银行家问卷调查与信贷周期理论的再检验*

刘　岩[†]　　　　赵雪晴[‡]

(武汉大学经济与管理学院，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危机。本文手工收集了 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对信贷供给进行直接测度，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。主要发现如下：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%，而 5 年的平均增速将下降 0.15%左右。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，且家庭部门杠杆在短期对总产出的刺激效应也不显著。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，且新兴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：D14；E32；E51；G21；G32

---

* 本研究受到国家自然科学基金（项目号：72173091）与社科基金重大项目（项目号：20&ZD105）资助。文责自负。

† 通讯作者。武汉大学经济发展研究中心、经济与管理学院副教授，E-mail: yanliu.ems@whu.edu.cn。

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

一、引言

2008 年全球金融危机的一个主要经验教训，就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。这同样复兴了经典的 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）。同期中国的宏观杠杆率出现明显上升，并一度在全球处于较高水平（易纲，2020）。高杠杆所引发的下行风险成为宏观经济与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）。2015 年中央经济工作会议首次提出“去杠杆”的工作任务，随后几年宏观杠杆率管理政策逐渐细化，相继出台金融去杠杆、结构性去杠杆等具体措施，宏观杠杆率过快上升的态势得到基本控制。然而 2020 年新冠疫情爆发所带来的巨大紧缩性冲击，又促使政府推出一系列刺激政策，进而再次引发对宏观杠杆率风险的担忧。新冠疫情全球大流行之后，世界范围内“大水漫灌”式的流动性刺激政策，广泛推高了各国宏观杠杆率。由此引发的新一轮全球信贷周期将如何影响全球经济，再度成为一个亟待精准分析、科学判断的重要问题。

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的信贷，形成普遍的投资过剩与资产价格泡沫，但虚假“繁荣”并未最终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，而这就需要对杠杆变动的机理有进一步的认识。事实上，债务驱动金融周期理论的关键机制在于信贷供给而非需求：金融体系过度的信贷供给是引发经济紧缩甚至危机的“原罪”，因此真正危险的杠杆变动一定是供给侧所引发的。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（Svensson，2017；Stein，2021）。

针对上述问题，本文利用一套手工收集的全新跨国数据，在对一国信贷供给情况进行直接测度，进而准确识别宏观杠杆变动的供给与需求因素基础上，对信贷周期理论进行了更为精确的再检验。本文手工收集了 42 个国家央行所进行的银行家问卷调查（Bank Lending Survey，BLS）数据，涵盖 1994 至 2019 年的季度样本。该类问卷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。从信息内涵的实质属性来看，前者测度的是独立于信贷需求的银行信贷供给行为。这就为宏观杠杆率与 GDP 的回归分析提供了一个可以排除需求面影响的工具变量。在此基础上，匹配这 42 个国家的 GDP 增长率、分部门杠杆增长率等数据，本文得以通过标准的工具变量法识别出供给面驱动的分部门杠杆率对总产出的影响。此外，本文通过一系列变量，控制了货币政策等因素对分部门杠杆率及总产出的影响，从而较为准确的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，基于分样本的回归结果，本文讨论了分部门杠杆率在发达经济体与新兴市场经济体间作用的差异性。

本文的主要发现如下。第一，工具变量回归表明，银行信贷供给面驱动的非金融企业杠杆率增速上升，会导致未来总产出增速的下降。第二，家庭部门杠杆率增速对未来经济增长的短期效应为正，长期效应为负。第三，进一步控制银行信贷标准这一信用供给侧指标中的周期性因素后，工具变量估计结果依然稳健。特别的，以总量货币政策为代表的刺激性政策并不会直接引致部门杠杆率的上升，从而对未来的总产出增长产生负面作用。第四，区分发达经济体与新兴市场经济体样本的估计结果表明，后者中非金融企业部门杠杆的过快上升会对总产出增长形成更为显著和持续的负面影响。这表明基于发达经济体样本的主流文献的研究结果，如果直接用于对新兴市场经济体的宏观杠杆率管理政策进行参考借鉴，则容易出现偏差。

相较于已有文献，本文的学术贡献主要集中在以下三点。第一，本文系统整理了 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，本文较为有效的克服了已有文献中突出的内生性问题，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，新兴市场经济体应该高度关注非金融企业杠杆率的过快上升问题。

本文的结构安排如下。第二节是文献与理论框架分析；第三节是数据介绍与基准实证模型设定；第四节是实证分析；第五节是稳健性检验；第六节是发达国家与新兴市场经济异质性检验；第七节是结论。正文表格中略去的实证结果，均在附录中。

二、文献与理论机制分析

（一）杠杆率与经济增长的关系

关于杠杆率与经济增长的关系，学术界普遍认为合理范围内的杠杆率对经济增长具有促进作用，而过高的杠杆率则可能会引发金融危机，对经济增长造成负面影响，即杠杆率水平存在阈值效应（Minea and Parent，2012；刘晓光等，2018）。近年来一些学者开始关注分部门杠杆率对金融危机或经济增长的影响，Büyükkarabacak and Valev（2010）的研究表明私人信贷扩张是随后银行危机的重要预测指标，并得出结论家庭信贷扩张已成为银行危机在统计

和经济上的重要预测指标，企业信贷扩张也与银行业危机有关。与传统分析使用的 BIS 口径的信贷数据不同，Bezemer et al.（2017）构建了一个新的信贷数据集，该数据集将银行信贷分为四类，分别是住房抵押信贷、消费信贷、对非银行金融机构的贷款以及非金融企业信贷。Bezemer and Zhang（2019）利用上述数据集中 51 个经济体的数据研究了信贷构成的变化如何加深了危机后的停滞，他们认为不同类型信贷对增长和稳定的影响不同，信贷构成的变化在解释衰退严重性方面胜过总信贷增长。何德旭和冯明（2021）认为近年来中国金融体系中存在的社会融资总体回报率下降和宏观杠杆率攀升等问题，主要不是总量问题，而是结构问题。

高私人债务水平甚至在没有金融危机的情况下也会阻碍经济增长（International Monetary Fund，2016a）。Cecchetti et al.（2011）使用 18 个 OECD 国家研究了分部门宏观杠杆率与经济增长的关系，研究表明分部门杠杆超过一定水平时会拖累经济增长。Bezemer et al.（2014）对 46 个国家 1990 至 2011 年的面板数据研究发现，尽管信贷供给在短期内可能刺激经济增长，但从长期来看过度的银行信贷对经济增长的影响总体呈现出负效应。Puente-Ajovín and Sanso-Navarro（2015）以 16 个 OECD 国家为样本研究了私人部门债务（尤其是家庭部门）与经济增长存在格兰杰因果关系。Gómez-Puig and Sosvilla-Rivero（2018）以欧元区国家为样本发现不同部门杠杆对经济增长的影响不同，且在不同国家之间具有异质性。马勇和陈雨露（2017）发现金融杠杆与经济增长之间存在显著的“倒 U 型”关系。

一些文献将私人部门信贷占 GDP 的比作为金融发展程度的度量，使得本文与金融发展领域的实证文献有一定的相关性。一系列文献发现了金融发展可以预测或促进经济增长（King and Levine，1993a；Levine et al，2000；Rioja and Valev，2004）。Easterly et al.（2001）的经验表明，金融深度与产出增长波动性之间存在凸非单调关系。Loayza and Ranciere（2006）发现金融发展与增长之间长期为正相关关系，短期为负相关关系。Rioja and Valev（2004）以及 Shen and Lee（2006）等发现，尽管金融发展在总体上有助于促进 GDP 增长, 但过高的金融杠杆仍然可能对经济增长产生负面影响。Beck et al.（2012）发现家庭和企业对经济增长的影响不同，金融发展对增长的积极影响是由银行向企业而非家庭贷款推动的。随后，Arcand et al.（2015）以私人信贷与 GDP 的比衡量金融深度并发现其存在阈值效应，金融深度超过一定阈值时开始对经济增长产生负面。另外，金融影响经济增长的方式可能取决于贷款是用于为生产性资产投资融资，还是用于助长投机泡沫。总而言之，把信贷与 GDP 的比值作为金融深化或金融发展衡量指标并研究其与经济增长的关系的一类文献和直接考察杠杆与经济增长关系的文献所得主要结论一致，即金融发展或杠杆对经济发展的影响非线性。

现有相关文献研究的重点均为杠杆水平，对杠杆增速的研究较少。政策部门与学术界就应该“控制杠杆水平，坚持去杠杆”或是“控制杠杆增速，着重稳杠杆”的问题已展开激烈讨论，但未达成共识（纪洋等，2021）。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的空间。综合考虑经济增长对债务融资的需求，以及防范杠杆过快上升可能导致的风险，保持宏观杠杆率基本稳定是适宜选

择。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）以私人部门信贷/GDP 为基础定义了金融周期和金融波动，研究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 42 个经济体从 1980 年至 2017 年的分部门杠杆率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，一定程度上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。除此之外，纪洋等人的研究结果也表明不同部门的杠杆率增速对金融危机的影响存在异质性。

基于以上研究现状，本文旨在通过标准的面板工具变量法评估分部门杠杆增速对经济增长的影响来填补文献中的空白。

（二）部门杠杆与宏观资产核算

不同部门的杠杆之间具有怎样的联系，与宏观国民经济之间具有怎样的关系？本小节将分析家庭、企业和政府三个部门杠杆率与宏观国民经济、宏观资产核算间的关系。从宏观资产核算的角度看，有如下会计等式成立：

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

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：

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

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：

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

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。

上述会计等式左端，可以理解为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，也可以看到部门的负债加总，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（investment specific shock）——或理解为无效投资——带来的差额[①]。因此，流量方程需写为

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

我们以该流量方程为基础理论框架，用以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）所对应的无效投资比例通常认为较大（住房、装修、耐用品等），该部分投资不易带来生产性资本的增加，因此家庭部门加杠杆较难对经济生产能力和效率带来显著贡献。实证方面，新近研究为上述观点提供了广泛支持，如 Mian et al.（2017）使用 BIS 口径的家庭和非金融企业的信贷数据，以 30 个发达国家为样本研究了家庭负债和企业负债与商业周期之间的关系。研究结果表明家庭债务杠杆率增速的上升能够引起实际 GDP 增速的下降和失业率的上升。信贷供应扩张可以通过影响生产能力或影响家庭需求来影响经济，信贷扩张与随后的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（Mian and Sufi，2018；Mian et al.，2020）。

非金融企业杠杆上升所对应的新增资本比例通常高于家庭部门，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，该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的风险，此时银行便会倾向于收紧贷款，造成企业生产和融资成本提高，生产效率下降，导致企业效益恶化。另外企业总生产率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。一些公司规模更大，拥有更大的净资产并具有政治上的联系时就可以轻松地借贷，这反过来又帮助他们筹集了资金，但它们不一定是生产率最高的公司，进而导致企业间资本配置不当，从而引起经济的生产率下降。Gopinath et al.（2017）通过对 2000 年代南欧国家的企业杠杆运行模式进行详尽的理论与量化研究，说明了上述机理。Minsky 提出的金融不稳定假说也同样支持非金融企业杠杆高企可能对经济产生负面影响这一观点。Minsky 认为为投资进行融资是经济中“不稳定性”的重要来源，他将融资分为对冲融资、投机融资和庞氏融资三类，一般情况下短期利率要低于长期利率，对冲融资通过增加短期借贷从而转

[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，亦称作边际投资效率（marginal efficiency of investment），是经济周期波动的主导性影响因素（Justiniano et al.，2011）。

变为投机融资以获取利润。当投机融资规模不断扩大时，资产的价格会由于对资产的需求的上升而随之上升，投机融资很容易变为庞氏融资。当资产价格和利率上涨时风险加大，投资热度消退，引发流动性不足的问题，因此庞氏融资将会占据主导地位。企业过度借贷导致杠杆率高企，为了清偿债务不得不廉价出售资产，降低资产价值，抑制经济发展。在理论建模方面，Allen and Gale（2000）构建了“信贷-资产泡沫模型”，解释了“价格上涨-泡沫破灭-危机爆发”的三阶段历程，并利用该模型表明信贷过度扩张最终会导致资产价格泡沫的系统性风险。

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，结果，这些公司不得不大量减少其经济活动，不利于经济发展。Bridges et al.（2017）的研究表明在企业杠杆率处于历史高位的情况下，企业债务与 GDP 之比的强劲增长更有可能加剧经济下滑。

（三）杠杆的异质性影响

另外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，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）使用事件研究方法分别对新兴市场国家和工业化国家的宏观和微观经济数据与信贷膨胀之间的经验规律进行研究，发现信贷扩张对宏观、微观经济波动影响更大的是新兴经济体。Claessens et al.（2012）的研究结果表明，发达经济体和新兴经济体对金融干扰的反应之间存在差异。一些学者认为新兴市场经济体的信贷繁荣会引发金融危机以及随后而来的经济危机，但在发达经济体并非如此。发达经济体的金融体系更加成熟，因此，金融体系可以支持的总体信贷水平远高于新兴经济体，这可以解释信贷繁荣在两类经济体中作用的差异性（Mendoza and Terrones，2012；Schularick and Taylor，2012）。Rey（2015）的研究表明，对于新兴市场，资本流动、资产价格和信贷增长等变量之间存在协同变动模式，即存在一个“全球性金融周期”，这与金融市场的不确定性和风险规避息息相关。同时，全球金融周期会在新兴市场造成繁荣与萧条，资本流动的激增会导致过多的信贷创造并深刻地影响商业周期。Grintzalis et al.（2017）也认为新兴市场经济体的信贷增长强劲会加剧人们对信贷失衡和信贷周期转向可能对全球前景构成风险的担忧。有利的全球筹资条件可以提供巨大的推动力鼓励资本流向新兴市场经济体，尽管全球和国内宽松的融资条件可能在短期内有助于维持新兴市场经济的增长，但中期脆弱性却有所增加，这表明新兴市场经济体的经济前景很容易受到国内和全球信贷周期转变的影响。Jordà et al.（2022）的研究表明当债务重组和清算的成本变得更高时，僵尸企业更有可能出现并持续存在，商业信贷繁荣对未来经济的不利影响会更大。相较于发达国家，新兴市场国家在债务重组和清算方面效率比较低，因此会导致企业部门债务挤压问题更大。基于 Jordà et al.（2022）所述机制和新兴市场国家与发

达国家法律制度环境的差异，企业部门信贷繁荣对未来宏观经济的影响会在两类国家间表现出一定的异质性。

上述文献再次确认了宏观杠杆率过快上升容易导致未来经济增长的下降甚至持续性紧缩，并指出这种关系在新兴市场国家中更为突出。但这类文献并未考察分部门杠杆率变化在发达经济体与新兴市场经济体间对总产出作用可能存在的差异，而这一问题是本文所要考察的内容之一。

（四）宏观杠杆率供给面识别与银行家问卷调查相关研究

宏观杠杆率与经济周期波动的动态关系的一个识别难点，在于如何区分由资金供给面驱动的宏观杠杆率变化与由资金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面临很强的内生性问题。

既有文献采取了一系列方法识别信贷供给和信贷需求。较为严格的识别策略是使用银行-企业层面的信贷敞口数据，并通过使用企业-时间固定效应控制借款人层面的需求变化，目前在文献中被广泛称为 Khwaja and Mian（2008）类型估计策略。Khwaja and Mian（2008）使用企业固定效应方法，通过吸收任何特定于企业的信贷需求冲击提供了一种隔离信贷供应渠道的新方法。Jiménez et al.（2012）使用企业-时间固定效应来识别银行资产负债表渠道，并使用银行-时间固定效应来识别企业资产负债表渠道。Greenstone et al.（2020）使用金融危机前银行市场份额的变化和估计的银行供应转移来预测县级贷款冲击。Berton et al. （2018）扩展了 Greenstone et.al（2020）的识别策略，利用银行-时间固定效应识别了企业层面上随时间变化的信贷供应。Degryse et al.（2019）也将银行-时间固定效应解释为银行信贷供应冲击，但不同于 Khwaja and Mian（2008），他们用行业-位置-规模-时间（ILST）固定效应代替企业-时间（FT）固定效应作为时变需求，研究了银行信贷冲击（ILST 冲击）对企业增长、投资等的影响。

但是采用如上所述的 Khwaja and Mian（2008）类型估计策略也存在一定的问题，首先正如 Degryse et al.（2019）所示，具有多重借贷关系的公司的特征往往不同于具有单一关系的公司（前者往往更老、更大）。而且，仅使用多家银行-公司的样本得出的信贷供应指标与使用单一银行-公司得出的信贷供应指标有很大不同。其次，需求不仅可能在企业层面变化，也可能在银行-企业层面变化，这会使使用企业-时间固定效应的供应冲击识别复杂化。最后，以上做法需要银行和企业层面的信贷信息，故而通常在以单个国家或地区作为样本的研究中使用，难以在跨国宏观研究中应用。

除此之外，文献中也常用 VAR 的方法识别供给和需求冲击。Barnett and Thomas（2013）使用结构向量自回归识别了信贷需求和供给冲击。Eickmeier and Ng（2015）使用 GVAR 方法研究了美国信贷供应冲击如何传导到其他经济体。Balke et al.（2021）用结构 VAR 方法识别了信贷需求、金融中介和资金供应冲击。

具体到以宏观杠杆为主要考察对象的研究，相关文献中一般有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，或者 Mian et al.（2020）使用美国 80 年代洲际银行业分支机构设立限制的废除作为信贷供给的外生冲击。另一类文献主要通过长期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分析。显而易见，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少的时间序列数据上实施，故而多数时候仅能分析发达经济体的金融周期。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，因此可以较为灵活的作为宏观杠杆率的工具变量，改善目前文献中的识别困境。

银行家问卷调查提供了关于商业银行经营情况的信息。其独特之处在于，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。这些信息极大的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供求的变化方式和原因，调查数据可以更清晰地确定信贷发展的驱动因素，而无需对需求进行假设。

学术研究中对银行家问卷调查数据的利用，以 Lown and Morgan（2006）为起点。Lown and Morgan（2006）基于美国银行家问卷调查（Loan Officer Opinion Survey），发现商业信贷标准的波动在预测商业银行贷款方面非常重要，信贷标准比贷款利率提供了更多有关未来贷款的信息。这与贷款市场中的某种摩擦导致贷方通过改变标准而不是通过利率变化对贷款进行配给这一观点一致。信贷变化总是反映出信贷供给和信贷需求这两股力量的结合，如何区分供求对信贷变化的影响，是一个重要的研究议题。政策制定者可以根据信贷变化是源于需求冲击还是供应冲击来采取不同的货币政策。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，其将银行家问卷调查数据与意大利银行贷款微观数据相结合研究了供求因素对企业贷款的作用，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，另外，信贷标准的收紧在一定程度上解释了 2008 至 2009 年间意大利信贷的急剧放缓。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）使用 BLS 中信贷标准变化指标来识别信贷供给冲击，并发现信贷供应指标的紧缩冲击会导致企业、家庭从银行借款的能力和产出大幅下降。另外，van der Veer and Hoeberichts（2016）使用荷兰的银行家问卷调查数据构建了一个简单直观的信贷标准水平指标，并发现银行信贷标准水平上升也就是银行放贷标准收紧将会导致商业贷款季度增长率下降。

这些文献均说明 BLS 数据能够有效反映信贷市场中资金供给面的变化。将这些信息应用到宏观杠杆率的研究中，是本文的一个重要创新。

三、数据、实证模型设定

（一）研究样本与数据

本文选取 1994 至 2019 年 42 个国家作为研究样本，所使用名义及实际 GDP 数据来源于 OECD 和 CEIC，个别国家的 GDP 数据来源于其国家统计局；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 et al.（2017）的整理指引；所使用政府部门信贷数据来源于 BIS 及 CEIC；所使用信贷标准变化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，银行家问卷调查数据来自于各国中央银行官网；所使用短期政策利率来源于 BIS 及 CEIC；所使用通胀率数据来源于 OECD 及 Wind 数据库；第五节稳健性检验所使用长期利率数据来源于 OECD iLibrary 和 Wind 数据库，经济开放度数据来源于 CEIC，总储蓄、人口增速和人力资本数据来源于 WDI。

（二）主要变量定义

本文以实际 GDP 增长率作为被解释变量，以私人部门杠杆率增速和分部门杠杆率增速分别作为主要解释变量，用对应部门的信贷标准变化构建工具变量。另外，本文的控制变量包括政府部门杠杆率增速、信贷需求变化、货币政策冲击、通胀率、长期利率和经济开放度等。

本文的被解释变量为经济增长速度，具体而言本文使用实际 GDP 同比增速来衡量经济增速。

参照 Bezemer et al.（2017）的文章，非金融企业信贷包括货币金融机构（具体为银行和信用合作社）对工业、农业和服务业（不包括政府债务、金融和住房抵押）的贷款。家庭部门信贷为家庭住房抵押贷款与家庭消费贷款之和，其中家庭消费贷款包括学生贷款、信用卡借贷和用于购买乘用车或者购买其他“耐用消费品”的贷款。参照 Mian et al.（2017）和纪洋等（2021），政府部门信贷包括一般政府的核心债务工具，即货币和存款、贷款以及债务证券。

不同于企业层面以资产/负债比率所衡量的微观杠杆率，本文讨论的杠杆率为宏观杠杆率，即部门信贷/GDP 比率。尽管从理论上看，可以通过对微观数据进行加总进而获得宏观的金融杠杆指标，但由于各个国家微观层面的数据通常很难获得且统计口径差异极大，因此，在大部分基于跨国数据的实证研究中，一般主要使用“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；Gómez-Puig and Sosvilla-Rivero，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，参考主流文献的做法，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。另外，私人部门杠杆率即为非金融企业信贷与家庭部门信贷之和与同期名义 GDP 之比。需要说明的是，这里的信贷均为信贷存量。

本文选取的基准控制变量有政府部门杠杆增速、信贷需求变化、通货膨胀、货币政策冲击和实际 GDP 增速滞后项。控制信贷需求变化能更准确的剥离出供给端的影响；许多文献都表明了通货膨胀和经济增长负相关（De Gregorio，1993；Friedman，1977）；本文使用 Taylor 规则残差表示货币政策冲击，与主流的新凯恩斯货币政策理论模型保持一致；控制实际 GDP 增速滞后项可以更好的控制残差的序列相关性。

具体而言，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第（三）小节中具体阐述。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 i_t，相应的 Taylor 规则为

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

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 $\hat{e}_t$ 为利率的冲击项即货币政策冲击。

此外，在稳健性检验中，本文还控制了理论和经典增长文献中已被证实和经济增长存在明确关系的其他潜在相关变量。参照 Gómez-Puig and Sosvilla-Rivero（2018），稳健性检验中提供了加入人口增速、总储蓄占比、人力资本、贸易开放度的结果。Durlauf et al.（2005）的综述章节中总结了 43 类共计 145 个文献中出现过的作为经济增长决定因素的解释变量，不同的解释变量及其组合又代表了不同的经济增长理论或者模型。人口增速代表了国家规模和劳动力增长率，是决定增长的关键因素；增加储蓄可以通过增加投资刺激经济增长；许多理论模型都表明人力资本积累是经济增长的关键因素，在本文中使用出生时预期寿命代表人力资本水平（Sachs and Warner，1997；Gómez-Puig and Sosvilla-Rivero，2018）；贸易开放度可以通过知识转移和效率提高来提高生产率。由于人口增速、总储蓄和人力资本缺少季度数据，仅有年度数据，因此并未将以上变量加入基准模型。在第五部分稳健性检验中，本文提供了使用三次样条插值法将以上年度数据转成季度数据后作为控制变量的实证结果。

（三）以银行家调查问卷数据构造信贷标准、信贷需求变化

在本文中，以杠杆率增速作为解释变量很可能会产生由于反向因果而引起的内生性问题，同时也可能存在遗漏解释变量从而带来内生性问题。一方面杠杆增长率过快会影响实际 GDP 增速，而实际 GDP 增速也会反过来影响各部门杠杆率，例如当实际 GDP 增速较高时，说明经济状况良好，一些企业为了追求高利润便会过度借贷进行投资，而大量的投资会造成过高的杠杆率。另一方面，其他外生性因素可能同时影响杠杆率增速和 GDP 增速，从而导

[①]本文季度数据进行 HP 滤波所用的参数 λ 大小为 1600。

致杠杆率增速和随机扰动项相关，比如国家制度和地区偏好等不可观测的因素会同时影响杠杆率增速和 GDP 增速。

杠杆率增速可能存在的内生性问题会导致估计结果产生偏误，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。为了解决内生性问题，本文引入了信贷标准变化累积值 CSA 作为杠杆率增速的工具变量来进行两阶段估计。银行信贷标准变化越收紧，那么客户获得贷款越困难，从而导致杠杆率增速降低，反之，若信贷标准变得更放松，客户便能较容易的获得贷款，杠杆率也会相应的增加。因此信贷标准变化与杠杆率增速存在一定的相关性，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，故本文认为用信贷标准变化作为杠杆率增速的工具变量是合适的，后文实证分析中将对此进行进一步的检验。同时我们在稳健性检验部分也展示了控制工具变量的周期性之后的实证结果，以进一步剔除工具变量可能存在的内生性问题。

信贷标准变化指标是根据对银行家问卷调查的结果整理得到的。具体而言，德国、法国、奥地利、马耳他、荷兰、斯洛伐克等欧元区国家的信贷标准变化数据来源于欧元区银行家问卷调查。欧元体系于 2003 年发起欧元区银行家问卷调查，其主要目的是增强欧元体系对欧元区银行借贷条件的了解，它提供有关欧元区银行贷款政策的信息，并补充有关企业和家庭贷款供求的信息，银行家问卷调查每年进行四次，针对的是欧元区代表性银行的高级信贷员。除了欧元区银行信贷调查之外，其他许多国家也进行了类似的问卷调查，例如美国的高级信贷员意见调查、阿根廷的信贷情况调查、中国的银行家问卷调查等等，其问题设置和欧元区银行信贷调查类似。对于任何一项调查数据，如果受访者缺乏如实回答的动机，可能会削弱答案的可靠性，然而，上述贷款调查是由央行进行的，而央行通常也是监管机构，可以用详尽的银行信息对数据进行交叉核查，这利于提高所收到信息的准确度和调查的整体可信程度。本文以下内容将欧元区银行信贷调查和其他类似调查统一称为银行家问卷调查（BLS）。

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？请注意，我们询问的是信贷标准的变化，而不是他们的水平。”调查问卷针对该问题设置了 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）”。两种指标可以衡量企业信贷标准的变化（ECS），分别是净百分比指标和扩散指数指标，其计算方法依次如下：

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

$$\frac{(\#TC+\#TS\times 0.5-\#ES\times 0.5-\#EC)}{\#Banks}\times 100 \tag{7}$$

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，处理方法如下：

$$HCS = \frac{Credit_{Mortgage}}{Credit_{Household}} \times HSCS + \frac{Credit_{Consumer}}{Credit_{Household}} \times CSCS \tag{8}$$

同理，私人部门总信贷标准变化（PCS）的计算方法如下：

$$PCS = \frac{Credit_{Non-financial}}{Credit_{Private}} \times ECS + \frac{Credit_{Household}}{Credit_{Private}} \times HCS \tag{9}$$

BLS 中设置了关于信贷需求变化的问题“过去三个月（除正常的季节性波动外），贵行中企业/住房抵押/消费贷款或授信额度的需求发生了怎样的变化？请参考企业/家庭的融资需求，而不考虑这种需求是否会导致贷款。”BLS 中针对该问题同样设置了 5 个答案，分别是“大幅减少（DC）”，“略微减少（DS）”，“基本未变（UC）”，“略微增加（IS）”或“大幅增加（IC）”。类似于信贷标准变化，信贷需求变化的两个指标计算方法依次如下：

$$\frac{(\#IC + \#IS - \#DS - \#DC)}{\#Banks} \times 100 \tag{10}$$

$$\frac{(\#IC + \#IS \times 0.5 - \#DS \times 0.5 - \#DC)}{\#Banks} \times 100 \tag{11}$$

可由住房抵押贷款需求变化（HSCD）和消费贷款需求变化（CSCD）计算家庭总信贷需求变化（HCD），进而计算私人部门总信贷需求变化（PCD），计算方法分别如下：

$$HCD = \frac{Credit_{Mortgage}}{Credit_{Household}} \times HSCD + \frac{Credit_{Consumer}}{Credit_{Household}} \times CSCD \tag{12}$$

$$PCD = \frac{Credit_{Non-financial}}{Credit_{Private}} \times ECD + \frac{Credit_{Household}}{Credit_{Private}} \times HCD \tag{13}$$

表 1 汇总了本文实证分析部分和稳健性检验部分所使用的变量以及其处理方法的简要说明。

表1 变量信息汇总表

变量符号	变量名	原始数据	数据处理
ΔGDP	实际GDP增速	各国实际GDP水平值	取季度同比
ΔNF	非金融企业信贷增速	非金融企业信贷	取季度同比
ΔHD	家庭部门信贷增速	住房抵押信贷、消费信贷	取二者之和再取季度同比

ΔPS	私人部门信贷增速	非金融企业信贷、住房抵押信贷、消费信贷	取三者之和再取季度同比
ΔGM	政府部门信贷增速	一般政府债务	取季度同比
ΔLE	非金融企业杠杆率增速	非金融企业信贷	取非金融企业信贷与同期名义GDP的比值，再取季度同比
ΔLH	家庭部门杠杆率增速	住房抵押信贷、消费信贷	取两者之和对同期名义GDP的比值，再取季度同比
ΔLP	私人部门杠杆率增速	非金融企业信贷、住房抵押信贷、消费信贷	取三者之和对同期名义GDP的比值，再取季度同比
ΔLG	政府部门杠杆增速	一般政府债务	取一般政府债务与同期名义GDP的比值，再取季度同比
$ECSA$	企业信贷标准变化累积	企业信贷标准变化	取一年即四期企业信贷标准变化之和
$ECDA$	企业信贷需求变化累积	企业信贷需求变化	取一年即四期企业信贷需求变化之和
$HCSA$	家庭信贷标准变化累积	消费信贷标准变化、住房贷款信贷标准变化	取二者加权平均得到家庭信贷标准变化，再取其一年即四期之和
$HCDA$	家庭信贷需求变化累积	消费信贷需求变化、住房贷款信贷需求变化	取二者加权平均得到家庭信贷需求变化，再取其一年四期的和
$PCSA$	私人部门信贷标准变化累积	三类信贷标准变化（企业、消费、住房贷款）	取三者加权平均，再取其一年即四期之和
$PCDA$	私人部门信贷需求变化累积	三类信贷需求变化（企业、消费、住房贷款）	取三者加权平均，再取其一年四期的和
MPS	政策利率冲击	短期政策利率	用Taylor规则的方式计算货币政策冲击
LTR	长期利率	十年期国债利率	无处理
IFL	通胀率	CPI值	CPI指数取季度同比，再取其一年即四期的平均
ΔPR	政策利率差分	短期政策利率	取短期政策利率前后两期之差
FC	金融危机虚拟变量	-	将08、09年度设置为1，其它为0
EDC	欧债危机虚拟变量	-	将2010-2014年的希腊、意大利、爱尔兰、葡萄牙、西班牙设置为1，其它为0
$POPGR$	人口增速	人口总数（年度数据）	用三次样条插值法转为季度数据，再取季度同比
$DOPEN$	贸易开放度	进出口数据	取进出口贸易总额与名义GDP的比值，再取季度同比
DGS	总储蓄占比	国民储蓄与GDP之比（年度数据）	用三次样条插值法转为季度数据，再取季度同比

DHK	人力资本	出生时预期寿命	用三次样条插值法转为季度数据，再取季度同比
BSC	信贷标准变化-资产负债表因素	资本头寸、流动性、市场融资	取三类因素平均
CPT	信贷标准变化-竞争因素	银行竞争、非银金融机构竞争、市场竞争	取三类因素平均
RSK	信贷标准变化-风险因素	经济前景、借款人的风险、担保风险	取三类因素平均

（四）实证模型设定

评估杠杆率增速对实际 GDP 增速的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，本文运用工具变量（识别杠杆率增速的外生变量，在本文中为与信贷需求无关的信贷标准变动）的两阶段最小二乘方法。基准面板工具变量模型设计如下：

$$\Delta LEV_{i,t-4} = \alpha + \beta CSA_{i,t-8} + \boldsymbol{X}_{i,t-4}^{\top}\boldsymbol{\xi} + \mu_i + \nu_{i,t-4} \tag{14}$$

$$\Delta GDP_{it} = \delta + \gamma \Delta LEV_{i,t-4} + \boldsymbol{X}_{i,t-4}^{\top}\boldsymbol{\theta} + \epsilon_i + \varepsilon_{i,t} \tag{15}$$

式(14)为 1 阶段回归，式(15)为 2 阶段回归，其中 i 表示国家，t 表示季度。本文中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 时期的实际 GDP 季度同比增速。解释变量 $\Delta LEV_{i,t-4}$ 为国家 i 在 $t-4$ 时期的私人部门杠杆率的季度同比增速 ΔLP 或者非金融企业杠杆率的季度同比增速 ΔLE 和家庭部门杠杆率的季度同比增速 ΔLH。当非金融企业杠杆率增速的估计系数显著为负时，则说明非金融企业的杠杆率增速上升会造成未来一年经济增长下降。同理，家庭部门杠杆率增速的估计系数显著为负的含义是家庭杠杆率的快速上升不利于未来一年的经济增长。在稳健性检验部分，本文将考虑解释变量的其他定义方式。另外，在第四部分中本文也在基础回归之上进一步探讨了部门杠杆率增速对未来经济增长的中长期影响。

控制变量 $\boldsymbol{X}_{i,t-4}$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。由于本文主要讨论的是分部门杠杆增速对经济增长的影响，故控制了政府部门杠杆增速。政策冲击衡量了短期流动性，可能对债务融资具有较大影响，因此取政策冲击变量与杠杆率增速同期。通胀率指标衡量了经济状况，故与实际 GDP 增速保持同期口径。

工具变量 $CSA_{i,t-8}$ 为私人部门信贷标准累计值 $PCSA$ 或者企业信贷标准累计值 $ECSA$ 和家庭信贷标准累计值 $HCSA$。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。信贷标准的本质是贷款申请拒绝率，信贷标准变化累积值是具有实际意义的，其表示过去一段时间银行都在持续宽松或者持续收紧，这意味着目前的

信贷标准已经变的显著低或者显著高。van der Veer and Hoeberichts（2016）的文章也可以证实本文选择信贷标准变化累积值作为工具变量的合理性。本文所涉及到的样本国家及其时间区间如下表 2 所示；主要回归变量的描述性统计结果如下表 3 所示。

表 2 样本国家一览

发达经济体		新兴市场经济体	
国家	时间	国家	时间
爱尔兰	2003Q1 – 2019Q3	阿尔巴尼亚	2009Q1 – 2018Q4
澳大利亚	1994Q1 – 2019Q2	阿根廷	2009Q4 – 2018Q4
奥地利	2002Q4 – 2019Q1	爱沙尼亚	2011Q1 – 2019Q3
比利时	2002Q4 – 2019Q3	巴西	2011Q1 – 2019Q3
丹麦	2008Q4 – 2019Q3	波兰	2003Q4 – 2019Q2
德国	2002Q4 – 2019Q2	俄国	2009Q2 – 2019Q3
法国	2002Q4 – 2019Q3	菲律宾	2009Q1 – 2019Q1
韩国	2008Q1 – 2019Q2	克罗地亚	2012Q3 – 2019Q3
荷兰	2002Q4 – 2019Q3	拉脱维亚	2010Q2 – 2019Q2
加拿大	1999Q2 – 2018Q4	罗马尼亚	2007Q4 – 2019Q2
卢森堡	2003Q1 – 2018Q1	立陶宛	2005Q4 – 2016Q1
美国	1996Q4 – 2019Q2	马耳他	2006Q2 – 2018Q4
挪威	2007Q4 – 2019Q2	马其顿	2006Q2 – 2018Q4
日本	2000Q1 – 2019Q3	捷克	2012Q2 – 2019Q3
瑞典	2005Q4 – 2018Q4	塞尔维亚	2014Q1 – 2019Q1
葡萄牙	2002Q4 – 2019Q3	塞浦路斯	2009Q1 – 2019Q1
西班牙	2002Q4 – 2019Q2	斯洛伐克	2009Q1 – 2019Q2
希腊	2002Q4 – 2019Q3	斯洛文尼亚	2007Q1 – 2018Q3
新西兰	2009Q2 – 2019Q3	泰国	2007Q4 – 2019Q2
意大利	2002Q4 – 2019Q3	匈牙利	2002Q4 – 2019Q2
英国	2007Q2 – 2019Q2	中国	2004Q1 – 2019Q3

表3 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	2,108	2.236	3.276	-17.14	25.66
ΔLP	1,988	0.527	7.357	-51.45	28.27
ΔLE	2,096	-0.819	8.893	-63.69	40.31
ΔLH	1,988	1.983	7.883	-43.55	39.30
ΔLG	2,090	2.511	10.78	-37.95	73.66
$PCSA$	1,443	22.10	71.49	-255.65	333.88
$PCDA$	1,566	21.33	83.80	-323.77	318.12
$ECSA$	1,804	21.03	80.31	-252.6	373
$ECDA$	1,689	25.04	87.63	-290	338.3
$HCSA$	1,443	13.09	76.12	-294.4	334.3
$HCDA$	1,566	22.08	101.5	-369.9	356.5

MPS	2,195	-0.00	0.508	-4.471	10.57
IFL	2,141	2.228	2.799	-32.58	33.77
LTR	2,136	3.767	2.619	-0.530	25.40
ΔPR	2,208	-0.0303	0.742	-6.250	18.25
FC	2,276	0.126	0.332	0	1
EDC	2,276	0.0439	0.205	0	1
$POPGR$	2,108	0.488	0.752	-2.358	3.492
$DOPEN$	2,091	1.165	10.16	-48.44	104.5
DGS	2,097	1.287	11.96	-67.61	161.0
DHK	2,108	0.283	0.292	-0.928	1.827

信贷标准和信贷需求均会受到经济周期的影响，故而在统计上可能存在一定的相关性。实证结果表明非金融企业信贷标准和非金融企业信贷需求之间的相关系数为-0.3209，家庭部门信贷标准和家庭部门信贷需求之间的相关系数为-0.3719。两部门信贷标准和信贷需求之间相关性虽然在统计上显著，但绝对数值有限，说明信贷需求与标准指标并不受经济周期驱动，而是各自反映了具有明显周期差异的信息。

四、实证分析

（一）初步证据

图 1 为以中国、巴西以及俄罗斯为代表的新兴市场经济体和以美国、德国以及日本为代表的发达国家的时间序列图，包括私人部门信贷标准变化累积（$PCSA$）、私人部门杠杆率增速（$\Delta Leverage$）、私人部门信贷增速（$\Delta Credit$）和实际 GDP 增速（ΔGDP）的变化趋势图，从中可以直观的看出滞后期信贷标准与杠杆率增速的负相关关系，以及滞后期杠杆率增速与实际 GDP 增速的负相关关系。

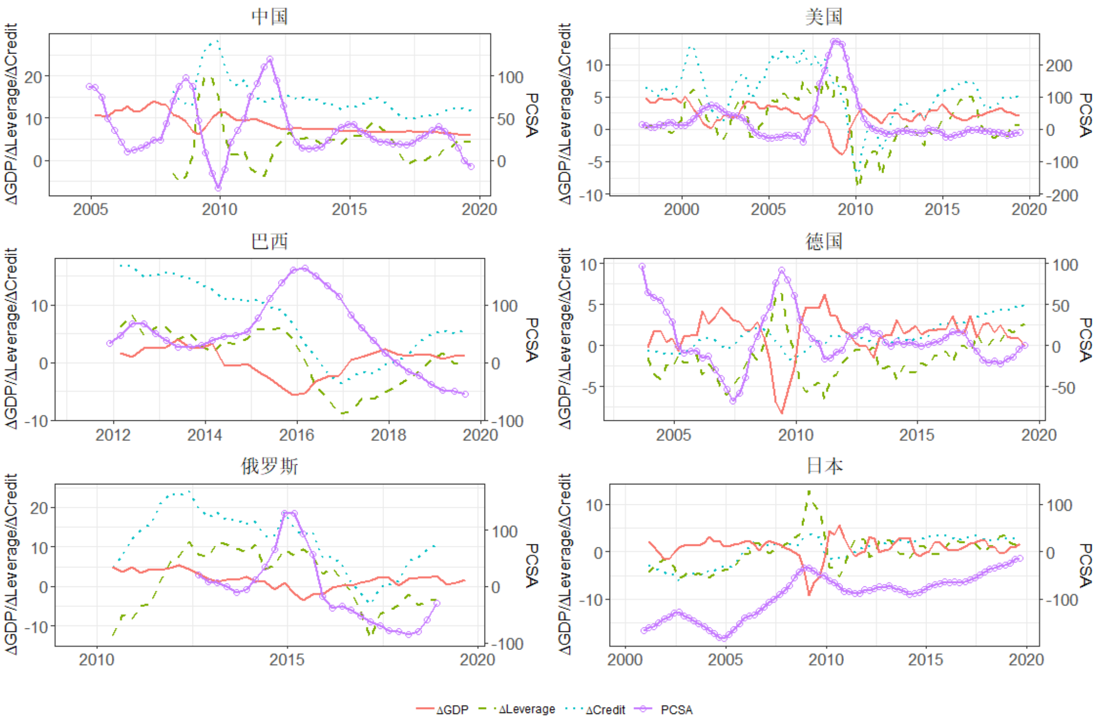

图 1 六国代表性样本

数据来源：$PCSA$来自 BLS，ΔGDP 来自 OECD 和各国统计局，$\Delta Leverage$ 和 $\Delta Credit$ 来自分部门信贷数据集。

（二）基准结果

表 4 展示了私人部门杠杆增速对未来一年实际 GDP 增长的影响。

表 4 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)
ΔLG_{t-4}	-0.0427**	0.0417**	0.0451**	-0.0314*	-0.0102
	(-2.46)	(2.08)	(2.27)	(-1.73)	(-0.30)
$PCDA_{t-4}$		0.0113***	0.0110***	0.0165***	0.0147***
		(7.91)	(7.55)	(9.59)	(4.52)
IFL_t			-0.0301	0.0402	-0.238**
			(-0.33)	(0.37)	(-2.03)
ΔGDP_{t-4}				-0.489***	-0.0943
				(-3.48)	(-1.03)
MPS_{t-4}	0.217	0.114	0.184	0.292	0.342
	(1.28)	(0.54)	(0.62)	(0.80)	(1.39)
MPS_{t-5}	0.129	0.0652	0.100	0.190	0.310**

	(0.74)	(0.42)	(0.45)	(0.68)	(2.54)
MPS_{t-6}	0.196	0.143	0.0531	0.0843	0.432***
	(1.19)	(0.92)	(0.26)	(0.37)	(3.79)
MPS_{t-7}	0.274**	0.306	0.528*	0.711**	0.102
	(2.13)	(1.36)	(1.75)	(2.02)	(0.37)
	B: 1阶段回归				
$PCSA_{t-8}$	-0.0141***	-0.0180***	-0.0186***	-0.0166***	
	(-4.11)	(-4.79)	(-5.16)	(-4.98)	
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	21.689	24.391	22.710	
	[0.0001]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	
Kleibergen-Paap Wald rk F 统计量	16.879	22.927	26.667	24.779	
	{16.38}	{16.38}	{16.38}	{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。

上述表 4 中 A 是 2 阶段回归结果，B 是相应的 1 阶段回归结果，C 是工具变量的相关检验结果。模型（1）至（4）考虑了分部门杠杆增速对产出波动的影响，内生变量为私人部门杠杆率增速（ΔLP_{t-4}），工具变量为私人部门信贷标准变化累积值（$PCSA$）。列（1）至列（4）分别是依次加入控制变量（政府部门杠杆增速和政策利率冲击、信贷需求、通胀率、实际 GDP 增速滞后项）的回归结果。列（5）为考虑了所有控制变量后的 OLS 回归结果。

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，需要注意的是 $PCSA$ 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，仅会引起未来一年 GDP 增速下降 0.27%。

另外，表 4 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。关于政府债务与经济增长的关系学界中尚存在较大争议。现有文献中主要有四种观点。第一，阈值效应。以 Reinhart and Rogoff（2010）为代表的一系列文献认为政府债务对未来经济增长

的影响存在阈值效应，当政府债务水平超过某一水平时对经济增长有负面作用（Cecchetti et al.，2011；Reinhart et al.，2012）。第二，长期负效应。一部分文献研究了政府债务与经济的长期关系并发现前者的积累会对长期经济增长产生显著负面影响（Chudik et al.，2017）。第三，短期正效应。另一部分文献捕捉了政府债务的短期影响，并认为在短期政府债务对经济增长具有显著的促进作用（刘晓光等，2018）。最后， Mian et al.（2017）、纪洋等（2021）等研究则表明政府债务对未来经济的影响并不显著。

表 5 中将私人部门杠杆拆分并进一步研究了企业和家庭部门杠杆增速的异质性作用[①]。

表 5 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				OLS回归
ΔLE_{t-4}	-0.0851	-0.241***	-0.274***	-0.320***	-0.090***
	(-1.22)	(-3.20)	(-3.76)	(-3.86)	(-5.75)
ΔLH_{t-4}	0.185**	0.158	0.189*	0.238**	0.0282
	(2.20)	(1.62)	(1.84)	(2.22)	(1.50)
ΔLG_{t-4}	-0.0599***	-0.00332	-0.00122	-0.0606***	-0.0230
	(-3.91)	(-0.17)	(-0.06)	(-2.99)	(-0.66)
$ECDA_{t-4}$		0.00406*	0.00533**	0.00774***	0.00314
		(1.83)	(2.58)	(3.02)	(1.34)
$HCDA_{t-4}$		0.00553**	0.00412*	0.00551***	0.0100***
		(2.48)	(1.94)	(2.74)	(4.80)
IFL_t			-0.243***	-0.223***	-0.235**
			(-2.86)	(-2.59)	(-2.05)
ΔGDP_{t-4}				-0.345***	-0.139
				(-3.29)	(-1.62)
MPS_{t-4}	0.0851	-0.109	0.109	0.159	0.266
	(0.40)	(-0.60)	(0.57)	(0.79)	(1.22)
MPS_{t-5}	0.0913	0.00101	0.170	0.232	0.276**
	(0.33)	(0.01)	(0.78)	(1.12)	(2.22)
MPS_{t-6}	0.212	0.152	0.233	0.271	0.384***
	(0.91)	(0.94)	(1.10)	(1.34)	(3.51)
MPS_{t-7}	0.242	0.228	0.187	0.256	0.183
	(1.48)	(1.32)	(0.61)	(0.77)	(0.61)
	B: ΔLE_{t-4} 的1阶段回归				
$ECSA_{t-8}$	-0.0126***	-0.0111**	-0.0135***	-0.0094**	
	(-2.91)	(-2.56)	(-3.14)	(-2.39)	

① 根据 Pearson 相关系数矩阵，可以得到两部门杠杆增速的相关系数为 0.59，故同时加入非金融企业杠杆率增速和家庭部门杠杆率增速时不存在明显的共线性问题。

$HCSA_{t-8}$	-0.0135***	-0.0194***	-0.0180***	-0.0189***	
	(-2.82)	(-3.91)	(-3.80)	(-4.35)	
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***	0.0101**	0.0080**	0.0101***	
	(2.76)	(2.53)	(2.10)	(2.73)	
$HCSA_{t-8}$	-0.0225***	-0.0226***	-0.0214***	-0.0219***	
	(-5.36)	(-4.96)	(-4.86)	(-4.97)	
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

表中 A 部分是 2 阶段回归结果，B 和 C 部分是相应的 1 阶段回归结果，D 部分是工具变量的相关检验结果。列（1）至（4）考虑了分部门杠杆增速对产出波动的影响，内生变量为非金融企业杠杆率增速（ΔLE_{t-4}）和家庭部门杠杆率增速（ΔLH_{t-4}），工具变量为非金融企业信贷标准变化累积值（$ECSA$）和家庭部门信贷变化累积值（$HCSA$）。列（5）为相应的 OLS 回归结果。

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）是在列（1）的基础上加入控制变量 $ECDA$ 和 $HCDA$ 的回归结果。可以发现企业信贷需求变化对实际 GDP 变化有显著影响。在列（2）中，2 阶段中企业信贷需求变化的系数在 10%的水平下显著为正，这说明企业信贷需求的上升和经济增长正相关，一个可能的解释是往往企业投资效率高、收益高时会引起信贷需求的上升，当这部分需求得到满足时会产生更多的有效投资，从而引起实际 GDP 的上升；家庭信贷需求变化系数在 5%的水平下显著为正，家庭信贷需求上升可能引致消费水平上升从而提升 GDP。 该结果也说明了在控制了政府杠杆增速、政策利率冲击和信贷需求变化后，1 阶段信贷标准收紧仍然显著降低对应杠杆率增速，且 2 阶段结果表明非金融企业杠杆率增速上升会对未来一年的实际 GDP 增速产生负向影响。列（3）在控制变量进一步加入了通胀率。

需要重点关注的是列（4），为了控制残差的序列相关性，把实际 GDP 增速的一年滞后也作为控制变量放到回归模型中进行估计，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 增长呈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基本一致。另外，在下文中本文也将考虑分部门杠杆增速对实际 GDP 增长的长期影响。

列（4）中其他控制变量的回归结果也基本符合理论预期，政府杠杆增速上升对未来一年的实际 GDP 增速呈负相关。信贷需求变化上升对杠杆率增速和实际 GDP 增速具有正向影响。通胀率上升和经济增长负相关。正向的短期利率冲击与实际 GDP 增速正相关，可能的原因是当一个经济体经济状况发展良好时才会采取提升短期利率的相关措施从而导致正向政策利率冲击和实际 GDP 增长同时出现，但该系数并不显著。同样短期利率冲击对分部门杠杆增速的影响也不显著[①]。该结果表明以总量货币政策为代表的刺激性政策并不会直接引致非金融企业杠杆率的上升，从而对未来的总产出产生负面作用。另外，D 部分的结果说明上述 4 个模型均通过了工具变量识别不足和弱工具变量检验。

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，即，在短期相对于家庭部门而言非金融企业杠杆率增长过快会显著负面作用于经济增长。

（三）分部门杠杆增速对经济增长的中长期影响

基准结果表明私人部门杠杆增速上升会显著降低未来一年的经济增长，进一步地，非金融企业杠杆增速上升会引起未来一年的实际 GDP 增速下降，而家庭杠杆增速上升会引起未来一年的实际 GDP 增速上升。为了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 6[②]。

表 6 杠杆率增速对中长期 GDP 增速的 2 阶段回归主要结果

	(1) ΔGDP_{t+4}	(2) ΔGDP_{t+8}	(3) ΔGDP_{t+12}	(4) ΔGDP_{t+16}	(5) ΔGDP_{t+20}
	加总私人部门杠杆率				
ΔLP_{t-4}	-0.211***	-0.136***	-0.148***	-0.163***	-0.152***
	(-2.86)	(-2.76)	(-4.10)	(-5.58)	(-6.23)
	企业、家庭分部门杠杆率				

① 基准回归中短期利率冲击 1 阶段回归详细结果在附表 1 中。

② 详细结果在附表 2 和附表 3 中。下同。

ΔLE_{t-4}	-0.145***	-0.0960**	-0.0843**	-0.0710**	-0.0436
	(-2.71)	(-2.23)	(-2.40)	(-2.40)	(-1.58)
ΔLH_{t-4}	0.147*	0.0932	0.0106	-0.0549	-0.104***
	(1.93)	(1.63)	(0.24)	(-1.44)	(-2.90)

表 6 中被解释变量 ΔGDP_{t+N} 表示从 $t-4$ 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 6 结果可知即使是考虑中长期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。然而，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，这也与 Mian et al.（2017）的结论基本一致。

以上结果表明，无论是在短期还是长期，非金融企业杠杆快速上升的负面影响都不可忽视。因此，在各国去杠杆和防范金融风险的进程中，要注意结构性管理杠杆。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，本文表明非金融企业部门杠杆率增速也更应受到关注。Fisher（1933）提出的“债务-通缩”理论和 Minsky（1977）的金融不稳定假说都表明了企业杠杆率过度增加的风险性，这一定程度上解释了为什么企业杠杆率增长不宜过快。另一方面，由于大量僵尸企业的存在、企业总生产率低和资源不能高效配置等问题使得杠杆率增速上升更具风险。张一林与蒲明（2018）的研究表明当企业所处的经济环境有着不确定性时，僵尸企业比正常企业更容易获得贷款的现象也很有可能出现。谭小芬等（2021，2022）也表明我国企业杠杆率的结构性特征和金融资源错配导致相同规模的信贷扩张带来的增加值越来越低。

我国僵尸企业杠杆率显著高于正常企业，并且居高不下，而正常企业中，国有企业杠杆率也表现稳定，非国有企业杠杆率则出现明显的趋势下行（刘莉亚等，2019）。自 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，固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，但问题的关键在于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。另外，经济新常态下，我国经济发展的基本特征便包括大部分实体经济尚未找到新的发展方向、投资收益不断下滑等情况（李扬，2017）。非生产性和间接生产性融资占比上升导致社会融资总体回报率下降，产业融资尤其是制造业融资占比大幅下降，存量债务利息支出负担明显加重（何德旭和冯明，2021）。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，本部分将进行稳健性检验，以下内容包括更换主要解释变量定义、改变工具变量构造方法、控制变量中加入长期利率、更换货币政策度量方法、使用经典文献中控制变量、添加金融危机及欧债危机虚拟变量等一系列稳健性检验。

（一）将信贷增速作为主要解释变量

在上文的回归中，主要解释变量分别为加总私人部门杠杆率增速、非金融企业杠杆率增速和家庭部门杠杆率增速，本小节将以分部门信贷增速而非杠杆率增速作为解释变量对前文模型重新进行估计，估计结果如下表 7 所示。

表7 加总/分部门信贷增速对GDP增速的2阶段回归主要结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	ΔGDP_t	ΔGDP_t	ΔGDP_t	ΔGDP_t	ΔGDP_t
ΔPS_{t-4}	-0.351***				
	(-3.82)				
ΔNF_{t-4}		-0.116	-0.294***	-0.314***	-0.313***
		(-1.54)	(-3.59)	(-3.92)	(-3.94)
ΔHD_{t-4}		0.192**	0.216**	0.237**	0.247**
		(2.28)	(2.14)	(2.26)	(2.28)
ΔGM_{t-4}	-0.0388**	-0.0597***	-0.0535***	-0.0472***	-0.0693***
	(-2.40)	(-4.08)	(-3.28)	(-2.87)	(-3.62)
控制变量	√	√	√	√	√
N	1338	1395	1342	1338	1338

注：列（2）至列（4）为逐步加入控制变量的回归结果。

根据上述稳健性检验结果可以看出，即使把杠杆率增速换为信贷增速，主要解释变量对被解释变量回归系数的正负方向与和显著性均与前文分析一致，说明非金融企业相较于家庭部门的信贷或杠杆率增长过快会对未来一年的经济增长产生负面影响。除此之外，政策利率冲击对信贷增速和实际 GDP 增速的影响也与前文一致[①]。

（二）用调整后信贷标准累积值作为工具变量

为了进一步避免工具变量信贷标准累积值 CSA 的内生性，特别是经济周期与货币政策冲击引起的信贷标准变动，本小节将改变 CSA 的构造方法，从基准回归所使用的 CSA 中剔除可能的内生性因素变动。具体构造方法如下，首先使用前文中所定义的信贷标准 CS 对银行家问卷调查数据集中的三个信贷标准影响因素当期值以及当期 GDP 同比增速和当期货币政策冲击进行回归。其中，对于非金融企业部门信贷标准 ECS，BLS 中包括的影响因素可以概括为三类：资产负债表因素 BSC（资本水平、流动性水平、市场融资）、竞争因素 CPT（银行竞争、非银机构竞争、资本市场竞争）和风险因素 RSK（经济总体状况、借款人风险、抵押品风险）。对于家庭部门信贷标准 HCS，BLS 中也包括了三类影响因素：资产负债表因素 BSC、竞争因素 CPT（银行竞争、非银机构竞争）和风险因素 RSK（经济总体状况、借款人风险、抵押品风险）。所有信贷标准影响因素数据均来源于手动整理的银行家调查问卷（BLS）数据集。然后，在上述回归模型的基础上只用三个影响因素 BSC、CPT 和 RSK

[①] 完整结果在附表 4 中。

对 CS 的拟合值作为新的工具变量，这样不仅可以完全控制经济周期和货币政策的影响，还可以最大限度的保留 CS 可观测直接影响因素的作用，并且这三个可观测影响因素直接对应了银行主动信贷供给调整行为。表 8 提供了以 BSC、CPT 和 RSK 对 CS 的拟合值作为工具变量和以同比实际 GDP 增速和当期货币政策冲击对 CS 的拟合值作为工具变量的回归结果[①]。

表 8 以拟合值及残差值为工具变量 2 阶段回归主要结果

	(1) ΔGDP_t	(2) ΔGDP_t	(3) ΔGDP_t	(4) ΔGDP_t
	以信贷标准拟合值为工具变量		以残差项为工具变量	
ΔLP_{t-4}	-0.403*		-0.0658	
	(-1.95)		(-1.11)	
ΔLE_{t-4}		-0.360***		0.0765
		(-2.72)		(0.41)
ΔLH_{t-4}		0.217*		-0.122
		(1.77)		(-0.60)
ΔLG_{t-4}	0.0256	0.017	0.0442**	0.0559
	(0.78)	(0.48)	(2.46)	(1.48)
控制变量	√	√	√	√
N	767	767	990	990

无论是非金融企业部门还是家庭部门，相比于同比 GDP 增速和货币政策冲击，对应银行主动信贷供给调整行为的 BSC、CPT 和 RSK 三个可观测因素对 CS 的影响更显著，说明原信贷标准受到经济周期和货币政策的作用较小[②]。表 8 中列（1）和列（2）报告了以 BSC、CPT 和 RSK 对 CS 的拟合值作为工具变量的回归结果，其中列（1）考虑了私人部门杠杆，列（2）则分解了私人部门杠杆，进一步考虑了企业和家庭杠杆。可以发现与第四部分的主要结论基本一致，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。与基准结果表 5 相对比，企业杠杆率增速对未来一年 GDP 增速的作用估计还进一步增大，从基准结果的 -0.320 增加到 -0.360。表 8 中列（3）和列（4）报告了以同比 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。在 2 阶段估计中，无论是加总私人部门杠杆增速还是非金融企业及家庭杠杆增速对未来一年的实际 GDP 增长的回归系数并不显著。以上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。

[①] 附表 5 提供了分部门信贷标准及其可观测直接影响因素的描述性统计分析，附表 6 提供了 CS 对影响因素的回归结果。

[②] 相关实证结果在附表 6 中。

综合以上讨论，我们发现使用调整后工具变量的实证结果依然表明非金融企业部门杠杆率增长过快对未来一年的实际 GDP 增速具有更为显著的负向影响，与基准结果一致[①]。同时，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，更加突出了对未来 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。

（三）其它稳健性检验方法

表 9 中模型（1）和（2）在基础回归中加入了长期利率；模型（3）和（4）参考经典文献，控制变量设置为通胀、人口增速、贸易开放度变化、总储蓄占比变化、人力资本变化、货币政策冲击、长期利率以及信贷需求；模型（5）和（6）将基础模型中货币政策冲击改为政策利率差分。

表9 其它稳健性检验的2阶段回归主要结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	ΔGDP_t	ΔGDP_t	ΔGDP_t	ΔGDP_t	ΔGDP_t	ΔGDP_t
	控制长期利率		控制全套增长回归变量		改变货币政策度量	
ΔLP_{t-4}	-0.506***		-0.233**		-0.357***	
	(-2.81)		(-2.41)		(-2.98)	
ΔLE_{t-4}		-0.297***		-0.171***		-0.290***
		(-3.52)		(-2.62)		(-3.21)
ΔLH_{t-4}		0.185**		0.0995		0.206*
		(2.08)		(0.98)		(1.87)
控制变量	√	√	√	√	√	√
N	1273	1273	1262	1262	1343	1343

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。如果长期利率较低，可能诱发金融机构或投资者“收益搜寻”（search for yield）行为（Rajan，2005；Martinez-Miera and Repullo，2017），增加主动风险承担并制造信贷繁荣。表 9 列（1）和（2）的回归中控制变量加入长期利率 LTR，该回归结果与基准回归所得结论一致。

本文同样提供了加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的结果[②]。参照 Gómez-Puig and Sosvilla-Rivero（2018），列（3）和（4）中进一步控制了人口增速、总储蓄占比变化、贸易开放度变化和人力资本变化[③]，回归结果仍与基准回归一致。

[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 8 的样本量较基准结果表 4 和表 5 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。

[②] 未在基准回归中控制是因为这些变量大多缺乏季度数据。

[③] 本文使用三次样条插值法将年度数据转化为季度数据。

基准结果中，我们使用 Taylor 规则残差表示货币政策冲击。尽管这与主流的新凯恩斯货币政策理论模型保持一致，但始终会由于样本估计引入额外的误差。表 9 列（5）和列（6）的回归中使用政策利率差分（ΔPR）作为货币政策的度量，可以发现该稳健性检验结果与基准回归所得主要结论基本一致，因此基准结果中货币政策冲击的测算具有可靠性。

最后，样本期内发生了 2008 年全球金融危机以及 2012 年的欧洲债务危机。这些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。我们在基准回归的基础上加入 2008 年金融危机虚拟变量（FC）和欧债危机虚拟变量（EDC）。结果表明该稳健性检验亦与基准回归得出的主要结论相同，从而排除了基准估计结果是由样本数据中两次危机所主导的可能[①]。

六、异质性分析：发达国家与新兴市场经济国家

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，具体表现为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。本节将考虑在发展程度不同的经济体中，基准结论是否具有差异性。本节将样本中所包含的 42 个国家按发达国家和新兴市场经济国家分类，各 21 个国家，详细名单如表 2 所示。分样本及其长短期效应的回归结果如下表 10 所示[②]。

表10 发达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	-1.035	-0.350	-0.324^{*}	-0.450^{*}	-0.361^{*}
	(-0.90)	(-1.35)	(-1.34)	(-1.84)	(-1.94)	(-1.72)
			企业与家庭分部门杠杆率			
ΔLE_{t-4}	-0.0314	0.0302	0.0468	-0.0142	-0.106^{**}	-0.117^{**}
	(-0.14)	(0.25)	(0.74)	(-0.30)	(-2.07)	(-2.05)
ΔLH_{t-4}	0.871^{**}	0.517^{**}	0.140	0.0132	-0.0825	-0.131^{***}
	(2.11)	(1.99)	(1.00)	(0.14)	(-1.50)	(-2.68)
			B: 新兴市场国家			
			加总私人部门杠杆率			
ΔLP_{t-4}	-0.259^{***}	-0.195^{***}	-0.104^{**}	-0.0872^{***}	-0.0611^{***}	-0.0614^{***}
	(-3.90)	(-3.56)	(-2.44)	(-3.15)	(-3.44)	(-3.22)

① 由于篇幅限制，该稳健性结果在附表 8 中报告。

② 信贷标准及其变化因素的描述性统计分析结果在附表 9 和附表 10 中，短期效应的详细结果在附表 11 中，中长期效应的详细结果在附表 12 和附表 13 中。

	企业与家庭分部门杠杆率					
ΔLE_{t-4}	-0.215***	-0.141**	-0.0899**	-0.0683**	-0.0508**	-0.0183
	(-2.81)	(-2.48)	(-2.17)	(-2.40)	(-2.50)	(-1.07)
ΔLH_{t-4}	-0.0462	-0.0456	-0.0178	-0.0240	-0.0148	-0.0417**
	(-0.93)	(-1.36)	(-0.79)	(-1.24)	(-0.78)	(-2.09)

表 10 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。表 10 列（1）考虑了分样本杠杆增速对未来一年实际 GDP 增长的影响，即短期效应。可知，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。在新兴市场经济国家，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，该结果在 1% 的水平下显著，而家庭的影响并不显著。该结果表明相比于发达国家，在短期新兴市场经济国家非金融企业杠杆率对经济的负面影响更为明显。

表 10 中列（2）至列（6）提供了发达国家和新兴市场经济国家的中长期两阶段最小二乘回归结果。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，家庭部门杠杆增速对未来经济增长短期效应为正，长期效应为负，这与 Mian et al.（2017）以发达国家为样本的相关结论保持一致。另外，若考虑长期，在发达国家非金融企业快速上升也会对未来的经济增长形成负面影响。但在新兴市场经济体中无论考虑短期还是中长期，非金融企业杠杆快速上升都会对未来的经济增长产生显著负面影响，即在新兴市场经济体中非金融企业杠杆增长过快的负面影响更为深远。这也与本文的预期一致，新兴经济体的金融体系并没有发达经济体那么成熟，其可以支持的信贷水平远远低于发达经济体，脆弱性较大，抵御风险的能力较弱。另一方面，新兴经济体法律制度相较于发达经济体更不完善，其在债务重组和清算方面效率比较低，清算成本更高。根据 Jordà et al.（2022），高昂的清算成本将会导致僵尸企业更有可能出现并持续存在，从而破坏未来的生产率增长，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，而本文的结论表明尤其是对于新兴市场国家而言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

为了解决长期以来未能解决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的信贷供给面工具变量，以 1994 至 2019 年 42 个国家为样本，使用面板工具变量法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。银行积极主动进行风险承担，放宽对企业的贷款标准，并不能带来经济增长。非金融企业不能将快速上升的杠杆转换为高效的投资和生产从而带来经济增长，另外也可能由于大量僵尸企业存在、企业生成率低下和资源错配等问题，

导致杠杆不能得到有效的利用，增加了经济的潜在风险。第二，家庭部门杠杆率增速对未来一年的实际 GDP 增长具有正向影响，但随着时间增长，这种影响变得不再显著，甚至变为负向。本文与以往文献中主要基于发达国家的研究结论不同，后者更突出了家庭部门杠杆的上升对未来总产出的负面影响，但本文的研究结果表明非金融企业部门杠杆增长过快会对经济产生持久的负面影响，更应受到关注。第三，实证结果表明，以总量货币政策为代表的刺激性政策并不会直接引致两部门杠杆率的快速上升从而负面作用于未来的总产出，故不必过度担忧反周期刺激性政策所带来的杠杆率变化；第四，相对于发达经济体，新兴市场经济体中非金融企业杠杆的快速上升更有可能对未来的总产出形成负面影响，故不应直接借鉴以往文献中基于发达国家的研究结论。

除此之外，为了保证结果的稳健性，本文采取了更换主要解释变量定义、添加金融危机虚拟变量等多种稳健性检验方法，检验结果均稳健。特别地，本文对基准回归中工具变量进行了调整，控制了经济周期和货币政策的影响，从而剔除了可能的内生性因素，研究表明使用调整后的工具变量所得估计结果也与基准结果一致。

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，而刺激性政策并不会直接带来分部门杠杆增速的上升从而对未来的总产出增速造成负面影响。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，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。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，影响金融资源的配置效率，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] 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。

[4] 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。

[5] 何德旭和冯明，2021，《中国宏观融资结构的转型特征》，《经济学动态》第8期，第4~17页。

[6] 刘莉亚、刘冲、陈垠帆、周峰和李明辉，2019，《僵尸企业与货币政策降杠杆》，《经济研究》第9期，第73~89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] 李扬，2017，《“金融服务实体经济”辨》，《经济研究》第6期，第4~16页。
[9] 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。
[10] 谭小芬，王雅琦和李松楠，2022，《企业杠杆率分化、资源错配与高质量发展——经济政策不确定性视角的分析》，《经济科学》第1期，第66~80页。
[11] 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。
[12] 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。
[13] 张一林和蒲明，2018，《债务展期与结构性去杠杆》，《经济研究》第7期，第32~46页。
[14] 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。
[15] Allen, F. and D. Gale, 2000, “Bubbles and Crises,” *The Economic Journal*, 110(460), pp.236~255.
[16] Arcand, J. L., E. Berkes and U. Panizza, 2015, “Too Much Finance?” *Journal of Economic Growth*, 20(2), pp.105~148.
[17] Balke, N. S., Z. Zeng and R. Zhang, 2021, “Identifying Credit Demand, Financial Intermediation, and Supply of Funds Shocks: A Structural VAR Approach.” *The North American Journal of Economics and Finance*, 56, 101375.
[18] Barnett, A. and R. Thomas, 2013, “Has Weak Lending and Activity in the United Kingdom Been Driven by Credit Supply Shocks?” Bank of England Working Paper. No. 482.
[19] 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.
[20] Beck, T., B. Buyukkarabacak, F. Rioja and N. Valev, 2012, “Who Gets the Credit? And Does It Matter? Household vs. Firm Lending Across Countries,” *The B.E. Journal of Macroeconomics*, 12(1).
[21] Berton, F., S. Mocetti, A. Presbitero and M. Richiardi, 2018, “Banks, Firms and Jobs,” *Review of Financial Studies*, 31(6), pp.2113~2156.
[22] Bezemer, D. and L. Zhang, 2019, “Credit Composition and the Severity of Post-Crisis Recessions,” *Journal of Financial Stability*, 42, pp.52~66.
[23] Bezemer, D. J., A. Samarina and L. Zhang, 2017, “The Shift in Bank Credit Allocation: New Data and New Findings,” DNB Working Paper. No. 559.
[24] Bezemer, D. J., M. Grydaki and L. Zhang, 2014, “Is Financial Development Bad for Growth?” University of Groningen, Faculty of Economics and Business.
[25] Bridges, J., C. Jackson and D. McGregor, 2017, “Down in the Slumps: The Role of Credit in Five Decades of Recessions,” Bank of England Staff Working Paper. No. 659.
[26] Büyükkarabacak, B. and N. T. Valev, 2010, “The Role of Household and Business Credit in Banking Crises,” *Journal of Banking & Finance*, 34(6), pp.1247~1256.
[27] Cecchetti, S. G., M. S. Mohanty and F. Zampolli, 2011, “The Real Effects of Debt,” *Jackson Hole Economic Symposium Conference Proceedings*, pp.145~196.
[28] Chudik, A., K. Mohaddes, M. H. Pesaran, and M. Raissi, 2017, “Is There a Debt-Threshold Effect on Output Growth?” *Review of Economics and Statistics*, 99(1), pp.135~150.
[29] Ciccarelli, M., A. Maddaloni and J. Peydró, 2015, “Trusting the Bankers: A New Look at the Credit Channel of Monetary Policy,” *Review of Economic Dynamics*, 18(4), pp.979~1002.
[30] Claessens, S., M. A. Kose and M. E. Terrones, 2012, “How do Business and Financial Cycles Interact?” *Journal of International Economics*, 87(1), pp.178~190.
[31] 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.
[32] Degryse, H., O. De Jonghe, S. Jakovljević, K. Mulier and G. Schepens, 2019, “Identifying Credit Supply Shocks with Bank-Firm Data: Methods and Applications,” *Journal of Financial Intermediation*, 40, 100813.
[33] De Gregorio, J., 1993, “Inflation, Taxation, and Long-Run Growth,” *Journal of Monetary Economics*, 31(3), pp.271~298.
[34] 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.
[35] Durlauf, S. N., P. A. Johnson and J. R. Temple., 2005, “Growth Econometrics,” *Handbook of Growth Economics*, 1, pp. 555~677.
[36] Easterly, W., R. Islam and J. Stiglitz, 2001, “Shaken and Stirred, Explaining Growth Volatility,” In Annual bank conference on development economics. Washington, DC: World Bank.
[37] Eickmeier, S. and T. Ng, 2015, “How do US Credit Supply Shocks Propagate Internationally? A GVAR

Approach," *European Economic Review*, 74, pp.128~145.
[38] Fisher, I., 1933, "The Debt-Deflation Theory of Great Depressions," *Econometrica*, 1(4), pp.337~357.
[39] Friedman, M., 1997, "Nobel Lecture: Inflation and Unemployment," *Journal of Political Economy*, 85(3). pp.451~472.
[40] Gómez-Puig, M. and S. Sosvilla-Rivero, 2018, "Nonfinancial Debt and Economic Growth in Euro-Area Countries," *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 56, pp.17~37.
[41] 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.
[42] Greenstone, M., A. Mas and H. L. Nguyen, 2020, "Do Credit Market Shocks Affect the Real Economy? Quasi-experimental Evidence from the Great Recession and Normal Economic Times," *American Economic Journal: Economic Policy*, 12(1), pp.200~225.
[43] Grintzalis, I., D. Lodge and A. Manu, 2017, "The Implication of Global and Domestic Credit Cycle for Emerging Market Economies: Measures of Finance-Adjusted Output Gaps," ECB Working Paper. No. 2034.
[44] 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.
[45] 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.
[46] Jordà, Ò., M. Schularick and A. M. Taylor, 2017, "Macrofinancial History and the New Business Cycle Facts," *NBER Macroeconomics Annual*, 31(1), pp.213~263.
[47] 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.
[48] 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.
[49] Khwaja, A. and A. Mian, 2008, "Tracing the Impact of Bank Liquidity Shocks: Evidence from an Emerging Market," *American Economic Review*, 98(4), pp.1413~1442.
[50] Kindleberger, C. P.,1978, Manias, Panics, and Crashes: A History of Financial Crises, New York, NY: Basic Books.
[51] King, R. G. and R. Levine, 1993, "Finance, Entrepreneurship and Growth," *Journal of Monetary Economics*, 32(3), pp.513~542.
[52] Levine, R., N. Loayza and T. Beck, 2000, "Financial Intermediation and Growth: Causality and Causes," *Journal of Monetary Economics*, 46(1), pp.31~77.
[53] Loayza, N. V. and R. Ranciere, 2006, "Financial Development, Financial Fragility, and Growth," J*ournal of money, credit and banking*, 38(4), pp.1051~1076.
[54] 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.
[55] Martinez-Miera, D. and R. Repullo, 2017, "Search for Yield," *Econometrica*, 85(2), pp.351~378.
[56] 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.
[57] Mendoza, E. G. and M. E. Terrones, 2012, "An Anatomy of Credit Booms and Their Demise," NBER Working Paper. No. 18379.
[58] Mian, A. and A. Sufi, 2018, "Finance and Business Cycles: The Credit-Driven Household Demand Channel," *Journal of Economic Perspectives*, 32(3), pp.31~58.
[59] Mian, A., A. Sufi and E. Verner, 2017, "Household Debt and Business Cycles Worldwide," *Quarterly Journal of Economics*, 132(4), pp.1755~1817.
[60] Mian, A., A. Sufi and E. Verner, 2020, "How Does Credit Supply Expansion Affect the Real Economy? The Productive Capacity and Household Demand Channels," *The Journal of Finance*, 75(2), pp.949~994.
[61] Minea, A. and A. Parent, 2012, "Is High Public Debt Always Harmful to Economic Growth? Reinhart and Rogoff and some complex nonlinearities," CERDI Working Papers. No. 201218.
[62] Minsky, H. P., 1977. "The Financial Instability Hypothesis: An Interpretation of Keynes and an Alternative to 'Standard' Theory," *Challenge*, 20, pp.20~27.
[63] 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.
[64] Puente-Ajovín, M. and M. Sanso-Navarro, 2015, "Granger Causality Between Debt and Growth: Evidence from OECD Countries," *International Review of Economics & Finance*, 35, pp.66~77.
[65] Rajan, R. G., 2005, "Has Financial Development Made the World Riskier?" NBER Working Paper. No. 11728.

[66] Reinhart, C. M., and K. S. Rogoff, 2010, "Growth in a Time of Debt," *American Economic Review*, 100(2), pp.573~578.

[67] Reinhart, C. M., V. R. Reinhart and K. S. Rogoff, 2012, "Public Debt Overhangs: Advanced-Economy Episodes Since 1800," *Journal of Economic Perspectives*, 26(3), pp.69~86.

[68] Rey, H., 2015, "Dilemma not Trilemma: The Global Financial Cycle and Monetary Policy Independence," NBER Working Paper. No. 21162.

[69] Rioja, F. and N. Valev, 2004, "Finance and the Sources of Grow that Various Stages of Economic Development," *Economic Inquiry*, 42(1), pp.127~140.

[70] Sachs, J. D. and A. M. Warner, 1997, "Fundamental Sources of Long-Run Growth," *American Economic Review*, 87(2), pp.184~188.

[71] 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.

[72] Shen, C. and C. Lee, 2006, "Same Financial Development Yet Different Economic Growth: Why?" *Journal of Money, Credit and Banking*, 38(7), pp. 1907~1944.

[73] Stein, J. C., 2021, "Can Policy Tame the Credit Cycle?" *IMF Economic Review*, 69(1), pp. 5~22.

[74] Svensson, L. E. O., 2017, "Cost-benefit Analysis of Leaning against the Wind," *Journal of Monetary Economics*, 90, pp. 193~213.

[75] Van der Veer, K. J. M. and M. M. Hoeberichts, 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 credit cycle theory holds that the increase in macro leverage caused by the expansion of credit supply in the financial system will lead to a contraction of total output or even a crisis in the future. Based on the manually compiled Bank Lending Survey data of 42 countries, this paper uses the change of bank credit standards in BLS to directly measure the credit supply and takes it as the instrumental variable of macro leverage ratio, so as to retest the credit cycle theory on the basis of controlling endogenous bias.

The results show that: First, every 1 percent increase in leverage of the private sector resulting from the loosening of credit standards will reduce gross output growth by 0.23-0.43 percent in the coming year, while the five-year average growth will decline by about 0.15 percent. Second, the increase in household leverage driven by credit supply will increase aggregate output in the short run but decrease it in the long run; while a credit-supply-driven rise in corporate sector leverage would lead to a sustained decline in output more quickly. Finally, the phenomenon of credit cycles in emerging market economies is more prominent, and the short-term stimulus effect of household sector leverage on aggregate output is not significant.

Overall, this study suggests that maintaining stable credit standards and credit supply is necessary for the smooth functioning of the economy, and that emerging economies in particular should be alert to the risk of rapid increases in leverage driven by credit of corporate sector.

Key words: Credit Cycles; Credit Standards; Macro Leverage; Aggregate Output

JEL Classification: D14；E32；E51；G21；G32

附录

附表 1 私人部门/分部门杠杆率增速对实际 GDP 增速的影响分析（1 阶段）

	(1)	(2)	(3)	(4)
A: 加总私人部门杠杆率				
	ΔLP_{t-4} 的1阶段回归			
MPS_{t-4}	0.0126	0.140	-0.396	-0.123
	(0.02)	(0.26)	(-0.56)	(-0.15)
MPS_{t-5}	-0.146	-0.0753	-0.707	-0.441
	(-0.20)	(-0.10)	(-0.83)	(-0.46)
MPS_{t-6}	-0.241	-0.220	-1.00	-0.832
	(-0.37)	(-0.33)	(-1.45)	(-1.04)
MPS_{t-7}	-0.230	-0.289	0.580	0.910
	(-0.37)	(-0.47)	(0.97)	(1.41)
其他控制变量	√	√	√	√
B: 企业与家庭分部门杠杆率				
	ΔLE_{t-4} 的1阶段回归			
MPS_{t-4}	-0.633	-0.413	-0.901	-0.544
	(-1.43)	(-0.90)	(-1.58)	(-0.80)
MPS_{t-5}	-0.504	-0.529	-1.184	-0.816
	(-0.80)	(-0.79)	(-1.60)	(-0.94)
MPS_{t-6}	-0.454	-0.636	-1.37**	-1.13
	(-0.64)	(-0.97)	(-2.01)	(-1.36)
MPS_{t-7}	-0.597	-1.07*	-0.285	0.188
	(-0.80)	(-1.83)	(-0.38)	(0.24)
其他控制变量	√	√	√	√
	ΔLH_{t-4} 的1阶段回归			
MPS_{t-4}	0.480	0.502	-0.0879	0.0912
	(0.70)	(0.70)	(-0.10)	(0.10)
MPS_{t-5}	0.0370	0.0128	-0.526	-0.341
	(0.05)	(0.02)	(0.59)	(-0.36)
MPS_{t-6}	-0.234	-0.264	-0.862	-0.742
	(-0.38)	(-0.43)	(-1.26)	(-1.00)
MPS_{t-7}	-0.0284	-0.0884	0.663	0.901
	(-0.05)	(-0.16)	(0.76)	(0.97)
其他控制变量	√	√	√	√

注：括号内报告的是面板稳健标准误；*、**和***分别表示估计值在 10%、5%和 1%的置信水平上显著。

附表 2 私人部门杠杆率增速对实际 GDP 增速的中长期影响分析

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	ΔGDP_{t+4}	ΔGDP_{t+8}	ΔGDP_{t+12}	ΔGDP_{t+16}	ΔGDP_{t+20}
A: 2阶段回归					

ΔLP_{t-4}	-0.211***	-0.136***	-0.148***	-0.163***	-0.152***
	(-2.86)	(-2.76)	(-4.10)	(-5.58)	(-6.23)
ΔLG_{t-4}	-0.0286**	-0.0283***	-0.0216***	-0.0190***	-0.00959
	(-2.51)	(-2.97)	(-2.75)	(-2.90)	(-1.61)
$PCDA_{t-4}$	0.0119***	0.00799***	0.00763***	0.00634***	0.00414***
	(9.31)	(8.05)	(8.35)	(7.44)	(5.23)
IFL_t	-0.135*	-0.284***	-0.210***	-0.181***	-0.196***
	(-1.76)	(-3.01)	(-2.92)	(-3.09)	(-3.75)
ΔGDP_{t-4}	-0.322***	-0.228***	-0.232***	-0.229***	-0.198***
	(-3.72)	(-3.69)	(-5.12)	(-6.75)	(-7.35)
MPS_{t-4}	0.185	0.146*	0.227***	0.150	0.199
	(1.21)	(1.83)	(2.80)	(1.09)	(1.52)
MPS_{t-5}	-0.0292	0.0503	0.0111	0.122	0.123
	(-0.21)	(0.61)	(0.12)	(0.67)	(0.68)
MPS_{t-6}	-0.0526	0.0900	0.0114	0.0507	0.0572
	(-0.38)	(0.98)	(0.13)	(0.36)	(0.44)
MPS_{t-7}	0.202	0.225	0.288**	0.168	0.127
	(0.88)	(1.46)	(2.03)	(1.50)	(1.23)
	B: ΔLP_{t-4} 的1阶段回归				
$PCSA_{t-8}$	-0.0196***	-0.0231***	-0.0258***	-0.0267***	-0.0274***
	(-5.57)	(-6.17)	(-6.44)	(-6.74)	(-6.84)
ΔLG_{t-4}	-0.0280	-0.0640*	-0.0556	-0.0511	-0.0488
	(-0.84)	(-1.78)	(-1.47)	(-1.33)	(-1.21)
1阶段 R^2	0.1783	0.2995	0.2839	0.2301	0.1876
	C: 诊断统计				
Kleibergen-Paap rk LM 统计量	27.871 [0.0000]	32.005 [0.0000]	34.075 [0.0000]	36.230 [0.0000]	35.842 [0.0000]
Kleibergen-Paap Wald rk F 统计量	31.011 {16.38}	38.122 {16.38}	41.440 {16.38}	45.465 {16.38}	46.784 {16.38}
N	1210	1081	956	833	707

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。

附表 3 分部门杠杆率增速对实际 GDP 增速的中长期影响分析

	(1) ΔGDP_{t+4}	(2) ΔGDP_{t+8}	(3) ΔGDP_{t+12}	(4) ΔGDP_{t+16}	(5) ΔGDP_{t+20}
	A: 2阶段回归				
ΔLE_{t-4}	-0.145***	-0.0960**	-0.0843**	-0.0710**	-0.0436

	(-2.71)	(-2.23)	(-2.40)	(-2.40)	(-1.58)
ΔLH_{t-4}	0.147*	0.0932	0.0106	-0.0549	-0.104***
	(1.93)	(1.63)	(0.24)	(-1.44)	(-2.90)
ΔLG_{t-4}	-0.0484***	-0.0384***	-0.0290***	-0.0220**	-0.00534
	(-3.45)	(-3.16)	(-2.76)	(-2.35)	(-0.57)
$ECDA_{t-4}$	0.000796	-0.0000422	0.00129	0.00142	0.000504
	(0.43)	(-0.03)	(1.07)	(1.30)	(0.50)
$HCDA_{t-4}$	0.00687***	0.00487***	0.00434***	0.00403***	0.00359***
	(4.73)	(4.01)	(4.21)	(4.11)	(3.69)
IFL_t	-0.292***	-0.476***	-0.311***	-0.230***	-0.204***
	(-3.36)	(-5.76)	(-5.10)	(-4.55)	(-4.04)
ΔGDP_{t-4}	-0.226***	-0.162***	-0.198***	-0.209***	-0.177***
	(-3.05)	(-2.93)	(-4.58)	(-6.11)	(-5.47)
MPS_{t-4}	0.166	0.193	0.250***	0.0938	0.217
	(1.09)	(1.17)	(3.13)	(0.65)	(1.39)
MPS_{t-5}	0.0529	0.144	0.0657	0.0877	0.102
	(0.34)	(0.85)	(1.01)	(0.54)	(0.49)
MPS_{t-6}	0.104	0.231*	0.0940	0.0530	0.0733
	(0.74)	(1.74)	(1.19)	(0.41)	(0.49)
MPS_{t-7}	0.0418	0.161	0.206	0.168	0.187
	(0.20)	(1.12)	(1.64)	(1.50)	(1.62)
			B: ΔLE_{t-4} 的1阶段回归		
$ECSA_{t-8}$	-0.0104**	-0.0130***	-0.0138***	-0.0143***	-0.0144***
	(-2.55)	(-3.03)	(-2.94)	(-3.05)	(-3.07)
$HCSA_{t-8}$	-0.0218***	-0.0233***	-0.0246***	-0.0234***	-0.0236***
	(-4.66)	(-5.03)	(-5.16)	(-4.96)	(-4.94)
ΔLG_{t-4}	-0.0937**	-0.136***	-0.144***	-0.157***	-0.174***
	(-2.18)	(-2.94)	(-2.99)	(-3.14)	(-3.27)
1阶段 R^2	0.3114	0.3409	0.3331	0.2967	0.2800
			C: ΔLH_{t-4} 的1阶段回归		
$ECSA_{t-8}$	0.0102***	0.00772**	0.00606	0.00624	0.00692*
	(2.61)	(1.99)	(1.51)	(1.61)	(1.79)
$HCSA_{t-8}$	-0.0239***	-0.0250***	-0.0261***	-0.0264***	-0.0273***
	(-5.08)	(-5.48)	(-5.78)	(-6.16)	(-6.41)
ΔLG_{t-4}	0.0302	-0.0064	0.00576	0.0249	0.0442
	(0.90)	(-0.18)	(0.16)	(0.69)	(1.15)
1阶段 R^2	0.1517	0.2125	0.1978	0.1666	0.1524
			D: 诊断统计		
Kleibergen-Paap rk LM 统计量	22.193 [0.0000]	20.147 [0.0000]	17.336 [0.0000]	19.040 [0.0000]	20.871 [0.0000]

Kleibergen-Paap Wald rk F 统计量	9.997 {7.03}	9.392 {7.03}	8.146 {7.03}	9.306 {7.03}	9.655 {7.03}
N	1210	1081	956	833	707

以下附表 4 至附表 8 对应正文第五部分稳健性检验。

附表 4 分部门信贷增速对实际 GDP 增速的影响分析

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	ΔGDP_t	ΔGDP_t	ΔGDP_t	ΔGDP_t	ΔGDP_t
	A: 2阶段回归				
ΔPS_{t-4}	-0.351***				
	(-3.82)				
ΔNF_{t-4}		-0.116	-0.294***	-0.314***	-0.313***
		(-1.54)	(-3.59)	(-3.92)	(-3.94)
ΔHD_{t-4}		0.192**	0.216**	0.237**	0.247**
		(2.28)	(2.14)	(2.26)	(2.28)
ΔGM_{t-4}	-0.0388**	-0.0597***	-0.0535***	-0.0472***	-0.0693***
	(-2.40)	(-4.08)	(-3.28)	(-2.87)	(-3.62)
$PCDA_{t-4}$	0.0162***				
	(10.12)				
$ECDA_{t-4}$			0.00510*	0.00609**	0.00776***
			(1.90)	(2.50)	(3.09)
$HCDA_{t-4}$			0.00439*	0.00346	0.00542***
			(1.85)	(1.48)	(2.74)
IFL_t	0.0673			-0.211**	-0.202**
	(0.63)			(-2.19)	(-2.18)
ΔGDP_{t-4}	-0.00968				-0.203***
	(-0.16)				(-3.00)
MPS_{t-4}	0.326	0.0394	-0.109	0.111	0.171
	(1.53)	(0.18)	(-0.49)	(0.51)	(0.82)
MPS_{t-5}	0.308**	0.0615	0.0258	0.201	0.270
	(2.06)	(0.23)	(0.10)	(0.76)	(1.08)
MPS_{t-6}	0.334**	0.184	0.197	0.289	0.348
	(2.19)	(0.83)	(0.98)	(1.24)	(1.59)
MPS_{t-7}	0.581*	0.207	0.245	0.137	0.220
	(1.94)	(1.30)	(1.36)	(0.40)	(0.66)
	B: ΔPS_{t-4} 的1阶段回归				
$PCSA_{t-8}$	-0.0209***				
	(-6.10)				
1阶段 R^2	0.1657				
	C: ΔNF_{t-4} 的1阶段回归				
$ECSA_{t-8}$		-0.0121***	-0.00862**	-0.0111***	-0.0110***
		(-2.86)	(-2.05)	(-2.76)	(-2.72)

$HCSA_{t-8}$		-0.0197***	-0.0221***	-0.0211***	-0.0215***
		(-4.04)	(-4.45)	(-4.64)	(-4.73)
1阶段 R^2		0.0467	0.1271	0.1953	0.2022
	D: ΔHD_{t-4} 的1阶段回归				
$ECSA_{t-8}$		0.00710*	0.0107**	0.00867**	0.00855**
		(1.81)	(2.57)	(2.25)	(2.25)
$HCSA_{t-8}$		-0.0299***	-0.0253***	-0.0246***	-0.0242***
		(-6.22)	(-5.21)	(-5.37)	(-5.38)
1阶段 R^2		0.0582	0.0775	0.1622	0.1727
	E: 诊断统计				
Kleibergen-Paap rk LM 统计量	32.733	20.680	23.090	22.643	22.812
	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]
Kleibergen-Paap Wald rk F 统计量	37.161	9.247	10.456	10.309	10.189
	{16.38}	{7.03}	{7.03}	{7.03}	{7.03}
N	1338	1395	1342	1338	1338

附表 5 信贷标准变化因素描述性统计分析

变量	截面国家数	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
ECS	42	2,272	4.392	21.93	-92.40	100
HCS	39	1,973	2.961	22.41	-100	100
CCS	39	1,905	2.493	21.18	-91.30	100
E_BSC	33	1,627	2.293	15.36	-64	90.29
E_CPT	33	1,617	-8.162	16.37	-94.23	66.67
E_RSK	34	1,663	11.55	23.11	-72.73	100
H_BSC	30	1,434	3.243	14.63	-67	100
H_CPT	29	1,388	-7.260	13.98	-89.10	46
H_RSK	31	1,491	7.478	18.19	-59.28	100
C_BSC	30	1,399	2.282	13.53	-68.40	100
C_CPT	28	1,334	-6.795	15.34	-95.28	67
C_RSK	31	1,444	7.911	16.13	-36	94.69

附表 6　CS 对影响因素的回归结果

	(1)	(2)	(3)
	ECS	HCS	CCS
E_BSC	0.544***		
	(7.96)		
E_CPT	0.0961		
	(0.88)		
E_RSK	0.504***		
	(8.39)		
H_BSC		0.318***	
		(6.46)	

H_CPT		0.314***	
		(3.16)	
H_RSK		0.654***	
		(9.07)	
C_BSC			0.276***
			(3.98)
C_CPT			0.448***
			(7.67)
C_RSK			0.702***
			(8.79)
ΔGDP	0.151	0.305	0.106
	(0.75)	(1.46)	(0.55)
MPS	-0.540	2.888*	3.818**
	(-0.28)	(2.02)	(2.19)
C	-0.997	1.324	0.566
	(-0.75)	(1.54)	(0.86)
N	1468	1279	1229
R^2	0.642	0.487	0.560

注：括号内报告的是面板稳健标准误，( )内数值为 t 统计量值。

附表 7 用拟合值作为工具变量

	(1)	(2)	(3)	(4)
	ΔGDP_t	ΔGDP_t	ΔGDP_t	ΔGDP_t
	A: 2阶段回归			
ΔLP_{t-4}	-0.403*		-0.0658	
	(-1.95)		(-1.11)	
ΔLE_{t-4}		-0.360***		0.0765
		(-2.72)		(0.41)
ΔLH_{t-4}		0.217*		-0.122
		(1.77)		(-0.60)
ΔLG_{t-4}	0.0256	0.017	0.0442**	0.0559
	(0.78)	(0.48)	(2.46)	(1.48)
$PCDA_{t-4}$	0.0142***		0.0107***	
	(4.81)		(8.17)	
$ECDA_{t-4}$		0.00527		-0.00406
		(1.34)		(-0.89)
$HCDA_{t-4}$		0.00365**		0.0122***
		(2.02)		(3.19)
IFL_t	0.0401	-0.412	-0.197***	-0.182***
	(0.09)	(-0.96)	(-3.09)	(-3.06)
ΔGDP_{t-4}	-0.288	-0.170	0.0125	0.0700
	(-1.22)	(-0.70)	(0.18)	(0.52)
MPS_{t-4}	1.940**	1.018	0.398**	0.513*

	(2.44)	(1.25)	(1.98)	(1.84)
MPS_{t-5}	-0.148	-0.251	0.424***	0.545***
	(-0.18)	(-0.32)	(3.00)	(3.19)
MPS_{t-6}	0.302	0.320	0.491***	0.612***
	(0.41)	(0.53)	(3.34)	(3.22)
MPS_{t-7}	1.39**	0.888	0.268	0.538
	(2.10)	(1.52)	(0.85)	(1.52)
	B: ΔLP_{t-4} 的1阶段回归			
PCS_A_{t-8}	-0.0131***		0.5702***	
	(-2.90)		（8.66）	
1阶段 R^2	0.3291			
	C: ΔLE_{t-4}的1阶段回归			
ECS_A_{t-8}		-0.0177***		0.904***
		(-3.36)		(4.75)
HCS_A_{t-8}		0.00341		0.152**
		(0.57)		(2.01)
1阶段 R^2		0.3642		0.3384
	D: ΔLH_{t-4} 的1阶段回归			
ECS_A_{t-8}		0.0174***		1.09***
		(3.11)		(5.33)
HCS_A_{t-8}		-0.0284***		0.00123
		(-4.15)		(0.02)
1阶段 R^2		0.2267		0.1738
	E: 诊断统计			
Kleibergen-Paap	7.235	6.536	47.195	3.529
rk LM 统计量	[0.0072]	[0.0106]	[0.0000]	[0.0603]
Kleibergen-Paap	8.428	3.851	74.976	1.684
Wald rk F 统计量	{16.38}	{7.03}	{16.38}	{7.03}
N	767	767	990	990

附表 8 其它稳健性检验方法

	(1)	(2)
	ΔGDP_t	ΔGDP_t
	加入金融危机和欧债危机虚拟变量	
ΔLP_{t-4}	-0.662***	
	(-2.84)	
ΔLE_{t-4}		-0.426***
		(-4.04)
ΔLH_{t-4}		0.300**
		(2.31)
控制变量	√	√
N	1273	1273

以下附表 9 至附表 13 对应正文中第六部分异质性分析的描述性统计、短期及中长期结果。

附表 9 发达国家：信贷标准变化因素描述性统计

变量	截面国家数	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
ECS	21	1,368	3.830	23.42	-68	100
HCS	19	1,142	2.946	21.77	-67	100
CCS	19	1,088	3.290	19.12	-59.18	100
E_BSC	16	984	4.646	14.10	-26	76.50
E_CPT	16	986	-5.927	16.04	-94.23	66.67
E_RSK	17	1,040	10.88	22.54	-33.33	100
H_BSC	14	857	4.788	14.58	-67	100
H_CPT	13	811	-4.813	10.79	-64.61	46
H_RSK	15	914	8.144	18.33	-34	97.50
C_BSC	14	831	3.677	13.38	-33	100
C_CPT	12	766	-2.481	8.603	-71.90	67
C_RSK	15	876	7.987	16.65	-22	84

附表 10 新兴市场国家：信贷标准变化因素描述性统计

变量	截面国家数	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
ECS	21	904	5.242	19.44	-92.40	100
HCS	20	831	2.981	23.28	-100	100
CCS	20	817	1.433	23.61	-91.30	100
E_BSC	17	643	-1.309	16.49	-64	90.29
E_CPT	17	631	-11.65	16.28	-74.40	36.67
E_RSK	17	623	12.65	24.01	-72.73	100
H_BSC	16	577	0.948	14.41	-53.46	89.40
H_CPT	16	577	-10.70	16.93	-89.10	39.29
H_RSK	16	577	6.423	17.92	-59.28	100
C_BSC	16	568	0.242	13.50	-68.40	91.10
C_CPT	16	568	-12.61	19.85	-95.28	24
C_RSK	16	568	7.794	15.32	-36	94.69

附表 11 各部门杠杆率增速对实际 GDP 增速的影响分析（短期）

	(1)	(2)
	ΔGDP_t	ΔGDP_t
	A: 2阶段回归	
ΔLE_{t-4}	-0.0314	-0.215***
	(-0.14)	(-2.81)
ΔLH_{t-4}	0.871**	-0.0462
	(2.11)	(-0.93)
ΔLG_{t-4}	-0.0344	0.0279

	(-0.38)	(1.24)
控制变量	√	√
	B: ΔLE_{t-4} 的1阶段回归	
$ECSA_{t-8}$	-0.00356	-0.0395***
	(-0.79)	(-5.06)
$HCSA_{t-8}$	-0.0186***	-0.00127
	(-3.26)	(-0.18)
1阶段 R^2	0.3944	0.3898
	C: ΔLH_{t-4} 的1阶段回归	
$ECSA_{t-8}$	0.00956**	0.00671
	(2.53)	(0.77)
$HCSA_{t-8}$	0.000223	-0.0596***
	(0.05)	(-7.20)
1阶段 R^2	0.2889	0.3336
	D: 诊断统计	
Kleibergen-Paap rk LM	2.610	25.891
统计量	[0.1062]	[0.0000]
Kleibergen-Paap Wald rk	1.393	17.951
F 统计量	{7.03}	{7.03}
N	808	465

注：列（1）中样本为发达国家，列（2）中样本为新兴市场国家； 列（1）和（2）均包括控制变量政策利率冲击、长期利率、信贷需求、通胀率和实际 GDP 增速滞后项。

附表 12 发达国家各部门杠杆率增速对实际 GDP 增速的影响分析（中长期）

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	ΔGDP_{t+4}	ΔGDP_{t+8}	ΔGDP_{t+12}	ΔGDP_{t+16}	ΔGDP_{t+20}
			A: 2阶段回归		
ΔLE_{t-4}	0.0302	0.0468	-0.0142	-0.106**	-0.117**
	(0.25)	(0.74)	(-0.30)	(-2.07)	(-2.05)
ΔLH_{t-4}	0.517**	0.140	0.0132	-0.0825	-0.131***
	(1.99)	(1.00)	(0.14)	(-1.50)	(-2.68)
ΔLG_{t-4}	-0.0407	-0.0324	-0.0303	-0.0530**	-0.0471
	(-0.73)	(-0.97)	(-1.15)	(-2.26)	(-1.64)
$ECDA_{t-4}$	-0.00248	-0.00338*	-0.00121	0.00172	0.00250
	(-0.80)	(-1.76)	(-0.72)	(0.97)	(1.27)
$HCDA_{t-4}$	0.00716***	0.00847***	0.00744***	0.00453***	0.00321**
	(2.62)	(4.71)	(5.05)	(2.91)	(1.98)
			B: ΔLE_{t-4} 的1阶段回归		
$ECSA_{t-8}$	-0.00277	-0.00285	-0.00322	-0.00001	0.00206
	(-0.60)	(-0.58)	(-0.63)	(-0.00)	(0.47)
$HCSA_{t-8}$	-0.0224***	-0.0236***	-0.0211***	-0.0201***	-0.0205***
	(-3.82)	(-3.93)	(-3.49)	(-3.39)	(-3.39)

ΔLG_{t-4}	-0.258***	-0.269***	-0.317***	-0.377***	-0.463***
	(-3.15)	(-3.09)	(-3.72)	(-4.43)	(-5.89)
1阶段 R^2	0.3971	0.3939	0.3955	0.3519	0.3845
	C: ΔLH_{t-4} 的1阶段回归				
$ECSA_{t-8}$	0.0101***	0.0114***	0.0106***	0.0133***	0.0161***
	(2.70)	(2.96)	(2.69)	(3.55)	(4.47)
$HCSA_{t-8}$	-0.0017	-0.0039	-0.00539	-0.00617	-0.00701
	(-0.34)	(-0.77)	(-1.04)	(-1.24)	(-1.46)
ΔLG_{t-4}	-0.0628	-0.067	-0.072	-0.110**	-0.183***
	(-1.32)	(-1.34)	(-1.40)	(-2.13)	(-3.83)
1阶段 R^2	0.2840	0.2801	0.2535	0.1650	0.1844
	D: 诊断统计				
Kleibergen-Paap rk LM 统计量	4.142 [0.0418]	5.725 [0.0167]	5.303 [0.0213]	8.654 [0.0033]	11.552 {0.0007}
Kleibergen-Paap Wald rk F 统计量	2.271 {4.58}	3.228 {4.58}	3.059 {4.58}	5.407 {4.58}	7.449 {4.58}
N	748	688	628	568	508

附表 13 新兴市场国家各部门杠杆率增速对实际 GDP 增速的影响分析（中长期）

	(1) ΔGDP_{t+4}	(2) ΔGDP_{t+8}	(3) ΔGDP_{t+12}	(4) ΔGDP_{t+16}	(5) ΔGDP_{t+20}
	A: 2阶段回归				
ΔLE_{t-4}	-0.141**	-0.0899**	-0.0683**	-0.0508**	-0.0183
	(-2.48)	(-2.17)	(-2.40)	(-2.50)	(-1.07)
ΔLH_{t-4}	-0.0456	-0.0178	-0.0240	-0.0148	-0.0417**
	(-1.36)	(-0.79)	(-1.24)	(-0.78)	(-2.09)
ΔLG_{t-4}	0.0218	0.00395	0.00884	0.0111*	0.0101
	(1.48)	(0.37)	(1.07)	(1.68)	(1.26)
$ECDA_{t-4}$	0.00645**	0.00222	0.00311**	0.00401***	0.00362**
	(2.19)	(1.05)	(2.08)	(2.92)	(2.12)
$HCDA_{t-4}$	0.00827***	0.00412***	0.00222	0.000144	0.00121
	(3.92)	(2.59)	(1.61)	(0.10)	(0.81)
	B: ΔLE_{t-4} 的1阶段回归				
$ECSA_{t-8}$	-0.0405***	-0.0345***	-0.0349***	-0.0453***	-0.0611***
	(-4.89)	(-4.06)	(-3.54)	(-4.15)	(-5.61)
$HCSA_{t-8}$	-0.00377	-0.00841	-0.0141*	-0.0125	0.00616
	(-0.47)	(-1.15)	(-1.74)	(-1.33)	(0.61)
ΔLG_{t-4}	0.00901	0.0576	-0.0279	0.0139	0.155**
	(0.21)	(-1.45)	(-0.60)	(0.24)	(2.18)
1阶段 R^2	0.4117	0.4707	0.4783	0.4959	0.5141
	C: ΔLH_{t-4} 的1阶段回归				

$ECSA_{t-8}$	0.0128	0.0184**	0.0203**	0.0137	0.00049
	(1.41)	(2.08)	(2.05)	(1.32)	(0.05)
$HCSA_{t-8}$	-0.0691***	-0.0724***	-0.0790***	-0.0823***	0.0626***
	(-7.79)	(-9.25)	(-9.48)	(-8.61)	(-6.97)
ΔLG_{t-4}	0.0144	0.0519	-0.0422	0.0575	0.303***
	(0.27)	(-0.99)	(-0.68)	(0.76)	(3.52)
1阶段 R^2	0.3334	0.4324	0.4398	0.4745	0.5711
			D: 诊断统计		
Kleibergen-Paap rk LM 统计量	26.943 [0.0000]	20.363 [0.0000]	19.008 [0.0000]	21.368 [0.0000]	24.245 [0.0000]
Kleibergen-Paap Wald rk F 统计量	19.396 {4.58}	14.399 {4.58}	14.262 {4.58}	17.821 {4.58}	26.691 {4.58}
N	406	346	287	231	175