

中国人民大学国际货币研究所

2019 年 第 11 期 总第 81 期

刊发日期: 2019 年 11 月 15 日

I 国际货币评论

International Monetary Review

主编: 张 杰



认识财富管理的新环境

李扬

经济周期与长期经济增长

刘伟、蔡志洲

宏观审慎政策、杠杆率与银行风险承担

宋科、李振

互联网金融、存款竞争与银行风险承担

郭品、沈悦

宏观经济稳定与国有经济投资:作用机理与实证检验

郭婧、马光荣

顾问委员会：（按姓氏拼音排序）

Edmond Alphandery	Yaseen Anwar	陈雨露	陈云贤
Steve H. Hanke	李 扬	李若谷	马德伦
Robert A. Mundell	任志刚	潘功胜	苏 宁
王兆星	吴 清	夏 斌	

编委会主任：张 杰

编委会委员：（按姓氏拼音排序）

賁圣林	曹 彤	陈卫东	丁剑平	丁志杰	鄂志寰
郭庆旺	焦瑾璞	Rainer Klump	IL Houn Lee	刘 珺	陆 磊
David Marsh	Herbert Poenisch	瞿 强	Alfred Schipke	涂永红	曾颂华
张晓朴	张之骥	赵锡军	庄毓敏		

主 编：张 杰

副 主 编：何 青 苏 治 宋 科

编辑部主任：何 青

编辑部副主任：赵宣凯 安 然

责任编辑：黄辉煌

栏目编辑：颜子惠

美术编辑：包 晗

刊 名：国际货币评论

刊 期：月 刊

主办单位：中国人民大学国际货币研究所

出版单位：《国际货币评论》编辑部

地 址：北京市海淀区中关村大街 59 号文化大厦 605 室

邮 编：100872

网 址：www.imi.org.cn

电 话：86-10-62516755

传 真：86-10-62516725

邮 箱：imi@ruc.edu.cn



IMI

更多精彩内容请登陆国际货币网
<http://www.imi.org.cn/>

目 录

【卷 首】

认识财富管理的新环境 ————— 李扬 01

经济周期与长期经济增长

——中国的经验和特点 (1978-2018) ————— 刘伟、蔡志洲 17

宏观审慎政策、杠杆率与银行风险承担线 ————— 宋科、李振 44

互联网金融、存款竞争与银行风险承担 ————— 郭品、沈悦 64

宏观经济稳定与国有经济投资：作用机理与实证检验 ————— 郭婧、马光荣 85

跨境资本流动对货币政策有效性的影响研究

——基于系统性风险视角的分析 ————— 严佳佳、曾金明 115

最后贷款人理论变革及对我国金融监管的启示 ————— 刘莉亚、周峰 135

美国货币政策推升了新兴市场国家非金融企业杠杆率吗 ————— 谭小芬、李源、苟琴 155

认识财富管理的新环境¹

李 扬²

一、全球经济增长持续下行

关于全球经济，目前国内外的共识度越来越高，大家都认识到，全球经济的下行压力日益增大。图 1 展示了从 1960 年开始的全球 GDP 增长的情况，可以看到，60 年来，全球经济增长呈下行趋势。我们为什么从 1960 年开始算呢？这是因为，正规的国民收入统计是从 1960 才有的。我们平时经常听说我国明朝、宋朝、清朝的国民收入占全球多高的比重，那都是推算，并没有科学的统计依据。我们认为，全球 GDP 增长速度的下行，可能还要延续一段时间。由此我们自然会想到习近平主席最近经常提及的一个概念，就是全球经济遭遇了“百年未有之大变局”。这张图告诉我们，在统计上，确实存在一个长达百年的经济周期。说到这里，我特别想指出：现实中存在很多种周期，我们面对的经济的实际波动，都是各种周期交织作用的结果。经济分析的任务，就是仔细辨别各类周期，探讨这些周期背后的实体经济运行基础。

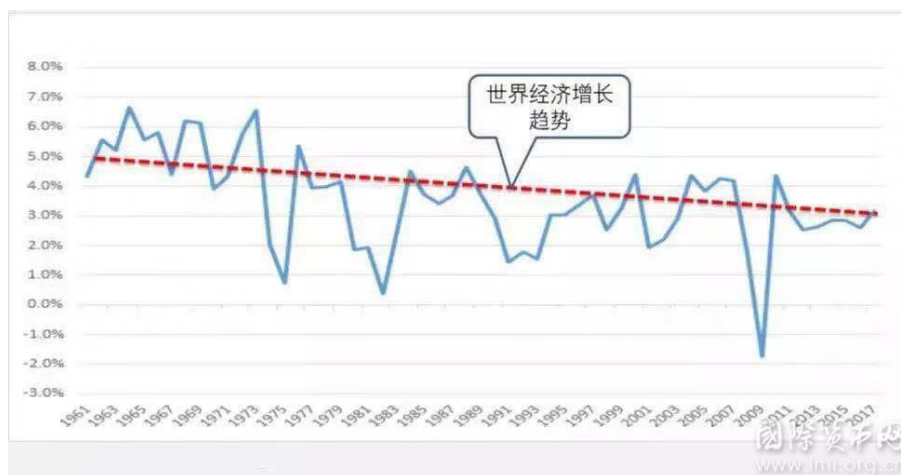


图 1 自 1960 年以来全球实际 GDP 增速趋势

在这样的趋势下，近期的情况自然不容乐观。我们分别引述两个著名国际组织的研究来说明这一点。

¹ 本文系李扬教授在 2019 全球财富管理论坛上发言整理形成

² 李扬，中国人民大学国际货币研究所顾问委员，中国社科院学部委员、国家金融与发展实验室理事长

一个就是世界银行，世界银行在今年6月份的《全球经济展望》里，再次全面揭示了全球经济未来的下行风险。该展望预计：2019年和2020年全球经济增速分别为2.6%和2.7%，比世行2019年1月份的预测值分别下调0.3和0.1个百分点。这个下调幅度是相当大的。其中，发达经济体：2019年放缓至1.7%，2020年将进一步降至1.5%；新兴市场和发展中经济体，2019年下滑至4%，2020年有望回升至4.6%。展望特别提到了发达经济体和美国的情况，指出：由于出口和投资下滑，发达经济体整体增速放缓。美国增速2019年将放缓至2.5%，2020年进一步放慢至1.7%。同期，欧元区将在1.4%左右徘徊。报告同时指出了一个危险的情况，即，预计2019年全球贸易增长2.6%，比世行1月份的预测值下调1个百分点，为2008年全球金融危机以来最低。大家知道，在一个全球化的经济中，全球贸易的增长率通常要高出全球GDP的增长率，倘若前者低于后者，那就说明未来的GDP增长仍将继续下行。造成全球经济下行的因素当然很多，其中，由美国挑起的全球贸易战，以及自2007年开始的全球金融危机仍在恶化，是主要原因。

另一个就是国际货币基金组织，在今年10月15号，也就是前两天公布的《世界经济展望》中，国际货币基金组织表达了和世界银行相同的悲观态度。在IMF的展望中，2019年的世界经济增长率被下调至3.0%，相比4月，调降了0.3个百分点。这也是2008年以来的最低水平。2020年的世界经济增长率调至3.4%，相比4月，调降0.2个百分点。IMF预计，发达经济体2019年和2020年的经济增长率为1.7%，新兴经济体和发展中国家今明两年则分别为3.9%和4.6%。关于贸易增长，IMF比世界银行更为悲观，预计2019年上半年全球贸易量增长1%，达到2012年以来最低。值得注意的是IMF报告中特别强调的两个重点，一是，当前世界各国几乎同步大幅放松货币政策。而且，评估显示，若无这种刺激，2019年和2020年的全球经济增长率均将下降0.5个百分点。这进一步说明了形势的严峻性。二是，在此严峻形势下，不容出现政策失误。忧虑之情溢于言表。目前，各国在宏观经济政策方面的协调几乎已经谈不上，事实上，这也是经济不断下行的的重要原因。

中国经济的情况大家都比较熟悉。我想，最准确、最清晰的办法，就是跟着中央政治局会议的步调，顺次分析中央对形势判断的变化。我们不妨从2018年开始。第一季度，政治局会议对形势的表述是“经济运行延续了稳中向好态势……关键是要主动同高质量发展的要求对表，对得上的加紧推，对不上的及时改。”可以说，当时，乐观情绪是占上风的。到了2季度，对形势的表述就发生变化，“当前经济运行稳中有变，面临一些新问题新挑战，外部环境发生明显变

化。”到了 3 季度，情况进一步恶化，“当前经济运行稳中有变，经济下行压力有所加大，部分企业经营困难较多，长期积累的风险隐患有所暴露。”到了 2018 年底，对形势的判断就完全变了一个画风：“经济运行稳中有变、变中有忧，外部环境复杂严峻，经济面临下行压力。”这种判断的基调延续至 2019 年，1 季度的政治局会指出：“经济运行仍然存在不少困难和问题，外部环境总体趋紧，国内经济存在下行压力。这其中既有周期性因素，但更多是结构性、体制性的。”到了今年 7 月 19 日，中央的判断就充满了忧虑：“当前我国经济发展面临新的风险挑战，国内经济下行压力加大，必须增强忧患意识，把握长期大势，抓住主要矛盾，善于化危为机，办好自己的事。”

我们引述上述论断，固然是为了增强形势分析的权威性，更想借以指出，对于中国经济长期下行的趋势，我们的中央领导层是非常清楚，也是非常清醒的，应当说，这正是我们应对经济下行的底气所在。

在今年的数据中，值得特别关注的是财政数据。大家知道，任何的经济数据都是有相当弹性的；在不同的年份之间，在不同的经济部门之间，都有一定程度的腾挪空间。然而，根据我多年的研究体会，在所有的经济数据中，财政数据可能最为重要，尤其是，你要研究中长期问题，认真琢磨财政收支，是绝对少不了的必修课。这中间，财政赤字的变化尤其值得关注，因为，当我们的财政账目上不得不爆出财政赤字以及赤字在增加的时候，就说明，我们的经济数据已经没有什么腾挪的空间了，而经济的问题也已经严重到了一定程度。

根据国家统计局的公报，2019 年 9 月，我国一般公共预算收入同比增长 5.1%，较前值 3.3% 略有提升，其中税收收入同比下滑 4.2%（前值-4.4%），非税收收入同比 40.3%（前值 70.2%）。增值税、消费税、所得税、进出口相关税种增速仍然下滑。显然，财政收入特别是构成财政收入主体的税收收入，因经济长期下行而下降较快。然而，在另一面，9 月份，财政支出增速大幅反弹，当月财政支出同比增长 12.9%（前值-0.2%）。一边是收入增长率下降，一边是支出刚性，平衡的结果当然就是赤字增加。统计显示，1-9 月，我国累计赤字 2.79 万亿，占年初预算赤字的 101.2%（去年同期为 73.5%）。总体来看，由于内外需均承压，叠加减税降费政策，财政收入下滑压力很大。但是，今年三季度，我国 GDP 增速下行至 6%，稳增长亟需“宽财政”，然而，目前赤字已经超出年初预算，未来面临的局面将更趋严峻。

关于财政的问题还未结束。以上是总体的数据，如果我们深入到地方层面，就会发现，问题比总体数据显示的要严重得多。统计显示，1 到 8 月，我国 31 个省市区的财政收入中，有 11

个呈负增长，其中霍然就包括了北京。在还有正增长的地区中，广东、上海、江苏、山东等传统的增长“大户”，增长率都低于 GDP 的增速。大家知道，在中国的政体下，地方政府是没有安排财政赤字的，而且，地方政府也没有破产一说，所以，一旦地方出现了赤字，便会向其他领域蔓延：它有可能向金融领域蔓延，也有可能向上转嫁给中央政府，这正是我们非常担心的。近年来，我们在政策上又开了允许地方政府发债的口子，这个口子一开，地方政府的债务问题，就成为我们的新挑战。

讲完了这样一些情况之后，我们就可以非常概括地看一下中国经济 40 年来的增长轨迹。我们看到，这 40 年来，我们的年均增长率为 9.5%，但存在明显的剧烈波动。自从全球金融危机之后，我们的增长显然进入了一个下行的通道。

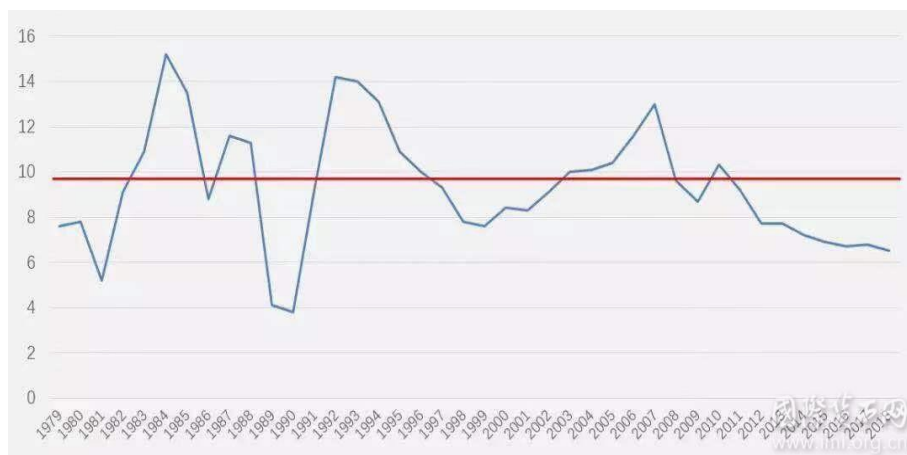


图 2 中国的经济增长

现在需要讨论的是，未来前景如何？我们注意到，这个世界上几乎所有的经济体，其经济发展大都会经历高增长、减速和低增长这样几个阶段。美国、日本、韩国、我国台湾、泰国、马来西亚，莫不如此。观察这些国家的变动轨迹，我们发现，在统计意义上，从高增长阶段下滑，亦即经济减速，大约要延续 20~30 年，此后，多数国家都稳定在 3% 的水平上，进入新的增长周期。如所周知，中国的经济减速始自 2008 年，至今已有 10 年。放眼未来，我们必须认识到，经济下行的趋势仍未结束，大概率上，我们还要经历若干年头。当然，中国是一个有政治优势的国家，我们有以习主席为核心的党中央的领导，我们有集中力量办大事的制度优势，应付经济下行这种情况，我们肯定会比别的国家有力的多。

最后，特别应当指出：经济增速下行作为一种规律，其实正是一国经济由粗放走向集约、由中等收入国家走向现代社会的必由之路。这正是习主席概括出的经济新常态的核心含义。我们目前正在这样的历史过程之中。

二、债务风险阴魂不散

讨论了实体经济之后，我们转而讨论金融问题。金融方面最大的问题就是，债务风险阴魂不散，成为我们经济社会的风险的主要根源之一。

大家知道，2007 年开始的危机是债务危机。因此，减债和去杠杆是经济恢复的必要条件。但是，全球的债务和杠杆率状况却是恶化的。国际金融协会（IIF）最新公布的《全球债务报告》显示：2019 年第一季度，全球债务增加 3 万亿美元，总额达到 246 万亿美元，总债务占国内生产总值（GDP）的比例升至 320%，达到历史最高水平。那么，这个 320% 究竟什么含义呢？它告诉我们，如今，就全球而言，为了实现一个点的 GDP 的增长，我们需要创造 3.2 个点的债务的增长，也就是说，如今，3.2 个单位的债务才能换来 1 个单位的 GDP。这充分说明，金融和实体经济的关系发生了显著的变化，而且，这个变化是日益疏远了。

在结构上，企业债务和政府债务占 GDP 的比重最高。具体而言，在新兴市场经济中，企业对债务增长贡献最大；而在发达国家中，政府对债务增长贡献最大。因此，IIF 警告：政府应当控制债务水平，并针对未来风险建立缓冲机制。

值得注意的是，关于债务问题，世界银行的报告进一步指出了它令人担忧的另外一个方面，就是发展中国家的问题。发展中国家的问题很多，这里主要指出了两个方面：

第一个方面就是，大多数发展中国家的经济都是债务驱动型经济，也就是说要想增长就必须增加债务。那么，基于这样一种债务驱动型增长模式，就有一个矛盾出现了：你要增长，就必须增加债务，而若增加了债务，则就积累了风险，两者不可兼得。所以，世界银行提醒道：这些国家“需要在通过借贷促进增长与防范过度借贷带来的风险之间取得谨慎的平衡”。毋庸讳言，中国经济现在就处于这样的矛盾之中，从 2017 年到今年，我们已经经历了政策重点从防控风险到着力稳定经济的几次变化，就是明证。第二个问题就更深刻了：世行报告尖锐地指出：“在目前全球低利率且增长乏力的环境下，增加政府借贷看起来似乎是为促增长项目融资的一个具有吸引力的选择。然而，正如金融危机史所一再证明的，绝不能把债务当成是免费的午餐。”这里说了两层意思，其一，在今后一个不太短的时期内，各国的经济要想获得增长，恐怕需要政府发挥更为积极的作用；其二，由于收入趋减，为政府投资所需的资金主要只能依靠发债而获得，就是说，全世界的多数国家，将不得不走上 20 余年前日本的道路；其三，债务资金的筹措和使用要精心规划、瞻前顾后，注重效率，因为它关乎资源的跨期配置，如果将其视为“免费的午餐”，搞得不好，将使得一国经济陷入万劫不复的境地。

世界银行的提醒当然是有所本的。在这张图上，我们看到一个事实，这就是，在全球危机之前，全球的杠杆率虽有波动，但还是相对稳定的，然而，危机之后，整个世界的杠杆率都在上升，其中，新兴经济体和发展中国家尤为突出。基于这一现象，我们可以提炼出一个概念，即“债务密集度”，它指的是，为了支持某一水平的 GDP 增长所需要的债务规模。这样，当我们说债务密集度上升时，就意味着，随着时间的发展，为了获得某一确定水平的 GDP 增长，我们需要越来越大规模的新增债务。

基于这一现象，立刻就可得出两个结论，一是，金融对实体经济日渐“疏远”，二是货币政策的效力递减，稳定经济，我们今后将更多地需要依靠财政政策。这里用了“疏远”这个词来说明金融与实体经济之间的关系。这个词出自上个世纪，1991 年时任美联储主席格林斯潘在美国国会银行委员会上所作的著名证词。在那篇著名的证词里，格老清楚地说明了：在美国，以调控货币供给量为主要抓手的货币政策已经越来越没有效力，从那以后，美联储将转向主要调控利率。毋庸讳言，货币对实体经济的“疏远化”，在我们这里也早已发生，现在大家都感觉到货币政策力度很大、但效果很小，或者，更学术点说，我们货币政策的传导机制越来越失去效率，如此等等，说的都是类如美国 20 多年前的情况。总之，我们认为，随着债务密集度不断上升，随着越来越多的金融活动只是服务金融自身，随着经济的金融化进程愈演愈烈，我们恐怕需要认真考量货币政策的作用和有效性问题了。总之，我们必须正视债务不减反增的趋势，我们必须学会在高债务下生活。西方国家有句谚语，“死亡和税收是永恒的”，如今我们可以套用这句谚语说，对于现代社会来说，死亡、税收和债务是永恒的。

基于以上，我们可以得到一个合乎逻辑的推论，那就是，今后我们的宏观调控，将更多地依赖财政政策。然而，在我们不得不接受这样一个政策框架转移到事实时，必须注意，财政作为一个宏观、微观均可兼及的政策体系（货币政策事实上主要只能顾及宏观经济层面），用于调控经济，当然有其独到之处。但是，它也有其特殊的约束，这就是预算的平衡问题。特别是，在经济下行期间，一方面的财政收入增长率肯定逐渐萎缩，而另一方面的财政支出不仅刚性甚至还须扩大，于是，财政赤字问题就会日渐突出。财政出赤字怎么办？赤字长期化怎么办？只有发债一途。做金融研究的都知道，债和货币其实是一回事，它们无非只是同一个债务主体发行的流动性存在差别的债务系列而已，至于现在有人讨论的所谓“债务货币化”问题，其本质是用一种流动性更高的债务替代原先流动性不够高的债务而已。讲到这里，我们不免想起我国最著名的金融专家，我最尊敬的前辈之一黄达教授所说的一句话：在国家层面上，财政和金融是

国家的两个钱口袋，而且是彼此通联的钱口袋。我们刚刚已经说到，运用财政政策来调控经济，不免就会增加赤字，而为赤字融资的主要手段则是发行债券，到了这个层面，财政问题就同时是一个金融问题了。

讨论到这个层面，我们就会发现，面对经济长期下行，财政政策的效力也是有限的，特别是当财政政策越来越多地依赖赤字政策和债务政策来实施之时，财政政策与货币政策同样无力。于是，我们发现，要想从根本上去除经济的痼疾，要想从根本上走出衰退，我们更多地需要那些直接针对实体经济、针对市场、针对企业的伤筋动骨的“真实调整”。于是，在中国，供给侧结构性改革应运而生。我们知道，供给侧结构性改革说的是“三去一降一补”，去产能、去库存、去杠杆、降成本、补短板，桩桩件件都是见真格的，后来，这项战略又被概括为“破立降”。破，就是大力破除无效供给，把处置僵尸企业作为重要抓手；立，就是大力培育新动能，促进要素流动；降，就是大力降低实体经济成本，通过改革降低制度性交易成本，降低用能和物流成本。大家都知道，在中国的历史上，朱镕基当总理的时候，当时也遇到同样的问题，为了去产能，朱镕基总理在上海就亲自抡起大锤砸向纺织机，诠释了真实调整和伤筋动骨的含义。显然，中国在 2015 年底就提出供给侧结构性改革的战略，是非常英明，绝对高瞻远瞩的。它说明，习主席和中国政府早就深刻认识到经济下行的严重性和长期性，认识到只有在实体经济层面动手术才有出路。同样，2019 年 2 月，我们又提出了金融供给侧结构性改革战略，这恰与经济领域的改革相契合，是我们总体改革的一部分。

讲到金融问题，可以深入讨论的话题很多。在此，我们分析几个重要的新现象。首先，我们看到，在美国，国债的收益率曲线出现了倒挂。大家都知道，历史告诉我们，美国的国债收益率曲线倒挂，特别是 10 年期和 2 年期的倒挂，通常是大危机即将到来的前兆。为什么呢？因为，收益率曲线倒挂说明，整个投资界、整个社会对未来普遍不看好，因而普遍不从事着眼于未来的经济活动。试想，如果大家都不为未来谋划，都不做长期投资，经济的增长潜力何来？未来发展前景何在？我们非常遗憾地看到，国债收益率曲线倒挂问题，在德国、日本、法国都出现了。基于此，我们对全球经济的未来前景持悲观的预期。

还有一个极大的挑战性事态，就是负利率问题。我们看到，在这个世界上，2009 年底瑞典银行首次开始对金融机构课征负利率性质的保管费，然后就不断蔓延、扩大，一发不可收，到了今天，差不多占到了全部利率产品的 1/3 到 1/4。说实话，对于负利率问题，至今在理论上尚

无很好的解释，这构成我们金融学术界未来需要集中攻关的一个大课题。毫无疑问，负利率将对我们整个财富管理界产生非常大的直接影响。

我们归纳一下，所谓负利率，可以从四个层面观察分析。

第一层面是政策性负利率。指的是央行对存款类金融机构给付负利率。2009年7月，瑞典央行开始对来自金融机构的存款征收0.25%的“保管费”，成为全球负利率政策的始作俑者。

第二层面是银行间市场负利率。央行实行负的政策利率后，直接影响到银行间的资金借贷市场利率，于是，这些都在央行开立交易账户的金融机构，开始在负利率的背景下从事银行间市场交易。

第三层面是对工商户和居民存款实行负利率（负债端）。既然银行吸收了存款后存入央行要被罚款，或者，把钱出借给其他金融机构也要被“罚款”，那么，对居民或工商户的存款实行负利率，也就顺理成章。这样做的目的，是阻止工商客户和居民到银行来存款赚取利息。

第四个层面是债券的负利率（资产端）。2014年首发负利率债券以来，全球负利率债券的规模大幅飙升，2019年8月末甚至接近17万亿美元，10月虽有回落，但仍有13万亿之巨，这大约占到彭博巴克莱全球综合指数的1/4。

可以说，负利率已经成为我们经济金融活动不可或缺的组成部分。举凡央行与存款货币银行之间、存款货币银行之间、银行与客户之间，从负债面到资产面，负利率都在凯歌行进。这就向我们提出了大量新的问题。举例来说，现在有些国家的政府已经开始向市场发行负利率债券，那么，对于投资者来说，购买这种类型的债券的合理性何在呢？相比较而言，还不如将货币放在手中，这样虽然会蒙受因通胀而产生的真实损失，但却不会蒙受因本金缩水所造成的名义损失。总之，对于负利率，我们现在仍停留在浅表的传统政策说明的层面上，我们还只是看到，实行负利率，为的是刺激投资和消费，并进一步刺激经济。如此解释的背后，潜在地包含这样的前提性认识，这就是：负利率只是应对突发事件和极特殊状况的临时性“超常规”举措，一旦困难过去，经济走上正轨，利率还会回归常态，恰如美联储在危机之后及此次降息之前那一段时间所做过的那样。但是，今年以来全球新一轮的降息乃至更多国家实行负利率的风潮提醒我们，情况可能不那么简单。我自己的感觉是，这将改写我们货币政策的操作实践，并进一步改写我们货币金融理论。

毫无疑问，负利率的蔓延、深化和持续，对于我们整个的资产市场、金融体系、货币政策等等，都已经产生深远影响，而且必将产生更大的影响。

顺便说一下，近年来发生的大量事态，包括经济的金融化、债务的常态化、负利率的长期化、乃至数字货币的异军突起等等，其实有可能共同在酝酿着一场改变我们货币金融世界的革命性变化。几年前，我和国家金融与发展实验室的同仁们就清晰地触摸到了这个变化，并已进行了一些探讨，今后，我们愿意和大家一起来继续关注这些变化。

三、中国的杠杆率仍在攀升

下面我们来看中国的情况。大家都知道，习主席在全国金融工作会上曾提出过一个经典性论断：金融风险的源头是杠杆。正是在这个论断的指引下，自 2015 年底开始，去杠杆、并据以管控金融风险，成为我国货币金融政策的优先选择。下面我们看一看中国杠杆率的变化。

显然，在中国，杠杆率大幅度上升始自 2008 年。回想起来，2008/2009 年，中国经济金融领域发生了两件大事，第一件就是政府推出了 4 万亿的财政刺激计划，第二件就是货币当局同时推出了高达 9.6 万亿元的金融刺激计划。从最后执行的情况看，财政刺激远没有那么强，因为最终推出的是 2.1 万亿元，而且分 2 年执行，并且，这 2 万多亿的财政支出，其实早已在政府支出的“盘子”里，所以，财政刺激事实上并不很强。相比而言，金融刺激从一开始就很强，当年新增信贷 9 万多亿，而且，自那以后，中国的信贷增量就一直保持着那个水平。

这些政策执行下来，大大地改变了我国的资产负债表，宏观、微观莫不如此。这就是中国的杠杆率不断上升。

中国非金融部门的杠杆率从 2009 年开始上升，2017/2018 年持平略降，2019 年再拾上升趋势。2009 年杠杆率的上升，主要归因于 4 万亿的财政刺激和 9.6 万亿新增的信贷刺激。现在回头看，财政刺激的规模实际上没有那么大，最终支出的只有 2.1 万亿，而且这 2.1 万亿还是分两年实施的。所以，2009 年的事态，是一种典型的信贷刺激。信贷刺激自 2009 年开始之后，就一发不可收，此后每年新增信贷规模都高达十万亿元左右，这使得我国的宏观杠杆率在 2009 年一次跳跃性增长之后就一直维持在比较高的水平。2015 年下半年，中央提出供给侧结构性改革方略，实施“三去一降一补”，去杠杆成为国家任务。但是，杠杆运营存在惯性，所以，2015 年当年并没有真正去杠杆，2016 年亦然，杠杆率还在攀升。然而，到了 2017、2018 两年，随着管控金融风险在宏观调控体系中的地位上升，随着各项防范和化解金融风险措施的落实，中国的杠杆率有了实质性下降。但是，就是在杠杆率下降的这两年，国民经济出现了新的问题：当我们全面收紧货币金融政策，特别是，主要的金融部门向着同一个方向共同发力的时候，调控产生

了共振，我们的经济增长因而受到了较大伤害。可以说，我国经济形成如今的困局，与前两年不假思索一律过紧的监管政策有很大关系。好在中央明察秋毫，很快就调整了经济增长和防控风险的主从次序，申明：要注重在稳增长的基础上防风险，要坚持在推动高质量发展中防范和化解风险。这样，就形成了我们如今增长和发展优先的政策权衡框架。在这个框架下实施宏观政策，我国 2019 年第一季度的宏观杠杆率就上升了 5.1%，第二季度还在继续上升。

再看政府部门。实在说，与世界上大多数国家相比较，中国政府的杠杆率是相对不高且发展相对平缓的。但是，这两年以来，发展的势头开始显现，从图 3 看，就是政府的杠杆率曲线有一点翘尾巴。那么，翘尾巴的原因在哪里呢？数据显示（图 4），主要归因于地方政府债务的陡峭上升，仅此一项，今年上半年就提升了 5 个百分点以上。我们认为，鉴于我国经济仍在下行，鉴于我们可能将主要依赖政府投资来支撑经济增长，鉴于发债将成为政府为其投资筹措资金的主要工具，今后，地方政府的债务、其杠杆率均将显著上升，从而，我国总体的政府部门的杠杆率都将不断提高。

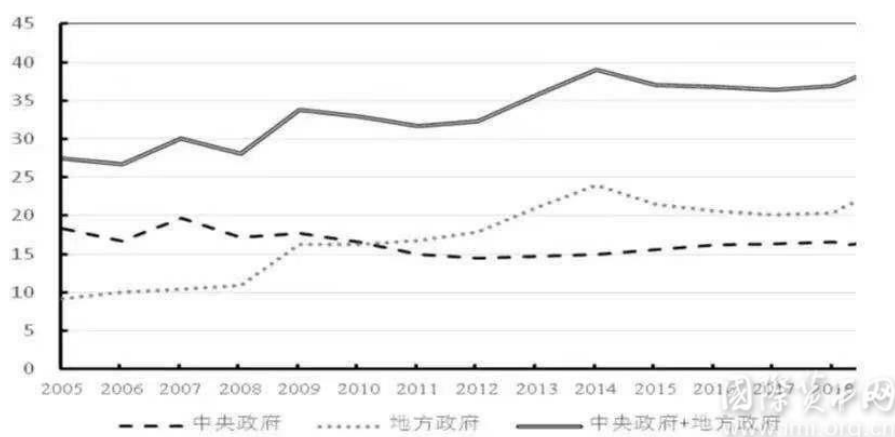


图 3 政府部门杠杆率微升

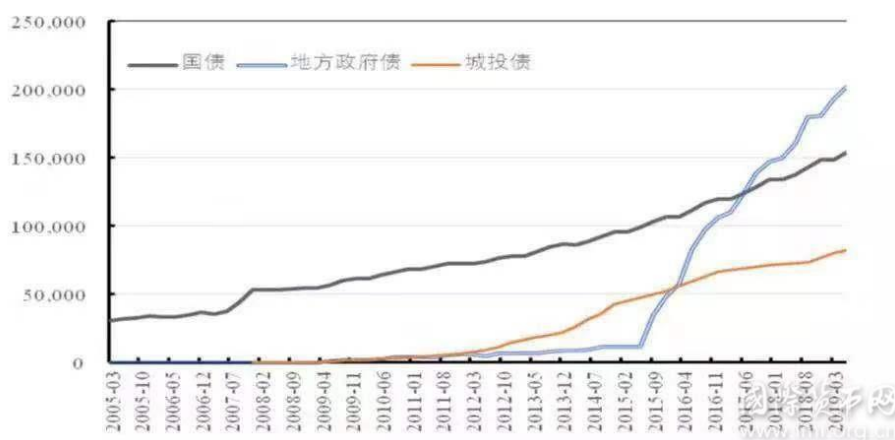


图 4 地方政府债务增长突出

再看居民部门。同整体经济的情况不同，中国居民部门的杠杆率在 2017/2018 年仍呈上升趋势，2019 年二季度已达 56%。从国际比较来看，这个杠杆率水平尚不足为虑，但是，如果注意到它的发展趋势，那就需要提高警惕了。

为了更清楚地看到居民杠杆率变化中蕴含的问题，我们对美中日欧等四类经济体的居民杠杆率进行了比较分析（图 5）。观察这些趋势，有三个事实值得注意：其一，日欧的居民杠杆率比较稳定，这是成熟社会的表征之一。其二，美国无疑是成熟的发达经济体，其居民的杠杆率一向并不算高，而且相对稳定，但是，本世纪初互联网泡沫破灭之后，美国经济落入了 20 年未遇之大衰退之中，货币当局遍施刺激手段均不奏效，百般无奈之下，启动了对居民住房的贷款。但是，财务上合格的居民已经搜刮殆尽，于是，当局便把眼光投向那些依据健全财务标准并不能获得贷款的中低收入家庭和有色族群，于是“次贷”大行其道，美国居民的杠杆率自世纪之初开始上升，并于 2007 年达到顶峰。但是，次贷的推行，固然可救急于一时，绝难挽狂澜于既倒，从世纪初便开始显现的经济颓势仅因次贷的推出而稍有缓解，2007/2008 年，一场百年未遇之金融危机终于以“次贷危机”开始了其肆虐历程。其三，中国居民的杠杆率从极低的水平起步，2006 年仅有 11% 左右，但上升速度很快，而且，十年来，居民杠杆率的走势沿袭了美国危机之前的路径。如果我们用居民可支配收入替代此处杠杆率公式中的分母，亦即用居民可支配收入替代 GDP，则居民债务的上升趋势更为明显，且更有经济分析意义。2017 年，用可支配收入来衡量的中国居民杠杆率已达 85%，当年的还本付息额，占可支配收入比重为 8% 左右，占消费支出的比重亦高达 13%。面对这样的数字，我们有足够的理由对中国居民杠杆率的上升表示忧虑。

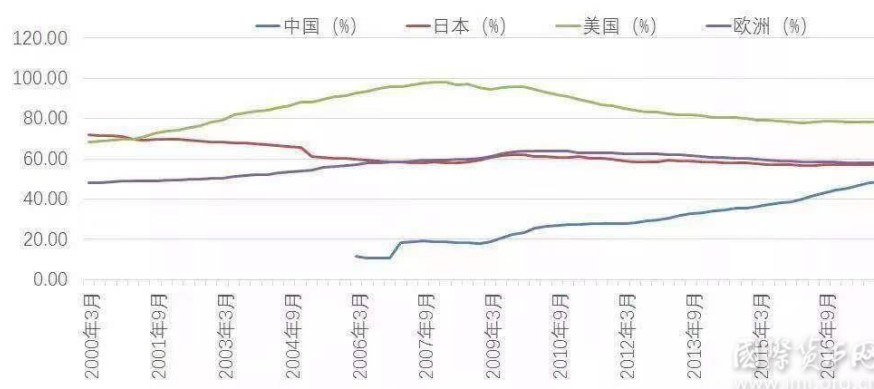


图 5 居民杠杆率：中美欧日比较

再来看企业。同样，企业的杠杆率也是自 2009 年开始上升的，而且上升极为迅速，因而，过去，论及中国的杠杆率，人们的担心之一便是企业杠杆率的高企。但是，资料显示，最近这几年，企业的杠杆率有所调整。甚至可以说，企业的杠杆率下得非常快。这是不是好消息呢？资料显示，企业杠杆率的下降主要归因于企业不愿意投资了，不愿意借钱了。如果情况是这样，企业杠杆率的下降就蕴含着非常不好的信息，那就是，经济下行趋势持续，企业不愿意从事长期投资，中国经济的未来增长潜力堪虞。这里的情况也告诉我们，杠杆率并非越低越好，那要看企业的投资状况如何，企业的生产经营状况如何，实体经济的发展如何。极端而言，倘若企业大力从事投资且这些投资都具有财务可持续性，那么，因此而导致企业杠杆率上升，其实是值得欢迎的。在企业的总图景下，我们看到，从国有企业到国有工业企业，再到整个工业企业，直至非国有工业企业，资产负债率是逐步趋低的，这事实上反映了我国各类企业获得资金的优先顺序。再看整个非金融企业中国有企业债务所占比重，资料显示，从 2012 年开始，国企债务占全部企业债务的比例，从当年的 60% 左右，上升到 2019 年 3 季度的 68%，升幅巨大。这也间接地说明，这几年我们采取的通过信贷刺激经济的措施，相当的部分直接间接地滞积在国有企业的资产负债表中。

至此为止，我们讲的都是债，讲的都是问题。然而，借债总有因由，借债支出总会留下些什么，因此，我们特别想说的是，在讨论债务问题，尤其是在讨论中国债务问题的时候，一定要看到债务的对应物，一定要在资产负债表的框架下来进行讨论。主要原因在于，在中国，无论是企业还是政府，借债主要为的是从事投资，也就是说，与债务积累相对应，中国还有规模同样巨大甚至规模更大的资产积累。如果不联系资产来分析债务并据此分析其中蕴含的风险，肯定是片面的。于是，要对债务问题有一个全面的分析，我们必须借助国家资产负债表的分析框架。

可以同大家交流的是，自本轮全球金融危机以来，我们国家金融与发展实验室便开始研究编制中国的国家资产负债表，至今已有 22 年的完整数据。从去年开始，我们每季度公布负债数据，年度公布资产数据（包括年度负债数据）。中国国家资产负债表数据显示，中国的债务率固然很高，但是，中国的资产更高。为了让大家对此有个更清晰的概念，了解经济制度的差别对于资产负债分析有多大的影响，我还愿意同大家分析我们 2018 发布的资产负债表中的一个比较分析。资料显示，截至 2016 年底，中国的总财富中，政府拥有比例为 27%。仅仅看这个数据，大家可能没有概念，不妨做个比较。同年，美国政府占其国民财富之比率为 5.9%，英国则为-

9%；也是同一年，日本政府占有其国民财富的 0.8%，德国政府则占据 4.7%。在这一组数据中，我们事实上看到有三类不同的经济体。中国是一方，政府占比相当高；美英，即盎格鲁撒克逊国家为一方，政府财富占比均为负项；日德等强调集体主义的大陆型市场经济国家为又一方，它们的政府拥有的国民财富均为正项。

做这个研究和比较分析的含义何在呢？我们想说的是，在中国从事资产管理，处理不良资产，其实我们的路要比别国多，空间要比别国大，特别是，我们的政府拥有规模巨大的正项的财富，这是我们处置不良资产的强大后盾。理论上说，我们可以通过资产的处置，例如出售，来覆盖我们不良资产。这里的空间十分巨大，这是别的国家所没有的，是我们得天独厚的制度条件。由此也可看到，中国的问题并非局限于经济领域，它还广泛地涉及产权问题、国有经济与民营经济的关系问题，国有资产保值增值问题，等等。在这些领域，我们事实上大有可为。

四、金融供给侧结构性改革

最后我们简单分析一下金融供给侧结构性改革。

2019 年 2 月 23 日，习近平总书记主持中央政治局第十三次集体学习，集中阐述了金融供给侧结构性改革问题。习近平的重要讲话，勾画出我国金融业进一步改革和发展的总纲。自 2017 年 7 月 5 日在全国金融工作会上系统阐述防范和化解金融风险问题以来，习近平已多次发表有关金融问题的重要讲话。这些讲话，构成未来我国金融改革方略的丰富内容。所有这些都标志着，关于新时代我国金融改革和发展问题，已经有了深思熟虑的战略谋划。

需要清楚地认识到，新一轮金融改革是自 2015 年下半年启动的“供给侧结构性改革”的有机组成部分。如果说供给侧结构性改革着眼于提升劳动力、土地和资本等生产要素的配置效率，着眼于科技创新及其产业化，着眼于体制机制改革，目的是提高经济发展的质量和效益。那么，金融供给侧结构性改革的目标，就是通过金融结构的调整、通过金融产品和金融服务的创新，来提高劳动力、土地和资本的配置效率，推进技术进步和体制机制创新；助力发挥市场在资源配置中的决定性作用，助力提升潜在增长率，助力更好地满足广大人民群众的需要。简言之，与过去历次金融改革不同，此轮金融改革是总体经济改革的一个部分，它基本上没有自己的目标，其显著特点就是，它是围绕实体经济发展需要展开的，其具体路径，则是拾遗补缺。

其一，我们的金融结构必须调整，这主要指的是 3 个方面，即：机构、市场和产品。关于金融机构的发展，我们不再只是在商业化、市场化路径上做文章，而是要健全商业性金融、开

发性金融、政策性金融、合作性金融分工合理、相互补充的金融机构体系。构建多层次、广覆盖、有差异的银行体系。这一目标的提法，最早见诸党的十八届三中全会决定。关于市场发展，我们特别强调了资本市场的极端重要性，提出要“建设规范、透明、开放、有活力、有韧性的资本市场，完善资本市场基础性制度，把好市场入口和市场出口两道关，加强对交易的全程监管。”关于产品，则强调了“以市场需求为导向，积极开发个性化、差异化、定制化金融产品，增加中小金融机构数量和业务比重，改进小微企业和‘三农’金融服务。”

显然，我们如今比以往任何时候都更强调资本市场发展，这是因为，要走出上文所述的稳增长和控风险的两难境地，我们必须大力开发那些既能够为经济主体提供资金，又不会提高杠杆率的资金安排，显然，发展资本市场就是这样的出路。

然而，我们也想指出，上世纪 90 年代以来，我们一直致力于提高直接融资比重，发展资本市场，目的是为资本形成提供市场机制，但成效甚微。要走出困境，不断开“新版”，固然是解决问题的重要思路，但开新版的同时，绝不可忽视原有市场的改革，更不可忽视多层次资本市场的一体化建设。我们看到，目前，中国资本市场正沿着这条路在不断发展。

基于长年的研究，我特别希望提请大家，不可忽略一个基本事实：至少在改革开放的 40 余年中，中国间接融资为主的金融体系事实上承担了中国资本形成的重要责任。我们可以通过对比中美双方存款货币类金融机构的资产结构，清晰地看到这一特点。数据显示，截至 2019 年 4 月，中国存款类机构本外币国内贷款共 144.387 万亿人民币，其中，中长期贷款便有 89.808 万亿人民币，占国内贷款总额的 62%。这在世界上绝无仅有。然而，同期，美国国内持牌银行国内贷款总额 15.045 万亿美元，其中，中长期贷款 5.152 万亿美元，占比 30%，也居于较高水平。但是，如果从中美双方银行资产中都扣除具有自偿性和自抵押性的居民房地产贷款，则，中国的金融机构提供给工商企业的中长期贷款为 54.21 万亿元人民币，占全部国内贷款之比为 37.5%，美国相应指标为 0.334 万亿美元，占全部国内贷款之比为 2%。这样分析便很容易看出，如果说 40 年改革开放中国经济获得了年均 10% 左右的高速发展，而这样的高速发展归因于高投资的话，那么，支持高投资的资金，主要来自我们的金融机构，支撑我国金融机构从事中长期信贷的基础，则是长期的高储蓄。我们进行这样的分析，无非是想说明，在中国，我们可能建设不了类如美国那样的资本市场，而只能建设与日本和德国相近的以金融机构为核心的资本市场，换言之，中国需要建立一个金融机构在其中发挥重要作用的资本市场。我以为，这是中国进一步发展资本市场的重点所在。

关于金融产品，习主席特别强调了“以市场需求为导向、积极开发个性化、差异化、定制化的金融产品。”熟悉这个领域的就知道，这些产品都指向了非标化。不然的话，怎么差异啊？怎么个性啊？怎么定制啊？在这里想强调的是，如今我们出于防控风险的目的，在推进金融产品的标准化、强调产品回归表内，那是当下防控风险之所需。但是，作为长期的发展方向，我们还是走向个性化、差异化和定制化。

其二，在我们未来的改革中，管理金融风险，将被置于突出的位置。但是，大家一定注意到，管理金融风险的各项举措，不再是老的一套，不再强调资本金管理等等，首先强调的是基础设施，而且是基础设施的国产化。第二是做好金融业的综合统计，健全及时反映风险波动的信息系统，完善信息发布管理的规则。第三是加强制度建设，做到“管住人、看住钱、扎牢制度防火墙”。第四是运用现代科技手段和支付结算机制，适时动态监管线上线下、国际国内的资金流向和流量，将所有的资金流动都置于金融监管的视野之下。最后，去杠杆是防控风险的综合任务，但是，鉴于稳增长上升为第一要务，去杠杆不再满足于集中攻坚并在短期内取得效果，而是变成了一项必须警钟长鸣的长期任务。

其三，要市场在资源配置中起决定性作用创造条件。大家知道，建设一个市场在资源配置中起决定性作用的经济机制，是社会主义市场经济建设的根本目标，要真正做到这一点，需要创造若干条件，在金融领域，这些条件主要包括，完善利率、汇率、国债收益率曲线的作用；创造竞争中性的体制机制，让各类经济主体无差别地享受到金融服务和宏观政策的阳光雨露；以及发展包括登记、托管、交易、清算、结算制度在内的金融基础设施。

其四，发展金融科技，赋能传统金融。近年来，金融科技在中国有了较大的发展，为了规范方向，我们还必须了解，金融科技能做什么，不能做什么，应该做什么，不应该做什么，只有明确了服务实体经济的基本方向，以问题为导向，金融科技才能在中国健康发展。我认为，金融科技发展至少涉及 5 个方面，一是区块链，大家一定要注意，区块链的本质是“信任的机器”，基于它，我国的信用体系建设，小微企业融资，普惠金融等等，当可有大的发展。二是人工智能，在大数据、算法和算力等三项主要要素中，我国在整合数据方面，在发展算法方面，还有很多的工作要做。今后的经济将是算法经济，我们必须在这方面取得突破。三是安全技术。四是大数据和云计算。五是互联技术，我们最终要做到人人互联、物物互联，并在此基础上实现人人金融、物物金融。在这里我想指出的是，联系前面所论的债务膨胀、经济金融化、负利率等等的发展，我们可以有把握地说，这个金融世界正处在一个剧烈的变革前沿，如果人

人金融、物物金融，现有的金融体系都会受到冲击，那时，或许我们可以迎来人类经济社会组织形式的又一次革命性变化。

其五，金融业的对外开放。最近，我国已多次向世界宣称，我们还会进一步对外开放，而且，门只会越开越大。近两年来，我们已经看到大量的开放政策已经推出。需要认识到，在中国经济发展的新阶段，在新的形势下，我们金融业的对外开放战略也与过去有所调整。作为战略方向，我们现在强调的是根据国际经济和金融形势的发展需要根据我国发展战略的需要而开放，而不是为了开放而开放。基于这样的战略的安排。对外开放的重点有三，一是提高我们金融业的竞争能力，扩大金融业高水平的双向开放；二是提高开放条件下的经济金融管理能力和防控风险能力；三是提高参与国际金融治理体系建设的能力，也就是说，在未来的全球金融体系发展中，中国应有自己的发言权。

经济周期与长期经济增长

——中国的经验和特点（1978-2018）

刘伟¹ 蔡志洲²

【摘要】改革开放后，随着市场化改革的不断推进，中国也开始出现市场经济基础上由供需总量失衡所带来的经济周期。从主要宏观指标上看，尤其是从经济增长率和通货膨胀率的波动上看，可以分成四次大的周期。经济周期是经济增长中的各种矛盾在总量上的反映，在克服矛盾的同时总结历史经验、深化经济改革、改善宏观管理和调控，使得我国实现了一轮又一轮经济发展水平上的提升，社会主义市场经济制度和机制也在不断完善。应对经济周期的过程也是中国经济不断发展和提升的过程。在进入第四个经济周期之后，中国开始了由高速经济增长向高质量发展的转化，目前各方面的调整已经比较充分，为新一轮经济增长创造了条件。从长期发展看，中国经济发展仍然处于重要发展机遇期，具备各种经济发展的比较优势，能够实现全面现代化的目标。

【关键词】经济增长；经济周期；全面现代化；

改革开放以来，随着新型社会主义市场经济体制的建立和发展，中国的经济增长进入了加速发展期，取得了巨大的成就。但在发展过程中，由于市场经济的发展所带来的各种总量失衡以及结构失衡，也经历着不断的起伏并反映出周期性。这种周期性变化突出的特征，表现为增长率和通货膨胀率的周期性的波动，但也有各个阶段的特殊性，不同阶段的体制背景、经济发展水平、国内外环境和发展目标的变化都会对经济周期的表现产生影响。研究这种周期性变动的特点及影响因素，对于我们判断未来的经济增长和经济发展趋势，深化改革和改善宏观调控，实现可持续发展有着积极意义。

一、引言：市场经济条件下的经济周期

从历史上看，伴随着资本主义制度的出现和市场经济的发展，经济周期和经济危机就成为

1 刘伟，中国人民大学经济学院

2 蔡志洲，北京大学经济学院

了一种周而复始的现象。经济周期和经济危机反映了经济增长中的供需失衡，形成对生产力的巨大浪费甚至是破坏。无论是马克思主义经典作家还是西方经济学家都对此进行了大量的研究（张宇，2009；王金明和高铁梅，2006），并提出了不同的解决方案。进入20世纪后，世界各国普遍采用的是两种的解决方案：一是建立社会主义制度下的中央计划经济，由此来解决生产的社会化与资本主义私人占有的矛盾所带来的扩大再生产过程中的失衡问题。新中国成立之后，也学习前苏联建立了这种模式。在这种模式下，总量失衡长期表现为供给不足，而经济周期和危机是以供给过剩为特征的，所以在原来中央计划经济国家确实很少见到以生产过剩为特征的经济危机。但是由于激励和约束机制等方面的矛盾，经济增长的效率不高，宏观经济失衡长期表现为经济短缺（科尔奈，1975）。这也是前苏联模式最后无法延续的基本原因；二是在原有的资本主义制度下加强或改善政府干预，通过政府的宏观经济政策尤其是财政政策和货币政策进行反周期操作。自上世纪30年代以来，西方经济学中形成了以凯恩斯为先驱的宏观经济学（凯恩斯，1999），研究如何通过政府各种经济政策的适度干预，引导经济平稳增长，在此过程形成了很多学派（如货币学派、供给学派等），他们的很多观点被政府采纳并加以实施。在资本主义早期，经济周期反映为经济增长过程中会不断地经历复苏、高涨、衰退、萧条这四个阶段，但随着现代市场经济的发展和政府反周期宏观干预的改善，世界各国尤其是发达国家在经济增长中的波动性已经明显减弱。以经济增长率、通货膨胀程度和就业率等指标所反映的经济周期的波动程度也在减小，但经济周期始终存在。从实证研究上看，西方经济学家对于经济周期已经有了很多探索，比较著名的有基钦存货变动周期（Kitchin，1923），每个周期的长度大约为3-5年；库兹涅茨基础设施投资周期（Kuznets，1930），每个周期的长度为15-25年；康德拉捷夫技术周期（Kondratieff，1935），周期的长度为45-60年，等等。经济学家们对于经济周期的这些总结往往都是根据他们对一定时期的宏观数据的观察和分析得出的，由于时代在发展，很多传统的认识已经不能满足分析的需要。各个国家都在加强对于各种宏观数据的观察和分析，从而加深对于经济周期的认识，并在此基础上不断改善政府宏观干预的水平。

表1列出的是美国国家经济分析局（NBER）根据多个实际指标分析得出的对美国经济周期的判断，两个相邻的峰值或两个低谷构成一个周期。从表中可以看到，从上世纪80年代到本世纪前10年，美国经历了四个经济周期，从峰值上看，周期最短的只有19个月（1980年1月到1981年7月），最长的为10年零8个月（1990年7月到2001年3月）。从周期持续时间上看，上世纪80年代中后期和90年代美国经济发展较好，每一个周期都在10年左右，而进入新世纪后，

高峰和低谷之间的时间开始缩短。从长期发展看, 1980 年到 1981 年之间的变化可以看作短期波动, 中长期看大约是 10 年一个周期, 2009 年美国的经济到达谷底后, 开始进入一个新的周期。到目前为止, NBER 还没有公布新的峰值 (也就是说, 目前的周期仍然进行中)。从表中还可以看到经济周期的一个特征, 这就是相比较而言, 经济周期中从高峰到低谷的时间远远短于由低谷到高峰的时间。从高峰到低谷往往只有几个月 (最多的只有 1 年多), 但由低谷到高峰往往会持续多年。这一方面说明当经济出现过热而达到峰值时, 风险就已经开始加剧。这也是美国为什么特别重视对于经济增长中政府干预的原因, 另一方面我们也可以看到, 美国政府在财政和货币政策方面对于经济增长的干预, 确实发挥了一定的作用, 这也使得近 30 年来美国的经济增长相对较为稳健。

表 1 1980-2009 年美国波动情况

转折日期 (Turning Point Date)	高峰或低谷 (Peak or Trough)	相邻高峰或低谷 之间时间长度	峰谷之间的时间间隔	公布日期 (Announcement Date)
1980 年 1 月	峰			1980 年 6 月 3 日
1980 年 7 月	谷		6 个月	1981 年 7 月 8 日
1981 年 7 月	峰	1 年零 6 个月	1 年	1982 年 1 月 6 日
1982 年 11 月	谷	2 年零 4 个月	1 年零 4 个月	1983 年 7 月 8 日
1990 年 7 月	峰	9 年	7 年零 8 个月	1991 年 4 月 25 日
1991 年 3 月	谷	9 年零 8 个月	8 个月	1992 年 12 月 22 日
2001 年 3 月	峰	10 年零 8 个月	10 年	2001 年 11 月 26 日
2001 年 11 月	谷	10 年零 8 个月	8 个月	2003 年 7 月 17 日
2007 年 12 月	峰	6 年零 9 个月	6 年零 1 个月	2008 年 12 月 1 日
2009 年 6 月	谷	7 年零 7 个月	1 年零 6 个月	2010 年 9 月 20 日

注: 资料来源于 "Announcement Dates". US Business Cycle Expansions and Contractions. NBER Business Cycle Dating Committee. Archived from the original on 12 October 2007. Retrieved 1 March 2015.

新中国建立后, 按照当时的苏联模式建立了中央计划经济, 在一定的时期内, 这一模式的建立和发展对中国经济增长有积极意义, 尤其是通过在国民收入中的高积累来扩大投资, 由此建立了独立自主的现代工业体系, 对中国的长远发展具有基础性意义。但是在这一模式下也存在着内生动力不足和外生干扰较多的问题, 内生动力不足导致经济活动的效率难以持续地提高, 外生干扰较多则反映为正常的经济运行时常因为非经济原因而发生问题, 从而导致经济增长的起伏和停滞。从总体上看, 正像前苏联和其它实行中央计划经济的国家一样, 当时中国在总供给和总需求的关系上也是长期供给不足, 消费品的供给不足, 迫使必须通过票证经济来抑制需求, 投资品的不足导致以“排队”“计划等待”的方式来安排投资需求, 所以不存在着市场经济国家以“需求不足和生产过剩”循环出现为特征的经济周期和经济危机。改革开放以后, 中国开始推

进市场化改革¹，市场化程度在不断提高（刘伟，2009），这样，在市场经济下的供求关系变化所带来的总量失衡就有可能周而复始地出现，这就使得中国也开始出现经济周期（从宏观指标上看，表现为经济增长率和价格指标的周期性波动）。尽管引起经济周期的根本原因都是市场经济中的不确定性，但由于中国市场化改革是逐步推进的，各个时期的市场化程度不同，引发经济周期的具体原因、经济周期的表现以及政府所采取的反周期的措施也不同。同时由于基本经济制度的根本不同，形成市场经济条件下经济周期波动的深层原因也存在本质区别，因而中国特色社会主义市场经济下的经济周期又呈现出自身的一些特点。

二、改革开放以来中国的经济周期及其表现

（一）总量变化

经济周期首先是从国内生产总值（GDP）总量的变化来观察的。表2列出的是改革开放以来（1978-2018年）中国GDP指数的变化情况。为观察经济增长率围绕着均值所发生的波动，表中列出的平均GDP指数是以算术平均数计算的（109.5%，如果以几何平均数计算为109.2%），标准差为2.71%，和均值相比数值较小，说明从总体上看改革开放后的长期经济增长是平稳的。如果以均值加上或减去一个标准差，所得到的区间为（106.8，112.2），如果采用一个 σ 标准，可以认为在这个区间里经济增长属于正常波动，在此区间之外则属于发生了经济过热或过冷。在表2中，低于106.8的年份有5个，分别为1981年（105.1），1989年（104.2），1990年（103.9），2016年（106.7），2018年（106.6）；高于112.2的年份有7个，分别1984年（115.2），1985年（113.4），1992年（114.2），1993年（113.9），1994年（113），2006年（112.7），2007年（114.2），属于经济过热。中国的经济过热一般不会持续很久，会很快出现峰值，然后出现增长率的持续回落，即进入经济调整期。这一点和美国不同，在表1中可以看到，美国经济出现峰值后，会迅速回落，然后再缓慢上升；而中国可能是缓慢回落，再迅速上升。反过来，经济过冷通常也不会持续很久，调整到一定点也会出现反转。虽然中国经济进入新常态后处于由高速增长向中高速增长过渡时期，但从长期趋势看，增长率也不会在潜在增长率区间外长期停留，否则就可能是出现了系统性的变化。

表2 1979-2018年中国GDP指数情况（上年=100）

年份	GDP指数	年份	GDP指数	年份	GDP指数
----	-------	----	-------	----	-------

1 虽然党的十四大才明确提出建立社会主义市场经济是中国经济体制改革的目标，但在实际上，从改革开放初期，市场化改革就已经开始了。

1979	107.5	1993	113.9	2007	114.2
1980	107.8	1994	113.0	2008	109.7
1981	105.1	1995	111.0	2009	109.4
1982	109.0	1996	109.9	2010	110.6
1983	110.8	1997	109.2	2011	109.5
1984	115.2	1998	107.8	2012	107.9
1985	113.4	1999	107.7	2013	107.8
1986	108.9	2000	108.5	2014	107.3
1987	111.7	2001	108.3	2015	106.9
1988	111.2	2002	109.1	2016	106.7
1989	104.2	2003	110.0	2017	106.9
1990	103.9	2004	110.1	2018	106.6
1991	109.3	2005	111.4	算术平均数	109.5
1992	114.2	2006	112.7	标准差	2.71

从图 2 可以直观地看出中国在过去 40 年经济增长率（GDP 指数减去 100）的波动情况，可以把增长率的波动分为两种情况，一种是短期波动，即经济增长率在短期内改变方向然后又持续原来的趋势，另一种是趋势性波动，即经济增长率发生持续的增长或回落。从图中可以看到，1981 年的经济增长率出现了回落，但随后继续保持了原先的上涨趋势，属于短期波动，1987 年的上涨则属于短期上涨，然后又延续了原来的回落趋势，2011 年的上涨从短期看属于回升，但是从长期趋势看属于回落过程中的波动。从长期趋势的观点来看峰值，那么在过去的 40 年间，经济周期的峰值出现过三次，分别在 1984 年、1992 年和 2007 年，而从谷底看，则出现了四次，分别为 1981 年、1990 年、1999 年和 2018 年，如果把相邻两次谷底之间所经历的时期看成一个经济周期，改革开放后中国经历了三次经济周期。前两次周期之间约为 10 年，第三次周期约为 20 年。问题在于，2009 年到 2010 的这一次波动，究竟反映的是短期波动还是长期趋势，如果把 2008 年和 2009 年也看成一次谷底，把 2010 年则看成达到一次峰值，那么我们就经历了四次周期，每次经济周期的时长大约是十年。关于这一点，还要结合对通货膨胀的观察加以分析。

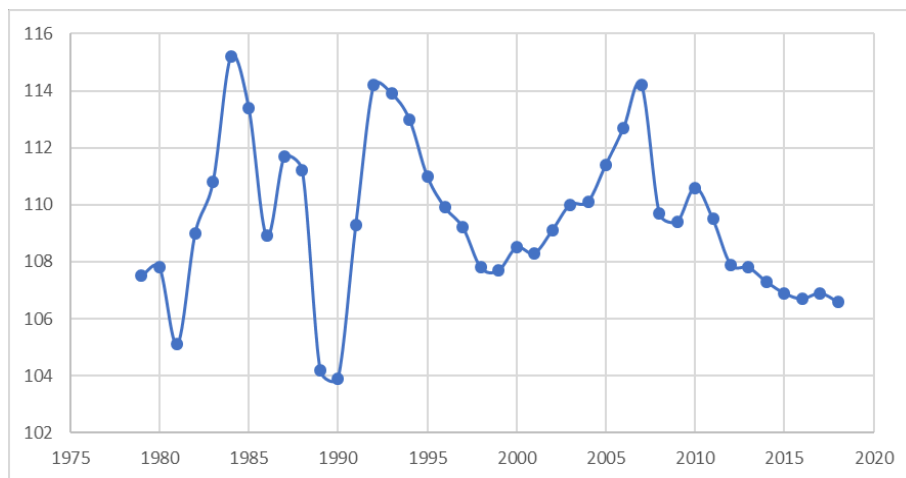


图 1 1978-2018 年中国 GDP 指数 (上年=100)

（二）对通货膨胀的观察

在世界各国，通货膨胀或紧缩首先是以居民消费价格指数（CPI）所反映的。在欧美主要国家尤其是美国往往把每年 2%-3% 的 CPI 上涨作为宏观调控的目标，低于这个标准往往被认为出现的通货紧缩，而高于这个标准则被认为可能是出现了通货膨胀。从发达国家的历史数据上看，这个经验数值有其合理性，如果 CPI 持续保持在这个区间内，经济增长往往能保持在一个比较合理的状态¹。但是就中国而言，由于在改革开放之前，各种商品和服务的价格是政府管制的，改革开放之后开始逐步放开物价，这就使得中国的价格总水平的变动有一些自己的特征：

首先是价格总水平的波动也呈现出周期性的状态。从表 3 的数字中可以看到，从上世纪 80 年代中期到 90 年代中期，中国居民消费价格指数（CPI）经历了剧烈的起伏，虽然从 90 年代后期开始相对平稳，但总的均值和标准差都相对较高。从短期波动和长期趋势的关系看，峰值有 4 个，分别在 1988 年（118.8），1994 年（124.1），2008 年（105.9）和 2011 年（105.4），谷底也有 4 个，分别在 1979 年（101.9），1990 年（103.1），1999 年（98.6），2009 年（99.3）和 2015 年（101.4），从相邻两个谷底之间的关系看，改革开放后我们大约经历了 5 个周期，大约是每十年一个周期。2015 年的 CPI 数值为 2009 年后的最低，2016-2018 年有一点提升，但没有显著发生显著变化。

表 3 1978-2018 年中国居民消费价格指数（上年=100）

年份	居民消费价格指数	年份	居民消费价格指数	年份	居民消费价格指数
1979	101.9	1993	114.7	2007	104.8
1980	107.5	1994	124.1	2008	105.9
1981	102.5	1995	117.1	2009	99.3
1982	101.9	1996	108.3	2010	103.3
1983	102.0	1997	102.8	2011	105.4
1984	102.7	1998	99.2	2012	102.6
1985	109.3	1999	98.6	2013	102.6
1986	106.5	2000	100.4	2014	102.0
1987	107.3	2001	100.7	2015	101.4
1988	118.8	2002	99.2	2016	102.0
1989	118.0	2003	101.2	2017	101.6
1990	103.1	2004	103.9	2018	102.1
1991	103.4	2005	101.8	算术平均数	104.9
1992	106.4	2006	101.5	标准差	5.9

注：资料来源于根据历年《中国统计年鉴》数据整理。

其次是价格总水平的波动逐步走向于平稳。从图 2 中可以直观地看到，以进入新世纪前后为

1 通过对美国国家经济分析局（NBER）发布的 GDP 时间序列数据和劳工统计局（BLS）的 CPI 时间序列数据的实证比较，可以明显看出这种观点是有现实依据的。

界，中国价格总水平的波动呈现出不同的特征，在 1978-1999 年期间，价格总水平波动的幅度较大，远远超出发达市场经济国家的一般标准，有 5 个年份的 CPI 都在 110 以上，但是在 2000 年之后，仅有两个年份的上涨幅度超过了 5%，波动程度仅仅是略高于发达市场经济国家，由于这一时期中国的年均经济增长率远远高于欧美发达国家，这种波动程度也是正常的。

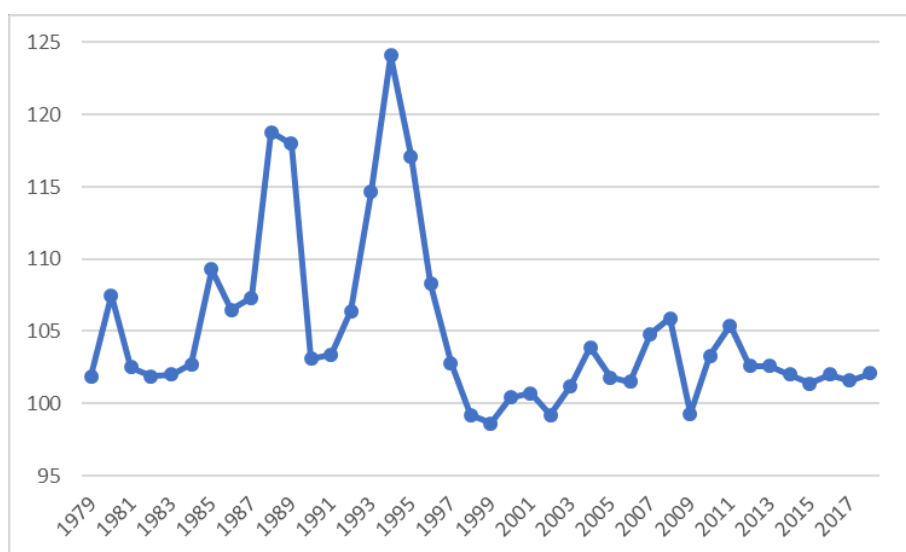


图 2 1978-2018 年中国居民消费价格指数（上年=100）

改革开放的前 20 年，中国正处于由中央计划经济向社会主义市场经济全面转轨的过程中，在中央计划经济条件下，各种商品和服务的价格和市场供求严重脱节，即商品价格偏离价值的现象相当严重，价格总水平的较大幅度上升是我们在改革过程中必须经历的阵痛。但是 CPI 的波动同时也在一定程度上反映经济增长中的总量失衡。在预算软约束条件下，公有制企业对市场认识不足，对价格信号反应不敏锐，价格信号本身也发生扭曲，而国有银行贷款和财政拨款支持下的过度投资由使供给不足迅速转为需求不足，从而导致 CPI 的巨大波动。虽然形成通货膨胀的生产主体和融资方式与现在有很大的不同，但就企业和政府在一定的发展阶段对市场认识存在着不足，必须通过市场本身的调节来实现可持续的发展而言，则有相似之处。正因为此，党的十四大明确提出要把建立和发展社会主义市场经济作为经济体制改革的目标，并且推动和深化了以产权制度改革和竞争性价格机制改革为基础的一系列市场化改革，一方面要进一步激发市场主体的活力，实现持续的高速经济增长；另一方面又要加强企业的自我约束和风险控制能力，以保持经济活动的平稳运行。这就使得在世纪之交，中国的市场经济开始进入了一个新的时期，国有经济仍然在国民经济中发挥着基础性的主体作用，但无论从其规模占国民经济的比重还是从其在竞争性行业中所发挥的作用上看，都比过去大大缩小了，而民营经济则进入了一个迅速发展期。各级政府与企业间的关系也逐渐从原来的行政上下级关系转变为市场性的横向的关系。相应地，政府鼓励经济发展或防止经济过热的手段也有了很大的变化，国家更加重视通过宏观经济政策（财政政策、货币政策等）保证经济增长的平稳运行和价格总水平的稳定，价格总水平的波动尤其是消费价格总水平的波动比前 20 年有了比较明显的改善。

第三，从消费价格和投资价格的关系看，投资品价格对于价格总水平的影响逐步加大。在各国，CPI 都是反映通货膨胀的主要指标，虽然 CPI 只反映了消费价格总水平的变动，但在比较充分的市场经济的条件下，消费价格和投资价格是联动的，观察 CPI 就能够了解市场价格总水平的变化。但是在中国情况则有所不同，由于积累和投资在高速经济增长中的重要作用，生产者价格与消费者价格的变动仍然存在着差别。我们可以通过观察 GDP 平减指数¹与 CPI 之间的关系，看投资品价格的变动对于价格总水平的影响。从图 3 中可以看出，在 1999 年以前，中国 CPI 的波动程度大于 GDP 平减指数，而在此之后则小于 GDP 平减指数，这说明投资品价格波动对价格总水平的影响在扩大。其中的一个重要原因，是 1998 年住宅商品化改革之后，作为投资品的居民住宅的价格水平有较大幅度的上升，尤其是在一些大城市房价上升的幅度比较大，由此对 GDP 平减指数产生了影响，可以在图中看到 2004 年、2007 年、2008 年及 2010 年、2011 年的上涨幅度都超过了 7%，都发出了比较明显的通货膨胀信号，但是就 CPI 而言，这一期间涨幅超过 5% 的年份只有两个，分别为 2008 年和 2011 年。近几年来，各级政府开始把控制房价过度上涨作为宏观调控的重要目标，正是因为投资品价格尤其是房价的变动已经成为全部商品的价格总水平的变动的重要影响因素。

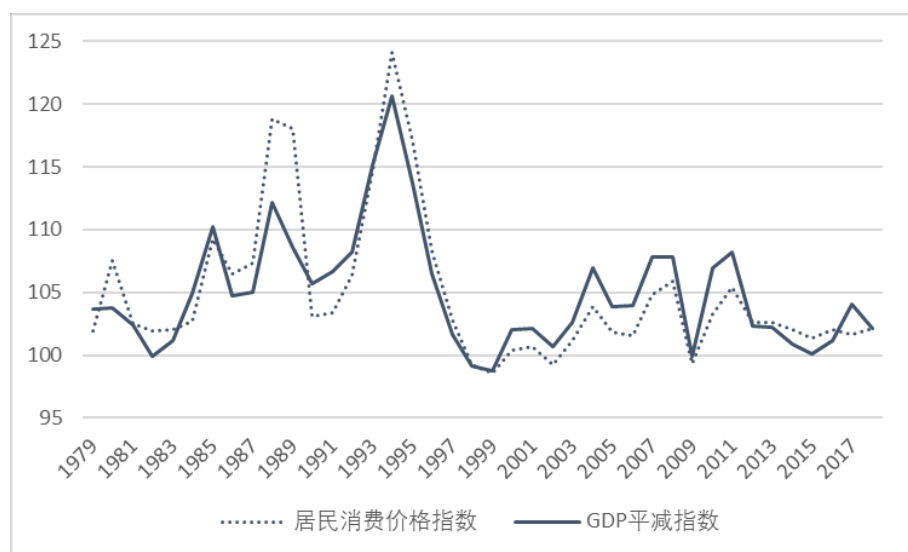


图 3 1978-2018 年 CPI 与 GDP 平减指数的比较

注：GDP 平减指数通过《中国统计年鉴 2018》中现价 GDP 数值和 GDP 指数推算。

第四，从通货膨胀和经济增长的关系看，中国目前正处于第四个经济增长周期的底部。图 4 反映的是改革开放后中国经济增长与以 CPI 为代表的通货膨胀之间的关系。从图中可以看出，经

¹ GDP 平减指数 (GDP Deflator) = GDP 名义指数 (用现行价格计算) / GDP 指数 (用固定价格指数)

济增长和通货膨胀间有明显的相关关系，即在经济增长率提升的时期，通货膨胀率也在提升，反之亦反。在大多数情况下，经济增长的峰值领先于通货膨胀的峰值，所以在出现经济增长率回落，而通货膨胀率却仍在上升时，往往就是周期性峰值出现的信号，或者说是经济增长出现转折的信号。而在 2008 年，中国的经济增长率比上一年的过快上涨（2007 年增长率超过 14%）已经出现比较明显的回落，但通货膨胀率则在继续提升，这是在新的市场经济条件下（与改革开放前 20 年相比较）经济周期出现峰值的信号，总量失衡的方向将发生改变，表示一个经济周期即将结束。但是在 2008-2009 年间中国经济增长所遇到的问题有其特殊性，这就是经济周期和由美国“次贷”危机引发的全球金融危机叠加，对中国经济产生了特别严重的冲击。在这种情况下，中国政府以财政政策和货币政策双重刺激的方式（双松）来遏制经济增长率回落，取得了明显的短期效果，表现为 2010 年的经济增长率重新回升，达到阶段性高点（10.6%），而表现在 CPI 上则是 2010 年和 2011 年连续两年的回升，在 2011 年到达高点（5.4%）。从这个意义上看，全球金融危机后中国采取的强刺激政策，事实上把下一个周期的峰值提前了，但由于长期经济增长中的各种矛盾所引起的总量失衡并没有真正得到解决或有效缓解，经济调整仍然要延续，表现为经济增长率和 CPI 的双重回落。因此，可以把改革开放之后的第二个 20 年的这个大周期进一步细分，分为两个周期，即 1998-2008 年前后为一个周期，2009-2018 年前后为另一个周期。也就是说，按经济增长和通货膨胀的波动情况来看，可以把改革开放后的经济波动分为四个周期，大约每十年一个经济周期。而目前我们正处于第二个 20 年的第二个周期（也就是改革开放后第四个周期）的底部。

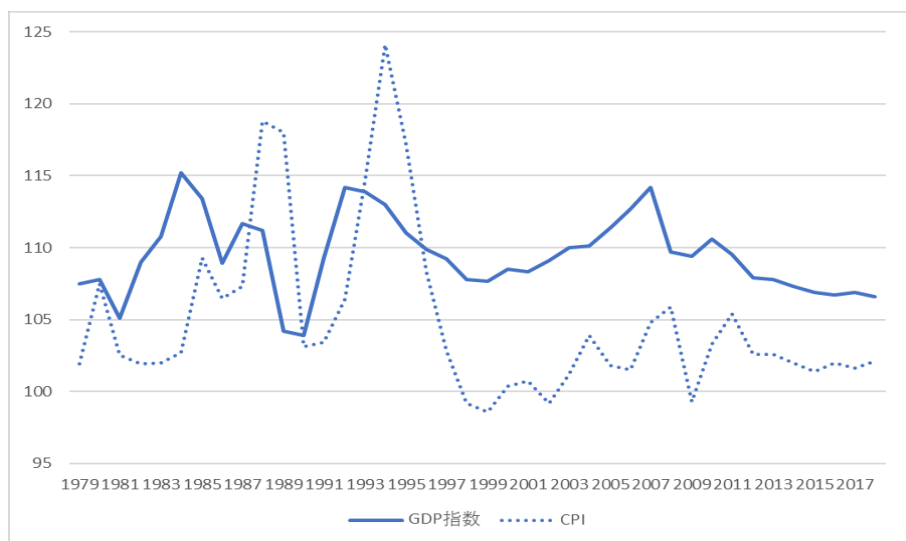


图 4 1978-2018 年 GDP 指数与 CPI 的比较

三、从经济体制和三大总量的变化看中国经济增长周期的特点

经济增长周期是一种宏观现象，反映的是总供给和总需求之间反复的由相对均衡到失衡、再走向相对均衡的过程。平衡或者是均衡不是目标，而是保证实现可持续增长和发展的手段。发展可能打破原有的均衡，从而引起新的总量失衡与结构失衡，这就需要我们不断地深化改革和改善宏观调控，提高经济增长的效率。十一届三中全会之后，中国开始进行经济体制改革，出发点就是为了提高中国经济的效率。这种效率提升至少可以体现在三个方面，首先是要提高产出时间效率，就是要在单位时间内（如一年）中实现更多的产出；第二是提高要素效率即投入产出效率，就是在同等的要素投入情况下要获得更大的产出；第三是这种效率的提高必须是稳定的、可持续的，要避免经济增长的大起大落和资源配置扭曲造成的无效生产活动。这样的效率提升的基本条件，就是要有一个好的、符合本国特点、不断发展完善的现代经济体制。改革开放初期，中国仍然处于计划经济阶段，推动经济发展首先是要把工作的重点转移到经济建设上来，然后通过探索性的市场化改革（如工资制度的改革、消费品价格的改革、扩大企业自主权、利改税等）理顺各种经济关系（尤其是劳动者和企业的关系、政府和企业的关系，企业和市场的关系等），由此来调动生产者的积极性，实现加速推动经济增长。这一时期政府和企业的关系仍然属于计划体制下的行政关系，一方面，由于扩大了企业的自主权，企业的生产积极性有所提高，另一方面，由于“预算软约束”，公有制企业在扩大投资时缺乏风险意识和风险控制，再加上价格体制改革导致的消费品价格的较大波动，使中国的经济增长在快速提升之后不得不进入调整，这就出现了改革开放后的第一个经济周期。在第一个经济周期中我们虽然进行了各种经济改革尤其是强调了收入分配改革和价值规律的作用，但仍然是在计划经济框架下进行改革，资源配置扭曲的现象仍然比较严重，生产者的积极性也没有充分调动起来。进入第二个经济周期后，中国开始了由计划经济向市场经济的转轨，虽然从整体上看这一阶段的年均增长率比较高，但由于价格体制的改革已经从消费品扩大到了生产资料，通货膨胀的程度也很高，在转轨过程中又有许多企业适应不了市场变化的要求而关停并转，这一时期的高增长也付出了很大的代价。但是这一周期中后期推动的市场化改革（包括产权、商品、劳动、资本市场的市场化改革），为未来的市场发展和经济增长提供了制度基础，在相对更加充分的市场竞争条件下，无论是企业和居民家庭自身的风险意识，还是政府的宏观调控能力，都比过去大大提高了。这就提高了未来的经济增长效率，由于市场经济体制的建立和发展，政府的宏观调控方式也有了改变，由原来的直接对企业进行行政管理改变为通过财政和货币政策来实施宏观调控，从 2003

年中国进入新一轮景气周期后，政府就开始不断通过各种财政和货币政策的反周期操作抑制投资过热和通货膨胀，应该说这些措施是有成效的。尤其是在 2007 年，早在全球金融危机来临之前，中国已经开始采取了各种反通胀措施，这就在一定程度上预防了国际环境的恶化对中国经济带来更大的冲击。从图 5 中可以看到，1998 年之后也就是进入第三个经济发展周期之后，中国的经济增长和价格总水平变动虽然也有波折，但是从总体上看波动程度已经大幅度缩小，经济增长进入了相对稳定的区间，两位数的通货膨胀及比较严重的通货紧缩也没有再发生。这说明深化经济体制改革尤其是市场化改革不但有利于提高中国的经济效率，同时也有利于经济发展的稳定性提升。

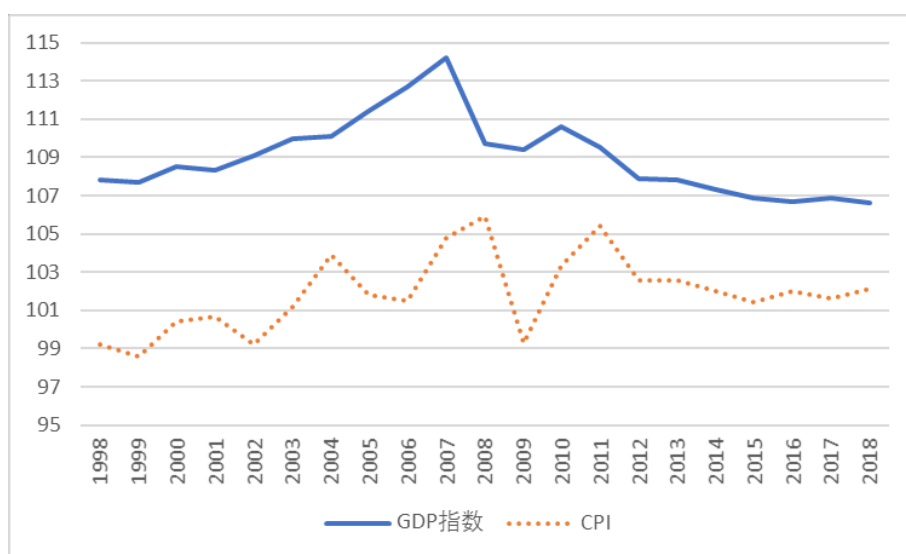


图 5 1998-2018 年 GDP 指数与 CPI 的比较

经济发展和体制改革都是在动态中进行的，一个竞争性的、不断改革的体制能够提高经济增长和经济发展的效率，但是在市场经济条件下，由于企业部门、金融机构、居民家庭（住户）部门、政府等市场主体行为的不确定性，由总量的周期性失衡带来经济波动仍然是会发生的，好的体制、制度和宏观调控能够减轻或缓解而不会消除这种波动。从一定意义上说，这种波动在相当程度上也是市场自我调节在经济增长上的一种反映，但如果超出一定限度，就会对可持续的经济增长和经济发展带来冲击。从需求方看，经济增长主要反映为三大总量的增长，即消费、投资和出口这“三驾马车”的增长。改革开放以来这三大经济总量的增长具有鲜明的中国特色，从不同方面为中国经济增长和经济发展做出了贡献，同时影响着中国经济增长的周期。

（一）消费升级

从根本上说，一个国家的经济增长是由消费拉动的。由于分工的细化和升级，生产过程中

的产业链会更长，生产的中间部门会更多，对这些部门的投资也可能会更多，但是从最终结果看，这些投资的意义必须使社会最终消费（包括政府和居民的最终消费）有所提升（包括质量的提高和数量的增加），否则就是没有意义的投资。还有一种投资是居民家庭对于住宅的购买，从居民家庭购买住宅这种行为上看，由于住宅可以多年使用而且价格较高，在统计或国民经济核算上它属于投资行为，但是从对住宅的使用上看，它也属于一种最终消费，所以在国民经济核算中，对居民家庭的自有房屋要计算“估算的房租支出”，并计入居民最终消费中。改革开放之后，中国的居民消费经历了不断的升级，每一次的消费升级都促进了经济增长，但消费升级之后的总量失衡又都会反过来影响经济增长，成为形成经济周期的重要影响因素。在第一个经济周期中体现为从传统的“老三件”（手表、自行车和缝纫机）升级为新三件（电视机、电冰箱和洗衣机）；在第二个经济周期中，电话、空调、摩托车、电脑等新的耐用消费品开始大规模进入居民家庭；第三个经济周期中，消费升级主要体现在家用汽车和居民住宅的需求上；第四个经济周期中，则是希望通过房地产业的发展来扩大需求。每一轮消费升级之初，都有一类或几类耐用消费品的需求迅速扩张，导致供给不足和价格上涨，并带动新一轮的经济增长。在每个周期中，消费升级和经济扩张的关系都是很明显的，企业为了追求利润扩大投资，在开始都有很好的收获，但是到了后期，许多企业以及金融机构往往会过度乐观，从而出现过度融资和过度投资，最后出现产能过剩，导致部分企业经营困难甚至倒闭，使经济增长放缓。从而形成一个经济周期。应该说，各个时期的产能过剩有其不同的特点，在改革开放前期，在计划经济主导下，企业缺乏风险控制意识，每一轮产能过剩对经济增长的冲击相对较大，而到了后期，政府和企业的风险防范的意识都有所增加，产能过剩对于经济增长的冲击相对较小，但也要看到，现在中国的经济体量已经非常大，每一个百分点的波动包含的绝对量已经非常大，怎样满足不断提升的消费需求而又不出现供给过热，是我们在深化经济体制改革中应该深刻思考的问题。

从 40 年来的发展历程上看，这些消费水平的升级实际上是从需求方反映着中国经济“赶超”或者是现代化的进程。在改革开放初期，中国的普通居民家庭的生活水平和西方国家存在着巨大的差距：中国的“老三件”仍然紧缺，西方国家早已经普及了汽车；中国的居民住房仍然属于“蜗居”时代，西方国家的一般家庭可以说基本上解决了住房问题。所以中国现代化进程的第一步，就是适度地放缓生产性投资来改善人民生活，让居民的消费水平有一个显著的提升，再由消费来带动投资，从而实现加速的经济增长。在这一过程中，中国居民的消费水平大约也是每十年上一个台阶，除了显著地缩小了在传统消费领域（电视、冰箱、汽车、住房等）与发达国

家之间的差距外，在新兴消费领域中（电脑、通信、互联网、智能手机等）则几乎是和发达国家同步发展的。从现在的情况看，中国和发达国家之间消费内容之间的差距已经大大缩小，有些方面我们甚至还走到了世界前列（如智能手机的发展及其应用），由爆发性的消费升级而大幅度带动经济增长的空间已经大大缩小。虽然无论从抽水马桶、空调等家居设备还是交通、居住、周边环境等生活条件以及在外就餐、旅游、教育、医疗等方面，居民的消费仍然有很大的改善空间，但是这种改善已经从局部改善发展成为全面性的改善，仅仅靠某一类消费品或者服务的大规模提升和普及来带动高速增长的时代已经过去，需要全体居民的消费水平全方位地得到整体提升。这一方面是中国现代化进程取得巨大成就的体现，另一方面则对我们在下一阶段通过消费拉动经济增长提出了挑战。

（二）投资拉动

在支出法 GDP 中，资本形成总额即投资是国内总需求的重要组成部分。事实上，投资不仅反映着需求（对于投资品的购买形成了需求拉动），同时也改变着供给（资本投资形成的生产能力将对未来的经济发展格局形成重要影响）。而国民收入在各个机构部门（政府、非金融企业部门、金融机构、居民部门等）之间及其内部的分配和再分配，则对投资产生重大的影响。早在改革开放以前，如何处理国民收入使用中的积累、投资和消费的关系，就一直是经济学界和政府高度关心的问题。对于发展中国家而言，只有通过增加积累、扩大投资来改善经济增长，才可能在这一基础上改善人民生活。但计划经济的实践证明，通过人民群众长期节衣缩食而增加的积累所进行的投资，往往并未能达到预期的目标。而在改革开放之后，由于重视了改善民生，由消费带动的投资往往更加有效率。与此同时，由于市场的不确定性以及企业对市场预期和实际发展上的差距，投资不足及过度投资的交替循环，往往是加剧经济周期的重要原因。图 6 列出的是改革开放以后资本形成总额占国内总需求的比重¹的变化情况，当资本形成总额的比重下降时，说明消费的增长率高于投资，反之，则说明投资的增长率高于消费。如果把经济增长率（GDP）视为增长的一般水平，那么在投资比重下降时，说明投资的增长率低于经济增长，反之则高于经济增长。我们过去所做的分析中，经常侧重于对投资增长本身的分析（刘伟、蔡志洲，2009），而在本文中，我们主要通过投资占国民收入的比重的变化看不同时期的中国经济增

¹ 将支出法 GDP 中的最终消费支出加上资本形成总额，就是这里说的国内总需求。最终消费支出（包括居民最终消费支出和政府最终消费支出）反映的是国民收入使用中的消费，资本形成总额（包括固定资本形成总额和库存变动）反映的是国民收入使用中的投资。由于通过计算得到的是相对数（%），实际上已经消除了价格变动的影响。

长。

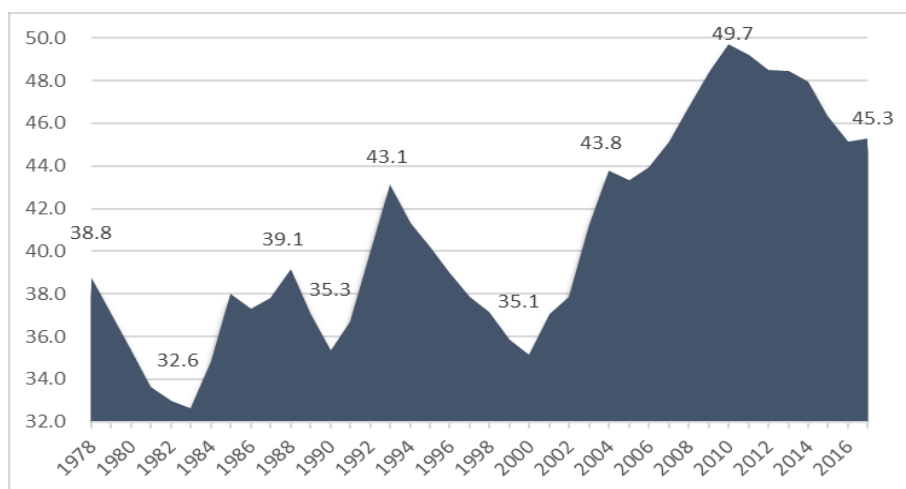


图 6 1978-2017 年资本形成总额占国内总需求的比重 (%)

从图中可以看到，改革开放初期，投资比重首先是下降的，从 39% 下降到 1983 年的 33%。这是对改革开放之前的高投资的一种修正，这种修正反而带来了改革开放初期的加速增长，这说明并不一定是投资越多经济增长就越快，投资还需要和其他方面的发展相协调，才可能获得更高的效率。在 1983 年前后，中国经济体制改革的重点由农村转移到了城市。之后，在投资比重变化的过程中，比较而言，较大的峰值有三个，分别出现于 1988 年 (39.1%)、1993 年 (43.1%) 和 2010 年 (49.7%)，较明显的谷底有 4 个，分别出现于 1983 年 (32.6%)、1990 年 (35.3%)、2000 年 (35.1%) 和 2016 年 (45.1%)。通过和图 1 的对比可以看出，在 2000 年以前，投资比重的峰谷和经济增长的峰谷的时点通常是较为接近的。但自 2000 年以后，投资和经济增长的起伏已经不同步。2008 年之后，中国的经济增长率已经明显回落（参见表 2 和图 1），但投资比重仍然在继续上升，一直持续到 2010 年，此时，投资占国内总需求的比重已经接近 50%，创改革开放后最高，也为世界各国所少见。

改革开放后投资比重（或称为投资率）的变化，既受经济周期性波动性的影响，也有发展阶段上的原因。从周期性因素的影响上看，在经济增长过程中，一般地说，由于投资弹性和消费刚性，投资增长或回落的波动程度要高于消费。投资弹性较大的原因在于投资支出的主体主要是企业和政府，资金来源于企业自有资金、政府财政收入、金融机构融资，企业自有资金所占的比重通常较小，通常需要借助政府和金融机构的力量来扩大投资。这也是在全社会固定资产投资中，国有和国有控股企业所占的比重为什么在各种经济类型的企业中为最大的原因（2017 年的比重为 21.7%），因为国有和国有控股企业能够得到政府和金融机构的更大的支持。在这种情况下，每当政府要通过扩大投资推动经济增长时，国有（或国营）企业往往会迅速组

织资金加大投资，带动新一轮投资高涨，然后就会出现产能相对过剩和投资回落。在第一个和第二个经济周期中，这样的循环表现得非常明显。在国有或国营经济占绝大比重的情况下，对投资预算又缺乏必要的风险控制机制（即预算软约束），必然会出现较多盲目或低效率的投资。但随着社会主义市场经济的建立和发展，尤其是公有制为主体多种所有制经济共同发展的基本制度的发展，市场自身调节的能力和政府宏观调控水平都在提升，全社会总体的投资风险是下降的。从图 6 中可以看到，自 2000 年以来，投资率的持续上升连续保持了 10 年，但没有出现以往那种断崖式的下跌，一方面，这说明随着市场经济的发展尤其是民营企业和居民部门的发展，社会的风险控制意识有了很大的提高。另一方面，2000 年以后中国的投资率不断上升，还有其特殊的发展阶段上的原因，一是在 1998 年 6 月开始实施的积极的财政政策后，基础设施建设尤其是能源、交通、通信等领域的建设成为经济建设的重点，在过去的 20 年中，我们的基础设施条件发生了翻天覆地的变化。这是中国“赶超”战略的重要组成部分，如果我们不是抓住有利时期，在基础设施上率先实现赶超，未来的全面“赶超”或者是现代化就会受到影响。当然，这些基础设施建设中的一部分可能短期效益不高，在发展过程中可能也影响了人民群众的一些当前利益，但是总体而言，这一阶段的大规模投资极大地缓解了生产能力的瓶颈，新世纪初的“煤电油运”紧张的局面已经根本扭转；二是住宅商品化改革带动了房地产业的迅速发展。近 20 年来，中国居民的居住条件有了根本的改善，这其中既包含有还历史旧账的因素，也包含有超前消费的因素，这种改善的主要力量，在于居民家庭部门（住户）的大规模的住宅投资。住宅商品化改革后，全社会住宅投资迅速提升，推高了中国的全社会固定资产投资（在全社会固定资产投资中所占的比重曾提高到 20% 以上）。而近些年的投资率回落，也和全社会住宅总额增长放缓有很大关系，2014 年全社会住宅投资总额突破 8 万亿后，连续 4 年没有继续增长¹。随着中国进入工业化后期以及基础设施投资、住宅投资等由迅速高涨转为平稳发展，中国的投资率也会逐渐回落；三是 2001 年中国加入世贸组织之后，外向型经济迅速发展，带动了大量的投资需求。2001 年加入世贸组织以后，我们抓住有利时期，促进出口产业的发展，2002-2007 年间，中国的货物出口增长率连续 6 年保持在 20% 以上（按现行价格计算，其中 2003 年和 2004 年在 30% 以上）。2000 年，中国的出口占全球的份额为 3.9%，在全球排名第七，而到了 2010 年，中国出口在全球所占的份额已经提高到 10.4%，成为全球最大的商品出口国²。迅速增长的出口不但对中

1 参见《中国统计年鉴 2018》。

2 根据世界贸易组织统计资料分析计算。

国经济增长做出了巨大的贡献，同时也大大提高了中国的国际影响力。因此，从第三个经济周期开始，中国投资率的较大提升是有其特定的背景的。

但是在 2008 年全球金融危机后，也就是中国经济增长进入第四个经济周期后，为了抵御全球金融危机对中国经济增长的冲击，又采取了进一步刺激投资的宏观经济政策以保持较快的经济增长，同时也加大了经济运行的风险。因为从宏观上看，投资占国民收入的比重已经非常高，在这种情况下再继续提高投资的比重，那么投资所形成的很多生产能力在中近期将不能被消化，没有收益或者是负收益。这时，仍然以扩大投入尤其以投资作为实现可持续增长和发展的主要手段已经不可行，我们将面临着巨大的投资风险、金融风险 and 产能过剩的风险。所以从 2010 年开始，由于各种客观的和宏观政策原因，中国的投资率开始不断下降，这个趋势已经延续了 10 年。就数值上看，目前 45% 左右的投资率与世界各国比较仍然不算低，但是就动态发展趋势上看，投资增长率持续地、长期地低于经济增长率也会带来经济增长后劲不足的问题，因此近两年来投资率下降的现象又出现了减缓（参见图 6）。这说明经过“去产能、去库存和去杠杆”等措施，中国在第四个经济周期中对“投资过热”的中期调整已经比较有效。

（三）出口

外向型经济的发展对中国的经济增长做出了重要的贡献。中国目前公布的支出法 GDP 中，主要包括三大总量，即居民最终消费总额、资本形成总额、货物和服务的净出口（出口-进口）。净出口实际上是一个国际收支的概念而不是一个生产概念，净出口中的出口中包含的货物和服务虽然是由外国消费和使用的，但却是由中国通过利用自身的生产要素而生产出来的，生产过程中形成了增加值，为就业提供了工作岗位，因此它对经济增长产生直接的影响。而进口则是对国外货物和服务的使用，这些货物和服务可以用于最终使用，也可以用于中间消耗。由于我们国际收支平衡的目标实际上不是收支相等而是略有盈余，生产进口替代产品上的能力又在不断提升，刚性进口产品（如石油、大豆等）有限，政府在不同年份可能因为外汇结存情况的变化而调节进口。所以说中国的进口实际上是受出口制约的。外向型经济对于中国经济增长的贡献主要应该从出口方进行观察。图 7 反映的是改革开放以来货物出口总额占 GDP 的比重（以下称为出口依存度）的波动¹。由于货物出口和 GDP 总额都是由现行价格计算的，由此计算的比值（在此定义为出口依存度）已经消除了通货膨胀的影响，即出口依存度增加时，意味着出口的

1 在国民经济核算尤其是 GDP 核算中，“进口”或“出口”一般指的是货物和服务的进口或出口，2017 年，中国“货物和服务的出口”为 2.42 万亿美元，其中货物的出口为 2.22 万亿美元，服务的出口为 0.2 万亿美元，货物出口的比重在 90% 以上，选取货物的出口来反映整个出口的变化趋势是有代表性的。

（实际）增长率高于经济增长率，反之则低于经济增长率。

从长期趋势看，中国的出口依存度的变化经过了两个大的阶段，1978-2006 年是第一个阶段，出口依存度是逐渐上升的（中间有小的波动），2006-2018 年为第二个阶段，出口依存度是逐渐回落的。换句话说，在第一个阶段，外需对于经济增长的贡献是逐步扩大的，而到了第二个阶段则在逐步缩小，出口虽然也在增长，但相比较于经济增长而言相对较慢¹。如果没有全球金融危机带来的世界经济增长的放缓并由此影响到中国的出口增长放缓，那么中国现在的经济增长率可能会更高。

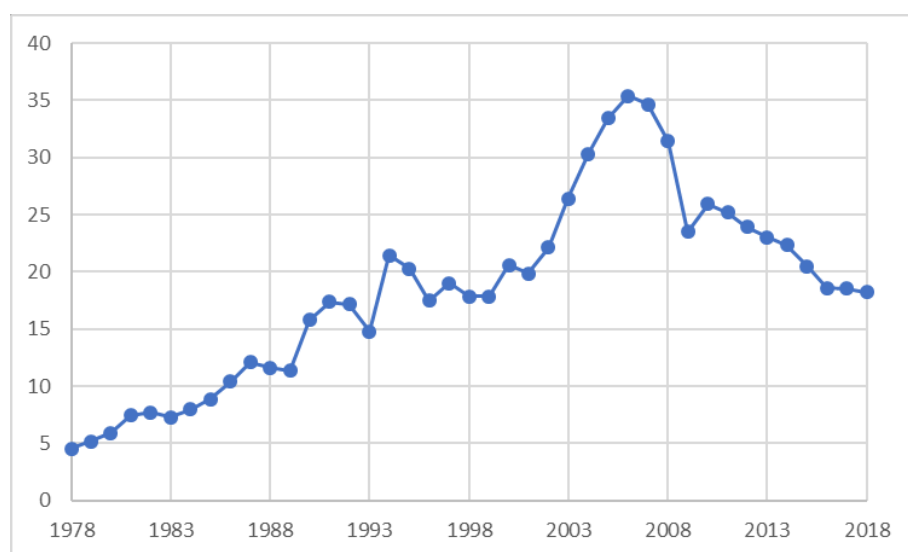


图 7 1978-2018 年中国货物出口额占现价 GDP 的比重（出口依存度）变化（%）

注：表中货物出口额及 GDP 均以人民币按现行价格计算。

再具体细分，1978-1994 年是中国出口依存度的第一个快速增长阶段，出口依存度由 5% 提升到 20% 以上。这一时期是中国实施赶超战略的起步期，为了引进国外的技术和设备，需要大量的外汇，这一时期的出口主要是为创汇服务的，出口企业主要是全民所有制企业，由于当时外商直接投资的规模十分有限，这种以创汇为目的的生产为当时的经济建设做了很大的贡献。中国当时的外向型对国内外经济环境变化的依赖性不大，在国内，出口企业有国家支持，成本控制的压力相对较低，在国际上由于市场占有率很低，仍然有很大的扩展空间。因此第一个经济周期后期（上世纪 80 年代末期）的经济波动对出口的影响并不大。但是从上世纪 90 年代中后期开始，随着外贸体制的改革、民营经济的发展和中国出口产品结构的变化，中国的出口开始越来越多地受到国内外经济环境变化的影响。从图 6 中可以看出，1994 年中国的出口依存度突

¹ 按现行价格计算，中国 2018 年的 GDP 是 2006 年的 4.1 倍，但货物出口仅仅为 2.1 倍。

破 20% 达到阶段性高点后，从 1995 年开始回落，1996-1999 年这四年间都保持在 20% 以下，2000 年才再次突破 20%。这一期间正是亚洲金融危机暴发之时，外部环境的变化冲击了出口，再加上国内的经济调整，出口和经济增长双双放缓。这说明随着外向型经济的发展，出口对于中国的经济增长的作用开始加大。2001 年中国加入世贸组织（WTO）之后，中国的出口出现了前所未有的蓬勃发展，从图 6 中可以看到，2001-2006 年，中国的出口依存度由 20% 上升到 35%，提高了 15 个百分点，这一方面说明这一时期中国的出口对经济增长的贡献在不断增大，另外一方面也反映出中国经济中所存在的风险，这就是受外部经济环境影响的风险在增大，一旦外部环境发生变化就可能对中国的经济增长带来较大的冲击。同时，出口增加过快对国内自然资源、环境等也可能带来一些负面的影响。从 2007 年开始，中国的出口增速就开始放缓，出口增长低于经济增长，2009 年更是在全球金融危机的影响下出现了大幅度的回落，2010 年后，出口依存度曾经出现短期的回升，但在此之后一直在持续下降，现在已经回落到 20% 以下。这说明世界经济环境的变化，确实影响了中国出口的增长，这也是中国近年来经济增长率回落的重要外部因素。2015 年后，出口依存度稳定了下来，保持在 18% 左右，出口和经济的增长基本上保持了同步。

从整体上看，对外开放 40 年来，中国的外向型经济在不断发展，现在已经成为世界上最大的商品出口国，这标志着中国在经济全球化的浪潮中把握住了机会，不但发展了自己的经济，也对世界的经济发展做出了贡献。中国的外向型经济仍然还有很大的潜力，尤其是对发展中国家的经济合作还有很大的潜力，还可以进一步发展，但是发展外向型经济的条件已经发生了很大的变化，原先我们是在只占世界贸易的很小份额的基础上扩大我们的对外贸易，而现在则是作为最大的对外贸易国在发展外向型经济（包括出口、对外承包工程和对外直接投资等），发展的难度和不确定性都在加大，再加上外部环境的变化，尤其是发达国家的经济发展的停滞以及对华政策的变化，对中国外向型经济的发展必然会产生一定的影响，值得我们重视。

（四）小结

从上面的分析中可以看到，与世界其它国家一样，中国的经济周期也是总量失衡的结果，表现为经济增长率与价格总水平上涨程度的波动。事实上，在计划经济下这种失衡也是存在的，只不过由于实施了市场管制和票证经济，总量短缺（尤其表现在消费领域）和总量过剩（尤其反映在投资领域）不会在价格总水平的波动中反映出来，而在市场经济条件下，在其它条件相对稳定的情况下，短缺和过剩会明显地通过价格信号表现出来。但是，中国的经济周期也有其

特殊性。

首先，中国的经济增长是在经济体制的长期的、逐渐的变迁中实现的，而不像发达国家那样，经济增长的市场和制度基础是相对稳定的；

其次，从消费拉动上看，中国的消费升级是在“赶超”过程中一个接一个台阶逐步实现的，每上一级台阶基本上就伴随着一个经济周期，而在发达国家，由于已经实现了“工业化”和“现代化”，近几十年来（尤其是上世纪 70 年代以来）的新技术革命带来的消费升级对经济增长有促进作用，但没有出现中国这样的“井喷”现象；

第三，从投资拉动上看，我们可以看到，在中国过去的高增长中，高投资发挥了重要的作用。这在世界各国是少见的，日本在高速经济增长时期，投资率最高的 1970 年也仅仅达到 39%¹，而中国改革开放 40 年来，投资率超过 40% 年份有 19 个，从 2003 年再次突破 40% 之后，长期保持在这个数值之上。从需求上看，我们在前面已经分析过，中国的高投资有其重要的发展原因，而从资金来源上看，由于各种原因，中国居民家庭的储蓄倾向历来较高，再加上收入分配的不平衡，在低收入居民收入和消费不足的同时，高收入家庭将大量收入转为储蓄，形成全社会的高储蓄（储蓄占国民收入的比重显著高于世界），又通过金融机构和政府将这些储蓄转为高投资；

第四，从外向型经济的发展上看，发达国家（如美国、日本、欧盟等）全球化的程度很早就已经相当高，因此它们的经济周期经常是和全球经济的波动同步的，但中国在改革开放和高速经济增长过程中，是逐步加入全球化体系之中的，因此中国的经济周期，开始时的主要影响因素是内部因素，而到了后来，外部环境对中国的经济增长的影响越来越大。

第五，中国的经济波动是在高速经济增长中发生的，而同期发达国家大多早已完成工业化，其经济周期是在较低的经济增长率上出现的，因此波动的幅度也比较小。从整体上看，随着中国市场化、工业化和现代化进程的不断推进，就经济总量指标对经济增长的影响而言，中国和世界其他国家尤其是发达国家之间的差异在逐渐减少，共性有所增加。这就是在总需求上，内需和外需的结构短期可能会发生一定的波动，就长期而言应该是相对稳定的。这是因为提供外需只是发展经济的手段而不是目的，目的是为了在内外交流中获得比较利益，从而满足不断增长的内需的需求；而在内需方面，投资和消费的结构短期可能有所波动，但长期而言应该是相对稳定的。这是因为就投资和消费的关系看，归根结底投资也是为消费服务的，投资是放弃一部分当前的消费来获得未来更多的消费，如果为投资而投资或为增长率而投资，不能为社会带

¹ 参见刘伟、许宪春、蔡志洲，中国经济增长报告 2008，表 9.3，中国经济出版社，2008 年。

来福利或者说只带来了低效率，那么在这种背景下的经济增长的效率就可能不断降低。从图 6 和图 7 中可以看到，近些年来，尤其是 2010 年以来，中国经济增长的“三驾马车”中，出口的增速低于 GDP 的增速（表现为出口依存度不断降低），投资增速低于消费增速（表现为投资率不断降低），这和第三个经济周期的长期走势是反过来的。因此在第四个经济周期的大部分时间里，中国的价格指数长期处于改革开放以来较低水平，从总量平衡来看，仍然是需求不足，也就是消费需求的增加不足以弥补由于出口和投资增长率回落带来的经济增长率回落。

四、中国经济发展仍处在重要的战略机遇期

党的十八大提出要实现经济建设、政治建设、文化建设、社会建设、生态文明建设“五位一体”总体布局，进而提出贯彻新发展理念，以切实引领推动发展方式根本转变，切实实现质量转变、结构转变、动能转变，这为中国经济增长提出了新的思路。首先是要真正处理好经济增长和全面发展的关系，同时在经济增长中，要真正改变主要是通过扩大投入（尤其是投资）来带动经济增长的传统方式，要更多地通过技术进步来提高经济效率来获得更多的产出。在这一转变中，中国的经济增长有可能放缓，以往的 10%左右的年均 GDP 增长率很可能将不再出现。但是，这并不意味着我们不再需要较快的经济增长。无论是从全面实现现代化目标看，还是从高质量发展的要求看，都离不开较快的经济增长。根据世界银行的资料，2017 年中国按汇率法计算的人均国民总收入（GNI）为 8,690 美元，在列入统计的 191 个国家和地区中名列第 71 位，与本世纪初 100 位以外有了显著的提升¹，但是仍然低于世界平均水平（10412 美元）。从与发达与工业化国家的差距上看，2017 年美国、日本和韩国的人均 GNI 分别为 59,160 美元（第 8 位）、38,520 美元（第 24 位）和 28,380 美元（第 31 位），而高收入国家²的平均水平为 40,404 美元。中国 2018 年的人均 GNI 已经接近 10000 美元，如果继续保持目前的经济增长率（6%以上），2020 年实现全面建成小康社会时，就能达到或超过世界平均水平（10412 美元）。在此之后，再用 3 年左右的时间，中国就能迈过世界银行高收入国家分组的门槛，成为高收入国家大家庭中的一员。这说明经过 40 年的努力，中国在经济发展水平上已经取得了巨大的进步，因为人口优势，经济总量也已经到达世界前沿，把这个成就称为“中国奇迹”一点都不为过。但要是从人均收入水平以及人民生活水平上看，和世界先进水平相比，中国仍然还有很大差距，城乡之间、地区

1 按购买力平价计算，为 16800 国际元，在列入统计的 189 个国家和地区中名列第 78 位。

2 人均 GNI 大约在 12000 美元以上国家和地区。

之间的经济发展不平衡。党的十九大提出，要在 2020 年全面建成小康社会的基础上，分两步走在本世纪中叶全面实现现代化，即再用 15 年的时间，到 2035 年基本实现社会主义现代化，此后，再用 15 年的时间，到 2050 年全面实现现代化，建成富强民主文明和谐美丽的社会主义现代化强国。这也表明了中国的决心，要在未来的 30 年中在全面地赶超世界先进水平，中国的经济增长和经济发展不应该也不会停滞和徘徊。

从经济增长率上看，上一个经济周期（2009-2018 年）属于高速增长后期，已经由高速增长向中高速增长过渡。那么，这样的中高速增长能否保持下去？显然，如果没有适度的经济增长，我们的全面现代化目标将很难实现。现阶段我们虽然对经济增长预期进行了调整（从原来的至少 9% 下调到 6% 左右），但这在世界上仍然属于是较快的经济增长。在过去 30 年里，能在发展水平到达一定高度后，再把 5% 以上的年均增长率保持到 30 年以上的，在世界上只有两个国家，即韩国和新加坡¹。我们认为，中国在未来相当长时间里保持较高增长率的可能性是存在的。从需求上看，提升国家的综合实力和满足人民生活水平提高以及美好生活的向往的要求都在创造着大量的需求，而从供给上看，无论是从资源（自然和人力资源）禀赋上看，还是从生产要素的发展优势上看，提高生产力的潜力都是巨大的，而作为一个大国具有的国内市场优势，则为中国避免国际环境的变化造成的冲击提供了回旋余地，关键还是我们是否能够不断地通过体制创新、技术创新来保持我们的发展活力，实现可持续的发展。从世界各国的经济看，一个国家到达上中等收入水平之后，影响一个国家能否继续取得好的经济发展的主要因素体现在四个方面，首先是政治和社会因素，一个动荡的、政治纷争不断的国家是很难实现稳定的经济发展；二是经济体制因素，经济体制能不能不断优化资源配置、提高生产效率同时又不断改善社会公平？三是技术创新，如果只是不断扩大投入而缺乏技术进步，企业在国内外就没有竞争力，就没有发展优势；四是对国际环境的依赖，如果一个国家的经济对国际环境过度依赖，那么发展的自主权就不在自己手上，不但容易受到外部环境波动的影响，更容易在发展中受制于人。而在中国，在所有这些方面，我们都创造了有利于经济发展的条件。政治上有党和政府的正确领导、社会安定，经济上有国有经济为主体的、民营经济活跃的中国特色社会主义市场经济制度，科学技术不断发展，正在不断赶超世界先进水平；外向型经济虽然是中国的重要组成部分，但由于中国已经成为世界新的制造业中心，世界经济对中国的情

1 参见世界银行数据库 https://data.worldbank.org/indicator/NY.GDP.MKTP.KD.ZG?end=2016&locations=KR-SG&name_desc=false&start=1986

况同样有着巨大的依赖，而且中国的制造业产品主要是由广大的国内市场消化，不像一些小国那样主要依赖国际市场，这就大大增加了中国经济的稳定性。从内部看，中国经济发展中仍然存在着很多问题，需要通过改革和在发展中解决，但是从整体的动态比较和横向比较看，中国经济仍然处于最好的战略发展机遇期，有能力实现可持续的增长。

从当前的经济发展看，我们认为中国正处于经济调整的谷底，正面临新一轮经济增长。由于发展阶段的变化和高质量发展的要求，新一轮增长的速度不会有很大提升，但增长率逐年回落的现象应该会得到改变。至少有以下五方面的因素将影响中国经济未来的走势：

首先，经过多年的经济调整，中国经济增长率逐年放慢的现象有可能得到转变，重新步入平稳增长的轨道。从图 1 中可以看到，1993 年经济增长率到达阶段性高点（113.9%）后开始回落，经历了 7 年时间（1999 年）又重新上升，而 2010 年经济增长率到达阶段性高点后，现在已经经历了 8 年时间，应该说调整已经比较充分。从通货膨胀程度上看，2007 年和 2008 年分别到达 4.8% 和 5.9% 后，2009 年虽然在全球金融危机的冲击下骤然下跌到 -0.7%，但 2010 年和 2011 年又在当时的投资刺激政策下回升到 3.3% 和 5.4%，没有充分得到调整，而在此之后，通胀率回落到 2.6%（2012 年和 2013 年）之下（2014 年以后），低通胀已经保持了 7 年（参见表 3），这从价格信号上反映了当前的总量失衡是供给充分而需求偏弱。在这种情况下，采取适当的政策来扩大需求，有可能较快地见到成果。

第二、深化经济体制改革为下一步经济增长创造了更好条件。1993 年以后的经济调整中，面对下行的经济增长，我们不是采取需求刺激政策来保持高增长，而是通过深化经济体制改革来提高经济发展的效率，进行了包括价格体制改革、产权改革、劳动市场改革、资本市场、住宅商品化改革等一系列市场化改革，进一步建立和发展了社会主义市场经济，从而在新的高度上建立了供需总量的相当平衡，为未来 10 年的高速稳定的经济增长奠定了体制基础。这种改革主要是从供给和分配领域进行的，实质上是供给侧结构性改革。供给侧改革和需求侧调控不同，需求侧改革更注重采用短期宏观经济政策（主要是财政和货币政策）影响需求，从而达到平抑由需求不足带来的经济波动，而供给侧改革则更具有中长期经济政策特点，将对经济增长产生长远的影响。发达国家也有供给侧改革或供给管理，所谓供给学派就是这类改革下的产物，但总体来说，它们的体制已经相对稳定，所以政府干预更多地是在需求领域进行，而在中国，由于社会主义市场经济还在建立和发展过程中，所以供给领域的改革更为重要。党的十八大以来，我们在经济领域推进的最深刻的改革是供给侧结构性改革，通过对产权制度、产业结构、收入

分配的调整以及准入政策、标准制订等一系列改革，使生产领域、收入分配领域中长期积累的一系列矛盾特别是结构性失衡得到了根本改善和有效缓解。

第三，收入分配格局的改善有可能对中国的消费升级和扩大消费形成推动。十八大以来，中国的收入分配格局有了很大的改善，尤其是居民收入分配格局有了很大的改善，城乡居民之间、城乡居民内部的收入分配差距有所减少，而脱贫攻坚战又使得贫困地区和贫困居民的收入有了显著的改善。另一方面，各级政府在落实全面发展方面做了一系列的努力，社会公益事业（教育、医疗、居住、养老等）都有很大发展，这些领域从表面上看对 GDP 贡献很少，但实际上确实改善了广大人民的整体福利。而随着公共服务的发展，居民家庭收入的改善尤其是低收入家庭的改善，在居民部门的可支配收入中，就有可能有更多的部分转入消费，从而拉动整体消费有一个较大的发展、

第四，随着经济发展水平的提高，中国发展目标进行了优化，使之更加适应中国的国情。十一届三中全会之后，经济增长或者是 GDP 在很长时间里一直是各级政府工作的中心。这在中国经济发展中当然有积极的意义，否则我们就不可能创造伟大的“中国奇迹”。但是在另外一方面，过度重视 GDP 而忽视其他方面的发展，也为我们的发展带来了一定的负面影响。党的十八大提出的“四个全面”和“五位一体”，党的十九大上提出的由高速经济增长向高质量发展的转变，从根本上说明了在新时代我们应该有什么样的发展观，应该如何实现我们的经济增长，进一步阐释了现阶段中国的经济增长应该如何对社会公平、可持续发展及满足人民不断增长的美好生活的需求做出贡献。从表面上看，中国近几年的经济增长率似乎低了一点，但是由于其它方面的发展短板在近几年来得到了较多的弥补，在全面发展上我们实际上取得了更多的成就。全面发展从长期看更具带动经济增长能力，而经济增长也会为长期全面发展创造坚实的物质基础。

第五，在新技术革命的浪潮中，中国开始走向世界的前列。改革开放伊始，世界上正开始新一轮新技术革命的浪潮，在这一轮发展浪潮中我们没有再失良机，企业、研究机构和科技人员在国家的支持下或在市场竞争中抓住时机谋发展，通过引进、消化、吸收、再创新以及后来的自主创新，在包括计算机、通信、互联网、生物技术、新材料、设备制造等一系列领域中取得了重大的技术进展，新一代人才和新技术企业已经逐渐成长起来，与技术创新相关的资本市场和产业链也发展了起来。无论从生产要素条件上看还是发展进程上看，中国目前正处于技术革命最好的发展时期，在全球的技术影响力也在不断提升。这种发展既是我们 40 年来努力的结果，也是中国的大国优势的体现。我们可以集中资源在关键点上取得突破，并通过一个具有 14

亿人口的市场和海外的市场作强作大。中国在通信技术、高铁建设、智能手机制造等方面取得的一系列进展，都和我们的这些优势有关。这实际上是中国在发展过程中新旧动能转换的重要表现。

第六，宏观调控政策将为现阶段的经济增长提供更加宽松的条件。经过多年的供给侧结构性改革，中国经济中的结构性失衡已经有了明显的改善。根据这一进展，国家又适时地在财政和货币政策这两个方面，采取一系列措施减轻企业负担，改善企业的融资能力，为企业参与市场竞争创造更好的营商环境。近一两年来，国家对小微企业实施了普惠性的税收减免政策，又进一步深化了制造业、建筑业、交通运输业等实体经济部门的增值税改造，大幅度地降低增值税、进口税的税率，减轻企业的社保负担等，降低了广大企业尤其是实体经济部门的企业、民营企业的经营成本；而在融资条件方面，国家在加强证券市场的建设和发展的同时，又积极推动科创板的试点，在控制市场风险的同时，积极发展直接融资市场；在间接融资市场上，国家改善了中小企业的融资条件，同时通过降低存款保证金率等措施，改善商业银行尤其是地方商业银行的放款能力，增加了贷款供给。这都为中国新一轮高质量的经济增长和经济发展创造了条件。而从发展上看，无论是从财政政策还是货币政策上看，无论从供给侧还是需求侧看，国家宏观调控手段都还有很大的机动空间，可以根据国内外经济条件的变化积极地进行宏观调控，保持国民经济平稳和较好的发展。

因此，从经济周期的角度看，中国目前很可能在不远的将来走出第四个经济周期的底部，步入新一轮经济增长。改革开放后中国经历的这几次经济周期，固然造成了生产力的浪费、降低了经济增长的效率，但在另外一方面，它们也在不断地促使我们总结经验和教训，探索发展中国特色的社会主义市场经济的道路，因此在每一个周期之后，中国的经济都会进入一个更高的发展阶段而不是在原有的水平上重复，这是中国和发达国家的经济周期之间的一个显著区别。简单地从经济增长率上看，中国这几年的发展好像慢了一点，但是由于深化了经济体制改革、明确了全面发展的目标以及改善了宏观调控方式，中国的经济增长的效率更高了，优化了资源配置、有效地减少了周期性波动造成的生产力的浪费，社会经济发展也更加公平。这都为中国未来的可持续发展和实现全面现代化的目标创造了更好的基础。

参考文献

- [1]. 张宇, 2009:《马克思经济危机理论的基本观点》,《人民日报》,2009年6月19日。
- [2]. 王金明 高铁梅, 2006:《经济周期波动理论的演进历程及学派研究》,《首都经济贸易大学学报》第3期。
- [3]. 约翰·梅纳德·凯恩斯 高鸿业译, 1999:《就业利息和货币通论》,商务印书馆。
- [4]. 刘伟, 2009:《中国市场经济发展研究——市场化进程与经济增长和结构演进》,经济科学出版社。
- [5]. 刘伟 许宪春 蔡志洲, 2010:《从需求管理到供给管理——中国经济增长报告2010》,中国发展出版社。
- [6]. 刘伟 蔡志洲, 2009:《从最终需求看我国长期经济增长》,《上海行政学院学报》第4期。
- [7]. Kitchin Joseph (1923), “Cycles and Trends in Economic Factors”, *Review of Economics and Statistics*. 5 (1): 10–16
- [8]. Kuznets S. (1930) , “Secular Movements in Production and Prices: Their Nature and their Bearing upon Cyclical Fluctuations”, *Boston: Houghton Mifflin*.
- [9]. Kondratieff, N. D.; Stolper, W. F. (1935). “The Long Waves in Economic Life”, *Review of Economics and Statistics*. 17 (6): 105–115.

Economic Cycle and Long-term Economic Growth

——China's Experience and Characteristics (1978-2018)

LIU Wei CAI Zhizhou

Abstract: With the continuous advancement of market-oriented reform since the reform and opening up, China has also begun to experience the economic cycles brought about by the imbalance of total supply and demand in market economy. Judging from major macroeconomic indicators, especially from the fluctuations of economic growth rate and inflation rate, the Chinese economy has gone through four major cycles. Through the economic cycles, various contradictions in economic growth get reflected in total supply and demand. While overcoming the contradictions, China has summarized historical experience, deepened economic reform, and improved macroeconomic management and regulation. As a result, China has been upgrading its economic development level round after round, and constantly improving the system and mechanism of socialist market economy. The process of coping with the economic cycles is also a process of continuous development and improvement of the Chinese economy. After entering the fourth economic cycle, China started to transform from high-speed economic growth to high-quality development. So far, the adjustments in all fields have become quite adequate, creating conditions for a new round of economic growth. From the perspective of long-term development, the Chinese economy is still in an important period of development opportunities. Boasting various comparative advantages in economic development, China can achieve the goal of comprehensive modernization.

Keywords: Economic Growth; Economic Cycle; Comprehensive Modernization

宏观审慎政策、杠杆率与银行风险承担¹

宋科² 李振³

【摘要】 本文使用 2004~2016 年我国 223 家商业银行的非平衡面板数据，实证检验了宏观审慎政策与银行风险承担的关系。实证结果表明我国宏观审慎政策对银行风险承担有重要作用，且其作用受到银行杠杆率的影响。在杠杆率较低时，宏观审慎政策与银行风险承担呈负向关系；随着杠杆率的提高，风险转移效应不断增强，宏观审慎政策与银行风险承担的负向关系不断减弱，甚至可能转变为正向关系。杠杆率影响风险转移效应主要呈非线性特征。稳健性检验结果表明对于不同的杠杆率分位数、银行风险代理变量以及银行样本选择标准，所得结果均表现出较高的稳健性。在当前结构性去杠杆的背景下，应注意根据杠杆率变化，适时预调宏观审慎政策，加强逆周期宏观审慎政策的使用。并针对不同规模银行采用差异化的宏观审慎政策工具，以提高政策有效性。

【关键词】 宏观审慎；银行风险；杠杆率；风险承担

一、引言

正如美联储原主席伯南克所言，“历史不会重复自己，但会押着同样的韵脚。”在过去百余年来，随着人类经济金融活动的不断深化繁荣，金融危机始终如影随形、此起彼伏，爆发频次显著增多，席卷范围也不断扩大。然而“大乱有大治”，危机往往成为理论创新与监管变革的引爆点。“大萧条”不仅催生了《格拉斯—斯蒂格尔法案》，而且使得国家干预主义成为常态，金融监管进入严格管制时期。20 世纪 70 年代的“滞胀”，宣告以货币主义和供给学派为代表的自由主义理论复兴，也标志着金融监管开始注重金融体系安全与效率的平衡。

20 世纪 70 年代以来，现行的宏观经济政策框架无法避免由于外部性及市场失灵所导致的金融不稳定（Claessens, 2014）。一是价格稳定并不意味着金融稳定，传统金融理论普遍持有金融稳定是价格稳定必然结果的观点（Demirgüç-Kunt 和 Detragiache, 1997），无法解释 20 世纪 70 年代以来经常出现的“金融不稳定悖论”。二是个体稳健也不意味着系统稳健，在本轮危机爆发前，

¹ 本文系中国人民大学国际货币研究所工作论文，编号 IMI Working Paper No.1924

² 宋科，中国人民大学国际货币研究所副所长，中国人民大学财政金融学院副教授

³ 李振，中国人民大学国际货币研究所副研究员，中国人民大学财政金融学院

金融稳定主要依赖传统宏观经济政策，从微观视角进行审慎监管。监管政策主要为了降低单个金融机构的破产风险，却忽视金融机构、金融市场、金融体系乃至宏观经济之间的相互影响，以及金融体系从稳定转向危机的内在机理。

危机以来，重归理论与实践视野的宏观审慎政策旨在防控系统性风险并实现金融稳定，减少金融动荡对实体经济产生的不良影响，也弥补了传统宏观经济政策和微观审慎政策的不足。包括我国在内的主要国家都先后进行了旨在加强宏观审慎政策的金融监管体制改革。2017 年，党的十九大报告中正式提出“健全货币政策和宏观审慎政策双支柱调控框架”。同年，为进一步提高监管协调的效率和权威性，增强统筹防范系统性金融风险能力，在原有的监管协调机制上成立了国务院金融稳定发展委员会。2018 年 3 月，原中国银监会和保监会合并成立中国银行保险监督管理委员会，形成“一委一行两会”的监管格局。2019 年 2 月，中国人民银行新设宏观审慎管理局，标志着“货币政策+宏观审慎政策”双支柱监管模式初步建立。

宏观审慎政策框架包括系统性风险的分析与监测、宏观审慎政策工具以及政策协调与治理机制等三个方面，相关研究在本次危机后呈现井喷式发展。但由于缺少数据支持、政策工具界定模糊、不同政策工具所处的制度环境迥异、缺乏金融体系与宏观经济之间的一致性模型框架和理论解释等原因，宏观审慎政策的有效性研究仍处于起步阶段（Claessens, 2014; 方意, 2016a; Altunbas 等, 2017）。目前，大多数研究侧重于分析宏观审慎政策对银行信贷、资产价格等的影响，而非直接针对银行风险等风险指标。同时，由于宏观审慎政策目标和工具的多样性，其工具及组合的有效性取决于是否符合政策目标要求，并不存在“放诸四海而皆准”的政策（方意, 2016a）。因此，亟需深入探究宏观审慎政策对于银行风险承担的影响，以更好评估政策效果。

本文试图检验宏观审慎政策对银行风险承担的有效性和影响机制，对宏观审慎政策有效性进行补充研究。特别是将银行杠杆率纳入模型，考量不同杠杆率水平下宏观审慎政策工具的有效性，对我国结构性去杠杆条件下的宏观审慎政策实施具有重要现实意义。本文余下结构如下：第二部分是文献综述；第三部分是样本选取与研究设计；第四部分是检验分析宏观审慎政策对银行风险承担的影响，并研究高杠杆率下宏观审慎政策的风险转移效应；第五部分是稳健性分析，基于不同杠杆率分位数、不同银行风险代理变量和不同样本选择标准进行检验；最后，总结全文并提出相关政策建议。

二、文献综述

按照宏观审慎政策框架的定义，在广义上讲，其有效性由三个方面的内容构成。一是宏观审慎政策分析（系统性风险识别与监测）的有效性。由于系统性风险的形成机制与测度方法并未形成一致认识，宏观审慎政策的目标体系尚未真正建立。二是宏观审慎政策工具的有效性。受限于宏观审慎政策工具的范围界定，不同工具的性质、作用与传导机制，不同工具所处国别环境的异质性、工具所用数据的可得性等问题，宏观审慎政策工具有效性问题尚待进一步厘清。三是宏观审慎政策的政策协调与治理机制的有效性。治理机制方面，由于实践差异较大，且主要国家宏观审慎监管改革时日不长，其有效性尚待观察（Nier 等，2011）。政策协调方面，宏观审慎政策与货币政策等宏观经济政策的协调搭配及其有效性存在两种代表性意见。有研究认为货币政策和宏观审慎政策的协调合作，会提高金融系统的稳定性（Rubio 和 Carrasco-Gallego，2014）；也有研究指出将宏观审慎政策纳入到现行政策体系会在一定程度上降低政策有效性，同时宏观审慎政策自身效果也会受到影响（Maddaloni 和 Peydró，2013）。

从狭义上讲，宏观审慎政策有效性研究主要集中于工具有效性，具体而言，一是将宏观审慎政策工具及其对其他金融经济变量的影响纳入经典模型当中。为分析借款人与贷款人之间复杂的相互作用，有研究使用银行或金融模型捕捉资产和合约的状态依赖性（Diamond 和 Dybvig，1983）。然而，这些模型主要针对跨部门维度的系统性风险防范，忽略了时间维度系统性风险的积累或者金融体系顺周期性问题（Perotti 和 Suarez，2011）。为此，有文献引入一般均衡模型来分析政策工具的有效性。例如，采用三期一般均衡模型来分析资产价格与金融压力的交互作用，讨论在经济体中代理人风险承担行为的异质性（Goodhart 等，2012）。建立在金融加速器机制上的 DSGE 模型，通过纳入金融摩擦因素来重点分析政策工具对于时间维度系统性风险防范（Benigno 等，2013）。由于标准 DSGE 模型的线性特征、完全市场假设以及忽略内生性杠杆等问题（Cúrdia 和 Woodford，2010），客观上将实体经济与金融体系之间的联系纳入模型当中。因此，有研究通过多重均衡方式来解决非线性和外部性等问题，进而很好地评估经济周期中宏观审慎政策的作用，并且能够决定特殊政策工具的最优强度（Brunnermeier 和 Sannikov，2014）。二是利用实证分析方法，评估宏观审慎政策工具对于经济金融变量的影响。例如，根据 2010 年 IMF 组织的跨国调查数据，Lim 等（2011）实证分析了 49 个国家的宏观审慎政策工具有效性，结果发现贷款价值比（LTV）、债务收入比（DTI）、信贷增长限制、准备金率、动态拨备等大部分使用频率较高的工具，能够有效抑制信贷扩张和金融体系顺周期性。Dell'Ariccia 等（2012）认为，宏观审慎政策能够有效降低信贷扩张及其硬着陆的可能性。Kuttner 和 Shim（2013）的研

研究发现, 债务收入比和贷款损失准备率能够抑制信贷增长。Tovar 等(2012)认为, 拉丁美洲国家的存款准备金率对于降低信贷增长有短期效应。Federico 等(2012)发现, 阿根廷、巴西、乌拉圭和哥伦比亚等国家的法定存款准备金率的外生变动导致产出下降。Bruno 和 Shin(2014)认为, 宏观审慎政策工具能有效降低韩国跨境资本流入对于全球金融环境的敏感度。Jiménez 等(2017)认为, 动态拨备要求可以影响信贷周期。王志强和李青川(2014)的研究表明, 动态差别存款准备金率可以控制信贷增长。廖岷等(2014)分析了我国应用宏观审慎政策工具控制系统性风险的效果, 结果表明存款准备金率、贷款损失准备率、逆周期资本要求、杠杆率要求以及贷款价值比等工具均达到预期效果。

此外, 部分文献使用微观家庭和银行信贷数据进行实证研究。Igan 和 Kang(2011)通过分析韩国家庭部门数据发现, 监管机构对贷款价值比和债务收入比的限制, 通过改变预期会抑制房价上涨和促使交易活动下降。Gauthier 等(2012)发现, 在加拿大银行业中, 宏观审慎资本要求能够显著增强金融稳定, 降低约四分之一的银行个体违约风险和系统性危机概率。Claessens 等(2014)在分析了 2000~2010 年 48 个国家约 2800 家银行的数据后发现, 针对借款人的宏观审慎政策工具在经济繁荣期有效抑制了杠杆率增长。Aiyar 等(2016)发现, 英国的银行会受到时变资本要求和利率政策变化的双重影响, 收紧资本要求和货币政策均会减少贷款供给, 但几乎没有证据表明这两种政策工具之间存在互动。

同时, 也有一些研究关注我国宏观审慎政策工具的有效性。Wang 和 Sun(2013)基于我国 171 家银行的分析表明, 一些宏观审慎政策工具是有用的, 但它们无法保证在当前的经济金融环境中降低对系统性风险的影响。马勇和姚驰(2017)基于 2007~2015 年我国 52 家主要银行的面板数据发现, 逆周期宏观审慎政策是有效的, 提高监管压力会使银行加快资本缓冲的调整速度。Zhang 等(2018)基于我国 231 家商业银行数据发现, 随着宏观审慎政策的加强, 银行风险承担行为会下降, 信贷周期放大了宏观审慎政策的效果。宋科等(2019)使用 2005~2016 年我国 227 家商业银行数据发现, 宏观审慎政策会降低银行风险承担行为, 宏观审慎政策通过提高盈利能力而降低银行风险承担, 在经济下行时期宏观审慎政策对银行风险有更强的抑制作用。邵梦竹(2019)基于跨国数据也发现宏观审慎政策的推出会降低银行风险承担。

综上所述, 目前关于宏观审慎政策有效性及其传导机制的相关研究仍处于起步阶段。近年来, 学术界不断进行有益的尝试, 在经典宏观经济学模型中嵌入宏观审慎政策并取得一定研究进展, 也出现很多有关宏观审慎政策对诸如信贷总量、资产价格等中间目标影响的实证研究,

但大多数研究都是从总体视角看待宏观审慎政策及其有效性问题。在已有研究的基础上，本文试图分析宏观审慎政策如何影响微观经济主体可能出现的脆弱性和外部性，主要研究宏观审慎政策如何影响银行对系统性风险的贡献，尤其是高杠杆率下宏观审慎政策的风险转移效应。

三、研究设计

（一）变量说明

1. 银行风险承担的代理变量

本文选用不良贷款率（*NPL*）作为银行风险承担行为的代理变量。在稳健性检验部分，为度量银行的整体稳定性和偿付能力，本文参考 Laeven 和 Levine（2009）的做法，使用 *Z-score* 的自然对数，具体计算公式为：

$$Z - score = (EquityToAssets + ROA)/SdROA \quad (1)$$

其中，*EquityToAssets* 为权益资产比，*ROA* 为资产收益率，*SdROA* 为资产收益率标准差。*Z-score* 越大表明银行的偿付风险越小，银行的总体稳定性也越高。

2. 宏观审慎政策工具的代理变量

本文使用由 IMF 调查得到的宏观审慎政策工具数据，参考 Cerutti 等（2015）的做法，逐年对我国使用的宏观审慎政策工具进行简单得分加总并对结果取自然对数，构建中国宏观审慎政策指数（*MPI*）。同时，选择存款准备金率（*DR*）和贷款价值比（*LTV*）这两类在我国使用频率较高的工具，作为宏观审慎政策工具的代理变量，以增强本文分析结果的稳健性。

存款准备金率既是传统的货币政策工具又在很多发展中国家被认为是宏观审慎政策工具。作为传统货币政策工具，存款准备金率的设置水平一般较低，经常被其他货币政策工具所替代；而作为宏观审慎政策工具，其设置水平较高且被日常盯住（Gray, 2011），经常用于防范过度信贷扩张与流动性风险（Lim 等，2011）。2004~2016 年，我国存款准备金率总共进行了 41 次调整。贷款价值比也常常在我国被用作逆周期宏观审慎政策工具。为更好地体现贷款价值比限制对银行个体的影响，及其对投资性需求的抑制，本文使用北京和上海的普通自住房二套房首付比上限的年度算数均值，作为贷款价值比的代理变量。2004~2016 年，针对普通自住房二套房最低首付比要求，全国范围内总共进行了 12 次调整。

3. 控制变量

为有效识别宏观审慎政策的作用，避免遗漏变量的影响，本文参考既有文献控制了一系列

银行特征变量和宏观环境变量。基于张健华和王鹏（2012）等的做法，控制取自然对数的总资产（*Assets*）及其平方项（*Assets*×*Assets*），以考察规模与银行风险承担之间可能存在的非线性关系。考虑到紧缩的货币政策会降低银行风险承担行为（江曙霞和陈玉婵，2012；王晋斌和李博，2017），本文使用银行间同业拆借利率（*IBOR90*）作为货币政策的代理变量。此外，还纳入资本充足率（*CR*）、资本收益率（*ROE*）、实际 GDP 同比增速（*RGDPG*）等指标。

4. 交叉项

本文构建宏观审慎政策与杠杆率虚拟变量的交叉项： $MPI \times DumLA$ ， $DR \times DumLA$ ， $LTV \times DumLA$ ，其中，*DumLA* 代表银行杠杆率虚拟变量，用于划分银行杠杆率高低样本。杠杆率可以体现银行防范外部冲击的能力，其数值越大意味着银行的脆弱性越高（方意，2016b）。当银行杠杆率大于等于整个样本杠杆率的 90%（在表 3 中取值为 90%，在稳健性检验中，分别取值 99%、95%、90%、75%、50%等），*DumLA* 的取值为 1；当银行杠杆率小于整个样本杠杆率的 90%，*DumLA* 的取值为 0。因此，交叉项衡量杠杆率在高低两种水平时宏观审慎政策对银行风险承担影响的差异性。

（二）样本选择

本文使用的数据来源于 Wind 数据库、BankScope 数据库及其改版 BVD-ORBIS Bank Focus 数据库，宏观审慎政策的相关数据来自 IMF 组织的三次全球宏观审慎政策跨国调查。按照现有文献通常做法，首先从样本银行中剔除中国邮政储蓄银行、政策性银行。为了避免可能的样本选择问题，本文剔除样本数据连续期少于 3 年的银行。最终，本文得到 2004~2016 年我国 223 家商业银行的非平衡面板数据。根据 2017 年原中国银监会公布的分类标准，223 家样本商业银行包括：国有大型商业银行（5 家）、股份制商业银行（12 家）、城市商业银行（111 家）、农村商业银行（71 家）以及外资法人银行（24 家）。本文使用的商业银行样本具有较强代表性，涵盖了我国主要商业银行。为避免可能存在的样本异常值对回归结果的不良影响，本文对所有变量都在头尾 1%分位点缩尾。本文使用的主要变量的符号及具体说明详见表 1，相关描述性统计详见表 2。

表 1 主要变量定义

变量名称	具体说明
<i>NPL</i>	不良贷款率=不良贷款余额/贷款总额
<i>Z-score</i>	(权益资产比 3 年移动均值+资产收益率 3 年移动均值)/资产收益率标准差, 结果取自然对数
<i>MPI</i>	宏观审慎政策指数, 使用当年采取宏观审慎政策工具数量的自然对数表示
<i>DR</i>	法定存款准备金率, 使用人民币存款准备金率的年度算数均值
<i>LTV</i>	贷款价值比, 使用北京和上海的普通自住房二套房首付比上限的年度算数均值
<i>LA</i>	杠杆率=总负债/总资产
<i>Assets</i>	总资产, 使用总资产(百万元)的自然对数
<i>Assets×Assets</i>	总资产的平方项
<i>CR</i>	资本充足率
<i>ROE</i>	资本收益率=净利润×2/(期初净资产+期末净资产)
<i>IBOR90</i>	银行间同业拆借利率, 使用银行间同业拆借 90 天利率的年度算数均值
<i>RGDPG</i>	实际 GDP 同比增速=(1+GDP 同比增速)/(1+GDP 平减指数)-1, 其中当期 GDP 平减指数=100×当期现价 GDP 数值/当期不变价 GDP 数值

表 2 主要变量描述性统计

变量	样本数	均值	标准差	25%分位数	中位数	75%分位数
<i>NPL</i>	1802	0.016	0.015	0.008	0.012	0.019
<i>Z-score</i>	1430	3.290	0.532	2.953	3.257	3.651
<i>MPI</i>	1802	2.308	0.248	1.946	2.398	2.485
<i>DR</i>	1802	0.171	0.027	0.161	0.175	0.190
<i>LTV</i>	1802	0.394	0.128	0.225	0.450	0.500
<i>LA</i>	1802	0.922	0.040	0.914	0.930	0.942
<i>Assets</i>	1802	11.268	1.639	10.159	11.041	11.999
<i>Assets×Assets</i>	1802	129.653	39.656	103.205	121.894	143.977
<i>CR</i>	1802	0.145	0.067	0.116	0.130	0.148
<i>ROE</i>	1802	0.157	0.077	0.112	0.158	0.201
<i>IBOR90</i>	1802	0.041	0.011	0.032	0.043	0.050
<i>RGDPG</i>	1802	0.053	0.022	0.034	0.055	0.064

注: 本表提供本文主要变量的描述性统计, 表 1 提供主要变量的详细说明。

(三) 模型设定

首先, 为分析宏观审慎政策工具与商业银行风险承担行为之间的关系, 本文使用普通最小二乘法 (OLS) 建立如下基准方程:

$$Risk_{bt} = \delta + \beta_0 \times MP_t + \gamma' \times X_{bt} + \theta_t + \theta_s + \varepsilon_{bst} \quad (2)$$

其中, 被解释变量 $Risk_{bt}$ 表示商业银行 b 在 t 时期的风险承担, 包括 NPL 和 $Z-score$ 。核心解释变量 MP_t 表示宏观审慎政策工具。控制变量为 X_{bt} , δ 是截距项, θ_t 是银行时间效应, θ_s 是银行类型效应, ε_{bst} 是误差项。

在基准模型的基础上, 本文参考方意等 (2012) 的做法, 引入宏观审慎政策与杠杆率虚拟变量的交叉项, 重点关注 β_1 的符号方向以及显著性水平, 进一步分析宏观审慎政策的风险转移效应, 构建以下回归方程:

$$Risk_{bt} = \delta + \beta_0 \times MP_t + \beta_1 \times MP_t \times DumLA_{bt} + \gamma' \times X_{bt} + \theta_t + \theta_s + \varepsilon_{bst} \quad (3)$$

此外, 本文参考 Claessens 等 (2014) 和 Altunbas 等 (2017) 的做法, 使用动态面板系统广义矩估计方法 (系统 GMM), 进一步解决方程 (2) 和 (3) 可能存在的内生性问题。具体回归

方程如下所示：

$$Risk_{bt} = \alpha \times Risk_{b,t-1} + \partial + \beta_0 \times MP_t + \gamma' \times X_{bt} + \theta_t + \theta_s + \varepsilon_{bst} \quad (4)$$

$$Risk_{bt} = \alpha \times Risk_{b,t-1} + \partial + \beta_0 \times MP_t + \beta_1 \times MP_t \times DumLA + \gamma' \times X_{bt} + \theta_t + \theta_s + \varepsilon_{bst} \quad (5)$$

四、实证估计与结果分析

（一）基准模型

基于方程（2）和（3），回归结果如表 3 所示，宏观审慎政策对银行风险承担具有负效应，高杠杆率下宏观审慎政策对银行风险承担具有正相关效应。表 3 中使用不良贷款率（*NPL*）作为被解释变量，同时，使用宏观审慎政策指数（*MPI*）、法定存款准备金率（*DR*）和贷款价值比（*LTV*）等三种宏观审慎政策代理变量作为核心解释变量。

在表 3 模型（1）、（3）和（5）分别给出不良贷款率关于宏观审慎政策指数、法定存款准备金率和贷款价值比及其他控制变量的估计结果。模型（1）中，宏观审慎政策指数（*MPI*）系数大小是-0.141，且在 1%的水平上显著，这表明在其他条件保持不变的情况下，宏观审慎政策指数每增加 1%，银行的不良贷款率就会下降 0.141%，即宏观审慎政策指数与银行风险承担呈负相关关系，这与 Altunbas 等（2017）、宋科等（2019）的结果保持一致。类似于模型（1），模型（3）和（5）结果分别说明存款准备金率（*DR*）、贷款价值比（*LTV*）均与银行风险承担呈负相关关系，即提高存款准备金率和贷款价值比水平，会降低商业银行风险承担水平。

模型（2）、（4）和（6）进一步给出高杠杆率下宏观审慎政策的风险转移效应。由模型（2）可知，解释变量 *MPI*、*MPI*×*DumLA* 系数分别为-0.127 和 0.003，且在 1%的水平上显著。这说明，在其他条件保持不变的情况下，当银行杠杆率较低时，宏观审慎政策指数增加 1%，银行的不良贷款率下降 0.127%；当银行的杠杆率较高时，宏观审慎政策指数增加 1%，银行的不良贷款率下降 0.124%。虽然，高杠杆率下宏观审慎政策的风险转移效应与银行风险承担呈正相关关系，但该效应较弱，无法改变宏观审慎政策与银行风险承担的负相关关系。模型（4）和（6）分别从存款准备金率（*DR*）和贷款价值比（*LTV*）角度得到与模型（2）相一致的结论。

杠杆率可以衡量银行经营安全性，高杠杆率会导致银行承担过高风险。不断积累的高杠杆率可能会导致金融危机爆发（Bernanke, 2015）。宏观审慎政策可以通过资本监管政策等方式的调整，对银行杠杆率产生直接影响，进而影响银行行为和风险承担水平。比如，在高杠杆率水平下，加强宏观审慎政策会增加银行风险承担水平，原因可能在于高杠杆率银行为满足宏观审

慎政策的要求，扭曲日常经营行为，提高风险性投资水平。

对于基准模型的控制变量，在所有模型中，银行的特征变量均与不良贷款率显著相关。具体而言，控制变量资产规模（*Assets*）均在 5% 的水平上显著负相关，资产规模的平方项（*Assets*×*Assets*）均在 5% 的水平上显著正相关，表明银行的资产规模与不良贷款率呈 U 型关系，即随着银行资产规模的增加，银行风险不断降低，在资产规模达到某一水平后，资产规模的继续增加会提高银行风险承担。资本充足率（*CR*）均在 5% 的水平上显著负相关，资本收益率（*ROE*）均在 1% 的水平上显著负相关，表明提高资本充足率和资本收益率均会显著降低银行风险承担。

本文使用银行间同业拆借利率（*IBOR90*）作为货币环境的代理变量，分析货币政策与宏观审慎政策协调效应，回归结果发现货币政策对银行的风险承担行为有显著影响。当解释变量是宏观审慎政策指数（*MPI*）和贷款价值比（*LTV*）的情况时，银行间同业拆借利率（*IBOR90*）均在 1% 的水平上显著负相关，这说明货币政策与宏观审慎政策可能是互补的，存在政策效果叠加的问题，它们可以共同降低银行风险承担，这与 Rubio 和 Carrasco-Gallego（2014）所得结论保持一致。然而，在解释变量是法定存款准备金率时，银行间同业拆借利率（*IBOR90*）均在 1% 的水平上显著正相关，这说明货币政策与宏观审慎政策可能存在政策冲突问题，这与 Maddaloni 和 Peydró（2013）所得结论保持一致。可见，货币政策在控制银行风险承担的政策效果上存在不确定性（Ajello 等，2016）。实际 GDP 同比增速（*RGDPG*）的符号方向均为正，大部分情况下在 1% 的水平上显著相关，即经济增长越快，银行风险承担也越大。可能的解释是，经济增速较快会加大银行业绩波动，从事更多风险活动以获得更高收益，从而使银行承担更多风险。

在表 3 中本文同时控制银行时间固定效应和类型固定效应，使用异方差稳健标准误并在银行层面进行聚类。综上所述，银行风险随着宏观审慎政策的增强而显著下降。同时，杠杆率在宏观审慎政策对银行风险承担的影响中起着风险转移作用，但在总体上仍然无法改变宏观审慎政策对银行风险承担的负向影响。

表 3 基准模型估计结果

模型	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
被解释变量	NPL					
<i>MPI</i>	-0.141*** (0.031)	-0.127*** (0.030)				
<i>MPI</i> × <i>DumLA</i>		0.003*** (0.001)				
<i>DR</i>			-0.494*** (0.110)	-0.475*** (0.109)		
<i>DR</i> × <i>DumLA</i>				0.036*** (0.010)		
<i>LTV</i>					-0.139*** (0.031)	-0.132*** (0.030)
<i>LTV</i> × <i>DumLA</i>						0.014*** (0.004)
<i>Assets</i>	-0.011** (0.005)	-0.012** (0.005)	-0.011** (0.005)	-0.012** (0.005)	-0.011** (0.005)	-0.012** (0.005)
<i>Assets</i> × <i>Assets</i>	0.000** (0.000)	0.001** (0.000)	0.000** (0.000)	0.001** (0.000)	0.000** (0.000)	0.000** (0.000)
<i>CR</i>	-0.034** (0.015)	-0.032** (0.015)	-0.034** (0.015)	-0.033** (0.015)	-0.034** (0.015)	-0.033** (0.015)
<i>ROE</i>	-0.063*** (0.012)	-0.064*** (0.012)	-0.063*** (0.012)	-0.064*** (0.012)	-0.063*** (0.012)	-0.064*** (0.012)
<i>IBOR90</i>	-0.802*** (0.156)	-0.736*** (0.152)	0.623*** (0.176)	0.594*** (0.174)	-0.163*** (0.048)	-0.162*** (0.048)
<i>RGDPG</i>	1.367*** (0.284)	1.243*** (0.276)	0.128*** (0.038)	0.126*** (0.039)	0.048 (0.040)	0.051 (0.041)
常数项	0.401*** (0.079)	0.379*** (0.078)	0.151*** (0.034)	0.156*** (0.034)	0.172*** (0.037)	0.174*** (0.037)
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
类型固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
调整 R ²	0.326	0.339	0.326	0.336	0.326	0.332
样本数	1802	1802	1802	1802	1802	1802
银行数	223	223	223	223	223	223

注：本表使用 OLS 模型给出宏观审慎政策与银行风险承担关系的结果。表内数字是自变量的回归系数，对应括号内是在银行层面进行聚类的稳健标准误。**和***分别表示在 5%和 1%水平上显著。

(二) 内生性问题

本文分析宏观审慎政策对银行风险承担行为的影响，由于宏观审慎政策不太可能因银行个体发生变化，所以使用微观数据进行分析的内生性问题较小（如 Claessens 等，2014）。为进一步减轻对反向因果关系问题的关注，本文使用动态面板系统广义矩估计方法（Blundell 和 Bond，1998），检验宏观审慎政策与银行风险承担的关系。

为解决方程（2）和（3）可能存在的反向因果关系问题，本文使用系统 GMM 对方程（4）和（5）进行回归。在实际回归分析中，本文使用 AR(2)统计量检验模型是否存在序列相关问题，使用 Sargan 统计量检验工具变量的有效性问题，以提高所得结果的有效性和一致性。为修正系统 GMM 两步估计量的标准误，本文使用两阶段纠偏稳健标准误。在工具变量的设置方面，本文使用总资产（*Assets*）及其平方项（*Assets*×*Assets*）、资本充足率（*CR*）、资本收益率

(*ROE*) 作为内生变量, 同时, 使用银行间同业拆借利率 (*IBOR90*)、实际 GDP 同比增速 (*RGDPG*) 作为外生变量。为选用自变量中合适的滞后阶数作为工具变量, 本文将满足矩条件滞后项的所有组合进行测试, 同时保证通过 AR(2) 检验和 Sargan 检验。

表 4 使用系统 GMM 估计方法, 分析宏观审慎政策对银行风险承担的影响。从模型 (1) ~ (6) 可以看出, 不良贷款率的一阶滞后项与当期值均在 1% 的水平上显著正相关, 即银行风险存在某种惯性——上期风险水平显著影响当期风险水平。宏观审慎政策 (*MPI*、*DR*、*LTV*) 与银行风险均在 1% 的水平上显著负相关, 这说明银行风险随着宏观审慎政策的增强而显著下降。在宏观审慎政策的风险转移方面, 宏观审慎政策与杠杆率虚拟变量的交叉项 (*MPI*×*DumLA*、*DR*×*DumLA*、*LTV*×*DumLA*) 与银行风险承担均在 1% 的水平上显著正相关, 但是交叉项系数值均小于宏观审慎政策系数绝对值, 这表明在高杠杆率下宏观审慎政策的风险转移效应较弱, 无法改变宏观审慎政策与银行风险承担的负相关关系。从系统 GMM 估计的相关检验来看, 表 4 中所有回归模型均不能拒绝 AR(2) 检验和 Sargan 检验的原假设, 这表明误差项不存在二阶序列自相关问题、模型设定也不存在过度识别问题。因此, 表 4 的回归结果是可靠的和有效的。总之, 本文使用系统 GMM 估计后发现, 所得结论与表 3 中完全保持一致。

表 4 内生性检验: 系统 GMM 模型

模型	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
被解释变量	<i>NPL</i>					
<i>L.NPL</i>	0.151*** (0.057)	0.167*** (0.059)	0.172*** (0.061)	0.225*** (0.061)	0.183*** (0.061)	0.201*** (0.064)
<i>MPI</i>	-0.169*** (0.047)	-0.096*** (0.033)				
<i>MPI</i> × <i>DumLA</i>		0.010*** (0.004)				
<i>DR</i>			-1.348*** (0.325)	-1.000*** (0.353)		
<i>DR</i> × <i>DumLA</i>				0.121*** (0.046)		
<i>LTV</i>					-0.357*** (0.083)	-0.257*** (0.082)
<i>LTV</i> × <i>DumLA</i>						0.042*** (0.015)
<i>Assets</i>	-0.124*** (0.031)	-0.106*** (0.036)	-0.092*** (0.029)	-0.076* (0.040)	-0.081*** (0.027)	-0.071*** (0.025)
<i>Assets</i> × <i>Assets</i>	0.007*** (0.002)	0.006*** (0.002)	0.006*** (0.002)	0.005** (0.002)	0.005*** (0.001)	0.004*** (0.001)
<i>CR</i>	-0.122 (0.076)	-0.163** (0.074)	-0.082 (0.061)	-0.175** (0.072)	-0.079 (0.068)	-0.126* (0.072)
<i>ROE</i>	-0.164*** (0.054)	-0.185*** (0.061)	-0.148*** (0.055)	-0.216*** (0.065)	-0.141*** (0.052)	-0.171*** (0.050)
<i>IBOR90</i>	0.212 (0.172)	0.333 (0.210)	2.982*** (0.768)	2.456*** (0.825)	0.795*** (0.257)	0.704*** (0.266)
<i>RGDPG</i>	1.616*** (0.423)	0.995*** (0.308)	0.179*** (0.065)	0.163** (0.073)	-0.015 (0.069)	-0.014 (0.081)
常数项	0.807*** (0.164)	0.646*** (0.200)	0.419*** (0.142)	0.356 (0.221)	0.406*** (0.140)	0.369*** (0.138)

时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
AR(2)检验	0.075 (0.940)	-0.008 (0.993)	-0.314 (0.753)	-0.143 (0.886)	-0.482 (0.630)	-0.525 (0.600)
Sargan 检验	66.391 (0.429)	73.481 (0.429)	79.223 (0.318)	83.431 (0.168)	81.946 (0.450)	83.992 (0.449)
样本数	1570	1570	1570	1570	1570	1570
银行数	223	223	223	223	223	223

注： $L.NPL$ 是 NPL 的滞后一阶变量。AR (2) 检验的原假设是残差项不存在二阶序列自相关；Sargan 检验的原假设是工具变量不存在过度识别问题。各统计量括号内为 p 值。

五、稳健性分析

（一）基于不同杠杆率分位数

为进一步确认基准模型的结论是否依赖于银行杠杆率虚拟变量 ($DumLA$) 分位数的选取，以及确定宏观审慎政策的风险转移效应是否随着银行杠杆率的逐渐提高而上升，本部分对银行杠杆率虚拟变量 ($DumLA$) 进行敏感性分析。虚拟变量 $DumLA$ 分位数取值为 99%、95%、90%、75%、50%等，所得回归结果与表 3 完全保持一致，宏观审慎政策 (MPI 、 DR 、 LTV) 与银行风险承担均在 1%的水平上显著负相关，宏观审慎政策的代理变量与杠杆率虚拟变量的交叉项 ($MPI \times DumLA$ 、 $DR \times DumLA$ 、 $LTV \times DumLA$) 与银行风险承担均至少在 5%的水平上显著正相关。这说明基于不同杠杆率分位数的选择，本文结论是可靠的和稳健的。

图 1 分别表示宏观审慎政策指数 (MPI)、存款准备金率 (DR) 和贷款价值比 (LTV) 对银行风险承担关于杠杆率虚拟变量 ($DumLA$) 分位数不同取值的回归结果。其中，实线表示宏观审慎政策对银行风险影响的负效应，虚线表示高杠杆率下宏观审慎政策的风险转移效应，柱形表示宏观审慎政策对银行风险影响的总效应，横轴表示杠杆率的分位数，如 90 表示 90%分位数。¹宏观审慎政策与杠杆率虚拟变量的交叉项 ($MPI \times DumLA$ 、 $DR \times DumLA$ 、 $LTV \times DumLA$) 表示宏观审慎政策的风险转移效应，体现高杠杆率下宏观审慎政策由于风险转移效应所产生的差异性。

由图 1 可知，无论是基于宏观审慎政策指数、存款准备金率还是贷款价值比，负效应均显著为负，风险转移效应均为正。在绝大多数情况下，风险转移效应远弱于负效应，使得总效应仍显著为负。同时，负效应随着杠杆率分位数的变化而小幅度调整，一定程度上表明宏观审慎政策的负效应与银行杠杆率的关联度并不太高。此外，在杠杆率低时，宏观审慎政策的风险转移效应较小且变化不大，此时，银行体系呈现出“常态”系统性风险（方意，2016b）。然而，在

¹值得注意的是，本文忽略低杠杆率下宏观审慎政策的风险转移效应，只考虑高杠杆率下宏观审慎政策的风险转移效应。因此，宏观审慎政策 (MPI 、 DR 、 LTV) 的系数表示负效应，而非前文低杠杆率下宏观审慎政策对银行风险承担的影响。

杠杆率分位数处于 99%和 95%时，宏观审慎政策的风险转移效应突然变大，甚至出现风险转移效应强于负效应的情形。这表明在杠杆率过高时，宏观审慎政策的风险转移效应会迅速变强，且风险转移效应的变强呈非线性。这使得宏观审慎政策的总效应加速减小，甚至出现总效应由负值变为正值的情形（如图 1-C 所示，99%分位数下总效应的数值大小为 0.001）。在不对样本进行上下 1%缩尾的检验中，在银行杠杆率过高时，存款准备金率和贷款价值比的总效应显著为正且数值更大。

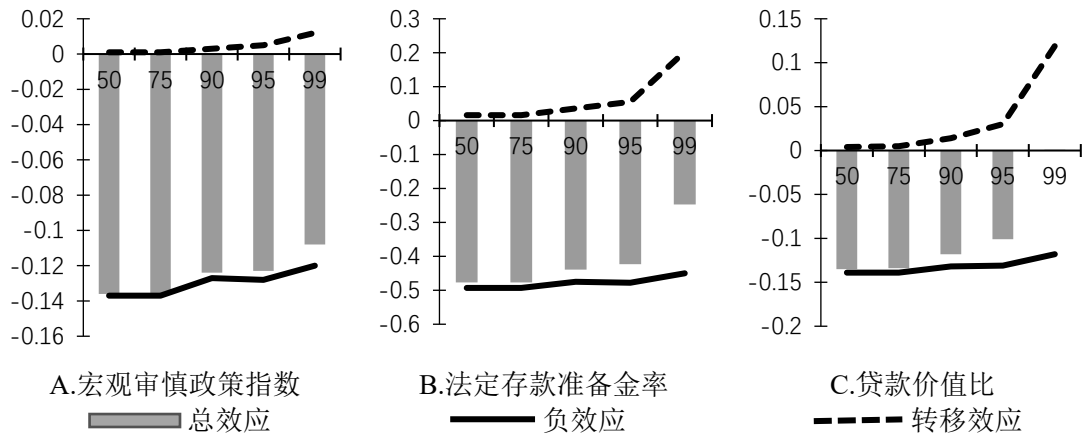


图 1 宏观审慎政策对银行风险承担影响效应分解图

(二) 基于不同银行风险代理变量

为增强结论的稳健性，本文进一步使用 Z 值 (Z -score) 作为银行风险承担的代理变量进行回归分析。在表 5 中，宏观审慎政策 (MPI 、 DR 、 LTV) 与 Z 值均在 5%的水平上显著正相关，宏观审慎政策与杠杆率虚拟变量的交叉项 ($MPI \times DumLA$ 、 $DR \times DumLA$ 、 $LTV \times DumLA$) 与 Z 值均在 5%的水平上显著负相关，但是交叉项系数绝对值均小于宏观审慎政策系数值。这与表 3 的结论完全保持一致，进一步验证本文结论。此外，本文还使用银行风险承担的其他代理变量：使用其他计算方法的 Z -score（使用资产收益率与权益资产比之和再除以资产收益率 3 年移动标准差，最后对所求结果取自然对数）、不良贷款比所有者权益、不良贷款拨备覆盖率以及资本收益率的标准差进行稳健性检验，所得结果与表 3 基本保持一致。

表 5 稳健性检验：不同被解释变量

模型	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
被解释变量	Z -score					
MPI	1.744** (0.687)	1.639** (0.689)				
$MPI \times DumLA$		-0.056** (0.022)				
DR			6.116** (2.409)	6.186** (2.469)		
$DR \times DumLA$				-0.714** (0.290)		
LTV					1.716**	1.775**

					(0.676)	(0.688)
$LTV \times DumLA$						-0.251** (0.114)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
调整 R^2	0.131	0.141	0.131	0.140	0.131	0.138
样本数	1430	1430	1430	1430	1430	1430
银行数	222	222	222	222	222	222

(三) 基于不同样本选择标准

本文将样本划分为正常时期子样本和危机时期子样本，按照不同时间维度进行稳健性检验。其中，正常时期为 2004~2007 年和 2013~2016 年，危机时期为 2008~2012 年。如表 6 所示，从宏观审慎政策及其与杠杆率虚拟变量交叉项的系数符号方向可以发现，在正常时期与危机时期均与基准模型估计结果完全保持一致，只是系数大小存在差异。为验证系数差异在统计意义上的显著性，本文通过自体抽样 1000 次取得的经验 p 值在 Panel A 和 Panel B 表现出较大的差异性。在 Panel A 中，宏观审慎政策的组间系数均存在显著性差异，在 Panel B 中，交叉项的组间系数在 5% 的水平上均不存在显著性差异。总之，无论是否处在危机时期，宏观审慎政策均会显著降低银行风险承担，但这种影响存在显著性差异；杠杆率在宏观审慎政策对银行风险承担的影响中均起着风险转移作用，同时这种作用不存在显著性差异。

表 6 稳健性检验：正常时期与危机时期

模型	(1)	(2)	(4)	(5)	(7)	(8)
样本	正常时期	危机时期	正常时期	危机时期	正常时期	危机时期
被解释变量	NPL					
A：基准模型						
MPI	-0.024*** (0.005)	-0.051*** (0.008)				
DR			-0.284*** (0.059)	-0.646*** (0.096)		
LTV					-0.047*** (0.010)	-0.093*** (0.014)
经验 p 值	0.000		0.000		0.000	
样本数	1008	794	1008	794	1008	794
调整 R ²	0.373	0.231	0.407	0.233	0.377	0.233
B：基准模型中加入交叉项						
MPI×DumLA	0.005*** (0.001)	0.003*** (0.001)				
MPI	-0.018*** (0.005)	-0.050*** (0.008)				
DR×DumLA			0.046*** (0.016)	0.033*** (0.013)		
DR			-0.259*** (0.055)	-0.631*** (0.096)		
LV×DumLA					0.018*** (0.006)	0.015** (0.006)
LTV					-0.043*** (0.010)	-0.093*** (0.014)
经验 p 值	0.081		0.279		0.362	
样本数	1008	794	1008	794	1008	794
调整 R ²	0.402	0.241	0.417	0.243	0.387	0.238

注：控制变量和类型固定效应均进行了控制。经验 p 值用于检验组间宏观审慎政策及其与杠杆率交叉项的系数差异的显著性，本文通过自体抽样 1000 次取得。下表同。

本文还将样本划分为全国银行¹子样本、地方银行²子样本进行差异性检验。如表 7 所示，从宏观审慎政策及其与杠杆率虚拟变量交叉项的系数符号方向可以发现，全国银行与地方银行均与基准模型估计结果完全保持一致，只是系数大小存在一定差异。同时，按照上述方法验证系数差异在统计意义上的显著性，结果发现，无论是全国银行还是地方银行，宏观审慎政策均会显著降低银行风险承担，不存在显著性差异；杠杆率在宏观审慎政策对银行风险承担的影响中均起着风险转移作用，也不存在显著性差异。

表 7 稳健性检验：全国银行与本地银行

模型	(1)	(2)	(4)	(5)	(7)	(8)
样本	全国银行	本地银行	全国银行	本地银行	全国银行	本地银行
被解释变量	NPL					
A：基准模型						
MPI	-0.023*** (0.006)	-0.017*** (0.005)				
DR			-0.344*** (0.048)	-0.261*** (0.052)		
LTV					-0.044*** (0.011)	-0.033*** (0.009)
经验 p 值	0.217		0.202		0.261	
样本数	194	1608	194	1608	194	1608
调整 R ²	0.372	0.234	0.628	0.274	0.375	0.237
B：基准模型中加入交叉项						
MPI×DumLA	0.004*** (0.001)	0.004*** (0.001)				
MPI	-0.020*** (0.006)	-0.014*** (0.005)				
DR×DumLA			0.032** (0.011)	0.041*** (0.013)		
DR			-0.347*** (0.049)	-0.251*** (0.051)		
LV×DumLA					0.023** (0.009)	0.016*** (0.006)
LTV					-0.044*** (0.011)	-0.032*** (0.009)
经验 p 值	0.420		0.434		0.315	
样本数	194	1608	194	1608	194	1608
调整 R ²	0.408	0.254	0.637	0.285	0.393	0.245

本文进一步将样本划分为非上市银行子样本、上市银行子样本。如表 8 所示，从宏观审慎政策及其与杠杆率虚拟变量交叉项的系数符号方向可以发现，非上市银行与上市银行均与基准模型估计结果完全保持一致，只是系数大小存在一定差异。同时，按照上述方法验证系数差异在统计意义上的显著性，结果发现，无论是上市银行还是非上市银行，宏观审慎政策均会显著降低银行风险承担，不存在显著性差异；杠杆率在宏观审慎政策对银行风险承担的影响中均起

¹包括国有大型商业银行和股份制商业银行。

²包括城市商业银行、农村商业银行和外资法人银行。

着风险转移作用，在大部分情况下不存在显著性差异。

表 8 稳健性检验：非上市银行与上市银行

模型	(1)	(2)	(4)	(5)	(7)	(8)
样本	非上市银行	上市银行	非上市银行	上市银行	非上市银行	上市银行
被解释变量	NPL					
A：基准模型						
MPI	-0.018*** (0.006)	-0.017*** (0.006)				
DR			-0.277*** (0.056)	-0.262*** (0.049)		
LTV					-0.035*** (0.011)	-0.033*** (0.010)
经验 p 值	0.469		0.442		0.462	
样本数	1421	381	1421	381	1421	381
调整 R ²	0.251	0.264	0.300	0.366	0.254	0.267
B：基准模型中加入交叉项						
MPI×DumLA	0.003*** (0.001)	0.005*** (0.002)				
MPI	-0.015*** (0.006)	-0.013** (0.006)				
DR×DumLA			0.029*** (0.011)	0.055** (0.025)		
DR			-0.269*** (0.055)	-0.259*** (0.048)		
LV×DumLA					0.013** (0.005)	0.036** (0.016)
LTV					-0.034*** (0.011)	-0.028** (0.011)
经验 p 值	0.201		0.144		0.023	
样本数	1421	381	1421	381	1421	381
调整 R ²	0.266	0.301	0.306	0.388	0.259	0.293

六、结论与政策建议

本文使用了 2004–2016 年我国 223 家商业银行的非平衡面板数据，研究宏观审慎政策与银行风险承担的关系，以及杠杆率在宏观审慎政策对银行风险承担影响中所起到的作用。结论表明，无论是否考虑模型内生性问题，还是基于不同杠杆率分位数、不同银行风险代理变量和不同样本选择标准，所得结果均表现出很强的稳健性。

本文的实证结果表明：首先，宏观审慎政策对银行风险承担有重要影响，其影响依赖于银行杠杆率。在杠杆率低时，宏观审慎政策与银行风险承担呈负向关系，主要由负效应决定。随着杠杆率的提高，宏观审慎政策的风险转移效应不断增强。宏观审慎政策影响银行风险承担的方向依赖于银行杠杆率的高低以及负效应和风险转移效应的平衡。其次，宏观审慎政策的风险转移效应主要由银行杠杆率决定，而宏观审慎政策的负效应与银行杠杆率的关系较小。高杠杆率下宏观审慎政策对风险转移效应产生影响，且该影响是非线性的。即在杠杆率低时，宏观审慎政策对银行风险承担保持负相关关系，只有在杠杆率过高情况下，才有可能出现宏观审慎政

策对银行风险承担的正向影响。最后，宏观审慎政策不仅会影响银行的信用风险，也会影响银行的整体稳定性。无论是否处在危机时期，无论是全国银行还是地方银行，无论是上市银行还是非上市银行，杠杆率在宏观审慎政策对银行风险承担的影响中均起着风险转移作用，而且在大部分情况下这种作用不存在显著性差异。

本文的政策建议主要有以下四个方面：第一，鉴于杠杆率在宏观审慎政策影响银行风险承担行为中起到的重要作用，监管当局应在当前结构性去杠杆的大背景下注意杠杆率变化，适时对宏观审慎政策进行预调。第二，关注宏观审慎政策在危机期间的有效性问题，加强逆周期宏观审慎政策的使用。针对不同类型的商业银行采用不同的宏观审慎政策工具，提高宏观审慎政策运用的有效性。第三，秉承宏观审慎政策与微观审慎政策并重的理念，加强对个体机构的审慎监管，避免银行过度风险承担。同时，做好宏观审慎政策工具的实施效果评估，并建立相关政策的设立和退出机制。第四，强化政府部门间信息共享和政策协调机制，提升宏观审慎政策协调的有效性，同时，完善货币政策与宏观审慎政策协调机制，减少政策冲突和叠加问题。

参考文献

- [1]. 方意、赵胜民和谢晓闻, 货币政策的银行风险承担分析——兼论货币政策与宏观审慎政策协调问题, 管理世界, 2012 年第 11 期, 9-19。
- [2]. 方意, 宏观审慎政策有效性研究, 世界经济, 2016a 年第 8 期, 25-49。
- [3]. 方意, 系统性风险的传染渠道与度量研究——兼论宏观审慎政策实施, 管理世界, 2016b 年第 8 期, 32-57。
- [4]. 江曙霞和陈玉婵, 货币政策、银行资本与风险承担, 经济研究, 2012 年第 4 期, 1-16。
- [5]. 廖岷、林学冠和寇宏, 中国宏观审慎监管工具和政策协调的有效性研究, 金融监管研究, 2014 年第 12 期, 1-23。
- [6]. 马勇和姚驰, 监管压力、经济周期与宏观审慎政策效果, 经济理论与经济管理, 2017 年第 10 期, 5-16。
- [7]. 邵梦竹, 宏观审慎政策对银行风险承担的影响——基于跨国实证视角, 金融监管研究, 2019 年第 5 期, 30-46。
- [8]. 宋科、李振和赵宣凯, 宏观审慎政策、经济周期与银行风险承担, 经济理论与经济管理, 2019 年第 1 期, 43-58。
- [9]. 王晋斌和李博, 中国货币政策对商业银行风险承担行为的影响研究, 世界经济, 2017 年第 1 期, 25-43。
- [10]. 王志强和李青川, 资本流动、信贷增长与宏观审慎监管政策——基于门限向量自回归的实证分析, 财贸经济, 2014 年第 4 期, 38-47。
- [11]. 张健华和王鹏, 银行风险、贷款规模与法律保护水平, 经济研究, 2012 年第 5 期, 18-30。
- [12]. Aiyar, S., C. Calomiris, and T. Wiedalek, How does Credit Supply Respond to Monetary Policy and Bank Minimum Capital Requirements?, European Economic Review, 2016, Vol.82, 142-165.
- [13]. Ajello, A., T. Laubach, D. Lopez-Salido, and T. Nakata, Financial Stability and Optimal Interest-rate Policy, FEDS Working Paper, No.2016-067, 2016.
- [14]. Altunbas, Y., M. Binici, and L. Gambacorta, Macroprudential Policy and Bank Risk, BIS Working Papers, No.646, 2017.
- [15]. Benigno, G., H. Chen, C. Otrok, A. Rebucci, and E. Young, Financial Crises and Macro-prudential Policies, Journal of International Economics, 2013, Vol.89, 453-470.
- [16]. Bernanke, B. S., The Federal Reserve and the Financial Crisis. Princeton, NJ: Princeton University Press, 2015.
- [17]. Blundell, R., and S. Bond, Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models, Journal of Econometrics, 1998, Vol.87, 115-143.
- [18]. Brunnermeier, M., and Y. A. Sannikov, Macroeconomic Model with a Financial Sector, American Economic Review, 2014, Vol.104, 379-421.
- [19]. Bruno, V., and H. S. Shin, Assessing Macroprudential Policies: Case of South Korea, Scandinavian Journal of Economics, 2014, Vol.116, 128-157.
- [20]. Cerutti, E., S. Claessens, and L. Laeven, The Use and Effectiveness of Macroprudential Policies: New Evidence, Journal of Financial Stability, 2015, Vol.28, 203-224.
- [21]. Claessens, S., An Overview of Macroprudential Policy Tools, IMF Working Paper, No. WP/14/214, 2014.
- [22]. Claessens, S., S. R. Ghosh, and R. Mihet, Macro-Prudential Policies to Mitigate Financial System Vulnerabilities, IMF Working Paper, No. WP/14/155, 2014.
- [23]. Cúrdia, V., and M. Woodford, Credit Spreads and Monetary Policy, Journal of Money, Credit and Banking, 2010, Vol.42, 3-35.
- [24]. Dell'Ariccia, G., D. Igan, L. Laeven, H. Tong, B. Bakker, and J. Vandenbussche, Policies for Macro-financial Stability:

- How to Deal with Credit Booms, IMF Staff Discuss Note, No.12/06, 2012.
- [25]. Demirgüç-Kunt, A., and E. Detragiache, The Determinants of Banking Crises: Evidence from Industrial and Developing Countries, World Bank Policy Research Working Paper, No.1828, 1997.
- [26]. Diamond, D., and P. Dybvig, Bank Runs, Deposit Insurance, and Liquidity, *Journal of Political Economy*, 1983, Vol.91, 401-419.
- [27]. Federico, P., C. Vegh, and G. Vuletin, Effects and Role of Macroprudential Policy: Evidence from Reserve Requirements Based on a Narrative Approach, Working paper, 2012.
- [28]. Gauthier, C., A. Lehar, and M. Souissie, Macroprudential Capital Requirements and Systemic Risk, *Journal of Financial Intermediation*, 2012, Vol.21, 594-618.
- [29]. Goodhart, C., A. Kashyap, D. Tsomocos, and A. Vardoulakis, Financial Regulation in General Equilibrium, NBER Working Paper, No.17909, 2012.
- [30]. Gray, J., What is Systemic Risk and What Can Be Done about It? A Legal Perspective, EUI-RSCAS Working Papers, No.55, 2011.
- [31]. Igan, D., and H. Kang, Do Loan-to-value and Debt-to-income Limits Work? Evidence from Korea, IMF Working paper, No.11/297, 2011.
- [32]. Jiménez, G., S. Ongena, J. L. Peydró, and J. Saurina, Macroprudential Policy, Countercyclical Bank Capital Buffers, and Credit Supply: Evidence from the Spanish Dynamic Provisioning Experiments, *Journal of Political Economy*, 2017, Vol.125, 2126-2177.
- [33]. Kuttner, K., and I. Shim, Can Non-interest Rate Policies Stabilize Housing Markets? Evidence from a Panel of 57 Economies, *Journal of Financial Stability*, 2013, Vol.26, 31-44.
- [34]. Laeven, L., and R. Levine, Bank Governance, Regulation and Risk Taking, *Journal of Financial Economics*, 2009, Vol.93, 259-275.
- [35]. Lim, C. H., A. Costa, and F. Columba, Macroprudential Policy: What Instruments and How are They Used? Lessons from Country Experiences, IMF Working Paper, No. WP/11/238, 2011.
- [36]. Maddaloni, A., and J. L. Peydró, Monetary Policy, Macroprudential Policy and Banking Stability: Evidence from the Euro Area, *International Journal of Central Banking*, 2013, Vol.9, 121-169.
- [37]. Nier, E., L. I. Jácome, J. Osinski, and P. Madrid, Institutional Models for Macroprudential Policy, IMF Working paper, No.11/18, 2011.
- [38]. Perotti, E., and J. A. Suarez, A Pigovian Approach to Liquidity Regulation, *International Journal of Central Banking*, 2011, Vol.7, 3-41.
- [39]. Rubio, M., and J. A. Carrasco-Gallego, Macroprudential and Monetary Policies: Implications for Financial Stability and Welfare, *Journal of Banking & Finance*, 2014, Vol.49, 326-336.
- [40]. Tovar, C., M. Garcia-Escribano, and M. V. Martin, Credit Growth and the Effectiveness of Reserve Requirements and Other Macroprudential Instruments in Latin America, IMF Working Paper, No.142, 2012.
- [41]. Wang, B., and T. Sun, How Effective are Macroprudential Policies in China?, IMF Working Papers, No.WP/13/75, 2013.
- [42]. Zhang, X., F. C. Li, Z. Li, and Y. Y. Xu, Macroprudential Policy, Credit Cycle, and Bank Risk-Taking, Sustainability, 2018, Vol.10, 1-18.

Macprudential Policy, Leverage, and Bank Risk-taking

SONG Ke LI Zhen

Abstract: This paper empirically tests the impact of macroprudential policy on bank risk-taking, with the use of unbalanced panel data of 223 commercial banks in China from 2004 to 2016. The study shows that the macroprudential policy in China has significant impact on bank risk-taking; and the impact is influenced by bank leverage ratio. When the leverage ratio is low, the macroprudential policy is negatively related to bank risk-taking. With the increase of leverage ratio, the risk-transfer-effect is continuously enhanced, and the negative relationship between the macroprudential policy and bank risk-taking is weakening, and may even become positive. The leverage ratio mainly has a nonlinear effect on the risk-transfer-effect, but has a weak effect on the negative effect. The results of robustness test also show a high level of robustness under different quintile of leverage ratio, proxy variables of bank risk and selection criteria of samples. Under the current background of structural deleveraging, it is necessary to pay attention to the timely adjustment of macroprudential policy according to the change in leverage ratio, strengthen the use of counter-cyclical macroprudential policy, and adopt differentiated macroprudential policy tools for different banks to improve the effectiveness.

Key Words: Macroprudential; Bank Risk; Leverage; Risk-taking;

互联网金融、存款竞争与银行风险承担

郭品¹ 沈悦²

【摘要】通过构建纳入互联网金融的银行环形城市模型，推演了“互联网金融→存款结构/付息成本→银行风险承担”的传导机制。在此基础上，以 2003—2016 年我国 83 家商业银行为样本，建立多重中介效应模型进行实证检验。研究表明：1) 互联网金融发展经由恶化存款结构和抬高付息成本两种渠道显著加重了银行风险承担水平，其中，恶化存款结构效应的相对贡献为 50% 左右，抬高付息成本效应的相对贡献为 35% 左右；2) 相较于互联网渠道构筑业态，互联网支付结算、互联网资源配置和互联网财富管理业态对银行存款结构和付息成本的不利影响更为强烈；3) 相对于国有、大规模、低流动性和低资本充足率商业银行，面对互联网金融的冲击，非国有、小规模、高流动性和高资本充足率商业银行的客户存款流失更快，平均付息成本上涨更多。

【关键词】互联网金融；银行风险承担；存款结构；付息成本；多重中介效应模型

一、引言

在信息技术与金融创新的共同推动下，互联网与金融相互渗透、不断融合，互联网金融实践日新月异，业务创新层出不穷。尤其自 2013 年开始，在包容性监管政策的支持下，互联网金融发展创造出一系列奇迹式的繁荣，不仅迅速改变着人们的金融生活，而且严重冲击了原有的金融生态（战明华等，2018）。作为传统金融领域的中流砥柱，商业银行面临的存款竞争亦愈演愈烈（Hou et al., 2016；邱晗等，2018）。中国共产党第十九次全国代表大会上提出“健全金融监管体系，守住不发生系统性金融风险的底线”。2018 年 3 月份的中央财经委员会第一次会议上强调“防范化解金融风险，事关国家安全、发展全局、人民财产安全”，这为互联网金融背景下银行风险承担的监管提出了基本要求。那么，互联网金融通过加剧存款竞争渠道如何影响了银行风险承担呢？不同业态的互联网金融对商业银行的影响是否具有异质性？不同类型的商业银行对互联网金融冲击的响应又是否呈现出差别？这都是防范化解银行风险、深化金融体制改革所亟待解决的重要现实问题和理论议题。

1 郭品，西安交通大学经济与金融学院助理研究员

2 沈悦，西安交通大学经济与金融学院教授

关于互联网金融的研究可追溯到 Allen et al. (2002) 对网络银行和电子金融的讨论。随着第三方支付、P2P 借贷和众筹的兴起, 互联网金融不但成为学术界关注的热点问题, 而且引起了全球金融稳定委员会以及各国金融监管部门的高度关注, 研究成果开始涌现。尽管目前理论界对互联网金融属于“金融创新”(Berger & Gleisner, 2009) 或是“监管套利”(郑联盛, 2014) 上还有不同见解, 对互联网金融是“全面颠覆”(谢平和邹传伟, 2012) 还是“拾遗补缺”(王国刚和张扬, 2015) 上仍存不同判断。但基本共识是互联网金融兼具互联网和金融的双重因子, 不仅面临着传统金融风险, 蕴藏的互联网风险也日渐凸显, 因此必须强化监管(王聪聪等, 2018)。

针对银行风险承担的探究于 2008 年全球金融危机爆发后迅速增多。理论基础方面, 越来越多的研究指出, 股东与债权人之间以及股东与管理层之间信息不对称所引发的委托代理问题是银行风险非中性的主要原因(Adrian & Shin, 2010)。测度方法方面, 考虑到金融发展结构与市场完善程度的差异, 学者分别采用破产风险法(Fiordelisi & Mare, 2014)、市场风险法(Pathan, 2009) 和经营风险法(汪莉和陈诗一, 2018) 度量银行风险承担。影响因素方面, 已有文献基本都认可宏观经济、货币政策和行业竞争等外部环境, 以及资产规模、流动性水平和资本实力(Dell' Ariccia et al., 2017; 邓向荣和张嘉明, 2018) 等内部特征会显著影响银行风险承担意愿。

作为一种全新的市场力量, 互联网金融如何影响商业银行的风险承担行为亦逐渐受到学者关注。基于业务竞争视角, 王静(2015) 认为互联网金融与商业银行在负债业务领域直接竞争, 在资产业务领域错位竞争, 在中间业务领域分庭抗礼, 这会迫使银行提高风险偏好。基于价格传递视角, 郭品和沈悦(2015) 的实证分析表明互联网金融显著加重了银行风险承担, 且该效应在非系统重要性银行中尤为强烈。基于互联网理财视角, 邱晗等(2018) 指出金融科技会致使银行风险偏好上升, 且该影响在规模较小的商业银行中表现突出。然而, 由于蓬勃发展的互联网金融与中国特有的金融抑制背景密不可分, 因此, 系统揭示互联网金融与银行风险承担之间关系的国外文献十分少见。虽然有学者指出互联网金融会提高存款者对银行风险承担的感知(Hou et al., 2016), 会改变银行风险偏好对货币政策的响应(Qiao et al., 2018), 但均未直接研究互联网金融对银行风险承担的影响。

总体来看, 已有研究的学术贡献极大丰富了互联网金融及其对银行风险承担影响的理论宝库, 令人钦佩折服。但是关于互联网金融通过存款竞争渠道加重银行风险承担的内在机制, 仍待透彻; 关于不同业态互联网金融对商业银行存款结构和付息成本的异质影响, 尚未涉足; 关于各类商业银行对互联网金融冲击的差异响应, 还需清晰。基于以上考虑, 本文通过构建纳入

互联网金融约束的银行环形城市模型，揭示了互联网金融经由存款竞争提高银行风险承担水平的微观机制，进一步基于 2003—2016 年我国 83 家商业银行的非平衡面板数据，建立多重中介效应模型，采用动态面板系统广义矩估计、迭代似不相关估计和工具变量技术，验证了上述影响的存在性与“双重”异质性。

与已有研究相比，本文做了如下三方面拓展。（1）从中国特殊的经济金融环境出发，构建引入互联网金融约束的银行环形城市模型，推演了“互联网金融→存款结构/付息成本→银行风险承担”的内在机制，从而使分析具有了中国特色的微观基础。（2）通过建立多重中介效应模型，首次从恶化存款结构和抬高付息成本两个方面验证了互联网金融发展加重银行风险承担的传导机制，并分别评估了恶化存款结构效应和抬高付息成本效应的相对贡献。（3）改变了以往文献只关注互联网金融发展对商业银行的总体影响，本文不仅基于金融功能将互联网金融划分为四个典型业态，剖释了各种业态的互联网金融对商业银行存款结构和付息成本的异质影响；而且从产权类型、资产规模、流动性水平和资本实力四个维度出发，考察了不同微观特质的商业银行对互联网金融的差异响应。

二、理论模型推演

（一）理论基础

长期以来，我国金融体系存在投资工具稀少、投资渠道狭窄、市场进入壁垒高和资金配置过程中银行独大等制度弊端（郑联盛，2014；郭品和沈悦，2015）。在这种背景下，传统商业银行主要为安全稳定的国有企业 and 大规模客户提供“个性化”服务，而对余下的小微企业和个人客户提供简单的“复制性”服务。互联网金融的出现和成熟则丰富了投资工具，扩展了投资渠道，提高了金融包容性和金融普惠性（Allen et al., 2002），以往金融需求难以得到满足的小微企业和个人也能够享受到差异化和灵活性的服务。于是，便捷和普惠的互联网金融迅速吸引了大量客户的零散资金。然而，互联网金融高息吸收的资金最终会以利率更高的协议存款、拆借资金、委托理财等方式重回商业银行（郑联盛等，2014；王国刚和张扬，2015）。因此，整体来看，在互联网金融的冲击下，商业银行吸收的存款规模基本保持不变，但存款结构会发生剧烈变化：资金成本较低的客户存款占比下降，资金成本较高的同业存款占比增加。此外，互联网金融发展还会助推利率市场化（邱晗等，2018），倒逼商业银行提高其理财产品回报率，这无疑进一步推高了商业银行的资金成本。

由此可知，互联网金融发展会恶化银行存款结构，抬高银行资金成本。这又如何影响商业银行的风险承担行为呢？以发达国家为样本的经验研究表明存款结构、资金成本与银行风险承担之间存在密切关系。由于客户存款期限长、成本低且受到了存款保险制度保护，因此，客户存款占比高、利息成本低的商业银行，风险承担水平相对较低（Cornett et al., 2011）。相反，鉴于批发性资金期限较短、成本较高且更容易撤离（Shin, 2009），因而，对批发资金依赖程度较大的商业银行不仅付息成本较高，而且风险暴露较多，也更容易发生危机（Allen et al., 2011）。据此，本文初步推断互联网金融、存款结构、付息成本和银行风险承担之间存在如图 1 所示的逻辑联系。

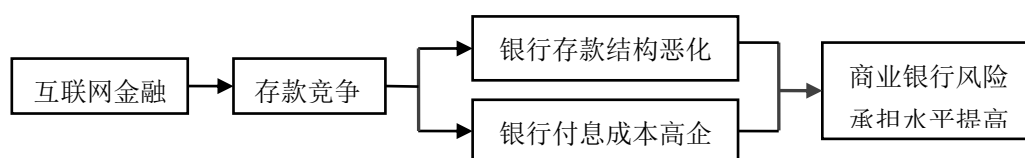


图 1 互联网金融、存款竞争与银行风险承担之间的逻辑联系

（二）模型构建

为验证图 1 推断的合理性，并揭示互联网金融通过存款竞争提高银行风险承担水平的微观机制，下文将构建纳入互联网金融约束的银行环形城市模型。建立该模型的基本思路是，在商业银行从家庭部门和资本市场筹集资金，并将这些资金分配到存款准备金和贷款（风险投资）的过程中，将其风险承担行为内生化的，使之在均衡状态下依赖于监管约束、市场竞争和自身资产负债特征。基于此，对商业银行的经营行为有如下假定。

1）理性经济人假设。 n （ $n > 2$ ）家商业银行均匀分布在 Salop（1979）所定义的周长为 1 的环形城市上，这些银行均是追求利润最大化的理性经济人。任意一家银行 i 的资产负债恒等式均可表示为： $R_i + L_i = D_i + K_i$ ，其中， R_i 为存款准备金， L_i 为贷款， D_i 为存款， K_i 为资本。

2）存款规模假设。1 单位连续统的家庭部门均匀分布在上述周长为 1 的环形城市上，且每一家庭拥有 1 单位的多余资金用于储蓄。家庭的存款决策仅仅取决于存款净收益，即商业银行支付的存款利率减去家庭部门付出的交通成本，而交通成本与家庭部门到商业银行的距离成正比。据此，对称纳什均衡下，商业银行 i 的存款规模 D_i 可表示为： $D_i = 1/n^1$ 。

3）贷款投资假设。经济体中存在一系列投资项目，项目失败时（概率为 τ ），收益率为 0，项目成功时（概率为 $1-\tau$ ），收益率为 r^L 。 r^L 是 τ 的函数，具有如下特征：第一， $r^L(\tau)$ 在区

1 限于篇幅，文中未详细列示存款规模函数的推导过程，如有需要可与笔者联系。

间 $[0,1]$ 上是一个连续正函数；第二， $r^L(\tau)$ 是 τ 的增函数，即项目收益随着项目失败概率（风险水平）的提高而增加；第三， $r^L(\tau)$ 是 τ 的凹函数，即项目收益增加的速率随着项目失败概率的提高而下降。吸收存款和筹集资本后，商业银行 i 面临着对上述贷款投资项目的选择，其选择的贷款项目失败概率 τ_i 越高，承担的投资风险就越大。因此，可以用项目失败概率 τ_i 反映商业银行 i 的风险承担水平。

4) 存款准备金约束。对于每单位存款，中央银行要求各商业银行必须持有一定比例的存款准备金。不失一般性地认为中央银行并不支付存款准备金利息，因而，银行 i 仅持有法定存款准备金。即满足： $R_i = \rho D_i$ ， ρ 表示法定存款准备金率， $0 < \rho < 1$ 。

5) 资本充足率约束。为促进商业银行审慎经营，对于每单位存款，监管当局要求各商业银行必须拥有一定的股本作为资本金。假定资本金的筹集成本 r^K 高于其投资项目的期望回报，因此，银行 i 会将最优资本金比率确定为监管当局要求的最低资本充足率 k ，即资本 K_i 满足 $K_i = kD_i$ ， $0 < k < 1$ 。

6) 监督管理成本约束。商业银行 i 在日常运营中需要对贷款和存款实施监督管理，其成本 C_i 可写为： $C_i = l_i L_i^2 / 2 + d_i D_i^2 / 2$ ， l_i 和 d_i 为正常数，分别表示贷款和存款的单位边际管理成本。

7) 互联网金融约束。在互联网金融 IF 的冲击下，商业银行 i 吸收的存款规模 D_i 基本保持不变，但资金成本低的客户存款 D_i^c 占比会下降，资金成本高的同业存款 D_i^r 占比会增加，即客户存款占比 γ_i 满足： $\gamma_i = \gamma_i(IF)$ 且 $\partial \gamma_i(IF) / \partial IF < 0$ 。此外，考虑到样本期内我国客户存款利率 r^c 尚未完全市场化，但同业拆借利率 r^r 早已实现市场化，因此，与战明华等（2018）的做法一致，认为 r^c 为外生的正常数，而 r^r 与互联网金融发展程度正相关，即 r^r 满足： $r^r = r^r(IF)$ ， $\partial r^r(IF) / \partial IF \geq 0$ 且 $r^r(IF) > r^c$ 。

需要注意的是，商业银行对于存款者承担有限责任，投资项目成功时会偿付存款者的本息，投资项目失败时则无法偿付其本息，选择违约。但无论投资成功与否，商业银行都要承担自有资金的机会成本和存贷款的监督管理成本。由此，将考虑互联网金融约束的商业银行最优化问题描述为：

$$\text{Max} \pi_i = (1 - \tau_i) \left[r_i^L(\tau_i) L_i - r^c D_i^c - r^r D_i^r \right] - r^K K_i - C_i \quad (6)$$

$$\text{S.T.} \begin{cases} R_i + L_i = D_i + K_i \\ D_i = 1/n, R_i = \rho D_i, K_i = k D_i \\ C_i = l_i L_i^2 / 2 + d_i D_i^2 / 2 \\ D_i^c = \gamma_i D_i, D_i^r = (1 - \gamma_i) D_i \\ \gamma_i = \gamma_i(IF), \partial \gamma_i(IF) / \partial IF < 0 \\ r^r = r^r(IF), \partial r^r(IF) / \partial IF \geq 0 \end{cases} \quad (7)$$

(三) 模型求解

式 (2) 代入式 (1) 后, 银行利润函数 π_i 可以重述为关于决策变量风险承担水平 τ_i 的以下形式:

$$\text{Max}_{\tau_i} \pi_i = \frac{(1 - \tau_i)}{n} \left[(1 + k - \rho) r_i^L(\tau_i) - \gamma_i(IF) r^c - (1 - \gamma_i(IF)) r^r(IF) \right] - \frac{k r^K}{n} - \frac{l_i (1 + k - \rho)^2 + d_i}{2 n^2} \quad (8)$$

将利润函数 π_i 对决策变量 τ_i 求一阶导数, 整理可得对称纳什均衡条件下商业银行 i 最优风险承担水平 τ_i 关于互联网金融 IF 的表达式:

$$(1 + k - \rho) r_i^L(\tau_i) - (1 - \tau_i)(1 + k - \rho) \frac{\partial r_i^L(\tau_i)}{\partial \tau_i} = \gamma_i(IF) r^c + (1 - \gamma_i(IF)) r^r(IF) \quad (9)$$

为厘清互联网金融带给商业银行的影响, 将式 (4) 两端同时对 IF 求一阶函数, 可得:

$$2(1 + k - \rho) \frac{\partial r_i^L(\tau_i)}{\partial \tau_i} \frac{\partial \tau_i}{\partial IF} - (1 - \tau_i)(1 + k - \rho) \frac{\partial r_i^{L2}(\tau_i)}{\partial \tau_i^2} \frac{\partial \tau_i}{\partial IF} = (r^c - r_i^r) \frac{\partial \gamma_i(IF)}{\partial IF} + (1 - \gamma_i(IF)) \frac{\partial r^r(IF)}{\partial IF} \quad (10)$$

对式 (5) 整理可得互联网金融通过恶化存款结构和抬高付息成本对银行风险承担的综合影响:

$$\frac{\partial \tau_i}{\partial IF} = \frac{(r^c - r_i^r)}{\Delta} \frac{\partial \gamma_i(IF)}{\partial IF} + \frac{(1 - \gamma_i(IF))}{\Delta} \frac{\partial r^r(IF)}{\partial IF} > 0 \quad (11)$$

其中, $\Delta = 2(1 + k - \rho) \partial r_i^L(\tau_i) / \partial \tau_i - (1 - \tau_i)(1 + k - \rho) \partial r_i^{L2}(\tau_i) / \partial \tau_i^2 > 0$ 。

由于 $(r^c - r^r) < 0$ 、 $\Delta > 0$ 、 $\partial \gamma_i / \partial IF < 0$ 且 $\partial r^r(IF) / \partial IF \geq 0$, 故式 (6) 恒大于零。这表明银行引入互联网金融约束后, 商业银行的最优风险承担水平有所提高。具体而言, 首先, 等式右端第一项大于零, 说明互联网金融带来的存款竞争会削减客户存款占比、恶化存款来源结构, 而存款结构恶化将促使商业银行偏好高风险高收益的投资项目, 以应对盈利空间的萎缩。换言之, 互联网金融经由“恶化存款结构效应”激励了商业银行承担更多风险。其次, 等式右端第二项大于零, 意味着互联网金融带来的存款竞争会倒逼银行负债利率市场化, 抬高其付息成本, 而融资成本上涨将增加商业银行的道德风险问题和风险转嫁动机, 最终提高银行风险承担水平。换言之, 互联网金融借由“抬高付息成本效应”助推了银行风险承担。综上可知,

互联网金融通过存款竞争加重银行风险承担的综合效应为恶化存款结构效应和抬高付息成本效应的叠加。

基于以上理论分析和模型推演，提出如下有待检验的研究假说。

假说 1：互联网金融分流了银行客户存款，改变了银行存款来源构成。存款结构恶化将激励商业银行从事高风险高收益的投资项目，由此加重银行风险承担水平。

假说 2：互联网金融助推了利率市场化，提高了银行存款利息成本。付息成本抬高将增加商业银行转嫁风险的动机，继而引起风险承担水平上升。

三、实证研究设计

（一）样本选择与数据来源

考虑数据的可得性，本文以 5 家大型国有商业银行、12 家全股份制商业银行和 66 家城市商业银行构成的 709 组非平衡面板数据为研究对象，研究时期为 2003—2016 年。数据主要源于 *Orbis Bank Focus* 数据库、国家统计局、《中国银行业监督管理委员会年报》和《中国金融统计年鉴》。

（二）实证方程与估计策略

1. 实证方程

为探究互联网金融是否通过存款结构和付息成本的传导机制激励银行承担更多风险，本文借鉴 Preacher & Hayes (2008) 提出的中介效应方法，构建如下四个递进方程组成的多重中介效应模型：

$$RISK_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 RISK_{i,t-1} + \alpha_2 IF_t + \alpha_3 Control_{1it} + \varepsilon_{1it} \quad (12)$$

$$CD_{it} = \beta_0 + \beta_1 IF_t + \beta_2 Control_{2it} + \varepsilon_{2it} \quad (13)$$

$$AIE_{it} = \delta_0 + \delta_1 IF_t + \delta_2 Control_{3it} + \varepsilon_{3it} \quad (14)$$

$$RISK_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 RISK_{i,t-1} + \gamma_2 IF_t + \gamma_3 CD_{it} + \gamma_4 AIE_{it} + \gamma_5 Control_{1it} + \varepsilon_{4it} \quad (15)$$

式中，*RISK*、*CD* 和 *AIE* 分别表示商业银行的风险承担水平、存款结构和付息成本；*IF* 表示互联网金融指数；*Control* 表示系列控制变量； ε 表示随机误差项。

根据多重中介效应模型的检验程序，为验证假说 1 和假说 2，第一步回归方程 (7)，考察互联网金融与银行风险承担之间的估计系数是否显著，若 α_2 显著为正则进行下一步，否则停止检验；第二步同时回归方程 (8) 和方程 (9)，检验中介变量存款结构和付息成本与互联网金融之间的估计系数是否显著，若 β_1 显著为负且 δ_1 显著为正，则意味着互联网金融发展会恶化银行存

款结构并抬高银行付息成本；第三步回归方程（10），若系数 γ_3 和 γ_4 显著但 γ_2 不显著，则说明存款结构和资金成本在互联网金融加重银行风险承担的影响中承担了完全中介的角色，若系数 γ_2 、 γ_3 和 γ_4 均显著且 γ_2 相比 α_2 数值有所下降，则说明存款结构和付息成本具有部分中介效应。

2. 估计策略

首先，鉴于纳入了一阶滞后的被解释变量作为解释变量，方程（7）和方程（10）具有动态性和内生性，故而，选择动态面板系统广义矩估计（SYSGMM）方法回归这两个方程，并采用 AR（2）检验、Wald 检验和 Sargan 检验判断使用该方法的合理性和有效性。同时，为缓解潜在的内生性问题，对银行层面的控制变量取前期值。其次，由于存款结构和付息成本具有内生关系，因此，方程（8）和方程（9）的扰动项之间存在相关性。在这种情况下，基于可行广义最小二乘法（FGLS）的似不相关估计量不仅效率更佳，而且可以通过不迭代使结果收敛。基于此，后文选择迭代似不相关回归技术（SUR-i）验证方程（8）和方程（9），并利用 LM 检验判别残差之间的同期相关性是否显著。

（三）变量定义与描述性统计

被解释变量：银行风险承担。为直观反映商业银行风险承担水平的高低，参考现有文献的思路（Lepetit & Strobel, 2015），本文选取调整 Z 值（ $RISK_Z$ ）——资产回报率的标准差（用 3 年滚动窗口计算）除以资产回报率与资本资产比率之和——作为银行风险承担的基准代理变量。为保证研究稳健性，进一步以负的贷款损失准备率（ $RISK_{LLR}$ ）和风险资产率（ $RISK_{ML}$ ）作为辅助代理变量¹。

核心解释变量：互联网金融。参考沈悦和郭品（2015）的做法，采用文本挖掘法构建的互联网金融指数（ IF ）作为核心解释变量。由于互联网金融包括支付结算、资源配置、财富管理和渠道构筑四种典型业态，因此，为考察不同业态的异质影响，本文继续构建了互联网支付结算指数（ IPS ）、互联网资源配置指数（ IRA ）、互联网财富管理指数（ IRM ）和互联网渠道构筑指数（ INC ）。

中介变量：存款结构和付息成本。与理论推导一致，对于银行存款结构，本文采用客户存款占比（ CD ）——客户存款与总付息负债之比——作为代理变量。对于银行付息成本，借鉴 Entrop et al.（2015）的做法，使用平均付息率（ AIE ）——利息费用与平均付息负债之比——作为代理变量。

1 由于我国商业银行风险加权资产的数据缺失，因此，采用净贷款资产占比近似代表风险资产率。

控制变量。结合现有文献的研究结论，在以银行风险承担为被解释变量的方程（7）和方程（10）中，选择名义国内生产总值增速（*GDP*）、广义货币供应量增速（*M2*）、行业集中度（*CR4*）以及银行资产水平（*LNA*）和银行流动性水平（*LIQ*）来控制宏观经济环境、货币政策立场、行业竞争状况和银行资产负债特征的影响。在以存款结构为被解释变量的方程（8）中，进一步加入了银行盈利能力（*LNP*）作为控制变量。在以付息成本为被解释变量的方程（9）中，本文则加入了变量通货膨胀率（*INF*）和银行管理能力（*OVER*）。各变量的表征符号、具体定义和描述性统计如表 1 所示。

表 1 变量设计与描述性分析

变量类型	变量名称	符号	变量设计	均值	标准差
被解释变量	银行风险承担	<i>RISK_Z</i>	银行 Z 值的倒数×100	3.6710	2.0191
		<i>RISK_{LLR}</i>	负的贷款损失准备/贷款总额×100	-0.8916	0.6626
		<i>RISK_{NL}</i>	银行净贷款/总资产×100	44.4031	12.5063
核心解释变量	互联网金融	<i>IF</i>	互联网金融指数	0.6615	0.3832
	互联网支付结算	<i>IPS</i>	互联网支付结算指数	0.7198	0.3515
	互联网资源配置	<i>IRA</i>	互联网资源配置指数	0.5470	0.4126
	互联网财富管理	<i>IRM</i>	互联网财富管理指数	0.6459	0.4359
	互联网渠道构筑	<i>INC</i>	互联网渠道构筑指数	0.7648	0.3351
中介变量	银行存款结构	<i>CD</i>	客户存款/总付息负债×100	78.9032	13.7033
	银行付息成本	<i>AIE</i>	利息费用/平均付息负债×100	1.9670	0.8115
控制变量	宏观经济环境	<i>GDP</i>	名义国内生产总值增速×100	11.9988	5.1471
	货币政策立场	<i>M₂</i>	广义货币供应量增速×100	15.0119	4.4232
	银行业集中度	<i>CR4</i>	前 4 大银行资产占比增速×100	-1.7023	0.7185
	银行资产规模	<i>LNA</i>	对数化的银行资产规模	19.1048	1.8238
	银行流动水平	<i>LIQ</i>	银行流动资产/总资产×100	23.4209	11.5793
	银行盈利能力	<i>LNP</i>	对数化的银行总利润	14.9009	1.9957
	通货膨胀率	<i>INF</i>	环比消费者物价指数	2.6199	1.7059
	银行管理能力	<i>OVER</i>	银行管理费用/银行总收入×100	12.3297	31.5306

四、实证结果及分析

（一）基准检验

表 2 报告了基于多重中介效应模型的检验结果。其中，模型 1（步骤一）采用 SYSGMM 方法估计互联网金融对银行风险承担的整体影响；模型 2 和模型 3（步骤二）基于 SUR-i 技术同时拟合互联网金融对银行存款结构和付息成本的冲击；模型 4（步骤三）使用 SYSGMM 方法考察剔除存款结构和付息成本的中介效应后，互联网金融是否仍会影响银行风险承担。从表 2 列示的检验统计量可以看出，AR（2）检验和 Sargan 检验的 P 值均超过 0.1，Wald 检验的 P 值为 0，表明模型 1 和模型 4 满足使用系统广义矩估计方法的前提条件。LM 检验在 1% 的显著性水平下被拒绝，证实模型 2 和模型 3 的扰动项之间存在显著的同期相关性，揭示出联立方程系统相对于单一方程模型更能充分反映互联网金融发展对银行存款结构和付息成本的影响。

1. 互联网金融对银行风险承担的整体影响

由表 2 中模型 1 的回归结果可知, 核心解释变量互联网金融 (IF) 的系数为 0.3229, 且通过了 1% 水平下的显著性检验, 表明互联网金融指数每增加 1%, 银行破产风险将提高 0.3229%。这与前述预期一致, 支持了互联网金融发展会激励商业银行承担更多风险的判断。究其原因, 互联网金融的快速发展分流了银行客户存款, 助推了存款利率市场化进程。为应对融资成本的上涨和盈利空间的萎缩, 商业银行倾向降低贷款标准, 投放高风险高收益信贷, 继而引起风险承担水平上升。控制变量中, GDP 的回归系数显著为正, 说明良好的经济环境会改善商业银行对未来形势的预期, 增强其风险承担意愿。 M_2 的估计系数为正, 且具有统计显著性, 该结果印证了银行风险承担并不是固定不变的, 而是内生于货币政策传导过程中 (王晋斌和李博, 2017)。 $CR4$ 的系数显著为负, 表明市场竞争越激烈, 银行风险承担水平越高, 即我国银行业符合“竞争—脆弱”假说。 LNA 的回归结果显著为负, 显示规模越大的商业银行越愿意凭借资金实力和风险管理优势自我消化经营损失, 而不是通过“金融安全网”和“大而不倒”的政府隐性担保转移经营失败风险。 LIQ 在 1% 的水平下显著为正, 由于信贷投放等风险投资行为受到了银行流动性的严格约束 (战明华等, 2018), 因此, 我国商业银行的风险承担水平与流动性水平之间呈现同向变动。

表 2 互联网金融发展影响银行风险承担的机制识别: 基准检验结果

多重中介效应模型步骤	步骤一	步骤二		步骤三
变量	模型 1: RISKZ	模型 2: CD	模型 3: AIE	模型 4: RISKZ
L1.RISKZ	0.8706*** (0.0082)			0.8488*** (0.0100)
IF	0.3229*** (0.0650)	-11.7226*** (3.2138)	1.3008*** (0.2092)	0.0483 (0.0607)
CD				-0.0132*** (0.0013)
AIE				0.0847*** (0.0209)
GDP	0.0088*** (0.0019)	0.6258*** (0.2265)	-0.0546*** (0.0166)	0.0132*** (0.0026)
M2	0.0219*** (0.0016)	0.4860*** (0.1495)	-0.0394*** (0.0104)	0.0272*** (0.0020)
CR4	-0.1714*** (0.0100)	3.0123*** (1.0879)	-0.1812** (0.0738)	-0.1595*** (0.0119)
LNA	-0.2287*** (0.0123)	-14.7549*** (1.3276)	-0.0035 (0.0158)	-0.1866*** (0.0140)
LIQ	0.0277*** (0.0011)	-0.2917*** (0.0451)	0.0023 (0.0028)	0.0243*** (0.0012)
LNP		13.7155*** (1.3011)		
INF			0.1104*** (0.0354)	
OVER			0.0042 (0.0032)	
样本数目	626	709	709	626
AR (2) 检验	0.7383[0.24]			0.7099[0.20]

Wald 检验	3482.32***[0.00]			3700.63***[0.00]
Sargan 检验	28.92[0.66]			26.95[0.67]
R ²		0.3233	0.2749	
RMSE		11.1824	0.7058	
LM 检验		21.498***[0.00]		

注：AR（2）检验的原假设为“残差不存在二阶自相关”；Wald 检验的原假设为“工具变量与内生变量不相关”；Sargan 检验的原假设为“工具变量均外生”；LM 检验的原假设为“方程组扰动项之间不存在同期相关性”；RMSE 为均方根误差；回归系数下方括号内为标准误；各检验右方括号内为 P 值；*、**和***表示在 10%、5% 与 1% 的水平下显著；回归结果省略了常数项。

2. 互联网金融对银行存款结构和付息成本的影响

核心解释变量互联网金融（*IF*）的估计系数在模型 2 中为负，在模型 3 中为正，且具备统计显著性。这和前述假说的预期相符，证实互联网金融的迅猛发展会恶化银行存款来源结构，并抬高存款付息成本。由于我国金融体系存在严重的利率管制和客户“偏向”（谢平和邹传伟，2012），因此，无论是以余额宝为代表的互联网财富管理模式，还是以支付宝为代表的互联网支付结算模式，抑或是以网贷之家为代表的互联网资源配置模式，在满足社会大众理财需求、支付需求和资金需求的同时，均不可避免地分流了银行客户存款，并加速了商业银行的负债利率市场化进程。

存款结构方程中，宏观层面的控制变量 *GDP* 和 *M2* 显著为正，表明经济发展增速提高和货币政策态度放宽有助于改善银行融资结构。行业层面的控制变量 *CR4* 为正，且高度显著，说明市场集中度提高会优化银行存款来源。个体层面的控制变量 *LNA* 和 *LIQ* 在 1% 的水平下显著为负，意味着资产规模雄厚和流动性充沛的商业银行客户存款占比相对较低。*LNP* 的回归结果显著为正，显示盈利能力强的商业银行存款结构更为优化。

付息成本方程中，变量 *GDP* 和 *M2* 的估计系数为负，且均在 1% 的水平下显著，表明经济走势良好以及货币供给充足时，银行付息率会随之降低。*INF* 的估计结果为正，具备统计显著性。这与费雪方程式的判断一致，通货膨胀来临时，为避免真实利率出现负值，名义利率必须相应提高，因此，通货膨胀率与银行付息成本同向变动。行业层面的控制变量 *CR4* 显著为负，揭示出激烈的市场竞争会推升银行资金成本。个体层面的控制变量 *LNA*、*LIQ* 以及 *OVER* 均不显著，这可能是由于样本期内我国存款利率尚未实现完全市场化，商业银行并不具有存款定价权，因而银行自身的资产负债特征难以对存款付息率产生影响。

3. 存款结构和付息成本的中介效应

根据表 2 的回归结果不难发现，与模型 1 相比，同时加入中介变量和核心解释变量的模型 4 中，存款结构（*CD*）和付息成本（*AIE*）的估计系数分别显著为负和正，但互联网金融（*IF*）

的正系数不再显著。这满足了多重中介效应模型的检验条件,说明客户存款占比和平均付息率在互联网金融发展对银行风险承担的影响中发挥了完全中介传导效应。

从两类中介效应的绝对贡献来看,互联网金融(*IF*)经由存款结构(*CD*)提高银行风险承担的中介效应为 0.1547 ($=(-0.0132) \times (-11.7226)$),在 1%的水平下显著。这表明互联网金融发展通过恶化存款结构渠道显著加重了银行风险承担,假说 1 得以验证。类似地,互联网金融(*IF*)经由付息成本(*AIE*)加剧银行风险承担的中介效应为 0.1102 ($=0.0847 \times 1.3008$),在 1%的水平下显著。这意味着互联网金融发展通过抬高付息成本渠道也明显增加了商业银行承担风险的意愿,假说 2 亦得以证实。进一步,对恶化存款结构效应和抬高付息成本效应加总,可以得到整体的多重中介效应为 0.2649 ($=0.1547+0.1102$),其在统计上高度显著。由此可知,互联网金融发展影响银行风险承担的整体效应为 0.3132 ($=0.2649+0.0483$)。

从两类中介效应的相对贡献来看,在互联网金融发展对银行风险承担的整体影响中,有约 84.58%是通过恶化存款结构和抬高付息成本渠道实现的。其中,恶化存款结构效应的相对贡献约为 49.40%,抬高付息成本效应的相对贡献约为 35.18%。上述结果表明,恶化存款结构和抬高付息成本是互联网金融发展之所以加重银行风险承担的关键传导机制,剔除这两种中介效应后,互联网金融发展并不会显著影响商业银行的风险承担。

(二) 稳健性检验

1. 考虑变量内生性问题

本文旨在考察互联网金融通过存款竞争渠道对银行风险承担的影响,然而,传统商业银行的风险承担、存款结构和付息成本特征本身也会对互联网金融发展产生影响,即变量之间可能存在一定的反向因果关系。对此,借鉴邱晗等(2018)、谢绚丽等(2018)的思想,选择互联网普及率(*INT*)作为互联网金融指数(*IF*)的工具变量,以减轻计量识别中的内生性问题。互联网普及率是我国网民规模与人口总规模之比,与互联网金融的发展程度息息相关,但与银行风险承担、客户存款占比和平均付息成本之间不存在明显的关联渠道,因而,互联网普及率可以成为一个有效的工具变量。互联网普及率数据根据《中国互联网发展状况统计报告》整理而得。

实证过程中,首先,将互联网金融指数对互联网普及率和其它控制变量做第一阶段回归;随后,将第一阶段获得的拟合值作为核心解释变量做第二阶段回归。同时,进行 Wald F 检验和 Anderson LM 检验,以保证互联网普及率是有效的工具变量。基于工具变量法的回归结果列示于表 3 的 Panel A。不难看出,在模型 5 中,互联网金融拟合值(*IF-fitted*)与银行风险承担显著正

相关，而在模型 8 中，互联网金融拟合值（*IF-fitted*）没有通过显著性检验，仅仅客户存款占比（*CD*）和平均付息率（*AIE*）具备统计显著性。这表明在考虑变量内生性因素后，本文研究结论依然稳健，再次证实了恶化存款结构和抬高付息成本是互联网金融激励银行承担更多风险的关键机制。

2. 改变变量测度方式

保持核心解释变量、中介变量和控制变量不变，以负的贷款损失准备率（*RISK_{LLP}*）和风险资产率（*RISK_{NL}*）作为银行风险承担的替代指标，继续检验互联网金融发展对银行风险承担的影响机制。回归结果分别报告于表 3 的 Panel B 和 Panel C。可以看出，首先，与模型 9 和模型 13 相比，加入中介变量后的模型 12 和模型 16 中，互联网金融（*IF*）的系数绝对值和显著程度出现明显下降，但客户存款占比（*CD*）和平均付息率（*AIE*）与被解释变量分别保持了显著的负向和正向关联，进一步验证了假说 1 和假说 2 的观点。其次，从传导机制的重要性来看，如表 4 所示，互联网金融发展对银行风险承担的总影响效应中，约有 80%—90%是经由存款结构和付息成本两个渠道间接传导的，且恶化存款结构效应的贡献份额为 50%左右，抬高付息成本效应的贡献份额为 35%左右。这些结果与基准分析相互呼应，证实前述结论并不会因变量选择而产生偏倚，揭示出当前阶段我国互联网金融发展主要通过恶化存款结构和抬高付息成本两种机制加重银行风险承担水平。

表 3 互联网金融发展影响银行风险承担的机制识别：稳健性检验结果

多重中介效应模型步骤		步骤一	步骤二		步骤三
Panel A 工具变量回归	变量	模型 5: <i>RISKZ</i>	模型 6: <i>CD</i>	模型 7: <i>AIE</i>	模型 8: <i>RISKZ</i>
	<i>IF-fitted</i>	0.3446*** (0.0691)	-12.4984*** (3.5194)	1.3005*** (0.2370)	0.0341 (0.0655)
	<i>CD</i>				-0.0138*** (0.0013)
	<i>AIE</i>				0.0770*** (0.0208)
Panel B 以 <i>RISK_{LLP}</i> 衡量 银行风险承担	变量	模型 9: <i>RISK_{LLP}</i>	模型 10: <i>CD</i>	模型 11: <i>AIE</i>	模型 12: <i>RISK_{LLP}</i>
	<i>IF</i>	0.5431*** (0.0837)	-11.7226*** (3.2138)	1.3008*** (0.2092)	0.0630 (0.0803)
	<i>CD</i>				-0.0215*** (0.0022)
	<i>AIE</i>				0.1274*** (0.0361)
Panel C 以 <i>RISK_{NL}</i> 衡量 银行风险承担	变量	模型 13: <i>RISK_{NL}</i>	模型 14: <i>CD</i>	模型 15: <i>AIE</i>	模型 16: <i>RISK_{NL}</i>
	<i>IF</i>	7.8611*** (0.937)	-11.7226*** (3.2138)	1.3008*** (0.2092)	1.1225 (0.7857)
	<i>CD</i>				-0.2470*** (0.0243)
	<i>AIE</i>				1.5371*** (0.3230)

注：回归系数下方括号内为标准误；*、**和***表示在 10%、5%与 1%的水平下显著；囿于篇幅，未汇报常数项、控制变量和模型检验的相关结果，如有需要可与笔者联系。

表 4 存款结构和付息成本中介效应的贡献份额

传导机制	Panel A		Panel B		Panel C	
	绝对贡献	相对贡献	绝对贡献	相对贡献	绝对贡献	相对贡献
恶化存款结构效应	0.1725	56.23%	0.2520	52.42%	2.8955	48.12%
抬高付息成本效应	0.1001	32.65%	0.1657	34.47%	1.9995	33.23%
整体多重中介效应	0.2726	88.88%	0.4178	86.90%	4.8949	81.35%
直接效应	0.0341	11.12%	0.0630	13.10%	1.1225	18.65%
总体效应	0.3067	100.00%	0.4808	100.00%	6.0174	100.00%

五、进一步讨论

（一）互联网金融业态的异质影响

为丰富关于互联网金融影响效应的研究，并提供不同业态互联网金融对银行存款结构和付息成本异质影响的证据，依次采用文本挖掘法所构建的互联网支付结算指数（*IPS*）、互联网资源配置指数（*IRA*）、互联网财富管理指数（*IRM*）和互联网渠道构筑指数（*INC*）作为核心解释变量对实证方程（8）和方程（9）进行回归。基于迭代式似不相关回归方法的计量结果汇总于表 5。从中可以看出，与表 2 的基准回归相比，核心解释变量 *IPS*、*IRA* 和 *IRM* 的回归符号和显著程度未发生变化，表明互联网支付结算、互联网资源配置和互联网财富管理带来的存款竞争，将恶化商业银行存款来源结构，并抬高银行存款付息成本。值得注意的是，在模型 23 和模型 24 中，核心解释变量 *INC* 并不显著，反映出渠道构筑式的互联网金融发展并不会对银行存款结构和付息成本带来明显冲击。

从我国的现实情况来看，渠道构筑式的互联网金融主要体现为各金融机构通过网络渠道传递价格信息，提升交互效率（郭品和沈悦，2015），因此，其与商业银行之间呈现融合而非竞争的格局。相较而言，以支付宝为代表的互联网支付结算业态在满足社会多样化支付需求的同时，也将部分银行资金分流至自身账户（王国刚和张扬，2015）。以 P2P 和众筹为代表的互联网资源配置业态利用网络优势直接介入信贷市场，对银行信用业务和负债业务均造成了一定“挤出效应”（申创和刘笑天，2017）。以余额宝为代表的互联网财富管理业态具有高收益、低风险、低门槛、高灵活、用户体验好等特点，因而，家庭在选择金融资产时更偏爱互联网金融理财产品而非银行存款（战明华等，2018）。综上可知，支付结算、资源配置和财富管理式的互联网金融均对商业银行具有竞争大于融合的影响。由是，相对于互联网渠道构筑业态，互联网支付结算、互联网资源配置和互联网财富管理业态对银行存款结构和付息成本的不利影响更为显著。

表 5 互联网金融对银行存款结构和付息成本的冲击：四种业态的异质影响

变量	模型 17 CD	模型 18 AIE	模型 19 CD	模型 20 AIE	模型 21 CD	模型 22 AIE	模型 23 CD	模型 24 AIE
IPS	-7.5976*** (2.4437)	0.3621** (0.1571)						
IRA			-6.1355* (3.2294)	0.3759* (0.2060)				
IRM					-10.6539*** (3.5802)	0.4659** (0.2323)		
INC							-3.1164 (2.8573)	0.0700 (0.1843)
样本数 目	709	709	709	709	709	709	709	709
R2	0.3195	0.2740	0.3132	0.2744	0.3187	0.2735	0.3252	0.2872
RMSE	11.2140	0.7064	11.2655	0.7062	11.2206	0.7066	11.1669	0.6999
LM 检验	21.808**[0.00]		22.374***[0.00]		22.244***[0.00]		20.161***[0.00]	

注：回归系数下方括号内为标准误；LM 检验右方括号内为 P 值；*、**、***分别表示在 10%、5%与 1%的水平下显著；囿于篇幅，本表仅仅列出了关键解释变量的回归结果。

（二）银行微观特质的调节作用

从银行业改革至今，大型国有商业银行、股份制商业银行和城市商业银行兼容并蓄，为我国经济发展提供了坚实的金融支撑，但不同商业银行的资产负债特质依旧迥然有异。目前，国内外大量理论研究和经验分析已证实，银行产权结构、资产规模、流动性水平和资本实力等微观特质会显著影响市场竞争与银行经营行为之间的关系（Jiménez et al., 2013；刘莉亚等，2017；邱晗等，2018）。因而，为了进一步探究不同微观特质的商业银行对互联网金融存款竞争的响应是否呈现出异质性，借鉴郭晔和赵静（2017）、王晋斌和李博（2017）的思路，将互联网金融指数与银行微观特质变量的交互项引入实证方程（8）和方程（9）中，设计并继续回归如下拓展模型。

$$CD_{it} = \beta_0 + \beta_1 IF_t + \beta_2 IF_t \times X_i + \beta_3 Control_{it} + \varepsilon_{5it} \quad (16)$$

$$AIE_{it} = \delta_0 + \delta_1 IF_t + \delta_2 IF_t \times X_i + \delta_3 Control_{it} + \varepsilon_{6it} \quad (17)$$

式中， X 表示银行微观特质变量，后文实证过程中分别代表银行产权类型虚拟变量（ K_J 和 K_C ）、银行资产规模（ LNA ）、银行流动性水平（ LIQ ）和银行资本充足率（ ETA ）。

表 6 报告了基于迭代式似不相关估计技术的回归结果。其中，Panel A、Panel B、Panel C 与 Panel D 依次从银行产权类型、资产规模、流动性水平和资本充足率四个维度出发，考察银行微观特质对互联网金融存款竞争效应的调节作用。可以看出，在控制其他变量的情况下，存款结构方程中，核心解释变量 IF 、 IPS 、 IRA 和 IRM 的回归系数为负，其与银行资产规模交叉项的估计系数为正，与银行产权类型虚拟变量、银行流动性和银行资本充足率交叉项的估计系数为负，且均至少通过了 10%水平下的显著性检验。付息成本方程中，核心解释变量 IF 、 IPS 、 IRA 和 IRM 的估计系数显著为正，而交叉项的估计系数在 Panel B 中显著为负，在 Panel A、Panel C 和

Panel D 中显著为正¹。上述结果意味着面对互联网金融的冲击，尤其是互联网支付结算、互联网资源配置和互联网财富管理业态的挑战，各类商业银行存款结构和付息成本的响应呈现出异质性。其中，国有、大规模、低流动性和低资本充足率商业银行受互联网金融存款竞争效应的负面影响较小；非国有、小规模、高流动性和高资本充足率商业银行受互联网金融存款竞争效应的不利冲击较大。

为揭示前述各类商业银行差异响应的内在原因，按照大型国有商业银行、股份制商业银行和城市商业银行两个子样本对银行微观特质变量进行均值 T 检验分析，结果如表 7 所示。从中不难发现，与股份制商业银行和城市商业银行相比，大型国有商业银行虽然资产规模雄厚，但是流动性水平和资本充足率较低。由此认为，上述不同商业银行之间的异质反应实质上映射了大型国有商业银行、股份制商业银行和城市商业银行综合实力的差别。首先，从目标客户来看，大型国有商业银行多为存款利率弹性低的国有企业 and 大规模客户提供服务，股份制商业银行和城市商业银行则更多关注存款价格弹性高的中小微企业和个人客户（郭品和沈悦，2015），因而，互联网金融对股份制商业银行和城市商业银行产生的影响更加直接。其次，从业务结构来看，近年来大型国有商业银行非利息收入占比不断攀升，业务结构日渐优化，而其余商业银行尤其是城市商业银行依旧以利息业务为主（刘莉亚等，2017），导致其在互联网金融发展过程中受到更多负面影响。再者，从监管程度来看，大型国有商业银行由于面临额外的风险管理、信息披露和公司治理要求（王晋斌和李博，2017），因此，其管理体系和治理机制相对成熟完善，进而能够更好地应对来自互联网金融的挑战。最后，从角色定位来看，长期以来大型国有商业银行“公有化”色彩浓厚，其在追逐利润的同时，也担负着维护金融稳定的社会责任，致使大型国有商业银行在经营过程中行为更加谨慎（郭晔和赵静，2017）。综合迭代式似不相关回归和均值 T 检验结果，本文认为相对于国有、大规模、低流动性和低资本充足率商业银行，面对互联网金融的冲击，非国有、小规模、高流动性和高资本充足率商业银行的客户存款流失更快，平均付息成本上涨更多。

1 需要注意的是，核心解释变量互联网渠道构筑指数 *INC* 及其与银行微观特质变量的交叉项并不显著，显示渠道构筑式的互联网金融对各类商业银行的存款结构和付息成本均不具有显著影响。

表 6 互联网金融对银行存款结构和付息成本的冲击：银行微观特质的调节作用

互联网金融业态		互联网金融 IF		互联网支付结算业态 IPS		互联网资源配置业态 IRA		互联网财富管理业态 IRM		互联网渠道构筑业态 INC	
Panel A 银行产权的调节作用	变量	模型 25: CD	模型 26: AIE	模型 27: CD	模型 28: AIE	模型 29: CD	模型 30: AIE	模型 31: CD	模型 32: AIE	模型 33: CD	模型 34: AIE
	IFI	-4.7114 **	0.4055 *	-2.8814 **	0.1720 *	-3.1178 *	0.2130 **	-5.8323 *	0.2230 *	-1.8845	0.0312
		(2.3218)	(0.2133)	(1.4262)	(0.1002)	(1.8187)	(0.1050)	(3.1768)	(0.1269)	(4.2154)	(0.0900)
	IFI×KJ	-10.9508 ***	0.6433 ***	-8.640 4***	0.1887**	-2.9742 *	0.1597 **	-5.7489 ***	0.2140 ***	-2.2276	0.0366
		(2.0505)	(0.1964)	(1.4130)	(0.0945)	(1.7107)	(0.0782)	(2.2054)	(0.0800)	(2.7122)	(0.0732)
	IFI×KC	-7.0097 ***	0.9418 ***	-4.7632 ***	0.2272 ***	-3.5585 **	0.1855 ***	-4.4421 **	0.2772 ***	-1.2594	0.0571
		(1.8104)	(0.1915)	(1.2648)	(0.0803)	(1.5932)	(0.0671)	(2.0621)	(0.0676)	(1.1234)	(0.0725)
Panel B 银行规模的调节作用	变量	模型 35: CD	模型 36: AIE	模型 37: CD	模型 38: AIE	模型 39: CD	模型 40: AIE	模型 41: CD	模型 42: AIE	模型 43: CD	模型 44: AIE
	IFI	-63.5024 ***	4.8159 ***	-84.4406 ***	2.3944 **	-38.8219 ***	2.2259 ***	-50.1771 ***	1.9558 ***	-27.7964	1.2480
		(14.0693)	(0.9092)	(15.7430)	(1.1183)	(11.5353)	(0.7377)	(11.9251)	(0.7071)	(17.6150)	(1.1264)
	IFI×LNA	2.7525 ***	-0.1836 ***	3.8554 ***	-0.1141 **	1.6077 ***	-0.1073 ***	2.0444 ***	-0.0703 **	1.2920	-0.0637
		(0.7206)	(0.0468)	(0.8210)	(0.0533)	(0.5906)	(0.0378)	(0.6000)	(0.0337)	(0.9177)	(0.0588)
Panel C 银行流动性的调节作用	变量	模型 45: CD	模型 46: AIE	模型 47: CD	模型 48: AIE	模型 49: CD	模型 50: AIE	模型 51: CD	模型 52: AIE	模型 53: CD	模型 54: AIE
	IFI	-9.9627 ***	0.8541 ***	-6.9344 ***	0.2813*	-5.5438 **	0.3248 **	-8.8752 ***	0.4106 **	-3.0488	0.0293
		(3.2046)	(0.2088)	(2.4387)	(0.1507)	(2.5287)	(0.1606)	(3.0722)	(0.2023)	(2.8505)	(0.1856)
	IFI×LIQ	-0.0399 **	0.0053 ***	-0.0443 **	0.0024 *	-0.0354 *	0.0023 *	-0.0334 *	0.0023 **	-0.0226	0.0018
		(0.0192)	(0.0012)	(0.0200)	(0.0013)	(0.0190)	(0.0012)	(0.0181)	(0.0011)	(0.0196)	(0.0012)
Panel D 银行资本的调节作用	变量	模型 55: CD	模型 56: AIE	模型 57: CD	模型 58: AIE	模型 59: CD	模型 60: AIE	模型 61: CD	模型 62: AIE	模型 63: CD	模型 64: AIE
	IFI	-9.6146 ***	0.8243 ***	-6.636 5***	0.3121 ***	-4.9727 ***	0.3325 ***	-9.0034 ***	0.3144 ***	-2.3583	0.0695
		(3.3900)	(0.2593)	(2.2573)	(0.1196)	(1.9095)	(0.1249)	(3.3063)	(0.1195)	(3.4708)	(0.2223)
	IFI×ETA	-0.4142 **	0.0316 ***	-0.2251 *	0.0229 **	-0.3653 *	0.0192 **	-0.4056 *	0.0440 **	-0.2050	0.0007
		(0.2021)	(0.0113)	(0.1207)	(0.0118)	(0.2067)	(0.0093)	(0.2109)	(0.0203)	(0.2665)	(0.0169)

注：IFI 从左至右依次表示互联网金融指数（IF）、互联网支付结算指数（IPS）、互联网资源配置指数（IRA）、互联网财富管理指数（IRM）和互联网渠道构筑指数（INC）；KJ 和 KC 表示银行产权虚拟变量，若样本银行为股份制商业银行，则 KJ=1 且 KC=0，若样本银行为城市商业银行，则 KJ=0 且 KC=1，若样本银行为大型国有商业银行，则 KJ=KC=0；LNA 表示对数化的银行规模；LIQ 表示银行流动资产与总资产之比；ETA 表示银行资本充足率；回归系数下方括号内为标准误；*、**、*** 分别表示在 10%、5% 与 1% 的水平下显著；考虑到文章篇幅限制，仅仅列出了核心解释变量的回归结果。

表 7 商业银行微观特质变量的均值 T 检验

变量	大型国有商业银行		股份制、城市商业银行		均值 T 检验		
	均值	标准差	均值	标准差	均值差	T 值	P 值
资产规模	22.4395	0.4932	18.5654	1.4991	3.8741***	20.0548	0.0000
流动性水平	15.2078	4.8566	24.4253	10.5447	-9.2175***	-6.5346	0.0000
资本充足率	6.0877	0.1502	6.6016	0.0786	-0.5139**	-2.1019	0.0360

注：均值 T 检验的原假设为两个子样本的均值相等；**和*** 分别表示在 5% 与 1% 的水平下显著。

六、结 论

近年来,以支付宝、余额宝和P2P网贷为典型业态的互联网金融欣欣向荣,从资源、技术、模式等方面给传统金融机构带来了全方位冲击。考虑到商业银行在金融稳定中扮演关键角色,学者开始关注互联网金融是否会影响银行风险承担。但关于互联网金融对银行风险承担的影响机理、互联网金融典型业态的异质作用以及各类商业银行的差异响应,现有文献的剖释并不全面和透彻。据此,本文通过构建银行环形城市模型和多重中介效应模型,系统推演了“互联网金融→存款结构/付息成本→银行风险承担”的内在传导机制,并采用2003—2016年我国83家商业银行的非平衡面板数据进行验证。研究得出如下三点有意义的结论。1)互联网金融发展主要通过恶化存款结构和抬高付息成本两种渠道加重了我国商业银行的风险承担水平。其中,恶化存款结构效应的相对贡献为50%左右,抬高付息成本效应的相对贡献为35%左右。2)相较于互联网渠道构筑业态,互联网支付结算、互联网资源配置和互联网财富管理业态对银行存款结构和付息成本的不利影响更为明显。3)相对于国有、大规模、低流动性和低资本充足率银行,面对互联网金融的冲击,非国有、小规模、高流动性和高资本充足率银行的客户存款流失更快,平均付息成本上涨更多。

上述结论的政策启示体现在以下两个方面。首先,对于互联网金融,监管当局应构建兼具一般性和特殊性的风险监管体制,在促使互联网金融发挥“鲶鱼效应”的同时,严防各类风险。具体地,可以结合互联网金融产业风险监管的一般要求和互联网金融典型业态风险监管的具体需求,参考巴塞尔委员会的监管机制与流程规范,制定包括进入退出、激励惩罚、合规审查、信息披露、风险准备、风险分担在内的整体监管框架及具体操作流程,加强针对互联网金融风险的全链条监管。其次,对于商业银行,监管当局应根据银行体系的二元结构,采取针对性、差异化的监管措施。针对大型国有商业银行,应在风险可控的前提下,继续推进混合所有制改革,提高改革力度,扩大改革范围,以完善其公司治理结构和激励约束机制,促进金融创新。针对股份制商业银行和城市商业银行,应规范其业务经营,尤其是加强对交叉金融产品、资产管理产品、影子银行业务和同业业务的整治和监管,在控制个体风险的同时,杜绝系统性风险的传染问题。

参考文献

- [1] 邓向荣和张嘉明, 2018, 《货币政策、银行风险承担与银行流动性创造》, 《世界经济》第4期, 第28~52页。
- [2] 郭品和沈悦, 2015, 《互联网金融加重了商业银行的风险承担吗? ——来自中国银行业的经验证据》, 《南开经济研究》第4期, 第80~97页。
- [3] 郭晔和赵静, 2017, 《存款保险制度、银行异质性与银行个体风险》, 《经济研究》第12期, 第134~148页。
- [4] 刘莉亚、余晶晶、杨金强和朱小能, 2017, 《竞争之于银行信贷结构调整是双刃剑吗? ——中国利率市场化进程的微观证据》, 《经济研究》第5期, 第131~145页。
- [5] 邱晗、黄益平和纪洋, 2018, 《金融科技对传统银行行为的影响——基于互联网理财的视角》, 《金融研究》第8期, 第17~29页。
- [6] 申创和刘笑天, 2017, 《互联网金融、市场势力与商业银行绩效》, 《当代经济科学》第5期, 第16~29页。
- [7] 沈悦和郭品, 2015, 《互联网金融、技术溢出与商业银行全要素生产率》, 《金融研究》第3期, 第160~175页。
- [8] 汪莉和陈诗一, 2018, 《利率政策、影子银行与我国商业银行风险研究》, 《经济学(季刊)》第10期, 第1~22页。
- [9] 王聪聪、党超、徐峰、钟立和新杜炜, 2018, 《互联网金融背景下的金融创新和财富管理研究》, 《管理世界》第12期, 第168~170页。
- [10] 王国刚和张扬, 2015, 《互联网金融之辨析》, 《财贸经济》第1期, 第5~16页。
- [11] 王晋斌和李博, 2017, 《中国货币政策对商业银行风险承担行为的影响研究》, 《世界经济》第1期, 第25~43页。
- [12] 王静, 2015, 《基于金融功能视角的互联网金融形态及对商业银行的冲击》, 《财经科学》第3期, 第56~65页。
- [13] 谢平和邹传伟, 2012, 《互联网金融模式研究》, 《金融研究》第12期, 第11~22页。
- [14] 谢绚丽、沈艳、张皓星和郭峰, 2018, 《数字金融能促进创业吗? ——来自中国的证据》, 《经济学(季刊)》第4期, 第1558~1580页。
- [15] 战明华、张成瑞和沈娟, 2018, 《互联网金融发展与货币政策的银行信贷渠道传导》, 《经济研究》第4期, 第63~76页。
- [16] 郑联盛, 2014, 《中国互联网金融: 模式、影响、本质与风险》, 《国际经济评论》第5期, 第103~118+106页。
- [17] Adrian, T. and HS. Shin, 2010, "Liquidity and Leverage", *Journal of Financial Intermediation*, 19(3), pp.418~437.
- [18] Allen, F., J. McAndrews and P. Strahan, 2002, "E-finance: An Introduction", *Journal of Financial Services Research*,

- 22(1), pp.5~27.
- [19]Allen, F., P. Fulghieri and H. Mehran, 2011, "The Value of Bank Capital and the Structure of the Banking Industry", *The Review of Financial Studies*, 24(4), pp.971~982.
- [20]Berger, S. and F. Gleisner, 2009, "Emergence of Financial Intermediaries in Electronic Markets: The Case of Online P2P Lending", *Business Research*, 2(1), pp.39~65.
- [21]Cornett, M. M., J. McNutt, P. E. Strahan and H. Tehranian 2011, "Liquidity Risk Management and Credit Supply in the Financial Crisis", *Journal of Financial Economics*, 101(2), pp.297~312.
- [22]Dell'Ariccia, G., L. Laeven and G. A. Suarez, 2017, "Bank Leverage and Monetary Policy's Risk-taking Channel: Evidence from the United States", *Journal of Finance*, 72(2), pp.613~654.
- [23]Entrop, O., C. Memmel, B. Ruprecht and M. Wilkens, 2015, "Determinants of Bank Interest Margins: Impact of Maturity Transformation", *Journal of Banking & Finance*, 54(1), pp.1~19.
- [24]Fiordelisi, F. and D. S. Mare, 2014, "Competition and Financial Stability in European Cooperative Banks", *Journal of International Money and Finance*, 45(2), pp.1~16.
- [25]Hou, X., Z. Gao and Q. Wang, 2016, "Internet Finance Development and Banking Market Discipline: Evidence from China", *Journal of Financial Stability*, 22(2), pp.88~100.
- [26]Jiménez, G., J. A. Lopez. and J. Saurina, 2013, "How Does Competition Affect Bank Risk-taking?", *Journal of Financial Stability*, 9(2), pp.185~195.
- [27]Lepetit, L. and F. Strobel, 2015, "Bank Insolvency Risk and Z-Score Measures: A Refinement", *Finance Research Letters*, 13(5), pp.214~224.
- [28]Pathan, S., 2009, "Strong Boards, CEO Power and Bank Risk-taking", *Journal of Banking & Finance*, 33(7), pp.1340~1350.
- [29]Preacher, K. and A. Hayes, 2008, "Asymptotic and Resampling Strategies for Assessing and Comparing Indirect Effects in Multiple Mediator Models", *Behavioral Research Methods*, 40(3), pp.879~891.
- [30]Qiao, H., ML. Chen and Y. Xia, 2018, "The Effects of the Sharing Economy: How Does Internet Finance Influence Commercial Bank Risk Preferences?", *Emerging Markets Finance and Trade*, 54(13), pp.3013~3028.
- [31]Salop, S. C., 1979, "Monopolistic Competition with Outside Goods", *The Bell Journal of Economics*, 26(4), pp.141~156.
- [32]Shin, H. S., 2009, "Reflections on Northern Rock: The Bank Run that Heralded the Global Financial Crisis", *Journal of Economic Perspectives*, 23(1), pp.101~120.

Internet Finance, Deposit Competition, and Bank Risk-taking

GUO PinSHEN Yue

Abstract: By constructing the bank circular city model incorporated with Internet finance, this paper deduces the transmission mechanism of “Internet finance → deposit structure / interest-paying cost → bank risk-taking”. On this basis, taking the Internet finance index constructed by text mining method as the core explanatory variable, and selecting eighty-three commercial banks in China from 2003 to 2016 as samples, we build a multiple mediation model for empirical test. The results are as follows: 1) Internet finance development has significantly increased banks risk-taking level by deteriorating deposit structure and raising interest-paying cost, in which the relative contribution of deposit structure deterioration is about 50% and that of interest-paying cost increase is about 35%. 2) Compared with the format of Internet channel construction, Internet payment settlement, Internet resource allocation, and Internet wealth management format have stronger negative impacts on bank deposit structure and interest-paying cost. 3) Compared with state-owned, large-scale, low-liquidity and low-capital-adequacy commercial banks, non-state-owned, small-scale, high-liquidity and high-capital-adequacy commercial banks not only suffer from quicker loss of customer deposits but also a higher increase of average interest-paying cost when confronted with the challenges from Internet finance.

Keywords: Internet Finance; Bank Risk-taking; Deposit Structure; Interest-paying Cost; Multiple Mediation Model

宏观经济稳定与国有经济投资：作用机理与实证检验

郭婧¹ 马光荣²

【摘要】经济稳定与政治稳定、社会稳定共同构成了当代经济社会健康发展的前提条件。传统的宏观经济政策理论和各国的实践一般都把财政货币政策作为稳定宏观经济运行的主要工具，而在中国特色社会主义市场经济体制下，国有经济投资也发挥了一定作用。本文的研究发现：非国有经济投资具有明显的顺周期性，但国有经济投资的波动性较小，且具有一定逆周期性；分省层面的回归结果显示，国有经济投资比重高的省份，宏观经济波动较小；同时，国有经济投资对 GDP 具有显著的乘数效应。这些都表明，国有经济投资发挥了宏观经济稳定作用，但这种稳定作用随着国有企业改革不断深化而可能会有所减弱。

【关键词】经济波动；国有经济投资；经济稳定；工具变量；

一、引言

2008 年金融危机爆发及其引发全球经济大衰退以来，许多国家“重新发现了”国有企业是实现特定政策目标的有用工具，创立了新一代国有企业（Florio & Fecher, 2011; Thynne, 2011; Florio, 2013, 2014a; Bernier, 2014）。从历史上看，20 世纪 30 年代的大萧条正是一些国家纷纷建立国有企业的起因^①，而 80 年后的今天，各国政府又不得不面对类似的情况（Florio, 2014b）：美国、英国、瑞典、荷兰等核心资本主义经济体纷纷将一些大型金融机构（特别是银行）进行了不同程度的国有化，许多国家加强了国有企业在石油和天然气行业、航空铁路等运输行业以及公用事业领域的主导地位^②，特别是一些大型国有企业的国际扩张和全球影响力提升趋势明显（Carney & Child, 2013; Bass & Chakrabarty, 2014; Reddy et al., 2016; Xie et al., 2017）。

不过，我们也要认识到，许多国家在危机爆发后重振国有企业可能仅是拯救经济的事后措施，有些国家甚至只是将其作为一种临时性应急手段（Szarzec & Nowara, 2017）。尽管如此，这至少在一定程度上反映出许多国家将国有企业作为宏观调控的一个有用工具。而在国有企业具有举足轻重地位的我国，几乎没有爆发过严重的经济危机，这是否意味着国有企业在事前就具

1 郭婧，中央财经大学财政税务学院

2 马光荣，中国人民大学中国财政金融政策研究中心，中国人民大学财政金融学院教授

有稳定经济的作用？这种稳定作用是如何发生的？如何看待这种稳定作用？虽然以前的大量研究表明，国有企业的效率低于民营企业，但人们对于国有企业对经济周期波动的反应如何却不甚了了。为了填补这一空白，本文考察了我国国有企业在经济周期中的投资行为及其反周期作用。

基于改革开放之后的数据，我们发现如下典型事实：非国有经济投资波动性大，且具有顺周期性；国有经济投资波动性小，且具有一定逆周期性^⑨。非国有经济投资波动是宏观经济波动的重要来源之一，而国有经济投资则起到了逆周期调节作用。当经济进入衰退期时，非国有经济投资增速大幅度下滑，但国有经济投资增速逆势上升。特别值得注意的是，国有经济投资与一般预算财政支出的规模接近，而且前者的逆周期性甚至高于后者。

国有经济投资的宏观经济稳定作用主要来自于其低波动性和逆周期性。我们认为，这源于国有企业不同于民营企业的如下三个特征：（1）国有企业的“软预算约束”、“委托—代理”问题等较为突出以及“规模性反应时滞”，致使国有企业对市场信号相对不敏感，因而国有经济投资的波动较小：在经济繁荣期，国有经济投资增速低于非国有经济投资；在经济衰退期，国有经济投资增速不会大幅度下滑。（2）国有企业的政治关联度较高，具有相对较强的“政策意识”。一方面，国有企业的经营决策特别是投资决策在贯彻国家宏观经济调控意图上具有一定的主动性；另一方面，在有些情况下，政府也通过一定形式的干预，要求国有企业服从宏观调控的大局，这使得国有经济投资呈现逆周期性。（3）国有企业是财政货币政策工具的重要补充。当实施反周期的财政政策和货币政策时，国有企业投资行为的响应力度高于民营企业；同时，国有企业是财政货币政策传导到经济体系的重要载体，而且其可传导性高于民营企业。

我们利用省级面板数据检验发现，国有经济投资比重高的省份，宏观经济波动较小。为了解决内生性问题，我们基于 1952 年各省份私营工业产值比重，构造了工具变量，发现这一结论仍然成立。我们还估计了国有经济投资对拉动 GDP 的乘数效应，发现国有经济投资增加 1 个单位，将带动 GDP 增长 1.24 个单位，这再次印证了国有经济投资对宏观经济的稳定作用。

与现有文献相比，本文的贡献在于首次系统分析了国有经济投资的宏观经济稳定作用。第一，从研究国有企业的经济影响角度来看，国内外文献主要围绕国有企业的绩效展开实证分析，大多数结果认为国有企业相比于民营企业效率低下、盈利能力差，不仅没有促进经济增长（Pescatrice & Trapani, 1980; Atkinson & Halvorsen, 1986; Hausman & Neufeld, 1991; Ehrlich et al., 1994; Megginson & Netter, 2001; Djankov & Murrell, 2002; 林青松、李实, 1996; 姚洋, 1998; 谭劲

松、郑国坚, 2004; 刘小玄、李利英, 2005; 宋立刚、姚洋, 2005; 白重恩等, 2006; 罗宏、黄文华, 2008; 刘瑞明, 2013; 孔东民等, 2014), 还对民营企业的发展产生了拖累效应(刘瑞明、石磊, 2010)。这些文献主要是从企业经济责任视角特别是从资产收益率(ROA)、销售收益率(ROS)和净资产收益率(ROE)等短期绩效(财务)指标角度进行的“微观效率”分析, 忽略了国有企业的政策工具属性(包括宏观经济稳定作用)所具有的“宏观效率”(刘元春, 2001)。

第二, 从研究中国宏观经济稳定的影响因素角度来看, 相关文献汗牛充栋, 但其中绝大多数文献关注的是财政政策货币政策所发挥的作用, 忽视了在中国社会主义市场经济体制下, 国有经济投资也是影响宏观经济稳定的重要手段。第三, 即使有些研究涉及到国有企业的宏观经济稳定作用, 但也只是从国有企业的性质和功能定位角度进行的规范分析(Putniņš, 2015; 刘解龙、唐未兵, 1998; 张宇, 2009; 刘瑞、王岳, 2010), 很少有文献直接实证检验国有企业投资行为的宏观经济稳定效应(刘元春, 2001; 王文成, 2011; 詹新宇、方福前, 2012)。第四, 从国外文献来看, 由于国有企业在大多数国家特别是在发达资本主义市场经济体所占比重很低, 故国有企业在宏观经济中的作用也无疑被忽视。近半个世纪前, Snyder(1971)曾讨论过 6 个 OECD 国家国有企业投资对宏观经济稳定的作用^④。那时欧洲国家尚有大量的国有企业, 但随着 20 世纪 80 年代开始欧洲国家大规模私有化浪潮的兴起, 国有企业在这些国家变得无足轻重, 国有企业对宏观经济稳定的影响在西方文献当中几乎是一个空白^⑤。第五, 有些文献虽然以国有企业投资为研究对象, 但出发点在于论证国有企业的投资行为是否过度、投资效率是否低下(Bertero & Rondi, 2002; Alesina et al., 2005; Chen et al., 2011; He & Kyaw, 2018; 魏明海、柳建华, 2007; 程仲鸣等, 2008; 唐雪松等, 2010; 张敏等, 2010; 钟海燕等, 2010), 也没有考察国有企业投资与宏观经济稳定的关系。

本文其余部分的结构安排如下: 第二节描述国有经济投资和 GDP 波动的典型事实; 第三节分析国有经济投资发挥稳定宏观经济作用的机理; 第四节介绍实证模型、数据和变量; 第五节报告实证结果; 第六节是主要结论及其思考。

二、典型事实

依据统计数据, 我们首先归纳出国有经济投资的一些典型事实。

(一) 改革开放以来国有经济投资比重逐渐下降, 但个别年份有所反弹

计划经济时期, 国有经济投资居于绝对主导地位。改革开放之后, 随着民营企业的飞速发

展和外资的大量涌入，国有经济投资比重呈逐步下降趋势（见图 1）。与此同时，我们也可以看到，在某些年份，国有经济投资比重出现了明显反弹，例如在 1990-1992 年、1997~1998 年、2008~2009 年间，在 2015~2016 年也小幅上升。

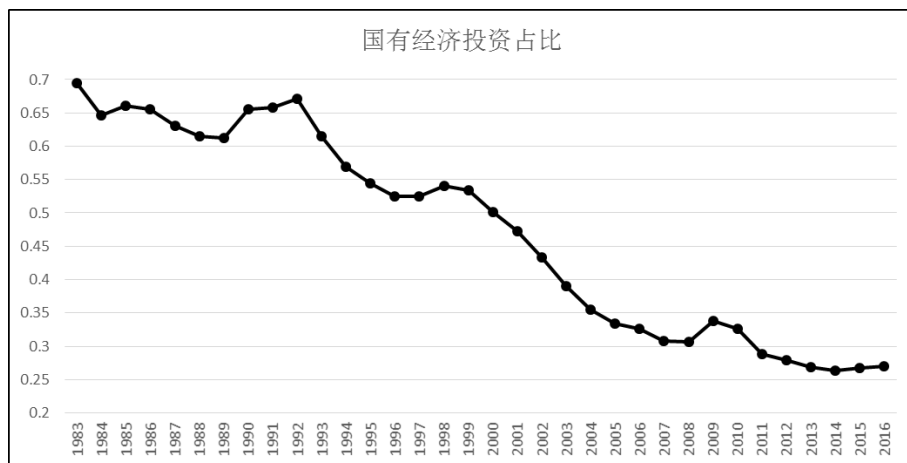


图 1 国有经济投资占全社会固定资产投资比重

数据来源：《中国固定资产投资统计年鉴》；国家统计局。

（二）国有经济投资波动性小于非国有经济投资，且呈现出一定的逆周期性

图 2 显示了历年的国有经济投资增长率、非国有经济投资增长率和 GDP 增长率。我们可以看到如下特征：第一，我国 GDP 增长率呈现周期性波动的特征，在 1989~1991 年、1997~2002 年、2008~2009 年、2014~2016 年间进入了低速增长区间。第二，非国有经济投资波动性较大，呈现出明显的顺周期性，非国有经济投资增长率和 GDP 增长率的变动趋势高度一致。第三，国有经济投资的波动性较小，在经济衰退期呈现出一定的逆周期性。在 GDP 增长率较低的衰退期，国有经济投资增速明显提升，国有经济投资增速大大高于非国有经济投资增速。尤其是，我们看到 1990~1992 年、1997~1998 年、2008~2009 年和 2015~2016 年四个区段内，GDP 增速大幅度下滑，但国有经济投资增速快于非国有经济投资增速。值得注意的是，2016 年国有经济投资增速为 9.6%，非国有经济投资增速为 8.2%。非国有经济投资包括民间投资和外商投资，其中外商投资增速为 15%，民间投资增速仅 3.2%。反过来，在 GDP 增长率较高的繁荣期，虽然国有经济投资增速也会与 GDP 增速一起走高，但是国有经济投资增速明显低于非国有经济投资增速。也就是说，在经济繁荣期，国有经济投资是顺周期的，但是顺周期性大大低于非国有经济投资。

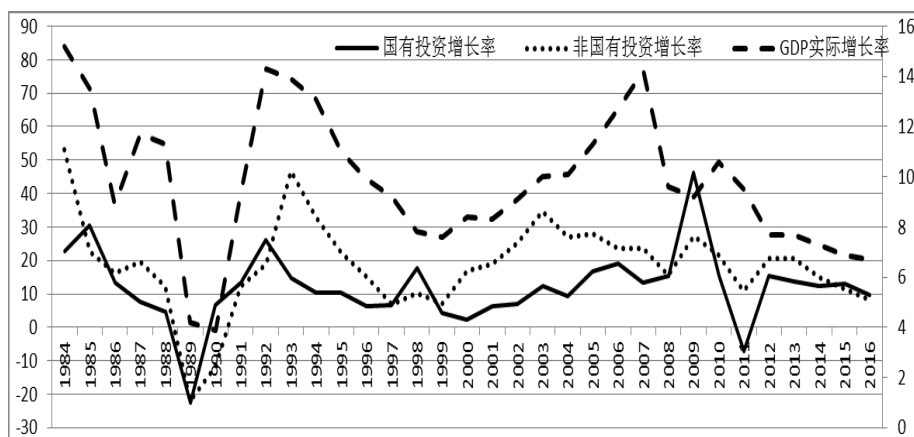


图 2 GDP 增长率、国有经济投资增长率、非国有经济投资增长率

注：GDP 增长率和固定资产投资增长率都已经剔除价格因素。GDP 增长率的刻度为左侧坐标轴，国有经济投资增长率和非国有经济投资增长率的刻度为右侧坐标轴。

数据来源：《中国统计年鉴》；《中国固定资产投资统计年鉴》；国家统计局。

（三）国有经济投资的逆周期性高于财政支出

财政支出和国有经济投资成为政府调节总需求的两个重要手段。图 3 展示了历年国有经济投资与 GDP 之比、一般预算财政支出与 GDP 之比和财政预算内投资资金与 GDP 之比。我们可以看出如下四个特征：第一，与图 1 和图 2 展示的信息一致，国有经济投资与 GDP 之比呈现出明显的逆周期性。在经济低速增长时期，由于国有经济投资增速高于 GDP 增速，国有经济投资与 GDP 之比出现明显上升。第二，国有经济投资数额与一般预算财政支出数额不相上下。第三，在经济增速下滑时期，国有经济投资与 GDP 之比的上升幅度高于财政支出与 GDP 之比，这表明国有经济投资的逆周期性高于财政支出。第四，国有经济投资的资金一般来源于国家预算内资金、国内贷款资金、自筹资金、利用外资等。数据显示，国有经济投资资金来源中，仅有一小部分来源于政府预算内的财政资金^⑥。

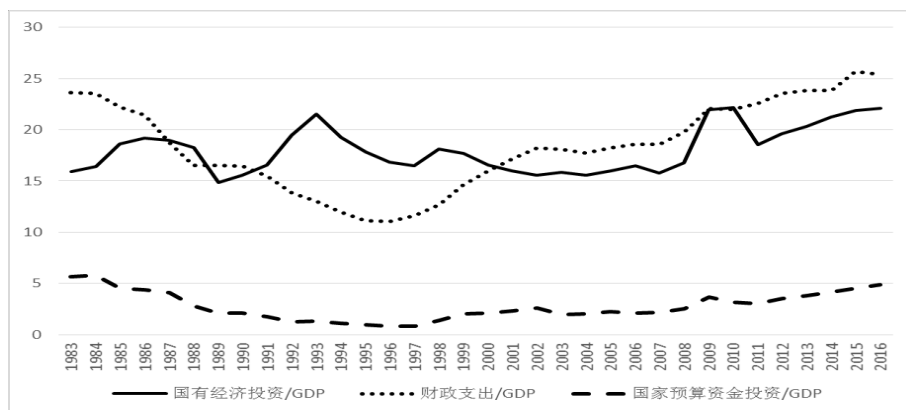


图 3 国有经济投资、财政支出、国家预算资金投资占 GDP 的比率

数据来源：《中国统计年鉴》；《中国固定资产投资统计年鉴》；国家统计局。

（四）分省份的典型事实

上述全国层面时间序列数据显示国有经济投资具有低波动性，而且在经济衰退期呈逆周期性。由此，我们推测，国有经济投资具有平抑经济波动的作用。图4是1993~2015年的各省国有经济投资比重和GDP波动率之间的散点图，两者之间并没有明显的相关关系，但是这可能是因为全国层面整体冲击对两者关系产生了干扰。如果将GDP波动率当中的全国层面整体冲击剔除掉^⑧，我们就不难发现，两者之间存在明显的负向关系。这表明，同一年份内比较的话，国有经济投资比重高的省份，GDP波动率较低。

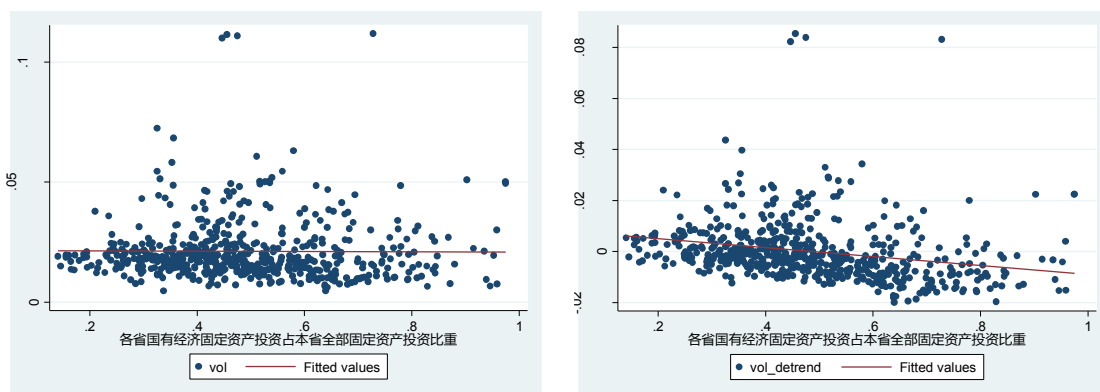


图4 国有经济投资比重与经济波动

数据来源：《中国统计年鉴》；《中国固定资产投资统计年鉴》；国家统计局。左图中纵轴为各省第 t 年的GDP波动，是 $t-4$ 年到 $t+4$ 年这9年窗口期内GDP增长率的标准差。右图中纵轴为去除全国层面整体冲击后各省第 t 年的GDP波动。

三、作用机理分析

从作用机理上看，国有经济投资具有一定程度的宏观经济稳定效应，主要源于以下4个方面：（1）国有经济投资的乘数效应；（2）国有经济投资的低波动性；（3）国有经济投资的逆周期性；（4）国有经济投资是财政货币政策的载体。

（一）国有经济投资的乘数效应

根据支出法国民收入恒等式，GDP从需求侧可以分解为消费、投资和净出口：

$$GDP = C + I + X - M \quad (18)$$

如果加入政府的角色，则恒等式变为：

$$GDP = PC + PI + SI + GC + X - M \quad (19)$$

投资 I 按照所有制类型，可以分为国有经济投资 SI 和非国有经济投资 PI 。消费 C 分为私人消费 PC 和政府消费 GC 。通过前面的统计数据可见，尽管改革开放以来国有经济投资比重逐渐下降，但是国有经济投资比重仍然在25%以上，国有经济投资在“投资”这驾马车当中占了很大的

份量, 年度总规模也与财政支出接近。在拉动总需求的作用上, 与财政支出的乘数效应一样, 国有经济投资 SI 也具有乘数效应, 其乘数等于 $\frac{1}{1-\lambda}$, 其中 λ 为私人边际消费倾向。当然, 与财政支出对私人支出产生挤出效应类似, 国有经济投资也有可能对民营企业投资产生挤出效应。比如, 国有企业为新增投资而增加贷款, 或许引致银行贷款利率上升, 加大了民营企业投资的成本, 或许挤占了银行贷款, 导致民营企业获得银行贷款的难度上升, 这些都有可能迫使民营企业投资降低。考虑到这些可能的挤出效应, 国有经济投资对拉动经济的乘数效应可能小于 $\frac{1}{1-\lambda}$ 。不过, 也有学者认为, 国有企业的投资大多属于长期投资, 这些投资对于经济多元化以及创造基础设施条件至关重要, 从而有助于私人投资增加, 产生所谓的“挤入(拉动)”效应 (Nurgozhayeva, 2017)。Xu 和 Yan (2014) 实证检验了我国 1980~2011 年国有企业固定资产投资对私人投资的影响, 结果表明, 国有企业在公共产品和基础设施领域(在电力、水利、交通、邮政服务、科学研究、教育、卫生等)的投资明显拉动或挤入了私人投资, 而在私人产品领域(采矿业、制造业、银行业、建筑业、电信业和房地产业等)的投资显著排挤或挤出了私人投资。王文成等(2013)的实证结果表明, 我国 1980~2010 年间国有经济投资对非国有经济投资的拉动效应十分明显, 尽管 2007~2010 年间国有经济投资对非国有经济投资的带动能力不足, 但“挤入”效应仍起主导作用。

即便国有经济投资与财政支出一样能够增加总需求, 但如果国有企业的投资行为与非国有企业一样呈顺周期, 也无法发挥其对宏观经济的稳定作用。因此, 国有经济投资的低波动性、逆周期性以及作为财政货币政策的载体是其能够发挥稳定宏观经济作用的关键所在。

(二) 国有经济投资的低波动性

国有企业的天然属性决定了其对市场信号敏感度低, 因此投资波动性较小。从标准的市场经济主体行为来看, 民营企业对市场信号具有很高的敏感性, 在利润最大化导向下对市场景气状况作出迅速的反应。当经济不景气时, 面临萎缩的市场需求和较低的利润率, 民营企业不愿意增加投资。即使政府出台宽松的货币政策, 利率较低, 民营企业增加投资的意愿也难以大幅度提高。

与民营企业不同, 国有企业由于具有如下两个特征, 对市场反应的敏感度要低很多: 第一, 国有企业的软预算约束通常较为突出, 尽管将国有企业推向市场的改革已经取得了很大进展, 政企不分的状况也大大缓解, 但不可否认的是, 政府对国有企业的各种隐形补贴仍然较多, 政府为了维持国有企业“大而不倒”仍然会对其实施救助, 国有企业也容易从国有银行体系

获得贷款^⑨。当面临软预算约束时，国有企业自然不会对市场信号——成本、价格和利润的变化作出明显反应，因此当经济不景气时，国有企业投资并不会出现大幅度下滑（Bai et al., 1997；王曦等，2006；张洪辉、王宗军，2010）。第二，由于产权公有这一属性，尽管我国国有企业建立现代公司治理结构的改革已进行多年，但国有企业的委托—代理问题也许相比民营企业还是更为严重。由于经理人的利益——如职务消费、控制权回报、政治晋升等都与企业规模紧密正相关（Conyon & Murphy, 2000；王曦，2005），这使得国有企业的经理人具有更加明显的“打造帝国”偏好^⑩，乃至不论是在经济繁荣期还是衰退期，都将以扩大投资作为扩张企业规模的重要途径。因此我们看到，在经济衰退时期，尽管民营企业对市场信号作出反应减少投资，但国有企业仍然会扩大投资。另一种委托-代理理论也可以用来分析我国国有经济投资的低波动性，即企业决策者比较喜欢“平静生活”，在作出重大投资决策时往往具有惯性。国有企业的经理人不仅存在以这种投资惯性为特征的“平静生活”行为（Bertrand & Mullainathan, 2003），而且还可能追求企业和员工稳定的政治目标（Fogel et al., 2008; Boubakri et al., 2013）。国有企业经理人的“平静生活”倾向、求稳思想和保守行为意味着国有企业对投资和增长机会的反应不敏感：在经济不景气时不愿缩减投资和裁员，在机会来临时不愿意大量增加投资。

国有企业投资对市场信号相对不敏感，还有一个重要的客观因素，那就是国有企业的投资领域通常具有投资规模大、建设周期长等特征，难以针对市场信号变化迅速作出相应调整，我们将这一事实称之为“规模性反应时滞”。比如，2014年，国有及国有控股企业在电力、热力、燃气及水生产和供应业，交通运输、仓储和邮政业，水利、环境和公共设施管理业等主要基础设施领域的投资分别占这些行业投资总额的66.1%、75.7%和75.2%，在石油和天然气开采业，电信、广播电视和卫星传输服务等关系国家安全、国民经济命脉的重要行业的投资分别占这些行业投资总额的91.4%和77.7%^⑪。

国有企业投资不管是因为预算软约束问题和委托—代理问题，还是因为规模性反应时滞，从微观财务指标来看很可能都会表现为效率低下，但是当遇到经济周期性波动时，不会出现大起大落。图2提供了现实佐证：当经济增速逐渐放缓时，非国有经济投资增速亦步亦趋地下降，但是国有经济投资增速则平稳得多（个别年份除外，下文即将分析）。当经济过热时，非国有经济投资增速大幅度上升，但是国有经济投资增速相对较低。

（三）国有经济投资的逆周期性

从委托-代理理论来看，国有企业的委托-代理关系比较复杂，存在全体人民-国家（政府）

“双委托人”（Peng et al., 2016）。尽管如此，在各类国有企业中，作为“中间”委托人的各级政府依然是大股东，使得国有企业的政治关联度较高——或相对具有一定的“大局观念”，“政策意识”比较强，或受制于行政干预，最终国有经济投资呈现出明显的逆周期性。

首先，政府作为国有企业的大股东，会引导国有企业的投资行为与国家政策相向而行。当宏观经济运行发生明显波动时，国家会出台相应的宏观经济调控政策。在此背景下，民营企业一般会根据市场前景、经营风险和企业业绩目标来调整企业的经营策略，其投资行为往往与国家宏观经济调控意图不尽一致；而国有企业不管是“主动作为”还是“被动执行”，通常会顺应国家宏观调控大局，在经济不景气时期增加投资，在经济过热时期压缩投资，从而成为“宏观经济的稳定器”（刘元春，2001）。

其次，在许多领域里，各级政府对大量不同规模或类型的投资项目拥有行政审批权^②，在投资项目审批过程中通常进行逆周期操作：经济衰退时放松审批，经济过热时严格审批。特别是国有企业，因其企业性质和行业属性，国有企业投资所需要的行政审批更多。因此，政府可以通过调整投资项目审批的节奏来实现对国有经济投资的调控。

（四）国有经济投资是财政货币政策发挥作用的重要载体

财政货币政策是宏观调控体系的主要工具，而国有经济投资又是财政货币政策发挥作用的重要载体，且其可传导性高于民营企业投资，对逆周期财政货币政策的反应灵敏度比较高。

首先，国有经济投资是财政政策发挥作用的重要载体。当经济不景气时，政府采取扩张性的财政政策，政府预算资金当中的投资性支出增加，这些支出大多是由于基础设施投资，此类投资项目又主要由国有企业来承担^③。从图 3 可知，国有企业投资的资金一部分来源于政府预算资金，而更多的资金需要自筹资金和银行贷款。因此，国有经济投资不仅能及时对逆周期财政政策作出响应，而且还放大了财政政策中预算资金的作用。

其次，国有经济投资是货币政策发挥作用的重要载体。当经济不景气时，政府采取宽松的货币政策，利率下调，银行放贷规模上升，但是民营企业的信贷需求和银行对民营企业信贷供给受到限制。由于经济不景气，即使资金使用成本——利率下降，但是如果利润率更低，民营企业也不愿意增加投资。与此同时，当经济不景气、市场前景不明朗时，民营企业的经营风险很大，银行为了降低风险，不愿意贷款给民营企业。因此，货币政策传导到民营企业投资受阻，宽松的货币政策可能无法撬动民营企业的投资。与民营企业相比，国有企业在经济不景气时，由于对市场信号不那么敏感，以及或具有较强的政策意识或受到某种程度的政府干预，可能会

继续扩大投资；而国有企业的抗风险能力较强（也许是因为有政府做后盾），银行为了降低信贷风险，也更愿意贷款给国有企业⁽⁴⁰⁾。因此，国有经济投资更容易对逆周期性货币政策作出响应，提升了货币政策的实施效果。

四、实证模型、数据与变量

（一）实证模型

我们使用省份层面的数据，考察国有经济投资比重对宏观经济波动的影响。参考已有文献的做法（Jaimovich & Siu, 2009; Klomp & Haan, 2009; Lugauer, 2012），我们将计量模型设定如下：

$$Vol_{it} = \varphi_0 + \varphi_1 SIR_{it} + \varphi_2 X_{it} + \gamma_t + \rho_i + \mu_{it} \quad (20)$$

其中，被解释变量 Vol_{it} 是省份 i 在第 t 年的 GDP 波动指标。关键解释变量 SIR_{it} 是省份 i 在第 t 年国有经济投资占该省全社会固定资产投资的比重。 X_{it} 是一系列省份层面的控制变量，包括人均 GDP、政府支出规模（地方财政支出与 GDP 之比）和经济开放程度（进出口额与 GDP 之比）⁽⁴¹⁾。我们还控制了省份和年份的双向固定效应（ γ_t 和 ρ_i ），控制省份固定效应可以剔除一个省份不随时间变动的固有因素，控制年份固定效应可以剔除全国层面宏观经济形势的影响。我们预期 φ_1 的系数为负，即国有经济投资比重可以平抑经济波动⁽⁴²⁾。

尽管模型（3）加入了省份固定效应，一个省不随时间变化的因素得以控制住，但是一个省随时间变化的不可观测因素仍然可能遗漏了，因此导致遗漏变量问题。而且，GDP 波动率对国有经济投资比重也可能存在反向因果关系。为了解决国有经济投资比重的内生性问题，我们构造了如下工具变量：

$$Z_{it} = NSIR_t * Private_i \quad (21)$$

其中， $NSIR_t$ 是第 t 年全国国有经济投资占全国全社会固定资产投资的比例， $Private_i$ 是 1952 年 i 省私营工业产值占本省工业总产值的比重（下文简称私营工业产值比重）。我们使用两者的交叉项作为工具变量。

从某种程度上说，1952 年各省私营工业产值比重是反映我国当时各省份企业制度或市场化程度的一个重要指标（徐现祥和李郇，2005）。一个省份在 1952 年的私营工业产值比重越高，表明该省份在当时的民营化或市场化的程度越高。而民营企业发展所需要的这种制度特征又具有很大的传承性（Acemoglu et al, 2001），因此这一变量到现在仍然可能对民营企业发展产生影

响。选用 1952 年数据，主要出于两方面的考虑：第一，1952 年数据比较真实地反映了新中国成立初期的民营经济发展状况，原因在于 1953 年以后，我国以“公私合营”为主要方式对资本主义工商业进行了大规模社会主义改造，而 1951 年及以前的相关数据在各种统计资料中差异较大；第二，该变量的外生性更强，因为 1952 年各省份的私营工业产值比重不会通过其他渠道影响当前的省份宏观经济波动。

本文不是直接使用 1952 年私营工业产值比重作为工具变量，而是用它与第 t 年全国国有经济投资比重 $NSIR_t$ 的交叉项作为工具变量。这里有三个考虑：首先，1952 年各省私营工业产值比重尽管满足外生性条件，但是却无法直接作为工具变量。原因在于，这一指标不随时间变化，它与省份固定效应完全共线。 $NSIR_t * Private_i$ 这一工具变量是随时间变化的，而且在跨省份之间也有变化，因此与省份固定效应不完全共线，与年份固定效应也不完全共线。第二，工具变量与内生变量之间满足相关性（relevance），工具变量对内生变量（省份国有经济投资比重）的影响机制是：全国国有经济投资比重 $NSIR_t$ 随时间存在变动，这主要与中央关于国有企业改制、民营企业发展的改革政策、全国宏观经济形势有关。当全国国有经济投资比重呈现下降趋势时，如果一个省份民营企业发展的制度环境越好，那么该省份的国有经济投资比重下降速度就会较快。反之，如果一个省份民营企业发展的制度环境越差，那么该省份的国有经济投资比重下降速度就会较慢^⑦。第三，这一工具变量更好地满足了外生性条件。尽管 1952 年私营工业产值比重可能与一个省份的固有特征（如地理、历史、文化等条件）相关，但由于我们已经控制了省份固定效应，因此这些固有特征可以被控制。同时，由于我们已经控制了年份固定效应，因此全国国有经济投资比重 $NSIR_t$ 的宏观影响已经被控制住^⑧。

（二）变量定义

1. 经济波动的度量指标

参考已有文献的做法（Brückner & Gradstein, 2013; Klomp & Haan, 2009; Jaimovich & Siu, 2009），我们使用如下两个指标来度量宏观经济波动程度。首先，对于第 i 个省份在第 t 年的经济波动程度 Vol_{it} ，我们使用 $t-4$ 年到 $t+4$ 年之间共 9 年窗口期内的 GDP 增长率标准差来表示。具体来说，其构造公式如下：

$$Vol_{it} = \sqrt{\frac{1}{9} \sum_{t=4}^{t+4} (GR_{it} - \overline{GR_{it}})^2} \quad (22)$$

其中， GR_{it} 是 GDP 增长率（经过价格平减之后的实际 GDP 增长率，下同）， $\overline{GR_{it}}$ 是 $t-4$ 年到

$t+4$ 年间 GDP 增长率的平均值，即 $\overline{GR}_{it} = \frac{1}{9} \sum_{t-4}^{t+4} GR_{it}$ 。经济波动程度是以第 t 年为中心的时间窗口

口期内标准差，它尽管是一个时间窗口期内的数值，但仍然逐年变动。除了使用 9 年窗口期之外，下文我们还使用 7 年或 5 年窗口期计算经济波动，得到的结果是稳健的。

衡量宏观经济波动的第二个指标构造方式如下：我们将经过价格平减之后的各省实际 GDP 数据，使用 HP 滤波方法得到去趋势后的周期性部分 $GRHP_{it}$ ，然后计算出 9 年窗口期内 $GRHP_{it}$ 的标准差。具体来说，第 i 省在第 t 年的经济波动指标构造公式如下：

$$VolHP_{it} = \sqrt{\frac{1}{9} \sum_{t-4}^{t+4} (GRHP_{it} - \overline{GRHP}_{it})^2} \quad (23)$$

Ravn 和 Uhlig（2002）的研究表明，对年度数据进行 HP 滤波时，将平滑参数设置为 6.25 是最佳的。因此，我们在基准模型中，将平滑参数设置为 6.25⁽⁹⁾。除使用 HP 滤波方法之外，我们还使用了 Butterworth 滤波方法计算了 GDP 增长率的周期性部分，结果也是类似的。

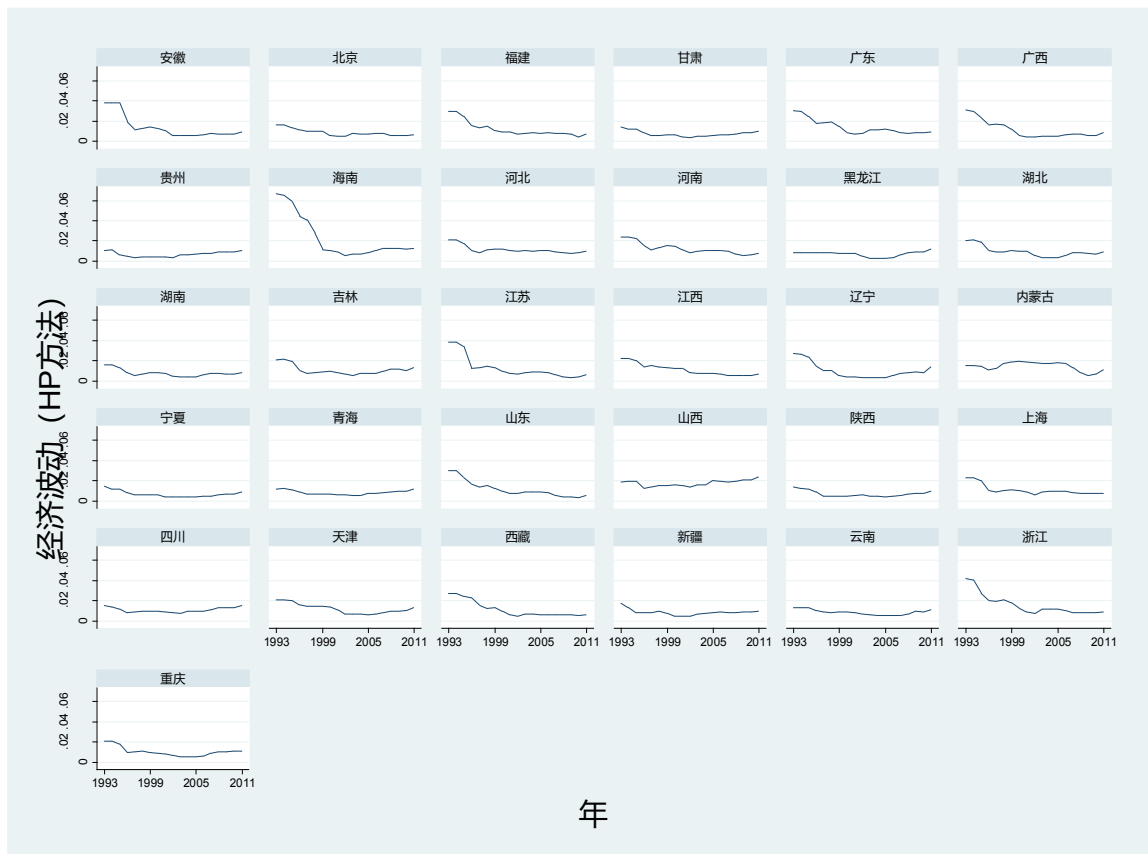


图 5 各省的 GDP 波动率（基准）

数据来源：历年《中国统计年鉴》。

注：为简化起见，竖列各省份的时间刻度共用最下方图的横轴刻度；横排各省份的经济波动指标刻度共用最左侧图的纵轴刻度。

图 5 展示了分省的历年经济波动指标。从时间维度上看,大多数省份的经济波动指标在 1993~2002 年间趋于下降,2003 年之后又略有上升。从横截面上看,各省份的经济波动存在很大差异。在 1993~2011 年这 19 年间,最高两个省份海南、山西的波动率平均值分别达到 0.023 和 0.0176,但是最低的两个省份贵州和宁夏的波动率平均值分别仅有 0.0068 和 0.0068。

2. 国有经济投资比重的度量指标

本文使用省份国有经济固定资产投资占该省全社会固定资产投资的比重来度量国有经济投资比重。按照国家统计局的分类标准,全社会固定资产投资按照经济性质分为:国有经济、集体经济、个体经济、联营经济、股份制经济、外商投资经济、港澳台投资经济等。使用经济性质分类的分省固定资产投资数据在《中国固定资产投资统计年鉴》当中一直存在。按照该指标的定义,国有经济包括国有、国有联营和国有独资三种类型。从指标定义可见,“国有经济固定资产投资”包含了纯国有企业和国有联营企业的固定资产投资,但是不包含国有控股的股份制企业固定资产投资。

2007 年前,《中国统计年鉴》也一直有分省分经济性质的固定资产投资,数值与《中国固定资产投资统计年鉴》相同。但是 2007 年后,《中国统计年鉴》不再报告分省“国有经济固定资产投资”。从 2007 年开始,《中国统计年鉴》开始披露全社会固定资产投资分省登记注册类型的数额,包括国有、集体、个体、联营、股份制、外商、港澳台商、其他等登记注册类型。此处的“按登记注册类型分国有固定资产投资”略小于“按经济性质分国有经济固定资产投资”,原因在于国有经济既包括国有企业,还包括国有联营企业。由于“按登记注册类型分国有固定资产投资”不可得,因此我们弃用。

全社会固定资产投资包括城镇固定资产投资和农村固定资产投资。从 2005 年起,《中国统计年鉴》开始报告按控股类型分的分省城镇固定资产投资^①,分为国有及国有控股、集体、私营个体、港澳台商投资、外商投资等五种控股类型。此处的“国有及国有控股城镇固定资产投资”与上述的“国有经济固定资产投资”的差异主要是两方面:第一,前者不含农村固定资产投资,后者包含。第二,前者含国有控股的股份制企业投资,而后者不含⁽²¹⁾。由于“国有及国有控股城镇固定资产投资”这一指标在 2004 年之前不可得,因此弃用。

综上,我国目前存在着国有经济投资的三种口径度量指标,一是“按登记注册类型分的国有固定资产投资”,二是“按经济性质分的国有经济固定资产投资”,三是“按控股类型分的国有及国有控股城镇固定资产投资”。考虑到统计数据的可得性,本文使用《中国固定资产投资统计年鉴》

中的“国有经济固定资产投资”来度量分省的国有经济投资比重⁽²²⁾。

图 6 展示了分省的国有经济投资比重。从时间维度上看，除个别年份外，各省份的 GDP 国有经济投资比重在 1993~2011 年之间呈逐渐下降趋势，从平均 67.77% 下降到了 33.6%。从横截面来看，各省份的国有经济投资比重存在很大差异。例如，在 1993~2011 年间这 19 年间，最高两个省份海南、山西的国有经济投资比重平均值达到了 84.7% 和 63.8%，但是最低两个省份浙江和江苏的国有经济投资比重平均值仅有 30.3% 和 31.2%。

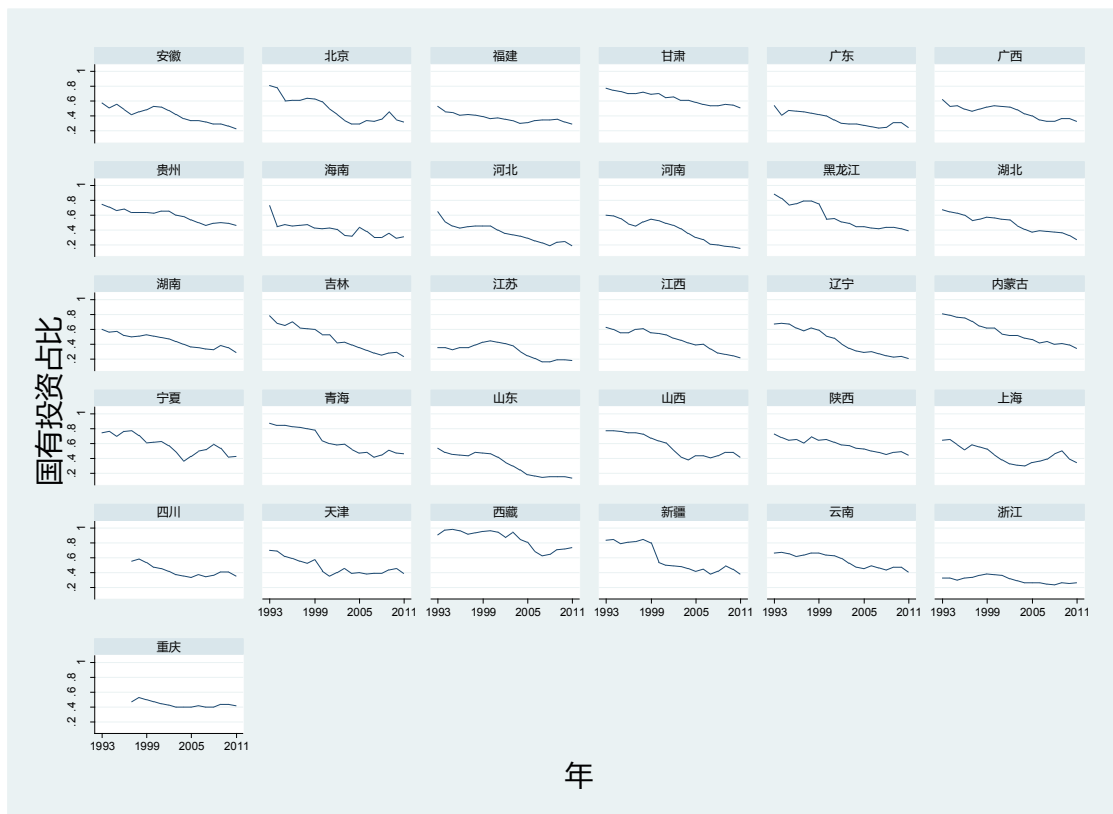


图 6 各省的国有经济投资比重

数据来源：历年《中国固定资产投资统计年鉴》。

注：为简化起见，竖列各省份的时间刻度共用最下方图的横轴刻度；横排各省份的国有投资占比刻度共用最左侧图的纵轴刻度。

3. 其他变量和数据来源说明

在控制变量方面，各省份的人均 GDP，已经折算为 2000 年不变价。经济开放程度使用各省进出口数额与 GDP 之比来表示，进口和出口数额均通过当年汇率计算为人民币当年数额。政府规模使用各省一般公共预算财政支出与 GDP 的比值来衡量⁽²³⁾。

表 1 展示了所有变量的定义和统计描述。我们使用的分省 GDP、进出口、地方财政支出、价格平减指数数据均来自历年《中国统计年鉴》。分省全社会固定资产投资、国有经济固定资产

投资来自历年《中国固定资产投资统计年鉴》。1952 年各省私营工业产值来自《中国资本主义工商业的社会主义改造》资料丛书，1952 年各省工业总产值来自《中国工业统计年鉴（1949-1984）》。

本文回归样本使用的分省数据涵盖 1993~2011 年⁽²⁴⁾。由于计算 GDP 波动率指标，需要 $t-4$ 年到 $t+4$ 年的数据，因此我们搜集原始 GDP 数据的时间跨度是 1989~2015 年。由于 1997 年之前重庆和四川的国有经济投资数据缺失，因此我们最终回归使用的观测值数量是 581 个。

表 1 变量描述性统计

变量名	观测数	平均值	标准差	最小值	最大值	变量定义
GDP 波动率（基准）	581	0.021	0.013	0.005	0.112	$t-4$ 年到 $t+4$ 年的 9 年间实际 GDP 增长率的标准差
GDP 波动率（HP 滤波）	581	0.011	0.008	0.003	0.067	$t-4$ 年到 $t+4$ 年的 9 年间实际 GDP 经 HP 滤波后周期性部分的标准差
国有经济投资比重	581	0.485	0.167	0.141	0.975	国有经济固定资产投资占全社会固定资产投资比重
财政支出规模	581	0.170	0.132	0.049	1.251	地方一般预算财政支出与 GDP 之比
经济开放度	581	0.307	0.402	0.032	2.173	进出口贸易额与 GDP 之比
人均 GDP	581	9.135	0.746	7.449	11.046	人均实际 GDP（2000 年不变价，取对数）
工具变量	581	0.089	0.084	0.011	0.434	全国国有经济投资比重与各省 1952 年私营工业产值比重的乘积
GDP 增长率	581	0.118	0.027	0.038	0.238	实际 GDP 增长率

注：计算国有经济投资比重所需数据来自历年《中国固定资产投资统计年鉴》，1952 年各省私营工业产值比重根据《中国资本主义工商业的社会主义改造》（资料丛书）和《中国工业统计年鉴（1949-1984）》相关数据计算而得，其余数据均来自历年《中国统计年鉴》。

五、实证结果

（一）双向固定效应回归结果

表 2 报告了双向固定效应回归结果。表 2 的第 1~2 列使用基准 GDP 波动率，第 3~4 列是使用 HP 滤波方法得到的 GDP 波动指标。第 1 列显示，国有经济投资比重上升 10 个百分点，将使 GDP 波动率下降 0.37。这一影响幅度在 1%统计水平下显著。第 2 列显示，当加入其他控制变量后，国有经济投资比重的系数基本不变。人均 GDP、经济开发度和政府支出规模三个控制变量对 GDP 波动的影响都不显著。第 3~4 列显示，如果使用 HP 滤波方法得到的 GDP 波动率作为被解释变量，国有经济投资比重的系数也在 1%统计水平下显著⁽²⁵⁾。

表 2 双向固定效应回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	GDP 波动 (基准)	GDP 波动 (基准)	GDP 波动 (HP 滤波)	GDP 波动 (HP 滤波)
国有经济投资比重	-0.037*** (0.006)	-0.037*** (0.007)	-0.016*** (0.003)	-0.016*** (0.004)
人均 GDP		0.001 (0.002)		0.000 (0.001)
经济开放度		0.003 (0.003)		0.001 (0.002)
政府支出规模		-0.001 (0.009)		0.010** (0.005)
Observations	581	581	581	581
R-squared	0.578	0.579	0.655	0.658

注：所有列均控制了年份和省份的虚拟变量。*、**、***分别代表在 10%、5%和 1%水平下显著。

(二) 工具变量回归结果

表 3 报告了使用工具变量后的估计结果。从一阶段结果来看，工具变量的估计系数在 1%水平下显著为负，这印证了我们的推断，当全国国有经济投资比重上升时，那些民企发展制度环境较好的省份，国有经济投资比重上升幅度较小，那些民企发展制度环境较差的省份，国有经济投资比重上升幅度更大。工具变量的 F 统计量大于 10，显示不存在弱工具变量问题。

二阶段回归结果显示，在消除内生性问题后，国有经济投资比重对 GDP 波动仍然存在显著负向影响。与表 2 的结果相比，使用工具变量后，国有经济投资比重的系数绝对值变得更大。这表明，不消除内生性时的回归结果低估了国有经济投资比重对 GDP 波动的影响幅度。第 3 列回归系数表明，当国有经济投资比重上升 10 个百分点时，GDP 波动率下降 2.51。

表 3 工具变量回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	GDP 波动 (基准)	GDP 波动 (HP 滤波)	GDP 波动 (基准)	GDP 波动 (HP 滤波)
二阶段				
国有经济投资比重	-0.241*** (0.073)	-0.121*** (0.038)	-0.251*** (0.069)	-0.145*** (0.040)
人均实际 GDP			-0.001 (0.004)	-0.001 (0.002)
进出口贸易/GDP			0.012** (0.006)	0.006* (0.003)
政府支出/GDP			-0.014 (0.016)	0.002 (0.009)
Observations	581	581	581	581
一阶段				
工具变量	-0.443*** (0.126)		-0.536*** (0.140)	
F statistic	12.262		14.601	
Observations	581		581	

注：所有列均控制了年份和省份的虚拟变量。*、**、***分别代表在 10%、5%和 1%水平下显著。

(三) 稳健性检验

1. 使用 7 年或 5 年窗口期计算 GDP 波动率

在上述回归当中，被解释变量 GDP 波动率是计算 9 年窗口期（t-4 到 t+4 年）内 GDP 增长率的标准差。为了验证结果的稳健性，我们还使用 7 年窗口期（t-3 到 t+3 年）的标准差计算了 GDP 波动。结果如表 4 第 1~2 列所示⁽²⁶⁾。从中可见，国有经济投资比重的系数仍然显著为负。我们还尝试了使用 5 年窗口期（t-2 年到 t+2 年）来计算 GDP 波动率，结果如表 4 第 3~4 列所示，从中可见，结果仍然稳健成立。

表 4 使用 7 年或 5 年窗口期计算 GDP 波动

	(1)	(2)	(3)	(4)
	2SLS	2SLS	2SLS	2SLS
	7 年窗口期计算 GDP 波动		5 年窗口期计算 GDP 波动	
	GDP 波动 (基准)	GDP 波动 (HP 滤波)	GDP 波动 (基准)	GDP 波动 (HP 滤波)
国有经济投资比重	-0.218***	-0.142***	-0.171***	-0.120***
	(0.064)	(0.041)	(0.056)	(0.037)
人均实际 GDP	0.001	-0.001	0.001	-0.001
	(0.004)	(0.002)	(0.003)	(0.002)
进出口贸易/GDP	0.013**	0.008**	0.015***	0.008***
	(0.005)	(0.003)	(0.005)	(0.003)
政府支出/GDP	-0.006	0.003	-0.003	0.003
	(0.015)	(0.010)	(0.013)	(0.009)
Observations	581	581	581	581

注：所有列均控制了年份和省份的虚拟变量。*、**、***分别代表在 10%、5%和 1%水平下显著。

2. 使用不同的 HP 滤波法

在对年度数据进行 HP 滤波时，我们将平滑参数设置为 6.25。除此之外，我们也尝试了将参数设置为 10，100，表 5 第 1~2 列的结果显示，结论都仍然成立。我们在使用滤波方法计算 GDP 增长率的周期性部分时，又用 Butterworth 方法替换 HP 方法。表 5 第 3 列的结果显示，国有经济投资比重的系数仍然显著为负。

表 5 使用不同的滤波方法

	(1)	(2)	(3)
	2SLS	2SLS	2SLS
	GDP 波动 (HP 滤波, 参数为 10)	GDP 波动 (HP 滤波, 参数为 100)	GDP 波动 (Butterworth 滤波)
国有经济投资比重	-0.171***	-0.310***	-0.387***
	(0.047)	(0.083)	(0.107)
人均实际 GDP	-0.001	-0.002	-0.008
	(0.003)	(0.005)	(0.006)
进出口贸易/GDP	0.007*	0.009	0.009
	(0.004)	(0.007)	(0.009)
政府支出/GDP	0.002	-0.011	-0.027
	(0.011)	(0.020)	(0.025)
Observations	581	581	581

注：所有列均控制了年份和省份的虚拟变量。*、**、***分别代表在 10%、5%和 1%水平下显著。

(四) 国有经济投资的乘数效应

基于凯恩斯宏观经济学理论，我们根据（2）式可以得到，国有经济投资和政府支出类似，

都通过拉动总需求而对宏观经济产生刺激作用。因此，与政府支出对刺激经济产出乘数效应类似，国有经济投资也应该具有乘数效应。当然，与政府支出对私人投资产生挤出效应类似，国有经济投资也可能对私人投资产生挤出效应。因此我们自然想知道，在实际中，国有经济投资对经济增长的乘数到底多大？也就是说，1 单位国有经济投资，到底能够拉动多少单位的 GDP 增长？

参考相关文献估计财政支出乘数的通常做法（Kraay, 2012），我们使用如下回归方程估计国有经济投资的乘数：

$$\frac{Y_{it} - Y_{it-1}}{Y_{it-1}} = \varphi_0 + \varphi_1 \frac{SI_{it} - SI_{it-1}}{Y_{it-1}} + \gamma_t + \rho_i + \mu_{it} \quad (24)$$

其中， Y_{it} 是第 i 省在第 t 年的不变价 GDP， SI_{it} 是第 i 省在第 t 年的不变价国有经济投资。

我们还控制了省份和年份的双向固定效应（ γ_t 和 ρ_i ）。估计（7）式得到系数 φ_1 就是国有经济投资的乘数效应，也就是，一单位国有经济投资增长将带动 φ_1 单位 GDP 增长。当然，由于无法

控制遗漏变量或存在反向因果关系，关键解释变量 $\frac{SI_{it} - SI_{it-1}}{Y_{it-1}}$ 也存在内生性问题。与上文

为省份国有经济投资比重 SIR_{it} 寻找的工具变量类似，我们使用全国国有经济投资总额（取对数）与各省 1952 年私营工业产值比重的交叉项作为工具变量。工具变量对内生变量的作用机理在于：如果某年度全国国有经济投资总额增长较快，那么在民企发展的制度环境更好的省份，国有经济投资增速要相对慢一些。

表 6 的回归结果表明，当不使用工具变量时，国有经济投资对 GDP 的乘数仅有 0.17；使用工具变量后，一阶段回归结果显示，工具变量的系数显著为负，这符合我们的预期。F 统计量略小于 10，说明存在轻微的弱工具变量问题。使用 Anderson-Rubin 检验后，发现在存在弱工具变量的情况下，二阶段的估计系数仍然稳健地在 1% 水平下显著。关键解释变量的二阶段估计值显示，国有经济投资的乘数是 1.24，即国有经济投资每增加 1 单位，将带动 GDP 增长 1.24 单位。大多数既有文献估计出的政府支出乘数通常在 1~2 之间（Acconcia et al., 2014; Nakamura & Steinsson, 2014; Serrato & Wingender, 2016）⁽²⁷⁾。本文的估计结果表明，国有经济投资在拉动经济上的乘数效应与财政支出乘数较为接近。

表 6 国有经济投资的乘数效应

	(1)	(2)
	$\frac{Y_{it} - Y_{it-1}}{Y_{it-1}}$	
	被解释变量:	
	OLS	2SLS
$\frac{SI_{it} - SI_{it-1}}{Y_{it-1}}$	0.167***	1.241***
	(0.026)	(0.423)
Observations	581	581
2SLS 的一阶段回归		
工具变量		0.199***
		(0.068)
F 统计量		8.621
Anderson-Rubin F 统计量 (p value)		34.66 (0.00)
Observations	581	581

注：所有列均控制了年份和省份的虚拟变量。*、**、***分别代表在 10%、5%和 1%水平下显著。

六、主要结论与需要深入研究的问题

根据国有企业理论，国有企业的经济稳定作用可概括为两个方面，一是稳定物价⁽²⁸⁾，二是稳定增长。本文仅从稳定增长角度，分析了国有经济投资的经济稳定作用机理并进行了实证检验。

本文的研究发现，非国有经济投资波动性较大，且具有显著的顺周期性；而国有经济投资波动小，且具有明显的逆周期性。国有经济投资的低波动性和逆周期性，主要源于如下三个方面：第一，国有企业的软预算约束、委托—代理问题和规模性反应时滞，导致国有经济投资对市场信号不那么敏感。第二，国有企业的政治关联度较高，不管是“主动作为”还是“被动执行”，其投资行为通常会与国家宏观调控政策相向而行。第三，国有经济投资是财政货币政策传导到经济体系的重要载体，而且其可传导性高于民营企业投资。

本文的实证分析还表明：国有经济比重较高的省份，经济衰退期的 GDP 降速幅度较小，经济繁荣期的 GDP 提速幅度也较小；国有经济投资比重较高的省份，宏观经济波动较小。此外，我们估计的国有经济投资乘数表明，国有经济投资每增加 1 个单位，将带动 GDP 增长 1.24 个单位。

由此可见，在我国社会主义市场经济体制下，国有企业虽然是一个“市场行为主体”，但同时也构成了宏观经济调控体系的一个重要组成部分，其投资行为对我国的宏观经济稳定作出了一定贡献。不过，需要指出的是，本文只是客观地论证了国有经济投资的经济稳定效应，而如何看待这种经济稳定作用，仁者见仁智者见智，可能需要作进一步的深入研究。

比如，经济稳定作用是否应该纳入国有企业目标函数问题。这个问题其实触及到国有企业的本质问题，即国有企业的性质与功能⁽²⁹⁾。企业的性质决定了企业的功能和目标。民营企业的目标单一明确，即追求经济目标——企业利润或企业价值最大化；国有企业的目标函数比较复杂，除了经济目标，还有社会目标 and 政治目标，诸如提供廉价商品和服务、促进地区发展、稳定就业等。以前的研究表明，国有企业的目标多重性，导致国有企业资源配置效率低下（Vickers & Yarrow, 1988; Boycko et al., 1996; Shleifer & Vishny, 1998）、难以形成有效的激励合同（Bai & Xu, 2005），降低了企业治理质量或阻碍了治理的改善（Borisova et al., 2012），成为国有企业绩效不佳、效率低下的一个重要原因。不过，也同样有大量文献证明，即使国有企业的目标多重性可能会损害国有企业的盈利能力或效率，但所产生的正外部效应可能弥补了这种微观无效率（Bai et al, 2000; 2006; Huang et al., 2010; Moller & Wacker, 2017; Wacker, 2017）。因此，如果强调国有企业的“企业性”，国有企业也必须追求效益和效率，应当尽量减少国有企业的目标，减轻其“政策性负担”（Lin et al., 1998）；如果强调国有企业的“公共性”，国有企业的多重目标也许正是国有企业的本质特征，体现了“国有企业的潜在优势”。不过，在市场经济条件下，国有企业的非经济目标到底应包括哪些是一个值得深入思考的问题。

又如，国有企业投资效率问题。本文所分析的国有经济投资具有经济稳定效应的机理和机制，也是长期以来被认为国有企业投资效率低下的主要原因。委托-代理、软预算约束、政治关联等问题，虽然在大型民营企业也都不同程度的存在，但在国有企业可能显得更为突出，从而妨碍了国有企业作出最优的投资决策，扭曲了国有企业的投资行为，最终损害了国有企业的投资效率。倘若如此，我们便面临一个两难选择：国有经济投资以牺牲效率为代价换取其稳定作用是否可取？这又是一个值得深思的问题。

总之，诸如此类问题归根结底在于如何认识国有企业的性质、如何权衡国有企业的微观效率与宏观效率。就国有经济投资的经济稳定作用而言，我们预期，随着我国国有企业改革的不断深化，委托-代理、软预算约束、政治关联等问题会有所缓解⁽³⁰⁾，国有经济投资的宏观经济稳定作用理应会有所减弱。首先，国有资产管理方式正在发生变革，从“管企业”到“管资产”再到“管资本”，亦即国家从拥有、管理和控制国有企业，转向拥有和运作国有资本，这意味着政府对国有企业投资行为的干预程度会大大降低。其次，国有企业分类改革正在有序推进，这意味着传统的国有企业数量（以及相应的、传统意义上的国有经济投资）会明显减少⁽³¹⁾。最后，现代企业治理结构正在逐步完善，这意味着国有企业的投资决策会更加科学化、市场化。

注 释

①人们普遍认为, 1940~1980 年是国有企业的鼎盛时期 (Bernier & Reeves, 2018)。Millward (2005, 2011) 的研究表明, 到上世纪 40 年代, 欧洲大多数国家的国有企业占 GDP 的 10%, 占年资本形成额的 20%, 占就业人数的 10%, 且在接下来的 30 年里欧洲国有企业的规模没有太大变化。

②有关国有企业在当代经济中的地位、作用和优点的理论分析, 请参阅 Besley 和 Ghatak (2005) 以及 Putnins (2015); 有关近年来各国的国有化情况及其新组织形式 (比如混合所有制), 请参阅 Chavez 和 Torres (2014)、Musacchio 和 Lazzarini (2014) 以及 Bruton 等 (2015)。

③本文所谓的国有 (非国有) 经济投资是指国有 (非国有) 经济固定资产投资。关于国有经济投资, 在统计上, 我国目前存在三个指标, 一是按登记注册类型分的国有固定资产投资, 二是按经济性质分的国有经济固定资产投资, 三是按控股类型分的国有及国有控股城镇固定资产投资。从实际统计数据来看, 国有经济固定资产投资属于中口径, 且数据时间序列相对较长, 故本文在进行实证分析时选取国有经济固定资产投资, 并简称为“国有经济投资”, 相应地, 非国有经济固定资产投资简称为“非国有经济投资”。非国有经济投资包括民间投资和外商投资。民间投资是指具有集体、私营、个人性质的内资企事业单位以及由其控股 (包括绝对控股和相对控股) 的企业单位建造或购置固定资产的投资。

④Snyder (1971) 分析了比利时、法国、意大利、瑞典、英国和美国等 6 个国家 1955~1965 年国有企业投资的宏观经济稳定作用, 得到如下结论: 除了英国的国有企业投资具有不稳定作用外, 其余五国的国有企业投资通常都是一个稳定因素, 且法国的国有企业投资具有重要的稳定作用。

⑤不过, 近年来, 国际学术界开始陆续讨论国有银行通过积极的信贷政策所起到的经济稳定作用 (Brei & Schclarek, 2013; Bertay, 2015; Coleman & Feler, 2015)。

⑥根据《中国统计年鉴》, 国家预算包括一般预算、政府性基金预算、国有资本经营预算和社保基金预算。各类预算中用于固定资产投资的资金全部作为国家预算资金填报, 其中一般预算中用于固定资产投资的部分包括基建投资、车购税、灾后恢复重建基金和其他财政投资。各级政府债券也应归入国家预算资金。

⑦根据 2004 年和 2016 年《中国统计年鉴》公布的省份数据, 只有 8 个省 (区) 国有经济投资的资金来源可比数据, 它们分别是东部地区的江苏、浙江和广东, 中部地区的湖南和湖北, 西部地区的广西、山西和内蒙古。虽然样本比较少, 但从中也能看出一些端倪。

⑧具体做法是, 将各省的 GDP 波动率对年份固定效应做回归, 得到每个观测值的回归残差。

⑨林毅夫等 (1994) 认为政府给予国有企业各种扶持措施, 当然也与国有企业承担了政府赋予政策性负担有关系。

⑩有关“打造帝国”(empire-building)文献的回顾,请参阅 Stein (2003)。

(11)这些数据是笔者根据《中国统计年鉴(2015)》表“10-11 各行业按隶属关系、登记注册类型和控股情况分固定资产投资(不含农户)(2014年)”有关数据计算而得。

(12)根据国家发改委的投资管理规定,对关系国家安全、涉及全国重大生产力布局、战略性资源开发和重大公共利益等项目,实行核准管理。具体项目范围以及核准机关、核准权限依照政府核准的投资项目目录执行。

(13)基础设施建设项目因投资周期长,不确定性大,因此不适合由民营企业完全承担。

(14)国有银行本身也会发挥一定的积极作用。正如 Brei 和 Schclarek (2013)所言,在出现轻度衰退时,采用扩张性货币政策可能就足够了,但如果经济衰退比较严重,中央银行下调利率可能还不够,因为银行可能会因系统性风险增加而拒绝放贷。在这些情况下,国有银行可能会继续愿意提供信贷来刺激生产性投资和总需求。

(15)一些研究表明,政府规模越大,越可以通过自动稳定器和相机抉择财政政策平抑宏观经济波动。开放程度越高的省份,经济通常面临的外部风险较大,因此宏观经济波动程度可能较高(Fatás & Mihov, 2001; Rodrik, 1998)。

(16)我们使用简式计量模型,没有考虑省份之间的交叉影响。一个省份的国有经济投资比重高,宏观经济更加稳定,由于省份之间存在相互贸易和投资,因此这对其他省份会产生影响,这是使用简式计量模型的缺陷。

(17)现实当中,我们确实可以看到一些省份的国有企业改制慢、民营企业发展薄弱,而另一些省份则国有企业改制速度较快、民营企业发展较快。

(18)有关类似的工具变量思路,请参阅 Nakamura 和 Steinsson (2014)以及 Nunn 和 Qian (2014)。

(19)Burnside (2000)的研究表明将平滑参数设为 6.66 是最佳的。Baxter 和 King (1999)建议将平滑参数设为 10。我们尝试了这些不同的平滑参数,结果是稳健的。

(20)城镇固定资产投资是指城镇各种登记注册类型的企业、事业、行政单位及个体户进行的计划总投资 50 万元及 50 万元以上的建设项目投资、房地产开发投资、城镇和工矿区私人建房投资。城镇固定资产投资为全面统计报表,但是农村集体和农村个人固定资产投资统计采用抽样调查方法。2011 年起,城镇固定资产投资这一口径不再使用,而是替换为固定资产投资(不含农户),包含原口径的城镇固定资产投资加上农村企事业单位项目投资。而且,统计起点也发生了变化,指城镇和农村各种登记注册类型的企业、事业、行政单位及城镇个体户进行的计划总投资 500 万元及 500 万元以上的建设项目投资和房地产开发投资。

(21)从 2011 年开始,城镇固定资产投资改为固定资产投资(不含农户),《中国统计年鉴》报告了分省“国有和国有控股固定资产投资(不含农户)”数额。

(22)2007 年的数据显示,当年全国国有经济全社会固定资产投资(按经济性质分)、国有全社会固定资产投

资（按登记注册类型分）、国有及国有控股城镇固定资产投资（按控股类型分）的数额分别为 42227.75 亿元、38706.3 亿元、52229.4 亿元。

(23)预算外财政支出的口径发生过较大变化，因此我们没有考虑预算外财政支出。

(24)选择 1993 年作为起始年份，主要是由于分省数据来源的限制。

(25)尽管已有文献表明，政府规模降低 GDP 波动，经济开放度提升 GDP 波动，但是表 2 和表 3 估计结果并不支持这一点。表 4 的结果显示，当使用 7 年或 5 年窗口期计算 GDP 波动率时，经济开放度显著提升了 GDP 波动率。

(26)使用 7 年窗口期时，我们的回归所使用样本为 1993~2012 年。原因在于， $t+3$ 年与 $t+4$ 年相比，可以多增加两年的观测值。

(27)与这些文献不同，Guo 等(2016)估计的中国财政支出乘数小于 1。

(28)通过实施价格控制措施，国有企业可以用于反通货膨胀目的，因为很多国有企业主要分布于基础产业，且大多属于垄断或寡头垄断企业，通过暂时降低价格可减轻通货膨胀压力（Galbraith, 1980;Curutchet, 2014）。

(29)最近有关国有企业的性质与功能的研究，请参阅 Putniņš（2015）、Peng 等（2016）以及戴锦（2016）。

(30)Musacchio 和 Lazzarini（2014）的系统性跨国证据表明，21 世纪国有企业与 20 世纪下半叶的政府拥有、管理大量企业并直接控制战略资源配置的传统国有企业有很大不同，出现了新型国有企业——国有企业公司化或成为上市公司。政府从国有企业的所有者和管理者到（大）股东的转变，减少了国有企业通常面临的许多委托-代理问题。

(31)如果按照杨瑞龙等（2017）的研究结果，国有企业分类改革模式应为“提供公共产品类的国有企业一般从采用国有国营模式”、处于自然垄断行业的国有企业“一般采用国有国控模式”、“竞争性国有企业一部分宜进行产权多元化的股份制改造”而另一部分“宜实行民营化”，那么，将有大量国有企业特别是地方国有企业变成民营企业。

参考文献

- [1]白重恩、路江涌、陶志刚：《国有企业改制效果的实证研究》，《经济研究》，2006年第8期。
- [2]程仲鸣、夏新平、余明桂：《政府干预、金字塔结构与地方国有上市公司投资》，《管理世界》，2008年第9期。
- [3]戴锦：《国有企业的性质》，经济科学出版社，2016年。
- [4]孔东民、代昀昊、李阳：《政策冲击、市场环境与国企生产效率：现状、趋势与发展》，《管理世界》，2014年第8期。
- [5]林青松、李实：《企业效率理论与中国企业的效率》，《经济研究》，1996年第7期。
- [6]林毅夫、蔡昉、李周：《对赶超战略的反思》，《战略与管理》，1994年第6期。
- [7]刘瑞、王岳：《从“国进民退”之争看国企在宏观调控中的作用》，《政治经济学评论》，2010年第3期。
- [8]刘瑞明：《中国的国有企业效率：一个文献综述》，《世界经济》，2013年第11期。
- [9]刘瑞明、石磊：《国有企业的双重效率损失与经济增长》，《经济研究》，2010年第1期。
- [10]刘小玄、李利英：《企业产权变革的效率分析》，《中国社会科学》，2005年第2期。
- [11]刘解龙、唐未兵：《国有经济论》，湖南人民出版社，1998年。
- [12]刘元春：《国有企业宏观效率论——理论及其验证》，《中国社会科学》，2001年第5期。
- [13]罗宏、黄文华：《国企分红、在职消费与公司业绩》，《管理世界》，2008年第9期。
- [14]宋立刚、姚洋：《改制对企业绩效的影响》，《中国社会科学》，2005年第2期。
- [15]谭劲松、郑国坚：《产权安排、治理机制、政企关系与企业效率——以“科龙”和“美的”为例》，《管理世界》，2004年第2期。
- [16]唐雪松、周晓苏、马如静：《政府干预、GDP增长与地方国企过度投资》，《金融研究》，2010年第8期。
- [17]王文成：《不同所有制形式对经济增长的影响》，《中国软科学》，2011年第6期。
- [18]王文成、沈红微、王熾慧：《国有经济投资对非国有经济投资的带动效应研究》，《中国软科学》，2013年第7期。
- [19]王曦：《经济转型中的投资行为与投资总量》，《经济学[季刊]》，2005年第4期。
- [20]王曦、舒元、才国伟：《我国国有经济的双重目标与TFP核算的微观基础》，《经济学季刊》，2006年第1期。
- [21]魏明海、柳建华：《国企分红、治理因素与过度投资》，《管理世界》，2007年第4期。

- [22]徐现祥、李郁：《中国省区经济差距的内生制度根源》，《经济学(季刊)》，2005 年第 4 卷增刊。
- [23]杨瑞龙等：《国有企业分类改革的逻辑、路径与实施》，中国社会科学出版社，2017 年。
- [24]姚洋：《非国有经济成分对我国工业企业技术效率的影响》，《经济研究》，1998 年第 12 期。
- [25]詹新宇、方福前：《国有经济改革与中国经济波动的平稳化》，《管理世界》，2012 年第 3 期。
- [26]张洪辉、王宗军：《政府干预、政府目标与国有上市公司的过度投资》，《南开管理评论》，2010 年第 3 期。
- [27]张敏、吴联生、王亚平：《国有股权、公司业绩与投资行为》，《金融研究》，2010 年第 12 期。
- [28]张宇：《论国有经济的主导作用》，《经济学动态》，2009 年第 12 期。
- [29]钟海燕、冉茂盛、文守逊：《政府干预、内部人控制与公司投资》，《管理世界》，2010 年第 7 期。
- [30]Acconcia, A., G. Corsetti and S. Simonelli, 2014, "Mafia and Public Spending: Evidence on the Fiscal Multiplier from a Quasi-experiment", *American Economic Review*, 104(7), pp.2185~2209.
- [31]Acemoglu, D., S. Johnson and J. Robinson, 2001, "The Colonial Origins of Comparative Development: an Empirical Investigation", *American Economic Review*, 91(5), pp.1369~1401.
- [32]Alesina, A., S. Ardagna, G. Nicoletti and F. Schiantarelli, 2005, "Regulation and Investment", *Journal of the European Economic Association*, 3(4), pp.791~825.
- [33]Atkinson, S.E. and R. Halvorsen, 1986, "The Relative Efficiency of Public and Private Firms in a Regulated Environment: The Case of U.S. Electric Utilities", *Journal of Public Economics*, 29 (3), pp.281~294.
- [34]Bai, C.-E., D. D. Li, and Y. Wang, 1997, "Enterprise Productivity and Efficiency: When Is Up Really Down?", *Journal of Comparative Economics*, 24(3), pp.265—280.
- [35]Bai, C.-E., D. D. Li, Z.-G. Tao and Y.-J. Wang, 2000, "A Multitask Theory of State Enterprise Reform", *Journal of Comparative Economics*, 28(4), pp.716~738.
- [36]Bai, C.-E. and L.-C. Xu, 2005, "Incentives for CEOs with Multitasks: Evidence from Chinese State-owned Enterprises", *Journal of Comparative Economics*, 33(3), pp.517~539.
- [37]Bai, C.-E., J.-Y. Lu and Z.-G. Tao, 2006, "A multitask Theory of State Enterprise Reform: Empirical Evidence from China", *American Economic Review*, 96(2), pp.353~357.
- [38]Bass, A. E. and S. Chakrabarty, 2014, "Resource Security: Competition for Global Resources, Strategic Intent, and Governments as Owners", *Journal of International Business Studies*, 45(8), pp. 961~979.
- [39]Baxter M. and R.G. King, 1999, "Measuring Business Cycles: Approximate Band-pass Filters for Economic Time

Series” ,*The Review of Economics and Statistics*, 81(4), pp.575~593.

[40]Bernier, L.,2014, "Public Enterprises as Policy Instruments: The Importance of Public Entrepreneurship", *Journal of Economic Policy Reform*, 17(3), pp. 253~266.

[41]Bernier ,L. and Reeves,E.,2018, “The Continuing Importance of State-Owned Enterprise in the Twenty-First Century: Challenges for Public Policy”, *Annals of Public and Cooperative Economics* , 89(3), pp. 453~458.

[42]Bertay,A.C. , A. Demirg-Kunt and H. Huizinga,2015,“Bank Ownership and Credit over the Business Cycle: Is Lending by State Banks Less Procyclical?”, *Journal of Banking & Finance*,50, pp.326~339.

[43]Bertero, E. and L.Rondi,2002, “Does a Switch of Budget Regimes Affect Investment and Managerial Discretion of State-Owned Enterprises? Evidence from Italian Firms”, *Journal of Comparative Economics*, 30(4), pp.836~863.

[44]Bertrand, M. and S.Mullainathan, 2003,"Enjoying the Quiet Life? Corporate Governance and Managerial Preferences", *Journal of Political Economy*, 111(5), pp.1043~1075.

[45]Besley, T. and M.Ghatak, 2005, "Competition and Incentives with Motivated Agents", *American Economic Review*, 95(3),pp.616~636.

[46]Borisova, G., P.Brockman, J.M.Salas and A.Zagorchev, 2012,"Government Ownership and Corporate Governance: Evidence from the EU", *Journal of Banking & Finance*, 36(11), pp.2917~2934.

[47]Boubakri, N., J.-C.Cosset and W.Saffar,2013, "The Role of State and Foreign Owners in Corporate Risk-Taking: Evidence from Privatization", *Journal of Financial Economics*, 108(3), pp.641~658.

[48]Boycko, M., A.Shleifer and R.Vishny, 1996, "A Theory of Privatization", *Economic Journal*, 106(435), pp.309~319.

[49]Brei, M. and A.Schclarek, 2013, “Public Bank Lending in Times of Crisis”, *Journal of Financial Stability*,9 (4), pp.820~830.

[50]Brückner, M. and M. Gradstein, 2013, “ Exogenous Volatility and the Size of Government in Developing Countries” , *Journal of Development Economics* , 105, pp.254~266.

[51]Bruton, G.D., M.W. Peng, D. Ahlstrom, C.Stah and K-H Xu, 2015,"State-owned Enterprises around the World as Hybrid Organizations", *The Academy of Management Perspectives* , 29(1), pp.92~114.

[52]Burnside, C.,2000,"Some facts About the HP Filter", mimeographed, World Bank, Washington, DC, USA.

[53]Carney, R.W. and T. B. Child, 2013,"Changes to the Ownership and Control of East Asian Corporations between 1996 and 2008: The Primacy of Politics", *Journal of Financial Economics*, 107(2), pp.494~513.

[54]Chavez,D. and S.Torres (eds.), 2014, *Reorienting Development: State-Owned Enterprises in Latin America and the*

World, Amsterdam: Transnational Institute (TNI).

[55]Chen,S., Z. Sun, S.Tang and D.Wu,2011,“Government Intervention and Investment Efficiency: Evidence from China”, *Journal of Corporate Finance*, 17(2), pp.259~271.

[56]Coleman, N. and L.Feler,2015,“Bank Ownership, Lending,and Local Economic Performance during the 2008–2009 Financial Crisis”, *Journal of Monetary Economics*,71, pp.50~66.

[57]Conyon, M.J. and K.J. Murphy, 2000, “The Prince and the Pauper? CEO Pay in the United States and United Kingdom”,*The Economic Journal*, 110(467), pp.640~671.

[58]Curutchet, A. S., 2014,"Five Theoretical Reasons in Defence of State-owned Enterprises",in D.Chavez and S.Torres (eds.), *Reorienting Development:State-Owned Enterprises in Latin America and the World*, Amsterdam:Transnational Institute (TNI).

[59]Djankov, S. and P.Murrell, 2002, “Enterprise Restructuring in Transition: A Quantitative Survey”, *Journal of Economic Literature*,40 (3), pp.739~793.

[60]Ehrlich, I., G. Gallais-Hamonno, Z-Q.Liu and R.Lutter, 1994, “Productivity Growth and Firm Ownership: An Empirical Investigation”, *American Economic Review*,102 (5), pp.1006~1038.

[61]Fatás, A. and Mihov, I., 2001, “ Government Size and Automatic Stabilizers: International and Intranational Evidence”, *Journal of International Economics*, 55(1), 3~28.

[62]Florio, M. ,2013, "Rethinking on Public Enterprise: Editorial Introduction and Some Personal Remarks on the Research Agenda", *International Review of Applied Economics*, 27(2), pp.135~149.

[63]Florio, M. ,2014a,"Contemporary Public Enterprises: Innovation, Accountability, Governance", *Journal of Economic Policy Reform*, 17(3), pp.201~208.

[64]Florio, M., 2014b,"The Return of Public Enterprise", in D. Chavez and S.Torres (eds.), *Reorienting Development: State-Owned Enterprises in Latin America and the World*, Amsterdam:Transnational Institute (TNI).

[65]Florio, M. and F.Fecher,2011, "The Future of Public Enterprises: Contributions to a New Discourse", *Annals of Public and Cooperative Economics*, 82(4), pp.361~373.

[66]Fogel, K., R.Morck and B.Yeung, 2008, "Big Business Stability and Economic Growth: Is What's Good for General Motors Good for America?", *Journal of Financial Economics*, 89(1), pp.83~108.

[67]Galbraith, J.K. ,1980, *A Theory of Price Control*. Cambridge, MA: Harvard University Press.

[68]Guo, Q.-W, C.Liu and G.-R. Ma, 2016,"How Large Is the Local Fiscal Multiplier? Evidence from Chinese

Counties", *Journal of Comparative Economics*, 44(2), pp.343~352.

[69]Hausman, W. and John L. Neufeld,1991, "Property Rights Versus Public Spirit: Ownership and Efficiency of U.S. Electric Utilities Prior to Rate-of-Return Regulation" ,*Review of Economics and Statistics*,73(3), pp.414~423.

[70]He, W. and N. A. Kyaw,2018, "Ownership Structure and Investment Decisions of Chinese SOEs", *Research in International Business and Finance*, 43, pp.48~57.

[71]Huang, X., P.Li and R.Lotspeich, 2010, "Economic Growth and Multi-tasking by State-owned Enterprises: An Analytic Framework and Empirical Study Based on Chinese Provincial Data", *Economic Systems*, 34(2), pp.160~177.

[72]Jaimovich, N. and H.E. Siu, 2009, "The Young, the Old, and the Restless: Demographics and Business Cycle Volatility" , *American Economic Review*, 99 (3) , pp.804~826.

[73]Klomp, J. and J. de Haan, 2009, "Political Institutions and Economic Volatility" , *European Journal of Political Economy* , 25(3), pp.311~326.

[74]Kozarzewski, P. and M.Baltowski,2017,"Change in the Ownership Policy Paradigm in Poland: State Control vs. Privatisation", *Acta Oeconomica*,67(1), pp.1~20.

[75]Kraay, A., 2012, "How Large Is the Government Spending Multiplier? Evidence from World Bank Lending" ,*The Quarterly Journal of Economics*, 127(2), pp.829~887.

[76]Krugman, P., 2009, "How Did Economists Get It So Wrong?", *The New York Times Magazine*, September 2.

[77]Lin, J.Y.-F., F.Cai and Z.Li, 1998, "Competition, Policy Burdens, and State-owned Enterprise Reform", *American Economic Review*, 88(2), pp.422~427.

[78]Lugauer, S., 2012, "Estimating the Effect of the Age Distribution on Cyclical Output Volatility Across the United States", *Review of Economics and Statistics*, 94(4), pp.896~902.

[79]Megginson, W.L. and J.M. Netter,2001, "From State to Market: A Survey of Empirical Studies on Privatization", *Journal of Economic Literature*,39 (2), pp.321~389.

[80]Millward, R., 2005, *Private and Public Enterprise in Europe: Energy, Telecommunications and Transport, 1830–1990*. Cambridge: Cambridge University Press.

[81]Millward, R., 2011, "Public Enterprise in the Modern Western World: An Historical Analysis", *Annals of Public and Cooperative Economics*, 82 (4), pp.375~398.

[82]Moller, L.C. and K.M. Wacker, 2017, "Explaining Ethiopia's Growth Acceleration: The Role of Infrastructure and Macroeconomic Policy" , *World Development*, 96, pp.198~215.

- [83]Musacchio, A. and S. G.Lazzarini,2014,"*Reinventing State Capitalism: Leviathan in Business, Brazil and Beyond*", Cambridge, MA: Harvard University Press.
- [84]Nakamura, E. and J.Steinsson, 2014, "Fiscal Stimulus in a Monetary Union: Evidence from U.S. Regions", *American Economic Review*, 104(3), pp.753~92.
- [85]Nakamura, E. and J. Steinsson, 2014, "Fiscal Stimulus in a Monetary Union: Evidence from U.S. Regions", *American Economic Review*, 104(3): pp.753~92.
- [86]Nunn, N. and N.Qian, 2014, "US Food Aid and Civil Conflict", *American Economic Review*, 104(6), pp.1630~1666.
- [87]Nurgozhayeva, R., 2017,"State Ownership in Terms of Transition: Curse or Blessing", *Cornell International Law Journal*, 50(1), pp.47~76.
- [88]Peng, M.W., G.D. Bruton,C.V. Stan and Y-Y. Huang, 2016,"Theories of the (State-owned) Firm", *Asia Pacific Journal of Management*, 33(2), pp.293~317.
- [89]Pescatrice, D.R. and J.M. Trapani,1980, "The Performance and Objectives of Public and Private Utilities Operating in the United States", *Journal of Public Economics*,13(2), pp.259~276.
- [90]Putniņš,T.J.,2015,"Economics of State-Owned Enterprises", *International Journal of Public Administration*, 38(11), pp.815~832.
- [91]Ravn, M.O. and H. Uhlig, 2002,"On Adjusting the Hodrick-Prescott Filter for the Frequency of Observations", *Review of Economics and Statistics*, 84(2), pp.371~376.
- [92]Reddy, K.S., E. Xie and Y.Huang,2016, "Cross-border Acquisitions by State-owned and Private Enterprises: A Perspective from Emerging Economies", *Journal of Policy Modeling*, 38(6), pp.1147~1170.
- [93]Rodrik, D., 1998, "Why Do More Open Economies Have Bigger Governments?" , *Journal of Political Economy*, 106(5), pp. 997~1032.
- [94]Serrato, J.C.S. and P.Wingender, 2016, "Estimating Local Fiscal Multipliers, *NBER Working Paper*, No. 22425.
- [95]Shleifer, A. and R. W. Vishny, 1998, *The Grabbing Hand: Government Pathologies and Their Cures*,Cambridge: Harvard University Press.
- [96]Snyder, W.W, 1971, "Public Enterprise Investment And Economic Stability: A Six Country Comparison" , *Annals of Public and Cooperative Economics*, 42(1), pp.37~45.
- [97]Stein, J. C., 2003,"Agency, Information and Corporate Investment", in G. M. Constantinides, M. Harris and R. M. Stulz (eds.), *Handbook of the Economics of Finance*, Vol. 1, Amsterdam and London: Elsevier/North-Holland.

- [98]Stiglitz, J. E.,2009,“Regulation and Failure”, in D. Moss and J. Cisternino (Eds.), *New Perspectives on Regulation*, Cambridge, MA: The Tobin Project, Inc..
- [99]Szarzec, K. and W. Nowara, 2017,“The Economic Performance of State-owned Enterprises in Central and Eastern Europe”, *Post-Communist Economies*, 29(3), pp.375~391.
- [100]Thynne, I.,2011, "Ownership as an Instrument of Policy and Understanding in the Public Sphere: Trends and Research Agenda", *Policy Studies*, 32(3), pp.183~197.
- [101]Vickers, J. and G.Yarrow, 1988, *Privatization:An Economic Analysis*,Cambridge: MIT Press.
- [102]Wacker, K.M., 2017,"Restructuring the SOE Sector in Vietnam",*Journal of Southeast Asian Economies*, 34(2), pp.283~301.
- [103]Xie, E., K.S. Reddy and J. Liang, 2017,"Country-specific Determinants of Cross-border Mergers and Acquisitions: A Comprehensive Review and Future Research Directions", *Journal of World Business*, 52(2), pp.127~183.
- [104]Xu, X.-M. and Y.-Y. Yan, 2014,"Does Government Investment Crowd Out Private Investment in China?", *Journal of Economic Policy Reform*, 17(1), 1~12.

跨境资本流动对货币政策有效性的影响研究

——基于系统性风险视角的分析

严佳佳¹ 曾金明²

【摘要】在经济全球化背景下，日益频繁的跨境资本流动势必引发系统性风险，进而对货币政策有效性造成冲击，严重威胁着我国的经济金融稳定。本文基于跨境资本流动引发系统性风险的理论分析，构建四部门 DSGE 模型研究跨境资本流动对货币政策有效性的影响。运用脉冲响应函数及相关性检验验证了系统性风险累积过程，利用价格效应及产出效应对货币政策有效性的削弱程度进行评估，并且提出相应的政策建议。

【关键词】跨境资本流动；货币政策；系统性风险；DSGE 模型

一、引言

三元悖论假说高度解释了开放经济背景下一国三大宏观金融政策目标之间的内在关系，一国在资本自由流动、货币政策独立和固定汇率之间只能三者选二者。我国在很长一段时间内通过严格的资本管制保证了汇率的稳定和货币政策的独立性，在很大程度上抵御了外部金融市场的冲击，为经济发展赢得了宝贵的时间。然而，随着人民币国际化程度的加深，金融市场化水平不断提高，我国在经济和金融领域与全球市场的联系已经越发紧密，必然面对跨境资本流动的重大变化，货币当局必须重构宏观金融政策组合框架。作为全球第二大经济体，庞大的经济规模使我国必须保证货币政策自主权，未来的策略选择必然是在增加汇率弹性的基础上，放松资本管制以保持货币政策独立性。在此背景下，“十三五”规划纲要提出，推动货币政策由数量型为主向价格型为主转变，宏观金融风险管理的重点也相应从防范汇率风险转向应对跨境资本流动所引发的系统性危机，尤其是抵御跨境资本流动对货币政策有效性的冲击；2017 年 7 月召开的第五次全国金融工作会议指出，要防止发生系统性金融风险是金融工作的根本任务，是指导金融改革发展稳定的行动指南。为了防范冲击，深入探究跨境资本流动与系统性风险的关联

1 严佳佳，福州大学经济与管理学院

2 曾金明，福州大学经济与管理学院

传递过程以及对货币政策形成冲击的影响机理，为货币当局提高货币政策和金融监管效率提供理论和现实依据。

二、文献综述

已有文献对跨境资本流动对货币政策有效性的影响主要从三个方面出发。第一，利用 BGT 模型测算抵消系数和冲销系数以证明跨境资本流动对货币政策的影响。国外学者较早就利用 BGT 模型来研究跨境资本流动对货币政策的影响。Argy、Kouri(1974)提出了典型的“抵消和冲销系数”模型，该模型对跨境资本流动与货币政策定量关系做出了开创性研究。随后，国内外大量学者都利用此模型以及相关修正模型展开研究。Ouyang、Rajan 和 Willett（2010）基于修正后的 BGT 模型研究中国金融市场发现，中国利用对冲措施实施外汇干预，基本上可以维持货币政策的独立性。Layal Mansour (2012)对土耳其和黎巴嫩的抵消系数和冲销系数进行研究，发现这些国家的经济约束导致冲销干预效果不足。黄武俊、陈漓高（2009）采用 1994-2007 年季度数据证明尽管货币政策对跨境资本流动冲销力度充分大，但也存在较大的抵消效应，跨境资本流动与货币政策冲突加重，央行冲销工具效果陷入困境。唐琳、胡海鸥（2016）和王艳真等（2018）均采用 2000-2016 年月度数据也证实跨境资本流动对货币政策实施效果产生了抵消作用，并且作用大小受到汇率制度和结售汇制度的影响；我国央行全部冲销了跨境资本流动对国内净资产的影响，甚至达到了过度冲销的水平。胡再勇（2010）采用 1990-2010 年季度数据证明央行的冲销效果受冲销成本的制约，回购操作、提高存款准备金率的成本低于发行央行票据，因此在各种冲销手段的搭配组合中应该更多依赖前者。田素华、徐明东（2008）深入分析了不同跨境资本流动形式的作用，认为国际股权资本流动对本国货币政策实施过程存在推动效应，而国际债权资本流动对本国货币政策实施过程则主要为抵消效应。第二，利用 VAR 模型和脉冲响应函数展开定量研究跨境资本流动对货币供应量的影响。SoyoungKim(2003)利用 VAR 模型研究货币当局应对跨境资本流动时实施的货币政策对汇率的影响，并提出货币当局需要适时调整货币政策。王爱俭等（2013）在蒙代尔-弗莱明模型框架下利用 2000-2012 年月度数据证明跨境资本流动所引起的外汇储备变动已经成为我国基础货币变动的重要因素，外汇占款对货币供应量的影响主要体现在短期内，但是对货币供应增量的影响并不明显。宋翠玲、乔桂明（2014）采用 1986-2011 年年度数据证明跨境资本流动与货币供应量之间存在长期稳定的均衡关系，短期资本流动对我国货币政策独立性的影响已经显现，然而货币供应量的上升可以被力度过大的货币政策调

控所冲销。第三,从不同货币政策规则比较的视角运用 DSGE 模型展开研究。何国华、李洁(2017)模拟了允许跨境资本流动条件下本币汇率预期变动与国内金融系统风险行为的反馈机理,并且据此检验金融稳定目标下不同货币政策规则的有效性。研究发现本币升值预期将导致金融系统的风险选择趋于激进,利差平滑、杠杆调节在一定条件下可以作为货币政策关注的对象。郭娜等(2018)对比分析了在 NTP、CPI、Fix E 三种货币政策规则下各宏观经济变量对跨境资本流动冲击的反应程度,结论显示跨境资本流动会对汇率、货币供应量以及利率产生持续性的影响,并通过利率影响货币供应量,进而影响产出、通货膨胀等宏观经济变量。跨境资本流动通过收缩或扩张央行的资产负债表而传递给宏观经济,伴随乘数效应的作用扩大了对金融体系的影响。此外,外国学者也利用 DSGE 模型对不同货币政策下货币政策效果进行研究,例如 Spiegel(2013)通过建立关于货币的小型开放经济环境 DSGE 模型,在不同货币政策下比较了对资本流入限制及资本账户限制的政策反应,得出这两种管制政策对外生冲击的反应各有优劣。

上述文献为本文研究提供了重要的参考价值,但是仍存在一些不足之处。一方面,已有研究视角忽略了次贷危机所体现的跨境资本流动冲击引发的系统性风险问题。2003 年至 2007 年之间,在 CPI 涨幅稳定的情况下同期初级产品商品价格和 MSCI 全球股指上涨超过 90%,房地产价格上涨超过 50%,¹出现了 CPI 稳定时期资产价格上涨和金融风险波动增大的新经济现象。与此同时,美国经济开始出现泡沫特征,存款利率一降再降,大量跨境资本涌入美国。2004 到 2006 年之间,美国房屋价格上涨了 30%²,2007 年,资产价格泡沫到顶,跨境资本流入的正反馈循环导致次贷危机彻底爆发。传统的依赖逆周期调节以稳定物价、平抑经济周期波动为主的货币政策调控框架在应对时暴露了明显缺陷,尤其在跨境资本流动导致经济周期和金融周期不同步时纵容资产泡沫、积聚系统性风险,导致宏观经济政策失效。但是,已有文献并未针对此现象进行充分探讨。另一方面,已有文献的采用的 BGT 和 VAR 模型的实证检验是基于历史数据展开的,难以评价跨境资本流动前后货币政策有效性的变化。更为理想的实证研究应该是在 DSGE 模型框架下尽可能减少对历史数据的依赖,并且引入跨境资本流动变量,从而进行动态衡量。但是已有的基于 DSGE 模型的文献在研究视角以及模型构建上均存在一定的局限性,不仅无法解释上述跨境资本流动带来系统性风险的新经济现象,也并未明确跨境资本流向,故无法准确模

1 资料来源:中国人民银行,《2017 年第三季度中国货币政策执行报告》

2 资料来源:雷·达里奥,《穿越债务危机》

拟跨境资本流动不断冲击下的真实经济环境。此外，由于研究时间段偏早，已有文献大多仅考虑数量型货币政策的有效性，对“十三五”规划纲要中提出的价格型货币政策并未深入研究。

鉴于此，本文创新性地从系统性风险视角研究跨境资本流动对我国货币政策有效性的影响。第一部分是文献综述；第二部分将跨境资本流动及系统性风险关联过程作为全文理论基础；第三部分构建四部门 DSGE 模型，引入跨境资本流动因素模拟真实经济环境，比较跨境资本流动前后价格型与数量型货币政策工具有效性的变化情况；第四部分基于理论分析与实证模拟结果对我国的金融政策组合选择提出政策建议。

三、跨境资本流动引发系统性风险的理论分析

Kindleberger & Aliber（2012）通过对近三百年内上百次全球性金融危机进行研究发现，跨境资本受资产价格泡沫和经济过热驱使流入一国境内，引起本币升值和信用膨胀，刺激投资（机）需求，加速泡沫形成和经济升温（见图 1-①）。这一循环过程持续到风险累积临界点后，资产价格预期下跌和经济降温驱使跨境资本流出，导致本币汇率下行和流动性紧缩，进而资产遭到大幅度甩卖，投资需求萎缩，资产价格循环式下跌，引发经济萧条（见图 1-②）。可见，在经济金融全球化的背景下，跨境资本流动是引发系统性风险的潜在因素，资本流动通过正反馈循环以及部门之间风险传染，强化金融加速器机制与实体经济顺周期性。

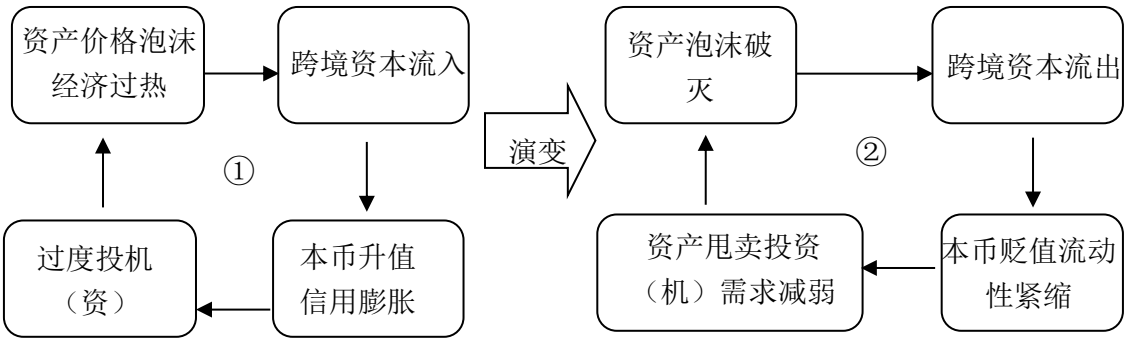


图 1 跨境资本流动的系统性风险累积-爆发过程

从国际实践来看，各国针对跨境资本流动的管理依旧处于探索阶段，主要是通过征收额外税费、规定比例和总量限制等工具，使跨境资本流动受阻。尽管这些工具措施对抑制跨境资本流动的异常波动和累积风险头寸起到了一定作用，但是无法从根本上预防系统性风险的形成。这是因为跨境资本流动所导致的系统性风险源自于宏观、中观和微观三个层面，仅从部分环节出发控制风险而忽视风险间的关联，难以达到预防系统性风险的目的。宏观层面“内外压力差”

变化驱动跨境资本流动（见图 2-①），由此造成货币政策有效性受损，孕育系统性风险的产生。中观层面指境内外金融市场与实体经济相互关联，风险在各个部门间传递。一是资本流出流入风险，持续的跨境资本流动会冲击实体经济和金融体系，导致市场信心和预期发生变化（见图 2-②）；二是外债风险，跨境资本流动带来信贷规模和汇率波动，引发偿债、期限错配和币种错配等风险，掩盖企业真实债务情况（见图 2-③）；三是汇率风险，汇率波动对进出口贸易以及资产价格造成影响（见图 2-④）；四是银行体系风险，跨境资本流动对信贷规模造成冲击，货币供应量的变动进而对利率、资产价格和产出等产生影响（见图 2-⑤）；五是人民币资产池风险，跨境资本在境内资产配置过程和随意抛（买）盘活动对境内资产价格、投资（机）需求构成影响（见图 2-⑥）。微观个体在上述风险的影响下对经济金融变量产生一致预期，趋同性的汇兑和资产负债转换行为催生了系统性风险，即大量趋同性资本单向流动可能触发本币汇率、金融市场价格的联动式变动。因此，在宏观、中观和微观共同作用下，外部冲击可能引发“跨境资本流动-外债风险-汇率-货币供应量-资产价格”连锁式正反馈效应，引发系统性风险。

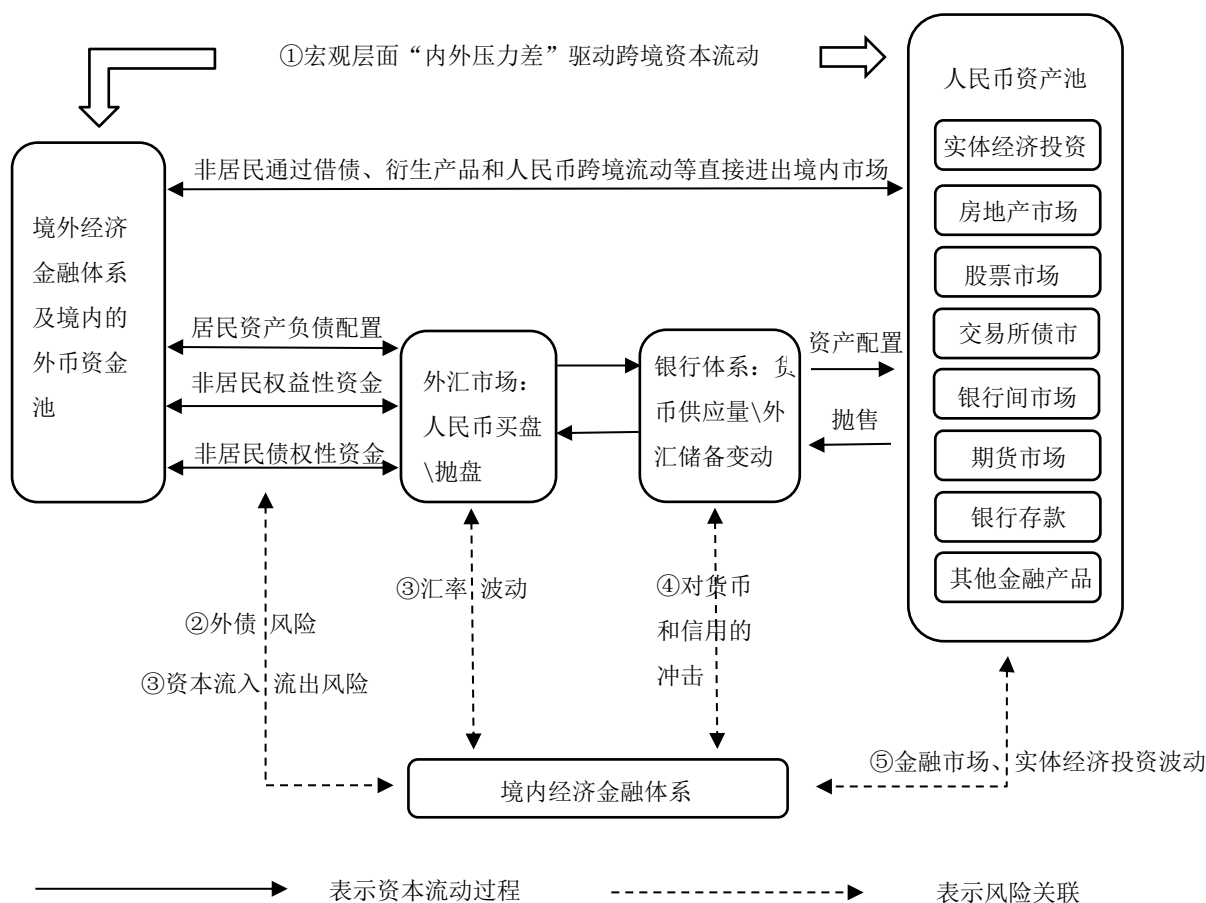


图 2 跨境资本流动过程及风险关联

为了进一步说明连锁式正反馈效应，本文以跨境资本流入为例进行分析。从境外循环看

(见图 3-①)，跨境资本流入使得外汇市场上人民币升值，境外市场参与者强化对人民币汇率上行预期，投资（机）需求上升，引发更多人民币买盘，进而促使更多市场参与者加入对人民币的追逐，通过过度借贷来满足投资（机）需求，国外信贷规模随之扩张。快速的正循环效应使得外汇市场人民币总需求大于总供给，供不应求的情形使得人民币继续攀升。伴随人民币价格持续上涨，市场中的投资（机）需求不断增强，真实需求不断萎缩。从境内循环看（见图 3-②），跨境资本流入使得境内资产价格上升，进而使企业预期盈利能力、净资产价值上升，融资需求扩张，银行愿意更多地向企业发放信贷，融资条件出现虚幻的改善。此时，微观个体对经济形势易形成一致预期，过度投资（机）行为出现使得信贷规模愈发膨胀，市场呈现虚假的繁荣，真实信贷杠杆不断上升¹，资本被用于过度投资（机）形成资产价格、投资（机）需求与信贷规模间互相强化的正反馈循环。从境外境内循环的交互影响看（见图 3-③），境外非居民通过借债、衍生产品人民币跨境流动等直接对境内实体经济、房地产市场和股票市场等提供流动性，国内资金流动性大大提高，助长银行过度信贷投放以及进一步改善企业融资条件，也加速国内资产价格螺旋式上升的正反馈进程。

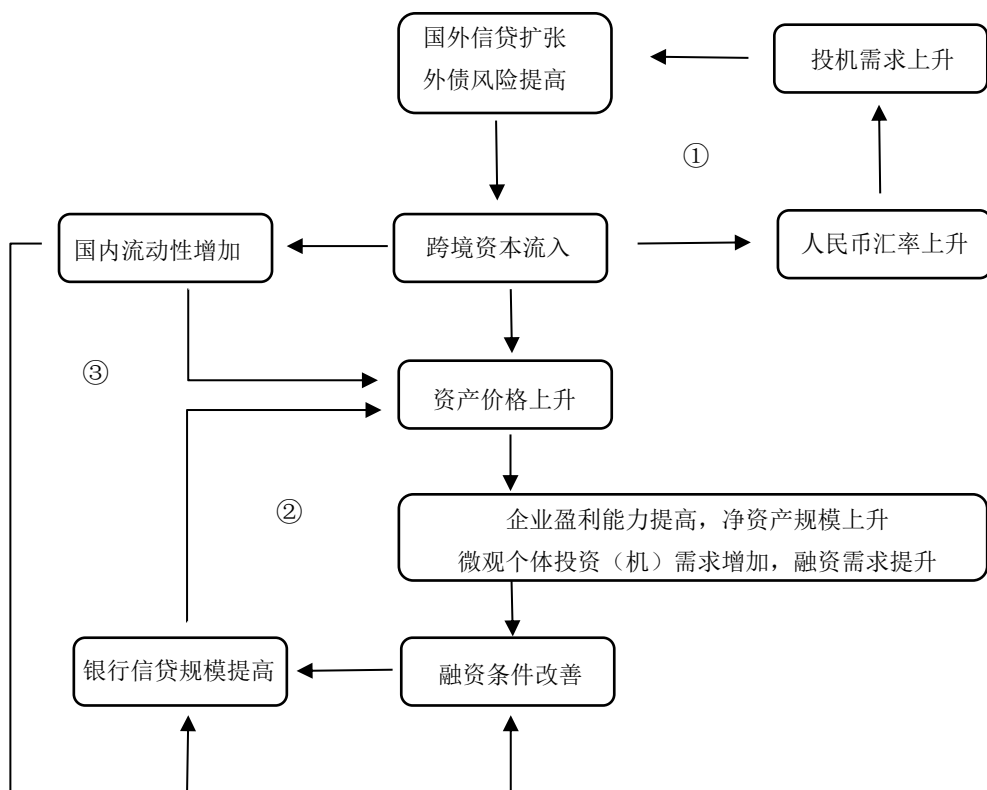


图 3 境内外正反馈循环过程

1 受资产价格快速攀升等影响，资产负债率、企业杠杆率等会因此受到低估，名义杠杆率可能会远远小于真实杠杆，个体与系统性风险受到掩盖，境内金融体系不断趋向高负债状态。

```
graph TD; A[投机需求下降] -- ① --> B[人民币汇率下行]; A --> C[金融机构紧缩信用, 资金无法收回]; B --> D[跨境资本流出]; C --> D; D --> E[国内流动性降低]; D --> F[资产价格下跌]; E -- ③ --> G[银行收紧信贷]; F --> H[企业盈利能力下降, 净资产规模骤降, 微观个体恐慌式抛售资产]; H --> I[融资条件恶化]; I --> G; G -- ② --> F; F -- ② --> J[国内流动性降低]; J -- ③ --> F;
```

图4 危机爆发过程

四、跨境资本流动对货币政策有效性影响的实证研究

基于上文对跨境资本流动引发系统性风险过程和境内外反馈机制的理论分析，本部分拟通过构建动态随机一般均衡模型（DSGE）以证明理论分析的正确性，即跨境资本流动对货币政策有效性确实产生了影响。

（一）模型构建

借鉴 Ozkan 与 Unsal（2014）、Stefan（2015）、Smets（2007）的研究，构建包含跨境资本流动因素的四部门 DSGE 模型。假设经济体分为四个部门：居民部门、企业部门、房地产部门以及商业银行。居民在其预算约束下，分别对消费、劳动力供给、储蓄和房地产消费进行跨期选择，以实现效用最大化。企业利用劳动力和资本进行生产，产品提供给居民进行消费，同时向房地产部门提供投资品。房地产部门购买旧的投资品来生产房地产并出售给家庭。参考 Mishkin 和 Savastano（2001）的方法制定数量型以及价格型两种货币政策，央行使用货币政策工具以维持物价、汇率与经济稳定。模型基本结构如图 5 所示。

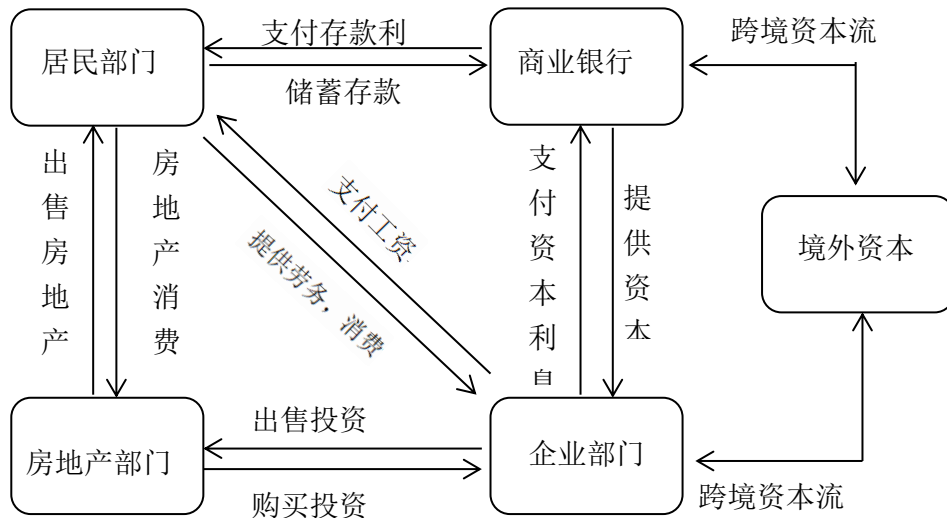


图 5 模型基本结构

1. 居民部门

假设经济中每个居民试图最大化其一生期望效用如式（1）：

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[C_t^{1-\sigma_c} / (1-\sigma_c) + (M_t/P_t)^{1-\sigma_M} / (1-\sigma_M) - N_t^{1+\sigma_N} / (1+\sigma_N) \right] \quad (25)$$

其中， E_0 代表期初时的数学期望， C_t 代表居民的消费量， M_t 代表居民所持有的货币， P_t 代表价格水平， N_t 代表劳动， $0 < \beta < 1$ 代表贴现因子， $\sigma_c > 0$ 、 $\sigma_M > 0$ 、 $\sigma_N > 0$ 分别代表消费跨

期替代系数、货币需求系数、劳动供给的弹性的倒数。

居民面临的预算约束如式 (2):

$$P_t C_t + P_t I_t + S_t K_{f,t+1} + M_t + D_t = W_t N_t + R_{b,t} P_t K_{h,t} + \Pi_t + D_t^{\sigma} + R_{f,t} S_t K_{f,t} + M_{t-1} + R_{d,t-1} D_{t-1} \quad (26)$$

其中, I_t 代表居民投资, D_t 代表居民存款, W_t 代表名义工资, Π_t 和 D_t^{σ} 分别为居民获得企业部门利润和房地产部门利润, $K_{f,t}$ 代表境外资本流入量, $K_{h,t}$ 代表本国自有资本存量¹,

$R_{d,t}$ 、 $R_{f,t}$ 、 S_t 分别代表本国存款利率、外国利率和名义汇率。

假设资本折旧率为 δ , 资本积累方程为式 (3):

$$K_{h,t} = (1 - \delta) K_{h,t-1} + I_t \quad (27)$$

预算约束条件下, 居民在资本积累过程中为获得最大化效用, 一阶条件如式 (4) - (8):

$$C_t^{-\sigma_c} = \beta E_t (C_{t+1}^{-\sigma_c} R_{d,t} / \pi_{t+1}) \quad (28)$$

$$N_t^{\sigma_N} = W_t C_t^{-\sigma_c} / P_t \quad (29)$$

$$R_{d,t} = E_t (S_{t+1} / S_t) R_{f,t} \quad (30)$$

$$\beta C_{t+1}^{-\sigma_c} C_t^{\sigma_c} (1 - \delta) = 1 - R_{b,t} \quad (31)$$

$$(M_t / P_t)^{-\sigma_M} = C_t^{-\sigma_c} (1 - 1 / R_{d,t}) \quad (32)$$

2. 企业部门

存在一个连续的垄断企业, 依靠技术及居民劳动生产差异化商品如式 (9):

$$Y_t = A_t N_t^{\alpha} (K_{h,t-1} + K_{p,t})^{1-\alpha} \quad (33)$$

劳动力市场需求如式 (10):

$$W_t = m c_t \alpha A_t N_t^{\alpha-1} (K_{h,t} + K_{p,t})^{1-\alpha} \quad (34)$$

边际成本 $m c_t$ 是要素价格 (工资和资本成本) 和全要素生产率的函数, 如式 (11):

$$m c_t = \frac{W_t^{\alpha} \left(\frac{K_{h,t} R_{b,t}^{1-\alpha}}{K_{h,t} + K_{p,t}} + \frac{K_{p,t} R_{f,t}^{1-\alpha}}{K_{h,t} + K_{p,t}} \right)}{A_t \alpha^{\alpha} (1 - \alpha)^{1-\alpha}} \quad (35)$$

3. 房地产部门

房地产部门通过购买旧的投资品 I_t 来生产房地产并以价格 Q_t 出售给居民部门。假定房地产不存在新旧差异, 同时受跨境资本流动影响, 房地产存量的实际价值可以定义为 $q_t (K_{h,t} + K_{f,t})$,

¹ 模型假定本国自有资本为银行所提供流动性。

其中, $q_t = Q_t / P_t$ 。在 q_t 给定的情况下, 通过选择投资实现最大化:

$$\max_{I_t} q_t \tilde{I}_t - I_t - \Phi(I_t / (K_{h,t} + K_{f,t}), (K_{h,t} + K_{f,t})) \quad (36)$$

式中, $\Phi(I_t / (K_{h,t} + K_{f,t}), (K_{h,t} + K_{f,t})) = 0.5\varpi(I_t / K_{h,t} + K_{f,t} - \delta)^2(K_{h,t} + K_{f,t})$, ϖ 代表房地产价格的粘性系数。

二阶调整成本取决于加总成本, 在既定技术水平下, 一单位新的房地产投资就等于用作生产新房地产投资的旧投资量 $\tilde{I}_t = I_t$ 。最优条件如式 (13):

$$\frac{I_t}{K_{h,t} + K_{f,t}} = \delta + \frac{q_t - 1}{\varpi} \quad (37)$$

房地产部门将利润返还给居民部门, 在稳态状况下房地产部门利润为 0:

$$\begin{aligned} D_t^{\sigma} &= q_t I_t - I_t - 0.5\varpi(I_t / K_{h,t} + K_{f,t} - \delta)^2(K_{h,t} + K_{f,t}) \\ &= (q_t - 1)(\delta + \frac{q_t - 1}{2\varpi})(K_{h,t} + K_{f,t}) \end{aligned} \quad (38)$$

4. 商业银行

假设商业银行通过吸收居民存款 $D_t(i)$ 与发行跨境债券 $K_{b,t}$ 为企业提供贷款 $K_{h,t}(i)$, 向居民部门所吸收的存款需要缴纳存款准备金 $\omega D_t(i)$ 。商业银行预算约束如式 (15):

$$K_{h,t}(i) + \omega D_t(i) = D_t(i) + K_{b,t}(i) \quad (39)$$

其中, ω 为存款准备金率。假设企业贷款需求弹性为 γ , 则有 $K_{h,t}(i) = [R_{b,t}(i) / R_{b,t}]^{-\gamma} K_{h,t}$ 。

商业银行在预算约束条件下要使其利润最大化如式 (16):

$$\max E_0 \sum_{t=1}^{\infty} \beta^t [R_{b,t}(i) K_{h,t}(i) + R_{\omega,t} \omega D_t(i) - R_{d,t} D_t(i) - R_{f,t}(i) K_{b,t}(i)] \quad (40)$$

其中, $R_{d,t}$ 为存款利率, $R_{\omega,t}$ 为存款准备金利率, $R_{f,t}$ 为境外资本利率¹。

在对称均衡下求解银行利润最大化问题可得:

$$\frac{(1-\gamma)(1-\omega)}{\gamma} R_{b,t} = \omega R_{\omega,t} - R_{d,t} - (\frac{(\gamma-1)(1-\omega)}{\gamma} - \omega - 1) R_{f,t} \quad (41)$$

5. 跨境资本流动

1 若存在跨境资本流入, 那么跨境资本的成本一般小于境内资本, 因此此处用境外资本的境外利率代替境外资本的资本成本。

随着资本账户开放，跨境资本流动逐渐活跃。借鉴刘仁伍（2011）设定，跨境资本流动与资本账户开放之间关系如式（18）：

$$K_{f,t} = \kappa \psi (R_{b,t} - R_{f,t}) \varepsilon_{K,t} \quad (42)$$

跨境资本在商业银行与企业部门之间流动，假设：

$$K_{f,t} = K_{b,t} + K_{p,t} \quad (43)$$

κ 代表资本账户开放程度， ψ 代表资本收益变动系数， $K_{f,t}$ 代表总的跨境资本流动规模， $K_{b,t}$ 和 $K_{p,t}$ 分别代表商业银行以及企业部门的跨境资本流动规模， $\varepsilon_{K,t}$ 代表跨境资本流动冲击。其中， $0 < \kappa < 1$ ，当 $\kappa=0$ 时，资本账户完全封闭，同时跨境资本流动规模 $K_{f,t}=0$ 。

6. 货币政策

在开放经济下，央行可以采用数量型规则以及价格型规则作为货币政策调控工具。

（1）数量型规则

在数量型规则下，假定央行通过调整货币供给增长率来调控产出、通胀和汇率：

$$U_t = \varphi_U U_{t-1} + \varphi_\pi E\pi_{t+1} + \varphi_Y Y_t + \varphi_S S_t + \varepsilon_t^u \quad (44)$$

其中， U_t 代表名义货币增长率， φ_U 代表货币供给增长率平滑系数， φ_π 、 φ_Y 和 φ_S 分别代表货币供给增长率对通胀、偏离产出和汇率的变动系数， ε_t^u 代表货币供给增长率冲击。

（2）价格型规则

在价格型规则下，央行以利率来调控产出、通胀和汇率：

$$R_{d,t} = \rho_R R_{d,t-1} + \rho_\pi E\pi_{t+1} + \rho_Y Y_t + \rho_S S_t + \varepsilon_t^R \quad (45)$$

代表利率平滑系数， ρ_π 、 ρ_Y 和 ρ_S 分别代表利率对通胀、偏离产出和汇率的变动系数， ε_t^R 代表利率冲击。其中 φ_π 、 ρ_S 反映了货币政策对汇率波动的调控情况。若 $\varphi_\pi=0$ 或者 $\rho_S=0$ ，表明央行的货币政策完全不考虑汇率波动，即汇率制度为完全浮动汇率制；若系数 $\varphi_\pi \neq 0$ 或者 $\rho_S \neq 0$ ，表明央行的货币政策会根据汇率变动做出相应，即汇率制度为有管理的浮动汇率制度。

（二）参数校准与估计

1. 参数校准

对于家庭主观贴现因子 β ，参考大部分文献的做法，将其设定为 0.99，参考庄子罐等（2016）对消费跨期替代 σ_c 、货币需求 σ_M 、劳动供给的弹性的倒数 σ_N 和资本折旧率 δ 的设定，

设定其分别为 1.2、3.13、2.5 和 0.03。对企业部门的参数设定方面，参考马勇、陈雨露（2013）的研究，设定资本产出弹性 $\alpha=0.65$ 、资本调整成本参数 $\eta=2.8$ 。房地产部门的价格粘性系数 ϖ 和生产固定成本 Φ 分别参考刘斌（2008）和 Laséen（2017）的做法，设定为 0.75 和 0.2。李威、吕江林（2016）结合我国货币政策状况和各类金融机构在整个金融市场中所占的比重，将存款准备金率 ω 设定为 0.19，本文沿用此设定。虽然未来我国将不断放松资本管制，但主要放松的对象是合法合理的跨境资本流动，非法“地下钱庄”等所产生的跨境资本流动将会受到更加严格的管制，因此，近几年资本项目开放程度系数不会有较大变化，参考王彬、马文涛（2014）对资本项目开放程度 κ 进行贝叶斯估计，将其设定为 0.55。企业贷款需求弹性 γ 和资本收益变动系数 ψ 参考刘仁伍、郑南源（2012）的设定，分别为 2.7 和 7.92。

2. 参数估计

本文选择对应的国内变量对上述模型方程中的参数进行估计，由于部分样本季度数据缺失，因此样本范围为 2001 年第 1 季度至 2017 年第 4 季度。数据来源于国家统计局网站和中国人民银行调查统计司网站。货币供应量增长率使用 M2 增长率表示¹，利率使用一年期存款利率代理²，通胀和产出分别使用 CPI 增长率和 GDP 同比增长率代替，汇率采用人民币对美元名义汇率数据。数据均为季度数据，经过 HP 滤波处理得到波动数据。此外，由于 GDP 同比增长率数据受季节因素影响，因此需要进行季节性处理。

参考马文涛（2011）使用的 GMM 估计方法，分别对数量型及价格型货币政策规则进行参数估计，结果如表 1 所示。

表 1 货币政策规则参数估计结果

价格型政策工具	ρ_R	ρ_S	ρ_π	ρ_Y	R ²	DW
参数	0.826 (29.54)	-0.03 (0.39)	0.018 (3.34)	0.022 (3.83)	0.92	1.66
数量型政策工具	φ_U	φ_S	φ_π	φ_Y	R ²	DW
参数	0.984 (20.43)	-0.247 (-2.96)	-0.139 (-2.16)	0.055 (0.68)	0.75	2.27

注：括号内为 t 值。

（三）脉冲响应与模拟分析

1. 跨境资本流动对宏观经济的影响

1 在模型的构建中，居民部门的收入除了消费以及投资外，剩余部分均以准货币形式或者银行储蓄持有，因此选择 M2 增长率更符合模型经济意义。

2 目前我国的利率体系既包括存贷款利率、银行间同业拆借等，然而中央银行的利率调整是以一年期存款利率为基础，故在参数估计中使用一年期存款利率。

为研究跨境资本流动对宏观经济的影响，本文使用 1% 的正向跨境资本流动冲击来考察宏观经济变量的变动情况。

如图 6 所示，经济体受到跨境资本流入的冲击后，各经济变量均产生较大变动，境内经济体系平衡遭到破坏。流动性规模、房地产消费和资产价格出现正向偏离，汇率出现负向偏离，表明境外资本直接向境内实体经济、房地产部门等提供流动性，促使人民币升值，资产价格不断攀升。此外，跨境资本流动还引发投资、境内利率水平、通胀和产出出现正向偏离，表明随着资产价格不断上涨，市场对经济形势出现一致预期，跨境资本流动间接促使投资（机）需求扩大，信贷规模开始膨胀，企业预期盈利能力、净资产价值随之上升。融资条件的改善伴随着境内利率水平下跌、通货膨胀进一步恶化，市场呈现虚假的繁荣，系统性风险也不断累积并且在第 2 期达到顶峰。从第 3 期之后，资产价格已无法继续维持高位，境内流动性收紧，投资规模和产出水平开始断层式下跌，跌至稳态点位之后继续朝负向移动。这表明在泡沫破灭之后，恐慌情绪快速蔓延，集体性趋同行为引发正反馈循环导致经济下行，偏离平衡状态，引发系统性危机。为了验证流动性规模、资产价格、房地产消费、投资和产出之间存在紧密的正反馈关系，使用 Pearson 相关性检验对上述变量脉冲响应曲线之间的相关性进行检验。结果如表 2 所示，变量之间普遍存在高度相关性，尤其是流动性规模和投资、资产价格和房地产消费及产出之间的相关系数均大于 0.95，证明了流动性规模的膨胀推动投资需求，资产价格的上涨刺激房地产消费及产出增加。近 40 期之后，经济金融变量波动才逐渐恢复平衡状态，然而实际经济中系统性危机过度累积，受不可控的集体性趋同行为以及其他不稳定因素影响，系统性危机爆发产生的危害可能更大。

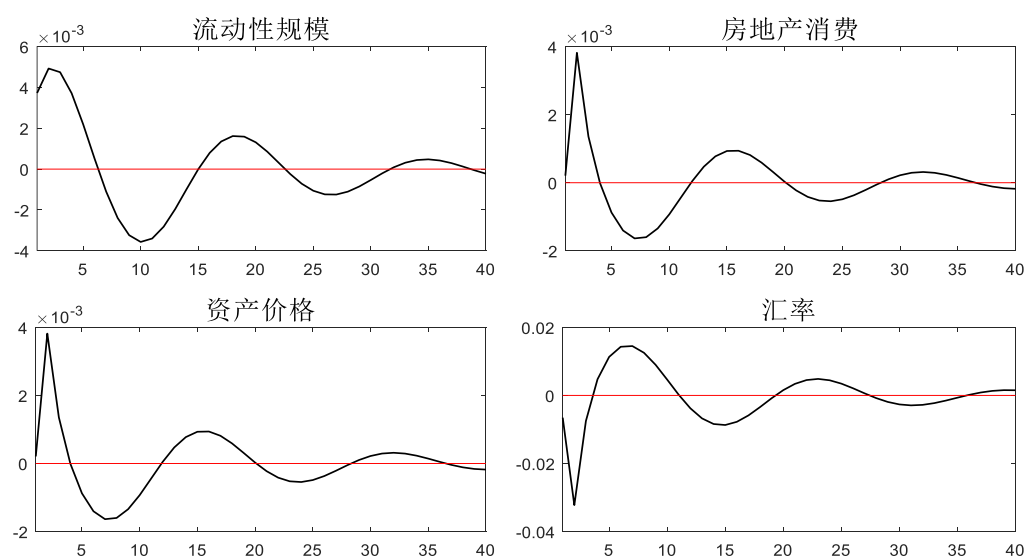


图 6 各宏观经济变量对跨境资本流动冲击的响应-1

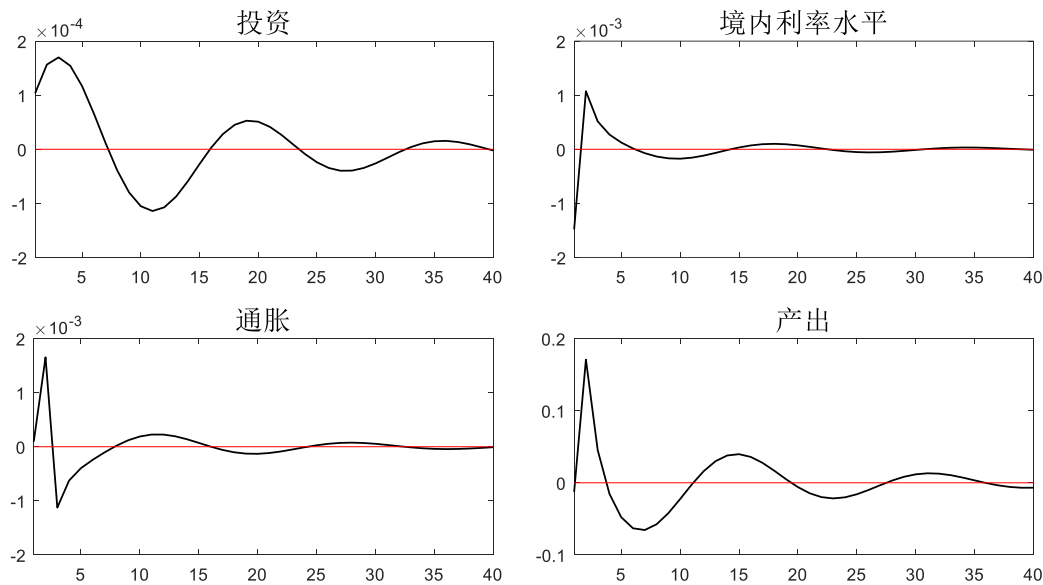


图 6 各宏观经济变量对跨境资本流动冲击的响应-2

表 2 脉冲响应曲线相关性检验

		流动性规模	资产价格	房地产消费	投资	产出
流动性规模	Pearson 相关性	NA	0.585**	0.587**	0.958**	0.416**
	显著性 (双尾)		<0.001	<0.001	<0.001	0.008
资产价格	Pearson 相关性	0.585**	NA	1.000**	0.375*	0.977**
	显著性 (双尾)	<0.001		<0.001	0.017	<0.001
房地产消费	Pearson 相关性	0.587**	1.000**	NA	0.377*	0.976**
	显著性 (双尾)	<0.001	<0.001		0.016	<0.001
投资	Pearson 相关性	0.958**	0.375*	0.377*	NA	0.208
	显著性 (双尾)	<0.001	0.017	0.016		0.198
产出	Pearson 相关性	0.416**	0.977**	0.976**	0.208	NA
	显著性 (双尾)	0.008	<0.001	<0.001	0.198	

注: **表示相关性在 0.01 水平上显著 (双尾); *表示相关性在 0.05 水平上显著 (双尾)。

2.跨境资本流动对货币政策有效性的影响

为研究跨境资本流对和货币政策有效性的影响，需要明确货币政策有效性的衡量方法。本文借鉴 Karras (1999) 和 Berument et al. (2007) 的研究，从产出效应 (产出) 和价格效应 (通胀) 两个维度对货币政策的有效性进行评估。在其它因素不变的情况下，设定存在跨境资本流动与不存在跨境资本流动¹两种情况，加以货币政策调整冲击，考察两种情况下产出、通胀变动

1 在不存在跨境资本流动情况下模型设立中，令资本账户开放程度 $\kappa=0$ ，即资本账户完全封闭，跨境资本无法

的差异。在存在跨境资本流动的情况下，如果货币政策的产出效应以及价格效应小于不存在跨境资本流动的情况下货币政策的产出效应以及价格效应，则货币政策有效性受跨境资本的流动而削弱；反之，则意味着货币政策有效性受跨境资本的流动而增强。

如图 7，对数量型货币政策加以 1%正向调整冲击，提高货币供应量导致产出和通胀均出现上升。当存在跨境资本流动时，产出和通胀的增长幅度均小于不存在跨境资本流动的情形，意味着在采取数量型货币政策工具时，产出和价格效应都会随着跨境资本的流动而削弱。基于对称性，对数量型货币政策加以 1%负向调整冲击，提高货币供应量导致产出和通胀均呈现反向变化，然而货币政策有效性（产出和价格效应）随着跨境资本的流动而减弱的结论依旧成立。当对价格型货币政策加以同样调整时，结论与数量型货币政策一致，即产出效应和价格效应都受到跨境资本流动的影响而被削弱。可见，在跨境资本流动的背景下，央行无论是采取价格型货币政策还是采取数量型货币政策，货币政策有效性都大幅度受到削弱。

此外，从脉冲响应程度可以发现，采取价格型货币政策时货币政策有效性受到的削弱程度要小于采取数量型货币政策，这与马文涛（2011）的结论类似。对采取数量型货币政策加以 1%正向调整冲击，在不存在跨境资本流动时产出与通胀分别作出 1.7×10^{-3} 和 0.27 的响应，存在跨境资本流动时分别作出 0.8×10^{-3} 和 0.08 的响应，跨境资本流动对产出效应与价格效应的影响达到 0.9×10^{-3} 和 0.19；对采取价格型货币政策加以 1%正向冲击，两种情形下产出与通胀对应作出 -1.8×10^{-3} 和 -0.6 以及 -1.8×10^{-3} 和 -0.48 的响应，跨境资本流动对产出效应的影响在第 3 期之后才逐渐显现，对价格效应的影响只有 0.12。由此可见，“十三五”期间我国推进货币政策从以数量型调控为主向以价格型调控为主转型，对抵御跨境资本流动具有一定积极作用。然而，上述对跨境资本流动对境内经济体系影响的模拟分析也清晰地表明价格型货币政策的效果也容易受到跨境资本流动的影响而削弱，仅仅依靠货币政策无法化解跨境资本流动带来的系统性危机。次贷危机后，我国积极探索利用宏观审慎政策应对跨境资本流动已经取得了一定的效果，笔者认为只有加强与完善货币政策与宏观审慎政策的双支柱协调运行才能够从根本上抵御跨境资本带来的系统性风险，维护经济体系的稳定。

自由流动，即 $K_{f,t}=0$ 。

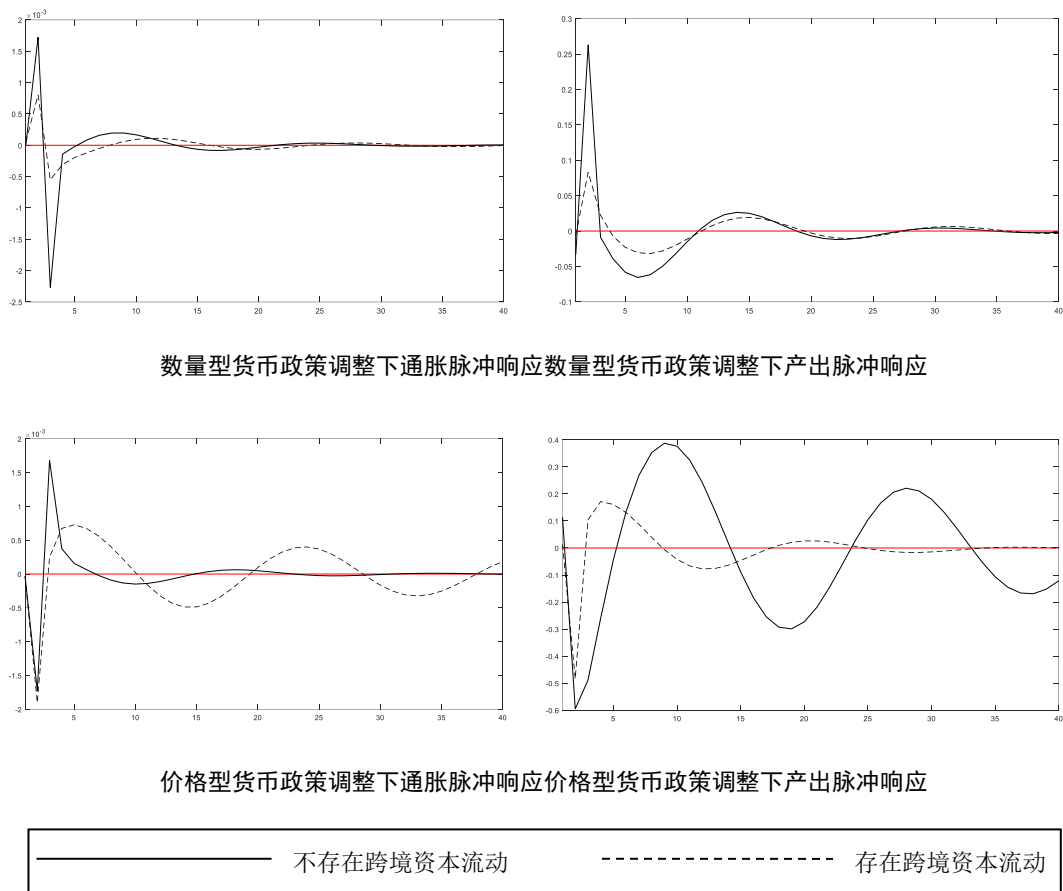


图 7 数量型和价格型货币政策调整下通胀与产出的脉冲响应情况

五、政策与建议

本文基于跨境资本流动引发系统性风险过程的理论分析，构建包含跨境资本流动的四部门 DSGE 模型研究跨境资本流动对货币政策有效性的影响，并且进行实证检验。脉冲响应函数及相关性检验验证跨境资本流动冲击下系统性风险累积过程；通过价格效应及产出效应对货币政策有效性进行评估，发现在跨境资本流动性冲击下，价格型与数量型货币政策的有效性均受到削弱。随着我国经济国际化程度不断加深和资本账户不断开放，跨境资本流动日益频繁，仅仅依靠传统货币政策已经无法有效应对系统性风险，经济金融环境受到严峻挑战。

因此，货币当局应当将防范系统性风险作为工作重点，优化宏观金融政策，为我国全面融入世界经济体系扫清障碍。第一，灵活运用资本管制手段。必须充分认识到资本账户开放过程本身是波浪前进的，应该根据经济实际运行状况和系统性风险聚集程度来选择资本管制手段实施力度。如果观察到跨境资本流动过度聚集系统性风险以致影响经济正常运行，就应加大管制

力度重点应对跨境资本流动，等市场逐渐回到相对稳定状态时再继续推进资本账户开放。第二，坚持单一的货币政策目标和价格型货币政策转型。本文研究结果说明货币政策在控制资产价格波动方面难以发挥有效作用，并且价格型相较于数量型货币政策在跨境资本流动冲击下更能保证货币政策调控效果。因此，在推进价格型货币政策转型过程中，货币当局执行应坚持以物价稳定作为单一目标，实施多目标的货币政策进行调控反而会适得其反。第三，推进传统的“货币政策+资本管制”调控框架向“货币政策+宏观审慎政策”双支柱调控框架转变。在货币政策关注物价稳定的前提下，资产价格调控成应该为宏观审慎政策的核心目标。将宏观审慎政策作为资本管制手段的修正和替代，当资产价格由于跨境资本冲击产生波动时可以使用资本管制为政策调整争取时间，当金融体系与宏观经济趋于稳定后，资本管制就必须及时让位于宏观审慎政策。第四，进一步完善汇率机制，提升人民币汇率弹性。在三元悖论假说框架下，随着资本账户的不断开放，货币政策有效性的保障在于人民币汇率弹性的进一步提高。汇率在调节国际收支平衡、引导资本流动方面将发挥愈加重要的作用，应当尊重市场对汇率决定的基础性作用，同时充分发挥有管理的浮动汇率制度的优势。既要实现以汇率杠杆调节国际收支、优化国内外两个市场资本配置，又要避免出现汇率的过度波动，给国内金融市场和实体经济造成损害。

参考文献

- [1].郭娜、吴玉媛、刘潇潇, 2018:《国际资本流动逆转对中国货币政策有效性的影响》,《金融经济学研究》第 2 期 37-49 页。
- [2].何国华、李洁, 2017:《跨境资本流动、金融波动与货币政策选择》,《国际金融研究》第 9 期):3-13。
- [3].黄武俊、陈漓高, 2009:《中国国际资本流动与货币政策动态关系:1994—2007——基于 BGT 模型抵消和冲销系数分析》,《经济科学》第 3 期 36-48 页。
- [4].胡再勇, 2011:《三元悖论困扰下的中国资本流动和货币政策》,《当代财经》第 7 期 50-60 页。
- [5].刘斌, 2008:《我国 DSGE 模型的开发及在货币政策分析中的应用》,《金融研究》第 10 期 1-21 页。
- [6].李威、吕江林, 2016:《利率市场化对中国宏观经济的冲击效应——基于 DSGE 模型的分析》,《金融论坛》第 3 期 48-63 页。
- [7].刘仁伍、郑南源, 2012:《宏观审慎管理:框架、机制与政策》,社会科学文献出版社。
- [8].马勇和陈雨露, 2013:《宏观审慎政策的协调与搭配:基于中国的模拟分析》,《金融研究》第 8 期 57-69 页。
- [9].马文涛, 2011:《货币政策的数量型工具与价格型工具的调控绩效比较——来自动态随机一般均衡模型的证据》,《数量经济技术经济研究》第 10 期 92-110 页+133 页。
- [10].宋翠玲、乔桂明, 2014:《国际短期资本流动对货币政策有效性的影响分析——基于 VAR 模型和脉冲响应函数的研究》,《审计与经济研究》第 5 期 97-104 页。
- [11].唐琳、胡海鸥, 2016:《人民币汇率、国际资本流动与货币政策有效性研究——基于修正 BGT 模型的实证分析》,《经济理论与经济管理》第 9 期 40-53 页。
- [12].田素华、徐明东, 2008:《国际资本流动对东道国货币政策的抵消效应——基于四种国际资本流动形式的讨论》,《数量经济技术经济研究》第 12 期 70-86 页。
- [13].王爱俭、王璟怡、武鑫, 2013:《国际资本流动对当前我国货币政策效果的影响——基于外汇占款传导路径的分析》,《现代财经(天津财经大学学报)》第 2 期 9-17 页。
- [14].王彬、马文涛、刘胜会, 2014:《人民币汇率均衡与失衡:基于一般均衡框架的视角》,《世界经济》第 6 期 27-50 页。
- [15].王艳真、李秀敏、黄栋, 2018:《中国国际资本流动与货币政策间的动态关系研究》,《国际金融研究》第 4 期 55-65 页。
- [16].庄子罐、崔小勇、赵晓军, 2016:《不确定性、宏观经济波动与中国货币政策规则选择——基于贝叶斯 DSGE 模型的数量分析》,《管理世界》第 11 期 20-31 页+187 页。

- [17].Charles P. Kindleberger,Robert Z. Aliber,2012,Manias, panics and crashes: a history of financial crises 6th edn, *Economic History Review*, 65(4):1609-1611.
- [18].F.G Ozkan,D.F Unsal,2014,On the Use of Monetary and Macprudential Policies for Small Open Economies,IMF Working Paper.
- [19].Frederic S Mishkin,2001,Miguel A Savastano. Monetary policy strategies for Latin America,*Journal of Development Economics*,66(2):415-444
- [20].Georgios Karras,1999,Openness and the effects of monetary policy,*Journal of International Money and Finance*,(1)
- [21].Hakan Berument,Nazli Konac,Ozge Senay,2007,Openness and the Effectiveness of Monetary Policy: A Cross-country Analysis,*International Economic Journal*,(4)
- [22].Kim S,2003, Monetary policy, foreign exchange intervention, and the exchange rate in a unifying framework, *Journal of International Economics*,60(2):355-386.
- [23].Laséen S, Pescatori A, and Turunen J,2017,Systemic Risk: A New Trade-Off for Monetary Policy? , *Journal of Financial Stability*,15(142):1
- [24].Mansour L,2012,Hoarding of International Reserves and Sterilization in Dollarized and Indebted Countries: An Effective Monetary Policy?,*Social Science Electronic Publishing*
- [25].Minsky H P,1986,Stabilizing an Unstable Economy.Yale University Press, 54 (2)
- [26].Ouyang A Y , Rajan R S , and Willett T D,2010,China as a reserve sink: The evidence from offset and sterilization coefficients,*Journal of International Money and Finance*,29(5):0-972.
- [27].Stefan L,Andrea P,and Jarkko T,2015,Systemic risk:A new trade-off for monetary policy?,IMF Working Paper.
- [28].Smets, Frank,2007,Raf. Wouters,“Shocks and Frictions in US Business Cycles-A Bayesian DSGE Approach”,European Central Bank Working Paper No 722.

The impact of cross-border capital flows on the effectiveness of monetary policy

——From the perspective of systemic risk

Jiajia Yan Jinming Zeng

Abstract: With economic globalization, increasing cross-border capital flows have undoubtedly triggered system risk, which has profoundly influenced the effectiveness of monetary policy and even threatened the stability of China's economy and finance. Based on the theoretical analysis of the process how systemic risk is caused by cross-border capital flows, this paper constructs a four-sector DSGE model to evaluate the impact. The impulse response function and the correlation test proves the process, the price effect and output effect evaluates the degree and related suggestion is given as well.

Key words: cross-border capital flows; monetary policy; systemic risk; DSGE model

最后贷款人理论变革及对我国金融监管的启示

刘莉亚¹ 周峰²

【摘要】最后贷款人救助是金融监管中的关键组成部分，也是守住不发生系统性风险底线的基石。传统理论认为最后贷款人应该接受良好抵押品、采取高利率、自由贷款给具有清偿能力但面临流动性缺失的机构，在 2008 年金融危机以前，针对传统理论的救助原则争议不断，但并未取得实质性的理论突破。然而，金融危机以后，最后贷款人理论出现了两个显著的转变：一方面，最后贷款人理论的关注焦点由单个问题机构转移到对市场的救助，即“最后做市商”职能；另一方面，最后贷款人理论不再局限于“救”与“不救”，而针对“如何救”出现了突破性的进展，即“自救机制”的提出。本文系统梳理并分析了最后贷款人理论的发展变革以及危机后新的理论突破，并结合我国的金融环境与制度现状，对我国金融监管实践提出建议。

【关键词】金融危机；最后贷款人；金融监管；最后做市商；自救机制

一、引言

党的十九大报告强调要“健全金融监管体系，守住不发生系统性金融风险的底线”。我国已经建立并正在完善货币与宏观审慎的双支柱政策框架，对于防范系统性风险具有重要意义。但是，必须认识到，守住系统性金融风险底线不仅仅需要防范，还需要一张健全而明确的金融安全网，最后贷款人救助是其中的关键环节。我国至今尚无明确的最后贷款人救助体系，但是政府或监管机构承担了完全的隐性担保，行使着完全兜底式的最后贷款人救助职能。隐蔽而完全的最后贷款人救助从根本上扭曲了市场的定价机制、破坏了资源的配置机制、更强化了金融机构风险承担的激励机制。2018 年以来，在中美贸易战、资本市场持续低迷、企业债务不断违约等内外部压力下，我国面临着巨大的金融风险，迫切要求一个合理而有效的最后贷款人救助体系，及时化解危机，为打赢“防范化解重大金融风险”的攻坚战提供制度保障。

最后贷款人理论（Lender of Last Resort/LOLR）的核心思想为：中央银行接受良好抵押品、采取高利率、自由贷款给具有清偿能力但面临流动性缺失的机构（Tucker, 2014）。传统 LOLR

1 刘莉亚，上海财经大学金融学院教授

2 周峰，上海财经大学金融学院

理论的系统形成源于 Henry Thornton (1802) 和 Walter Bagehot (1873)，Thornton 提出了“最后贷款人”这一完整概念，并刻画了 LOLR 的特征¹，Thornton 首次阐明 LOLR 面临的道德风险问题。Bagehot 重新整理了 Thornton 早期的某些观点²，指出中央银行在金融危机时期提供资金的作用是减轻金融摩擦与市场失灵，最后贷款人救助是一项宏观经济政策，中央银行需要保证整体经济的流动性，救助整个银行系统，而不针对某个特定的问题金融机构。Bagehot 相对于 Thornton 最突出的贡献是，他整理出 LOLR 四个主要的操作原则：事前明确承诺、采取高利率政策、合格借款者与良好抵押品以及不救助无清偿力的机构。2008 年全球金融危机为最后贷款人救助实践提供了天然的试验场，也成为最后贷款人理论发展的重要分界点。危机前，最后贷款人理论及实践一直没有大的突破，局限在传统救助原则相关的争议（Crockett,1996;Freixas,1999;Goodhart,2005），而危机后，涌现出大量救助模式及工具创新，学术界一方面致力于解决传统最后贷款人遗留的争议，另一方面，研究新出现的救助措施，如最后做市商（Mehrling，2012）、自救机制等（Gordon & Ringe,2015），这些研究在发展最后贷款人理论的同时，也开创了现代金融环境下新的危机管理模式。

本文沿着最后贷款人理论的发展脉络，梳理相关研究进展。首先，梳理了危机前传统 LOLR 理论围绕几个关键性问题的争议及发展；其次，梳理 2008 年危机后最后贷款人理论的新发展，主要就传统问题继续争议以及对新实践的研究；再次，梳理最后贷款人理论在三个方面存在的问题；最后，结合我国的金融体制环境以及文献分析，对我国金融监管实践提出建议。

二、危机前最后贷款人理论争议

最后贷款人理论自形成开始，就饱受争议，每一次危机都让人们反思最后贷款人应该在危机中采取怎样的方式展开救助？随着金融体系及环境的变化，传统最后贷款人理论的分析与批判从未间断³。在 2008 年金融危机前关于最后贷款人理论的争议及发展主要体现在：采取惩罚性

1 特征包括：首先，LOLR 管理着储备货币，是金融系统流动性的最终来源；其次，在金本位时代，LOLR 承担着中央黄金储备托管者的特殊责任；最后，LOLR 与其他以谋利为特征的银行的区别在于它需要为整个经济负责而非股东与客户。

2 Thornton 与 Bagehot 关于最后贷款人理论观点的详细区别参见 David Laidler (2003)。

3 Bordo(1990)列举了四个关于最后贷款人的学派：第一个是 Thornton、Bagehot 的古典理论；第二个学派是由 Goodfriend & King(1988)推动，LOLR 只需要通过公开市场操作为银行部门提供整体流动性，他们认为 LOLR 救助单个银行需要昂贵的监控成本，因此在银行间市场高度发达时期，贷款给单个机构是多余的并且会鼓励过度风险承担；第三个学派是基于 Goodhart (1987, 1988, 1999),认为 LOLR 无法辨别暂时的流动性冲击和永久性清偿

利率还是优惠利率、救助非流动性机构还是非清偿力机构、是否救助单问题机构、采取建设性模糊还是事前明确宣告。

（一）采取惩罚性利率还是优惠利率

最后贷款人对金融机构的救助适用惩罚性利率（高利率）¹还是优惠利率（低利率）一直是备受争议的问题，赞同的学者主要认为惩罚性利率可以防范银行道德风险（Summers,1991; Fischer,1999），而政策实践越来越倾向于采取优惠利率,认为惩罚性利率会增加道德风险，并收缩市场的流动性（Repullo,2005; Crockett,1996）。

Bagehot(1873)提出让借款者在危机时期坚信可以获得救助，但是又必须为接受救助付出代价，危机救助应当采取“高利率”²，主要考虑到高利率起到以下作用：第一，可以鼓励铸币流入而遏制流出，从而保护英格兰银行和国家的黄金储备；第二，高利率可以确保恐慌平息后，紧急超发的票据迅速退出市场，维持货币存量稳定；第三，高利率可以抑制过度紧张的金融机构持有过多的预防性现金，对过度收缩机构施以惩罚；第四，也是最重要的，确保最后贷款人是“最后”的求助主体，促使借款者充分利用可获得的流动性资源并开发新的资源以后再去寻求最后贷款人救助，这有利于提高流动性配置效率。除此之外，高利率还可以检验紧急借款机构的健康状况，因为高于同期市场的利率会促使非流动性银行首先考虑从市场借款，如果能成功的从市场获得流动性，说明私人贷款者认定这些机构相对健康，风险可控。（Humphrey & Keleher,1984; Fischer, 1999; Humphrey, 2010）。

然而在实际救助中，最后贷款人使用的往往是非惩罚性利率（Giannini, 1998）。惩罚性利率可能会加剧银行的流动性危机，因为寻求流动性救助的银行往往十分脆弱，甚至濒于崩溃，索要惩罚性利率造成了额外的流动性负担。另外，惩罚性利率给了银行一种寻求“复活投机”(gambling for resurrection)³的激励。Repullo（2005）认为银行对于组合风险的选择随着资本要求递减，随着惩罚性利率的增加而上升。另外，有 LOLR 但不索取惩罚性利率与无 LOLR 时相比，银行选择的水平风险相同，而当 LOLR 索要惩罚性利率时，会导致银行承担更高的风险，因此，LOLR 的存在不会增加风险激励，而惩罚性利率却会产生风险承担激励。Freixas（1999）

力冲击，因此应该综合采用多种救助方式；第四个学派是无监管干涉的自由银行学派。

1 Fischer(1999)认为惩罚性利率不是相对于危机时期的同期利率，而是相对于恐慌前的正常时期利率。

2 Goodhart (1999)指出 Bagehot 观点中只使用了“高利率”，而未曾使用“惩罚性利率”，大量的学术研究将高利率混同为惩罚性利率使用，为了尊重原著，本文根据索引文献中的实际情况使用这两个概念。

3 “复活投机”是指因为预期政府会救助，而无论是否继续投资都会承受惩罚性利率，此时如果冒险还有可能获得收益。

进一步认为若公开进行救助，高利率贷款会向市场发出信号，从而推动挤兑的发生。Martin（2009）证明了在商品货币体制下的惩罚性利率政策与法定货币体制下的低利率政策是相容的，在商品货币体制下，由于流动性稀缺，惩罚性利率可以避免银行自我选择，即银行无论自身是否缺乏流动性，也会倾向于借贷；相反，在法定货币体制下，央行实际上可以无限制的提供暂时性的货币供给，银行自我选择不再重要，消除了可兑换约束，应该采取低利率政策供应流动性（Flannery,1996；Antinolfi et al.,2001）。

（二）救助非流动性机构还是非清偿能力机构

对于救助非流动性机构还是非清偿能力机构，传统理论受到质疑主要是因为单个机构的倒闭可能存在着强大的负外部性（Prati & Schinasi,1999），并且非流动性与非清偿能力之间难以辨别（Crockett,1996）。

传统理论认为最后贷款人应该救助不具有流动性但具有清偿能力的机构，这样既保护了公共资金又捍卫了市场原则(即金融机构的优胜劣汰)，为暂时缺乏流动性但具有清偿能力的机构提供了融资来源。但是这一观点受到了质疑，考虑到风险的传染性，即使明显缺乏清偿能力,也需要进行救助（Giannini ,1999）；清偿力冲击与流动性冲击往往很难区分（Corrigan,1989；Goodhart, 1999），导致纯粹救助具有清偿力的机构难以实现；请求救助的非流动性银行本身就已经受到了是否具有清偿力的质疑（Goodhart,1987）；随着危机的发展，某些原本属于非流动性的机构资产减值或者被抛售，也会沦为不具清偿能力的机构（Hesse et al.,2008）。一些明显的无清偿能力机构在获得救助后得以继续运营，从非清偿问题转变成流动性问题（Campbell & Lastra,2009）。在货币与银行间市场有效的情况下，银行间市场参与者对缺乏流动性的银行清偿情况非常了解（Rochet & Vives, 2004），被判断为具备清偿力的银行总是可以获得充足的流动性，然而如果市场非有效，潜在的交易对手方对他的清偿情况存疑，银行无法获得流动性，并且在危机时期，没有足够的时间去评估借款的银行是否具有清偿能力（Goodhart & Schoenmaker, 1995; Campbell & Lastra,2009）。

（三）是否应该救助单个问题机构

宏观层面上最后贷款人采取公开市场操作进行危机管理的必要性已经达成共识，然而在微观层面上，清偿能力与流动性之间的辨别问题进一步衍生出最后贷款人是否有必要救助单个问题机构的争论。

央行应该采取公开市场操作还是贴现窗口贷款给单个问题机构，产生了两种对立观点：一

种观点认为央行应该通过公开市场操作向市场提供流动性，而不应该去救助单个问题银行。主要理由是，救助非清偿能力银行会鼓励过度的风险承担，造成未来更大的对非清偿银行的救助；中央银行通过公开市场操作来提供整体的流动性，银行之间的贷款交给银行自身，起到同行监视作用，私人贷款者能更好得辨别具有清偿能力但是非流动性的机构（Goodfriend & King, 1988），公开市场操作足以抵消非预期的流动性紧张（Bordo, 1990）。中央银行政策可以分为货币政策与银行政策（即贴现窗口贷款），在系统性危机时期，流动性紧缩抬高市场利率，会形成极高的利率峰值，导致大范围的非清偿，并降低货币政策的有效性，银行政策在其中的作用主要是降低市场的实际利率峰值，如果与非清偿相关的崩溃成本很大¹，那么这样的银行政策可能是有效的，但是这种政策会造成财富转移、不合理的风险激励和流动性管理，可能会导致更严重的金融危机，从而，即使在危机时期，银行政策的优势并不明显（Goodfriend & King, 1988）。Kaufman (1991)、Schwartz (1992)认为在当前高度发达的银行间市场中，对单个机构的救助是多余的，资信可靠的银行可以通过银行间市场获取流动性。

另一种观点认为无论银行是否具有清偿能力，央行都必须贷款给单个问题机构，（Goodhart, 1987; Goodhart & Schoenmaker, 1995; Flannery, 1996）。Rochet & Vives (2004)在发达且有效的现代银行间市场环境假设下构建了银行流动性危机模型，银行间市场存在协调失灵，可以采取事前的清偿力与流动性监管来缓解，但是成本很高，模型的最优策略是在保证事前监管之外，还需最后贷款人救助单个问题机构。Freixas et al. (2004)认为最后贷款人的作用取决于宏观经济环境以及银行面临的激励特征，文章假设流动性冲击与清偿力冲击无法区分，将银行面临的道德风险分为项目审批道德风险以及项目监控道德风险，当市场原则运行良好，市场提供了被监控公司的信息，则道德风险主要来源于银行事前筛选贷款项目，此时，LOLR 必须干涉以阻止非流动性银行资产的过度清算；当市场原则无效，则对道德风险的担忧主要在于银行对贷款的监控，LOLR 无效，可以依靠有抵押担保的回购市场实现资金有效配置。进一步，研究认为 LOLR 只有在监管无效率、筛选健康的公司成本高昂以及银行间贷款的市场溢价很高条件下才能起到作用。传统关于银行倒闭具有传染性的说法主要指的是存款者恐慌挤兑或者银行之间的契约关系，Diamond & Rajan (2005)也考虑了银行倒闭的传染性，但是这种传染性来源于公共资金池的缩减，加速了流动性的总体短缺。当问题来源于流动性短缺时，应该降低贷款要求，以阻止

¹ 利率峰值（Interesting rate spikes）会导致大范围的非清偿，其中的的原理是，当利率急速上升时，有关资产价格会随之暴跌，资产所有者会变成无清偿能力机构，而最后贷款人的利率政策，可以锁定市场的利率“天花板”，降低利率峰值，从而避免大范围的非清偿。

货币存量的衰退，当清偿力是问题来源时，应该重组银行。然而，如果问题是缺乏流动性而选择去进行重组则是有害的，因为资本注入只会提高利率，从而会引发更多的倒闭。

（四）采取建设性模糊还是事前明确宣告

最后贷款人救助单个机构可能会造成市场扭曲并引发事前过度风险承担。这种道德风险的根源是机构预期会被救助，学者们提出在事前采用建设性模糊政策，通过模糊事前预期来削弱或者避免道德风险（Freixas,1999; Goodhart & Huang,2005），也有少数学者持反对意见（Cordella & Levy-Yeyati,2003）。

Bagehot (1873)认为 LOLR 应该在事前明确宣告“救助非流动性但有清偿能力的机构”，LOLR 的职责不仅仅在于危机时期提供实质的流动性，还包括提前承诺救助以影响预期，消除危机时期的恐慌。Cordella & Levy-Yeyati (2003)对 LOLR 救助的“道德风险效应”和“价值效应”进行了分析，中央银行事前宣告并承诺在危机情况下救助有清偿力机构，潜在提高了银行牌照价值，创造了削弱风险的“价值效应”，该效应足以抵消政策的道德风险效应，从而得出“事前明确”政策优于建设性模糊政策。

支持建设性模糊的学者认为建设性模糊政策可以使银行难以预判是否会被救助，以便于央行可以在系统性危机发生时介入救助，在正常时期可以给银行施加压力让其审慎运营 (Crockett,1996)，解决央行救助的时间不一致问题 (Bernanke & Gertler,1990)。Freixas (1999) 基于成本—收益框架分析了个体银行危机的最优救助政策，在可信承诺条件下，最后贷款人的目标函数是救助政策的净收益，由三部分组成：银行创造的预期盈余（依赖于救助政策）、救助的预期成本、清算的预期成本，研究发现在无道德风险、银行风险转移以及投资者监控的有道德风险三种状态下，采取混合策略均是最优的救助政策。Goodhart & Huang(2005)首次在动态模型设定下，考虑在传染风险和道德风险两种效应下中央银行的最后贷款人问题，在静态背景下，央行只应该救助一定规模以上的银行，因为当大银行倒闭时，传染效应会引发银行系统面临更大的不确定性，如果这一规模阈值被商业银行知悉，将会改变他们的风险偏好，为了避免这种情况，监管者应该对救助哪类银行采取模糊策略；在动态背景下，银行倒闭的概率、申请救助银行不具备清偿力的概率以及银行的风险水平均是前一期最后贷款人行为的函数，动态环境下救助政策对银行行为存在两种作用渠道：道德风险渠道，该渠道提高了银行的风险水平与非清偿概率；传染效应渠道，如果中央银行拒绝救助当前倒闭的银行可能会引发随后更多的倒闭。动态背景下的最优政策需要权衡传染效应与道德风险效应，不但取决于银行规模还取决于危机

发展的时变变量，进一步强化了模糊政策。

三、危机后最后贷款人理论的发展

2008 年金融危机，掀起了一轮研究最后贷款人理论的浪潮，其中不乏对传统理论的质疑与发展：其一，学者们针对传统救助方式中的利率政策、抵押品政策、建设性模糊政策、救助对象等继续争论；其二，对于新的救助方式“最后做市商”进行分析（Tucker, 2015）；其三，提出了新的危机管理模式——“自救机制”（Persaud, 2014），以适应新的金融市场环境，弥补传统救助的不足，是对最后贷款人救助框架的突破性进展。

（一）“后危机”时代最后贷款人传统争议的推进

利率政策。危机后学者们从不同角度对惩罚性利率进行了批评，惩罚性利率可能会导致更多的“stigma”问题（Armantier et al., 2015）。Castiglionesi & Wagner (2012) 指出惩罚性利率对银行家努力程度的影响存在两个渠道¹：其一是惩罚性利率使得银行家努力规避流动缺失，从而降低事前的道德风险，即传统渠道；其二是当银行面临流动性短缺但具有清偿能力的时候，惩罚性利率降低了银行收益，但是在非清偿能力的时候银行本身没有收益，不会进一步降低，从而惩罚性利率降低了银行家避免大规模冲击的激励，降低银行家的努力，当第二种效应超越传统效应时，惩罚性利率的净效应是增加道德风险。Freixas et al. (2011) 研究发现中央银行利率政策可以直接改善金融危机时期银行间贷款市场的流动性状况，金融危机时期必须确保银行间市场利率足够低，以使得流动性资产有效配置。欧盟、美国在此次危机救助过程中，为避免危机恶化，逐渐降低贷款利率，最后贷款人救助对象从单个问题机构转移到整个市场，逐渐行使最后做市商的职能，通过低利率来稳定和支持整个市场（Ellis, 2017）。

2. 抵押品政策。2008 年金融危机后，学者们主要建议采取低质量抵押品政策，而传统理论要求最后贷款人只应该接受良好抵押品，中央银行政策会影响私人部门的抵押品池以及流动性创造，一方面，只接受高质量抵押品来贷款保护了中央银行免受潜在的损失，大量的高质量抵押品被中央银行持有，会对融资市场的抵押品池造成不利影响，进而破坏他们的有效运行；另一方面，接受低质量抵押品贷款虽然会将中央银行暴露在对手方风险中，但是改善了市场的抵

1 何种渠道占优取决于银行家的努力如何影响流动性短缺的分布，当努力可以降低较大规模冲击时，它降低了银行变成非流动性和非清偿能力的概率，则传统渠道占优；当努力只是降低了大规模冲击的概率，使流动性问题更有可能发生，则增加了道德风险，减少了非清偿的相对成本，银行家的努力会降低。

押品池，阻止市场紧缩，权衡以上两种作用机制，Choi et al.(2017)证明了在抵押品质量信息对称情况下，高质量抵押品贷款并不会改变福利，而在信息不对称情况下会降低福利，并且会导致市场崩溃，因为高质量抵押品贷款降低了市场上平均的抵押品质量，破坏了抵押品流动性创造的能力，最优的最后贷款人政策应该接受低质量抵押品进行贷款。而 Koulischer & Struyven (2014)证明了在系统性危机时期，中央银行可以在所有高质量抵押品耗尽的时候，接受低质量抵押品贷款，从而提升社会福利。

3.建设性模糊政策。Shim（2011）在动态模型设定下，检验了美国“及时矫正政策”（Prompt Corrective Action/PCA），研究发现最优的PCA政策是基于银行账面资本进行监管，并采用随机清算，即采用建设性模糊策略。Shim（2011）研究了动态设定下的建设性模糊政策，但是模型中银行不可进行流动性选择，Eijffinger & Nijsken(2012)同时考虑流动性管理及其对银行流动性救助需求的影响，分析银行与监管者之间的博弈，假定监管者可以给出可信承诺，研究发现无条件流动性支持会导致过度的道德风险，而“不救助”政策是不可信的，在银行可以进行流动性与资本选择的条件下，采取建设性模糊策略是均衡解。以上研究均是建立在局部均衡的模型框架下，Kotak et al.(2017)首次在一般均衡框架下研究了最后贷款人的作用，在静态博弈中，银行可以选择高风险或低风险的投资项目，最后贷款人选择救助或不救助，参与者的选择影响了交换经济中预算集从而影响到银行和最后贷款人的收益，研究发现该博弈中只存在一个混合策略纳什均衡，即最后贷款人事前承诺在一定条件下救助银行，证实了为达到均衡状态应该在事前采取建设性模糊策略。建设性模糊政策在实施中可能会与其他政策冲突，很多研究者建议对银行征收系统性风险税来降低银行的风险承担，同时为央行未来可能的救助做储备（Acharya et al., 2012; Freixas & Rochet, 2011），但是征收系统性风险税间接地揭示了政府对于危机的担忧以及未来救助的态度，这种信号使银行具有更强的救助预期，激励银行承担风险，从而削弱了系统性风险税的作用，同时也削弱了建设性模糊政策的作用（Bosma, 2016）。

反对建设性模糊政策的观点，如 Caballero & Krishnamurthy（2008）认为 Knight 不确定性会导致代理人行为的集体偏差（collective bias），而如果央行可以给出在最坏的情况下提供流动性的可信承诺，则可以消除代理人的过度保守（over-conservation），防止流动性的整体缺失。Vinogradov（2012）认为如果监管者没有事前宣告救助政策，公众缺乏未来救助的信息，银行家以及存款者会基于自身的乐观或悲观的态度形成不同的救助信念，这样的信念不对称会导致在高风险的投资环境下投资不足，最优政策应该是将救助建立在公共可见的宏观经济参数上，从

而统一公众的信念。Cukierman & Izhakian (2015) 指出政策制定者的行为不确定可能会导致突然的金融崩溃,救助不确定性的非预期增加会提高利率以及实体和金融部门的违约量,还可能导致信贷市场的枯竭,危机前扩张性的货币政策通过推高总体杠杆水平强化了这些影响,救助不确定性以及对这种不确定的厌恶改变越大,危机前的积累和危机的深度也会越强。因此,救助政策越明确,危机对信贷收缩以及投资活动的危害就越小。

4.救助对象的清偿能力。Dobler (2016) 总结了非清偿与非流动性难以辨别的三点原因:首先,在危机时期,金融资产按市值计算的价值波动性极大,清偿能力的评估十分困难,这种环境下,强制出售资产可能会让单纯的非流动性问题演变成清偿能力问题;其次,非交易资产(如贷款)以及其他抵押品的估值依赖于央行的评估能力,这些资产也受到宏观经济或者社会政治冲击的影响;最后,BIS (Bank for international settlements) 指出监管者对影响清偿能力的资产的评估存在一定偏见,因为若识别出非清偿能力机构以及由此造成系统性后果,可能会引发监管者的声誉风险。“清偿力”是一个不确定的概念,一般指资产的价值大于债务的价值,但是在现实中,它取决于资产和负债如何估值、估值的人以及估计的规则,还取决于未来救助政策及其结果,任何借款者的清偿性并不是确定的、外生的、可知的,而是取决于事件的发展情况,尤其是最后贷款人对危机如何响应(Goodhart,2017)。

5.单问题机构的救助。2008 年金融危机以后,学术界普遍认为单纯通过公开市场操作提供整体流动性难以缓解危机,因为以往的危机均伴随着银行间市场崩溃(Carlson ,2013)。Carlson et al.(2015) 认为是否救助单问题机构的观点差异主要是对流动需求的假设不同,银行的流动性紧张有两种完全不同的来源,其一是健康的机构可能面临挤兑或者银行间市场的恶化;其二是无清偿能力机构的债权人撤资,这两种情况决定了最优救助政策,在第一种情况下最优政策是中央银行贷款,而第二种情况下是对非清偿机构的有序清算,而流动性监管对于两种情况都是必要的工具,因为流动性监管可以确保权威部门有时间去评估流动性短缺的特征,从而采取恰当的救助措施。反对救助单问题机构的观点普遍认为市场比央行掌握更多的资产信息(有效市场假说),因此可以通过 OMO 提供流动性,再由市场来分配流动性,Goodhart(2017)认为这一观点没有考虑到危机传染具有动态性:在恐慌时期,最弱的银行被强制关闭,他的倒闭会恶化危机,市场将继续从“次弱”的机构撤出资金,进一步放大危机,为了阻止危机的演进,最后贷款人应该支持每一家符合一定标准的机构。但是,最后贷款人对单问题机构的救助无法绕开道德风险问题,Goodhart(2017)提出了几条限制道德风险的方法:清算第一家问题机构、

与其他银行协同救助，减轻公共负担，还可以获得额外的关于被救助银行的状况和名声的信息、改变激励结构。

（二）最后做市商

相对于传统最后贷款人的救助原则，最近十年，最后贷款人最显著的改变在于其关注的焦点，从救助个体问题机构转移到为市场提供流动性（Mehrling, 2012; Tucker, 2015）。

2008 年金融危机的第一阶段，美联储主要按照最后贷款人的传统观点，通过各种贴现工具进行贷款。但是在雷曼和 AIG 崩溃后，国内与国际货币市场冻结，美联储通过“扩表”来维持货币批发市场运行，这个过程中，美联储起到了新的作用，Mehrling（2012）称之为最后做市商（Dealer of Last Resort/DOLR）。这是在当前基于市场的信贷体系下，对最后贷款人理论的必要拓展，在基于银行的信贷体系中，融资流动性与最后贷款人足以确保信贷的持续流动，但是在基于市场的信贷体系中，需要市场流动性以及 DOLR 结合才能确保信贷的持续流动。在市场严重承压的情况下，买卖双方的匹配作用失灵，无法达成交易，中央银行可以充当最后做市商，DOLR 的作用可以通过两种方式来实现：第一，大规模的买卖私人部门证券（Hockett, 2015）；第二，在回购市场、抵押品贷款市场以及贴现窗口广泛接受私人部门证券（包括非流动性证券）作为抵押品，以活跃市场（Buiter & Sibert, 2008）。Russell（2017）将其称为最后购买者（Buyer of last resort/BOLR），BOLR 基于三个原则——在“一定的时间窗口内”利用“足够的资金”来购买“估值准确的资产”以阻止抛售，BOLR 可以作为 LOLR 的有效补充，但是 BOLR 并非在任何类型的金融恐慌下都能良好运作，当问题资产信息不透明的时候，资产难以准确估值，此时，BOLR 的作用受到限制。LOLR 与 DOLR 的区别如下表所示：

表 1 LOLR 与 DOLR 的区别

	银行挤兑	市场挤兑
流动性收缩	存款者之间协调失败导致的融资流动性收缩	市场参与者之间协调失败导致的市场流动性收缩
传导机制	通过存款者心理恐慌以及银行间市场的交易传染	由于市场及融资流动性协同收缩传染到货币及资本市场所有参与者
问题识别	识别具体问题机构比较容易	很难识别具体的问题机构
中央银行作用	LOLR	DOLR

资料来源：本文作者整理

（三）自救机制

传统的应对问题机构（非清偿处置机制）的危机管理方式有两种：为非流动性银行提供流动性（Bailout）、让无清偿力银行倒闭（Liquidation）。最后贷款人救助容易引发道德风险、破坏市场原则（Dam & Koetter, 2012），进一步会影响公共财政和主权债务。2008 年金融危机后，

欧盟与美国较早的采取了第三种方式，即自救机制（Bail-in）。学术界对于自救机制的研究尚处在探索阶段，主要侧重于自救机制的内涵、原理以及优缺点方面。

自救机制要求问题机构的债权人放弃部分债务或者同意债务重组，减少债权人所持有的债权，或是将债权转化为股权，目的是为了将救助问题机构的成本施加在债权人、债券投资者以及股东身上，避免使用公共资金救助问题机构（Persaud, 2014）。实际上自救机制是使用私人惩罚（Huertas, 2013）或者私人保险（Gordon & Ringe, 2015）替换了政府的公共救助，迫使银行倒闭成本内生。

自救机制将无担保债转化为“自救债”（bail-in-able debt），可以激励债权人加强对银行机构的监督，恢复市场原则，当银行倒闭的潜在成本需要某些债权人承担的时候，这些债权人会更加警惕银行的杠杆（Coffee, 2011），从而降低银行倒闭概率及高杠杆的银行管理成本（Admati et al., 2013）。此外，如果自救机制可以早于政府救助而执行，不但可以降低银行倒闭的损失还可以消除系统重要银行的“大而不倒”问题（Goodhart & Avgouleas, 2016）。Ringe（2017）认为自救机制是后危机时代针对“大而不倒”金融机构最重要的危机管理方式的进步。当然，自救机制也存在一些不足，在资本重组的可能性较大时，自救机制可能会引起资本逃离，并增加融资成本，债权人预期监管机构将会启动自救机制，会提前卖掉或者撤出所持有的债权，这样的行为不但会对单个机构造成破坏（Randell, 2012），也会对市场信心造成损坏（Micossi et al. 2014），由于危机时市场偏好存在羊群效应，自救机制也会造成风险的传播。在规模较小的国内金融机构，或者是在系统重要性金融机构自己经营出错的情况下（异质性冲击），自救机制可以替代传统处置方式，而对于一般性的系统性危机，由于无法控制其他机构债权人的迅速撤离，自救机制作用有限（Gleeson, 2012）。

四、最后贷款人理论未来的研究方向

在金融危机时期，最后贷款人面对恐慌的市场，往往不惜代价、采取一切方式展开救助，危机以后我们反思：是否应该救助、救助哪家机构、以及如何救助？这些是最后贷款人理论的核心问题。对于不同的救助模式，无论是传统的最后贷款人还是在 2008 年危机以后最后贷款人承担的新职能都存在诸多问题尚待解决。

（一）最后贷款人传统救助方式遗留的问题

传统最后贷款人面临的一个主要问题是信息不对称，体现在两个层面：中央银行与金融机

构之间以及金融机构相互之间的信息不对称。金融机构之间的信息不对称会加速银行间市场失灵，缺失流动性的机构很难在银行间市场获取资金，从而造成融资流动性与市场流动性的恶性循环（Brunnermeier & Pedersen, 2008），在市场失灵状态下，采取公开市场操作提供整体的流动性往往会付出极高的成本，如何降低成本？如何消除金融机构之间的信息不对称？中央银行与金融机构之间的信息不对称，一方面，危机发生时中央银行无法确切知道请求救助的金融机构遭受何种冲击（清偿力冲击还是流动性冲击），救助非清偿机构无疑会加剧事前和事中的道德风险，此外中央银行对金融机构基本面是否了解还会通过不同规模金融机构的异质性预期影响事前的投资决策（Naqvi, 2015）。另一方面，金融机构不确定中央银行是否会提供救助，涉及到建设性模糊与事前明确，两种方式的优劣以及适应场景也是悬而未决的问题。

（二）最后贷款人作为“最后做市商”出现的新问题

2008 年金融危机，最后贷款人承担了 DOLR 职能，这一职能介于货币政策与金融稳定政策之间，当突出其缓解系统性风险的作用时，它属于金融稳定政策。流动性侵蚀导致市场失灵，不利于货币政策的有效实施，此时中央银行作为 DOLR 来维护货币及资本市场的流动性的措施属于非传统货币政策。危机时期，金融稳定政策与货币政策相互作用，通过金融市场以及金融机构影响资产价格和实体经济，如何处理两种政策目标的冲突，如何评估政策效果，以及怎样协调两种政策都有待研究。

中央银行作为 LOLR 救助单个机构，其融资流动性很容易满足，但是作为 DOLR 来救助市场，市场流动性却不会自动得以实现，中央银行如何确定救助的持续时间也是一个有待研究的问题，因为 DOLR 不但会影响金融系统的稳定性、货币政策的有效性，也会影响中央银行自身的财务稳健性，是否有必要引入政府的财政支持以及如何引入，如何权衡这种措施的救助效益与成本对于危机管理显得尤为重要。

（三）“自救”处置模式存在的问题

在完美的金融市场中，让银行为自己的行为负责是最优的政策设计。但是在实际操作中存在诸多问题阻碍自救机制有效运行。

如果监管者过早干涉，银行损失尚未完全揭露出来，当出现新的损失时，又需要重复自救过程；如果干涉过晚，当施加给债权人的所有损失都暴露出来，那么非自救债的债权人也可能因恐慌而逃离，因此，自救机制的触发条件与触发时点的确定需要有一套合理的规则。进一步，自救机制应该在危机一开始就执行还是作为最后的处置工具，需要分析不同执行时点的收

益与成本。若要维持银行的特许权价值并偿还政府的流动性援助，需要快速恢复自救银行的市场信心，这取决于能否迅速重建银行的资本结构，如果银行进入了客户、债权人及存款者迅速退出的“死亡循环”，那么逆转这样的循环会极其困难。另外，自救机制与监管法律体系关系密切，在构建自救机制时需要考虑到本国自身的监管体系特征。采取自救机制来重组银行资本结构需要满足一系列的先决条件，如快速修复市场信心、精确的损失估计等（Sommer，2014），在系统性危机时期，要满足这些条件非常困难。

（四）多种危机管理模式的比较研究

目前，最后贷款人的危机管理方式包括三种：政府救助（Bailout）、破产清算（No Regulatory）以及自救机制（Bailin），对单个方式的研究均有涉足，不同的学者观点难以实现统一，在 2008 年金融危机中，各种处置方式都曾出现。对单独方式研究的结论无法作为判断各方式相对优劣的基准。在实际发生危机时期，具体使用何种方式可能需要基于处置对象以及所面临的市场状况而异。因此，亟需在统一的理论框架中，研究不同方式的相对优劣及其适应性。

（五）政府行政干预在救助中的作用

在 2008 年国际金融危机中初期，无论是欧洲还是美国都试图通过金融市场自身的作用来维护稳定，例如，纵使雷曼倒闭，美国也未进行干预。但是当危机进一步恶化时，西方国家纷纷通过立法或者金融救助等手段来进行干涉。危机时期，市场普遍处于恐慌，市场作用失灵，需要政府来弥补市场本身应起的作用。

单纯的采取最后贷款人救助虽然在一定程度上缓解危机，但是面临市场失灵，会付出高昂的救助成本，我国在 2018 年进行的民营企业“纾困”，利用了行政干预的手段，有效遏制了危机的进一步蔓延。行政干预在最后贷款人救助过程中能否起到协同作用？在我国的金融体制环境中如何将两者结合？这些问题也有待进一步研究。

五、最后贷款人理论发展对我国金融监管的启示

Bagehot 与 Thornton 为传统最后贷款人理论奠定了基础，提出救助的四项基本原则，以解决金本位制度环境下的银行危机。后续每一次金融危机都会引起人们对最后贷款人理论的强烈关注与争议，所有争议的中心在于“救助会引发道德风险，而不救助会使危机蔓延”，围绕这个中心，学者们在传统最后贷款人框架中就救助方式的选择、救助对象的判断等展开激辩。而金融市场不断发展以及不同时期危机的诱发因素不尽相同，更是导致了以上的争议莫衷一是。

2008 年金融危机以后，各国政府应时而变，采取了大量全新的救助实践，学术界对此褒贬不一，争议不断。追本溯源，全新的救助实践实际上仍然是在抑制事前道德风险与控制危机蔓延之间权衡。

当前我国的金融环境与监管呈现出如下特征：第一，我国的最后贷款人一直以来承担着隐性的完全担保，金融机构已经形成了明确的被救助预期，此时采取建设性模糊策略已然无效。第二，近几年来，监管层对金融监管存在的问题进行了深刻的反思，成立了金融稳定发展委员会，意在加强监管协调，针对业务的串联、交叉，功能监管与行为监管得到了重视，但是面对行政监管的滞后性，往往出现“一管就死，一放就乱”的现象，预期引导缺乏，加剧市场动荡。第三，随着我国金融市场的发展，金融控股公司的数量激增，各类金融主体的业务联系也异常紧密，业务产品等呈现出边界模糊性和结构复杂性，机构之间存在明显的风险溢出效应。基于对政策根源的认识以及相关文献的分析，我国的最后贷款人机制设计需要兼顾事前、事后的影响。

在危机发生前，明确救助规则、强化“自我监管”。危机救助作为一种保险，问题银行会对最后贷款人形成救助预期，道德风险几乎不可避免。一些重要级学者试图通过改变事前激励促成“自我监管”，Hart & Zinglas（2011）提出 CDs 价格阈值控制的方式，改变大而不倒金融机构的事前风险承担行为，Nosal & Ordoñez（2016）认为让第一家问题机构倒闭可以让银行机构面临“策略约束”，从而形成自我监管。Roe & Troge（2017）认为单纯的“指令-控制”（Command-and-control）监管模式只会造成状态转移，银行家风险承担激励来源于不当的公司税结构。因此，针对我国的金融环境与监管现状，并结合当前国际前沿研究，本文认为最优的机制设计需要在事前明确宣告救助规则，宏观审慎监管与预期引导相结合，具体来说，以业务链条为核心构建系统性风险指数，设定干预阈值，完善惩罚机制；同时，设定危机初期金融机构的关闭政策，打破刚性兑付，从而减弱道德风险，激励其在自我监管下规范发展。

在危机过程中，我国最后贷款人需要注意三点改进：首先，当前的金融市场与传统理论提出的时代完全不同，金融市场失灵是危机蔓延的重要推动因素，所以，最后贷款人除了承担对单个机构的救助外，更重要的是承担“做市商”的职责（Dealer of Last Resort），疏通货币政策的传导机制，活跃市场。其次，央行承担救助损失，无疑会加剧事前和事中的道德风险问题，应该让问题机构的债权人、投资人也承担这种损失，从而可以减弱两类风险承担激励。最后，鉴于“央行并没有市场了解问题银行的资产信息”这一疑虑，央行应该穿透式监管银行或者其他非

银金融机构的资产信息，减弱央行与金融机构之间的信息不对称。同时在实施救助的过程中，与其他同业机构一起进行协同救助。

综上，我国的最后贷款人救助机制设计应包含，危机前明确宣告救助规则，宏观审慎监管与预期引导相结合，同时加强穿透式监管，消除央行与金融机构的信息不对称；危机中在多市场主体协作处置单个问题机构的同时，更要承担好最后“做市商”的职能。

参考文献

- [1] Antinolfi G, Huybens E, Keister T. Monetary stability and liquidity crises: The role of the lender of last resort[J]. *Journal of Economic Theory*, 2001, 99(1-2): 187-219
- [2] Armantier O, Ghysels E, Sarkar A et al. Discount window stigma during the 2007–2008 financial crisis[J]. *Journal of Financial Economics*, 2015, 118(2): 317-335
- [3] Bagehot W. *Lombard Street: A description of the money market*. Scribner[M], Armstrong and Company, 1873
- [4] Brunnermeier M K, Pedersen L H. Market liquidity & funding liquidity[J]. *The review of financial studies*, 2008, 22(6): 2201-2238
- [5] Bordo M D. The lender of last resort: Alternative views and historical experience[J]. 1990
- [6] Bernanke B, Gertler M. Financial fragility & economic performance[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 1990, 105(1): 87-114
- [7] Bosma J J. Dueling policies: Why systemic risk taxation can fail[J]. *European Economic Review*, 2016, 87: 132-147
- [8] Buiter W, Sibert A. The central bank as the market-maker of last resort: from lender of last resort to market-maker of last resort[J]. *The First Global Financial Crisis of the 21st Century*, 2008, 171
- [9] Crockett A. The theory and practice of financial stability[J]. *De Economist*, 1996, 144(4): 531-568
- [10] Corrigan E G. A Perspective on Recent Financial Disruptions[J]. *Federal Reserve Bank of New York Quarterly Review*, 1989, 14: 8-15
- [11] Campbell A, Lastra R. Revisiting the Lender of Last Resort[J]. *Banking and Finance Law Review*, 2009, 24(3): 453
- [12] Cordella T, Yeyati E L. Bank bailouts: moral hazard vs. value effect[J]. *Journal of Financial Intermediation*, 2003, 12(4): 300-330
- [13] Carlson, Mark A. and Wheelock, David C. The Lender of Last Resort: Lessons from the Fed's First 100 Years[J]. *FRB of St. Louis Working Paper No. 2012-056B*
- [14] Carlson M, Duygan-Bump B, Nelson W. Why do we need both liquidity regulations and a lender of last resort? A perspective from Federal Reserve lending during the 2007-09 US financial crisis[J], 2015
- [15] Castiglionesi F, Wagner W. Turning Bagehot on his head: Lending at penalty rates when banks can become insolvent[J]. *Journal of Money, Credit & Banking*, 2012, 44(1): 201-219
- [16] Choi D B, Santos J A C, Yorulmazer T. A theory of collateral for the lender of last resort[J]. 2017

- [17]Caballero R J, Krishnamurthy A. Collective risk management in a flight to quality episode[J]. The Journal of Finance, 2008, 63(5): 2195-2230
- [18]Cukierman A, Izhakian Y. Bailout uncertainty in a microfounded general equilibrium model of the financial system[J]. Journal of Banking and Finance, 2015, 52: 160-179
- [19]Coffee Jr J C. Systemic risk after Dodd-Frank: contingent capital and the need for regulatory strategies beyond oversight[J]. Colum. L. Rev., 2011, 111: 795
- [20]Dobler M. The lender of last resort function after the global financial crisis[J]. International Monetary Fund. 2016
- [21]Diamond D W, Rajan R G. Liquidity shortages and banking crises[J]. The Journal of finance, 2005, 60(2): 615-647
- [22]Dam L, Koetter M. Bank bailouts and moral hazard: Evidence from Germany[J]. The Review of Financial Studies, 2012, 25(8): 2343-2380
- [23]Ellis C. Crisis liquidity provision in the US and euro area—evolving the role of lender of last resort[J]. 2017
- [24]Eijffinger S C W, Nijskens R. A dynamic analysis of bank bailouts and constructive ambiguity[J]. 2012
- [25]Freixas X, Giannini C, Hoggarth G, et al. Lender of last resort: a review of the literature[J]. Financial stability review, 1999, 7: 151-167
- [26]Freixas X. Optimal bail out policy, conditionality and constructive ambiguity[J]. 1999
- [27]Freixas X, Rochet J, Parigi B M. The Lender of Last Resort: A Twenty-First Century Approach[J]. Journal of the European Economic Association, 2004, 2(6): 1085-1115
- [28]Freixas X, Bruno M. Parigi. Lender of Last Resort and Bank Closure Policy: A Post-Crisis Perspective[M]. In The Oxford Handbook of Banking, Second Edition. : Oxford University Press. 2014
- [29]Freixas X, Martin A, Skeie D. Bank liquidity, interbank markets, and monetary policy [J]. The Review of Financial Studies, 2011, 24(8): 2656-2692
- [30]Fischer S. On the need for an international lender of last resort [J]. Journal of Economic perspectives, 1999, 13(4): 85-104
- [31]Flannery M J. Financial crises, payment system problems, and discount window lending[J]. Journal of money, credit and banking, 1996, 28(4): 804-824
- [32]Goodhart C, Huang H. The lender of last resort[J]. Journal of banking and finance, 2005, 29(5): 1059-1082
- [33]Goodhart C. Myths about the lender of last resort[J]. International Finance, 1999, 2(3): 339-360
- [34]Goodhart C. Why do banks need a central bank?[J]. Oxford Economic Papers, 1987, 39(1): 75-89
- [35]Goodhart C, Schoenmaker D. Should the functions of monetary policy and banking supervision be separated?[J].

Oxford Economic Papers, 1995, 539-560

[36] Goodhart C, Avgouleas E. A critical evaluation of bail-in as a bank recapitalization mechanism[J]. The New International Financial System: Analyzing the Cumulative Impact of Regulatory Reform. 2016, 267-305

[37] Goodhart C. Balancing lender of last resort assistance with avoidance of moral hazard[J]. Monetary Policy, Financial Crises, and the Macroeconomy. Springer, Cham, 2017, 19-26

[38] Gordon J N, Ringe W G. Bank resolution in the European Banking Union: a transatlantic perspective on what it would take[J]. Colum. L. Rev., 2015, 115: 1297

[39] Giannini C. Enemy of None But a Common Friend of All? An International Perspective on the Lender-Of-Last-Resort Function[J]. International Monetary Fund, 1999

[40] Goodfriend M, King R G. Financial deregulation, monetary policy, and central banking[J]. Economic Review, 1988, 3-22

[41] Gleeson S. Legal aspects of bank bail-ins[J]. Financial Markets Group, 2012

[42] Humphrey T M, Keleher R E. The lender of last resort: A historical perspective[J]. Cato J., 1984, 4: 275

[43] Humphrey T M. Lender of last resort: what it is, whence it came, and why the Fed isn't it[J]. Cato J., 2010, 30: 333

[44] Hesse H, Frank N, González-Hermosillo M B. Transmission of liquidity shocks: Evidence from the 2007 subprime crisis[J]. International Monetary Fund, 2008

[45] Hart O, Zingales L. A new capital regulation for large financial institutions[J]. American Law and Economics Review, 2011, 13(2): 453-490

[46] Hockett R. Recursive collective action problems: the structure of procyclicality in financial & monetary markets, macroeconomies and formally similar contexts[J]. Journal of Financial Perspectives, 2015, 3(2): 113-128

[47] Kaufman G G. Lender of last resort: A contemporary perspective[J]. Journal of Financial Services Research, 1991, 5(2): 95-110

[48] Koulischer F, Struyven D. Central bank liquidity provision and collateral quality[J]. Journal of banking and finance, 2014, 49: 113-130

[49] Kotak, A., H.N. Ozsoylev and D. Tsomocos, The Lender of Last Resort in a General Equilibrium Framework[J]. 2017

[50] Laidler D. Two views of the lender of last resort: Thornton and Bagehot[J]. Cahiers d'économie politique/Papers in Political Economy, 2003(2): 61-78

[51] Mehrling P. Three principles for market-based credit regulation[J]. American Economic Review, 2012, 102(3):

107-12

- [52] MP H T. An Enquiry into the nature and effects of the Paper Credit of Great Britain[M], 1802
- [53] Martin A. Reconciling Bagehot and the Fed's response to September 11[J]. Journal of Money, Credit and Banking, 2009, 41(2-3): 397-415
- [54] Micossi S, Bruzzone G, Cassella M. Bail-in Provisions in State Aid and Resolution Procedures: Are they consistent with systemic stability?[J], 2014
- [55] Naqvi H. Banking crises and the lender of last resort: How crucial is the role of information?[J]. Journal of Banking and Finance, 2015, 54: 20-29
- [56] Persaud A. Why Bail-In Securities Are Fool's Gold[J]. Peterson Institute for International Economics, 2014
- [57] Repullo R. Liquidity, Risk Taking, and the Lender of Last Resort[J]. International Journal of Central Banking, 2005
- [58] Rochet J C, Vives X. Coordination failures & the lender of last resort: was Bagehot right after all?[J]. Journal of the European Economic Association, 2004, 2(6): 1116-1147
- [59] Roe M J, Troge M. Containing Systemic Risk by Taxing Banks Properly[J]. Yale J. on Reg., 2018, 35: 181
- [60] Ringe W G. Bail-in between liquidity and solvency[J]. 2017
- [61] Randell C. The great British banking experiment: will the restructuring of UK banking show us how to resolve G-SIFIs?[J]. Law and Financial Markets Review, 2012, 6(1): 39-51
- [62] Summers L. Planning for the next financial crisis[J]. The risk of economic crisis, 1991, 135-158
- [63] Schwartz A J. The misuse of the Fed's discount window[J]. Federal Reserve Bank of St. Louis Review, 1992, 74(5): 58-69
- [64] Russell D. Disproving the Theoretical Scope of Buyer of Last Resort[J]. 2017
- [65] Shim I. Dynamic prudential regulation: Is prompt corrective action optimal?[J]. Journal of Money, Credit and Banking, 2011, 43(8): 1625-1661
- [66] Sommer J. Why bail-in? and how![J]. 2014
- [67] Tucker P. The lender of last resort and modern central banking: principles and reconstruction[J]. 2014
- [68] Vinogradov D. Destructive effects of constructive ambiguity in risky times[J]. Journal of International Money and Finance, 2012, 31(6): 1459-1481

The Reform of Lender of Last Resort Theory and Its enlightenment to China's Financial Supervision

Abstract: Assistance from lender of last resort is a key component of financial regulation, & it is also the cornerstone to guard against systemic risk. It plays an extremely important role in preventing the outbreak, spread & deepening of the crisis. The 2008 international financial crisis has reshaped the role of lender of last resort in the financial safety net. It has also prompted a large number of new rescue practices, pushing the controversial lender of last resort theory & practice to the forefront of academic debate. In recent years, a large number of studies & reports on the theory have emerged, but there is a lack of literatures to carefully comb the latest research progress. This paper systematically sorts out & analyzes the development & reform of lender of last resort theory & the new theoretical progress after the crisis, & puts forward suggestions for China's financial supervision in the light of China's financial environment & system status.

Keywords: Financial Crisis; Lender of Last Resort; Financial Regulation; Dealer of Last Resort; Bail-in

美国货币政策推升了新兴市场国家非金融企业杠杆率吗？

谭小芬¹ 李源² 苟琴³

【摘要】全球金融危机后，美国量化宽松货币政策的实施导致全球流动性异常充裕，对新兴市场国家非金融企业外部融资环境造成显著影响。本文运用 28 个新兴市场国家 2003-2015 年非金融类上市企业财务数据和美国影子利率数据对美国货币政策调整与新兴市场国家非金融企业杠杆率变动之间的关系进行了实证分析。结果显示，美国影子利率与新兴市场国家非金融企业杠杆率变动之间存在显著负相关关系，即美国影子利率的降低会促使新兴市场国家非金融企业杠杆率出现更大幅度的上涨。这意味着，宽松的美国货币政策对新兴市场国家非金融企业杠杆率具有显著的推升作用。进一步地，美国货币政策调整对非金融企业杠杆率的这一影响在融资约束程度较高的企业、外部融资依赖度较高的行业以及资本账户开放程度较高但汇率弹性僵化的国家表现得更为显著。上述发现也意味新兴市场国家在调控企业部门杠杆率的过程中，除要考虑国内因素外，也应高度重视美国货币政策的变化。

【关键词】美国货币政策；新兴市场国家；非金融企业杠杆率；

一、引言

鉴于去杠杆政策初见成效，我国“去杠杆”政策基调自 2018 年开始进入稳杠杆阶段，而要想实现非金融企业部门在稳杠杆的基础上优化杠杆结构这一目标，必须充分了解非金融企业部门杠杆率快速攀升的推动因素。国内众多学者对我国非金融企业部门杠杆率在金融危机后的快速攀升的原因做了较为深入的研究，如宏观经济周期、金融危机后实施的宽松货币政策和财政政策、以银行为主导的融资体系、相应制度环境被认为是导致了我国非金融企业部门杠杆率快速攀升的主要因素（姚洋和范保群，2016；陆婷和余永定，2015；谭小芬等，2019）。但不能忽略的是，从全球范围内看，非金融企业部门杠杆率在金融危机后的快速攀升并非中国的独特现象，也是世界主要新兴市场国家的普遍问题（谭小芬和李源，2018）。据国际清算银行（BIS）统计

1 谭小芬，中央财经大学金融学院教授

2 李源，中央财经大学金融学院博士研究生

3 苟琴，中央财经大学金融学院副教授

数据显示，新兴市场国家非金融企业部门杠杆率在全球金融危机之后出现了显著上涨，2008 年第四季度的 56.1% 上升至 2017 年第四季度的 102.6%，增幅约为 46.5%，平均每年增长约 5.2 个百分点。与此同时，发达国家非金融企业部门债务占 GDP 比重则仅由 87% 上升至 92.7%。除已被广泛讨论的国内因素外，是否存在一个共同因素在背后推动了新兴市场国家非金融企业部门杠杆率的普遍上涨？

金融危机爆发后，为振兴国内经济，美国等发达国家相继推出了量化宽松货币政策。尽管各国可以根据国内目标自主制定货币政策，但是流动性不会局限于一国范围内，一个国家经济规模越大，系统重要性越强，尤其是储备货币国，其货币政策溢出效应也就越大。世界主要发达国家（美国、英国、日本和欧元区）货币政策和信贷宽松程度被认为会对全球融资形势和流动性状况造成显著影响，美国作为最大的经济体和最大的国际收支持续逆差的储备货币国，其系统重要性和货币政策溢出效应不言而喻。美国量化宽松货币政策的实施会对新兴市场国家造成货币升值、国内利率被动降低、资产价格上升、信贷供给增加等外部冲击，而这些因素恰好均有利于新兴市场国家中的非金融企业以更低的融资成本和更多的融资机会去增加其负债规模。那么，全球金融危机后美国量化宽松货币政策的实施是否推升了新兴市场国家非金融企业杠杆率的快速上涨？二者之间是否存在一定的内在联系？若从新兴市场国家非金融企业部门杠杆率和美国影子利率的变动趋势看，前者快速攀升的时期恰好是美国影子利率为负值的时期。而自美联储于2015年12月开启金融危机后的首次加息以来，联邦基金利率区间和影子利率逐步攀升，与此同时新兴市场国家非金融企业部门杠杆率的快速上涨趋势趋于平稳甚至表现出下降趋势。

为更严谨的回答上述问题，本文选取28个新兴市场国家2003—2015年非金融企业年度数据，尝试对美国货币政策与新兴市场国家非金融企业杠杆率之间的关联展开研究，并对二者的关系从不同企业融资约束、不同行业外部融资依赖程度以及不同国家特征角度进行细致探讨，以期为我国非金融企业降杠杆的政策选择提供一定的国际视角。结果显示，美国影子利率与新兴市场国家非金融企业杠杆率变动之间存在显著负相关关系，即美国影子利率的降低会促使新兴市场国家非金融企业杠杆率出现更大幅度的上涨。这意味着，宽松的美国货币政策对新兴市场国家非金融企业杠杆率具有显著的推升作用。进一步地，美国货币政策调整对非金融企业杠杆率的这一影响在融资约束程度较高的企业、外部融资依赖度较高的行业以及资本账户开放程度较高但汇率弹性僵化的国家表现得更为显著。最后，一国金融发展程度的提升有助于缓解美国货币政策对本国非金融企业杠杆率变动带来的冲击。而从世界范围内看，亚洲地区的新兴市场国

家，其国内非金融企业杠杆率变动受美国货币政策影响的程度平均要显著高于世界其它地区。本文上述发现意味着新兴市场国家在调控国内非金融企业部门杠杆率的过程中，除要考虑国内因素外，也应高度重视美国货币政策的变化。

相对于以往文献，本文的边际贡献主要包括以下四点：首先，企业杠杆率决定因素的研究大多数集中于考察企业特征、行业特征和国家特征因素的影响，当前探讨全球因素对企业杠杆率影响的文献仍很稀少。本文则在已有文献的基础上，证实了新兴市场国家非金融企业杠杆率变动同样会受到美国货币政策的影响。这进一步丰富了企业杠杆率决定因素的研究。其次，本文运用微观层面跨国数据给出了美国货币政策对新兴市场国家外溢效应的微观层面表现，相较之前研究文献给出的国家宏观层面表现更进一步。这不仅有助于更充分的了解美国货币政策外溢效应对新兴市场国家实体经济的冲击，也有助于给新兴市场国家当前较高债务风险的处理提供新的视角。再者，本文分析了美国货币政策与新兴市场国家非金融企业杠杆率变动之间的关系在不同企业类型、不同行业、不同国家以及不同区域间的差异性。最后，以往文献在衡量美国货币政策时大多采用联邦基金利率指标，但是这一指标仅考虑了常规货币政策对新兴市场的溢出效应，而忽略了危机后非常规货币政策对新兴市场的溢出效应¹。本文采用影子利率能够更好的衡量常规和非常规货币政策对新兴市场溢出效应的综合。

本文余下部分的结构安排如下：第二部分是研究假设和计量模型设定；第三部分是数据描述和变量定义；第四部分是实证结果分析和稳健性检验；第五部分为结论。

二、研究假设和计量模型设定

（一）研究假设

自 MM 定理提出以来，众多学者对企业如何进行融资决策以实现企业价值最大化进行了大量研究，现有文献通常是以“权衡理论”或“优序融资理论”等主流资本结构理论为基础对企业资本结构的影响因素进行检验。早期学者们关于杠杆率影响因素的研究主要集中于企业层面因素和行业层面因素，对宏观因素的探讨相对较为较少。从已有研究看，诸如企业规模、有形资产占比、盈利能力、企业成长性、实际税率、股权集中度等企业层面因素以及行业平均杠杆率和产

¹ 众所周知，美联储在 2007 年 9 月至 2008 年 12 月期间连续降息 10 次，将联邦基金利率目标区间由 5%-5.25% 下调至 0%-0.25%，随后实施四轮量化宽松货币政策，主要通过大规模购买美国长期国债、机构债、长期抵押支持证券（MBS）等非常规措施为市场注入流动性，导致美联储资产负债表大规模扩张。美联储总资产规模从 2007 年底的 9147.76 亿美元扩大到 2018 年初的 44348.63 亿美元扩张了近 5 倍。

品市场竞争程度等此类行业层面因素被证明会对企业杠杆率造成显著影响。随着对企业层面和行业层面影响因素研究的不断充实和完善，宏观经济状况对企业资本结构的影响越来越受到学者们的重视。由于宏观经济状况通常被认为与企业的投资机会是正相关的，而投资机会的增加会导致企业融资需求变大，Korajczyk and Levy（2003）认为企业杠杆率除会受到传统企业和行业特征因素的影响外，还会受到宏观经济状况的显著影响，企业杠杆率往往与宏观经济状况呈现顺周期变动。宏观经济状况除了会对企业杠杆率产生直接影响外，还会通过改变企业层面杠杆率决定因素与企业杠杆率之间的关系对企业杠杆率产生间接影响（Halling et al., 2016）。

同时，企业融资行为事实上是资金供需共同作用的结果。由于金融市场存在着各种各样的摩擦，资金供给并不能完全满足企业的资金需求，资金供给冲击往往也会显著影响企业的融资行为（Leary, 2009; Lemmon and Roberts, 2010）。通常来讲，融资环境越宽松，企业越倾向于增加债务规模；反之，企业倾向于降低债务规模。Frank and Goyal（2009）通过对前人研究文献的梳理，运用美国非金融企业数据从企业层面、行业层面和国家层面给出了企业杠杆率的六大核心决定因素，即资产规模、盈利能力、有形资产占比、市值账面比、行业平均杠杆率和预期通货膨胀率。因此，当前在文献研究中被广泛证实和认可的对企业杠杆率有稳定影响的因素通常被分为三大类：企业层面因素、行业因素、以及宏观因素。但 Herwadkar（2017）研究指出，随着全球经济金融一体化进程的不断加深，特别是在全球金融危机之后全球性因素在企业杠杆率的决定中的作用越来越明显。因此，在充分了解新兴市场国家非金融企业部门杠杆率快速上涨背后的企业、行业 and 国内因素作用的同时，也应该给予全球性因素足够的关注，这同样对于我国非金融企业部门“去杠杆”的顺利实施具有重要的启示作用。

货币政策当局的货币释放是流动性产生的基础条件。尽管各国可以根据国内目标自主制定货币政策，但是流动性不会局限于一国范围内，一个国家经济规模越大，系统重要性越强，尤其是储备货币国，其货币政策溢出效应也就越大。美国作为最大的经济体和最大的国际收支持续逆差的储备货币国，其系统重要性和货币政策溢出效应不言而喻。美国货币政策调整会通过多条潜在的、相互叠加的渠道对新兴市场国家宏观经济环境和货币政策实施造成显著影响，如利率渠道、汇率渠道、资产价格渠道等（He and McCauley, 2013），从而改变新兴市场国家非金融企业的外部融资环境。例如，在资本流入激增期间，新兴市场国家央行为避免本币进一步升值会将政策利率降低至意愿水平之下（Rey, 2015），这种过低的利率传递给实体经济之后会通过刺激总需求来促使企业进行更多的负债，从而促使企业杠杆率的快速上涨。同时，大量国际

资本流入新兴市场国家还会通过缓解企业融资约束来促使企业杠杆率的增长。大规模资本流入会推升新兴市场国家资产价格、增加社会资金供给（刘莉亚，2008），这将提高抵押品的价值，改善公司财务状况，从而放松借贷限制。因此，从理论上讲，美国货币政策调整对新兴市场国家宏观经济环境和货币政策所造成的外溢影响在传递给实体经济后会对新兴市场国家非金融企业的融资决策造成影响。因此，本文预期美国货币政策由紧缩向宽松的调整会通过改善新兴市场国家非金融企业融资条件促使其杠杆率出现更大幅度的上涨。

行业间营运特征的不同会导致不同行业间企业杠杆率存在显著差异（Harris and Raviv, 1991），外部融资依赖程度较高的行业相较于其他行业由于运营或技术特征的差异会对外部融资需求更为强烈。然而，由于新兴市场国家大多存在金融市场不发达、金融发展程度较低、信贷配给不足等问题，新兴市场国家中的企业，特别是处于行业外部融资依赖程度较高行业中的企业，其融资需求得不到满足的可能性会更高。因此，外部融资依赖程度较高的行业在金融发展程度提升时会出现更大比例的增长（Rajan and Zingales, 1998）。同时，现有研究也进一步表明，在企业外部融资环境发生改变时，行业外部融资依赖程度较高的企业，其杠杆率变动要显著大于其他企业（谭语嫣等，2017；Alter and Elekdag, 2016）。因此，本文进一步预期，在美国货币政策调整使新兴市场国家非金融企业面临的融资机会和融资成本发生变动时，位于外部融资依赖程度较高行业中的企业会在外部融资规模上会做出更大幅度的调整，最终表现为杠杆率变动对美国货币政策调整出现更大的反应。基于此，本文提出以下假设：

假设 1：新兴市场国家中位于外部融资依赖程度较高行业中的企业，其杠杆率变动平均受美国货币政策的影响会显著高于其它行业中的企业。

美国货币政策调整会通过若干相互叠加的渠道对新兴市场国家宏观经济环境和货币政策实施产生显著的外溢效应。而这种外溢性主要通过以下两个渠道对新兴市场国家非金融企业融资决策造成影响（Gertler and Gilchrist, 1994）：一是，改变企业的经济环境，进而影响企业的财务状况和抵押品价值；二是改变资金供给方可贷资金的供给量，从而改变企业的外部融资溢价，最终影响到企业的融资选择。宏观经济环境或货币政策调整导致的企业外部融资环境改变会通过企业的外部融资可得性和融资成本对企业融资决策造成影响，最终表现为企业杠杆率的变动（Bernanke and Gertler, 1995）。通常，融资环境与企业债务融资之间呈现正向关系，即企业外部融资环境的改善有助于企业债务增加，反之会导致企业债务降低。但同时，融资环境对企业资本结构的影响在不同企业间会呈现出显著差异性（吴华强等，2015）。已有研究表明，财务融

资约束较高的企业由于具有规模小、风险高的特点，在外部融资过程中往往会遭受信贷歧视，从而导致此类企业的杠杆率受外部宏观环境变动的影响要显著大于财务融资约束较弱的企业（才国伟等，2018；陆正飞等，2009；江龙等，2013）。同时，相比财务融资约束较低的企业（如大规模企业、高信用评级企业），财务融资约束较高的企业往往存在着外部融资渠道单一的情况，也进一步加剧了其融资决策对外部融资环境的敏感度（Cooley and Quadrini, 2006）。因此，外部融资环境改变对企业融资的影响在具有不同融资约束（如低信用评级、企业规模小、抵押品少、现金存款较少）的企业间会存在显著的异质性。当外部融资环境趋紧时，存在较大融资约束的企业，其获得外部融资的可能性会出现更大幅度的降低（Nilsen, 2002；Gertler et al., 2007）。基于此，本文作如下假设：

假设 2：新兴市场国家中面临较高财务融资约束的非金融企业，其杠杆率变动受美国货币政策的影响要显著大于其它企业。

新兴市场国家经济基本面、金融市场完善程度、汇率制度、资本账户开放程度等宏观经济因素的不同会使美国货币政策的外溢效应在不同新兴市场国家间呈现差异性（谭小芬等，2016；Ahmed et. al., 2017）。新兴市场国家国内宏观经济受美国货币政策调整的外溢影响与其金融市场开放程度呈现显著的正相关关系（Eichengreen et. al, 2015）。因此，在假设其他条件不变的情况下，可以预期此类新兴市场国家中的非金融企业，其融资环境受美国货币政策调整的影响会更为明显。进一步的，克鲁格曼“不可能三角”理论表明，资本自由流动、浮动汇率制和货币政策独立性三者并不能同时存在。在国际资本自由流动的条件下只有采用浮动汇率制的国家才有货币政策的独立性。尽管现实中并没有国家采取完全浮动汇率制，出于多方面原因的考虑均会对其汇率进行人为干预，从而导致其货币政策独立性降低。从这个意义上讲，虽然浮动汇率制度提供了部分自主权，没有起到完全的、实质性的自主权。但总体来看，汇率更具有弹性的新兴市场国家，其货币政策独立性要高于汇率弹性僵化的国家。这意味着，当美国货币政策调整时，汇率具有较高弹性的新兴市场国家，其国内政策利率被动跟随美联储货币政策调整的幅度要小于汇率僵化的新兴市场国家（Han and Wei, 2018）。因此可以预期，在其它条件（宏观经济基本面、金融市场开放程度等）不变的情况下，由于新兴市场国家间实际汇率制度的差别会导致不同新兴市场国家货币政策被动跟随美国货币政策调整的幅度不尽相同。从而导致利率渠道在美国货币政策外溢效益中所起到的作用存在差别。汇率弹性较低的新兴市场国家，其国内货币政策会被动跟随美国货币政策出现更大幅度的调整。此时，美国货币政策调整通过利率渠道对新

兴市场国家非金融企业杠杆率造成的影响会在汇率弹性较低的新兴市场国家中会表现的更为明显。基于此, 本文做出如下假设:

假设 3: 新兴市场国家非金融企业杠杆率变动对美国货币政策的反应会随一国资本账户开放程度和汇率弹性的不同而发生变动。资本账户开放程度越高的国家, 其国内企业杠杆率变动受美国货币政策的影响越大; 在资本账户开放程度相同时, 汇率弹性越僵化的国家, 其国内企业杠杆率变动受美国货币政策的影响程度更大。

(二) 计量模型设定

为检验美国货币政策调整对新兴市场国家非金融企业杠杆率变动的影响, 本文借鉴 Graham et al. (2015) 和 Demirci et al. (2017) 的方法构造以下计量回归方程:

$$\Delta lev_{i,s,c,t} = \alpha + \beta_1 SSR_{t-1} + \delta_1 \Delta firms_{i,s,c,t-1} + \delta_2 Indus_{s,c,t} + \delta_3 Macro_{c,t} + \mu_i + \xi_{i,s,c,t} \quad (1)$$

其中, 下标 i,s,c,t 分别表示企业、行业、国家和时间; $\Delta lev_{i,s,c,t}$ 表示企业杠杆率变动, 采用企业杠杆率一阶差分表示。 SSR_{t-1} 为美国影子利率 (SSR) 的滞后一期¹, 数值越小表示美国货币政策越宽松。 $\Delta firms_{i,s,c,t-1}$ 为企业层面控制变量, 具体包括企业销售额、总资产收益率、有形资产占比以及实际税率。考虑到该方程因变量为企业杠杆率的一阶差分, 为尽可能降低内生性问题, 本文将企业层面控制变量同样进行一阶差分并滞后一期。 $Indus_{s,c,t}$ 表示各国不同行业的平均杠杆率。 $Macro_{c,t}$ 为各国宏观层面控制变量, 具体包括各国实际 GDP 增速、信贷规模和国内货币政策。方程中系数 β_1 测度了美国影子利率对新兴市场国家非金融企业杠杆率变动的平均影响。 μ_i 为个体固定效应, 用来捕捉企业不随时间改变的个体异质性特征, 降低模型遗漏解释变量的可能性。由于美国货币政策代理变量 (影子利率) 是时间序列变量, 因而, 方程 (1) 中并未控制时间固定效应。

方程 (1) 只是检验了美国货币政策调整与新兴市场国家非金融企业杠杆率变动之间的基准关系, 为进一步检验这一基准关系在不同国家、不同行业 and 不同企业间的异质性, 本文在基准回归模型的基础上进一步引入交互项, 具体形式如下:

$$\Delta lev_{i,s,c,t} = \alpha + \beta_1 SSR_{t-1} + \beta_2 SSR_{t-1} External_{i,s,c,t} + \delta_1 \Delta firms_{i,s,c,t-1} + \delta_2 Indus_{s,c,t} + \delta_3 Macro_{c,t} + \delta_4 External_{i,s,c,t} + \mu_i + \xi_{i,s,c,t} \quad (2)$$

1 货币政策对不同变量影响的时滞是不同的, 当前文献一般以产出和通货膨胀为对象, 如 Batini and Nelson (2002) 的研究表明货币政策对产出和通货膨胀的影响一般在 9 个月至 2 年可以得到显现。因此, 本文在实证分析中对美国影子利率采取了滞后一期处理。

本文在方程（1）中进一步引入外部变量 $\text{External}_{i,s,c,t}$ 。该变量具体包括：行业外部融资依赖程度（ RZ_s ）、企业财务融资约束（ $\text{FC}_{i,s,c,t}$ ）、资本账户开放程度（ $\text{kaopen}_{c,t}$ ）和汇率弹性（ $\text{Exchange}_{c,t}$ ）。本文将通过影子利率与外部变量交互项（ $\text{SSR}_{t-1}\text{External}_{i,s,c,t}$ ）前的系数 β_2 对上述各研究假设进行验证。首先，本文引入 RZ_s 和 SSR_{t-1} 的交互项用来验证假设 1。此时，方程中并不需要包含行业外部融资依赖程度指标（ RZ_s ）本身，因为该变量的影响在回归时已被个体固定效应完全吸收¹。其次，本文在控制行业外部融资依赖程度的影响后（回归方程中保留交互项 $\text{SSR}_{t-1} * \text{RZ}_s$ ），进一步引入 $\text{FC}_{i,s,c,t}$ 和 SSR_{t-1} 的交互项来检验假设 2。最后，在控制行业外部融资依赖程度和企业财务融资约束的影响后，本文进一步引入 $\text{kaopen}_{c,t}$ 、 $\text{Exchange}_{c,t}$ 和 SSR_{t-1} 的交互项用来检验假设 3。 $\text{kaopen}_{c,t}$ 和 SSR_{t-1} 的交互项用来验证资本账户开放程度对美国货币政策调整与新兴市场国家非金融企业杠杆率变动之间关系的影响；而 $\text{kaopen}_{c,t}$ 、 $\text{Exchange}_{c,t}$ 和 SSR_{t-1} 的三项交互项则用以验证在资本账户开放程度相同的情况下，美国货币政策调整对新兴市场国家非金融企业杠杆率变动的影响是否会随一国汇率弹性的变化而变化。

三、数据来源和变量定义

本文以全球上市企业分析库（Osiris 数据库）中 28 个新兴市场国家 2003—2015 年非金融类企业的年度数据作为原始样本²，在剔除杠杆率为负值的观测值后得到一个包含 15679 家非金融企业，共 127044 个观测值的非平衡面板数据。为避免异常值对回归结果的影响，本文对企业层面变量做上下 2%的缩尾处理³。主要变量定义和计算方式如下所示：

（一）企业杠杆率

本文在基准回归中使用账面杠杆率作为企业杠杆率的代理变量，即账面总负债除以账面总资产。为保证结果的稳健性和可比性，本文在稳健性检验部分还分别采用以下两种杠杆率衡量方式对主要结果进行了稳健性检验：1.总负债除以股东权益；2.扣除现金及现金等价物之后的企业负债除以总资产。回归中因变量之所以采用企业杠杆率的一阶差分形式，主要考虑到杠杆率增速相比杠杆率水平值可以更好的描述新兴市场国家非金融企业部门的债务风险（Jordà et.

1 行业外部融资依赖程度指标（ RZ_s ）是随个体变动但不随时间变动的变量， RZ_s 若包含在方程中在进行固定效应回归时会同个体固定效应一样在组内差分时被消除掉。

2 28个新兴市场国家包括：巴西、南非、中国、印度、俄罗斯、保加利亚、智利、哥伦比亚、阿根廷、克罗地亚、匈牙利、印度尼西亚、哈萨克斯坦、立陶宛、墨西哥、巴基斯坦、秘鲁、菲律宾、波兰、韩国、罗马尼亚、土耳其、乌克兰、委内瑞拉、埃及、马来西亚、泰国、越南。

3 企业变量在经过上下 1%的缩尾处理后仍存在明显的异常值，如杠杆率仍会有超过 300%的存在。

al., 2013; Bernardini and Forni, 2017)。同时也是为了剔除新兴市场国家非金融企业杠杆率在金融危机后的普遍上涨趋势。因此, 本文借鉴 Graham et al (2015) 的研究方法将企业杠杆率一阶差分作为因变量, 以期重点关注美国货币政策对新兴市场国家非金融企业杠杆率变动的影响, 即对增量变化的影响。

(二) 美国货币政策

本文使用影子利率 (shadow short rate) 作为美国货币政策的代理变量, 该数据来源于新西兰央行。采用影子利率的优势在于, 该变量可以更好的衡量非常规货币政策的影响, 而采用联邦基金利率却完全忽略了非常规货币政策, 因而不符合危机后的实际情形。在稳健性检验部分, 本文也将使用美国联邦基金利率、1 年期国债收益率以及由联邦基金利率期货计算出的联邦基金利率预期值作为美国货币政策的代理变量对本文主要结论进行稳健性检验。

(三) 行业外部融资依赖程度

本文借鉴 Rajan and Zingales (1998) 的思想和方法运用 1960—2006 年美国上市企业的财务数据测算行业外部融资依赖程度。行业外部融资依赖程度的计算公式如下:

$$\text{外部融资依赖程度 (RZ}_s\text{)} = (\text{资本性支出} - \text{现金流}) / \text{资本性支出}$$

其中, 现金流=营运现金流+存货的减少+应收账款的减少+应付账款的增加。美国拥有最发达的金融市场及完善的法治与制度环境, 企业面临的外部融资困难最小。因此, 美国行业的特征反映的仅仅是某个行业纯粹的技术特征, 基于美国企业构建行业的外部融资依赖程度受到其他非技术因素(如金融市场的摩擦、制度的不完善)的影响最小, 并且对新兴市场国家企业而言是外生的 (Rajan and Zingales, 1998)。本文在计算行业外部融资依赖程度时采用全球行业分类标准 (GSIC) 中的三级指标划分行业, 在剔除金融业后共得到 56 个行业的行业外部融资依赖程度。具体构造步骤如下: (1) 计算每家美国上市企业 1996—2006 年间的外部融资依赖程度, 并取样本期间的平均值, 作为该企业的行业外部融资依赖程度 ($\text{RZ}_{i,s}$); (2) 取某一具体行业中所有企业外部融资依赖程度的中位数作为该行业的外部融资依赖程度, 形成行业外部融资依赖程度变量 RZ_s ; (3) 按照样本企业的三级行业分类代码将由美国上市企业数据计算得到的行业外部融资依赖程度赋值给样本企业。

(四) 不同国家特征的代理变量

本文主要从资本账户开放程度、汇率弹性、金融发展程度和国家所处地域的不同考察了美国货币政策调整对不同新兴市场国家非金融企业杠杆率变动的影响。金融发展水平采用 IMF 公布的金融发展指数进行衡量。资本账户开放程度采用 Chinn and Ito (2006) 的金融开放指数衡量。

本文采用以下三种方式来衡量一国汇率弹性：1.通过对IMF公布的《汇兑安排和汇兑限制年报》中各国实际汇率制度的分类进行赋值的方法进行划分¹，取值越高表示一国汇率弹性越大。2.采用 Aizenman et al. (2013) “三元悖论”指数中“汇率稳定指数”进行衡量，原“汇率稳定指数”数值越大表示一国汇率波动越稳定，即汇率弹性越低，因此在进行实证分析时本文采用1和该指数的差额代替原指数。3.通过计算汇率对数收益率标准差来获得本国货币与美元的双边名义汇率波动率，以此来衡量一国汇率弹性²。

(五) 企业融资约束的衡量

本文借鉴王碧珺等 (2015) 的构造方法，选取数据可得范围内最具代表性的四个变量来构造样本企业的融资约束程度：1.企业规模，以企业总资产的对数值来衡量。企业规模是对企业融资约束的综合测度，企业规模和企业获得外部融资难易程度之间存在显著的正相关关系，即该变量数值越大，也面临融资约束程度越低。2.有形资产占比。在不完美金融市场中，企业若拥有更容易转移给投资者的资产会提高企业获得外部融资的能力。因此该指标数值越大，企业融资约束程度越低。3.企业现金持有量，通过企业资产规模进行标准化。融资约束较大的企业出于预防性储蓄动机，通常会有较高的现金持有量 (Whited and Wu, 2006)。该变量数值越大，表明企业面临融资约束程度越高。4.盈利能力。本文采用销售净利润率，即净利润占销售收入的比率来衡量企业的盈利能力。该指标数值越高，企业的盈利能力越强，所面临的融资约束程度可能越低 (王碧珺等, 2015)。具体构造方式如下：首先，计算不同国家企业在不同年份中每个变量的不同分位数数值，根据企业不同年份各变量数值所处的分位数区间对其进行赋值³；其次，将四个指标的数值加总，得到企业融资约束的代理变量 $FC_{i,s,c,t}$ ，取值越高表示企业面临的融资约束程

1 IMF 公布的历年《汇兑安排和汇兑限制年报》中将各国汇率制度划分为四大类：硬挂钩汇率制度、软挂钩汇率制度、有管理的浮动汇率制度和自由浮动汇率制度。因此，本文将根据这四大类汇率制度分类对样本国家汇率制度由1至4进行赋值，数值越大表明该国汇率弹性越大。

2 金融开放指数和汇率稳定指数数据均来源于：http://web.pdx.edu/~ito/trilemma_indexes.htm。本文采用计算汇率对数收益率标准差的方法来衡量本国货币与美元的双边名义汇率波动率，数值越高表示该国实际汇率制度越倾

向于浮动汇率制度。计算公式为： $V_t = \sqrt{\frac{1}{12} \sum_{k=t-12}^{t-1} (\ln(P_k) - \ln(P_{k-1}))^2}$ ，一般使用最近12个月的数据来计算，

其中 P_k 表示第k期的双边名义汇率。

3 企业规模、企业有形资产占比和盈利能力的实际取值位于其所在国家当年企业样本25分位数以下时，赋值为4；25分位数至50分位数，赋值为3；50分位数至75分位数，赋值为2；75分位数以上，赋值为1。当企业现金持有量位于其所在国家当年企业样本25分位数以下时，赋值为1；25分位数至50分位数，赋值为2；50分位数至75分位数，赋值为3；75分位数以上时，赋值为4。

度越大。另外，本文进一步也采用 SA 指数（Hadlock and Pierce, 2010）描述企业融资约束程度对主要结论进行稳健性检验¹。

（六）国内货币政策

本文将新兴市场国家货币政策的调整分为两部分：根据国内宏观经济形势做出的主动调整以及受美国货币政策变动做出的被动调整。为更好的识别美国货币政策调整对新兴市场国家非金融企业杠杆率的影响，本文在实证分析时将对国内货币政策的主动调整部分进行控制。为此，本文首先使用新兴市场国家存款利率与美国影子利率进行回归，将其残差项作为本国货币政策主动调整部分的代理变量加入回归，以此在实证分析中尽可能的控制住国内货币政策的主动调整。

本文实证分析所用具体变量定义和基本统计描述如表 1 所示。

表 1 变量的基本描述统计

变量	定义	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
lev	企业杠杆率=账面总负债/账面总资产	127,044	0.532	0.338	0.0316	1.955
Δlev	杠杆率变动	127,044	0.0025	0.118	-0.354	0.391
Sales	销售总额（取对数）	122,667	7.072	2.864	0.921	14.21
Tang	有形资产占比=固定资产/总资产	127,044	0.473	0.242	0.0227	0.957
ROA	总资产收益率=EBIT / 总资产	126,947	0.0587	0.101	-0.272	0.319
Tax ²	实际税率	121,173	0.148	0.255	-0.768	1.007
Indu_lev	行业平均杠杆率	127,044	0.504	0.120	3.43e-05	0.738
GDP	国内实际 GDP 增速	127,030	0.0644	0.0312	-0.148	0.183
Credit	信贷规模=私人部门信贷规模/GDP 规模	126,941	0.0546	0.0427	-0.0142	1.217
RZ	行业外部融资依赖程度	56	0.0949	0.310	-0.746	0.997
SSR	美国影子利率	13	-0.0034	0.0294	-0.043	0.05016
FC	企业财务融资约束	127,044	10.02	3.113	4	16
kaopen	资本账户开放程度	126,806	-0.667	0.902	-1.904	2.374
ERC	实际汇率制度	127,044	2.527	0.606	1	4
ERSI	汇率稳定指数	113,970	0.490	0.263	0.112	1
VOL	双边名义汇率波动	127,044	0.0138	0.0116	0	0.166

数据来源：Osiris数据库、世界银行数据库、新西兰央行、作者计算。

注：企业杠杆率变动为企业杠杆率的一阶差分；所有企业层面数据均来自Osiris数据库；行业平均杠杆率是按照全球行业分类标准中一级指标测算的各国不同年份、不同行业的杠杆率中位数。

四、实证结果分析和稳健性检验

（一）美国货币政策、行业外部融资依赖程度与新兴市场非金融企业杠杆率变动

¹ KZ 指数同样是稳健性检验的一个很好的选择，但该样本中市值账面比和分红占总资本的比例这两个变量存在大量的缺失值，因此本文并没有采用 KZ 指数进行稳健性检验。

² 本文使用的税率为实际所得税税率（所得税费用/息税前利润）。在会计上，所得税费用包括了当期应缴所得税和递延所得税。这导致了在样本企业中，有一定比例企业的实际所得税税率为负值（钟宁桦等，2016）。

本文首先检验了美国货币政策与新兴市场国家非金融企业杠杆率变动之间的关系以及这一关系在具有不同行业外部融资依赖程度的行业间的差异性，回归结果如表 2 所示。表 2 第 1 列给出了美国影子利率对新兴市场国家非金融企业杠杆率变动的平均影响。结果表明，平均而言，美国影子利率每下降 1 个百分点会使新兴市场国家非金融企业杠杆率变动增加 0.076 个百分点。这一数值相较于样本中企业杠杆率平均每年 0.25 个百分点的变动而言是不容忽视的。为检验美国货币政策对新兴市场国家非金融企业杠杆率变动的影响在具有不同行业外部融资依赖程度的行业间是否存在差异，第 2 列引入了行业外部融资依赖程度与美国影子利率之间的交互项。结果显示，交互项（ $L.SSR \times RZ$ ）前的系数估计值为 -0.128，在 1% 的显著性水平上显著，意味着当美国影子利率下降 1 个百分点时，位于行业外部融资依赖程度较高行业中的企业，其杠杆率上涨幅度平均要比其它企业高出 0.128 个百分点。第 3 列则控制了时间固定效应，此时美国影子利率的影响将会被时间固定效应完全吸收掉，因此回归方程中将不再包含美国影子利率变量本身。结果显示，在控制时间固定效应后，交互项 $L.SSR \times RZ$ 前的系数仍显著为负。第 4 列则进一步控制了行业—时间效应和国家—时间效应，使用这些虚拟变量可以控制每年每个行业和国家影响企业杠杆率调整的行业性和国家性因素（如：各行业当年的景气程度，行业平均杠杆率、信贷情况、金融开放程度等），从而尽可能把企业杠杆率与控制变量之间的各种内生性降到最低，尤其是遗漏变量问题（钟宁桦等，2016）。结果显示，在进一步控制行业—时间效应和国家—时间效应后，交互项 $L.SSR \times RZ$ 前的系数仍是显著为负的。

综上所述，由表 2 的回归结果可以看出，美国货币政策对新兴市场国家非金融企业杠杆率变动会造成显著影响，美国货币政策宽松会促使新兴市场国家非金融企业杠杆率出现更大幅度的上涨。同时，处于行业外部融资依赖程度较高行业中的企业，其杠杆率变动受美国影子利率的影响要显著高于其它企业。

表 2 美国货币政策、行业外部融资依赖程度与新兴市场国家非金融企业杠杆率变动

变量	$\Delta \text{leverage}$			
	(1)	(2)	(3)	(4)
L.SSR	-0.0761*** (-5.28)	-0.0642*** (-4.29)		
L.SSR*RZ		-0.128*** (-3.28)	-0.124*** (-3.20)	-0.162*** (-3.08)
L. Δ sales	-0.0134*** (-9.77)	-0.0133*** (-9.75)	-0.0143*** (-10.34)	-0.0144*** (-10.34)
L. Δ ROA	-0.0418*** (-6.03)	-0.0418*** (-6.03)	-0.0431*** (-6.23)	-0.0427*** (-6.11)
L. Δ tang	0.0615*** (11.87)	0.0615*** (11.86)	0.0621*** (11.99)	0.0588*** (11.22)
L. Δ tax	0.000927 (1.05)	0.000893 (1.01)	0.000849 (0.97)	0.000759 (0.86)
Indu lev	0.156*** (17.22)	0.157*** (17.24)	0.155*** (16.94)	
GDP	-0.0569*** (-3.41)	-0.0559*** (-3.35)	-0.0362* (-1.72)	
CPI	0.0330** (2.16)	0.0330** (2.16)	0.0312* (1.80)	
Credit	0.00714 (1.64)	0.00726* (1.67)	0.0187*** (3.73)	
D MP	-0.0317*** (-2.61)	-0.0316*** (-2.61)	-0.0341*** (-2.67)	
常数项	-0.0805*** (-11.88)	-0.0808*** (-11.92)	-0.0892*** (-12.19)	0.00318*** (3.26)
聚类	企业	企业	企业	企业
个体效应	是	是	是	是
时间效应	否	否	是	是
行业-时间效应	否	否	否	是
国家-时间效应	否	否	否	是
观测值	100803	100796	100796	100940
R-squared(within)	0.012	0.012	0.015	0.021

注：括号内为 t 值，*，**，***分别表示在 10%、5%、1%的显著性水平上显著。a:行业按照全球行业分类代码中的一级指标进行划分。

(二) 美国货币政策、企业融资约束与新兴市场国家非金融企业杠杆率变动

本文在表 2 所得结论的基础上进一步考察了具有不同财务融资约束特征（不同融资能力）的企业，其杠杆率变动受美国货币政策的影响是否具有差异，回归结果如表 3 所示。由第 1 列结果可知，平均来看，美国影子利率每下降 1 个百分点，具有较高财务融资约束的企业，其杠杆率增幅要比其它企业高出 0.84 个百分点。表 3 第 2 列则在控制个体效应和时间效应的基础上，进一步控制了行业—时间虚拟变量和国家—时间虚拟变量，影子利率与企业财务融资约束变量交互项（L.SSR*FC）前的系数均显著为负，并且在 1%的显著性水平上显著。为保证上述结论并不依赖于企业财务融资约束衡量方式的变化而变化，表 3 第 3 列和第 4 列则采用了文献中用于定量测度企业融资约束的指标 SA 指数对上述结论进行稳健性检验。结果显示，交互项（L.SSR*SA）前的系数仍显著为负，表明上述结论是稳健的。另外，影子利率与行业外部融资依赖程度交互项（L.SSR*RZ）前的系数仍显著为负，表明企业财务融资约束和行业外部融资依赖程度在美国货

币政策影响新兴市场国家非金融企业杠杆率变动过程中的效应是共同存在的。总体来看，表3的回归结果支持了假设2的成立，即具有较高财务融资约束的非金融企业，其杠杆率变动受美国货币政策的影响要显著大于其它企业。

表3 美国货币政策、企业融资约束与新兴市场国家非金融企业杠杆率变动

变量	$\Delta \text{leverage}$			
	(1)	(2)	(3)	(4)
L.SSR*RZ	-0.0937** (-2.41)	-0.130** (-2.44)	-0.124*** (-3.16)	-0.153*** (-2.84)
L.SSR*FC	-0.00848* (-1.90)	-0.0126*** (-2.62)		
L.SSR*SA			-0.0175*** (-5.98)	-0.0229*** (-4.87)
SA			-0.00739*** (-9.56)	-0.00781*** (-9.41)
FC	-0.00629*** (-20.63)	-0.00645*** (-20.79)		
控制变量	控制	控制	控制	控制
聚类	企业	企业	企业	企业
个体效应	是	是	是	是
时间效应	是	是	是	是
行业-时间效应 a	否	是	否	是
国家-时间效应	否	是	否	是
观测值	100796	100940	97703	97847
R2	0.024	0.031	0.018	0.024

注：括号内为t值，*，**，***分别表示在10%、5%、1%的显著性水平上显著。a:行业按照全球行业分类代码中的一级指标进行划分。

(三) 美国货币政策、国家结构特征与新兴市场非金融企业杠杆率变动

为考察美国货币政策对新兴市场国家非金融企业杠杆率变动的影响在不同国家间是否存在差异性，本文进一步在实证分析中引入一国资本账户开放程度和汇率弹性，回归结果如表4所示。表4第1列和第2列结果显示，影子利率与资本账户开放程度交互项（L.SSR*KAOPEN）前的系数显著为负，说明一国资本账户开放程度越高，美国货币政策对该国非金融企业杠杆率变动的影响程度越大。这一结论与 Eichengreen et. al.（2015）的研究结论是一致的，即金融市场开放程度越高的新兴市场国家，其国内宏观经济状况受美国货币政策的影响会显著高于其它国家。而三变量交互项（L.SSR*KAOPEN*ERC）前的系数显著为正，这意味着在资本开放程度一定的情况下，汇率弹性越高（实际汇率制度越倾向于浮动汇率制）越有助于缓解美国货币政策对国内非金融企业杠杆率变动的影响。该结论与 Aizenman et al.（2016）的研究结论是一致的，即一个同时追求汇率稳定和金融开放程度的新兴经济体，将更容易受到主要经济体货币政策的影响。为保证上述结论并不会随一国汇率弹性衡量方式的变化而变化，表4第3列和第4列采用“三元悖论”指数（Trilemma Indexes）中经调整后的汇率稳定指数（Exchange Rate Stability Index）作为一国汇率制度的代理变量。第5列和第6列则采用由本国货币与美元的名义双边汇率计算出的汇

率波动率作为一国汇率弹性的代理变量。结果均显示，影子利率与资本账户开放程度交互项前的系数显著为负；影子利率、资本账户开放程度和汇率弹性三变量交互项前的系数显著为正，这表明本文上述结论并不会依赖于汇率弹性衡量方式的变化而变化。

表 4 美国货币政策、不同国家特征与非金融企业杠杆率变动

变量	Δleverage					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
L.SSR	-0.254*** (-3.47)		0.0521 (1.01)		-0.188*** (-3.76)	
L.SSR*RZ	-0.0930** (-2.37)	-0.0846** (-2.16)	-0.0891** (-2.26)	-0.0904** (-2.29)	-0.0824** (-2.11)	-0.0859** (-2.20)
L.SSR*FC	-0.00819* (-1.83)	-0.00931** (-2.08)	-0.0151*** (-3.29)	-0.0149*** (-3.25)	-0.00929** (-2.08)	-0.0093** (-2.08)
L.SSR*KAOPEN	-0.215*** (-7.30)	-0.0979*** (-2.91)	-0.121*** (-5.15)	-0.0509* (-1.70)	-0.108*** (-5.47)	-0.0581** (-2.55)
L.SSR*KAOPEN *ERC	0.0882*** (8.19)	0.0423*** (3.54)				
L.SSR*KAOPEN *ERSI			0.386*** (7.63)	0.193*** (2.83)		
L.SSR*KAOPEN *VOL					7.967*** (7.17)	5.069*** (4.11)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
聚类	企业	企业	企业	企业	企业	企业
个体效应	是	是	是	是	是	是
时间效应	否	是	否	是	否	是
观测值	100644	100644	100644	100644	100644	100644
R2	0.022	0.025	0.021	0.024	0.023	0.025

注：括号内为 t 值，*，**，*** 分别表示在 10%、5%、1% 的显著性水平上显著。由于篇幅所限，回归结果并未给出三项交互项中各变量自身和二项交互项的回归结果。如需要可向作者索取。

为避免上述实证分析中可能会存在遗漏变量问题以及企业杠杆率和国家层面变量之间可能存在的内生性问题，本文进一步通过资本账户开放程度和汇率弹性对样本国家进行分组后考察美国货币政策对非金融企业杠杆率变动的影响在不同新兴市场国家间的差异性¹，回归结果如表 5 所示。表 5 第 1 列和第 2 列表明，美国货币政策对非金融企业杠杆率变动的影响不论是水平值还是显著性在资本账户开放程度较高的国家均显著大于资本账户开放程度较低的国家；第 3 列和第 4 列结果表明，在给定资本账户开放程度的情况下，汇率弹性较低（实际汇率制度倾向于固定汇率制度）的国家内的企业杠杆率变动受美国货币政策的影响程度要显著高于汇率弹性较高（实际汇率制度倾向于浮动汇率制度）的国家。为进一步降低遗漏重要解释变量和国家层面变量与企业杠杆率之间可能存在的内生性对回归结果的影响，表 6 第 5 列和第 6 列在控制企业固定效应、时间固定效应、行业—时间虚拟变量的基础上进一步控制了国家—时间虚拟变量，主要结论仍保持不变。

1 为了保证分组所用指标的统一性，本文采用“三元悖论”指数中金融开放指数（kaopen）和汇率稳定指数（ERSI）来衡量一国资本账户开放程度和汇率弹性，并以上述变量在样本期间内的中位数进行分组。

表 5 不同国家下美国货币政策与企业杠杆率（分组检验）

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	低开放程度	高开放程度	高开放程度 高汇率弹性	高开放程度 低汇率弹性	高开放程度 高汇率弹性	高开放程度 低汇率弹性
L.SSR*RZ	-0.166*	-0.208***	-0.0384	-0.346***	-0.0246	-0.346***
	(-1.79)	(-3.06)	(-0.38)	(-3.78)	(-0.25)	(-3.79)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
聚类	企业	企业	企业	企业	企业	企业
个体效应	是	是	是	是	是	是
时间效应	是	是	是	是	是	是
行业-时间效应 a	是	是	是	是	是	是
国家-时间效应	否	否	否	否	是	是
观测值	32504	68292	40050	28242	40169	28242
R2	0.016	0.016	0.022	0.019	0.026	0.019

注：括号内为 t 值，*，**，***分别表示在 10%、5%、1%的显著性水平上显著。a:行业按照全球行业分类代码中的一级指标进行划分。

（四）稳健性检验

为保证本文实证结果有更好的可比性和稳健性，本文通过以下方式对基准回归结果进行了稳健性检验¹，基准回归结果并未发生明显变动。首先，本文采用总负债除以股东权益和扣除现金之后的总负债除以总资产对企业杠杆率进行重新衡量。其次，本文分别使用美国联邦基准利率（FFR）、一年期的美国国债收益率（Rate）以及联邦基金利率预期值（EFFR）作为美国货币政策的代理变量对基准回归结果进行稳健性检验。第三，考虑到对新兴市场国家而言，特别是那些市场竞争程度较低的国家或者企业垄断较为普遍的国家，它们企业的债务水平和规模仍然可能和国家层面的一些经济金融指标是相互内生的。为进一步缓解上述可能存在的内生性问题，本文进一步采用系统 GMM 方法对基准回归方程进行了估计²。第四，考虑到新兴市场国家之间可能会有较强的相关性，若不按照国家聚类标准误，容易导致解释变量系数的标准误被低估，T 值被高估。因此本文进一步按照国家聚类对基准回归结果进行稳健性检验。第五，全球经济变动、大宗商品价格等因素同样会对新兴市场国家非金融企业杠杆率变动造成影响，为了更好的区分美国货币政策变动与其它全球因素对新兴市场国家非金融企业杠杆率变动的影响，本文通过引入全球 GDP 增长率（WGDP）、大宗商品价格（OPI）³以及全球宏观经济政策不确定性指数（GPUI）来控制全球宏观经济环境对新兴市场非金融企业杠杆率变动的影响。第六，由于样本中来自中国和印度的观测值占到样本总数的近 55%。为避免回归结果受此影响而产生偏差，本文在回归中进一步剔除中国和印度企业样本。另外，本文在选取样本国家时按照国际清算银行

1 由于篇幅所限，稳健性检验结果在此不再列出，如有需要可向作者索取。

2 在此对匿名审稿专家的建议表示感谢。

3 本文采用原油价格指数作为大宗商品价格指数的代理变量。

的划分将韩国列为新兴市场国家，但 IMF 及一些研究文献将韩国列为发达国家。为了避免这一划分对回归结果造成影响，本文将韩国企业数据剔除后重新进行了回归分析，主要结论保持不变。

（五）进一步研究

本文进一步从各新兴市场国家所在区域和金融发展程度的不同对美国货币政策与非金融企业杠杆率变动之间的关系在不同国家间的差异进行了分析，回归结果如表 6 所示。表 6 第 1 列和第 2 列给出了金融发展程度对美国货币政策与企业杠杆率变动之间关系的影响。结果显示，交互项（ $L.SSR*FD$ ）前的系数显著为正，表明一国金融发展程度越高其国内非金融企业杠杆率受美国货币政策的影响越小。原因可能在于，国内金融发展程度较高的新兴市场国家，其汇率弹性往往越大且企业在国内面临的融资约束要小于其它新兴市场国家，因此国内非金融企业杠杆率受美国货币政策调整的影响也就越小。表 6 第 3 列至第 6 列依次给出了美国货币政策对非金融企业杠杆率变动的影响在欧洲、亚洲、拉丁美洲和非洲新兴市场国家间的差异性。结果表明，影子利率与亚洲地域虚拟变量（ $L.SSR*Asia$ ）前的系数显著为负，这意味着美国货币政策对亚洲地区新兴市场国家非金融企业杠杆率变动的影响要显著高于其它地域。原因在于，平均来看，欧洲和拉丁美洲地区新兴市场国家的汇率弹性和金融发展程度要高于亚洲地区的新兴市场国家，根据前文的结论二者均会降低美国货币政策对非金融企业杠杆率变动的影响。其次，本文只考虑了美国货币政策对新兴市场非金融企业杠杆率变动的影响，而对于欧洲范围内的新兴市场国家而言，欧洲央行货币政策的调整显然是不能忽略。另外，由于非洲地区样本观测值有限，我们也并不能简单否认美国货币政策对非洲地区新兴市场国家非金融企业杠杆率影响的存在。

表 6 美国货币政策与新兴市场国家非金融企业杠杆率

变量	$\Delta \text{leverage}$					
	不同金融发展程度		不同地域			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
L.SSR	-0.134***		-0.203***	-0.0287	-0.194***	-0.184***
	(-5.32)		(-3.63)	(-0.46)	(-3.49)	(-3.31)
L.SSR*RZ	-0.122***	-0.124***	-0.124***	-0.116***	-0.118***	-0.124***
	(-3.08)	(-3.14)	(-3.20)	(-2.99)	(-3.03)	(-3.20)
FD	-0.0737***	-0.00523				
	(-5.80)	(-0.34)				
L.SSR*FD	0.271***	0.219*				
	(5.67)	(1.79)				
L.SSR*Europe			0.187***			
			(3.65)			
L.SSR*Asia				-0.182***		
				(-5.42)		
L.SSR*Latin					0.226***	
					(4.61)	
L.SSR*Africa						-0.0140
						(-0.20)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
聚类	企业	企业	企业	企业	企业	企业
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	否	是	否	否	否	否
观测值	100796	100796	100796	100796	89300	89300
R2	0.015	0.016	0.015	0.015	0.013	0.016

注：括号内为 t 值，*，**，*** 分别表示在 10%、5%、1% 的显著性水平上显著。其中，变量 Europe、Asia、Latin 和 Africa 为表示地区的虚拟变量。若该国家位于欧洲地区则 Europe 取值为 1，否则取值为 0，依次类推。

五、主要结论

2008 年全球金融危机之后，为刺激国内经济走出衰退，美国开始采用非常规货币政策来刺激国内经济增长，此举不仅使其政策利率抵达零利率下限，也促使全球金融环境变得异常宽松，新兴市场国家面临大规模资本流入。与此同时，新兴市场国家非金融企业部门杠杆率在同一时期出现了迅速攀升。基于这一现象，本文针对美国货币政策调整与新兴市场国家非金融企业杠杆率变动之间的关系展开了研究。实证结果表明，美国影子利率与新兴市场国家非金融企业杠杆率变动之间呈现显著的负相关关系。美国影子利率降低（美国货币政策宽松）会促使新兴市场国家非金融企业杠杆率更大幅度的增长；美国影子利率升高（美国货币政策紧缩）会抑制新兴市场国家非金融企业杠杆率的增加。但同时，这一关系在不同企业类型、不同行业以及不同新兴市场国家间表现出显著的异质性。首先，处于具有较高外部融资依赖程度行业中的企业，其杠杆率变动受美国货币政策的影响要显著高于其它行业中的企业；其次，具有较高财务融资约束的企业，其杠杆率变动受美国货币政策的影响要显著高于其它企业；再次，资本账户开放程度越高的新兴市场国家，其国内非金融企业杠杆率变动受美国货币政策的影响要显著高于其

它国家；在资本账户开放程度相同时，汇率弹性越僵化的国家，其国内非金融企业杠杆率变动受美国货币政策的影响越大。最后，一国金融发展程度的提升有助于缓解美国货币政策对本国非金融企业杠杆率变动带来的冲击。进一步的，从世界范围内看，亚洲地区的新兴市场国家，其国内非金融企业杠杆率变动受美国货币政策影响的程度平均要显著高于世界其它地区。

随着我国金融开放的逐步推进、资本账户的渐进开放和汇率市场形成机制的不断完善，中国与全球金融市场的联系越来越紧密，本文从全球金融环境视角对我国非金融企业部门杠杆率问题的研究提供了一些重要启示。金融危机后，美国非常规货币政策的实施对新兴市场国家非金融企业杠杆率快速攀升起到了显著推动作用，包括中国在内的众多新兴市场国家，其非金融企业部门杠杆率均在美国实施非常规货币政策的时期出现了显著上涨。鉴于非金融企业部门杠杆率快速攀升所带来的潜在风险，新兴市场国家开始相继进入去杠杆进程，而同期美联储货币政策开始逐步退出非常规货币政策。因此，新兴市场国家非金融企业部门去杠杆时期正是处于全球金融环境由异常宽松逐步转向紧缩的时期，国内非金融企业不可避免的面临国内融资成本和国际融资成本上升的双重压力。而进入 2019 年后，受美国经济下行、通胀预期低迷的影响，美联储并未进一步明确给出加息信号，反而存在再次降息的可能。美国货币政策未来走势的不明朗增加了新兴市场国家非金融企业面临的外部融资环境的不确定性。因此，我国监管层在稳杠杆的同时也应该准备好应对由美国货币政策调整给我国非金融企业所带来的潜在冲击，避免国内外政策冲击相互叠加造成非金融企业杠杆率大幅度变动带来的风险。

参考文献

- [1].才国伟、吴华强和徐信忠, 2018,《政策不确定性对公司投融资行为的影响研究》,《金融研究》,第3期,第89~104页。
- [2].江龙、宋常和刘笑松, 2013,《经济周期波动与上市公司资本结构调整方式研究》,《会计研究》,第7期,第28~34页。
- [3].陆正飞、祝继高和樊铮, 2009,《银根紧缩、信贷歧视与民营上市公司投资者利益损失》,《金融研究》第8期,第124~136页。
- [4].陆婷和余永定, 2015,《中国企业债对GDP比的动态路径》,《世界经济》,第5期, 2015, 第3-16页。
- [5].刘莉亚, 2008,《境外“热钱”是否推动了股市、房产的上涨?——来自中国市场的证据》,《金融研究》第10期,第48~70页。
- [6].谭小芬、殷无弦和戴韡, 2016,《美国量化宽松政策的退出公告对新兴经济体的影响》,《国际金融研究》第7期,第18~32页。
- [7].谭小芬和李源, 2018,《新兴市场国家非金融企业债务:现状、成因、风险与对策》,《国际经济评论》, 2018, 第5期,第61-77页。
- [8].谭小芬、李源和王可心,《金融结构与非金融企业“去杠杆”》,《中国工业经济》,第2期,第23-41页。
- [9].谭语嫣、谭之博、黄益平和胡永泰, 2017,僵尸企业的投资挤出效应:基于中国工业企业的证据,经济研究,(05): 175-188。
- [10].王碧珺、谭语嫣、余淼杰和黄益平, 2015,《融资约束是否抑制了中国民营企业对外直接投资》,《世界经济》第12期,第54~78页。
- [11].吴华强、才国伟和徐信忠, 2015,《宏观经济周期对企业外部融资的影响研究》,《金融研究》第8期,第109~123页。
- [12].姚洋和范保群, 2016,《我国有能力解决国有企业杠杆率偏高问题》,《人民日报》, 2016-11-25 (011)。
- [13].钟宁桦、刘志阔、何嘉鑫和苏楚林, 2016,《我国企业债务的结构性问题》,《经济研究》第7期,第102~117页。
- [14].Ahmed, S., Coulibaly, B. and Zlate, A. 2017. “International financial spillovers to emerging market economies: How important are economic fundamentals?” Journal of International Money and Finance, 76:133-152.
- [15].Aizenman, J., Chinn, M. D. and Ito, H. 2016. “Monetary policy spillovers and the trilemma in the new normal: Periphery country sensitivity to core country conditions”, Journal of International Money and Finance, 68:298-330.

- [16].Aizenman, J., Chinn, M. D. and Ito, H. 2013. "The "Impossible Trinity" Hypothesis in an Era of Global Imbalances: Measurement and Testing", *Review of International Economics*, 21(3):447-458.
- [17].Alter, A. and Elekdag, S. A. 2016. "Emerging Market Corporate Leverage and Global Financial Conditions", IMF Working Paper.
- [18].Batini, N. and Nelson, E. 2002. "The Lag from Monetary Policy Actions to Inflation: Friedman Revisited", External MPC Unit Discussion Paper No. 6.
- [19].Bernardini, M. and Forni, L. 2017. "Private and Public Debt: Are Emerging Markets at Risk?" IMF Working Paper.
- [20].Bernanke, B. S. and Gertler, M. 1995. "Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission", *Journal of Economic Perspectives*, 9(4):27-48.
- [21].Black, F. 1995. "Interest Rates as Options", *Journal of Finance*, 50(5):1371-1376.
- [22].Chinn, M. D. and Ito, H. 2006. "What matters for financial development? Capital controls, institutions, and interactions", *Journal of Development Economics*, 81(1):163-192.
- [23].Cooley, T. F. and Quadrini, V., 2006, "Monetary policy and the financial decisions of firms", *Economic Theory*, 27(1):243-270.
- [24].Demirci, I., Huang, J. and Sialm C., 2017, "Government Debt and Corporate Leverage: International Evidence", NBER Working Paper.
- [25].Eichengreen, B. and Gupta, P. 2015. "Tapering talk: The impact of expectations of reduced Federal Reserve security purchases on emerging markets", *Emerging Markets Review*, 25:1-15.
- [26].Frank, M. Z. and Goyal, V. K. 2009. "Capital Structure Decisions: Which Factors Are Reliably important", *Financial Management*, 38(1):1-37.
- [27].Gertler, M. and Gilchrist, S. 1994. "Monetary Policy, Business Cycles, and the Behavior of Small Manufacturing Firms", *Quarterly Journal of Economics*, 109(2):309-340.
- [28].Graham, J. R., Leary, M. T. and Roberts, M. R. 2015. "A century of capital structure: The leveraging of corporate America", *Journal of Financial Economics*, 118(3):658-683.
- [29].Hadlock, C. J. and Pierce, J. R. 2010. "New Evidence on Measuring Financial Constraints: Moving Beyond the KZ Index", *Review of Financial Studies*, 23(5):1909-1940.
- [30].Han, X. and Wei, S. J. 2018. "International transmissions of monetary shocks: Between a trilemma and a dilemma", *Journal of International Economics*, 110:205-219.

- [31].Halling, M., Yu, J. and Zechner, J. 2016. “Leverage dynamics over the business cycle”, *Journal of Financial Economics*, 122(1):21-41.
- [32].He, D. and McCauley, R. N. 2013. “Transmitting Global Liquidity to East Asia: Policy Rates, Bond Yields, Currencies and Dollar Credit”, BIS Working Papers.
- [33].Jordà, Ò., Schularick, M. and Taylor, A. M. 2013. “When Credit Bites Back”, *Journal of Money, Credit and Banking*, 45 (2):3–28.
- [34].Korajczyk, R. A. and Levy, A. 2003. “Capital structure choice: macroeconomic conditions and financial constraints”, *Journal of Financial Economics*, 68(1):75-109.
- [35].Rajan, R. G. and Zingales, L. 1998. “Financial Dependence and Growth”, *American Economic Review*, 88(3):559-586.
- [36].Rey, H. 2015. “Dilemma not Trilemma: The Global Financial Cycle and Monetary Policy Independence”, NBER Working Paper.
- [37].Whited, T. M. and Wu, G. 2006. “Financial Constraints Risk,” *Review of Financial Studies*, 19(2):531-559.

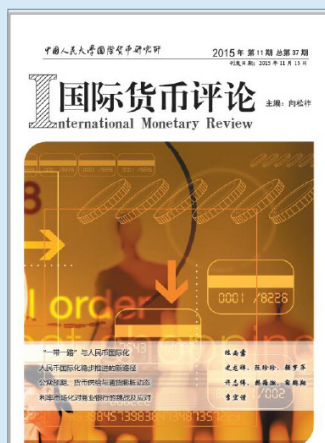
Did the U.S. Monetary Policy Push Up the Leverage of Non-Financial Corporations in Emerging Markets?

Tan Xiaofen Li Yuan Gou Qin

Abstract: After the Global Financial Crisis, the implementation of quantitative easing monetary policy in the United States led to an abnormally abundant global liquidity. A large amount of liquidity influx into emerging market countries has significantly increased the leverage ratio of non-financial enterprises in emerging economies. This paper studies the relationship between the leverage ratio of non-financial corporates in emerging market countries and US monetary policy by using data of non-financial listed corporates in 28 emerging market countries from 2003 to 2015. The results suggest that there is a significant negative correlation between the US shadow interest rate and the leverage ratio of non-financial companies in emerging market countries. That is, accommodative U.S. monetary conditions are reliably associated with faster EM leverage growth during the past decade. Moreover, this impact is more pronounced for sectors dependent on external financing, for firms with more financial constraints, and for firms in more financially open EMs with less flexible exchange rates regimes. These findings also indicate that in the process of regulating the leverage ratio of non-financial corporate sectors, emerging market countries should not only consider their own domestic factors, but also attach great importance to the monetary policy adjustment of the United States.

Keywords: U.S. Monetary Policy, Emerging Markets, Non-Financial Corporates Leverage

征稿启事



《国际货币评论》系中国人民大学国际货币研究所主办的学术交流内刊。以兼容中西的战略思维与严谨求实的学术精神为指导,《评论》重点研究人民币国际化、国际货币体系改革以及中国国际金融战略等宏观金融领域的前沿问题。

自 2010 年度创刊以来,得到了社会各界人士的广泛认同和大力支持。刊热诚欢迎专家、学者以及广大金融从业人员踊跃投稿。投稿文章应紧密围绕宏观金融领域的重点、难点问题,论证严密,方法科学,并符合相关要求和学术规范。刊欢迎基于扎实数据分析与理论模型的高质量稿件,也欢迎有较强思想性同时行文规范的高质量稿件。

作品要求:

- 1、稿件要求选题新颖、积极健康、表述鲜明、具有一定的学术交流价值。
- 2、作者确保稿件不涉及保密、署名无争议,文责自负。刊有权对来稿进行必要的删改,如不同意删改者,请在投稿时说明。因编辑部工作量较大,请作者自留底稿,恕不退稿。
- 3、题名(文章标题)应简明、确切、概括文章要旨,一般不超过 20 字,必要时可加副标题名。文标明作者单位及联系地址、邮编、电话、传真、电子邮箱。如为基金资助项目应加以注明,并提供项目编号。
- 4、来稿最低不少于 6000 字以上。文内计量单位、数字和年代表示等请采用国际标准或按国家规定书写,如有引文请注明出处。文章内容摘要、注释与参考文献等要求请参见“《经济理论与经济管理》投稿格式要求”。

投稿方式:

来稿请首选 E-mail, 请通过电子邮箱将论文电子版(word 格式)发送至 imi@ruc.edu.cn, 并在邮件标题上注明“投稿”字样和作者姓名及文章标题。如条件受限,可邮寄。投稿请使用 A4 纸打印注明“《国际货币评论》投稿”, 并注明作者姓名、联系地址、邮编、电话。

邮寄地址:

北京市海淀区中关村大街 59 号中国人民大学文化大厦 605 室 邮编: 100872

《国际货币评论》编辑部



元素征信 专业的信用大数据服务商

北京|上海|深圳|辽宁|陕西|云南|山西|天津|河北|湖北
山东|广西|贵州|南京

地址：北京市海淀区北坞村路23号创新园北区5号楼
电话：010-82602070