

宏观杠杆率与系统性金融风险的门槛效应*

——基于跨国面板数据的经验研究

王桂虎 郭金龙

〔摘要〕当前,宏观杠杆率已经成为衡量一国债务可持续性的重要指标。本文介绍了当前全球宏观杠杆率以及相应的系统性金融风险状况,然后基于全球40个国家或地区的面板数据来检验宏观杠杆率与系统性金融风险的门槛效应。分别使用借贷利率和金融稳定指数滞后一期作为门槛变量,并采用固定效应、系统GMM模型及稳健性检验进行模型参数估计后,本文发现:借贷利率和金融稳定指数滞后一期均呈现显著的双重门槛效应,对应的宏观杠杆率的拐点值分别为182%和188%;当小于182%时,宏观杠杆率与系统性金融风险负相关;当介于182%和188%之间时,两者之间的正负关系未必发生变化,但是线段的斜率或截距已经发生了变化;当大于188%时,宏观杠杆率将会提高系统性金融风险发生的概率。最后,本文给出了对中国的政策含义。

关键词:宏观杠杆率 系统性金融风险 门槛效应

JEL 分类号:E63 F36 G01

一、引言

2008年全球金融危机爆发以来,各国政府和学界对系统性金融风险空前关注。中国共产党“十九大”报告明确指出,要“健全金融监管体系,守住不发生系统性金融风险的底线。”因此,对系统性金融风险及其门槛效应的研究具有非常重要的理论价值和现实意义。

当前,宏观杠杆率已经成为衡量一国债务可持续性的重要指标(李扬等,2015)。根据IMF的定义,宏观杠杆率是指政府、居民、非金融企业和金融机构等各部门的总债务与GDP的比值,在文献中还存在其他的衡量方式,如使用社会融资余额或者广义货币供应量与GDP的比值来代表(刘晓光和张杰平,2016)。虽然以上定义中三种比值的生长路径是相似的,但是为了与国际主流研究保持一致,我们采用IMF的定义来衡量宏观杠杆率。现有文献从不同视角分析宏观杠杆率的数值、影响及演变趋势,但少有文献剖析宏观杠杆率引发系统性金融风险的门槛效应。那么,宏观杠杆率与系统性金融风险的动态关系究竟是怎样的?如果二者的关系是非线性的,能否精确找到引发变化的转折点?这是亟待解决的问题。

在全球经济金融一体化的背景下,如果一个国家或地区出现了系统性金融风险,那么它很可能

* 王桂虎,郑州航空工业管理学院经贸学院,中国社会科学院金融研究所博士后;郭金龙,中国社会科学院金融研究所,研究员。本文得到国家社会科学基金后期资助项目(18FJL010)、中国博士后科学基金资助项目(2018M631663)、河南省哲学社会科学规划项目(2018CJJ096)和河南省高等学校哲学社会科学创新团队项目(2018-CXTD-06)的资助。

将风险传导至其他国家。因此,现有文献多数从广义视角来研究系统性金融风险。最早关于系统性金融风险的阐述起源于两百年前马克思的《资本论》,即由于资本家对于利润的过度追求、实物资本向虚拟资本转化等因素的出现,导致了系统性金融风险或金融危机“从可能性发展成为现实性”。此后,凯恩斯从有效需求不足视角、费雪从债务紧缩视角等分别阐释系统性金融风险发生的原因及对经济增长的影响,并且给出了应对措施与建议(柳欣,1996)。近年来,一些经济学家使用现代金融理论来分析系统性金融风险,如 Avdjiev et al. (2017)从银行脆弱性的角度阐述系统性金融风险发生的机制,Gertler et al. (2017)则构建了包含“金融恐慌”的宏观经济模型,探讨系统性金融风险传导的渠道、金融恐慌的机理与应对政策建议。

对于宏观杠杆率与系统性金融风险之间的关系,国外学者已经进行了较为深入的研究。在经济繁荣时期,宏观杠杆率会上升到不合理的水平,但在经济萧条时期,坏消息与不确定性的增加可能导致宏观杠杆率和资产价格陷入杠杆周期(Frazzini and Pedersen,2012)。宏观杠杆率过高是一个经济周期中引发系统性风险的核心要素,在衡量性金融风险时,宏观杠杆率要比失业率、汇率波动等指标更为重要(Brunnermeier and Krishnamurthy,2014)。本轮金融危机之后,一些新兴市场国家企业杠杆率的增加对经济增长形成显著的负面冲击,并且放大了金融脆弱性所形成的不利影响(Alfaro et al.,2017)。

国内也有一些学者开始对此问题进行分析和探讨。例如,马建堂等(2016)指出,我国宏观杠杆率的潜在风险较大,主要表现为债务增长速度较快、隐性债务较多,防范其可能引发的系统性金融风险是我国金融监管的首要任务。刘习习和魏鹏(2018)认为,我国宏观杠杆率的金融风险巨大,应当采取确保银行业稳健运行等措施来应对。方芳和黄汝南(2017)则指出,我国的宏观杠杆率快速上升之后,处于金融风险累积阶段的一些资产价格的波动幅度要显著强于金融风险释放阶段。

综合来看,尽管现有文献对宏观杠杆率与系统性金融风险之间动态关系有了相当多研究,但是仍然存在一定的局限性。例如,多数文献仍然停留在定性分析阶段,缺乏严谨的实证分析过程;有些文献虽然对二者之间的关系进行实证研究,但是实证方法较为简单,难以确定二者之间可能存在的非线性关系以及转折点的具体位置。

在实证分析中,现有文献通常采用以下几种方法来考察两个变量之间的非线性关系:(1)在回归方程中加入解释变量的二次项,如马勇和陈雨露(2017);(2)加入虚拟变量和交乘项,如 Lee et al. (2017);(3)分组进行回归,如张晓晶等(2018);(4)使用面板门槛模型来确定门槛值。第一种和第三种方法的缺陷在于,解释变量与其二次项往往是共线性的,而且加入解释变量的二次项和分组回归难以确定非线性曲线的转折点;第二种方法的缺陷在于,在加入虚拟变量和交乘项之前,我们必须事先知晓转折点的确切位置(Chudik et al.,2017)。根据郭桂霞和彭艳(2016),面板门槛模型可以避免以上缺陷,因此,本文将使用面板门槛模型进行回归分析。

本文其余内容的结构安排如下:第二部分介绍当前全球宏观杠杆率现状以及相应的系统性金融风险状况;第三部分基于IMF(国际货币基金组织)统计的40个国家或地区的数据,运用面板门槛模型对宏观杠杆率与系统性金融风险之间的关系进行回归检验;第四部分结合中国宏观杠杆率的实际情况对于上述关系做进一步分析;第五部分给出结论对于中国的政策含义。

二、当前全球宏观杠杆率现状以及相应的系统性金融风险状况

(一)当前全球宏观杠杆率现状

此次全球金融危机爆发以来,全球各经济体的宏观杠杆率普遍上升。例如,根据IMF的《全

球金融稳定报告》,发达经济体居民部门的杠杆率从2008年的52%上升至2016年的63%,而新兴经济体居民部门的杠杆率则从2008年的15%上升至2016年的21%。与此同时,新兴经济体中非金融企业部门的杠杆率仍然非常高。金融机构中,银行部门虽然已经加强了资产负债表修复和金融风险防范,但是杠杆贷款、信贷违约等现象仍然层出不穷。此外,2016年G20经济体的平均宏观杠杆率已经超过了金融危机之前的数值,可能引发严重的系统性金融风险。图1展示了1990-2016年发达经济体、新兴经济体(除中国)、中国非金融企业杠杆率和发达经济体、新兴经济体居民部门杠杆率。从图中可以看到,近些年来全球各国的非金融企业杠杆率和居民部门杠杆率普遍上升,尤其是中国非金融企业杠杆率在2012年超越了发达经济体,之后一直高居世界首位。

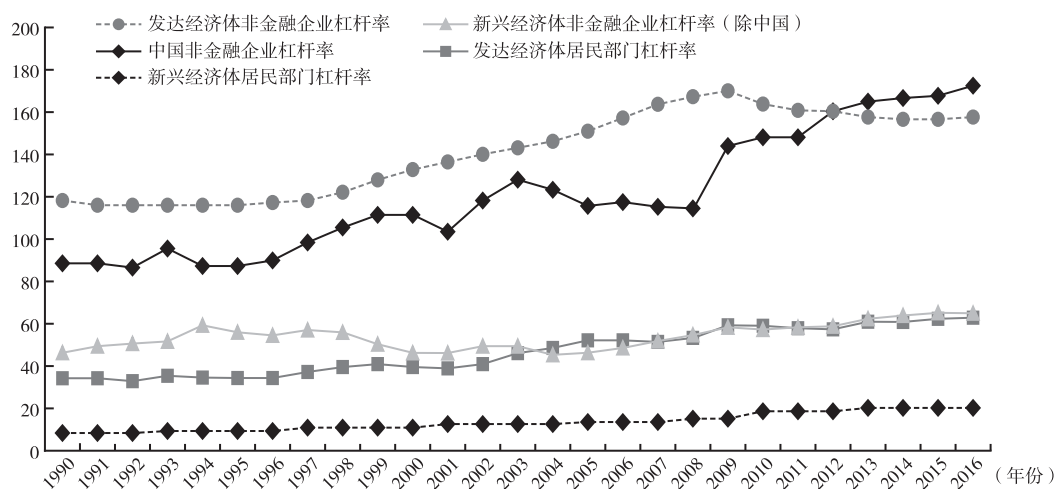


图1 全球经济体杠杆率状况(1990-2016年)

数据来源:IMF(2017)。

(二)相关的系统性金融风险

根据IMF和BIS(国际清算银行)的研究,近年来全球各国宏观杠杆率稳步上升的原因包括低利率、通货膨胀和货币政策宽松等因素。例如,美国的高通胀和贸易保护主义可能对其他国家的宏观杠杆率形成溢出效应和不利冲击,进而会影响这些国家的金融稳定(IMF,2018)。

此外,在开放经济中,一国的宏观杠杆率过高,容易造成该国的资产负债流动性不匹配,其产生的系统性金融风险可能很快传染到其他国家。例如,2008年美国的次贷危机实际上是由于金融部门的杠杆率过高所引发的,进而导致了全球性金融危机;2017年以来撒哈拉以南的非洲国家(如乍得、刚果共和国和委内瑞拉)以及欧洲的意大利出现了严重的债务危机,本质上也是由于宏观杠杆率过高所导致的,如果这些国家的债务危机不能及时得到控制,那么就可能会对其他国家形成风险传染效应。

当前,全球各国宏观杠杆率过高可能引致的系统性金融风险主要包括以下几方面。

1. 金融脆弱性上升。当前,杠杆贷款、低等级债券的大量发行等现象会导致各国金融脆弱性的上升。据统计,2017年全球杠杆贷款发行量创下7880亿美元的历史新高,超过了2007年危机前的7620亿美元,其中大多数发行量发生在美国,达到5640亿美元。自2007年以来,美国的机构杠杆贷款余额翻了一番。除此之外,自2012年开始,发达经济体中风险较高的债券的发行量激增,低等级债券(BBB评级)在投资级别领域的份额也一直在上升(Adrian and Liang,2016)。此外,发

达经济体中的股票保证金融资金额的增加、金融衍生品合约中普遍使用多倍杠杆等现象,都会使这些国家金融杠杆上升,进而导致金融脆弱性上升。

2. 新兴经济体财政压力增加和资本外流。自 2015 年开始,美国等发达经济体开始实施量化宽松政策退出、资产负债表正常化,新兴经济体也加大金融监管力度,进行资产负债表修复,财政压力随之加大,一些债务负担沉重的国家的信贷风险也会大幅增加。此外,美国等发达经济体提高借贷利率也会导致新兴经济体的资本外流,可能也会对它们的宏观杠杆率形成一定的不利冲击(Baron and Xiong,2017)。

3. 资产负债流动性错配。在贸易保护主义重新抬头的背景下,美元升值、各国的汇率波动可能会引发跨境资本流动规模的增加,并形成跨国间的溢出效应和风险传染效应,从而导致一些机构投资者风险偏好的急剧变化并大量调整投资组合,进而引致宏观杠杆率出现大幅波动。在此背景下,一些宏观杠杆率较高的国家有可能会面对更高的资产负债流动性错配风险。例如,部分欧元区国家可能会出现公共债务动态恶化和金融机构资产负债表疲软的局面(IMF,2018)。

4. 其他风险。其他风险包括经济增速下降、金融恐慌、居民财富不平等加剧等。由于宏观杠杆率是由政府、居民、非金融企业和金融机构等各部门的债务所决定的,某一部门的杠杆率过高也会形成结构性的风险。例如,本轮金融危机的经验表明,如果居民杠杆率过高,由于工资刚性或固定汇率等原因,可能会引发失业率上升、中期产出下降(Alfaro et al.,2017)。

三、实证分析

我们将用跨国面板数据来检验不同国家或地区的宏观杠杆率与系统性金融风险的门槛效应。现有文献通常使用以下两种方法来衡量系统性金融风险:(1)构建可以反映金融压力或者金融稳定的指数,如陶玲和朱迎(2016);(2)使用金融危机发生的概率作为系统性金融风险发生的代理变量,如马勇和陈雨露(2017)。赵进文等(2013)指出,如果一个国家或地区的金融稳定指数遭遇到负面冲击,就有可能引发系统性金融风险。基于以上观点,我们选取 IMF 数据库中的金融稳定指数(FSI)作为衡量系统性金融风险的指标,并且使用全球 40 个国家或地区的跨国面板数据来进行实证检验。

(一)模型设定

在本文中,我们的模型设定如下:

$$FSI_{it} = \alpha_i + \beta_1 hgg_{it} I(q_{it} \leq \lambda) + \beta_2 hgg_{it} I(q_{it} > \lambda) + \gamma cont_{it} + \mu_{it} \quad (1)$$

在(1)式中, FSI 表示各国的金融稳定指数, t 表示时间, i 表示观察个体, α_i 表示个体效应, hgg_{it} 表示宏观杠杆率, q_{it} 表示门槛变量, λ 为待确定的门槛值, $cont_{it}$ 表示控制变量, μ_{it} 表示模型中的误差项, β_1 、 β_2 和 γ 均为系数。 $I(\cdot)$ 表示指标函数,当括号内条件成立时该函数取 1,否则取 0。

(1)式可以变换为分段函数:

$$FSI_{it} = \begin{cases} \alpha_i + \beta_1 hgg_{it} + \beta_3 cont_{it} + \mu_{it}, & q_{it} \leq \lambda \\ \alpha_i + \beta_2 hgg_{it} + \beta_3 cont_{it} + \mu_{it}, & q_{it} > \lambda \end{cases} \quad (2)$$

需要说明的是,(1)式和(2)式均刻画的是单个门槛的模型,如果模型中包括两个或三个门槛值,那么(2)式的分段函数将增加至三个或四个。例如,双重门槛模型可以设定为:

$$FSI_{it} = \alpha_i + \beta_1 hgg_{it} I(q_{it} \leq \lambda_1) + \beta_2 hgg_{it} I(\lambda_1 < q_{it} < \lambda_2) + \beta_3 hgg_{it} I(q_{it} \geq \lambda_2) + \gamma cont_{it} + e_{it} \quad (3)$$

(二)数据来源与统计性描述

在数据来源方面,本文选取的金融稳定指数(FSI)与宏观杠杆率均选自 IMF 数据库,由于这 40

个国家或地区的 GDP 总值占全球 GDP 总值的 70% 以上,因此它们具备一定的代表性^①。其中金融稳定指数(FSI)是由可以反映全球各国银行体系的资本充足率、盈利能力、资产质量、流动性和市场风险敏感度的 14 个指标加权拟合而成,该指数可以反映各国银行体系运作的稳健性以及抗风险能力^②。

根据 Baron and Xiong(2017)的观点,在实证分析中为了控制系统性金融风险的传染效应,我们在控制变量中增加了汇率和实际经济增速,二者的数据分别来自于世界银行和世界大型企业联合会^③。表 1 为变量的统计性描述与数据来源。

表 1 变量的统计性描述与数据来源

变量	含义	样本数	平均值	标准差	最小值	最大值	数据来源
FSI	金融稳定指数	680	33.61	11.42	10.13	68.24	IMF
hggl	宏观杠杆率	680	195.78	65.29	44.72	442.53	IMF(单位:%)
gdp	GDP 增速	680	3.37	2.29	-4.42	14.23	世界大型企业联合会(单位:%)
rate	借贷利率	680	8.39	3.25	-2.31	29.12	世界银行(单位:%)
hl	汇率	680	2.65	1.39	0.17	14.48	世界银行

(三) 门槛效应检验

根据 Baron and Xiong(2017),借贷利率可能会对宏观杠杆率产生重要影响,所以我们首先使用借贷利率作为门槛模型中的门槛变量,然后借鉴 Chudik et al. (2017)的做法,使用金融稳定指数(FSI)的滞后一期再作为门槛变量进行回归检验。在实证分析中,我们先对模型中的门槛个数进行检验,然后使用自抽样法(Bootstrap)构造的 P 值来检验门槛估计值、置信区间和临界值。

表 2 门槛效应检验实证结果

门槛变量	模型	P 值	门槛估计值	置信区间 (95%)	F 值对应的临界值		
					1%	5%	10%
rate	单一门槛	0.045	14.55	[13.56, 14.61]	33.51	28.65	22.06
	双重门槛	0.032	14.61	[14.55, 14.91]	76.46	59.65	32.95
	三重门槛	0.135	20.56	[19.42, 21.63]	44.43	34.79	28.84
L. FSI	单一门槛	0.000	32.14	[29.24, 33.65]	37.42	25.56	21.63
	双重门槛	0.005	48.26	[45.23, 49.67]	26.59	19.52	16.12
	三重门槛	0.465	72.39	[70.23, 75.46]	56.18	47.01	34.82

注:表中的 P 值和 F 值对应的临界值均是使用“自抽样法”反复抽样 500 次得到的结果;由于篇幅关系,F 值的大小不再汇报。

① 这 40 个国家或地区包括:比利时、加拿大、瑞士、西班牙、英国、希腊、中国香港特别行政区、匈牙利、以色列、日本、卢森堡、马来西亚、新西兰、沙特阿拉伯、泰国、土耳其、澳大利亚、巴西、中国、哥伦比亚、丹麦、奥地利、法国、印度尼西亚、印度、意大利、墨西哥、挪威、波兰、葡萄牙、美国、阿根廷、捷克共和国、德国、爱尔兰、荷兰、俄罗斯、瑞典、新加坡和南非。

② 这 14 个指标分别为调整的资本对风险加权资产的比率、调整的 I 级资本对风险加权资产的比率、呆帐占全部贷款的比率、呆帐占全部资本的比率、贷款在各经济部门的分布比率、资产利润率、资本利润率、利息收入占总收入的比率、非利息支出占总收入的比率、流动资产占总资产的比率、流动资产对短期负债的比率、资产平均期限、负债平均期限、外汇净头寸对资本的比率,均可以在 IMF 网站上查到。在使用金融稳定指数(FSI)时,我们略微调整了一些指标的权重。

③ 世界大型企业联合会(Conference Board),又可以称为美国经济评议会,成立于 1916 年,是世界顶级经济研究机构和企业会员制组织,分布于 60 多个国家的 2500 多家企业构成了世界大型企业联合会的全球会员网络,其网址为: <https://www.conference-board.org>。

在对门槛值的搜索过程中,本文使用优化搜索法进行多重门槛估计,即先搜索出第一个门槛值 λ_1 ,然后固定住 λ_1 ,再继续搜索第二个门槛值 λ_2 。如果 λ_2 存在,那么就固定住 λ_2 ,对 λ_1 进行重复搜索。反复重复以上过程 2-3 次,就可以最终确定 λ_1 和 λ_2 的值。实证检验的结果如表 2 所示。

由表 3 可以看到,以借贷利率和金融稳定指数的滞后一期作为门槛变量均在 5% 的显著水平上通过了双重门槛检验,但是二者的三重门槛效应均不显著,因此我们可以将实证模型设定为双重门槛模型,具体形式如(3)式所示。

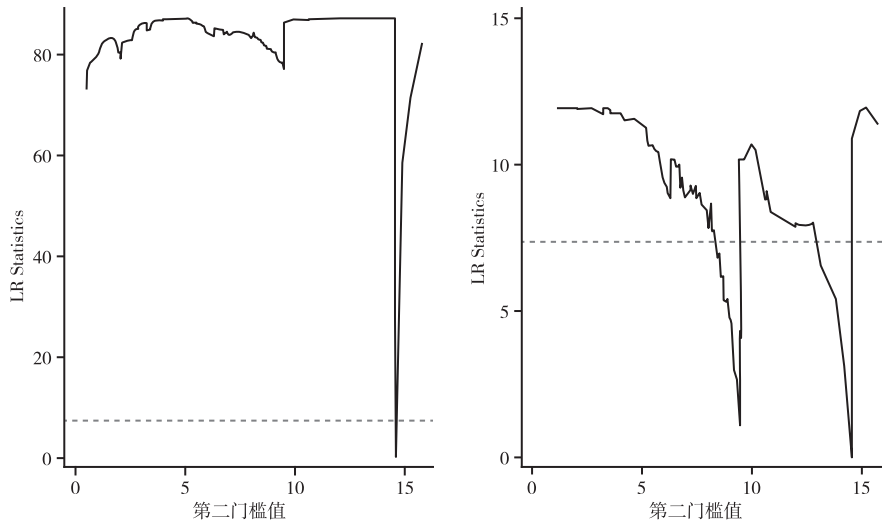


图 2 借贷利率为门槛变量的估计值及 LR 值

图 2 为借贷利率作为门槛变量的估计值及 LR 值,由于借贷利率对应的双重门槛分别为 14.55% 和 14.61%,二者的距离较近,因此在图中的差别并不太明显,均在 15% 附近。图 2 中的 LR 值是以借贷利率为门槛变量的似然比函数值,虚线处对应的是置信区间。通过借贷利率作为门槛变量,我们可以把总体模型分为三个分段函数。

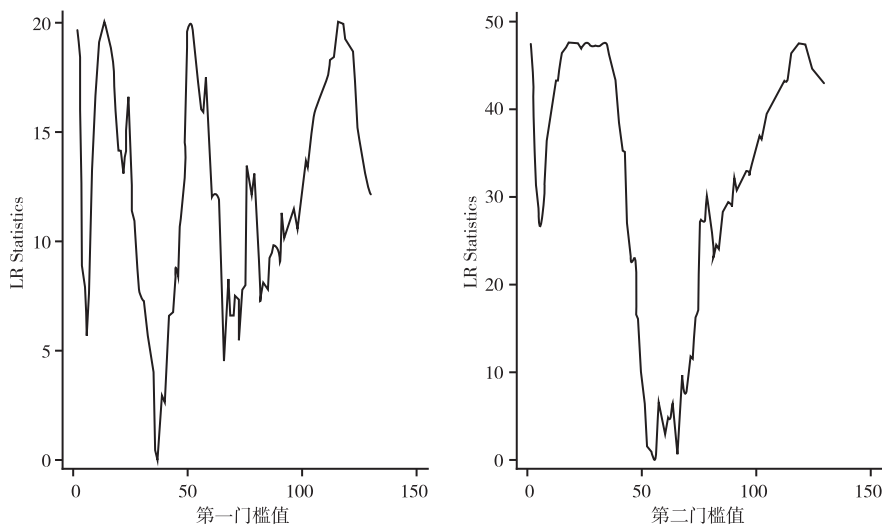


图 3 金融稳定指数滞后一期为门槛变量的估计值及 LR 值

图3为金融稳定指数滞后一期作为门槛变量的估计值及LR值。由于金融稳定指数滞后一期对应的双重门槛分别为32.14和48.26,图3中的两个门槛值的距离要比图2明显。图3中的纵标是以金融稳定指数滞后一期为门槛变量所对应的LR值,虚线处对应的是置信区间。同样,通过金融稳定指数滞后一期作为门槛变量,我们也可以把总体模型分为三个分段函数。

(四)模型参数估计

在做完了门槛效应检验之后,本文将对以借贷利率和金融稳定指数的滞后一期作为门槛变量的模型进行参数估计。为了控制不同国家之间文化、习俗等方面的差异,我们借鉴Asimakopoulous and Karavias(2016)的做法,对以借贷利率作为门槛变量的分析采用固定效应模型。为了控制住以金融稳定指数的滞后一期作为门槛变量模型中可能存在的内生性问题,我们借鉴Seo and Shin(2016)的做法,采用系统GMM模型进行稳健性检验。表4是模型的参数估计结果与稳健性检验。

表3 模型的参数估计结果与稳健性检验

	模型(1)			
	fe	fe_robust	sysgmm	
rate	0.6465 *** (3.26)	0.6465 *** (3.58)		
rated1	0.7213 *** (3.67)	0.7213 *** (4.03)		
rated2	0.8514 *** (4.23)	0.8514 *** (4.69)		
hggl	0.1267 *** (4.98)	0.1267 *** (5.26)	0.1723 *** (4.04)	0.1723 *** (4.56)
hggl ²	-0.2418 ** (-2.83)	-0.2418 ** (-3.35)	-0.2846 ** (-2.61)	-0.2846 ** (-3.02)
gdp	0.6285 * (2.44)	0.6285 * (2.78)	0.5554 * (1.98)	0.5554 * (2.23)
hl	1.995 (1.40)	1.995 (1.69)	1.469 (0.59)	1.469 (0.71)
L.FSI			0.3056 *** (3.58)	0.3056 *** (3.84)
L.FSIg1			0.4123 *** (4.82)	0.4123 *** (5.19)
L.FSIg2			0.5215 *** (6.11)	0.5215 *** (6.56)

注:模型(1)表格中括号内为t值,模型(2)表格中括号内为z值,*、**和***分别表示在10%、5%、1%水平下显著。

表3是模型(1)与模型(2)的参数估计结果与稳健性检验,其中模型(1)是以借贷利率作为门槛变量,模型(2)是以金融稳定指数滞后一期作为门槛变量。由于rate和L.FSI均含有两个门槛值,因此表4中rate表示 $rate < 14.55\%$ 的借贷利率,rated1表示 $14.55\% < rate < 14.61\%$ 的借贷利率,rated2表示 $rate > 14.61\%$ 的借贷利率;同理,L.FSI表示 $L.FSI < 32.14$ 的金融稳定指数滞后一期值,L.FSIg1表示 $32.14 < L.FSI < 48.26$ 的金融稳定指数滞后一期值,L.FSIg2表示 $L.FSI >$

48.26 的金融稳定指数滞后一期值。模型(1)中 fe 表示采用固定效应模型, fe_robust 表示采用考虑稳健标准误的固定效应模型;模型(2)中 $sysgmm$ 表示采用系统 GMM 模型, $sysgmm_robust$ 表示采用考虑稳健标准误的系统 GMM 模型。

从表 3 的实证结果看,在三个分段函数 ($rate \leq 14.55\%$ 、 $14.55\% < rate < 14.61\%$ 、 $rate \geq 14.61\%$) 当中,借贷利率均与金融稳定指数呈现显著的正相关关系;同样,三个分段函数中,金融稳定指数滞后一期值也与金融稳定指数呈现显著的正相关关系。以上结果意味着,我们可以将宏观杠杆率的数值也划分为三个不同的阶段,在这三个阶段中,它与金融稳定指数之间的关系可能呈现出非线性的变化。同时,在回归结果中,宏观杠杆率的系数显著为正,它的二次项对应的系数显著为负,也证明了宏观杠杆率与金融稳定指数之间可能呈现出倒 U 形的关系。由于系统性金融风险与金融稳定指数为负相关关系,这就表明宏观杠杆率与系统性金融风险可能呈现出正 U 形的关系。

此外,控制变量方面,实际经济增速与金融稳定指数之间呈现正相关关系,汇率与金融稳定指数之间的关系则不显著。

(五) 宏观杠杆率拐点值的判定

基于借贷利率的双重门槛值,我们可以通过回归方程来确定宏观杠杆率的拐点值。由于借贷利率的门槛值分别为 14.55% 和 14.61%,因此我们可以将(3)式写为:

$$FSI_{it} = \alpha_i + \beta_1 hggl_{it} I(rate \leq 14.55\%) + \beta_2 hggl_{it} I(14.55\% < rate < 14.61\%) + \beta_3 hggl_{it} I(rate \geq 14.61\%) + \gamma cont_{it} + e_{it} \quad (4)$$

我们对(4)式进行回归,然后对回归后的三个分段函数 ($rate \leq 14.55\%$ 、 $14.55\% < rate < 14.61\%$ 、 $rate \geq 14.61\%$) 中宏观杠杆率的数值进行排序,就可以得出宏观杠杆率的拐点值。经过实证检验后发现,借贷利率为 14.55% 和 14.61% 时所对应的宏观杠杆率的拐点值分别为 182% 和 188%。限于篇幅关系,回归和排序过程不再详细展示。

结合表 3 中宏观杠杆率和其二次项在回归中系数的符号,我们可以做出如下结论:当 $hggl \leq 182\%$ 时,宏观杠杆率与金融稳定指数之间呈现显著的正相关关系;当 $182\% < hggl < 188\%$ 时,由于 182% 和 188% 之间的距离非常小,此时宏观杠杆率与金融稳定指数之间的正负关系未必发生变化,但是至少两者之间线段的斜率或截距已经发生了变化;当 $hggl \geq 188\%$ 时,宏观杠杆率与金融稳定指数之间则呈现显著的负相关关系,即高杠杆率会增大系统性金融风险发生的概率。

四、对中国各部门杠杆率的分析

前面的分析表明,借贷利率和金融稳定指数滞后一期均呈现显著的双重门槛效应,对应的宏观杠杆率的拐点值分别为 182% 和 188%。当宏观杠杆率处于不同数值区间时,它和系统性金融风险的关系也不同。

形成以上结论的内在机理在于,当一个国家或地区的宏观杠杆率较低时,一些运营较好的非金融企业、地方政府或金融机构可以通过借债来促进自身的发展,这对于维护金融稳定、降低系统性金融风险是有利的;相反,如果一个国家或地区的宏观杠杆率过高时,非金融企业、地方政府或金融机构的顺周期行为会导致大量的不良资产出现,这时就有可能引致较为严重的系统性金融风险。

以中国为例,不良资产总规模包括非金融企业、地方政府和金融机构等各部门的不良资产。根据调查发现,当前我国非金融企业不良资产呈现出以国有企业为主、民营企业风险暴露进一步增加的情况;金融机构的不良资产规模在 2012-2016 年间出现了迅速增长,2016 年后增速开始回落。从中国宏观杠杆率和不良资产率的数据看,二者存在较高的联动性,即宏观杠杆率公式中分子部分

的债务已经开始转变成为不良资产。

基于以上原因,有效处置不良资产和僵尸企业成为“去杠杆”政策的最核心部分。但是,如果宏观杠杆率在合理区间范围内,不良资产规模较低,适度负债可以促进借款方和放款方的共同发展,经济增长也随之收益;宏观杠杆率过高、不良资产规模大幅增加,就会打破上述的良性循环,并且引发系统性金融风险。因此,去杠杆并不是要“去除杠杆”,而是要让杠杆率具有一定的可持续性(李扬,2017)。

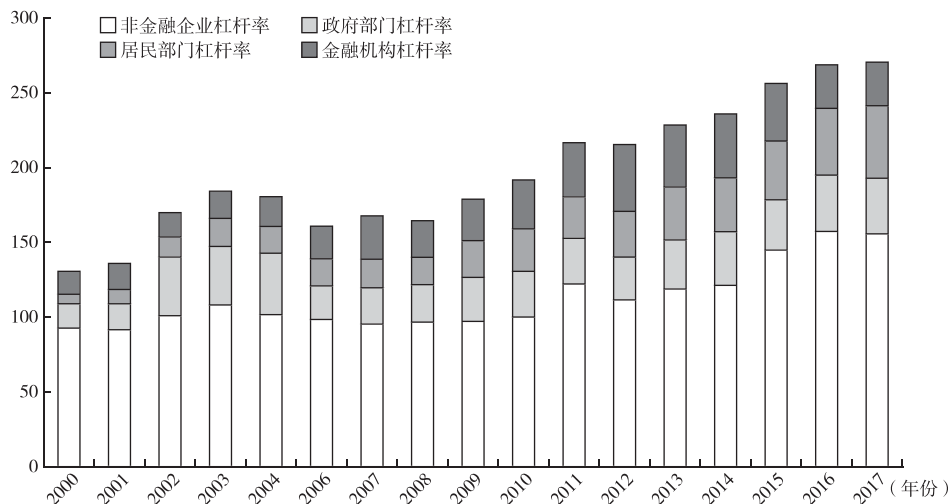


图4 2000-2017年中国各部门杠杆率的走势图

数据来源:国家金融与发展实验室。

图4是国家金融与发展实验室估算的2000-2017年中国各部门杠杆率。我们将非金融企业、政府、居民和金融机构等部门的杠杆率加总起来,就可以得到2000-2017年中国宏观杠杆率的数值。分部门来看,近年来我国非金融企业、政府、居民和金融机构等部门的杠杆率的变动趋势不尽相同。

首先看非金融企业部门。根据IMF统计,自2012年起我国非金融企业杠杆率就高居世界首位,虽然从2015年10月政府提出“去杠杆”政策以来,2017年我国非金融企业杠杆率比2016年回落了1.3%,但是下降幅度并不明显。相对于国有企业而言,民营企业的杠杆率下降速度更快,这反映出国有企业降杠杆仍是重中之重(张晓晶等,2018)。此外,根据BIS的统计数据显示,2018年第一季度我国私人非金融企业杠杆率再度上升,国有企业去杠杆效果不明显,而民营企业由于融资环境恶化出现了被动加杠杆,这导致2016年第二季度以来去杠杆取得的成绩丧失过半,也会加大去杠杆目标实现的难度。

其次,我国政府部门杠杆率在“去杠杆”政策实施以来也得到了有效控制,相比2016年回落了0.4%,但是地方政府隐形债务和融资平台债务问题仍是需要关注的重点。据统计,2017年我国地方政府债券已经高达地方政府债务余额的89%左右,并且其规模已经超过了中央政府国债的规模。由于我国政府由于较多资产,可以在解决地方政府隐形债务和融资平台债务问题的同时,适当提高显性债务,并加强企业去杠杆的协同作用(毛锐等,2018)。

再次,近年来我国居民部门杠杆率出现了较快增长。图4中的数据 displays,2017年我国居民部门杠杆率同比增加了4.1%,主要的原因有三四线城市房价的上升、住房抵押贷款和消费性贷款的增加等。根据调查显示,我国城市居民的住房是家庭的最大资产,平均占家庭总资产的三分之二以

上;我国不同年龄阶段的城市家庭在住房抵押贷款方面的参与率呈现出驼峰状态,而且年轻家庭的参与率最高。基于以上数据分析,我国居民部门杠杆率上升速度较快,其有可能引发的系统性金融风险需要人们警惕(IMF,2018)。

最后,虽然自 2015 年以来我国金融机构的去杠杆已经获得了很大的成效,部分大型商业银行的资产负债表得到了较好修复,但是一些中小型商业银行仍面临着资产负债流动性错配的风险。据统计,近年来我国影子银行的规模一直很高,2017 年我国影子银行的总资产与 GDP 的占比高达 310%,几乎是新兴市场国家平均水平的三倍以上^①。各种银行理财产品、保险中的万能险以及民间的信贷产品仍有可能引发系统性金融风险。此外,我国金融机构的资金空转现象仍然非常严重,社会融资的需求和供给难以实现有效匹配,因此金融机构的去杠杆仍有一定空间(Avdjiev et al., 2017)。

五、结论与政策建议

基于前面的分析,本文的结论与政策建议有如下几点:

第一,目前我国的结构性去杠杆仍然非常必要。当前,我国国有企业降杠杆速度不及预期、民营企业被动加杠杆、地方政府隐形债务严重和居民部门杠杆率增速较快等问题值得人们警惕。由实证模型结论可知,当宏观杠杆率大于 188% 时,它就会增大系统性金融风险发生的概率。目前国内外各大研究机构(包括 IMF、BIS、国家金融与发展实验室)等对我国宏观杠杆率估算的结果均超过了 188%,这表明结构性去杠杆、修复国有企业和地方政府等部门的资产负债表仍非常重要。

第二,严控宏观杠杆率过高可能引发的系统性金融风险。在我国,金融风险的根源在于杠杆率过高(习近平,2017),本文的模型结论证实了这一观点。例如,如果我国非金融企业部门的杠杆率一直居高不下,那么它会对借贷利率的变化非常敏感,因为它可能会导致金融系统的信用风险放大,并且使得偿债压力进一步增大。此外,研究发现,过高的居民部门杠杆率可能成为金融脆弱性的重要因素,并可能会导致长期的经济衰退。因为随着居民部门杠杆率的上升,一国的宏观经济可能变得高度杠杆化,此时由于固定汇率或工资刚性等原因,宏观经济冲击可能会导致该国失业率增加,中期将会影响产出(Badarinza et al.,2016)。基于以上原因,我国需要严控宏观杠杆率过高可能引发的系统性金融风险。

第三,对宏观杠杆率的监管应当采取宏观审慎政策主导的方式。本轮金融危机爆发之后,许多国家通过引入宏观审慎政策来化解高杠杆可能引发的系统性金融风险。从理论上讲,宏观审慎政策主要通过纠正金融体系运作的外部性来降低风险,包括总需求外部性和金融机构之间的战略互补性,这些因素均有助于信贷和资产价格的扩张。在国际实践中,有针对性地实施宏观审慎政策均取得了较好的效果,即降低了宏观杠杆率或者有效抑制了信贷规模(Cerutti et al.,2017)。因此,我国对宏观杠杆率的监管应当采取宏观审慎政策主导的方式,从跨时间和跨行业两个维度对宏观杠杆率过高可能引发的系统性金融风险进行全面监管。

参考文献

- 陈雨露、马勇(2013):《大金融论纲》,中国人民大学出版社。
李扬、张晓晶、常欣(2015):《中国国家资产负债表 2015》,中国社会科学出版社。

^① 总资产是存量概念,它与总负债相对应。一般来说,负债的概念范围要大于债务,我国影子银行的总资产又高于总负债。

- 李扬(2017):《“金融服务实体经济”辨》,《经济研究》,第6期。
- 刘晓光、张杰平(2016):《中国杠杆率悖论——兼论货币政策“稳增长”和“降杠杆”真的两难吗》,《财贸经济》,第8期。
- 刘习习、魏鹏(2018):《杠杆率、金融风险与政策选择》,《经济体制改革》,第1期。
- 柳欣(1996):《资本理论争论:给定的技术,还是技术变动(上)》,《经济学动态》,第12期。
- 马建堂、董小君、时红秀、徐杰、马小芳(2016):《中国的杠杆率与系统性金融风险防范》,《财贸经济》,第1期。
- 马勇、陈雨露(2017):《金融杠杆、杠杆波动与经济增长》,《经济研究》,第6期。
- 毛锐、刘楠楠、刘蓉(2018):《地方政府债务扩张与系统性金融风险的触发机制》,《中国工业经济》,第4期。
- 方芳、黄汝南(2017):《宏观杠杆率冲击下的中国系统性金融风险的演化》,《安徽大学学报(哲学社会科学版)》,第5期。
- 郭昕好(2018):《BIS最新数据:经过一年半去杠杆 中国企业的债务水平又回升了》, <https://wallstreetcn.com/articles/3412830>, 2018-09-26。
- 郭桂霞、彭艳(2016):《我国资本账户开放的门槛效应研究》,《金融研究》,第3期。
- 陶玲、朱迎(2016):《系统性金融风险的监测和度量——基于中国金融体系的研究》,《金融研究》,第6期。
- 习近平(2017):《决胜全面建成小康社会 夺取新时代中国特色社会主义伟大胜利》,《人民日报》,10月28日。
- 赵进文、张胜保、韦文彬(2013):《系统性金融风险度量方法的比较与应用》,《统计研究》,第10期。
- 张晓晶、常欣、刘磊(2018):《结构性去杠杆:进程、逻辑与前景——中国去杠杆2017年度报告》,《经济学动态》,第5期。
- Adrian, T. and N. Liang (2016): “Monetary Policy, Financial Conditions, and Financial Stability”, Staff Reports, Federal Reserve Bank of New York.
- Alfaro, L., G. Asis, A. Chari, and U. Panizza (2017): “Lessons Unlearned? Corporate Debt in Emerging Markets”, NBER Working Paper, No. 23407.
- Asimakopoulou, S. and Y. Karavias (2016): “The Impact of Government Size on Economic Growth: A Threshold Analysis”, *Economics Letters*, 139, 65-68.
- Avdjiev, S., B. Bogdanova, P. Bolton, W. Jiang, and A. Kartasheva (2017): “CoCo Issuance and Bank Fragility”, NBER Working Paper, No. 23999.
- Badarinza, C., J. Campbell and T. Ramadorai (2016): “International Comparative Household Finance”, NBER Working Paper, No. 22066.
- Baron, M. and W. Xiong (2017): “Credit Expansion and Neglected Crash Risk”, *Quarterly Journal of Economics*, 2, 713-764.
- Brunnermeier, M. and A. Krishnamurthy (2014): *Risk Topography: Systemic Risk and Macro Modeling*, University of Chicago Press.
- Cerutti, E., R. Correa, E. Fiorentino and E. Segalla (2017): “Changes in Prudential Policy Instruments-A New Cross-Country Database”, *International Journal of Central Banking*, 13, 477-503.
- Chudik, A., K. Mohaddes, M. Pesaran and M. Raissi (2017): “Is There a Debt-Threshold Effect on Output Growth?”, *Review of Economics and Statistics*, 99, 135-150.
- Frazzini, A. and L. Pedersen (2012): “Embedded Leverage”, NBER Working Paper, No. 18558.
- IMF (2017): *Global Financial Stability Report: Is Growth at Risk?* Washington, DC, October.
- IMF (2018): *Global Financial Stability Report-A Decade after the Global Financial Crisis: Are We Safer?* Washington, DC, October.
- Gertler, M., N. Kiyotaki and A. Prestipino (2017): A Macroeconomic Model with Financial Panics, NBER Working Paper, No. 24126.
- Lee, S., H. Park, M. Seo and Y. Shin (2017): Testing for a Debt-Threshold Effect on Output Growth, *Fiscal Studies*, 38, 701-717.
- Seo, M. and Y. Shin (2016): “Dynamic Panels with Threshold Effect and Endogeneity”, *Journal of Econometrics*, 195, 169-186.

(责任编辑:程 炼)