

# 金融杠杆、经济增长与金融稳定

马 勇 田 拓 阮卓阳 朱军军

(中国人民大学财政金融学院/中国财政金融政策研究中心, 北京 100872)

**摘 要:** 本文基于 91 个国家 1983 ~ 2012 年的面板数据, 采用系统 GMM 估计方法和二元面板离散选择模型对金融杠杆、经济增长与金融稳定之间的关系进行了实证分析。实证结果表明: (1) 去杠杆化对经济增长具有显著的负效应, 同时, 伴随着去杠杆化进程, 金融危机的发生概率会明显增加; (2) 金融杠杆波动与经济增长和金融稳定均显著负相关, 表明金融杠杆波动程度的加大不仅会危害经济增长, 同时还会对金融体系的稳定性产生负面影响。上述结论对一国的经济增长与金融稳定具有比较确切的政策启示。首先, 应考虑从防患未然的角度, 前瞻性地加强金融杠杆的宏观管理, 避免整个金融体系出现过度杠杆化的倾向。其次, 在危机后“被动去杠杆化”的过程中, 应尽可能地采取循序渐进的策略, 充分考虑政策实施过程中应有的平滑操作, 最大限度地避免金融杠杆急速下降所导致的经济衰退和金融不稳定。

**关键词:** 去杠杆化; 经济增长; 金融稳定

**JEL 分类号:** G21, O11, O40 **文献标识码:** A **文章编号:** 1002 - 7246(2016) 06 - 0037 - 15

## 一、引言与文献回顾

2008 年发生的国际金融危机, 一个重要的根源是建立在证券化基础之上的金融体系过度杠杆化, 而危机之后的大规模“去杠杆化”更是将主要危机国家的经济和金融体系拖入了漫长的衰退和不稳定状态之中。从历史经验来看, 单个企业或机构的“去杠杆化”不会对金融市场和宏观经济产生明显影响, 但如果整个金融体系都陷入了“去杠杆化”进程, 则有可能导致持续的信贷紧缩和流动性枯竭, 继而发生经济和金融危机。

从金融杠杆及其波动对经济增长的影响来看, 基于对 2008 年国际金融危机的反思,

---

**收稿日期:** 2015 - 09 - 02

**作者简介:** 马 勇, 经济学博士, 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, Email: mayongmail@ruc.edu.cn.

田 拓, 经济学博士研究生, 中国人民大学财政金融学院, Email: tiantuo1984@hotmail.com.

阮卓阳, 中国人民大学财政金融学院。

朱军军, 中国人民大学财政金融学院。

\* 本文感谢国家自然科学基金项目(71403277)资助。感谢匿名审稿人的宝贵意见。文责自负。

国外学者围绕金融部门的去杠杆化问题已经进行了广泛研究。比如, Devlin and McKay (2008) 发现, 金融部门的去杠杆化会对经济造成下行压力, 进而阻碍正常的经济增长。Glick and Lansing (2009) 研究了美国家庭部门的去杠杆化, 他们发现, 无论是通过减少借贷或是采取其它形式的去杠杆化, 家庭部门经历这一过程都不轻松, 并有可能导致长期的消费低迷和经济衰退。Lund et al. (2010) 研究了历史上一些著名的去杠杆化事件, 发现去杠杆化在大多数时候( 特别是在去杠杆化的最初几年) 都伴随着信贷增长的显著下降、工人失业的增加和社会总需求的降低。Roxburgh et al. (2011) 分析了 1930 年以来 45 个主要的去杠杆化案例, 发现长期的去杠杆化几乎总是发生在某个重大的危机之后, 并且一般会持续 6 到 7 年。Mian and Sufi (2011) 对美国 2007 - 2009 年的高失业和家庭部门去杠杆化之间的关系进行研究后发现, 从 2007 年 3 月到 2009 年 3 月的 620 万失业人口中, 有 400 万是由家庭部门的去杠杆化造成的, 这意味着去杠杆化是这一时期经济衰退和失业的主要原因。持类似观点的还有 Shilling (2012) 和 Hinrichsen (2012)。他们认为, 2008 年后的经济增长放缓并不是一次普通的衰退, 而是长期的去杠杆化进程的一部分。事实上, 去杠杆化在大多数情况下需要很长时间, 有的长达十几年, 在这一过程中, 经济将面临通货紧缩和经济减缓的双重压力。在 Cuerpo et al. (2013) 的研究中, 去杠杆化将会通过多种途径影响产出: 首先是家庭部门的需求下降导致其投资和消费减少, 其次是去杠杆化的冲击可能会导致资本性投资下降, 从而导致工资降低和失业增加, 以上两种情况都会对经济增长造成不利影响。Buttiglione et al. (2014) 也发现, 去杠杆化和经济减速在很多情况下是相互作用的恶性循环, 前者加剧了经济衰退, 而后者则使去杠杆化进程困难重重, 因此, 在经济疲软的情况下进行去杠杆化将会延长去杠杆化的进程, 反过来, 去杠杆化的持续也会导致经济的持续低迷。

从金融杠杆及其波动对金融稳定的影响来看, Bhattacharya et al. (2011) 认为, 由于在繁荣时期, 金融机构会不断加大其信贷杠杆比率, 同时大量投资于高风险的资产组合, 因而导致长期繁荣之后的金融杠杆波动和去杠杆化会对金融体系的稳定性造成显著的破坏性影响。Greenlaw et al. (2012) 也认为, 在经济整体强劲的情况下, 单个机构的去杠杆化无关紧要, 因为新的贷款者会迅速代替老的贷款者, 并且存在大量的潜在资产购买者; 但在经济疲软的情况下, 由于许多金融机构陷入困境, 他们被迫通过出售资产来缓解困境, 这会导致资产价格暴跌和诱发金融不稳定。这一“去杠杆化悖论”意味着一个常见的冲击可能会导致一些借款人的信贷紧缩, 而信贷紧缩的负外部效应会使他们减少投资或者解雇工人, 进而又会进一步减少消费, 如此往复, 一个涉及金融和经济的“负反馈循环”就会出现。在 Bouis et al. (2013) 的研究中, 如果去杠杆化以及由此造成的金融杠杆波动是基于减少资产特别是减少对非金融部门的贷款, 那么金融部门的去杠杆化将会显著降低家庭和企业的的需求, 从而导致信贷需求和供给的不稳定, 进而引发金融危机。Tepper and Borowiecki (2014) 通过构建金融市场不稳定指标, 分析了杠杆引致的爆发性行为( leverage - induced explosive behavior) 如何影响到金融市场的稳定性。他们的研究结果显示, 资金的强制清算会引发金融市场特别是银行资金市场和股票市场的明显波动。在 Valencia

(2014)的动态银行模型框架下(dynamic bank model),银行部门为发放新贷款而进行融资所导致的过度杠杆化会恶化正常的风险承担激励,并最终导致过度的风险承担和系统性的金融不稳定。Adrian and Boyarchenko(2015)基于动态宏观经济模型的分析发现,金融机构面临的风险约束会引发金融杠杆的顺周期波动,在这一过程中,信贷的波动和风险定价的调整会导致内生性的系统性风险,并可能最终诱发系统性的金融危机。Avgouleas(2015)基于微观审慎和宏观审慎的双重视角,分析了金融杠杆的周期性波动如何最终导致了金融体系的不稳定。

在国内研究方面,现有关于金融杠杆的文献主要是讨论2008年金融危机后发达国家去杠杆化的现状、途径和对全球经济的影响。比如,钟伟和顾弦(2009)的研究认为,欧美国家的金融机构去杠杆化对新兴市场的影响主要是通过流动性渠道,其结果是股票市场因受外部冲击而下滑,资本外逃压力增大,国内流动性趋紧。杨明秋(2011)的研究发现,金融危机后的去杠杆化过程同时涉及所有私人部门,由于金融产品和金融机构的去杠杆化与消费者、投资者和非金融企业的去杠杆化相互影响、相互强化,使得金融体系的去杠杆化和实体经济的下滑共同形成一个具有放大效应的负反馈循环,这是导致经济长期深度衰退的重要原因。在针对中国去杠杆化问题的研究中,张明和贺军(2013)的研究指出,中国经济面临的潜在风险之一是企业部门的负债率太高,而企业部门的去杠杆化不仅会压低经济增长速度,还会给银行体系带来巨大压力。在另外一项较为系统的研究中,李扬等(2013)指出,由于2008年金融危机主要归因于发达国家的居民、企业和政府部门都负债经营或消费,而金融机构则对应地进行高杠杆化运作,因此,危机的恢复将以“去杠杆化”为必要条件。陈雨露等(2014)基于119个国家1980-2012年的动态面板数据,从实证角度研究了人口老龄化对金融杠杆的影响,发现在越过老龄化“拐点”之后,“去杠杆化”进程将伴随金融危机发生概率的明显上升。根据文章实证结论推算,中国极有可能在2019-2028年间进入拐点区域,此后,人口老龄化、金融部门“去杠杆化”和资产价格的下降可能产生“共振”效应,并对金融体系的稳定性造成猛烈冲击。

总体来看,去杠杆化对金融稳定和宏观经济具有重要影响,但有关金融杠杆(去杠杆化及金融杠杆波动)和经济增长和金融稳定之间关系的实证研究目前还比较匮乏。有鉴于此,本文基于91个国家1983-2012年的样本数据,对金融杠杆、经济增长和金融稳定之间的关系进行较为系统的实证研究。这一研究一方面有助于加深我们对相关问题的认识,另一方面有助于面临去杠杆化问题的国家采取正确的应对策略。本文其余部分的组织结构如下:第二部分分析金融杠杆对经济增长的影响;第三部分分析金融杠杆对金融稳定的影响;第四部分进行总结并提出简要的政策建议。

## 二、去杠杆化和金融杠杆波动对经济增长的影响

### (一) 模型设定与估计方法

本文的主要目标是分析去杠杆化和金融杠杆波动对经济增长和金融稳定的影响,因

此,核心解释变量为去杠杆化和金融杠杆波动,而被解释变量则分别为经济增长和金融稳定。本部分我们首先分析前者,即去杠杆化和金融杠杆波动对经济增长的影响。为此,建立如下形式的动态面板模型:

$$Y_{it} = \alpha Y_{i,t-1} + \beta del_{it} + \theta vol_{it} + \gamma Z_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,下标  $i$  表示国家,  $t$  表示时间,  $Y_{it}$  表示经济增长,  $del_{it}$  表示去杠杆化,  $vol_{it}$  表示金融波动,  $Z_{it}$  表示其它可能对经济增长产生影响的控制变量向量,  $\mu_i$  为个体效应,  $\varepsilon_{it}$  为误差项。

面板数据的回归估计通常存在一些挑战。第一个问题是存在难以观察的时间效应和国家效应,虽然包含时期的虚拟变量能够解释时间效应,但是在给定回归的动态性质前提下,处理国家效应的常规方法(组内去心或差分估计)是不合适的。第二个问题是大多数解释变量和经济增长可能存在联合内生性,因此,我们需要控制同时变化产生的偏差和反向因果。为解决上述问题,我们使用 Arellano and Bond (1991) 和 Arellano and Bover (1995) 开发的系统广义矩估计(System GMM)对式(1)进行估计。该方法可以有效避免变量与变量、变量与残差之间的内生性问题。同时,通过使用 Windmeijer (2005) 提出的 WC-robust 估计方法,我们还可以得到稳健标准误,从而使回归结果更为可靠。

## (二) 核心变量定义及控制变量选择

基于交叉样本数据的可获得性,本文的实证分析样本共包含 91 个国家 1983 - 2012 年的相关数据。<sup>1</sup> 对于零星数据缺失的情况,为尽可能地充分利用数据,参考实证文献的一般做法(如陈雨露等,2014),如果数据缺失值的个数小于 3,即数据序列在时间维度上具有 90% 以上的完整性,则采取插值法的方式予以补齐。文中原始数据的来源均为世界银行的 WDI 数据库。

根据本文研究目标,作为被解释变量的经济增长主要使用两个基本指标: GDP 增长率(记为  $gdp_g$ ) 和人均 GDP 增长率(记为  $pgdp_g$ )。在解释变量方面,如前文所述,本文重点分析的核心解释变量是去杠杆化和金融杠杆波动,同时纳入了一系列控制变量,现分别介绍如下:

(1) 去杠杆化( $del$ ): 采取类似 Bezemer and Zhang (2014) 对信贷周期的认定,以  $pr_{it}$  表示国家  $i$  在第  $t$  年时私人部门信贷与 GDP 之比(私人部门信贷/GDP),用 HP 滤波计算出  $pr_{it}$  的周期值  $\tilde{pr}_{it}$ ,并用  $\sigma_{pr}$  表示从  $\tilde{pr}_{it}$  得出的金融杠杆标准差。在此基础上,首先将低

<sup>1</sup> 具体包括(按英文国名排序): 阿尔及利亚、阿拉伯埃及共和国、阿拉伯联合酋长国、安提瓜岛和巴布达、澳大利亚、奥地利、巴拿马、巴巴多斯、巴西、比利时、冰岛、伯利兹、博茨瓦纳、巴基斯坦、贝宁、玻利维亚、不丹、布吉纳法索、布隆迪、韩国、丹麦、德国、多米尼加共和国、多米尼克、多哥、厄瓜多尔、法国、斐济、芬兰、菲律宾、佛得角、哥伦比亚、格林纳达、冈比亚、刚果(布)、哥斯达黎加、圭亚那、荷兰、洪都拉斯、加蓬、加纳、科摩罗、肯尼亚、卢森堡、莱索托、马耳他、马来西亚、美国、墨西哥、马达加斯加、马拉维、马里、毛里求斯、孟加拉国、南非、尼泊尔、尼日尔、尼日利亚、葡萄牙、日本、瑞典、塞舌尔、沙特阿拉伯、圣基茨和尼维斯、圣卢西亚、圣文森特和格林纳丁斯、苏里南、塞拉利昂、塞内加尔、斯里兰卡、斯威士兰、苏丹、泰国、特立尼达和多巴哥、突尼斯、土耳其、乌拉圭、委内瑞拉玻利瓦尔共和国、西班牙、新加坡、匈牙利、意大利、英国、约旦、印度、印度尼西亚、智利、中国、赞比亚、乍得、中非共和国。

谷定义为:  $0: \widetilde{pr}_{it} < \sigma_{pr}$  时,即周期值低于一个标准差的年份。然后,往前推至顶峰的下一年,这个顶峰被定义为:  $\widetilde{pr}_{it} > \widetilde{pr}_{it-1}$  和  $\widetilde{pr}_{it} > \widetilde{pr}_{it+1}$  都成立时。这个区间就是金融去杠杆化时期。在变量赋值方面,样本国家发生去杠杆化的年份记为 1,其余标记为 0。

(2) 金融杠杆波动( vol ):按照一般文献的做法,对私人部门信贷/GDP 也求 HP 滤波,得到其周期波动项( 记为 cycle ),然后取其绝对值,这个绝对值即金融杠杆波动( 即  $vol = |cycle|$  )。显然,vol 的数值越大,表示相应的金融杠杆波动程度越大,对应的金融杠杆的不稳定程度也就越高。

(3) 其它控制变量: 在其它控制变量的选择上,部分地参考过往文献( 陈雨露等, 2010; 马勇和陈雨露,2013; 田拓和马勇,2013) ,我们主要对三个层面的影响因素进行控制: 一是经济层面,具体使用的解释变量包括通货膨胀率、工业化程度和资本形成率; 二是金融层面,具体使用的解释变量包括存款利率和存款保险制度; 三是社会人文层面,具体使用的解释变量包括人口增长率和城镇化率。

本文各变量的符号及含义如表 1 所示,表 2 给出了各变量的基本统计描述。

表 1 本文各变量的符号、含义及数据来源

回归变量			具体说明	
被解释变量	gdpg	GDP 增长率( % )	用于衡量国家间经济发展速度的差异。该数值越大,表示某国的经济增长越快。	
	pgdpg	人均 GDP 增长率( % )	用于衡量国家间人均经济发展的程度和阶段。该数值越大,表示某国经济发展水平越高。	
主解释变量	del	去杠杆化	如果某国发生了去杠杆化,则去杠杆化年份赋值为 1,否则为 0。	
	vol	金融杠杆波动	用于衡量金融稳定程度,该指标越高,表示金融体系越不稳定。	
控制变量	dfi	通货膨胀率( % )	用 GDP 平减指数表示,用以衡量不同国家间的宏观经济稳定情况。	
	ind	工业增加值( % )	用第二产业在产业结构中的比重表示,该值越大,表示工业化程度越高。	
	cap	资本形成( 占 GDP, % )	用资本形成总额与 GDP 之比表示,反映宏观资本结构和货币资源的分配。	
	金融变量	r	存款利率( % )	存款利率是商业银行或类似银行为存款支付的利率,用于衡量市场利率水平。
		insu	存款保险	虚拟变量,如果某国建立了显性的银行存款保险制度,则赋值为 1,否则为 0。
	社会变量	pop	人口增长率( % )	从 t-1 至 t 年的年中人口的指数增长率,该数值越大,表示某国的人口增长越快。
		urb	城镇化率	用城镇人口占总人口比重衡量,该数值越大,表示某国城镇化率越高

表 2 变量的基本描述统计

变量	含义	观察值	平均值	标准差	最小值	最大值
gdpg	GDP 增长率	2730	0.0364	0.0425	-0.1901	0.3374
pgdpg	人均 GDP 增长率	2730	0.0194	0.0424	-0.1971	0.3034
del	去杠杆化	2730	0.2414	0.4280	0	1
vol	金融杠杆波动	2730	0.0374	0.0601	0.0000	1.4517
dfl	通货膨胀率	2550	0.1964	2.6139	-0.2917	123.3867
ind	工业增加值/GDP	2550	0.2918	0.1108	0.0694	0.7741
cap	资本形成总额/GDP	2550	0.2291	0.0877	-0.0242	1.5273
r	存款利率	2160	0.2268	2.7546	0	93.9429
insu	存款保险制度	2160	0.3819	0.4860	0	1
pop	人口增长率	2160	0.0158	0.0112	-0.0177	0.0610
urb	城镇化率	2160	0.5227	0.2394	0.0687	1

### (三) 实证分析结果

基于回归方程(1),表3给出了以GDP增长率为被解释变量、以去杠杆化和金融杠杆波动为核心解释变量的回归结果。其中,模型1为只包含了被解释变量一阶滞后和核心解释变量(即去杠杆化del和金融杠杆波动vol)的基本回归结果,而模型2-4则在基本回归的基础上逐步纳入了经济、金融和社会等层面的控制变量。从表3的回归结果可以看出,去杠杆化变量的系数在5%的置信水平上一直显著为负,表明去杠杆化会对一国的经济增长产生明显的负效应;与此同时,金融杠杆波动的系数符号也一直保持为负,且在5%置信水平上显著,表明金融杠杆波动也对一国的经济增长具有显著的负面影响,即一个国家的金融杠杆波动程度越高,经济增长率越低。注意到在逐步纳入多个控制因素的过程中,上述结论并没有因为控制变量的加入而发生任何改变,表明相关结论是稳定的。与此同时,所有模型均通过了Sargan检验和AR(2)检验,表明模型估计过程中所选用的工具变量有效,且回归结果不受残差序列相关影响,模型估计是有效的。

对于纳入模型的控制变量,通过分析其系数,可以发现:(1)通货膨胀率的系数显著为负,表明通货膨胀水平越高,经济增长率越低;(2)资本形成率的系数显著为正,表明随着投资增加和资本形成的加速,经济增长率也会相应提高;(3)人口增长率的系数显著为正,表明由人口增长所带来的人力资本积累和人口红利,对经济增长具有促进作用。总体来看,上述结论与经典宏观经济学的理论是一致的。

表 3 去杠杆化和金融杠杆波动对 GDP 增长率的影响

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
L. gdpg	0.0998 *** ( 5.2628)	0.0928 *** ( 4.3302)	0.0916 *** ( 2.7073)	0.0991 ** ( 2.1226)
del	-0.0057 ** ( -2.1780)	-0.0095 *** ( -2.6123)	-0.0064 ** ( -2.3056)	-0.0059 ** ( -2.0339)
vol	-0.0385 ** ( -2.2244)	-0.0484 *** ( -2.6074)	-0.0926 ** ( -2.2520)	-0.0736 ** ( -2.4962)
dfl		-0.0003 *** ( -6.1043)	-0.0003 *** ( -3.9309)	-0.0003 *** ( -5.4357)
cap		0.0926 *** ( 3.9505)	0.0822 *** ( 2.9837)	0.0938 *** ( 3.2950)
ind		0.0125 ( 0.6147)	0.0242 ( 1.3091)	0.0401 * ( 1.6883)
r			-0.0000 ( -0.1517)	-0.0001 ( -0.5029)
insu			-0.0060 ( -0.6514)	0.0009 ( 0.1095)
pop				0.8337 ** ( 2.4429)
urb				-0.0096 ( -0.5928)
常数项	0.0361 *** ( 19.4025)	0.0131 * ( 1.8109)	0.0146 * ( 1.7137)	-0.0034 ( -0.2629)
Wald 统计量	40.0141	132.2026	231.3897	248.5440
AR(2) 统计量	0.2254 ( 0.8217)	0.2218 ( 0.8245)	-0.0109 ( 0.9913)	-0.0178 ( 0.9858)
Sargan 统计量	88.5493 ( 1.0000)	83.3919 ( 1.0000)	68.8857 ( 1.0000)	67.8207 ( 1.0000)
样本数	2639	2465	2088	2088
国家数	91	85	72	72

注: (1) L. gdpg 表示 GDP 增长率的一期滞后; (2) 1%, 5%, 10% 水平分别用 \*\*\*, \*\*, \* 表示; (3) 变量系数括号中的数为 z 值; (4) AR(2) 统计量和 Sargan 统计量括号中的数为 p 值。

在表 3 中,我们以 GDP 增长率作为经济增长的代理变量,考察了去杠杆化和金融杠杆波动对经济增长的影响。应该指出,GDP 增长率作为最常见的一个宏观经济增长指标,虽然有助于从总体上衡量一个国家所创造的产出增长速度,但却无法直接用于衡量单位个体所创造产出增长速度,后者一般用人均 GDP 增长率来表示。此外,由于人均 GDP 反映了一个国家的富裕程度,因此,人均 GDP 增长率的引入还将有助于从国民福利的角

度对经济增长的效果进行评估。有鉴于此,我们继续以人均 GDP 增长率作为经济增长的代理变量,对去杠杆化和金融杠杆波动对经济增长的影响进行回归分析。具体结果如表 4 所示。与表 3 的结构类似,表 4 仍然沿用了逐步增加控制变量的做法,其中“模型 5”为仅包含被解释变量一阶滞后和两个核心解释变量的回归结果,而“模型 6-8”则为逐步对经济、金融和社会变量进行控制后的回归结果。

从表 4 的回归结果可以看出,去杠杆化与人均 GDP 增长率呈现出显著的负相关关系(均在 5% 的水平显著),表明在去杠杆化的过程中,人均 GDP 增长率会出现显著下降;与此同时,金融杠杆波动对人均 GDP 增长率具有显著的负效应(模型 5 在 10% 水平显著,其余均在 5% 水平显著),表明金融杠杆波动性的上升会显著削弱一国的人均经济增速。总体来看,上述结果表明,当以人均 GDP 增长率作为经济增长的代理变量时,去杠杆化和经济增长之间的负相关关系以及金融杠杆波动对经济增长的负向效应依然显著成立。从回归结果的稳定性和有效性来看,上述结论并没有因为多个控制变量的加入而发生显著改变,同时,所有回归模型均通过 Sargan 检验和 AR(2) 检验,表明模型的估计是可靠的。

作为控制变量的附带结果,表 4 的结果表明:通货膨胀率的系数显著为负,说明通货膨胀水平的上升不利于人均经济增长;资本形成率的系数显著为正,说明投资的增加和资本形成的加速会促进一国的人均 GDP 增长率上升。这两个结果均与表 3 的结果一致。与表 3 略有不同的是,人口增长率虽然与 GDP 增长率显著正相关(表 3),但对人均 GDP 增长率的影响却并不显著(表 4),这说明人口增长虽然对推动一国的整体经济增长具有促进效应,但能否提高人均的经济增长率,则无法得到确切结论。这一点不难理解,虽然人口增长可以通过促进人力资本积累和提升“人口红利”等效应推动总体经济增长,但如果人口增速过快(超过 GDP 的总体增速),就可能通过“扩大分母”的渠道拉低人均的经济增长速度,从而对人均 GDP 增长率产生负面影响。

表 4 去杠杆化和金融杠杆波动对人均 GDP 增长率的影响

	模型 5	模型 6	模型 7	模型 8
L. pgdpg	0.1005 *** ( 3.5262)	0.0666 ** ( 2.2532)	0.1004 *** ( 3.4627)	0.0987 ** ( 1.9652)
del	-0.0082 ** ( -2.3401)	-0.0078 ** ( -2.1821)	-0.0064 ** ( -1.9976)	-0.0063 ** ( -2.3851)
vol	-0.0205 * ( -1.8261)	-0.0348 ** ( -2.3053)	-0.0663 ** ( -2.5456)	-0.0594 ** ( -2.0445)
df1		-0.0004 *** ( -4.2476)	-0.0003 *** ( -3.7295)	-0.0003 *** ( -4.7678)
cap		0.1069 *** ( 3.8267)	0.0994 *** ( 3.4586)	0.0915 *** ( 3.3578)
ind		0.0146 ( 0.7917)	0.0313 ( 1.5709)	0.0295 ( 1.5612)



续表				
	模型 5	模型 6	模型 7	模型 8
r			-0.0002 ( -0.8866)	-0.0002 ( -1.0381)
insu			-0.0031 ( -0.3288)	-0.0029 ( -0.3261)
pop				-0.3258 ( -0.7933)
urb				-0.0056 ( -0.3090)
常数项	0.0209*** ( 10.4813)	-0.0062 ( -0.8243)	-0.0077 ( -0.8695)	0.0024 ( 0.1526)
Wald 统计量	21.8632	93.3152	75.6546	187.6741
AR(2) 统计量	0.3309 ( 0.7407)	0.0519 ( 0.9586)	0.0076 ( 0.9939)	0.0061 ( 0.9951)
Sargan 统计量	88.8951 ( 1.0000)	82.7939 ( 1.0000)	68.3599 ( 1.0000)	67.4356 ( 1.0000)
样本数	2639	2465	2088	2088
国家数	91	85	72	72

注: (1) L. pgdpg 表示人均 GDP 增长率的一期滞后; (2) 1%,5%,10% 水平分别用 \*\*\*, \*\*, \* 表示; (3) 变量系数括号中的数为 z 值; (4) AR(2) 统计量和 Sargan 统计量括号中的数为 p 值。

(四) 稳健性检验

基于研究目标和数据可获得性的不同,在不同的文献中,“去杠杆化”通常有不同的测度方法和标准。作为本文重点关注的核心解释变量,实证分析结果的稳定性是否会受到“去杠杆化”指标衡量方式的影响,成为有待进一步检验的问题。为此,本部分我们使用 Lund et al. (2010) 关于“去杠杆化”的定义,重新进行相关的回归分析,以衡量不同的“去杠杆化”定义是否会影响到文章的实证分析结论。

根据 Lund et al. (2010) 的定义,当一国的“总债务/GDP”或“总信贷/GDP”连续三年下降且降幅超过 10% 时,则表明该国经济处于去杠杆化的过程之中。根据这一定义,我们可以得到样本国家发生去杠杆化的具体年份,然后采用与前文一致的变量赋值方式,对发生去杠杆化的样本国家的对应年份标记为 1,其余非去杠杆化的年份标记为 0。在保持其余回归变量不变的情况下,重新进行相关的回归分析,相关结果表明<sup>2</sup>: (1) 基于新的“去杠杆化”定义,无论是以 GDP 增长率还是以人均 GDP 增长率作为被解释变量,去杠杆化变量的系数符号始终显著为负(至少在 5% 显著性水平上显著,绝大部分情况下其显著性水平达到 1%),表明去杠杆化对经济增长的负面效应依然成立; (2) 金融杠杆波动的系

2 篇幅所限,具体回归结果此处略去,需要可向作者索取。

数符号在所有回归中均保持显著为负,表明金融杠杆波动对经济增长的负向影响这一结论也未发生改变。此外,所有回归模型均通过 Sargan 检验和 AR(2) 检验,表明模型的估计是可靠的。总体来看,这些结果表明,前文的基本结论(即去杠杆化和金融杠杆波动不仅会对一国的经济增长产生不利影响,同时还会降低人均 GDP 的增长率)在不同的“去杠杆化”定义下是稳健的。

### 三、去杠杆化和金融杠杆波动对金融稳定的影响

如前文所述,本文的主要目标是分析去杠杆化和金融杠杆波动对经济增长和金融稳定的影响,上一部分已经重点分析了前者,即去杠杆化和金融杠杆波动对经济增长的影响,相关结果表明,去杠杆化和金融杠杆波动对经济增长有显著的负向影响。由于在现实中,去杠杆化(特别是金融部门的去杠杆化)以及伴随这一过程的金融杠杆波动不仅会影响经济增长,同时还会对金融稳定产生明显影响,因此,本部分我们要进一步讨论的是:去杠杆化和金融杠杆波动是否会影响金融稳定?

在研究金融稳定的实证文献中,特别是在关于宏观金融稳定的相关实证文献中,一般用是否发生金融危机作为一国金融体系稳定性的代理变量。显而易见,金融危机是金融稳定的负向指标:一个国家发生金融危机的概率越高,其金融体系的不稳定性也就越高。由于这种做法直观明了,已经被大量研究所使用(陈雨露和马勇,2013)。在实证分析过程中,由于一个国家是否发生金融危机通常用“0-1”二元变量赋值法进行标记,对应的面板数据分析也应采用标准的二元面板离散选择模型。

#### (一) 模型设定与变量选择

如前所述,为分析去杠杆化和金融杠杆波动对金融稳定的影响,我们建立“金融危机——去杠杆化(金融杠杆波动)”的二元面板离散选择模型。根据标准文献(陈雨露等,2014),在二元面板离散选择模型中,通常需要假定存在一个隐含变量  $Y_{it}^*$ , 其具体形式为:

$$Y_{it}^* = \alpha X_{it} + \beta Z_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

其中,下标  $i$  表示国家, $t$  表示时间, $Y_{it}$  表示是否发生金融危机, $X_{it}$  表示核心解释变量(去杠杆化、金融杠杆波动), $Z_{it}$  表示其他可能引起金融危机的控制变量向量, $\mu_i$  表示个体效应, $\varepsilon_{it}$  为误差项。隐含变量  $Y_{it}^*$  不可观测,但虚拟变量  $Y_{it}$  可以观测,且:如果  $Y_{it}^* > 0$  不可观,则  $Y_{it} = 1$ ; 如果  $Y_{it}^* \leq 0$  不可观,则  $Y_{it} = 0$ 。为简化起见,将式(11)简写为:

$$Y_{it}^* = x_{it}\gamma + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

于是可以进一步得到:

$$Prob(Y_{it} = 1) = Prob(\varepsilon_{it} > -x_{it}\gamma) = 1 - F(-x_{it}\gamma) = F(x_{it}\gamma) \quad (13)$$

其中, $Prob(Y_{it} = 1)$  是  $Y_{it}$  在  $x_{it}\gamma$  条件下为 1 的概率。在 Probit 模型设定下, $F(x_{it}\gamma)$  由标准正态累计分布函数  $\Phi(x_{it}\gamma)$  表示。其具体形式为:

$$\Phi(x_{it}\gamma) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{x_{it}\gamma} \exp\left(-\frac{z^2}{2}\right) dz \quad (14)$$

其中  $z$  由  $x_{it}\gamma$  经标准化后得到。在上述模型中,作为被解释变量的金融危机是一个二元虚拟变量,在其变量赋值方面,与标准文献的做法一致,  $Y_{it} = 1$  表示  $i$  国在  $t$  年发生金融危机,  $Y_{it} = 0$  表示  $i$  国在  $t$  年没有发生金融危机。该变量赋值的具体信息来自 Laeven and Valencia(2012)。文章的核心解释变量仍为去杠杆化( $\text{del}$ )和金融杠杆波动( $\text{vol}$ ),控制变量的选择也与前文一致,主要对样本国家经济、金融和社会三个层面的因素进行控制。上述各解释变量的具体指标选择和基本统计描述可见前文的表1和表2,此处不再赘述。

## (二) 实证分析结果

对于二元面板离散选择模型的估计,实证文献中通常有两种估计方法:随机效应模型(Random-effects model, RE模型)和总体平均模型(Population-averaged model, PA模型)。从理论上讲,随机效应模型是一种基于正态分布的带惩罚的线性模型,而总体平均模型则是一种等相关模型(equal-correlation model)。由于在研究过程中,研究者很难事先判断样本数据的分布性质,因此,为稳妥起见,我们同时使用这两种模型进行估计。

表5给出了基于随机效应模型(RE模型)的回归结果。其中,模型9为仅包含核心解释变量(去杠杆化和金融杠杆波动)的基本回归结果,而模型10-12则在基本回归的基础上相继加入了经济、金融和社会等方面的影响因素(控制变量)。从表5的结果可以看出,至少在5%的置信水平上,去杠杆化与金融危机的发生概率显著正相关(模型11和12在5%的显著性水平显著,其余模型在1%的显著性水平显著),这意味着,去杠杆化会导致一国金融体系不稳定性的显著上升。与此同时,金融杠杆波动变量的回归系数也在1%的置信水平上与金融危机的发生概率显著正相关,这表明,金融杠杆波动程度的加大也会导致一国金融体系不稳定性的显著上升。

作为控制变量的附带结果,表5的结果还表明,资本形成和金融危机的发生概率显著负相关,说明随着一国资本水平的上升,金融危机的发生概率会出现明显下降。同时,显性存款保险与金融危机的发生概率显著正相关,表明显性存款保险制度的建立实际上增加了金融体系的不稳定性。尽管这一结论看上去有点不太直观,但实际上先前的诸多实证研究也证实了这一点,如 Demirg - Kunt et al. (2005)、陈雨露和马勇(2013)等的研究都得出了类似的结论。之所以出现这种情况,可能是因为,显性存款保险制度的建立使得个体对金融机构的监督激励下降,由于银行危机变得不再那么难以接受,从而在一定程度上加大了道德风险,导致市场的风险偏好上升(Demirg - Kunt et al., 2005)。

再从基于总体平均模型(PA模型)的回归结果来看,表6给出了与表5高度一致的回归结果:去杠杆化和金融杠杆波动与金融危机发生概率之间的正相关关系依然显著成立,且大部分情况下其显著性水平高达1%。这一结果表明,去杠杆化和金融杠杆波动会导致金融体系不稳定性上升这一基本结论在不同的模型设定之下都是成立的。

表 5 去杠杆化和金融杠杆波动对金融危机发生概率的影响( RE 模型)

	模型 9	模型 10	模型 11	模型 12
del	0.3777 *** ( 4.5673)	0.3061 *** ( 3.5328)	0.2061 ** ( 2.1820)	0.2086 ** ( 2.2058)
vol	2.7223 *** ( 5.3058)	3.4168 *** ( 6.3769)	6.9762 *** ( 7.2057)	6.8791 *** ( 7.0490)
dfi		0.0123 ( 1.1299)	0.0072 ( 0.5382)	0.0073 ( 0.5491)
cap		-6.8108 *** ( -7.8232)	-6.6570 *** ( -7.3724)	-6.6555 *** ( -7.3584)
ind		-1.0559 ( -1.4644)	-1.0563 ( -1.4707)	-1.1156 ( -1.5519)
r			0.0046 ( 0.3426)	0.0050 ( 0.3689)
insu			0.3198 ** ( 2.1189)	0.3143 ** ( 2.1036)
pop				-0.2333 ( -0.0354)
urb				0.2345 ( 0.6368)
常数项	-1.7619 *** ( -19.1404)	0.0116 ( 0.0439)	-0.1572 ( -0.5836)	-0.2539 ( -0.7030)
卡方	58.5385	114.9916	118.6045	118.4763
样本数	2730	2550	2160	2160
国家数	91	85	72	72

注: (1) 1%, 5%, 10% 水平分别用 \*\*\*, \*\*, \* 表示; (2) 变量系数括号中的数为 z 值。

表 6 去杠杆化和金融杠杆波动对金融危机发生概率的影响( PA 模型)

	模型 13	模型 14	模型 15	模型 16
del	0.3088 *** ( 4.2607)	0.2711 *** ( 3.4825)	0.1944 ** ( 2.2511)	0.2028 ** ( 2.3357)
vol	2.6868 *** ( 4.7492)	3.3071 *** ( 5.6374)	6.5253 *** ( 7.5771)	6.3018 *** ( 7.1623)
dfi		0.0095 ( 0.9803)	0.0046 ( 0.4179)	0.0048 ( 0.4308)
cap		-5.3746 *** ( -7.9941)	-5.5210 *** ( -7.5912)	-5.6099 *** ( -7.5624)
ind		-0.4049 ( -0.9088)	-0.5937 ( -1.2489)	-0.6579 ( -1.3449)

续表				
	模型 13	模型 14	模型 15	模型 16
r			0.0054 (0.3550)	0.0060 (0.3966)
insu			0.1501 (1.5081)	0.1470 (1.4930)
pop				-3.0164 (-0.6263)
urb				0.1810 (0.7262)
常数项	-1.4890*** (-21.9641)	-0.2582 (-1.5714)	-0.2937 (-1.5792)	-0.3006 (-1.2039)
卡方	50.5739	117.5650	125.6746	126.0696
样本数	2730	2550	2160	2160
国家数	91	85	72	72

注: (1) 1%,5%,10% 水平分别用 \*\*\*, \*\*, \* 表示; (2) 变量系数括号中的数为 z 值。

(三) 稳健性检验

在稳健性检验方面,与前文一致,我们采用 Lund et al. (2010) 关于“去杠杆化”的定义,考察了不同“去杠杆化”定义是否会影响上述基本结论。相关结果表明,在采用新的“去杠杆化”定义之后,无论是基于随机效应模型,还是基于总体平均模型,去杠杆化和金融危机发生概率之间的显著正相关关系以及金融杠杆波动和金融危机发生概率之间的显著正相关关系均未发生任何改变,显著性水平甚至还有所上升(全部在 1% 的置信水平上显著)。<sup>3</sup> 这意味着“去杠杆化和金融杠杆波动会导致一国金融体系不稳定性的明显上升”这一基本结论在不同的“去杠杆化”定义和不同的模型设定之下依然是稳健的。

四、结论和政策建议

本文基于全球 91 个国家(地区)近 30 年的面板数据,对去杠杆化和金融杠杆波动对经济增长和金融稳定的影响进行了实证分析。实证结果表明: (1) 去杠杆化对经济增长具有显著的负效应,同时,伴随着去杠杆化进程,金融危机的发生概率也会明显增加; (2) 金融杠杆波动对经济增长和金融稳定均具有显著的负效应,表明金融杠杆波动程度的加大不仅会危害经济增长,同时还会对金融体系的稳定性产生明显的负面影响。

上述结论对一国的经济增长与金融稳定具有比较确切的政策启示。首先,由于去杠杆化是金融杠杆过度上升的必然结果,而去杠杆化又必将导致经济增长减速和金融体系

3 篇幅所限,稳健性检验的具体结果此处略去,需要可向作者索取。

的不稳定性上升,因此,应考虑从防患未然的角度,前瞻性地加强金融杠杆的宏观管理,避免整个金融体系出现过度杠杆化的倾向。其次,由于金融杠杆本身的波动也会对经济增长和金融稳定造成不良影响,因此,即使是在危机后“被动去杠杆化”的过程中,也应该尽可能地采取循序渐近的策略,充分考虑政策实施过程中应有的平滑操作,最大限度地避免金融杠杆急速下降所导致的经济衰退和金融不稳定。

## 参 考 文 献

- [1] 陈雨露和马勇,2013《大金论纲》,中国人民大学出版社,第 420~435 页。
- [2] 陈雨露、马勇和李濛,2010《金融危机中的信息机制:一个新的视角》,《金融研究》第 3 期,第 1~15 页。
- [3] 陈雨露、马勇和徐律,2014《老龄化、金融杠杆与系统性风险》,《国际金融研究》第 9 期,第 3~14 页。
- [4] 李扬、张晓晶和常欣,2013《中国国家资产负债表 2013——理论、方法与风险评估》,中国社会科学出版社,第 2~60 页。
- [5] 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。
- [6] 田拓和马勇,2013《中国的短期跨境资金流动——波动性测度及影响因素分析》,《金融研究》第 12 期,第 87~99 页。
- [7] 杨明秋,2011《发达国家金融系统的去杠杆化趋势及其影响》,《中央财经大学学报》第 2 期,第 33~38 页。
- [8] 张明和贺军,2013《中国经济去杠杆化的潜在风险》,《金融市场研究》第 12 期,第 4~9 页。
- [9] 钟伟和顾弦,2009《从金融危机看金融机构的去杠杆化及其风险》,《中国金融》第 2 期,第 24~25 页。
- [10] Adrian, T., and N. Boyarchenko, 2015, “Intermediary Leverage Cycles and Financial Stability,” Federal Reserve Bank of New York Staff Reports, No. 567.
- [11] Arellano M., and O. Bover, 1995, “Another Look at the Instrumental – Variable Estimation of Error – Components Models”, *Journal of Econometrics*, 68: 29~51.
- [12] Arellano M., and S. Bond, 1991, “Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations”, *Review of Economic Studies*, 58: 277~297.
- [13] Avgouleas, E., 2015, “Bank Leverage Ratios and Financial Stability: A Micro and Macroprudential Perspective”, *Levy Economics Institute Working Paper*, No. 849.
- [14] Bezemer, D., and L. Zhang, 2014, “From Boom to Bust in the Credit Cycle: the Role of Mortgage Credit”, Working Paper.
- [15] Bhattacharya, S., Goodhart, C., Tsomocos, D., A. Vardoulakis, 2011, “Minsky’s Financial Instability Hypothesis and the Leverage Cycle”, LSE Financial Markets Group Paper Series Special Paper, No. 202.
- [16] Bouis, R., A. Christensen, and B. Courmède, 2013, “Deleveraging: Challenges, Progress and Policies”, Economics Department Working Papers, No. 1077.
- [17] Buttiglione, L., P. Lane, L. Reichlin., and V. Reinhart, 2014, “Deleveraging? What Deleveraging”, Geneva Reports on the World Economy, No. 16.
- [18] Cuerpo, C., I. Drumond, J. Lendvai, P. Pontuch, and R. Raciborski, 2013, “Indebtedness, Deleveraging Dynamics and Macroeconomic Adjustment”, *European Economy, Economic Papers*, No. 477.
- [19] Dermiguc – Kunt, A., Karacaovali, B. and L. Laeven, 2005, “Deposit Insurance Around the World: A Comprehensive Database,” World Bank Policy Research Working Paper, No. 3628.
- [20] Devlin, W., and H. McKay, 2008, “The Macroeconomic Implications of Financial Deleveraging”, Working Paper.
- [21] Greenlaw, D., A. Kashyap, and K. Schoenholtz, 2012, “Stressed Out: Macroprudential Principles for Stress Testing”,

- Chicago Booth Paper No. 12 ~ 08.
- [22] Glick, R., and K. Lansing, 2009, "U. S. Household Deleveraging and Future Consumption Growth", FRBSF Economic Letter, No. 16.
- [23] Hinrichsen, S., 2012, "The Deleveraging Cycle", Working Paper.
- [24] Laeven, L., and F. Valencia, 2012, "Systemic Banking Crises Database: An Update", IMF Working Paper, No. 12/163.
- [25] Lund, S., C. Roxburgh, and T. Wimmer, 2010, "The Looming Deleveraging Challenge", McKinsey Quarterly, Working Paper.
- [26] Mian, A., and A. Sufti, 2011, "What Explains High Unemployment? The Deleveraging - Aggregate Demand Hypothesis", University of California, Berkeley and NBER, Working Paper.
- [27] Roxburgh, C., S. Lund, T. Wimmer, E. Amar, A. Charles, J. H. Kwek, R. Dobbs, and J. Manyika, 2011, "Debt and Deleveraging: The Global Credit Bubble And Its Economic Consequences", McKinsey Global Institute, Working Paper.
- [28] Shilling, A., 2012, *The Age of Deleveraging, Updated Edition: Investment Strategies for a Decade of Slow Growth and Deflation*, New York: John Wiley Press.
- [29] Tepper, A., and K. Borowiecki, 2014, "A Leverage - Based Measure of Financial Instability", Federal Reserve Bank of New York Staff Reports, No. 688.
- [30] Valencia, F., 2014, "Monetary Policy, Bank Leverage, and Financial Stability", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 47: 20 ~ 38.
- [31] Windmeijer, F., 2005, "A Finite Sample Correction for the Variance of Linear Efficient Two - Step GMM Estimators", *Journal of Econometrics*, 126: 25 ~ 51.

## Financial Leverage, Economic Growth, and Financial Stability

MA Yong TIAN Tuo RUAN Zhuoyang ZHU Junjun

( School of Finance/China Financial Policy Research Center, Renmin University of China)

**Abstract:** Based on panel data from 91 countries over the year of 1983 to 2012, this paper analyzes the effects of financial deleveraging and financial leverage volatility on economic growth and financial stability by using system GMM estimation. The empirical analysis yields the following results: (1) there is a robust negative relationship between financial deleveraging and economic growth and the deleveraging process is generally associated with higher probability of financial crisis; (2) the volatility of financial leverage has a negative impact on both economic growth and financial stability. These conclusions have explicit policy implications for economic growth and financial stability. First, to prevent the excessive leverage of the financial system, preemptive measures should be taken to strengthen the macroeconomic management of financial leverage. Second, in the passive deleveraging process of the post - crisis period, to escape economic recession and financial instability caused by fast financial deleveraging, the policy authority should adopt progressive strategies and fully consider the smoothing operation of policy implementation.

**Key words:** Deleveraging, Economic Growth, Financial Stability

(责任编辑: 林梦瑶) (校对: ZL)