

宏观审慎政策是否推动了企业去杠杆？ ——基于沪深 A 股上市公司的实证分析

陈银娥 罗雨璇¹

(长沙理工大学 经济与管理学院, 湖南 长沙 410114)

【摘要】: 依据 2007—2019 年中国沪深两市 A 股非金融上市公司年度财务数据, 运用多元线性回归模型, 考察宏观审慎政策和企业杠杆率之间的作用关系。结果表明: 适度从紧的宏观审慎政策有利于降低企业杠杆率, 受企业特征和地区金融结构异质性影响, 非国有控股、规模较小、非过度负债状态企业及金融结构化程度较高地区更为明显; 进一步分析发现, 宏观审慎政策通过银行信贷渠道和资产价格渠道影响企业杠杆率, 其中非国有控股及小规模企业受影响更深。因此, 应优化宏观审慎政策对企业杠杆率的调节方式, 加强宏观审慎政策结构性监管与跨部门监管, 提高宏观审慎政策的有效性和针对性。

【关键词】: 宏观审慎政策 企业杠杆率 信贷替代效应

【中图分类号】: F275 **【文献标识码】:** A **【文章编号】:** 1003-7217(2022)04-0026-09

一、引言

随着金融体系对实体经济的影响程度不断加深, 金融系统内生风险通过“金融加速器机制”放大了对实体经济的影响程度 and 广度, 而货币政策和微观审慎监管难以保证金融稳定并防范系统性风险^[1], 因而 2008 年以来世界各国逐渐将宏观审慎监管框架作为一项宏观调控政策和其他政策相互配合以维持经济金融稳定。我国也从 2015 年起将差别准备金动态调整和合意贷款管理机制升级为宏观审慎评估体系(MPA), 从资本和杠杆、资产负债、流动性等七个层面对银行资产负债结构进行评估。近年来尤其是 2020 年以来我国非金融企业杠杆水平不断攀升, 而且各部门加杠杆的结构、渠道、期限出现新变化^[2], 一定时间内信贷杠杆过度积累可能会引起大面积债务违约风险爆发并导致金融不稳定。旨在维持金融稳定的宏观审慎政策也成为当前结构性去杠杆政策中的重要环节。宏观审慎政策是否能有效缓解我国非金融企业杠杆率攀升? 其缓解程度如何? 通过何种途径缓解? 这些问题都有待进行深入研究。鉴于此, 本文将宏观层面政策和微观层面企业杠杆相联系, 尝试从不同角度验证宏观审慎政策的有效性。

目前, 国内外关于宏观审慎政策和企业杠杆率的相关研究主要集中在以下几个方面: 第一, 宏观审慎政策的有效性。一些学者从宏观层面探讨宏观审慎政策通过“熨平”金融周期有效发挥维持金融稳定的作用^[3,4]。其中, 有学者将企业异质性引入 DSGE 模型, 认为外生冲击下不同资产类型企业杠杆率受影响程度存在区别, 因而结构性宏观审慎政策对社会福利的改进更为明显^[5]。此类方法理论性较强且涉及宏观时间序列数据较多, 具有主观设定性较强和反映信息不全面的缺点。因而一些学者利用微观信贷数据来说明宏观审慎政策的有效性^[6,7], 发现宏观审慎政策可通过改变银行资产负债影响银行顺周期性行为^[8,9], 在经济繁荣时期弱化过度杠杆和不稳定融资引起的系统脆弱性积累^[10], 具有稳定金融的作用。第二, 宏观审慎政策的作用渠道。一些学者认为

¹作者简介: 陈银娥(1966—), 女, 湖南湘阴人, 博士, 长沙理工大学经济与管理学院教授, 博士生导师, 研究方向: 宏观经济、普惠金融发展与反贫困问题。

基金项目: 国家社科基金重点项目(21AJL007); 创新平台开放基金项目(19K005); 长沙理工大学研究生科研创新项目(CX2020SS69)

宏观审慎政策与货币政策影响信贷市场作用路径相似，因两者作用时间与目的不同可互为补充^[11,12,13]，且其影响更直接，但影响持续时间较短^[14]。第三，宏观审慎政策信贷替代效应及其对企业融资的影响。一些学者认为宏观审慎政策存在信贷替代效应，会导致信贷资本在监管压力下呈现不同程度部门间转移和跨境转移^[15,16]。部分学者认为宏观审慎政策仅对金融系统内部资产负债结构产生影响，企业能够通过不同金融工具获得信贷替代，不会对实体经济发展造成负面影响^[17,18]。此类研究大多以拥有健全金融体系的发达经济体作为研究对象，其信贷替代效应会遮掩宏观审慎政策对企业负债融资的影响^[19]。Brockmeijer 等(2013)在货币基金组织报告中提到，宏观审慎政策对实体经济的影响取决于非金融企业不受监管的金融市场中获得信贷替代品的能力^[20]。有学者发现高资本要求有可能引起金融排斥问题，宏观审慎政策在抑制信贷供给的同时有可能增加失业并减少投资活动^[21]。

由上可知，国内外学者对宏观审慎政策进行了多角度的研究和分析，主要体现：一是验证了宏观审慎政策的有效性，分析宏观审慎政策的作用渠道，为进一步探讨政策工具影响企业杠杆水平提供理论基础；二是提出信贷替代效应，认为宏观审慎政策对企业债务融资能力的作用效果可能受到金融市场结构的影响。目前关于我国宏观审慎政策有效性的研究更多地集中于金融部门，较少考虑到宏观审慎政策如何作用于非金融企业。此外，政策作用效果由于受到企业自身特性和所处环境的不同存在差异性，鲜有文献分析。因此，本文依据 2007—2019 年沪深两市 A 股上市公司数据，采用多元线性回归模型，探讨宏观审慎政策对企业杠杆率的作用效果，检验宏观审慎政策影响企业杠杆率的作用渠道，以期充分发挥宏观审慎政策框架稳杠杆、防风险的作用提供对策建议。

二、理论分析和研究假设

要化解由企业杠杆率引起的系统性风险，需减小对偿付风险较高企业和“僵尸”企业的贷款额度。若在已出现风险现象后或经济周期下行时控制融资总量和调整银行信贷结构，有较大可能引起企业破产及流动性风险，破坏性极强，且经济周期下行期间容易引发市场恐慌情绪和挤兑，使经济衰退程度加重、持续时间延长。此时若实施去杠杆相关政策，政策目的难以实现。相比传统去杠杆政策，宏观审慎政策逆周期调节机制在抑制企业杠杆高企上具有独特优势，即经济繁荣时期，额外的资本要求有助于抑制信贷快速扩张，防止企业过度依赖银行贷款，紧缩时期向企业提供流动性补充，保证企业平稳持续发展。基于此，本文提出以下假设：

H1 当实施紧缩性宏观审慎政策时，会降低企业的杠杆水平。

政策传导渠道通畅性决定了宏观审慎政策对企业杠杆率调控效果的有效程度，在已有文献对宏观审慎政策传导渠道分析的基础上，本文认为宏观审慎政策能够通过银行信贷渠道和资产价格渠道对企业杠杆率发挥作用。

第一，宏观审慎政策工具通过调节银行信贷影响企业杠杆率。

首先，当经济过热时，适当收紧的宏观审慎政策能够调整银行资本结构，促使银行内部化其追求高风险贷款造成的社会成本。银行为满足额外资本缓冲要求，在信贷市场上表现为限制信贷过度扩张，减少对企业的信贷供给，同时融资成本增加，抑制企业贷款需求，进而降低企业杠杆率。并且政策工具收紧后，为防止或减少坏账，会增强机构放贷后的监管，进一步提高企业借贷门槛，降低企业杠杆率。其次，为防范银行在市场流动性充裕时期过度依赖批发性融资和借短贷长等造成的流动性风险，宏观审慎政策框架对银行流动性监管提出了新要求，即高流动性覆盖比例、净资金稳定比例等。为确保资金来源稳定、安全，银行通常采取增加长期融资、担保融资、流动资产占比和缩短贷款期限等方式满足流动性监管指标^[22]。在信贷市场上则表现为银行借贷门槛提高，企业融资成本增加，从信贷供给和需求端共同抑制企业杠杆水平。总体而言，从紧的宏观审慎政策以减缓过快的银行信贷增速，抑制银行信贷和企业投资的快速增长，从信贷供给和需求端直接抑制企业杠杆过度高涨。与此同时，宏观审慎政策收紧意味着银行未来放款趋紧，企业和银行对未来融资预期发生变化，银行放款和企业贷款意愿降低，企业杠杆水平也随之下降。

第二，宏观审慎政策通过影响资产价格作用企业杠杆率。

宏观审慎政策中影响资产价格的工具主要有偿债与收入比 (DSTI) 上限以及贷款与价值比 (LTV) 上限。对于企业来说, 贷款与价值比上限下降时, 作为企业信贷关键抵押物的房地产等资产价值的“抵押品效应”下降, 金融市场中信贷供需下降, 企业转向资本市场获得融资, 企业杠杆率分子部分缩小, 杠杆率下降; 若企业房地产资产占比较大, 贷款与价值比上限下降时, 企业净资产价值也随之下降, 这又从企业杠杆率分母部分提高企业杠杆率。对于家庭部门来说, 贷款与价值比降低意味着购房成本增加, 导致购房需求下降, 家庭部门借贷数额及杠杆率也随之下降。家庭与企业之间杠杆存在“挤出效应”, 房产价格对家庭杠杆产生的影响将促使企业杠杆率发生变化。此外, 宏观审慎政策逐渐加大对资本市场逆周期监管力度, 当资本市场出现系统性风险预警时, 可通过限制持仓集中度、股权质押比等指标发挥逆周期监管作用, 降低资产泡沫出现的可能性, 企业杠杆水平也随之发生变化。因此, 宏观审慎政策工具收紧能有效缓解资产价格过度繁荣, 影响企业杠杆率, 但政策工具通过资产价格对企业杠杆率的影响方向则需进一步验证。综上, 提出以下假设:

H2 宏观审慎政策通过银行信贷渠道和资产价格渠道对企业杠杆率发挥作用。

宏观审慎政策对企业杠杆率的作用效果可能因为企业特征的不同存在差异性。第一, 影响企业杠杆水平最重要的因素是获得间接融资的能力, 有学者发现股权性质和企业规模是导致我国企业融资约束存在明显差异的主要原因^[23, 24]。由于“信贷歧视”的存在, 有政府背书或和银行有过多良好交易的国有控股与大规模企业在获取银行借款上具有独特优势。与此同时, 我国国有控股企业存在“预算软约束”的问题, 容易造成对宏观审慎政策的不敏感, 非国有控股和小规模企业受宏观审慎政策影响程度则相对更深。第二, 过度借贷最终会导致消费、投资和资产价格陷入不断下跌的恶性循环, 进而导致市场失灵。从监管目的和作用渠道来看, 宏观审慎政策能通过限制过度借贷行为促进金融稳定^[25], 因此, 宏观审慎政策在应对过度杠杆问题上应更加有效^[26]。当企业处于过度杠杆状态时, 其信用风险也会随之升高, 受监管限制的金融机构为保证自身资金安全, 会将信贷分配给信用风险相对较低的企业, 以此达到限制过度借贷行为的目的。然而, 政策收紧时银行等金融机构若减少对高杠杆企业的信贷供给, 有可能造成银行不良贷款率上升, 经理人有动机向该类企业继续贷款以期企业能在将来偿还债务。此时, 宏观审慎政策调控杠杆可发挥的余地已经不多, 即使宏观审慎政策收紧能够抑制企业杠杆率, 也无法保证其能发挥抑制过度杠杆的作用。基于此, 本文提出以下假设:

H3a 宏观审慎政策对企业杠杆率的作用效果受到企业股权性质和资产规模的影响。

H3b 宏观审慎政策对企业杠杆率的作用效果受到企业是否处于过度负债状态的影响。

金融结构作为重要宏观层面因素, 对金融体系中资金供需、企业投融资决策产生重大影响。金融结构可简单分为资本市场主导和信贷市场主导, 企业则通过直接融资和间接融资手段获取资金。因此, 地区金融结构发展会影响企业获取外源融资的渠道。并且有学者发现, 宏观政策传导至经济主体的作用渠道通畅性也会由于地区金融结构差异性受到不同程度的影响^[27, 28]。因此有理由认为地区之间金融结构的差异性会影响宏观审慎政策对企业杠杆率的作用程度。基于此, 本文提出以下假设:

H4 宏观审慎政策对企业杠杆率的作用效果受到地区金融结构的影响。

三、研究设计

(一) 样本选取及数据来源

由于 2007 年会计准则改变, 本文选取 2007—2019 年沪深两市所有 A 股上市公司 (包括主板、中小板及创业板) 作为初始研究样本, 并根据以下方式进行处理: (1) 剔除金融类和 ST、*ST 类上市公司; (2) 剔除观测值 5 年未连续的样本; (3) 对所有连续变量在 (1%, 99%) 水平上进行缩尾处理, 以避免异常值造成的误差。经过上述处理最终得到 25126 条样本观测值。本文企业财务数据和宏观数据分别来源于国泰安 (CSMAR) 数据库、万得 (Wind) 数据库和《中国金融年鉴》; 我国宏观审慎政策数据来源于 Alam 等

(2019) 构建的全球宏观审慎政策数据库 (iMAPP)^[29]。

(二) 研究变量的选择

1. 被解释变量。

本文借鉴已有研究成果,采用总负债和总资产之比作为主要被解释变量衡量企业杠杆程度(LEV)。从资产负债表来看,负债方反映某一时点的负债总额及其结构,表明企业的举债能力;资产方反映企业资产未来的变现能力,将两者相对应考察企业偿债能力。为进一步探讨宏观审慎政策对企业偿债能力结构的影响,本文根据企业负债流动性将其分为企业短期杠杆率(LEV_S, 流动负债/总资产)和长期杠杆率(LEV_L, 非流动负债/总资产)。

2. 解释变量。

解释变量为宏观审慎政策(MAPP)。目前,国内外一般使用 Creutti 等(2015)构建的包含 12 个宏观审慎政策工具箱的数据库^[18]。为了更加全面地分析宏观审慎政策对企业杠杆率的影响,本文将采用 Alam 等(2019)构建的包含 17 个宏观审慎政策工具的数据库,该数据库涵盖的工具更广泛且数据较新,更具有代表性。根据 Alam 等的数据库,宏观审慎政策实施计量采用哑变量形式,放松记-1,收紧记 1,当年未实施该政策记 0。

3. 控制变量。

本文参考国内外关于企业杠杆率的相关研究^[30,31],选取企业规模(LNTA)、资产结构(FA_TA)、成长能力(TOBIQ)、盈利能力(EBITDA)、非债务税盾(NDTS)和股权融资能力(TOP)等作为微观层面控制变量;同时选取货币供应量同比增长率(MP)、当地生产总值指数(GDP)、通货膨胀率(CPI)和宏观经济景气指数(MACRO)等作为宏观层面控制变量,减少因遗漏变量对实证结果产生的影响。

(三) 研究模型

为研究宏观审慎政策对杠杆率的影响,验证上述理论假设,本文构建基准模型如式(1):

$$LEV_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 MAPP_{t-1} + \delta \sum CV_{i,t-1} + \theta_i + \epsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中,被解释变量为企业杠杆率(LEV_{i,t}),核心解释变量为宏观审慎政策(MAPP_{t-1}),CV_{i,t-1}为控制变量,ε_{i,t}为随机扰动项,同时控制行业效应(θ_i)。由于宏观审慎政策为时间序列变量,若控制时间效应将产生完全共线性,因此,本文并未控制时间效应。考虑到宏观审慎政策和控制变量对企业杠杆率存在一定时间滞后性,本文将解释变量和控制变量进行滞后 1 期缓解可能存在的内生性问题。

为进一步检验宏观审慎政策对企业杠杆率的作用途径,本文构建模型如下:

$$LEV_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 MAPP_{t-1} + \beta_2 MAPP_{t-1} \times MV_{i,t-1} + \beta_3 MV_{i,t-1} + \delta \sum CV_{i,t-1} + \theta_i + \epsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中, $MV_{i,t-1}$ 为考察宏观审慎政策对企业杠杆率作用渠道的调节变量。根据本文理论假设, 交乘项的系数应显著为正, 说明宏观审慎政策收紧时, 能通过调节变量对企业杠杆率发挥作用。

四、实证结果分析

(一)描述性统计¹

企业杠杆率均值为 0.451, 表明总体杠杆水平偏高, 负债占资产比值达到 45.1%。最小值与最大值分别为 0.050 和 1.008, 表明企业之间杠杆水平相差较大。企业短期杠杆率均值为 0.366, 短期负债占总资产比值为 36.6%; 长期杠杆率均值为 0.085, 长期负债占总资产比值为 8.50%, 表明企业短期负债相较于长期负债占比更多。短期杠杆率最小值与最大值分别为 0.040 和 0.941, 长期杠杆率最小值与最大值分别为 0 和 0.483, 可以发现, 企业无论是短期还是长期杠杆率均有较大的差距。

(二)宏观审慎政策对企业杠杆率影响的基准回归

本文运用多元线性回归模型作为基准模型分析宏观审慎政策对企业杠杆率的影响程度, 得到实证结果如下。

第一, 宏观审慎政策对企业杠杆率存在显著负向影响。第(1)列宏观审慎政策回归系数在 1%的水平上显著, 且回归系数符号为负。这说明, 宏观审慎政策收紧导致企业杠杆率显著下降, 政策当局实施紧缩宏观审慎政策时, 金融机构通过调整资产负债表结构改变其信贷行为, 从信贷供给端抑制企业杠杆率。同时, 信贷成本的增加将促使企业减少对信贷的依赖程度, 从信贷需求端抑制企业杠杆率。假设 H1 得到验证。

第二, 宏观审慎政策对短期杠杆率和长期杠杆率的影响存在差异但并不明显。考虑到宏观审慎政策对不同负债期限企业杠杆率的影响可能存在差异, 本文分别以短期杠杆率和长期杠杆率作为被解释变量进一步考察宏观审慎政策的作用效果, 结果如第(2)、(3)列所示。可以看出, 无论是短期杠杆率还是长期杠杆率, 宏观审慎政策的回归系数均在 1%水平上显著为负; 相对而言, 对短期杠杆率的影响程度比长期杠杆率更深。

(三)宏观审慎政策对企业杠杆率影响的异质性分析

1. 企业异质性分析。

本文在基准回归基础上, 根据企业股权性质、资产规模和过度负债状态进行分样本处理, 对宏观审慎政策影响企业杠杆率进行异质性分析。

第一, 基于股权性质和资产规模差异子样本的分析结果表明, 相对于国有控股和大规模企业, 宏观审慎政策对非国有控股和小规模企业杠杆率的影响程度更深。根据第(1)、(4)列可以看出, 国有控股企业宏观审慎政策回归系数并未通过显著性检验, 而非国有控股企业宏观审慎政策回归系数在 1%的水平下显著; 根据第(1)、(4)列可以看出, 大规模企业宏观审慎政策回归系数在 5%的水平下显著, 而小规模企业宏观审慎政策回归系数则在 1%的水平下显著, 回归结果验证了假设 H3a。

第二,宏观审慎政策对国有控股和大规模企业长期杠杆率及非国有控股和小规模企业短期杠杆率的影响程度更深。由第(2)、(3)列可知,宏观审慎政策对国有控股和大规模企业中的短期杠杆率并未通过显著性检验,而长期杠杆率在1%的水平下显著为负;由第(5)、(6)列可知,相较于长期杠杆率,宏观审慎政策对非国有控股和小规模企业短期杠杆率影响更为明显。这可能是因为,国有控股和大规模企业借款渠道相对较多,其融资目的主要为扩大生产规模,更偏向于长期负债,而非国有控股和小规模企业更多使用短期负债来保证其现金流充足。

第三,基于过度负债状态差异子样本的分析结果表明,宏观审慎政策对未过度负债状态企业杠杆率影响较为明显。本文将企业样本分为是否处于过度负债状态考察宏观审慎政策对企业杠杆率的作用效果是否存在差异。借鉴黄继承等(2015)设定的目标资本结构模型得到企业目标资产负债率^[32],将实际杠杆率和目标资产负债率相减得到预计资本结构调整幅度,若资本调整幅度高于其中位数,认为资本调整幅度较大,企业有过度负债可能。当企业处于过度负债状态时,宏观审慎政策收紧对企业杠杆率影响程度较弱,且对短期杠杆率抑制作用不显著。这说明当企业杠杆率水平过分高涨时,宏观审慎政策调控杠杆发挥余地已经不多。因此,宏观审慎政策收紧虽在一定程度上能够抑制企业杠杆过热现象,但对企业杠杆率结构性调整上具有局限性,假设H3b得到验证。

2. 地区金融结构异质性分析。

为分析地区金融结构差异下宏观审慎政策对企业杠杆率影响是否存在区别,本文依据杨兵等(2021)的做法^[33],从金融结构规模、金融结构活力和金融结构效率三个层面构建各省份金融结构指标,使用熵权法计算三个指标的权重以得到金融结构指标,并对金融结构代理变量进行分样本处理,以此分析地区金融结构差异下宏观审慎政策对企业杠杆率的影响。

第(1)~(3)及(4)~(6)列分别表示金融结构化程度较低地区与较高地区宏观审慎政策对企业杠杆率的影响程度。根据第(1)、(4)列可知,宏观审慎政策对企业杠杆率的回归系数均在1%的水平下显著,通过回归系数可以发现,金融结构化程度较高地区宏观审慎政策对企业杠杆率作用效果较强,且第(2)列显示金融结构化程度较低地区宏观审慎政策对企业短期杠杆率的回归系数在5%的水平下显著。这说明当地区金融结构化程度较高时,企业获取融资的方式更多样化,信贷替代效应较强。当宏观审慎政策从紧时,企业更容易从未受政策监管的金融市场中获得替代信贷的金融产品,因此在金融结构化程度较高地区中,收紧的宏观审慎政策对企业杠杆率作用效果相对更强,假设H4得到验证。

(四)宏观审慎政策对企业杠杆率影响的作用渠道分析

为验证宏观审慎政策对企业杠杆率的作用渠道,本文以期末银行贷款增长率(GLOAN)、房价增长率(HP)和上证收盘价增长率(EP)作为作用渠道代理变量进行检验。期末银行贷款增长率作为宏观审慎政策通过银行信贷渠道影响企业杠杆率的代理变量,房价增长率作为宏观审慎政策通过资产价格渠道影响企业杠杆率的代理变量。此外,考虑到股票价格可以反映资产价格变动趋势,本文借鉴赵艳平等(2021)的研究^[34],将上证收盘价增长率作为宏观审慎政策通过资产价格渠道影响企业杠杆率的另一个代理变量。

第一,宏观审慎政策通过银行信贷渠道和资产价格渠道对企业杠杆率发挥作用。由第(1)列可知,宏观审慎政策和银行贷款增长率、房价增长率、上证收盘价增长率三个变量交乘项均为正。其中,宏观审慎政策和银行贷款增长率及上证收盘价增长率交乘项均在1%的水平下显著,而和房价增长率的交乘项在5%的水平下显著。这表明当银行贷款和资产价格增长速度越快时,宏观审慎政策对企业杠杆率的抑制作用将越强,但宏观审慎政策通过房价对企业杠杆率产生的影响较弱。这符合本文理论逻辑,在信贷等锚变量过热的情况下,宏观审慎政策逐渐收紧,以抑制信贷和资产价格增长速度,降低企业杠杆率,假设H2得到验证。

第二,宏观审慎政策银行信贷渠道和资产价格渠道对非国有控股和小规模企业作用效果更强。由第(2)~(5)列可知,非国有控股企业和小规模企业中交乘项在1%的水平下显著,而国有控股企业中交乘项在5%的水平下显著,大规模企业中交乘项则未通

过显著性检验。这说明若宏观审慎政策通过银行信贷渠道进行传导，非国有控股和小规模企业受影响更大。由第(2)～(5)列可知，非国有控股企业和小规模企业中，宏观审慎政策与资产价格代理变量(房价)交乘项均在 1%的水平下显著，在国有控股和大规模企业中两者交乘项为负且未通过显著性检验；非国有控股企业和小规模企业中，宏观审慎政策与资产价格代理变量(股价)交乘项均在 1%的水平下显著为正，而国有控股企业中交乘项为负且在 5%的水平下显著，大规模企业中交乘项虽为正，但并未通过显著性检验。这说明宏观审慎政策通过资产价格渠道对企业杠杆率的作用程度受企业异质性影响较大，对非国有控股和小规模企业的影响更为明显。

(五)稳健性检验

为了确保实证结果的稳健性和可行性，本文通过缩短样本期间、对解释变量进行分类讨论、更换被解释变量进行稳健性检验 2。具体做法是：为避免 2008 年金融危机期间外部冲击对企业杠杆率产生的极端行为影响检验结果，本文将缩短样本年限至 2010—2019 年，再次进行回归检验；根据作用对象的不同将宏观审慎政策工具划分为金融机构工具和借款人工具，考虑不同类别宏观审慎政策对企业杠杆率的影响是否存在差异性；另外，本文进一步使用银行贷款资产比和银行贷款有息负债比作为被解释变量，并根据基准回归重新进行检验，以验证宏观审慎政策对企业负债融资能力是否存在影响。

稳健性检验结果表明：第一，缩短样本期间的结果依然显著，表明本文结果有一定可靠性。第二，对解释变量分类讨论的结果表明，无论针对金融机构还是借款人，宏观审慎政策工具都对企业杠杆率有明显调节作用，且宏观审慎政策金融机构工具对企业杠杆率调节作用强于宏观审慎政策借款人工具。第三，使用银行贷款资产比和银行贷款有息负债比作为被解释变量并重新进行回归，结果表明宏观审慎政策确实通过企业银行贷款占比影响企业杠杆率。

五、结论与建议

本文利用 2007—2019 年沪深两市 A 股上市公司的年度财务数据，从理论和实证两方面分析宏观审慎政策对企业杠杆率的作用效果及传导渠道，并根据上市公司股权性质、资产规模、过度负债状态和地区金融结构等方面进行异质性分析，研究结论如下。

第一，宏观审慎政策对企业杠杆率存在显著负向影响，且宏观审慎政策对短期杠杆率和长期杠杆率的影响存在差异性但并不明显。

第二，宏观审慎政策对企业杠杆率的作用效果受到企业特征和地区金融结构的影响。首先，宏观审慎政策对非国有控股和规模较小企业杠杆率负向影响更大；其次，宏观审慎政策对处于过度负债状态企业杠杆率影响程度较弱；最后，在金融结构化程度越高的地区，宏观审慎政策对企业杠杆率的影响效果越强。

第三，宏观审慎政策通过银行信贷渠道及资产价格渠道对企业杠杆率发挥作用，且宏观审慎政策银行信贷渠道和资产价格渠道均对非国有控股和小规模企业发挥更大作用。

根据上述研究结论，本文提出以下对策建议：

第一，充分发挥宏观审慎政策调控作用，抑制企业杠杆率持续攀升。一是当信贷过热时，应充分利用宏观审慎评估体系(MPA)或银行风险压力测试等宏观审慎政策工具箱抑制企业杠杆率高涨趋势，以防经济下行期间企业杠杆率过高给金融经济体系带来不利影响。二是宏观审慎政策对企业杠杆率调节作用存在局限性，需配合我国货币政策、税收财政政策共同发挥作用，有效解决我国杠杆过高引起的金融不稳定问题，同时确保金融市场和实体经济之间资金配置的有效性。此外，应增强对宏观审慎政策工具效果评估体系的探究，确保政策工具调控范围的准确性。

第二，完善宏观审慎政策结构性治理机制，提高政策有效性及针对性。一是政策实施过程中根据企业债务类型或股权性质设定不同的阈值。例如，银行风险压力测试中额外考虑由房地产等风险集中行业形成的贷款；贷款审批程序时考虑企业股权性质，将结构性治理机制纳入宏观审慎框架以确保政策实施更具针对性，既能够起到约束国有控股企业过度借贷的作用，又能降低民营企业融资门槛，确保信贷资源有效进入市场。二是应在不同区域实行差别化信贷政策，并且将区域和行业信贷结构调整相结合，防止风险在某一区域集中爆发，充分发挥宏观审慎政策的结构性信贷调整作用。

第三，拓宽企业融资渠道，提升宏观审慎政策跨部门监管效率。企业融资渠道的拓宽有利于降低对银行信贷依赖程度，能够有效推动企业杠杆治理，但可能因宏观审慎政策对金融市场监管不全面导致调控失灵，风险向其他金融部门或产品转移。因此，应提高宏观审慎政策跨部门监管效率，加强跨部门资本流动性和杠杆约束，扩大金融数据统计范围，确保宏观审慎监管覆盖整个金融领域。防止由信贷替代效应导致的金融风险向未受监管部门转移，打破资金在金融机构间的空转，提升宏观审慎政策化解系统性风险的能力。

参考文献:

- [1] Bruno V, Shim I, Shin H S. Comparative assessment of macroprudential policies[J]. Journal of Financial Stability, 2017, 28:183-202.
- [2] 王梅婷. 我国宏观杠杆率的新变化、风险与对策[J]. 经济纵横, 2021(4):111-119.
- [3] 金成晓, 李梦嘉. 金融周期状态识别、双支柱政策调控与产出响应[J]. 西安交通大学学报(社会科学版), 2020, 40(6):1-12.
- [4] Funke M, Kirkby R, Mihaylovski P. House prices and macroprudential policy in an estimated DSGE model of New Zealand[J]. Journal of Macroeconomics, 2018, 56:152-171.
- [5] 马骁, 赵玮璇. 企业杠杆率、社会福利与宏观审慎货币政策规则——基于动态随机一般均衡模型的分析[J]. 价格理论与实践, 2020(10):104-108+178.
- [6] Jimenez G, Ongena S, Peydro J L, et al. Macroprudential policy, countercyclical bank capital buffers, and credit supply: evidence from the Spanish dynamic provisioning experiments[J]. Journal of Political Economy, 2017, 125(6):2126-2177.
- [7] Altunbas Y, Binici M, Gambacorta L. Macroprudential policy and bank risk[J]. Journal of International Money and Finance, 2018, 81:203-220.
- [8] Gómez E, Murcia A, Lizarazo A, et al. Evaluating the impact of macroprudential policies on credit growth in Colombia[J]. Journal of Financial Intermediation, 2020, 42:100843.
- [9] Kitano S, Takaku K. Capital controls, macroprudential regulation, and the bank balance sheet channel[J]. Journal of Macroeconomics, 2020, 63:103161.
- [10] Claessens S, Ghosh S R, Mihet R. Macro-prudential policies to mitigate financial system vulnerabilities[J]. Journal of International Money and Finance, 2013, 39:153-185.

-
- [11]Shin H. Macroprudential tools, their limits, and their connection with monetary policy[J]. Progress and Confusion: The State of Macroeconomic Policy, 2016.
- [12]Silvo A. The interaction of monetary and macroprudential policies[J]. Journal of Money, Credit and Banking, 2019, 51(4): 859-894.
- [13]Ismail A G, Ahmad Z. Macroprudential tools and its relationship with monetary policy tools[M]. Macroprudential Regulation and Policy for the Islamic Financial Industry. Springer, Cham, 2016: 245-272.
- [14]Zdzienicka A, Chen S, Kalan F D, et al. Effects of monetary and macroprudential policies on financial conditions: evidence from the United States[J]. IMF Working Papers, 2016.
- [15]Aiyar S, Calomiris C W, Wieladek T. Does macro-prudential regulation leak? Evidence from a UK policy experiment[J]. Journal of Money, Credit and Banking, 2014, 46(s1): 181-214.
- [16]Reinhardt D, Sowerbutts R. Regulatory arbitrage in action: evidence from banking flows and macroprudential policy[J]. Bank of England Working Papers, 2015.
- [17]Boar C, Gambacorta L, Lombardo G, et al. What are the effects of macroprudential policies on macroeconomic performance?[J]. BIS Quarterly Review, 2017.
- [18]Cerutti E, Claessens S, Laeven L. The use and effectiveness of macroprudential policies: new evidence[J]. Journal of Financial Stability, 2017, 28: 203-224.
- [19]Cizel J, Frost J, Houben A, et al. Effective macroprudential policy: cross-sector substitution from price and quantity measures[J]. Journal of Money, Credit and Banking, 2019, 51(5): 1209-1235.
- [20]Brockmeijer J, Nier E, Osiński J, et al. Key aspects of macro-prudential policy-background paper[J]. IMF Policy Paper, 2013.
- [21]Richter B, Schularick M, Shim I. The costs of macroprudential policy[J]. Journal of International Economics, 2019, 118: 263-282.
- [22]武鹏. 宏观审慎管理工具：分类梳理、功能比较和国际经验[J]. 财会月刊, 2019(6): 136-143.
- [23]邓可斌, 曾海舰. 中国企业的融资约束：特征现象与成因检验[J]. 经济研究, 2014, 49(2): 47-60, 140.
- [24]李凤羽, 史永东. 经济政策不确定性与企业现金持有策略——基于中国经济政策不确定指数的实证研究[J]. 管理科学学报, 2016, 19(6): 157-170.
- [25]贾鹏飞, 范从来, 褚剑. 过度借贷的负外部性与最优宏观审慎政策设计[J]. 经济研究, 2021, 56(3): 32-47.
- [26]Korinek A, Simsek A. Liquidity trap and excessive leverage[J]. American Economic Review, 2016, 106(3): 699-

[27]Fielding D, Shields K. Regional asymmetries in monetary transmission: the case of South Africa[J]. Journal of Policy Modeling, 2006, 28(6): 965-979.

[28]Carlino G, Defina R. The differential regional effects of monetary policy: evidence from the U.S. States[J]. Journal of Regional Science, 2002, 39(2): 339-358.

[29]Alam Z, Alter M A, Eiseman J, et al. Digging deeper—Evidence on the effects of macroprudential policies from a new database[M]. International Monetary Fund, 2019.

[30]宫汝凯, 徐悦星, 王大中. 经济政策不确定性与企业杠杆率[J]. 金融研究, 2019(10): 59-78.

[31]谢获宝, 黄大禹. 媒体压力能否驱动企业去杠杆?[J]. 福建论坛(人文社会科学版), 2020(7): 49-57.

[32]黄继承, 姜付秀. 产品市场竞争与资本结构调整速度[J]. 世界经济, 2015, 38(7): 99-119.

[33]杨兵, 杨杨, 杜剑. 金融结构、制度约束与经济增长[J]. 统计与信息论坛, 2021, 36(8): 43-55.

[34]赵艳平, 秦力宸, 黄友星. 外部宏观审慎政策对我国企业杠杆率的溢出效应研究[J]. 国际金融研究, 2021(2): 77-86.

注释:

1 由于篇幅限制, 描述性统计表格不予显示, 如有需要可向作者索取。

2 限于篇幅, 稳健性检验回归结果不予显示, 如有需要可向作者索取。