



No. 1931

Working Paper

银行业杠杆率与经济增长

何山 彭俞超

【摘要】 基于96个国家（地区）2003-2017年的跨国样本，本文研究了银行业杠杆率变动对经济增长的影响。实证结果表明，银行业杠杆率提升在短期显著促进经济增长，而在长期对经济增长有一定的抑制作用。进一步分析表明，银行业杠杆率变动对经济增长的影响存在明显的非对称效应，即杠杆率下降的经济成本显著大于杠杆率上升的经济收益。而且，杠杆率变动速度越快，杠杆率变动对经济的负面作用越大。机制分析表明，银行业杠杆率变动在短期主要通过投资影响经济增长，在长期通过银行业风险影响经济增长。本文的政策建议在于，政府在实施杠杆率相关政策时充分考虑方式和速度，避免银行杠杆率大幅波动，将有助于经济平稳健康发展。

【关键词】 银行；杠杆率；经济增长

【文章编号】 IMI Working Paper No.1931



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

银行业杠杆率与经济增长

何山¹ 彭俞超²

【摘要】基于 96 个国家（地区）2003-2017 年的跨国样本，本文研究了银行业杠杆率变动对经济增长的影响。实证结果表明，银行业杠杆率提升在短期显著促进经济增长，而在长期对经济增长有一定的抑制作用。进一步分析表明，银行业杠杆率变动对经济增长的影响存在明显的非对称效应，即杠杆率下降的经济成本显著大于杠杆率上升的经济收益。而且，杠杆率变动速度越快，杠杆率变动对经济的负面作用越大。机制分析表明，银行业杠杆率变动在短期主要通过投资影响经济增长，在长期通过银行业风险影响经济增长。本文的政策建议在于，政府在实施杠杆率相关政策时充分考虑方式和速度，避免银行杠杆率大幅波动，将有助于经济平稳健康发展。

【关键词】银行；杠杆率；经济增长

引言

2008 年全球金融危机之后，银行业杠杆率与经济增长和金融稳定之间的关系引起了国内外学者的广泛关注。许多研究发现，银行业杠杆率具有明显的顺周期调整效应（Adrian & Shin, 2010；汪莉，2017）。由于商业银行是信贷的主要供给方，银行业杠杆率的顺周期调整导致银行信贷具有很强的顺周期性，放大经济波动。为了控制这种影响，巴塞尔III监管框架在原来加权资本比率的基础之上增加了流动性比率和杠杆率两个指标，对银行的资产负债结构进行约束。与之类似，我国银保监会在 2011 年出台了《商业银行杠杆率管理办法》，并在 2015 年依据巴塞尔III进行了修订，对商业银行提出了更高的监管要求。

在中国，银行业长期在金融系统中占据主导地位，其顺周期行为对经济增长的影响更加不容忽视。图 1 展示了中国银行业杠杆率与全球银行业杠杆率均值的比较。可以看出，虽然中国银行业杠杆率在 2011 年之后呈现下降趋势，但仍然高于世界平均水平。在这样的情况下，如何客观看待银行业杠杆率与经济增长之间的关系，判断银行业杠杆率的最优水平和最

¹ 何山，中央财经大学金融学院博士生

² 彭俞超，中国人民大学国际货币研究所研究员、中央财经大学亚投行研究中心执行主任

优调整方式，便显得尤为重要。

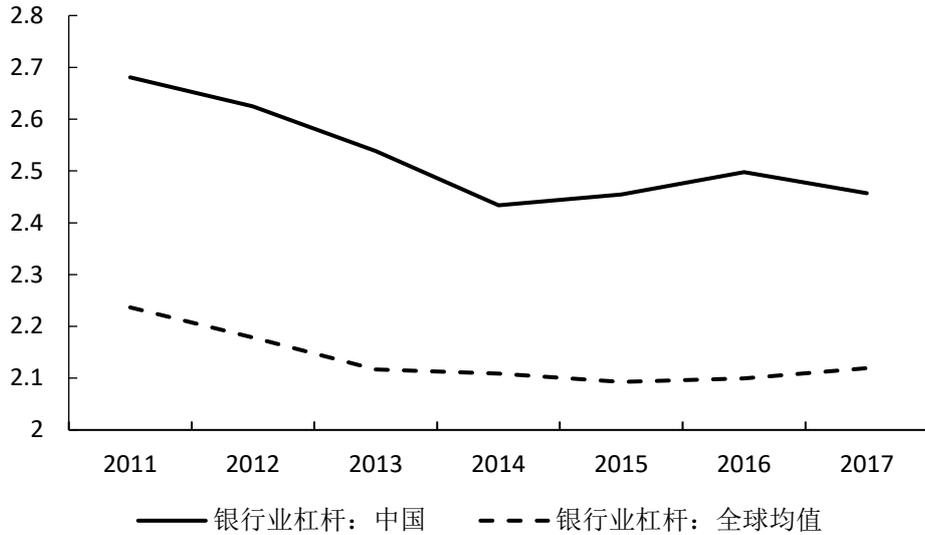


图1 中国银行业杠杆率与全球各国银行业杠杆率均值

注：本文所用的银行业杠杆率数据来自 Bankscope 数据库。本文将银行业杠杆率定义为银行总资产与权益比值的自然对数值，并将一国所有银行当年的杠杆率进行简单平均，得到一国的银行业杠杆率。其中，中国银行数据包含工、农、中、建、交在内的 283 家银行。

针对银行业杠杆率与经济增长之间的关系，国内外学者进行了大量的研究。一方面，商业银行作为现代金融体系的信贷派生主体，在资本金不变的情况下，杠杆率的上升意味着宏观信贷总量和货币供给总量的上升，可以提高金融发展水平，促进经济增长（王连军，2018；刘喜和王晶晶，2019）。另一方面，由于商业银行的杠杆行为具有明显的顺周期性（Adrian & Shin, 2010；汪莉，2017），银行业杠杆率会放大经济波动，过高的银行业杠杆率将提高银行业整体风险（Greenwood et al., 2015；方意，2016）。因此，银行业杠杆率不宜过高也不宜过低的观点已基本达成共识。

然而，现有研究仅仅关注了银行业杠杆率水平对经济增长的影响，很少有研究关注银行业杠杆率调整的动态过程及其对经济增长可能产生的非对称效应。银行业杠杆率变动对经济增长的非对称效应体现在三个方面。第一，在期限方面，银行业杠杆率变动对经济增长的长期影响和短期影响不同。银行业杠杆率增加会在短期内通过增加信贷总量的方式促进经济增长（王连军，2018；刘喜和王晶晶，2019），在长期内则会通过增加银行业风险的渠道抑制经济增长（Greenwood et al, 2015；方意，2016）。第二，在方向方面，银行业杠杆率的上升和下降对经济增长的影响不同。由于企业在投资时的“短贷长投”特征（钟凯等，2016），当银行业杠杆率下降时，企业不仅需要放弃新的投资机会，还会因为资金链断裂导致很多现有项目烂尾，造成更大的负向影响。第三，在速度方面，银行业杠杆率快速变动和平稳变动

对经济增长的影响不同。当银行业杠杆率快速上升时，企业无法找到足够的新投资项目进行投资，资金利用效率降低；当银行业杠杆率快速下降时，企业很难迅速找到替代性的融资策略，现金流断裂的现象更加明显，更多投资项目无法进行。

有鉴于此，本文基于 2003-2017 年 96 个国家的跨国样本，实证分析了银行业杠杆率变动对经济增长的影响，发现了如下结论。首先，中国银行业杠杆率虽然从 2011 年以来持续下降，但仍然高于全球银行业杠杆率的平均水平。其次，银行业杠杆率上升 1% 时，经济增长在当年上升 0.017%，但在四年后和五年后分别下降 0.026% 和 0.099%。再次，银行业杠杆率对经济增长的影响在杠杆率下降时显著更大，即杠杆率下降的经济成本大于杠杆率上升的经济收益。同时，当银行业杠杆率快速变动时，杠杆率变动对经济增长的负面作用会进一步放大。最后，机制分析表明银行业杠杆率变动在短期内主要通过投资影响经济增长，在长期内主要通过银行业风险影响经济增长。

本文主要有如下边际贡献：第一，本文重点研究了银行业杠杆率的动态调整过程对经济增长的影响，提供了新的研究视角和新的实证证据。第二，本文从期限、方向和速度三个角度研究了银行业杠杆率变动对经济增长的非对称效应。第三，本文发现银行业杠杆率在短期和长期分别通过投资渠道和银行业风险渠道影响经济增长。

一、文献回顾与理论分析

目前直接研究银行业杠杆率对经济增长影响的文献仍然较少。学者们主要从两个角度切入研究：一是通过金融发展渠道研究银行业杠杆率对经济增长的促进作用，二是通过金融风险渠道研究银行业杠杆率对经济增长的潜在隐患。

在金融发展方面，由于商业银行是现代金融体系当中的信贷派生主体，商业银行杠杆行为会直接影响一个国家的信贷总量和货币供应水平，影响金融发展程度，作用于经济增长。Roulet (2018) 发现银行在 2008 年金融危机去杠杆过程中，杠杆率下降导致贷款增长显著下降，王连军 (2018) 发现去杠杆进程降低了银行信贷的供给速度。刘喜和王晶晶 (2019) 发现商业银行降杠杆会冲击银行间市场的流动性，造成流动性短缺。

在金融风险方面，商业银行的杠杆行为具有很强的顺周期性，能够放大经济波动，增加金融风险。Adrian & Shin (2010) 通过金融机构资产负债表模型提出金融机构杠杆行为具有顺周期性，国内外学者也发现了商业银行杠杆顺周期行为的证据 (Baglioni et al., 2010;

Dewally et al., 2013; 汪莉, 2017; 王倩和赵铮, 2018)。同时, 学者们发现商业银行杠杆率是银行业系统性风险的重要组成部分 (Greenwood et al., 2015; 方意, 2016), 袁鲲鹏和饶素凡 (2014) 发现引入杠杆率约束之后, 我国商业银行资本水平显著提高, 银行业风险显著下降。

虽然现有研究进行了大量的工作, 但却忽略了一个重要问题: 只注重银行业杠杆率最优水平的探讨, 忽略了银行业杠杆率调整过程的非对称效应。在确定了最优银行业杠杆率水平之后, 如何以最恰当、经济成本最小的方式调整银行业杠杆率至合理区间, 学者们的关注仍然较少。中国人民银行杠杆率研究课题组 (2014) 认为不宜实施过急的去杠杆行为, 李扬 (2018) 指出在去杠杆的过程中还需要稳杠杆。具体而言, 在银行业杠杆率变动的过程中存在三方面的非对称效应:

第一, 银行业杠杆率变动对经济增长的短期影响和长期影响不同。在短期内, 随着银行业杠杆率的下降, 银行会缩减信贷投放, 恶化企业融资环境, 导致企业减少投资, 经济增长下降 (王连军, 2018; 刘喜和王晶晶, 2019)。在长期内, 银行业杠杆率下降一方面会导致银行在信贷发放上更加谨慎, 提高对短期贷款的监督能力 (刘海明和曹廷求, 2017), 另一方面会提高银行的风险承受能力, 降低危机发生的概率 (Greenwood et al., 2015; 方意, 2016)。由此, 本文提出第一个待实证检验的假设:

假设 1: 银行业杠杆率上升在短期内会促进经济增长, 在长期内会抑制经济增长。

第二, 银行业杠杆率上升和下降时, 杠杆率变动对经济增长的影响不同。企业在投资中需要大量长期资金, 但由于金融抑制的存在, 银行面临的竞争压力较低, 更愿意提供短期信贷。企业难以获得长期信贷进行投资, 只能通过“短贷长投”不断续借短期信贷来支持长期投资 (钟凯等, 2016)。这放大了企业的展期风险 (rollover risk) 和流动性风险 (liquidity risk), 较小的外部冲击会迅速降低企业的融资能力 (Archarya et al., 2011)。当银行业杠杆率下降时, 企业获得的信贷量下降, 不仅需要放弃新的投资项目, 还会因为资金流断裂, 导致现有投资项目无法继续, 产生较大的经济成本。据此, 本文提出第二个待实证检验的假设:

假设 2: 银行业杠杆率下降时, 银行业杠杆率变动对经济增长的影响会增大。

第三, 银行业杠杆率快速变动和平稳变动时, 银行业杠杆率变动对经济增长的影响不同。当银行业杠杆率快速上升时, 企业融资环境改善较大, 但无法找到足够多的新增项目进行投资, 金融资源的使用效率降低。当银行业杠杆率快速下降时, 企业融资环境迅速恶化, 现金流断裂的现象更加普遍, 更多的投资项目无法继续进行, 产生更大的经济成本。由此, 本文

提出第三个待实证检验的假设：

假设 3：银行业杠杆率快速上升时，杠杆率变动对经济增长的影响减小；银行业杠杆率快速下降时，杠杆率变动对经济增长的影响增大。

二、实证设计和数据

（一）实证设计

现有研究主要研究了银行业杠杆率绝对水平的经济影响，很少关注银行业杠杆率变动的经济影响，忽视了银行业杠杆率调整的动态过程，无法研究银行业杠杆率调整过程中的非对称效应。为了识别这种效应，参照彭俞超（2015），本文设置基础回归模型如下：

$$GDPGrowth_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 dBankLeverage_{i,t} + \gamma X_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中，下标 i 代表第 i 个国家，下标 t 代表第 t 年。被解释变量 $GDPGrowth$ 代表一国的经济增长水平，用 GDP 增长率来刻画。在稳健性检验当中，本文使用一国人均 GDP 增长率对经济增长水平进行刻画³。

$dBankLeverage$ 是本文的主要解释变量，即一国银行业杠杆率的整体变动水平。现有研究大多从 $M2/GDP$ 或私人部门信贷/ GDP 等指标入手刻画金融杠杆（马勇等，2016；潘敏和袁歌骋，2018），这些指标刻画了一国金融发展的程度，与杠杆本身的含义差距较大，既缺乏最基本的经济金融机理，也难以说清楚经济金融运行中的相关问题（王国刚，2017）。有鉴于此，本文参照公司杠杆率的计算方式，用总资产除以资本的自然对数值计算一个国家所有商业银行的杠杆率水平，然后对该国所有商业银行的杠杆率以银行总资产为权重进行加权平均，得到该国银行业整体杠杆率水平，最后对一国整体的银行业杠杆率水平取增长率，得到一国银行业杠杆率的变动情况 $dBankLeverage$ 。在稳健性检验中，本文采取简单平均的方法对一国的银行业杠杆率进行加总，再取增长率得到变量 $dBankLeverage2$ 。

$X_{i,t}$ 是一系列影响经济增长的控制变量。参照马勇和陈雨露（2017），本文加入了宏观经济变量、社会人口变量和金融系统变量三大类控制变量。其中，宏观经济变量主要用来控制经济增长的短期影响因素，包含通货膨胀、政府购买、工业化程度、储蓄率四个变量。社会人口变量主要用来控制经济增长的长期潜力，包含人口增长率、老幼抚养比两个变量。金融系统变量主要用来控制与金融体系相关的影响因素，包含利率、银行集中度两个变量。详

³ 文章篇幅有限，稳健性检验未予以列示，感兴趣的读者可向作者索取。

细的变量定义如表 1 所示。

表 1 变量定义一览表

变量名	描述	数据量	均值	标准差	25 分位	75 分位
GDPGrowth	GDP 增速	1128	0.033	0.055	0.015	0.051
GDPGrowth2	人均 GDP 增速	1120	0.018	0.048	0.003	0.035
dBankleverage	银行业杠杆率变动	1175	0.004	0.258	-0.073	0.054
dBankleverage2	银行业杠杆率变动	1175	-0.008	0.203	-0.084	0.060
Inflation	通货膨胀	791	0.046	0.045	0.016	0.061
GovernmentGrowth	政府购买	913	0.035	0.067	0.004	0.054
IndustryGrowth	工业化水平	1056	0.033	0.083	0.002	0.061
PopGrowth	人口增长率	1167	0.013	0.013	0.004	0.022
PopDependence	老幼抚养比	1127	0.359	0.066	0.318	0.399
DepositRate	存款利率	748	0.052	0.043	0.019	0.076
SavingGrowth	储蓄增速	989	0.039	0.560	-0.082	0.131
BankConcentration	银行集中度	871	0.659	0.200	0.503	0.825
InvGrowth	投资增速	921	0.046	0.134	-0.006	0.096
BankZ	银行 Z 指数	955	0.142	0.088	0.075	0.182

数据来源：世界银行 WDI 数据库、GFDD 数据库、Bankscope 数据库

在估计方法的选择上，正如马勇和陈雨露（2017）所指出的，宏观回归中可能存在较强的内生性问题，OLS 估计及传统面板模型无法获得有效的估计量。因此，本文采用系统广义矩估计（GMM）对变量之间的关系进行估计。本文重点进行两方面检验：一是利用 Hansen 检验检查工具变量是否过度识别，二是通过 AR2 检验检查模型是否仍然存在内生性问题。

（二）数据描述

本文使用的银行业杠杆率数据来源于 Bankscope 数据库，经济增长数据和控制变量数据均来自于世界银行 WDI 数据库和 GFDD 数据库。为了去除极端值的影响，本文对通货膨胀 Inflation、政府购买 GovernmentGrowth、储蓄 SavingGrowth、存款利率 DepositRate 等数据进行了 Winsor 缩尾处理。经过处理后，本文最终得到 96 个国家（地区）2003 年到 2017 年的非平衡面板作为研究样本。

本文分析了所有国家银行业杠杆率变动的分布情况，发现银行业杠杆率变动的分布基本满足正态分布。为了分析银行业杠杆率变动对经济增长的非对称影响，本文从方向和速度两个方面对银行业杠杆率变动进行了进一步的区分。

在方向上，本文采取直接法和间接法对银行业杠杆率上升和下降进行区分。直接法以零为界，将银行业杠杆率变动大于 0 定义为银行业杠杆率上升，小于 0 定义为银行业杠杆率下降。间接法考虑了每年各国银行业杠杆率变动的整体情况，以每年各国银行业杠杆率变动的中位数为界，将大于中位数定义为银行业杠杆率上升，小于中位数定义为银行业杠杆率下降。图 2 中的实线展示了银行业杠杆率变动中位数的趋势，可以看出，每年银行业杠杆率变动的中位数基本都在零轴附近小幅波动。

在速度上，本文对每年所有国家银行业杠杆率变动进行排序，以 25 分位数和 75 分位数为界，将大于 75 分位数的定义为银行业杠杆率快速上升，小于 25 分位数的定义为银行业杠杆率快速下降。图 2 中的两条虚线展示了每年银行业杠杆率变动 25 分位数和 75 分位数的变动趋势，所有年份当中，银行业杠杆率变动的 25 分位数均小于 0，75 分位数均大于 0。因此，以 25 分位数和 75 分位数为界可以较好识别银行业杠杆率快速上升和快速下降。

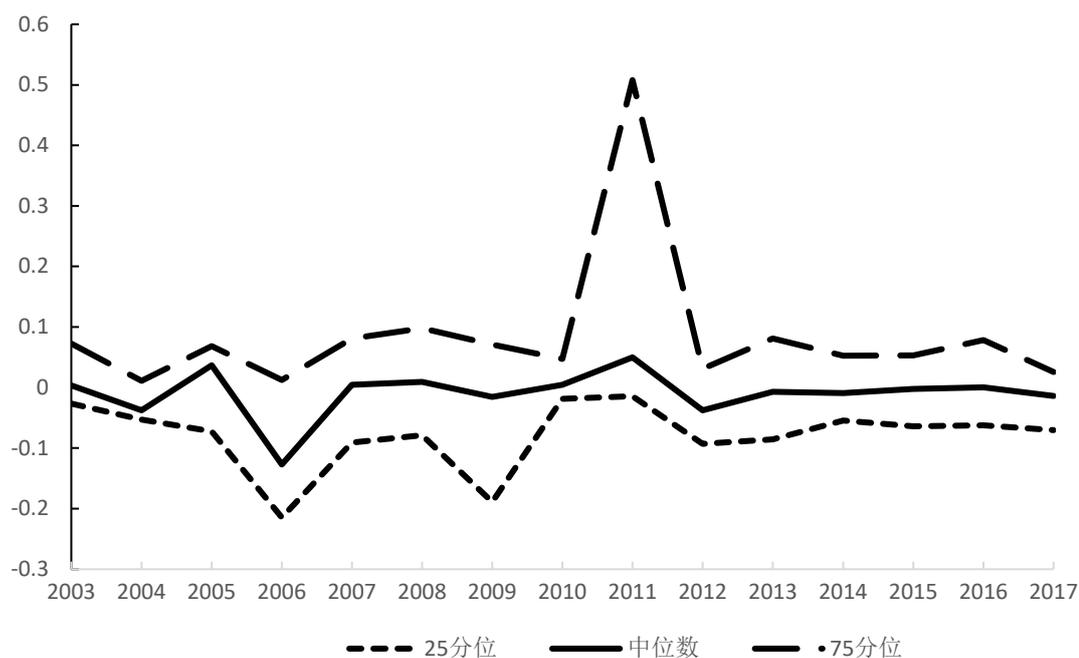


图 2 每年银行业杠杆率变动的 25 分位数、中位数和 75 分位数
数据来源：Bankscope 数据库，作者计算得到

三、银行业杠杆率变动对经济增长的长期影响和短期影响

(一) 基准回归

首先，本文利用系统 GMM 识别了银行业杠杆率变动对经济增长的长期影响和短期影

响，具体结果如表 2 所示。其中，AR(2)是二阶序列相关性检验，不显著表明内生性问题得到解决。Hansen Test 是工具变量有效性检验，不显著表明没有过度识别。本文加入通货膨胀、政府购买、工业化水平、储蓄、人口增长率、老幼抚养比、存款利率、银行集中度八个控制变量。限于篇幅，此处只报告主要解释变量的回归结果。根据表 2 的结果，本文可以得到如下结论。

其一，银行业杠杆率变动在短期会正向影响经济增长，这种效应持续性较弱。第（1）列表明，当银行业杠杆率上升 1%时，经济增长在当年增加 0.017%，该效应在 10%的显著性水平下显著。但一年之后，这种正向影响便不再显著，如第（2）-（4）列所示。这说明在短期内，银行业杠杆率上升能够带来经济收益，下降会产生经济成本，与现有文献的结论一致（王连军，2018；刘喜和王晶晶，2019）。

其二，银行业杠杆率变动在长期内会负向影响经济增长。第（4）-（5）列表明，当银行业杠杆率变动 1%时，经济增长在四年后反向变动 0.026%，在五年后反向变动 0.099%，两种效应分别在 1%和 10%的显著性水平下显著。

综上，本文发现银行业杠杆率变动对经济增长的影响在短期和长期存在明显差异，银行业杠杆率上升在短期内能够促进经济增长，但在长期却会抑制经济增长，假设 1 得到证明。这与刘海明和曹廷求（2017）的结论相似，即银行业杠杆的下降在短期内会增大企业的流动性风险，抑制企业的投资活动，但也能在长期减少企业的非效率投资，将信贷资源配置到高质量企业的投资活动当中，间接促进整个经济的增长。

表 2 银行业杠杆率变动对经济增长的短期影响和长期影响

因变量: GDPGrowth _{i,t}	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
dBankLeverage _{i,t}	0.017*					
	(0.010)					
dBankLeverage _{i,t-1}		0.004				
		(0.005)				
dBankLeverage _{i,t-2}			0.003			
			(0.004)			
dBankLeverage _{i,t-3}				0.001		
				(0.004)		
dBankLeverage _{i,t-4}					-0.026***	
					(0.004)	
dBankLeverage _{i,t-5}						-0.099*
						(0.051)

样本数	425	338	251	175	107	48
国家数	96	93	87	76	61	17
AR(2) P 值	0.295	0.225	0.244	0.370	0.409	0.337
Hansen test p 值	0.995	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
国家固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制

注：括号中报告的是标准误，*、**、***分别表示系数在 10%、5%、1%的统计水平上显著。下同。

（二）机制检验

接着，本文进一步对银行业杠杆率变动影响经济增长的渠道进行了研究，具体结果如表 3 和表 4 所示，从中可以得到如下结论。

其一，实体投资是银行业杠杆率变动影响经济增长的重要途径。银行贷款是大多数企业的主要资金来源，企业会根据贷款情况制定投资计划。当银行业杠杆率变动时，企业投资行为会随着银行信贷供给的变化而改变（刘海明和曹廷求，2017；张一林和蒲明，2018）。本文选取一国固定资产形成总额的年度增长率作为投资的代理变量。表 3 的第（1）-（2）列表明，银行业杠杆率变动对投资具有显著的正向影响，但持续性不强。当银行业杠杆率变动 1%时，投资在当期正向变动 0.148%，该效应在 10%的显著性水平下显著。这种正向影响在一年后便不再显著。第（3）-（6）列显示，银行业杠杆率变动在长期抑制实体投资。当银行业杠杆率变动 1%时，投资水平在两年后反向变动 0.035%，在四年后反向变动 0.098%，两种效应分别在 10%和 1%的显著性水平下显著。这与银行业杠杆率变动对经济增长的影响非常一致，说明实体投资是银行业杠杆率影响经济增长的重要渠道之一。

表 3 银行业杠杆率变动对投资的短期影响和长期影响

因变量：InvGrowth _{i,t}	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
dBankLeverage _{i,t}	0.148*					
	(0.080)					
dBankLeverage _{i,t-1}		0.025				
		(0.031)				
dBankLeverage _{i,t-2}			-0.035*			
			(0.020)			
dBankLeverage _{i,t-3}				-0.033		
				(0.085)		
dBankLeverage _{i,t-4}					-0.098***	
					(0.036)	

dBankLeverage _{i,t-5}						0.028 (0.221)
样本数	417	323	238	163	97	39
国家数	95	91	84	73	60	16
AR(2) P 值	0.819	0.484	0.637	0.258	0.916	0.949
Hansen test p 值	1.000	0.998	1.000	0.999	1.000	1.000
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
国家固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制

注：括号中报告的是标准误，*、**、***分别表示系数在 10%、5%、1%的统计水平上显著。下同。

其二，银行业风险是银行业杠杆率变动影响经济增长的重要途径。杠杆与风险密切相关，随着一国银行业杠杆的上升，该国银行业的整体风险也会上升。由于风险积累过程的隐蔽性较强（彭俞超等，2018；李建军和冯雪，2019），银行业杠杆率变动对银行风险的影响可能表现为缓慢的风险积累过程。本文使用一国所有银行 Z 指数作为银行风险的反向指标。表 4 显示，当银行业杠杆率变动 1%时，银行业 Z 指数当年反向变动 0.058%，两年后反向变动 0.029%，三年后反向变动 0.037%，三种效应分别在 10%、10%和 5%的显著性水平下显著。这说明银行业杠杆率的上升会提高金融风险，与现有文献的结果一致（Greenwood et al., 2015；方意，2016）。同时说明银行业风险也是银行业杠杆率变动影响经济增长的主要渠道。

表 4 银行业杠杆率变动对银行业风险的影响

因变量：BankZ _{i,t}	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
dBankLeverage _{i,t}	-0.058* (0.033)					
dBankLeverage _{i,t-1}		-0.008 (0.014)				
dBankLeverage _{i,t-2}			-0.029* (0.016)			
dBankLeverage _{i,t-3}				-0.037** (0.018)		
dBankLeverage _{i,t-4}					-0.007 (0.038)	
dBankLeverage _{i,t-5}						-0.071 (0.287)
样本数	422	326	239	162	94	37
国家数	96	92	86	75	59	14
AR(2) P 值	0.237	0.761	0.584	0.739	0.811	0.525
Hansen test p 值	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000

控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
国家固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制

注：括号中报告的是标准误，*、**、***分别表示系数在 10%、5%、1%的统计水平上显著。下同。

四、银行业杠杆率变动对经济增长影响的非对称效应

（一）银行业杠杆率上升和杠杆率下降对经济增长的影响

本文进一步对银行业杠杆率变动对经济增长的非对称效应进行了识别。本文采用两种识别方法区分了银行业杠杆率上升和下降。一是绝对法，以 0 为分界，将银行业杠杆率变动大于等于 0 定义为银行业杠杆率上升，小于 0 定义为银行业杠杆率下降，依此生成虚拟变量 $Down1_{i,t}$ ，令其在银行业杠杆率下降时取 1。二是相对法，每年计算所有样本国家杠杆率变动的中位数，将银行业杠杆率变动大于中位数定义为银行业杠杆率上升，小于中位数定义为银行业杠杆率下降。依此生成虚拟变量 $Down2_{i,t}$ ，令其在银行业杠杆率变动小于中位数（即相对下降）时取 1。相对法的好处是考虑了不同年份世界经济的整体情况，例如 2008 年金融危机时，绝大多数国家银行业杠杆率均大幅下降，银行业杠杆率轻微下降的国家实际上已经高于大多数经济体。

为了识别银行业杠杆率上升和下降对经济的非对称影响，本文在回归中加入杠杆率下降的虚拟变量与杠杆率变动的交乘项。由于银行业杠杆率变动在短期正向影响经济增长，交乘项系数显著大于 0 说明当银行业杠杆率下降时，银行业杠杆率对经济增长的影响变强，即银行业杠杆率下降的经济成本显著高于银行业杠杆率上升的经济收益。

表 5 的结果显示，在两种定义方法下，交乘项的系数均显著为负，这说明在银行业杠杆率下降时，银行业杠杆率变动对经济增长的影响变强，即银行业杠杆率下降的经济成本大于银行业杠杆率上升的经济收益。这是因为企业的投资行为周期较长、资金需求较大，很多投资项目需要企业源源不断地进行资金投入。当银行业杠杆率下降时，企业不仅会减少新投资项目的投资，还会因为现金流断裂使现有投资项目被迫烂尾，产生更大的经济损失。由此，假设 2 得到了证明。

表 5 银行业杠杆率上升和下降对经济增长的非对称影响

因变量: $GDP_{Growth_{i,t}}$	(1)	(2)
$dBankLeverage_{i,t}$	-0.028** (0.013)	-0.030** (0.013)

Down1i,t*dBankLeveragei,t	0.103**	
	(0.045)	
Down1i,t	-0.005	
	(0.007)	
Down2i,t*dBankLeveragei,t		0.100***
		(0.036)
Down2i,t		-0.006
		(0.010)
样本数	425	425
国家数	96	96
AR(2) P 值	0.894	0.915
Hansen test p 值	1	1
控制变量	已控制	已控制
国家固定效应	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制

注：括号中报告的是标准误，*、**、***分别表示系数在 10%、5%、1%的统计水平上显著。下同。

（二）杠杆率快速变动对经济增长的影响

接着，本文进一步验证了银行业杠杆率的不同变动速度对经济增长的非对称影响。当银行业杠杆率快速变动时，企业可能无法快速调整投资决策，无法对银行业杠杆的变动做出最优反应。本文每年对所有国家银行业杠杆率的变动进行了排序，将大于 75 分位数的银行业杠杆率变动定义为杠杆率的快速增加，定义虚拟变量 $RapidUp_{i,t}$ ，在银行业杠杆率变动大于 75 分位数时取 1，其他情况取 0。同时将小于 25 分位数的银行业杠杆率变动定义为杠杆率的快速下降，定义虚拟变量 $RapidDown_{i,t}$ ，令其在银行业杠杆率变动小于 25 分位数时取 1，其他时候取 0。本文同样采取虚拟变量和杠杆率变动的交乘项对非对称效应进行识别。

表 6 汇报了主要实证结果，从中可以得到如下结论。其一，银行业杠杆快速下降时，其经济成本会显著增大。第（1）列中交乘项系数为 0.123，在 5% 的显著水平下显著。这说明银行业杠杆率快速下降时，银行业杠杆率变动对经济增长的影响变强。对比表 5 的结果可以发现，银行业杠杆率快速下降时，其交乘项系数 0.123 大于表 5 第（2）列的系数 0.1。这说明虽然银行业杠杆率下降的经济成本已经显著大于银行业杠杆率上升的经济收益，这种经济成本在银行业杠杆率快速下降时会被进一步放大。

其二，银行业杠杆率快速上升时，其经济收益会显著减小。第（2）列中交乘项系数为 -0.089，系数在 5% 的统计水平下显著。这说明当银行业杠杆率快速上升时，银行业杠杆率变动对经济增长的影响减弱。第（2）列交乘项系数的绝对值小于表 5 第（2）列的系数 0.1，

说明银行业杠杆率上升带来的经济收益在杠杆率快速上升时会进一步减少。

在经典文献设定中，银行业杠杆率上升和下降对经济增长的效果完全对称，若银行业杠杆率快速下降会增加经济成本，则快速上升也应该增加其经济收益（Adrian & Shin, 2010）。这种设定忽略了风险的因素，与经济并不相符。本文的实证结果发现，无论杠杆率是上升还是下降，杠杆率变动过快对经济增长均是有害的，快速下降显著增大其经济成本，快速上升显著减小其经济收益。至此，假设 3 得到了证明。

表 6 银行业杠杆率快速上升和快速下降对经济增长的非对称影响

因变量: GDPGrowth _{i,t}	(1)	(2)
dBankLeverage _{i,t}	-0.006 (0.021)	0.048 (0.050)
RapidDown _{i,t} *dBankLeverage _{i,t}	0.123** (0.060)	
RapidDown _{i,t}	0.005 (0.010)	
RapidUp _{i,t} *dBankLeverage _{i,t}		-0.089** (0.038)
RapidUp _{i,t}		0.022 (0.026)
样本数	425	425
国家数	96	96
AR(2) P 值	0.276	0.385
Hansen test p 值	1.000	0.998
控制变量	已控制	已控制
国家固定效应	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制

注：括号中报告的是标准误，*、**、***分别表示系数在 10%、5%、1%的统计水平上显著。下同。

（三）机制检验

接着，本文从投资的角度检验了银行业杠杆率影响经济增长的渠道，结果如表 7 所示，从中可以得到如下结论：其一，银行业杠杆率下降时，其对投资的影响显著增大。其二，当银行业杠杆率快速上升时，其对投资的促进作用显著降低。其三，当银行业杠杆率快速下降时，其对投资的抑制作用显著增大。这与银行业杠杆率变动对经济增长的影响一致，也说明实体投资确实是银行业杠杆率变动影响经济增长的重要渠道。

表 7 银行业杠杆率变动对投资的非线性影响

因变量: InvGrowth _{i,t}	(1)	(2)	(3)	(4)
dBankLeverage _{i,t}	-0.163 (0.110)	-0.149 (0.106)	-0.084 (0.063)	0.318*** (0.119)
Down1 _{i,t} *dBankLeverage _{i,t}	0.502** (0.243)			
Down1 _{i,t}	-0.030 (0.042)			
Down2 _{i,t} *dBankLeverage _{i,t}		0.504** (0.225)		
Down2 _{i,t}		-0.013 (0.038)		
RapidDown _{i,t} *dBankLeverage _{i,t}			0.569** (0.286)	
RapidDown _{i,t}			0.051 (0.050)	
RapidUp _{i,t} *dBankLeverage _{i,t}				-0.408*** (0.124)
RapidUp _{i,t}				-0.002 (0.042)
样本数	417	417	417	417
国家数	95	95	95	95
AR(2) P 值	0.675	0.819	0.552	0.980
Hansen test p 值	1.000	1.000	1.000	1.000
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
国家固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制

注：括号中报告的是标准误，*、**、***分别表示系数在 10%、5%、1%的统计水平上显著。下同。

五、结论与政策建议

基于 96 个国家（地区）2003-2017 年的跨国面板数据，本文研究了银行业杠杆率变动对经济增长的影响，发现如下结论：首先，银行业杠杆率上升在短期内促进经济增长，长期内抑制经济增长。机制检验表明银行业杠杆率变动在短期内通过投资影响经济增长，在长期内通过银行业风险影响经济增长。其次，银行业杠杆率下降带来的经济成本大于银行业杠杆率上升带来的经济收益。再次，银行业杠杆率快速下降时，其经济成本会被进一步放大，银行业杠杆率快速上升时，其经济收益反而下降。最后，银行业杠杆率变动与经济增长之间的非线性关系在投资中同样成立。基于实证结果，本文主要提出以下几点政策建议：

首先，应当客观全面地看待银行业杠杆率对经济增长的作用。银行业杠杆率变动对于经

经济增长的作用具有两面性，既能在短期内通过投资影响经济增长，也能在长期内通过银行业风险影响经济增长。不能只看到短期收益，而忽略了长期风险。

其次，应当重视银行业杠杆率下降所带来的经济成本。银行业杠杆率下降所带来的经济成本要显著大于银行业杠杆率上升所带来的经济收益，这是因为银行业杠杆率下降不仅会导致企业因为资金不足放弃新投资项目，还会因为资金链断裂让现有投资被迫烂尾，产生更大的经济成本。因此，制定政策时应当关注经济成本，通过政策配合降低影响。

最后，应当重视银行业杠杆率的变动速度，避免银行业杠杆率大幅波动。无论银行业杠杆率是上升还是下降，过快的杠杆率变动对经济增长都是有害的。当银行业杠杆率大幅波动时，决策者应当及时干预，保持银行业杠杆率的稳定，降低对经济增长的影响。

参考文献

- [1] 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[J]. 管理世界, 2016 (8) : 32-57
- [2] 李建军, 冯雪. 互联网金融系统性风险度量研究[J]. 华北电力大学学报(社会科学版), 2019(02) : 1-12
- [3] 李扬. 稳杠杆是去杠杆过程中的必然需求[N]. 21世纪经济报道, 2018-09-20 (004)
- [4] 刘海明, 曹廷求. 续贷限制对微观企业的经济效应研究[J]. 经济研究, 2018, 53 (04) : 108-121
- [5] 刘喜和, 王晶晶. 商业银行降杠杆的宏观经济效应[J]. 南开学报(哲学社会科学版), 2019 (02) : 168-179
- [6] 马勇, 陈雨露. 金融杠杆、杠杆波动与经济增长[J]. 经济研究, 2017, 52 (06) : 31-45
- [7] 马勇, 田拓, 阮卓阳, 朱军军. 金融杠杆、经济增长与金融稳定[J]. 金融研究, 2016 (06) : 37-51
- [8] 潘敏, 袁歌聘. 金融去杠杆对经济增长和经济波动的影响[J]. 财贸经济, 2018, 39 (06) : 58-72
- [9] 彭俞超, 倪晓然, 沈吉. 企业“脱实向虚”与金融市场稳定——基于股价崩盘风险的视角[J]. 经济研究, 2018, 53 (10) : 50-66
- [10] 彭俞超. 金融功能观视角下的金融结构与经济增长——来自 1989~2011 年的国际经验[J]. 金融研究, 2015 (01) : 32-49
- [11] 汪莉. 隐性存保、“顺周期”杠杆与银行风险承担[J]. 经济研究, 2017 (10) : 67-81
- [12] 王国刚. “去杠杆”：范畴界定、操作重心和可选之策[J]. 经济学动态, 2017 (07) : 16-25
- [13] 王连军. 去杠杆化与银行体系稳定性研究——基于中国银行业的实证[J]. 国际金融研究, 2018 (10) : 55-64
- [14] 王倩, 赵铮. 同业融资视角下的商业银行杠杆顺周期性[J]. 金融研究, 2018 (10) : 89-105
- [15] 袁鲲鹏, 饶素凡. 银行资本、风险承担与杠杆率约束——基于中国上市银行的实证研究(2003-2012年)[J]. 国际金融研究, 2014 (08) : 52-60
- [16] 张一林, 蒲明. 债务展期与结构性去杠杆[J]. 经济研究, 2018, 53 (07) : 32-46
- [17] 中国人民银行杠杆率研究课题组, 徐诺金, 姜再勇. 中国经济杠杆率水平评估及潜在风险研究[J]. 金融监管研究, 2014 (05) : 23-38
- [18] 钟凯, 程小可, 张伟华. 货币政策适度水平与企业“短贷长投”之谜[J]. 管理世界, 2016 (03) : 87-98
- [19] Acharya V V, Gale D, Yorulmazer T. Rollover Risk and Market Freezes[J]. Journal of Finance, 2011, 66 (4) : 1177 - 1209
- [20] Adrian T, Shin H S. Liquidity and leverage [J]. Journal of Financial Intermediation, 2010, 19 (3) : 418-437
- [21] Baglioni A, Boitani A, Massimo L, et al. Is the leverage of European commercial banks procyclical? [M]. Università cattolica del Sacro Cuore, 2010
- [22] Dewally M, Shao Y. Leverage, wholesale funding and national risk attitude[J]. Journal of International Financial Markets, Institutions and Money, 2013, 23: 179-195
- [23] Greenwood R, Landier A, Thesmar D. Vulnerable banks [J]. Journal of Financial Economics, 2015, 115 (3) : 471-485

[24] Levine R. Finance and Growth: Theory and Evidence[J]. Handbook of Economic Growth, 2005, 1 (2) : 865-934

[25] Rajan, R. Zingales L.: "Financial Dependence and Growth, " American Economic Review, 1998, 88, 559-586

[26] Roulet C. Basel III: Effects of capital and liquidity regulations on European bank lending[J]. Journal of Economics and Business, 2018, 95: 26-46

Bank Leverage and Economic Growth

Abstract: In this paper, we use the panel data on 96 countries (districts) over the period of 2003-2017 to investigate the impact of bank leverage change on economic growth. According to the empirical result, the impact of bank leverage change on economic growth is positive in the short term and negative in the long term. Further research shows the impact of bank leverage on economic growth is significantly asymmetric. The impact of bank leverage change on economic growth is significantly larger when the bank leverage decreases. Furthermore, the economy suffers more when bank leverage changes faster. According to the mechanism analysis, the change of bank leverage affects economic growth through investment in the short run and through bank risk in the long run. We suggest that policy makers should consider this asymmetric effect and avoid the bank leverage from changing sharply.

Key words: bank, leverage, economic growth



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