

中国人民大学国际货币研究所

2016年 第5刊 总第42期

刊发日期：2016年5月15日

I 国际货币评论

International Monetary Review

主编：张杰



国际银行监管规则改革趋势和几点思考

王兆星

金融周期和金融波动如何影响经济增长与金融稳定？

陈雨露、马勇、阮卓阳

论资本项目有管理可兑换

丁志杰、田园

货币政策、信息透明度与企业信贷期限结构

钟凯、程小可、张伟华

IMI 顾问委员会

Edmond Alphandery

Yaseen Anwar

Steve H. Hanke

Robert A. Mundell

Li Ruogu 李若谷

Li Yang 李 扬

Pan Gongsheng 潘功胜

Su Ning 苏 宁

Wang Zhaoxing 王兆星

Xia Bin 夏 斌

Joseph C.K. Yam 任志刚

IMI 学术委员会

主席

Chen Yulu 陈雨露

(以姓氏拼音为序)

Ben Shenglin 贲圣林

Cao Tong 曹 彤

Chen Weidong 陈卫东

Ding Zhijie 丁志杰

Robert Elsen

Tomoyuki Fukumoto

Guo Qingwang 郭庆旺

Hu Xuehao 胡学好

Il Houg Lee 李一衡

Ji Zhihong 纪志宏

Jiao Jinpu 焦瑾璞

Jin Yu 金 煜

Jaya Josie

Rainer Klump

Liu Jun 刘 珺

Lu Lei 陆 磊

David Marsh

Juan Carlos Martinez Oliva

Herbert Poenisch

Qu Qiang 瞿 强

Alain Raes

Alfred Schipke

Anoop Singh

Wanda Tseng 曾颂华

Tu Yonghong 涂永红

Wang Yongli 王永利

Wei Benhua 魏本华

Xuan Changneng 宣昌能

Zhang Jie 张 杰

Zhang Xiaopu 张晓朴

Zhang Zhixiang 张之骥

Zhao Haiying 赵海英

Zhao Xijun 赵锡军

Zhou Daoxu 周道许

IMI 管理团队

所长

Zhang Jie 张 杰

Cao Tong 曹 彤

执行所长

Ben Shenglin 贲圣林

副所长

Tu Yonghong 涂永红

Song Ke 宋 科

【IMI 动态·4 月简讯】

- 4 月 1 日下午，由中国人民大学财政金融学院与国际货币研究所（IMI）联合举办的陶湘国际金融讲堂（第 4 期）在中国人民大学明德主楼 830 会议室举行。中国信达资产管理股份有限公司副总裁、研究员庄恩岳先生就“‘十三五’规划与不良资产处理”发表了主题演讲。本次讲座由 IMI 副所长涂永红担任主持。
- 4 月 15 日，国际货币基金组织（IMF）2016 年《世界经济展望报告》发布会在中国人民大学成功举行。本次会议由中国人民大学国际货币研究所（IMI）、国际货币基金组织驻华代表处、欧美同学会中国留学人员联谊会金融委员会、中央财经大学全球经济大数据精准洞察实验室联合举办。IMF 驻中国首席代表 Alfred Schipke，副代表 Raphael Lam，IMF 经济学家 Lian Weicheng，IMI 学术委员、国家外汇管理局原副局长魏本华出席会议并发表演讲。发布会由 IMI 学术委员、中国人民银行国际司原司长张之骥主持。
- 4 月 19 日晚，《人民币国际化报告 2016》外部专家咨询会在中国人民大学文化大厦 602 会议室顺利召开。中国人民银行副行长陈雨露、外汇管理局资本项目管理司司长郭松、中国人民银行货币政策二司副司长周诚君、商务部财务司副司长袁晓明、中国证券业协会副会长王旻、中国保监会保险中介监管部副主任赵巍、中国银行国际金融研究所常务副所长陈卫东、国家发改委对外经济研究所室主任曲凤杰、中国银行国际金融研究所国际金融团队主管王家强、交通银行总行国际部高级产品经理李英杰、IMI 副所长涂永红及报告编写组的主要成员参加了会议。



IMI

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

目 录

【卷 首】

国际银行监管规则改革趋势和几点思考 ————— 王兆星 01

金融周期和金融波动如何影响经济增长与金融稳定？ ——— 陈雨露、马 勇、阮卓阳 10

论资本项目有管理可兑换 ————— 丁志杰、田 园 36

利率传导机制的动态研究 ————— 马 骏、施 康、王红林、王立升 49

最优货币中介目标的国际比较

——基于 DAG-SVAR 模型 ————— 黄 宪、夏仕龙 71

货币政策、信息透明度与企业信贷期限结构 ————— 钟 凯、程小可、张伟华 89

商业银行从事影子银行业务的影响因素与经济后果

——基于影子银行体系资金融出方的实证研究 ————— 祝继高、胡诗阳、陆正飞 113

“一带一路”国家双边贸易与中国经济增长的动态关系

——基于空间交互作用的视角 ————— 王美昌、徐康宁 132

【卷首】

国际银行监管规则改革趋势和几点思考

王兆星¹

国际金融危机爆发以后，按照二十国集团领导人承诺和确定的改革方向，金融稳定理事会和巴塞尔银行监管委员会积极推进国际金融监管改革，其基本逻辑是通过重构金融监管框架和机制，修复引发危机的“断层线”，尽可能防范金融危机的再次发生，并最大限度降低金融危机的负面冲击和破坏性。迄今为止，以抑制系统性风险累积和扩散为核心，巴塞尔委员会在巴塞尔 III 框架下推出了商业银行资本充足率、杠杆率、流动性风险等一系列监管新规则，金融稳定理事会出台了全球系统重要性金融机构监管框架和总损失吸收能力要求、影子银行监测体系和监管安排等一系列监管新标准。

一、危机发生后国际银行监管规则改革进展

2008 年爆发的全球金融危机暴露出金融体系的一系列薄弱环节，主要包括：金融机构杠杆率过高，支持资产增长的高质量资本工具严重不足；信贷过度增长，同时信贷标准放松和风险定价过低；金融机构间关联度和风险集中度过高，系统性风险高企；相对于金融市场的发展，金融机构流动性风险管理较为薄弱，流动性资产缓冲不足；顺周期性导致银行在危机时缺乏必要的放贷能力等。为弥补这些问题所暴露出的监管框架中的根本性缺陷，金融稳定理事会和巴塞尔委员会等国际组织启动了本轮金融监管改革，以重塑监管框架，其目标是：一方面，强化监管最低标准，降低金融机构倒闭的概率；另一方面，采取有效的监管措施，减少金融机构倒闭对金融体系和实体经济的影响，并在上述两方面的改革中充分体现宏观审慎与微观审慎相结合的监管新思维。

2012 年 12 月，巴塞尔委员会公布了第三版巴塞尔协议框架，虽然在资本充足率分母的计算上仍基本沿用第二版巴塞尔协议的风险加权资产计量框架，但在以下方面大大强化了资本充足率监管要求：一是在资本充足率的分子方面增强了银行资本工具的损失吸收能力，对合格资本工具提出更严格的标准；二是显著提高资本充足率监管标准，并明确增加了宏观审

1 王兆星，中国人民大学国际货币研究所顾问委员、中国银行业监督管理委员会副主席

慎维度的监管要求，引入了 2.5% 的储备资本要求、0-2.5% 的逆周期资本要求，对系统重要性银行提出监管标准，与资本监管标准相互补充，其中：杠杆率指标用未经风险调整的表内外资产加总之和替代风险加权资产来衡量资本充足程度，有助于抑制模型风险和风险计量的顺周期性，扮演着资本充足率底线的角色；流动性覆盖率和净稳定资金比例填补了危机之前国际上缺乏统一的流动性风险监管定量标准的空白。

2011-2012 年期间，金融稳定理事会和巴塞尔委员会联合发布全球系统重要性银行的监管框架，主要包括：一是提出全球系统重要性银行评估方法论，涉及规模、关联度、可替代性、复杂性和全球活跃程度五个方面 12 项评估指标。二是按照系统重要性程度不同，分组适用不同的附加资本要求，以确保其具有更高的损失吸收能力。三是提出强化全球系统重要性银行监管有效性的一整套措施。四是建立有效处置系统重要性银行的基本框架。2012 年 10 月，巴塞尔委员会发布了国内系统重要性银行监管框架的 12 条原则，包括国内系统重要性银行评估方法论和附加资本要求等内容。2015 年 11 月，金融稳定理事会发布了全球系统重要性银行的总损失吸收能力要求。2012 年以来，巴塞尔委员会陆续发布了第三版巴塞尔协议相关内容的修订和补充版本，包括：在监管标准方面，发布了杠杆率、流动性覆盖率和净稳定资金比例监管框架的最终文本和信息披露要求；在风险加权资产计量方面，发布了交易对手信用风险、中央交易对手风险暴露、资产证券化风险暴露、银行投资基金风险暴露的风险加权资产计量新规则；在信息披露方面，发布了资本工具构成信息披露模板、第三支柱信息披露框架的第一阶段修订稿；在风险集中度方面，发布了大额风险暴露监管框架；在保证金方面，巴塞尔委员会与国际证监会组织联合发布了非集中清算的衍生产品交易保证金监管规则。这些规则将于 2016-2019 年期间陆续开始实施。

除量化监管标准之外，巴塞尔委员会还发布了一系列监管原则和监管指引，内容涉及稳健薪酬做法、银行风险加总和报告原则、资本规划指引、操作风险管理指引、监管联席会议指引、银行公司治理原则、全球系统重要性银行信息披露指引、识别和处置脆弱银行指引等。此外，巴塞尔委员会还正在研究资产分类和处置的审慎性、并表监管、压力测试、银行贷款损失拨备等方面的监管措施，并将发布相关指导性文件。

2011 年以来，银监会借鉴后危机时期国际银行监管规则改革成果，并结合国内银行业实际，陆续发布了一系列新的监管规则，包括：商业银行稳健薪酬指引、资本管理办法及其后续补充政策、杠杆率管理办法、流动性风险管理办法、全球系统重要性银行信息披露要求等，顺应了国际银行监管规则的改革趋势，也大体遵循了全球统一的实施时间表。其中，《商

业银行资本管理办法》顺利通过了巴塞尔委员会的国际评估，后续还将接受系统重要性银行和流动性风险的国际评估。

二、国际银行监管改革的趋势性特征

从已经取得的改革成果、当前改革进程和下一步改革规划来看，近些年的国际银行监管改革呈现出以下特征和趋势：

（一）大力加强宏观审慎监管和系统性风险防范

本次国际金融危机表明，金融监管不仅要关注单家金融机构的风险，而且要关注金融体系的整体风险。构建微观审慎与宏观审慎相结合的金融监管体系，防范由于金融体系部分或全部受到损害导致大范围金融服务中断造成的系统性风险，成为后危机时代国际社会的共识。巴塞尔委员会 2010 年 12 月发布的第三版巴塞尔协议不仅在微观审慎层面强化了资本和流动性监管标准，而且在宏观审慎层面从时间维度和跨业维度加强了对系统性风险的防范。时间维度关注的是系统性风险在经济周期不同阶段的分布，即随着时间的推移，金融部门与实体经济的正反馈机制会加大经济周期的波动幅度，金融与经济的共振会显著提高周期性波动对金融体系的冲击和危及金融安全，其目标是缓解金融体系的顺周期性问题。跨业维度关注的是在给定时点下系统性风险在金融体系的分布，其目标是防止系统性风险集中，即由于金融机构之间相互关联、持有类似的风险敞口以及群体行为而导致的系统性风险。从国际监管改革情况看，宏观审慎监管框架主要包括三个要素：

一是宏观审慎分析，即系统性风险的识别和评估。其目标是及时识别金融体系的脆弱性，为有针对性地采取政策措施提供决策依据。系统性风险事件本身是极端事件和小概率事件，现有的计量和分析工具也难以捕捉金融体系内部各要素之间及金融体系与实体经济之间的互动和非线性变化，因此目前系统性风险的评估和分析技术仍然处于初级阶段。值得注意的是，识别和评估系统性风险不能只依赖于定量分析方法，需要中央银行、监管机构和其他相关部门将各自掌握的宏观层面、行业层面以及机构和市场层面的情况进行对接和汇总，通过数据分析、经验判断和讨论，及时发现系统性风险隐患并提出政策建议，这对中央银行、监管机构和其他相关部门之间建立良好的信息沟通和协调体制提出了更高的要求。

二是宏观审慎监管工具的设计和运用。根据着眼点的不同，宏观审慎监管工具可以划分为时间维度和跨业维度两个方面。时间维度的宏观审慎监管（逆周期监管）主要通过在经济上行周期增加资本、拨备、提高贷款准入标准等监管要求，以用于经济下行期吸收损失、防

止信贷紧缩。国际社会已经达成一致的跨业维度的监管工具主要包括金融稳定理事会提出的系统重要性金融机构监管框架、强化场外衍生产品交易的基础设施建设，以及第三版巴塞尔协议中旨在降低金融体系关联度的相关规定，如对银行间敞口提出更高资本要求，鼓励银行使用中央交易对手进行场外衍生品交易，限制过度依赖短期批发融资等。其中，重点是控制系统重要性金融机构的负外部性，加强对系统重要性金融机构的监管。

三是宏观审慎治理机制的安排。要实现防范系统性风险的目标，需要加强宏观审慎监管政策、微观审慎监管政策和货币政策、财政政策等各项政策的协调。为此，有必要建立良好的宏观审慎治理机制，作为系统性风险识别与评估、宏观审慎监管工具的决策与运作等的基础。金融稳定理事会、国际货币基金组织和国际清算银行经过广泛调查之后，认为各国国情千差万别，并没有一个固定的宏观审慎治理模式适用于全球，在清晰界定相关政府部门在宏观审慎监管中应当发挥什么样的作用以及如何发挥作用，充分开展政策协调，加强信息共享的基础上，可以根据本国的法律制度和监管框架来设计适当的宏观审慎监管治理架构。

在加强宏观审慎监管的同时，不应将其与微观审慎监管割裂和对立起来，许多传统的微观审慎监管工具，如资本、流动性风险等审慎监管标准，也具有宏观审慎效果，因此，宏观审慎和微观审慎必须统筹兼顾，使两者真正融合为一个不可分割的整体。

（二）全面强化系统重要性金融机构的监管

此次国际金融危机中，一些大型跨国金融机构的倒闭对全球金融体系乃至实体经济造成了巨大冲击。强化对系统重要性金融机构的监管，是本次危机带来的深刻教训，也是加强宏观审慎监管，防范系统性风险的关键之一。系统重要性金融机构包括银行、保险、证券以及对冲基金等资产管理公司，衡量其系统重要性的主要因素是当该机构发生流动性或清偿性危机时，对其他机构乃至整个金融市场的冲击程度。当前国际金融监管改革中强化对系统重要性金融机构的监管主要包括以下几方面核心内容：

一是显著提高资本监管标准。根据银行资产规模、关联度、可替代性、复杂性和全球活跃程度等维度的指标值，在加权平均计算出单家银行的全球系统重要性分值后，130分以上的银行将纳入全球系统重要性银行之列，全球系统重要性银行根据其重要性程度被划分为五个组别，最低组别采用1%的附加资本要求，组别越高则附加资本要求越高，以确保这些机构发生问题而无法持续经营时具有较高的自我吸收损失能力。在第一组之上还设立空组，进入空组的银行附加资本要求高达3.5%，以此抑制银行的系统重要性程度进一步上升。系统重要性附加资本要由在持续经营条件下具有损失吸收能力的资本构成，因此只能以第三版巴

塞尔协议的核心一级资本工具来满足。此外，最新的国际监管改革方案对全球系统重要性银行又提出了 16%-18% 的总损失吸收能力要求(TLAC)。总损失吸收能力包括资本和合格的债务性工具，比如减记债和可转换债。一旦发生危机，这些债务工具必须无条件减记或转换为股权，用于吸收损失，这实质上又进一步提高了资本要求。

二是加大监管强度。国际监管改革要求系统重要性银行应具备有效的风险数据加总和报告体系以提升风险监测能力，应建立完善的风险偏好框架和具备稳健的风险文化，并在信息披露频率、内容和范围上遵循更高的要求。各国监管当局都将更加关注系统重要性金融机构，采取更高的现场检查和非现场监管频率，以便及时发现存在的问题，评估其资本和流动性水平是否范围更广、频率更高的数据。系统重要性金融机构业务范围覆盖多个国家和地区，关系着全球的金融稳定，母国监管机构通过召开跨境监管联席会议等方式，及时向东道国监管当局通报和共享银行监管信息，也将成为今后国际监管合作的重要组成部分。

三是建立有效的恢复和处置机制。国际金融危机表明，缺乏有效的处置机制，无法在大型复杂金融机构出现经营困难时使其平稳有序退出市场，是导致危机不断深化的重要原因。对于系统重要性金融机构，新的国际监管规则明确了有效处置机制的关键要素、并对完善处置工具，制订恢复和处置计划、开展可处置性评估、建立跨境危机管理工作组等提出了一系列要求，从而把风险尽量控制在机构内部，避免传染到其他机构而引发系统性危机。作为有效处置机制的关键要素之一，在国家层面也要相应建立危机处置机制，以确保在系统重要性金融机构出现问题时，国家层面、监管层面以及宏观审慎层面可以有效处理。2011年11月，金融稳定理事会发布了《金融机构有效处置框架关键要素》，对恢复和处置计划的关键要素、职责分工和审批主体作出了明确规定，2013年7月又发布了制定恢复处置计划的各项具体实施细则。

（三）寻求兼顾简单、可比和风险敏感性的资本计量方法

在“风险敏感性”与“简单性、可比性”之间寻找最佳的平衡点是未来监管改革的重点。第一版巴塞尔资本协议采用统一方法计量风险加权资产。为提高资本的风险敏感性，第二版巴塞尔资本协议鼓励商业银行采用内评法，即采用银行内部模型来度量风险加权资产，并可以此为基础确定资本监管要求。但由于银行内部模型过于复杂，而每家银行的数据和模型又都不尽相同，容易造成银行与银行间、国家与国家间的不可比和实施的不一致性，继而可能引发竞争的不公平性。

下一步国际监管改革的方向是要更好地平衡风险敏感性和简单性、可比性之间的关系，因此，巴塞尔委员会正在对巴塞尔协议中风险加权资产计量的标准法和内评法进行改革。新框架将注重两种方法的互补，既对原先过于简单的标准法增加其风险敏感性，并突出其核心地位；又对原先过于复杂的内评法尽可能简化，并设定更严格的限制条件和资本底线。目前我国部分银行已经使用内评法计量资本要求，未来可能会受到这一规则调整的影响。

标准法修订过程中还有一个关注点是外部评级的使用问题。在 2008 年国际金融危机爆发后，评级机构评级结果的可靠性、科学性受到质疑，简单依靠评级结果确定资产的风险权重存在缺陷，但完全抛弃外部评级可能又过于极端，并使得风险计量结果的可比性受到影响。国际监管改革将在加强对评级结果可靠性尽职调查的基础上，对外部评级加以利用。

今后我国监管规则的制定也将面临如何把握好简单、可比和风险敏感性之间的平衡问题，在提高风险敏感度的同时需注重银行与银行之间的可比性、一致性，以及如何将对银行风险管理能力的评价体现在对其各项监管要求之中。

（四）建立全球统一的流动性风险监管标准

本次金融危机的直接导火线是金融市场发生大幅波动，流动性突然蒸发，导致整个金融市场的恐慌，引发金融危机。这再次证明了流动性风险的突发性、传染性和破坏性，凸显了流动性风险管理和监管对于维护金融稳定的重要性，无论探究此次危机爆发的原因，还是预防新危机发生，仅仅关注资本是远远不够的。许多事例表明，在缺少外部监管的情况下，由于存在流动性成本，金融机构很难自发地从金融系统稳定的角度制订稳固的流动性风险管理战略，单体机构追求利润最大化的理性行为可能导致各个金融机构持有的优质流动性资产总量远远小于维护金融体系稳定所需要的水平。

危机后的国际金融监管改革除强化资本监管要求外，突出贡献之一是第三版巴塞尔协议建立了国际统一的流动性风险定量监管标准，提出了短期和中长期两个量化指标，即流动性覆盖率和净稳定资金比例。这两项定量标准的推出，旨在增加全球银行体系的优质流动性资产储备水平，鼓励银行减少期限错配，增加长期稳定资金来源，防止银行在市场繁荣、流动性充裕时期过度依赖短期批发融资，减少流动性危机发生概率和造成的负面冲击。巴塞尔委员会希望通过建立全球统一的流动性风险监管标准，有效提高金融机构在危机时刻的流动性风险抵御能力，防止形成金融恐慌和危机蔓延。本轮流动性风险监管改革强调金融机构是防范流动性风险的第一道防线，要加强单体金融机构的日常流动性风险管理、压力测试和应急

计划体系建设。同时，也强化了监管当局的流动性风险监管责任，监管当局既要关注单个机构的流动性水平，也要关注整个金融体系的流动性水平。

（五）更加重视实施监管评估以促进监管有效性的提升

在完善银行监管国际规则的同时，国际监管改革也非常重视加强对各国实施监管新规则的监测和评估。为确保各成员国按规定的时间表有效实施银行监管国际新规，巴塞尔委员会建立了监管一致性评估机制（RCAP），分为三个层次：第一层次是进度层面，即各国是否实施或准备实施相关国际规则；第二层次是制度层面，即国内规则与国际规则是否一致；第三层次是实施层面，如银行资本计量结果是否审慎，是否反映银行资产组合的风险，是否具有国际可比性。为确保规则实施的有效性，并监控各国金融体系的脆弱性，金融稳定理事会也建立了国家评估和专题评估两项机制。

三、有关思考

结合上述国际金融监管改革的进展情况和趋势特征，针对我国银行业实际，有几个问题值得我们深入思考。

（一）金融应更好地回归服务实体经济的本源

此次国际金融危机爆发之前，全球金融业快速发展，主要国家金融资产占 GDP 的比重不断攀升，金融市场中投机情绪高涨，突出表现在：金融机构向不具备偿债能力的客户提供高利率融资，鼓励过度负债；投资者竞相追逐结构复杂、风险状况不清的高收益产品；整个金融体系盲目创新、自我膨胀、自我循环，杠杆率不断上升，透明度却明显下降，形成了很大的系统性风险隐患。危机的爆发说明了金融发展并不总是促进经济增长，脱离实体经济自我膨胀的金融发展反而会损害经济增长。因此，危机后金融监管改革并非全面的金融抑制，而是要约束脱离实体经济的金融盲目创新、自我膨胀和自我循环。新的资本监管制度对复杂的衍生产品交易提出了远高于危机前的资本要求，正在构建的宏观审慎监管框架将房地产市场列为重要的风险监测领域，中央对手方集中清算机制得到进一步完善等，这些改革举措都有利于抑制过度的金融投机，防止金融风险自我酝酿与积累，并避免其吸收大量原本可用于服务实体经济的金融资源，使金融业在有效控制风险的基础上，更好地回归服务实体经济的本源，提高金融业和实体经济的长期发展潜力。

金融创新是提高服务实体经济效率，满足关键领域和薄弱环节金融需求的重要途径。金融监管改革应把握好金融创新和金融机构风险管理建设、金融监管能力建设、投资者风险教

育等之间的内在联系,推动金融机构在有利于提升服务实体经济效率、有利于降低金融风险、有利于保护投资者和债权人合法权益三个原则下开展科学的金融创新,抑制出于监管套利动机的金融创新。我国处于金融业发展的初级阶段和实体经济转型升级的关键时期,对于实体经济中的薄弱环节,如小微企业、绿色经济、科技创新、产业升级等,需要通过科学的金融创新满足其融资和风险管理需要。金融监管改革应对这些金融创新提供必要的激励机制,在提升金融服务实体经济质效的同时,防止监管套利和金融脱离实体经济自我循环、自我膨胀。

(二) 进一步提升国际银行监管标准制定的参与度

国际监管改革既会对银行安全性、流动性、效益性等方面的定量指标产生影响(如风险加权资产计量规则改革和全球系统重要性银行的总吸收损失能力监管要求将对我国大型银行的资本充足率产生较大影响),还会对银行经营模式、风险治理、监管理念和方式等产生更为深远的定性影响。为此,金融监管机构和业界都需深度参与后续国际金融监管改革进程,并全面分析各项监管政策改革的影响。一是完善参与国际金融监管改革的工作机制,加强后备人才培养和保障,深入了解改革背景、逻辑、理念、方法,并结合国内银行业发展转型实际,认真研究国际监管标准改革的影响,防止国际规则调整对我国产生重大不利影响;二是加强监管者与业界互动与交流,密切跟踪国际监管标准改革进程,组织做好定量测算和影响分析,主动发声,反映我国银行业的特殊性;三是加强参与国际金融监管改革各个部门之间的沟通,在重大问题上达成共识,形成合力,共同维护国家利益。

(三) 稳妥推进国际银行监管规则的落地实施

根据国内银行业实际,我国实施国际银行监管规则应遵循三个原则:一是时间上采用跟随战略,既不超前,成潜在不利影响之间寻求平衡,留有必要的缓冲过渡期。二是策略上采用差异化战略,对于全球以及国内系统重要性银行,原则上应全面实施国际银行监管规则,为国内大型银行实施国际化战略提供支撑,也有利于在国际监管标准制定中争取更大发言权;对于数量众多的中小银行,更多考虑国内实际,采用简单、有效的审慎监管框架。三是内容上采用实质重于形式的原则,由于国内银行(包括大型银行)与欧美大型银行在业务模式、风险来源方面存在较大差异,实施国际银行监管规则的过程中不应仅仅追求表面上一致,而应实质性趋同,以有效反映国内银行面临的风险。

(四) 强化全球系统重要性银行的损失吸收和风险抵御能力

一家银行被纳入全球系统重要性银行名单,一方面表明它对全球金融安全稳定具有重要影响;另一方面,全球系统重要性银行将面临着更高的监管标准和监管强度,以及更复杂的

恢复处置要求。我国已有工、农、中、建四家银行进入全球系统重要性银行名单，目前均还处在最低组别，适用 11.5% 的资本充足率要求，比其他银行高 1%。未来随着银行规模、复杂性、关联性的增加可能升入更高组别，面临更高的附加资本要求，还要符合总损失吸收能力的相关要求。当前我国经济下行压力较大，银行盈利有所下降，银行内部资本补充压力有所加大，扩充银行外部资本补充渠道也对我国资本市场的发展提出了挑战。系统重要性银行要制定恢复处置计划，并经跨境危机管理小组批准。目前工行、中行已按要求制订了恢复处置计划，并开展了可处置性评估，将评估结果提交金融稳定理事会。未来国际组织可能还要对全球系统重要性银行监管标准执行情况做进一步的评估，评估结果将会对这些机构的全球业务拓展带来一定的影响。此外，纳入全球系统重要性金融机构名单后，这些机构在境外也将受到东道国监管当局包括反洗钱、反恐融资在内的更多监管关注，对银行的合规管理和经营运行提出了更严格的要求。因此，我国大中型银行在不断扩大资产规模的同时，要充分重视日益提高的系统重要性银行监管标准，强化自身的损失吸收能力，持续提升风险抵御和应对危机的能力。

（五）科学选择风险计量方法

目前，国内部分银行已经开始使用内评法计量资本。理论上，实施内评法有助于银行提高风险管理水平，从而节约资本。但从国际监管改革趋势看，未来对使用内评法将会有更严格的限制：如将会明确规定哪些资产只能采用标准法而不能使用内评法；哪些资产只能采用初级内评法而不能使用高级内评法；同时对内评法还要设定资本底限要求。因此，通过内评法节约资本的空间将会很有限，而且内评法对银行的数据积累和 IT 支持有较高的要求。国内银行要综合考虑整体战略规划、风险管理水平、数据处理能力等因素，稳步推进内评法实施，避免跃进式、片面式追求模型化和单纯出于节约资本的目的实施内评法，而是要使内评法真正成为科学、准确地识别、判断和计量风险的管理工具。

金融周期和金融波动如何影响经济增长与金融稳定?¹

陈雨露² 马勇³ 阮卓阳⁴

【摘要】本文通过对全球68个主要经济体1981-2012年的面板数据进行实证分析，系统考察了金融周期和金融波动对经济增长与金融稳定的影响。实证结果表明，在金融高涨期和衰退期，经济增长率较低，同时容易爆发金融危机；相比之下，金融正常期的经济增长率更高，同时金融体系的稳定性也更强。这意味着，只有当金融周期处于相对平稳的正常状态时才有助于经济增长和金融稳定，反之，不论金融周期过热还是过冷，经济增长和金融稳定都会受到明显的负面影响。此外，无论金融周期处于何种阶段（高涨期、衰退期或正常期），金融波动的增加都伴随着更低的经济增长率和更高的金融危机发生概率，这意味着，金融波动的增加不仅会显著削弱一国的经济增长，同时还会导致金融体系的不稳定性明显上升。

【关键词】金融周期；金融波动；经济增长；金融稳定

一、引言与文献综述

经济学家对于金融周期的关注由来已久，最早甚至可以追溯到亚当·斯密，他在研究高利贷上限的过程中曾讨论过信贷配给问题。此后，包括李嘉图、凯恩斯、哈耶克、熊彼特、弗里德曼等在内的一大批经济学家，均在其论著中不同程度地讨论过货币和信贷周期问题。尽管在20世纪七八十年代，实际经济周期理论（Real Business Cycle, RBC）曾一度对金融经济周期理论造成猛烈冲击⁵，但经济波动的金融理论仍然并未完全淡出经济学家的视野。比如，托宾（Tobin, 1975）、明斯基（Minsky, 1975）、金德尔伯格（Kindleberger, 1978）和伯南克（Bernanke, 1983）等的研究，都重点强调了金融周期对宏观经济的影响。特别是2008年国际金融危机之后，基于对传统主流宏观经济学的反思，金融周期对宏观经济和金

¹ 本文系中国人民大学国际货币研究所工作论文，编号 IMI Working Papers No.1605

² 陈雨露，中国人民大学国际货币研究所学术委员会主任、中国人民银行副行长

³ 马勇，中国人民大学国际货币研究所研究员、财政金融学院副教授

⁴ 阮卓阳，中国人民大学财政金融学院

⁵ 该理论认为，经济波动几乎完全源于技术冲击等“实际因素”，而包括货币、信贷和金融变量在内的“名义因素”几乎不发生作用。

融体系的影响再次成为宏观经济学研究的焦点问题（Borio, 2014）。

从实际文献分布来看,近年来关于金融周期与宏观经济关系的研究几乎主要是围绕金融（信贷）周期和经济周期之间的关系展开的。在理论建模方面, Bernanke and Blinder (1988) 和 Bernanke and Gertler (1989) 较早地构建了纳入信贷市场均衡的宏观经济模型,即 CC-LM 模型和金融加速器（financial accelerator）模型。在此基础上,后期的代表性模型主要包括以 BGG (Bernanke, Gertler and Gilchrist, 1999) 为代表的“金融经济周期理论”和以 Kiyotaki and Moore (1997) 为代表的“信贷周期理论”,这两个模型由于与主流宏观经济学模型具有较好的兼容性,直接成为后续很多经济金融周期模型的建模基础,如 Gilchrist et al. (2002)、Iacoviello (2005)、Gertler et al. (2007)、Christensen and Dib (2008)、Meh and Moran (2008) 和 Christiano et al. (2010) 等。在实证研究方面, Ferreira da Silva (2002) 选取 40 个样本国家的数据,运用广义矩估计法对金融周期和宏观经济波动率之间的关系进行探究,发现经济波动随着金融系统发达程度的上升而趋于平滑。Mendoza and Terrones (2008) 使用事件研究方法分别对新兴市场国家和工业化国家的宏观和微观经济数据与信贷膨胀之间的经验规律进行研究,发现信贷扩张对宏观、微观经济波动影响更大的是新兴经济体。Adrian et al. (2010) 基于货币政策变化对金融中介机构盈利能力和风险承担能力的影响而造成的信贷供应转移,研究了货币、金融和经济周期之间的联系,发现货币政策的紧缩通过利率机制的传导最终导致了信贷收缩。Claessens et al. (2011) 基于信贷、房地产价格和股票价格三个金融周期序列的高峰和低谷,采用传统的周期测年方法（转折点分析）来判定金融周期。他们对 21 个发达国家 1960-2007 年的研究发现,不仅各金融周期指标之间的国内联动性在加强,而且国家之间的金融周期同步性也在上升。Drehmann et al. (2011) 使用拐点和基于频率的过滤值来表征金融周期,发现当商业周期和金融周期同时处于收缩阶段时,商业周期的衰退更明显。Claessens et al. (2012) 通过对 1960-2007 年 44 个国家的数据进行分析发现,经济周期与金融周期的不同阶段之间存在相当强的联系:经济衰退往往与金融崩溃相关,而经济复苏则往往伴随着信贷的迅速扩张。Borio et al. (2013) 的研究发现,有关金融周期的信息可以产生更为准确和实时的关于产出和产出缺口的信息。在较近的一项研究中, Aikman et al. (2015) 基于频率的滤波值来记录信贷周期,并分析了其与商业周期的关系,结果发现信贷膨胀与银行业危机密切相关。Bezemer and Zhang (2014) 基于 37 个国家 1970-2012 年的数据,分析了资本流动、生产率、管制和房价在信贷周期中的变化过程,发现抵押信贷增长和不断上升的房价是信贷繁荣的良好预测指标,同时,那些伴随着抵押贷款比率上升更多

的信贷繁荣更容易导致坏的宏观经济结果。在另一项研究中，Bezemer et al. (2014) 对 46 个国家 1990-2011 年的面板数据研究发现，尽管信贷供给在短期内可能刺激经济增长，但从长期来看，过度的银行信贷对经济增长的影响总体呈现出负效应。

在金融（信贷）周期与金融稳定的国外文献中，大多数学者认为，由金融自由化和金融创新所导致的信贷扩张是金融危机的先行指标（Schularick and Taylor, 2009; Gourinchas and Obstfeld, 2012; Mendoza and Terrones, 2012; Elekdag and Wu, 2013; Borio, 2014），但并非所有的信贷扩张都会以金融萧条结束（Mendoza and Terrones, 2012; Barajas et al., 2007）。在这些研究中，影响信贷膨胀的因素包括资本流入、宽松的货币政策、放松管制和金融改革，扩大内需和不断上升的净进口。根据 Schularick and Taylor (2009)，信贷迅速增长是金融危机的明显征兆，暗示危机是信贷过度膨胀和政策当局忽视信用扩张的结果。Magud et al. (2012) 分析了新兴市场国家在资本大量流入时期的汇率灵活性对信贷市场的影响，其分析结果表明，在那些汇率机制不够灵活的经济体，如果其银行信贷的比例更大，同时信贷的组成更倾向于使用外币，那么，信贷扩张会更加显著，同时国内经济也更容易遭受资本流动的冲击。Calderon and Kubota (2012) 基于 71 个国家 1975-2010 年的样本数据对私人资本流入激增是否会导致信贷繁荣进行了研究，相关结果表明，激增的私人资本流入是信贷高涨的良好指示器，同时也是导致金融危机的“坏”的信贷繁荣的良好预测指标。在另一项跨国实证研究中，Mendoza and Terrones (2012) 对 61 个国家 1960-2010 年的数据分析表明，产出、资产价格、实际汇率、资本流动和外部赤字的变化与信贷周期存在系统性关系，同时信贷繁荣经常伴随着金融危机的爆发或经济的骤然停滞。Elekdag and Wu (2013) 集中对新兴市场国家的信贷周期进行了研究，他们发现，信贷繁荣初期的特点是宽松的货币政策和低于趋势水平的国内政策利率，同时金融危机几乎总是与信贷紧缩密切相关，不过危机之前确实常常存在着明显的信贷扩张。Bruno and Shin (2013) 通过构建国际银行系统间的总资本流动模型（Gross Capital Flows Model），发现全球银行的金融周期是金融状况跨国传导（Transmission of Financial Conditions）的首要决定因素。通过使用 46 个国家的面板数据对模型的可预测性进行检验，他们发现，在金融周期的跨国传导过程中，全球性要素要强于本地要素，同时也是银行部门资本流动的决定因素。Borio (2014) 通过对较长金融周期（约 16 年）的典型经验特征进行研究，发现金融周期的特点是信贷供给和资产价格的峰值与金融危机重合，这一特征有助于对金融危机进行早期预警。

在国内研究方面，宋玉华等（2004）指出，现代金融周期的任何微小变化都可能通过金

融市场的放大对宏观经济产生巨大冲击,因此,掌握金融周期规律对宏观经济政策的制定和实施具有重要意义。何德旭等(2009)通过研究资产价格泡沫与产出波动和金融不稳定性之间的关系,发现现代经济的金融周期特征越来越明显,关注金融周期对宏观经济政策的影响十分必要。曹永琴等(2009)通过运用恒常条件相关(Constant Conditional Correlations, CCC Model)和动态条件相关估计方法(Dynamic Conditional Correlation, DCC Model)研究发现,随着中国金融开放程度的提高,金融周期和经济周期之间的动态关联程度显著上升。在信贷周期与金融危机的研究方面,马勇等(2009)基于跨国实证数据考察了信贷扩张和金融监管在金融危机中的作用与实现方式,他们发现,危机中普遍存在的信贷扩张、资产价格和金融监管的顺周期性问题是绝大部分危机背后共同存在的基本机制。李麟和索彦峰(2009)以经济波动与不良贷款的关系为切入点,采用时间序列分析方法对二者之间的因果关系进行了研究,结果表明,中国经济波动的信贷周期及银行顺周期性的双重特征极易触发银行业的系统性风险。邓创和徐曼(2014)的研究表明,中国的金融周期波动先行于宏观经济景气波动,周期长度大约为3年,且存在“长扩张”和“短收缩”的非对称性特征。此外,他们的研究还发现,金融冲击的“产出效应”不如“价格效应”明显,金融形势好转所产生的加速效应要比金融形势恶化所带来的负面影响更加显著。

总体来看,现有文献的研究思路主要分为两个主线:一是分析金融周期特别是信贷周期与经济周期之间的关系,二是分析金融周期和金融稳定之间的关系。但现有的文献通常存在以下两个方面的不足:一是在金融周期的衡量上,一般直接采取某个金融变量(如信贷、M2、股价、房价等)相对于其均衡值的偏离来度量金融周期,缺乏对金融周期阶段特征的具体刻画(详见后文阐释);二是在大部分关于金融周期和宏观经济的相关文献中,都没有考虑金融波动的影响,但事实上,在不同金融周期中的金融波动特征对于理解宏观经济而言可能是非常重要的,因为金融波动的上升不仅从一个侧面反映出了金融周期的某些额外特征(如波动性聚集和频率等),同时还会通过影响资源配置和市场预期等方式对宏观经济波动和金融体系的稳定性产生影响。基于上述考虑,本文尝试基于68个国家1981-2012年的动态面板数据,对金融周期和金融波动对经济增长和金融稳定的影响进行较为系统的实证分析。这一分析一方面有助于弥补当前关于金融周期和金融波动对经济增长和金融稳定影响相关文献的不足,另一方面有助于加深我们对相关问题的认识。

本文其余部分的结构安排如下:第二部分介绍研究样本与模型设定;第三部分对解释变量进行说明,重点介绍金融周期和金融波动的测度方法;第四部分对金融周期和金融波动对

经济增长和金融稳定的影响进行实证分析，并在此基础上进行多维度的稳健性检验；文章最后进行简要总结。

二、研究样本与模型设定

基于交叉样本数据的可获得性，本研究选取了全球范围内一个具有代表性的样本，共包括 68 个主要国家和地区 1981-2012 年的金融和相关数据。根据 IMF 的分类标准，该样本共包括发达国家 26 个，发展中国家 42 个（详见文末附录 A）。从经济总量上看，该样本国家的 GDP 总量达到全球 GDP 总量的 90% 以上，因而可以视为全球范围内具有代表性的一个国家样本。

由于本文的研究目标是基于跨国面板数据分析金融周期和金融波动对经济增长和金融稳定的影响，因此，可设立如下形式的动态面板模型：

$$Y_{it} = c + \alpha Y_{i,t-1} + \beta F_{it} + \theta V_{it} + \gamma Z_{it} + \mu_i + \theta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中，下标 i 表示国家， t 表示时间， Y_{it} 表示 GDP 增长率， c 为常数项， F_{it} 和 V_{it} 分别表示金融周期和金融波动， Z_{it} 表示其它可能对被解释变量（经济增长）产生影响的控制变量集合， μ_i 表示个体效应， θ_t 为时间效应， ε_{it} 为残差项。

显然，由于 $Y_{i,t-1}$ 与误差项相关且误差项存在序列相关，OLS 估计量是有偏且不一致的。同时，在加入前一期因变量作为解释变量的动态面板数据模型中，固定效应估计量、随机效应的 GLS 估计量和混合最小二乘估计量也都是不合适的。在这种情况下，GMM (Generalized Method of Moments) 模型近年来广泛运用于动态面板数据 (Arellano and Bond, 1991; Arellano and Bover, 1995; Blundell and Bond, 1998)，尤其在探究金融对宏观经济的影响方面应用颇多。相比前几种模型，GMM 估计能较好地处理时间效应和个体效应，同时，通过选择恰当的变量滞后项作为工具变量，还能解决模型估计中存在的内生性问题。为便于说明，可将核心解释变量和控制变量向量合用 X 表示，那么方程 (1) 可表示为：

$$Y_{it} = \alpha Y_{i,t-1} + \beta' X_{it} + \mu_i + \theta_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

因为个体效应 μ_i 与被解释变量的滞后项 $Y_{i,t-1}$ 相关，因此，即使在扰动项不存在序列相关条件下，个体效应仍使组内估计出现偏差。为去除个体效应，采用一阶差分方程进行处理：

$$Y_{it} - Y_{i,t-1} = \alpha(Y_{i,t-1} - Y_{i,t-2}) + \beta(X_{i,t-1} - X_{i,t-2}) + \theta_1 + \theta_2 + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

尽管(3)式仍存在内生性问题以及误差项的差分项和被解释变量的差分项相关的问题,但这两个问题都可以通过选择合适的工具变量予以解决。一阶差分 GMM 估计使用解释变量的滞后项作为工具变量有两个假设:一是误差项不存在序列相关,二是变量(包括解释变量)是弱外生的。此时,一阶差分 GMM 估计的矩条件为:

$$E(Y_{i,t} - Y_{i,t-1} | \varepsilon_{i,t-1}, \varepsilon_{i,t-2}, \dots) = 0, \quad \varepsilon_{i,t-1}, \varepsilon_{i,t-2}, \dots \quad (4)$$

$$E(X_{i,t} - X_{i,t-1} | \varepsilon_{i,t-1}, \varepsilon_{i,t-2}, \dots) = 0, \quad \varepsilon_{i,t-1}, \varepsilon_{i,t-2}, \dots \quad (5)$$

由(4)式和(5)式可知,变量滞后两阶及以上的水平变量可作为差分方程的工具变量来获取一阶差分 GMM 估计量。然而,Alonso-Borrego and Arellano(1996)和 Blundell and Bond (1998)指出,水平滞后项是一阶差分方程的弱工具变量,而弱工具变量可能导致严重的有限样本偏差,即系数估计量的方差逐渐变大。为解决这一问题,Arellano and Bover (1995)和 Blundell and Bond (1998)进一步引入了水平方程的矩条件。此时,差分方程和水平方程相结合的矩条件便构成了系统广义矩估计(System GMM)。在系统 GMM 估计下,差分方程的矩条件与先前相同,而水平方程的工具变量则为差分变量的滞后项。为确保新工具变量的有效性,需要满足条件:解释变量的一阶差分项与个体效用 μ_i 不相关。此时,水平方程的矩条件为:

$$E[(Y_{i,t} - Y_{i,t-1})\mu_i + \varepsilon_{i,t-1}] = 0, \quad \varepsilon_{i,t-1} \quad (6)$$

$$E[(X_{i,t} - X_{i,t-1})\mu_i + \varepsilon_{i,t-1}] = 0, \quad \varepsilon_{i,t-1} \quad (7)$$

由此可见,差分变量一阶滞后项可以作为水平方程的工具变量。不仅如此,Bond et al. (2001)和 Hauk and Wacziarg (2009)还进一步指出,系统 GMM 估计量可应用于增长回归模型以产生一致和有效的参数估计。因此,综合上述考虑,本文亦采用系统 GMM 估计进行回归分析。

在实际回归过程中,GMM 估计需要做两项基本检验:一是过度识别的 Sargan 检验,主要用于识别工具变量的整体有效性,基于“工具变量有效”的原假设,该检验的统计量渐近分布于自由度为工具变量个数与受估参数的个数之差的卡方值;二是二阶序列相关的 AR(2) 检验,主要用于检验误差项是否存在序列相关问题,基于“不存在二阶序列相关”的原假设,该检验的统计量趋近于正态分布。关于此方面更详细的统计说明,可参考 Arellano and

Bond (1991)、Arellano and Bover (1995) 和 Blundell and Bond (1998) 等的经典文献。

三、主要解释变量的选择与测度方法

由于本文的主要目标是考察金融周期和金融波动对经济增长和金融稳定的影响，因此，被解释变量为经济增长率和金融危机，而核心解释变量则为金融周期和金融波动。在被解释变量的代理变量选择方面，按照标准文献的做法，经济增长率直接用 GDP 增速表示，而金融危机则参考目前文献的通行做法（如 Barth et al., 2000；陈雨露等，2010；Laeven and Valencia, 2012；），采用二元变量赋值法进行定义。较之被解释变量，本文的两个核心解释变量（即金融周期和金融波动）由于均无现成的合适指标与之对应，因而需要通过一定的方法计算得出，下面分别予以说明。

（一）金融周期的测度

在对金融周期进行测度之前，首先需要确定用以计算周期的基本指标序列。在以往文献中，一般使用私人部门信贷/GDP 或 M2/GDP 作为一国金融周期的表征变量。根据 Levine et al. (2000)，私人部门信贷/GDP 是衡量金融部门活动水平的更好指标，因此，本文主要选用私人部门信贷/GDP 作为计算金融周期的基础变量，同时在稳健性检验中使用 M2/GDP 进行补充分析。

在确定用以计算金融周期的基础变量之后，下一步的核心工作则是采用何种方法对金融周期进行具体测度。在过往的经济周期文献中，一般直接采用某个金融指标（如信贷、M2、资产价格等）HP 滤波后得到的周期波动项作为金融周期的代理变量，然而这种做法实际上只能大致显示金融变量相对于其趋势值的偏离程度（当然，对于一种粗略的分析，这种做法是可行的），由于缺乏对周期性拐点的明确定义，该方法无法更进一步地显示出金融周期究竟是处于高涨期、衰退期或正常期的哪一个具体阶段。有鉴于此，本文参考 Braun and Larrain (2005) 和 Bezemer and Zhang (2014) 等的做法，明确将金融周期划分为高涨期（Boom）、衰退期（Bust）和正常期（Normal）三个具体类别，并在此基础上进行实证分析。从具体做法来看，我们以 c_{it} 表示国家 i 在第 t 年时私人部门信贷与 GDP 的百分比，用 HP 滤波计算出 c_{it} 的周期值 $\tilde{c}_{it}$ ，并用 σ 表示从 $\tilde{c}_{it}$ 得出的标准差。在此基础上，各周期的认定方法如下：

（1）高涨期（Boom）。对于每个经济体，当 $\tilde{c}_{it} > \sigma$ 时，即当私人部门信贷/GDP 的周期值大于一个标准差时，定义其为高涨期的“顶峰”。然后，向前推直至找到“低谷”，这个“低

谷”被定义为 $\tilde{c}_{it} < \tilde{c}_{i,t-1}$ 和 $\tilde{c}_{it} < \tilde{c}_{i,t+1}$ 同时成立之时，亦即周期值 $\tilde{c}_{it}$ 处于比其前 1 期值和后 1 期值都更小的低位状态时。在此基础上，高涨期可被定义为“低谷”后 1 期到“顶峰”之间的区间，并用二元变量 **Boom** 标记：当观察值落入该区间时，**Boom** 取值为 1，其余时间取值为 0。

(2) 衰退期 (**Bust**)。采用与定义高涨期类似的思路，首先定义一个低谷： $\tilde{c}_{it} < -\sigma$ ，即周期值低于一个负标准差的年份。然后，往前推至顶峰的下 1 年，这个顶峰被定义为： $\tilde{c}_{it} > \tilde{c}_{i,t-1}$ 和 $\tilde{c}_{it} > \tilde{c}_{i,t+1}$ 都成立时。于是，从顶峰次年至低谷之间的区间被定义为衰退期，并用二元变量为 **Bust** 标记：当观察值落入该区间时，**Bust** 取值为 1，其余时间取值为 0。

(3) 正常期 (**Normal**)。除去上述高涨期和衰退期之外，还有一些经济体的时间观察值既未落入高涨期，也未落入是衰退期，此时，这些观察值相应地被定义为正常期，并用二元变量 **Normal** 标记：当观察值落入该区域时，**Normal** 取值为 1，其余时间取值为 0。从直观上理解，当观察值落入正常期区域时，对应的金融周期值处于一种小幅波动范围内的正常状态。

上述金融周期的识别方法可由图 1 直观显示。

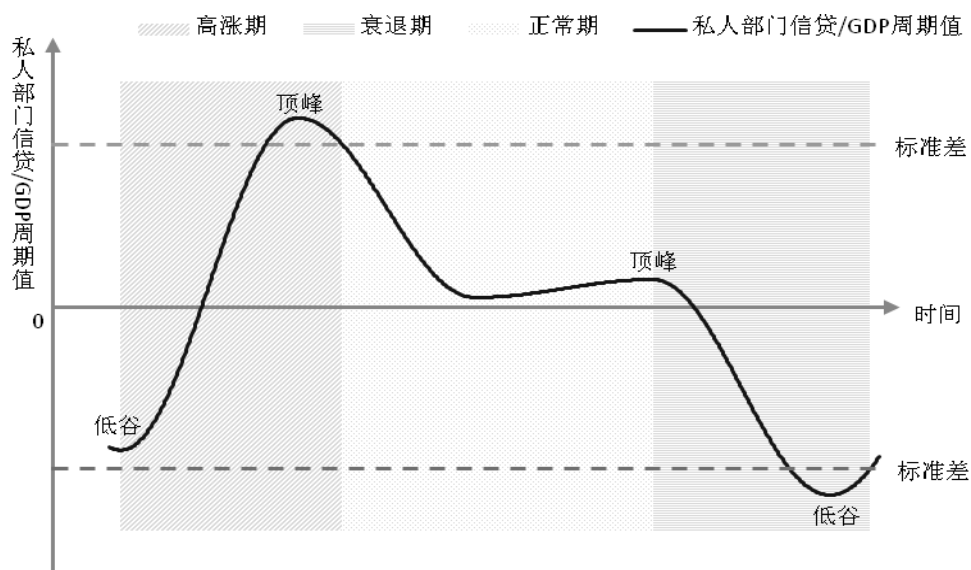


图 1 金融周期变量的识别示意图

(二) 金融波动的测度

在标准的金融学文献中，金融波动 (financial volatility) 主要用于衡量某个金融变量时间序列在样本区间的波动程度，一般用相应金融变量的 5 年移动标准差表示。这种测度方法的好处是，不仅可以显示金融变量在某个时段内的波动程度大小，还能显示出其在时间趋势上的变化情况，因而得到广泛应用。如前文所述，由于本文主要使用私人部门信贷/GDP 作为一国金融周期的基本指标序列，因此，我们通过计算各国在 1981-2012 年的 5 年移动标准

差，得到相应的金融波动测度。由于样本起始时间点为 1981 年，第一个 5 年移动标准差将从 1985 年开始，因此，我们最终可以获得全部样本国家在 1985-2012 年的金融波动数据。

在进行正式的回归分析之前，对样本国家的金融波动情况进行一个大体的了解将有助于增加我们对相关现象的感性认识。为此，我们在图 2 中给出了样本总体和一些代表性国家的金融波动情况。从图 2 我们可以看出，发达国家的平均值序列图表明波动有加剧趋势，特别是在 1998 年后有明显的上升趋势；相比之下，发展中国家的平均值序列的总体波动则相对比较稳定，波动程度呈现出先上升后下降直至平稳的态势。从典型国家来看，美国、德国、中国等国的金融波动总体上呈现出震荡向上的趋势，而日本、韩国和南非等国的金融波动呈现出先上升后下降的“驼峰状”趋势。英国的情况比较特别，2007 年之前的金融波动呈现出较为温和的震荡下行的态势，但在 2007 年之后，金融波动出现了急速的显著上升。

上述描述尽管是直观的，但仍然给我提供了以下几个方面的有用信息：一是不同国家之间的金融波动在样本期间内存在明显差异性，这意味着用于实证分析的样本数据天然具有很好的变化性，这有助于增加实证分析的可靠性；二是大部分样本国家（特别是直接遭受 2008 年国际金融危机冲击的发达国家）的金融波动在 2007 年前后都有明显的变化，暗示金融波动和宏观经济和金融稳定可能存在密切关联；三是在 2000 年之前的所谓全球经济的“大稳健”（Great Moderation）时代，大部分国家的金融波动都表现比较平稳，这暗示着平稳的金融运行环境（即低的金融波动）可能对“大稳健”时代的经济平稳快速增长有所帮助。应该说，基于上述样本国家的金融波动表现，同时结合相应的经济金融背景，大体可以判断，金融波动应该与经济增长和金融稳定存在密切关联。对此，我们将在下文的实证分析中进行更为正式的讨论。

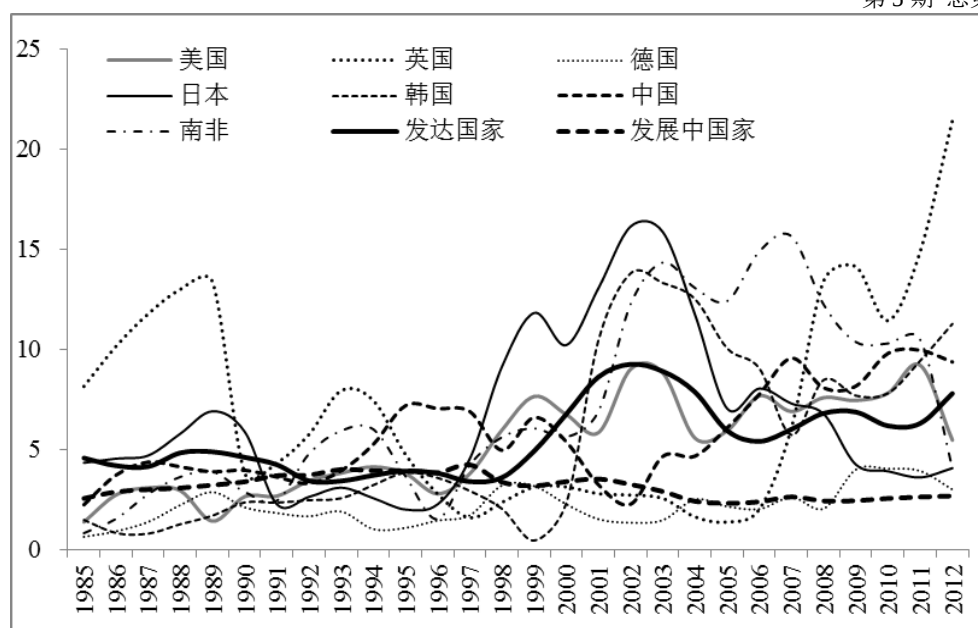


图2 样本国家的金融波动情况

(三) 其它控制变量选择

在控制变量的选择上,按照实证文献的通常做法,我们主要对三个层面的影响因素进行控制:一是经济层面,具体包括贸易条件、资本形成率和工业化程度;二是金融层面,具体包括存款利率、总储蓄率;三是社会层面,具体包括人口增长率、移动蜂窝式无线通讯系统的电话租用和城镇化率。本文各变量的符号和含义如表1所示。除编制金融危机(Crisis)虚拟变量所用的信息来自 Laeven 和 Valencia (2012) 之外,本文其余变量的所有原始基础数据均来自世界银行数据库。表2给出了各变量的基本统计描述。

表1 本文各变量的符号、含义及数据来源

类型	符号	变量	具体说明
被解释变量	Ggdp	经济增长率	以 GDP 增长率表示,用于衡量国家经济发展速度,该指标越大,表示某国的经济增长越快
	Crisis	金融危机	用是否发生金融危机表示(虚拟变量),一个国家发生金融危机的概率越高,其金融体系的稳定性越低
核心解释变量	金融周期	Boom	高涨期
		Bust	衰败期
		Normal	正常期
	金融波动	Vol	金融波动
控制变量	经济层面	trade	贸易条件
		capital	资本形成率

		ind	工业化程度	用第二产业与 GDP 之比表示, 该数值越大, 表示工业化程度越高
	金融层面	rate	存款利率	商业银行或类似银行为存款支付的利率
		depos	总储蓄率	用总储蓄与 GDP 之比表示, 用于衡量储蓄水平
	社会层面	popul	人口增长率	从 t-1 至 t 年的人口增长率, 用于衡量社会人口状况
		phone	电话租用率	用移动蜂窝式无线通讯系统的电话租用率表示, 反映了一国的公共通信服务水平, 一般用于衡量社会发展程度
		urban	城镇化率	为城镇人口与总人口的百分比, 用于衡量城镇化水平

表 2 本文各变量描述性统计

变量	含义	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
Ggdp	经济增长率	1904	3.5393	3.7281	-19.0129	26.2686
Crisis	金融危机	1904	0.1481	0.3553	0	1
Boom	高涨期	1904	0.2400	0.4272	0	1
Bust	衰败期	1904	0.2547	0.4358	0	1
Normal	正常期	1904	0.5305	0.4992	0	1
Vol	金融波动	1904	4.0308	4.7826	0.1173	45.2838
trade	贸易条件	1904	0.0089	0.0061	0	0.0687
capital	资本形成率	1904	0.2240	0.0766	-0.0242	1.5273
ind	工业化程度	1904	0.2987	0.1144	0	0.7741
rate	存款利率	1904	0.2603	2.9956	0	93.9429
depos	总储蓄率	1904	0.2012	0.1056	-0.1914	1.5508
popul	人口增长率	1904	0.0156	0.0104	-0.0161	0.1118
phone	电话租用率	1904	0.3150	0.4246	0	1.8736
urban	城镇化率	1904	0.5918	0.2196	0.1175	1

四、实证分析与检验

基于前文所述的研究样本和模型设定, 本部分我们对金融周期和金融波动对经济增长和金融稳定的影响分别进行相应的回归分析, 并在此基础上进行多个维度的稳健性检验, 以确保回归结果的稳定性和可靠性。

(一) 金融周期和金融波动对经济增长的影响

首先我们分析金融周期和金融波动对经济增长的影响。由于金融周期被划分为高涨期 (Boom)、衰退期 (Bust) 和正常期 (Normal) 三种状态, 因此, 这里分别逐一考察它们对经济增长的影响。当金融周期处于高涨期状态时, 基于系统 GMM 估计的相关回归结果如表 3 所示。为清晰起见, 参照标准文献的做法, 采用逐步增加解释变量的“从简单到复杂”的建模策略。具体而言, 在表 3 中, 模型 1 为只包含了被解释变量一阶滞后项和金融高涨期变量 (Boom) 的回归结果; 模型 2 在模型 1 的基础上增加了另一个核心解释变量, 即金融波动

项 (Vol); 模型 3-5 则在两个核心解释变量的基础上, 分别逐步增加了经济层面、金融层面和社会层面的控制变量。

表 3 金融周期和金融波动对经济增长的系统 GMM 回归结果: 高涨期

	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5
L.Gdp	0.1526*** (3.5584)	0.1488*** (3.4575)	0.1239*** (2.8019)	0.1273*** (3.0158)	0.0971** (2.5206)
Boom	-1.1334*** (-3.4799)	-1.1096*** (-3.6420)	-0.8574*** (-2.7050)	-1.4784*** (-3.7371)	-1.0959*** (-2.8842)
Vol		-0.0415** (-2.4186)	-0.0519*** (-2.7529)	-0.0628** (-2.0403)	-0.0844** (-2.0720)
trade			87.6306*** (4.3637)	101.1687*** (4.2419)	35.2156* (1.6146)
asset			15.7670*** (4.2730)	17.8972*** (4.0479)	15.7388*** (3.7801)
ind			8.4346*** (3.8589)	10.6096*** (3.3569)	10.8649** (2.2947)
rate				-0.0758** (-2.3835)	-0.0755* (-1.8790)
depos				-4.9227* (-1.9135)	-0.5252 (-0.1835)
popul					54.6217* (1.7967)
phone					-0.2764 (-0.8744)
urban					-0.0723 (-0.0537)
_cons	3.3038*** (15.6151)	3.4632*** (15.8600)	-3.2850*** (-2.7977)	-3.3725*** (-2.6490)	-3.8542 (-1.5415)
Wald统计量	22.2426	27.3495	77.5604	117.4235	137.2138
AR(2)统计量	0.1563 (0.8758)	0.1529 (0.8785)	-0.1726 (0.8630)	-0.1859 (0.8525)	-0.4670 (0.6405)
Sargan统计量	66.7923 (1.0000)	66.9077 (1.0000)	65.1830 (1.0000)	62.7312 (1.0000)	61.8928 (1.0000)
样本数	1836	1836	1836	1836	1836
国家数	68	68	68	68	68

注: L. Gdp 表示的 Ggdp 一期滞后; ***, **和*分别表示 1%、5%和 10%的水平分显著; 变量系数括号中的数表示 z 值; Sargn 统计量和 AR (2) 统计量括号中的数表示 p 值。

从表 3 的实证结果可以看出, 高涨期变量 (Boom) 的系数在 1%的置信水平上高度显著且符号为负, 表明当金融周期处于高涨状态时, GDP 增速会出现显著下降, 这也从另一个侧面印证了过度的金融扩张可能会对经济增长产生抑制的观点。与此同时, 金融波动变量

(Vol) 在 5% 的置信水平上与 GDP 增长率呈现出显著的负相关关系, 表明金融波动程度的上升会削弱一国的经济增长。注意到在逐步加入多个控制变量的过程中, 高涨期变量(Boom)和金融波动变量(Vol)的系数符号和显著性均未发生明显改变(始终保持显著为负), 表明两个核心解释变量与被解释变量(GDP 增长率)的负相关关系是稳定的。

除上述核心解释变量的结果外, 在控制变量的影响方面, 表 3 的结果还表明: (1) 经济层面中的贸易条件(trade)、资本形成率(capital)和工业化程度(ind)的系数为正且显著, 表明贸易条件的改善、资本投资的增加和工业化程度的上升对一国的经济增长具有促进作用; (2) 金融层面的利率水平(rate)与经济增长呈现出显著的负相关关系, 这一点不难理解, 因为随着利率上升, 投资成本将增加, 进而导致投资减少和经济增速下降; (3) 社会层面的人口增长率(popul)与经济增长显著正相关, 表明人力资本的增加会对经济增长产生促进作用。总体来看, 上述结果不仅与标准的宏观经济学理论一致, 而且与经验事实和逻辑也高度吻合。最后, 从模型检验来看, 表 3 中的全部回归均通过了 Sargan 检验和 AR(2) 检验, 表明模型估计中的工具变量选择有效, 且不存在二阶序列相关影响, 相关估计结果是可靠的。

下面我们继续分析当金融周期位于衰退期时, 金融周期和金融波动对经济增长的影响, 具体的回归结果由表 4 给出。与表 3 的结构类似, 在表 4 中, 模型 6 为只包含被解释变量一阶滞后项(L.Ggdp)和金融衰退期变量(Bust)的回归结果; 模型 7 在模型 6 的基础上增加了金融波动项(Vol); 模型 8-10 则进一步在模型 7 的基础上逐步增加了经济层面、金融层面和社会层面的控制变量。

表 4 金融周期和金融波动对经济增长的系统 GMM 回归结果: 衰退期

	模型6	模型7	模型8	模型9	模型10
L. Ggdp	0.1363*** (2.6036)	0.1304*** (2.9810)	0.1169** (2.2031)	0.1020** (2.0365)	0.0927* (1.7370)
Bust	-0.6854*** (-3.7712)	-0.7383*** (-3.3605)	-0.6719** (-2.1793)	-0.5622** (-2.0780)	-0.9350*** (-3.0025)
Vol		-0.0748*** (-3.1938)	-0.0454*** (-2.6068)	-0.0345** (-1.9917)	-0.0450* (-1.8718)
trade			98.7279*** (4.7063)	88.7948*** (5.0478)	52.4893*** (2.7405)
capital			11.4436*** (3.0977)	16.3925*** (4.0202)	9.6940** (2.4906)
ind			7.7114*** (3.2018)	7.0581*** (2.9160)	6.2245** (2.4300)

rate	-0.0706** (-2.1223)	-0.0639*** (-4.0558)			
depos	-5.0355* (-1.7858)	0.8950 (0.3098)			
popul		77.5520** (2.4238)			
phone		-0.1460 (-0.5166)			
urban		-0.5982 (-0.5811)			
_cons	3.2578*** (12.4510)	3.5708*** (13.8127)	-2.2493** (-2.3666)	-2.0465** (-2.3980)	-1.7992 (-1.1769)
Wald统计量	35.8580	33.9085	79.9996	144.6960	104.4695
AR(2)统计量	0.0092 (0.9927)	0.0146 (0.9884)	-0.1193 (0.9051)	-0.4149 (0.6782)	-0.3219 (0.7475)
Sargan统计量	67.3587 (1.0000)	66.6281 (1.0000)	65.8676 (1.0000)	65.7896 (1.0000)	66.1569 (1.0000)
样本数	1836	1836	1836	1836	1836
国家数	68	68	68	68	68

注：L. Ggdp 表示的 Ggdp 一期滞后；***，**和*分别表示 1%，5%和 10%的水平分显著；变量系数括号中的数表示 z 值；Sargn 统计量和 AR（2）统计量括号中的数表示 p 值。

从表 4 的结果可以看出，至少在 5%的置信水平上（大部分情况在 1%置信水平上），衰退期变量（Bust）与 GDP 增长率呈现出显著的负相关关系，表明金融衰退期通常伴随着经济增速的明显下降。这一点不难理解，金融形势的下滑不仅会通过降低资源配置的效率而直接影响到经济增长，同时还会通过预期等渠道进一步放大这种负面效应。在金融波动的影响方面，表 4 给出了与表 3 一致的结果，即金融波动变量（Vol）与 GDP 增长率之间呈现出显著的负相关关系，这表明在金融衰退期，金融波动程度的上升同样会对一国的经济增长产生明显的负面影响。注意到上述相关关系并没有因为经济、金融和社会等层面控制变量的加入而发生任何改变，因而相关结论是稳定的。

在控制变量方面，表 4 的结果表明，经济层面中的贸易条件（trade）、资本形成率（capital）和工业化程度（ind）对经济增长的影响显著为正，金融层面的利率水平（rate）对经济增长的影响显著为负，而社会层面的人口增长率（popul）则对经济增长有显著的正影响。由于这些结果与表 3 得到的结果完全一致，此处不再赘述。此外，从模型检验来看，表 4 中的所有回归均通过了 Sargan 检验和 AR（2）检验，表明模型的估计结果是有效的。

最后，我们分析当金融周期处于正常期（Normal）时，金融周期和金融波动对经济增长的影响，具体结果如表 5 所示。从表 5 的结果可以看出，正常期（Normal）变量的系数

符号显著为正（除模型 15 在 5%置信水平上显著外，其余均在 1%的置信水平上显著），表明当金融周期处于正常期时，通常伴随着更高的经济增长率。与此同时，金融波动变量（Vol）的系数符号显著为负，表明在金融正常期，金融波动的上升同样不利于一国的经济增长，这同时也意味着，在所有的金融周期状态下（高涨期、衰退期或正常期），金融波动对经济增长的负向影响均显著成立。上述结论并没有因为控制变量的加入而发生改变（控制变量的结果同前，此处不再赘述），同时，所有回归也都通过了 Sargan 检验和 AR（2）检验，表明模型估计的工具变量选择有效，且不受二阶序列相关影响，相关实证结果是稳定和可靠的。

表 5 金融周期和金融波动对经济增长的系统 GMM 回归结果：正常期

	模型11	模型12	模型13	模型14	模型15
L. Ggdp	0.3531*** (6.0770)	0.2321*** (3.5608)	0.1339** (2.5388)	0.1477*** (2.9089)	0.1219** (2.2515)
Normal	2.0606*** (4.6838)	4.0497*** (3.4553)	2.0496*** (2.7535)	1.5990*** (2.8448)	1.1012** (2.2514)
Vol		-2.0377*** (-4.0239)	-0.5776*** (-4.6286)	-0.0895* (-1.9231)	-0.0758** (-2.2478)
trade			232.3458*** (4.6880)	244.9536*** (6.1533)	107.7382*** (3.3601)
capital			53.0825*** (6.4723)	55.4660*** (5.7270)	40.7586*** (4.2580)
ind			26.4566*** (4.5500)	18.2607*** (4.3108)	20.3682** (2.3594)
rate				-0.1380* (-1.8170)	-0.2161*** (-2.8473)
depos				3.7504 (0.7513)	18.9981*** (2.8656)
popul					148.6397** (2.4633)
phone					-1.0503 (-1.2184)
urban					3.6466 (0.4346)
_cons	1.2133*** (3.9678)	8.8375*** (5.6604)	-17.3073*** (-5.3638)	-18.1637*** (-6.0938)	-21.1396*** (-2.5936)
Wald统计量	63.4464	36.0697	117.8797	120.4647	166.1496
AR(2)统计量	1.1560 (0.2477)	0.4703 (0.6381)	-0.3330 (0.7392)	-0.7451 (0.4562)	-0.8163 (0.4143)
Sargan统计量	67.0694 (0.9953)	67.2522 (1.0000)	59.5937 (1.0000)	63.6414 (1.0000)	58.9659 (1.0000)
样本数	1836	1836	1836	1836	1836
国家数	68	68	68	68	68

注：L. Ggdp 表示的 Ggdp 一期滞后；***，**和*分别表示 1%、5%和 10%的水平分显著；变量系数括号中的数表示 z 值；Sargn 统计量和 AR (2) 统计量括号中的数表示 p 值。

综合表 3-5 的结果，我们可以得出两个基本结论：一是金融周期的过度繁荣与萧条均不利于经济增长，只有当金融周期处于正常状态时，才会对经济增长起到促进作用；二是无论金融周期处于何种状态，金融波动性的上升均伴随着显著的经济增速下降，这说明金融波动对经济增长具有一致的负面影响。

(二) 金融周期和金融波动对金融稳定的影响

上一部分分析了金融周期和金融波动对经济增长的影响，相关结果表明，金融周期的高涨期和衰退期均与经济增长显著负相关，而金融周期的正常期则与经济增长显著正相关。与此同时，不论是金融周期处于何种状态，金融波动的增加均对经济增长产生负向影响。除经济增长外，后危机时代的另一个焦点问题是金融稳定。那么，金融周期和金融波动对金融稳定存在何种影响呢？对此，我们将在本部分进行实证分析。

在关于金融稳定的相关实证文献中，通常用是否发生金融危机作为金融体系稳定性的代理变量：一个国家发生金融危机的概率越高，其金融体系的不稳定性也就越高（如 Demirg-Kunt and Levine, 1999; Levine, 2000; 马勇等，2009）。按照标准文献的做法（如陈雨露和马勇，2013），在具体的实证分析中，是否发生金融危机通常用“0-1”二元变量法进行赋值，然后采用标准的二元面板离散选择模型进行回归分析。

在二元面板离散选择模型中，通常需要假定存在一个隐含变量（latent variable） Y_{it}^* ，其形式为：

$$Y_{it}^* = c + \alpha X_{it} + \beta V_{it} + \theta Z_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

其中，下标 i 表示国家， t 表示时间， Y_{it} 表示是否发生金融危机， X_{it} 表示金融周期， V_{it} 表示金融波动， Z_{it} 表示其他可能影响金融危机的控制变量集合， c 为常数项， μ_i 表示个体效应， ε_{it} 为误差项。虽然隐含变量 Y_{it}^* 无法直接观测，但虚拟变量 Y_{it} 可以被观测，其形式为：

$$Y_{it} = \begin{cases} 1, & \text{if } Y_{it}^* > 0 \\ 0, & \text{if } Y_{it}^* < 0 \end{cases} \quad (9)$$

为便于讨论，可将式（9）写为以下简化形式：

$$Y_{it}^* = x' \gamma_i + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

根据式（9）和式（10），可以进一步得到：

$$Prob(Y_i = 1) = Prob(p_i > -\gamma_i x) = 1 - F(\gamma_i x) = \Phi \quad (11)$$

其中, $Prob(Y_{it} = 1)$ 是 Y_{it} 在 $x_{it}'\gamma$ 条件下为 1 的概率。在 Probit 模型设定下, $F(x_{it}'\gamma)$ 由标准正态累计分布函数 $\Phi(x_{it}'\gamma)$ 表示, 其中 z 由 $x_{it}'\gamma$ 经标准化后得到:

$$\Phi(x_{it}'\gamma) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{x_{it}'\gamma} \exp\left(-\frac{z^2}{2}\right) dz \quad (12)$$

在虚拟变量的赋值方面, $Y_{it}=1$ 表示 i 国在 t 年发生危机, $Y_{it}=0$ 表示 i 国在 t 年未发生危机。在核心解释变量方面, 与前文一致, 金融周期仍划分为高涨期 (Boom)、衰退期 (Bust) 和正常期 (Normal), 金融波动的定义不变 (记为 Vol), 控制变量也与上文相同。当金融周期分别处于高涨期、衰退期和正常期时, 相关回归结果如表 6-8 所示。

表 6 给出了当金融周期处于高涨期时, 金融周期和金融波动对金融危机发生概率的影响。从表 6 的结果可以看出, 高涨期 (Boom) 和金融危机的发生概率呈现出显著的正相关性, 表明当金融周期处于高涨状态时, 发生金融危机的概率明显升高。这一结论与先前的一些研究具有一致性, 比如 Mendoza and Terrones (2012) 和 Borio (2014) 等的研究均发现, 繁荣期的信贷激增往往伴随着金融危机。同时, 金融波动 (Vol) 对金融危机的发生概率具有显著的正影响, 说明随着金融波动性的上升, 金融危机的发生概率会明显增加。上述另个基本结论并没有收到控制变量加入的影响, 表明相关结果是稳定的。

作为控制变量的附带结果, 表 6 的结果还表明: 在经济和金融层面, 资本形成率 (capital) 和储蓄率 (depos) 的系数显著为负, 表明在高资本形成率或高储蓄率的国家, 发生金融危机的概率较小; 在社会层面, 移动蜂窝式无线通讯系统的电话租用率 (phone) 和城镇化率 (urban) 的系数亦显著为负, 表明更加发达和现代化的社会发展程度有助于降低危机发生概率。

表 6 金融周期和金融波动对金融危机的二元面板回归结果: 高涨期

	模型16	模型17	模型18	模型19	模型20
Boom	0.1730** (1.9601)	0.1345* (1.7020)	0.2107** (2.2978)	0.1961** (2.1239)	0.1785* (1.8250)
Vol		0.0301*** (2.8870)	0.0260** (2.4808)	0.0263** (2.4391)	0.0510*** (4.1591)
trade			-10.3442 (-1.4371)	-8.9992 (-1.2440)	-12.0799 (-1.5171)
capital			-5.4569*** (-6.1533)	-4.4781*** (-4.6787)	-5.2482*** (-5.0109)

		0.1308	0.3176	-0.0139	
		(0.2202)	(0.5218)	(-0.0195)	
ind			0.0080	0.0029	
			(0.4986)	(0.1499)	
rate			-1.8441**	-1.7541**	
			(-2.5614)	(-2.1075)	
depos				14.4725	
				(1.8752)	
popul				-0.9457***	
				(-6.3212)	
phone				-1.8306**	
				(-2.3720)	
urban				1.0039*	
				(1.6980)	
_cons	-1.3020***	-1.4331***	-0.2046	-0.1433	1.0039*
	(-13.0877)	(-12.3929)	(-0.7220)	(-0.4911)	(1.6980)
卡方	3.8418	12.2085	49.0782	53.9830	108.9582
似然值对数	-735.3626	-731.2700	-709.8797	-706.4850	-656.8715
rho	0.3073	0.3337	0.3383	0.3658	0.5051
样本数	1904	1904	1904	1904	1904
国家数	68	68	68	68	68

注：***，**和*分别表示 1%，5%和 10%的水平分显著；变量系数括号中的数表示 z 值。

下面我们分析当金融周期处于衰退期时，金融周期和金融波动对金融危机发生概率的影响，具体结果如表 7 所示。从表 7 的回归结果可以看出，衰退期（Bust）的系数符号为正，且在 1%的置信水平上高度显著，表明当金融周期处于衰退期间时，金融危机的发生概率将明显升高。从经验事实来看，在金融衰退期，伴随着信贷和金融杠杆的高位回落，金融和经济体系将出现明显的信贷紧缩现象，这很容易导致流动性枯竭，继而发生金融危机。再从金融波动对金融危机的影响来看，由于金融波动（Vol）的回归系数显著为正，这说明在金融衰退期，金融波动程度的增加将导致金融危机发生概率的明显上升，从而不利于金融稳定。在控制变量方面，表 7 的回归结果与表 6 基本一致，即资本形成率（capital）、储蓄率（depos）、移动蜂窝式无线通讯系统的电话租用率（phone）和城镇化率（urban）均与金融危机的发生概率显著负相关。唯一有所不同的是，贸易条件（trade）在表 7 中变得显著（符号为负），这表明，与金融繁荣期相比，在金融衰退期，贸易条件的改善将有助于遏制危机。

表 7 金融周期和金融波动对金融危机的二元面板回归结果：衰退期

	模型21	模型22	模型23	模型24	模型25
Bust	0.5833*** (6.7369)	0.5528*** (6.2938)	0.5309*** (5.8415)	0.5319*** (5.8130)	0.5313*** (5.5318)
Vol		0.0216** (2.0067)	0.0196* (1.8029)	0.0195* (1.7419)	0.0435*** (3.4964)

trade	-16.8376**	-15.1969**	-17.1650**		
	(-2.2546)	(-2.0319)	(-2.0951)		
capital	-4.6389***	-3.6506***	-4.3812***		
	(-5.3080)	(-3.8880)	(-4.2827)		
ind	-0.0501	0.1652	-0.1936		
	(-0.0833)	(0.2687)	(-0.2692)		
rate		0.0057	-0.0006		
		(0.3515)	(-0.0334)		
depos		-1.9033***	-1.8370**		
		(-2.6570)	(-2.2288)		
popul			10.4458		
			(1.3513)		
phone			-0.9789***		
			(-6.4779)		
urban			-1.7631**		
			(-2.3465)		
_cons	-1.4508***	-1.5386***	-0.3545	-0.2940	0.8920
	(-13.6593)	(-13.0032)	(-1.2383)	(-1.0008)	(1.5197)
卡方	45.3862	49.0186	77.4639	82.5971	132.9390
似然值对数	-714.5770	-712.6219	-695.4518	-691.8631	-643.3134
rho	0.3275	0.3405	0.3433	0.3667	0.4879
样本数	1904	1904	1904	1904	1904
国家数	68	68	68	68	68

注：***，**和*分别表示 1%，5%和 10%的水平分显著；变量系数括号中的数表示 z 值。

最后，我们分析当金融周期处于正常期时，金融周期和金融波动对金融危机发生概率的影响。如表 8 所示，在所有回归方程中，正常期变量（Normal）的回归系数均在 1%的置信水平上高度显著，表明当金融周期处于正常期间时，金融危机的发生概率将明显下降。与此同时，金融波动与金融危机的发生概率显著正相关（特别是在控制了相关因素的影响后，其显著性高达 1%），这意味着，即使是在金融周期相对平稳的正常期，金融波动程度的上升也会对金融体系的稳定性形成明显的负面影响。最后，在控制变量方面，由于表 8 的结果与表 7 高度一致，此处不再赘述。

表 8 金融周期和金融波动对金融危机的二元面板回归结果：正常期

	模型26	模型27	模型28	模型29	模型30
Normal	-0.5763***	-0.5483***	-0.5832***	-0.5748***	-0.5559***
	(-7.0442)	(-6.4953)	(-6.6976)	(-6.5626)	(-5.9976)
Vol		0.0147*	0.0108*	0.0107*	0.0347***
		(1.7423)	(1.9723)	(1.9284)	(2.7376)
trade			-16.5489**	-15.1065**	-16.4144**
			(-2.2361)	(-2.0332)	(-2.0305)

		-5.3192***	-4.4206***	-5.2249***	
capital		(-6.0121)	(-4.6099)	(-4.9925)	
		0.1250	0.3232	-0.0821	
ind		(0.2065)	(0.5218)	(-0.1131)	
			0.0078	0.0014	
rate			(0.4799)	(0.0715)	
			-1.6881**	-1.5640*	
depos			(-2.3169)	(-1.8609)	
				10.7608	
popul				(1.4033)	
				-0.9863***	
phone				(-6.4847)	
				-1.5762**	
urban				(-2.1523)	
_cons	-1.0002***	-1.0791***	0.2099	0.2520	1.3310**
	(-9.6131)	(-8.8582)	(0.7146)	(0.8381)	(2.2773)
卡方	49.6201	51.2864	85.7363	89.5391	134.1014
似然值对数	-711.5909	-710.7088	-689.3149	-686.5286	-640.0942
rho	0.3191	0.3274	0.3335	0.3561	0.4773
样本数	1904	1904	1904	1904	1904
国家数	68	68	68	68	68

注：***，**和*分别表示 1%，5%和 10%的水平分显著；变量系数括号中的数表示 z 值。

综合上述分析，我们可以得到以下三个方面的基本结论：（1）金融周期的高涨和衰退阶段容易爆发金融危机，而金融周期正常阶段的危机发生概率较低，这意味着，只有当金融周期处于相对平稳的正常状态时才有助于金融稳定，反之，不论金融周期过热（对应金融繁荣期）还是过冷（对应金融衰退期），金融体系的不稳定性都将出现明显上升；（2）尽管金融周期的繁荣和衰退均不利于金融稳定，但注意到金融衰退期的回归系数，不论是在数值上还是显著性上，均明显高于金融繁荣期的回归系数，这说明金融衰退对金融体系不稳定性的影响程度和概率要大于金融繁荣；（3）无论金融周期处于何种阶段（繁荣期、衰退期或者正常期），金融波动的上升都会导致金融危机发生概率的显著上升，这意味着，金融波动对金融体系的稳定性具有非常明确的、显著一致的负面影响。

五、结论

本文通过对全球范围内具有代表性的 68 个国家和地区 1981-2012 年的面板数据进行实证分析，系统考察了金融周期和金融波动对经济增长与金融稳定的影响。概括而言，通过实证分析，我们得出了以下四个方面的基本结论：

1、金融周期的高涨期和衰退期均与经济增长显著负相关，而金融周期的正常期则与经济增长显著正相关。这一结果表明，当金融周期处于过热与过冷的状态时，均不利于经济增长，而当金融周期处于平稳的正常状态时，则会对经济增长产生明显的促进效应。

2、金融周期的高涨和衰退阶段容易爆发金融危机，而金融周期正常阶段的危机发生概率较低，这意味着，只有当金融周期处于相对平稳的正常状态时才有助于金融稳定，反之，不论金融周期过热还是过冷，金融体系的不稳定性都将出现明显上升。

3、尽管金融周期的高涨和衰退均不利于金融稳定，但注意到金融衰退期的回归系数不论是在数值上还是显著性上，均明显高于金融繁荣期的回归系数，这说明，金融衰退对金融体系不稳定性的影响程度和概率要大于金融高涨。

4、无论金融周期处于何种阶段（高涨期、衰退期或者正常期），金融波动的上升不仅会削弱一国的经济增长，同时还会导致金融危机发生概率的上升，这意味着，金融波动对经济增长和金融稳定均具有显著的负面影响。

参考文献

- [1] 曹永琴和李泽祥, 2009:《中国金融经济周期与真实经济周期的动态关联研究》,《统计研究》第5期,第9-16页。
- [2] 陈雨露和马勇, 2013:《大金融论纲》,中国人民大学出版社。
- [3] 邓创和徐曼, 2014:《中国的金融周期波动及其宏观经济效应的时变特征研究》,《数量经济技术经济研究》第9期,第75-91页。
- [4] 何德旭和张捷, 2009:《经济周期与金融危机:金融加速器理论的现实解释》,《财经问题研究》第10期,第65-70页。
- [5] 李麟和索彦峰, 2009:《经济波动、不良贷款与银行业系统性风险》,《国际金融研究》第6期,第55-63页。
- [6] 马勇、杨栋和陈雨露, 2009:《信贷扩张、监管错配与金融危机:跨国实证》,《经济研究》第12期,第93-105页。
- [7] 宋玉华和徐前春, 2004:《世界经济周期理论的文献述评》,《世界经济》第6期,第66-76页。
- [8] Adrian, T., A. Estrella, and H. Shin, 2010, "Monetary Cycles, Financial Cycles, and the Business Cycle", Federal Reserve Bank of New York Staff Reports, No. 421.
- [9] Aikman, D., G. Andrew, and D. Benjamin, 2015, "Curbing the Credit Cycle", *The Economic Journal*, 125(585), 1072-1109.
- [10] Alonso-Borrego, C., and M. Arellano, 1996, "Symmetrically Normalized Instrumental variable Estimation Using Panel Data", *Journal of Business and Economic Statistics*, 17(1), 36-49
- [11] Arellano, M., and O. Bover, 1995, "Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-components Models", *Journal of Econometrics*, 68(1), 29-51.
- [12] Arellano, M., and S. Bond, 1991, "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations", *Review of Economic Studies*, 58(2), 277-297.
- [13] Barajas, A., G. Dell' Ariccia, and A. Levchenko, 2007, "Credit Booms: the Good, the Bad and the Ugly", International Monetary Fund.
- [14] Barth, J., G. Caprio, and R. Levine, 2000, "Banking Systems Around the Globe: Do Regulation and Ownership Affect Performance and Stability?" World Bank Policy Research Working Paper, No. 2325.
- [15] Bernanke, B., 1983, "Nonmonetary Effects of the Financial Crisis in the Propagation of the Great Depression", *American Economic Review*, 73(3), 257-276.

- [16] Bernanke, B. and A. Blinder, 1988, “Credit, Money and Aggregate Demand”, *American Economic Review*, 78(2), 435-439.
- [17] Bernanke, B. and M. Gertler, 1989, “Agency costs, net worth, and business fluctuations”, *American Economic Review*, 79(1), 14-31.
- [18] Bernanke, B., M. Gertler and S. Gilchrist, 1999, “The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework”, in B. John and M. Woodford, *Handbook of Macroeconomics*, 1341-1393.
- [19] Bezemer, D., and L. Zhang, 2014, “From Boom to Bust in the Credit Cycle: the Role of Mortgage Credit”, Research Institute SOM, Faculty of Economics and Business University of Groningen.
- [20] Bezemer, D., M. Grydaki, and L. Zhang, 2014, “Is Financial Development Bad for Growth?” Research Institute SOM, Faculty of Economics and Business University of Groningen.
- [21] Blundell, R., and S. Bond, 1998, “Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models”, *Journal of Econometrics*, 87(1), 115-143.
- [22] Bond, S., C. Bowsher, and F. Windmeijer, 2001, “Criterion-based Inference for GMM in Autoregressive Panel Data Models”, *Economic Letters*, 73(3), 379-388.
- [23] Borio, C., 2014, “The financial cycle and macroeconomics: What have we learnt?” *Journal of Banking and Finance*, 45, 182-198.
- [24] Borio, C., P. Disyatat, and M. Juselius, 2013, “Rethinking potential output: Embedding Information about the Financial Cycle”, BIS Working Papers, Bank for International Settlements
- [25] Borio, C., R. McCauley, and P. McGuire, 2011, “Global Credit and Domestic Credit Booms”, BIS Quarterly Review, Bank for International Settlements.
- [26] Braun, M., and B. Larrain, 2005, “Finance and the business cycle: International, interindustry evidence”, *Journal of Finance*, 60 (3), 1097–1128.
- [27] Bruno, V., and H. Shin, 2013, “Capital Flows, Cross-Border Banking and Global Liquidity”, NBER Working Papers 19038, National Bureau of Economic Research.
- [28] Calderon, C., and M. Kubota, 2012, “Gross Inflows Gone Wild: Gross Capital Inflows, Credit Booms and Crises”, Policy Research Working Paper Series 6270, The World Bank.
- [29] Christensen, I., and A. Dib, 2008, “Monetary policy in an estimated DSGE model with a financial accelerator”, *Review of Economic Dynamics*, 11, 155–178.
- [30] Christiano, L., R. Motto, and M. Rostagno, 2010, “Financial Factors in Economic Fluctuations”, European Central Bank Working Paper 1192.

- [31] Claessens, S., M. Kose, and M. Terrones, 2011, “Financial cycles: What? How? When”, IMF Working Paper WP/11/76.
- [32] Claessens, S., M. Kose, and M. Terrones, 2012, “How do business and financial cycles interact?” *Journal of International economics*, 87(1): 178-190.
- [33] Demirg-Kunt, A., and R. Levine, 1999, “Bank-based and Market-based Financial Systems: Cross-country Comparisons,” World Bank Policy Research Working Paper 2143.
- [34] Drehmann, M, C. Borio, and K. Tsatsaronis, 2011, “Anchoring countercyclical capital buffers: the role of credit aggregates”, BIS Working Paper, Bank for International Settlements.
- [35] Elekdag, S., and Y. Wu, 2013, “Rapid Credit Growth in Emerging Markets: Boon or Boom-Bust”, *Emerging Markets Finance and Trade*, 49(5), 45-62.
- [36] Ferreira da Silva, G, 2002, “The Impact of Financial System Development on Business Cycles Volatility: Cross-country Evidence”, *Journal of Macroeconomics*, 24(2), 233-253.
- [37] Gertler, M., S. Gilchrist, and F. Natalucci, 2007, “External Constraints on Monetary Policy and the Financial Accelerator.” *Journal of Money, Credit and Banking*, 39, 295–330.
- [38] Gilchrist, S., Hairault, J.O. and H. Kempf., 2002, “Monetary Policy and the Financial Accelerator in a Monetary Union”, European Central Bank Working Paper No.175.
- [39] Gourinchas, P., and M. Obstfeld, 2012, “Stories of the Twentieth Century for the Twenty-First”, *American Economic Journal*, 4(1), 226-65.
- [40] Hauk, W., and R. Wacziarg, 2009, “A Monte Carlo study of growth regressions”, *Journal of Economic Growth*, 14(2), 103-147.
- [41] Iacoviello, M., 2005, “House Prices, Borrowing Constraints, and Monetary Policy in the Business Cycle”, *American Economic Review*, 95(3), 739-764.
- [42] Kindleberger, C., 1978. *Manias, Panics, and Crashes: A History of Financial Crises*, John Wiley and Sons, New York.
- [43] Kiyotaki, N., and J. Moore, 1997, “Credit Cycles,” *The Journal of Political Economy*, 105(2), 211-248.
- [44] Laeven, L, and F. Valencia, 2012, “Systemic Banking Crises Database: An Update”, IMF Working Paper, No. 12/163.
- [45] Levine, R., 2000, “Bank-Based or Market-Based Financial Systems: Which Is Better”, World Bank Working Paper.

- [46] Levine, R., Loayza, N., and T. Beck, 2000, “Financial Intermediation and Growth: Causality and Causes”, *Journal of Monetary Economics*, 46, 31-77.
- [47] Magud, N., E. Vesperoni, and C. Reinhart, 2012, “Capital Inflows, Exchange Rate Flexibility, and Credit Booms”, IMF Working Papers 12/41, International Monetary Fund.
- [48] Mendoza, E., and M. Terrones, 2008, “An Anatomy of Credit Booms: Evidence from Macro Aggregates and Micro Data”, NBER Working Papers, National Bureau of Economic Research.
- [49] Mendoza, E., and M. Terrones, 2012, “An Anatomy of Credit Booms and their Demise” NBER Working Papers, National Bureau of Economic Research.
- [50] Meh, C., and K. Moran, 2008, “The Role of Bank Capital in the Propagation of Shocks”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 34(3), 555-576.
- [51] Minsky, H., 1975, *John Maynard Keynes*, Columbia University Press.
- [52] Schularick, M., and A. Taylor, 2009, “Credit Booms Gone Bust: Monetary Policy, Leverage Cycles and Financial Crises, 1870–2008”, NBER Working Papers, National Bureau of Economic Research.
- [53] Tobin, J., 1975, “Keynesian Models of Recession and Depression”, *American Economic Review*, 65(2), 195-202.
- [54] Windmeijer, F., 2005, “A Finite Sample Correction for the Variance of Linear Efficient Two-step GMM Estimators”, *Journal of Econometrics*, 126(1), 25-51.

附录 A 实证分析样本国家（IMF 分类标准）

分类	国家
发达国家 (26)	奥地利、澳大利亚、博茨瓦纳、韩国、丹麦、德国、法国、芬兰、荷兰、加拿大、卢森堡、马耳他、美国、葡萄牙、日本、瑞典、瑞士、塞浦路斯、乌拉圭、西班牙、希腊、新加坡、新西兰、意大利、英国、智利
发展中国家 (42)	埃及、巴西、贝宁、玻利维亚、伯利兹、布基纳法索、多哥、多米尼加、厄瓜多尔、菲律宾、冈比亚、刚果（布）、哥伦比亚、哥斯达黎加、洪都拉斯、加蓬、喀麦隆、肯尼亚、莱索托、马达加斯加、马来西亚、马里、毛里求斯、孟加拉国、秘鲁、摩洛哥、墨西哥、南非、萨尔瓦多、塞拉利昂、塞内加尔、斯里兰卡、斯威士兰、泰国、土耳其、危地马拉、委内瑞拉、匈牙利、印度尼西亚、约旦、赞比亚、中国

How Do Financial Cycle and Financial Volatility Affect Economic Growth and Financial Stability?

CHEN Yulu MA Yong RUAN Zhuoyang

Abstract: Based on dynamic panel data of 68 major economies over the period of 1981-2012, this paper investigates the impact of financial cycle and financial volatility on economic growth and financial stability. The empirical results show that the boom and recession phases of the financial cycle are often associated with lower economic growth and higher probability of financial crisis. By comparison, in the normal phase of the financial cycle, economic growth is higher and the financial system is more stable. This indicates that both the overheating and overcooling of the financial system is harmful to economic growth and financial stability, and the reverse is true vice versa. In addition, no matter what phases the financial cycle is in, larger financial volatility is always associated with lower economic growth and higher probability of financial crisis, suggesting that the increase in financial volatility is harmful to both economic growth and financial stability.

Key words: Financial Cycle, Financial Volatility, Economic Growth, Financial Stability

论资本项目有管理可兑换¹

丁志杰² 田园³

【摘要】本文运用中国跨境资本流动财务绩效分析，反思资本项目开放理论和政策的缺陷，认为理论上的资本流动福利效应得不到实证支持，据此制定政策使发展中国家陷入资本项目开放魔咒；基于中国实践提出的有管理可兑换，对发展中国家资本项目开放和资本流动管理具有一般适用性；发展中国家要在资本项目开放国际规则制定中争取主导权，要赋予资本流动管理措施应有的地位。实现人民币资本项目可兑换是既定的目标，但改革进程需要动态优化。

【关键词】跨境资本流动；有管理可兑换；中国实践与国际规则

一、引言

发展中国家一直陷于资本项目开放困局。从 20 世纪 80 年代，发展中国家开始开放资本项目融入全球化，但绝大多数在开放进程中未能逃脱危机的厄运，不仅使开放中断，甚至导致经济发展倒退。2014 年美联储停止量化宽松政策，发展中国家金融市场“山雨欲来风满楼”；2015 年底美联储加息，很多国家经济金融动荡加剧，资本外流，货币贬值，资产价格下跌。尽管稳定金融市场是发展中国家当务之急，但不能只治标不治本，否则又是亡羊补牢。现在暴露的问题都是以往风险累积的结果。只有深刻反思资本项目开放理论与政策的缺陷，才可能避免资本项目开放的恶性循环。

中国人民银行行长周小川（2015）在第 31 届国际货币与金融委员会系列会议上，首次提出中国实行资本项目有管理可兑换而不是完全或自由可兑换。有管理可兑换的提出既是汲取国际金融危机爆发以来全球跨境资本流动的经验教训，也是对中国可兑换实践的总结和概括。实行有管理可兑换有助于打破资本项目开放魔咒，不仅对中国可兑换改革有指导意义，而且对其他发展中国家也具有一般适用性。然而，有关研究还不多，缺乏系统的理论概括和升华。

¹ 本文系中国人民大学国际货币研究所工作论文，编号 IMI Working Papers No.1608

² 丁志杰，中国人民大学国际货币研究所学术委员、对外经济贸易大学校长助理

³ 田园，对外经济贸易大学金融学院博士研究生

本文以资本项目开放理论和国际货币基金组织（IMF）相关政策分析为切入点，结合中国跨境资本流动财务绩效揭示有关理论和政策存在的问题，构建以有管理可兑换为基础的发展中国家资本项目开放国际规则框架，并对未来推进人民币资本项目可兑换提出建议。

二、资本项目开放理论和政策回顾

到 20 世纪 90 年代中期，发达国家基本都实现了资本项目可兑换，资本项目开放主要成为发展中国家的事情。面对未遇到过的新问题，只能求助于理论和他国经验。然而，主流经济学的资本项目开放理论来自发达国家，IMF 也据此制定政策用于指导发展中国家。由于忽视在二元结构的世界经济中发展中国家处于外围这一事实，那些理论和政策在应用中出现了很大偏差，甚至成为错误的理论和政策。

资本项目开放福利效应的基础理论是麦克杜格尔-坎普模型（MacDougall, 1960; Kemp, 1966）。资本在自由流动情况下，从边际产出低的资本富裕国流向边际产出高的资本稀缺国，结果资本流入国和流出国的产出都增加，进而世界整体产出和福利水平提高。该理论模型简洁明了，被广泛传播和接受，从而成为宣扬资本自由流动的工具，并一度使资本项目开放成为不容置疑的信条。

另一流传甚广的福利效应是由投资组合理论引申出的资产组合多样化效应。资本流动扩大投资者资产组合的选择范围，通过持有外国资产，在其承担风险不变情况下获得较高的预期收益率，或者在预期收益率不变情况下承担较小的风险。这一理论为金融资本在全球扩张提供了有力支撑。

源于借贷作用的平滑消费效应也是有影响的福利效应。资本流动改变吸收的时程，发展中国家在经济萧条时期对外借款，在经济繁荣时期偿还借款，就可以减少产出波动对吸收的影响，进而平滑吸收；如果投资是一定的，那么平滑吸收就是平滑消费，从而带来福利提高。但是，现实中资本流动是顺周期的，所以资本自由流动很难发挥平滑消费的作用。即使如此，这一福利效应仍常被提及。

理论描绘的美好图景被残酷的现实无情地击得粉碎。发展中国家开放资本项目接纳外国资本，并没有带来期望的效果，反而陷入各种危机，经济发展受阻。最早进入国际资本市场的拉美、东欧国家，在 20 世纪 80 年代初集体出现国际债务偿还危机，并整整持续了十年。墨西哥为吸引外资开放资本市场，很不幸 1994 年又爆发比索危机。曾经创造亚洲奇迹的东亚国家在 1997 年因资本冲击爆发金融危机，并演变为全面的新兴市场国家危机。危机的结

果是灾难性的。在 20 世纪最后 20 年，发展中国家 GDP 占世界的份额整体上是下降的，直到 2004 年也未能恢复到 1980 年的水平（见图 1）。

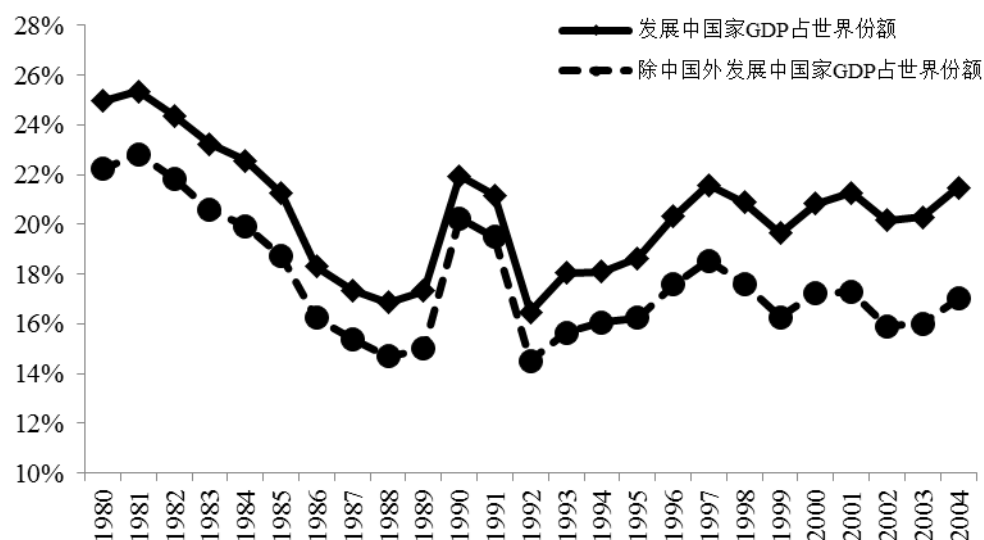


图 1 发展中国家 GDP 占世界份额的变化

IMF 一直是发展中国家资本项目开放的重要推动者。在市场至上和自由主义观念支配下，IMF 罔顾发展中国家资本流动具有内在不稳定性这一历史事实，也有意疏忽不支持理论模型结论的实证研究结果，从 20 世纪 80 年代开始大力推动发展中国家开放。即使面对接踵而至的危机，IMF 也不改初衷。1997 年 9 月东亚金融危机已经爆发，IMF 依然提出修改其协定的建议，要将资本项目开放纳入职责范围，包括鼓励成员国开放和实施资本管制需经其同意等内容。时任 IMF 第一副总裁费希尔（Fischer, 1998）辩称，开放理论上的合理性是基于资本自由流动能带来更有效的全球储蓄配置、更好的风险分散，进而更高的经济增长和福利。独立评估办公室评估 IMF 相关政策时发现，1990-2002 年期间，在考察的 27 个国家中，IMF 对 18 个国家给出资本项目开放的建议，未给出建议的 9 个国家中有 6 个是已经比较开放或正在开放的国家（Takagi and Chelsky, 2005）。所幸的是，后来危机的蔓延使 IMF 这一建议搁浅。

同时，主流经济学继续对已经支离破碎的理论修修补补。一方面把危机的根源归咎于发展中国家自身的问题，资本项目开放是“无辜”的；另一方面寻找新的福利效应，继续鼓吹资本项目开放。既然直接的好处已经无法验证，就将目光转向间接的益处，如开放促进金融市场发展、制度完善、更好的治理和宏观经济纪律约束，从而有利于提高 GDP 和消费平滑（Kose et al., 2006）。

IMF 也不得不做出妥协性调整。面对东亚金融危机的惨重代价，IMF 承认资本项目开

放的利益不是自动获得的,风险不容忽视,要有序、稳妥开放(Eichengreen and Mussa, 1998),并提出开放的综合化方法(Johnston, 1998)。面对发达国家量化宽松政策导致发展中国家资本流入浪潮,IMF 认可资本流动管理的合理性,并提出资本流动管理的制度视角(Ostry, 2012; Arora et al., 2013)。制度视角的主要观点是:(1)开放有着巨大收益但也带来风险;(2)金融发展和制度达到一定水平或者门槛,开放的收益就会越大,风险就会越小;(3)开放要有计划、有步骤、按顺序进行;(4)资本过度流入和破坏性流出是有害的;(5)管理资本过度流入和破坏性流出,宏观经济政策调整是主要的,在特定条件下资本流动管理措施才有用,但不能替代必要的宏观经济调整;(6)实施有关政策要考虑对全球经济金融稳定的影响,需要国际政策协调。尽管 IMF 相关政策做出了一定的调整,但其支持资本项目开放的取向没有改变。

三、中国跨境资本流动的财务绩效分析

中国一直致力于推进资本项目可兑换,并将其作为经济体制改革的重要组成部分。1978年中国改革开放,实行出口和利用外资为主的对外开放模式,但外汇管理一直很严格。作为利用外资政策的配套,资本项目实行有限的开放,而且主要是针对外商直接投资。同时,尝试拓展其他国际融资渠道,包括发行境内上市外资股(B股)和境外上市外资股,对外借款和发行债券实行计划管理。1996年人民币实现经常项目可兑换,资本项目开放被提上日程,但东亚金融危机使开放进程受阻。2002年资本项目开放再次启动,2005年人民币汇率形成机制改革后重新提速,资本项目可兑换取得显著进展。2009年人民币国际化进程启动,建立人民币离岸市场,跨境资本流动更为便利,资本项目可兑换程度进一步提升。易纲(2015)认为,中国直接投资可兑换达到新高度,实现基本可兑换;证券投资双向开放实现新跨越,陆续推出并完善合格境外机构投资者(QFII)、合格境内机构投资者(QDII)制度和人民币合格境外机构投资者(RQFII)制度;外债管理服务实体经济打开新局面,基本取消事前审批。

资本项目开放的福利效应涉及宏观经济绩效和金融稳定风险,难以量化是实证研究的难点,因此很难全面评估开放的效果。本文基于国际账户——国际收支平衡表和国际投资头寸表的数据,计算对外资产收益率、对外负债成本和对外净资产收益率等三个指标,构建跨境资本流动的财务绩效分析框架,根据财务绩效变化分析开放的效果。

第一步,计算表内财务绩效指标。国际收支经常项目下投资收益记录当期跨境资本流动

产生的收入和支出，贷方是对外资产的收益，借方是负债的成本，投资收益差额是净资产收益。从国际投资头寸表上可获取对外资产、负债、净资产等存量数据。假设这些变量的变化是匀速的，那么就可以将当期值和上一期值的算术平均值作为分母，计算当期财务绩效指标。

第二，计算存量估值效应。根据统计规则，国际收支平衡表只记录当期交易，不包括过去存量因资产价格、汇率变化等因素产生的价值变动，即存量估值效应。存量估值效应也是投资收益，只是没有反映在国际收支平衡表内，属于表外收益。存量估值效应影响对外资产负债状况，所以国际投资头寸表各项资产负债的变动包含了存量估值效应。将国际投资头寸表各项资产负债的当期值减去上一期值，得到包含存量估值效应的当期资产负债变动额，与当期国际收支平衡表对应项比较，即可得到存量估值效应。中国可得国际收支数据始于1982年，国际投资头寸数据始于2004年。1982年前对外资产负债规模很小假设可以忽略不计，利用1982-2003年国际收支数据可粗略估算这一时期各年度国际投资头寸表，从而得到与国际收支数据期限一致的国际投资头寸数据。图2显示，中国存量估值效应甚至比表内净收益要大，尤其是2009年以后。2009-2015年上半年，表内净收益为-3544亿美元，而存量估值效应高达-9121亿美元，是前者的2.6倍。因此，在计算跨境资本流动财务绩效时，忽略存量估值效应会导致结果失真。

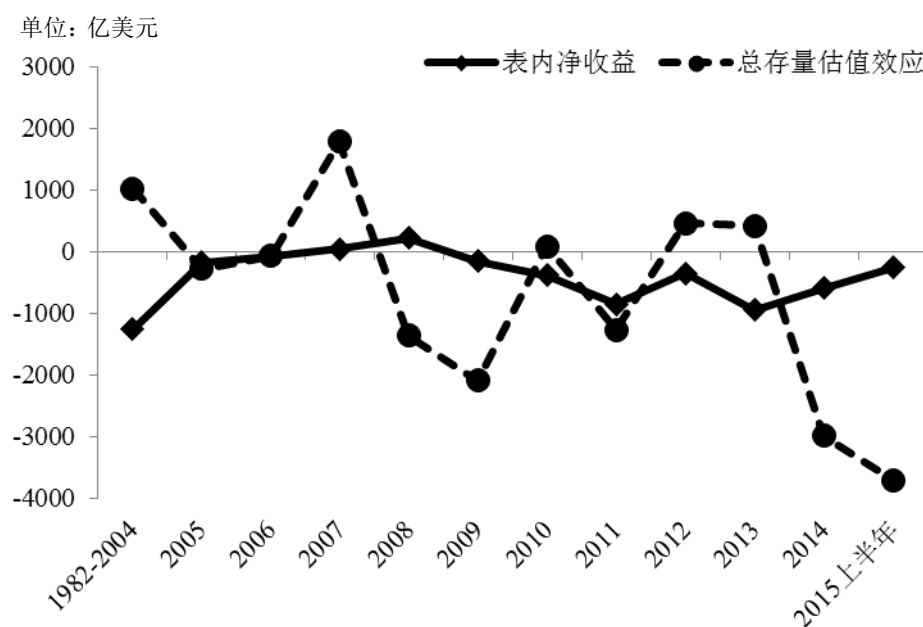


图2 中国表内净收益与存量估值效应

第三步，计算包含存量估值效应的财务绩效指标。在投资收益项中加入相应的存量估值效应，按照第一步的方法即可计算当期财务绩效指标。问题是，尽管计算出来的存量估值效应记录为当期值，但却是以往各期存量变动的结果，造成计算出来的当期财务绩效指标起伏

较大,不能反映当期真实状况。例如,从2015年起国家外汇管理局全面采用市值法统计,2015年3月末证券投资项下的股权负债市值额较2014年底按历史流量累计数多出约3000亿美元。为了消除这种异常情况,根据权责发生制引入区间财务绩效指标,即在年度指标基础上计算某一时期的财务绩效指标。例如,把1982-2014年各年度资产负债及其收益成本加总,再第一步的方法处理,就可以得到1982-2014年间平均资产收益率、负债成本和净资产收益率。本文用于分析的是区间财务绩效指标。

图3显示,随着资本项目开放程度不断提高,中国跨境资本流动的财务绩效不仅没有提高,反而出现恶化趋势。对外资产收益率相对稳定,绝大多数考察期落在3.5%-4.0%之间。然而,对外负债成本呈上升趋势,在实行严格资本管制时期和资本项目开放提速初期,对外负债成本在5%左右,2009年突然飙升至8%以上,到2015年上半年进一步升至9.82%。由于计算的是区间指标,9.82%代表的是1982-2015年上半年整个期间的平均负债成本。实际上,2009-2015年上半年,对外负债成本平均高达11.60%。对外负债成本上升导致对外净资产收益率恶化。除1982-2007年这一考察期的区间净资产收益率是正的,其他都是负的,到2015年上半年更降至-8.33%。中国是对外净债权国,负的净资产收益率意味着以倒贴的方式对外输出储蓄。

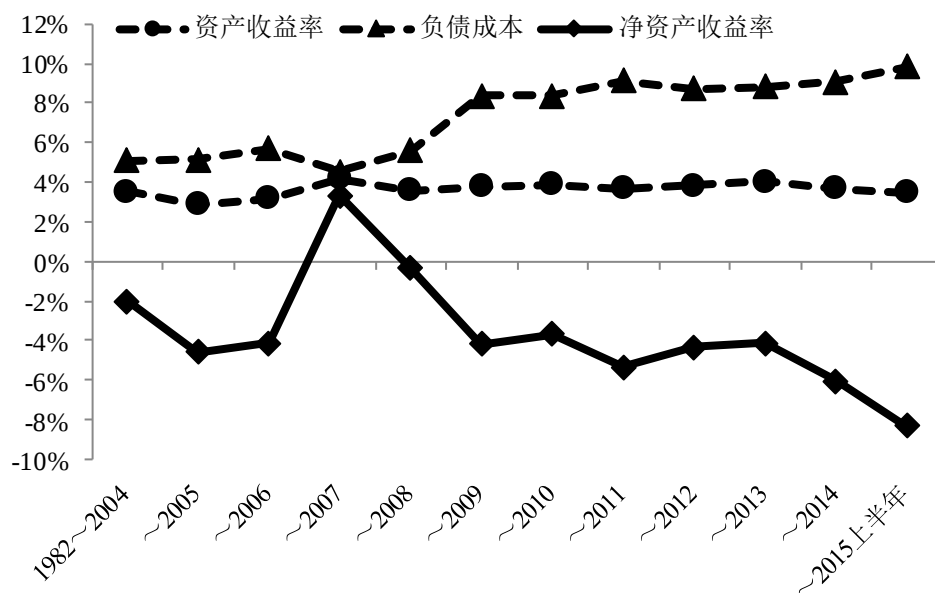


图3 中国跨境资本流动区间财务绩效状况

跨境资本流动财务绩效恶化背后是付出的沉重代价。2009-2015年上半年,中国累计货物和服务贸易顺差累计15384亿美元,经常项目顺差13490亿美元,非息经常项目顺差即剔除投资收益的经常项目顺差17034亿美元,但对外净资产反而减少298亿美元,跨境资本流

动产生的损失吞噬掉了上万亿美元的经常项目顺差。可比的观察期 2005-2008 年，货物和服务贸易顺差 9904 亿美元，经常项目顺差 11380 亿美元，非息经常项目顺差 11369 亿美元，对外净资产增加 12174 亿美元，与 2009-2015 年上半年形成鲜明对比。这表明资本项目开放的好处确实不是自动获得的，有必要回头从源头上反思资本项目开放理论和政策。

四、对资本项目开放理论和政策的反思

麦克杜格尔-坎普模型阐明外资对经济发展的作用，但利用外资并不必然以资本自由流动和资本项目完全开放为前提。利用外资既可以通过私人部门中介，也可以通过政府中介。而且，资本项目开放提高的是跨境资本的流动性，未必带来资本流入净额增加的结果。

麦克杜格尔-坎普模型产出效应的前提条件是资本流动使各国收益率趋同，流入国收益率下降，流出国收益率上升。关于金融一体化的实证研究表明，在资本项目开放初期境内外利差有所收窄，但随后并不明显。如果收益率差异是由经济发展水平差异决定的，即使发展中国家收益率高于发达国家，资本流动也不能消除这种结构性差异，那么不受管制的资本流动将更多是套利性的，这类资本过度流入导致发展中国家资产价格和收益率的波动性反而可能加大。

中国 2009 年以后的情况为此提供了有力证据。2009 年以后资本流入明显增加，对外负债和对外资产负债率逐年上升（见图 4）；同时对外负债成本显著上升，对外资产收益率和负债成本的差异呈扩大态势（见图 3）。这和该时期中国国内利率上升是一致的。资本流入抬升利率的机理是：为了避免资本流入导致的货币过度升值，中央银行进行外汇市场干预，外汇储备增加，基础货币投放增加；为了防止货币过度扩张，中央银行提高存款准备金率，增加了商业银行的信贷成本，并最终转嫁到实体经济的融资成本上，从而利率被抬升；利率抬升进一步吸引资本流入，如此往复，造成套利性的所谓货币信贷空转行为盛行，结果遏制货币和信贷扩张的目标也未能实现。

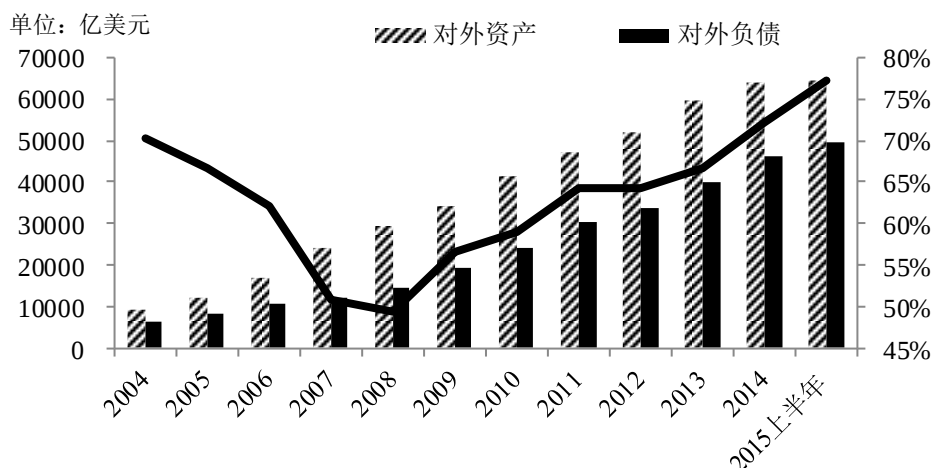


图4 中国对外资产负债率

资产组合多样化效应是把微观金融理论直接嫁接到宏观问题，存在合成谬误的陷阱。由于人民币不是国际货币，对外资产来源于经常项目顺差和（或）资本流入，尤其2009年以后，对外资产的增加都是对外负债引致的结果。如果资本流入是不受管制的，对外资产的变动以及选择都是被动的，很难在宏观上产生资产组合多样化福利效应，中国对外资产收益率相对稳定证明了这一点。而且，为了应对资本流动逆转风险，政府不得不持有大量流动性国际资产，外汇储备一度接近4万亿美元，占对外资产的比重曾高达三分之二。

另外，资本流动的顺周期性，恰恰表明要想获得平滑消费的好处，需要通过管理实现资本逆周期流动。2009年后中国资本项目开放程度确实有较大提高，但是资本流入的增加主要是外部推动力——发达国家量化宽松政策的结果。外生性决定了资本流动具有内在的不稳定性。

有趣的是，麦克杜格尔-坎普模型研究的是生产要素的国际流动，不仅仅针对资本流动，也同样适用于劳动力流动。然而，主流经济学研究移民问题时，采取与资本流动截然相反的视角，不是基于所谓的福利好处，而是基于移民给发达国家作为接受国带来的问题，诸如公共产品需求、社会问题等，落脚点是讨论如何制定政策限制和管理劳动力流动。现实中发达国家的移民政策也各不相同，没有一个国家是完全开放的。因此，说主流经济学是服务于发达国家和发达国家资本的利益不为过，从这点看经济学不是没有国界的。

IMF的政策指导对发展中国家资本项目开放困局也负有责任。尽管IMF已有限承认资本流动管理的合理性，并且获得发展中国家的肯定，但这种改变远远不够。IMF提出的资本流动管理制度视角认为，实施宏观审慎政策和资本管制等措施管理资本过度流入，应该是在用尽包括允许货币升值、外汇储备积累、货币财政政策调整等各项宏观政策之后，不得已的

最后一步（朱民，2011）。包括中国在内的发展中国家确实也是这样做的，但结果很不如意。资本过度流入时期造成货币被动升值等隐患，在美联储停止量化宽松政策后成为发展中国家动荡的导火索。

反思理论和政策的目的，不是彻底否定资本项目开放，也不是简单肯定资本管制，而是重新审视开放进程中资本流动管理的合理性和应用范围。利用外资和对外投资没有错，但自由流动并不能保证资本的流入流出符合发展中国家需要，管理就是要实现资本流动是发展中国家所合意的水平和方向，以从开放中获益。主流经济学理论基于潜在福利效应鼓吹资本自由流动，并站在道德制高点上指责发展中国家实施的必要管理，让发展中国家惮于管理，这是必须反对的。IMF 政策取向可能导致发展中国家过度开放，风险管理不当，错失处理风险时机，这是需要警惕的。

五、一个基于有管理可兑换的资本项目开放框架

迷途需要知返。理论和政策反思表明，只有在自主、可控、渐进原则下，发展中国家才可能实现适度、有序的资本项目开放。形成适合于发展中国家的资本项目开放国际规则也是一个有力保障。国际规则意味着责任和义务，能够提高发展中国家开放的透明度，防止不当的资本管制，同时也能够缓和过度甚至粗暴的外来压力和干预。制定发展中国家资本项目开放国际规则，发展中国家理应拥有主导权，要综合权衡开放的利弊，妥善处理市场力量和政府作用的关系，构建一个基于有管理可兑换的资本项目开放框架。IMF 已经和正在做这方面的工作，但必须汲取 1998 年 IMF 协定修改失败的教训，才能发挥其应有的积极作用。

考虑到发展中国家的多样性，需要兼顾纪律约束和灵活弹性。借鉴贸易开放和经常项目可兑换等其他领域的国际规则，本文就构建基于有管理可兑换的资本项目开放框架提出七项原则：

（1）逐步开放原则。资本项目开放是一个渐进过程，发展中国家可以根据具体情况决定开放承诺。

（2）根据跨境资本流动的性质设置承诺的弹性。对于长期性质的或具有商业基础的资本流动，如直接投资、贸易融资等，开放措施一般具有不可逆性；对于潜在投机性质的短期资本流动，可以根据具体情况和条件暂时恢复管制。

（3）一般取消数量性管理原则。资本项目开放以取消缺乏透明度的数量性管理措施为基础，鼓励使用价格性管理措施，把采用价格性措施替代数量性措施视为开放政策。

(4) 有条件的弹性管理原则。允许根据宏观经济金融状况,在一定限度内灵活调整价格性措施,并根据调整程度设置相应的条件。

(5) 分档开放原则。为了保证各国承担与经济发展水平相适应的开放义务,将资本项目开放分为若干档次,建立以人均 GDP 为核心的发展水平指标,确定资本项目开放相应的最低档次。

(6) 设立例外条款。开放承诺不应妨碍为保护国家安全、维护经济金融稳定、保障投资者和存款人利益而采取的必要管理措施。

(7) 设立免责条款。在特殊条件下,如经济金融状况恶化,国际收支失衡,可以采取临时性的资本管制。

资本项目有管理可兑换是中国首倡,加上有着丰富的实践,中国要在发展中国家资本项目开放问题上积极、主动争取话语权,输出中国经验和中国模式,促成有关国际规则的达成。这是中国在全球治理中发挥作用的重要表现。

周小川(2015)原则性阐述了人民币资本项目有管理可兑换,对指导中国资本项目开放的动态优化具有重要意义。结合前面的财务绩效分析,本文就两个基础性问题提出建议。

(1) 货币可兑换从本意上是赋予本国通货持有者自由兑换的权利。本国通货最初持有者是本国的居民,这是一种天然的权利。可兑换限制是出于经济发展的需要等目的将这种权利让渡于国家,因此可兑换改革是还权于民,重点是逐步放松乃至取消本国机构、企业和个人持有外汇资产和海外资产的限制。对外国资本和投资者,允许其自由进出不是义务,更多是出于需要。只有认识到这一点,才能改变过去为利用外资而形成的宽进严出的管理模式,形成以我为主的资本流动管理。在未来可兑换改革中,要区分居民和非居民、资本流入和流出,采取不同的管理方式,将管理的重点移至流入环节,而不是等问题发生后事后弥补,从而处于被动和不利地位。

(2) 人民币国际化和资本项目可兑换互为条件。过去人民币不是国际货币,人民币资产不具备国际属性,中国只能通过经常项目顺差以外汇形式对外输出储蓄,很难满足所有居民持有外汇资产和海外资产的全部需求。人民币国际化为居民端资本项目可兑换打开了空间,因此不仅资本项目可兑换有利于人民币国际化,而且人民币国际化也有利于资本项目可兑换,是影响居民端资本项目可兑换的重要因素。过去人民币国际化的重心放在扩大人民币跨境使用,实际是以人民币资产置换国外资产,是造成中国跨境资本流动财务绩效恶化的原因之一。未来人民币国际化的重心应有所调整,转向提高世界对人民币的认可和接受程度,

使直接使用人民币对外输出储蓄和资本成为可能，微观上是中国机构、企业和个人可以用人民币对外投资和主动配置资产，宏观上为推进“一带一路”战略和构建开放型经济新体制服务。

参考文献

- [1] 丁志杰, 2002, 《发展中国家金融开放效应与政策研究》, 中国发展出版社。
- [2] 易纲, 2015, 《外汇管理改革开放的方向》, 《中国金融》第10期 18-20页。
- [3] Arora V., K. Habermeier and J. D. Ostry, 2013, “The Liberalization and Management of Capital Flows: An Institutional View”, *Revista de Economía Institucional*, 15(28): 205-255.
- [4] Eichengreen B. and M. Mussa, 1998, “Capital Account Liberalization and the IMF”, *Finance and Development*, 35: 16-19.
- [5] Fischer S., 1998, “Capital Account Liberalization and the Role of the IMF?”, *Essays in International Finance*, No. 207.
- [6] Johnston R. B., 1998, “Sequencing Capital Account Liberalizations and Financial Sector Reform,” *IMF Paper on Policy Analysis and Assessment*, No. 98/8.
- [7] Jones R.W. and Kenen P. B., 1984, “Handbook of International Economics”, Published by Elsevier Science Publishers B. V., Volume I, Chapter 5.
- [8] Kemp, M.C., 1966, “The gain from international trade and investment: A Neo-Heckscher-Ohlin Approach”, *American Economic Review*, 56:788-809.
- [9] Kose M. A., E. Prasad, K. Rogoff and S. J. Wei, 2006, “Financial Globalization: A Reappraisal”, *IMF working paper*, WP/06/189
- [10] MacDougall G. D. A., 1960, “The Benefits and Costs of Private Investment from Abroad: A Theoretical Approach”, *Bulletin of the Oxford University Institute of Economics & Statistics*, 22(3): 189-211.
- [11] Ostry J. D., 2012, “Managing Capital Inflows: What Tools to Use?”, *Asian Development Review*, 29(1): 82.
- [12] Takagi S., J. Chelsky, 2005, “The IMF’s Approach to Capital Account Liberalization: Evaluation Report”, HG3891.I43.
- [13] Zhou Xiaochuan, 2015, Speech in the International Monetary and Financial Committee Thirty-First Meeting .
- [14] Zhu Min, 2011, “Managing Capital Flows in Emerging Markets”, Speech in the Global Capital Flows in Spotlight at Brazil Conference.

Discussion on Capital Account Managed Convertibility

DING Zhijie TIAN Yuan

Abstract: This paper rethinks the imperfectness of the theories and policies on promoting capital account opening by examining the financial performance of China's cross-border capital flows. We argue that no empirical evidence would support capital flows' welfare effects, and making policies based on this theory might get developing countries into trouble. The policy called managed convertibility which arises from practices in China can be widely applied to developing countries. Developing countries should strive for a greater say in setting international rules of opening capital account, and improve the influence of capital flow management measures. To realize capital account convertibility is China's target, but convertibility reform needs a process of dynamic optimization.

Key words: Cross-border capital flows, Capital account managed convertibility, China's Practices and international rules

利率传导机制的动态研究¹

马骏² 施康³ 王红林⁴ 王立升⁵

【摘要】本文在马骏和王红林（2014）的静态模型基础上，构建了一个动态随机一般均衡模型来研究中国的利率传导机制。根据中国金融体系以银行业为主体的特点，该模型刻画了在银行体系面临诸多制度约束、金融市场发展还不完善的情况下，央行的政策利率调整如何传导至各个金融市场利率，继而影响实体经济的动态过程。模型的模拟结果进一步证实，贷存比限制、对贷款的数量限制、高存款准备金率等因素会不同程度地弱化和扭曲政策利率的传导，削弱利率政策对实体经济的影响。此外，我们将动态模型加以拓展，用来测算经济周期因素所造成的政策利率传导的效率损失。本文的主要政策含义是，取消贷存比上限、逐步淡出对贷款的数量限制和较低的存款准备金率将有助于改善利率传导机制，为向新的货币政策框架转型创造条件。

【关键词】中央银行；货币政策；利率传导机制；DSGE模型；制度约束；效率损失

一、引言

“十三五”期间宏观经济调控模式的一项重要改革是货币政策框架从数量型向价格型调控的转型，而利率传导机制是否顺畅将决定新的货币政策框架的有效性。另外，中国目前已是世界第二大经济体，在十年之内，很可能取代美国成为世界第一大经济体，伴随着资本项目逐步开放，中国货币政策对全球经济的影响都会日益增强。但是，关于我国货币政策传导的理论与实证研究还比较缺乏。其中一个重要原因是中国的货币政策框架和其他发达国家有明显区别：首先，中国经济正处于转型之中，这决定了中国的货币政策框架是“非典型”的；其次，中国的宏观调控和金融体系中还存在一些管制或扭曲，这些管制如何影响货币政策传导还不清楚；再次，中国的金融市场发展还不完善，以发达国家为背景的模型的一些基本假设并不适用于中国。

¹ 原文刊载于《金融研究》2016年第1期

² 马骏，中国人民银行研究院首席经济学家

³ 施康，香港中文大学经济系副教授

⁴ 王红林，香港金融管理局香港金融研究中心研究员

⁵ 王立升，香港中文大学经济学博士研究生

本研究的主要目标是在借鉴发达经济体相关理论框架和分析工具，立足于中国货币政策框架正在转型的现实，构建一个动态随机一般均衡模型（DSGE）来研究我国的政策利率传导机制。同大多数 DSGE 模型不同，我们在模型中构建了一个以银行体系为主的金融系统，这是由于银行体系在中国金融中有举足轻重的作用。除此之外，我们在模型中还引入了中国货币政策面临的各种体制约束，例如高存款准备金率、贷存比限制，以及合意贷款规模限制等，因为这些约束都会对利率传导有重要影响。我们在模型里也考虑了中国金融市场中的各种摩擦，并在此基础上对政策利率传导进行了动态数值模拟。

通过对模型的理论分析与动态数值模拟，我们有如下发现：（1）在没有数量管制、贷存比、利率管制的条件下，政策利率传导是有效的，政策利率变动对实体经济的影响与理论预期的结果一致。（2）当加入上述体制约束时，我们发现这些限制会不同程度地扭曲货币政策的传导，并削弱货币政策对实体经济的作用。具体来说，有约束力的贷存比和对贷款的数量限制会大幅降低（可达 100%）政策利率对贷款利率的传导。（3）过高的存款准备金率会削弱政策利率的传导效率。我们的模拟结果显示，在降息情况下，与法定存款准备金率为 10% 的体制相比，在法定存款准备金率为 20% 的体制下的政策利率传导效率会平均损失约 8%。（4）在降息过程中，贷款规模限制对利率传导的扭曲效果大于贷存比约束。（5）经济周期对利率传导效果有显著影响。当央行降息时，如果外需同时下降 2.5%，政策利率传导的效果平均下降 16%。换句话说，传导效果的 16% 左右会被风险溢价的变化所对冲。

上述定量分析具有丰富的政策含义：要疏通新货币政策框架中利率传导机制，应逐步淡出合意贷款规模，取消贷存比上限（这项改革已经在 2015 年下半年完成），降低存款准备金率（同时基于其他原因）。此外，我们对经济周期与传导效果之间关系的分析表明，在经济下行时传导效果的弱化往往是风险溢价所导致的，并非体制性问题；这个原因不应成为阻碍我国向新的货币政策框架转型的理由。

本文的其余部分结构如下：第二节简单回顾文献；第三节详细阐述基准模型的构建细节；第四节进行基准模型的校准与稳态分析；第五节将各种制度性约束引入基准模型，分析政策利率冲击在有各种制度约束下的传导机制并测算效率损失；第六节总结和讨论本研究的政策含义。

二、文献简述

货币政策传导机制的理论研究由来已久，经典文献所涉及的传导渠道包括利率渠道、资

产价格渠道、财富效应渠道、汇率渠道和信贷渠道等维度,如 Bernanke and Blinder (1988, 1992)、Bernanke and Gertler (1995)、Mishkin (1996)等。从实证方法来看,有的基于宏观数据,有的基于企业层面或交易层面数据;理论研究有的侧重局部均衡与 VAR 体系模型,也有一些开始转向动态随机一般均衡(DSGE)模型,实现解释、模拟与预测功能,如 Christiano et al. (2005)。国内文献关于利率传导的研究主要集中于逻辑分析与实证检验,如樊明太 (2004)、孙明华 (2004)、盛朝晖 (2006)、盛松成和吴培新 (2008)、何东和王红林 (2011)等,完整的理论模型并不多见。大量的实证研究说明银行信贷渠道在中国货币政策传导机制中起到主导作用,少量的理论研究着力于刻画中国经济体制,如 Funke et al. (2015)与 Chang et al. (2015)。⁶

不难发现,对于大多数发达经济体而言,货币当局通常以一个短期货币市场利率作为政策利率,利用公开市场操作在货币市场上收放流动性,来锁定政策利率水平。⁷央行的政策利率变动通过较为完善且约束较少的资本市场,来改变其供求关系与均衡价格,进而传导到其他利率(如银行的存贷款利率和债券收益率),从而影响其他经济参与主体的最优决策(如居民的消费与厂商的投资和生产),最终影响实体经济的运行。相关的西方经典理论和国内模仿国外文献的研究主要着眼于利率变化如何影响实体经济中的投资与产出,相对而言忽视了政策利率如何传导到其他金融市场利率。其根本原因在于这些发达经济体大多都有高度发达的金融市场,政策约束与扭曲较少,不同市场之间关联性很强,跨产品与跨市场套利成本虽低但套利空间很小。在正常情况下,政策利率和各个金融市场利率之间的联动非常灵敏,因此从政策利率向金融市场利率之间的传导成为“自然成立”的基本假设,而不是西方学者研究的重点。

但是,政策利率向其他利率传导的有效性在中国并非自动成立的。我国面临着一系列传统体制遗留下来的约束条件和金融市场不健全的问题,包括(直到最近才取消的)贷存比上限、对贷款的数量限制、很高的存款准备金率、对债券发行的准入限制、衍生工具市场不发达、商业银行资产负债的市场化程度不高等问题。因此,我国向新以政策利率为中介目标的新货币政策框架转型过程中所面临的首要挑战不是利率向实体经济的传导问题,而是政策利率向其他利率(存贷款利率和债券收益率)的传导问题。

马骏和王红林(2014)是系统研究在中国体制下政策利率向其他利率传导机制的首次尝

⁶ 由于篇幅所限,详细的文献梳理可以参阅马骏和王红林(2014)。

⁷ 当然,在非常规货币政策时期,央行可以运用其他工具来进行货币政策操作,例如扭曲操作和前瞻性指引等。

试。该文用一个包括银行体系和债券市场的均衡模型来研究我国政策利率通过银行体系和债券市场传导的机制，并且将各种制度性约束引入模型。本文在以下几个方面对马骏和王红林（2014）的研究进行了扩展：第一，动态化：本文将原来的模型拓展为动态模型，同时关注各个部门当期与跨期的动态决策与均衡；第二，国际化：本文引入进出口市场与外汇市场，在开放经济体的框架下分析货币政策对进出口与经常项目、外汇储备与汇率的影响；第三，全局均衡（一般均衡）：本文引入实体经济部门及与之相关的市场，包括产品市场与劳动力市场；第四，中国特色化：根据中国金融体系与货币政策框架的特点，构建了一个以银行系统为主体并包括债券市场在内的货币政策传导框架，引入各种符合中国金融市场发展特征的体制约束，定量分析这些体制约束的变化对利率传导效果的影响；第五，多重冲击共同作用：在货币政策冲击的基础上，本文进一步引入外需下降冲击与风险溢价设定，分析经济周期因素对货币政策传导效率以及对实体经济的影响。这些扩展使该利率传导机制理论研究框架与中国的现实更加接近。我们也通过数据校准对马骏和王红林（2014）所得出的若干定性结论进行了有实证意义的定量检验。

三、基准模型

（一）模型假设

本文研究的基准模型为开放经济体模型，包含四类经济参与主体（居民、厂商、商业银行、中央银行）与五个金融市场（中央银行货币基金市场、贷款市场、存款市场、国内债券市场和国外债券市场），用来研究货币政策从政策利率向金融市场利率的传导。模型的金融体系如图 1 所示。

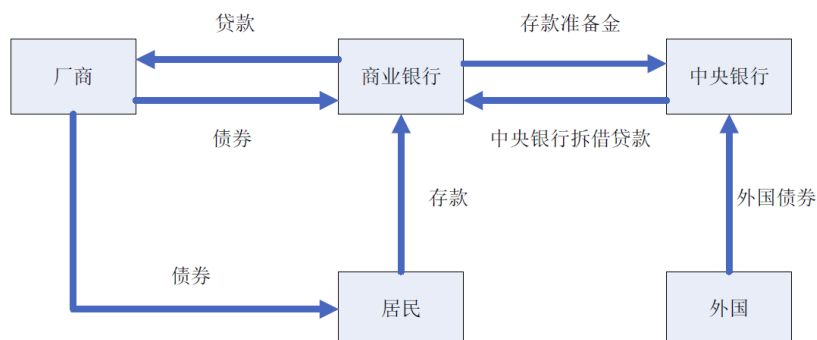


图 1 金融体系结构

(二) 居民部门

基于货币效用模型 (MIU Model), 我们假设具有代表性的居民的效用最大化问题为:

$$U = \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[\log(C_t) + \kappa \log\left(\frac{M_t}{P_t}\right) + \psi(1 - N_t) \right]$$

s.t.

$$C_t + \frac{D_{t+1}}{P_t} + \frac{B_{ht+1}}{P_t} + \frac{\varphi_b}{2P_t} (B_{ht+1} - \bar{B}_h)^2 + \frac{M_t}{P_t} = \frac{W_t N_t}{P_t} + \frac{M_{t-1}}{P_t} + (1 + r_{dt}) \frac{D_t}{P_t} + (1 + r_{bt}) \frac{B_{ht}}{P_t} + \frac{\Pi_t + T_t}{P} \quad (1)$$

其中, $0 < \beta < 1$ 表示外生的居民效用贴现系数, C_t 表示居民消费量, M_t/P_t 表示居民真实货币持有量, N_t 表示居民劳动供给量。此外, P_t 表示国内总体价格水平, 外生参数 κ 与 ψ 分别表示居民持有货币所带来的正效用与劳动供给所带来的负效用在效用函数中的权重系数。 $W_t N_t$ 表示居民的名义工资收入, D_t 与 B_{ht} 分别表示居民在第 $t-1$ 期末至第 t 期末期间的存款与债券持有量, r_{dt} 与 r_{bt} 分别表示在该时期内存款与债券的回报率。此外, Π_t 表示银行与厂商在第 t 期的利润总和, 我们假设银行与厂商归居民所有, 因而其利润也属于居民收入的一部分, T_t 表示政府的转移支付。 $\bar{B}_h$ 表示外生的居民债券基准持有量, φ_b 表示居民持有债券的边际调整成本系数, $\varphi_b (B_{ht} - \bar{B}_h)^2 / 2$ 表示居民当期的债券调整成本。

在外生的预算约束条件下, 居民决定其跨期的最优消费量, 真实货币、存款与国内债券持有量, 以及劳动供给量, 从而最大化其跨期的总效用。

(三) 进口

国内居民消费指数被定义为 $C_t = (C_{Dt}^{1-\mu} C_{Ft}^{\mu}) / (\mu^{\mu} (1-\mu)^{1-\mu})$, 其中, C_D 表示国内生产产品的消费总量, C_F 表示进口的外国产品的消费总量, μ 表示进口的外国产品需求占国内居民消费总需求的份额, 相应地, $1-\mu$ 表示国内生产产品需求占国内居民消费总需求的份额。

给定国内居民消费结构, 国内居民的消费者价格指数可以被相应地推算出来, 即 $P_t = P_{Dt}^{1-\mu} P_{Ft}^{\mu}$, 其中 P_D 与 P_F 分别表示国内生产产品与进口的外国产品的价格。进口产品的总价值为 $P_{Ft} C_{Ft} = \mu P_t C_t$, 其中 $P_{Ft} = S_t P_t^*$, S_t 表示两国之间的名义汇率水平。在不失一般性的前提下, 为简明起见, 我们假设进口的外国产品价格为 $P_t^* = 1$ 。

(四) 厂商

我们分别从产品加总、生产技术、定价策略与成本最小化目标下的生产要素选择四方面描述厂商的最优化问题。

1、数量与价格加总

假设厂商之间垄断竞争，厂商部门包含测度区间在 $[0,1]$ 的所有厂商。我们任取一个厂商 $j \in [0,1]$ 作为代表性厂商进行分析。代表性厂商 j 生产与其他厂商差异化的产品，但该产品是其他厂商生产产品的不完全替代品。我们定义不同厂商生产的差异化产品的加总方式为：

$$Y = \left(\int_0^1 Y(j)^{\frac{\lambda}{\lambda-1}} dj \right)^{\frac{\lambda-1}{\lambda}}; \quad (2)$$

其中， λ 表示不同厂商所生产的差异化产品之间的替代弹性。根据中央计划者（或者产品加总者）利润最大化问题的一阶条件，我们可以得出厂商 j 所生产的产品 j 面对的市场需求， $Y(j) = (P_D(j)/P_D)^{-\lambda} Y$ 。其中， $P_D(j)/P_D$ 是产品 j 以国内生产产品价格指数为基准的相对价格。

2、产品生产

垄断竞争的厂商使用无差别的劳动力 $N(j)$ 与资本 $K(j)$ ，通过规模报酬不变的生产函数来生产产品。其生产函数服从柯布道格拉斯形式（Cobb-Douglas Production Function）：

$$Y_t(j) = \left(\frac{Z_t N_t(j)}{\alpha_h} \right)^{\alpha_h} \left(\frac{K(j)}{1-\alpha_h} \right)^{1-\alpha_h}; \quad (3)$$

其中， Z_t 表示外生给定的厂商生产技术， $\alpha_h \in (0,1)$ 表示技术与劳动力产出弹性系数，相应地， $1-\alpha_h$ 表示资本产出弹性系数。

3、定价策略

我们通过假设厂商采用标准的 Calvo 定价技术来引入价格粘性。每一个厂商在每一期内均能够以 $1-\omega$ 的概率重新设定其产品价格。当允许价格重新设定时，厂商更新产品价格为 $P_{Dt}^o(j)$ ，从而最大化其跨期的期望收益，如下所示：

$$E_t \sum_{l=0}^{\infty} \left[(\beta\omega)^l \frac{\Lambda_{t+l}}{\Lambda_t} \frac{\Pi_{t+l}(j)}{P_{t+l}} \right]; \quad (4)$$

其中， $\Pi_{t+l}(j) = [P_{Dt}^o(j) - MC_{t+l}(j)]Y_{t+l}(j)$ 表示不进行国际贸易的厂商 j 在第 $t+l$ 期的利润水

平, $\Lambda_t = C_t^{-1}$ 表示代表性居民消费的边际效用, $MC_{t+l}(j)$ 表示除去劳动力工资与资本费用后的厂商边际生产成本。因此, 厂商的最优定价策略为:

$$P_{Dt}^o = \left[\lambda \sum_{l=0}^{\infty} (\beta\omega)^l \frac{\Lambda_{t+l}}{P_{t+l}} MC_{t+l} P_{Dt+l}^\lambda Y_{t+l} \right] / \left[(\lambda-1) E_t \sum_{l=0}^{\infty} (\beta\omega)^l \frac{\Lambda_{t+l}}{P_{t+l}} P_{Dt+l}^\lambda Y_{t+l} \right]; \quad (5)$$

在 Calvo 定价策略的机制中, 比例为 ω 的产品价格保持与其上一期价格相同。因此, 国内生产产品的价格指数可以被重新表示为:

$$P_{Dt} = \left[\omega (P_{Dt-1})^{1-\lambda} + (1-\omega) (P_{Dt}^o)^{1-\lambda} \right]^{\frac{1}{1-\lambda}}; \quad (6)$$

其中, 如果 $\omega = 0$ 时, 该粘性价格机制 (Sticky Price Model) 将退化为弹性价格机制 (Flexible Price Model), 产品价格在新的一期内完全调整。

4、厂商成本最小化问题

求解厂商 j 的成本最小化问题, 可以得到厂商生产要素 (劳动力与资本) 与要素价格 (工资与资本租金率) 之间的最优化方程:

$$W_t N_t(j) = \alpha_h MC_t Y_t(j); \quad R_t K_t(j) = (1-\alpha_h) MC_t Y_t(j); \quad MC_t = (W_t/Z_t)^{\alpha_h} R_t^{1-\alpha_h};$$

其中 R_t 表示资本的租金率, W_t 表示名义工资率。

我们假设厂商通过向商业银行贷款与发行企业债券进行外部融资。对于代表性厂商 j , 其使用的资本总量 $K_t(j)$, 向商业银行贷款量 $L_t(j)$, 以及发行企业债券量 $B_t(j)$ 服从如下外生给定的规定:

$$L_t(j) = \chi K_t(j) P_{Dt}; \quad B_t(j) = (1-\chi) K_t(j) P_{Dt}$$

其中, 参数 χ 表示厂商融资总量中贷款融资的份额, $1-\chi$ 表示企业债券融资的份额。贷款市场与债券市场的融资成本分别为 r_l 和 r_b 。在市场均衡条件下, 我们可以得到资本租金率与市场利率之间的关系:

$$R_t = \frac{\chi r_l + (1-\chi) r_b}{P_{Dt}} + \delta; \quad (7)$$

其中, δ 表示资本折旧率。

（五）商业银行

对中国而言，受多种体制约束的商业银行是最主要的融资枢纽，因此有必要仔细刻画商业银行的利率定价行为与各种体制约束（包括高存款准备金率、贷存比、对贷款的数量限制）之间的关系。利率发生传导的前提条件是商业银行需要以利润最大化为目标，从而保证在面临政策利率冲击时，商业银行有一定的激励去调整其资产配置组合（如存款、贷款与债券持有量），改变各个金融市场中金融资产的供求关系，从而推动市场利率随着政策利率的变动而变动。

在每一期内，商业银行的资产负债表可以被分解如下：（1）负债方面，商业银行从居民部门吸收存款（ D_t ），并从中央银行短期拆借资金（ NB_t ）；（2）资产方面，商业银行向厂商发放贷款（ L_t ），购买并持有厂商发放的企业债券（ B_{ct} ）。考虑商业银行的分散风险需求与系统性风险，商业银行有激励去分散其资产配置组合（Freixas and Rochet, 2008），这里我们用商业银行边际递增的运营成本来描述该特征。此外，我们假设在商业银行动态增持或减持银行贷款与企业债券的过程中面临着一定的调整成本（Goodfriend and McCallum, 2007）。考虑利率粘性与商业银行金融资产持有量的动态特征，我们用第 t 期与第 $t-1$ 期的平均金融资产持有量表示该期产生净盈利的金融资产总额。⁸ 具体说来，商业银行在第 t 期的利润函数如下：

$$\begin{aligned} \max \sum_{t=0}^{\infty} \beta_b^t \Pi_t = \sum_{t=0}^{\infty} \beta_b^t & \left\{ r_{lt} \left(\frac{L_t + L_{t-1}}{2} \right) + r_{bt} \left(\frac{B_{ct} + B_{ct-1}}{2} \right) + r_t \alpha \left(\frac{D_t + D_{t-1}}{2} \right) - r_{dt} \left(\frac{D_t + D_{t-1}}{2} \right) \right. \\ & \left. - r_{pt} \left(\frac{NB_t + NB_{t-1}}{2} \right) - m(D_t, L_t, B_{ct}) - n(\Delta D_t, \Delta L_t, \Delta B_{ct}) \right\}; \\ \text{s.t. } L_t + B_{ct} = & NB_t + (1 - \alpha) D_t; \end{aligned} \quad (8)$$

其中， r_t 表示商业银行向中央银行上交的存款准备金的回报率， r_{pt} 表示商业银行向中央银行短期拆借资金的利率。 α 为中央银行规定的商业银行存款准备金率。 β_b 表示商业银行时间贴现系数。商业银行通常比居民部门具有更多的信息与更中性的风险偏好，这也使得商业银行比居民更加耐心，倾向于长期的投资回报（ $\beta_b > \beta$ ）。 $m(D_t, L_t, B_{ct})$ 表示商业银行持有

⁸ 我们可以证明，这样的模型设定与仅选择第 t 期的金融资产持有量来描述当期利润总额的设定所得结论一致。给定足够耐心的商业银行，两种设定情形下稳态条件完全相同。引入这样的跨期平均值进入利润函数的主要目的是在于尽可能减小起始时间与期限不同的金融资产合约的标的实际利率同当期市场利率的错配误差。

金融资产的运营成本，如下所示：

$$m(D_t, L_t, B_{ct}) = \frac{1}{2}(\phi_d D_t^2 + \phi_l L_t^2 + \phi_b B_{ct}^2);$$

其中， ϕ_d ， ϕ_l ， ϕ_b 分别是商业银行对于存款、贷款与企业债券的边际运营成本系数。不同于从财务报表中可以直观测算到的融资成本，商业银行的二次型运营成本主要反映了风险与市场竞争等因素：商业银行同类资产规模越大，风险越集中，潜在的不良资产率也会越高，此外，扩张该类资产规模的难度也会随着市场逐渐饱和而大大增加。

$n(\Delta D_t, \Delta L_t, \Delta B_{ct})$ 表示商业银行调整其所持有金融资产的运营成本，如下所示：

$$n(D_t, L_t, B_{ct}) = \frac{\gamma_d}{2}(D_t - D_{t-1})^2 + \frac{\gamma_l}{2}(L_t - L_{t-1})^2 + \frac{\gamma_b}{2}(B_{ct} - B_{ct-1})^2$$

其中， $\Delta D_t = D_t - D_{t-1}$ ， $\Delta L_t = L_t - L_{t-1}$ ， $\Delta B_{ct} = B_{ct} - B_{ct-1}$ ， γ_d 、 γ_l 、 γ_b 分别是商业银行对于存款、贷款与企业债券的边际调节成本系数。以商业银行的贷款为例， $L_t - L_{t-1}$ 表示商业银行新增贷款，相应地， $\gamma_l(L_t - L_{t-1})^2/2$ 也可以被理解为商业银行计提的新增贷款坏账成本，该调节成本并不影响稳态下商业银行的资本配置，但限制了商业银行面对外生冲击时过快地调节贷款存量，这与我国银行无法快速发放或收回贷款的特征相契合。商业银行对存款、贷款与企业债券的最优持有量可以通过求解其利润最大化问题得出。这里需要注意的是，商业银行的运营与调节成本是影响政策利率传导效率的核心要素，即六个参数（ ϕ_l ， ϕ_b ， ϕ_d ， γ_d ， γ_l ， γ_b ）直接影响到政策利率向不同的市场利率传导效率的基准值，但后三个参数（ γ_d ， γ_l ， γ_b ）并不影响金融市场的稳态条件，只是影响外生冲击发生后银行对不同金融资产的跨期调节效率。

（六）出口与经常账户

假设国内生产产品的出口需求与国内产品价格负相关，与外国市场的总需求正相关，即：

$$X_t = \left(\frac{S_t P_t^*}{P_{Dt}} \right)^\zeta \tilde{X}_t; \quad (9)$$

其中， ζ 表示国内生产产品的出口弹性系数； $\tilde{X}_t$ 是外生给定的国外总需求。在每一期中，本国经常账户余额取决于国际之间的资本流动，即

$CA_t = B_{t+1}^* - B_t^* = r_t^* B_t^* + (P_{Dt} X_t - P_{Ft} C_{Ft})/S_t$ ，其中， B_{t+1}^* 表示国内中央银行在第 t 期末（也

就是第 $t+1$ 期初) 的外汇储备持有量。

(七) 中央银行

中央银行面对如下资本约束：

$$S_t \left[B_{t+1}^* - (1+r_t^*) B_t^* \right] + NB_{t+1} - (1+r_{pt}) NB_t = M_t - M_{t-1} + \alpha D_{t+1} - (1+r_t) \alpha D_t; \quad (10)$$

中央银行持有两类资产，即向商业银行拆出的短期资金与外汇储备。需要注意的是， NB_t 可正可负。当 $NB_t < 0$ 时，表示中央银行在负债端通过公开市场操作等手段收回流动性。

在基准模型中，我们假定商业银行向中央银行短期拆入资金的利率， r_{pt} ，为价格型政策工具。该政策利率 r_{pt} 服从 $r_{pt} = 0.5r_{ss} + 0.5r_{pt-1} \pm \varepsilon_{rp}$ ，其中， ε_{rp} 表示政策利率所面对的外生冲击（ $+\varepsilon_{rp}$ 表示加息冲击， $-\varepsilon_{rp}$ 表示降息冲击）， r_{ss} 表示外生给定的稳态政策利率水平。

(八) 市场出清

在市场均衡条件下，我们可以得到资本积累方程、国内债券市场与国内产品市场出清条件。此外，劳动力市场、贷款市场、存款市场与货币市场均出清。在以上四个市场中，总需求等于总供给。

四、模型校准与稳态

本节分析核心宏观变量（各个金融市场的利率与规模）对于政策利率冲击的脉冲响应，定性刻画传导机制，定量测算传导效率。

(一) 参数校准

本模型按照季度频率进行校准。我们在表 1 中列出了需要校准的参数。根据稳态下居民部门消费最优化条件， $r_{dt} = (1-\beta)/\beta$ ，我们设定居民的主观贴现因子 $\beta = 0.9925$ ，从而使稳态下的年化存款利率保持在 3%，匹配中国 2013 年的存款利率水平。根据我国 2013 年接近 50% 的消费占 GDP 比例与 20% 的 M0 占 GDP 比例，结合居民部门的真实货币持有量最优化条件，我们设定真实货币持有量在居民效用中的权重系数 $\kappa = 0.012$ 。不失一般性，我们将闲暇效用在居民效用中的权重系数设定为 $\psi = 1$ 。

对于厂商生产函数中的参数，我们设定 $\alpha_h = 0.5$ 。这样，生产函数中总体的资本份额为 0.5，与 Bai et al. (2006) 估算的中国经济中的资本份额一致。我们设定资本折旧率 $\delta = 0.03$ ，

因而年度折旧率为 0.12, 这一取值在真实经济周期文献中普遍使用, 位于中国经济增长相关文献常见取值范围之内, 如 Song et al. (2011)。我们设定厂商部门不同产品之间的替代系数 $\lambda = 6$, 从而使得平均利润率维持在 20% 的水平上, 与 Peng et al. (2014) 一致, 属于经典的 DSGE 文献对该参数的常见取值。⁹ 我们设定 $\omega = 0.75$, 在这样的价格粘性模型中, 价格在一年 (4 个季度) 之内几乎可以完全调整。值得注意的是, ω 表示价格粘性模型中厂商部门产品价格的调整速度, 并不影响模型的稳态。贷款占厂商外部融资的份额, χ , 被校准为 0.7, 与中国在 2013 年银行贷款占社会总融资规模的比例相匹配。

对于银行资产配置与运营方面的参数, 我们同样使用中国 2013 年的金融市场数据作为基准。与厌恶风险的居民部门相比, 商业银行通常在资产配置上拥有更多的信息, 也更加耐心。不失一般性, 我们设定 $\beta_b = 1$ 。根据我们的估测, 在稳态水平下, 存款利率为 3.0%, 贷款利率为 12.0% (这是考虑到大量中小企业贷款可获得性受限之后的“影子利率”的概念), 中央银行对金融机构的再贷款与再贴现利率为 3.9%, 债券利率为 8.0% (也是考虑到债券市场发行准入限制之后的“影子利率”的概念), 存款准备金利率为 1.6%,¹⁰ 而存款准备金率为 20%。给定以上数据, 我们设定 $\alpha = 0.2$, $\phi_l = 0.0004$, $\phi_b = 0.0018$, $\phi_d = 0.0000098$ 。这些参数结合稳态的利率水平决定了银行的资产的配置, 使各个市场的相对规模高度与中国现实数据相匹配。¹¹ 具体说来, 我们通过校准以上参数值, 使稳态下的存款余额占 GDP 的比例为 180%, 贷款余额占 GDP 的比例为 120%, 商业银行持有的企业债券占 GDP 的比例为 10%, 与中国 2013 年的数据基本匹配。类似地, 给定债券与存款的利差, 我们设定 $\phi_b = 0.0018$, 根据稳态下居民债券持有量最优化方程与其他相关条件, 与我国 2013 年居民国内债券持有量占 GDP 的比例 (25%) 相一致。

关于基准模型中决定货币政策传导效率的另一组参数, 商业银行资本规模边际调整系数, γ_l , γ_b , 与 γ_d , 我们基于马骏等 (2015) 与纪敏等 (2015) 对短期利率通过银行体系与债券市场传导的实证研究结果,¹² 设定 $\gamma_l = 0.004$, $\gamma_b = 0.00024$, 以及 $\gamma_d = 0.000008$ 。

⁹ 不同于大多数工业化的国家, 大量的实证研究表明新兴市场厂商部门的平均利润率更高。对于厂商部门生产的不同产品之间的替代系数, 通常我们设定发达经济体为 11, 对应 10% 的利润率水平; 设定新兴市场为 6, 对应 20% 的利润率水平。

¹⁰ 这里需要注意的是, 在基准模型中, 所有的利率均被换算为季度利率水平。比如, 年度 3% 的存款利率与年度 12% 的贷款利率对应的季度利率分别为 0.75% 与 3%。

¹¹ 根据商业银行部门的利润最大化条件 (由于篇幅限制, 我们在文中省略相应的一阶条件), 给定稳态下的金融市场相对规模时, 相关的边际运营成本参数也随之被校准。

¹² 根据马骏等 (2015) 与纪敏等 (2015) 测算结果, 短期利率对基础贷款利率的传导效率在 50%-60% 之间,

这里需要注意的是,商业银行资本规模边际调整系数并不影响施加外生约束后利率传导效率的变化方向。

对于其他与进出口及均衡条件相关的参数,我们设定国内居民消费需求函数中进口产品的份额 μ 为0.3,相应地,国内生产产品的份额 $1-\mu$ 为0.7,与Chang et al. (2015)的设定一致,也匹配我国2013年进口规模占GDP的比例(20%左右)。我们设定出口产品需求的价格弹性为1,与Feenstra et al. (2012)实证研究测算的结论一致,并标准化设定稳态下的国外需求为 $\tilde{X}=1$ 。

表1 基准模型中的参数校准值

参数	值	参数	值	参数	值	参数	值
β	0.9925	r_r	0.004	λ	6	ϕ_b	0.0018
κ	0.012	r_{ss}	0.009375	ω	0.75	ϕ_d	0.0000098
ψ	1	δ	0.03	χ	0.7	γ_l	0.004
ϕ_b	0.0018	α	0.2	μ	0.3	γ_b	0.00024
α_h	0.5	ϕ_l	0.0004	ζ	1	γ_d	0.000008

(二) 稳态模拟

给定以上校准的参数值,我们的模型与我国2013年的统计数据中的主要比例高度吻合,比如贷款占GDP的比例为120.0%,存款占GDP的比例为175.5%,企业债占GDP的比例为56.1%,商业银行向中央银行拆入资金占GDP的比例为4.3%,以及消费占GDP的比例为48.2%。其他模拟的实体经济数据及与中国2013年真实数据的对照详见表2。

表2 模型模拟结果与中国数据比较(年度数据)

利率水平	r_l	r_d	r_b	r_p
模型	12.3% ¹³	3.0%	11.7%	3.8%
数据	12.0%	3.0%	8.0%	3.9%
金融市场规模	L/Y	D/Y	B/Y	NB/Y
模型	120.9%	171.3%	51.8%	8.8%
数据	120.0%	175.5%	56.1%	4.3%
实体经济	C/Y	I/Y	X/Y	CA/Y
模型	49.7%	20.7%	21.4%	0%

对债券利率的传导效率在60%-80%之间。

¹³ 这里的贷款利率指的是企业通过间接渠道获取资金的广义资本成本,12.32%虽然相对于贷款基准利率而言较高,但是综合考虑商业银行向企业提供的贷款、第三方融资平台向企业所提供的信托贷款等资金的平均成本,12.32%基本符合中国当前企业通过间接融资渠道获取信贷资金的成本。

数据	48.2%	49.3%	26.4%	2.0%
----	-------	-------	-------	------

我们从利率水平、金融市场规模与实体经济三方面来看基准模型模拟结果与中国 2013 年宏观经济数据的匹配程度。

从市场利率水平来看，模型模拟的存款利率（3.0%）与政策利率（3.8%）基本符合中国 2013 年相应的利率水平。所模拟出来的贷款利率（12.3%）与债券利率（11.7%）高于官方公布的基准贷款利率水平，¹⁴ 主要原因如下：第一，大多数贷款是溢价发放的（即贷款实际利率高于基准利率）；第二，通过影子银行、民间借贷等中介获得的资金的成本原高于银行贷款利率；第三，许多中小企业无法获得贷款和债券发行的准入管制使得均衡利率事实上高于统计上的利率。

从金融市场规模来看，模型模拟的贷款（120.9%）、存款（171.3%）、企业债券（51.8%）与中央银行货币基金市场（8.8%）规模占 GDP 的比例与中国数据高度一致。¹⁵

从宏观实体经济变量来看，模型模拟的消费占 GDP 的比例（49.7%）、出口占 GDP 的比例（21.4%）和经常账户平衡占 GDP 的比例（0%）均与真实数据基本匹配，但当前国内投资水平占 GDP 的比例（49.3%）高于模型模拟的水平（20.7%），这也与国内较高的投资偏好相关。

总体说来，我们以商业银行为核心的基准模型能够在多个维度上很好地匹配中国当前金融市场与实体经济的主要宏观变量比例特征与金融资产成本。基于该基准模型，我们在之后的章节依次定量地分析政策利率冲击对于金融市场以及宏观经济的具体影响，以及不同的政策约束与限制如何弱化甚至扭曲该传导机制，并给出该体系背后的经济学直觉与政策意义。

五、政策利率冲击模拟

在本节，我们使用 Matlab 的 Dynare 宏观工具箱，估算在不同政策环境下，给定同一政策利率暂时性冲击时，经济体中各个变量对于该暂时性政策利率冲击的动态响应。具体说来，我们分别模拟了如下情形：（1）没有特别政策管制与摩擦的基准模型；（2）存款准备金率调整；（3）引入贷存比限制；（4）引入对贷款规模的数量限制；（5）引入经济周期（外需下降冲击）因素。

¹⁴ 中国人民银行公布的 2013 年金融机构人民币贷款加权平均利率（一般贷款）为 7.2%（四个季度年化利率平均值），公司债发行利率约为 5.2%。根据 Wind 数据库，2013 年中国一年期中小企业私募债的发行利率约为 9%。

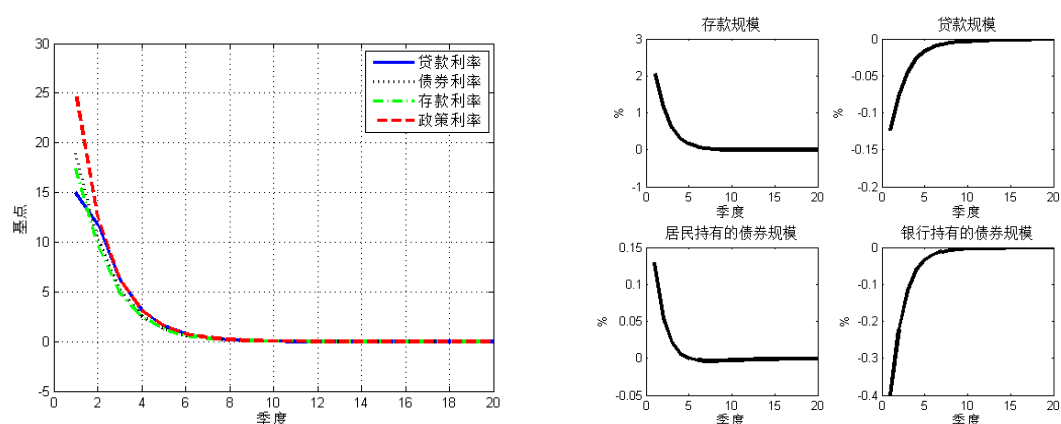
¹⁵ 这里金融市场规模与实体经济变量均以其模拟水平占 GDP（总产出水平）的比例（%）来表示。

假设无论加息冲击还是降息冲击， $\varepsilon_{rp} \sim N(0, 0.0025/4)$ ，即政策利率外生地暂时性上升或者下降 25 个基点。¹⁶

（一）基准模型

在基准模型中，我们假设该经济体没有特别的政策管制。模型结果表明：当中央银行暂时性地提高政策利率 25 个基点时，贷款利率、债券利率与存款利率分别上升了 15.0、18.9 和 17.4 个基点。¹⁷ 由此说明，当不存在特别政策管制与摩擦时，政策利率向贷款利率、债券利率与存款利率的传导效率分别为 60.0%、75.6%和 69.6%，如图 2 所示。居民将会增加 2.1% 的银行储蓄（存款持有量），并增持 0.1% 的企业债券；厂商将会减少 0.1% 的贷款融资以及 0.4% 的债券融资，如图 3 所示。

我们从商业银行的资产负债结构出发来分析政策利率传导到金融市场中的其他利率的逻辑，阐明中央银行短期拆借资金的利率变动如何通过商业银行为中心的金融系统传导到各个金融市场，造成供求关系的短期不平衡，进而导致各个市场中利率的相应变化。具体说来，当政策利率暂时性地上升时，相较于从中央银行拆入的资金，存款对于商业银行而言是一种相对廉价的融资来源，银行将会更加依赖存款融资，存款市场短期内供不应求一定程度上推高了存款利率，表现为存款利率随政策利率的上升而上升；银行的融资成本随着政策利率与存款利率的共同上升而上升，但商业银行从居民部门与中央银行吸收的总资金规模下降，因此在原有的贷款利率与企业债券利率水平下，银行会惜贷且惜购企业债券，短期内贷款市场与债券市场也面临供不应求的问题，厂商为了融到足够的资金用以生产，不得不提高融资成本，因而贷款利率与债券利率均随政策利率的上升而上升。同理，当政策利率下降时，三种市场利率均随之下降。



¹⁶ 由于我们按照季度的频率对模型进行校准，因此设定该冲击的标准差为 $0.0025/4=0.000625$ ，对于年化利率的冲击为 25 个基点。

¹⁷ 如未特别加以说明，本文中所提到的贷款利率、债券利率与存款利率均指一年期的金融产品利率。

图2 基准模型中市场利率的响应

图3 基准模型中金融市场的响应

此外,从模型模拟可以看出,给定该加息冲击,汇率也会随之小幅升值。这个结果符合经济学直觉:当本国加息时,国际资本(热钱)流入本国以获得更好的资本回报率。在国际货币交易市场的表现就是本币面对更高的市场需求,从而引发升值。

在以下的具体情形分析中,我们研究在不同的政策约束或摩擦的设定下货币政策传导效率的变化以及实体经济的响应。为了保证政策约束在给定政策利率冲击时均为紧约束条件,我们在贷存比与贷款规模限制情形中选择模拟降息冲击,而在存款准备金率调整情形中,我们同时模拟两种冲击。¹⁸ 本节重点描述刻画各种政策约束或摩擦的方法,以及定量与定性的结论,不同情形下各类市场利率的脉冲响应幅度详见第六节表3。

(二) 存款准备金率的调整

过去十几年中,我国货币政策面临的国际收支环境的主要特点是持续的双顺差,外汇占款成为创造基础货币的主要渠道。所以央行主要通过提高存款准备金率,来深度冻结流动性。外汇占款带来的过多流动性。本节讨论的问题是,很高的存款准备金率是否会影响新货币政策框架下的政策利率向其他利率的传导效果?换句话说,如果我国未来的国际收支的盈余逐步下降,外汇占款的增加不再是创造流动性的主要来源,必须通过降低存款准备金率才能提高货币乘数、保持合理的流动性增长速度,那么存款准备金率的下降会如何影响政策利率的传导效率?

我们将基准模型中的法定存款准备金率由20%下调至10%,再进一步下调至5%,研究当存款准备金率下降时,市场利率、金融市场规模以及实体经济对于相同政策利率冲击的响应。我们模拟并比较加息与降息情形下上述三个系统的脉冲响应。具体说来,给定25个基点的政策利率暂时性上升或者下降时,我们比较 $\alpha = 20\%$ (基准模型,或高存款准备金率情形), $\alpha = 10\%$ (中存款准备金率情形)与 $\alpha = 5\%$ (低存款准备金率情形)三种情形下政策利率向其他市场利率传导的效率。研究证实:在加息与降息的冲击下,市场利率均随政策利率同向变动,¹⁹且上述三种情形不完全对称(加息冲击所带来的市场利率波动的程度微弱

¹⁸ 在给定贷存比限制或贷款规模限制的条件下,贷款规模面临紧约束,前者依赖于存款的规模调整,后者完全被外生给定。给定降息冲击时,商业银行会吸收更多低成本资金,根据其资产负债表,商业银行有激励将其吸收的全部资金配置在银行贷款或者企业债券上,即银行贷款的供给与企业债券的需求均增加。由于银行贷款的上限受到贷存比或者贷款规模限制的约束,给定降息冲击,该约束恒为紧约束条件。而给定加息冲击时,银行的贷款供给下降,该约束条件有可能变为松约束条件,从而失去约束能力。为了精确研究给定该约束条件下政策利率传导效率的变化,我们在贷存比与贷款规模限制两种情形中选择模拟降息冲击。

¹⁹ 这里我们仅列出存款准备金率为20%,10%与5%三种情形,但是经过我们的数值模拟,在存款准备金率逐渐从20%向5%下降的过程中,市场利率对相同货币政策冲击的响应连续增强。

地高于降息冲击)。以降息为例,相较于法定存款准备金率为 10%的体制,在法定存款准备金率为 20%的体制下的政策利率传导效率平均损失约 8%。²⁰

(三) 贷存比限制

贷存比曾经是中国商业银行审慎监管体系中的一项重要内容,即要求所有商业银行贷款与存款的比例不得超过 75%。对现实世界中不少中小商业银行而言,由于其吸储能力相对较弱,贷款冲动更强,75%的贷存比在当时来看是个强制有效的约束条件。

基于基准模型的框架,我们引入商业银行贷存比限制的设定, $L_t/D_t \leq k_{ld}$, 其中, k_{ld} 表示中央银行外生规定的商业银行贷款与存款的比例上限。由于该比例上限低于市场无约束的均衡贷款存款比例水平,该比例约束条件为紧约束条件。我们假设一种极端的情形,每个银行均受到贷存比的严格约束。此时,贷存比限制将代替原均衡条件中商业银行贷款最优化方程,存款最优化方程也会相应地改变。

给定 25 个基点的政策利率暂时性下降时,我们通过比较基准模型与有贷存比限制两种情形下政策利率向其他市场利率的传导效率发现:贷存比严重扭曲了货币政策传导机制;在每个银行均受到贷存比约束的极端情形下,货币政策传导效率损失约 81%以上。

(四) 贷款规模限制

出于多种原因,目前宏观调控和监管部门还对银行采取一些类似对贷款规模限制的政策工具,其中有些属于宏观审慎管理的范畴,有些属于对某些产业和部门的调控措施。采取这些措施的主要原因包括由于被管制利率过低导致的过度贷款冲动、软预算约束导致的一些借款主体对利率不敏感、部分行业产能过剩等。这些调控手段在历史上对抑制实体经济中的过度扩张冲动、维护宏观稳定起到了积极的作用。

基于基准模型的框架,我们引入商业银行贷款规模限制的设定, $L_t = \bar{L}$, 其中, $\bar{L}$ 表示中央银行规定的商业银行贷款规模上限。由于该贷款规模上限低于市场无约束的均衡贷款市场规模,该贷款规模上限约束条件为紧约束条件。这里我们假设一种极端情形,即每个银行均受到贷款规模限制。此时,贷款规模限制将代替原均衡条件中商业银行贷款最优化方程。

我们通过数值模拟发现,贷款规模限制扭曲了政策利率向实体经济的传导,但对其向存款利率与债券利率传导效率的影响不大。该扭曲机制背后的经济学直觉是:根据商业银行的

²⁰ 在不同存款准备金率情形下的政策利率向各种市场利率的传导效率详见第六节表 3,我们将政策利率向存贷款利率与债券收益率的传导效率的算术平均值作为该情形下政策利率平均传导效率,用来估算不同情形下的传导效率损失。在下文中,我们用同样的方法定量测算贷存比限制与经济周期模型设定下的传导效率损失。

资产负债表属性,降息使得商业银行吸收更多的中央银行拆借资金,相应地减少存款的配置,²¹但贷款规模限制使得商业银行无法相应地增加贷款供应量,转而更多地购买企业债券,债券利率(回报率)下降得更多,债券传导效率提高。降息使得厂商的融资成本下降,融资规模上升,²²但因贷款供给被外生限制,贷款利率反而会在降息时上升。这一结论也与我们为了简化模型所做的极端假设相关,即:(1)所有的银行均受到贷款规模限制;(2)厂商对于贷款与债券的需求在短期内保持固定的比例。综上所述,贷款规模限制直接扭曲了政策利率向贷款利率的传导,使得货币政策传导机制一定程度上失效。²³

(五) 经济周期对利率传导效果的影响

上述分析的假设前提是外部宏观经济环境不变,并在此前提下模拟政策利率变化对其他利率的影响。但在现实中,央行改变政策利率的同时,往往是因为经济同时面临着需求面的冲击。比如,一些国家在面临经济危机时,货币政策大幅宽松的动因是国内投资需求的突然大幅下降;再比如,我国在2008年底和2009年初面临出口大幅下降的外部冲击时,货币政策转向宽松。这些冲击导致经济下行,但也可能导致货币政策的传导效果在表面上减弱。这是因为,由于经济下行,信贷市场与债券市场的资金供应者(银行与居民)对金融资产不良资产率上升的预期迅速强化,要求企业在融资时承担更大的风险溢价。因此,央行降息对融资成本的传导效果会被风险溢价的上升所对冲。但是,这种由于经济周期导致的传导效果的弱化并非传导机制本身的问题,也不应该成为阻止我国向新的货币政策框架转型的理由。

在本节的分析中,我们探讨经济下行周期对政策利率传导效率与实体经济分别会有多大的影响。如果另外一种与政策利率非直接相关的外需冲击同时发生,政策利率冲击对实体经济的影响是否会相应地发生变化?以降息与外需下降为例,我们分别模拟实体经济对单一的政策利率冲击和政策利率与外需双重冲击时的反应。具体说来,在基准模型的基础上,我们将该开放经济体的出口需求决定方程拓展为:

$$X_t = \left(\frac{S_t P_t^*}{P_{Dt}} \right)^{\zeta} \left[\exp(x_{st}) \tilde{X}_t \right]; \quad (11)$$

我们设定 x_{st} 的稳态均值为 0,也就是说,同时存在降息与外需下降两类冲击的模型与仅

²¹ 商业银行将在资产负债表中负债端提高中央银行短期拆借资金所占的比重提升。虽然商业银行融入的总资金量增加,但在其负债配置中,中央银行短期拆借资金一定程度上挤出了存款。

²² 在基准模型中,我们假设厂商对贷款与债券的融资需求为外生给定的比例来决定。因此,总融资需求上升时,厂商对于贷款与债券的需求均上升。

²³ 考虑所有银行均受到贷款规模限制的情形,不失一般性,以降息为例,政策利率向贷款利率的传导被完全扭曲,向债券利率与存款利率的传导几乎没有损失。

存在降息冲击的两种情形具有相同的稳态值。外需规模系数 x_{st} 的演进方程为：

$$x_{st} = \rho_x x_{st-1} + (1 - \rho_x) x_{ss} + \sigma_{xs}; \quad (12)$$

其中，不失一般性，我们设定外需冲击持续性系数 $\rho_x = 0.95$ ，冲击的标准差 $\sigma_{xs} = 2.5\%$ ， x_{st} 的初始值 $x_{ss} = 0$ 。我们在此模型设定基础上模拟 25 个基点的降息冲击（相当于稳态下政策利率水平的 6.7% 的降息冲击²⁴）与 2.5% 的外需下降冲击同时发生的情形。

此外，外需下降冲击会相应地带来更高的风险溢价（Risk Premium），市场的无风险利率随着降息而下降，但是外需下降带来了更高的经济下行压力和企业违约风险，利率中所包含的风险溢价上升。在经济周期设定下，我们将各个金融资产的整体风险收益率（包含全部风险溢价的利率水平）的波动划分为两部分，即经济周期主导的风险溢价波动与政策利率主导的供求关系基本面波动，如下三个公式所示：

$$r_{ll} = \left(\frac{Y}{Y_{ss}} \right)^{\theta_{rl}} r_l; \quad r_{bb} = \left(\frac{Y}{Y_{ss}} \right)^{\theta_{rb}} r_b; \quad r_{dd} = \left(\frac{Y}{Y_{ss}} \right)^{\theta_{rd}} r_d;$$

其中， (Y/Y_{ss}) 表示真实产出水平与稳态产出水平的比值，该比值与 1 的差值代表经济偏离稳态的程度， $Y/Y_{ss} > 1$ 表示实体经济上行，整体风险溢价水平下降； $Y/Y_{ss} < 1$ 表示实体经济下行，整体风险溢价水平上升。 r_{ll} ， r_{bb} ，和 r_{dd} 分别代表包含经济周期主导的风险溢价波动的贷款、债券和存款的整体风险收益率水平， θ_{rl} ， θ_{rb} 和 θ_{rd} 分别代表利率溢价对于实体经济波动的弹性系数。相较于 (r_l, r_b, r_d) ， (r_{ll}, r_{bb}, r_{dd}) 包含更多的逆周期波动。根据我国的贷款、债券、存款、政策利率，以及 GDP 环比增速，我们测定以上三种弹性系数的大小与范围，并相应地设定 $\theta_{rl} = -0.8$ ， $\theta_{rb} = -0.5$ 和 $\theta_{rd} = -0.2$ 。²⁵ 我们发现，给定降息冲击作为基准情形，适度的外需下降冲击并不会扭曲利率传导机制，但会对经济造成一定的下行压力。外需下降一方面弱化了厂商吸收融资扩张生产的动机，使得市场融资需求下降，另一方面提高了借款者的违约风险，导致了市场利率中更高的风险溢价。前者导致降息过程中各个金融市场

²⁴ 在基准模型中，我们设定政策利率的稳态值为 3.75%，当给定 25 个基点的政策利率下降时，从相对规模来看，该降息幅度约为 $(0.0025/0.0375) \times 100\% = 6.7\%$ 。

²⁵ 这里我们以金融机构人民币贷款加权平均利率（一般贷款）与温州民间借贷综合利率的加权平均值作为贷款利率指标（该指标更接近于厂商的平均贷款融资成本），以 AA 级公司债到期收益率作为债券利率指标，以定期存款利率作为存款利率指标，以加权平均 7 天回购利率作为无风险政策利率指标。我们先用不同的市场利率对政策利率进行回归，提取其中不能被政策利率变动解释的部分作为风险溢价，并将该部分对环比 GDP 增速进行回归，得到该风险溢价对产出的弹性系数。

内短期供大于求，市场利率下降；后者考虑到流动性短缺所造成的风险问题，实际市场利率中所包含的风险溢价上升，实际市场利率上升。

综合考虑其中的风险溢价波动，在中国当前的经济环境下，外需下降会弱化政策利率的传导效率。具体而言，如果外需下降 2.5%，与没有外需冲击的情景相比，政策利率传导的效果平均下降约 16%。换句话说，传导效果的 16% 左右将被风险溢价的变化所对冲。

我们可以进一步看到，实体经济对于政策利率的响应也会随着外需下降冲击而相应地变动。虽然降息会刺激国内投资，但外需下降所带来的出口萎缩等经济下行压力一定程度上对冲了降息所带来的投资扩张的效果。具体来说，当存在外需下降冲击时，降息政策对实体经济总产出的影响被大大削弱，总产出水平对于外生冲击的响应由 0.25% 下降至 0.02%，总投资水平对于外生冲击的响应由 1.14% 下降至 0.12%。

六、结 论

本文通过建立一个动态随机一般均衡模型，提供了一个比较接近中国现实、适合研究货币政策传导机制的动态模型。该模型描述了在银行体系为主导的金融体系下，货币政策是如何从政策利率向各个金融市场利率传导，继而影响实体经济的动态过程。

通过模型分析，我们发现在没有贷款数量管制与贷存比限制的条件下，货币政策传导机制是有效的，政策利率变动对实体经济的影响与理论预期的结果一致。当货币政策框架面临不同类型的政策约束时（如贷存比限制与贷款规模限制），这些限制会不同程度地弱化和扭曲利率的传导，从而削弱利率政策对实体经济的作用。另外，存款准备金率的高低也对政策利率的传导有影响，即过高的存款准备金率会弱化政策利率的传导效率。在降息过程中，根据政策利率向贷款利率传导效率的弱化程度来看，贷款规模限制对传导效率的影响大于贷存比。具体的定量结论如表 3 所示：²⁶

表 3 不同制度约束下政策利率的传导效率

单位：基点

情形	25 个基点的降息冲击对各个市场利率的影响（政策利率-25 基点）		
	贷款利率	债券利率	存款利率
基准模型	-14.9	-18.5	-16.9

²⁶ 这里我们详细阐述在不同的情形下我们应该模拟加息情形、降息情形、或者同时模拟两种情形的原因：对于无政策约束情形（基准模型、存款准备金率调整模型，外需下降冲击模型），我们可以同时模拟加息与降息两种情形，并发现其中存在的货币政策不对称性。对于存在上界或者下界的政策约束，我们有选择地模拟加息情形或者降息情形，使得给定政策利率冲击前后，该约束条件恒为紧约束条件。这样选择的目的是为了精准测算该政策约束情形下政策利率的传导效率，并使该传导效率与基准模型中货币政策传导效率具有可比性。具体说来，我们在贷存比限制（上限）与贷款规模限制（上限）情形中模拟降息冲击，并将不同情形下的政策利率传导效率与基准模型相比较，判断是否弱化或扭曲。

下调存款准备金率 ($\alpha=10\%$)	-15.3	-20.1	-19.2
加贷存比限制	+2.9	-9.5	-1.1
加贷款规模限制	+4.5	-19.7	-16.8
加外需下降冲击 (经济周期因素)	-13.9	-16.3	-15.7

上述结论的一个主要政策含义是：取消贷存比上限、逐步淡出对贷款的数量限制和较低的存款准备金率，有助于改善利率传导效率，为新货币政策框架的有效运行创造条件。值得注意的是，在本课题研究过程中，与以上建议相关的改革正在取得积极的进展。比如，2015年8月人大常委会通过了《中华人民共和国商业银行法修正案》，删除了贷款余额与存款余额比例不得超过75%的规定，将存贷比由法定监管指标转为流动性监测指标。再比如，法定存款准备金率自2015年初至今已经连续下调五次（包括四次普降）。当然，除了利率传导效率的考虑之外，存款准备金率的变化还将取决于其他许多因素，包括宏观经济形势、国际收支情况的变化、再贷款等工具的运用对基础货币的影响、对改革成本的渐进消化等等。

我们的模型研究还发现，当政策利率下调与外需负面冲击同时发生时，由于风险溢价因素，政策利率向其他利率的传导效率会有所下降，利率对实体经济的作用也会被部分对冲。这个结论的政策含义是，央行和市场应该充分理解在经济下行时政策利率传导效果往往会被风险溢价的上升所部分抵消，这种由经济周期所导致的现象不应该被误解为利率传导机制本身的问题和成为反对货币政策框架转型的理由。近来，我们经常听到的一种评论是央行降息未必能够降低企业的融资成本，即所谓的“利率工具无用论”。这些观点的持有者往往没有分清体制性因素导致的货币政策传导阻滞（这种因素在周期的任何部位都起作用）与周期性因素（如在经济下行时风险溢价上升）导致的传导效果的弱化。后者是在所有经济体和所有经济下行周期中都会出现的、无法避免的现象，但并没有阻碍其他国家选择从数量型向价格型货币政策框架的转型。对“周期性”传导效果弱化的一个正确解读是，考虑到部分传导会被风险溢价对冲，经济下行过程中货币政策调整的力度就应该比不考虑风险溢价时的更大，才能达到预期的调控利率和实体经济的效果。

参考文献

- [1] 樊明太, 2004, 《金融结构及其对货币传导机制的影响》, 《经济研究》, 第7期, 27-37。
- [2] 何东、王红林, 2011, 《利率双轨制与中国货币政策实施》, 《金融研究》, 第12期, 1-18。
- [3] 马骏、洪浩、贾彦东、张施杭胤、李宏瑾、刘立男、安国俊, 2015, 《收益率曲线在货币政策传导中的作用》, 工作论文。
- [4] 纪敏、张翔、牛慕鸿、马骏, 2015, 《货币政策通过银行体系的传导》, 工作论文。
- [5] 马骏、王红林, 2014, 《政策利率传导机制的理论模型》, 《金融研究》, 第12期, 1-22。
- [6] 盛松成、吴培新, 2008, 《中国货币政策的二元传导机制》, 《经济研究》, 10, 37-51。
- [7] 盛朝晖, 2006, 《中国货币政策传导渠道效应分析: 1994—2004》, 《金融研究》, (7), 22-29。
- [8] 孙明华, 2004, 《我国货币政策传导机制的实证分析》, 《财经研究》, 3 (2), 19-30。
- [9] Bai, C. E., Hsieh, C. T., & Qian, Y. (2006). "The Return to Capital in China" *Brookings Papers on Economic Activity*, 2006(2), 61-101.
- [10] Bernanke, B. S., & Blinder, A. S. (1988). "Credit, Money, and Aggregate Demand" *American Economic Review*, 78(2), 435-39.
- [11] Bernanke, B. S., & Blinder, A. S. (1992). "The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission" *American Economic Review*, 901-921.
- [12] Bernanke, B. S., & Gertler, M. (1995). "Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission" *Journal of Economic Perspectives*, 9(4), 27-48.
- [13] Chang, C., Liu, Z., and Spiegel, M. M. (2015), "Capital Controls and Optimal Chinese Monetary Policy" *Journal of Monetary Economics*, 74, 1-15.
- [14] Christiano, L. J., Eichenbaum, M., and Evans, C. L. (2005). "Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy" *Journal of Political Economy*, 113(1), 1-45.
- [15] Feenstra, R. C., M. Obstfeld, and K. N. Russ (2012). "In Search of the Armington Elasticity" *NBER Working Paper*, (w20063).
- [16] Freixas, X. & Rochet, J.C. (2008). *Microeconomics of Banking*. Cambridge, MA: The MIT Press.
- [17] Funke, M., Mihaylovski, P., & Zhu, H. (2015), "Monetary Policy Transmission in China: A DSGE model with Parallel Shadow Banking and Interest Rate Control" *BOFIT Discussion Papers*, 9/2015.
- [18] Goodfriend, M., & McCallum, B. T. (2007). "Banking and Interest Rates in Monetary Policy Analysis: A Quantitative Exploration" *Journal of Monetary Economics*, 54(5), 1480-1507.

- [19] Mishkin, F. S. (1996). “The Channels of Monetary Transmission: Lessons for Monetary Policy” *NBER Working Paper*, (w5464).
- [20] Peng, D., Shi, K., & Xu, J. (2014). “SOE and Chinese Real Business Cycle” Manuscript.
- [21] Song, Z., Storesletten, K., & Zilibotti, F. (2011). “Growing like China” *American Economic Review*, 101(1), 196-233.

A Study of Interest Rate Transmission Dynamics

Jun Ma, Kang Shi, Honglin Wang, Lisheng Wang

Abstract: We construct a Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE) model to illustrate the transmission mechanism of the central bank policy rate in China based on Ma and Wang (2014). Using a bank-centric financial system to characterize Chinese economy, our model qualitatively demonstrates and quantitatively simulates the transmission of a policy rate change to market rates, and then to the real economy, especially when various administrative restrictions and market frictions are in place. We prove that loan-to-deposit ratio restriction, loan quota, and high deposit reserve requirement ratio may weaken and even distort policy rate transmission. We also extend the dynamic model to estimate the efficiency loss of transmission mechanism due to business cycle factors. A key policy implication of this study is that China should gradually remove various quantitative restrictions and further reduce the deposit reserve requirement ratio, in order to improve the efficiency of interest rate transmission mechanism and facilitate the transition to the new monetary policy framework.

Key Words: Central Banking; Monetary Policy; Interest Rate Transmission; DSGE Model; Policy Regulation and Restriction; Efficiency Loss.

最优货币中介目标的国际比较

——基于 DAG-SVAR 模型

黄 宪¹ 夏仕龙²

【摘 要】学术界围绕最优货币中介目标的选择，在利率、简单加总货币量、迪维西亚货币量之间争论不休。本文基于 DAG-SVAR 模型，分别对美国、欧元区、英国的银行间隔夜拆借利率 R 、简单加总货币量 $M2$ 、迪维西亚货币量 $D2$ 对物价 P 、产出 Y 影响的相对重要性进行实证比较。结果发现，在美国， $M2$ 对 Y 的影响最大， R 对 P 的影响最大；在欧元区， $D2$ 对 Y 的影响最大， $M2$ 对 P 的影响最大；在英国， $M2$ 对 Y 和 P 的影响都最大。总的来说，若货币最终目标是经济增长，则美国、英国的最优中介目标是简单加总货币量，欧元区的最优中介目标是迪维西亚货币量；若货币最终目标是物价稳定，则美国的最优中介目标是利率，欧元区、英国的最优中介目标是简单加总货币量。由此可见，对于不同的经济体或者不同的货币最终目标，最优中介目标的选择可能有所不同。本文的研究结论在一定程度上是对“利率普遍优于货币量，迪维西亚货币量普遍优于简单加总货币量”学术共识的反向补充。

【关键词】利率；简单加总货币量；迪维西亚货币量；货币中介目标；DAG-SVAR

一、引言

货币政策作为宏观调控的重要手段是否有效在很大程度上取决于货币中介目标是否有效。经典的货币经济学理论认为，有效的货币中介目标需要同时满足可测性、可控性和相关性，即所谓的“三性原则”。在“三性原则”中，与宏观经济变量的相关性尤为重要，因而从相关性的视角来研究最优货币中介目标成为学术界的主流。从实践上讲，货币中介目标可以分为数量型和价格型两类，数量型以货币供应量为代表，如我国的 $M2$ ；价格型以利率为代表，如美国的联邦基金利率。从理论上讲，最优货币中介目标的选择与具体的货币传导渠道相对应，如果经济体对货币政策的反应主要来自“信贷渠道”，最优货币中介目标一般被认为是数

¹ 黄 宪，武汉大学经济与管理学院

² 夏仕龙，武汉大学经济与管理学院

量型；反之，如果经济体对货币政策的反应主要来自“利率渠道”，最优货币中介目标一般被认为是价格型。由于货币传导机制可能具有空间上和时间上的异质性，因而不同经济体或同一经济体在不同阶段的最优中介目标可能有所不同。此外，不同宏观经济变量（或不同货币最终目标）所对应的最优货币中介目标也可能有所不同。全面研究最优货币中介目标对于中央银行执行有针对性的货币政策具有重要意义。

学术界围绕货币中介目标在货币量和利率之间的选择争论已久，归根结底还是凯恩斯主义学派和货币主义学派之争。在 20 世纪 70 年代以前，凯恩斯主义学派的利率目标占主导地位，中央银行主要通过利率影响有效需求，进而调控宏观经济。从 20 世纪 70 年代到 80 年代中期，西方主要发达国家受石油危机的影响，短期菲利普斯曲线不再成立，经济出现滞胀，货币主义学派的货币量目标开始取代利率目标，走上历史舞台。一些研究表明，货币量与宏观经济变量有明显的相关关系。^{[1][2][3]}货币主义学派似乎取得了论战的胜利，然而事实并非如此。

从 20 世纪 80 年代中期至今，受金融创新的影响，货币需求函数变得不稳定，货币量与宏观经济变量的相关性下降，货币量目标逐渐被以美联储为代表的中央银行放弃，利率目标开始回归。一些研究表明，货币量对宏观经济没有预测价值。^{[4][5][6]}还有一些研究表明，短期名义利率与宏观经济变量的相关性好于货币量。^{[7][8][9][10]}

在当代学术界，主流的货币政策分析范式是新凯恩斯模型。该类模型普遍将货币政策表达为诸如泰勒规则的短期名义利率的决定函数，货币量很少扮演重要角色，甚至在大部分模型的均衡条件中都没有出现。也就是说，主流学术界抽象掉货币量来集中研究产出、通胀和利率的行为关系。可见，货币主义学派遭遇了前所未有的危机，然而他们并不甘心失败，积极寻找货币量失效的原因，以修正自己的货币理论。巴奈特(Barnett)从货币量的统计缺陷上找到突破口，认为官方公布的货币量是简单加总货币量，忽略了以下事实：不同货币资产提供不同的流动性服务，持有这些资产的机会成本不同，简单加总的必要条件是所有成分资产是完美替代品（学术界称为巴奈特批判）。基于经济加总和指数理论，他开创了迪维西亚货币量（Divisia Monetary Aggregates），对不同成分货币资产按流动性加权求和，得到更为精确的流动性服务总量。^[11]

之后，众多的实证研究对巴奈特批判进行验证，结果基本上发现迪维西亚货币量优于简单加总货币量。巴奈特等人(Barnett et al) 从格兰杰因果、预测方差、流通速度、货币需求函数、简化方程、迪维西亚二阶矩、可控性等方面证实迪维西亚货币量更优。^[12]一些学者

在加拿大找到了迪维西亚货币量优于简单加总货币量的证据。^{[13][14][15]} 另一些学者在英国找到了迪维西亚货币量优于简单加总货币量的证据。^{[16][17]} 有学者发现货币增长对经济活动影响的方向、大小和显著程度都与测度方式密切相关, 迪维西亚货币量表现更好。^[18] 有学者比较分别纳入简单加总、迪维西亚货币量的VAR模型对美国产出、物价的预测能力, 发现纳入迪维西亚货币量的VAR模型对产出、物价的预测能力都更强。^[19] 有学者用两变量VARMA, GARCH-in-Mean, asymmetric BEKK模型发现迪维西亚货币量的增长率波动性比简单加总货币量更能解释美国的实际经济增长率。^[20] 有学者对美国简单加总货币量、迪维西亚货币量进行实证比较, 发现后者有一个稳定的货币需求函数, 后者是名义收入和价格水平的格兰杰原因, 后者的实际值对产出缺口有显著的正向影响。^[21] 有学者将现金和存款作为两种竞争性的流动性服务来源纳入新凯恩斯模型进行分析, 发现迪维西亚货币量无论是定性还是定量, 都优于简单加总货币量, 产出在各种冲击下的波动都与迪维西亚货币量强相关。^[22] 有学者基于SVAR模型发现欧元区迪维西亚货币量对产出有显著影响, 简单加总货币量不显著, 迪维西亚货币量有利于评价货币政策效果, 并在SVAR中比简单加总货币量表现更好。^[23] 中国学者对迪维西亚认识较晚, 近年来有少数学者粗略地³估算了中国的迪维西亚货币量, 并基于货币需求函数的稳定性视角与简单加总货币量进行比较, 发现前者更优。^{[24][25][26]}

尽管学术界普遍认可迪维西亚货币量相对于简单加总货币量的理论优势, 但巴奈特批判在实证货币经济学中的影响很小, 大部分研究者对于货币的探讨还是采用简单加总测度法。在实务界, 除了美国、欧元区、英国、以色列、波兰等五国有官方统计并公布的迪维西亚货币量外, 其他各国中央银行只公布简单加总货币量的数据(日本中央银行内部有统计迪维西亚货币量, 但未向外界公开)。

但2008年的金融危机似乎给货币主义者带来了曙光。次贷危机爆发以来, 以美联储为代表的发达国家中央银行开始长期实施逼近零的超低利率政策(后面简称零利率政策), 短期名义利率失去了波动的空间, 从而丧失传递货币政策信号的功能。在零利率政策下, 用利率测量货币政策对经济的影响困难重重。此外, 新凯恩斯视野下的货币政策的效果取决于长期实际利率对短期名义利率如何反应, 而后金融危机时代的这两种利率的关系随着金融市场稳定关系的崩塌遭到破坏。在政策利率失效的情况下, 美国、欧元区、英国、日本等国中央银行补充了很多非常规的活动, 比如以量化宽松为代表的大规模资产购买计划, 这些非常规

³ 精确地测量迪维西亚货币量需要所有成分货币的存量及利率数据, 而这些细节数据一般没有被中央银行公开, 中央银行一般只公开一些大类货币成分的存量以及官方的各个层次的简单加总货币量。这些中国学者都采取了较为经验和粗略的数据处理方式, 因而不同学者的测量结果差异性较大, 限制了迪维西亚货币量在中国学术界的普及和影响力。

的货币政策不会反映到政策利率上。那么，有没有利率之外别的可行指标来反映量化宽松呢？直觉把研究者们的视线拉回货币量指标。

货币主义者不再满足迪维西亚货币量优于简单加总货币量的结论，以“后金融危机”时代利率功能弱化为契机，实证比较迪维西亚货币量与短期名义利率之间的优劣。有学者用递归的 VAR 模型比较美国迪维西亚货币量和联邦基金利率作为货币政策指标的有效性，结果发现，联邦基金利率的正向冲击会使物价产生正向响应，有悖紧缩性货币政策的理论常识，而迪维西亚货币量不存在这一反常现象，产出和物价对迪维西亚货币量的响应皆符合经济理论，且联邦基金利率在金融危机后的零利率时代无法履行货币政策指示器的功能，而迪维西亚货币量却依然有效，因而迪维西亚货币量是比联邦基金利率更好的货币政策指标。^[27]在零利率条件下，以往靠操作联邦基金利率的货币政策显得无能为力，一些学者建议美联储尝试通过设定名义 GDP 来完成调控产出和物价的双重使命。尽管众多经济学家努力复兴名义 GDP 目标，但很少人谈及在现实中如何去实现。有学者从理论和实证上得出迪维西亚货币量可以被美联储控制，且迪维西亚货币量与名义收入的速度趋势稳定，使盯着长期名义 GDP 目标具有可行性。^[28]有学者用格兰杰因果检验发现迪维西亚货币量有助于解释关键宏观经济变量的波动，加入迪维西亚货币量的 SVAR 模型有利于识别货币政策冲击，而不加入迪维西亚货币量的 SVAR 模型中，联邦基金利率对产出、物价的影响效果很差，表明迪维西亚货币量包含联邦基金利率没有涵盖的额外政策信息，仅仅依靠联邦基金利率无法全面判断货币政策对经济活动的影响。^[29]

纵观已有文献，学术界对简单加总货币量、迪维西亚货币量、短期名义利率作为货币中介目标的实证比较方法主要集中在单方程格兰杰因果检验和基于 VAR 系列（无约束 VAR、SVAR、VECM）的预测误差方差分解两方面，实证的主要目的是判断不同货币政策中介指标对宏观经济指标的预测能力，即相关性⁴。然而，这两种方法皆存在一定缺陷。

就单方程格兰杰因果检验而言，因变量一般是名义产出、实际产出、物价指数等宏观经济变量，自变量包括因变量的滞后值，货币政策指标的滞后值，财政指标的滞后值以及其他控制变量的滞后值。通过检验货币政策指标的所有滞后值的联合显著性（F 统计量），来判断货币政策指标对经济指标因果关系的存在性。然而，右边的各个自变量之间很可能存在多重共线性，进而影响统计显著性的判断。其次，格兰杰因果检验只考虑到变量的滞后影响关

⁴ 货币经济理论认为，货币政策指标领先经济指标变动，前者的观测时滞小于后者，只要前者对后者有足够可信的预测能力，货币当局便可以前者作为调控后者的中介目标。

系，没有考虑到变量的同期影响关系，容易受到“后此谬误”⁵（Post hoc ergo propter hoc）的批判。再次，格兰杰因果检验进行的是统计显著性的判断，没有进行经济显著性的判断，也就是说，它只能判断货币政策指标在统计意义上对经济指标有没有影响，却不能刻画这个影响在经济意义上有多大。

就VAR系列的预测误差方差分解来说，其能够弥补格兰杰因果检验的不足，能够刻画经济显著性，即货币政策指标能够解释经济指标百分之多少的波动，而且通过设置向量误差修正模型VECM还能够识别变量的长期影响关系，更能够通过设置结构方程SVAR识别同期影响关系，正交化误差向量，识别不同类型冲击的独立影响，更精准地刻画货币政策指标对经济指标的贡献度。然而，如何设置同期约束关系矩阵却是个难题。较为简单的处理方式是递归VAR，同期关系矩阵设置为下三角，这样模型结果就依赖于变量的顺序，相当不稳健。较为复杂的是根据经济理论和假设主观地设置同期关系，然而这种处理方式缺乏充分的客观依据，没有统一的标准，不同学者的假设可能大相径庭，使得结果缺乏可信度。

本文采用“有向无环图”（directed acyclic graph, DAG）技术来处理SVAR模型中的同期关系矩阵设置问题，基于模型中各个变量之间的无条件相关系数、条件相关系数客观地搜寻变量之间的同期关系，避免主观偏误带来的设置不一致性。本研究有四个创新：第一，首次采用DAG-SVAR模型来分析各个货币政策指标对宏观经济变量（产出、物价）的贡献度；第二，以往文献要么单独讨论简单加总货币量的有效性，要么在简单加总货币量和利率，简单加总货币量和迪维西亚货币量，迪维西亚货币量和利率两两之间进行实证比较，几乎没有看到将简单加总货币量、迪维西亚货币量和利率三者同时放进同一个模型中进行比较的文献，本文将三者同时和产出、物价纳入DAG-SVAR模型分析，在同一个标准下对三种货币政策指标的相对重要性做出合理推断，以供中央银行执行货币政策时参考；第三，以往涉及迪维西亚货币量的实证文章以美国数据研究最多，单一国家的经验结论是否具有国际普适意义也值得探究，本文同时考虑公布迪维西亚货币量的美国、欧元区、英国三个经济体，在统一框架下进行国际比较，为各个经济体的最优货币政策指标选择提供经验证据；第四，以往实证研究的数据期间大多选在金融危机前（非零利率时代），结论集中在利率优于简单加总货币量，迪维西亚货币量优于简单加总货币量，包含金融危机后（零利率时代）数据期间的实证文献极少，本文的数据选取遵循最大化选择，包含“零利率”区间，结果发现利率不一定优于简单加总货币量，迪维西亚货币量也不一定优于简单加总货币量，本文的研究结论具有很强的

⁵ 在此之后，因而必然由此造成。事件A发生在事件B之前，因而是事件A导致了事件B的发生。

现实意义。

本文的结构安排如下：第二部分介绍迪维西亚货币量和“有向无环图”（DAG）的基本原理，并对迪维西亚货币量的理论基础提出一些质疑；第三部分用DAG-SVAR模型分别对美国、欧元区、英国的利率、简单加总货币量和迪维西亚货币量对物价、产出的贡献率进行实证比较，为各经济体选择最佳的货币中介目标提供参考；第四部分是结论。

二、迪维西亚货币量和“有向无环图”的基本原理

（一）迪维西亚货币量的基本原理^[11]及质疑

巴奈特提出的迪维西亚货币量在中国研究很少，本文有必要简单介绍其基本原理。设市场中某个层次下的迪维西亚货币量包含 n 种成分的货币资产，存量依次为 $m_1, m_2, \dots, m_n$ ，利率依次为 $r_1, r_2, \dots, r_n$ ，除货币资产外的无风险资产的收益率为 R （一般用国债利率表示）。现实中的经济主体之所以会选择持有一部分利率较低的货币资产，而不全部持有利率较高的国债，是为了获得货币资产所特有的交易媒介职能（或流动性服务）。让渡一部分利息收益，可多获得一部分流动性，利率越低的货币资产提供流动性服务的能力越强，为了简化起见，令国债不具备交易媒介职能，不能提供流动性服务。经济主体在进行无风险资产配置时，在收益性和流动性之间权衡国债和各种货币资产的比例，使自身效用达到最大化。

货币资产 i 的使用者成本⁶为：

$$\pi_i = \frac{R - r_i}{1 + R} \quad (1)$$

货币资产 i 的流动性服务支出为：

$$m_i \pi_i = m_i \frac{R - r_i}{1 + R} \quad (2)$$

所有货币资产的流动性服务支出总额为：

$$\sum_{i=1}^n m_i \pi_i = \sum_{i=1}^n m_i \frac{R - r_i}{1 + R} \quad (3)$$

货币资产 i 在流动性服务支出中所占份额为：

⁶ 持有利率为 r_i 的货币资产，而放弃持有利率为 R 的国债的机会成本（现值），可理解为购买货币资产 i 的流动性服务而支付的价格。

$$s_i = \frac{m_i \pi_i}{\sum_{i=1}^n m_i \pi_i} = \frac{m_i \frac{R-r_i}{1+R}}{\sum_{i=1}^n m_i \frac{R-r_i}{1+R}} = \frac{m_i (R-r_i)}{\sum_{i=1}^n m_i (R-r_i)} \quad (4)$$

迪维西亚货币量 D 用来衡量所有货币资产所包含的流动性服务总量，它的求解来源于Cobb-Douglas生产函数：

$$D = \prod_{i=1}^n m_i^{s_i} \quad (5)$$

显然，由式（4）可知，所有 s_i 的和为1，满足Cobb-Douglas生产函数的约束条件。

与迪维西亚货币量 D 相对应的简单加总货币量 M 的表达式为：

$$M = \sum_{i=1}^n m_i \quad (6)$$

对比式（5）、（6），可见迪维西亚货币量与简单加总货币量是两种完全不同的构造，尽管前者稍显复杂，且有坚实的理论基础，并获得美国数据的较多实证支持，但笔者并不认为前者一定比后者更适合作为货币政策的中介目标，理由如下：众所周知，货币有交易媒介（用于流通）和价值储藏（用于投资）两大核心职能，前一个职能为货币所特有，后一个职能国债也具备。迪维西亚货币量仅仅是从总的货币需求中分离出交易媒介成分，而简单加总货币量是既包括交易媒介成分，也包括价值储藏成分的总的货币需求。交易媒介、价值储藏分别对应凯恩斯货币需求理论中的交易和预防性需求、投机性需求。在凯恩斯等人看来，总的货币需求与中央银行外生的货币供给决定均衡利率水平，进而影响有效需求和产出，而在迪维西亚货币量支持者看来，似乎只有交易和预防性货币需求对经济有引领作用，而投机性需求对经济没有影响，因而不具备纳入货币政策考虑的范围。可见，凯恩斯主义者比较注重利率在传导中的作用，而货币主义者比较注重货币直接对经济发挥的作用。按照迪维西亚货币量的逻辑，交易型货币有效，储蓄型货币可以被忽略，那么狭义货币就应该比广义货币有效，可现实中的多数中央银行又不断在扩充货币的定义和成分，把储蓄型准货币纳入政策参考范围，这不得不说是理论和现实的一种矛盾。究竟只是交易型的货币有效，还是考虑了储蓄型的货币同样值得参考？自迪维西亚货币量诞生以来，尚未看到在理论或实证上对其有质疑的文献，本文将在更科学的计量手段中尝试弥补学术界的这一研究空白。

（二）“有向无环图”（DAG）的基本原理^[30]

变量 A 、 B 之间的相关性一般用相关系数度量，但单凭相关系数并不能识别因果关系的

方向，也许是A影响B，也许是B影响A，还有可能A、B互不影响，只是受潜在变量C的共同影响。条件相关系数为因果关系的识别提供了新的思路，这也是“有向无环图”的基本假设。如果A、B的无条件相关系数不为0，但对C为条件的相关系数为0，说明C是A、B共同的因，A、B之间没有因果关系。下面介绍“有向无环图”的基本原理。设有三个变量X、Y、Z，两两之间的无条件相关系数（或0阶条件相关系数）为 ρ_{XY} 、 ρ_{XZ} 、 ρ_{YZ} ，1阶条件相关系数⁷为 $\rho_{XY|Z}$ 、 $\rho_{XZ|Y}$ 、 $\rho_{YZ|X}$ 。变量之间的因果关系确定时用箭头符号 $\rightarrow$ 表示，不确定时用小圆圈o表示。这三个变量的无向完全图如下：

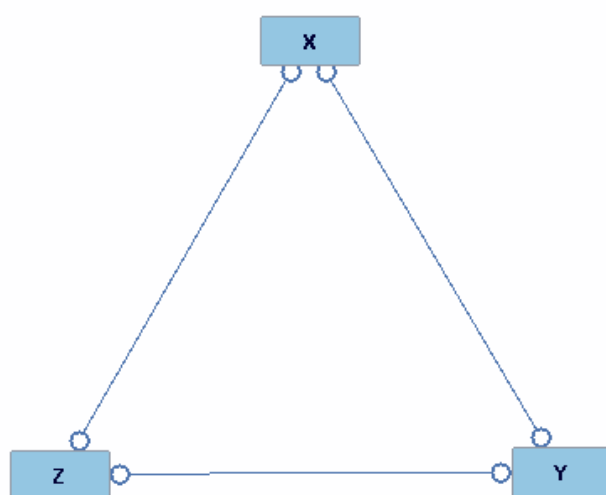


图1 无向完全图

首先检验各个无条件相关系数是否显著异于0。对于不是显著异于0的无条件相关系数，在无向完全图中去掉与之对应的连接线。

其次对于剩下的连接线，逐阶检验其对应的条件相关系数是否显著异于0。对于不是显著异于0的条件相关系数，在剩余的无向图中去掉与之对应的连接线。

最后根据两个判断标准识别变量的同期因果关系方向：

(1)若Y与X、Z相连，X与Z不相连，当且仅当 $\rho_{XZ|Y} \neq 0$ 时， $X \rightarrow Y \rightarrow Z$ ，则X、Z是因，Y是果；

(2)若Y与X、Z相连，已确定 $X \rightarrow Y$ ，在没有其他识别信息的条件下，令 $Y \rightarrow Z$ 。

在具体实证过程中，一般省略详细步骤，输入VAR残差相关系数矩阵到软件Tetrad-5.1.0-6中，运行PC算法，即可输出一定显著性水平下的变量的同期因果关系。

⁷ 对于 n 个变量，最多可以计算到 $n-2$ 阶条件相关系数。

本文的实证目的是比较三种不同的货币政策指标对物价、产出等宏观经济指标的方差贡献率（百分比）。为了识别不同类型冲击的独立影响，更精准地刻画不同的货币政策指标对经济指标的贡献度，需要构建合理的SVAR模型。然而，如何设置同期约束关系矩阵却是个难题。较为简单的处理方式是递归VAR，同期关系矩阵设置为下三角，这样模型结果就依赖于变量的顺序，相当不稳健。较为复杂的是根据经济理论和假设主观地设置同期关系，然而这种处理方式缺乏充分的客观依据，没有统一的标准，不同学者的假设可能大相径庭，使得结果缺乏可信度。本文通过DAG技术来设置SVAR模型中的结构方程，识别各个内生变量的同期影响关系，正交化误差向量。该技术基于模型中各个内生变量之间的无条件相关系数、条件相关系数等真实数据的统计特征，客观地推断内生变量间的同期关系，可以避免主观偏差带来的设置不一致性。

三、实证过程

（一）变量、数据来源和样本区间

本文采用DAG-SVAR模型，对有官方公布迪维西亚货币量的三个经济体（美国、欧元区、英国）的短期名义利率 R 、简单加总货币量 M_2 、迪维西亚货币量 D_2 等货币政策指标对物价 P 、产出 Y 等宏观经济指标的贡献程度进行实证比较。

R 为各经济体的银行间隔夜拆借利率，即美国的联邦基金利率FFR，欧元区的Euribor，英国的Libor。三个经济体皆选择广义货币 M_2 层次下的迪维西亚货币量 D_2 ，其中，美国数据来源于圣路易斯联邦储备银行（<https://research.stlouisfed.org>），欧元区数据来源于比利时的bruegel智库（<http://bruegel.org/datasets/迪维西亚-dataset/>），英国数据来源于英格兰银行（<http://www.bankofengland.co.uk/>）。 P 为GDP平减指数(2005年=1.00)。 Y 为支出法GDP(不变价)。所有数据皆是季度数据。除 R 外，都经过了季节调整。除迪维西亚货币量外的数据来源于中诚信数据服务平台（<http://data.ccxe.com.cn/>）-世界经济数据库-经合组织-国民经济核算（季）/金融（季）。

由于各经济体公布的迪维西亚货币量的可得样本区间有差别，为了尽可能获得最大的估计样本，减少估计误差，本文按最大化原则对各经济体的样本区间选择如下：美国1972Q1-2013Q2，欧元区2001Q1-2013Q4，英国1999Q1-2013Q4。

（二）无约束的VAR模型和残差相关系数矩阵

相关变量的单位根检验结果见表1。基准利率 R 在美国很平稳，在欧元区较平稳，在英

国不平稳，利率的变动在三国都非常平稳；简单加总货币量 M_2 的对数值在英国很平稳，在美国和欧元区不平稳，其增长率在英国和美国非常平稳，在欧元区不平稳；迪维西亚货币量 D_2 的对数值在三国都不平稳，其增长率在美国非常平稳，在欧元区很平稳，在英国不平稳；物价水平 LNP 在美国非常平稳，在英国较平稳，在欧元区不平稳，通胀率在三国都很平稳；产出水平 LNY 在三国都不平稳，经济增长率 $DLNY$ 在三国都非常平稳。

表 1 ADF 单位根检验

变量	美国		欧元区		英国	
	检验形式	P 值	检验形式	P 值	检验形式	P 值
R	C,T,5	0.0140	0,0,1	0.0693	0,0,1	0.2145
LNM_2	C,0,1	0.1678	C,0,2	0.3555	C,0,1	0.0423
LND_2	C,T,1	0.4789	C,0,1	0.1504	C,0,2	0.7026
LNP	0,0,3	0.0006	C,T,0	0.7400	C,T,0	0.0793
LNY	C,T,0	0.4061	C,0,1	0.3647	C,0,1	0.4789
DR	0,0,4	0.0000	0,0,0	0.0002	0,0,0	0.0000
$DLNM_2$	C,T,0	0.0000	0,0,1	0.2848	0,0,0	0.0000
$DLND_2$	C,0,0	0.0000	C,T,0	0.0143	C,0,1	0.1209
DLNP	-	-	C,T,0	0.0001	C,0,0	0.0000
DLNY	0,0,1	0.0000	0,0,0	0.0036	0,0,0	0.0000

注：美国、欧元区、英国的最大滞后阶数分别为13、10、10，基于SIC准则选择最佳滞后阶数。检验形式C,T,N分别表示截距项、趋势项和滞后阶数。变量前的LN表示取对数，D表示取差分，DLN表示增长率。

综合单位根检验结果，鉴于国际比较的方便和经济分析的表达习惯，本文分别将三个经济体的通胀率 $DLNP$ 、经济增长率 $DLNY$ 、基准利率 R 、简单加总货币量增长率 $DLNM_2$ 、迪维西亚货币量增长率 $DLND_2$ 纳入无约束的VAR模型中，所有变量均以百分数表示。在确保模型平稳性和残差不存在自相关性的前提下，选择最小的滞后阶数，以此避免季度数据和样本区间狭窄带来的自由度无谓损失。三个经济体的1阶VAR模型的平稳性检验见图2，所有AR特征多项式的逆根都在单位圆内，且基本上都不存在残差自相关性问题（图形因过于庞大而省略）。本文最后对三个经济体的数据都采用1阶VAR模型计算残差相关系数矩阵。

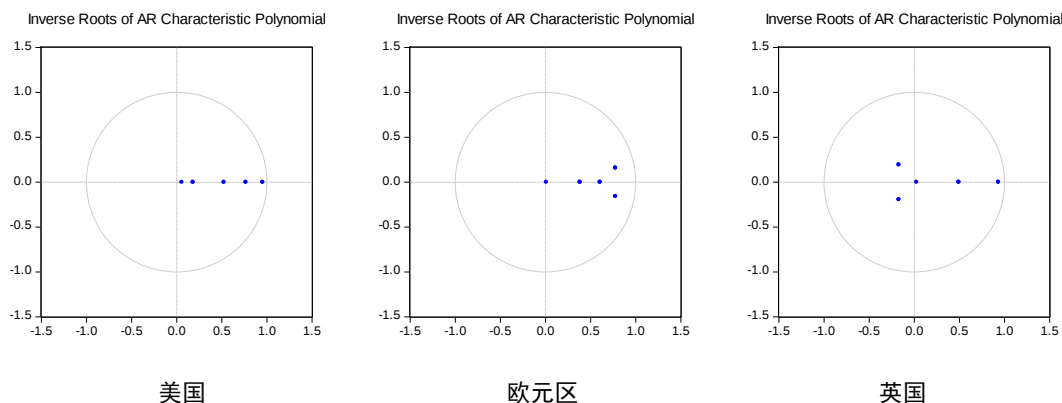


图2 平稳性检验

无约束的1阶VAR模型的公式表达如下：

$$X_t = \mu + \Phi X_{t-1} + x_t \quad (7)$$

其中, $X_t = [DLNP_t \quad DLNY_t \quad R_t \quad DLNM2_t \quad DLND2_t]'$, μ 是5×1的向量, Φ 是5×5的矩阵, x_t 是均值为0的5×1向量, 其协方差矩阵 $E x_t x_t' = \Sigma$ 。

用eviews程序运行美国、欧元区、英国的上述无约束1阶VAR模型, 得到各经济体的残差相关系数矩阵, 见表2。

表2 残差相关系数矩阵

美国					
	DLNP	DLNY	R	DLNM ₂	DLND ₂
DLNP	1.0000	-0.2273	0.1386	-0.0434	-0.0893
DLNY	-0.2273	1.0000	0.1572	0.0324	-0.0253
R	0.1386	0.1572	1.0000	-0.0881	-0.2522
DLNM ₂	-0.0434	0.0324	-0.0881	1.0000	0.6953
DLND ₂	-0.0893	-0.0253	-0.2522	0.6953	1.0000
欧元区					
	DLNP	DLNY	R	DLNM ₂	DLND ₂
DLNP	1.0000	-0.0169	-0.0904	-0.0658	-0.0221
DLNY	-0.0169	1.0000	0.6775	0.3238	0.1194
R	-0.0904	0.6775	1.0000	0.2712	-0.0019
DLNM ₂	-0.0658	0.3238	0.2712	1.0000	0.7355
DLND ₂	-0.0221	0.1194	-0.0019	0.7355	1.0000
英国					
	DLNP	DLNY	R	DLNM ₂	DLND ₂
DLNP	1.0000	-0.0477	-0.2949	0.0262	-0.0543
DLNY	-0.0477	1.0000	0.2790	0.1416	0.2255
R	-0.2949	0.2790	1.0000	0.0929	0.2259

DLNM ₂	0.0262	0.1416	0.0929	1.0000	0.5834
DLND ₂	-0.0543	0.2255	0.2259	0.5834	1.0000

(三) 同期关系矩阵

式(7)是简化方程,由于不同变量的残差之间存在关联,其无法剥离每个变量在系统中独立的影响,然而与之对应的结构方程可以做到。令 $x_t = B\varepsilon_t$, ε_t 是5×1的结构误差向量,不存在序列相关,协方差矩阵是对角阵。SVAR的公式表达如下:

$$X_t = \mu + \Phi X_{t-1} + B\varepsilon_t \quad (8)$$

令 $A = B^{-1}$, 式(8)可写为:

$$AX_t = A\mu + A\Phi X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (9)$$

5×5的矩阵 A 刻画了所有变量的同期关系。将表2中的残差相关系数矩阵依次输入到软件Tetrad-5.1.0-6中,在5%的显著性水平下,得到三个经济体DAG-SVAR模型中的同期关系矩阵,见表3。

表3 同期关系矩阵

美国					欧元区					英国				
NA	0	0	0	0	NA	0	0	0	0	NA	0	0	0	0
NA	NA	0	0	0	0	NA	0	0	0	0	NA	0	0	0
0	NA	NA	0	0	0	NA	NA	0	0	NA	NA	NA	0	0
0	0	0	NA	0	0	0	0	NA	0	0	0	0	NA	0
0	0	NA	NA	NA	0	0	0	NA	NA	0	0	0	NA	NA
过度识别约束 LR 检验 P 值 0.2518					过度识别约束 LR 检验 P 值 0.1937					过度识别约束 LR 检验 P 值 0.6425				

注: NA表示待估参数不受约束, 0表示将待估参数约束为0, 过度识别约束LR检验的原假设是不存在过度识别约束, 拒绝原假设表示存在过度识别约束。

由表3可知,所有同期关系约束都不存在过度识别约束问题。在美国, DLND₂受到DLNM₂和R的同期影响, R受到DLNY的同期影响, DLNY受到DLNP的同期影响; 在欧元区, DLND₂受到DLNM₂的同期影响, R受到DLNY的同期影响; 在英国, DLND₂受到DLNM₂的同期影响, R受到DLNY和DLNP的同期影响。三个经济体情况相似, 迪维西亚货币量增长率都是对简单加总货币量增长率的即期反应。三个经济体都是采取利率规则对宏观经济变化做出即期反应。

(四) 基于DAG-SVAR模型的预测误差方差分解

弗里德曼和伯南克等经济学家在做基于VAR模型的预测误差方差分解的时候, 都选择两

年滞后期⁸，本文基于DAG-SVAR模型的预测误差方差分解也参照上述惯例，因为考虑的滞后期过长对经济政策分析也没有太大的实际价值和意义。美国、欧元区、英国的货币政策指标银行间隔夜拆借利率R、简单加总货币量的增长率DLNM₂、迪维西亚货币量的增长率DLND₂对宏观经济变量通胀率DLNP、经济增长率DLNY的贡献率见表4。

表4 预测误差方差分解

美国					
	DLNP	DLNY	R	DLNM ₂	DLND ₂
DLNP 的方差分解	85.48	7.72	4.87	0.77	1.16
DLNY 的方差分解	5.47	92.76	0.61	0.84	0.31
欧元区					
	DLNP	DLNY	R	DLNM ₂	DLND ₂
DLNP 的方差分解	62.08	31.26	0.93	3.14	2.60
DLNY 的方差分解	1.38	86.86	0.61	2.48	8.66
英国					
	DLNP	DLNY	R	DLNM ₂	DLND ₂
DLNP 的方差分解	94.57	0.10	0.03	3.61	1.69
DLNY 的方差分解	8.77	79.48	0.72	5.99	5.04

说明：滞后阶数选为8期，因为是季度数据，所以实际滞后期为两年。

由表4可知，在美国，对物价的贡献率而言， $R > DLND_2 > DLNM_2$ ，对产出的贡献率而言， $DLNM_2 > R > DLND_2$ ；在欧元区，对物价的贡献率而言， $DLNM_2 > DLND_2 > R$ ，对产出的贡献率而言， $DLND_2 > DLNM_2 > R$ ；在英国，无论是对物价还是对产出的贡献率， $DLNM_2 > DLND_2 > R$ 。由此可见，在不同经济体，对于不同的宏观经济目标，利率、简单加总货币量、迪维西亚货币量的优势可能各不相同。总体来看，利率在欧元区和英国的效果不如货币量，简单加总货币量在英国优于迪维西亚货币量，欧元区的简单加总货币量对物价更有效，迪维西亚货币量对产出更有效，美国的利率优于迪维西亚货币量，但对物价的调控应看重利率，而对产出的调控应看重简单加总货币量。可见，数量型指标（简单加总或迪维西亚货币量）总体优于价格型指标，这与研究数据包含后危机时代有关，因为在后危机时代，各国普遍实施“零利率”、“量化宽松”等货币政策。此时，名义利率已经没有下降的空间，价格型指标操作性较差，数量型指标开始重新派上用场。由此可见，数量型指标与价格型指标不是简单的替代关系，不能简单认为利率市场化后，就应该抛弃数量型指标，只参考价格型指标，因为价格型指标受到零利率下限（zero lower bound）的约束，而数量型指标几乎不

⁸ 弗里德曼等经济学家用的季度数据，选的8个季度的滞后期。^{[4][8]}伯南克等经济学家用的月度数据，选的24个月的滞后期。^[10]

受操作约束，操作自由度较大。

四、结 论

学术界对利率和货币量谁更适合作为货币中介目标一直争论不休。随着迪维西亚货币量的提出，研究焦点逐渐转向迪维西亚货币量和简单加总货币量的实证比较，结论基本上都支持迪维西亚货币量优于简单加总货币量。金融危机爆发以来，各国实施零利率政策和量化宽松等非常规货币政策，近两年开始有学者进行迪维西亚货币量和短期名义利率的实证比较，认为前者更优。本文对迪维西亚货币量的理论基础提出一些质疑，并用多国数据，在统一的研究框架下考察短期名义利率、简单加总货币量、迪维西亚货币量对物价、产出的相对重要性，弥补学术界几乎只对三种指标进行两两比较的不足，为各国选择适合自身经济条件的货币中介目标提供参考。

本文用DAG-SVAR模型分别对美国、欧元区、英国的银行间隔夜拆借利率、简单加总货币量、迪维西亚货币量三种货币政策指标对物价、产出等宏观经济指标的相对重要性进行实证比较。结果表明，各经济体对于不同的货币政策最终目标适用不同的货币中介目标。在美国，对产出而言，简单加总货币量最适合作为中介目标，其次是联邦基金利率，最后才是迪维西亚货币量；对物价而言，联邦基金利率最适合作为中介目标，其次是迪维西亚货币量，最后是简单加总货币量。在欧元区，对产出而言，迪维西亚货币量优于简单加总货币量，简单加总货币量优于Euribor；对物价而言，简单加总货币量优于迪维西亚货币量，迪维西亚货币量优于Euribor。在英国，无论对产出还是物价而言，简单加总货币量都优于迪维西亚货币量，迪维西亚货币量都优于Libor。总体来看，迪维西亚货币量并不是像以往文献的实证结果那样总是优于简单加总货币量，本文只在欧元区的产出贡献率来源上找到了支持的证据，并在英国找到强烈的反对证据。迪维西亚货币量在美国和英国都不具备绝对的优越性。银行间隔夜拆借利率在欧元区和英国的有效性都不如货币量。简单加总货币量在三国的经济目标上都具有重要的参考价值，迪维西亚货币量仅对欧元区有参考价值，利率仅对美国可能有参考价值。可见，在后金融危机时代的零利率背景下，中央银行的量化宽松等非常规货币政策的背后有其坚实的货币量目标理论基础。

由此可见，各经济体的最佳货币中介目标可能存在差异性，这需要各国中央银行深入研究和总结本国的货币政策理论与实践的经验和教训。中国目前还没有完全实现利率市场化，货币中介目标的选择在今后一段时期内还得依靠货币量指标，然而，迪维西亚货币量在中国

是否比简单加总货币量更具参考价值呢？本文的研究结论也应该引起中国人民银行的足够重视，希望央行能够利用自身较为完备的金融数据，开发并公布迪维西亚货币量指标，为研究者和政策执行者探究更有效的货币政策多提供一个选择机会。

参考文献

- [1] C. A. Sims. Money, Income, and Causality [J]. American Economic Review, 1972, 62(4).
- [2] L. J. Christiano, L. Ljungqvist. Money Does Granger-Cause Output in the Bivariate Money-Output Relation [J]. Journal of Monetary Economics, 1988, 22(2).
- [3] J. H. Stock, M. W. Watson. Interpreting the Evidence on Money-Income Causality [J]. Journal of Econometrics, 1989, 40(1).
- [4] B. M. Friedman, K. N. Kuttner. A Price Target for U.S. Monetary Policy? Lessons from the Experience with Money Growth Targets [J]. Brookings Papers on Economic Activity, 1996, 27(1).
- [5] A. Estrella, F. S. Mishkin. Is There a Role for Monetary Aggregates in the Conduct of Monetary Policy? [J]. Journal of Monetary Economics, 1997, 40(2).
- [6] G. D. Rudebusch, L. E. O. Svensson. Eurosystem Monetary Targeting: Lessons from U.S. data [J]. European Economic Review, 2002, 46(1).
- [7] R. B. Litterman, L. Weiss. Money, Real Interest Rates, and Output: A Reinterpretation of Postwar U.S. Data [J]. Econometrica, 1985, 53(1).
- [8] B. M. Friedman, K. N. Kuttner. Money, Income, Prices, and Interest rates [J]. American Economic Review, 1992, 82(3).
- [9] B. M. Friedman, K. N. Kuttner. Another Look at the Evidence on Money-Income Causality [J]. Journal of Econometrics, 1993, 57(1).
- [10] B. S. Bernanke, A. S. Blinder. The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission [J]. American Economic Review, 1992, 82(4).
- [11] W. A. Barnett. Economic Monetary Aggregates: an Application of Index Number and Aggregation Theory [J]. Journal of Econometrics, 1980, 14(1).
- [12] W. A. Barnett, E. K. Offenbacher, P. A. Spindt. The New Divisia Monetary Aggregates [J]. Journal of Political Economy, 1984, 92(6).
- [13] A. Serletis, A. L. Robb. Divisia Aggregation and Substitutability among Monetary Assets [J]. Journal of Money, Credit and Banking, 1986, 18(4).
- [14] A. Serletis. The Empirical Relationship between Money, Prices, and Income Revisited [J]. Journal of Business & Economic Statistics, 1988, 6(3).
- [15] M. T. Belongia, J. A. Chalfant. The Changing Empirical Definition of Money: Some Estimates from a Model of the Demand for Money Substitutes [J]. Journal of Political Economy, 1989, 97(2).

- [16] M. T. Belongia, K. A. Chrystal. An Admissible Monetary Aggregate for the United Kingdom [J]. The Review of Economics and Statistics, 1991, 73(3).
- [17] L. Drake, K. A. Chrystal. Company-Sector Money Demand: New Evidence on the Existence of a Stable Long-Run Relationship for the United Kingdom [J]. Journal of Money Credit & Banking, 1994, 26(3).
- [18] M. T. Belongia. Measurement Matters: Recent Results from Monetary Economics Reexamined [J]. Journal of Political Economy, 1996, 104(5).
- [19] D. L. Schunk. The Relative Forecasting Performance of the Divisia and Simple Sum Monetary Aggregates [J]. Journal of Money, Credit and Banking, 2001, 33(2).
- [20] A. Serletis, S. Rahman. The Case for Divisia Money Targeting [J]. Macroeconomic Dynamics, 2013, 17(8).
- [21] J. R. Hendrickson. Redundancy or Mismeasurement? A Reappraisal of Money [J]. Macroeconomic Dynamics, 2014, 18(7).
- [22] M. T. Belongia, P. N. Ireland. The Barnett Critique after three decades: A New Keynesian analysis [J]. Journal of Econometrics, 2014, 183(1).
- [23] Z. Darvas. Does money matter in the euro area? Evidence from a new Divisia index [J]. Economics Letters, 2015, 133(August).
- [24] 王宇伟. 货币的加总方法对货币需求稳定性的影响——来自中国的经验证据[J]. 金融研究, 2009(3).
- [25] 左柏云、付明卫. 中国货币服务指数的构建和经验检验[J]. 金融研究, 2009(11).
- [26] 李正辉、蒋赞、李超. Divisia加权货币供应量作为货币中介目标有效性研究——基于LSTAR模型的实证分析[J]. 数量经济技术经济研究, 2012(3).
- [27] J. W. Keating, L. J. Kelly, V. J. Valcarcel. Solving the Price Puzzle with an Alternative Indicator of Monetary Policy [J]. Economics Letters, 2014, 124(2).
- [28] M. T. Belongia, P. N. Ireland. A “Working” Solution to the Question of Nominal GDP Targeting [J]. Macroeconomic Dynamics, 2015, 19(3).
- [29] M. T. Belongia, P. N. Ireland. Interest Rates and Money in the Measurement of Monetary Policy [J]. Journal of Business & Economic Statistics, 2015, 33(2).
- [30] P. Spirtes, C. Glymour, R. Scheines, 2001, Causation, Prediction, and Search [M], the MIT Press.

The International Comparison of the Optimal Monetary Intermediate Target——Based on a DAG-SVAR Model

HUANG xian XIA shi-long

Abstract: The academia have an ongoing debate about the choice of the optimal monetary intermediate target among interest rates, simple-sum monetary aggregates and Divisia monetary aggregates. This paper compares empirically the relative importance of the overnight interbank interest rate R , simple-sum monetary aggregate M_2 , Divisia monetary aggregate D_2 to price P , output Y in the USA, the euro zone and the UK respectively based on a DAG-SVAR model. The results show that in the USA M_2 has the largest impact on Y and R has the largest impact on P . In the euro zone D_2 has the largest impact on Y and M_2 has the largest impact on P . In the UK M_2 has the largest impact on both Y and P . In summary, if the monetary ultimate target is economic growth, the optimal intermediate targets of the USA and the UK are simple-sum monetary aggregates, the euro zone's optimal intermediate target is the Divisia monetary aggregate; If the monetary ultimate target is price stability, the optimal intermediate target of the USA is the interest rate, the optimal intermediate target of the euro zone and the UK are simple-sum monetary aggregates. Thus, for different economies or monetary ultimate targets, the choice of the optimal intermediate target may be different. The conclusion of this paper is to some extent to the contradictory supplement of the academic consensus "interest rates generally perform better than the monetary aggregates and Divisia monetary aggregates are generally perform better than simple-sum monetary aggregates."

Key Words: Interest Rate; Simple-sum Monetary Aggregates; Divisia Monetary Aggregates; Monetary Intermediate Target; DAG-SVAR.

货币政策、信息透明度与企业信贷期限结构

钟凯¹ 程小可² 张伟华³

【摘要】本文基于2004-2012年我国A股上市公司样本，系统考察了货币政策对企业信贷期限结构之影响，以及信息透明度所具有的调节效应。研究发现：货币政策越紧缩，企业信贷期限结构越短，而信息透明度能够在一定程度上缓解银根紧缩的冲击；深入分析排除了政府干预、大股东控制、成长性与企业信贷需求等潜在干扰因素的影响。本文研究表明货币政策对企业信贷融资的影响主要由供给主导，而非需求方的主动选择，同时阐明了信息透明度在信贷资源配置中发挥的重要作用，对深化我国银行业市场化改革具有重要借鉴意义。

【关键词】货币政策；信息透明度；信贷期限结构

一、引言

近年来，随着世界范围内金融危机愈演愈烈，各国政府均意识到宏观经济调控的能动作用，主动对经济系统进行调控，货币政策即是各国政府调控宏观经济的主要手段之一。而货币政策的变化如何影响实体经济发展，特别是其变化会如何影响微观企业行为，自然成为经济学家对政府调控效果的关键设问（靳庆鲁等，2012）。对此问题的回答，无疑具有重要的学术价值和现实意义。本文即研究货币政策变化对企业信贷决策的影响，并深入揭示了其发挥作用的机制。与已有关于货币政策对信贷资源配置影响的研究主要聚焦于信贷规模不同（叶康涛、祝继高，2009；饶品贵、姜国华，2013b等），本文主要关注货币政策变化对企业信贷期限结构之影响，以及信息透明度在其中发挥的作用。

之所以选择信贷期限结构作为研究视角，主要基于以下考虑：第一，作为信贷契约的重要条款之一，贷款期限结构对债务履约成本及银行面临的违约风险具有重要影响（Diamond，1991；方军雄，2007；肖作平、廖理，2007）。信贷期限越长，银行面临的违约风险越高，对债务人违约行为的观测成本越大；第二，基于投融资结构匹配理论，企业应选择与发展战略一致或保证自身价值最大化的债务契约，但由于制度环境的影响及企业特征的差异，部分

¹ 钟凯，北京交通大学经济管理学院博士研究生

² 程小可，北京交通大学经济管理学院教授、博士生导师

³ 张伟华，北京工商大学商学院讲师、系副主任

企业很难获得银行长期信贷，“短贷长用”就成为一种可能的替代机制（孙铮等，2005）。当宏观货币政策趋紧时，企业流动性风险加剧，甚至可能引发严重的不良经济后果。⁴因此合理的信贷结构对企业投资及长期发展具有重要作用（陆正飞等，2006；陈建勇等，2009等）；最后，对于转型经济体，经济增长与金融中介的发展密切相关（Levine and Zervos, 1998；Allen et al., 2005）。而作为中国最主要的金融中介，银行信贷资金的配置效率对经济增长至关重要（Ayyagari et al., 2010；张军、金煜，2005）。尤其是在后金融危机背景下，地方企业老板“跑路”行为时有发生，能否基于拟贷款客户的信息成本和违约风险合理决定信贷期限结构、利率等关键信贷条款，不仅是判断信贷资金配置效率的重要标准（周业安，2005；方军雄，2007），也是维护我国经济稳定发展的重要因素。

目前我国金融体系仍由信贷主导，货币政策的传导路径主要通过调整信贷规模以发挥作用（饶品贵和姜国华，2013b），紧缩货币政策在降低企业信贷规模的同时，也降低了企业的债务期限结构（段云和国瑶，2012；饶品贵和姜国华，2013a）。⁵对于债务契约而言，信息透明度在债务契约的制定过程中发挥着重要作用，是债权人控制信用风险的重要方式之一（Bharath et al., 2008；Armstrong et al., 2010），那么在银根紧缩的环境下，信息透明度的提升能否作为一种正式机制，缓解货币紧缩对企业信贷期限结构的冲击？本文研究发现：货币政策越紧缩，企业信贷期限结构越短，而信息透明度的提高能够在一定程度上缓解银根紧缩对企业融资所造成的不利外部冲击；在考虑政府干预与大股东控制的影响后，我们发现二者均会对企业信贷期限结构产生影响，但信息透明度仍具有明显的调节作用。进一步，基于信贷需求方视角，我们发现货币紧缩对企业信贷期限结构的影响并不是由于企业成长性不足所致，我们同时排除了公司债的融资替代性作用、资产期限结构以及流动性压力等需求因素的潜在干扰。本文研究表明企业信贷期限结构的变化主要由供给主导，而非需求方的主动选择，同时信息透明度能够在一定程度上降低货币紧缩给企业融资带来的不利影响。

与已有文献相比，本文的贡献主要体现在以下方面：

第一，本文基于信贷期限结构的视角，进一步拓展了货币政策信贷传导机制微观效应的研究范畴。由于我国目前还未完全实现利率市场化，货币政策主要通过控制银行信贷来影响

⁴ 为了深入说明“短贷长用”问题，我们选取长航凤凰（公司代码：000520）加以说明。通过整理 2007-2012 年长航凤凰披露的年度财务报告，我们发现固定资产与在建工程占总资产比重高达 70%，而长期借款占总借款的比重仅 60%，而在 2012 年更是低于 40%，一定程度上表明，长航凤凰通过“短贷长用”的方式在进行扩张。而随着货币政策不断收紧，融资更加困难，因此，在 2013 年 7 月，仅仅 1247 万元的到期债务使资产规模高达 50 亿的公司面临破产危机，并很有可能因为连续 3 年亏损，面临退市风险。

⁵ 段云和国瑶（2012）发现紧缩货币政策会降低企业总体债务期限结构，饶品贵和姜国华（2013a）则进一步发现紧缩货币政策时期，企业商业信用增加，也间接表明货币紧缩会降低企业债务期限结构。不同于上述研究，本文主要关注企业获取的银行信贷资金的期限结构。

企业融资（周英章、蒋振声，2002；盛朝晖，2006）。已有研究基于货币政策变化对企业信贷规模、企业现金持有水平、银行贷款与商业信用的替代关系及投资等多个视角探讨了货币政策信贷渠道的微观传导机理（陆正飞等，2009；叶康涛和祝继高，2009；靳庆鲁等，2012；饶品贵和姜国华，2011，2013a，2013b），然而多数研究大多针对信贷总体规模进行分析，却未进一步挖掘企业信贷结构的差异。由于商业信用与信贷资金存在一定的替代作用（饶品贵、姜国华，2013a），本文将研究焦点集中于信贷期限决策，分析企业获取银行信贷资金的期限结构，而不考虑总体负债的期限结构问题。对于该问题的分析，不仅深化了饶品贵和姜国华（2013b）提出的“后续研究要对负债总额进行分解”，而且能够进一步揭示不同货币政策下，我国银行信贷资金的配置状况。

第二，本文同时考虑了宏观货币供给与企业融资需求对企业信贷期限结构的影响，并发现货币紧缩造成企业信贷期限结构短期化并不是企业自主决策的结果，而受外部宏观货币环境约束所做的被动选择，阐释了影响我国企业负债融资结构的宏观因素，不仅有助于理解我国信贷资金错配的宏观政策成因，同时间接揭示了后金融危机时期，货币政策频繁调整所引发企业融资结构的变化，可能是导致我国地方企业老板“跑路”现象发生的重要原因。

最后，本文基于信贷期限结构视角考察了信息透明度在信贷资源配置中发挥的重要作用，为我国银行业市场化改革、信息中介发展以及企业信息透明度提高提供理论支持。本文发现以分析师预测为基础的信息透明度能够缓解货币紧缩对企业债务融资结构产生的影响，一方面基于信贷融资结构视角，验证了分析师在我国信贷资源配置过程中具有重要的信息效应，一定程度上表明分析师在提升资源配置效率方面发挥着积极的外部性作用，为分析师这一市场信息中介在新兴市场中扮演的角色以及发展方向提供了补充证据与理论借鉴；另一方面，随着我国商业银行改革的持续深入，银行对信贷资源的管理越来越规范，胡奕明和谢诗蕾（2005）、李志军和王善平（2011）等研究发现信息质量会影响企业的负债规模以及负债成本，本文则进一步结合信贷期限结构的视角，发现以分析师预测为基础的信息透明度能够作为一种正式机制缓解货币紧缩的冲击，为持续推进我国银行业市场化改革，提升信贷决策质量，提高资源配置效率提供决策支持。

余文安排如下：第二部分为理论分析和研究假设，第三部分为研究设计，第四部分为主要实证结果，第五部分为进一步分析，包括竞争性假说排除和稳健性检验，最后为研究结论。

二、理论分析与研究假设

（一）货币政策与企业信贷期限结构

目前，我国利率尚未完全实现市场化，货币政策调控更多依赖于控制信贷规模，因此，货币政策的信贷传导渠道在我国起主导作用，不少研究基于宏观（周英章、蒋振声，2002；盛朝晖，2006）和微观（叶康涛、祝继高，2009；饶品贵、姜国华，2011，2013b）角度印证了我国货币政策信贷传导渠道的真实存在。对于债务结构，段云和国瑶（2012）基于长短期借款占总体债务的比重，发现货币紧缩期间，长期借款的获取更为困难，而建立政治关联的企业无论在宽松还是紧缩货币环境下均更易获取银行信贷支持；然而结合饶品贵和姜国华（2013a）的发现，银行信贷与商业信用在货币紧缩时期表现为一种替代机制，基于总体债务结构视角的分析，则很可能受到商业信用的影响。因此，我们在段云和国瑶（2012）的基础之上，将研究焦点集中于银行信贷的期限结构，从而排除商业信用的影响，分析货币政策对企业信贷资金期限结构之影响机理。

与成熟市场相比，我国企业融资渠道相对单一，银行贷款是企业主要的融资来源，银行系统在经济增长中扮演了更重要的角色（Allen et al., 2005）。⁶货币政策波动时，央行主要通过调整银行系统的货币供给来调节经济活动，因此，货币政策对企业信贷融资影响重大（叶康涛、祝继高，2009；李志军、王善平，2011等）。作为核心的金融中介，银行的功能主要通过价值发现和有效监管加以实现（张军、金煜，2005；周业安，2005），即选择好项目、好企业签订合理的信贷契约，并进行持续监督。银行与企业签订的信贷契约过程中，贷款期限结构与贷款规模、利率一起，构成最重要的条款安排，上述决策主要受到评价拟贷款企业资质信息成本及其违约风险的影响（周业安，2005；方军雄，2007）。与短期贷款相比，贷款期限越长，银行对企业违约行为的观测成本越高，债务人违约的可能性也越大，因此，较长期的债务契约对外部履约机制的依赖性更强（Diamond, 1991）。

由于我国债权人法律保护较弱，当货币政策由宽松转向紧缩，资金变得稀缺，从规避风险的角度出发，银行首先会倾向于降低所发放的长期信贷规模。同时货币政策紧缩时期，企业债务违约可能性增大，银行会更加关心信贷资金安全，更有动机通过发挥治理作用以抑制企业的过度投资行为，提高投资质量（饶品贵、姜国华，2013b）。与长期贷款相比，短期贷款在抑制企业的机会主义行为方面的优势（肖作平，2011等），也使得银行更倾向于降低长期贷款的发放。⁷

⁶ 中国银行信贷占国内生产总值（GDP）的比重为 1.11，同期英属、法属国家分别为 0.62、0.55。基于流通股市值/银行信贷总额度量的“结构指数”，中国在所有样本国家中最低，说明银行部门的作用远高于股票市场。

⁷ Erel et al.（2013）也发现在经济萧条、信用紧缩时期，美国上市公司银行贷款期限结构相对更短。

基于上述分析，我们提出假设：

H1：货币政策紧缩时，企业信贷期限结构变短。

（二）货币政策、信息透明度与企业信贷期限结构

由于我国资本市场发展时间较短，投资者保护相对薄弱，资本市场信息披露不够完善，所以为缓解融资约束，企业更关注与政府保持良好的关系，以获取政府的支持，而非提高信息透明度；不少研究（孙铮等，2005；谭劲松等，2010；段云、国瑶，2012；李健、陈传明，2013 等）也基于政治成本假说为此提供了经验证据，他们的研究发现建立政治关联能够使企业获得更长的银行信贷。随着全面深化改革的不断推进，我国政府已经意识到完善现代市场体系的重要意义。十八届三中全会提出了如何处理政府与市场的关系，指出：“经济体制改革是全面深化改革的重点，核心问题是处理好政府和市场的关系，使市场在资源配置中起决定性作用和更好发挥政府作用”。⁸对于资本市场来说，即需要加强企业信息透明度在资源配置中所具有的重要作用，使信息引导资源实现有效配置。本文将基于债务期限结构理论中的信息不对称假说、信号假说、流动性风险假说，结合中国特殊制度背景，分析信息透明度在货币政策紧缩时，如何影响企业信贷期限结构。

1. 信息不对称假说——信贷供给方主导

当企业与银行之间信息不对称程度较低时，银行较为容易对企业进行监督，会使银行更倾向于发放长期信贷（Armstrong et al., 2010），而当信息不对称程度较高时，企业债务期限结构更短（Bharath et al., 2008）。承前分析，货币政策紧缩时，银行信贷规模下降，并且倾向于采用短期信贷这种更为安全的方式。为缓解货币政策紧缩对企业信贷的影响，饶品贵和姜国华（2011）、李志军和王善平（2011）发现上市公司会提高会计稳健性与信息披露质量，从而降低借贷双方的信息不对称。Custodio et al.（2013）则基于美国 1976-2008 年样本，发现信息不对称理论能够在一定程度上解释美国上市公司债务期限结构变短的原因；Erel et al.（2013）也提供了间接证据，发现在经济萧条、信用紧缩时期，资金供给方会发生安全投资转移行为（flight-to-quality），即选择信息质量较高的企业进行投资，而出售信息不对称程度较高的公司证券，支持以信贷供给方为主导的信息不对称假说。

2. 信号假说——信贷需求方主导

为凸显自身的实力，高质量公司会选择积极的行动，向资本市场传递积极信号以使自身区别于其他公司，因此，只有高质量公司才敢于承担短期债务，并将其作为积极的信号传递

⁸ 《中国共产党第十八届中央委员会第三次全体会议公报》，人民出版社，p7。

给资本市场（Flannery, 1984）。由于承担短期债务这一信号是具有成本的，对于高质量公司来说，并不担心短期债务给企业带来的流动性压力，然而低质量公司却由于存在流动性压力，不敢模仿高质量公司的行为；此外短期债务融资成本相对较低，并且能够增加企业与银行之间的谈判次数，选择最为有利的贷款成本，避免贷款成本锁定给企业长期发展带来不利影响（Custodio et al., 2013）。方军雄（2010）基于 1996-2004 年我国 IPO 公司上市前后数据，对企业所有制与债务融资的关系进行了深入研究，发现民营企业在上市前后，其债务融资存在显著差异，上市之后，银行贷款期限结构更短，并推断这是民营企业更加关注经营绩效的自主决策结果，支持了信号假说。

3. 流动性风险假说——信贷供需双方权衡的结果

Diamond（1991）在信息不对称理论、信号理论的基础之上，通过对债务融资供需双方的分析，提出了流动性风险理论，认为企业债务期限结构是企业未来信用评级与流动性风险之间的权衡结果，信用评级与债务期限结构呈倒 U 型关系。对于高信用评级公司来说，需求方起主导作用，更愿意通过承担短期债务向市场传递积极信号，而对于低信用评级公司，由于短期债务会增加流动性风险，其自身并不愿意承担短期债务，然而长期债务却增加了债权人的风险，债权人不愿意给低质量公司发放长期信贷，所以对于信息透明度较低的公司而言，供给方起主导作用，其债务期限结构也相对较短。因此，在流动性风险理论的框架下，公司信息透明度可能与债务期限结构存在倒 U 型的关系。然而，结合我国样本的分析，廖冠民等（2009）并未发现经验证据支持流动性风险理论。

综合上述三种债务期限结构理论，可以发现信息不对称理论明确了银行作为债务供给方在信贷契约中起主导作用，而信号理论则解释了信贷契约中企业作为债务需求方的主动选择，流动性风险理论则反映了债务需求供给双方权衡的结果。对于发达资本市场而言，面对外部宏观经济环境波动，企业会通过选择不同融资方式降低融资成本（Korajczyk and Levy, 2003）；然而在我国新兴加转轨的资本市场下，融资渠道较为单一，债券市场还不够发达，同时权益融资受到较为严格的限制，银行信贷成为企业较为重要的融资来源（Allen et al., 2005; Ayyagari et al., 2010）。因此，我国信贷契约中，银行作为信贷供给方颇为强势，尤其当货币政策紧缩时，银行主导地位进一步加强，据此，我们推断信息不对称假说能够解释我国信贷期限结构的变化，同时提出如下假设：

H2：货币政策紧缩时，企业信息透明度越高，信贷期限结构越长。

三、研究设计

(一) 实证检验模型

1. 货币政策与企业信贷期限结构

为检验货币政策波动, 银行是否会由于政策要求以及外部环境的变化调整信贷行为, 即检验假设 H1, 本文设计如下模型, 分别检验货币政策对企业长短期信贷以及信贷期限结构的影响。

$$LongDebt_{i,t} / ShortDebt_{i,t} / Maturity_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 MP_{i,t-1} + Controls_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中, Longdebt、Shortdebt 为信贷规模的替代变量, Maturity 表示信贷期限结构, MP 表示货币政策, Controls 为有关控制变量, 变量具体定义见表 1。

2. 货币政策、信息透明度与企业信贷期限结构

为检验信息透明度是否会对货币政策与企业信贷期限结构之间的关系具有调节作用, 即假设 H2, 本文设计如下模型:

$$Maturity_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 MP_{i,t-1} + \beta_2 Transp_{i,t-1} + \beta_3 MP_{i,t-1} \times Transp_{i,t-1} + Controls_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中, Transp 表示信息透明度, 控制变量选取如同模型 (1), 具体变量定义见表 1。

(二) 变量定义

1. 货币政策定义

为衡量我国货币政策变动状况, 借鉴陆正飞和杨德明 (2011)、段云和国瑶 (2012) 的研究方法, 我们基于货币供应量应满足 GDP 增长与物价水平增长需求这一假设, 设计如下计算公式 (3), 当 MP 越大表明货币政策紧缩程度越大, 越小表明货币政策越宽松。⁹

$$MP = -\left(\frac{\Delta M_2}{M_2} - \frac{\Delta GDP}{GDP} - \frac{\Delta CPI}{CPI}\right) \quad (3)$$

其中, $\Delta M_2/M_2$ 、 $\Delta GDP/GDP$ 、 $\Delta CPI/CPI$ 分别表示货币供应量增长率、经济增长率与物价水平增长率。

2. 信贷期限结构

饶品贵和姜国华 (2013a)、段云和国瑶 (2012) 结合货币政策波动, 探讨了在货币政策紧缩的情况下, 我国企业债务结构的变化情况, 并且发现商业信用、政治关联能够起到一定

⁹ 货币政策的替代变量还包括利用利率、商业票据等指标, 但是由于目前我国利率并未完全实现市场化, 且能够发行商业票据的企业较少, 商业票据在资本市场中并不常见, 因此我们利用货币供应量增长率 (M2)、经济增长率 (GDP) 与物价水平增长率 (CPI) 来衡量我国货币政策。

缓冲作用。前者将银行信贷、净商业信用、银行信贷与净商业信用之和作为因变量，分析货币政策的影响，后者则采用长期借款占负债总额比重、短期借款占负债总额比重作为债务期限结构的替代变量。不同于上述研究，本文重点关注企业获取的银行信贷资金的期限结构，而非债务期限结构。因此我们定义信贷期限结构（*Maturity*）为资产负债表中长期借款与借款总额的比值。同时，为更好地反映信贷期限结构变化的具体原因，本文也定义长期借款指标（*LongDebt*）与短期借款指标（*ShortDebt*），即资产负债表中长期借款¹⁰与短期借款，并利用营业收入剔除规模效应。¹¹

3. 信息透明度

信息质量与债务契约相关研究主要关注公司层面指标，如会计稳健性（Chen et al., 2010; 饶品贵、姜国华, 2011 等）、信息披露水平（李志军、王善平, 2011）、盈余管理程度（Bharath et al., 2008 等），然而这些公司层面指标在一定程度上受到管理层操控，尤其在我国投资者保护相对薄弱的环境下，信息披露透明度相对较低。为更准确地衡量上市公司信息透明度，我们考虑了分析师预测，主要原因如下：首先，随着分析师行业的发展，分析师提供的信息逐渐得到资本市场的关注，能够在一定程度上提高信息透明度。Mansi et al. (2011) 发现当公司价值不确定性较高时，分析师提供的信息更为重要，并且分析师预测中的信息能够影响债务成本；Custodio et al. (2013) 在研究信息不对称对债务期限结构的影响中，将分析师预测作为信息不对称的动态衡量指标，并发现分析师预测能够使债务期限结构更长。虽然我国分析师市场起步较晚，但现有研究发现分析师预测能够发挥资本市场信息中介的作用（曹胜, 2010; 廖明情, 2012 等）。潘越等（2011）在分析信息不透明与个股暴跌风险的基础上，考虑了分析师预测的作用，发现分析师对股票的关注能够降低信息不透明对个股暴跌风险的影响；张然等（2012）发现分析师本地优势越明显，上市公司信息披露质量越高，分析师盈余预测越准确。上述研究表明分析师在进行盈余预测中，不仅只关注公司披露的信息，还具有一些私有信息，能够为资本市场提供关于上市公司更多的信息。另外，分析师的关注也能在一定程度上起到监督作用，提高企业信息透明度（Degeorge et al., 2013）。

基于此，我们利用分析师预测来反映上市公司信息透明度，具体指标包括分析师预测偏差（*AnalystAcc*）、分析师预测分歧度（*AnalystSD*）与分析师跟踪数量（*AnalystNum*）。分

¹⁰ 一年内到期非流动负债中包含一年内到期长期借款、一年内到期应付债券等项目，此处我们未考虑一年内到期非流动负债。为增强结论稳健性，我们也将一年内到期非流动负债计入长期借款中，检验结果无明显差异。

¹¹ 信贷变化会影响资产规模，与饶品贵、姜国华（2013a）相同，本文也利用营业收入来剔除规模效应。同时，我们也考虑了利用公司资产规模剔除规模效应，结果没有明显差异。

析师预测偏差越大、分析师预测分歧度越高表明企业信息透明度越差，而分析师跟踪数量越多则表明企业信息透明度越高。

4. 控制变量

借鉴 Custodio et al. (2013)、饶品贵和姜国华 (2013a, 2013b) 等研究，本文控制变量主要包括总资产规模 (Size)、经营性现金流 (CFO)、市净率 (MB)、固定资产占总资产比重 (PPE)、资产负债率 (Lev)、销售增长率 (Growth) 等，具体变量定义见表 1，同时控制行业效应。¹²

表 1 变量定义

	变量	变量说明
因变量	LongDebt	长期借款与营业收入之比
	ShortDebt	短期借款与营业收入之比
	Maturity	信贷期限结构，长期借款与借款总额（长期借款+短期借款）之比
自变量	MP	货币政策替代变量，计算方法见模型（3）
	AnalystAcc	分析师预测偏差， 实际净利润-预测净利润 /营业收入
	AnalystSD	分析师预测分歧程度，用分析师预测的标准差来衡量
	AnalystNum	分析师跟踪数量
控制变量	Size	上市公司总资产自然对数
	PPE	固定资产占总资产比重
	Growth	营业收入增长率
	Lev	资产负债率
	ROE	净资产收益率
	CFO	经营活动现金流与总资产之比
	Cash	现金持有量与总资产之比
	MB	市净率
	LoanAssets	借款总额与总资产之比
	TobinQ	公司成长性
	BigHolder	大股东持股比例
	Dual	董事长与 CEO 是否二职合一，二职合一 Dual=1，否则为 0
	State	产权性质，非国有 State=0，国有 State=1

（三）样本选择

本文研究样本为 2004-2012 年我国 A 股上市公司，分析师预测数据与相应的上市公司财务指标数据来自于 CSMAR 数据库，货币政策相应指标来自于中国人民银行与国家统计局网站。由于 2002 年 CSMAR 数据库中开始披露上市公司分析师预测，然而数量较少，披露不够完善，因此本文选用 2003-2011 年的分析师预测数据。其余样本筛选标准包括：剔除金融行业样本（基于中国证监会 2001 年分类标准，行业代码为 I 的金融类公司）；剔除数据缺

¹² 本文的货币政策指标为年度指标，因此在回归中不需要控制年度效应。

失的样本；为减少极端值影响，连续型变量前后两端进行 1%的 winsorize 处理。经上述筛选后，最终得到 4830 公司-年样本。

四、实证检验结果

（一）描述性统计与相关系数

表 2 列示了本文变量的描述性统计，结果显示：货币政策指标 MP 均值、中位数小于 0，说明 2004-2012 年这段期间，我国货币政策相对较为宽松；信贷期限结构（Maturity）表明我国上市公司长期借款占总借款的比例大致为 30%；信息透明度（AnalystAcc、AnalystSD、AnalystNum）等指标较为服从正态分布。相关系数检验显示，¹³样本期间，货币政策紧缩程度（MP）与信贷期限结构（Maturity）和长期借款比例（LongDebt）负相关，且均在 5%水平以上显著，而货币政策紧缩程度（MP）与短期借款比例（ShortDebt）不相关，一定程度上表明，货币政策紧缩时，上市公司信贷期限结构变短，并且可能主要由长期借款降低引起。

表 2 描述性统计

	样本量	均值	中位数	标准差	P25	P75
MP	9	-0.056	-0.026	0.069	-0.052	-0.023
Maturity	4830	0.340	0.251	0.329	0.008	0.603
LongDebt	4830	0.237	0.056	0.468	0.001	0.238
ShortDebt	4830	0.253	0.169	0.268	0.060	0.350
AnalystSD	4830	0.037	0.018	0.067	0.009	0.037
AnalystAcc	4830	0.048	0.023	0.082	0.009	0.051
AnalystNum	4830	11.971	9.000	10.129	4.000	16.000
Size	4830	22.252	22.107	1.213	21.353	22.968
PPE	4830	0.292	0.258	0.192	0.140	0.429
Growth	4830	0.358	0.086	1.265	-0.065	0.320
Lev	4830	0.502	0.511	0.179	0.374	0.642
ROE	4830	0.124	0.114	0.093	0.069	0.168
CFO	4830	0.059	0.059	0.081	0.014	0.108
Cash	4830	0.172	0.145	0.116	0.089	0.226
MB	4830	3.882	3.140	4.212	1.996	4.897
LoanAssets	4830	0.487	0.290	0.599	0.118	0.614
TobinQ	4830	2.041	1.630	1.245	1.193	2.432
BigHolder	4830	0.388	0.382	0.158	0.260	0.504
Dual	4830	0.142	0.000	0.349	0.000	0.000
State	4830	0.355	0.000	0.479	0.000	1.000

¹³为节省篇幅，此处未列示相关系数结果，有兴趣读者可向作者索取该结果。

（二）回归检验结果

1. 货币政策与企业信贷期限结构

为更深入地挖掘我国货币政策的信贷传导机制,我们首先分析了货币政策对上市公司信贷期限结构的影响,回归结果见表3。由表3可知,货币政策紧缩程度(MP)与长期借款比例(LongDebt)、信贷期限结构(Maturity)呈现显著负相关关系,与短期借款比例(ShortDebt)不相关。表明政策紧缩时,上市公司信贷期限结构变短,主要由长期借款下降所引起,而非短期借款增加所致。

表3 货币政策与信贷期限结构回归结果

变量	Longdebt	Shortdebt	Maturity
MP	-0.287*** (-4.69)	0.071 (1.58)	-0.255*** (-5.17)
Size	0.010 (1.08)	-0.025*** (-4.17)	0.052*** (7.16)
PPE	0.008 (0.08)	0.093** (1.99)	0.228*** (4.31)
Growth	-0.001 (-0.17)	0.000 (0.08)	-0.001 (-0.29)
Lev	0.374*** (5.24)	0.276*** (6.89)	0.060 (1.28)
ROE	-0.151 (-1.43)	-0.381*** (-6.72)	0.209*** (3.19)
CFO	-0.317*** (-3.13)	-0.533*** (-7.97)	0.190*** (2.70)
Cash	-0.195* (-1.76)	-0.237*** (-4.06)	0.0850 (1.23)
MB	-0.002 (-0.50)	0.002 (1.55)	-0.002* (-1.71)
TobinQ	-0.008 (-1.43)	-0.005 (-1.22)	-0.006 (-0.96)
Bigholder	-0.001 (-1.40)	-0.001* (-1.78)	-0.001 (-1.44)
Dual	-0.040*** (-2.78)	0.031** (2.13)	-0.058*** (-3.62)
Constant	-0.180 (-0.89)	0.928*** (6.87)	-1.065*** (-6.82)
样本量	4,830	4,830	4,830
R-squared	0.341	0.182	0.290

2. 货币政策、信息透明度与信贷期限结构

上述检验我们发现货币政策越紧缩,银行越会降低对上市公司的长期信贷,造成信贷期

限结构变短。为检验信息透明度能否在一定程度上缓解货币紧缩对企业信贷期限结构的冲击，表 4 列示了相应检验结果，其中第 2-4 列、第 5-7 列、第 8-10 列分别列示了全部样本、高信贷样本（LoanAsset 高于中位数）与低信贷样本（LoanAsset 低于中位数）的检验结果。

对于全部样本而言，货币政策紧缩程度（MP）与信贷期限结构（Maturity）均呈现显著的负相关关系，进一步支持了表 3 结果；分析师预测偏差（AnalystAcc）与信贷期限结构（Maturity）显著负相关，表明信息透明度较差的企业，其信贷期限结构更短；货币政策与分析师预测偏差交乘项（MP×AnalystAcc）、货币政策与分析师预测分歧度交乘项（MP×AnalystSD）与信贷期限结构（Maturity）显著负相关，表明货币紧缩时期，信息透明度较低公司其信贷期限结构更短，说明信息透明度的提高有助于缓解货币紧缩给企业信贷期限结构带来的冲击。考虑信息透明度与债务期限结构之间可能存在的非线性关系，我们也将分析师预测指标按透明度分成高中低三组进行检验，与廖冠民等（2009）、Custodio et al.（2013）结论一致，并未发现证据支持流动性风险假说。

考虑企业信贷规模的影响，当企业较少利用信贷资金时，违约风险较低，无论外部宏观货币环境如何，银行对上市公司信贷需求与信息质量关注度较低，因此我们进一步区分信贷规模加以检验。对于高信贷样本（LoanAsset 高于中位数）而言，其检验结果与全部样本类似，且分析师预测分歧度（AnalystSD）与信贷期限结构（Maturity）显著负相关，分析师跟踪人数（AnalystNum）与信贷期限结构（Maturity）显著正相关，进一步说明信息透明度的提高有助于提高信贷期限结构。然而，对于低信贷样本（LoanAsset 低于中位数），虽然分析师预测偏差（AnalystAcc）、货币政策与分析师预测偏差交乘项（MP×AnalystAcc）与信贷期限结构（Maturity）显著负相关，可是，却未发现证据支持假设 H1，说明信贷规模较少的企业，其信贷期限结构对货币政策的敏感性不高，即对信贷资源依赖程度较高的企业受外部宏观货币政策调整的影响更为明显。

综合上述结果，货币政策紧缩使企业信贷期限结构短期化，而信息透明度的提高能够缓解货币政策紧缩给企业信贷期限结构所带来的不利影响。由于我国利率市场化仍需深化，并且不存在发达的债券市场，银行信贷在我国上市公司债务融资中占据主导地位，债务融资成本较为固定，因此高质量上市公司并不像西方发达资本市场中上市公司那样能够通过短期债务融资降低融资成本，增加谈判次数，以获得更为优厚的债务融资条件；与此同时，近些年我国货币政策频繁波动，短期债务融资结束之后可能会面临融资难的问题，增加了未来融资的风险，因此对于我国高质量的上市公司来说，更倾向于获取长期信贷资源而非短期信贷。

表4 货币政策、信息透明度与信贷期限结构回归结果¹⁴

变量	总样本			LoanAssets高于中位数			LoanAssets低于中位数		
MP	-0.254**	-0.242**	-0.236**	-0.366**	-0.347**	-0.390**	0.100	-0.054	0.0514
	*	*	*	*	*	*		6	
	(-5.16)	(-4.92)	(-2.97)	(-5.64)	(-5.36)	(-4.01)	(1.19)	(-0.71)	(0.39)
AnalystAcc	-0.000**			-0.000**			-0.176**		
	*			*			*		
	(-3.88)			(-3.44)			(-3.88)		
MP×AnalystAc	-0.009**			-0.008**			-5.972**		
c	*			*			*		
	(-6.05)			(-5.35)			(-3.56)		
AnalystSD		-0.007			-0.009**			-0.014	
					*				
		(-1.62)			(-2.93)			(-1.19)	
MP×AnalystSD		-0.257*			-0.331**			-0.005	
					*				
		(-1.80)			(-3.15)			(-0.04)	
AnalystNum			-0.001			0.002*			-0.002*
									*
			(-1.09)			(1.88)			(-2.34)
MP×AnalystNu			-0.002			0.004			-0.010
m									
			(-0.52)			(0.63)			(-1.35)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	4,830	4,830	4,830	2,415	2,415	2,415	2,415	2,415	2,415
R-squared	0.290	0.290	0.290	0.365	0.366	0.365	0.182	0.177	0.180

五、进一步分析

前文我们验证了货币政策紧缩导致了企业信贷期限结构短期化，并且信息透明度具有一定的缓解作用。然而，在债务期限结构理论中，还存在政治成本假说和代理成本假说解释债务期限结构的变化，因此，是否可能由于政治成本、代理成本影响了信息透明度，从而影响了前述研究发现？另外，货币紧缩期间，上市公司作为信贷需求方是否会自发地调整信贷期限结构？

（一）备择假设分析——政府干预、公司治理

1. 政府干预的影响

不同于英美发达资本市场，新兴市场投资者保护机制薄弱，政府干预现象较为普遍

¹⁴ 此处，为节省篇幅，我们仅列示主要变量回归结果。另外，回归中，我们也将分析师预测指标分成高中低三组进行检验，并未发现证据支持流动性风险假说。

(Faccio, 2006)。Claessens et al. (2008) 基于巴西样本发现提供政治竞选资助的公司, 能够获得更多的银行贷款。我国的政府干预行为首先体现在产权性质的差异, 国有企业更容易获得银行贷款, 民营企业存在“信贷歧视”; 另外, 为缓解“信贷歧视”的不利影响, 民营企业也积极寻求政治关联 (Xu et al., 2013; 李健和陈传明, 2013 等)。上文我们已验证信息透明度的提高能够缓解货币政策紧缩对上市公司信贷期限结构的影响, 但基于政治成本假说, 存在另外一种解释——政府干预能够缓解货币紧缩对企业信贷期限结构的影响, 而这些受政府干预的公司信息透明度较高。

对国有企业而言, 其承担了诸多政策性负担, 在面临外部政策趋紧时, 能够获得政府支持, 其违约风险较低 (Chen et al., 2010), 同时, 我国银行等金融机构多数由国家控股, 金融机构更愿意向国有企业放贷 (Allen et al., 2005)。此外, 地方官员的晋升依赖于地方经济增长, 而地方国有企业对地方经济发展具有重要作用, 在地方政府干预下, 国有企业贷款条件相对更为宽松 (谭劲松等, 2010)。基于此, 我们推断国有企业在货币紧缩的情况下, 更多依赖于政府支持, 对信息透明度的依赖性较低, 因此, 信息透明度的缓解作用相对较弱; Chen et al. (2010) 为此提供了相关的经验证据, 即由于较低的违约风险以及政府的支持, 国有企业会计稳健性低于民营企业。对此, 我们首先区分国有与非国有样本进行单变量均值检验, 而后分样本进行回归分析。表 5 结果 Panel A 显示, 国有企业信贷期限结构相对较长, 并且能够获取更多的银行信贷资源; Panel B 结果显示, 在非国有样本中, 信息透明度在降低信贷双方信息不对称中发挥着重要作用, 对缓解货币紧缩给企业信贷期限结构带来的不利影响更为明显, 表明信息透明度与政府干预体现为一定的替代关系, 排除了受政府干预的公司信息透明度较高这一备择假设。另外, Panel B 显示货币紧缩对非国有企业信贷期限结构的影响并不明显, 结合 Panel A 结果, 非国有企业获取的信贷资源较少且其信贷期限结构较短, 表明货币紧缩并未对非国有企业信贷期限结构产生显著影响主要是由于银行对非国有企业放贷意愿较低, 且主要授予短期信贷所致, 因此非国有企业信贷期限结构对货币政策调整的敏感性较低。¹⁵

此外, 为缓解融资约束, 非国有企业更愿意通过政治关联, 寻求政府干预 (Xu et al., 2013 等), 获取更多长期借款 (段云和国瑶, 2012; 李健和陈传明, 2013)。是否有可能存在民营公司的政治关联降低了货币政策紧缩对信贷期限结构的影响, 而同时这些公司信息透明度水平也较高? Chaney et al. (2011) 利用了 19 个国家 4954 家公司的样本, 发现具有政

¹⁵ 感谢审稿人对此提出的建设性意见。

治关联的公司其会计信息质量低于非关联公司,主要原因是政治关联公司不需要依赖提高信息质量来应对市场压力;于蔚等(2012)基于我国样本进一步印证了 Chaney et al. (2011)的结论,认为政治关联表现为一种“资源效应”,而非“信息效应”,即建立政治关联并不是由于降低了借贷双方的信息不对称而获取融资优势。¹⁶上述研究表明政府干预的作用机理并不是因为提高了企业信息透明度,因此我们排除了信息透明度对货币紧缩冲击的缓解作用是由于政府干预所致。

表5 区分产权性质回归结果

Panel A: 单变量均值检验						
分组	样本量		均值		差异	t 值
国有企业 LoanAssets	3113		0.224		0.027	6.38***
非国有企业 LoanAssets	1717		0.197			
国有企业 Maturity	3113		0.390		0.141	14.52***
非国有企业 Maturity	1717		0.249			
Panel B: 回归分析						
	非国有企业			国有企业		
MP	-0.120 (-1.39)	-0.109 (-1.27)	0.034 (0.25)	-0.257*** (-4.14)	-0.339*** (-5.37)	-0.382*** (-3.91)
AnalystAcc	-0.000*** (-3.19)			0.045*** (4.26)		
MP×AnalystAcc	-0.009*** (-4.91)			-1.320*** (-3.05)		
AnalystSD	-0.007*** (-4.11)			0.229*** (3.31)		
MP×AnalystSD	-0.254*** (-4.36)			0.861* (1.83)		
AnalystNum				-0.001 (-0.52)		
MP×AnalystNum				-0.015 (-1.52)		
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	1,717	1,717	1,717	3,113	3,113	3,113
R-squared	0.311	0.311	0.311	0.268	0.266	0.263

2. 公司治理的影响

针对美国等发达资本市场股权较为分散的特征,公司经营权与所有权分离引发治理层与管理层代理冲突(Jensen and Meckling, 1976),由于偿本付息压力,短期债务对管理层具有

¹⁶ 信息效应主要指政治关联能够起到信号作用,树立优秀典型,增进银行对企业的了解,降低双方信息不对称;而资源效应主要指政治关联能够使企业与政府形成良好的关系,寻求政府“保护伞”,一定程度上化解政策风险,增强了企业的融资能力。

一定的治理效应（Sheifer and Vishny, 1997），为获取私有收益，管理层更倾向于选择长期债务；当公司治理机制较为完善时，企业会通过引入短期债务以此来降低管理层的代理成本（Datta et al., 2005; Harford et al., 2006; Brockman et al., 2010 等）。但是在我国特殊环境下，投资者保护相对薄弱，治理机制相对不够完善，因此，在债务融资过程中，针对公司治理较差的公司，银行通常会通过短期贷款以发挥债权人的治理作用（肖作平和廖理，2008；肖作平，2011）。

为什么公司治理与债务期限在美国资本市场表现为互补效应，而在我国却体现为替代效应？我们认为主要有两点原因：（1）股权分散程度的差异。对于美国上市公司，股权分散程度高，股东没有动力与精力去监督管理层，治理较好的公司会通过引入债权人，尤其是短期债权人发挥治理作用；而我国上市公司股权集中，控股股东有侵占债权人利益的动机，因此银行更倾向于发放短期信贷以加强对上市公司的控制。（2）融资渠道的差异。由于美国资本市场存在发达的债券市场，上市公司融资渠道较广，企业会结合自身状况决定选择公共债券融资还是私有债务融资（银行信贷），并且债权人的逆向选择行为会体现在债券价格之中，而非信贷规模的控制；而我国债券市场还不够发达，上市公司债务融资主要依赖于银行信贷，与此同时，我国利率未实现完全市场化，对于公司治理较差的公司，银行在贷款过程中的“逆向选择”行为只能通过控制信贷规模来体现，而无法体现在融资成本当中。

由于我国大股东控制情况较为严重，基于上述分析，银行在信贷过程中可能更为关注大股东的道德风险，而非信息质量。为分析代理成本的影响，我们对大股东持股比例（BigHolder）按中位数进行分组检验。结果显示：Panel A 显示无论大股东持股比例高低，贷款规模并不存在显著差异，然而大股东持股比例较高公司，信贷期限结构相对较短，说明公司治理水平对于信贷契约条款设计具有重要影响；进一步考虑信息透明度的作用，Panel B 显示两组样本中，货币紧缩时，企业信贷期限结构均会降低，并且信息透明度的提高具有一定的缓解作用，表明考虑代理成本问题后，信息透明度的提高仍有助于缓解货币紧缩对企业信贷期限结构的影响。

表 6 区分公司治理影响后信息透明度作用回归结果

Panel A: 单变量均值检验				
分组	样本量	均值	差异	t 值
BigHolder>中位数 LoanAsset	2415	0.212	-0.005	-1.12
BigHolder<中位数 LoanAsset	2415	0.217		
BigHolder>中位数 Maturity	2415	0.315	-0.051	-5.38***
BigHolder<中位数 Maturity	2415	0.365		
Panel B:				

变量	Bigholder高于中位数			Bigholder低于中位数		
MP	-0.262*** (-3.61)	-0.257*** (-3.59)	-0.351*** (-2.99)	-0.197*** (-2.70)	-0.191*** (-2.62)	-0.128 (-1.16)
AnalystAcc	0.000 (0.02)			-0.000*** (-3.87)		
MP×AnalystAcc	-0.617* (-1.76)			-0.009*** (-6.01)		
AnalystSD		-0.008 (-0.19)			-0.003 (-0.78)	
MP×AnalystSD		-0.730*** (-2.66)			-0.134 (-0.93)	
AnalystNum			-0.002** (-2.44)			0.001 (1.34)
MP×AnalystNum			0.002 (0.30)			-0.005 (-0.75)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	2,415	2,415	2,415	2,415	2,415	2,415
R-squared	0.285	0.285	0.287	0.314	0.314	0.315

(二) 需求因素的影响——公司特征

上文我们分析了货币紧缩对上市公司信贷期限结构的影响,并考虑了信息透明度的调节作用,然而上述研究主要基于信贷供给方加以分析,而未排除公司作为信贷需求方,会结合自身特点选择相应的信贷期限结构。为更深入地说明货币紧缩对信贷期限结构的影响是供给还是需求主导,我们考虑了公司成长性、公司债融资、资产期限结构以及流动性压力等信贷需求方因素的影响。

1. 公司成长性

一般而言,高成长性公司,信息不对称程度较高,分析师更难做出较准确的判断,因此,信息透明度对货币政策与信贷期限结构二者关系的影响可能会由于公司成长性的差异而不同;另外,公司成长性也会影响其融资需求,叶康涛和祝继高(2009)发现银根紧缩时期,“信贷融资——投资机会反应系数”下降并不是由于高成长性公司投资机会下降所致,表明货币紧缩时期,高成长性公司受到的影响更为显著;Kahle and Stulz(2013)基于美国金融危机背景,发现企业借款行为更多体现为需求主导,而非供给冲击。为考虑公司成长性的影响,我们利用Tobin's Q是否高于1区分高成长性样本(Tobin Q>1)与低成长性样本(Tobin Q≤1),并进行单变量检验与回归分析,结果列示于表7。Panel A显示,高成长性企业能够获得更多信贷资源且其信贷期限结构更长;Panel B显示,无论企业成长性高低,信息透明度的提高对于缓解货币紧缩对企业信贷期限结构的影响均具有显著作用,而货币紧缩对高成长

性企业信贷期限结构的影响更为明显，考虑 Panel A 结果，低成长性企业获取的信贷资源较少且信贷期限结构更短，表明银行对低成长性企业放贷意愿较低，且其自身信贷期限较短，因此低成长性企业的信贷期限结构对货币政策调整的敏感性较低。¹⁷

表 7 区分公司成长性影响后信息透明度作用回归结果

Panel A: 单变量检验						
分组		样本量	均值	差异	t 值	
Tobin Q >1 样本 LoanAsset		4313	0.244	0.033	4.98***	
Tobin Q≤1 样本 LoanAsset		517	0.211			
Tobin Q >1 样本 Maturity		4313	0.491	0.169	11.22***	
Tobin Q≤1 样本 Maturity		517	0.322			
Panel B: 回归分析						
变量		Tobin Q>1			Tobin Q≤1	
MP	-0.273*** (-5.72)	-0.260*** (-5.48)	-0.256*** (-3.21)	0.300* (1.75)	0.211 (1.04)	0.281 (1.03)
AnalystAcc	-0.000*** (-3.90)			0.108*** (4.23)		
MP×AnalystAcc	-0.009*** (-6.24)			-4.176*** (-4.04)		
AnalystSD		-0.007 (-1.59)			0.291** (2.09)	
MP×AnalystSD		-0.254* (-1.76)			-2.561 (-0.68)	
AnalystNum			-0.001 (-0.74)			-0.002 (-1.55)
MP×AnalystNum			-0.002 (-0.39)			-0.015 (-1.28)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	4,313	4,313	4,313	517	517	517
R-squared	0.267	0.267	0.267	0.390	0.385	0.380

2. 公司债的融资替代性作用

随着资本市场的完善，我国已允许部分规模大、效益好的公司进行公司债融资，因此公司债融资在一定程度上能够替代银行信贷。为排除这些公司的影响，我们剔除这些公司重新检验货币紧缩对信贷期限结构的影响。结果显示：剔除存在应付债券样本公司后，货币紧缩仍然能够降低企业信贷期限结构，同时，信息透明度亦具有一定缓解作用。¹⁸

3. 资产期限结构的影响

相比于信贷期限结构，企业资产也具有相应的期限结构，企业作为信贷需求方可能会结

¹⁷ 感谢审稿人对此提出的建设性意见。

¹⁸ 为节省篇幅，此处未列示该回归结果，有兴趣读者可向作者索取该结果。

合资产期限结构，主动调整信贷期限结构，而不受货币紧缩的影响。为考虑资产期限结构的影响，我们分别考虑了非流动资产占总资产比重、在建工程与固定资产占总资产比重，并按中位数进行分组回归检验。结果显示：无论在资产期限结构较长组还是较短组，货币紧缩均降低了信贷期限结构，说明货币紧缩对企业信贷期限结构的影响并不是企业主动调整的结果，而是由供给主导。¹⁹

4. 流动性需求的影响

当企业存在流动性压力时，企业会主动寻求短期债务融资以缓解流动性压力。企业流动性压力主要体现在应付账款方面，当企业无法按时偿付应付账款时，会面临诸如声誉损失、未来更为严格的商业信用条款、供货不及时等负面效应。因此，企业有可能主动进行短期债务融资以对应付账款趋紧所引发的流动性压力。对此，我们按应付账款占资产比重中位数分组检验货币紧缩对企业信贷期限结构的影响。结果显示：无论在应付账款较高还是较低组中，货币紧缩均降低了企业信贷期限结构，进一步说明货币紧缩对企业信贷期限结构的影响主要由信贷供给方主导。²⁰

六、结论

本文利用 2004-2012 年我国上市公司样本，系统探讨了货币紧缩对企业信贷期限结构之影响以及信息透明度所起到的调节作用。研究发现：货币政策越紧缩，企业信贷期限结构越短，而信息透明度的提高能够在一定程度上缓解银根紧缩对企业融资造成的不利冲击；考虑政府干预与大股东控制等因素的影响之后，信息透明度仍具有显著的调节作用。进一步，结合企业需求方的分析，我们排除了成长性、公司债的融资替代性、资产期限结构以及流动性风险等因素的潜在干扰，表明货币紧缩对企业信贷期限结构的影响主要由信贷供给方主导，而非企业的主动选择。

本文结论表明我国货币政策调整会通过影响企业信贷期限结构，从而作用于实体经济发展，说明我国货币政策对信贷资源配置的影响主要由供给主导，进一步深化了我国货币政策的微观传导路径，因此对于货币政策制定而言，需保持一定平稳性，不然，频繁调整的货币政策会通过影响企业信贷期限结构，加剧企业经营风险，从而对实体经济稳定发展产生不利影响。其次，信息透明度在提升信贷资源配置效率中发挥着重要作用，有助于企业抵御外部

¹⁹ 为节省篇幅，此处未列示该回归结果，有兴趣读者可向作者索取该结果。

²⁰ 为节省篇幅，此处未列示该回归结果，有兴趣读者可向作者索取该结果。

宏观供给冲击,因此企业提高信息透明度有利于降低信贷契约条款的约束性,降低经营风险。而后,本文发现分析师作为资本市场中介,其提供的上市公司信息能够为信贷资源配置提供直接决策依据,对于提升银行信贷决策质量与效率具有重要借鉴作用。最后,政府需进一步深化经济体制改革,发挥市场在资源配置中的决定性作用,推动市场公平秩序的建立,尤其需发挥信息透明度在提升资本市场与信贷资源配置效率中的重要作用,降低政府干预的影响。

参考文献

- [1]. 曹胜:《国内分析师预测能否反映市场预期?——基于MBE的市场反应分析》,《中国会计与财务研究》2010年第2期。
- [2]. 陈建勇、王东静、张景青:《公司债务期限结构与投资效率》,《数量经济技术经济研究》2009年第4期。
- [3]. 段云、国瑶:《政治关系、货币政策与债务结构研究》,《南开管理评论》2012年第5期。
- [4]. 方军雄:《所有制、制度环境与信贷资金配置》,《经济研究》2007年第12期。
- [5]. 方军雄:《民营上市公司真的面临银行贷款歧视吗?》,《管理世界》2010年第11期。
- [6]. 胡奕明、谢诗蕾:《银行监督效应与贷款定价——来自上市公司的一项经验研究》,《管理世界》2005年第5期。
- [7]. 靳庆鲁、孔祥、侯青川:《货币政策、民营企业投资效率与公司期权价值》,《经济研究》2012年第5期。
- [8]. 廖冠民、唐弋宇、吴溪:《经营风险、产权性质、银行竞争与企业债务期限结构:基于流动性风险理论的实证检验》,《中国会计与财务研究》2010年第4期。
- [9]. 李健、陈传明:《企业家政治关联、所有制与企业债务期限结构——基于转型经济制度背景的实证研究》,《金融研究》2013年第3期。
- [10]. 李志军、王善平:《货币政策、信息披露质量与公司债务融资》,《会计研究》2011年第10期。
- [11]. 廖明情:《分析师收入预测报告的动机和后果——基于信号理论和声誉理论的分析》,《中国会计评论》2012年第2期。
- [12]. 陆正飞、韩霞、常琦:《公司长期负债与投资行为关系研究——基于中国上市公司的实证分析》,《管理世界》2006年第1期。
- [13]. 陆正飞、祝继高、樊铮:《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》2009年第8期。
- [14]. 陆正飞、杨德明:《商业信用:替代性融资,还是买方市场?》,《管理世界》2011年第4期。
- [15]. 潘越、戴亦一、林超群:《信息不透明、分析师关注与个股暴跌风险》,《金融研究》2011年第9期。
- [16]. 饶品贵、姜国华:《货币政策波动、银行信贷与会计稳健性》,《金融研究》2011年第3期。
- [17]. 饶品贵、姜国华:《货币政策对银行信贷与商业信用互动关系影响研究》,《经济研究》2013(a)年第1期。
- [18]. 饶品贵、姜国华:《货币政策、信贷资源配置与企业业绩》,《管理世界》2013(b)年第3期。
- [19]. 盛朝晖:《中国货币政策传导渠道效应分析:1994-2004》,《金融研究》2006年第7期。
- [20]. 孙铮、刘凤委、李增泉:《市场化程度、政府干预与企业债务期限结构——来自我国上市公司的经验证

- 据》，《经济研究》2005 年第 5 期。
- [21].谭劲松、陈艳艳、谭燕：《地方上市公司数量、经济影响力与企业长期借款——来自我国 A 股上市公司的经验证据》，《中国会计评论》2010 年第 1 期。
- [22].肖作平、廖理：《公司治理影响债务期限水平吗？——来自中国上市公司的经验证据》，《管理世界》2008 年第 11 期。
- [23].肖作平：《终极控制股东对债务期限结构选择的影响：来自中国上市公司的经验证据》，《南开管理评论》2011 年第 6 期。
- [24].叶康涛、祝继高：《银根紧缩与信贷资源配置》，《管理世界》2009 年第 1 期。
- [25].于蔚、汪淼军、金祥荣：《政治关联和融资约束：信息效应与资源效应》，《经济研究》2012 年第 9 期。
- [26].张军、金煜：《中国的金融深化和生产率关系的再检测：1987-2001》，《经济研究》2005 年第 11 期。
- [27].张然、王会娟、张路：《本地优势、信息披露质量和分析师预测准确性》，《中国会计评论》2012 年第 2 期。
- [28].周业安：《产品市场与金融市场的战略互动与经济增长》，《中国工业经济》2005 年第 2 期。
- [29].周英章、蒋振声：《货币渠道、信用渠道与货币政策有效性》，《金融研究》2002 年第 9 期。
- [30].Allen, F., Qian, J., & Qian, M., Law, Finance, and Economic Growth in China. *Journal of Financial Economics*, Vol.77, No.1, 2005, pp.57-116.
- [31].Armstrong, C.S., Guay, W.R., & Weber, J.P., The Role of Information and Financial Reporting in Corporate Governance and Debt Contracting. *Journal of Accounting and Economics*, Vol.50, No.1, 2010, pp.179-234.
- [32].Ayyagari, M., [Demirgüç-Kunt](#), A., & Maksimovic, V., Formal versus Informal Finance: Evidence from China. *Review of Financial Studies*, Vol.23, No.1, 2010, pp.3048-3097.
- [33].Bharath, S.T., Sunder, J., & Sunder, S.V., Accounting Quality and Debt Contracting. *The Accounting Review*, Vol.83, No.1, 2008, pp.1-28.
- [34].Brochman, P., Martin, X., & Unlu, E., Executive Compensation and the Maturity Structure of Corporate Debt. *The Journal of Finance*, Vol.65, No.1, 2010, pp.1123-1161.
- [35].Chaney, P.K., Faccio, M., & Parsley, D., The Quality of Accounting Information in Politically Connected Firms. *Journal of Accounting and Economics*, Vol.51, No.1, 2011, pp.58-76.
- [36].Chen, H., Chen, J.Z., Lobo, G.J., & Wang, Y., Association between Borrower and Lender State Ownership and Accounting Conservatism. *Journal of Accounting Research*, Vol.48, No.1, 2010, pp.973-1014.
- [37].Cleassens, S., Feijen, E., & Laeven, L., Political Connections and Preferential Access to Finance: The Role of Campaign Contributions. *Journal of Financial Economics*, Vol.88, No.1, 2008, pp.554-580.

- [38].Custodio, C., Ferreira, M.A., & Laureano, L., Why are US Firms Using More Short-term Debt? *Journal of Financial Economics*, Vol.108, No.1, 2013, pp.182-212.
- [39].Datta, S., Iskandar-Datta, M., & Raman, K., Managerial Stock Ownership and the Maturity Structure of Corporate Debt. *The Journal of Finance*, Vol.60, No.1, 2005, pp.2333-2350.
- [40].Degeorge, F., Ding, Y., & Stolowy, T.H., Analyst Coverage, Earnings Management and Financial Development: An International Study. *Journal of Accounting and Public Policy*, Vol.32, No.1, 2013, pp.1-25.
- [41].Diamond, D.W., Debt Maturity Structure and Liquidity Risk. *The Quarterly Journal of Economics*, Vol.106, No.1, 1991, pp.709-737.
- [42].Erel, I., Julio, B., Kim, W., & Weisbach, M.S., Macroeconomic Conditions and Capital Raising. *Review of Financial Studies*, Vol.25, No.1, 2013, pp.341-376.
- [43].Faccio, M., Politically Connected Firms. *American Economic Review*, Vol.96, No.1, 2006, pp.369-386.
- [44].Flannery, M.J., Asymmetric Information and Risky Debt Maturity Choice. *The Journal of Finance*, Vol.41, No.1, 1986, pp.19-37.
- [45].Harford, J., Li, K., & Zhao, X., Corporate Boards and the Leverage and Debt Maturity Choices. Working Paper, University of Washington, Seattle, 2006.
- [46].Jensen, M.C., & Meckling, W.H., Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure. *Journal of Financial Economics*, Vol.3, No.1, 1976, pp.305-360.
- [47].Kahle, K.M., & Stulz, R.M., Access to Capital, Investment, and the Financial Crisis. *Journal of Financial Economics*, Vol.110, No.1, 2013, pp.280-299.
- [48].Korajczyk, R.A., & Levy, A., Capital Structure Choice: Macroeconomic Conditions and Financial Constraints. *Journal of Financial Economics*, Vol.68, No.1, 2003, pp.75-109.
- [49].Levine, R., & Zervos, S., Stock Market, Banks, and Economic Growth. *American Economic Review*, Vol.88, No.1, 1998, pp.537-558.
- [50].Mansi, S.A., Maxwell, W.F., & Miller, D.P., Analyst Forecast Characteristics and the Cost of Debt. *Review of Accounting Studies*, Vol.16, No.1, 2011, pp.116-142.
- [51].Shleifer, A., & Vishny, R.W., A survey of corporate governance. *The Journal of Finance*, Vol.51, No.1, 1997, pp.737-783.
- [52].Xu, N., Xu, X., & Yuan, Q., Political Connections, Financing Friction, and Corporate Investment: Evidence from Chinese Listed Family Firms. *European Financial Management*, Vol.19, No.1, 2013, pp.675-702.

Monetary Policy, Information Transparency and Credit Term Structure

ZHONG Kai CHENG Xiaoke ZHANG Weihua

Abstract: We investigate the association between monetary policy and the credit term structure, and the impact of information transparency on the association based on the sample of A-shares listed firms of China in 2004-2012. We find that the tighter the monetary policy, the shorter the credit term structure. But the information transparency can mitigate the impact of monetary policy on the credit term structure, which provides evidence for the information asymmetry hypothesis for the debt maturity theory. Taking government intervention and large shareholders into account, to some extent, although both factors have an impact on the credit term structure, the information transparency has a mitigation effect. Furthermore, the impact of monetary policy on the credit term structure is not resulted from the growth opportunity of listed firms. In addition, potential inferences of demand factors are eliminated, including the substitution of corporate bond, asset term structure, and liquidity requirement. Our study indicates that the impact of monetary policy on the credit term structure is mainly determined by the banks as the supply side rather than the listed firms as the demand side and emphasizes the important role of information transparency in resource allocation, which may make some contributions to the market-oriented reform of China banking systems.

Keywords: Monetary policy, Information transparency, Credit term structure.

商业银行从事影子银行业务的影响因素与经济后果 ——基于影子银行体系资金融出方的实证研究¹

祝继高² 胡诗阳³ 陆正飞⁴

【摘要】本文基于2006-2012年商业银行同业业务买入返售金融资产的数据，从影子银行体系资金融出方的角度，分析了商业银行从事影子银行业务的影响因素与经济后果。本文发现，四大国有商业银行、业绩好的银行、资产规模小的银行、贷款比率和存款比率高的银行以及位于地区金融发展水平高的省份的银行，其买入返售金融资产业务规模更小，说明银行业绩压力以及外部金融发展水平是影响商业银行开展同业业务的重要因素。而且，商业银行从事买入返售金融资产业务的规模越大，其潜在经营风险越高，具体表现为买入返售业务的低收益率降低了商业银行的总资产收益率，但是这种负效应在存贷比比率高的银行并不显著，说明商业银行向影子银行体系融出资金的一个重要动机就是规避贷款能力受监管限制而对业绩造成的负面影响。

【关键词】影子银行；同业业务；买入返售金融资产

一、引言

影子银行是学术界和政府监管部门关心的重要理论和现实问题。特别是在2007年次贷危机之后，人们逐渐意识到通过金融创新所形成的影子银行体系存在巨大风险漏洞，围绕着影子银行的发展、风险和影响等问题，学者们开始了大量研究(Gorton and Metrick, 2010; Gorton and Metrick, 2012; Gennaioli et al., 2013)。2011年，金融稳定理事会(Financial Stability Board, FSB)将“影子银行”界定为：银行监管体系之外，可能引发系统风险和监管套利等问题的信用中介体系（包括各类金融机构和金融业务）。欧美影子银行体系主要包括货币市场共同基金(Money Market Mutual Funds, MMMFs)、债券回购协议(Repos)和资产证券化(Securitization)等。不同于西方发达资本市场国家，我国的影子银行体系的形成和发展有其

¹ 原文刊载于《金融研究》2016年第1期

² 祝继高，管理学博士，副教授，对外经济贸易大学国际财务与会计研究中心/国际商学院

³ 胡诗阳，博士生，北京大学光华管理学院

⁴ 陆正飞，经济学博士，教授，北京大学光华管理学院

自身特点。根据《中华人民共和国商业银行法》的规定，商业银行的贷款利率和存贷比等受到严格限制和监督，再加上监管层对贷款总量和贷款结构的宏观调控，使得银行通过传统贷款渠道无法满足如地方融资平台和房地产企业等融资主体的贷款需求⁵，从而催生了银信合作、银证合作等银行同业业务的急剧增长。在此过程中，商业银行通过同业市场绕开信贷规模管制，腾挪信贷指标，向影子银行体系提供资金。因此，我国影子银行体系中商业银行占主导地位（裘翔和周强龙，2014），商业银行是影子银行体系流动性的提供者。

西方发达资本市场国家的影子银行体系增加了商业银行的系统性风险(Gorton, 2010; Gorton and Metrick, 2012)。那么，我国以商业银行为主导的影子银行模式是否也会增加商业银行风险？目前关于中国影子银行的研究主要从宏观经济的视角分析影子银行的相关问题，例如，银行系统稳定、地区金融稳定和货币政策传导等（易宪容和王国刚，2010；李波和伍戈，2011；吴晓灵，2013；裘翔和周强龙，2014），缺乏对商业银行从事影子银行业务影响因素以及经济后果的具体分析。

同业业务是我国商业银行参与影子银行业务的重要方式之一。银行同业业务是指商业银行之间以及与其他金融中介之间的资金融通业务（肖崎和阮健浓，2014），它具有不占用银行贷款额度，不用缴纳存款准备金，也不影响银行存贷比指标等特点，因此银行可以通过同业业务规避金融监管和行政管制。近年来，商业银行将部分受监管政策限制的信贷业务转移到同业业务，导致同业业务规模不断扩大⁶。

本文采用 2006 年至 2012 年中国商业银行的数据，以买入返售金融资产作为衡量商业银行向影子银行体系提供资金的代理变量，分析了商业银行从事影子银行业务的影响因素和经济后果。本文通过实证研究发现，四大国有商业银行、银行业绩、贷款比率、存款比率和地区金融发展水平与买入返售金融资产业务规模显著负相关，银行资产规模与买入返售金融资产业务规模显著正相关，这说明银行业绩压力以及外部金融发展水平是影响商业银行开展同业业务的重要因素。进一步研究发现，买入返售金融资产业务规模与衡量商业银行风险水平的 Z 值显著负相关，具体表现为买入返售业务的低收益率降低了商业银行的总资产收益率，

⁵ 参见《国务院关于加强地方政府融资平台公司管理有关问题的通知》（国发[2010]19 号）；财政部、发改委、人民银行和银监会 2010 年 7 月 30 日下发的《关于贯彻国务院关于加强地方政府融资平台公司管理有关问题的通知相关事项的通知》；《中国银监会关于加强当前重点风险防范工作的通知》（银监发[2010]98 号）。

⁶ 例如，2007-2011 年，兴业银行的存贷比一直高于 70%。为了突破存贷比约束对银行经营业绩的影响，兴业银行近年来大力发展同业业务。2012 年末兴业银行同业资产达到 1.17 万亿元，占总资产的 36%，相较 2008 年增长了 5 倍。其中，同业资产中买入返售金融资产占比达到 67%。兴业银行资产规模和盈利水平的快速提升得益于同业业务，特别是买入返售金融资产业务的快速增长。

但是这种负效应在存贷比比率高的银行并不显著,说明商业银行向影子银行体系融出资金的一个重要动机就是规避贷款能力受监管限制而对业绩造成的负面影响。

相比已有的研究,本文的研究贡献主要体现在以下几个方面:第一,本文首次从影子银行体系资金融出方的视角,阐释了我国商业银行如何通过同业业务参与影子银行运作,有别于已有的文献主要从宏观角度分析影子银行和关注西方影子银行的运作模式(Gorton and Metrick, 2010; Stein, 2012; 裘翔和周强龙, 2014)。第二,本文考察了商业银行从事同业业务的影响因素和对商业银行风险的影响,为研究影子银行的机理提供了新的证据。第三,本文的研究丰富了商业银行风险控制与公司治理的文献,同时也为中国商业银行体制改革提供了一定的帮助。

二、文献回顾

(一) 影子银行的形成与运作机制研究

Gorton and Metrick(2010)提到,资产证券化给银行提供了将资产和贷款进行表外操作的机会,银行通过特殊目的机构(SPVs)对贷款进行打包评级,再通过抵押债券回购协议(Repos)等方式将贷款出售给货币市场共同基金等投资者,从而获得资金,同时也将部分信贷风险转移给市场(如图1所示)。

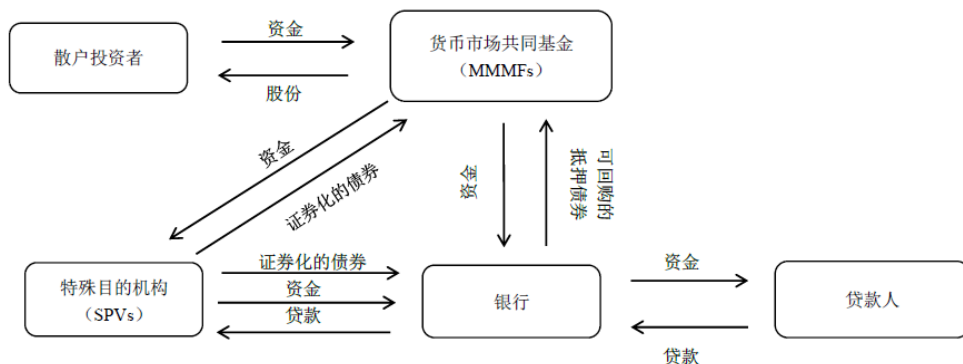


图1 美国的商业银行参与影子银行业务的典型模式

资料来源: 参考 Gorton and Metrick (2010) 中的图2

我国的影子银行主要指以类信贷业务为主与商业银行密切关联的信用中介(颜永嘉, 2014)。周莉萍(2012)认为,我国影子银行是对银行贷款业务的转移,是一种银行信贷的替代品,并不涉及复杂的衍生品,其中制度创新多于产品创新。陆晓明(2014)指出,不同于美国影子银行拓展了资金来源,降低了融资成本,我国影子银行使得信贷资金在金融机构间反复流转,抬高了企业融资成本,最终导致企业盈利水平下降,风险增加。

(二) 影子银行的影响因素

Gennaioli et al. (2013)从资金需求方出发,假设普通投资者是完全风险厌恶,只进行无风险投资。那么,当普通投资者拥有的财富大于金融机构无风险项目所需资金时,金融机构需要对具有风险的投资进行资产证券化,消除投资个体风险,从而创造出更多无风险产品满足投资者需求。从资金供给方出发,银行对流动性的需求也是导致影子银行业务快速发展的重要原因之一(Agostino and Mazzuca, 2008)。Pennacchi(1988)、Maddaloni and Peydró(2011)认为,影子银行产生的原因之一是银行需要进行监管套利,规避巴塞尔协议对银行资本充足率等的要求。但是,对于影子银行快速发展的原因仍然需要进一步探索。

现有的很多研究尝试解释我国影子银行的快速发展。例如,龙海明等(2011)发现,我国信贷资金存在区域配置失衡的现象,欠发达地区可能更依赖影子银行进行融资。张明(2013)、裘翔和周强龙(2014)认为影子银行产生于我国金融管制和“定向式”行政管制的大背景下。陆晓明(2014)、周莉萍(2012)认为监管部门通过行政干预限制市场机制,而非通过宏观层面的立法来完成金融制度创新导致了市场自发从事自己不擅长的金融体系和机构形式创新,从而形成了影子银行体系。

(三) 影子银行的经济后果

现有关于影子银行经济后果的研究主要关注影子银行对于银行风险的影响,但是目前学术界在该问题上并没有达成一致。Gorton and Souleles(2006)、Minton et al. (2004)认为影子银行能够降低银行风险。因为银行通过资产证券化不仅将部分银行信贷风险转移给外部投资者,进而使得风险被整个资本市场分担;还可以同时提高银行资产流动性。但是,2007年的次贷危机使得学者们对影子银行导致的银行风险进行重新思考。银行通过资产证券化等表外业务分散风险时,一方面隐性地降低了银行资本充足率的要求,另一方面增加了市场系统风险(Iori et al., 2006; Gennaioli et al., 2012; Acharya et al., 2013),这就急剧增加了风险评估当中的尾部风险(Tail risk)。在这种情况下,银行和金融中介对金融衍生产品的非系统风险(Idiosyncratic risk)提供担保进一步加大了整个银行体系的风险(Brown, 2010; Gennaioli et al., 2013)。

中国影子银行的实质仍然是商业银行信贷业务(裘翔和周强龙, 2014),是传统贷款业务的线性延伸,银信合作的基础是银行为了规避金融监管和行政管制,因此并不存在西方证券化债券公开市场面临的系统风险(巴曙松, 2013)。陆晓明(2014)通过对比中美影子银行的风险发现,我国的影子银行体系风险主要来自于信贷类产品本身,并且风险比较独立。我国影子银行体系实际上扩大了商业银行的贷款规模,同时抬高了企业的融资成本和还

款付息压力，再加上商业银行需对理财产品提供刚性兑付的隐性担保（张磊，2008），因此商业银行需承担高贷款规模和高贷款利率带来的坏账风险和期限错配的流动性风险，最终体现为银行经营业绩（孙浦阳等，2011）和偿付能力的波动。

三、制度背景

（一）中国影子银行的发展和运作机制

中国影子银行包括的范围还存在一定争议。巴曙松（2013）认为，影子银行主要包括商业银行理财产品和信托公司信托资产。黄益平等（2012）指出，我国的影子银行主要包括银行理财产品、信托计划和金融机构间委托融资。根据中国人民银行发布的《中国金融稳定报告 2013》，中国的影子银行可以概括为：正规银行体系之外，由具有流动性和信用转换功能，存在引发系统性风险或监管套利可能的机构和业务构成的信用中介体系。

社会资金可通过银行表外业务、银行同业业务和信托公司等金融中介发行的产品进入影子银行体系，其中银行同业业务是向影子银行体系提供资金的最主要途径之一。从商业银行报表科目来看（肖崎和阮健浓，2014），同业科目在资产方有三个科目：存放同业和其他金融机构款项、拆出资金和买入返售金融资产；在负债方有三个科目：同业和其他金融机构存放、拆入资金和卖出回购金融资产。近年来，商业银行的同业业务特别是买入返售金融资产规模快速增长。事实上，商业银行在同业业务上的不断创新，已经使得同业业务演变成为“类贷款业务”。以银信合作为例，如图 2 所示，商业银行通过同业业务向信托公司等金融机构融出资金，转而间接向企业发放贷款。在图 2 的影子银行系统中，资金融出方银行 A 是本文的研究对象，银行 A 通过通道银行 B 向信托公司等金融中介融出资金，信托公司等金融中介拿到资金后再将资金贷给如房地产企业、地方融资平台等特定融资需求方。根据监管的规定，通道银行 B 不能直接对出售给银行 A 的信托计划或信托受益权提供担保回购，而需由另外一家银行 C 提供远期回购承诺。在这个系统当中，银行 A 获得的信托受益权属于同业业务，在银行 A 的资产负债表当中体现为买入返售金融资产，不属于贷款，因此不影响银行贷款额度和存贷比，也不受国家宏观调控对贷款的限制，同时银行 A 不直接承担贷款风险，而由提供担保的回购银行 C 直接承担贷款风险。贷款风险的主要承担方银行 C，其从事该项业务的收入计入中间业务收入，但是由于可获得数据的限制，我们目前无法具体衡量银行 C 的收入和风险大小。

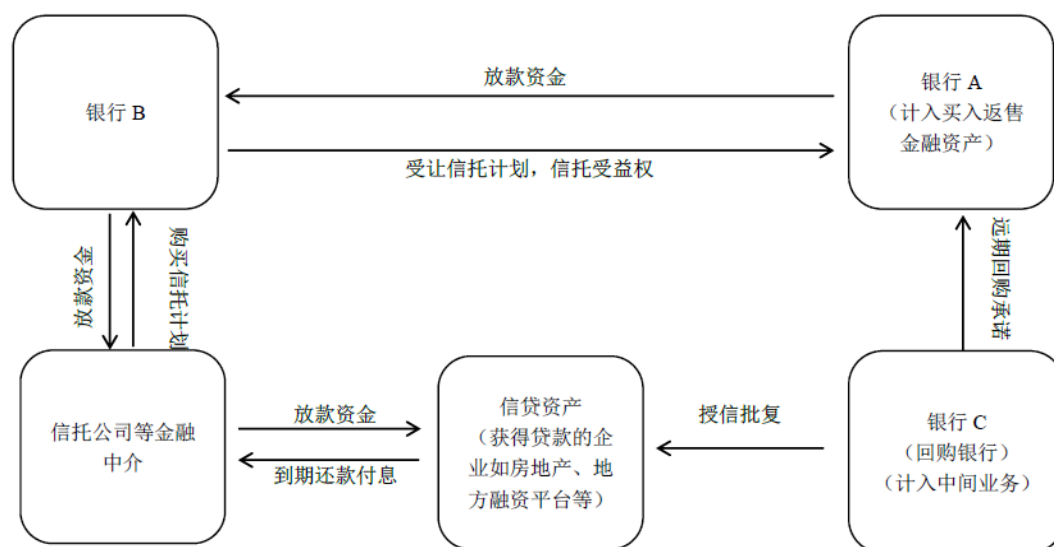


图2 中国商业银行参与影子银行业务的典型模式之一

资料来源：参考《中国信托业发展报告 2012》、中国银行《金融机构新型同业业务情况汇报》、肖崎和阮健浓（2014）和 Li(2014)等资料总结所绘

已有的研究发现（巴曙松，2013；李波和伍戈，2011；肖崎和阮健浓，2014），我国影子银行给银行带来的风险主要有两类：一是期限错配造成的流动性风险。由于商业银行间激烈竞争和监管机构对银行进行考核等原因，银行理财产品呈现短期化趋势，同时商业银行大量使用同业业务筹措短期资金，缓解临时性资金紧张，而为了获得高收益，影子银行资金主要投向城投债、基础建设和房地产等长周期项目。二是坏账风险。在中国影子银行体系当中，为了规避监管，资金在金融机构间反复流转，导致末端企业实际贷款利率很高。因此，一旦投资项目出现经营问题，影子银行产品可能就会产生坏账。因此，我国影子银行体系形成的本质是商业银行受到金融管制，被迫从事其不擅长的制度创新（裘翔和周强龙，2014），开展同业业务等“类贷款业务”。然而，商业银行从事同业业务会摊薄总资产报酬率，增加商业银行潜在风险。

（二）中国影子银行的监管规定

我国金融监管和宏观经济调控使得传统银行贷款与融资需求之间存在缺口，再加上我国企业融资渠道单一，各类融资主体需要借助影子银行体系进行融资，从而催生了影子银行的迅速扩张。《中华人民共和国商业银行法》（2003 年修订）第三十九条规定：“贷款余额与存款余额的比例不得超过百分之七十五”⁷。银监会 2012 年颁布的《商业银行资本管理办

⁷ 全国人大常委会 2015 年 8 月 29 日表决通过关于修改《中华人民共和国商业银行法》的决定，删除 75% 存贷比监管指标，决定自 2015 年 10 月 1 日起施行。存贷比由法定监管指标转为流动性监测指标。

法（试行）》对商业银行债权风险、存贷比和存款准备金进行定期考察⁸，严格限制了商业银行的贷款额度和贷款风险。以上法规立足于降低商业银行风险，但同时也限制了商业银行提供贷款的能力。裘翔和周强龙（2014）指出，房地产和地方融资平台等受调控主体的融资总量和直接从商业银行贷款的融资总量之间可能存在巨大缺口，而从其他渠道获得的资金也大都出自商业银行。这就说明大量资金需要通过影子银行的渠道流入这些存在融资缺口的融资主体。银行同业业务不属于贷款业务，不受债权风险和存贷比的限制，也无需缴纳存款准备金，因此商业银行实际运用同业业务规避监管。事实上，这就形成了我国影子银行体系以商业银行作为主体，通过同业业务开展类贷款业务，其他金融中介围绕着银行资金链，充当银行与贷款企业中间人角色的独特模式。

关于商业银行的同业业务，监管部门相继颁布法律法规，对其进行规范和管理。2009年银监会发布《关于进一步规范商业银行个人理财业务投资管理有关问题的通知》，加大了对表外业务的监管力度，逐步将银行自营的理财产品转为表内管理。2013年3月25日，银监会下发《关于规范商业银行理财业务投资运作有关问题的通知》，把信托、券商、基金、产权类交易所挂牌的所有产品纳入管理。但银行间市场仍然可通过买入返售类票据规避监管。2014年4月24日，人民银行、银监会、证监会、保监会和外汇局联合印发《关于规范金融机构同业业务的通知》（银发[2014]127号），对同业类型的非标业务进行规范，涉及银信合作等的影子银行业务因此受限。

四、研究设计与描述性统计

（一）研究样本

本文的研究对象包括5家大型商业银行、12家股份制商业银行和144家城市商业银行。本文的样本研究期间为2006年-2012年。商业银行的财务数据和公司治理数据根据商业银行网站和《金融时报》披露的商业银行年报手工整理。由表1可知，本文的样本占银行总数的25.51%。样本的缺失主要是因为大部分城市商业银行为非上市银行，其年报或者公司治理数据存在披露缺失。本文的样本比率与祝继高等（2012）、Rao et al. (2015)的比率类似。⁹

⁸ 银监会2012年第1号《商业银行资本管理办法（试行）》。

⁹ 需要说明的是，尽管本文的银行样本观测数不多，但是由于5家大型商业银行和12家股份制商业银行的银行年报信息披露较为完整，因此2012年样本中52家商业银行的总资产已经占到2012年161家商业银行总资产的94.4%。

表 1 样本统计

	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	合计
商业银行总数	130	141	153	160	164	161	161	1,070
论文样本量	8	19	41	49	51	53	52	273
比率(%)	6.15%	13.48%	26.80%	30.63%	31.10%	32.92%	32.30%	25.51%

资料来源：商业银行（包括大型商业银行、股份制商业银行和城市商业银行）总数根据中国银行业监督管理委员会年报统计

（二）模型设定与变量定义

本文主要研究商业银行通过买入返售金融资产从事银行同业业务的影响因素和经济后果。因此，本文采用两个模型进行分析¹⁰。

1. 商业银行通过买入返售金融资产从事影子银行业务的影响因素

我们借鉴钱先航等（2011）、祝继高等（2012）和 Rao et al. (2015)的研究设计，采用公式（1）进行分析。模型因变量是买入返售金融资产的规模，模型的解释变量包括商业银行的股权特征、财务特征和地区金融发展水平。

$$SFR_t = \alpha_0 + \alpha_1 First_t + \alpha_2 State_t + \alpha_3 Bigfour_t + \alpha_4 ROA_{t-1} + \alpha_5 Size_{t-1} + \alpha_6 CAR_{t-1} + \alpha_7 Loan_{t-1} + \alpha_8 Deposit_{t-1} + \alpha_9 Finmarket_t + Year \quad (1)$$

模型中涉及主要变量的定义如下：

因变量是买入返售金融资产比率(SFR)。买入返售金融资产比率=买入返售金融资产/期末总资产，该指标反映了商业银行通过同业业务参与影子银行业务的规模。

自变量包括商业银行第一大股东持股比率(First)、商业银行第一大股东的股权性质(State)、是否为四大国有商业银行(Bigfour)、总资产收益率(ROA)、银行总资产规模(Size)、资本充足率(CAR)、贷款总额(Loan)、银行存款总额(Deposit)和金融业的市场化指数(Finmarket)。这些变量的定义请参见表 2。

2. 商业银行通过买入返售金融资产从事影子银行业务对于风险的影响

我们参考 Houston et al. (2010)、张健华和王鹏（2012）的研究设计，采用 Z 指数来测度商业银行的风险。我们采用公式（2）来检验买入返售金融资产对商业银行风险的影响。

$$Risk_t = \alpha_0 + \alpha_1 SFR_t + \alpha_2 First_t + \alpha_3 State_t + \alpha_4 Bigfour_t + \alpha_5 ROA_{t-1} + \alpha_6 Size_{t-1} + \alpha_7 CAR_{t-1} + \alpha_8 Loan_{t-1} + \alpha_9 Deposit_{t-1} + \alpha_{10} Finmarket_t + Year \quad (2)$$

¹⁰ 在本文的公式 1 和 2 中，我们对银行的财务变量（包括 ROA、Size、CAR、Loan、Deposit）采用了滞后一期，对银行的公司治理变量（包括 First、State、Bigfour）和市场化指数则采用了当期。采用这样的研究设计，主要考虑是银行的财务变量与买入返售金融资产比率(SFR)和商业银行风险(Risk)可能会存在一定的内生性，所以采用了滞后一期的财务变量，以缓解内生性问题。在本文中，商业银行的第一大股东持股比率、产权性质和市场化指数较为稳定，而且从理论文献和商业银行实践来看，我们很难推断商业银行买入返售金融资产比率和商业银行风险会显著影响该银行的大股东持股比率、产权性质和外部的市场化程度。

模型中涉及主要变量的定义如下：

因变量是 Risk。Houston et al. (2010)、张健华和王鹏（2012）指出，在银行破产概率较低的情况下，Z 值反映了银行经营情况的波动，从而体现银行运营风险的大小。Z 值的具体计算公式见公式（3），其中，AROA 为三年内的平均总资产收益率，ACAR 为三年内的平均银行资本充足率， $\sigma(ROA)$ 表示按三年移动平均法计算的总资产收益率的标准差。Z 值越大，银行的运营风险越小。与张健华和王鹏（2012）的方法一致，我们在回归分析中对 Z 值取自然对数，即 $Risk = \ln(Z)$ 。

$$Z = \frac{AROA + ACAR}{\sigma(ROA)} \quad (3)$$

公式（2）中我们最为关注的解释变量是买入返售金融资产比率(SFR)，其他控制变量与公式（1）一致，变量定义请参见表 2。

表 2 变量定义表

变量	说明	具体定义
Risk	商业银行风险	$Risk = \ln(Z)$ 。 $Z = (AROA + ACAR) / \sigma(ROA)$ ，其中，AROA 为三年内的平均总资产收益率，ACAR 为三年内的平均银行资本充足率， $\sigma(ROA)$ 为按三年移动平均法计算的总资产收益率的标准差。Z 值越大，风险越小
SFR	买入返售金融资产比率	买入返售金融资产/期末总资产
Finmarket	金融业的市场化指数	金融业的市场化指数（樊纲等，2011） ¹¹
First	第一大股东持股比例	第一大股东持股比例
State	第一大股东是否为国有背景	如果第一大股东的背景为国有则取值为 1，否则为 0
Bigfour	四大国有商业银行	如果银行为四大国有商业银行，则取值为 1，否则为 0。四大国有商业银行为：中国工商银行、中国建设银行、中国银行和中国农业银行
ROA	总资产收益率	净利润/总资产
Size	银行总资产规模	银行总资产的自然对数
CAR	资本充足率	银行资本充足率
Loan	贷款总额	贷款总额/总资产
Deposit	存款总额	存款总额/总资产
Loandepratio	存贷比	贷款总额/存款总额

（三）描述性统计

表 3 是主要变量的描述性统计。SFR 的均值为 0.071，说明平均而言商业银行买入返售金融资产占商业银行总资产的比率为 7.1%。SFR 的最小值为 0，最大值为 0.345，说明不同商业银行通过买入返售金融资产从事同业业务的规模差异较大，在本文的样本中，买入返售

¹¹ 由于樊纲等（2011）编制的市场化指数更新到 2009 年，2010 年及以后年份的市场化指数我们采用 2009 年的市场化指数来替代。

金融资产占商业银行总资产比率的最大值为 34.5%。First 的均值为 0.248，说明商业银行第一大股东平均的持股比率为 24.8%。State 的均值为 0.791，表明在本文的样本中，有 79.1% 的商业银行第一大股东的性质为国有。Bigfour 的均值为 0.073，表明在本文的样本中，有 7.3% 的样本为四大国有商业银行。样本银行 T-1 年的平均 ROA 为 0.9%，平均资本充足率为 12.7%，平均贷款占总资产的比重为 51.3%，平均存款占总资产的比重为 78.4%。商业银行风险指标 Risk 的均值为 4.457，最小值为 2.451，最大值为 8.682。

表 3 样本的描述性统计

	N	Mean	STD	Min	Q1	Median	Q3	Max
SFR _t	273	0.071	0.072	0.000	0.017	0.049	0.102	0.345
First _t	273	0.248	0.179	0.029	0.137	0.195	0.265	0.908
State _t	273	0.791	0.407	0.000	1.000	1.000	1.000	1.000
Bigfour _t	273	0.073	0.261	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
ROA _{t-1}	273	0.009	0.004	-0.014	0.007	0.009	0.011	0.029
Size _{t-1}	273	18.728	1.996	15.509	17.194	18.169	20.192	23.463
CAR _{t-1}	273	0.127	0.057	-0.015	0.106	0.121	0.135	0.626
Loan _{t-1}	273	0.513	0.097	0.145	0.463	0.521	0.581	0.787
Deposit _{t-1}	273	0.784	0.090	0.346	0.738	0.798	0.844	0.935
Finmarket _t	273	10.797	1.190	7.060	10.280	10.650	11.400	12.840
Risk _t	181	4.457	0.906	2.451	3.840	4.410	5.122	8.682

五、主要结果分析

（一）商业银行通过买入返售金融资产从事影子银行业务的影响因素

在表 4 中，我们主要分析商业银行从事买入返售金融资产业务的影响因素。由回归模型 1 可知，Bigfour 的回归系数为-0.077，在 1%水平上显著，说明相比非四大国有商业银行，四大国有商业银行的买入返售金融资产占总资产的比率要低 7.7%。ROA 的回归系数为-2.756，在 5%水平上显著，说明商业银行 t-1 期盈利水平越高，t 期的买入返售金融资产规模越小。Size 的回归系数为正，在 10%水平上显著，说明 t-1 期资产规模大的商业银行，t 期的买入返售金融资产规模越大¹²。Loan 的回归系数为负，在 5%水平上显著，说明 t-1 期贷款规模大的银行，t 期的买入返售金融资产规模越小。这表明贷款业务和买入返售金融

¹² 就商业银行的规模而言，四大国有商业银行要显著大于非四大国有商业银行（在本文的研究样本中包括股份制商业银行和城市商业银行）。为了控制银行类型对规模效应的影响，在表 5 的模型 1 和模型 2 中，我们控制了银行是否为四大国有商业银行。在表 5 的模型 3 和模型 4 中，我们剔除了四大国有商业银行的样本，发现模型 3 和模型 4 中 Size 的回归系数分别为 0.005 和 0.008，并分别在 10%和 1%的水平上显著。上述结果表明，在非四大国有商业银行中，商业银行的资产规模越大，买入返售金融资产规模也越大。

资产业务存在一定替代关系,当贷款业务规模较大时,买入返售金融资产业务规模较小,即如果银行能够通过贷款业务获得盈利,则其通过同业业务改善业绩的动机会降低。Deposit的回归系数为负,在10%水平上显著,说明商业银行 $t-1$ 期存款水平越高, t 期的买入返售金融资产规模越小。这是因为商业银行贷款受到存贷比不超过75%等金融监管指标的限制,获得存款少的商业银行,更有动机通过同业业务增加业务量和提高盈利水平。金融业的市场化指数Finmarket的回归系数为-0.007,并在10%的水平上显著,说明金融市场化程度越高的省份,商业银行的买入返售金融资产占比越低,从事买入返售金融资产业务越少。金融市场化程度越高的地区,资源配置效率也越高(樊纲等,2011),这些地区的企业融资渠道更加丰富,对于通过影子银行渠道获得较高成本资金的需求可能更低,因此体现为这些地区商业银行买入返售金融资产业务占比较低。

商业银行从事信贷业务的一个重要监管指标是存贷比不能超过75%。在表4的模型2中,我们用商业银行的存贷比增量指标($\Delta\text{Loandepratio}_t$)代替商业银行的存款和贷款指标。存贷比增量反映了商业银行当期贷款业务增长的情况,同时也反映了商业银行当期面临的存贷比限制,存贷比增量越大说明当期存贷比受到的限制越小,商业银行从事买入返售金融资产业务的动机越小。在模型2中, $\Delta\text{Loandepratio}$ 的回归系数为-0.040,在5%水平上显著,说明商业银行本期存贷比提高的越多,买入返售金融资产的规模越小。

表4 买入返售金融资产的影响因素

因变量: SFR	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
	全样本	全样本	非四大国有商业银行	非四大国有商业银行
First _t	-0.008 (-0.31)	0.002 (0.08)	-0.005 (-0.20)	0.003 (0.14)
State _t	0.010 (1.02)	0.015 (1.56)	0.009 (0.98)	0.015 (1.54)
Bigfour _t	-0.077*** (-4.87)	-0.096*** (-6.70)		
ROA _{t-1}	-2.756** (-2.55)	-3.243*** (-2.86)	-2.679** (-2.46)	-3.196*** (-2.80)
Size _{t-1}	0.005* (1.77)	0.008*** (3.13)	0.005* (1.68)	0.008*** (3.11)
CAR _{t-1}	-0.074 (-0.95)	0.021 (0.36)	-0.075 (-0.95)	0.021 (0.36)
Loan _{t-1}	-0.116** (-2.10)		-0.116** (-2.00)	
Deposit _{t-1}	-0.138* (-1.85)		-0.146* (-1.87)	

$\Delta \text{Loandepratio}_t$		-0.040**		-0.039**
		(-2.19)		(-2.14)
Finmarket_t	-0.007*	-0.009***	-0.007*	-0.010***
	(-1.79)	(-2.77)	(-1.87)	(-2.81)
Constant	0.238**	0.039	0.248**	0.040
	(2.13)	(0.55)	(2.16)	(0.57)
Year	Controlled	Controlled	Controlled	Controlled
N	273	273	253	253
Adj R-squared	0.2021	0.2110	0.1830	0.1462

注：1. 括号内是 t 值，标准误差经异方差调整，下同

2. * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$, 下同

（二）商业银行通过买入返售金融资产从事影子银行业务对于风险的影响

表 4 主要分析了商业银行买入返售金融资产规模的影响因素。那么，买入返售金融资产是否会影响银行的经营风险呢？在表 5 模型 1 中，我们主要分析商业银行通过买入返售金融资产从事同业业务对于风险的影响。由回归模型可知，在控制了商业银行特征变量之后，买入返售金融资产 SFR 的回归系数为-2.075，并在 5%的水平上显著，说明买入返售金融资产比例越高的商业银行，其经营风险也越高。上述结果表明，商业银行通过同业业务从事影子银行业务会增加银行的风险，这与已有的研究结论是一致的（Iori et al., 2006; Maddaloni and Peydró, 2011; 肖崎和阮健浓，2014）。

在控制变量中，First 的回归系数显著为负，说明第一大股东持股比率越高，商业银行的风险水平越高。Rao et al.（2015）发现，第一大股东的持股比率越高，第一大股东越有可能“掏空”商业银行，最终表现为更高的不良贷款率和更低的 ROA。我们的发现与 Rao et al.（2015）的发现相一致。State 的回归系数显著为正，说明政府控制的商业银行经营风险更小。La Porta et al.（2002）的研究支持了政府持股银行的政治观点，即政府利用银行向政府的支持者提供就业机会、补贴和其他福利。我们的研究表明，政府的“担保”作用能够降低政府持股银行的经营风险。Size 的回归系数显著为正，说明商业银行 t-1 期的资产规模越大，其风险越小。Loan 的回归系数为-2.044，并在 5%水平上显著，说明商业银行 t-1 期的贷款规模越大，其风险越大，这与张健华和王鹏（2012）的研究发现是一致的。

那么，买入返售金融资产影响银行经营风险的具体机制是什么呢？参考 Houston et al.（2010）的方法，我们对因变量进行分拆，采用 Z 值的三个构成因素：t-1 年至 t+1 年三年平均总资产收益率 AROA、平均资本充足率 ACAR 和总资产收益率波动 $\sigma(\text{ROA})$ 来考察买入返售金融资产影响风险指标 Z 值的具体路径。回归模型 2 中，SFR 的回归系数为-0.006，并在 1%水平上显著，说明商业银行买入返售金融资产业务规模越大，商业银行的三年平均总

资产收益率越低。以 2009 年为例¹³，上市商业银行贷款业务的平均收益率为 5.07%，同业业务（包括买入返售金融资产业务）的平均收益率仅为 1.52%，而所有生息资产的平均收益率为 3.85%。可见，相比于贷款业务，同业业务的资本回报率低逾 3 个百分点。回归模型 3 中，SFR 的回归系数为 0.062，不显著，说明买入返售金融资产不会降低平均资本充足率。回归模型 4 中，SFR 的回归系数为 0.003，不显著，说明买入返售金融资产不会增加总资产波动率。因此，买入返售金融资产并不影响商业银行资本充足率和总资产收益率波动。

表 5 买入返售金融资产对于银行经营风险的影响

因变量:	模型 1 Risk	模型 2 AROA	模型 3 ACAR	模型 4 $\sigma(\text{ROA})$
SFR _t	-2.075** (-2.42)	-0.006*** (-2.70)	0.062 (0.53)	0.003 (1.17)
First _t	-0.695** (-2.03)	-0.001 (-1.14)	-0.162 (-1.03)	0.001 (1.58)
State _t	0.383** (2.38)	0.000 (0.52)	0.035 (1.03)	-0.000 (-1.55)
Bigfour _t	0.041 (0.13)	0.001*** (2.77)	0.311 (1.06)	0.001* (1.70)
ROA _{t-1}	-12.911 (-0.70)	0.629*** (9.59)	1.455 (1.11)	0.074 (1.00)
Size _{t-1}	0.179*** (4.78)	-0.000** (-2.56)	0.003 (0.41)	-0.000*** (-5.66)
CAR _{t-1}	2.160 (1.45)	0.000 (0.15)	0.530*** (4.53)	0.004 (0.96)
Loan _{t-1}	-2.044** (-2.43)	0.002 (0.86)	0.205 (0.83)	0.005*** (2.87)
Deposit _{t-1}	0.898 (1.03)	-0.001 (-0.33)	0.153 (0.70)	-0.005** (-2.20)
Finmarket _t	0.075 (1.15)	-0.000 (-0.38)	-0.002 (-0.37)	-0.000 (-1.50)
Constant	-0.073 (-0.06)	0.010** (2.22)	-0.239 (-0.54)	0.015*** (4.43)
Year	Controlled	Controlled	Controlled	Controlled
N	181	181	181	181
Adj R-squared	0.2829	0.7730	0.0933	0.3156

表 5 发现，商业银行通过买入返售金融资产向影子银行体系提供资金会摊薄商业银行的

¹³ 选择 2009 年进行统计是因为 2009 年为本文研究样本期间的中值，具有代表性。部分银行在商业银行年报附注“净利息收入”（或“利息净收入”）部分披露了各项生息资产收益率。16 家上市银行中披露了生息资产收益率的有 9 家，分别为：平安银行、工商银行、中国银行、农业银行、建设银行、招商银行、民生银行、交通银行和中信银行。如果银行未单独披露买入返售金融资产的收益率，则采用存放同业收益率替代。

三年平均总资产收益率,那么为什么还有很多商业银行会积极地扮演影子银行资金融出方的角色呢?我们预期这可能是商业银行的贷款能力受到了一定的限制,因此需要通过其他业务来弥补贷款业务的不足。我国商业银行的贷款能力会受到多方面的影响:第一,存贷比的限制,即商业银行的存贷比不能超过 75% (该监管规定于 2015 年 10 月 1 日废止);第二,监管部门对商业银行贷款直接进行窗口指导;第三,商业银行自身开展贷款业务的能力受到信贷政策、产业政策等诸多因素的限制。第二点和第三点对商业银行贷款的限制很难观察到,因此我们选择对比分析存贷比高的银行和存贷比低的银行开展同业业务对于业绩影响的差异。

在表 6 的模型 1 中,如果不考虑存贷比对买入返售金融资产的影响, SFR 的回归系数为 -0.017,并在 1%的水平上显著,说明总体而言,商业银行将更多资金配置在买入返售金融资产上会降低总资产回报率。也就是说,如果商业银行还有放贷能力或者其他高收益资产配置渠道,商业银行应该将买入返售金融资产的资源配置到收益率更高的资产上。

在表 6 的模型 2 中,我们将 SFR 与存贷比 Loandepratio 设置交乘项,“ $SFR_t * Loandepratio_t$ ”的回归系数为 0.032,并在 5%的水平上显著,说明买入返售金融资产摊薄总资产收益率的效应在存贷比较高的商业银行中并不显著,也就是说当商业银行的贷款能力因为存贷比受到限制时,从事买入返售金融资产业务可以提高银行资产的配置效率,避免 ROA 下滑。总之,表 6 的结果说明,商业银行通过买入返售金融资产向影子银行体系融出资金是在金融管制条件下的一种被迫选择。

表 6 存贷比限制、买入返售金融资产与银行业绩

因变量:	模型 1 ROA _t	模型 2 ROA _t
SFR _t	-0.017*** (-5.35)	-0.036*** (-4.44)
Loandepratio _t	-0.001 (-1.01)	-0.002*** (-2.71)
SFR _t *Loandepratio _t		0.032** (2.37)
First _t	-0.003** (-2.56)	-0.003** (-2.40)
State _t	0.001 (1.47)	0.001 (1.51)
Bigfour _t	0.003*** (4.01)	0.003*** (4.36)
Size _{t-1}	-0.000*** (-2.94)	-0.000*** (-3.35)

CAR _{t-1}	-0.002 (-0.30)	-0.002 (-0.30)
Finmarket _t	0.000 (0.97)	0.000 (0.85)
Constant	0.019*** (5.13)	0.021*** (5.64)
Year	Controlled	Controlled
N	272	272
Adj R-squared	0.2645	0.2730

六、研究结论

本文从影子银行资金融出方的视角出发,采用中国商业银行通过同业业务参与影子银行的数据,分析了商业银行从事影子银行业务的动机和经济后果。我们发现,四大国有商业银行、业绩好的银行、资产规模小的银行、贷款比率高的银行、存款比率高的银行(不容易受到存贷比的影响)、处于地区金融发展程度高的省份的银行买入返售金融资产比率较低,说明这些商业银行更不可能通过同业业务参与影子银行业务。商业银行通过买入返售金融资产参与影子银行业务会提高银行经营风险,主要表现为买入返售金融资产业务会降低银行总资产回报率。但是,买入返售金融资产业务降低银行总资产回报率是相较于贷款业务而言,如果银行的贷款能力受到存贷比限制,那么银行通过买入返售金融资产向影子银行体系融出资金,能够避免因为贷款业务受限带来的业绩下滑。

本文的研究对未来金融发展的启示是:一方面,监管部门需要进一步提高对影子银行风险的监控和防范,特别是对金融业同业业务进行规范,防止金融机构间通过业务创新来规避监管。另一方面,我们也应该认识到影子银行的快速发展与我国的金融管制和利率市场化程度较低有直接关系,未来的金融改革应该考虑影子银行形成的根本原因,进一步建立完善的利率市场化机制。

本文主要有两方面的局限:一是商业银行参与影子银行并不仅仅局限于同业业务的形式,本文仅从影子银行资金的融出方,以买入返售金融资产的规模作为衡量商业银行从事影子银行业务规模的指标可能存在一定的偏差。二是商业银行通过买入返售金融资产科目进行的常规金融融通业务也可能影响本文对影子银行业务的衡量。未来的研究可以从其他途径考察影子银行业务对商业银行的影响。

参考文献

- [1] 巴曙松, 2013,《应从金融结构演进角度客观评估影子银行》,《经济纵横》第4期,第27~30页。
- [2] 樊纲、王小鲁、朱恒鹏:《中国市场化指数——各地区市场化相对进程报告(2011年)》,经济科学出版社,2011年。
- [3] 黄益平、常健和杨灵修, 2012,《中国的影子银行会成为另一个次债?》,《国际经济评论》第2期,第42-51页。
- [4] 李波和伍戈, 2011,《影子银行的信用创造功能及其对货币政策的挑战》,《金融研究》第12期,第77~84页。
- [5] 龙海明、唐怡和风伟俊, 2011,《我国信贷资金区域配置失衡研究》,《金融研究》第9期,第54~64页。
- [6] 陆晓明, 2014,《中美影子银行系统比较分析和启示》,《国际金融研究》第1期,第55~63页。
- [7] 钱先航、曹廷求和李维安, 2011,《晋升压力、官员任期与城市商业银行的贷款行为》,《经济研究》第12期,第72~85页。
- [8] 裘翔和周强龙, 2014,《影子银行与货币政策传导》,《经济研究》第5期,第91~105页。
- [9] 孙浦阳、靳一和张亮, 2011,《金融服务多样化是否能真正改善银行业绩》,《金融研究》第11期,第112~124页。
- [10] 吴晓灵, 2013,《金融市场化改革中的商业银行资产负债管理》,《金融研究》第12期,第1~15页。
- [11] 肖崎和阮健浓, 2014,《我国银行同业业务发展对货币政策和金融稳定的影响》,《国际金融研究》第3期,第65~73页。
- [12] 颜永嘉, 2014,《影子银行体系的微观机理和宏观效应——一个文献综述》,《国际金融研究》第7期,第46~53页。
- [13] 易宪容和王国刚, 2010,《美国次贷危机的流动性传导机制的金融分析》,《金融研究》第5期,第41~57页。
- [14] 张健华和王鹏, 2012:《银行风险、贷款规模与法律保护水平》,《经济研究》第5期,第18~30页。
- [15] 张磊, 2008,《中国转轨时期的货币非超中性和通货膨胀——兼论中国货币政策双重目标的体制根源》,《金融研究》第12期,第47~62页。
- [16] 张明, 2013,《中国影子银行: 界定、成因、风险与对策》,《国际经济评论》第3期,82-92页。
- [17] 周莉萍, 2012,《论影子银行体系国际监管的进展、不足、出路》,《国际金融研究》第1期,第44~53页。
- [18] 祝继高、饶品贵和鲍明明, 2012,《股权结构、信贷行为与银行绩效——基于我国城市商业银行数据的实证研究》,《金融研究》第7期,第31~47页。

- [19]Acharya, V. V., P. Schnabl, and G. Suarez. 2013, "Securitization without Risk Transfer", *Journal of Financial Economics*, 107(3): 515-536.
- [20]Agostino, M. and M. Mazzucca. 2008, "Why Do Banks Securitize? The Case of Italy", Working Paper.
- [21]Allen F. and D. Gale. 1994, "Limited Market Participation and Volatility of Asset Prices", *American Economic Review*, 84(4): 933-955.
- [22]Brown, G. 2010, *Beyond the Crash: Overcoming the First Crisis of Globalization*, Free Press, Simon & Schuste.
- [23]Cardone-Riportella, C., R. Samaniego-Medina and A. Trujillo-Ponce. 2010, "What Drives Bank Securitization: The Spanish Experience", *Journal of Banking & Finance*, 34(11): 2639-2651.
- [24]Gennaioli, N., A. Shleifer and R. Vishny. 2012, "Neglected Risks, Financial Innovation, and Financial Fragility", *Journal of Financial Economics*, 104(3): 452-468.
- [25]Gennaioli, N., A. Shleifer and R. Vishny. 2013, "A Model of Shadow Banking", *Journal of Finance*, 68(4): 1331-1363.
- [26]Gorton, G. and A. Metrick, 2012, "Securitized Banking and The Run on Repo", *Journal of Financial Economics*, 104(3): 425-451.
- [27]Gorton, G. and A. Metrick. 2010, "Regulating the Shadow Banking System", *Brookings Papers on Economic Activity*, Fall: 261-321.
- [28]Gorton, G. B. and N. S. Souleles, 2006, *Special Purpose Vehicles and Securitization*, The Risks of Financial Institutions, University of Chicago Press.
- [29]Gorton, G. B.. 2010, *Slapped by the Invisible Hand: The Panic of 2007*, Oxford University Press.
- [30]Houston, J.F., C. Lin, P. Lin and Y. Ma. 2010, "Creditor Rights, Information Sharing, and Bank Risk Taking", *Journal of Financial Economics*, 96(3): 485-512.
- [31]Iori, G., S. Jafarey and F. G. Padilla. 2006, "Systemic Risk on the Interbank Market", *Journal of Economic Behavior & Organization*, 61(4): 525-542.
- [32]La Porta, R., F. Lopez-de-Silanes and A. Shleifer. 2002, "Government Ownership of Banks", *Journal of Finance*, 57(1): 265-301.
- [33]Li, T.. 2014, "Shadow Banking in China: Expanding Scale, Evolving Structure", *Journal of Financial Economic Policy*, 6(3): 198-211.
- [34]Maddaloni, A. and J. L. Peydró. 2011, "Bank Risk-taking, Securitization, Supervision, and Low Interest Rates:

Evidence from the Euro-area and the US Lending Standards”, *Review of Financial Studies*, 24(6): 2121-2165.

[35]Minton, B. A., A. Sanders and P. Strahan. 2004, “Securitization by Banks and Finance Companies: Efficient Financial Contracting or Regulatory Arbitrage?”, Working Paper.

[36]Pennacchi, G. G. 1988, “Loan Sales and the Cost of Bank Capital”, *Journal of Finance*, 43(2): 375-396.

[37]Rao, P., H. Yue and J. Zhu. 2015, “An Investigation of Credit Borrower Concentration”, *Journal of Banking & Finance*, 54(1): 208-221.

[38]Ross, S. A.. 1976, “Options and Efficiency”, *The Quarterly Journal of Economics*, 90(1): 75-89.

[39]Stein, J. C.. 2012, “Monetary Policy as Financial-Stability Regulation”, *The Quarterly Journal of Economics*, 127(1): 57-95.

[40]Verona, F., M. M. F. Martins and I. Drumond. 2011, “Monetary Policy Shocks in a DSGE Model with a Shadow Banking System”, Working paper.

The Causes and Economic Consequences of Commercial Banks' Engagement in Shadow Banking

——From the Perspective of Outflow of Capital in Shadow Banking

ZHU Jigao¹ HU Shiyang² LU Zhengfei³

Abstract: Using Redemptory Monetary Capital for Sale of commercial banks from 2006 to 2012, this paper investigates the causes and economic consequences of commercial banks' engagement in shadow banking. We find that the Big-four state-owned commercial banks, banks with higher ROA, smaller size, higher loan ratio, higher deposit ratio and banks in more financially developed provinces have less Redemptory Monetary Capital for Sale, which indicates that pressure of financial performance and external financial development level are important factors for commercial banks to do the interbank business. Further study shows that the size of Redemptory Monetary Capital for Sale is positively related to the risk of commercial banks. Specifically, Redemptory Monetary Capital for Sale increases the risk of commercial banks through lowering ROA. But the negative effect of Redemptory Monetary Capital for Sale on ROA is not statistically significant when banks have a high Loan-to-Deposit ratio, indicating that one important motivation for commercial banks to engage in shadow banking is to avoid the negative effect of regulation's restriction on their financial performance.

Key words: Shadow Banking, Interbank Business, Redemptory Monetary Capital for Sale

“一带一路”国家双边贸易与中国经济增长的动态关系——基于空间交互作用视角

王美昌¹ 徐康宁²

【摘要】本文从空间交互作用的视角，基于投资、物价、利率、汇率和国际石油价格 5 个传导机制和以动态双边贸易总额权重为连接矩阵，构建了一个包含 51 个国家的 GVAR 模型考察“一带一路”国家双边贸易与中国经济增长之间的动态关系。结果表明，两者之间存在长期均衡关系；国家间的经济增长、利率、进口和出口贸易四个经济变量存在同周期性；长期来看，该地区双边出口和进口贸易 1 个标准差的正向冲击可促进中国经济增长 1.57% 和 1.77%，相反，中国经济增长 1.2% 则可提高该地区双边进出口贸易分别为 0.63% 和 1.02%，但短期内，双向冲击的结果均为负；这两种关系在各国间表现出显著的异质性。

【关键词】双边贸易；经济增长；GVAR；异质性；空间交互作用

一、引言

2008 年金融危机以来，中国与发达国家的贸易壁垒和贸易摩擦频频出现，国际学术界和一些国家的政府部门反对中国对外贸易扩张的呼声此起彼伏。根源在于贸易伙伴国国家利益的考量，而这种考量的主要基准则为国家间双边贸易是一种零和博弈，而不是国家间多边相互作用下的正和博弈。近年来，中国加强了与“一带一路”国家的双边贸易交往，这也是中国对外经贸交往的一个重要发展方向。“一带一路”涵盖了 44 亿人口，经济规模达到 21 万亿美元，分别占世界的 63% 和 29%¹，是世界跨度最长、最具发展潜力的经济走廊。我国与该地区经贸合作密切，占我国双边贸易总额从 1993 年 24.37% 增至 2013 年 44.89%，近 10 年贸易年均增长达到 19%³，并且该地区是我国主要能源、原材料等大宗商品的来源地，对我国商品生产成本和能源安全具有重要影响。如图 1，1993 年我国与英国、欧元区八国、美国、日本和“一带一路”国家的双边贸易分别为 35.92 亿美元、212.15 亿美元、276.10 亿美元、390.85 亿美元和 294.75 亿美元，2013 年分别增长到 699.22 亿美元、3920.97 亿美元、5159.86

¹ 王美昌，东南大学经济管理学院博士研究生

² 徐康宁，东南大学特聘教授，博士生导师

³ 作者根据 IMF 的 Datastream 计算得到。

亿美元、3121.32 亿美元和 10512.58 亿美元⁴，表明该地区在我国双边贸易的重要地位，对我国经济增长具有重要影响。随着“一带一路”战略的实施，中国与“一带一路”国家经贸联系将更加紧密，相互影响也日益加深，主要表现在以下几个方面：第一，中国外贸出口依赖于国际市场需求，也导致国内商品生产、就业和收入受国外市场需求显著影响；第二，中国从西亚、中亚等国家进口大量的能源和原材料，这些大宗商品的价格上升会引起我国输入型通货膨胀和提高生产成本；第三，中国汇率变动引发相互直接投资和进出口产品价格变化；第四，“亚投行”等国际多边金融机构的设立和人民币国际化都将影响中国金融市场和实体经济。总之，从当前我国与该地区经贸发展现状和趋势以及与该地区的地缘经济关系来看，中国与“一带一路”国家的经贸联系对我国经济增长影响是一个重要的课题，需要得到更加广泛地关注。

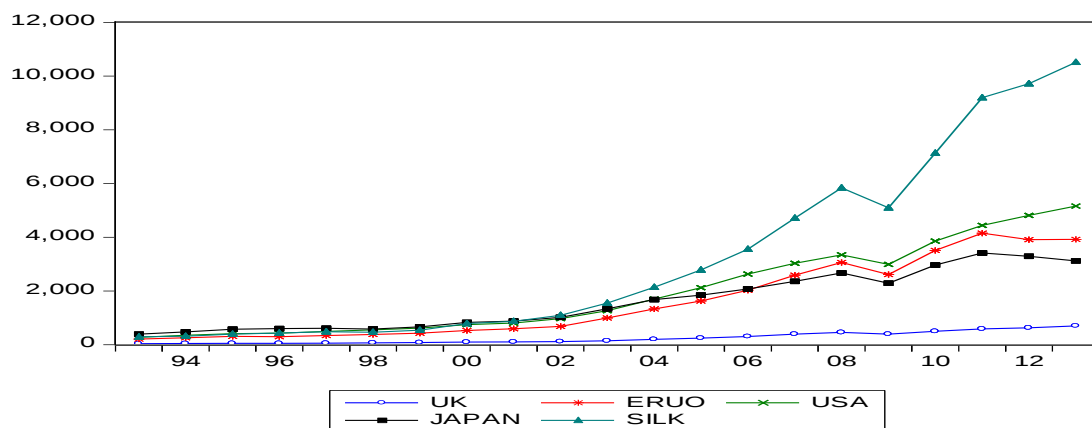


图1 我国主要贸易伙伴国或地区双边贸易总额 (单位: 亿美元)

注释: 数据来源与 IMF 的 Datastream。

在经济全球化和区域经济一体化背景下，考察双边贸易与中国经济增长之间关系，不仅要考虑中国与贸易伙伴之间的直接影响，也要考虑世界各国之间的交互影响和反馈作用。令人遗憾的是，在考察上述两者关系的现有文献中所使用的方法(面板数据模型、VAR 模型、联立方程和 CF 滤波分析法等)都未能体现，也不能识别不同国家间相互关系的异质性表现。最近，由 Pesaran(2004)和 Dees(2007)等发展的 GVAR 模型包含面板数据模型、时间序列和因素分析方法技术优点，尤其是可以反映截面个体之间的直接和间接的交互作用和溢出效应(Chudik 和 Pesaran,2014)，因此，能够很好地满足上述要求。目前，该模型在宏观经济和金融市场联系等方面应用较多，国内还处于刚刚起步(张延群,2012,2014;张红和李洋,2013,2014)。为此，本文从国家间多边交互作用的角度，使用该模型考察中国经济增长与

⁴ 作者根据 IMF 的 Datastream 计算得到。

该地区双边贸易之间的动态关系，也是评估国家间双边贸易效应的有益尝试。

二、文献综述

贸易与经济增长的关系是一直以来都是经济学界充满争议的话题。亚当·斯密认为国民财富的增长除了需要自由竞争的市场经济制度之外，分工、劳动生产率和对外贸易是三个关键因素。⁵由于对外贸易不仅能够扩大限制分工的市场规模，也可以带来“干中学效应”和“竞争效应”提高劳动生产率。因此，对外贸易是最为关键因素。大卫·李嘉图认为一个国家可以专门生产具有比较优势的产品，并通过国际贸易交换自己优势不足的产品，进而获得贸易利益。⁶由于当时缺乏相关的统计数据和分析工具，古典经济学家观点未能得到严格检验。但从道格拉斯·诺斯以经济史分析角度研究威尼斯由繁荣走向终结以及西班牙和英国最终成为海上霸主的原因可知，⁷贸易是推动制度变迁和经济增长的主要动力。随着现代计量经济方法的兴起和数据可获得性的提高，Grossman 和 Helpman(1991)、Dollars(1992,2002)、Levine 和 Renelt(1992)、Sachs 和 Warner(1995)、Edwards(1998)、Frankel 和 Romer(1999)等众多学者定量地研究了两者间的关系，⁸其结果都发现贸易对经济增长具有促进作用。但一些新经济地理学文献则认为贸易对边缘地区的经济增长并不利(Krugman, Paul 和 Elizondo, Raul Livas,1996;Monfort 和 Nicolini,2000; Brühlhart,2011; Christian Lessmann,2013); Sanjaya(2011)使用 CGE 模型研究发现尼泊尔从贸易自由化过程中获得福利明显少于南亚其他经济发展水平更高的国家,这一发现也验证了新经济地理的观点。Rodriguez 和 Rodrik(1999, 2009)、Ha 等(2004,)则从变量选择和内生性等方面对贸易的增长效应的观点提出了批评。同样，关于中国对外贸易是否促进了经济增长的观点也莫衷一是(Lardy,1998;Chen 和 Feng,2000;Shirk,2003;Brandt 和 Zhu,2007;何其春,2012)。⁹

一些学者研究也发现贸易对经济增长的影响存在空间溢出效应。Rose(2000,2001,2008)、Kose 和 Yi(2006)、Norris (2013)使用引力模型研究均发现快速发展的国际贸易提高了世界各国经济周期的同步性；Wang 和 Granato(2015)使用空间计量模型对 187 个国家经济波动的同步性研究也发现了贸易是重要的传导机制。Selim 和 Wu(2015)使用国际货币基金组织的全球一体的货币和财政模型(IMF's Global Integrated Monetary and Fiscal

⁵ 亚当·斯密,郭大力,王亚南译,《国民财富的性质和原因的研究》.北京,商务印书馆出版,2013。

⁶ 大卫·李嘉图,郭大力,王亚南译,《政治经济学及赋税原理》.北京,商务印书馆出版,2013。

⁷ 道格拉斯·诺斯,托马斯·厉以平,蔡磊译,《西方世界的兴起》.北京,华夏出版社,2009。

⁸ Rodriguez 和 Rodrik(2000)等做了详细的综述。

⁹ 何其春(2012)等做了详细的综述。

Model, GIMF)模拟发现德国与中东欧国家间不断扩大的贸易开放提高了该地区对全球经济的冲击。Ho 等(2013)在索罗增长模型分析框架下,使用空间面板数据模型对 26 个 OECD 国家 1971-2005 年的数据研究发现,双边贸易的增长效应存在显著的正向空间溢出效应。由于欧盟或欧元区高度的经济一体化,这种空间溢出效益尤为明显。例如, Baldwin 等(2006)、Bun 和 Klaasen(2007)、Berger 和 Nitsch(2008)、Harry 和 Tavlas(2012)等众多学者对欧盟或欧元区国家间的双边贸易对经济增长存在 3%-15%的正向溢出效应,并认为贸易具有天然的地理接近性。进一步,一些研究从贸易结构方面进行了深入分析, Hartmut 和 Peter(2007)、张少军(2013)分别从理论和经验另一个方面证实了外包服务贸易是经济增长波动的重要原因,也具有跨区域传导效应。

关于贸易对经济增长影响的传导机制,国内外学术界在正向和负向作用两方面都有丰富的成果。在负向作用方面, Glezakos(1973,1984)使用面板数据模型对 38 个发展中国家和 18 个发达国家 1950-1966 年数据进行了分析,结果发现,低收入水平国家由于出口产品更容易受到价格波动的影响,导致国内收入水平的波动,降低本国居民的消费边际倾向,进而不利于本国经济增长; McCombie(1985)从对外贸易的价格效应和竞争效应两个方面进行分析也得到同样的结论。Chimobi (2010)则认为这种传导机制在于,对外贸易会扰乱国内经济发展规划和加剧国际资本波动进而阻碍经济长期增长。在正向作用方面,早年哈罗德在凯恩斯基础上提出了贸易乘数理论,认为一国对外贸易对经济增长具有促进作用。Savvides(1984)和 Sinha(2007)分析则发现为一国扩大对外贸易可以增加外汇储备并转化为投资,进而促进经济增长。另一文献则从贸易带来的技术(知识)和制度溢出效应角度证实了正向传导作用(Coe 和 Helpman,1995,2009;Madsen,2007; Fracasso 和 Marzetti,2015)。

综合而言,学术界主要关注贸易的增长效应,但也未得到一致的观点,也对其传导机制做了深入的分析,但同时有一些问题值得进一步探讨。首先,由于贸易与经济增长是内生的,因此,经济增长对双边贸易的影响方向和程度是怎样的?其次,现有研究已经证明贸易对经济增长的影响存在空间溢出效应,那么,从全域角度来看,这种空间溢出效应的存在是否会使得国家间双边贸易最终成为一个正和博弈?最后,由于国家间贸易流量和结构的不同,那么,不同国家间的贸易与经济增长关系存在异质性吗?

三、研究设计

(一) 空间交互作用的分析框架

通过上述文献分析总结,本文提出了一个空间交互作用视角下双边贸易与经济增长动态关系的分析框架,如图2所示。首先,双边贸易通过资源累积效应、贸易乘数效应、价格信号效应、竞争效应、技术(知识)和制度溢出效应等直接影响贸易双方的经济产出、物价水平、利率、汇率和外商直接投资等宏观经济变量;同时,由于贸易对经济增长影响存在空间溢出效应,因此,双边贸易也间接影响了其他国家的宏观经济变量。其次,一方面,一国经济产出决定了该国的居民收入水平,进而成为他国出口的总需求冲击的重要变量,同时,也是他国进口的总供给冲击,两种冲击共同构成了经济增长影响双边贸易的直接效应,另一方面,一国经济增长引起世界大宗商品和原材料价格波动以及国际资本流动,进而国际贸易市场做出相应变化,最终回到贸易作用于经济增长的传导路径,这就是经济增长通过世界经济基本面影响双边贸易的间接效应;这两种效应不仅反映贸易双方博弈的均衡结果,也反映各国间多方博弈的均衡结果。

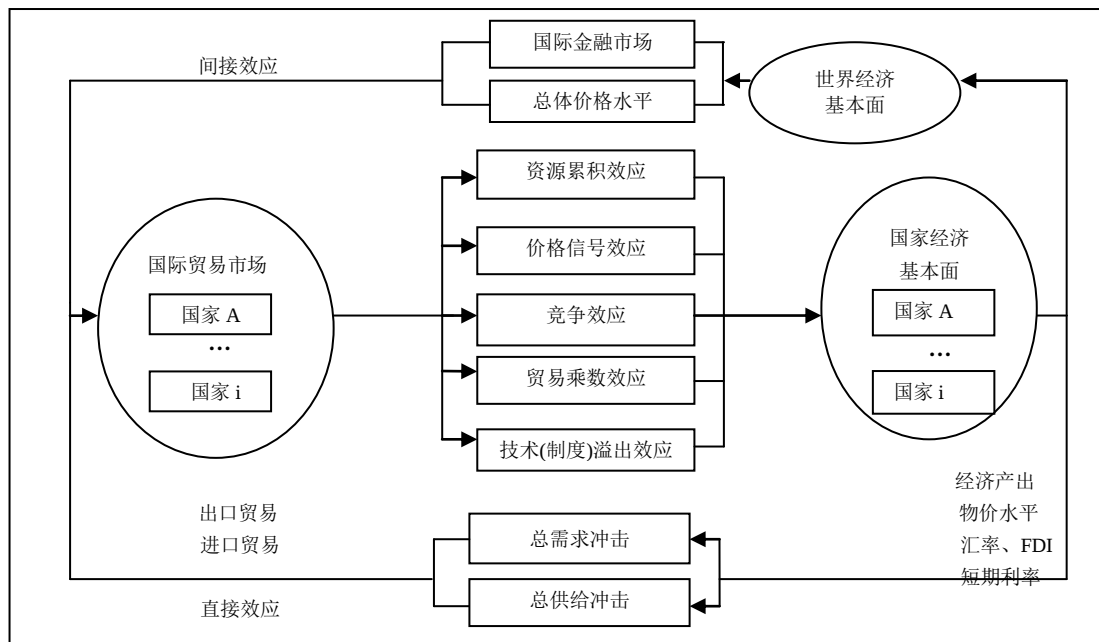


图2 空间交互作用视角下双边贸易与经济增长动态关系的分析框架

注释：作者根据资料自己整理得到。

（二）模型设计

GVAR 模型中各国之间的交互影响和反馈作用途径包含三条：第一，一国的国内变量 $X_{i,t}$ 受国外变量 X_{it}^* 的当期和滞后值影响；第二，各国的变量受全球变量的共同影响；第三，第 i 国受到第 j 国所受当期冲击 ε_{it} 的影响。

假设模型中共有 $N+1$ 个国家，其中，第 0 国为参照国，一般为美国。对 $N+1$ 个国家设

定 VARX*模型, 该模型包含趋势项、国内变量、国外加权变量和随机误差项。以滞后 1 阶为例, 即公式 (1)

$$X_{i,t} = \alpha_{i0} + \alpha_{i1}t + \phi_i X_{i,t-1} + \Lambda_{i0} X_{it}^* + \Lambda_{i1} X_{i,t-1}^* + \varepsilon_{it}$$

$$t=1, 2, \dots, T; \quad i=0, 1, 2, \dots, N \quad (1)$$

其中, $X_{i,t}$ 为第 i 个国家 t 时期的国内变量; X_{it}^* 为与 $X_{i,t}$ 的国外变量, 并且假定 X_{it}^* 具有弱外生性。 ϕ_i 、 Λ_{i0} 、 Λ_{i1} 为相对应的 $k_i \times k_i$ 的系数矩阵; ε_{it} 为 $k_i \times 1$ 的各国个体冲击向量,

并将其假设为非序列相关、均值为零; 国外加权变量, 例如国外产出 $y_{it}^* = \sum_{j=0}^N w_{ij}^y y_{jt}$ 。权重 w_{ij} 可以通过相互贸易、投资、地理距离等变量进行构建。以贸易权重为例, w_{ij} 表示为第

j 个国家占 i 国家的贸易权重系数, 所有 w_{ij} 构成一个 $(k_i + k_i^*) \times k_i$ 的矩阵 W_i 。

对 VARX*模型进行协整关系检验, 并构建相应的 VECMX*模型, 进而使用贸易权重矩阵将各个国家的 VECMX*整合为 GVAR 模型。具体如下, 选取一国作为参照国, 将式 (1)

$X_{i,t}$ 和 X_{it}^* 结合为 $(k_i + k_i^*) \times 1$ 的向量 $Z_i = \begin{pmatrix} X_{i,t} \\ X_{it}^* \end{pmatrix}$, 则式 (1) 改写为式 (2):

$$A_i Z_{i,t} = \alpha_{i0} + \alpha_{i1}t + B_i Z_{i,t-1} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, A_i 和 B_i 为 $k_i \times (k_i + k_i^*)$ 矩阵, 且 A_i 满秩。将各个国家的 VARX*模型整合为 $k \times 1$ 的向量 $X_t = (X_{0t}', X_{1t}', \dots, X_{Nt}')'$, k 为全球模型中所有国内变量的个数。各个国家的变量可以由式 (3) 表示:

$$Z_{i,t} = W_i X_t \quad (3)$$

联立式 (2) 和式 (3) 得式 (4):

$$A_i W_i X_t = \alpha_{i0} + \alpha_{i1}t + B_i W_i X_{t-1} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中, $A_i W_i$ 和 $B_i W_i$ 为 $k_i \times k$ 矩阵。将式 (4) 改写为式 (5):

$$GX_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + HX_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

$$\alpha_0 = \begin{pmatrix} \alpha_{00} \\ \alpha_{10} \\ \dots \\ \alpha_{N0} \end{pmatrix}, \quad \alpha_1 = \begin{pmatrix} \alpha_{01} \\ \alpha_{11} \\ \dots \\ \alpha_{N1} \end{pmatrix}, \quad \varepsilon_t = \begin{pmatrix} \varepsilon_{0t} \\ \varepsilon_{1t} \\ \dots \\ \varepsilon_{Nt} \end{pmatrix}, \quad G = \begin{pmatrix} A_0 W_0 \\ A_1 W_1 \\ \dots \\ A_N W_N \end{pmatrix}, \quad H = \begin{pmatrix} B_0 W_0 \\ B_1 W_1 \\ \dots \\ B_N W_N \end{pmatrix}$$

其中, $A_i = (I_{ki} - \Lambda_{i0})$; $B_i = (\phi_i, \Lambda_{i1})$ 。G 是 $k \times k$ 的满秩矩阵。并将式 (5) 变为式 (6):

$$X_t = G^{-1}\alpha_0 + G^{-1}\alpha_1 t + G^{-1}HX_{t-1} + G^{-1}\varepsilon_t \quad (6)$$

将式 (6) 表示为 VECMX*模型, 如下式 (7):

$$G\Delta X_t = \alpha_0 + \alpha_1 t - (G - H)X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (7)$$

其中, $G - H = \begin{pmatrix} (A_0 - B_0)W_0 \\ (A_1 - B_1)W_1 \\ \vdots \\ (A_N - B_N)W_N \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \alpha_0 \beta_0' W_0 \\ \alpha_1 \beta_1' W_1 \\ \vdots \\ \alpha_N \beta_N' W_N \end{pmatrix}$, 进一步将 VARX*模型拓展为即包含国内

外经济变量, 也包含全球变量的 GVAR 模型, 即式 (1) 表示为式 (8):

$$X_{i,t} = \alpha_{i0} + \alpha_{i0}t + \phi_i X_{i,t-1} + \Lambda_{i0} X_{it}^* + \Lambda_{i1} X_{i,t-1}^* + \psi_{i0} d_t + \psi_{i1} d_{t-1} + \varepsilon_{it}$$

(8)

其中, d_t 为 $s \times 1$ 的全球共同变量向量, ψ_{i0} 和 ψ_{i1} 为相应的当期和滞后期系数向量。

(三) 变量选取与数据说明

本文的 GVAR 模型覆盖 51 个国家, 其中除了 41 个“一带一路”国家外, 还包括美国、日本和合为一个经济体的 8 个欧元区国家,¹⁰ 即共 44 个 VARX*模型, 具体见表 1。51 个国家的地区生产总值之和占全球总量的 90% 以上, 国际贸易总额占全球总额的 80% 以上。由于数据限制和中亚、独联体国家发生了重大转型, 样本的时间区间定为 1994 年第二季度到 2013 第四季度。

根据空间交互作用视角下双边贸易与经济增长相互影响的作用机制分析, 本模型共选取 8 个变量, 其中国内变量和国外变量分别为人均实际国内生产总值、实际物价水平, 实际汇率、短期利率、实际出口总额、实际进口总额和实际外商直接投资, 全球变量为国际石油价格。由于沙特阿拉伯缺失实际短期利率数据, 因此该变量不进入模型; 考虑到美国作为最大的能源消费国和金融地位(Pesaran, 2004; Dees, 2007), 在美国模型中分别把世界石油价格、短期利率设置为内生变量, 实际汇率设置为外生变量。

¹⁰ 这些经济体是中国和世界的主要贸易国和投资来源国, 因此, 加入这些经济体能更好刻画世界经济联系, 也是中国与“一带一路”国家经贸关系必不可少的中间渠道。

贸易数据来源于 IMF 的 Datastream, 贸易权重为时间动态数据, 即每年都是当年 51 个国家的双边贸易总额。人均地区生产总值数据来源 IMF; FDI 数据来自 UNCTAD; 国际石油价格季度值根据布伦特原油价格指数, 按当季所有交易日收盘价的平均值计算得到。进出口贸易总额和 FDI 数据采用 Eviews8.0 将年度数据转化为季度数据。各个变量数据均进行对数化和季节调整处理。

四、实证分析

(一) 模型估计与计量检验

本文根据 AIC 信息准则选择变量滞后阶数估计 44 个 VARX*模型, 具体见表 1, 并对模型进行单位根、协整关系、弱外生性等计量检验, 结果符合模型假设要求。具体检验结果如下¹¹:

(1) 平稳性检验: 本模型分别包含 308 个国内变量和国外变量以及 1 个全球共同变量, 共计 717 变量。对所有变量使用 ADF 单位根检验, 结果显示大部分变量为一阶单整。(2) 协整关系检验: 基于 VARX*模型, 对模型变量可能存在的协整关系进行检验, 结果显示 44 个 VARX*模型均衡长期协整关系。

(3) 弱外生性检验: 在 352 个外生变量中仅有 21 变量个通过 5%显著性水平检验, 表明协整模型中的国外变量和全球变量符合弱外生性要求。

(4) 同期效应检验: 同期效应是指国内变量对国外变量变化的反应, 即两变量间的影响力弹性。大部分国家的经济增长、利率、进口和出口三个变量系数多数为正, 且通过 5%置信水平的检验, 说明这些国家间的经济变量相互作用较为明显, 存在正向关联作用。但物价和 FDI 变量通过显著性检验的国家较小, 说明国家间价格和 FDI 相互影响还较弱。

(5) 个体冲击的弱横截面相关性检验: 外生变量弱外生性的一个重要条件就是各国的个体冲击应具有横截面弱相关性。各个 VECMX*模型的给个变量的残差系数均很小, 符合 GVAR 模型假设要求。

表 1 VARX*模型的滞后阶数和协整关系

国家	p	q	r	国家	p	q	r
中东欧				大洋洲			
阿尔巴尼亚	2	1	1	澳大利亚	2	1	4
亚美尼亚	2	1	5	新西兰	2	1	3
保加利亚	2	1	5	南亚			
印度	1	1	4	印度	1	1	4
克罗地亚	2	1	5	马尔代夫	2	1	3

¹¹ 由于篇幅限制, 具体检验结果表可向作者索取。

	格鲁吉亚	2	1	5		尼泊尔	2	1	5
	捷克	2	1	4		巴基斯坦	2	1	5
	匈牙利	1	1	5		斯里兰卡	2	1	4
	拉脱维亚	2	1	6		孟加拉国	2	1	4
	立陶宛	2	1	5	东南亚	文莱	1	1	3
	马其顿	2	1	3		柬埔寨	2	1	7
	波兰	2	1	5		老挝	2	1	
	罗马尼亚	2	1	4		马来西亚	2	1	5
	斯洛文尼亚	2	1	5		菲律宾	2	1	7
	土耳其	2	1	4		泰国	2	1	5
欧元区	德国					越南	2	1	6
	法国					新加坡	2	1	6
	意大利				西亚	巴林	1	1	4
	西班牙	2	1	4		以色列	2	1	6
	荷兰					约旦	2	1	4
	比利时					科威特	2	1	5
	奥地利					沙特阿拉伯	2	1	5
	芬兰				美洲	美国	2	1	5
其他亚洲国家	中国	1	1	4	其他	英国	2	1	4
	日本	1	1	5	欧洲	俄罗斯	2	1	4
	蒙古	2	1	5	国家	乌克兰	2	1	6
非洲	埃及	2	1	7					

注释：p 和 q 分别为内生变量和国外变量的滞后阶数，r 为协整关系系数。

（二）广义脉冲响应函数分析

第一，中国经济增长对“一带一路”国家双边出口贸易冲击的响应。表 2 列出了滞后三个时期脉冲响应系数值，其中 Q0 期系数，即 $t=0$ 时，变量 $X_{i,t}$ 的响应反映了一国随机冲击 ε_{it} 的直接效应；Q4 和 Q8 期系数则分别为 4 和 8 个季度后的累积响应，包含了初始冲击的直接效应和初始冲击反馈作用后的间接效应。表 2 第 2-4 列为中国 GDP 对“一带一路”国家双边贸易出口一个标准差冲击的响应。结果显示，随机冲击的直接效应介于 -0.130-0.035 之间，均值为 -0.091，其中 31 个国家或地区响应值为负，其它 6 个为正；¹²4 个季度后，中国 GDP 累积响应值为介于 -0.47-0.26 之间，较当期反应国家间的异质性更为明显，具有正效应的国家提高到 20 个；8 个季度后，44 个经济体累积效应系数均值为 1.57，系数为正的国家增加到 22 个。结果表明，中国 GDP 对各国出口贸易冲击的直接效应和总效应都存在明显的异质性，短期内会引起中国经济增长下滑 0.91 个百分点，但长期来看，存在明显的增长效应和溢出效应。

¹² 这里计算的中国 GDP 对“一带一路”国家双边贸易冲击反应系数均值不包括中国、美国、日本和欧元区。

第二,中国经济增长对“一带一路”国家双边进口贸易冲击的响应。表2第5-7列显示:中国GDP当期响应值从-0.09到0.03间变化,波动幅度较小,其中有30个国家的系数为负;4个季度后,累积响应值变化区间放大到-0.28至0.16之间,正向响应国家数增加了一倍,但整体均值依然为-0.73;8个季度后,波动区间也显著放大,介于-0.48-0.35之间,但中国经济GDP冲击具有正向效应的国家增至24个,均值可达1.77个百分点。结果表明,这些国家的进口双边贸易与出口双边贸易具有相同的作用方向及其动态特征。

第三,“一带一路”国家双边出口贸易对中国经济增长冲击的响应。表2第8-10列显示:中国GDP一个标准差的正向冲击(相当于中国GDP增长1.2%)对“一带一路”国家双边出口贸易当期存在明显负向作用,平均为-0.26%,但对克罗地亚、格鲁吉亚、斯洛文尼亚和马尔代夫、具有正向左右;4个季度后,累积响应发生了明显的变化,最低值从当期的-0.95进一步下滑到2.28,最高值从1.33上升到5.82,各个经济体总体均值也转为0.08;8个季度后,累积响应进一步向两方向扩展,变化区间介于3.51-11.80,均值为0.63,并且正向作用的国家升至23个。结果表明,中国GDP正向冲击对“一带一路”国家的双边出口贸易存在负面的短期效应和正向的长期效应,并且这种效应在国家之间存在明显的差异性,整体上呈现快速下降后平稳上升的态势,且累积正向作用为主。

第四,“一带一路”国家双边进口贸易对中国经济增长冲击的响应。表2第11-14列显示:“一带一路”国家双边进口贸易对中国GDP一个标准差的正向冲击当期响应介于-1.44-4.16之间,其中具有正向效应的国家共有18个,各个国家加总均值为0.08;4个季度后,变化区间为-2.71-10.48,平均效应上升为0.42个百分点,正向作用的国家数保持不变;8个季度后,各国的进口贸易累积效应发生了显著的变化,变化区间为-6.13-20.27,平均效应进一步上升至1.02个百分点,并且新增三个正向作用国家。结果表明,这些国家双边进口贸易对中国GDP正向冲击的响应存在显著的差异性和发散性,但整体上受益于中国经济增长所带来的贸易增加。

表2 广义脉冲响应结果

国家	中国GDP对出口冲击的响应			中国GDP对进口冲击的响应			出口对中国GDP冲击的响应			进口对中国GDP冲击的响应		
	Q0	Q4	Q8	Q0	Q4	Q8	Q0	Q4	Q8	Q0	Q4	Q8
阿尔巴尼亚		0.09	0.12		0.10	0.16		-0.67	-0.72		2.96	8.77
亚美尼亚	0.02			0.01			-0.40			0.82		
尼亚		0.02	0.19		0.01	0.16		0.03	6.47		1.84	-6.13
	-0.04			-0.03			-0.19			0.89		

国际货币评论

International Monetary Review

澳大		0.04	0.14		0.02	0.10		0.87	2.00		-1.07	-0.55
利亚	-0.01			-0.01			-0.16			-0.07		
巴林	-0.01	-0.06	-0.33	-0.01	-0.05	-0.33	-0.15	0.11	-0.10	0.00	-1.05	1.24
孟加		-0.02	0.00		-0.01	0.01		-0.13	0.04		-0.69	0.11
拉国	-0.01			-0.01			-0.25			-0.74		
文莱	-0.01	-0.17	-0.20	-0.01	-0.13	-0.15	-0.32	0.42	2.75	0.02	1.70	-0.16
保加		-0.11	-0.10		-0.07	-0.05		-1.24	-0.97		-1.28	-1.07
利亚	0.00			0.00			-0.75			0.91		
柬埔寨		-0.16	-0.07		-0.13	-0.07		0.15	-0.22		-0.60	-3.18
寨	-0.01			-0.01			-0.08			-1.12		
中国	-0.01	0.10	0.32	-0.01	0.08	0.28	-0.24	0.05	0.60	-0.18	-0.05	0.49
克罗		0.05	0.21		0.04	0.17		-0.22	1.28		10.48	16.13
地亚	-0.03			-0.02			0.20			4.16		
捷克	-0.01	0.00	-0.07	-0.01	-0.01	-0.10	-0.23	-0.10	0.27	-0.05	-1.82	-3.30
埃及	-0.01	0.26	0.49	-0.01	0.16	0.34	-0.38	-1.21	-1.26	-1.44	-1.34	-2.99
欧元		0.01	0.10		0.00	0.08		-0.46	0.01		-0.45	-0.23
区	-0.03			-0.02			-0.66			-0.24		
格鲁		-0.09	-0.09		-0.05	-0.05		5.82	11.80		6.73	20.27
吉亚	-0.02			-0.02			1.33			-0.49		
匈牙利		0.00	-0.07		0.00	-0.06		1.89	4.58		-2.71	-3.90
利	0.01			0.01			-0.26			0.22		
印度	-0.05	-0.21	-0.23	-0.03	-0.16	-0.20	-0.26	-0.22	0.21	-0.47	-0.83	0.13
以色列		0.01	0.11		0.00	0.08		0.40	0.90		0.78	1.70
列	-0.04			-0.03			-0.29			-0.38		
日本	0.00	-0.12	-0.07	0.00	-0.09	-0.05	-0.19	-0.14	0.35	-0.22	0.03	0.64
约旦	-0.04	-0.18	-0.10	-0.03	-0.09	0.04	-0.12	-0.18	0.38	-0.66	-0.46	1.65
科威		0.02	0.02		0.02	0.02		1.78	2.59		-1.75	-1.56
特	0.01			0.01			0.00			-0.35		
老挝	-0.01	0.05	0.27	-0.01	0.04	0.28	-0.28	-0.63	-1.04	0.08	0.06	-0.43
拉脱		-0.03	0.17		0.00	0.17		0.62	1.06		0.48	-1.47
维亚	-0.13			-0.09			-0.48			-0.01		
立陶		0.15	0.37		0.09	0.28		-0.36	0.95		0.15	-2.86
宛	-0.03			-0.02			-0.37			0.44		
马其		0.05	0.18		0.03	0.13		-1.66	-1.32		3.60	3.20
顿	-0.01			-0.01			-0.48			-0.19		
马来		0.04	0.17		0.08	0.22		0.19	0.38		0.05	0.70
西亚	0.04			0.03			-0.26			-0.26		
马尔		-0.16	-0.17		-0.06	0.00		0.36	-0.91		-0.95	-1.64
代夫	-0.02			-0.02			0.08			0.05		
蒙古	0.00	-0.05	-0.02	0.00	-0.03	-0.01	-0.04	-0.04	0.13	0.12	0.18	0.68
尼泊尔		-0.12	-0.04		-0.09	-0.01		-0.99	-0.93		0.53	0.84
尔	-0.03			-0.03			-0.95			2.33		
新西		-0.15	-0.25		-0.10	-0.21		-0.40	0.10		-0.67	-0.87
兰	0.00			0.00			-0.26			-0.03		

巴基	-0.02	-0.03		-0.01	-0.05		-0.59	-0.89		-0.62	0.02
斯坦	-0.01		0.00			-0.39			0.03		
菲律	-0.07	0.04		-0.04	0.02		-0.46	0.39		-0.26	1.42
宾	-0.02		-0.01			-0.38			-0.11		
波兰	-0.02	-0.08	0.08	-0.01	-0.02	0.15	-0.24	-0.13	0.30	-0.16	-2.22
罗马		0.00	0.27		0.01	0.26		-0.36	0.30		-0.24
尼亚	-0.05			-0.03			-0.55			-0.73	
俄罗		0.11	-0.05		0.08	-0.03		-0.37	-0.28		-0.90
斯	-0.02			-0.01			-0.51			0.00	
沙特		0.06	0.24		0.05	0.19		-0.90	-0.83		0.16
阿拉											
伯	-0.07			-0.05			-0.22			-0.13	
新加		-0.16	-0.03		-0.11	-0.01		-0.22	0.59		-0.01
坡	-0.06			-0.04			-0.24			-0.35	
斯诺		0.11	0.30		0.06	0.21		-0.74	-0.61		1.76
文尼											
亚	-0.01			-0.01			0.36			0.80	
斯里		0.08	0.26		0.03	0.19		-0.27	-0.05		-0.20
兰卡	-0.02			-0.01			-0.41			0.09	
泰国	0.01	-0.01	0.04	0.01	-0.01	0.04	-0.50	-0.34	0.03	-0.27	0.01
土耳		-0.47	-0.70		-0.28	-0.48		-2.28	-3.51		4.93
其	-0.09			-0.06			-0.79			0.19	
英国	-0.01	0.09	0.19	-0.01	0.06	0.16	-0.16	-0.06	0.24	-0.17	-0.67
乌克		-0.14	0.44		-0.08	0.35		-1.34	0.90		-0.76
兰	-0.10			-0.07			-0.76			0.28	
美国	-0.01	0.23	0.37	-0.01	0.14	0.25	-0.32	0.01	0.47	-0.12	-0.01
越南	-0.01	-0.02	0.01	-0.01	-0.02	0.01	-0.23	0.17	-0.07	-0.49	0.30
											-0.29

五、结 论

中国经济已深刻嵌入世界经济周期，中国经济表现也牵动着世界经济发展态势。2008年金融危机之后，中国双边贸易伙伴国和对外直接投资国加强了向“一带一路”国家转移。在此背景下，深入考察“一带一路”国家双边贸易与中国经济增长的动态关系具有现实意义，但这种考察需要充分考虑国家间交互影响和反馈作用，也需要考虑中国经济对世界大宗商品需求影响。为此，本文采用最新发展的 GVAR 模型分析框架，基于投资、物价、利率、汇率和全球石油价格 5 个传导机制和动态双边贸易总额权重，构建了包含 51 个国家 8 个组变量的 GVAR 模型，在对 1994Q2-2013Q12 变量数据进行平稳性、协整关系、弱外生性、同期效应和个体冲击截面弱相关等一系列计量检验基础上，使用广义脉冲响应工具分析了“一带一路”国家双边贸易冲击对中国经济增长以及反向冲击响应。得到以下基本结论：

第一，计量检验结果表明：本文构建的 GVAR 模型满足假设要求。“一带一路”国家双边贸易与中国经济增长存在长期均衡关系，具有共同发展的趋势。各国之间经济增长、出口和进口贸易影响力弹性较强，相互作用较为明显。

第二，广义脉冲函数分析发现：（1）“一带一路”各个国家双边贸易冲击对中国经济增长的当期直接效应以负向为主，但长期以正向为主，出口贸易和进口贸易可分别促进中国经济增长 1.57% 和 1.77%；（2）中国经济增长冲击对“一带一路”国家的双边进口贸易和出口贸易的当期直接效应分别为负和正，但长期来看，双边贸易都受益于中国经济增长。（3）两者的动态关系在各国中表现出明显的异质性，并整体上存在发散性特征。

总体来看，本文构建的小型 GVAR 模型考虑了国家间的相互影响和反馈作用，也兼顾了国际石油价格共同变量，能够充分反映全球化和区域经济一体化的影响，是从全球维度上解析不同国家之间贸易与经济增长动态关系的一个有益尝试。中国经济增长对“一带一路”国家双边贸易存在明显长期正向作用和溢出效应，同时“一带一路”国家的双边贸易也可促进中国经济增长，表明中国经济增长对“一带一路”国家经济发展带来更多的机遇，中国也受益于该地区经贸交往，“一带一路”国家共同构成了“命运共同体”。但两者之间关系在一些国家各国表现为负向，以及国家间表现出明显的差异性和发散性，这都意味着贸易与经济增长的关系较为复杂，与国家双边贸易性质和产品结构等因素有关，也需要各国政府共同努力，以期实现更多的正和多边博弈的结果。

参考文献

- [1]Pesaran M H, Schuermann T, & Weiner S M. Modeling Regional Interdependencies Using a Global Error-Correcting Macroeconometric Model[J]. Journal of Business & Economic Statistics, 2004, 22(2):129-162.
- [2]Dees S, Mauro F, & Pesaran M H, et al. Exploring the International Linkages of the Euro Area: A Global VAR Analysis[J]. Journal of Applied Econometrics, 2007,22(1):1-38.
- [3]Chudik, Alexander, & M. Hashem Pesaran. Theory and Practice of GVAR Modeling. CESifo Working Paper No. 4807,2014.
- [4]张延群.全球向量自回归模型的理论,方法及其应用[J].数量经济技术经济研究,2012(4):136-149.
- [5]Dreger C, & Zhang Yanqun, Does the Economic Integration of China Affect Growth and Inflation in Industrial Countries? [J] Economic Modelling, 2014(38):184-189.
- [6]张红,李洋.房地产市场对货币政策传导效应的区域差异研究——基于 GVAR 模型的实证分析[J].金融研究,2013(2):114-128.
- [7]张红等.中国经济增长对国际能源消费和碳排放的动态影响——基于 33 个国家 GVAR 模型的实证研究[J].清华大学学报(哲学社会科学版),2014(1):14-25.
- [8]Krugman, Paul & Elizondo, Raul Livas. Trade Policy and the Third World Metropolis[J].Journal of Development Economics, 1996, 49(1):137-150.
- [9]Monfort P, & Nicolini R. Regional Convergence and International Integration[J]. Journal of Urban Economics, 2000,48(2) :286-306.
- [10]Brühlhart M. The Spatial Effects of Trade Openness: A Survey[J]. Review of World Economics, 2011, 147(1):59-83.
- [11]Christian Lessmann. Spatial Inequality and Development: Is There an Inverted-U Relationship? [J]Journal of Development Economics, 2013,106(8): 35-51.
- [12]Sanjaya Acharya. Making Unilateral Trade Liberalisation Beneficial to the Poor[J]. Socio-Economic Planning Sciences, 2011, 45 (2):60-71.
- [13]Rodriguez F, & Rodrik D. Trade Policy and Economic Growth: A Skeptic's Guide to the Cross-National Evidence. NBER Working Paper No. w10749,1999.
- [14]Ha Yan Lee, Luca Antonio Ricci, Roberto Rigobon. Once Again, Is Openness Good for Growth? NBER Working Paper No. w10749,2004.
- [15]Harrison A, & Rodriguez, Trade, Foreign Investment, and Industrial Policy for Developing Countries. NBER

Working Paper, No.15261,2009.

[16]Berger, H., Nitsch, V. Zooming Out: The Trade Effect of the Euro in Historical Perspective[J]. Journal of International Money and Finance, 2008, 27(8):1244-1260.

[17]何其春,孙萌.对外贸易,金融改革和经济增长:来自中国的证据[J].经济学季刊,2012(2):833-852.

[18]Rose, A.K. One Money, one Market: The Effect of Common Currencies on Trade[J]. Economic Policy , 2000, 15(30):7-45.

[19]Rose, A. Van Wincoop, E. National Money as A Barrier to International Trade: The Real Case for Currency Union[J]. American Economic Review , 2001, 97(2):386-390.

[20]Rose, A. EMU, Trade and Business Cycle Synchronization. European Central Bank Conference,2008.

[21]M. Ayhan Kosea. Kei-Mu Yi. Can the Standard International Business Cycle Model Explain the Relation between Trade and Comovement?[J]. Journal of international Economics, 2006, 68(2):267-295.

[22]Eradabla-Norris. Business Cycle Fluctuations, Large Macroeconomic Shocks, and Development Aid[J]. World Development, 2013,69(5):44-61.

[23]Wang M, Wong M C S &Granato J. International Comovement of Economic Fluctuations: A Spatial Analysis[J]. World Development, 2015,67(3) :186-201.

[24]Elekdag Selim, Muir D & Wu Y. Trade Linkages, Balance Sheets, and Spillovers: The Germany-Central European Supply Chain[J]. Journal of Policy Modeling, 2015, 37(2):374-387.

[25]Ho C Y, Wang W & Yu J. Growth Spillover Through Trade: A Spatial Dynamic Panel Data Approach Rade[J]. Economics Letters, 2013, 120(3): 450-453.

[26]Baldwin, R. Di Nino, V. Euros and Zeros: The Common Currency Effect on Trade in New Goods. NBER Working Paper,No.12673,2006.

[27]Bun, M., Klaassen, F. The Euro Effect on Trade is not as Large as Commonly Thought[J]. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 2007,69(8): 473-496.

[28]Helge Bergera, Volker Nitsch. Zooming out: The Trade Effect of the Euro in Historical Perspective[J]. Journal of International Money & Finance, 2005, 27(8):1244-1260.

[29]Harry Kelejiana, George S. Tavlasb, & Pavlos Petroulasc. In the Neighborhood: The Trade Effects of the Euro in a Spatial Framework[J]. Regional Science and Urban Economics, 2012,42(1) :314-322.

[30]Egger Hartmut, Egger Peter. Outsourcing and Trade in a Spatial World[J]. Journal of Urban Economics, 2007,62(3): 441-470.

[31]张少军.外包造成了经济波动吗?——来自中国省级面板的实证研究[J].经济学季刊,2013(2):621-647.

- [32]Glezakos, C. Export Instability and Economic Growth: A Statistical Veification[J]. Economic Development and Cultural Change, 1973, 21(4): 670-678.
- [33]Glezakos, C. Export Instability and Economic Growth: Reply[J]. Economic Development and Cultural Change, 1984,32(3) :615-623.
- [34]McCombie J S L. Economic Growth, the Harrod Foreign Trade Multiplier and the Hicks' Super-Multiplier[J]. Applied Economics, 1985, 117(1):55-72.
- [35]Chimobi, O.P. The Estimation of Long run Relationship between Economic Growth, Investment and Export in Nigeria[J]. International Journal of Business and Management, 2010, 5(4):215-222.
- [36]Savvides, A. Export Instability and Economic Growth: Some New Evidence[J]. Economic Development and Cultural Change t, 1984, 32(3):607-614.
- [37]Sinha, D. Effects of Volatility of Exports in the Philippines and Thailand. Journal of financial Economics, 2007, 5(3):78-83.
- [38]Coe D T, Helpman E. International R&D Spillovers[J]. European Economic Review, 1995, 39(5):859-887.
- [39]Coe D T, Helpman E, Hoffmaister A W. International R&D spillovers and institutions[J]. European Economic Review, 2009, 53(7):723-741.
- [40] Madsen J B. Technology Spillover through Trade and TFP Convergence: 135 years of Evidence for the OECD Countries[J]. Journal of International Economics, 2007, 72(2):464-480.
- [41]Fracasso A, Marzetti G V. International trade and R&D spillovers[J]. Journal of International Economics, 2015, 96(1):138-149.

The Dynamic Relationship between Bilateral Trade and Economic Growth of One Belt And One Road Countries

Abstract: In order to analysis the dynamic relationship between bilateral trade and economic growth of One Belt And One Road countries from the perspective of spatial interaction, this paper constructed a GVAR model containing 51 countries and 8 variables. The results show that there is a long-term equilibrium relationship between the bilateral trade and economic growth, and synchronism fluctuations among economic growth, interest rate, import and export trade in different countries. In the long term, one standard shock of One Belt And One Road countries' bilateral exports and import trade induce a significant 1.57% and 1.77% increase in Chinese economic growth, on the other hand, one standard shock of Chinese economic growth can rise 0.63% and 1.02% in exports and import trade of One Belt And One Road countries. But in the short term, Chinese economic growth has negative effects on the bilateral trade of those countries each other. At last, the relationships show significant heterogeneity among countries.

Keywords: Bilateral Trade, Economic Growth, GVAR, Heterogeneity ,Space Interaction

征稿启事



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

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

作品要求：

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

投稿方式：

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

邮寄地址：

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

《国际货币评论》编辑部



刊 名：国际货币评论

刊 期：月刊

主 编：张 杰

副 主 编：苏 治 宋 科

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

北京市海淀区中关村大街 59 号
文化大厦 605 室，100872

电 话：86-10-62516755

邮 箱：imi@ruc.edu.cn

网 址：<http://www.imi.org.cn>

INTERNATIONAL MONETARY REVIEW

Monthly

XIANG Songzuo

Su Zhi Song Ke

International Monetary Institute of RUC

Department of International Monetary Review

Address: Room 605, Culture Square, Renmin University of
China, No. 59 Zhongguancun Street, Haidian District,
Beijing 100872, P.R.China

Tel: 86-10-62516755

E-mail: imi@ruc.edu.cn

Website: <http://www.imi.org.cn>

内部交流 仅供参考 未经许可 不得转载



微博·Weibo



微信·WeChat

本期责编：赵宣凯 安然 刘南希 祖鸿