

中国人民大学国际货币研究所

2016年 第12期 总第49期

刊发日期: 2016年12月15日

I 国际货币评论

International Monetary Review

主编: 张杰



目前我国银行业不良贷款水平并不高

政府控股对商业银行风险承担的影响

金融杠杆、经济增长与金融稳定

货币互换对人民币国际化的影响和机制研究

王兆星

周开国 邓月

马勇 田拓 阮卓阳 朱军军

曲双石 谭琦

顾问委员会：（按姓氏拼音排序）

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

编委会主任：张 杰

编委会委员：（按姓氏拼音排序）

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

主 编：张 杰
副 主 编：何 青 苏 治 宋 科
编辑部主任：何 青
编辑部副主任：赵宣凯 安 然
责任编辑：徐贵荣
栏目编辑：刘 欣
美术编辑：张 瑾

刊 名：国际货币评论
刊 期：月 刊
主办单位：中国人民大学国际货币研究所
出版单位：《国际货币评论》编辑部
地 址：北京市海淀区中关村大街 59 号文化大厦 605 室
邮 编：100872
网 址：www.imi.org.cn
电 话：86-10-62516755
传 真：86-10-62516725
邮 箱：imi@ruc.edu.cn



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

目 录

【卷 首】

目前我国银行业不良贷款水平并不高	王兆星	01
不同阶段货币国际化的影响因素研究	白晓燕、邓明明	08
货币政策产业效应的双重非对称性研究		
——基于 STVEC 模型的非线性分析	张淑娟、王晓天	25
金融杠杆、经济增长与金融稳定	马勇、田拓、阮卓阳、朱军军	45
政府控股对商业银行风险承担的影响		
——基于国际银行业的证据	周开国、邓月	62
微型金融的边界——以中和农信小额信贷为例	罗煜、李焰	81
结构性货币政策、产业结构升级与经济稳定	彭俞超、方意	99
货币互换对人民币国际化的影响和机制研究	曲双石、谭琦	122

【卷首】**目前我国银行业不良贷款水平并不高**王兆星¹

近一段时间，国内外对我国银行业信贷资产质量问题进行了很多讨论，对当前不良贷款及水平有许多不同的看法和判断，甚至存在许多误判和质疑。在此，笔者也谈几点看法。

一、如何界定银行的不良贷款

不良贷款是相对于正常贷款而言的，是将贷款按照风险程度进行分类的产物。贷款风险分类在国际上尚没有完全统一的标准，大体可分为由各国监管部门制定的贷款分类标准和按照会计准则确定的贷款分类标准两种模式。两种模式下，不良贷款的界定存在差异，但也在逐步趋同。

二、会计准则视角下的不良贷款

以会计准则作为划分贷款类别的标准，主要以欧洲国家为代表。现行的国际会计准则均强调以实际发生的交易或事项进行会计确认、计量和报告，规定当出现可以确认减值的客观事项，如违约、市场重大变化等，才应将贷款认定为不良贷款并计提拨备。但是“已发生损失法”不考虑预期损失信息，难以及时充分地反映相关金融资产在资产负债表中的信用风险状况，因而在国际金融危机期间受到广泛批评。为此，国际会计准则理事会财务报告准则进行了修订。

2014 年 7 月，国际会计准则理事会发布《国际财务报告准则第 9 号——金融工具》(IFRS 9)，引入预期信贷损失的会计处理规则，将认定信贷损失的标准由“已发生损失法”修订为“预期损失法”，自 2018 年 1 月 1 日起生效。根据新准则，划分不良贷款和计提拨备将以贷款预期发生损失为标准，更具前瞻性。

三、审慎监督视角下的不良贷款

¹ 陈云贤，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

由监管部门制定贷款风险的分类标准，主要以美国为代表，并被包括我国在内的新兴市场国家所借鉴。巴塞尔委员会的调查显示，大多数成员国的监管部门均按照风险程度将贷款进行五级分类，贷款质量由好到差依次为：一级，涵盖标准、正常、普通、非逾期、非逾期非减值、逾期但未减值贷款等；二级，涵盖关注、逾期、非违约贷款等；三级，涵盖次级、减值、重组、问题贷款等；四级，涵盖可疑贷款等；五级，涵盖损失、违约、核销贷款等。各国通常将三至五级的贷款认定为不良贷款，但认定方式有所不同。在一些国家，不良贷款是指受到损失的贷款，而在另一些国家，则是指逾期贷款。

2014 年以来，巴塞尔委员会下设的监管与实施工作组开始对各成员国贷款分类监管标准进行全面梳理，以减少各国贷款分类标准的差异性。2016 年 7 月，在广泛调研的基础上，巴塞尔委员会发布《问题资产的审慎处理要求——不良资产风险暴露的定义和容忍度指引（征求意见稿）》。根据该指引，当贷款出现以下情形时，将被认定为不良贷款：出现逾期 90 天以上的重大风险；或出现巴塞尔协议 II 中第 452 款规定的违约情形（若出现以下一种情况或同时出现以下两种情况，债务人将被视为违约：一是银行认定除非采取追索措施，如变现抵押品，借款人可能无法全额偿还对银行的债务。二是债务人对于银行的实质性信贷债务逾期 90 天以上。若客户违反了规定的透支限额或者新核定的限额小于目前的余额，各项透支将被视为逾期）；或出现国际会计准则规定的损失情形；或有证据证明不变卖抵押物便无法全额还款（不论过期多少天）的贷款。这一不良贷款的定义综合考虑了会计和监管视角下不良贷款的内涵和外延。

四、我国对不良贷款的界定及依据

在 1998 年以前，我国银行业一直按照《金融保险企业财务制度》（财政部 1988 年颁布）的要求，将贷款分为正常、逾期、呆滞和呆账贷款。其中，不良贷款包括借款合同到期未能归还的逾期贷款、逾期超过 1 年仍未归还的呆滞贷款以及不能收回的呆账贷款。这种以贷款是否逾期及逾期时间为基础的分类方法较为明了和易于操作，但过于简单、滞后和僵化，无法满足商业银行和监管部门精细化风险管理和监管的需要。为此，1998 年人民银行印发《贷款风险分类指导原则》（试行），开始采用以风险为基础的分类方法，把贷款分为正常、关注、次级、可疑和损失五类。

银监会成立后，继续沿用了五级分类方法，但同时根据新的情况变化和实践经验，对各类贷款的定义、内容进行了丰富与完善，并于 2007 年发布了新的《贷款风险分类指引》。

根据该指引，正常类贷款是指借款人能够履行合同，没有足够理由怀疑贷款本息不能按时足额偿还的贷款。关注类贷款是指尽管借款人目前有能力偿还贷款本息，但存在一些可能对偿还本息产生不利影响因素的贷款。次级类贷款是指借款人的还款能力出现明显问题，完全依靠其正常营业收入无法足额偿还贷款本息，即使执行担保，也可能会造成一定损失的贷款。可疑类贷款是指借款人无法足额偿还贷款本息，即使执行担保，也肯定要造成较大损失的贷款。损失类贷款是指在采取所有可能的措施或一切必要的法律程序之后，本息仍然无法收回，或只能收回极少部分的贷款。次级、可疑和损失类贷款合称为不良贷款。此外，该指引还将逾期（含展期后）超过一定期限、其应收利息不再计入当期损益的贷款划定为次级类贷款。银监会发布的《农村合作金融机构信贷资产风险分类指引》规定，对于农村合作金融机构，本息逾期 90 天以上的贷款为次级类贷款。

在会计规则方面，根据《企业会计准则第 22 号——金融工具确认和计量》的规定，我国银行现行计提金融资产的减值准备标准，仍是以“已发生损失法”来认定的。但 IFRS 9 发布后，财政部结合我国实际情况对 22 号文件进行了修订，并于今年 8 月发布了新准则的征求意见稿。根据新准则，预期信用损失法将作为金融工具减值的基础。这与监管部门制定的贷款五级分类标准已逐步趋同。

由上可以得出如下推论：

一是我国银行业的贷款风险分类标准和不良贷款界定标准，是与国际上的审慎监管标准及国际会计准则精神相一致的。

二是不良贷款是相对于正常及基本正常的贷款而言的，其判定有两个标准。第一，以贷款本息预期是否有损失来判断。如果预期贷款未来会有部分损失，就须归为次级或可疑类贷款；如果预期有全部损失，就须归为损失类贷款。第二，以逾期（含展期后）超过一定期限来判断。在实际操作中，各家银行认定正常和不良的标准不尽相同，但至少都是把逾期 90 天以上的贷款或逾期本息有损失的贷款划为不良贷款。

三是不良贷款是动态的、变化的。一方面，不良贷款有可能“优变”。企业经营状况可能随着外部经济环境的回暖而得到改善。在企业经济效益转好后，不良贷款有可能重新成为正常贷款并正常收回。另一方面，当出现经济下行、企业经营困难等情况时，正常类和关注类贷款也可能“劣变”为不良贷款。

四是不良贷款并不完全等于坏账或损失。首先，根据我国现行规定，不良贷款是以贷款本息预期是否有损失来判断的，但预期损失并不等于实际发生的损失。在三类不良贷款中，

只有损失类贷款是确定会发生损失的，而次级和可疑类贷款仅可能会造成一定损失。其次，对于次级和可疑类贷款，划入不良后也有可能随着企业业绩改善而被全额或部分收回。目前我国银行业的不良贷款中，绝大部分是次级和可疑类贷款，只有九分之一属于收回无望的损失类贷款。最后，不良贷款有可能通过风险缓释得以减少损失，如采取债务重组、处置抵质押物等措施，并不必然全部发生损失。

五、如何判断不良贷款水平的高低

不良贷款水平（不良贷款率）是不良贷款余额与全部贷款余额相对变化的结果。根据现行会计准则，商业银行披露的不良贷款均为时点余额，不是在一定时期内不良贷款的累计发生额，而是经过核销处置之后的余额。不良贷款率与银行当期的核销处置额及贷款总额有关，当期核销处置不良贷款的规模又与银行的盈利能力及拨备计提水平紧密相关。因此，不良贷款率是评价银行信贷资产质量的一个重要指标，但仅以不良贷款率这一指标来判定银行的信贷资产质量和整体健康安全状况，的确有失偏颇。

从国际上看，并没有一个统一的标准或界限来判断银行不良贷款水平高或低；各个国家或地区在不同时期的银行不良贷款水平也各不相同。从巴塞尔委员会到各国监管部门，均未设定判断银行业不良贷款率高低的的标准。从指标来看，2007年以来，全球银行业不良贷款率总体呈上升趋势。2007年全球银行业不良率为2.70%，国际金融危机爆发后迅速攀升至2009年的4.21%，此后几年有所降低。但2012年以来，受新兴国家增长乏力、欧债危机持续发酵等因素影响，全球不良率又大幅上升，2015年达到4.3%。其中，欧美主要发达国家银行贷款的不良率2009年达到高点，近几年逐步回落，并明显低于新兴市场国家。根据世界银行的统计，截至2015年末，美国银行业不良率为1.52%、日本为1.64%、英国为1.44%、法国为4.5%、德国为2.34%。而受欧债危机等因素影响，希腊、意大利、葡萄牙、西班牙等欧洲国家银行业不良率大体都在10%以上。

同时，国际上也不存在一个所谓的不良贷款水平的警戒线和危机临界线。从单体银行机构看，是否引发清偿性或流动性危机，除了不良贷款率外，还取决于其流动性充足水平、资本充足水平、贷款损失准备充足水平、盈利能力及资产负债结构等因素。银行贷款不良率是否过高，关键是要看其能否在不影响正常经营的情况下，通过拨备、利润和资本三道防线吸收消化不良贷款。而从银行体系看，是否会引发系统性金融危机，除银行业整体不良贷款水

平外，还取决于整体经济运行情况、实体经济健康状况、企业债务杠杆水平及财务状况，以及银行业的整体流动性状况、资本充足水平和损失拨备水平等。

近年来，由于我国经济进入“三期叠加”阶段，同时开始进入去杠杆、去产能、去库存的困难期，商业银行不良贷款率已从 2012 年末的 0.87% 上升至今年第二季度末的 1.75%，不良贷款余额达到 1.4 万亿元。虽然不良贷款水平有所上升，但我们也应看到，我国银行业可用于抵补风险的拨备、资本和利润明显增长，有充分的能力吸收贷款损失。一是拨备水平较高。我国商业银行在经济上行期积累了较为充足的拨备，为处置不良贷款打下了较为坚实的基础。2016 年第二季度末，商业银行贷款损失准备 2.5 万亿元，拨备覆盖率 176%；即使将全部逾期 90 天以上贷款全部划入不良，拨备覆盖率仍能保持在 133% 的水平。二是资本水平和质量较高。第二季度末，商业银行总资本净额 13.7 万亿元，同比增长 14.1%。资本充足率为 13.11%，一级资本充足率 11.10%，核心一级资本充足率 10.69%，均较 2015 年同期有所上升。损失吸收能力最强的核心一级资本占总资本的比重达到 82%。三是盈利能力较为平稳。2013~2015 年，我国商业银行分别实现净利润 14180 亿元、15548 亿元、15926 亿元，三年平均增长率为 4%。今年上半年商业银行净利润达到 8991 亿元，同比增长 3.17%；利润总额中 8714 亿元用于计提准备金。

由上可以得出如下推论：

一是同国际上比较，目前我国银行业的不良贷款水平并不高。上世纪 90 年代实施的不良资产剥离，加之过去十年经济的高速增长、银行业改革的深化和风险管理能力的加强，使得我国银行业不良贷款率长期保持低位运行。随着经济增速的放缓，银行业不良贷款率有所上升，这符合经济金融运行规律。

二是由不良贷款上升引发系统性金融风险的可能性并不大。从目前我国银行业的拨备覆盖率、资本充足率、盈利水平等指标看，只要我国经济不出现断崖式下滑，资本市场、房地产市场不出现巨大波动，企业不出现大面积倒闭等，信贷风险就是可控的。此外，随着我国经济和产业结构调整不断深入，新旧动能接续转换不断加快，银行新的利润增长点涌现，对风险的吸收能力也会得到新的提高。从不良贷款地域分布看，部分风险暴露较早、经济结构调整步伐较快地区的不良贷款率有趋稳迹象。从不良贷款增速看，2016 年上半年，商业银行不良贷款余额各个月份的同比、环比增速均较 2015 年同期明显收窄。

三是银行机构应高度重视不良贷款水平的上升，继续加强风险管控，加大对不良贷款存量管理与处置的力度。一方面，我国经济依然面临较大的下行压力，在去杠杆、去产能、去

库存和处置僵尸企业过程中，商业银行关注类贷款（未纳入不良的那部分逾期贷款）有可能劣变为不良贷款。今年第二季度末，商业银行关注类贷款占比为 4.03%，环比有所上升。对于关注类贷款，银行应做好风险缓释，通过积极干预化解其风险。另一方面，对于已形成的不良贷款，银行需要采取保全处置等措施以降低信贷风险损失。这是银行化解信用风险最重要、最常用的方式，完全符合监管规制，也是国际银行业的常规实践。

六、如何防控银行不良贷款的快速上升

当前我国银行业的不良贷款风险可控，但潜在的风险与压力也不容忽视。从宏观形势看，我国“三期叠加”的阶段性特征没有根本改变，总需求仍显疲弱，节能环保规制趋严等因素都会加大部分企业经营困难。去产能、去库存、去杠杆等措施的深入推进，从长期来看有利于经济结构调整和转型升级，从根本上有利于化解金融风险，但短期内银行不良贷款仍有继续上升的可能。对此，商业银行应从加强信贷风险管理和加快不良贷款处置等方面入手，控制银行不良贷款余额和水平的上升。

一是加强信贷风险管控，防止新增不良贷款的快速上升。第一，商业银行应强化其防控风险的主体意识，坚持审慎经营和稳健发展，自觉担负起防控银行业风险的主体责任。第二，应制定审慎的信贷政策，合理选择授信客户，加强贷款全流程监管，严把三个“真实”：贷前调查要严把真实有效信贷需求，防止以虚假项目和交易合同套取银行资金；贷中审查要严把真实贷款风险，审核还款能力和还款来源，防止贷款出现不良；贷后检查要严把真实贷款用途，防止贷款挪用。第三，应持续增强风险抵补能力，筑牢缓释、拨备、资本这三道风险防线。

二是及时、主动实施贷款重组，促进不良贷款资产向好迁徙，防止正常贷款劣变，防止不良贷款转化为坏账。对于可能形成不良贷款的企业不应简单地压贷，抽贷、断贷，应根据实际情况，一企一策、区别对待，对技术先进、产品有竞争力，通过加强管理完全有可能改善财务状况的企业，应综合运用贷款展期、增加授信、追加抵押、资产置换及债权转股权等措施，做好风险缓释化解，促进不良贷款转化，帮助企业渡过难关。

三是对确有部分收回价值的不良贷款，银行可自行追收，或者按市场化原则出售给金融资产管理公司等具有专业资质的机构。批量处置不良贷款是国际上常见的一种不良贷款处置方式，实际是现金清收和呆账核销两者的结合。2012 年，财政部和银监会印发《金融企业不良资产批量转让管理办法》，明确各省可成立地区性资产管理公司，允许资产管理公司对

一定规模的不良资产进行批量转让。银行应充分利用金融资产管理公司和符合条件的地方资产管理公司等渠道，探索不良贷款批量化、市场化处置的有效机制。

四是对已无望优化和收回，确定成为坏账的贷款，可用已提取贷款损失准备金及时予以核销。2013 年和 2015 年，财政部两次修订《金融企业呆账核销管理办法》，进一步放宽了中小企业和涉农贷款的核销条件，允许金融企业对单户贷款余额在 3000 万元以下、经追索 180 天以上仍无法收回的中小企业贷款和涉农贷款自主核销。银行应充分利用呆账核销条件放宽的政策便利，在确保账销、案存、权在的前提下，加大呆账自主核销力度，做到“应核尽核”，避免高拨备高不良并存。

五是根据借款企业的经营管理与未来前景评估，按市场化、法治化、透明化原则，积极探索银行贷款债权转股权和不良贷款资产证券化，多渠道处置和盘活不良贷款存量。近期，国务院发布了《关于市场化银行债权转股权的指导意见》，允许有序开展市场化、法治化的银行债权转股权。对于发展前景良好但负债率过高、经营遇到暂时困难的企业，在市场化前提下，银行可通过其独立子公司，将债权转为股权。银行与企业应依据法律法规和相关政策，自主协商转股对象、转股债权以及转股价格和条件，促进企业降低负债水平和财务成本，同时确保银行权益不受损害。

不同阶段货币国际化的影响因素研究

白晓燕¹ 邓明明²

【摘要】本文将 18 种货币分为已国际化、未完全国际化和待国际化货币组，分别对应货币国际化的后期、中期和初期，利用可行广义最小二乘估计（FGLS）考察货币国际化的影响因素是否因阶段而异，并借助基于自举法的面板格兰杰因果检验（Bootstrap Granger Causality Test）探究货币国际化是否反作用于经济影响因素。研究发现，惯性始终与国际化程度正相关，其他因素则表现出阶段性特征³。初期，经济实力和币值稳定是货币国际化的主要助力，出口份额的扩大可能因为选择计价结算货币时对国际货币的偏好而阻碍自身的国际化；中期金融市场发展的重要性凸显；出口的扩大以及良好的经济预期是后期巩固国际货币地位的关键因素。货币国际化的福利效应在中期全面显现，后期对经济的推动作用仅体现在出口和金融市场发展方面。

【关键词】货币国际化 自举法 因果检验 人民币

一、引言

目前，中国经济进入“新常态”，增长速度放缓，经济内生动力加速转型，强势的货币话语权可以为改革争取更多时间与空间，因此在现有水平上加快人民币国际化程度刻不容缓。

人民币国际化问题的研究思路之一是从货币国际化的一般路径出发，探求货币国际化的影响因素，从而为人民币国际化提供决策借鉴。相关文献大多将研究对象锁定在国际化程度较高的少数币种并且考察的时段是其国际化达到相当水准以后，意味着只关注货币国际化的结果，忽视了货币国际化漫长的演进以及可能存在的阶段性。本文将货币范围扩大至 OECD 和新兴市场货币，研究以下问题：（1）如果将数种货币根据国际化程度分组，每组货币代表国际化的某一阶段，货币国际化的影响因素是否因阶段而异？（2）货币国际化与其影响因素之间是否存在统计上的相互作用关系，倘若存在，是否呈现阶段性特征？

¹ 白晓燕，武汉大学经济与管理学院金融系

² 邓明明，融通基金管理有限公司固定收益部

³ 本文所指的“阶段性”与孙海霞（2013）不同，孙海霞（2013）研究的是单个币种国际化的不同阶段。

研究范围的扩大是本文最主要的创新,这一创新使得货币国际化的国际经验来自正反两个方面:既从正面总结在位国际货币成功实现国际化的经验,也从反面总结为什么有些经济体自身经济、贸易、金融实力较强但是货币的国际化程度却与之不相匹配,以及国际化起步阶段的共同掣肘。另外,计量方法的选用遵循数据的结构特点并有所创新。我们针对 N 小 T 大的面板数据选用可行广义最小二乘估计 (FGLS) 估计方法,解决面板数据组间异方差和组内自相关带来的估计不准确问题。在进行面板格兰杰因果检验时,采用比较前沿的基于自举法的面板格兰杰因果检验 (Bootstrap Granger Causality Test),克服了面板数据的截面相关和估计参数异质性等问题。

下文结构安排如下:第一部分梳理文献并总结前人研究的得失。第二部分对目前使用频率较高的 18 种货币分组,将其与货币国际化不同阶段挂钩并提出基本假设。第三部分首先借助 FGLS 分析显著影响因素的组间特征,进而对货币国际化与其影响因素之间的关系进行面板格兰杰因果检验。第四部分在总结实证结论的基础上,对人民币国际化提出政策建议。

二、文献综述

货币国际化的影响因素实质是货币国际化进程中对其起推进或阻碍作用的国内宏观经济因素,也被称作货币国际化的条件(孙海霞, 2013)。早期以理论建模分析为主,近期更多的是实证分析,一般思路是以货币国际化程度的代理变量为被解释变量,根据国际货币经济学理论和历史规律筛选影响因素,通过计量分析识别显著的影响因素及其相对重要性。

货币国际化程度的量化是需要解决的首要问题。度量货币国际化程度的指标从三大货币职能(计价单位、交易媒介和价值贮藏)的代理变量衍化而来。使用最多的是代表价值贮藏职能的“外汇储备份额”和代表记账单位职能的“国际债券份额”。代表交易媒介的“外汇交易份额”和代表记账单位的“贸易计价份额”由于数据缺乏或不连续,使用相对较少。

IMF 的 COFER 数据度量国际货币的价值贮藏职能,使用最为普遍。该职能在货币信用方面更具代表性,其缺陷在于:第一,包含的币种较少且都是高度国际化的货币,目前包含七种:美元、欧元、英镑、日元、瑞士法郎、加元和澳元,其中加元和澳元是 2012 年四季度新增的币种;第二,数据本身按照价值计算,意味着某种货币的国际化程度即使不变,储备占比也可能因为升值而上升⁴;第三,非主导性国际货币占比的上升可能是货币当局外汇

⁴ ECB (2008) 曾详细提及;白晓燕和邓小华 (2015) 用 IMF 法和 BIS 法剔除汇率波动的影响,发现储备份额数据确实有较大变化。

储备投资组合分散化的结果。国际债券份额指标的优势体现在三个方面。一是国际债券既代表记账单位职能，也在一定程度上反映价值贮藏职能（李稻葵和刘霖林，2008）。由于其投资性较强，更能反映以国家信用为依托的货币的“价值”。二是 BIS 每季度公布国际债券的发行量和存量数据，并对数据的来源、统计范围、计算方法做详细说明，其统计方法随国际债券市场的变化而调整。三是覆盖面广，目前涵盖的货币超过 20 种。有鉴于本文的研究需要，我们选用国际债券份额指标度量货币国际化程度。

还有学者自行构建综合反映三种职能的国际货币指数，主要存在两个问题：一是三种职能的权重如何设定，赵然（2012）、白晓燕和邓明明（2013）的做法是三个职能平均赋权，是否合理仍然有待商榷；二是由于数据限制仍然只涉及少数币种。

实证思路方面，以 Chinn & Frankel（2008）为代表，针对多个币种构建面板数据模型进行估计最为主流。在影响因素的选择方面，货币国际化是实体经济与金融市场共同发展的产物已经基本达成共识。Chinn & Frankel（2008）考察了包含货币发行国的货币惯性、综合国力、币值稳定程度和金融市场发展水平在内的四类影响因素。之后的文献大多沿用其思路，只是在具体指标或代理变量的选择上存在差异，如李稻葵和刘霖林（2008）、孙海霞和谢露露（2010）、庄太量和许憐珊（2011）、陈晓莉和李琳（2011）、赵然（2012）、钟阳和丁一兵（2012）、丁一兵等（2012）、白晓燕和邓明明（2013）、丁一兵和付林（2014）、丁剑平和楚国乐（2014）等。以上文献大多以被解释变量的滞后项表示惯性，对这样一个典型的动态面板数据模型，学者尝试用不同方法刻画货币国际化进程的动态特性，常用的是系统广义矩方法（SGMM）和差分广义矩方法（DGMM），丁剑平和楚国乐（2014）则采用面板平滑转换回归模型（PSTR）。

以多国货币作为研究对象可以揭示货币国际化的共同影响因素和一般规律，弊端是容易混淆国家差别，有学者分国别构建模型或专门针对单个货币进行分析。如元惠萍（2011）分别建立美元、欧元、日元、英镑国际地位影响因素的回归模型，除了用因变量的滞后项表示惯性，作者认为自变量的滞后项或预期项也可能因为惯性或时滞而影响因变量，其回归结果颇为新颖——与既有研究中货币国际地位影响因素的滞后作用方式不同，对欧元而言影响方式是预期的。丁一兵等（2013）建立空间面板模型研究日元国际化的影响因素，以外汇市场日元的 OTC 交易量为因变量，影响因素的选择从货币发行国的经济指标转向日元使用国（33 个）与日本的双边经贸联系以及使用国自身的经济指标。张志文和白钦先（2013）探索澳元未能跻身重要国际货币之列的原因，重在研究汇率波动与货币国际化的关系，对时间序列进行回归分析发现澳元对美元汇率的波动性与澳元国际化之间负相关。

最近一些学者认识到不同职能的发挥可能受不同因素影响,所以针对不同职能设计影响因素,如李稻葵和刘霖林(2008)、颜超等(2011)、白晓燕和邓明明(2013)等。三种职能中,在国际贸易中实现交易媒介和计价单位职能通常是货币国际化的起点,2000年以后,得益于贸易理论的发展和企业交易层面微观数据的挖掘,专门研究国际贸易计价和结算货币决定因素的文献增加并且自成体系,代表性文献如 Kamps(2006)、Goldberg & Tille(2008)。

货币国际化对宏观经济会造成什么影响属于货币国际化收益的研究范畴。王晓燕等(2012)建立新开放经济宏观经济学模型(NOEM)论证货币国际化与国内宏观经济因素的关系,结论是:尽管长短期影响存在差异,但本国的消费、产出和贸易均会受到货币国际化的正向影响。还有文献不是从宏观角度全面考察,而是论证一国货币国际化以后对宏观经济某一方面如国内金融体系的影响,代表文献如 Griton & Roper(1981)、Tavlas(1998)、张红梅等(2007)。上述文献所分析的宏观经济因素未必都是货币国际化的影响因素比如王晓燕等(2012)所论证的消费。直接就货币国际化与影响因素之间关系展开研究的如白晓燕和邓明明(2013),结论是二者存在双向因果关系,尤以主导性国际货币最为典型。

总体上,这一领域积累了丰富的文献,为本研究奠定了良好的分析基础。不少学者认识到货币国际化是长期动态的演进过程,各个阶段的关键影响因素可能不同(如赵然,2012),但是并没有根据货币国际化发展的历史进程和演进规律,将货币国际化过程划分为不同阶段,从而形成货币国际化发展阶段理论。经验研究的对象往往限定在五大储备货币。面板分析中,由于欧元启动造成的数据中断,多数研究以1999年作为分析的起点,此时五大货币的国际地位已经形成,所以实际上只是探讨货币已经国际化以后的影响因素,没有考虑货币尚未国际化或未完全国际化阶段的情况。国别分析有可能拉长样本区间覆盖货币国际化的不同阶段,实际不然,元惠萍(2011)分析1995-2009年间美欧日英四个币种国际地位的影响因素,丁一兵等(2013)针对1998-2010年间的日元国际化,张志文和白钦先(2013)针对1993-2012年间的澳元国际化,上述文献样本期的选择均无法涵盖主要货币走向国际舞台漫长曲折的过程。丁一兵等(2012)注意到目前有些货币虽不是储备货币,但是在国际市场上发挥结算功能,需求量较大,所以将研究对象扩展到18种货币,这个思路与我们不谋而合,但是该文没有做分段研究,并且实证检验存在一些缺憾:第一,货币国际化程度以全球市场中的OTC交易量表征,数据来自BIS三年一度的调查报告,2001-2010年总共只有四个年度数据,数据偏少且不连续会对实证结果造成影响;第二,自变量中未纳入惯性,忽略了货币国际化的动态特性;第三,研究外汇市场上交易媒介职能的发挥,却忽视了反映金融体系深度、广度

和流动性的指标而是侧重实体经济指标。克服前人研究的不足，本研究试图揭示货币选择范围扩大并且区分国际化的不同阶段以后，货币国际化影响因素的研究结论有何不同；国内宏观经济变量与货币国际化是否存在相互作用关系，倘若存在，是否表现出阶段性特征。

三、货币分组与基本假设

（一）货币的筛选和分组

选取在外汇储备、国际债券、外汇交易和贸易计价中使用频率较高的前几位货币，而后列出 GDP 排名前 20 位的国家，验证货币实力与经济实力的——对应关系。最后从这五个指标中找出出现频率较高的货币。

表 1 各项指标下货币国际化程度排序表

外汇储备	国际债券	外汇交易	贸易计价	GDP
美元	欧元	美元	欧元	美国
欧元	美元	欧元	美元	欧元区
英镑	英镑	日元	英镑	中国
日元	日元	英镑	日元	日本
加元	瑞士法郎	澳元	加元	英国
澳元	澳元	瑞士法郎	瑞士法郎	巴西
瑞士法郎	加元	加元	澳元	俄罗斯
—	瑞典克朗	墨西哥比索	俄罗斯卢布	印度
—	挪威克朗	人民币	人民币	加拿大
—	人民币	新西兰元	南非兰特	澳大利亚
—	港币	瑞典克朗	—	墨西哥
—	巴西雷亚尔	俄罗斯卢布	—	韩国
—	新西兰元	港币	—	印度尼西亚
—	新加坡元	挪威克朗	—	土耳其
—	俄罗斯卢布	新加坡元	—	沙特阿拉伯
—	墨西哥比索	土耳其新里拉	—	瑞士
—	土耳其新里拉	韩元	—	阿根廷
—	南非兰特	南非兰特	—	瑞典
—	捷克克朗	巴西雷亚尔	—	尼日利亚
—	波兰兹罗提	印度卢比	—	波兰

数据来源：外汇储备、国际债券、外汇交易、贸易计价、GDP 数据分别来自 IMF COFER、BIS、BIS Triennial Central Bank Survey: Foreign Exchange and Derivatives Market Activity in 2013、SWIFT 以及 World Bank WDI，数据截止到 2013 年。

目前，对货币进行分组研究的文献较少。Maziad et al.（2011）希望明确新兴市场国家货币在未来可能的影响力。他们尝试将 SDR 的四种定值货币分为一组，作为“全球货币”

的代表,将新兴市场货币分为一组,分类依据是根据不同指标衡量的货币国际化程度。本文借鉴该文的分组思路,但在 SDR 定值货币和新兴市场货币之间加入另一组 OECD 国家货币。

表 2 货币分组

已国际化	未完全国际化	待国际化
美元	澳元	人民币
欧元	加元	巴西雷亚尔
日元	瑞典克朗	印度卢比
英镑	挪威克朗	墨西哥比索
瑞士法郎	新西兰元	俄罗斯卢布
—	新加坡元	南非兰特
—	韩元	—

需要说明的是,所选的货币并非都在推行国际化战略,除中国、俄罗斯、印度以外,其他国家推动本币国际化的意图并不明显。有的货币如新西兰元、新加坡元,由于其本身发展的限制,可能货币国际化程度只会停留在当前水平。这并不妨碍本文的研究主题。因为本文所要探求的是货币国际化的阶段性问题,而这些货币正好处于某一阶段,至于其是否会迈向更高阶段则暂不关注。

(二) 基本假设

假设待国际化货币组、未完全国际化货币组和已国际化货币组代表了货币在国际化进程中的三个阶段,即从初期、中期再到后期的过程。一般而言,一种货币的国际化进程需要经历这三个阶段,随着其国际化程度的提高,其所属的货币类别(以国际化程度分类)也会发生相应变化⁵。

做出这个假设主要基于两方面的考虑:

从实践的角度,通过对各种货币国际化程度的梳理可以发现,在相当长的时期内(至少在本文的观测期内),就一个组别的整体实力而论没有发生显著变化,只是组内货币会此消彼长。说明每一组货币的国际化程度会在某一水平上停留相当长时间,这可能是货币国际化阶段性的体现,而用这些不同组的货币国际化特征去对应货币国际化的阶段性特征是合理的。

从货币惯性来说,一旦某种货币的国际影响形成,这种影响力由于惯性会持续相当长的时间,这不仅可以在世界货币史中找到足够证据,也得到理论支持,如 Ogawa & Sasaki (1998),王慧和刘宏业(2012)等。

此外,本文将要做的分组货币国际化影响因素的实证分析也可以为此假设佐证。即如果不同的货币组其显著的影响因素是一致的,那么可能不存在本文所假设的货币国际化的阶段

⁵ 显然,欧元的国际化过程是个例外。

性特征。但是，如果不同货币组的影响因素不同，至少可以说明不同的货币组其货币国际化的特征不同，再利用其国际化程度相佐证，即可以较好地说明本文假设的正确性。

四、实证分析

（一）变量和数据

我们的研究目的不在于从众多影响因素中辨识出显著的影响因素，而是希望验证“已国际化”货币组中的主要显著影响因素是否可以扩大到其他货币上。所以充分借鉴文献综述部分提及的 Chinn & Frankel (2008) 等针对已国际化货币的研究结论，我们选择得到普遍证实的涵盖实体经济与金融实力的四类因素作为解释变量，包括货币发行国的货币惯性、综合国力、币值稳定程度和金融市场发展水平。首先，一国货币向国际领域渗透的过程，总是伴随着该国经济实力的增强和对外贸易的扩张，一国在全球产出及贸易中所占的份额越大，其他国家越倾向于将该国货币作为对外交易的基准货币、外汇市场的干预货币以及用于支持汇率水平的储备资产。其次，保持对币值稳定的信心对于货币的国际使用很重要，如果币值不稳定，其充当记账单位和价值储藏的吸引力会下降，对某种货币的信心表现为较低的通胀以及有限的汇率波动或者坚挺的币值。再次，流动性是国际货币的另一个重要属性，因为使用者通常以流动的有息资产而非现金形式持有国际货币，货币发行国健全开放的金融市场，降低了货币的交易成本，对国际使用很重要。最后，由于网络外部性的存在，使用某种特定货币的好处导致了其他主体使用的增加，网络外部性使得国际货币的选择产生了惯性和路径依赖。以上四类影响因素共计六个指标反映在表 3 中。

同时，本文在被解释变量，即货币国际化程度的度量上，只选取了国际债券份额这一个指标。在文献综述中已经详述了该指标的优缺点，对于本部分的实证来说，其意义在于该指标包含本文所研究的所有货币的数据。

18 种货币详见表 2。样本期从 1994-2013 年，数据为年度数据。使用的计量软件为 Stata11。

表 3 变量选择和数据来源

变量	指标	指标说明	数据来源
因变量	国际债券份额	以某一货币标价的国际债券价值与全部国际债券存量价值的比值	BIS 数据库
自变量	货币惯性	因变量国际债券份额的滞后一阶项	自行计算
	GDP 份额	一国 GDP 与世界 GDP 的比值（不变价）	世界银行 WDI 数据库
	出口份额	一国出口量与世界出口总量的比值	世界银行 WDI 数据库
	金融市场发展程度	Global Financial Development Index	世界银行 GFD 数据库
	通货膨胀率	一国或地区的 CPI	世界银行 WDI 数据库

	汇率波动率	某一货币相对美元价值对数差分后的三年标准差	美联储数据库
--	-------	-----------------------	--------

(二) 模型

Chinn & Frankel (2008) 率先采用 Logistic 回归对模型进行估计, 刻画了影响因素从 50% 上升到 51%, 其对货币国际化程度造成的影响将大于影响因素从 0 升至 1% 的情况, 即货币国际地位存在的“突变现象”(Tipping Phenomenon), 这与全球主要货币的国际化轨迹吻合, 所以 Chinn & Frankel (2008) 之后的实证估计大多进行了 Logistic 函数转换。

我们也借鉴 Chinn & Frankel (2008), 公式为 $Logistic A = \log(A/(1-A))$, 将百分比形式的因变量取值范围扩展为 $(-\infty, +\infty)$, 再与自变量进行回归。

建立如下模型:

$$Share_{ij} = \alpha_i + \beta_1 Share_{ij}(-1) + \beta_2 GDP_{ij} + \beta_3 Export_{ij} + \beta_4 Fm_{ij} + \beta_5 Inflation_{ij} + \beta_6 Volatility_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (1)$$

其中, $Share_{ij}$ 指国际债券份额, $Share_{ij}(-1)$ 指被解释变量的滞后一阶, 用来表示货币惯性。 GDP_{ij} 、 $Export_{ij}$ 、 Fm_{ij} 、 $Inflation_{ij}$ 、 $Volatility_{ij}$ 、 ε_{ij} 分别代表 i 国家在 j 时刻的 GDP 份额、出口份额、金融市场发展程度、通货膨胀率、汇率波动率和其他影响因素。

(三) 货币分组后国际化影响因素的分析

根据上文的货币分组, 通过数据搜集, 形成三组面板, 由数据结构可知, 每组的面板数据均为大 T 小 N 的长面板, 因此使用 FGLS 方法。计量软件为 Stata11。

表 4 三个货币组的组间异方差检验和组内自相关检验结果

	组间异方差检验	组内自相关检验
已国际化货币	19.09***	391.326***
未完全国际化货币	205.77***	46.086***
待国际化货币	14.35**	363.619***

注: 组间异方差检验报告的是 LR Chi 值, 组内自相关报告的是 F 值。**, *** 分别代表在 5%、1% 的水平上显著。

从表 4 可见, 面板数据存在组间异方差和组内自相关问题。因此尝试 FGLS 估计方法。

三个回归 R-squared 值均不大, 主要原因是自变量较少, 由于实证设计的意图在于考察几大影响因素在其他货币组中是否有显著影响, 因此, 我们将自变量固定, 导致实证结果差强人意, 但仍有一定的说明意义。

由表 5 可见, 货币惯性由始至终都非常显著, 而且国际化程度越高惯性作用越大。以五种主要国际货币作为研究对象, 只要把惯性因素纳入实证分析, 基本上都得出惯性是维持国际货币地位的关键因素这一结论。就这一点而言, 我们和前人的结论一致。分阶段研究有助

于更好地认清惯性发挥作用的动态路径，即国际货币存在自我增强特征，一旦货币进入到更高的国际化阶段，惯性会使得其地位愈发稳固，货币国际化程度越高，越具有在位优势

(incumbency advantages)。对于人民币国际化而言，惯性是把双刃剑。一方面，主要国际货币的惯性可能阻碍人民币的进一步国际化；另一方面，一旦人民币的境外使用形成一定惯性，则会加速其国际化进程。

表 5 三组货币国际化影响因素的实证结果

货币分组	自变量						统计结构
	SHARE(-1)	GDP	EXPORT	FM	INFLATION	VOLATILITY	R-squared
已国际化货币	0.9372*** (34.61)	0.0995 (0.75)	0.2383** (2.13)	-0.0001 (-1.04)	0.0075** (3)	0.7874 (0.61)	0.3282
未完全国际化货币	0.7846*** (15.07)	15.6228** (2.68)	-7.7288** (-2.36)	0.0007* (1.32)	-0.0077 (-0.7)	-3.0873 (-1.24)	0.3669
待国际化货币	0.7694*** (15.57)	30.9779* (1.68)	-27.0481* (-1.62)	0.0017 (1.27)	0.0002 (0.31)	-7.6669* (-3.02)	0.0727

注：括号内的值为 Z 统计量，*、**、***分别代表在 10%、5%和 1%的水平上显著。

国家的经济实力仅在货币国际化初期和中期有影响，初期影响更大，后期影响不明显。历史证据表明，货币国际化往往发端于一国在世界经济中日益增长的重要性和货币地位的不相匹配，此时经济实力是决定货币能否为国际社会所接受的重要初始条件。货币国际化中期，经济实力仍是一国货币信用的坚强后盾，此时，正是货币为国际社会广泛接受的时期，持续的经济繁荣能够为本国货币在外汇储备、交易等方面提供强大的支撑。货币国际化后期，惯性成为主导因素，能够解释 94%的货币国际化程度变动，也许货币完全国际化以后经济实力仍然是终极支撑但是惯性的作用更加突出。

出口份额在初期和中期均具有显著的负向影响，说明出口份额越大，货币国际化程度越低，出口对国际化的阻碍作用随着货币国际化程度的提高而减小。一方面，商品出口情况反映一国产业结构、劳动生产率状况、产品的国际竞争力及在国际分工中的地位，出口份额高说明经济实力特别是贸易实力强，这本应促进该国的货币国际化。另一方面，从目前全球范围内贸易计价货币的分布来看，美元和欧元正享受着近乎双头垄断的地位，而且表现出一定的稳定性，待国际化货币和未完全国际化货币的发行国企业在出口时被迫采用国际化货币计

价,从而抑制其自身的国际化进程。到了后期,出口份额的估计系数显著为正,说明一旦跻身于已国际化货币组,会更多地用本币计价结算。

金融市场发展程度仅在货币国际化中期影响显著。在中期,金融市场的深化是货币国际化进一步推行的基础。澳大利亚和加拿大作为第二组中金融市场发展比较充分的国家,其货币已经被纳入IMF储备货币的报告范围,说明其货币影响力已被众多国家的官方和金融机构所认可。在货币国际化初期,新兴市场国家的金融市场发展水平不高,无法为本币的国际化提供有效支持,纵观目前的印度、俄罗斯、中国等国,金融市场不发达是其本币国际化的主要瓶颈。按照我们的预测,在货币国际化后期,金融市场是本币进行自由兑换、流通、交易的重要基石,本该显著。可能由于本文研究的货币多达18种,仅有国际债券份额作为货币国际化程度的度量才能满足我们的分析目的,解释变量和被解释变量都和金融市场发展水平有关,造成实证结论的偏误。

通货膨胀和汇率波动率可以作为币值稳定的两个方面共同讨论。从实证结果可以发现,在货币国际化初期,货币的对外价值即汇率波动率,对货币国际化有显著的负向影响,提醒我们在人民币国际化的起步阶段要注意维持汇率稳定增强国外使用者的信心。到了中期,政策的侧重点转移到金融市场改革,可能是因为利率市场化改革、汇率形成机制改革造成货币的内外价值震荡,从而与货币国际化联系脱节。到了后期,通胀促进货币国际化令人困惑,一般认为,长期价格稳定有利于货币国际化。能否换个角度理解:后期货币国际化更侧重于货币背后国家的整体信用,本币对内价值的下降(当然必须限定在一定范围以内)可能是经济上行的反映,这种情况下本币资产受到热捧,从而进一步促进本币国际化。

(四) 货币国际化与影响因素间关系的实证分析

根据货币国际化收益的相关理论,一国货币的国际化到达一定水平之后,会产生相应的福利效应,即货币国际化的收益,这种收益一般会从经济增长、金融市场发展等方面体现出来(陈雨露等,2005;张宇燕和张静春,2008)。

这种“相互作用”往往并不以实质性的一一对应的相互影响的关系存在。因为货币国际化的发展进程往往由一系列宏观经济变量推动,反过来,其又会同时作用于许多国内宏观经济变量。本文在此并无一一研究这些宏观经济变量的必要,只欲证实当货币实现国际化之后或是正在实现的过程中,国内宏观经济因素会受到什么样的影响。我们选用面板格兰杰因果检验来刻画这种关系。格兰杰因果关系的存在并不代表货币国际化与其影响因素间真实存在

的因果关系,而是在对二者进行预测时,另一因素过去的信息能够增加预测的有效性和准确性。即便如此,这仍然有助于预测宏观经济风险,把握宏观经济走势。

面板格兰杰因果检验与时间序列的格兰杰因果检验思想一致,方法略有不同。由于面板数据的特殊性,在做面板格兰杰因果检验时必须考虑面板数据的截面相关和估计参数的异质性问题。本文采用 Konya (2006) 所提出的基于自举法的面板格兰杰因果检验 (Bootstrap Granger Causality Test)。该方法利用似不相关回归 (SUR) 对系统内每个方程进行估计,并对不同个体做 Wald 检验。由于每个个体都会产生对应的 Bootstrap 临界值,所以无需对数据做单位根检验。这也克服了传统格兰杰因果检验对数据平稳性的要求。一般思路是先对面板数据做截面相关性检验和异质性检验,如果证明二者存在,则说明其他估计方法无效,运用该方法是合适的。

截面相关性检验和异质性检验结果表明,面板数据存在强烈的截面相关和异质性,需要用到 Bootstrap Granger Causality Test。

表 6 截面相关性检验结果

CD Test	Breusch & Pagan(1980)	Pesaran(2004) CDlm	Pesaran(2004) CD
GDP	28.434***	4.122***	-2.811***
Export	25.003***	3.355***	-2.547***
FM	37.161***	6.073***	-2.613***
Inflation	29.908***	4.452***	-2.917***
Volatility	46.110***	8.074***	-0.154***
异质性检验	2541.28***		

注:截面相关检验表格内为 t 值,异质性检验表格内为 Chi2 值,***表示在 1%的水平上显著。

表 7 H0: 货币国际化程度不是影响因素的格兰杰原因

Currency	SHARE-GDP	SHARE-Export	SHARE-FM	SHARE-Inflation	SHARE-Volatility
已国际化货币					
USD	1.640	16.503***	0.044	1.812	1.428
EUR	5.562**	22.717***	5.562**	0.272	0.188
GBP	1.015	8.914***	2.989*	3.162*	4.611**
JPY	5.114**	0.399	0.135	1.056	4.163**
CHF	1.193	2.661*	5.641**	7.545***	0.775
未完全国际化货币					
AUD	0.131	1.570	11.443***	14.781***	0.363
CAD	0.366	10.076***	1.922	11.766***	3.636**
SEK	7.203***	14.589***	0.041	1.332	6.326**
NOK	20.899***	10.707***	1.434	7.044***	0.815
NZD	7.480***	1.541	7.337***	0.536	11.160***
SGD	1.847	6.636***	2.822*	0.075	10.556***
KRW	1.800	1.638	29.388***	9.209***	20.283***

待国际化货币					
BRL	7.813***	0.626	1.026	0.033	2.867*
CNY	0.419	24.701***	0.001	0.512	8.025***
INR	0.699	0.994	2.697*	3.870**	10.866***
MXN	3.424*	19.313***	0.511	2.633*	3.758**
RUB	25.121***	0.374	2.841*	0.200	0.001
ZAR	0.444	2.565	1.266	0.004	0.395

注：表中为 Wald 统计量，Bootstrap 临界值是从 10,000 次重复抽样中获得。

*, **, *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著。

表 7 反映的是原假设为“影响因素不是货币国际化程度的格兰杰原因”的检验结果。其显著的因素和国家表明该国货币国际化程度的历史信息对该宏观经济变量的预测有着明显的增强作用，即货币国际化程度是该宏观经济变量的格兰杰原因。根据组内显著国家的个数和显著程度，本文得出如下结论。

对于货币已经实现国际化的国家来说，货币国际化的程度不会对其 GDP 的增长有太多预测上的贡献。已国际化货币组的国家基本是世界前几大经济体，其经济的增长通常由很多增长极拉动，货币国际化因素并非其中最明显的一个。另外，本文认为当货币已经完成国际化以后，其一般会通过其他因素对宏观经济产生影响，相较于直接影响，这种间接式的影响更直接作用于实体经济，而货币国际化本身并不显著。例如美国的量化宽松政策实质是使美元贬值，从而刺激出口，在这一政策传导效应下，虽然本质是美元作为国际货币所带来的福利效应，但反映在经济增长层面，则会表现出经济是由出口和内需拉动的。

对于已完成货币国际化的国家来说，货币国际化是出口规模增长和金融市场发展的格兰杰原因。美元、欧元、英镑都是使用范围较广的国际贸易标价和结算货币，这有利于规避汇率风险，从而刺激出口。另一方面，如上文所说，拥有国际货币的国家通过本国量化宽松的货币政策，人为造成本币贬值，从而刺激出口，是货币国际化以后最明显的货币福利之一。货币国际化之后对金融市场的作用通常表现在两个方面：一是通过本币在交易、计价和储备方面的优势，扩大本国金融机构的业务范围，提高其经营利润，这在许多论述货币国际化收益的文章中均有阐述；二是货币国际化之后可以倒逼本国的金融市场改革，从而进一步提高金融市场的资源配置效率。

已国际化货币组中，本币对内和对外价值的波动对货币国际化并不敏感。从上文影响因素的分析已经看出，通胀率对货币对内价值的代表性远远低于其对经济预期的代表性。简单来说，通胀水平更多是对经济过冷或过热的一种预期判断，其对货币对内价值的高低的代表性已经弱化。而货币国际化程度一般是顺经济周期的，因此它对于通胀的预测作用并不显著。

对于汇率波动率来说，学界一直存在争论：货币国际化是否会加大本币的汇率波动？从本文的实证结果来看，至少主导货币的国际化并未对汇率波动产生普遍的放大影响。

在未完全国际化货币组，货币的国际化程度对五大宏观经济变量基本上都有显著的预测作用。除 GDP 外，其他因素均有四种或以上的货币显著。可以笼统地下一个论断：货币国际化的成果会在国际化中期全面显现出来。对于经济总量、出口规模和金融市场发展程度这三个宏观经济变量来说，在这些未完全实现货币国际化的国家中，其发展或变化趋势会受货币国际化水平的影响。本文无法确定在这一阶段货币国际化成果如何作用于这些变量，因为前文所述的那些传导路径并没有在这些国家中有明显体现。在未完全国际化货币组，本文选择的均是目前比较发达的 OECD 国家的货币，虽然其国际化程度比新兴市场国家稍高，但并没有到达拥有货币强权的地步；货币在其他国家的外汇储备中所占份额不高，也不是贸易计价结算货币。不过，可以肯定的是，这些国家的经济总量增长、出口增加、金融市场发展是伴随着其货币国际化而共同发展的，货币国际化程度的提高对这些变量有显著影响。

未完全国际化货币组中，货币国际化程度还是货币对内价值和对外价值波动的格兰杰原因。即这些国家所出现的通胀和汇率波动均可由货币国际化解释一部分。本文推测，货币国际化进程中出现的热钱大规模流动是造成货币价值不稳定的直接原因。同时，货币国际化进程中必然要进行金融市场改革，改革过程会伴随货币内外价值的不稳定。这些中间作用机制复杂多变，但本质都与本币的国际化有关。

待国际化货币组中，显著因素和货币明显减少，基本很少有因素在三个国家或以上显著。这也印证了本文在前文的猜想，即货币国际化初期，主要是国内宏观经济因素推动货币的国际化进程，而当货币到达一定国际化程度之后，其对国内宏观经济的作用才体现出来。

五、结论和建议

通过对目前世界上使用频率较高的 18 种货币分组，本文确立了货币国际化的初期、中期和后期三大阶段。使用 FGLS 方法实证研究货币国际化的影响因素得到如下结论：惯性是唯一所有阶段显著的影响因素，而且随着国际化程度的提高得到加强。初期，经济实力是最重要的影响因素；保持币值稳定十分必要；出口份额的增加会阻碍国际化进程，因为货币尚未实现完全国际化的国家，其企业在出口时大多会采用国际货币计价或结算。中期，经济实力、金融市场的改革与发展至关重要；经济实力和出口的影响与初期相同但影响力减弱。而到了后期，良好的经济预期以及贸易实力是巩固国际货币地位的重要条件。

本文同时借助 Konya (2006) 的 Bootstrap Granger Causality Test 证明了货币国际化与影响因素之间的双向作用关系。这种双向作用的关系既体现在货币国际化水平能够解释一部分国内的宏观经济变量, 同时也能够被国内的宏观经济变量解释一部分。通过对其内在传导机制的分析, 可以认为, 货币国际化的福利效应迟至货币国际化中期才开始全面显现, 在后期, 随着货币实力和国家实力的进一步增强, 货币国际化对经济的推动作用开始减弱, 只在出口和金融市场发展上有所体现。当然, 亦有可能是货币国际化通过作用于其他变量间接作用于这些宏观经济因素。

基于上述实证结论, 我们提出以下政策建议:

第一, 在国际化的任何阶段, 国家综合实力 (包括经济产出能力、出口规模等) 的提高都是人民币国际化的根本所在, 而高度发达的本国金融市场是货币国际化的坚实基础, 也是人民币国际化下一个阶段的重点。

第二, 人民币汇率在现阶段宜保持相对稳定, 这种稳定不是指央行刻意使汇率维持在某个水平, 而是指在扩大波动区间以后, 汇率在这一区间内相对自由的波动, 避免其受到外部热钱或行政手段的干预, 从而导致持续的升值或贬值; 国际化到达相当程度之后, 可以考虑完全放松汇率管制。

第三, 当人民币具备一定的国际影响力之后, 应该充分利用国际货币的优势为我国的经济发展和金融改革服务, 包括利用人民币的贸易计价和结算优势增强我国的出口实力、利用人民币在外汇交易和国际投资方面的优势扩大我国金融机构的外汇业务、结算业务和全球范围内的资产管理业务。

2009 年以来, 人民币在支付结算、跨境投融资、外汇与大宗商品交易以及充当国际储备资产等方面取得的成绩有目共睹, 但远未发展成为可以对美元欧元形成竞争的国际货币。同时, 比人民币更有实力或者与人民币不相伯仲的几个货币仍处于未完全国际化的阶段, 并且这一阶段维持了相当长的时间。因此我们对人民币国际化所处阶段以及路径的长期性应该有清醒的认识, 根据人民币国际化所处的不同阶段谨慎选择配套改革的时序、制定适宜的阶段性发展战略是当务之急。

参考文献

- [1]白晓燕,邓明明. 货币国际化影响因素与作用机制的实证研究[J],数量经济技术经济研究,2013(12): 113-125
- [2]白晓燕,邓小华. 国际货币贬值造成储备管理者减持吗? [J],世界经济研究,2015 (2): 15-22
- [3]陈晓莉,李琳. 国际标价货币的决定因素分析——兼论人民币国际化政策[J],东岳论丛,2011 (10): 139-143
- [4]陈雨露,王芳,杨明. 作为国家竞争战略的货币国际化:美元的经验数据,经济研究[J],2005 (2): 35-44
- [5]丁剑平、楚国乐. 货币国际化的影响因子分析——基于面板平滑转换回归(PSTR)的研究[J],国际金融研究,2014 (12): 35-46
- [6]丁一兵,付林. 金融市场发展影响货币国际地位的实证分析[J],吉林师范大学学报(人文社会科学版),2014 (2): 101-106
- [7]丁一兵,钟阳,何彬. 经济发展水平与国际货币的选择:基于OTC交易量的实证研究[J],亚太经济,2012 (3): 19-24
- [8]李稻葵,刘霖林. 人民币国际化:计量研究及政策分析[J],金融研究,2008 (11): 1-16
- [9]孙海霞. 人民币国际化条件研究[M],北京:人民出版社:2013:4-5
- [10]孙海霞,谢露露. 国际货币的选择:基于外汇储备职能的分析[J],国际金融研究,2010 (12): 38-49
- [11]王慧,刘宏业. 国际货币的惯性及对人民币国际化的启示[J],经济问题,2012 (5): 110-114
- [12]王晓燕,雷钦礼,李美洲. 货币国际化对国内宏观经济的影响[J],统计研究,2012 (5): 23-33
- [13]颜超,陈平,何尔璇. 推进人民币国际化的政策研究[J],新金融,2011 (10): 18-23
- [14]元惠萍. 国际货币地位的影响因素分析[J],数量经济技术经济研究,2011 (2): 3-19
- [15]张红梅,姜丽丽,李春晓. 人民币升值与人民币国际化的互动分析[J],东北师大学报(哲学社会科学版),2007 (1): 52-55
- [16]张宇燕,张静春. 货币的性质与人民币的未来选择,当代亚太,2008 (2): 9-43
- [17]张志文,白钦先. 汇率波动性与本币国际化:澳大利亚元的经验研究[J],国际金融研究,2013 (4): 52-63
- [18]赵然. 汇率波动对货币国际化有显著影响吗?国际金融研究[J],2012 (11): 55-64
- [19]钟阳,丁一兵. 双边贸易、外汇市场规模、网络外部性与美元的国际地位——基于国别(地区)市场的实证研究[J],经济评论,2012 (1): 140-146
- [20]庄太量,许慷珊. 人民币国际化与国际货币体系改革[J],经济理论与经济管理,2011 (9): 40-46

- [21]Bank for International Settlements. Triennial Central Bank Survey: Foreign Exchange and Derivatives Market Activity in 2013[R]. Basel
- [22]Chinn, M., Frankel, J. Why the Euro Will Rival the Dollar[J]. International Finance, 2008(1): 49-73
- [23]ECB. The International Role of the Euro[R]. Frankfurt: European Central Bank, July,2008
- [24]Girton, L., Roper, D. Theory and Implication of Currency Substitution[J]. Journal of Money, Credit and Banking, 1981, (1): 12-30
- [25]Goldberg, L., Tille, C. Vehicle Currency Use in International Trade[J]. Journal of International Economics, 2008, 76(2): 177-192
- [26]Kamps, A. The Euro as Invoicing Currency in International Trade[R]. Frankfurt: European Central Bank, 2006
- [27]Konya, L. Exports and Growth: Granger Causality Analysis on OECD Countries with a Panel Data Approach[J]. Economic Modeling, 2006, (6): 978-992
- [28]Maziad, S., Farahmand, P., Wang, S., Segal, S., Ahmed, F., Internationalization of Emerging Market Currencies: A Balance between Risks and Rewards[R]. IMF Staff Discussion Note, 2011
- [29]Ogawa,E., Sasaki,Y.N. Inertia in the Key Currency[J].Japan and the World Economy, 1998, (10): 412-439
- [30]Tavlas, G. S. The International Use of Currencies: The U.S. Dollar and the Euro[J]., Finance & Development, 1998, (35): 46-49

Study on Determinants of Currency Internationalization in Different Periods

Abstract: This paper divides 18 currencies into 3 groups: internationalized, incompletely internationalized, potentially internationalized, representing three periods of currency internationalization respectively—the late, medium and initial period. FGLS method is used to investigate whether the determinants of currency internationalization have been fundamentally altered by the shift from one period to another. Then whether currency internationalization affects the determinants or not is analyzed by means of Bootstrap Granger Causality Test. Our findings suggest that currency inertia is always critical and other determinants have been characterized along with different stages. Issuing country's economic strength and stability of currency value have positive effect. Huge export has negative effect on initial currency internationalization maybe just because exporters tend to select international currency as invoicing and settlement currency. Financial market development matters in the medium period. Increase in export as well as optimistic economic expectation is significant in preserving the status of international currency. Results also show that welfare effect of currency internationalization occurs until the medium period and only export and financial markets profited from currency internationalization in the late period.

Keywords: Currency Internationalization; Bootstrap; Causality Test; RMB

货币政策产业效应的双重非对称性研究

——基于 STVEC 模型的非线性分析

张淑娟¹ 王晓天²

【摘要】放开相关研究中线性假设，即在不同经济状态下同一产业对货币政策具有相同反应的假设，本文建立非线性的 STVEC 模型和广义脉冲响应函数，研究货币政策产业效应的双重非对称性，并将金融加速器研究拓展到产业层面。首先，我国货币政策对同一产业的影响在不同经济状态下表现非对称性，对各产业的影响中存在金融加速器效应。其次，在相同经济状态下，货币政策对不同产业的影响也表现明显的非对称性，主要原因在于不同产业要素密集度和企业类型分布等方面存在差异。

【关键词】货币政策 产业效应 双重非对称性

一、引言和文献综述

近年来，货币政策空间角度的非对称效应成为货币政策研究的重点内容之一。货币政策非对称效应的研究主要包括时间和空间两个角度：时间角度上，主要包括扩张性货币政策和紧缩性货币政策的不对称性以及不同经济状态下货币政策的非对称效应，主要研究的是货币政策的总量效应；空间角度上，主要包括在某一时间节点上或同一经济周期内货币政策在区域间或产业间的非对称性，主要研究的是货币政策的结构效应。其中，货币政策的产业效应的非对称性，主要是指各个产业对货币政策反应程度的差异性。本文的研究主要聚焦于货币政策产业效应的非对称性。

关于货币政策产业效应的非对称性，国外相关研究以发达国家为主，验证货币政策产业非对称效应并分析其原因（Peersman and Smets, 2005；Rodríguez and Padron, 2008；Georgopoulos and Hejazi, 2009）。Midrigan and Xu (2010)和 Larrain and Stumpner(2012)分别研究金融摩擦引起资本在不同部门间的错配效应以及由此产生的产业非对称效应。

¹ 张淑娟，广东外语外贸大学金融学院

² 王晓天，平安银行战略规划部

近几年来,货币政策的产业非对称效应成为国内学者重点研究的对象。曹永琴(2010)和吕光明(2013)分别使用VAR和SVAR研究货币政策对三大产业的非对称影响。有关我国货币政策产业非对称性效应的实证研究主要采用的是线性方法。线性模型所隐含的重要假定是在不同的经济状态下同一产业对货币政策具有相同的反应,这一假定与现实可能不一致。由于不同产业要素密集度、投资行为、融资途径、企业类型等方面的异质性,在不同经济状态下,同一产业对相同货币政策反应程度也会不同。实际上,一些学者通过非线性模型已经证明了我国货币政策总量效应即与总体产出之间具有较强的非线性特征(彭方平和王少平,2007;欧阳志刚和王世杰,2009)。既然货币政策对总体产出存在显著的非线性特征,货币政策对各产业影响的研究也有必要放开线性特征的假设,进一步验证是否对各产业的影响存在非线性特征,这更符合经济实际。

不同经济状态下,货币政策对于经济影响的非线性特征,包括不同政策(扩张性或紧缩性政策)、经济增长不同状态(高增长或低增长)或不同的物价水平状态(通货膨胀或通货紧缩)、不同信贷状态(信贷扩张或紧缩)等影响产生的非线性特征。其中,有一种典型效应就是“金融加速器”效应。所谓“金融加速器”(Financial Accelerator)效应,是指由于信贷市场的摩擦,初始的经济冲击通过信贷市场状态的不同被放大和加强的效应。在金融加速器机制作用下,冲击对于经济产出的影响因为信贷市场所处的状态不同呈现非对称性

(Bernanke and Gertler, 1999; Choi and Cook, 2012; Baglionihe and Cherubini, 2013)。最近几年,一些学者证实了我国整体宏观经济中存在金融加速器效应,如赵振全等(2007)采用门限向量模型(TVAR)、袁申国等(2011)和王立勇等(2012)采用动态随机一般均衡(DSGE)模型分别进行了研究。以上研究主要是从宏观视角,研究总体产出与信贷市场的关系。

综合相关文献,国内外学者对于货币政策产业非对称效应的研究主要是采用VAR、SVAR等线性研究方法。采用非线性方法分析的主要是货币政策对总产出的总量效应或其他问题,也有一些采用非线性方法分析时间角度的非对称效应,但采用非线性方法分析空间角度非对称性特别是产业间非对称效应的比较鲜见。

相对于现有文献,本文的主要拓展体现在以下方面:

第一,现有货币政策产业效应的非对称研究主要采用线性研究方法,本文采用非线性方法特别是平滑转换的非线性方法,是在研究货币政策产业效应的非对称性领域的创新之一。具体说来,在研究货币政策在不同产业之间影响的非对称性的同时,本文放开现有研究中模型线性特征假设,即同时研究不同经济状态下,同一产业对于货币政策反应的非对称性(其中的一种典型就是“金融加速器”效应,本文非线性模型检验结果恰恰证明了这一效应的存

在，这本身构成了非线性模型的基础），更加符合经济实际，解决现有研究中每个产业在不同经济状态下对同一货币政策的反应相同的前提假设带来的扭曲，这实际上是研究并验证货币政策产业效应的双重非对称性，通过非线性模型，本文将双重非对称性的研究有机融合，不是简单综合在一起研究。

第二，现有金融加速器的相关文献，主要基于货币政策的总量效应即对总产出的影响，本文更进一步，将其拓展到各产业层面，验证各产业是否均存在金融加速器效应（实际上是本文采用非线性方法分析的另外一重产业效应的非对称性），并比较不同产业金融加速器效应的差异性，这也是本文在相关领域的一个拓展。

二、理论简析

（一）货币政策产业效应非对称性影响因素的理论简析

基于经济理论和经济逻辑，归纳起来，货币政策的产业效应的非对称性产生的影响因素在于以下几个方面：

一是产业的要素密集度。一般说来，一个产业资本密集度越高，则该产业所需的资本量就越大，该产业受到货币政策冲击时反应就越大；相反，一个产业属劳动密集型越高，则对资本的依赖程度越低，受货币政策的影响也越弱。

二是产业总体的投资行为特征。倘若产业总体相对投资较多，所需资本量较大，则此产业对货币政策的变动相对敏感，受货币政策的影响就比较大；相反，倘若此产业的投资较少，则对货币政策的反应趋于不敏感。

三是产业的融资途径。各产业中企业的融资途径主要包括内部融资和外部融资。内部筹资所能获得的融资金额与企业自有利润密切相关。外部筹资是指从企业外部获得资本的一种方式，包括直接融资和间接融资等。一般说来，融资途径越为丰富的企业，所面临的资本压力越小，货币政策对该产业的影响相对越小。

四是产业中的企业类型。不同规模的企业受货币冲击的影响是存在差异的，通常企业规模越大，就越容易从金融机构和金融市场获得资本，从而货币政策变化对其影响就越小。

（二）货币政策产业效应非对称性的形成机制和理论判断

货币政策产业效应非对称性的形成，主要在于货币政策在传导过程中产生的差异。本文从货币政策主要传导渠道（包括利率传导渠道、资产价格传导渠道、信贷传导渠道等）角度，

对不同货币政策变量产业效应的非对称性进行理论分析和判断,得出的结论有待后面实证分析的验证。

1. 信贷变化的影响机制和理论判断

信贷变化主要通过信贷传导渠道引起产业效应的非对称性。因为第一产业是劳动密集型产业,对资本的需求相对较小,受信贷变化的影响也相对较小。第二、第三产业资金密集度均较高,两者相比较,第三产业中中小企业相对更多,对银行信贷的依赖度更高。第二产业中大型企业、国有企业较多,更容易从资本市场上来获得资金,对银行信贷的依赖度相对较低。因此,信贷变化对三大产业的影响程度从强到弱应该是第三、第二和第一产业。

2. 货币供应量变化的影响机制和理论判断

货币供应量变化对各产业的影响的传导渠道相对复杂,主要包括三个方面:

一是信贷传导渠道引起的产业效应的非对称性。货币供应量的变化通过影响银行的准备金规模,进而影响银行的信贷能力大小,就是信贷传导渠道。这一传导渠道与信贷变化对三大产业的影响是一致的。

二是资产价格渠道的财富效应引起的产业效应的非对称性。货币供应量通过影响居民的资产价格进而改变其财富状况,财富状况的变化影响居民消费需求。当货币供应量减少时,居民财富一般也会减少,但居民在食品与穿衣等基本消费需求上会保持一定的刚性,因而对第一和第二产业的需求会保持一定水平,因为第三产业产品的需求收入弹性较高,因而对第三产业的需求会较大幅度的减少;当货币供应量增加时,居民财富一般会增加,消费需求将转向更高层次的服务业,较多增加第三产业的需求。因此,从财富效应角度看,货币供应量增减对第三产业的影响会比第一、二产业的影响更大。

三是资产价格渠道的托宾 q 效应引起的产业效应的非对称性。货币供应量增(减)时,企业股票的市场价值一般会上升(下降),企业投资的意愿增强(减弱)。上市企业越多的产业,受到这种效应的影响越大。从上市企业数量来看,第二产业和第三产业整体上要多于第一产业,因此,从托宾 q 效应看,货币供应量增减对第二、第三产业的影响应该大于第一产业。

综合以上三种主要效应,货币供应量变化对三大产业的影响程度从强到弱应该是第三、第二和第一产业,后面通过实证分析检验。

3. 利率变化的影响机制和理论判断

利率变化主要通过利率传导渠道引起产业影响的非对称性。利率主要通过调节企业获得资金的成本来影响企业的投资规模,进而影响各产业的发展。在这个过程中,三大产业对于

利率敏感性的差别会产生较大的影响。对于劳动密集型的第一产业来说, 资金成本影响相对较小, 所以对利率的变化也就相对不敏感; 而对于资本密集型的第二、第三产业来说, 资金投入在其生产要素投入中占有相当大的比重, 资金成本是其生产成本的主要构成部分, 对于利率也就更加敏感。因此, 利率变化对第二、三产业的影响应该大于第一产业。

三、STVEC 模型与估计

非线性时间序列模型中, 由于机制转换模型 (Regime Switching Model) 通过内生性的结构变化, 刻画在不同经济环境下经济变量间的非线性关系, 受到了越来越多计量经济学者的关注。非线性机制转换模型主要有三种: 马尔可夫机制转换模型 (Markov Switching Regime Model, MSR)、阈值模型 (Threshold Model, TR) 和平滑转换回归模型 (Smooth Transition Regression Model, STR)。

以上三种模型最主要的区别在于如何处理机制转换结构中的信息, 典型的马尔可夫机制转换模型假定转换是由马尔可夫链决定, 并没有对机制变化发生的原因以及这些变化的时间做出解释, 而且这种模型不能给出机制转换的非线性形式, 一般只能推断不同机制转换的概率, 这使得其应用受到局限。阈值模型中, 决定机制转换的变量是可观测的, 但是引起机制转化的阈值却是不可直接观测的, 转换机制是离散的。实际上, 阈值模型是 STR 模型的特例, 与一般 STR 模型相比, 阈值模型体现的变化是突变的。平滑转换回归模型可以考察在两个极端机制之间的平滑或渐进的变化, 体现了变化的平稳性, 与上述两种模型相比具有更好的应用价值 (彭方平, 2007)。

单方程的非线性 STR 模型可拓展到多方程的 STVAR (Smooth Transition Vector Autoregression Model) 模型。如果变量之间存在长期协整关系, STVEC (Smooth Transition Vector Error Correction) 模型是更好的选择。本文在验证协整关系的基础上采用 STVEC 模型对货币政策产业效应的非对称性进行实证分析, 具体过程可以概括为如下步骤: 首先, 从线性的 VEC 模型出发, 确定误差纠正项和滞后阶数 p 。其次, 以线性受限 VEC 模型为基础, 进行线性对非线性的检验和实证分析 (彭方平和王少平, 2007)。

(一) 变量的选取

本文分别研究货币政策中的信贷、货币供应量和利率对于各产业的影响。之所以选取信贷量、货币供应量和利率, 是因为它们分别是不同数量型和价格型货币政策的典型代表, 信贷量、货币供应量分别代表不同数量型货币政策, 利率代表价格型货币政策。

信贷变量选取商业贷款总量。货币供给量在狭义货币 M1 和广义货币 M2 之间，如何选择呢？国内学者研究货币政策时，货币供应量既有选择狭义货币 M1，也有选择广义货币 M2 的。基于以下两点考虑，本文也选取狭义货币供给量 M1 这一角度进行分析：第一，M1 对经济的影响比 M2 的影响更直接、更迅速（盛松成，2015）。这是因为 M1 是现实的购买力，反映居民和企业资金松紧变化，它的变化会更直接影响市场供求和物价的变化。第二，实证分析表明，M2 的流通速度变动比 M1 的流通速度变动对经济的冲击更大也更持久，采用 M2 更需要引入货币流通速度等变量（王晓天和张淑娟，2007），但引入更多变量会导致模型的自由度（样本量减去约束的条件或变量个数）损失，这对 STVEC 模型这种要估计的参数较多的模型的影响是较大的。

关于利率变量选择，本文重点考察降息和升息货币政策对产业的非对称影响。目前，我国货币政策中的降息和升息政策主要是指存贷款的基准利率调整，存贷款基准利率作为央行发布给商业银行的贷款指导性利率，是央行用于调节社会经济和金融体系运转的货币政策之一。因为贷款基准利率比存款基准利率对产出的影响更直接，也更大，国内一些学者将贷款基准利率作为价格型货币政策变量引入经济模型（陈浪南和田磊，2015；谭政勋和王聪，2015），本文也选择贷款基准利率作为货币政策的利率变量。

接下来，贷款基准利率是选择短期还是选择中长期基准利率呢？长期以来，发达国家央行实施货币政策的通行做法是调控短期利率，即货币政策通过短期利率传导到中长期利率进而影响产出。因为效果不理想，近几年来，特别是 2008 年国际金融危机后，各主要国家的央行货币政策开始关注并强化对中长期利率的调控。近两年来，为了避免资金过多流入虚拟经济，更好地支持实体经济，我国央行也更加关注和重视中长期利率的调控，比如，2014 年创设新的货币政策工具 PSL（抵押补充贷款），主要目的之一就是进一步引导中长期政策利率，以实现对中长期利率水平的引导和掌控。实际上，对中长期利率的引导和调控中，中长期贷款基准利率一直是央行的一个重要手段。同时，学术界对中长期利率的调控也给予了理论探讨和支持（伍戈和王苏阳，2015；Carlstram et.al, 2014）。首先，中长期利率与总需求的联系更加紧密。第二，调控中长期利率可以避免期限溢价等影响，有效增加利率政策的传导效率。

本文采用动态相关系数法分析不同利率与各产业产出之间的相关性及其稳定性，作为利率变量选择的重要依据。采用 DCC-GARCH 方法，根据参数检验结果，滞后期选择 1 期。贷款基准利率如果在季度内变化，采用按照时间加权平均的方法处理。限于篇幅，列出各类利率与第二产业产出的动态相关系数 $\rho(t)$ 的均值（见表 1），尽管各类利率与第一、三产业产出

增长率之间的动态相关系数不同，但结论总体是一致的，均是 3-5 年贷款基准利率与产出增长率之间动态相关性最强，稳定性（用标准差衡量）最好。

表 1 不同利率变量与产业产出增长率的动态相关系数

不同利率变量	P(t)均值	最小值	最大值	标准差	恒定相关系数
银行间拆借利率	-0.38	-0.51	0.09	0.34	-0.29
6 个月以内贷款基准利率	-0.30	-0.39	-0.19	0.11	-0.16
6 个月至 1 年（含）贷款基准利率	-0.25	-0.41	0.20	0.32	-0.23
1 年至 3 年（含）贷款基准利率	-0.46	-0.55	-0.13	0.23	-0.32
3 年至 5 年（含）贷款基准利率	-0.57	-0.72	-0.39	0.03	-0.41
5 年以上贷款基准利率	-0.43	-0.51	-0.28	0.25	-0.20

综合以上情况，本文选取商业银行 3—5 年期贷款基准利率作为利率变量，重点考察中长期贷款基准利率对产业的非对称性影响。

各项变量选择如表 2 所示。

表 2 模型数据选取

变量名	变量	选取值
y_i	各产业产出	i 取 1, 2, 3 分别表示第一、二、三产业的产出值
m	货币供给	$M1=M0$ +活期存款
l	信贷	贷款总额
i	利率	贷款基准利率

以上各变量均为实际值，通过 GDP 平减指数进行平减，除利率外其他变量取对数值，各变量为 1990 至 2014 年的季度数据。数据来源于相关各期《中国统计年鉴》和《中国人民银行统计季报》。

（二）数据的处理

本文用 T/S 季节调整技术对数据进行处理以消除季节性因素对模型的影响。之后，对各变量进行 ADF 单位根检验（限于篇幅，具体结果略去）。结果显示，当显著性为 5% 时，各变量为非平稳时间序列，其一阶差分序列为平稳序列。

（三）线性模型的设定

本文采用受限系数 VEC（也被称为 Subset VEC）建模思想解决自由度问题和不显著变量干扰问题，即依次去掉 VEC 模型各方程中系数不显著的变量，再用 SUR 方法估计受限系数 VEC 系统。

采用 AIC 准则（Akaike Information Criterion）确定向量生成的 VEC 模型的滞后阶数 p 值，根据最小 AIC 值，设定 p 值为 3。

采用 Johansen 协整检验法, 考察 $\ln y$ 与 $\ln m$ 、 $\ln l$ 、 i 之间是否存在协整关系 (具体检验结果略去)。检验结果显示, 在 5% 显著性水平上, 上述变量之间存在着协整关系, 协整方程为:

$$\ln y_{1(t-1)} = 0.019 + 0.302 \ln m_{t-1} + 0.513 \ln l_{t-1} - 2.874 i_{t-1} \quad (1)$$

$$\ln y_{2(t-1)} = 0.019 + 0.235 \ln m_{t-1} + 0.412 \ln l_{t-1} - 2.533 i_{t-1} \quad (2)$$

$$\ln y_{3(t-1)} = 0.022 + 0.209 \ln m_{t-1} + 0.325 \ln l_{t-1} - 1.901 i_{t-1} \quad (3)$$

可见, 从长期来看, 利率与三大产业产出呈负相关, 信贷、货币供给与三大产业产出正相关。

本文采用检验程序法 (TP), 通过依次去掉 VEC 模型各方程中系数 t 比值小于 10% 的变量, 之后通过似无关 (SUR) 方法进行受限系数 VEC 系统的估计, 得到模型的估计结果如表 3 所示 (限于篇幅, 仅列出第二产业相关方程检验结果, 以下同)。

表 3 受限系数 VEC 模型估计结果

	$\Delta \ln y_t$		$\Delta \ln m_t$		$\Delta \ln l_t$		Δi_t	
	估计系数	t 比值	估计系数	t 比值	估计系数	t 比值	估计系数	t 比值
c	0.068	2.367	0.031	3.76	0.034	4.11	-	-
$\Delta \ln y_{t-1}$	-	-	-	-	0.212	3.25	-0.125	-3.49
$\Delta \ln y_{t-2}$	-	-	-0.241	-1.13	-	-	-0.068	-1.98
$\Delta \ln m_{t-1}$	-	-	-	-	-0.432	-3.22	-0.120	-1.61
$\Delta \ln m_{t-2}$	-	-	0.317	1.61	-	-	-	-
$\Delta \ln l_{t-1}$	-	-	-	-	-	-	-	-
$\Delta \ln l_{t-2}$	-	-	0.336	2.81	-	-	-	-
Δi_{t-1}	-	-	-	-	-0.832	-2.95	-0.301	-3.72
Δi_{t-2}	-0.791	-2.035	-0.429	-3.40	-0.556	-2.23	-	-
CIV	-0.213	-4.010	-	-	-0.158	-2.45	-0.123	-3.93

(四) 线性对非线性的检验

检验方法如下: 首先确定 d 值, 即将任何可能成为转换变量的变量均代入每一个 VEC 模型的具体方程式中, 并在回归元序贯排除法下进行滞后阶的最终确定; 其次得出似然比值, 通过泰勒展开及假设 H_0^1 成立的情况下, 分别对受限系数 VEC 模型进行 SUR 估计, 估计残差的方差—协方差矩阵, 得到似然比值, 遵循卡方分布, 如果该统计值显著, 那么该系统模型即为非线性模型。具体模型设定检验的统计结果如表 4 所示。

以 5% 为显著水平标准, 综合来看, 信贷及货币供给方程具有非线性特征 (原假设中的 H_0^1 被拒绝), 且在非线性相关假设检验时, 以 $\Delta \ln l_{t-1}$ 为转换变量时, 拒绝的 p 值最小, 故本

文选取 $\Delta \ln l_{t-1}$ 为转换变量。从后三个的检验结果来看, 拒绝 H_0^4 的 p 值最小, 因此应选择逻辑函数形式。同时, 在 5% 为显著水平上, 利率及产出方程不呈现非线性 (原假设 H_0^1 不能被拒绝)。第一产业和第三产业所建模型检验结果, 结论相同。

表 4 模型设定检验

	转换变量	H_0^1		H_0^2		H_0^3		H_0^4	
		F 值	P 值	F 值	P 值	F 值	P 值	F 值	P 值
$\Delta \ln y_t$	$\Delta \ln l_{t-1}$	2.251	0.1521	1.867	0.1746	2.432	0.1435	2.236	0.1505
	$\Delta \ln l_{t-2}$	2.101	0.1662	2.790	0.1320	1.560	0.1933	1.730	0.1782
	$\Delta \ln l_{t-3}$	1.910	0.1870	3.090	0.1241	1.751	0.184	1.339	0.2092
	$\Delta \ln l_{t-4}$	2.068	0.1694	1.880	0.1699	2.010	0.1630	2.623	0.1136
$\Delta \ln m_t$	$\Delta \ln l_{t-1}$	3.422*	0.0157	2.250	0.1507	4.09*	0.0117	4.739*	0.0115
	$\Delta \ln l_{t-2}$	2.331	0.1460	1.620	0.1841	3.778	0.1120	2.079	0.1569
	$\Delta \ln l_{t-3}$	1.930	0.1828	1.740	0.1802	2.725	0.1341	1.389	0.2045
	$\Delta \ln l_{t-4}$	3.926*	0.0117	2.638	0.1360	3.721*	0.0121	3.639*	0.1094
$\Delta \ln l_t$	$\Delta \ln l_{t-1}$	5.691*	0.0115	4.141*	0.0117	1.950	0.1690	5.410*	0.0105
	$\Delta \ln l_{t-2}$	2.935	0.1215	2.901	0.1282	2.041	0.1631	1.890	0.1719
	$\Delta \ln l_{t-3}$	2.301	0.1468	2.167	0.1556	2.480	0.1408	2.221	0.1523
	$\Delta \ln l_{t-4}$	2.818	0.1219	1.857	0.1751	1.487	0.2012	2.579	0.1153
Δi_t	$\Delta \ln l_{t-1}$	2.805	0.1226	2.830	0.1294	2.011	0.1617	2.063	0.1631
	$\Delta \ln l_{t-2}$	2.249	0.1519	2.227	0.1529	2.002	0.1203	1.742	0.1855

注: *表示在 5% 显著性水平上显著。

综上所述, 本文所估计的 STVEC 模型系统为:

$$\Delta \ln y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 CIV + \alpha_2 \Delta i_{t-2} + \mu_1 \quad (4)$$

$$\begin{aligned} \Delta \ln m_t &= \beta_0 + \beta_1 \Delta \ln y_{i(t-2)} + \beta_2 \Delta \ln m_{t-2} + \beta_3 \Delta \ln l_{t-2} + \beta_4 \Delta i_{t-2} \\ &+ (\beta_5 + \beta_6 \Delta \ln y_{i(t-2)} + \beta_7 \Delta \ln m_{t-2} + \beta_8 \Delta \ln l_{t-2} \\ &+ \beta_9 \Delta i_{t-2}) [1 + \exp(-\theta_1 (\Delta \ln l_{t-1} - c_1))]^{-1} + \mu_2 \end{aligned} \quad (5)$$

$$\begin{aligned} \Delta \ln l_t &= \gamma_0 + \gamma_1 CIV + \gamma_2 \Delta \ln y_{i(t-1)} + \gamma_3 \Delta \ln m_{t-1} + \gamma_4 \Delta i_{t-1} + \gamma_5 \Delta i_{t-2} \\ &+ (\gamma_6 + \gamma_7 CIV + \gamma_8 \Delta \ln y_{i(t-1)} + \gamma_9 \Delta \ln m_{t-1} + \gamma_{10} \Delta i_{t-1} \\ &+ \gamma_{11} \Delta i_{t-2}) [1 + \exp(-\theta_2 (\Delta \ln l_{t-1} - c_2))]^{-1} + \mu_3 \end{aligned} \quad (6)$$

$$\Delta i_t = \delta_0 + \delta_1 CIV + \delta_2 \Delta \ln y_{i(t-1)} + \delta_3 \Delta \ln y_{i(t-2)} + \delta_4 \Delta \ln m_{t-1} + \delta_5 \Delta i_{t-1} + \mu_4 \quad (7)$$

其中的 CIV 为协整向量。

(五) 模型的估计

随着具体转换函数形式及变量的确定,参数估计工作相继展开,分别对速度参数 (θ_1 、 θ_2) 及位置参数 (c_1 、 c_2) 这两个函数转化中的参数进行优化估计,最终获得最小的协方差-方差矩阵,而这一目标的实现需要在不同速度参数及位置参数 (θ_1 、 θ_2 , c_1 、 c_2) 的基础上,通过模拟退火法 (Simulate Anneal Arithmetic, 简称 SAA) 进行估计。模拟退火法是一种模拟金属物理退火使能量降到最低的原理来解决大规模优化问题的方法,其具有诸多传统方法不能比拟的优势:搜索更细密,能更有效地避免局部极点 (Goffe et.al, 1994; 彭方平和王少平, 2007; 彭方平, 2007)。

本文选择的退火速度、初始温度、扰动次数、终止温度分别为 0.99, 10000、17、1, 其中退火温度选取 θ 在 0.8 到 0.999 之间即可; 初始温度选择上既要足够大, 避免局部陷阱, 又要避免过大, 以减少运算量, 一般比较两个初始温度、分辨其结果差异后就可以获取 (二者差异越小, 初始温度越理想); 扰动次数的选择上一般以高于待估参数个数的平方为宜; 初始待估计参数值的设定一般为随机设定, 只要在其相应参考范围即可; 终止温度选择上只要足够低即可, 不同数值对具体结果影响不大, 但由于选择 0 后会造成循环迭代, 故本文选择终止温度为 1。具体模拟退火过程通过 STATA 编程实现, 限于篇幅, 不再赘述。

最终的估计结果为:

$$\tilde{\theta}_1 = 108.512, \tilde{\theta}_2 = 89.015, \tilde{c}_1 = 0.010, \tilde{c}_2 = 0.0091$$

将所得数值再次返回模型, 通过 SUR 进行估计得出其他参数, 最终参数相关结果估计如表 5。

表 5 STVEC 模型估计结果

参数	估计值	t 值	参数	估计值	t 值	参数	估计值	t 值	参数	估计值	t 值
α_0	0.176	1.89	β_5	-	-	γ_3	-	-	γ_{11}	-	-
α_1	-0.234	-3.90	β_6	-	-	γ_4	-3.089	-5.23	δ_0	0.034	5.23
α_2	-0.935	-2.96	β_7	0.525	4.26	γ_5	-	-	δ_1	-0.179	-5.07
β_0	0.142	4.235	β_8	-	-	γ_6	0.078	3.13	δ_2	-0.178	-4.61
β_1	-0.087	-2.84	β_9	-	-	γ_7	0.476	2.87	δ_3	-0.059	-2.45
β_2	-	-	γ_0	0.012	3.45	γ_8	-	-	δ_4	-0.123	-2.87
β_3	0.435	3.45	γ_1	-0.45	-3.21	γ_9	-0.568	-2.79	δ_5	-0.598	-3.72
β_4	-0.314	-2.97	γ_2	-	-	γ_{10}	3.364	4.54			

注: “-”表示根据 subset VEC 模型思想在显著性水平 10%上不显著所去掉的变量系数。

以上数据表明, 非线性为该系统的总体特征, 主要受信贷及货币供给方程非线性特征影响, 因而整体系统呈现明显的非线性特征。逻辑转换函数值的含义为信贷扩张状态的概率,

逻辑转换函数值为 0，说明经济处于信贷紧缩状态；逻辑转换函数值为 1，说明经济处于信贷扩张状态。

根据货币供应量方程，在信贷增长率约为 1% 的时候，对下一期货币供应量的影响发生了非线性的转换，这一转换的速度达到了 108.512。按照逻辑函数的特点，也就是说，在信贷增长率达到约为 1% 的时候，信贷增长对于货币供应量的影响明显加大。从信贷方程来看，非线性的转换是在信贷增长率约为 0.9% 时发生，转换的速度为 89.015。也就是说，在信贷增长率达到约为 0.9% 的时候，信贷增长对于下一期信贷增长的影响明显加大。从实证结果证明信贷量作为转换变量最为合适，到实证结果的具体非线性特征，均证明信贷市场在整个货币政策的传导中是至关重要的，信贷的增长达到一定水平，将会对下一期的信贷增长和货币供应量产生一个更加明显地促进作用，具有自我增强的正反馈的放大效应。反之，信贷的增长达不到一定水平，货币政策会打折扣。这与我国目前主要仍以间接融资为主，信贷渠道仍是货币政策的主传导渠道是一致的。

可见，我国各产业中信贷与各产业产出的关联是非线性的，以上结果验证了货币政策对我国各产业的影响中存在显著的“金融加速器”效应，即信贷变化达到一定程度，存在“小冲击，大波动”现象。

四、广义脉冲响应函数与分析

接下来重点考察两个方面的问题：一方面，当信贷处于不同状态，货币政策对于每一产业产出的影响具体差异性如何；另一方面，在相同的信贷状态和货币政策下，各产业产出是否会有明显差异，具体会有怎样的差异性。以上两个方面正是本文研究的货币政策产业效应的双重非对称性。

为了探究在不同信贷状态下货币政策对各产业产出的影响，本文启用了非线性脉冲函数进行分析。这种函数和传统的线性函数相比具有明显优势（Weise，1999）。

采用类似 Weise（1999）和彭方平（2007）方法，本文分别以经济处于信贷紧缩状态和信贷扩张状态为起点，采用广义脉冲响应函数（Generalized Impulse Response Function）分析货币政策工具对各产业的不同影响。结合一般做法，我们界定，转换函数值大于 0.9，经济处于信贷扩张状态，转换函数值小于 0.2，经济处于信贷紧缩状态。本模型年份中，处于信贷紧缩的年份有 8 年，处于信贷扩张的年份有 17 年。

研究过程如下：

(1) 使用联合抽样的方式在 STVEC 模型的统计残差中抽取样本, 同时保证这种抽样是有放回的形成 n 期脉冲值 ($n=12$);

(2) 先选定一个起点, 这个起点就是经济处于信贷紧缩(扩张)状态, 在起点被确定后, 就用步骤(1)中选中的脉冲值对其进行冲击, 生成 12 期值;

(3) 对在步骤(1)中取得的脉冲初始变量进行变换, 变换的规则是取数值化的政策工具变量的正一倍、负一倍、正两倍、负两倍标准差。这样就得到了一批新的未来 12 期值;

(4) 将步骤(1)到(3)反复进行 80 次, 分别对步骤(2)和(3)得到这 80 个期望值相加, 然后相减, 最后取平均值;

(5) 接下来选择第二个起点, 这个起点就是与步骤(2)中相反的经济形势。将步骤(1)到(4)再进行重复。(对信贷紧缩状态下, 重复 8 次; 对信贷扩张状态下, 重复 17 次)。之后, 再对结果进行一次变量平均化的处理, 最后得到本文所需的脉冲响应函数。

通过上面提到的方法, 分别分析信贷、货币供应量与利率冲击对三大产业的影响。

(一) 信贷冲击对三大产业的影响

从图 1、2 和 3 的比较来看, 三种货币政策工具中, 对产出影响力度最大的是信贷政策。

1. 不同信贷状态下的非对称性特征及机理分析

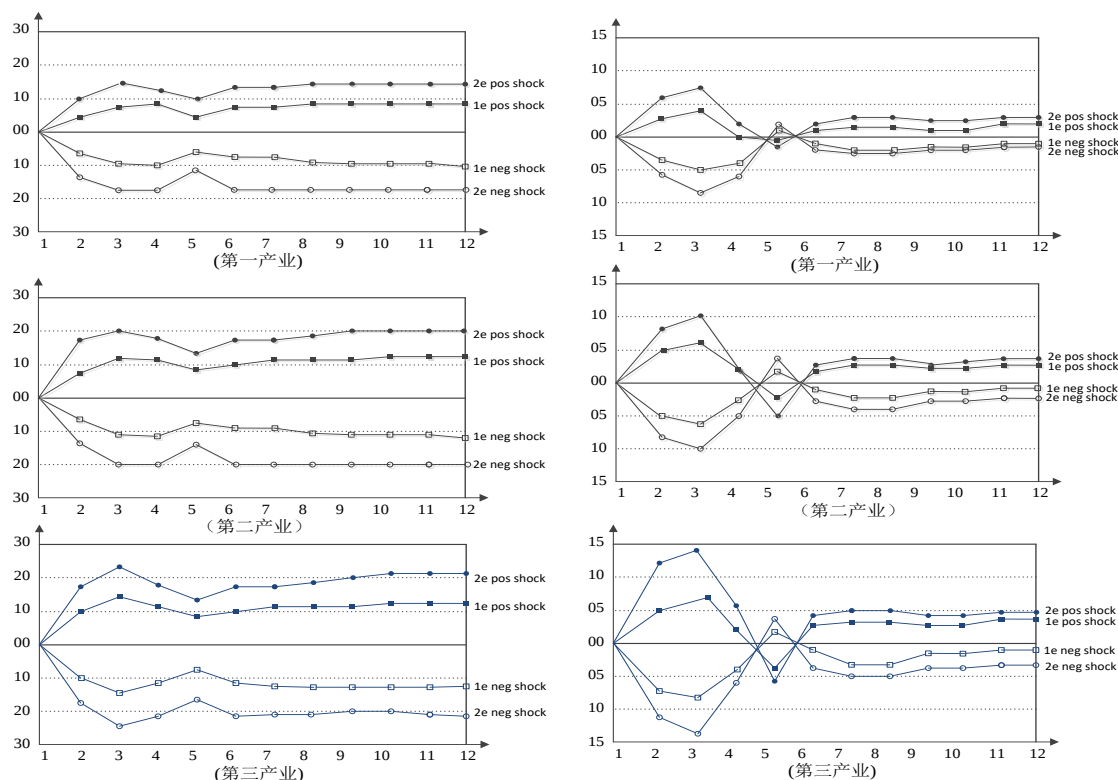
如图 1 所示, 在信贷紧缩时期, 若在当期信贷发生冲击, 将会给产出变化带来一个与其方向相同的变化, 三大产业的产出水平在第三期达到了受影响的最高峰, 最后在第七期左右趋于恒定; 而当信贷扩张时期, 如果也是在当期发生信贷冲击, 则会体现出和信贷紧缩时期完全不同的影响, 产出的变化在前四期与信贷刺激产生同向变动, 但在第五期可能产生一个反向变动, 第六期以后逐步恢复并稳定下来。在信贷紧缩状态下, 三大产业受信贷冲击的影响比信贷扩张状态下要明显很多。这是典型的“金融加速器”效应。

正如图 1(左)所显示的, 当处于信贷紧缩时, 信贷进一步变化的冲击对三大产业的产出带来了同方向的较大影响, 这符合一般经济逻辑的判断。

如图 1(右)所示, 当信贷扩张时, 政府试图通过继续扩大信贷规模刺激, 因为“货币幻觉”, 政策实施初期名义工资和利润的增长确实带来了产出的增长, “货币幻觉”消失或得到部分校正后, 消费者由于担心通货膨胀影响实际收入, 会减少消费需求及劳动供给, 消费需求进而影响生产, 并且企业本身也有一个真实利润预期回归的过程, 因此经济的演进过程会出现波动状态, 即第五期出现了反向波动的异常现象, 直到消费者对于真实收入和企业对于真实利润的预期跟上了经济发展的步伐, 经济才会在长期内逐步真正实行一定的增长, 但增长幅度较短期内已经明显回落。

2. 对不同产业影响的非对称性特征及机理分析

三大产业对于信贷政策变化的冲击呈现出了明显的非对称性, 第三产业的反应最为强烈, 其次是第二产业, 再次是第一产业。这与理论部分的分析判断一致。产生这种非对称性的原因, 也正如理论部分所分析的, 主要在于各产业要素密集度和企业类型分布不同在信贷传导渠道中产生的差异。这里不再赘述。



注: 左侧的三个图为信贷紧缩状态, 右侧的三个图为信贷扩张状态。

图1 三大产业产出对信贷冲击的反应

(二) 货币供给冲击对三大产业的影响

1. 不同信贷状态下的非对称性特征及机理分析

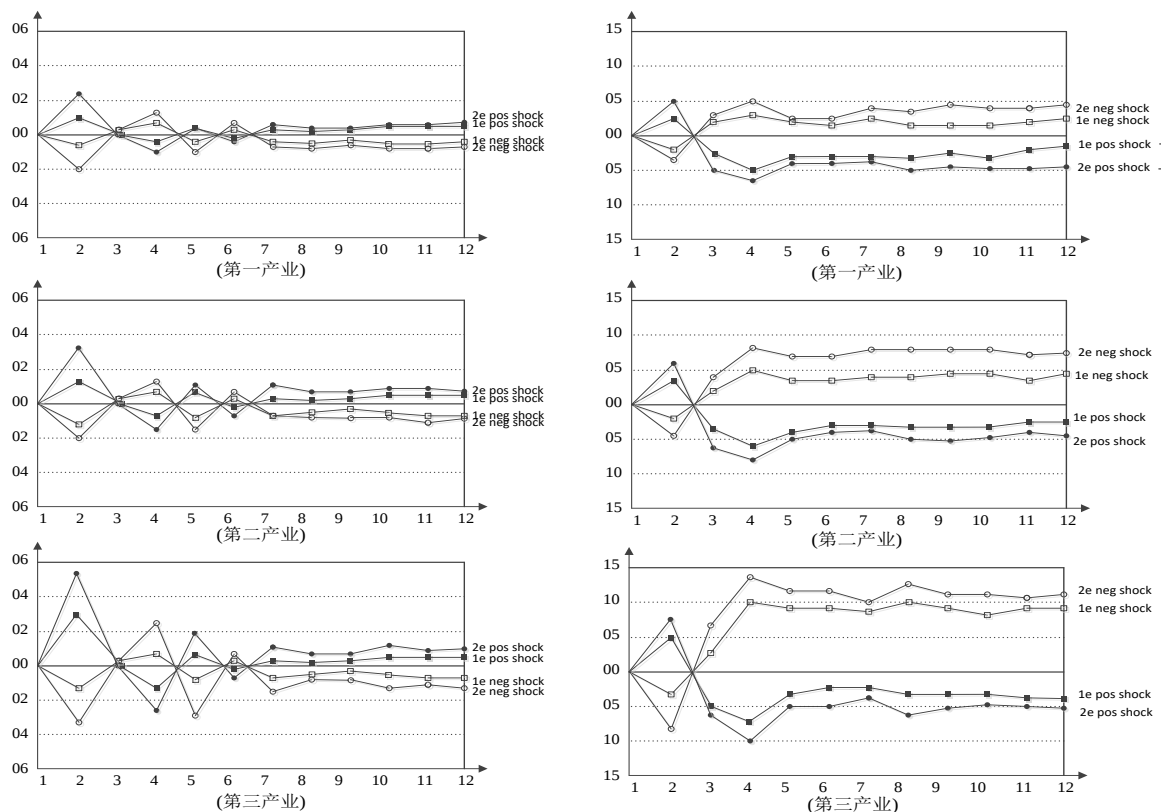
如图2(左)所示, 在信贷紧缩状态下, 当货币供给正向(负向)冲击后, 其效应短期并不是可以预测预估的, 因为其具有较强的不确定性。但是, 第七期以后, 对产值变化的趋向于处于比较稳定的状态。

如图2(右)所示, 在信贷扩张状态下, 当货币供给正向冲击后, 短期对产出产生正向刺激作用, 但从第三期开始, 这种利好影响就持续减退甚至转变为负向影响。当货币供给发生负向冲击时, 三大产业的产出水平短期会受到抑制。但是, 类似的, 从第三期开始, 对产业产值变化的影响就持续减退甚至转变为正向影响。

也就是说,在这种信贷扩张状态下,货币的高供给量长期将会给产业带来相反的抑制效应,货币供给量得到控制的话,长期来看各个产业的产值反而会呈现更快增长态势。原因在于,在政策实施初期,大量的货币进入流通领域,使得产业的产出增长在短期内获得加速。但是由于信贷扩张状态下,货币供给量的进一步增加,可能较快导致通货膨胀,经济主体对经济主观预期并不乐观,认为宽松的货币政策只是意味着通货膨胀的进一步加重,消费者并不愿意增加消费甚至减少消费,由于生产资料和人工成本上升较快等影响,企业也会减少投资,因而短期刺激效应之后,产业产出的增长速度下降。2009 年的 4 万亿经济刺激计划推出后就是明显例证。4 万亿推出后,正是信贷大幅扩张时期,同时又实行宽松货币政策,短期增长后,经济增长又陷入乏力状况。

2. 对不同产业影响的非对称性特征及机理分析

通过三大产业的横向比较,货币供给变化的冲击对三大产业的影响程度,反应较强的是第三产业,其次是第二产业,再次是第一产业。正如前面理论部分的分析,这是信贷传导渠道、资产价格渠道的财富效应和托宾 q 效应综合作用的结果,结论也与前面的理论分析判断一致。



注:左侧的三个图为信贷紧缩状态,右侧的三个图为信贷扩张状态。

图2 三大产业产出对货币供给冲击的反应

（三）利率冲击对三大产业的影响

1. 不同信贷状态下的非对称性特征及机理分析

如图 3（左）所示，在信贷紧缩状态下，一旦在当期出现了一个标准差或两个标准差的正向利率冲击，产业的产出变化受到的抑制作用在随后的第三期使产出水平明显达到一个最低点，随着期数的增加，在第六期逐步会稳定下来。如果在当期给出一个标准差或两个标准差的负向利率冲击，各产业的产出水平随着利率变动的方向反向变化，在随后的第三期使产出水平达到一个最高点，在第六期逐步会稳定下来。

如图 3（右）所示，在信贷扩张状态下，有着与在信贷紧缩状态下基本类似的结论，但反应程度不同。短期时，整体说来，两个标准差的利率变动给三大产业带来的冲击比信贷紧缩时期要小。也就是说，从短期来看，在信贷紧缩状态下，利率政策的效果要强于信贷扩张状态下的效果。这正是金融加速器效应的典型体现，即相对于“扩张”信贷市场状态，“紧缩”信贷市场状态下的利率冲击对于产出的影响更大。一般说来，银行的信贷具有较为明显的“亲周期”特征，经济景气时，一般也是宽松的信贷状态，企业利润比较丰厚，对于利率上升和下降的敏感度会下降，利率冲击的影响会比较小。相反，经济不景气时，一般也是紧缩的信贷状态，企业利润比较薄，对于利率上升和下降的敏感度较强，利率冲击影响会比较大。

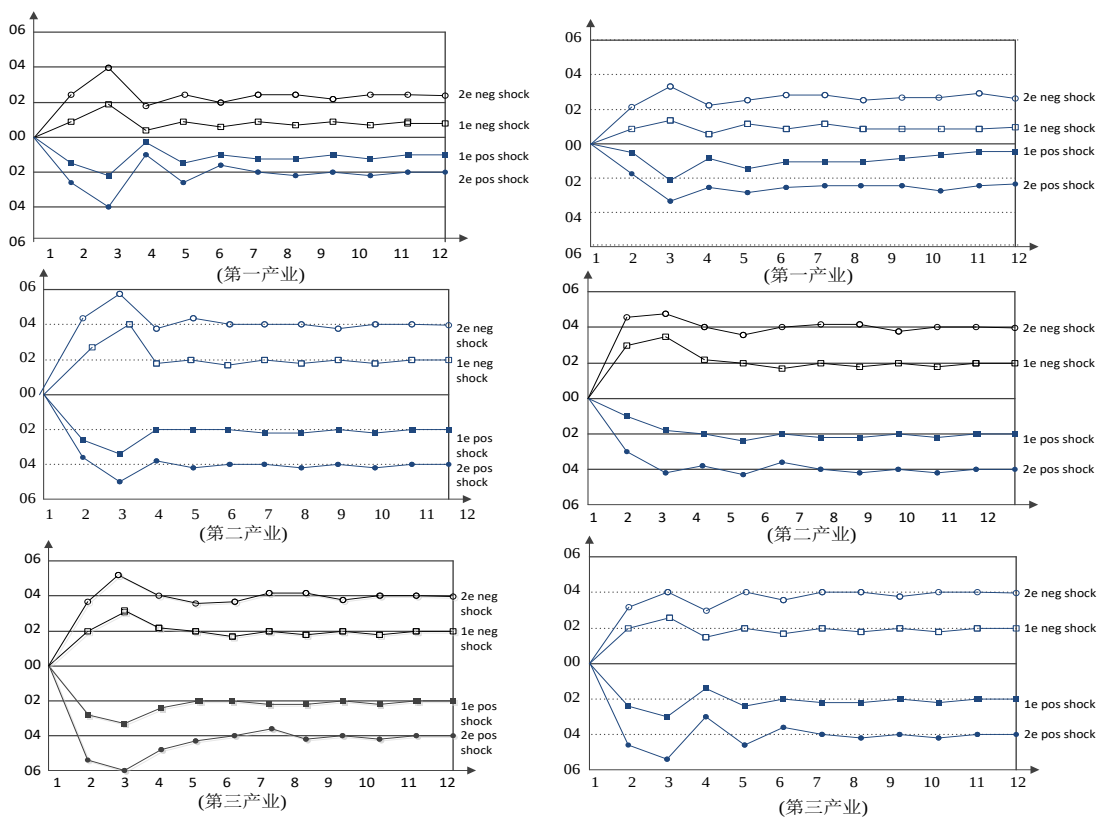
2. 对不同产业影响的非对称性特征及机理分析

从短期经济效应来看，不论是在信贷紧缩还是信贷扩张下，我国利率冲击给三大产业的产出带来的影响效果都是完全不同的：当利率水平上升时，第三产业的产出变化得最为明显，其次是第二产业，而第一产业的产出变化比较小；当利率水平下降时，却出现了不同的结果，第二产业的产出水平增长是最明显的，第三产业次之，第一产业增速最小。可以看出，三大产业的变动幅度明显是非对称的。

为什么会产生这种明显的产业间非对称性效应？正如前面理论部分所分析的，由于要素密集度的差异，第一产业相对于第二、三产业资金投入在要素投入中占比低，第一产业受资金成本影响相对较小，贷款利率变化通过利率传导渠道对第一产业的影响比第二、三产业影响也相对比较小。

资本要素密集度均较高的第二、三产业由于企业类型分布的差异，受利率影响也存在非对称性。具体说来，当贷款利率上升时，第二产业中由于大型企业、国有企业较多，相对更容易从资本市场上获得资金，因而贷款利率上升对第二产业的影响会小于第三产业；当利率

下降时，第二产业中大型企业、国有企业更愿意从银行贷款时，银行也会优先给予支持，因此，贷款利率下降会使得第二产业的增速要大于第三产业增速。



注：左侧的三个图为信贷紧缩状态，右侧的三个图为信贷扩张状态。

图3 三大产业产出对利率冲击的反应

五、主要结论

本文建立非线性的 STVEC 模型和广义脉冲响应函数，对于货币政策产业效应的双重非对称性，包括在不同经济状态和不同产业间的非对称性进行了实证分析，并从产业层面研究了金融加速器效应。主要研究结论如下：

1. 总体来看，信贷量的增长在整个货币政策的传导中至关重要，货币政策对我国各产业的影响中存在显著的“金融加速器”效应。信贷的增长达到一定水平，将会对下一期的信贷增长和货币供应量产生一个更大幅度的促进作用，对于货币政策和各产业具有自我增强的正反馈的放大效应。反之，信贷的增长达不到一定水平，货币政策会明显打折扣。这与我国目前主要仍以间接融资为主，信贷渠道仍是货币政策的主传导渠道是一致的。具体来看，在信贷增长率达到约为 1% 以上时，信贷增长对于货币供应量的影响明显加大。在信贷增长率达到约为 0.9% 以上时，信贷增长对于下一期信贷增长的影响明显加大。

2. 信贷、货币供给和利率三种货币政策冲击对各产业影响具体的“金融加速器”效应表现如下：

第一，在信贷紧缩的背景下，信贷总额与各产业产出呈同向变动，而在信贷扩张时，则出现了较大的波动甚至反向变动后才逐步稳定下来。同时，信贷紧缩状态相对信贷扩张状态，信贷的变化对于各产业产出的影响更大。

第二，信贷紧缩状态下我国货币供应量的变化对产业的影响在短期内具有较大的不确定性，第七期以后，货币供给量的宽松才使得三大产业的产值产生正向增长的效应，货币供给量的收紧才对各产业产生抑制作用。在信贷扩张时期仍然对货币供应采用宽松政策不利于各产业的产出增长，适当收紧货币供应反而可能会对各产业产出产生正向作用。

第三，信贷紧缩背景相对于信贷扩张背景，利率方面的利好利空信号的对各产业的作用更加强势。

3. 从货币政策对不同产业的比较来看，不同货币政策工具的实施，对于三大产业的非对称性效应明显：在利率政策调整时，利率上升影响大小依次为第三、第二和第一产业；利率下降影响大小依次为第二、第三和第一产业。在信贷和货币供给调整时，其反应的强烈程度由高到低分别是第三产业、第二产业与第一产业。产生这种差别的主要原因在于不同产业要素密集度和企业类型分布存在差异。

参考文献

- [1] 曹永琴, 2010, 《中国货币政策产业非对称效应实证研究》, 《数量经济技术经济研究》第9期, 第18-30页。
- [2] 陈浪南和田磊, 2015, 《基于政策工具视角的我国货币政策冲击效应研究》, 《经济学(季刊)》第14卷第1期, 第285-304页。
- [3] 吕光明, 2013, 《中国货币政策产业非均衡效应实证研究》, 《统计研究》第4期, 第30-36页。
- [4] 欧阳志刚和王世杰, 2009, 《我国货币政策对通货膨胀与产出的非对称反应》, 《经济研究》第9期, 第27-38页。
- [5] 彭方平, 2007, 《STR模型及我国货币政策传导非线性研究》, 华中科技大学博士论文。
- [6] 彭方平和王少平, 2007, 《我国货币政策的微观效应: 基于非线性光滑面板数据模型的研究》, 《金融研究》第9期, 第31-41页。
- [7] 盛松成和翟春, 2015, 《中央银行与货币供给》, 中国金融出版社。
- [8] 谭政勋和王聪, 2015, 《房价波动、货币政策立场识别及其反应研究》, 《经济研究》第1期, 第67-83页。
- [9] 王立勇、张良贵和刘文革, 2012, 《不同粘性条件下金融加速器效应的经验研究》, 《经济研究》第10期, 第69-81页。
- [10] 王晓天和张淑娟, 2007, 《开放条件下货币政策目标规则的比较——一个简单的理论框架与中国货币政策名义锚的选择》, 《金融研究》第4期, 第14-29页。
- [11] 伍戈和王苏阳, 2015, 《货币政策是否应调控中长期利率?》, 《金融发展评论》第4期, 第31-39页。
- [12] 袁中国、陈平和刘兰凤, 2011, 《汇率制度、金融加速器和经济波动》, 《经济研究》第1期, 第57-70页。
- [13] 赵振全、于震和刘淼, 2007, 《金融加速器效应在中国存在吗?》, 《经济研究》第6期, 第27-38页。
- [14] Baglioni A. and Cherubini U. 2013. "Marking-to-Market Government Guarantees to Financial Systems. Theory and Evidence for Europe," *Journal of International Money & Finance*, 32:990-1007.
- [15] Bernanke, B.S., M. Gertler, and S. Gilchrist. 1999. "The financial accelerator in a quantitative business cycle framework," in *Handbook of Macroeconomics*, by J.B. Taylor and M. Woodford, North-Holland Publishing Co., vol. 1C, 1341-1393.

- [16] Choi W G. and Cook D. 2010. "Fire Sales and the Financial Accelerator," *Journal of Monetary Economics*, 59(4):336-351.
- [17] Georgopoulos G and Hejazi W., 2009. "Financial structure and the heterogeneous impact of monetary policy," *Journal of Economics & Business*, 61(1):1-33.
- [18] Goffe W. L. , Ferrier G. D. , and Rogers J. 1994. "Global optimization of statistical functions with simulated annealing," *Journal of Econometrics*, 60:65-99.
- [19] Larrain, M. S. and Stumpner. 2012. "Financial Liberalization and Aggregate Productivity: The Microeconomic Channels". SSRN Working Papers No. 2172349.
- [20] Midrigan, Virgiliu and Daniel Yi Xu. 2010. "Finance and Misallocation: Evidence from Plant-level Data." NBER Working Paper 15647.
- [21] Peersman, G., and Smets, F. 2005 "The industry effects of monetary policy in the euro area," *Economic Journal*, 115(503):319-342.
- [22] Rodríguez Fuentes, Carlos and Padron Marrero, David. 2008. "The Industry Effects of Monetary Policy in Spain," *Regional Studies*, 3:75-84.
- [23] Weise, C. L. 1999. "The asymmetric effects of monetary policy: A nonlinear vector autoregression approach," *Journal of Money, Credit, and Banking*, 31:85-108.

**A Nonlinear analysis of the Monetary Policies’
Dual-Asymmetric Effects on Industries
based on STVEC model**

Zhang Shujuan Wang Xiaotian

Abstract: Releasing the assumed linearity i.e. the same influence of monetary policy on the same industry in different economic state in the prior related research, the paper constructs STVEC model and generalized impulse response functions to study the dual-asymmetric effects of monetary policies on industries. Meanwhile, the related research of financial accelerator is stretched to industrial layer. Firstly, the asymmetric effects and financial accelerator effects exist in monetary policies on the same industry in different economic states. Secondly, there are marked asymmetric effects in the monetary policy acting on the deferent industries in the same economic state, mainly because of the heterogeneity of factor density and enterprise type distribution in the different industries.

Key words: Monetary Policy, Industry Effects, Dual-Asymmetry

金融杠杆、经济增长与金融稳定¹

马勇² 田拓³ 阮卓阳⁴ 朱军军⁵

【摘要】本文基于 91 个国家 1983-2012 年的面板数据，采用系统 GMM 估计方法和二元面板离散选择模型对金融杠杆、经济增长与金融稳定之间的关系进行了实证分析。实证结果表明：（1）去杠杆化对经济增长具有显著的负效应，同时，伴随着去杠杆化进程，金融危机的发生概率会明显增加；（2）金融杠杆波动与经济增长和金融稳定均显著负相关，表明金融杠杆波动程度的加大不仅会危害经济增长，同时还会对金融体系的稳定性产生负面影响。上述结论对一国的经济增长与金融稳定具有比较确切的政策启示。首先，应考虑从防患未然的角度，前瞻性地加强金融杠杆的宏观管理，避免整个金融体系出现过度杠杆化的倾向。其次，在危机后“被动去杠杆化”的过程中，应尽可能地采取循序渐进的策略，充分考虑政策实施过程中应有的平滑操作，最大限度地避免金融杠杆急速下降所导致的经济衰退和金融不稳定。

【关键词】去杠杆化；经济增长；金融稳定

一、引言与文献回顾

2008 年发生的国际金融危机，一个重要的根源是建立在证券化基础之上的金融体系过度杠杆化，而危机之后的大规模“去杠杆化”更是将主要危机国家的经济和金融体系拖入了漫长的衰退和不稳定状态之中。从历史经验来看，单个企业或机构的“去杠杆化”并不会对金融市场和宏观经济产生明显影响，但如果整个金融体系都陷入了“去杠杆化”进程，则有可能导致持续的信贷紧缩和流动性枯竭，继而发生经济和金融危机。

从金融杠杆及其波动对经济增长的影响来看，基于对 2008 年国际金融危机的反思，国外学者围绕金融部门的去杠杆化问题已经进行了广泛研究。比如，Devlin and McKay (2008) 发现，金融部门的去杠杆化会对经济造成下行压力，进而阻碍正常的经济增长。Glick and Lansing (2009) 研究了美国家庭部门的去杠杆化，他们发现，无论是通过减少借贷或是采

¹ 本文系中国人民大学国际货币研究所工作论文，编号 NO.1616

² 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

³ 田拓，中国人民大学财政金融学院

⁴ 阮卓阳，中国人民大学财政金融学院

⁵ 朱军军，中国人民大学财政金融学院

取其它形式的去杠杆化，家庭部门经历这一过程都不轻松，并有可能导致长期的消费低迷和经济衰退。Lund et al. (2010) 研究了历史上一些著名的去杠杆化事件，发现去杠杆化在大多数时候（特别是在去杠杆化的最初几年）都伴随着信贷增长的显著下降、工人失业的增加和社会总需求的降低。Roxburgh et al. (2011) 分析了 1930 年以来 45 个主要的去杠杆化案例，发现长期的去杠杆化几乎总是发生在某个重大的危机之后，并且一般会持续 6 到 7 年。Mian and Sufi (2011) 对美国 2007-2009 年的高失业和家庭部门的去杠杆化之间的关系进行研究后发现，从 2007 年 3 月到 2009 年 3 月的 620 万失业人口中，有 400 万是由家庭部门的去杠杆化造成的，这意味着去杠杆化是这一时期经济衰退和失业的主要原因。持类似观点的还有 Shilling (2012) 和 Hinrichsen (2012)。他们认为，2008 年后的经济增长放缓并不是一次普通的衰退，而是长期的去杠杆化进程的一部分。事实上，去杠杆化在大多数情况下需要很长时间，有的长达十几年，在这一过程中，经济将面临通货紧缩和经济减缓的双重压力。在 Cuerpo et al. (2013) 的研究中，去杠杆化将会通过多种途径影响产出：首先是家庭部门的需求下降导致其投资和消费减少，其次是去杠杆化的冲击可能会导致资本性投资下降，从而导致工资降低和失业增加，以上两种情况都会对经济增长造成不利影响。Buttiglione et al. (2014) 也发现，去杠杆化和经济减速在很多情况下是相互作用的恶性循环，前者加剧了经济衰退，而后者则使去杠杆化进程困难重重，因此，在经济疲软的情况下进行去杠杆化将会延长去杠杆化的进程，反过来，去杠杆化的持续也会导致经济的持续低迷。

从金融杠杆及其波动对金融稳定的影响来看，Bhattacharya et al. (2011) 认为，由于在繁荣时期，金融机构会不断加大其信贷杠杆比率，同时大量投资于高风险的资产组合，因而导致长期繁荣之后的金融杠杆波动和去杠杆化会对金融体系的稳定性造成显著的破坏性影响。Greenlaw et al. (2012) 也认为，在经济整体强劲的情况下，单个机构的去杠杆化无关紧要，因为新的贷款者会迅速代替老的贷款者，并且存在大量的潜在资产购买者；但在经济疲软的情况下，由于许多金融机构陷入困境，他们被迫通过出售资产来缓解困境，这会导致资产价格暴跌和诱发金融不稳定。这一“去杠杆化悖论”意味着一个常见的冲击可能会导致一些借款人的信贷紧缩，而信贷紧缩的负外部效应会使他们减少投资或者解雇工人，进而又会进一步减少消费，如此往复，一个涉及金融和经济的“负反馈循环”就会出现。在 Bouis et al. (2013) 的研究中，如果去杠杆化以及由此造成的金融杠杆波动是基于减少资产特别是减少对非金融部门的贷款，那么金融部门的去杠杆化将会显著降低家庭和企业的需求，从而导致信贷需求和供给的不稳定，进而引发金融危机。Tepper and Borowiecki (2014) 通过构建金融市场不稳定指标，分析了杠杆引致的爆发性行为 (leverage-induced explosive behavior)

如何影响到金融市场的稳定性。他们的研究结果显示,资金的强制清算会引发金融市场特别是银行资金市场和股票市场的明显波动。在 Valencia (2014) 的动态银行模型框架下 (dynamic bank model), 银行部门为发放新贷款而进行融资所导致的过度杠杆化会恶化正常的风险承担激励,并最终导致过度的风险承担和系统性的金融不稳定。Adrian and Boyarchenko (2015) 基于动态宏观经济模型的分析发现,金融机构面临的风险约束会引发金融杠杆的顺周期波动,在这一过程中,信贷的波动和风险定价的调整会导致内生性的系统性风险,并可能最终诱发系统性的金融危机。Avgouleas (2015) 基于微观审慎和宏观审慎的双重视角,分析了金融杠杆的周期性波动如何最终导致了金融体系的不稳定。

在国内研究方面,现有关于金融杠杆的文献主要是讨论 2008 年金融危机后发达国家去杠杆化的现状、途径和对全球经济的影响。比如,钟伟和顾弦 (2009) 的研究认为,欧美国家的金融机构去杠杆化对新兴市场的影响主要是通过流动性渠道,其结果是股票市场因受外部冲击而下滑,资本外逃压力增大,国内流动性趋紧。杨明秋 (2011) 的研究发现,金融危机后的去杠杆化过程同时涉及所有私人部门,由于金融产品和金融机构的去杠杆化与消费者、投资者和非金融企业的去杠杆化相互影响、相互强化,使得金融体系的去杠杆化和实体经济的下滑共同形成一个具有放大效应的负反馈循环,这是导致经济长期深度衰退的重要原因。在针对中国去杠杆化问题的研究中,张明和贺军 (2013) 的研究指出,中国经济面临的潜在风险之一是企业部门的负债率太高,而企业部门的去杠杆化不仅会压低经济增长速度,还会给银行体系带来巨大压力。在另外一项较为系统的研究中,李扬等 (2013) 指出,由于 2008 年金融危机主要归因于发达国家的居民、企业和政府部门都负债经营或消费,而金融机构则对应地进行高杠杆化运作,因此,危机的恢复将以“去杠杆化”为必要条件。陈雨露等 (2014) 基于 119 个国家 1980-2012 年的动态面板数据,从实证角度研究了人口老龄化对金融杠杆的影响,发现在越过老龄化“拐点”之后,“去杠杆化”进程将伴随金融危机发生概率的明显上升。根据文章实证结论推算,中国极有可能在 2019-2028 年间进入拐点区域,此后,人口老龄化、金融部门“去杠杆化”和资产价格的下降可能产生“共振”效应,并对金融体系的稳定性造成猛烈冲击。

总体来看,去杠杆化对金融稳定和宏观经济具有重要影响,但有关金融杠杆(去杠杆化及金融杠杆波动)和经济增长和金融稳定之间关系的实证研究目前还比较匮乏。有鉴于此,本文基于 91 个国家 1983-2012 年的样本数据,对金融杠杆、经济增长和金融稳定之间的关系进行较为系统的实证研究。这一研究一方面有助于加深我们对相关问题的认识,另一方面

有助于面临去杠杆化问题的国家采取正确的应对策略。本文其余部分的组织结构如下：第二部分分析金融杠杆对经济增长的影响；第三部分分析金融杠杆对金融稳定的影响；第四部分进行总结并提出简要的政策建议。

二、去杠杆化和金融杠杆波动对经济增长的影响

（一）模型设定与估计方法

本文的主要目标是分析去杠杆化和金融杠杆波动对经济增长和金融稳定的影响，因此，核心解释变量为去杠杆化和金融杠杆波动，而被解释变量则分别为经济增长和金融稳定。本部分我们首先分析前者，即去杠杆化和金融杠杆波动对经济增长的影响。为此，建立如下形式的动态面板模型：

$$Y_{it} = \alpha Y_{i,t-1} + \beta del_{it} + \theta vol_{it} + \gamma Z_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中，下标 i 表示国家， t 表示时间， Y_{it} 表示经济增长， del_{it} 表示去杠杆化， vol_{it} 表示金融波动， Z_{it} 表示其它可能对经济增长产生影响的控制变量向量， μ_i 为个体效应， ε_{it} 为误差项。

面板数据的回归估计通常存在一些挑战。第一个问题是存在难以观察的时间效应和国家效应，虽然包含时期的虚拟变量能够解释时间效应，但是在给定回归的动态性质前提下，处理国家效应的常规方法（组内去心或差分估计）是不合适的。第二个问题是大多数解释变量和经济增长可能存在联合内生性，因此，我们需要控制同时变化产生的偏差和反向因果。为解决上述问题，我们使用 Arellano and Bond（1991）和 Arellano and Bover（1995）开发的系统广义矩估计（System GMM）对式（1）进行估计。该方法可以有效避免变量与变量、变量与残差之间的内生性问题。同时，通过使用 Windmeijer（2005）提出的 WC-robust 估计方法，我们还可以得到稳健标准误，从而使回归结果更为可靠。

（二）核心变量定义及控制变量选择

基于交叉样本数据的可获得性，本文的实证分析样本共包含 91 个国家 1983-2012 年的

相关数据。⁶对于零星数据缺失的情况，为尽可能地充分利用数据，参考实证文献的一般做法（如陈雨露等，2014），如果数据缺失值的个数小于 3，即数据序列在时间维度上具有 90% 以上的完整性，则采取插值法的方式予以补齐。文中原始数据的来源均为世界银行的 WDI 数据库。

根据本文研究目标，作为被解释变量的经济增长主要使用两个基本指标：GDP 增长率（记为 gdp_g ）和人均 GDP 增长率（记为 $pgdp_g$ ）。在解释变量方面，如前文所述，本文重点分析的核心解释变量是去杠杆化和金融杠杆波动，同时纳入了一系列控制变量，现分别介绍如下：

（1）去杠杆化（del）：采取类似 Bezemer and Zhang（2014）对信贷周期的认定，以 pr_{it} 表示国家 i 在第 t 年时私人部门信贷与 GDP 之比（私人部门信贷/GDP），用 HP 滤波计算出 pr_{it} 的周期值 $\tilde{pr}_{it}$ ，并用 σ_{pr} 表示从 $\tilde{pr}_{it}$ 得出的金融杠杆标准差。在此基础上，首先将低谷定义为： $\tilde{pr}_{it} < -\sigma_{pr}$ 时，即周期值低于一个负标准差的年份。然后，往前推至顶峰的下一年，这个顶峰被定义为： $\tilde{pr}_{it} > \tilde{pr}_{it-1}$ 和 $\tilde{pr}_{it} > \tilde{pr}_{it+1}$ 都成立时。这个区间就是金融去杠杆化时期。在变量赋值方面，样本国家发生去杠杆化的年份记为 1，其余标记为 0。

（2）金融杠杆波动（vol）：按照一般文献的做法，对私人部门信贷/GDP 也求 HP 滤波，得到其周期波动项（记为 $cycle$ ），然后取其绝对值，这个绝对值即金融杠杆波动（即 $vol = |cycle|$ ）。显然， vol 的数值越大，表示相应的金融杠杆波动程度越大，对应的金融杠杆的不稳定程度也就越高。

（3）其它控制变量：在其它控制变量的选择上，部分地参考过往文献（陈雨露等，2010；马勇和陈雨露，2013；田拓和马勇，2013），我们主要对三个层面的影响因素进行控制：一

⁶ 具体包括（按英文国名排序）：阿尔及利亚、阿拉伯埃及共和国、阿拉伯联合酋长国、安提瓜岛和巴布达、澳大利亚、奥地利、巴拿马、巴巴多斯、巴西、比利时、冰岛、伯利兹、博茨瓦纳、巴基斯坦、贝宁、玻利维亚、不丹、布吉纳法索、布隆迪、韩国、丹麦、德国、多米尼加共和国、多米尼克、多哥、厄瓜多尔、法国、斐济、芬兰、菲律宾、佛得角、哥伦比亚、格林纳达、冈比亚、刚果（布）、哥斯达黎加、圭亚那、荷兰、洪都拉斯、加蓬、加纳、科摩罗、肯尼亚、卢森堡、莱索托、马耳他、马来西亚、美国、墨西哥、马达加斯加、马拉维、马里、毛里求斯、孟加拉国、南非、尼泊尔、尼日尔、尼日利亚、葡萄牙、日本、瑞典、塞舌尔、沙特阿拉伯、圣基茨和尼维斯、圣卢西亚、圣文森特和格林纳丁斯、苏里南、塞拉利昂、塞内加尔、斯里兰卡、斯威士兰、苏丹、泰国、特立尼达和多巴哥、突尼斯、土耳其、乌拉圭、委内瑞拉玻利瓦尔共和国、西班牙、新加坡、匈牙利、意大利、英国、约旦、印度、印度尼西亚、智利、中国、赞比亚、乍得、中非共和国。

是经济层面，具体使用的解释变量包括通货膨胀率、工业化程度和资本形成率；二是金融层面，具体使用的解释变量包括存款利率和存款保险制度；三是社会人文层面，具体使用的解释变量包括人口增长率和城镇化率。

本文各变量的符号及含义如表 1 所示，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

回归变量			具体说明	
被解释变量		gdp	GDP 增长率（%）	用于衡量国家间经济发展速度的差异。该数值越大，表示某国的经济增长越快。
		pgdp	人均 GDP 增长率（%）	用于衡量国家间人均经济发展的程度和阶段。该数值越大，表示某国经济发展水平越高。
主解释变量		del	去杠杆化	如果某国发生了去杠杆化，则去杠杆化年份赋值为 1，否则为 0。
		vol	金融杠杆波动	用于衡量金融稳定程度，该指标越高，表示金融体系越不稳定。
控制变量	经济变量	dfl	通货膨胀率（%）	用 GDP 平减指数表示，用以衡量不同国家间的宏观经济稳定情况。
		ind	工业增加值（%）	用第二产业在产业结构中的比重表示，该值越大，表示工业化程度越高。
		cap	资本形成（占 GDP，%）	用资本形成总额与 GDP 之比表示，反映宏观资本结构和货币资源的分配。
	金融变量	r	存款利率（%）	存款利率是商业银行或类似银行为存款支付的利率，用于衡量市场利率水平。
		insu	存款保险	虚拟变量，如果某国建立了显性的银行存款保险制度，则赋值为 1，否则为 0。
	社会变量	pop	人口增长率（%）	从 t-1 至 t 年的年中人口的指数增长率，该数值越大，表示某国的人口增长越快。
		urb	城镇化率	用城镇人口占总人口比重衡量，该数值越大，表示某国城镇化率越高

表 2 变量的基本描述统计

变量	含义	观察值	平均值	标准差	最小值	最大值
gdp	GDP 增长率	2730	0.0364	0.0425	-0.1901	0.3374
pgdp	人均 GDP 增长率	2730	0.0194	0.0424	-0.1971	0.3034
del	去杠杆化	2730	0.2414	0.4280	0	1
vol	金融杠杆波动	2730	0.0374	0.0601	0.0000	1.4517
dfl	通货膨胀率	2550	0.1964	2.6139	-0.2917	123.3867
ind	工业增加值/GDP	2550	0.2918	0.1108	0.0694	0.7741
cap	资本形成总额/GDP	2550	0.2291	0.0877	-0.0242	1.5273
r	存款利率	2160	0.2268	2.7546	0	93.9429
insu	存款保险制度	2160	0.3819	0.4860	0	1
pop	人口增长率	2160	0.0158	0.0112	-0.0177	0.0610

(三) 实证分析结果

基于回归方程 (1), 表 3 给出了以 GDP 增长率为被解释变量、以去杠杆化和金融杠杆波动为核心解释变量的回归结果。其中, 模型 1 为只包含了被解释变量一阶滞后和核心解释变量 (即去杠杆化 *del* 和金融杠杆波动 *vol*) 的基本回归结果, 而模型 2-4 则在基本回归的基础上逐步纳入了经济、金融和社会等层面的控制变量。从表 3 的回归结果可以看出, 去杠杆化变量的系数在 5% 的置信水平上一直显著为负, 表明去杠杆化会对一国的经济增长产生明显的负效应; 与此同时, 金融杠杆波动的系数符号也一直保持为负, 且在 5% 置信水平上显著, 表明金融杠杆波动也对一国的经济增长具有显著的负面影响, 即一个国家的金融杠杆波动程度越高, 经济增长率越低。注意到在逐步纳入多个控制因素的过程中, 上述结论并没有因为控制变量的加入而发生任何改变, 表明相关结论是稳定的。与此同时, 所有模型均通过了 Sargan 检验和 AR (2) 检验, 表明模型估计过程中所选用的工具变量有效, 且回归结果不受残差序列相关影响, 模型估计是有效的。

对于纳入模型的控制变量, 通过分析其系数, 可以发现: (1) 通货膨胀率的系数显著为负, 表明通货膨胀水平越高, 经济增长率越低; (2) 资本形成率的系数显著为正, 表明随着投资增加和资本形成的加速, 经济增长率也会相应提高; (3) 人口增长率的系数显著为正, 表明由人口增长所带来的人力资本积累和人口红利, 对经济增长具有促进作用。总体来看, 上述结论与经典宏观经济学的理论是一致的。

表 3 去杠杆化和金融杠杆波动对 GDP 增长率的影响

	模型1	模型2	模型3	模型4
L.gdpg	0.0998*** (5.2628)	0.0928*** (4.3302)	0.0916*** (2.7073)	0.0991** (2.1226)
del	-0.0057** (-2.1780)	-0.0095*** (-2.6123)	-0.0064** (-2.3056)	-0.0059** (-2.0339)
vol	-0.0385** (-2.2244)	-0.0484*** (-2.6074)	-0.0926** (-2.2520)	-0.0736** (-2.4962)
dfi		-0.0003*** (-6.1043)	-0.0003*** (-3.9309)	-0.0003*** (-5.4357)
cap		0.0926*** (3.9505)	0.0822*** (2.9837)	0.0938*** (3.2950)
ind		0.0125 (0.6147)	0.0242 (1.3091)	0.0401* (1.6883)
r			-0.0000 (-0.1517)	-0.0001 (-0.5029)
insu			-0.0060	0.0009

			(-0.6514)	(0.1095)
pop				0.8337** (2.4429)
urb				-0.0096 (-0.5928)
常数项	0.0361*** (19.4025)	0.0131* (1.8109)	0.0146* (1.7137)	-0.0034 (-0.2629)
Wald统计量	40.0141	132.2026	231.3897	248.5440
AR(2)统计量	0.2254 (0.8217)	0.2218 (0.8245)	-0.0109 (0.9913)	-0.0178 (0.9858)
Sargan统计量	88.5493 (1.0000)	83.3919 (1.0000)	68.8857 (1.0000)	67.8207 (1.0000)
样本数	2639	2465	2088	2088
国家数	91	85	72	72

注：（1）L. gdp_g 表示 GDP 增长率的一期滞后；（2）1%，5%，10%水平分别用***，**，*表示；（3）变量系数括号中的数为 z 值；（4）AR（2）统计量和 Sargan 统计量括号中的数为 p 值。

在表 3 中，我们以 GDP 增长率作为经济增长的代理变量，考察了去杠杆化和金融杠杆波动对经济增长的影响。应该指出，GDP 增长率作为最常见的一个宏观经济增长指标，虽然有助于从总体上衡量一个国家所创造的产出增长速度，但却无法直接用于衡量单位个体所创造产出增长速度，后者一般用人均 GDP 增长率来表示。此外，由于人均 GDP 反映了一个国家的富裕程度，因此，人均 GDP 增长率的引入还将有助于从国民福利的角度对经济增长的效果进行评估。有鉴于此，我们继续以人均 GDP 增长率作为经济增长的代理变量，对去杠杆化和金融杠杆波动对经济增长的影响进行回归分析。具体结果如表 4 所示。与表 3 的结构类似，表 4 仍然沿用了逐步增加控制变量的做法，其中“模型 5”为仅包含被解释变量一阶滞后和两个核心解释变量的回归结果，而“模型 6-8”则为逐步对经济、金融和社会变量进行控制后的回归结果。

从表 4 的回归结果可以看出，去杠杆化与人均 GDP 增长率呈现出显著的负相关关系（均在 5%的水平显著），表明在去杠杆化的过程中，人均 GDP 增长率会出现显著下降；与此同时，金融杠杆波动对人均 GDP 增长率具有显著的负效应（模型 5 在 10%水平显著，其余均在 5%水平显著），表明金融杠杆波动性的上升会显著削弱一国的人均经济增速。总体来看，上述结果表明，当以人均 GDP 增长率作为经济增长的代理变量时，去杠杆化和经济增长之间的负相关关系以及金融杠杆波动对经济增长的负向效应依然显著成立。从回归结果的稳定性和有效性来看，上述结论并没有因为多个控制变量的加入而发生显著改变，同时，所有回归模型均通过 Sargan 检验和 AR（2）检验，表明模型的估计是可靠的。

作为控制变量的附带结果，表 4 的结果表明：通货膨胀率的系数显著为负，说明通货膨

胀水平的上升不利于人均经济增长；资本形成率的系数显著为正，说明投资的增加和资本形成的加速会促进一国的人均 GDP 增长率上升。这两个结果均与表 3 的结果一致。与表 3 略有不同的是，人口增长率虽然与 GDP 增长率显著正相关（表 3），但对人均 GDP 增长率的影响却并不显著（表 4），这说明人口增长虽然对推动一国的整体经济增长具有促进效应，但能否提高人均的经济增长率，则无法得到确切结论。这一点不难理解，虽然人口增长可以通过促进人力资本积累和提升“人口红利”等效应推动总体经济增长，但如果人口增速过快（超过 GDP 的总体增速），就可能通过“扩大分母”的渠道拉低人均的经济增长速度，从而对人均 GDP 增长率产生负面影响。

表 4 去杠杆化和金融杠杆波动对人均 GDP 增长率的影响

	模型5	模型6	模型7	模型8
L.pgdp	0.1005*** (3.5262)	0.0666** (2.2532)	0.1004*** (3.4627)	0.0987** (1.9652)
del	-0.0082** (-2.3401)	-0.0078** (-2.1821)	-0.0064** (-1.9976)	-0.0063** (-2.3851)
vol	-0.0205* (-1.8261)	-0.0348** (-2.3053)	-0.0663** (-2.5456)	-0.0594** (-2.0445)
dfi		-0.0004*** (-4.2476)	-0.0003*** (-3.7295)	-0.0003*** (-4.7678)
cap		0.1069*** (3.8267)	0.0994*** (3.4586)	0.0915*** (3.3578)
ind		0.0146 (0.7917)	0.0313 (1.5709)	0.0295 (1.5612)
r			-0.0002 (-0.8866)	-0.0002 (-1.0381)
insu			-0.0031 (-0.3288)	-0.0029 (-0.3261)
pop				-0.3258 (-0.7933)
urb				-0.0056 (-0.3090)
常数项	0.0209*** (10.4813)	-0.0062 (-0.8243)	-0.0077 (-0.8695)	0.0024 (0.1526)
Wald统计量	21.8632	93.3152	75.6546	187.6741
AR(2)统计量	0.3309 (0.7407)	0.0519 (0.9586)	0.0076 (0.9939)	0.0061 (0.9951)
Sargan统计量	88.8951 (1.0000)	82.7939 (1.0000)	68.3599 (1.0000)	67.4356 (1.0000)
样本数	2639	2465	2088	2088
国家数	91	85	72	72

注：（1）L.pgdpg 表示人均 GDP 增长率的一期滞后；（2）1%，5%，10%水平分别用***，**，*表示；（3）变量系数括号中的数为 z 值；（4）AR（2）统计量和 Sargan 统计量括号中的数为 p 值。

（四）稳健性检验

基于研究目标和数据可获得性的不同，在不同的文献中，“去杠杆化”通常有不同的测度方法和标准。作为本文重点关注的核心解释变量，实证分析结果的稳定性是否会受到“去杠杆化”指标衡量方式的影响，成为有待进一步检验的问题。为此，本部分我们使用 Lund et al.（2010）关于“去杠杆化”的定义，重新进行相关的回归分析，以衡量不同的“去杠杆化”定义是否会影响到文章的实证分析结论。

根据 Lund et al.（2010）的定义，当一国的“总债务/GDP”或“总信贷/GDP”连续三年下降且降幅超过 10%时，则表明该国经济处于去杠杆化的过程之中。根据这一定义，我们可以得到样本国家发生去杠杆化的具体年份，然后采用与前文一致的变量赋值方式，对发生去杠杆化的样本国家的对应年份标记为 1，其余非去杠杆化的年份标记为 0。在保持其余回归变量不变的情况下，重新进行相关的回归分析，相关结果表明⁷：（1）基于新的“去杠杆化”定义，无论是以 GDP 增长率还是以人均 GDP 增长率作为被解释变量，去杠杆化变量的系数符号始终显著为负（至少在 5%显著性水平上显著，绝大部分情况下其显著性水平达到 1%），表明去杠杆化对经济增长的负面效应依然成立；（2）金融杠杆波动的系数符号在所有回归中均保持显著为负，表明金融杠杆波动对经济增长的负向影响这一结论也未发生改变。此外，所有回归模型均通过 Sargan 检验和 AR（2）检验，表明模型的估计是可靠的。总体来看，这些结果表明，前文的基本结论（即去杠杆化和金融杠杆波动不仅会对一国的经济增长产生不利影响，同时还会降低人均 GDP 的增长率）在不同的“去杠杆化”定义下是稳健的。

三、去杠杆化和金融杠杆波动对金融稳定的影响

如前文所述，本文的主要目标是分析去杠杆化和金融杠杆波动对经济增长和金融稳定的影响，上一部分已经重点分析了前者，即去杠杆化和金融杠杆波动对经济增长的影响，相关结果表明，去杠杆化和金融杠杆波动对经济增长有显著的负向影响。由于在现实中，去杠杆化（特别是金融部门的去杠杆化）以及伴随这一过程的金融杠杆波动不仅会影响经济增长，同时还会对金融稳定产生明显影响，因此，本部分我们要进一步讨论的是：去杠杆化和金融杠杆波动是否会影响金融稳定？

⁷ 篇幅所限，具体回归结果此处略去，需要可向作者索取。

在研究金融稳定的实证文献中，特别是在关于宏观金融稳定的相关实证文献中，一般用是否发生金融危机作为一国金融体系稳定性的代理变量。显而易见，金融危机是金融稳定的负向指标：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。由于这种做法直观明了，已经被大量研究所使用（陈雨露和马勇，2013）。在实证分析过程中，由于一个国家是否发生金融危机通常用“0-1”二元变量赋值法进行标记，对应的面板数据分析也应采用标准的二元面板离散选择模型。

（一）模型设定与变量选择

如前所述，为分析去杠杆化和金融杠杆波动对金融稳定的影响，我们建立“金融危机——去杠杆化（金融杠杆波动）”的二元面板离散选择模型。根据标准文献（陈雨露等，2014），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 Y_{it}^* ，其具体形式为：

$$Y_{it}^* = \alpha X_{it} + \beta Z_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

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} 表示核心解释变量（去杠杆化、金融杠杆波动）， Z_{it} 表示其他可能引起金融危机的控制变量向量， μ_i 表示个体效应， ε_{it} 为误差项。隐含变量 Y_{it}^* 不可观测，但虚拟变量 Y_{it} 可以观测，且：如果 $Y_{it}^* > 0$ 不可观，则 $Y_{it}=1$ ；如果 $Y_{it}^* \leq 0$ 不可观，则 $Y_{it}=0$ 。为简化起见，将式（11）简写为：

$$Y_{it}^* = x_{it}'\gamma + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

于是可以进一步得到：

$$Prob(Y_{it}=1) = Prob(x_{it}'\gamma + \mu_i + \varepsilon_{it} > 0) = 1 - F(-x_{it}'\gamma - \mu_i) = F(x_{it}'\gamma) \quad (13)$$

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。其具体形式为：

$$\Phi(x_{it}'\gamma) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{x_{it}'\gamma} \exp\left(-\frac{z^2}{2}\right) dz \quad (14)$$

其中 z 由 $x_{it}'\gamma$ 经标准化后得到。在上述模型中，作为被解释变量的金融危机是一个二元虚拟变量，在其变量赋值方面，与标准文献的做法一致， $Y_{it}=1$ 表示 i 国在 t 年发生金融危机，

$Y_{it}=0$ 表示 i 国在 t 年没有发生金融危机。该变量赋值的具体信息来自 Laeven 和 Valencia (2012)。文章的核心解释变量仍为去杠杆化 (del) 和金融杠杆波动 (vol)，控制变量的选择也与前文一致，主要对样本国家经济、金融和社会三个层面的因素进行控制。

(二) 实证分析结果

对于二元面板离散选择模型的估计，实证文献中通常有两种估计方法：随机效应模型 (Random-effects model, RE 模型) 和总体平均模型 (Population-averaged model, PA 模型)。从理论上讲，随机效应模型是一种基于正态分布的带惩罚的线性模型，而总体平均模型则是一种等相关模型 (equal-correlation model)。由于在研究过程中，研究者很难事先判断样本数据的分布性质，因此，为稳妥起见，我们同时使用这两种模型进行估计。

表 5 给出了基于随机效应模型 (RE 模型) 的回归结果。其中，模型 9 为仅包含核心解释变量 (去杠杆化和金融杠杆波动) 的基本回归结果，而模型 10-12 则在基本回归的基础上相继加入了经济、金融和社会等方面的影响因素 (控制变量)。从表 5 的结果可以看出，至少在 5% 的置信水平上，去杠杆化与金融危机的发生概率显著正相关 (模型 11 和 12 在 5% 的显著性水平显著，其余模型在 1% 的显著性水平显著)，这意味着，去杠杆化会导致一国金融体系不稳定性的显著上升。与此同时，金融杠杆波动变量的回归系数也在 1% 的置信水平上与金融危机的发生概率显著正相关，这表明，金融杠杆波动程度的加大也会导致一国金融体系不稳定性的显著上升。

作为控制变量的附带结果，表 5 的结果还表明，资本形成和金融危机的发生概率显著负相关，说明随着一国资本水平的上升，金融危机的发生概率会出现明显下降。同时，显性存款保险与金融危机的发生概率显著正相关，表明显性存款保险制度的建立实际上增加了金融体系的不稳定性。尽管这一结论看上去有点不太直观，但实际上先前的诸多实证研究也证实了这一点，如 Demirg-Kunt et al. (2005)、陈雨露和马勇 (2013) 等的研究都得出了类似的结论。之所以出现这种情况，可能是因为，显性存款保险制度的建立使得个体对金融机构的监督激励下降，由于银行危机变得不再那么难以接受，从而在一定程度上加大了道德风险，导致市场的风险偏好上升 (Demirg-Kunt et al., 2005)。

再从基于总体平均模型 (PA 模型) 的回归结果来看，表 6 给出了与表 5 高度一致的回归结果：去杠杆化和金融杠杆波动与金融危机发生概率之间的正相关关系依然显著成立，且大部分情况下其显著性水平高达 1%。这一结果表明，去杠杆化和金融杠杆波动会导致金融体系不稳定性上升这一基本结论在不同的模型设定之下都是成立的。

表 5 去杠杆化和金融杠杆波动对金融危机发生概率的影响 (RE 模型)

	模型9	模型10	模型11	模型12
del	0.3777*** (4.5673)	0.3061*** (3.5328)	0.2061** (2.1820)	0.2086** (2.2058)
vol	2.7223*** (5.3058)	3.4168*** (6.3769)	6.9762*** (7.2057)	6.8791*** (7.0490)
dfl		0.0123 (1.1299)	0.0072 (0.5382)	0.0073 (0.5491)
cap		-6.8108*** (-7.8232)	-6.6570*** (-7.3724)	-6.6555*** (-7.3584)
ind		-1.0559 (-1.4644)	-1.0563 (-1.4707)	-1.1156 (-1.5519)
r			0.0046 (0.3426)	0.0050 (0.3689)
insu			0.3198** (2.1189)	0.3143** (2.1036)
pop				-0.2333 (-0.0354)
urb				0.2345 (0.6368)
常数项	-1.7619*** (-19.1404)	0.0116 (0.0439)	-0.1572 (-0.5836)	-0.2539 (-0.7030)
卡方	58.5385	114.9916	118.6045	118.4763
样本数	2730	2550	2160	2160
国家数	91	85	72	72

注：(1) 1%, 5%, 10%水平分别用***, **, *表示；(2) 变量系数括号中的数为 z 值。

表 6 去杠杆化和金融杠杆波动对金融危机发生概率的影响 (PA 模型)

	模型13	模型14	模型15	模型16
del	0.3088*** (4.2607)	0.2711*** (3.4825)	0.1944** (2.2511)	0.2028** (2.3357)
vol	2.6868*** (4.7492)	3.3071*** (5.6374)	6.5253*** (7.5771)	6.3018*** (7.1623)
dfl		0.0095 (0.9803)	0.0046 (0.4179)	0.0048 (0.4308)
cap		-5.3746*** (-7.9941)	-5.5210*** (-7.5912)	-5.6099*** (-7.5624)
ind		-0.4049 (-0.9088)	-0.5937 (-1.2489)	-0.6579 (-1.3449)
r			0.0054 (0.3550)	0.0060 (0.3966)
insu			0.1501 (1.5081)	0.1470 (1.4930)
pop				-3.0164

				(-0.6263)
urb				0.1810 (0.7262)
常数项	-1.4890*** (-21.9641)	-0.2582 (-1.5714)	-0.2937 (-1.5792)	-0.3006 (-1.2039)
卡方	50.5739	117.5650	125.6746	126.0696
样本数	2730	2550	2160	2160
国家数	91	85	72	72

注：（1）1%，5%，10%水平分别用***，**，*表示；（2）变量系数括号中的数为z值。

（三）稳健性检验

在稳健性检验方面，与前文一致，我们采用 Lund et al.（2010）关于“去杠杆化”的定义，考察了不同“去杠杆化”定义是否会影响上述基本结论。相关结果表明，在采用新的“去杠杆化”定义之后，无论是基于随机效应模型，还是基于总体平均模型，去杠杆化和金融危机发生概率之间的显著正相关关系以及金融杠杆波动和金融危机发生概率之间的显著正相关关系均未发生任何改变，显著性水平甚至还有所上升（全部在1%的置信水平上显著）。⁸这意味着“去杠杆化和金融杠杆波动会导致一国金融体系不稳定性的明显上升”这一基本结论在不同的“去杠杆化”定义和不同的模型设定之下依然是稳健的。

四、结论和政策建议

本文基于对全球91个国家（地区）近30年的面板数据，对去杠杆化和金融杠杆波动对经济增长和金融稳定的影响进行了实证分析。实证结果表明：（1）去杠杆化对经济增长具有显著的负效应，同时，伴随着去杠杆化进程，金融危机的发生概率也会明显增加；（2）金融杠杆波动对经济增长和金融稳定均具有显著的负效应，表明金融杠杆波动程度的加大不仅会危害经济增长，同时还会对金融体系的稳定性产生明显的负面影响。

上述结论对一国的经济增长与金融稳定具有比较确切的政策启示。首先，由于去杠杆化是金融杠杆过度上升的必然结果，而去杠杆化又必将导致经济增长减速和金融体系的不稳定性上升，因此，应考虑从防患未然的角度，前瞻性地加强金融杠杆的宏观管理，避免整个金融体系出现过度杠杆化的倾向。其次，由于金融杠杆本身的波动也会对经济增长和金融稳定造成不良影响，因此，即使是在危机后“被动去杠杆化”的过程中，也应该尽可能地采取循序渐近的策略，充分考虑政策实施过程中应有的平滑操作，最大限度地避免金融杠杆急速下降所导致的经济衰退和金融不稳定。

⁸ 篇幅所限，稳健性检验的具体结果此处略去，需要可向作者索取。

参考文献

- [1]陈雨露、马勇, 2013,《大金融论纲》, 中国人民大学出版社, 第420~435页。
- [2]陈雨露、马勇和李濛, 2010,《金融危机中的信息机制: 一个新的视角》,《金融研究》第3期, 第1~15页。
- [3]陈雨露、马勇和徐律, 2014,《老龄化、金融杠杆与系统性风险》,《国际金融研究》第9期, 第3~14页。
- [4]李扬、张晓晶和常欣, 2013,《中国国家资产负债表2013——理论、方法与风险评估》, 中国社会科学出版社, 第2~60页。
- [5]马勇和陈雨露, 2013,《宏观审慎政策的协调与搭配: 基于中国的模拟分析》,《金融研究》第8期, 第57~69页。
- [6]田拓和马勇, 2013,《中国的短期跨境资金流动——波动性测度及影响因素分析》,《金融研究》第12期, 第87~99页。
- [7]杨明秋, 2011,《发达国家金融系统的去杠杆化趋势及其影响》,《中央财经大学学报》第2期, 第33~38页。
- [8]张明和贺军, 2013,《中国经济去杠杆化的潜在风险》,《金融市场研究》第12期, 第4~9页。
- [9]钟伟和顾弦, 2009,《从金融危机看金融机构的去杠杆化及其风险》,《中国金融》第2期, 第24页。
- [10]Adrian, T., and N. Boyarchenko, 2015, “Intermediary Leverage Cycles and Financial Stability,” Federal Reserve Bank of New York Staff Reports, No. 567.
- [11]Arellano M., and O. Bover, 1995, “Another Look at the Instrumental-Variable Estimation of Error-Components Models”, *Journal of Econometrics*, 68: 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: 277-297.
- [13]Avgouleas, E., 2015, “Bank Leverage Ratios and Financial Stability: A Micro and Macroprudential Perspective”, Levy Economics Institute Working Paper, No. 849.
- [14]Bezemer, D., and L. Zhang, 2014, “From Boom to Bust in the Credit Cycle: the Role of Mortgage Credit”, Working Paper.
- [15]Bhattacharya, S., Goodhart, C., Tsomocos, D., A. Vardoulakis, 2011, “Minsky’s Financial Instability Hypothesis and the Leverage Cycle”, LSE Financial Markets Group Paper Series Special Paper, No. 202.
- [16]Bouis, R., A. Christensen, and B. Cournède, 2013, “Deleveraging: Challenges, Progress and Policies”, Economics Department Working Papers, No. 1077.

- [17]Buttiglione, L., P. Lane, L. Reichlin., and V. Reinhart, 2014, “Deleveraging? What Delleveraging”, Geneva Reports on the World Economy, No. 16.
- [18]Cuerpo, C., I. Drumond, J. Lendvai, P. Pontuch, and R. Raciborski, 2013, “Indebtedness, Delleveraging Dynamics and Macroeconomic Adjustment”, European Economy, Economic Papers No. 477.
- [19]Dermiguc-Kunt, A.; Karacaovali, B. and L. Laeven, 2005, “Deposit Insurance Around the World: A Comprehensive Database,” World Bank Policy Research Working Paper No. 3628.
- [20]Devlin, W., and H. McKay, 2008, “The Macroeconomic Implications of Financial Delleveraging”, Working Paper.
- [21]Greenlaw, D., A. Kashyap, and K. Schoenholtz, 2012, “Stressed Out: Macroprudential Principles for Stress Testing”, Chicago Booth Paper No. 12-08.
- [22]Glick, R., and K. Lansing, 2009, “U.S. Household Delleveraging and Future Consumption Growth”, FRBSF Economic Letter, No.16.
- [23]Hinrichsen, S., 2012, “The Delleveraging Cycle”, Working Paper.
- [24]Laeven, L., and F. Valencia, 2012, “Systemic Banking Crises Database: An Update”, IMF Working Paper, No. 12/163.
- [25]Lund, S., C. Roxburgh, and T. Wimmer, 2010, “The Looming Delleveraging Challenge”, McKinsey Quarterly, Working Paper.
- [26]Mian, A., and A. Sufi, 2011, “What Explains High Unemployment? The Delleveraging – Aggregate Demand Hypothesis”, University of California, Berkeley and NBER, Working Paper.
- [27]Roxburgh, C. , S. Lund, T. Wimmer, E. Amar, A. Charles, J.H. Kwek, R. Dobbs, and J. Manyika, 2011, “Debt and Delleveraging: The Global Credit Bubble And Its Economic Consequences”, McKinsey Global Institute, Working Paper.
- [28] Shilling, A., 2012, *The Age of Delleveraging, Updated Edition: Investment Strategies for a Decade of Slow Growth and Deflation*, New York: John Wiley Press.
- [29]Tepper, A., and K. Borowiecki, 2014, “A Leverage-Based Measure of Financial Instability”, Federal Reserve Bank of New York Staff Reports, No. 688.
- [30]Valencia, F., 2014, “Monetary Policy, Bank Leverage, and Financial Stability”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 47: 20-38.
- [31]Windmeijer, F., 2005, “A Finite Sample Correction for the Variance of Linear Efficient Two-Step GMM Estimators”, *Journal of Econometrics*, 126: 25-51.

Financial Leverage, Economic Growth, and Financial Stability

Ma Yong Tian Tuo Ruan Zhuoyang Zhu Junjun

Abstract: Based on panel data from 91 countries over the year of 1983 to 2012, this paper analyzes the effects of financial deleveraging and financial leverage volatility on economic growth and financial stability by using system GMM estimation. The empirical analysis yields the following results: (1) there is a robust negative relationship between financial deleveraging and economic growth and the deleveraging process is generally associated with higher probability of financial crisis; (2) the volatility of financial leverage has a negative impact on both economic growth and financial stability. These conclusions have explicit policy implications for economic growth and financial stability. First, to prevent the excessive leverage of the financial system, preemptive measures should be taken to strengthen the macroeconomic management of financial leverage. Second, in the passive deleveraging process of the post-crisis period, to escape economic recession and financial instability caused by fast financial deleveraging, the policy authority should adopt progressive strategies and fully consider the smoothing operation of policy implementation.

Keywords: Deleveraging; Economic Growth; Financial Stability

政府控股对商业银行风险承担的影响

——基于国际银行业的证据

周开国¹ 邓月²

【摘要】本文选取 2005-2012 年涵盖 174 个国家 3047 家商业银行的非平衡面板数据，将发达国家和发展中国家进行对比，并结合金融危机的背景，从全球视角探究政府控股对商业银行风险承担水平的影响。结果发现，发展中国家政府控股会降低商业银行的风险承担水平，提升银行的稳定性，但金融危机爆发后，政府控股银行的收益波动性和股本波动性反而增加，即风险承担水平增加。相较之下，发达国家政府控股虽然会降低银行的收益波动性和股本波动性，即收益波动风险降低，但会增加银行的破产风险；另外，在金融危机前后，发达国家政府控股对于商业银行风险承担水平的影响并无显著差异。本文的研究结论说明，发展中国家和发达国家政府控股商业银行对银行风险承担水平的影响大相径庭，据此我们提出政策建议，发展中国家政府控股商业银行具有必要性，但是在金融危机期间，政府需要兼顾稳定经济大局和银行系统的稳定；发达国家应避免控股商业银行，避免干预银行的市场化行为。

【关键词】政府控股；商业银行；风险承担；金融危机

一、引言

商业银行的风险承担是银行开展业务过程中的一项重要行为特征，反映了银行的风险偏好，因此也成为国内外学术界持续关注的焦点，已成为商业银行研究领域的主流话题。股权结构与商业银行风险承担的关系是其中一个主要的研究方向，其中又以政府持股尤为关注。

发达国家和发展中国家具有不同的市场化程度和制度背景，商业银行在经济体中的地位和功能也有所差别。在发达国家，由于市场化程度较高，通过资本市场的直接融资是社会融资的主要渠道，通过金融机构如商业银行的间接融资作为辅助方式，相应的，商业银行能够

¹ 周开国，金融学博士，中山大学岭南学院教授、博士生导师，港澳与内地合作发展协同创新中心研究员

² 邓月，中山大学岭南学院硕士研究生

按照市场规律配置资金，如果政府控股商业银行反而会为了实现政治目的而扭曲资源配置，降低效率，则会提高银行的风险承担水平。而在发展中国家，市场化程度偏低，间接融资在社会融资中占主导地位，商业银行便成为经济活动的主要资金来源，国家为了追求经济高速增长，通过政府控股的商业银行引导资源配置到支撑经济快速稳定向好发展的基础建设项目中，虽然收益率低，但是收益的波动较小，稳定性好，因此能降低银行的风险承担水平。那么，在不同的国家类别，政府控股对商业银行的风险承担水平是否真会存在不同的影响呢？究竟是政府控股的银行更加稳定，还是私人控股的银行呢？这些问题值得我们在全球视角下深入探索，有必要区分发达国家和发展中国家进行对比研究。

在金融危机期间，政府控股商业银行表现的作用可能与正常时期有所差异。在金融危机的影响下，政府的政策重点会放在重塑国家金融系统和刺激经济增长上。在危机时期，商业银行会为了避免受到更大的冲击而缩小贷款投放规模。为了尽快走出危机，各国除了通过财政政策直接向经济体注入流动性外，还会大兴基础设施建设，而这一举动便不得不向政府控股的商业银行施加压力，使其发放贷款，向市场传递正面信号，带动经济复苏。然而这种违背银行自身利益的举动也会对商业银行的风险承担水平带来不利影响，即 La Porta et al. (2002)提到的政府为实现政治目的的“掠夺之手”，这一现象在发展中国家尤为突出。

同时，在危机期间政府控股银行会使存款者因相信隐性担保的存在而放松对银行风险承担的主动监督，很可能会促使银行以存款者的利益为代价，将资金投向风险更高的贷款，市场上的道德风险就会不断累积，逐渐演变成系统性危机。但另一方面，政府控股银行同时也会修复银行在追逐自身利益过程中引起的系统性波动。因此，在两种截然相反的利弊影响下，政府控股对银行的风险承担究竟起到正面作用还是负面作用还不得而知，值得深入探讨。而且，在发达国家和发展中国家中政府控股商业银行在金融危机期间发挥的作用是否不同，这一问题更是值得更多的关注。

为了回答以上提出的两个方面问题，本文采用 Bankscope 提供的全球银行业的样本，区分发达国家和发展中国家，并且以 2008 年全球金融危机为背景，深入研究政府控股对银行风险承担水平的影响及政府发挥的作用。从实证结果来看，发展中国家政府控股的银行的破产概率低于其他类别的银行，且股本、收益的波动性也较低，表明发展中国家政府控股的银行拥有较低的风险承担水平。发达国家政府控股的银行虽然同样具有较低的股本和收益波动性，即收益波动风险较低，但是破产概率高于其他类别的银行，即破产风险较高，显示了发

达国家政府控股对于商业银行的影响更为复杂。这为我们全面认识政府控股银行在不同类别国家起到的不同作用提供了直接的证据，也形成了对现有文献的重要补充。

本文进一步探讨了金融危机前后政府控股对商业银行风险承担水平的影响是否存在差异。结果显示，2008年金融危机之后，发展中国家政府控股银行的收益和股本的波动性高于其他类别银行，与 La Porta et al. (2002)提出的政府“掠夺之手”相一致，即政府为实现政治目的而扭曲银行业的资源配置。然而，发达国家由于奉行“市场不干预”政策，危机前后政府控股银行的风险承担水平并未表现明显差异。这为我们认识金融危机期间政府控股商业银行所发挥的功能提供了更多的证据。

本文的创新之处在于将发达国家和发展中国家分开讨论并进行对比，另外结合金融危机的背景，深入研究政府控股对商业银行风险承担水平的影响，旨在挖掘在不同类别国家政府控股商业银行分别在正常时期和金融危机期间所发挥的作用有何不同，以回答前文提出的两个方面问题。

二、文献综述

（一）商业银行风险承担的影响因素研究

关于商业银行风险承担的影响因素，现有文献从多个方面展开，但可以归纳为两个层面，第一个层面是外部影响因素，第二个层面是银行内部因素。外部影响因素主要包括市场结构 (Mirzaei et al., 2013)、政府监管 (Gonzalez, 2005)、资本约束 (Kim & Santomero, 1988; 袁鲲和饶素凡, 2014)、存款保险制度 (Angkinand & Wihlborg, 2010; Forssbaeck, 2011), 等等。Laeven & Levine (2009)将银行的治理结构、资本约束、政府监管、存款保险制度等多个因素同时与银行的风险承担联系起来，分析了各自如何影响银行风险承担水平以及治理结构与其他因素之间的交互作用。影响商业银行风险承担水平的内部因素也有多个方面，包括资产规模、杠杆水平、治理结构，以及股权结构等。

学者普遍认为银行的股权结构不同会形成不同的风险偏好，因此具有不同的风险承担水平 (Forssbaeck, 2011)。已有的关于银行股权结构与风险承担之间关系的研究主要针对股权集中度和股东性质两个方面。有学者认为集中的股权结构会使得银行承担过高的风险为股东谋取利益，例如 Laeven & Levine (2009)发现银行的风险承担水平与股东的权力正相关，而且银行业监管制度对银行风险承担的影响随着股权集中度的上升而增大。

在股东性质方面，商业银行的国有股权或政府控股受到了越来越多的关注。早期国外关

于政府控股银行的研究主要集中于银行绩效和贷款投向两个方面,只是到了近几年才重视对银行风险承担水平的影响。大部分观点认为,政府控股会左右银行贷款的利率和投放方向,并且金融系统越不完善的国家,政府控股银行占整个银行业的比例就越大(La Porta et al., 2002)。Micco et al. (2007)比较研究了发展中国家和发达国家政府控股银行的绩效表现,发现发展中国家政府控股银行的盈利性偏低、成本偏高,而发达国家则没有这一现象。总结国外已有研究,政府作为特殊的商业银行所有人,带来的影响主要有以下两个方面:

一是对整体金融体系的影响。在经济发展比较成熟、金融体系比较稳健的国家,私有化银行可以最大程度发挥市场的作用,合理配置资源,然而政府控股银行会因政治目的影响资源的有效配置。最近 Kostovetsky (2015)从另一个角度间接给出了这方面的证据,通过研究美国金融机构的政治关联对银行风险的影响,发现有政治关联的金融机构会承担更高的风险。然而,在金融市场机制还不健全的国家,私有化银行不能完全支撑工业化建设所需的大量资金,相反,政府控股银行可以更好的配置金融资源,扶持国家经济平稳运行。

二是对控股银行自身的影响。如果政府作为银行的第一大股东,会将自己的政治目的代入到商业银行日常经营中,不再以股东权益最大化为最终目标。由于不完全追求收益最大化,政府控股的商业银行追求高收益项目的动机被削弱,可能将资金投向低收益的基础设施项目。如 Sapienza (2004)研究发现,政府控股的银行贷款流向多为支持基础经济建设的大型公司和经济比较低迷的地区,且贷款利率低于私人持有的银行,因此效率低下,增加银行的风险水平。

无论以上哪个方面,实际上都涉及到政府控股商业银行所产生的政治效应,给政府控股的商业银行带上一层“政治目的”的面纱,许多学者提供了这方面的证据。例如, Iannotta et al. (2013)以欧洲的银行为对象研究了政府控股对银行风险的影响,发现政府控股的银行有更低的违约风险和更高的操作风险,因此政府的保护作用导致更高的银行风险承担水平。但是该研究的对象仅限于欧洲的银行样本,没有区分发达国家和发展中国家政府控股的不同作用。

类似的, Dinc (2005)用新兴市场的跨国银行层面数据进一步证实了政府控股银行对银行带来的政治影响,发现政府控股的银行相较于私人控股的银行而言在总统大选年度会发放更多的信贷,多出的信贷额占政府控股银行总共贷款组合的大约 11%。这充分说明了政府控股银行会为了实现政治目的而干扰银行的行为。

无独有偶, Carvalho (2014)以巴西作为新兴市场的代表,研究了政府控股银行如何对企业的现实决策施加政治影响,结果揭示有资格获取政府银行信贷的企业在有政治吸引力的选

区扩充更多就业机会，由此从政府银行获得更多的借款，这一就业机会的扩充只是发生在竞选前夕，在竞选后则就业增长比其他地区反而更慢。这份研究再次给出直接的证据表明政府控股的银行会成为实现政治目的的工具。

颇为有趣的是，Mohsni & Otchere (2014)通过研究银行私有化后的风险承担行为变化间接发掘出股权结构与银行风险承担之间的关系，他们发现，银行私有化之后与私有化之前相比风险水平显著下降，这是由于，银行私有化之后不再有政府的担保和补贴，变得更加谨慎，也就是说，股权结构的突然变化会导致银行的风险态度发生转变。

前述文献表明，政府控股商业银行会影响到银行的风险偏好和风险承担水平，政府出于政治目的会给银行带来负面影响，但是这些文献没有将发达国家和发展中国家区分开来，大多只是考虑某一类市场，如欧洲市场、新兴市场，即使考虑全球市场，也没有区分发达国家和发展中国家（如，La Porta et al., 2002），因此缺乏将不同发展程度国家进行对比的证据。由于市场化程度和制度背景的差异，发展中国家和发达国家政府控股对银行风险承担行为的影响可能会有所不同。国内学者研究中国商业银行的国有股权就得到了不同于发达国家的结论。陈其安和黄悦悦（2011）对中国上市银行的研究发现国有控股银行的风险承担水平显著低于股份制商业银行。谭兴民等（2011）认为，我国国有银行风险会随着国有股比例的上升而降低。何蛟等（2010）的研究表明政府股权使得商业银行不良资产比例得到有效控制，风险承担水平降低。这些证据都表明在中国国有股权对银行风险会带来正面的影响。因此，我们有必要将发达国家和发展中国家放在同一时段进行对比研究，才能全面认识国有控股对商业银行的风险承担影响究竟有何差异。

（二）金融危机与商业银行风险承担的关系研究

近年来，区域性或全球性的金融危机爆发频繁，引起学者们对金融危机与商业银行的风险承担之间的关系产生了兴趣，并涌现了一些最新研究成果。代表性的如 Vazquez and Federico (2015)在 2008 年全球金融危机背景之下研究了美国和欧洲银行的资金流结构（包括流动性和杠杆率）对银行稳定性的影响，发现银行如果在危机前流动性越低、杠杆率越高，则在危机后的破产概率就越高，并且银行在金融危机后的破产概率与银行在危机前的风险承担水平正相关。但这只是来自于发达国家的证据，并且他们也未考虑银行的股权结构，尤其是忽略了政府持股在金融危机期间起到的作用。

与之不同的是，Kostovetsky (2015)提出了银行的“政治资本”概念，以美国的金融机构为对象，研究发现政治关联影响金融机构的风险水平，而且在金融危机期间表现不一样，拥有政治关联的金融机构具有更高的杠杆率，更高的股价波动性。在金融危机期间，高杠杆的

金融机构业绩表现更差,但是有政治关联的金融机构股价表现要好一些,并且破产概率更低,从而证实了政治关联的价值,即“政治资本”。由此可见,对于发达国家而言,政府的作用在金融危机期间表现是正面的。

然而在发展中国家情形则不同。Coleman & Feler (2015)以巴西为对象,研究了在 2008-2009 年金融危机背景之下政府控股银行对银行风险承担行为的影响,发现金融危机爆发后,政府控股银行大量增发贷款,政府控股银行的数量越多的地区获得贷款越多,就业数据越好,虽然缓冲了经济下行,但是这以政治为目的的资金配置遭到扭曲,效率低下,导致产出增长降低,即政府控股银行产生明显的负面作用,这一证据直接支持了 La Porta et al. (2002)提出的政府“掠夺之手”的观点。

同样是在金融危机的背景下,不同文献得出截然相反的两种效应,究其原因是他们研究的对象分别是发达国家和发展中国家。目前尚未有文献将两类不同国家进行对比研究,从而分析政府控股银行在金融危机期间对银行风险承担水平是否产生不同的效应。这也正是本文的研究目的之一,通过本文的研究将填补现有文献在这方面的空白之处。

二、变量选取与数据描述

(一) 变量定义

目前学术界和业界并没有统一的标准界定哪些国家和地区属于发达国家或发展中国家。本文参照 Mohsni & Otchere (2014)的做法,采用世界银行的标准划分发达国家和发展中国家。除了被解释变量银行风险承担和解释变量股权结构以外,本文还考虑文献中出现的影响银行风险承担的变量,将其作为回归方程的控制变量。

1. 被解释变量: 银行风险承担水平

与过往文献相一致,本文所指的风险承担指的是银行在经营过程中承担的风险水平大小,以银行稳定性(破产风险)、收益波动性和股本波动性等多种方式来测度,具体的,本文选定 Zscore、EarningVo 和 EquityVo 三个变量作为银行风险承担水平的度量。Zscore 是 Luc & Levine (2006)首次提出的用于度量银行破产风险的变量,随后被广泛应用于银行风险承担水平的度量(如, Houston et al., 2010),具体的计算公式为 $(ROA+CAR)/\sigma(ROA)$,表示银行破产概率的倒数,其中 ROA 表示银行总资产收益率, CAR 表示资本资产比率, $\sigma(ROA)$ 表示银行总资产收益率的标准差。Zscore 的值越高,意味着银行的破产风险越低,银行越稳定。另外两个变量 EarningVo 和 EquityVo 分别是银行收益波动率与总资产的比值、股本波动率与

总资产的比值，也常被用来度量银行或公司的风险承担（如，Boubakri et al., 2013; 周开国和李琳，2011）。

2. 解释变量：股权结构

本文用 PUB 和 FOR 两个虚拟变量描述股权结构。若政府直接或间接持股比例超过银行总股本的 50%，PUB 取值为 1，否则为 0。若国外机构直接或间接持股比例超过银行总股本的 50%，FOR 取值为 1，否则为 0。但某些银行并非由政府或其所属机构直接控股，而是间接控股，这种情形的计算方式如下：若政府机构 A 持有公司 B 比例为 X 的股份，同时公司 B 持有银行 C 比例为 Y 的股份，则判断政府机构 A 持有银行 C 比例为 $X*Y$ 的股份。类似情况下 FOR 变量的判断与 PUB 相同。

3. 控制变量

（1）银行个体层面控制变量

参考过往对银行风险承担的研究文献，本文主要考虑资本结构、银行规模等因素。因此，设定资本资产比率(EquityRatio)、股本的对数值(lnEquity)、收益的对数值(lnEarnings)三个控制变量。资本资产比率控制了银行由杠杆比率不同而引起的资本结构差异。加入股本的对数值和收益的对数值可以控制银行资本规模和盈利结构的不同带来的影响。由于三个度量风险承担的变量中均排除了资产规模的影响，所以这里不需要再考虑资产规模。

（2）宏观层面控制变量

为了控制经济周期、通货膨胀等宏观因素的影响，本文选取人均实际 GDP 增长率(GDPGrowth)、通货膨胀率(Inflation)和存款利率(InterestRate)等变量，控制因国家经济周期和国情不同引起的地区异质性造成的影响。本文同时引入如下控制变量：

度量行业竞争程度的赫芬达尔—赫希曼指数（HHI）：行业集中度的综合指数，计算为行业中各市场竞争主体所占行业总资产百分比的平方和。

资本约束变量(MinCAR)：各个国家规定的最低资本充足率要求。大部分国家遵守巴塞尔协议的规定，还有部分国家执行自己设定的最低资本约束。最低资本充足率普遍在 8%、10%或 12%之间，少部分国家在研究窗口期内存在最低资本充足率的变化。

存款保险虚拟变量（DI）：存款保险制度的支持者认为存款保险制度在避免储户利益遭受严重损失、提高公众对银行体系的信心和维护金融稳定方面起着重要作用。而 Boot & Greenbaum (1993)认为存款保险制度在保护储户利益的同时，不可避免地诱使银行管理者从事过度风险的投资活动，从而引发道德风险。因此，为了排除存款保险制度可能带来的影响，设定存款保险虚拟变量，当一国存在明确的存款保险制度时取值为 1，否则为 0。

文中用到所有变量的描述及计算所需的数据来源列在表 1 中。

表 1 变量描述及数据来源

变量名称	变量描述	数据来源
风险承担变量		
Zscore	(资产回报率+资本资产比率)/资产回报率标准差	BvD Bankscope
EarningV	收益波动性, 收益的标准差与总资产的比值	BvD Bankscope
EquityV	股本波动性, 总股本的标准差与总资产的比值	BvD Bankscope
股权结构变量		
PUB	若政府持股超过 50%取值为 1, 否则为 0	以 BvD Bankscope 为主各银行官网及网络信息
FOR	若国外机构持股超过 50%取值为 1, 否则为 0	
银行个体层面控制变量		
EquityRatio	总股本与总资产的比值	BvD Bankscope
lnEquity	总股本的对数值, 股本的单位为百万美元	BvD Bankscope
lnEarnings	总收益的对数值, 收益的单位为百万美元	BvD Bankscope
宏观层面控制变量		
GDPGrowth	人均实际 GDP 增长率 (%)	BvD-EIU CountryData
Inflation	通货膨胀率 (%)	BvD-EIU CountryData
InterestRate	货币市场的存款利率 (%)	BvD-EIU CountryData
HHI	赫芬达尔-赫希曼指数	BvD Bankscope
MinCAR	各国要求的最低资本充足率 (%)	世界银行公开数据库
DI	若该国存在存款保险制度取值为 1, 否则为 0	世界银行公开数据库

(二) 数据整理和样本

本文的研究对象是 2005-2012 年共八年期间的全球商业银行。如表 1 所示, 本文的数据主要通过三个渠道获得: BvD 公司数据库 (Bankscope 和 BvD-EIU CountryData); 世界银行公开数据库; 通过维基百科、新闻公告以及各银行官方网站等手工搜集整理的信息。Bankscope 提供了全球 12,800 多家主要银行及世界重要金融机构组织的经营与信用分析数据, 每家银行报告中包含最长达 16 年的财务数据, 可以充分满足本文研究的需要, 且 2005 年之后的大样本数据较为全面, 综合考虑金融危机的影响时期, 选定 2005 年至 2012 年八年的数据为初始样本, 删除中央银行、券商、投资银行、多边政府银行、非银行类信贷机构、专业政府金融机构等非商业银行类金融机构, 并处理重复样本。部分银行在数据库中出现次数多于一次, 比如在同一国家中, 有的母公司财务报表合并了旗下所有的子公司, 因此为了避免数据的重复且保证不丢失信息, 在处理这一类样本时选择保留母公司的财务数据。又如银

行若发生整改，或两家银行发生兼并收购事件，Bankscope 会报告事件发生前和发生后的两份财务报表数据，因此需要删除窗口期内发生过重大结构变化的样本，若变动并不大，则合并同一家银行的多期样本。

关于各国银行样本的选取，本文参考 Micco et al. (2007), Forssbaeck (2011) 以及 Laeven & Levine (2009) 等文献在研究银行股权结构与银行绩效表现时的数据处理方法，制定如下的数据筛选标准：每个国家按照资产规模排序保留前二十家银行，若该国银行总数量不足二十家，则全部保留；若该国前二十家银行的总资产不足以覆盖该国银行业总资产的 75%，则将样本扩展到可以覆盖该国银行业总资产的 75% 为止。这样得到的银行样本既可以涵盖该国银行业的代表性数据，也可以避免因银行规模过小造成的财务数据缺失，确保了银行股权数据的可获得性。同时，为了进行面板数据分析，参考 Micco et al. (2007) 在研究政府控股对银行绩效表现影响时的数据收集方法，以 Bankscope 提供的近期数据为基础，通过搜索维基百科、各家银行的官方网站以及新闻公告等方式逐家搜索银行股权的历史信息，与 Bankscope 的数据进行核对并补充完整缺失的数据，这样确保了数据的准确性和完整性。经过上述处理后将得到的银行个体数据与 BvD-EIU CountryData 和世界银行公开数据库的数据合并，得到本文所用的数据，最终样本涵盖了共 3461 家银行。

（三）数据描述

表 2 列出了各类别样本的观测个数、所占比例和风险承担变量的中位数等描述性数据，分别按国家发展程度和年份两种方式分类列出。首先从国家类别来看可以发现明显的差异，发达国家私人持有银行的 Zscore 最高，即私人持有银行的稳定性高于其它两种类别的银行。然而发展中国家稳定性最高的则是政府控股银行。从收益波动性（EarningVo）和股本波动性（EquityVo）来看，两类国家波动性最高的银行类别都为国外控股的银行。另外，比较政府控股银行和私人持有银行则发现，发展中国家政府控股银行的收益波动性和股本波动性均小于私人持有银行，说明政府控股银行的风险低于私人持有银行。而发达国家政府控股银行和私人持有银行没有差异，从数值上看两者相等。从这一结果初步看出发达国家和发展中国家政府控股银行与其他类别银行相比风险承担水平有较大的差异。

从年份分类看，政府控股银行在金融危机前 Zscore 值在三类银行中相对较低，但是金融危机爆发后，政府控股银行的 Zscore 逐渐上升到三类银行中的最高值。当整个金融系统遭受冲击时，政府控股银行的破产概率最低，稳定性显著高于其他类别的银行。由此可见，危机期间，人们相信政府对自身控股银行的隐性担保，而政府也确实会通过控股银行向银行系统注资，增加经济体的流动性。但政府控股银行在日常经营活动中并不追求高收益的投资

项目，而多是投资于基础设施建设和本身金融系统并不完善的经济欠发达地区，因此危机期间受到的冲击也较小。但这只是粗略的结果，还未区分发达国家和发展中国家，有待后文详尽的分析。

表 2 样本量和风险承担变量的数据描述

	股权类型	观测个数	比例(%)	Zscore 中位数	EarningVo 中位数	EquityVo 中位数
根据国家类别分类						
发达国家	私人持有	8273	71.62	2.05	0.004	0.022
	政府控股	397	3.54	1.17	0.004	0.022
	国外控股	2845	24.84	1.85	0.005	0.034
发展中国家	私人持有	8073	50.52	1.73	0.010	0.068
	政府控股	1628	10.11	2.18	0.007	0.046
	国外控股	6252	39.37	1.63	0.011	0.072
根据年份分类						
2005	私人持有	2051	59.81	2.33	0.011	0.068
	政府控股	252	7.35	1.92	0.012	0.072
	国外控股	1126	32.84	2.09	0.015	0.109
2006	私人持有	2053	59.84	2.27	0.009	0.058
	政府控股	254	7.40	2.24	0.010	0.058
	国外控股	1124	32.76	1.96	0.013	0.085
2007	私人持有	2046	59.68	2.18	0.007	0.046
	政府控股	254	7.41	2.37	0.008	0.051
	国外控股	1128	32.91	2.06	0.010	0.063
2008	私人持有	2044	59.59	1.67	0.007	0.045
	政府控股	253	7.38	2.17	0.007	0.048
	国外控股	1133	33.03	1.73	0.010	0.060
2009	私人持有	2038	59.45	1.58	0.007	0.060
	政府控股	253	7.38	1.85	0.007	0.039
	国外控股	1137	33.17	1.40	0.009	0.058
2010	私人持有	2030	59.24	1.80	0.006	0.039
	政府控股	253	7.38	2.05	0.006	0.035
	国外控股	1144	33.38	1.50	0.008	0.055
2011	私人持有	2056	59.40	1.86	0.005	0.035
	政府控股	254	7.34	2.02	0.005	0.031
	国外控股	1151	33.26	1.52	0.007	0.051
2012	私人持有	2022	58.95	1.86	0.004	0.030
	政府控股	255	7.43	2.14	0.005	0.029
	国外控股	1153	33.62	1.58	0.007	0.047

三、实证分析结果

(一) 政府控股对商业银行风险承担的总体影响

首先,我们分别探究发展中国家和发达国家中,政府控股对商业银行风险承担水平的总体影响。模型设定如下:

$$RISK_{i,j,t} = \beta_0 + \beta_1 PUB_{i,j,t} + \beta_2 FOR_{i,j,t} + \gamma X_{i,j,t} + \eta Y_{j,t} + \varepsilon_{i,j,t} \quad (1)$$

其中 $RISK_{i,j,t}$ 为风险承担水平变量,表示 j 国家的银行 i 在第 t 年的风险承担水平。 $PUB_{i,j,t}$ 和 $FOR_{i,j,t}$ 分别为 j 国家的银行 i 在第 t 年是否为政府控股和国外控股。 $X_{i,j,t}$ 表示银行个体层面控制变量的向量,包括银行的股本比率、总股本、总收益等指标, $Y_{j,t}$ 为宏观层面控制变量的向量,包括国家宏观经济指标、资本约束、存款保险制度等变量。

由于本文采用的数据是面板数据,在进行回归分析之前需检验应该采用固定效应模型抑或随机效应模型。本文通过 Hausman 检验的结果判断,发展中国家和发达国家的数据均应采用固定效应模型。为了防止数据的异常值影响分析结果,本文对变量进行了 1%缩尾处理,进入回归分析的有效样本包含 3047 家银行。

对发展中国家和发达国家样本分别进行回归的结果列于表 3。对于发展中国家而言,当 $Zscore$ 作为被解释变量时 PUB 的系数为正,且在 1%水平下显著,表明发展中国家政府控股银行的破产概率显著低于其他类别银行,即破产风险较低,稳定性较高。同时,收益波动性和股本波动性的系数均显著为负,即政府控股银行的收益波动性和股本波动性均低于其他类别银行,即收益波动风险也较低。由此可见,发展中国家政府控股银行的风险承担水平在各种测度方式下都显著低于其它类别的银行,体现了发展中国家政府控股银行在一般情形下具有正面的影响。

对于发达国家而言,政府控股对商业银行的风险承担水平的影响与发展中国家不同,当 $Zscore$ 作为被解释变量时 PUB 的系数显著为负,说明政府控股银行的破产概率较其他类别银行更高,破产风险较高,稳定性较低。但从收益波动性和股本波动性的结果来看, PUB 的系数均显著为负,说明发达国家政府控股同样会降低商业银行的收益和股本的波动性,收益波动风险较低,但是降低的程度远远低于发展中国家的情形(PUB 的系数的绝对值更小)。

综合来看,发展中国家和发达国家政府控股均会降低银行的收益和股本波动,但是发达国家政府控股的影响程度远远低于发展中国家。然而,对于破产风险的影响两者表现截然不同,发展中国家政府控股银行的破产风险较低,而发达国家与之相反,政府控股会提高商业银行的破产风险。

Micco et al. (2007)的研究指出,发展中国家政府控股会降低商业银行绩效水平。在本文

的数据整理过程中也发现,发展中国家中资产规模较大的银行普遍为政府控股银行,且其中多为政策性银行,在国家经济发展和基础设施建设中发挥着重要的作用。而发达国家政府控股银行的规模普遍较小,加上市场化程度较高,政府控股反而会导致商业银行运营的低效率而提高了银行的破产风险,降低了稳定性。

已有研究表明,发展中国家政府控股的银行会偏向于将资金投到低风险的基础设施建设,或其它有政府做隐性担保的政策性项目,虽然此类项目投资期限较长,资金回笼较慢,但其较长的周期也降低了商业银行的风险波动性,导致风险承担水平低于其他类别银行。而在发达国家中,由于意识形态和自由主义思想的影响,各国奉行市场化原则和政府不干预政策,普遍认同国家的“小政府”模式,使得政府难以大规模控股商业银行,政府控股便容易导致银行绩效的降低和破产风险的上升,由此形成了发达国家和发展中国家政府控股给商业银行风险承担水平带来不同的影响。

表3 发展中国家和发达国家总体回归结果

变量	Zscore		EarningVo		EquityVo	
	发展中国家	发达国家	发展中国家	发达国家	发展中国家	发达国家
PUB	1.669*** (0.353)	-1.523*** (0.327)	-0.325*** (0.004)	-0.0278*** (0.002)	-5.652*** (0.373)	-0.563*** (0.127)
FOR	-0.151 (0.155)	-0.088 (0.138)	-0.016 (0.010)	0.002 (0.001)	-0.580 (0.719)	0.152*** (0.053)
MinCAR	1.266** (0.525)	-13.440 (9.655)	-0.013 (0.017)	0.209 (0.212)	-0.294 (0.871)	-10.66*** (3.639)
GDPGrowth	0.015*** (0.002)	0.005 (0.006)	0.000 (0.000)	-0.000* (0.000)	0.000 (0.004)	-0.005** (0.002)
Inflation	0.003 (0.003)	-0.022* (0.013)	-0.000** (0.000)	0.000* (0.000)	0.001 (0.005)	0.013** (0.006)
DI	-0.054 (0.137)	-0.672 (0.545)	0.004** (0.002)	0.003*** (0.001)	-0.142 (0.332)	-0.032 (0.167)
InterestRate	0.025*** (0.005)	0.035 (0.024)	0.000 (0.000)	-0.0005*** (0.000)	-0.002 (0.010)	-0.018*** (0.007)
EquityRatio	-0.063 (0.334)	0.025 (0.028)	-0.0278*** (0.007)	-0.000*** (0.000)	-0.838*** (0.288)	-0.002** (0.001)
HHI	0.558* (0.315)	0.929** (0.372)	-0.003 (0.008)	0.000 (0.004)	1.706 (1.223)	-0.033 (0.228)
lnEquity	-0.628*** (0.033)	-1.122*** (0.174)	-0.022*** (0.001)	-0.011*** (0.001)	-0.522*** (0.102)	-0.434*** (0.101)
lnEarnings	0.691*** (0.022)	0.767*** (0.031)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.072** (0.034)	-0.001 (0.013)
Constant	2.464*** (0.364)	12.42*** (2.802)	0.345*** (0.019)	0.143*** (0.025)	8.605*** (1.590)	6.886*** (1.564)

观测值个数	9,552	7,908	9,510	7,899	9,509	7,899
R ²	0.466	0.16	0.351	0.288	0.091	0.134
银行数量	1,722	1,325	1,721	1,325	1,721	1,325

注：括号内数值为稳健标准误。***, **, *分别表示在 1%, 5%, 10%水平下显著。

（二）金融危机前后政府控股的影响

当一国经济遭受金融危机冲击时，可能存在政府为实现政治目的而干扰银行业的资源配置，扭曲了银行业的正常经营，从而降低银行业的效率，影响银行的风险承担，但是发达国家和发展中国家的情形可能不一样。为了反映金融危机前后政府控股对银行风险承担水平的影响，在原模型基础上加入金融危机虚拟变量（*Crisis*），若观察样本在 2008 年之后则 *Crisis* 取值为 1，其余年份为 0。修改后的模型如下：

$$RISK_{i,j,t} = \beta_0 + \beta_1 PUB_{i,j,t} + \beta_2 FOR_{i,j,t} + Crisis_t (\mu + \lambda PUB_{i,j,t}) + \gamma X_{i,j,t} + \eta Y_{j,t} + \varepsilon_{i,j,t} \quad (2)$$

这一部分用到的数据与上一部分相同，各变量的定义也与方程（1）相同。方程（2）中系数 λ 反映政府控股的银行在金融危机前后是否有不同的风险承担水平。加入了金融危机虚拟变量后的回归结果如表 4 所示，首先可以看到此时主要变量 *PUB* 的系数符号和显著性与方程（1）的结果完全一致，我们在这里重点关注系数 λ 的符号和显著性。

从表 4 中 *Zscore* 作为被解释变量的回归结果可以看出，两类国家中政府控股的商业银行在金融危机前后并未表现出显著不同的破产风险（交叉项 *Crisis*×*PUB* 的系数 λ 统计上均不显著），但同时可以看到，发展中国家商业银行在金融危机之后破产风险显著提高（*Crisis* 的系数显著为负），受冲击较明显；而发达国家在金融危机前后并未表现出明显的区别（*Crisis* 的系数不显著）。

接下来分析另外两项风险度量指标的回归结果。首先讨论发展中国家，政府控股对银行的收益波动性和股本波动性的影响仍然显著为负，并且交叉项 *Crisis*×*PUB* 的回归系数在 1% 水平上显著为正，说明政府控股银行在金融危机之后收益和股本的波动性明显高于其他类别银行，结合上一部分的结果可以得出，虽然发展中国家政府控股银行在总体上风险承担水平低于其他类别银行，但在金融危机期间，其收益和股本波动性水平较其他类别银行会偏高，充分体现了发展中国家政府在金融危机期间对商业银行的控股表现出“掠夺之手”的效应。

然后分析发达国家，*PUB* 的系数依然显著为负，交叉项 *Crisis*×*PUB* 的回归系数为负，当收益波动性作为被解释变量时 *Crisis*×*PUB* 的系数在 5%水平上显著，而当股本波动性作为被解释变量时 *Crisis*×*PUB* 的系数不显著。说明金融危机之后政府控股银行的收益波动性较其他类别银行更低。这主要是由于在危机期间，发达国家商业银行仍然按照市场规律配置资

金，政府控股银行不会因为政府的特定目的干扰其市场经营原则，甚至表现出“扶助之手”的作用，通常在危机期间银行对于贷款的投放会更加谨慎，以减少风险暴露水平。另外，发达国家政府控股的银行一般规模较小，其特定的经营地域和贷款投放行业使其在面对金融危机冲击时收益波动会相对较小。另外，从股本波动性看不出政府控股银行在金融危机前后表现有明显差异。

正如前文提到，发展中国家比较大型的政府控股银行多为政策性银行，危机期间可能会出于政府的特定政策目的发放贷款。因此，由于自身的性质，发展中国家政府控股的商业银行不能够以自身的利益为标准行事，而是要承担危机期间稳定社会环境和刺激经济发展的责任，从其收益和股本波动性的上升可以看出。相反，发达国家大多奉行“政府不干预”政策，例如，即使在 2007 年次贷危机爆发初期，金融系统先后发出了一系列危机预警的信号，汇丰银行为次级房贷计提准备、花旗银行发出预警信号、美国次级贷款风险逐渐浮出水面，发达国家的政府也并没有对这些信号做出及时的反应，除了美联储在 2006 年底停止加息外，各国政府均没有采取任何针对可能发生风险的防范措施。危机爆发后，各国多以存款担保的形式介入市场，并向金融系统直接注入流动性，反而起到了“扶助之手”的作用。几次政府直接国有化金融机构的举措虽然受到了舆论的广泛关注，也并不是对整个银行系统的风险承担水平产生较大的影响。由此可见，发展中国家和发达国家由于金融系统结构 and 市场体系的差异，在应对金融危机时会采取不同的应对方式，从而导致政府控股银行的风险承担行为在危机前后的表现不尽相同。

表 4 金融危机前后政府控股的影响回归结果

变量	Zscore		EarningVo		EquityVo	
	发展中国家	发达国家	发展中国家	发达国家	发展中国家	发达国家
PUB	1.886*** (0.433)	-1.602*** (0.400)	-0.325*** (0.004)	-0.026*** (0.002)	-5.684*** (0.374)	-0.606*** (0.175)
FOR	-0.072 (0.162)	-0.063 (0.140)	-0.017* (0.0101)	0.001 (0.001)	-0.557 (0.722)	0.126** (0.053)
Crisis	-0.243*** (0.028)	-0.068 (0.104)	0.003*** (0.001)	0.002*** (0.001)	-0.009 (0.059)	0.082* (0.045)
Crisis×PUB	0.059 (0.062)	0.171 (0.135)	0.006*** (0.001)	-0.003** (0.001)	0.303*** (0.061)	-0.069 (0.064)
MinCAR	0.796** (0.369)	-13.92 (9.739)	-0.008 (0.015)	0.254 (0.188)	-0.292 (0.870)	-8.643*** (2.914)
GDPGrowth	0.006*** (0.002)	0.001 (0.005)	0.000** (0.000)	0.000* (0.000)	0.001 (0.004)	0.000 (0.002)
Inflation	0.008*** (0.003)	-0.016 (0.013)	-0.000*** (0.000)	-0.000 (0.000)	0.001 (0.004)	0.006 (0.005)

DI	0.0722 (0.136)	-0.636 (0.560)	0.002 (0.001)	0.002** (0.001)	-0.161 (0.340)	-0.074 (0.162)
InterestRate	0.015*** (0.005)	0.027 (0.026)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.002 (0.010)	-0.008 (0.006)
EquityRatio	0.079 (0.319)	0.025 (0.028)	-0.029*** (0.008)	-0.000*** (0.000)	-0.851*** (0.303)	-0.002** (0.001)
HHI	0.240 (0.313)	0.820** (0.407)	0.002 (0.007)	0.004 (0.004)	1.805 (1.211)	0.115 (0.197)
lnEquity	-0.486*** (0.037)	-1.087*** (0.196)	-0.024*** (0.002)	-0.013*** (0.002)	-0.538*** (0.125)	-0.477*** (0.121)
lnEarnings	0.676*** (0.022)	0.761*** (0.037)	-0.001** (0.000)	-0.000* (0.000)	-0.070** (0.032)	0.007 (0.012)
Constant	1.028** (0.406)	12.10*** (2.917)	0.364*** (0.023)	0.151*** (0.025)	8.753*** (1.842)	7.150*** (1.671)
观测值个数	9,552	7,908	9,510	7,899	9,509	7,899
R ²	0.477	0.160	0.357	0.296	0.093	0.138
银行数量	1,722	1,325	1,721	1,325	1,721	1,325

注：括号内数值为稳健标准误。***, **, *分别表示在 1%, 5%, 10%水平下显著。

四、总结及政策含义

本文选取了 2005-2012 年 174 个国家 3047 家银行的非平衡面板数据，分别研究了发达国家和发展中国家政府控股对商业银行风险承担水平的影响，并且考虑金融危机前后政府控股对银行风险承担水平的影响是否存在明显差异，得到以下结论。

在发展中国家，政府控股商业银行的风险承担水平显著低于其他类别银行，表现为破产风险较低，即稳定性较强，并且收益和股本波动性较低，即收益波动风险也较低，因此政府控股具有正面作用，即具有“扶助之手”的作用。在发达国家，政府控股虽然同样会降低银行的收益和股本的波动性，即收益波动风险降低，但并不会降低银行的破产风险，相反，政府控股导致商业银行经营的低效率会提高商业银行的破产风险。从原始数据中分析可看出，发展中国家政府控股的银行资产规模较大，政府在其其中的影响作用比较大。而发达国家政府控股银行本身所占的样本量偏小，政府控股银行也多为小规模的地方性银行，因此政府控股银行的运营效率较低，导致破产风险较大。这一结果说明发达国家政府控股商业银行表现为负面作用。

在考虑金融危机的影响后，发展中国家的研究结果显示，政府控股银行在危机之后的收益和股本波动性高于其他类别的商业银行，而发达国家政府控股的影响不十分明显，甚至政府控股银行的收益波动性较其他类别银行更低。危机爆发后，发达国家政府多以直接通过财

政部门向市场注入流动性和为不良资产提供担保等手段为主要的救市方式,而不会直接或间接干预银行的市场经营原则。而发展中国家则可以借助政府在其控股的商业银行中的影响力,间接影响银行的贷款投向和贷款总量以刺激经济,导致其收益和股本波动性的上升。这虽然影响了金融危机期间政府控股银行的自身利益,但为经济体在危机后的快速恢复提供了条件。这些结果充分体现了发展中国家政府控股商业银行在经济平稳时期的“扶持之手”和在金融危机期间的“掠夺之手”作用。

学术界一直持有政府控股商业银行会降低银行绩效和经济体的资源配置效率的观点,但由本文的结论可以看出,虽然发展中国家政府控股会降低商业银行的绩效表现,但同时可以提升商业银行的稳定性,降低商业银行的风险承担水平。根据本文的研究结论我们针对发展中国家提出如下政策建议:在发展中国家金融系统还未完全走向市场化的现实背景下,政府控股大型商业银行对稳定金融系统能够起到积极的作用,具有必要性,但是在金融危机爆发的特殊时期,政府需要兼顾稳定经济大局和银行系统的稳定,尽量避免为了平抑宏观经济的波动而牺牲银行的利益,需要加强银行自身的市场化运营机制。对于发达国家,我们提出政策建议如下:由于发达国家金融系统市场化程度高,商业银行能够根据市场规律合理的调节风险承担水平,政府应避免控股商业银行,避免干预银行的市场化行为;在金融危机期间,政府需要做的只是把控金融系统的全局稳定性,避免产生系统性风险传染。

参考文献

- [1] 陈其安, 黄悦悦. 政府监管、市场约束对商业银行风险承担行为的影响[J]. 金融论坛, 2011 (10): 56-61
- [2] 何蛟, 傅强, 潘璐. 股权结构对中国商业银行效率的影响[J]. 金融论坛, 2010 (7): 33-38
- [3] 谭兴民, 宋增基, 杨天赋. 中国上市银行股权结构与经营绩效的实证分析[J]. 金融研究, 2011(11): 144-154
- [4] 袁鲲鹏, 饶素凡. 银行资本、风险承担与杠杆率约束--基于中国上市银行的实证研究(2003-2012 年)[J]. 国际金融研究, 2014 (8): 52-60
- [5] 周开国, 李琳. 中国商业银行收入结构多元化对银行风险的影响[J]. 国际金融研究, 2011(5): 57-66
- [6] Angkinand, A., Wihlborg, C. Deposit insurance coverage, ownership, and banks' risk-taking in emerging markets[J]. Journal of International Money and Finance, 2010, 29(2): 252-274
- [7] Boot, A.W.A., Greenbaum, S.I., Thakor, A.V. Reputation and discretion in financial contracting[J]. The American Economic Review, 1993, 83(5): 1165-1183
- [8] Boubakri, N., Cosset, J., Saffar, W. The role of state and foreign owners in corporate risk-taking: Evidence from privatization[J]. Journal of Financial Economics, 2013, 108(3): 641-658
- [9] Carvalho, D. The real effect of government-owned banks: Evidence from an emerging market[J]. Journal of Finance, 2014, 69(2): 577-609
- [10] Coleman, N., Feler, L. Bank ownership, lending, and local economic performance during the 2008-2009 financial crisis[J]. Journal of Monetary Economics, 2015, 71(4): 50-66
- [11] Dinc, I.S. Politicians and banks: Political influences on government-owned banks in emerging markets[J]. Journal of Financial Economics, 2005, 77(2): 453-479
- [12] Forssbaeck, J. Ownership structure, market discipline, and banks' risk-taking incentives under deposit insurance[J]. Journal of Banking and Finance, 2011, 35(10): 2666-2678
- [13] Garcia-Kuhnert, Y., Marchica, M.T., Mura, R. Shareholder diversification and bank risk-taking[J]. Journal of Financial Intermediation, 2015, 24(4): 602-635
- [14] Gonzalez, F. Bank regulation and risk-taking incentives: An international comparison of bank risk[J]. Journal of Banking and Finance, 2005, 29(5): 1153-1184
- [15] Houston, F., Lin, C., Lin, P., Ma, Y. Creditor rights, information sharing, and bank risk taking [J]. Journal of Financial Economics, 2010, 96(3): 485-512
- [16] Iannotta, G., Nocera, G., Sironi, A. The impact of government ownership on bank risk[J]. Journal of

Financial Intermediation, 2013, 22(2): 152-176

[17]Kim, D., Santomero, A.M. Risk in banking and capital regulation[J]. The Journal of Finance, 1988, 43(5): 1219-1233

[18]Kostovetsky, L. Political capital and moral hazard[J]. Journal of Financial Economics, 2015, 116(1): 144-159

[19]La Porta, R., Lopez-De-Silanes, F., Shleifer, A. Government ownership of banks[J]. The Journal of Finance, 2002, 57(1): 265-301

[20]Laeven, L., Levine, R. Bank governance, regulation and risk taking[J]. Journal of Financial Economics, 2009, 93(2): 259-275

[21]Micco, A., Panizza, U., Yanez, M. Bank ownership and performance. Does politics matter?[J]. Journal of Banking and Finance, 2007, 31(1): 219-241

[22]Mirzaei, A., Moore, T., Liu, G. Does market structure matter on banks' profitability and stability? Emerging vs. advanced economies[J]. Journal of Banking and Finance, 2013, 37(8): 2920-2937

[23]Mohsni, S., Otchere, I. Risk taking behavior of privatized banks[J]. Journal of Corporate Finance, 2014, 29(12): 122-142

[24]Sapienza, P. The effects of government ownership on bank lending[J]. Journal of Financial Economics, 2004, 72(2): 357-384

[25]Vazquez, F., Federico, P. Bank funding structures and risk: Evidence from the global financial crisis[J]. Journal of Banking and Finance, 2015, 61(12): 1-14.

The Effect of Government Ownership on Bank Risk Taking: Evidence from Global Banking Industry

Zhou Kaiguo, Deng Yue

Abstract: Using the unbalanced data of 3047 commercial banks from 174 countries during 2005-2012, we explore the effect of government ownership on bank risk taking from the global perspective, differentiating developed countries and developing countries, and also considering the effect of financial crisis. The following results are discovered. In developing countries, the government ownership decreases the risk taking level and enhances the stability of the banks. But the earnings and equity volatility of government owned banks would increase after financial crisis. However, in developed countries, the government ownership would increase the bankruptcy risk of banks, although it would decrease the earnings and equity volatility. In addition, the effect of government ownership on bank risk taking does not change significantly around financial crisis. The results imply that there exists big discrepancy between developing and developed countries in terms of impact of government ownership on bank risk taking. Based on the results, we propose the following suggestions. In developing countries, it is necessary for the government to control commercial banks, but it is also indispensable to balance on the stability of macro economy and banking system during financial crisis. In developed countries, it is the best practice to avoid controlling commercial banks and intervening the market behavior of banks.

Keywords: Government Ownership; Commercial Bank; Risk Taking; Financial Crisis

微型金融的边界

——以中和农信小额信贷为例¹

罗煜² 李焰³

【摘要】本文以中和农信的小额信贷为研究对象，根据对中和农信总部高管和分支机构的访谈、调研获得的第一手资料，以及丰富的年报、月报等资料，对中和农信的商业模式和财务数据展开细致的研究，试图回答微型金融的边界问题。微型金融在客户定位、贷款额度、信贷产品、风控方式等方面与传统金融有本质性区别，这构成了微型金融的上边界。微型金融需要在社会使命目标下确定能够实现财务自足的贷款利率，这是它区别于公益慈善的下边界。我们通过 Rosenberg 模型和成本加成定价法计算出中和农信在维持一个较低的 1% 利润率目标时应收取的利率与中和农信实际贷款利率 20.64% 非常接近，说明中和农信基本处于财务自足状态。

【关键词】微型金融 小额信贷 Rosenberg 模型 中和农信

一、引言

十八届三中全会后，发展“普惠金融”作为中国全面深化改革的重要目标，日渐成为学术研究和社会关注的热点。普惠金融是指“立足机会平等要求和商业可持续原则，通过加大政策引导扶持、加强金融体系建设、健全金融基础设施，以可负担的成本为有金融服务需求的社会各阶层和群体提供适当的、有效的金融服务”（中国政府网，2015）。普惠金融概念由联合国在 2005 年正式提出。它是一个宽覆盖、深内涵、包容性的金融服务体系，不仅包括传统金融机构和金融服务，更强调包括 20 世纪 70 年代后兴起的、作为传统金融补充的微型金融。就国际经验来看，以小额信贷发轫、并以之为主体的微型金融被视为实现金融普惠的必要途径。目前普惠金融从理论到实践已逐渐成为一套涉及金融结构调整和金融体制变革等重大问题的发展战略和操作理念（焦瑾璞，2015）。

¹ 本文系中国人民大学国际货币研究所工作论文，编号 NO.1613

² 罗煜，中国人民大学国际货币研究所研究员、中国人民大学财政金融学院讲师

³ 李焰，经济学博士，中国人民大学商学院教授、中国人民大学小微金融研究中心主任

在倡导发展普惠金融的热潮下，国内传统和新兴金融机构纷纷以微型金融（或小微金融、小额信贷等）的名义开展服务，但其中很大一部分并不符合国际上对微型金融的通行理解，这主要体现在服务对象、贷款额度和经营原则等方面（罗煜等，2014）。例如，我国商业银行把对中小企业的贷款也称作“小微贷款”，其额度与国际上微型金融标准相差甚大（樊志刚，2014）；大量商业银行和小额贷款公司依然沿用传统信贷模式开展小额贷款；国内近九千家小贷公司只有极少数追求微型金融的社会使命。中国微型金融概念的混淆使用，固然与我国金融结构的特殊性有关，但微型金融概念的“移花接木”使得本来为低收入人群服务的真正的微型金融被边缘化，社会关注、政策支持、资金流向等都更多的向不那么纯正的“微型金融”倾斜。这造成符合国际标准的微型金融在国内发展面临不少难题，一些研究主题也没有得到很好的重视，其中一个重要的问题是：微型金融与其他金融服务提供方式的界限在哪？

为什么认清微型金融的边界是重要的？因为它有助于澄清一系列问题：微型金融与传统金融有没有本质性区别？⁴ 微型金融与慈善式金融扶贫又有什么区别？是不是有些金融需求，传统金融机构不能够或者不愿意提供，必须依靠其他的机构来提供？而有些金融需求，无论什么样的机构，在商业可持续的原则下都难以提供？如果微型金融与传统金融在客户定位、信贷产品设计、风险控制方法、社会使命等方面有显著区别，则微型金融就有一个上边界。实际上，微型金融就是弥补传统金融的空缺而存在的。而金融服务无法回避成本问题。在技术条件一定的情况下，金融的普惠程度越高，成本越高。如果不是慈善赠予或持续接受补贴，那么必然存在一个底线边界，在这个边界上，微型金融能够自我可持续生存。微型金融必须在商业可持续性和社会使命之间寻找一个平衡点。其中一个核心的工作就是在既定社会使命目标的前提下（寻求一个较低的利润率水平），确定能够实现财务自足的贷款利率。这就构成了微型金融与公益慈善的边界，即微型金融的下边界。

先前的研究已经分别注意到了微型金融相对传统金融的创新特点，以及微型金融的社会使命和商业可持续性平衡的问题。但这些研究欠缺把微型金融放在整个金融体系和金融结构中考察其位置，没有明确讨论微型金融的边界问题，从而也不能为中国真正的微型金融“正名”。本文拟通过案例研究寻找微型金融的上下边界。这将有助于明确国人对微型金融概念的认识，展示微型金融的生动实践，打消有关微型金融利率定价的顾虑和疑问，形成有利于促进微型金融发展的针对性的政策。

⁴ 这里“传统金融”是指主流的金融服务方式，如传统银行业，它们的服务对象通常是有资产可供抵押的中高端客户；以及近年兴起的为中小企业和低端个人客户提供贷款服务的银行和非银行金融机构，但它们多数依然沿用银行的传统信贷方式。

在中国众多专门从事小额信贷的机构中，中和农信项目管理有限公司（以下简称“中和农信”）是业务最接近国际上“微型金融”概念、发展较成功的一家，是研究中国微型金融发展的代表性案例。本文以中和农信的小额信贷为研究对象，根据对中和农信总部高管和分支机构的访谈、调研获得的第一手资料，以及丰富的年报、月报等资料，对中和农信的商业模式和财务数据展开细致的研究，试图回答微型金融的边界问题。

二、文献回顾

（一）微型金融的概念

国际上“微型金融”（Microfinance）一词有着相对明确的指向。微型金融是 20 世纪 70 年代之后在传统金融体系之外兴起的一种金融服务方式，其先驱者是孟加拉国的穆罕默德·尤努斯（Muhammad Yunus）及其为解决乡村贫困人群金融服务问题而设立的格莱珉银行。以格莱珉银行为代表的微型金融机构早期专注于给贫穷人群提供小额信贷，后来又包括吸收储蓄、提供保险等。从“小额信贷”到“微型金融”的转变体现了朝着提供更广泛普惠金融服务迈进的趋势（Armendáriz and Morduch, 2010; Banerjee, 2013）。

回顾我国微型金融的发展历程，上世纪 80 和 90 年代，我国的微型金融基本是引进国外非政府机构的小额信贷试点项目，和国际上小额信贷的理念原则一致。进入新世纪之后，政府对小额信贷扶持力度加大，一些小额信贷试点项目转型为小额信贷机构。当前，国内对微型金融的理解存在混乱，其中的一个重要背景是，受 2007 年全球金融危机影响，中国经济出现下行，中小企业融资难、融资贵问题日益突出，2008 年 5 月银监会和央行联合下发《关于小额贷款公司试点的指导意见》，希望通过发展小额贷款公司缓解该问题。此后盈利性小额贷款公司如雨后春笋般涌现，微型金融更多的和“中小企业贷款”联系在一起，而国际上“微型金融”显然是比通常所说的“中小企业”的融资规模更小的贷款。（Bauchet and Morduch, 2013; 贝琪兹 阿芒达利兹等，2013）于是从政策设计到金融实践，原本清晰的小额信贷概念变得混乱不堪（吴国宝，2013）。

本文的研究对象是国际上“微型金融”概念，它有两个基本的原则：一是以扶贫为社会使命，二是自身是商业上可持续的。

（二）微型金融与传统金融的边界

微型金融在传统金融止步的地方扩大了金融服务的范围。一项全球性的调查显示，微型金融的服务对象普遍是“最贫困”的人群（Daley-Harris, 2009）。由于缺乏可供抵押的资产，

这些人无法从传统金融机构获得贷款。微型金融的先驱者最初给他们提供规模很小的贷款。例如在孟加拉国贷款可能从 100 美元起步，期限一年（贝琪兹 阿芒达利兹等，2013）。

由于定位于特定的市场，小额贷款需要利用有别于传统信贷的产品设计、风险控制方法。联保贷款开启了微型金融的可能性。联保贷款的成功运作展示了非传统契约如何在传统银行业失灵的地方运转，至今仍被那些为较贫困的客户提供信贷服务的机构所亲睐（Cull, Demirgüç-Kunt and Morduch, 2009）。在联保贷款之外，还有其他有别于传统金融的产品、技术制度，如简便快捷的审批，贷款给妇女，创造贷款的动态激励，高频分期还款，灵活对待抵押品，公开化偿还，采用社会惩罚，同伴监督等等（Armendáriz and Morduch, 2010）。

有学者认为，在普惠金融的理念下，随着微型金融机构与大中型金融机构不断向对方的运作领域延伸，服务对象和手段开始交叉融合，各种服务机构的业务边界也开始变得模糊（杜晓山，2010；焦瑾璞，2015）。但也有学者坚持微型金融与追求利润最大化的商业性小额信贷的区别（吴国宝，2013）。微型金融的实践者也强调微型金融与传统金融的非重合性、互补性（刘冬文，2015a）。

（三）微型金融与公益慈善的边界

在微型金融兴起之初，它还是一种扶贫的手段，更像公益事业。但如今许多微型金融机构开始走上了商业化道路，引起了较大的争议（Rosenberg, 2008）。一些人认为微型金融应该保持较低的利率，因为贫困家庭无力承担高昂的融资成本，微型金融机构希望盈利的动力有时会让它们转向服务于较富裕的客户，这种转变被称为“使命漂移”（例如，Morduch, 2000；Armendáriz and Szafarz, 2011）。

然而，微型金融商业化的初衷是为了摆脱补贴和捐助实现可持续发展。高昂的交易成本是微型金融面对的一个主要挑战，因而高利率便成为商业化的策略（Cull et al., 2009）。很多国际研究成果支持微型金融机构收取较高贷款利率的做法，因为小额贷款的特点使其在客户考察和甄别、贷款发放和回收方面的成本较高，需要依靠利息收入来覆盖其高昂的融资、经营及贷款损失成本（Armendáriz and Morduch, 2010）。

微型金融机构需要在社会使命和商业可持续之间寻求平衡，因此很多研究关注最低可持续利率的设定。利率的主要构成要素有运营成本、资金成本、贷款损失准备和利润。Rosenberg, Gonzalez 和 Narain（2009）指出，运营成本构成了利率的主体部分；贷款损失准备对多数贷款公司来说占比不大，因此对利率的影响较小；微型金融机构的负债资金成本高于银行，推动了贷款利率上升。世界银行扶贫协商小组（CGAP）等机构对全球几百家小额信贷机构的调查显示，小额信贷机构要想实现财务可持续，其贷款利率平均需在 26% 左右（CGAP, 2003）。

三、研究方法

（一）案例选择

为了确保案例的代表性，本文确定案例的选择标准是：第一，所选机构必须从事与国际社会“微型金融”理念基本一致的业务；第二，所选机构在同类机构中须具有从业经验、业务规模、经营绩效方面处于领先地位；第三，所选机构的可得数据资料详实，特别是研究者可获得丰富的第一手材料。

根据上述标准，我们选择了中和农信作为研究对象。中和农信前身是 2000 年成立的中国扶贫基金会小额信贷项目部，于 2008 年转制成公司化运作，是一家专注于农村中低收入群体小额信贷的社会企业。中和农信旨在通过无需抵押、上门服务的小额信贷方式支持贫困地区中低收入家庭开展创收性活动，同时还提供多种形式的非金融服务，全面提升客户的综合能力，从而实现可持续脱贫致富。在管理上，中和农信作为全国性连锁经营的专业小额信贷机构，逐步建立了总部集中研发、统一监管，分支机构严格执行的集团化管理方式。在地方的分支机构完全实现本土化管理，每个乡镇设立信贷员，招聘当地员工（通常是农民）。中和农信的信贷产品包括小组联保的信用贷款以及在最近几年开展的个人信用贷款。在信贷产品之外，中和农信还提供免费保险服务、农业技术培训和信息技术培训。

中和农信通过多年的探索和努力，在农村金融领域发挥了重要作用，已成为国内最大的公益性小额信贷机构。十几年来，中和农信累计发放农户小额信贷 93.8 万笔，84.4 亿多元，超过 200 万贫困人口从中受益。公司化改制后，中和农信发展尤为迅速，总资产从 2009 年的 2.07 亿元增长到 2014 年的 22.4 亿元，增长了 9.8 倍；所有者权益从 2009 年的 0.99 亿元增长到 2014 年的 5.5 亿元，增长了 4.6 倍。截止 2014 年年末，中和农信的贷款余额达 19 亿元，有效客户数 23.8 万人（见表 1）。

表1 中和农信2009-2014年资产负债简表（万元）

	2009	2010	2011	2012	2013	2014
流动资产	20172	40267	77883	115075	145979	220927
非流动资产	612	1017	1624	1858	2353	3109
资产总计	20783	41284	79507	116933	148332	224037
流动负债	10859	24968	52531	86991	88023	106091
非流动负债	0	0	0	750	5690	60824
负债合计	10859	24968	52531	87741	93713	166915
所有者权益	9925	16316	26976	29192	54619	57122

数据来源：中和农信2009-2014年年报

中和农信实现了商业可持续和社会价值的兼顾。2008 年起，中和农信已经实现了累计

盈利,证明了给贫困农户发放贷款是一种可持续的商业模式,而不是简单的输血式扶贫。2014年,中和农信实现净利润 1943 万元,总资产收益率(ROA)为 1.04%,净资产收益率(ROE)为 3.48%。从贷款额度和用途来看,2014 年中和农信 100%采用了无抵押贷款的贷款方式,单笔贷款额度小于 1 万元的贷款占贷款总数的 69%,贷款直接用于种养殖业的占贷款总数的 63%。从服务的区域和对象来看,2014 年其贷款覆盖区域的 81%都是贫困县,农户占有有效客户数的 97%,81%的客户都没有向其他金融机构贷款,女性客户占比达到 93.57%。

中和农信在规模扩张时保持了良好的资产质量。从 2006 年之后,中和农信大于 30 天的风险贷款率(NPL)普遍稳定在 0.5%以下,2014 年这一指标为 0.27%。

表 2 中和农信 2009-2014 盈利能力指标与贷款质量指标

	2009	2010	2011	2012	2013	2014
总贷款收益率	--	--	20.07%	21.14%	20.93%	20.71%
净利息收益率	16.69%	15.88%	15.20%	15.47%	15.28%	16.45%
成本收入比率	65.49%	64.24%	52.70%	53.65%	57.90%	60.88%
债务权益比	109.41%	153.02%	200.95%	300.56%	171.58%	292.21%
总资产收益率	1.02%	2.78%	2.20%	1.62%	1.32%	1.04%
净资产收益率	2.22%	6.58%	6.20%	7.62%	4.16%	3.48%
PAR>1	0.05%	0.07%	0.76%	0.28%	0.84%	0.33%
NPL>30	0.05%	0.05%	0.61%	0.23%	0.80%	0.27%

数据来源:中和农信 2009-2014 年年报及各月度简报财务数据

注:1、PAR>1 代表大于 1 天不良贷款率,NPL>30 代表大于 30 天不良贷款率。这两项指标用以衡量中和农信发放贷款的质量。2、总贷款收益率、净利息收益率、成本收入比率、债务权益比、总资产收益率及净资产收益率综合反映中和农信的盈利能力,具体计算方法参见年报。

根据中国科学院农业政策研究中心和国际小额信贷评级机构沛丰评级对中和农信的第三方评估结果,在中和农信服务地区,大部分小额信贷户表示如果需要资金首选中和农信;中和农信的经营管理和社会绩效管理平均位于全球小额信贷机构前 20%。中和农信凭借其专业的小额信贷运营管理能力和出色的社会绩效表现,得到了政府的大力支持,例如享受正规金融机构方可享有的免除五万元以下支农贷款营业税和所得税的税收优惠政策;视同区域性金融机构,允许接入中国人民银行征信系统,并向系统分享到客户的征信记录;能够获得国家开发银行、中国农业银行等大型金融机构数以亿计的批发贷款;是备案制后第一家获批进行信贷资产证券化试点的小额信贷机构等。

(二) 资料来源

1、公开资料

本研究使用的有关中和农信的公开资料包括书籍、学术论文等出版物,新闻媒体对中和农信的报道,中和农信 2008 年以来各年的年报、月报,公司官方网站公布的信息。

2、总部访谈资料

作者所在的研究团队与中和农信有较为密切的合作关系。在近一年的时间内，研究团队对位于北京的中和农信总部进行了多次调研，也邀请中和农信负责人前往作者所在机构参与论坛，有针对性的采集了大量数据资料（见表 3）。在访谈前，研究团队提前沟通，提供访谈提纲，中和农信根据需求安排相关高级管理人员和业务骨干参与访谈，并提供相应的书面资料。一般每次至少 4 位研究团队成员参加访谈，分工负责提问和记录，中和农信则至少派出 2 位被访谈者。在总部的被访谈人员包括：中和农信总经理，副总经理，品牌总监，区域督导，品牌主管，品牌专员等。在案例写作过程中，作者与中和农信对接人员保持了随时的电话和邮件沟通。中和农信对接人员将作者所提具体问题转发相关部门，汇总回复后，向作者提供详实的解答和数据支持。⁵

表 3 案例研究者与中和农信总部的交流汇总

访谈时间	地点	访谈内容	被访谈者
2014 年 10 月	中和农信总部	探讨中和农信的小额信贷与国际微型金融概念的联系，中和农信的经营理念、原则	中和农信总经理
2014 年 11 月	作者所在机构	介绍中和农信小额信贷实践做法、特点、经验	中和农信总经理、副总经理、品牌总监等
2014 年 11 月	中和农信总部	陪同哈佛大学经济系微型金融研究专家调研中国的微型金融发展状况	中和农信品牌总监、品牌主管等
2015 年 3 月	中和农信总部	调研中和农信业务发展具体情况，商议合作案例开发和基层调研事宜	中和农信品牌主管，品牌专员
2015 年 5 月	作者所在机构	以中和农信为案例探讨普惠金融人才培养、发展之路	中和农信总经理
2015 年 5-8 月	电话、邮件	案例写作中具体问题的咨询讨论，数据需求	由中和农信品牌主管负责对接

3、基层调研资料

2015 年 4 月，案例研究团队一行 7 人在中和农信品牌推广部负责人陪同下，赴中和农信河北某县级分支机构农户自立服务社进行为期 2 天的实地调研，与分支机构负责人座谈，跟随信贷员到 2 个村观摩发放联保贷款的全过程，重点走访 3 户借款人家庭，参观借款人依托小额信贷发展起的养猪场。同时，案例研究团队还与当地城市商业银行等金融机构负责人进行座谈，与中和农信的调研成果进行对照。调研结束后，形成了数万字的访谈记录，以及 1.5 万字的正式调研报告。

四、研究发现

⁵ 本研究团队已与中和农信签署数据使用保密协议，本案例对外发布内容经过中和农信审核。

（一）微型金融的上边界

我们以中和农信在农村地区发放的小额贷款为例，探讨微型金融与传统金融的边界。从表象上看，微型金融是在传统金融的客户群体之外将金融服务朝向更低端拓展，但实际上正是由于超越了传统金融客户服务范围的边界，使得金融运作方式发生本质性转变。微型金融在信贷产品设计、风险控制方法等方面与传统金融有着巨大的差异。

1、客户定位

中和农信的客户特征很明显，符合国际上微型金融的理念。截至 2014 年底，中和农信的贷款客户里 99%都是农民，6 有一半的客户是在扶贫办系统建档的贫困户。之所以有这个客户定位，是因为中和农信的前身是中国扶贫基金会的内设机构，扶贫是根本目标，小额信贷是实现手段。除了针对目标人群提供资金支持，中和农信还免费提供技术培训、金融教育、免费赠送信贷寿险等等。其中信贷寿险是一个创新。客户只要签一个授权书，中和农信出资为其购买保险，当客户出现死亡、意外伤残时，贷款损失由保险公司赔付，购买和理赔的全过程都是由中和农信替客户完成的。中和农信还有一些救助资金，遇到自然灾害时给受灾客户一个适当的产品，可以延期三个月还钱。

从客户层次定位上看，中和农信的服务对象与传统金融机构以及新兴的盈利性小贷公司几乎没有重叠，是极小可能从金融机构获得贷款的低收入农民。目前，在我国农村信贷市场上，占据最主要地位的是农村信用社，其次是农业银行和邮政储蓄银行。但这三大金融机构在面向“三农”提供信贷支持时，面临着交易成本激增的问题，当贷款额度到了 5 万元以下，盈利可能性很小，因此客户很难进一步下沉。以农村信用社为例，其信贷服务覆盖了 8.7 万农户，约占全国农民数的 1/3，仍有相当一部分农民被排斥于金融服务之外，只能依赖民间借贷融资。中和农信服务的是剩下的 2/3 农民中的一部分，在农村金融市场，它实际上并不构成对其他金融机构的竞争，而是对现有金融体系的一种补充。正如中国科学院农业政策研究中心对 2000 户农户抽样调查结果表明：“从中和农信贷款的农户在其他渠道获得贷款的能力是最低的，他们不但难以得到正规贷款，其民间的借款能力也远低于其他人群。”（中国科学院农业政策研究中心，2010）

2、贷款额度

虽然都笼统被称作“小额信贷”，但相比于传统金融机构提供的小额贷款，中和农信的

⁶ 还有 1%虽然不是农民，但其实是一些农民转移到县城之后放弃了原来的农村户口，但回乡后干的活仍是农村的活，只是拥有城镇户口。

贷款额度更小，应更严谨的称作“微贷”。目前，中和农信的人均贷款规模为1万元。采用联保形式的小组贷款中，不同的客户级别贷款限额不同：第一次贷款的客户是一级客户，客户得到过一次贷款并按期归还的再贷款就可自动升为二级客户，二次贷款并未逾期的可自动升级三级客户。每户第一次贷款限额为1万，二级客户限额为12000元，三级客户限额为16000元。个人信用贷款的最高额度仅为5万元。小组贷款一般为一年期，农户在还款时，从第三个月开始实行10个月等额本息还款，这就将农户的还款压力平摊在整个借贷期间。

对贷款额度严格限制具有多重功能。首先，小额贷款不能直接影响农民的大额投资，只能发挥救急、补充的作用。中和农信县级农户自立服务社主任对此的解释是：“我们的宗旨就是‘助力微型创业’，‘助力’只是提供帮助，不是把所有的钱都给她，自筹资金还缺点儿钱的时候找我们来借”。其次，小额贷款也不足以让农民以信誉为代价而故意违约；即使违约，单笔损失也不会对中和农信产生大的影响。

3、信贷产品

中和农信的主打信贷产品是小联保贷款，其区别于主流信贷产品的特点是：

第一，无需抵押。传统金融机构在审批贷款时，注重是否有抵押或担保；而中和农信的服务对象是传统金融机构的非优质客户，没有抵押或公职人员担保。针对这样的客户特征，小额信贷产品设计理念是不看客户现在的资产情况，而相信客户未来的还款能力与还款意愿。

第二，采用联保方式。中和农信的联保贷款借鉴了国际微型金融机构的信贷模式，并结合中国具体情况有所改造。申请贷款的客户需要首先自发组织一个联保小组，中和农信完全不干涉小组的组成。联保小组通常由5人组成，组员均有借贷需求，相互负有贷款连带偿还责任。联保在筛选信贷客户中的作用很明显。一般联保的客户多为邻里、朋友或者亲戚（直系亲属除外）之类的“熟人”。熟人社会中，人们对彼此的背景和人品都有较为透彻的了解，信息沟通及时，信息量丰富，信息质量高，一些不良的人群基本就能在组建联保小组的过程中自动直接筛除。因此，联保小组这一机制具有隐形的征信作用，降低了信息不对称程度。

第三，主要贷款给妇女。之所以将妇女作为重要客户群体，因为微型金融界普遍认为妇女是家庭的核心，更加期盼家庭的稳定，且妇女的诚信度也更高，对于借钱的责任心和把控风险的意识较强。近年来中和农信有意识的将贷款客户限定为妇女，但实际上妇女贷款也是为了家庭的产业，故信贷员会强调“我们要问妇女和家里人商量好没有，夫妻必须一致、共同愿意才可以借”。因而面向农村妇女发放贷款有助于提高妇女的家庭地位，也有助于降低贷款的风险和违约率，还有助于盘活家庭小产业，实现家庭增收的目标。

4、风控方式

中和农信的风险控制方式也显著区别于传统金融机构。联保本身就是小额信贷中的风控手段，联保小组使风控的部分工作在小组成员自主选择 and 相互监督机制中得以实现。联保小组很大程度上为中和农信分担了贷前审核、贷中监控、贷后处理的工作。小组贷款的形式利用了中国乡土社会中人际交往所形成的信任和道德约束，不仅降低了信息不对称程度，还会提高被助者违约的声誉受损成本，减少了借贷活动中常见的逆向选择和道德风险的问题。

中和农信依靠一套标准化的贷款操作流程控制风险。总部要求所有分支机构必须严格按照公司制定的操作流程进行，在农户的选择、信息的传递、贷款的发放、资金的回收、风险的监测等所有的流程执行全国统一标准。正如一位县级农户自立服务社主任所言：“总部已经把流程安排好，我们就是执行，执行就是和老百姓面对面打交道”。

信贷员在执行中起主要作用。中和农信的基层信贷员都是当地农民，而且大多是 30 岁以上的已婚妇女。信贷员的选拔考查要点是应聘者诚信无污点，有广泛的社会联系，所在村子处于交通便利、人口密集度高、信息流量大的地点，这样便于信贷员的出行和信息采集。基层信贷员工作很辛苦，例如一组不到 5 万元的一年期贷款，需要信贷员至少上门服务 12 次，其中 1 次调查，1 次放款，10 次收款。如果把这些工作交给传统金融机构的白领信贷员去完成，则需要很高的工资补偿，而且由于缺乏深入社区的群众基础，获取信息的能力要弱于农民信贷员。这也是传统金融机构的业务很难“下沉”的原因。正如一位信贷员所言：“我们的工作和银行的工作不一样，走亲访友对我们工作都有好处。信贷员所在的村和周围的村都有亲戚，对民风民俗、经济状况，甚至家庭状况都有了解，大款、搞工程的我们不贷，我们就是面对基层百姓。信贷员对基层特别了解，并不存在八点上班、五点下班，有时到亲戚家串门都能掌握很多信息。”

（二）微型金融的下边界

微型金融机构的财务自足能够保证其可持续发展，同时也可以不再依赖持久的捐赠或补贴来维持正常的服务。为了做到财务自足，需要遵循市场化原则，向客户收取合理的利息，这是微型金融区别于公益慈善事业的地方。目前中和农信的贷款利率能够维持中和农信的财务自足，甚至具备一定的盈利能力。那么，这个利率的确定是否合理？会不会像一些观点认为的，公益性小额贷款机构应该向农民收取比银行更低的利率呢？如果我们能够找到一个让中和农信维持财务自足的最低贷款利率，也就确定了微型金融的下边界，在这条边界之下的小额信贷服务就更偏向于公益慈善性质的。

1、中和农信的贷款利率解析

中和农信公示的一年期贷款利率是 13.5%（优质客户可以下降到 12.5%）。商业银行一年期贷款的基准利率在 5%左右，通常银行根据个人或小企业客户的不同情况发放贷款时，利率上浮 30%-50%（但要求抵押或担保）。营利性小额信贷公司的一年期贷款利率通常会接近基准利率的 4 倍。中和农信目前执行的是 13.5%的贷款利率，从表面上看比从商业银行贷款利率高不少，比营利性小额信贷公司低得多。利率水平高于银行等大型金融机构是合理的，这使得有其他融资渠道的人不会向小额信贷机构贷款，就能使小额信贷资金真正流向从其他金融机构无法获得贷款的群体，保证小额信贷机构的服务农村发展的使命。但是用 13.5%与金融机构公示的贷款利率直接比较是有问题的，因为中和农信使用的是等额本息还款方式下的贷款利率。

下面我们把中和农信的贷款利率折算为一次性还本付息方式下的利率，与银行进行比较。中和农信的 1 年期的小额信贷，等额本息贷款利率为 13.5%，还款方式是第 0 期获得贷款假设 10000 元，前两个月不还款，从第 3 个月开始每月还款 1135 元，到第 12 个月还清。实际上，农户从第三个月开始就不能完整使用 10000 元贷款了。我们应用计算净现值的思路，采用内部收益率（IRR）的方法，由后十个月每月还款 1135 元来计算一次性还本付息的实际利率。将之后每一次的现金流贴现到第 0 期，与第 0 期贷出的 10000 元相等。由内部收益率方法得到大致每月的收益率为 1.72%，由此可得，年化收益率为 20.64%（即百分比年利率，中和农信称之为“综合费率”）。这个综合费率是可以和商业银行和营利性小贷公司公示的贷款利率相比较的。根据 1.72%月收益率，计算得到理论上中和农信一年期贷款的实际收益率为 22.71%⁷。

通过比较可以看出，采用一次性还本付息方式的利息明显高于等额本息还款方式的利息。因为采用等额本息的方式，利息和本金都在逐月递减，付出的总利息较低；而一次性还本付息借款人每月所支付的利息是一样的，因而利率水平较高。对于农民而言，分期还款能够减小到期一次性还本付息的压力，经实践检验，13.5%的利率是能够接受的；而对于中和农信而言，分期还款能够加速资金周转，产生更高的收益。据统计，中和农信的小额贷款资金周转率远高于 1（李静，2013）。如按照每笔贷款 13.5%的收益率、年周转率 1.68 计算，年收益率可达 22.7%。由于采用了等额本息还款方式，中和农信的公示利率，与一般的小额信贷公司相比，就显得不那么高了，这对于并不精通金融知识的农民而言，感情上也易于接受。

根据法律规定，利率超过银行同期利率 4 倍不受保护，20.64%几乎接近央行一年期贷

⁷ 实现这个收益率的前提是信贷资金必须及时有效地配置。

款基准利率的 4 倍。中和农信作为一家公益性小额信贷机构，收取 20.64% 的贷款利率是不是偏高？最低利率为多少才能够维持商业上可持续？回答这个问题，需要我们明晰中和农信的经营成本。中和农信信贷流程和风控方式的特点决定了它的运营成本是较高的。

从资金成本方面看，中和农信的信贷资金来源有以下方面：

（1）投资款。投资款主要来源于中和农信投资方的款项，还包括中国扶贫基金会募集的国内外捐款以及商业机构的捐赠支持，以及一些非政府组织向基金会提供的无息贷款。

（2）批发贷款。中和农信已先后与国家开发银行、渣打银行、中国农业银行、北京银行等合作并从这些银行获得批发贷款。批发贷款的利率在 6.5% 左右，加上担保费用等，资金成本大约 8%-10%。

（3）战略投资者。战略投资者的作用在于补充中和农信的资本金。

（4）资产证券化。2014 年，证监会批准了中和农信的公益小额贷款资产支持专项计划，总额 5 亿元，打开了从资本市场融资的通道。

目前，中和农信每年捐赠收入占营业收入的比例不到 1%，批发贷款和从金融市场融资已经成为中和农信资金来源的主要渠道（占比达到 80%），这意味着中和农信的资金来源基本是市场化的。

从管理成本方面看，中和农信全公司有约 2 千员工，管理 26 万客户，但贷款余额不到 22.4 亿元，单位成本远高于银行。据中和农信统计，中和农信发放一笔 1000 元的贷款，操作成本、人员差旅费等费用约占贷款数额的 12%-13%，而银行连 1% 都不到（刘冬文，2015b）。

2、通过 Rosenberg 模型估算中和农信可持续利率

通过国际比较可以看到，中和农信贷款利率低于全球微型金融机构的中值水平 26%（CGAP, 2003）。下面具体估算能够维持中和农信财务自足的贷款利率，方法是 CGAP 专家 Rosenberg（2002）提出的能使微型金融机构可持续发展的贷款利率定价模型：

$$R = (AE + LL + CF + K - II) / (1 - LL)$$

其中，AE 是行政成本与平均贷款余额的比值。行政成本指除去资金成本和贷款损失外的成本总和，包含职工工资及福利、社会保险费、广告费、租赁费、办公费等。LL 是贷款损失率，即贷款损失总额除以平均贷款余额的比值。⁸CF 是资金成本与平均贷款余额的比值。K 为预期利润与平均贷款余额的比值。II 是投资活动的收益与平均贷款余额的比值。

⁸ 本文使用贷款损失准备数据代替实际贷款损失数据，原因在于贷款实际损失的不确定性，在估算可持续利率时，使用拨备比贷款实际损失更为合理。作者比较了实际贷款损失数据和贷款损失准备数据，前者小于后者，使用前者带入公式计算会使得 R 变小。

Rosenberg 模型是国内外估算微型金融机构可持续利率时较为常用方法。为了将中和农信的实际利率与符合中和农信可持续发展的利率水平进行比较，我们将中和农信 2009-2014 年年报中的相关数据带入 Rosenberg 模型中进行检验，检验结果见表 4。其中，我们选用了三种预期利润目标进行对照，K1 表示利润率为 0，对应的 R1 是收入恰好覆盖成本时的最低可持续利率；K2 的利润率 1% 是中和农信对外宣称希望维持的利润率目标，对应 R2；K3 是中和农信现实的利润率水平，由当期的营业利润除以平均贷款余额得到，对应 R3。

表 4 Rosenberg 模型下中和农信可持续利率

	2009	2010	2011	2012	2013	2014
AE	13.39%	11.97%	13.28%	13.50%	14.18%	14.26%
LL	1.12%	1.42%	1.56%	0.60%	1.11%	1.17%
CF	2.87%	2.80%	5.08%	4.95%	4.82%	3.93%
K ¹	0	0	0	0	0	0
K ²	1.00%	1.00%	1.00%	1.00%	1.00%	1.00%
K ³	0.98%	2.39%	2.89%	0.17%	2.11%	1.60%
II	-	-	-	-	0.39%	0.09%
R ¹	17.58%	16.42%	20.23%	19.17%	19.95%	19.49%
R ²	18.60%	17.43%	21.25%	20.17%	20.96%	20.51%
R ³	18.58%	18.84%	23.16%	19.34%	22.08%	21.12%

数据来源：中和农信 2009-2014 年年报，作者计算。

注：投资收益无 2009-2012 年的数据，计算时用 0 代替。

运用 Rosenberg 模型计算结果显示，2009 和 2010 年的可持续利率水平整体显著低于现行 20.64% 的贷款利率，主要是当时的资金成本较低。2011-2014 年，中和农信的最低可持续利率 R1 与中和农信年化贷款利率 20.64% 相差 1 个百分点左右；维持一个较低的 1% 利润率目标时，R2 与中和农信年化贷款利率几乎相等。R3 是用作对照项的，它整体上高于 20.64%，与理论上计算出的中和农信实际收益率 22.71% 接近。以 Rosenberg 模型结果判断，中和农信目前的利率水平可以支撑其可持续发展，这也解释了为什么中和农信在兼顾社会使命的同时还能够实现累计盈利。

此外，我们注意到，Rosenberg 模型计算的中和农信行政成本占比与中和农信公布的 12%-13% 接近，但这一占比是逐年递增的。其原因在于农村的微型贷款属于劳动密集型服务，在农村基础设施不健全、新增网点较多的情况下，需要增加雇员，而农村劳动力成本也逐年提升，这导致了行政成本占比逐年增加。由此看来，中和农信 20.64% 的实际贷款利率并不算高。

3、通过成本加成定价模型估算中和农信可持续利率

为了与 Rosenberg 模型结果进行对照，我们借鉴目前商业银行常用的贷款利率定价方法

——成本加成定价法再次估算中和农信的可持续利率。成本加成定价法的公式是：

$$\text{贷款利息收入} + \text{非贷款利息收入} = \text{总成本} + \text{合理利润} \quad (1)$$

其中总成本包括运营成本、资金成本、贷款损失准备、其他业务支出、税收等。将公式（1）细化可得：

$$LI + CI + II + OR = (FC + AC + FE + TS + LA) + RP \quad (2)$$

其中，LI 为贷款利息收入，CI 为手续费及佣金净收入，II 为投资收益，OR 为其他业务净收入，FC 为资金成本，AC 为管理费用，FE 为财务费用，TS 为营业税和所得税费用，LA 为资产减值准备，RP 为合理利润。中和农信的负债资金来源主要有两部分，一是来自商业银行的批发贷款，贷款利率加上担保费用实际资金成本约为 8-10%；二是股东借款，股东借款成本和该时期的批发贷款利率相近，只是免担保费，一般都会参照同时期银行批发贷款成本。从股东的角度而言，合理利润率(R0)包括预期的盈利水平（中和农信定为 1%）加上对通货膨胀的补偿。综上所述，（2）式进一步改为：

$$LB \times RL + CI + II + OR = FC + AC + FE + TS + LA + (A - L) \times (R0 + \pi) \quad (3)$$

其中 LB 是平均正常贷款余额，RL 是平均可持续贷款利率，A 是平均资产总额，L 是平均负债总额， π 代表通货膨胀率。由（3）式得到可持续贷款利率 RL 的表达式：

$$RL = [(A - L) \times (R0 + \pi) + (FC + AC + FE + TS + LA) - (CI + II + OR)] / LB$$

根据中和农信年报数据，我们估算了不同年份的 RL，结果见表 5。R0 是中和农信提出的 1% 的预期利润目标， R_L^0 是带入 R0 值计算的可持续贷款利率。R1 是以当期营业利润除以当年平均贷款余额得到的实际利润率， R_L^1 是带入 R1 后得到的可持续贷款利率，作为 R_L^0 的参照。从结果可以看到，2011-2013 年成本加成定价模型计算出的可持续贷款利率要高于中和农信年化贷款利率 20.64%，2009、2010 和 2014 年的可持续贷款利率低于 20.64%。总体而言，成本加成定价法可持续贷款利率高于 Rosenberg 模型得出的可持续利率，主要原因是后者考察的成本要素少于前者。这说明，按照目前的贷款利率，中和农信的小额信贷业务已经接近微型金融的下边界。

表 5 成本加成定价法中和农信可持续贷款利率

	2009	2010	2011	2012	2013	2014
LB	18797	38914	66081	85619	118146	187216
FC	409	81	267	376	491	6014
A-L	7639	13120	21716	28084	41905	55870
π	-0.70%	3.30%	5.40%	2.60%	2.60%	2.00%
AC	1774	3443	6365	8969	13108	19532
FE	-	18	321	665	494	0

LA	166	409	819	452	1131	1794
OR	-25	-26	-22	30	0.4	280
TS	300	-50	542	1200	1323	1933
CI	-0.1	-62	-395	-636	-574	-965
II	-	-	-	-	392	139
R_0	1%	1%	1%	1%	1%	1%
R_L^0	18.28%	18.08%	23.09%	21.12%	21.67%	19.94%
R_1	0.98%	2.39%	2.89%	0.17%	2.11%	1.60%
R_L^1	18.27%	18.71%	23.87%	20.81%	22.13%	20.16%

数据来源：中和农信 2009-2014 年年报，作者计算。

注：投资收益无 2009-2012 年的数据，计算时用 0 代替。单位：万元，百分比除外。

五、讨论和结论

本文以中和农信对农村低收入群体的小额贷款为例，探讨了微型金融与传统金融、公益慈善的边界。我们的结论是：微型金融的客户定位是传统金融机构不愿意或不能够提供金融服务的低收入人群，贷款额度很小，成本和风险高，需要采用区别于传统信贷产品的设计和风险控制手段。由于微型金融在运营的过程中面临较高的成本，微型金融机构必须通过收取一定水平的利息才能实现财务的可持续性。当微型金融机构收取的利率长期低于最低可持续利率时，它更像一个公益组织。结合具体案例，我们引申讨论三个问题：

第一个问题：微型金融的边界是否清晰？从中和农信的案例看，答案应该是肯定的。首先，在中国农村信贷市场，国有大型商业银行、农村合作金融机构、邮政储蓄银行是农村信贷服务的主要供给者，近年来又出现了一批新型的农村金融机构，如村镇银行、小额贷款公司等，但它们的服务对象和中和农信基本没有重叠。其次，中和农信的贷款流程属于“劳动力密集型”工作，需要信贷员大量的时间和精力投入，中和农信的分支机构多设在贫困地区，信贷员来自农民，能做到务农放贷两不误，目前劳动力成本还比较低。这一点是传统金融机构无法实现的。最后，由于中和农信的机构设置、管理运作等都是市场化的，它区别于有政府补贴或社会捐助的公益事业。

第二个问题：具有社会使命的小额信贷实际利率达到 20% 以上对农民来说是否合理？我们认为这合理但不合情。从商业可持续角度而言，略高于最低可持续利率的贷款定价是合理的；但从实现社会使命角度而言，尽管农民也能接受这个利率，但仍然觉得比较高，不合情。问题在于如何降低微型金融机构的成本，而不是简单的降低利率。首先要降低管理成本，例如采用电子化、非现化的放贷手续，降低人工成本；其次是降低资金成本，政府需要为微型金融机构开辟更多的融资渠道，适当降低评级、担保等要求，而现行的金融市场规则以传

统金融机构为中心，微型金融机构只能围着转圈；此外微型金融机构要优化管理，提高资金配置的效率，获得更高的收益。

第三个问题：中和农信的案例有没有影响结论的特殊性？中和农信的成长史某种程度上是中国微型金融发展史的一个缩影，以它为对象研究中国与国际接轨的“微型金融”具有相当程度的代表性。然而，就信贷产品和风控方式等具体内容而言，国内微型金融机构不完全相同。例如，有的机构并不采用联保或月度还款方式，但这并不影响问题的实质。另外，微型金融机构的最低可持续利率也是不同的。它一方面取决于机构的运营效率，一方面取决于机构所受到的政策优惠。中和农信享受了一些政策优惠，如可享受5万元以下支农贷款的利息收入免交营业税和所得税的特殊税收优惠政策；能够获得国家开发银行、中国农业银行等大型金融机构数以亿计的批发贷款，而其他公益性小额信贷机构由于机构背景、经营管理和风险控制能力等原因，只有极少数能够同样享有类似的资质和待遇等。政策优惠提升了中和农信的信誉和业务开展的效率，降低了运营过程中的成本。对于那些没有政策优惠的微型金融机构而言，最低可持续利率可能更高。

参考文献

- [1] 贝琪兹·阿芒达利兹、乔纳森·默多克、罗煜：《微型金融的发展方向》，《中国金融》2013年第21期。
- [2] 杜晓山：《小额信贷与普惠金融体系》，《中国金融》，2010年第10期。
- [3] 樊志刚：《微型金融的大行实践》，《中国金融》，2014年第3期。
- [4] 焦瑾璞：《普惠金融发展与研究》，《国际货币评论》，2015年第4期。
- [5] 罗煜、刘相波：《微型金融的商业化》，《中国金融》，2014年第3期。
- [6] 刘冬文，“农村民间高利贷是中和农信竞争对手”，和讯网，
<http://bank.hexun.com/2015-01-20/172569746.html>，2015a。
- [7] 刘冬文，“小额信贷行业面临的四大困难和挑战”，和讯网，
<http://bank.hexun.com/2015-05-10/175675282.html>，2015b。
- [8] 李静，《中和农信小额信贷案例》，载于《小额信贷在中国：艰难前行的公益小额信贷》，《小额信贷在中国》丛书编委会编，北京：中国财政经济出版社出版，2013年。
- [9] 吴国宝，《艰难前行中的中国公益小额信贷——综合研究部分》，载于《小额信贷在中国：艰难前行的公益小额信贷》，《小额信贷在中国》丛书编委会编，北京：中国财政经济出版社出版，2013年。
- [10] 中国科学院农业政策研究中心，《小额信贷的作用和影响——以中国扶贫基金会小额信贷为例的实证研究》，中和农信内部文档，2010年。
- [11] 中国政府网，2015年《政府工作报告》缩略词注释，
http://www.gov.cn/xinwen/2015-03/11/content_2832629.htm。
- [12] Armendáriz, B., and Morduch, J., 2010. *The Economics of Microfinance*. Cambridge: MIT press.
- [13] Armendáriz, B., and Szafarz, A., 2011. “On Mission Drift in Microfinance Institutions,” in Beatriz Armendáriz and Marc Labie (eds.), *The Handbook of Microfinance*, London and Singapore: World Scientific Publishing.
- [14] Banerjee, A., 2013. “Microcredit Under the Microscope: What Have We Learned in the Past Two Decades, and What Do We Need to Know?” *Annual Review of Economics*.
- [15] Bauchet, J., and Morduch, J., 2013. “Is Micro too Small? Microcredit vs. SME Finance”. *World Development*.
- [16] Cull, R., Demirgüç-Kunt, A., and Morduch, J., 2009. “Microfinance Meets the Market.” *Journal of Economic Perspectives* 23(1), Winter: 167-192.
- [17] CGAP, 2003. “Definitions of Selected Financial Terms, Ratios and Adjustments for Microfinance”.

Microfinance Consensus Guidelines.

[18]Daley-Harris, S., 2009. *State of the Microcredit Summit Campaign Report 2009*. Washington: Microcredit Summit.

[19]Morduch, J., 2000. "The Microfinance Schism". *World Development* (4).

[20]Rosenberg, R., 2002. "Microcredit Interest Rates". CGAP Occasional Paper1.

[21]Rosenberg, R., 2008. "Muhammad Yunus and Michael Chu debate commercialization." CGAP Microfinance Blog, October 14.

[22]Rosenberg, R., Gonzalez, A., and Narain, S., 2009. "The new moneylenders: Are the poor being exploited by high microcredit interest rates?" CGAP Occasional Paper 15

The Boundedness of Microfinance: A Case Study of the Microcredit of CFPA Microfinance

LUO Yu , LI Yan

Abstract: According to interviews with executive headquarters of CFPA Microfinance and its branches, the first hand information gained from our investigation, as well as abundant documents such as annual and monthly reports, the paper takes CFPA microfinance as a case study, discusses the business model and financial data of CFPA microfinance in details, and tries to answer the question about the microfinance's boundary. When it comes to customer orientation, loan size, credit products design, and risk management, microfinance is essentially different from traditional finance, which forms the upper boundary of microfinance. Besides, a microfinance institution needs to determine its loan rate which can fulfil its social mission and accomplish self-sustainability at the same time, and this rate is the lower boundary which distinguishes CFPA from charity. Using both the Rosenberg model and the cost-plus pricing method, we come to the conclusion that the expected loan rate which is supposed to be adopted when CFPA microfinance maintains its target rate of return at 1%, is almost the same as CFPA microfinance's actual loan rate, 20.64%, and this implies that CFPA is self-sustainable.

Keywords: Microfinance, Microcredit, Rosenberg Model, CFPA Microfinance

结构性货币政策、产业结构升级与经济稳定¹

彭俞超² 方意³

【摘要】在经济“新常态”背景下，我国央行新创设了定向降准、再贷款和常备借贷便利等结构性货币政策工具，以促进产业结构优化升级。通过在动态随机一般均衡模型中引入负外部性产业与为之提供针对性信贷的垄断竞争银行部门，本文对两类数量型和两类价格型结构性货币政策促进产业结构升级和经济稳定的有效性进行了深入分析。基于贝叶斯参数估计和数值模拟分析，四类结构性货币政策对于不同的外生冲击均有效，且主要通过定向影响金融机构的运营成本而起到信贷结构调整和产业结构升级的作用。基于改进的政策前沿曲线评判框架，本文发现，非对称地实施结构性货币政策更能兼顾经济稳定和产业结构升级。

【关键词】结构性货币政策 产业结构 经济稳定 动态随机一般均衡

一、引言

我国的货币政策具有多重目标，包括维护低通胀、推动经济合理增长、保持较为充分的就业与维护国际收支平衡等（周小川，2013）。这些政策目标本质上都是为了保持宏观经济稳定，央行只要依靠传统的货币政策工具（以公开市场操作、再贴现与再贷款以及法定存款准备金率政策工具为代表），尽可能地降低宏观经济变量的波动就可以实现目标。

在经济发展“新常态”背景下，经济中的结构性矛盾是制约我国经济健康发展的重要因素，于是，经济结构转型和产业结构升级成为了央行货币政策需要考虑的目标之一。国务院在2013年的一项发文中曾指出，“金融运行总体是稳健的，但资金分布不合理问题仍然存在，与经济结构调整和转型升级的要求不相适应”，应当“坚持有扶有控、有保有压原则，增强资金支持的针对性和有效性”，“引导、推动重点领域与行业转型和调整”。要引导金融资源流向国民经济重点领域和薄弱环节，改善信贷资金的产业布局 and 结构，采取传统性货币政策显然难以奏效，原因在于传统货币政策对整个经济体的影响具有一般性。为此，需要采用一些

¹ 本文系中国人民大学国际货币研究所工作论文，编号 NO.1627

² 彭俞超，中国人民大学国际货币研究所研究员

³ 方意，中央财经大学金融学院

具有行业、机构倾向性的货币政策措施来实现结构转型的目标。因此，我国央行积极创设了多种结构性货币政策工具，如针对“三农”、小微企业推行的再贷款政策与定向降准政策，又如对符合宏观审慎要求的商业银行定向释放流动性的短期借贷便利、中期借贷便利和抵押补充贷款政策。

然而，产业结构转型升级是一种具有单向性的政策目标，此目标与传统的经济稳定目标（抑制双向波动）不完全一致。一般而言，在经济处于结构转型的时期，经济稳定目标往往难以有效实现，原因在于创新型产业还未成熟，而处于支柱地位的“落后”传统产业却面临着“去产能”的压力。结构性货币政策能否按照其政策意图有效鼓励创新型产业发展，同时有效抑制“落后”产业进行有效打压？实施结构性政策是否会恶化结构转型过程中的经济稳定问题？如何设计一个比较理想的结构性政策以平衡结构转型目标与经济稳定目标？解答这些问题对于中国当前结构性货币政策的实施具有非常重要的现实意义。

针对我国央行的结构性货币政策实践，学术界从理论角度对其合理性及有效性进行了一些探索。早期研究认为，由于各货币层次与宏观经济变量关系的差异、不同经济主体对货币政策的预期和敏感程度的差异，以及不同地区经济发展水平的差异，货币政策会产生明显的结构效应（马贱阳，2011），因此，对不同的区域实施结构性货币政策更加符合国情（周孟亮和马昊，2007）。最近的一些研究结合经济环境和央行的政策实践，认为结构性货币政策有利于“新常态”下经济结构转型（陈炳才，2010；刘伟和苏剑，2014；张晓慧，2015；卢岚和邓雄，2015），但这些研究并未对结构性货币政策及其传导机制进行严谨的理论分析和实证检验。纵观国际文献，自 Gerali et al. (2010) 和 Dib (2010) 在标准动态随机一般均衡 (DSGE) 模型中引入垄断竞争性银行部门起，大量学者开始使用模型研究金融危机之后的量化宽松货币政策和宏观审慎政策（如 Gertler & Karadi, 2010）。在此基础上，国内也有一些文献采用 DSGE 模型来分析传统货币政策的有效性和传导机制，以及最优货币政策（金中夏等，2013；裘翔和周强龙 2014；胡志鹏，2014）。但是，用该方法来分析结构性货币政策问题的文献尚不多见。此外，较多研究阐述了我国当前应该实施多目标、多手段的货币政策（周小川，2013）。但是，鲜有学者将产业结构升级看作是货币政策的多目标之一，也没有讨论产业结构升级和其他货币政策目标之间的权衡关系。

有鉴于此，本文构建含有银行部门的 DSGE 模型，分析结构性货币政策促进产业结构升级的有效性，以及产业结构升级目标与经济稳定目标之间的关系。产业结构升级必然是支持某一类对经济有正外部性的企业或产业，或抑制另一类对经济有负外部性的企业或产业。为了能够构建一个统一的分析框架，综合考虑不同类型的产业结构问题，本文假设产业外部

性会影响家庭的消费效用。模型中设置了两类几乎同质的产业，其中，一个产业在生产过程中会带来负外部性，另一个产业不存在外部性。由于两类产业分别得到两类银行的金融支持，央行的结构性货币政策能够通过定向地影响一类银行的再贷款比例、再贷款利率、存款准备金率和准备金存款利率来影响这类银行对产业的金融支持程度。随后，本文采用我国 1996-2015 年的数据对模型参数进行了贝叶斯估计，并对结构性货币政策的效果进行了数值模拟。在 Iacoviello（2005）政策前沿曲线分析（Policy Frontier Curve Analysis）的基础上，我们提出了结构性货币政策的评判框架，即绘制在传统目标（经济稳定）和结构性目标（产业结构升级）二维框架下的政策前沿曲线。基于该框架讨论了非对称实施结构性货币政策和对称实施结构性货币政策的不同效果。

与现有文献相比，本文有以下三点贡献。第一，通过在效用函数中引入外部性，较为领先地建立了适合分析结构性货币政策的 DSGE 模型，严谨地论证了结构性货币政策与产业结构升级的关系。第二，讨论了在结构性货币政策实施过程中，经济稳定目标与产业结构升级目标的关系，提出了结构性货币政策的政策前沿评判框架，并借此对不同实施方式的结构性货币政策进行了评判。第三，对比了再贷款比例、再贷款利率、存款准备金率、准备金存款利率等四类不同的结构性货币政策工具在促进产业结构升级和促进经济稳定方面的不同效果，对政策实践有重要意义。

二、结构性货币政策实施情况的国际比较

在经典的货币政策理论框架下，货币政策均是针对总量实施的需求管理政策，维持整个经济体的价格稳定和充分就业。从 2008 年国际金融危机之前的货币政策实践看，全球主要发达经济体均采用价格型货币政策工具和通胀目标制度。然而，金融危机之后，英、美、欧、日等经济体都积极地推出了量化宽松等非常规货币政策。这些非常规货币政策不仅在中介目标上有别于传统货币政策，而且在政策实践上也不再是仅重视总量，而具有了一定的指向性和结构性。

当前，关于结构性货币政策并没有一致的定义。根据对结构性货币政策相关文献的梳理，本文认为，广义地说，中央银行为了实现某种结构性调整目的而实施的货币政策即为结构性货币政策，这种结构性调整既可以针对宏观经济结构，也可以针对商业银行的资产结构。按照这一定义，我们对主要国家已实施的结构性货币政策进行梳理，可以归纳出如图 1 所示的政策实施机制。

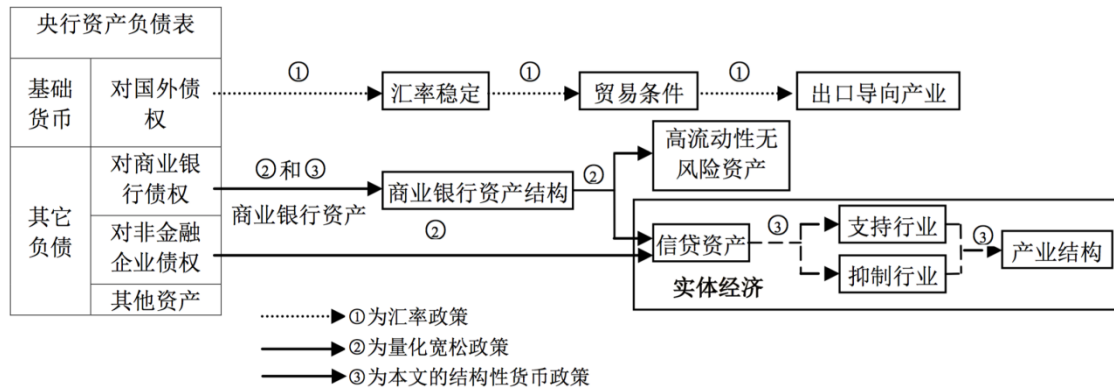


图1 各种具有结构性调整目的的货币政策实施机制对比

现有的结构性货币政策大致可分为三类。第一类是传统的汇率政策，这类政策显然具有结构性特点（李波等，2015）。汇率稳定以及偏高的实际汇率有利于出口，汇率政策能够通过影响贸易条件而实现对出口导向性产业的扶持。第二类是欧美等国实施的量化宽松货币政策，即中央银行通过各种手段鼓励商业银行调整其资产结构，或直接参与实体经济中的资产交易。这类政策是在传统货币政策有效性下降的背景下出台的。传统货币政策主要通过管理银行间市场流动性而改变商业银行的流动性，从而对实体经济产生作用，这里面重要的一环是商业银行能够根据银行间市场的流动性向实体经济投放流动性。但是，金融危机期间，商业银行的风险厌恶程度急剧攀升，导致其持有实体经济资产的动机下降，追求安全资产（flight-to-quality）的动机增强。因此，欧美央行采取量化宽松货币政策，调整商业银行的资产结构，改变无风险资产和信贷资产的比例，使商业银行增加对实体经济的信贷投放。第三类政策（本文所关注的结构性货币政策）旨在调整商业银行信贷资产的内部结构，也即商业银行投入不同实体经济行业的信贷资产的比例关系。具体地，本文就我国的结构性货币政策与欧美等经济体的非常规货币政策进行比较（见表1），发现了以下几个方面的差异：

第一，政策实施的背景和原因不同。受到金融危机的影响，一些发达国家陷入了严重的衰退，它们的央行均实行了宽松货币政策来刺激经济。然而，受“零利率下限”影响，传统货币政策丧失了空间，这些国家的央行不得不采取非常规的数量型货币政策，直接对金融机构乃至非金融企业进行公开市场操作，购买大量流动性较弱的风险资产。与这些发达国家不同，我国结构性货币政策创设的主要背景是经济结构性矛盾突出，资金布局与经济结构转型升级的要求不相匹配，总量的货币政策不能解决信贷的结构性问题。中国经济增长长期依赖高消耗、高污染的工业行业以及房地产行业。伴随着中国资源、环境问题日益紧张，以及高房价带来的社会不稳定因素日益严重，中国传统的经济结构的可持续性越来越弱，亟待调整和转型。此外，财政政策往往因复杂的审批流程而不及货币政策灵活；传统货币政策因资本管制

放松而独立性下降；金融创新、监管套利等影子金融的发展使传统货币政策的有效性遭遇了挑战；央行过去的基础货币投放渠道——外汇占款因顺差减少而受阻，这些也都是我国结构性货币政策出台的背景。

第二，政策工具和政策目标大不相同。美联储实行了量化宽松政策、定期证券借贷便利、商业票据融资工具和定期资产支持证券贷款工具；欧央行实行了长期再融资操作与直接货币交易计划；日本央行实行了贷款支持计划和长期再融资操作；英国央行实施的“融资换贷款”政策等等。这些政策虽然采取的手段是非常规的，都以调整金融体系无风险资产和信贷资产的结构为中间目标，但要实现的最终目标仍然是传统目标，旨在熨平经济周期，保持物价和就业稳定。与这些发达国家不同，我国央行主要推出了定向降准、再贷款政策、常备借贷便利、中期借贷便利、抵押补充贷款等工具。这些工具大多以定向调控某一类经济结构问题为目标：如“支农再贷款”和“支小再贷款”就是针对“三农”、“小微”企业等国民经济薄弱领域提供定向的金融支持；又如定向降准政策则专门针对扶持“三农”的金融机构降低存款准备金率要求；还如常备借贷便利、中期借贷便利等政策，专为符合央行宏观审慎政策的银行“定向”投放流动性。

表1 结构性货币政策实施情况的国际比较

比 较 内 容	中国	主要发达经济体
实 施 背 景	经济结构性矛盾突出，资金布局与经济结构转型升级的要求不相匹配；传统货币政策传导机制不畅通，资金无法支持实体经济发展；央行基础货币投放渠道受阻；	全球金融危机引起的经济萧条； 政策因利率触碰零下限而失效；
政 策 工 具	定向降准、定向再贷款、定向调整存贷比和公开市场短期流动性调节工具、常备借贷便利、抵押补充贷款、汇率政策	美联储量化宽松政策、定期证券借贷便利、商业票据融资工具、定期资产支持证券贷款工具；欧央行定向长期再融资操作；日本央行贷款支持计划、长期再融资操作；英国央行“融资换贷款”等
政 策 目 标	经济结构调整和优化升级：抑制过剩产业、支持“小微”企业、促进经济绿色发展等	缓解实体经济融资问题，刺激经济，促进就业，稳定物价，熨平经济周期
传 导 机 制	通过定向调整金融机构流动性和经营状况，改变金融机构的行为，改善信贷结构，引导资金流向需扶持的产业，减少对需抑制产业的资金支持，进而调整经济结构	通过央行的大规模资产购买行为，提振信心，辅以前瞻性的指引，修复企业资产负债表，继而重塑利率期限结构
实 施 效 果	尚待检验	美国、日本经济已逐渐复苏； 欧洲仍然经济复苏迟缓

第三，传导机制不同。金融危机后，发达国家的金融体系遭受重创，银行资产负债表严重收缩，为了能够修复信贷市场功能，稳定市场信心，央行或直接购买实体经济资产，或对商业银行提供附加条件的流动性支持。央行的行为一方面使实体经济得到了融资，修复了企业的资产负债表，另一方面向公众传递了“信号”，使金融机构和投资者形成了良好的前瞻性预期。然而，我国的结构性货币政策与之不同。我国央行向支持产业结构调整的商业银行设置更低的存款准备金率、提供更多的再贷款支持，降低了这些银行的经营成本，使信贷结构改善的外部性内部化，从而改变银行决策，使银行主动将资金投放到支持结构转型的产业中去。换言之，结构性货币政策通过调整信贷结构而间接调整了产业结构。

总之，国外央行在金融危机背景下创设的、具有结构性的非常规货币政策是对传统货币政策框架的突破和补充。虽然我国央行在经济结构失衡的背景下推出的结构性货币政策也是对传统货币政策的补充，但其实施背景、目标和手段均不相同。本节梳理的结构性货币政策的实施背景、实施原因、政策工具、政策目标和传导机制为下一节的理论模型构建提供了基础。

三、结构性货币政策的理论模型

模型中时间是离散和无穷期的。为了剔除生产技术和企业规模对结构性货币政策带来的不同影响，模型假定经济体中存在两类几乎同质的平行产业 A 和 B ，两个产业生产异质的中间品，产量为 Y_t^A 和 Y_t^B 。记产业编号为 $j = A, B$ 。不失一般性，我们假设在 A 产业的生产过程中会产生外部性 X_t 。该外部性是产业 A 的产出 Y_t^A 的函数，为简化处理，假设它具有单调递增的指数形式

$$X_t = \Omega (Y_t^A)^{\varphi_x} \quad (1)$$

其中 φ_x 是外部性对产出的弹性， Ω 是控制量级的参数。随着产业 A 的产出 Y_t^A 的不断提高，外部性也将不断提高。外部性 X_t 不计入实际产出，也不进入市场出清条件，而是直接影响家庭消费效用。正外部性将提高家庭的有效消费进而提高消费效用，反之，负外部性将降低家庭的有效消费进而降低消费效用。例如，高污染、高能耗行业带来的空气污染、土壤污染与水污染问题已经成为影响我国居民生存与健康的重要威胁，这些行业的发展所带来的外部性必然降低经济体中每个个体的福利。模型中还包含、家庭、最终品生产商和中央银行等四个部门。具体各部门的模型设置如下：

(一) 家庭

假设经济体中代表性家庭的效用函数如下所示：

$$V\left(C_t, N_t, X_t, \frac{M_t}{P_t}\right) = E_0 \sum \beta^t \left(\frac{(C_t X_t^{-\theta})^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \frac{N_t^{1+\varphi}}{1+\varphi} + \ln\left(\frac{M_t}{P_t}\right) \right) \quad (2)$$

其中，即期效用函数是包含消费 C_t 、劳动 N_t 和实际货币余额 M_t/P_t 的相对风险厌恶系数不变型效用函数； P_t 是最终品的价格，被作为消费者物价指数的度量标准，所有名义量都将参照该价格转化为实际量； β 是代表性家庭的时间偏好， σ 和 φ 分别是代表性家庭消费跨期替代弹性和劳动供给弹性的倒数， E_0 是期望符号。外部性 X_t 与消费 C_t 构成了有效消费 $C_t X_t^{-\theta}$ 。若 $\theta=0$ ，则实际消费与有效消费相等，模型退化成标准模型；若 $\theta>0$ ，则 $C_t X_t^{-\theta} < C_t$ ，表明家庭的有效消费小于实际消费，意味着外部性降低了家庭消费效用。而且 θ 值越大，家庭有效消费越低，也即负外部性对家庭的影响越大。不失一般性，本文着重考虑负外部性的情况，假设 $\theta>0$ 。

代表性家庭无差异地向产业 A 和 B 提供劳动，获得工资收益，名义工资率为 W_t 。代表性家庭购买最终品进行投资 I_t 以累积资本 K_t ，并将资本 K_t 无差异地租赁给产业 A 和 B，获得资本租赁收益。 Π_t 代表了企业、银行的利润分红以及所有的调整成本， T_t 是一次性总付的转移支付，将货币发行收入转移至家庭。代表性家庭持有利率为 r_t^B 的银行存款 B_t 。则家庭的预算约束如下：

$$I_t + C_t + \frac{M_t}{P_t} + \frac{B_t}{P_t} \leq \frac{M_{t-1}}{P_t} + \frac{B_{t-1} r_{t-1}^B}{P_t} + r_t K_t + \frac{W_t}{P_t} N_t + \frac{\Pi_t - T_t}{P_t} \quad (3)$$

其中， r_t 为代表性家庭出租资本的实际利率。设代表性家庭积累资本时，投资存在调整成本。资本积累方程为： $I_t(1-\psi(I_t/I_{t-1})) - K_{t+1} + (1-\delta)K_t = 0$ ，其中 $\psi(\cdot)$ 即投资的调整成本函数，满足 $\psi'(1) = \psi(1) = 0$ ，且 $\psi''(1) > 0$ 。以 λ_t 和 $\lambda_t q_t$ 分别作为预算约束和资本积累方程的拉格朗日乘子建立拉格朗日函数，代表性家庭选择 C_t 、 B_t 、 N_t 、 K_t 、 I_t 最大化其效用，

可以得到代表性家庭的行为方程。其中，资本行为方程中的 q_t 为资本的影子价格，也即托宾 q 。

（二）中间品产业

两类中间品产业的生产函数为 $Y_t^j = z_t z_t^j (N_t^j)^{\alpha^j} (K_t^j)^{1-\alpha^j}$ ，其中 z_t^j 是产业 j 受到的特异性技术冲击， z_t 是整个经济体共同遭受的技术冲击。 N_t^j 和 K_t^j 分别是产业 j 的代表性企业因生产所需而雇佣的劳动和租赁的资本， α^j 和 $1-\alpha^j$ 分别是劳动和资本的产出份额。

考虑到我国央行能够完全了解商业银行的信贷结构，能够区分出更加支持产业 j 的银行 j ，为了简化模型，假定银行 j 仅向产业 j 以贷款利率 $r_t^{j,L}$ 提供贷款。参考 Thoenissen et al. (2014)，在 t 期初，生产企业 j 需先从银行获取贷款（ $L_t^j = r_t K_t^j + w_t N_t^j$ ）以支付资本租金和工人工资，在 t 期末获得生产回报后再本息偿付给银行。定义企业的实际成本为 TC_t^j ，则 $TC_t^j = r_t^{j,L} (r_t K_t^j + w_t N_t^j)$ 。贷款利率的提高将直接增加企业的融资成本和实际总成本。

企业在实际成本约束下选择雇佣劳动 N_t^j 、租赁资本 K_t^j 以最大化其利润。设成本方程的拉格朗日乘子为 ζ_t^j ，则可得 j 产业代表性企业的实际边际成本： $m_t^j = r_t^{j,L} / \zeta_t^j$ 。设两类产业面临相同的成本冲击 e_t^{mc} ，则实际边际成本表达式为：

$$m_t^j = e_t^{mc} r_t^{j,L} w_t^{\alpha^j} r_t^{1-\alpha^j} (\alpha^j)^{\alpha^j} (1-\alpha^j)^{1-\alpha^j} (z_t z_t^j)^{-1} \quad (4)$$

以 Calvo (1983) 的方式引入价格粘性，设产业 j 每期有 γ^j 的概率不能自主选择定价，企业与家庭具有相同的时间偏好系数 β ，那么，可以推出前瞻新凯恩斯菲利普斯曲线（线性化形式⁴），

$$\hat{\pi}_t^j = \beta E_t \hat{\pi}_{t+1}^j + \frac{(1-\beta\gamma^j)(1-\gamma^j)}{\gamma^j} (\hat{m}_t^j - \hat{p}_t^j) \quad (5)$$

⁴ 变量 Θ_t 的线性化形式即 $\hat{\Theta}_t = d \ln \Theta_t / dt = \Delta \Theta_t / \bar{\Theta}$ ，反映了 Θ_t 偏离稳态 $\bar{\Theta}$ 的百分比。

其中 $\hat{\pi}_t^j$ 和 $\hat{m}_t^j$ 分别是 j 产业出厂价格通胀率和实际边际成本 m_t^j 的对数线性形式, $\hat{p}_t^j$ 是 j 产业代表性企业生产产品相对于最终消费品的相对价格 p_t^j 的线性化形式, 则 $\hat{\pi}_t^j$ 和 $\hat{p}_t^j$ 满足 $\hat{\pi}_t^j - \hat{\pi}_t = \hat{p}_t^j - \hat{p}_{t-1}^j$ 。

(三) 银行部门

模型中存在两类同质的商业银行 A 和 B , 它们分别向产业 A 和产业 B 的企业提供贷款。⁵借鉴 Dib (2010) 和 Goodfriend & McCallum (2007), 本文设计一个了含有存款准备金缴纳要求以及中央银行再贷款支持的垄断竞争性银行 (Benes & Lees, 2007)。商业银行需要向央行缴纳准备金, 但是可以从央行处获得再贷款支持。中央银行向商业银行支付准备金存款利息, 并收取再贷款利息。这些都将成为央行的政策工具。

两类商业银行均是一个长度为 1 的连续统 $i \in [0, 1]$, 每类商业银行面对的加总贷款需求

为 $L_t^j = \left[\int_0^1 (L_{i,t}^j)^{\frac{1}{g_j}} \right]^{g_j}$, 其中 g_j 是商业银行贷款之间的替代弹性 ($g_j > 1$), 设其贷款利率指数为 $R_t^{j,L} = \left[\int_0^1 (R_{i,t}^{j,L})^{\frac{1}{1-g_j}} \right]^{1-g_j}$, 则可以得到第 i 家商业银行面临的贷款需求为 $L_{i,t}^j = (R_{i,t}^{j,L} / R_t^{j,L})^{-g_{j,L}} L_t^j$ 。

根据商业银行的资产负债表结构, 设 j 类型商业银行从央行获得的再贷款占其贷款总额的比重为 s_t^j , 则再贷款数量为 $s_t^j L_{i,t}^j$, 再贷款利率为 $R_t^{j,s}$ 且 $r_t^B > R_t^{j,s}$ 。贷款中另外 $1-s_t^j$ 的部分来源于家庭存款。中央银行对商业银行 j 设定的存款准备金率为 τ_t^j , 从而商业银行的存款为 $(1-s_t^j) L_{i,t}^j (1-\tau_t^j)^{-1}$ 。对于商业银行缴纳的准备金存款 $(1-s_t^j) L_{i,t}^j \tau_t^j (1-\tau_t^j)^{-1}$, 中央银行支付利率为 $R_t^{j,rr}$, 且 $r_t^B > R_t^{j,rr}$ 。则银行的贴现利润函数如下所示:

$$\Pi_t^{b,j} = \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left\{ \left[R_{i,t}^{j,L} - \left((1-s_t^j) \left(r_t^B + \frac{\tau_t^j}{1-\tau_t^j} (r_t^B - R_t^{j,rr}) \right) + s_t^j R_t^{j,s} \right) \right] L_{i,t}^j - \frac{k_L}{2} \left(\frac{R_{i,t}^{j,L}}{R_{i,t-1}^{j,L}} - 1 \right)^2 L_{i,t}^j \right\} \quad (6)$$

其中, 花括号中最后一项是银行面临的利率调整成本, k_L 是利率粘性参数。从式 (6) 可以看出, 银行吸收存款时, 将面临 $(r_t^B - R_t^{j,rr}) \tau_t^j (1-\tau_t^j)^{-1}$ 的附加成本, 这一成本随着法定准

⁵ 由于不同类别的银行对应地支持不同的企业, 我们采用相同的上标来标记银行类型 $j = A, B$ 。

备金率要求的提高而增加，随着准备金存款利率的提高而减少。 $s_t^j R_t^{j,s}$ 是商业银行向中央银行借款面临的成本，随着再贷款比重 s_t^j 的提高而提高，随着再贷款利率 $R_t^{j,s}$ 的提高而降低。因而，央行实施结构性货币政策能直接影响商业银行的经营成本。第 i 家 j 型商业银行在贷款需求约束下，选择贷款利率 $R_{i,t}^{j,L}$ 最大化其利润。在对称均衡设定下，有 $R_{i,t}^{j,L} = R_t^{j,L}$ ，则 j 型商业银行贷款利率的决定方程为：

$$R_t^{j,L} = \frac{g_j}{g_j - 1} \left[(1 - s_t^j) \left(r_t^B + \frac{\tau_t^j}{1 - \tau_t^j} (r_t^B - R_t^{j,rr}) \right) + s_t^j R_t^{j,ss} \right] - \frac{k_L}{g_j - 1} \left(\frac{R_t^{j,L}}{R_{t-1}^{j,L}} - 1 \right) \frac{R_t^{j,L}}{R_{t-1}^{j,L}} + \frac{\beta k_L}{g_j - 1} \left(\frac{R_{t+1}^{j,L}}{R_t^{j,L}} - 1 \right) \frac{R_{t+1}^{j,L}}{R_t^{j,L}} \frac{L_{t+1}^j}{L_{t+1}^j} \quad (7)$$

(四) 最终品生产商

最终品生产商对产业 A 和产业 B 生产的产品 Y_t^A 和 Y_t^B 进行加总，以供家庭进行消费和投资。设最终品的生产函数满足 CES 函数形式，

$$Y_t = \left[(\kappa^Y)^{\frac{1}{\mu^Y}} (Y_t^A)^{\frac{\mu^Y - 1}{\mu^Y}} + (1 - \kappa^Y)^{\frac{1}{\mu^Y}} (Y_t^B)^{\frac{\mu^Y - 1}{\mu^Y}} \right]^{\frac{\mu^Y}{\mu^Y - 1}} \quad (8)$$

其中， μ^Y 是最终品合成时产品 A 与产品 B 的替代弹性， κ^Y 是两种商品的合成比重。利用支出最小化和零利润条件，可以推导出生产最终品所需的、两类中间品的最优需求

$$Y_t^j = Y_t \kappa^Y (p_t^j)^{-\mu^Y}, \text{ 以及最终品的价格指数 } 1 = \left[\kappa^Y (p_t^A)^{1 - \mu^Y} + (1 - \kappa^Y) (p_t^B)^{1 - \mu^Y} \right]^{\frac{1}{1 - \mu^Y}}.$$

(五) 货币政策

模型考虑了两种货币政策，一类是传统货币政策，另一类是结构性货币政策。考虑到我国中央银行以名义货币量增速作为中介目标，而 Liu & Zhang (2007) 发现麦卡勒姆规则并不能很好吻合我国货币供应量在 1991-2006 的变化，根据 Zhang (2009)，本文采用如下修正的麦卡勒姆规则：

$$\hat{v}_t = \rho_M \hat{v}_{t-1} - \phi^\pi \hat{\pi}_t - \phi^Y (\hat{y}_t - \hat{y}_{t-1}) + e_t^j \quad (9)$$

其中，名义货币量增速定义为 $v_t \equiv M_t / M_{t-1}$ ， ρ_M 是名义货币量增速的平滑性系数， ϕ^π 和 ϕ^Y 是名义货币量增速对通货膨胀率和产出增长率反应系数； e_t^j 是货币政策冲击。

在实施传统货币政策的同时, 中央银行还实施结构性货币政策。由于 A 产业具有负外部性, 央行定向地对为 A 产业提供融资的 A 商业银行实施结构性货币政策, 政策目标是盯着经济体中的负外部性。本文模型中纳入的结构性货币政策包含四种, 分别是定向调整存款准备金率 τ_t^A 、定向调整存款准备金存款利率 $R_t^{A,rr}$ 、定向调整再贷款支持比例 s_t^A 和定向调整再贷款利率 $R_t^{A,s}$ 。具体的政策方程为: $\hat{\tau}_t^A = \varphi_\tau \hat{x}_t$; $\hat{R}_t^{A,rr} = -\varphi_{rr} \hat{x}_t$; $\hat{s}_t^A = -\varphi_s \hat{x}_t$; $\hat{R}_t^{A,s} = \varphi_{rs} \hat{x}_t$, 其中, 参数 φ 均大于 0。

(六) 市场出清和外生冲击

产品市场出清条件为 $Y_t = I_t + C_t$, 劳动市场和资本市场出清为 $K_t^A + K_t^B = K_t$ 和 $N_t^A + N_t^B = N_t$ 。关于冲击, 本文假定线性化之后的冲击 $\hat{\Theta} = [\hat{z}_t, \hat{z}_t^A, \hat{z}_t^B, \hat{e}_t^i, \hat{e}_t^{mc}]$ 都具有 AR(1) 的形式, 即 $\hat{\Theta}_t = \rho_\Theta \hat{\Theta}_{t-1} + \sigma_\Theta$ 。此外, 定义 AB 产业结构为 Y_t^A / Y_t^B , 该值下降表明产业结构升级。

四、结构性货币政策实施效果的模拟分析

(一) 参数校准和估计

参考 Rabanal & Rubio-Ramirez (2005), 本文采用贝叶斯方法对模型相关参数进行估计。我们选择以下 4 个观测变量: 产出(实际 GDP)、实际货币余额(实际 M2)、通货膨胀率(CPI)与负外部性(温室气体二氧化碳 CO₂ 排量)。为保证数据平稳性, 所有数据均进行了季节调整 and 去趋势(HP 滤波)处理。受限于数据可得性, 我们选择我国 1996 年 1 季度至 2015 年 3 季度的季度数据对模型进行估计。实际 GDP、实际 M2、CPI 均来自 Wind 宏观经济数据库, 二氧化碳排量系作者根据世界银行 WDI 数据库公布的年度二氧化碳排放量数据推算得来。⁶

在贝叶斯估计中, 有些影响稳态的结构性参数是不能够通过估计得到有效结果的 (Canova & Sala, 2006), 因此, 参考 DSGE 文献的标准做法, 本文先对模型中一些参数根据实际数据和研究中国经济的文献进行校准。贴现因子 β 在稳态下等于存款利率的倒数, 根

⁶ 我们先使用世界银行 WDI 数据库中 1960-2014 中国二氧化碳排放量与工业实际增加值进行对数 OLS 回归, 得到回归结果 $\ln CO_2 = 0.415 + 0.554 \ln Manufacture + \varepsilon_t$, $R^2 = 0.969$, 其中工业实际增加值对数值的系数在 1% 的统计水平上显著。然后, 我们利用季度的工业实际增加值估算了季度的 CO₂ 排放数据。

据样本期内 Shibor 利率平均值 (3.87%), 我们校准家庭的主观贴现因子 β 为 0.9904。借鉴马勇和陈雨露 (2014), 我们把折旧率校准 δ 为 0.025, 风险厌恶系数 $\sigma=2$, 劳动供给弹性的倒数 $\varphi=1$ 。借鉴李成等 (2011), 我们校准产业的成本加成率为 1.2。参考刘鹏和鄢莉莉 (2012) 的估计, 校准劳动收入份额 α 为 0.55。考虑到两类产业的对称性, 校准最终品合成参数 κ^Y 为 0.5, 最终品替代弹性为 2。样本期内 1 年期贷款基准利率的平均值为 6.33%, 法定存款准备金率的均值为 13.93%, 中央银行对商业银行债权与商业银行贷款总额之比的均值 0.0273, 从而, 可以计算贷款的替代弹性 θ_j 为 1.992。1 年期再贷款利率和准备金存款利率的平均值分别为 3.81% 和 1.76%, 从而得到稳态的再贷款利率 $\bar{r}^{j,s}$ 和准备金存款利率 $\bar{r}^{j,r}$ 分别为 1.0095 和 1.0044。

其余待估参数的先验分布设定如表 2 的第 3 列所示。这些先验分布的设定主要参考了马文涛和魏福成 (2011)、马勇和陈雨露 (2014) 和何青等 (2015) 的做法。对取值必然介于 0 到 1 之间的参数采用贝塔 (Beta) 分布, 如外生冲击的平滑系数; 对于取值为零到正无穷之间的参数采用伽马 (Gamma) 分布; 外生冲击的标准差采用逆伽马 (Inverse Gamma) 分布。由于二氧化碳排放对工业实际增加值弹性的最小二乘 (OLS) 估计值为 0.554, 我们将外部性对产品 A 的弹性 φ_x 设置为均值为 0.5、标准差为 0.5 的伽马分布。关于传统货币政策的有关参数, 我们参考 Zhang (2009) 等采用货币量规则的文献给出了先验分布。关于结构性货币政策参数, 本文先对法定存款准备金率、1 年期再贷款利率、1 年期准备金存款利率和中央银行、商业银行债权与商业银行贷款总额之比与二氧化碳排放进行对数 OLS 估计, 根据估计的结果设定了这些参数的先验分布。表 2 后两列报告了基于 Metropolis-Hastings 算法 (抽样 20000 次并丢掉前 50%) 的贝叶斯后验估计结果及置信区间。拉普拉斯极大似然值为 1051.29, 表明基于实际数据的贝叶斯估计为模型参数化提供了有效的信息, 参数估计值都非常显著, 分布密度也较为集中, 从而也反映了贝叶斯估计的有效性。

表 2 模型参数的先验设定和后验分布⁷

参数	定义	先验分布	后验均值	90%置信区间
γ	价格粘性参数	Beta[0.8, 0.2]	0.84	[0.798, 0.878]
θ	负外部性对消费影响的参数	Gamma[0.5, 0.1]	0.42	[0.286, 0.552]
φ_x	负外部性对产品 A 弹性	Gamma[0.5, 0.5]	0.62	[0.559, 0.689]

⁷ 第三列中括号中的是先验均值和标准差。受篇幅限制, 本文未报告冲击持续性和标准差的先验分布和后验分布。

$\psi''(1)$	投资调整成本参数	Gamma[5.0, 5.0]	5.48	[0.461, 10.95]
κ_L	银行贷款利率粘性参数	Gamma[50, 10]	49.25	[33.10, 64.60]
ρ_M	货币政策增速平衡系数	Beta[0.8, 0.1]	0.32	[0.223, 0.414]
ϕ^π	货币政策对通胀的反应系数	Gamma[1.5, 0.2]	2.86	[2.647, 3.100]
ϕ^y	货币政策对产出的反应系数	Gamma[0.5, 0.1]	0.57	[0.390, 0.743]
φ_τ	定向准备金率政策参数	Gamma[2.0, 1.0]	1.94	[0.467, 3.430]
φ_{rr}	定向准备金利率政策参数	Gamma[1.0, 0.5]	1.08	[0.272, 1.870]
φ_s	定向再贷款比例政策参数	Gamma[1.0, 0.5]	0.98	[0.223, 1.631]
φ_{rs}	定向再贷款利率政策参数	Gamma[2.0, 1.0]	1.96	[0.459, 3.470]

(二) 数值模拟：结构性货币政策对产业结构的影响

图 2 第一行报告了正技术冲击下，相对于不实施结构性货币政策，实施四种结构性货币政策时，A 产业正常产品产出、A 产业外部性、A 商业银行贷款利率、AB 产业结构的脉冲反应之差。不难发现，对 A 类商业银行定向提高法定存款准备金率、定向降低准备金存款利率、定向提高再贷款利率以及定向降低再贷款比例都能够有效地降低负外部性。这表明结构性货币政策通过影响贷款结构间接地对产业结构产生了影响。

具体而言，结构性货币政策的传导机制为：结构性货币政策定向地对贷款给 A 产业的 A 商业银行实施了紧缩性货币政策（如对 A 商业银行提高其存款准备金率、降低其准备金存款利率、提高其再贷款利率以及降低其再贷款比重等）→A 商业银行的经营成本↑（6 式）→A 商业银行的贷款利率↑（如图 2 第三列所示）→产业 A 的贷款成本↑→产业 A 的贷款需求↓→AB 产业结构优化。这里关键一环是结构性货币政策对商业银行的经营成本定向影响。

图 2 还给出了四种结构性货币政策的政策效果差异。从图 2 中外部性下降幅度可以看出，定向调整准备金存款利率最能抑制负外部性，从而最能促进产业结构升级。类似地，定向调整再贷款利率政策也表现出较优的政策效果，但是，两种数量型结构性政策效果稍差。这与中国当前的结构性货币政策实践不同，却与我国的货币政策改革方向保持了一致。当前，央行频繁创新再贷款政策，并创设常备借贷便利、中期借贷便利以及抵押补充贷款，2015 年央行也多次实施“定向降准”政策，但是，再贷款利率和准备金存款利率政策却较少采用。因此，我国央行应在实施数量型结构性货币政策的基础上，同时重视价格型结构性货币政策的运用。

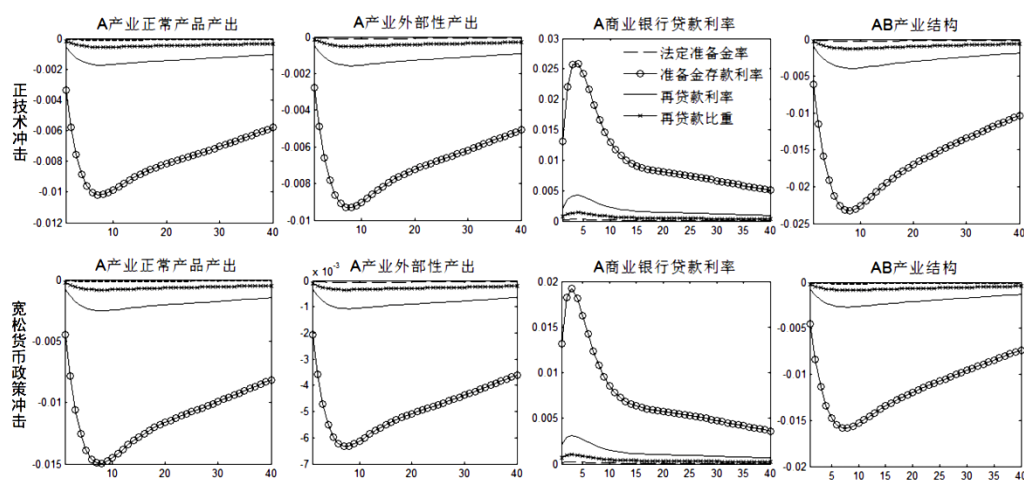


图2 实施结构性货币政策与仅实施传统货币政策脉冲响应之差(%)

注：图中第一行和第二行描述的分别是1标准差的正技术冲击和1标准差的宽松货币政策冲击下不同结构性货币政策的调控效果，所有线均已减去仅实施传统货币政策下的脉冲响应值。

图2第二行给出了宽松货币政策冲击下结构性货币政策的政策效果。由于宽松货币政策冲击使两个产业的产出都上升，因而负外部性也随之上升。结构性货币政策将作出抑制A产业负外部性的政策反应。货币政策冲击下的脉冲响应结果与正向技术冲击下的完全一致，传导机制也完全一致，四种结构性货币政策效果优劣关系也一致，在此不再赘述。此外，我们也分别对产业异质性技术冲击和成本推动冲击进行了考察，结构货币政策的效果和货币政策工具的优劣顺序与在技术冲击下完全一致。因此，可以认为，结构性货币政策对于外生冲击并不敏感。这一结果具有非常重要的现实意义，由于在现实情况中外生冲击较多，央行很难辨别经济的波动到底是哪种冲击起主导作用，因此，一个对外生冲击不敏感的政策对于央行的政策实践十分关键。

(三) 结构性货币政策对经济稳定的影响

脉冲响应结果表明，在实施传统货币政策的基础上，同时实施结构性货币政策能抑制负外部性的增长，促进产业结构升级。但是，结构性货币政策是否会影响传统货币政策的经济稳定目标呢？标准DSGE文献提供的福利分析方法仅关注经济稳定目标，本文借助该方法来分析实施结构性货币政策之后的经济稳定变化情况。需要注意的是，传统的以二阶矩为主的福利分析本质只关注了经济波动，这种评判标准对于成熟经济体非常合适。然而，对于我国这种转型经济体而言，经济波动只是社会福利的一个维度，仅仅以经济稳定作为全部的福利分析内容并不合适。因此，本文把传统的福利分析称作经济稳定分析。关于适合转型经济体的完整政策评判标准，将在下一部分详细介绍。参考Woodford(2003)和Gali & Monacelli(2005)，我们对家庭的效用函数(2)式进行二阶泰勒展开，可求得经济波动函数(标准DSGE中的福利损失函数)：

$$Loss_t = \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left\{ \left[\frac{(1-\sigma)}{2} E_0 \hat{c}_t^2 \right] - \frac{\bar{w}\bar{n}}{\bar{c}} \left[\frac{(1+\varphi)}{2} E_0 \hat{n}_t^2 \right] - \theta \left[\frac{-\theta(1-\sigma)}{2} E_0 \hat{x}_t^2 \right] + \frac{-\theta(1-\sigma)}{2} E_0 \{ \hat{c}_t \hat{x}_t \} \right\} \quad (10)$$

其中, $\bar{w}$ 、 $\bar{n}$ 和 $\bar{c}$ 分别是实际工资率、就业与消费的稳态值, $\hat{c}_t$ 、 $\hat{n}_t$ 和 $\hat{x}_t$ 是消费、就业和外部性的对数线性形式。按照鄢莉莉和王一鸣(2012)的进一步推导和化简, 式(10)可以转化成:

$$Loss_t = \frac{1}{2} \left[(1-\sigma)V(\hat{c}_t) - \frac{\bar{w}\bar{n}}{\bar{c}}(1+\varphi)V(\hat{n}_t) + \theta^2(1-\sigma)V(\hat{x}_t) - \theta(1-\sigma)COV(\hat{c}_t, \hat{x}_t) \right] \quad (11)$$

其中, $V(\cdot)$ 和 $COV(\cdot)$ 是内生变量的理论二阶矩。

依据(11)式, 本文分别对四种结构性货币政策在五种不同外生冲击下的经济稳定程度进行了计算(见表3)。当经济面临正向技术冲击时, 相对于仅实施传统货币政策时, 央行实施定向调整准备金率政策、定向调整准备金利率政策、定向调整再贷款利率和再贷款比重的政策时, 经济波动将分别减少 0.016%、1.290%、0.227%和 0.073%。也就是说, 四种结构性货币政策都能够有效地提升经济稳定。进一步对比四类结构性货币政策的有效性差异, 我们发现, 基于贝叶斯估计得到的政策参数, 存款准备金利率政策最能促进经济稳定, 其次为再贷款利率政策, 第三为再贷款比例政策, 最后是存款准备金率政策。

表 3 结构性货币政策与经济稳定提升

政策冲击		准备金率政策	准备金利率政策	再贷款利率政策	再贷款比重政策
正向技术冲击	经济波动减少(%)	0.016	1.290	0.227	0.073
	有效性排序	4	1	2	3
负向成本冲击	经济波动减少(%)	0.087	6.851	1.231	0.402
	有效性排序	4	1	2	3
宽松货币政策冲击	经济波动减少(%)	0.027	2.131	0.373	0.122
	有效性排序	4	1	2	3
产业 A 正技术冲击	经济波动减少(%)	0.003	0.285	0.050	0.017
	有效性排序	4	1	2	3
产业 B 正技术冲击	经济波动减少(%)	0.001	0.048	0.009	0.003
	有效性排序	4	1	2	3

注: 表中报告的是实施“传统+结构性”货币政策相对仅实施传统货币政策的经济波动减少程度。

结合脉冲响应结果, 我们发现, 当外生冲击使负外部性扩大时, 结构性货币政策不仅能促进产业结构升级, 也能降低经济波动, 而且当政策对产业结构升级的作用更强时(采用不同政策工具或不同政策强度), 政策对经济稳定的作用也更强。也就是说, 此时经济稳定和产业结构升级目标不存在矛盾。但是, 当外生冲击使负外部下降时, 结果刚好相反。由于经济稳定的分析仅考虑宏观变量相对于稳态值的二阶波动项, 因而结构性货币政策对经济稳定

的影响不随外生冲击的方向而改变；而产业结构升级是具有单向性的目标，在不同的冲击方向下，结构性货币政策促进产业结构升级的效果截然不同。因此，对任何情况下都实施这样的结构性货币政策是不合理的，在下一节，我们将对这个问题做进一步讨论。

（四）稳健性检验⁸

出于稳健性考虑，本文也考察了开放经济下的情况。通过引入 AB 两产业的出口，以及最终品生产商对国外中间品的进口，我们将模型从封闭经济扩展到小国开放经济。对于技术冲击、成本推动冲击、宽松货币政策冲击和外部需求冲击，四类结构性货币政策均有效，与本节结论完全一致。同时，我们还讨论了以汇率作为结构性货币政策工具的可能性。当具有负外部性的 A 产业和没有负外部性的 B 产业对出口的依存度显著存在差异时，部分盯住外部性的汇率政策也能够起到产业结构升级的效果。限于篇幅，本文未报告开放经济下的分析结果。

此外，我们对部分模型参数也进行了敏感性分析。在其它参数不变的情况下，我们改变风险厌恶系数 σ ，折旧率 δ ，效用函数中负外部性对有效消费的弹性 θ ，以及负外部 X_t 性对 A 产业产出 Y_t^A 的弹性 ϕ^x ，得到的脉冲响应图与基准模型下形状相似，不同政策的脉冲响应图的相对位置一致，计算的四类结构政策有效性的顺序也未改变。

五、结构性货币政策实施方式的比较分析

根据脉冲响应分析和经济稳定分析，在正技术冲击、负成本冲击和宽松货币政策冲击下，在实施传统货币政策的基础上同时实施结构性货币政策将有助于产业结构升级，并显著促进经济稳定，也即产业结构升级目标和经济稳定目标保持了一致。然而，在负技术冲击、正成本冲击和紧缩货币政策冲击的情况下，负外部性偏离稳态值下降，这时，经济稳定目标要求负外部性产业的产出上升，产业结构升级政策要求负外部性产业的产出下降，从而，经济稳定目标与产业结构升级目标就发生了矛盾。第四节中采用的结构性货币政策（此后称对称结构性货币政策）在负外部性产业产出向上偏离稳态值时，会抑制该产业的发展，而在外部性产出向下偏离稳态值时，却鼓励该产业的供给，这与结构性货币政策抑制产业结构升级目标出现了违背。

⁸ 感谢审稿专家的建设性意见。

针对对称结构性货币政策和产业结构升级目标的关系将受到冲击方向的影响,本文提出非对称结构性货币政策,当负外部性向上偏离稳态值时,央行实施结构性货币政策做法,当负外部性向下偏离稳态值时,央行仅采用传统货币政策。非对称货币政策的线性化方程如下所示(以再贷款利率政策为例):

$$\hat{R}_t^{A,s} = \begin{cases} \phi_{rs} \hat{x}_t & (\hat{x}_t > 0) \\ 0 & (\hat{x}_t \leq 0) \end{cases} \quad (12)$$

由于非对称结构性货币政策是分段函数,在稳态附近连续不可导,因此,传统求解 DSGE 模型的扰动法(Perturbation)难以奏效。借鉴 Guerrieri & Iacoviello (2015),本文采用“分段线性法”求解非对称实施结构性货币政策下的模型。

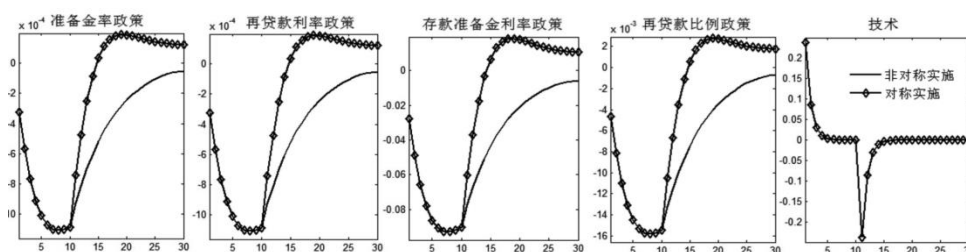


图 3 非对称结构性货币政策与对称结构性货币政策的比较

注:图中描述的是相隔 10 期两次技术冲击下两大类结构性货币政策对外部性产出的调控效果,第 1 期经济受到 1 单位的正技术冲击,第 11 期经济受到 1 单位的负技术冲击。两条线均已减去仅实施传统货币政策下外部性产出的脉冲响应值。对称结构性货币政策与非对称结构性货币政策的政策参数相同。

非对称结构性货币政策能够在经济体处于不同状态时做出不同的政策反应,因此,我们考察如下经济序列来实现经济体出现两种不同状态:模型经济在第 1 期面临 1 单位的正向技术冲击,负外部性将突然上升并向上偏离稳态值;在第 11 期体遭遇 1 单位的负向技术冲击,负外部性将向下偏离稳态值。⁹受到相隔 10 期两次方向相反的技术冲击后,技术的脉冲响应图呈现出“Y”形。图 3 报告了四种不同的政策工具、对称和非对称两类结构性货币政策下外部性产出的脉冲响应图。对称结构性货币政策在正向技术冲击下抑制了外部性的产出,而在面临负向技术冲击之后,则转变为鼓励外部性产出。与此不同,非对称结构性货币政策下,在第 11 期遭遇负向技术冲击后,外部性继续沿着无负向技术冲击时的路径收敛到均衡状态。这表明,就抑制负外部性和促进产业结构升级而言,非对称结构性货币政策比对称结构性货币政策更优越。

⁹ 需要指出的是,本文对冲击期限的设定虽存在一定的主观性,但是改变冲击期限,并不改变本文的主要结论。

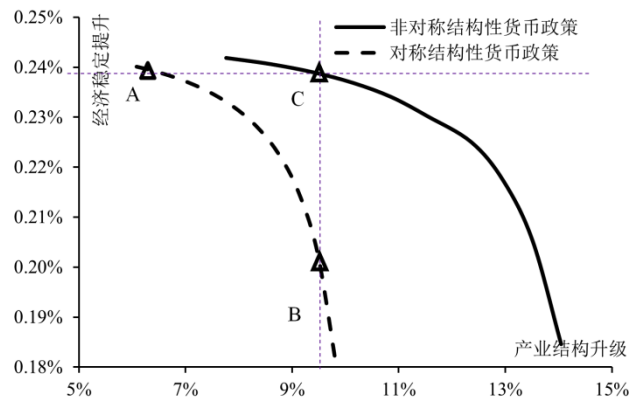


图4 结构性货币政策的政策前沿曲线

注：图中以再贷款利率政策为例，展示了实施“传统+结构性”货币政策的政策前沿曲线。冲击设定为贝叶斯估计得到的1996Q1-2015Q3冲击序列。经济稳定提升是观测期内实施结构性货币政策减去不实施情况下的福利之差；类似地，产业结构升级是两种情况下AB产业结构观测期内累计值之差。

对于经济稳定目标，两类政策的情况又如何？借鉴Iacoviello（2005），本文引入一种新的政策评判框架——政策前沿曲线分析，来甄别非对称结构性货币政策对经济稳定的影响。¹⁰政策前沿曲线刻画了不同参数组合下的政策在不同政策目标之下的权衡关系。最著名的政策前沿曲线为菲利普斯曲线，刻画了传统货币政策在产出（或就业）与通胀之间的权衡关系。对于本文而言，这种传统的框架并不适用。在经济转型背景下，不仅要关注传统的货币政策目标（经济增长、充分就业、物价稳定、国际收支平衡等），还应该关注产业结构升级目标。因此，本文以前述的经济稳定代替（以经济稳定函数¹¹来计算）传统的政策目标，同时再引入产业结构升级这一目标，并将这两个政策目标作为结构性货币政策的权衡目标来绘制政策前沿曲线。借鉴Iacoviello（2005），我们以基准模型中两类金融中介贷款利率方差之和的1.05倍作为约束。¹²遍历传统货币政策和结构性货币政策的可能政策参数，最大化产业结构升级和经济稳定的目标组合，绘制曲线如图4所示。¹³在同一约束下绘制的政策前沿曲线，反映了在相同条件下政策能够实现的最优效果，从而使两类政策具有了可比性。根据政策前沿曲线的形状和相对位置，即可判断政策的有效性差异。

¹⁰ 我们也同时采用传统方法对结构性政策的不同实施方式进行福利比较，与用该方法得到的结论是一致的。

¹¹ 由于非对称结构性货币政策的DSGE模型都属于非线性DSGE的范畴，根据现有的解法，尚不能获得二阶理论矩，因此，我们用上述的（10）式并取 $t=1000$ 期计算近似的经济稳定函数。

¹² 加入约束的目的主要在于限制货币政策力度。根据前文阐述可以知道，结构性货币政策能同时提升产业结构升级和经济平稳，理论而言，无限制地扩大政策力度能同时实现这两个目标的最优化。但是，在实践中，央行的政策力度是有限的，为此，需要对政策力度做一限制。

¹³ 图4以再贷款利率政策为例，以贝叶斯估计得到的1996Q1-2015Q3冲击序列为外生冲击，绘制了非对称结构性货币政策与对称结构性货币政策的政策前沿曲线。

根据政策前沿分析,有以下几点启示:第一,在实施传统货币政策的基础上,采用对称结构性货币政策和非对称结构性货币政策都能同时提升经济稳定和产业结构升级这两个最终目标。第二,结构性货币政策在提升两类最终目标之间确实存在着一定的替代关系。如图4所示,两类政策的政策前沿曲线均右向下倾斜。这表明,如果结构性政策更倾向于提升经济稳定性的话,则其在提升产业结构这方面必须有所牺牲,反之亦然。进一步观察两类政策前沿曲线的形状可以发现,它们都是凹形曲线,这意味着,当政策更倾向于提升经济稳定目标时(如图中的A点和C点),切线较为平缓,即经济稳定目标对产业结构升级目标的边际替代率¹⁴较小;当政策更倾向于产业结构升级目标时(如图中的B点),切线较为陡峭,即边际替代率较大。对比两类政策的政策前沿曲线,我们还发现两类政策存在一定的差异:对于处于同一提升经济稳定水平的A点和C点,非对称结构性货币政策的边际替代率小于对称结构性货币政策;对于处于同一产业结构升级水平的B点和C点,非对称结构性货币政策的边际替代率大于对称结构性货币政策。这种结果表明两类政策有其比较优势:对称结构性货币政策更能提高经济稳定水平,非对称结构性货币政策更能促进产业结构升级。第三,非对称结构性货币政策完全占优于对称性结构性货币政策。如图4所示,非对称结构性货币政策的政策前沿曲线相对于对称结构性货币政策前沿曲线更加远离原点,也就是说,在达到相同的产业结构升级程度下,非对称结构性货币政策能够实现更大程度的经济稳定提升。例如,当两类政策都以促进产业结构升级9%为目标,则在达到政策前沿的时候,对称结构性货币政策能使经济稳定提升约0.22%,而非对称结构性货币政策能够使经济稳定提升约0.24%。

六、主要结论和政策建议

中国经济进入“新常态”,经济结构亟待调整和转型升级。在这样的背景下,央行积极创新再贷款工具,创设短期借贷便利、中期借贷便利、抵押担保贷款、定向降准等多种结构性货币政策工具,以实现“有保有压、有扶有控”的产业结构升级目标。然而,学术界尚缺乏对结构性货币政策有效性的评判,对结构性货币能否促进产业结构升级、能否保证宏观经济稳定尚未做出严谨地论证。基于此背景,本文通过在经典货币政策理论模型DSGE中引入两类产业以及两类针对性的银行部门,研究分析了两类数量型结构性货币政策和两类价格

¹⁴ 下简称边际替代率,即 $MRS = -\Delta Stability / \Delta Structure$ 。

型结构性货币政策的有效性。借助贝叶斯估计、数值模拟和政策前沿分析，本文得到以下结论：（1）再贷款利率、再贷款比例、存款准备金率和准备金存款利率四种结构性货币政策均能够有效促进产业结构升级和经济稳定，且对于不同的外生冲击均有效；（2）非对称结构性货币政策能够兼顾经济稳定目标和产业结构升级目标，相对于对称结构性货币政策更有效。将模型拓展到小国开放经济，不改变本文的主要结论。本文的政策建议在于，非对称地实施结构性货币政策、盯住产业的外部性将有助于金融支持产业结构调整 and 转型升级。需要指出的是，结构性货币政策的实施具有很强的现实背景，虽有效但不能作为常规性政策长期实施。经济结构的转型最终要靠产业政策、财政政策以及经济体制改革实现（李波等，2015），货币政策最终还是要面向总量指标（张晓慧，2015）。

参考文献

- [1] 陈炳才, 2010:《用结构性货币政策应对和治理通货膨胀》,《经济学动态》第 6 期。
- [2] 何青、钱宗鑫、郭俊杰, 2015:《房地产驱动中国经济周期了吗?》,《经济研究》第 12 期。
- [3] 胡志鹏, 2014:《“稳增长”与“控杠杆”双重目标下的货币当局最优政策设定》,《经济研究》第 12 期。
- [4] 金中夏、洪浩、李宏瑾, 2013:《利率市场化对货币政策有效性和经济结构调整的影响》,《经济研究》第 4 期。
- [5] 李成、马文涛、王彬, 2011:《学习效应、通胀目标变动和通胀预期形成》,《经济研究》, 第 10 期。
- [6] 李波、伍戈、席钰, 2015:《论“结构性”货币政策》,《比较》第 77 辑。
- [7] 刘鹏、鄢莉莉, 2012:《银行体系、技术冲击与中国宏观经济波动》,《国际金融研究》第 3 期。
- [8] 刘伟、苏剑, 2014:《“新常态”下的中国宏观调控》,《经济科学》第 4 期。
- [9] 卢岚、邓雄, 2015:《结构性货币政策工具的国际比较和启示》,《世界经济研究》第 6 期。
- [10] 陆磊, 2008:《全球化、通货紧缩和金融稳定: 货币政策的新挑战》,《金融研究》第 1 期。
- [11] 马贱阳, 2011:《结构性货币政策: 一般理论和国际经验》,《金融理论与实践》第 4 期。
- [12] 马勇、陈雨露, 2014:《经济开放度与货币政策有效性: 微观基础与实证分析》,《经济研究》第 3 期。
- [13] 裘翔、周强龙, 2014:《影子银行与货币政策传导》,《经济研究》第 5 期。
- [14] 伍戈、刘琨, 2015:《探寻中国货币政策的规则体系: 多目标与多工具》,《国际金融研究》第 1 期。
- [15] 鄢莉莉、王一鸣, 2012:《金融发展, 金融市场冲击与经济波动——基于动态随机一般均衡模型的分析》,《金融研究》第 12 期。
- [16] 张晓慧, 2015:《新常态下的货币政策》,《中国金融》第 2 期。
- [17] 周孟亮、马昊, 2009:《金融功能观对我国金融改革的适用性研究》,《财经论丛》第 1 期。
- [18] 周小川, 2013:《新世纪以来中国货币政策的主要特点》,《中国金融》第 2 期。
- [19] Beneš, J. , and K. Lees, 2007, “Monopolistic Banks and Fixed Rate Contracts: Implications for Open Economy Inflation Targeting”, Norges Bank working papers.
- [20] Calvo, G. A. , 1983, “Staggered Prices in a Utility-maximizing Framework”, *Journal of Monetary Economics*, 12(3), 383-398.
- [21] Canova, F. , and L. Sala, 2009, “Back to Square One: Identification Issues in DSGE Models”, *Journal of Monetary Economics* 56(4): 431-449.
- [22] Dib, A. , 2010, “Banks, Credit Market Frictions, and Business Cycles”, Bank of Canada Working Paper, No. 2010, 24.

- [23] Gali, J. , and T. Monacelli, 2005, “Monetary Policy and Exchange Rate Volatility in a Small Open Economy”, *Review of Economic Studies*, 72(3): 707-734.
- [24] Gerali, A. , S. Neri, L. Sessa, F. M. Signoretti, 2010, “Credit and Banking in a DSGE Model of the Euro Area.” *Journal of Money, Credit and Banking*, 42(1), 107-141.
- [25] Gertler, M. , P. Karadi, 2011, “A Model of Unconventional Monetary Policy”, *Journal of Monetary Economics*, 58(1), 17-34.
- [26] Goodfriend, M. , B. T. McCallum, 2007, “Banking and Interest Rates in Monetary Policy Analysis: A Quantitative Exploration”, *Journal of Monetary Economics*, 54(5), 1480-1507.
- [27] Guerrieri, L. , M. Iacoviello, 2015, “OccBin: A Toolkit for Solving Dynamic Models with Occasionally Binding Constraints Easily”, *Journal of Monetary Economics*, 70, 22-38.
- [28] Iacoviello, M. , 2005, “House Prices, Borrowing Constraints, and Monetary Policy in the Business Cycle”. *American Economic Review*, 95(3): 739-764.
- [29] Liu, L. , W. Zhang, 2007, "A Model Based Approach to Monetary Policy Analysis for China", Hong Kong Monetary Authority Working Paper 18/2007.
- [30] Rabanal, P. , and J. F. Rubio-Ramírez, 2005, “Comparing New Keynesian models of the Business Cycle: A Bayesian approach”, *Journal of Monetary Economics*, 52(6): 1151-1166.
- [31] Thoenissen, C. , G. Kamber, K. Theodoridis, 2014, “News-driven Business Cycles in Small Open Economies”, The Sheffield Economic Research Paper Series.
- [32] Woodford, M. , 2003, *Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy*. Princeton University Press.
- [33] Zhang, W. , 2009, “China’s Monetary Policy: Quantity versus Price Rules”, *Journal of Macroeconomics*, 31(3): 473-484.

Structural Monetary Policy, Industrial Structure Upgrade and Economic Stability

Peng Yuchao^a Fang Yi^b

(a: Renmin University of China; b: Central University of Finance and Economics)

Abstract: Under the situation of "New Normal", People Bank of China makes the creation of structural monetary policy, in order to promote structural transformation of the economy. Based on DSGE models incorporating two production sectors and two banking sectors, this paper analyzes the effectiveness of two types of quantitative structural monetary policy and two types of price-based structural monetary policy. According to the Bayesian estimation, simulation and policy frontier analysis, we draw the following conclusions: four types of structural monetary policy are all effective, and they play the role by directional affecting the operating costs of financial institutions, thus affecting the cost of external financing of sector with by-product of negative externalities, finally promoting the industrial structural upgrade; asymmetric implementation of structural monetary policy can further simultaneously take account of economic stability and industrial structure upgrade.

Key words: Structural Monetary Policy; Industrial Structure Upgrade; Economic Stability; Banking DSGE Model

货币互换对人民币国际化的影响和机制研究¹

曲双石² 谭琦³

【摘要】2009年以来，人民币货币互换累计规模达52227亿元，对人民币国际化产生了巨大影响。通过人民币货币互换对国际化影响的实证分析，发现：人民币货币互换规模每增长1亿，国际化指数大约显著增长0.8%；人民币货币互换对国际化的影响渠道主要是贸易联系和地缘战略联系，对亚太发达经济体、区域枢纽经济体、周边战略经济体的影响程度分别为0.4%，1%和1.9%，对战略经济体的影响最大。经济利益和地缘政治均是人民币国际化的重要考虑，货币互换对人民币国际化作用巨大，未来还有广阔空间。

【关键词】货币互换 人民币国际化

货币互换在国际金融和国际贸易结算中很常见。货币互换是指持有不同币种的双方约定在期初交换等值的两种货币，在期末再换回各自本金并相互支付到期利息的交易行为。货币互换包括本金互换、利率互换以及货币互换协议到期时候本金和利率的再次互换等。

一、人民币货币互换概况

2008年美国次贷危机之后，各国央行为了应对危机，迅速组建了基于多种货币的各种互换网络。目前，全球货币围绕核心货币组建了四种互换网络：（1）美元网络，主要提供美元的流动性，地区主要是拉美和欧洲部分国家和地区；（2）欧元互换网络，主要包括欧洲大陆的德法，以及丹麦、挪威、瑞典等国家和地区；（3）瑞士法郎网络，主要为货币使用国之间或者欧洲国家；（4）亚洲和拉美网络，包括日元、人民币等与亚洲和拉美国家和地区紧密相关的货币网络。

人民币的货币互换最早开始于2008年12月中国与韩国的货币互换，2008年中国与韩国、香港、马来西亚、白俄罗斯、新加坡等国家和地区，共计签署了8000亿美元的人民币

¹ 本文系中国人民大学国际货币研究所工作论文，编号NO.1619

² 曲双石，中国人民大学国际货币研究所研究员、财政金融学院博士研究生

³ 谭琦，国防科技大学人文与社会科学学院讲师

货币互换协议。目前来看,人民币互换的规模和频率不断加大,跨境人民币贸易结算的范围也在不断扩大。据中国人民银行统计,2010-2013年,银行办理跨境贸易人民币结算业务额分别为5063.4亿元、2.08万亿元、2.94万亿元、4.63万亿元。2011-2013年,银行累计办理外商直接投资人民币结算业务分别为907.2亿元、2535.8亿元、5337亿元。2009年至今,人民币货币互换规模大约为52227亿元人民币(累计规模),参与人民币互换的国家和地区有28个,遍及亚非欧及拉美地区不同类型的国家和地区。

下表给出了人民币货币互换协议相关签署国、互换规模和期限。人民币货币互换表现出以下特征:(1)推动人民币货币互换的动因复杂。早期的人民币货币互换主要是周边国家和地区,贸易紧密程度较大的国家双边签署货币互换协议的可能性更高,贸易结算需求是人民币货币互换协议的基础。后期人民币货币互换的国家和地区不仅仅考虑到经济利益,也有地缘政治和战略利益考虑。(2)人民币货币互换的国家和地区经济水平差距较大。既有经济发达国家,也有经济不发达国家和发展中国家。国家之间因经济实力、贸易关系紧密程度不同而导致人民币货币互换的国别差异很大。其中,亚洲国家占据了人民币货币互换的绝大部分,其他各个国家和地区规模都较小。(3)人民币货币互换需求具有可持续性。不少国家和地区人民币货币互换第1期结束之后,会续签第2期。人民币在贸易伙伴之间因为稳定性和需求强劲,具有持续广泛的市场机会。值得注意的是,一些主要货币发行国家包括美元、日元、欧元等国家和地区货币并没有参与人民币货币互换,可见人民币货币互换也存在着货币权利的争夺。

表1 中国人民银行签署货币互换协议情况

签署国	签署时间	互换规模	期限
中国和香港	2009.1.20	2000 亿元人民币/2270 亿港元	3 年
	2011.11.22 (续签)	4000 亿元人民币/5050 亿港元 (续签)	
	2014.11.22 (续签)		
中国和韩国	2009.4.20 (正式)	1800 亿元人民币/38 万亿韩元	3 年
	2011.10.26 (续签)	3600 亿元人民币/64 万亿韩元 (续签)	
中国和马来西亚	2009.2.8	800 亿元人民币/400 亿马来西亚林吉特	3 年
	2012.2.8 (续签)	1800 亿元人民币/900 亿马来西亚林吉特 (续签)	
	2015.4.17(续签)		
中国和白俄罗斯	2009.3.11	200 亿元人民币/8 万亿白俄罗斯卢布	3 年
	2015.5.10(续签)	70 亿元人民币/16 万亿白俄罗斯卢布 (续签)	
中国和印度尼西亚	2009.3.23	1000 亿元人民币/175 万亿印尼卢比	3 年
	2013.10.1 (续签)	1000 亿元人民币/175 万亿印尼卢比 (续签)	
中国和阿根廷	2009.4.2	700 亿元人民币/380 亿阿根廷比索	3 年
	2014.7.18 (续签)	700 亿元人民币/900 亿阿根廷比索 (续签)	

国际货币评论

International Monetary Review

中国和冰岛	2010.6.9	35 亿元人民币/660 亿冰岛克郎	3 年
	2013.9.11 (续签)	35 亿元人民币/660 亿冰岛克郎 (续签)	
中国和新加坡	2010.7.23	1500 亿元人民币/300 亿新加坡元	3 年
	2013.3.7 (续签)	3000 亿元人民币/600 亿新加坡元 (续签)	
中国和新西兰	2011.4.18	250 亿元人民币/50 亿新西兰元	3 年
	2014.4.25 (续签)		
中国和乌兹别克斯坦	2011.4.19	7 亿元人民币/1670 亿乌兹别克苏姆	3 年
中国和蒙古	2011.5.6	50 亿元人民币/1 万亿蒙古图格里克	3 年
	2014.8.21 (续签)	150 亿元人民币/4.5 万亿蒙古图格里克 (续签)	
中国和哈萨克斯坦	2011.6.13	70 亿元人民币/1500 亿哈萨克坚戈	3 年
	2014.12.14(续签)	70 亿元人民币/2000 亿哈萨克坚戈	
中国和泰国	2011.12.22	700 亿元人民币/3200 亿泰铢	3 年
	2014.12.22(续签)	700 亿元人民币/3700 亿泰铢	
中国和巴基斯坦	2011.12.23	100 亿元人民币/1400 亿巴基斯坦卢比	3 年
	2014.12.23(续签)	100 亿元人民币/1650 亿巴基斯坦卢比 (续签)	
中国和阿联酋	2012.1.17	350 亿元人民币/200 亿阿联酋迪拉姆	3 年
中国和土耳其	2012.2.21	100 亿元人民币/30 亿土耳其里拉	3 年
中国和澳大利亚	2012.3.22	2000 亿元人民币/300 亿澳大利亚元	3 年
	2015.3.30 (续签)	2000 亿元人民币/400 亿澳大利亚元 (续签)	
中国和乌克兰	2012.6.26	150 亿元人民币/190 亿乌克兰格里夫纳	3 年
	2015.5.15(续签)	150 亿元人民币/540 亿乌克兰格里夫纳	
中国和巴西	2013.3.26	1900 亿元人民币/600 亿巴西雷亚尔	3 年
中国和英国	2013.6.22	2000 亿元人民币/200 亿英镑	3 年
	2015.10.20 (续签)	3500 亿元人民币/350 亿英镑	
中国和匈牙利	2013.9.9	100 亿元人民币/3750 亿匈牙利福林	3 年
中国和阿尔巴尼亚	2013.9.12	20 亿元人民币/358 亿阿尔巴尼亚列克	3 年
中国和欧洲中央银行	2013.10.8	3500 亿元人民币/450 亿欧元	3 年
中国和瑞士	2014.7.21	1500 亿元人民币/210 亿瑞士法郎	3 年
中国和斯里兰卡	2014.9.16	100 亿元人民币/2250 亿斯里兰卡卢比	3 年
中国和俄罗斯	2014.10.13	1500 亿元人民币/8150 亿卢布	3 年
中国和卡塔尔	2014.11.3	350 亿元人民币/208 亿里亚尔	3 年
中国和加拿大	2014.11.8	2000 亿元人民币/300 亿加元	3 年
中国和苏里南	2015.3.18	10 亿元人民币/5.2 亿苏里南元	3 年
中国和亚美尼亚	2015.3.25	10 亿元人民币/770 亿德拉姆	3 年
中国和南非	2015.4.10	300 亿元人民币/540 亿南非兰特	3 年
中国和智利	2015.5.25	220 亿元人民币/22000 亿智利比索	3 年
中国和塔吉克斯坦	2015.9.3	30 亿元人民币/30 亿索摩尼	3 年

数据来源：根据中国人民银行网站信息整理。

二、人民币货币互换及其相关研究

美元是国际货币互换的主要币种之一。许多文献研究了美元的货币互换。杨荣海(2013)探究了 2000 年 10 月-2011 年 3 月美国货币互换市场的发展与美国货币国际化程度的关系,美元货币互换短期对美元国际化的影响不太确定,长期来看美元货币互换推动了美元的国际化。货币互换对于美元的国际化的时间效应非常明显。Daniel McDowella (2011) 分析了 14 个国家 6000 亿美元的美元互换行为,他认为货币互换能够解决流动性问题,关键是必须要有国际储备货币地位,其中金融系统风险、利率风险和美元汇率风险是美联储进行大规模美元货币互换的原因。

人民币货币互换与国际化的基本关系。尹继志(2014)研究了货币互换与人民币国际化之间的关系,他认为跨境贸易人民币结算和离岸人民币市场建设提出国际社会对人民币的需求,而货币互换是在资本管制下满足人民币需求的重要方式。吴念鲁、杨海平、陈颖(2009)等分析了人民币国际化在现实的资本管制条件下,国际化路径可能存在的相关措施,分析了货币互换在国际化道路中的重要作用。Hung-Gay Fung 和 Jot Yau (2012)认为香港作为人民币货币互换和存款市场离岸交易平台,人民币在香港市场的发展有利于人民币计价的贸易和外汇市场的发展,香港市场可以促进人民币在境内外的使用。

人民币货币互换的动因解释。李巍、朱艺泓(2014)研究了人民币国际化背后的政治和经济因素考量,认为人民币货币互换是一种政治安排而非技术安排,他将人民币货币互换的国家分为三类,即经济往来频繁的周边发达经济体、地理上相对较远的区域枢纽经济体、经济欠发达但具有重要地缘意义的周边战略经济体 3 类。通过分析,作者分析了人民币国际化的经济、战略和地缘政治关切。本文的实证分析利用他们的国家分类办法,对人民币国际化进行了实证检验。

Steven Liao, Daniel Mc Dowell (2014) 分析了人民币货币互换存在的主要原因和作用机制,他们发现有两个机制左右着人民币货币互换的规模:一是货币互换可以降低相关贸易伙伴的流动性危机,二是货币互换可以降低跨国贸易的交易成本。单边和多边贸易协定可以显著促进人民币的货币互换的规模和可能性,国家之间的货币合作也可以减低跨国贸易和直接投资的汇率风险,实证结果也支持贸易相互依赖程度以及经济一体化的程度显著影响两国货币互换的规模。

2011-2015 年中国人民大学国际货币研究所关于《人民币国际化报告》每年定期发布人民币国际化指数,就人民币国际化的指数、趋势,重要的人民币国际化事件、人民币国际化

面临的主要困难、人民币国际化的重要政策挑战等进行了详细分析，并对人民币国际化提出相关的政策建议。他们编制的人民币国际化指数在国内外具有重要影响，也是本文进行实证分析的主要数据来源之一。

货币互换长期影响人民币的世界地位，其他文献分析了人民币国际化的后果。Roubini (2009) 认为，中国货币可能最终将成为国际储备货币。Cohen (2012a) 认为尽管人民币短期不能与美元抗衡，但是长期会损失美元霸主地位。货币竞争会使得人民币国际化并不会像预期一样快速且平稳。Subacchi (2010) 认为人民币的国际化，并非是中国单方面基于政治因素推动的，也有市场驱动因素，一些与中国有密切贸易联系国家和地区倾向于签订双边贸易协定并参与货币互换。Dobson and Masson (2009)、Cohen (2012a)、Helleiner 和 Malkin (2012) 认为人民币成为国际储备货币是一件好事情，贸易投资的便利化对于中国和贸易伙伴具有重要的意义。Goldberg and Tille (2008) 认为使用自己国家的货币鄙视用美元更便于出口，因此积极发展对外贸易的国家都会使用本币，参与货币互换。Subacchi (2010) 认为中国采用双轨战略推进人民币的国际化，第一是促进人民币在国际金融市场中的地位，二是增加在国际贸易结算和国际投资中的比例。

上述文献对人民币货币互换、人民币国际化的研究，可以看到人民币货币互换依赖于相应的经济条件、政治环境、货币国际化努力、地缘政治因素等等，货币互换只是一种货币国际化的前瞻，货币互换对于货币国际化的发展有着难以预期的影响。

三、主要变量、数据模型介绍

为深入探讨人民币货币互换对国际化的影响，甄别人民币货币互换发生的机制，本文使用 2009-2015 年 28 个国家或地区 6 年度面板数据模型，对人民币货币互换对国际化水平的影响进行了实证分析。主要采用面板固定效应回归估计，因为时间周期较短，因此时间效应并不显著，没有加入时间变量 t ，模型如下所示：

$$RII_{it} = \alpha_i + \alpha_1 swap_{it} + \alpha_2 Controls_{it} + \varepsilon_{it}$$

其中，人民币国际化指数 RII 主要来自于中国人民大学货币研究所年度报告， $SWAP$ 数据来自中国人民银行国际金融统计人民币货币互换统计。因为货币互换期限为 3 年，我们将每一年的货币互换均设为最大规模，如果有更详细的年度数据可以更新模型结论。

RII 为模型被解释变量，这是一个综合指标，反映人民币国际化的相关程度， $Swap$ 是关键解释变量，即人民币货币互换的规模。其他为相关控制变量，包括经济规模 (gdp)、人

均收入水平 (pgdp)、双边贸易占经济规模的比例 (tradegdp)、相对与本币的汇率水平

(exchangerate)、地区因素 (region)、出口强度 (exportimport)、国家类别 (ctyclas) 等等。

根据李巍、朱艺泓 (2014) 划分, 将国家类型共分为 3 类: (1) 亚太发达经济体, 包括韩国、澳大利亚、泰国、新西兰、新加坡、马来西亚、印尼等。(2) 区域枢纽经济体, 即欧洲央行、英国、巴西、阿根廷、阿联酋、白俄罗斯、乌克兰、土耳其、冰岛、匈牙利、阿尔巴尼亚等。

(3) 周边战略经济体, 蒙古、巴基斯坦、哈萨克斯坦、乌兹别克斯坦等。

实证分析主要解释变量、计算方法和符号如下表所示, 最后一列给出了数据的主要来源。

数据为非平衡面板数据, 有个别国家的数据缺失, 整体数据状况良好。

表 1 解释变量及数据来源

主要变量	计算方法	单位	符号	数据来源
人民币国际化指数	文献		rii	中国人民大学国际货币研究所: 人民币国际化报告 2013、2014、2015
经济规模	数据库	美元	gdp	wind 全球宏观数据库
人均收入水平	数据库	美元	pgdp	wind 全球宏观数据库: 世界银行部分
双边贸易份额	对华贸易总量/本国 GDP		tradegdp	wind 全球宏观数据库
出口强度	对华出口额/对华进口额	%	exportimport	wind 全球宏观数据库
汇率水平	数据库	美元/本币	exchangerate	wind 全球宏观数据库
货币互换规模	数据库	人民币 (亿元)	mswap	中国人民银行网站: 人民币互换数据, 2015
国家类别	文献		ctyclas	李巍、朱毅宏 (2014), 《世界经济与政治》

下表给出了主要解释变量、被解释变量的描述性统计量, 2009-2015 年人民币国际化指数均值大约是 1.28, 显示人民币国际化指数并不是太高, 这与实际基本符合。人民币货币互换平均规模大约是 830 亿人民币, 参与人民币货币互换的国家出口与进口的比例为 0.93, 进出口相对均衡。人民币货币互换国家贸易占 GDP 的比例大约在 2%, 并不是太高的比例。

表 2 主要变量的描述性统计特征

变量	观测数	均值	标准差	最小值	最大值
Gdp	223	5.300e+11	7.000e+11	3.900e+09	3.000e+12
Pgdp	223	21755	23402	671.5	96733
Tradegdp	223	0.0200	0.0700	0	0.470
exportimport	205	0.930	0.700	0.0100	4.340
exchangerate	150	832.1	2810	0.100	18569

Rii	192	1.280	1.020	0.100	2.910
Mswap	120	958.8	1128	7	4000

在进行回归分析之前，本文对主要解释变量的相关性进行了皮尔曼相关性检验，检验结果如表 3 所示，主要解释变量之间相关性较低，可以排除多重共线性的基本关系，也可以排除时间趋势导致的伪回归现象。

表 3 主要解释变量的相关度

变量	gdp	pgdp	tradegdp	exportimport	exchangerate	mswap
Gdp	1					
Pgdp	0.2436*	1				
Tradegdp	-0.0609	-0.1302*	1			
exportimport	-0.0827	0.4311*	-0.0511	1		
exchangerate	-0.0706	-0.2348*	-0.0704	0.0094	1	
Mswap	0.4958*	0.4122*	-0.0878	-0.0258	-0.0988	1

下表给出了人民币货币互换对于国际化水平影响的回归模型。模型（1）-（4）分别估计了在不同情况下人民币货币互换（mswap）对国际化指数（RII）的影响，回归结果显示，人民币货币互换对国际化指数的影响非常明显，绝对弹性大约是 0.8% 左右。人民币货币互换规模每增长 1 亿，国际化指数显著增长 0.8%。在控制了贸易规模（第 2 列）、出口强度（第 3 列）和国家类型（第 4 列）之后，统计结果仍然非常显著。但是国家类型对人民币国际化的影响比较大，这与李巍、朱艺泓（2014）的结论有一定程度的吻合，即人民币国际化可能有更多的地缘和政治考量。

表 4 面板模型主要回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	m1	m2	m3	m4
变量	rii	rii	rii	rii
Mswap	0.000847*** (0.000270)	0.000853*** (0.000260)	0.000866*** (0.000238)	8.78e-05 (0.000138)
Lgdp	0.519 (1.914)	0.174 (1.846)	0.428 (1.774)	0.0324 (0.115)
Pgdp	-1.99e-06 (7.06e-05)	7.91e-06 (6.81e-05)	-2.87e-05 (6.67e-05)	9.47e-06 (6.40e-06)
Exchangerate	0.000226*** (7.60e-05)	0.000229*** (7.30e-05)	0.000475** (0.000224)	5.22e-05 (4.80e-05)
Tradegdp		27.24** (11.53)	22.58** (10.49)	1.510 (1.267)
Exportimport			-1.563** (0.680)	-0.280 (0.254)

_Ictyclclass_2				0.809** (0.331)
_Ictyclclass_3				1.190*** (0.440)
Constant	-12.98 (48.76)	-5.000 (47.00)	-9.917 (45.68)	0.166 (2.818)
Observations	88	88	78	78
R-squared	0.270	0.337	0.447	0.173
Number of id	28	28	25	

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1 分别表示在 1%, 5%, 10% 的统计水平上显著。

为了显示区域、国家因素对于人民币国际化的重要影响, 接下来我们采用分类回归的办法, 针对 3 类国家和地区分别进行回归, 去除使用虚拟变量可能引起的回归误差。下表 (1) - (4) 列分别给出了亚太发达经济体、区域枢纽经济体、周边战略经济体的回归结果以及整体回归估计结果。可以看到人民币货币互换的影响程度分别为 0.4‰, 1‰ 和 1.9‰, 对战略经济体的影响最大。整体回归结果不显著, 显示了国家类别确实对人民币国际化起到了独特的作用。说明货币互换作用于人民币国际化的过程既有经济动因, 也有政治动因。

表 5 分地区回归估计

	(1)	(2)	(3)	(4)
	m1	m2	m3	m4
变量	rii	rii	rii	rii
Mswap	0.000478* (0.000269)	0.00103* (0.000560)	0.0194** (0.00495)	8.78e-05 (0.000138)
Lgdp	7.253** (3.202)	-1.185 (2.331)	0.958* (0.305)	0.0324 (0.115)
Pgdp	-0.000133 (8.50e-05)	-1.16e-05 (0.000119)	-0.000415* (0.000164)	9.47e-06 (6.40e-06)
exchangerate	0.000158 (0.000223)	0.0309 (0.0187)	-0.00147* (0.000547)	5.22e-05 (4.80e-05)
Tradegdp	19.65* (9.740)	282.0 (201.7)	-113.0** (31.72)	1.510 (1.267)
exportimport	-2.470** (0.895)	-5.332 (3.082)	-0.320 (0.878)	-0.280 (0.254)
_Ictyclclass_2				0.809** (0.331)
_Ictyclclass_3				1.190*** (0.440)
Constant	-189.0** (83.44)	30.89 (61.06)	-17.52* (6.845)	0.166 (2.818)

Observations	39	29	10	78
R-squared	0.677	0.514	0.924	0.173
Number of id	8	13		

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1 分别表示在 1%, 5%, 10% 的统计水平上显著。

上述统计结果较为直观显示了人民币货币互换对国际化指数的影响,说明货币互换对人民币国际化的影响巨大,特别是国家类型影响人民币的国际化。为了克服模型选择的偏误以及数据缺失带来的内生性问题,我们采用文献上广泛采用的动态面板进行稳健性检验,列(1)和列(2)分别估计了有汇率滞后项和没有汇率滞后项的估计,屏蔽了汇率冲击对国际化的影响。检验结果具有显著的稳健性,引入被解释变量的滞后 1 期数值,可以看到货币互换对人民币国际化指数的影响变小,大约为 0.2%。但是系数的方向仍然显著,只是变化更小了。

表 6 稳健性检验

	(1)	(2)
	m1	m2
变量	rii	rii
L.rii	0.961*** (0.0669)	0.907*** (0.0723)
mswap	3.05e-05* (8.00e-05)	0.000235* (0.000187)
lgdp	-0.349 (0.8532)	-0.362 (0.811)
pgdp	1.23e-05** (4.96e-06)	3.85e-05 (3.70e-05)
exchangerate	-0.000849** (0.000427)	-6.54e-05 (0.000223)
tradegdp	12.35 (9.3564)	13.00 (8.883)
exportimport	-0.462* (0.278)	-0.548 (0.359)
_Ictyclas_2	0.446* (0.236)	3.000*** (1.145)
_Ictyclas_3	0.808** (0.364)	1.532 (2.158)
L.exchangerate	0.00101** (0.000504)	
Constant	0.440* (0.261)	7.754 (21.13)
Observations	62	72
Number of id	23	24

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 分别表示在 1%, 5%, 10% 的统计水平上显著。

四、主要结论

2009 年至今,人民币货币互换累计规模大约为 52227 亿元人民币,2009-2015 年人民币国际化指数均值大约是 1.28,显示人民币国际化指数并不是太高。尽管人民币货币互换绝对量不是很大,但是对人民币的国际化具有重要影响。本文主要对人民币货币互换对国际化的影响进行了实证分析,文章发现:

(1) 人民币货币互换对国际化指数的影响非常显著,绝对弹性大约是万分之八左右。人民币货币互换规模每增长 1 亿,国际化指数显著增长 0.8%。未来人民币的国际化的空间还较大,货币互换的影响还会持续加强。

(2) 目前,人民币货币互换对国际化的影响渠道主要是通过贸易联系和地缘战略联系,通过对亚太发达经济体、区域枢纽经济体、周边战略经济体回归,可以看到人民币货币互换的影响程度分别为 0.4%, 1% 和 1.9%, 对战略经济体的影响最大。整体回归结果不显著,显示了国家类别确实对人民币国际化起到了独特的作用。说明货币互换作用于人民币国际化的过程既有经济动因,也有政治动因。

参考文献

- [1]. 杨荣海. 货币国际化与货币互换市场发展关系的实证分析[J]. 经济经纬, 2013 (5): 150-154.
- [2]. McDowell L. Working bodies: Interactive service employment and workplace identities[M]. John Wiley & Sons, 2011.
- [3]. 尹继志. 美国金融监管体系改革评析[J]. 金融发展研究, 2009 (2): 17-20.
- [4]. Fung H G, Yau J. Chinese offshore RMB currency and bond markets: The role of Hong Kong[J]. China & World Economy, 2012, 20(3): 107-122.
- [5]. 吴念鲁, 杨海平, 陈颖. 论人民币可兑换与国际化[J]. 国际金融研究, 2009 (11): 4-12.
- [6]. 李巍, 朱艺泓. 货币盟友与人民币的国际化——解释中国央行的货币互换外交[J]. 世界经济与政治, 2014 (2): 128-154.
- [7]. Liao S, McDowell D. Redback Rising: China's Bilateral Swap Agreements and Renminbi Internationalization[J]. International Studies Quarterly, 2015, 59(3): 401-422.
- [8]. 人民大学国际货币研究所[J]. 人民币国际化报告, 2012-2015.
- [9]. Acharya V, Philippon T, Richardson M, et al. The financial crisis of 2007 - 2009: Causes and remedies[J]. Financial markets, institutions & instruments, 2009, 18(2): 89-137.
- [10]. Goldberg L S, Tille C. Vehicle currency use in international trade[J]. Journal of international Economics, 2008, 76(2): 177-192.
- [11]. Subacchi P. One Currency, Two Systems: China's Renminbi Strategy[M]. London: Royal Institute of International Affairs, 2010.
- [12]. 中国人民银行签署货币互换协议情况, <http://www.pbc.gov.cn/>.

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

厦门国金

XFinTech

资产证券化专业服务商

ASSET BACKED SECURITIZATION SPECIALIST



0755-26418011

xft@xfintech.com.cn

深圳市福田区深南中路1001号
2468号怡化名苑大厦20楼