

储蓄、偿债压力与金融稳定^{*}

李运达 张玉婷

摘要:本文引入储蓄构建一个简明的偿债压力分析框架,研究了杠杆率与储蓄率相对变化对金融稳定的影响。理论分析认为,随着杠杆率/储蓄率上升,借款人“入不敷出”使贷款逾期率上升,将恶化银行资产质量;抵押品抛售加剧“资不抵债”放大了坏账损失,形成银行业危机连锁反应。基于国别数据及ROC方法的实证分析发现:杠杆率/储蓄率刻画的偿债压力对银行业危机具有良好预警力,在美国及欧债五国危机事件中预警效果明显优于杠杆率;杠杆率/储蓄率上升在发展中经济体和银行主导型金融体系导致的危机风险,显著高于发达经济体和市场主导型体系;资产质量下降及资产价格泡沫是偿债压力触发危机的关键环节。进一步研究表明,杠杆率/储蓄率兼容了偿债压力的流量—流量属性,对我国金融稳定实践具有重要参考价值。本文结论为探索完善我国宏观审慎政策的路径,防范储蓄变动带来“增长与稳定”双重掣肘提供了启示。

关键词:储蓄 偿债压力 金融稳定 杠杆率

一、引言

全球金融危机之后,过度负债被认为是系统性金融风险爆发的重要根源,然而,债务水平对金融风险的预测和解释并不令人满意(Bhatia & Bayoumi, 2012; Kumhof et al, 2015)。根据国际清算银行(BIS)数据,2009—2019年发生银行业危机的经济体杠杆率呈向上发散的形态,危机发生时的杠杆率(非金融部门核心债务总额/GDP)分散在80.7%~438.6%的广泛区间,杠杆率中位数由1991—2008年的193.5%上升到276.6%。可见,杠杆率与金融危机之间的关联并不明确,单纯以杠杆率估算过度负债的风险阈值,很难确定一个放之四海而皆准的“警戒线”。对此,巴塞尔委员会也提示,以杠杆率作为逆周期监管的锚定基准“并不总是奏效的”(BCBS, 2010)。如果过度负债风险只能部分地由杠杆率来解释,那么还有什么重要因素被忽略了?

进一步国别对比可以发现,发生银行业危机的国家储蓄率往往较低,以债务驱动实现“在险增长”(growth at risk)(IMF, 2017)的国家储蓄率一般较高(刘哲希等, 2019; 杨天宇、朱光, 2021)。储蓄是否是金融稳定分析中遗漏的重要变量呢?一个简单的思想实验:经济体A和B的杠杆率相同,储蓄率A显著高于B,意味着A产出或收入流量中扣除最终消费之后可用于偿还债务的剩余部分占比大于B。不考虑其他因素,A债务履约能力更强,相应的偿债压力小于B,金融体系具备更厚的“安全垫”来缓冲风险。同理,杠杆率较高的经济体,如果储蓄率也很高,其偿债压力进而发生金融危机的风险并不必然高于低杠杆率的经济体。进一步地,即使顺利实现去(稳)杠杆,如果储蓄率下降得更快,实体部门债务偿还能力仍然有可能恶化,从而引发债务集中违约危及金融稳定。不少学者指出,忽略债务偿还因素是杠杆率指标的重要缺陷(王国刚, 2017; 刘晓光、刘元春, 2018; 张成思等, 2022),使杠杆率自身无法提供金融危机风险的“决定性证据”(smoking gun)(Bhatia & Bayoumi, 2012)。因此,

^{*} 李运达、张玉婷,合肥工业大学经济学院,邮政编码:230009,电子邮箱:liyud@hfut.edu.cn,1603075978@qq.com。
基金项目:中央高校基本科研业务费专项资金资助项目(JS2022ZSPY0033);安徽省自然科学基金面上项目(2008085MG233)。
感谢匿名评审专家的宝贵意见,文责自负。

纳入储蓄因素刻画偿债压力应有助于更好的识别金融危机风险。

为了考证上述分析是否具有明确的现实依据,本文在图1中描绘了美国及“欧债五国”金融危机背景下的杠杆率与“杠杆率/储蓄率”。危机前各国杠杆率上升明显,值得注意的是各国储蓄率都在向低谷快速收敛,其中美国、希腊及意大利的储蓄率更是降至1971年以来的最低水平。杠杆率攀升叠加储蓄率的罕见下降,更加陡峭的杠杆率/储蓄率为预警金融危机提供了清晰信号。随着全球金融危机治理的深入,实体部门偿债能力逐步恢复,金融体系得以回归基本稳定轨道,而多国杠杆率仍居高不下。美国在退出量化宽松政策后杠杆率一直呈波动上升态势,希腊、意大利等国也是如此。所以,不能纯粹以杠杆率水平及趋势来解释金融危机的演进,也不应将强制去杠杆作为维护金融稳定的前提条件。再观察后危机时代的杠杆率/储蓄率,各国指标下降拐点近乎“完美”贴合了金融危机结束时间点,杠杆率/储蓄率显著回落释放出解除危机警报的积极信号,表明储蓄恢复是金融稳定基础得以重建的重要支撑。总体而言,图1至少能得出这样的结论:杠杆率攀升叠加储蓄率下降是金融危机的重要预警信号,杠杆率/储蓄率对金融稳定状况的揭示更为明确和直观。

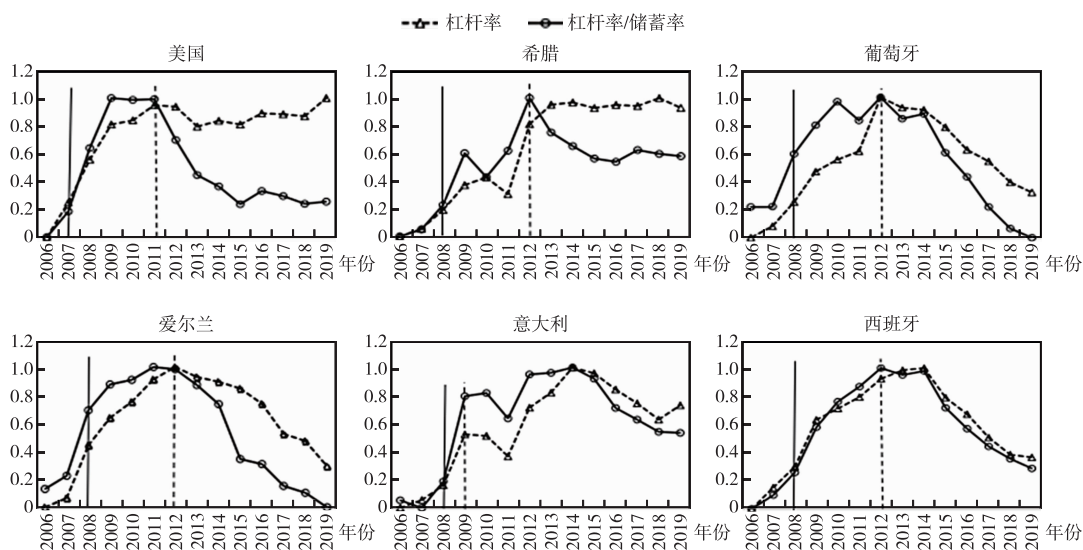


图1 美国及欧债五国的杠杆率与杠杆率/储蓄率

注:杠杆率为非金融部门核心债务占GDP比重,数据来自BIS;储蓄率为国内储蓄占GDP比重,数据取自世界银行WDI数据库。为描述可比变化趋势,对数值进行了标准化处理。根据Laeven & Valencia (2020)的研究划分了金融危机的时间区间,实线表示发生危机起始年份,虚线表示危机结束年份。

纳入储蓄加强实体经济偿债压力监测,对推进稳(去)杠杆与储蓄变化正进入新阶段的中国而言,具有重要意义。党的十九大报告提出打好防范化解金融风险攻坚战,在此之前我国系统性金融风险的累积,一方面,伴随杠杆率攀升,债务规模快速扩张;另一方面,储蓄率2009—2017年经历了改革以来的最大降幅(6.2个百分点),实体经济债务偿还压力明显增加。近年来为应对新冠肺炎疫情的影响,我国宏观政策对冲力度加大,杠杆率阶段性上升,实体部门预防性储蓄也有所反弹,据IMF预测2023—2027年我国储蓄率逐年下降,后疫情时代维护金融稳定将面临更大挑战。2021年12月,中国人民银行发布《宏观审慎政策指引(试行)》强调将债务偿还能力作为系统性金融风险监测重点。未来一个阶段我国宏观审慎政策的校准应把握储蓄率的“时变”特征,以有效监测和因应实体经济偿债压力变化。因此,以杠杆率与储蓄率的相对变化为切入点,考察偿债压力与金融稳定的关联是亟待研究的重要问题,特别是在高杠杆率叠加储蓄率波动背景下,深入揭示偿债压力影响金融稳定的作用机制,有助于更好识别系统性金融风险来源,明确维护金融稳定的政策指向。

相对于已有研究关注金融危机的“驱动因素”,强调加杠杆或债务扩张引发金融风险的累积,本文侧重金融危机的“缓冲因素”——收入中储蓄流量对债务到期本息的覆盖问题,认为债务的偿付基

础有赖于平稳适度的储蓄支撑,以保障实体部门履行偿债义务的能力,增强银行体系资产负债韧性,避免抵押品抛售引发资产价格崩溃放大坏账损失。从相反角度看,储蓄的过快耗散意味着实体部门按时完全履行偿债义务的压力增大,“入不敷出”风险集中暴露使银行资产质量承压,同时押品挤兑以至“资不抵债”将加剧银行不良资产损失,从而形成由债务激增到银行业危机的连锁反应(Reinhart & Rogoff, 2011)。为厘清上述分析的理论基础和实证依据,本文以债务偿还为起点,引入储蓄构建了一个简明的分析框架,揭示以杠杆率/储蓄率刻画的偿债压力,通过银行资产质量及资产价格影响金融稳定的作用机制,利用 BIS 重点跟踪的 43 个经济体数据及 ROC 方法进行了实证分析。

本文边际贡献如下:一是理论层面,以债务偿还作为起点,将储蓄作为金融不稳定的缓冲因素引入偿债压力分析框架,避免宏观杠杆率与偿债风险指标相脱节的问题,识别了偿债压力恶化银行资产质量、助推资产价格泡沫的影响路径,是对实体经济债务扩张放大金融脆弱性相关研究的拓展和补充。二是实证分析层面,基于国别样本和 ROC 曲线方法验证了杠杆率/储蓄率对银行业危机的预警力,揭示在不同经济发展水平和金融体系结构下的预警力差异,为高杠杆率叠加储蓄率变动影响金融稳定提供了经验证据。三是政策层面,以杠杆率/储蓄率为参照有助于准确把握实体经济偿债压力变化,为校准宏观审慎政策工具提供了重要补充,有助于将防风险政策目标与实际操作衔接起来,防止单一盯住杠杆率带来政策误判,提示后疫情时代推进去(稳)杠杆应警惕偿债压力变化危及金融稳定。

二、文献综述与理论分析

(一)文献综述

我国高储蓄特征由来已久,不少学者认为高储蓄率是我国抵御全球金融危机冲击的重要防线(李扬、殷剑峰, 2005; Song & Xiong, 2018; 刘晓光、刘元春, 2018)。基本逻辑是:高储蓄率支撑银行信贷和社会投资较快增长,保障了实体经济债务可持续性,为维护金融稳定提供了“安全垫”。2009年起我国储蓄率转而下降,虽然对拉动内需和增长转型起到了积极促进作用(陈昌盛等, 2021),但是,按照储蓄缓冲风险的逻辑,储蓄率过快下降势必会给实体部门偿债能力及银行体系带来负面影响,储蓄变动是一把关系经济增长与金融稳定的双刃剑。已有储蓄变动影响的研究大多集中在双刃剑的“增长”一侧,主要是基于新古典增长理论框架讨论储蓄变动与经济增长之间的关系(王弟海、龚六堂, 2007; 汪伟、艾春荣, 2015; 付才辉等, 2021),根据最优储蓄内涵论证真实储蓄率的经济增长效应(范祚军等, 2014),但没有阐明储蓄率变动的金融稳定效应。直接研究储蓄影响金融稳定的国内文献尚不多见。刘勇和白小滢(2017)利用宏观金融网络分析认为储蓄率下降弱化了非金融企业去杠杆的金融稳定效果。杨天宇和朱光(2021)发现,储蓄率下降叠加外债清偿压力,可能触发“债务—通缩”机制引致系统性金融风险。刘哲希等(2019)基于金融危机事件的国别研究发现,储蓄率下降助推资产泡沫提高了危机发生概率,并认为我国储蓄率已接近触发高杠杆危机的临界值。一些实务领域的学者也关注到居民储蓄率下降带来的金融风险。^①以上研究从特定部门或市场层面揭示了储蓄率变动的潜在风险,储蓄影响金融稳定的理论逻辑、作用机制及现实解释都有待深入。

以 Minsky(1982)和 Bernanke et al(1996)为代表的金融危机理论认为,债务扩张伴随违约风险和流动性风险的积累传染,会放大“金融摩擦”(融资结构扭曲和不完全信息等导致的问题)及产出的周期性波动。金融不稳定假说中对冲性融资转向投机性庞氏融资,本质上是由于债务人偿债现金流不足以覆盖借款的本息以至“入不敷出”,放大了金融体系的内在脆弱性。Castren & Kavonius(2009)和 Jorda et al(2011)认为,储蓄通过缓冲收入现金流的不确定性,抑制部门风险的暴露和传染,起到了迟滞金融不稳定假说中的融资结构“跃进”的作用。Ordonez & Piguillem(2022)揭示的“存量储蓄”

^①易会满:《应该高度关注居民储蓄率问题》,人民网,2018年3月24日, <http://finance.people.com.cn/n1/2018/0324/c1004-29886756.html>。

耗散现象,为解释金融危机成因提供了新的依据。按照金融加速器理论,储蓄下降意味着企业应对经营冲击能力弱化,导致融资约束条件和资产净值变化经过信贷市场的恶性循环,容易引发金融体系和产出的周期波动。Claessens et al(2012)进一步指出,即使在直接融资市场中,储蓄枯竭导致收入增长动力衰减,会通过金融衍生工具嵌套引发金融市场震荡。“债务一缩通”理论和资产负债表衰退理论以债务偿还作为出发点,前者认为抛售行为加剧资产价格下跌,银行信贷供给紧缩是危机的根源(Reinhart & Rogoff, 2011);后者则认为根源在于企业由于“资不抵债”追求债务最小化,例如,以自有资金提前偿还借款,使信贷需求发生内生性收缩(Koo, 2009)。既有研究特别是金融危机理论启发我们从债务偿还问题出发,以偿债资金来源为起点,考察储蓄波动背景下实体经济偿债压力变化是如何影响金融稳定的。

从金融稳定政策实践来看,加强偿债压力监测是2008年以来国际金融监管改革重点之一。国际货币基金组织(IMF)和世界银行提出的“债务可持续性分析”(debt sustainability analyses, DSAs)框架强调,债务可持续性取决于“不进行大幅度收入和支出调整情况下”的债务偿还能力(IMF, 2017b)。按照DSAs分析框架,杠杆率衡量了宏观债务总体水平,但遗漏了经济中的收入一支出结构信息,因而以总量产出估计宏观债务的偿还基础是有偏的。有学者认为实践中以杠杆率评估金融危机风险的局限性主要有二:一是忽略了偿债能力,到期债务都不是用当年创造的GDP偿付的(王国刚, 2017);二是难以映射到微观主体,与企业、家庭资产一负债口径的微观杠杆率相脱节(刘晓光、刘元春, 2018;张成思等, 2022)。近年来BIS、IMF等国际监管组织推动完善了一系列逆周期、跨部门的宏观审慎监管工具,包括偿债率(DSR)、债务收入比、信贷一产出缺口(GAP)等,尤其以Drehmann为代表的BIS经济学家研究了偿债率及其对债务风险的预警作用(Drehmann & Juselius, 2014; Drehmann et al, 2015)。巴塞尔委员会建议在选择逆周期资本决策的锚定基准时,以杠杆率为基础结合其他符合自身实际情况的指标和信息(BCBS, 2010)。主要国家实施逆周期调控大多是把杠杆率作为锚定指标之一,同时增加多个指标进行综合研判(王擎等, 2019)。总体来看,目前以杠杆率为基础完善宏观审慎监测工具的尝试主要集中在“分子”,例如BIS倡导的偿债率是以总量债务到期本息来替换杠杆率中的债务余额。“分母”基本仍沿用杠杆率中的总产出或者可支配收入,反映收入一支出结构关系和偿债资金“来源”的重要变量——储蓄很大程度上仍游离于宏观审慎监测视野之外。

综上,已有研究对储蓄问题、债务风险及相关政策实践进行了详尽分析,但由于研究侧重点不同,本文认为至少可在两个方面加以深化:第一,现有文献关注到储蓄缓冲金融风险的作用,尚未将储蓄与杠杆率放在同一个分析框架中展开系统研究,没有从偿债压力角度讨论杠杆率与储蓄率的相对变化对整体金融稳定的影响。第二,已有研究针对杠杆率学理基础与适用性的质疑,推动了系统性金融风险监测工具的完善,但在忽略偿债能力等问题上仍然破而未立,将储蓄作为重要补充纳入宏观审慎管理视野,有助于决策者把握实体经济偿债压力的真实状况。需要说明的是,陈彦斌等(2019)提出以“杠杆率/投资率”指标识别过度负债风险,与本文测度偿债压力的核心指标“杠杆率/储蓄率”在形式上较为接近,但在指标学理含义和适用性上存在明显区别:一是关注债务循环的侧重点不同。“杠杆率/投资率”关注的是债务资金的“去向”,强调杠杆率上升对应债务资金转化为企业投资,有助于缓冲过度负债风险。事实上,缓冲债务违约风险的关键不仅在于债务是否形成实际投资,还在于投资能否产生充足的偿债现金流。以“杠杆率/储蓄率”为核心的偿债压力指标,关注的是偿债资金的“来源”,强调收入在扣除最终消费之后的自由现金流(储蓄)对偿还到期债务本息的保障,这与金融不稳定假说根据营运现金流对还款承诺的覆盖情况来划分融资类型的思路是一致的。二是指标的适用性不同。“杠杆率/投资率”指标在衔接微观债务风险指标方面可能存在一定局限,企业杠杆率是资产一负债口径的存量指标,缺少一个逻辑上一致的微观“杠杆率/投资率”与之对应,使得防风险政策目标在实践操作层面不易落实。本文接下来的理论分析将论证纳入杠杆率/储蓄率刻画的偿债压力,与实践中用于衡量借款人偿债能力的常用指标——债务本息保障倍数互为倒数,

从而将防风险的政策目标与实际操作衔接起来,避免了宏观政策导向与微观指标相脱节的问题。

(二)理论分析:一个包含储蓄的偿债压力分析框架

本文试图引入储蓄刻画实体部门偿债压力,考察杠杆率/储蓄率变动引发银行业危机风险的影响机制,从理论层面厘清实体经济偿债压力和金融稳定之间的逻辑关系。关于金融稳定内涵,无论是正面阐释还是反向归纳,均强调金融机构和金融市场的平稳运行,金融机构以及金融市场的“功能失调”则是金融不稳定的表现和最终结果(Goldstein et al,2020),因此,关于偿债压力影响金融稳定的机制将围绕银行资产质量和资产价格两个路径来展开。

1. 储蓄与实体部门偿债压力。假设经济中代表性部门 i (如居民部门),资产负债恒等式为:

$$A_i = \sum_{j=1}^n L_{ij} + NW_i \quad (1)$$

其中,部门资产总额为 A_i , NW_i 为净资产, L_{ij} 表示部门 i 负债中来自银行 j 的借款。部门 i 的负债总额为 $\sum_{j=1}^n L_{ij}$, 表示 n 家银行向 i 部门发放的贷款总额。部门储蓄 S_i 为收入 Y_i 用于最终消费 C_i 后的余额,部门收支关系恒等式为:

$$Y_i = C_i + S_i \quad (2)$$

假设外生冲击导致收入下降,消费支出具有刚性,对应储蓄额下降 $\Delta_i S_i$ 。按照 Jorda et al(2011)关于储蓄吸收损失和终止部门风险传染功能的分析,定义部门 i 用于偿还债务的现金流为 $(1-\Delta_i)S_i$ 。为简化分析,借鉴 Drehmann et al(2015)关于宏观债务还款安排的处理方法,假设代表性部门 i 的债务统一采用等额本息方式还款,存量债务平均利率为 r_i ,债务平均剩余期限为 d_i ,则当期需要偿还本金和利息合计为 $\frac{\sum_{j=1}^n L_{ij} \cdot r_i}{1-(1+r_i)^{-d_i}}$,定义债务当期摊销的本金和利息占债务余额的比例为 α_i ,则有 $\alpha_i = \frac{r_i}{1-(1+r_i)^{-d_i}}$ 。定义债务偿还压力为当期的应偿还本息与偿债现金流之比,以 θ_i 表示:

$$\theta_i = \frac{\sum_{j=1}^n L_{ij} \cdot r_i}{1-(1+r_i)^{-d_i}} / (1-\Delta_i) S_i = \frac{\sum_{j=1}^n L_{ij}}{S_i} \cdot \frac{\alpha_i}{(1-\Delta_i)} \quad (3)$$

式(3)定义的偿债压力与通常用于衡量借款人偿债能力的指标——“债务本息保障倍数”互为倒数。 θ_i 越大,可供偿还债务的收入现金流对到期本息支出的保障越弱,借款人因无法履行偿债义务而陷入财务困境的风险越大。如式(3)所示,根据定义偿债压力是基于到期本息支出 $\frac{\sum_{j=1}^n L_{ij} \cdot r_i}{1-(1+r_i)^{-d_i}}$ 和偿债现金流 $(1-\Delta_i)S_i$ 之比的“流量—流量”指标。给定外生冲击 Δ_i 和到期本息占债务总额比例 α_i ,偿债压力转换为基于债务余额 $\sum_{j=1}^n L_{ij}$ 与储蓄 S_i 之比的“存量—流量”指标。^① 式(3)中, $\frac{\sum_{j=1}^n L_{ij}}{S_i}$ 分子、分母按部门加总之后,同除以收入或 GDP,等于杠杆率与储蓄率之比,这是本文用以刻画实体经济偿债压力的关键变量,也是后续实证分析的核心解释变量。值得注意的是,加总的实体经济偿债压力旨在揭示总量储蓄对于偿还债务的保障作用,不涉及部门之间储蓄相对份额的结构差异。给定其他参数,由式(3)可证 θ_i 对 $\frac{\sum_{j=1}^n L_{ij}}{S_i}$ 一阶导数大于 0,表明随着存量债务与储蓄额比值上升,即杠杆率/储蓄率上升,偿债现金流对到期债务的保障下降,偿债压力增大。借款人无法及时完全履行到期本息偿付的义务,经济中“对冲性融资”占比将下降,投机性融资和庞氏融资占比相应上升,金融不稳定性随之积累放大(Minsky,1982)。

① Drehmann et al(2015)的研究证实,简化债务久期和利率因素不影响有关偿债率(DSR)变化情况的分析结论。后文基于 BIS 编制的 32 个经济体偿债率数据估算了到期本息占债务总额比例,数值在样本期限内总体稳定,也说明这种简化具备一定现实基础。

2. 偿债压力对银行资产质量的影响。当期现金流不足以偿还全部债务到期本息时,为了将违约“惩罚”(如贷款额度减少、贷款利率上升、抵押担保条件收紧等)降到最低,理性借款人会以有限资金按时足额偿还尽可能多的借款,以避免全部借款同时逾期。换言之,偿债现金流不是均匀分布在每一笔借款上的。借款人没有按时足额支付本息,从债权银行角度看,向部门 i 发放的贷款发生了逾期。设这部分逾期贷款本金合计为 $\sum_{j=1}^m L_{ij}$, 部门 i 在银行体系借款逾期率表示为 $\frac{\sum_{j=1}^m L_{ij}}{\sum_{j=1}^n L_{ij}}$ 。

对任一笔债务,借款人偿还时假定只存在两种情形,即本息足额偿付或本息全额逾期。对于实际发生了逾期的贷款,当期应偿还的本息之和应为 $\sum_{j=1}^m L_{ij} \cdot a_i$, 等于当期全部贷款到期本息 $\sum_{j=1}^n L_{ij} \cdot a_i$ 与偿债现金流 $(1-\Delta_i)S_i$ 之间的差值,即 $\sum_{j=1}^m L_{ij} \cdot a_i = \sum_{j=1}^n L_{ij} \cdot a_i - (1-\Delta_i)S_i$, 等式变形可以得到:

$$\sum_{j=1}^m L_{ij} = \sum_{j=1}^n L_{ij} - \frac{(1-\Delta_i)S_i}{a_i} \quad (4)$$

结合式(3),部门 i 的逾期债务占其全部债务的比重,即逾期率为:

$$\frac{\sum_{j=1}^m L_{ij}}{\sum_{j=1}^n L_{ij}} = 1 - \frac{(1-\Delta_i)S_i}{\sum_{j=1}^n L_{ij} \cdot a_i} = 1 - \frac{1}{\theta_i} \quad (5)$$

逾期率对 θ_i 一阶导数大于 0, 偿债压力越大, 借款人债务逾期率越高。实体经济偿债压力传递到银行资产负债表, 资产质量恶化将削弱银行融资功能, 并通过银行间传染进而威胁金融稳定。贷款逾期率向不良率的转化也符合银行资产风险分类实践。2017 年巴塞尔委员会颁布的《审慎处理资产指引》及 2019 年中国银保监会发布的《商业银行金融资产风险分类暂行办法(征求意见稿)》, 都倡导实行以债务人履约能力为中心的贷款风险分类操作规则, 当借款本金、利息逾期超过一定天数(90 天)时, 银行需将逾期信贷资产归入不良, 贷款逾期率直观反映了银行资产质量。

3. 偿债压力对银行坏账损失的影响。当借款人第一还款来源即偿债现金流不足以覆盖到期本息时, 银行需对第二还款来源——抵押品进行清收处置。部门 i 在银行 j 的借款 L_{ij} 以净资产 NW_{ij} 为抵押, 统一定义贷款价值比(loan to value)为 $\beta = \frac{L_{ij}}{NW_{ij}}$ 。设银行通过处置抵押品最终回收的贷款本金比例为 δ_i , 衡量贷款最终受偿情况, δ_i 取决于资产价格。在实体部门偿债压力上升的初始阶段, 分散的银行不良资产处置不影响市场供求的均衡格局。只要 $\delta_i \geq \beta$, 表示抵押品回收金额可以确保逾期借款的本金得到足额清偿, 银行不会遭受资产损失。

当借款人逾期率超过一定水平, 逾期贷款将向不良贷款迁移, 并且由一笔向多笔、由一家银行向多家银行扩散外溢。^① 随着偿债压力 θ_i 和贷款逾期率的进一步上升, 债务扩张对应的投资需求推动资产价格泡沫化(Reinhart & Rogoff, 2009)。不良贷款集中处置形成抵押品资产的抛售压力, 将导致资产价格下跌、抵押品清算价值耗散, 抵押品处置回收系数 δ_i 相应下降。银行间资产折价出售的一致行动将极大提高债务风险传染的速度, 放大金融不稳定性。前期积累的资产泡沫越严重, 资产价格下跌及相应的抵押品处置折价也就越大。此时, 借款人追求债务最小化使有效需求遭遇流动性陷阱, “消失的借款人”加剧资产供求失衡(Koo, 2009), 抵押品回收率进一步下降将强化 θ_i 与 δ_i 的负相关关系。当抵押品回收率 δ_i 下降低于 β 时, 抵押品回收金额低于违约债务的本金, 此时借款人抵押品“资不抵债”, 银行借款本金受到损失。银行处置抵押品 NW_{ij} 受偿后, 对应信贷资产的账面损失为 $NL_{ij} = L_{ij} - \delta_i \cdot NW_{ij}$ 。推导整个银行体系关于部门 i 信贷资产损失占贷款总额比例为:

^①2019 年中国银保监会发布的《商业银行金融资产风险分类暂行办法(征求意见稿)》规定, 对债务人在本行债权 5% 以上被分为不良的, 即使抵押担保充足, 对该债务人在本行的所有债权均应归为不良; 并且当同一债务人在其他银行贷款出现逾期, 且比例超过总债务的 5%, 该银行即便没有逾期也将被归为不良。

$$\frac{\sum_{j=1}^m \left(L_{ij} - \delta_i \cdot \frac{L_{ij}}{\beta} \right)}{\sum_{j=1}^n L_{ij}} = \left(1 - \frac{1}{\theta_i} \right) \cdot \left(1 - \frac{\delta_i}{\beta} \right) \quad (6)$$

式(6)可证,银行体系资产损失比例对 θ_i 一阶导数大于0,是关于杠杆率/储蓄率的增函数,表明偿债压力越大,资产价格泡沫给银行带来的坏账损失越严重。式(6)描述了实体经济偿债压力经由资产价格路径驱动银行业危机的作用机制。随着杠杆率/储蓄率水平不断上升,资产价格泡沫破灭,抵押品大幅缩水贬值,第二还款来源资不抵债加速暴露,导致金融机构可获取的资金少于预期,贷款损失拨备计提和大规模坏账核销将侵蚀银行的资本金,削弱抵御冲击能力,放大银行内在脆弱性。

综上,本文提出相关研究假说:

假说1:杠杆率/储蓄率上升提高了银行业危机发生的概率。

假说2:偿债压力杠杆率/储蓄率上升使借款人陷入债务偿付困境,导致银行逾期率上升、资产质量恶化。

假说3:杠杆率/储蓄率上升助推资产价格泡沫,放大银行坏账损失,在资产价格高企的情况下,更容易引发银行业危机。

三、研究设计与数据说明

(一)模型设定

以杠杆率/储蓄率(以下简称 RLS)刻画实体经济偿债压力,检验对金融稳定的影响,本文构建以下基准实证模型:

$$crisis_{i,t} = \alpha_1 RLS_{i,t} + \alpha_2 X_{i,t} + \mu_i + \lambda_t + \epsilon_{i,t} + c \quad (7)$$

其中, $crisis_{i,t}$ 为*i*经济体在*t*年份是否发生系统性金融风险的虚拟变量,系统性金融风险爆发取值为1,否则为0。解释变量 $RLS_{i,t}$ 为杠杆率/储蓄率的比值,反映实体经济债务偿还压力,是债务偿付基础的反向指标,比值越大即借款人及时完全履行偿债义务的压力越大。 $X_{i,t}$ 表示控制变量的向量集,主要是从宏观经济、金融及产业结构及社会发展等层面控制可能影响金融稳定性的相关因素。 μ_i 、 λ_t 分别表示个体效应和时间效应。 α_1 反映银行业危机对 $RLS_{i,t}$ 的敏感性,系数正向显著说明随着杠杆率/储蓄率上升,发生系统性金融风险概率增加,假说1得到印证。

经济理论确认银行资产质量恶化和资产价格泡沫是金融危机的决定性证据,前文理论分析也进行了说明。为避免机制检验中的内生性问题,通过观测核心解释变量杠杆率/储蓄率对银行贷款不良率和资产价格的影响来识别作用路径(江艇,2022)。检验步骤如下:

首先模型(8)中 β_1 反映了银行贷款不良率 $NPLS_{i,t}$ 对杠杆率/储蓄率 $RLS_{i,t}$ 的敏感性,显著为正说明资产质量恶化触发银行业危机的路径存在,假说2成立。

$$NPLS_{i,t} = \beta_1 RLS_{i,t} + \beta_2 X_{i,t} + \mu_i + \lambda_t + \epsilon_{i,t} + c \quad (8)$$

根据模型(9)中 δ_1 的符号和显著性,以识别偿债压力上升是否助长了资产价格泡沫 $REPS_{i,t}$ 。在此基础上,利用模型(7)按资产价格高低进行分样本回归,若高资产价格组系数 α_1 显著高于低资产价格组,说明资产价格泡沫化严重,偿债压力上升更容易触发银行业危机,假说3成立。

$$REPS_{i,t} = \delta_1 RLS_{i,t} + \delta_2 X_{i,t} + \mu_i + \lambda_t + \epsilon_{i,t} + c \quad (9)$$

(二)指标选取

已有金融危机理论认为,融资结构扭曲是导致金融不稳定的症结所在,信贷市场摩擦是金融加速器效应的根源。历史经验也表明银行业危机与系统性金融风险密切相关,本文以是否发生银行业危机作为 $crisis_{i,t}$ 的代理变量,当年发生银行业危机取值为1,否则为0。在基准回归中银行业危机数据取自Nguyen et al(2022)和Laeven & Valencia(2020)编制的系统性银行业危机数据库(Systemic

Banking Crisis Database)。在稳健性检验中, $crisis_{i,t}$ 分别以哈佛大学 Behavioral Finance & Financial Stability 银行业危机数据和危机成本连续变量进行替换。

核心解释变量是杠杆率/储蓄率(RLS), 其中杠杆率为非金融部门核心债务占 GDP 比重, 非金融部门包括政府、居民以及非金融企业部门, 数据均来源于 BIS。考虑到纳入公共部门债务可能干扰杠杆率的周期性特征(王擎等, 2019), 稳健性检验部分剔除了政府部门债务以私人非金融部门杠杆率进行替换。储蓄率使用国内总储蓄占 GDP 的百分比, 数据来源于世界银行 WDI 数据库。

银行资产质量以世界银行发布的各经济体银行贷款不良率($NPLs$)数据刻画。资产价格方面, 鉴于住房是贷款主要抵押品, 房地产市场也是历次金融危机爆发的重要策源地, 而且许多经济体都把防范房地产市场风险作为宏观审慎管理的重要内容(中国人民银行金融稳定分析小组, 2021), 以房地产市场价格作为代理变量, 数据取自 BIS 各经济体房地产价格指数($REPs$)。

控制变量方面, 参考马勇和陈雨露(2017)、陈彦斌等(2019)做法, 本文着重考虑以下几类影响因素。一是宏观经济层面: 经济增长率($gdpgrate$)、人均 GDP 年增长率($avegdp$)和按 GDP 平减指数衡量的通货膨胀率($gdpinfl$), 控制经济周期波动影响, 数据来自世界银行 WDI 数据库。二是金融及产业结构层面: 金融结构($struc$), 银行获取贷款占私人部门债务规模的比重, 控制债务来源于债券市场和银行体系的结构特征, 数据取自 BIS。工业化程度($indus$), 即工业增加值占 GDP 的比重, 控制产业结构因素的影响, 数据来自世界银行 WDI 数据库。三是社会层面: 以人口增长率($peograte$)控制社会人口因素影响, 数据来自世界银行 WDI 数据库。

表 1 为本文所用变量的描述性统计, 在实证回归时选取 BIS 重点跟踪的 43 个经济体 1991—2019 年的数据构建研究样本。

表 1 主要变量描述性统计

变量	指标含义	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
$crisis$	银行业危机	1247	0.1083	0.3108	0	1
$Bcrises$	银行业危机(哈佛数据库)	863	0.2283	0.4199	0	1
$debt$	杠杆率(%)	1041	192.1603	81.6102	42.30	438.60
$pdebt$	私人部门杠杆率(%)	1224	129.1382	68.1933	15.80	400.90
$saving$	储蓄率(%)	1239	27.3190	8.9389	7.52	58.78
RLS	杠杆率与储蓄率的比值	1041	7.7098	4.4180	0.8435	38.3644
$PRLS$	私人部门杠杆率与储蓄率的比值	1217	4.9965	2.7729	0.5548	17.9521
$indus$	工业增加值占 GDP 的比重(%)	1241	27.9866	8.4619	6.26	66.76
$peograte$	人口增长率(%)	1246	0.9002	0.7838	-1.85	6.02
$gdpinfl$	按 GDP 平减指数衡量的通货膨胀(%)	1247	12.28	103.1504	-16.91	2200
$gdpgrate$	GDP 增长率(%)	1234	3.0356	3.4187	-14.53	25.18
$avegdp$	人均 GDP 年增长率(%)	1234	2.1160	3.2967	-14.61	24
$struc$	间接融资与直接融资比重(%)	1216	63.6727	17.2854	15	112
$NPLs$	银行不良资产贷款率(%)	938	4.6643	6.0330	0.08	48.60
$REPs$	房地产价格指数	962	94.0810	27.2179	35.2	191.1
$cost$	危机成本(%)	1246	0.3485	1.6230	0	18

四、实证分析与稳健性检验

(一) 基准估计结果

1. 基准回归分析。考虑到极端值对回归结果的影响, 本文对所有解释变量都进行了上下 1% 的缩尾处理。实证分析控制了个体效应和时间效应。

如表 2 所示, RLS 系数一直在 1% 的水平上正向显著, 并且不随控制变量的增减而改变。基准回归结果表明, 随着杠杆率/储蓄率上升, 发生银行业危机的概率显著增加, 理论假说 1 成立。其现实意义在于, 当高杠杆率叠加储蓄率下降时, 实体经济偿债压力增大, 将放大银行业脆弱性, 导致金融不稳定。即使杠杆率水平相对稳健, 如果储蓄倾向过快下降, 实体部门因现金流紧张而陷入债务

履约困境的风险仍在积累酝酿,并可能向银行体系传递蔓延,成为诱发系统性金融风险的隐患。从宏观审慎调控角度看,系统性金融风险监测需充分关注杠杆率/储蓄率变化所反映的实体部门偿债压力状况。特别是在稳(去)杠杆阶段,宏观审慎政策不仅要盯住杠杆率,还要充分关注储蓄率变动背后实体经济偿债压力变化,避免对真实债务风险产生误判。

表2 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	<i>crisis</i>	<i>crisis</i>	<i>crisis</i>	<i>crisis</i>	<i>crisis</i>	<i>crisis</i>	<i>crisis</i>
<i>RLS</i>	1.1104*** (6.75)	0.8821*** (5.01)	0.9319*** (5.02)	0.9147*** (4.93)	0.9238*** (4.50)	0.8816*** (4.42)	0.9123*** (4.47)
<i>gdpgrate</i>		-0.3277*** (-3.70)	1.6456*** (2.99)	1.6683*** (3.00)	1.6812*** (2.95)	2.2383*** (3.18)	-0.7391 (-0.19)
<i>avegdp</i>			-2.0375*** (-3.52)	-2.0633*** (-3.54)	-2.0762*** (-3.49)	-2.7165*** (-3.59)	0.3347 (0.09)
<i>gdpinfl</i>				0.0240 (0.93)	0.0239 (0.93)	0.0062 (0.23)	-0.0047 (-0.16)
<i>indus</i>					0.0148 (0.11)	-0.0613 (-0.44)	-0.0732 (-0.51)
<i>struc</i>						-0.1691*** (-3.75)	-0.1718*** (-3.74)
<i>peograte</i>							3.4448 (0.86)
个体效应	是	是	是	是	是	是	是
时间效应	是	是	是	是	是	是	是
观测值	743	742	742	742	742	737	737
pseudo R ²	0.622	0.665	0.691	0.693	0.693	0.733	0.737

注:()内为z值;***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著。下同。

金融不稳定因素的催化及至爆发有一定时间周期,而宏观审慎政策的制定实施及反馈修正同样需要反应时间。为考察 *RLS* 指标对于金融稳定的前置预警作用,参照 Aldasoro et al(2018)检验银行业危机早期预警指标的方法,分别对核心解释变量进行了滞后一、二、三期的基准回归检验,回归结果如表3所示。随着时间推移杠杆率/储蓄率预警银行业危机的敏感性逐步增强,意味着前瞻性开展系统性金融风险防控有必要将杠杆率/储蓄率作为前置预警指标纳入风险监测体系。

表3 杠杆率/储蓄率滞后项与银行业危机

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>crisis</i>	<i>crisis</i>	<i>crisis</i>
L1. <i>RLS</i>	0.9798*** (4.56)		
L2. <i>RLS</i>		0.8985*** (4.10)	
L3. <i>RLS</i>			0.5695*** (2.75)
控制变量	是	是	是
个体效应	是	是	是
时间效应	是	是	是
观测值	651	624	552
pseudo R ²	0.736	0.722	0.717

2. ROC 方法验证。受试者工作特征曲线(receiver operating characteristic curve,以下简称 ROC 曲线)是金融危机分析预警领域的前沿方法。Drehmann & Juselius(2014)、Aldasoro et al(2019)是将

ROC方法应用于评估金融危机预警指标的代表性文献,国内学者王擎等(2019)较早采用ROC方法检验商业银行逆周期资本监管的锚定指标。本文借鉴Drehmann & Juselius(2014)做法,利用ROC曲线检验杠杆率/储蓄率对银行业危机的预警能力。

首先定义ROC曲线,假设 $C=1$ 或 0 代表是否发生银行业危机, RLS_t 包含有是否爆发银行业危机的信息, RLS_t 值增长发生危机概率增大。 $S(RLS_t)$ 代表该指标变量发出的预警信号,取值为:

$$S(RLS_t) = \begin{cases} 1, RLS_t \geq \theta \\ 0, RLS_t < \theta \end{cases} \quad (10)$$

其中,1代表发出信号,0代表不发出信号, θ 为实施银行业危机治理的阈值。通过 θ 的取值将实际杠杆率/储蓄率水平转化为预警危机是否发生的二元分类问题。定义真阳性率为 $TPR(\theta) = P(RLS_t > \theta | C=1)$,代表“真预警”; $1 - TPR(\theta) = P(RLS_t \leq \theta | C=1)$,代表“未预警”,即统计学意义上的I类错误;假阳性率为 $FPR(\theta) = P(RLS_t > \theta | C=0)$,代表“假预警”,即II类错误。以假阳性率为横坐标,真阳性率为纵坐标绘制ROC曲线。AUC代表ROC曲线线下面积,指标 RLS_t 的AUC计算公式为:

$$AUC(RLS_t) = \int_0^1 ROC(TPR(RLS_t)) dTPR(RLS_t) \quad (11)$$

AUC值越高表明杠杆率/储蓄率的危机预警能力越强。当AUC值分别突破0.8、0.9时,表示指标预警力较强、较有效。当AUC值分别低于0.8、0.5时,指标预警能力较弱、无意义。如图2所示,ROC曲线集中分布于45°线左侧,AUC值为0.96,说明杠杆率/储蓄率对于银行业危机的预警效果良好。为验证杠杆率/储蓄率的前置预警效果,分别绘制了危机前三期的ROC曲线,对应各期AUC值均大于0.9,且随着时间临近依次增强,与表3滞后回归结论一致。^① ROC方法的检验结果表明,由杠杆率/储蓄率所揭示的偿债压力是银行业危机风险的有效预警指标,进一步证实理论假说1。

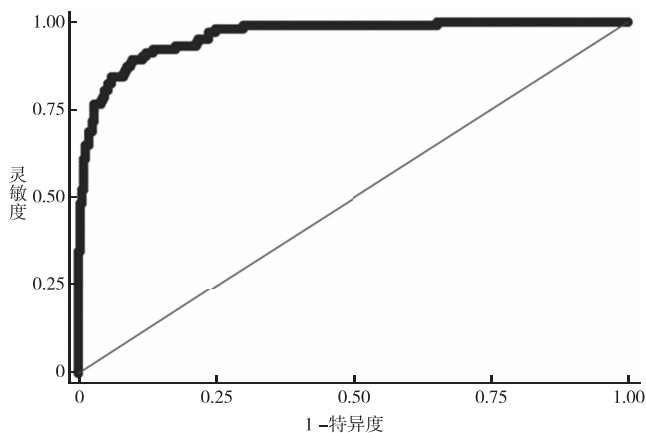


图2 杠杆率/储蓄率预警效果ROC图

3. 替代性解释讨论。在纵向国别比较研究中,高杠杆率常被认为是威胁金融稳定的隐患和主张去杠杆的理由。那么杠杆率较高的国家银行业危机概率是否的确更大,低杠杆率国家是否就可以远离危机? 如果答案是否定的,说明单纯以杠杆率来判别银行业危机存在信息遗漏,杠杆率/储蓄率所衡量的偿债压力信息应作为必要补充。

为了回答上述问题,参照Karmakar & Buera(2018)和陈彦斌等(2019)的做法,将样本经济体按杠杆率均值大小由低到高进行四分位等分,构造虚拟变量 $P1$ 、 $P2$ 、 $P3$ 、 $P4$,处于第一分位经济体 $P1$ 取值为1, $P2$ 、 $P3$ 、 $P4$ 取值均为0,依次类推。表4第(1)列模型的核心解释变量是虚拟变量与杠

^①限于篇幅,从略。

杆率的交叉项,第(2)列模型的核心解释变量是虚拟变量与杠杆率/储蓄率的交叉项。从回归结果看,杠杆率最低的25%样本回归中杠杆率交互项的系数不显著,银行业危机对杠杆率水平上升不敏感,但杠杆率/储蓄率的系数符号显著为正。表明即使杠杆率并不“激进”的经济体,杠杆率/储蓄率上升仍然会对金融稳定构成威胁。从分组系数对比看,杠杆率水平最高的前25%的国家,杠杆率上升导致的银行业危机概率,并不比位于前50%~75%的国家高。进一步对比发现,分组中杠杆率/储蓄率的均值和标准差,位于前25%的国家均低于前50%~75%的国家,意味着杠杆率最高分组由于储蓄的变化其偿债压力并未显著上升,因此表4中杠杆率/储蓄率的系数值也低于次高分位组。

表4 按杠杆率四等分回归结果

变量	(1)	变量	(2)
	<i>crisis</i>		<i>crisis</i>
<i>debt</i> · <i>P1</i>	0.0400 (1.61)	<i>RLS</i> · <i>P1</i>	1.0312* (1.66)
<i>debt</i> · <i>P2</i>	0.0900*** (3.86)	<i>RLS</i> · <i>P2</i>	1.8792*** (3.24)
<i>debt</i> · <i>P3</i>	0.1753*** (4.49)	<i>RLS</i> · <i>P3</i>	1.0678*** (3.48)
<i>debt</i> · <i>P4</i>	0.0846*** (3.50)	<i>RLS</i> · <i>P4</i>	0.5568*** (2.70)
控制变量	是	控制变量	是
个体效应	是	个体效应	是
时间效应	是	时间效应	是
观测值	737	观测值	737
pseudo R ²	0.789	pseudo R ²	0.754

为进一步说明以杠杆率高低识别银行业危机风险,可能忽略杠杆率/储蓄率反映的真实偿债压力变化,以同样的方法按杠杆率/储蓄率进行四等分实证检验。各分组中银行业危机对杠杆率/储蓄率显著敏感,系数值依次递进。在杠杆率/储蓄率位于前25%的分组中,尽管杠杆率均值和标准差更高,但是杠杆率的回归系数并不比位于50%~75%的分组更大。表明在实际偿债压力高企的情况下,如单一盯住杠杆率可能相对低估银行危机的风险,进一步佐证了以杠杆率/储蓄率衡量偿债压力应作为评估金融稳定性的必要补充。

表5 按杠杆率/储蓄率四等分回归结果

变量	(1)	变量	(2)
	<i>crisis</i>		<i>crisis</i>
<i>RLS</i> · <i>P1</i>	0.8187** (2.42)	<i>debt</i> · <i>P1</i>	0.0504 (1.47)
<i>RLS</i> · <i>P2</i>	1.9939*** (3.38)	<i>debt</i> · <i>P2</i>	0.1013*** (3.65)
<i>RLS</i> · <i>P3</i>	2.2357*** (3.24)	<i>debt</i> · <i>P3</i>	0.2240*** (3.79)
<i>RLS</i> · <i>P4</i>	2.8361*** (3.85)	<i>debt</i> · <i>P4</i>	0.1224*** (4.13)
控制变量	是	控制变量	是
个体效应	是	个体效应	是
时间效应	是	时间效应	是
观测值	737	观测值	737
pseudo R ²	0.760	pseudo R ²	0.785

4. 真实危机事件验证。2008年美国次债危机和随后的欧洲债务危机,充分体现了“超出收入能力的过度负债”对经济金融稳定的破坏力(刘鹤,2013)。以美国及希腊、葡萄牙、西班牙、爱尔兰、意大利等欧债五国为样本,结合前文图1进一步考察危机背景下的杠杆率/储蓄率 RLS 变化特征,并与杠杆率(Lev)进行对比。

杠杆率/储蓄率对银行业危机爆发的反应较敏感,并且对解除危机信号的识别也相对精准。以美国为例,2011年是美国银行业走出次债危机冲击的标志性年份,^①也是美国杠杆率/储蓄率高位下降的转折点。与此形成鲜明对照的是,杠杆率仍旧维持在较高水平。2012年起,美国杠杆率/储蓄率进入趋势下行轨道,反映了实体经济偿债压力趋于缓解,债务的可持续性在逐步恢复,这为之后美联储实施缩表正式退出量化宽松奠定了基础。在此期间,美国杠杆率仍然呈持续震荡上行趋势,单纯以杠杆率为参照可能在一定程度上高估实体经济债务风险,给宏观政策制定带来误判。

欧洲债务危机始于希腊,2009年希腊的杠杆率/储蓄率急剧上升,国内银行业流动性枯竭与主权债务危机形成恶性循环。在欧元区援助计划的支持下,希腊经济逐步走出衰退,2012年希腊杠杆率/储蓄率迎来拐点之后,希腊主要银行通过了欧洲央行的压力测试,为带动国内银行逐步走出困境创造了有利条件。但直至债务危机结束,希腊的杠杆率一直维持在较高水平。从葡萄牙、西班牙、爱尔兰、意大利的危机事件来看,无论事前和事中指标变化的敏感度,还是银行业危机结束时点与指标拐点的重合度,以及后危机时代的指标降幅,各国杠杆率/储蓄率的预警表现总体都优于杠杆率,体现出杠杆率/储蓄率在揭示实体经济偿债压力和预警银行业危机方面的现实参考价值。

近年来银行业危机事件表明,储蓄率快速下滑期往往是银行业危机高发期。美国次贷危机爆发前储蓄率降至大萧条以来的最低点(Caballero,2010)。欧债危机期间,瑞典、丹麦、芬兰等国杠杆率较高,但30%左右储蓄率为缓冲偿债压力提供了有力支撑,银行业没有发生严重危机。相比之下,同处于北欧的冰岛深陷金融危机旋涡,高杠杆率叠加低储蓄(3%)是重要原因(刘哲希等,2019)。

(二)影响路径检验

本文接下来利用模型(8)(9)考察偿债压力影响金融稳定的作用路径。限于数据可得性,实证分析时间跨度为1997—2019年。

1. 银行资产质量路径。表6第(1)列中估计结果显示, RLS 的系数在1%水平上显著为正,说明银行不良贷款率对 RLS 是敏感的,伴随杠杆率/储蓄率上升债务人偿债压力加大,银行资产质量下降。经验证据不能拒绝假说2关于偿债压力上升通过恶化银行业资产质量引发银行业危机的路径描述。杠杆率/储蓄率上升提示实体部门剩余收入相对于债务本息支出“入不敷出”风险增加,债务人按时足额还本付息面临更大不确定性。随着偿债压力上升,银行贷款逾期率上升,并向不良贷款迁徙,银行体系信贷资产质量将趋于恶化,这一作用路径也反映了银行信贷资产风险分类的实践。2017年4月,巴塞尔委员会发布《审慎处理资产指引》,明确了以贷款逾期情况为核心的不良资产认定标准和分类要求,为全球银行业提供了具有一致性和可比性的资产风险分类标准。中国银保监会制定的《商业银行金融资产风险分类暂行办法(征求意见稿)》吸收了以债务人偿债能力为核心的分类理念,提出商业银行开展风险分类的核心是准确判断债务人偿债能力恶化程度,将逾期天数长短作为反映资产质量恶化程度的重要指标。^②

2. 资产价格路径。表6第(2)列中的估计结果显示, RLS 的估计系数在5%水平上显著为正,说

^①2011年6月,美联储公开市场委员会备忘录首次阐述了货币政策正常化的政策框架和实施步骤。

^②按照《商业银行金融资产风险分类暂行办法(征求意见稿)》规定,金融资产逾期后应至少归为关注类,逾期90天以上应至少归为次级类,即使抵押担保充足,也应归为不良;逾期270天以上应至少归为可疑类,逾期360天以上应归为损失类。

明资产价格对 RLS 是敏感的,杠杆率/储蓄率上升会助长资产价格泡沫化倾向。^① 资产价格关系到银行能否通过处置押品来避免损失,资产价格崩溃使第二还款来源大幅缩水成为银行业危机的催化剂。为考察不同资产价格水平上,偿债压力对金融稳定影响差异,进一步将样本划分为高资产价格组和低资产价格组进行分样本回归。为避免丢失观测值,使用虚拟变量区分子样本,然后在全样本中引入虚拟变量和杠杆率/储蓄率的交互项来进行样本分层检验。如表 6 所示,交互项系数值存在显著差异,高资产价格组是低资产价格组的 2.42 倍。说明在资产价格水平高企的经济体,偿债压力上升更容易引发银行业危机。我国房地产价格水平处在相对高点,随着未来储蓄率趋势性下降,实体经济特别是居民部门偿债压力加大,一旦住房按揭贷款“断供”导致大量按揭房产进入市场,房价可能面临大幅缩水,给银行资产安全带来巨大冲击。因此维护金融体系稳定,需对高杠杆、高房价与储蓄率的叠加共振保持警惕。

表 6 影响路径检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	$NPLs$	$REPs$	$crisis$	$crisis$
RLS	1.0084*** (11.73)	0.9297** (2.13)		
$RLS_{\text{高资产价格}}$			1.5450*** (3.10)	
$RLS_{\text{低资产价格}}$				0.6384*** (2.75)
控制变量	是	是	是	是
个体效应	是	是	是	是
时间效应	是	是	是	是
观测值	909	796	269	269
$R^2/\text{pseudo } R^2$	0.577	0.622	0.722	0.722

(三)分样本回归结果分析

不同的经济发展水平,以及金融体系是由银行抑或市场主导,使偿债压力对银行业危机的影响可能存在一定差异。厘清这一问题对作为发展中经济体和典型银行主导型金融体系的中国而言,有助于明确以杠杆率/储蓄率来评估金融稳定状况的政策含义。

1. 发展中经济体和发达经济体。按照 IMF 的界定将 43 个经济体划分成发展中经济体和发达经济体,采用双重固定效应模型,利用 logit 和 probit 两种方法进行分样本回归。如表 3 所示,回归结果显示发展中经济体和发达经济体 RLS 系数都显著为正,进一步验证了理论假说 1。对比两组经济体杠杆率/储蓄率对于银行业危机的敏感度,发展中经济体显著高于发达经济体,说明杠杆率/储蓄率变动在发展中经济体引起系统性金融风险的概率更大。

发展中经济体市场主体融资渠道狭窄,信贷市场摩擦更为严重,一旦偿债压力增大以至无法偿还到期本息产生不良信用记录,即使抵押担保充足,可能也会被排斥在银行体系之外,从而恶化实体经济流动性状况(贵丽娟等,2015)。并且由于金融市场不成熟,资产价格波动性更大,银行处置抵押品时往往面临更大损失,导致银行体系稳定性较差。相反,得益于成熟的金融市场,发达经济体在偿债上升情况下,部分“入不敷出”的借款人依然有望依靠“借新还旧”进行还本付息,抵押品处置过程中的受偿率相对更高,缓冲了资产质量下降对银行自有资金的侵蚀消耗,使银行体系具有更强韧性。

^①按杠杆率/储蓄率由高到低四分位分组对模型(9)进行回归,考察偿债压力对于资产价格影响差异。实证结果显示,在杠杆率/储蓄率位于最高前 25% 的系数显著为负,其他各组系数显著为正,表明杠杆率/储蓄率上升助推资产价格上涨,当上升到相对高位将会戳破资产价格泡沫,导致资产价格下跌。限于篇幅,实证结果从略。

表 7 分样本回归:发展中经济体和发达经济体

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>crisis</i>	<i>crisis</i>	<i>crisis</i>	<i>crisis</i>
	logit		probit	
	发展中经济体	发达经济体	发展中经济体	发达经济体
<i>RLS</i>	4.0826*** (2.95)	0.8170** (2.52)	2.2946*** (3.12)	0.4809*** (2.66)
控制变量	是	是	是	是
个体效应	是	是	是	是
时间效应	是	是	是	是
观测值	180	179	180	179
pseudo R ²	0.746	0.750	0.745	0.752

2. 银行主导型金融体系和市场主导型金融体系。银行主导型(bank based)与市场主导型(market based)金融体系比较优势是关于金融体系结构效率争夺的焦点之一,那么金融体系结构差异在偿债压力影响金融稳定上有什么表现。按照 Levine(2002)对关于金融体系特征的划分,结合主要经济体间接融资占融资规模比重,将样本分为银行主导型和市场主导型两类进行分样本回归。^①

实证结果如表 8 所示,银行主导型和市场主导型金融体系的系数都显著为正,进一步验证了基准回归结果。银行主导型经济体的系数显著大于市场主导型经济体,说明在银行主导型经济体中,相同的杠杆率/储蓄率上升幅度,引发系统性金融风险概率高于市场主导型体系。国民收入扣除最终消费之后的剩余部分,在银行主导型金融体系下留存的主要形式是银行储蓄,从动员储蓄到偿还债务之间的反应更直接,由杠杆率/储蓄率所揭示的债务偿付基础相对真实客观。在市场主导型金融体系中,留存收入的形式多样而分散,从留存收入到清偿债务涉及资产流动性状况等多重因素,杠杆率/储蓄率对于真实偿债压力的揭示易产生偏误。因此,相同的杠杆率/储蓄率水平所包含的债务偿付风险信息或者发生银行业危机的概率,银行主导型体系高于市场主导型体系。所以,在银行主导型金融体系,杠杆率/储蓄率能够充分捕捉债务偿付基础的变化,从而真实反映实体经济偿债压力,对银行业危机的预警能力相对更强,银行业危机风险对偿债压力变化的敏感性更高。

表 8 分样本回归:银行主导型和市场主导型

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>crisis</i>	<i>crisis</i>	<i>crisis</i>	<i>crisis</i>
	logit		probit	
	银行主导型	市场主导型	银行主导型	市场主导型
<i>RLS</i>	3.2094*** (2.61)	1.2489*** (3.68)	1.8531*** (2.85)	0.7055*** (3.92)
控制变量	是	是	是	是
个体效应	是	是	是	是
时间效应	是	是	是	是
观测值	173	193	173	193
pseudo R ²	0.876	0.612	0.878	0.616

(四) 稳健性检验

强化偿债压力与银行业危机之间因果推断,需排除反向因果关系的可能。由于银行业陷入危

^①针对未包含在 Levine(2002)分类中的经济体,本文划分思路是,鉴于德国、日本和美国、英国分别是银行主导型和市场主导型金融体系的样板,按照 1991—2019 年,间接融资占融资总额比重,德国为 0.6888、日本为 0.6018、美国为 0.3477、英国为 0.5766,本文以间接融资占比 60%为分界,高于 0.6 归属银行主导型,小于 0.6 归属市场主导型。

机,收紧流动性约束、实施扩张性政策都会提高实体经济杠杆率,危机还将导致产出增长萎缩,刚性消费对应储蓄的消耗,最终可能提高杠杆率/储蓄率。为解决这一内生问题,本文以少儿人口抚养比作为工具变量,采用最小二乘法对结果进行稳健性检验。合格工具变量需满足相关性和外生性两个基本条件,有关工具变量选择的解释:一是人口结构尤其是赡养人口与劳动年龄人口关系是影响储蓄率的关键因素(Ando & Modigliani, 1963)。经验研究表明,高收入国家与上中等收入国家少儿抚养比的反差变化是造成全球储蓄失衡的重要原因,少儿抚养比对上中等收入国家储蓄的影响显著高于老年抚养比(殷剑峰, 2013)。对我国而言,未来低生育率背景下少子化对家庭储蓄率和举债行为的影响较老龄化更为深远和持久(董丽霞、赵文哲, 2011; 刘鹏飞, 2022)。二是少儿抚养比对储蓄率和杠杆率具有直接影响,但作为外生变量,理论上与银行业危机并无直接关系,少儿抚养比变化对银行业稳定性状况不会产生直接影响。

以少儿抚养比作为工具变量采用两阶段最小二乘法进行回归,结果见表 9。第一阶段工具变量系数显著,说明少年抚养比与偿债压力指标高度相关,满足工具变量使用的前提条件,同时弱工具变量检验通过,说明不存在弱工具变量问题。将表 9 结果与基准回归结果对比,核心解释变量系数符号与显著性都未发生明显改变,说明在控制了潜在内生性问题后,本文主要结论依然稳健。

表 9 内生性和工具变量检验

变量	(1)
	<i>crisis</i>
<i>RLS</i>	1.538*** (0.313)
常数项	-12.59 (8.390)
控制变量	是
个体效应	是
时间效应	是
观测值	421
χ^2	13.10*** 第一阶段
<i>IV</i>	0.4323*** (10.42)
	弱工具检验
AR: χ^2	26.72***
Wald: χ^2	24.19***

通过变量替换的方式对实证分析结论做进一步检验。^①解释变量方面,前文基准回归模型中杠杆率是包含公共部门的非金融部门杠杆率,考虑到私人部门与政府之间部分资产负债轧差抵消,纳入公共部门债务可能会削弱锚定指标的周期性特征(王擎等, 2019),从而影响指标对偿债压力的揭示,进而削弱对系统性金融风险预测力。通过剔除公共部门债务,采用 BIS 私人非金融部门杠杆率数据进行检验。回归结果显示,核心解释变量仍在 1% 水平上正向显著,与基准回归结果一致。

被解释变量方面,一是拓宽金融危机口径,纳入 Nguyen et al(2022)和 Laeven & Valencia(2020)编制危机数据库中的主权债务危机和货币危机的信息。样本经济体当年发生银行业危机、主权债务危机、货币危机的任一种,都视同爆发系统性金融风险,虚拟变量的取值都是 1,否则为 0。回归结果显示解释变量仍然显著为正,且不随控制变量加入发生改变。二是替换系统性金融风险数据来源,考虑到对银行业危机认定尺度差异,利用哈佛大学商学院 Behavioral Finance & Financial Stability 数据库中的银行业危机,结果显示核心结论依然成立。三是筛选出发生银行业危机的样本,将 $crisis_{i,t}$

^①限于篇幅,从略。

由虚拟变量替换为连续变量银行业危机成本,参照 Laeven & Valencia(2020)以潜在 GDP 趋势水平与实际 GDP 的缺口占实际 GDP 比重作为银行业危机成本。回归结果显示杠杆率/储蓄率系数同样显著为正,杠杆率/储蓄率比值越高,发生银行业危机给实体经济带来的损失越大,进一步说明加强杠杆率/储蓄率监测对于维护金融稳定的重要现实意义。

不同类型经济体的部门储蓄行为存在客观差异,表现为居民、企业及政府在总储蓄中的占比在各国之间具有很大差别,这是否会影响到实证结论的稳健性?换言之,金融稳定对偿债压力的敏感度是否可能由于部门储蓄结构差异而显著不同。如果不能排除这种可能,考虑到我国居民储蓄占总储蓄比重长期保持在 40%以上,明显高于很多欧美国家,这种特殊性将使结论的适用性存在局限。对此进行针对性的检验。按居民储蓄在国民总储蓄中占比的高低将样本经济体分为两组,限于分部门储蓄数据可得性,选取包含中国在内的 26 个经济体(均在基准分析样本范围之内),对式(7)进行回归。分组实证和 Chow test 结果表明,^①核心解释变量 RLS 的系数在高居民储蓄组和低居民储蓄组之间不存在显著差别。因此,部门储蓄占比的国别差异不妨碍偿债压力影响金融稳定的一般结论,研究结论适用于评估我国实体经济偿债压力及其对金融稳定的影响。

五、进一步讨论:与流量—流量指标及杠杆率比较

(一)与流量—流量指标对比

理论分析中偿债压力定义式(3)描述的是偿债现金流对到期债务本息的覆盖状况,在指标属性上是流量—流量关系。以杠杆率/储蓄率这一存量—流量指标来刻画偿债压力,是将存量债务中到期本息的部分简化为常数,从而忽略债务期限和利率的影响。不考虑债务期限和定价因素,便利了实证分析。但这一简化是否会损失实体经济偿债压力的“真实信息”,从而影响实证结论可靠性,有必要进一步讨论。基本思路是,如果能够验证在尽可能考虑债务期限和利率因素情况下,债务余额中到期本息的占比的确是稳定的,或近似为常数,有理由认为本文在理论及实证分析中的简化做法并不会造成偿债压力信息“失真”,以杠杆率/储蓄率来刻画偿债压力是合理的。

由于缺少关于各国宏观债务期限分布和利率水平的统一数据,利用 BIS 披露的偿债率(DSR)反推债务到期本息占存量债务比重的情况。偿债率是存量债务到期的本息之和与可支配收入之比,其分子与理论分析中偿债压力的定义式(3)中的分子完全一致。偿债率指标计算考虑了各国私人部门及非金融企业部门债务久期分布和利率因素,BIS 披露了 1999 年以来包括我国在内 32 个经济体的偿债率数据。

首先,纳入存量债务期限及利率因素,考察由式(3)定义的流量—流量性质偿债压力指标——到期债务本息与储蓄之比(以下简称 DS^*),与存量—流量指标——杠杆率与储蓄率之比(RLS)之间的关系,结合理论分析中关于 a_i 的定义,则有:

$$DS^* = \frac{\sum_{j=1}^n L_{ij} \cdot a_i}{Y \cdot s} = RLS \cdot a_i \quad (12)$$

根据偿债率的经济含义,进一步推导偿债率与杠杆率/储蓄率的关系如下:

$$DSR = \frac{\sum_{j=1}^n L_{ij} \cdot a_i}{Y} = \frac{\sum_{j=1}^n L_{ij} \cdot a_i \cdot s}{Y \cdot s} = RLS \cdot s \cdot a_i \quad (13)$$

如果能验证式(13)中 DSR 与 $RLS \cdot s$ 近似呈线性关系,说明式(12) DS^* 与 RLS 也近似呈线性关系,到期本息占存量债务的比重 a_i 可以近似视为常数,因此利用杠杆率/储蓄率刻画实体经济偿债压力并不妨碍本文相关结论。根据 BIS 偿债率数据,拟合样本经济体 DSR 与 $RLS \cdot s$ 的散点图,^②

①限于篇幅,从略。

②BIS 公布的 DSR 数据为私人非金融部门口径,即不包含公共部门,本文在绘制 DSR 与 $RLS \cdot s$ 的散点图时,为保持口径可比,数据均为私人非金融部门。

如图 3 所示。两者呈显著线性关系,说明以杠杆率/储蓄率描述偿债现金流相对于到期债务本息的覆盖状况是具备现实基础的。

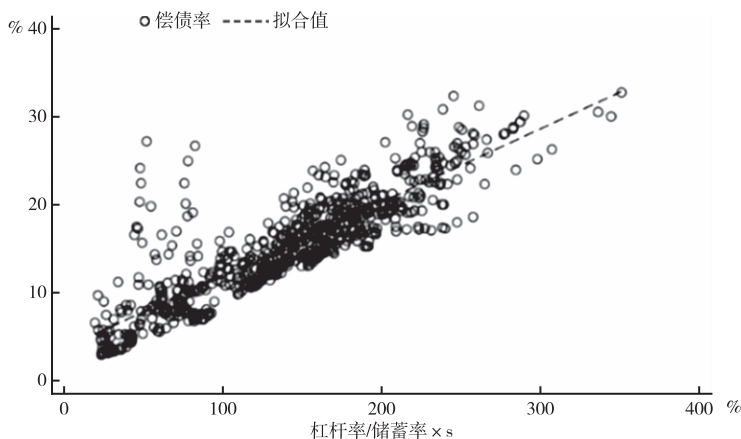


图 3 偿债率与杠杆率/储蓄率 $\times s$:1999—2019 年

利用 BIS 偿债率数据,结合各部门可支配收入可以反推 1999—2019 年我国私人非金融部门债务到期本息,计算得到我国历年到期本息占年末债务余额的比值 a_i ,^①基本稳定在均值 8.31%附近,与国别样本的拟合值(8.27%)非常接近。利用 BIS 偿债率数据计算我国当期应偿还本息与储蓄之比 DS^* ,与杠杆率/储蓄率指标对比,两者在趋势上高度重合,相关系数为 0.9839。表明杠杆率/储蓄率较好的兼容了偿债压力的流量—流量属性,充分反映了我国实体经济偿债压力变化情况。

(二)与杠杆率对比

前文利用跨国样本揭示了杠杆率较之杠杆率/储蓄率,在监测实体经济偿债压力方面的相对局限性。下面结合我国实际,与杠杆率进行对比,考察杠杆率/储蓄率对维护金融稳定的现实意义。

图 4 是 1997—2019 年杠杆率/储蓄率 RLS 与杠杆率 Lev 的对比。1997—1999 年我国杠杆率/储蓄率上升幅度明显大于杠杆率,说明实体经济偿债压力比杠杆率所反映的更大,凸显了东南亚金融危机期间我国银行业蕴含的巨大风险。此后到全球金融危机爆发前,我国杠杆率较 20 世纪 90 年代后期有所上升,但总体稳定。得益于这一时期经济高速增长和人口红利释放,储蓄率持续上升达到改革以来的高点,杠杆率/储蓄率呈下降趋势,反映实体经济偿债压力明显改善。高储蓄提升了银行业抗风险能力,为抵御 2008 年全球金融危机冲击提供了缓冲,也为实施宏观调控维护金融稳定创造了政策空间(李扬、殷剑峰,2005;刘晓光、刘元春,2018)。2009 年之后,随着储蓄率迎来下降拐点,杠杆率/储蓄率上升明显快于杠杆率。2012 年起系统性金融风险防控形势趋于严峻,银行体系淤积了大量风险,主要来源有三:一是加杠杆对产出增长的促进作用递减,实体部门偿债能力没有同步提升;二是金融脱媒下的“储蓄违约”行为,对银行形成负向的流动性冲击;三是债务扩张过程中资金“脱实向虚”助推房地产价格过快上涨,放大银行资产质量及缓释手段的脆弱性(陈彦斌、刘哲希,2017)。

针对金融稳定形势变化,2016 年中央经济工作会议要求“着力防控资产泡沫”确保不发生系统性金融风险。十九大报告提出将防范化解重大风险作为三大攻坚战之一,推动结构性去杠杆,处置金融体系长期积累的风险点,尤其防止房地产价格泡沫化倾向。2017 年之后系统性金融风险防控取得阶段性成效,有效遏制了实体经济债务水平和偿债压力持续上升势头,系统性金融风险水平趋向收敛(中国人民银行金融稳定分析小组,2021)。2019 年起,杠杆率/储蓄率上升幅度高于杠杆率,两条曲线交叉开口扩大,提示宏观审慎调控若单一“盯住”宏观杠杆率,可能低估实体经济部门的真实偿债压力。近年来为应对新冠疫情冲击,宏观对冲政策实施使杠杆率阶段性回升,居民预防性储

^①限于篇幅,从略。

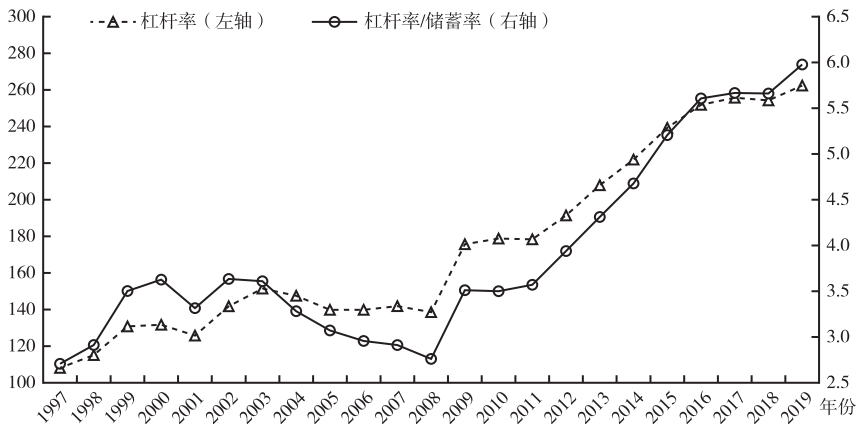


图4 我国杠杆率/储蓄率与杠杆率(%)

蓄有所反弹,杠杆率/储蓄率上升势头趋缓。考虑到人口结构等中长期因素变化,私人部门储蓄回落将主导后疫情时代储蓄率下行趋势。未来一个阶段的宏观审慎调控需谨防杠杆率企稳的表象可能掩盖储蓄率变动带来的风险隐患,加强实体部门偿债压力监测,有针对增强银行体系韧性,为夯实新发展格局的内需支撑营造稳定的金融环境。

六、结论与建议

以杠杆率评估过度负债风险缺乏足够的解释力,一个重要原因在于忽略债务偿还因素,遗漏了储蓄所反映的收入一支出结构特征。如何系统地在统一的框架下梳理杠杆率与储蓄率相对变化蕴含的偿债压力信息及其金融稳定效应,具有重要的理论和现实意义。本文以债务偿还作为起点,将储蓄作为金融不稳定的缓冲因素引入偿债压力分析框架,考察偿债压力通过银行资产质量、资产价格影响金融稳定的作用路径。利用跨国样本、ROC方法等进行了系列的实证检验。

理论框架中,以杠杆率/储蓄率直观刻画偿债现金流对债务人履行偿债义务的保障作用,揭示杠杆率与储蓄率相对变化对金融稳定的影响。杠杆率/储蓄率上升意味着实体部门按时完全履行偿债义务的压力增大,借款人“入不敷出”使得贷款逾期率上升,按照金融资产分类标准将恶化银行资产质量;同时抵押品抛售导致资产价格崩溃,大面积“资不抵债”加剧银行坏账损失,最终形成银行业危机的连锁反应。基于BIS国别数据和ROC方法的实证分析表明,杠杆率/储蓄率有效揭示了实体经济的偿债压力,对于银行业危机的预警效果优于杠杆率,在美国及欧债五国真实危机事件中也得到验证。银行资产质量恶化和资产泡沫是偿债压力触发银行业危机的关键环节,资产价格高企时更容易酿成银行业危机。在银行主导型金融体系和发展中国家,杠杆率/储蓄率预警银行业危机的敏感性高于市场主导型体系及发达国家。稳健性检验支持实证分析结论。进一步研究表明,杠杆率/储蓄率作为存量—流量指标,较好地兼容了偿债压力的流量—流量特性,对我国在新时期完善宏观审慎政策、维护金融稳定具有重要的参考价值。

对我国而言,储蓄率变动是一把影响内需增长与金融稳定的“双刃剑”。宏观审慎管理需加强对后疫情时代预防性储蓄反弹与储蓄率下行趋势的跟踪研判,既要看到储蓄率回落对拉动消费的积极作用,也要正视储蓄率过快下降将增大实体经济偿债压力,给金融稳定带来严峻考验,最终不利于夯实新发展格局的内需支撑,这个问题处理不好可能造成“增长与稳定”的双重掣肘。本文的研究具有以下政策含义。首先,将储蓄纳入宏观审慎压力测试情景,加强实体部门偿债压力监测。在盯住杠杆率的同时,以杠杆率/储蓄率作为重要补充,动态校准宏观审慎政策工具的实施规则,将防风险的政策目标与实际操作紧密衔接起来,发挥逆周期调节作用以增强银行体系韧性,为充分释放内需潜力营造稳定的金融环境。其次,微观审慎监管应关注偿债压力向商业银行传递的结构性差异,尤其关注偿债压力在中小银行的聚集情况,降低中小型银行因此裂变为高风险金融机构的概率。在实行

更严格金融资产风险分类标准的同时,多渠道补充银行特别是中小银行资本金,提高抵御风险能力,构筑以银行稳定为核心的金融安全网。最后,促进房地产市场平稳运行是阻断偿债压力向银行业危机风险传递的关键,防止重点房企债务风险向住房按揭贷款等其他房地产贷款领域蔓延,避免局部的房地产市场波动影响金融稳定全局。

参考文献:

- 陈昌盛 许伟 兰宗敏 李承健,2021:《我国消费倾向的基本特征、发展态势与提升策略》,《管理世界》第8期。
- 陈彦斌 随晓芹 刘哲希,2019:《系统性金融风险预警指标——杠杆率与“杠杆率/投资率”比较》,《世界经济文汇》第6期。
- 陈彦斌 刘哲希,2017:《推动资产价格上涨能够“稳增长”吗?——基于含有市场预期内生变化的DSGE模型》,《经济研究》第7期。
- 董丽霞 赵文哲,2013:《不同发展阶段的人口转变与储蓄率关系研究》,《世界经济》第3期。
- 范祚军 常雅丽 黄立群,2014:《国际视野下最优储蓄率及其影响因素测度——基于索洛经济增长模型的研究》,《经济研究》第9期。
- 付才辉 郑洁 林毅夫,2021:《发展战略与高储蓄率之谜——一个新结构储蓄理论假说与经验分析》,《经济评论》第1期。
- 贵丽娟 胡乃红 邓敏,2015:《金融开放会加大发展中国家的经济波动吗?——基于宏观金融风险的分析》,《国际金融研究》第10期。
- 江艇,2022:《因果推断经验研究中的中介效应与调节效应》,《中国工业经济》第5期。
- 李扬 殷剑峰,2005:《劳动力转移过程中的高储蓄、高投资和中国经济增长》,《经济研究》第2期。
- 刘鹤,2013:《两次全球大危机的比较》,《管理世界》第3期。
- 刘鹏飞,2022:《“少子化”对家庭储蓄率的影响机制研究》,《中央财经大学学报》第3期。
- 刘晓光 刘元春,2018:《杠杆率重估与债务风险再探讨》,《金融研究》第8期。
- 刘勇 白小滢,2017:《部门杠杆率、部门储蓄与我国宏观金融系统传染性》,《国际金融研究》第10期。
- 刘哲希 随晓芹 陈彦斌,2019:《储蓄率与杠杆率:一个U型关系》,《金融研究》第11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。
- 王弟海 龚六堂,2007:《增长经济中的消费和储蓄——兼论中国高储蓄率的原因》,《金融研究》第12期。
- 王国刚,2017:《“去杠杆”:范畴界定、操作重心和可选之策》,《经济学动态》第7期。
- 王擎 刘鹏 田娇,2019:《我国商业银行逆周期资本监管的锚定指标选取》,《金融研究》第11期。
- 汪伟 艾春荣,2015:《人口老龄化与中国储蓄率的动态演化》,《管理世界》第6期。
- 殷剑峰,2013:《储蓄不足、全球失衡与“中心—外围”模式》,《经济研究》第6期。
- 杨天宇 朱光,2021:《国民储蓄率下降会引发系统性金融风险吗?》,《国际金融研究》第10期。
- 张成思 贾翔夫 廖闻亭,2022:《金融化、杠杆率与系统性金融风险》,《财贸经济》第6期。
- 中国人民银行金融稳定分析小组,2021:《中国金融稳定报告2021》,中国金融出版社。
- Aldasoro, I. et al(2018), “Early warning indicators of banking crises: Expanding the family”, *BIS Quarterly Review* (March):29—45.
- Ando, A. & F. Modigliani(1963), “The ‘life cycle’ hypothesis of saving: Aggregate implications and tests”, *American Economic Review* 53(1):55—84.
- BCBS(2010), “Guidance for nation authorities operating the countercyclical capital buffer”, Available at BIS:<https://www.bis.org/publ/bcbs187.htm>.
- Bernanke, B. et al(1996), “The flight to quality and the financial accelerator”, *Review of Economics and Statistics* 78 (1):1—15.
- Bhatia, A. V. & T. Bayoumi(2012), “Leverage? what leverage? A deep dive into the U. S. flow of funds in search of clues to the global crisis”, IMF Working Paper, No. 12/162.
- Caballero, R. J. (2010), “Macroeconomics after the crisis: Time to deal with the pretense-of-knowledge syndrome”, *Journal of Economic Perspectives* 24 (4):85—102.
- Castren, O. & I. K. Kavonius(2009), “Balance sheet interlinkages and macro-financial risk analysis in the Euro area”, ECB Working Paper, No. 1124.
- Claessens, S. et al(2012), “How do business and financial cycles interact?”, *Journal of International Economics* 87 (1):178—190.

- Drehmann, M. & M. Juselius(2014), "Evaluating early warning indicators of banking crises: Satisfying policy requirements", *International Journal of Forecasting* 30(3):759—780.
- Drehmann, M. et al(2015), "How much income is used for debt payments? A new database for debt service ratios", *BIS Quarterly Review* (Sept):89—103.
- Goldstein, I. et al(2020), "Bank heterogeneity and financial stability", NBER Working Paper, No. 27376.
- IMF(2007a), *Global Financial Stability Report: Is Growth at Risk?* Washington, DC: International Monetary Fund.
- IMF(2017b), "Debt sustainability analysis", Available at IMF:https://www.imf.org/external/pubs/ft/dsa/index.htm.
- Jorda, O. et al(2011), "Financial crises, credit booms, and external imbalances: 140 years of lessons", *IMF Economic Review* 59(2):340—378.
- Kumhof, M. et al(2015), "Inequality, leverage, and crises", *American Economic Review* 105(3):1217—1245.
- Koo, R. C. (2009), *The Holy Grail of Macroeconomics: Lessons from Japan's Great Recession*, John Wiley & Sons.
- Karmakar, S. & F. Buera(2018), "Real effects of financial distress: The role of heterogeneity", Banco de Portugal, Economics and Research Department, Working Paper, No. 201806.
- Laeven, L. & F. Valencia(2020), "Systemic banking crises database II", *IMF Economic Review* 68(8):307—361.
- Levine, R. (2002), "Bank-based or market-based financial system: Which is better?", NBER Working Paper, No. 9138.
- Minsky, H. (1982), "The financial-instability hypothesis: Capitalist processes and the behavior of the economy", in: C. Kindleberger & J. Laffargue(eds), *Financial Crises: Theory, History and Policy*, Cambridge University Press.
- Nguyen, T. C. et al(2022), "A new comprehensive database of financial crises: Identification, frequency, and duration", *Economic Modelling* 108:105770.
- Ordonez, G. & F. Piguillem(2022), "Saving rates and savings ratios", *Review of Economic Dynamics* 46:365—381.
- Reinhart, C. M. & K. S. Rogoff(2009), *This Time is Different: Eight Centuries of Financial Folly*, Princeton University Press.
- Reinhart, C. M. & K. S. Rogoff(2011), "From financial crash to debt crisis", *American Economic Review* 101(5):1676—1706.
- Song, Z. & W. Xiong(2018), "Risks in China's financial system", *Annual Review of Financial Economics* 10(1):261—286.

Savings, Debt Servicing Pressures and Financial Stability

LI Yunda ZHANG Yuting

(Hefei University of Technology, Hefei, China)

Abstract: This paper constructs a concise analytical framework of debt service pressure, with savings being incorporated, and studies the impact of relative changes in the leverage ratio and savings rate on financial stability. According to the analysis, with the increase of leverage ratio/savings rate, borrowers' "spending beyond their means" increases the delinquency rate of loans, which deteriorates the asset quality of banks; Collateral selling exacerbates "insolvency" and amplifies bad debt losses, eventually forming a chain reaction of banking crises. The empirical analysis and ROC test based on the country-level data show that the debt servicing pressure characterized by the leverage ratio/savings rate is a good early-warning indicator of banking crisis, and the early-warning effect is significantly better than that of the leverage ratio in the crisis events of the United States and the five European debt-ridden countries. The increase in the leverage ratio/savings rate leads to a significantly higher risk of crisis in developing economies and bank-led financial systems than in advanced economies and market-led systems. The decline of asset quality and the bubble of asset price are the key parts of the crisis triggered by debt repayment pressure. Further analysis shows that the leverage ratio/savings rate is compatible with the flow-flow attribute of debt servicing pressure, which has important implications for China's financial stability practice. The conclusions provide enlightenment for exploring the path to improve the macro prudential policy in China, and preventing the double constraints on economic growth and financial stability caused by the fluctuation of savings rates.

Keywords: Savings; Debt Servicing Pressure; Financial Stability; Leverage Ratio

(责任编辑:陈建青)

(校对:何伟)