

银行家问卷调查与 信贷周期理论的再检验

刘 岩 赵雪晴

(武汉大学经济发展研究中心,湖北武汉 430072;北京大学经济学院,北京 100871)

摘 要:信贷周期理论认为,金融体系信贷供给扩张造成的宏观杠杆率上升,将导致未来总产出紧缩甚至经济危机。本文收集了 42 国央行的银行家问卷调查数据,利用其中银行贷款标准指标测度信贷供给情况,并将其作为宏观杠杆率的工具变量,从而在控制内生性偏误的基础上,对信贷周期理论进行再检验。主要发现:第一,信贷标准放松所带来的私人部门宏观杠杆率增速每提高 1%,未来 1 年的总产出增速将下降 0.23 - 0.43%,5 年的平均增速将下降 0.15% 左右;且该效应由非政策性因素带来的信贷标准放松所导致。第二,信贷供给驱动的家庭部门杠杆上升在短期会推动总产出上升,但长期会引起总产出下降;而企业部门杠杆上升则会更快地引起持续的产出下降。第三,新兴市场经济体信贷周期现象更突出,且集中在企业部门杠杆变动。本研究表明,保持信贷标准及信贷供给稳定,是实现经济平稳运行的必要条件,新兴市场经济体尤其要警惕企业部门信贷驱动下杠杆率快速上升带来的风险。

关键词:信贷周期;信贷标准;宏观杠杆率;总产出

JEL 分类号:E32, E51, G21 **文献标识码:**A **文章编号:**1002 - 7246(2023)12 - 0188 - 19

一、引 言

2008 年国际金融危机的一个主要教训是,以宏观高杠杆率为主要特征的信贷繁荣,极易引起未来金融与实体经济的大幅紧缩甚至危机。这复兴了经典的 Kindleberger (1978) 与 Minsky (1977) 信贷驱动金融周期理论,并在后危机时代激发了理论与实证两方面的大量研究 (Eggertsson and Krugman, 2012; Schularick and Taylor, 2012)。同期中国宏

收稿日期:2021 - 03 - 15

作者简介:刘 岩(通讯作者),经济学博士,副教授,武汉大学经济发展研究中心,E-mail:yanliu. ems@whu. edu. cn.

赵雪晴,博士研究生,北京大学经济学院,E-mail:xueqingzhao@stu. pku. edu. cn.

* 本文感谢国家自然科学基金(72173091)与国家社会科学基金重大项目(20&ZD105)的资助。感谢匿名审稿人的宝贵意见,文责自负。

观杠杆率明显上升,并一度在全球处于高位(易纲,2020)。高杠杆引发的下行风险成为宏观经济金融政策关注的焦点之一(中国人民银行杠杆率研究课题组,2015;纪敏等,2017)。

信贷驱动金融周期理论的核心逻辑在于,金融部门向非金融部门提供了过量信贷,形成普遍的投资过剩与资产价格泡沫,但虚假“繁荣”并未形成实际有效产出和需求,最终导致未来出现大范围的违约与资产价格暴跌,并通过 Fisher(1933)的债务-通缩机制造成显著的经济紧缩甚至危机。该理论的一个关键可检验预测就是,由信贷供给引起的宏观杠杆率(信贷存量/总产出)上升会导致未来产出下降。始于 Cecchetti et al.(2011)的一批文献对上述预测进行了系统的实证检验(Schularick and Taylor, 2012; Mian et al., 2017; 刘晓光等, 2018),结果稳健地表明当前的宏观杠杆率与未来的总产出之间呈现负向关系。然而,受限于宏观杠杆率供给与需求因素的识别难题,以及在此基础上宏观杠杆率与总产出的内生性问题,上述实证结果仅能确认相关性而很难建立因果性,因此也无法为债务驱动金融周期理论提供可信的验证。由此进一步衍生出两个与政策应对紧密相关的问题。首先,并非所有的杠杆上升都是“坏”事,精准的宏观杠杆管理政策以区分安全杠杆变动与危险杠杆变动为前提,而这需要对杠杆变动的供给、需求机理有清晰的认识。其次,清晰地识别出供给侧信贷上升对未来产出的紧缩效应并获得准确的量化测度,是对最优宏观政策组合进行科学选择的必要条件。

针对上述问题,本文使用手工收集的跨国数据集对信贷供给进行直接测量,力图实现对宏观杠杆变动供需因素的准确识别,从而得以对信贷周期理论实现准确检验。本文收集了42个国家央行1994至2019年的季度银行家问卷调查(Bank Lending Survey, BLS)数据,这些调查明确区分了银行贷款标准与银行所面对的贷款需求情况。从信息内涵的属性来看,前者测度的是独立于信贷价格外的银行信贷供给行为,不像利率指标是信贷供需均衡的结果,这就为宏观杠杆率与GDP的回归分析提供了一个排除需求面影响的工具变量。基于此,本文得以通过工具变量法识别出信贷供给驱动的(分部门)杠杆率对总产出的影响。此外,本文控制了货币政策等因素对(分部门)杠杆率及总产出的影响,从而较为准确地分离出银行主动风险承担对(分部门)杠杆率及总产出的作用。最后,通过分样本结果,本文进一步讨论了发达与新兴市场经济体(分部门)杠杆率作用的异质性。

本文的边际贡献:第一,系统整理了42个国家的银行家问卷调查数据,并说明其中所包含的银行信贷标准等信息,可以有效地应用于学术与政策研究中。第二,利用银行信贷标准这一信用供给侧因素作为工具变量,本文较为有效地克服了内生性问题,识别出信用供给面驱动的部门杠杆率变化会显著降低未来的总产出增长。第三,本文的结果说明需要对金融机构及投资者主动风险承担行为所造成的宏观杠杆率上升高度警惕,但不需要对反周期刺激性政策带来的杠杆率变化过度担忧;同时与发达国家不同,新兴市场经济体应高度关注非金融企业杠杆率的过快上升问题。

本文安排如下。第二节是文献与理论机制分析;第三节是数据介绍与实证模型设定;第四节是实证分析;第五节是稳健性检验;第六节是异质性检验;第七节是结论。

二、文献与理论机制分析

(一) 杠杆率与经济增长的关系

学术界普遍认为,适度的杠杆率可促进经济增长,但过高的杠杆率则损害经济运行,甚至引发危机(Arcand et al., 2015; 马勇和陈雨露, 2017; 刘晓光等, 2018),使得宏观杠杆率与总产出或经济增速之间存在倒 U 型关系(黄宪等, 2019)。上述观点与 Kindleberger - Minsky 的信贷驱动金融周期理论相互补充,前者更关注中长期经济发展视角,后者则聚焦于中短期的周期视角。

已有研究主要集中在杠杆水平,对杠杆增速关注不足,尚无共识应着重控制杠杆水平还是增速。易纲(2020)认为宏观杠杆率出现一定上升有其内在必然性,但上升过快就会积累风险,并挤压经济长期增长空间。仅仅考虑杠杆的绝对水平而忽视杠杆增速的做法存在局限性,相对于高而稳定的杠杆水平,增长过快的杠杆才会威胁金融稳定,稳杠杆才是重点(中国人民银行杠杆率研究课题组, 2015)。陈雨露等(2016)发现只有当金融周期处于相对平稳的正常状态时才有助于经济增长和金融稳定。纪洋等(2021)使用跨国数据发现杠杆率的绝对水平对金融危机的影响在杠杆率增速被控制后不再显著,杠杆增速比杠杆水平对金融危机更具有预警意义。当杠杆率较高时意味着许多企业能够获得贷款从而进行投资,因此有可能会在一定程度上促进经济增长,但是杠杆率增速过快却意味着资产的泡沫,故而快速上升的杠杆会加速金融危机的发生。本文旨在通过面板工具变量法准确评估分部门杠杆增速对经济增长影响,填补现有文献的空白。

(二) 部门杠杆与宏观资产核算

家庭、企业和政府三个部门杠杆率与宏观国民经济、宏观资产核算之间存在密切联系。从宏观资产核算的角度看,有如下存量间的会计等式成立:

$$\text{家庭部门净资产} = \text{企业部门净融资} + \text{政府部门净融资} \quad (1)$$

其中省略了开放经济带来的一些额外项目(居民海外净资产和非居民本国净资产)。这个等式成立的原因在于经济的所有制基础。家庭部门净资产可以分解为资产(储蓄总额)减去负债(外部融资,但家庭几乎只进行债务融资),因此上述会计等式可以写为:

$$\text{家庭部门资产} = \text{家庭部门负债} + \text{企业部门净融资} + \text{政府部门净融资} \quad (2)$$

企业部门净融资有债务和股权两种形式,政府部门的净融资几乎都是债务,因此上面这个会计等式可以改写为:

$$\text{家庭部门资产} = \text{家庭部门负债} + \text{企业部门负债} + \text{企业部门股权} + \text{政府部门负债} \quad (3)$$

注意,此处的资产、负债均应理解为实际值,有实际资产的对应物。这与文献中一般使用的政府负债数据也是一致的,后者通常不包括货币当局负债;唯一的出入,可能存在于部分国家政府债务的货币化,但文献中通常忽略这个核算口径的问题¹。

1 政府部门资产包括有形资产与无形资产,后者最主要部分为未来实际税收的贴现值。

上述会计等式左端,表明经济中所有资产的最终所有者为家庭;等式右端,可以理解为资产的实际使用者或控制者。如此,可以看到部门负债加总,如何通过家庭部门总资产,对应到经济中的总资产(储蓄存量),也就是常见的国民经济核算中的资本存量上。

上式两端取差分,可以看到资产、负债动态过程中流量间的关系;负债的变动(即本文考虑的杠杆增速)与资本形成(即投资)紧密联系。但与存量间严格的会计等式不同,由于投资(资本/债务积累)有时间延后性,因此并非当期的所有负债增量都能全部转化为下期的新增资本存量。换言之,债务积累与资本形成之间存在投资专有冲击——或理解为无效投资——带来的差额¹。因此,流量方程需写为:

$$\begin{aligned} \text{新增资本} + \text{无效投资} = & \text{家庭部门新增负债} + \text{企业部门新增负债} + \text{企业部门新增股权} \\ & + \text{政府部门新增负债} \end{aligned} \quad (4)$$

我们可以该流量方程为基础理论框架,讨论分部门宏观杠杆率与产出的动态关系。首先,家庭部门杠杆上升(新增负债提高),短期可以拉动需求,但中长期通常不能扩大有效生产(住房、耐用品等)。Mian et al. (2017)以30个发达国家为样本的研究发现家庭债务杠杆率上升能够引起实际GDP增速的下降和失业率的上升。信贷扩张与随后较低的经济增长相关并且预测力主要来自家庭债务的增长(Müller and Verner, 2024)。

其次,非金融企业杠杆上升对应的新增资本比例通常更高,但无效投资比例的波动可能更大。非金融企业可以通过增加杠杆进行债务融资,增加了资本。适度的加杠杆有利于投资和生产,其中一部分还会通过企业研发和创新渠道提高未来生产率进步的可能性。若企业产出增速比债务扩张速度快,便会形成一种良性驱动机制,促使非金融企业的杠杆率维持在比较稳定的水平。然而,当经济过热时,企业的债务会大幅扩张,杠杆率增速加快,过高的企业杠杆率会带来一定风险,此时银行便倾向于收紧贷款,造成企业生产和融资成本提高,生产效率下降,企业效益恶化。另外企业总生产率降低也是企业加杠杆对经济产生不利影响的因素之一,如果将资本分配给“错误”的公司,则总生产率会随着时间的推移而下降。规模更大的企业更易获得贷款,但不一定是生产率最高的企业,进而导致企业间资本配置不当,从而降低了经济生产率。Gopinath et al. (2017)的研究支持以上观点。Minsky的金融不稳定假说认为,企业过度融资会导致杠杆率高企,最终引发经济问题。实证方面,Kalemli - Ozcan et al. (2022)的研究结果表明繁荣时期借贷更多的公司最终以更高的杠杆率步入了危机,尽管杠杆在繁荣时期为公司投资提供了资金,但在萧条期间,由于银行自身陷入困境,银行削减了对这些高风险公司的贷款,并拒绝结转短期债务,以致这些公司不得不大量减少其经济活动,不利于经济增长。

¹ 无效投资的本质是储蓄—投资与最终可用于生产的资本形成之间的差额。尽管家庭部门的最终储蓄与企业部门的最终融资之间,还存在金融中介成本消耗的部分,但以Philippon(2015)为代表的研究指出,这一部分比例很低(2%左右)且较为稳定。过去十余年的宏观经济量化模型分析表明,在经济周期层面,单位投资与最终资本形成之间的差额,也称作边际投资效率冲击,是经济周期波动的主导性影响因素之一(Justiniano et al., 2011)。

(三) 发达与新兴市场经济体的异质性

杠杆在经济发展水平不同的地区对经济产生的影响也不尽相同。21 世纪以来,非金融企业杠杆率显著上升,这在新兴市场经济体尤为明显(苟琴等, 2022)。新兴市场国家脆弱性较大,抵御风险的能力相对于发达国家较弱,因此过高的杠杆率更易引发金融危机。Mendoza and Terrones (2008) 表明信贷扩张对新兴市场经济波动影响更大。Schularick and Taylor(2012) 指出发达国家金融体系更成熟,支持更高信贷水平,解释了信贷繁荣作用差异。Jordà et al. (2022) 发现债务重组效率低下时,新兴市场企业部门债务问题更大。上述文献再次确认了宏观杠杆率快速上升会减缓未来经济增长,甚至引发持续性紧缩,特别是在新兴市场国家。但这类文献并未考察分部门杠杆率变化在不同经济体间对总产出作用可能存在的差异,而这一问题正是本文所要考察的内容之一。

(四) 信贷供给识别与银行家问卷调查

宏观杠杆率与总产出间动态关系的一个识别难点,在于如何区分由供给面驱动的宏观杠杆率变化与由需求面驱动的宏观杠杆率变化。这两方面的变化均与经济周期紧密相联,因此单纯的回归模型有着很强的内生性问题。

既有文献通过多种方法识别信贷供给和信贷需求。以 Jiménez et al. (2012) 等为代表的文献采用银行 - 企业配对信贷数据,通过企业 - 时间固定效应控制信贷需求变化,从而识别信贷供给。但该方法依赖于贷款层级微观数据。以宏观杠杆为主要考察对象的研究,通常采用两种方法克服识别障碍。一类文献使用特定冲击,如 Mian et al. (2017) 使用欧元区成立后边缘国家信用利差收缩带来的信贷供给冲击来识别宏观杠杆率上升的影响。另一类文献主要通过长时段时间序列方法来进行宏观杠杆供给面变动的识别,代表性工作为 Schularick and Taylor(2012) 与 Jordà et al. (2017) 所构建的发达经济体超过 100 年的宏观金融周期序列及以此为基础的局部投影分析。然而,前一类识别依赖于特定冲击,难以广泛适用于非特定期限的跨国样本;而后一类识别无法在样本较短的时间序列数据上实施。因此,本文将目光投向各国央行实施的银行家问卷调查。这类问卷的一个共同特征是包括银行信贷供给面因素的季度信息,因此可以较为灵活地作为宏观杠杆率的工具变量,改善目前文献中的识别困境¹。

Lown and Morgan(2006) 最早指出银行家问卷调查的学术价值。该文基于美国银行家问卷调查数据,证实加总层面银行信贷标准的变动对加总银行贷款的重要影响,且提供了比利率更多的信息。信贷市场广泛存在的金融摩擦,意味着信贷不像普通商品,可以仅通过价格与数量进行完全刻画。尤其对于信贷供给,银行等贷款人所选择的信贷标准,就成为极有价值的第三维度信息,这也是银行家问卷调查能够提供信贷市场关键信息的根源。Del Giovane et al. (2011) 的研究是用银行信贷调查来进行供给 - 需求识别的范例,其

1 各国央行的问卷调查均重点关注了银行对各部门的放贷标准变动情况、各部门贷款需求的变化情况以及其背后影响因素。这些信息补充了单纯的宏观金融加总数量、价格信息无法有效区分资金供需双方变动的不足。由于银行专门报告贷款标准的变化方式和原因,相关信息与需求变化有效分离。

研究结果表明反映供应和需求状况的 BLS 指标在统计上对解释意大利企业贷款的变化有重要作用。Ciccarelli et al. (2015) 利用 BLS 数据证明了货币政策影响经济的信贷渠道是重要的。Bassett et al. (2014) 和 Van der Veer and Hoeberichts (2016) 的研究表明信贷标准紧缩会导致降低贷款增长率。长期以来, 学术研究所使用的国家层面银行家问卷调查数据仅限于美国、欧元区等个别区域¹。本文手工构建的数据库, 实现了该调查数据的广泛国别覆盖, 为后续研究打下了更坚实的基础。

三、数据与实证模型设定

(一) 研究样本与数据

本文选取 1994 年至 2019 年 42 个国家作为研究样本², 所使用非金融企业及家庭部门信贷数据来源于手动整理的分部门信贷数据集, 整理方法参照 Bezemer and Zhang (2019); 所使用信贷标准及信贷需求变化数据来源于手动整理的银行家问卷调查 (BLS) 数据集; 其他数据均来源于 OECD、CEIC、BIS、Wind 或 WDI 等数据库及各国国家统计局。

(二) 主要变量定义

本文的被解释变量为实际 GDP 季度同比增速, 主要解释变量为私人部门杠杆率增速和分部门杠杆率增速, 工具变量基于对应部门的信贷标准变化构建。

非金融企业和家庭部门信贷定义见 Bezemer and Zhang (2019); 政府部门信贷定义见 Mian et al. (2017) 和纪洋等 (2021)。

与微观企业层面的资产/负债比率不同, 本文讨论的是宏观杠杆率 (部门信贷/GDP)。跨国实证研究通常使用“部门信贷/GDP”作为宏观金融杠杆的代理变量 (马勇和陈雨露, 2017; Mian et al., 2017; 刘晓光等, 2018; 纪洋等, 2021)。本文以国家为单位, 基于跨国数据进行实证研究, 因此在核心解释变量 (即部门杠杆率) 的代理变量选择上, 参考主流文献做法, 将非金融企业杠杆率定义为非金融企业信贷与同期名义 GDP 之比, 家庭杠杆率及政府杠杆率构造方法同上, 私人部门杠杆率为非金融企业杠杆率与家庭杠杆率之和。

本文选取的基准控制变量有政府部门杠杆率增速、信贷需求变化、通货膨胀、货币政策冲击等。其中, 通胀率指标为样本内各国 CPI 指数的季度同比, 信贷需求变化定义将在下一小节详述。本文用 Taylor 规则的方式定义货币政策冲击, 即名义利率对 Taylor 规则对应水平的偏离值。若季度名义货币政策利率为 i_t , 相应的 Taylor 规则为:

$$i_t = \rho i_{t-1} + \varphi_\pi \pi_t + \varphi_y y_t^c + e_t \quad (5)$$

其中, π_t 表示通胀率 (用 CPI 通胀率衡量); y_t^c 表示产出缺口, 其含义是 GDP 对潜在

1 金鹏辉等 (2014) 是利用中国银行家问卷调查进行分析银行风险承担的例子。

2 本文研究样本涵盖发达和新兴市场经济体各 21 个。其中, 发达经济体包括爱尔兰、澳大利亚、奥地利、比利时、丹麦、德国、法国、韩国、荷兰、加拿大、卢森堡、美国、挪威、日本、瑞典、葡萄牙、西班牙、希腊、新西兰、意大利、英国; 新兴市场经济体包括阿尔巴尼亚、阿根廷、爱沙尼亚、巴西、波兰、俄罗斯、菲律宾、克罗地亚、拉脱维亚、罗马尼亚、立陶宛、马耳他、马其顿、捷克、塞尔维亚、塞浦路斯、斯洛伐克、斯洛文尼亚、泰国、匈牙利、中国。

产出(趋势产出)的百分比偏离,本文对经季节调整后的对数实际 GDP 进行 HP 滤波¹,将周期项定义为产出缺口 $y_t^c = (\log Y_t)^c$ 。按国家对上述方程进行 OLS 估计,估计所得残差 $\hat{\epsilon}_t$ 为利率的冲击项即货币政策冲击。

(三)以银行家调查问卷数据构造信贷标准、信贷需求变化

若直接将杠杆率增速作为主要解释变量,反向因果或遗漏变量的存在可能导致内生性问题。因此本文的主要任务之一是找到合适的工具变量进行估计以避免实证结果存在误差。本文引入信贷标准变化累积值 CSA 作为宏观杠杆率的工具变量(Van der Veer and Hoeberichts, 2016)。银行信贷标准收紧,客户获得贷款难度增加,杠杆率增速降低,反之则相反。因此信贷标准变化与杠杆率增速在理论上满足相关性条件。另外,本文所引入的信贷标准变化本质上是银行对于其信贷标准放松或收紧状况的描述,在内涵上独立于信贷需求,满足排他性条件。同时本文在稳健性检验部分也控制了工具变量的周期性,以进一步排除其潜在的内生性问题。

信贷标准变化指标源于对银行家问卷调查(BLS)的整理。银行家问卷调查中有关企业信贷的问题为:“在过去的三个月里,贵行对企业贷款或授信额度审批的信贷标准有何变化?”问卷设置了 5 个答案,分别是“显著收紧(TC)”、“有些收紧(TS)”、“基本保持不变(UC)”、“有些放松(ES)”和“显著放松(EC)”。本文主要基于净百分比指标衡量企业信贷标准的变化(ECS),计算方法如下:

$$ECS = \frac{(\#TC + \#TS - \#ES - \#EC)}{\#Banks} \times 100 \quad (6)$$

BLS 针对家庭住房贷款和消费信贷及其他贷款设置了与企业信贷类似的问题,故关于对家庭住房贷款标准变化(HSCS)和家庭消费贷款标准变化(CSCS)的计算方法同上。本文的主要解释变量之一是家庭部门总杠杆率增速,因此需要得到家庭部门总信贷标准变化(HCS),为了计算该指标,本文进行了加权平均处理,方法如下:

$$HCS = \frac{Credit_{Mortgage}}{Credit_{Household}} \times HSCS + \frac{Credit_{Consumer}}{Credit_{Household}} \times CSCS \quad (7)$$

私人部门信贷标准变化(PCS)的计算方法同上,即取 ECS 和 HCS 的加权平均值。

BLS 中关于信贷需求的问题设置与信贷标准类似,计算方法也相似,但指标为正表示需求增加,为负表示需求减少。

(四)实证模型设定

评估宏观杠杆率增速对实际 GDP 增速影响最大的挑战之一是杠杆率增速的内生性问题。为了解决这个问题,本文运用信贷标准变动作为杠杆率的工具变量,进行两阶段最小二乘法估计。基准面板工具变量模型设计如下:

$$\Delta LEV_{i,t-4} = \alpha + \beta CSA_{i,t-8} + X_{i,t-4}^T \xi + \mu_i + \nu_{i,t-4} \quad (8)$$

$$\Delta GDP_{it} = \delta + \gamma \Delta LEV_{i,t-4} + X_{i,t-4}^T \theta + \epsilon_i + \varepsilon_{i,t} \quad (9)$$

1 本文季度数据进行 HP 滤波所用的参数 λ 大小为 1600。

式(8)为1阶段回归,式(9)为2阶段回归,其中 i 表示国家, t 表示季度。所有实证模型均控制了国家固定效应。被解释变量 ΔGDP_{it} 为国家 i 在 t 期的实际GDP季度同比增速。解释变量 $\Delta LEV_{i,t-4}$ 为国家 i 在 $t-4$ 期的私人部门杠杆率的季度同比增速 ΔLP 或者非金融企业(家庭部门)杠杆率的季度同比增速 $\Delta LE(\Delta LH)$ 。

控制变量 $X_{i,t-4}$ 包括 $t-4$ 期的政府杠杆季度同比增速, $t-7$ 至 $t-4$ 各季度的政策利率冲击 MPS 和4个季度的信贷需求累积值 $ECDA$ 和 $HCDA$, $t-3$ 至 t 共4个季度通胀率的平均值 IFL ,以及实际GDP增速的滞后项。

工具变量 $CSA_{i,t-8}$ 为信贷标准累计值,其具体含义为国家 i 在 $t-11$ 至 $t-8$ 四个季度的私人部门/企业/家庭信贷标准变化累计值,若1阶段回归系数 β 显著为负,则表明信贷标准的收紧会显著降低杠杆率增速。信贷标准实质上反映贷款申请的拒绝率,其变化的累积值表明银行的信贷政策是持续宽松还是收紧,从而显著影响当前信贷标准的水平。本文主要回归变量的描述性统计在表1中展示¹。

表1 主要回归变量描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
ΔGDP	2108	2.236	3.276	-17.14	25.66
ΔLP	1988	0.527	7.357	-51.45	28.27
ΔLE	2096	-0.819	8.893	-63.69	40.31
ΔLH	1988	1.983	7.883	-43.55	39.30
$PCSA$	1443	22.10	71.49	-255.65	333.88
$ECSA$	1804	21.03	80.31	-252.6	373
$HCSA$	1443	13.09	76.12	-294.4	334.3

四、实证分析

(一)初步证据

图1展示了代表新兴市场(中国、巴西、俄罗斯)和发达国家(美国、德国、日本)的时间序列图,包含私人部门信贷标准变化累积($PCSA$)、杠杆率增速($\Delta Leverage$)、信贷增速($\Delta Credit$)和实际GDP增速(ΔGDP)的变化趋势。该图直观反映了信贷标准与杠杆率增速的负相关关系,以及杠杆率增速与实际GDP增速的负相关关系。

(二)基准结果

表2报告了私人部门杠杆增速对未来一年实际GDP增长的影响。表2列(1)报告了控制变量只加入政府部门杠杆增速和政策利率冲击的回归结果,列(2)至列(4)依次又加

1 信贷标准和信贷需求相关系数绝对值都在0.4内,表明它们反映了明显不同的信息。

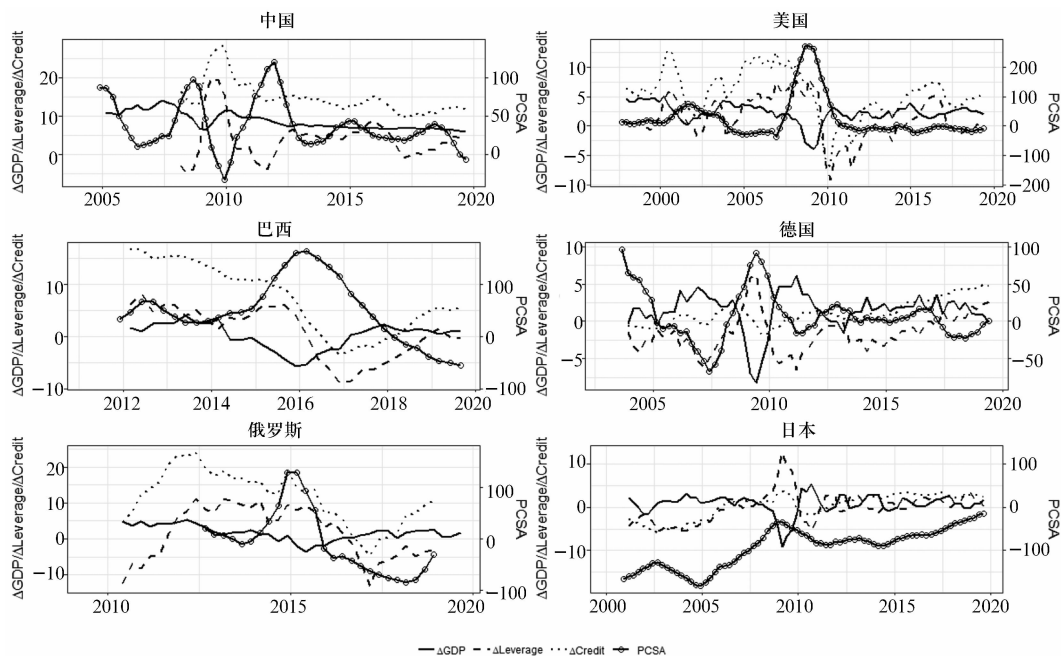


图 1 六国代表性样本

数据来源:PCSA 来自 BLS, ΔGDP 来自 OECD 和各国国家统计局, $\Delta Leverage$ 和 $\Delta Credit$ 来自信贷数据。

入了信贷需求、通胀、GDP 增速滞后项。列(1)至列(4)的 1 阶段结果均显示 PCSA 对 ΔLP 的系数均在 1% 的水平下显著为负值, PCSA 的值越高表示信贷标准在一段时间内持续收紧,其系数显著为负则说明信贷标准越收紧,对应的杠杆率增速则越低,这与本文的初步推断相一致。列(1)中 2 阶段结果表明私人部门杠杆率增速系数为负但是并不显著,这很有可能是模型中存在遗漏变量导致的结果。列(2)至列(4)的 2 阶段结果均表明私人部门总体杠杆增速上升会对未来一年的实际 GDP 增长造成显著负面影响。其中列(4)考虑了所有控制变量,2 阶段回归系数为 -0.431 并在 1% 的水平下显著,1 阶段私人部门信贷标准变化的系数为 -0.0166 且在 1% 的水平下显著,表明私人部门信贷标准每累计放松三个标准差 (-215) 会引起私人部门杠杆增速上升 3.569% ,对应未来一年的 GDP 增速下降 1.54% 。若使用固定效应 OLS,当私人部门杠杆率增速上升 3.569% 时,仅意味着未来一年 GDP 增速下降 0.27% ,说明 OLS 回归存在内生性偏误。

表 2 私人部门杠杆率增速对 GDP 增速的两阶段回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	ΔGDP_t	ΔGDP_t	ΔGDP_t	ΔGDP_t	ΔGDP_t
	A: 2 阶段回归				OLS 回归
ΔLP_{t-4}	-0.0429	-0.360^{***}	-0.381^{***}	-0.431^{***}	-0.075^{***}
	(-0.40)	(-3.16)	(-3.43)	(-3.50)	(-3.84)

续表

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
ΔLG_{t-4}	-0.0427 ** (-2.46)	0.0417 ** (2.08)	0.0451 ** (2.27)	-0.0314 * (-1.73)	-0.0102 (-0.30)
$PCDA_{t-4}$		0.0113 *** (7.91)	0.0110 *** (7.55)	0.0165 *** (9.59)	0.0147 *** (4.52)
控制变量	√	√	√	√	√
B: 1 阶段回归					
$PCSA_{t-8}$	-0.0141 *** (-4.11)	-0.0180 *** (-4.79)	-0.0186 *** (-5.16)	-0.0166 *** (-4.98)	
控制变量	√	√	√	√	√
1 阶段 R ²	0.0660	0.0751	0.1372	0.2378	
C: 诊断统计					
Kleibergen - Paap rk LM 统计量	16.271 [0.0001]	21.689 [0.0000]	24.391 [0.0000]	22.710 [0.0000]	
Kleibergen - Paap Wald rk F 统计量	16.879 {16.38}	22.927 {16.38}	26.667 {16.38}	24.779 {16.38}	
N	1395	1342	1338	1338	1472

注:括号内报告的是面板稳健标准误,()内数值为 t 统计量值,[]内数值为相应检验统计量的 p 值,{ }内数值为 Stock - Yogo 检验 10% 水平上的临界值;*、**和***分别表示估计值在 10%、5% 和 1% 的置信水平上显著;Kleibergen - Paap rk LM 检验的原假设是“工具变量识别不足”,Kleibergen - Paap Wald rk F 检验的原假设是“工具变量为弱识别”。下同。

此外,表 2 中结果表明政府部门杠杆增速与未来经济增长的负相关关系并不稳健,这与跨国实证分析中所发现的两部门间异质性关系相一致(Eberhardt and Presbitero, 2015)。

表 3 将私人部门杠杆拆分进一步研究了企业和家庭杠杆增速的异质性作用¹。

表 3 分部门杠杆率增速对 GDP 增速的两阶段回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	ΔGDP_t	ΔGDP_t	ΔGDP_t	ΔGDP_t	ΔGDP_t
A: 2 阶段回归					
ΔLE_{t-4}	-0.0851 (-1.22)	-0.241 *** (-3.20)	-0.274 *** (-3.76)	-0.320 *** (-3.86)	-0.090 *** (-5.75)
ΔLH_{t-4}	0.185 ** (2.20)	0.158 (1.62)	0.189 * (1.84)	0.238 ** (2.22)	0.0282 (1.50)

1 两部门杠杆增速的相关系数为 0.59,故同时加入回归方程时不存在明显的共线性问题。

续表

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
ΔLG_{t-4}	-0.0599*** (-3.91)	-0.00332 (-0.17)	-0.00122 (-0.06)	-0.0606*** (-2.99)	-0.0230 (-0.66)
$ECDA_{t-4}$		0.00406* (1.83)	0.00533** (2.58)	0.00774*** (3.02)	0.00314 (1.34)
$HCDA_{t-4}$		0.00553** (2.48)	0.00412* (1.94)	0.00551*** (2.74)	0.0100*** (4.80)
控制变量	√	√	√	√	√
B: ΔLE_{t-4} 的 1 阶段回归					
$ECSA_{t-8}$	-0.0126*** (-2.91)	-0.0111** (-2.56)	-0.0135*** (-3.14)	-0.0094** (-2.39)	
$HCSA_{t-8}$	-0.0135*** (-2.82)	-0.0194*** (-3.91)	-0.0180*** (-3.80)	-0.0189*** (-4.35)	
控制变量	√	√	√	√	√
1 阶段 R ²	0.0659	0.1534	0.1840	0.2999	
C: ΔLH_{t-4} 的 1 阶段回归					
$ECSA_{t-8}$	0.00994*** (2.76)	0.0101** (2.53)	0.0080** (2.10)	0.0101*** (2.73)	
$HCSA_{t-8}$	-0.0225*** (-5.36)	-0.0226*** (-4.96)	-0.0214*** (-4.86)	-0.0219*** (-4.97)	
控制变量	√	√	√	√	√
1 阶段 R ²	0.0608	0.0625	0.1081	0.1507	
D: 诊断统计					
Kleibergen - Paap rk LM 统计量	25.651 [0.0000]	23.049 [0.0000]	21.283 [0.0000]	23.404 [0.0000]	
Kleibergen - Paap Wald rk F 统计量	11.961 {7.03}	10.208 {7.03}	9.525 {7.03}	10.496 {7.03}	
N	1395	1342	1338	1338	1472

重点关注的是列(4),估计结果表明,2阶段非金融企业杠杆率增速系数为-0.32并在1%的水平下显著,1阶段中非金融企业信贷标准变化的系数为-0.0094且在1%的水平下显著,表明非金融企业信贷标准每累计放松三个标准差(-240)会引起非金融企业杠杆率增速上升2.256%,对应未来一年的GDP增速下降0.72%。若使用固定效应OLS,当非金融企业杠杆率增速上升2.256%时,仅会引起未来一年GDP增速下降0.20%,两种模型下的回归系数大小差距明显。另一方面,2阶段家庭杠杆率增速系数为0.238,并在5%的水平下显著,1阶段中家庭信贷标准变化的系数为-0.0219并在1%的水平下显著,表明家庭信贷标准每累计放松三个标准差(-230)会引起家庭杠杆率增速

上升 5.037%，对应未来一年 GDP 增速上升 1.20%。若使用固定效应 OLS，当家庭杠杆率增速对未来一年 GDP 增速的影响并不显著。Mian et al. (2017) 表明家庭债务在短期与 GDP 增长正相关而在长期变为负相关，本文结果与 Mian et al. (2017) 中关于家庭杠杆的研究结论一致。另外，本文结果也表明短期利率冲击并未显著影响部门杠杆增速，这表明总量货币政策不直接导致非金融企业杠杆率上升或未来总产出减少¹。

以上结果表明私人部门杠杆增速上升会对未来一年的实际 GDP 增长造成显著负面影响，而这种负面效应主要来自于非金融企业杠杆的快速上升。

(三) 分部门杠杆增速对经济增长的中长期影响

为进一步探讨杠杆增速对经济增长的影响模式，本小节提供了中长期实际 GDP 增速对分部门杠杆增速的两阶段最小二乘回归结果。参考 Mian et al. (2017) 的做法，解释变量保持和第二小节基准模型相同，仅将被解释变量实际 GDP 增速从一年同比变为 N 年同比平均增速，具体结果如下表 4。

表 4 杠杆率增速对中长期 GDP 增速的 2 阶段回归主要结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	ΔGDP_{t+4}	ΔGDP_{t+8}	ΔGDP_{t+12}	ΔGDP_{t+16}	ΔGDP_{t+20}
加总私人部门杠杆率					
ΔLP_{t-4}	-0.211 *** (-2.86)	-0.136 *** (-2.76)	-0.148 *** (-4.10)	-0.163 *** (-5.58)	-0.152 *** (-6.23)
企业、家庭分部门杠杆率					
ΔLE_{t-4}	-0.145 *** (-2.71)	-0.0960 ** (-2.23)	-0.0843 ** (-2.40)	-0.0710 ** (-2.40)	-0.0436 (-1.58)
ΔLH_{t-4}	0.147 * (1.93)	0.0932 (1.63)	0.0106 (0.24)	-0.0549 (-1.44)	-0.104 *** (-2.90)

表 4 中被解释变量 ΔGDP_{t+N} 表示 $t-4$ 至 $t+N$ 即 $\frac{4+N}{4}$ 年的平均同比增速，例如 ΔGDP_{t+4} 表示从 $t-4$ 至 $t+4$ (2 年) 的平均同比增速。由表 4 可知，中长期看，非金融企业杠杆增长过快对经济增长的负面影响仍然显著。但当把时间拉长，家庭杠杆增速对经济增长的影响从显著的正向变为显著的负向，这与 Mian et al. (2017) 的结论一致。

本文发现信贷驱动下非金融企业杠杆快速上升对短期和长期的经济均有负面影响，不容忽视。在各国去杠杆和防范金融风险的进程中，要注意从结构性上管理杠杆。不同于以往以发达国家为样本聚焦于家庭部门杠杆快速增长引致风险的研究，本文强调关注非金融企业部门杠杆率增速。Fisher (1933) 和 Minsky (1977) 均指出企业杠杆率过高的风险。同时，由于僵尸企业的存在、低生产率和资源配置低效等问题加剧了这种风险。自

1 由于篇幅限制，详细结果留存备案。面板 D 表明所有模型均通过了工具变量相关检验。

2008 年以来,我国国有企业和民营企业杠杆率出现了显著分化,国有企业相对民营企业更容易获得信贷资金,但是经营效益却未必高于民营企业(谭小芬和张文婧, 2021)。优质企业对杠杆具有较高的使用效率,其通过负债的方式能够提高生产效率或者能够投资于收益更高的项目从而促进了经济增长,但也有许多利润率不高甚至为负的僵尸企业通过种种渠道也获得了大量的贷款。这一系列问题都表明我国企业部门总杠杆快速上升可能蕴含着大量的风险,不利于经济的平稳增长。

五、稳健性检验

为了确保本文研究结论的可靠性,本部分进行稳健性检验。

(一)用调整后信贷标准累计值作为工具变量

1. 使用信贷标准可观测直接影响因素的拟合值

为了进一步避免工具变量的内生性,尤其是由经济周期和货币政策冲击导致的变动,本文改进了 CSA 的构造方法:首先,基于银行家问卷调查数据集,将信贷标准 CS 对包括三类影响因素(资产负债表、竞争、风险)及 GDP 同比增速和货币政策冲击进行回归(Liu and Zhao, 2023)。然后,利用这三类影响因素对 CS 的拟合值作为新的工具变量,以控制经济周期和货币政策的影响,同时最大限度保留 CS 的直接影响因素。这三个影响因素反映银行的主动信贷供给调整。表 5 中前两列展示了使用该拟合值作为工具变量的回归结果,与基准结论一致,私人部门杠杆快速上升负面作用于未来一年的经济增长,且相对于家庭部门,非金融企业部门杠杆的过快上升更有可能对总产出形成负面影响¹。

列(3)和列(4)报告了以前述回归中同比 GDP 增速和货币政策冲击对 CS 的拟合值作为工具变量的回归结果,即安慰剂检验。结果表明信贷标准对杠杆增速及产出的作用路径由银行主动信贷供给调整行为所驱动,而周期性因素和货币政策因素的作用可以忽略。另外,调整后的工具变量完全控制了经济周期和货币政策冲击对银行信贷标准的影响,进一步说明了对未来 GDP 增速形成负面风险积累的原因在于金融机构及投资者主动风险承担行为所引起宏观杠杆率上升,而不是一般性的宏观杠杆率上升。

2. 对信贷标准指标的进一步处理

Bassett et al. (2014)提出了一种改进的银行信贷供给指标。他们认为,经过“清洗”的贷款标准变化指标可以有效排除贷款需求变化、经济前景、银行盈利性及资产质量等内生性来源,并更真实反映银行贷款供应的变化。为更好地捕捉银行信贷供应冲击和缓解潜在的内生性担忧,本文参考该方法,首先进行如下固定效应回归,以对贷款标准变化指标进行“清洗”:

$$CS_{i,t} = \alpha + \beta_1 CS_{i,t-1} + \beta_2 CD_{i,t} + \phi E_{i-h}[\Delta GDP_{y+1}] + \varphi^T f_{i,t} + \Theta^T Z_{i,t-1} + \eta_i + \varepsilon_{i,t} \quad (10)$$

¹ 由于并非所有国家 BLS 都报告信贷标准影响因素的数据,因此表 5 面板 A 的样本量较基准结果表 2 和表 3 有明显下降。这也是本文基准结果以未经调整的信贷标准累计值为工具变量的主要原因。

$CS_{i,t}$ 表示国家*i*第*t*季度的贷款标准变化; $CD_{i,t}$ 是国家*i*第*t*季度的贷款需求变化; $E_{i,t-h}[\Delta GDP_{y+1}]$ 代表经济前景,即为*t*季度可得的最关于未来一年GDP增长的预测值,该指标来源于IMF世界经济展望数据库¹; $f_{i,t}$ 表示当前经济状况变化,包括当期同比GDP增长率、当期同比失业率变化以及政策利率的环比变化; $Z_{i,t-1}$ 是滞后一期的银行特定因素变量,包括利息收入占营业收入的比率变化 $\Delta BIR_{i,t-1}$ (银行盈利能力指标)、贷款损失准备金率变化 $\Delta LLP_{i,t-1}$ (银行资产质量指标)和流动资产占总资产比率 $LIQ_{i,t-1}$ (银行流动性指标),数据均来自于BankFocus²。回归结果见表5列(5)和列(6),与表2和表3基准结果保持总体一致。

表5 改变工具变量构造方法

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	ΔGDP_t	ΔGDP_t	ΔGDP_t	ΔGDP_t	ΔGDP_t	ΔGDP_t
	以信贷标准拟合值为工具变量		以残差项为工具变量		以经“清洗”后信贷标准变化为工具变量	
ΔLP_{t-4}	-0.403*		-0.0658		-1.348***	
	(-1.95)		(-1.11)		(-2.63)	
ΔLE_{t-4}		-0.360***		0.0765		-0.469***
		(-2.72)		(0.41)		(-3.65)
ΔLH_{t-4}		0.217*		-0.122		-0.298
		(1.77)		(-0.60)		(-1.18)
控制变量	√	√	√	√	√	√
N	767	767	990	990	1058	1058

(二)其他稳健性检验方法

(1)将信贷增速作为主要解释变量。使用分部门信贷增速替代前文的杠杆增速,重新估计模型,结果与基准一致。(2)在基础回归中加入长期利率。与银行等金融机构主动风险承担行为及宏观杠杆率密切相关的一个因素是长期利率。若长期利率较低,可能诱发金融机构或投资者“收益搜寻”(search for yield)行为,增加主动风险承担并制造信贷繁荣。本文也在控制变量中加入长期利率,结论不变。(3)使用经典文献中控制变量。引入既有文献中已被一致证实的、与经济增长有着明确影响关系的其他变量,如人口增速、贸易开放度变化等,回归结果仍然稳健³。(4)更换货币政策度量。本文也采用政策利率差分重新衡量货币政策,主要结论不变,证明了原货币政策冲击测算的可靠性。(5)

1 由于IMF每年发布两次GDP增长预测数据,一般情况下为4月(春季)和10月(秋季),因此考虑某国某季度未来一年的经济预测数据时,本文采取此时可得的最近期IMF预测数据填充。

2 由于BankFocus中各国银行特征的季度数据仅从2016年第一季度开始可得,且缺失较为严重,因此本文使用各国微观银行特征年度数据,并按资产规模加权处理得到一国的总的银行特征年度数据,然后使用三次样条插值法将年度数据转换为季度数据。

3 未在基准回归中控制是因为这些变量大多缺乏季度数据。

添加金融危机及欧债危机虚拟变量。样本期内发生的危机本身均带来严重的经济衰退, 尽管文献中的主流意见是这些危机本身就是信贷膨胀的结果, 但危机引起的 GDP 下跌仍然混合了宏观杠杆之外的其他因素。为排除这些危机影响, 本文加入了对应的虚拟变量进行回归, 结果与基准一致, 说明危机未主导本文基准结果。

六、异质性分析: 发达国家与新兴市场国家

自 2008 年国际金融危机爆发后, 发达经济体和新兴市场经济体各部门杠杆率呈现出不同的变化趋势, 发达经济体家庭部门持续去杠杆, 非金融企业部门杠杆率较为平稳; 而新兴市场经济体两部门持续加杠杆。本部分将考虑在发展程度不同的经济体中, 基准结论是否具有异质性。如前所述, 本文 42 个样本国包含 21 个发达经济体和 21 个新兴市场经济体。分样本及其长短期效应的回归结果如表 6 所示。

表 6 发达国家与新兴市场国家杠杆率增速对不同期限 GDP 增速影响的 2 阶段回归主要结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	ΔGDP_t	ΔGDP_{t+4}	ΔGDP_{t+8}	ΔGDP_{t+12}	ΔGDP_{t+16}	ΔGDP_{t+20}
A: 发达国家						
加总私人部门杠杆率						
ΔLP_{t-4}	-2.956 (-0.90)	-1.035 (-1.35)	-0.350 (-1.34)	-0.324* (-1.84)	-0.450* (-1.94)	-0.361* (-1.72)
企业与家庭分部门杠杆率						
ΔLE_{t-4}	-0.0314 (-0.14)	0.0302 (0.25)	0.0468 (0.74)	-0.0142 (-0.30)	-0.106** (-2.07)	-0.117** (-2.05)
ΔLH_{t-4}	0.871** (2.11)	0.517** (1.99)	0.140 (1.00)	0.0132 (0.14)	-0.0825 (-1.50)	-0.131*** (-2.68)
B: 新兴市场国家						
加总私人部门杠杆率						
ΔLP_{t-4}	-0.259*** (-3.90)	-0.195*** (-3.56)	-0.104** (-2.44)	-0.0872*** (-3.15)	-0.0611*** (-3.44)	-0.0614*** (-3.22)
企业与家庭分部门杠杆率						
ΔLE_{t-4}	-0.215*** (-2.81)	-0.141** (-2.48)	-0.0899** (-2.17)	-0.0683** (-2.40)	-0.0508** (-2.50)	-0.0183 (-1.07)
ΔLH_{t-4}	-0.0462 (-0.93)	-0.0456 (-1.36)	-0.0178 (-0.79)	-0.0240 (-1.24)	-0.0148 (-0.78)	-0.0417** (-2.09)

表 6 中 A 和 B 分别为以发达国家和新兴市场国家为样本的实证结果。首先考虑短期效应, 在发达国家, 非金融企业杠杆率增速对未来一年的总产出增长的影响并不显著,

家庭杠杆增速的影响显著为正。在新兴市场国家,非金融企业杠杆率增速上升会显著降低未来一年的经济增速,而家庭的影响并不显著。该结果表明,相比于发达国家,在短期新兴市场国家非金融企业杠杆率对经济的负面影响更为明显。

结合列(2)至列(6)的中长期结果,可知前文所得到的分部门杠杆率增速对经济增长的影响机制在发达经济体中并不明显。在发达国家,家庭杠杆率增速短期内促进经济增长,但长期抑制经济增长,与 Mian et al. (2017)的发现相符。此外,非金融企业杠杆率的快速上升在发达国家长期也负面影响经济增长。相比之下,在新兴市场,无论短期还是长期,非金融企业杠杆率的上升都显著负面影响经济增长。这与新兴市场的金融体系相对脆弱、抵御风险能力较弱、法律制度不完善和清算成本高昂有关。如 Jordà et al. (2022)所述,高昂的清算成本将会导致僵尸企业更有可能出现并且持续存在,影响未来生产率增长。因此新兴市场经济体过高和增长过快的企业杠杆率更不利于经济的高质量发展。以往基于发达经济体的研究突出了家庭部门杠杆的上升对未来总产出的负面影响,而本文的结论表明新兴市场国家更应高度关注非金融企业杠杆率的过快上升问题,如果直接参考借鉴基于发达经济体样本的主流文献的研究结果,则容易出现偏差。

七、结 论

为了解决长期存在的宏观杠杆率变动与总产出变动间的因果识别问题,本文使用信贷标准变化作为排除了银行信贷需求面影响的宏观杠杆率工具变量,以1994年至2019年42个国家为样本,识别了供给面驱动的分部门杠杆率增速对总产出的影响。

本文的研究结论表明:第一,银行信贷供给面贷款标准的放松所引起的非金融企业杠杆率的快速上升,会导致未来总产出的下降。银行放宽贷款标准并增加风险承担并未促进经济增长。第二,家庭部门杠杆率短期内促进实际GDP增长,但长期影响可能逆转。与主要聚焦于发达国家、强调家庭杠杆负面影响的以往文献不同,本文发现非金融企业部门杠杆的快速增长对经济有持续负面影响,应引起更多关注。第三,相对于发达经济体,新兴市场国家的非金融企业杠杆率上升对经济的负面影响更深远,故不宜直接借鉴以往文献中基于发达国家的研究结论。

除此之外,本文采用了多种稳健性检验方法,并对基准回归中工具变量进行调整以控制经济周期和货币政策的影响,从而排除内生性担忧,结论均不变。

本文的政策启示在于:第一,研究表明银行主动风险承担、积极放贷会加速杠杆上升,不利于经济增长,因此需要对金融业的主动风险承担行为所造成的宏观杠杆率上升高度警惕。国际金融危机以来的十多年里,我国金融资产的风险向银行部门集中,但正如易纲(2020)所言,金融机构尤其是银行风险集中,容易扭曲激励约束机制,降低金融资源配置效率,还会扭曲风险定价,导致金融资产总量过快膨胀和部分资产质量下降,放大金融风险;需要注意金融供给侧结构性改革,优化信贷供给结构,稳定银行信贷标准,防止信贷标准大幅放松带来的杠杆积累对经济高质量发展造成负面影响。第二,在进行宏观杠杆率管理

时,相比于发达国家,新兴市场经济体更应该高度关注非金融企业杠杆率的过快上升问题。

参 考 文 献

- [1] 陈雨露、马勇和阮卓阳,2016,《金融周期和金融波动如何影响经济增长与金融稳定?》,《金融研究》第 2 期,第 1 ~ 22 页。
- [2] 苟琴、耿亚莹和谭小芬,2022,《跨境资本涌入与非金融企业杠杆率》,《世界经济》第 4 期,第 54 ~ 79 页。
- [3] 黄宪、刘岩和童韵洁,2019,《金融发展对经济增长的促进作用及持续性研究——基于英美、德国、法国法系的比较视角》,《金融研究》第 12 期,第 147 ~ 168 页。
- [4] 纪敏、严宝玉和李宏瑾,2017,《杠杆率结构、水平和金融稳定——理论分析框架和中国经验》,《金融研究》第 2 期,第 11 ~ 25 页。
- [5] 纪洋、葛婷婷、边文龙和黄益平,2021,《杠杆增速、部门差异与金融危机——“结构性去杠杆”的实证分析与我国杠杆政策的讨论》,《经济学(季刊)》第 3 期,第 843 ~ 862 页。
- [6] 金鹏辉、张翔和高峰,2014,《银行过度风险承担及货币政策与逆周期资本调节的配合》,《经济研究》第 6 期,第 73 ~ 85 页。
- [7] 刘晓光、刘元春和王健,2018,《杠杆率、经济增长与衰退》,《中国社会科学》第 6 期,第 50 ~ 70 + 205 页。
- [8] 马勇和陈雨露,2017,《金融杠杆,杠杆波动与经济增长》,《经济研究》第 6 期,第 31 ~ 45 页。
- [9] 谭小芬和张文婧,2021,《财政分权、地方政府行为与企业杠杆率分化》,《经济研究》第 6 期,第 76 ~ 92 页。
- [10] 易纲,2020,《再论中国金融资产结构及政策含义》,《经济研究》第 3 期,第 4 ~ 17 页。
- [11] 中国人民银行杠杆率研究课题组,2015,《中国经济杠杆率水平评估及潜在风险研究》,《金融监管研究》第 5 期,第 23 ~ 38 页。
- [12] Arcand, J. L., E. Berkes and U. Panizza, 2015, “Too Much Finance?” *Journal of Economic Growth*, 20(2), pp. 105 ~ 148.
- [13] Bassett, W. F., M. B. Chosak, J. C. Driscoll and E. Zakrajšek, 2014, “Changes in Bank Lending Standards and the Macroeconomy”, *Journal of Monetary Economics*, 62, pp. 23 ~ 40.
- [14] Bezemer, D., and L. Zhang, 2019, “Credit Composition and the Severity of Post - Crisis Recessions”, *Journal of Financial Stability*, 42, pp. 52 ~ 66.
- [15] Cecchetti, S. G., M. S. Mohanty and F. Zampolli, 2011, “The Real Effects of Debt”, *Jackson Hole Economic Symposium Conference Proceedings*, pp. 145 ~ 196.
- [16] Ciccarelli, M., A. Maddaloni and J. L. Peydró, 2015, “Trusting the Bankers: A New Look at the Credit Channel of Monetary Policy”, *Review of Economic Dynamics*, 18(4), pp. 979 ~ 1002.
- [17] Eberhardt, M., and A. F. Presbitero, 2015, “Public Debt and Growth: Heterogeneity and Non - Linearity”, *Journal of International Economics*, 97(1), pp. 45-58.
- [18] Eggertsson, G. B., and P. Krugman, 2012, “Debt, Deleveraging, and the Liquidity Trap: A Fisher - Minsky - Koo Approach”, *Quarterly Journal of Economics*, 127(3), pp. 1469 ~ 1513.
- [19] Del Giovane, P., G. Eramo and A. Nobili, 2011, “Disentangling Demand and Supply in Credit Developments: A Survey - Based Analysis for Italy”, *Journal of Banking & Finance*, 35(10), pp. 2719 ~ 2732.
- [20] Fisher, I., 1933, “The Debt - Deflation Theory of Great Depressions”, *Econometrica*, 1(4), pp. 337 ~ 357.
- [21] Gopinath, G., Ş. Kalemli - Özcan, L. Karabarbounis and C. Villegas - Sanchez, 2017, “Capital Allocation and Productivity in South Europe”, *The Quarterly Journal of Economics*, 132(4), pp. 1915 ~ 1967.
- [22] Jiménez, G., S. Ongena, J. L. Peydró and J. Saurina, 2012, “Credit Supply and Monetary Policy: Identifying the Bank Balance - Sheet Channel with Loan Applications”, *American Economic Review* 102(5), pp. 2301 ~ 2326.
- [23] Jordà, Ò., M. Kornejew, M. Schularick and A. M. Taylor, 2022, “Zombies at Large? Corporate Debt Overhang and

- the Macroeconomy”, *Review of Financial Studies*, 35(10), pp. 4561 ~ 4586.
- [24] Jordà, Ò., M. Schularick and A. M. Taylor, 2017, “Macroeconomic History and the New Business Cycle Facts”, *NBER Macroeconomics Annual*, 31(1), pp. 213 ~ 263.
- [25] Justiniano, A., G. E. Primiceri and A. Tambalotti, 2011, “Investment Shocks and the Relative Price of Investment”, *Review of Economic Dynamics*, 14(1), pp. 102 ~ 121.
- [26] Kalemli – Ozcan, S., L. Laeven and D. Moreno, 2022, “Debt Overhang, Rollover Risk, and Corporate Investment: Evidence from the European Crisis”, *Journal of the European Economic Association*, 20(6), pp. 2353 ~ 2395.
- [27] Kindleberger, C. P., 1978, *Manias, Panics, and Crashes: A History of Financial Crises*, New York, NY: Basic Books.
- [28] Lown, C. and D. P. Morgan, 2006, “The Credit Cycle and the Business Cycle: New Findings Using the Loan Officer Opinion Survey”, *Journal of Money, Credit and Banking*, 38(6), pp. 1575 ~ 1597.
- [29] Liu, Y., and X. Zhao, 2023, “On the Factors Driving Bank Lending Standards: Global Evidence from Bank Lending Surveys”, *Economics Letters*, 233, p. 111431.
- [30] Mendoza, E. G. and M. E. Terrones, 2008, “An Anatomy of Credit Booms: Evidence from Macro Aggregates and Micro Data,” NBER Working Paper. No. 14049.
- [31] Mian, A., A. Sufi and E. Verner, 2017, “Household Debt and Business Cycles Worldwide”, *Quarterly Journal of Economics*, 132(4), pp. 1755 ~ 1817.
- [32] Minsky, H. P., 1977. “The Financial Instability Hypothesis: An Interpretation of Keynes and an Alternative to ‘Standard’ Theory”, *Challenge*, 20, pp. 20 ~ 27.
- [33] Müller, K., and E. Verner, 2024. “Credit Allocation and Macroeconomic Fluctuations”, *Review of Economics Studies*, forthcoming.
- [34] Philippon, T., 2015, “Has the US Finance Industry Become Less Efficient? On the Theory and Measurement of Financial Intermediation”, *American Economic Review*, 105(4), pp. 1408 ~ 1438.
- [35] Schularick, M. and A. M. Taylor, 2012, “Credit Booms Gone Bust: Monetary Policy, Leverage Cycles, and Financial Crises, 1870 – 2008”, *American Economic Review*, 102(2), pp. 1029 ~ 1061.
- [36] Van der Veer, K. J. M. and M. M. Hoerberichts, 2016, “The Level Effect of Bank Lending Standards on Business Lending”, *Journal of Banking & Finance*, 66, pp. 79 ~ 88.

Bank Lending Surveys and Credit Cycles Revisited

LIU Yan ZHAO Xueqing

(Economics and Management School, Wuhan University; School of Economics, Peking University)

Summary: The 2008 global financial crisis underscores the risks of high macroeconomic leverage and highlights the classic credit – driven financial cycle theories of Kindleberger (1978) and Minsky (1977), fueling extensive theoretical and empirical research post – crisis (Eggertsson and Krugman, 2012; Schularick and Taylor, 2012). Concurrently, China witnessed a significant rise in its macro leverage ratio, drawing concentrated policy attention. In 2015, China embarked on a deleveraging policy, and in recent years, it has implemented a series of measures to curb the growth of leverage. However, stimulus policies due to the COVID – 19 pandemic in 2020 have reignited concerns about macro leverage risks. Global liquidity stimulus policies increase macro leverage ratios, raising a critical, unresolved question about their impact on the global economy.

The core of credit – driven financial cycle theory pertains to the excessive flow of credit from the financial sector to non – financial sectors, creating investment surpluses and asset bubbles. This illusory prosperity fails to generate real output, leading to defaults, asset crashes, and economic downturns through Fisher’s (1933) debt – deflation mechanism. The theory predicts that credit supply-induced increases in the macro leverage ratio (credit stock/total output) result in reduced future output. Although the literature confirms a negative relationship between macro leverage and future total output, it fails to establish causality, making it unable to provide credible validation of debt – driven financial cycle theory. Understanding the dynamics of changes in leverage is crucial for devising precise macro leverage management policies. The key mechanism of debt – driven financial cycles is excessive credit supply, marking supply – side – driven leverage changes as particularly hazardous. Accurately identifying supply – side credit effects on future output is vital for optimal macro policy decisions. In this study, we manually collect a novel cross – country dataset (from the Bank Lending Survey), covering quarterly data for 42 countries from 1994 to 2019. We utilize bank lending standards to measure credit supply directly, retest credit cycle theory, and offer policy insights for emerging markets such as China. All of this work has important theoretical value and practical significance.

First, using the standard two – stage least squares method, we assess how supply – driven sectoral leverage influences total output. We note that a 1% increase in private sector macro leverage due to relaxed credit standards leads to a 0.23% -0.43% decline in total output growth over the next year, with a 5 – year average reduction of about 0.15%. Second, by differentiating between the corporate and household sectors, our results show that an increase in non – financial corporate leverage driven by credit supply reduces future total output growth, while household leverage affects economic growth positively in the short term but negatively in the long term. These findings persist even when cyclical factors in credit standards are considered. Third, our findings indicate that stimulative policies, such as the aggregate monetary policy, do not directly lead to sectoral leverage increases or negatively affect future total output growth, thus mitigating concerns about leverage changes due to countercyclical stimulus policies. Lastly, distinguishing between developed and emerging market economies, we observe that in emerging markets, a rapid increase in non – financial corporate sector leverage significantly and persistently dampens total output growth, indicating potential biases if macro leverage management policies in emerging markets directly draw from findings based on developed economy samples.

We make three key contributions. First, we systematically compile Bank Lending Survey data from 42 countries, detailing information such as credit standards for effective use in academic and policy research and thereby enriching the literature on banking and credit. Second, we effectively address the prominent endogeneity issues in the credit cycle literature, providing more reliable validation of debt – driven financial cycle theory. Finally, our findings emphasize the need to maintain stable credit standards and supplies for economic stability, particularly alerting emerging economies to the risks of rapid leverage increases driven by corporate sector credit. In summary, our conclusions provide credible insights for leverage management policies, particularly in emerging market countries such as China.

Keywords: Credit Cycles, Credit Standards, Macro Leverage, Aggregate Output

JEL Classification: E32, E51, G21

(责任编辑:林梦瑶)(校对:ZL)