

# I 国际货币评论

International Monetary Review

主编: 张杰



绿色金融与绿色发展

银行价格竞争、融资约束与企业研发投资

中国金融形势的动态特征与演变机理分析:1996-2016

流动性冲击、金融危机与货币财政政策协调

人民币国际化发展路径研究

陈雨露

李波、朱太辉

罗煜、甘静芸、何青

陆磊、刘学

陈卫东、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）

贲圣林	曹 彤	陈卫东	丁剑平	丁志杰	鄂志寰
郭庆旺	焦瑾璞	Rainer Klump	IL Hounq Lee	刘 珺	陆 磊
David Marsh	Herbert Poenisch	瞿 强	Alfred Schipke	涂永红	曾颂华
张晓朴	张之骧	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](http://www.imi.org.cn)

电 话：86-10-62516755

传 真：86-10-62516725

邮 箱：[imi@ruc.edu.cn](mailto: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】

绿色金融与绿色发展 ————— 陈雨露 01

银行价格竞争、融资约束与企业研发投入

——基于“中介效应”模型的实证研究 ————— 李波、朱太辉 05

中国金融形势的动态特征与演变机理分析:1996-2016 ————— 罗煜、甘静芸、何青 25

流动性冲击、金融危机与货币财政政策协调 ————— 陆磊、刘学 53

人民币国际化发展路径研究

——基于十年发展的思考 ————— 陈卫东、赵雪情 76

基于宏观因子仿射模型实证研究 ————— 吴小伟、丁剑平 87

我国逆周期宏观审慎政策工具调控效果研究 ————— 俞洁芳、夏超棣 99

## 绿色金融与绿色发展

陈雨露<sup>1</sup>

今年是习近平总书记“绿水青山就是金山银山”理念提出15周年。党的十八大以来，以习近平同志为核心的党中央高度重视绿色发展。发展绿色金融，是实现绿色发展的重要举措，也是供给侧结构性改革的重要内容。党的十九届四中全会作出了关于“健全具有高度适应性、竞争力、普惠性的现代金融体系”的战略部署。绿色金融将为提升我国金融业的适应性、竞争力和普惠性，构建中国特色现代金融体系作出重要贡献。

2016年，党中央、国务院批准人民银行牵头制定发布《关于构建绿色金融体系的指导意见》，我国成为全球首个由中央政府推动构建绿色金融体系的国家。四年来，在“绿水青山就是金山银山”理念引领下，我国绿色金融基础性制度体系日臻完善，绿色金融市场发展成就斐然。

### 一、绿色金融已成为我国供给侧结构性改革的重要内容

生态环境问题，归根到底是发展方式问题。金融作为现代经济发展的核心，能够在促进绿色可持续发展方面发挥重要作用。发展绿色金融就是要以市场化原则引导激励更多社会资本投入绿色产业，鼓励金融机构提供更多绿色金融产品和服务。随着绿色金融标准体系、绿色数字基础设施建设、绿色产品创新体系和绿色激励约束机制“四大支柱”的建立和完善，绿色金融已成为供给侧结构性改革的重要内容，成为推动我国经济社会高质量发展的强大内生动力。

在尊重市场规律、发挥市场机制在资源配置中的决定性作用、更好发挥政府作用的有力推动下，绿色金融已成为实现从“绿水青山”到“金山银山”的重要桥梁和转化器。“湖州经验”正是其中的杰出代表。作为习近平总书记“绿水青山就是金山银山”理念的诞生地，湖州绿色金融改革创新实践亮点纷呈，率先走出一条现代金融支持经济增长和生态文明循环推动的高质量发展之路。湖州“绿水青山”与“金山银山”相互转化、相辅相成、相得益彰，实现了金融改革与经济转型良性互动、环境效益与经济效益双赢发展。2018年，湖州被中财办确定为践行习近平新时代中国特色社会主义思想典型调研点。

湖州绿色金融改革创新是“绿水青山就是金山银山”理念在金融领域的生动实践。绿色金融能力提升带动了金融供给总量的增加。2019年，湖州金融业增加值增长13.8%，比试验区设立前提高了近一倍，位列全省第1位；贷款增速24.6%，位列全省第1位，较试验区设立前提升4位。

<sup>1</sup> 陈雨露，中国人民银行副行长

另外，湖州经济发展全面提速，产业结构持续优化。2018年和2019年，湖州连续两年被评为全国工业稳增长和转型升级成效明显城市。

实际上，“湖州经验”是我国践行绿色发展理念、推进生态文明建设的一个缩影。2017年以来，经国务院同意，人民银行指导浙江、江西、广东、贵州、新疆、甘肃六省（区）九地开展了各具特色的绿色金融改革创新实践，有力支持了地方绿色产业发展和转型升级。截至今年一季度末，各试验区绿色贷款余额近2000亿元，占试验区全部贷款比重的13.2%，高于全国平均水平3.2个百分点；绿色债券余额575亿元，同比增长115%。试验区绿色项目库入库项目总数超过2000个，绿色项目累计投资超1.67万亿元，成为新时代绿色发展的靓丽风景线。

## 二、绿色金融已成为中国高质量发展的重要国际标识

党的十八大以来，习近平总书记提出的绿色发展理念深刻改变着中国，也为世界可持续发展提供了中国方案、中国智慧和力量。国际社会应携手同行，坚持走绿色、低碳、可持续发展之路，共同迈向清洁美丽的世界。

中国是全球绿色金融的重要倡导者和引领者。2016年，中国担任二十国集团（G20）主席国，首次将绿色金融引入G20议程。2016年以来，在我国积极倡导和推动下，绿色金融议题连续三年纳入G20峰会重要议题，为加速绿色金融国际主流化进程和全球绿色金融治理作出卓越贡献。由中国人民银行等8个国家的央行和监管机构成立的央行与监管机构绿色金融网络（NGFS）成员单位快速增加，中国在绿色金融领域的国际话语权和引领力大幅提升。我国还与欧盟等经济体共同发起可持续金融国际平台（IPSF），积极利用“一带一路”绿色投融资合作，中欧、中英、中法高级别财金对话等多边和双边平台，向全球积极宣传中国绿色金融政策、标准和最佳实践，为推动实现《巴黎协定》和联合国2030年可持续发展目标贡献中国力量。

同时，中资金融机构也在国际上积极投身绿色金融。国家开发银行于2017年发行了首笔中国准主权国际绿色债券。兴业银行2018年绿色债券发行量占全年中国发行量的23%，成为全球第二大绿色债券发行人。中国工商银行与“一带一路”银行间常态化合作机制相关成员共同发布“一带一路”绿色金融（投资）指数框架。中国光大集团与欧洲复兴开发银行等金融机构联合发起设立“一带一路”绿色投资基金。中资金融机构的积极主动参与，为绿色金融在世界范围内的迅速发展作出了贡献。

目前，我国本外币绿色贷款余额已超10万亿元，存量规模居世界第一位，绿色债券存量规模1.2万亿元，居世界第二位。在绿色金融标准方面，我们正按照“国内统一、国际接轨”的原则，稳步推进1项国际标准、1项国家标准、5项行业标准的制定工作，这将为在全球范围内规范绿色金融业务、确保绿色金融实现商业可持续性、推动经济社会绿色发展提供重要保障。

### 三、绿色金融将成为后疫情时代绿色复苏的重要支撑

今年以来，受新冠肺炎疫情疫情影响，全球经济正遭受二战以来最严重的冲击，对绿色发展也形成了不利影响。当前，我国正处于国民经济恢复的关键时期，按照习近平新发展理念，主动探索新的绿色复苏道路，引领后疫情时代世界经济绿色变革的方向，具有重大现实意义。

绿色金融可成为我国经济绿色复苏的重要手段。绿色复苏是经济社会发展与生态环境保护双赢的一种经济发展形态，绿色金融将在绿色复苏中发挥重要作用。从短期看，有利于绿色变革的投资增长是推动复工复产、做好“六稳”工作、落实“六保”任务的有效途径。从中长期看，更多考虑环境、社会和治理（ESG）因素开展的绿色投资，是培育我国经济新增长点、增强经济发展韧性和可持续性、走向高质量现代化发展的内在要求。

绿色金融支持的复苏将有助于金融稳定和国际合作。一方面，绿色金融的终极目标是要促进绿色发展，绿色复苏将能够确保经济发展和金融体系运行的质量，避免环境变化导致的风险积聚，逐步释放资产搁浅风险。据测算，为实现2°C温控目标，全球约四分之三的煤炭储量和大量石油、天然气资产将被搁浅。另一方面，绿色复苏有助于推动国际务实合作，维护多边主义和全球化。目前，欧盟推出的总规模7500亿欧元的抗疫复苏基金中，有近三分之一的资金将用于应对气候变化等绿色投资。我国推崇绿色金融支持的复苏，将有助于进一步推动在可持续发展领域的国际合作。

### 四、充分发挥绿色金融在支持绿色变革和社会主义现代化建设中的重要作用

当前，我国正处于疫情后加快复苏全面建成小康社会的特殊时期，又处于“十三五”收官、“十四五”起航之际，绿色金融发展使命重大，不仅肩负着支持绿色复苏和社会主义现代化建设的历史责任，也是提高金融体系自身适应性、竞争力和普惠性，建设金融强国的必然选择。

一是加快形成有利于绿色变革的体制机制。制定“十四五”绿色发展规划，就绿色发展和应对气候变化作出系统性安排。深入实施可持续发展战略，完善生态文明领域统筹协调机制，促进经济社会发展全面绿色转型。强化各项复苏政策的绿色属性，增强推动绿色发展的自觉性、主动性，有效抑制不顾资源环境承载能力盲目追求增长的短期行为，推进重点行业和重要领域绿色变革。

二是减少经济对碳密集产业的依赖。加快推动绿色低碳发展，重点培育和形成绿色建筑、清洁交通、可再生能源等绿色产业板块。支持绿色技术研发与推广，推进清洁生产，发展环保产业，加速工业部门绿色和数字化转型。逐步将绿色消费纳入绿色金融支持范围，推动形成绿色生活方式。

三是推动绿色金融高质量可持续发展，完善绿色金融制度和政策框架。强化现代数字化手段的运用，发展数字绿色金融。利用金融科技推动环境信息披露与共享，降低金融机构与绿色主体之间的信息不对称。完善绿色发展的法律和政策保障，加快构建绿色金融标准体系，拓展绿色金融业绩评价应用场景。进一步丰富绿色金融支持政策工具箱，协调出台更多重点支持绿色复苏的财税金融政策。

四是引领绿色金融国际合作与发展。坚持以“互利共赢，共同发展”为原则，发挥好我国在绿色金融市场规模巨大、政策体系成熟等方面的先行优势，继续通过G20、NGFS、中欧、中英和中法等多边、双边平台，积极宣传推广我国绿色金融政策、标准和最佳实践，讲好“中国故事”，贡献“中国智慧”，将我国的成功经验和优势资源落实到“南南合作”和“一带一路”倡议中，彰显我负责任大国形象。

# 银行价格竞争、融资约束与企业研发投入

## ——基于“中介效应”模型的实证研究

李波<sup>1</sup> 朱太辉<sup>2</sup>

**【摘要】**近年来我国金融领域利率市场化改革积极推进，实体经济发展积极向创新驱动转型，一个亟需研究厘清的关键问题是，银行业竞争如何驱动企业创新活动？本文关注银行价格竞争对企业创新的影响，以2013—2018年沪深两市的上市企业为样本，采用“中介效应”因果分析模型，实证检验了银行价格竞争对企业研发投入的影响，并识别出以融资约束为中介渠道的作用机制。研究发现，银行价格竞争不仅会提高银行的风险容忍度，直接地增加R&D投资的信贷供给意愿，而且还会通过降低贷款价格和增加贷款可得性来缓解企业整体的融资约束，间接地促进企业创新活动。这一机制在解除贷款利率管制之后和在民营企业层面体现得更加明显。本文的研究结果对于深化金融市场化改革、改善金融服务实体经济质效和实施经济创新驱动发展战略，具有明确的政策启示。

**【关键词】**R&D投资；银行价格竞争；融资约束；利率市场化；经效率调整的Lerner指数

### 一、引言

创新是推动经济可持续发展的内在动力，激励企业技术创新对于经济转型升级、提质增效至关重要。近年来，针对新常态下我国经济发展的趋势变化和特点，我国开始积极实施“创新驱动发展战略”，同时要求发挥好金融对技术创新的助推作用，提高信贷支持创新的灵活性和便利性。我国金融体系由银行信贷为代表的间接融资主导，近年来不断放松贷款和存款利率管制、推出并完善贷款市场报价利率机制（LPR）等，在很大程度上改善了金融体系的服务效率和服务范围。但这些改革能否以及如何对企业创新形成有效的金融支撑，支持经济创新驱动发展战略实施，是当前学术界和政策层都需要厘清的重要问题。

银行信贷是企业研发投入活动重要的资金来源，银行业结构与竞争程度影响着银行的信贷行为，改变银行的贷款方式、使用及实施效果，决定了企业可得贷款的规模与成本（姜付秀等，2019）。企业创新的融资约束随着银行结构性竞争格局强化而减弱（Chong et

<sup>1</sup> 李波，北京工商大学经济学院

<sup>2</sup> 朱太辉，中国人民大学国际货币研究所研究员、国家金融与发展实验室、京东数字科技研究院

al., 2013; 唐清泉和巫岑, 2015), 创新强度也逐渐增强 (Cornaggia et al., 2015; 蔡竞和董艳, 2016; 张璇等, 2019)。然而, 银行结构性竞争格局所反映的市场集中度下降, 并不意味着银行价格竞争度也得到强化。尽管市场集中度下降所引致的市场可竞争性能够缩减银行垄断利润空间 (或资本回报率), 且这一观点获得了传统的产业组织 IO 理论的支持, 但新实证产业组织 (New Empirical Industrial Organization, NEIO) 则认为银行间的价格竞争环境取决于企业的战略反应, 而不一定取决于市场结构 (Bikker et al., 2012)。尤其是, 在中国利率的市场化形成机制尚未成熟的情况下, “银行业数量竞争——存贷利差收窄——价格垄断势力下降——企业投融资行为改变”的逻辑并不一定成立。单个银行市场份额的下降并不意味着信贷市场价格竞争程度的增强, 二者联动机制在一定程度上被阻断。当银行存在相对稳定的存贷利差时, 即便通过放宽市场准入来强化结构性竞争和降低市场集中度, 银行的价格竞争可能也并不会随之提升。如图 1 所示, 中国银行业的市场集中度与价格竞争度变化并未显示出显著的同步特征。因此, 需要根据现实的银行定价行为或市场价格竞争性的独立视角来审视银行业竞争的经济后果。

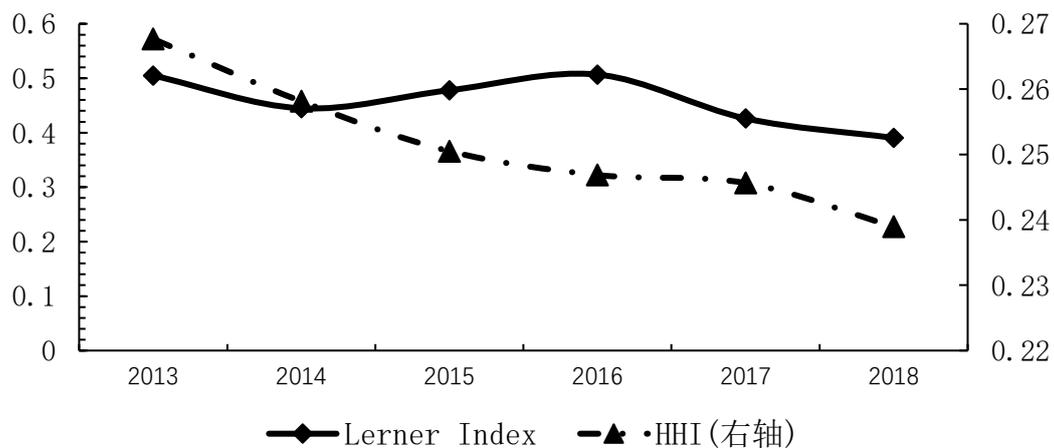


图 1 银行市场集中度与价格竞争度变化趋势

数据来源: Lerner\_index 和 HHI 分别根据 Bank Focus 和金融许可证数据计算得到

本文结合中国银行业价格竞争表现与利率市场化演进的现实, 探讨银行价格竞争对企业研发投资活动的影响及作用机制。我们认为, 银行价格竞争不仅可以直接通过增加R&D项目的资金支持来刺激企业创新, 而且能够通过缓解企业的融资约束间接地影响企业研发投资活动。以2013-2018年在沪深两市A股上市公司为样本, 通过构建地级市层面的银行经营效率调整的Lerner指数, 采用“中介效应”分析策略来识别银行价格竞争对微观企业创新投入和产出的融资约束传导路径, 同时, 以央行取消存款利率上限为准自然实验, 比较该影响

效应在不同利率市场化程度下的差异，进一步厘清市场化利率机制、银行价格竞争与企业研发投资活动的作用路径。

本文的边际贡献主要体现在：第一，在研究范畴上，基于银行业市场集中度与价格竞争度存在实质性差异这一事实，关注银行价格竞争对企业研发投资活动的影响，并识别出反映银行风险偏好调整的直接“风险效应”，以及企业融资约束间接作用机制的“价格效应”和“数量效应”，有助于学术界和政策层更好地认识银行业竞争与实体经济发展之间的关系。第二，在研究方法上，采用“中介效应”模型，识别银行价格竞争对企业创新的融资约束中介效应，同时构建地级市层面的银行业经效率调整的Lerner指数作为银行价格竞争的测度，为准确评估利率市场化进程中银行竞争环境对企业研发投资活动的影响效应提供经验证据。第三，在政策上，基于中国利率市场化改革快速推进的现实背景，利用2015年10月24日存款利率放开、利率市场化在形式上基本完成这一外生事件，检验了银行价格竞争在不同利率市场化阶段对企业研发投资的影响，为推进利率市场化改革，合理引导银行信贷资源配置以推动实体经济创新活力提供政策启示。

后文的结构安排如下：第二部分是理论分析与研究假设；第三部分是研究设计与变量的描述性统计分析；第四部分是实证结果分析，包括基准回归结果分析、内生性检验和稳健性检验；第五部分是影响机制分析；第六部分基于利率市场化改革、企业类型差异的拓展检验；第七部分是结论与政策启示。

## 二、理论分析与研究假设

银行价格竞争度将改变银行信贷行为，进而影响微观企业的创新活动。由于创新项目存在长期性和不确定性，不仅企业创新活动本身存在融资约束，而且创新活动具有很高的调整成本。突然的中断和再延续会使企业遭受很大的损失，导致企业融资成本、贷款条件和信贷抵押要求更为严格，进而增加企业的外源融资约束。在市场化程度不高、价格竞争不充分的信贷市场中，银行搜寻客户和筛选信息的动力不足，监控资金使用和强化风险管理的意愿不强，企业承担的融资成本较高，从事创新活动也会受到抑制（Brown and Petersen, 2011）。随着银行价格竞争程度的增加，价格垄断能力的下降造成垄断利润空间收缩，降低了银行边际利润率，绩效压力加大。为了避免利益损失，银行将积极地搜寻客户和挖掘企业信息，关系型贷款的增长受到抑制（Kerr and Nanda, 2009），企业获得贷款相对更为容易，融资约束在一定程度上得以缓解，创新活动将获得更多资金上的支持。由此提出研究假设：

H1: 银行价格竞争会缓解企业的融资约束, 推动企业增加研发投入、提高创新产出。银行价格竞争可能通过三个具体化渠道影响企业的研发投资活动 (见图 2)。一方面, 是价格效应和数量效应。这两种效应都以缓解企业的融资约束为中介渠道。价格效应层面, 银行价格竞争导致银行平均收益向其边际成本靠拢, 银行信贷市场贷款利率的下降将降低企业的信贷融资成本。当能够以相对较低的成本融资时, 企业便可能将资金从普通生产性投资配置到研发项目投资中去, 推动企业创新活动。数量效应层面, 银行价格竞争会推动银行采取“以量补价”的策略以弥补利润损失, 削弱银行在信贷市场中的卖方势力, 限制关系型贷款的增长, 降低贷款条件和信贷抵押要求 (Ayyagari et al., 2011), 增加贷款供给的规模和覆盖面, 从而提高企业贷款的可得性 (Love and Peria, 2014), 对企业研发投资活动形成正向的激励作用。由此, 在假设 H1 的基础上, 提出两个补充假设:

H1a: 银行价格竞争降低了信贷融资成本, 促进企业研发投资、提高创新产出。

H1b: 银行价格竞争提高了信贷可得性, 促进企业研发投资、提高创新产出。

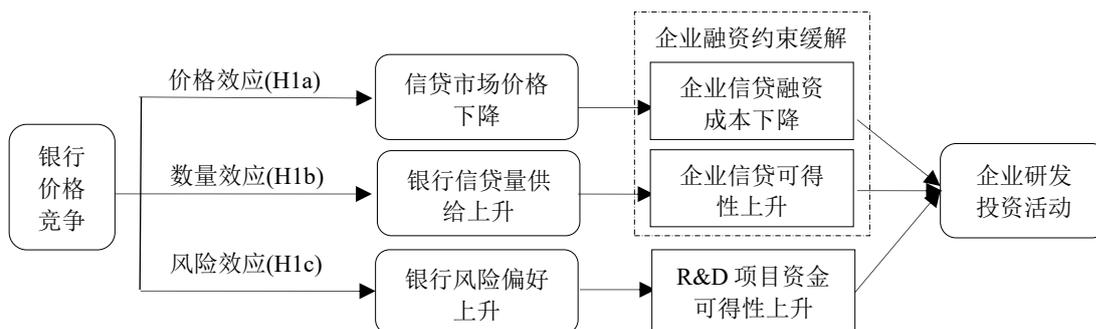


图 2 银行价格竞争、融资约束与企业创新活动的作用机制

另一方面, 是风险效应。银行价格竞争促使银行调整信贷结构, 鼓励银行追求信贷扩张的冒险行为 (刘莉亚等, 2017)。这不仅增加了银行长期贷款的信贷配置, 也提高了发放高风险信贷的倾向 (Jiménez et al., 2014)。银行风险偏好的上升增加了对“高风险—高收益”项目的风险承受度, 原本风险较高的研发项目获得信贷的难度减弱。银行信贷增加投向高风险的研发项目, 将直接推动企业从事创新活动。由此, 提出第三个补充假设:

H1c: 银行价格竞争增加了银行的风险偏好, 直接提高了研发项目的资金可得性, 促进企业研发投资。

取消存贷款利率上下限管制改变了金融机构面临的政策约束环境, 对其信贷配置、定价决策产生影响, 进而影响企业的融资约束程度和研发投资活动。根据“金融抑制理论”和“金融深化理论”, 放松利率管制, 意味着从政策层面削弱银行价格垄断能力, 强化银行价格竞争, 降低企业贷款的准入条件和风险溢价, 通过利率补偿机制对企业贷款风险进行补偿,

有助于缓解企业面临的融资约束问题（王红建等，2018）。另一方面，根据“特许权价值假说”，放松存款利率管制产生的存款市场竞争，会导致银行特许权价值萎缩，使得银行风险承担增加（黄晓薇等，2016）。由此可见，利率市场化有助于提高银行系统效率，对企业融资环境乃至投资决策产生重要的影响。基于此，进一步提出研究假设：

**H2：**放松利率管制会强化银行价格竞争，是缓解企业融资约束和促进企业创新活动的重要改革措施。

企业类型差异带来的代理问题导致银行价格竞争对不同企业研发投资的影响程度存在差异（徐晓萍等，2017）。一方面，资源禀赋优势、预算软约束、政府政策扶持和“隐性担保”降低了债务契约的履约成本，使得国有控股企业容易获得更多的长期贷款。另一方面，在国有控股银行占据定价主导地位的银行业结构下，国有企业的信息更易获得，信用评级成本更低，贷款获取能力更强（陆正飞等，2009）。在上述双重约束下，国有企业的创新活动对市场化价格可能不具有敏感性，银行价格竞争对国有企业创新影响的融资约束传导机制不明显（朱太辉等，2018）。相比较之下，由于政策性融资担保支持不足、较为严重的信息不对称存在，民营企业的创新活动将受益于银行价格竞争。一方面，银行价格竞争会抑制关系型贷款的增长，使得银行系统变得更加有效率，民营企业从中能获得更多的贷款（刘晓光和苟琴，2016）。另一方面，民营企业不存在预算软约束和隐性担保，融资约束对贷款利率水平和贷款条件的反应敏感程度较大。特别是，在资金供求机制加快向价格调节转变时，之前的隐性利息、风险等逐渐转化为显性利率，银行价格竞争程度增加引致的贷款利率下降和抵押品约束放宽，将增加民营企业创新的积极性。综上，进一步提出研究假设：

**H3：**相对于国有企业，银行价格竞争更有助于缓解民营企业的融资约束，进而促进民营企业开展研发，提高创新产出。

### 三、研究设计

#### （一）样本选取与数据来源

考虑到银行业数据的完整性以及中国利率市场化的事实，本文研究样本为2013-2018年间的中国全部A股上市公司。该样本区间覆盖了贷款利率完全放开到存款利率完全放开的阶段，描述了中国利率市场化改革在形式上基本完成的过程。数据来源主要包括：企业研发投资数据取自Wind数据终端以及国泰安（CSMAR）上市公司研发创新数据库；企业财务数据来自于CSMAR、Wind金融终端及上市公司财务报告；银行价格竞争的数据取自BankFocus数据库及中国银保监会网站的相关数据，并进一步计算得到。

借鉴相关文献的做法，结合本文的研究目的，按照如下策略筛选样本：（1）剔除金融行业、主营业务为公用事业及 2013-2018 年主营业务变更的上市公司；（2）剔除 S、ST、ST\* 公司；（3）剔除样本期间内相关变量缺失的公司。最终得到 2920 家公司，共计 12698 个观测值。为了消除极端值的影响，连续变量按照 1% 和 99% 的水平进行缩尾（Winsorize）处理。

## （二）模型设定及估计方法

为了研究银行业价格竞争对企业研发投资活动的影响机制，本文借鉴 Imai et al (2010) 相关文献的“中介效应”检验方法来设计实证分析策略，见回归方程（1）-（3）：

$$INOV_{i,c,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Lerner_{c,t} + \sum_{\tau=2}^n Control_{i,c,t} \cdot \alpha_{\tau} + f_i + d_t + g_c + u_{i,c,t} \quad (1)$$

$$FC_{i,c,t} = \beta_0 + \beta_1 Lerner_{c,t} + \sum_{\tau=2}^n Control_{i,c,t} \cdot \beta_{\tau} + f_i + d_t + g_c + u_{i,c,t} \quad (2)$$

$$INOV_{i,c,t} = \gamma_0 + \gamma_1 Lerner_{c,t} + \gamma_2 FC_{i,c,t} + \sum_{\tau=3}^n Control_{i,c,t} \cdot \gamma_{\tau} + f_i + d_t + g_c + \xi_{i,c,t} \quad (3)$$

其中， $INOV_{i,c,t}$  为结果变量，表示在  $t$  期、 $c$  地区、 $i$  企业的研发投资活动， $Lerner_{c,t}$  为政策环境变量，反映在  $t$  期、 $c$  地区的银行业价格竞争度，融资约束  $FC_{i,c,t}$  则为中介变量。待估参数  $\alpha_1$  反映了银行价格竞争度  $Lerner_{c,t}$  对同地区的企业研发投资活动  $INOV_{i,c,t}$  影响的总效应。参数  $\beta_1$  表示  $Lerner_{c,t}$  对同地区企业的融资约束  $FC_{i,c,t}$  的影响。待估参数  $\gamma_2$  用以识别银行价格竞争度  $Lerner_{c,t}$  通过融资约束  $FC_{i,c,t}$  影响企业研发投资活动  $INOV_{i,c,t}$  的中介效应。 $f_i$  代表企业固定效应， $g_c$ 、 $d_t$  为地区效应和时间效应。

## （三）变量选取

### 1. 企业创新

企业研发投资活动的测度体现为创新投入和产出两个维度。其中，创新投入反映技术创新活动的资源投入状况，通常用企业研发强度来衡量（Acharya and Xu, 2016），即研发投入与营业总收入之比。创新产出反映创新质量，主要是企业专利的申请数量（李春涛等，2020）和授权数量（虞义华等，2018）。本文同时使用研发强度、专利申请量与专利授权量来度量企业研发投资活动以更好地体现企业创新能力，专利申请量和专利授权量取自然对数。

### 2. 银行价格竞争度

鉴于在信贷活动中隐性契约等一些不可观测因素以及表外活动所产生的影响，本文同时考虑银行市场的非有效性和表外业务因素，参考 Bikker et al (2012) 和 Koetter et al (2012) 采用经效率调整后的 Lerner 指数来测度银行价格竞争度。具体表达式为：

$$Lerner_{j,t} = \frac{PB_{j,t}/TA_{j,t} + TC_{j,t}/TA_{j,t} - MC_{j,t}}{TC_{j,t}/TA_{j,t} + TC_{j,t}/TA_{j,t}} = \frac{PB_{j,t} + TC_{j,t} - MC_{j,t} \cdot TA_{j,t}}{PB_{j,t} + TC_{j,t}} \quad (4)$$

$Lerner_{j,t}$  反映了经效率调整后的银行价格垄断势力，指数值越小意味着银行面临着更为激烈的市场价格竞争。 $PR_{j,t}$  表示市场非有效性条件下的银行  $j$  在  $t$  期的潜在利润，用利润效率来度量。它反映了在非有效的银行市场中，银行在其产出水平上所获得的最大化利润 (Humphrey and Pulley, 1997)。 $TC_{j,t}$  为总成本，表示为利息支出、营业支出、手续费支出及其他营业支出之和。此时， $PR_{j,t} + TC_{j,t}$  反映了银行市场非有效条件下的银行实际收益。 $MC_{j,t}$  为边际成本。 $TA_{j,t}$  为总资产，用表内业务总资产与表外业务活动之和度量。我们使用 BankFocus 数据库，选取 2013-2018 年中国银行业数据<sup>1</sup>，采用面板数据的随机前沿分析法 (SFA)，估计超越对数成本函数和利润效率函数<sup>2</sup>，得到  $TC_{j,t}$  和  $MC_{j,t}$ 、 $PR_{j,t}$ 。

随后，利用中国银保监会关于银行机构的金融许可证信息，以银行分支机构在各地级市的占比作为权重，构建各地级市层面的银行业  $Lerner_{c,t}$  指数，具体表示为：

$$Lerner_{c,t} = \frac{\sum_{j=1}^{j=n} Lerner_{j,t} \cdot bank_{j,c,t}}{\sum_{j=1}^{j=n} bank_{j,c,t}} \quad (5)$$

此时，地级市银行业  $Lerner_{c,t}$  指数表示为各银行经效率调整后的  $Lerner_{j,t}$  指数以所在地区  $c$  分支机构数量为权重的加权平均值。 $bank_{j,c,t}$  为  $t$  期银行  $j$  在地级市  $c$  的分支机构数量。

### 3. 融资约束

依据本文的“银行价格竞争度上升——企业融资约束缓解——增加 R&D 资金配置”的研究逻辑，我们选择 SA 指数度量企业的外源融资约束程度。SA 指数包含了企业资产规模和营业时间两个相对外生的变量且相对稳健<sup>3</sup>，与 WW 指数、现金—现金流敏感度系数获得一

<sup>1</sup> 剔除政策性银行、外资银行、证券公司以及指标数据缺失的银行，形成130家银行、576个观测值的非平衡面板数据，涵盖了国有商业银行5家、邮政储蓄银行1家，股份制商业银行12家、城市商业银行84、农村商业银行28家。受篇幅限制，具体结果未报告。

<sup>2</sup> 参考Koetter et al (2012)，具体化银行生产函数为三种要素投入：借入资金、劳动力和资本；三种产出：贷款、收益性金融资产和表外业务活动，并引入股本。

<sup>3</sup> SA指数表达式为： $SA = -0.737 \cdot size + 0.043 \cdot size^2 - 0.040 \cdot age$ ， $size$  为企业总资产规模， $age$  为企业经营时间。使用2018年GDP平减指数和2013-2018年人民币兑美元汇率，将公司规模调整为实际值。设定阈值： $size$  为最小为45亿美元， $age$  最长为37年。

致的结果 (Hadlock and Pierce., 2010)。SA 指数值越大, 表明企业面临的融资约束程度越强。

#### 4. 其他变量

借鉴相关文献的研究设计, 本文控制了影响研发投资活动的企业层面变量。现金持有 (*Cash*): 现金及现金等价物余额/上期总资产; 负债水平 (*Lev*): 公司总负债/上期总资产; 营业收入增长率 (*Growth*): (当期营业收入-上期营业收入)/上期销售收入; 总资产回报率 (*ROA*): 净利润/上期总资产, 资产流动性 (*Liquid*): 流动资产/流动负债。违约风险 (*Z\_Score*)<sup>1</sup>; 有形资产占比 (*Tang*): (固定资产净额+存货净额)/上期总资产; 境外投资者持股比例 (*F\_Share*): QFII 持股/上市公司总股份; 机构持股比率 (*Inst\_Share*): 机构持股/上市公司总股份, 股权集中度赫芬达尔-赫希曼指数 (*HHI\_Share*); 分析师关注 (*Attention*): 对跟踪分析的分析师 (团队) 数量以及银行业集中度赫芬达尔-赫希曼指数 (*HHI\_Bank*)。

#### (四) 描述性统计分析

主要变量的基本描述性统计见表 1。同时我们划分 *Lerner* 指数值低于 25% 分位数为高银行价格竞争环境, *Lerner* 指数值高于 75% 分位数为高银行价格垄断环境。无论是研发强度, 还是专利申请、授权总量, 高银行价格竞争环境下的企业均高于高垄断环境下的企业。另外, 高银行价格竞争环境下的企业融资约束也低于高垄断环境的企业。初步分析表明, 银行价格竞争可能对企业创新存在促进作用, 对企业融资约束存在抑制作用。

表 1 全样本描述性统计

变量符号	变量名称	平均值	标准差	最小值	最大值	价格竞争度_低	价格竞争度_高
		N=12698				Lerner>p75	Lerner<p25
<i>Lerner</i>	修正的勒纳指数	0.431	0.0937	0.231	0.837		
<i>R&amp;D_ratio</i>	R&D 投资强度	4.457	4.374	0.0300	25.30	3.858	5.222
<i>Patent_Apy</i>	创新专利申请	17.68	98.18	0	607	10.78	20.67
<i>Patent_Grt</i>	创新专利授权	12.86	63.51	0	308	6.266	15.18
<i>SA_Index</i>	SA 指数	-1.898	0.573	-3.191	-0.845	-1.806	-1.982
<i>Lev</i>	现金持有	0.487	0.281	0.0588	1.700	0.465	0.491
<i>Growth</i>	负债水平	0.181	0.395	-0.464	2.444	0.170	0.189
<i>Cash</i>	营业收入增长率	0.188	0.158	0.0123	0.862	0.180	0.191
<i>ROA</i>	总资产回报率	0.039	0.0563	-0.216	0.192	0.0337	0.0401
<i>Liquid</i>	资产流动性	2.486	2.379	0.361	15.72	2.554	2.465
<i>Z_Score</i>	违约风险	1.465	0.645	-0.439	3.361	1.376	1.521
<i>Tang</i>	有形资产占比	1.085	0.305	0.523	2.796	1.085	1.065
<i>F_Share</i>	境外投资者持股比例	0.0906	0.376	0	2.620	0.0806	0.0945
<i>Inst_Share</i>	机构持股比率	6.260	6.394	0	28.67	6.503	5.941
<i>Attention</i>	分析师关注	7.575	9.302	0	48	6.100	8.125

<sup>1</sup> 计算违约风险测度:  $Z\_Score = A*1.2 + B*1.4 + C*3.3 + D*0.6 + E*0.99$ , 其中, A=营运资金/总资产; B=留存收益/总资产; C=息税前利润/总资产; D=股票总市值/负债账面价值; E=营业收入/总资产

<i>HHI_Share</i>	股权集中度	0.156	0.109	0.0151	0.547	0.144	0.160
<i>HHI_Bank</i>	银行集中度	0.135	0.0591	0.0706	0.335	0.176	0.123

注：变量R&D\_ratio、F\_Share、Inst\_Share的单位为%。

## 四、实证结果分析

### （一）基准模型结果分析

根据模型（1），检验银行价格竞争对企业研发投资活动影响的总效应。为了消除不随时间变化因素可能造成的偏误，采用固定效应模型，同时控制时间、行业和地区效应。如表2所示，在控制银行集中度*HHI\_Bank*之后，Lerner指数对企业创新的回归系数显著为负，表明银行价格竞争度在一定程度上独立于银行集中度。即使在相同的市场集中度下，银行价格竞争度差异对企业研发投资活动也具有解释能力。表2的第1-3列展示了Lerner指数对企业研发强度、专利申请量和授权量的固定效应回归系数分别为-0.71、-0.53和-0.58且在1%和5%的水平上显著。表明Lerner指数下降所反映的银行价格竞争度上升，促进了企业研发投资活动。

进一步分析银行价格竞争影响企业研发投资活动的融资约束中介效应机制。银行价格竞争可能通过缓解企业外源融资约束来促进企业创新。依据中介效应检验逻辑，通过逐步检验回归系数来识别融资约束的中介效应。首先，使用固定效应估计模型（2），表2第4列展示了回归结果，银行价格竞争对反映企业融资约束的SA指数回归系数约为0.51，且在1%的水平上显著为正，表明银行价格竞争程度上升促进了SA指数的提升，即缓解了企业的融资约束。

随后，估计模型（3），表2的第5-7列分别展示了引入中介变量SA指数之后，Lerner指数对企业研发强度、专利申请量和授权量的固定效应回归结果。在研发投入方面，SA指数对研发强度的回归系数为-0.34且在1%的水平上显著，表示融资约束的缓解能够显著地促进企业研发投入。同时在控制融资约束之后，Lerner指数对研发强度的回归系数显著为-0.540，低于表3的第1列回归系数-0.71，表明银行价格竞争通过融资约束来影响企业研发投入的间接传导途径存在，此中介效应的影响系数约为-0.17（ $-0.34 \times 0.51$ ），解释力约为24.1%（ $-0.17 / -0.71$ ）<sup>1</sup>。在研发产出方面，SA指数对专利申请量和专利授权量的回归系数分别为-0.52和-0.61，且分别在1%和5%的水平上显著，表明融资约束同样能够显著地促进企业研发产出。值得注意的是，在控制融资约束之后，专利申请量、授权量对Lerner指数的敏感性在90%的置信水平上不能拒绝系数为零，表明银行价格竞争主要是通过缓解企业融资约束的渠

<sup>1</sup> 下文中介效应和中介效应解释力的计算原理于此相同，受篇幅的限制，不在赘述。

道来促进创新产出，其中介效应的影响系数分别约为-0.26和0.31，解释力约为50%和52.7%。此外，为了更为精确地判断融资约束的中介效应，本文还进行了Sobel检验，检验统计量Z值在1%的水平上显著，与逐步检验回归系数法结论一致。可见，上述的经验研究证据不能拒绝本文提出的研究假设H1。

表2 基准模型与中介效应模型回归结果

变量	总效应模型			中介效应模型			
	(1) R&D_ratio	(2) Patent_Apy	(3) Patent_Grt	(4) SA_Index	(5) R&D_ratio	(6) Patent_Apy	(7) Patent_Grt
Lerner	-0.712*** (0.234)	-0.526** (0.261)	-0.583** (0.285)	0.505*** (0.037)	-0.540* (0.276)	-0.263 (0.350)	-0.276 (0.469)
SA_Index					-0.341*** (0.104)	-0.521*** (0.175)	-0.609** (0.239)
Lev	-0.601*** (0.160)	-0.335* (0.196)	-0.127 (0.267)	-0.430*** (0.016)	-0.747*** (0.166)	-0.559** (0.202)	-0.389 (0.276)
Growth	-0.486*** (0.055)	-0.050 (0.067)	-0.049 (0.095)	-0.032*** (0.006)	-0.497*** (0.055)	-0.067 (0.067)	-0.068 (0.095)
Cash	0.173* (0.104)	0.241* (0.130)	0.277* (0.155)	0.056*** (0.020)	0.192 (0.204)	0.270 (0.219)	0.311 (0.295)
ROA	-2.986*** (0.627)	-2.126** (0.950)	-0.187 (1.278)	-0.142** (0.063)	-3.034*** (0.627)	-2.200** (0.950)	-1.273 (1.282)
Liquid	0.053*** (0.008)	0.011 (0.007)	0.017** (0.008)	0.001 (0.001)	0.053*** (0.008)	0.011* (0.007)	0.017** (0.008)
Z_Score	0.700*** (0.086)	0.254** (0.117)	0.135 (0.166)	0.059*** (0.009)	0.720*** (0.086)	0.285** (0.117)	0.171 (0.167)
Tang	0.772*** (0.121)	0.036 (0.152)	0.158 (0.207)	0.128*** (0.012)	0.816*** (0.121)	0.103 (0.152)	0.236 (0.207)
F_Share	0.111* (0.059)	0.167*** (0.064)	0.141* (0.083)	-0.008 (0.006)	0.108* (0.059)	0.163** (0.064)	0.136 (0.092)
Inst_Share	0.006** (0.003)	0.008** (0.004)	0.009* (0.005)	0.002*** (0.000)	0.007* (0.004)	0.009** (0.004)	0.010* (0.006)
Attention	0.009*** (0.003)	0.005 (0.004)	0.002 (0.005)	-0.005*** (0.000)	0.007** (0.003)	0.002 (0.004)	-0.001 (0.005)
HHI_Share	0.906 (1.287)	2.703* (1.437)	3.835* (2.060)	-0.218* (0.129)	0.832 (1.286)	2.589* (1.443)	3.702* (2.068)
HHI_Bank	-3.627*** (1.198)	-0.984 (1.556)	-1.126 (1.951)	4.018*** (0.120)	-3.041** (1.268)	-0.089 (1.556)	-0.080 (1.945)
Constant	9.435*** (1.515)	2.676*** (0.811)	2.787*** (0.656)	-2.606*** (0.152)	8.545*** (1.538)	1.613* (0.883)	1.492* (0.828)
年度	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
地区	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
行业	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Firm FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Obs	12,698	12,698	12,698	12,698	12,698	12,698	12,698
Adj R2	0.114	0.121	0.098	0.487	0.115	0.128	0.109
Sobel检验					-3.188	-2.910	-2.505

注：括号内为企业层面的聚类调整后的标准误；\*\*\*、\*\*、\*分别为1%、5%和10%的水平上显著。根据临界值表，Sobel检验Z统计量， $|Z| > 0.911$ ，p值小于5%，中介效应显著。

## (二) 内生性检验

尽管对于企业来讲，地级市层面的银行价格竞争度作为一个宏观环境变量，几近为外生。然而，不能完全排除二者关系中的内生性问题。两方面原因可能产生内生性问题：一

是银行价格竞争和企业创新活动之间的反向因果问题，不仅银行间价格竞争可能会影响企业创新，地区企业创新活动也会吸引银行参与竞争，从而影响银行价格竞争程度；二是遗漏变量问题。为此，本文使用固定效应模型控制不随时间变化的不可观测变量，并控制时间、行业和地区效应以缓解由遗漏变量造成的内生性问题。为了克服反向因果的内生性问题，参考Chong et al（2013）和张杰等（2017）的工具变量构建思路，使用与企业所在同省份GDP最接近的三个地级市的平均Lerner指数，作为该企业所在地级市Lerner指数的工具变量。

表3的第1-3列为银行价格竞争对企业研发强度、专利申请和授权量影响的总效应2SLS估计结果，Lerner指数的回归系数显著为负，表明银行价格竞争对企业研发投资活动的促进效应存在。表3的第4-7列为中介效应2SLS的估计结果。从第4列可以看出，Lerner指数对SA指数的估计系数为正且在1%的水平上显著，表明银行价格竞争对企业融资约束具有缓解效应。在第5-7列显示，SA指数对企业研发强度的回归系数显著为负，且Lerner指数对研发强度的影响效应有所减弱，说明融资约束作为中介途径间接影响银行价格竞争对企业研发投入促进效应的路径存在。在研发产出方面，SA指数对专利申请量和专利授权量的回归系数均显著为负，但在10%的水平上不能拒绝为零，表明银行价格竞争促进企业研发产出主要是通过缓解融资约束渠道来实现。可见，在考虑内生性问题之后仍然得到与基准回归一致的结论，不能拒绝研究假设H1。此外，表3中工具变量回归的Wald F检验的F值大于10，且一阶段工具变量t值均能在90%的置信区间内通过显著性检验，拒绝了弱工具变量的假设。而且DWH检验结果在10%水平上未能表现出显著性，不能拒绝IV估计量与基准模型估计量不存在系统性差异的假设。

表3 中介因果效应模型的工具变量检验结果

变量	总效应模型（2SLS）			中介效应模型（2SLS）			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	R&D_ratio	Patent_Apy	Patent_Grt	SA_Index	R&D_ratio	Patent_Apy	Patent_Grt
Lerner	-0.831** (0.309)	-0.566* (0.342)	-0.625* (0.366)	0.539*** (0.039)	-0.673* (0.404)	-0.177 (0.466)	-0.259 (0.493)
SA_Index					-0.293*** (0.110)	-0.702*** (0.127)	-0.679*** (0.219)
Wald F值	520.6	556.244	297.9	522.56	439.798	523.602	248.654
工具变量t值	84.97	23.58	17.26	84.97	84.04	22.88	15.77
DWH值	1.158	0.150	0.866	0.778	0.624	0.320	0.212
P值	0.282	0.699	0.352	0.379	0.429	0.686	0.645
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年度	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
地区	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
行业	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Firm FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Obs	12,698	12,698	12,698	12,698	12,698	12,698	12,698
Adj R2	0.113	0.165	0.104	0.530	0.114	0.191	0.115

注:括号内为企业层面的聚类调整后的标准误;\*\*\*、\*\*、\*分别为1%、5%和10%的水平上显著。控制变量与表2相同,在文中仅列出主要变量的回归结果。

### (三) 稳健性检验

#### 1. 替换Lerner指数

上述分析结果表明Lerner指数通过缓解融资约束进而促进企业创新。然而,地级市层面经效率调整的Lerner指数作为核心解释变量度量银行价格竞争,可能会因为超越对数函数的设定不同造成估算结果差异,对实证结果的稳健性产生影响。我们将公式(5)中加入trend变量分别与三种投入、三种产出交叉项,得到更一般形式的超越成本函数的表达式估算Lerner指数,并重新估计中介效应模型,回归结果如表4所示。重估的地级市经效率调整Lerner指数之后,银行价格竞争对企业创新强度、创新产出的影响仍然可以通过缓解融资约束这一中介效应实现,这与前文的结论一致。

表4 替换Lerner指数的稳健性检验

变量	(1) SA_Index	(2) R&D_spending	(3) patents_apy	(4) patents_grt
Lerner	0.687*** (0.040)	-0.560* (0.326)	-0.445 (0.484)	-0.044 (0.680)
SA_index		-0.349*** (0.110)	-0.761*** (0.162)	-0.773*** (0.240)
控制变量	YES	YES	YES	YES
年度	YES	YES	YES	YES
地区	YES	YES	YES	YES
行业	YES	YES	YES	YES
Firm FE	YES	YES	YES	YES
Obs	12,698	12,698	12,698	12,698
Adjusted R2	0.545	0.114	0.139	0.120

注:括号内为企业层面的聚类调整后的标准误;\*\*\*为1%水平上显著,\*\*为5%水平上显著,\*为10%水平上显著。控制变量与表2相同,在文中仅列出主要变量的回归结果。

#### 2. 剔除未从事创新活动的企业

考虑到样本期内部分企业未从事过创新活动,若此类企业更倾向于在银行价格程度较低的地区展开投融资活动,这可能会影响本文的回归结果。为了消除这种干扰,本文将样本内研发强度、专利申请量和授权量为零的公司剔除,进一步提高回归结果的稳健性。回归结果见表5。在剔除未从事创新活动的企业后,银行价格竞争通过缓解融资约束进而促进企业创新的效应仍然显著。这与前文的结果一致。

表5 剔除从未从事创新活动的企业的稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	SA_Index	R&D_spending	Patent_Apy	Patent_Grt
Lerner	0.448*** (0.038)	-0.538 (0.340)	-0.088 (0.317)	-0.296 (0.455)
SA_index		-0.344*** (0.104)	-0.687*** (0.158)	-0.696*** (0.231)
控制变量	YES	YES	YES	YES
年度	YES	YES	YES	YES
地区	YES	YES	YES	YES
行业	YES	YES	YES	YES
Firm FE	YES	YES	YES	YES
Obs	12,224	12,224	2,615	2,615
Adjusted R2	0.487	0.115	0.156	0.133

注: 括号内为企业层面的聚类调整后的标准误; \*\*\*为1%水平上显著, \*\*为5%水平上显著, \*为10%水平上显著。控制变量与表2相同, 在文中仅列出主要变量的回归结果。

## 五、影响机制分析

为了进一步探讨银行价格竞争影响企业研发投入活动的作用机制, 本文从信贷融资成本和信贷可得性两个角度来检验融资约束的间接效应, 从银行风险偏好视角来分析直接效应。

### (一) 信贷融资成本

为了从降低信贷融资成本的角度考察银行价格竞争是否通过缓解融资约束渠道来促进企业创新。借鉴张伟华等(2018)的方法, 使用利息总支出与长短期债务比来度量信贷融资成本, 估计结果如表6的第1-4列所示。从第1列可以看出, Lerner指数的回归系数为0.307, 且在10%的水平上显著, 说明银行价格竞争显著降低了企业的信贷融资成本。表6第2-4列的回归结果显示, 信贷融资成本对企业研发强度、专利申请量和授权量的回归系数均显著为负。Lerner指数对研发投入和研发产出的回归系数为负且绝对值显著低于表2中的回归结果, 但在10%的水平上未能通过显著性检验。可见, 增加银行价格竞争度, 将降低企业信贷融资成本, 进而提高企业创新投入和产出。验证了本文提出的补充假设H1a。

### (二) 信贷可得性

本文使用企业被留存贷款状况来衡量信贷可得性, 考察银行价格竞争是否通过缓解融资约束渠道来促进企业研发投入活动。在银行处在卖方垄断的状态下, 企业在求贷时可能接受银行的留存贷款条件以获取或者更多得获取银行贷款。银行价格竞争会使银行为了在竞争中占据优势, 取消留存贷款或降低留存贷款的条件, 从而增加了企业信贷可得。借鉴沈永建等(2018)对企业被留存贷款的度量方式, 将企业贷款被留存设定为一个“概率事

件”。回归结果如表6的第5-8列所示。从第5列可以看出，Lerner指数的回归系数为0.312，且在10%的水平上显著，说明银行价格竞争显著降低了企业被留存贷款发生的可能性。第6-8列的结果显示，被留存贷款企业的研发强度、专利申请量和授权量显著低于那些未发生被留存贷款的企业。同时在控制企业是否发生被留存贷款以后，Lerner指数对研发投入和研发产出的回归系数为负且绝对值显著低于表2中的回归结果，但在10%的水平上不显著。上述实证结果表明，银行价格竞争程度越高，企业发生留存贷款的可能性下降，企业信贷可得性增加，进一步的信贷资金支持促进了企业创新投入和产出的增加，验证了本文提出的补充假设H1b。

表6 信贷融资成本与信贷可得性的中介效应传导路径检验

变量	信贷融资成本				信贷可得性			
	(1) <i>Loan_Cost</i>	(2) <i>R&amp;D_ratio</i>	(3) <i>Patent_Apy</i>	(4) <i>Patent_Grt</i>	(5) <i>Exloaned</i>	(6) <i>R&amp;D_ratio</i>	(7) <i>Patent_Apy</i>	(8) <i>Patent_Grt</i>
<i>Lerner</i>	0.357** (0.175)	-0.645* (0.373)	-0.412 (0.641)	-0.485 (0.453)	0.312*** (0.067)	-0.653* (0.371)	-0.464 (0.441)	-0.506 (0.420)
<i>Loan_Cost</i>		-0.190*** (0.052)	-0.319*** (0.087)	-0.274*** (0.098)				
<i>Exloaned</i>						-0.187*** (0.058)	-0.198*** (0.064)	-0.247*** (0.064)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年度	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
地区	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
行业	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Firm FE</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Obs</i>	12,698	12,698	12,698	12,698	12,698	12,698	12,698	12,698
<i>Adj R<sup>2</sup></i>	0.246	0.116	0.106	0.098	0.246	0.114	0.092	0.079

注：括号内为企业层面的聚类调整后的标准误；\*\*\*、\*\*、\*分别为1%、5%和10%的水平上显著。控制变量与表2相同，在文中仅列出主要变量的回归结果。

### （三）银行风险偏好

为了考察银行价格竞争是否增加银行风险偏好，进而促进企业研发投资活动。本文参考刘冲等（2019），选取商业银行风险加权资产规模衡量银行风险偏好，估计银行层面的价格竞争度Lerner<sub>B</sub>，即公式（4）中的Lerner<sub>j,t</sub>，对风险加权资产规模自然对数的影响。表5的第1列显示，Lerner<sub>B</sub>对LnWRA<sub>B</sub>的回归系数为-0.31，且在1%的水平上显著，银行垄断能力的下降显著增加了银行对风险资产配置的偏好。随后估计了地区平均银行风险加权资产的自然对数LnWRA对企业研发投资活动影响，结果见表7的第2-4列。可以发现，在控制融资约束之后，LnWRA对企业研发投入的回归系数显著为正，但对研发产出的影响不显著，说明银行价格竞争对企业研发投入影响的风险偏好路径存在。这一结论验证了补充假设H1c。

表 7 风险偏好的传导路径检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>LnWRA_B</i>	<i>R&amp;D_ratio</i>	<i>Patent_Apy</i>	<i>Patent_Grt</i>
<i>Lerner_B</i>	-0.306***			
	-0.06			
<i>LnWRA</i>		0.531*	0.347	0.314
		-0.29	-0.27	-0.267
<i>SA_Index</i>		-0.252*	-0.619***	-0.629***
		-0.13	-0.142	-0.138
企业控制变量		YES	YES	YES
银行控制变量	YES			
年度	YES	YES	YES	YES
地区	YES	YES	YES	YES
行业	No	YES	YES	YES
Firm FE	YES	YES	YES	YES
Obs	576	12,698	12,698	12,698
Adj R2	0.78	0.116	0.155	0.149

注：括号内为企业层面的聚类调整后的标准误；\*\*\*、\*\*、\*分别为 1%、5%和 10%的水平上显著。控制变量与表 2 相同，在文中仅列出主要变量的回归结果；本表第 1 列回归结果基于 BankFocus 数据库，*Lerner\_B* 为银行个体的 Lerner 指数，主要控制变量包括：资产收益率、权益资产比、不良贷款率、贷款资产比、生息收入与生息资产比率、银行规模、GDP 增长率、资产流动性。

## 六、基于利率市场化和企业类型的拓展分析

### （一）利率市场化改革的影响

为了考察放松利率管制是否加强了银行价格竞争对企业研发投入活动的促进效应，参考杨笋等（2017）的处理思路，本文利用 2015 年 10 月 24 日存款利率管制放开这一外生事件，将 2016 年定义为利率市场化转换年份，设置利率市场化进程指标的虚拟变量。2016 年及以后年度取值为 1，2016 年以前取值为 0，并建立利率市场化虚拟变量与 Lerner 指数的交叉项。

表 8 报告了利率市场化改革对于银行价格竞争对企业研发投入活动影响的回归结果。在第 1-3 列中，利率市场化与银行价格竞争的交叉项 *Interest\*Lerner* 的回归系数分别为 -0.39、-0.64 和 -0.60，且在 10%的水平上显著，表明利率市场化加强了银行价格竞争对企业研发投入和产出的促进效应。第 4 列显示 *Interest\*Lerner* 回归系数显著为正，说明利率市场化强化了银行价格竞争对企业融资约束的缓解效应。从第 5-7 列的中介效应回归结果可以看出，在研发投入方面，SA 指数对研发强度的回归系数为 0.26，且在 1%的水平上显著，同时 Lerner 指数与 *Interest\*Lerner* 的回归系数绝对值减小，表明利率市场化强化银行价格竞争，并通过融资约束来影响企业研发投入的间接传导途径存在。在研发产出方面，SA 指数对专利申请量和专利授权量的回归系数分别为 -0.58 和 -0.59，且在 1%的水平上显著。同时 Lerner 指数、利率市场化与 Lerner 指数交叉项对专利申请量、授权量的回归系数在 90%的

置信水平上不能拒绝系数为零，表明利率市场化加强银行价格竞争，并主要通过缓解企业融资约束来促进企业创新。可见，上述的经验研究证据不能拒绝本文提出的研究假设 H2。

表 8 利率市场化改革前后的中介因果效应模型回归结果

变量	总效应模型				中介效应模型		
	-1	-2	-3	-4	-5	-6	-7
	<i>R&amp;D_Ratio</i>	<i>Patent_Ap</i> <i>y</i>	<i>Patent_Grt</i>	<i>SA_Index</i>	<i>R&amp;D_Ratio</i>	<i>Patent_Ap</i> <i>y</i>	<i>Patent_Grt</i>
<i>Lerner</i>	-0.381**	-0.228	-0.248	0.166***	-0.338	-0.132	-0.149
	-0.181	-0.377	-0.314	-0.028	-0.241	-0.374	-0.414
<i>Interest*Lerner</i>	-0.393**	-0.639*	-0.603*	0.354***	-0.302*	-0.434	-0.392
	-0.178	-0.337	-0.341	-0.028	-0.181	-0.379	-0.42
<i>Interest</i>	0.338***	0.394**	0.404**	-0.237***	0.276**	0.256	0.263
	-0.109	-0.163	-0.175	-0.012	-0.111	-0.173	-0.185
<i>SA_Index</i>					-0.258**	-0.580***	-0.594***
					-0.103	-0.151	-0.169
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年度	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
地区	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
行业	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Firm FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Obs	12,698	12,698	12,698	12,698	12,698	12,698	12,698
Adj R2	0.133	0.166	0.086	0.692	0.133	0.179	0.094

注：括号内为企业层面的聚类调整后的标准误；\*\*\*、\*\*、\*分别为 1%、5%和 10%的水平上显著。控制变量与表 2 相同，在文中仅列出主要变量的回归结果

本文也进一步检验了放松利率管制对于银行价格竞争对银行风险偏好、企业信贷融资成本以及信贷可得性影响的调节作用，以便更具体化理解这一外生冲击如何影响企业研发投资活动。实证结果表明，利率市场化能够通过加强银行价格竞争对银行风险偏好、信贷可得性的促进效应，进一步鼓励企业进行创新活动。

## （二）企业类型的影响

本文按照企业登记注册类型，将样本分为国有企业和非国有企业，考察这两组样本中，银行价格竞争促进企业研发投资活动的融资约束中介效应是否存在差异，估计结果如表 9 所示。*Lerner* 指数对民营企业 *SA* 指数的回归系数为-0.72，绝对值明显大于国有企业的-0.38，且二者在 1%的水平上都显著。这表明尽管银行价格竞争不同程度地对国有企业和民营企业的融资约束均产生显著地缓解作用，但给民营企业所带来的融资约束缓解效应更大。此外，*SA* 指数对国有企业、民营企业的研发强度、专利申请量和授权量的回归系数均显著为负，且对国有企业的影响效应显著大于民营企业，说明国有企业将资金配置于从事企业创新的意愿相对更强。但由于银行价格竞争对民营企业融资约束的缓解效应更大，银行价格竞争通过融资约束缓解对研发强度、专利申请和授权的影响效应在民营企业样本中分别约为-0.22 (-0.31\*0.72)、-0.32 (-0.44\*0.72) 和-0.38 (-0.53\*0.72)，绝对值大于国有企

业的-0.14 (-0.36\*0.38)、-0.28 (-0.72\*0.38)和-0.28 (-0.74\*0.38)，表明当银行价格竞争程度增加时，民营企业融资约束缓解对企业创新的促进效应大于国有企业。可见，上述的经验证据不能拒绝研究假设 H3。

表 9 考虑企业类型的中介因果效应模型回归结果

变量	国有企业	民营企业	国有企业	民营企业	国有企业	民营企业	国有企业	民营企业
	<i>SA_Index_</i>	<i>SA_Index_</i>	<i>R&amp;D_ratio</i>	<i>R&amp;D_ratio</i>	<i>Patent_Apy</i>	<i>Patent_Apy</i>	<i>Patent_Grt</i>	<i>Patent_Grt</i>
<i>Lerner</i>	0.384***	0.721***	-0.853***	-0.349	-0.133	-0.321	-0.239	-0.273
	-0.037	-0.03	-0.362	-0.439	-0.422	-0.714	-0.444	-0.471
<i>SA_Index</i>			-0.357**	-0.307*	-0.717***	-0.433**	-0.739***	-0.527**
			-0.167	-0.176	-0.266	-0.217	-0.277	-0.241
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年度	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
地区	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
行业	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Firm FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Obs	4148	8091	4148	8091	4148	8091	4148	8091
Adj R2	0.502	0.705	0.124	0.144	0.305	0.114	0.246	0.061
Sobel 检验			-2.094	-1.833	-2.608	-1.988	-2.584	-2.178
Diff_Chi2	5.58***		12.21***			6.34***	4.57**	

注：括号内为企业层面的聚类调整后的标准误；\*\*\*、\*\*、\*分别为 1%、5%和 10%的水平上显著。控制变量与表 2 相同，在文中仅列出主要变量的回归结果；根据临界值表，Sobel 检验 Z 统计量， $|Z| > 0.911$ ，p 值小于 5%，中介效应显著。

## 七、结论与政策启示

本文在分析中国利率市场化改革和银行业竞争格局变迁的基础上，探讨了银行价格竞争对企业研发投资活动的影响及作用机制。研究发现，银行价格竞争能够缓解企业的融资约束，进而推动企业增加研发投入、提高创新产出。银行价格竞争不仅通过“风险效应”——提高贷款风险容忍度和增加高风险—高收益贷款，为企业创新提供直接的资金支持，而且还会通过“价格效应”——平均收益向边际成本靠拢、“数量效应”——“以量补价”扩大贷款的规模和范围，降低企业的信贷成本和提高信贷可得性，缓解企业的融资约束，间接地推动企业研发投资活动。放松利率管制会压缩银行利差收益、强化银行价格竞争，是缓解企业融资约束和促进企业创新活动的重要改革措施。此外，银行价格竞争更有助于缓解民营企业的融资约束，从而促进民营企业创新。

本文的研究结果对于深化金融市场化改革、改善金融服务实体经济质效、推进经济创新驱动发展战略实施具有重要的政策启示。一方面，经济创新驱动发展离不开金融对企业创新投资的有效支持，但这种金融支持需要建立在强化金融竞争特别价格竞争的基础上，否则持续性和有效性难以保障。另一方面，强化银行价格竞争离不开利率市场化改革，下一

步应在解除存贷款利率管制的基础上，逐步弱化存贷款基准利率的作用，增强贷款市场报价利率机制（LPR）的引导力，通过更高质量的利率市场化强化金融机构竞争的内生动力。此外，经济创新驱动发展需要各类企业研发投资，应通过推动实施地方政府和国有企业的债务管理预算约束，消除国有企业和民营企业在融资上的实质差异，让利率市场化改革、银行价格竞争对研发投资的促进作用惠及所有类型企业。

## 参考文献

- [1] 蔡竞和董艳, 2016, 《银行业竞争与企业创新——来自中国工业企业的经验证据》, 《金融研究》第 11 期, 第 96~111 页。
- [2] 黄晓薇、郭敏和李莹华, 2016, 《利率市场化进程中银行业竞争与风险的动态相关性研究》, 《数量经济技术经济研究》第 1 期, 第 75~91 页。
- [3] 姜付秀、蔡文婧、蔡欣妮和李行天, 2019, 《银行竞争的微观效应:来自融资约束的经验证据》, 《经济研究》第 6 期, 第 72~88 页。
- [4] 李春涛、闫续文和宋敏、杨威, 2020, 《金融科技与企业创新——新三板上市公司的证据》, 《中国工业经济》第 1 期, 第 81~98 页。
- [5] 刘冲、杜通、刘莉亚和李明辉, 2019, 《资本计量方法改革、商业银行风险偏好与信贷配置》, 《金融研究》第 7 期, 第 38~56 页。
- [6] 刘莉亚、余晶晶、杨金强和朱小能, 2017, 《竞争之于银行信贷结构调整是双刃剑吗?——中国利率市场化进程的微观证据》, 《经济研究》第 5 期, 第 131~145 页。
- [7] 刘晓光和苟琴, 2016, 《银行业结构对中小企业融资的影响》, 《经济理论与经济管理》第 6 期, 第 58~71 页。
- [8] 陆正飞、祝继高和樊铮, 2009, 《银根紧缩、信贷歧视与民营上市公司投资者利益损失》, 《金融研究》第 8 期, 第 124~136 页。
- [9] 沈永建、徐巍和蒋德权, 2018, 《信贷管制、隐性契约与贷款利率变相市场化——现象与解释》, 《金融研究》第 7 期, 第 49~68 页。
- [10] 唐清泉和巫岑, 2015, 《银行业结构与企业创新活动的融资约束》, 《金融研究》第 7 期, 第 116~134 页。
- [11] 王红建、杨箐、阮刚铭和曹瑜强, 2018, 《放松利率管制、过度负债与债务期限结构》, 《金融研究》第 2 期, 第 100~117 页。
- [12] 徐飞, 2019, 《银行信贷与企业创新困境》, 《中国工业经济》第 1 期, 第 119~136 页。
- [13] 徐晓萍、张顺晨和许庆, 2017, 《市场竞争下国有企业与民营企业的创新性差异研究》, 《财贸经济》第 2 期, 第 141~155 页。
- [14] 杨箐、王红建、戴静和许传华, 2019, 《放松利率管制、利润率均等化与实体企业“脱实向虚”》, 《金融研究》第 6 期, 第 20~38 页。
- [15] 虞义华、赵奇锋和鞠晓生, 2018, 《发明家高管与企业创新》, 《中国工业经济》第 3 期, 第 136~154 页。
- [16] 张杰、郑文平和新夫, 2017, 《中国的银行管制放松、结构性竞争和企业创新》, 《中国工业经济》第 10 期, 第 118~136 页。
- [17] 张璇、李子健和李春涛, 2019, 《银行业竞争、融资约束与企业创新——中国工业企业的经验证据》, 《金融研究》第 10 期, 第 98~116 页。
- [18] 朱太辉、魏加宁、刘南希和赵伟欣, 2018, 《如何协调推进稳增长和去杠杆? ——基于资金配置结构的视角》, 《管理世界》第 9 期, 第 25~32 页。
- [19] Acharya, V. and Xu, Z., 2017, “Financial dependence and innovation: The case of public versus private firms”, *Journal of Financial Economics*, 124(2), 223~243.

- [20] Ayyagari, M., Demircuc-Kunt, A. and Maksimovic, V., 2011, “Firm Innovation in Emerging Markets: The Role of Finance, Governance, and Competition”, *Journal of Financial & Quantitative Analysis*, 46(6), 1545~1580.
- [21] Bikker, J., Shaffer, S. and Spierdijk, L., 2012. “Assessing competition with the Panzar–Rosse model: the role of scale, costs, and equilibrium”, *Review of Economics and Statistics*, 94,1025~1044.
- [22] Brown, J. R. and Petersen, B. C., 2011, “Cash Holdings and R&D Smoothing”, *Journal of Corporate Finance*, 17(3), 694~709.
- [23] Chong, T. L., L. Lu. and S. Ongena., 2013, “Does Banking Competition Alleviate or Worsen Credit Constraints Faced by Small- and Medium-sized Enterprises? Evidence from China”, *Journal of Banking and Finance*, 37(9), 3412~3424.
- [24] Cornaggia, J., Mao, Y., Tian X. and Wolfe, B., 2015, “Does banking competition affect innovation?”, *Journal of Financial Economics*, 115(1), 189~209.
- [25] Hadlock, C. J. and Pierce, J. R., 2010, “New Evidence on Measuring Financial Constraints: Moving Beyond the KZ Index”, *Review of Financial Studies*, 23(5), 1909~1940.
- [26] Humphrey, David B. and B. Pulley, 1997, “Banks' Response to Deregulation: Profits, Technology and Efficiency”, *Journal of Money, Credit and Banking*, 29, 73~93.
- [27] Imai, K., Keele, L. and Tingley, D., 2010, “A General Approach to Causal Mediation Analysis”, *Psychological Methods*, 15(4), 309~334.
- [28] Jiménez, G., 2014, “Hazardous Times for Monetary Policy: What Do Twenty-Three Million Bank Loans Say About the Effects of Monetary Policy on Credit Risk-Taking?”, *Econometrica*, 82(2), 463~505.
- [29] Kerr, W. R. and Nanda, R., 2009, “Democratizing Entry: Banking Deregulation, Financing Constraints, and Entrepreneurship”, *Journal of Financial Economics*, 94(1), 124~149.
- [30] Koetter, M., J. Kolari. and L. Spierdijk., 2012, “Enjoying the Quiet Life Under Deregulation? Evidence from Adjusted Lerner Indices for U.S. Banks”, *Review of Economics and Statistics*, 94(2), 462~480.
- [31] Love, I. and M. Martínez Pería, 2014, “How Bank Competition Affects Firms' Access to Finance”, *World Bank Economic Review*, 29(3), 413~448.

## 中国金融形势的动态特征与演变机理分析:1996-2016

罗煜<sup>1</sup> 甘静芸<sup>2</sup> 何青<sup>3</sup>

**【摘要】**本文分析了 1996-2016 年中国金融形势的变化趋势及影响金融形势的主导变量的动态特征，探究不同金融市场发展状况对中国金融整体形势及金融风险的影响力变迁。我们首次运用动态模型选择的时变因子增广向量自回归模型（DMS-TVP-FAVAR）测算了中国月度金融形势指数，考察了货币政策、外汇市场、货币市场、信贷市场、股票市场、债券市场、非传统金融市场和国外金融市场对中国金融形势的差别化影响。研究发现，样本期内货币供应量一直是影响中国金融形势最主要的因素，非传统金融市场、外汇市场的影响程度日益加深；在国际金融危机期间，国外金融市场对中国金融形势表现出主导性的影响。对中国金融形势的动态特征与演变机理分析有助于及时识别潜在金融风险。

**【关键词】**金融形势；DMS-TVP-FAVAR；动态特征

### 一、引言

如何准确判定中国的金融形势和金融风险对中国和世界都有重要意义。2017 年 5 月，穆迪下调中国主权信用评级，这是近 30 年来国际主要评级机构首次下调中国的主权评级。9 月，标准普尔也宣布将我国主权信用评级下调。两次评级下调都激起中国政府部门和媒体的强烈驳斥，争议的焦点在于评级的理论和方法是否符合中国实际，对于中国这样一个快速发展的经济体，对金融形势的研判需要有动态变化的眼光，而不能仅仅根据传统模型和历史数据做静态的、后顾式的分析。<sup>4</sup>这两次评级下调事件带给学术界的思考是：如何建立一套既遵循国际主流方法、又切合中国国情的科学衡量体系来判断中国的金融形势？中国的金融形势呈现哪些动态特征？其演变机理是什么？

自从 Goodhart & Hofmann(2001)最早提出用“金融形势指数”方法衡量金融运行状况以来，Montagnoli & Napolitano (2004)、Boivin 和 Ng (2006)，以及 Koop & Korobilis (2014)在方法上做了许多改进，并将此用于发达经济体的金融形势测度。国内学者应用金融形势指数方法分

<sup>1</sup> 罗煜，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

<sup>2</sup> 甘静芸，中国人民大学财政金融学院博士生

<sup>3</sup> 何青，中国人民大学国际货币研究所特约研究员，中国人民大学财政金融学院教授

<sup>4</sup> 参见财政部网站 [http://www.mof.gov.cn/zhengwuxinxi/caizhengxinwen/201705/t20170525\\_2608572.htm](http://www.mof.gov.cn/zhengwuxinxi/caizhengxinwen/201705/t20170525_2608572.htm) 和 [http://www.mof.gov.cn/zhengwuxinxi/caizhengxinwen/201709/t20170922\\_2709852.htm](http://www.mof.gov.cn/zhengwuxinxi/caizhengxinwen/201709/t20170922_2709852.htm)。

析中国系统性金融风险状况，并对指数方法进行了适用于中国的改进（巴曙松和韩明睿，2011；郭晔和杨娇，2012；肖强和司颖华，2015；陶玲和朱迎，2016；尚玉皇和郑挺国，2018）。我们发现其中依然存在一些尚待解决的问题：首先是中国金融形势指数的应用大多侧重于从整体上识别和预警金融风险水平，对金融形势的演变机理、不同金融市场对金融形势的影响力和风险传导关注不足；其次是基本上都使用国外较传统的方法，对中国适用性较差。传统模型主要适用于成熟经济体，金融制度和金融结构相对稳定，影响金融形势的变量组成和它们的权重不会发生系统性变化，因此模型可以顺利进行外推预测。然而，对于新兴市场国家，在一个不长的时期内，金融制度和金融市场可能发生较大的变化，选择哪些变量和这些变量的权重都将相应的动态调整，导致传统模型外推效果很差。于是存在一个矛盾：单独的金融形势指数数值本身并无意义，需要不同时点值相比较才能得出有价值的结论，因此在考察期内模型需要相对稳定；但是对于结构性变化较快的新兴市场国家，又必须适时纳入新的金融形势影响因子并调整各因子权重，如何能兼顾这二者？如何动态引进新的因子、科学设定权重，且保持模型相对稳定性是测算中国金融形势指数必须要解决的问题。另外，金融形势指数的各市场与各指标变量间具有高度的相关性，如何解决相关性对指数有效性的影响是金融形势指数构建的重要难点。

本文采用基于动态模型选择时变因子增广向量自回归（DMS-TVP-FAVAR）的新方法测算了中国金融形势指数。这种方法能够基于金融制度、结构发生的新变化，动态引入新的因子，而不破坏模型基本结构。模型的使用者可以根据形势变化加入认为重要的新变量，算法会自动进行动态模型指标选择，如果它确实对金融形势有较大影响，模型运算时会给它赋一个较大的权重，如果不重要则权重较低，模型整体结构不需要重构；对于曾经权重较大的变量，如果连续若干期的权重都变得较小，说明它对金融形势的影响趋于消失，可考虑删减这个变量。同时，由于金融经济变量一般具有较高的相关性，在纳入指标体系、构建指数时需要考虑共线性问题的影响。本文采用的模型以因子增广向量自回归模型为基础，VAR 类型的模型能够较好地处理变量间的影响关系，因子增广 VAR 将因子分析方法应用于 VAR 模型中，从高维的经济变量中提取出共同因子，更好地解决了指标变量间的共线性问题。总之，该方法使用的模型是有效的、开放式的，更适应研究中国问题的需要。

基于改进的中国金融形势指数测算方法，我们首次测算了 1996 至 2016 年中国月度金融形势的变化趋势，并且通过影响因子权重的动态变化，分析不同类型的金融市场发展对中国金融整体运行的影响力。我们构造的中国金融形势指数包含货币政策、外汇市场、货币市场、信贷市场、股票市场、债券市场、非传统金融市场和国外金融市场等 8 大类一级指标。我们发现，样本期内货币供应量一直是影响中国金融形势变化的最主要变量，而随着金融发展程度提升，影响金融形势的其他关键变量出现由传统的信贷市场、股票市场变量向非传统金融市场、外汇市场转变的趋势。值得注意的是，在 2009 年国际金融危机前后，外汇市场、国外金融市场因素对中国金融形势的影响表现出较强的主导性。

本文的主要贡献是通过新的中国金融形势指数编制方法，展现中国金融形势从上世纪 90 年代至今的动态变化，并解释这些动态变化的成因。通过分析中国金融形势的动态特征，我们可以看到不同时期各个经济变量影响力权重的动态变化，反映了不同金融部门或各类型金融市场在中国金融体系中的地位变迁，进而展示出金融风险在哪个部门或市场萌生、如何在部门和市场间传导。与既往文献不同，我们将数据频率由季度缩短到月度，便于及时判断金融形势并做出预测，提高了方法的实用性。对中国金融形势的动态特征与演变机理分析有助于及时识别潜在金融风险，这些工作对货币政策制定和金融监管是有价值的。

后文的结构如下：第二部分梳理了金融形势指数与中国金融形势动态特征的相关文献；第三部分介绍了本文用时变因子增广向量自回归模型构建中国金融形势指数的方法；第四部分展示中国金融形势的动态特征；第五部分对不同时期影响中国金融形势的因子权重变化进行机理分析；第六部分是结论。

## 二、文献回顾

国际金融危机之后，国内外学者都非常关注系统性金融风险研究。在系统性金融风险变化与预测的研究中，金融形势指数的使用更为频繁。Goodhart & Hofmann (2001) 最早基于总需求方程缩减式和 VAR 脉冲响应分析的方法编制了金融形势指数，用以概括未来经济产出和金融形势的宏观信息。之后，一系列文献对编制金融形势指数的方法进行了改进。例如，Montagnoli & Napolitano (2004) 将卡尔曼滤波方法用于动态 VAR 的估计中，允许金融变量的权重随时间变化，构建的指数能够更好的解释产出缺口及拟合泰勒规则。Boivin & Ng (2006) 指出由于随机误差相关性的存在，使用所有变量构建金融形势指标并不总是能够获得最优的指数，应允许对模型的变量进行动态选择或者动态平均。Koop & Korobilis (2014) 运用动态模型选择的 TVP-FAVAR 模型构建了金融形势指数，不仅考虑变量权重的时变性，还允许模型指标的动态选择，该方法测算出的金融形势指数对宏观经济变量的预测结果要强于普通的 VAR 和 FAVAR 模型。总之，以往文献的主要做法是使用向量自回归模型考虑变量间的影响关系，由此构建指数。

国内学者近年来也开始编制金融形势指数评估中国的金融运行状况和系统性金融风险。部分学者以 VAR 模型的脉冲响应为基础构建金融形势指数分析货币政策、汇率政策冲击对系统性风险的影响（巴曙松和韩明睿，2011；郭晔和杨娇，2012）。李建军（2008）、卞志村等（2012）、余辉和余剑（2013）运用状态空间模型、残差回归模型构建指数来分析系统性金融风险。肖强和司颖华（2015）首次将动态因子模型 FCI 应用于中国金融市场，更好地适应了中国金融市场的动态变化。陶玲和朱迎（2016）运用 7 个维度指标构建金融形势指数以分析识别系统性风险的状态，马尔科夫状态转换的方法一定程度上适应了我国转轨经济的特点。尚玉皇和郑挺国（2018）基于季度 GDP 和月度经济指标构建的混频动态 FCI 在前瞻性金融风险预警有着更优的表现。表

1 列举了国内外代表性文献中金融形势指数的指标选择和编制方法。

表 1 金融形势指数的指标选择和编制方法文献列表

作者	指标体系	编制方法
Mayes & Virén (2000)	短期利率、实际有效汇率、实际房屋销售价格、实际股票价格	基于 IS 曲线的需求方程缩减式
Montagnoli & Napolitano (2004)	实际有效汇率、实际股票价格、实际房屋销售价格	带有卡尔曼滤波的动态 VAR 脉冲响应
Gauthier et al. (2004)	短期利率、长期利率、汇率、资本市场、房屋销售价格	基于缩减的需求方程、VAR、因子模型三种方法
Holz (2005)	货币市场利率、股票价格与其估值的偏离、实际有效汇率指数、信贷增速	构建指数计算公式, 运用线性回归模型拟合
Goodhart & Hofmann (2008)	利率、资产价格、信用指标、流动性溢价等 20 个金融变量	基于时变系数的 TVP-FAVAR 模型
Swiston (2008)	贷款标准、同业拆借利率、实际有效汇率、投资收益率、高收益债券利差、实际股票收益率	VAR 的脉冲响应分析
Guichard & Turner (2008)	实际短期利率、实际长期利率、实际有效汇率、高收益债券利差	VAR 的脉冲响应分析
English et al. (2009)	利率、汇率、风险溢价、资产价格、家庭部门和企业信贷、银行部门表现等 47 变量	主成分分析
Beaton et al. (2009)	商业票据利率、商业贷款利差、消费贷款标准、金融资产	结构 VECM 的脉冲响应分析
Beaton et al. (2009)	联邦基金利率、商业借贷利率、总贷款标准、金融资产、按揭利率、实际有效汇率	基于美国经济模型的脉冲响应分析
Hatzius et al. (2010)	包含利率、金融资产价格、汇率和调查数据在内的 28 个变量	动态因子模型
Matheson (2013)	包含利率、股票指数、PPI、房屋销售价格、VIX、银行调查数据等 30 个变量	动态因子模型
Koop & Korobilis (2014)	包含利率、汇率、股票指数、债券价格、房屋销售价格等 20 个金融变量	DMS-TVP-FAVAR 模型
李建军 (2008)	净金融投资占均衡 GDP 的比例、跨境流动资金占贸易总额的比率	构建指数计算公式, 运用线性回归模型拟合
巴曙松和韩明睿 (2011)	利率、汇率、房价、股价、货币供应	SVAR 的脉冲响应
刁节文和章虎 (2012)	利率、汇率、资产价格、货币供给	缩减的总需求模型
郭晔和杨娇 (2012)	房价、汇率、短期利率、股价偏离值	VAR 脉冲响应
卞志村等 (2012)	房价、汇率、短期利率、股价偏离值	状态空间模型
余辉和余剑 (2013)	产出、利率、汇率、房价、股价、货币供应	时变参数状态空间模型
肖强和司颖华 (2015)	房价、汇率、短期利率、股价、货币供应	动态因子模型
陶玲和朱迎 (2016)	金融机构、股票市场、债券市场、货币市场、外汇市场、政府部门	马尔科夫状态转换因子模型
尚玉皇和郑挺国 (2018)	GDP、CPI、社会融资规模、货币供应量、房地产价格、国债价格、上证指数、深证指数	混频动态因子模型

金融形势指数既能综合性的描绘金融整体发展状况, 也可以通过一定的技术处理, 反映金

融发展的内部结构变迁。Goldsmith 在 1969 年提出金融发展的实质就是金融结构的变化。Allen & Gale (2000) 通过对欧美日金融结构分析得出，经济增长的不同阶段需要不同类型的混合金融服务来实现高效率运转。处于不同经济发展阶段的经济体具有不同的要素禀赋资源，由此内生决定了预期相适应的最优产业结构，因此对金融服务的融资需求、风险特征存在系统性差异（林毅夫等，2009）。伴随着资本形成，存在最优的金融结构与实体经济相匹配，最优金融结构内生决定于要素禀赋结构，且在不同经济发展阶段最优金融结构是动态演化的（张成思和刘贯春，2015）。从已有文献看，学者主要关注银行主导型与市场主导型金融结构的发展与演变（如 Diamond, 1984; Boot & Thakor, 1997; Allen & Gale, 1999; Beck, 2010）。然而，“两分法”忽略了金融结构更细微的内部变迁，不能体现金融结构随经济增长变化的动态特征，通过金融形势指数则可以实现更细致的观察。表 2 对比了金融形势指数的主要编制方法及其优缺点，可以看到在目前的金融形势指数的研究中，DMS-TVP-FAVAR 模型能够动态进行模型选择，允许系数和权重随时间变化，解决大量变量间共线性问题。基于这三大贡献，DMS-TVP-FAVAR 模型是构建金融形势指数模型的理想模型。

表 2 金融形势指数编制方法对比

方法	内容	优点	缺点
缩减的需求模型	从需求方程出发，构建金融变量与经济形势的关系，利用回归确定指数	以需求模型为理论基础，可以分析变量间的传导渠道	指标选择受限大，且变量间的相关性会影响模型的有效性
状态空间模型	对金融变量进行状态空间模型建模	较少的历史数据即可进行外推预测	变量间的相关性会影响模型的有效性
VAR/SVAR 模型	将金融指标构建 VAR 模型，从脉冲响应函数得到指数	可以分析具有因果性、相关性的变量间的相互关系	指标体系固定、系数权重固定、变量选择有限
FAVAR 模型	将金融指标进行因子分析，再对共同因子进行 VAR 建模	能够处理大量、高维、相关的变量	指标体系固定、系数权重固定
TVP-FAVAR 模型	允许因子增广向量自回归模型 FAVAR 的系数进行动态变化	系数权重动态变化；能够处理大量、高维、相关的变量	系数权重固定
DMS-TVP-FAVAR 模型	对每一 TVP-FAVAR 的指标模型进行动态模型选择	指标体系动态变化；系数权重动态变化；能够处理大量、高维、相关的变量	计算较为复杂

就目前已编制的中国金融形势指数而言，局限性在于以下 4 个方面：

首先，评价体系尚不够系统全面。多数研究只是从货币供给、信贷、股票和债券市场这几个有限的维度评析金融市场的运行状况，无法对金融整体运行形势形成一个综合评价。主要原因在于当系统模型中变量增多时，变量参数的增多以及高维数据的处理会使得运算难度大大提高。

其次，模型的指标体系和指标权重依赖于模型设定和历史样本的选择，相对固定，不能及时反映金融制度和结构的变化。以往研究忽略了系统性金融风险传导中金融结构的变化。在模型设定后，由于采用了固定指标和固定权重，就不能呈现不同金融市场变量随时间的权重变动情况，无法展示它们在中国金融体系中的影响力变迁，而这正是中国过去若干年金融发展的核心问题。发达经济体的金融制度和结构相对稳定，其指标选取及权重确定也相对稳定，但直接套用其模型用于中国就可能不再适用。因此更合理的金融形势指数至少需要在指标和权重上体现出动态性。

第三，各纳入变量的权重对所采用的模型具有较强的依赖性，没有考虑纳入变量相互之间的关联性甚至因果性，没有考虑纳入变量之间的多重共线性问题。由于金融变量之间大多具有较强的关联性，如何有效对大量具有相关关系的指标进行组合是金融形势指数需要考虑的重要问题。在以往中国金融形势指数的研究中，状态空间模型、需求方程等方法不适用于共线性的变量，因为变量间的相关关系会导致回归系数出现偏误。VAR 类金融形势指数的提出一定程度上解决了指标变量间的相关性问题，由于该模型的重点是研究变量相互的影响效应，变量间的共线性并不违背 VAR 模型的基本假设。但对于大量指标构成的金融形势指数，VAR 类模型仍存在过度参数的问题。

最后，大多数研究使用季度数据，缺乏时效性。金融形势指数测算是制定货币政策和金融风险管理的参考工具，但使用季度数据显然频率偏低，如能使用月度数据则会提高方法的实用价值。

基于上述分析，借鉴国外最新研究方法，将不同金融市场的核心变量进行综合，构建指标体系选取灵活、权重可动态变化的中国金融形势指数，与时俱进地评价中国金融整体运行状况、识别系统性金融风险、展示各金融变量影响力的动态变化是本文的主要工作。从指数的结果来看，本文构建的中国金融形势指数更贴合中国金融发展时点，较好地追踪了 2005 和 2015 年汇率形成机制改革、2001 年加入 WTO、2008 年全球金融危机以及 2013 年“钱荒”等历史事件，能够较好地对中国金融形势发展进行客观描述。同时，不同金融部门对整体金融形势指数的影响权重的变迁解析了不同金融市场对整体金融形势的影响力度，这是本文的一个新颖之处。

### 三、中国金融形势指数的编制方法

金融形势指数是使用一揽子变量构建出的一个能够综合反映金融整体形势的指标。其基本的计算形式如下：

$$F_t = \sum_i^K w_i \cdot x_{it} \quad (1)$$

其中  $x_{it}$  为金融变量， $w_i$  为该变量的权重系数为金融变量， $K$  为构建指数的金融变量的个数， $t$  为时间。编制金融形势指数有两个关键工作，一是确定能够反映金融形势的代表性金融变量，

二是确定所选金融变量的权重。

(一) 代表性金融变量的选择

编制中国的金融形势指数必须选择符合中国金融体系特征、能够准确反映金融形势的变量。在既有文献基础上，本文把金融变量划分 8 个大类，分别是：货币政策、外汇市场和资本流动、货币市场、信贷市场和银行业、股票市场、债券市场、非传统金融市场和国外金融市场，每一类中选取有代表性的指标变量，8 大类共选取 35 个指标，具体指标变量如表 2 所示。

表 3 编制中国金融形势指数的金融变量选取<sup>1</sup>

类型	变量	变量经济含义和度量方法	指标选取依据
货币政策	流通中的现金	M0 的同比增长率	Gauthier et al., 2004; English et al., 2009; Goodhart & Hofmann, 2008; 巴曙松和韩明睿, 2011; 尚玉皇和郑挺国, 2018
	狭义货币	M1 的同比增长率	
	广义货币	M2 的同比增长率	
	基准利率	央行公布的 1 年期贷款基准利率	Swiston, 2008; Beaton et al., 2009; <sup>2</sup> 余辉和余剑, 2013
	社会融资规模	社会融资规模存量增长率	Beaton et al., 2009; Hatzius et al., 2010; 尚玉皇和郑挺国, 2018
外汇市场和资本流动	实际有效汇率	人民币实际有效汇率变化率	Mayes & Virén, 2000; Holz, 2005; Guichard & Turner, 2008; 巴曙松和韩明睿, 2011; 刁节文和章虎, 2012; 陶玲和朱迎, 2016 等
	外汇储备	外汇储备规模变化率	
	QDII	QDII 规模变化率	
	QFII	QFII 规模变化率	
	外商直接投资	实际使用外商投资规模变化率	
货币市场	Shibor 溢价	Shibor 利率-1 个月国债利率	Holz, 2005; Swiston, 2008; Beaton et al., 2009; 巴曙松和韩明睿, 2011; 刁节文和章虎, 2012 等
	央行票据溢价	央行票据利率-1 个月国债利率	
	同业拆借	银行间同业拆借成交金额增长率	
信贷市场和银行业	存款余额	存款余额增长率	Hatzius et al., 2010; English et al., 2009; Matheson, 2013
	贷款余额	贷款余额增长率	
	理财规模	理财产品规模增长率	
	委托贷款余额	委托贷款规模增长率	
股票市场	沪深 300 指数	沪深 300 指数收益率	Mayes & Virén, 2000; Gauthier et al., 2004; Hatzius et al., 2010; Matheson, 2013; 巴曙松和韩明睿, 2011; 刁节文和章虎, 2012; 尚玉皇和郑挺国, 2018 等
	上证综指	上证综合指数收益率	
	深证综指	深证综合指数收益率	
	股票总市值	A 股总市值变化率	
	股票成交额	A 股成交额变化率	
	股票市帐率 (PB)	股票市场整体市帐率	

<sup>1</sup> 虽然本文金融形势指数的变量间具有一定的相关性，如 M2 与银行存款余额间具有一定的重叠关系。然而本文变量选择是出于金融形势指数变量全面性的考量，同时不同变量反映的金融市场部门有所差异，侧重有所不同。变量间的高度相关性也并不会影响指数的有效性，因为 FAVAR 模型的使用，能够将一系列高维、共线性的变量提取出共同因子，应用共同因子构建指数。所有变量均经过 X-12 季节性调整，同时在加入 DMS-TVP-FAVAR 模型时进行标准化以消除量纲的影响。

<sup>2</sup> 美国金融形势指数研究中使用的为联邦基金公布的基准利率，应用于中国金融形势分析，本文选取央行公布的贷款基准利率作为中央监管机构基准利率指导标准。

	股票换手率	上证股票流动换手率	
债券市场	国债基准利率	1个月国债收益率	Goodhart & Hofmann, 2008; English et al., 2009; Beaton et al., 2009; 陶玲和朱迎, 2016
	债券期限溢价	1年期国债利率-1月国债利率	
	债券信用溢价	企业AAA债券收益率-1月国债利率	
	债券市值	人民币债券市值增长率	
	成交数量	国债成交金额增长率	
非传统金融市场	期货市场规模	全国期货成交金额增长率	English et al., 2009; Beaton et al., 2009
	基金总规模	基金管理的总资产增长率	
	保费收入	全国保费收入增长率	
国外金融市场	全球投资者风险偏好	CBOEvix 指数变动率	Goodhart & Hofmann, 2008; Matheson, 2013
	全球基准利率	美国联邦基金利率	
	投资者信心指数	中国投资者信心指数总指数增长率	

## (二) 金融形势指数测算方法

本文应用 Koop & Korobilis (2014) 动态模型选择的因子增广向量自回归模型 (Dynamic Model Selection Time Varying Parameters Factor Augment VAR, 简称为 DMS-TVP-FAVAR) 测算中国金融形势指数 (CFCI)。该方法的基础是带有时变系数的因子增广向量自回归模型 (TVP-FAVAR), 模型基本形式如下:

$$x_t = \lambda_t^y y_t + \lambda_t^f f_t + u_t \quad (2)$$

$$\begin{bmatrix} y_t \\ f_t \end{bmatrix} = c_t + B_{t,1} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ f_{t-1} \end{bmatrix} + \dots + B_{t,p} \begin{bmatrix} y_{t-p} \\ f_{t-p} \end{bmatrix} + \varepsilon_t \quad (3)$$

其中  $\lambda_t^y$  是回归参数,  $\lambda_t^f$  是因子载荷系数,  $x_t$  是由构建指数的各金融变量组成的  $n \times 1$  维向量,  $f_t$  是主成分分析构成的潜在变量即本文金融形势指数。  $y_t$  是模型追踪的宏观经济变量, 使用金融形势指数对宏观经济变量的追踪程度确定变量选择与动态权重。  $u_t, \varepsilon_t$  为方差随时间变动的正态分布误差项,  $u_t \sim N(0, V_t), \varepsilon_t \sim N(0, Q_t)$ , 其中  $V_t, Q_t$  均为对角矩阵,  $(B_{t,1}, \dots, B_{t,p})$  是 VAR 模型的参数。  $x_t$  是构成金融形势指数的变量集合, 反映金融结构变迁的基础数据,  $y_t$  是宏观经济变量, 是金融发展的根本目的, 也是用以评价金融形势好坏的政策目标, 一般由产出和通胀水平构成, 其中可用  $y_t = (g_t, \pi_t)'$  表示。本文通过  $x_t$  对  $y_t$  的追踪拟合效果在模型中确定  $x_t$  的动态权重。

借鉴美国金融形势指数构建的经验 (Bernanke et al., 2005; Koop and Korobilis, 2013) 本文的指数构建包含两个子方程: 第一个方程实现了从众多相关性较强的金融变量中提取出潜在的金融形势指数, 即因子增广方法的成分提取; 第二个方程估计金融形势指数与宏观经济变量间的动态作用, 用于进行系数确定。金融形势指数指标体系中的经济变量一般具有较强的相关性, 在 VAR 模型的基础上加入因子分析, 能够解决变量间共线性的问题, 从大量的、具有较强相关性的指标中提取出有效的、不相关因子, 能够规避过度参数与共线性问题, 很好地适用于大量指标变量的指数构建。

为考虑金融变量与宏观经济变量间的动态联系, 适应新兴市场国家快速发展时期的金融结

构和制度的动态变化，允许模型回归的系数随时间动态变化，因此定义回归系数的变化路径如

(3) 式。令  $\lambda_t = [(\lambda_t^y)', (\lambda_t^f)']'$ ，VAR 模型的系数为  $\beta_t = [c_t', \text{vec}(B_{t,1})', \dots, \text{vec}(B_{t,p})']'$ ，系数随时间变动的形式如 (4) 式：

$$\lambda_t = \lambda_{t-1} + v_t \quad (4)$$

$$\beta_t = \beta_{t-1} + \eta_t \quad (5)$$

其中  $v_t \sim N(0, W_t)$ ,  $\eta_t \sim N(0, R_t)$ ,  $W_t$ 、 $R_t$  为对角矩阵。<sup>1</sup>

以上只是对 TVP-FAVAR 的估计。现有研究中已有应用 TVP-FAVAR 方法研究中国金融形势发展，考虑了经济结构的时变特征，但目前国内研究中尚未应用 DMS-TVP-FAVAR 模型，时变特征仅反映在系数权重上，而无法适时地变更指标体系的构成。在本文指数构建中，不仅允许变量的系数随时间变化，同时考虑对构成指数的金融变量  $x_t$  进行动态选择。过去对目标变量没有影响或者影响很小的指标，随着时间的变化，影响程度增大会加入到模型中；而以往对目标变量影响较大的变量可能会失去影响力而从模型中剔除。为了使金融变量指标体系动态变化，我们考虑对每个金融变量指标的加入或不加入的可能都构建一个 TVP-FAVAR 模型，因此共计  $M_j = (2^n - 1)$  个模型。

$$x_t^{(j)} = \lambda_t^y y_t + \lambda_t^f f_t^{(j)} + u_t \quad (6)$$

$$\begin{bmatrix} y_t \\ f_t^{(j)} \end{bmatrix} = c_t + B_{t,1} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ f_{t-1}^{(j)} \end{bmatrix} + \dots + B_{t,p} \begin{bmatrix} y_{t-p} \\ f_{t-p}^{(j)} \end{bmatrix} + \varepsilon_t \quad (7)$$

其中  $x_t^{(j)}$  是  $x_t$  的子集， $f_t^{(j)}$  是由模型 j 得到的指数。对于这  $M_j$  个 TVP-FAVAR 模型，采用卡尔曼滤波进行估计，选择在每一时期 t 对追踪变量拟合效果最优的模型(j)作为当期的动态选择模型。

根据动态模型选择的方法，对所有金融变量可能构成的模型组合进行动态模型选择，根据 Raftery (2010) 的方法，以信息指标计算不同模型组合在 t 时刻的使用概率，将最大使用概率对应的模型作为该时点金融形势指数的指标体系，由此将指标动态选择、系数动态变化统一到 FAVAR 模型框架中，能够更加科学准确地捕捉金融变量和宏观经济的联系，反映中国金融发展的结构化变迁特征，构建出更有效的金融形势指数。

## 四、中国金融形势的动态特征

### (一) 数据来源和描述统计

基于上一节的方法，我们使用 1995 年 12 月至 2016 年 12 月的月度数据，测算了中国金融形势指数，并分析其动态变化特征。表 4 是指标变量的描述统计。

表 4 指标变量统计描述

类型	变量	样本区间	均值	最大值	最小值	标准差
宏观	产出增长速度	1995M12-2016M12	12.02	29.2	-2.93	4.55

<sup>1</sup> 模型的详细估计方法参见附录 1。

经济	通货膨胀率	1995M12-2016M12	0.1693	2.6	-1.8	0.7790
货币 政策	流通中现金	1995M12-2016M12	11.01	42.5	-17.6	6.02
	狭义货币	1995M12-2016M12	15.12	38.96	1.2	6.44
	广义货币	1995M12-2016M12	16.89	29.74	10.1	4.32
	基准利率	2004M5-2016M12	6.30	12.06	4.35	1.59
	社会融资规模	2002M1-2016M12	1.97	270.61	-201.61	80.54
外汇 市场 和资 本流 动	实际有效汇率	1995M12-2016M12	0.04	85.26	-48.60	19.28
	外汇储备	1995M12-2016M12	2.52	7.07	0.04	2.40
	QDII	2005M1-2016M12	3.29	60.08	-7.20	7.26
	QFII	2003M7-2016M12	1.84	52.08	-15.32	6.40
	外商直接投资	1997M1-2016M12	1.70	75.50	-310.36	80.29
货币 市场	Shibor 溢价	2006M3-2016M12	1.24	4.70	0.22	0.79
	央行票据溢价	2002M1-2016M12	0.64	1.74	-0.94	0.46
	同业拆借	2015M12-2016M12	-0.42	42.23	-40.38	27.26
信贷 市场 和银 行业	存款余额	1991M1-2016M12	1.32	7.23	-1.91	1.13
	贷款余额	1991M1-2016M12	1.21	5.56	-1.38	0.87
	理财规模	2008M1-2016M12	3.35	26.79	-9.85	6.00
	委托贷款余额	2012M12-2016M12	1.51	147.32	-169.97	67.99
股票 市场	沪深 300 指数	2005M1-2016M12	1.28	27.93	-25.85	9.42
	上证综指	1995M12-2016M12	0.68	27.81	-28.28	8.20
	深证综指	1995M12-2016M12	1.13	36.05	-31.24	9.72
	股票总市值	1995M12-2016M12	1.92	27.88	-20.99	7.39
	股票成交额	1995M12-2016M12	2.52	268.41	-149.01	53.30
	股票换手率	2007M1-2016M12	17.25	66.59	2.90	11.45
债券 市场	国债基准利率	2002M1-2016M12	2.23	4.77	0.73	0.78
	债券期限溢价	2002M1-2016M12	0.26	1.17	-1.06	0.32
	债券信用溢价	2006M3-2016M12	0.83	1.94	0.10	0.37
	债券市值	2002M1-2016M12	1.68	10.33	-3.10	2.08
	成交数量	1997M6-2016M12	1.34	580.54	-534.33	89.05
非传 统金 融市 场	期货市场总体规模	2001M1-2016M12	2.66	103.30	-150.49	31.83
	基金总规模	2012M12-2016M12	2.53	17.14	-17.63	6.47
	保费收入	1999M1-2016M12	2.72	79.12	-268.91	64.21
国外 金融 市场	全球投资者风险偏好	1995M12-2016M12	0.04	85.26	-48.60	19.28
	全球基准利率水平	1995M12-2016M12	2.52	7.07	0.04	2.41
	投资者信心指数	2008M5-2016M12	0.36	44.63	-36.68	12.64

注：宏观经济、货币政策、外汇市场和资本流动、货币市场、国外金融市场等数据来源于 CEIC 数据库，其余变量数据来源于 Wind 数据库。月度的产出增长速度用工业增加值增速代理，通货膨胀率用 CPI 衡量。

## （二）中国金融形势指数测算结果

根据中国金融形势指数的测算方法，指数升高意味着金融形势活跃，金融发展速度较快；指数下降意味着金融形势紧张，金融发展速度趋缓。根据 Koop & Korobilis (2014) 构建的金融形势指数与美国金融发展水平的后顾性验证，金融形势指数的极端值有很强的预警、指导意义，其中指数极小值一般与金融市场萧条和危机联系，极大值出现则代表金融发展过热，出现泡沫。

本文以 5%的显著水平定义极小值，分位数为-0.5306；95%的显著水平定义极大值，分位数为 0.6396。金融形势指数位于 5%分位数以下，表明金融形势紧张，容易出现金融危机；而高于 95%分位数，表明金融发展过于活跃，金融资产泡沫成分较大，金融体系也具备一定脆弱性。图 1 展示了本文测算的中国金融形势指数（CFCI）走势。

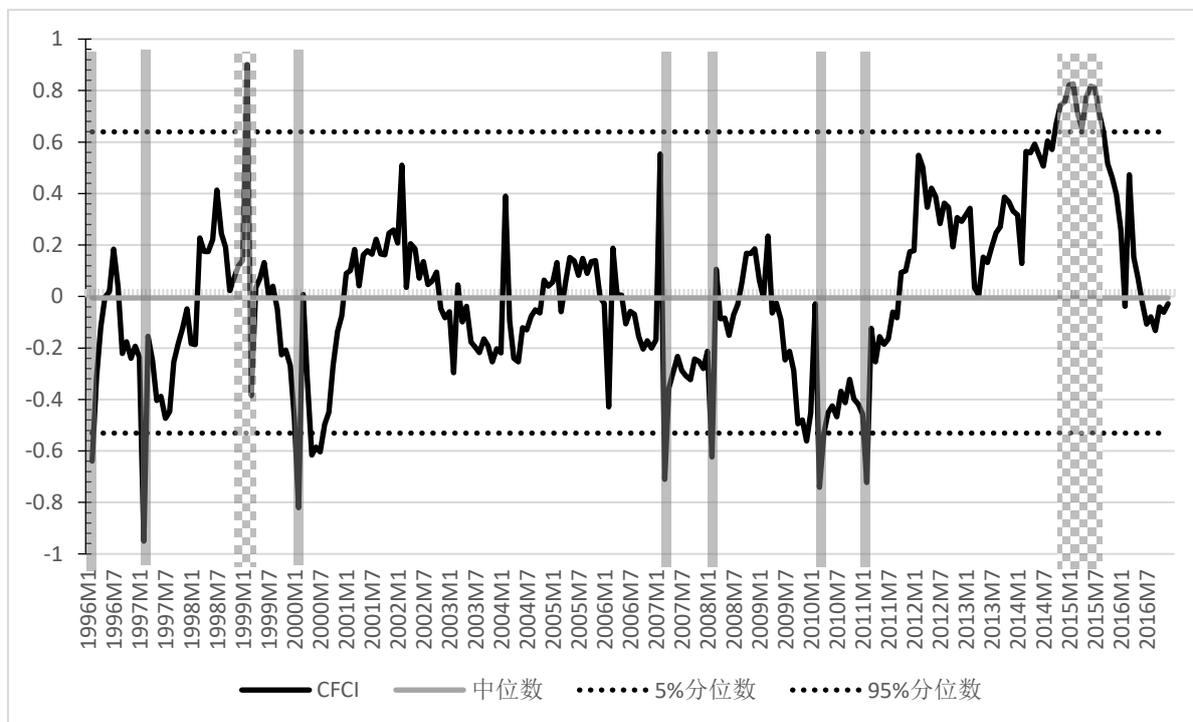


图 1 中国金融形势指数动态特征

根据测算的中国金融形势指数（CFCI）走势，1996 年以来，CFCI 呈现一定的周期性波动变化趋势，金融危机阶段 CFCI 均处于较低位，金融活跃发展阶段 CFCI 则表现出增长的趋势。以 Bai & Perron（1998）提出的断点分割方法检验 CFCI 的结构性断点，根据 BIC 准则，中国金融形势指数存在三个结构性断点，分别为 2000M11、2007M1、2011M8，据此可以划分为四个阶段：

（1）第一阶段，1996 年 1 月至 2000 年 11 月，此时中国金融市场处于起步阶段，金融市场发展波动性较大，在此期间出现了三次金融抑制以及一次金融危机，CFCI 指数波动性大。在 1996 年至 1998 年期间，金融形势指数值较小，金融市场活跃程度低。除 1996 年 7 月 CFCI 暂时性地超越中位数水平达到了阶段性波峰 0.18，其余时期的金融形势指数较小，金融发展较不活跃。而在 1998 年以后，金融市场发展渐起，1998 年 7 月 CFCI 达到了阶段性的波峰 0.4，在 1999 年 1 月更是超过了 95%的分位数水平。CFCI 的急增与急降表明了金融市场发展初期的不稳定性。

（2）第二阶段，2000 年 12 月-2007 年 1 月，中国金融形势稳固发展阶段。在此期间中国金融形势呈现周期性波动，初期金融市场发展宽松，金融形势指数波动增长，而当金融市场活跃较高后，监管部门加强监管，市场活跃情绪放缓，指数下降。整个阶段呈现“宽松-紧张-宽松-紧

张”周期性反复，此阶段 CFCI 一直处于 5%-95% 的区间内，没有高速发展带来的金融过热、泡沫堆积，也不存在金融形势紧张、金融抑制，金融风险较小。

(3) 第三阶段，2007 年 2 月-2011 年 8 月的金融危机时期。在此其间，中国金融市场处于金融危机的影响阶段，金融形势指数持续处于低位，且在金融形势指数先是快速跃升，在 2008 年 10 月达到波峰 0.5342，接近极端值，金融环境宽松、金融市场过度活跃。随后，金融形势指数出现断崖式下跌，在 2009 年 12 月、2011 年 3 月，金融形势指数均位于 5% 临界值以下的金融危机区间，金融危机持续影响，中国金融市场发展不景气。从 2011 年 4 月始，金融危机影响逐渐消除，金融市场活跃程度有所恢复，金融形势指数持续、缓慢回升。

(4) 第四阶段，2011 年 9 月至 2016 年底，金融危机后的快速发展阶段，CFCI 整体保持在 0 以上，金融市场蓬勃发展，市场活跃性较高。特别是 2014 年 10 月到 2015 年 9 月，CFCI 一直超过 95% 分位数，显示出市场极度高涨的状态，存在金融危机的系统性风险。紧随其后有一个剧烈的下跌，到 2016 年年中，CFCI 回到了零点附近。

与以往 CFCI 相比，本文构建的指数更好地追踪了中国金融发展的重要时点，对中国金融形势发展的刻画能力更强。刁节文和章虎（2012）构建了 2005 年 7 月至 2010 年 12 月的 FCI，该指数重点捕捉了 2008 金融危机前后的金融形势变化，受金融危机影响，在 2007 年下半年 FCI 有所下降，在 2008 年后宏观经济进入复苏阶段，FCI 快速上升，在 2008 年 6 月就达到最高时点。卞志村等（2012）构建的金融形势指数则对金融危机出现的时点有较强的滞后性，在 2008Q4 与 2009Q1 才出现金融形势指数的下跌。这一时期的金融形势指数对金融危机阶段的刻画大多存在滞后性较大或忽略金融危机前爆发式增长阶段的问题（余晖和余剑，2013；肖强和司颖华，2015）。本文构建的指数对金融危机时期以及复苏阶段金融形势的刻画更贴近现实情况。首先在金融危机前（2007 年 1 月）CFCI 很高，阐明了金融过热是金融风险酝酿形成的机制。同时金融危机爆发导致金融形势紧张，危机后缓慢恢复 2009 年 CFCI 回复均值水平 0.2，本文构建的 CFCI 更符合金融危机酝酿、爆发以及复苏的危机发展规律以及中国金融形势发展情况。陶玲和朱迎（2016）的指数忽略了 2014 年银行流动性紧张的情况，尚玉皇和郑挺国（2018）构建的 CFCI 在 2010-2015 年期间持续下跌，一定程度上反映了金融形势的相对紧张，但对银行流动性危机、“811”汇率形成机制改革等重要时点没能在指数上有所反映。

## 五、金融形势影响因子的动态变化

### （一）影响因子的权重变化

不同时期金融形势影响因子权重的动态变化，反映了不同金融市场对中国金融整体形势的影响力的变迁。动态选择模型中，每一因子都以一定的概率加入模型，以使得对目标变量的追踪最优化，而每一因子进入模型的概率可作为权重的体现，根据因子进入模型的概率可计算出

的各因子动态权重（如图2）。

$$w_{t,j} = \frac{P_{t,j}}{\sum_{l=1}^J P_{t,l}} \quad (8)$$

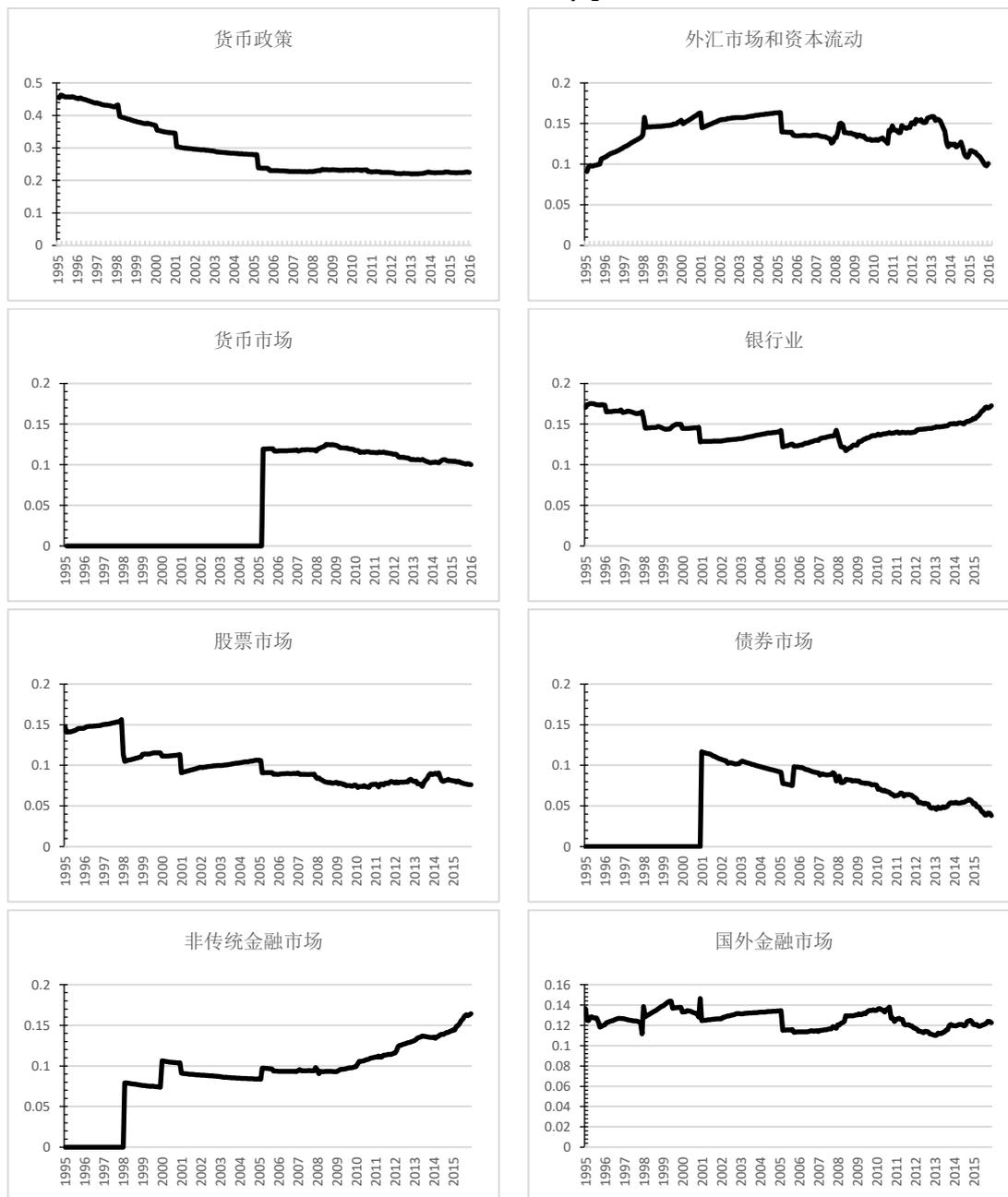


图2 各市场动态权重变化

注：由于数据可得性，货币市场于2006年3月始加入模型，债券市场于2002年1月始加入模型，非传统金融市场1999年1月始加入模型，故前期权重均为0。

首先，为考察金融形势影响因子对中国金融形势发展的整体影响力，根据时变的因子动态权重计算出1996-2016年期间的平均权重。

$$\bar{w}_j = \frac{w_{t,j}}{\sum_{t=1}^T w_{t,j}} \quad (9)$$

各因子的平均权重分布如图3，横向比较不同市场对中国金融形势影响力最大的为货币政策（占比29%），其次为信贷市场、外汇市场和国外金融市场。我们可以直观地得出几个结论：（1）基础货币及整个市场的流动性对金融形势有重大影响，因此，货币政策在CFCI中的权重较大，是影响金融形势的最主要变量；（2）中国信贷市场的影响力大于股票市场和债券市场，反映出中国银行主导型金融体系的特征；（3）股票市场的平均权重有10%，而债券市场仅为6%，可见债券市场相对股票市场对金融形势影响较小；（4）期货、基金等非传统金融市场对金融形势的影响中也开始占据一定地位。

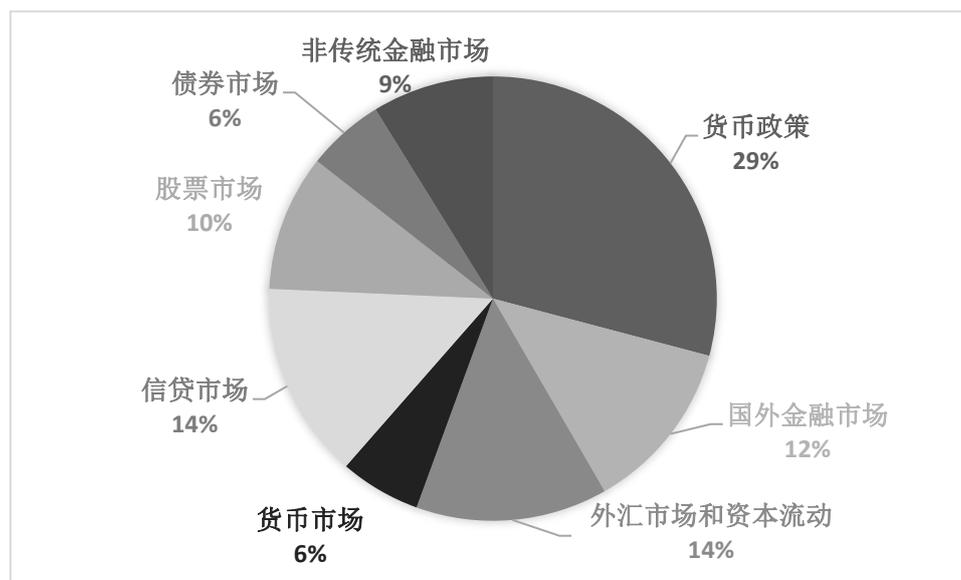


图3 各影响因子的平均权重

其次，纵向来看，金融形势影响因子权重的动态变化反映出不同金融市场对中国金融形势影响力的变迁，结合图2、3可归纳出1996-2016年间影响因子的动态变化特点：（1）货币政策一直都是最重要的影响因子，但是权重占比呈现下降趋势，反映出金融市场丰富度的增加；（2）外汇市场和资本流动、非传统金融市场、国外金融市场的影响力总体呈现上升趋势；（3）信贷市场影响力呈现“U型”，2001-2008年期间信贷市场的权重最低，2009年始信贷市场的权重有所回升。（4）股票市场、债券市场、货币市场的影响力稳中有降。

## （二）影响因子变化的机理分析

为进一步分析我国金融形势动态变化机理，理解不同金融因素对中国金融形势影响力的变化，我们分析不同金融发展阶段内，影响金融形势的前三大影响因子变化情况。见表5。

表5 分时期金融形势的前三影响因子

阶段	第一大权重	第二大权重	第三大权重
1996M1-2000M11	货币供应量	信贷市场→外汇市场	股票市场→信贷市场
2000M12-2007M1	货币供应量	外汇市场	信贷市场
2007M2-2011M8	货币供应量	外汇市场、信贷市场、国外金融市场交替	
2011M9-2016M12	货币供应量	信贷市场	国外金融市场→非传统金融市场

第一阶段，1996年1月至2000年11月，中国金融初步发展阶段。这一阶段，中国金融整体增速缓慢平稳，货币供应量、信贷市场以及股票市场是影响金融业发展的主要变量，外汇市场的重要性快速提升，超越股票市场和信贷市场成为第二大影响因子。整个货币供应量影响力最大，占据基础性地位，该阶段的平均权重为42.11%。其次为信贷市场（15.99%），股票市场（13.37%）。金融市场的丰富度与活跃度不足，主要的金融活动是银行间接融资以及股票市场直接融资，其他金融市场对金融形势影响较小。但值得注意的是在外汇市场的重要性在不断地提升，在1999年1月超越股票市场，2000年6月超越信贷市场成为中国金融形势的第二大影响因子。

第二阶段，从2000年12月至2007年1月，金融形势的前三大影响因子分别是货币供应量（29.21%）、外汇市场与资本流动（15.40%）以及信贷市场（13.39%）。货币供应量依然占据第一权重的地位，此阶段最重要的变化是外汇市场和资本流动重要性快速提升，跃升成为影响中国金融形势的第二大市场。导致外汇市场影响力提升的关键性事件是2001年中国加入WTO，中国产业正式对外开放，国际贸易与投资快速增长。由于经常项目的巨额顺差，外汇储备持续增多，国际贸易以及国际资本流动增加使得外汇市场在中国金融中的地位凸显。而2005年9月后，由于2005年汇率形成机制改革，人民币从盯住美元汇率转为参考一篮子货币，有管理的浮动汇率制度，外汇市场与资本流动因子的影响力进一步提升，中国金融市场多元化程度提升，各影响因子对金融形势的影响力都在10%上下。汇率弹性与波动幅度增大，国内各金融资产外汇风险暴露增强，汇率对金融形势的影响力增大。

第三阶段，2007年2月至2011年8月是信贷市场、外汇市场和国外金融市场的交错波动阶段。虽然货币供应量仍然是金融形势的首要影响因素，但该阶段仍表现出强烈的影响力交错特点，信贷市场、外汇市场、国外金融市场三大市场的影响力交错变动。国外金融市场对中国金融形势的影响力迅速提升。受国际金融危机影响，中国金融形势运行趋势与内部结构出现了较为剧烈的变动，国外金融市场、外汇市场与信贷市场的权重在11%-16%的区间内交错变化，波动性较大（参见图4）。具体看来，首先，2008年底，国家推出“4万亿”信贷刺激计划，信贷市场的重要性有所提升，对金融形势影响力变大。其次，外汇市场对中国金融形势的影响力波动上升，表明金融危机期间，无论资本流动还是汇率变化都有较大程度的波动，对中国金融形势产生重大影响，国外金融市场的影响力的提升是本阶段的突出特征，随着中国逐步建立对外开放的经济体，金融国际化程度与自由化程度不断提高，全球金融风险的传染性增强，在外部环境出现较为剧烈的变动时，国外金融市场对国内金融形势影响力会剧烈增加，因此需做好风险隔离措施。

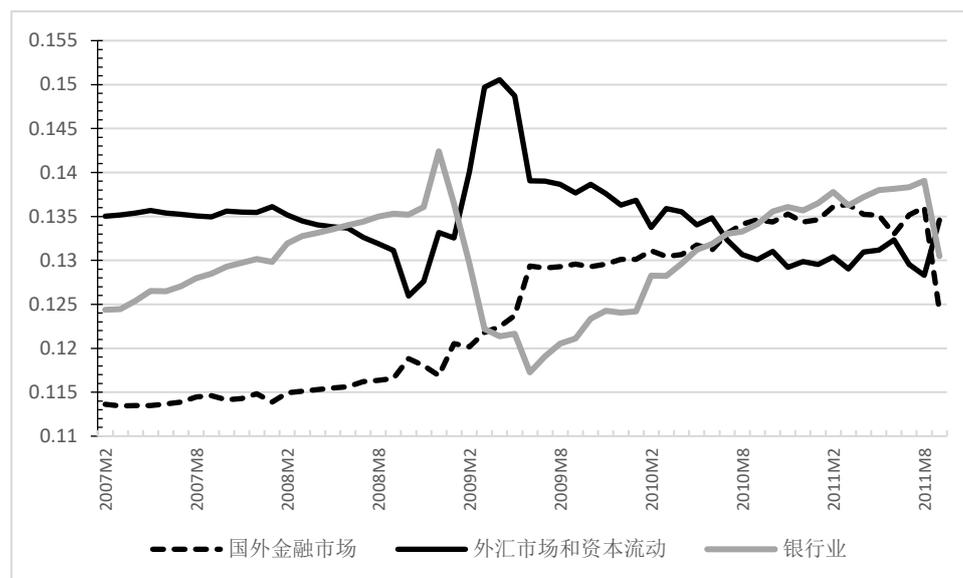


图4 国外金融市场、外汇市场、信贷市场三大因子权重动态变化

最后一个阶段，2011年9月至2016年底，货币政策的影响力仍居首位，信贷市场次之。在金融危机后的回复阶段，随着金融危机的影响消除国外金融市场的中国金融形势的影响力有所减弱，随之变化的是非传统金融市场影响力快速提升，在2014年初开始成为新时期影响中国金融形势变化的第三大重要因素。包括衍生品市场、基金市场等的非传统金融市场成为我国金融发展的新兴力量。这一时期经历了股市从繁荣到奔溃的过程，非传统金融市场虽受到一定影响，但却有较为活跃的表现。从2014年开始，基金市场的发展速度骤然提升，公募基金资产净值、基金总数较上年增长了27%与46%，比2013年以前年均20%的增速有了显著的提升。“股灾”之后，股票市场都出现了崩溃式下跌，上证指数和深证指数2016年增速分别为-12%、-14.7%，然而公募基金总数仍然保持了超过30%的年增速，基金净值也实现了8%的增长率。

通过分析中国金融形势影响因子的动态变化，可以概括出我国过去二十多年金融形势演变机理特征，揭示不同金融部门或各类型金融市场在中国金融体系中的地位变迁，进而展示出金融风险在哪个部门或市场萌生、如何在部门和市场间传导：

(1) 货币政策的影响力始终是最重要的。基础货币及流动性供给对金融形势有很大影响，因此，政策制定者需要把握好货币供给闸门，通过流动性管理可以较好地管控金融形势。

(2) 绝大多数时期，信贷市场都是影响中国金融形势的前三大因子，体现了中国银行主导型金融体系的特征，银行在金融发展中的重要地位，信贷供给依然是金融形势好坏的决定性因素。

(3) 1999年以后，外汇市场占据较重要的地位，主要原因是加入WTO之后中国外向型经济发展迅猛，积累了大量贸易顺差，有高额外汇占款，从而倒逼货币投放。另外，2005年汇率机制改革使得人民币汇率弹性增大，市场化程度提升，外汇市场对金融形势的影响力进一步提升。

(4) 国际金融危机之后，国外金融市场的影响力提升，中国金融与全球联系的程度更加紧密，外部风险更容易传导到国内金融市场。特别是在金融危机时期，风险的跨市场、跨区域的传导更加快速，因此需要在开放中做好风险隔离。

## 六、结论

根据 1996-2016 年的月度中国金融形势指数，中国金融整体形势呈现周期性波动变化趋势，且各金融因子影响力存在动态变动。从金融形势的影响因子权重动态变化进行分析，货币供应量一直是影响中国形势的最主要变量，说明流动性闸门的重要性，是政策首要关注点。而影响中国金融发展的第二、第三大变量则表现出由传统的信贷市场、股票市场向非传统金融市场、外汇市场转变的趋势。值得注意的是，在 2009 年国际金融危机期间，外汇市场、国外金融市场对金融发展的影响力表现出强烈的主导性。

根据中国金融形势的动态特征可以得到一些政策性建议。首先，中国金融形势表现出了由传统金融市场向非传统金融市场和外向型金融市场转变的趋势，金融市场乃至实体经济可能受到金融创新与国际市场的冲击，要实现“坚守不发生系统性金融风险底线”的政策目标，需要建立全口径的宏观审慎监管框架，扩大监管范围。利用整体中国金融形势指数，及时判断中国金融市场活跃程度，评估金融形势过冷和过热区间，提前识别潜在风险，指导金融监管部门的工作。其次，鉴于货币供应量在中国金融发展中的基础地位不可忽视，政策制定者需要保持货币政策的稳健性，完善“货币政策+宏观审慎政策”的双支柱框架，以支持金融和实体经济发展。另一方面，需要有配合地逐步推进资本项目与汇率制度改革。从本文的分析可知，国际金融危机期间，中国金融形势受到较大影响，市场发展活跃性极低，波动性较大。随着中国对外开放程度加深，资本可兑换程度提高，汇率机制不断改革，中国不可避免地会受到国际市场冲击，风险跨区域传导速度加快，因此更需要防范外部风险传导影响中国金融发展。

需要指出的是，由于我国的金融市场还处于动态发展过程中，对系统性金融风险的测量测量方法体系还需要进一步完善，才能及时调整，反映出动态特征，从而为相关政策制定提供前瞻性指引。本文利用 DMS-TVP-FAVAR 构建的中国金融形势指数能够在不对前期指标造成结构性突变的情况下，动态选择新指标，动态确定各指标权重，在目前已有的方法体系中，不失为一种较好的追踪中国金融形势动态特征的方法。

## 参考文献

- [1]巴曙松和韩明睿, 2011,《基于SVAR模型的金融形势指数》,《宏观经济研究》第4期26-31页。
- [2]卞志村、孙慧智和曹媛媛, 2012,《金融形势指数与货币政策反应函数在中国的实证检验》,《金融研究》第8期44-55页。
- [3]刁节文和章虎, 2012,《基于金融形势指数对我国货币政策效果非线性的实证研究》,《金融研究》第4期32-44页。
- [4]狄剑光 and 武康平, 2013,《房地产因素对我国货币流通速度影响的研究》,《中国经济问题》第3期24-31页。
- [5]方意, 2015,《货币政策与房地产价格冲击下的银行风险承担分析》,《世界经济》第7期73-98页。
- [6]郭晔 and 杨娇, 2012,《货币政策的指示器——FCI的实证检验和比较》,《金融研究》第8期16-28页。
- [7]李建军, 2008,《中国货币状况指数与未观测货币金融状况指数——理论设计、实证方法与货币政策意义》,《金融研究》第11期56-75页。
- [8]林毅夫、孙希芳 and 姜烨, 2009,《经济发展中的最优金融结构理论初探》,《经济研究》第8期45-49页。
- [9]尚玉皇 and 郑挺国, 2018,《中国金融形势指数混频测度及其预警行为研究》,《金融研究》第3期21-35页。
- [10]陶玲 and 朱迎, 2016,《系统性金融风险的监测和度量——基于中国金融体系的研究》,《金融研究》第6期18-36页。
- [11]肖强 and 司颖华, 2015,《我国FCI的构建及对宏观经济变量影响的非对称性》,《金融研究》第8期95-108页。
- [12]余辉 and 余剑, 2013,《我国金融状况指数构建及其对货币政策传导效应的启示——基于时变参数状态空间模型的研究》,《金融研究》第4期85-98页。
- [13]张成思 and 刘贯春, 2015,《经济增长进程中金融结构的边际效应演化分析》,《经济研究》第12期84-99页。
- [14]Allen, F. and D. Gale, 1999, "Diversity of Opinion and Financing of New Technologies", *Journal of Financial Intermediation*, 8 :68-89 .
- [15]Allen, F. and D. Gale, 2000 , *Comparing Financial Systems*, Cambridge, MA :MIT Press .
- [16]Bai, J. , & Perron, P. ,1998, "Estimating and testing linear models with multiple structural changes", *Econometrica*, 66(1): 47-0.
- [17]Beaton, K, Lalonde R, and Luu C, 2009, "A Financial Conditions Index for the United States", *Discussion Papers*.
- [18]Beck, T., 2000, "Financial Structure and Economic Development: Financial Industry and Country Evidence", *World Bank Publications*.
- [19]Bernanke, B. S. , & Elias, B. P. , 2005, "Measuring the effects of monetary policy: a factor-augmented vector autoregressive (favar) approach", *The Quarterly Journal of Economics*, 120(1): 387-422.
- [20]Boivina, J. and Ng S, 2006, "Are more data always better for factor analysis?", *Journal of Econometrics*, 132(1):169-194.
- [21]Boivin, J and Giannoni M P, 2006, "Has Monetary Policy Become More Effective?", *Review of Economics & Statistics*, 88(3):445-462.
- [22]Boot, A. W. A., and Thakor A., 1997, "Financial System Architecture", *Review of Financial Studies*, 10: 693-733
- [23]Diamond, D. W., 1984, "Financial Intermediation and Delegated Monitoring", *Review of Economic Studies*, 51: 393-414.
- [24]English, W, Tsatsaronis K, and Zoli E, 2009, "Assessing the predictive power of measures of financial conditions for macroeconomic variables", *Investigating the Relationship Between the Financial & Real Economy*.
- [25]Federal Reserve Bank of Chicago, 2019, Chicago Fed National Financial Conditions Index [NFCI], retrieved from

FRED, Federal Reserve Bank of St. Louis; <https://fred.stlouisfed.org/series/NFCI>.

[26]Gauthier, C, Graham C and Ying L, 2004, “Financial Conditions Indexes for Canada”, Working Papers.

[27]Goodhart, C and Hofmann B, 2002, “Asset Prices and the Conduct of Monetary Policy”, Royal Economic Society Conference.

[28]Guichard, S and Turner D, 2008, “Quantifying the Effect of Financial Conditions on US Activity”, Economics Department Working Papers No.9.

[29]Hatzius, J, Hooper P, and Mishkin F S, et al, 2010, “Financial Conditions Indexes: A Fresh Look after the Financial Crisis”, NBER Working Papers.

[30]Montagnoli, A and Napolitano O, 2004, “Financial Condition Index And Interest Rate Settings: A Comparative Analysis”, Money Macro and Finance

[31]Matheson, T, 2013, “New Indicators for Tracking Growth in Real Time”, IMF Working Papers No.2:51-71.

[32]Holz, M,2005, “A Financial Conditions Index as indicator for monetary policy in times of low, stable inflation and high financial market volatility”

[33]Koop, G. , & Korobilis, D. , 2013, “Large time-varying parameter vars”, Journal of Econometrics, 177(2): 185-198.

[34]Koop, G and Korobilis D, 2014, “A new index of financial conditions”, European Economic Review, 71:101-116.

[35]Mayes, D G and Virén M, 2000, “The Exchange Rate and Monetary Conditions in the Euro Area”, Review of World Economics, 136(2):199-231.

[36]Rudebusch, G. D., 1998, “Do Measures of Monetary Policy in a Var Make Sense? A Reply to Christopher A. Sims”, International Economic Review, 39(4):943-948.

[37]Swiston, A J. A U.S, 2008, “Financial Conditions Index: Putting Credit Where Credit is Due”, Social Science Electronic Publishing, 08(8/161):1-35.

**附录 1: DMS-TVP-FAVAR 模型估计方法**

我们使用动态模型选择、系数变化的因子增广向量自回归模型估计金融形势指数。TVP-FAVAR 模型基本形式如下:

$$x_t = \lambda_t^y y_t + \lambda_t^f f_t + u_t \quad (1)$$

$$\begin{bmatrix} y_t \\ f_t \end{bmatrix} = c_t + B_{t,1} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ f_{t-1} \end{bmatrix} + \dots + B_{t,p} \begin{bmatrix} y_{t-p} \\ f_{t-p} \end{bmatrix} + \varepsilon_t \quad (2)$$

其中  $\lambda_t^y$  是回归参数,  $\lambda_t^f$  是因子载荷系数,  $x_t$  是由构建指数的各金融变量组成的  $n \times 1$  维向量,  $f_t$  是主成分分析构成的潜在变量即本文金融形势指数。  $y_t$  是模型追踪的宏观经济变量, 使用金融形势指数对宏观经济变量的追踪程度确定变量选择与动态权重。  $u_t, \varepsilon_t$  为方差随时间变动的正态分布误差项,  $u_t \sim N(0, V_t), \varepsilon_t \sim N(0, Q_t)$ , 其中  $V_t, Q_t$  均为对角矩阵,  $(B_{t,1}, \dots, B_{t,p})$  是 VAR 模型的参数。  $x_t$  是构成金融形势指数的变量集合, 反映金融结构变迁的基础数据,  $y_t$  是宏观经济变量, 是金融发展的根本目的, 也是用以评价金融形势好坏的政策目标, 一般由产出和通胀水平构成, 其中可用  $y_t = (g_t, \pi_t)'$  表示。 本文通过  $x_t$  对  $y_t$  的追踪拟合效果在模型中确定  $x_t$  的动态权重。

借鉴美国金融形势指数构建的经验 (Bernanke et al.,2005;Koop and Korobilis,2013) 本文的指数构建包含两个子方程: 第一个方程实现了从众多相关性较强的金融变量中提取出潜在的金融形势指数, 即因子增广部分的成分提取; 第二个方程估计金融形势指数与宏观经济变量间的动态作用, 用于进行系数确定。

为考虑金融变量与宏观经济变量间的动态联系, 适应新兴市场国家快速发展时期的金融结构和制度的动态变化, 允许模型回归的系数随时间变化, 因此定义回归系数的变化路径如 (3) 式。 令  $\lambda_t = [(\lambda_t^y)', (\lambda_t^f)']'$ , VAR 模型的系数为  $\beta_t = [c_t', \text{vec}(B_{t,1})', \dots, \text{vec}(B_{t,p})']'$ , 系数随时间变动的形式如 (4) 式:

$$\lambda_t = \lambda_{t-1} + v_t \quad (3)$$

$$\beta_t = \beta_{t-1} + \eta_t \quad (4)$$

其中  $v_t \sim N(0, W_t), \eta_t \sim N(0, R_t), W_t, R_t$  为对角矩阵。

我们借鉴 Koop & Korobilis (2014) 提出的卡尔曼滤子的方法来估计以上的 TVP-FAVAR 模型。 卡尔曼滤子的基本思想是: 首先假定系数的初始估计值  $f_0, \lambda_0$  和  $\beta_0, V_0$  和  $Q_0$ , 以此计算出初始  $f_t$ ; 然后再根据  $f_t$  运用方差最小化方法估计出各误差项的方差矩阵  $V_t, Q_t, W_t$  和  $R_t$ , 以新估计出的方差更新系数的估计值  $\lambda_t$  和  $\beta_t$ , 由此得到更新的  $f_t$ 。

在第一步中, 假定初始估计值如下:

$$f_0 \sim N(0, \Sigma_{0|0}^f) \quad (5)$$

$$\lambda_0 \sim N(0, \Sigma_{0|0}^\lambda) \quad (6)$$

$$\beta_0 \sim N(0, \Sigma_{0|0}^\beta) \quad (7)$$

$$V_0 = 1 \times I_n \quad (8)$$

$$Q_0 = 1 \times I_{S+1} \quad (9)$$

运用卡尔曼滤子估计, 进行  $t=1, \dots, T$  次递归估计。

$$\lambda_t | \text{Data}_{1:t-1} \sim N(\lambda_{t|t-1}, \Sigma_{t|t-1}^\lambda) \quad (10)$$

$$\beta_t | \text{Data}_{1:t-1} \sim N(\beta_{t|t-1}, \Sigma_{t|t-1}^\beta) \quad (11)$$

其中  $\Sigma_{t|t-1}^\lambda = \Sigma_{t-1|t-1}^\lambda + \widehat{W}_t, \Sigma_{t|t-1}^\beta = \Sigma_{t-1|t-1}^\beta + \widehat{R}_t$ 。

第二步, 给定  $t+1$  的系数的估计值, 对  $t=T-1, \dots, 1$  进行迭代估计, 不断更新  $\lambda_t$  和  $\beta_t$ ,  $V_t$  和  $Q_t$  的估计值。运用更新后的参数值求出  $f_t$ 。

$$\lambda_{it}|Data_{1:T} \sim N(\lambda_{i,t|t+1}, \Sigma_{ii,t|t+1}^\lambda) \quad (12)$$

$$\beta_{it}|Data_{1:T} \sim N(\beta_{i,t|t+1}, \Sigma_{ii,t|t+1}^\beta) \quad (13)$$

以上为单一的 TVP-FAVAR 模型的估计方法, 同时为考虑金融形势决定因素的机制变化, 在构建金融形势指数时还应考虑模型指标的动态选择, 本文用 Raftery (2010) 的方法进行动态模型选择 (DMS)。该方法的核心是对于  $j = 1, 2, \dots, J$  由于金融形势指标组成的不同模型, 需要基于  $t-1$  期信息计算出每个模型在  $t$  期被使用的概率  $P_{t|t-1,j}$ , 在每一期选择  $P_{t|t-1,j}$  最高的模型作为构成金融形势指数的指标体系。

对于每一模型  $j$  可表示成如下形式:

$$x_t^{(j)} = \lambda_t^y y_t + \lambda_t^f f_t^{(j)} + u_t \quad (14)$$

$$\begin{bmatrix} y_t \\ f_t^{(j)} \end{bmatrix} = c_t + B_{t,1} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ f_{t-1}^{(j)} \end{bmatrix} + \dots + B_{t,p} \begin{bmatrix} y_{t-p} \\ f_{t-p}^{(j)} \end{bmatrix} + \varepsilon_t \quad (15)$$

模型  $j$  在  $t$  期的使用概率如下:

$$P_{t|t-1,j} = \frac{P_{t-1|t-1,j}^\alpha}{\sum_{l=1}^J P_{t-1|t-1,l}^\alpha}$$

每个模型的  $P_{t|t,j}$  由模型的拟合度计算。

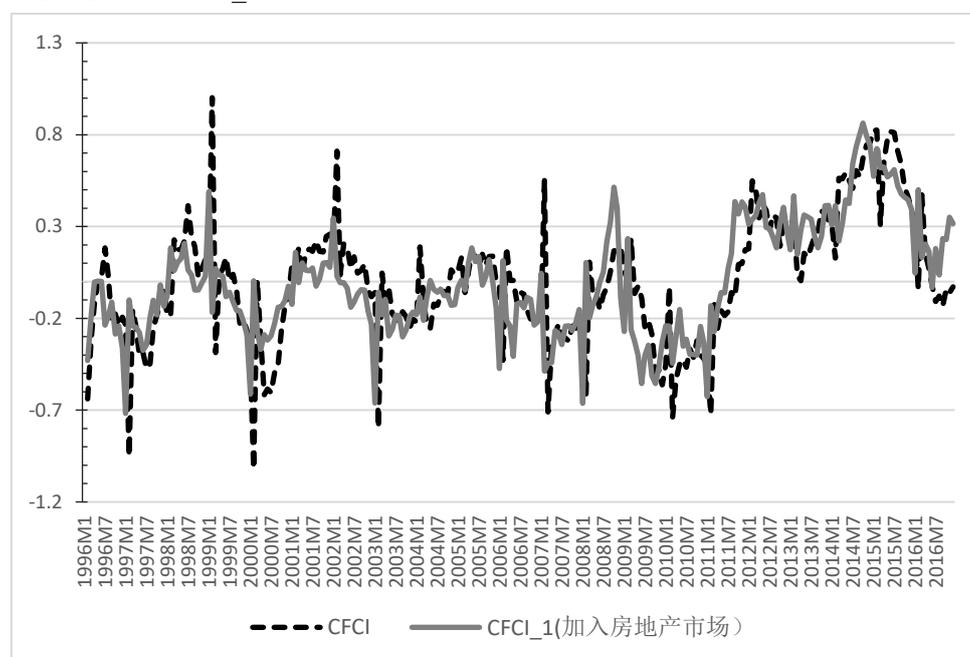
$$P_{t|t,j} = \frac{P_{t|t-1,j} r_j(Data_t | Data_{1:t-1})}{\sum_l P_{t|t-1,l} r_l(Data_t | Data_{1:t-1})}$$

其中  $r_l(Data_t | Data_{1:t-1})$  是模型  $j$  的拟合优度。由于我们关注的是金融变量与宏观经济变量之间的关联性, 因此在这里使用对宏观经济变量的最大似然预测能力作为拟合优度的代表。由于  $P_{t|t-1,j}$  是随时间动态变化的, 因此我们可以在不同的时点选用不同模型, 构成金融形势指数的指标体系也具有时变性。

## 附录二：稳健性检验

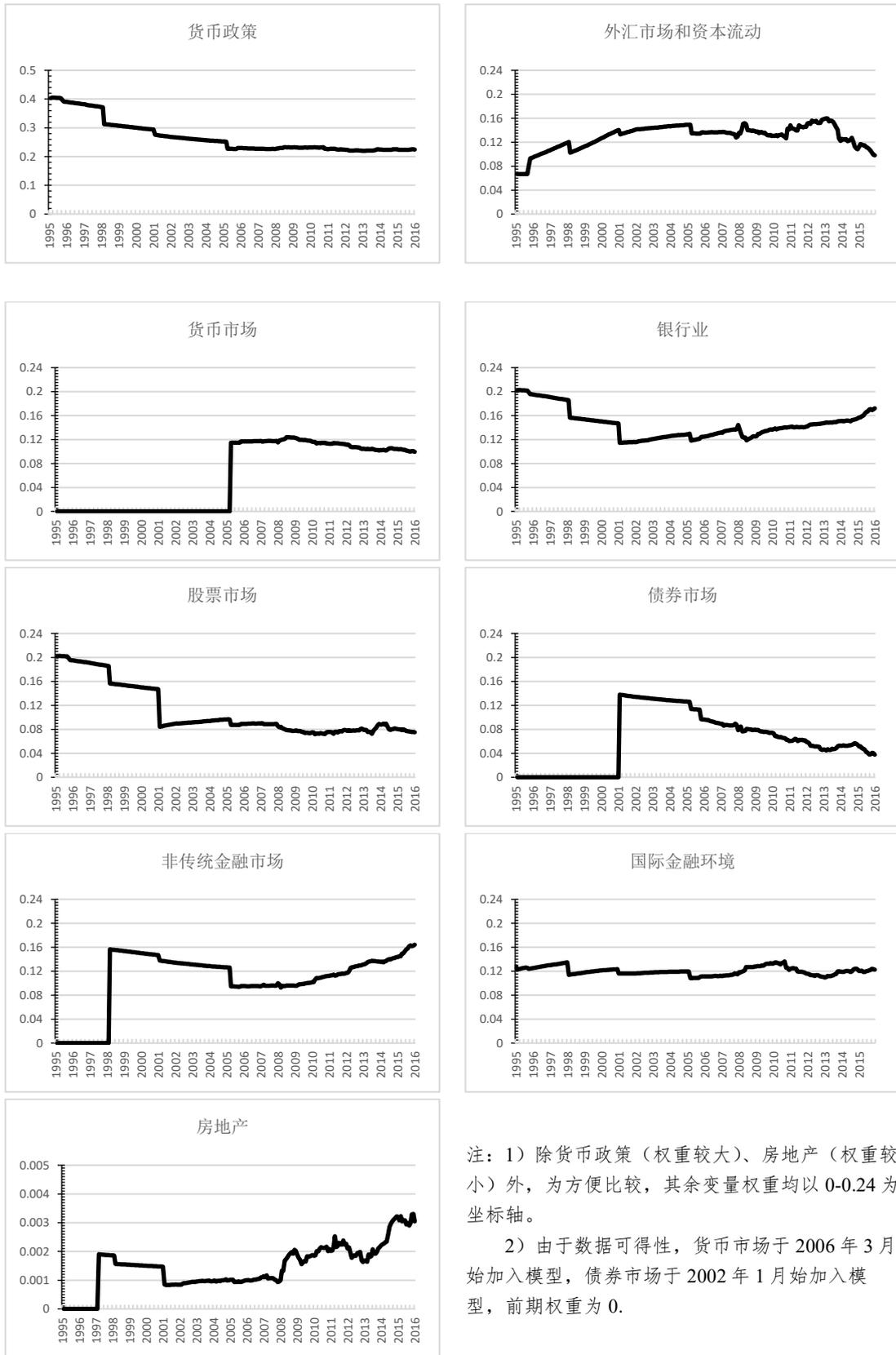
## (一) 加入房地产市场

在本部分我们参考以往一系列研究加入国房景气指数，研究房地产市场对金融形势指数的影响。由此构建出的 CFCI\_1 如下附录图 1。



附录图 1 中国金融形势指数对比（加入房地产市场）

对比正文中的 CFCI 以及加入了房地产市场的 CFCI\_1，可以看到两者在变化趋势、波峰处具有较强相似性，相关系数超 0.7，指数具有较强的稳健性。从影响因子的动态变化来看，对中国金融形势影响力最大的为货币政策（占比 27%），其次为信贷市场、外汇市场和国际金融环境。我们可以直观地得出几个与正文中 CFCI 相似的结论：（1）基础货币及整个市场的流动性对金融形势有重大影响，货币政策在 CFCI 中的权重最大；（2）中国信贷市场的影响力大于股票市场和债券市场，反映出中国银行主导型金融体系的特征；（3）股票市场的平均权重（11%）大于债券市场（6%），可见中国债券市场发展滞后；（4）非传统金融市场的影响力在 2014 年后开始有所提升。与 CFCI 不同的是，加入房地产市场的金融形势指数中，房地产市场对金融形势影响权重很小，平均权重不超过 1%。这反映了我国房地产市场景气情况的变化不直接影响金融形势，而是通过信贷渠道、货币流通渠道间接影响金融形势（狄剑光和武康平，2013；方意，2015）。房地产市场冲击的权重表现在信贷市场以及货币市场中。



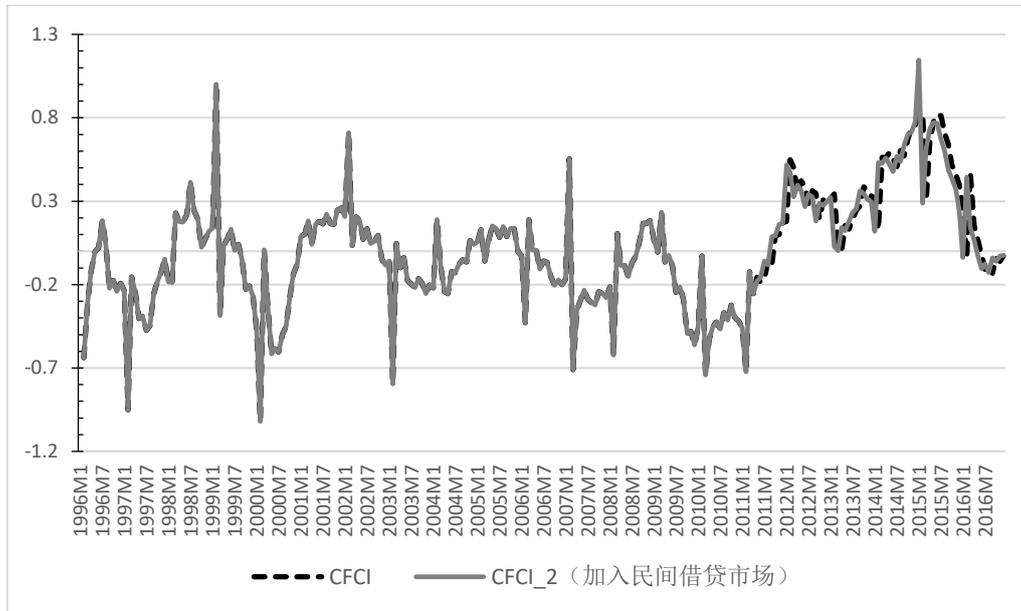
注：1) 除货币政策（权重较大）、房地产（权重较小）外，为方便比较，其余变量权重均以 0-0.24 为坐标轴。

2) 由于数据可得性，货币市场于 2006 年 3 月开始加入模型，债券市场于 2002 年 1 月开始加入模型，前期权重为 0。

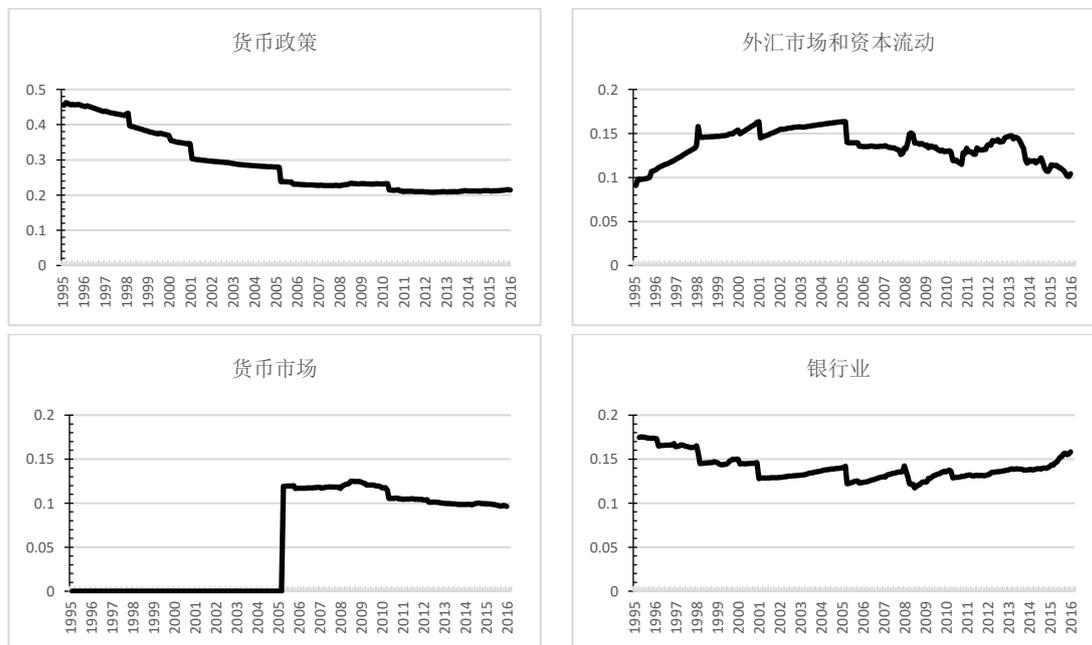
附录图 2 各市场动态权重变化

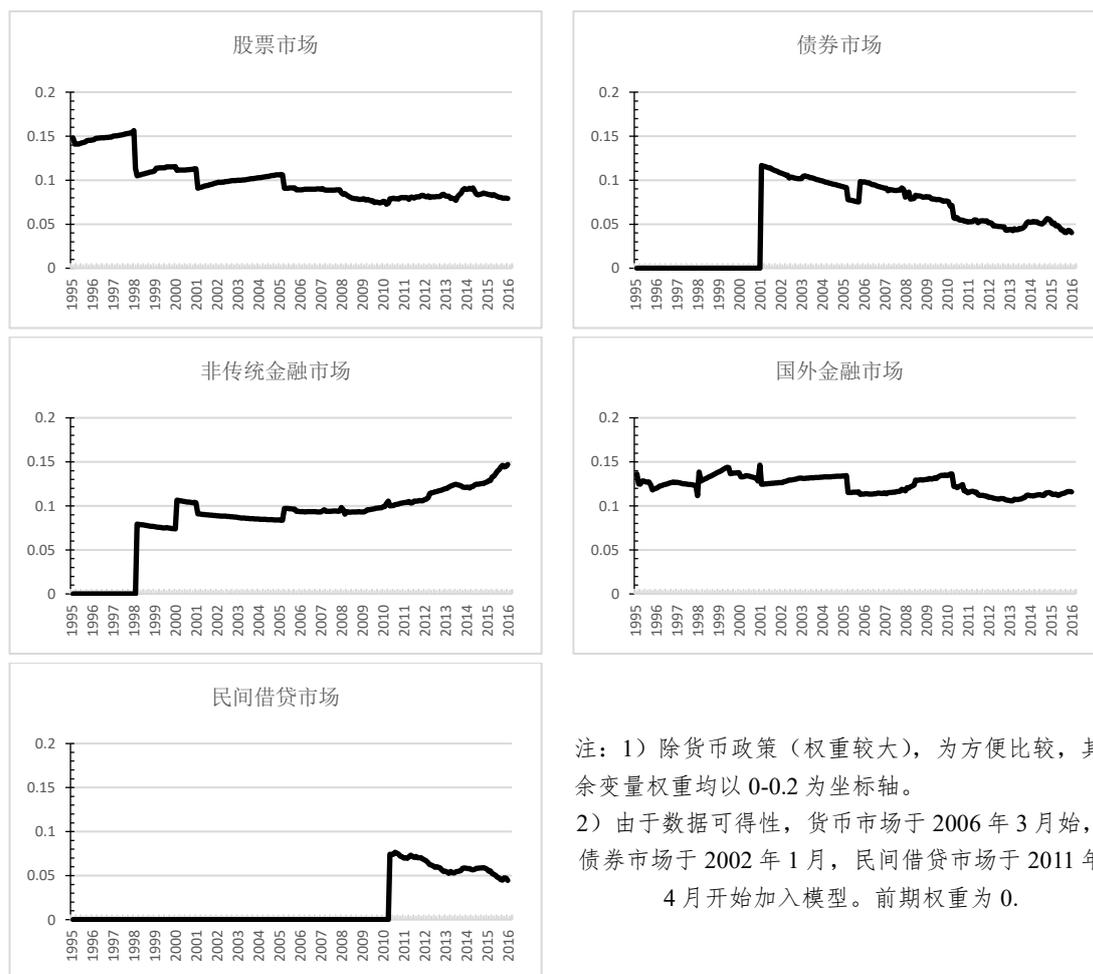
## （二）加入民间借贷市场

随着金融结构的变化民间金融成为我国金融市场的一个重要组成部分。因此在本部分我们将 Wind 数据库中温州民间借贷综合利率作为民间借贷市场的代理变量，将其加入模型中构建 CFCI\_2，以分析民间金融市场是否显著的影响中国金融形势发展。由于 2011 年 4 月以前民间金融市场并无数据，因此只在数据存在部分加入，由于动态模型选择的设定，后续加入的变量不会影响前期的金融形势指数变化。



附录图 3 中国金融形势指数对比（加入民间借贷市场）



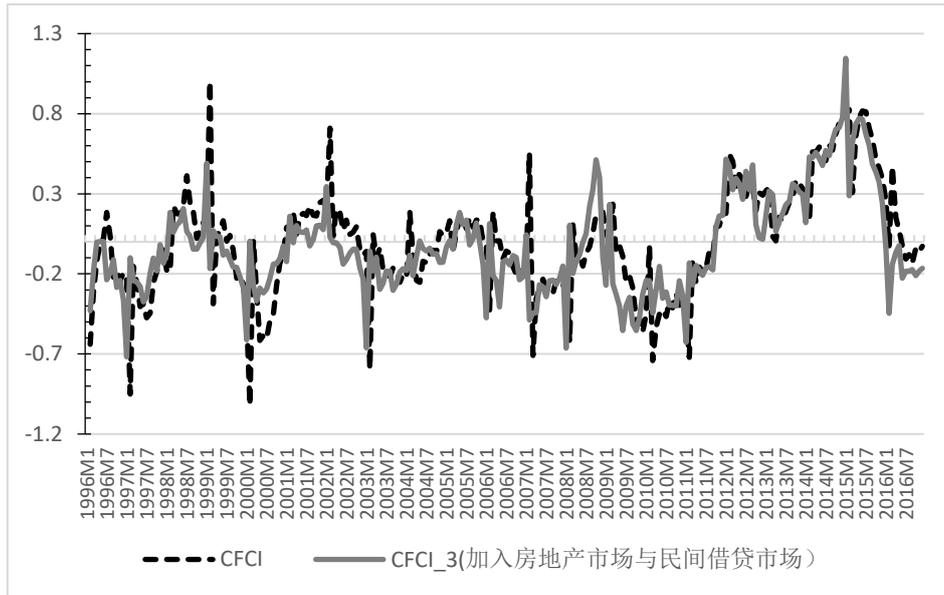


附录图 4 各市场动态权重变化

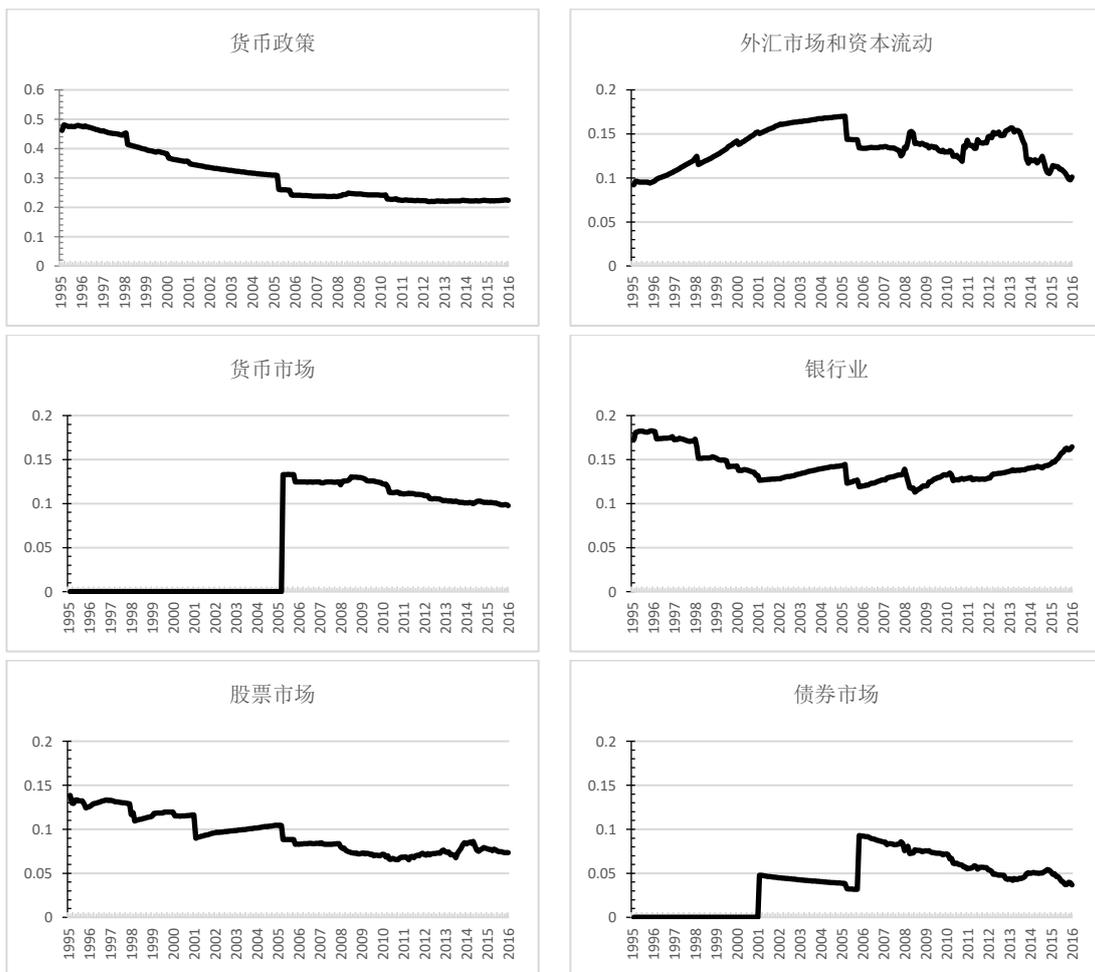
对加入民间借贷市场的金融形势指数进行分析，可以看到，在 2011 年 4 月以前，由于民间借贷市场数据尚未能够获取，因此设定其对金融形势指数的影响为 0，后续变量的加入并不会影响 2011 年以前的金融形势指数估计，进一步证明了指数的稳健性。而在 2011 年 4 月以后民间借贷市场对中国金融形势指数的整体影响较小，在 5%-7% 的区间内，且随时间呈下降趋势，说明随着融资渠道的多样化以及融资可得性的提高，民间借贷市场呈现一定程度的萎缩，且对中国金融整体形势的影响较小。

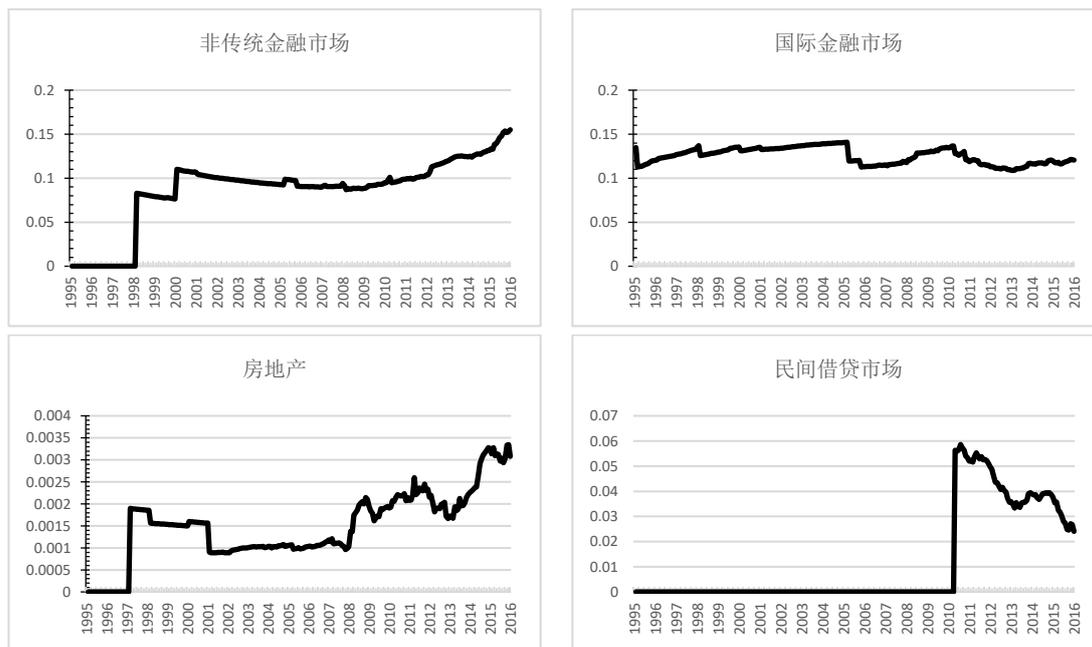
### （三）加入房地产市场与民间借贷市场

本部分将房地产市场指标国房景气指数增长率与民间借贷市场温州民间借贷综合利率两个指标同时加入 CFCI 的指标体系中进行稳健性的分析。金融形势指数及其权重变化如下。从 CFCI\_3 及其权重的动态变化来看，房地产市场与民间借贷市场对中国金融形势的影响力较小，特别是房地产市场，影响力在 1% 以下。



附录图 5 中国金融形势指数对比（加入房地产市场与民间借贷市场）

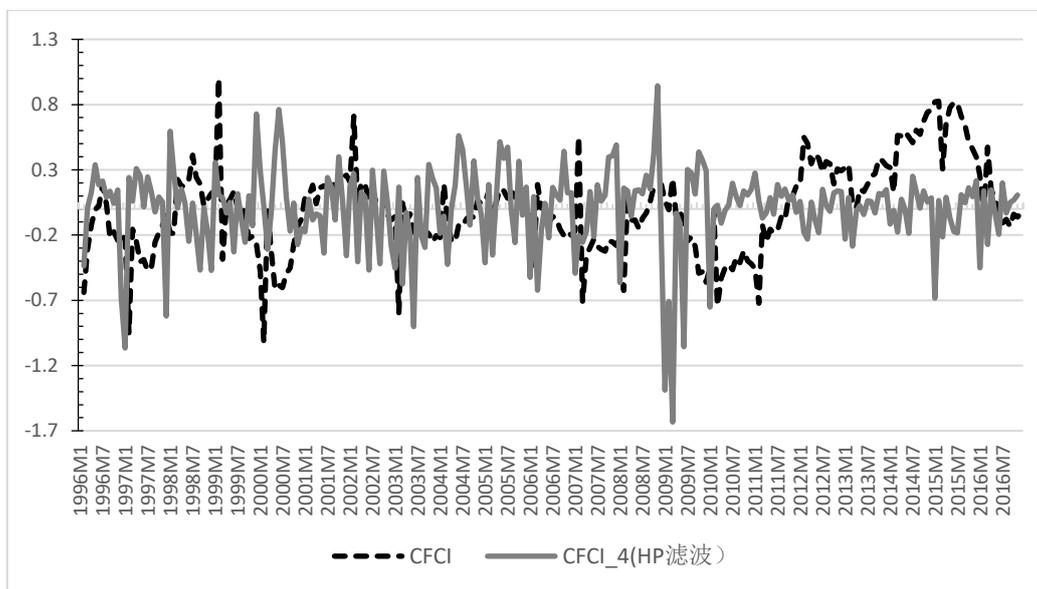




附录图 6 各市场动态权重变化

#### (四) HP 滤波

以金融变量偏离值作为指标构建的指数主要用于反映金融形势相对于趋势值的波动情况，对波动的情况能够有较好的估计，然而金融形势发展的趋势则无法从指数中获得。附录图 7 为 HP 滤波后的变量构建的 CFCI\_4，可以看到，使用偏离值构建的指数基本无趋势变化，主要反映波动情况。



附录图 7 中国金融形势指数对比 (HP 滤波)

## **Modeling China's financial condition dynamics and its mechanism analysis: 1996-2016**

**Abstract:** This paper analyzes the trend of China's financial condition from 1996 to 2016 and the dynamic characteristics of the leading variables affecting the financial condition, and explores the changes in the influential mechanism of different financial markets on China's overall financial condition and financial risks. Using Dynamic Model Selection-Time Varying Parameters-Factors Augment Vector Autoregressive method (DMS-TVP-FAVAR), we construct a financial condition index that includes a comprehensive set of financial indicators, and examines the differential impact of monetary policy, exchange market, money market, credit market, stock, bond, non-traditional markets and international markets on China's financial condition. The empirical result shows that money supply plays a dominant role on shaping China's financial condition in the sample period. In addition, non-traditional financial market and foreign exchange market are increasingly important to China's financial condition. International financial market have shown a dominant position in China's financial condition during crisis periods. The analysis of the dynamics and mechanism of China's financial condition is helpful to identify potential financial risks in time.

**Key words:** Financial condition, DMS-TVP-FAVAR, Dynamics

## 流动性冲击、金融危机与货币财政政策协调

陆磊<sup>1</sup> 刘学<sup>2</sup>

**【摘要】**本文在 Del Negro et al (2017) 的研究基础上, 探讨应对由流动性冲击导致的金融危机的货币政策和财政政策的协调作用。当流动性冲击影响资产价格并导致经济衰退时, 减税政策通过增加政府债券发行提高了名义利率, 从而为盯住资产价格的利率规则的货币政策稳定经济提供更大的操作空间。因此, 在财政政策的支持下, 传统的货币政策工具仍然可以应对由流动性冲击导致的金融危机, 而并不需要采用数量宽松政策。本文的研究对当前全球正在和即将采取扩表政策的央行具有重要的政策启示, 对我国当前和未来的宏观调控也具有一定的借鉴意义。

**【关键词】**流动性冲击; 金融危机; 货币政策; 财政政策; 政策协调

### 一、引言

流动性是现代金融市场的核心问题之一, 资产的流动性能够直接影响资产的定价, 资产价格的变化又将影响投资主体的融资条件, 实体经济的投资、产出和消费等最终随资产的流动性变化而波动。比如, 由美国次贷危机引发的 2008 年全球金融危机表现为市场流动性的收缩 (Brunnermeier, 2009; Del Negro et al, 2017), Apergis et al (2015) 用英国和德国的数据发现股票市场的流动性对两国的宏观经济有重要的影响。美国联邦基准利率在 2008 年 12 月跌到零时, 美联储随后启动了量化宽松 (Quantitative Easing, 简称 QE) 政策为市场注入了流动性资产, 从而阻止了经济走向深度衰退 (Del Negro et al, 2017)<sup>3</sup>。欧央行在 2014 年即美联储退出 QE 政策后的第二年也启动了 QE 政策。QE 这种非常规货币政策在发挥稳定经济作用的同时也受到诸多批判, 如 Bhattarai (2016) 认为央行如果当期扩张资产负债表, 那么未来的缩表将被会预期到, 由此将会削弱前瞻性指引的货币政策效果; McMahan et al (2018) 证明了 QE 政策导致通胀路径不定性 (Indeterminate) 的可能性。考虑到美联储和欧央行目前正在重启 QE 或准 QE 的资产购买政策<sup>4</sup>, 并且当前已有的相关文献主要侧重在货币政策 (如: Curdia & Woodford, 2011;

<sup>1</sup> 陆磊, 中国人民大学国际货币研究所学术委员, 国家外汇管理局。

<sup>2</sup> 刘学, 清华大学五道口金融学院。

<sup>3</sup> 需要说明的是, 在美联储开启的三轮 QE 政策 (即 QE1、QE2 和 QE3) 中, 由于 QE1 的操作对象主要是私人证券, QE2 和 QE3 的操作对象主要是国债, 因此 QE1 也被称之为质化宽松 (Qualitative Easing) 政策, 且 Del Negro et al. (2017) 的研究也主要是评估 QE1 的政策效果, QE1 较之 QE2 和 QE3 的更强政策效果也被 Gertler & Karadi (2013) 等研究所支持。

<sup>4</sup> 美联储于 2019 年 7 月 31 日的联邦公开市场委员会 (FOMC) 会议声明中决定降息 25 个基点, 这是美联储退出 QE 政策后的首次降息, 也使市场产生了未来重启 QE 政策的预期, FOMC 在随后的 10 月 11 日宣布了于 10 月 15 日重启资产购买计划直至下一年的第 2 季度; 欧央行则于 2019 年 9 月直接宣布了将于 2019 年 11 月 1 日开始重

Gertler & Karadi, 2011、2013; Del Negro et al, 2017), 或者是财政政策(如: Correia et al, 2013), 本文认为应该在一个同时包含货币政策与财政政策的理论框架下重新探讨货币政策的作用, 进一步揭示货币政策与财政政策二者的协调在应对由流动性冲击导致的金融危机的作用, 从而有助于更好地理解当前形势下美联储和欧央行所采取的政策局限性, 并为我国货币政策和宏观调控提供借鉴。

本文认为货币政策与财政政策不宜单独行动, 应该加强两者的政策协调、共同应对由流动性冲击导致的金融危机。也就是说, 当发生流动性冲击导致的金融危机时, 通常表现为通货紧缩和产出大幅下降, 此时因为实际利率的下降带来的债务负担的降低, 财政部门因而面临更小的约束并有更大的财政政策空间为货币政策提供支持; 反之, 当另一类冲击使得货币政策面临更小的约束的同时使得财政政策空间受限时, 这就需要货币政策为财政政策提供支持。因此, 二者在采取政策行动时需要相互协调和支持。本文在 Del Negro et al (2017, 简称 DEFK 模型) 的研究基础上引入应对流动性冲击的财政政策, 进一步讨论货币政策与财政政策的协调在应对流动性冲击导致的金融危机的作用。Kiyotaki & Moore (2012 和 2019, 简称 KM 模型) 是当前宏观金融文献中以最简化的方式引入流动性, 并保留了流动性的本质特征, DEFK 模型在 KM 模型基础上参照了 Shi (2015) 的大家庭 (Large-Household) 的设定, 并引入了价格粘性和工资粘性等新凯恩斯特征 (Christiano et al, 2005; Smets & Wouters, 2007), 评估了美联储数量宽松政策为市场注入流动性以此避免 2008 年金融危机走向深度衰退的作用。因此, DEFK 模型是一个植入流动性的新凯恩斯模型, 可以在此基础上研究更多相关的宏观问题, 比如 Molteni (2015) 和 Gutkowski (2018) 将其扩展到政府债券流动性的研究, Ajello (2016) 在 DEFK 模型基础上引入了金融中介并探讨金融冲击的影响, Kara & Sin (2018) 和 Sin (2016) 基于 DEFK 模型分别在封闭经济和小国开放经济中研究流动性如何影响政府的支出乘数。

关于货币政策与财政政策协调的研究可以大致分为两类: 第一类是标准的宏观经济学教科书中基于 IS-LM 模型所讨论的两类政策的松紧搭配, 即积极或消极的货币政策或财政政策如何影响 IS 曲线和 LM 曲线, 这类研究主要强调在具体经济环境下为了实现整个宏观经济的稳定, 需要什么类型的货币政策和财政政策, 而这类政策协调在操作中更像是一种搭配而并不必然产生相互间真正意义上的协调。第二类研究是在 Leeper (1991) 的研究框架基础上基于经济系统的稳定性探讨财政主动还是货币主动, 该框架中货币政策的主动性表现为利率规则中政策利率对通胀的反应系数足够大, 财政政策的主动性表现为税收调整规则中税收对政府债务的反应系数足够小, 当货币政策主动且财政政策被动(或者前者被动且后者主动)时, 能够保证通胀水平和债务水平同时实现稳定, 但二者都同时主动或同时被动时, 则会导致债务或通胀的不稳定。随着现代宏观经济学的发展, 涌现出大量基于 Leeper (1991) 框架的货币政策与财政政策协调

的研究。比如，Cochrane（2001）在 Leeper（1991）的基础上考虑了政府债务的期限结构，发现长期债务可以有助于稳定通胀，这意味着当中央银行在产出稳定和通胀稳定两大目标之间取舍（trade-off）存在很大困难时，财政政策可以通过优化债务期限结构来稳定通胀，从而为货币政策更好地发挥稳定产出的作用提供支持。Evans（2013）提出了一种包括地方政府的协调机制的设想，即美联储购买更长期的国债来影响长期利率，财政部在低利率的融资环境下可以购买州和地方政府为基础设施建设发行的债券。由于多重均衡的存在，当经济中存在自我实现的主权债务危机的均衡时，Corsetti & Dedola（2016）和 Bacchetta et al（2018）分别研究了资产负债表工具和利率规则的货币政策如何通过影响通胀来进一步影响债务成本，从而对财政政策提供支持，避免经济掉入违约的均衡。

关于我国货币政策与财政政策协调的研究也主要沿着两类文献：如陈小亮、马啸（2016）、高金全、张龙（2019）等探讨的政策协调问题本质上也是应该财政更宽松（或紧缩）还是货币更宽松（或更紧缩），陈小亮、马啸（2016）认为双宽松的货币与财政政策可以应对“债务—通缩”问题，高金全、张龙（2019）则回顾了新中国成立 70 年以来的财政政策与货币政策各种松紧组合搭配的变迁过程；刘斌（2009）和杨源源等（2019）先后基于 Leeper（1991）的框架估计了我国货币政策与财政政策的协调体制，刘斌（2009）发现我国在 1993—2007 年的样本数据间表现为主动的财政政策与被动的货币政策，杨源源等（2019）考虑了体制转移（Regime Switch）因素后也得到相同的结论。本文关于货币与财政政策的协调主要侧重在如何应对由流动性冲击导致的金融危机，有助于丰富该领域的研究。同时，Leeper（1991）的框架强调了决定价格水平的财政因素（Leeper & Leith, 2016），财政政策与货币政策协调的意义在于实现通胀水平的稳定，而本文强调了实现资产价格稳定的财政因素，财政政策与货币政策协调在维护金融稳定方面也具有重大意义。

本文强调价格型的货币政策工具应对流动性冲击导致的金融危机，而并非 DEFK 模型所强调的数量型工具，其主要原因在于：第一，数量宽松货币政策工具一旦启动便很难退出；第二，国家“十三五”规划已经明确提出了“完善货币政策操作目标、调控框架和传导机制，构建目标利率和利率走廊机制，推动货币政策由数量型为主向价格型为主转变”，因此，探讨价格型的货币政策更加适合我国当前的发展阶段和货币政策操作的发展目标。尽管本文的模型主要参照了 DEFK 模型的设定，但与 DEFK 模型的其他不同之处以及本文的创新和边际贡献主要体现在以下三点：

第一，DEFK 模型强调单一的非常规货币政策的作用，本文则在货币财政政策二者协调的作用下，强调常规货币政策的作用，即一个盯住资产价格的利率规则仍然可以发挥稳定经济的作用。DEFK 模型的研究表明，当流动性冲击使得名义政策利率触及到 ZLB（Zero Lower Bound）时，传统的货币政策将无法发挥作用，也就是说通过传统的公开市场操作工具已无法再降低基准利率时，此时采用非常规的货币政策，通过扩大中央银行的资产负债表来购买私人资产，一

方面可以通过增加资本市场的需求来稳定资产的价格，同时也为市场注入了流动性的资产。本文的研究主要集中在财政政策与货币政策的协调，将财政政策工具设定为盯住资产流动性的一揽子税收，当流动性冲击使得名义利率可能触及到 ZLB 时，应对的减税政策将增加政府的财政负担，为平衡财政预算将增加政府债券的发行，这一方面为市场注入了流动性的资产，债券发行的增加还有助于提高名义利率，从而扩大货币政策的操作空间，降低名义利率触及到 ZLB 的概率，常规货币政策在财政政策的支持下仍然可以发挥作用。

第二，DEFK 模型考虑的是在一个确定性的经济环境中，一个未预见到的（Unanticipated）流动性冲击对经济的影响，其中的流动性冲击并不是随机的，仅仅只是一次性的冲击；本文模型则在 DEFK 模型的基础之上，考虑的是一个随机的经济环境，流动性冲击由于是随机的，每一期都有可能发生流动性冲击，即存在流动性风险。因此，本文在计算模型稳态时考虑了流动性冲击的风险，即计算内生变量的随机稳态（Stochastic Steady State），并基于随机稳态的政策函数（Policy Function）计算脉冲响应函数，如果忽略了流动性冲击的风险渠道，将会低估流动性冲击对资产价格和产出带来的影响<sup>1</sup>。

第三，本文通过对投资调整成本参数调整到一个更合理的取值，直接解决了 DEFK 模型及其底层的 KM 模型的缺陷。正如 Shi（2015）所指出的，KM 模型中负的流动性冲击会导致资产价格上升这一与经验事实不一致的不合意结果。DEFK 模型中只有当流动性冲击足够大时，并且通过使名义利率触及到 ZLB 时才能产生资产价格下降的合意结果。本文发现当投资调整成本足够大时，流动性冲击会导致投资品的价格更大程度的下降，那么投资品生产部门的利润也会大幅下降，进而导致资本的红利减少，从而使资产的价格下降。

本文余下部分构成如下：第二部分将详细介绍本文的模型；第三部分介绍模型的参数与随机稳态的计算；第四部分分别模拟货币政策和财政政策单独行动和共同应对流动性冲击的作用；第五部分将对本文进行一个简单的总结并展望进一步的研究方向。

## 二、基本模型

本文参照 DEFK 的模型设定，假设代表性家庭分布在 $[0,1]$ 之间由无数个成员构成，每个成员用标量 $j$ 表示，假设对于 $j \in [0, \chi)$ 这部分的成员拥有投资机会并成为企业家经营一家企业，对于 $j \in [\chi, 1]$ 这部分的成员则没有投资机会并成为工人。同时，用于消费和投资的最终产品用中间产品进行生产，最终产品生产部门是完全竞争的，垄断竞争的中间产品生产部门由分布在 $[0,1]$ 之间无数个生产商构成，每个中间产品生产商用标量 $z$ 表示。

### （一）家庭

<sup>1</sup> 随机稳态又称风险稳态（Risky Steady State），计算方法可参见 Coeurdacier et al（2011）、de Groot（2013）和 Meyer-Gohde（2015）等研究，而风险渠道被证实是一个很重要的机制（Gertler et al, 2012；

家庭的目标函数为最大化：

$$\mathbb{E}_t \sum_{s=t}^{\infty} \beta^{s-t} \left[ \frac{1}{1-\sigma} C_s^{1-\sigma} - \frac{\omega}{1+\eta} \int_{\chi}^1 H_s^{1+\eta}(j) dj \right] \quad (1)$$

其中， $\mathbb{E}$ 为预期算子， $\beta$ 为时间偏好， $C_t$ 为家庭的总消费， $\sigma$ 为消费的跨期替代弹性， $H_t(j)$ 为家庭成员 $j$ 的劳动供给， $1/\eta$ 为劳动供给的 Frisch 弹性， $\omega$ 用以刻画劳动供给在效用函数中的相对权重。为了引入工资粘性，假设家庭部门每个成员提供的劳动力是异质性的，家庭成员因此具有工资定价的能力。为了便于分析，假设存在一个完全竞争的劳动联盟，劳动联盟将家庭的提供的劳动通过 CES 函数打包后提供给中间产品生产商，即：

$$H_t = \left[ (1-\chi)^{-\lambda_w/(1+\lambda_w)} \int_{\chi}^1 (H_t(j))^{1/(1+\lambda_w)} dj \right]^{1+\lambda_w} \quad (2)$$

这里加入了参数部分 $(1-\chi)^{-\lambda_w/(1+\lambda_w)}$ ，保证了在对称性均衡下有 $H_t = H_t(j)$ 。中间产品生产商 $z$ 的劳动需求为 $H_t(z)$ ，劳动力市场出清条件意味着：

$$H_t = \int_0^1 H_t(z) dz \quad (3)$$

家庭在 $t$ 期期初在资本市场持有的净股权为：

$$N_t = K_t + N_{p,t} - N_{s,t} \quad (4)$$

其中， $K_t$ 为由家庭持有的资本存量， $N_{p,t}$ 和 $N_{s,t}$ 为分别为在资本市场上买入和卖出的股权。家庭部门的资产负债表由表 1 给出。

表 1 家庭部门的资产负债表构成

资产	负债
债券： $B_t/P_t$	股权发行： $q_t N_{s,t}$
股权购买： $q_t N_{p,t}$	
资本存量： $q_t K_t$	
	资产净： $q_t N_t + B_t/P_t$

其中， $q_t$ 为股权的价格， $B_t$ 为家庭持有的由政府发行的名义债券。资本市场每单位股权将获得的红利为：

$$r_{K,t} = Z_t + (D_t + D_{I,t})/K_t \quad (5)$$

其中， $Z_t$ 为资本的租金， $D_t$ 和 $D_{I,t}$ 分别为中间产品生产商和资本品生产商的利润。另外，在 $t$ 期期初，每个家庭成员 $j$ 的现金流约束为：

$$C_t(j) + P_{I,t} I_t(j) + q_t [N_{t+1}(j) - I_t(j)] = [r_{K,t} + (1-\delta)q_t] N_t + \frac{r_{t-1} B_t - B_{t+1}(j) + W_t(j) H_t(j)}{P_t} - \tau_t \quad (6)$$

其中， $r_{t-1}$ 为债券的名义利率， $W_t(j)$ 为名义工资， $\tau_t$ 为一揽子税收。企业家作为具有投资机会的家庭成员，其持有的股权面临着流动性束，即：

$$N_{t+1}(j) \geq (1-\theta) I_t(j) + (1-\phi_t)(1-\delta) N_t \quad (7)$$

流动性约束条件表明，企业家以 $P_{I,t}$ 的价格购买投资品 $I_t(j)$ 从而获得这部分股权时，只能卖

出  $\theta I_t(j)$  比例的股权，并且只能卖出  $\phi_t$  比例的已经持有的股权  $(1 - \delta)N_t$ <sup>1</sup>。流动性变量  $\phi_t$  偏离稳态  $\phi$  的部分服从 AR(1) 过程：

$$\phi_t - \phi = \rho_\phi(\phi_{t-1} - \phi) + \sigma_\phi \epsilon_{\phi,t} \quad (8)$$

其中， $\epsilon_{\phi,t}$  是一个服从标准正态分布的白噪声， $\sigma_\phi$  是  $\phi_t$  条件标准差，用以刻画流动性冲击的大小，即流动性风险的程度。

均衡时，对于  $j \in [0, \chi]$  这部分具有投资机会的家庭成员来说，即企业家有： $C_t(j) = 0$ ， $B_{t+1}(j) = 0$ ，且  $N_{t+1}(j) = (1 - \theta)I_t(j) + (1 - \phi_t)(1 - \delta)N_t$ 。将其代入到 (6) 式可以获得企业家  $j$  的投资为  $I_t(j) = \frac{[r_{K,t} + (1 - \delta)\phi_t q_t]N_t + r_{t-1}B_t/P_t - \tau_t}{P_{I,t} - \theta q_t}$ ，将其加总后可以得到总的投资为：

$$I_t = \int_0^\chi I_t(j) dj = \chi \frac{[r_{K,t} + (1 - \delta)\phi_t q_t]N_t + r_{t-1}B_t/P_t - \tau_t}{P_{I,t} - \theta q_t} \quad (9)$$

加总企业家和工人的预算约束可以得到整个家庭部门的预算约束为：

$$C_t + P_{I,t}I_t + q_t[N_{t+1} - I_t] + \frac{B_{t+1}}{P_t} = [r_{K,t} + (1 - \delta)q_t]N_t + \frac{r_{t-1}B_t}{P_t} + \int_\chi \frac{W_t(j)}{P_t} H_t(j) dj - \tau_t \quad (10)$$

家庭选择  $\{C_t, B_{t+1}, N_{t+1}\}$  最大化 (1) 式并约束于预算约束 (10) 式和投资约束 (9) 式，可以得到一阶条件如下：

$$\mathbb{E}_t[\Lambda_{t,t+1} R_t (1 + \Omega_t)] = 1 \quad (11)$$

$$\mathbb{E}_t \left[ \Lambda_{t,t+1} R_{K,t+1} \left( 1 + \Omega_t \frac{r_{K,t+1} + (1 - \delta)\phi_{t+1} q_{t+1}}{r_{K,t+1} + (1 - \delta)q_{t+1}} \right) \right] = 1 \quad (12)$$

其中， $\Lambda_{t,t+1} = \beta(C_{t+1}/C_t)^{-\sigma}$  为家庭的随机贴现因子， $R_t = r_t/\pi_{t+1}$  为债券的实际利率， $\Omega_t = \chi \frac{q_{t+1} - P_{I,t+1}}{P_{I,t+1} - \theta q_{t+1}}$  为由 Krishnamurthy & Vissing-Jorgensen (2012) 定义的债券的便利性收益 (Convenience Yield)。由 (11) 式和 (12) 式可得：

$$\mathbb{E}_t[\Lambda_{t,t+1}(1 + \Omega_t)(R_{K,t+1} - R_t)] = \mathbb{E}_t[\Lambda_{t,t+1}\Omega_t R_{K,t+1}(1 - \delta)(1 - \phi_{t+1})q_{t+1}]$$

在确定性稳态有  $R_K - R = \chi \frac{(1 - \delta)(1 - \phi)}{1 - \theta q + \chi(q - 1)}(q - 1)qR_K$ ，即非流动性资产  $N_t$  与流动性资产  $B_t$  收益之间的溢价，即流动性溢价。当  $q = 1$  时，有  $R_K = R$ ，那么流动性溢价则为零。由于非流动性资产同时也是风险资产，那么  $R_{K,t+1}$  的随机稳态值  $\mathbb{E}[R_K]$  即风险资产预期的收益与流动性无风险资产的收益之间的溢价  $\mathbb{E}[R_K] - R$ ，除了流动性溢价外还包括风险溢价的部分。由于 DEFK 模型是考虑的是一个确定性的经济环境中，那么  $\mathbb{E}[R_K] - R$  则只包括了流动性溢价；由于本文考虑的是一个随机经济的环境，那么  $\mathbb{E}[R_K] - R$  还包括风险溢价，而风险溢价则直接与流动性风险  $\sigma_\phi$  的大小呈正相关。 $\sigma_\phi$  的值越大，则流动性风险越大，需要更高的风险溢价来收为持有风险资产的补偿，那么  $\mathbb{E}[R_K] - R$  的值也就越大。

## (二) 最终产品生产商

最终产品生产部门是完全竞争的，最终产品生产商将差异化的中间产品通过 CES 函数的生

<sup>1</sup> 有关资产流动性约束的讨论，可参见 KM 和 DEFK 模型中的详细论述。

产技术生产最终产品，即：

$$Y_t = \left[ \int_0^1 (Y_t(z))^{1/(1+\lambda_p)} dz \right]^{1+\lambda_p} \quad (13)$$

其中， $\lambda_p > 0$ 表示垄断加成， $Y_t(z)$ 为中间产品生产商 $z$ 生产的中间产品。本文这里也假设了存在无穷多个中间产品生产商 $z$ 分布在 $[0,1]$ 之间。中间产品生产商选择中间产品投入 $Y_t(z)$ 最大化其利润 $P_t Y_t - \int_0^1 P_t(z) Y_t(z) dz$ ，由此可以得到对中间产品 $Y_t(z)$ 的需求为：

$$Y_t(z) = \left[ \frac{P_t(z)}{P_t} \right]^{-(1+\lambda_p)/\lambda_p} Y_t \quad (14)$$

结合（13）和（14）式，以及最终产品生产部门完全竞争性质的零利润条件，可以得到最终产品的价格水平为：

$$P_t = \left[ \int_0^1 (P_t(z))^{-1/\lambda_p} dz \right]^{-\lambda_p} \quad (15)$$

### （三）中间产品生产商与产品定价

垄断竞争的中间产品生产商 $z$ 通过向家庭雇佣的劳动和向企业家租借的资本来产生中间产品，生产函数为：

$$Y_t(z) = A_t [K_t(z)]^\alpha [H_t(z)]^{1-\alpha} - \Gamma \quad (16)$$

其中， $A_t$ 、 $K_t(z)$ 和 $H_t(z)$ 分别为技术水平、资本和劳动投入， $\alpha$ 为资本在产出中的份额， $\Gamma$ 为固定成本。这里假设所有的中间产品生产商生产中间产品需要消耗的固定成本是一样的。由于本文主要探讨流动冲击的影响，因此不考虑技术冲击的影响，并将 $A_t$ 固定为1。另外，中间产品生产商当期支付的单位实际工资和实际租金分别为 $w_t$ 和 $Z_t$ ，总的成本为 $Cost_t(z) = w_t H_t(z) + Z_t K_t(z)$ 。中间产品生产商最小化成本支出，并约束于（14）式最终产品生产商对其生产的中间产品的需求，可以得到一阶条件如下：

$$\frac{K_t(z)}{H_t(z)} = \frac{\alpha}{1-\alpha} \frac{w_t}{Z_t} \quad (17)$$

边际成本为：

$$mc_t(z) = mc_t = \frac{1}{A_t} \left( \frac{Z_t}{\alpha} \right)^\alpha \left( \frac{w_t}{1-\alpha} \right)^{1-\alpha} \quad (18)$$

这里，所有的中间产品生产商的边际成本都是一样的，同时中间产品生产商 $z$ 的名义利润为 $P_t(z)Y_t(z) - P_t mc_t Y_t(z)$ ，那么实际利润可表达为：

$$D_t(z) = [P_t(z)/P_t - mc_t] Y_t(z) \quad (19)$$

根据 Calvo（1983）交错定价的方法，假设当期只有 $1 - \zeta_p$ 比例的中间产品生产商可以调整价格，最终可以得到通胀水平 $\pi_t = P_t/P_{t-1}$ 的决定方程如下（具体推导由附录 A 给出）：

$$\left( \frac{1 - \zeta_p \pi_t^{-1/\lambda_p}}{1 - \zeta_p} \right)^{-\lambda_p} = \frac{X_{1p,t}}{X_{2p,t}} \quad (20)$$

其中， $X_{1p,t}$ 和 $X_{2p,t}$ 的递归方程分别为： $X_{1p,t} = C_t^{-\sigma} Y_t mc_t + \beta \zeta_p \mathbb{E}_t \left[ \pi_{t+1}^{(1+\lambda_p)/\lambda_p} X_{1p,t+1} \right]$ ，

$X_{2p,t} = C_t^{-\sigma} Y_t / (1 + \lambda_p) + \beta \zeta_p \mathbb{E}_t [\pi_{t+1}^{1/\lambda_p} X_{2p,t+1}]$ 。由于所有中间品生产商的边际成本都是相同的，每个中间产品生产商会雇佣相同的劳动并租借相同数量的资本，因此可以得到加总后的生产函数为：

$$\Delta_t Y_t = A_t K_t^\alpha H_t^{1-\alpha} - \Gamma \quad (21)$$

其中， $\Delta_t$ 为由于交错定价产生的扭曲，表达式为：

$$\Delta_t = \zeta_p \Delta_{t-1} \pi_t^{(1+\lambda_p)/\lambda_p} + (1 - \zeta_p) \left( \frac{1 - \zeta_p \pi_t^{1/\lambda_p}}{1 - \zeta_p} \right)^{1+\lambda_p} \quad (22)$$

#### (四) 工资设定

为了引入工资粘性，假设存在一个代表性的竞争性劳动联盟将家庭的异质性劳动转化为同质性的劳动，即通过(2)式实现。劳动联盟给家庭的工人 $j$ 的发放的工资为 $W_t(j)$ ，每单位的同质劳动从中间产品生产商获得名义工资收入 $W_t$ 。由于劳动联盟之间是完全竞争的，零利润条件下有：

$$W_t H_t = \int_{\chi}^1 W_t(j) H_t(j) dj \quad (23)$$

由于家庭具有对工资定价的垄断力量，竞争性劳动联盟在工资 $W_t(j)$ 给定时，选择 $H_t(j)$ 最小化工资成本 $\int_{\chi}^1 W_t(j) H_t(j) dj$ ，从而得到对家庭部门劳动需求的一阶条件如下：

$$H_t(j) = \frac{1}{1-\chi} \left[ \frac{W_t(j)}{W_t} \right]^{-(1+\lambda_w)/\lambda_w} H_t \quad (24)$$

将其代入(23)式可以获得工资方程如下：

$$W_t = \left[ \frac{1}{1-\chi} \int_{\chi}^1 (W_t(j))^{-1/\lambda_w} dj \right]^{\lambda_w} \quad (25)$$

假设每期有 $1 - \zeta_w$ 比例的家庭可以重新设定工资，其他部分的家庭将保持工资不变，那么可以得到工资通胀水平 $\pi_{w,t} = W_t/W_{t-1}$ 的决定方如下（具体推导由附录B给出）：

$$\left( \frac{1 - \zeta_w \pi_{w,t}^{-1/\lambda_w}}{1 - \zeta_w} \right)^{-\lambda_w + (1+\lambda_w)\eta} = \frac{X_{1w,t}}{X_{2w,t}} \quad (26)$$

$X_{1w,t}$ 和 $X_{2w,t}$ 的递归方程分别为： $X_{1w,t} = \frac{\omega}{(1-\chi)^\eta} H_t^{1+\eta} + \beta \zeta_w \mathbb{E}_t [\pi_{w,t+1}^{(1+\lambda_w)(1+\eta)/\lambda_w} X_{1w,t+1}]$ ， $X_{2w,t} = \frac{1}{1+\lambda_w} C_t^{-\sigma} W_t H_t + \beta \zeta_w \mathbb{E}_t [\pi_{w,t+1}^{1/\lambda_w} X_{2w,t+1}]$ 。

实际工资的变化为：

$$w_t/w_{t-1} = \pi_{w,t}/\pi_t \quad (27)$$

#### (五) 投资品生产商

投资品生产商拥有投资技术，其目标函数为：

$$\max: \mathbb{E}_t \sum_{s=t}^{\infty} (\Lambda_{t,t+s} D_{I,s})$$

其中， $D_{I,t}$ 为投资品生产商的利润，表达式如下：

$$D_{I,t} = P_{I,t} I_t - [1 + f(X_t)] I_t \quad (28)$$

其中,  $X_t = I_t/I$ ,  $I$ 为 $I_t$ 的稳态值,  $f(X_t)$ 为单位投资品生产的调整成本。另外, 资本的积累方程为:

$$K_{t+1} = (1 - \delta)K_t + I_t \quad (29)$$

投资品生产商最大化目标函数的一阶条件为:

$$P_{I,t} = 1 + f(X_t) + X_t f'(X_t) \quad (30)$$

参照 Christiano et al (2005) 和 Shi (2015) 的研究, 将 $f(X_t)$ 的函数形式设定为 $f(X_t) = 0.5\kappa(X_t - 1)^2$ ,  $\kappa$ 用以刻画投资调整成本的大小。

#### (六) 政府部门与财政货币政策

政府部门的预算约束为:

$$q_t N_{g,t+1} + R_{t-1} L_t = [r_{K,t} + (1 - \delta)q_t] N_{g,t} + L_{t+1} + \tau_t \quad (31)$$

其中,  $L_{t+1} = B_{t+1}/P_t$ 表示政府的实际债务,  $N_{g,t+1}$ 为政府在资本市场上购买的私人发行的股权;  $\tau_t$ 为向家庭征收的一揽子税收。税收调整规则为:

$$\tau_t - \tau = \psi_\tau (R_{t-1} L_t - RL - N_{g,t}) + \psi_\phi (\phi_t - \phi) \quad (32)$$

其中,  $L$ 和 $R$ 分别为实际债券和实际利率的稳态值,  $\psi_\tau > 0$ 用来稳定政府的债务, 即当政府的实际债务负担上升时, 税收也将增加。与 DEFK 模型不同的是, 本文在税收政策中增加了对流动性的反应参数 $\psi_\phi$ , 并设定 $\psi_\phi \geq 0$ 。当流动性变差时, 即 $\phi_t < \phi$ 时减税的力度将更大, 从而在(31)式的作用下增加政府债券的发行, 从而为市场注入流动性资产。

货币政策。政府可以采用两种货币政策工具, 第一种是利率政策, 本文考虑一个盯住资产价格的泰勒规则如下:

$$\log\left(\frac{r_t}{r}\right) = \rho_r \log\left(\frac{r_{t-1}}{r}\right) + (1 - \rho_r) \left[ \psi_\pi \log\left(\frac{\pi_t}{\pi}\right) + \psi_Y \log\left(\frac{Y_t}{Y}\right) + \psi_q \log\left(\frac{q_t}{q}\right) \right] + \epsilon_{r,t} \quad (33)$$

第二种货币政策工具是数量型的货币政策, 也被称之为 QE 政策, 即政府可以在资本市场上购买私人发行的权益, 参照 DEFK 模型, 政府只在市场流动性受到冲击时才采用此政策工具, 即将其设定为:

$$N_{g,t+1} = \psi_K (\phi_t - \phi) \quad (34)$$

总之, 政府应对流动性冲击的政策由(32) — (34)式三种政策规则给出。其中, 税收规则和泰勒规则分别对应的是财政政策和货币政策, (34)式的数量宽松政策则具有准财政政策的性质。无论政府采用盯住流动性的税收规则还是数量宽松政策, 其政策参数 $\psi_\phi$ 和 $\psi_K$ 事实上都间接面临一个共同的约束条件,  $L_t \geq 0$ 或 $B_{t+1} \geq 0$ , 即政府债券不能卖空, 否则就等价于政府为家庭提供了一笔贷款。因此, 在政府债券不能卖空的约束下, 那么在一个随机的经济环境中, 如果 $\sigma_\phi$ 较大时, 给定参数 $\psi_\phi$ 和 $\psi_K$ 时的政策将会触及到该约束; 或者, 即使 $\sigma_\phi$ 不是很大, 如果参数 $\psi_\phi$ 和 $\psi_K$ 的数值较大, 对应的政策也将会触及到该约束。一旦政策触及到该约束, 那么模型本质上就是一个内性的体制转换 (Regime Switch) DSGE 模型, 这将增加计算的困难。

### （七）市场出清条件

市场出清条件包括劳动力市场、金融市场和产品市场的出清。其中，劳动力市场出清条件由（3）式给出，金融市场出清条件即资本市场的出清条件为：

$$K_{t+1} = N_{g,t+1} + N_{t+1} \quad (35)$$

由于本文的重点不是分析 QE 政策，因此假设  $\psi_K = 0$ ，代入（48）式有  $N_{g,t+1} \equiv 0$ ，进一步可以将（35）式写为  $K_{t+1} = N_{t+1}$ ，这也是本文研究区别于 Negro et al（2017）的重要不同之处。另外，由于不考虑政府支出，产品市场出清条件为：

$$Y_t = C_t + [1 + f(X_t)]I_t \quad (36)$$

## 三、参数与随机稳态

### （一）参数

本文模型的主要参数来自 DEFK 模型，与 DEFK 模型设定的参数主要不同之处在于，由于 DEFK 模型将  $\kappa$  取为 0.75 仍然不足以保证流动性冲击对资产价格产生合意的结果，本文将投资调整成本参数  $\kappa$  设为 2。同时，Christiano et al（2014）对投资调整成本参数的估计结果为 10.78，因此本文模型将  $\kappa$  取值为 2 仍然在合理的区间范围之内。另外，对于政策参数  $\psi_\phi$ 、 $\psi_q$  和  $\psi_K$  先取值为 0，在后文的分析中再重新设定合适的参数。

表 2 参数

参数	数值	经济意义
$\beta$	0.993	时间偏好
$\sigma$	1	风险厌恶
$\chi$	0.009	拥有投资机会的家庭成员比例
$\eta$	1	劳动供给 Frisch 弹性的倒数
$\omega$	1	劳动供给在效用函数中的相对权重
$\delta$	0.024	资本折旧率
$\alpha$	0.34	资本的份额
$\kappa$	2	投资调整成本参数
$\theta$	0.792	借入约束参数
$\phi$	0.309	股权流动性的参数
$\lambda_p$	0.1	价格加成
$\lambda_w$	0.1	工资加成
$\zeta_p$	0.75	价格调整频率的参数
$\zeta_w$	0.75	工资调整频率的参数
$\psi_\tau$	0.1	税收调整政策参数
$r_f$	0.953	流动性冲击的持续性
$r_r$	0.8	货币政策的持续性
$y_p$	1.5	货币政策对通胀的盯住程度
$y_Y$	0.125	货币政策对产出的盯住程度
$\psi_\phi$	0	税收对流动性的盯住程度
$\psi_q$	0	货币政策对资产价格的盯住程度

$\psi_K$	0	政府资产购买政策参数
----------	---	------------

需要特别说明是，本文之所以将投资调整成本的参数 $\kappa$ 调整到一个更合理的取值，其作用在于可以直接解决 DEFK 模型及其底层的 KM 模型的缺陷。正如 Shi（2015）所指出的，KM 模型中负的流动性冲击会导致资产价格上升这一与经验事实不一致的不合意结果。DEFK 模型将价格粘性、工资粘性和名义利率 ZLB 的约束同时引入到 KM 模型中，只有足够大的流动性冲击使得名义利率触及 ZLB 时才能产生资产价格下降的合意结果，如果名义利率不能触及到 ZLB 则资产价格仍会上升。本文通过直接调整投资调整成本的参数 $\kappa$ ，则可以解决其缺陷。其作用机制在于：投资调整成本越大，意味着投资的实际刚性越大，流动性冲击下投资相对更加稳定，投资潜在的波动则由投资品的价格 $P_{I,t}$ 吸收并表现出更大的更大波动。因此，投资调整成本越大，流动性冲击会导致投资品价格 $P_{I,t}$ 更大程度下降，投资品生产部门的利润 $D_{I,t}$ 也会大幅下降，进而导致资本的红利减少，从而使资产的价格下降。

## （二）流动性风险与随机稳态

为了更好的理解流动性风险如何影响资产价格，本文这一部分模拟了 $\sigma_\phi$ 在 0—0.02 之间取值时对应的资产价格等变量的随机稳态值。模拟结果显示，当 $\sigma_\phi$ 的取值变大即流动性风险增加时，资产价格 $q$ 的随机稳态值越低，债券的名义利率 $r$ 的随机稳态值也越低；同时，风险资产的溢价 $\mathbb{E}[R_K] - R$ 和流动性溢价 $\Omega$ 的随机稳态值也越大（见图 1）。模拟结果与前面模型分析的部分相一致。

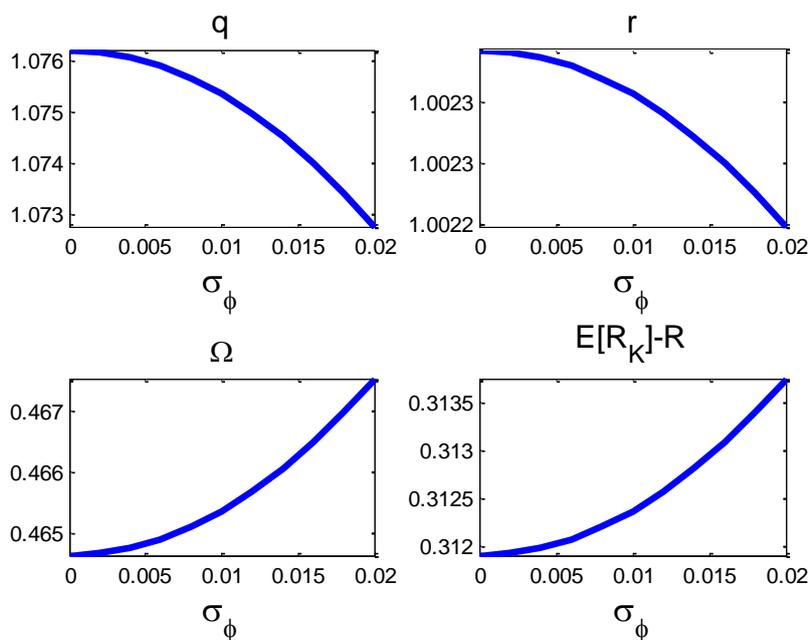


图 1 流动性风险与随机稳态

注：其中 $q$ 和 $r$ 的稳态值为绝对水平， $\Omega$ 和 $\mathbb{E}[R_K] - R$ 的值为百分比。

## 四、数量分析

### （一）流动性冲击下货币政策的作用

本文接下来模拟流动性冲击对经济的影响，以及盯住资产价格的货币政策应对流动性冲击的作用。由于本文取 $\sigma_\phi = 0.01$ ，那么一个标准差的流动性冲击只能使当期 $\phi_t$ 从稳态水平0.309下降到0.299，这样一个较小的流动性冲击对经济产生的影响不会太大，因此本文模拟5倍标准差的冲击对经济产生的影响，即当期的 $\phi_t$ 将从稳态水平0.309下降到0.259。在一个不考虑风险的模型中， $\sigma_\phi = 0.01$ 时的一个5倍标准差冲击和 $\sigma_\phi = 0.05$ 时的一个1倍标准差冲击都会使当期的 $\phi_t$ 将从稳态水平0.309下降到0.259，并且对经济的影响是一样的。然而，在一个存在流动性风险的随机经济环境中，这二者则是不一样的，这主要体现在：第一，在 $\phi_t \in [0,1]$ 的约束下，并在（8）式决定的 $\phi_t$ 变化规律下使得 $\sigma_\phi$ 也存在的约束，否则 $\phi_t$ 的变化将会超出其约束空间，比如当 $\sigma_\phi = 0.05$ 时 $\phi_t$ 就不再满足 $\phi_t \in [0,1]$ 的约束；第二， $\sigma_\phi$ 大小本身代表着流动性风险的大小，会影响资产价格等内生变量随机稳态值，进一步影响流动性冲击对内生变量的脉冲响应路径。因此，本文选择 $\sigma_\phi = 0.01$ 时的一个5倍标准差冲击对经济的影响。另外，DEFK模型模拟了当期 $\phi_t$ 突然下降0.218对经济的影响，这将是一个很大的流动性冲击。为了更好的理解盯住资产价格的货币政策的作用，本文分别将 $\psi_q$ 取0、0.02和0.05，以此来比较货币政策不同强度的相对作用，模拟结果见图2。

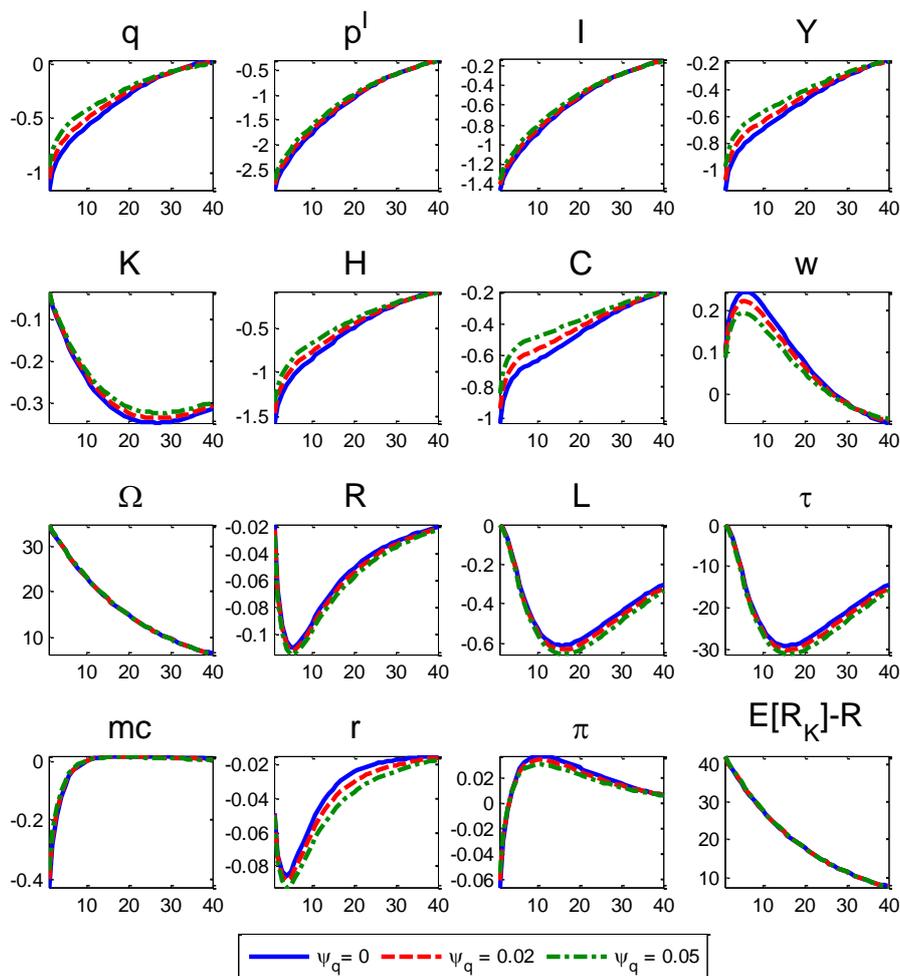


图2 流动性冲击下盯住资产价格的利率政策的作用

注：内生变量的变化均是对随机稳态的对数偏离的百分数。比如，对内生变量 $x_t$ 而言，脉冲响应函数对应的是 $100 * \log(x_t/x_{SSS})$ ， $x_{SSS}$ 为变量的随机稳态。后图将不再单独说明。

模拟结果显示，当 $\psi_q = 0$ 时，即货币政策不盯住资产价格时，一个5倍标准差的流动性冲击会导致资产价格当期下降约1%，当期的产出和消费水平也都下降约1%，当期投资水平则下降约1.4%。另外，实际利率的下降幅度最高超过0.1%，但同期的名义利率和价格水平的下降幅度相对较小（见图2）。流动性冲击导致消费水平的下降，主要原因在于价格水平下降导致总需求的下降。由于实际利率的下降，政府债务负担也随之降低，这就降低了政府通过发行债券来平衡财政预算的需求，从而导致债券的供给减少。债券供给的减少本身也代表着经济中流动性资产的减少，在资产价格下降和流动性资产减少的共同作用下，导致了投资水平的收缩。另外，流动性冲击增加了家庭对流动性资产即债券的需求，从而提高了债券的便利性收益，风险溢价也随之上升。

总的来说，流动性冲击主要通过资产流动性、资产价格和流动性资产供给三种渠道来影响投资，从而对经济产生影响。将（34）式代入（31）式并取 $\psi_K = 0$ 然后结合（9）式便可以得到：

$$I_t = \chi \frac{[r_{K,t} + (1 - \delta)\phi_t q_t]N_t + L_{t+1}}{P_{I,t} - \theta q_t}$$

因此，可以直接将投资的变化分解为三种渠道：首先，流动性冲击直接降低了资产的流动性，由于 $\partial I_t / \partial \phi_t > 0$ ，资产流动性 $\phi_t$ 降低能够直接降低投资水平；其次，流动性冲击导致资产价格 $q_t$ 的下降，则通过乘数效应进一步降低投资水平，其乘数效应随着 $\theta$ 的增加而增加<sup>1</sup>；最后，流动性冲击导致家庭对流动性资产的需求增加，政府债券作为唯一的流动性资产，其利率随着需求的增加而降低，这就降低了政府债务的压力和债券的发行，最终通过流动性资产 $L_{t+1}$ 的供给收缩降低了投资水平。

由于资产的流动性 $\phi_t$ 是外生的，政府通过政策干预来稳定投资则只能通过资产价格和流动性资产供给这两个渠道来发挥作用。DEFK模型中的数量宽松政策，主要是政府直接购买私人发行的资产，这直接增加了资本市场的需求，有助于资产价格的稳定，这体现出政策通过资产价格的渠道发挥作用；同时，政府购买资产的支出增加，进一步增加了平衡财政预算的压力，在税收政策的力度不够大时，政府需要增加债券的发行为政府的资产购买来融资，这就增加了流动性资产的供给，从而也通过这一渠道来发挥稳定投资的作用。

当货币政策盯住资产价格时，资产价格的下降会使货币当局进一步调低名义利率，这表现在流动性冲击下的名义利率在 $\psi_q = 0.02$ 时下降的幅度相对较大，且在 $\psi_q = 0.05$ 时下降的幅度则相对更大。货币政策通过降低名义利率来稳定价格水平，同时也有助于降低实际利率。价格水平的稳定本身代表着需求的稳定，实际利率的降低通过改变跨期替代关系来降低家庭的储蓄需求并增加当期的消费需求，当期消费需求的增加则在价格粘性的作用下增加了总需求，从而刺激了短期产出的扩张，最终表现在投资和产出在货币政策的干预下相对更加稳定。然而，尽管货币政策的干预对投资的稳定有一定的作用，同时也进一步稳定了资产的价格，但最终对投资的稳定作用并不是特别明显，其主要原因在于：货币政策降低了实际利率，这有助于减少政府的财政负担，最终降低了实际流动性的供给，从而对投资产生一定的收缩作用。这也意味着，当货币政策通过盯住资产价格的利率规则来应对流动性冲击时，如果能够得到财政政策的支持，即通过一个扩张的财政政策来增加财政负担以发行更多的政府债券，这将有助于提高投资水平，进一步稳定资产价格，从而提升货币政策的效果。因此，如果要进一步提升货币政策的效果，在一定程度上也需要财政政策的支持。

## （二）流动性冲击下财政政策的作用

为了更好地理解财政政策应对流动性冲击的作用，本文这一部分探讨一个盯住流动性的税收规则对经济稳定的作用，这里分别将 $\psi_\phi$ 取 0、0.3 和 0.8，以此来比较不同政策力度的相对作

<sup>1</sup> 乘数效应背后的经济机制在于，企业家增加 1 单位新的投资需要的资金为 $P_{I,t}$ ， $\theta > 0$ 意味着企业家可以将该投资形成的权益卖出 $\theta$ 比例，卖出的价格为 $q_t$ ，那么企业家需要的内部资金仅为 $P_{I,t} - \theta q_t$ ，这就类似购买资产的首付形成的杠杆乘数。

用。模拟结果显示，当 $\psi_\phi = 0.3$ 较之与没有财政政策干预（即 $\psi_\phi = 0$ ）时，流动性冲击导致一揽子税收的大幅下降<sup>1</sup>，并且税收在 $\psi_\phi = 0.8$ 时下降的幅度更大（见图 3）。税收大幅下降时，政府需要通过发行债券来平衡财政预算，从而增加了债券的发行即实际流动性的供给。债券供给的增加降低了债券的名义利率和实际利率的下降幅度，实际利率的相对更加稳定改变了消费的跨期替代关系，如果没有投资和产出增加产生的收入效应，消费将会由实际利率的更加稳定产生更大程度的下降，因此，消费的稳定主要来自产出稳定产生的收入效应。另外，由于实际流动性供给的增加，家庭可以储存更多流动性资产来应对流动性冲击和未来的流动性风险，从而也降低了流动性资产的便利性收益和风险溢价。

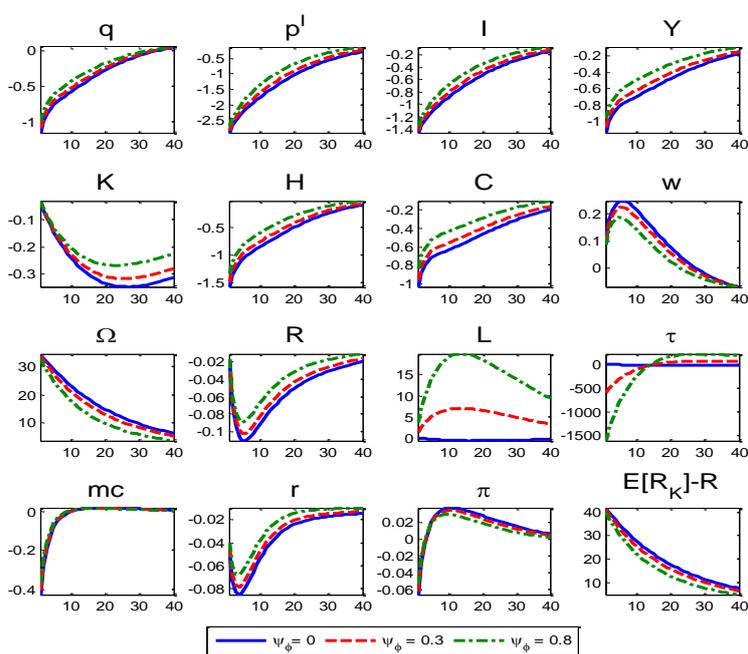


图 3 流动性冲击下财政政策的作用

通过调整税收的财政政策来应对流动性冲击，与 DEFK 模型所讨论的通过政府直接购买私人资产的数量宽松政策相比，其影响渠道的相同之处表现在：二者都增加了政府的财政预算压力，政府需要增加融资来平衡财政预算。DEFK 模型的数量宽松政策使得政府既可以通过税收融资，也可以通过发行债券来融资；在本文的税收规则下，政府主要是通过发行债券来融资。因此，税收规则下的财政政策会带来政府增加更多的债券发行，从而增加更多的实际流动性供给，对投资的稳定作用主要体现在增加流动性资产这一渠道。本文与 DEFK 模型不同的影响渠道在于：DEFK 模型的数量宽松政策直接增加资本市场中对资产的需求，稳定了资产的价格，从而通过资产价格渠道来实现稳定投资的作用；本文中的税收规则由于盯住了流动性，流动性冲击下

<sup>1</sup> 需要说明的是，当一揽子税收的下降幅度超过 100%时，税收将由正数变成负数，在经济意上就是政府向家庭的征税转变为补贴。

的减税增加了政府的财政压力，从而主要通过发行债券来增加流动性资产供给这一渠道来稳定投资。

### （三）流动性冲击下政策协调的作用

从前面的分析可知：税收规则下的财政政策在流动性冲击时将会增加更多的流动性资产，这对名义利率有更大的稳定作用，从而也为货币政策提供了更大的政策空间。因此，与DEFK模型中的数量宽松政策所不同的是，本文的财政政策作用不止体现在增加流动性资产供给方面，还体现在对货币政策的支持上。正是由于盯住流动性的税收规则的财政政策，不但可以在流动性冲击时发挥稳定经济的作用，还能够更大程度上支持货币政策，为货币政策的操作提供更大的政策空间，这也是本文主要讨论这一财政政策的作用及与货币政策协调的原因之一。本文将在这一部分详细讨论财政政策对货币政策的支持及二者的政策协调对于应对流动性冲击的作用。

为了更好的理解财政政策对货币政策的支持作用，本文这一部分分别模拟 $\psi_q = \psi_\phi = 0$ 、 $\psi_q = 0.05$ 且 $\psi_\phi = 0$ 和 $\psi_q = 0.05$ 且 $\psi_\phi = 0.3$ 这三种政策组合应对流动性冲击的作用。当 $\psi_q = 0.05$ 且 $\psi_\phi = 0$ 时，意味着只有货币政策进行干预；当 $\psi_q = 0.05$ 且 $\psi_\phi = 0.3$ 时，即货币政策和财政政策同时发挥作用，这也意味着财政政策不但应对流动性冲击，同时还对货币政策进行支持。模拟结果由图4给出。

模拟结果显示，当财政政策与货币政策同时发挥作用时，由于财政政策增加了债券的发行即实际流动性资产的供给，对投资产生了更大的稳定作用，从而增加了资本积累和产出水平（见图4）。投资的稳定也对资产价格有一定的稳定作用。另外，财政政策的支持使得名义利率下降的幅度相对更小，这主要是债券的发行在财政政策的作用下有一定程度上的增加，从而对名义利率有一定的推升作用，阻止了名义利率的大幅下降。名义利率的相对稳定，进一步稳定了实际利率，通过改变消费的跨期替代关系，从而当期的消费产生了负面的影响，消费最终表现出的相对稳定则主要是来自于投资和产出增加带来的收入效应。

前面的分析表明，如果货币政策盯住资产价格的力度较大时，即 $\psi_q$ 的数值相对较大时，资产价格将会更加稳定，其代价将是名义利率将变得更加不稳定，那么流动性冲击将可能导致货币政策受到约束，即名义利率触及到ZLB的约束。然而，当财政政策通过一个盯住流动性的税收规则发挥作用时，可以对名义利率产生一定的稳定作用，这降低了货币政策触及ZLB约束的概率，从而为货币政策应对流动性冲击发挥了更大的空间，这也意味着货币政策中对资产价格的盯住程度可以在 $\psi_q = 0.05$ 的基础上进一步提高。财政政策支持货币政策的同时，需要付出的代价是政府的债务水平变得更加不稳定。

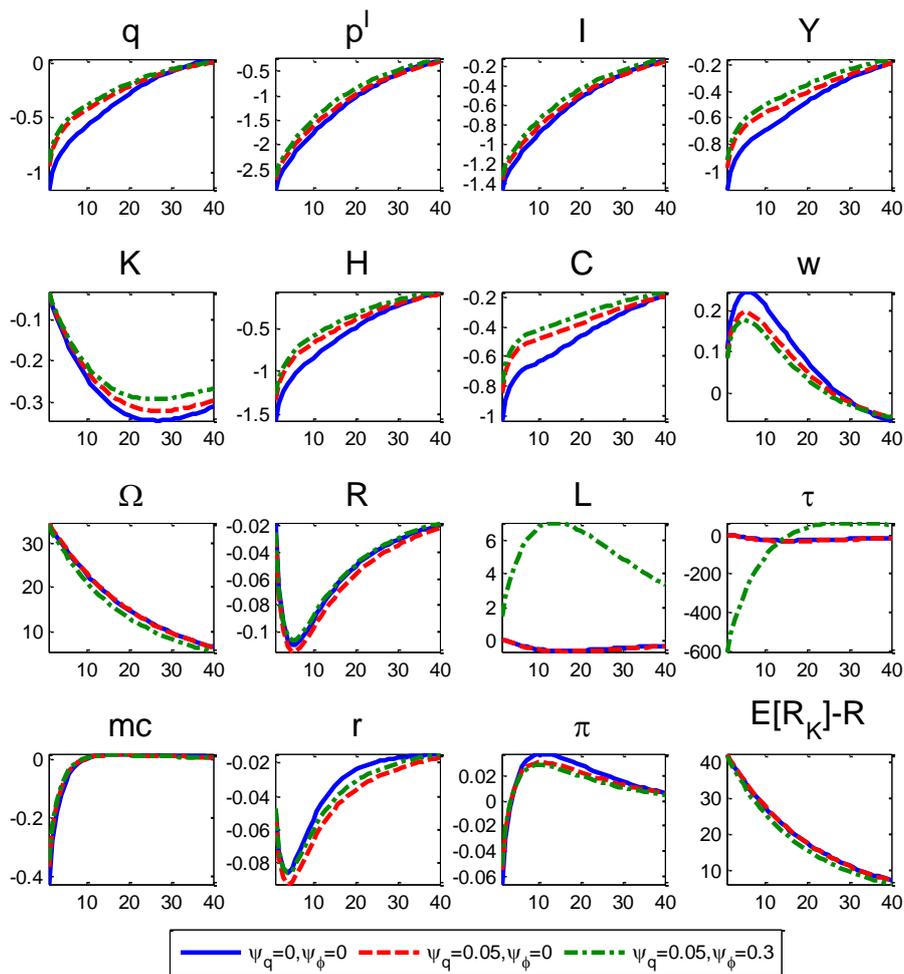


图4 流动性冲击下货币政策与财政政策的协调作用

根据 Leeper (1991) 对财政政策与货币政策协调的讨论, 当  $\psi_\tau$  足够小时, 即财政当局拒绝通过税收来调整财政赤字, 即主动的财政政策, 那么政府债务的稳定则需要货币政策来实现, 即通过一个对通胀缺口反应力度更小的利率规则来实现 (即一个更小的  $\psi_\pi$ ), 那么价格水平将变得更加不稳定, 从而稳定政府的实际债务水平, 货币政策此时处于被动地位。反之, 主动的货币政策通过一个更大的  $\psi_\pi$  来实现价格水平的稳定, 政府债务的稳定则需要一个更大的  $\psi_\tau$  来实现, 即主动的货币政策与被动的财政政策之间的配合。本文的财政政策中的税收规则增加了对流动性的反应, 货币政策中也增加了对资产价格的反应, 二者的共同结果是增加了价格的稳定并同时放大了政府债务的不稳定性。因此, 盯住资产价格的货币政策增加了货币政策的主动性, 盯住流动性的税收规则增加了财政政策的主动性。

总之, 货币财政政策的协调有助于应对由流动性冲击导致的金融危机。基于 Leeper (1991) 框架的研究强调二者协调主要是为了实现通胀水平的稳定 (如: Leeper & Leith, 2016; Bhattarai et al, 2016; Miller, 2016; Bianchi & Melosi, 2019 等), 本文的研究主要强调两大政策协调在实

现资产价格稳定的作用，即维护金融稳定的财政因素不可忽视。

## 五、总结与进一步研究方向

本文在 DEFK 模型基础上讨论货币政策与财政政策应对流动性冲击的作用，以及两大政策的协调如何能够产生更强的政策效果。本文研究的主要意义和贡献在于：本文回答了财政政策应对流动性冲击的作用机制，当流动性冲击影响资产价格并导致经济衰退时，减税政策最终可以提高名义利率，从而为货币政策稳定经济提供更大的操作空间，这对当前全球正在和即将采取扩表政策的央行具有重要的政策启示，应加强与财政政策的协调而不是单独行动。在我国的实践中，国家“十三五”规划就明确提出了“增加财政货币政策协调性”，由于我国国债的流动性相对较差，使其难以成为货币政策公开市场操作的理想对象，增加了货币政策操作过程中与财政政策协调的困难。因此，丰富国债期限品种、提高国债的流动性，将有助于促进两大政策在操作层面上的协调。同时，我国国务院金融稳定发展委员会成员单位还囊括了财政部门，这说明维护金融稳定不能忽视财政的作用，这也有利于货币政策和财政政策在政策制定层面的协调，本文研究也正好支持了货币政策与财政政策协调在维护资产价格稳定和金融稳定方面的作用。

另外，由于 DEFK 模型已对数量宽松政策进行了深入的分析，本文因而不再单独讨论，而且本文的模型中考虑了财政政策的支持，常规的利率政策仍然可以发挥稳定作用，也就不需要数量宽松政策来对经济进行干预。当然，数量宽松政策与财政政策的协调也是值得进一步深入研究的主题，特别是当引入央行资产负债表并且使央行和财政这二者的预算约束相分离时（Park, 2015），这又将延伸到央行资产负债表工具的作用条件与边界等问题的研究（Curdia & Woodford, 2011）。本文的财政政策没有考虑政府的财政约束，并不代表本文的结论支持当前流行的所谓“现代货币理论”（Wray, 2015），因为该理论认为财政支出不应受到债务上限的政策约束。考虑政府的财政约束时，财政政策空间将会受到由政策或市场决定的债务上限的约束，那么应对流动性冲击的财政政策对货币政策只能提供有限的支持。如果财政政策不能突破债务上限并且需要其对货币政策提供更大的支持时，就会产生债务违约的问题。因此，在本文的框架下引入政府的债务约束和违约问题，以及扩展到开放经济的环境中，进一步探讨应对流动性冲击的货币政策和财政政策的协调，将是重要的研究主题和进一步的研究方向。

## 参考文献

- [1] 陈小亮 马啸, 2016: 《“债务-通缩”风险与货币政策财政政策协调》, 《经济研究》第8期。
- [2] 刘斌, 2009: 《物价水平的财政决定理论与实证研究》, 《金融研究》第8期。
- [3] 刘金全 张龙, 2019: 《新中国70年财政货币政策协调范式: 总结与展望》, 《财贸经济》第9期。
- [4] 杨源源 于津平 尹雷, 2019: 《中国财政货币政策协调配合范式选择》, 《财贸经济》第1期。
- [5] Ajello, A.(2016), “Financial intermediation, investment dynamics, and business cycle fluctuations”, *American Economic Review* 106(8): 2256-2303.
- [6] Apergis, N. et al(2015), “Does stock market liquidity explain real economic activity? New evidence from two large European stock markets”, *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money* 38(1): 42-64.
- [7] Bacchetta, P. et al(2018), “Self-fulfilling debt crises: What can monetary policy do?”, *Journal of International Economics* 110(1): 119-134.
- [8] Bhattarai, S. et al (2016), “Policy regimes, policy shifts, and US business cycles”, *Review of Economics and Statistics* 98(5): 968-983.
- [9] Bhattarai, S.(2016), “Some unpleasant central bank balance sheet arithmetic”, University of Texas, Austin.
- [10] Bianchi, F. & L. Melosi(2019), “The dire effects of the lack of monetary and fiscal coordination”, *Journal of Monetary Economics* 104(1): 1-22.
- [11] Brunnermeier, M. K.(2009), “Deciphering the liquidity and credit crunch 2007-2008”, *Journal of Economic Perspectives* 23(1): 77-100.
- [12] Calvo, G. A.(1983), “Staggered prices in a utility-maximizing framework”, *Journal of Monetary Economics* 12(3): 383-398.
- [13] Christiano, L. et al(2005), “Nominal rigidities and the dynamic effects of a shock to monetary policy”, *Journal of Political Economy* 113(1): 1-45.
- [14] Christiano, L. et al(2014), “Risk shocks”, *American Economic Review* 104(1): 27-65.
- [15] Cochrane, J. H.(2001), “Long-term debt and optimal policy in the fiscal theory of the price level”, *Econometrica* 69(1): 69-116.
- [16] Coeurdacier, N. et al(2011), “The risky steady state”, *American Economic Review* 101(3): 398-401.
- [17] Corsetti, G. & L. Dedola(2016), “The mystery of the printing press: Monetary policy and self-fulfilling debt crises”, *Journal of the European Economic Association* 14(6): 1329-1371.
- [18] Correia, I. H. et al(2013), “Unconventional fiscal policy at the zero bound”, *American Economic Review* 103(4): 1172-1211.
- [19] Curdia, V. & M. Woodford(2011), “The central-bank balance sheet as an instrument of monetary policy”, *Journal of Monetary Economics* 58(1): 54-79.
- [20] Del Negro, M. et al(2017), “The great escape? A quantitative evaluation of the Fed's liquidity facilities”, *American Economic Review* 107(3): 824-57.
- [21] de Groot, O.(2013), “Computing the risky steady state of DSGE models”, *Economics Letters* 120(3): 566-569.
- [22] de Groot, O.(2014), “The risk channel of monetary policy”, *International Journal of Central Banking* 10(2): 115-160.
- [23] Evans, G. W.(2013), “The stagnation regime of the New Keynesian model and recent US policy”, in: T. J. Sargent & J. Vilmunen (eds), *Macroeconomics at the Service of Public Policy*, Oxford University Press.
- [24] Gertler, M. & P. Karadi(2011), “A model of unconventional monetary policy”, *Journal of Monetary Economics* 58(1): 17-34.
- [25] Gertler, M. et al(2012), “Financial crises, bank risk exposure and government financial policy”, *Journal of Monetary*

- Economics* 59(1): S17-S34.
- [26] Gertler, M., & P. Karadi(2013), “QE 1 vs. 2 vs. 3...: A framework for analyzing large-scale asset purchases as a monetary policy tool”, *International Journal of Central Banking* 9(1): 5-53.
- [27] Gutkowski, V.(2018), “Sovereign illiquidity and recessions”, *SSRN*, doi.org/10.2139/ssrn.2956138.
- [28] Kara, E. & J. Sin(2018), “The fiscal multiplier in a liquidity-constrained New Keynesian economy”, *The Scandinavian Journal of Economics* 120(1): 93-123.
- [29] Kiyotaki, N. & J. Moore(2012), “*Liquidity, business cycles, and monetary policy*”, NBER Working Paper No. w17934.
- [30] Kiyotaki, N. & J. Moore(2019), “Liquidity, business cycles, and monetary policy”, *Journal of Political Economy* 127(6): 2926-2966.
- [31] Krishnamurthy, A. & A. Vissing-Jorgensen(2012), “The aggregate demand for treasury debt”, *Journal of Political Economy* 120(2): 233-267.
- [32] Leeper, E. M.(1991), “Equilibria under ‘active’ and ‘passive’ monetary and fiscal policies”, *Journal of Monetary Economics* 27(1): 129-147.
- [33] Leeper, E. M. & C. Leith(2016), “Understanding inflation as a joint monetary–fiscal phenomenon”, in: J. B. Taylor & H. Uhlig (eds), *Handbook of Macroeconomics*, Elsevier.
- [34] McMahon, M. et al(2018), “Perils of unconventional monetary policy”, *Journal of Economic Dynamics and Control* 93(1): 92-114.
- [35] Meyer-Gohde, A.(2015), “Risk-sensitive linear approximations”, mimeo, Hamburg University.
- [36] Miller, D. S.(2016), “Commitment versus discretion in a political economy model of fiscal and monetary policy interaction”, *Journal of Monetary Economics* 84(1): 17-29.
- [37] Molteni, F. (2015), “*Liquidity, government bonds and sovereign debt crises*”, CEPII Working Paper No. 2015-31.
- [38] Park, S. G. (2015), “Central banks quasi-fiscal policies and inflation”, *International Journal of Central Banking* 11(2): 199-236.
- [39] Shi, S. (2015), “Liquidity, assets and business cycles”, *Journal of Monetary Economics* 70(1): 116-132.
- [40] Sin, J.(2016), “*The fiscal multiplier in small open economy: The role of liquidity frictions*”, IMF Working Paper No. 16/138.
- [41] Smets, F. & R. Wouters(2007), “Shocks and frictions in US business cycles: A Bayesian DSGE approach”, *American Economic Review* 97(3): 586-606.
- [42] Wray, L. R.(2015), *Modern Money Theory: A Primer on Macroeconomics for Sovereign Monetary Systems*. Springer.

## 附录 A 价格方程 (20) 式的推导

中间品生产商对中间产品具有定价能力，假设在  $t$  期选择价格  $P_t(z) = P_t^*(z)$ ，然后在未来各期一直保持不变，基于  $t$  期定价产生的利润流为  $D_{t,s}(z) = \left[ \frac{P_t^*(z)}{P_s(z)} - mc_s \right] Y_s(z)$ ， $s \geq t$ 。根据 Calvo (1983) 交错定价的方法，假设当期只有  $1 - \zeta_p$  比例的中间产品生产商可以调整价格，这也意味着当期一旦选择了价格之后，下一期不调整价格的概率为  $\zeta_p$ ，那么当期对产品定价  $P_t(z) = P_t^*(z)$  产生的利润现值为  $V_t(z) = \mathbb{E}_t \sum_{s=t}^{\infty} [\zeta_p^{s-t} \Lambda_{t,s} D_{t,s}(z)]$ ，展开后最终可以写成如下形式：

$$V_t(z) = \mathbb{E}_t \sum_{s=t}^{\infty} (\beta \zeta_p)^{s-t} C_s^{-\sigma} C_t^{\sigma} \left[ \frac{P_t^*(z)}{P_s(z)} - mc_s \right] \left[ \frac{P_t^*(z)}{P_s(z)} \right]^{-(1+\lambda_p)/\lambda_p} Y_s$$

中间品生产商选择  $P_t^*(z)$  最大化  $V_t(z)$ ，可以得到一阶条件如下：

$$\mathbb{E}_t \sum_{s=t}^{\infty} (\beta \zeta_p)^{s-t} C_s^{-\sigma} \left[ \frac{P_t^*(z)}{P_s(z)} - (1 + \lambda_p) mc_s \right] Y_s = 0 \quad (\text{A1})$$

由于所有中间品生产商面临着相同的定价问题，对称性均衡下有  $P_t^*(z) = P_t^*$ 。将  $p_t^* = P_t^*/P_t$  记为相对价格，将其代入 (A1) 式有：

$$\mathbb{E}_t \sum_{s=t}^{\infty} (\beta \zeta_p)^{s-t} C_s^{-\sigma} [p_t^*/\pi_{t,s} - (1 + \lambda_p) mc_s] (p_t^*/\pi_{t,s})^{-(1+\lambda_p)/\lambda_p} Y_s = 0 \quad (\text{A2})$$

其中， $\pi_{t,s} = P_s/P_t$ ，由 (15) 式可得：

$$(1 - \zeta_p)(p_t^*)^{-1/\lambda_p} + \zeta_p(1/\pi_t)^{-1/\lambda_p} = 1 \quad (\text{A3})$$

结合 (A2) 和 (A3) 式可得，

$$\left( \frac{1 - \zeta_p \pi_t^{-1/\lambda_p}}{1 - \zeta_p} \right)^{-\lambda_p} = \frac{X_{1p,t}}{X_{2p,t}} \quad (\text{A4})$$

其中，

$$X_{1p,t} = C_t^{-\sigma} Y_t mc_t + \beta \zeta_p \mathbb{E}_t \left[ \pi_{t+1}^{(1+\lambda_p)/\lambda_p} X_{1p,t+1} \right] \quad (\text{A5})$$

$$X_{2p,t} = C_t^{-\sigma} Y_t / (1 + \lambda_p) + \beta \zeta_p \mathbb{E}_t \left[ \pi_{t+1}^{1/\lambda_p} X_{2p,t+1} \right] \quad (\text{A6})$$

附录 B 工资方程 (26) 式的推导

假设每期有  $1 - \zeta_w$  比例的家庭可以重新设定工资，其他部分的家庭将保持工资不变，那么目标函数为最大化：

$$\mathbb{E}_t \sum_{s=t}^{\infty} (\beta \zeta_w)^{s-t} \left[ \frac{1}{1-\sigma} C_s^{1-\sigma} - \frac{\omega}{1+\eta} \int_{\chi}^1 H_s^{1+\eta}(j) dj \right]$$

可以重设工资的家庭在  $t$  期选择  $W_t(j) = W_t^*(j)$  的一阶条件为：

$$\mathbb{E}_t \sum_{s=t}^{\infty} (\beta \zeta_w)^{s-t} C_s^{-\sigma} \left[ \frac{W_t^*(j)}{P_s} - \omega(1 + \lambda_w) C_s^{\sigma} H_s^{\eta}(j) \right] H_s(j) = 0 \quad (B1)$$

所有的代表性家庭面临着相同的工资设定问题，对称性均衡下有  $W_t^*(j) = W_t^*$ ，将  $w_t = W_t/P_t$  记为实际工资水平，同时记  $w_t^* = W_t^*/P_t$ ，并将 (24) 式代入 (B1) 式可得：

$$\mathbb{E}_t \sum_{s=t}^{\infty} (\beta \zeta_w)^{s-t} C_s^{-\sigma} \left[ \frac{w_t^*}{\pi_{t,s}} - \omega(1 + \lambda_w) C_s^{\sigma} \left( \left( \frac{w_t^*}{\pi_{t,s} w_s^*} \right)^{-(1+\lambda_w)/\lambda_w} H_s \right)^{\eta} \right] H_s = 0 \quad (B2)$$

由 (25) 式可得实际工资的方程为：

$$(1 - \zeta_w)(w_t^*)^{-1/\lambda_w} + \zeta_w \left( \frac{w_{t-1}}{\pi_t} \right)^{-1/\lambda_w} = w_t^{-1/\lambda_w} \quad (B3)$$

将工资通胀水平定义为  $\pi_{w,t} = W_t/W_{t-1}$ ，代入 (B3) 式得到

$$\left( \frac{1 - \zeta_w \pi_{w,t}^{-1/\lambda_w}}{1 - \zeta_w} \right)^{-\lambda_w + (1+\lambda_w)\eta} = \frac{X_{1w,t}}{X_{2w,t}} \quad (B4)$$

其中，

$$X_{1w,t} = \frac{\omega}{(1-\chi)^{\eta}} H_t^{1+\eta} + \beta \zeta_w \mathbb{E}_t \left[ \pi_{w,t+1}^{(1+\lambda_w)(1+\eta)/\lambda_w} X_{1w,t+1} \right] \quad (B5)$$

$$X_{2w,t} = \frac{1}{1+\lambda_w} C_t^{-\sigma} w_t H_t + \beta \zeta_w \mathbb{E}_t \left[ \pi_{w,t+1}^{1/\lambda_w} X_{2w,t+1} \right] \quad (B6)$$

## Liquidity Shock, Financial Crisis and Monetary and Fiscal Policy Coordination

LU Lei LIU Xue

**Abstract:** This paper discusses the role of monetary and fiscal policies' coordination on mitigating effects of financial crisis caused by liquidity shocks, based on Del Negro et al (2017). When liquidity shocks leads to economic recessions via drop of asset prices, the fiscal policy of tax reduction can promote nominal interest rate by increasing bond issuance, and hence provide larger operation space for monetary policy with an interest rule targeting on asset price to stabilize the economy. Hence, with the support of fiscal policy, conventional monetary policy instruments can still play the role of stabilization in time of financial crisis driven by liquidity shocks, without the necessary to implement quantitative easing program. The study of this paper has significant implications for the central banks which are taking or in considering the balance sheet expansion policy, and is also meaningful for China's current and future macroeconomic policy.

**Key Words:** Liquidity Shocks; Financial Crisis; Monetary Policy; Fiscal Policy; Policy Coordination.

# 人民币国际化发展路径研究

## ——基于十年发展的思考

陈卫东<sup>1</sup> 赵雪情<sup>2</sup>

**【摘要】**人民币国际化十年，市场化程度不断加深，国际认可度逐步提升，取得了重大发展成就。在内外环境、市场演进、政策引导等因素叠加下，人民币国际化经历了全周期考验，发生了一些新变化，也面临一些新问题。站在十年回顾与展望的关键时点上，本文客观分析人民币国际化所处阶段，深入探讨人民币国际化与国际收支变动的逻辑关系及内在原因，解读人民币的“特里芬难题”，进而提出人民币跨境收支循环配套境外小循环的发展模式及相关对策建议。

**【关键词】**人民币国际化；国际收支；特里芬难题

### 一、引言

2009年，国际金融危机期间美元流动性急剧紧张，全球货币格局系统性缺陷暴露无遗，中国被动应对并主动作为，推出跨境贸易人民币结算试点，掀开了人民币国际化的序幕。十年来，人民币国际化波动前行，市场化程度不断加深，国际认可度逐步提升，成为全球第一大新兴市场交易货币、全球第五大支付与储备货币，人民币国际化取得了重大的成就。然而，随着国内外形势变化，人民币汇率由单边升值到双向波动，跨境人民币业务增长显著放缓，离岸市场低迷调整，人民币国际化深度发展面临瓶颈。站在十年回顾与展望的关键时点上，我们应当对此客观剖析与深入研究，清醒认识所处阶段，对人民币国际化发展路径和政策措施进行重新思考。

21世纪以来，特别是2008年国际金融危机后，学界对人民币国际化发展路径展开了广泛而深入的研究，其中不乏国际收支层面的分析。一部分学者从货币国际化的成本角度予以解读。特里芬最早提出了“特里芬难题”，即在布雷顿森林体系下美国经常账户恶化与美元币值稳定之间存在矛盾。<sup>[3]</sup>黄隽、王国刚等学者进一步指出人民币国际化必然导致中国转向资本输出国，国际收支发生结构调整乃至出现赤字，特里芬难题无法破解。<sup>[4]</sup>人民币国际化以贸易结算为起点，

<sup>1</sup> 陈卫东，中国人民大学国际货币研究所学术委员、中国银行研究院院长

<sup>2</sup> 赵雪情，中国银行研究院研究员

[3] Triffin, R., *Gold and the Dollar Crisis: The Future of Convertibility*, Yale University Press, 1960.

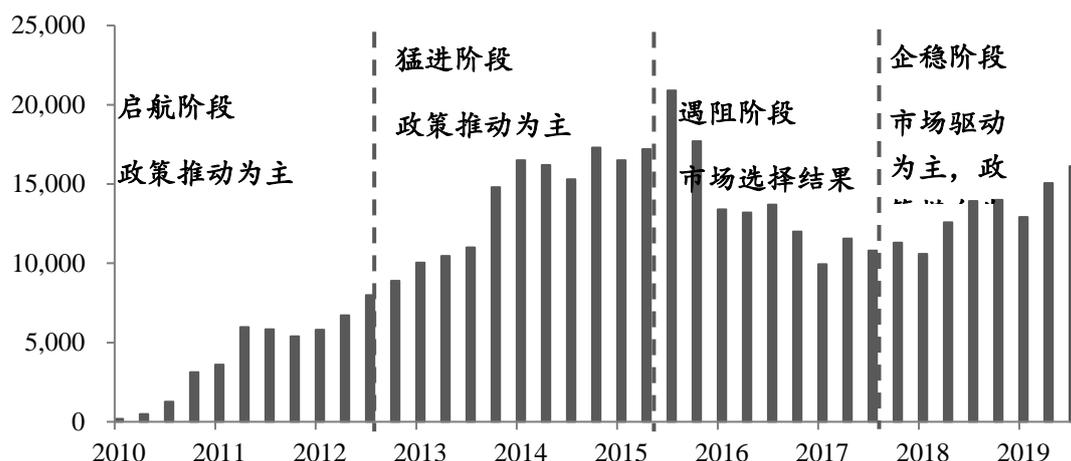
[4] 黄隽：“人民币国际化、国际收支的变化与中国经济结构的调整”，《教学与研究》，2012年第7期，第20~27页；王国刚：“人民币国际化的冷思考”，《国际金融研究》，2014年第4期，第3~14页。

而国内金融改革与资本项目开放尚未完全实现。黄权国认为经常项目大规模输出人民币将加剧资本项目不平衡，存在较大风险。<sup>[1]</sup>另一方面，李稻葵、彭红枫等学者从职能、地域、时间等维度探讨人民币国际化发展路径，认为人民币国际化应当采取渐进式、先区域后国际的发展路径。<sup>[2]</sup>高洪民则提出贸易与金融相区分，人民币跨境经济循环与金融循环应彼此促进、耦合发展。<sup>[3]</sup>

总体来看，既有研究对人民币国际化路径进行了广泛而深入的探讨，对人民币国际化与国际收支的关系不乏细致分析，为本文研究提供了有益基础。然而，上述大部分研究未对货币国际化不同阶段以及国际收支的本外币与地域结构进行区分解读。对此，本文尝试立足理论，客观探讨人民币国际化与中国国际收支变动的基本逻辑。中短期内，人民币国际化处于成长阶段，人民币国际收支与中国整体国际收支并非一致性变化，特里芬难题不会形成绝对阻碍。由此，本文重新思考当前人民币国际化发展路径，并结合实际提出相关对策建议。

## 二、人民币国际化十年回顾

自跨境贸易阶段试点以来，人民币国际化十年发展，经历了全周期考验，波动前行（图 1）。根据政策推进程度、市场价格变化以及人民币国际使用量增速，人民币国际化总体可以划分为四个阶段。第一阶段（2009 年至 2012 年），人民币国际化从无到有，跨境政策逐步放开，中国贸易与直接投资的多年增长实力集中爆发。第二阶段（2013 年至 2015 年三季度），资本金融项下屡有突破，人民币国际化在单边升值预期下大步猛进。第三阶段（2015 年四季度至 2017 年），在汇率贬值预期下人民币国际化遇阻，离岸市场调整萎缩。第四阶段（2018 年至今），在市场驱动为主、政策辅助搭台下，人民币国际使用企稳回升，市场情绪与信心显著修复。



[1] 黄权国：“人民币国际化的新思路”，《国际金融研究》，2012 年第 12 期，第 26~32 页。

[2] 李稻葵、刘霖林：“人民币国际化：计量研究及政策分析”，《金融研究》，2008 年第 10 期，第 1~16 页；彭红枫、谭小玉、陈文博、李艳丽：“亚洲货币合作和人民币区域化进程——基于带傅里叶变换的 SURADF 实证研究”，《世界经济研究》，2015 年第 1 期，第 36~47 页。

[3] 高洪民：“基于两个循环框架的人民币国际化路径研究”，《世界经济研究》，2016 年第 6 期，第 3~11 页。

图1 跨境贸易人民币结算规模（亿元）

资料来源：中国人民银行。

十年来，人民币国际化发展取得重大成果，主要表现在以下五个方面。

**一是立足服务实体经济，跨境人民币贸易投资愈加便利化。**2009年以来，跨境人民币使用从贸易向投资扩展，由企业向个人延伸，从货物贸易覆盖至全部经常项目，从直接投资到跨境放款、跨国企业人民币资金池、全口径跨境融资。2019年，跨境贸易与直接投资人民币结算规模分别为6.04万亿元和2.78万亿元，同比增长分别为18.2%和4.3%。<sup>[1]</sup>十年来，跨境人民币业务更加便利化，市场需求不断扩大，人民币国际化水到渠成，为实体经济贡献积极力量。

**二是金融市场加快开放，人民币金融交易职能显著增强。**近年来，中国兼顾金融开放与风险控制，形成了人民币合格境外机构投资者（RQFII）、人民币合格境内机构投资者（RQDII）、沪港通、深港通、债券通、沪伦通、直接入市投资、基金互认、黄金国际版等多个投资交易通道，满足不同投资者的需求和偏好。随着全球货币政策进一步宽松，中国股市、债市被纳入全球核心指数，境内金融资产吸引力不断提高，证券投资与其他投资逐渐成为人民币跨境使用的主体部分，其规模占比由2015年的21.0%上升至2019年的55.2%。投资者范围不断扩容，跨境资金流动规模进一步增大，投资者对市场价格愈加敏感。2019年12月末境外企业和个人持有境内人民币股票和债券金额达4.4万亿元，<sup>[2]</sup>创历史最高水平。

**三是离岸人民币市场基本遍布全球，在急速扩张后步入调整阶段。**2009年至2015年汇改<sup>[3]</sup>前，套利套汇交易旺盛，离岸人民币市场急速扩张。2015年汇改后，随着人民币汇率由单向升值转为双向波动，中国资本项下管控趋严，境外经济下行风险增大，离岸人民币市场进入调整阶段。离岸人民币存款规模维持在1.1万亿元水平，较前期峰值萎缩约50%。2019年，除央票意外点心债仅发行488.2亿元，同比减少13.8%。<sup>[4]</sup>目前，中国香港地区是全球最大的离岸人民币业务中心，国际支付份额达75.1%，英国、新加坡居第二、三位。除中国香港地区以外，其他离岸人民币市场在产品、机制、流动性、设施等方面仍有较大提升空间，基本处于初级发展阶段。

**四是基础设施建设快速跟进，全球人民币清算网络基本形成。**随着人民币使用需求增长，中国积极推进基础设施建设，从清算行安排到人民币跨境支付系统（CIPS）上线，并积极与环球同业银行金融电讯协会（SWIFT）等国际主体展开合作。截至2019年末，中国已在25个国家和地区指定26家清算行；CIPS直接参与者共有33家，间接参与者903家，覆盖全球6大洲94个国家和地区。根据SWIFT统计，在其全球网络中，超过2543家金融机构正在使用人民币进行

[1] 数据来源：中国人民银行。

[2] 数据来源：中国人民银行。

[3] 2015年8月11日，中国人民银行为增强人民币兑美元汇率中间价的市场化程度和基准性，决定完善人民币兑美元汇率中间价报价。自2015年8月11日起，做市商在每日银行间外汇市场开盘前，参考上日银行间外汇市场收盘汇率，综合考虑外汇供求情况以及国际主要货币汇率变化向中国外汇交易中心提供中间价报价。

[4] 数据来源：Wind。

支付，其中 872 家金融机构人民币支付不涉及中国内地或中国香港地区。十年来，人民币成为国际支付交易的重要货币，从 2010 年的第 35 位迅速攀升至 2019 年的第 5 位。

五是人民币成为特别提款权（SDR）第三大篮子货币，国际储备职能开始显现。2008 年国际金融危机后，中国经济率先复苏，金融体系实力增强，人民币汇率稳定坚挺。为了应对主要货币流动性紧张、汇率剧烈震荡的局面，一些国家对中国提出了建立双边本币互换的需求。中国政府顺势而为，先后与 40 多个国家和地区的货币当局签署了双边本币互换协议共 3.5 万亿元，为维护全球金融稳定作出了积极的贡献。随着人民币跨境与国际使用增长，2016 年 10 月人民币正式加入 SDR 篮子，份额达 10.92%，仅次于美元、欧元，进一步增大人民币资产吸引力。据国际货币基金组织（IMF）统计，截至 2019 年四季度，超过 60 家境外央行与货币当局将人民币纳入外汇储备，人民币外汇储备总规模达 2176.7 亿美元，全球占比 1.96%，成为第五大储备货币。

### 三、跨境人民币收支与国际收支变动关系

货币国际化是一个长期过程，往往意味着国际收支的配套调整。人民币国际化发展路径，需要考虑中国国际收支变化。

跨境人民币收支与中国国际收支方向、结构并非完全一致。从总差额看，从 2010 年到 2019 年中国国际收支（经常账户、资本与金融账户）基本保持顺差状态，跨境人民币收支差额则基本为负，并非同向变动（图 2）。从结构差额看，跨境人民币收支与国际收支存在较大差异。从 2014 年到 2018 年，中国经常项目保持顺差状态，经常项下人民币收支则在净流入与净流出之间转换，资本金融项下人民币收支与国际收支差额也非完全同步变动（图 3）。

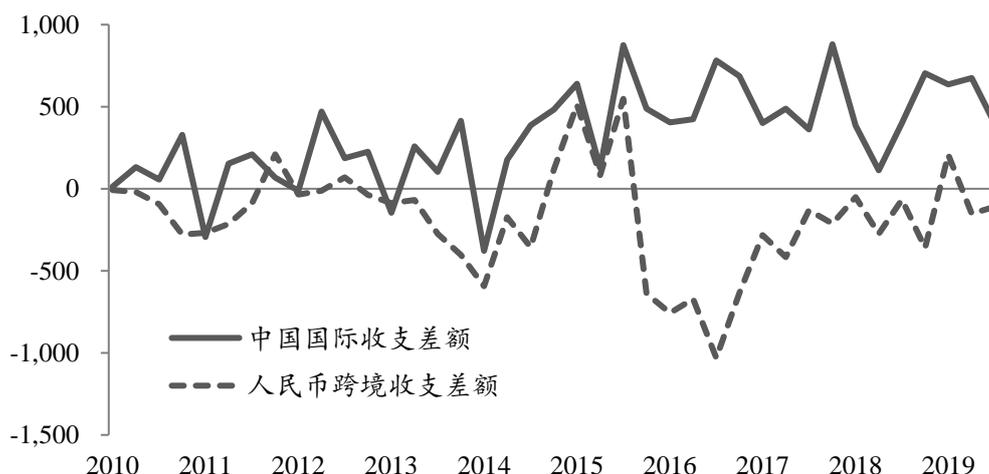


图 2 中国国际收支差额与人民币跨境收支差额（亿美元/亿元）

注：中国国际收支差额为经常账户、资本与金融账户差额；人民币跨境收支差额为银行代客涉外收付款人民币差额。

资料来源：国家外汇管理局。

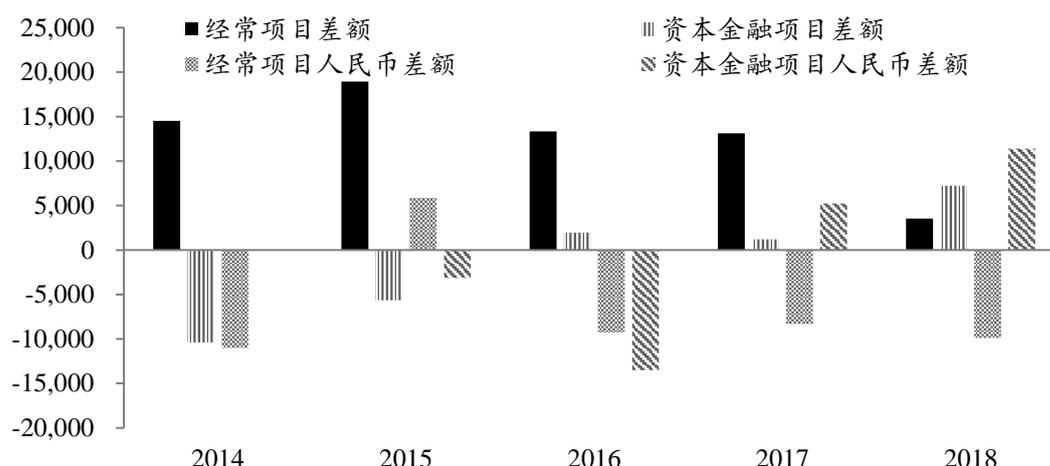


图3 中国国际收支与人民币跨境收支结构（亿元）

注：跨境人民币收支采用中国人民银行跨境人民币结算业务数据；2014年资本金融项目人民币跨境收支差额无统计。

资料来源：中国人民银行，国家外汇管理局。

跨境人民币收支在一定程度上“脱离”中国国际收支大局，主要基于以下三点原因。

**一是人民币国际化处于初级阶段，并非中国国际收支的主体币种。**2010年以来，人民币跨境使用获得长足发展，但在涉外收付款以及经常项目结算中占比分别为21%和13%左右，与美元等外币近八成份额还存在较大差距，国际收支格局没有完全映射在跨境人民币收支结构上。另一方面，人民币的国际需求有限，尚未对中国国际收支结构产生显著的牵引作用。截至2019年末，人民币在国际支付交易、债券与票据存量以及全球官方储备中的使用比例仅为美元的4.6%、0.8%和3.2%，<sup>1</sup>且主要运用于对中国香港地区的跨境交易中，难以对中国国际收支大局产生重大扭转作用。

**二是跨境人民币使用政策具有引流效应，“半开放”框架下人民币收支与国际收支非同步变动。**跨境人民币使用政策从贸易起步，向资本金融项目延伸，基本实现了全覆盖。根据IMF标准，中国在资本金融40个子项中达到可兑换和部分可兑换项目37个，不断趋近人民币资本项目可兑换目标。然而，在国际收支中人民币使用限制依然较多。以资本金融账户为例，人民币跨境使用在RQFII、RQDII、沪港通、深港通、直接入市、债券通、基金互认、黄金国际版、双向资金池等框架下，或存在额度限制，或存在资格限制，或鼓励单向流动，管道式、半开放渠道无法全面反映资本金融账户总体变动。

**三是汇率变动及外汇管制对跨境人民币收支存在较大影响。**跨境人民币收支与汇率变动、外汇管制紧密相关，主要体现在三个阶段（图4）。第一阶段（2009年至2015年新汇改），人民币对美元汇率单边升值且离岸在岸存在较大价差，人民币套利套汇交易活跃，跨境人民币结算以贸易为主并呈现净流入态势，收付比持续大于1；第二阶段（2015年新汇改至2017年），人民

<sup>1</sup> 作者根据SWIFT、BIS、IMF公开数据计算得到。

币对美元汇率趋于下行，在资本外流风险增大背景下中国加强外汇管理，套利套汇交易挤出，人民币成为资本流出主要渠道，跨境人民币结算收付比出现逆转，持续小于 1；第三阶段（2018 年至今），人民币对美元汇率依然承压，但包含人民币在内的跨境资本流出受到严格管理，对外投资趋于理性，同时境内金融市场加速开放，引导人民币资金流入，促使跨境人民币收付比重重新回归 1 以上水平。在人民币国际化初级阶段，汇率预期、外汇管制会在较大程度上作用于跨境人民币收支。

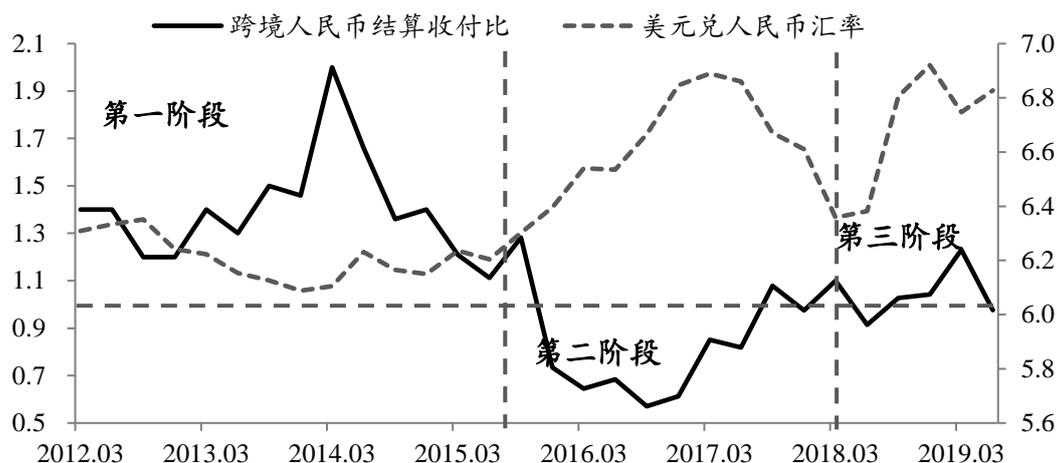


图 4 跨境人民币收支与汇率变动

注：2012 年至 2015 年二季度跨境人民币结算收付比为跨境贸易人民币结算收付比；美元兑人民币汇率为即期汇率季度均值。

资料来源：中国人民银行，中国银行研究院。

#### 四、人民币国际化的“特里芬难题”解读

经历 20 世纪 50 年代的美元危机，1960 年特里芬教授在《黄金和美元危机——自由兑换的未来》<sup>[1]</sup>中提出了“特里芬难题”，即在布雷顿森林体系下美国经常账户恶化与美元币值稳定之间的矛盾。随着布雷顿森林体系解体，国际货币格局进入牙买加体系，黄金非货币化，资本流动影响力上升，“特里芬难题”持续存在并不断演化。美国国际收支平衡与国际储备资产增长需求难以两全，主权信用货币充当最主要国际储备货币带来诸多负面效应，并最终成为 2008 年国际金融危机的根源之一。“特里芬难题”似乎上升为国际货币面临的共同障碍，人民币国际化是否也难逃魔咒？基于对跨境人民币收支与中国国际收支关系的分析，可以有以下两方面的解读。

其一，不必过早忧虑“特里芬难题”，不宜将其视为人民币国际化发展的绝对阻碍。“特里芬难题”的矛盾程度与主权货币国际化水平紧密相关，集中体现在一国主权货币占据绝对主导的国

[1] Triffin, R., *Gold and the Dollar Crisis: The Future of Convertibility*, Yale University Press, 1960.

际货币秩序中，经常账户巨额逆差与资本金融账户回流的局面不断失衡，难以持续。历史经验表明，只有一国主权货币占据国际支付交易与投资储备 60%以上份额时，其国际收支无法承受国际需求，“特里芬难题”才会凸显。人民币国际化处于初级阶段，远未达到该国际份额。另一方面，人民币国际化不但不会造成经常账户逆差，甚至要求持续的经常账户顺差。现实数据表明，当前非美主要货币发行国均保持经常账户顺差（图 5），并未出现经常账户逆差持续恶化、货币价值崩盘的局面。即使在美元国际化的较长时期里，美国也始终是全球第一大出口国，在 1874 年至 1976 年的 103 年中有 97 年保持经常账户顺差。经常账户是国际收支的基础，是衡量一国生产效率、综合实力的基准表现。正是基于持续经常账户顺差，一国货币的信心和需求上升，支撑了货币国际化进程。

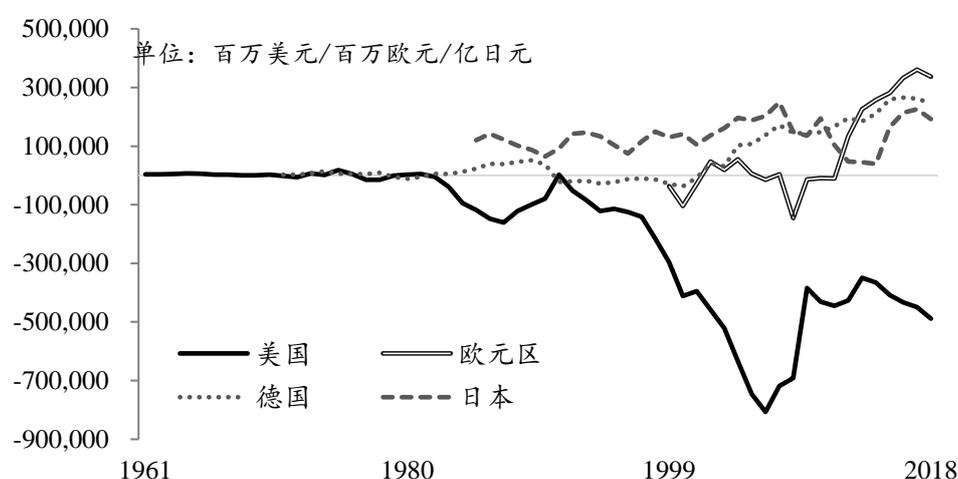


图 5 美国、欧元区、德国、日本经常账户差额

资料来源：美国经济分析局，欧盟统计局，日本财务省。

其二，“特里芬难题”为人民币国际化长期发展划定了上限与条件。立足服务实体经济发展，适度的人民币国际化，才符合中国国家利益。美元成为全球绝对主导货币后，美国虽然获得了诸多霸权和收益，但对外贸易从顺差转向逆差，储蓄率长期低位运行，由长期债权国转变为债务国，工业制造愈加空心化，导致国内流动性泛滥，金融过度繁荣，引发金融危机。一国承担国际责任的能力有限，其货币行使国际职能的程度同样有限，一味追求高份额，只会舍本逐末、事与愿违。以国际债券与票据为例，若参照 2019 年末美元使用规模，

人民币国际债券和票据还需要增发 11.66 万亿美元，约为人民币国际债券票据存量的 120.8 倍；以国债市场为例，若参照 2019 年四季度末美元（60.89%）储备份额，假设全球储备基本全部投资国债，中国需要新发行国债 30.3 万亿元，约为当前市场存量的 1.82 倍，<sup>1</sup>将为中国财政收支、外债结构、经济生产方式等带来重大冲击，不利于中国长期可持续发展。因此，“特里芬难题”不是人民币国际化的硬约束，而是量力承担国际责任的提示。

<sup>1</sup> 作者根据 BIS、Wind 数据计算得到。

## 五、人民币国际化路径：跨境人民币收支配套境外小循环

人民币国际化可以通过顶层规划和市场驱动，在一定程度上脱离于中国国际收支格局，形成跨境人民币收支配套境外小循环的发展模式。与美元路径不同，人民币跨境收支在中短期内不会表现为定向的流出或流入，并且考虑到人民币国际化发展阶段以及政策尚不具备完全放开条件，人民币境外小循环有待完善发展，此类局面将持续存在。

总体上，跨境人民币收支可以形成三种模式。随着人民币国际化发展，跨境人民币收支逆差是满足人民币进入非居民资产负债表的前提。因此，跨境人民币收支不会持续双顺差，可能形成另外三种收支模式：其一，贸易逆差+资本金融顺差；其二，贸易顺差+资本金融逆差；其三，贸易逆差+资本金融逆差。相较而言，模式一类似美国情形，在中国经济处于上升阶段、经常账户总顺差的情况下，配合境内金融市场适度开放，不会带来严峻冲击；模式二类似日本的“黑字环流”，居民和企业积极“走出去”，实现全球产业与投资配置；模式三跨境人民币收支双逆差，尽管资本外流压力增大，但可以适用于部分国家和地区。

同时，以境外小循环弥补回流渠道不足。当前，政策与市场层面过分看重人民币跨境流出渠道，即人民币境内外大循环，将资本项目可兑换作为人民币国际化的绝对阻碍。但是，在全球经济复杂多变、国内改革任务突出、资本流动风险增大的背景下，中国在短期内并不具备完全自由可兑换的条件，资本账户开放不应草率予以推进。人民币境外小循环在一定程度上能够弥补回流问题，离岸市场可以在人民币流动性供应、清算支付渠道、外汇交易、投融资便利、风险管理等诸多领域扮演重要作用。当然，单纯依靠境外小循环、阻隔跨境回流，离岸市场过度膨胀，会带来定价权旁落等诸多风险。因此，跨境人民币收支与境外小循环需要协调发展，共同支持全球人民币流通使用。

此外，不同地域的人民币国际化策略应有所差异。根据 2014-2018 年数据，中国经贸伙伴可以分为四类（图 6）：

（1）对于制造型国家和地区，以德国、日本、韩国为代表，生产效率和制造能力突出，外向开放式发展，跨境人民币收支可以随之形成贸易逆差和直接投资顺差模式，服务制造业生产与产业合作。

（2）对于资源型国家和地区，包括西亚、澳大利亚等，具有较强资源禀赋，是中国大宗商品、能源矿产等资源的主要供给方和投资目的地，跨境人民币收支可以形成贸易、直接投资双逆差模式，以输出为主，借助金融渠道回流或沉淀海外，实现“石油人民币”循环。（3）对于传统发达国家和地区，包括美国、欧盟<sup>[1]</sup>等，经济发展水平与金融成熟度较高，是主要货币发行方，人民币推广具有较大难度，金融项下人民币资金流动将增加跨境人民币收支模式的不确定性。

[1] 欧盟中包括德国，但考虑到德国对华经贸结构呈现“制造型”特征，因此将其归于制造型国家和地区一类。

(4) 泛“一带一路”国家和地区，包括东盟、南亚、中东欧、非洲、拉美等，以新兴市场和发展中国家为主，具有较强活力，但经济发展程度、金融深度以及开放度与中国存在一定差距。中国可以通过贸易、直接投资等渠道输出人民币，在大型项目、产业园区建设中承载人民币，建立人民币融资体系，完善当地清算、结算安排及金融市场建设，为这些国家和地区的企业、金融机构进入境内市场创造条件。

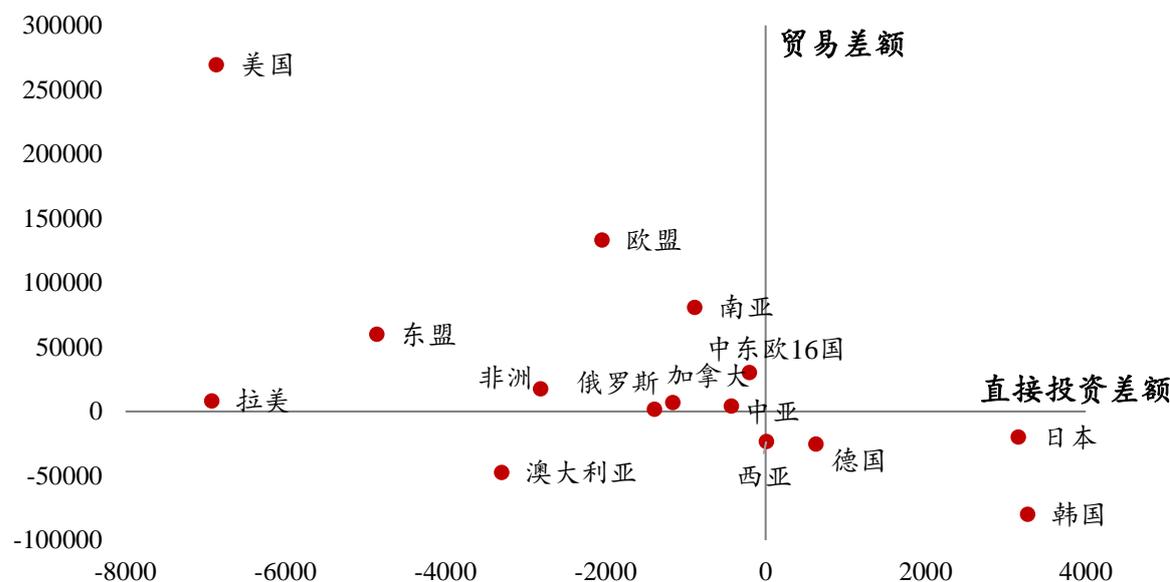


图6 中国对其他国家和地区贸易、直接投资差额（百万美元）

资料来源：商务部，海关总署，国家统计局。

## 六、政策建议

人民币国际化是长期的过程，应服务于中国经济发展、管理调控以及市场开放大局，服从于全球政治经济格局变化与国际经贸规则调整。因此，中国要主动作为，更要顺势而为，谨慎设计现实可行的发展路径。

**首先，人民币国际化发展要完善顶层设计，加强制度探索。**当前，人民币国际化应从跨境使用着手，切实理顺人民币国际收支循环渠道，消除制度性障碍，为人民币与其他主要货币创造公平的竞争环境和市场条件。中国应全面梳理整合十年来跨境人民币业务政策以及各个自贸区、试验区试点政策，有效清扫碎片化、行政式、模糊状“角落”，提供清晰透明、明晰具体、对接国际的统一政策架构并定期动态更新。在全球货币政策“再宽松”背景下，中国应强调“金融纪律”与汇率稳定，可以与更多国家和地区货币当局，特别是资源型、泛“一带一路”区域，签订、升级双边本币结算协定，促进人民币使用从边境贸易扩大到一般贸易乃至直接投资等领域。同时，深化双边本币互换职能，便利微观主体使用流程，补充海外人民币资金不足，支撑跨境人民币收支循环。同时，完善配套基础设施体系，增强 CIPS 开放度和包容性，主动对接国际标准

与通行规则，建立信用风险监控与流动性保障机制。

**其次，倡导本币优先，拓展流出入渠道。**在“特里芬难题”尚未构成实质性阻碍的条件下，中国应大力倡导本币优先，完善人民币国际循环路径。一方面，服务实体经济，完善并放开贸易和直接投资项下人民币流出路径。简化优化经常项目及直接投资项下人民币业务审批流程，提高人民币跨境流出效率与海外人民币可获得性。针对资源型国家和地区，以人民币计价置换美元贸易合同，鼓励大型中央企业、金融机构担当责任，为跨境人民币使用开路，降低东道国企业、居民的路径依赖，增进对人民币的认识和熟悉。针对泛“一带一路”区域，以人民币资金支持重大项目、直接投资以及产业园区建设，从而形成充足的人民币供给。另一方面，与实体需求保持同步，推进金融市场双向开放。改进现有管道式、模块式开放格局，统筹整合碎片化管理标准与流程。优先引入主权财富基金、商业银行、保险公司、养老基金、共同基金等机构投资者，提升人民币金融业务的多样化、便利化、标准化。引导资源型、泛“一带一路”国家和地区的金融机构进入境内资本市场、外汇市场，打通金融项下人民币使用渠道。丰富人民币产品体系，基于实体需要，以人民币融资安排为主基调，配套投资与风险管理机制。加快人民币外汇期货市场建设，增加小币种报价及区域交易，放宽市场准入，优化风险对冲方式。此外，支持要素市场协调发展，提升特定品种期货国际化程度，引导资源型国家和地区积极参与期货国际板交易，打通报价结算与投资交易路径。

**第三，夯实上海中心地位，健全人民币境外小循环。**离岸市场是人民币国际循环不可或缺的组成部分，特别是在中国资本账户短期无法完全开放的背景下，对于人民币国际化至关重要。一方面，中国应巩固上海人民币国际化中心地位，统筹全球各细分离岸人民币市场，统一境外小循环及跨境大循环通道。基于上海自贸区临港新片区，可以试点发展离岸金融业务，探索离岸账户体系及风险防控机制。另一方面，针对各离岸人民币市场，采取区域差异化定位与发展策略。对于西亚等资源型国家和地区，快速完善人民币支付清算机制，增加人民币报价与使用推广，协同推进大宗商品人民币计价交易、人民币金融资产投资以及外汇风险管理。对于日本、韩国等制造型国家和地区，探讨东亚货币合作可行性，以银行间合作为重点，建立跨境融资与抵押担保安排。对于欧洲地区，支持英国成为人民币业务西方中心，发挥国际金融中心辐射效应。对于泛“一带一路”国家和地区，以打破外汇管制壁垒、降低人民币资产配置门槛、做好风险对冲为重点，推广人民币周边使用。此外，积极推动中国境外人民币清算行转型成为做市行，探索建立离岸人民币流动性调节机制，保障人民币国际循环畅通。

## Rethinking RMB Internationalization Development Path After the First Decade

Cheng Weidong and Zhao Xueqing

**Abstract:** In the past ten years, the RMB internationalization has made great progress. Its degree of marketization has been continuously deepened and the international recognition has been gradually improved. In the influence of domestic and international situation, market changes, related policies and other factors, the RMB internationalization has undergone a full-cycle test, with some new changes and problems appearing. This paper will analyze the stage where the RMB internationalization is objectively. Afterwards, it will explore deep into the logical relationship between RMB internationalization and the balance of payments, interpret the “Triffin Dilemma” of RMB in details, and propose the development path with the cross-border circulation and overseas circulation. At last, this paper proposed some policy suggestions.

**Keywords:** RMB internationalization, balance of payments, Triffin Dilemma

## 基于宏观因子仿射模型实证研究

吴小伟<sup>1</sup> 丁剑平<sup>2</sup>

**【摘要】**为扩大利率期限结构模型中宏观因子的信息含量，本文从122组宏观数据中提取宏观因子，通过未被覆盖的宏观动态利率期限结构模型实证研究了宏观因子和国债风险溢价。本文结果发现模型中宏观因子的风险溢价主要是通过水平因子和斜率因子得到补偿。而进一步对收益率进行分解后，发现交易所市场上国债期限溢价波动受货币政策影响。

**【关键词】**宏观因子；未覆盖的宏观仿射模型；风险溢价

### 一、引言

自从 Ang 和 Piazzesi[1]在动态利率期限结构模型中引入宏观经济变量作为定价因子后，在仿射模型中引入宏观变量是一个研究热点。这类期限结构模型中宏观因子变量通常选择通胀和经济增长。上述选择可能存在不足之处。

首先，存在其他变量也可以预测债券超额收益。例如资产定价 CCAPM 理论表明消费可以影响国债风险溢价和利率期限结构。其次，Bernanke, Boivin 和 Elisasz[2]指出采用通常的宏观观测变量也许不能很好代表理论模型中宏观变量，可能存在观测上信息不足或测量误差等。最后，我国债券市场与发达国家不同，存在银行间市场和交易所市场，市场参与者也不同。所以影响债券价格的宏观经济变量与发达经济体相比会有所区别。因此如果用上述宏观变量作为宏观因子则可能遗漏信息，不能很好概括宏观变量对利率期限结构的影响。

Joslin, Priebsch 和 Singleton [3]（后文简称“JPS”模型）指出宏观变量与收益率主成份之间的覆盖条件不一定符合经验研究结果；并提出一个未被收益率所覆盖的宏观动态利率期限结构模型。该模型能更好拟合风险溢价波动。

为更加全面概括宏观经济中所包含预测债券风险溢价信息，本文借鉴 Ludvigson 和 Ng[4]方法从123组宏观统计数据中提取预测债券超额收益的宏观因子。Ludvigson 和 Ng[4]指出动态因子模型能有效地由提取出大数据集中信息。因此采用大数据集构建的因子能挖掘常用宏观因子之外影响风险溢价潜在因素、还能克服宏观数据可能的观测偏误、包含更多经济预测风险溢价信息。

国内也有文献研究宏观变量与债券风险溢价的联系。如王志强、熊海芳[5]、李宏瑾[6]、张

<sup>1</sup>吴小伟，上海财经大学金融学院博士研究生

<sup>2</sup>丁剑平，中国人民大学国际研究所学术委员，上海财经大学金融学院教授

雪莹[7]、周生宝、王雪标、郭俊芳[8]等。

本文参考 JPS 模型，通过上述方法来构建宏观因子，来研究我国交易所市场上国债风险溢价，并进一步分解收益率。本文的结构如下：第二部分是介绍 JPS 模型。第三部分通过实证分析宏观因子与债券风险溢价联系。首先，构建的宏观因子能够解释债券持有期超额收益的 48%至 64%，并能影响债券风险溢价，主要是通过水平因子和斜率因子。最后将债券收益率进行分解分析，发现债券利率和风险溢价都受货币政策影响。第四部分为本文总结。

## 二、模型

与 Joslin, Le, and Singleton [9]的 MTSM 模型类似，假定投资者对债券定价的随机贴现因子与状态变量动态方程如下：

$$M_{Z,t+1} = \exp\left\{-r_t - \frac{1}{2}\Lambda'_{Z,t}\Lambda_{Z,t} - \Lambda'_{Z,t}\eta_{t+1}^{\mathbb{P}}\right\} \quad (1)$$

$$Z_t = K_0^{\mathbb{P}} + K_1^{\mathbb{P}}Z_{t-1} + \sqrt{\Sigma_Z}\eta_{t+1}^{\mathbb{P}}, \eta_{t+1}^{\mathbb{P}} \sim N(0, I) \quad (2)$$

其中， $R \times 1$ 状态变量 $Z_t$ 包含经济中的所有风险。并且符合上述的一阶 Gaussian 高斯过程。风险溢价 $\Lambda_{Z,t}$ 是状态变量的仿射函数，一期的债券收益率函数 $r_t$ 也是状态变量的仿射函数：

$$r_t = \rho_{0Z} + \rho_{1Z}Z_t \quad (3)$$

根据 Joslin, Le, and Singleton[9]的研究，除了退化的情形外，上述式(1)式到式(3)式理论上等价于一个 MTSM 模型，在该模型中状态变量 $Z_t$ 被转换为模型的前 $R$ 个主成份，把主成份标记为 $\mathcal{P}_t$ ，因此：

$$r_t = \rho_{0Z} + \rho_{1Z}\mathcal{P}_t \quad (4)$$

$$M_t = \gamma_0 + \gamma_1\mathcal{P}_t \quad (5)$$

由上式可以看出，一般的 MTSM 与没有宏观因子的利率期限结构模型的区别主要在于， $M_t$ 被 $\mathcal{P}_t$ 所解释。虽然宏观因子对债券的超额收益具有一定的解释力，经验证据表明宏观变量并不能由收益率所解释。也即宏观变量中包含的信息并不能被收益率因子所覆盖。并且债券的风险因子个数比较少，本文假定为 3 个。基于这些特点本文将上述模型设定如下。

假定短期利率由一个低的 $R$ 维风险因子决定，如式(4)所示。同时假定式(1)和式(2)中风险因子 $Z_t$ 决定整个经济体中所有可交易资产的风险溢价，且其维数 $N > R$ 。为了简化，本文假定 $M_t$ 补充了状态变量，即 $(\mathcal{P}'_t, M'_t)'$ 和 $Z_t$ 代表了相同的 $N$ 个风险，都是由这 $N$ 个风险转换得来的。因此，为构建债券市场的定价因子 $M_{\mathcal{P},t+1}$ ，本文把 $M_{Z,t+1}$ 投影到 $\mathcal{P}_{t+1}$ 和 $Z_t$ 上得到：

$$\begin{aligned} M_{\mathcal{P},t+1} &= Proj[M_{Z,t+1} | \mathcal{P}_{t+1}, Z_t] \\ &= \exp\left\{-r_t - \frac{1}{2}\Lambda'_{\mathcal{P},t}\Lambda_{\mathcal{P},t} - \Lambda'_{\mathcal{P},t}\eta_{\mathcal{P},t+1}^{\mathbb{P}}\right\} \end{aligned} \quad (6)$$

尽管上式与式(1)比较相似，但是还是存在不同。式(6)中的风险 $\eta_{\mathcal{P},t+1}^{\mathbb{P}}$ 是下式 VAR 中的前 $R$ 个

冲击:

$$\begin{bmatrix} \mathcal{P}_t \\ M_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} K_{0\mathcal{P}}^{\mathbb{P}} \\ K_{0M}^{\mathbb{P}} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} K_{\mathcal{P}\mathcal{P}}^{\mathbb{P}} & K_{\mathcal{P}M}^{\mathbb{P}} \\ K_{M\mathcal{P}}^{\mathbb{P}} & K_{MM}^{\mathbb{P}} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mathcal{P}_{t-1} \\ M_{t-1} \end{bmatrix} + \sqrt{\Sigma_Z} \eta_{Zt}^{\mathbb{P}} \quad (7)$$

其中,  $\eta_{Z,t}^{\mathbb{P}} \sim N(0, I_N)$ ,  $\Sigma_Z$ 是非奇异,  $\Sigma_{\mathcal{P}\mathcal{P}}$ 是 $\Sigma_Z$ 中的左上 $R \times R$ 子矩阵。在风险中性测度  $\mathbb{Q}$  下, 假定 $\mathcal{P}_t$ 符合一个高斯 VAR 过程:

$$\mathcal{P}_t = K_{0\mathcal{P}}^{\mathbb{Q}} + K_{1\mathcal{P}}^{\mathbb{Q}} \mathcal{P}_{t-1} + \sqrt{\Sigma_{\mathcal{P}\mathcal{P}}} \eta_{\mathcal{P}t}^{\mathbb{Q}} \quad (8)$$

在上述条件和无套利假定下, 对于 $m > 0$ , 一个 $m$ 期债券的收益率是 $\mathcal{P}_t$ 的仿射函数:

$$y_t^{(m)} = A_{\mathcal{P}}(m) + B_{\mathcal{P}}(m) \mathcal{P}_t \quad (9)$$

不失一般性,  $A_{\mathcal{P}}(m)$ ,  $B_{\mathcal{P}}(m)$ 是测度  $\mathbb{Q}$  的参数的函数。风险溢价为:

$$\Lambda_{\mathcal{P}}(Z_t) = \Sigma_{\mathcal{P}\mathcal{P}}^{-1/2} (\mu_{\mathcal{P}}^{\mathbb{P}}(Z_t) - \mu_{\mathcal{P}}^{\mathbb{Q}}(\mathcal{P}_t)) \quad (10)$$

其中,  $\mu_{\mathcal{P}}^{\mathbb{P}}(Z_t)$ 是从  $\mathbb{P}$  测度下式(7)中的 $\mathcal{P}_t$ 漂移项得出,  $\mu_{\mathcal{P}}^{\mathbb{Q}}(Z_t)$ 是从  $\mathbb{Q}$  测度下的式(8)中 $\mathcal{P}_t$ 漂移项得出, 都是 $Z_t$ 的仿射函数。由此, 投资者的风险受宏观经济的信息的影响。更进一步, 本文的模型隐含了:

$$M_t = \gamma_0 + \gamma_{1\mathcal{P}} \mathcal{P}_t + OM_t \quad (11)$$

其中, 投影残差 $OM_t$ 包含有宏观经济中的信息, 并且影响风险溢价和债券收益率。

根据上述模型可以得到实证估计模型似然函数。假定 $y_t$ 表示 $J$ 维观测到的收益率向量( $J > N$ )。本文假定 $Z_t$ 包含 $\mathcal{P}_t$ 是被完全观测到的不存在测量误差, 剩下的 $(J - R)$ 主成份 $PC_t^e \equiv (PC(R + 1), \dots, PC(J))$ 存在误差。JLS 研究了在一定的充分条件下,  $\mathcal{P}_t$ 存在测量误差对模型的结果没有影响。在上述假定下, 模型的 $(Z_t, PC_t^e)$ 条件似然函数为:

$$\begin{aligned} f(Z_t, PC_t^e | Z_t; \theta) &= f(PC_t^e | Z_t, Z_{t-1}; \theta) \times f(Z_t | Z_{t-1}; \theta) \\ &= f(PC_t^e | Z_t, Z_{t-1}; \lambda^{\mathbb{Q}}, r_{\infty}^{\mathbb{Q}}, L_Z, L_e) \times f(Z_t | Z_{t-1}; K_Z^{\mathbb{P}}, K_0^{\mathbb{P}}, L_Z) \end{aligned} \quad (12)$$

其中,  $L_Z$ 和 $L_e$ 是 $\Sigma_Z$ 和 $\Sigma_e$ 的 Cholesky 分解。上式一个明显特点是风险因子的条件均值参数 $(K_Z^{\mathbb{P}}, K_0^{\mathbb{P}})$ 和模型其他参数的分离。因此, 在没有更进一步约束情况下, 参数 $(K_Z^{\mathbb{P}}, K_0^{\mathbb{P}})$ 的 ML 估计可以通过最小二乘投影得出。更进一步, 当对模型的  $\mathbb{Q}$  测度下的 $(Z_t, y_t)$ 加上约束条件时, 模型的参数 $(K_Z^{\mathbb{P}}, K_0^{\mathbb{P}})$ 不受影响。例如, 在有相同的状态变量 $(Z_t', M_t)'$ 下, 考虑如下两种情况, 当假定定价因子个数为 $R (R < N)$ , 并被转换化为前 $R$ 个 PC, 则是本文中的模型; 另一种情况假定模型中有  $N$  个定价因子, 就是通常的宏观利率期限结构模型(MTSM), 如 JLS[4]中提交。在这两种情况下, 两个模型的似然函数如上式分解, 意味着对状态变量  $\mathbb{P}$  参数相同的估计。

### 三、实证结果

#### (一) 数据来源

本文模型的数据区间为 2006 年 03 月到 2019 年 08 月的月度数据。宏观经济变量数据主要来

源于国家统计局网站的月度数据，和美联储网站。数据主要分为以下几类：（1）国际数据：来源于统计局网站国际价格指数数据、美联储网站上的货币供应量数据和美国国债和基准利率数据。（2）来自于CSMAR的月度汇率平均值数据，为美元、欧元、日元兑人民币的汇率数据。（3）金融业的数据：来源于人民银行网站和中经网的金融机构人民币信贷收支数据和保险业的统计数据、货币当局资产负债数据和统计局网站的货币供给数据。（4）宏观经济指标数据：取自于统计局网站、中经网的利用外资情况数据、分行业的工业增加值数据、进出口总值数据、国家财政收入和支出数据、房地产投资数据、固定资产投资完成额数据、社会消费零售数据。（5）取自于统计局网站和中经网的经济监测指标指数。例如，PMI指数、生产指数、订单指数、库存指数、配送时间指数等。（6）价格指数：取自于中经网和统计局网站。它们是CPI及其分类价格指数、PPI及其分类价格指数、股票指数数据、上海和深圳的综合股票指数。上述数据并没有加入我国的利率数据，主要原因是因为利率数据中本身就含有自身的信息在其中，而本文主要考察的是宏观经济变量对利率的影响。总计有122组宏观月度统计数据。上述数据中，除了国外利率汇率数据、经济监测指标数据和股票指数数据不进行季节调整外，其他数据都是采用Eviews软件的Census-X12进行季节调整。

本文实证研究选取CSMAR数据库中的上海证券交易所的固定利息国债交易数据。首先，取每个月末债券交易收盘价为债券原始价格数据。由于收盘价是净价数据，所以根据债券的收盘价和到期期限及票面利率计算债券全价。本文参照谈正达和霍良安[10]和王志强和熊海芳[5]，根据Fama-Bliss方法估计出即期利率数据，选取不同期限的利率数据。本文选取的期限有0.5年、1年、2年、3年、4年、5年、7年、10年，总共是8组期限的利率数据。

## （二）实证结果

本文首先采用主成份的方法从这122组宏观数据中取出了前8个主成份，其中的每个主成份对整体数据的方差的解释累计占比、与每个因子相关性最高的4个宏观变量及其相关系数如下表所示。

表1 因子累计解释方差占比和因子相关性变量

因子1	33.48%	因子2	47.20%	因子3	59.56%
工业增加值：G 木材加工	0.9499	国际农产品价格指数	0.8205	PPI：加工品	0.623
工业增加值：通用设备	0.9279	国际食品价格指数	-0.7204	PPI：生产资料	0.607
工业增加值：造纸业	0.9255	国际原材料价格指数	0.7175	PPI：加总	0.5576
工业增加值：非金属矿物	0.9161	国际油类价格指数	0.7103	消费者预期指数	-0.5427
因子4	65.73%	因子5	69.57%	因子6	72.76%
PMI：原材料库存	-0.6241	M1	-0.7544	FDI：外资企业	-0.6453
CPI：家用设备及维修	-0.6093	CPI：服装	0.5736	工业增加值：燃气生产	-0.5192
PMI：进口	0.587	金融机构信贷各项贷款	-0.5551	工业增加值：石油加工	-0.456
工业增加值：石油加工	0.5506	上证指数月涨幅	-0.5189	汇率：人民币兑日元	-0.4263
因子7	75.10%	因子8	77.15%		
金融机构信贷债券	0.6712	沪市成交金额月变化率	-0.4503		

工业增加值：电气制造	-0.404	深市成交金额月变化率	0.3576
一产业固定资产投资完成额	0.3577	深圳成指月涨幅	0.3543
工业增加值：黑色金属	-0.353	上证指数月涨幅	0.3496

注：本表的变量相关性是按变量与因子的相关性绝对值大小来排序的。

从上表 1 中显示前 8 个因子累计解释数据整体方差的 77.15%，其中前三个因子解释了 65.73%。表 1 中每个因子下列出的是与每个因子相关性最高四个宏观变量及其相关系数，这里相关性按绝对值大小排列。从表中可以看出，总体而言，宏观变量与对应的因子的相关性的大小随着因子的解释力降低而降低。也即当因子的解释力越高，宏观变量与其相关系数也越高。在本文中各个因子可能部分代表了与其相关性高的那些宏观变量，相关性越高其代表性也就更高些，但是也不能说完全代表了该宏观因子。总之，每个因子的包含了或代表了宏观变量的部分属性。

进一步，本文考察宏观因子的对债券持有 1 年期的超额收益的预测回归，结果如表 2。从回归调整 R2 看，几个因子对 2 年期国债的收益率解释力最高。对其他期限债券收益率的解释力随期限变动而变低，总体来说，对短期限债券收益率的解释更高些。在这些因子中，第 1 个和第 4 个因子对不同期限持有期超额收益的解释显著性较低，某些期限债券可能不显著。而对超额收益率的影响比较大，回归系数显著的是第 3、第 7、第 6 和第 8 这几个因子，并且期限越长估计系数绝对值越大。从表 1 可以看到因子 3 与 PPI 正相关，与消费者预期指数负相关。因子 7 与工业增加值负相关，与债券融资正相关。因子 7 负向影响债券持有期超额收益，表明因子 7 与风险溢价负相关，这与该因子包含正相关的工业增加值信息一致。因子 8 则和沪深两市指数月度涨跌幅正相关则体现了国内金融市场对国债收益率影响，这与利率相关理论预期相符。因子 6 与因子 7 也同样类似的，包含有与经济形势负相关的信息，因而与风险溢价相关性为正。本文根据回归系数特点作图，如下图 1 所示。

表 2 超额收益对因子回归结果

	$\hat{F}_{1t}$	$\hat{F}_{2t}$	$\hat{F}_{3t}$	$\hat{F}_{4t}$	$\hat{F}_{5t}$	$\hat{F}_{6t}$	$\hat{F}_{7t}$	$\hat{F}_{8t}$	$R^2-Adj$
$rx_{t+1}^{(2)}$	-0.0065 (0.0023)	-0.0179 (0.0036)	-0.0239 (0.0028)	0.0048 (0.0027)	0.0031 (0.0060)	0.0287 (0.0068)	-0.0111 (0.0069)	0.0194 (0.0086)	0.5302
$rx_{t+1}^{(3)}$	-0.0039 (0.0037)	-0.0174 (0.0059)	-0.0366 (0.0063)	0.0161 (0.0052)	-0.0125 (0.0095)	0.0320 (0.0110)	-0.0354 (0.0103)	0.0453 (0.0155)	0.4501
$rx_{t+1}^{(5)}$	-0.0071 (0.0067)	-0.0356 (0.0102)	-0.0576 (0.0115)	0.0166 (0.0080)	0.0080 (0.0175)	0.0443 (0.0193)	-0.0536 (0.0202)	0.0635 (0.0239)	0.4331
$rx_{t+1}^{(7)}$	-0.0092 (0.0097)	-0.0400 (0.0119)	-0.0709 (0.0113)	0.0288 (0.0093)	-0.0055 (0.0181)	0.0461 (0.0275)	-0.0745 (0.0315)	0.0998 (0.0237)	0.3813
$rx_{t+1}^{(10)}$	-0.0194 (0.0106)	-0.0524 (0.0163)	-0.0789 (0.0202)	0.0289 (0.0142)	0.0127 (0.0255)	0.0696 (0.0327)	-0.0893 (0.0337)	0.1268 (0.0391)	0.3115

注：本文的估计结果都包含有常数项，其结果在本表中没有报告出。第一行为估计系数，第二行为经过 Newey-west 调整 12 期的标准差。

从图1可以看出，回归的因子系数具有一致的形状的特征，虽然短期的收益率比较平坦，但随着期限的增加，曲线越明显，且在期限之间比较一致。正如 Cochrane 和 Piazzesi[11]中的研究类似，这种一致性说明债券超额收益率的波动可以归纳为受一个因子的影响，该因子可以代表宏观变量预测持有国债的风险溢价。

参考 Cochrane 和 Piazzesi[12]做法，本文基于上述线性回归构建一个预测债券超额收益的宏观因子。该宏观因子如下方式构建：

$$M_t = q_r' E_t(rx_t^{(n)}) = q_r'(\hat{\alpha} \hat{F}_t) \quad (13)$$

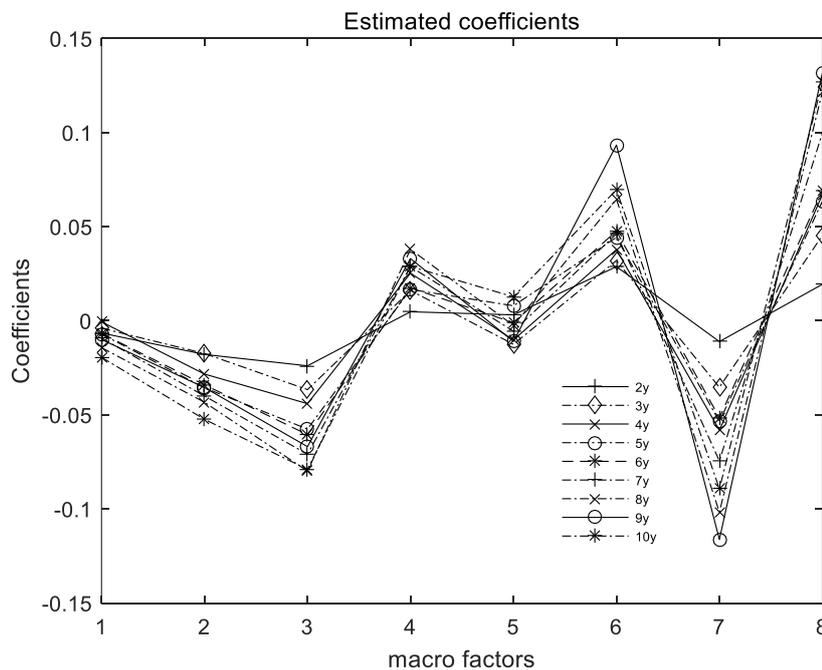


图1 国债持有期收益对宏观因子回归

其中， $q_r$ 是特征值分解式 $Q_r \Lambda_r Q_r' = cov[E_t(rx_t^{(n)})]$ 中最大特征值对应 $Q_r$ 的列。由上式得到的宏观因子包含了上述线性回归结果中期望回报率的波动信息，其波动方差占整体期望超额收益波动的96.31%。因此可以说这个因子包含了宏观因子中能预测债券超额回报的所有信息。

Joslin, Le, and Singleton[9]提出的宏观动态利率期限结构模型中隐含了状态因子的信息能被收益率曲线所包含或者被覆盖，也即式(5)成立。为验证该假定是否成立，本文做宏观因子对收益率的三个主成份的回归。结果如下表3。

表3 模型宏观因子的覆盖检验回归

被解释变量	调整的 R <sup>2</sup>	回归残差的自相关系数
因子1	0.3027	0.8796
因子2	0.1725	0.8832
因子3	0.2066	0.9444
因子4	0.0156	0.9059

因子 5	0.0991	0.7491
因子 6	0.1593	0.8417
因子 7	0.0853	0.7892
因子 8	0.0924	0.3294
构建的宏观因子 $M_t$	0.1133	0.8782

从表 3 中第 2 列中的调整 R2 可以看出, 收益率的前 3 个主成份因子对宏观因子回归中调整的 R2 中对因子 1 的解释力最高。其中因子 1 与工业增加值相关性最高, 所以主要代表经济基本面经济增长相关信息。名义收益率曲线因子与经济增长的相关性符合理论预期。而其他宏观因子被收益率因子所解释的最高为 20.66%。这说明收益率的主成份因子不能覆盖宏观因子中所有信息, 且解释的也是很小的一部分。

当收益率能完全覆盖宏观因子所包含的信息时, 那么宏观因子对收益率的主成份回归后的残差应该是一个白噪声过程。表 3 的第 3 列给出了, 对应因子的回归之后残差的自相关系数。从回归的结果可以看到, 各个因子回归之后的残差存在很高的自相关系数。这进一步支持了第 2 列的结果, 收益率数据不能覆盖模型中的宏观因子的全部信息, 也即前述的 MTSM 模型中的(5)式在经验研究中得不到支持。

表 4 模型的 P 测度和 Q 测度参数

$K_{0H}^P$		$K_{1H}^P$		
-0.0007	0.8570	-0.4233	0.0338	-0.0144
(0.0065)	(0.0535)	(0.0808)	(0.2012)	(0.0107)
-0.0037	-0.1004	0.4384	0.2573	-0.0165
(0.0067)	(0.0541)	(0.0809)	(0.2014)	(0.0113)
-0.0084	0.0183	0.0424	0.6796	0.0000
(0.0027)	(0.0188)	(0.0367)	(0.0783)	(0.0033)
-0.0135	0.0512	-0.3970	0.0299	0.9592
(0.0256)	(0.1657)	(0.3349)	(0.7114)	(0.0328)
$K_{0H}^Q$		$K_{1H}^Q$		
0.0094	-0.1189	-0.6904	0.9372	
(0.0026)	(0.0086)	(0.0598)	(0.1480)	
0.0059	-0.0426	-0.3468	0.5930	
(0.0016)	(0.0053)	(0.0344)	(0.0849)	
-0.0001	-0.0139	-0.0797	0.0608	
(0.00005)	(0.0001)	(0.0010)	(0.0029)	
$\lambda_1^Q$	$\lambda_2^Q$	$\lambda_3^Q$	$k_\infty^Q$	
0.9856	0.8192	0.8192	-0.3771	
(0.0033)	(0.0350)	(0.0350)	(0.0001)	

注: 括号内为通过外积计算估计的标准差。

参考 Joslin, Priebsch 和 Singleton[3]的模型，通过优化计算得到本文模型的估计参数。本文的最大似然估计结果如表 4 所示。其中模型的 Q 测度的三个特征值在最后一组列出，模型中的 Q 测度下的方差的 cholesky 分解的参数在此没有报告出；第 1 组和第 2 组分别对应模型的 P 测度和 Q 测定动态方程估计结果。

从上表 4 中模型的 P 测度参数可以看出，模型的水平因子与宏观因子的自回归系数分别为 0.8570 和 0.9592，说明模型 P 测度下的水平因子和宏观因子的持续性比较高，而斜率和曲率因子则比较低；宏观因子对斜率因子有限制的负影响。

而模型 Q 测度参数的三个特征值中，最大的特征值接近 1。由于 Q 测度描述的是收益率横截面的特征，所以这说明横截面上各期限的收益率波动具有比较高的一致性。各期限的利率同向波动趋势比较强，这说明了存在一个水平因子使得各期限波动具有一致性。这与收益率曲线所提取的因子所能解释的波动占比相符合。

表 5 风险溢价参数

	const	PC1	PC2	PC3	$M_t$
PC1	-0.0101 (0.0066)	0.9759 (0.0524)	0.2671 (0.1026)	-0.9034 (0.2356)	-0.0144 (0.0107)
PC2	-0.0095 (0.0065)	-0.0578 (0.0530)	0.7852 (0.0881)	-0.3357 (0.2143)	-0.0165 (0.0113)
PC3	-0.0083 (0.0027)	0.0322 (0.0188)	0.1221 (0.0369)	0.6188 (0.0785)	0.0000 (0.0033)

表 5 给出了根据 JPS 模型估计结果得出模拟收益率因子组合的风险溢价参数的估计。从表 5 中可以看出模型中的宏观因子主要通过作用于水平因子组合和斜率因子组合得到风险补偿。其中，宏观因子正向作用于水平因子，负向作用于斜率因子。这说明收益率的水平因子与宏观因子之间存在顺周期行为，当宏观因子值变小时水平因子的风险溢价也变小。而斜率因子则与宏观因子之间相反，宏观因子的值变小时斜率因子的风险溢价变大。

本文根据模型估计结果，根据预期理论把利率分解为预期未来部分和风险溢价部分，进一步分析我国交易所市场国债风险溢价的波动特点。根据预期理论有，长期收益率等于预期未来的短期利率的平均加上风险溢价。表达式为：

$$y_t^{(n)} = \frac{1}{n} E_t(y_t^{(1)} + y_{t+1}^{(1)} + \dots + y_{t+n-1}^{(1)}) + rpy_t^{(n)} \quad (14)$$

上式中  $rpy_t^{(n)}$  表示期限风险溢价； $E_t(y_{t+n-1}^{(1)})$  表示预期未来的短期利率，采用如下式(15)中的表达式求出。

$$E_t(y_t^{(1)}) = \rho_0 + \rho_1' [I + (I + K_1^P) + \dots + (I + K_1^P)^{n-1}] K_0^P + \rho_1' (I + K_1^P)^n Z_t \quad (15)$$

由表 4 列出状态方程的 P 测度和 Q 测度参数的估计结果，可计算得出模型的预期未来短期利率收益率曲线，作图如下图 2 所示。

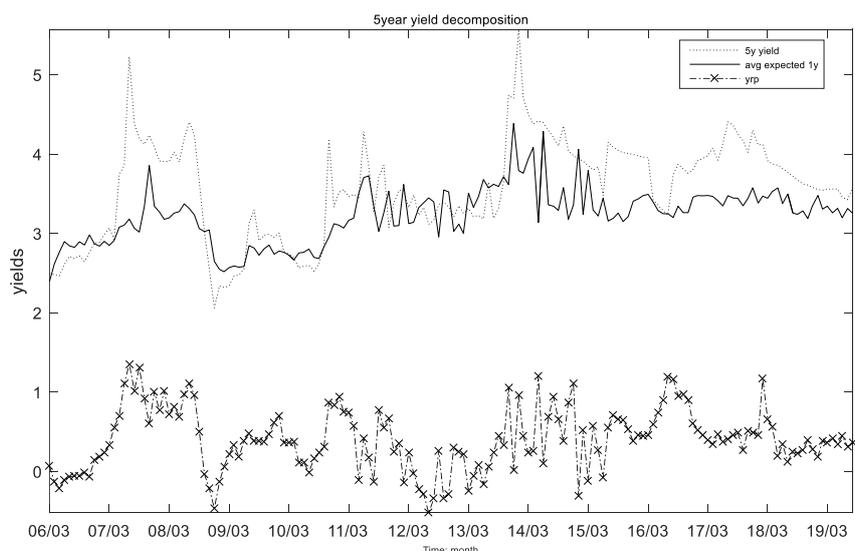


图 2 5 年期国债收益率的分解

研究利率变化之中归于预期的变化还是风险溢价的变化，并进一步分析风险溢价变动的原因，对货币政策实践有重要的指导意义。图 2 表示的是 5 年期的国债利率和预期未来的短期利率，两者之差是 5 年期利率的期限风险溢价。风险溢价波动与货币政策操作存在相关性。图 2 中的 2007 年 3 月至 2008 年 8 月这段时间内 5 年期利率与预期未来的利率平均之差比较大，风险溢价比较高。在这段时间内，央行从 07 年 3 月至 07 年 12 月逐步提高存贷款基准利率，其中 6 个月至 1 年期的贷款利率从 6.39% 提高到 7.47%。同时在此期间央行把法定存款准备金率从 10% 逐步提高到 14.5%。在前期 5 年期利率有了显著的提高，从不到 3% 提高到接近 4.5%。短期利率在剧烈波动中提高。预期未来的利率显著提高，但预期未来的利率的提高与紧缩的货币政策不相符，这说明经济可能是在过热的阶段。从 08 年 1 月至 7 月虽然央行没有提高基准存贷款利率，但继续提高法定存款准备金率，从 14.5% 提高至 17.5%。这段时间 5 年期利率虽有波动但比较高，风险溢价也比较高。但是，从 08 年 7 月至 09 年 2 月，长短期利率都有了显著的下降，1 年期利率和 5 年期利率下降幅度接近 2%。这也是央行的货币政策宽松影响，在此期间法定存款准备金率下降至 15.5%，存贷款基准利率也下降了接近 2 个百分点的幅度。风险溢价短期由最高值跌至负值。随后，长短期利率开始反弹，在 09 年 12 月与 10 年 1 月左右达到短期的最高点，风险溢价也在这个时期达到一个高点。这一时期的利率升高可能与政府的刺激计划相关，和信贷供给大幅度提高相关。随后 09 年 12 月至 10 年 7 月，风险溢价有了显著的下降。这个时期的货币实施宽松政策，其中 09 年第四季度 M2 同比增加 27.7%，M1 同比增加 32.4%。10 年第一季度 M2 同比增加 22.5%，M1 同比增加 29.9%。不过，随后从 2010 年 5 月至 11 年 6 月，央行又采用紧缩的货币政策，调整存款准备金率，从 17% 逐步提高至 21.5%，1 年期存贷款基准利率也提高了 1 个百分点。此时长短期利率显著提高，风险溢价也显著提高了。

图 2 中可以看到在样本前半段内，5 年期利率与 1 年期利率之间波动相近，但 5 年期通常比 1 年期的利率高。从 2011 年起，1 年期利率波动变大，且其值与 5 年期利率接近，甚至有时短期利率高于长期利率。在此期间，2011 年 11 月至 2012 年 7 月，这段时间长短期利率都显著下降，且风险溢价也显著下降。期间，央行实施宽松的货币政策，调整法定存款准备金率从 21.5% 至 20%，降低存贷款基准利率 0.5 个百分点。风险溢价在比较低的水平至 2013 年 6 月左右，之后随着长短期利率的提高，风险溢价也开始逐步提高，在 2013 年 11 月至 2014 年 6 月在一个比较高的水平。随后风险溢价有所下降，但也是在一个相对高的水平。

在 15 年 2 月至 16 年 2 月期间货币政策 5 次调降存款准备金率和基准利率。这段时期内 5 年期利率迅速下降，但风险溢价没有迅速下降，风险溢价在 16 年 3 月后逐渐下降。在 16 年 4 月至 18 年 4 月期间没有调整准备金和基准利率，但期间 5 年期利率逐渐升高，风险溢价在 17 年底 18 年初突然升高。18 年 4 月开始央行逐渐调降法定存款准备金，短期利率预期和长期利率也逐渐降低，风险溢价降低后维持一定水平波动。

通过对整个数据样本区间的回顾分析，可以看到货币政策对国债利率及风险溢价的影响。货币政策影响市场上的流动性水平，进而影响债券的风险溢价。当然存在其他影响债券利率和风险溢价的宏观变量，可以作为后续进一步研究方向。

#### 四、结论与展望

仿射动态利率期限结构模型中存在隐含条件，该条件要求债券收益率因子能覆盖模型中的因子。因此当模型中加入宏观因子后，宏观因子所包含的信息也应该能被收益率曲线因子所包含。但这与本文的实证结果不符。

本文借鉴 JPS 的模型。在其模型中加入这样的特点，即模型的宏观经济变量对债券价格的动态影响，它主要是通过对债券市场的因子的影响进而影响利率动态。将其深化，模型中宏观经济变量的随机贴现因子通过映射到债券的定价核（随机贴现因子）上进而影响债券定价。作为本研究的可能创新，本文采用了 123 组宏观经济变量数据提取宏观因子，进而从宏观因子中预测债券收益的信息作为动态利率期限结构模型中的宏观因子。本文模型的宏观因子更加全面和客观地包含宏观经济预测债券收益的信息。

本文的研究结果显示，宏观因子主要通过水平因子和斜率因子作用于随机贴现因子，影响风险溢价。在模型估计的基础上，本文将 5 年期债券分解为预期未来利率的平均和风险溢价两部分。通过分析模型估计的风险溢价发现我国交易所债券市场上的风险溢价与央行的货币政策存在相关性。货币政策是影响利率波动和债券风险溢价的一个重要的因素。这一点可能与我国的金融市场的特点相关。这也是未来的一个重要的研究方向。

## 参考文献

- [1] 王志强, 熊海芳. 结构变点, 时变期限溢价与预期假说——来自国内银行同业拆借利率的证据[J]. 数量经济技术经济研究, 2012, 5: 009.
- [2] 李宏瑾. 利率期限结构的远期利率预测作用——经期限溢价修正的预期假说检验[J]. 金融研究, 2012, 8: 011.
- [3] 张雪莹. 存款准备金率调节对市场利率的影响效应研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2012, 12: 011.
- [4] 周生宝, 王雪标, 郭俊芳. 我国通胀预期与通胀的动态关联性——基于宏观金融模型的研究[J]. 中国管理科学, 2014, 11: 004.
- [5] 谈正达, 霍良安. 无套利 Nelson—Siegel 模型在中国国债市场的实证分析[J]. 中国管理科学, 2012, 20(6).
- [6] Ang Andrew, Monika Piazzesi. A no-arbitrage vector autoregression of term structure dynamics with macroeconomic and latent variables [J], Journal of Monetary Economics, 2003, v50(4,May), 745-787.
- [7] Bernanke, B., Boivin, J., and Elias, P., 2005, Factor Augmented Vector Autoregressions (FVARs) and the Analysis of Monetary Policy, Quarterly Journal of Economics, 120(1), 387-422.
- [8] Joslin S, Priebsch M, Singleton K J. Risk premiums in dynamic term structure models with unspanned macro risks[J]. The Journal of Finance, 2014, 69(3): 1197-1233.
- [9] Ludvigson Sydney, Serena Ng. Macro factors in bond risk premia [J], Review of Financial Studies, 2010, 22, 5027–5067.
- [10] Joslin Scott, Anh Le, and Kenneth Singleton. Why Gaussian macro-finance term structure models are (nearly) unconstrained factor-VARs [J], Journal of Financial Economics, 2013, 109, 604–622.
- [11] Cochrane John, Monika Piazzesi. Bond risk premia [J], American Economic Review 2005, 95,138–160.
- [12] Cochrane John, Monika Piazzesi. Decomposing the yield curve [R], Working paper, Stanford University 2008.

## Macro factors and Treasury bond risk premiums

WU Xiaowei DING Jianping

**Abstract:** A implication of macro-finance affine term structure models (MTSMs) is that the macro factors that determine bond prices are fully spanned by the current yield curve. But this is incompatible with empirical results. We study term structure of treasury bonds in the Shanghai Stock Exchange Market.in a MTSM model with the unspanned macro risks in which the macro factor was constructed based on a group of 122 macro observations. The results reveals that the unspanned risk was compensate through the level factor and slope factor. Further we decompose the yield curve into average expected future short rate and yield curve risk premium, the study shows that the monetary policy affect the nominal risk premiums.

**Keywords:** Macro-finance term structure models; Unspanned risk premium; macro factors

# 我国逆周期宏观审慎政策工具调控效果研究

俞洁芳<sup>1</sup> 夏超根<sup>2</sup>

**【摘要】**2008年暴发的国际金融危机使全球主要经济体意识到传统的货币政策不足以防范系统性风险，纷纷引入逆周期宏观审慎监管框架，以减缓金融体系的顺周期性和促进金融稳定。本文基于我国2008-2018年的金融数据，构建了金融周期性指数并运用VAR模型检验了我国主要逆周期宏观审慎政策工具的调控效果。研究表明，拨备覆盖率（PC）、逆周期资本缓冲（CCyB）调控效果显著，而贷款价值比（LTV）在降低房地产行业系统性风险的同时，容易引起金融体系的短期波动。在此结论基础上，本文对完善我国宏观审慎管理体系提出了政策建议。

**【关键词】**宏观审慎政策 金融周期性 逆周期调控 贷款价值比

## 一、引言

金融危机史告诉我们，金融部门和实体经济间存在较强的顺周期性（下文简称“周期性”），这种周期性带来的金融部门和实体经济间的正反馈机制是导致系统性金融风险发生的深层次原因。2008年国际金融危机的暴发使全球主要经济体意识到传统的货币政策无法抑制资产价格的剧烈波动和维护金融稳定。为有效应对系统性金融风险，各国纷纷引入逆周期宏观审慎监管框架。我国央行也在2016年将差别准备金动态调整机制升级为“宏观审慎评估体系”（MPA），建立起以逆周期为核心的宏观审慎监管体系。2017年，“健全货币政策和宏观审慎政策双支柱调控框架”被正式写入党的十九大报告。2019年中央经济工作会议强调“必须科学稳健把握宏观政策逆周期调节力度”。本文从宏观经济、金融机构和资本市场三个方面选取指标，编制金融周期性指数，并对我国主要逆周期宏观审慎政策工具的调控效果进行实证检验。

## 二、文献综述

### （一）关于金融体系周期性的研究

金融体系的周期性最早由Crockett（2000）提出，指金融部门和实体经济间存在动态的正反馈机制。金融稳定理事会（FSB）指出这种正反馈机制会放大经济周期的波动性，并加剧金融部门的不稳定性。国外学者对金融体系周期性的研究主要集中在特征、传导渠道和对经济金融的

<sup>1</sup> 俞洁芳，中国人民大学国际货币研究所研究员、浙江大学经济学院金融系副教授

<sup>2</sup> 夏超根，浙江大学经济学院硕士研究生

影响上。对周期性特征的结论较为统一，认为其具有非对称性，在经济衰退期表现更为显著（Chami & Cosimano, 2001）。关于传导渠道，目前较为主流的观点是金融体系周期性有四种传导渠道：监管渠道（Chami & Cosimano, 2001; Cecchetti & Li, 2005）、贷款损失准备渠道（Borio et al., 2001; Cavallo & Majnoni, 2001）、资产价格渠道（Enria, 2004; Borio & Tsatsaronis, 2006）和评级渠道（Catarineu-Rabell et al., 2005; Benmelech & Dlugosz, 2009）。大量研究表明，金融体系周期性对银行利润率（Athanasoglou et al., 2008）、贷款供需（Berlin, 2009; Jimenez et al., 2010）和宏观经济（Cukierman, 2007）等均有显著影响。

国内相关研究起步较晚，始于 2008 年金融危机后，主要集中在概念界定、原因分析和对建立逆周期监管机制重要性的分析上。周小川（2009）指出复杂的金融系统包括能产生自激震荡和零点漂移的正反馈环和能提高金融系统稳定性和促进零点自校正能力的负反馈环，且前者多于后者，导致金融系统呈现顺周期性。陈雨露（2009）指出以巴塞尔协议为基础的金融监管与经济周期有高度相关性。吴正光（2009）认为金融主体的有限理性行为、金融创新和监管不当都是金融产生“过度亲周期性”的原因。也有学者对此持怀疑态度，曾刚（2009）指出资本监管的顺周期缺陷并非由资本监管框架导致，而是金融变量与经济运行间本身就存在的固有特征。也有少数学者尝试对金融体系周期性的存在进行实证检验，如李文泓和罗猛（2010）运用广义矩分析法和最小二乘法，对我国 1998-2008 年 16 家商业银行进行了实证分析，结果表明我国银行的资本充足率存在顺周期性。但是，由于相关研究起步较晚，国内尚未形成统一的理论框架，实证也没有得出较为一致的结论。

## （二）关于逆周期宏观审慎调控政策的研究

危机后，宏观审慎监管被提到前所未有的高度，国内外学者均认为需要借助逆周期宏观审慎监管来缓解金融体系的周期性。国外学者对逆周期宏观审慎政策的实施进行了广泛讨论，主要集中在目标的确立、监管指标和工具的选择上。Caruana（2010）认为宏观审慎政策的目标是通过控制金融机构间的相关性和顺周期性来降低系统性风险。2016 年，国际货币基金组织（IMF）、金融稳定委员会（FSB）和国际清算银行（BIS）共同发布的报告中将宏观审慎政策工具进行了分类。监管指标的选择上，巴塞尔委员会（2012）指出信贷缺口（信贷 / GDP 与其长期趋势偏离值）可作为逆周期资本缓冲的核心变量。GDP 增长的波动（Repullo et al., 2010）、资产价格偏离长期趋势（Borio & Drehmann, 2009）、市场波动率及利差（Gilchrist & Zakrajsek, 2012）和偿债比率（Drehmann & Juselius, 2012）均可作为逆周期宏观审慎政策的检测指标。工具选择方面，多数学者认为前瞻式的动态拨备制度可有效地缓解金融体系周期性。金融稳定理事会则认为，可以从资本监管、拨备监管和杠杆监管三个维度出发调控金融体系的周期性。

国内对逆周期宏观审慎政策的研究起步较晚，少数研究还停留在对工具的分类、介绍或依旧从传统方法对宏观审慎政策的调控效果进行实证研究。也有学者对工具、监管指标选择和传导机制进行研究，但尚未有统一结论。工具选择方面，李文泓（2009）认为需引入逆周期资本

充足率等政策工具；刘超、刘志威（2010）认为需对公允价值计量准则、准备金计提准则和偿付能力中资本要求提出逆周期监管要求；冯科等（2012）则建议实行动态资本监管，建立前瞻式的贷款损失拨备和运用全周期信用评级方法等。监管指标选择方面，有监管指标、统计指标、监测预警指标等数种。部分学者选择采用银行业的指标来检验逆周期宏观审慎政策的有效性，如李静婷等（2012）针对银行业系统危机，构建了我国宏观审慎监管风险预警指标并对其进行了实证检验；黄宁、郑境辉（2012）利用 30 家商业银行的面板数据，通过多元线性回归模型检验了资本充足率、拨备覆盖率等逆周期宏观审慎政策的有效性。传导机制研究方面，廖岷、孙涛（2015）指出我国宏观审慎政策的传导渠道有信贷、资本和预期渠道等；祁永忠（2017）认为宏观审慎政策的实施会分别作用于货币市场、股票市场和外汇市场等金融市场，进而实现对我国系统性金融风险的管理。

综上，目前国内对于逆周期宏观审慎政策的研究存在着较为明显的不足：一是指标体系不够全面，多数研究仅采用银行业指标；二是在传导机制的研究上尚未形成统一结论。因而，本文尝试对上述两个局限性进行改进。

### 三、我国金融体系周期性现状和测度

#### （一）我国金融体系周期性现状

本文将金融体系周期性定义为金融体系与实体经济间的动态正反馈机制，即经济波动引起金融要素的波动，金融要素又反过来作用于经济，加剧经济的周期性波动。具体而言，这种周期性可以从宏观经济、金融机构和资本市场三个方面加以分析。

##### 1. 宏观经济

宏观经济的平稳运行是金融稳定的前提。本文选取 GDP 增长率、房价指数增长率和汇率波动率作为分析宏观经济周期性的代表性指标，一是因为这三个指标都是非常重要的宏观经济指标；二是因为房价与汇率本身就存在显著的周期性。

房地产价格作为一种重要的资产价格，是我国经济周期波动的源头和放大器，发挥着重要的“助涨助跌”作用。经济上行时期，企业等经济主体投资意愿增加，银行贷款意愿增强，相应带动房地产等各类资产价格上涨，而资产价格上涨又带动了投资，使得经济进一步繁荣。经济下行阶段，房地产需求下降，其购置、投资、开发同比增速大幅下滑，又会加剧经济持续低迷。

汇率则主要通过我国的汇率制度与汇价变化作用于经济，加剧经济周期的波动。当前，我国采取的是有管理的浮动汇率制度。若国际收支逆差，本币汇率下跌，为了不使本币过分贬值，势必要采取紧缩性货币或者财政政策，这将使得国内经济增长受到抑制、失业增加。反之，在国际收支顺差，本币汇率上升时期，为了维稳我国汇率而实施的扩张性的政策会进一步增加货

币供给，使经济进一步繁荣。

## 2. 金融机构

一直以来，我国的商业银行在金融体系中都处于主导地位，逆周期宏观审慎政策工具也主要通过商业银行传导和发挥作用。因此，本文在研究金融机构维度的周期性时，主要选取了商业银行相关的指标：信贷增速、流动性比率增长率和不良贷款增长率。

Mero（2002）就已指出，在经济上行时期，银行倾向于承担更多风险，增加信贷投放；在经济衰退时期，减少信贷投放。而信贷的增加或减少，无疑会进一步加剧经济繁荣或衰退。

银行的流动性比率，作为衡量银行财务安全状况和短期偿债能力的重要指标，也在一定程度上体现着周期性，加剧经济波动。最典型的例子是超额准备金，经济景气时期，企业借贷意愿增加，银行所需资金规模扩大，倾向于持有较少的超额准备金，增加贷款规模，推动经济上行。反之，经济衰退期，银行贷款风险增加，倾向于持有更多的超额准备金，缩减信贷规模，导致经济进一步下滑。

不良贷款率作为评估银行贷款质量的重要指标，会在经济景气时期下降，因为此阶段企业经营情况较好，还贷能力和意愿都增强，银行不良贷款率的下降会引起银行利润率上升，银行放贷意愿增强，信贷规模扩张，推动企业投资增长，拉动经济进一步发展。反之，经济衰退时期，银行不良贷款率上升会导致放贷规模缩减，加剧经济下行。

## 3. 资本市场

伴随着改革开放的不断推进，以股票市场为核心的资本市场在中国不断发展壮大。资本市场被看成是国民经济的晴雨表，资本市场指标可用于衡量资本市场交易的稳定情况，其中用来分析资本市场周期性且较具代表性的指标有股市综合指数波动率、债市综合指数波动率和长短期债券利差波动率。

股市对经济的正反馈影响是显而易见的。股市上涨带来的财富效应，一方面使得居民可动用的资产增加，促使消费增长，另一方面也改善了企业的资产负债表状况，降低银行的坏账率，使得银行可贷资金规模扩张，促进投资的增加进而推动经济上行。而股票价格下跌时期，居民可动用资产减少，企业资产负债表恶化，消费和投资需求都减少，加速经济衰退。

债券市场与经济间的关系较为复杂。一般来说，经济繁荣，市场利率上升会导致债券收益率上升、价格下跌、价差收益减小。但是，国债指数的走势和 GDP 的走势趋于一致，两者之间存在一定的周期性。故而，本文选择国债综合指数作为衡量债市收益的指标，可以更为全面地反应投资主体收益受经济周期影响的整体变动情况。投资主体的收益又通过财富效应和资产负债表效应加剧经济周期波动。

值得注意的是，资本市场指标中，债券的长短期利差是一个较好的预测指标。通过对大量历史数据的研究，经济学家们已发现，当长期债券和短期债券的收益率差距拉大时，说明企业增加了长期投资资金的持有，对固定资产的投资增加较快，随之带来产量的扩大，拉动经济上行，这往往意味着经济的复苏或繁荣。反之，若长短期债券收益率差距减小，则往往代表经济主体不看好长期投资，预示着经济衰退。

## （二）我国金融体系周期性测度

根据上节对我国金融体系周期性现状的梳理，本文选取宏观经济、金融机构和资本市场作为衡量金融周期性的一级指标，每个一级指标下再分别选取三个二级指标：宏观经济方面选取GDP增长率、汇率波动率和房价指数变动率；金融机构方面选取信贷总量增长率、流动性比率增长率和不良贷款增长率；资本市场方面选取上证综合指数波动率、上证国债指数波动率、十年期和一年期债券利差波动率。

对各指标进行赋值。划分指标数值的安全、正常、关注和危险区间，再根据数值所属区间计算相应的百分制赋值。

当指标  $x$  数值为正，则其赋值公式为：

$$FPI = b + \frac{x - n}{m - n} \times (a - b) \quad (1)$$

（ $m$ ：指标所属稳定区间上限； $n$ ：指标所属稳定区间下限； $a$ ：赋值区间上限； $b$ ：赋值区间下限）

当指标  $x$  数值为负，则其赋值公式为：

$$FPI = b + \frac{m - x}{m - n} \times (a - b) \quad (2)$$

得到金融周期性二级指标赋值。再利用变异系数法，分别确定一级、二级指标的权重。计算各指标变异系数公式为：

$$Vi = \frac{\sigma i}{\bar{Xi}} \quad (3)$$

（ $\bar{Xi}$ ：指标的平均值； $\sigma i$ ：指标的标准差）

计算各指标权重公式为：

$$Wi = \frac{Vi}{\sum_{i=0}^n Vi} \quad (4)$$

得到一二级指标计算结果。最后对各指标进行加权求和得金融周期性指数（Financial Procyclicality Index, FPI），如图 1。

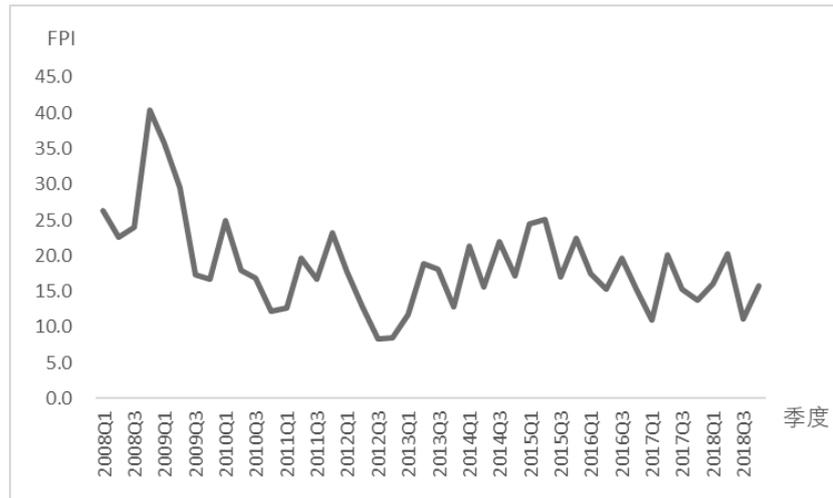


图 1 金融周期性指数 FPI 折线图

数据来源：Wind 资讯、中国统计年鉴

需要说明的是，FPI 数值越大，表示金融体系周期性越强，也即经济金融间的周期波动性越强；数值越小，表示金融体系周期性越弱，经济金融间的周期性波动越弱。从图 1 可以看出，我国金融体系的周期性在 2008-2018 年间总体呈现出逐渐下降的趋势，表明我国逆周期政策的实施取得了一定成效。图中两个高点分别出现在 2008 年年末与 2015 年年中，这是因为分别受到金融危机和“6.15 股灾”的影响，企业资产负债表恶化，商业银行坏账率上升，贷款供需急剧萎缩，加剧了经济的周期性波动，使得金融周期性指数上升。而 2012-2015 年和 2016-2018 年两个时期，经济金融体系从金融危机和股灾后恢复，平稳运行，加上逆周期政策的调控，金融周期性指数逐渐回落。总体来看，金融周期性指数 FPI 比较符合近 10 年的实际情况，可作为衡量金融周期性的指标。

#### 四、逆周期宏观审慎政策工具影响金融周期的传导机制

2008 年国际金融危机之后，国际清算银行（BIS）提出用宏观审慎这一概念来概括导致危机爆发的顺周期性等问题。宏观审慎政策是指运用审慎性工具来防范系统性金融风险，维护金融稳定，主要特征是建立更强有力的、体现逆周期性的政策体系。根据 2016 年 IMF、FSB 和 BIS 联合发布的报告《有效宏观审慎政策要素：国际经验与教训》，宏观审慎政策工具可以分为时间维度和结构维度两类，其中时间维度工具与周期性相关，旨在建立逆周期的风险缓冲，主要包括动态拨备要求和逆周期资本缓冲等通用资本工具，针对特定行业的资本要求和风险敞口上限等资产侧工具，以及准备金要求、流动性覆盖比率和存贷比上限等流动性工具。

本文将参考上述对时间维度即逆周期宏观审慎政策工具的分类，分别梳理三类逆周期工具的传导机制。为更清晰地展示传导过程中前一要素对后一要素的影响，下文将以经济扩张时期为例，分析各类逆周期宏观审慎政策工具如何防止经济过度繁荣。

### （一）通用资本工具及其传导机制

通用资本工具主要通过通过对金融机构资本充足率的要求增强金融机构的抗风险能力，代表性工具有动态拨备要求和逆周期资本缓冲，前者主要通过拨备覆盖率指标，即实际计提贷款损失准备对不良贷款的比率来实施监管；后者则是指针对最低资本充足率，在经济繁荣期增加超额资本充足要求。

通用资本工具主要通过资产负债表渠道、信贷渠道和利率渠道来实现逆周期调控的目的。

1. 资产负债表渠道。此处资产负债表指商业银行的资产负债表。提高对商业银行资本充足率的要求，可直接提升银行的抗风险能力，增强经营稳健性。

2. 信贷渠道。提高动态拨备要求或提高逆周期资本缓冲，银行需计提更高的贷款损失准备或增加资本金，使得商业银行的贷款成本增加，贷款规模受限，降低银行业的风险积聚。

3. 利率渠道。提高动态拨备要求或提高逆周期资本缓冲会增加银行的贷款成本，促使金融机构提高存贷款利差，利率提高可以降低贷款需求，使得信贷总量下降，调节经济周期。

### （二）资产侧工具及其传导机制

资产侧工具主要通过限制商业银行可能面临的资产风险来限制信贷规模，代表性工具有针对特定行业的资本要求和风险敞口上限等。前者最具代表性的工具是贷款价值比（Loan to Value, LTV），即住房贷款金额和抵押品价值的比例。LTV 值越低，表示购买一套房产消费者交付的现金越多，从而金融机构面临的贷款风险较小，反之则表示消费者交付的现金越少，金融机构的风险越大；后者是指对因债务人的违约行为所导致的可能承受风险的信贷业务余额的上限做出限定。

资产侧工具主要通过信贷渠道、资产价格渠道和家庭平衡表渠道来实现逆周期调控的目的，以 LTV 为例。

1. 信贷渠道。监管当局降低 LTV 上限，限制房地产借款人的融资需求，从而遏制房贷规模过度膨胀。

2. 资产价格渠道。降低 LTV 上限，即向金融市场传递监管部门或将遏制房价的信号，可在一定程度上缓解房地产价格上升的压力。

3. 家庭平衡表渠道。降低 LTV 上限，使得房产消费者交付的现金增加，现金流受负向影响，从而降低消费者在其他方面的支出意愿，最后导致总需求下降。

### （三）流动性工具及其传导机制

流动性工具主要通过提高对商业银行的流动性要求来提升银行抵御流动性风险的能力，从而提高其经营稳定性。代表性工具有流动性覆盖比率、准备金要求和存贷比上限等。流动性覆盖比率是商业银行优质流动性资产储备与未来 30 日的资金净流出量的比值，旨在确保银行在面临流动性压力的情况下，能通过变现优质的流动性资产来满足未来 30 日的流动性需求；准备金要求指对银行存款准备金占其存款总额的比例做出要求；存贷比上限则是对商业银行贷款总额

和存款总额比值做出限制。这些工具都是为了确保商业银行的流动性需求，提高其抗风险能力。

流动性工具主要通过资产负债表渠道和信贷渠道来实现逆周期调控的目的。

1. 资产负债表渠道。这里的资产负债表指商业银行的资产负债表。提高对商业银行的流动性要求，可以一定程度制约商业银行贷款或资产规模扩张，增强经营稳健性。

2. 信贷渠道。为满足提高流动性的监管要求，银行可以用流动性好的资产替换流动性差的资产，用短期贷款替换长期贷款，或减少对高风险资产的持有，这最终会导致信贷规模的减小，缓解信贷周期从而抑制经济过度繁荣。

## 五、逆周期宏观审慎政策工具对金融周期性调控效果的实证检验

### （一）指标选取

本文将主要的逆周期宏观审慎政策工具作为自变量，金融周期性指数（FPI）作为因变量，以我国 2008-2018 年的季度数据为样本，建立 VAR 模型以检验我国逆周期宏观审慎工具对金融周期性的调控效果。同时，考虑到宏观经济环境的重要性，选择 GDP 增速作为模型的控制变量。

自变量选取如下：通用资本工具中选取拨备覆盖率和逆周期资本缓冲，因两者早在 2002 年和 1996 年就已被提出，实施时间长，运用较为成熟。资产侧工具中选取贷款价值比，因其在 1998 年人民银行出台《个人住房贷款管理办法》时就开始使用，且针对房地产行业，目标明确，应用成熟。流动性工具中，因流动性覆盖比率指标在 2009 年才被巴塞尔委员会首次提出，在 2014 年我国银监会发布的《商业银行流动性风险管理办法（试行）》中才被正式纳入流动性风险监管指标，且银监会规定，流动性覆盖比率需在 2018 年底前达到 100%，在 2014 年底到 2017 年底的过渡期内，各年年底需达到 60%、70%、80%、90%，可见目前流动性覆盖比率指标还存在应用时间短、应用不灵活、不成熟的问题，故本文不作选择；准备金要求，我国目前实行的是差别准备金动态调整机制，因其是根据不同金融机构的具体情况为各机构设置不同的准备金率，数据在可得性和处理性上较为困难，故本文也不作选择；存贷比要求，2015 年《商业银行法》（修正案）删除了使用 20 年之久的 75% 存贷比监管指标，故本文也不选择此工具。

因此，本文选择拨备覆盖率、逆周期资本缓冲和贷款价值比这三个我国应用时间长且运用较为成熟的逆周期宏观审慎政策工具作为自变量，指标和数据说明如下：

1. 拨备覆盖率（PC）。表示实际计提贷款损失准备对不良贷款的比率。如图 2 所示，近十年我国拨备覆盖率呈现先上升后下降的走势。2008-2012 年，我国受美国次贷危机影响，金融体系较不稳定，监管部门提升拨备覆盖率，使得金融机构增加储备，降低不良贷款对金融机构的影响。2013-2018 年，我国经济金融从危机后缓和过来，拨备覆盖率增长开始放缓。

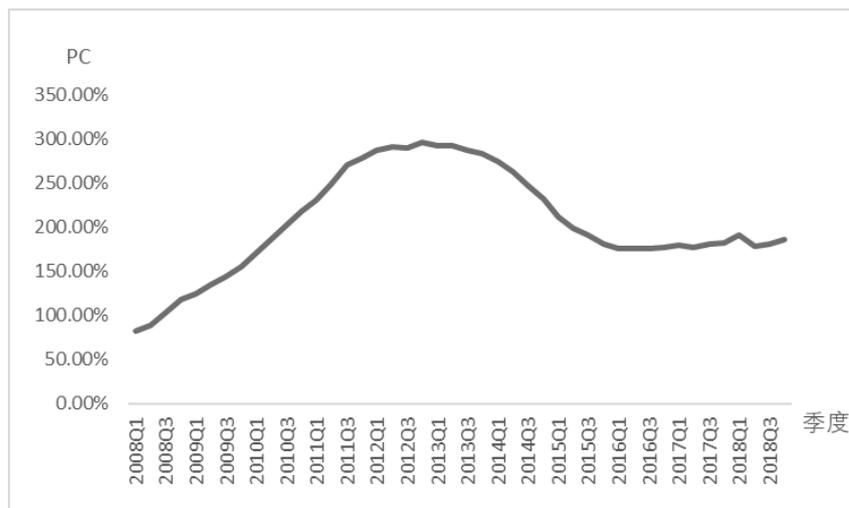


图2 我国商业银行拨备覆盖率

数据来源：Wind 资讯

2. 逆周期资本缓冲 (CCyB)。我国在 1996 年首次对商业银行的资本充足率做出要求，在 2012 年正式提出逆周期资本监管的概念。我国在实践中已经较为广泛地运用了逆周期资本监管工具，但在政策时机的选择和力度上还尚未有成熟的决策机制。故而，本文利用 2012 年巴塞尔银行监管委员会提出的“信贷余额 / GDP”指标与逆周期资本缓冲挂钩，模拟计提我国逆周期资本缓冲。

令信贷余额 / GDP 为  $\mu_t$ ，计算其长期趋势值的偏离度 (GAP) 公式为：

$$GAP_t = \mu_t - \bar{\mu}_t \quad (5)$$

( $\bar{\mu}_t$ :  $\mu_t$  由 H-P 滤波单边趋势法计算得的长期趋势值，根据巴塞尔委员会实证，平滑参数  $\lambda$  设定为 400,000)

计提逆周期资本缓冲 (CCyB) 计算公式为：

$$CCyB = \begin{cases} 0, & \text{if } GAP_t \leq L \\ \frac{GAP_t - L}{H - L} \times 2.5, & \text{if } L \leq GAP_t \leq H \\ 2.5, & \text{if } GAP_t \geq H \end{cases} \quad (6)$$

(L: 巴塞尔委员会设定的偏离度上限值; H: 巴塞尔委员会设定的偏离度下限值)

计提结果如图 3，可知 2008-2010 年我国需计提逆周期资本缓冲，这是因为金融危机导致经济波动加剧，需采取逆周期的资本工具来提高商业银行抵御风险的能力。2015-2018 年也应计提逆周期资本缓冲，因该段时间我国陆续降准且降低贷款基准利率，使得信贷规模不断扩张，风险不断聚积。

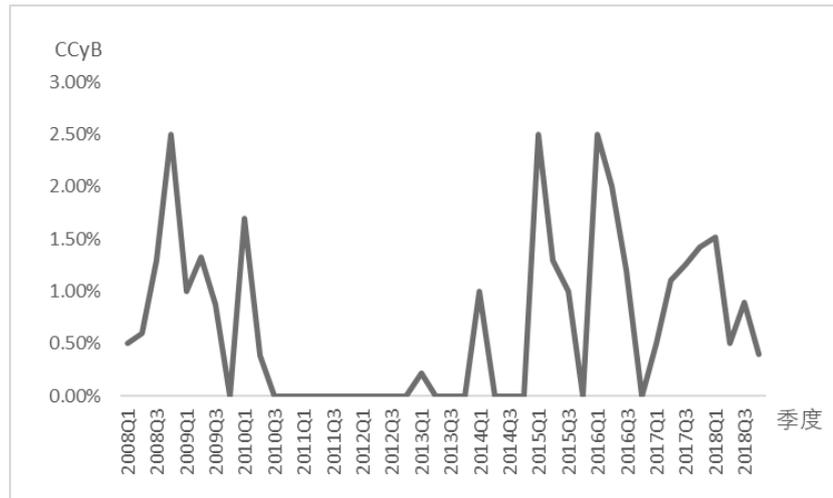


图 3 逆周期资本缓冲计提模拟

数据来源：Wind 资讯

3. 贷款价值比 (LTV)。表示住房贷款金额和抵押品价值的比例，是我国最具代表性的借款约束类逆周期宏观审慎政策工具。如图 4 所示，2007 年以后，我国对第一套住房施行保护政策，LTV 值一直维持在 70%-80%，而第二套房的 LTV 上限有较大波动，2008 年金融危机后 LTV 从 60% 下降到 30%，2015 年经济恢复后又上升至 70%，因此本文选取第二套房的 LTV 上限作为实证自变量。

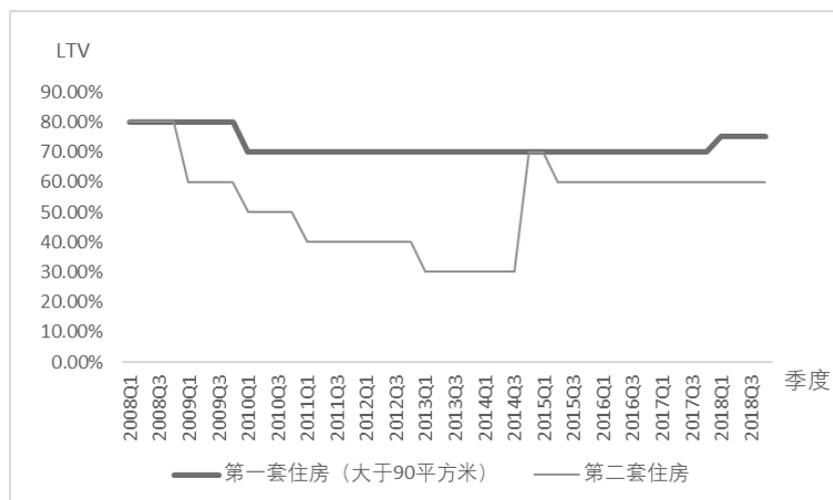


图 4 我国贷款价值比变动表

数据来源：2008-2018 年中国货币政策报告

## (二) 实证检验

建立 VAR 模型后，采用 ADF 单位根检验方法对其进行平稳性检验，结果平稳。进一步检验，可得 FPI、LTV、PC、CCyB 和 GDP 这五个原始序列都是一阶单整，各变量间可能存在稳定关系。进行 Johansen 协整检验，五个变量中至少存在二对长期协整关系。进行最优滞后阶数判断，确定本 VAR 模型最优滞后阶数为 2，建立 VAR (2) 模型。用 AR 根检验方法对 VAR (2) 进行稳定性检验，结果稳定。

基于以上的检验，用脉冲响应函数分析三种逆周期宏观审慎工具对金融体系周期性的调控效果。

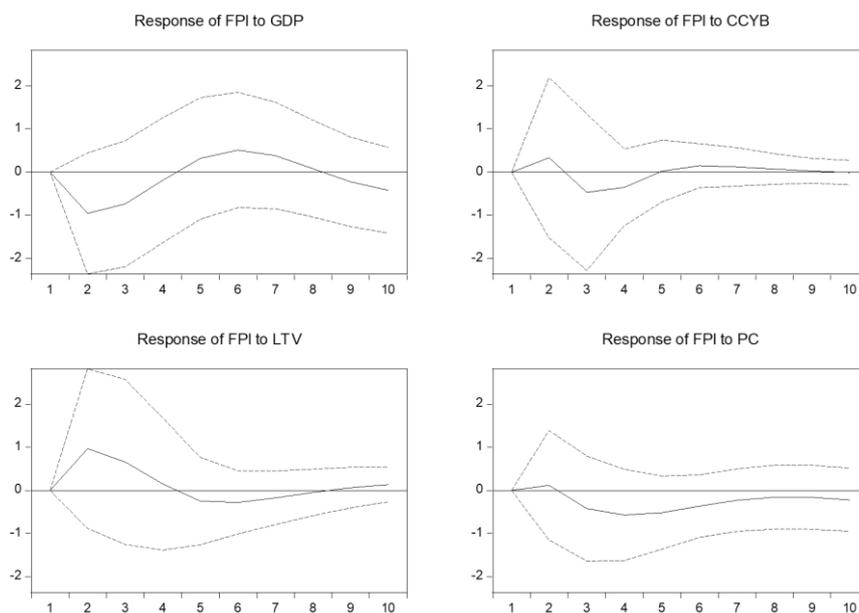


图 5 金融周期性随逆周期宏观审慎政策工具扰动的脉冲图

图 5 左下角的图，初期 FPI 对 LTV 的变化没有反应。从第 2 期开始，对金融稳定性指数变成正向效应。这说明短时间内，改变贷款价值比反而会加大金融体系的波动性，表现在购房政策的修订，如贷款价值比的降低，在短期会大幅降低购房意愿，使得银行信贷大幅收缩。第 5 期时，LTV 开始对 FPI 有负向效应，说明贷款价值比的调控有一定滞后性。

图 5 右上角的图，初期 FPI 对 CCyB 基本没有响应，表明对 CCyB 的调控不会立刻反映在金融体系上。第 2 期有小幅正向效应，可解释为政策工具的超调反应，短期会增加金融体系的波动性。从第 3 期开始，CCyB 对 FPI 的负向效应开始显现，说明 CCyB 可在经济景气时期限制银行资本充足率，增加银行抗风险能力，利于经济金融的稳健发展。

图 5 右下角的图，初期 FPI 对 PC 也基本没有响应。从第 3 期开始有持续的负向效应，在第 4 期时达到最大。这是因为，在经济上行周期，金融监管当局提高拨备覆盖率，使其累积更多的储备来抵御经济下行时可能出现的损失，这增加了银行的放贷成本，使得信贷规模收缩，从而社会投资也会相应减少，起到减缓信贷周期性的效果。

## 六、研究结论与政策建议

本文在理论分析的基础上，构建了我国金融体系周期性指数并对主要逆周期政策工具的调控效果进行了实证检验，结论如下：（1）本文构建的我国金融体系周期性指数与我国经济走向

基本吻合，表明该方法能较为合理地评估我国的金融体系周期性。(2) 金融体系的周期性可以从宏观经济、金融机构和资本市场等多个方面加以体现，但现有的工具主要通过商业银行进行传导，因此，我国的逆周期政策工具体系还有待进一步完善。(3) 贷款价值比有助于降低房地产行业的周期性从而实现政策目标，但由于效果猛烈，短期可能会加大金融体系的波动性，拨备覆盖率具有较好的调控效果，逆周期资本缓冲调控效果也较为显著。

基于以上研究，本文提出以下政策建议：(1) 继续使用贷款价值比、拨备覆盖率和逆周期资本缓冲机制作为调控我国金融体系周期性的主要工具，但在使用贷款价值比时需关注其短期负面作用。(2) 进一步完善我国宏观审慎评估体系，将房地产、地方政府债务、短期跨境资金流动等重点领域的风险都纳入监测范围。(3) 重视金融供给侧结构性改革进展，特别是随着金融业混合经营的深入，应将资本市场相关工具纳入宏观审慎工具范畴。

## 参考文献

- [1] 陈雨露:《后危机时期货币金融稳定的新框架》,《中国金融》2009年第16期。
- [2] 冯科、刘静平、何理:《中国商业银行顺周期行为及逆周期资本监管研究——基于宏观审慎的视角》,《经济与管理研究》2012年第10期。
- [3] 黄宁、郑境辉:《宏观审慎政策有效性:国际经验与中国实践》,《财经智库》2018年第1期。
- [4] 李静婷、何平、孟繁旺:《中国宏观审慎监管预警指标选取及模型构建——基于对国外指标的比较和实证检验》,《经济与管理研究》2012年3期。
- [5] 李文泓:《关于宏观审慎监管框架下逆周期政策的探讨》,《金融研究》2009年第7期。
- [6] 李文泓、罗猛:《关于我国商业银行资本充足率顺周期性的实证研究》,《金融研究》2010年第2期。
- [7] 廖岷、孙涛、丛阳:《宏观审慎监管研究与实践》中国经济出版社2015年版。
- [8] 刘超、刘志威:《保险业顺周期形成机制及其逆周期监管问题研究》,《南方金融》2010年第8期。
- [9] 祁永忠:《我国央行宏观审慎管理框架研究——基于政策工具传导机制角度的分析》,《经济资料译丛》2017年第4期。
- [10] 吴正光:《金融风险顺周期效应的实证研究》,《金融理论与实践》2009年第9期。
- [11] 曾刚:《消除顺周期缺陷:未来银行监管改革重要内容》,《中国社会科学报》2009年第11期。
- [12] 周小川:《关于改变宏观和微观顺周期性的进一步探讨》,《中国金融》2009年第8期。
- [13] Athanassoglou, P.P., Brissimis, S.N. & Delis, M.D. Bank-Specific, Industry-Specific and Macroeconomic Determinants of Bank Profitability. *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*, 2008,18 (2): 121~136.
- [14] Benmelech E. & Dlugosz J. The Alchemy of CDO Credit Ratings. *Journal of Monetary Economic*, 2009, 56(5): 617~634.
- [15] Berlin M. Bank credit standards. *Business Review*, 2009Q2: 1~10.
- [16] Borio C. Implementing the Macroprudential Approach to Financial Regulation and Supervision. *Financial Stability Review*, No. 13, 2009: 31~39.
- [17] Borio C. & Tsatsaronis K. Risk in Financial Reporting: Status, Challenges and Suggested Directions. *BIS Working Papers No.213*, 2006:1~28.
- [18] Borio C., Furfine C. & Lowe P. Procyclicality of the Financial System and Financial Stability: Issues and Policy Options. *BIS Papers No.1*, 2001: 26~33.
- [19] Caruana J. The Challenge of Taking Macroprudential Decisions: Who Will Press Which Button(s)? 13th Annual International Banking Conference, Federal Reserve Bank of Chicago, in cooperation with the International Monetary Fund, Chicago, September 24th, 2010.
- [20] Catarineu-Rabell E., Patricia, J. & Dimitrios, T. Procyclicality and the New Basel Accord—Banks' Choice of Loan Rating System. *Economic Theory* 2005, 26(3): 537~557.
- [21] Cavallo M. & Majnoni G. Do Banks Provision for Bad Loans in Good Times? Empirical Evidence and Policy Implications. *Work Bank Policy Research Working Paper No.2691*, 2001:1~24.
- [22] Cecchetti S. & Li L. Do Capital Adequacy Requirements Matter for Monetary Policy? *NBER Working paper No.11830*, December 2005:13~28.
- [23] Chami R. & Cosimano T. Monetary Policy with a Touch of Basel. *IMF Working Papers*, No. 01/151, 2001:1~47.
- [24] Drehmann M. & Juselius M. Do Debt Service Costs Affect Macroeconomic and Financial stability? *BIS Quarterly Review*, September 2012: 21~34.

- [25] Enria A., Cappiello L., Dierick F., Grittini S., Haralambous A., Maddaloni A., Molitor P., Pires F. & Poloni P. Fair-value Accounting and Financial Stability. European Central Bank Occasional Paper Series No 13, 2004: 8~43.
- [26] Gilchrist S. & Zakrajsek E. Credit Spreads and Business Cycle Fluctuations. American Economic Review, 2012, 102 (4): 1692~1720.
- [27] IMF, FSB & BIS. Elements of Effective Macroprudential Policies: Lessons from International Experience. August 2016: 10~11.
- [28] Jimenez G., Ongena S., Peydro J.L. & Saurina J. Credit Supply: Identifying Balance-sheet Channels with Loan Applications and Granted Loans. Banco de Espana Working Paper, February 2010: 53.
- [29] Panetta F. & Angelini P. Financial Sector Pro-cyclicality: Lessons from the Crisis. Bank of Italy Occasional Paper, No.44, 2009: 5~71.
- [30] Repullo R., Saurina J. & Trucharte C. Mitigating the Pro-cyclicality of Basel II. Economic Policy, 2010, 25 (64): 659~702.

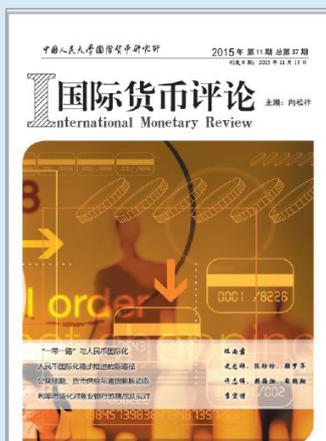
## Research on Effects of Counter Cyclical Macro-prudential Policy Tools

Yu Jiefang Xia Chaoling

**Abstract:** The framework of macro-prudential regulation policy is the main way to control systemic financial risk, and the counter cyclical macro Prudential policy is committed to slow down the periodicity of financial system. Based on the macro financial data of 2008-2018 in China, this paper constructs the financial cyclical index and uses VAR model to test the regulatory effects of counter cyclical macro Prudential policy instruments in China. The research shows that the provision coverage(PC) ratio has a better and more stable effect on the regulation of financial periodicity, while the loan to value ratio(LTV) helps to reduce the systemic risk of the real estate industry, but ,as the effect is more intense, it will increase the volatility of the financial system in short term, and the countercyclical capital buffer(CCyB) also has a more significant effect on the regulation of financial periodicity, reflecting a good policy effect. On this basis, this paper puts forward suggestions to improve the macro Prudential policy system in China.

**Key words:** Macro-Prudential policy; financial cyclical; counter cyclical regulation; loan to value ratio; provision coverage; countercyclical capital buffer

## 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”。

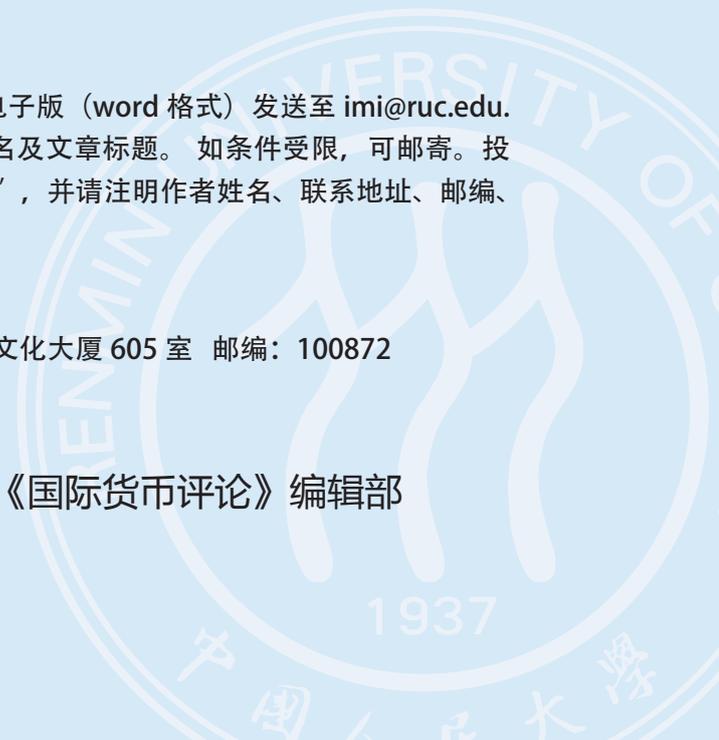
### 投稿方式：

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](mailto: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