

信用供给冲击与资本结构的异质性调整 ——基于去杠杆的证据

胡悦¹, 吴文锋²

(1. 华东理工大学商学院, 上海 200237; 2. 上海交通大学安泰经济与管理学院, 上海 200030)

摘要: 信用供给的变化是宏观经济波动的重要原因, 而企业杠杆率的变化有放大或者平抑宏观经济波动的作用。考察信用供给对企业资本结构的影响有助于我们进一步理解杠杆率在金融摩擦影响经济活动过程中的作用以及背后的作用机制。文章利用我国去杠杆政策来考察信用供给冲击对企业资本结构的异质性影响。研究发现, 随着2017年二季度金融监管的趋严和信用供给的收紧, 国企的杠杆率相对私企开始显著下降, 逆转了2008年以来国企结构性加杠杆的长期趋势。进一步研究表明, 信用供给收缩通过融资约束和融资成本渠道结构性地降低了非国企的利润累积和权益增速, 使得非国有企业杠杆率和债务风险的相对上升。文章揭示了信用供给对企业资本结构的异质性影响, 发现了我国企业杠杆率结构性变化的新趋势, 为化解企业部门的债务风险提供了一定的参考。

关键词: 信用供给; 资本结构; 去杠杆; 国有企业

中图分类号: F832.5 文献标识码: A 文章编号: 1001-9952(2022)10-0138-15

DOI: [10.16538/j.cnki.jfe.20220714.401](https://doi.org/10.16538/j.cnki.jfe.20220714.401)

一、引言

信用供给的变化是宏观经济波动的重要原因(Kiyotaki和Moore, 1997)。如果在这一过程中, 信用供给显著影响了企业的资本结构, 则杠杆率的变化会通过改变代理成本从而放大或者平抑经济的波动(Bernanke等, 1996)。因此, 在微观上考察信用供给对企业资本结构的影响有助于我们进一步理解杠杆率在金融摩擦影响经济活动过程中的作用以及背后的机制。

然而, 现有文献并未在这一问题上给出明确的答案。虽然宏观金融理论认为金融摩擦会导致信用供给不对称地冲击中小企业的融资能力和净财富, 但并未对于负债端和权益端冲击的相对大小及杠杆率的变化方向进行明确的预测。而另一方面, 早期的公司金融文献大都假定资本供给的完全弹性, 并且从融资需求的角度理解企业的资本结构, 因而同样无法回答这一问题(Baker, 2009)。尽管近年来学术界开始关注供给侧因素的影响, 但仍未明确信用供给对资本结构的具体影响方向(Leary, 2009; Lemmon和Roberts, 2010; Alfaro等, 2021)。

从逻辑上看, 外生的信用供给变化一方面会通过影响企业负债端的融资可得性对杠杆率产生正向的冲击, 但是另一方面, 其也会通过影响权益端的利润累积从而对资本结构产生反向的

收稿日期: 2022-04-01

基金项目: 国家社会科学基金重大项目(21ZDA047)

作者简介: 胡悦(1992-), 男, 安徽黄山人, 华东理工大学商学院讲师;

吴文锋(1975-)(通讯作者), 男, 浙江温州人, 上海交通大学安泰经济与管理学院教授, 博士生导师。

影响。例如，信用供给的收缩可能导致企业再融资失败，并通过投资的不可逆性造成企业的重大亏损和权益增速的大幅下降。因此，正如 Lemmon 和 Roberts(2010)所言，在不同时间和不同地区，信用供给对企业杠杆率的影响很可能存在明显的异质性。那么在我国，信用供给会怎样影响企业的资本结构？对不同所有制企业的影响是否相同？这正是本文想要回答的问题。

尽管在理论上具有很大的重要性，但从实证的角度来看，识别信用供给对资本结构的影响是一个巨大的挑战。因为信用供给的变化往往来源于政策的变动，而政策的制定则大都内生于当时所处的经济环境和企业的融资需求。此时，企业资本结构的变化很可能是信用供给变化和企业融资需求变化共同作用的结果，因而难以对信用供给的影响进行直接的识别与估计。我国的去杠杆政策恰好提供了一个信用供给的外生冲击。这一政策的背景是近年来非金融企业债务水平的迅速上升和我国影子银行的兴起。在次贷危机的冲击下，我国在 2008 年底启动了一揽子经济刺激计划，通过加大基础设施建设稳定了投资和增长。但与此同时，金融资源开始更多地配置到了部分周转相对较慢、增加值率相对较低的国有企业，这使得国有企业的杠杆率开始相对非国有企业出现了显著增加(钟宁桦等, 2016; 胡悦和吴文锋, 2019)。而在宽松货币政策逐步退出和针对性的信贷监管出台后，这些企业开始采用影子银行进行滚动融资(Chen 等, 2020)，而大量被挤出的私营企业也开始通过影子银行融资弥补信贷配给的增加(Allen 等, 2019)。在刚性兑付尚未完全打破的情况下，金融部门的道德风险和国有企业的扩张冲动使得影子银行部门开始快速增长，不仅增加了企业部门的杠杆率和债务风险，而且降低了金融稳定和货币政策效力(Chen 等, 2018)。为此，监管部门启动了一系列的监管措施以针对不断膨胀的影子银行，这些政策被统称为去杠杆政策。

去杠杆政策之所以可以作为信用供给的外生冲击，主要有两个方面的原因。首先，去杠杆政策主要针对的是我国长期以来存在的金融监管套利和影子银行，而非针对企业融资需求进行的逆周期调控，因此这一政策带来的信用供给收缩在逻辑上独立于企业的融资需求。其次，尽管严格的金融监管导致了我国 M2 增速和债券市场净融资额双双创下历史新低，但央行的银行家问卷调查则显示制造业企业的融资需求并未出现明显的变化。这说明信用的收紧主要来源于信用供给收缩而非企业融资需求的萎缩。

本文利用 2012 年到 2018 年我国上市公司的季度数据，考察了信用供给收缩对不同所有制企业杠杆率的异质性影响。我们的研究结论如下：首先，信用供给的收缩导致了非国企杠杆率的显著上升和国企杠杆率的相对下降，逆转了长期以来国企结构性加杠杆的趋势。进一步分析表明，在信用供给冲击下国企与非国企的负债增速差异较小，二者杠杆率的异质性变化主要来源于权益增速的分化。非国有企业的融资成本和融资约束显著上升，盈利能力则明显下降，这导致了非国企的权益增速大幅度下降和杠杆率的被动上升。另一方面，国有企业的融资成本与盈利能力都未发生明显恶化，这使得其杠杆率随着负债增速的下降而下降。稳健性检验的结果则说明，去产能政策尽管通过供给的收缩和利润在行业间的转移实现了产能过剩行业的企业杠杆率的下降，但并不能解释行业内部国有企业杠杆率的结构性的下降。而股权再融资的变动同样无法解释不同所有制企业杠杆率的结构性的变化。

本文的贡献主要有两点。首先，本文从资本结构的角度补充了存在金融摩擦的情况下信用供给冲击对经济活动的异质性影响(Huber, 2018)，并且从公司金融的角度拓展了供给侧因素对企业资本结构影响的相关文献(Leary, 2009; Lemmon 和 Roberts, 2010; 曾海舰和苏东蔚, 2010)。此外，由于去杠杆政策本质上是对影子银行的监管，因此本文也补充了影子银行的相关文献(Allen 等, 2019; Chen 等, 2020)。其次，2008 年以来的国有企业结构性加杠杆趋势在去杠杆政策实施后就出现了反转，开始呈现出国有企业结构性去杠杆的趋势。然而较少有文献针对这一现

象进行分析。相比之下,本文对去杠杆政策进行了详细的梳理,考察了近年来国有企业结构性去杠杆的新特征,丰富了我国企业结构性债务问题的相关研究(钟宁桦等,2016;王宇伟等,2018)。

本文结构安排如下:第二部分回顾了我国企业去杠杆的进程,分析了去杠杆政策对国有企业和非国有企业的异质性影响并提出了相应的研究假说;第三部分给出了样本来源、模型设定以及变量的描述性统计;第四部分则给出了实证的结果;第五部分是文章的结论与启示。

二、政策回顾与研究假说

(一)我国去杠杆政策的回顾

2008 年以来,我国非金融企业的债务水平迅速上升(李扬等,2015)。为了应对不断上升的债务风险,2015 年 12 月的中央经济工作会议首次将“去杠杆”列为供给侧结构性改革的五大目标之一。2016 年 8 月,中国人民银行重启 14 天逆回购提高了银行负债端的成本。2016 年 11 月,央行继续在货币市场净回收基础货币,并通过中期借贷便利(*MLF*)等中长期货币的投放进一步增加银行的负债期限,提高商业银行的综合融资成本。这些举措主要作用于金融机构和货币市场,通过增加一级交易商的负债期限和融资成本抬升银行间整体的利率水平,从而抑制了中小银行及非银机构利用货币市场的廉价资金进行资金空转和债市加杠杆。

图 1 给出了市场化的银行间市场 7 天质押式回购利率的变化,其中 *DR007* 表示 7 天期存款类金融机构质押回购加权利率,*R007* 则表示 7 天期银行间所有机构质押回购的加权利率。从图中可以看出,随着 2016 年 8 月 14 天逆回购的重启,*DR007* 和 *R007* 的下行趋势开始反转,且包含非银在内的全市场融资成本 *R007* 开始明显地高于仅包括商业银行的 *DR007*。与此同时,根据 *Wind* 的数据,反映金融机构杠杆水平的银行间质押式回购交易额也在 2016 年 8 月达到 59.77 万亿的阶段高点后开始下降。这些事实说明,去杠杆政策的第一阶段为金融去杠杆,其提高了金融机构负债端的融资成本。

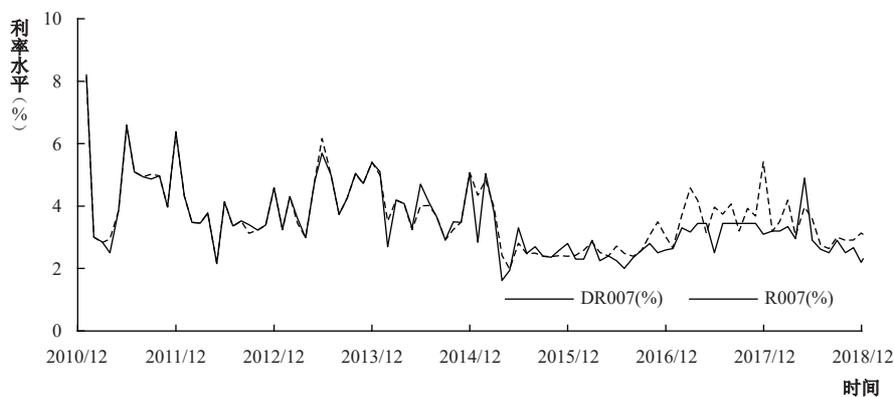


图 1 银行间市场 7 天质押式回购利率的变化

尽管货币政策的转向成功抬升了金融机构在负债端的期限和成本,但这一阶段去杠杆政策并未直接限制金融机构向实体进行信用的派生,因此尚未对实体企业产生重大的冲击。从 2017 年二季度开始,围绕影子银行和监管套利的一系列监管政策的密集出台意味着去杠杆政策开始进入了第二阶段,即实体去杠杆。^①

^① 存在四个典型事实支持这一论点。第一,实体企业融资成本的上升始于 2017 年二季度,如图 3 所示。第二,约束信用派生的“三三四十”大检查(金融机构资产端)和同业负债纳入 *MPA* 考核(金融机构负债端)都发生在 2017 年二季度。第三,我国的 *M2* 增速在 2017 年二季度跌破 10%,历史首次跌破两位数。第四,信用债净融资额在 2017 年二季度达到 -2699.54 亿,创下我国债券市场单季净融资的历史最低记录。

在银行的资产端,原银监会在2017年二季度发布了一系列文件,启动了以“三违反、三套利、四不当和十大问题”为核心的“三三四十”大检查,对信用派生过程的结构嵌套、空转套利和长委外链条等问题进行了专项治理,^①极大抑制了金融机构在同业和理财业务中广泛存在的监管套利问题,从资产端的投向限制、资金池使用等方面极大地约束了商业银行表外的信用投放。2017年四季度,原银监会针对“三三四十”检查中发现的问题和乱象提出了以“资管新规”为主的一系列监管措施。^②这些监管措施要求银行不得借道信托、券商资管以及实体企业等通道规避监管要求,从而压缩了刚性兑付的非保本理财业务,几乎封堵了商业银行绕开金融监管进行表外信用派生的所有渠道。

而在银行的负债端,金融监管的加强主要体现在同业业务,尤其是同业存单的重分类。由于同业存单原本计入负债项下的“应付债券”科目,因而并不受到MPA考核的约束。^③为此,央行在2017年二季度的《货币政策执行报告》中表示将把同业存单纳入MPA同业负债占比指标,从而通过约束负债来源的方式限制了商业银行的信用派生能力。^④

银行资产端的“三三四十”大检查切断了表外信用的派生渠道,使得大量企业不得不寻求表内信贷的支持。与此同时,对同业业务的限制和表内借贷相对严格的监管要求又约束了银行表内的信用派生能力,使得商业银行无法承接所有的表外资产回到表内。

在这两个方面的共同影响下,从2017年二季度

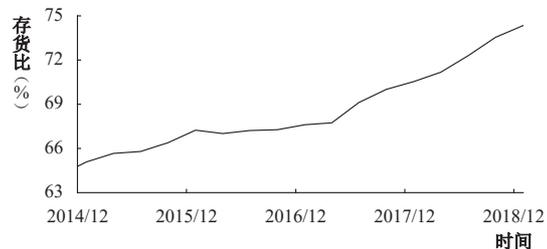


图2 我国商业银行的存贷比

度开始,整个金融体系的信用供给开始收紧,去杠杆的影响开始逐渐传导到实体企业。^⑤2017年4月,我国M2同比增速历史首次跌破10%,并在随后长期保持个位数的增长。另一方面,信用的创造开始更多地依赖银行的表内信贷,商业银行存贷比从2017年二季度开始迅速上升,如图2所示。

在“严监管”和“紧信用”的情况下,我国非金融企业债务与GDP的比重在2016年达到160.5的高点后开始下降,在2017年末小幅下降至158.1,在2018年末则进一步下降到151.6,实现了宏观杠杆率高位趋降的目标。纵观去杠杆政策的过程,我们可以发现企业部门的去杠杆主要是通过抑制金融机构表外的信用派生来实现的。由于政府无法直接干预企业的经营决策,因此这种通过“严监管”和“紧信用”使得实体企业去杠杆的方式无疑更加符合市场化的原则。然而,这种从金融到实体的传导路径也使得去杠杆政策的影响在很大程度上取决于原本表外信用的类型和特征,这也对不同所有制企业的杠杆率产生了异质性的影响。

① 银监会于2017年3月29日发布《银监办发46号文》,并在4月6日和7日先后发布《银监办发53号文》以及《银监办发5号文》。

② 2017年11月,原银监会出台《关于规范银信类业务的通知》以及《关于规范金融机构资产管理业务的指导意见》(即“资管新规”),2018年1月原银监会发布《商业银行委托贷款管理办法》。

③ MPA中同业负债原本不包括应付债券,这使得银行可以通过发行同业存单规避2014年原银监会发布的127号文中“同业负债不能超总负债的1/3”的限制。换言之,在不补充资本金和不缴纳准备金的情况下,商业银行在理论上可以通过发行同业存单购买同业理财进而对接委外的方式绕过金融监管,并获得近乎无限的信用创造能力(Chen等,2018)。

④ 中国人民银行在2017年二季度的《货币政策执行报告》中表示“拟于2018年一季度评估时起,将资产规模5000亿元以上的银行发行的一年以内同业存单纳入MPA同业负债占比指标”,并在2017年12月银监会发布的《商业银行流动性风险管理办法(修订征求意见稿)》中,正式将同业存单纳入到同业负债考核。

⑤ 中国人民银行在《货币政策执行报告》中披露的调查数据显示,制造业企业在2017年二季度的融资需求指数与2017年一季度相同,均为57.2。这进一步表明了信用的紧缩主要来源于金融监管带来的供给收缩而非企业融资需求的萎缩。

(二)信用供给对企业杠杆率的异质性影响

从理论上讲,信用供给的变化可以通过融资约束和融资成本两个渠道影响企业的资本结构。融资约束会同时影响企业负债和权益,净影响取决于资金可得性下降产生的边际损失。这是因为一方面,融资约束会降低企业的资金可得性,导致负债增速的下降。另一方面,信用供给收缩也会导致更多净现值为正的项目难以获得融资以及正 NPV 项目的被迫清算,从而通过降低企业的盈利和权益累积。如果资金可得性下降产生的边际损失很高,则债务融资能力的下降会导致更大幅度地降低权益累积,使得企业杠杆率的上升。反之,如果企业资本的边际产出很低甚至为负,则债务融资能力的下降并不会显著降低权益累积,此时负债端会更显著地下降,导致企业的杠杆率随之下降。

融资成本渠道则主要通过权益端影响企业杠杆率,这是因为信用供给收缩会降低金融体系的资金供给,增加资本要求的回报率,并通过增加企业财务费用的方式降低企业的利润和留存收益,最终反映为企业更低的权益累积和更高的杠杆率。

尽管严格的金融监管是针对商业银行表外的信用供给,但国有企业和非国有企业在所有制特征和经营方式上的差异使得其使用商业银行表外融资的目的和投向也存在明显的不同,因此信用供给收缩会对不同所有制企业的资本结构产生异质性的影响。

从国有企业的角度看,在融资约束方面,国企之所以选择商业银行的表外融资,往往不是为了缓解融资约束,而是为了规避监管对商业银行表内信贷的投向限制。^①这些并非完全基于盈利而进行的投资使得国有企业表外融资的投资收益往往较低。为此,信用供给的收缩虽然抑制了国有企业绕过监管的表外融资渠道,导致国企负债增速的显著下降,但很难通过融资约束渠道冲击国企的盈利和权益。另一方面,从融资成本的角度来看,商业银行难以将融资成本的提高转嫁给国企,因此国有企业盈利和权益端受到的冲击也相对较小。

非国有企业的情况则完全不同。从融资约束的角度来看,非国企采用商业银行的表外融资并不是为了绕过金融监管,而是借用非银机构或者委托贷款中的大企业的信用缓解表内信贷配给导致的融资约束。根据 Allen 等(2019)的统计,2004—2013 年我国非集团内部委托贷款的平均利率即影子融资成本高达 13.9%,超过贷款基准利率的两倍,而央行数据显示同期基准利率上浮 100% 以上的贷款占总贷款的比重从未超过 5%。这表明,这些非国企的影子融资成本远超表内信贷的平均水平,受到严重的信贷配给。因此,随着表外信用供给的收缩,这些受到信贷配给的非国有企业很难实现银行表外资产回到表内,融资约束问题将会明显暴露,并通过再融资链条的断裂和投资的不可逆性导致经营亏损和业绩下滑。^②另外,从融资成本的角度看,由于资产规模较小且缺乏政府的隐性担保,因此非国有企业在融资过程中往往缺乏与金融机构进行“讨价还价”的能力。金融机构还可以轻松地将负债端成本的提高转嫁给非国有企业,从而通过增加财务费用对非国有企业的盈利能力和权益累积产生负面冲击。例如从图 3 中可以看出,随着 2017 年二季度实体去杠杆的开始,实体企业的融资成本开始显著增加,其中非国有企业融资成本的上升幅度显著大于国有企业,二者差异不断拉大。

^① 国企的这种表外融资可以分为两类,第一类是金属冶炼、皮革、造纸、染色、化纤、房地产等高污染或过剩产能行业的融资(Chen 等, 2018),第二类则是地方政府利用国有企业进行的隐性债务融资(Chen 等, 2020)。其中前者的融资需求往往来自于在规模导向的发展模式下,国有企业的过度投资,后者则来自于地方政府基础设施建设的资金需求。

^② 仅仅在 2018 年上半年,我国债券市场违约金额就达到了 253.01 亿元,同比增长 47.13%,超过了 2017 年的总和。在违约的债券中,64% 都是非国企,更是包括了富贵鸟、神雾环保、凯迪生态、中安消等上市企业。

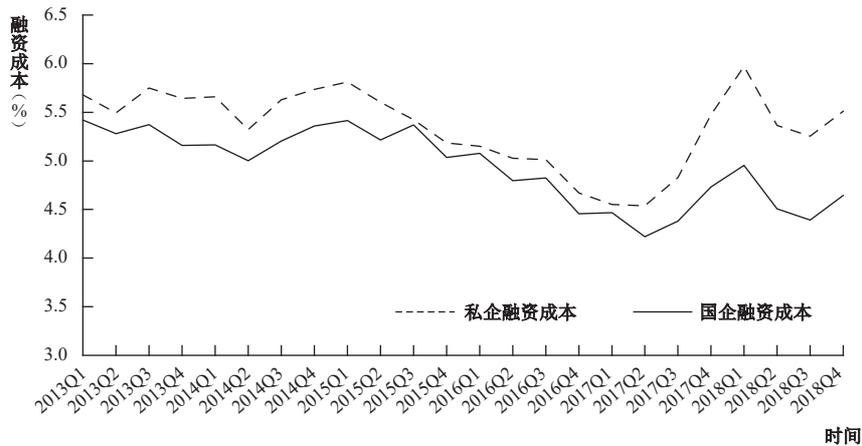


图3 我国上市公司融资成本的变化

因此,我们提出以下假说:

假说 1: 信用供给收缩会更明显地冲击非国有企业, 导致其杠杆率的相对上升。

假说 2: 信用供给收缩会结构性地增加非国有企业的融资约束和融资成本, 并通过这两个渠道降低非国有企业的盈利能力和权益累积, 最终导致非国有企业杠杆率的被动上升。

三、研究设计

(一) 样本选择

本文的样本来自于我国上市公司 2012 年到 2018 年的季报。我们剔除了来自金融行业和存在缺失值的样本以及在样本期间新上市的企业样本, 最终得到来自 2381 家上市公司的 53551 个观测值。为了排除异常值的影响, 我们对所有变量都做了 1% 和 99% 的 *Winsorize* 处理。本文所有的数据均来自 *Wind* 数据库。

(二) 模型设定与变量定义

1. 去杠杆政策以来我国企业杠杆率的结构变化

参考 Leary(2009)的研究, 我们采用双重差分模型考察去杠杆政策以来企业杠杆率的结构影响, 设定见模型(1)。

$$Lev_{it} = \alpha + \beta_1 Soe_i + \beta_2 After_{it} + \beta_3 After_{it} \times Soe_i + \delta X_{i,t-1} + v_i + \rho_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Lev 为模型的因变量, 表示企业 i 在时间 t 时的杠杆率, 本文采用企业总负债与总资产的比值表示。 $After$ 为去杠杆政策实施的时间虚拟变量。从上文的政策回顾可以看出, 监管层是从 2017 年第二季度的“三三四十”大检查以及同业存单监管开始约束金融机构的信用派生能力。与此同时, 宏观层面 $M2$ 增速的下降、债券市场净融资额的低点和微观层面企业融资成本的转向也发生在这一时点。为此, 我们将 2017 年二季度作为时间虚拟变量的划分节点。 Soe 为国有企业虚拟变量, 当企业为国有及国有控股企业时取 1, 否则取 0。在这个双重差分模型中, 国有企业虚拟变量 Soe 的系数 β_1 反映了去杠杆政策实施之前国有企业和非国有企业资产负债率的差异, 时间虚拟变量 $After$ 的系数 β_2 反映了去杠杆政策实施以来非国有企业资产负债率的变化, 而二者交叉项 $After \times Soe$ 的系数 β_3 则反映了去杠杆政策实施之后国有企业和非国有企业杠杆率差异的变化。这样, 在控制了需求层面杠杆率的主要影响因素之后, 交叉项 β_3 的系数就可以较好地识别信用供给的变化对企业杠杆率的影响。而通过观察 β_3 的符号和显著性, 我们就可以了解信用供给的冲击对企业杠杆率的结构影响。

在模型(1)的 $X_{i,t-1}$ 中,我们控制了一系列杠杆率需求层面的影响因素,如表 1 所示。本文还控制了季度固定效应 ρ_i 和个体的固定效应 v_i 以排除季度因素以及不随时间变化的个体因素的干扰。在自变量中加入滞后一期的因变量可能导致一阶自相关问题,因此我们参考了 Flannery 和 Rangan(2006)的研究,还采用了滞后两期的杠杆率作为滞后一期杠杆率的工具变量,并在稳健性检验中考察了残差的序列相关性,并利用 Blundell 和 Bond(1998)的系统 GMM 方法排除了潜在的动态面板偏误。

表 1 变量的定义

变量性质	变量名称	变量定义
因变量	<i>Lev</i>	企业的资产负债率,用百分比表示
	<i>Agrow</i>	企业总资产的同比增速
	<i>Dgrow</i>	企业总负债的同比增速
	<i>Egrow</i>	企业所有者权益的同比增速
	<i>Inv</i>	企业的净资本支出,等于企业购建固定资产、无形资产和其他长期资产所支付的现金与处置固定资产、无形资产和其他长期资产收到的现金之差与总资产的比值
	<i>Cost</i>	企业的债务融资成本,等于企业财务费用与有息债务的比值
解释变量或控制变量	<i>After</i>	表示企业去杠杆政策实施的时间虚拟变量,当观测值在2017年二季度及之后取1,否则取0
	<i>Soe</i>	国有企业虚拟变量,当企业为国有或国有控股企业时取1,否则取0
	<i>Size</i>	企业总资产的自然对数,代表企业的规模大小
	<i>Tobinq</i>	企业总资产的市场价值与账面价值的比值,反映企业的成长性
	<i>Profit</i>	企业的总资产收益率,用息税前利润与总资产的比值表示
	<i>Vol</i>	企业过去五个季度总资产收益率的标准差,反映企业盈利能力的波动性
	<i>Tan</i>	企业的固定资产比例,等于企业固定资产与总资产的比值
	<i>Nds</i>	企业的非债务税盾,等于企业的折旧摊销占总资产的比例
	<i>Cash</i>	企业货币资金与总资产的比值,表示企业的流动性
	<i>CFO</i>	企业经营活动净现金流与总资产的比值

2. 企业杠杆率结构性变化的原因分析

企业资产负债率的变化既可能是负债端驱动的结果,也可能是权益端驱动的结果。为此,我们采用模型(2)考察企业资产负债表不同组成部分的增速变化,从而明确信用供给变化对企业负债和权益增速的影响方向。模型(2)的因变量为总资产、总负债或所有者权益的增速。通过对比国企和非国企三大组成部分增速变化的差异,我们就可以知道二者杠杆率的相对变化主要由什么因素驱动。^①

$$Agrow_{i,t}/Dgrow_{i,t}/Egrow_{i,t} = \alpha + \beta_1 Soe_i + \beta_2 After_{i,t} + \beta_3 After_{i,t} \times Soe_i + \delta X_{i,t-1} + v_i + \rho_i + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

3. 企业杠杆率结构性变化的机制分析

(1) 融资约束渠道

具体来说,参考 Fazzari 等(1988),我们在模型(3)考察了企业融资约束的变化:

$$Inv_{i,t} = \alpha + \beta_1 CFO_{i,t-1} + \beta_2 After_{i,t} + \beta_3 After_{i,t} \times CFO_{i,t-1} + \delta X_{i,t-1} + v_i + \rho_i + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

Inv 为模型(3)的因变量,表示企业的净资本支出。*CFO* 代表企业经营活动现金净流量与总

① 企业杠杆率的变化可以用资产、负债和权益三个部分的增速表示： $Lev_t - Lev_{t-1} = \frac{D_t}{A_t} - \frac{D_{t-1}}{A_{t-1}} = \frac{D_{t-1}(1+g_D)}{A_{t-1}(1+g_A)} - \frac{D_{t-1}}{A_{t-1}} = \frac{D_{t-1}(1+g_D) - D_{t-1}(1+g_A)}{A_{t-1}(1+g_A)} = Lev_{t-1} \times \left(\frac{1+g_D}{1+g_A} - 1 \right)$ 。同理可得 $Lev_t - Lev_{t-1} = (1 - Lev_{t-1}) \times \left(\frac{1+g_E}{1+g_A} - 1 \right)$ 。

资产的比值，交叉项 $After \times CFO$ 的系数就反映了在去杠杆之后，企业投资对经营现金流的变化。我们预测在国有企业子样本的回归中 β_3 不显著，而在非国有企业子样本的回归中 β_3 的系数显著为正。此外，我们在回归中控制了企业的投资机会 ($Tobinq$)、资产规模 ($Size$) 和杠杆率 (Lev)。与模型 (1) 类似，我们将所有控制变量滞后一期，并控制了季度和个体固定效应以排除季度因素和不随时间变化的个体因素对回归结果的影响。

(2) 融资成本渠道

我们采用模型 (4) 考察去杠杆政策实施以来国有企业和非国有企业融资成本的相对变化。

$$Cost_{i,t} = \alpha + \beta_1 Soe_i + \beta_2 After_{i,t} + \beta_3 After_{i,t} \times Soe_i + \delta X_{i,t-1} + v_i + \rho_t + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

其中，模型的因变量 $Cost$ 为企业的融资成本，我们参考 Bliss 和 Gul (2012)，采用企业净财务费用与有息债务的比值表示。核心解释变量 $After \times Soe$ 的系数 β_3 反映了去杠杆政策以来，信用供给因素的冲击导致的国有企业相对于非国有企业融资成本的变化。在控制变量的选择上，我们控制了企业滞后一期的资产规模 ($Size$)、杠杆率水平 (Lev)、盈利水平 ($Profit$)、投资机会 ($Tobinq$)、抵押品数量 (Tan) 以及流动性 ($Cash$)。变量的详细定义见表 1。

(三) 变量的描述性统计

表 2 和表 3 分别给出了描述性统计和去杠杆前后不同所有制企业主要变量的均值变化。

表 2 变量的描述性统计

变量名	观测数	均值	中位数	标准差	最小值	最大值
<i>Lev</i>	53 551	44.068	0.432	21.577	4.699	94.747
<i>Size</i>	53 551	22.229	22.079	1.293	19.117	25.952
<i>Tobinq</i>	53 551	2.657	1.999	2.052	0.887	13.335
<i>Vol</i>	53 551	0.013	0.008	0.016	0.001	0.102
<i>Profit</i>	53 551	0.051	0.047	0.058	-0.171	0.280
<i>Tan</i>	53 551	0.218	0.183	0.165	0.002	0.697
<i>Nds</i>	53 551	0.023	0.020	0.016	0.000	0.077
<i>Agrow</i>	53 550	0.141	0.088	0.255	-0.382	1.440
<i>Dgrow</i>	53 491	0.168	0.110	0.405	-0.898	1.874
<i>Egrow</i>	53 160	0.137	0.062	0.289	-0.496	1.590
<i>Inv</i>	53 551	0.026	0.014	0.034	-0.014	0.198
<i>Cash</i>	53 551	0.165	0.131	0.123	0.013	0.653
<i>CFO</i>	53 551	0.040	0.040	0.076	-0.202	0.274
<i>Cost</i>	46 960	0.011	0.040	0.112	-0.391	0.131
<i>Soe</i>	53 551	0.394	0.000	0.489	0.000	1.000
<i>After</i>	53 551	0.287	0.000	0.453	0.000	1.000

从表 3 可以看出，去杠杆之后非国有企业资产负债率 Lev 的均值从 38.8% 上升到了 41.0%，而国有企业资产负债率的均值则从 51.6% 下降到了 50.2%，呈现出国有企业结构性去杠杆的趋势。去杠杆后国有企业总负债增速 $Dgrow$ 的降幅为 3.4%，只是略低于非国有企业的 3.8%。但在权益增速 $Egrow$ 上，国有企业只下降了 1.3%，而非国有企业的降幅则高达 6.4%，这说明信用供给对二者杠杆率的异质性影响主要来源于其对权益增速的影响差异。而非国企盈利能力 $Profit$ 从 5.4% 下降到了 5.1%，国企盈利能力 $Profit$ 则从 4.4% 上升到了 4.9%，这再次说明了上文观点。

表 3 去杠杆前后主要变量均值的变化

	非国有企业			国有企业		
	After=0	After=1	Diff	After=0	After=1	Diff
Lev	38.770	40.961	2.191***	51.633	50.214	-1.419***
Size	21.733	22.259	0.526***	22.669	22.976	0.307***
Tobinq	3.214	2.585	-0.629***	2.152	1.907	-0.245***
Vol	0.014	0.014	0.000	0.012	0.012	-0.000
Profit	0.054	0.051	-0.003***	0.044	0.049	0.004***
Tan	0.200	0.179	-0.021***	0.261	0.244	-0.017***
Nds	0.022	0.022	-0.000 [†]	0.026	0.025	-0.001***
Agrow	0.183	0.135	-0.048***	0.125	0.098	-0.028***
Dgrow	0.224	0.186	-0.038***	0.123	0.089	-0.034***
Egrow	0.171	0.107	-0.064***	0.123	0.110	-0.013**
Inv	0.029	0.026	-0.004***	0.024	0.021	-0.003***
Cost	0.003	0.020	0.018***	0.017	0.014	-0.003 [†]
Cash	0.186	0.145	-0.041***	0.152	0.150	-0.002
CFO	0.040	0.035	-0.006***	0.042	0.043	0.001

注：***、**和*分别表示1%、5%和10%显著性水平下显著。

图 4 给出了国有企业和非国有企业杠杆率的时间序列变化。从图 4 可以看出，从 2013 年以来，非国有企业的杠杆率在震荡中小幅上升，从 2013 年一季度的 37.2% 增加到了 2017 年一季度的 38.9%，在四年的时间里上升了 1.7%。相比之下，国有企业的杠杆率则先上升后下降，从 2013 年一季度的 51.7% 到 2017 年一季度的 50.5%，在四年的时间里下降了 1.2%。从 2017 年二季度开始，非国有企业杠杆率的上升幅度明显增加，从 2017 年一季度的 38.9% 增加到了 2018 年四季度的 43.8%，增幅达到了 4.9%。另外，国有企业的杠杆率则小幅下降，从 2017 年一季度的 50.5% 到了 2018 年末的 50.3%。进一步观察直方图可以发现，从 2017 年二季度开始，国企和私企杠杆率的差异开始单调下降，从 11.6% 一直下降到 6.5%。这一结果再次说明，After 的时间节点选择是合理的。

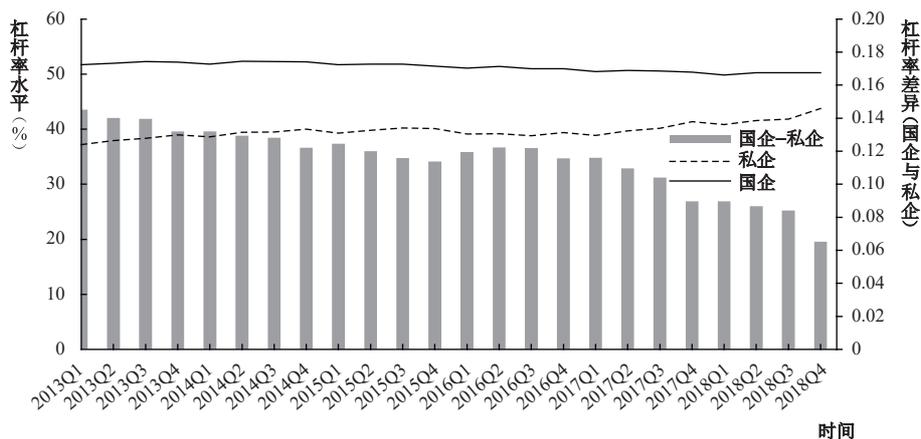


图 4 我国上市公司资产负债率的时间序列变化

四、实证结果

(一)去杠杆政策以来我国企业杠杆率的结构化变化
模型(1)的回归结果见表 4。

表4 我国企业杠杆率的结构变化

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>OLS</i>	<i>OLS+IV</i>	<i>FE</i>	<i>FE+IV</i>
<i>After×Soe</i>	-0.538*** (0.085)	-0.536*** (0.085)	-0.878*** (0.088)	-0.876*** (0.088)
<i>Soe</i>	0.122** (0.053)	0.112** (0.053)		
<i>After</i>	0.394*** (0.062)	0.401*** (0.062)	0.641*** (0.078)	0.642*** (0.078)
<i>L.Lev</i>	0.962*** (0.002)	0.964*** (0.002)	0.852*** (0.005)	0.853*** (0.005)
<i>Size</i>	0.199*** (0.023)	0.181*** (0.023)	0.168* (0.095)	0.161* (0.096)
<i>Tobinq</i>	-0.033 (0.021)	-0.032 (0.021)	-0.022 (0.031)	-0.022 (0.031)
<i>Vol</i>	2.967 (2.683)	2.689 (2.687)	1.084 (3.182)	1.052 (3.183)
<i>Profit</i>	-3.404*** (0.567)	-3.166*** (0.568)	-4.627*** (0.868)	-4.570*** (0.857)
<i>Tan</i>	-0.450** (0.195)	-0.465** (0.195)	0.660 (0.540)	0.644 (0.541)
<i>Nds</i>	-4.715** (2.208)	-4.508** (2.213)	-8.104 (5.162)	-8.092 (5.164)
季度固定效应	控制	控制	控制	控制
<i>K-P</i> 检验 <i>P</i> 值		0.000		0.000
<i>N</i>	53 551	53 551	53 551	53 551
<i>Adj R-squared</i>	0.950	0.950	0.952	0.954

注:***、**和*分别表示1%、5%和10%显著性水平下显著,括号内为稳健标准误。

表4共分四列,前两列为普通最小乘法(*OLS*)的回归结果,后两列则为固定效应模型(*FE*)的回归结果。此外,奇数列为直接回归的结果,偶数列则为采用了滞后两期资产负债率作为工具变量的回归结果。从回归结果可以看出,是否采用工具变量对回归结果没有显著的影响,这与现有文献相一致,说明在这一研究中由于残差自相关带来的动态面板偏误和内生性问题并不是很严重(Flannery和Rangan, 2006; 钟宁桦等, 2016)。^①在*OLS*回归中,*Soe*的系数显著为正,这说明去杠杆政策之前国有企业的杠杆率显著高于非国有企业。^②而无论是否控制个体固定效应,*After*的系数均为正且在1%显著性水平下显著,这说明去杠杆政策的实施显著增加了非国有企业的资产负债率。另一方面,*After×Soe*系数则始终为负且在1%显著性水平下显著,这说明从去杠杆政策以来,国有企业的资产负债率相对非国有企业出现了显著地下降,表现出明显的结构性去杠杆的趋势。此外,*Kleibergen-Paap*检验的*P*值为0,拒绝了存在弱工具变量的原假设,这说明工具变量满足相关性的要求。总体来看,表4的回归结果说明从去杠杆政策实施以来,国有企业的资产负债率显著下降,而非国有企业的杠杆率则明显上升,呈现出国有企业结构性去杠杆的特征。

① 我们在稳健性检验中通过残差的序列相关检验和系统*GMM*的估计结果进一步保证了结论的可靠性。

② 在控制了随时间不变的个体固定效应之后,国企固定效应*Soe*由于多重共线性被舍去,后文的回归表格也是如此。

(二) 杠杆率结构性变化的原因分析

表 5 给出了模型(2)的回归结果。

表 5 企业资产负债表增速的相对变化

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Agrow</i>	<i>Agrow</i>	<i>Dgrow</i>	<i>Dgrow</i>	<i>Egrow</i>	<i>Egrow</i>
<i>After</i> × <i>Soe</i>	0.020*** (0.006)	0.028*** (0.006)	0.004 (0.008)	0.015* (0.008)	0.049*** (0.007)	0.052*** (0.007)
<i>After</i>	-0.051*** (0.004)	-0.103*** (0.006)	-0.039*** (0.006)	-0.069*** (0.008)	-0.068*** (0.005)	-0.128*** (0.007)
控制变量		控制		控制		控制
企业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
季度固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	53 500	53 500	53 498	53 498	53 498	53 498
<i>Adj R-squared</i>	0.166	0.255	0.149	0.199	0.119	0.190

注：***、**和*分别表示1%、5%和10%显著性水平下显著，括号内为稳健标准误。

表 5 共分六列，第(1)和(2)列为总资产增速的回归结果，第(3)和(4)列为总负债增速的回归结果，第(5)和(6)列则为所有者权益增速的回归结果。具体来看，在资产增速与权益增速回归中，*After*×*Soe*的系数显著为正，但在负债增速回归中，*After*×*Soe*的系数则不显著或在 10% 显著性水平下显著。这说明信用供给收缩对不同所有制企业杠杆率的异质性影响主要来自于对权益端而非负债端的结构性影响。在第(3)列和第(5)列中 *After* 的系数分别为 0.039 和 0.068，反映出信用供给收缩对私营企业负债增速的负面冲击显著低于权益增速。相比之下，虽然信用供给收缩对国有企业负债增速的冲击与非国企较为相似，但对权益增速的负面冲击则明显更小。这些结果与我们的预测相同，说明不同所有制企业在银行表外融资投向和效率上的差异很可能解释了其对企业权益增速和杠杆率的异质性影响。为了进一步证明这一观点，我们在表 6 和表 7 中给出了模型(3)和模型(4)的结果。

表 6 企业融资约束的变化

	(1)	(2)	(3)
	全样本	非国有企业	国有企业
<i>After</i> × <i>CFO</i>	0.009** (0.004)	0.015*** (0.005)	-0.000 (0.006)
<i>After</i>	-0.005*** (0.000)	-0.006*** (0.000)	-0.004*** (0.000)
<i>CFO</i>	0.013*** (0.003)	0.011*** (0.003)	0.018*** (0.004)
<i>Tobinq</i>	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)
<i>Size</i>	-0.003*** (0.000)	-0.003*** (0.001)	-0.004*** (0.001)
<i>l.Lev</i>	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)
企业固定效应	控制	控制	控制
季度固定效应	控制	控制	控制
<i>N</i>	53 551	32 430	21 121
<i>Adj R-squared</i>	0.465	0.450	0.490

注：***、**和*分别表示1%、5%和10%显著性水平下显著，括号内为稳健标准误。回归中控制变量均滞后一期，之所以资产负债率为 *l.Lev* 是为了与表 5 至表 7 的变量表述相对应，避免产生歧义。

表 7 企业融资成本的变化

	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>After</i> × <i>Soe</i>	-0.011*** (0.002)	-0.018*** (0.001)	-0.005*** (0.001)	-0.006*** (0.001)
<i>Soe</i>	-0.013*** (0.001)		-0.001** (0.000)	
<i>After</i>	0.013*** (0.001)	0.018*** (0.001)	0.004*** (0.000)	0.004*** (0.000)
<i>l.Lev</i>	0.002*** (0.000)	0.002*** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)
<i>Size</i>	-0.008*** (0.000)	-0.001 (0.001)	-0.007*** (0.000)	-0.006*** (0.000)
<i>Tobinq</i>	-0.004*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.001*** (0.000)
<i>Profit</i>	0.012 (0.010)	0.040*** (0.010)	0.002 (0.004)	0.018*** (0.004)
<i>Tan</i>	0.056*** (0.002)	0.056*** (0.005)	0.026*** (0.001)	0.041*** (0.002)
<i>Cash</i>	-0.336*** (0.006)	-0.238*** (0.008)	-0.020*** (0.002)	-0.002 (0.003)
个体固定效应		控制		控制
季度固定效应	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	46 954	46 936	38 396	38 373
<i>Adj R-squared</i>	0.270	0.618	0.102	0.450

注: **、*和*分别表示1%、5%和10%显著性水平下显著, 括号内为稳健标准误。

从表 6 第一列可以看出, 核心解释变量 *After*×*CFO* 的系数为 0.009 且在 5% 显著性水平下显著, 这说明总体上看, 去杠杆以来企业资本支出对内生融资的依赖性有所上升, 企业的融资约束有所增加。根据表 7 回归结果, *After* 的系数均为正且在 1% 显著性水平下显著为正, 说明去杠杆政策实施以来非国有企业的融资成本出现了显著的增加, 而 *After*×*Soe* 的系数则在 1% 显著性水平下显著为负, 这说明去杠杆政策实施以来国有企业的融资成本相对非国有企业显著下降。这再次验证了假说 1 与假说 2 的结论, 说明去杠杆以来非国有企业的融资成本相对国有企业出现了显著的提高。

(三)进一步的讨论^①

1. 来自企业业绩的证据

我们考察了去杠杆政策前后国有企业与非国有企业业绩的相对变化, 因变量为企业的总资产收益率 *Profit*, 控制变量的选择则参考了饶品贵和姜国华(2013)。分析结果表明国有企业杠杆率的下降很可能是债务增速下降和盈利改善带来的结果, 而非国有企业杠杆率的上升则主要来自于融资约束导致的权益积累。

2. 去产能政策的影响

中央在 2016 年实施了去产能政策, 因此我们所观察到的国有企业杠杆率的结构性的下降可能仅仅来自于去产能政策对行业层面杠杆率的结构性的冲击以及国企、非国企在行业间的分布差异。为了区分这两项政策, 我们将样本分为产能过剩行业和非产能过剩行业两个子样本, 并在两

① 由于篇幅所限, 分析图表省略, 感兴趣的读者可向作者索取。

个子样本内进行回归。分析结果表明,产能过剩和非产能过剩行业内部都存在不同所有制企业杠杆率的相对变化,这是去产能政策所难以解释的。

3. 股权再融资的影响

为了排除股权再融资的影响,我们根据样本期间内企业是否进行过股权再融资将样本分为股权融资组和非股权融资组,重新进行了模型(1)的回归。分析结果说明,股权融资也不能解释国企杠杆率的相对下降。

4. 时间节点选择的平行趋势检验

我们将样本前三年(2013—2015年)作为基准进行了平行趋势检验。结果表明国有企业与非国有企业的杠杆率在2017年二季度之前的大多数时间内并不存在显著差异,直到2017年二季度国企杠杆率才开始相对非国企显著下降,并且在随后的大多数时间里保持这一趋势。

5. 上市公司样本的代表性

我们利用国家统计局公布的规模以上工业企业总资产和总负债的数据,计算了规模以上工业企业中国有及国有控股工业企业和私营工业企业的资产负债率。分析结果表明,二者总体趋势较为接近,都清晰地呈现出了国有企业的结构性去杠杆趋势,这说明本文采用的上市公司样本在总体上具有较好的代表性。

(四)稳健性检验^①

我们进行了八个方面的稳健性检验。第一个稳健性检验在于样本的选择。考虑到上市公司的季报和半年报未经过严格审计,我们采用同一时段上市公司的年报数据对模型(1)进行了复制,发现结论并不改变。^②第二个稳健性检验通过考察残差的序列相关性检验工具变量的排他性条件是否满足。^③结果发现,残差项不存在显著的序列相关,满足工具变量的排他性假设。第三个稳健性检验采用 Blundell 和 Bond(1998)两步系统 GMM 估计的主回归结果,发现结果与表 4 是类似的。第四个稳健性检验通过对企业的规模、年龄和盈利进行倾向得分匹配,并在匹配样本中进行回归,发现主回归的结果仍然成立。第五个稳健性检验主要关注企业股权性质的处理。我们采用公司和年份层面的股权性质进行回归,发现并不影响主要结论。第六个稳健性检验加入行业和季度交叉固定效应进一步考察了去产能等其他因素的影响,发现并不影响结果的可靠性。第七个稳健性检验考虑了所有制因素与企业规模正相关性带来的影响。我们根据企业规模的年份和行业中位数将样本分为大企业和小企业两个子样本,重新进行了模型(1)的回归,发现两个子样本中的回归结果均成立。第八个稳健性检验利用曾海舰和林灵(2015)基于中国数据的 *WW* 指数度量企业的融资约束,结果发现去杠杆后私营企业的融资约束显著上升,而国企则相对私营企业出现了显著下降,这验证了表 6 结论的稳健性。

五、结论与启示

利用 2012 年到 2018 年我国上市公司的季度数据,本文考察了信用供给收缩对企业资本结构的影响。研究发现,信用供给的收缩对不同所有制企业产生了异质性的影响,导致了非国有企业杠杆率的上升和国有企业杠杆率的相对下降。进一步的分析表明,国有企业杠杆率的相对下降主要来源于负债端债务增速的放缓,这说明结构性的去杠杆政策取得一定成效。

^① 由于篇幅所限,稳健性检验结果并未列在文中,感兴趣的读者可向作者索取。

^② 年报数据中,时间节点 *After* 设定在 2017 年。

^③ 这样做的理论基础在于,本文主回归中存在的内生性问题本质上是因为动态面板中滞后因变量包含的一阶滞后残差项很可能与因变量中当期的残差项存在序列相关,从而导致回归系数不一致。因此检验工具变量的排他性假设等价于检验残差项是否满足不存在二阶序列相关的假设。

本文主要有两个方面的启示。首先,应积极运用结构性工具增加对非国有企业的支持,避免债务风险向非国有企业进行转移。与此同时,针对企业部门总体高杠杆和部分企业融资难的现状,必须从企业部门和金融部门两个方面同时着手:一方面持续推进国有企业的市场化改革,减少国有企业盲目扩张和过度负债。另一方面大力发展多层次资本市场,通过拓宽金融机构类别和增加金融开放等方式增加投资者的多样性和风险偏好,为结构性货币政策的实施和有效传导提供微观基础。第二,尽管学术界对影子银行风险形成了一定的共识,但对于影子银行的监管及其潜在影响的研究却相对较少。从这一角度看,由于去杠杆政策的微观落脚点在于针对影子银行的监管。我们的研究表明,影子银行的出现有其客观合理性,直接切断影子银行体系的融资可能会对企业的融资可得性和债务风险产生预期之外的不利影响。为此,应该在坚持影子银行监管和守住不发生系统性风险底线的同时,对只能通过影子银行融资的部分非国有企业提供流动性支持,尽可能减少融资约束和流动性风险带来的潜在损失。

主要参考文献:

- [1]胡悦,吴文锋. 逆转的杠杆率剪刀差——国企加杠杆还是私企去杠杆[J]. 财经研究, 2019, (5): 44–57.
- [2]李扬,张晓晶,常欣. 中国国家资产负债表 2015: 杠杆调整与风险管理[M]. 北京: 中国社会科学出版社, 2015.
- [3]陆正飞,祝继高,樊铮. 银根紧缩、信贷歧视与民营上市公司投资者利益损失[J]. 金融研究, 2009, (8): 124–136.
- [4]饶品贵,姜国华. 货币政策、信贷资源配置与企业业绩[J]. 管理世界, 2013, (3): 12–22.
- [5]王宇伟,盛天翔,周耿. 宏观政策、金融资源配置与企业部门高杠杆率[J]. 金融研究, 2018, (1): 36–52.
- [6]曾海舰,林灵. 企业如何获取融资便利?——来自上市公司持股非上市银行的经验证据[J]. 经济学(季刊), 2015, (1): 241–262.
- [7]曾海舰,苏冬蔚. 信贷政策与公司资本结构[J]. 世界经济, 2010, (8): 17–42.
- [8]钟宁桦,刘志阔,何嘉鑫,等. 我国企业债务的结构性问题[J]. 经济研究, 2016, (7): 102–117.
- [9]Alfaro L, Garcia-Santana M, Moral-Benito E. On the direct and indirect real effects of credit supply shocks[J]. *Journal of Financial Economics*, 2021, 139(3): 895–921.
- [10]Allen F, Qian Y M, Tu G Q, et al. Entrusted loans: A close look at China's shadow banking system[J]. *Journal of Financial Economics*, 2019, 133(1): 18–41.
- [11]Baker M. Capital market-driven corporate finance[J]. *Annual Review of Financial Economics*, 2009, 1: 181–205.
- [12]Bernanke B, Gertler M, Gilchrist S. The financial accelerator and the flight to quality[J]. *The Review of Economics and Statistics*, 1996, 78(1): 1–15.
- [13]Bliss M A, Gul F A. Political connection and cost of debt: Some Malaysian evidence[J]. *Journal of Banking & Finance*, 2012, 36(5): 1520–1527.
- [14]Blundell R, Bond S. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models[J]. *Journal of Econometrics*, 1998, 87(1): 115–143.
- [15]Chen Z, He Z G, Liu C. The financing of local government in China: Stimulus loan wanes and shadow banking waxes[J]. *Journal of Financial Economics*, 2020, 137(1): 42–71.
- [16]Huber K. Disentangling the effects of a banking crisis: Evidence from German firms and counties[J]. *American Economic Review*, 2018, 108(3): 868–898.
- [17]Kiyotaki N, Moore J. Credit cycles[J]. *Journal of Political Economy*, 1997, 105(2): 211–248.
- [18]Leary M T. Bank loan supply, lender choice, and corporate capital structure[J]. *The Journal of Finance*, 2009, 64(3): 1143–1185.

- [19] Lemmon M, Roberts M R. The response of corporate financing and investment to changes in the supply of credit[J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2010, 45(3): 555–587.

Credit Supply Shock and Capital Structure Heterogeneity Adjustment: Evidence Based on Deleveraging

Hu Yue¹, Wu Wenfeng²

(1. School of Business, East China University of Science and Technology, Shanghai 200237, China;
2. Antai College of Economics and Management, Shanghai Jiaotong University, Shanghai 200030, China)

Summary: Credit supply shock is an important source of macroeconomic fluctuations. If credit supply shock significantly affects firm capital structure, the leverage change will play a role in amplifying or smoothing fluctuations by changing entrepreneurs' net worth and agency costs. Therefore, examining the impact of credit supply on capital structure will help to further understand what role leverage will play in the process of interactions between financial frictions and economic activities, and whether this mechanism will lead to a structural effect in the context of China.

Intuitively, an exogenous credit supply shock will, on the one hand, have a positive impact on leverage by firms' access to financing (liability side), but on the other hand, also have a negative impact on the capital structure by firms' accumulation of profits (equity side). For this reason, we are likely to observe a heterogeneous pattern in the impact of credit supply on capital structure at different times and in different regions.

China's deleveraging policy can be seen as an exogenous shock to credit supply. Using the quarterly data of China's listed companies from 2012 to 2018, this paper examines the impact of credit supply on capital structure empirically by using the credit supply shock resulting from the deleveraging policy. The results show that the leverage of state-owned firms decreases with the credit supply contraction since 2017Q2, relative to that of their private counterpart, a striking reversal of previous trend of leverage increase of state-owned firms since 2008. Further mechanism analysis shows that under the credit supply shock, the difference between state-owned firms and non-state-owned firms mainly lies in the growth rate of equity rather than that of equity: On the one hand, the financing costs and financing constraints of non-state-owned firms have risen with a significant erosion of profitability, which leads to a larger decline in equity growth (compared to debt growth) and a passive increase in the leverage of non-state-owned firms; on the other hand, the financing costs and profitability of state-owned firms have not deteriorated significantly, which contributes to a modest reduction of their leverage induced from a decrease in debt growth. The robustness test shows that although the overcapacity policy mainly implemented at the industry level has achieved an overall decrease in the leverage ratio of firms in overcapacity industries through supply contraction and profit transfer between industries, it cannot explain the structural reduction of state-owned firms' leverage within the industry. Seasoned equity offering (SEO) cannot explain the structural change in the capital structure of firms with different ownerships. The conclusions confirm the heterogeneous impact of financial frictions on economic activity, analyze the impact of supply-side factors on capital structure, and supplement the literature on shadow banking.

Key words: credit supply; capital structure; deleveraging; state-owned firms

(责任编辑 顾 坚)