6 稳健性检验：正常时期与危机时期

模型	(1)	(2)	(4)	(5)	(7)	(8)
样本	正常时期	危机时期	正常时期	危机时期	正常时期	危机时期
被解释变量	NPL					
A：基准模型						
MPI	-0.024***	-0.051***				
	(0.005)	(0.008)				
DR			-0.284***	-0.646***		
			(0.059)	(0.096)		
LTV					-0.047***	-0.093***
					(0.010)	(0.014)
经验 p 值	0.000		0.000		0.000	
样本数	1008	794	1008	794	1008	794
调整 R2	0.373	0.231	0.407	0.233	0.377	0.233
B：基准模型中加入交叉项						
MPI×DumLA	0.005***	0.003***				
	(0.001)	(0.001)				
MPI	-0.018***	-0.050***				
	(0.005)	(0.008)				
DR×DumLA			0.046***	0.033***		
			(0.016)	(0.013)		
DR			-0.259***	-0.631***		
			(0.055)	(0.096)		
LV×DumLA					0.018***	0.015**
					(0.006)	(0.006)
LTV					-0.043***	-0.093***
					(0.010)	(0.014)
经验 p 值	0.081		0.279		0.362	
样本数	1008	794	1008	794	1008	794
调整 R2	0.402	0.241	0.417	0.243	0.387	0.238

注：控制变量和类型固定效应均进行了控制。经验 p 值用于检验组间宏观审慎政策及其与杠杆率交叉项的系数差异的显著性，本文通过自体抽样 1000 次取得。下表同。

本文还将样本划分为全国银行[4]子样本、地方银行[5]子样本进行差异性检验。如表 7 所示，从宏观审慎政策及其与杠杆率虚拟变量交叉项的系数符号方向可以发现，全国银行与地方银行均与基准模型估计结果完全保持一致，只是系数大小存在一定差异。同时，按照上述方法验证系数差异在统计意义上的显著性，结果发现，无论是全国银行还是地方银行，宏观审慎政策均会显著降低银行风险承担，不存在显著性差异；杠杆率在宏观审慎政策对银行风险承担的影响中均起着风险转移作用，也不存在显著性差异。

表 7 稳健性检验：全国银行与本地银行

模型	(1)	(2)	(4)	(5)	(7)	(8)
样本	全国银行	本地银行	全国银行	本地银行	全国银行	本地银行
被解释变量	NPL					
A：基准模型						
MPI	-0.023***	-0.017***				
	(0.006)	(0.005)				
DR			-0.344***	-0.261***		
			(0.048)	(0.052)		
LTV					-0.044***	-0.033***
					(0.011)	(0.009)
经验 p 值	0.217		0.202		0.261	
样本数	194	1608	194	1608	194	1608
调整 R2	0.372	0.234	0.628	0.274	0.375	0.237
B：基准模型中加入交叉项						
MPI×DumLA	0.004***	0.004***				
	(0.001)	(0.001)				
MPI	-0.020***	-0.014***				
	(0.006)	(0.005)				
DR×DumLA			0.032**	0.041***		
			(0.011)	(0.013)		
DR			-0.347***	-0.251***		
			(0.049)	(0.051)		
LV×DumLA					0.023**	0.016***
					(0.009)	(0.006)
LTV					-0.044***	-0.032***
					(0.011)	(0.009)
经验 p 值	0.420		0.434		0.315	
样本数	194	1608	194	1608	194	1608
调整 R2	0.408	0.254	0.637	0.285	0.393	0.245

[4]包括国有大型商业银行和股份制商业银行。
[5]包括城市商业银行、农村商业银行和外资法人银行。

本文进一步将样本划分为非上市银行子样本、上市银行子样本。如表 8 所示，从宏观审慎政策及其与杠杆率虚拟变量交叉项的系数符号方向可以发现，非上市银行与上市银行均与基准模型估计结果完全保持一致，只是系数大小存在一定差异。同时，按照上述方法验证系数差异在统计意义上的显著性，结果发现，无论是上市银行还是非上市银行，宏观审慎政策均会显著降低银行风险承担，不存在显著性差异；杠杆率在宏观审慎政策对银行风险承担的影响中均起着风险转移作用，在大部分情况下不存在显著性差异。

表 8：稳健性检验：非上市银行与上市银行

模型	(1)	(2)	(4)	(5)	(7)	(8)
样本	非上市银行	上市银行	非上市银行	上市银行	非上市银行	上市银行
被解释变量	NPL					
A：基准模型						
MPI	-0.018***	-0.017***				
	(0.006)	(0.006)				
DR			-0.277***	-0.262***		
			(0.056)	(0.049)		
LTV					-0.035***	-0.033***
					(0.011)	(0.010)
经验 p 值	0.469		0.442		0.462	
样本数	1421	381	1421	381	1421	381
调整 R2	0.251	0.264	0.300	0.366	0.254	0.267
B：基准模型中加入交叉项						
MPI×DumLA	0.003***	0.005***				
	(0.001)	(0.002)				
MPI	-0.015***	-0.013**				
	(0.006)	(0.006)				
DR×DumLA			0.029***	0.055**		
			(0.011)	(0.025)		
DR			-0.269***	-0.259***		
			(0.055)	(0.048)		
LV×DumLA					0.013**	0.036**
					(0.005)	(0.016)
LTV					-0.034***	-0.028**
					(0.011)	(0.011)
经验 p 值	0.201		0.144		0.023	
样本数	1421	381	1421	381	1421	381
调整 R2	0.266	0.301	0.306	0.388	0.259	0.293

六、结论与政策建议

本文使用了 2004~2016 年我国 223 家商业银行的非平衡面板数据，研究宏观审慎政策与银行风险承担的关系，以及杠杆率在宏观审慎政策对银行风险承担影响中所起到的作用。结论表明，无论是否考虑模型内生性问题，还是基于不同杠杆率分位数、不同银行风险代理变量和不同样本选择标准，所得结果均表现出很强的稳健性。

本文的实证结果表明：首先，宏观审慎政策对银行风险承担有重要影响，其影响依赖于银行杠杆率。在杠杆率低时，宏观审慎政策与银行风险承担呈负向关系，主要由负效应决定。随着杠杆率的提高，宏观审慎政策的风险转移效应不断增强。宏观审慎政策影响银行风险承担的方向依赖于银行杠杆率的高低以及负效应和风险转移效应的平衡。其次，宏观审慎政策的风险转移效应主要由银行杠杆率决定，而宏观审慎政策的负效应与银行杠杆率的关系较小。高杠杆率下宏观审慎政策对风险转移效应产生影响，且该影响是非线性的。即在杠杆率低时，宏观审慎政策对银行风险承担保持负相关关系，只有在杠杆率过高情况下，才有可能出现宏观审慎政策对银行风险承担的正向影响。最后，宏观审慎政策不仅会影响银行的信用风险，也会影响银行的整体稳定性。无论是否处在危机时期，无论是全国银行还是地方银行，无论是上市银行还是非上市银行，杠杆率在宏观审慎政策对银行风险承担的影响中均起着风险转移作用，而且在大部分情况下这种作用不存在显著性差异。

本文的政策建议主要有以下四个方面：第一，鉴于杠杆率在宏观审慎政策影响银行风险承担行为中起到的重要作用，监管当局应在当前结构性去杠杆的大背景下注意杠杆率变化，适时对宏观审慎政策进行预调。第二，关注宏观审慎政策在危机期间的有效性问题，加强逆周期宏观审慎政策的使用。针对不同类型的商业银行采用不同的宏观审慎政策工具，提高宏观审慎政策运用的有效性。第三，秉承宏观审慎政策与微观审慎政策并重的理念，加强对个体机构的审慎监管，避免银行过度风险承担。同时，做好宏观审慎政策工具的实施效果评估，并建立相关政策的设立和退出机制。第四，强化政府部门间信息共享和政策协调机制，提升宏观审慎政策协调的有效性，同时，完善货币政策与宏观审慎政策协调机制，减少政策冲突和叠加问题。

参考文献

[1] 方意、赵胜民和谢晓闻，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，2012 年第 11 期，9-19。

[2] 方意，宏观审慎政策有效性研究，世界经济，2016a 年第 8 期，25-49。

[3] 方意，系统性风险的传染渠道与度量研究——兼论宏观审慎政策实施，管理世界，2016b 年第 8 期，32-57。

[4] 江曙霞和陈玉婵，货币政策、银行资本与风险承担，经济研究，2012 年第 4 期，1-16。

[5] 廖岷、林学冠和寇宏，中国宏观审慎监管工具和政策协调的有效性研究，金融监管研究，2014 年第 12 期，1-23。

[6] 马勇和姚驰，监管压力、经济周期与宏观审慎政策效果，经济理论与经济管理，2017 年第 10 期，5-16。

[7] 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，金融监管研究，2019 年第 5 期，30-46。

[8] 宋科、李振和赵宣凯，宏观审慎政策、经济周期与银行风险承担，经济理论与经济管理，2019 年第 1 期，43-58。

[9] 王晋斌和李博，中国货币政策对商业银行风险承担行为的影响研究，世界经济，2017 年第 1 期，25-43。

[10] 王志强和李青川，资本流动、信贷增长与宏观审慎监管政策——基于门限向量自回归的实证分析，财贸经济，2014 年第 4 期，38-47。

[11] 张健华和王鹏，银行风险、贷款规模与法律保护水平，经济研究，2012 年第 5 期，18-30。

[12] Aiyar, S., C. Calomiris, and T. Wiedalek, How does Credit Supply Respond to Monetary Policy and Bank Minimum Capital Requirements?, European Economic Review, 2016, Vol.82, 142-165.

[13] Ajello, A., T. Laubach, D. Lopez-Salido, and T. Nakata, Financial Stability and Optimal Interest-rate Policy, FEDS Working Paper, No.2016-067, 2016.

[14] Altunbas, Y., M. Binici, and L. Gambacorta, Macroprudential Policy and Bank Risk, BIS Working Papers, No.646, 2017.

[15] Benigno, G., H. Chen, C. Otrok, A. Rebucci, and E. Young, Financial Crises and Macro-prudential Policies, Journal of International Economics, 2013, Vol.89, 453-470.

[16] Bernanke, B. S., The Federal Reserve and the Financial Crisis. Princeton, NJ: Princeton University Press, 2015.

[17] Blundell, R., and S. Bond, Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models, Journal of Econometrics, 1998, Vol.87, 115-143.

[18] Brunnermeier, M., and Y. A. Sannikov, Macroeconomic Model with a Financial Sector, American Economic Review, 2014, Vol.104, 379-421.

[19] Bruno, V.,andH. S. Shin, Assessing Macroprudential Policies: Case of South Korea, Scandinavian Journal of Economics, 2014, Vol.116, 128-157.

[20] Cerutti, E., S. Claessens, and L. Laeven, The Use and Effectiveness of Macroprudential Policies: New Evidence, Journal of Financial Stability, 2015, Vol.28, 203-224.

[21] Claessens, S., An Overview of Macroprudential Policy Tools, IMF Working Paper, No. WP/14/214, 2014.

[22] Claessens, S., S. R. Ghosh, and R. Mihet, Macro-Prudential Policies to Mitigate Financial System Vulnerabilities, IMF Working Paper, No.WP/14/155, 2014.

[23] Cúrdia, V., and M. Woodford, Credit Spreads and Monetary Policy, Journal of Money, Credit and

Banking, 2010, Vol.42, 3-35.

[24] Dell'Ariccia, G., D. Igan, L. Laeven, H. Tong, B. Bakker, and J. Vandenbussche, Policies for Macro-financial Stability: How to Deal with Credit Booms, IMF Staff Discuss Note, No.12/06, 2012.

[25] Demirgüç-Kunt, A., and E. Detragiache, The Determinants of Banking Crises: Evidence from Industrial and Developing Countries, World Bank Policy Research Working Paper, No.1828, 1997.

[26] Diamond, D., and P. Dybvig, Bank Runs, Deposit Insurance, and Liquidity, Journal of Political Economy, 1983, Vol.91, 401-419.

[27] Federico, P., C. Vegh, and G. Vuletin, Effects and Role of Macroprudential Policy: Evidence from Reserve Requirements Based on a Narrative Approach, Working paper, 2012.

[28] Gauthier, C., A. Lehar, and M. Souissie, Macroprudential Capital Requirements and Systemic Risk, Journal of Financial Intermediation, 2012, Vol.21, 594-618.

[29] Goodhart, C., A. Kashyap, D. Tsomocos, and A. Vardoulakis, Financial Regulation in General Equilibrium, NBER Working Paper, No.17909, 2012.

[30] Gray, J., What is Systemic Risk and What Can Be Done about It? A Legal Perspective, EUI-RSCAS Working Papers, No.55, 2011.

[31] Igan, D., and H. Kang, Do Loan-to-value and Debt-to-income Limits Work? Evidence from Korea, IMF Working paper, No.11/297, 2011.

[32] Jiménez, G., S. Ongena, J. L. Peydró, and J. Saurina, Macroprudential Policy, Countercyclical Bank Capital Buffers, and Credit Supply: Evidence from the Spanish Dynamic Provisioning Experiments, Journal of Political Economy, 2017, Vol.125, 2126-2177.

[33] Kuttner, K., and I. Shim, Can Non-interest Rate Policies Stabilize Housing Markets? Evidence from a Panel of 57 Economies, Journal of Financial Stability, 2013, Vol.26, 31-44.

[34] Laeven, L., and R. Levine, Bank Governance, Regulation and Risk Taking, Journal of Financial Economics, 2009, Vol.93, 259-275.

[35] Lim, C. H., A. Costa, and F. Columba, Macroprudential Policy: What Instruments and How are They Used? Lessons from Country Experiences, IMF Working Paper, No. WP/11/238, 2011.

[36] Maddaloni, A., and J. L. Peydró, Monetary Policy, Macroprudential Policy and Banking Stability: Evidence from the Euro Area, International Journal of Central Banking, 2013, Vol.9, 121-169.

[37] Nier, E., L. I. Jácome, J. Osinski,andP. Madrid, Institutional Models for Macroprudential Policy, IMF Working paper, No.11/18, 2011.

[38] Perotti, E., and J. A. Suarez, A Pigovian Approach to Liquidity Regulation, International Journal of Central Banking, 2011, Vol.7, 3-41.

[39] Rubio, M., and J. A. Carrasco-Gallego, Macroprudential and Monetary Policies: Implications for Financial Stability and Welfare, Journal of Banking & Finance, 2014, Vol.49, 326-336.

[40] Tovar, C., M. Garcia-Escribano, and M. V. Martin, Credit Growth and the Effectiveness of Reserve Requirements and Other Macroprudential Instruments in Latin America, IMF Working Paper, No.142, 2012.

[41] Wang, B., and T. Sun, How Effective are Macroprudential Policies in China?, IMF Working Papers, No.WP/13/75, 2013.

[42] Zhang, X., F. C. Li, Z. Li, and Y. Y. Xu, Macroprudential Policy, Credit Cycle, and Bank Risk-Taking, Sustainability, 2018, Vol.10, 1-18.

Macroprudential Policy, Leverage, and Bank Risk-taking

SONG Ke, LI Zhen

Abstract: This paper empirically tests the impact of macroprudential policy on bank risk-taking, with the use of unbalanced panel data of 223 commercial banks in China from 2004 to 2016. The study shows that the macroprudential policy in China has significant impact on bank risk-taking; and the impact is influenced by bank leverage ratio. When the leverage ratio is low, the macroprudential policy is negatively related to bank risk-taking. With the increase of leverage ratio, the risk-transfer-effect is continuously enhanced, and the negative relationship between the macroprudential policy and bank risk-taking is weakening, and may even become positive. The leverage ratio mainly has a nonlinear effect on the risk-transfer-effect, but has a weak effect on the negative effect. The results of robustness test also show a high level of robustness under different quintile of leverage ratio, proxy variables of bank risk and selection criteria of samples. Under the current background of structural deleveraging, it is necessary to pay attention to the timely adjustment of macroprudential policy according to the change in leverage ratio, strengthen the use of counter-cyclical macroprudential policy, and adopt differentiated macroprudential policy tools for different banks to improve the effectiveness.

Key Words: Macroprudential; Bank Risk; Leverage; Risk-taking

中国人民大学国际货币研究所
INTERNATIONAL MONETARY INSTITUTE OF RUC

地址：北京市海淀区中关村大街 59 号文化大厦 605 室，100872　电话：010-62516755　邮箱：imi@ruc.edu.cn