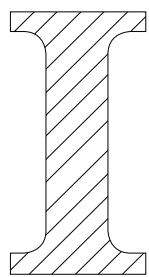


中国人民大学国际货币研究所

2020 年 第 11 期 总第 92 期

刊发日期：2020 年 11 月 15 日



国际货币评论

主编：张 杰

International Monetary Review



我国征信体系建设的基本经验

苏 宁

通货膨胀结构性分化与货币政策反应机制

张成思、田涵晖

银行业开放、外资持股与银行风险承担

李 振、宋 科、杨家文

流动性管理视角下中国货币政策工具有效性研究

史亦叶、王晓娟、冯 叶

全球经济金融形势：疫情影响与趋势分析

钟 红、赵雪倩

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：邓欣雨

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】

我国征信体系建设的基本经验	苏宁	01
通货膨胀结构性分化与货币政策反应机制	张成思、田涵晖	06
银行业开放、外资持股与银行风险承担	李振、宋科、杨家文	30
流动性管理视角下中国货币政策工具有效性研究	史本叶、王晓娟、冯叶	47
全球经济金融形势：疫情影响与趋势分析	钟红、赵雪情	72
卖空限制与收益可预测性		
——A 股融资融券制度的证据	郭彪、刘普阳、姜圆	83
从强化监管到放松管制的十年轮回		
——美国金融监管改革述评	杨望、徐慧琳、谭小芬、薛翔宇	103

我国征信体系建设的基本经验

苏宁¹

1999年，中国人民银行批复同意在上海开展个人消费信用信息服务试点，这标志着我国个人征信体系建设开始起步。2004年，按照党中央、国务院的指示，中国人民银行开始建立全国集中统一的个人信用数据库，我国征信体系建设进入快车道。经过二十多年的发展，我国征信体系建设现取得了举世瞩目的成就，个别领域已进入国际征信第一方阵。温故而知新，认真总结我国征信体系建设的发展理念和实践路径，对于推动我国征信业在新的历史时期进一步深化改革、扩大开放具有重要的意义。20年前，我作为人民银行分管征信工作的副行长，有幸见证和亲历我国征信体系建设的起步过程。回顾总结这段历史，我在感慨和欣慰之余，也由衷感谢当时参与建设各方的配合、支持和贡献，也希望这段历史回忆对后继者有所帮助和启迪。

一、结合实际，以问题为导向

我国为什么要建设征信体系，建设什么样的征信体系，谁来建设，怎样建设……回答这些问题现在看来似乎轻而易举，但在当时却是摆在相关各方面前的大难题。

建设征信体系的主要目的，到底是为了解决逃废银行债务问题，还是为了解决制售假冒伪劣商品问题，当时人们是有不同看法的。中国人民银行根据国际征信经验，结合我国企业和个人在融资活动中严重逃废银行债务形成的突出金融风险以及制售假冒伪劣商品牟利最终直接或间接形成不良债务这一事实，明确了我国征信体系建设的目标，那就是通过全面共享债务人的信息来保护债权。这也是征信正当性的基本理由。

企业和个人通过借款变成债务人，让债务人主动将其信息提供出来共享，在当时这几乎不具有可行性和可操作性。因为在现实中，出于自身利益考虑，债务人对那些于己有利的信息通常会夸大其词并及时提供，而对那些于己不利的信息则刻意低估甚至拖延隐瞒。因此，靠债务人主动提供自身的信息，其真实性和准确性难以保证。这留给我们的启发在于，共享债务人的信息，但这些信息不宜直接来自债务人。在近年的一些信用建设实践中，我们注意到，从业机构希望有关当事人自主申报自身信息并作出信用承诺，但事实证明，当事人所报信息的真实性和可信性存疑，征信效果并不理想。

¹ 苏宁，中国人民大学国际货币研究所顾问委员，中国人民银行原副行长

给企业和个人借款的放贷机构是债权人，债务人的准确债务信息为放贷机构（债权人）所掌控。若企业和个人只能在一家放贷机构或指定的放贷机构借款，则不存在债务人信息共享问题。征信是随着市场经济发展而发展的。在计划经济下，征信缺乏其存在的市场基础。随着我国金融业市场化改革的推进，企业和个人申请借款可以自主选择放贷机构，放贷机构也可以自主选择借款人，企业、个人和放贷机构均自主决策、自担风险、自负盈亏，并且一个企业和个人可以在多家放贷机构申请借款。这样，借款人和放贷人之间的借贷关系由过去没有选择，演变到双向选择和多项选择。而放贷机构之间，在借款人优劣的选择上，选优弃劣的内在动因使彼此之间存在着激烈的竞争关系，放贷人掌握的借款客户信息，几成放贷人的“命根子”。在这种情况下，一个放贷人要全面了解其借款客户的信息，并判断借款客户的偿债能力，靠自身所掌握的信息已经力不从心。这也为不良借款人在不同放贷机构之间套取贷款并逃废债务提供了可乘之机。这个问题在上个世纪90年代和本世纪初尤为突出。

现实表明，防控企业和个人借款人逃废银行等放贷人的债务，既不能靠借款人自身的承诺，也不能指望放贷人慎贷惜贷。甚至化解债务纠纷的法律诉讼也无济于事，赢了官司输了钱一度成为常态。于是社会上发出无可奈何的悲叹：银行不放贷是等死，放贷是找死！而与此同时，企业和个人贷款难的呼声却一浪高过一浪。资金供需双方的矛盾，不仅对经济运行产生不利影响，也给防通胀和防通缩的宏观调控带来巨大的压力和挑战。

在这种情况下，人们开始探索将放贷人之间的借款客户信息实施共享，并取得了巨大成功。在上个世纪90年代初，当时的中国人民银行深圳分行率先在深圳辖区试行企业贷款证制度。贷款证由人民银行深圳分行统一制发给申请贷款的企业，每一家银行给企业贷款时，必须在企业出示的贷款证上逐项登记，以便贷款银行了解企业过去在哪家银行贷过多少款，进而决定本行的贷款期限和规模。经过一两年的试验，企业和银行均能接受贷款证，效果不错。于是在1996年，中国人民银行总行调查统计部门对其予以总结肯定，并向全国推广。尽管如此，纸质贷款证作为实物证书，有其物理局限性，换证不便，信息多了检索分析不便。随着计算机技术的进步和互联网的兴起，人民银行调统部门逐步对各地的纸质贷款证进行内容充实和优化，特别是在技术上实现电子化，使之可以通过内联网进行共享和查询。这个贷款证的电子网络系统被命名为全国银行信贷登记咨询系统，并于2001年初顺利实现全国联网运行。限于当时的技术条件，全国银行信贷登记咨询系统包含地市级、省市级和全国级三级分布式数据库系统。

随着上世纪90年代后期我国个人消费信贷的兴起，人民银行根据中央精神，在企业借款信息共享的基础上，研究推行个人借款信息共享制度。为将企业和个人借款信息共享制度化、规范化和常态化，人民银行将企业和个人借款信息在放贷人之间共享的制度命名为征信制度。根据国务院的授权，人民银行在2003年10月根据新的“三定”方案将征信职能从调查统计部门分离出来，成立征信管理局，专司征信规划、征信法制和征信监管。2005年，中国人民银行征信中心成立，专司企业和个人征信系统的建设和运行维护。2006年，人民银行征信中心将银行信贷

登记咨询系统进行升级改造，基本建成全国集中统一的企业和个人征信系统。2013年国务院颁布实施《征信业管理条例》，将这个征信系统定位为国家设立的金融信用信息基础数据库。

回首往事，我国征信体系建设的历程，堪称在极端困难条件下为解决实际问题而不断探索、逐步抉择的过程。对于人民银行既管征信又办征信，曾有人质疑人民银行利用部门优势搞垄断，并主张我国应向美英等征信发达国家学习，征信服务市场应由几家有实力的民营机构来开展竞争。为正视视听，2005年，人民银行征信部门邀请国内相关政府部门和世界银行的征信专家组成联合调研小组，对国家相关部委以及北京市、甘肃省和浙江省的相关政府部门和金融机构进行调研。接受调研的个人、企业和金融机构普遍反映，通过信息共享来解决企业和个人逃废债的问题已刻不容缓；特别是银行等放贷机构认为，将各自的客户信息交给中央银行并在征信系统中共享，不存在信息安全风险，愿意积极配合；但如果把这些信息交给市场化的民营机构，在法治不健全的情况下，客户信息泄露和滥用在所难免，因此不予配合。实际上，当时也有个别部门曾拿出数亿元专项资金，试图支持自认有实力的民营机构开展征信与信用建设，结果不了了之。最后，调研小组得出的基本结论是，中国征信体系建设所选择的组织管理模式和发展路径，是符合中国实际的。

二、学习借鉴，明确主攻方向

借款人的信息种类繁多，征信系统中到底应该收集和共享什么样的信息，是征信系统建设起步时面临的一个重要课题，不同国家也作出了不同的选择。在国际上，有的征信系统既共享借款人的负面信息，也共享正面信息；有的只共享正面信息，禁止共享负面信息；有的只共享负面信息，禁止共享正面信息。有的国家由中央银行主导建立公共信贷登记机构，将达到一定金额标准的信贷信息集中登记并予以共享；而金额标准以下的信贷信息，则由私营征信机构进行采集和共享。有的国家同时存在几个公共信用登记系统，却没有一家私营征信机构；有的国家没有建立任何公共信用登记系统，而是由少数几家大型私营征信机构开展信息共享服务。有的国家只建立个人征信机构共享个人信息，有的国家则只建立企业征信机构共享企业信息。由此可见，虽然在放贷人之间共享借款人的债务信息已成为国际通行的做法，但怎样实现这种共享在国际上却并没有统一的范式。

我国征信系统建设充分借鉴了其他征信国家的经验教训，在共享的信息内容上，以市场需求为导向，以全面判断借款人的信用状况为导向，以有利于人力资源和信贷资源优化配置为导向，以有利于防控系统性金融风险为导向，以有利于促进金融服务实体经济为导向，依托人民银行征信中心兼具“政府+市场”的双重属性，在全国所有放贷机构之间实现了全量信贷信息集中统一共享。

实现全量信贷信息集中统一共享，在征信体系建设中具有重要的里程碑意义。根据世界银行介绍，在征信制度下，凡是没有被征信覆盖的领域，均容易出现骗子云集、欺诈横行。前几年，我国一些P2P平台曾把不接入征信系统作为营销的卖点，结果导致许多参与者上当受骗，血本无归，这从反面佐证了征信覆盖的重要性。

传统征信以信贷信息共享为主，由于信用交易的关联性，涉及的主体远远超出信贷活动本身，这就要求征信的信息共享必须从信贷领域逐步扩展到经济领域和社会领域。党的十八大以来，中央明确提出应加快建立健全覆盖全社会的征信体系，这个战略决策不仅符合科学原理，而且具有极强的现实针对性。因应时代潮流，征信体系建设的主攻方向不能一成不变，在不同的历史阶段应有不同的战略重点。征信体系建设初期的主攻方向是信贷信息全量共享，而在新时代，现代化征信体系的主攻方向则是尽快做到在信息数量、功能维度和服务对象等方面覆盖全社会。

三、兼容并蓄，协调各方攻关

征信体系建设涉及被征信者（企业和个人）、征信者、信息提供者、信息使用者、征信监管者等当事各方，涵盖业务规则、法制规范、技术保障、权益保护和监管实施等诸多环节，是一项牵涉众多方面的系统工程。人民银行履行征信职能以来，以开放的心态办征信，以协调的姿态调动各方积极性有序参与，以尊重规律和尊重各方的姿态精心组织、规划和推动。可以说，我国征信体系建设是集体智慧的结晶，是各方共同努力的共同成果。

人民银行在征信建设初期，积极组织银行机构联合攻关，起好步，开好头，发挥了至关重要的牵头作用。银行机构是我国主要的放贷机构，国有商业银行在其中居于主导地位。商业银行既是征信信息的主要提供者，也是征信信息的主要使用者。为保护放贷机构之间的公平竞争和维护征信当事方的正当权益，人民银行主张征信者即征信机构，应为独立于借贷双方之外的第三方机构，实施第三方征信。这一主张得到了放贷机构的一致认可。放贷机构同时还提出，在征信的初期发展阶段，由于监管法制和业务规制均处于探索中，征信者不宜由完全市场化的经营机构来担任，而是先由政府控制，待条件成熟后再逐步市场化。人民银行充分尊重放贷机构的合理建议，以监管者的身份，组建直属的事业法人单位人民银行征信中心，充当第三方征信者的角色，并按市场规则进行运行，得到银行等放贷机构的一致公认。因此，人民银行征信中心既是历史发展阶段的产物，也是市场选择的结果，体现了逻辑与现实的一致性。人民银行征信中心从2005年成立至今，已平稳运行15年，其作用和服务水平日益提升，体现了当时市场选择和人民银行决策的科学性与可行性。

人民银行在征信体系建设中一直注重加强与其他部门的密切合作。十多年前的中国，由于获得借贷支持的企业和个人占比还不高，这使得许多企业和个人在征信系统中，没有任何债务

信息记录。为提高征信系统的查得率，并解决企业和个人在首次申请贷款中的信息不对称问题，人民银行推动征信中心大力采集与信用相关的其他信息，不断提高征信的服务能力。人民银行为此先后与工商（现市场监管）、公安、教育、社保和税务等部门建立了良好的征信工作合作关系。同时，人民银行征信中心也为相关政府部门履职提供相关的征信服务，提高了政府部门的行政效率。

四、依法规范，加强信息保护

征信具有高度的敏感性、复杂性和专业性。个人征信信息事关个人隐私、财产权益甚至生命安全，企业征信信息事关企业的商业秘密和市场竞争力。因此，依法保护企业和个人作为征信信息主体的合法权益，防止企业和个人的信用信息被滥采滥用，切实保障征信信息安全，就构成征信监管的核心内容。

人民银行作为国务院征信业监督管理部门，在2013年《征信业管理条例》颁布前，做了大量监管探索工作。坚持规划和制度先行，坚持信息保护先行，坚持信息安全先行，坚持稳健可控的业务先行，坚持征信宣传教育先行，有效保障了征信系统建设和服务的稳步推进，牢固树立起了征信制度的公信力。这些征信实践，为国内市场所接受，与国际市场规则对接，为征信立法奠定了良好的市场基础和社会基础。2013年《征信业管理条例》颁布后，人民银行依法加强征信监管，妥善处理征信各方遇到的矛盾和问题，强化征信信息保护和信息安全管理，从严查处各类征信违法违规行为，为从根本上改善社会信用环境和营商环境奠定了坚实的制度保障。

随着我国社会主义市场经济的发展，征信服务应坚持市场化的发展方向。在人民银行征信中心提供基础征信服务的同时，应紧扣市场需求和最新科技发展，加强征信供给侧结构性改革，适时培育市场化征信机构，推出多元化的征信增值服务，加强征信数据分析和挖掘，将征信数据的效用最大化。特别是当前在大数据、人工智能和区块链等新技术下，如何处理好信息共享和信息保护这对矛盾，如何保护个人隐私和信息安全，如何保护企业的商业秘密和竞争力，如何在信息主导下保障公平竞争，都是征信管理部门和征信行业亟待解决的重大现实问题。在这些问题面前，我们和征信发达国家站在同一起跑线上，均面临探索和尝试的共同挑战。

总体看，我国征信体系建设已取得了突破性进展，但仍处于起步阶段。在新时代，征信业现代化将迎来巨大的发展空间。我国是一个人口大国，从征信覆盖的人口面和征信系统的数据量看，我国已是全球当之无愧的征信大国。可以预见，随着征信市场化、法治化和科技化的全面推进，随着覆盖全社会征信体系的日益完善，在不远的将来，我国将成为征信强国。

通货膨胀结构性分化与货币政策反应机制

张成思¹ 田涵晖²

【摘要】 本文将 2001-2019 年中国通货膨胀出现的结构性分化特征划分为核心-非核心和消费-非消费两个层次，并研究货币政策对具有分化特征的不同通胀指标的反应机制。价格型和数量型货币政策反应方程估计和模型竞争检验结果表明，对于消费领域内部的核心-非核心通胀率分化，货币政策仅对核心（非食品）消费品通胀率反应，对非核心（食品）类消费品通胀率不反应；对于消费类-非消费类通胀率之间的分化，价格型目标仅对消费类通胀率做出反应，数量型目标同时兼顾消费类和非消费类通胀率。

【关键词】 通货膨胀；结构性分化；中央银行；货币政策；CPI

一、引言

中央银行对通货膨胀的反应机制是宏观经济领域的重大问题，这一问题在通胀率上升时期尤其受到重视。从现实情况看，2019 年下半年以来，受食品价格上涨带动，我国消费者价格指数（CPI）通胀率（同比口径）不断攀升，从 2019 年 6 月的 2.7% 逐渐上行到 12 月的 4.5%，食品类 CPI 通胀率自身则在此期间内从 7.7% 上升至 15.5%。与此形成鲜明对比也特别引人关注的现象是另外两个衡量通胀率指标的反向变化：核心 CPI 通胀率从 2019 年 6 月的 1.6% 稳步下滑到 8-10 月的 1.5%，而 GDP 平减指数通胀率在 2019 年从第二季度的 1.72% 下降到第三季度的 1.63%（季度频率，经作者计算）。这些细致而又鲜明的反差开始引起各界对通货膨胀结构性分化的普通关注，也使其成为短期内社会热点问题。然而，本文对此问题的关注和研究并非基于社会热点，而是尝试从更长的周期来进行科学分析。事实上，从各个通胀指标的时序走势来看（在典型事实部分进行刻画），我国通货膨胀的结构性分化并非短期表现，而是近二十年以来的长期现象。在通货膨胀结构性分化的背景下，货币政策对不同通胀指标的反应机制则成为本文研究的着力点。

不少文献都注意到了我国不同通胀指标之间存在分化特征，视角包括消费价格指数（CPI）和生产价格指数（PPI）的分化（刘凤良等人，2017；侯成琪等人，2018；莫万贵等人，2019 等），食品类通胀率和核心通胀率的分化（张文朗和罗得恩，2010；苏棣芳和臧楠，2011；侯成琪和龚六堂，2013；吕建兴等人，2017），CPI 通胀率和 GDP 平减指数通胀率的分化（张成思，2011；苏乃芳等人，2017）等。本文在已有文献基础上，将我国近二十年来通货膨胀的结构性

¹ 张成思，中国人民大学国际货币研究所学术委员，中国人民大学财政金融学院教授，中国财政金融政策研究中心研究员

² 田涵晖，中国人民大学财政金融学院博士研究生

分化特征划分为两个层次：第一个层次是消费领域内部核心成分与非核心成分的分化，表现为总体CPI和核心CPI通胀率，以及食品类和非食品类通胀率走势的明显反差；第二个层次是消费领域和非消费领域之间的分化，表现为CPI通胀率和非消费类通胀率近年来的走势背离和早年间的水平差异。

在通胀指标长期分化的背景下，货币政策如何兼顾走势和水平出现分化的各类商品价格就成为值得深入研究的重要问题。已有文献关于央行对第一个层次的结构分化（核心通胀率和非核心通胀率，或者核心通胀率和总体通胀率）的反应问题讨论较多，早期文献强调核心类与非核心类商品在价格调整频率，即价格粘性方面的差异，非核心类商品价格粘性较低，而核心类商品价格粘性较高，进而提出央行应当盯住核心通胀率。如 Aoki（2001）认为最优货币政策应当仅考虑粘性价格部门的通胀率，且平抑核心通胀率与平抑总产出缺口是等价的。Mankiw 和 Reis（2003）强调央行应该盯住某个“稳定价格指数”而非总体 CPI 通胀率来实现经济稳定的目标，具有名义刚性的部门应在指数中赋予更大权重。

此后，部分文献从其他角度也得到了相似的结论。例如，Dhawan 和 Jeske（2007）建立了一个区分能源商品和耐用品的动态随机一般均衡模型，模型模拟结果表明，比起盯住总体通胀率，盯住核心通胀率的泰勒规则更能平抑能源价格上涨对产出的冲击。Bodenstein 等人（2008）则考虑了对能源冲击做出反应的货币政策，发现对负面能源供给冲击进行反应的最优货币政策会造成总体通胀率和核心通胀率的持久性上升。此外，他们还指出对核心通胀率预测值做出反应的政策比对总体通胀率预测值反应的政策在平抑核心通胀率和产出波动方面表现更好。

与此同时，也有学者指出，在一定条件下央行不应当完全忽视总体通胀率中的非核心成分。Cecchetti（2006）指出当总体通胀率和核心通胀率走势发生背离时，仅关注核心通胀率的货币政策无法平抑整体价格水平。Mishkin（2007）则认为央行应该同时关注总体通胀率和核心通胀率，当总体通胀率的持久性超出预期时，完全盯住核心通胀率的货币政策可能会进一步助推总体通胀率上升。还有一些研究对这一问题持相对中立的态度，侯成琪和龚六堂（2013）建立了一个多部门新凯恩斯模型来考虑食品部门在需求价格弹性、价格粘性和供给冲击等方面的异质性，并认为在最小化福利损失的意义上，货币政策不应完全忽视食品价格变化，但也不宜过度反应。

近年来，越来越多的研究指出了食品类通胀率在发展中国家地位的特殊性，认为央行应当对食品类通胀率做出反应。如 Walsh（2011）指出，与发达国家不同，食品在发展中国家的消费篮子中占比较高；发展中国家食品类通胀率的均值在中长期中持续高于非食品类通胀率；此外，食品类通胀率对非食品类通胀率的溢出效应也更为显著。在以上条件下，总体通胀率是比核心通胀率更合适的货币政策目标，仅盯住核心通胀率的货币政策会造成推高通胀预期和货币政策响应滞后等后果。Anand 等人（2015）的模型强调了发展中国家的金融市场的不完备性，并指出当消费者受到信贷约束时，仅关注核心通胀率的货币政策会降低经济的福利水平。Catão 和 Chang（2015）则考虑了世界食品价格波动对食品进口国的影响，他们认为在世界食品价格波动

性较高的情况下，食品净进口的小型开放经济中的央行应该盯住总体通胀率而不是核心通胀率。

关于第二个层次的结构性分化（CPI通胀率和非消费类通胀率）的研究，文献多集中于货币政策对CPI通胀率与某一类特定的非消费类商品价格的反应机制上，将非消费类通胀率作为一个整体来考察的文献相对较少。张成思（2011）的实证分析表明我国自1979年以来的货币政策仅关注CPI通胀率，对GDP平减指数通胀率（消费类和非消费类通胀率的加总）缺乏关注，造成后者波动性的上升，同时强调央行有必要将广义价格指数纳入决策集当中。郭娜和翟光宇（2011）认为中国的货币政策将房地产价格纳入了考虑；贾俊雪等人（2014）则对这一问题给出了否定的答案。侯成琪等人（2018）建立了一个两阶段生产DSGE模型讨论上游工业品和下游消费品价格分化的问题，并指出除非产出稳定对中央银行的重要性远高于通胀稳定，否则货币政策就应该同时关注工业品和消费品价格。

需要说明的是，本文研究视角与另一个和通胀指标分化现象密切相关的概念——结构性通货膨胀（structural inflation）既有联系又有区别。结构性通胀强调经济中不同部门间发展不协调造成某一部分价格相对上升，进而带动整体价格水平上升的现象。关于结构性通胀的研究大多从两个角度出发，其一是以Balassa（1964）、Samuelson（1964）和Baumol（1967）为代表的巴拉萨-萨缪尔森效应，即贸易品部门生产率提高，工资上涨带动非贸易品部门工资上涨快于其生产率提高速度，造成非贸易品部门价格上升，进而引起通货膨胀的现象。国内从这一角度开展的研究包括龙少波和陈璋（2013）、伍戈和曹红钢（2014）以及莫万贵等人（2019）等。另一个角度以Streeten（1962）为代表，其观点是发展中国家农业部门供给无弹性导致城市化背景下粮食供给不足，造成食品价格上涨进而引起通货膨胀。遵循这一逻辑的研究包括吴军和田娟（2008）、沈悦和申建文（2012）等。还有的文献如李斌（2010）、伍戈和李斌（2013）同时考虑了前述两个角度。

本文的研究内容与结构性通胀多有交集，我们所划分的通胀指标分化的两个层次构成了结构性通胀理论的重要实证证据。不过，“结构性通胀”这一概念强调的是导致通货膨胀的结构性因素（部门发展不协调），而并非通胀（或通胀指标分化）本身。如果研究货币政策对“结构性通胀”的反应机制，则更适合研究货币政策是如何在解决部门间发展不协调的问题中发挥作用的。然而，本文的关注点在于货币政策如何对走势分化的通胀指标本身做出反应。所以，本文的研究视角是货币政策对“通胀的结构性分化”而非“结构性通胀”的反应机制。

现有文献对中国通胀结构性分化和货币政策的讨论主要集中于理论模型构建层面，即央行在通胀指标分化背景下的最优货币政策是什么。然而，很少有研究从实证角度讨论在现实中货币政策是如何对各种走势分化的通胀率做出反应的。本文希望填补这方面研究的不足。为此，我们首先细致刻画通货膨胀在不同层次的典型分化特征，然后设立货币政策反应方程，估计货币政策指标对核心-非核心以及消费-非消费两个层次的通胀分化的反应机制。为了厘清不同通胀度量之间相互联系对反应方程估计系数的影响，我们进一步采用 Davidson 和 MacKinnon（1981）

非嵌套模型 J 检验进行不同通胀度量指标之间的“竞争”检验，用以确定央行究竟对何者做出反应。实证结果表明，对于消费领域内部的核心-非核心通胀率分化，货币政策仅对核心（非食品）消费品通胀率反应，对非核心（食品）类消费品通胀率不反应；对于消费类-非消费类通胀率之间的分化，价格型目标仅对消费类通胀率做出反应，数量型目标同时兼顾消费类和非消费类通胀率。

二、通货膨胀结构性分化的典型事实

按照前文的说明，我们通过通货膨胀结构性分化的两个层次所对应的三个对照组指标来刻画 2001-2019 年中国通货膨胀的结构性特征。第一组是总体 CPI 通胀率和核心 CPI 通胀率（CCPI）的对比。根据标准定义，总体 CPI 通胀率是指基于 CPI 一篮子商品价格计算的通胀率，是最常被公布和报道的通胀指标，因此文献又常称之为标题通胀率（headline inflation）。本文中所使用的“核心通胀率”或“核心 CPI 通胀率”指的是从 CPI 一篮子商品中去除食品和能源类商品后计算的通胀率，二者分别反映了消费领域总体通胀水平以及持久性较高、较为稳定的消费品通胀水平。

第二组是食品类 CPI 通胀率（FCPI）和非食品类 CPI 通胀率（NFCPI）的对比，二者分别刻画总体 CPI 中的“非核心”和“核心”成分。注意，如果沿用第一组对比的逻辑，似乎应当对比核心 CPI 通胀率和“非核心”CPI 通胀率（只包括食品和能源）。这里选取食品和非食品通胀率进行对比主要基于两点原因：第一是数据的可获得性问题，我国官方并不公布“非核心”CPI 的数据，也无法通过相关数据进行推算；第二是食品在我国居民消费中具有特殊地位。而且，自最近一次（2016 年）CPI 构成修订以来，食品烟酒类在我国 CPI 篮子中的占比为 30%。作为对比，美国 CPI 篮子中食品和饮料类占比仅为 15.5%，约为中国的一半¹。对发展中国家通胀目标问题进行讨论的文献也大多强调食品和非食品的区分（如 Walsh, 2011；Anand 等人 2015；Catão 和 Chang, 2015）。而且，接下来的对比结果也显示，非食品通胀率和核心 CPI 通胀率的比较可以较好地刻画消费领域通货膨胀的结构性特征。

第三组是 CPI 通胀率（CPI）和非消费类通胀率（NCPI）的对比，二者分别反映了消费品和非消费品的价格演进路径。根据定义，CPI 通胀率考察的是消费品价格变动，而非消费类通胀率反映的是资产价格、政府支出价格和商品出口价格等非消费价格变动。虽然我国官方并不直接公布“非消费”价格指数，但可通过 CPI 通胀率和 GDP 平减指数通胀率来推算：

$$\pi^{DEF} = \omega^{CPI} \pi^{CPI} + \omega^{NCPI} \pi^{NCPI}$$

其中 π^{DEF} 指 GDP 平减指数通胀率， ω^{CPI} 和 ω^{NCPI} 分别为居民消费和居民消费以外的部分在 GDP 中占比；通过国家统计局公布的名义和真实 GDP 季度数据可以计算 GDP 平减指数，进而计算

¹ 中国 CPI 权重数据由作者通过约束最小二乘法估计得到（2016 年 1 月-2019 年 8 月），美国 CPI 权重数据来源于美国劳工部。

GDP 平减指数通胀率。国家统计局还公布 GDP 组成结构的年度数据，假设每年内消费与非消费在 GDP 中的占比恒定，就可以利用以上关系推算出各季度的非消费类通胀率。

根据数据可获性，总体 CPI 通胀率、核心 CPI 通胀率、食品通胀率和非食品通胀率为月度数据，其中总体 CPI 通胀率、食品和非食品通胀率的样本区间为 2001 年 1 月至 2019 年 8 月，核心 CPI 通胀率的样本区间为 2006 年 1 月至 2019 年 8 月。非消费类通胀率为季度数据，样本区间为 2001 年第一季度至 2019 年第二季度。非消费类通胀率通过上述方法推算得到，其他数据来自国家统计局。

表 1 报告了上述各通胀度量指标的描述性统计和单位根检验结果。除核心 CPI 通胀率外，其他序列均在 10% 显著性水平下拒绝存在单位根的原假设。虽然核心 CPI 通胀率序列 ADF 检验的 p 值为 0.132，但是如果排除 2008-2010 年物价大幅波动时期，则能在 5% 的显著性水平下拒绝存在单位根的原假设。考虑到 ADF 检验的弱功效特征，可以认为各通胀指标序列为平稳序列。

表 1 通胀变量描述性统计及单位根检验

通胀指标	样本区间	样本量	均值	最大值	最小值	标准差	ADF
CPI	2001M1-2019M8	224	2.31	8.70	-1.80	1.99	0.059
CCPI	2006M1-2019M8	164	1.29	2.50	-1.60	0.86	0.132
FCPI	2001M1-2019M8	224	4.79	23.3	-4.40	5.22	0.094
NFCPI	2001M1-2019M8	224	1.14	3.00	-2.10	1.03	0.041
NCPI	2001Q1-2019Q2	74	4.36	11.44	-1.41	3.54	0.079

说明：ADF 检验报告的是 MacKinnon (1996) 单侧 p 值，原假设为序列含有一个单位根；滞后阶数根据 SIC 准则选取；对于 NCPI 序列，最大滞后阶数为 4，其余序列最大滞后阶数均为 12。

观察表 1 可以看到，总体 CPI 通胀率的水平值和波动性均显著高于核心 CPI 通胀率；类似地，食品类 CPI 通胀率的均值和标准差同样显著高于非食品类通胀率。非消费类通胀率的平均水平和波动性均比 CPI 通胀率高出近一倍。序列的描述性统计结果初步暗示出，2001 年以来我国通货膨胀的结构特征是总体 CPI 通胀率和核心 CPI 通胀率、食品通胀率和非食品通胀率、以及消费类和非消费类通胀率对应统计指标的水平值存在较大差异。

图 1 对比了 2006 年以来总体 CPI 通胀率和核心 CPI 通胀率的走势，可以进一步显示出通胀指标之间的趋势性分化特征。从图 1 可以看到，总体与核心通胀率指标的演进特征表现出明显的分化：在全部 164 个观测值中，二者较前一期变化方向相反的观测值数目为 89 个，比例为 54%。总体来看，核心 CPI 通胀率的波动远低于总体 CPI 通胀率，水平值也明显低于总体 CPI 通胀率。上述特征在物价大幅上涨时期表现得尤为明显，典型代表时期是 2007-2008 年和 2010-2011 年。在这两个时期，总体 CPI 通胀率持续上升，最高分别升至 8.7% 和 6.5%。然而，在这两个分界点之前的时期核心 CPI 通胀率走势相当平稳，未见明显上升；在分界点之后虽然核心 CPI 通胀率也表现出一定程度的上行，但峰值仅为 2.5%，远低于总体 CPI 通胀率的峰值（6.5%）。在物价平稳时期（如 2013-2019 年），虽然总体 CPI 通胀率和核心 CPI 通胀率在水平值上较为接近，但仍出现变动方向上的分化（如 2013、2017 年等）。上述图示对比暗示出，我国近二十年来核心 CPI 与

CPI 中的非核心因素走势发生了分化，且 CPI 通胀率主要是由核心 CPI 以外的因素驱动的，具有明显的结构性特征。

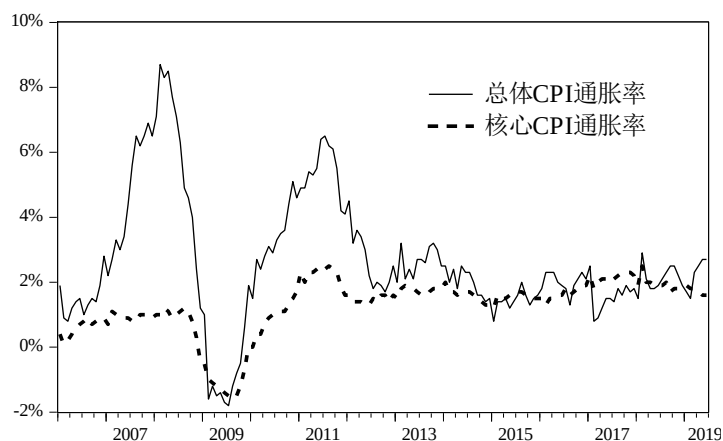


图1 总体CPI通胀率和核心CPI通胀率序列

说明：原始数据来源于国家统计局，样本区间为2006年1月-2019年8月。

图2中食品通胀率和非食品通胀率的对比所表现出的走势差异更为明显。在全部224个观测值中，食品与非食品通胀率较前一期变化方向相反的观测值占到一半（112个）。食品价格几乎完全主导了价格水平的上涨和波动。近二十年来的三次物价大幅波动（2003-2005年、2006-2009年和2019-2012年）全部是由食品价格的震荡带动的，而同一时期内非食品类商品的价格则保持平稳或小幅波动。例如，食品通胀率从2006年7月的0.6%上升至2007年2月的23.3%，又在接下来的一年中从峰值跌落至-1.9%，波动幅度达25.2%；而在同一时期非食品通胀率的波动幅度仅有3.3%，且一直低于食品通胀率。事实上，非食品通胀率除个别时期（如2001-2002年、2017-2018年）接近或高于食品通胀率外，在绝大多数时期均低于后者，且在1%附近小幅波动。

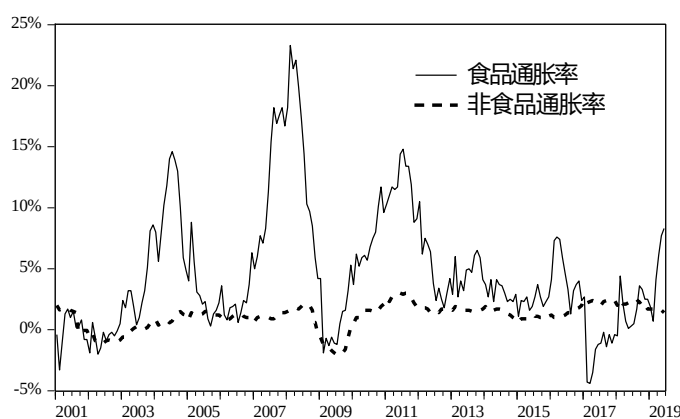


图2 食品通胀率和非食品通胀率序列

说明：原始数据来源于国家统计局，样本区间为2001年1月-2019年8月。

另外，结合图1和图2还可以看出，仅从CPI篮子中去除食品类商品得到的非食品通胀率走势已经较为平稳，与去除食品和能源得到的核心CPI通胀率走势相当接近。食品和非食品通胀率的对比进一步突出了近二十年来我国非核心类（或食品）通胀率在均值和波动性上均高于核心

类（或非食品）通胀率，非核心类（食品）通胀主导总体 CPI 通胀走势的结构性特征。

正如 Walsh（2011）所指出的，我国食品通胀率和非食品通胀率的对比符合发展中国家的一贯特征，即食品类通胀率不仅具有更高的波动性，而且其均值在中长期中也持续高于非食品类通胀率。上述特征对于发达国家则并不成立，以发达国家中具有代表性的美国为例，图 3 对比了 1958 年 1 月至 2019 年 8 月美国食品和非食品通胀率以及核心和非核心 CPI 通胀率（原始数据来源于美国劳工部）。食品通胀率在整个样本期间均未出现持续高于非食品通胀率的特征，甚至近 40 年来波动性也低于后者。这说明美国的情况与中国不同，非食品通胀率不适合代表美国的核心通胀率。即使对比美国官方公布的核心 CPI 与非核心 CPI 通胀率，也未出现非核心 CPI 通胀率在均值上长期高于核心 CPI 通胀率的情形。以上对比说明我国消费领域通货膨胀的结构性分化是我国经济发展过程中的阶段性特征，这种特征并非普遍规律。

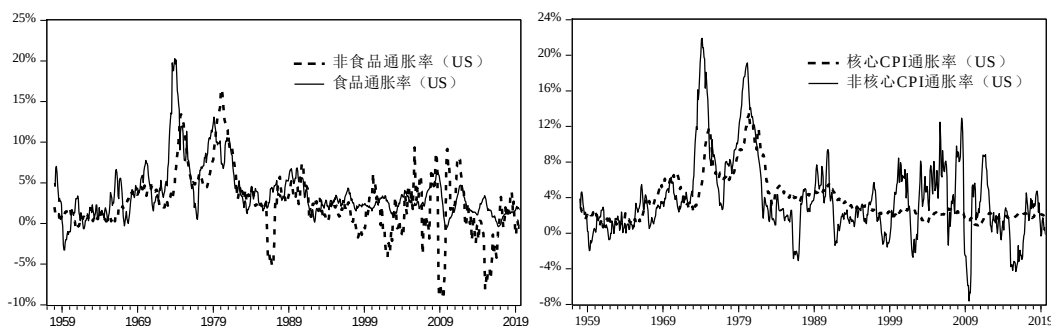


图 3 美国食品与非食品，核心与非核心通胀率对比

说明：原始数据来源于美国劳工部，样本区间为 1958 年 1 月-2019 年 8 月。

通货膨胀结构性分化的第二个层次在于消费领域和非消费领域通胀走势的差异。图 4 刻画了 CPI 和 NCPI 通胀率序列在 2001-2019 年期间的走势对比，可以看出，在 2013 年以前，虽然 NCPI 通胀率与 CPI 通胀率的运动方向基本一致，但前者在水平值上一直高于后者，这种水平上的持续差异在其他国家并不多见（张成思，2011）。在此之后，二者的运动方向出现了明显的区别：CPI 通胀率趋于平稳，在 2% 附近小幅震荡，而 NCPI 通胀率虽然也有所平抑，但仍存在显著波动。例如，2015 年第四季度至 2017 年第一季度，非消费类通胀率在一年内经历了从 -0.9% 到 7.1% 的快速上涨，然而同一时期的消费类通胀率却发生了 0.7% 的下降；在接下来的两年内，非消费类通胀率逐步回落至 0.9%，而消费类通胀率却从 0.9% 上升至 2.3%。无论是早期二者在水平值上的持续分化，还是近期在走势上的背离，均反映出我国消费领域与非消费领域通胀率也出现明显的结构性分化特征。

归纳来看，我国最近二十年来的通货膨胀走势表现出了两个层次的结构性特征。第一个层次是消费领域内部的结构性分化，具体为核心类（或非食品）通胀与非核心类（或食品）通胀走势迥异，非核心类（食品）通胀主导总体通胀路径，波动性和均值均高于核心类（非食品）通胀率；第二个层次是消费领域和非消费领域通胀的结构性差异，具体表现为早期非消费类通

胀率水平持续高于 CPI 通胀率，而近 5 年来二者出现了走势上的明显分化。在此基础上，我们接下来研究货币政策对出现结构性分化的各类通胀指标如何反应。

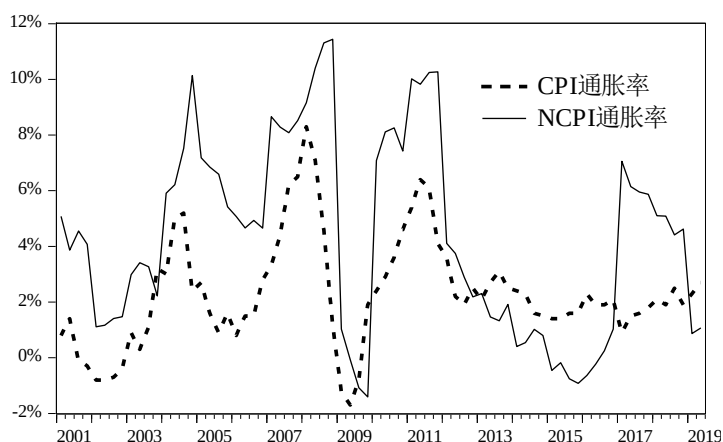


图 4 消费类通胀率和非消费类通胀率序列

说明：原始数据来源于国家统计局，经作者计算，样本区间为 2001 年 1 季度-2019 年 2 季度。

三、货币政策反应方程估计

为确定适当的模型设定形式，我们首先回顾近年来文献中关于货币政策规则的探讨，进而结合我国实际和研究目标确定计量模型形式。Taylor（1993）为考察央行的货币政策提出了一个简洁而有效的框架，运用货币政策操作目标（如短期名义利率）对通胀率和真实产出缺口做出反应，即 Taylor 规则。来自各国的经验证据表明，Taylor 规则及其变式能够较好刻画中央银行的货币政策反应机制。对于我国货币政策反应机制的研究，无论是早期的文献（谢平和罗雄，2002；陆军和钟丹，2003；张屹山和张代强，2007）还是近年来的研究（张成思和党超，2016，2017）均采用了 Taylor 规则的框架。因此，本文的分析也基于已有研究的共识，即基于 Taylor 规则的框架设立货币政策反应方程。

关于 Taylor 规则中政策变量对哪个时期的通胀和产出变量做出反应，文献的设定并不一致，主流的两种设定分别是对当期变量反应（当期型规则）和对预期变量反应（前瞻型规则），两种设定在理论和实证中均有其支持者。当期型 Taylor 规则的一般形式为：

$$MP_t = c + \rho MP_{t-1} + \beta \pi_t + \gamma y_t + u_t \quad (1)$$

其中 MP_t 表示货币政策中间目标， π_t 和 y_t 分别表示当期通胀率和产出变量， u_t 表示货币政策冲击。支持当期型规则的理论文献包括如 Levin, Wieland 和 Williams（1999）、Woodford（2000）和 Williams（2003）等。除了 Taylor（1993）外，Taylor（1999）、Orphanides（2001）以及谢平和罗雄（2002）等文献都在经验分析环节完全或部分地采用了当期型规则的设定。

前瞻型 Taylor 规则的理论代表文献是 Clarida 等人（2000）。Clarida 等人（1998）、Boivin（2006）以及 Kim 和 Nelson（2006）等文献在应用分析中也使用了前瞻型规则的设定。前瞻型规则假设

货币政策盯住预期经济变量，特别是通胀预期¹，其形式为：

$$MP_t = c + \rho MP_{t-1} + \beta E_t[\pi_{t+1}] + \gamma y_t + u_t \quad (2)$$

$E_t[\pi_{t+1}]$ 表示经济主体利用第 t 期信息集对 $t+1$ 期通胀率做出的预期。从计量模型设定中的噪音信息角度看，通胀预期比较理想的测度方式是基于调研的公众或专家预期（张成思和党超，2016）。然而，调研预期仅对总体 CPI 通胀率可用，本文关注的 CPI 子成分通胀率和非消费类通胀率没有可用的调研预期。因此，本文使用理性预期形式（由此带来的复合噪音信息对模型估计的方差-协方差矩阵的影响可以通过相应的修正估计方法处理），理性预期假设经济主体能够对未来经济变量做出无偏的预期，即：

$$E_t[\pi_{t+1}] = \pi_{t+1} - v_{t+1} \quad (3)$$

v_{t+1} 表示白噪音预测误差。如果采用理性预期形式，（2）式就可进一步写为：

$$MP_t = c + \rho MP_{t-1} + \beta \pi_{t+1} + \gamma y_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

其中复合扰动项 $\varepsilon_t = u_t - v_{t+1}$ ，包含货币政策冲击和预测误差。当然，考虑到当期型规则和前瞻型规则均有理论文献支持，在实证研究中也各有应用。本文同时考虑两种设定，即（1）式和（4）式。两种设定中均包含了货币政策变量的滞后项 MP_{t-1} 用以考虑政策的平滑性特征。

对于方程左手侧的货币政策变量，基于发达市场国家的研究多采用短期利率。然而，近年来不少研究表明（如 Xiong, 2012 和 Sun, 2015 等），我国货币政策具有量价并存的特征，单纯使用价格型变量（如同业拆借利率、质押式回购利率）或数量型变量（如 M2 增长率、基础货币增长率等）均无法完全刻画我国货币政策立场。因此，本文同时考虑价格型变量和数量型变量两种形式。价格型货币政策变量对应于短期名义利率，用中国银行间同业拆借利率（CHIBOR）来衡量。在 CHIBOR 期限的选择上，一方面，近年来同业拆借市场上隔夜交易占据主导地位，例如 2019 年多数时期隔夜交易占拆借交易总量 90% 以上（根据 WIND 资讯数据库计算）；另一方面，央行的短期公开市场操作（如逆回购）的期限多为 7 天或 14 天，为了全面考虑货币政策对短期利率的影响，我们选用同业拆借全期限加权利率代表短期名义利率，这一做法与近期的研究如张成思和党超（2016，2017）一致。考虑到何种利率更适合作为我国价格型货币政策的中介目标仍存在争议，我们还采用 7 天上海银行间拆借利率（SHIBOR7D）和 7 天银行间质押式回购利率（R007）作为短期利率变量进行稳健性检验，结果没有本质变化（限于篇幅结果未报告）。以上利率数据均来自 WIND 资讯。

另外，考虑数量型货币政策变量一般采用广义货币供应量（M2）同比增长率（如 Chen 等人，2016；Klingelhöfer 和 Sun, 2018），但是表 2 的平稳性检验的结果显示 M2 增长率在样本区间内含有一个单位根的原假设不能被拒绝，说明 M2 增长率序列存在趋势性成分，需要采用去除

¹ 基于通胀和产出双预期的一个实证研究可参见张成思和党超（2017）。本文关注的是货币政策对各类通胀指标的反应机制，故只考虑通胀预期。

趋势方法获得非平稳序列的周期性成分。由于样本区间内的未知断点检验显示（本文第四部分的第2小节）货币政策反应机制存在结构性变化，而且断点出现的位置多变，因此不适宜采用简单的线性周期性成分方法（如差分）获得 M2 增长率的平稳性成分。而 HP 滤波方法（Hodrick and Prescott, 1997）是把波动周期看成是指标变量对某一缓慢路径的偏离，该路径在样本期间非线性单调增长，通过状态空间模型分离出低频趋势成分，从而获得相应的平稳性周期成分。因此，HP 滤波方法本质上是使用非线性方法获得对应序列的周期性成分，适用于含有结构断点的非平稳时序变量的周期性成分估计。为此，本文采用 HP 滤波方法获得 M2 增长率序列的平稳性成分作为数量型货币政策变量，为叙述简便在后续经验分析中仍简称 M2 增长率。M2 原始月度数据来源于中国人民银行，回归分析中使用的季度频率数据使用季末对应月份数据。

同时，本文选取真实产出缺口作为产出变量 y_t ，与标准的新凯恩斯主义货币政策分析框架（Woodford, 2003）以及领域内经典文献的做法一致（如 Taylor, 1993; Clarida 等人, 2000）。真实产出缺口通过 HP 滤波估计出真实 GDP 序列对应的周期性成分得到，表 2 的平稳性检验结果也确认真实产出缺口变量为平稳序列。GDP 原始季度数据为名义序列（来源于 WIND 资讯），作者根据国家统计局公布的真实 GDP 季度同比增长率折算获得真实 GDP 序列。

表 2 产出和货币政策变量平稳性检验

变量	ADF	PP
CHIBOR	0.095	0.002
M2 增长率	0.257	0.405
去趋势 M2 增长率	0.001	0.013
真实产出缺口	0.062	0.031

说明：样本区间为 2001 年 1 季度至 2019 年 2 季度。ADF 检验和 PP 检验报告的是 MacKinnon (1996) 单侧 p 值，原假设为序列含有一个单位根，ADF 检验的滞后阶数根据 SIC 准则选取，最大滞后阶数设定为 4。

在估计方法方面，方程（1）的扰动项 u_t （货币政策冲击）可能与当期通胀和产出变量相关；方程（4）中除了 u_t 与 $t+1$ 期通胀率， t 期产出变量可能相关外，预测误差 v_{t+1} 也可能与 $t+1$ 期通胀率相关。因此，两个方程均可能存在内生性问题。对于每个回归等式，我们先进行 Durbin-Wu-Hausman (DWH) 内生性检验（原假设为所有自变量均为外生）。对于存在内生性的方程采用广义矩（GMM）估计，工具变量集包括价格型和数量型政策变量、方程对应的具有结构性分化特征的两种通胀变量（三种组合：CCPI 和 CPI、FCPI 和 NFCPI、CPI 和 NCPI）以及真实产出缺口的 1 至 4 阶滞后项，并对工具变量进行 Hansen (1982) 过度识别 J 检验（原假设为工具变量均为外生）；对于不存在内生性的方程则采用普通最小二乘法（OLS）估计。我们还报告了扰动项序列自相关检验结果（原假设为残差项无序列相关性），该检验对于 OLS 估计指 Breusch-Godfrey 序列相关 F 检验，对于 GMM 估计指 Godfrey (1994) 工具变量序列相关性检验。

基于典型事实部分的分析，我们分别考察货币政策对三组通胀指标的反应机制，即总体 CPI 和核心 CPI 通胀率、食品类 CPI 和非食品类 CPI 通胀率、CPI 和 NCPI 通胀率。前两组用于刻画

央行对消费领域内部通胀结构性分化的反应，第三组用于刻画央行对消费领域和非消费领域通胀结构性特征的反应。食品和非食品通胀率、CPI 和 NCPI 通胀率的样本区间为 2001 年第 1 季度至 2019 年第 2 季度；受限于数据可获得性，总体 CPI 与核心 CPI 通胀率对比的样本区间为 2006 年第 1 季度至 2019 年第 2 季度，表 3 至表 5 分别报告了三组对比估计结果。限于篇幅，此处只给出前瞻型规则对应的结果，当期型规则的估计结果与前瞻型规则没有本质区别。

诊断检验结果显示，回归方程大部分存在内生性，对于存在内生性的方程，J 统计量绝大多数不能拒绝工具变量均为外生的原假设。各种设定下残差均不存在序列相关性。在所有设定下，货币政策变量滞后项的系数均在 1% 的水平下显著，说明我国央行的货币政策反应具有显著的平滑性，其中数量型规则的平滑性（0.7 至 0.8）高于价格型规则（0.3 至 0.5）。货币政策对产出缺口的反应方向大多数符合理论预测（价格型规则为正、数量型规则为负）且显著，而方向不符合理论预测的估计系数大多不显著，表明我国货币政策对产出的反应具有逆周期性。

表 3 报告了货币政策对总体与核心 CPI 通胀率的反应机制估计结果。价格型规则中通胀反应系数的符号均为正值，数量型规则均为负值，呈现出明显的逆周期调节特点。对核心 CPI 通胀率的反应系数均在至少 10% 的水平下显著，除设定（3）外，对总体 CPI 通胀率的反应系数也均显著，说明央行对核心 CPI 通胀率做出显著反应，从而对总体 CPI 通胀率也反应。进一步比较反应系数大小，不难发现货币政策对核心 CPI 通胀率的反应程度（反应系数绝对值）均大于总体 CPI 通胀率，这暗示出货币政策对消费品中非核心成分的反应程度低于核心成分。

表 4 中货币政策对食品类 CPI 通胀率-非食品类 CPI 通胀率反应机制的估计结果进一步明确了表 3 结果体现出的特点。尽管除设定（1）外，货币政策对食品类和非食品通胀率均做出显著逆周期反应，但对非食品类通胀率的反应程度为食品类通胀率的数倍。这说明就消费领域而言，央行对较为平稳的核心（非食品类）通胀率的关注程度远高于波动性大且水平较高的非核心（食品类）通胀率。

表 5 报告的是货币政策对消费类通胀率-非消费类通胀率的反应机制估计结果。价格型规则和数量型规则的结果具有一定差异：价格型规则的设定下，CHIBOR 对消费类通胀率显著反应，非消费类通胀率反应系数很小且不显著；数量型规则的设定下，M2 增长率对二者均显著反应，但对消费类通胀率的反应程度更大。这一结果初步显示央行对消费品价格的关注程度更高，但不能确定是否关注非消费品价格。

表 3 货币政策反应方程估计（总体 CPI 通胀率与核心 CPI 通胀率）

	CHIBOR		M2增长率	
	CPI (1)	CCPI (2)	CPI (3)	CCPI (4)
ρ	0.512*** (0.059)	0.279*** (0.054)	0.747*** (0.121)	0.720*** (0.116)
β	0.379*** (0.090)	0.598*** (0.105)	-0.371 (0.227)	-0.745* (0.421)
γ	-0.698** (0.297)	0.085 (0.100)	-0.155 (0.761)	-0.641* (0.364)
c	0.474** (0.235)	1.278*** (0.125)	1.033 (0.624)	1.031 (0.699)
DWH	0.000	0.069	0.123	0.138
Hansen-J	0.784	0.588	-	-
p-auto	0.263	0.159	0.475	0.880
R^2	0.220	0.382	0.695	0.719

说明：括号内报告的是异方差自相关（HAC）稳健标准误。DWH指 Durbin-Wu-Hausman 内生性检验的 p 值（原假设为方程无内生性）。Hansen-J 指 Hansen（1982）过度识别 J 检验的 p 值（原假设为工具变量均为外生）。存在内生性的方程采用 GMM 估计，不存在内生性的方程采用 OLS 估计。p-auto 对于 OLS 估计指 Breusch-Godfrey 序列相关 F 统计量对应的 p 值，对于 GMM 估计指 Godfrey（1994）工具变量序列相关性检验的 p 值（原假设为残差项无序列相关性）。*、**、*** 分别表示统计量在 10%、5% 和 1% 的显著性水平下显著。

表 4 货币政策反应方程估计（食品类 CPI 通胀率与非食品类 CPI 通胀率）

	CHIBOR		M2增长率	
	FCPI (1)	NFCPI (2)	FCPI (3)	NFCPI (4)
ρ	0.481*** (0.064)	0.362*** (0.053)	0.799*** (0.033)	0.736*** (0.033)
β	0.019 (0.014)	0.306*** (0.051)	-0.143*** (0.030)	-0.980*** (0.208)
γ	0.297** (0.133)	0.313*** (0.069)	-0.175 (0.160)	-0.229** (0.115)
c	1.332*** (0.316)	1.397*** (0.137)	0.748*** (0.245)	1.144*** (0.396)
DWH	0.000	0.000	0.000	0.001
Hansen-J	0.307	0.180	0.093	0.475
p-auto	0.315	0.103	0.123	0.238
R^2	0.355	0.445	0.645	0.694

说明：同表 3。

表 5 货币政策反应方程估计（消费类通胀率与非消费类通胀率）

	CHIBOR		M2增长率	
	CPI (1)	NCPI (2)	CPI (3)	NCPI (4)
ρ	0.495*** (0.047)	0.489*** (0.059)	0.783*** (0.034)	0.744*** (0.086)
β	0.103*** (0.026)	0.001 (0.015)	-0.533*** (0.097)	-0.221*** (0.056)
γ	0.168*** (0.037)	0.268*** (0.097)	-0.073 (0.136)	-0.255* (0.152)
c	1.120*** (0.168)	1.405*** (0.297)	1.334*** (0.312)	0.950*** (0.311)
DWH	0.014	0.000	0.000	0.197
Hansen-J	0.463	0.358	0.285	-
p-auto	0.176	0.153	0.113	0.585
R^2	0.380	0.368	0.676	0.723

说明：同表 3。

总体来看，货币政策反应方程的估计结果能够反映出央行对各种走势分化的通胀指标存在异质性的反应。然而，对于核心与总体 CPI 以及食品类与非食品类 CPI 的对比，反应系数的差异主要体现在大小而非显著性上，对于消费类-非消费类通胀率而言，价格型和数量型的反应结果反差较大。同时，通胀指标之间的相关性也使得仅通过简单比较各方程的系数并不能完全对反应机制的差异做出可靠的判断。因此，我们接下来采用竞争检验方法对货币政策反应机制进行进一步讨论。

四、货币政策反应方程的竞争检验

1. 模型竞争检验

虽然本文一直强调通货膨胀的结构性分化特征，但是通胀指标之间不可避免地存在一定程度的共线性，这种共线性一方面来源于同时影响各类商品价格水平的共同因素，另一方面来源于不同通胀指标之间的相互传导。即使是走势分化最明显的食品和非食品通胀率，二者的即期相关性仍有 32.2%，而 CPI 通胀率和 NCPI 通胀率的相关系数则有 60.2%。通胀指标之间的相关性使得不同反应方程系数之间的简单比较可能无法完全捕捉彼此的差异。为此，我们利用 Davidson 和 MacKinnon（1981）非嵌套模型 J 检验进行不同通胀指标之间的“竞争”来确定央行究竟对哪种指标做出显著反应。

Davidson 和 MacKinnon（1981）J 检验的基本思想是先估计只含有一种通胀率的反应方程，然后将拟合值作为回归元之一，估计同时含有另一种通胀率的反应方程，并检验拟合值序列的系数是否显著。具体而言，以食品类 CPI 通胀率（FCPI）和非食品类 CPI 通胀率（NFCPI）之间

的竞争检验为例，先分别估计以下反应方程（5）和（6）：

$$MP_t = c + \rho MP_{t-1} + \beta \pi_{t+1}^{FCPI} + \gamma y_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

$$MP_t = c + \rho MP_{t-1} + \beta \pi_{t+1}^{NFCPI} + \gamma y_t + \varepsilon_t \quad (6)$$

得到的拟合值分别记为 Z_t^{FCPI} 和 Z_t^{NFCPI} ，然后将二者作为回归元分别加入方程（6）和（5）中，即：

$$MP_t = c + \rho MP_{t-1} + \beta \pi_{t+1}^{FCPI} + \gamma y_t + \delta^{NFCPI} Z_t^{NFCPI} + \varepsilon_t \quad (7)$$

$$MP_t = c + \rho MP_{t-1} + \beta \pi_{t+1}^{NFCPI} + \gamma y_t + \delta^{FCPI} Z_t^{FCPI} + \varepsilon_t \quad (8)$$

如果 $\delta^{NFCPI} = 0$ 的原假设被拒绝的同时 $\delta^{FCPI} = 0$ 不能被拒绝，说明模型（6）比模型（5）更适合刻画货币政策反应机制（或称模型（6）在竞争中“获胜”），意味着货币政策仅对非食品类通胀率反应，从而说明反应方程估计中食品类通胀率系数显著完全是因为与非食品类通胀率的相关性，或者说食品类通胀率对货币政策的解释能力完全被非食品类通胀率覆盖；如果 $\delta^{NFCPI} = 0$ 不能被拒绝同时 $\delta^{FCPI} = 0$ 能够被拒绝，则说明模型（5）比模型（6）更优，即货币政策仅对食品类通胀率反应；如果二者同时被拒绝，说明两种通胀变量对货币政策均有解释能力，且二者的解释能力无法相互覆盖，即货币政策对两种通胀率均做出反应；最后，如果二者同时不能被拒绝，则两个模型对货币政策的解释能力均较差，即货币政策对两种通胀指标均不反应。对其余两组通胀指标的竞争检验步骤与上述过程完全类似。估计每个回归方程前先进行 Durbin-Wu-Hausman 内生性检验，若无内生性则采用 OLS 估计，若存在内生性则采用 GMM 估计，工具变量集与之前的反应方程估计中的设定相同。

接下来我们利用此方法分析货币政策对消费领域内部以及消费领域和非消费领域之间通胀分化的反应。表 6 报告了总体 CPI 和核心 CPI 通胀率的竞争检验结果，斜体加粗结果表示系数角标代表的通胀变量在竞争中“获胜”。竞争检验的结果加强了之前得到的货币政策对消费领域内部通胀指标反应分化的结论。全部 4 组设定均能在至少 10% 的水平下拒绝 $\delta^{CCPI} = 0$ 的原假设，而仅有 1 组能拒绝 $\delta^{CPI} = 0$ 的原假设，意味着大多数设定下总体 CPI 通胀率对货币政策的解释能力被核心 CPI 通胀率所覆盖。换言之，CPI 通胀率对货币政策的解释能力全部是由其“核心”成分贡献的，亦即央行仅对总体 CPI 中的“核心”成分做出显著反应，对“非核心”成分反应不显著。需要说明的是，这一结果与货币政策反应方程估计中得到的总体 CPI 通胀率反应系数显著的结果并不矛盾：货币政策仅对总体 CPI 中“核心”成分做出反应，对总体 CPI 通胀率也应该反应，不过反应程度低于核心 CPI 通胀率。

$$\begin{cases} MP_t = c + \rho MP_{t-1} + \beta \pi_{t+1}^{CPI} + \gamma y_t + \delta^{CCPI} Z_t^{CCPI} + \varepsilon_t \\ MP_t = c + \rho MP_{t-1} + \beta \pi_{t+1}^{CCPI} + \gamma y_t + \delta^{CPI} Z_t^{CPI} + \varepsilon_t \end{cases}$$

表 6 模型竞争检验结果（总体 CPI 通胀率和核心 CPI 通胀率）

政策变量	前瞻型规则		当期型规则	
	δ^{CCPI}	δ^{CPI}	δ^{CCPI}	δ^{CPI}
CHIBOR	0.002	0.850	0.002	0.588
M2 增长率	0.076	0.109	0.000	0.004

说明：表中报告的是 Davidson-MacKinnon 非嵌套 J 检验的 p 值。斜体加粗数字表示系数角标代表的通胀变量在竞争中“获胜”。

表 7 中所报告的食品类和非食品类 CPI 通胀率的竞争检验结果进一步印证了之前的结论。食品类和非食品类通胀率分别代表了 CPI 中的“非核心”和“核心”成分。在 4 组竞争检验中， $\delta^{NFCPI} = 0$ 全部能够被拒绝，能够拒绝 $\delta^{FCPI} = 0$ 的设定仅有 1 组，意味着就消费领域而言，货币政策仅考虑非食品类通胀率变动，对食品类反应不显著。尽管在反应方程估计的部分设定下非食品通胀率的系数出现了显著的结果，但是竞争检验的结果说明，这可能是因为存在影响食品类和非食品类商品价格的共同因素，或者是因为存在食品和非食品价格之间的溢出效应。在模型中控制了非食品类 CPI 通胀率后，食品类通胀率就不能提供额外的信息了。

$$\begin{cases} MP_t = c + \rho MP_{t-1} + \beta \pi^{FCPI} + \gamma y_t + \delta^{NFCPI} Z_t^{NFCPI} + \varepsilon_t \\ MP_t = c + \rho MP_{t-1} + \beta \pi^{NFCPI} + \gamma y_t + \delta^{FCPI} Z_t^{FCPI} + \varepsilon_t \end{cases}$$

表 7 模型竞争检验结果（食品类 CPI 通胀率和非食品类 CPI 通胀率）

政策变量	前瞻型规则		当期型规则	
	δ^{NFCPI}	δ^{FCPI}	δ^{NFCPI}	δ^{FCPI}
CHIBOR	0.000	0.539	0.001	0.867
M2 增长率	0.003	0.105	0.003	0.033

说明：同表 6。

我国货币政策对消费领域通胀率的反应模式与以 Aoki（2001）为代表的早期文献主张相符。正如典型事实部分所强调的，无论是核心 CPI 通胀率还是非食品类通胀率，反映的都是通胀中价格粘性高、波动性低的成分，亦即“粘性价格部门”。央行仅考虑粘性价格部门通胀率，可能是考虑两方面原因：第一，食品和能源等非核心成分价格受供给冲击影响较大，如气候、自然灾害、瘟疫等因素都会影响食品原材料供给，进而推高食品通胀率，而货币政策难以从根本上解决供给冲击问题；第二，货币政策的生效存在时滞性，如果货币政策盯住低粘性部门通胀率，待政策生效时，影响低粘性部门通胀的因素可能已经消失甚至反转，造成货币政策效果扭曲。

表 8 报告了 CPI 通胀率和非消费类（NCPI）通胀率的竞争检验结果，检验给出的结果并不像前两组对比那样明确。在 4 组设定中，1 组仅有 $\delta^{CPI} = 0$ 被拒绝，2 组两个原假设都被拒绝，还有 1 组仅有 $\delta^{NCPI} = 0$ 被拒绝。上述互相矛盾的结果暗示 CPI 通胀率中不被货币政策纳入考虑的非核心成分可能干扰了检验结果，一个有力的证据是出现了一组 $\delta^{CPI} = 0$ 不能被拒绝的结果。根据表 6 和表 7 的结果，货币政策至少对总体 CPI 中的核心（非食品）成分做出反应，对部分反应而

对总体不反应并不符合逻辑。因此，我们进一步进行了非食品类 CPI 通胀率和非消费类通胀率的竞争检验，结果报告在表 9 中。价格型规则和数量型规则的结果出现了明显的差异：价格型规则均出现了非食品类 CPI 通胀率“获胜”的结果，而数量型规则均能同时拒绝 $\delta^{NCPI} = 0$ 和 $\delta^{NFCPI} = 0$ 的原假设。这一结果与货币政策反应方程估计（表 5）中的结果是一致的。也就是说，央行同时运用价格型和数量型工具来调节消费领域通胀率，但是应对非消费领域通胀时仅采用数量型工具。

$$\begin{cases} MP_t = c + \rho MP_{t-1} + \beta \pi^{CPI} + \gamma y_t + \delta^{NCPI} Z_t^{NCPI} + \varepsilon_t \\ MP_t = c + \rho MP_{t-1} + \beta \pi^{NCPI} + \gamma y_t + \delta^{CPI} Z_t^{CPI} + \varepsilon_t \end{cases}$$

表 8 模型竞争检验结果（CPI 通胀率和非消费类通胀率）

政策变量	前瞻型规则		当期型规则	
	δ^{NCPI}	δ^{CPI}	δ^{NCPI}	δ^{CPI}
CHIBOR	0.057	0.035	0.605	0.079
M2 增长率	0.002	0.316	0.037	0.015

说明：同表 6。

$$\begin{cases} MP_t = c + \rho MP_{t-1} + \beta NFCPI + \gamma y_t + \delta^{NCPI} Z_t^{NCPI} + \varepsilon_t \\ MP_t = c + \rho MP_{t-1} + \beta NCPI + \gamma y_t + \delta^{NFCPI} Z_t^{NFCPI} + \varepsilon_t \end{cases}$$

表 9 模型竞争检验结果（非食品类 CPI 通胀率和非消费类通胀率）

政策变量	前瞻型规则		当期型规则	
	δ^{NCPI}	δ^{NFCPI}	δ^{NCPI}	δ^{NFCPI}
CHIBOR	0.521	0.002	0.465	0.001
M2 增长率	0.023	0.007	0.002	0.004

说明：同表 6。

数量型规则对非消费领域通胀率的显著反应可能是贷款类工具在我国货币政策工具体系中的重要地位造成的。例如，根据中国人民银行公布的数据，2019 年第二季度贷款类工具总额达到 4.64 万亿元人民币，包括再贴现、再贷款、常备借贷便利（SLF）和抵押补充贷款（PSL）四类，占基础货币总额的 15.5%。除 SLF 和再贴现期限较短外，其他两种贷款类工具均具有中长期信贷支持政策的色彩，占贷款类工具总量的 90.2%。再贷款包括支农再贷款、支小再贷款和扶贫再贷款三类，PSL 是支持国民经济重点领域、薄弱环节和社会事业发展而对金融机构提供的期限较长的大额融资。非消费类通胀率的一个重要组成成分是生产价格，不难看出，上述贷款类工具大多直接面向特定的生产领域投放，影响生产价格，进而体现在广义货币总量对非消费类价格的显著反应上。

价格型目标对非消费类通胀不反应的结论似乎违背直觉，种种实例表明央行并非完全没有运用价格型工具调控非消费类价格。例如，2015 年 10 月降低基准利率后，央行公开表明将 GDP

平减指数（包含非消费价格）作为决策的重要依据¹。又如，2019 年 11 月 18 日央行降低了 7 天逆回购利率 0.05%，而在此前三个月，非食品类通胀率仅从 1.1%降低至 1.0%，几乎没有变化，而生产价格指数（PPI）通胀率却从-0.8%降低至-1.4%，局部通缩进一步加剧。央行降低逆回购利率的行为实际上是对非消费价格中的生产价格做出了反应。但是，全样本估计结果显示，价格型工具对非消费价格的响应并未反映在拆借利率上（利用 7 天 Shibor 和 7 天回购利率的结果相同），暗示从政策利率到市场利率的传导可能并不通畅。

2. 稳健性检验

本文的样本区间从 2001 年第一季度至 2019 年第二季度，其中包含了 2008 年前后金融危机时期，这一时期内我国各个通胀指标均出现了较大幅度的波动，非消费类通胀率一度超过 10%，食品类 CPI 通胀率一度超过 20%，非食品类通胀率也罕见地出现了从 2.1%到-2.1%再回复到 2.9%的波动。这可能对本文的研究结论造成两方面影响，一方面，央行对各个通胀指标的反应模式可能在金融危机前后存在差异，另一方面，高波动时期的极端数据可能影响估计结果。因此，我们先判断货币政策反应方程可能存在的结构性断点的位置，然后根据断点位置进行进一步分析。

我们采用 Andrews（1993）以及 Andrews 和 Ploberger（1994）提出的未知断点检验方法来诊断反应方程在样本区间内可能存在的结构性断点。如果对每种通胀指标、政策变量和规则形式均进行一次检验，则需要进行 $5 \times 2 \times 2 = 20$ 次检验。为了简化检验过程，我们考虑以下货币政策反应方程的一般形式：

$$MP_t = c + \rho MP_{t-1} + \beta^{FCPI} \pi^{FCPI} + \beta^{NFCPI} \pi^{NFCPI} + \beta^{NCPI} \pi^{NCPI} + \gamma y_t + \varepsilon_t \quad (9)$$

（9）式同时包含了食品类 CPI 通胀率、非食品类 CPI 通胀率和非消费类通胀率（预期或当期形式），上述三种通胀率恰好构成了对总体经济价格的一种划分。检验聚焦于三种通胀变量系数的联合结构性变化，从而仅需要进行 4 次检验。

Andrews 未知断点检验的基本思想是在结构性断点可能出现的区间（记为 $[\tau_{\min}, \tau_{\max}]$ ，如样本的中间 70%）逐个日期 τ 进行检验（检验的原假设为该日期不是断点），并将其 Wald 统计量和似然比（likelihood ratio, LR）统计量分别记为 $Wald(\tau)$ 和 $LR(\tau)$ 。分别定义最大 Wald 统计量（Sup-Wald）和最大 LR 统计量（Sup-LR）为所有 Wald 统计量和 LR 统计量中的最大值，即：

$$\text{Sup-Wald} = \sup_{\tau} \text{Wald}(\tau) | \tau \in [\tau_{\min}, \tau_{\max}]$$

$$\text{Sup-LR} = \sup_{\tau} \text{LR}(\tau) | \tau \in [\tau_{\min}, \tau_{\max}]$$

最大统计量对应的日期即为断点日期，相应的 p 值依据 Hansen（1997）计算。表 10 报告了检验结果：

¹ “央行有关负责人就降息降准以及放开存款利率上限进一步答记者问”，央行网站，2015 年 10 月 26 日。

$$MP_t = c + \rho MP_{t-1} + \beta^{FCPI} \pi^{FCPI} + \beta^{NFCPI} \pi^{NFCPI} + \beta^{NCPI} \pi^{NCPI} + \gamma y_t + \varepsilon_t$$

表 10 货币政策反应方程的 Andrews 未知断点检验结果

政策变量	统计量	前瞻型规则		当期型规则	
		断点日期	p 值	断点日期	p 值
CHIBOR	Sup-Wald	2004Q1	0.015	2006Q1	0.000
	Sup-LR	2011Q2	0.020	2011Q2	0.004
M2 增长率	Sup-Wald	2013Q2	0.052	2007Q1	0.001
	Sup-LR	2009Q1	0.025	2007Q1	0.003

说明：未知断点搜索域为[15%,85%]，表中报告的是统计量对应的 p 值。

在各种设定下，反应方程不存在断点的原假设均被拒绝。然而，断点出现的位置非常多变。去掉两个极端值（2004 年第一季度和 2013 年第二季度）后断点出现的时间区间由图 5 的灰色区域给出。不难发现，断点出现的时间区间与通胀波动幅度最大的时期几乎完全重合，包含了金融危机时期。估计的结构性断点散布在高波动时期初期（2006 年第一季度）、中期（2009 年第一季度）和末期（2011 年第二季度），一方面给断点确定造成了困难，另一方面说明高波动时期样本确实可能对估计结果造成影响。因此，我们不采用在断点前后进行分样本估计的方法，而是采用去除高波动时期重新估计的方法检验结论的稳健性。

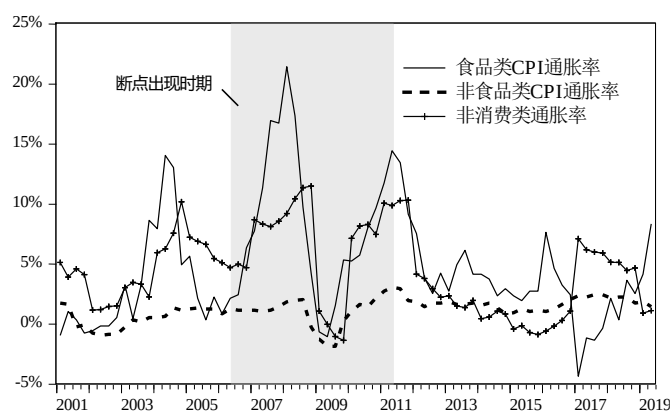


图 5 货币政策反应方程结构性断点出现时期

根据表 10 的结果，高波动性时期确定为 2006 年第二季度至 2011 年第二季度。考虑到去除高波动性时期后核心 CPI 通胀率的样本较短（33 个）。我们仅进行食品类 CPI-非食品类 CPI 通胀率和非食品类 CPI-非消费类通胀率两组模型竞争检验，分别用以考察货币政策对消费领域内部以及消费领域和非消费领域之间通胀结构性分化的反应机制，结果报告在表 11 和表 12 中。

表 11 和表 12 的结果与全样本估计（表 7 和表 9）一致。表 11 全部 4 组设定下均为非食品类通胀率“获胜”；表 12 中使用 CHIBOR 作为政策变量的设定全部为非食品类 CPI 通胀率获胜，使用 M2 增长率作为政策变量的 2 组设定均无法分出胜负，且能同时拒绝 $\delta^{NFCPI} = 0$ 和 $\delta^{NCPI} = 0$ 。

这说明前文的基本结论并不受金融危机的影响。即使在通胀相对平稳的时期，货币政策对分化的通胀指标反应机制也与本文描述基本一致。

$$\begin{cases} MP_t = c + \rho MP_{t-1} + \beta FCPI + \gamma y_t + \delta^{NFCPI} Z_t^{NFCPI} + \varepsilon_t \\ MP_t = c + \rho MP_{t-1} + \beta NFCPI + \gamma y_t + \delta^{FCPI} Z_t^{FCPI} + \varepsilon_t \end{cases}$$

表 11 非高波动时期模型竞争检验结果（食品类 CPI 通胀率和非食品类 CPI 通胀率）

政策变量	前瞻型规则		当期型规则	
	δ^{NFCPI}	δ^{FCPI}	δ^{NFCPI}	δ^{FCPI}
CHIBOR	0.023	0.291	0.006	0.653
M2 增长率	0.048	0.309	0.000	0.282

说明：样本区间为 2001 年第一季度至 2006 年第一季度以及 2011 年第三季度至 2019 年第二季度，表中报告的是 Davidson-MacKinnon 非嵌套 J 检验的 p 值。斜体加粗数据表示系数角标代表的通胀变量在竞争中“获胜”。

$$\begin{cases} MP_t = c + \rho MP_{t-1} + \beta NFCPI + \gamma y_t + \delta^{NCPI} Z_t^{NCPI} + \varepsilon_t \\ MP_t = c + \rho MP_{t-1} + \beta NCPI + \gamma y_t + \delta^{NFCPI} Z_t^{NFCPI} + \varepsilon_t \end{cases}$$

表 12 非高波动时期模型竞争检验结果（非食品类 CPI 通胀率和非消费类通胀率）

政策变量	前瞻型规则		当期型规则	
	δ^{NCPI}	δ^{NFCPI}	δ^{NCPI}	δ^{NFCPI}
CHIBOR	0.639	0.001	0.870	0.024
M2 增长率	0.002	0.084	0.046	0.002

说明：同表 11。

五、结 论

本文基于我国通货膨胀自 2001 年至 2019 年出现的长期结构性分化特征，研究了货币政策在此期间对不同类别通胀指标的反应机制。从典型事实来看，我国通货膨胀的结构性分化可以划分为两个层次：第一个层次是消费领域内部核心与非核心通胀率的分化，基本等同于食品类和非食品类 CPI 通胀率的分化，这一层次分化的具体特征为非核心类（或食品）通胀率在均值和波动性上均高于核心类（或非食品）通胀率，非核心类（食品）通胀率主导总体 CPI 通胀走势；通货膨胀分化的第二个层次是 CPI 通胀率和非消费类通胀率的分化，具体特征是 2001-2013 年期间非消费类通胀率持续高于 CPI 通胀率，而 2013 年之后二者水平值接连反转，且走势呈现出方向性分化。

基于以上典型事实，本文首先设立并估计全样本区间的货币政策反应方程，接着采用模型竞争检验方法来判断央行对走势分化的通胀指标的反应模式。经验分析结果表明，对于消费领域内部的核心与非核心通胀率分化，货币政策仅对核心（非食品）消费类通胀率反应，而对非核心（食品）类通胀率不反应；对于消费类与非消费类通胀率之间的分化，货币政策的价格型中间目标仅对消费类通胀率做出反应，而数量型目标同时兼顾消费类和非消费类通胀率。

本文研究结果表明，我国央行对消费领域内部核心与非核心通胀率的反应模式符合学界基于发达国家背景得出的结论，但是与近年来基于发展中国家（主要特征为食品在消费篮子中权重高、食品价格均值和波动性均高于非食品）的研究得到的最优货币政策相冲突。货币政策对消费类与非消费类通胀率的反应机制暗示出，我国央行对数量型中间目标和价格型中间目标的运用存在微妙差异，在同时运用数量型和价格型手段追求消费类商品价格稳定的同时，对非消费领域价格的调控则仅主要依赖于数量型中间目标。

当然，本文并未完全阐明价格型和数量型中间目标对非消费类通胀率调控力度差异的具体机制，仅给出一些方向性线索和基本逻辑猜想，也没有讨论上述反应机制是否是符合我国国情的最优货币政策。对于这些问题的研究，可能首先需要厘清货币政策的目标体系（从操作目标（即短期中间目标）、长期中间目标到央行最终目标），其次考察目标体系中价格型与数量型的逻辑联系及其与最优货币政策之间的关系，还可能需要对货币政策调控机制和传导机制进行理论和经验分析，进而为现代中央银行制度建设提供科学性依据，未来研究可以考虑在这些方向进行不同角度的深入探索。

参考文献

- [1] 郭娜、翟光宇 (2011):《中国利率政策与房地产价格的互动关系研究》,《经济评论》第 3 期。
- [2] 侯成琪、龚六堂 (2013):《食品价格、核心通货膨胀与货币政策目标》,《经济研究》第 11 期。
- [3] 侯成琪、罗青天、吴桐 (2018):《PPI 和 CPI: 持续背离与货币政策的选择》,《世界经济》第 7 期。
- [4] 贾俊雪、秦聪、张静 (2014):《财政政策、货币政策与资产价格稳定》,《世界经济》第 12 期。
- [5] 龙少波、陈璋 (2013):《部门间工资不完全追赶对中国结构性通胀的影响》,《金融研究》第 10 期。
- [6] 李斌 (2010):《从流动性过剩 (不足) 到结构性通胀 (通缩)》,《金融研究》第 4 期。
- [7] 陆军、钟丹 (2003):《泰勒规则在中国的协整检验》,《经济研究》第 8 期。
- [8] 吕建兴、毛学峰、曾寅初 (2017):《食品价格冲击对核心 CPI 的传递效应——基于 3 种核心 CPI 的比较研究》,《经济理论与经济管理》第 5 期。
- [9] 刘凤良、章潇萌、于泽 (2017):《高投资、结构失衡与价格指数二元分化》,《金融研究》第 2 期。
- [10] 莫万贵、袁佳、魏磊、高海燕 (2019):《中国结构性通缩中的周期性与结构性问题》,《金融研究》第 3 期。
- [11] 沈悦、申建文 (2012):《结构性通货膨胀的一个基本理论分析框架——基于状态空间时变参数模型的实证》,《当代财经》第 2 期。
- [12] 苏乃芳、李宏瑾、张怀清 (2016):《有关 GDP 平减指数的再认识》,《经济学动态》第 5 期。
- [13] 苏桂芳、臧楠 (2011):《食品与非食品价格的长期均衡关系与短期非线性调整——基于两区制门槛协整模型的实证研究》,《财经研究》第 2 期。
- [14] 吴军、田娟 (2008):《结构性通货膨胀解析——基于当前中国通货膨胀问题的思考》,《金融研究》第 9 期。
- [15] 伍戈、曹红钢 (2014):《中国的结构性通货膨胀研究——基于 CPI 与 PPI 的相对变化》,《金融研究》第 6 期。
- [16] 伍戈、李斌 (2013):《成本冲击 通胀容忍度与宏观政策》,北京:中国金融出版社。
- [17] 谢平、罗雄 (2002):《泰勒规则及其在中国货币政策中的检验》,《经济研究》第 3 期。
- [18] 张成思 (2011):《通货膨胀目标错配与管理研究》,《世界经济》第 11 期。
- [19] 张成思、党超 (2016):《谁的通胀预期影响了货币政策》,《金融研究》第 10 期。
- [20] 张成思、党超 (2017):《基于双预期的前瞻性货币政策反应机制》,《金融研究》第 9 期。
- [21] 张文朗、罗得恩 (2010):《中国食品价格上涨因素及其对总体通货膨胀的影响》,《金融研究》第 9 期。
- [22] 张屹山、张代强 (2017):《前瞻性货币政策反应函数在我国货币政策中的检验》,《经济研究》第 3 期。
- [23] Anand, R.; Prasad, E. and Zhang, B. "What Measure of Inflation Should a Developing Country Central Bank Target?" *Journal of Monetary Economics*, 2015, 74(1), 102-116.
- [24] Andrews, D. "Tests for Parameter Instability and Structural Change with Unknown Change Point." *Econometrica*, 1993, 61(4), 821-856.
- [25] Andrews, D. and Ploberger, W. "Optimal Tests When a Nuisance Parameter is Present Only under the Alternative." *Econometrica*, 1994, 62(6), 1383-414.
- [26] Aoki, K. "Optimal Monetary Policy Responses to Relative-Price Changes." *Journal of Monetary Economics*, 2001, 48(1), 55-80.
- [27] Balassa, B. "The Purchasing-Power Parity Doctrine: A Reappraisal." *Journal of Political Economy*, 1964, 72(6),

584-596.

- [28] Baumol, W. J. "Macroeconomics of Unbalanced Growth: The Anatomy of Urban Crisis." *American Economic Review*, 1967, 57(3), 415-426.
- [29] Bodenstein, M.; Erceg, C. and Guerrieri, L. "Optimal Monetary Policy with Distinct Core and Headline Inflation Rates." *Journal of Monetary Economics*, 2008, 55(Supplement 1), S18-S33.
- [30] Boivin, J. "Has U.S. Monetary Policy Changed? Evidence from Drifting Coefficients and Real-Time Data." *Journal of Money, Credit and Banking*, 2006, 38(5), 1149-1173.
- [31] Catão, L. and Chang, R. "World Food Prices and Monetary Policy." *Journal of Monetary Economics*, 2015, 75(1), 69-88.
- [32] Cecchetti, S. "Core Inflation Is an Unreliable Guide." *Financial Times*, 2006, London: Nikkei Inc.
- [33] Chen, K.; Higgins, P.; Waggoner, D.F. and Zha, T. "China Pro-Growth Monetary Policy and Its Asymmetric Transmission." *Federal Reserve Bank of Atlanta Working Paper Series*, No. 2016-9, 2016.
- [34] Clarida, R.; Galí, J. and Gertler, M. "Monetary Policy Rules in Practice Some International Evidence." *European Economic Review*, 1998, 42(6), 1033-1067.
- [35] Clarida, R.; Galí, J. and Gertler, M. "Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory." *Quarterly Journal of Economics*, 2000, 115(1), 147-180.
- [36] Davidson, R. and MacKinnon, J. "Several Tests for Model Specification in the Presence of Alternative Hypotheses." *Econometrica*, 1981, 49(3), 781-793.
- [37] Dhawan, R. and Jeske, K. "Taylor Rules with Headline Inflation: A Bad Idea." *Federal Reserve Bank of Atlanta Working Paper Series*, No. 2007-14, 2007.
- [38] Godfrey, L. "Testing for Serial Correlation by Variable Addition in Dynamic Models Estimated by Instrumental Variables." *Review of Economics and Statistics*, 1994, 76(3), 550-559.
- [39] Hansen, B. "Approximate Asymptotic P Values for Structural-Change Tests." *Journal of Business & Economic Statistics*, 1997, 15(1), 60-67.
- [40] Hansen, L. "Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators." *Econometrica*, 1982, 50(4), 1029-1054.
- [41] Hodrick, R. and Prescott, E. "Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation." *Journal of Money, Credit and Banking*, 1997, 29(1), 1-16.
- [42] Kim, C. and Nelson, C. "Estimation of a Forward-Looking Monetary Policy Rule: A Time-Varying Parameter Model Using Ex-Post Data." *Journal of Monetary Economics*, 2006, 53(8), 1949-1966.
- [43] Klingelhöfer, J. and Sun, R. "China's Regime-Switching Monetary Policy." *Economic Modelling*, 2018, 68(1), 32-40.
- [44] Levin, A.; Wieland, V. and Williams, J. "Robustness of Simple Monetary Policy Rules under Model Uncertainty." *NBER Working Papers*, No. 6570, 1999.
- [45] MacKinnon, J. "Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests." *Journal of Applied Econometrics*, 1996, 11(6), 601-618.
- [46] Mankiw, N. G. and Reis, R. "What Measure of Inflation Should a Central Bank Target?" *Journal of the European Economic Association*, 2003, 1(5), 1058-1086.
- [47] Mishkin, F. "Headline Versus Core Inflation in the Conduct of Monetary Policy." *Speech at the Business Cycles, International Transmission and Macroeconomic Policies Conference*, 2007, HEC Montreal. Board of Governors of the Federal Reserve System.
- [48] Orphanides, A. "Monetary Policy Rules Based on Real-Time Data." *American Economic Review*, 2001, 91(4), 964-985.

- [49] Samuelson, P. A. "Theoretical Notes on Trade Problems." *Review of Economics and Statistics*, 1964, 46(2), 145-154.
- [50] Streeten, P. "Wages, Prices and Productivity." *Kyklos*, 1962, 15(4), 723-733.
- [51] Sun, R. "What Measures Chinese Monetary Policy?" *Journal of International Money and Finance*, 2015, 59(1), 263-286.
- [52] Taylor, J. B. "Discretion Versus Policy Rules in Practice." *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 1993, 39(1), 195-214.
- [53] Taylor, J. B. "A Historical Analysis of Monetary Policy Rules." In J. B. Taylor, eds., *Monetary Policy Rules*. Chicago: University of Chicago Press, 1999.
- [54] Walsh, J. P. "Reconsidering the Role of Food Prices in Inflation." *IMF Working Papers*, No. 1171, 2011.
- [55] Williams, J. "Simple Rules for Monetary Policy." *Economic Review*, 2003, 36(1), 1-12.
- [56] Woodford, M. *Interest and Prices*. Princeton: Princeton University Press, 2003.
- [57] Woodford, M. "Pitfalls of Forward-Looking Monetary Policy." *American Economic Review*, 2000, 90(2), 100-104.
- [58] Xiong, W. "Measuring the Monetary Policy Stance of the People's Bank of China: An Ordered Probit Analysis." *China Economic Review*, 2012, 23(3), 512-533.

Inflation Structural Divergence and Monetary Policy Reaction

Zhang Chengsi Tian Hanhui

Abstract: This paper documents the structural divergence characteristics presented by China's inflation during 2001 to 2019 and divides it into two levels: core-noncore and consumption-nonconsumption. We further investigate how monetary policy reacts to different inflation indicators with divergence characteristics. Price-based and quantity-based monetary policy reaction function estimation and model competition tests show that as core and noncore inflation diverge, monetary policy only responds to the core (nonfood) inflation; as consumption and nonconsumption inflation diverge, price-based target only responds to consumption inflation, while quantity-based target reacts to both consumption and nonconsumption inflation.

Keywords: inflation, structural divergence, central bank, monetary policy, CPI

银行业开放、外资持股与银行风险承担¹

李振² 宋科³ 杨家文⁴

【摘要】银行业开放是一把“双刃剑”，在提升银行风险控制水平的同时，也提高金融风险防范的复杂性，因此，正确认识和理解开放与风险的关系对于扩大开放至关重要。本文使用 2002—2017 年 160 家中资商业银行数据，分析外资持股与银行风险承担之间的关系。所得结果更全面的支持“开放稳定”观点——由于知识溢出效应和外部监督效应的共同作用，外资持股会降低中资银行风险承担，这被更低的总体违约风险、资本短缺风险、资产风险和金融中介风险证明，这一结论在进行一系列的稳健性检验和内生性分析后仍然成立。外资股东向中资银行委派董事或高管能够降低银行风险承担，不同类型的外资降低银行风险承担可能存在差异。通过更进一步的分析，外资持股通过提高资本缓冲、降低杠杆率，从而降低银行风险承担，这主要受到外部监督效应的影响。在外资持股中资银行后，关系贷款银行、上市融资银行均面对较高的风险，处在宏观经济风险时期或制度环境较好地区银行均面对较低的风险。

【关键词】银行业开放；外资持股；银行风险；中介效应

一、引言与文献综述

作为中国对外开放基本国策的重要组成部分，银行业对外开放是加快中国银行业改革发展的自主选择，也是促进中国银行业竞争和提升市场活力的内在要求。中国银行业的对外开放从未止步。2017 年 7 月，全国第五次金融工作会议明确指出，要积极稳妥推动金融业对外开放，合理安排开放顺序。此后，中国金融业开启对外开放新格局，中国银行业开放的速度、力度和深度均在不断提升。但是对外开放是否会带来风险进而影响金融稳定，理论界和实务界对此一直存在不同的认识和理解。实践表明，在过去 40 年中国银行业迅速发展是在对外开放环境下取得的，未来中国银行业实现更高质量发展也必须在更加开放环境下向前推进。然而，扩大银行业开放是一把“双刃剑”，已有研究表明外资持股中资银行的政策效果存在争论（Berger 等，2009；Hasan 和 Xie，2013；Chen 等，2017；张金清和吴有红，2010；孔爱国和卢嘉圆，2010；侯晓辉等，2011；刘家松和聂宝平，2016）。在提升银行业整体效率、竞争能力和创新水平的同时，银

¹ 本文系中国人民大学国际货币研究所工作论文，论文编号：IMI Working Papers No.2030

² 李振，中国人民大学国际货币研究所研究员，珠海复旦创新研究院博士后创新实践基地和复旦大学统计学博士后流动站联合培养博士后

³ 宋科，中国人民大学国际货币研究所研究员，中国人民大学财政金融学院副教授，中国财政金融政策研究中心

⁴ 杨家文，美国乔治华盛顿大学商学院教授

行业开放也会增加利益冲突和道德风险，带来跨市场、跨地区乃至跨境的风险传递，提高金融风险防范的复杂性，对商业银行风险管理和金融监管均构成挑战。为进一步明确银行业开放与金融稳定的关系，本文研究外资持股与银行风险承担之间的内在关联，在当前中国对外开放时局下具有重大的现实意义和理论价值。

根据“开放稳定”的观点，得益于知识溢出效应和外部监督效应，外资金融机构持股会降低本地银行风险承担。根据知识溢出效应，外资持股不仅是短期外部融资的可靠来源，也是先进的管理理念、成熟的管理技术、优秀的风险管理实践和丰富的金融创新的潜在来源，能够提高银行竞争力和效率，降低银行风险承担，因此本地银行在外资持股后可能拥有更健康的财务报表（Berger 等，2009；Agoraki 等，2011；Hasan 和 Xie，2013；Cheng 等，2016；Zhu 和 Yang，2016）。一般而言，外资投资者尤其是境外战略投资者是来自高收入国家或地区的金融机构，具有成熟的管理经验和技能，所派出的董事或高管也富有管理经验，可以帮助本地银行完善公司治理，建立现代金融企业制度，提高经营管理水平（Cheng 等，2016；中国银行业监督管理委员会，2007）。Aggarwal 等（2011）通过分析 2003—2008 年来自 23 个国家的公司中机构投资者组合，发现机构投资者的国际投资组合促进了全球良好的公司治理实践，来自股东保护力度较强国家的外国金融机构，在完善公司治理方面发挥着重要作用。良好的公司治理有助于矫正银行股东道德风险，防范化解潜在的金融风险（阳建勋，2018）。

根据外部监督效应，外资金融机构作为持股银行的外部监督者，可以改善持股银行的风险管理技能，监督持股银行的风险承担行为（Cheng 等，2016；Zhu 和 Yang，2016）。代理问题在银行业普遍存在，部分原因是所有权和控制权的分离，导致管理者以牺牲股东利益为代价追求自身利益（Jensen 和 Meckling，1976；Gorton 和 Rosen，1995；Demsetz 等，1997）。外国投资者倾向于积极地监督和约束新兴市场的管理者（Stulz，1999），通过防止最恶劣的不当行为来减少道德风险（Tirole，2001）。Zhu 和 Yang（2016）发现，与没有本土业务的投资者相比，在本土拥有子公司或分支机构的外资投资者，更有可能对银行风险管理起到积极的监督作用。外资投资者的监督效果随着持股银行董事会中的外资董事数量的增加而变好。境外战略投资者鼓励或强制持股银行在资本市场上市，上市后会对外资持股银行形成外部监管。具体而言，为满足监管要求和投资者需要，持股银行会提高财务报表的准确性和透明度，同时也促使持股银行为实现股东价值最大化，提高经营业绩和降低风险承担（Berger 等，2009）。此外，外资持股本地银行也会吸引更多的境内外媒体和监管部门的关注，对银行的经营决策进行外部监督，从而减少持股银行的风险承担行为（Cheng 等，2016）。

本文使用 2002—2017 年 160 家中资银行非平衡面板数据，实证研究外资持股与银行风险承担之间的关系。本文的研究发现支持“开放稳定”的观点——外资持股降低银行风险承担，即由于知识溢出效应和外部监督效应的共同影响，外资持股降低了中资银行的总体违约风险、资本短缺风险、资产风险和金融中介风险。外资股东向持股的中资银行派驻董事或高管，能够降低

银行总体违约风险、资本短缺风险和金融中介风险。不同类型的外资均会降低中资银行风险承担，但不同类型外资的影响存在差异，具体表现在外资银行资本持股的增加会降低银行总体违约风险、资本短缺风险、资产风险和金融中介风险，外资风险资本持股的增加会降低银行金融中介风险，外资产业资本持股的增加则会降低银行资本短缺风险和资产风险。为增强所得结论的可靠性，本文通过替换银行风险风险和外资持股的代理变量、自变量不再滞后一期、不加入宏观变量或时间效应等方法，分别进行稳健性检验。同时，使用横截面回归、Hechman 两阶段模型、倾向得分匹配估计、增补遗漏变量等方法，缓解基准模型中可能存在的内生性问题。

为进一步弥补已有研究的不足，本文考察外资持股影响银行风险承担的中介效应，发现存在以资本缓冲、杠杆率为中介变量的中介效应，即外资持股导致银行资本缓冲的提高和杠杆率的下降，从而降低了银行风险承担。这主要是由于外资持股的外部监督效应所带来的。本文分析外资持股对银行风险的影响是否存在异质性，发现在外资持股中资银行后，关系贷款银行面对更高的总体违约风险、资本短缺风险和资产风险，上市融资银行面对更高的总体违约风险、资本短缺风险和金融中介风险。本文研究在不同外部环境下外资持股对银行风险承担的调节效应，发现在外资持股中资银行后，在宏观经济风险时期中资银行面对更低的资本短缺风险和资产风险。在制度环境较好地区中资银行面对更低的银行风险承担，即在高市场化地区或强产权制度地区中资银行的总体违约风险、资本短缺风险和金融中介风险更低，在强契约制度地区中资银行的资本短缺风险和金融中介风险更低。

相比已有研究，本文主要在五个方面进行了有益创新。第一，在变量选择方面，本文使用中资银行前十大股东外资期末持股比例作为外资持股中资银行的代理变量，兼顾考虑境外战略投资者和二级市场外资投资者对银行风险承担行为的影响。同时，从银行的总体违约风险、资本短缺风险、资产风险和金融中介风险等多个角度衡量银行风险，避免使用单一变量难以全面反映银行风险承担的不足。第二，在董事会或高管层中的股东会对银行日常决策和经营管理产生重大影响，本文考察外资股东向中资银行派遣董事或高管对银行风险承担的影响。由于不同类型外资持股中资银行的目的、性质和特点均不同，本文考察不同类型外资对银行风险承担的差异化影响。这些探讨进一步丰富了对外资持股与银行风险承担之间关系的研究。第三，在中介效应方面，本文弥补了已有研究对外资持股影响银行风险承担中介机制的不足。通过使用 Baron 和 Kenny (1986)、温忠麟等 (2004) 等提出的中介效应检验程序，本文考察外资持股能否通过资本缓冲、杠杆率等影响银行风险承担。第四，在不同类型银行的异质性影响方面，对于不同关系贷款、上市融资的银行，本文考察外资持股对银行风险承担的影响是否存在非对称性，这些分析视角进一步丰富了现有经验证据。第五，在不同外部环境的调节效应方面，本文研究了在宏观经济风险、地区制度环境（市场化、产权制度、契约制度）等外部环境下，外资持股对银行风险承担的影响，弥补了已有文献有关外部环境调节效应的缺失。

本文接下来的结构安排如下：第二部分为研究设计，对本文主要变量进行定义，描述基准模型设定，说明样本选择步骤；第三部分为实证分析与检验，实证分析外资持股与银行风险承担之间的关系，进行稳健性检验并缓解可能存在的内生性问题；第四部分分别从中介效应、异质影响和调节效应等角度，拓展讨论外资持股对银行风险承担的影响；最后是本文的主要结论与政策启示。

二、研究设计

（一）变量说明

1. 银行风险代理变量

借鉴 Laeven 和 Levine（2009）、郭晔和赵静（2017）等做法，本文使用 Z 值度量银行总体违约风险，具体计算公式为：

$$Z - score = \sigma(ROA) / (ROA + EquityToAsset) \quad (10)$$

其中， ROA 是资产利润率， $\sigma(ROA)$ 是资产利润率 3 年移动标准差， $EquityToAsset$ 是资本资产比率。由于 $Z-score$ 存在尖峰厚尾的性质，本文对 $Z-score$ 取自然对数。 Z 值数值越大意味着银行总体违约风险越大。在稳健性检验中，本文使用资本利润率替代资产利润率计算的 Z 值衡量银行总体违约风险。

资本充足水平能够评估银行吸收潜在损失的能力（Berger 和 Roman，2015），用于反映银行风险承担的重要方面（Zhu 和 Yang，2016）。即银行对风险具有负向资本效应，资本充足银行面对较低的风险承担（Lee 和 Hsieh，2013）。由于显性或隐性存款保险制度的存在，资本短缺银行过度承担风险（Demirgüç-Kunt 等，2015）。本文使用资本充足率负值（ $CapitalRatio$ ）度量银行资本短缺风险，核心资本充足率负值作为稳健性检验。

不良贷款率常用于度量银行信用风险（Goetz 等，2016；Zhu 和 Yang，2016）。不良贷款率用不良贷款与总贷款的比值表示，衡量银行被动的资产风险承担。不良贷款率可以有效反映由于信贷质量恶化，对银行资产所产生的潜在风险暴露。商业银行不良贷款率越高，表示存在越多可能违约的风险资产。本文使用不良贷款率（ $NPLRatio$ ）作为银行资产风险的代理变量，逾期贷款率（逾期 90 天以上贷款比总贷款）作为稳健性检验。

银行通过使用流动性相对较强的负债来为流动性相对较差的资产融资，发挥了流动性供给中介的作用。流动性创造在满足银行日常经营活动的同时，也加剧了银行存在的金融中介风险（Khan 等，2017）。本文使用 Berger 和 Bouwman（2009）提出的流动性创造指标¹，用于全面反映银行流动性错配问题。银行流动性创造越多，所面对的金融中介风险越高。本文使用基于不同贷款类别且排除表外科目的流动性创造（ $LCCaEx$ ）作为银行金融中介风险的代理变量，基于

¹ 由于篇幅限制，此处略去银行流动性创造的计算方法，需要时可向作者索取。

不同贷款类别且包含表外科目的流动性创造作为稳健性检验。

2. 外资持股代理变量

由于境外战略投资者和二级市场外资投资者，都会对银行风险承担行为产生影响（刘家松和聂宝平，2016），本文使用中资银行前十大股东外资期末持股比例（*Foreign*）作为外资持股中资银行的代理变量。在稳健性检验部分，本文分别使用其他的外资股东持股中资银行比例进行稳健性检验，即分别使用前五大股东外资期末持股比例、前三大股东外资期末持股比例、最大股东外资期末持股比例作为外资持股中资银行的代理变量。

3. 控制变量

本文在控制银行特征变量的基础上，同时控制宏观环境变量，以避免遗漏变量可能对回归结果的影响。银行特征变量包括用银行总资产（百万元）取自然对数表示的资产规模（*TotalAssets*）、总贷款比总资产得到的贷款资产比（*LoanToAsset*）、总存款比总资产得到的存款资产比（*DepoToAsset*）。宏观环境变量是 GDP 同比增长率（*CityGDPG*），反映宏观经济环境变化对银行风险承担的影响，其中国有大型商业银行、股份制商业银行使用全国数据，城市商业银行、农村商业银行使用所在地级市数据。

本文对前十大股东存在外资投资者的中资银行样本，划分为持股期间样本组和未持股期间样本组，并对两组进行组间均值差异检验¹。结果表明，外资持股对应着显著且较低的银行风险承担，同时，所有控制变量均显著且分布具有较高的离散度，初步说明本文选择的控制变量是合理的。

（二）基准模型设定

为分析外资持股对银行风险承担的影响，本文使用普通最小二乘（Ordinary Least Square, OLS）估计方法建立基准模型：

$$Risk_{bgt} = \alpha + \beta \cdot Foreign_{bgt-1} + \gamma \cdot Controls_{bgt-1} + \theta_t + \theta_g + \varepsilon_{bgt} \quad (11)$$

其中，被解释变量 $Risk_{bgt}$ 表示在时期 t 类型为 g 的银行 b 所承担的风险，本文分别使用取自然对数的 Z 值（*Z-score*）衡量银行总体违约风险、资本充足率负值（*CapitalRatio*）衡量银行资本短缺风险、不良贷款率（*NPLRatio*）衡量银行资产风险、流动性创造（*LCCaEx*）衡量银行金融中介风险。核心解释变量 $Foreign_{bgt-1}$ 和控制变量 $Controls_{bgt-1}$ 均使用滞后一期的数据，前者表示中资银行前十大股东外资期末持股比例，后者包括银行个体层面的资产规模、贷款资产比、存款资产比和宏观环境层面的 GDP 同比增长率。 α 是截距项， θ_t 是时间效应， θ_g 是银行类型效应， ε_{bgt} 是残差项。为检验外资持股与银行风险承担之间的关系， β 的符号方向及显著性水平是本文关注的重点。

¹ 由于篇幅限制，此处略去主要变量组间均值差异检验结果，需要时可向作者索取。

（三）样本选择

本文使用 2002—2017 年 160 家中资银行的非平衡面板数据作为研究样本，所用数据均来源于万得数据库、中国研究数据库（CNRDS）、全球银行和金融机构分析数据库（BankScope）及其改版 ORBIS Bank Focus 数据库以及中国各商业银行历年年报。本文对合并各个数据库的初始银行样本进行处理：（1）考虑到本文的研究对象，剔除政策性银行、中国邮政储蓄银行和外资法人银行；（2）删除基准模型所用变量数据连续期少于 3 年的商业银行；（3）为消除离群值对回归结果的影响，对所用变量均在上下 1%分位点进行缩尾处理。按照 2017 年底原中国银监会的分类标准，160 家中资银行样本包括 5 家国有大型商业银行、12 家股份制商业银行、102 家城市商业银行和 41 家农村商业银行。截至 2017 年底，本文所用样本银行总资产占中国商业银行总资产比例为 78.51%，占中国银行业金融机构总资产比例为 61.11%。为避免潜在的样本选择问题，本文对剔除所用变量连续期少于 5 年、7 年和 9 年的银行样本分别进行检验，发现回归结果与本文主要结论保持一致。此外，对基准模型所用变量均在上下 5%分位点进行缩尾处理，发现本文的主要结论保持稳健。

三、实证分析与检验

（一）基础回归结果

根据方程(2)，表 1 汇报基准模型的回归结果，所有模型均使用稳健标准误，在纳入银行特征变量和宏观环境变量的同时，控制时间效应和银行类型效应，以避免其他不可观察因素对银行风险承担的影响。根据表 1 模型(1)一模型(4)的回归结果，外资持股对银行风险承担的估计系数均为负值且至少在 5%的水平下显著，表明外资持股与银行总体违约风险、资本短缺风险、资产风险、金融中介风险均存在显著的负相关关系。

根据知识溢出效应，外资金融机构在为中资银行提供资金支持从而在短期内充实资本金的同时，也会帮助中资银行完善公司治理结构、引入风险管理机制、提高服务质量和金融创新水平、提供全方位技术支持等，这些均能有效提高中资银行的资源配置效率和竞争力，从而降低中资银行风险承担（Berger 等，2009；Agoraki 等，2011；Zhu 和 Yang，2016）。根据外部监督效应，外资金融机构作为中资银行的外部监督者，通过积极地监督和约束银行管理者来减少道德风险，有助于中资银行提高经营效率和降低风险承担（Stulz，1999；Tirole，2001；Zhu 和 Yang，2016）。外资金融机构积极引导中资银行上市，上市银行能够获得投资者、媒体和监管部门的更多关注，对上市银行的日常经营决策进行外部监督，这有助于中资银行努力提高自身经营业绩并降低风险承担（Berger 等，2009；Cheng 等，2016）。总之，所得结论支持“开放稳定”观点，即得益于知识溢出效应和外部监督效应，外资持股可以降低银行风险承担。以外资持股为重要内容的中国银行业开放不会成为金融风险的来源，通过在法律法规和金融监管方面做好必要准

备，有可能成为中国实现金融稳定和促进银行业发展的重要方式。

表 1 基准模型：外资持股对中资银行风险承担的影响

模型	(1)	(2)	(3)	(4)
被解释变量	Z-score	CapitalRatio	NPLRatio	LCCaEx
L1.Foreign	-0.3870** (0.1658)	-0.0335*** (0.0104)	-0.0198*** (0.0073)	-0.1027*** (0.0329)
控制变量	控制	控制	控制	控制
年份效应	控制	控制	控制	控制
类型效应	控制	控制	控制	控制
样本量	1323	1586	1600	1252
调整 R ²	0.2204	0.2396	0.2990	0.4815

注：本表使用 OLS 模型，表内数字均为变量的回归系数，对应括号内均为稳健标准误。*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%水平下显著。L1 表示一阶滞后项。下表同。

外资持股会对银行的经营管理和风险控制发挥关键作用，同时银行股东向持股银行委派董事或高管也会对银行日常决策和经营管理产生重大影响。本文进一步考察外资股东地位对中资银行风险承担的影响，使用外资股东是否在董事会或高管层占有一席之地的动态虚拟变量（*isDM*）作为外资股东地位的代理变量，即若外资股东向持股中资银行派驻董事或高管，则该持股银行当年取值为 1，否则为 0。根据表 2 模型(1)–模型(4)的回归结果，外资股东地位对银行风险承担的估计系数均为负值且在大多数情况下显著，即外资股东向持股中资银行派遣董事或高管，有助于降低银行总体违约风险、资本短缺风险和金融中介风险。表 2 所得结论支持“开放稳定”观点，外资股东地位的提升有助于降低银行风险承担。

表 2 外资股东地位对中资银行风险承担的影响

模型	(1)	(2)	(3)	(4)
被解释变量	Z-score	CapitalRatio	NPLRatio	LCCaEx
L1. <i>isDM</i>	-0.1701*** (0.0359)	-0.0056*** (0.0020)	-0.0019 (0.0013)	-0.0332*** (0.0068)
控制变量	控制	控制	控制	控制
年份效应	控制	控制	控制	控制
类型效应	控制	控制	控制	控制
样本量	1323	1586	1600	1252
调整 R ²	0.2324	0.2367	0.2945	0.4857

持股中资银行的外资存在不同类型，由于不同类型外资持股中资银行的投资目的、性质和特点均存在差异，可能对银行风险承担产生差异化影响。在表 3 中，本文将外资资本划分为银行资本、风险资本、产业资本等三种类型，并分别使用中资银行的前十大股东外资银行期末持股比例（*ForeignBC*）作为外资银行资本持股中资银行的代理变量，前十大股东外资股权投资基金和风险投资基金期末持股比例（*ForeignRC*）作为外资风险资本持股中资银行的代理变量，以及前十大股东外资跨国公司期末持股比例（*ForeignIC*）作为外资产业资本持股中资银行的代理变量。在表 3A 中，外资银行资本持股与银行总体违约风险、资本短缺风险、资产风险、金融中介风险均存在显著的负相关关系。在表 3B 中，外资风险资本持股的增加有助于降低银行金融中介

风险，但对其他类型的银行风险承担并没有产生显著影响。在表 3C 中，外资产业资本持股的增加有助于降低银行资本短缺风险和资产风险，但对银行总体违约风险和金融中介风险并没有产生显著影响。

表 3 不同类型外资对中资银行风险承担的影响

模型	(1)	(2)	(3)	(4)
被解释变量	Z-score	CapitalRatio	NPLRatio	LCCaEx
A: 外资银行资本				
L1.ForeignBC	-0.6538*** (0.1943)	-0.0361*** (0.0120)	-0.0136** (0.0061)	-0.1462*** (0.0395)
样本量	1323	1586	1600	1252
调整 R2	0.2248	0.2388	0.2954	0.4831
B: 外资风险资本				
L1.ForeignRC	-0.4697 (1.9189)	0.0650 (0.0807)	-0.0451 (0.0793)	-0.7016** (0.2737)
样本量	1323	1586	1600	1252
调整 R2	0.2170	0.2320	0.2935	0.4794
C: 外资产业资本				
L1.ForeignIC	0.1661 (0.2310)	-0.0254** (0.0101)	-0.0289** (0.0116)	0.0366 (0.0409)
样本量	1323	1586	1600	1252
调整 R2	0.2172	0.2333	0.2975	0.4784

注：控制变量、年份效应和类型效应均进行控制。

(二) 稳健性检验¹

本文进行一系列的稳健性检验，所得回归结果与基准模型基本保持一致。（1）基于不同银行风险承担代理变量。本文分别使用资本利润率计算的 Z 值衡量银行总体违约风险、核心资本充足率负值衡量银行资本短缺风险、逾期贷款率衡量银行资产风险、基于不同贷款类别且包含表外科目的流动性创造衡量银行金融中介风险。（2）基于不同核心解释变量。本文分别使用中资银行的前五大股东、前三大股东和最大股东外资期末持股比例作为外资持股的代理变量。（3）为减少对可能存在内生性问题的关注，本文基准模型使用滞后一期自变量进行回归分析，在稳健性检验中使用的自变量不再滞后一期。（4）删除宏观变量或时间效应。由于基准模型同时控制时间效应和 GDP 同比增长率，可能使回归结果产生多重共线性问题，本文在分别删除宏观变量、时间效应之后进行回归分析。

(三) 内生性处理²

本文综合运用四种方法缓解模型中可能存在的内生性问题，所得回归结果均没有改变外资持股显著降低银行风险承担的结论。（1）横截面回归。本文以外资持股的中资银行为研究样本，将外资持股当年作为第 0 期，分析外资持股及其后三年内中资银行风险承担的变化。其中被解释变量为外资持股以后第 1 年、第 2 年、第 3 年、三年平均的中资银行风险承担相对于外资持股前

¹ 由于篇幅限制，此处略去具体的回归结果，需要时可向作者索取。

² 由于篇幅限制，此处略去具体的回归结果，需要时可向作者索取。

一年的变化，自变量均为对应变量的一阶差分项，使用 OLS 方法进行横截面回归。(2) Heckman 两阶段模型。本文的一个难点问题是外资持股的中资银行只是一部分样本银行，如果将样本期内没有外资持股的中资银行进行删除或者忽略，将不可避免的产生估计偏误。外资是否持股中资银行不是随机的，而是与银行自身的特质密切相关。为解决样本中可能的选择偏误问题，本文使用 Heckman 两阶段模型 (Heckman, 1979) 进行分析。结果表明，在大部分情况下所用银行样本可能存在样本选择偏误问题。(3) 倾向得分匹配估计。本文将外资投资者成为中资银行前十大股东虚拟变量作为处理变量，银行风险承担变量作为结果变量，基准模型中包含的控制变量作为协变量，分别使用一对一匹配、一对四近邻匹配、卡尺内一对四匹配、半径匹配、核匹配、局部线性回归匹配、样条匹配等方法，均进行有放回且允许并列的匹配估计。(4) 增加潜在遗漏变量。基准模型可能存在遗漏变量问题，这些遗漏因素与银行风险承担存在相关关系，本文在基准模型中增加一系列可能影响银行风险承担的控制变量，包括资本资产比率、资产利润率、营业收入增长率、收入多元化、经营效率和表外业务增长率。

四、扩展讨论：中介效应、异质影响与调节效应

(一) 中介效应

为进一步分析外资持股影响中资银行风险承担的中介机制，本文使用 Baron 和 Kenny (1986)、温忠麟等 (2004) 等提出的中介效应检验程序进行讨论¹。回归模型如方程(2)以及下面方程(3)和(4)所示。

$$M_{bgt} = \alpha + \delta \cdot Foreign_{bgt-1} + \gamma \cdot Controls_{bgt-1} + \theta_t + \theta_g + \varepsilon_{btg} \quad (12)$$

$$Risk_{bgt} = \alpha + \beta' \cdot Foreign_{bgt-1} + \beta_1 \cdot M_{bgt-1} + \gamma \cdot Controls_{bgt-1} + \theta_t + \theta_g + \varepsilon_{bgt} \quad (13)$$

其中， M_{bgt} 表示中介变量，包括资本缓冲（资本充足率减去 8% 的最低资本监管要求， $CBuffer$ ）、杠杆率（总负债比总资产， $Leverage$ ）。

1. 资本缓冲。为考察外资持股能否通过资本缓冲影响中资银行风险承担，本文使用资本缓冲（ $CBuffer$ ）作为中介变量进行中介效应检验。表 4 模型(1)表明外资持股与银行资本缓冲存在显著的正相关关系，即外资持股会提高银行资本缓冲。可能是外资投资者作为中资银行外部监督者，促使中资银行在满足监管最低要求的同时，努力提高吸收潜在损失的能力，这要求更高的资本缓冲水平，以避免资本短缺带来的风险。在表 4 模型(2)–模型(5)中，资本缓冲与银行风险承担均负相关且在大部分情况下显著，因为较高的资本缓冲可以帮助银行吸收潜在损失 (Berger 和 Roman, 2015)。根据中介效应检验程序，模型(2)–模型(4)存在以资本缓冲为中介变量的完全中介效应；模型(5)的 Sobel 值为-1.377，小于 5%显著性水平的下限临界值 (-0.97)，所

¹由于篇幅限制，此处略去中介效应检验程序图，需要时可向作者索取。

以显著存在以资本缓冲为中介变量的中介效应。总之，外资持股促使中资银行提高资本缓冲，从而降低中资银行风险承担。

表 4 中介效应：资本缓冲

模型	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
被解释变量	CBuffer	Z-score	CapitalRatio	NPLRatio	LCCaEx
L1.Foreign	0.0335*** (0.0104)	-0.2171 (0.1630)	-0.0103 (0.0072)	-0.0073 (0.0050)	-0.0878*** (0.0327)
L1.CBuffer		-3.8191*** (0.5475)	-0.4663*** (0.0316)	-0.1237*** (0.0207)	-0.1827 (0.1239)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
年份效应	控制	控制	控制	控制	控制
类型效应	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	1586	1290	1540	1542	1192
调整 R2	0.2396	0.2456	0.4537	0.2992	0.4862

2. 杠杆率。为考察外资持股能否通过杠杆率影响中资银行风险承担，本文使用杠杆率（Leverage）作为中介变量进行中介效应检验。表 5 模型(1)表明，外资持股与银行杠杆率存在显著的负相关关系，即外资持股会降低银行杠杆率。可能是外资持股所带来的外部监督效应，即外资投资者作为中资银行的外部监督者，要求中资银行控制杠杆率保持合理水平，避免过高的杠杆率对银行经营活动产生不利影响。在表 5 模型(2)一模型(5)中，杠杆率与银行风险承担均显著正相关。过高杠杆率是全球历次金融危机的关键驱动因素之一。在最近的国际金融危机中，大量的商业银行杠杆率过高，导致金融市场出现巨大波动，迫使银行承担更高的风险（Smith 等，2017）。在模型(2)一模型(5)中，外资持股与银行风险承担均显著负相关，这与基准模型完全保持一致。根据中介效应检验程序，显著存在以杠杆率为中介变量的中介效应，即外资持股促使中资银行降低杠杆率，从而降低中资银行风险承担。

表 5 中介效应：杠杆率

模型	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
被解释变量	Leverage	Z-score	CapitalRatio	NPLRatio	LCCaEx
L1.Foreign	-0.0119** (0.0058)	-0.2988* (0.1524)	-0.0226*** (0.0087)	-0.0176** (0.0071)	-0.0934*** (0.0331)
L1.Leverage		8.8400*** (0.7150)	0.5125*** (0.0506)	0.1255*** (0.0234)	0.4797*** (0.1797)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
年份效应	控制	控制	控制	控制	控制
类型效应	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	1629	1323	1585	1599	1252
调整 R2	0.3087	0.3124	0.3526	0.3133	0.4849

（二）异质影响

为考察外资持股对中资银行风险承担的影响在不同类型银行中的差异性，本文在基准模型中分别加入按照关系贷款、上市融资等分类的不同银行类型虚拟变量及其与外资持股变量的交叉项。

1. 关系贷款银行。本文借鉴 Jiang 等（2019）的做法，将小型银行虚拟变量（*isSmall*）作为关系贷款银行的代理变量，若银行的总资产小于该年银行样本较小五分位数则取值为 1，否则取值为 0。表 6A 结果表明，在外资持股后，关系贷款银行的总体违约风险、资本短缺风险和资产风险更高。可能在外资持股后，外资股东为控制关系贷款带来的风险，要求小型银行降低关系贷款数量（张敏等，2014）。但是关系贷款通过减少信息不对称，可以为银行创造收益和降低风险，但随着关系贷款的减少，银行风险可能随之增加（Jiang 等，2019）。

2. 上市融资银行。本文将动态上市银行虚拟变量（*isList*）作为上市融资银行的代理变量，银行在 A 股或 H 股上市前取值为 0，上市当年及以后各年取值为 1，其他年份取值为 0。表 6B 结果表明，在外资持股后，上市融资银行的总体违约风险、资本短缺风险和金融中介风险更高。在外资持股的中资银行上市后，银行不可避免地受到资本市场波动的影响，同时为谋求股东利益最大化而更加偏好风险，从而增加了银行风险承担。此外，在中资银行上市后，作为战略投资者或短期财务投资者的外资可能会减持股份，撤离富有管理经验的董事或高管，这些均可能对良好的公司治理结构造成损害，无法有效的监督和约束管理者的风险行为。

表 6 异质性分析

模型	(1)	(2)	(3)	(4)
被解释变量	Z-score	CapitalRatio	NPLRatio	LCCaEx
A: 关系贷款银行				
L1.Foreign× L1.isSmall	0.7356*** (0.2660)	0.0901*** (0.0221)	0.0690*** (0.0098)	-0.0118 (0.2399)
L1.Foreign	-0.3575** (0.1707)	-0.0336*** (0.0107)	-0.0211*** (0.0075)	-0.0977*** (0.0335)
L1.isSmall	-0.1679*** (0.0391)	-0.0061*** (0.0022)	-0.0001 (0.0010)	-0.0154 (0.0096)
样本量	1323	1586	1600	1252
调整 R2	0.2303	0.2439	0.2995	0.4818
B: 上市融资银行				
L1.Foreign× L1.isList	1.6782*** (0.3559)	0.0345** (0.0173)	0.0139 (0.0142)	0.2842*** (0.0703)
L1.Foreign	-0.6299*** (0.2179)	-0.0389*** (0.0137)	-0.0173** (0.0076)	-0.1631*** (0.0458)
L1.isList	-0.5225*** (0.0689)	-0.0097*** (0.0032)	-0.0088*** (0.0028)	-0.0697*** (0.0136)
样本量	1323	1586	1600	1252
调整 R2	0.2495	0.2417	0.3059	0.4878

注：控制变量、年份效应和类型效应均进行控制。

（三）调节效应

为进一步研究在外部环境变化时外资持股对中资银行风险承担的调节效应，本文在基准模型中分别加入宏观经济风险、地区制度环境等虚拟变量及其与外资持股变量的交叉项。

1. 宏观经济风险

本文使用经济高风险时期虚拟变量（*isMacRisk*）作为宏观经济风险的代理变量，借鉴陈雨露等（2016）的方法将经济周期划分为高涨期、衰退期和正常期等三个类别，当经济处在宏观

经济风险时期（高涨期或衰退期）取值为 1，否则取值为 0，全国性银行使用全国数据，地方性银行使用所在地级市数据。在表 7 中，在外资持股后，在宏观经济风险时期，中资银行的资本短缺风险和资产风险更低。可能在宏观经济风险时期，为应对潜在的负面经济冲击，外资持股的中资银行通过减少信贷供给、增加资本缓冲和降低杠杆率等方式，主动降低自身风险承担。

表 7 调节效应：宏观经济风险

模型	(1)	(2)	(3)	(4)
被解释变量	Z-score	CapitalRatio	NPLRatio	LCCaEx
L1.Foreign× L1.isMacRisk	-0.3001 (0.2797)	-0.0436*** (0.0166)	-0.0239*** (0.0091)	-0.0837 (0.0565)
L1.Foreign	-0.2676 (0.1947)	-0.0172 (0.0120)	-0.0105 (0.0082)	-0.0736* (0.0404)
L1.isMacRisk	-0.0315 (0.0288)	0.0037** (0.0015)	0.0011 (0.0009)	0.0041 (0.0075)
控制变量	控制	控制	控制	控制
年份效应	控制	控制	控制	控制
类型效应	控制	控制	控制	控制
样本量	1323	1586	1600	1252
调整 R2	0.2215	0.2441	0.3009	0.4813

2. 地区制度环境

为刻画中国地区市场化程度、产权制度和契约制度发展的相对进程，本文分别使用中国分省份市场化指数及其分项指标“政府与市场关系”“市场中介组织的发育和法律制度环境”，其中，2002—2007 年数据来自樊纲等（2011），2008—2016 年数据来自王小鲁等（2019），2017 年数据由插值外推取得，地方性银行使用中资银行所在省份数据，全国性银行使用全国数据，全国数据为当年各省份对应指标的算数均值。本文分别对中资银行所在地区的市场化程度、产权制度和契约制度进行分组，当银行所在地区的市场化指数及其分项指数大于当年所有地区的中位数则取值为 1，否则取值为 0，得到高市场化程度地区虚拟变量（*isHMarket*）、强产权制度地区虚拟变量（*isHGM*）和强契约制度地区虚拟变量（*isHLS*）。

表 8 结果表明，在外资持股后，在高市场化地区中资银行的总体违约风险、资本短缺风险和金融中介风险更低；在强产权制度地区中资银行的总体违约风险、资本短缺风险和金融中介风险更低；在强契约制度地区中资银行的资本短缺风险和金融中介风险更低。在较好制度环境地区中资银行，从外资持股带来的知识溢出效应中获得了更多好处。即在外资持股中资银行后，由于境外金融机构所在地区与中国较好制度环境地区的制度质量差异较小，中资银行的公司治理与外资股东的管理策略更相容，也更容易接受外资股东提供的成熟管理技术和优秀风控实践。同时，在较好制度环境地区中资银行的市场化程度更高，财务报表的准确性和透明度较高，信息不对称性较低，由此引发的道德风险较少。此外，外资金融机构也可以更好的对持股中资银行进行外部监督，改善风险管理技能，缓解代理人问题，从而降低银行风险承担。

表 8 调节效应：地区制度环境

模型	(1)	(2)	(3)	(4)
被解释变量	<i>Z-score</i>	<i>CapitalRatio</i>	<i>NPLRatio</i>	<i>LCCaEx</i>
A: 市场化程度				
L1.Foreign× L1.isHMarket	-1.1038*** (0.3223)	-0.0482*** (0.0181)	0.0075 (0.0127)	-0.2467*** (0.0665)
L1.Foreign	0.0493 (0.1949)	-0.0137 (0.0093)	-0.0218** (0.0095)	-0.0047 (0.0353)
L1.isHMarket	0.0299 (0.0316)	0.0015 (0.0018)	-0.0019* (0.0010)	-0.0058 (0.0079)
B: 产权制度				
L1.Foreign× L1.isHGM	-1.1578*** (0.3095)	-0.0625*** (0.0173)	0.0185 (0.0126)	-0.2273*** (0.0645)
L1.Foreign	0.1215 (0.1911)	-0.0066 (0.0092)	-0.0257*** (0.0097)	-0.0085 (0.0357)
L1.isHGM	-0.0331 (0.0303)	0.0016 (0.0018)	-0.0034*** (0.0011)	-0.0064 (0.0079)
C: 契约制度				
L1.Foreign× L1.isHLS	-0.4172 (0.2929)	-0.0393** (0.0156)	-0.0154 (0.0100)	-0.1038* (0.0568)
L1.Foreign	-0.1590 (0.2070)	-0.0165 (0.0100)	-0.0113 (0.0104)	-0.0542 (0.0443)
L1.isHLS	-0.0744** (0.0295)	0.0013 (0.0017)	-0.0029*** (0.0011)	-0.0035 (0.0079)

注：控制变量、年份效应、类型效应均进行控制。

五、主要结论与政策启示

本文使用 2002—2017 年中国 160 家商业银行非平衡面板数据，实证分析外资持股对中资银行风险承担的影响。结果表明：第一，得益于知识溢出效应和外部监督效应，外资持股可以降低中资银行的总体违约风险、资本短缺风险、资产风险和金融中介风险。第二，外资股东在董事会或高管层占有一席之地，能够降低银行总体违约风险、资本短缺风险和金融中介风险。不同类型的外资都可以降低中资银行风险承担，其中外资银行资本持股有助于降低银行总体违约风险、资本短缺风险、资产风险和金融中介风险，外资产业资本持股则能够降低银行资本短缺风险和资产风险，但外资风险资本持股只能降低银行金融中介风险。第三，在中介效应方面，外资持股通过资本缓冲、杠杆率等潜在机制影响中资银行风险承担。外资持股导致银行资本缓冲提高和杠杆率下降，从而降低中资银行风险承担。第四，在异质性影响方面，在外资持股中资银行后，关系贷款银行的总体违约风险、资本短缺风险和资产风险更高，上市融资银行的总体违约风险、资本短缺风险和金融中介风险也更高。第五，在调节效应方面，在外资持股中资银行后，在宏观经济风险时期中资银行面对更低的资本短缺风险和资产风险；在高市场化地区或强产权制度地区中资银行面对更低的总体违约风险、资本短缺风险和金融中介风险，在强契约制度地区中资银行面对更低的资本短缺风险和金融中介风险。

本文结论为中国银行业进一步扩大开放提供了理论与实证支撑，也为监管部门提供了比较明确的政策启示。第一，客观认识外资持股与银行风险之间的关系。外资持股等银行业开放形式，有助于中资银行在短期内充实资本金，完善公司治理结构，健全风险管理机制，吸收境外金融机构先进经验，取得业务合作和技术支持，从而提高中资银行防控风险的能力。第二，发挥好外资投资者在公司治理中的积极作用。外资投资者作为外部监督者，可以改善中资银行的风险管理技能，对中资银行的日常经营决策形成外部监督，通过银行资本缓冲和杠杆率等中介机构影响中资银行风险承担。第三，正确理解外资持股中资银行效果的差异性。外资持股不同类型的中资银行，银行风险承担行为可能表现出不一致的变化。对待不同的外资持股的中资银行，监管部门要采取有的放矢的监管策略，注重由于不同的银行特质所产生的风险问题。第四，关注外部环境变化对外资持股与银行风险之间关系的影响。尽管在宏观经济风险时期，外资持股的中资银行主动降低风险承担，但外部经济的不利冲击仍有可能增加银行脆弱性，逆周期的金融监管需要加强和完善。良好的制度环境有助于外资持股增强中资银行稳定性，强化知识产权保护、完善法律和司法体系建设均是良好制度环境的重要保障。第五，在开放过程中提升防范风险和有效监管的能力。虽然银行业开放本身不是引发风险的来源，但要注意外资持股会提高防范金融风险的复杂性。监管部门要构建开放环境下的金融风险监管体系，不断完善审慎监管手段和工具，提升银行业监管能力和监管有效性。

参考文献

- [1] 陈雨露、马勇、阮卓阳：《金融周期和金融波动如何影响经济增长与金融稳定？》，《金融研究》2016年第2期。
- [2] 樊纲、王小鲁、朱恒鹏：《中国市场化指数：各地区市场化相对进程2011年报告》，经济科学出版社2011年版。
- [3] 郭晔、赵静：《存款保险制度、银行异质性与银行个体风险》，《经济研究》2017年第12期。
- [4] 侯晓辉、李婉丽、王青：《所有权、市场势力与中国商业银行的全要素生产率》，《世界经济》2011年第2期。
- [5] 孔爱国、卢嘉圆：《市场约束、商业银行治理与风险的实证研究》，《金融研究》2010年第5期。
- [6] 刘家松、聂宝平：《商业银行境外引资、股权结构与经营绩效——基于2007—2015年62家商业银行的经验证据》，《会计研究》2016年第10期。
- [7] 王小鲁、樊纲、胡李鹏：《中国分省份市场化指数报告（2018）》，社会科学文献出版社2019年版。
- [8] 温忠麟、张雷、侯杰泰、刘红云：《中介效应检验程序及其应用》，《心理学报》2004年第5期。
- [9] 阳建勋：《公司治理与金融监管互动中的银行股东道德风险规制》，《现代法学》2018年第4期。
- [10] 张金清、吴有红：《外资银行进入水平影响商业银行效率的“阈值效应”分析——来自中国商业银行的经验证据》，《金融研究》2010年第6期。
- [11] 张敏、张雯、马黎珺：《金融生态环境、外资持股与商业银行的关联贷款》，《金融研究》2014年第12期。
- [12] 中国银行业监督管理委员会：《中国银行业对外开放报告》，2007年。
- [13] Aggarwal, R., Erel, I., Ferreira, M., & Matos, P., Does Governance Travel around the World? Evidence from Institutional Investors. *Journal of Financial Economics*, Vol. 100, No. 1, 2011, pp. 154-181.
- [14] Agoraki, M. K., Delis, M. D., & Pasiouras, F., Regulations, Competition and Bank Risk-taking in Transition Countries. *Journal of Financial Stability*, Vol. 7, No. 1, 2011, pp. 38-48.
- [15] Baron, R. M., & Kenny, D. A., The Moderator-mediator Variable Distinction in Social Psychological Research: Conceptual, Strategic, and Statistical Considerations. *Journal of Personality and Social Psychology*, Vol. 51, No. 6, 1986, pp. 1173-1182.
- [16] Berger, A. N., & Bouwman, C. H. S., Bank Liquidity Creation. *Review of Financial Studies*, Vol. 22, No. 9, 2009, pp. 3779-3837.
- [17] Berger, A. N., & Roman, R. A., Did TARP Banks Get Competitive Advantages?. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 50, No. 6, 2015, pp. 1199-1236.
- [18] Berger, A. N., Hasan, I., & Zhou, M., Bank Ownership and Efficiency in China: What Will Happen in the World's Largest Nation?. *Journal of Banking & Finance*, Vol. 33, No. 1, 2009, pp. 113-130.
- [19] Chen, M., Wu, J., Jeon, B. N., & Wang, R., Do Foreign Banks Take More Risk? Evidence from Emerging Economies. *Journal of Banking & Finance*, Vol. 82, No. 9, 2017, pp. 20-39.
- [20] Cheng, M., Geng, H., & Zhang, J., Chinese Commercial Banks: Benefits from Foreign Strategic Investors?. *Pacific-Basin Finance Journal*, Vol. 40, No. 12, 2016, pp. 147-172.
- [21] Demirgüç-Kunt, A., Kane, E., & Laeven, L., Deposit Insurance around the World: A Comprehensive Analysis and Database. *Journal of Financial Stability*, Vol. 20, No. 10, 2015, pp. 155-183.
- [22] Demsetz, R. S., Saidenberg, M. R., & Strahan, P. E., Agency Problems and Risk Taking at Banks. FRB of New

York Staff Report No. 29, 1997.

- [23] Goetz, M. R., Laeven, L., & Levine, R., Does the Geographic Expansion of Banks Reduce Risk?. *Journal of Financial Economics*, Vol. 120, No. 2, 2016, pp. 346-362.
- [24] Gorton, G., & Rosen, R., Corporate-control, Portfolio Choice, and the Decline of Banking. *Journal of Finance*, Vol. 50, No. 5, 1995, pp. 1377-1420.
- [25] Hasan, I., & Xie, R., Foreign Bank Entry and Bank Corporate Governance in China. *Emerging Markets Finance and Trade*, Vol. 49, No. 2, 2013, pp. 4-18.
- [26] Heckman, J. J., Sample Selection Bias as a Specification Error. *Econometrica*, Vol. 47, No. 1, 1979, pp. 153-161.
- [27] Jensen, M. C., & Meckling, W. H., Theory of Firm-managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure. *Journal of Financial Economics*, Vol. 3, No. 4, 1976, pp. 305-360.
- [28] Jiang, L., Levine, R., & Lin, C., Competition and Bank Liquidity Creation. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 54, No. 2, 2019, pp. 513-538.
- [29] Khan, M. S., Scheule, H., & Wu, E., Funding Liquidity and Bank Risk Taking. *Journal of Banking & Finance*, Vol. 82, No. 9, 2017, pp. 203-216.
- [30] Laeven, L., & Levine, R., Bank Governance, Regulation and Risk Taking. *Journal of Financial Economics*, Vol. 93, No. 2, 2009, pp. 259-275.
- [31] Lee, C., & Hsieh, M., The Impact of Bank Capital on Profitability and Risk in Asian Banking. *Journal of International Money and Finance*, Vol. 32, No. 2, 2013, pp. 251-281.
- [32] Smith, J. A., Grill, M., & Lang, J. H., The Leverage Ratio, Risk-taking and Bank Stability. ECB Working Paper No. 2079, 2017.
- [33] Stulz, R. M., Globalization, Corporate Finance, and the Cost of Capital. *Journal of Applied Corporate Finance*, Vol. 12, No. 3, 1999, pp. 8-25.
- [34] Tirole, J., Corporate Governance. *Econometrica*, Vol. 69, No. 1, 2001, pp. 1-35.
- [35] Zhu, W., & Yang, J., State Ownership, Cross-border Acquisition, and Risk-taking: Evidence from China's Banking Industry. *Journal of Banking & Finance*, Vol. 71, No. 10, 2016, pp. 133-153.

Openness, Foreign Ownership and Bank Risk-taking

LI Zhen SONG Ke YANG Jiawen

Abstract: The banking openness is a double-edged sword. While improving the control of bank risk, it also increases the complexity of financial risk prevention. Therefore, understanding the relationship between openness and risk is essential for expanding banking openness. This paper uses the data of 160 Chinese commercial banks from 2002 to 2017 to analyze the relationship between foreign ownership and bank risk-taking. The results support the view of “open-stability” in a more comprehensive way. Due to the knowledge spillover effect and the external supervision effect, foreign ownership reduces bank risk-taking, which is evidenced by lower overall default risk, capital shortage risk, asset risk and financial intermediary risk. This conclusion is still valid after a series of robustness tests and endogenous analyses. Appointing directors or executives to banks by foreign shareholders can reduce bank risk-taking. Different types of foreign shareholders may reduce bank risk-taking differently. Through further analysis, foreign ownership leads to the increase of capital buffer, and the decline of leverage, thus reducing bank risk-taking. This is mainly affected by the external supervision effect. After foreign investors receiving the ownership of Chinese banks, banks with relationship lending or listed banks may face higher risks, while banks during higher economic risk periods or in better institutional environments may face lower risks.

Keywords: Banking Openness, Foreign Ownership, Bank Risk, Intermediary Effect

流动性管理视角下中国货币政策工具有效性研究

史本叶¹ 王晓娟² 冯叶³

【摘要】本文在含有金融摩擦 NK-DSGE 模型基础上，通过细致刻画商业银行的资产负债均衡方程，引入央行流动性管理机制，探索了流动性管理工具的传导路径及其在经济处于不同区间时的有效性问题。研究发现：流动性管理工具对经济主体的影响机制和效力在经济处于不同区间时存在显著差异；运用中期借贷便利改变基础货币数量的货币政策操作在经济高增长区间比低增长区间有效，而调整利率在经济低增长区间比高增长区间更有效；在经济低增长区间，由于企业信贷需求下降导致流动性管理的资产负债表渠道受阻，在运用流动性管理工具改变基础货币数量的同时还应配合调整货币政策工具的“价格”，以提高货币政策有效性。

【关键词】流动性管理；经济周期；货币政策传导；货币政策有效性

一、引言及文献评述

在较为成熟的市场经济中，货币当局通常采用间接的货币政策操作框架。流动性管理是指在这一框架下，中央银行（下文简称央行）利用其与金融机构、企业以及家庭间资产负债表的关联关系，通过调整货币工具改变各部门的行为决策，进而影响实体经济，实现政策最终目标的过程（孙国峰，2017）。自 2014 年中国国际收支顺差格局发生显著转变以后，外汇占款渠道投放的基础货币减少，央行提高了主动调节流动性的能力，并通过搭配使用法定存款准备金率和不同期限结构的流动性管理工具使银行体系流动性维持在一个合理适度的范围内。然而，随着中国宏观经济下行压力持续加大，央行虽然采取了诸多释放流动性的政策操作，但社会融资规模增速和信贷增速却未得到明显提升。在此背景下，对央行流动性管理工具的传导路径和有效性展开研究，不仅对完善流动性监管的理论框架具有重要价值，而且对提高当前货币政策传导效率具有指导意义。

根据流动性管理的货币政策操作逻辑，央行会制造金融系统的结构性流动性短缺，使自身处在有利位置，通过调整流动性供给来影响商业银行资产负债的规模和结构，引导商业银行向央行的预期方向调整，从而保证流动性管理的有效性（孙国峰，2017）。在上述货币政策操作逻辑下，央行的初衷是通过吞吐基础货币影响货币市场利率，再根据无套利机制和利率期限结构传导至各个市场不同期限的利率上，进而实现货币政策对宏观经济的有效调控。但目前看，中

¹ 史本叶，吉林大学经济学院

² 王晓娟，吉林大学经济学院

³ 冯叶，中国人民银行长春中心支行

国金融市场的套利机制尚不完善，利率市场化改革还未完成，社会融资仍主要依靠银行贷款，这使货币政策传导的主要渠道仍然是银行信贷渠道（姚余栋和李宏瑾，2013；饶品贵和姜国华，2013；战明华等，2018）。因此，从传导路径视角出发，中国货币政策有效性主要取决于两个环节：一是央行通过操作流动性管理工具可有效影响商业银行资产负债的规模和结构；二是商业银行能够根据自身流动性变化相应调整对企业部门的信贷供给和定价。

早期，对货币政策有效性的研究主要分为两个视角：一是研究货币政策规则的有效性，张屹山和张代强（2007）与宋玉华和李泽祥（2007）分别对中国价格型和数量型货币政策规则有效性进行了经验分析，但并未考虑货币政策传导的结构性因素。随着动态随机一般均衡（DSGE）模型技术逐步成熟，构建含有金融摩擦的 NK-DSGE 模型研究货币政策有效性的论文大量出现（李天宇等，2017；孟宪春等，2019），但现有模型主要关注货币政策传导过程中的第二个环节，忽略了货币政策的流动性管理工具能否有效影响商业银行行为的问题，而是直接分析货币政策规则如何通过金融系统影响实体经济。另一个是从公众学习和预期管理的视角出发，在 DSGE 模型中引入适应性学习机制，探讨货币政策有效性问题（李天宇等，2017；郭豫媚和周璇，2018）。上述两方面研究都没有关注中国流动性管理的货币政策操作逻辑，忽略了流动性管理工具与商业银行资产负债间的相互作用。事实上，一旦货币政策在影响商业银行决策行为的环节失效，商业银行向企业部门的传导也将受影响。因此，不同于现有文献对货币政策规则的研究，本文将重点考察货币政策工具的作用渠道和最终实施效果的有效性。

近期对中国流动性管理货币政策的研究逐步出现，主要关注央行货币政策工具如何通过同业拆借市场影响商业银行的信贷创造。潘彬等（2018）将同业业务特征和其对银行资产负债行为的影响纳入央行流动性管理分析框架，并考察不同管理方式对平滑货币市场流动性波动的效果。郭晔等（2018）则构建了商业银行同业和非同业流动性创造指标，研究货币政策对银行流动性创造的总体和结构性影响，但该研究只考虑了央行流动性管理对商业银行的影响，并未分析商业银行如何进一步向实体经济传递。根据中国央行流动性管理的货币政策作用机理（孙国峰，2017），商业银行对货币政策流动性管理工具的敏感度是影响其向商业银行有效传导的关键因素，而商业银行对流动性的需求和对家庭与企业的信贷供给与实体经济状态紧密相联。因此，本文将央行流动性管理引入含有金融摩擦的 NK-DSGE 模型，使货币政策工具对商业银行的影响和商业银行流动性供求与实体经济的相互作用纳入一个统一框架，模型既考虑了流动性管理工具如何有效传导至商业银行，也囊括了商业银行根据自身流动性变化如何相应调整对企业部门的信贷供给和定价机制。此外，商业银行对流动性的需求和供给与经济状态具有紧密的内在联系，因此基于经济周期视角分析流动性管理的货币政策影响商业银行资产负债表进而向企业传导的有效性十分必要。

事实上，学者们已经通过经验分析方法证实了经济周期因素会影响货币政策操作。刘晓星和张旭（2018）与张小宇等（2018）检验了中国货币政策操作具有显著的时变特征，说明央行

会根据经济状态适时调整政策调控力度。此外，在经济处于不同状态时，货币政策工具对产出和通货膨胀的影响也具有显著的非对称性（邓静远和王文甫，2016），但上述经验分析无法揭示经济周期不同区间下货币政策工具在经济系统中传导的内在机理，而这方面的研究对中国当前经济下行背景下的货币政策调整具有重要意义。本文结合中国流动性管理工具的主要特征，先从局部均衡视角出发探索不同经济增长区间下货币政策有效性问题，并在 Bianchi and Bigio（2014）的基础上，将商业银行资产负债规模管理引入 NK-BGG-DSGE 模型，使“货币政策流动性管理工具→商业银行资产负债管理→实体经济”这一完整的政策传导链条可合理地融入一般均衡框架下，进一步阐述货币政策工具的传导机制和有效性问题。

概言之，本文核心工作是厘清中国流动性管理的内在逻辑，通过在包含金融摩擦机制的新凯恩斯 DSGE 模型中引入商业银行资产负债管理，刻画中国流动性管理的货币政策操作逻辑，并在此基础上对中国央行流动性管理工具在经济处于不同状态时的传导机制和政策效果进行理论阐释和模拟演绎。

本文余下内容安排如下：第二部分为典型事实分析；第三部分构建基础模型；第四部分为局部均衡分析；第五部分为参数估计与模型适应性分析；第六部分为数值模拟；第七部分进行稳健性检验；最后是本文结论和政策启示。

二、典型事实分析

随着国际收支逐渐趋于平衡，中国央行获得了主动供给和调节流动性的地位（张晓慧，2017），流动性管理也逐渐成为央行调控宏观经济的重要手段。流动性管理的货币政策操作逻辑为：央行通过管理货币市场的量价波动来稳定商业银行的超额存款准备金率，使其具有适度流动性。在经济上行期，通过控制基础货币供给和法定存款准备金率来影响商业银行的信贷扩张能力，抑制实体经济过热、维护物价稳定；在经济下行期，释放流动性，提高商业银行放贷能力，进而刺激实体经济。根据流动性“量”和“价”确定方式的不同，可将央行流动性管理工具分为 3 类：第一类由商业银行决定流动性数量，通过市场公开招标的形式决定价格，例如逆回购工具；第二类价格确定，而基础货币供给量由商业银行决定，如常备借贷便利，其利率决定了存款利率上限，法定存款准备金利率决定了存款利率下限；第三类是“量”和“价”两方面均由央行决定，如中期借贷便利，这一工具通常采取限量供给方式，定价低于市场价格，具有供不应求的特征，并且也起到一定的中期利率指引作用。

自 2014 年起，中国央行创造了多种期限流动性管理工具，但随着流动性管理日渐成熟，部分工具逐渐被停止使用，目前使用最多的工具有 4 种：逆回购、常备借贷便利（SLF）、中期借贷便利（MLF）及抵押补充贷款（PSL），其中，逆回购为公开市场操作工具，主要是预调微调市场流动性，由于期限较短，所以逆回购并不是央行向实体经济注入流动性的主要工具。常备

借贷便利用于存款性金融机构抵御突发性的流动性紧张，同样数量较少。调控实体经济最主要的货币政策工具是中期借贷便利和抵押补充贷款，其数量和增长趋势见图 1)。抵押补充贷款投放的流动性主要输入政策性银行，用于支持基础建设和民生类项目，政策导向性较强，因此并不是央行主动调控流动性的常备工具。中期借贷便利逐步成为利率市场化改革和从“量价转换”时期向“价格型货币政策”时期过渡的最主要依托，承担了央行流动性管理的主要职责。特别是近期贷款基础利率（LPR）形成机制中，作为政策利率向市场传导的媒介，MLF 起到了极其核心的作用。

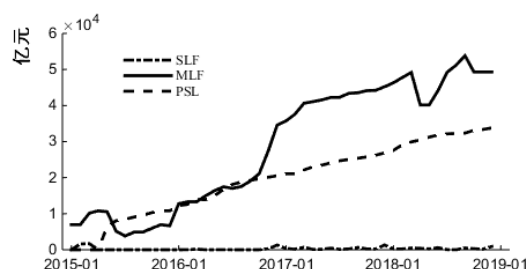


图 1 常备借贷便利（SLF）、中期借贷便利（MLF）和抵押补充贷款（PSL）发行量

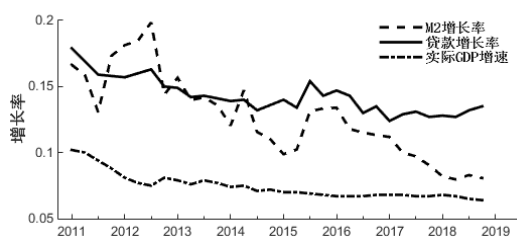


图 2 金融机构信贷总额与 M2、实际 GDP 同比增速

中国央行自 2014 年 9 月创设中期借贷便利以来，其发挥了补充基础货币的作用，成为流动性供给的重要渠道。在数量层面，2015 年以来央行累计开展中期借贷便利的数量从 21 948 亿元增长到 2017 年的 53 295 亿元，2018 年通过 4 次降准、增量开展中期借贷便利操作等措施释放中长期流动性 6 万亿元（孙国峰，2019）。在价格层面，2015-2016 年 6 个月和 1 年期中期借贷便利利率分别下调 3 次和 1 次，此后，利率一直处于上行趋势。然而，央行较为频繁的流动性管理工具的调整虽然保证了商业银行系统内流动性的基本稳定，但却未能有效引导商业银行的流动性进入实体经济。从图 2 可看出，在流动性管理期间，信贷总额同比增速在 2015 年第 3 季度达到高峰，而后呈下降趋势；广义货币供给量 M2 增速在 2016 年第 1 季度达到峰值后进入下行区间，直至 2018 年第 2 季度开始呈回升迹象；实际 GDP 增速则进入低速增长区间，并未有向高速增长区间转移的征兆。央行流动性管理工具效果有限的原因在于，2015 年以来，中国已经进入中低速增长区间，实体经济资本回报率下滑挤压了企业部门盈利空间，企业破产风险上升，信贷需求减弱，使实际信贷供给对货币政策的流动调节工具敏感度大幅降低。在流动性管理的货币政策操作逻辑下，央行释放的流动性需要通过贷款派生存款机制的乘数效应进入实体经济。在信贷

扩张时期，商业银行对央行流动性管理工具极其敏感，而在经济中低增长区间，派生机制受阻，因此如果央行将政策重心只放在释放流动性数量上，不仅政策效果有限，在各种扭曲机制的作用下，为刺激实体经济释放的过多流动性还会造成进一步的风险累积。

三、基础模型构建与均衡求解

本文模型主要描述了代表性家庭、企业家、资本品生产商、零售商、金融机构及央行 6 部门的经济决策行为。家庭在每一期通过消费、持有货币和闲暇获得效用，收入主要来源于工资收入、储蓄利息和零售商红利，收入用于消费、持有货币和储蓄。企业家从资本品生产商购买资本品，从家庭雇佣劳动力进行中间品生产，其资本投资的资金来源包括净资产积累和向金融机构贷款两部分。金融机构从家庭吸收存款、从央行获得基础货币贷款给企业，商业银行经营的整个过程具有风险中性特点，企业家承担所有违约风险。资本品生产商对企业家生产后的磨损设备进行修理和维护并形成下一期资本品。零售商负责将中间品转化为有差异的零售品，形成垄断竞争的零售品市场。央行主要利用中期借贷便利、中期借贷便利利率和法定准备金率等工具进行流动性管理，进而影响金融机构的信贷供给，调控宏观经济。

(一) 代表性家庭

代表性家庭从消费（ C_t ）和持有货币（ M_t^H ）中获得正效用，在提供劳动（ L_t ）时产生负效用。家庭的目标函数为：

$$\max E_t \left\{ \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i \left[\ln(C_{t+i} - hC_{t+i-1}) + \varsigma (M_t^H / P_t)^{1-\nu} / (1-\nu) - \chi L_{t+i}^{1+\varphi} / (1+\varphi) \right] \right\} \quad (1)$$

其中，参数 β 为家庭效用贴现因子； h 为消费惯性系数； ς 和 χ 分别为对现金持有和劳动供给的偏好系数； M_t^H 表示家庭持有的货币量； P_t 表示物价水平（最终总价格指数）； ν 表示实际货币 $m_t^H = M_t^H / P_t$ 的跨期替代弹性； φ 表示劳动供给的 Frisch 弹性倒数。

家庭预算约束为：

$$C_t + (D_t + M_t^H - R_{t-1}D_{t-1} - M_{t-1}^H) / P_t = W_t L_t + DIV_t \quad (2)$$

其中， D_t 和 R_t 分别为家庭的名义储蓄和名义储蓄利息率； W_t 和 DIV_t 分别表示实际工资率和从零售品生产商获得的利润。

在预算约束下求解家庭的目标函数，获得一阶条件：

$$(M_t^H / P_t)^{-\nu} = \lambda_t E_t (1 - \beta \lambda_{t+1} / \lambda_t \pi_{t+1}) = \lambda_t (1 - 1 / R_t) \quad (3)$$

$$\lambda_t = (C_t - hC_{t-1})^{-1} - \beta h (C_{t+1} - hC_t)^{-1} \quad (4)$$

$$\beta E_t (\lambda_{t+1} / \lambda_t) R_t / \pi_{t+1} = 1 \quad (5)$$

$$\lambda_t W_t = \chi L_t^\varphi \quad (6)$$

其中, π_{t+1} 表示第 $t+1$ 期通货膨胀率; λ_t 表示家庭消费的边际效用。(3) 式为货币持有的需求方程, 联合 (4) 和 (5) 式可获得家庭部门关于消费的欧拉方程, (6) 式为劳动供给方程。

(二) 企业家

企业家负责中间品生产, 假设中间产品的生产函数为科布-道格拉斯 (Cobb-Douglas, C-D) 形式, 生产过程中需要投入资本品和雇佣家庭提供的劳动力, 具体形式为:

$$Y_t = A_t K_{t-1}^\alpha L_t^{1-\alpha} \quad (7)$$

其中, Y_t 、 A_t 、 K_{t-1} 及 L_t 分别表示中间产品的产量、全要素生产率、资本品投入和雇佣的家庭劳动力; 参数 α 表示资本产出弹性。假设全要素生产率的对数偏离 (a_t) 服从 AR (1) 过程:

$$a_t = \rho_a a_{t-1} + \varepsilon_t^a \quad (8)$$

其中, 全要素生产率冲击 (ε_t^a) 服从参数为 (0, σ_a^2) 的正态分布, 即 $\varepsilon_t^a \sim N(0, \sigma_a^2)$ 。记 MC_t 为中间品 (Y_t) 的实际边际成本, 对中间产品进行成本最小化求解可得 (9) 和 (10) 式:

$$W_t = (1-\alpha) MC_t Y_t / L_t \quad (9)$$

$$r_t^K = \alpha MC_t Y_t / K_{t-1} \quad (10)$$

其中, r_t^K 表示生产中间品获得的资本回报率。进一步考虑企业家的决策行为, 企业家 t 期需要购买资本品 K_t 用于 $t+1$ 期中间品生产, 每单位资本的相对价格为 Q_t , 实际资本回报率的预期为 $E_t(R_{t+1}^K)$, 但不同企业存在异质性风险, 企业 j 的实际回报率为 $\omega_{t+1}^j R_{t+1}^K$, 假设回报率冲击 (ω_{t+1}) 服从参数为 ($\mu_\omega, \sigma_\omega^2$) 的对数正态分布, 且所有企业异质性冲击的期望为 1, 即:

$$E_t(\omega_{t+1}) = \exp(\mu_\omega + 0.5\sigma_\omega^2) = 1 \quad (11)$$

则参数 ($\mu_\omega, \sigma_\omega^2$) 满足关系: $\mu_\omega = -0.5\sigma_\omega^2$ 。企业家购买资本品, 用于中间产品生产, 实际总资本回报率 (R_t^K) 包含两部分: 生产中间品获得的资本回报和由资产价格变动产生的回报, δ 表示折旧率, 有:

$$R_t^K = [r_t^K + (1-\delta)Q_t] / Q_{t-1} \quad (12)$$

中间品生产需要资本品 (K_t), 若企业自有资金 (N_t) 不足以支付全部资本品, 则需要从商业银行贷款 (B_t)。定义企业的贷款方程为:

$$B_t / P_t = Q_t K_t - N_t \quad (13)$$

企业家通过贷款购买资本品获取收益, 但收益函数在经典文献中有两类: 一类是 Bernanke

et al. (1999) 的利润函数:

$$E_t \left\{ \int_{\bar{\omega}_{t+1}}^{\infty} \omega R_{t+1}^K Q_t K_t dF(\omega) - [1 - F(\bar{\omega}_{t+1})] R_{t+1}^B B_t / P_t \right\} \quad (14)$$

其中, ω 表示投资回报率的不确定性冲击; $\bar{\omega}_{t+1}$ 表示企业违约的风险冲击门槛值, 当 ω 低于 $\bar{\omega}_{t+1}$ 时企业违约; $F(\omega)$ 表示 ω 的概率分布函数; R_{t+1}^B 表示第 $t+1$ 期企业家贷款利率。

另一类是 Fernández-Villaverde (2010) 将利润函数设定为净利润形式, 把企业家自有资本存在银行作为机会成本来计算利润, 如 (15) 式所示:

$$E_t \left\{ (R_t^f N_t)^{-1} \int_{\bar{\omega}_{t+1}}^{\infty} \omega R_{t+1}^K Q_t K_t dF(\omega) - (R_t^f N_t)^{-1} [1 - F(\bar{\omega}_{t+1})] R_{t+1}^B B_t / P_t \right\} \quad (15)$$

其中, R_t^f 为商业银行的综合融资成本; R_{t+1}^K 为 $t+1$ 期实际总资本回报率; $\bar{\omega}_{t+1}$ 为企业违约风险冲击门槛值, 并由下式确定:

$$\bar{\omega}_{t+1} R_{t+1}^K P_t Q_t K_t = R_{t+1}^B B_t \quad (16)$$

为更直观表示企业家外部融资溢价的核心方程, 本文将企业家的利润函数设定为 (15) 式。借鉴 Bernanke *et al.* (1999) 的做法, 假设商业银行风险中性且不承担任何风险, 所有风险都由企业家承担, 因此企业家的贷款利率合约是状态依存合约, 即企业家的贷款利率在总体资本回报率 (R_{t+1}^K) 实现后再由商业银行确定。此贷款利率可确保商业银行在风险中性条件下实现收支相等, 即:

$$\underbrace{[1 - F(\bar{\omega}_{t+1})] R_{t+1}^B B_t}_{\text{可收回贷款回报}} + \underbrace{(1 - \tau) \int_0^{\bar{\omega}_{t+1}} \omega dF(\omega) R_{t+1}^K P_t Q_t K_t}_{\text{违约企业清算回报}} = \underbrace{R_t^f B_t}_{\text{成本}} \quad (17)$$

其中, τ 为违约清算成本占比。为方便表示, 记

$$H(\bar{\omega}_{t+1}) = \int_0^{\bar{\omega}_{t+1}} \omega dF(\omega) \quad (18)$$

$$\Gamma(\bar{\omega}_{t+1}) = \bar{\omega}_{t+1} [1 - F(\bar{\omega}_{t+1})] + H(\bar{\omega}_{t+1}) \quad (19)$$

将 (16) 式代入 (17) 式结合 (18) 和 (19) 式, 可将 (17) 式化简为:

$$(R_{t+1}^K / R_t^f) [\Gamma(\bar{\omega}_{t+1}) - \tau H(\bar{\omega}_{t+1})] = B_t (P_t Q_t K_t)^{-1} \quad (20)$$

记 $\rho_t = B_t / P_t N_t = Q_t K_t / N_t - 1$, 在 (17) 式约束下对 (15) 式进行最优化求解, 可得如下形式的拉格朗日函数式:

$$\max_{\rho_t, \bar{\omega}_{t+1}} E_t \left\{ [1 - \Gamma(\bar{\omega}_{t+1})] (1 + \rho_t) R_{t+1}^K / R_t^f + \zeta_t \{ [\Gamma(\bar{\omega}_{t+1}) - \tau H(\bar{\omega}_{t+1})] (1 + \rho_t) R_{t+1}^K / R_t^f - \rho_t \} \right\} \quad (21)$$

其中, ζ_t 为拉格朗日乘子。对 ρ_t 求导相当于对 K_t 求导, 因为 Q_t 和 N_t 均为前定变量; 对 $\bar{\omega}_{t+1}$ 求导相当于对 R_{t+1}^B 求导, 因为在决策利率时, R_{t+1}^K 相当于前定变量。求解 (21) 式获得一阶条件为:

$$E_t \left\{ [1 - \Gamma(\bar{\omega}_{t+1})] R_{t+1}^K / R_t^f + \zeta_t \left\{ [\Gamma(\bar{\omega}_{t+1}) - \tau H(\bar{\omega}_{t+1})] R_{t+1}^K / R_t^f - 1 \right\} \right\} = 0 \quad (22)$$

$$-\Gamma'(\bar{\omega}_{t+1}) + \zeta_t [\Gamma'(\bar{\omega}_{t+1}) - \tau H'(\bar{\omega}_{t+1})] = 0 \quad (23)$$

由随机冲击（ ω_t ）的分布函数性质可知：

$$H'(\bar{\omega}_{t+1}) = \bar{\omega}_{t+1} F'(\bar{\omega}_{t+1}) \quad (24)$$

$$\Gamma'(\bar{\omega}_{t+1}) = 1 - F(\bar{\omega}_{t+1}) \quad (25)$$

（23）式可化简为：

$$\zeta_t(\bar{\omega}_{t+1}) = [1 - F(\bar{\omega}_{t+1})] [1 - F(\bar{\omega}_{t+1}) - \tau \bar{\omega}_{t+1} F'(\bar{\omega}_{t+1})]^{-1} \quad (26)$$

结合（22）和（26）式，可获得溢价方程：

$$E_t \left\{ [1 - \Gamma(\bar{\omega}_{t+1})] R_{t+1}^K / R_t^f \right\} = E_t \left\{ \zeta_t(\bar{\omega}_{t+1}) N_t / Q_t K_t \right\} \quad (27)$$

其中，企业家自有资本（ N_t ）包含企业家投资中间产品的资本收益除去消费得到的剩余资本和工资报酬（ W^e ）之和。用 γ^e 表示剩余资本占资本总收益的比例，则企业家自有资本积累方程为：

$$N_t = \gamma^e \left\{ [1 - \tau H(\bar{\omega}_t)] R_t^K Q_{t-1} K_{t-1} - R_{t-1}^f B_{t-1} / P_{t-1} \right\} / \pi_t + W^e \quad (28)$$

（三）资本品生产商

假设资本品生产中资本调整存在成本，成本函数为：

$$f(I_t / I_{t-1}) = 0.5\kappa (\varepsilon_t^I I_t / I_{t-1} - 1)^2 \quad (29)$$

其中， I_t 为资本品投资； κ 为调整成本参数； ε_t^I 为投资冲击。因此，资本动态累积方程为：

$$K_t = (1 - \delta) K_{t-1} + \left[1 - 0.5\kappa (\varepsilon_t^I I_t / I_{t-1} - 1)^2 \right] I_t \quad (30)$$

进一步，资本品厂商生产的目标函数为：

$$\max_{I_t} E_t \left\{ \sum_{i=1}^{\infty} \beta^i \Lambda_{t,t+i} \left[I_t (Q_t - 1) - 0.5\kappa (\varepsilon_t^I I_t / I_{t-1} - 1)^2 I_t Q_t \right] \right\} \quad (31)$$

其中， $\beta^i \Lambda_{t,t+i}$ 为第 $t+i$ 到第 t 期的实际随机贴现因子， $\Lambda_{t,t+i} = E_t(\lambda_{t+i} / \lambda_t)$ 。求解一阶条件可得：

$$1 = Q_t \left[1 - 0.5\kappa (\varepsilon_t^I I_t / I_{t-1} - 1)^2 - \kappa \varepsilon_t^I I_t / I_{t-1} (\varepsilon_t^I I_t / I_{t-1} - 1) \right] + E_t \left\{ \beta Q_{t+1} \lambda_{t+1} \kappa \varepsilon_{t+1}^I (I_{t+1} / I_t)^2 (\varepsilon_{t+1}^I I_{t+1} / I_t - 1) / \lambda_t \right\} \quad (32)$$

（四）零售商

企业家虽然进行中间品生产，但建模时其决策行为已经包括了资本品的购买、生产投入、消费以及信贷决策等方面。为避免假设过于复杂，根据 Bernanke *et al.*（1999）的做法，将定价权赋予零售商。假设所有的零售商（ z ）构成了测度为 1 的连续统，每个零售商将中间产品进行

轻微的差异化处理（处理成本可忽略不计），形成差异性零售品（ Y_{zt} ）。可用于消费和投资的最最终品（ Y_t^f ）就是由零售品 Y_{zt} 通过固定替代弹性函数（CES）加总得来，其生产函数为：

$$Y_t^f = \left[\int_0^1 Y_{zt}^{(\theta-1)/\theta} dz \right]^{\theta/(\theta-1)} \quad (33)$$

其中，参数 θ 表示不同零售品 z 的替代弹性。假设最终品同质，最终品市场是完全竞争市场，从生产函数（33）式可推出零售品的需求函数（34）式和最终产品价格的设定方程（35）式：

$$Y_{zt} = (P_{zt} / P_t)^{-\theta} Y_t^f \quad (34)$$

$$P_t = \left(\int_0^1 P_{zt}^{1-\theta} dz \right)^{1/(1-\theta)} \quad (35)$$

其中， P_{zt} 和 P_t 分别代表零售品价格和最终品价格指数。

由于零售品间存在差异，每个零售公司都对相应产品具有定价权，但定价过程存在黏性。价格黏性的引入依据 Calvo 价格机制，即在每一期有 $1-\gamma$ 比例的厂商可改变价格，其他厂商只能根据通货膨胀进行调整。用 γ^p 表示价格相对通货膨胀的调整指数，则价格指数调整方程为：

$$P_{zt} = \begin{cases} P_{zt}^* & \text{价格可调整厂商} \\ (1 + \pi_{t-1})^{\gamma^p} P_{z,t-1} & \text{价格不可调整厂商} \end{cases}$$

此时零售商的目标函数如（36）式所示：

$$\max_{P_{zt}^*} E_t \sum_{i=0}^{\infty} \gamma^i \beta^i \Lambda_{t,t+i} \left[(P_{zt}^* / P_{t+i}) \prod_{k=1}^i (1 + \pi_{t+k-1}) - MC_{z,t+i} \right] Y_{z,t+i} \quad (36)$$

其中， P_{zt}^* 为零售品的最优价格； $MC_{z,t+i}$ 为中间品的边际成本； $\prod$ 表示求乘积符号。零售商在零售品需求函数（34）式的约束下，对（36）式进行利润最大化求解，并结合价格动态方程（35）式，可得到如下递归形式的一阶条件（ V_t 和 Z_t 为无穷期求和转化为递归过程的中间变量， π_t^* 为稳态通货膨胀率水平）：

$$V_t = Y_t MC_t + \beta \gamma \Lambda_{t,t+1} \pi_{t+1}^{\theta} \pi_t^{-\theta \gamma^p} V_{t+1} \quad (37)$$

$$Z_t = Y_t + \beta \gamma \Lambda_{t,t+1} \pi_{t+1}^{\theta-1} \pi_t^{(1-\theta)\gamma^p} Z_{t+1} \quad (38)$$

$$\pi_t^* = [\theta / (\theta - 1)] (V_t / Z_t) \pi_t \quad (39)$$

$$\pi_t^{1-\theta} = \gamma \pi_{t-1}^{(1-\theta)\gamma^p} + (1-\gamma) \pi_t^{*(1-\theta)} \quad (40)$$

（五）金融机构

商业银行作为金融中介，从家庭融资贷款给企业。为说明贷款派生存款的现代信用货币创造机制和流动性管理的货币政策操作逻辑，假设银行的资产端包含存款准备金（ $\eta_t D_t$ ， η_t 为法定存款准备金率）、企业贷款（ B_t ）和超额存款准备金与现金留存（ M_t^c ），银行负债端包含存款

(D_t) 和从央行获得的中期借贷便利 (MLF_t , 央行的流动性管理工具), 这样形成的商业银行资产负债表为:

$$\eta_t D_t + B_t + M_t^c = D_t + MLF_t \quad (41)$$

从跨期角度看, 商业银行的负债端需要支付家庭存款利率 (R_t) 和央行流动性管理工具中的中期借贷便利利率 (R_t^{mlf}), 资产端主要靠对企业家贷款利息获取收益。由于银行风险中性, 并不要求超额收益, 因此形成贷款的综合成本利率 (R_t^f) 为:

$$R_t^f = (R_t D_t + R_t^{mlf} MLF_t - \eta_t D_t - M_t^c) / B_t \quad (42)$$

(六) 央行

央行通过管理流动性来调控经济以实现政策目标, 其供给基础货币 M^0 的主要方式是通过对商业银行发放中期借贷便利流入货币市场, 如 (43) 式所示:

$$\Delta MLF_t = \Delta M_t^0 \quad (43)$$

央行供给的基础货币的主要去向为流通中的现金和法定存款准备金, 如 (44) 式所示:

$$M_t^0 = M_t^H + \eta_t D_t + M_t^c \quad (44)$$

因此, 央行通过与商业银行交易, 发放中期借贷便利形成基础货币, 基础货币流入经济后可进入两个资金池: 一是充当法定存款准备金; 二是增加流通中的货币。增加法定存款准备金可从量的角度缓解货币市场压力, 实现贷款派生存款的现代货币传导机制, 而流通中的货币直接与家庭存款利率相关联。从价格角度看, 中期借贷便利利率会直接影响商业银行的融资成本, 进而传递到银行给企业的资金供给上, 影响企业家决策和社会生产。

央行货币政策规则主要用于两个部分: 一是模型估计, 即估计 DSGE 模型中的结构参数; 二是政策模拟, 主要分析中期借贷便利数量冲击和利率冲击对宏观经济的影响。在参数估计和数值模拟部分本文分别选取不同的货币政策规则。这是因为在模型估计时, 选取的样本区间其实还并未形成流动性管理的货币政策, 因此我们采用过去通用的泰勒 (Taylor) 型货币政策规则估计参数, 而参数估计目的主要是得到结构性参数的估计值, 为进一步的数值模型奠定基础。数值模拟部分主要研究当前的中期借贷便利工具, 因此这部分货币政策的构建围绕中期借贷便利数量和利率展开。

参数估计时, 假设中国货币政策服从经典的 Taylor 型货币政策规则 (刘斌, 2010), 在平滑利率下同时盯住通货膨胀和产出缺口:

$$R_t / R = (R_{t-1} / R)^{\rho_r} (\pi_t / \pi)^{(1-\rho_r)\gamma_\pi} (Y_t / Y)^{(1-\rho_r)\gamma_y} \exp(\varepsilon_{r,t}) \quad (45)$$

其中, ρ_r 为货币政策惯性参数; γ_π 和 γ_y 分别为利率对通胀和产出目标的反应系数; $\varepsilon_{r,t}$ 表示货币政策偏离泰勒规则的偶然随机因素; R 、 π 及 Y 分别表示稳态时的利率、通货膨胀率及产出。

本文选择中期借贷便利（ MLF_t ）和中期借贷便利利率（ R_t^{mlf} ）作为流动性管理的货币工具，遵循如下规则：

$$\Delta MLF_t / MLF = (\Delta MLF_{t-1} / MLF)^{\rho_{mlf}} (\pi_t / \pi)^{(1-\rho_{mlf})\rho_\pi} (Y_t / Y)^{(1-\rho_{mlf})\rho_y} \exp(\varepsilon_{mlf,t}) \quad (46)$$

$$R_t^{mlf} / R^{mlf} = (R_{t-1}^{mlf} / R^{mlf})^{\rho_{rmlf}} (\pi_t / \pi)^{(1-\rho_{rmlf})\phi_\pi} (Y_t / Y)^{(1-\rho_{rmlf})\phi_y} \exp(\varepsilon_{rmlf,t}) \quad (47)$$

其中， ρ_{mlf} 和 ρ_{rmlf} 分别为调整 MLF_t 数量和利率的政策惯性参数（下角标 mlf 和 $rmlf$ 分别表示中期借贷便利的数量和利率）； ρ_π 和 ρ_y 分别为中期借贷便利数量对通胀和产出目标的反应系数； ϕ_π 和 ϕ_y 分别为中期借贷便利利率对通胀和产出目标的反应系数； $\varepsilon_{mlf,t}$ 和 ε_{rmlf} 分别为中期借贷便利数量和利率偏离泰勒规则的随机扰动因素。但由于本文从政策工具视角讨论货币政策，将工具的使用看作货币政策冲击，探索金融和实体经济对货币政策工具应用的直接反映，并不关注政策规则，因此在后续模拟中将 ρ_π 、 ρ_y 、 ϕ_π 及 ϕ_y 进行了简化处理。

（七）市场出清

假设市场出清方程如（48）式所示，总产出用于消费（ C_t ）、投资（ I_t ）、政府购买（ G_t ）及清算成本。

$$Y_t = C_t + I_t + G_t + \tau H(\bar{\omega}) R_t^K K_{t-1} Q_{t-1} \quad (48)$$

四、流动性管理框架下货币政策传导有效性局部均衡分析

货币政策的传导机制是指央行根据当前宏观经济运行情况调整货币工具，通过影响金融机构的经营活动来影响企业和居民的生产、投资及消费等经济行为，进而影响总需求的动态传导过程（张晓慧，2012）。因此，判定流动性管理框架下货币政策传导有效性的标准应该是金融机构的流动性变化能否有效地引起企业部门信贷的变化。本文从经济高低增长区间两种经济状态出发，选取金融机构和企业家两个部门的均衡方程为分析对象，揭示流动性管理货币政策工具的传导特征。

根据第二部分的模型求解过程中（20）和（27）式可获得金融机构资金供给均衡方程，即企业家信贷需求均衡方程为：

$$E_t(R_{t+1}^K) / R_t^f = \Psi(B_t / P_t N_t + 1) \quad (49)$$

其中，函数 $\Psi(\cdot)$ 为单调递增函数，即企业杠杆率越低，融资溢价越低。

金融机构资金供给方程见（50）式，考虑现代信用货币体系中存在贷款派生存款机制，企业家在获得贷款的同时也会为商业银行创造等量的存款，因此将家庭部门的总存款区分为企业贷款创造的存款（ D_t^B ）和由央行货币发行进入家庭直接形成的存款（ D_t^H ），并且有 $D_t^B = B_t$ ，

经过简单的整理可获得：

$$B_t = (D_t^H + MLF_t - M_t^c) / \eta_t - D_t^H \quad (50)$$

当经济处于高增长区间，企业家资本投资的回报率较高，具有较强的投资意愿和信贷扩张动力，企业违约概率较小，金融机构利润得到保证，愿意为企业家提供信贷支持，整个货币市场通常处于紧平衡状态。在利润最大化驱动下，金融机构会将超额流动性维持在较低水平，即有 $M_t^c = \eta_t^c (D_t + B_t) \geq \eta^c (D_t + B_t)$ ，其中 η_t^c 为超额准备金率， η^c 为超额准备金率下限，这部分超额流动性主要用于应对储户集体提款，是商业银行正常运营的最低保证。此时，经济体的信贷规模由金融机构供给端决定¹，将经济上行期的这一特征代入到（51）式中，贷款总额上限为：

$$B_t = (D_t^H + MLF_t) / (\eta^c + \eta_t) - D_t^H \quad (51)$$

其中，来自家庭的储蓄规模（ D_t^H ）并不会随经济状态变化出现大幅度波动，通常维持在较稳定水平，信贷量主要由中期借贷便利（ MLF_t ）和法定准备金率（ η_t ）决定，而这两个变量正是央行的流动性管理工具。综上，在经济上行扩张时期，由于整个金融系统处于流动性紧平衡状态，央行运用流动性管理工具主动调控金融机构内部的流动性，可有效影响金融机构的信贷供给，进一步使货币政策有效地调节实体经济。

当经济处于下行期，企业家资本投资的回报率下滑，投资机会减少，企业违约率增加，金融机构利润下降，主动进行信贷收缩，货币市场处于宽平衡状态。尽管企业家投资增速出现下降，但贷款需求仍在增加，且此时更依赖信贷维持企业运营，而金融机构在向企业家提供贷款时会更谨慎，同时提高贷款价格。此时，经济体信贷规模由企业家需求端决定，贷款总额为：

$$B_t = N_t \left[\Psi^{-1} (R_t^K / R_t^f) - 1 \right] \quad (52)$$

由此可见，实体经济的信贷规模主要由商业银行融资成本这一价格指标决定，因此降低金融机构融资成本能够直接影响进入企业部门的信贷总量。根据商业银行资产负债表（41）式和其融资成本决定方程（42）式可得到（53）式：

$$R_t^f = R_t + (R_t - 1) D_t^H / B_t + (R_t^{mlf} - 1) MLF_t / B_t \quad (53)$$

在经济上行期，央行对金融体系注入的流动性可通过贷款派生存款机制完全形成信贷规模，但在下行期进入金融机构的流动性无法完全像经济上行期一样按照乘数进行扩张。考虑央行向金融机构注入的流动性情况（ $MLF_t + \Delta$ ）（ Δ 表示增发中期借贷便利数量），在经济上升期，信贷总量将按照信用扩张乘子扩张（ $B_t + \Delta / (\eta_t + \eta^c)$ ），但在经济下行期，信贷总量仅能维持一次性增加（ $B_t + \Delta$ ）。由（53）式可看出，此时采用流动性管理工具释放基础货币的政策反馈不及经济上行期，而从价格角度出发，直接降低基准利率并下调流动性管理工具利率会更有效。

¹ 限于篇幅，未报告理论推演的数据支撑，本刊网站备案。

综上所述，在流动性管理框架下，不同政策工具在经济处于不同状态时产生的政策效果有差异，这对货币政策实践具有重要启示作用。当经济处于上行期，经济体信贷总量对流动性管理工具释放的基础货币更敏感，而在经济下行期，为增加经济体信用总量，需要下调利率中枢，并以更低价格向金融体系注入流动性，因此政策制定者应该根据当前宏观经济形势采取不同类型的政策工具进行宏观经济调控，提高政策有效性。

五、参数校准估计与模型适用性分析

为对上述理论分析进行数值模拟，我们需要估计模型中的结构参数。考虑 DSGE 参数估计时的不可识别问题，本文采用校准估计和贝叶斯估计相结合的办法估计结构参数。为保证贝叶斯估计的可识别性，我们对具有明确一阶矩含义，且一阶矩容易通过样本值直接测算的参数和取值共识性较高的参数都进行校准估计，如效用函数的跨期贴现因子（ β ），季度折旧率（ δ ）等；而对不同研究中取值差异性较大的参数采用贝叶斯估计，如劳动供给的 Frisch 弹性和外生冲击平滑参数等。本文尽可能多地进行参数校准而不是贝叶斯估计的原因在于：其一，能够与模型内生变量对应的高质量观测变量较少，通过降低参数自由度可使样本信息更好进入无法直接准确校准的参数的后验分布；其二，本文估计目的只是想确定结构参数值，为进一步数值模拟分析提供一定依据，而非严苛地拟合经济以全面分析经济波动的驱动因素。

（一）部分结构参数的校准估计

将家庭效用函数的跨期贴现因子（ β ）校准为 0.990，一方面是因为国内学者处理该参数时都采用这一校准数据（王立勇等，2012；康立和龚六堂，2014），另一方面由于该参数经济含义为季度基准利率的倒数，2010-2016 年中国央行一年期定期基准利率的季度值为 1.009，参数 β 校准值的倒数为 1.010，二者比较接近。国内外文献对季度折旧率（ δ ）一般都校准为 0.025，争议较小（刘斌，2008；王去非等，2015）。不同中间产品 CES 加总的替代弹性（ θ ）反映了企业的市场垄断程度，市场垄断属性越强，该数值越大。国外文献多将此数值校准为 10.000，对应的垄断竞争加成成为 1.100（Fernández-Villaverde，2010），但考虑国内国有企业基本为各行业龙头企业，所以各行业的垄断性普遍强于国外，因此本文将替代弹性校准为 6.000，垄断竞争加成对应为 1.200（李天宇等，2017；孟宪春等，2018）。在 C-D 生产函数中，资本要素的分配份额（ α ）一般在 0.330-0.500，国外相对较低，在 0.330-0.350，国内相对较高，一般设定在 0.400-0.500（庄子罐等，2012），考虑对投资产出比的一阶矩匹配，本文将其校准为 0.500。对价格粘性（ γ ）的设定，李成等（2011）采用 0.778，本文将其校准为 0.780。在金融加速器模型中，贷款企业违约的清算成本占比（ τ ）为 0.100，企业家剩余资本占资本总收入的比例（ γ^e ）是 0.970（Bernanke *et al.*，1999；Christensen and Dib，2008）。以上结构参数校准值见表 1。

表 1 结构参数校准值

参数	β	δ	θ	α	γ	τ	γ^e
取值	0.990	0.025	6.000	0.500	0.780	0.100	0.970

（二）贝叶斯估计

将产出、通胀、消费及政府支出这 4 个主要宏观变量作为观测变量构建量测方程，对剩余无法直接校准的参数进行贝叶斯估计。为更准确估计模型结构参数，本文将样本区间设定为 1992 年第 1 季度至 2018 年第 4 季度，产出、通胀、政府支出及消费的样本原始数据均取自万得（Wind）数据库，而后对产出、消费的名义变量进行平减和季节调整，并进行单边 HP 滤波处理得到稳态偏离值。为避免估计结果产生随机奇异问题，相应引入了 4 个外生冲击变量驱动系统，分别是技术进步冲击、投资冲击、政府购买冲击及货币政策冲击。

无法通过校准估计确定取值的参数包含消费惯性（ h ），劳动偏好（ χ ），劳动供给 Frisch 弹性倒数（ φ ），资本调整成本参数（ κ ）及价格相对通货膨胀的调整指数（ γ^p ）。其先验和后验分布估计结果见表 2。下面通过一阶和二阶矩匹配分别说明参数估计的合理性和模型拟合效果。

表 2 结构参数贝叶斯估计结果

参数	分布函数	后验分布		
		均值	10%	90%
h	贝塔分布[0.5,0.1]	0.576	0.539	0.615
χ	正态分布[3.5,0.1]	3.507	3.366	3.653
φ	正态分布[0.3,0.1]	0.141	0.010	0.253
κ	正态分布[4.0,0.1]	4.023	3.856	4.169
γ^p	贝塔分布[0.3,0.1]	0.508	0.333	0.653
ρ_r	贝塔分布[0.5,0.2]	0.544	0.189	0.913
γ_π	正态分布[1.5,0.5]	2.925	2.243	3.519
γ_y	正态分布[0.5,0.5]	0.559	0.220	0.945
ρ_a	贝塔分布[0.5,0.2]	0.062	0.012	0.101
ρ_g	贝塔分布[0.5,0.2]	0.266	0.087	0.443
ρ_I	贝塔分布[0.5,0.2]	0.393	0.160	0.607
σ_r	逆伽马分布[0.5,Inf]	0.078	0.066	0.089
σ_a	逆伽马分布[0.5,Inf]	0.070	0.059	0.078
σ_g	逆伽马分布[0.5,Inf]	0.064	0.059	0.069
σ_I	逆伽马分布[0.5,Inf]	0.076	0.063	0.090

1.一阶矩匹配。为使模型更接近实际经济，我们对模型一阶矩理论值和实际经济的一阶样本矩进行匹配。下面分别从 GDP 支出法核算各分项占 GDP 比重、央行流动性管理指标以及不同利率稳态值 3 方面进行匹配分析，匹配结果见表 3。

表 3 模型稳态值与样本经验值比较

变量	含义	样本近似计算	模型拟合
C/Y	私人部门消费产出比	0.390	0.453
I/Y	私人部门投资产出比	0.230	0.200
G/Y	政府支出产出比	0.340	0.340
M^H/M^0	流通中的货币比基础货币	0.229	0.230
η	法定存款准备金率	0.166	0.160
$\eta D/M^0$	法定存款准备金比基础货币	0.648	0.650
MLF/M^0	MLF 比基础货币	0.152	0.150
R	无风险利率	0.009	0.010
r^K	资本回报率	0.035-0.045	0.045

对支出法核算 GDP 各分项占 GDP 比重的稳态值，采用 Wind 数据库中 2000-2017 年居民最终消费支出、政府最终消费支出、资本形成总额、政府和民间固定资产投资完成额及支出法核算 GDP 年度数据计算私人部门消费产出比（ C/Y ）、私人部门投资产出比（ I/Y ）及政府支出产出比（ G/Y ）的样本均值，发现中国私人部门消费支出占 GDP 的比重为 0.390，政府部门消费支出占 GDP 的比重为 0.140，私人部门投资占 GDP 的比重是 0.230，政府部门投资占 GDP 的比重是 0.200。与模型支出法核算 GDP 各分项占 GDP 比重稳态值相对应的变量分别为私人部门消费产出比、私人部门投资产出比及政府支出产出比，本文结构模型求解得到的一阶理论矩分别 0.443、0.417 及 0.140，而样本经验矩分别为 0.390、0.430 及 0.140。总体上，这 3 个变量的模型理论一阶矩和样本一阶矩极为接近。

对央行流动性管理指标，为使模型更准确刻画中国央行流动性管理特征，我们对货币政策操作的一阶样本矩和模型流动性管理变量的一阶矩进行匹配，共选择 4 个变量：流通中的货币与基础货币的比值（ M^H/M^0 ）、法定存款准备金率（ η ）、法定存款准备金与基础货币的比率（ $\eta D/M^0$ ）以及 MLF 与基础货币的比值（ MLF/M^0 ）。为体现当前货币政策特征，本文采用 2016 年 1 月到 2018 年 12 月的月度数据平均值计算得到前 3 个变量的样本矩。由于 MLF 开展年限比较短，为体现当前流动性管理特征，仅采用 2018 年全年 12 个月份的数据进行代数平均得到样本矩。经计算，这 4 个变量分别为 0.229、0.166、0.648 及 0.152。而本文模型对应的一阶理论矩分别为 0.230、0.160、0.650 及 0.150，基本实现了合理的一阶矩匹配。

对利率稳态值，模型中无风险利率（ R ）的季度稳态值为 0.010，中国 2010-2016 年央行 1 年期定期基准利率化为季度值后约为 0.009，实际商业银行协定的利率可有一定上浮，因此无风险利率的季度稳态值比较合理；模型中生产中间品的资本回报率（ r^K ）稳态值为 4.510%，中国资本回报率数据没有直接公布，根据贾润崧和张四灿（2014）的估算结果，2001-2008 年中国资本回报率季度平均值稳定在 3.5%-4.5%，2008 年全球金融危机拉低了资本回报率，而后有所反弹，与本文结果比较一致。

2. 二阶矩匹配。为验证模型刻画实体经济的拟合效果，我们对经验数据和模型数据的二阶

矩进行了匹配说明（见表 4）。实际经济的样本矩由 1992 年第 1 季度至 2018 年第 4 季度的中国产出、消费、通胀及政府支出数据得到，数据均来源于 Wind 数据库。模拟数据为经济模型在校准参数情境下，采用 MATLAB Dynare 4.3.3 工具箱模拟得到。总体看，DSGE 模型对经济波动状况的拟合与实际经济基本一致。比较模拟经济和实际经济相关变量的标准差发现，除产出模拟经济值略大于样本计算真实值外，其他变量均可较好地匹配经济。在自相关系数拟合中，通胀、产出及政府支出的拟合效果尚可接受，消费自相关系数衰减的趋势虽然一致，但模拟拟合的衰减速度小于实际经济，这与本文在建模时设定了消费惯性的先验设定有关，当然这并不会对模拟拟合和进一步的数值模拟产生影响。

总之，本文在联合使用校准和贝叶斯估计后，得到了所有结构参数的估计值。通过主要变量进行一阶矩和二阶矩匹配分析，基本可确认本文构建的基础模型和结构参数估计结果可刻画中国经济的主要宏观经济特征。

表 4 模型矩条件匹配

样本计算实际经济				
变量	标准差	自相关系数		
		1 阶	2 阶	3 阶
通胀	0.009	0.559	0.456	0.225
产出	0.014	0.738	0.494	0.310
消费	0.019	0.527	0.263	-0.020
政府支出	0.061	-0.078	0.111	-0.004
DSGE 模型模拟经济				
通胀	0.011	0.529	0.316	0.235
产出	0.034	0.832	0.696	0.595
消费	0.030	0.867	0.741	0.635
政府支出	0.066	0.266	0.071	0.019

六、数值模拟分析

基于上文关于流动性管理框架下货币政策传导有效性局部均衡分析，可发现金融机构的信用创造能力在经济处于不同增长区间时存在显著差异，这将影响央行流动性管理工具的作用效果。总体上，在经济处于高增长区间，金融机构信贷供给行为对流动性管理工具注入流动性“数量”的敏感性较强；而在低增长区间，金融机构信贷投放行为对流动性管理工具注入流动性“价格”更敏感。下面我们通过对本文构建的一般均衡模型进行数值模拟实验，以演绎不同经济增长区间流动性管理工具“数量”和“价格”变化对金融体系和实体经济的作用效果和传导机制。由于本文主要聚焦政策工具是否对金融体系和实体经济有效，并不涉及工具规则的比较。在 DSGE 模型的数值模拟中，政策规则主要反映金融和实体经济与央行的相互作用，本文主要研究工具冲击后实体经济的直接反应，不关注流动性的数量或价格释放后政策工具与金融和实体经济的相

互作用，因此在模拟前我们直接将政策规则（46）和（47）式对通货膨胀和产出缺口的盯住系数设定为 0，将平滑系数 ρ_{mlf} 和 ρ_{rmlf} 设定为 0.900。

（一）流动性管理工具的传导机制

在流动性管理框架下，货币政策的传导路径为：央行→金融机构→企业和家庭，具体地，央行通过操作流动性管理工具的流动性供给数量和价格影响金融机构的流动性状况和负债成本，银行据此在企业信贷需求的约束下决定贷款利率和资产负债规模，并传递到企业利润最大化和家庭效用最大化的跨期决策行为上，流动性管理工具通过上述传导路径实现对宏观经济的调节。央行通过流动性管理工具对金融机构注入流动性的影响是最直接的，但这种政策冲击能否按照央行决策者的意愿进一步传递到商业银行配置信贷资产和定价以及家庭和企业的跨期决策行为上，则与经济所处增长区间有关。因此，本文将经济运行分成了高增长区间和低增长区间两种经济状态，探讨流动性管理工具在数量和价格两方面的政策传导路径，并以此为基础分析流动性管理的货币政策工具的有效性。

1. 中期借贷便利数量变化的传导机制分析。为揭示中期借贷便利数量变化在经济高低增长区间对经济系统的影响，本文模拟了 0.100 单位的正向中期借贷便利数量冲击下核心经济变量的脉冲响应（见图 3），图中虚线和实线分别代表经济高增长区间和低增长区间面对上述冲击的脉冲响应变化。

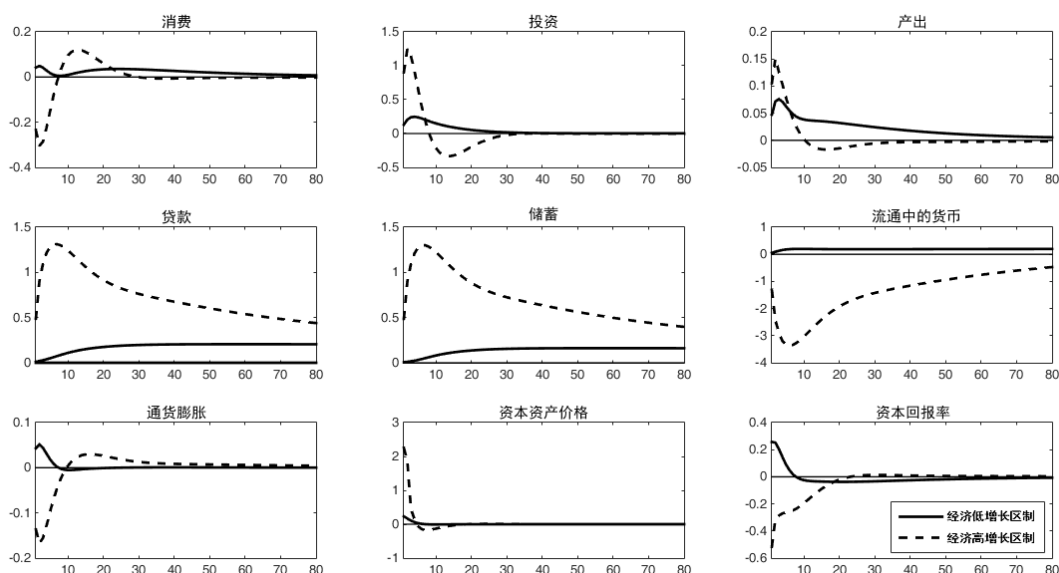


图 3 经济高低增长区间 MLF 冲击下脉冲响应

从图 3 可看出，当经济处于高增长区间时，经济主体对流动性管理工具的数量十分敏感，中期借贷便利供给的增加会直接导致金融机构获得充足的流动性进行贷款发放，并且经济高增长区间决定了市场对流动性的需求较强，因此银行贷款供给能力决定了贷款规模，银行资产负债规模大幅上升，进而促进企业投资和总产出增加，同时大规模的贷款进入企业，企业生产的边

际回报率递减,造成图 3 中资本回报率出现短暂的负向偏离再回归稳态。具体地,经济高速增长时期企业家的资本品投资回报率较高,具有较强的投资和信贷需求,此时信贷市场处于供不应求状态,信贷量主要由金融中介的信贷可供规模决定。由于法定存款准备金的存在使贷款派生机制不能无限制进行,金融中介的信贷可供规模与央行的基础货币供给有关。只有央行通过流动性管理工具释放基础货币,金融机构才能有足够的流动性用于派生货币。由于企业家和金融机构均处于资金短缺状态,因此央行增加中期借贷便利供给的流动性冲击会直接进入贷款派生存款的渠道,流动性数量的乘数效应显现,企业贷款规模大幅膨胀,投资和产出相应增加。由于冲击发生时,产出大幅上升导致利率上升,家庭部门的消费者会放弃当期消费选择储蓄,实现跨期消费,因此消费脉冲响应曲线先下降而后迅速上升,同样的无套利关系也决定了家庭会选择减少手中的现金留存(M_0)用于储蓄,因此 M_0 的脉冲响应曲线出现下降。

当经济处于低增长区间时,通过流动性管理工具注入基础货币对实体经济的作用效果并不明显。这是因为实体经济不景气导致金融系统货币创造能力大幅下降,此时增加中期借贷便利供给虽然会带来贷款规模增加,但增幅显著小于经济高速增长区间,企业投资和总产出上升幅度也相对较小。具体地,经济低增长区间 MLF 扩张性冲击发生时,实体经济不景气会导致企业家投资信心不足,信贷虽然会随 MLF 增加而上升,但却不会产生高速增长区间时的乘数效应,这使虽然投资和产出都有所上升,但上升幅度并不明显。对家庭部门,与经济高速增长区间不同,由于央行释放的流动性并没有完全作为法定存款准备金,那么在一般均衡框架下,这部分流动性会经由商业银行均衡进入家庭部门。家庭充足的流动性会导致消费上升,同时持有的货币增加。流动性冲击下总产出的增加小于消费和投资构成总需求的增加,最终产品供不应求,进而产生物价上涨局面。

总之,由于不同经济增长区间市场主体对均衡信贷量的决策机制不同,通过流动性管理工具改变基础货币时,“央行→金融机构→企业和家庭”这一货币政策传导路径的作用机制也差别巨大。显然,当经济处于高速增长区间时,市场主体对流动性供给数量更敏感,传导路径更顺畅,流动性管理工具对经济的调控效果也更明显;而当经济处于低增长区间时,流动性冲击将丧失乘数效应,不论是企业贷款量、投资还是产出规模,此时的冲击效果都要远小于高速增长区间。

2. 中期借贷便利利率冲击传导路径分析。由于中期借贷便利利率的调整需要伴随中期借贷便利数量的供给,因此无法单独考察中期借贷便利利率的传导路径。为揭示利率调整在经济高低增长两种状态下传导效果的差异,本文在相同强度的中期借贷便利数量供给冲击下模拟了不同强度利率冲击的脉冲响应图(见图 4 和 5)。

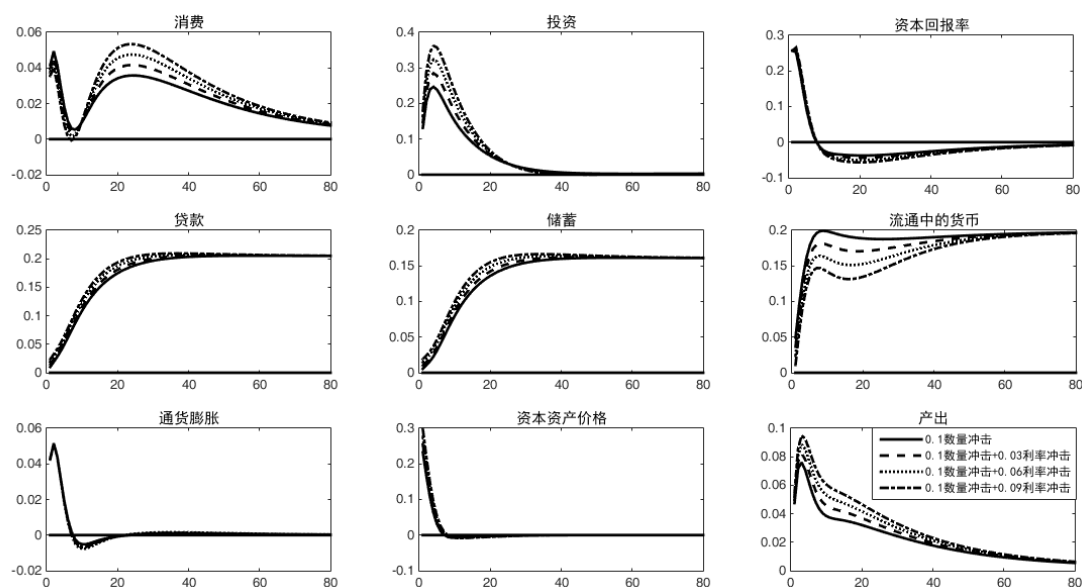


图 4 经济低增长区间混合冲击下脉冲响应

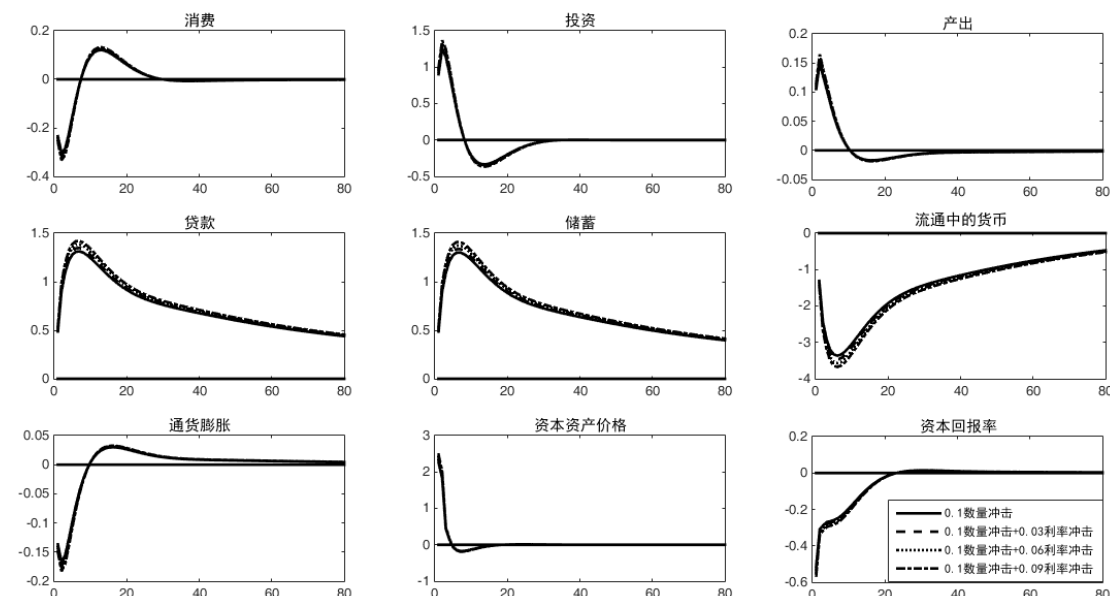


图 5 经济高增长区间混合冲击下脉冲响应

伴随中期借贷便利数量的供给，借贷便利利率的调整虽然不会大幅改变数量冲击的传导路径，但会影响流动性数量供给的作用效果。与局部均衡的分析结果相似，在经济低增长期，金融系统有相对充足的超额存款准备金用于贷款派生存款，均衡的信贷量主要由企业需求决定。根据金融加速器机制，在经济低增长区间，企业资本回报率较低，如果融资成本不变会导致企业杠杆率大幅下降，进一步降低企业的投资和信贷需求。正如图 4 所示，经济低增长期央行通过增加中期借贷便利的供给数量并不能有效解决问题，因为流动性数量的增加无法直接拉低银行的融资成本来缩小企业的外部融资溢价，只有央行在增加中期借贷便利供给的同时降低价格，才能刺激金融机构放贷并引导贷款利率下降，企业融资成本降低才会进一步刺激投资和信贷需求。因此，图 4 表明在经济低增长期中期借贷便利利率调整对中期借贷便利工具使用的效果影响

显著。

如图 5 所示, 与经济低增长区间不同, 下调中期借贷便利利率在经济高增长区间作用效果并不明显。这是因为经济处于高增长区间时, 资本回报率较高, 制约均衡信贷量的因素主要来自金融机构的信贷可供给量, 在保证基本超额存款准备金和应对紧急提款的现金留存前提下, 贷款派生存款时剩余的基础货币都用来充当法定存款准备金。因此, 中期借贷便利的发行数量占主导作用, 而由于资本回报率较高, 企业一直处在信贷扩张状态, 对中期借贷便利利率的变化并不敏感。

从传导路径的分析可看出, 中期借贷便利利率的作用效果在经济低增长区间要优于高增长区间, 因此, 在经济高增长区间央行应主要调控中期借贷便利的数量供给, 而在经济低增长区间央行发行中期借贷便利时应配合下调中期借贷便利利率。

(二) 货币政策工具传导的有效性

根据流动性管理工具传导机制的数值模拟分析, 可发现在经济高增长区间, 金融机构超额的流动性全部用来创造货币, 央行改变中期借贷便利数量时, 金融机构获取的流动性会呈较强的乘数效应, 并直接传递到信贷数量上, 有效地影响实体经济。然而在经济低增长区间, 实体资本投资回报的下降导致企业部门资金需求显著下降, 通过调整流动性数量影响金融机构资产负债表, 进而影响企业资产负债表的传导渠道出现梗阻, 流动性管理的有效性随乘数效应的丧失而大大降低, 因此经济下行时只是增加中期借贷便利数量的供给效果并不显著, 为保证货币政策工具的有效性, 需要同时下调释放流动性的价格。

概言之, 流动性管理工具对宏观经济的调控效果与经济区间具有密切关系。在经济高增长区间, 央行运用流动性管理工具数量能够显著影响金融机构的交易行为, 有效调控实体经济; 而在经济低增长区间, 央行需要在供给基础货币的同时注重调控商业银行和企业的资金成本, 降低利率, 这样才能更有效地调控宏观经济。

七、稳健性检验

(一) 流动性管理工具外生变化设定的合理性

前文数值模拟主要考虑流动性管理工具 MLF 具有平滑特征的数量和价格冲击在不同经济增长区间对经济体作用的差异, 并借此分析政策工具的作用机理。可以发现这部分分析与传统的货币政策规则分析有明显不同。一般而言, 货币政策规则是一种内生性规则, 无论是价格还是数量型规则, 中介变量除平滑性外都会盯住与货币政策目标相关的宏观经济变量, 如 Taylor 规则中基准利率就是盯住通货膨胀和产出缺口。但流动性管理工具规则方面的政策实践时间较短, 理论基础也较薄弱, 目前文献甚至无法证明货币政策工具规则的存在性, 即无法确定某种工具有明确盯住宏观经济变量的稳定的内生变化关系。鉴此, 本文在前文理论模拟时通过冲击的视

角引入流动性管理工具。

虽然从理论上将流动性管理工具的变化看成外生冲击是合理的，但稳健性分析的第一部分仍将对这一假设进行经验检验。(46)和(47)式分别为与 Taylor 货币政策规则平行的流动性管理工具的数量和价格规则，选取通货膨胀和产出缺口作为盯住变量也与中国货币政策目标一致。由于使用 MLF 工具的样本数据较短，无法在 DSGE 模型中进行统一估计，因此本文对其分别进行单方程估计。

估计方程时采用的数据分别是 MLF 当月新增数量、MLF 发行利率、通货膨胀及工业增加值。由于首次发行 MLF 的时间是 2014 年 9 月，因此样本期为 2014 年 9 月-2019 年 12 月。考虑 GDP 核算只有季度数据，而样本期季度数据样本量过小，因此采用工业增加值代替 GDP，将样本频率上升到月度数据。上述数据均来源于 Wind 数据库。具体数据处理是对通货膨胀和工业增加值先进行季节调整，而后计算稳态偏离，MLF 数据如果当月未发行，则发行量填充为 0，利率为上月利率，这样可先得到完成的时间序列，而后分别计算稳态偏离。单方程的回归方法是普通最小二乘法，且两个方程均通过了 D.W. 检验，不存在内生性问题。

(46)和(47)式的回归结果显示，在 95%的置信水平下，参数 ρ_π 、 ρ_y 、 ϕ_π 及 ϕ_y 均不显著，这说明中国目前很可能还没有形成流动性管理工具规则。但两个方程的平滑系数 ρ_{mlf} 和 ρ_{rmf} 均非常显著，说明中国流动性管理工具在使用时具有一定惯性，与前文数值模拟的外生冲击假设一致。系数 ρ_{mlf} 的点估计结果为 0.780，95%的置信区间为[0.640, 0.920]，系数 ρ_{rmf} 的点估计结果为 0.910，95%的置信区间为[0.830, 0.990]，因此，在理论模拟时我们选择 0.9 作为平滑系数较为合理。

(二) Bayes 参数估计对模型稳健性的影响

为确保结论的稳健性，本文对 DSGE 模型中结构参数的不同取值进行检验分析。结构参数估计方法采用参数校准和 Bayes 估计混合的形式，对有明确经济含义且共识性较强的参数进行校准估计，因此本部分稳健性检验并不针对校准估计参数，只针对采用 Bayes 方法估计的参数。

在理论分析中，本文利用脉冲响应模拟分析了中期借贷便利数量和价格冲击在高低增长区间的传导机制。为对其进行稳健性检验，我们依次选取 Bayes 估计的结构性参数消费惯性 (h)、劳动偏好 (χ)、劳动供给 Frisch 弹性 (φ)、资本调整成本参数 (κ) 及价格相对通货膨胀的调整指数 (γ^p) 的后验均值、后验累积分布函数 10%和 90%对应的参数值作为结构参数值，分别模拟中期借贷便利数量和价格冲击下在高低增长区间的脉冲响应。在模拟中期借贷便利数量冲击时，脉冲响应图与图 3 基本保持一致，不论是对冲击的反应方向还是强度都没有明显变化。但低增长区间的变化小于高增长区间，低增长区间的脉冲响应基本不随这些结构参数变化发生偏离，在高增长区间只有价格相对通货膨胀的调整指数变化略大，这是因为该参数估计的偏导数方向斜率较小，后验分布较为平缓，导致[10%, 90%]的临界点内参数值变化较大，但总体波

动方向和变化规律均与理论分析一致。在检验中期借贷便利价格冲击的稳健性时，以后验累积分布函数 10%和 90%对应的参数值作为结构参数值的模拟结果与图 4 和 5 的变化规律也是一致的。总之，稳健性检验说明本文第五部分得到的结论稳健。

八、主要结论与政策启示

近年来随着外汇占款逐渐下降，中国央行创设了中期借贷便利、抵押补充贷款等流动性管理工具进行货币政策调控，这些工具逐渐成为货币政策操作的最主要方式。在此背景下，研究中国央行的流动性管理工具传导路径及其有效性，不仅对完善流动性管理理论框架具有重要价值，也对提高当前货币政策传导效率具有指导意义。本文在含有金融摩擦的 NK-DSGE 模型基础上通过更细致地刻画商业银行的资产负债均衡方程，引入央行流动性管理机制，探索了流动性管理工具的传导路径及其在经济处于不同增长区间时的有效性问题。研究发现：

第一，在流动性管理框架下，不同政策工具在经济处于不同区间时产生的政策效果有明显差异，这种差异主要来源于均衡信贷量的决策机制。在经济高增长区间，信贷市场处于供不应求状态，信贷量主要由金融中介的信贷可供给规模决定，而在经济低增长区间，金融系统有相对充足的超额存款准备金用于货币供给，此时均衡的信贷量主要由企业需求决定。

第二，运用中期借贷便利等流动性管理工具改变基础货币数量的货币政策操作在经济高增长区间比低增长区间更有效。经济高增长区间的信贷量决策机制决定了市场主体对流动性供给数量更敏感，中期借贷便利供给的基础货币会通过贷款派生存款机制全部形成货币供给，增加企业流动性，影响实体经济，而经济低增长区间中期借贷便利供给的基础货币不会全部用来派生存款，信贷量主要取决于企业需求，这一机制降低了流动性管理工具在经济下行期的有效性。

第三，流动性管理工具的利率调整在经济低增长区间比高增长区间有效。在经济低增长区间，为增加流动性管理工具的有效性，央行应在释放流动性的同时下调利率，以更低价格向金融体系注入流动性，降低企业融资成本，增加企业信贷需求，这样才能更有效地调控宏观经济。

目前，中国正处在经济低速增长区间，只通过流动性管理工具释放基础货币很难传导到降低企业融资成本上，因此央行应降低流动性管理工具的利率来配合流动性管理工具，同时完善市场套利机制，使流动性管理工具的利率能够有效传递到利率中枢上，降低企业融资成本，最终使流动性管理的货币政策可有效调控实体经济。

参考文献

- [1] 邓静远、王文甫 (2016):《中国货币政策的非对称效应研究——基于 ESTSVAR 模型的估计》,《经济理论与经济管理》第 7 期。
- [2] 郭晔、程玉伟、黄振 (2018):《货币政策、同业业务与银行流动性创造》,《金融研究》第 5 期。
- [3] 郭豫媚、周璇 (2018):《央行沟通、适应性学习和货币政策有效性》,《经济研究》第 4 期。
- [4] 贾润崧、张四灿 (2014):《中国省际资本存量与资本回报率》,《统计研究》第 11 期。
- [5] 康立、龚六堂 (2014):《金融摩擦、银行净资产与国际经济危机传导——基于多部门 DSGE 模型分析》,《经济研究》第 5 期。
- [6] 李成、马文涛、王彬 (2011):《学习效应、通胀目标变动与通胀预期形成》,《经济研究》第 10 期。
- [7] 李天宇、张屹山、张鹤 (2017):《中国宏观审慎政策规则确立与传导路径研究——基于内生银行破产机制的 BGG—DSGE 模型》,《管理世界》第 10 期。
- [8] 刘斌 (2008):《中国 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。
- [9] 刘斌 (2010):《动态随机一般均衡模型及其应用》,北京:中国金融出版社。
- [10] 刘晓星、张旭 (2018):《中央银行的实时时变偏好行为研究》,《经济研究》第 10 期。
- [11] 孟宪春、张屹山、李天宇 (2018):《有效调控房地产市场的最优宏观审慎政策与经济“脱虚向实”》,《中国工业经济》第 6 期。
- [12] 孟宪春、张屹山、李天宇 (2019):《中国经济“脱实向虚”背景下最优货币政策规则研究》,《世界经济》第 5 期。
- [13] 潘彬、王去非、易振华 (2018):《同业业务、流动性波动与中央银行流动性管理》,《经济研究》第 6 期。
- [14] 饶品贵、姜国华 (2013):《货币政策、信贷资源配置与企业业绩》,《管理世界》第 3 期。
- [15] 宋玉华、李泽祥 (2007):《开放条件下中国货币与经济关联度变动原因实证研究》,《数量经济技术经济研究》第 9 期。
- [16] 孙国峰 (2017):《结构性流动性短缺的货币政策操作框架》,《比较》第 4 期。
- [17] 孙国峰 (2019):《货币政策回顾与展望》,《中国金融》第 2 期。
- [18] 王立勇、张良贵、刘文革 (2012):《不同粘性条件下金融加速器效应的经验研究》,《经济研究》第 10 期。
- [19] 王去非、易振华、陈一稀、项燕彪 (2015):《中国货币政策非对称效应下调控工具的选择与搭配》,《金融研究》第 6 期。
- [20] 姚余栋、李宏瑾 (2013):《中国货币政策传导信贷渠道的经验研究:总量融资结构的新证据》,《世界经济》第 3 期。
- [21] 战明华、张成瑞、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。
- [22] 张晓慧 (2012):《中国货币政策》,北京:中国金融出版社。
- [23] 张晓慧 (2017):《货币政策回顾与展望》,《中国金融》第 3 期。
- [24] 张小宇、刘永富、王浩宇 (2018):《量价转换背景货币政策效应时变性研究》,《数量经济研究》第 2 期。
- [25] 张屹山、张代强 (2007):《前瞻性货币政策反应函数在中国货币政策中的检验》,《经济研究》第 3 期。
- [26] 庄子罐、崔小勇、龚六堂、邹恒甫 (2012):《预期与经济波动——预期冲击是驱动中国经济波动的主要力量吗?》,《经济研究》第 6 期。
- [27] Bernanke, B. S.; Gertler, M. and Gilchrist, S. “The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle

- Framework,” in J. B. Taylor and M. Woodford, Eds., *Handbook of Macroeconomics (Vol. 1)*. North Holland: Elsevier Science B. V., 1999.
- [28] Bianchi, J. and Bigio, S. “Banks, Liquidity Management and Monetary Policy.” NBER Working Papers, No. 20490, 2014.
- [29] Christensen, I. and Dib, A. “The Financial Accelerator in an Estimated New Keynesian Model.” *Review of Economic Dynamics*, 2008, 11(1), pp. 155-178.
- [30] Fernández-Villaverde, J. “Fiscal Policy in a Model with Financial Frictions.” *The American Economic Review*, 2010, 100(2), pp. 35-40.

Effectiveness of China's Monetary Policy Tools from a Liquidity Management Perspective

Shi Benye; Wang Xiaojuan; Feng Ye

Abstract: Drawing on the NK-DSGE model with financial friction, this paper introduces the liquidity management mechanism of China's central bank, meticulously characterising the balance equation between commercial banks' assets and liabilities, and exploring the transmission path of liquidity management instruments and their effectiveness in different economic zones. The results indicate that: ① the impact of liquidity management instruments on the financial institutions' liquidity management and its transmission to the enterprises' production behaviour is closely related to the business cycle, therefore the transmission mechanism and the effectiveness of liquidity management instruments on the behaviour of economic entities are significantly different across the different economic zones; ② monetary policy operations using liquidity management instruments such as medium-term lending facilities (MLFs) to alter the amount of the base currency are more effective during an economic upturn, while adjusting the interest rates of liquidity management instruments is more effective during an economic downturn; ③ during an economic downturn, declining demand for corporate credit makes economic entities insensitive to the liquidity injected by the central bank. In this context, the combination of "quantity" and "price" of monetary policy instruments can improve the effectiveness of monetary policy.

Key words: liquidity management, business cycle, monetary policy transmission, monetary policy effectiveness

全球经济金融形势：疫情影响与趋势分析¹

钟红² 赵雪情³

【摘要】2020 年以来，全球经济金融形势发生剧烈变化。在新冠肺炎疫情全球大流行的背景下，全球经济金融在过去十年中积累的各种矛盾和问题日益显性化，实体产业、居民信心、社会治理等各领域遭受全方位冲击，国际金融市场巨幅震荡。未来全球经济金融走势，在很大程度上取决于疫情的演变和防控成效。展望 2020 年，全球经济大概率陷入衰退，最坏情景下甚至可能步入长期萧条，国际金融危机警报尚未根本解除，需要警惕可能引发系统性问题的潜在风险。

【关键词】经济衰退；金融风险；美元流动性

2020 年以来，全球经济金融形势发生剧烈变化，特别是在新冠肺炎疫情大流行的背景下，实体产业、居民信心、社会治理等各领域遭受全方位冲击，恐慌情绪不断升温，国际金融市场巨幅震荡。

一、金融危机十年困局

2008 年全球金融危机被称为“改变未来的金融危机”，对全球经济金融发展带来了深远的影响。回顾过往十年，全球经济经历了上世纪“大萧条”以来最严重的衰退和最漫长、最不平衡的复苏周期，呈现一些新特征、新问题。实体经济增长乏力，全球经济运行日益呈现出高度“金融化”特征，为当前的困局埋下了伏笔。

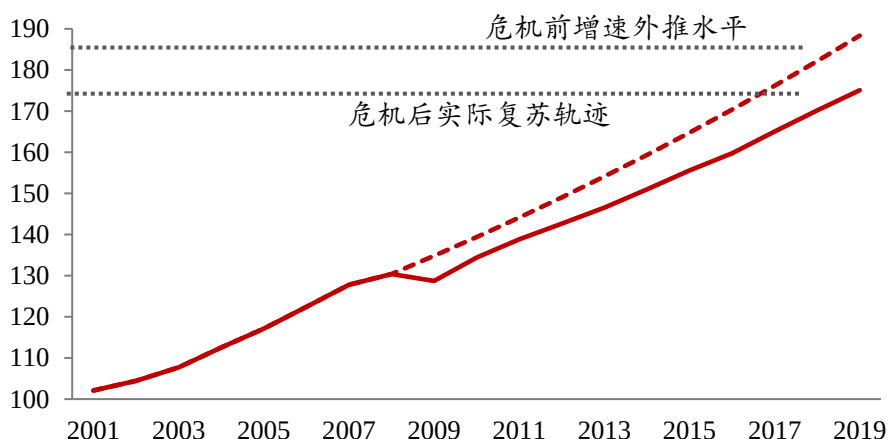


图 1 全球 GDP 轨迹模拟对比

注：全球 GDP 指数，2000=100

¹ 本文系中国人民大学国际货币研究所工作论文，论文编号：IMI Working papers No. 2028

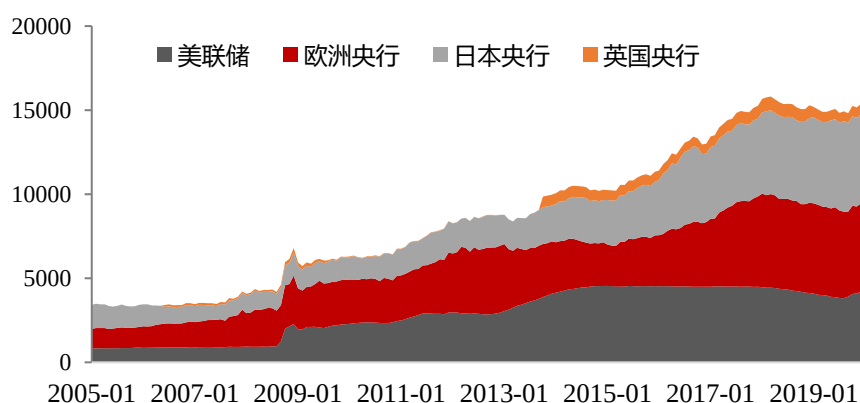
² 钟红，中国人民大学国际货币研究所特约研究员，中国银行研究院副院长

³ 赵雪情，中国人民大学国际货币研究所研究员，中国银行研究院研究员

资料来源：IMF，作者计算

一是低增长。根据 IMF 数据，2008 年金融危机前 10 年全球经济平均增长率为 4.25%，但危机后 11 年 GDP 平均增速仅为 3.4%。2019 年，全球 GDP 增长 2.9%，创危机以来最低水平，与危机前潜在增速外推水平仍存在 7% 的缺口（图 1），多数主要经济体增长尚未恢复到危机前水平。与全球经济低增长相伴的是国际贸易持续疲软，摩擦与壁垒增多，外商直接投资连续四年萎缩。

二是低利率。2008 年全球金融危机爆发后，为刺激经济复苏，主要央行采取多轮量化宽松政策，资产负债表快速扩张。截至 2019 年末，美国、欧元区、日本、英国四大主要央行资产规模已超过 15 万亿美元，较 2008 年初扩张了近 3 倍（图 2）。各主要央行纷纷将货币政策目标利率下调至接近零乃至负利率水平。虽然美联储于 2015 年末开启了“加息+缩表”进程，但由于经济形势转差，又在 2019 年下半年重新引领新一轮全球降息浪潮。当前，美联储资产负债表规模已跃升至 5.3 万亿美元，较上轮加息缩表前 4.6 万亿美元再度扩张了 16.3%。全球更多国家陷入极低利率或负利率状态。



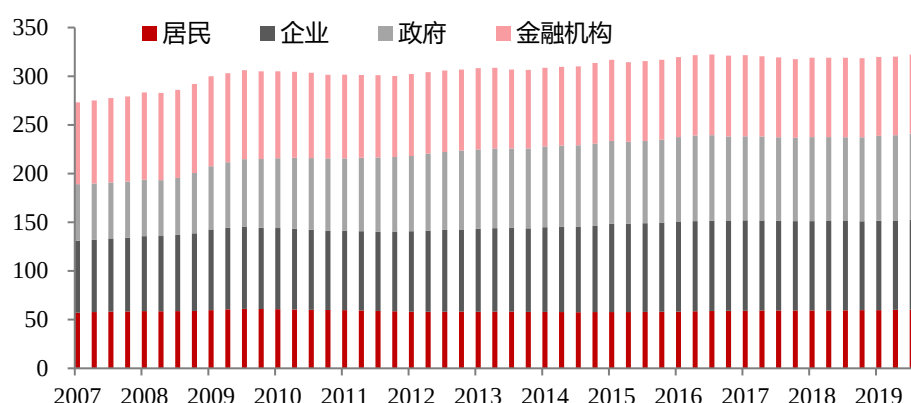


图 3 全球债务占 GDP 比重 (%)

资料来源：IIF

五是高泡沫。受低利率和量化宽松政策影响，全球资产价格显著上涨，金融市场波动加剧。其中，全球股票市场普遍上涨，截至 2019 年末，MSCI 全球股指较 2009 年初上涨了 148%。同时，全球房地产价格持续处于上升通道。金融危机后，美国实际房价指数曾由 2006 年的 128 大幅下跌至 2012 年的 84.2，但之后受益于量化宽松政策，房地产市场逐渐回暖，实际房价指数再度回升至 2019 年的 118.9 水平。高泡沫意味着高位调整的风险，特别是经济长期低增长与金融长期高泡沫的风险累积，必然会带来金融市场向经济基本面的回归。

二、长期困局与短期疫情相叠加，全球经济金融面临巨大冲击

全球经济大概率陷入衰退。经济发展存在繁荣与萧条的周期性规律。全球经济发展是长周期趋势与短期冲击因素共同作用的结果。从长周期来看，当前全球经济正处于第五轮康波周期尾部，新一轮科技革命尚未全面爆发和转化，人口老龄化日趋严重，全球经济发展陷入长期困局。从短期因素来看，新冠肺炎疫情“大流行”，制造与服务被迫“停摆”，致使全球经济雪上加霜。2020 年 2 月全球制造业 PMI 跌至 47.2，位于荣枯线下方，创十年来最低位；OECD 综合领先指标连续 20 个月放缓，商业信心指数连续 15 个月放缓，悲观预期持续蔓延。未来全球经济走势，在很大程度上取决于疫情的演变和防控成效。即使美国在 7 月末可以控制住疫情蔓延，其他国家的疫情发展仍存在较大不确定性。考虑到疫苗最快需要 6-12 个月才能面市，全球疫情紧张局势至少将持续一年。2020 年，全球经济大概率衰退，或将实现负增长。

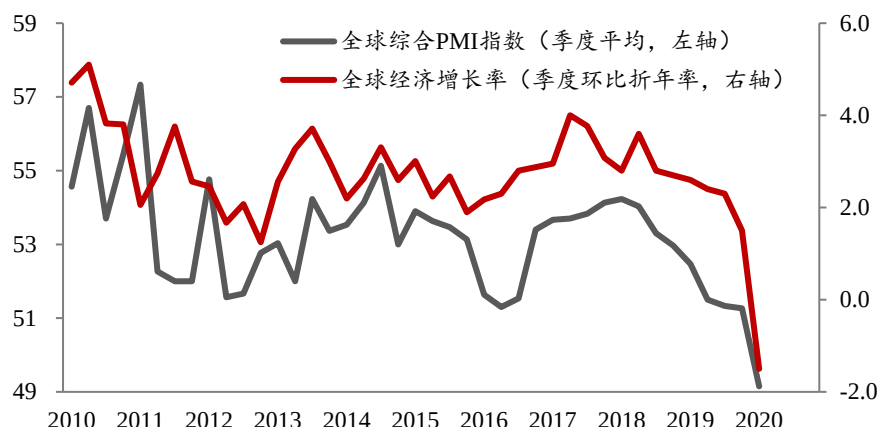


图4 全球 GDP 增长与全球综合 PMI

资料来源：IMF，OECD，中国银行研究院

在长期困局与短期冲击下，全球贸易局势更加严峻。过去 10 年，全球贸易艰难前行，保护主义泛起，贸易摩擦与关税壁垒上升，政策不确定性加剧，多边协调机制失灵。根据 WTO 统计，2018 年 10 月至 2019 年 10 月全球进口限制措施覆盖金额处于历史高位。特别地，新冠肺炎疫情进一步致使全球贸易失速。2020 年一季度全球货物贸易晴雨表指数下探至 95.5，处于 9 年来低位。疫情致使全球人流、物流、服务流受阻，3 月 25 日波罗的海干散货指数跌至 582，较 2008 年初已萎缩 93.6%，全球贸易前景更加黯淡。

全球企业财务与国际投资状况恶化。近年来，全球价值链停滞不前，国际生产与投资环境转差。新冠肺炎疫情进一步致使全球需求萎缩，供应链多环节受阻，企业收支恶化。根据 UNCTAD 统计，受疫情冲击，全球前 5000 家公司中有 3226 家公司收入显著下降。其中，汽车及零部件、航空、宾馆、餐饮与休闲行业公司收入下降幅度高达 44%、42%和 21%（表 1）。作为 FDI 投资主体，大型跨国企业收入下降，将进一步压缩资本性支出。根据 UNCTAD 预测，2020 年全球 FDI 规模将继续大幅下降 30%至 40%，连续第五年呈现萎缩状态。

表 1 全球 TOP5000 公司收入及 FDI 下降情况

行业/部门	收入下降公司数量	平均收入下降幅度 (%)	资本性支出占比 (%)
原材料	389	-13	8
周期性消费	671	-16	16
-航空	45	-42	2
-宾馆、餐饮与休闲	111	-21	2
非周期性消费	351	-4	6
能源	243	-13	20
健康	195	0	3
工业	739	-9	14
-汽车及零部件	142	-44	9
技术	358	-3	11

公共事业	175	-5	10
国家/地区	收入下降公司数量	平均收入下降幅度 (%)	收益再投资在 FDI 中占比 (%)
发达经济体	2334	-6	61
发展中国家	864	-16	40
转型国家	28	-10	93

资料来源：UNCTAD

国际金融市场巨幅震荡，金融危机风险上升。金融市场天然对经济基本面及突发事件表现敏感。随着全球疫情风险上升，在经济前景黯淡、前期金融市场过度估值以及被动交易、平价基金等平仓模式推动下，全球金融市场经历历史罕见的巨幅震荡。国际油价暴跌 50%，美股 3 月内 4 次熔断并引领全球股市大跌（图 5），黄金、债券等避险资产全线下挫，VIX 指数创历史新高，恐慌情绪急剧上升。尽管当前全球金融市场的问题更多表现在流动性层面，表现为资产价格的大幅调整，尚不构成严格意义上的金融危机。但是，未来国际金融市场走势将直接受到疫情演变趋势和全球经济发展前景的影响。如果疫情演变与恐慌情绪得不到有效控制，政策支撑效果乏力，资产价格崩溃的所谓“明斯基时刻”将会持续，结果必将加剧金融机构之间的风险传染，金融危机的警报尚未解除。

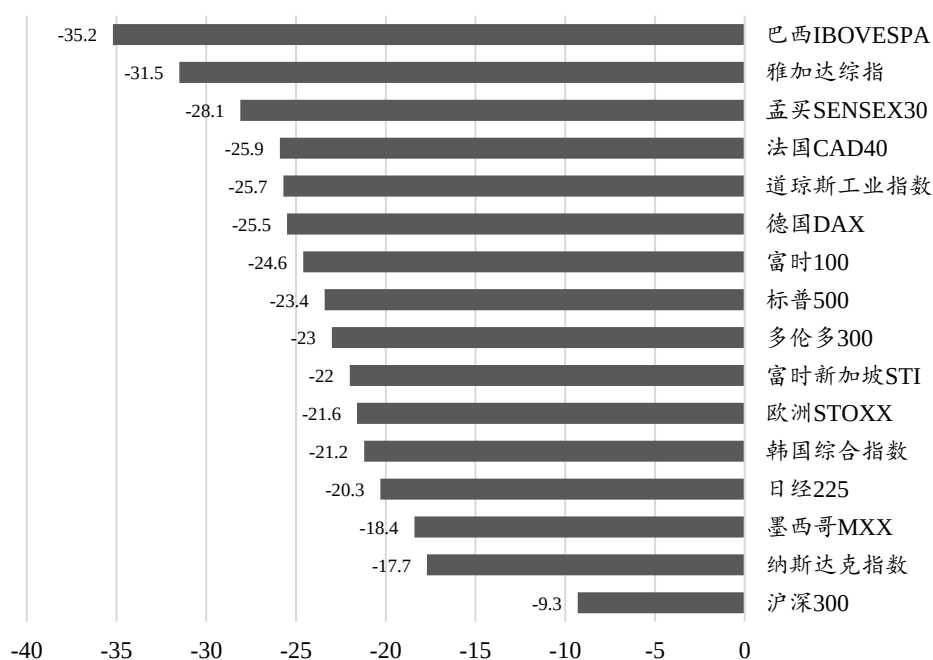


图 5 全球主要股指跌幅（%，截至 3 月 25 日）

资料来源：Wind

三、警惕潜在的危机诱发因素

当前，全球经济前景阴霾笼罩，国际金融市场巨幅震荡，经济金融风险急剧上升，叠加各国或地区的固有薄弱环节，极易引爆系统性问题，需要警惕潜在的危机诱发因素。

第一，美国经济陷入衰退的风险。受新冠疫情影响，美国经济和金融市场在一季度发生了重大变化，市场对美国经济增长前景的忧虑日益加深，2020年将成为近10年美国表现最差的一年。

冰冻三尺非一日之寒，美国经济已处于扩张周期尾部。从历史周期看，美国从2009年9月至今经济扩张已持续126个月，持续时间虽然较长，但GDP增速低于大部分经济扩张周期，除股市异常繁荣外，实体部门增长乏力。2019年，美国工业产出、制造业PMI指数、产能利用率、零售增长等微观指标均明显转差。随着疫情风险攀升，美国经济雪上加霜，5年前、10年期盈亏平衡通胀率均已跌破1%，中长期通缩风险进一步上升。

作为美国经济压舱石，居民消费遭到严重冲击。居民消费占美国GDP的70%，新冠疫情加剧美国经济低迷与金融震荡，将在三个渠道进一步作用于消费乃至经济发展。一是劳动力市场渠道。随着疫情蔓延，隔离、停产、停工被迫施行，企业资产负债表恶化，不仅难以维系新增就业增长，更将加大裁员减薪力度。特别是长期以来美国新增就业约80%来自服务业，而服务业受到疫情冲击最大，进一步加剧失业率攀升、工资水平下降。3月以来，美国累计申请失业金人数超过1000万人，劳动力市场状况已显著恶化。二是居民资产负债表渠道。当前，美国家庭净储蓄率仅为7.9%，家庭负债比率则为10%，居民杠杆率处于75.2%高位。根据信贷调查机构Equifax统计，2019年美国居民消费信贷同比上升10.3%，达次贷危机前水平，家庭流动性已严重“外强中干”。三是财富效应渠道。美国居民消费与金融市场严重捆绑，52%的个人拥有股票，股票在家庭资产配置中占比约40%。随着股票市场大幅下挫，美国居民财富严重缩水，收入遭受重创，将进一步加剧消费萎缩与经济下行。

金融市场对于经济周期末端的忧虑正在加深。一方面，随着美国股市下跌，债券等金融资产全线下挫，3月美国10年期和30年期国债收益率先后跌破0.5%和1%，为历史上首次，显示市场恐慌情绪急剧上升。尽管美联储推出临时借贷工具纾解美元流动性紧张，但10年期美债收益率波动率仍处于金融危机以来的高位。另一方面，近三年美债收益率曲线多次倒挂，反映了市场对于美国经济放缓的忧虑（图6）。在疫情冲击下，2020年1月31日美国10年期国债收益率下跌至1.51%，与3个月美债收益率倒挂，焦虑情绪上升，成为美国经济衰退的危险信号。尽管美国近期出台了多项紧急救助政策，但大多治标不治本，政策效果有待观察。一旦美国经济陷入衰退，不仅将对全球经济带来极大的减速效应，也将直接影响国际贸易、国际投资和全球供应链的变化，其外溢影响不可低估。

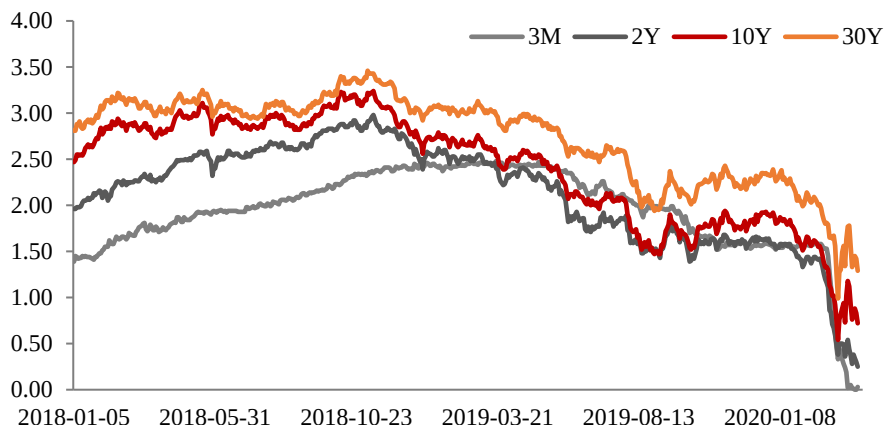


图 6 不同期限美债收益率曲线 (%)

资料来源：Wind

第二，警惕金融市场暴跌引发债务危机。过去 10 年，低利率乃至负利率政策，使得全球债务规模急剧膨胀，特别是非金融企业杠杆率不断上升，金融机构追逐高收益、高风险资产，进一步放大债务风险。以美国为例，当前美国非金融企业债务规模约为 16 万亿美元（包括债券和信贷），占 GDP 比重达 74.2%，高于 2008 年金融危机前水平。2014 年以来，美国经济增速一直低于企业债务扩张速度，企业偿债能力已接近极限。据测算，2020 年美国企业需要偿还的债务总规模约为 1.3 万亿美元，将迎来偿债高峰。

同时，企业债务趋向“高收益”，疫情冲击下面临结构性高压。从债务结构看，在贷款方面，许多企业借款人信用质量较低或杠杆率较高，杠杆贷款（CLOs）在 2007 至 2019 年增长了 115% 达到 1.2 万亿美元，占美国企业债务总规模的 7.5%，并成为投机级市场最大的融资品种。在债券方面，过去十年最低投资级别的 BBB 债券增加了近 2 万亿美元，占比从 2008 年的 36% 上升至目前的 47%。从行业结构看，高收益债占比最高的三个行业是非必需消费、通讯、能源。其中，作为受疫情冲击最大的行业，美国能源行业企业高收益债占比达 31.2%，债务压力陡然上升。

此外，值得特别关注的是当前金融风险传染性大大超出过往。首先，在过去多年的低利率环境中，美国上市公司通过债券融资进行了大规模的股票回购，不仅人为提升了股价，也极大地提升了债券市场与股票市场之间的关联风险。随着股票价格快速下跌，债券偿还压力和违约风险必然增加。其次，由于高收益企业债被许多银行及非银行金融机构持有，不仅包括投行、对冲基金，还包括了养老基金、保险公司等不能承受风险的金融机构，一旦发生实质性违约，风险将在各类型机构之间快速传导。再次，在地域范围上，大量高收益债券投资者来自于欧洲、日本等负利率地区，一旦信用市场出现问题，将引发全球金融风险传染。由此，以美国企业债为原点，高杠杆与疫情冲击相叠加，企业现金流断裂、股票回购财富效应与偿债能力急剧恶化，债券下调评级乃至违约，高收益债券等风险资产首当其冲地遭到抛售，结果将有可能刺破企业债务泡沫。

第三，欧洲国家主权债务问题将再度凸显。当前，欧洲疫情处于集中爆发期，抗疫成功的“能见度”较低，可能成为持久战，使得欧洲本就疲软的复苏势头再受重创。如果疫情持续蔓延，封闭措施持续施行，欧洲央行预计2020年欧元区经济增速将萎缩5%。其中，疫情严重、外部依赖型、服务业依赖型的国家将陷入衰退。疫情冲击叠加经济衰退，将快速抑制财政收入增长，急剧抬升财政支出需求，进一步加大欧洲财政失衡压力。

南欧国家尚未走出债务困境，主权债务问题或将再度上演。欧债危机十年来，欧元区政府部门杠杆率有所下降，但部分成员国仍深陷债务高企的困境之中。截至2019年末，希腊、意大利、葡萄牙、比利时、法国、西班牙政府债务占GDP的比重高于欧元区83.9%总体水平，并突破90%警戒线（图7）。2020年4-12月，约1.76万亿美元欧洲主权债务即将到期。在疫情冲击下，欧洲高债务国家不但无法顺利“借新还旧”，偿债能力也进一步恶化，主权债券备受市场质疑并大规模抛售，主权债收益率陡然上升。以意大利为例，10年期国债收益率从2月初的0.96%攀升至3月末的1.53%，意大利与德国10年国债利差一度走阔至282个基点，主权债务风险急剧攀升。

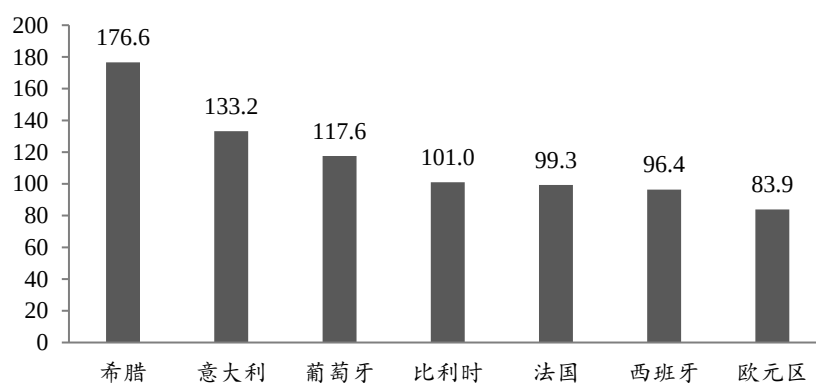


图7 部分欧元区成员国政府债务/GDP (%)

资料来源：欧盟统计局

勿忘欧债危机教训，警惕主权债务与银行业风险相互传染。尽管欧债危机以来，欧元区银行业减少了主权债敞口，但仍是主权债券的主要购买方。以意大利为例，本国银行业持有其主权债占比约为30%。特别地，过去十年，经历债务危机、负利率政策，欧洲银行业资产减记、资本重组、大幅裁员，盈利水平遭到削弱，尚未走出寒冬。在疫情冲击下，主权债波动及信贷质量下降，将共同推升银行业系统性风险。同时，银行业等金融机构不得不抛售主权债资产，引发更大规模资产减记和资金短缺，进一步推升主权债风险，形成负向连锁反应。

第四，警惕新兴市场资本外流与债务偿付叠加放大风险。一些新兴市场国家存在基本面脆弱、政策框架不完善、国内政治矛盾突出、地缘政治风险等问题，特别是部分国家长期存在国际收支和财政收支的“双赤字”问题，金融脆弱性十分突出。在疫情冲击、全球经济下行、国际

金融市场震荡情况下，这些新兴市场国家经济金融形势可能恶化，投资者信心可能受到较大打击，极易形成各类风险叠加放大的局面，需严加防范金融风险转变为金融危机。

一是新兴市场资本外流的风险。亚太新兴经济体受供应链冲击较大，欧洲、拉美、中东及北非的资源出口型国家受国际油价及大宗商品暴跌的拖累，容易形成经济下行与资本流出的恶性循环。国际金融协会（IIF）数据显示，自 1 月 21 日，新兴市场在 70 日内流出资金规模高达 925 亿美元。其中，阿根廷、土耳其、俄罗斯、巴西、印尼等新兴经济体资本外流压力较大，金融脆弱性进一步上升。

二是新兴市场股债汇三杀局面再现。在外汇市场，美元流动性快速收紧回撤，推动美元指数时隔四年逼近 102 水平，结果导致新兴市场货币快速贬值，巴西雷亚尔、墨西哥比索、俄罗斯卢布、南非兰特等商品出口国年内货币贬值幅度达到 20%-25%，阿根廷比索、墨西哥比索等多个货币创下历史新低。在债券市场，新兴经济体国债遭到赎回抛售，债券利率普遍陡升。在股票市场，MSCI 新兴市场指数较年初下挫 24%，巴西、斯里兰卡、泰国、韩国、印尼、菲律宾、巴基斯坦、印度等多国股市触发熔断或停牌交易。

三是美元升值可能引爆新兴市场债务偿付危机。当前，新兴市场债务规模达 72.5 万亿美元，占 GDP 比重达 221.9%，创历史最高水平。其中，新兴市场外币债务规模 8.3 万亿元，较十年前增长逾 1 倍，美元计价占比高达 85%。预计 2020 年末，3.9 万亿美元新兴市场债券和银团贷款即将到期，埃及、尼日利亚、黎巴嫩、智利和阿根廷等新兴经济体存在巨大的美元融资需求。在当前美元升值、流动性趋紧的背景下，新兴市场债务压力将急剧上升。

四是警惕多重风险叠加形成连锁反应。2019 年四季度以来，全球再度迎来降息潮，推动低利率资金大量涌入收益率相对较高的新兴经济体债券市场。许多大型机构表示看好并增持新兴市场债券，2019 年 9 月至 2020 年 2 月，新兴市场债券资金净流入持续为正，累计流入规模达 1091 亿美元。同时，外资在部分新兴债券市场中持有占比较高，增大潜在风险。以政府债为例，当前新兴市场（除中国以外）政府债券外资持有比例平均达 24.5%，其中秘鲁、捷克、印尼和南非该比例高达 51.2%、41.7%、38.6% 和 36.9%（图 8），加剧其债券市场波动性和脆弱性。随着美元流动性紧张，新兴市场债务情况恶化，外资将加大新兴市场债券等风险资产抛售，进一步施压新兴市场债券，从而形成资本流出与债务风险螺旋上升的恶性循环。

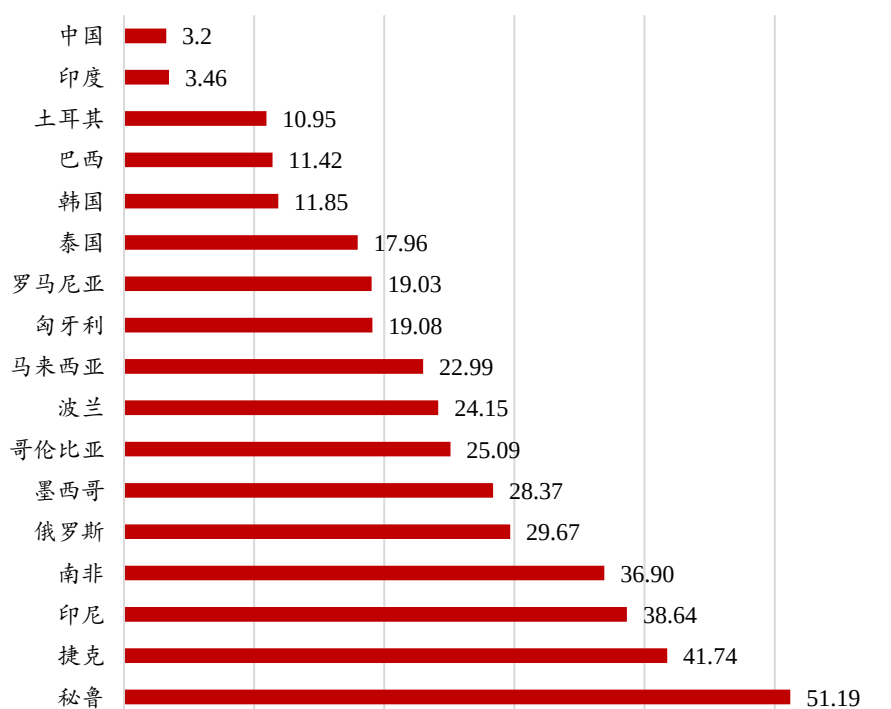


图8 新兴经济体政府债券外资持有比例 (%)

资料来源: IIF

历史经验表明,新兴市场在内部脆弱性和外部市场波动的共同影响下,极易成为发达国家金融危机的“牺牲者”。本轮美欧金融市场震荡对新兴市场的外溢影响必须高度警惕。特别是如果美欧市场震荡持续,新兴市场国家将可能面临多重政策两难选择,例如,抑制国内通胀所需的紧缩性货币政策与刺激经济增长所需的宽松货币政策的两难选择、控制国际资本大规模外流所需的资本管制政策与发展经济所需的资本自由流动政策的两难选择、缓解贸易赤字所需的货币贬值政策与避免美元债务违约所需的货币升值政策的两难选择,防止经济滞胀所需的积极财政政策与减少财政赤字所需的紧缩财政政策的两难选择。这四个“两难选择”将严重影响新兴市场国家应对危机的能力。

总之,在新冠肺炎疫情全球大流行的背景下,全球经济金融在过去数十年中积累的各种矛盾和问题日益显性化,全球经济大概率将陷入衰退,最坏情境下甚至可能陷入萧条,全球金融市场各种潜在的风险更有可能滑向危机。未来一段时期,面对巨大挑战,世界各国唯有密切合作,付诸智慧与行动,积极有效应对。

参考文献

- [1] 中国银行研究院，全球经济金融展望报告：全球经济大概率陷入衰退，警惕滑入金融危机和经济危机，2020 年第 2 季度。
- [2] BIS Quarterly Review, International Banking and Financial Market Developments, March 2020.
- [3] Board of Governors of the Federal Reserve System, Monetary Policy Report February 7, 2020.
- [4] UNCTAD, Impact of the Coronavirus Outbreak on Global FDI, Investment Trends Monitor, March 2020.

卖空限制与收益可预测性

——A 股融资融券制度的证据¹

郭彪² 刘普阳³ 姜圆⁴

【摘要】基于 A 股市场融资和融券余额的巨大差距，本文拓展了 Hong et al. (2016) 的理论模型，在融券端和融资端分别找到了影响股票收益率的变量：融券比率（融券余额/流通市值）和融资回补天数（融资比率/日均换手率）。进一步，利用组合价差法和 Fama-MacBeth 横截面回归法，实证检验了 A 股市场中融券比率与融资回补天数解释和预测股票收益率的能力。实证结果表明，在存在融券限制条件下，融券比率相比融资回补天数（融券比率/日均换手率）能更好地代表套利者对股票价格高估程度的看法，根据融券比率构建的等权重多空组合能带来月均 1.58% 的显著收益；而由于融资约束相对较低，融资回补天数相比融资比率（融资余额/流通市值）能更好地代表套利者对股票价格低估程度的看法，根据融资回补天数构建的等权重多空组合能带来月均 1.28% 的显著收益。实证结果与本文存在融券数量限制下的理论模型相符，且该收益率不能被多因子模型和常规股票特征所解释。

【关键词】融资融券比率；回补天数

一、引言

在股票市场中，融资交易是指投资者向证券公司交纳一定的保证金，融（借）入一定数量的资金买入股票，并在一段时间后归还资金及利息的行为；相应地，融券交易是指投资者向证券公司借入证券卖出，并在一段时间后归还证券及利息的行为。融资融券业务在欧洲、美国以及日本等成熟股票市场中已存在多年。通过融资融券，知情交易者（Informed Trader）可以更好地利用私有信息增加股票价格的信息含量，促进股票价格向其内在价值靠拢。套利者也可以依靠融资融券进行无风险套利，减少股票的错误定价（Miller, 1977），提高股票市场整体的定价效率。

文献中一般使用融资（融券）比率来度量融资融券的市场深度（market depth），并以此研究融资融券交易与未来股票收益率之间的关系，该指标定义为融资（融券）余额与流通股市值之

¹ 本文系中国人民大学国际货币研究所工作论文，论文编号：IMI Working papers No. 2027

² 郭彪，中国人民大学国际货币研究所研究员，中国人民大学财政金融学院副教授、应用金融系副系主任

³ 刘普阳，金融学硕士，通讯作者，东方花旗证券有限公司

⁴ 姜圆，金融工程学博士研究生，中国人民大学财政金融学院

比。在融资端，融资比率与未来收益率正相关（俞红海等，2018）；在融券端，融券比率与未来收益率负相关（Figlewski, 1981; Brent et al., 1990; Figlewski and Webb, 1993; Woolridge and Dickinson, 1994; Dechow et al., 2001; Asquith et al., 2005）。对于这些发现通常的解释认为，融资（融券）比率反映了知情交易者相对非理性投资者而言对未来股价走势的看法。但由于风险规避、资本约束、代理问题等引发噪音交易风险和有限套利（De Long, Shleifer, Summers, and Waldmann, 1990; Shleifer and Vishny, 1997），知情交易者并不能足额持有或卖空股票从而消除误定价，导致股票价格中乐观或悲观投资者的私有信息并不能被完全表达出来，引发股票价格被暂时性高估（Miller, 1977）或低估，因而融资比率与未来收益率正相关，融券比率与未来收益率负相关。

值得考虑的是，融资融券比率并未对交易成本信息做充分考虑，这里的交易成本是指回补（平仓）融资融券余额所需要的时间成本。举例来讲，市场上有 A 和 B 两只证券，融资比率均为 10%，日换手率分别为 1% 和 10%，这意味着在不考虑其他影响因素的情形下，回补 A 证券需要 10 天时间，而回补 B 证券仅需 1 天时间。由于 A 证券的交易成本更大，因而由于交易限制而引发的误定价水平可能会更高。显然，回补天数考虑了换手率对于融资融券交易成本的影响，有助于发现股票的误定价水平。

我国融资融券市场起步相对较晚，融资融券制度正在日趋完善。2010 年 3 月，证监会启动 A 股融资融券业务试点，并于 2011 年 12 月，2013 年 1 月、9 月，2014 年 9 月，2016 年 12 月和 2019 年 8 月先后共 6 次对融资融券标的进行了大规模扩容，融资融券余额也由 2010 年的不足 130 亿元上升至 2019 年 12 月底的 1.02 万亿元。同时也应看到，在融资和融券业务发展过程中非对称交易现象十分突出。融资余额占融资融券余额的平均比重为 98.85%，特别是 2014 年以来，融资余额占比几乎保持在 99% 的水平上。相比融资交易，我国的融券交易仍存在诸多限制，卖空环境仍有待进一步改善。国外学者有关融资融券的研究角度主要为以下三个方面：

第一，融资融券对股票收益率的影响。卖空比率（short interest ratio，简称 SR）作为卖空的重要指标，在以往的文献中多有研究，Figlewski (1981), Brent, Morse, and Stice (1990), Figlewski and Webb (1993), Woolridge and Dickinson (1994), Dechow et al.(2001), Asquith, Pathak, and Ritter (2005)均验证了高卖空比率股票的表现显著低于低卖空股票。比较常见的解释是，通常只有机构投资者进行卖空，获取内部信息的套利者通过卖空被高估的股票获取收益，反映为该只股票的卖空比率较高。DeLong et al.(1990) 以及 Shleifer and Vishny (1997)指出，套利者都是风险厌恶的且面临资金约束，因而无法进行足够的卖空来抵消错误定价，形成了卖空比率与收益率的相关关系。Amihud (2002), Amihud, Mendelson, and Pedersen (2006)指出，不同股票的交易成本存在显著性差异，Hong et al.(2016)证明，融券回补天数(days-to-cover)可以更好的衡量套利者的卖空成本，低回补天数股票收益率显著大于高回补天数的股票。

第二，融资融券对信息反应速度的影响。融资融券的在提供交易手段的同时也对股票波动

率产生影响，Lamont and Stein (2004)运用事件研究的方法，证明卖空套利增加了股价对季度净利润的反应程度。Lamont and Stein(2004)，Savor and Gamboa-Cavazos(2011)证实卖空者在遭受损失后会降低头寸，相反在盈利后会提高头寸，Hong, Kubik, and Fishman (2012)指出套利者加强了股市对经济信息的反应程度。

第三，融资融券规则变更对市场波动性的影响。Ofek, Richardson and whitelaw (2004)发现，融券交易可以吸引更多投资者，从而增加市场的交易量。Battalio and Schultz (2011)发现短期的卖空限制会使股票的价格波动增大，并使这些受限股票的价格显著低于内在价值。

类似的，国内学者有关融资融券的研究角度主要为以下三个方面：

第一，融资融券对证券波动率的影响。廖士光和杨朝军（2005a，2005b）认为，融券交易与股票价格波动率之间的关系十分复杂，融券对价格波动率的影响可能取决于其他因素。肖浩和孔爱国（2014）使用双差分模型，证明融资融券通过降低噪音、提升信息传递速度降低了股票价格的特质波动率。李志生，杜爽和林秉旋（2015）通过对比标的股票、非标的股票以及列入、剔除融资融券标的股票的价格波动特征，证明融资融券显著抑制股票价格的波动。许红伟和陈欣（2012）通过对信息含量的研究发现，首批融资融券标的的定价效率改进不明显，其收益率的分布依然呈现尖峰肥尾态势。

第二，融资融券标的证券清单内、外个股的收益波动性差异。李科、徐龙炳和朱伟骅(2014)根据是否可以卖空，把白酒上市公司分为可卖空组和不可卖空组，通过买入不可卖空组，卖出可卖空组构建零头寸策略组合，发现该组合可以获得显著的超额收益，且该超额收益无法被基本价值所解释，从而表明融券制度有助于抑制股票价格高估，提高市场定价效率。朱民武（2014）通过误差修正模型，检验了 A 股市场融资融券余额与大盘指数之间的时间序列关系，发现股指变动会影响滞后一期及二期的融资融券交易，而融资融券交易不会影响大盘指数的波动。

第三，融资融券对股票收益率的影响。俞红海等（2018）基于 2011 年 12 月至 2015 年 8 月的样本数据构建了衡量融资和融券交易行为的 4 项指标，利用日数据分析了融资融券行为对于未来收益率的影响。研究发现，融资交易能正向预测未来收益，而融券交易能负向预测未来收益。另外，陈晖丽和刘峰（2014），顾乃康和周艳利（2017）和陆瑶等（2018）研究了融资融券对公司治理的影响。

国内学者对于 A 股市场融资融券交易的研究主要集中在股票定价效率、收益率的波动以及信息含量几个方面，且研究大多基于时间序列的计量模型。更重要的是，暂无文献对如何度量融资融券误定价水平进行系统研究，未分别对融资融券交易行为偏差如何影响未来股票收益率预测能力的有效性进行研究。因此，构建融资融券指标，使用因子分析的方法检验这些指标是否具有预测、解释股票收益率的能力，对于客观认识融资融券的影响有一定补充，对投资者的投资策略、决策也能起到一定的参考作用，同时也为股票市场的资产定价提供了一个可能的因

子来源。

基于此,本文从投资者交易机制出发,根据 A 股市场融资融券交易量不对称现状,拓展 Hong 等(2016)的理论模型,考察在业务开展过程中余额不对称时融资融券行为对于股票收益率的预测能力。具体地,本文在融资端和融券端分别构建了融资比率(LR)、融资回补天数(DTC_long),融券比率(SR)、融券回补天数(DTC_short)4项指标,以反映 A 股市场的融资和融券交易行为。通过理论推导和实证检验,研究了在融资和融券业务发展非对称市场环境中,融资融券比率和融资融券回补天数对于未来股票收益率的预测和解释能力。实证发现,在融资端,融资回补天数对于未来股票收益率具有显著为正的预测和解释能力,等权重多空组合月度收益为 1.28%,而融资比率无法预期股票收益率;在融券端,融券比率对于股票收益率具有显著为负的预测和解释能力,等权重多空组合月度收益为 1.58%,而融券回补天数没有这些能力,以上结论与理论模型相符。同时,本文在稳健性检验部分比较了融资回补天数和融券比率在变换样本区间、增加控制变量、控制住文献中度量融资融券行为的其他指标后对于收益率预测效果的稳健性。

二、理论模型与研究假说

本文以 Hong 等(2016)中的理论模型为基础,结合其对于卖空机制的研究,分析了 A 股市场融资融券交易对于股票收益率预测差异的微观机制,以下是本文的符号及模型设定。

(一) 符号定义及基本假设

表 1 列示了本文及后文模型部分符号的主要含义。从融券角度开始考虑。假设模型有三期, $t = 0, 1, 2$ 。资产交易发生在 $t = 1$ 期,资产回报发生在 $t = 2$ 期。市场由套利者及普通交易者构成,套利者占比 γ ,普通交易者占比 $1 - \gamma$ 。普通交易者期望的资产随机回报为 μ_0 ,且初始禀赋均为 1 单位资产。套利者无初始禀赋,期望的资产回报为 μ_a ,且 $\mu_a < \mu_0$ 。普通交易者中,一半人(乐观交易者)认为 $t = 2$ 时的 1 元钱相当于 $t = 0$ 时的 d 元钱,一半人(悲观交易者)认为 $t = 2$ 时的 1 元钱相当于 $t = 0$ 时的 $2 - \delta$ 元钱。假设 $1 < \delta < 2$,这使得乐观交易者倾向于购买资产,悲观交易者倾向于出售资产。可以看出在这个模型中,交易需求来自两个方面,一个是套利者与普通交易者之间的交易,一个是乐观交易者与悲观交易者之间的交易。

交易的资产数量为 n 时所对应的交易成本为 $\frac{c}{2}n^2$,这一成本定义基于微观市场结构中做市商理论的存货模型(Grossman and Miller, 1988),当做空者收到流动性冲击后需要从做市商手中买入数量为 n 的股票,这会使得股票价格偏离初始值,偏离值为 cn ,由于收到流动性冲击的概率是 $1/2$,所以期望交易成本为 $\frac{c}{2}n^2$ 。

表 1 理论模型的符号定义

变量	定义	变量	定义
DTC_short	融券回补天数	m	普通交易者预期的证券价格
DTC_long	融资回补天数	μ_a	套利者预期的证券价格
SR	融券比率	N	对证券的净需求
LR	融资比率	p_0	证券在 $t=0$ 时的价格
V	成交量	δ	乐观交易者认为 $t=2$ 时的 1 元钱在 $t=0$ 时的价格
t	期数	f	融资融券费率
γ	套利者比例	c	交易成本参数

(二) 理论模型

为了解出模型，首先要求得各个交易者的最优交易需求量。在 Hong et al. (2016) 的理论模型中，乐观交易者在 $t = 1$ 时的目标函数及一阶条件如下：

$$\max\{(1+n)dm_0 - np_0 - \frac{c}{2}n^2\}$$

$$FOC: n_0^+ = \frac{\delta\mu_0 - p_0}{c}$$

悲观交易者在 $t = 1$ 时对资产的目标函数及一阶条件如下：

$$\max\{(1+n)(2-d)m_0 - np_0 - \frac{c}{2}n^2\}$$

$$FOC: n_0^- = \frac{(2-\delta)\mu_0 - p_0}{c}$$

套利者在 $t = 1$ 时对资产的目标函数及一阶条件如下：

$$\max\{n(m_0 + f - p_0) - \frac{c}{2}n^2\}$$

$$FOC: n_a = \frac{\mu_a + f - p_0}{c}$$

由于我们假设在整个交易中只有套利者会卖空，所以需要以下限制条件：

条件 1: $dm_0 > p_0 > \max\{(2-d)m_0, m_0 + f\}$ ；条件 2: $p_0 \leq (2-\delta)\mu_0 + c$

在条件 1 的限制下，乐观交易者会买入资产，悲观交易者会卖出资产，套利者会进行卖空交易，在条件 2 的限制下，悲观交易者卖出的资产数量小于其初始禀赋，即悲观交易者不会进行卖空。假设市场出清，净交易为 0：

$$\gamma[\mu_a + f - p_0] + \frac{1-\gamma}{2}[(2-\delta)\mu_0 - p_0] + \frac{1-\gamma}{2}[\delta\mu_0 - p_0] = 0$$

求解可得， $t = 0$ 时资产的均衡价格为：

$$p_0 = (1-\gamma)\mu_0 + \gamma\mu_a + \gamma f = \mu_a + (1-\gamma)(\mu_0 - \mu_a) + \gamma f$$

从而得到价格的错误估计为：

$$p_0 - \mu_a = (1-\gamma)(\mu_0 - \mu_a) + \gamma f$$

将 SR 定义为：

$$SR = \frac{\gamma}{1-\gamma} \cdot |n_a| = \frac{\gamma}{1-\gamma} \cdot \frac{p_0 - \mu_a - f}{c} = \frac{\gamma(\mu_0 - \mu_a - f)}{c}$$

将成交量 V 定义为:

$$V = \frac{\frac{1-\gamma}{2} n_0^+}{1-\gamma} = \frac{1}{2} \frac{\delta \mu_0 - p_0}{c}$$

则根据定义:

$$DTC_short = \frac{SR}{V} = 2\gamma \frac{(\mu_0 - \mu_a - f)}{\delta \mu_0 - \mu_0 + \gamma(\mu_0 - \mu_a - f)}$$

当 g 较小时, 根据泰勒展开式, 可得:

$$DTC_short = \frac{SR}{V} \sim \frac{2}{(\delta - 1)\mu_0} \gamma(\mu_0 - \mu_a - f)$$

以上为 Hong et al.(2016)的理论模型, 其推导结果基于一个重要假设, 即套利者的融资融券额可以满足其最优需求。而在我国的 A 股市场, 融资与融券存在极大的不平衡性, 同时整个市场交易量依然十分巨大。基于以上事实, 我们有理由认为 A 股市场的融券业务不足以使套利者达到其最优的融券需求量, 而套利者的交易不足将被普通投资者的交易替代。因此我们对理论模型进行修改如下。假设套利者卖空量为其最优解的 X 倍, $0 < X < 1$, 即:

$$n_a = X \cdot \frac{\mu_a + f - p_0}{c}$$

此时套利者卖空量距离最优解出现差额 $(1-X) \cdot \frac{\mu_a + f - p_0}{c}$, 为使市场在原有交易量下继续保持出清, 该差额需要与普通交易者分担。假设该差额在乐观交易者及悲观交易者之间平均分担, 又因为套利者与乐观和悲观交易者数量之比为 $\frac{2\gamma}{1-\gamma}$, 所以乐观交易者及悲观交易者需要额外承担的交易量为:

$$\frac{1}{2} \cdot (1-X) \cdot \frac{\mu_a + f - p_0}{c} \cdot \frac{2\gamma}{1-\gamma} = (1-X) \cdot \frac{\mu_a + f - p_0}{c} \cdot \frac{\gamma}{1-\gamma}$$

因此, 乐观交易者交易的资产额由 $n_0^+ = \frac{\delta \mu_0 - p_0}{c}$ 变为:

$$n_0^+ = \frac{\delta \mu_0 - p_0}{c} + (1-X) \cdot \frac{\mu_a + f - p_0}{c} \cdot \frac{\gamma}{1-\gamma}$$

悲观交易者交易的资产额由 $n_0^- = \frac{(2-\delta)\mu_0 - p_0}{c}$ 变为:

$$n_0^- = \frac{(2-\delta)\mu_0 - p_0}{c} + (1-X) \cdot \frac{\mu_a + f - p_0}{c} \cdot \frac{\gamma}{1-\gamma}$$

市场继续出清, 所有交易的和为 0, 得到:

$$\begin{aligned} & \gamma X [\mu_a + f - p_0] + \frac{1-\gamma}{2} [(2-\delta)\mu_0 - p_0 + (1-X) \cdot (\mu_a + f - p_0) \cdot \frac{\gamma}{1-\gamma}] \\ & + \frac{1-\gamma}{2} \cdot [\delta \mu_0 - p_0 + (1-X) \cdot (\mu_a + f - p_0) \cdot \frac{\gamma}{1-\gamma}] = 0 \end{aligned}$$

可知, $t = 0$ 时资产的均衡价格依然为:

$$p_0 = (1 - \gamma)\mu_0 + \gamma\mu_a + \gamma f = \mu_a + (1 - \gamma) \cdot (\mu_0 - \mu_a) + \gamma f$$

从而得到价格的错误估计为：

$$p_0 - \mu_a = (1 - \gamma) \cdot (\mu_0 - \mu_a) + \gamma f$$

这与之前的结论相同，不同的是由于卖空不足，新的融券比率（SR*）为：

$$SR^* = \frac{\gamma}{1 - \gamma} \cdot |n_a| = \frac{\gamma}{1 - \gamma} \cdot \frac{p_0 - \mu_a - f}{c} = X \cdot \frac{\gamma \cdot (\mu_0 - \mu_a - f)}{c} = X \cdot SR$$

将成交量 V 定义为：

$$V = \frac{\frac{1 - \gamma}{2} n_0^+}{1 - \gamma} = \frac{1}{2} \left[\frac{\delta \mu_0 - p_0}{c} + (1 - X) \cdot \frac{\mu_a + f - p_0}{c} \cdot \frac{\gamma}{1 - \gamma} \right]$$

则根据定义：

$$DTC_short = \frac{SR}{V} = \frac{2X\gamma(\mu_0 - \mu_a - f)}{\delta \mu_0 - \mu_0 + \gamma(\mu_0 - \mu_a - f) + (1 - X) \cdot (\mu_a + f - p_0) \cdot \frac{\gamma}{1 - \gamma}}$$

将 $p_0 - \mu_a = (1 - \gamma) \cdot (\mu_0 - \mu_a) + \gamma f$ 代入公式，经过调整，可以得到新的融券回补天数（DTC_short*）：

$$DTC_short^* = \frac{X}{\frac{(\delta - 1)\mu_0}{2\gamma \cdot (\mu_0 - \mu_a - f)} + X}$$

值得注意的是，在初始模型套利者融券数量可以达到最优解情况下，

$$DTC_short = \frac{2}{(\delta - 1)\mu_0} \gamma (\mu_0 - \mu_a - f)$$

$$DTC_short^* = \frac{1}{\frac{1}{X \times DTC_short} + 1}$$

在实际融券额为最优融券额 X 倍的情况下，融券比率（SR）变为原先的 X 倍，该变换为线性变化；而融券回补天数（DTC_short）的变化比较复杂，对 DTC_short^* 取倒数，可得：

$$\frac{1}{DTC_short^*} = \frac{1}{X \times DTC_short} + 1$$

通过公式可知，融券限制给融券回补天数（DTC_short）带来的变化是非线性的，这种变化严重破坏了 DTC_short 与价格高估之间的关系。由于每一期实际融券数量与理论最优融券量的比率 X 可能发生变化，会导致融券回补天数无法稳定反映套利者对于股票错误定价的看法，从而失去预测股票收益率的效力；而融券比率 SR 也受到了实际融券数量与理论最优融券量的比率 X 的影响，但这种影响是线性的，因此 SR 保留了预测股票收益率的能力。基于此，本文的第一个待检验假说为：

H1：由于融券限制，融券比例比融资回补天数可以更好的衡量套利者的卖空成本，低融券比例股票的收益率显著大于高融券比例的股票。

类似的，对模型的假设条件进行修改，可以从融资角度得出相似结论。假设汇总套利者的期望资产回报 μ_a 的值由 $\mu_a < \mu_0$ 变为 $\mu_a > \mu_0$ ，即套利者认为资产价格被低估，因为我们在整个交易中只有套利者融资，所以需要以下限制条件：

条件 3: $\min\{m_b + f, dm_b\} > p_0 > (2 - d)m_b$ ；条件 4: $p_0 \geq \delta\mu_0 - c$ 。

在条件 3 的限制下，乐观交易者会买入资产，悲观交易者会卖出资产，套利者会融资，在条件 4 的限制下，乐观交易者买入的资产数量小于其初始禀赋，即乐观交易者不会进行融资买入，这与我们想要的限制条件相符，得到价格的错误估计、融券比率和、回补天数为：

$$p_0 - \mu_a = (1 - \gamma) \cdot (\mu_0 - \mu_a) + \gamma f$$

$$LR = \frac{\gamma}{1 - \gamma} |n_a| = \frac{\gamma}{1 - \gamma} \cdot \frac{\mu_a + f - p_0}{c} = \frac{\gamma \cdot (\mu_a + f - \mu_0)}{c}$$

$$DTC_long = \frac{LR}{V} \sim \frac{2}{(\delta - 1)\mu_0} \cdot \gamma \cdot (\mu_a + f - \mu_0)$$

融资、融券回补天数相比融资、融券比率的一大优势在于其衡量了套利者的交易的边际成本，代表了套利者离场所需的天数。例如，某只股票的融资比率为 5%，日均成交量为 1%，融资回补天数即为 5，这说明融资者如果想平掉该股票的头寸归还融资资金，需要大约 5 天的时间。回补天数越大，融资融券者的成本越高，这些成本来源于两个方面：一是时间成本，融资融券者需要的离场时间越长，所需交付的融资融券利息越高，同时面临的价格风险也越高；二是市场容量成本，参与融资融券的交易者持有或卖出的股票数量越大，其在进行初始、到期交易时对股票价格的影响便越大。因此一只股票的回补天数越大，说明套利者对该股票错误定价的确定性越强，甘愿承担相应的成本与风险。

通过对比可知，LR 的构成中有交易成本 c ，即对于相同错误定价的不同股票，由于交易成本的差别，LR 仍有可能不同，DTC_long 的构成中不包含交易成本，比 LR 更加稳定，因此 Hong et al. (2016) 得出在这种条件下 DTC 是更好的错误定价代表指标。基于此，我们得出第二个待检验假说：

H2: 由于交易成本差异，融资回补天数比融资比率可以更好的衡量错误定价，低回补天数股票的收益率显著小于高回补天数的股票。

三、数据和描述性统计

本文选取了 2012 年 1 月至 2018 年 12 月所有入选过融资融券池的 1126 只股票。由于在 2012 年之前融资融券标的以及交易量均较小，我们选取 2012 年后经过第一次扩容后的数据进行分析。数据来源于 CSMAR 数据库，并使用 WIND 数据库进行了交叉验证。主要变量计算方法列示如下：

(1) LR: 月融资余额与流通股市值之比。

- (2) DTC_Long: 每月月末的 LR 除以当月的日平均换手率。
- (3) SR: 月融券余额与流通股市值之比。
- (4) DTC_Short: 每月月末的 SR 除以当月的日平均换手率。
- (5) Turnover: 换手率, 定义为成交量与流通股本的比率;
- (6) LnME: 定义为每年 6 月公司市值的自然对数, 用于代表股票的规模效应 (Banz, 1981; Fama and French, 1992)。
- (7) LnBM: 定义为上一年度年报披露的账面价值与本年末市场价值的比例的自然对数, 其中账面价值=所有者权益总额+递延所得税资产-优先股 (Fama and French, 1992)。
- (8) Mom: 定义为股票 t-12 至 t-2 月的累积收益率, 用于代表动量特征 (Carhart, 1997)。
- (9) Reversal: 定义为股票 t-1 月的收益率, 用于代表反转特征 (De Bondt and Thaler, 1985)。¹
- (10) IO: 定义为股票机构投资者所持股票的比例。
- (11) Rm: 市场收益率, 选用 MSCI 的中国 A 股指数收益率。
- (12) Rf: 无风险收益率, 选用 SHIBOR 公布的 1 月期利率。
- (13) SMB: 市值因子, 参照 Fama and French (1993) 的方法构建。
- (14) HML: 账面市值比因子, 参照 Fama and French (1993) 的方法构建。
- (15) UMD: 动量因子, 参照 Carhart (1997) 的方法构建。

表 2 总体和按市值分组的描述性统计

变量		总体	分组 1	分组 2	分组 3	分组 4	分组 5
LR	均值 - %	5.5223	8.5142	6.3700	5.4108	4.3888	2.9120
	波动率 - %	4.0798	4.6868	3.8248	3.4236	3.1643	2.6592
DTC_Long	均值	4.6692	5.8705	4.9995	4.6267	4.2252	3.6175
	波动率	4.5545	5.8803	4.7769	4.2796	3.9872	3.0305
SR	均值 - ‰	0.1197	0.0810	0.0759	0.1002	0.1621	0.1798
	波动率 - ‰	0.3642	0.2079	0.1680	0.1788	0.7016	0.2416
DTC_Short	均值	0.0131	0.0056	0.0070	0.0102	0.0160	0.0270
	波动率 - %	3.4635	2.0329	1.8256	2.2587	5.0520	4.3474
Turnover	均值 - %	1.8753	2.5273	2.1594	1.8870	1.6250	1.1740
	波动率 - %	2.0082	2.3453	2.2067	1.9547	1.6946	1.4263
Ln(ME)	均值	23.5056	22.3387	22.9159	23.3684	23.8834	25.0291
	波动率	1.0166	0.3479	0.2588	0.2450	0.2570	0.8162
Ln(BM)	均值	-0.9511	-1.0014	-0.9968	-1.0422	-0.9810	-0.7333
	波动率	0.8237	0.7804	0.7252	0.7686	0.8442	0.9456
Mom	均值 - %	6.1073	-0.2677	2.6001	6.3785	8.4511	13.4131
	波动率 - %	44.1736	41.3594	42.9573	44.8289	44.9302	45.4095
Reversal	均值 - %	0.3345	-0.4484	-0.0363	0.3642	0.6381	1.1595
	波动率 - %	13.9703	13.7677	13.7539	14.1860	14.4845	13.5874
IO	均值 - %	50.7074	37.5859	46.3047	50.8130	55.9940	62.9100
	波动率 - %	22.1583	19.3093	20.8772	20.7252	20.2688	20.9224
日内波动率	均值 - %	3.5908	3.6965	3.6680	3.6964	3.6062	3.2859

¹ 反转效应定义与 Hong 等 (2016) 论文中对反转效应的定义保持一致, 同时 Huang, Zhang, and Zhou (2017) 也用该方法定义短期反转效应。

月收益波动率	均值 - %	13.7277	14.1359	13.9375	14.1489	13.7935	12.6183
--------	--------	---------	---------	---------	---------	---------	---------

表 2 列示了本文所用到的主要变量的描述性统计结果，汇报了变量的均值和波动率，同时汇报了按照市值大小分为 5 组合的分组描述性统计。可以发现，SR 和 DTC_short 随着市值的增大而增大，SR 由 0.08% 上升至 0.18%，DTC_short 由 0.0056 天上升至 0.027 天；LR 随市值的增大减小，由 8.51% 下降至 2.91%，DTC_long 在组间呈现与市值变化相反的趋势，由 5.87 天下降至 3.62 天。这说明市值越小的公司，其股票被融券交易者卖空的比例越低，被融资交易者持有的比例越高。

值得注意的是，SR 总体平均值仅为 0.12%，DTC_short 总体平均值也仅有 0.0131 天；而 LR 的平均值为 5.52%，DTC_long 的平均值为 4.67 天，这说明相对于融资交易，A 股市场的融券交易很不发达，融券总量占整个交易量比重非常小。IO 为机构投资者持股比例，随着市值的增大，IO 由 37.58% 增加到 62.91%，而日均换手率 Turnover 由 2.53% 降低到 1.18%。综合观察 IO 及 Turnover 的变化趋势，我们可以发现，市值较大的公司，其股权被机构投资者持有的比例较大，换手率则较低，换手率的波动也较小，这说明相比于小市值公司，大市值公司的股权结构更加稳定。

四、实证过程及结果

本节根据前文的分析，利用组合价差法、Fama and MacBeth (1973) 横截面回归法，分别检验了融资比率、融资回补天数、融券比率、融券回补天数对于股票收益率的预测和解释作用，并采用子样本验证、控制变量检验等方法对融资回补天数和融券比率的预测作用做稳健性检验，取得了和理论部分一致的研究结论。

（一）组合构建和组合价差检验

本文的主要假设是，各个股票的交易成本 c 是不同的，因为 DTC_short 和 DTC_long 中不包含交易成本 c ，理论上它们相比 SR 和 LR 可以更好的代表套利者对错误定价的看法。但我国 A 股融资融券业务中的非对称交易现象十分突出，两融业务中 99% 以上的交易量为融资业务，而融券业务则受到极高的卖空限制，投资者很难达到最优卖空点。根据前文的理论模型，DTC_long 可以在融资端更好地预测股票收益率，而 SR 则可以在融券端更好地捕捉误定价信息。因此，我们预测 SR 和 DTC_long 分别相比 DTC_short 和 LR 能够更好的预测、解释股票收益率：SR 越大的股票未来收益率越低，因为套利者认为这些股票的价格被高估了；DTC_long 越大的股票未来收益率越高，因为套利者认为这些股票的价格被低估了。本文通过分组以及回归的方法对假设进行实证检验。

1. 投资组合的构建

分组方法如下：每个月根据 LR、DTC_long、SR、DTC_short 的大小，分别将股票分为 10 个

组合，计算这些组合在下个月的等权重平均收益率，这样就可以获得组合平均收益率的时间序列，需要注意的是，由于融资融券标的每隔一段时间会有所调整，在股票被调入融资融券标的的次月，该股票参与计算，在股票被调出融资融券标的的当月，该股票不再参与计算。对于 SR 与 DTC_short，用组合 1 的收益率减去组合 10 的收益率得到策略组合的收益率，以此构建零头寸策略组合；对于 LR 和 DTC_long，用组合 10 的收益率减去组合 1 的收益率获得策略组合的收益率，构建零头寸策略组合。接下来对策略组合的收益率进行统计性描述，并通过控制 CAPM 单因子、Fama French 三因子、Carhart 四因子观察 Alpha 的显著性，判断组合收益率能否被其他因子所解释。

表 3 是组合收益率时间序列均值，以及多空组合差异及 t 统计量。可以看到，在融资端，融资回补天数更好地捕捉了融资活动所带来的误定价程度，随着 DTC_Long 的增大，组合收益率呈上升趋势，高 DTC_long 组合每月可以产生约 0.45% 的收益，低 DTC_long 组合每月产生 -0.83% 的亏损，收益率之差约为 1.28%，且有显著的统计差异；而 LR 分组的收益率变化趋势并不明显。在融券端，SR 分组组合的收益率呈现了明显的下降趋势，低 SR 组合每月平均可以产生 0.71% 的收益，高 SR 组合每月平均可以产生 -0.86% 的亏损，收益率之差约为 1.58%，具有显著统计差异；而 DTC_short 分组的收益率也呈现下降趋势，但并不明显，高 DTC_short 组合与低 DTC_short 组合收益率的差值很小，无统计显著性。

表 3 按融资融券比率和回补天数构建的组合收益率

融资端			融券端		
Deciles	LR - %	DTC_Long - %	Deciles	SR - %	DTC_Short - %
L	0.3892	-0.8309	L	0.7137	0.6554
2	0.3003	-0.1063	2	0.6795	0.3925
3	0.4524	-0.2089	3	0.1184	0.1251
4	0.2308	0.1609	4	0.4296	-0.0038
5	0.0668	0.2997	5	0.2938	-0.0074
6	0.2590	0.4517	6	0.2784	0.2281
7	0.1179	0.5246	7	0.2819	0.1308
8	0.1990	0.2741	8	0.0392	0.2385
9	-0.2601	0.5981	9	-0.1683	0.0095
H	-0.1395	0.4475	H	-0.8652	-0.0434
H-L	-0.5286	1.2784	L-H	1.5789	0.6987
t 统计量	(-0.72)	(2.22)	t 统计量	(3.32)	(1.31)

2. 组合的多因子 Alpha

通过表 4 可以发现，在融资端，LR 等权重组合的平均收益率很低，每月仅能产生 0.24% 的收益，且在与单因子 Rm-Rf、三因子和四因子回归后 alpha 均不显著。DTC_long 等权重组合的平均收益率为 1.12%，夏普比率 0.76，且经过 Rm-Rf、三因子、四因子回归后均能产生显著的 alpha，Rm-Rf 回归后的 alpha 为 1.53%，t 值为 2.87，三因子回归后的 alpha 为 1.51%，t 值为 2.91，

四因子回归后的 α 为 1.61%， t 值为 3.38，即 DTC_long 组合可以获得无法被其他因子解释的超额收益。

在融券端，SR 等权重策略组合的收益率高达 1.11%，夏普比率高达 0.86，且策略组合收益率经过 Rm-Rf、三因子、四因子回归后均能产生显著的 α ，Rm-Rf 回归后的 α 为 1.40%， t 值为 3.32，三因子回归后的 α 为 1.13%， t 值为 3.11，四因子回归后的 α 为 1.12%， t 值为 3.07，即 SR 组合可以获得无法被其他因子解释的超额收益。DTC_short 等权重策略组合的收益率未能产生超额收益，无论是 Rm-Rf、三因子还是四因子回归的 α 均不显著，且 α 的值及 t 值随因子的增大而减小。

表 4 融资融券比率和回补天数等权重组合收益率的多因子 Alpha

	LR					DTC Long			
	Raw	MKT	FF3	CH4		Raw	MKT	FF3	CH4
Alpha - %	0.2451	0.0722	0.6573	0.6426	Alpha	1.1214	1.5322	1.5125	1.6191
t 值		(0.08)	(1.58)	(1.54)	t 值		(2.87)	(2.91)	(3.38)
夏普比率	0.1342				夏普比率	0.7632			
	SR					DTC Short			
	Raw	MKT	FF3	CH4		Raw	MKT	FF3	CH4
Alpha - %	1.1156	1.4029	1.1347	1.1238	Alpha - %	0.4937	0.6856	0.2691	0.2008
t 值		(3.32)	(3.11)	(3.07)	t 值		(1.32)	(0.70)	(0.56)
夏普比率	0.8611				夏普比率	0.3442			

接下来我们观察市值加权策略组合的收益情况，如表 5 所示。值得注意的是，四个指标的市值加权平均策略组合收益率均有所下降，回归 t 值也都变小，其中 SR 市值加权策略组合的收益率下降到了 0.22%，Rm-Rf 回归 α 也不再显著，而 DTC_long 市值加权策略组合的 Rm-Rf 回归 α 在 10% 置信水平下仍然显著，且在三因子和四因子回归下 α 的分别为 1.28% 和 1.40%， t 值分别为 1.80 和 2.08，在 10% 和 5% 置信水平下显著。经过回归发现，SR 和 DTC_long 的策略组合能够产生超额收益，且这种收益无法被其他因子所解释，而 LR 和 DTC_short 的策略组合无法产生超额收益。

表 5 融资融券比率和回补天数市值加权组合收益率和多因子 Alpha

	LR		DTC Long		SR		DTC Short	
	Raw	MKT	Raw	MKT	Raw	MKT	Raw	MKT
Alpha - %	0.0024	-0.2439	0.9543	1.4381	0.2267	0.5632	0.2229	0.4960
t 值		(-0.34)		(1.92)		(1.08)		(0.79)
夏普比率	0.0032		0.4427		0.1516		0.1344	

（二）个股收益率与个股特征的 FM 回归

本节使用 Fama and Macbeth (1973) 回归方法来继续验证四个指标对股票收益率的解释能力，在第二阶段，使用控制 2 阶滞后的 Newey and West (1987) 稳健标准误做统计推断。对于每一个样本，我们汇报 6 个模型的回归结果，以融资端为例（表 6 所示），模型（1）和模型（2）分别

为 LR 和 DTC_Long 与下月收益率的单变量 FM 回归，模型（3）是 LR 和 DTC_Long 与下月收益率的双变量回归，模型（4）-（6）分别在模型（1）-（3）的基础上加入控制变量 LnME、LnBM、Rev、Mom¹，这样做的好处是既可以看到融资比率和资回补天数对于收益率分别的预测能力，也可以在同一模型下对二者的能力加以比较。融券端的回归与融资端类似。

通过表 6 可以发现，DTC_long 在单变量、双变量，以及加入控制变量 LnME、LnBM、Rev、Mom 时，对于股票收益率有显著为正的预测和解释能力，而 LR 在相应的回归模型中预测效果不稳定，多数情形下不显著。这说明在融资端 DTC_long 对股票收益率存在显著的解释能力，而 LR 对股票收益率没有相对稳定的解释能力。

表 6 融资比率（LR）和融资回补天数（DTC_Long）FM 回归

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
LR	-0.0596 (-0.92)		-0.0689 (-1.01)	-0.0900* (-1.72)		-0.1378** (-2.43)
DTC_Long		0.0016** (2.15)	0.0023*** (2.89)		0.0017*** (3.25)	0.0027*** (4.35)
控制变量	N	N	N	Y	Y	Y
Obs.	56782	56782	56782	56770	56770	56770
R2	0.0279	0.0147	0.0414	0.0948	0.0909	0.1014

通过表 7 可以发现，SR 在单变量、双变量，以及加入控制变量 LnME、LnBM、Rev、Mom 时，对于股票收益率有显著为负的解释能力，而 DTC_Short 在相应的回归模型中预测效果不显著或不稳定。这说明在融券端 SR 对股票收益率存在显著的解释能力，而 DTC_Short 对股票收益率没有解释能力。

表 7 融券比率（SR）和融券回补天数（DTC_Short）FM 回归

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
SR	-23.2963*** (-2.78)		-30.5871*** (-3.35)	-11.5886** (-2.63)		-27.2154*** (-3.65)
DTC_Short		-0.0679 (-0.48)	0.2149 (1.09)		0.1130 (1.36)	0.3829** (2.46)
控制变量	N	N	N	Y	Y	Y
Obs.	56782	56782	56782	56770	56770	56770
R2	0.0098	0.0111	0.0192	0.0893	0.0886	0.0935

通过本节的实证检验可以看出，在融资端，融资回补天数 DTC_long 的策略组合可以产生无法被多因子解释的超额收益，且其本身对于未来股票收益率存在显著为正的预测能力；而融资比率 LR 则无此能力。在融券端，融券比率 SR 的策略组合可以产生无法被多因子解释的超额收益，且 SR 对股票收益率存在显著的解释能力；而融券回补天数 DTC_short 对股票收益率的解释

¹ 由于文章篇幅所限，后文不汇报控制市值、账面市值比、动量特征、反转特征，以及截矩项的结果，如有需要，请向作者索取。

能力有限,这种解释能力可以被 SR 完全代替。

(三) 稳健性检验

目前研究 A 股融资融券对于股票收益率预测的文献较少,较为重要的一篇文献为俞红海等(2018),该研究采用 4 项指标度量融资和融券交易行为,分别为:(1)融资交易行为(Longact),等于日融资额占成交额的比重;(2)融券交易行为(Shortact),等于日融券卖出额占成交额的比重;(3)交易非对称性(Asy1),计算方法为 Longact - Shortact;(4)交易非对称性(Asy2),计算方法为 $\ln(\text{Shortact}) / \ln(\text{Longact})$ 。进而研究了历史收益对于融资融券行为的影响,以及融资融券行为是否可以预测未来收益率。

可以看到,俞红海等(2018)的研究采用的是日内融资额和融券额单边流量指标度量融资和融券行为,我们认为从流量角度而言应该同时考虑融资融券偿还额,因而构建出融资和融券流量净额或许更能反映投资者对于股票内在价值预期及未来价格的趋势判断。事实上,文献中常用存量指标来度量融资融券行为(Figlewski, 1981; Asquith et al, 2005; Dechow, 2001; Hong et al., 2016; Lamont and Stein, 2004)。

从俞红海等(2018)的研究结果来看,日内融资额和融券额单边流量对于预测未来收益也是一个显著指标。本节的目的在于在截面回归中控制住俞红海等(2018)中所涉及的 4 项指标,从而检验本文所采用的在融资端使用融资回补天数、融券端使用融券比率两项指标对于未来收益率是否仍然具有预测能力。同时,在回归中也加入了股票波动率作为新增控制变量。具体检验包括 4 项内容:(1)在全样本区间内控制融资融券交易行为 4 项指标的融资回补天数预测能力检验;(2)在全样本区间内控制融资融券交易行为 4 项指标的融券比率预测能力检验;(3)在 2012 年 1 月至 2015 年 8 月子样本期间(俞红海等, 2018)融资回补天数预测能力的检验;(4)在 2012 年 1 月至 2015 年 8 月子样本期间融券比率预测能力的检验。

表 8 是检验结果¹。其中,模型(1) - (3)是对于 DTC_Long 的检验结果,模型(4) - (6)是对于 SR 的检验结果。可以看到,在分别控制了俞红海等(2018)融资和融券交易行为的 4 项指标后,融资回补天数 DTC_Long 和融券比率 SR 对于未来收益率均有十分稳健的预测能力。值得注意的是,相比而言 longact, shortact, asy1, asy2 均几乎全部失去显著性。

¹ 由于篇幅所限,后两项检验结果不再汇报,如有需要,请向作者索取。

表 8 控制其他指标后融资回补天数和融券比率的预测能力检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
DTC_Long	0.0013* (1.82)	0.0013** (2.24)	0.0013* (1.97)			
SR				-14.6459*** (-2.74)	-20.9111*** (-2.69)	-13.2444** (-2.10)
longact	-0.0290 (-0.90)					
shortact				1.4776* (1.72)		
asy1		-0.0291 (-1.02)			-0.0014 (-0.04)	
asy2			-0.0007 (-0.63)			-0.0010 (-0.83)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
Obs.	56770	56770	49083	56770	56782	49083
R2	0.1096	0.1096	0.1095	0.1067	0.0285	0.1095

综上所述，稳健性检验的结果支持我们之前得到的结论，在融券端，SR 相比 DTC_short 对股票收益率的预测能力更加显著，且 SR 可以完全替代 DTC_short 的解释能力；在融资端，LR 对股票收益率没有显著的预测能力，DTC_long 对股票收益率存在显著的预测能力¹。

五、结 论

本文在传统的融券比率（SR）、新指标融券回补天数（DTC_short）的基础上定义了融资比率（LR）、融资回补天数（DTC_long），并通过理论证明，在不存在融资融券限制的条件下，融券回补天数（DTC_short）相比融券比率（SR）能更好的代表套利者对股票价格高估的看法，融资回补天数（DTC_long）相比融资比率（LR）能更好的代表套利者对股票价格低估得看法；在存在融资融券限制的条件下，融券比率（SR）反映错误定价受到的影响较小，而融券回补天数（DTC_short）反映错误定价受到的影响较大。

将四个指标作为因子，我们验证了它们预测股票收益率的能力。经过实证检验发现，在融资端，融资回补天数（DTC_long）存在显著的预测股票收益率的能力，融资比率（LR）没有显著的预测股票收益率的能力，说明融资回补天数（DTC_long）相比融资比率（LR）能更好的代表套利者对股票价格低估的看法，与无融资限制的理论模型相符；在融券端，融券回补天数（DTC_short）没有显著的预测股票收益率的能力，融券比率（SR）存在显著的预测股票收益率的能力，说明融券比率（SR）比融券回补天数（DTC_short）能更好地代表套利者对股票价格高估的看法，这与存在融券限制的理论模型相符。

我们的结论与理论和直觉相一致，在融资端，我们找到了一个可以代表套利者对价格低估

¹ 本文进一步做了控制机构投资者持股比例的检验，同时，考虑将样本分为 2015 年 7 月证监会颁布融资融券新政前后的子样本检验，结果与前文保持一致。为节省篇幅，此处不再汇报，若有需要，请向作者索取。

看法的指标 DTC_long ，并证明了其具有预测、解释股票收益率的能力；在融券端，我们发现由于融券量供不应求，套利者无法足额卖空至最优点，SR 仍然是最佳的代表套利者对价格高估看法的指标。

参考文献

- [1] 陈晖丽和刘峰, 2014,《融资融券的治理效应研究——基于公司盈余管理的视角》,《会计研究》,第9期,第45~52页。
- [2] 顾乃康和周艳利, 2017,《卖空的事前威慑,公司治理与企业融资行为——基于融资融券制度的准自然实验检验》,《管理世界》,第2期,第120~134页。
- [3] 李志生、陈晨和林秉旋, 2015,《卖空机制提高了中国股票市场的定价效率吗?——基于自然实验的证据》,《经济研究》,第4期,第165~177页。
- [4] 廖士光和杨朝军, 2005a,《卖空交易机制,波动性和流动性——一个基于香港股市的经验研究》,《管理世界》,第12期,第6~13页。
- [5] 廖士光和杨朝军, 2005b,《卖空交易机制对股价的影响——来自台湾股市的经验证据》,《金融研究》,第10期,第131~140页。
- [6] 李科、徐龙炳和朱伟骅, 2014,《卖空限制与股票错误定价——融资融券制度的证据》,《经济研究》,第10期,第165~178页。
- [7] 陆瑶、彭章和冯佳琪, 2018,《融资融券对上市公司治理影响的研究》,《管理科学学报》,第11期,第97~116页。
- [8] 肖浩和孔爱国, 2014,《融资融券对股价特质性波动的影响机理研究:基于双重差分模型的检验》,《管理世界》,第8期,第30~43页。
- [9] 许红伟和陈欣, 2012,《我国推出融资融券交易促进了标的股票的定价效率吗?——基于双重差分模型的实证研究》,《管理世界》,第5期,第52~61页。
- [10] 俞红海、陈百助、蒋振凯和钱仪緯, 2018,《融资融券交易行为及其收益可预测性研究》,《管理科学学报》,第1期,第72~87页。
- [11] 朱民武, 2014,《融资融券对股价的影响——基于沪市A股的经验研究》,《技术经济与管理研究》,第11期,第95~99页。
- [12] Amihud, Y. 2002. "Illiquidity and stock returns: cross-section and time-series effects". *Journal of financial markets*, 5(1): 31~56.
- [13] Amihud, Y., H. Mendelson, and L. H. Pedersen. 2006. "Liquidity and asset prices". Now Publishers Inc.
- [14] Asquith, P., P. A. Pathak, and J. R. Ritter. 2005. "Short interest, institutional ownership, and stock returns". *Journal of Financial Economics*, 78(2): 243~276.
- [15] Banz, R. W. 1981. "The relationship between return and market value of common stocks". *Journal of financial economics*, 9(1): 3~18.
- [16] Battalio, R., and Schultz, P. 2011. "Regulatory uncertainty and market liquidity: The 2008 short sale ban's impact on equity option markets". *The Journal of Finance*, 66(6): 2013~2053.
- [17] Brent, A., D. Morse, and E. K. Stice. 1990. "Short interest: Explanations and tests". *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 25(02): 273~289.
- [18] Carhart, M. M. 1997. "On persistence in mutual fund performance". *The Journal of finance*, 52(1): 57~82.
- [19] De Bondt, W. F., and Thaler, R. 1985. "Does the stock market overreact?". *The Journal of finance*, 40(3): 793~805.
- [20] Dechow, P. M., A. P. Hutton, L. Meulbroek, and R. G. Sloan. 2001. "Short-sellers, fundamental analysis, and stock returns". *Journal of Financial Economics*, 61(1): 77~106.
- [21] DeLong, J. B., A. Shleifer, L. H. Summers, and R. J. Waldmann. 1990. "Noise trader risk in financial markets". *Journal*

of political Economy, 98(4): 703~738.

- [22] Fama, E. F., and K. R. French. 1992. "The cross-section of expected stock returns". The Journal of Finance, 47(2): 427~465.
- [23] Fama, E. F., and K. R. French. 1993. "Common risk factors in the returns on stocks and bonds". Journal of financial economics, 33(1): 3~56.
- [24] Fama, E. F., and J. D. MacBeth. 1973. "Risk, return, and equilibrium: Empirical tests". The Journal of Political Economy, 83(1): 607~636.
- [25] Figlewski, S. 1981. "The informational effects of restrictions on short sales: some empirical evidence". Journal of Financial and Quantitative Analysis, 16(04): 463~476.
- [26] Figlewski, S., and G. P. Webb. 1993. "Options, short sales, and market completeness". The Journal of Finance, 48(2): 761~777.
- [27] Grossman, S. J., and M. H. Miller. 1988. "Liquidity and market structure". The Journal of Finance, 43(3): 617~633.
- [28] Hong, H., Li, W., Ni, S. X., Scheinkman, J. A., and Yan, P. 2016. "Days to cover and stock returns" (No. w21166). National Bureau of Economic Research.
- [29] Hong, H., J. D. Kubik, and T. Fishman. 2012. "Do arbitrageurs amplify economic shocks?". Journal of Financial Economics, 103(3): 454~470.
- [30] Huang D, Zhang H, Zhou G. 2017. Twin Momentum. Social Science Electronic Publishing.
- [31] Lamont, O. A., and Stein, J. C. 2004. "Aggregate short interest and market valuations". American Economic Review, 94(2): 29~32.
- [32] Miller, E. M. 1977. "Risk, uncertainty, and divergence of opinion". The Journal of Finance, 32(4): 1151~1168.
- [33] Newey, W. K., K. D. West, et al. 1987. "A Simple, Positive Semi-definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix". Econometrica, 55(3): 703~708.
- [34] Ofek, E., M. Richardson, and R. F. Whitelaw. 2004. "Limited arbitrage and short sales restrictions: Evidence from the options markets". Journal of Financial Economics, 74(2): 305~342.
- [35] Savor, P. G., and Gamboa-Cavazos, M. 2011. "Holding on to your shorts: When do short sellers retreat?" Available at SSRN 689162.
- [36] Shleifer, A., and R. W. Vishny. 1997. "The limits of arbitrage". The Journal of Finance, 52(1): 35~55.
- [37] Woolridge, J. R., and A. Dickinson. 1994. "Short selling and common stock prices". Financial Analysts Journal, 50(1): 20~28.

Short-sale Constrains and Return Predictability:

Evidence from China's A-Share Margin Transactions Institution

GUO Biao LIU Puyang JIANG Yuan

Summary: In the stock market, margin trading refers to the act of investors paying a certain amount of margin to security companies, borrowing a certain amount of funds to buy stocks, and returning funds and interest after a period of time; accordingly, short selling refers to the behavior of investors borrowing and selling securities from security companies and returning securities and interest afterwards.

Margin trading and short selling businesses have existed in mature stock markets in Europe, the United States and Japan for many years. Through margin trading and short selling, informed traders can make better use of private information to increase the information content of stock prices and promote the stock price to move closer to its intrinsic value. Arbitrageurs can also rely on margin trading and short selling for risk-free arbitrage, reduce stock mispricing (Miller, 1977), and improve the overall pricing efficiency in the stock market.

In the literature, the ratio of margin trading is generally used to measure the market depth of margin trading and short selling. The relationship between stock returns and margin trading as well as short selling is studied. A typical indicator is defined as the ratio of balance on margin trading/short selling and outstanding shares. It is worth considering that this ratio does not fully consider the transaction cost information. The transaction cost here refers to the time cost required to cover the margin trading and short selling amount. In contrast, the number of days-to-cover takes the impact of the turnover rate on the transaction cost of margin trading and short lending into account, which helps to find the level of stocks' mispricing.

China's margin trading and short selling market businesses are becoming more and more mature, though they started relatively late. From the March in 2010, China Securities Regulatory Commission started the A-share margin trading and short selling business pilot program. Until now they have been enlarged for six times. With the expansion of the scale, the balance of margin trading and short selling also increased from less than 13 billion RMB in 2010 to 1.02 trillion RMB by the end of December 2019. However, at the same time the phenomenon of asymmetric transactions is very prominent. Typically, 98.85% of trading balance is from margin trading. Particularly, this proportion has remained at almost 99% since 2014. Compared to margin trading transactions, there are still many restrictions on short selling in China's A-Share Markets.

Based on the huge difference between margin trading and short selling in China's A-Share Markets, this paper expands the theoretical model of Hong et al. (2016) and finds factors that affect stock returns on the margin trading and short selling, which are margin ratio in margin trading and days-to-cover in

short selling respectively. Furthermore, by using the portfolio construction and Fama-MacBeth cross-section regression method, this paper empirically tests these factors' prediction power. The sample includes 1126 stocks selected into the margin trading and short selling pool from January 2012 to December 2018. The data is obtained from the CSMAR database and cross-validated using the WIND database.

The empirical results show that days-to-cover at the margin trading side has significant ability to predict the stock return, while the financing ratio (LR) does not show significance. This indicates that the days-to-cover is a better criterion relative to LR, and can much more precisely represent the view of undervaluation, which is consistent with the theoretical model without financing restrictions. On the short selling side, however, the days-to-cover has no significant ability to predict stock returns. The short selling ratio (SR) has a significant ability to predict stock returns, which indicates that SR is better than days-to-cover ratio to represent the arbitrageur's view of the overvaluation. This is also consistent with our model framework under short selling restrictions. The results remain robust when they are tested in sub-sample in different time periods, after controlling the institutional investor's shareholding ratio and other indicators of margin trading and short selling.

Keywords: Margin Trading and Short Selling Ratio; Days-to-cover

从强化监管到放松管制的十年轮回

——美国金融监管改革述评

胡滨¹

【摘要】美国金融监管政策经历了从强化监管到放松管制的十年轮回。奥巴马政府强化金融监管体系建设并出台沃尔克规则，特朗普政府则大力放松金融监管以提升国际竞争力。特朗普政府提高系统重要性金融机构资产认定门槛，放松大型银行监管标准，明显放松中小银行监管要求，着力放松沃尔克规则，并适度降低资本市场监管要求。美国金融监管放松有利于美国金融国际竞争力，但可能导致国际监管合作重构，诱发负面外溢效应和全球监管套利，引发新的重大金融风险。与美国不同，中国金融监管近期逐步强化监管，这与中美金融发展阶段、金融结构和监管体制的差异紧密相关。中国需着力把控美国金融监管放松的外溢冲击，全面深化金融改革开放，有效防范内外风险共振，消除监管灰色地带和监管空白，同时，借鉴美国实行差异化监管，大力提升中小企业金融服务水平和消费者保护水平。

【关键词】监管放松；沃尔克规则；外溢效应；金融危机

一、引言

金融危机爆发促使美国进行“大萧条”以来最为重大的金融监管改革，监管日益强化。2008年，奥巴马政府在金融危机的惨痛教训下，开始对金融业进行严格监管，出台了《多德-弗兰克华尔街改革和消费者保护法案》（以下简称《多德-弗兰克法案》）以及极为严格的沃尔克规则（Volcker Rule）^[2]。但是，自特朗普竞选总统开始，放松金融管制的呼声渐强。特朗普在竞选阶段就对沃尔克规则提出严厉的批评，认为沃尔克规则对大型金融机构进行的严格监管，抑制了华尔街金融创新并降低了美国在国际金融体系中的竞争力。其一上台就放松了对金融体系的管制，重点是修改沃尔克规则，提高美国金融体系的效率和国际竞争力。2019年8月20日，美国货币监理署和美国联邦存款保险公司共同通过《沃尔克规则》修订案，把放松金融管制推向了新高潮。美国金融监管呈现从强化到放松的十年轮回。

¹ 胡滨，中国社会科学院金融研究所研究员、副所长

^[2] 全球金融危机中，自营交易部门累积的巨额亏损暴露了美国商业银行的巨大风险。在前美联储主席保罗·沃尔克的推动下，2010年7月21日颁布的《多德-弗兰克法案》在第619条中对《银行控股公司法》（BHC）增加了新的第13款，即沃尔克规则。该规则禁止银行从事任何自营交易，并限制其获取和转让、担保和发行担保基金，包括对冲基金或私募股权基金，但某些豁免的情况除外。

在美元霸权体系下，美国拥有全球最发达的金融市场，其金融监管政策对于全球具有显著的外溢效应。随着美国货币政策调整、税制改革以及实质放松金融管制，其他经济体可能面临较为显著的金融波动和经济冲击，甚至产生系统性的影响。反观中国，过去数年实施的是日益严格的金融监管，在以去杠杆为主导的政策调整中强化了对金融机构和市场的调控与监管，金融机构的风险暴露可能有所缩小。但是，面对国内经济增速放缓的压力，中国金融体系的韧性和弹性能否提高仍有待观察。中国与世界经济的互动日益深化，美国货币政策转向和金融监管放松所带来的外溢冲击及其应对策略值得深入研究。本文旨在系统梳理近十年美国金融监管政策的演进过程及核心内容，评估其产生的全球影响，对比中美金融监管改革的差异并分析原因，进而提出相应的政策建议。

二、美国近十年的金融监管：从强化到放松

纵观美国金融监管史，既是一部沿着“金融危机-强化监管-金融自由化-放松监管-金融危机”螺旋式发展的历史，也是一部权衡金融监管与金融创新、经济繁荣、国际竞争力之间关系的历史。1999 年的《金融业服务现代法案》取消了《格拉斯-斯蒂格尔法》中关于金融业的跨州经营和分业经营的限制，放松了对于整个金融市场的监管，是美国次贷危机演进为全球金融危机的制度根源之一。

（一）奥巴马政府的强硬监管

正是基于 2008 年金融危机的惨痛教训，奥巴马总统在上任后采取多项措施，积极推动金融监管改革，致力于应对系统性金融风险并增加金融体系透明度。2009 年 11 月，美联储发布《监管资本评估计划》，主张开展严格的资本压力测试，防范银行流动性风险。2010 年，奥巴马政府先后颁布《多德-弗兰克法案》和《综合资本压力分析与回顾》法案，分别在防范系统性风险和保证银行流动性领域作出更严厉的规定。2012 年，美联储继续推出禁止银行自营交易、投资对冲基金和私募资金等的《沃尔克法则》。2014 年，美联储继续发布《强化审慎标准》法案，加大对银行系统性风险的管理，要求更严格的资本和流动性压力测试；同年颁布《海外账户税收合规方案》，对境内外系统性重要机构进行同等监管。^[1]

《多德-弗兰克法案》是改革中最为重要的立法，其核心思想是强化宏观审慎监管和保护消费者权益，重点解决系统性重要性金融机构的“大而不倒”问题，并建立系统性金融风险处置框架。主要内容包括：一是重构监管体系，宏观审慎监管和微观审慎监管并重。《多德-弗兰克法案》重点围绕系统性金融风险处置，统筹推进建设一个跨行业的监管协调机制，并对监管缺失进行修补。二是填补监管空白，规范金融市场，强化银行的风险控制。改革新增了部分法规条

^[1]张高帆、艾尼瓦尔：“后危机时代美国金融业的监管变革研究”，《经济视角》，2019 年第 2 期，第 89~98 页。

例用以填补针对对冲基金、私募基金和信用评级公司的监管空白。三是引入沃尔克规则，严格限制高风险业务。沃尔克规则禁止交易资产和负债总额在 100 亿美元以上的银行进行自营交易、投资对冲基金等高风险业务；交易资产和负债总额在 100 亿美元以下的银行机构虽然可以在自有账户中进行一定程度的自营交易，但是需要遵循合规程序；最后，沃尔克规则建议设定高管问责制度，要求银行的首席执行官承担更多责任，从而遏制管理层的投机动机。四是新设相关金融监管机构，加强对金融消费者和投资者的保护。美联储整合 7 个具有消费者保护性质的部门成立金融消费者保护局，局长由总统直接任命，具有独立的监管权。同时，美国政府在证券交易委员会下设投资者顾问委员会和投资者保护办公室。五是加强跨境机构监管，重点强化跨境金融机构的资本金和业务规范。

（二）特朗普政府放松管制

《多德-弗兰克法案》出台后，相关监管措施逐步落地实施。根据美国达维律师事务所统计，截至 2016 年 7 月 19 日，《多德-弗兰克法案》要求的 390 条具体监管规则中，已有 274 条(占比 70.3%)监管规则落地，36 条(占比 9.2%)监管规则在修订过程中，整体已基本落地^[1]。但是，随着这些强化措施的实施，各类问题与争议也在不断显现。

第一，监管权力适度性问题。从监管体系层面来看，多头监管逐渐暴露出部分监管主体权力过大，监管对象、职责、领域不清晰，以及监管竞争等问题。例如，“生前遗嘱”是系统性重要机构在正常经营的情况下拟定其遭遇危机时的紧急应对和破产处置方案，该方案是否通过主要依靠美联储的主观测定，这赋予美联储过大的权力。金融危机后监管政策改革完成后，需要有一个休整期。在此期间，监管部门需要充分评估改革的影响，同时对可能的越位和缺位进行改正和修补^[2]。

第二，沃尔克规则存在重大分歧。由于牵涉到多方的重大利益，沃尔克规则在制定之初并没有得到统一的认同，以至于奥巴马总统威胁使用否决权才勉强得以通过。沃尔克规则付诸实施后争议不断，主要集中在以下几个方面：一是沃尔克规则“一刀切”式禁止自营业务和投资相关基金，削弱了银行创利和风险规避能力；二是规则中关于自营交易、代理客户交易和做市交易的定义过于模糊，主要依赖于监管者的主观解释，具有一定的操纵空间；三是金融机构之间的风险隔离并不彻底，部分银行为规避监管，包装自营业务至资产管理部门，总体上并未降低风险；四是沃尔克规则合规成本过于高昂。据美国银行家协会估算，金融监管机构将投入 660 万个工作小时推动该规则的实施，180 万个工作小时用于执法。同时，银行也必须增加 3000 个沃尔克规则的合规工作岗位，使银行和投资者承担约 3.5 亿美元的额外成本。^[3]

[1] 陈昊、鲁政委：“美国对《多德-弗兰克法案》的修订”，兴业银行研究报告，2018 年 4 月 3 日。

[2] 同上。

[3] 边卫红、杜雨璐、杨向荣：“‘沃尔克规则’改革进行时”，《清华金融评论》，2018 第 5 期，第 85~87 页。

第三，监管政策实施存在副作用。从监管实施效果来看，出现了部分法案和初衷相悖、负面效应较大、实际效果较弱等后果。例如，消费者保护初衷是保护金融消费者和投资者的权益，但是实际上，新法案更为严格的抵押贷款条件大大提升了抵押贷款人获取相关金融服务的门槛。2014 年美国对黑人和西班牙裔美国人的抵押贷款总额比 2007 年下降了 52%，而其他种族群体融资需求下降了 37%^[1]。法案实施后，部分中小银行承担着与其规模不相契合的监管负担，使得其盈利能力下降，出现被兼并或者倒闭的结局。由于中小银行是服务农业和中小企业的重要力量，中小银行破产对非城市区域的经济的发展产生了负面的影响。^[2]

特朗普在当选前就强调将基本废除美国金融危机后实行的《多德—弗兰克法案》，以减少对经济增长的负面影响。^[3]在金融监管放松进程中，特朗普发挥了核心作用。他明确了包括金融监管需要促进金融市场活力和加强美国国际金融中心竞争力等改革原则，要求财政部全面重新审核《多德-弗兰克法案》的框架和法律法规，并要求提供不需要国会同意就能实施的监管改革建议。特朗普上任之后就迅速开启监管放松进程，主要是通过行政手段和法律改革来推进监管放松。^[4]

从行政层面来看，特朗普为了顺利推进金融监管改革，通过走马换将的方式绕开国会限制来保障放松监管。2017 年 2 月，曾在华尔街担任高管、强烈要求革新《多德-弗兰克法案》的史蒂文·姆努钦出任财政部部长。此后，联邦存款保险公司和美国证券交易委员会主要负责人均被替换为奉行放松金融监管的人士。如此一来，基于共和党人再次获得参众两院的多数席位及总统职位的背景下，通过将金融监管部门人员安排变化，为行政层面推动金融监管放松提供了良好的基础。

从立法层面来看，特朗普政府先试图对《多德-弗兰克法案》全面否定，未果后进行部分革新。2017 年 6 月份，众议院通过了以放松监管和控制风险为核心的《为投资者、消费者和创业者创造希望和机遇》（Creating Hope and Opportunity for Investors, Consumers and Entrepreneurs, 简称 CHOICE 法案）法案，该法案旨在对《多德-弗兰克法案》进行“推倒式”重建，修订、废除《多德-弗兰克法案》的有关内容，特别是废除沃尔克规则；重新定义监管部门职权，撤销金融稳定监督委员会关于裁定系统重要金融机构（SIFI）的权力，改革消费者金融保护局和美联储等。但该法案过于激进，参议院层面未获得通过。尽管如此，《CHOICE 法案》为接下来的于 2017 年 11 月份提出的相对温和的革新方案《经济增长、放松监管和消费者保护法案》（Economic Growth, Regulatory Relief and Consumer Protection Act, 以下简称《放松监管法案》）的制定奠定了基础。《放松监管法案》没有彻底否定《多德-弗兰克法案》的政策逻辑，而是致

[1] 尹振涛：“美国重启金融监管放松之策”，《金融博览》，2018 年第 9 期，第 34~35 页。

[2] 樊合：“金融危机十周年：美参议院同意修订多德-弗兰克法案 重新放松中小银行监管”，2018 年 3 月 15 日。https://www.guancha.cn/economy/2018_03_15_450335_s.shtml [2019-12-23]。

[3] 王凤岩，鲁政委：“特朗普废除多德-弗兰克法案相关言论梳理”，兴业银行研究报告，2017 年 2 月 13 日。

[4] 郑联盛、周学子：“美国放松金融监管：历程、重点与影响”，《银行家》，2018 年第 10 期，第 67~69 页。

力于促进资本形成和经济增长，强化中小银行的服务功能，保护消费者权益，从而获取参众两院多数支持，最终于 2018 年 5 月由特朗普正式签署实施。该法案在对系统重要性金融机构、自营交易、中小银行特别是社区银行、资本市场等监管上均有不同程度的放松。

2019 年特朗普政府金融监管放松最为重大的举措是修改沃尔克规则。2019 年 10 月 8 日，美联储和其他四家监管机构最终批准通过沃尔克规则修正案，放松对商业银行自营交易等的监管。该修正案已于 2020 年 1 月 1 日生效。修正案的核心逻辑是按照交易的资产和负债规模来削减不必要的规制，并放松银行进行自营交易的禁令，给中小型金融机构监管豁免，给大型金融机构一定程度的自营交易空间。

特朗普政府还通过国际合作来放松跨境金融的监管。2019 年 12 月 19 日，美国众议院通过“美国-墨西哥-加拿大协定”(United States-Mexico-Canada Agreement, USMCA)，进一步摆脱了多哈回合僵局后停滞不前的全球经贸多边贸易规则。美国主要通过加大金融开放领域和扩大金融机构申诉权益来间接放松金融监管。USMCA 作为特朗普上台后签署生效的第一份自由贸易协定，相较于 WTO 规则下的《服务贸易总协定》(GATS) 中的“开放领域”和“例外条款”有诸多革新。在开放领域层面，受益于互联网、云计算等技术发展，金融服务领域的内容和效率都在提升，各国承诺开放的领域也在不断增多，其中 USMCA 对金融服务领域的开放程度达到历史最高水平。

三、美国金融监管放松：核心改革内容

本轮美国放松金融监管的改革以《放松监管法案》为核心展开。该法案是对《多德-弗兰克法案》第一次重大的系统性修订，也是特朗普上任以来“金融去监管”政策方针的落实。该法案的实施是对美国金融机构的一次“大松绑”，标志着美国金融监管政策框架十年来的重大变化，其影响巨大且深远。

(一) 提高系统重要性金融机构的资产认定门槛

系统重要性金融机构 (SIFI) 是指规模极大或在金融业中位于关键性重要地位的金融企业。由于业务规模大、业务复杂度高，其风险极易外溢，给金融体系带来冲击，并且具有明显的“大而不倒” (Too Big To Fail) 特征。2008 年金融危机后，系统重要性金融机构尤其是系统重要性银行 (SIB) 受到了多个层面的监管，甚至配备现场审查员，确保银行进行审慎的风险管理，并建立较为严格的内部控制系统。这些银行还受制于复杂且严格的监管框架，比如《多德-弗兰克法案》规定的合并资产规模 500 亿美元的系统重要性机构认定门槛，以及基于风险的资本标准、市场风险资本标准、全球系统重要性银行 (G-SIB) 资本附加费标准、杠杆率 (包括补充杠杆率和增强的补充杠杆率) 标准、流动性覆盖率标准、长期债务要求、压力测试以及衍生

品的强制性清算和保证金要求等。此外，这些银行还需接受美联储委员会的综合资本分析与审查监管。

在华尔街利益集团的游说下，《放松监管法案》第 401 条款放松了《多德-弗兰克法案》规定的特定银行控股公司和受美联储监管的非银行金融机构的审慎监管标准，对系统重要性金融机构的认定门槛从合并资产 500 亿美元以上大幅提高至 2500 亿美元以上。法案实施当日即不再对资产规模处于 500 亿至 1000 亿美元之间的金融机构施加强制性监管，合并资产在 1000 亿美元至 2500 亿美元的金融机构在法案生效 18 个月后可从系统重要性金融机构行列中划出^[1]。

规定实施后，合并资产规模在 500 亿美元至 2500 亿美元之间的金融机构将获得一定程度的监管放松，主要体现在强制自行执行压力测试的要求取消、监管压力测试场景数量的减少、压力测试频率的降低等方面。同时，提高系统性金融机构的资产认定门槛间接放松了政府对美国大型保险公司等非银机构的监管。2018 年 10 月 17 日，美国金融稳定监督委员会宣布取消对美国保险行业巨头保德信金融集团的系统重要性金融机构的认定，至此监管机构解除了对所有非银金融机构的系统重要性监管。

（二）大幅放松对大型银行的监管标准

银行业金融机构作为金融体系的核心，在金融危机带来的风险冲击中最容易产生较大的损失。2008 年全球金融危机给美国商业银行造成了巨大损失。美国政府在危机过后出台了一系列法案，旨在对银行规模认定、银行资本充足率及杠杆率计算、银行流动性监管等方面做出严格规定。由于政府的强监管政策，在危机过后的一段时间，商业银行业务发展相对缓慢。《放松监管法案》大幅放松了对大型银行的监管政策。

首先，新法案重新规定了大中型银行的分类标准及监管要求。2019 年 10 月 10 日，美联储出台《监管资本和流动性指标要求适用门槛的修订》及《对大型银行控股公司、储贷控股公司、外国银行机构的审慎监管标准》作为新法案的配套措施，根据银行合并资产规模、交易资产和负债规模、表外暴露等指标将合并资产规模在 500 亿美元以上的大型银行分为 5 类，并显著放松了对第三、四、五类银行的监管要求，如降低压力测试的监管频率或取消压力测试、允许银行将绝大多数累积其他综合收益从核心一级资本中排除、取消设置逆周期资本缓冲要求等^[2]。

[1] 详见 Economic Growth, Regulatory Relief and Consumer Protection Act. <https://www.cbo.gov/publication/53632>[2019-12-28].

[2] Fed (2019a), "Prudential Standards for Large Bank Holding Companies, Savings and Loan Holding Companies, and Foreign Banking Organizations", October 2019; Fed (2019b), "Changes to applicability thresholds for regulatory capital and liquidity requirements", October 2019.

<https://www.federalreserve.gov/aboutthefed/boardmeetings/files/tailoring-rule-fr-notice-20191010a1.pdf>. [2019-12-29].

表 1 新法案对大型商业银行的分类标准

类别	分类标准
第一类银行	美国境内全球系统重要性银行
第二类银行	合并资产规模在 7000 亿美元以上，或跨境业务规模在 750 亿美元以上
第三类银行	合并资产规模在 2500 亿美元以上，或非银资产、加权短期批发融资规模、表外暴露在 750 亿美元以上
第四类银行	合并资产规模在 1000 亿美元以上，且不属于前三类的银行
第五类银行	合并资产规模在 500 亿美元以上，且不属于前四类的银行

资料来源：美联储（2019a）

其次，新法案 402 条款放松了对托管银行杠杆率和补充杠杆率的监管要求。新法案允许托管银行在计算杠杆率时，将央行放款从合并资产中排除，即主要从事证券托管代管、代收利息等证券资产服务业务的托管银行将不必专门为央行放款补充资本。同时，新法案放松了对某些贷款的风险监管要求，如允许商业银行计算资本充足率时将用于企业扩张等用途的商业房地产贷款划归为普通商业房地产贷款，并将其风险权重从 150%降低至 100%^[1]。

再次，新法案较大程度上放松了对银行流动性监管的要求。根据《巴塞尔协议III》对流动性覆盖率（LCR）的监管要求，银行流动资产分为一级资产、二级 A 类资产和二级 B 类资产等三类，只有一级资产可以作为高质量流动资产计算流动性覆盖率，而二级 A 类资产和二级 B 类资产只能在折价后计算该比率。新法案规定，允许银行在计算 LCR 时，把原本无法计入以上三类流动资产的流动性较强的投资级市政债券（Municipal Bond）列入二级 B 类资产，由于目前需遵守 LCR 监管条款和持有市政债券的银行均为大型银行，新法案的出台有利于降低对其流动性的监管标准^[2]。

最后，新法案提高了上市银行设立风险委员会的资产阈值。新法案规定合并资产规模在 500 亿美元以上的上市银行需要设立风险委员会，承担风险识别、风险计量、风险监测的职责，而修订前设立风险委员会的合并资产规模为 100 亿美元，此次修改显著降低了上市银行的合规成本。

（三）较大程度放松对中小银行的监管标准

2018 年末，受美国联邦存款保险公司保障的社区银行占到了全部受保银行总数的 92.10%，中小银行尤其是社区银行在美国的银行体系中具有举足轻重的地位。但在 2008 年金融危机以后，政府对银行业严格的监管措施使中小银行付出了过高的合规成本。从 2007 年年初到 2018 年年末，美国社区银行的数量从 7750 家左右缩减至 4979 家，而仅在过去八年里，社区银行的数量就减少了 2000 余家^[3]。特朗普早对此耿耿于怀，其在《放松监管法案》签署仪式上表示，

《多德-弗兰克法案》对社区银行是不公平的，社区银行是美国中小企业融资的支柱，而《多德-弗兰克法案》损害了这一支柱的利益，给它带来了一场“灾难”。特朗普政府新法案在很大程度

[1] 路洲臣、潘文彪：“美国放松金融监管改革及其启示”，《价格理论与实践》，2018 年第 10 期，第 73~76 页。

[2] 杨明：“美国金融监管放松改革的影响与启示研究——《经济增长、监管放松与消费者保护法》评析”，《金融监管研究》，2018 年第 8 期，第 61~77 页。

[3] FDIC, “Regulatory Capital Rule: Capital Simplification for Qualifying Community Banking Organizations”, September 2019, <https://www.fdic.gov/news/news/press/2019/pr19080.html>. [2020-01-03].

上放松了对中小银行的监管标准，目的是免除或减轻目前对中小银行部分过于严苛的监管规定，以降低其合规负担。

首先，新法案简化了社区银行的资本充足率及杠杆率考量方法。新法案对合格社区银行的认定标准做出了一定修改，并要求监管机构重新设定对社区银行的杠杆率监管指标，简化了对合并资产规模在 100 亿美元以下的社区银行的资本金监管框架，允许其在自身杠杆率达到机构设置的指标时豁免对资本充足率及其他杠杆率的监管要求。例如，2019 年 9 月 17 日 FDIC 发布的《监管资本规则：部分社区银行资本简化规则》对社区银行杠杆率指标做出了明确规定，允许合并资产规模在 100 亿美元以下，表外资产头寸占合并资产的比重在 25% 以下，且交易资产和负债总额占合并资产的比重在 5% 以下的社区银行在杠杆率达到 9% 时即满足合规要求^[1]。

其次，新法案放松了对中小银行从事住房抵押贷款业务方面的监管限制。在放松“有偿还能力要求”（ATR）的监管上，新法案允许合并资产规模小于 100 亿美元的不再受原《多德-弗兰克法案》的监管限制，ATR 监管的门槛在修订前为合并资产 20 亿美元。在放松强制性设立托管账户要求上，新法案扩大了豁免范围，允许取消对合并资产规模小于 100 亿美元且年贷款小于 1000 笔的中小银行强制性设置托管账户的要求。同时，新法案简化了部分中小银行住房抵押贷款的信息披露要求，将非首套住房划分在商业贷款范围以外，允许其按揭付款，并免除了特定条件下乡村银行发放住房抵押贷款时对 40 万美元以下抵押品进行资产评估的义务。结合 2018 年 2 月 8 日众议院通过的 2017 年度“抵押选择法案”（该法案通过更改点数和费用的计算方式，使更多贷款符合“合格抵押贷款”标准），新法案将有利于中小银行拓展住房抵押贷款业务^[2]。

再次，新法案放松了对社区银行业务范围的限制。其一，新法案扩大了交互存款（Reciprocal Deposits）业务的适用范围，允许社区银行开展交互存款，同时允许社区银行在特定条件下从事 FDIC 所允许的特定经纪人存款业务；其二，新法案解除了合并资产规模低于 100 亿美元，且交易资产及负债规模（Trading assets and liabilities）不超过合并资产规模 5% 的中小银行不得从事自营业务的限制，并允许其在特定条件下可以发展符合监管要求的私募基金和对冲基金；其三，法案允许合并资产规模小于 150 亿美元的储蓄机构转型为商业银行，同时将小型银行并购中提供监管优惠的覆盖范围由合并资产规模 10 亿美元以下提高至 30 亿美元以下的中小银行，这将扩大储蓄机构和中小商业银行的业务范围^[3]。

最后，新法案放松了中小银行财务信息披露等营运方面的监管。其一，在放松银行信息披露的要求中，新法案允许简化合并资产规模在 50 亿美元以下的中小银行第一、三季度财务报告披露的内容，允许每年发放住房抵押贷款的数量少于 500 笔的中小银行或其他机构认定的中小金融机构（贷款测试未通过的除外）不再向监管方披露借款人信息；其二，《多德-弗兰克法

[1] 同上。

[2] 北京大学金融法研究中心、中国银监会政策研究局：“金融监管政策动态”，《金融监管研究》，2018 年第 3 期，第 109～114 页。

[3] FDIC, “Regulatory Capital Rule: Capital Simplification for Qualifying Community Banking Organizations”, September 2019, <https://www.fdic.gov/news/news/press/2019/pr19080.html>. [2020-01-03].

案》规定合并资产规模在 10 亿美元以下的特定中小银行，银行监管机构的现场检查频率可由 12 个月一次降低至 18 个月一次，新法案将这一认定门槛提高至 30 亿美元^[1]；其三，新法案主张简化网上银行业务流程以提高银行业务办理效率，降低营运成本。在网上信息采集与核验的过程中，新法案允许银行使用消费者提供的身份证等证明的扫描件或电子签名，取消了社会保障信息（SSN）验证系统必须获得业务办理人书面签名方可办理业务的限制^[2]。

（四）从多方面放松沃尔克规则的监管要求

沃尔克规则从 2013 年 12 月发布以来，其严格的政策限制就受到华尔街银行的指责。同时，由于其某些部分的政策规定非常复杂，以至于监管机构在其后三年内发布了 21 套常见问题解答，但尽管如此，其正式实施的日期也一拖再拖。

2017 年 2 月，美国总统特朗普签署了一项行政命令，指示财政部部长姆努钦审查现行的金融监管法律条例，拉开了沃尔克规则修订的序幕。2017 年 6 月，美国财政部发布报告，列举了沃尔克规则带来的监管合规负担，建议免除合并资产低于 100 亿美元的中小银行的合规义务，并建议简化和完善自营交易及担保基金的定义，以便银行更容易对冲风险。2018 年 7 月 17 日，监管机构通过并公布了修改沃尔克规则的提案。2019 年 8 月 20 日，最终修订的沃尔克规则由五家监管机构审议通过^[3]，并于同年 11 月 14 日正式出台，于 2020 年 1 月 1 日起正式实施。

根据发布的版本，新规则将在以下方面修改 2013 年规则，以使沃尔克规则提供更多的明确性（Clarity）、确定性（Certainty）和客观性（Objectivity），同时对相关规定进行调整，将监管重点放在交易较多的大型银行，即根据机构交易资产和负债的规模调整规则的合规要求，对交易活动最多的银行实体适用最严格的要求，而对于自营交易规模较小和频次较低的机构实行相对宽松的监管要求。

首先，新规则在合规要求和门槛限制上做出了较大的修改^[4]。其一，将合并资产总额不超过 100 亿美元且交易资产和负债总额不超过合并资产总额 5% 的社区银行排除在沃尔克规则之外，同时允许对冲基金或私募股权基金与作为该基金管理人的银行附属投资顾问共享，只要投资顾问本身不是被保险存款机构、控制被保险存款机构的公司或银行控股公司。^[1]其二，采用一个三层合规方法，通过衡量银行实体及其子公司和关联公司的交易资产和负债将银行实体分为三类。其中，第一类是拥有“重大”（Significant）交易资产和负债的银行实体，其交易资产和负债总额应大于 200 亿美元，这些银行将继续执行更严格的合规要求，如六大支柱合规计划、年度 CEO 认证和指标约束；第二类是拥有“中等”（Moderate）交易资产和负债的银行，其交易资

[1] 同上。

[2] The US Congress, “S.2155 – Economic Growth, Regulatory Relief, and Consumer Protection Act”, May 2018, <https://www.congress.gov/bills/115th-congress/senate-bill/2155/text>. [2019-01-05].

[3] Office of the Comptroller of the Currency (OCC), Board of Governors of the Federal Reserve System (Board), Federal Deposit Insurance Corporation (FDIC), Securities and Exchange Commission (SEC), and Commodity Futures Trading Commission (CFTC).

[4] FDIC, “Volcker Rule: Proposed Revisions to Prohibitions and Restrictions on Proprietary Trading and Certain Interests in, and Relationships With, Hedge Funds and Private Equity Funds”, December 2018, <https://www.fdic.gov/news/news/financial/2018/fil18086.html>. [2020-01-05].

产和负债总额应介于 10 亿美元至 200 亿美元之间，接受更为简化的合规要求；第三类是拥有“有限”(Limited)交易资产和负债的银行，其交易资产和负债总额在 10 亿美元以下，按照合规性推定，此类银行实体可不必持续性地自证遵守该规则。其三，在计算外国银行的交易资产或规模时，新规则规定计算仅考虑合并后的在美国境内进行的业务所发生的交易资产或负债，而不考虑外国银行实体的全球交易资产和负债^[1]。

其次，新规则在一定程度上放松了对银行自营交易的监管。其一，放松 60 天以内短期交易的监管要求。新规则明确持有时间少于 60 天的金融工具在交易账户的短期交易意图范围内，而持有 60 天或更长时间的金融工具不在交易账户的短期交易意图范围内，这使得商业银行不再需要向监管机构证明交易账户中 60 天以内交易的意图^[2]。其二，新规则规定，受市场风险资本条款约束的银行实体也将不受短期意图约束，并且不受市场风险资本条款约束的银行实体可以选择应用该条款，在一定条件下作为短期意图条款的替代。其三，新规则修订交易平台 (Trading Desk) 的定义，以便在不同的监管制度之间对商业银行提供一致的处理。其四，新规则将修改自营交易定义中的流动性管理除外条款，以允许银行实体使用更广泛的金融工具管理流动性。同时，新规则将增加新的除外条款，比如除外错误交易、某些客户驱动的掉期交易 (Customer-driven Swaps)、抵押贷款服务权对冲交易 (Hedges of Mortgage Servicing Rights) 等金融工具^[3]。

最后，新规则适当放松了对银行参与担保基金的监管。新规则在一定程度上豁免了对银行从事承销和做市相关活动、风险缓释对冲活动(Risk-mitigating Hedging)、基础经纪交易(Prime Brokerage Transactions)以及外国银行仅在美国境外进行交易活动的监管。新规则规定在 2021 年 7 月 21 日之前，将不会对特定的外国基金进行限制。这将显著提高外国银行实体在美国以外进行交易和担保基金活动的灵活性。同时，新规则将简化对注册投资公司 (RIC) 及外国公共基金 (FPF) 的监管要求，以增强此类基金在基金行业中的竞争优势^[4]。

(五) 适度放松对资本市场的监管标准

在特朗普政府签署《放松监管法案》之前，美国税制改革就已经体现了政府放松资本市场监管、提振本国资本市场的期望。税制改革将税收“属人制”改为“属地制”，有利于增强美国对全

[1] OCC, Board, FDIC, SEC and CFTC, “Prohibitions and Restrictions on Proprietary Trading and Certain Interests in, and Relationships With, Hedge Funds and Private Equity Funds: Final Rule”, Federal Register, 84:61978-61983, November 2019.

[2] 此前，沃尔克规则要求不管是否是 60 天以内的交易，均需要向监管部门提交交易意图，且交易主要意图需是对冲风险而不能是盈利。

[3] McWilliams, J., “Statement by Jelena McWilliams, Chairman, FDIC, Final Rule: Revisions to Prohibitions and Restrictions on Proprietary Trading and Certain Interests in, and Relationships with, Hedge Funds and Private Equity Funds”, August 2019, <https://www.fdic.gov/news/news/speeches/spaug2019.html>. [2019-12-20]

OCC, Board, FDIC, SEC and CFTC, “Prohibitions and Restrictions on Proprietary Trading and Certain Interests in, and Relationships With, Hedge Funds and Private Equity Funds: Final Rule”, Federal Register, 84:61893-61996, November 2019.

[4] FDIC, “Federal Bank Regulatory Agencies Announce Coordination of Reviews for Certain Foreign Funds Under Volcker Rule”, July 2019, <https://www.fdic.gov/news/news/press/2019/pr19064.html>. [2019-12-26].

球实业利润的虹吸效应^[1]。同时，税制改革修改了固定资产折旧的会计处理方式，极大程度减轻了企业投资费用化的程度，以上两点改革都有利于扩大美国资本市场的直接投资规模。

《放松监管法案》第 501 条款在 1996 年《全国证券市场改进法》的基础上，进一步减少了证券市场的监管主体，规定只要证券业务在经过美国证券交易委员会（SEC）注册的证券交易所中进行，就可以免除其受所在州的监管法规限制。此外，《放松监管法案》通过将适用于《A+ 条例》的金融机构实体由“非报告企业”拓展到“完全报告企业”，允许其在 12 个月内通过私募方式进行 5000 万美元以下的融资，进一步放松了初创企业和小企业在资本市场的融资限制和信息披露要求。最后，《放松监管法案》在更大范围内豁免了小型风险投资基金的注册限制，定义受益人在 250 人以下且资本规模小于 1000 万美元的风险投资基金为“合格风险投资基金”，不再受 1940 年《美国投资公司法》（ICA）中投资公司（Investment Company）定义的约束，从而豁免了其必须在 SEC 注册且履行某些报告责任的要求^[2]。同时，根据 SEC 相关报告披露，监管机构正准备将《创业企业扶助法》（Jobs Act）的适用范围从初创企业和小企业扩展至所有企业，进一步放松企业在资本市场的融资限制，并鼓励更多企业赴美 IPO，以增加美国上市公司数量，刺激资本市场进一步发展。

四、美国金融监管放松：全球影响

纵览国际金融监管史，美国无疑是全球金融监管的风向标。本轮美国监管放松是基于其自身的政策考量，但形成“政策洼地”后，可能会引发多国政策共振，促使其他国家被动跟进放松金融监管，重构巴塞尔协议 III 下的多边对话协商治理秩序，进而造成全球的金融监管集体放松、风险进一步积聚等后果，其影响需要中国予以高度关注。

（一）全球金融监管合作秩序重构

全球金融危机后，主要经济体在金融监管方面达成共识，以多边协调机制为基础，成立金融稳定理事会（FSB），建立一个以巴塞尔协议III为核心的金融监管合作秩序。但是，自 2017 年特朗普上台以来，其一直在重新评估国际监管协调机制对美国的影响，开始试图打翻美国主导、多方协调建立起来的国际治理秩序，重新建立一个“美国优先”的新型监管体制。本次美国率先开始放松监管，就是想要尝试构建独立于巴塞尔协议的“美国规则”，考虑到美国在国际金融市场上的主导地位 and 影响力，未来巴塞尔协议III等国际规则是否还会被各国严格遵守尚不明确，国际金融监管多边协调机制作用的发挥存在较大不确定性，国际金融监管合作秩序或将面临重构。为了提高中小银行的信用供给和金融服务能力，特朗普政府以杠杆率标准代替了资本

[1] 郑联盛、陈旭：“特朗普税改“冲击波”：经济影响与政策应对”，《国际经济评论》，2018 年第 3 期，第 26~46 页。

[2] The US Congress, “S. 2155 – Economic Growth, Regulatory Relief, and Consumer Protection Act”, May 2018, <https://www.congress.gov/bills/115/congress/senate-bill/2155/text>. [2019-01-10].

金充足率标准，这直接弱化了资本金充足率的要求以及“巴塞尔新资本协议III”的监管标准性^[1]。

自英国公投脱欧之后，以法国、德国为代表的欧盟各国迫切需要强化自身国际金融中心功能，而英国则要极力维护伦敦的地位，多国可能产生竞争性监管放松^[2]。英格兰银行在《公平有效市场评估》中指出，英国占据国际债券交易三分之二份额以及全球外汇和 OTC 市场交易的 40%，需要维系一个全球共同遵守的最高监管标准，但需要英国金融部门的市场竞争力^[3]。

（二）引发全球监管套利

在《多德—弗兰克法案》出台不久，美国以减少同不满足法案的金融机构进行经济往来为理由，促使其他国家逐渐将多德法案的严格法律条款内容融入本国金融监管体系中，《多德—弗兰克法案》已成为国际金融监管体系的重要参考。欧盟和欧央行继续推进巴塞尔协议III的实施计划，并明确多项审慎监管计划实施细则、强化新资本充足指令等以加强对于欧盟银行业的监管。在美国金融监管风向已经发生转变，而全球其他主要经济体还在跟随《多德—弗兰克法案》和巴塞尔协议 III 继续加强监管的情况下，跨境金融机构或会在利益的驱动下将大量国际资金在不同国家进行配置从而进行监管套利。正如巴塞尔委员会指出的，各个国家实施资本协议的标准差异是监管套利以及银行业脆弱性的重要根源之一，全球应该提升巴塞尔资本协议 III 的实施水平^[4]。全球金融危机后，对冲基金被认为是金融风险放大的重要参与者，金融稳定理事会对对冲基金强化了全球统一化监管标准。但是，在美国放松金融监管过程中，美国对冲基金将有可能因此获得“监管红利”。

（三）对其他经济体产生外溢效应

美国大幅放松金融监管，同时匹配宽松货币政策和税收改革政策，使得国际资本流动更加频繁，其他经济体面临的外部冲击更为显著，金融稳定和金融安全的挑战更为明显。当前，欧洲各国、中国、日本等经济体经济增长面临较大压力，美国发起的贸易摩擦引发新的不确定性，其他经济体金融市场格局动荡不安，各国政府基于宏观审慎性要求正在逐步加强金融监管。阿根廷、巴西等新兴经济体多遭遇严重的政策难题或面临严峻经济困局，金融系统尚未从金融危机中完全恢复过来，内外部环境均较为脆弱，严格的金融监管才能维护国内市场进一步稳定。2018 年后，阿根廷面临日益严峻的资本流出和汇率贬值难题，2018 年 4 月底至 2019 年 12 月底，比索兑美元贬值 66.4%^[5]。2019 年 8 月阿根廷重新实施资本管制政策之后，比索兑美元贬值才得以遏制。

[1] 郑联盛、周学子：“美国放松金融监管：历程、重点与影响”，《银行家》，2018 年第 10 期，第 67~69 页。

[2] 宋湘燕、袁春旺：“美国金融去监管新政及影响”，《中国金融》，2018 年第 12 期，第 85~87 页。

[3] Bank of England, “Fair and Effective Markets Review: Progress Report”, May 2018.
<https://www.bankofengland.co.uk/report/2015/fair-and-effective-markets-review---final-report>. [2020-03-20]

[4] Basel Committee, “Basel Committee Meets to Review Vulnerabilities and Emerging Risks, Advance Supervisory Initiatives and Promote Basel III Implementation”, 27 February 2020.

[5] 数据来自 Wind。

（四）金融机构风险承担上升

放松金融监管是把双刃剑，在为金融机构带来活力的同时，往往也让金融机构主动或者被动的承担着更多风险。例如，美参众两院通过的《放松监管法案》虽然本意是为中小银行减少监管压力，但很大程度上也放松了对于大型金融机构的监管。本次美国放松监管只是拉开了序幕，后续或将推出更多更细节的放松性法规，使得金融机构承担更多风险，增加了整个金融体系的不稳定性。一个可能的例证就是美国金融机构大型化发展趋势有所抬升，为系统重要性金融机构埋下风险隐患。2019年2月，摩根士丹利宣布将以9亿美元收购一家加拿大大型资产管理公司（Solium Capital）。同月，美国地区性银行BB&T（Branch Banking and Trust）公告将以282.4亿美元收购太阳信托银行，这是危机以来美国银行业最大并购案^[1]。

（五）全球金融市场关联度提升

从理论上来说，金融管制放松有助于促进资本流动规模扩大、跨国投资者数量增加和加速全球金融市场的一体化进程，带来各市场间的联系愈发紧密，资产之间的相互替代效应愈发显著、金融资产价格波动愈发强烈等现象。首先是资本流动。基于外围经济体经济增长乏力和美国金融监管放松、税率降低等事实，部分国际资金转而集中投向了美国金融市场，形成了以美国金融市场为中心的跨市操作格局。正是基于这些跨市交易投资者、跨市溢出信息流，加强了国际上不同区域和国家的金融市场的联动，进而提升了全球金融市场的关联度和风险传染性。其次是混业经营。修订后的沃尔克规则为银行混业经营提供了便利，大型银行可以推出更多类型的金融产品，利用其广泛分布在世界各地的金融机构开展国际金融业务和进入不同的金融市场，从而提高了区域与市场的关联复杂性。最后是机构内部复杂性。由于新法案提高了系统重要性金融机构的认定标准，这会使得中型金融机构具有多样化创新和关联交易的内在动力，大中型金融机构的内部关联性更为复杂。

五、美国金融监管放松与中国金融监管强化的对比

与美国相比，2008年全球金融危机对中国金融行业破坏程度相对较小，中国金融行业规模在危机后不但没有萎缩，反而迎来了一轮强势的增长。2008年年底至2017年年底，中国社会融资规模年增量从6.98万亿元飞速增长至22.57万亿元，同时，金融业增加值占GDP的比重从2007年的5.62%快速提高到2017年的7.95%，并在2015年达到了8.4%^[2]，该比重显著高于欧美发达国家。

[1] 参见中国新闻社：“监管放松与税改红利释放：美国银行业迎来新一轮并购潮”，<https://new.qq.com/omn/20190214/20190214A1AMLQ.html?pc>. [2020-03-18].

[2] 数据来自wind。

然而，伴随着金融业的快速发展，金融服务也在不断“脱离本源”“脱实向虚”，金融机构的不规范经营行为、套利行为、非法业务、高风险业务等造成了“金融空转”、“影子银行”等问题日益严重，并在金融体系内积聚了较大的系统性风险。因此，为了弥补对金融行业的监管缺位，从 2017 年上半年原银监会开启银行业“三违法”“三套利”“四不当”“十乱象”（“三三四十”）等的整治工作，强化金融监管、防控金融风险被提到前所未有的高度，金融行业迎来了新一轮的高压规范监管。2020 年 1 月，银保监会召开 2020 年全国银行业保险业监督管理工作会议，指出 2020 年风险形势依然复杂，存在着诸多不确定性和不稳定性，需要认真应对，妥善处理，坚决打赢防范化解金融风险攻坚战。由此可见，中国金融监管机构对金融行业的高压监管仍在持续，这与 2017 年特朗普党政以来美国监管机构不断推行金融监管放松政策形成了鲜明的对比。

（一）中美系统重要性金融机构监管对比

2017 年特朗普上任以来，美国金融监管部门就开始着力于放松对美国系统重要性金融机构的监管措施。正如前文所述，2018 年 5 月签署的《放松监管法案》大幅提高其国内系统重要性金融机构的合并资产认定门槛至 2500 亿美元，这标志着监管显著放松了对合并资产 2500 亿美元以下金融机构的限制。对于银行业金融机构，新法案的实施将使合并资产 2500 亿美元以下的金融机构免受巴塞尔规则相关风险资本限制。对于非银机构，新法案实施后，美国系统重要性金融机构将从 38 家下降至 12 家，新的系统重要性金融机构将只包括系统重要性银行，曾经的非银系统重要性机构将被排除在系统重要性监管之外。

与美国不同，2017 年以来中国一直在不断强化对系统重要性金融机构的监管。中国对国内系统重要性金融机构的划分在 2017 年以前主要依赖于国际金融监管组织对全球系统重要性金融机构的甄选。为了填补国内对该领域的监管缺失，2017 年以来中国金融监管当局一直注重建立并加强对系统重要性金融机构和金融控股公司的监管制度要求。

2017 年 11 月，为防范化解系统性金融风险、强化人民银行宏观审慎管理及金融监管部门监管职责、确保金融安全及稳定发展，国务院金融稳定发展委员会获批设立；2018 年 3 月，原银监会和原保监会合并重组为银保监会，而宏观审慎政策职责划入中国人民银行，至此形成了“一委一行两会”的金融监管架构。此举一方面解决了对银行业和保险业系统重要性金融机构分业监管可能带来的监管真空问题，另一方面赋予央行宏观审慎的监管权力，以使监管措施与货币政策可以有效结合。2018 年 11 月 27 日，监管部门发布了《关于完善系统重要性金融机构监管的指导意见》，意见明确了系统重要性金融机构的定义、范围，规定了系统重要性金融机构的评估流程和总体方法，进一步强化了对系统重要性金融机构的监管，防范“大而不能倒”风险。2019 年 7 月 26 日发布的《金融控股公司监督管理试行办法（征求意见稿）》标志着金融控股公司行业监管进入新阶段，中国系统重要性金融机构名单中将有很大可能出现金融控股公司，这和美国着重对系统重要性银行施加严监管标准出现显著差异。2019 年 11 月 26 日，监管部门发布《系统重要性银行评估办法（征求意见稿）》确定了划分系统重要性银行业机构的

评分规则，并将实施附加资本要求、落实资本内在约束机制等，以强化对系统重要性银行的监管。

（二）中美银行业监管对比

如前所述，过去 2-3 年，美国金融监管机构对银行业进行了较大程度的监管放松，主要表现为：按照合并资产规模或交易资产或负债对银行机构进行重新分类并简化降低合规要求，放松某些商业银行的流动性要求和某些贷款（如商业地产贷款和住房抵押贷款）的业务限制，降低中小银行资本充足率及杠杆率要求，扩大中小银行业务范围，以及显著放松沃尔克规则对银行从事自营交易和担保基金交易的监管限制等。从政策内容上看，这一期间美国出台的各项法案显著放松了对银行业尤其是中小商业银行和社区银行的监管要求，在效果上有利于银行机构明确政策监管范围、降低合规成本、提高资产和负债业务灵活性和丰富度等。

相比之下，2017 年之前，伴随中国金融业的飞速发展，银行机构的不良贷款风险、刚性兑付风险、期限错配及流动性风险、影子银行及表外业务监管套利风险等不断累积；同时，房地产抵押贷款规模不断上升，加剧了房地产市场泡沫风险。鉴于此，2017 年开始，为了防范化解重大金融风险，中国监管机构开始强化对银行业的监管。

首先，随着国务院金融稳定发展委员会及中国银保监会成立，“一委一行两会”的监管框架即取代了过去“一行三会”的监管框架。新的监管模式有利于构建系统性金融风险应对的决策与协调机制，有利于实现银行监管由机构监管向功能监管、业务监管转变。其后，资产管理业务规范、商业银行理财业务监管、商业银行理财子公司监管等政策的出台意味着中国资产管理行业监管将遵循功能监管逻辑，并按照子公司持牌管理的方向进行，以隔离表内表外资产，防止风险传染。

其次，中国金融监管部门不断强化对银行表内表外业务的监管，对银行机构施加更高的监管要求并加大监管频率及力度。在银行表内业务上，相对于美国近年来逐渐放松对银行传统业务尤其是放松对商业房地产贷款以及住房抵押贷款的业务监管，2016 年年底的中央经济工作会议首次提出的“房住不炒”政策，强化对房企融资与购房者信贷的监管；在银行表外业务上，通过资产管理新规及其配套政策对商业银行资产管理业务进行了统一的功能监管，并对银行理财产品的资金投向、产品分级等方面执行严格的穿透式监管。2019 年 12 月 2 日公布的《银行理财子公司净资本管理办法（试行）》对理财子公司规定了净资本 5 亿元的门槛，极大程度约束中小银行在理财市场中的风险行为。

此外，监管部门还在风险管理及公司治理方面加强了对银行业金融机构的管理力度。在银行风险监管上，监管部门先后出台或修订了《商业银行押品管理指引》《商业银行账簿利率风险管理指引》《商业银行流动性管理办法》《商业银行大额风险暴露管理办法》《商业银行金融资产风险分类暂行办法》等多项制度，在风险资产分类、合格抵押品认定、加强全面风险管理框架下银行账簿利率风险管理、引入新的量化指标加强流动性管理等方面提出了进一步的监

管要求。在银行公司治理的监管上，监管部门先后出台了《商业银行股权管理暂行办法》《银行业金融机构从业人员管理指引》《商业银行股权托管办法》等监管措施，以进一步规范商业银行股东特别是主要股东行为、加强股东资质及银行股权的穿透式监管、加强从业人员廉洁从业管理、提升商业银行股权管理透明度。

（三）中美资本市场监管对比

特朗普上任以来，通过推进税制改革及签署《放松监管法案》，在促进美国资本市场吸收全球资本、减轻企业固定资产投资费用化程度、减少证券市场监管主体、放松对初创企业和小企业的融资限制及信息披露要求、豁免“合格风险投资基金”的注册限制等方面放松了对资本市场的监管力度。同时，美国监管机构正准备扩展“创业企业扶助法”（Jobs Act）的适用范围，鼓励更多企业赴美上市，以刺激资本市场的进一步发展。

反观中国，自 2015-2016 年股票市场波动暴露出资本市场上存在的重大金融风险以来，中国资本市场迎来了监管强化与优化。2017 年资本市场监管着重于减持、定增、重组以及质押等领域。一是监管机构出台“减持新规”，加强了对上市公司股东及董事、监事、高级管理人员股份减持的监管及信息披露要求。二是出台“再融资新规”或“定增新规”，在定价调整、规模限制、期间隔断、限制资金充裕公司再融资等方面加强对上市公司定向增发新股的监管限制。三是出台“重组格式准则新规”，加强上市公司重大资产重组的穿透监管，并着重解决“忽悠式”和“跟风式”重组问题。四是出台“质押新规”，通过显著提高质押方式融资的门槛、明确资金用途、严控质押集中度、限制质押率等措施加强对资金“脱实向虚”问题的监管力度。

2019 年，中国监管机构进一步优化对资本市场的监管。一是科创板审核下放上交所、上市标准多元化、新股定价市场化，实现了多项创新监管制度的平稳落地。二是放松资本市场对外资流入的限制，资本市场对外开放举措密集落地。三是 2020 年 3 月 1 日新《证券法》正式实施，该法赋予了新股发行注册制以合法地位，并取消发审委监管下的 IPO 核准制要求。同时，新《证券法》显著提高了证券违法违规成本，极大程度加强了对上市公司欺诈发行、违法信息披露、虚假陈述等行为的处罚力度，并另设专章全面完善了投资者保护制度，对保障消费者权益做出了一系列创新制度安排。

（四）中美金融监管走势差异的内在根源

从过去十年的比较看，中美两国金融监管的政策走向存在较大的差异，甚至截然相反。美国在强监管之后逐步放松管制，而中国则在金融爆发式发展之后迎来了强监管。这种差异有其深刻的内在根源，与中美两国的经济金融发展阶段、金融结构特征以及监管体系建设等紧密相关。

一是中美金融发展阶段的差异。美国具有高度发达和成熟的金融市场体系，危机前金融市场的过度自由化引发系统性金融风险进而导致监管强化，而强监管在一定程度上又损伤美国金融的国际竞争力，从而呼唤放松金融管制。因此，美国金融监管政策的变化更多地体现了风险

与竞争的权衡。而中国在金融危机之前则是长期处于金融抑制状态，市场化程度相对不足，金融市场整体处于成长发育阶段。全球金融危机之后，中国金融市场化进程加快，金融监管包容性提升，一定程度上金融管制呈现逐步放松态势，金融业进入历史性快速发展阶段，中国金融业增加值对经济增长贡献率就是很好的例证。但是，随着中国经济进入新常态，前期经济高速发展所掩盖的各类金融风险逐步暴露，部分金融机构以市场化或创新发展为名进行的高风险操作显性化。因此，强化监管是当前中国的必然和理性的选择。

二是中美金融结构的差异。美国金融体系以直接融资为主，银行业与投资银行业过度混业经营是产生系统性风险的一个重要原因，沃尔克规则就是为了控制银行业从事高风险的自营交易而制定，其在一定程度上是对 1999 年《金融服务现代化法》后过度金融创新和复杂混业经营的一种纠偏。而其后放松管制、修改沃尔克规则是为了激活银行业的活力，提高金融国际竞争力。对比而言，中国金融体系以间接融资为主，风险主要集中在银行业本身，因此控制系统性风险强化监管的重点领域是银行业。对于中国资本市场而言，在防控风险的同时，更需要进一步做好基础性制度建设，做好开放和创新工作，激发市场的活力，服务实体经济。

三是监管体系、监管能力和监管理念的差异。《多德-弗兰克法》的出台特别是沃尔克规则的实施使得美国金融监管体系的制度基础进一步夯实。2008 年危机之后美国进一步完善监管框架，设立金融稳定监督委员会，履行宏观审慎和系统性风险政策制定职能，同时强化了美联储系统性风险以及系统重要性金融机构监管的政策权力，并填补了联邦层面保险业监管的短板，联邦层面与州政府层面的监管职责也进一步明晰，伞形监管体系进一步完善，监管能力进一步提升。美国金融监管理念是在风险与创新、风险与竞争之间寻求动态平衡的政策逻辑，当风险发生之后强化监管，当风险缓释或监管政策不利创新与竞争时随之调整监管尺度。而中国金融监管体系建设在过去较长时间内更多是关注金融发展，对于金融监管自身的制度建设、法律完善、机构安排和能力提升方面则相对薄弱，金融监管体制、机制亟待完善，金融监管能力亟待提升，以尽快匹配金融业的快速发展。因此，对于中国而言，推进金融治理能力和治理体系现代化建设，尽快补齐制度短板、弥补监管空白、控制快速发展所伴生的系统性风险是当前的核心要义。

六、结论及启示

美国作为全球最大的经济体，拥有全球最为发达的金融市场，其金融监管放松必然会对中国造成深远的影响。在改革的过程中，美国更多是考虑到自身的利益特别是提升其国际竞争力，而对于由此而引发的全球监管套利、金融监管国际合作、政策外溢效应、金融市场风险承担以及全球金融市场关联性等的负面影响则缺乏充分考虑，可能潜藏重大的金融风险。同时，也需要看到，改革调整后的美国监管体系更为成熟，且部分法规也有可圈可点的地方，特别是

对消费者保护的力度不减，对中小银行机构的监管放松对于强化其服务实体经济功能是非常关键的，这些需要我国积极加以借鉴。

（一）维系金融监管多方共识，捍卫多边金融治理框架

现阶段，美国之所以想建立一个独立于巴塞尔协议 III 的“美国准则”，最主要的原因就是美国认为自身在以往的监管准则体系下利益受损。但是，在目前全球经济筑底的情况下，若美国一意孤行奉行单边主义和利己主义，继续放松监管形成风险积聚，无疑是在其他经济体头上悬挂了一把“达摩克利斯之剑”。中国作为全球第二大经济体、坚定的多边主义支持者，需要积极主动承担起大国责任，继续维护具有较广泛共识的国际监管和风险控制标准，协同其他经济体共同抵御监管竞次效应（race to the bottom）和金融风险跨境传染，构建一个开放性的全球治理框架，继续推进经济金融全球化进程。

同时，捍卫多边金融治理框架对中国也有两大积极意义。第一，以巴塞尔协议 III 遭遇挑战为契机，坚定推进金融全球化监管体制，将有助于提升中国在国际金融监管领域的责任担当、话语权和影响力。第二，通过捍卫多边全球金融治理规则，抵抗美国的单边监管规则，防范全球金融监管套利，亦有助于中国管理资本流动和维系金融稳定。在中美贸易摩擦不断的情况下，监管逐步放松的美国无疑会吸引资金回流，造成资本流动波动程度加大，引发悲观预期，进而影响中国经济金融稳定。美国金融监管的放松，而中国金融监管逐步趋严，这可能会形成监管套利，引发重大风险暴露概率上升。

（二）重点把控风险的外溢效应，保障金融体系稳定性

在美国货币紧缩与监管宽松的综合效应之下，中国受到的外溢效将更加明显，中美无意间的金融博弈将更加复杂。一是监管放松之下美国经济复苏可持续性可能有所提高，这为美国就业、金融、贸易等领域提供了弹性，这使得中国在贸易纠纷和金融博弈中位于更加不利的地位。二是中资金融机构的国际竞争力面临更加显著的挑战。目前是中国金融机构“走出去”的深化期和转型期，面对美国金融机构更强的盈利能力，中资金融机构的外部竞争将更加激烈。三是监管放松之下美国金融业吸收国际资本的能力在提高，这使得中国可能面临一定的资本流出压力。四是国际金融市场波动性可能进一步加大，中国金融风险防控压力将有所提高，内外因素相互反馈的共振风险的处置难度进一步提高。

中国需要重点把控外部风险的外溢效应，保障金融体系稳定性。通过深化市场机制改革，建立风险缓释及应对的市场化体系，着力把控美国政策调整和金融监管放松对利率变化、市场波动和资本流动等的影响，把握好资本项目管理“最后防火墙”，确保金融体系稳定与安全。

（三）全面深化金融改革开放，有效统筹内外两个市场

以我为主，做好全面深化经济金融改革的“家庭作业”。特朗普政府放松金融监管的一系列行动，与美国的选举政治、金融机构游说和经济金融发展变化密切相关。对中国而言，根本应对之道是在保障国家金融安全的前提下，按照以我为主、循序渐进的方针，全面深化金融体制

机制改革，完善金融市场体系，不断完善稳健发展的国内金融体系。同时，不断拓展金融业对外开放的广度和深度，更好地利用国内国外两个市场、两种资源。

深化金融供给侧结构性改革，加快金融市场双向开放，提升中国金融机构国际竞争力。以机构、市场、产品与服务体系供给为突破，全面提升金融机构创新发展新机制，着力布局金融机构深入参与金融市场双向开放，特别是中国金融科技发展为突破口，不断提升中国金融机构的国际业务水平和全球竞争力。

（四）有效平衡防风险与稳增长，在高质量发展中实现风险防控

回顾美国的监管史，就是在金融创新、经济增长、金融稳定之间不断进行平衡的历史。奥巴马时期金融创新的恶果凸显，进而寻求强化金融监管和金融稳定。随着经济复苏，银行基本面更为扎实，金融创新内生驱动力再次积聚，特朗普上任后便颁布了《放松监管法案》，寻求新一轮的平衡。现阶段，在中国经济面临的内外环境更加复杂、经济下行压力持续增加、金融风险不断累积的背景下，中国金融监管需要将金融稳定放在更加重要的位置上。但是，美国的经验显示，经济高效发展是应对金融危机、缓释金融风险的最有效方式，金融风险防控、金融监管改革与经济稳健发展需要有效统筹。对美国在经济繁荣高点过度放松金融监管的做法需要警惕，而中国在经济下行压力明显的情况下某些金融去杠杆“一刀切”的做法也值得反思。

（五）完善金融监管协调，防止监管模糊地带和监管空白

本次特朗普政府在放松部分监管标准的同时，也对此前监管中的弊病做出一定的修正。例如针对之前的自营交易概念不明晰等情况，在没有放松对于自营交易的关键条款的情况下，本次通过修改沃尔克规则帮助银行家进一步明确了可以进行和禁止进行的交易，整体上更加具体和可执行。现阶段中国金融监管的部分法规存在着监管概念、分工和责任不明晰等问题，这也是最近几年部分金融乱象的重要致因，最为典型例子的就是网络借贷（P2P）。未来，中国需要加强监管之间的协调，形成一个成体系的金融监管框架。在正式的监管法规颁布之前，监管部门与监管部门之间、监管部门和市场之间需要进行全面沟通，以确保监管层面形成协同，防止出现模糊地带和监管空白。

（六）实行差异化监管，重点提升中小企业金融服务

沃尔克规则受人诟病的原因之一，就是规则实行“一刀切”，迫使中小银行承担了与其自身规模不相契合的严格监管，从而造成其合规成本上升、对中小中小企业服务能力下降等后果。本轮特朗普政府对沃尔克规则进行修订的重点之一，就是提升中小银行的资本金、信息披露和压力测试的监管门槛，让其从在强监管中挣扎求生的状态中摆脱出来，增强对实体经济支持能力。在中国，中小企业在经济中也占据举足轻重的地位，是国民经济和社会发展的生力军，是建设现代化经济体系、推动经济实现高质量发展的重要基础。逐步推动差异化监管，适当放松对于中小银行金融监管要求，构建中小企业金融服务体系，对激发中小企业活力和促进经济转型均具有特殊意义。

（七）注重保护存款人和中小证券投资者的权益

保护金融消费者权益是金融监管最重要的责任之一。2008 年蔓延全球的次贷危机就表明了金融消费者保护的缺失必然会带来灾难性的后果，故无论是奥巴马时代颁布的《多德-弗兰克法案》，还是在特朗普时代革新的《监管放松法案》，都强调对于储户和中小证券投资人的保护。从中国实践来看，保护中小投资者和金融消费者权益之路任重而道远。首先，在该领域，中国缺少一个独立的监管机构。自 2012 年开始，“一行三会”分别在旗下下设专门金融消费者权益保护部门，之后随着银保合并和消费者协会的加入，现阶段形成了人行、银保监、消协三足鼎立的格局，但是三大监管部门主要是负责金融领域的总体监管和风险控制，对金融消费者权益可投入的精力和专业性都相对不足。另外，中国在消费者保护领域的法律分别由不同的主体颁布，概念、原则、范围上都没有统一，对于金融消费者权益保护不够明确和细致。未来消费者参与金融的广度和深度还会持续增加，金融监管增强金融消费者保护力度，对中国金融市场的健康发展和社会稳定都具有重要意义。

The Ten-year Cycle of Regulation and Deregulation:

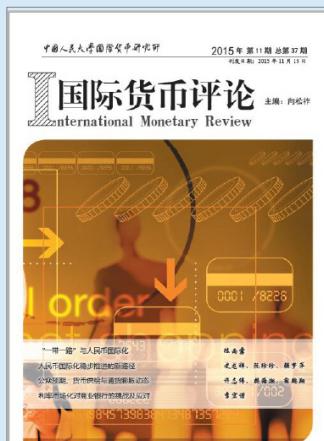
A Review and Comment on US Financial Regulatory Reform

Hu Bin

Abstract: US financial regulatory policies have experienced a decade-long cycle from strengthened regulation to deregulation. The Obama administration strengthened the US financial regulatory system and introduced the Volcker Rule, followed by a major effort by the Trump administration to loosen financial regulation in order to improve international competitiveness. The Trump administration raised the asset threshold for systemically important financial institutions, eased regulations on large banks, significantly loosened regulation on small and medium-sized banks, relaxed the Volcker Rule and moderately reduced regulatory requirements for capital markets. Financial deregulation in the US is beneficial for the international competitiveness of its financial sector, but it may reconstruct international regulatory cooperation, induce negative spillover effects and global regulatory arbitrage, triggering major financial risks. Unlike the United States, China has recently strengthened its financial regulation. The different approaches adopted by China and the US can be largely explained by their different development levels of the financial sector, financial structures and regulatory systems. China needs to make efforts to cope with the spillover effects of the US financial deregulation, comprehensively deepen its reform and opening-up in the financial sector, prevent synergies of internal and external risks, and eliminate regulatory gray areas and gaps. In addition, in view of the US experience, China needs to implement differentiated regulatory policies, and improve financial services for small and medium-sized enterprises as well as consumer protection.

Key words: Deregulation; Volcker rule; Spillover effects; Financial crisis

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