

宏观审慎政策与经济增长^{*}

游宇 刘芳正 黄宗晔

摘要:近年来,全球经济持续低迷、国际金融市场波动频繁,如何在防范系统性风险的同时促进经济可持续发展已经成为世界各国的共同诉求。本文发现,建立合理的宏观审慎政策框架是协调两者的重要政策工具。我们考察了宏观审慎政策影响经济发展的理论机制,发现社会融资杠杆率与经济增长之间存在一个“倒 U”型关系,而宏观审慎政策可以约束融资杠杆率在合理区间进而促进经济增长。利用 110 个国家 2000—2017 年间的宏观审慎政策数据,我们构造出宏观审慎政策综合指数及其分类指数,并实证考察了宏观审慎政策对经济增长的理论预测。结果表明,宏观审慎政策框架从多个维度规范了信贷融资活动,因而可以通过限制社会融资杠杆率,动态调整信贷规模(占 GDP 的比重),对平衡经济增长和防范系统性风险两个政策目标起核心调节作用。

关键词:宏观审慎政策 经济增长 金融风险 杠杆率 信贷

一、引言

近年来,全球经济增速过缓、国际金融市场波动频繁,如何在防范系统性风险的同时促进经济可持续发展已经成为世界各国的共同诉求。在 2021 年 9 月的中央财经委员会第十次会议上,习近平总书记强调,要在高质量发展中促进共同富裕,统筹做好重大金融风险防范化解工作;要夯实金融稳定的根基,处理好稳增长和防风险的关系,以经济高质量发展化解系统性金融风险。

宏观审慎政策是完善金融系统监管、预防金融风险的一套系统性政策工具,恰好处于协调经济增长和防范金融风险这对政策目标组合的核心位置:一方面,宏观审慎政策维持金融稳定防范金融风险的作用已获得广泛认可;另一方面,决策者在设计、实施金融市场监管等宏观审慎政策的过程中格外关注政策在执行过程中对经济发展的影响,力求避免伤害实体经济的活力。宏观审慎政策如何影响经济发展?这是从政策实践中提炼出的经济学理论问题,需要结合理论研究和实证分析进行严谨的论证,并提供明确的政策建议。

本文的出发点是通过理论分析与实证研究来厘清宏观审慎政策与经济增长之间的关系,为更合理地制定与施行宏观审慎政策提供依据。宏观审慎政策本身是一个大的政策框架,根据国际货币基金组织(IMF)的统计方式,主要包括了 12 个子类。这些子类或直接或间接地规范了社会信贷活动,^①能够调整信贷增速,约束社会融资杠杆率,而社会融资杠杆率(非金融私人部门杠杆率)同时对促进经济增长和防范系统性风险两个政策目标起到了核心调节作用。^②首先,现有文献普遍认为信

* 游宇,辽宁大学李安民经济研究院、辽宁大学国际经济政治学院,邮政编码:110036,电子邮箱:f91yy@163.com;刘芳正,辽宁大学国际经济政治学院,邮政编码:110036,电子邮箱:fangzheng3458@163.com;黄宗晔,首都经济贸易大学国际经济管理学院,邮政编码:100070,电子邮箱:zongyeh@163.com。基金项目:国家社会科学基金一般项目(21BJL028)。感谢匿名审稿人的修改建议,文责自负。

① 在另一篇工作论文中,作者研究了宏观审慎政策通过抵御金融危机,减小经济波动,从而促进经济增长,这其中逆周期工具起到了重要作用。

② 中国人民银行亦在《中国金融稳定报告(2021)》中将宏观杠杆率列为金融稳定重要性的排序之首,强调“宏观杠杆率为防范化解金融风险、维护金融稳定提供了重要决策依据”。宏观杠杆率一般指一国非金融实体部门债务规模占该国当年GDP 的比率;其中,非金融实体部门包括居民、非金融企业与政府三个部门(张明,2020)。本文的杠杆率指标采用了私人部门信贷比 GDP,这包含了居民和非金融企业两个部门,而不包括政府部门,我们将之表述为“社会融资杠杆率”。

贷款融资中的高杠杆是宏观金融脆弱性的总根源(Mendoza, 2010; 国务院发展研究中心“经济转型期的风险防范与应对”课题组, 2018; 贾鹏飞等, 2021), 社会融资杠杆率的高低直接影响了金融风险的大小和金融危机爆发的概率; 其次, 过高的债务及其带来的借贷成本会成为经济增长的巨大负担, 针对社会融资杠杆率的政策工具直接约束了私人部门的潜在债务水平, 改变了企业和个人的投融资决策, 进而影响了经济增长的潜力; 最后, 社会融资杠杆率的高低决定了其他宏观经济政策的施策空间, 类比货币政策盯住价格调整利率, 宏观审慎政策可以将社会融资杠杆率作为政策目标, 通过动态调整信贷规模(占GDP的比重), 实现防范系统性风险和促进经济增长的政策目标组合。因此, 宏观审慎政策可以通过分类实施, 优化社会融资杠杆率, 使其对经济增长的影响达到最优。

本文构建理论模型进行了定性的机制分析, 发现宏观审慎政策可以通过规范社会融资杠杆率来抑制金融危机的负面影响, 从而保障经济的长期稳定发展。进一步地, 通过整理110个国家2000—2017年间实施宏观审慎政策的数据, 我们实证考察了宏观审慎政策对经济增长的影响, 并检验了其作用机制。研究结果表明:(1)宏观审慎政策的实施对经济增长具有正向的促进作用;(2)宏观审慎政策的实施能够抑制过高的社会融资杠杆率进而促进经济增长;(3)宏观审慎政策能够降低信贷增速, 抑制社会融资杠杆, 进而促进经济增长。

本文对现有文献的补充和贡献主要体现在以下几个方面: 第一, 从理论上分析了宏观审慎政策影响经济增长的作用机制, 提出以经济增长为目标的最优宏观审慎政策制定的核心目标是约束过高的社会融资杠杆率, 进而影响宏观经济的杠杆率。第二, 综合多种宏观审慎政策数据, 我们构造了多项分类指标, 为优化社会融资杠杆率提供数据支撑。第三, 系统地考察了宏观审慎政策对经济增长的影响, 并检验了宏观审慎政策对经济增长影响的理论机制, 将理论和实证有机地结合起来。

二、文献综述

国内外关于宏观审慎政策的研究主要集中在防范金融风险、抵御金融危机的有效性, 以及宏观审慎政策和货币政策的协调机制等方面。^① 宏观审慎政策防范金融风险的有效性已经得到了决策者和学界的肯定(周小川, 2011)。近年来的一系列研究成果表明, 宏观审慎政策能够有效地限制信贷增速, 降低金融泡沫风险(Claessens et al, 2013; 梁琪等, 2015; 方意, 2016; 贾鹏飞等, 2021)。并且, 宏观审慎政策的实施还能够抑制房地产信贷增长与房价上涨(Akinci & Jane, 2018; Cerutti et al, 2017; Vandenbussche et al, 2015; 孟宪春等, 2018)。由此可见, 宏观审慎政策为达成防范系统性金融风险的政策目标提供了一套行之有效的政策工具集(李妍, 2009; 王爱俭、王璟怡, 2014)。

现有文献也基本认可了宏观审慎政策影响经济危机的有效性, 发现宏观审慎政策的实施能够显著降低危机发生的概率(Arregui et al, 2013; Nakatani, 2020), 因此, 发达经济体和新兴经济体都更加积极地使用宏观审慎政策(樊明太、叶思晖, 2020)。Ma(2020)将内生增长引入一个具有约束性抵押品的小型开放经济模型中, 发现最优宏观审慎政策将危机发生的概率降低了三分之二。Claessens et al(2013)和Belkhir et al(2020)的研究发现, 相对于发达国家, 宏观审慎政策对银行危机爆发的抑制影响在新兴市场经济体中更为显著。王道平等(2022)基于124个经济体1990—2017年间的跨国面板数据研究发现, 紧缩型宏观审慎政策通过抑制信贷扩张, 降低了系统性银行危机的发生概率。

部分文献还通过微观数据研究了宏观审慎政策的有效性。张朝洋和胡援成(2017)基于中国上市公司数据研究了货币政策调整对公司融资约束的影响及其与宏观审慎政策的协同作用, 发现宏观审慎政策可以有效降低货币政策转为紧缩时对公司融资约束所造成的不利影响。王硕等(2021)以人民银行2016年MPA实施作为准自然实验, 基于中国120家商业银行2013—2019年间的面板数

^① 国内文献对宏观审慎政策的定义更加广义, 包括跨境资本流动, 以及对资本流动管理政策的探讨。限于篇幅, 本文主要参考IMF的分类标准进行研究。

据研究发现,在宏观审慎政策实施后,中小银行的顺周期行为明显降低。陈艳和李佳颖(2022)以2010—2019年我国A股上市企业为样本研究发现,宏观审慎政策通过提高金融资源配置效率促进了企业资本结构的优化。

全球金融危机的一个重要政策启示是价格稳定并不意味着经济和金融体系的持续稳定,金融稳定同样重要。决策者有必要在传统货币政策的基础上引入新的政策工具来致力于金融稳定目标,即宏观审慎政策。因此,宏观审慎政策和货币政策的相互关系和协调机制研究是宏观审慎政策研究的重点领域,也是近几年研究的热点问题。这些文献包括但不限于Angelini et al(2014)、Collard et al(2017)、Gelain & Ilbas(2017)、Korinek & Simsek(2016)、Rubio & Carrasco-Gallego(2014)、Svensson(2015)、肖卫国等(2016)、王晓和李佳(2013)、马勇和陈雨露(2013)、岑磊和谷慎(2016)、李天宇等(2017)、程海星(2018)、李力等(2020)以及严佳佳和许莉莉(2021)等。这些研究的基本结论包括:第一,宏观审慎政策与货币政策既有互补又有替代关系,有必要相互协调。第二,货币政策和宏观审慎政策的有效结合,能够更好地促进经济和金融稳定。第三,货币政策应该如何与宏观审慎政策协调搭配。周莉萍(2018)、马勇和姜伊晴(2019)以及马骏和何晓贝(2019)对“双支柱”调控政策的国内外相关文献进行了系统全面的梳理,包括实施“双支柱”调控的必要性和有效性,货币政策和宏观审慎政策如何实现有效协调搭配的研究,以及处于起步阶段的“双支柱”调控政策与其他经济金融政策(如财政政策、信贷政策、外汇政策等)协调搭配的研究。

上述文献均围绕宏观审慎政策防范系统性风险的直接效应展开。事实上,只要是监管,就会存在监管成本。宏观审慎政策在发挥直接稳定效应的同时,需要支付监管成本,并有可能造成市场扭曲,这使得一些学者认为宏观审慎政策会抑制经济长期增长的潜力(Belkhair et al, 2020)。另一部分学者认为宏观审慎政策对经济增长具有积极的意义。Melnic(2019)认为,宏观审慎政策旨在增强金融体系的弹性,减少系统性风险的累积,维护稳定的金融体系,从而确保更健康的金融宏观关系,有助于经济增长。张晓晶和刘磊(2020)发现,紧缩的宏观审慎政策虽然抑制短期经济活动,但会促进长期增长潜力。

少量研究还考察了宏观审慎政策对收入分配的影响。Rabitsch & Punzi(2017)在一个存在异质性借款人的DSGE框架下研究发现,更低的贷款价值比会增加财富不平等。Frost & van Stralen(2018)发现,宏观审慎政策的实施不仅能缓解收入和财富不平等,同时能够降低金融危机发生的可能性。

综上所述,现有文献对于宏观审慎政策在金融稳定方面的作用研究的较为充分,但对宏观审慎政策与经济增长之间关系的研究相对较少,且尚未达成共识。不同于现有文献,本文从社会融资杠杆率的角度切入,考察宏观审慎政策与经济增长的关系,并讨论经济增长目标下最优宏观审慎政策的制定。

三、理论模型

参考Rodrik & Velasco(1999)与Huang & You(2019)研究资本管制政策效果的理论框架,本文建立以下理论模型来定性地分析宏观审慎政策对企业家行为以及经济增长的影响。类似的理论分析在文献中还比较缺乏,因此是对已有研究的重要补充。

模型中有三类参与者:企业家、银行和政府。其中,企业家执行投资项目,银行向企业提供贷款融资,而政府是市场的监督者与管理者,可以通过设计、制定、执行宏观审慎政策来引导市场的稳定运行,实现政府的政策目标。

(一)居民与投资项目

经济中有连续分布的居民,数量可被标准化为1。居民可以从一个预期回报为均匀分布 $U[\mu_0, \mu_1]$ 的投资项目池中随机抽取投资项目*i*,其回报 r_i 在项目实施前存在不确定性,不妨假设其服从一个均值为 μ_i 的均匀分布 $U[\mu_i - \sigma, \mu_i + \sigma]$,只有随着项目的推进,其实际回报才会在投资过程中逐渐为市场所获知。居民作为投资项目的决策人,需要根据金融市场上的利率水平来计算项目的预期回报,并和投资的机会成本进行比较,如果预期的收益为正,则进行投资,成为实施该项目的企业家;反之,

则放弃项目。对于项目*i*,总投资额*K*由企业家的自有资本*W_i*,和银行贷款*D_i*构成:

$$K = W_i + D_i \quad (1)$$

不妨令*d_i*= $\frac{D_i}{K}$ 为项目中银行贷款占比,这时,投资项目的融资杠杆率为:

$$l_i = \frac{K}{W_i} = \frac{1}{1-d_i} \quad (2)$$

可见,项目融资杠杆率与银行贷款占比正相关。

一旦企业家决定进行项目投资,投入的资本会转变为项目资产,在短期内难以变现。如果项目资产*L*需要在短期内变现,则只能获得*λL*单位的资金,其中*λ<1*。这表明,在投资过程中提前变现项目资产会造成显著的损失。

(二)金融市场与银行贷款

在金融市场中,银行通过支付存款利率*r_s*获得居民存款,再以短期利率*r_d*向企业发放短期贷款,贷款使用企业资产作为抵押品。不妨假设这是一个小国开放经济的金融市场,市场利率由国际金融市场决定。

企业家如果借入了银行贷款,则需要通过债务滚动来维持项目运转,即需要在项目进行的过程中借入新的银行贷款来偿还到期的贷款。由于银行在项目进行过程中会得到项目的信息,从而观察到项目的最终产出*r_i*,因此可以对发放新贷款进行评估。如果实际的产出水平不及预期,有可能出现债务违约,则银行会拒绝继续对项目提供融资。当企业家无法获得新的贷款时,则需要变卖部分甚至全部项目资产来偿还到期的银行贷款。因为项目资产的短期流动性较低,所以银行停贷将会带来资产价值的直接损失。由于只有清偿债务后,项目剩余留存的固定资产才能够产生资产回报、形成资本,因此,发生银行停贷会减少投资项目形成的资本。^①

对于一个总投资额为*K*的投资项目,假定其中包括银行贷款*D_i*。在银行停止短期融资的情况下,需要短时间内变卖 *$\frac{r_d D_i}{\lambda}$* 单位的资产,剩余部分可继续留在项目中。值得注意的是,由于银行贷

款寻求的是无风险收益,则贷款额不能超过抵押品的变现价值,即*λK≥r_dD_i*,可推出*d_i= $\frac{D_i}{K}\leqslant\frac{\lambda}{r_d}$* 。

可以令*d_{max}*= $\frac{\lambda}{r_d}$ 为银行能够发放贷款的最高比例。

投资项目回报不及预期,出现债务违约的条件为:

$$r_i K < r_d^2 D_i \quad (3)$$

因此,如果银行在项目进行过程中发现:

$$r_i < \tau_i = r_d^2 d_i \quad (4)$$

则银行会停止为项目发放贷款。可将*P_{i,0}*=*Prob(r_i<τ_i)*作为项目发生银行停贷的概率,将*P_{i,1}*=*Prob(r_i≥τ_i)*作为项目顺利完成的概率。易见,给定银行贷款利率,银行贷款占比越大,项目回报低于银行要求的概率也就越高。由于银行贷款占比与投资项目的杠杆率正相关,可知杠杆率上升会使得投资项目更容易发生银行停贷,进而出现资产变现损失。

在银行停止项目融资后,尽管银行能够回收已借出的资金,但也无法再进行新的投资,但是银行仍然需要支付储蓄利息,因此,即使不计人银行的运行成本,同期贷款利率仍应高于存款利率,*r_d²>r_s*。

^①上述的理论假设具有很强的现实意义。近年来,在我国的房地产行业出现了企业高负债率经营,频繁发生流动性风险乃至债务展期、违约,甚至批量出现烂尾楼现象,这对正常的固定资产投资与资本形成造成了不利的影响,拖累了我国整体经济的运行。

(三)资本形成与总产出

经济的潜在总产出由一个 AK 技术生产函数给出:^①

$$Y = AZ \quad (5)$$

其中, A 是一个生产技术指标, $Z = \sum_i K_i d_i$ 代表全部投资项目所形成的总资本, 其中 K_i 是项目 i 形成的资本, 由以下三种可能的情形决定: 第一, 项目是否能够盈利决定了该项目能否进入融资环节, 不具备盈利前景的项目无法得到执行, 其资本贡献只能为 0; 第二, 如果企业家的投资项目顺利完成, 则项目形成的资本 $K_i = K$; 第三, 如果一个投资项目在运营过程中发生了银行停贷, 需要转卖资产进行债务清偿, 则最终剩余的资产为 $K_i = K - \frac{r_d D_i}{\lambda}$, 可见银行停贷的发生显著地降低了投资项目的最终资本形成。

(四)居民的投资决策

根据居民的收益最大化决策原则, 得到居民 i 选择成为企业家的充要条件:

$$E[\pi_i(W_i, D_i)] > r_s W_i \quad (6)$$

其中, $E[\pi_i(W_i, D_i)]$ 为企业家运营该项目的预期回报, 而 r_s 为银行给出的市场储蓄利率。项目 i 的预期收益可以写为:

$$E(\pi_i) = P_{i,1}[E(r_i | r_i \geq \tau_i)K - r_d^2 D_i] + P_{i,0}E(r_i | r_i < \tau_i)\left(K - \frac{r_d D_i}{\lambda}\right) - \gamma(m)K \quad (7)$$

其中, $m \in [0, 1]$ 是宏观审慎监管强度, $\gamma(m) \geq 0$ 是政府监管金融市场产生的交易成本, 为宏观审慎监管强度的单调增函数, 不妨令 $\gamma(0)=0$ 。

(五)竞争市场均衡

我们首先考察在没有实施宏观审慎政策的情况下, 市场的均衡情况, 即竞争市场均衡。在竞争市场中, 根据 $m=0, \gamma(0)=0$, 化简式(7)得到:

$$E(\pi_i) = \mu_i W_i + \left[\mu_i - P_{i,1} r_d^2 - P_{i,0} E(r_i | r_i < \tau_i) \frac{r_d}{\lambda} \right] D_i \quad (8)$$

由式(8)可得, 企业家向银行贷款的充要条件为:

$$\mu_i > P_{i,1} r_d^2 + P_{i,0} E(r_i | r_i < \tau_i) \frac{r_d}{\lambda} \quad (9)$$

此时, 企业家的最优融资策略为最大化地利用融资杠杆借入银行贷款, 实现最高的项目预期回报, 均衡时有 $d_c = d_{max} = \frac{\lambda}{r_d}, l_c = \frac{1}{1-d_c}, \tau_c = r_d \lambda$ 。

将均衡条件代入式(6), 则存在 μ_c , 若企业家抽取的投资项目预期回报 $\mu_i > \mu_c$, 则企业家将贷款融资对项目进行投资。均衡时, μ_c 满足:

$$\mu_c = r_s \frac{1-d_c}{d_c} + P_{c,1} r_d^2 + P_{c,0} E(r_i | r_i < \lambda r_d) \frac{r_d}{\lambda} \quad (10)$$

在项目的实施过程中, 如果银行发现项目的实际回报低于 τ_c , 则银行会停止继续贷款, 在这种情况下, 由于企业家使用了最高的借贷比例, $d_c = d_{max}$, 则项目的全部资产都将用于归还银行贷款, 剩余资产为零。

图 1 清晰地展示了模型的理论机制, 其中横轴从 μ_0 到 μ_1 , 刻画了居民可能随机抽取的所有项目

^①我们的模型结果并不依赖于生产函数的具体形式, 我们只要求总产出和总资本正相关即可。此时, 在不考虑技术改善和劳动力的情况下, 最大化总产出就等价于最大化资本形成。

预期回报, μ_c 代表了在竞争市场条件下, 居民决定进行投资的项目回报边界值。向上的纵轴代表的不同预期回报所对应的实际项目收益分布, τ_c 刻画了发生银行停贷的项目实际收益边界, 所以阴影区域①代表了投资项目发生银行停贷的概率。向下的纵轴部分代表了投资项目的资本形成情况, 其中区域②代表由于项目预期回报较低而未能获得投资的项目, 区域③代表因发生银行停贷而预计出现的资本损失, 所以整个经济的预期资本形成由区域④的面积所代表。

(六) 宏观审慎政策

在竞争市场均衡中, 为了获得更高的个人回报, 企业家倾向于借入更多的银行贷款, 这提高了投资项目的融资杠杆率。这样一个对企业家微观个体有利的融资决策中可能吸纳了超额的金融风险, 不利于整体经济的运行。因为, 在给定贷款利率的条件下, 提高融资杠杆会增加项目发生银行停贷的可能性, 进而造成资产减记损失, 这不利于资本的形成, 因此会阻碍经济的发展。为了抑制企业家过度借贷融资的倾向, 降低金融系统风险的负面影响, 提高整体经济运行的效率, 政府能够通过引入宏观审慎政策来完善金融监管。

宏观审慎政策的目标是防范系统性金融风险(中国人民银行, 2022; IMF-FSB-BIS, 2016), 而现有文献认为高杠杆是宏观金融脆弱性的总根源(Mendoza, 2010; 国务院发展研究中心“经济转型期的风险防范与应对”课题组, 2018; 贾鹏飞等, 2021)。宏观审慎政策的核心目标之一是利用多个维度的政策管理工具来调节社会融资杠杆率。

在宏观审慎政策框架下, 政府可以对银行贷款的杠杆率进行约束。不妨假设政府通过设定宏观审慎监管强度 $m > 0$ 使得企业借入银行贷款的比例上限降为 $d_m < d_c$, 与之对应的融资杠杆率为 $l_m < l_c$, 即宏观审慎政策降低了社会融资杠杆率。由于 $m > 0$, 则 $\gamma(m) > 0$, 居民选择成为企业家的项目回报 μ_m 需要满足:

$$\mu_m = r_s + \frac{1-d_m}{d_m} + P_{m,1} r_d^2 + P_{m,0} E(r_i | r_i < r_d^2 d_m) \frac{r_d}{\lambda} + \frac{\gamma(m)}{d_m} > \mu_c \quad (11)$$

图2展示了实施宏观审慎政策对经济运行的影响, 主要包括以下三个方面。第一, 宏观审慎政策降低了投资项目的融资杠杆, 由公式(4)可知, 银行对投资项目的收益要求会相应降低, $\tau_m < \tau_c$, 这从根本上避免了银行停贷的发生, 这表现为图2中区域①的面积较竞争市场均衡显著减小。第二, 由于宏观审慎政策限制了企业家投资项目时的融资杠杆, 因此也减少了出现银行停贷时, 企业家所需要转卖的资产规模, 降低了项目资产的损失, 这使得图2中区域③的面积较竞争市场均衡显著减小, 减少了银行停贷对资本积累产生的不利影响。第三, 宏观审慎政策产生了额外的交易成本, 提高了企业家的投资门槛, 减少了投资项目的数量, 这使得图2中区域②的面积较竞争市场均衡显著增加。

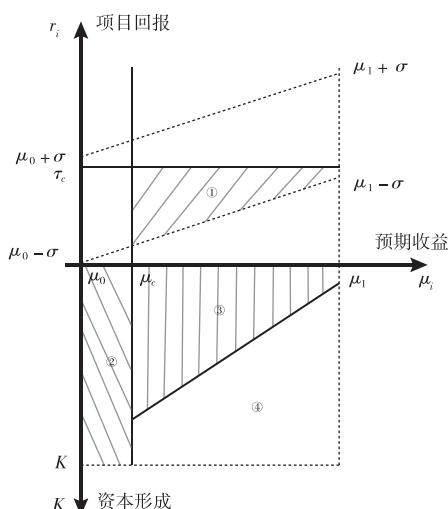


图1 竞争市场均衡

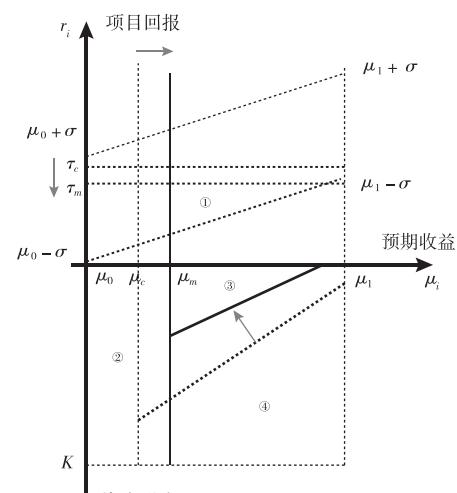


图2 宏观审慎政策

上述讨论表明,宏观审慎政策能够降低经济中的社会融资杠杆,减少由于市场波动引发的银行停贷事件,降低银行停贷时资产转卖的损失,增加资本积累,促进整体经济的稳步发展。但是,政策监管会增加额外的交易成本,提高项目投资的门槛,如果政策标准制定得过于严格、执行方式比较僵化,打击了企业家的投资积极性,减少了投资项目的数量,则宏观审慎政策也可能会出现阻碍经济发展的情况。因此,应当存在一个最优的宏观审慎政策监管水平。

根据本文理论模型的分析结果,我们得到以下三项理论预测。

理论预测 1:宏观审慎政策能够有效地影响社会融资杠杆率。

理论预测 2:社会融资杠杆率与经济增长之间存在“倒 U”型关系,即存在一个最优的杠杆率水平,当杠杆率低于该水平时,杠杆率对经济增长有促进作用;当杠杆率高于该水平时,杠杆率对经济增长产生抑制作用。

理论预测 3:宏观审慎政策对经济增长的影响主要通过抑制过高的社会融资杠杆率实现。在杠杆率较高时,宏观审慎政策能够有效地降低杠杆率,抑制高杠杆对经济发展的阻碍作用,进而促进经济增长。当杠杆率低于最优水平时,宏观审慎政策不会约束社会融资杠杆率,因而对经济增长的影响有限。

四、数据与模型

在上文中,我们运用理论模型分析了宏观审慎政策在预防金融风险、促进经济增长中的作用。这里,我们将构造宏观审慎政策指数,并建立实证模型来定量考察宏观审慎政策对经济增长的影响。

(一) 数据描述

实证研究宏观审慎政策与经济增长之间关系的关键在于能够准确有效地捕捉到一国在一定时期中实施宏观审慎政策的情况。本文采用了两套最新的宏观审慎数据,从不同的角度衡量了一国的宏观审慎政策。

方法一是参考 Cerutti et al(2017)提出的方法,按照以下方式构建出了衡量宏观审慎政策实施程度的指数。国际货币基金组织(IMF)在宏观审慎政策调查中将宏观审慎政策分为 12 个子类,并统计了各个国家在每一个子类中是否提出了相应的监管要求。因此,对于每一个国家的各个监管子类,如果报告中该国在某一年份中实施某一宏观审慎政策工具,则可以将该子类赋值为 1,如果没有实施则赋值为 0,再将这 12 个子类进行加总,就得到了该国在该年份的宏观审慎政策的综合指数,记为 mpi 。具体的子类列表详见表 1。在此基础上,我们又将宏观审慎政策的 12 个子类按多种方式进行分组,包括按市场供需两端和境内境外等等。从市场参与者(市场供需两端)的角度可以将政策工具分为贷方(信贷)类和借方类:第一类为主要针对贷方(金融机构)市场的宏观审慎政策工具,包括 10 个子类;第二类为主要针对借方市场的宏观审慎政策工具,包括 2 个子类。^① 此外,宏观审慎政策还可以按资本的来源属性分为两大类:第一类为主要针对国内金融市场的宏观审慎政策工具,记为境内指数;第二类为主要针对外汇的宏观审慎政策工具,记为境外指数。^②

方法一可以准确地刻画一国使用的宏观审慎政策类别,但是无法及时地捕捉宏观审慎政策程度的变化,为此,我们参考 Alam et al(2019)的方法提出了方法二,在各个子类中将各宏观审慎指标的变化进行了追踪。一个国家如果在某一个月份加强了某一类宏观审慎政策的强度,则记为“+1”,如果减少了政策强度,则记为“-1”。该国的年度政策强度则是对所有“+1”和“-1”的加总,记为 $mpi2$ 。

^① 借方指数包含 LTV_CAP 和 DTI , 贷方指数则包含其他 10 类。

^② 境外指数包含 FC 和 RR_REV , 境内指数则包含其他 10 类。

表1 宏观审慎政策工具的12个子类

宏观审慎政策工具	缩写	定义
Debt-to-Income Ratio	DTI	约束私人部门的债务收入比
Time-Varying/Dynamic Loan-Loss Provisioning	DP	在经济上升期要求银行提供更高的风险储备金
General Countercyclical Capital Buffer/Requirement	CTC	在经济上升期要求银行提供更多的资本储备金
Leverage Ratio	LEV	规定银行的杠杆率上限
Capital Surcharges onSIFIs	SIFI	要求全国性大型银行提供更多的资本储备金
Limits on Interbank Exposures	INTER	控制银行业或单个银行交叉持有债务的比例
Concentration Limits	CONC	控制金融资产持有人群体过度集中
Limits on Foreign Currency Loans	FC	限制银行外币贷款的数量
Limits on Domestic Currency Loans	CG	直接控制信贷增速
Levy/Tax on Financial Institutions	TAX	对金融机构收入增税
Loan-to-Value Ratio Caps	LTV_CAP	规定抵押贷款放贷风险比率上限
FX and/or Countercyclical Reserve Requirements	RR_REV	外汇存款需要额外的保证金,或者在经济上升期有此要求

来源:参考 Cerutti et al(2017)的宏观审慎政策分类进行整理。

本文选用实际 GDP 增长率作为衡量一国经济增长的指标,数据来自世界银行的 World Development Indicators(WDI)数据库。本文选用的控制变量,包括人口增长率、教育、汇率制度、预期寿命、国外净资产规模(国外净资产占 GDP 的比重)等。其中,人口增长率、教育、预期寿命来源于 WDI 数据库,汇率制度来自 Klein & Shambaugh(2008),国外净资产规模来源于 Lane & Milesi-Ferretti(2017)。本文的机制分析部分涉及的核心变量包括杠杆率、信贷增速;机制分析部分涉及的控制变量包括通货膨胀、人口规模、人均消费、储蓄率、利率、经济波动率指数和利差。数据来源详见表 2。

我们整理出 110 个国家 2000—2017 年间的非平衡面板数据。数据的描述性统计被整理为表 3。按照方法一,宏观审慎政策工具从构造上看,应是介于 0 和 12 之间的值,但在实际数据中,其最大值为 10,这表明没有国家同时执行了所有的宏观审慎政策。综合指数均值为 1.871,境内指数为 1.490,而境外指数为 0.293,这表明各国实施宏观审慎政策工具均是有限度的,且以国内为主要目标。经济增长率最大值为 6.248%,平均值为 0.126%,与文献中的数据特征基本相符。按照方法二,宏观审慎政策工具的方差明显更大,更好地反映一国使用宏观审慎政策的程度。其他控制变量的数值分布也都在合理范围。

表2 变量定义及数据来源

变量名称	含义	数据来源
被解释变量		
实际 GDP 增速	对一国实际 GDP 取对数差	世界银行 WDI 数据库
解释变量		
综合指数 1	Cerutti 宏观审慎综合指数	Cerutti et al(2017)
借方指数 1	Cerutti 宏观审慎借方指数	Cerutti et al(2017)
贷方指数 1	Cerutti 宏观审慎贷方指数	Cerutti et al(2017)
综合指数 2	Alam 宏观审慎综合指数	Alam et al(2019)
借方指数 2	Alam 宏观审慎借方指数	Alam et al(2019)
贷方指数 2	Alam 宏观审慎贷方指数	Alam et al(2019)
境内指数	Cerutti 宏观审慎境内指数	Cerutti et al(2017)
境外指数	Cerutti 宏观审慎境外指数	Cerutti et al(2017)

续表 2

变量名称	含义	数据来源
控制变量		
教育	人力资本	佩恩表 10.0
人口增长	人口增长率(%)	世界银行(WB)数据库
汇率制度	固定汇率=1,否则=0	Klein & Shambaugh(2008)
国外净资产	国外净资产/GDP(%)	Lane & Milesi-Ferretti(2017)
预期寿命	预期寿命	世界银行 WDI 数据库
机制变量		
杠杆率	私人部门信贷/GDP	世界银行 WDI 数据库
杠杆率平方	私人部门信贷/GDP 的平方	世界银行 WDI 数据库
信贷增速	对一国信贷规模取对数差	世界银行 WDI 数据库
机制控制变量		
通货膨胀	GDP 平减指数变化率	世界银行 WDI 数据库
人口规模	一国人口规模取对数	世界银行 WDI 数据库
人均消费	一国人均最终消费取对数	世界银行 WDI 数据库
储蓄率	国内总储蓄占 GDP 百分比	世界银行 WDI 数据库
利率	贷款年化利率	世界银行 WDI 数据库
经济波动率指数	全球经济波动率指数 VIX	美联储圣路易斯分行(FRED)
利差	贷款利率减去存款利率	世界银行 WDI 数据库

(二) 实证模型

根据经济增长的主流实证文献,模型的基本设置如下:

$$\Delta y_{it} = \alpha + (\omega - 1) y_{it-1} + mp_i + \delta X_{it} + \epsilon_{it} \quad (12)$$

其中, i 代表的是国家, t 代表的是年份。 Δy_{it} 衡量的是一国实际 GDP 的对数增长率, y_{it-1} 是上一年实际 GDP 的对数,衡量初始收入。核心解释变量 mp_i 为宏观审慎政策综合指数,刻画了该国在该年度实施宏观审慎政策的情况。 X_{it} 为一组控制变量,包括经济增长文献中常用的教育、人口增长率、预期寿命及年份虚拟变量等。同时,一些与宏观审慎政策相关的金融市场变量,如汇率制度、国外净资产占国内生产总值比率等,我们也加以控制。 ϵ_{it} 为随机扰动项, α 为常数项。

表 3 变量描述性统计表

变量	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量					
实际 GDP 增速(%)	2168	0.126	0.955	-5.559	6.248
解释变量					
综合指数 1	2880	1.871	1.698	0	10
借方指数 1	2880	0.321	0.63	0	2
贷方指数 1	2880	1.55	1.396	0	8
综合指数 2	2394	0.269	1.114	-10	13
借方指数 2	2394	0.062	0.404	-2	4
贷方指数 2	2394	0.213	0.954	-9	12
境内指数	2880	1.490	1.416	0	7
境外指数	2878	0.293	0.535	0	2
控制变量					
教育	2286	2.493	0.704	1.069	3.974
人口增长	2856	0.013	0.014	-0.091	0.152
汇率制度	2272	0.468	0.499	0	1
国外净资产	2491	-0.284	1.312	-12.058	17.268
预期寿命	2697	70.521	8.709	42.595	84.68

续表 3

变量	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
机制变量					
杠杆率	2281	0.536	0.447	0	3.09
杠杆率平方	2281	0.487	0.811	0	9.547
总信贷增长率	2134	0.094	0.165	-2.377	1.076
机制控制变量					
通货膨胀	2752	0.067	0.517	-0.261	26.301
人口规模	2862	15.852	1.951	9.148	21.05
人均消费	2233	8.085	1.335	5.196	10.794
储蓄率	2155	23.017	12.023	-70.263	76.178
利率	2052	13.714	10.583	0.5	118.38
经济波动率指数	2880	19.872	6.359	11.09	32.69
利差	1874	7.437	7.807	-21.005	72.4

宏观审慎政策作为政府制定的经济政策不可避免地会与经济增长之间存在内生性。计量模型的内生性问题主要分为三类:遗漏变量偏差、同时性偏差和测量误差(Wooldridge, 2002)。本文实证模型的内生性问题主要是遗漏变量偏差和同时性偏差。第一,在模型中,影响经济增长的不可观测因素较多,这类因素常常出现在扰动项中,从而导致遗漏变量误差的问题。为此,我们使用了国家、年份的面板数据,并引入了时间和国家的固定效应,能够有效控制非时变的不可观测因素。第二,宏观审慎政策与经济增长之间存在同时性偏差。在本文中,我们试图正确地估计宏观审慎政策对经济增长的影响。但是,制定宏观审慎政策的初衷就是为了防范金融风险,加强金融稳定性,并保持经济增长的稳定。金融危机的发生和经济衰退正是编制宏观审慎政策的诱因。因此,经济增长与宏观审慎政策之间产生了互为因果的问题,这是同时性偏差的表象。

为了有效地控制上述的内生性问题,我们采用了 Arellano & Bond(1991)、Arellano & Bover(1995)以及 Blundell & Bond(1998)等提出的动态面板数据系统广义矩估计法(系统 GMM)。该方法在增长文献里十分常用,很适合被用来估计本文的实证模型。首先,系统 GMM 对数据进行了类似固定效应模型的处理,有效地控制了非时变的不可观测因素,缓解了模型的遗漏变量偏差。其次,它兼备工具变量法的优点,使用现有自变量的滞后期数据作为当期数据的工具变量,较好地控制了模型的同时性偏差。最后,增长模型是一个动态模型,因变量的滞后期作为重要的控制变量引入了模型的右边。系统 GMM 能较好地处理因变量的动态性问题,其估计结果在理论上要优于 OLS 或是固定效应面板模型等方法。

除了系统 GMM 的估计方法,本文还在稳健性检验部分引入了具有因子结构(factor structure)的面板模型。以全球金融危机为例,全球金融危机作为一个全球性冲击,不同程度地影响了全球各国。危机开始之后,各国都先后不同程度的实行了宏观审慎政策来提高金融系统的稳定性,这种共同的政策趋势(共同因子, common factor)不但导致了国家间可能存在横截面相关性(cross-section correlation),也导致了经济增长与宏观审慎政策之间互为因果的同时性偏差,使得一般的估计方法存在偏差。为此,我们采用 Bai(2009)提出的交互固定效应模型(panel data models with interactive fixed effects)。交互固定效应模型将传统的双项(时间和个体)固定效应进一步推广,充分考虑现实经济常存在的多维冲击(共同因子, 如本文的共同政策趋势)以及不同的个体对冲击反应的不同,将共同因子直接估计出来,并针对不同个体赋予不同的因子荷载(共同因子的系数),从而捕捉了不同个体应对冲击的异质性表现。通过这个方法,我们不但可以有效地控制实证模型的横截面相关性,还可以很好地控制模型的同时性偏差。

五、实证结果

(一)宏观审慎政策对经济增长的影响

本文使用包括 110 个国家和地区 2000—2017 年间的宏观审慎政策数据,利用系统 GMM 的

方法对宏观审慎政策与经济增长之间的关系进行了实证检验。主要实证结果整理为表4,包括六组回归结果。前三组结果采用了宏观审慎政策衡量方法一。回归(1)报告了宏观审慎政策综合指数对经济增长的影响结果,回归系数为正,且在5%的水平上显著。这表明宏观审慎政策综合指数对经济增长具有显著的促进作用。模型估计的有效性也得到了假设检验的支持:Hansen过度识别检验的结果不显著,支持了模型工具变量的有效性;Arellano-Bond AR1检验的结果十分显著,同时Arellano-Bond AR2检验的结果不显著,表明模型的动态效应所导致的内生性得到了有效的控制。回归(2)汇报了宏观审慎政策的借方指数对经济增长的影响。结果表明,宏观审慎政策借方指数对经济增长具有显著的正向影响,支持了政策对金融市场需求端管理的有效性。回归(3)报告了宏观审慎政策贷方指数对经济增长的影响,支持了政策对金融市场供给端管理的有效性。可见,针对不同市场参与者,宏观审慎政策对市场供给端和需求端的监管均能起到促进经济增长的作用。后三组(回归(4)–(6))采用了宏观审慎政策衡量方法二,结果与前三组高度一致。

表4 宏观审慎政策对经济增长的影响

回归方程	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
因变量 模型	经济增速 <i>mpil</i>	经济增速 借方1	经济增速 贷方1	经济增速 <i>mpil2</i>	经济增速 借方2	经济增速 贷方2
综合指数	0.392** (0.159)			0.288** (0.141)		
借方指数		0.317* (0.176)			0.215* (0.124)	
贷方指数			0.388** (0.148)			0.447** (0.204)
上一期实际GDP	0.397** (0.190)	1.087*** (0.139)	0.591*** (0.130)	0.862*** (0.125)	0.623*** (0.0577)	0.865*** (0.139)
教育	0.108 (0.389)	-0.0143 (0.108)	0.160 (0.233)	0.112 (0.157)	1.232*** (0.315)	0.122 (0.158)
人口增长率	-5.081 (9.065)	2.741 (2.272)	-10.86 (8.214)	16.13 (12.18)	4.476 (5.674)	13.07 (11.48)
汇率制度	0.905 (0.664)	0.735* (0.416)	0.211 (0.348)	-0.0543 (0.547)	-0.137 (0.122)	0.125 (0.557)
国外净资产规模	0.0936 (0.0581)	-0.0270 (0.0248)	0.0209 (0.0532)	0.0625 (0.0489)	-0.0845 (0.0565)	0.0718 (0.0517)
预期寿命	0.122** (0.0471)	-0.0152 (0.0251)	0.0874** (0.0347)	0.0854* (0.0468)	0.0920*** (0.0161)	0.0764* (0.0449)
常数项	7.389*** (2.793)	-1.642 (1.979)	4.692* (2.471)	-2.477 (2.198)	1.133 (0.990)	-1.995 (2.512)
观测值	1257	1257	1257	1084	1084	1084
国家	110	110	110	96	96	96
AR1检验P值	0.004	0	0	0	0	0
AR2检验P值	0.540	0.129	0.127	0.309	0.328	0.347
Hansen检验P值	0.177	0.986	0.262	0.249	0.111	0.169

注:括号里的数字为稳健标准误;*,**,***分别代表在10%、5%、1%水平上显著。下同。

总结表4中的回归结果,我们发现宏观审慎政策各指数系数符号都是正号,且都显著,说明宏观审慎政策对经济增长具有促进作用。这一实证结果表明,宏观审慎政策防风险、稳增长的正面作用要大于其对金融市场资源配置效率的制约。这有力地支持了国家发展战略中宏观审慎政策的制定与实施,巩固了宏观审慎政策与传统货币政策比肩的支柱地位。

(二)稳健性检验

为了检验上述主要回归结果的可靠性,我们从三个方面对基本回归结果进行了稳健性检验,包括:(1)对宏观审慎政策从其他角度进行分类;(2)将样本国家按经济发展程度进行分组;(3)使用交互固定效应模型进行回归分析。

1. 指标分类。我们将宏观审慎政策工具的12个子类(表1)进行了针对性的分类,再分别探究其对经济增长的影响。构建的针对性指数主要有两类:第一类为主要针对国内金融市场的宏观审慎政策工具,包括10个子类;第二类为主要针对外汇的宏观审慎政策工具,包括2个子类。这种分类方式不同于表4从市场参与者(市场供需两端)的角度将政策工具分为借方类和贷方类,而是根据金融市场资本来源的不同划分为境内和境外政策指数,具有重要的现实意义。表5中的回归(1)汇报了宏观审慎政策境内指数对经济增长的影响,结果表明,宏观审慎政策境内指数对经济增长具有显著的正向影响。回归(2)报告了宏观审慎政策境外指数对经济增长的影响,估计结果表明,宏观审慎政策境外指数对经济增长具有促进作用。宏观审慎政策境外指数事实上与国际金融领域的资本管制政策目标一致,具有高度的相似性。这与游宇和黄宗晔(2016)发现资本管制能够促进经济增长的结论保持一致。

2. 宏观审慎政策在不同经济发展程度国家的效用。发展中国家和发达国家在国家体制和经济制度,特别是在金融市场完善程度和金融发展水平等方面存在着显著的差异。宏观审慎政策在这两类国家中的效用可能有所不同。按照世界银行的标准,我们将整个样本分为非高收入国家和高收入国家来分别探究宏观审慎政策对经济增长的影响。表5中的回归(3)(4)分别报告了在非高收入国家和高收入国家中,宏观审慎政策对经济增长的影响。结果表明,宏观审慎政策在所有国家中均能促进经济增长,政策效果在非高收入国家更加明显。可见,宏观审慎政策对于包括中国在内的发展中国家来说,更加有效,也更为重要,需要特别给予重视。

3. 交互固定效应模型。本文使用的样本区间中包括了2007—2009年的全球金融危机。全球金融危机作为一个全球性的冲击,不同程度地影响了世界各国。为了应对金融危机,各国先后实行了不同程度的宏观审慎政策来降低金融风险、增加金融稳定性,这种共同的政策趋势导致了国家间可能存在横截面相关性,使得一般的估计方法得到的结果存在偏差。为此,除了系统GMM的估计模型,本文还采用了具有因子结构的面板模型,即Bai(2009)提出的交互固定效应模型。交互固定效应模型将传统的双项(时间和个体)固定效应进一步推广,充分考虑现实经济存在的多维冲击(共同因子,例如本文的共同政策趋势),以及不同的个体对不同的冲击反应的不同,可以有效地控制横截面相关性。Pesaran(2015)横截面相关性(CD)检验用于检验模型是否存在横截面相关性的问题。我们对本文的基本模型进行检验,发现其P值为0.00,拒绝无横截面相关性的原假设,故支持了交互固定效应模型对本样本的适用性和结论的可靠性。表3中回归(5)汇报了使用交互固定效应模型得到的实证结果,宏观审慎政策综合指数的系数估计值显著,表明宏观审慎政策对经济增长具有正向的促进作用,与本文主要实证结果基本一致。

表5 稳健性检验实证结果

回归方程	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
因变量 模型	经济增速 境内指数	经济增速 境外指数	经济增速 非高收入国	经济增速 高收入国	经济增速 交互固定效应
境内指数	0.433*** (0.149)				
境外指数		0.732** (0.297)			
综合指数			0.426*** (0.158)	0.274** (0.131)	0.0894** (0.039)

续表 5

回归方程	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
因变量 模型	经济增速 境内指数	经济增速 境外指数	经济增速 非高收入国	经济增速 高收入国	经济增速 交互固定效应
上一期实际 GDP	0.515*** (0.157)	0.526*** (0.0761)	0.537** (0.222)	0.763*** (0.132)	
教育	0.0375 (0.238)	0.218 (0.252)	0.114 (0.263)	0.261 (0.689)	0.239 (0.400)
人口增长率	-14.28 (8.776)	-5.531 (7.484)	-9.317 (13.27)	-11.92* (6.665)	0.547 (4.422)
汇率制度	0.211 (0.436)	0.333* (0.181)	-0.0491 (0.189)	0.457 (0.480)	-0.0743 (0.0759)
国外净资产规模	-0.0738 (0.194)	-0.134 (0.122)	0.112 (0.0899)	-0.00666 (0.101)	0.0107 (0.0252)
预期寿命	0.108** (0.0447)	0.0931*** (0.0227)	0.0977** (0.0473)	-0.0279 (0.0345)	-0.0217 (0.0242)
常数项	5.633** (2.727)	6.080*** (1.550)	5.708* (3.144)	7.590** (3.109)	0.971 (2.003)
观测值	1257	1257	839	418	1,254
国家	110	110	71	39	110
AR1 检验 P 值	0.000191	0	0.00528	0.000542	
AR2 检验 P 值	0.263	0.147	0.213	0.701	
Hansen 检验 P 值	0.282	0.117	0.179	0.997	
CD 检验 P 值					0.00

表 5 的稳健性检验结果分别按照宏观审慎政策指标类型进行分类、按照各国的收入水平进行分组以及使用交互固定效应模型,各组实证结果均与上文的主要实证结果保持一致,这说明宏观审慎政策对经济增长具有稳健的正向影响。

(三)宏观审慎政策影响经济增长的机制分析

本文的主要实证结果和对应的稳健性检验确认了宏观审慎政策对经济增长具有促进作用,这种作用机制是如何实现的呢?我们继续探讨宏观审慎政策影响经济增长的作用机制,运用系统 GMM 的估计方法分别检验了以下两个影响机制。

首先,结合已有文献和本文理论模型部分提出的三个预测,我们认为实施宏观审慎政策能够直接限制金融市场中过高的社会融资杠杆率,降低投资风险造成的负面影响,从而促进经济增长。

其次,宏观审慎政策中囊括了一揽子政策工具,其中,不仅包括了与融资杠杆率直接相关的指标,还包括其他政策指标,可以间接影响杠杆率。作为其中一个重要的政策指标,我们考察信贷增速对社会融资杠杆率的影响发现,宏观审慎政策的实施能够降低信贷增速,降低市场过高的社会融资杠杆率,进而促进经济增长。

1. 宏观审慎政策与杠杆率。宏观经济整体运行的杠杆率是政府监测宏观经济稳定性的重要指标。本文的理论模型认为:一方面,杠杆率保持在合理区间有利于提高资源的配置效率;另一方面,杠杆率过高会对经济主体带来较大负担,同时放大了经济主体潜藏的金融风险。政府采用宏观审慎政策约束金融机构的信贷杠杆率,可以降低金融风险的影响,进而促进增长。马勇和陈雨露(2017)研究各国的杠杆率与经济增长之间的关系时发现,过高的杠杆率往往降低经济增长。因此,本文重点考察的宏观审慎政策的作用机制为影响社会融资杠杆率,其影响的逻辑链条如下:

宏观审慎政策 \Rightarrow 社会融资杠杆 \Rightarrow 经济增长

机制分析的设计如下:首先,参考马勇和陈雨露(2017),以私人部门信贷/GDP为被解释变量,宏观审慎政策综合指数为解释变量,利率、通货膨胀、人口规模、人均消费、储蓄率为控制变量,我们考察了宏观审慎政策对杠杆率的影响。然后,以经济增长率为被解释变量,杠杆率为解释变量,教育、人口增长率、汇率制度、预期寿命、国外净资产规模为控制变量,我们进一步考察杠杆率对经济增长的影响。各变量的数据来源和描述性统计参见表2和表3。具体回归分析结果汇总为表6。

表6中的回归(1)对理论模型的预测1进行了验证,考察了宏观审慎政策对杠杆率的影响。结果表明,宏观审慎政策的实施能够有效地降低一国的杠杆率,与理论预测1相符。回归(2)进一步对理论模型的预测2进行了验证,考察杠杆率如何影响经济增长。结果发现,随着杠杆率的提升,经济增速先升高后降低,两者之间存在着非线性的关系,与文献的结论一致(马勇、陈雨露,2017)。这表明,当以经济增长作为政策目标时,存在着最优的杠杆率水平,当一国杠杆率低于该临界值时,杠杆率属于适当的范畴,可以促进增长;但当一国杠杆率高于该临界值时,杠杆率属于过高的范畴,会抑制增长,与理论预测2相符。

参考表6中回归(2)的结果,我们计算出该临界值为1.38,并通过该值将总样本划分成两个子样本:低杠杆率的样本和高杠杆率样本,分别检验宏观审慎政策在两个子样本中的效果。图1绘制了样本的杠杆率分布。我们发现,样本中的杠杆率取值主要在0~3(实际值)之间,分布大致呈现出阶梯状下降趋势,大部分国家的杠杆率小于1.38,但是在样本中仍然有一部分国家的杠杆率大于1.38,存在杠杆率过高的经济现象,其中杠杆率最高可达3.09。

表6 杠杆率影响机制分析

回归方程	(1)	(2)	(3)	(4)
因变量 样本	杠杆率 全样本	经济增速 全样本	经济增速 低杠杆样本	经济增速 高杠杆样本
综合指数	-0.0653** (0.0274)		0.192* (0.108)	0.401*** (0.134)
杠杆率		4.666** (2.059)		
杠杆率平方		-1.693** (0.749)		
上一期实际GDP		0.539*** (0.0687)	0.570*** (0.215)	0.673*** (0.132)
教育		0.456** (0.215)	0.347 (0.295)	-0.238 (0.498)
人口增长率		13.28 (12.20)	29.63 (37.53)	-12.58*** (3.478)
汇率制度		0.233 (0.237)	1.425** (0.603)	-0.312 (0.252)
国外净资产规模		-0.0981 (0.0594)	0.0539 (0.0780)	-0.250*** (0.0802)
预期寿命		0.0335 (0.0399)	0.0998* (0.0577)	0.0666* (0.0387)
上一期杠杆率	0.950*** (0.0353)			
通货膨胀	-0.117** (0.0465)			
人口规模	0.0226 (0.0144)			

续表 6

回归方程	(1)	(2)	(3)	(4)
因变量 样本	杠杆率 全样本	经济增速 全样本	经济增速 低杠杆样本	经济增速 高杠杆样本
人均消费	0.00363 (0.00821)			
储蓄率	0.00141** (0.000644)			
利率	-0.00147*** (0.000527)			
常数项	-0.350 (0.232)	7.813*** (2.359)	3.142 (2.475)	4.354** (1.932)
观测值	1042	1075	990	267
国家	89	100	96	42
AR1 检验 P 值	0.0449	0	0.00130	0.00204
AR2 检验 P 值	0.194	0.202	0.731	0.538
Hansen 检验 P 值	0.701	0.106	0.454	0.904

表 6 中的回归(3)(4)分别汇报了低杠杆率样本和高杠杆率样本的结果,我们发现,相较于在低杠杆率的样本中的表现,在高杠杆率样本中,宏观审慎政策对经济增速的促进作用明显更强,与理论预测 3 相符。

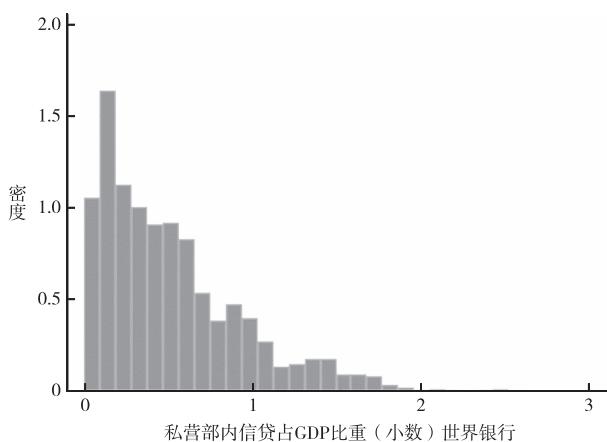


图 3 杠杆率分布图

通过分析、总结表 6 的实证结果,我们发现宏观审慎政策能够直接约束一国过高的杠杆率,进而促进经济增长。这与我们的理论模型相符:宏观审慎政策虽然会抑制杠杆率,降低一国的投资的效率,但是它也成功抑制了高杠杆率对一国经济增长的负面影响。因此,总体来看,宏观审慎政策能够促进经济增长。

2. 信贷增速影响机制。信贷增速一直是政府监测金融市场稳定性的重要指标。历史经验表明,经济危机的爆发往往伴随着过快的信贷增速(Kindleberger & Aliber, 2011)。Cecchetti & Kharroubi(2019)分析由 20 个国家 25 年数据构成的面板数据时发现,当信贷增长率越高时,经济增长率往往越低,即信贷增速与经济增速之间呈现负相关关系。在本文中,我们关注信贷增速对经济中杠杆率的影响,因为信贷增速过高往往伴随着杠杆率持续攀升,宏观审慎政策中对信贷增速的监督,可能是宏观审慎政策影响经济增长的一个重要渠道。此部分分析是对宏观审慎政策影响杠杆率的机制渠道的补充。其影响的逻辑链条为:

宏观审慎政策 \Rightarrow 信贷增速 \Rightarrow 社会融资杠杆

机制分析的设计如下：首先，以信贷增速为被解释变量，我们研究宏观审慎政策的实施力度对信贷增速的影响。其次，以杠杆率为被解释变量，信贷增速为解释变量，选取利率、通货膨胀、人口规模、人均消费、储蓄率为控制变量，考察信贷增速对杠杆率的影响。

信贷增速由一国信贷总规模取对数差得到，数据来源于世界银行 WDI 数据库。控制变量包括利差、全球经济波动率指数、经济增速、利率。各变量的数据来源和描述性统计参见表 2 和表 3。具体回归分析结果整理为表 7。

表 7 信贷增长影响机制

回归方程	(1)	(2)
因变量	信贷增速	杠杆率
信贷增速		0.155*** (0.0464)
上一期杠杆率		0.981*** (0.0243)
通货膨胀率		-0.151*** (0.0507)
人口规模		0.00207 (0.00140)
人均消费		0.00298** (0.00148)
储蓄率		0.000116 (0.000177)
综合指数	-0.0409** (0.0165)	
上一期信贷总量	0.930*** (0.0244)	
利差	0.0233*** (0.00757)	
全球经济波动率指数	-0.000280 (0.00132)	
经济增速	-0.0820* (0.0431)	
利率	-0.0202*** (0.00579)	-0.000102 (0.000201)
常数项	2.065*** (0.604)	-0.0458** (0.0191)
观测值	870	1042
国家	82	89
AR1 检验 P 值	0.0309	0
AR2 检验 P 值	0.229	0.174
Hansen 检验 P 值	0.472	0.790

表 7 中的回归(1)估计了宏观审慎政策的综合指数对总信贷增速的影响。结果表明，宏观审慎政策的实施对信贷增速具有显著的抑制作用，相关控制变量的系数估计也均符合基本的经济学理论。利差为贷款利率与存款利率的差值，用以衡量银行等贷方金融机构的放贷收益，该值越大，银行等贷方金融机构的放贷意愿越强，从而促进信贷规模的增长。经济增速一般用以衡量经济发展周期，当一国经济发展处于下行时期，一国央行往往会使用宽松货币政策带动经济增长，当经济发展处于上行时期，为防止经济发展过热，一国央行往往会使用紧缩的货币政策来降低信贷规模的增长。

利率衡量了居民和企业的贷款成本,该值越大,居民和企业的贷款成本越高,降低居民和企业的贷款意愿,从而抑制信贷增长。

表 7 的回归(2)汇报了信贷增速对杠杆率的影响,信贷增速的系数估计显著为正,表明信贷增速的提高会显著增加该国的杠杆率。这两组结果表明,宏观审慎政策能够降低信贷增速,抑制社会融资杠杆率,进而通过优化杠杆率促进经济增长。

六、结论与启示

全球金融危机发生后,宏观审慎政策稳定金融系统的有效性已经在文献中得到相互印证,越来越多的国家开始使用宏观审慎政策工具来防范金融风险、稳定金融系统,但是,宏观审慎政策对经济增长的影响尚且缺乏深入的研究。

本文构建了宏观审慎政策影响经济增长的理论模型,在一个外生增长模型的框架下,考察企业家在宏观审慎政策约束下的投融资决策对经济发展的影响。我们认为,企业家通过向金融机构寻求融资来开展投资活动,在项目顺利完成后将产生资本品,促进整体经济的发展;而在项目产出不及预期时,投资项目会触发银行停贷,出现流动性危机,清算项目资产,无法形成资本。因此,我们强调了融资杠杆的两面性,认为存在一个增长目标下的最优金融杠杆,提出了可供实证检验的三个命题。

通过整理、使用宏观审慎政策数据来考察宏观审慎政策对经济增长的影响及其作用机制,我们发现:(1)宏观审慎政策综合指数及分类指数均能够促进经济增长;(2)宏观审慎政策能够直接降低经济运行中过高的杠杆率,进而促进经济增长;(3)宏观审慎政策能够降低信贷增速,抑制社会融资杠杆,进而促进经济增长。

随着经济全球化日益加深,金融模式和金融产品的不断创新,全球金融市场环境日益复杂,我国面临的金融风险引起了党中央和国务院的高度重视,但是金融监管是否会让经济陷入“一放就乱、一收就死”的困境,阻碍经济的持续稳定增长?本文研究的结果表明,合理地编制、实施宏观审慎政策不仅可以完善金融系统监管、预防金融风险,还可以促进经济高质量发展,起到了一石二鸟的作用。类比货币政策盯住价格调整利率,宏观审慎政策可以盯住社会融资杠杆率,通过动态调整信贷规模,实现防风险和稳增长两个政策目标的统一。

本文的研究结论对我国决策者准确、高效地使用宏观审慎这一政策工具具有重要的参考价值。

首先,本文的理论和实证研究建立于基本经济学模型推导和大样本宏观数据之上,研究结论具有一般性。尽管我国在经济制度具有其特殊性,但是这种特殊性可能更有利于宏观审慎政策的制定和实施:一是我国的金融市场融资以银行主导,这正是本文关注的宏观审慎政策的监管主体;二是我国的宏观调控政策同时包括了数量型和价格型手段,控制信贷和杠杆率这样的宏观审慎政策恰好偏重于数量型手段,在政策的制定和实施上有经验可循;三是宏观审慎政策的效力有赖于其他宏观政策的协调和配合,这其中包括货币政策、资本流动管理政策和财政政策,而我国的行政构架正好有利于各类政策的统筹和协调——央行负责执行货币政策、宏观审慎政策和资本流动管理政策,财政部负责执行财政政策,而国务院是各项政策执行的最终决策机构。

其次,我们发现融资杠杆率对经济增长的影响具有“倒 U”型的非线性关系,因而存在对于增长目标最优的宏观审慎政策组合。决策者可以动态调整与融资杠杆率相关的宏观审慎政策工具,使融资杠杆率保持在合理区间。从国际经验和我们的实证结果来看,贷款价值比上限、债务收入比和控制信贷增速等政策工具起到了重要作用。^①

再次,本文关注的核心变量,社会融资杠杆率,是由信贷和 GDP 两者的比例构成(分别对应分子

^① 我们构造了能够直接影响社会信贷的变量宏观审慎信贷类指数,包括贷款价值比上限、债务收入比和控制信贷增速这三个子类,其他子类归为非信贷类指数。我们发现信贷类和非信贷类指数均影响了增长、社会融资杠杆率和信贷增速,但信贷类指数对社会融资杠杆率和信贷增速的影响要大于非信贷类指数。这组结果说明,信贷类指数是影响社会融资杠杆率的主要工具,但非信贷类指数也能间接影响社会融资杠杆率。相关结果可以向作者索取。

和分母),这一目标对决策者是否具有可操作性?我们通过考察宏观审慎政策、投资和增长的关联发现,宏观审慎政策不仅可以控制私人部门的信贷增速,调整私人部门的信贷规模,还对资本形成产生了促进作用,这意味着宏观审慎政策减小分子的同时增加了分母,具有重要的政策涵义。^①此外,杠杆率之于宏观审慎政策如同物价之于货币政策,虽然是我们的政策目标,但我们并不直接调节此变量。类似货币政策可以通过利率影响物价,宏观审慎政策则可以通过调节信贷增速和规模来影响杠杆率。

最后,根据人民银行发布的《宏观审慎政策指引》,^②我国的宏观审慎政策的重点关注指标是宏观杠杆率,相较于本文讨论的社会融资杠杆率,这是一个广义概念,涵盖了公共部门和私人部门负债等。这使得我国的宏观审慎政策框架相比IMF的政策框架更为完善,涵盖了货币政策、宏观审慎政策、财政政策、汇率政策和资本流动管理等政策的影响范畴,具有重要的理论和应用价值。限于本文的篇幅、研究重点和全球宏观审慎政策的现状,我们采用了IMF的定义,侧重于关注企业和家庭部门的债务水平,因此选用的核心变量是社会融资杠杆率而非宏观杠杆率。不过社会融资杠杆率是宏观杠杆率中重要的组成部分,会影响到宏观杠杆率的调整,或者至少是宏观杠杆率的结构性调整。^③在此基础上引入公共部门及相关决策机制,搭建更综合的理论分析框架,将会是我们开展下一步研究的重点方向。

参考文献:

- 陈艳 李佳颖,2022:《宏观审慎政策与企业资本结构优化——兼论资本要素市场化配置效率改进》,《会计研究》第4期。
程海星,2018:《金融周期与“双支柱”调控效果》,《国际金融研究》第9期。
岑磊 谷慎,2016:《宏观审慎政策效应及其货币政策的配合》,《财政研究》第4期。
樊明太 叶思晖,2020:《宏观审慎政策使用及其有效性研究——来自全球62个国家的证据》,《国际金融研究》第12期。
方意,2016:《宏观审慎政策有效性研究》,《世界经济》第8期。
国务院发展研究中心“经济转型期的风险防范与应对”课题组,2018:《打好防范化解重大风险攻坚战:思路与对策》,《管理世界》第1期。
贾鹏飞 范从来 褚剑,2021:《过度借贷的负外部性与最优宏观审慎政策设计》,《经济研究》第3期。
李力 温来成 唐遥 张偲,2020:《货币政策与宏观审慎政策双支柱调控下的地方政府债务风险治理》,《经济研究》第11期。
李妍,2009:《宏观审慎监管与金融稳定》,《金融研究》第8期。
李天宇 张屹山 张鹤,2017:《我国宏观审慎政策规则确立与传导路径研究——基于内生银行破产机制的BGG—DSGE模型》,《管理世界》第10期。
梁琪 李政 卜林,2015:《中国宏观审慎政策工具有效性研究》,《经济科学》第2期。
马勇 陈雨露,2013:《宏观审慎政策的协调与搭配:基于中国的模拟分析》,《金融研究》第8期。
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。
马勇 姜伊晴,2019:《“双支柱”调控的研究进展:综述与评介》,《金融评论》第6期。
孟宪春 张屹山 李天宇,2018:《有效调控房地产市场的最优宏观审慎政策与经济“脱虚向实”》,《中国工业经济》第6期。
王晓 李佳,2013:《金融稳定目标下货币政策与宏观审慎监管之间的关系:一个文献综述》,《国际金融研究》第4期。
王爱俭 王璟怡,2014:《宏观审慎政策效应及其货币政策关系研究》,《经济研究》第4期。
王硕 赵德起 刘承洋,2021:《宏观审慎政策如何影响银行顺周期行为?——基于中国银行业的准自然实验》,《商业研究》第5期。

^①我们的理论模型是构建在宏观审慎政策减少私人部门投资失败概率的逻辑上的,也就是说宏观审慎政策可能会促进资本形成,进而促进增长。上述的逻辑假设具有很强的现实意义。以房地产业为例,近年来,在房地产业出现了企业高负债率经营,频繁发生流动性风险乃至偿付危机,债务展期、违约,甚至出现大量的烂尾楼现象,对正常的固定资产投资与资本形成造成了不利的影响,拖累了我国整体经济的运行。为此,监管机构对房地产开发商的负债率划出了三条红线,规范企业运行,避免盲目扩张。因此,投资可能是宏观审慎政策影响增长的另外一个机制渠道。

^②根据人民银行发布的《宏观审慎政策指引》第五条,宏观审慎政策的目标是防范系统性金融风险。根据指引的第十一条,系统性金融风险的监测重点包括宏观杠杆率,政府、企业和家庭部门的债务水平和偿还能力等。

^③在全球宏观杠杆率步入上行周期的阶段里,优化宏观杠杆率结构对稳增长具有重要的支撑作用(张晓晶,2022)。

- 王道平 张玉 郭文璇,2022:《宏观审慎政策、信贷扩张与系统性银行危机——基于 124 个经济体的国际经验证据》,《国际金融研究》第 8 期。
- 肖卫国 尹志超 陈宇,2016:《资本账户开放、资本流动与金融稳定——基于宏观审慎视角》,《世界经济研究》第 1 期。
- 游宇 黄宗晔,2016:《资本管制对融资结构和经济增长的影响》,《金融研究》第 10 期。
- 张朝洋 胡援成,2017:《货币政策调整、公司融资约束与宏观审慎管理——来自中国上市公司的经验证据》,《中国经济问题》第 5 期。
- 张明,2020:《中国宏观杠杆率的演进特点、部门轮动与应对之策》,《上海金融》第 4 期。
- 张晓晶 刘磊,2020:《宏观分析新范式下的金融风险与经济增长——兼论新型冠状病毒肺炎疫情冲击与在险增长》,《经济研究》第 6 期。
- 张晓晶,2022:《稳字当头优化宏观杠杆率结构》,《中国金融》第 9 期。
- 中国人民银行,2022:《宏观审慎政策指引(试行)》,http://www.gov.cn/xinwen/2022-01/01/content_5665976.htm。
- 周莉萍,2018:《货币政策与宏观审慎政策研究:共识、分歧与展望》,《经济学动态》第 10 期。
- 周小川,2011:《金融政策对金融危机的响应——宏观审慎政策框架的形成背景、内在逻辑和主要内容》,《金融研究》第 1 期。
- Akinci, O. & O.-R. Jane(2018), “How effective are macroprudential policies? An empirical investigation”, *Journal of Financial Intermediation* 33:33—57.
- Alam, Z. et al(2019), “Diggig deeper – Evidence on the effects of macroprudential policies from a new database”, IMF Working Paper, No. 19/66.
- Angelini, P. et al(2014), “The interaction between capital requirements and monetary policy”, *Journal of Money, Credit and Banking* 46(6):1073—1112.
- Arellano, M. & S. Bond(1991), “Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations”, *Review of Economic Studies* 58(2):277—297.
- Arellano, M. & O. Bover(1995), “Another look at the instrumental variables estimation of error-components models”, *Journal of Econometrics* 68(1):29—51.
- Arregui, M. N. et al(2013), “Evaluating the net benefits of macroprudential policy: A cookbook”, IMF Working Papers 2013/167.
- Bai, J. (2009), “Panel data models with interactive fixed effects”, *Econometrica* 77(4):1229—1279.
- Blundell, R. & S. Bond(1998), “Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models”, *Journal of Econometrics* 87(1):111—143.
- Belkhir, M. et al(2020), “Macroprudential policies, economic growth, and banking crises”, IMF Working Papers 2020/065.
- Cerutti, E. et al(2017), “The use and effectiveness of macroprudential policies: New evidence”, *Journal of Financial Stability* 28:203—224.
- Cecchetti, S. G. & E. Kharroubi(2019), “Why does credit growth crowd out real economic growth?”, *Manchester School* 87: 1—28.
- Claessens, S. et al(2013), “Macroprudential policies to mitigate financial system vulnerabilities”, *Journal of International Money & Finance* 39:153—185.
- Collard, F. et al(2017), “Optimal monetary and prudential policies”, *American Economic Journal: Macroeconomics* 9(1):40—87.
- Frost, J. & R. van Stralen(2017), “Macroprudential policy and income inequality”, *Journal of International Money and Finance* 85:278—290.
- Gelain, P. & P. Ilbas(2017), “Monetary and macroprudential policies in an estimated model with financial intermediation”, *Journal of Economic Dynamics and Control* 78:164—189.
- Huang, Z. Y. & Y. You(2019), “How does capital control spur economic growth?”, *World Economy* 42(4):1234—1258.
- IMF-FSB-BIS(2016), “Elements of effective macroprudential policies”, Report to the G20.
- Kindleberger, C. P. & Z. A. Robert (2011), *Manias, Panics and Crashes-A History of Financial Crises*, Palgrave Macmillan.
- Klein, M. W. & J. C. Shambaugh(2008), “The dynamics of exchange rate regimes: Fixes, floats, and flips”, *Journal of Econometrics* 75(1):70—92.

- Korinek, A. & A. Simsek(2016), "Liquidity trap and excessive leverage", *American Economic Review* 106(3):699–738.
- Lane, P. R. & G. M. Milesi-Ferretti(2017), "International financial integration in the aftermath of the global financial crisis", IMF Working Papers 2017/115.
- Ma, C. (2020), "Financial stability, growth and macroprudential policy", *Journal of International Economics* 122: 103259.
- Melnic, F. (2019), "Macroprudential policies and economic growth", *Review of Economic and Business Studies* 12 (1): 95–112.
- Mendoza, E. G. (2010), "Sudden stops, financial crises, and leverage", *American Economic Review* 100 (5):1941–1966.
- Nakatani, R. (2020), "Macroprudential policy and the probability of a banking crisis", *Journal of Policy Modeling* 42(6):1169–1186.
- Pesaran, M. H. (2015), "Testing weak cross-sectional dependence in large panels", *Econometric Reviews* 34(6–10): 1089–1117.
- Rabitsch, K. & M. T. Punzi(2017), "Borrower heterogeneity within a risky mortgage-lending market", Department of Economics Working Paper 5429, WU Vienna University of Economics and Business, Vienna.
- Rodrik, D. & A. Velasco(1999), "Short-term capital flows", NBER Working Paper, No. 7364.
- Rubio, M. & J. A. Carrasco-Gallego(2014), "Macroprudential and monetary policies: Implications for financial stability and welfare", *Journal of Banking & Finance* 49:326–336.
- Svensson, L. (2015), "Monetary policy and macroprudential policy: Different and separate", Conference draft to be presented at "Macroprudential Monetary Policy", the Federal Reserve Bank of Boston's 59th annual conference.
- Vandenbussche, J. et al(2015), "Macroprudential policies and housing prices—A new database and empirical evidence for Central, Eastern and Southeastern Europe", *Journal of Money, Credit and Banking* 47(S1):343–377.
- Wooldridge, J. M. (2002), *Econometric Analysis of Cross-Section and Panel Data*, MIT Press.

Macroprudential Policy and Economic Growth

YOU Yu LIU Fangzheng HUANG Zongye
(Liaoning University, Shenyang, China)

Abstract: Due to the global economy downturn and volatile international financial markets, preventing financial risks and promoting high-quality economic development have been two common goals of policymakers across the world. To achieve these goals, macroprudential policy has emerged as a key policy tool. In this paper, we analyze the theoretical mechanism through which macroprudential policy affects economic development, and argue that there is an inverted "U" relationship between the leverage ratio in the private sector and economic growth, while macroprudential policy can keep the leverage ratio at a reasonable level to promote economic development. Using data of 110 countries from 2000 to 2017, we construct a macroprudential policy index and sub-indexes with two approaches to empirically test the effect of macroprudential policy on economic growth. The results show that the leverage ratio plays a core role in balancing the two policy objectives. Macroprudential policy can limit the leverage ratio, and achieves the dual policy goals of financial risks prevention and stable economic growth through dynamic adjustment of the level of private credit (as a share of GDP).

Keywords: Macroprudential Policy; Economic Growth; Financial Risk; Leverage Ratio; Credit

(责任编辑:陈建青)
(校对:何伟)