

后疫情时期我国宏观稳杠杆的政策路径

——基于 TVP-SV-VAR 模型的分析

■ 丁建臣 周芮帆 庞念伟

内容提要：随着后疫情时期各项刺激政策有序退出，稳杠杆的紧迫性和优先性开始提升。本文通过构建一个 TVP-SV-VAR 模型，研究经济增长和货币政策冲击对宏观杠杆率的时变影响。结果表明：影子银行发展导致的企业融资渠道多元化以及宏观杠杆率统计口径的不健全，使得 2008 年之后正向 GDP 冲击引起的去杠杆效应表面上有所增强。资金使用效率的下降造成 2009 年以来货币供应量增加对经济增长的驱动力下降，对宏观杠杆率的驱动力上升。利率上升在短期和长期能够抑制宏观杠杆率增长，但中期会加剧企业债务负担，利率市场化改革及传导渠道的畅通提升了利率对宏观杠杆率的调控效率。本文认为，当前应进一步完善宏观杠杆率的监测和统计口径，保持货币供应量稳定增长，发挥利率在稳杠杆中的作用。

关键词：宏观杠杆率 时变参数 货币政策 向量自回归模型

中图分类号：F820 **文献标识码：**A **文章编号：**1006-1770 (2021) 06-04-07

债务融资是经济主体的主要融资方式之一，从全球经济发展实践来看，在不同的经济发展阶段杠杆对经济发挥着不同的作用。当杠杆率较低时，加杠杆可以优化资源配置效率，有利于经济平稳运行。但随着杠杆率上升，杠杆蕴含的风险开始显现，经济陷入“债务—通缩”陷阱的几率增大。高杠杆孕育着高风险，近年来我国宏观杠杆率快速攀升的现象引起了学术界和政策制定者的广泛关注。根据 BIS 数据，2020 年 3 季度我国非金融部门杠杆率 224.2%，较 2008 年末上升 110 个百分点，年均上升近 10 个百分点，我国宏观杠杆率处于较高水平，稳杠杆成为宏观经济调控的一项重要任务。特别是 2020 年新冠肺炎疫情全球大爆发，给我国宏观经济调控带来严峻挑战。为对冲疫情影响，我国财政政策积极发力，货币政策也更加精准灵活，先后通过降准、再贷款、再贴现、定向中期借贷便利等政策工具扩大对实体经济的货币政策支持力度，保持流动性合理充裕，宏观杠杆率出现暂时性上升。但随着疫情逐渐得到控制，稳杠杆的紧迫性和优先性开始提升。2020 年末的中央经济工作会议明确要求，要实现量的合理增长，保持宏观杠杆率基本稳定，处理好恢复经济和防范风险的关系。在政策回归过程中我国应该采取何种稳杠杆的路径，这是一个重大的理论研究课题，对我国当前宏观调控实践也具有重要意义。

本文构建一个时变参数随机波动率向量自回归模型

(TVP-SV-VAR 模型)，分别从宏观杠杆率的分子项和分母项入手，探究我国宏观杠杆率波动的驱动因素，研究经济增长冲击和货币政策冲击对宏观杠杆率的影响效应及其时变特征，并结合后疫情时期我国现实状况，提出了当前我国宏观稳杠杆的政策路径。本文结构安排如下：第一部分是文献综述，梳理了学术界宏观杠杆率相关研究的进展情况；第二部分介绍了本文的建模逻辑及数据情况；第三部分分析我国宏观杠杆率波动的时变特征；第四部分是结论及对后疫情阶段稳杠杆工作的政策建议。

一、文献综述

学术界对宏观杠杆率的讨论最早可追溯至上世纪 30 年代 Fisher(1933)“债务—通缩”理论，之后宏观杠杆率一直是学术界讨论的热点话题。^[1]关于高杠杆的成因，西方学者做了大量研究，如 Kaufman (1986) 从借债态度、监管放松、金融创新等 7 个维度全面分析了上世纪 80 年代美国杠杆率上升的原因。^[2]Pollin (1988) 对 1974 年以来美国家庭债务杠杆快速上升的原因进行分析，认为乐观的负债态度、人口结构变化、借贷成本下降、资产收益率上升是家庭杠杆上升的主要原因。^[3]Schularick 和 Taylor (2009) 对比了 1970 年—2008 年 12 个发达国家的杠杆率变化，认为二战后宏观杠杆率快速上升主要

是由于金融机构对非存款类负债的依赖加大,支撑了信贷的快速增长。^[4]对我国而言,宏观杠杆率的快速攀升始于2008年国际金融危机,相关研究正处于不断深化之中。对于我国杠杆率持续攀升的成因,学者从多个角度进行了具体的解释。纪敏等(2017)认为高储蓄支撑的投资导向增长模式,决定了中国总体上具有较高的杠杆率水平。^[5]张斌等(2018)认为金融危机后制造业向服务业转型导致的债务增长效率下滑是危机后杠杆率快速上升的主因。^[6]盛松成和刘西(2016)指出非金融企业部门是我国国内唯一的净支出部门,这种收支结构扭曲是造成企业杠杆率高企的根本原因。^[7]齐结斌和胡育蓉(2021)基于DSGE模型研究发现,地方融资平台投资对贷款依赖度更高,用货币政策刺激经济会导致地方融资平台相对普通实体企业杠杆率更快上行,这是我国宏观杠杆率快速攀升的重要原因。^[8]

高杠杆会对经济增长的持续性和金融稳定性产生危害,Fisher(1933)的“债务—通缩”理论是对过度负债危害的最精辟的论述之一。^[1]此后,Minsky(1986)分析了金融周期中负债与实体经济作用的过程,提出金融不稳定假说。^[9]Bernanke等(1998)基于DSGE方法建立了金融加速器模型。^[10]2008年金融危机促使学术界更多偏重从金融中介资产负债表角度来分析高杠杆的影响,发现资产价格和宏观杠杆的双螺旋进一步放大了高杠杆对经济的冲击(Adrian, 2010)。^[11]目前国内学者针对高杠杆的风险研究,主要以定性分析为主。如陆婷和余永定(2015)认为高杠杆增加企业对外部冲击的敏感性,拖累经济增长,增加衰退概率,削弱政府宏观调控能力。^{[12][13]}张斌等(2018)提出不同意见,他们认为如不采取足够加杠杆措施,宏观经济面临的结构性失业、产出下降问题将更严峻,去杠杆会加大部分企业偿债压力,但对实体经济的整体负面影响有限。^[6]黄益平(2019)对全球43个经济体的研究发现,相比杠杆率水平,杠杆率增速对金融风险的影响更大;居民部门相对于政府杠杆增速之差和居民相对于企业杠杆的增速之差,都对金融危机有很显著的解释力。^[14]王梅婷(2021)认为2020年以来杠杆率上升提高了企业疫情下的生存能力,但也将带来资产价格上涨和结构性债务风险上升,侵蚀企业利润、挤出居民消费,积累金融风险。^[15]

已有众多学者的研究表明,高杠杆会威胁宏观经济的稳健运行。因而关于去杠杆的政策路径,成为政策制定者最为关注的课题之一,但学术界至今尚未形成共识。一种观点侧重于从提升经济增长效率的角度去推进稳杠杆工作,可将其

称为“分母策略”。如张晓晶等(2017)认为,去杠杆需要改变经济增长模式,发展方式由投资主导转为消费主导。^[16]陆婷和余永定(2015)发现,提高经济增速不能降低企业杠杆率,中国必须提高资本使用效率和企业利润率,降低企业对债务融资的依赖。^[13]另一种观点则侧重于从控制信贷增长的角度抑制杠杆率上升,可将其称为“分子策略”。如王爱俭和杜强(2018)构建SVAR模型研究发现,货币供应量增加将推高杠杆率,利率的提高短期内能抑制但长期会推高杠杆率,据此提出去杠杆应加强结构性货币政策调控。^[17]还有一些学者从不同部门杠杆率置换的角度展开分析,如何德旭和张斌彬(2021)利用上市公司数据和宏观层面的居民杠杆率分析发现,居民部门加杠杆不仅不能为企业去杠杆创造更有利的宏观经济环境,反而会通过企业债务期限变短、偿债能力减弱、金融化趋势增强等机制导致企业的债务风险恶化。^[18]

总结上述文献可以发现,既有研究注意到了经济增长方式及货币政策调控对宏观杠杆率的影响,并据此提出了稳杠杆的政策路径。^{[17][19]}但是,既有研究忽视了经济增长和货币政策对宏观杠杆率影响的时变性。基于不变参数模型所得到的结论,可能无法反映当前实际情况。在借鉴上述研究的基础上,本文构建一个时变参数随机波动率向量自回归模型,从宏观杠杆率的分母项和分子项着手,研究经济增长和货币政策冲击对宏观杠杆率的时变影响。本文主要贡献体现在以下三点:(一)经济增长和货币政策会影响宏观杠杆率的分母与分子项,本文通过TVP-SV-VAR模型,研究在不同经济发展阶段经济增长和货币政策对宏观杠杆率冲击效应的变化情况。(二)当前我国货币政策框架正处于由数量型向价格型转变之中,本文研究对比了不同阶段不同货币政策工具对宏观杠杆率影响机制的变化情况。(三)在上述分析基础上,本文捕捉到了经济增长冲击和货币政策冲击影响宏观杠杆率的最新机制,据此评判“分子策略”和“分母策略”在稳杠杆中的效果,并提出我国后疫情阶段稳杠杆的政策路径。

二、模型介绍及数据检验

(一)我国宏观杠杆率的历史波动趋势

本文研究的目的是考察经济增长和货币政策对宏观杠杆率冲击的时变效应。图1展示了宏观杠杆率、GDP同比增速、M2同比增速三个指标的历史趋势。从图上看,1995年以来我国宏观杠杆率大体可以分为五个阶段。第一阶段是1995年12

月-1999年12月,宏观杠杆率直线上升,这一时期我国为应对通胀采取了紧缩性的货币政策,经济增速有所回落,最终结果是宏观杠杆率稳步上升,可见紧缩性的货币政策并不必然导致宏观杠杆率下降。第二阶段是2000年3月-2004年6月,在此期间我国货币政策有所松动,GDP增速稳步回升,二者叠加的效果是宏观杠杆率波动上行,可见如果货币政策过于宽松,虽然会带动GDP增速回升,但最终可能导致杠杆率上升。第三阶段是2004年9月-2008年12月,宏观杠杆率稳中缓降,在此期间我国采取稳健的货币政策,M2增速基本保持在16%左右,但由于GDP增速的不断回升,宏观杠杆率有所下降,这表明如果货币政策保持稳定,通过加快经济增长的方式做大分母可以实现去杠杆的政策目标。第四阶段是2009年3月至2019年末,M2增速和GDP增速均逐年回落,但宏观杠杆率稳中缓升。直至2018年以后,随着稳杠杆政策的出台,宏观杠杆率开始进入一个平稳期。第五阶段是2019年末至今,受新冠肺炎疫情冲击,我国GDP增速在2020年1季度下跌6.8%,我国加大货币政策对实体经济的支持力度,M2增速明显回升,随后GDP增速“V”型反转,在上述影响因素叠加下,2020年我国宏观杠杆率有所上升,前三季度上升了18.6个百分点。通过上述分析和梳理可以发现,在不同时期,货币政策和经济增长之间的关系并非一成不变,而这种多变性进一步加大了稳杠杆的难度。

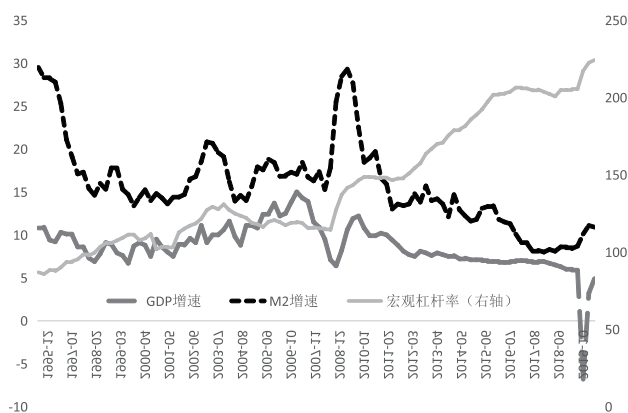


图1 GDP、M2和宏观杠杆率历史趋势

(二) 指标选取与数据处理

本文构建的向量自回归模型包括五个变量,即国内生产总值季度环比增速(dlgdp)、货币供应量季度环比增速(dlm2)、消费者价格指数季度环比增幅(dlcpi)、7天银行间同业拆借利率(int)、宏观杠杆率缺口(glev)。各变量的处理方式如下:

表1 变量单位根检验

	检验类型	ADF 统计量	P 值	结论
dlgdp	(C,0)	-13.87	0.00	平稳
dlcpi	(C,0)	-5.71	0.00	平稳
glev	(C,0)	-3.71	0.03	平稳
dlm2	(C,0)	-4.43	0.00	平稳
int	(C,0)	-3.19	0.02	平稳

注:(C,T)中的C表示截距项,T表示趋势项,对于截距项和趋势项的选择遵循如下原则:如果变量表现出明显的趋势(如GDP和M2),则选择包含趋势项;如果变量未表现出明显的趋势,选择包含截距项和趋势项的检验,趋势项显著则包含趋势项,趋势项不显著则去除趋势项后重新检验。

国内生产总值季度环比增速(dlgdp)。国家统计局公布的不变价季度GDP的价格基期每5年调整一次,因此不同时期的不变价季度GDP不能直接比较。我们首先以2019Q4-2020Q3的不变价季度GDP为基准,通过GDP季度同比增速倒推出以前时间的不变价季度GDP;然后,采用X-12方法对不变价季度GDP进行季节调整;最后,对上述季度GDP取自然对数并进行一阶差分,得到国内生产总值季度环比增速dlgdp。

货币供应量季度环比增速(dlm2)。历史上M2口径曾多次调整,因此,不同时期的M2规模无法直接比较。我们首先以2020年1月-2020年12月的月度M2规模为基准,通过M2月度同比增速倒推出以前时间的M2规模;然后,对上述M2规模进行季节调整,以季末月数值代表当季数值,运用GDP平减指数将其转换为实际值;最后,对上述数值取自然对数并进行一阶差分,得到货币供应量季度环比增速dlm2。

消费者价格指数季度环比增幅(dlcpi)。我们以1996年1月为基期,根据国家统计局公布的月度环比CPI计算得到月度定基CPI;然后,将季度内各月份的定基CPI取平均值得到季度定基CPI;最后,对上述数据取自然对数并进行一阶差分,得到消费者价格指数季度环比增幅dlcpi。

7天银行间同业拆借利率(int)。取季度内7天银行间同业拆借利率的平均值,然后减去同季度CPI同比数据后得到实际利率。

宏观杠杆率缺口glev。国际清算银行网站会按季度公布各个国家的宏观杠杆率绝对水平、趋势水平和缺口水平,其中缺口水平是对绝对水平进行HP滤波之后得到的周期波动项,衡量的是宏观杠杆率偏离趋势水平的程度。

本文将数据样本期设定为1996Q1-2020Q3。在正式建模之前,对上述数据进行平稳性检验。ADF检验结果表明,

dlgdp、dlcpi、dlm2 三个变量在 1% 的显著性水平上均是平稳的；glev、int 两个变量在 5% 的显著性水平上是平稳的。上述五个变量可用于构建 VAR 模型。

(三) 模型设定

传统的 SVAR 模型是一种静态模型，基于整个样本期的数据估计模型参数。这一模型的前提假设是在整个样本期内宏观经济的结构没有显著的区别转换，不同变量之间的数量关系保持稳定。显然，这一假设与现实情况存在一定出入。为克服传统 SVAR 模型的不足，Cogley 和 Sargent (2001) 提出 TVP-VAR 模型，考虑了模型系数的可变性。^[20]Primiceri (2005) 进一步放松了变量间同期相关系数不变的假设，将模型扩展为系数、方差、协方差均随时间变化的 TVP-SV-VAR 模型。^[21]考虑到我国经济增长、货币政策、宏观杠杆率之间的互动关系存在明显的阶段性时变特征，本文采用 TVP-SV-VAR 建模分析。TVP-SV-VAR (p) 模型的简化式如下：

$$y_t = X_t \beta_t + A_t^{-1} \Sigma_t \varepsilon_t, t = p + 1, \dots, n \quad \varepsilon_t \sim N(0, I_k)$$

其中， y_t 是 $K \times 1$ 维向量， $X_t = I_k \otimes (y'_{t-1}, \dots, y'_{t-p})$ ， β_t 为 $k^2 p \times 1$ 为维随机系数向量， A_t 为 $K \times K$ 的下三角矩阵：

$$A_t = \begin{bmatrix} 1 & 0 & \cdots & 0 \\ a_{21,t} & \ddots & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & 0 \\ a_{k1,t} & \cdots & a_{k,k-1,t} & 1 \end{bmatrix}$$

将 A_t 中下三角元素堆叠成列向量

$\alpha_t = (a_{21,t}, a_{31,t}, \dots, a_{k,k-1,t})'$ 。 Σ_t 为 $K \times K$ 维对角矩阵：

$$\Sigma_t = \begin{bmatrix} \sigma_{1,t} & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \ddots & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & 0 \\ 0 & \cdots & 0 & \sigma_{k,t} \end{bmatrix}$$

令 $h_t = \log(\sigma_{j,t}^2)$ ， $h_t = (h_{1t}, \dots, h_{kt})'$ 。 β_t 、 α_t 、 h_t 服从如下随机游走过程：

$$\beta_{t+1} = \beta_t + \mu_{\beta t}, \alpha_{t+1} = \alpha_t + \mu_{\alpha t}, h_{t+1} = h_t + \mu_{ht}$$

$$\begin{pmatrix} \varepsilon_t \\ \mu_{\beta t} \\ \mu_{\alpha t} \\ \mu_{ht} \end{pmatrix} \sim N \left(0, \begin{pmatrix} I & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \Sigma_{\beta} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \Sigma_{\alpha} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \Sigma_h \end{pmatrix} \right)$$

其中 $t = s + 1, \dots, n$ ， $\beta_{s+1} \sim N(\mu_{\beta 0}, \Sigma_{\beta 0})$ ， $\alpha_{s+1} \sim N(\mu_{\alpha 0}, \Sigma_{\alpha 0})$ ， $h_{s+1} \sim N(\mu_{h 0}, \Sigma_{h 0})$ 。TVP-SV-VAR 模型可以视为一个线性非高斯状态空间模型，参数估计可借助贝叶斯方法和 MCMC 模拟实现。基本思路为将时变参数视为状态向量，并利用 MCMC 方法迭代抽取状态向量的随机样本，并据此模拟时变参数的后验分布，进行统计推断。为保证 MCMC 估计的有效性，一般会舍弃前面部分的预烧抽样，利用余下抽样值进行计算。本文将

MCMC 抽样的总次数设定为 10000 次，预烧抽样设定为 1000 次。参数后验分布及抽样过程详见 Nakajima (2011)。^[22]

进行 MCMC 模拟时设定协方差矩阵的第 i 个元素的先验分布为： $(\Sigma_{\beta})_i^{-2} \sim \text{Gamma}(40, 0.02)$ ， $(\Sigma_{\alpha})_i^{-2} \sim \text{Gamma}(40, 0.02)$ ， $(\Sigma_h)_i^{-2} \sim \text{Gamma}(4, 0.02)$ 将可变参数初始状态的先验分布值设定为

$\mu_{\beta 0} = \mu_{\alpha 0} = \mu_{h 0} = 0$ ， $\Sigma_{\beta 0} = \Sigma_{\alpha 0} = \Sigma_{h 0} = 10 \times I$ ，根据模型不同滞后期的边际似然值最终确定模型滞后期为 4。TVP-SV-VAR 模型通过乔里斯基分解方法获取新息冲击对经济变量的影响。乔里斯基分解对模型中变量的排序很敏感。在决定变量排序时，前提假定是排在前面的变量在当期会影响排在后面的变量，而排在后面的变量在当期不会影响到排在前面的变量。参考盛松成和谢洁玉 (2016) 的做法，我们假设货币政策不对当期物价、产出做出反应，但有可能对物价和产出产生同期影响，因此货币政策相关变量排在 VAR 模型的最前面，最终 5 个变量的排序为 M2，INT，GDP，CPI，LEV。^[23]

(四) 模型估计结果

运用 MATLAB 2018 软件对模型参数进行估计，表 2 给出参数估计和诊断结果，Geweke 检验估计值均远低于标准正态分布 5% 显著性水平的临界值 1.96，说明所有参数均无法拒绝收敛于后验分布的原假设。参数的无效影响因子普遍较低，最大的一个为 34，MCMC 随机抽样次数为 10000，因此至少可以获得 294 个不相关的样本观测值，满足后验统计推断的需要。综上所述，本文设定的模型估计结果是有效的。

表2 TVP-SV-VAR模型参数估计及检验结果

参数	均值	标准差	95%置信区间		Geweke 检验	无效影响因子
sb1	0.0023	0.0003	0.0018	0.0029	0.62	3.53
sb2	0.0023	0.0003	0.0018	0.0029	0.39	6.54
sa1	0.0056	0.0018	0.0034	0.0100	0.23	33.86
sa2	0.0054	0.0015	0.0034	0.0092	0.16	19.31
sh1	0.0056	0.0017	0.0034	0.0100	0.01	29.80
sh2	0.0056	0.0017	0.0034	0.0097	0.62	33.57

注：参数均值和标准差为乘以 100 后的值；由于篇幅有限，此处仅给出对角线前两个元素的值的情况。

三、实证结果分析

(一) 经济增长对杠杆率冲击的时变效应

脉冲响应结果表明，正向的 GDP 冲击会放大宏观杠杆率的分子，拉低杠杆率水平，冲击发生后的第 7 个季度宏观杠杆率的降幅达到最大，1 个百分点的 GDP 冲击导致宏观杠杆率下降 1.5 个百分点左右，此后宏观杠杆率的降幅逐渐收窄。从不同时期看，GDP 冲击的降杠杆效应表现出明显的时变特征，

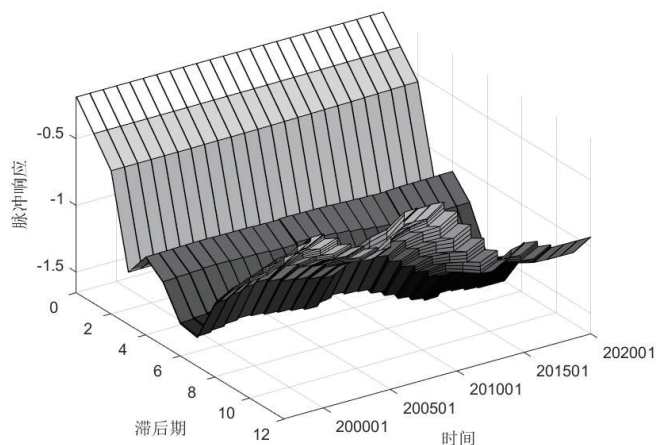


图2 宏观杠杆率对GDP冲击的脉冲响应

总体上可分为三个阶段：一是2007Q4之前，宏观杠杆率对GDP冲击的响应总体平稳，平均来看1个百分点的GDP冲击导致宏观杠杆率最多下降1.4个百分点左右；二是2008Q1—2014Q4，正向GDP冲击的去杠杆效应不断增强，2008年1季度时，1个百分点的GDP冲击导致宏观杠杆率最多下降1.4个百分点，2014年4季度时降幅扩大至1.6个百分点；三是2015Q1—2020Q3，正向GDP冲击的降杠杆效应基本稳定，平均来看1个百分点的GDP冲击导致宏观杠杆率最多下降1.64个百分点。2020年新冠肺炎疫情发生以来，GDP冲击的降杠杆效应并未明显变化，说明新冠肺炎这一短期冲击并未改变经济增长和宏观杠杆率的内在联系。

正向GDP冲击的去杠杆效应在2008年—2014年不断增强，主要是由于影子银行的发展导致企业融资渠道多元化。孙国峰和贾君怡（2015）测算发现，2008年—2014年是我国影子银行发展最快的阶段，期间我国影子银行规模从6万亿左右快速增长至30万亿。^[24]影子银行的发展降低了企业对银行信贷、债券等常规债务融资的依赖。在2008年以后面临经济增长冲击时，企业部门会更多通过信托贷款、融资租赁等非常规渠道融资，更少通过银行信贷和债券融资。而BIS口径的宏观杠杆率只考虑了银行贷款和债券融资。这就造成为实现同样的GDP增幅，2008年以后企业以银行信贷和债券融资度量的债务需求更少，宏观杠杆率的下降幅度更大。可见，经济增长冲击的去杠杆效应增强是由于杠杆率统计口径不全和企业融资渠道转换叠加导致的。为更加科学全面地判断GDP冲击对宏观杠杆率的影响，当前应进一步扩大宏观杠杆率口径，将信托贷款、委托贷款、资产管理计划、融资租赁等其他债务融资工具纳入其中。

（二）货币政策对宏观杠杆率冲击的时变效应

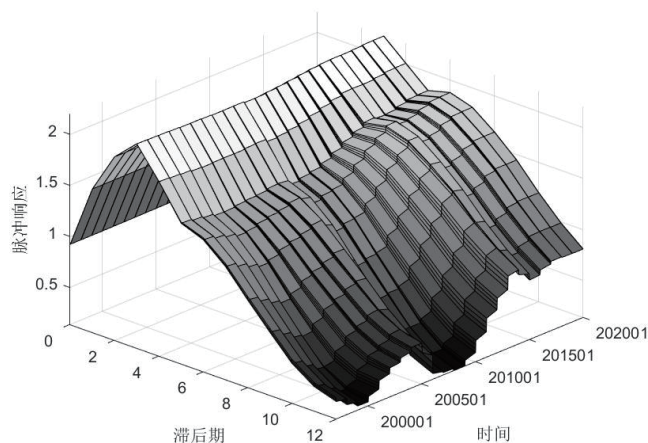


图3 宏观杠杆率对M2冲击的脉冲响应

图3给出不同时期1个百分点的正向M2冲击对宏观杠杆率的影响。总的来看，正向的M2冲击会导致宏观杠杆率上升，冲击发生后的第3个季度，宏观杠杆率的上升幅度达到最大，此时1个百分点的M2冲击导致宏观杠杆率上升约2.1个百分点。对比不同时期的脉冲响应曲线可以发现，数量型货币政策冲击对宏观杠杆率的影响表现出一定的时变特征。总体来说可以分为两个阶段：一是2008Q3之前，正向M2冲击的加杠杆效应基本稳定，1997年2季度时1个百分点的正向M2冲击导致宏观杠杆率最多上升2.14个百分点，2008年3季度时上升幅度小幅回落至2.11个百分点；二是2008Q4—2020Q3，正向M2冲击的加杠杆效应逐渐增强，2020年3季度时，1个百分点的M2冲击造成宏观杠杆率最大上升2.2个百分点。疫情发生以后，M2冲击的加杠杆效应基本保持平稳，新冠肺炎疫情并未明显改变M2和宏观杠杆率的内在逻辑关系。

宏观杠杆率对M2冲击的反应在2008年以后不断增强主要是由于我国资金使用效率下降导致的。我们用资本形成对债务增长的弹性刻画债务增长对资本形成的拉动作用，结果显示，2008年—2019年，我国资本形成对债务增长的弹性从1.47%下降至0.52%，表明我国债务扩张对资本形成进而对经济增长的拉动效率在不断下降。这一变化的直接后果是，单位货币增长所产生的GDP减少，进而会造成更大幅度的宏观杠杆率上升。

图4给出了正向的利率冲击对宏观杠杆率的影响。利率冲击对宏观杠杆率的影响比较复杂。短期内利率上升能够抑

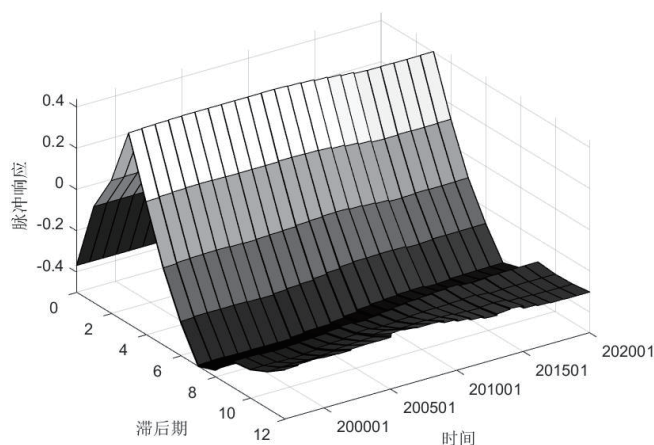


图4 宏观杠杆率对利率冲击的脉冲响应

制企业的负债冲击，冲击发生后的当期宏观杠杆率明显下降。但之后利率上升的去杠杆效应开始减弱，在第2个季度以后，宏观杠杆率由降转升，利率上升导致债务主体的负担加重。长期看，较高的融资成本最终会抑制企业的负债动机，5个季度以后宏观杠杆率再次下降，并在第7个季度时降幅达到最大。在不同时期，利率冲击对宏观杠杆率的影响也表现出一定的时变效应。2005年以前，一个百分点的正向利率冲击平均会导致宏观杠杆率最多下降0.25个百分点；2005年以后，正向利率冲击的降杠杆效应不断强化；到2020年时，1个百分点的正向利率冲击会导致宏观杠杆率最多下降0.3个百分点。

正向利率冲击的降杠杆效应在2005年以后不断增强，表明价格型货币政策工具对宏观杠杆率的调控效率在改善。这与我国货币政策框架转型密切相关。2005年以后我国利率市场化的步伐明显提速，如2005年放开金融机构同业存款利率，2007年SHIBOR投入运行，2013年全面放开金融机构贷款利率管制。随着利率传导的不断通畅，融资主体预算约束逐渐改善，经济主体对资金价格的敏感度提升，最终表现为利率对宏观杠杆率的调控效果不断增强。

四、进一步思考与总结

2020年新冠肺炎疫情全球大爆发给我国宏观经济调控带来严峻挑战，疫情期间各项经济刺激政策带动宏观杠杆率出现暂时上升，防风险的任务更加突出。但随着后疫情时期各项刺激政策陆续退出，稳杠杆的紧迫性和优先性开始提升。

2020年末的中央经济工作会议明确要求，保持宏观杠杆率稳定，处理好稳增长和防风险的关系。本文构建一个TVP-SV-VAR模型，研究经济增长和货币政策冲击对宏观杠杆率的时变影响，以加深我们对杠杆率波动特征和应对策略的认识，为进一步探索后疫情阶段我国宏观稳杠杆的政策路径提供实证证据。结果表明：

一是2008年以后正向GDP冲击的去杠杆效应有所增强，至2015年以后进入一个平稳期。一方面是由于影子银行的快速发展导致企业融资渠道更加多元化，企业对银行贷款和债务融资的依赖度下降；另一方面是由于当前宏观杠杆率的债务项仅包括银行贷款和债务融资，无法全面反映全社会的负债情况。上述因素叠加导致2008年之后宏观杠杆率的去杠杆效应在表面上有所增强。

二是M2冲击的加杠杆效应在2008年4季度以来不断上升。这主要是由债务资金使用效率下降导致。测算显示，我国资本形成对债务增长的弹性从2008年的1.47%下降至2019年的0.52%，造成货币供应量的增长对经济增长的驱动力下降，对债务和宏观杠杆率的驱动力增强。

三是利率上升在短期和长期能够起到抑制宏观杠杆率的作用，但中期则会加剧企业债务负担，推升宏观杠杆率。从不同时期看，由于利率市场化改革及传导渠道的不断畅通，利率上升对宏观杠杆率的抑制作用不断凸显。

结合上述结论，我们提出如下政策建议：

一是要进一步完善宏观杠杆率的监测和统计口径。影子银行的发展导致企业负债渠道多元化，仅通过银行贷款和债券融资口径难以全面反映企业债务状况，会造成对宏观杠杆率发展趋势的误判。因此，应该进一步将影子银行融资纳入宏观杠杆率口径，提升统计和监测的准确性。

二是坚持稳健中性货币政策，保持货币供应量稳定增长。“千招万招，管不住货币都是无用之招”仍然是指导当前稳杠杆工作的重要方针。当前资金使用效率有所下降，货币增长更多体现为债务规模的上升，对经济增长的刺激效果弱化。因此要坚持稳健货币政策定力，保持货币供应量和社会融资规模增速同名义经济增速基本匹配，为宏观杠杆率基本稳定创造条件。

三是高度关注利率走势和实体经济融资成本。利率对稳杠杆具有双向作用，短期和长期能够抑制宏观杠杆率，但中期会增加企业债务负担。因此，当前应当结合企业生产经营、产业结构等方面，科学测算自然利率水平，将利率维持在贴

近自然利率水。同时,利率对宏观杠杆率的调控效率近年来不断提升,当前应进一步打破预算软约束,疏通利率传导渠道。

参考文献:

[1]Fisher I. The Debt-deflation Theory of Great Depressions[J]. Econometrica: Journal of the Econometric Society, 1933: 337-357.

[2]Kaufman H. Debt: The Threat to Economic and Financial Stability[J]. Economic Review, 1986, 71(12): 3-11.

[3]Pollin R. The Growth of US Household Debt: Demand-side Influences[J]. Journal of Macroeconomics, 1988, 10(2): 231-248.

[4]Schularick M and Taylor A M. Credit Booms Gone Bust: Monetary Policy, Leverage Cycles, and Financial Crises, 1870-2008[J]. American Economic Review, 2012, 102(2): 1029-61.

[5]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[J].金融研究,2017(2):11-25.

[6]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[J].金融研究,2018(2):15-29.

[7]盛松成,刘西.国民收支配结构与企业去杠杆[J].中国金融,2016(17):47-49.

[8]齐结斌,胡育蓉.地方政府融资平台、货币政策调控与“稳增长、稳杠杆”[J]上海金融,2021(02):26-35.

[9]Minsky P. Global Consequences of Financial Deregulation[M]. Department of Economics, Washington University, 1986.

[10]Bernanke S, Mark G and Simon G. The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework[J]. Handbook of Macroeconomics, 1999, 1: 1341-1393.

[11]Adrian T. and Hyun S. Liquidity and Leverage[J]. Journal of Financial Intermediation, 2010, 19(3): 418-437.

[12]陆婷.中国非金融企业债务:风险,走势及对策[J].国际经济评论,2015(5):67-77.

[13]陆婷,余永定.中国企业债对GDP比的动态路径[J].世界经济,2015(5):3-16.

[14]黄益平.稳杠杆比去杠杆更合适[J].金融经

济,2019(09):17-18.

[15]王梅婷.疫情下中国宏观杠杆率的新变化、风险与应对策略[J].新金融,2021(03):25-31.

[16]张晓晶.如何积极稳妥去杠杆[J].社会科学报,2017(2).

[17]王爱俭,杜强.稳增长,降杠杆:政策悖论下央行货币政策如何选择[J].现代财经:天津财经学院学报,2018(3):26-37.

[18]何德旭,张斌彬.居民杠杆与企业债务风险[J].中国工业经济,2021(02):155-173.

[19]Canova F. De Nicolò G. Monetary Disturbances Matter for Business Fluctuations in the G-7[J]. Journal of Monetary Economics, 2002 (6): 1131-1159.

[20]Cogley T, Sargent T J. Evolving post-world war II US inflation dynamics[J]. NBER macroeconomics annual, 2001, 16: 331-373.

[21]Nakajima J. Time-varying parameter VAR model with stochastic volatility: An overview of methodology and empirical applications[J]. 2011.

[22]Primiceri G E. Time varying structural vector autoregressions and monetary policy[J]. The Review of Economic Studies, 2005, 72(3): 821-852.

[23]盛松成,谢洁玉.社会融资规模与货币政策传导——基于信用渠道的中介目标选择[J].中国社会科学,2016(12):60-82.

[24]孙国峰,贾君怡.中国影子银行界定及其规模测算——基于信用货币创造的视角[J].中国社会科学,2015(11):92-110+207.

作者简介:

丁建臣 对外经济贸易大学金融学院博士生导师、教授

周芮帆 对外经济贸易大学金融学院博士研究生

庞念伟 中国人民银行济南分行