

2021年3月26日

March 26, 2021

信贷标准、杠杆激增与经济增长

——基于居民杠杆快速上升的视角

高波 李文靖 王青 王进会 吴达 张红 宋伟宸 王惠¹

摘要：在理论分析的基础上，本文构建了包含 26 个经济体的面板数据，使用局部投影法研究分部门杠杆激增及其与信贷标准的交互效应对未来经济增长的影响。研究表明：第一，居民和企业部门杠杆激增均会对未来经济增长造成负向影响。第二，相比企业部门，居民部门杠杆激增的负向影响更大。第三，信贷标准放松将会放大居民部门杠杆激增的负向影响。进一步地，为深入探究上述结论的影响机制，使用中国家庭金融调查数据，基于 Bewley 不完全市场模型，估计不同杠杆家庭在面临正负收入冲击时的边际消费倾向。研究表明：第一，高杠杆对家庭消费产生显著的抑制作用。第二，相比收入上升冲击，高杠杆家庭对收入下降冲击更敏感。

Abstract: Based on related theoretical analysis, we test the implications of credit booms and its interactions with lending standards on subsequent output growth in different non-financial sectors. The quantitative work is done by local projections approaches using a panel dataset of 26 economies. The main findings can be summarized as follows. First, both a household credit boom and a firm credit boom can damage the subsequent output growth. Second, a household credit boom tends to bring a more adverse macroeconomic effect on future output compared with a firm one. Third, lower lending standards can magnify macroeconomic fragility of a household credit boom. To further investigate the mechanism of above conclusions, we further evaluate marginal propensities to consume (MPCs) of lever heterogeneity household under both positive and negative income shocks, based on Bewley's incompleteness market model and China Household Finance Survey (CHFS). The empirical results present that high level of household debt can reduce consumption, and highly-indebted households are vulnerable to negative income changes than positive ones.

关键词：杠杆激增；信贷标准；经济增长

声明：中国人民银行工作论文发表人民银行系统工作人员的研究成果，以利于开展学术交流与研讨。论文内容仅代表作者个人学术观点，不代表人民银行。如需引用，请注明来源为《中国人民银行工作论文》。

Disclaimer: The Working Paper Series of the People's Bank of China (PBC) publishes research reports written by staff members of the PBC, in order to facilitate scholarly exchanges. The views of these reports are those of the authors and do not represent the PBC. For any quotations from these reports, please state that the source is PBC working paper series.

¹高波，管理学博士，中国人民银行银川中心支行原行长，现任中国人民银行太原中心支行行长。其余作者均供职于中国人民银行银川中心支行。本文内容为作者个人观点，不代表人民银行，文责自负。

一、引言

本文研究私人非金融部门（以下简称私人部门）杠杆激增²，特别是信贷驱动的私人部门杠杆激增的宏观经济效应。杠杆高企是当前中国经济面临的突出问题，且中国的杠杆率在不同部门之间呈现出明显的结构性特点。学术界认为2008年是中国杠杆率迅速累积的起点（李扬和张晓晶，2015）。为应对国际金融危机，中国采取了积极的财政政策和适度宽松的货币政策，经济在2009年实现了强有力的复苏，但同时杠杆率也迅速攀升，经济整体杠杆率偏高会使经济运行面临难以预料的风险，同时也对经济增长不利（马勇和陈雨露，2017）。2015年以来，中国宏观政策一直在着力去杠杆，也取得了显著的成效。2015年中央经济工作会议将“去杠杆”确定为供给侧结构性改革的重要任务，2018年中央经济工作会议提出了结构性去杠杆。2017年至2019年，中国杠杆率高速增长势头得到遏制，宏观杠杆率总体保持在250%左右。在宏观杠杆率总体稳定的背景下，分部门杠杆率演化出现一些新趋势，企业部门杠杆率趋于下降，尽管居民部门杠杆率低于国际水平但增速最快（见图1）。2020年年初以来，为应对新冠肺炎疫情，宏观杠杆率出现阶段性上升。

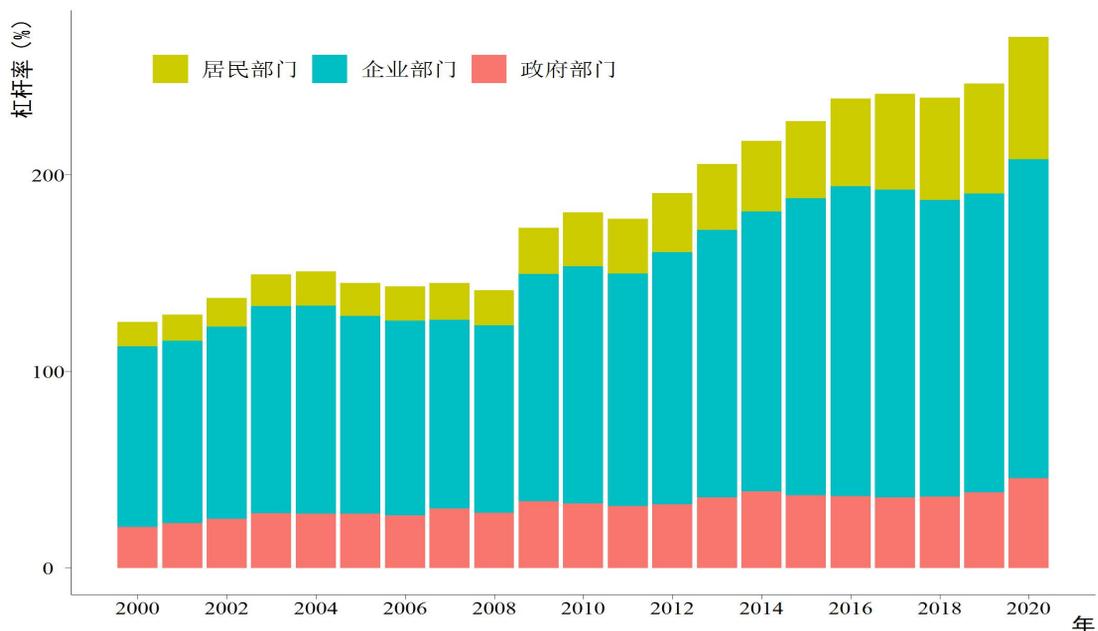


图1 中国实体经济部门杠杆率变化

数据来源：国家金融与发展实验室。

放眼全球，依靠信贷扩张支持经济增长是一种普遍现象，也存在诸多弊端（Moravcsik and Andrew, 2016）。20世纪80年代全球金融自由化浪潮以来，世界上多数国家私人部门杠杆率呈不断上升趋势，许多国家杠杆率上升是由信贷驱动的（李扬等，2018）。次贷危机前美国金融机构放松信贷标准引起居民部门杠杆率大幅上升是国际金融危机爆发的根本原因。2008年国际金融危机后，

² 杠杆激增是指杠杆增速超过全球趋势的加杠杆过程，具体测度方法见第三节。

全球宏观杠杆率攀升成为国际货币基金组织、世界银行等国际机构不断提示的全球性风险。2020年，受新冠肺炎疫情冲击，全球经济经历了二战以来最严重的衰退，全球宏观杠杆率因疫情应对出现阶段性上升。根据 BIS 公布的 44 个经济体全社会杠杆率数据，2008 年至 2018 年期间，仅印度、德国、爱尔兰、新西兰、丹麦、以色列、匈牙利 7 个经济体经历了去杠杆，其他 37 个经济体均处于加杠杆进程中，其中有 9 个经济体加杠杆幅度超过 50 个百分点（见图 2）。

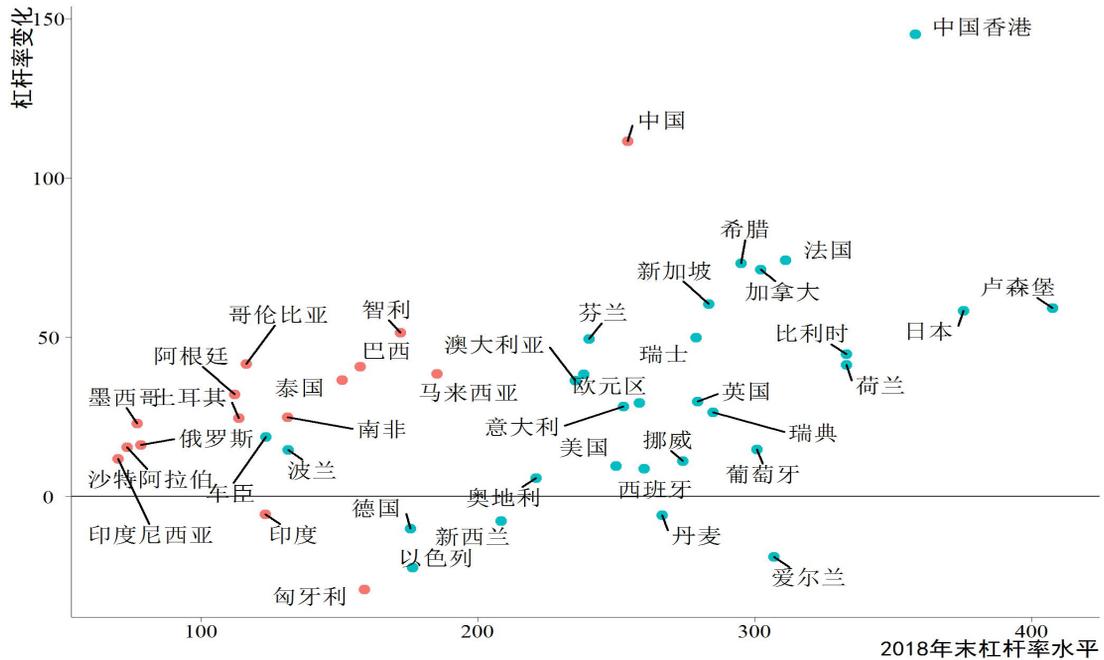


图 2 各经济体杠杆率变化 (2008 年至 2018 年)

数据来源：BIS。

一些学者认为在结构性去杠杆中，将企业部门杠杆转移到居民部门有助于降低债务的宏观经济风险（张晓晶等，2018；李扬等，2018；李若愚，2016）。但是基于以下两个原因，必须审慎地看待上述“杠杆转移”意味着风险缓释的观点。①不同部门的负债能力与运营效率不同，从而承担风险的能力也大相径庭。②居民部门加杠杆引发 GDP 增速持续下降和经济危机的概率远高于企业部门（张斌等，2018；Mian et al., 2017）。

大量实证研究指出，私人部门杠杆率大幅上升将对未来宏观经济产生紧缩效应，甚至引发经济危机³（Borio and Drehmann, 2009；Rogoff and Reinhart, 2011；Jordà et al., 2013）。本文认为这些研究存在三方面不足：①现有研究对杠杆宏观经济效应的作用机制探讨较少。尽管在理论上，Fisher 的债务通缩理论、Minsky 的金融不稳定假说等都描绘了杠杆率上升对宏观经济的负向影响机制，但是实证检验和理论分析之间存在明显断点。②私人部门杠杆由居民部门

³ 本文将杠杆率大幅上升与未来经济增长之间的关系简称为杠杆宏观经济效应。随着本文研究的展开，进一步将其定义为杠杆激增宏观经济效应。由于杠杆率大幅上升的过程，通常会刺激经济，因此本文杠杆宏观经济效应并不是杠杆对经济增长影响的总效应。

杠杆和企业部门杠杆构成，然而现有实证文献大多将两者作为同质而进行简单加总，并未对它们进行区分，这一隐含假定模糊了人们对居民债务与企业债务异质性的认知。③杠杆率的变化与经济周期、信贷环境密切相关，通常认为需求侧因素驱动的杠杆增长与金融深化相关，对宏观经济增长有益，而供给侧因素驱动的杠杆增长往往导致资产泡沫，对宏观经济产生紧缩效应（Mian et al., 2017; Park et al., 2018）。从这一方面看，现有实证研究也未充分考虑信贷环境对杠杆宏观经济效应的影响。

为弥补现有研究的不足，本文重点关注一段时期（5年）的杠杆率大幅上升对未来（1年至6年）经济增长的影响。为了同时考虑杠杆率大幅上升期间信贷标准变化的影响，本文将一国5年杠杆增速远超全球平均趋势的杠杆率大幅上升年份定义为杠杆激增（哑变量），由此杠杆激增与信贷标准变化的交叉项可以衡量信贷标准对杠杆宏观经济效应的影响。有别于现有文献使用银行家调查问卷衡量信贷标准的传统方法，本文使用 Thomson Reuters SDC New Issues 数据，以一国一年内投机级债券发行额占所有债券发行额的比例表征该国当年信贷标准松紧程度。此外，本文将居民部门和企业部门同时加入模型中，考察分部门杠杆激增，以及信贷标准放松驱动的分部门杠杆激增对未来经济增长是否具有非对称性影响。

二、文献综述

（一）杠杆宏观经济效应

经典的理论研究表明，信贷增长既可以通过收入效应和投资效应等支持投资和消费，对经济增长产生积极影响（Mckinnon, 1973; Schmitt and Shaw, 1973），也有可能达到一定程度后使经济陷入衰退（Fisher, 1986）。基于后一种观点，已形成了一系列关于杠杆阈值效应的研究（Reinhart and Rogoff, 2010; Cuerpo et al., 2013），探讨杠杆率达到何种水平将导致经济增长发生逆转。

大量实证研究表明，杠杆率上升可能推动资产泡沫的形成，引起经济衰退，甚至引发经济危机，是经济危机爆发的最佳预警指标（Borio and Drehmann, 2009; Rogoff and Reinhart, 2011）。Jordà等（2013）认为，无论是正常的经济衰退还是经济危机，信贷大量累积都会加重其后果。因此，前期杠杆率上升不仅可以作为经济危机发生的预警指标，也可以衡量危机发生后经济衰退的程度。这种预测能力在发达经济体及新兴经济体中均有表现（Elekdag and Wu, 2011）。

（二）信贷标准与杠杆宏观经济效应

信贷标准是衡量信贷供给条件的通用指标（邱妍玲，2014）。信贷标准表征银行的风险偏好程度，当银行的风险偏好较高时，信贷标准较为宽松，而当银行风险偏好程度较低时，信贷标准更为严格。信贷标准与杠杆周期关系密切。Minsky（1987）认为信贷标准放松是杠杆周期的起点。他指出：经过一个长时

繁荣期，市场主体的风险偏好上升，投机性融资和庞氏融资比重提高，经济逐渐从有利于稳定经济系统的融资关系，转向不利于稳定经济系统的融资关系⁴。大量研究指出，美国次贷危机前信贷标准放松是国际金融危机爆发的根本原因（胡海峰和罗惠良，2008）。

实证研究方面，目前仅有少量文献将信贷标准纳入杠杆宏观经济效应的研究。一个重要的制约因素是信贷标准很难被量化。现有文献通常使用银行家问卷调查数据衡量信贷标准。但是开展银行家问卷调查的中央银行数量有限，并且各国中央银行银行家问卷调查中设置的指标也不尽相同，不具有全球可比性。近期，有学者使用债券市场数据进行了有益的尝试。Kirti（2018）利用债券市场数据衡量信贷标准，并引入Jordà（2005）的局部投影法（Local Projection），对本文后续的实证设计具有重要的借鉴意义。债券市场数据衡量的信贷标准与主要国家银行家问卷调查衡量的信贷标准具有一致性，且其变化具有明显的顺周期性。使用债券市场数据衡量信贷标准的实证研究也取得了良好的效果（L'opez-Salido et al., 2016; Greenwood and Hanson, 2013）。

（三）分部门杠杆宏观经济效应

此前，国内对私人部门杠杆的分析以企业部门为主（钟宁桦等，2016；纪敏等，2017；彭方平和展凯，2018），但鲜有对各部门杠杆的对比分析。仅有少量文献聚焦于私人部门债务异质性视角，对本文具有重要的启示意义。Sutherland和Hoeller（2012）对经合组织国家各个部门债务研究发现，私人部门杠杆与经济增长波动之间没有相关关系，但是居民部门杠杆与消费波动、投资波动之间有显著的相关关系。Büyükkarabaca和Valev（2010）发现居民部门杠杆增速相比企业部门对经济增长具有更显著的负向影响。

近期文献表明，居民部门加杠杆引发经济衰退和经济危机的概率远高于企业部门，而且居民部门加杠杆会对未来经济增长产生负面影响。Mian等（2017）发现居民部门加杠杆会导致未来经济增长下滑，这一负相关关系存在约为3年的时滞，且强调这一负相关关系只在居民部门中存在，在企业部门并不明显，即两部门加杠杆对未来经济增长的影响具有非对称性。张斌等（2018）认为居民部门内部信贷分布结构、人力资本错配程度和金融化水平等因素导致的劳动生产率降低影响未来经济增速，强调金融危机通常由居民部门加杠杆引起。

（四）简要述评

第一，现有文献更加强调各经济体杠杆率的阈值效应。但是杠杆率的绝对水平对经济危机的预测能力有限，各经济体危机爆发时的杠杆率水平差别较大，且一些经济体杠杆率超过一定阈值却没有爆发危机（刘晓光等，2018）。因此，研究杠杆增速而非杠杆水平对经济增长的影响更具有理论价值及现实意义。

第二，关于杠杆宏观经济效应的研究较少考察信贷环境变化的影响。然而，杠杆率的变化与经济周期、信贷环境密切相关。通常认为信贷需求驱动的杠杆增长与金融深化相关，对宏观经济增长有益，而信贷供给驱动的杠杆增长往往

⁴ Minsky H. P., "Stabilizing an Unstable Economy". *Journal of Economic Issues*, 21(1): 502 - 509.

导致资产泡沫，对宏观经济产生紧缩效应（Mian et al., 2017; Park et al., 2018）。

第三，现有文献未充分考虑部门异质性的影响。现有关于杠杆宏观经济效应的实证研究大多使用私人部门杠杆率，但是私人部门杠杆率为居民部门杠杆率与企业部门杠杆率之和，本文认为这种简单加总的方式，模糊了居民部门债务和企业部门债务之间的异质性，也就忽略了杠杆宏观经济效应传导中的部门非对称性影响。

第四，现有研究缺乏对杠杆宏观经济效应作用机制的实证检验。尽管在理论上，Fisher的债务通缩理论、Minsky的金融不稳定假说等都描绘了杠杆增长对宏观经济的影响机制，但是实证检验通常仅关注杠杆率变化与未来经济增长之间的关系，缺乏宏观和微观作用机制的实证分析。

本文研究创新之处在于：①从分部门杠杆增速的角度研究杠杆对宏观经济运行的影响，有别于以往聚焦单一部门杠杆或者杠杆水平的文献。②在关键指标衡量上，本文利用债券市场数据构建了衡量信贷标准的指标，并且使用该指标检验了信贷标准在杠杆宏观经济效应中的作用。本文定义杠杆激增的方法既考虑了一国一定时期内的杠杆增速，也考虑了全球杠杆变动趋势。③模拟了不同杠杆家庭、收入变化情景下的消费行为变动，对居民部门杠杆增速过快损害中长期经济潜力的机制分析更加贴近微观现实。

三、信贷标准、杠杆激增与经济增长的理论分析

（一）债务期限与杠杆激增宏观经济效应

偿债负担是杠杆激增影响宏观经济的重要渠道。借款人承担新债务时，会增加其当期的消费（投资）能力，但是要按照承诺的偿债路径（包括利息支付和分期）还本付息。从经济整体视角来看，经历信贷脉冲后，偿债负担的高峰滞后出现，其滞后期取决于新增债务的变化路径和债务的期限结构。偿债负担通过两个渠道影响未来私人支出，进而影响经济增长：①偿债负担直接进入经济主体的预算约束，随着偿债负担的增加，经济主体在还本付息后私人支出下降，引起社会总支出水平下降。②偿债负担增加经济主体的信贷约束。

本文建立具有以下特征的会计框架：①为突出债务期限的作用，本文给定新增债务的变化路径，假定经历一个信贷脉冲（第0期）后，经济开始平稳去杠杆，新增信贷逐年递减。②假定利率在整个周期内不变，偿债负担是未偿债务存量的函数。③为简化分析，假定债务按年偿还，每年偿还本金分期和未偿债务的利息。④居民部门债务以长期债务为主，而企业部门以短期为主。为简化分析，假定居民部门债务期限为10年，企业部门为1年⁵。

⁵ 在居民部门债务期限方面，谢保嵩等（2019）利用居民信贷数据测算得到样本居民部门债务剩余期限的平均值为12.8年。BIS在计算居民部门偿债比率时设定居民债务剩余期限为18年。在企业债务期限方面，学者通常使用一年期以上债务占全部债务的比例来衡量债务期限。以中国为例，现有研究表明企业部门中长期负债占比较小，大多数研究估计上市公司一年期以上债务占全部债务的比重在10%上下波动。

在上述会计框架下，本文通过公式推导，模拟了信贷脉冲后居民和企业部门的新增信贷、未偿债务存量、还本付息额的时间路径。根据本文数值模拟结果，以长期债务为主的居民部门，其偿债负担高峰出现在信贷脉冲后 6 年，以短期债务为主的企业部门，其偿债负担高峰紧随信贷脉冲。具体推导过程如下：

假定经济主体在第 t 期新增债务 B_t ，该项债务不能提前偿还，具有固定的分期⁶ δ 和利率 r （这里假定为 5%）。在第 $t+1$ 期，该债务的还本付息额为本金分期加上利息，即 $r + \delta$ ，剩余本金为 $(1 - \delta)B_t$ 。在第 k 期，应还本付息额为 $(r + \delta)(1 - \delta)^{k-1}B_t$ ，剩余本金为 $(1 - \delta)^{k-1}B_t$ 。

第 t 期的债务存量表示为 D_t ，可以用前期债务存量与前期新增债务之和表示，即当期债务存量能够表示成过去新增债务的移动平均。

$$\begin{aligned} D_t &= (1 - \delta)D_{t-1} + B_{t-1} \\ &= \sum_{j=0}^{t-1} (1 - \delta)^{t-j+1} B_j \end{aligned} \quad (1)$$

第 t 期还本付息额表示为 S_t ，由过去新增债务 $(B_j)_{j=0}^{t-1}$ 所决定，后者等价于当期债务存量 D_t ，

$$\begin{aligned} S_t &= (\delta + r)D_t \\ &= \sum_{j=0}^{t-1} (\delta + r)(1 - \delta)^{t-j+1} B_j \end{aligned} \quad (2)$$

第 t 期的净现金流（贷款人向借款人）为 $B_t - S_t$ ，

$$N_t = B_t - S_t = B_t - (\delta + r)D_t \quad (3)$$

假设经济体在第 0 期信贷脉冲后，开始平稳去杠杆，新增债务规模开始递减，即新增债务经历 1 个单位的脉冲后服从 $\rho = 0.8$ 的指数分布，满足 $B_0 = 1$ ， $B_1 = 0.8$ ， \dots ， $B_t = 0.8^t$ （当 $t > 2$ 时）。

企业部门债务以短期债务为主，这里假设企业部门债务平均期限为 1 年，则分期为 $\delta_{firm} = 1$ 。结合公式 1、2 和 3，得到企业部门债务存量、还本付息额和净现金流分别为：

$$D_t = (1 - \delta)D_{t-1} + B_{t-1} = B_{t-1} = 0.8^{t-2} \quad (4)$$

$$S_t = (\delta + r)D_t = (1 + 0.05) * B_{t-1} = 1.05 * 0.8^{t-2} \quad (5)$$

$$N_t = B_t - S_t = B_t - (1 + 0.05)B_{t-1} = 0.8^{t-1} - 1.05 * 0.8^{t-2} \quad (6)$$

居民部门债务以长期债务为主，这里假设居民部门债务平均期限为 10 年，则分期为 $\delta_{household} = 1/10$ 。结合公式 1、2 和 3，得到居民部门债务存量、还本付息额和净现金流分别为：

$$\begin{aligned} D_t &= (1 - \delta)D_{t-1} + B_{t-1} \\ &= \sum_{j=0}^{t-1} (1 - \delta)^{t-j+1} B_j \end{aligned} \quad (7)$$

$$= \sum_{j=0}^{t-1} 0.9^{t-j+1} * 0.8^{j-1}$$

$$S_t = (\delta + r)D_t = 0.15 * D_t \quad (8)$$

$$N_t = B_t - (\delta + r)D_t = 0.8^{t-1} - 0.15 * D_t \quad (9)$$

代入 $B_0 = 1$ ，可以模拟得到居民和企业新增债务流、还本付息流以及净现金流的变化路径，如图 3 所示。

⁶ 分期为贷款期限的倒数，例如一项 20 年期，按年付息的债务，分期为 $\delta = 1/20$ 。

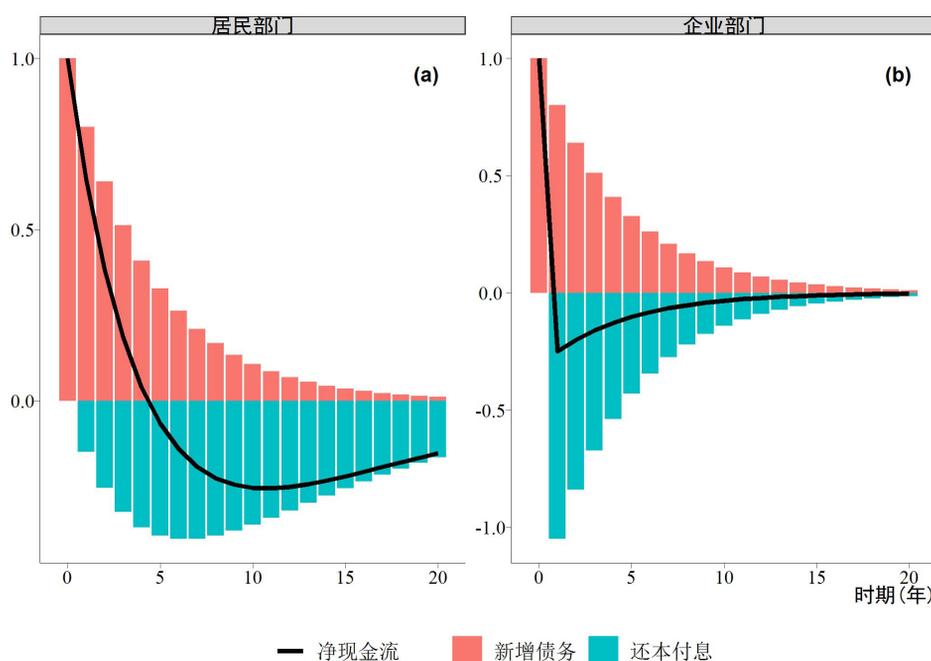


图 3 企业和居民还本付息高峰与借贷高峰的先导滞后关系

注：此图模拟受到一个信贷脉冲（第 0 期）后，企业和居民新增债务、还本付息和净现金流的变化路径。为简化分析，假设企业部门债务平均期限为 1 年，居民部门债务平均期限为 10 年。

从图 3 可以看出，对于相同的新增债务路径，受债务期限不同的影响，居民部门的还本付息流和净现金流形态与企业部门迥异。具体来看，经历一个信贷脉冲后，居民部门（图 3.a）还本付息峰值出现在第 6 期，而企业部门（图 3.b）则出现在第 1 期；居民部门净现金流在第 4 期至第 5 期之间转为负，在第 9 期后达到峰值，而企业部门则在第 1 期转为负且达到峰值。通过对还本付息高峰与借贷高峰的先导滞后关系分析，提出本文的第一个命题。

命题 1：居民部门杠杆激增对未来经济增长的紧缩效应持续性大于企业部门。

（二）信贷标准与杠杆激增的宏观经济效应

Minsky（2008）认为信贷标准放松是繁荣时期杠杆率上升的起点。Mian 等（2017）利用 30 多个国家 1960 年至 2012 年的数据实证发现，信贷标准放松带来的居民部门债务增加会造成未来几年的经济增速下降，但没有发现企业部门债务增长会带来未来经济增速下降。本文认为两部门加杠杆对经济增长的非对称影响可能源于以下两个原因。①在信贷标准放松时，居民部门比企业部门更易陷入过度负债。一些实证研究发现，家庭特别是低收入家庭倾向于过度负债（Mian et al., 2017；张斌，2018）。这是由于企业负债决策多由职业经理人做出，而家庭负债决策由户主做出，后者的金融素养⁷低于前者，而金融素养对过

⁷ 金融素养是做出正确金融决策并最终实现个人金融福利所必需的意识、知识、技能、态度和行为的结合（OECD INFE, 2011）。

度负债有显著的负向影响（Stango and Zinman, 2009; Lusardi and Tufano, 2014）。②居民部门债务刚性更强，并且与房地产市场和金融部门风险关系紧密。居民部门债务以住房抵押贷款为主，2019年三季度末，中国个人住房贷款占居民部门消费贷款的比重接近70%。而住房抵押贷款是一种有追索权贷款⁸。相比企业部门，居民部门在资产负债表深度、现金流来源多样性、破产制度成熟性等方面均处于不利地位，并且更难获得政府救助⁹。

从国际经验来看，居民部门债务扩张往往与房地产泡沫和金融机构的广泛参与交织出现，一旦房地产价格泡沫破灭，金融体系遭遇重挫，经济也会受到持续负面影响。王可和杨雨晴（2018）指出，根据信贷-资产价格周期理论，在缺乏有效监管的情况下，信贷扩张与资产价格相互强化引发私人部门债务过度积累，在资产价格下行时导致债务负担加重，出现系统性违约风险并导致实体经济衰退。Jordà等（2016）认为信贷标准宽松时居民部门新增债务主要流向净资产和收入较低的家庭，从而加剧居民部门的信贷风险，助推资产价格上升，增加金融部门的脆弱性。当信贷标准收紧后，居民部门债务负担加重，金融系统趋于不稳定，经济下行压力增大。张斌等（2018）在 BIS 私人部门信贷数据库基础上构建国别分部门债务和经济危机数据库，发现样本中一共出现了138次经济危机，其中“家庭债务主导型”经济危机达到100次，而“企业债务主导型”经济危机为38次。作者指出家庭部门的房地产抵押债务较企业债务更容易引发危机，主要原因可能在于房地产的同质性高、传染性强，处置过程中容易陷入恶性循环并引发危机。

下文重点分析信贷标准放松时，居民部门过度负债的内在机制。为简化分析，假设只包含两个时期 t 和 $t+1$ ， \bar{y} 为经济的潜在产出。假设在第 t 期期初居民部门没有负债，第 t 期经济运行在潜在产出水平。受信贷标准放松影响，居民部门债务开始累积，债务规模为 D_t 。在第 $t+1$ 期期初受到不利的金融冲击（例如利率上升）或实体经济冲击¹⁰。如果居民部门选择在第 t 期过度举债（ $D_t > \bar{D}$ ， \bar{D} 表示合意债务规模），那么经济在第 $t+1$ 期的产出 y_{t+1} 将在潜在产出水平上产生缺口，缺口大小取决于居民部门在第 t 期的债务规模 D_t 以及经济中的摩擦性因素 Φ ，如公式 10 所示。

$$y_{t+1} = \begin{cases} \bar{y} & \text{if } D_t < \bar{D} \\ \bar{y} - f\left(\frac{D_t}{\bar{D}}, \Phi\right) & \text{if } D_t > \bar{D} \end{cases} \quad (10)$$

$f(1, \cdot) = 0, f$ 随 $\frac{D_t}{\bar{D}}$ 单调递增

假设经济只存在一个代表性家庭。代表性家庭第 t 期借入债务 d_t ，增加当期消费，并在第 $t+1$ 期偿还债务，缩减消费，实现跨期效用最大化。 c_t 和 c_{t+1} 分别表示代表性家庭两期的消费。此时，第 t 期产出、债务与消费的关系可以

⁸ 有追索权贷款指贷款人有权追索贷款人抵押房产之外的其他资产和未来收入，因此借款人无论处境如何，都必须想方设法偿还欠款，导致借款人大幅削减其他支出，进而加深并延长经济衰退。

⁹ 张斌、何晓贝、邓欢，不一样的杠杆——从国际比较看杠杆上升的现象、原因与影响，金融研究，2018年第2期：15-29。

¹⁰ 不利冲击不一定由居民部门债务累积引起，但是居民部门债务累积会放大不利冲击的影响。

表示为 $y_t = c_t - \frac{d_t}{1+r_t}$ ，而第 $t+1$ 期在给定的债务 D_t 下，三者的关系为 $y_{t+1}(D_t) = c_{t+1} + d_t$ 。

由于经济中只有一个代表性家庭，在期望均衡下， $d_t = D_t$ 。但是，由于代表性家庭做出最优决策时，只考虑其自身效用。因此，模型中出现了“需求外部性”问题，这种“需求外部性”可由家庭欧拉方程和社会欧拉方程的比较得出。代表性家庭的最优选择建立在给定居民部门债务 D_t 上，其欧拉方程为 $\frac{\mu'(c_t)}{\mu'(c_{t+1})} = \beta(1+r_t)$ 。而在社会层面，社会计划者（Social Planner）可以将过度负债外部性影响内部化，其欧拉方程为 $\frac{\mu'(c_t)}{\mu'(c_{t+1})} = \beta(1+r_t)(1+f_1\bar{D})^{-1}$ 。

由于代表性家庭不会将其债务 d_t 可能导致第 $t+1$ 期产出降低的外部性充分内化，因此相对于社会最优水平，代表性家庭消费 c_t 和债务 d_t 将超过合意水平。考虑对数效用函数，代表性家庭最优负债为 $d_t = \frac{1}{1+\beta}(y_{t+1}(D_t) - \beta(1+r_t)\bar{y})$ 。假定杠杆阈值效应成立，并且杠杆率阈值为 $\frac{1-\beta}{1+\beta}$ （Mian et al., 2017），则合意债务规模满足 $\bar{D} < \frac{\bar{y}(1-\beta)}{1+\beta}$ 。如果信贷标准放松引起利率足够低，则 $D_t > \bar{D}$ 。从宏观层面上就表现为，居民部门负债水平超过社会最优水平，即过度负债。从公式 10 可得，第 $t+1$ 期产出水平低于潜在产出水平，即居民部门过度负债引起经济紧缩。结合上文居民部门比企业部门更易陷入过度负债及此后摆脱难度更大等因素的影响，提出本文的第二个命题。

命题 2：信贷标准放松驱动的居民部门杠杆激增，会对未来经济增长产生更大的紧缩效应。

（三）杠杆激增识别和信贷标准衡量

信贷标准、杠杆激增与经济增长实证分析的原始数据来自 Thomson Reuters SDC New Issues 数据库、BIS 私人部门信贷数据库和 IMF 世界经济展望数据库（如表 1 所示）。经整理得到 26 个经济体 1991 年至 2017 年的非平衡面板数据¹¹。

表 1 数据来源和关键变量计算方法

关键变量	计算方法	数据来源	数据库
信贷标准	投机级债券发行金额/总债券发行金额	Reuters	SDC New Issues
杠杆激增	5 年杠杆增速大于全样本 5 年杠杆增速 67% 分位数	BIS	Credit to the Non-Financial Sector
人均实际 GDP 累积增速	未来人均实际 GDP 比当年人均实际 GDP 的对数值	IMF	World Economic Outlook

注：所有变量计算都基于经济体-年份。

为清楚起见，这里重点分析实证检验中使用的两个关键变量。

1. 识别杠杆激增

¹¹ 原始数据最大时期跨度为 1986 年至 2018 年。由于本文研究一段时期内的杠杆激增及信贷标准变化对未来经济增长的影响，为计算 5 年杠杆增速，损失了 1986 年至 1990 年的数据，为计算未来 1 年累计人均实际 GDP 增长率，损失了 2018 年数据。

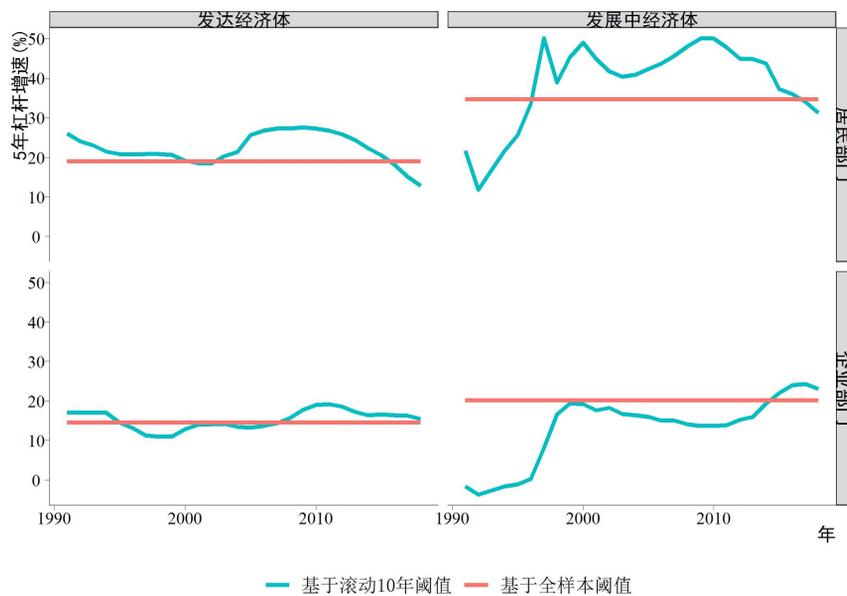


图 4 识别杠杆激增的两种阈值

现有文献通常将 5 年杠杆增速超过阈值的杠杆率上升过程定义为杠杆激增 (Dell’Ariccia et al., 2012)。沿用这一方法, 本文引入杠杆激增哑变量, 按经济体 5 年杠杆增速是否超过全球平均趋势 (阈值) 设置 (是为 1, 否为 0)。采用两种方法设定阈值, 分别为全样本阈值和滚动 10 年阈值。全样本阈值使用所有经济体-年份 5 年杠杆增速的 67% 分位数¹², 此种阈值在样本期内保持不变。滚动 10 年阈值使用所衡量年份前 10 年所有经济体-年份 5 年杠杆增速的 67% 分位数, 此种阈值随时间推移而变化。

考虑到样本期内, 不同部门和不同经济体类型杠杆增速存在差异, 在计算以上两种阈值时都按照部门-经济体类型进行了分组。图 4 展示了上述两种阈值。在全样本阈值下, 发展中经济体居民部门杠杆激增的阈值是 34.63%, 企业部门是 20.11%, 发达经济体居民部门是 18.94%, 企业部门是 14.52%。本文第四节实证基准回归中使用全样本阈值度量杠杆激增, 在稳健性检验时使用滚动 10 年阈值度量杠杆激增。

表 2 是采用全样本阈值方法识别出的杠杆激增年份。可以看出, 本文所识别出的杠杆激增较为严谨科学, 且与实际情况相吻合。例如较为精准地识别出 2008 年国际金融危机和 2010 年希腊债务危机爆发前经济体所经历的杠杆激增。

表 2 样本经济体杠杆激增识别结果

经济体	企业部门杠杆激增	居民部门杠杆激增
阿根廷		1999, 2000, 2001, 2009, 2010, 2011
澳大利亚	2007, 2008, 2015, 2016	1997, 1998, 1999, 2002, 2003, 2004, 2005, 2006, 2007
巴西	2012, 2015	2007, 2008, 2009, 2010, 2011, 2012
加拿大	1991, 1992, 1993, 2015, 2016, 2017	1991, 1992, 2006, 2007, 2008, 2009, 2010, 2011
中国	2012, 2013, 2014, 2015, 2016	2011, 2012, 2013, 2014, 2015, 2016, 2017

¹² 此处的分位数越大, 计算所得的阈值越高, 杠杆激增越典型, 但是样本数据中包含的杠杆激增越少。为了使样本数据包含足够多的经济体 (至少识别出一次杠杆激增), 并且识别出的杠杆激增具有足够的代表性, 这里取 67% 分位数。此外, 本文分别检验了 60%、75%、80% 分位数的计算结果, 发现这一参数的选取对实证结果主要参数的方向和显著性没有实质性影响。

芬兰	2009, 2010, 2012	2006, 2009, 2010, 2012, 2013
法国		2005, 2006, 2007, 2009, 2010, 2011
德国	2002	
希腊	2001, 2004, 2005, 2006, 2010, 2011	2001, 2004, 2005, 2006, 2010, 2011
印度尼西亚	2012, 2013, 2014, 2015, 2016, 2017	2006, 2007, 2013
爱尔兰	2007, 2008, 2009, 2010, 2011, 2012, 2013, 2015	2007, 2008, 2009, 2010
意大利	2005, 2006, 2007, 2009, 2010, 2011	2005, 2006, 2007, 2009, 2010, 2011
卢森堡	2007, 2008, 2009, 2010, 2011, 2013, 2015, 2016	2007, 2008, 2009, 2010, 2011
墨西哥	2010, 2011, 2012, 2013, 2014, 2015, 2016, 2017	2005, 2006, 2007, 2008
荷兰	2011, 2012, 2013, 2014, 2015	1996, 1997, 1998, 1999, 2000, 2001, 2002, 2003, 2004, 2005, 2006
挪威	1999, 2000, 2001, 2009, 2010, 2011	2005, 2016, 2017
波兰	2009, 2010, 2012, 2014, 2015	2005, 2007, 2009, 2010, 2012
葡萄牙	2010, 2012	
西班牙	2002, 2004, 2005, 2006, 2007, 2008, 2009, 2010	2002, 2004, 2005, 2006, 2007, 2008, 2009
瑞典	2000, 2001, 2002, 2010, 2011, 2012	2004, 2007, 2010, 2011, 2012
瑞士	2009, 2010, 2011, 2012, 2013	
土耳其	2007, 2013, 2014	2000, 2004, 2005, 2006, 2007, 2013
英国	1999, 2000, 2001, 2002, 2003, 2008, 2009	2002, 2003, 2004, 2005, 2006, 2007
美国	2001, 2008	2003, 2004, 2005, 2006, 2007

2. 衡量信贷标准

本文使用 Thomson Reuters SDC New Issues 数据库，该数据库包含 930380 条债券发行记录。本文剔除发行人为金融企业的记录，剔除一国一年内发行债券少于 10 支的记录，剔除没有穆迪或标普评级的记录，得到 180957 条记录。在经济体-年份基础上，将高收益债券发行占比定义为每年穆迪或标普给予高收益评级¹³的非金融公司债券发行总额占债券发行总额的比重。如公式 11 所示， i 代表经济体， t 代表年份， $HYS_{i,t}$ 为 i 经济体在 t 年的高收益债券发行占比，分子 $\sum_{HighYields} B_{i,t}$ 表示 i 经济体在 t 年的高收益债券发行金额，分母 $\sum_{HighYields} B_{i,t} + \sum_{InvestGrade} B_{i,t}$ 为 i 经济体在 t 年债券发行总金额。

$$HYS_{i,t} = \frac{\sum_{HighYields} B_{i,t}}{\sum_{HighYields} B_{i,t} + \sum_{InvestGrade} B_{i,t}} \quad (11)$$

高收益债券发行占比是一种简单、直观的信贷标准衡量方法。当高收益债券占比较高时，投资者愿意将较高份额的资金分配给信誉欠佳的借款人，这表示信贷标准较为宽松。为了研究信贷标准对杠杆激增宏观经济效应的影响，本文重点关注杠杆激增时期信贷标准的变化。具体来说，使用过去 5 年高收益债券发行占比的平均变化，此数值大于 0 说明信贷标准在过去 5 年趋于宽松。

四、信贷标准、杠杆激增与经济成长的实证分析

¹³ 本文参照姜文《国际三大信用评级机构的评级比较》，将穆迪 BB+ 及以下级别和标普 Ba1 及以下级别定义为高收益债券。

（一）模型设定

本部分重点检验杠杆激增，特别是信贷标准放松驱动的杠杆激增对未来经济增长的影响，从而检验第三部分提出的命题 1 和命题 2。

本文参考 Jordà（2005）局部投影法（Local Projection）关于经济增长回归模型的设定，建立如下面板回归模型：

$$\ln \frac{y_{i,t+h}}{y_{i,t}} = \alpha_i + \alpha_t + \beta * \overline{\Delta HY}_{t,t-5} + \gamma_1 I_{HH} + \delta_1 I_{HH} * \overline{\Delta HY}_{t,t-5} + \gamma_2 I_{FM} + \delta_2 I_{FM} * \overline{\Delta HY}_{t,t-5} \quad (12)$$

其中： $y_{i,t}$ 表示经济体 i 在第 t 年的人均实际 GDP。 $y_{i,t+h}$ 表示经济体 i 在第 t 年后 h 年的人均实际 GDP，被解释变量 $\ln \frac{y_{i,t+h}}{y_{i,t}}$ 表示未来 h 年人均实际 GDP 累积增长率， $h \in [1,6]$ ¹⁴。 I_{HH} 和 I_{FM} 为哑变量，分别为居民部门及企业部门是否处于杠杆激增（是为 1，否为 0）。 $\overline{\Delta HY}_{t,t-5}$ 为高收益债券发行占比 5 年平均变化，代表信贷标准变化， $\overline{\Delta HY}_{t,t-5} > 0$ 表示在 5 年周期内，信贷标准放松， $\overline{\Delta HY}_{t,t-5} < 0$ 则表示信贷标准收紧。

本文重点关注 4 个系数，分别是居民部门和企业部门杠杆激增的系数 γ_1 和 γ_2 ，居民部门和企业部门杠杆激增与信贷标准的交互项系数 δ_1 和 δ_2 。其中 $\gamma_1 > 0$ 代表居民部门杠杆激增将促进未来经济增长， $\gamma_1 < 0$ 代表居民部门杠杆激增将抑制未来经济增长，企业部门亦然； $\delta_1 > 0$ ，代表信贷标准放松驱动的居民部门杠杆激增将促进未来经济增长， $\delta_1 < 0$ ，代表信贷标准放松驱动的居民部门杠杆激增将抑制未来经济增长，企业部门亦然。表 3 报告了样本数据的描述性统计结果。

表 3 数据描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
信贷标准变化	379	0.004	0.892	-3.562	4.716
企业部门杠杆激增	379	0.327	0.470	0	1
居民部门杠杆激增	379	0.332	0.472	0	1
未来 1 年人均实际 GDP 累积增长率	379	0.015	0.028	-0.125	0.213
未来 2 年人均实际 GDP 累积增长率	355	0.028	0.048	-0.180	0.289
未来 3 年人均实际 GDP 累积增长率	334	0.042	0.061	-0.199	0.325
未来 4 年人均实际 GDP 累积增长率	311	0.056	0.072	-0.180	0.383
未来 5 年人均实际 GDP 累积增长率	286	0.069	0.082	-0.178	0.434
未来 6 年人均实际 GDP 累积增长率	262	0.081	0.093	-0.250	0.442

表 4 报告了样本覆盖范围。受数据可得性影响，发展中经济体年份跨度普遍较短。本文识别出 126 个居民部门杠杆激增和 124 个企业部门杠杆激增，整体上约有 1/3 的年份是杠杆激增。计算发现发展中经济体居民部门 1/2 以上的年份是杠杆激增，反映了发展中经济体居民部门过去数十年内杠杆率普遍大幅上升的事实。

表 4 样本覆盖范围

经济体	年份跨度	年数	企业部门杠杆	居民部门杠杆	经济体类型
-----	------	----	--------	--------	-------

¹⁴ 本文关注杠杆激增对未来 1 年至 6 年经济增长的影响。最大滞后期选择 6 是因为 Var 结果显示杠杆激增、信贷标准和经济增长之间的关系持续 5 年至 7 年。此外张斌等（2018）指出，国际经验表明去杠杆平均历时 6 年至 7 年。

			激增年数	激增年数	
阿根廷	1999-2017	13	0	6	1
澳大利亚	1994-2017	21	4	9	0
巴西	2001-2017	17	2	6	1
加拿大	1991-2017	27	6	8	0
中国	2011-2017	7	5	7	1
芬兰	2006-2017	8	3	5	0
法国	1999-2017	17	0	6	0
德国	2000-2017	18	1	0	0
希腊	2001-2017	9	6	6	0
中国香港	1996-2017	17	12	3	0
印度尼西亚	2006-2017	12	6	3	1
爱尔兰	2007-2017	11	8	4	0
意大利	2005-2017	12	6	6	0
日本	1999-2017	11	0	0	0
卢森堡	2007-2017	11	8	5	0
墨西哥	1999-2017	19	8	4	1
荷兰	1996-2017	22	5	11	0
挪威	1999-2017	16	6	3	0
波兰	2005-2015	7	5	5	0
葡萄牙	2010-2017	7	2	0	0
西班牙	2002-2017	14	8	7	0
瑞典	1999-2017	15	6	5	0
瑞士	2004-2017	12	5	0	0
土耳其	2000-2014	7	3	6	1
英国	1996-2017	22	7	6	0
美国	1991-2017	27	2	5	0

注：经济体类型，1代表发展中经济体，0代表发达经济体。

（二）杠杆激增对未来经济增长影响的实证结果

面板数据不仅扩大了样本量和提高了自由度，而且可以控制不可观测的个体效应。在面板回归模型选择方面，考虑到本文非平衡面板数据结构的特点，通过 Hausman 检验，最终采用面板固定效应（FE）模型，且在模型中固定了不可观测的个体效应（Country）和时间效应（Year）。为防止控制变量的选取影响结果的稳定性，在模型设定上未加入控制变量。表 5 报告了基准回归结果。

表 5 杠杆激增与信贷标准对未来经济增长影响的回归结果

	未来人均实际 GDP 累积增长率（1年-6年）					
	1年	2年	3年	4年	5年	6年
信贷标准变化	0.002 (0.002)	0.005 (0.003)	0.010** (0.005)	0.014** (0.005)	0.015** (0.006)	0.008 (0.008)
居民部门杠杆激增	-0.013*** (0.003)	-0.019*** (0.005)	-0.025*** (0.007)	-0.034*** (0.007)	-0.037*** (0.008)	-0.032*** (0.009)
企业部门杠杆激增	-0.006** (0.003)	-0.010** (0.005)	-0.013** (0.006)	-0.010 (0.007)	-0.008 (0.009)	-0.007 (0.010)
居民部门杠杆激增*信贷标准变化	-0.010*** (0.003)	-0.020*** (0.006)	-0.022*** (0.007)	-0.025*** (0.008)	-0.020** (0.009)	-0.002 (0.011)

企业部门杠杆激增*信贷标准变化	-0.003 (0.003)	0.002 (0.005)	0.006 (0.006)	0.009 (0.007)	0.012 (0.008)	0.012 (0.010)
时间固定	是	是	是	是	是	是
个体固定	是	是	是	是	是	是
观测值	379	355	334	311	286	262
R ²	0.090	0.090	0.101	0.132	0.132	0.097

注：括号内为标准误差。*、**、*** 分别表示 10%、5%和 1%显著性水平。

表 5 第 2 行和第 3 行分别报告了居民部门和企业部门杠杆激增对未来 1 年至 6 年累积人均实际 GDP 的影响，居民部门杠杆激增将导致未来 1 年至 6 年的人均实际 GDP 累积增长率分别下降 1.3%、1.9%、2.5%、3.4%、3.7%和 3.2%，这种负面影响在第 5 年达到峰值。企业部门杠杆激增将导致未来 1 年至 3 年人均实际 GDP 累积增长率分别下降 0.6%、1.0%和 1.3%，负面影响在第 3 年达到峰值。可以得出，居民部门和企业部门杠杆激增对未来经济增长的影响具有显著的非对称性。从影响期限看，居民部门杠杆激增对未来经济增长负向影响更持久。从影响程度看，居民部门杠杆激增对未来经济增长负向影响更严重。这一结论与 Schularick 和 Taylor（2012）、Baron 和 Xiong（2017）、Jordà 等（2013）、Mian 等（2017）的研究观点一致，验证了本文提出的命题 1，即居民部门杠杆激增对未来经济增长的紧缩效应持续性大于企业部门。

（三）信贷标准放松驱动的杠杆激增对未来经济增长影响的实证结果

表 5 的第 4 行和第 5 行分别报告了信贷标准放松驱动的居民部门和企业部门杠杆激增对未来 1 年至 6 年人均实际 GDP 累积增长率的影响。信贷标准放松驱动的居民部门杠杆激增导致未来 1 年至 5 年人均实际 GDP 累积增长率分别下降 1.0%、2.0%、2.2%、2.5%和 2.0%，且这种负面影响在第 4 年达到峰值。信贷标准放松驱动的企业部门杠杆激增对未来经济增长的影响不显著。这一结论与 Mian 等（2017）的研究结果一致，验证了本文提出的命题 2，即信贷标准放松驱动的居民部门杠杆激增，会对未来经济增长产生更大的紧缩效应。

表 5 的第 2 行和第 4 行共同报告了居民部门杠杆激增对未来经济增长的影响，大小为 $\gamma_1 + \delta_1$ ，即信贷标准放松驱动的居民部门杠杆激增最终导致未来 1 年至 6 年人均实际 GDP 累积增长率分别下降 2.3%、3.9%、4.7%、5.9%、5.7%和 3.2%。这表明信贷标准放松驱动的居民部门杠杆激增对经济增长带来负面影响。2008 年国际金融危机爆发前，美国及其他一些发达国家金融机构放松信贷标准，刺激居民部门杠杆激增，是导致国际金融危机爆发的根本原因，也是危机后经济复苏缓慢的重要影响因素。

（四）稳健性检验

第一，解释变量多重共线性问题的稳健性分析。本文基准模型同时考虑居民部门和企业部门杠杆激增及信贷标准对此后经济增长的影响，考虑到许多国家居民部门和企业部门杠杆激增年份存在较多重合，为排除潜在的多重共线性

问题，本文对居民部门和企业部门分别进行回归，实证结论和本文的基准结论不存在显著差异（见表 6、表 7）。

表 6 居民部门回归结果

	未来人均实际 GDP 累积增长率（1 年-6 年）					
	1 年	2 年	3 年	4 年	5 年	6 年
信贷标准变化	0.001 (0.002)	0.006* (0.003)	0.012*** (0.004)	0.016*** (0.005)	0.018*** (0.006)	0.012* (0.007)
居民部门杠杆激增	-0.013*** (0.003)	-0.020*** (0.005)	-0.027*** (0.007)	-0.035*** (0.007)	-0.037*** (0.008)	-0.032*** (0.009)
居民部门杠杆激增 *信贷标准变化	-0.011*** (0.003)	-0.021*** (0.006)	-0.021*** (0.007)	-0.023*** (0.008)	-0.017* (0.009)	0.001 (0.010)
时间固定	是	是	是	是	是	是
个体固定	是	是	是	是	是	是
观测值	379	355	334	311	286	262
R ²	0.074	0.075	0.085	0.121	0.121	0.088

注：括号内为标准误差。*、**、***分别表示 10%、5%和 1%显著性水平。

表 7 企业部门回归结果

	未来人均实际 GDP 累积增长率（1 年-6 年）					
	1 年	2 年	3 年	4 年	5 年	6 年
信贷标准变化	0.001 (0.002)	0.002 (0.003)	0.007 (0.004)	0.010** (0.005)	0.012** (0.006)	0.009 (0.007)
企业部门杠杆激增	-0.008*** (0.003)	-0.013*** (0.005)	-0.016** (0.006)	-0.016** (0.008)	-0.014 (0.009)	-0.010 (0.011)
企业部门杠杆激增 *信贷标准变化	-0.004 (0.003)	-0.003 (0.005)	0.001 (0.006)	0.003 (0.007)	0.007 (0.008)	0.012 (0.010)
时间固定	是	是	是	是	是	是
个体固定	是	是	是	是	是	是
观测值	379	355	334	311	286	262
R ²	0.030	0.024	0.033	0.041	0.048	0.041

注：括号内为标准误差。*、**、***分别表示 10%、5%和 1%显著性水平。

第二，杠杆激增的再度量。本文将各国 5 年杠杆增速超过样本期内全球各国 5 年杠杆增速 67%分位数（全样本阈值）的杠杆率上升过程定义为杠杆激增，这是本文实证部分的重要创新与贡献。但是全样本阈值在样本期内保持不变，忽略了不同时期杠杆增速的整体差异，可能导致杠杆激增年份在样本期内分布过于集中，为避免这一问题对本文实证推断带来的影响，本文使用第三部分所述的滚动 10 年阈值重新度量杠杆激增，实证结论¹⁵和基准结论不存在显著差异。

第三，剔除特殊时期样本的稳健性分析。考虑到本文识别出的很多杠杆激增年份发生在 2008 年国际金融危机时期，此轮危机的巨大负外部效应会显著

¹⁵ 限于篇幅，这里及其后回归结果都不在正文中报告，如有需要，可自行向作者索要。

降低未来几年的经济增长，可能也会影响相关解释变量。本文将 2008 年之后的样本剔除，再次进行回归分析，实证结论和基准结论不存在显著差异。

第四，内生性问题的分析。内生性问题是研究需要克服的难点问题，本文的被解释变量在时间上先于各个解释变量，有效缓解了可能由反向因果关系导致的内生性问题。但是遗漏变量仍可能引起内生性问题，解决内生性更好的办法是找到合适的工具变量，既对杠杆激增及其交互项有一定的影响，又不会直接影响未来经济增长，但这在实际操作中难以实现。Melecky 和 Podpiera (2013)¹⁶、Desbordes 和 Vicard (2009) 等研究指出，在缺乏有效的内生工具变量时，可以利用系统内部的工具变量，即解释变量的滞后项作为自身有效的工具变量。因此，本文选取滞后 1 期的解释变量作为相应的工具变量，进行回归分析，回归结果与基准回归结果一致。

五、居民部门杠杆激增宏观经济效应的微观经验证据

(一) 居民部门杠杆激增宏观经济效应的影响机制

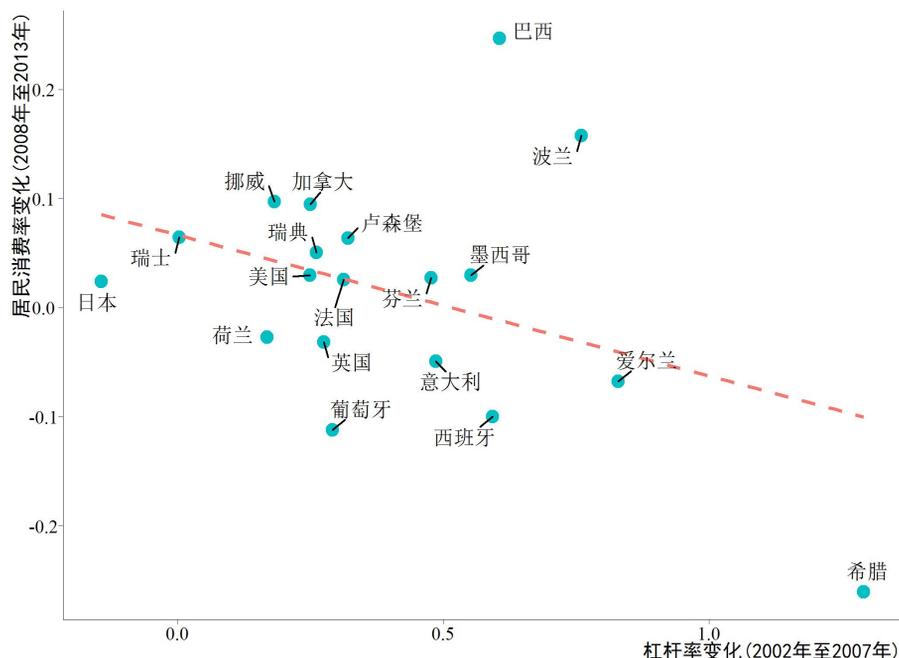


图 5 国际金融危机前居民部门杠杆率变化与危机后居民消费变化的关系

注：杠杆数据来源于 BIS 数据库；居民最终消费数据来源于 OECD。

居民部门杠杆激增对未来经济增长产生持续而深重的影响。其传导机制主要为收入受到冲击时，居民部门杠杆激增会抑制居民部门消费。为了更加清晰地理解居民部门杠杆激增宏观经济效应，本文分别计算了样本经济体在国际金融危机前的居民部门 5 年（2002 年至 2007 年）杠杆增速和金融危机后 5 年（2008 年至 2013 年）居民最终消费增速，如图 5 所示。可以看出：①危机前

¹⁶ Melecky M, Podpiera A M. Institutional structures of financial sector supervision, their drivers and historical benchmarks [J]. Journal of Financial Stability, 2013, 9(3):428-444.

居民部门杠杆率上升幅度越大，危机后居民消费水平降幅也越大；②一些居民部门杠杆率升幅较小的经济体居民消费水平在危机后甚至小幅上升。

从微观家庭的视角，当收入受到不利冲击时，高杠杆家庭更难维持此前的消费水平。为进一步分析居民部门杠杆激增对宏观经济的影响，下文从微观视角分析居民部门杠杆激增对宏观经济的影响机制，补充微观层面的经验证据。

（二）模型设定

本部分数据来自于 2015 年和 2017 年中国家庭金融调查（China Household Finance Survey, CHFS）。经变量清理后，2015 年数据包含 35955 个样本家庭，2017 年数据包含 39163 个样本家庭。基于研究目标，采用两轮调查中跟踪访问的 25362 个家庭样本。

为估计收入冲击下不同杠杆家庭的消费收入弹性，借鉴 Bewley（1983）提出的不完全市场模型，建立如下模型：

$$\Delta \ln(c_i) = \alpha + \beta \Delta \ln(y_i) + DR_i + \gamma X_i + \varepsilon_i \quad (13)$$

考虑到家庭面对正负收入变化时消费模式可能存在的不对称性，进一步将模型设定为：

$$\Delta \ln(c_i) = \alpha + \beta_1 \Delta \ln(y_i)^+ + \delta_1 \Delta \ln(y_i)^+ * DR_i + \beta_2 \Delta \ln(y_i)^- + \delta_2 \Delta \ln(y_i)^- * DR_i + \gamma X_i + \varepsilon_i \quad (14)$$

其中， $\Delta \ln(y_i)^+$ 表示收入上升， $\Delta \ln(y_i)^-$ 表示收入下降，分别定义为：

$$\Delta \ln(y_i)^+ = \begin{cases} \Delta \ln(y_i) & (if \Delta \ln(y_i) > 0) \\ 0 & (otherwise), \end{cases} \quad (15)$$

$$\Delta \ln(y_i)^- = \begin{cases} \Delta \ln(y_i) & (if \Delta \ln(y_i) < 0) \\ 0 & (otherwise), \end{cases}$$

回归模型中的被解释变量是消费变动 $\Delta \ln(c_i)$ ，由 2017 年家庭总消费的对数值减去 2015 年家庭总消费的对数值计算得出。

为了检验家庭杠杆对消费收入弹性的影响，引入哑变量 DR_i ，按是否为高杠杆家庭设置（是为 1，否为 0）。主要解释变量有收入上升 $\ln(y_i)^+$ 、收入下降 $\Delta \ln(y_i)^-$ 及分别与高杠杆家庭的交互项 $\Delta \ln(y_i)^+ * DR_i$ 和 $\Delta \ln(y_i)^- * DR_i$ 。收入变动由 2017 年可支配收入的对数值减 2015 年可支配收入的对数值。高杠杆家庭定义为 2015 年家庭杠杆率大于 90% 分位数的家庭，其余为低杠杆家庭。为了降低负债与消费之间的内生性，选取期初（2015 年）杠杆率。在计算家庭杠杆率时，使用两种比率，分别是债务资产比 DA 和债务收入比 DI 。

控制变量：①家庭规模变化。按照家庭规模增加和减少设置两个哑变量：家庭规模增加（是为 1，否为 0）和家庭规模减少（是为 1，否为 0）；②户主工作变化。以 2017 年调查中户主是否报告过去一年中工作发生变动设置哑变量（是为 1，否为 0）；③家庭住所变动。以 2017 年调查中是否报告居住地发生变动设置哑变量（是为 1，否为 0）；④户主变更。以 2017 年调查中是否报告户主变更设置哑变量（是为 1，否为 0）。

表 8 数据描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
消费收入	25362	0.063	0.883	-0.426	5.370

收入上升	25362	0.565	0.985	0.000	11.738
收入下降	25362	-0.415	0.914	-14	0
高杠杆家庭	25362	0.1	0.3	0	1
家庭人口增加	25362	0.096	0.294	0	1
家庭人口减少	25362	0.257	0.437	0	1
户主工作变动	25362	0.105	0.307	0	1
家庭住所变动	25362	0.025	0.156	0	1
户主变更	25362	0.095	0.293	0	1

本文重点关注 4 个系数。系数 β_1 和 β_2 分别衡量低杠杆家庭在收入上升和收入下降时的消费收入弹性，系数 δ_1 和 δ_2 分别衡量家庭杠杆在收入上升和收入下降时对消费收入弹性的影响。这意味着在收入上升时，低杠杆家庭消费收入弹性为 β_1 ，高杠杆家庭消费收入弹性为 $\beta_1 + \delta_1$ ，在收入下降时，低杠杆家消费收入弹性为 β_2 ，高杠杆家庭消费收入弹性为 $\beta_2 + \delta_2$ 。表 8 为数据描述性统计。

(三) 家庭杠杆对消费影响的实证结果

表 9 报告了利用资产负债比 DA 衡量的不同杠杆家庭消费收入弹性的估计结果。根据第 1 列的系数计算了收入上升和收入下降情形下，不同杠杆家庭消费变动随收入变动的关系，当家庭收入上升时，低杠杆家庭的消费增加量 β_1 为 0.102，高杠杆家庭的消费增加量 $\beta_1 + \delta_1$ 为 0.023。这表明，在收入上升时，高杠杆家庭的消费增加量会小于低杠杆家庭，高杠杆会抑制家庭消费的增加。而当家庭收入下降时，低杠杆家庭的消费减少量 β_2 为 0.107，高杠杆家庭的消费减少量 $\beta_2 + \delta_2$ 为 0.155。这表明，在收入下降时，高杠杆家庭的消费减少量会大于低杠杆家庭，高杠杆仍然会抑制家庭消费。

低杠杆家庭在收入上升时消费增加的幅度和收入下降时消费减少的幅度相当 ($|\beta_1| \approx |\beta_2|$)。但高杠杆家庭在收入下降时消费减少的幅度远大于收入上升时消费增加的幅度 ($|\beta_2 + \delta_2| > |\beta_1 + \delta_1|$)，收入上升对高杠杆家庭消费收入弹性的影响具有强烈的不对称性。表明：①高杠杆家庭在收入下降时非常脆弱；②为了对消费者支出产生相同幅度的变化，扩张性政策需要比紧缩性政策的政策幅度更大。

加入控制变量后的第 2 列也得到相似的结果。此外，控制变量中，家庭人口规模增加会促进家庭消费；户主工作变动与否对家庭消费的影响不显著；家庭住所变动以及户主变更均会显著抑制家庭消费。

表 9 家庭杠杆对消费影响的回归结果

	消费变化	
	(1)	(2)
收入上升	0.102*** (0.006)	0.092*** (0.006)
收入下降	0.107*** (0.007)	0.090*** (0.007)
收入上升*高杠杆家庭 (DA 衡量)	-0.079*** (0.017)	-0.081*** (0.017)
收入下降*高杠杆家庭 (DA 衡量)	0.048*** (0.015)	0.045*** (0.015)
家庭人口增加		0.238*** (0.019)
家庭人口减少		-0.143*** (0.013)

户主工作变化		0.009 (0.018)
家庭住所变化		-0.095*** (0.036)
户主变更		-0.043*** (0.019)
常数	0.041*** (0.007)	0.059*** (0.008)
观测值	25362	25362

注：括号内为标准误差。*、**、***分别表示 1%、5%和 10%显著性水平。

综上，家庭期初过高的杠杆水平会显著抑制家庭当期消费。这主要是由不同杠杆家庭的预期特征不同引起的，高杠杆家庭对未来的不确定性感知更加强烈，其影响渠道：①过重债务限制了家庭当期消费支出的增加；②相较于低杠杆家庭，高杠杆家庭更有可能面临信贷约束及流动性短缺的风险，制约家庭消费支出的增加；③家庭普遍存在风险厌恶情绪，较高的期初杠杆促使家庭增加预防性储蓄，进而抑制消费支出的增加。

（四）稳健性检验

第一，基于 PSM 的内生性处理。由于负债增加可能会增加消费，而消费增加也可能提高负债，这两者有一定的内生性。本文运用倾向匹配得分法（PSM）克服内生性，选择低杠杆家庭（ $DA = 0$ ）作为对照组，评估在家庭其他特征变量都相同的情况下，杠杆给家庭消费带来的净效应。表 10 报告了使用 PSM 匹配样本后不同杠杆家庭消费收入弹性的估计结果。不考虑控制变量，当家庭收入上升时，低杠杆家庭的消费增加量 β_1 为 0.176，高杠杆家庭的消费增加量 $\beta_1 + \delta_1$ 为 0.056。而当家庭收入下降时，低杠杆家庭的消费减少量（ β_2 ）为 0.049，高杠杆家庭的消费减少量（ $\beta_2 + \delta_2$ ）为 0.128。验证了前述回归结果的稳健性。

表 10 PSM 下家庭杠杆对消费影响的回归结果

	消费变化	
	(1)	(2)
收入上升	0.176*** (0.018)	0.167*** (0.018)
收入下降	0.049** (0.020)	0.026 (0.020)
收入上升*高杠杆家庭 (DA 衡量)	-0.120*** (0.023)	-0.122*** (0.023)
收入下降*高杠杆家庭 (DA 衡量)	0.079*** (0.024)	0.078*** (0.024)
家庭人口增加		0.172*** (0.042)
家庭人口减少		-0.183*** (0.029)
户主工作变化		0.020 (0.036)
家庭住所变化		-0.166*** (0.074)
户主变更		-0.096*** (0.043)
常数	0.041*** (0.007)	0.009*** (0.019)
观测值	5084	5084

注：括号内为标准误差。*、**、***分别表示 10%、5%和 1%显著性水平。

第二，高杠杆家庭的再度量。在家庭杠杆实证研究中，也有学者利用债务收入比 DI 衡量家庭杠杆（Nakajima, 2018）。这里利用家庭债务收入比 DI 衡量的高杠杆家庭替换了原模型中使用家庭资产负债比衡量的高杠杆家庭，其他变量保持不变，回归结果如表 11 所示。不考虑控制变量，当家庭收入上升时，

低杠杆家庭的消费增加量为 β_1 为 0.102，高杠杆家庭的消费增加量为 $\beta_1 + \delta_1$ 为 0.020。而当家庭收入下降时，低杠杆家庭的消费减少量 β_2 为 0.106，高杠杆家庭的消费减少量 $\beta_2 + \delta_2$ 为 0.165。这说明，正负收入冲击下，高杠杆均会抑制家庭消费，验证了前述回归结果是稳健的。

表 11 DI 衡量的家庭杠杆对消费影响的回归结果

	消费变化	
	(1)	(2)
收入上升	0.102*** (0.006)	0.092*** (0.006)
收入下降	0.106*** (0.007)	0.089*** (0.007)
收入上升*高杠杆家庭 (DI 衡量)	-0.080*** (0.017)	-0.082*** (0.017)
收入下降*高杠杆家庭 (DI 衡量)	0.059*** (0.016)	0.055*** (0.016)
家庭人口增加		0.237*** (0.019)
家庭人口减少		-0.143*** (0.013)
户主工作变化		0.010 (0.018)
家庭住所变化		-0.095*** (0.036)
户主变更		-0.043** (0.019)
常数	0.042*** (0.016)	0.059*** (0.008)
观测值	25362	25362

注：括号内为标准误差。*、**、***分别表示 10%、5%和 1%显著性水平。

六、主要结论与启示

本文研究发现：居民部门和企业部门杠杆激增与未来经济增长之间均呈负相关关系。相比企业部门，居民部门杠杆激增对未来经济增长的负向影响程度更大、持续时间更久，呈显著的非对称性。信贷标准放松会进一步放大居民部门杠杆激增对中长期经济的损害，对企业部门影响不显著。中国微观家庭视角实证分析研究发现，居民部门高杠杆会抑制居民消费，且高杠杆家庭对收入下降冲击更敏感。

本文的政策价值，可为宏观杠杆率管理提供决策参考。以守住不发生系统性金融风险为目标，继续实施积极的财政政策和稳健的货币政策，避免普遍放松信贷标准刺激经济增长。应审慎监控宏观杠杆增速，在调控杠杆增速中，应对部门杠杆增速给予足够重视，平衡好促进经济增长与风险防控的关系，既发挥信贷支持企业的作用，又防止企业过度负债经营，严格控制居民部门杠杆。

本文研究存在以下局限性：一是通常杠杆激增会刺激当期经济增长，杠杆激增对宏观经济的总效应包括杠杆激增时期经济额外扩张效应和杠杆激增后经济紧缩效应。本文研究侧重于后者，并非杠杆激增对宏观经济的总效应。二是本文理论分析假设信贷标准放松，居民部门开始加杠杆的时期，经济在潜在产出水平运行，进而得出供给驱动的信贷扩张导致居民部门过度负债，使得此后经济出现产出缺口。但是现实中，经济往往过热或者过冷，政策制定者在更加复杂的环境中决策。

参考文献

- [1] 胡海峰、罗惠良，美国次贷危机成因研究述评，证券市场导报，2008年第12期：24–32。
- [2] 胡援成、王艳，上市公司债务期限结构影响因素的统计检验，统计与决策，2017年第20期：184–188。
- [3] 纪敏、严宝玉、李宏瑾，杠杆率结构、水平和金融稳定——理论分析框架和中国经验，金融研究，2017年第2期：11–25。
- [4] 李扬、张晓晶，“新常态”：经济发展的逻辑与前景，经济研究，2015年第5期：4–19。
- [5] 李扬、张晓晶，常欣、刘磊，中国杠杆率趋稳，结构有所改善，中国经济报告，2018年第1期：99–100。
- [6] 李若愚，居民部门杠杆率的国际比较与启示，金融与经济，2016年第1期：23–27。
- [7] 刘晓光、刘元春、王健，杠杆率、经济增长与衰退，中国社会科学，2018年第6期：50–70+205。
- [8] 马勇、陈雨露，金融杠杆、杠杆波动与经济增长，经济研究，2017年第6期：31–45。
- [9] 彭方平、展凯，过度负债、金融压力与经济下滑：理论与证据，经济学（季刊），2018年第4期：1409–1426。
- [10] 邱妍玲，企业融资授信标准与利率关系研究，中国人口·资源与环境，2015增刊第1期：379–382。
- [11] 王可、杨雨晴，房地产的金融属性与宏观债务效应研究，经济问题，2018年第7期，34–38。
- [12] 谢保嵩、李鑫、吕璐，基于微观数据对四川省居民杠杆水平及风险阈值的研究，西南金融，2019年第2期：3–15。
- [13] 杨柳，高管薪酬激励对债务期限结构影响的实证研究，扬州大学硕士论文，2018年。
- [14] 张斌、何晓贝、邓欢，不一样的杠杆——从国际比较看杠杆上升的现象、原因与影响，金融研究，2018年第2期：15–29。
- [15] 张晓晶、常欣、刘磊，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，2018年第5期：16–29。
- [16] 钟宁桦、刘志阔、何嘉鑫、苏楚林，中国企业债务的结构性问题，经济研究，2016年第7期：102–117。
- [17] Baron M., Xiong W., “Credit Expansion and Neglected Crash Risk”.
- [18] Borio C., Drehmann M., “Assessing the Risk of Banking Crises – Revisited”. BIS Quarterly Review, 2009.
- [19] Bewley T., “A Difficulty with the Optimum Quantity of Money”. Econometrica, 1983, 51(5): 1485.
- [20] Bewley T., “The Permanent Income Hypothesis: A Theoretical Formulation”, 1977, 16(2):252–292.

- [21] Büyükkarabaca K. B., Valev N. T., “The Role of Household and Business Credit in Banking Crises”, *Journal of Banking & Finance*, 2010, 34(6): 1247–1256.
- [22] Cuerpo C., Drumond I., Lendvai J., “Indebtedness, Deleveraging Dynamics and Macroeconomic Adjustment”.
- [23] Dell’Ariccia G., Igan D., Laeven L., “Credit Booms and Macrofinancial Stability”, *Economic Policy*, 2016, 31(86): 299–355.
- [24] Desbordes R., Vicard V., Foreign direct investment and bilateral investment treaties: An international political perspective. *Journal of Comparative Economics*, 2009, 37(3):372-386.
- [25] Elekdag S., Wu Y., “Rapid Credit Growth; Boon or Boom-Bust?”, *International Monetary Fund*, 2011.
- [26] Fisher I., “The Debt-Deflation Theory of Great Depressions”. Create Space Independent Publishing Platform, 2012.
- [27] Greenwood R., Hanson S. G., “Issuer Quality and Corporate Bond Returns”, *Review of Financial Studies*, 2013, 26(6): 1483–1525.
- [28] Jordà Ò., “Estimation and Inference of Impulse Responses by Local Projections”, *American Economic Review*, 2005, 95(1): 161–182.
- [29] Jordà O., Schularick M., Taylor A. M., “When Credit Bites Back: Leverage, Business Cycles, and Crises”.
- [30] Kirti D., “Lending Standards and Output Growth”, *IMF Working Papers*, 2018, 18(23).
- [31] Krishnamurthy A., Muir T., “How Credit Cycles across a Financial Crisis”, *National Bureau of Economic Research*, 2017.
- [32] Lopez-Salido D., Stein J. C., Zakrajsek E., “Credit-Market Sentiment and the Business Cycle”.
- [33] Lusardi A., Mitchell O. S., “The Economic Importance of Financial Literacy: Theory and Evidence Support”, *Journal of Economic Literature*, 52(1): 5–44.
- [34] Lusardi A., Tufano P., “Debt Literacy, Financial Experiences, and Overindebtedness”, *Journal of Pension Economics & Finance*, 14(04): 332–368.
- [35] Mckinnon R. I., “Money and Capital in Economic Development”. *Brookings Institution Press*, 1973.
- [36] Melecky M., Podpiera A. M., Institutional Structures of Financial Sector Supervision, Their Drivers and Historical Benchmarks. *Journal of Financial Stability*, 2013, 9(3): 428-444.
- [37] Mian A., Sufi A., Verner E. “Household Debt and Business Cycles Worldwide. *The Quarterly Journal of Economics*, 2017, 132(4): 1755–1817.
- [38] Minsky H. P., “Stabilizing an Unstable Economy”, *McGraw-Hill Education*, 2008.
- [39] Moravcsik A., “Between Debt and the Devil: Money, Credit, and Fixing Global Finance”.
- [40] Nakajima J., “The Role of Household Debt Heterogeneity on Consumption: Evidence from Japanese Household Data”. *Economics Analysis and Policy*, 2020, 65.
- [41] Park D., Shin K., Tian S., “Household Debt, Corporate Debt, and the Real Economy: Some Empirical Evidence”, *SSRN Electronic Journal*, 2018.

- [42] Peterson R. B W C. “Stabilizing an Unstable Economy by Hyman p. Minsky” *Journal of Economic Issues*, 21(1): 502–509.
- [43] Reinhart C. M., Rogoff K. S., “From Financial Crash to Debt Crisis”, National Bureau of Economic Research, 2010.
- [44] Reinhart C. M., Rogoff K. S., “Growth in a Time of Debt”, *American Economic Review*, 2010, 100(2): 573–578.
- [45] Schularick M., Taylor A. M., “Credit Booms Gone Bust: Monetary Policy, Leverage Cycles and Financial Crises: 1870-2008”, *American Economic Review*, 2012.
- [46] Sutherland D., Hoeller P., “Debt and Macroeconomic Stability: An Overview of the Literature and Some Empirics”, OECD Publishing, 2012.
- [47] Stango V., Zinman J., “Exponential Growth Bias and Household Finance”, 64(6): 2807–2849.