

信贷供给、部门杠杆率与经济周期

——基于 42 国银行家问卷调查数据的识别*

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: 基于手工整理的 42 国银行家问卷调查数据, 本文将银行信贷标准变化作为工具变量研究了分部门杠杆率对总产出的影响。研究表明: (1) 银行分部门信贷标准的下降会显著提高杠杆率增速, 且由此引起的信贷供给上升会通过提高宏观经济杠杆率对未来的总产出形成显著负面影响; (2) 控制非金融企业杠杆后, 家庭部门杠杆率增速对未来总产出增速的负向影响减弱; (3) 刺激性政策并不会直接带来分部门杠杆增速的上升以及对未来的总产出增速造成负面影响; (4) 新兴市场经济体非金融企业部门杠杆快速上升对未来总产出的负面影响更加显著。一系列稳健性检验说明上述基准结果具有良好的稳健性; 特别的, 进一步控制银行信贷标准的周期性后, 估计结果依然稳健。本文的研究结果表明, 为了保证经济的平稳运行, 需要高度关注金融业主动风险承担行为所带来的宏观高杠杆问题, 并且对于新兴市场经济体应当尤其关注非金融企业杠杆过快上升所蕴含的风险。

关键词: 部门杠杆率; 信贷标准; 总产出; 工具变量方法

JEL 分类号: D14; E32; E51; G21; G3

一、引言

2008 年全球金融危机的一个主要经验教训, 就是过高的宏观杠杆率可能对未来的总产出带来显著、持续的紧缩效应, 由金融危机演变为经济危机。自 2009 年“四万亿”刺激计划后, 中国的宏观杠杆率快速上升, 高杠杆所引发的下行风险成为宏观经济政策与管理关注的焦点之一。2015 年的中央经济工作会议上“去杠杆”的工作任务被首次提出, 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, 又迫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。与此同时, 新冠疫情

* 本研究受到国家自然科学基金(项目号: 71661137003、71733004)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: xueqingzhao123@163.com。

全球大流行之后，世界范围内央行“大水漫灌”式的流动性与信贷扩张政策，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，在未来若干年内将如何影响全球经济周期，是一个亟待精准分析、科学判断的重要问题。

金融危机后一系列关于宏观杠杆率的实证文献，都发现过高的宏观杠杆率，特别是过快的宏观杠杆率增速，与未来 1-3 年的总产出显著负相关。进一步的分析则发现经济体中企业、家庭、政府三个部门的杠杆率，与总产出动态关联的作用方向及幅度均有异质性（Mian et al., 2017）。主要基于发达国家样本的研究突出了家庭部门杠杆的上升对未来总产出的负面预测作用最强（Jordà et al., 2017; Mian et al., 2018）。但现有文献的结论对科学判断目前新一轮全球信贷宽松的经济后果，仍然有两方面的缺陷。首先，宏观杠杆率变动与总产出变动间的因果识别长期以来未能得到有效解决，大部分文献所得结论是相关性结论，未能有效控制宏观杠杆变动中来自信用需求的因素，亦未能区分信用供给变化的不同驱动因素。其次，尽管最近的文献在分部门杠杆率异质性作用方面有深入分析，但并未充分说明发达经济体与新兴市场经济体间的异质性。这两方面的缺陷会对宏观杠杆率管理的政策选择造成制约。第一，准确识别信用供给与需求因素各自对宏观杠杆率及总产出的作用大小，有助于宏观杠杆率管理政策的量化评估。第二，有效区分金融机构及投资者主动风险承担与宏观调控政策（如货币政策）所带来的宏观杠杆率和总产出变动，有助于减缓对刺激政策负面效果的过度担忧。第三，对于中国这样银行主导且企业杠杆率显著高于家庭、政府部门杠杆率的新兴经济体而言，以发达国家样本为基础所得的研究结论，是否能够作为中国宏观杠杆率管理的参考，存在一定疑问。

针对上述问题，本文的首要工作是通过一套全新的跨国数据，较为有效地识别出供给面因素引致的宏观杠杆率变动对总产出的影响。本文手工收集、整合了 42 个国家央行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。这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，前者测度的是独立于信贷需求面的银行信贷供给行为，从而为宏观杠杆率与 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，控制住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与家庭部门杠杆率上升，各自均会导致未来 1 年总产出的下降。第二，当回归中同时考虑非金融企业部门杠杆率与家庭部门杠杆率，则后者增速对实际 GDP 增长率的负向影响将变得不再显著。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更有可能对总产出形成负面影响。这表明基于发达经济体样本的主流文献研究结果，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，并说明其中所含有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。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；第四节是基准结果；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，而过高或增长越快的杠杆率则可能会引发金融危机，对经济的发展造成负面影响。

已有许多学者针对杠杆率与经济增长的关系进行研究，但大多数研究聚焦于杠杆率的绝对水平。如刘晓光等（2018）认为杠杆率和经济增长的关系并不是单纯的线性关系，而是一种非线性关系。如果实际 GDP 增速比某个值高，那么杠杆率上升会促进实际 GDP 的进一步增长，然而当实际 GDP 增长率比该值低时，杠杆率的增加将会在一定程度上抑制经济的增长，即杠杆率对实际 GDP 增长的作用存在着一种紧缩触发机制。另外，刘晓光等人研究结果也表明，一直以来，全球层面的平均实际 GDP 增长率比所谓的临界值要低，因此杠杆率过高不仅会抑制经济增长甚至会带来引发经济衰退的风险。

近年来一些学者开始关注分部门杠杆率对经济增长的影响，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，他们将私人信贷分为企业信贷和家庭信贷，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，分别是住房抵押贷款、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之间的区别很重要，因为它们对增长和稳定的影响不同，其研究结果也表明不论是总信贷的增长，还是抵押贷款的增长，都可以解释杠杆率的增加导致危机后衰退的严重性，但信贷构成的变化在解释衰退严重性方面胜过总信贷增长。纪洋等

(2020) 使用 42 个经济体从 1980 年至 2017 年的分部门杠杆率数据，研究了总杠杆率增速以及分部门杠杆率会对金融危机产生怎样的作用。纪洋等人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。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也存在异质性。

(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？该小节将分析家庭、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：

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

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。

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）有时间滞后性，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技术冲击——或理解为无效投资——带来的差额。因此，流量方程需写为

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

我们以这个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可以认为比较大（住房、装修、耐用品等），因此家庭部门加杠杆会对经济整体效率带来一定的负面作用。实证方面，大量研究支持上述观点，比如 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)。

不同于家庭部门杠杆，非金融企业杠杆上升所对应的新增资本比例较大。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，并可以推动企业进行研发和创新从而提高其生产效率，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，但从某种意义上说它们不一定是生产力最高的公司，这可能导致公司间资本配置不当，从而引起经济的生产率下降，Gopinath et al. (2017) 描绘了 2000 年代南欧国家的这些模式。Minsky 于 1992 年提出的金融不稳定假说也同样支持了非金融企业杠杆高企可能对经济产生的负面影响。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. (2018) 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。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。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存在全球性金融周期，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。

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，而这一问题正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。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。

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相一致。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，个别国家的 GDP 数据来源于其国家统计局；所使用各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。

（二）主要变量定义

本文以实际 GDP 增长率作为被解释变量，以非金融企业杠杆率增速和家庭杠杆率增速作为主要解释变量，以信贷标准变化作为工具变量。另外，本文的控制变量包括信贷需求变化、货币政策冲击、通胀率以及长期利率。

本文的被解释变量为经济增长速度，具体而言本文使用经季节调整后的实际 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（具体有银行和信用合作社）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、用于购买乘用车或者购买其他“耐用消费品”的贷款。另外，非金融企业杠杆率为非金融企业信贷与同期名义 GDP 之比，家庭杠杆率为家庭总信贷量与同期名义 GDP 之比。

本文选取的控制变量有通胀率、信贷需求变化、长期利率和货币政策冲击。通胀率指标为样本内各国 CPI 指数取季度同比，信贷需求变化定义将在 3 小节中具体阐述，长期利率指标为各国十年期国债利率。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

$$i_t = \rho i_{t-1} + (1 - \rho)[\phi_\pi \pi_t + \phi_y y_t^c] + e_t \quad (5)$$

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 对潜在产出（趋势产出）的百分比偏离，本文直接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 $y_t^c = (\log Y_t)^c$ 。将上式转换为回归方程

$$i_t = \rho i_{t-1} + \varphi_\pi \pi_t + \varphi_y y_t^c + e_t \quad (6)$$

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。

（三）以银行家调查问卷数据构造信贷标准、信贷需求变化

在本文的研究中，以杠杆率增速作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。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。

^①本文季度数据进行 HP 滤波所用的参数 λ 大小为 1600。

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,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,以进一步避免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借贷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借贷调查。欧元区体系于 2003 年发起欧元区银行借贷调查,其主要目的是增强欧元区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,银行借贷调查每年进行四次,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:

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

$$\frac{(\#TC + \#TS \times 0.5 - \#ES \times 0.5 - \#EC)}{\#Banks} \times 100 \quad (8)$$

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：

$$HCS = \frac{Credit_{mortgage}}{Credit_{household}} \times HSCS + \frac{Credit_{consumer}}{Credit_{household}} \times CSCS \quad (9)$$

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：

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

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

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），计算方法如下：

$$HCD = \frac{Credit_{mortgage}}{Credit_{household}} \times HSCD + \frac{Credit_{consumer}}{Credit_{household}} \times CSCD \quad (12)$$

下表 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 | 经季节调整的各国实际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 |
| ΔLE | 非金融企业杠杆率增速 | 非金融企业信贷 | 取非金融企业信贷和同期名义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 |
| $ECSA$ | 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 |

| | | | |
|-------------|----------------|---------------------|---|
| <i>HCSA</i> | 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 |
| <i>HCDA</i> | 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 |
| <i>MPS</i> | 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 |
| <i>LTR</i> | 长期利率 | 十年期国债利率 | 无处理 |
| <i>IFL</i> | 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 |
| <i>FC</i> | 金融危机虚拟变量 | - | 将08、09年度设置为1，其它为0 |
| <i>EDC</i> | 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 |
| <i>BSC</i> | 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 |
| <i>CPT</i> | 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 |
| <i>RSK</i> | 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：

$$\Delta LEV_{i,t-4} = \alpha + \beta CSA_{i,t-8} + \mathbf{X}_{i,t-4}^T \boldsymbol{\xi} + \mu_i + v_{i,t-4} \quad (13)$$

$$\Delta GDP_{it} = \delta + \gamma \Delta LEV_{i,t-4} + \mathbf{X}_{i,t-4}^T \boldsymbol{\theta} + \epsilon_i + \varepsilon_{i,t} \quad (14)$$

式(13)为一阶段回归，式(14)为二阶段回归，其中 i 表示国家， t 表示季度；被解释变量 ΔGDP_{it} 为国家 i 在 t 时期的实际 GDP 同比增速。

解释变量 $\Delta LEV_{i,t-4}$ 为国家 i 在 $t-4$ 时期非金融企业杠杆率的季度同比增速 ΔLE 或家庭部门杠杆率的季度同比增速 ΔLH 。当主要解释变量为非金融企业杠杆率增速时，估计系数 γ 显著为负则说明非金融企业的杠杆率增速上升会造成未来经济增长下降。同理，当主要解释变量为家庭部门杠杆率增速时，估计系数 γ 显著为负的含义是家庭杠杆率的快速上升不利于经济的增长。在稳健性检验部分，本文将考虑解释变量的其他定义方式。

控制变量 $\mathbf{X}_{i,t-4}$ 包括 $t-7$ 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 $ECDA$ 或 $HCDA$ ，以及 $t-3$ 至 $t-4$ 个季度通胀率的平均值 IFL 。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 $CSA_{i,t-8}$ 为企业信贷标准累计值 $ECSA$ 或家庭信贷标准累计值 $HCSA$ 。具体含义为国家 i 在 $t-11$ 至 $t-8$ 四个季度的企业或家庭信贷标准变化累积值，若一阶段回归系数 β 显著为负，则表明信贷标准的收紧会降低杠杆率增速。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

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

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 | 2,093 | 2.251 | 3.248 | -17.07 | 25.59 |
| ΔLE | 2,018 | -0.762 | 8.946 | -63.69 | 40.31 |
| ΔLH | 1,974 | 1.965 | 7.899 | -43.55 | 39.30 |
| $ECSA$ | 1,796 | 20.94 | 80.40 | -252.6 | 373 |

| | | | | | |
|-------------|-------|---------|-------|--------|-------|
| <i>ECDA</i> | 1,681 | 25.20 | 87.78 | -290 | 338.3 |
| <i>HCSA</i> | 1,436 | 13.07 | 76.29 | -294.4 | 334.3 |
| <i>HCDA</i> | 1,559 | 22.03 | 101.7 | -369.9 | 356.5 |
| <i>MPS</i> | 2,188 | 0 | 0.509 | -4.471 | 10.57 |
| <i>IFL</i> | 2,133 | 2.229 | 2.804 | -32.58 | 33.77 |
| <i>LTR</i> | 2,120 | 3.765 | 2.627 | -0.493 | 25.40 |
| <i>ΔPR</i> | 2,200 | -0.0283 | 0.741 | -6.250 | 18.25 |
| <i>FC</i> | 2,268 | 0.123 | 0.329 | 0 | 1 |
| <i>EDC</i> | 2,268 | 0.0441 | 0.205 | 0 | 1 |

信贷标准和信贷需求均会受到经济周期的影响，故而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-0.3083，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-0.4411。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，但绝对数值有限且符号为负，说明信贷需求与标准指标并不仅受经济周期驱动，而是各自反映了具有明显周期差异的信息。

图 1 为中国、美国、德国、日本 4 个代表性国家的样本，包括信贷标准变化累积 (*ECSA*)，非金融企业杠杆率增速 ($\Delta Leverage$) 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。

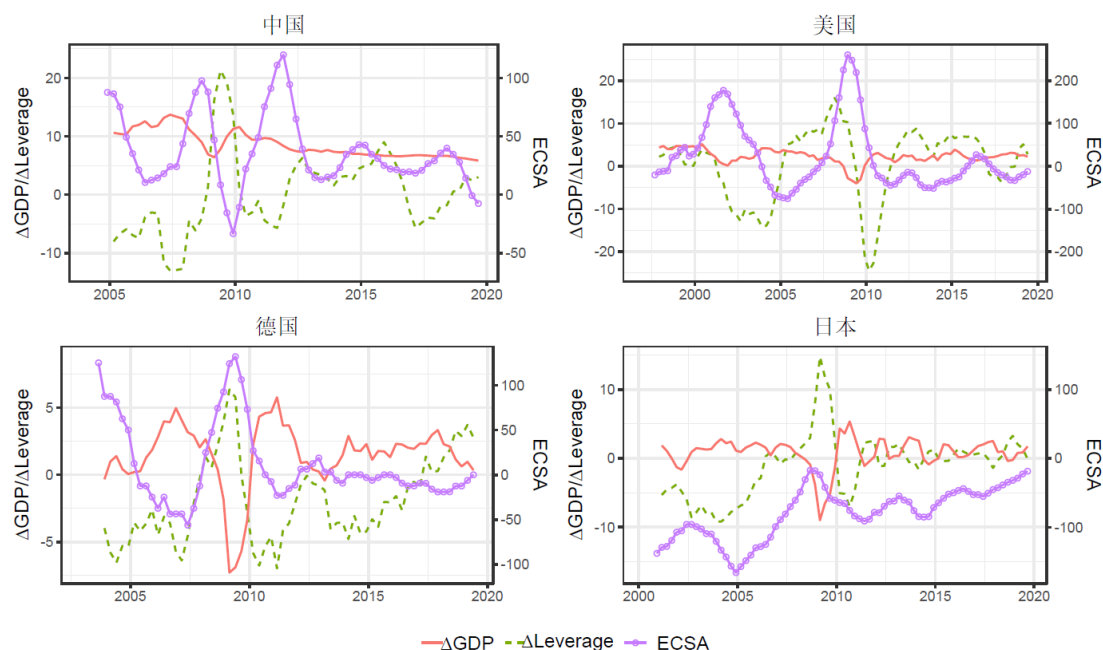


图 1 四国代表性样本

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

四、实证分析

(一) 非金融企业杠杆率增速对经济增长的影响

首先分析非金融企业杠杆率增速对实际 GDP 增速的影响，表 4 报告了面板 2SLS 的回归结果。

表4 非金融企业杠杆率增速对实际GDP增速的影响分析

| | (1) | (2) | (3) | (4) |
|-----------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | ΔGDP_t | ΔGDP_t | ΔGDP_t | ΔGDP_t |
| A: 二阶段回归 | | | | |
| ΔLE_{t-4} | -0.0106 (-0.19) | -0.156* (-1.80) | -0.201*** (-2.72) | -0.170*** (-3.19) |
| $ECDA_{t-4}$ | | 0.00719*** (6.43) | 0.00727*** (6.13) | 0.00975*** (5.48) |
| IFL_t | | | -0.171** (-2.46) | -0.190*** (-3.14) |
| ΔGDP_{t-4} | | | | -0.120 (-1.52) |
| MPS_{t-4} | 0.302 (1.63) | 0.0986 (0.61) | 0.251 (1.25) | 0.314 (1.55) |
| MPS_{t-5} | 0.195 (1.15) | 0.102 (0.70) | 0.218 (1.29) | 0.275* (1.91) |
| MPS_{t-6} | 0.277* (1.79) | 0.188 (1.56) | 0.211 (1.40) | 0.269** (2.16) |
| MPS_{t-7} | 0.369*** (2.87) | 0.277* (1.80) | 0.267 (1.19) | 0.321 (1.52) |
| B: ΔLE_{t-4} 的一阶段回归 | | | | |
| $ECSA_{t-8}$ | -0.0174*** (-4.96) | -0.0147*** (-3.54) | -0.0175*** (-4.22) | -0.0240*** (-6.20) |
| $ECDA_{t-4}$ | | -0.00655 (-1.47) | -0.00991** (-2.22) | 0.0160*** (4.32) |
| IFL_t | | | 0.747*** (4.29) | 0.791*** (4.25) |
| ΔGDP_{t-4} | | | | -1.437*** (-12.24) |
| MPS_{t-4} | -0.935** (-2.06) | -0.652 (-1.47) | -1.057** (-2.11) | -0.686 (-1.10) |
| MPS_{t-5} | -0.728 (-1.25) | -0.476 (-0.76) | -1.131 (-1.60) | -0.861 (-1.05) |
| MPS_{t-6} | -0.694 (-1.08) | -0.445 (-0.63) | -1.260* (-1.73) | -1.031 (-1.20) |
| MPS_{t-7} | -0.890 (-1.36) | -0.814 (-1.21) | 0.0223 (0.03) | 0.675 (0.92) |

C: 诊断统计

| | | | | |
|--------------------|----------|----------|----------|----------|
| Kleibergen-Paap | 22.87*** | 12.06*** | 16.63*** | 34.18*** |
| rk LM 统计量 | [0.0000] | [0.0000] | [0.0000] | [0.0000] |
| Kleibergen-Paap | 24.55 | 12.52 | 17.80 | 38.50 |
| Wald rk F 统计量 | {16.38} | {16.38} | {16.38} | {16.38} |
| 一阶段 R ² | 0.0224 | 0.0137 | 0.0514 | 0.2473 |
| N | 1696 | 1426 | 1422 | 1422 |

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”。

上述表 4 中 A 是二阶段回归结果，B 是相应的一阶段回归结果，内生变量为非金融企业杠杆率增速 (ΔLE_{t-4})，工具变量为信贷标准变化累积 ($ECSA$)，C 部分是工具变量的相关检验。模型 (1) 至 (4) 分别是依次加入控制变量 (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。

表 4 中列 (1) 报告了控制变量只加入政策利率冲击的回归结果，一阶段回归结果显示 $ECSA$ 的系数在 1%的水平下显著为负值，需要注意的是 $ECSA$ 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非金融企业的信贷标准越收紧，杠杆率增速则越低，这与本文的初步推断相一致。观察 A 中该模型的二阶段回归结果，可以发现非金融企业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) 是在上述模型 (1) 中加入控制变量 $ECDA$ 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。在模型 (2) 中，二阶段中企业信贷需求变化的系数在 1%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。该结果也说明了在控制了政策利率冲击和信贷需求变化后，一阶段信贷标准收紧仍然显著降低杠杆率增速，且二阶段结果表明杠杆率增速会对实际 GDP 增速产生负向影响，并在 10%的水平下显著。

列 (3) 表明控制变量加入通胀率后二阶段非金融企业杠杆率增速的系数在 1%的水平下显著为负，一阶段信贷标准变化的系数也在 1%的水平下显著为负。列 (3) 表明在控制了信贷需求、通胀率和政策利率冲击等因素之后，非金融企业杠杆率增速的回归系数为负值且在 1%的水平下显著，这说明非金融企业杠杆率增长过快确实会对经济增长产生负向影响，这与债务-通缩和金融不稳定等理论所支持的观点一致。

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，估计结果如表 4 中列 (4) 所示，二阶段杠杆率增速系数和一阶段信贷标准变化系数的方向和显著性与前述模型相比均未改变。二阶段杠杆率增速系数为 -0.170 并在 1%的水平下显著，一阶段中信贷标准变化的系数为 -0.0240 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 5.76%，对应未来一年 GDP 增速下降 0.98%。若使用固定效应 OLS，当非金融企业杠杆率增速上升 5.76%，仅会引起未来一年 GDP 增速下降 0.49%^①，两种模型下的回归系数大小差了一倍。这一结果与 Mian et al. (2017) 中关于非金融企业杠杆率的研究结论基本一致。

模型 (4) 中其他控制变量的回归结果也基本符合理论预期，企业信贷需求变化上升对非金融企业杠杆率增速和实际 GDP 增速具有正向影响。通胀率上升会抑制经济增长。正向的短期利率冲击会降低杠杆率增速，这是因为正向利率冲击使流动性收紧从而导致杠杆率增长速度下降，但在本模型中短期利率冲击对杠杆率增速的系数并不显著，至于其与实际 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，该结果也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。除此之外，C 部分的结果显示，上述 4 个模型除了模型 (2) 外均能通过工具变量的识别不足检验和弱工具变量检验，其中模型 (2) 的 Kleibergen-Paap Wald rk F 统计量大于 Stock-Yogo 检验 15% 的临界值 (8.96)。

(二) 家庭部门杠杆率增速对经济增长的影响

在上一部分主要分析了非金融企业杠杆率增速对经济增长的影响，接下来重点分析家庭部门杠杆率增速的作用，表 5 展示了面板 2SLS 回归的结果。

表5 家庭部门杠杆率增速对实际GDP增速的影响分析

| | (1) | (2) | (3) | (4) |
|--------------------|-------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| | ΔGDP_t | ΔGDP_t | ΔGDP_t | ΔGDP_t |
| A: 二阶段回归 | | | | |
| ΔLH_{t-4} | 0.261** (2.00) | -0.152* (-1.67) | -0.175** (-2.05) | -0.144** (-2.10) |
| $HCD A_{t-4}$ | | 0.0108*** (10.92) | 0.0104*** (10.68) | 0.0124*** (10.88) |
| IFL_t | | | -0.167** (-2.29) | -0.181*** (-2.71) |
| ΔGDP_{t-4} | | | | -0.112* (-1.79) |
| MPS_{t-4} | 0.203 (0.85) | 0.214 (1.27) | 0.405** (1.97) | 0.437** (2.16) |
| MPS_{t-5} | 0.241 (0.75) | 0.177 (1.09) | 0.343** (2.00) | 0.400** (2.56) |
| MPS_{t-6} | 0.374 (1.32) | 0.247* (1.65) | 0.310* (1.71) | 0.370** (2.39) |

^① 使用固定效应 OLS 的具体回归结果在附录 1 中。

| | | | | |
|-----------------------------|-----------------------|------------------------|------------------------|-----------------------|
| MPS_{t-7} | 0.500** (2.43) | 0.436*** (2.80) | 0.392 (1.50) | 0.511** (2.07) |
| B: ΔLH_{t-4} 的一阶段回归 | | | | |
| $HCSA_{t-8}$ | -0.0120*** (-3.63) | -0.0169*** (-4.99) | -0.0177*** (-5.03) | -0.0214*** (-6.20) |
| $HCD A_{t-4}$ | | -0.00995*** (-4.19) | -0.00957*** (-4.12) | 0.00130 (0.55) |
| IFL_t | | | 0.724*** (3.89) | 0.783*** (3.85) |
| ΔGDP_{t-4} | | | | -0.743*** (-6.32) |
| MPS_{t-4} | 0.353 (0.58) | 0.476 (0.74) | 0.0540 (0.06) | 0.277 (0.30) |
| MPS_{t-5} | -0.156 (-0.22) | -0.128 (-0.18) | -0.618 (-0.75) | -0.368 (-0.40) |
| MPS_{t-6} | -0.401 (-0.71) | -0.391 (-0.69) | -0.933 (-1.46) | -0.731 (-1.03) |
| MPS_{t-7} | -0.450 (-0.88) | -0.510 (-1.03) | -0.185 (-0.22) | 0.563 (0.66) |
| C: 诊断统计 | | | | |
| Kleibergen-Paap | 11.43*** | 20.13*** | 18.78*** | 27.29*** |
| rk LM 统计量 | [0.0007] | [0.0000] | [0.0000] | [0.0000] |
| Kleibergen-Paap | 13.20 | 24.87 | 25.28 | 38.43 |
| Wald rk F 统计量 | {16.38} | {16.38} | {16.38} | {16.38} |
| 一阶段 R^2 | 0.0132 | 0.0288 | 0.0765 | 0.1465 |
| N | 1396 | 1343 | 1339 | 1339 |

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”。

表 5 中 (1) 至 (3) 为以家庭信贷标准变化作为工具变量依次加入控制变量的回归结果。模型 (1) 二阶段杠杆率增速的系数在 5%的水平下为正值，这与预期相反，可能是遗漏了其他关键变量所致。模型 (2)、(3) 中依次加入信贷需求变化和通胀率，两个模型均显示家庭部门杠杆率增速在 10%的水平下显著降低实际 GDP 增速，家庭信贷标准收紧在 1%的水平下降低家庭杠杆率增速。信贷需求变化的系数在二阶段显著为正，但是在一阶段其对杠杆率增速的影响却出现显著为负的情况，这与预期相反，可能的一个原因是信贷供给在大幅收缩的时候，相对信贷需求就大幅上升，故而两者的关系很容易出现反向变动。

为了更好的控制残差的序列相关性，把实际 GDP 增速的滞后项也作为控制变量加入模型中，表 5 中列 (4) 为回归结果。二阶段中家庭部门杠杆率增速在 5%的水平下显著为 -

0.144；在一阶段，信贷标准变化系数在 1% 的显著水平下为 -0.0214，即信贷标准每累计放松三个标准差（-230），会引起杠杆率增速上升 5%，对应未来一年 GDP 下降 0.7%，若使用固定效应 OLS 进行估计，家庭杠杆率增速对未来一年的实际 GDP 增速影响并不显著。

关于控制变量，二阶段家庭部门信贷需求在 1% 的水平下显著为正，当家庭部门的信贷主要为了消费时会刺激经济增长；正向政策利率冲击对家庭部门杠杆增速的影响并不显著且与实际 GDP 增长正相关，刺激性政策不会直接带来家庭部门杠杆增速的上升进而对未来的总产出增速造成负面影响；通胀率和实际 GDP 增长负相关，这与前面分析非金融企业杠杆率增速的结果一致，在这里不再另作解释。此外模型（2）、（3）、（4）均能通过欠识别和弱工具变量检验。

（三）非金融企业杠杆率增速和家庭部门杠杆率增速异质性分析

不同部门杠杆率增速对总产出的作用是否具有差异？为了更好的比较非金融企业杠杆率增速和家庭部门杠杆率增速对实际 GDP 增长的影响，该部分考虑将两部门杠杆率增速同时纳入回归模型中^①。

下面表 6 为同时考虑两部门杠杆率增速的实证结果。

表6 分部门杠杆率增速对实际GDP增速的影响分析

| | (1) | (2) | (3) | (4) |
|--------------------|------------------|---------------------|----------------------|----------------------|
| | ΔGDP_t | ΔGDP_t | ΔGDP_t | ΔGDP_t |
| A: 二阶段回归 | | | | |
| ΔLE_{t-4} | 0.0492 (0.47) | -0.199** (-2.29) | -0.258*** (-3.12) | -0.224*** (-3.15) |
| ΔLH_{t-4} | 0.134 (1.60) | 0.137 (1.59) | 0.169* (1.86) | 0.148* (1.65) |
| $ECDA_{t-4}$ | | 0.00271 (1.23) | 0.00450** (2.23) | 0.00602** (2.54) |
| $HCDA_{t-4}$ | | 0.00663** (2.43) | 0.00434* (1.70) | 0.00716*** (3.74) |
| IFL_t | | | -0.232*** (-3.06) | -0.233*** (-3.22) |
| ΔGDP_{t-4} | | | | -0.170** (-2.20) |
| MPS_{t-4} | 0.271 (1.18) | 0.00595 (0.04) | 0.170 (0.95) | 0.239 (1.41) |
| MPS_{t-5} | 0.259 (0.97) | 0.133 (0.67) | 0.277 (1.32) | 0.349* (1.92) |

^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 0.58 (0.0000)，基准模型中一阶段预测值的相关系数为 0.39 (0.0000)，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。

| | | | | |
|-----------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| MPS_{t-6} | 0.356 (1.45) | 0.276* (1.92) | 0.330* (1.87) | 0.394*** (2.63) |
| MPS_{t-7} | 0.498*** (2.73) | 0.400** (2.23) | 0.378 (1.39) | 0.530** (2.07) |
| B: ΔLE_{t-4} 的一阶段回归 | | | | |
| $ECSA_{t-8}$ | -0.00715* (-1.65) | -0.00856** (-2.12) | -0.0117*** (-2.88) | -0.0159*** (-3.81) |
| $HCSA_{t-8}$ | -0.0103** (-2.29) | -0.0169*** (-3.74) | -0.0164*** (-3.90) | -0.0168*** (-3.82) |
| 一阶段 R^2 | 0.0145 | 0.1265 | 0.1596 | 0.2979 |
| C: ΔLH_{t-4} 的一阶段回归 | | | | |
| $ECSA_{t-8}$ | 0.0126*** (3.48) | 0.0109*** (2.76) | 0.00806** (2.10) | 0.00548 (1.39) |
| $HCSA_{t-8}$ | -0.0231*** (-5.71) | -0.0248*** (-5.77) | -0.0246*** (-5.83) | -0.0248*** (-5.88) |
| 一阶段 R^2 | 0.0249 | 0.0340 | 0.0781 | 0.1509 |
| D: 诊断统计 | | | | |
| Kleibergen-Paap | 12.21*** | 26.50*** | 25.93*** | 25.08*** |
| rk LM 统计量 | [0.0005] | [0.0000] | [0.0000] | [0.0000] |
| Kleibergen-Paap | 6.46 | 12.62 | 12.12 | 11.87 |
| Wald rk F 统计量 | {7.03} | {7.03} | {7.03} | {7.03} |
| N | 1340 | 1287 | 1283 | 1283 |

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”。

表 6 中列 (1) 至列 (4) 均为依次加入控制变量的回归结果，列 (2)、列 (3) 和列 (4) 三个模型的二阶段中都有非金融企业杠杆率增速对实际 GDP 增速具有显著的负向影响，而家庭杠杆率增速系数与上文所述不再相同，其系数变为正值，由相关系数矩阵易知家庭杠杆率增速和企业部门杠杆率增速具有正相关性，这可以一定程度上解释为什么家庭部门杠杆率系数在只考虑家庭部门和同时考虑两部门时系数符号发生改变。由此，亦可知非金融企业杠杆率增速对于经济增长的负向影响是十分稳健的，但是家庭部门杠杆率增速对经济增长的影响并不稳健。

需要重点关注的是列 (4) 中加入所有控制变量以及实际 GDP 增速滞后项的模型。二阶段回归结果表明非金融企业杠杆率增速系数为显著的 -0.224，其对实际 GDP 增速的边际影响和不加入家庭部门杠杆率增速时都为负向且数值相差不大。然而，当控制了非金融企业杠杆率增速之后，家庭部门杠杆率增速对经济增长的影响变为正向，说明非金融企业杠杆率增长过快比家庭部门杠杆率增长过快对经济的负面影响更为显著和稳健，因此，在各国去杠杆和防范金融风险的进程中，要注意结构性去杠杆，相对于家庭部门，非金融企业部门杠杆率

增速更应该受到关注。Fisher (1933) 提出的“债务-通缩”理论和 Minsky (1992) 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, 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有风险。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。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, 因此企业总杠杆率增速的上升蕴含了大量的风险, 不利于经济的平稳增长。

D 部分的结果说明上述模型 (2)、(3)、(4) 均通过了工具变量识别不足、弱工具变量检验, 模型 (1) 的 Kleibergen-Paap Wald rk F 统计量为 6.46, 小于 Stock-Yogo 检验 10% 的临界值 (7.03), 但也大于 15% 的临界值 (4.58)。另外, 信贷需求、通胀率以及政策利率冲击的回归结果与前文模型所得结果一致, 符合本文的理论预期, 在这里不再赘述。

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、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, 解释变量为非金融企业杠杆率增速和家庭部门杠杆率增速, 本部分将以两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。各部门估计结果如下表 7, 表 8 和表 9 所示。

表7 非金融企业信贷增速对实际GDP增速的影响分析

| | (1) | (2) | (3) | (4) |
|-----------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | ΔGDP_t | ΔGDP_t | ΔGDP_t | ΔGDP_t |
| A: 二阶段回归 | | | | |
| ΔNF_{t-4} | -0.00608 (-0.20) | -0.108* (-1.86) | -0.141*** (-2.91) | -0.153*** (-3.24) |
| $ECDA_{t-4}$ | | 0.00987*** (5.28) | 0.0109*** (6.77) | 0.00983*** (5.53) |
| 控制变量 | √ | √ | √ | √ |
| B: ΔNF_{t-4} 的一阶段回归 | | | | |
| $ECSA_{t-8}$ | -0.0315*** (-9.39) | -0.0212*** (-5.37) | -0.0250*** (-6.29) | -0.0266*** (-6.69) |
| $ECDA_{t-4}$ | | 0.0154*** (4.00) | 0.0115*** (3.02) | 0.0183*** (4.83) |
| 控制变量 | √ | √ | √ | √ |

C: 诊断统计

| | | | | |
|-------------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| Kleibergen-Paap rk LM 统计量 | 72.59*** [0.0000] | 26.82*** [0.0000] | 34.91*** [0.0000] | 38.90*** [0.0000] |
| Kleibergen-Paap Wald rk F 统计量 | 88.22 {16.38} | 28.80 {16.38} | 39.60 {16.38} | 44.79 {16.38} |
| 一阶段 R ² | 0.0709 | 0.0731 | 0.1441 | 0.1586 |
| N | 1697 | 1427 | 1423 | 1422 |

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；模型（1）至（4）报告的是依次加入控制变量（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。

表8 家庭部门信贷增速对实际GDP增速的影响分析

| | (1) ΔGDP_t | (2) ΔGDP_t | (3) ΔGDP_t | (4) ΔGDP_t |
|-------------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| A: 二阶段回归 | | | | |
| ΔHD_{t-4} | 0.112** (2.36) | -0.102* (-1.77) | -0.116** (-2.19) | -0.122** (-2.12) |
| $HCDA_{t-4}$ | | 0.0128*** (10.54) | 0.0127*** (10.63) | 0.0123*** (11.14) |
| 控制变量 | √ | √ | √ | √ |
| B: ΔHD_{t-4} 的一阶段回归 | | | | |
| $HCSA_{t-8}$ | -0.0280*** (-8.15) | -0.0253*** (-7.14) | -0.0268*** (-7.59) | -0.0251*** (-7.22) |
| $HCDA_{t-4}$ | | 0.00498** (2.17) | 0.00554*** (2.60) | 0.000579 (0.25) |
| 控制变量 | √ | √ | √ | √ |
| C: 诊断统计 | | | | |
| Kleibergen-Paap rk LM 统计量 | 52.50*** [0.0000] | 40.41*** [0.0000] | 38.66*** [0.0000] | 35.05*** [0.0000] |
| Kleibergen-Paap Wald rk F 统计量 | 66.36 {16.38} | 50.93 {16.38} | 57.54 {16.38} | 52.17 {16.38} |
| 一阶段 R ² | 0.0718 | 0.0746 | 0.1660 | 0.1793 |
| N | 1397 | 1344 | 1340 | 1339 |

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；模型（1）至（4）报告的是依次加入控制变量（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。

表9 分部门信贷增速对实际GDP增速的影响分析

| | (1) | (2) | (3) | (4) |
|----------------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | ΔGDP_t | ΔGDP_t | ΔGDP_t | ΔGDP_t |
| A: 二阶段回归 | | | | |
| ΔNF_{t-4} | -0.0573 (-0.84) | -0.182** (-2.33) | -0.233*** (-3.09) | -0.218*** (-3.11) |
| ΔHD_{t-4} | 0.149* (1.91) | 0.130 (1.47) | 0.159* (1.73) | 0.150* (1.71) |
| $ECDA_{t-4}$ | | 0.00326 (1.26) | 0.00527** (2.34) | 0.00599** (2.56) |
| $HCDA_{t-4}$ | | 0.00766*** (3.29) | 0.00586** (2.51) | 0.00718*** (3.78) |
| B: ΔNF_{t-4} 的一阶段回归 | | | | |
| $ECSA_{t-8}$ | -0.0178*** (-4.18) | -0.0127*** (-3.00) | -0.0166*** (-3.93) | -0.0172*** (-4.00) |
| $HCSA_{t-8}$ | -0.0184*** (-3.74) | -0.0190*** (-3.88) | -0.0190*** (-4.28) | -0.0191*** (-4.24) |
| 一阶段 R^2 | 0.0636 | 0.1424 | 0.2099 | 0.2139 |
| C: ΔHD_{t-4} 的一阶段回归 | | | | |
| $ECSA_{t-8}$ | 0.00220 (0.54) | 0.00688 (1.60) | 0.00331 (0.80) | 0.00422 (1.03) |
| $HCSA_{t-8}$ | -0.0312*** (-6.69) | -0.0269*** (-5.82) | -0.0272*** (-6.19) | -0.0272*** (-6.25) |
| 一阶段 R^2 | 0.0733 | 0.0948 | 0.1757 | 0.1845 |
| D: 诊断统计 | | | | |
| Kleibergen-Paap rk LM 统计量 | 22.37*** [0.0000] | 24.01*** [0.0000] | 22.66*** [0.0000] | 25.09*** [0.0000] |
| Kleibergen-Paap Wald rk F 统计量 | 9.57 {7.03} | 11.15 {7.03} | 10.62 {7.03} | 11.77 {7.03} |
| N | 1341 | 1288 | 1284 | 1283 |

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; 模型(1)至(4)报告的是依次加入控制变量(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。

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, 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面的分析一致, 说明信贷或者杠杆率增速过快的确会对经济产生不利影响, 且非金融企业部门的这种负面影响要显著于家庭部门。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。

（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，本部分将改变 *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* 中类似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* 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 10 为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，表 11 为 *CS* 对影响因素的回归结果，表 12、13 分别为以 *BSC*、*CPT* 和 *RSK* 对 *CS* 的拟合值作为工具变量和以同比 *GDP* 增速和当期货币政策冲击对 *CS* 的拟合值作为工具变量时各部门回归结果。

表 10 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 |
|--------------|-------|-------|--------|-------|--------|-------|
| <i>ECS</i> | 42 | 2,264 | 4.325 | 21.88 | -92.40 | 100 |
| <i>HCS</i> | 39 | 1,965 | 2.926 | 22.44 | -100 | 100 |
| <i>CCS</i> | 39 | 1,897 | 2.445 | 21.18 | -91.30 | 100 |
| <i>E_BSC</i> | 36 | 1,793 | 2.017 | 14.58 | -64 | 90.29 |
| <i>E_CPT</i> | 36 | 1,793 | -8.168 | 16.52 | -94.23 | 66.67 |
| <i>E_RSK</i> | 36 | 1,793 | 11.00 | 22.69 | -72.73 | 100 |
| <i>H_BSC</i> | 32 | 1,549 | 2.945 | 14.12 | -67 | 100 |
| <i>H_CPT</i> | 32 | 1,549 | -6.721 | 13.36 | -89.10 | 46 |
| <i>H_RSK</i> | 32 | 1,549 | 7.046 | 17.91 | -59.28 | 100 |
| <i>C_BSC</i> | 32 | 1,503 | 2.073 | 13.06 | -68.40 | 100 |
| <i>C_CPT</i> | 32 | 1,503 | -6.279 | 14.58 | -95.28 | 67 |
| <i>C_RSK</i> | 32 | 1,503 | 7.540 | 15.95 | -36 | 94.69 |

表 11 *CS* 对影响因素的回归结果

| | (1) | (2) | (3) |
|--------------|------------|------------|------------|
| | <i>ECS</i> | <i>HCS</i> | <i>CCS</i> |
| <i>E_BSC</i> | 0.485*** | | |

| | | | |
|-----------------------|----------|----------|----------|
| | (7.55) | | |
| <i>E_CPT</i> | 0.136 | | |
| | (1.30) | | |
| <i>E_RSK</i> | 0.500*** | | |
| | (6.69) | | |
| <i>H_BSC</i> | | 0.354*** | |
| | | (7.41) | |
| <i>H_CPT</i> | | 0.234*** | |
| | | (2.87) | |
| <i>H_RSK</i> | | 0.698*** | |
| | | (10.33) | |
| <i>C_BSC</i> | | | 0.283*** |
| | | | (3.43) |
| <i>C_CPT</i> | | | 0.427*** |
| | | | (7.68) |
| <i>C_RSK</i> | | | 0.754*** |
| | | | (8.40) |
| ΔGDP | 0.319 | 0.224 | 0.152 |
| | (1.25) | (0.71) | (0.59) |
| <i>MPS</i> | -2.451 | 1.378 | 4.580* |
| | (-0.97) | (0.61) | (1.84) |
| <i>C</i> | -0.418 | 0.747 | 0.00394 |
| | (-0.25) | (0.96) | (0.01) |
| <i>N</i> | 1187 | 1088 | 1046 |
| <i>R</i> ² | 0.603 | 0.459 | 0.541 |

注：括号内报告的是面板稳健标准误，()内数值为 t 统计量值。

表12 用BSC、RSK、CPT的预测值作为工具变量

| | (1) | (2) | (3) |
|-----------------------------|----------------------|---------------------|----------------------|
| | ΔGDP_t | ΔGDP_t | ΔGDP_t |
| A: 二阶段回归 | | | |
| ΔLE_{t-4} | -0.169*** (-3.93) | | -0.313*** (-4.80) |
| ΔLH_{t-4} | | -0.121 (-1.41) | 0.218* (1.91) |
| $ECDA_{t-4}$ | 0.00600*** (3.64) | | 0.00285 (1.22) |
| $HCDA_{t-4}$ | | 0.0100*** (6.37) | 0.00388** (2.21) |
| 控制变量 | √ | √ | √ |
| B: ΔLE_{t-4} 的一阶段回归 | | | |

| | | | |
|-----------------------------|-----------------------|------------------------|-----------------------|
| $ECS_{A_{t-8}}$ | -0.0349*** (-8.06) | | -0.0318*** (-5.54) |
| $HCS_{A_{t-8}}$ | | | 0.00293 (0.54) |
| 控制变量 | √ | √ | √ |
| 一阶段 R^2 | 0.2946 | | 0.3449 |
| C: ΔLH_{t-4} 的一阶段回归 | | | |
| $ECS_{A_{t-8}}$ | | | 0.00638 (0.99) |
| $HCS_{A_{t-8}}$ | | -0.02178*** (-4.60) | -0.0242*** (-4.02) |
| 控制变量 | √ | √ | √ |
| 一阶段 R^2 | | 0.2170 | 0.2210 |
| D: 诊断统计 | | | |
| Kleibergen-Paap rk | 35.26*** | 14.94*** | 14.21*** |
| LM 统计量 | [0.0000] | [0.0001] | [0.0002] |
| Kleibergen-Paap | 64.93 | 21.19 | 9.30 |
| Wald rk F 统计量 | {16.38} | {16.38} | {7.03} |
| N | 956 | 847 | 847 |

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；模型（1）至（3）均包括控制变量政策利率冲击、信贷需求、通胀率和实际GDP增速滞后项。

表13 用 ΔGDP_t 、MPS的预测值作为工具变量

| | (1) | (2) | (3) |
|-----------------------------|--------------------|----------------------|---------------------|
| | ΔGDP_t | ΔGDP_t | ΔGDP_t |
| A: 二阶段回归 | | | |
| ΔLE_{t-4} | 0.00572 (0.07) | | 0.0611 (0.44) |
| ΔLH_{t-4} | | -0.0518 (-0.47) | -0.134 (-0.85) |
| $ECDA_{t-4}$ | 0.00214 (0.92) | | -0.00368 (-1.00) |
| $HCDA_{t-4}$ | | 0.00964*** (8.46) | 0.0117*** (3.89) |
| 控制变量 | √ | √ | |
| B: ΔLE_{t-4} 的一阶段回归 | | | |
| $ECS_{A_{t-8}}$ | 0.403*** (6.06) | | 0.355*** (4.85) |
| $HCS_{A_{t-8}}$ | | | 0.361*** |

| | | | |
|-----------------------------|----------|--------------------|--------------------|
| | | | (4.93) |
| 控制变量 | √ | √ | √ |
| 一阶段 R ² | 0.2416 | | 0.3345 |
| C: ΔLH_{t-4} 的一阶段回归 | | | |
| $ECS_{A_{t-8}}$ | | | 0.426*** (5.53) |
| $HCS_{A_{t-8}}$ | | 0.281*** (4.15) | 0.143** (2.00) |
| 控制变量 | √ | √ | √ |
| 一阶段 R ² | | 0.1188 | 0.1656 |
| D: 诊断统计 | | | |
| Kleibergen-Paap rk | 26.70*** | 14.82*** | 5.95** |
| LM 统计量 | [0.0000] | [0.0001] | [0.0147] |
| Kleibergen-Paap | 36.70 | 17.18 | 2.92 |
| Wald rk F 统计量 | {16.38} | {16.38} | {7.03} |
| N | 1050 | 990 | 990 |

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；模型（1）至（3）均包括控制变量政策利率冲击、信贷需求、通胀率和实际GDP增速滞后项。

表 11 中表明，无论是非金融企业部门还是家庭部门，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 的影响均十分显著，而同比 GDP 增速和货币政策冲击的回归系数基本不显著，说明原信贷标准受到经济周期和货币政策的作用较小。表 12 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，可以发现与第四部分中的结论基本一致，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 6 相对比，企业杠杆对未来一年 GDP 增速的作用估计还进一步增大，从基准结果的-0.224 增加到-0.313。表 13 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，在一阶段中，调整后的信贷标准对杠杆增速的回归系数显著为正，与正文结论相反；而在二阶段估计中，杠杆增速对接下来一年的实际 GDP 增速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。

综合以上讨论，我们发现使用调整后的工具变量实证结果依然表明非金融企业部门杠杆率增速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

^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 12 的样本量较基准结果表 6 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。

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

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 14 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。

表14 控制变量中加入长期利率

| | (1) | (2) | (3) |
|-----------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | ΔGDP_t | ΔGDP_t | ΔGDP_t |
| A: 二阶段回归 | | | |
| ΔLE_{t-4} | -0.215*** (-2.94) | | -0.200*** (-3.09) |
| ΔLH_{t-4} | | -0.226* (-1.76) | 0.137* (1.76) |
| $ECDA_{t-4}$ | 0.00997*** (5.11) | | 0.00633*** (2.72) |
| $HCDA_{t-4}$ | | 0.0119*** (9.17) | 0.00637*** (3.44) |
| 控制变量 | √ | √ | √ |
| B: ΔLE_{t-4} 的一阶段回归 | | | |
| $ECSA_{t-8}$ | -0.0207*** (-4.93) | | -0.0129*** (-2.99) |
| $HCSA_{t-8}$ | | | -0.0180*** (-3.79) |
| 控制变量 | √ | √ | √ |
| 一阶段 R^2 | 0.2721 | | 0.3274 |
| C: ΔLH_{t-4} 的一阶段回归 | | | |
| $ECSA_{t-8}$ | | | 0.0134*** (3.29) |
| $HCSA_{t-8}$ | | -0.0140*** (-3.86) | -0.0220*** (-4.60) |
| 控制变量 | √ | √ | √ |
| 一阶段 R^2 | | 0.1666 | 0.1740 |
| D: 诊断统计 | | | |
| Kleibergen-Paap rk | 23.83*** | 13.96*** | 23.62*** |
| LM 统计量 | [0.0000] | [0.0002] | [0.0000] |
| Kleibergen-Paap | 24.34 | 14.91 | 10.94 |
| Wald rk F 统计量 | {16.38} | {16.38} | {7.03} |

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；模型（1）至（3）均包括控制变量政策利率冲击、信贷需求、通胀率、实际GDP增速滞后项和长期利率。

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 15 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。

表15 用政策利率差分作为货币政策度量

| | (1) | (2) | (3) |
|-----------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | ΔGDP_t | ΔGDP_t | ΔGDP_t |
| A: 二阶段回归 | | | |
| ΔLE_{t-4} | -0.115** (-2.06) | | -0.176** (-2.29) |
| ΔLH_{t-4} | | -0.0883 (-1.34) | 0.117 (1.30) |
| $ECDA_{t-4}$ | 0.00885*** (4.81) | | 0.00493** (2.05) |
| $HCDA_{t-4}$ | | 0.0119*** (10.64) | 0.00789*** (4.15) |
| 控制变量 | √ | √ | √ |
| B: ΔLE_{t-4} 的一阶段回归 | | | |
| $ECSA_{t-8}$ | -0.0228*** (-5.69) | | -0.0151*** (-3.51) |
| $HCSA_{t-8}$ | | | -0.0160*** (-3.63) |
| 控制变量 | √ | √ | √ |
| 一阶段 R^2 | 0.2496 | | 0.2983 |
| C: ΔLH_{t-4} 的一阶段回归 | | | |
| $ECSA_{t-8}$ | | | 0.00408 (0.99) |
| $HCSA_{t-8}$ | | -0.0223*** (-6.58) | -0.0246*** (-5.88) |
| 控制变量 | √ | √ | √ |
| 一阶段 R^2 | | 0.1475 | 0.1523 |
| D: 诊断统计 | | | |
| Kleibergen-Paap rk | 28.80*** | 28.98*** | 21.31*** |
| LM 统计量 | [0.0000] | [0.0000] | [0.0000] |

| | | | |
|-----------------|---------|---------|--------|
| Kleibergen-Paap | 32.35 | 43.31 | 9.75 |
| Wald rk F 统计量 | {16.38} | {16.38} | {7.03} |
| N | 1426 | 1343 | 1287 |

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；模型（1）至（3）均包括控制变量政策利率差分、信贷需求、通胀率和实际GDP增速滞后项。

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。下表 16 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)。由 16 表中的结果可知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。

表16 添加08年金融危机及欧债危机虚拟变量

| | (1) | (2) | (3) |
|-----------------------------|-----------------------|---------------------|-----------------------|
| | ΔGDP_t | ΔGDP_t | ΔGDP_t |
| A: 二阶段回归 | | | |
| ΔLE_{t-4} | -0.209*** (-3.57) | | -0.271*** (-3.61) |
| ΔLH_{t-4} | | -0.145* (-1.69) | 0.199* (1.93) |
| FC | -1.526*** (-2.98) | -1.474** (-2.55) | -2.111*** (-3.58) |
| EDC | -3.124*** (-3.70) | -1.525** (-2.18) | -2.697*** (-2.85) |
| $ECDA_{t-4}$ | 0.00968*** (5.11) | | 0.00742*** (2.91) |
| $HCDA_{t-4}$ | | 0.0104*** (7.74) | 0.00336 (1.53) |
| 控制变量 | √ | √ | √ |
| B: ΔLE_{t-4} 的一阶段回归 | | | |
| $ECSA_{t-8}$ | -0.0224*** (-6.07) | | -0.0179*** (-4.39) |
| $HCSA_{t-8}$ | | | -0.00864** (-1.98) |
| FC | 5.490*** (6.82) | | 3.321*** (3.72) |
| EDC | -7.800*** | | -8.877*** |

| | | | |
|-----------------------------|----------|-----------------------|-----------------------|
| | (-4.97) | | (-5.48) |
| 控制变量 | √ | √ | √ |
| 一阶段 R ² | 0.3241 | | 0.3595 |
| C: ΔLH_{t-4} 的一阶段回归 | | | |
| $ECSA_{t-8}$ | | | 0.00327 (0.84) |
| $HCSA_{t-8}$ | | -0.0165*** (-4.79) | -0.0189*** (-4.54) |
| FC | | 4.142*** (4.21) | 4.039*** (3.88) |
| EDC | | -2.966*** (-2.93) | -3.736*** (-3.23) |
| 控制变量 | √ | √ | √ |
| 一阶段 R ² | | 0.1847 | 0.1893 |
| D: 诊断统计 | | | |
| Kleibergen-Paap rk | 33.48*** | 16.94*** | 17.56*** |
| LM 统计量 | [0.0000] | [0.0000] | [0.0000] |
| Kleibergen-Paap | 36.87 | 22.96 | 8.83 |
| Wald rk F 统计量 | {16.38} | {16.38} | {7.03} |
| N | 1422 | 1339 | 1283 |

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；模型（1）至（3）均包括控制变量政策利率差分、信贷需求、通胀率和实际GDP增速滞后项。

六、异质性分析：发达国家与新兴市场经济国家

最后，本节将考虑在发展程度不同的经济体中，上述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，并使用这两个子样本重新进行回归。具体来说，发达国家包括：奥地利、比利时、加拿大、德国、丹麦、西班牙、法国、英国、希腊、爱尔兰、意大利、日本、韩国、卢森堡、荷兰、挪威、新西兰、葡萄牙、瑞典、美国、澳大利亚，新兴市场经济国家包括：阿尔巴尼亚、阿根廷、立陶宛、拉脱维亚、巴西、马其顿、马耳他、中国、塞浦路斯、捷克、菲律宾、波兰、爱沙尼亚、罗马尼亚、俄罗斯、塞尔维亚、斯洛伐克、斯洛维尼亚、克罗地亚、匈牙利、泰国。信贷标准及其变化因素的描述性统计分析结果如下表 17、18 所示，分样本回归结果如下表 19、20 所示。

表17 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 | 1,360 | 3.716 | 23.35 | -68 | 100 |
| HCS | 19 | 1,134 | 2.886 | 21.81 | -67 | 100 |

| | | | | | | |
|--------------|----|-------|--------|-------|--------|-------|
| <i>CCS</i> | 19 | 1,080 | 3.211 | 19.12 | -59.18 | 100 |
| <i>E_BSC</i> | 18 | 1,084 | 4.120 | 13.36 | -26 | 76.50 |
| <i>E_CPT</i> | 18 | 1,084 | -6.524 | 16.82 | -94.23 | 66.67 |
| <i>E_RSK</i> | 18 | 1,084 | 10.95 | 22.41 | -33.33 | 100 |
| <i>H_BSC</i> | 15 | 906 | 4.505 | 14.22 | -67 | 100 |
| <i>H_CPT</i> | 15 | 906 | -4.376 | 10.24 | -64.61 | 46 |
| <i>H_RSK</i> | 15 | 906 | 8.035 | 18.23 | -34 | 97.50 |
| <i>C_BSC</i> | 15 | 869 | 3.468 | 13.07 | -33 | 100 |
| <i>C_CPT</i> | 15 | 869 | -2.252 | 8.031 | -71.90 | 67 |
| <i>C_RSK</i> | 15 | 869 | 7.876 | 16.50 | -22 | 84 |

表18 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 |
|--------------|-------|-----|--------|-------|--------|-------|
| <i>ECS</i> | 21 | 904 | 5.242 | 19.44 | -92.40 | 100 |
| <i>HCS</i> | 20 | 831 | 2.981 | 23.28 | -100 | 100 |
| <i>CCS</i> | 20 | 817 | 1.433 | 23.61 | -91.30 | 100 |
| <i>E_BSC</i> | 18 | 709 | -1.199 | 15.75 | -64 | 90.29 |
| <i>E_CPT</i> | 18 | 709 | -10.68 | 15.74 | -74.40 | 36.67 |
| <i>E_RSK</i> | 18 | 709 | 11.07 | 23.14 | -72.73 | 100 |
| <i>H_BSC</i> | 17 | 643 | 0.747 | 13.69 | -53.46 | 89.40 |
| <i>H_CPT</i> | 17 | 643 | -10.03 | 16.25 | -89.10 | 39.29 |
| <i>H_RSK</i> | 17 | 643 | 5.652 | 17.38 | -59.28 | 100 |
| <i>C_BSC</i> | 17 | 634 | 0.161 | 12.81 | -68.40 | 91.10 |
| <i>C_CPT</i> | 17 | 634 | -11.80 | 19.05 | -95.28 | 24 |
| <i>C_RSK</i> | 17 | 634 | 7.080 | 15.16 | -36 | 94.69 |

表19 发达国家：各部门杠杆率增速对实际GDP增速的影响分析

| | (1) ΔGDP_t | (2) ΔGDP_t | (3) ΔGDP_t |
|-----------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| A: 二阶段回归 | | | |
| ΔLE_{t-4} | -0.174** (-2.50) | | -0.0564 (-0.48) |
| ΔLH_{t-4} | | 3.730 (0.14) | 0.852 (1.28) |
| $ECDA_{t-4}$ | 0.00861*** (4.37) | | 0.00170 (0.36) |
| $HCDA_{t-4}$ | | -0.0242 (-0.10) | -0.000578 (-0.09) |
| 控制变量 | √ | √ | √ |
| B: ΔLE_{t-4} 的一阶段回归 | | | |
| $ECSA_{t-8}$ | -0.0258*** | | -0.0143*** |

| | | | |
|-----------------------------|----------|----------|------------|
| | (-4.67) | | (-2.61) |
| $HCSA_{t-8}$ | | | -0.0248*** |
| | | | (-3.86) |
| 控制变量 | √ | | √ |
| 一阶段 R^2 | 0.3090 | | 0.3493 |
| C: ΔLH_{t-4} 的一阶段回归 | | | |
| $ECSA_{t-8}$ | | | 0.00537 |
| | | | (1.39) |
| $HCSA_{t-8}$ | | 0.00057 | -0.00324 |
| | | (0.14) | (-0.60) |
| 控制变量 | | √ | √ |
| 一阶段 R^2 | | 0.2522 | 0.2520 |
| D: 诊断统计 | | | |
| Kleibergen-Paap rk | 21.64*** | 0.02 | 1.34 |
| LM 统计量 | [0.0000] | [0.8904] | [0.2479] |
| Kleibergen-Paap | 21.79 | 0.02 | 0.69 |
| Wald rk F 统计量 | {16.38} | {16.38} | {7.03} |
| N | 812 | 801 | 745 |

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；模型（1）至（3）均包括控制变量政策利率冲击、信贷需求、通胀率和实际GDP增速滞后项。

表20 新兴市场经济国家：各部门杠杆率增速对实际GDP增速的影响分析

| | (1) | (2) | (3) |
|-----------------------------|----------------|----------------|----------------|
| | ΔGDP_t | ΔGDP_t | ΔGDP_t |
| A: 二阶段回归 | | | |
| ΔLE_{t-4} | -0.116* | | -0.137* |
| | (-1.72) | | (-1.79) |
| ΔLH_{t-4} | | -0.0620 | -0.00194 |
| | | (-1.60) | (-0.04) |
| $ECDA_{t-4}$ | 0.0115*** | | 0.00596* |
| | (3.85) | | (1.69) |
| $HCDA_{t-4}$ | | 0.0152*** | 0.0120*** |
| | | (5.87) | (4.71) |
| 控制变量 | √ | √ | √ |
| B: ΔLE_{t-4} 的一阶段回归 | | | |
| $ECSA_{t-8}$ | -0.0261*** | | -0.0314*** |
| | (-4.79) | | (-4.73) |
| $HCSA_{t-8}$ | | | -0.00192 |
| | | | (-0.32) |

| | | | |
|-----------------------------|----------|-----------------------|-----------------------|
| 控制变量 | √ | | √ |
| 一阶段 R ² | 0.2778 | | 0.3440 |
| C: ΔLH_{t-4} 的一阶段回归 | | | |
| $ECSA_{t-8}$ | | | -0.00228 (-0.33) |
| $HCSA_{t-8}$ | | -0.0499*** (-9.32) | -0.0464 (-7.13)*** |
| 控制变量 | | √ | √ |
| 一阶段 R ² | | 0.2780 | 0.2915 |
| D: 诊断统计 | | | |
| Kleibergen-Paap rk | 16.51*** | 46.49*** | 26.98*** |
| LM 统计量 | [0.0000] | [0.0000] | [0.0000] |
| Kleibergen-Paap | 22.97 | 86.78 | 14.76 |
| Wald rk F 统计量 | {16.38} | {16.38} | {7.03} |
| N | 610 | 538 | 538 |

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；模型（1）至（3）均包括控制变量政策利率冲击、信贷需求、通胀率和实际GDP增速滞后项。

由表 19 可知，在发达国家，非金融企业杠杆率增速对总产出增长具有显著的负向影响，但是当控制了家庭部门杠杆率增速之后这种影响并不显著，这说明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。观察表 20，列（1）的二阶段回归结果表明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 10%的水平下显著。列（2）的二阶段回归结果表明新兴经济体家庭部门杠杆率增速对未来一年的经济增长产生负面影响并不显著。列（3）则表明将非金融企业杠杆率增速和家庭部门杠杆率增速同时放入回归模型时，家庭部门杠杆率增速对未来经济的影响不再显著，而非金融企业杠杆率增速仍然在 10%的显著水平下负面影响经济增速，与前文所得结论基本一致。

该结果说明相比于发达国家，新兴市场经济国家的杠杆率对经济的影响更为明显，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，其可以支持的总体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，因此过高和增长过快的杠杆率更易引发金融危机，不利于经济的高质量发展。

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与家庭部门杠杆率的快速上升，均会导致未来1年总产出的下降。银行积极主动进行风险承担，放宽对企业和家庭的贷款标准，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生产和投资从而带来经济增长，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。而家庭部门偿债能力相对较低，家庭部门杠杆率增速过快，不利于维持金融系统的稳定，很有可能会出现难以偿付或者以债还债的现象，在一定程度上也抑制居民消费。另外，家庭部门快速加杠杆导致的无效投资较多，从该角度来看也不利于经济发展。第二，在控制了非金融企业杠杆率增速之后，家庭部门杠杆率增速对实际GDP增长率的负向影响将变得不再显著，说明当前阶段相对于家庭部门，非金融企业部门杠杆增长过快更应该受到关注，这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。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一年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、改变工具变量构造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；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]纪洋、葛婷婷和黄益平，2020，《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）》。
- [2]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。

- [3]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。
- [4]Allen, F. and D. Gale, 2000, “Bubbles and Crises,” *The Economic Journal*, 110(460), pp.236~255.
- [5]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.
- [6]Bezemer, D. and L. Zhang, 2019, “Credit composition and the severity of post-crisis recessions,” *Journal of Financial Stability*, 42, pp.52~66.
- [7]Bezemer, D., A. Samarina and L. Zhang, 2017, “The shift in bank credit allocation: new data and new findings,” DNB Working Paper. No. 559.
- [8]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.
- [9]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.
- [10]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.
- [11]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.
- [12]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.
- [13]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.
- [14]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.
- [15]Jordà, Ò., M. Schularick and A. M. Taylor, 2017, “Macrofinancial History and the New Business Cycle Facts,” *NBER Macroeconomics Annual*, 31.
- [16]Kalemli-Ozcan, S., L. Laeven and D. Moreno, 2018, “Debt Overhang, Rollover Risk, and Corporate Investment: Evidence from the European Crisis,” NBER Working Paper. No. 24555.
- [17]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.

[18]Martinez-Miera, D. and R. Repullo, 2017, “Search for Yield,” *Econometrica*, 85(2), pp.351~378.

[19]Mendoza, E. G. and M. E. Terrones, 2012, “An Anatomy of Credit Booms and Their Demise,” NBER Working Paper. No. 18379.

[20]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.

[21]Mian, A., A. Sufi and E. Verner, 2017, “Household Debt and Business Cycles Worldwide,” *The Quarterly Journal of Economics*, 132(4), pp.1755~1817.

[22]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.

[23]Rajan, R. G., 2005, “Has Financial Development Made the World Riskier?” NBER Working Paper. No. 11728.

[24]Rey, H., 2015, “Dilemma not trilemma: The global financial cycle and monetary policy independence,” NBER Working Paper. No. 21162.

[25]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.

[26]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.

Credit Supply, Sector Leverage and Economic Cycle -- Based on the Identification of BLS Data from 42 Countries

LIU Yan ZHAO Xueqing

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

Summary: Based on the manually compiled Bank Lending Survey data of 42 countries, this paper uses the change of bank credit standards as an instrumental variable to investigate the impact of sectoral leverage ratio on total output.

The results show that :(1) The relaxation in the credit standards of bank will significantly increase the growth rate of leverage, and the resulting increase in credit supply will have a significant negative impact on the total output in the future by increasing the macroeconomic leverage. (2) After controlling the leverage of non-financial enterprises, the negative impact of the growth rate of household leverage on the future growth rate of total output is weakened; (3) Stimulative policies will not directly lead to the increase of the growth rate of sub-sector leverage and then negatively affect the future growth rate of total output; (4) Compared with developed countries, the rapidly rising leverage of non-financial sectors in emerging market economies has a more significant negative impact on future total output. In addition, a series of robustness tests show that the above-mentioned benchmark results have good robustness; in particular, after further controlling the periodicity of bank credit standards, the estimated results are still robust.

In summary, the research results of this paper show that, in order to ensure the smooth operation of the economy, it is necessary to pay close attention to the macro high leverage problems caused by the active risk-taking behavior of the financial industry, and for emerging market economies, it is necessary to pay special attention to the risks contained in the rapid rise of leverage of non-financial enterprises.

Key words: Sectoral Leverage, Credit Standards, Total Output, Instrumental Variable Method

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

附录

附表 1 使用固定效应模型对主要回归模型估计

| | (1) | (2) | (3) |
|--------------------|-----------------------|---------------------|-----------------------|
| | ΔGDP_t | ΔGDP_t | ΔGDP_t |
| ΔLE_{t-4} | -0.0848*** (-5.34) | | -0.0840*** (-4.86) |
| ΔLH_{t-4} | | -0.0252 (-1.66) | 0.0220 (1.27) |
| $ECDA_{t-4}$ | 0.00775** (2.57) | | 0.00315 (1.24) |
| $HCDA_{t-4}$ | | 0.0120*** (5.18) | 0.0102*** (4.54) |
| IFL_t | -0.240** (-2.26) | -0.258** (-2.14) | -0.231** (-2.15) |
| ΔGDP_{t-4} | 0.0125 (0.16) | -0.0236 (-0.40) | -0.0869 (-1.37) |
| MPS_{t-4} | 0.337 (1.38) | 0.367 (1.58) | 0.305 (1.39) |
| MPS_{t-5} | 0.256** (2.18) | 0.375*** (2.91) | 0.334*** (2.95) |
| MPS_{t-6} | 0.388*** (3.89) | 0.501*** (3.87) | 0.458*** (4.39) |
| MPS_{t-7} | 0.160 (0.66) | 0.293 (1.18) | 0.386 (1.47) |
| C | 2.418*** (10.95) | 2.319*** (10.57) | 2.240*** (11.02) |
| N | 1531 | 1480 | 1421 |
| R ² | 0.164 | 0.215 | 0.243 |

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。

以下附表 2 至附表 10 为正文第 5 节稳健性检验部分所对应的完整回归结果。

附表 2 非金融企业信贷增速对实际 GDP 增速的影响分析

| | (1) | (2) | (3) | (4) |
|-------------------|---------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| | ΔGDP_t | ΔGDP_t | ΔGDP_t | ΔGDP_t |
| A: 二阶段回归 | | | | |
| ΔNF_{t-4} | -0.00608 (-0.20) | -0.108* (-1.86) | -0.141*** (-2.91) | -0.153*** (-3.24) |
| $ECDA_{t-4}$ | | 0.00987*** (5.28) | 0.0109*** (6.77) | 0.00983*** (5.53) |
| IFL_t | | | -0.178*** (-2.79) | -0.168*** (-2.69) |

| | | | | |
|-----------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| ΔGDP_{t-4} | | | | 0.0666 (1.50) |
| MPS_{t-4} | 0.310* (1.71) | 0.191 (1.21) | 0.365** (2.08) | 0.339** (2.00) |
| MPS_{t-5} | 0.202 (1.19) | 0.168 (1.03) | 0.349** (2.32) | 0.328** (2.11) |
| MPS_{t-6} | 0.285* (1.80) | 0.263* (1.82) | 0.376** (2.48) | 0.358** (2.28) |
| MPS_{t-7} | 0.376*** (3.10) | 0.395*** (3.23) | 0.311 (1.52) | 0.284 (1.36) |
| B: ΔNF_{t-4} 的一阶段回归 | | | | |
| $ECSA_{t-8}$ | -0.0315*** (-9.39) | -0.0212*** (-5.37) | -0.0250*** (-6.29) | -0.0266*** (-6.69) |
| $ECDA_{t-4}$ | | 0.0154*** (4.00) | 0.0115*** (3.02) | 0.0183*** (4.83) |
| IFL_t | | | 1.009*** (4.45) | 1.024*** (4.41) |
| $DGDP_{t-4}$ | | | | -0.3781*** (-3.54) |
| MPS_{t-4} | -0.128 (-0.36) | -0.0601 (-0.17) | -0.682* (-1.74) | -0.600 (-1.46) |
| MPS_{t-5} | -0.102 (-0.29) | -0.0772 (-0.22) | -0.698 (-1.61) | -0.614 (-1.32) |
| MPS_{t-6} | 0.0523 (0.12) | 0.0508 (0.12) | -0.642 (-1.31) | -0.564 (-1.05) |
| MPS_{t-7} | 0.136 (0.25) | -0.0417 (-0.09) | 0.417 (0.67) | 0.514 (0.7) |
| C: 诊断统计 | | | | |
| Kleibergen-Paap | 72.59*** | 26.82*** | 34.91*** | 38.90*** |
| rk LM 统计量 | [0.0000] | [0.0000] | [0.0000] | [0.0000] |
| Kleibergen-Paap | 88.22 | 28.80 | 39.60 | 44.79 |
| Wald rk F 统计量 | {16.38} | {16.38} | {16.38} | {16.38} |
| 一阶段 R^2 | 0.0709 | 0.0731 | 0.1441 | 0.1586 |
| N | 1697 | 1427 | 1423 | 1422 |

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”。

附表 3 家庭部门信贷增速对实际 GDP 增速的影响分析

| | (1) | (2) | (3) | (4) |
|--|----------------|----------------|----------------|----------------|
| | ΔGDP_t | ΔGDP_t | ΔGDP_t | ΔGDP_t |

| A: 二阶段回归 | | | | |
|----------------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| ΔHD_{t-4} | 0.112** (2.36) | -0.102* (-1.77) | -0.116** (-2.19) | -0.122** (-2.12) |
| $HCDA_{t-4}$ | | 0.0128*** (10.54) | 0.0127*** (10.63) | 0.0123*** (11.14) |
| IFL_t | | | -0.173** (-2.55) | -0.169** (-2.42) |
| ΔGDP_{t-4} | | | | 0.0361 (0.70) |
| MPS_{t-4} | 0.158 (0.82) | 0.256 (1.58) | 0.450*** (2.66) | 0.445*** (2.64) |
| MPS_{t-5} | 0.147 (0.68) | 0.244 (1.31) | 0.452*** (2.73) | 0.438** (2.56) |
| MPS_{t-6} | 0.236 (1.22) | 0.339** (2.04) | 0.455*** (2.58) | 0.441** (2.39) |
| MPS_{t-7} | 0.322** (2.28) | 0.566*** (4.12) | 0.490** (2.11) | 0.470** (1.96) |
| B: ΔHD_{t-4} 的一阶段回归 | | | | |
| $HCSA_{t-8}$ | -0.0280*** (-8.15) | -0.0253*** (-7.14) | -0.0268*** (-7.59) | -0.0251*** (-7.22) |
| $HCDA_{t-4}$ | | 0.00498** (2.17) | 0.00554*** (2.60) | 0.000579 (0.25) |
| IFL_t | | | 1.043*** (4.03) | 1.016*** (4.04) |
| ΔGDP_{t-4} | | | | 0.339*** (3.29) |
| MPS_{t-4} | 1.205** (1.99) | 1.152* (1.94) | 0.489 (0.66) | 0.388 (0.56) |
| MPS_{t-5} | 0.476 (0.92) | 0.460 (0.90) | -0.00663 (-0.01) | -0.121 (-0.20) |
| MPS_{t-6} | 0.302 (0.73) | 0.309 (0.74) | -0.181 (-0.35) | -0.275 (-0.56) |
| MPS_{t-7} | 0.514 (1.15) | 0.551 (1.20) | 0.652 (0.82) | 0.319 (0.40) |
| C: 诊断统计 | | | | |
| Kleibergen-Paap rk LM 统计量 | 52.50*** [0.0000] | 40.41*** [0.0000] | 38.66*** [0.0000] | 35.05*** [0.0000] |
| Kleibergen-Paap Wald rk F 统计量 | 66.36 {16.38} | 50.93 {16.38} | 57.54 {16.38} | 52.17 {16.38} |
| 一阶段 R^2 | 0.0718 | 0.0746 | 0.1660 | 0.1793 |
| N | 1397 | 1344 | 1340 | 1339 |

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”。

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) |
|-----------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | ΔGDP_t | ΔGDP_t | ΔGDP_t | ΔGDP_t |
| A: 二阶段回归 | | | | |
| ΔNF_{t-4} | -0.0573 (-0.84) | -0.182** (-2.33) | -0.233*** (-3.09) | -0.218*** (-3.11) |
| ΔHD_{t-4} | 0.149* (1.91) | 0.130 (1.47) | 0.159* (1.73) | 0.150* (1.71) |
| $ECDA_{t-4}$ | | 0.00326 (1.26) | 0.00527** (2.34) | 0.00599** (2.56) |
| $HCSA_{t-4}$ | | 0.00766*** (3.29) | 0.00586** (2.51) | 0.00718*** (3.78) |
| IFL_t | | | -0.223*** (-2.85) | -0.224*** (-2.91) |
| ΔGDP_{t-4} | | | | -0.0875 (-1.61) |
| MPS_{t-4} | 0.118 (0.60) | 0.0494 (0.29) | 0.218 (1.27) | 0.247 (1.48) |
| MPS_{t-5} | 0.151 (0.71) | 0.165 (0.80) | 0.336 (1.63) | 0.370* (1.91) |
| MPS_{t-6} | 0.256 (1.42) | 0.312** (2.07) | 0.402** (2.34) | 0.432*** (2.68) |
| MPS_{t-7} | 0.346** (2.52) | 0.468*** (3.03) | 0.443* (1.71) | 0.506** (1.99) |
| B: ΔNF_{t-4} 的一阶段回归 | | | | |
| $ECSA_{t-8}$ | -0.0178*** (-4.18) | -0.0127*** (-3.00) | -0.0166*** (-3.93) | -0.0172*** (-4.00) |
| $HCSA_{t-8}$ | -0.0184*** (-3.74) | -0.0190*** (-3.88) | -0.0190*** (-4.28) | -0.0191*** (-4.24) |
| 一阶段 R^2 | 0.0636 | 0.1424 | 0.2099 | 0.2139 |
| C: ΔHD_{t-4} 的一阶段回归 | | | | |
| $ECSA_{t-8}$ | 0.00220 (0.54) | 0.00688 (1.60) | 0.00331 (0.80) | 0.00422 (1.03) |
| $HCSA_{t-8}$ | -0.0312*** (-6.69) | -0.0269*** (-5.82) | -0.0272*** (-6.19) | -0.0272*** (-6.25) |
| 一阶段 R^2 | 0.0733 | 0.0948 | 0.1757 | 0.1845 |
| D: 诊断统计 | | | | |

| | | | | |
|-----------------|----------|----------|----------|----------|
| Kleibergen-Paap | 22.37*** | 24.01*** | 22.66*** | 25.09*** |
| rk LM 统计量 | [0.0000] | [0.0000] | [0.0000] | [0.0000] |
| Kleibergen-Paap | 9.57 | 11.15 | 10.62 | 11.77 |
| Wald rk F 统计量 | {7.03} | {7.03} | {7.03} | {7.03} |
| N | 1341 | 1288 | 1284 | 1283 |

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”。

附表 5 用 BSC、RSK、CPT 的预测值作为工具变量

| | (1) | (2) | (3) |
|-----------------------------|-----------------------|---------------------|-----------------------|
| | ΔGDP_t | ΔGDP_t | ΔGDP_t |
| A: 二阶段回归 | | | |
| ΔLE_{t-4} | -0.169*** (-3.93) | | -0.313*** (-4.80) |
| ΔLH_{t-4} | | -0.121 (-1.41) | 0.218* (1.91) |
| $ECDA_{t-4}$ | 0.00600*** (3.64) | | 0.00285 (1.22) |
| HCS_{t-4} | | 0.0100*** (6.37) | 0.00388** (2.21) |
| IFL_t | -0.376*** (-4.03) | -0.386** (-2.26) | -0.465** (-2.18) |
| ΔGDP_{t-4} | -0.0574 (-0.80) | -0.0911 (-1.11) | -0.135 (-1.24) |
| MPS_{t-4} | 1.586*** (2.97) | 1.854*** (3.01) | 0.625 (0.89) |
| MPS_{t-5} | -0.222 (-0.32) | 0.0411 (0.06) | -0.301 (-0.34) |
| MPS_{t-6} | 0.250 (0.56) | 0.435 (0.88) | 0.380 (0.72) |
| MPS_{t-7} | 0.611 (1.61) | 0.829** (2.11) | 0.911** (2.19) |
| B: ΔLE_{t-4} 的一阶段回归 | | | |
| $ECS_{A_{t-8}}$ | -0.0349*** (-8.06) | | -0.0318*** (-5.54) |
| $HCS_{A_{t-8}}$ | | | 0.00293 (0.54) |
| 一阶段 R^2 | 0.2946 | | 0.3449 |
| C: ΔLH_{t-4} 的一阶段回归 | | | |

| | | | |
|-------------------------------|----------------------|------------------------|-----------------------|
| $ECS_{A_{t-8}}$ | | | 0.00638 (0.99) |
| $HCS_{A_{t-8}}$ | | -0.02178*** (-4.60) | -0.0242*** (-4.02) |
| 一阶段 R^2 | | 0.2170 | 0.2210 |
| D: 诊断统计 | | | |
| Kleibergen-Paap rk LM 统计量 | 35.26*** [0.0000] | 14.94*** [0.0001] | 14.21*** [0.0002] |
| Kleibergen-Paap Wald rk F 统计量 | 64.93 {16.38} | 21.19 {16.38} | 9.30 {7.03} |
| N | 956 | 847 | 847 |

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”。

附表 6 用 ΔGDP 、MPS 的预测值作为工具变量

| | (1) ΔGDP_t | (2) ΔGDP_t | (3) ΔGDP_t |
|-----------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| A: 二阶段回归 | | | |
| ΔLE_{t-4} | 0.00572 (0.07) | | 0.0611 (0.44) |
| ΔLH_{t-4} | | -0.0518 (-0.47) | -0.134 (-0.85) |
| $ECDA_{t-4}$ | 0.00214 (0.92) | | -0.00368 (-1.00) |
| $HCDA_{t-4}$ | | 0.00964*** (8.46) | 0.0117*** (3.89) |
| IFL_t | -0.226*** (-3.63) | -0.183*** (-2.60) | -0.162*** (-3.17) |
| ΔGDP_{t-4} | 0.127 (1.19) | -0.0710 (-0.80) | -0.053 (-0.63) |
| MPS_{t-4} | 0.445** (2.27) | 0.479** (2.27) | 0.564** (2.01) |
| MPS_{t-5} | 0.532*** (2.86) | 0.596*** (3.90) | 0.650*** (3.22) |
| MPS_{t-6} | 0.526** (2.57) | 0.580*** (4.03) | 0.617*** (3.61) |
| MPS_{t-7} | -0.0354 (-0.12) | 0.418 (1.31) | 0.474 (1.40) |
| B: ΔLE_{t-4} 的一阶段回归 | | | |

| | | | |
|-------------------------------|----------------------|----------------------|--------------------|
| $ECS_{A_{t-8}}$ | 0.403*** (6.06) | | 0.355*** (4.85) |
| $HCS_{A_{t-8}}$ | | | 0.361*** (4.93) |
| 一阶段 R^2 | 0.2416 | | 0.3345 |
| C: ΔLH_{t-4} 的一阶段回归 | | | |
| $ECS_{A_{t-8}}$ | | | 0.426*** (5.53) |
| $HCS_{A_{t-8}}$ | | 0.281*** (4.15) | 0.143** (2.00) |
| 一阶段 R^2 | | 0.1188 | 0.1656 |
| D: 诊断统计 | | | |
| Kleibergen-Paap rk LM 统计量 | 26.70*** [0.0000] | 14.82*** [0.0001] | 5.95** [0.0147] |
| Kleibergen-Paap Wald rk F 统计量 | 36.70 {16.38} | 17.18 {16.38} | 2.92 {7.03} |
| N | 1050 | 990 | 990 |

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”。

附表 7 基准回归中控制变量中加入长期利率

| | (1) ΔGDP_t | (2) ΔGDP_t | (3) ΔGDP_t |
|--------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| A: 二阶段回归 | | | |
| ΔLE_{t-4} | -0.215*** (-2.94) | | -0.200*** (-3.09) |
| ΔLH_{t-4} | | -0.226* (-1.76) | 0.137* (1.76) |
| $ECDA_{t-4}$ | 0.00997*** (5.11) | | 0.00633*** (2.72) |
| $HCDA_{t-4}$ | | 0.0119*** (9.17) | 0.00637*** (3.44) |
| IFL_t | -0.0766 (-1.03) | -0.0579 (-0.52) | -0.189** (-2.19) |
| ΔGDP_{t-4} | -0.276** (-2.35) | -0.193* (-1.81) | -0.210** (-2.06) |
| MPS_{t-4} | 0.937** (2.53) | 1.055*** (2.79) | 0.790* (1.96) |
| MPS_{t-5} | 0.0906 | 0.156 | 0.108 |

| | | | |
|-----------------------------|------------|------------|------------|
| | (0.27) | (0.35) | (0.28) |
| MPS_{t-6} | 0.277 | 0.203 | 0.415 |
| | (0.92) | (0.53) | (1.20) |
| MPS_{t-7} | 0.582** | 0.674** | 0.672** |
| | (2.01) | (2.05) | (2.15) |
| $LTRT_{t-4}$ | -0.760*** | -0.605*** | -0.824*** |
| | (-3.58) | (-2.72) | (-4.01) |
| $LTRT_{t-5}$ | 0.208 | 0.290 | 0.321 |
| | (0.64) | (0.87) | (1.05) |
| $LTRT_{t-6}$ | 0.114 | 0.0793 | 0.0878 |
| | (0.40) | (0.26) | (0.34) |
| $LTRT_{t-7}$ | 0.0570 | 0.0787 | 0.162 |
| | (0.35) | (0.41) | (1.04) |
| B: ΔLE_{t-4} 的一阶段回归 | | | |
| $ECSA_{t-8}$ | -0.0207*** | | -0.0129*** |
| | (-4.93) | | (-2.99) |
| $HCSA_{t-8}$ | | | -0.0180*** |
| | | | (-3.79) |
| 一阶段 R^2 | 0.2721 | | 0.3274 |
| C: ΔLH_{t-4} 的一阶段回归 | | | |
| $ECSA_{t-8}$ | | | 0.0134*** |
| | | | (3.29) |
| $HCSA_{t-8}$ | | -0.0140*** | -0.0220*** |
| | | (-3.86) | (-4.60) |
| 一阶段 R^2 | | 0.1666 | 0.1740 |
| D: 诊断统计 | | | |
| Kleibergen-Paap rk | 23.83*** | 13.96*** | 23.62*** |
| LM 统计量 | [0.0000] | [0.0002] | [0.0000] |
| Kleibergen-Paap | 24.34 | 14.91 | 10.94 |
| Wald rk F 统计量 | {16.38} | {16.38} | {7.03} |
| N | 1341 | 1263 | 1207 |

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”。

附表 8 用政策利率差分作为货币政策度量

| | (1) | (2) | (3) |
|-------------------|----------------|----------------|----------------|
| | ΔGDP_t | ΔGDP_t | ΔGDP_t |
| A: 二阶段回归 | | | |
| ΔLE_{t-4} | -0.115** | | -0.176** |
| | (-2.06) | | (-2.29) |

| | | | |
|-----------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| ΔLH_{t-4} | | -0.0883 (-1.34) | 0.117 (1.30) |
| $ECD A_{t-4}$ | 0.00885*** (4.81) | | 0.00493** (2.05) |
| $HCD A_{t-4}$ | | 0.0119*** (10.64) | 0.00789*** (4.15) |
| IFL_t | -0.197*** (-3.15) | -0.196*** (-2.87) | -0.217*** (-3.13) |
| ΔGDP_{t-4} | -0.0303 (-0.38) | -0.0475 (-0.81) | -0.114 (-1.49) |
| ΔPR_{t-4} | -0.108 (-1.04) | -0.0784 (-0.69) | -0.114 (-0.87) |
| ΔPR_{t-5} | -0.0432 (-0.28) | 0.0218 (0.13) | 0.0325 (0.20) |
| ΔPR_{t-6} | -0.0620 (-0.37) | -0.0181 (-0.10) | 0.0189 (0.12) |
| ΔPR_{t-7} | -0.0890 (-0.50) | -0.0393 (-0.22) | 0.210 (1.05) |
| B: ΔLE_{t-4} 的一阶段回归 | | | |
| $ECSA_{t-8}$ | -0.0228*** (-5.69) | | -0.0151*** (-3.51) |
| $HCSA_{t-8}$ | | | -0.0160*** (-3.63) |
| 一阶段 R^2 | 0.2496 | | 0.2983 |
| C: ΔLH_{t-4} 的一阶段回归 | | | |
| $ECSA_{t-8}$ | | | 0.00408 (0.99) |
| $HCSA_{t-8}$ | | -0.0223*** (-6.58) | -0.0246*** (-5.88) |
| 一阶段 R^2 | | 0.1475 | 0.1523 |
| D: 诊断统计 | | | |
| Kleibergen-Paap rk | 28.80*** | 28.98*** | 21.31*** |
| LM 统计量 | [0.0000] | [0.0000] | [0.0000] |
| Kleibergen-Paap | 32.35 | 43.31 | 9.75 |
| Wald rk F 统计量 | {16.38} | {16.38} | {7.03} |
| N | 1426 | 1343 | 1287 |

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”。

附表 9 添加 08 年金融危机及欧债危机虚拟变量

| | (1) | (2) | (3) |
|-----------------------------|-----------------------|---------------------|-----------------------|
| | ΔGDP_t | ΔGDP_t | ΔGDP_t |
| A: 二阶段回归 | | | |
| ΔLE_{t-4} | -0.209*** (-3.57) | | -0.271*** (-3.61) |
| ΔLH_{t-4} | | -0.145* (-1.69) | 0.199* (1.93) |
| FC | -1.526*** (-2.98) | -1.474** (-2.55) | -2.111*** (-3.58) |
| EDC | -3.124*** (-3.70) | -1.525** (-2.18) | -2.697*** (-2.85) |
| $ECDA_{t-4}$ | 0.00968*** (5.11) | | 0.00742*** (2.91) |
| $HCSA_{t-4}$ | | 0.0104*** (7.74) | 0.00336 (1.53) |
| IFL_t | -0.167*** (-2.84) | -0.186** (-2.42) | -0.246*** (-2.95) |
| ΔGDP_{t-4} | -0.260*** (-2.99) | -0.161** (-2.32) | -0.267*** (-2.89) |
| MPS_{t-4} | 0.267 (1.27) | 0.399** (1.98) | 0.153 (0.90) |
| MPS_{t-5} | 0.211 (1.42) | 0.341** (2.16) | 0.252 (1.29) |
| MPS_{t-6} | 0.205* (1.78) | 0.309** (2.06) | 0.309* (1.94) |
| MPS_{t-7} | 0.234 (1.02) | 0.335 (1.25) | 0.282 (0.93) |
| B: ΔLE_{t-4} 的一阶段回归 | | | |
| $ECSA_{t-8}$ | -0.0224*** (-6.07) | | -0.0179*** (-4.39) |
| $HCSA_{t-8}$ | | | -0.00864** (-1.98) |
| FC | 5.490*** (6.82) | | 3.321*** (3.72) |
| EDC | -7.800*** (-4.97) | | -8.877*** (-5.48) |
| 一阶段 R^2 | 0.3241 | | 0.3595 |
| C: ΔLH_{t-4} 的一阶段回归 | | | |
| $ECSA_{t-8}$ | | | 0.00327 (0.84) |
| $HCSA_{t-8}$ | | -0.0165*** | -0.0189*** |

| | | | |
|--------------------|----------|-----------|-----------|
| | | (-4.79) | (-4.54) |
| <i>FC</i> | | 4.142*** | 4.039*** |
| | | (4.21) | (3.88) |
| <i>EDC</i> | | -2.966*** | -3.736*** |
| | | (-2.93) | (-3.23) |
| 一阶段 R^2 | | 0.1847 | 0.1893 |
| D: 诊断统计 | | | |
| Kleibergen-Paap rk | 33.48*** | 16.94*** | 17.56*** |
| LM 统计量 | [0.0000] | [0.0000] | [0.0000] |
| Kleibergen-Paap | 36.87 | 22.96 | 8.83 |
| Wald rk F 统计量 | {16.38} | {16.38} | {7.03} |
| N | 1422 | 1339 | 1283 |

注：列（1）、列（2）、列（3）括号内报告的是稳健标准误；（）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”。

以下附表 10 至附表 15 为正文第 6 节异质性分析部分所对应的完整回归结果。

附表 10 非金融企业杠杆率增速对实际 GDP 增速的影响分析（发达国家）

| | (1) | (2) | (3) | (4) |
|-----------------------------|-----------------------|----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | ΔGDP_t | ΔGDP_t | ΔGDP_t | ΔGDP_t |
| A: 二阶段回归 | | | | |
| ΔLE_{t-4} | -0.0141 (-0.27) | -0.0880 (-0.68) | -0.182** (-2.27) | -0.174** (-2.50) |
| $ECDA_{t-4}$ | | 0.00649*** (4.49) | 0.00739*** (4.99) | 0.00861*** (4.37) |
| IFL_t | | | -0.329 (-1.56) | -0.332 (-1.60) |
| ΔGDP_{t-4} | | | | -0.0805 (-0.65) |
| MPS_{t-4} | 2.122*** (5.19) | 2.129*** (3.74) | 2.019*** (3.67) | 2.080*** (4.07) |
| MPS_{t-5} | -0.209 (-0.53) | -0.486 (-0.96) | -0.525 (-1.00) | -0.384 (-0.80) |
| MPS_{t-6} | 0.727* (1.94) | 0.677 (1.31) | 0.685 (1.23) | 0.748 (1.41) |
| MPS_{t-7} | -0.407 (-1.28) | -0.598 (-1.23) | -0.193 (-0.39) | -0.123 (-0.25) |
| B: ΔLE_{t-4} 的一阶段回归 | | | | |
| $ECSA_{t-8}$ | -0.0218*** (-4.76) | -0.0131** (-2.16) | -0.0219*** (-3.64) | -0.0258*** (-4.67) |

| | | | | |
|-------------------------------|----------------------|---------------------|----------------------|----------------------|
| $ECDA_{t-4}$ | | -0.00353 (-0.58) | -0.0122** (-2.01) | 0.0116*** (2.70) |
| IFL_t | | | 2.337*** (5.31) | 2.698*** (7.63) |
| ΔGDP_{t-4} | | | | -1.713*** (-9.23) |
| MPS_{t-4} | -2.479* (-1.84) | -2.606 (-1.54) | -3.569* (-1.87) | -2.918** (-2.12) |
| MPS_{t-5} | -2.107 (-1.34) | -1.606 (-0.86) | -2.399 (-1.06) | 0.165 (0.10) |
| MPS_{t-6} | -1.491 (-1.06) | -0.845 (-0.52) | -1.463 (-0.76) | -0.381 (-0.26) |
| MPS_{t-7} | 1.100 (0.96) | 1.807 (1.28) | 0.139 (0.09) | 1.647 (1.21) |
| C: 诊断统计 | | | | |
| Kleibergen-Paap rk LM 统计量 | 21.95*** [0.0000] | 4.87** [0.0273] | 13.90*** [0.0002] | 21.64*** [0.0000] |
| Kleibergen-Paap Wald rk F 统计量 | 22.63 {16.38} | 4.68 {16.38} | 13.23 {16.38} | 21.79 {16.38} |
| 一阶段 R^2 | 0.0472 | 0.0228 | 0.1059 | 0.3090 |
| N | 1052 | 812 | 812 | 812 |

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”。

附表 11 家庭部门杠杆率增速对实际 GDP 增速的影响分析（发达国家）

| | (1) ΔGDP_t | (2) ΔGDP_t | (3) ΔGDP_t | (4) ΔGDP_t |
|--------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| A: 二阶段回归 | | | | |
| ΔLH_{t-4} | -0.710 (-1.42) | 0.214 (0.64) | 0.249 (0.82) | 3.730 (0.14) |
| $HCD A_{t-4}$ | | 0.0115*** (6.06) | 0.0115*** (6.32) | -0.0242 (-0.10) |
| IFL_t | | | -1.096** (-2.03) | -8.537 (-0.15) |
| ΔGDP_{t-4} | | | | 4.031 (0.15) |
| MPS_{t-4} | 5.090*** (2.71) | 1.172 (0.89) | 1.729* (1.75) | -6.128 (-0.10) |
| MPS_{t-5} | -0.469 (-0.40) | -0.520 (-0.90) | -0.0530 (-0.07) | -4.375 (-0.15) |

| | | | | |
|----------------------------------|--------------------|---------------------|---------------------|----------------------|
| MPS_{t-6} | 1.446 (1.20) | 0.436 (0.66) | 0.845 (1.28) | -2.880 (-0.11) |
| MPS_{t-7} | -0.0850 (-0.09) | -0.799 (-1.19) | -0.118 (-0.23) | -7.628 (-0.15) |
| B: ΔLH_{t-4} 的一阶段回归 | | | | |
| $HCSA_{t-8}$ | 0.00662* (1.74) | 0.00654 (1.58) | 0.00618 (1.47) | 0.00057 (0.14) |
| $HCDA_{t-4}$ | | -0.00222 (-0.84) | -0.00211 (-0.84) | 0.00912*** (3.80) |
| IFL_t | | | 1.752*** (6.36) | 2.102*** (9.03) |
| ΔGDP_{t-4} | | | | -1.051*** (-6.85) |
| MPS_{t-4} | 3.045** (2.44) | 3.348** (2.58) | 2.273 (1.65) | 2.259* (1.78) |
| MPS_{t-5} | -0.124 (-0.08) | 0.00717 (0.00) | -0.740 (-0.43) | 1.059 (0.68) |
| MPS_{t-6} | 0.690 (0.48) | 0.912 (0.62) | 0.209 (0.13) | 0.991 (0.67) |
| MPS_{t-7} | 1.362 (1.24) | 1.436 (1.24) | 0.269 (0.21) | 1.983* (1.70) |
| C: 诊断统计 | | | | |
| Kleibergen-Paap rk LM 统计量 | 3.01* [0.0828] | 2.51 [0.1131] | 2.19 [0.1385] | 0.02 [0.8904] |
| Kleibergen-Paap Wald rk F 统计量 | 3.03 {16.38} | 2.50 {16.38} | 2.15 {16.38} | 0.02 {16.38} |
| 一阶段 R^2 | 0.0220 | 0.0275 | 0.1211 | 0.2522 |
| N | 828 | 801 | 801 | 801 |

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”。

附表 12 分部门杠杆率增速对实际 GDP 增速的影响分析（发达国家）

| | (1) ΔGDP_t | (2) ΔGDP_t | (3) ΔGDP_t | (4) ΔGDP_t |
|-------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| A: 二阶段回归 | | | | |
| ΔLE_{t-4} | 0.229 (1.40) | 0.00787 (0.08) | 0.0453 (0.21) | -0.0564 (-0.48) |
| ΔLH_{t-4} | 0.149 (0.75) | 0.139 (1.06) | 0.917 (1.13) | 0.852 (1.28) |
| $ECDA_{t-4}$ | | -0.000450 | 0.00928 | 0.00170 |

| | | | | |
|-------------------------------|-----------|------------|------------|------------|
| | | (-0.15) | (1.33) | (0.36) |
| $HCD A_{t-4}$ | | 0.0114*** | 0.00978* | -0.000578 |
| | | (3.95) | (1.93) | (-0.09) |
| IFL_t | | | -2.435 | -2.334 |
| | | | (-1.28) | (-1.49) |
| ΔGDP_{t-4} | | | | 0.923 |
| | | | | (1.14) |
| MPS_{t-4} | 3.034*** | 1.457** | 0.234 | 0.202 |
| | (2.88) | (2.27) | (0.10) | (0.11) |
| MPS_{t-5} | 0.204 | -0.365 | 0.441 | -1.266 |
| | (0.22) | (-0.64) | (0.21) | (-0.76) |
| MPS_{t-6} | 1.082 | 0.570 | 0.733 | 0.00321 |
| | (1.46) | (1.00) | (0.44) | (0.00) |
| MPS_{t-7} | -1.585** | -0.622 | -0.444 | -1.816 |
| | (-2.06) | (-1.16) | (-0.34) | (-1.00) |
| B: ΔLE_{t-4} 的一阶段回归 | | | | |
| $EC SA_{t-8}$ | -0.0054 | -0.00301 | -0.0127** | -0.0143*** |
| | (-0.98) | (-0.55) | (-2.39) | (-2.61) |
| $HCS A_{t-8}$ | -0.0166** | -0.0239*** | -0.0209*** | -0.0248*** |
| | (-2.45) | (-3.37) | (-3.15) | (-3.86) |
| 一阶段 R^2 | 0.0311 | 0.1203 | 0.1861 | 0.3493 |
| C: ΔLH_{t-4} 的一阶段回归 | | | | |
| $EC SA_{t-8}$ | 0.0131*** | 0.0144*** | 0.00638* | 0.00537 |
| | (3.54) | (3.81) | (1.68) | (1.39) |
| $HCS A_{t-8}$ | -0.00431 | -0.00317 | -0.0007 | -0.00324 |
| | (-0.84) | (-0.57) | (-0.14) | (-0.60) |
| 一阶段 R^2 | 0.0333 | 0.0390 | 0.1231 | 0.2520 |
| D: 诊断统计 | | | | |
| Kleibergen-Paap rk LM 统计量 | 4.11** | 6.53** | 1.06 | 1.34 |
| | [0.0425] | [0.0106] | [0.3033] | [0.2479] |
| Kleibergen-Paap Wald rk F 统计量 | 2.15 | 3.23 | 0.54 | 0.69 |
| | {7.03} | {7.03} | {7.03} | {7.03} |
| N | 772 | 745 | 745 | 745 |

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”。

附表 13 非金融企业杠杆率增速对实际 GDP 增速的影响分析（新兴市场经济体）

| | (1) | (2) | (3) | (4) |
|----------|----------------|----------------|----------------|----------------|
| | ΔGDP_t | ΔGDP_t | ΔGDP_t | ΔGDP_t |
| A: 二阶段回归 | | | | |

| | | | | |
|----------------------------------|---------------------|----------------------|-----------------------|-----------------------|
| ΔLE_{t-4} | 0.323 (0.63) | -0.108 (-0.73) | -0.179 (-1.46) | -0.116* (-1.72) |
| $ECDA_{t-4}$ | | 0.00857*** (3.32) | 0.00760*** (2.82) | 0.0115*** (3.85) |
| IFL_t | | | -0.156** (-2.26) | -0.184*** (-3.17) |
| ΔGDP_{t-4} | | | | -0.109 (-1.20) |
| MPS_{t-4} | -0.00380 (-0.01) | -0.122 (-0.79) | -0.0132 (-0.09) | 0.00858 (0.06) |
| MPS_{t-5} | 0.139 (0.34) | 0.0840 (0.54) | 0.181 (1.03) | 0.207 (1.26) |
| MPS_{t-6} | 0.275 (0.71) | 0.160 (1.25) | 0.158 (0.90) | 0.214 (1.46) |
| MPS_{t-7} | 0.641 (1.21) | 0.319 (1.43) | 0.383 (1.44) | 0.438* (1.90) |
| B: ΔLE_{t-4} 的一阶段回归 | | | | |
| $ECSA_{t-8}$ | -0.00597 (-0.96) | -0.0121* (-1.96) | -0.0147** (-2.37) | -0.0261*** (-4.79) |
| $ECDA_{t-4}$ | | -0.0127* (-1.95) | -0.0172*** (-2.69) | 0.0168*** (2.76) |
| IFL_t | | | 0.446*** (3.40) | 0.453*** (3.27) |
| ΔGDP_{t-4} | | | | -1.342*** (-12.17) |
| MPS_{t-4} | -0.3702 (-0.76) | -0.4049 (-0.88) | -0.461 (-0.75) | -0.550 (-0.85) |
| MPS_{t-5} | -0.2063 (-0.28) | -0.2482 (-0.33) | -0.722 (-0.84) | -0.959 (-1.21) |
| MPS_{t-6} | -0.3747 (-0.50) | -0.4146 (-0.54) | -1.093 (-1.39) | -1.249 (-1.58) |
| MPS_{t-7} | -0.9825 (-1.58) | -1.103* (-1.72) | -0.559 (-0.62) | -0.311 (-0.37) |
| C: 诊断统计 | | | | |
| Kleibergen-Paap rk LM 统计量 | 0.88 [0.3479] | 3.44* [0.0635] | 4.87** [0.0274] | 16.51*** [0.0000] |
| Kleibergen-Paap Wald rk F 统计量 | 0.93 {16.38} | 3.84 {16.38} | 5.64 {16.38} | 22.97 {16.38} |
| 一阶段 R^2 | 0.0074 | 0.0192 | 0.0516 | 0.2778 |
| N | 644 | 614 | 610 | 610 |

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。

附表 14 家庭部门杠杆率增速对实际 GDP 增速的影响分析（新兴市场经济体）

| | (1) | (2) | (3) | (4) |
|-----------------------------|----------------|----------------|----------------|----------------|
| | ΔGDP_t | ΔGDP_t | ΔGDP_t | ΔGDP_t |
| A: 二阶段回归 | | | | |
| ΔLH_{t-4} | 0.0996* | -0.0482 | -0.0677 | -0.0620 |
| | (1.69) | (-1.07) | (-1.63) | (-1.60) |
| $HCDA_{t-4}$ | | 0.0124*** | 0.0113*** | 0.0152*** |
| | | (5.84) | (5.50) | (5.87) |
| IFL_t | | | -0.181*** | -0.179*** |
| | | | (-3.53) | (-3.59) |
| ΔGDP_{t-4} | | | | -0.142** |
| | | | | (-2.31) |
| MPS_{t-4} | -0.0600 | -0.0642 | 0.0460 | 0.0795 |
| | (-0.28) | (-0.40) | (0.28) | (0.52) |
| MPS_{t-5} | 0.145 | 0.174 | 0.314 | 0.344* |
| | (0.58) | (0.87) | (1.59) | (1.81) |
| MPS_{t-6} | 0.254 | 0.263 | 0.310 | 0.338** |
| | (1.29) | (1.60) | (1.64) | (1.96) |
| MPS_{t-7} | 0.468*** | 0.519*** | 0.566** | 0.661** |
| | (2.73) | (2.85) | (2.14) | (2.57) |
| B: ΔLH_{t-4} 的一阶段回归 | | | | |
| $HCSA_{t-8}$ | -0.0322*** | -0.0464*** | -0.0489*** | -0.0499*** |
| | (-6.42) | (-8.01) | (-9.07) | (-9.32) |
| $HCDA_{t-4}$ | | -0.0396*** | -0.0394*** | -0.0258*** |
| | | (-6.79) | (-7.18) | (-4.78) |
| IFL_t | | | 0.503*** | 0.520*** |
| | | | (3.01) | (2.95) |
| ΔGDP_{t-4} | | | | -0.540*** |
| | | | | (-3.64) |
| MPS_{t-4} | -0.618 | -0.924** | -1.358*** | -1.260*** |
| | (-1.25) | (-1.98) | (-2.83) | (-2.61) |
| MPS_{t-5} | -0.665 | -1.059 | -1.824*** | -1.750*** |
| | (-1.02) | (-1.65) | (-3.33) | (-3.29) |
| MPS_{t-6} | -1.006* | -1.493*** | -2.146*** | -2.085*** |
| | (-1.81) | (-2.86) | (-4.21) | (-4.13) |
| MPS_{t-7} | -1.300** | -2.070*** | -1.512 | -1.184 |
| | (-2.40) | (-4.22) | (-1.60) | (-1.25) |
| C: 诊断统计 | | | | |

| | | | | |
|-------------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| Kleibergen-Paap rk LM 统计量 | 23.79*** [0.0000] | 47.31*** [0.0000] | 44.61*** [0.0000] | 46.49*** [0.0000] |
| Kleibergen-Paap Wald rk F 统计量 | 41.25 {16.38} | 64.16 {16.38} | 82.20 {16.38} | 86.78 {16.38} |
| 一阶段 R ² | 0.0840 | 0.1983 | 0.2454 | 0.2780 |
| N | 568 | 542 | 538 | 538 |

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”。

附表 15 分部门杠杆率增速对实际 GDP 增速的影响分析（新兴市场经济体）

| | (1) ΔGDP_t | (2) ΔGDP_t | (3) ΔGDP_t | (4) ΔGDP_t |
|-----------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| A: 二阶段回归 | | | | |
| ΔLE_{t-4} | 0.0279 (0.10) | -0.207* (-1.77) | -0.233** (-2.17) | -0.137* (-1.79) |
| ΔLH_{t-4} | 0.0932 (1.39) | 0.0489 (0.81) | 0.0404 (0.68) | -0.00194 (-0.04) |
| $ECDA_{t-4}$ | | 0.00256 (0.71) | 0.00289 (0.90) | 0.00596* (1.69) |
| $HCSA_{t-4}$ | | 0.00622 (1.35) | 0.00443 (1.10) | 0.0120*** (4.71) |
| IFL_t | | | -0.137** (-2.49) | -0.152*** (-2.93) |
| ΔGDP_{t-4} | | | | -0.258*** (-3.03) |
| MPS_{t-4} | -0.0553 (-0.24) | -0.0960 (-0.59) | 0.0184 (0.11) | 0.0616 (0.41) |
| MPS_{t-5} | 0.145 (0.55) | 0.153 (0.93) | 0.240 (1.27) | 0.298* (1.77) |
| MPS_{t-6} | 0.255 (1.20) | 0.248* (1.86) | 0.215 (1.33) | 0.292** (2.31) |
| MPS_{t-7} | 0.482** (2.00) | 0.388 (1.54) | 0.527* (1.80) | 0.695*** (2.82) |
| B: ΔLE_{t-4} 的一阶段回归 | | | | |
| $ECSA_{t-8}$ | -0.00807 (-1.05) | -0.0191*** (-2.79) | -0.0217*** (-3.17) | -0.0314*** (-4.73) |
| $HCSA_{t-8}$ | -0.00172 (-0.29) | -0.0079 (-1.26) | -0.00785 (-1.33) | -0.00192 (-0.32) |
| 一阶段 R ² | 0.0090 | 0.1722 | 0.2045 | 0.3440 |
| C: ΔLH_{t-4} 的一阶段回归 | | | | |

| | | | | |
|-------------------------------|------------|------------|------------|------------|
| $ECSA_{t-8}$ | 0.0144* | 0.00564 | 0.00312 | -0.00228 |
| | (1.93) | (0.81) | (0.46) | (-0.33) |
| $HCSA_{t-8}$ | -0.0423*** | -0.0485*** | -0.0497*** | -0.0464 |
| | (-6.99) | (-7.51) | (-7.99) | (-7.13)*** |
| 一阶段 R^2 | 0.0913 | 0.2064 | 0.2503 | 0.2915 |
| D: 诊断统计 | | | | |
| Kleibergen-Paap rk LM 统计量 | 1.74 | 11.76*** | 13.82*** | 26.98*** |
| | [0.1865] | [0.0006] | [0.0002] | [0.0000] |
| Kleibergen-Paap Wald rk F 统计量 | 0.93 | 6.48 | 7.44 | 14.76 |
| | {7.03} | {7.03} | {7.03} | {7.03} |
| N | 568 | 542 | 538 | 538 |

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”。

以下附表 16 为正文模型中不加入信贷需求的回归结果。

附表 16 分部门杠杆增速对实际 GDP 增速的影响分析（不加入信贷需求）

| | (1) | (2) | (3) |
|-----------------------------|------------------------|----------------------|-----------------------|
| | ΔGDP_t | ΔGDP_t | ΔGDP_t |
| A: 二阶段回归 | | | |
| ΔLE_{t-4} | -0.0870*** (-3.01) | | -0.136*** (-2.76) |
| ΔLH_{t-4} | | 0.0180 (0.30) | 0.182** (2.44) |
| IFL_t | -0.254*** (-4.37) | -0.340*** (-4.09) | -0.343*** (-4.00) |
| ΔGDP_{t-4} | 0.0673 (1.53) | 0.189*** (3.93) | 0.125** (2.27) |
| MPS_{t-4} | 0.458** (2.40) | 0.506*** (2.82) | 0.370** (1.99) |
| MPS_{t-5} | 0.316** (2.12) | 0.410** (2.00) | 0.390* (1.68) |
| MPS_{t-6} | 0.309** (1.98) | 0.420* (1.79) | 0.439* (1.94) |
| MPS_{t-7} | 0.175 (0.95) | 0.0340 (0.15) | 0.184 (0.67) |
| B: ΔLE_{t-4} 的一阶段回归 | | | |
| $ECSA_{t-8}$ | -0.0340*** (-10.05) | | -0.0219*** (-5.12) |
| $HCSA_{t-8}$ | | | -0.0174*** |

| | | | |
|-----------------------------|----------|-----------------------|-----------------------|
| 一阶段 R ² | 0.2456 | | (-3.82) 0.2616 |
| C: ΔLH_{t-4} 的一阶段回归 | | | |
| $ECSA_{t-8}$ | | | 0.00433 (1.16) |
| $HCSA_{t-8}$ | | -0.0221*** (-6.74) | -0.0267*** (-6.56) |
| 一阶段 R ² | | 0.1552 | 0.1565 |
| D: 诊断统计 | | | |
| Kleibergen-Paap rk | 81.85*** | 32.91*** | 27.55*** |
| LM 统计量 | [0.0000] | [0.0000] | [0.0000] |
| Kleibergen-Paap | 101.02 | 45.39 | 12.83 |
| Wald rk F 统计量 | {16.38} | {16.38} | {7.03} |
| N | 1692 | 1392 | 1336 |

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。