



No. 2130

Working Paper

## 双支柱调控的微观稳定效应研究

黄继承 姚 驰 姜伊晴 牟天琦

**【摘要】** 本文基于中国银行业和企业的数据，对双支柱调控的微观稳定效应进行了研究。实证结果表明：一方面，宏观审慎政策能够减弱货币政策的银行风险承担渠道传导效应，有效抑制银行在宽松货币政策下的过度风险承担；另一方面，在宽松货币政策下，企业有提高负债率的激励，而宏观审慎政策能够有效抑制企业过度负债的动机；同时，宏观审慎政策能够降低企业对银行贷款的依赖程度、促进企业优化债务结构，而货币政策与宏观审慎政策的配合强化了这一作用。上述实证结果说明双支柱调控政策对银行和企业两个微观层面主体都具有更好的稳定效应。此外，本文的实证分析还发现，双支柱调控对银行风险承担和企业负债行为的影响在不同经济周期阶段具有显著的差异性，同时，双支柱调控的政策效果在不同性质的银行和企业中也有所不同，这意味着在制定双支柱调控政策时需考虑经济周期以及银行和企业异质性，以进一步提高政策的针对性和有效性。本文的相关研究结论丰富了双支柱调控在微观层面的传导效应等方面的文献，并为中国实施双支柱调控的科学性和有效性提供了一定的经验证据。

**【关键词】** 双支柱调控；货币政策；宏观审慎政策；微观稳定效应

**【文章编号】** IMI Working Papers NO.2130



微博 · Weibo



微信 · WeChat

更多精彩内容请登陆 国际货币网

<http://www.imi.org.cn/>

1937

# 双支柱调控的微观稳定效应研究

黄继承<sup>1</sup> 姚 驰<sup>2</sup> 姜伊晴<sup>3</sup> 牟天琦<sup>4</sup>

**【摘要】** 本文基于中国银行业和企业的数据库，对双支柱调控的微观稳定效应进行了研究。实证结果表明：一方面，宏观审慎政策能够减弱货币政策的银行风险承担渠道传导效应，有效抑制银行在宽松货币政策下的过度风险承担；另一方面，在宽松货币政策下，企业有提高负债率的激励，而宏观审慎政策能够有效抑制企业过度负债的动机；同时，宏观审慎政策能够降低企业对银行贷款的依赖程度、促进企业优化债务结构，而货币政策与宏观审慎政策的配合强化了这一作用。上述实证结果说明双支柱调控政策对银行和企业两个微观层面主体都具有更好的稳定效应。此外，本文的实证分析还发现，双支柱调控对银行风险承担和企业负债行为的影响在不同经济周期阶段具有显著的差异性，同时，双支柱调控的政策效果在不同性质的银行和企业中也有所不同，这意味着在制定双支柱调控政策时需考虑经济周期以及银行和企业异质性，以进一步提高政策的针对性和有效性。本文的相关研究结论丰富了双支柱调控在微观层面的传导效应等方面的文献，并为中国实施双支柱调控的科学性和有效性提供了一定的经验证据。

**【关键词】** 双支柱调控；货币政策；宏观审慎政策；微观稳定效应

## 一、引言

2008年金融危机后，宏观审慎政策受到了前所未有的关注。在货币政策难以有效应对金融失衡的背景下，世界各国先后推出了一系列的宏观审慎政策工具，中国也提出要健全货币政策和宏观审慎政策的双支柱调控框架，并在实践方面进行了较早探索。2017年10月，党的“十九大”报告明确指出，要“健全货币政策和宏观审慎政策双支柱调控框架，...守住不发生系统性金融风险的底线。”由此可见，双支柱调控政策在维护金融稳定上被寄予了厚望。然而，货币政策与宏观审慎政策在双支柱调控框架下如何配合才能更好地发挥金融稳定效应？面对不同的经济状况、对于不同性质的微观主体，双支柱政策应当如何协调配合？尽管已有文献就上述问题进行了理论上的探讨，但相关实证研究特别是微观层面的实证研究仍然非常匮乏。有鉴于此，本文尝试基于中国银行业和上市企业两个方面的微观数据，对双支柱调控的微观稳定效应进行实证研究。

---

<sup>1</sup> 黄继承，中国人民大学国际货币研究所研究员，管理学博士，副教授，中国人民大学财政金融学院，中国财政金融政策研究中心

<sup>2</sup> 姚 驰，博士研究生，中国人民大学财政金融学院

<sup>3</sup> 姜伊晴，中国人民大学财政金融学院

<sup>4</sup> 牟天琦，博士研究生，中国人民大学财政金融学院

从已有文献来看，就货币政策对银行行为的影响而言，自 Borio and Zhu (2008) 提出货币政策的银行风险承担渠道以来，学者们在不同层面对这一影响进行了研究，如 Dell' Ariccia et al. (2010)、Farhi and Tirole (2012) 等分别基于不同角度构建理论模型，研究了货币政策对银行风险承担的影响；Angeloni and Faia (2013)、Cociuba et al. (2016) 等基于包含银行部门的 DSGE 模型开展了相关研究。而 Schularick and Taylor (2012)、Paligorova and Santos (2017) 等则通过实证研究，为货币政策的银行风险承担渠道效应提供了经验数据上的支持。基于中国银行业的数据，张雪兰和何德旭 (2012)、张强等 (2013)、金鹏辉等 (2014) 等研究也得到了类似结论。

在货币政策对企业的影响方面，Bernanke and Blinder (1992)、Bernanke and Gertler (1995) 指出，货币政策会通过货币渠道和信贷渠道对企业产生影响。具体而言，货币渠道是指货币政策通过利率、汇率等影响企业的资本成本，进而对企业的投资行为产生影响。而信贷渠道则是指货币政策通过对信贷和资产负债表的影响，使得企业贷款可得性和借贷能力都有所下降。紧缩的货币政策会降低银行的贷款供给，导致企业贷款可得性下降，迫使企业更多地通过发行商业票据等其他债务进行融资，从而使得银行贷款在负债中的比重下降 (Kashyap et al., 1993)。紧缩的货币政策甚至会降低企业外部融资的可得性，导致企业总负债率与货币政策利率之间呈现负相关关系 (Bougheas et al., 2006)。此外，货币政策对信贷约束较强的小公司影响更大 (Karim and Azman-Saini, 2013)。基于中国企业的实证研究表明，宽松的货币政策能够缓解企业的融资约束 (谢军和黄志忠, 2014)，但同时也导致了企业的过度风险承担 (周彬蕊等, 2017)，而货币政策适度水平的提高能够抑制企业的“短贷长投”现象 (钟凯等, 2016)。

金融危机后，宏观审慎政策工具及其有效性成为了学者们研究的热点。例如，Valencia (2014) 通过构建理论模型研究得到，在有限责任制下，宏观审慎政策能够减少银行的过度风险承担。Lim et al. (2011)、Claessens et al. (2013)、邹传伟 (2013)、马勇和姚驰 (2017) 等则通过实证研究对不同宏观审慎工具的有效性进行了分析，发现逆周期资本缓冲、贷款价值比上限、动态拨备率等大多数宏观审慎工具在抑制信贷和杠杆率的顺周期性上发挥了作用。此外，学者们还比较了货币政策和宏观审慎政策实施效果的差异。比如，Zdzienicka et al. (2015) 研究发现，货币政策的影响更为持久，能够降低长期的金融不稳定性；相反，宏观审慎工具的作用通常更为直接有效，但是持续时间也更短。而 Mester (2017) 指出宏观审慎政策应被视为防止金融失衡的首要措施，但是在宏观审慎政策不足以抑制金融风险时，货币政策仍应被视为可能的防御措施。

最近的一些文献开始关注货币政策和宏观审慎政策的协调配合对金融稳定的影响。Taylor and Zilberman (2016) 通过构建 DSGE 模型对宏观审慎工具进行研究，发现在信贷冲击下，逆周期监管在维护价格稳定、金融稳定和宏观稳定方面比货币政策更为有效；而在供给冲击下，将宏观审

慎监管与防通胀政策结合起来是最优的选择。同样是利用 DSGE 模型，马勇和陈雨露（2013）研究了货币政策和宏观审慎政策的协调与搭配问题，指出政策的合理搭配使用可以降低单一政策的多目标困境，有利于实现金融稳定。Agur and Demertzis（2019）基于理论模型研究表明，由于监管机构在使用资本监管维护金融稳定性的同时，需要权衡对金融机构信贷的影响，从而使得宏观审慎监管无法完全抵消货币政策的银行风险承担渠道，因此即使存在宏观审慎监管，货币政策也会影响金融稳定。Klingelhöfer and Sun（2019）基于中国的宏观经济数据，利用 VAR 模型的实证研究表明，作为货币政策的补充，宏观审慎政策能够抵消因宽松货币政策而造成的金融脆弱性的累积，在避免导致经济放缓的情况下，有利于维护金融稳定，这从宏观层面为货币政策和宏观审慎政策协调配合的金融稳定效应提供了证据支持。

就目前已有文献情况不难看出，虽然针对单方面的货币政策或宏观审慎政策的微观稳定效应已经产生了大量研究，但关于双支柱调控框架下两者的协调配合和实施效果的研究仍然严重不足，为数不多的相关研究也仅从理论上进行了宏观层面的探讨，比较缺乏微观数据的经验分析与证据支持。鉴于此，本文以中国银行业和上市公司数据为基础，从微观层面研究了双支柱调控政策对银行和企业的稳定效应。

本文的实证结果表明，双支柱调控框架下货币政策和宏观审慎政策的协调配合，既能够有效降低货币政策的银行风险承担渠道效应、抑制银行过度风险承担，又能够有效抑制企业过度负债的动机，促使企业降低负债率并优化债务结构，这证实了不同于单方面的货币政策或者宏观审慎政策，双支柱调控框架下的政策协调配合对银行和企业两个微观层面主体都具有更好的稳定效应。本文还发现，双支柱调控对银行风险承担和企业负债行为的影响在不同经济环境下具有明显的差异性，在不同性质的银行和企业中也有所不同。

本文的边际贡献主要体现在以下三个方面：（1）不同于已有单方面研究货币政策或宏观审慎政策影响金融稳定的文献，本文在双支柱调控框架下，以银行和企业层面数据为基础，实证研究了货币政策和宏观审慎政策如何协调配合才能更好地发挥金融稳定效应，从而丰富了双支柱调控领域的文献。（2）本文从银行和企业两个维度，研究了双支柱调控在微观层面的稳定效应，并讨论了在不同经济周期阶段以及在不同性质银行和企业中的差异性，既从微观层面为双支柱调控的实施效果提供了补充性证据，又有利于分析双支柱调控政策的微观传导机制，从而对相关领域的文献提供了有益补充。（3）本文的研究发现为我国实施双支柱调控框架的科学性和有效性提供了直接的经验证据支持，并为提高双支柱调控政策的针对性和有效性提供了一定的启示。

## 二、研究设计与样本选择

### （一）双支柱调控与银行风险承担

#### 1. 模型设定与变量选取

为了从银行层面考察双支柱调控的微观稳定效应，我们设定如下形式的回归模型：

$$RISK_{it} = \alpha + \beta_1 RATE_t + \beta_2 MPI_t + \beta_3 RATE_t \times MPI_t + \gamma Controls_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中，下标  $i$  表示银行， $t$  表示年份；银行风险承担  $RISK_{it}$  为被解释变量；存款基准利率  $RATE_t$  和宏观审慎政策指数  $MPI_t$  以及两者的交叉项为主要解释变量； $Controls$  表示其它可能影响银行风险承担的控制变量向量组。

在银行风险承担的代理变量选取上，文献中常用的有预期违约率（Altunbas et al., 2012）、风险加权资产比率（De Nicolo et al., 2011）、Z score（Laeven and Levine, 2009）等。然而，由于我国对银行的信用评级相对落后，导致预期违约率这一数据难以获得。Z score 更多的是反映银行的破产风险，而非银行主动的风险承担。同时，在过去一段时间银行的中间业务和表外业务逐渐扩大的背景下，风险加权资产更加贴切地刻画了银行的风险承担。因此，参考已有文献的做法（De Nicolo, et al., 2011；Delis and Kouretas, 2011），本文采用银行风险加权资产与总资产之比作为银行风险承担的度量。

关于货币政策的代理变量选取，在现有讨论货币政策对银行风险影响的文献中，较为常用的是存贷款基准利率。因此，与已有文献（邓向荣和张嘉明，2018）一致，本文在基于银行的研究中，采用一年期存款基准利率（RATE）作为货币政策的代理变量。在宏观审慎政策代理变量的选取上，大量实证文献采用单一的宏观审慎政策工具（如资本充足率、贷款价值比上限等）来检验宏观审慎政策的有效性。然而，相比于使用单一的宏观审慎政策工具作为解释变量，使用综合性的宏观审慎政策指数能够更加全面地反映宏观审慎政策的实施效果。Cerutti et al.（2017）基于 12 种宏观审慎政策工具，构建了宏观审慎政策指数，这一方法也得到了许多学者的认可，逐渐成为构建宏观审慎政策综合指数的标准做法（Kim and Mehrotra, 2018；Klingelhöfer and Sun, 2019）。因此，本文也参照这一方法，结合我国宏观审慎政策的实施情况，构建宏观审慎政策指数（Macro-prudential Policy Index, MPI）。具体的构建方法为：首先，设定一个宏观审慎政策工具虚拟变量。然后，当某种宏观审慎政策工具开始生效或者收紧时，将虚拟变量记为+1；当宏观审慎政策工具没有发生变化时，记为 0；当某种宏观审慎政策工具失效或者放松时，将虚拟变量记为-1。最后，考虑到宏观审慎政策工具的持续性，将样本起始时期至当期的宏观审慎政策工具虚拟变量进行加总，得到累计值，即为最终构建得到的宏观审慎政策指数 MPI。进一步地，我们在模型中

引入货币政策变量和宏观审慎政策变量的交叉项，用以考察双支柱调控框架下两种政策之间的协调配合作用。

最后，我们参考已有研究（Delis and Kouretas, 2011；马勇和姚驰，2017），控制了可能影响银行风险承担的银行特征变量：银行规模（银行总资产取自然对数，SIZE），资本充足率（CAR），银行效率（成本收入比，CTR），银行盈利能力（净息差，NIM）。

## 2. 研究样本与描述性统计

基于数据的可获得性和样本的完整性，本文选取我国 73 家银行（包括 5 家国有银行、11 家股份制商业银行、49 家城市商业银行和 8 家农村商业银行）2009-2018 年的面板数据进行回归分析。本文用以构建宏观审慎政策指数所使用的数据和资料来源于中国人民银行和银保监会网站；货币政策代理变量和银行特征变量的数据主要来源于 Wind 数据库。表 1 给出了相关变量的描述性统计结果。

表 1 基于银行层面研究的主要变量描述性统计

变量	样本数	平均值	标准差	最小值	最大值
RISK	730	63.3077	9.6618	5.1846	91.2400
RATE	730	2.3625	0.6868	1.5000	3.2917
MPI	730	11.4000	5.7694	0.0000	19.0000
CAR	730	12.8653	1.8611	3.2400	26.0900
NIM	730	2.6410	0.7777	0.2107	6.6081
CTR	730	33.5053	6.7257	16.4471	67.8332
SIZE	730	16.9852	1.7042	13.8737	21.5148

## （二）双支柱调控与企业负债率

### 1. 模型设定与变量选取

为了从企业层面考察双支柱调控的微观稳定效应，我们设定如下形式的回归模型：

$$Y_{it} = \alpha + \beta_1 M2_t + \beta_2 MPI_t + \beta_3 M2_t \times MPI_t + \gamma Controls_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中，下标  $i$  表示企业， $t$  表示年份。结合双支柱调控对企业可能的影响机制，本文选取企业负债率和债务结构作为企业风险的代理变量。企业负债率（Lev）以企业总负债与总资产之比来度量，企业负债率越高，即企业杠杆率越高，意味着企业的财务风险越高。在债务结构的代理变量选取上，采用银行借款与带息负债之比（BL\_TD）来度量，银行借款占企业带息债务的比重越高，说明企业对银行贷款的依赖性越高，债务结构越单一，因此其财务稳定性受到经济波动和政策冲击的影响更大。

在解释变量的选取上，较为常用的有作为价格型货币政策代理变量的贷款基准利率和作为数量型货币政策代理变量的 M2 增速。考虑到我国在 2013 年开始放松贷款利率管制，推动利率市场

化改革，而且贷款基准利率在 2015 年 10 月之后不再调整，使得贷款基准利率对金融机构贷款利率的影响下降，而市场利率对金融机构贷款利率的传导作用加强（郭豫媚等，2018），因而贷款基准利率对国有和民营企业的影响逐渐减小（林仁文和杨熠，2014）。因此，本文在基于企业的研究中采用 M2 增速作为货币政策的代理变量，以考察货币政策对企业负债率和债务结构的影响。同时，采用前文所述方法构建得到的宏观审慎政策指数作为宏观审慎政策的代理变量。进一步地，本文在模型中引入货币政策和宏观审慎政策的交叉项以考察两者在双支柱调控框架下的协调作用。

参考已有研究（Saunders and Steffen, 2011；周彬蕊等，2017）并结合中国上市公司实际情况，我们对可能影响企业负债率和债务结构的其它因素加以控制。具体而言，选取企业总资产（取对数，Ln(TA))、固定资产与总资产之比（FA\_TA）、托宾 Q 值（Tobin's Q）、息税前利润与总资产之比（EBIT\_TA）以控制企业规模、抵押能力、成长性和盈利能力对企业负债率和债务结构的影响，此外，还控制了行业固定效应。

## 2. 研究样本与描述性统计

为了研究双支柱调控对企业的稳定效应，本文选取我国上市公司 2009-2018 年的数据作为研究样本。参考文献的一般做法，剔除金融业和当年为 ST 的公司，同时剔除主要变量缺失的样本，最终得到 3542 家上市公司共计 24299 个“公司-年份”观测值。此外，考虑到异常值对实证结果可能产生的影响，对所有连续变量在 1%和 99%的水平上进行 winsorize 处理。在数据来源方面，构建宏观审慎政策指数所参考的数据和资料来源于中国人民银行和银保监会网站，M2 增速的数据来源于 Wind 数据库，企业特征变量的数据主要来源于 CSMAR 数据库。表 2 给出了本文基于企业层面研究所使用的主要变量的描述性统计结果。

表 2 基于企业层面研究的主要变量描述性统计

变量	样本数	平均值	标准差	最小值	最大值
<i>Lev</i>	24299	0.4256	0.2131	0.0474	0.9599
<i>BL_TD</i>	20113	0.9264	0.1844	0.0487	1.0000
<i>M2</i>	24299	13.1377	5.0386	8.1000	28.5000
<i>MPI</i>	24299	11.5013	5.3574	0.0000	19.0000
<i>Ln(TA)</i>	24299	21.8908	1.2775	19.2293	25.8042
<i>FA_TA</i>	24299	0.2173	0.1654	0.0019	0.7192
<i>Tobin's Q</i>	24299	2.0924	1.3819	0.9031	10.1589
<i>EBIT_TA</i>	24299	0.0565	0.0586	-0.2167	0.2358

注：由于部分企业的带息债务为 0 或者数据缺失，导致变量银行借款与带息债务比例 *BL\_TD* 的观测值小于其它变量。

### 三、实证结果与分析

#### (一) 双支柱调控对银行风险承担的影响

在本部分，我们就双支柱调控对银行风险承担的影响进行实证考察。首先，我们基于回归方程（1）的实证模型进行回归分析，得到基准回归的结果。在此基础上，通过对经济周期和银行性质进行划分，分别考察在不同经济环境下和不同性质银行中，双支柱调控对银行风险承担的影响是否存在差异。

##### 1. 基准回归结果

利用回归方程（1），我们首先从总体上考察双支柱调控对银行风险的影响，模型（1）和（2）采用 OLS 回归，模型（3）采用固定效应估计方法，回归结果如表 3 所示。在货币政策有效性方面，存款基准利率 *RATE* 的回归系数在三个模型中均为正，且在 1% 的水平上显著，表明存款基准利率与银行风险存在显著的负相关关系，这支持了货币政策的风险承担渠道的存在。当央行实行降息政策时，在估值效应、资产替代效应、利益追逐效应、杠杆效应的作用下，银行有增加风险承担的激励，表现为对风险资产的需求增加，最终导致银行风险加权资产的上升。在宏观审慎政策有效性方面，宏观审慎政策指数 *MPI* 的系数在 1% 的水平上显著为负，表明宏观审慎监管显著降低了银行风险，证明了宏观审慎政策的有效性。《巴塞尔协议 III》出台以来，我国结合银行业发展情况实施了以逆周期资本缓冲、杠杆率监管为代表的一系列宏观审慎监管政策，对银行的风险加以控制，在监管压力下，银行根据监管要求，主动调整自身行为以达到考核标准。从本文的结果来看，宏观审慎监管实现了预期目标，显著降低了银行风险，因此宏观审慎政策是有效的。

本文关注的主要解释变量是货币政策与宏观审慎政策指数的交叉项，其回归系数显著为正。这意味着，在央行实行降息政策、货币政策趋于宽松时，宏观审慎监管能够部分抵消由于降息带来的银行过度风险承担的激励，从而遏制了宽松货币政策下银行风险的过度累积，起到防范系统性金融风险的作用。而在货币政策收紧时，银行增加风险承担的动机降低，此时宏观审慎监管与货币政策在降低银行风险承担的作用上则存在一定程度的相互抵消。以上结果说明，双支柱调控框架下货币政策与宏观审慎政策的协调配合在银行层面具有更好的稳定效应。

表 3 双支柱调控与银行风险承担：基准回归结果

	(1)	(2)	(3)
	OLS	OLS	FE
	<i>RISK</i>	<i>RISK</i>	<i>RISK</i>
<i>RATE</i>	-17.6213*** (1.9192)	-21.9941*** (2.0176)	-17.8280*** (2.6580)
<i>MPI</i>	-1.2717***	-1.8392***	-1.5783***

	(0.3035)	(0.3232)	(0.3040)
<i>RATE</i> × <i>MPI</i>	0.8183***	1.0578***	0.8737***
	(0.1269)	(0.1317)	(0.1359)
<i>CAR</i>		-0.8975***	-0.5898***
		(0.2125)	(0.1960)
<i>NIM</i>		2.7964***	3.4939***
		(0.8147)	(0.7825)
<i>CTR</i>		0.1215	0.1883**
		(0.0881)	(0.0755)
<i>SIZE</i>		-0.6598*	2.1757
		(0.381)	(1.664)
<i>_cons</i>	95.1428***	116.1304***	52.5775*
	(3.9089)	(11.2010)	(30.7347)
<i>N</i>	730	730	730
<i>R</i> <sup>2</sup> / <i>within R</i> <sup>2</sup>	0.1884	0.2776	0.3963

注：括号内为回归系数的标准误；\*、\*\*、\*\*\*分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。以下相同。

为了提高基准回归结果的可靠性，我们从以下 3 个方面进行了稳健性检验<sup>1</sup>：1、考虑到可能的内生性问题以及滞后效应，我们将解释变量均滞后一期进行了回归分析；2、为了缓解遗漏变量问题，我们在原模型的基础上，进一步增加存贷比和非利息收入占比，以控制银行流动性和收益结构对银行风险承担的影响；3、考虑到银行风险承担可能存在的惯性或者持续性，我们进一步基于动态面板模型，采用系统 GMM 方法对模型进行估计。基于上述 3 个方面的稳健性检验得到的结果与基准回归的结果完全一致（为节约篇幅，未在正文中报告），说明本文基准回归结果具有较强的可靠性。

## 2. 区分不同经济环境的回归结果

已有文献（如 Claessens et al., 2013）表明，宏观审慎政策的有效性与经济周期有关，因此，本文通过构建经济周期变量，进一步考察了不同经济环境下，双支柱调控对银行风险承担的影响。在经济周期变量的构建上，参考马勇和姚驰（2017）的方法，首先，我们对样本期内 GDP 增速进行 HP 滤波处理，得到 GDP 增速的周期项。在此基础上，分别构建经济上行（UP）和经济下行虚拟变量（DOWN），具体方法为：若 GDP 增速的周期项大于 0，则 UP 取值为 1，DOWN 取值为 0；若 GDP 增速的周期项小于 0，则 UP 取值为 0，DOWN 取值为 1。在构建得到经济周期虚拟变量后，为了保持样本的完整性，在原有解释变量的基础上，结合经济周期虚拟变量，构建一组新的解释变量，具体方法： $RATE\_UP = RATE \times UP$ ； $MPI\_UP = MPI \times UP$ ； $RATE\_DOWN = RATE \times DOWN$ ； $MPI\_DOWN = MPI \times DOWN$ 。表 4 给出了不同经济环境下，

<sup>1</sup> 关于稳健性检验，非常感谢审稿人的宝贵意见。

双支柱调控对银行风险承担影响的 OLS 估计结果。

从表 4 的结果可以看到，首先，在经济上行时期和经济下行时期，存款基准利率的系数均显著为负，宏观审慎政策指数的系数也均显著为负，并且两者交叉项的系数均显著为正，这一结果与基准回归一致，支持了前文结果的稳健性。其次，在系数的数值差异上，存款基准利率的系数绝对值在经济上行时期要显著高于经济下行时期，说明银行风险承担对存款利率的敏感性在经济上行时期表现得更加明显，意味着在经济上行时期采用适度收紧的货币政策能够更加有效地降低银行风险。而宏观审慎政策指数的系数绝对值在经济下行期要高于经济上行时期。更重要的是，存款基准利率与宏观审慎政策指数交叉项的系数绝对值，在经济上行时期更大，这说明宏观审慎政策抑制银行由于降息而导致的过度风险承担的作用在经济上行时期更为有效。结合现实情况，在经济上行时期，在乐观预期的作用下，银行对贷款的审批标准有所放松，审慎经营程度较低，信贷增速较高，此时，对其收紧宏观审慎监管，能够产生较强的政策边际效应。而在经济下行时期，银行的风险偏好程度较低，信贷投放较为谨慎，此时通过宏观审慎监管降低其风险的效果较弱。因此，相比于经济下行时期，宏观审慎政策减弱货币政策的银行风险承担传导效应的政策效果在经济上行时期更为明显。

表 4 双支柱调控与银行风险承担：不同经济环境下的回归结果

	(1)	(2)
	<i>RISK</i>	<i>RISK</i>
<i>RATE_UP</i>	-20.9610*** (2.6753)	-26.9283*** (2.8154)
<i>MPI_UP</i>	-1.2479*** (0.2700)	-1.8173*** (0.2773)
<i>RATE_UP</i> × <i>MPI_UP</i>	0.9845*** (0.1584)	1.3149*** (0.1629)
<i>RATE_DOWN</i>	-18.2427*** (2.0535)	-23.6172*** (2.1939)
<i>MPI_DOWN</i>	-1.3256*** (0.3385)	-2.1224*** (0.3674)
<i>RATE_DOWN</i> × <i>MPI_DOWN</i>	0.8325*** (0.1367)	1.1618*** (0.1449)
<i>_cons</i>	97.4018*** (4.3358)	120.9520*** (11.7418)
<i>Controls</i>	No	Yes
<i>N</i>	730	730
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.1959	0.2840

### 3. 区分不同性质银行的回归结果

本文进一步将样本分为国有和股份制商业银行、城市和农村商业银行两个子样本分别进行回归，以考察双支柱调控对银行风险承担的影响在不同性质的银行中的差异性，表 5 给出了相应的 OLS 估计结果。其中，模型（1）和模型（2）是基于国有和股份制商业银行子样本；模型（3）和模型（4）是基于城市和农村商业银行子样本；模型（5）和模型（6）分别是在基准回归的基础上，加入主要解释变量和银行性质虚拟变量  $S$  交叉项。其中，银行性质虚拟变量（ $S$ ）的设定方法为：若银行为国有或股份制商业银行，则  $S$  取 1；反之，若银行为城商行或农商行，则  $S$  取 0。

从表 5 的结果可以看到，在两个子样本的回归中，存款基准利率的系数均显著为负，宏观审慎政策指数的系数也显著为负，同时两者交叉项的系数显著为正，这一结果与基准回归完全一致，支持了前文基准回归结果的稳健性。然而，在系数大小上，基于城市和农村商业银行子样本回归得到的存款基准利率、宏观审慎政策指数以及两者交叉项的系数，其绝对值均要高于基于国有和股份制商业银行子样本回归得到的系数。进一步地，对两者系数差异的显著性检验结果（模型 3）也表明，基于城市和农村商业银行子样本得到的存款基准利率及其与宏观审慎政策指数交叉项的系数，其绝对值均要显著高于从国有和股份制商业银行子样本得到的系数。以上结果意味着，城市和农村商业银行的风险承担对于货币政策更加敏感。在以降息为代表的宽松货币政策下，相比于国有和股份制商业银行，城市和农村商业银行具有更为强烈的增加风险资产的动机。与此同时，宏观审慎监管抑制银行由于降息带来的过度风险承担的作用，在城市和农村商业银行中也表现得更为有效，这表明宏观审慎政策很好地弥补了货币政策的不足，实现了抑制银行过度风险承担的目标，提升了金融系统的稳定性。

表 5 双支柱调控与银行风险承担：区分不同性质银行的回归结果

	(1) 国有和股份制商业银行 <i>RISK</i>	(2) 城市和农村商业银行 <i>RISK</i>	(3) 全样本 <i>RISK</i>
<i>RATE</i>	-12.7815*** (3.1891)	-25.9493*** (2.6556)	-24.6922*** (2.5549)
<i>MPI</i>	-1.1130** (0.4055)	-2.1401*** (0.3881)	-2.0478*** (0.3876)
<i>RATE</i> × <i>MPI</i>	0.6453*** (0.1779)	1.2359*** (0.1634)	1.1781*** (0.1611)
<i>RATE</i> × <i>S</i>			8.3066** (3.6078)
<i>MPI</i> × <i>S</i>			0.7818 (0.5734)
<i>RATE</i> × <i>MPI</i> × <i>S</i>			-0.4047* (0.2329)
<i>S</i>			-13.4000*

			(7.4797)
<i>_cons</i>	109.4875***	146.5858***	132.3854***
	(23.1464)	(19.7782)	(16.5174)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	160	570	730
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.2405	0.3069	0.2880

## （二）双支柱调控对企业负债率和债务结构的影响

在本部分，我们实证考察双支柱调控对企业负债率及债务结构的影响。与前文类似，首先，我们利用回归方程（2）的实证模型进行回归分析，得到基准回归结果。然后，对经济周期和企业性质进行划分，进一步考察在不同经济环境下和不同性质企业中，双支柱调控对企业风险的影响是否存在差异。

### 1. 双支柱调控对企业负债率的影响：基准回归结果

利用方程（2），我们考察了双支柱调控对企业负债率的影响，回归结果如表 6 所示。不难看出，M2 增速的系数在各个模型中均为正，且在 1% 的水平上显著，表明企业负债率与 M2 增速存在显著的正相关关系，意味着企业负债率具有顺周期性。很明显，这与现实中企业的负债行为是一致的。在“宽货币”的政策背景下，一方面，企业更加容易从银行获得贷款；另一方面，企业通过发债进行融资的成功率也更高，从而使得企业负债率上升。对于宏观审慎政策指数，其系数显著为正，与此同时，其与 M2 增速的交叉项系数显著为负。这一结果说明，宏观审慎政策更多的通过货币政策而对企业的负债行为产生影响，这与现实情况也比较吻合。在现有宏观审慎框架下，直接以企业为作用对象的政策工具几乎没有，大多是通过约束银行行为的间接传导到对企业的影响。M2 增速与宏观审慎政策指数交叉项系数显著为负，表明宏观审慎监管能够起到抑制企业在宽松货币政策下过度负债的作用。在货币政策宽松的情况下，银行的信贷规模随之扩大，此时，加强宏观审慎监管能够促使银行提高对贷款的审批标准，包括对企业贷款抵押品价值的严格审查等，从而抑制了企业的过度负债。

为了进一步验证在宽松货币政策环境下宏观审慎监管抑制企业过度负债的作用，本文对企业负债水平的高低进行了区分<sup>1</sup>，重新进行了以上检验。具体而言，我们用两种方法对企业负债水平高低加以区分：一是以企业负债率是否高于同行业 80%（以及 90%）分位数作为判别企业是否处于高负债的依据；二是以企业负债率是否高于目标负债率作为判别企业是否过度负债的依据。实证结果表明，相比于较低负债水平（以及负债率低于目标负债率）的企业，高负债（以及负债率超过目标负债率）的企业在货币政策宽松时有更强的提高负债率的动机，并且倾向于更多的提高

<sup>1</sup> 此处十分感谢审稿人的建设性意见。

负债率水平，这将导致企业财务风险进一步上升；与此同时，对于高负债（以及负债率超过目标负债率）的企业，宏观审慎监管的加强能够有效抑制其在宽松货币政策刺激下的过度负债行为（为节约篇幅，相关结果未在正文中报告）。这一结果支持了宏观审慎政策与货币政策的协调配合能够起到抑制企业过度负债、降低企业财务风险、提高金融稳定性的作用。

表 6 双支柱调控与企业负债率：基准回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	OLS	FE	OLS	FE
	<i>Lev</i>	<i>Lev</i>	<i>Lev</i>	<i>Lev</i>
<i>M2</i>	0.4226*** (0.0218)	0.3524*** (0.0319)	0.4666*** (0.0322)	0.3589*** (0.0295)
<i>MPI</i>	0.0961*** (0.0200)	0.2036*** (0.0203)	0.2606*** (0.0898)	0.2303*** (0.0403)
<i>M2×MPI</i>			-0.0108* (0.0058)	-0.0018 (0.0027)
<i>Ln(TA)</i>	8.0318*** (0.0912)	8.9111*** (0.4115)	8.0320*** (0.0912)	8.9023*** (0.4145)
<i>FA_TA</i>	0.1072*** (0.0086)	0.1517*** (0.0194)	0.1069*** (0.0086)	0.1514*** (0.0194)
<i>Tobin's Q</i>	0.5978*** (0.1180)	0.9268*** (0.1259)	0.6026*** (0.1181)	0.9278*** (0.1264)
<i>EBIT_TA</i>	-1.0014*** (0.0222)	-0.5776*** (0.0279)	-1.0009*** (0.0222)	-0.5773*** (0.0279)
<i>_cons</i>	-138.7043*** (2.2754)	-161.4490*** (9.4344)	-139.6161*** (2.3379)	-161.3915*** (9.4541)
<i>Ind. Dummies</i>	Yes	No	Yes	No
<i>N</i>	24299	24299	24299	24299
<i>R<sup>2</sup>/within R<sup>2</sup></i>	0.4446	0.1910	0.4447	0.1910

注：括号内为回归系数的标准误；\*、\*\*、\*\*\*分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著；行业虚拟变量根据证监会《上市公司行业分类指引》（2012 版）的行业分类中制造业 2 级行业和其他 1 级行业进行设定。以下相同。

同时，为了提高基准回归结果的可靠性，我们进行了以下 3 个方面的稳健性检验：1、参考 Chen et al.（2018）的方法，分解得到外生的 M2 增速冲击作为货币政策的代理变量进行回归；2、将所有解释变量均滞后一期进行回归，以对可能的内生性问题以及滞后效应加以控制；3、进一步加入第一大股东持股比例作为控制变量进行回归分析，以减轻可能的遗漏变量问题。总体而言，基于上述 3 个方面的稳健性检验得到的结果与基准回归基本一致（为节约篇幅，未在正文中报告），增强了基准回归结果的可靠性。

## 2. 双支柱调控对企业债务结构的影响：基准回归结果

企业负债率体现企业总体财务风险，而债务结构则刻画企业债务融资的多元化程度，体现了

企业融资渠道的稳定性。我们进一步考察了双支柱调控对企业债务结构的影响，从表 7 的结果可以看到，M2 增速的系数在模型（1）中均显著为正，表明 M2 增速越高，银行借款占企业带息负债的比例越高。一般而言，在货币政策较为宽松的环境下，企业的贷款可得性较高，从而使得其银行借款的占比上升。对于宏观审慎政策指数，其系数在各模型中均显著为负，说明宏观审慎政策趋于收紧时，企业银行借款占带息债务的比例有所下降。当宏观审慎政策收紧时，银行对贷款的审批更为严格，从而使得企业获得贷款的难度上升，迫使企业通过其它债务融资渠道（如发现债券等）募集资金，从而促使其债务结构更加多元化。M2 增速与宏观审慎政策指数交叉项系数显著为正，这表明当货币政策和宏观审慎政策同时趋于收紧，两者之间的协调配合能够产生协同作用，进一步降低企业对银行借款的依赖度，加强了政策的有效性。以上负债率和债务结构两方面的实证结果都一致性地表明，双支柱调控框架下货币政策与宏观审慎政策的协调配合在微观企业层面具有更好的稳定效应。

表 7 双支柱调控与企业债务结构：基准回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	OLS	FE	OLS	FE
	<i>BL_TD</i>	<i>BL_TD</i>	<i>BL_TD</i>	<i>BL_TD</i>
<i>M2</i>	0.1142*** (0.0213)	0.0642 (0.0393)	0.0026 (0.0291)	-0.0346 (0.0379)
<i>MPI</i>	-0.2021*** (0.0241)	-0.2097*** (0.0352)	-0.6321*** (0.0893)	-0.6291*** (0.0699)
<i>M2×MPI</i>			0.0283*** (0.0054)	0.0279*** (0.0039)
<i>Ln(TA)</i>	-4.5703*** (0.1207)	-5.3781*** (0.4300)	-4.5724*** (0.1207)	-5.2453*** (0.4296)
<i>FA_TA</i>	0.0228** (0.0100)	-0.0070 (0.0196)	0.0231** (0.0100)	-0.0037 (0.0196)
<i>Tobin's Q</i>	-0.5305*** (0.0982)	-0.4101*** (0.1385)	-0.5519*** (0.0985)	-0.4428*** (0.1395)
<i>EBIT_TA</i>	-0.0297 (0.0207)	0.1351*** (0.0307)	-0.0312 (0.0207)	0.1310*** (0.0306)
<i>_cons</i>	195.8547*** (2.8822)	213.1740*** (10.0932)	198.2567*** (2.9350)	212.3514*** (10.0747)
<i>Ind. Dummies</i>	Yes	No	Yes	No
<i>N</i>	20113	20113	20113	20113
<i>R<sup>2</sup>/within R<sup>2</sup></i>	0.1177	0.0440	0.1185	0.0454

与表 6 类似，我们也从 3 个方面对双支柱调控对企业债务结构的影响进行了稳健性检验，实证结果表明，稳健性检验的结果与基准回归结果基本一致（为节约篇幅，未在正文中报告），表明

基准回归结果具有较强的可靠性。

### 3. 区分不同经济环境的回归结果

考虑到双支柱调控的政策目标在不同经济状况下有所区别，最终的实施效果自然也有所差异。我们进一步考察了在不同经济环境下，双支柱调控对企业负债行为的影响。从表 8 的结果可以看到，在以企业负债率作为被解释变量的回归结果中，在经济上行时期，宏观审慎政策指数的系数显著为负，其与 M2 增速的交叉项系数显著为正；而在经济下行时期 M2 增速的系数显著为正，其与宏观审慎政策指数的交叉项系数显著为负。以上结果与不同经济环境下的不同政策目标相一致。在经济上行时期，为了抑制企业负债率的顺周期性，防止企业过度负债，往往施加逆周期的宏观审慎监管政策。宏观审慎政策指数在经济上行时期显著为负的结果说明，宏观审慎政策实现了其政策目标，抑制了企业的过度负债，支持了宏观审慎政策的有效性。同时宏观审慎政策指数与 M2 增速交叉项的系数显著为正的结果也表明，在经济上行时期，货币政策和宏观审慎政策同时趋于收紧能够产生协同作用，进一步降低企业负债率。而在经济下行时期，迫于经济下行压力，央行往往采取宽松的货币政策以刺激经济，而此时，为了防止企业负债率在宽松货币政策刺激下的过度提高，需要宏观审慎监管加以配合，以抑制企业过度负债的动机。宏观审慎监管政策与 M2 增速交叉项系数显著为负的结果也表明，宏观审慎政策在经济下行时期实现了其政策目标，抑制了企业在“宽货币”下的过度负债，支持了宏观审慎政策的有效性。

在以企业债务结构作为被解释变量的回归结果中，在经济上行时期，宏观审慎政策指数的系数显著为负，其与 M2 增速交叉项的系数显著为正。结合现实经济情况，在经济上行时期，政策目标主要关注点于防风险，而企业债务结构过于单一会使得企业对经济波动的应对能力不足，不利于其可持续发展。因此，需要降低银行借款在企业带息负债中的比重，促使企业债务结构多元化。模型（3）的回归结果也表明，宏观审慎政策显著降低了银行借款占企业带息负债的比例，起到了促进企业债务结构多元化的效果，特别是当宏观审慎与货币政策同时趋紧时，两者的协调配合能够产生协同效应，强化了这一作用。而在经济下行时期，M2 增速的系数显著为正，表明由于经济下行压力，政策的主要目标在于刺激经济增长，因此在宽松货币政策的刺激下，企业更多的借助于银行借款以筹集资金用于生产，从而使得银行借款占企业带息负债的比例有所上升。

表 8 双支柱调控与企业负债：不同经济环境下的回归结果

	(1) 经济上行 <i>Lev</i>	(2) 经济下行 <i>Lev</i>	(3) 经济上行 <i>BL_TD</i>	(4) 经济下行 <i>BL_TD</i>
<i>M2</i>	-0.2338 (0.2129)	0.7348*** (0.0453)	-0.2203 (0.2353)	0.2305*** (0.0527)
<i>MPI</i>	-0.6505**	0.7833***	-0.7830**	-0.0557

	(0.2724)	(0.2116)	(0.3274)	(0.2762)
<i>M2×MPI</i>	0.0664***	-0.0344**	0.0579**	-0.0019
	(0.0231)	(0.0144)	(0.0268)	(0.0189)
<i>_cons</i>	-134.3413***	-151.5667***	182.9653***	197.8465***
	(3.9531)	(3.4295)	(4.5216)	(4.5591)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Ind. Dummies</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	10376	13923	8492	11621
<i>R<sup>2</sup></i>	0.4500	0.4471	0.1256	0.1234

#### 4. 区分不同性质企业的回归结果

鉴于国有和非国有企业在负债行为等方面存在较大差异，我们将企业划分为国有和非国有企业，考察双支柱政策对企业负债率和债务结构的影响在不同性质企业中的差异性，表 9 给出了相应的回归结果。可以看到，在以企业负债率作为被解释变量的回归结果中（模型 1 和模型 2），M2 增速的系数均显著为正，支持了前文基准回归结果的稳健性。同时，其系数在非国有企业子样本中要大于国有企业子样本，说明相对于国有企业，非国有企业的负债率对货币政策的敏感性更强。由于国有企业与国有控股的银行关系更加密切，使得国有企业相对更容易获得稳定的贷款，当货币政策变化时，国有企业受到的冲击要明显弱于非国有企业，特别是在货币政策收紧时，由于“信贷歧视”的存在（陆正飞等，2009），非国有企业往往较难获得充足的贷款，也面临着更高的贷款成本。值得注意的是，M2 增速与宏观审慎政策指数交叉项的系数在国有企业子样本中为正，而在非国有企业子样本中为负。这一结果意味着，当宽松货币政策配合宏观审慎监管加强时，虽然银行贷款可得性提高，但在监管要求下银行对贷款的审批也加强，这时，贷款给国有企业的风险更低，银行贷款对于国有企业更加具有倾向性。同时，这一结果也支持了宏观审慎政策在宽松货币政策时能够起到抑制非国有企业过度增加负债的动机，降低了非国有企业的风险。

在以企业债务结构为被解释变量的回归结果中，宏观审慎政策指数的系数均显著为负，说明宏观审慎政策有利于促进企业债务结构多元化的作用，在国有和非国有企业中都显著成立，支持了前文结果的稳健性。同时，M2 增速与宏观审慎政策指数交叉项的系数也均显著为正，且在国有企业子样本中系数数值更大，表明货币政策和宏观审慎政策同时趋于收紧的情况下，国有企业和非国有企业的带息负债中，银行借款的比重均有所下降，且这一政策效应在国有企业中表现得更为明显。可能的原因是，随着我国多层次资本市场尤其是债券市场的快速发展，从整体上拓宽了上市公司的债务融资渠道，但是相比于国有企业，非国有企业仍旧面临着较强的约束。国有企业由于自身良好的信用和政府隐性担保等原因，通过发行债券等其它融资渠道成功募集资金的可能性，要明显高于非国有企业。因此，在货币政策和宏观审慎均收紧时，相比于非国有企业，国有企业更加容易通过其它融资渠道获得资金，从而债务多元化程度提升更高。

表9 双支柱调控与企业负债：分不同性质企业的回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	国有企业	非国有企业	国有企业	非国有企业
	<i>Lev</i>	<i>Lev</i>	<i>BL_TD</i>	<i>BL_TD</i>
<i>M2</i>	0.4162*** (0.0459)	0.4586*** (0.0452)	0.0628 (0.0473)	-0.0910** (0.0374)
<i>MPI</i>	-0.1030 (0.1313)	0.5893*** (0.1178)	-0.6489*** (0.1420)	-0.6132*** (0.1134)
<i>M2×MPI</i>	0.0260*** (0.0083)	-0.0417*** (0.0077)	0.0339*** (0.0086)	0.0235*** (0.0069)
<i>_cons</i>	-82.8648*** (3.8923)	-162.1754*** (3.1004)	192.3246*** (4.7440)	217.6250*** (4.3711)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Ind. Dummies</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	9372	14927	8407	11706
<i>R<sup>2</sup></i>	0.4023	0.4186	0.1373	0.1162

#### 四、结论与政策启示

本文以中国银行业和上市公司 2009-2018 年的数据为基础，从微观层面研究了双支柱调控政策对银行和企业的稳定效应。实证结果表明：一方面，货币政策的银行风险承担渠道传导效应得到了经验数据的支持，而宏观审慎政策能够有效抑制宽松货币政策下银行过度风险承担的动机，削弱了货币政策的银行风险承担渠道的传导效应；另一方面，在宽松货币政策下，企业有提高负债率的激励，而宏观审慎政策能够有效抑制企业过度负债的动机；同时，宏观审慎政策能够降低企业对银行贷款的依赖程度，促进企业优化债务结构，而货币政策与宏观审慎政策的协调配合能够强化这一作用。上述实证结果说明双支柱调控政策对银行和企业两个微观主体层面都具有更好的稳定效应。

同时，双支柱调控在不同经济周期下以及不同性质银行和企业中的政策效果存在差异。银行行为方面，在经济上行时期，以及对于城市和农村商业银行，银行风险承担对货币政策的调整更为敏感，而且，宏观审慎政策抑制银行在宽松货币政策下的过度风险承担的作用也更强。企业负债行为方面，在经济上行时期，宏观审慎政策能够有效降低企业负债率和企业对银行贷款的依赖度，并且，货币政策与宏观审慎政策的配合能够强化这一作用；而在经济下行时期，宏观审慎政策抑制企业过度负债的作用也有所体现。区分企业性质来看，宏观审慎监管抑制企业过度负债的作用在非国有企业中更为明显；而宏观审慎政策促进企业优化债务结构的作用及其与货币政策的

协调作用在国有企业中影响更大。

根据以上结论，我们提出以下几个方面的政策启示：（1）健全双支柱调控下宏观审慎政策与货币政策的协调配合，充分发挥政策间的协调作用，有利于抑制银行的过度风险承担，实现政策效果的最优化，达到防范系统性金融风险的目标；（2）为了实现降杆杆的政策目标，一方面，可以通过收紧货币政策以降低企业负债率，另一方面，在货币政策宽松时，应及时加强宏观审慎监管，以抑制企业负债率的过度提高；（3）充分发挥宏观审慎政策与货币政策的协调作用，合理引导企业降低对银行贷款的依赖性，促使企业多元化债务融资渠道、降低财务风险，同时也有利于推动多层次资本市场的发展；（4）在双支柱调控政策制定和实施过程中，应根据经济运行状况以及调控对象的异质性，选择合理的政策工具组合，从而提高政策的前瞻性、针对性和有效性。

## 参考文献

- [1] 邓向荣和张嘉明, 2018, 《货币政策、银行风险承担与银行流动性创造》, 《世界经济》第4期, 第28~52页。
- [2] 郭豫媚、戴贇和彭俞超, 2018, 《中国货币政策利率传导效率研究: 2008-2017》, 《金融研究》第12期, 第37~54页。
- [3] 金鹏辉、张翔和高峰, 2014, 《货币政策对银行风险承担的影响——基于银行业整体的研究》, 《金融研究》第2期, 第16~29页。
- [4] 林仁文和杨熠, 2014, 《中国市场化改革与货币政策有效性演变——基于DSGE的模型分析》, 《管理世界》第6期, 第39~52页。
- [5] 陆正飞、祝继高和樊铮, 2009, 《银根紧缩、信贷歧视与民营上市公司投资者利益损失》, 《金融研究》第8期, 第124~136页。
- [6] 马勇和陈雨露, 2013, 《宏观审慎政策的协调与搭配: 基于中国的模拟分析》, 《金融研究》第8期, 第57~69页。
- [7] 马勇和姚驰, 2017, 《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》第10期, 第5~16页。
- [8] 谢军和黄志忠, 2014, 《宏观货币政策和区域金融发展程度对企业投资及其融资约束的影响》, 《金融研究》第11期, 第64~78页。
- [9] 张强、乔煜峰和张宝, 2013, 《中国货币政策的银行风险承担渠道存在吗?》, 《金融研究》第8期, 第88~101页。
- [10] 张雪兰和何德旭, 2012, 《货币政策立场与银行风险承担——基于中国银行业的实证研究(2000—2010)》, 《经济研究》第5期, 第32~45页。
- [11] 钟凯、程小可和张伟华, 2016, 《货币政策适度水平与企业“短贷长投”之谜》, 《管理世界》第3期, 第87~98页。
- [12] 周彬蕊、刘锡良和张琳, 2017, 《货币政策冲击、金融市场化改革与企业风险承担》, 《世界经济》第10期, 第95~120页。
- [13] 邹传伟, 2013, 《对Basel III逆周期资本缓冲效果的实证分析》, 《金融研究》第5期, 第60~72页。
- [14] Agur, I., and M. Demertzis, 2019. “Will Macroprudential Policy Counteract Monetary Policy’s Effects on Financial Stability?” *The North American Journal of Economics and Finance*, 48: 65~75.
- [15] Altunbas, Y., L. Gambacorta, and D. Marques-Ibanez, 2012. “Do Bank Characteristics Influence the Effect of Monetary Policy on Bank Risk?” *Economics Letters*, 117(1): 220~222.
- [16] Angeloni, I., and E. Faia, 2013. “Capital Regulation and Monetary Policy with Fragile Banks.” *Journal of Monetary Economics*, 60(3): 311~324.
- [17] Bernanke, B. S., and A. S. Blinder, 1992. “The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission.” *American Economic Review*, 82(4): 901~921.
- [18] Bernanke, B. S., and M. Gertler, 1995. “Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission.” *Journal of Economic Perspectives*, 9(4): 27~48.
- [19] Borio, C. E. V., and H. Zhu, 2008. “Capital Regulation, Risk-taking and Monetary Policy: A Missing Link in the Transmission Mechanism?” *BIS Working Paper*, No.268.
- [20] Bougheas, S., P. Mizen, and C. Yalcin, 2006. “Access to External Finance: Theory and Evidence on the Impact of Monetary Policy and Firm-specific Characteristics.” *Journal of Banking & Finance*, 30(1): 199~227.
- [21] Cerutti, E., S. Claessens, and L. Laeven, 2017. “The Use and Effectiveness of Macroprudential Policies: New evidence.” *Journal of Financial Stability*, 28: 203~224.
- [22] Chen, K., J. Ren, and T. Zha, 2018. “The Nexus of Monetary Policy and Shadow Banking in China.” *American Economic Review*, 108(12): 3891~3936.
- [23] Claessens, S., S. R. Ghosh, and R. Mihet, 2013. “Macro-prudential Policies to Mitigate Financial System Vulnerabilities.” *Journal of International Money and Finance*, 39: 153~185.

- [24] Cociuba, S. E., M. Shukayev, and A. Ueberfeldt, 2016. "Collateralized Borrowing and Risk Taking at Low Interest Rates." *European Economic Review*, 85: 62~83.
- [25] De Nicro, G., G. Dell'Ariccia, L. Laeven, and F. Valencia, 2011. "Monetary Policy and Bank Risk Taking." IMF Staff Position Note.
- [26] Delis, M. D., and G. P. Kouretas, 2011. "Interest Rates and Bank Risk-taking." *Journal of Banking & Finance*, 35(4): 840~855.
- [27] Dell' Ariccia, G., L. Laeven, and R. Marquez, 2010. "Monetary Policy, Leverage, and Bank Risk-Taking." IMF Working Paper, No.10/276.
- [28] Farhi, E., and J. Tirole, 2012. "Collective Moral Hazard, Maturity Mismatch, and Systemic Bailouts." *American Economic Review*, 102(1): 60~93.
- [29] Karim, Z. A., and W. N. W. Azman-Saini, 2013. "Firm-level Investment and Monetary Policy in Malaysia: Do the Interest Rate and Broad Credit Channels Matter?" *Journal of the Asia Pacific Economy*, 18(3): 396~412.
- [30] Kashyap, A. K., J. C. Stein, and D. W. Wilcox, 1993. "Monetary Policy and Credit Conditions: Evidence from the Composition of External Finance." *American Economic Review*, 83(1): 78~98.
- [31] Kim, S., and A. Mehrotra, 2018. "Effects of Monetary and Macprudential Policies-Evidence from Four Inflation Targeting Economies." *Journal of Money, Credit and Banking*, 50(5): 967~992.
- [32] Klingelhöfer, J., and R. Sun, 2019. "Macprudential Policy, Central Banks and Financial Stability: Evidence from China." *Journal of International Money and Finance*, 93: 19~41.
- [33] Laeven, L., and R. Levine, 2009. "Bank Governance, Regulation and Risk Taking." *Journal of Financial Economics*, 93(2): 259~275.
- [34] Lim, C. H., A. Costa, F. Columba, P. Kongsamut, A. Otani, M. Saiyid, T. Wezel, and X. Wu, 2011. "Macprudential Policy: What Instruments and How to Use Them? Lessons from Country Experiences." IMF Working Paper: No.11/238.
- [35] Mester, L. J., 2017. "The Nexus of Macprudential Supervision, Monetary Policy, and Financial Stability." *Journal of Financial Stability*, 30: 177~180.
- [36] Paligorova, T., and J. A. C. Santos, 2017. "Monetary Policy and Bank Risk-taking: Evidence from the Corporate Loan Market." *Journal of Financial Intermediation*, 30: 35~49.
- [37] Saunders, A., and S. Steffen, 2011. "The Costs of Being Private: Evidence from the Loan Market." *Review of Financial Studies*, 24(12): 4091~4122.
- [38] Schularick, M., and A. M. Taylor, 2012. "Credit Booms Gone Bust: Monetary Policy, Leverage Cycles, and Financial Crises, 1870~2008." *American Economic Review*, 102(2): 1029~1061.
- [39] Tayler, W. J., and R. Zilberman, 2016. "Macprudential Regulation, Credit Spreads and the Role of Monetary Policy." *Journal of Financial Stability*, 26: 144~158.
- [40] Valencia, F., 2014. "Monetary Policy, Bank Leverage, and Financial Stability." *Journal of Economic Dynamics and Control*, 47: 20~38.
- [41] Zdzienicka, A., S. Chen, F. Kalan, S. Laseen, and K. Sviryzdenka, 2015. "Effects of Monetary and Macprudential Policies on Financial Conditions: Evidence from the United States." IMF Working Paper: No.15/288.

# The Micro-stabilization Effect of Two-pillar Adjustment Framework

HUANG Jicheng YAO Chi JIANG Yiqing

**Abstract:** After the severe global financial crisis in 2008, macro-prudential policies have resurged while the deficiency of monetary policy in preventing financial imbalance and systemic risks has been widely criticized. As a result, a series of macro-prudential policies are introduced in many countries, among which China also decided to set up the two-pillar adjustment framework underpinning the monetary and macro-prudential policy. In October 2017, the report of the 19th CPC National Congress further pointed out that “improve the framework of regulation underpinned by monetary policy and macro-prudential policy... to forestall systemic financial risks.” So it can be seen that two-pillar adjustment framework is highly expected to maintain financial stability. However, how can monetary policy and macro-prudential policy cooperate under two-pillar adjustment framework to better preserve financial stability? Also, in case of different economic environment as well as different types of policy objects, in which way can monetary policy and macro-prudential policy cooperate better? While there are much studies investigating the isolate effect of monetary policy or macro-prudential policy, few researches focus on the coordination of these two types of policies. Even if several researches tried to illustrate those questions above theoretically, there is still no consensus and a lack of empirical evidence, especially in micro-level. Therefore, in order to shed some insights into the questions above, we empirically investigate the micro-stabilization effect of monetary policy and macro-prudential policy under the two-pillar adjustment framework in both bank level and firm level.

The empirical results based on the data of China’s banks and firms during the period of 2009-2018 show that, on the one hand, while monetary policy rate is negatively related to bank risk taking, macro-prudential policy can weaken the transmission effect of monetary policy’s bank risk taking channel, consequently restrict excessive risk taking of banks under easy monetary policy. On the other hand, firms have incentive to improve debt ratio under easy monetary policy, however, this effect can be effectively restrained by macro-prudential policy. Meanwhile, macro-prudential policy can reduce the dependence of firms on bank loans, so as to force firms to optimize their debt structure. And it worth noting that the cooperation of monetary policy and macro-prudential policy can strengthen this effect. So it can be concluded from these findings that, compared with single monetary policy or macro-prudential

policy, the coordination of these two types of policies under two-pillar adjustment framework has a better stabilizing effect on banks and firms. Besides, by taking business cycle and the nature of banks and firms into account, we further investigate the different effect of two-pillar adjustment in different business cycles and in different nature of banks and firms. The implementation effect of two-pillar adjustment is related to the business cycle because of the different policy objections in different economic environments. As a result, the impact of two-pillar adjustment on banks' risk exposure and firms' debt behavior also differs in boom and bust periods. Moreover, in case of banks and firms of different natures, the effect of two-pillar adjustment framework also differs. These conclusions give an obvious policy implication that sufficient attention should be paid to the economic environment as well as the heterogeneity of regulatory targets in the process of policy formulation and implementation, so as to strengthen the pertinence and effectiveness of two-pillar adjustment framework.

The main contribution of this paper can be concluded as follows: first, unlike existing studies which mostly focus on the isolate effect of monetary policy or macro-prudential policy, we pay more attention to the coordination of these two types of policies under two-pillar adjustment framework through a well-designed empirical study based on the data of banks and firms. Thus, our paper provides some new thinking about the coordination between monetary policy and macro-prudential policy and enriches literatures in the field of two-pillar adjustment framework. Second, we not only investigate the micro-stabilization effect of two-pillar adjustment framework in both bank level and firm level, but also discuss the difference of this micro-stabilization effect by distinguishing business cycles and nature of banks and firms. These findings provide complementary evidence for the effectiveness of two-pillar adjustment framework and further shed insights in the analysis of micro-transmission mechanism of two-pillar adjustment framework, which extends the literatures in related field. At last, the results in our research provide exactly empirical evidence for the reasonability and validity of two-pillar adjustment framework in China, as well as corresponding policy implication for the improvement of two-pillar adjustment framework.

**Key words:** Two-pillar Adjustment Framework; Monetary Policy; Macro-prudential Policy; Micro-stabilization Effect



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