

I 国际货币评论

International Monetary Review

主编: 张杰



社会融资规模与金融业综合统计

尊重价值规律: 人民币汇率形成机制改革未来之出路

经济发展新常态下完善我国货币政策体系面临的挑战

巴塞尔协议III净稳定融资比率对商业银行的影响

陈雨露

管涛

潘敏

李明辉、刘莉亚、黄叶蕊

IMI 顾问委员会

Edmond Alphandery

Yaseen Anwar

Steve H. Hanke

Robert A. Mundell

Li Ruogu

李若谷

Li Yang

李扬

Pan Gongsheng

潘功胜

Su Ning

苏宁

Wang Zhaoxing

王兆星

Xia Bin

夏斌

Joseph C.K. Yam

任志刚

IMI 学术委员会

主席

Chen Yulu

陈雨露

(以姓氏拼音为序)

Ben Shenglin

贲圣林

Cao Tong

曹彤

Chen Weidong

陈卫东

Ding Zhijie

丁志杰

Ding Jianping

丁剑平

E Zhihuan

鄂志寰

Robert Elsen

Feng Bo

冯博

Tomoyuki Fukumoto

Guo Qingwang

郭庆旺

Hu Xuehao

胡学好

Huang Jinlao

黄金老

Ji Zhihong

纪志宏

Jiao Jinpu

焦瑾璞

Jin Yu

金煜

Jaya Josie

Rainer Klump

Li Wenhong

李文泓

Il Houng Lee

李一衡

Liu Jun

刘珺

Liu Qingsong

刘青松

Lu Lei

陆磊

David Marsh

Juan Carlos Martinez Oliva

Miao Yufeng

苗雨峰

Herbert Poenisch

Qu Qiang

瞿强

Alain Raes

Alfred Schipke

Anoop Singh

Sun Lujun

孙鲁军

Wanda Tseng

曾颂华

Tu Yonghong

涂永红

Wang Yi

王毅

Wang Yongli

王永利

Wei Benhua

魏本华

Xuan Changneng

宣昌能

Zhang Jie

张杰

Zhang Xiaopu

张晓朴

Zhang Zhixiang

张之骏

Zhao Haiying

赵海英

Zhao Xijun

赵锡军

Zhou Daoxu

周道许

Zhuang Yumin

庄毓敏

IMI 管理团队

所长

Zhang Jie

张杰

Cao Tong

曹彤

执行所长

Ben Shenglin

贲圣林

副所长

Tu Yonghong

涂永红

Song Ke

宋科

【IMI 动态·5月简讯】

- 5月2日至7日，IMI执行所长贲圣林、副所长涂永红、所长助理曲强、研究员钱宗鑫一行与来自中国人民银行、中德金融经济中心（SGC）、德国国际合作机构（GIZ）的21名政府官员、专家学者和企业代表一同赴德国访问，并进行“一带一路”中德投资合作的调研。
- 5月8日下午，由中国人民大学财政金融学院货币金融系和国际货币研究所（IMI）联合主办的大金融思想沙龙（第31期）暨马工程重大项目“防范和化解经济金融风险研究”内部研讨会在明德主楼714会议室举行。本次沙龙特别邀请到中国银行国际金融研究所常务副所长陈卫东担任主讲嘉宾，就“人民币国际化及离岸市场定价”发表主题演讲。国家外汇管理局原副局长魏本华出席会议并对演讲进行点评。本期沙龙由中国人民大学财政金融学院副院长赵锡军主持。
- 5月11日，《IMF历史系列书籍》翻译出版项目第六次工作会议在中国金融出版社举行。翻译工作组组长、国家外汇管理局原副局长魏本华，中国人民银行国际司原司长张之骏，中国人民银行人事司副司长郑五福，中国金融出版社副总编王璐，对外合作图书编辑部主任何为，IMI副所长涂永红、宋科以及各卷负责人出席会议。会议由翻译工作组联席组长、中国金融出版社社长魏革军主持。
- 5月23日晚，由中国人民大学国际货币研究所（IMI）与国际货币金融机构官方论坛（OMFIF）联合举办的2016城市论坛在北京举行。美联储圣路易斯联储主席、美联储货币政策会议成员詹姆斯·布拉德（James Bullard）出席论坛并发表演讲。论坛由IMI学术委员，OMFIF常务董事、执行总裁David Marsh主持。
- 5月24日，由中国人民大学国际货币研究所（IMI）、货币金融机构官方论坛（OMFIF）、中国银行国际金融研究所、中国建设银行（CCB）联合举办的首届“人民币联络网（RLN）论坛”在人民大学成功举行。本次论坛主题为多元储备货币体系的发展，由IMI顾问委员、货币金融机构官方论坛联席主席David Marsh和IMI执行所长、浙江大学互联网金融研究院院长贲圣林担任主持。
- 5月28日下午，由中国人民大学财政金融学院货币金融系与国际货币研究所（IMI）联合主办的大金融思想沙龙（第32期）暨马工程重大项目“防范和化解经济金融风险研究”内部研讨会在人民大学举行。本次沙龙邀请到中国人民大学中国普惠金融研究院院长贝多广担任主讲嘉宾，针对“中国普惠金融：理念、挑战和前景”这一主题发表演讲。IMI学术委员、国家外汇管理局原副局长魏本华担任点评嘉宾，IMI副所长宋科主持沙龙。



IMI

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

目 录

【卷首】

社会融资规模与金融业综合统计 ————— 陈雨露 01

尊重价值规律：人民币汇率形成机制改革未来之出路 ————— 管涛 07

关于人民币汇率制度改革的几点思考 ————— 孙鲁军 16

经济发展新常态下完善我国货币政策体系面临的挑战 ————— 潘敏 29

量化宽松货币政策调整对人民币汇率变动的影响分析 ————— 路妍、吴琼 38

巴塞尔协议Ⅲ净稳定融资比率对商业银行的影响

——来自中国银行业的证据 ————— 李明辉、刘莉亚、黄叶菴 57

银行资本监管与系统性金融风险传递

——基于 DSGE 模型的分析 ————— 王擎、田娇 76

人民币汇率、企业出口边际与出口动态 ————— 佟家栋、许家云、毛其淋 103

【卷首】

社会融资规模与金融业综合统计

陈雨露¹

党中央、国务院高度重视金融业综合统计工作。2015年10月，习近平总书记在《关于〈中共中央制定国民经济和社会发展第十三个五年规划的建议〉的说明》中明确指出，要“统筹负责金融业综合统计，通过金融业全覆盖的数据收集，加强和改善金融宏观调控，维护金融稳定”。2016年3月，李克强总理在《政府工作报告》中提出，“稳健的货币政策要灵活适度，今年广义货币M2预期增长13%左右，社会融资规模余额增长13%左右。”这是《政府工作报告》首次提出社会融资规模余额增长目标，标志着社会融资规模与广义货币供应量一起成为货币政策的调控指标。

在2016年人民银行工作会议上，周小川行长提出，要加快推进金融业综合统计体系建设，积极开展地区试点。2016年4月，人民银行和银监会、证监会、保监会决定在天津、广东、浙江、安徽四省市开展金融业综合统计试点工作，我国金融业综合统计工作进入了新的发展阶段。

编制社会融资规模，开展金融业综合统计，是经济金融形势快速发展的必然要求

金融创新快速发展。近年来，我国金融业发展明显加快，形成了多样化的金融机构体系，金融市场交易规模和交易方式日趋多元和复杂，融资渠道、金融工具、金融产品日益丰富。这使得贷款在社会融资规模中的比例明显下降，其他方式融资的规模与占比显著上升。2015年，除人民币贷款外的其他方式合计融资4.1万亿元，是2002年的25倍；占社会融资规模增量的26.9%，比2002年提高了18.8个百分点。其中，直接融资达3.7万亿元，是2002年的37倍；银行表外融资5778亿元，而在2002年这些表外业务量几乎可以忽略不计。随着金融创新的快速发展和资产流动性的快速上升，金融体系的内在关联性与复杂性大幅提升，金融风险集聚、扩散、传染路径更加复杂和隐蔽，这对传统的金融统计分析框架及其有效性、准确性提出了严峻挑战。

1 陈雨露，中国人民大学国际货币研究所学术委员会主任、中国人民银行副行长

货币传导机制变化。从传统意义上讲，货币政策传导机制主要依赖银行体系，只要把银行业的情况搞清楚，就基本上能够掌握货币政策的传导过程和实施效果。但是，随着新型金融业态的不断涌现，我国金融业已经从过去单一的银行业，演变为银行、证券、保险等多业并存的大金融业。截至 2015 年末，我国金融业（涵盖银行业金融机构、证券公司、期货公司和保险公司，不包括中央银行）总资产达 218.71 万亿元，比 2006 年末增长了 4 倍。其中，银行业、保险业和证券公司总资产分别为 199.35 万亿元、12.36 万亿元和 7.01 万亿元，分别比 2006 年末增长了 3.5 倍、5.3 倍和 8.8 倍，保险业和证券公司的资产扩张速度明显快于银行业。虽然银行体系仍然是我国货币政策传导的主要渠道，但金融体系结构的深刻变化使货币政策的操作环境、传导渠道发生了重大改变，保险公司和证券公司的投资经营行为对商业银行的影响也日益加深。

金融调控面临挑战。一方面，从实施货币政策的角度来看，目前，人民币贷款已不能完全反映金融与经济的关系，也不能全面反映实体经济的融资规模。货币与信贷的关系变得日益模糊，两者的匹配程度不断下降。理论研究与政策操作都需要能全面、准确地反映金融与经济关系的更大口径的统计指标。另一方面，从维护金融稳定的角度来看，近年来，国际金融组织和各国央行对中央银行职能的认识不断深化，除负责制定和实施货币政策外，还特别强调中央银行要加强宏观审慎管理，有效防范系统性金融风险，维护金融稳定和金融安全。要履行好上述职能，中央银行的判断和决策必须基于对大量经济金融数据信息的掌握，不但要求及时和准确获得信息，而且要求扩大统计和监测范围，掌握更为丰富的信息，全面把握金融业整体运行和发展状况。

国际金融危机教训。美国次贷危机之所以会迅速演变成大萧条以来最严重的国际金融危机，一个重要原因是当时的金融统计制度存在严重缺陷，危机发生前无法全面反映金融业发生的深刻变化并及时预警，危机发生后又无法通过统计信息准确地判断和评估危机扩散程度以及传染风险。为此，国际金融组织和主要经济体中央银行深刻总结经验教训，纷纷强化央行职能，修订法律框架，完善统计制度，扩大统计范围。中央银行的金融统计已从传统的围绕货币政策的职能统计，转向既为货币政策服务、又为维护金融稳定和金融监管服务的全面统计，构建起银行、证券、保险及境内外相互协调的综合金融统计体系。同时，通过统计信息标准化等手段，从源头上推动和促进各类金融信息的共享与协调。

金融统计客观需求。近年来，我国金融统计工作取得了长足发展。但现行的以部门统计、职能统计和静态统计为主的金融统计体系仍存在不足，主要表现在以下方面：金融统计覆盖

范围不全，宏观经济金融形势监测所需的部分金融行业统计信息不足；创新型金融机构和结构型金融产品统计信息缺失；风险传染监测手段严重不足，缺乏跨机构、跨市场、跨境交易的横向监测；信息共享基础薄弱，统计分类、标准和定义各异，无法以整体视角审视金融市场风险。

编制社会融资规模，是开展金融业综合统计工作的先行探索和有益尝试

为应对国内外复杂多变的经济金融形势，满足宏观调控的实际需要，人民银行于 2010 年 11 月开始研究、编制社会融资规模指标。2010 年 12 月召开的中央经济工作会议首次提出“保持合理的社会融资规模”这一概念。2011 年初，人民银行正式建立社会融资规模增量统计制度，并开始按季向社会公布社会融资规模增量季度数据，2012 年起改为按月公布；自 2014 年起，按季公布各地区（省、自治区、直辖市）社会融资规模增量统计数据；自 2015 年起，开始编制并按季发布社会融资规模存量数据，2016 年起改为按月发布。至此，社会融资规模已经形成了一个涵盖增量和存量、绝对额和增速、年度和月度数据、全国和地方数据的相对完整的指标体系。

社会融资规模统计和金融业综合统计之间存在十分密切的关系。一方面，编制社会融资规模是金融业综合统计的先行探索。社会融资规模是一个高度概括的指标，是指实体经济（非金融企业和住户）从金融体系获得的资金。其中，增量指标是指一定时期内（每月、每季或每年）获得的资金额，存量指标是指一定时期末（月末、季末或年末）获得的资金余额。这里的金融体系是整体金融的概念：从机构看，包括银行、证券、保险等金融机构；从市场看，包括信贷市场、债券市场、股票市场、保险市场以及中间业务市场等。而金融业综合统计是金融领域的一项基础性工作，是指以金融机构数据元为采集依据，以统计信息标准化为手段，对包括银行业、证券业、保险业等资产、负债、损益以及风险情况的统计。因此，社会融资规模统计实际上是金融业综合统计的一个先行探索。社会融资规模的统计实践，密切了综合统计各相关部门的工作联系，有助于扩大金融业综合统计的社会认知度和影响力，为在更大范围内推进金融业综合统计积累了重要经验。

另一方面，金融业综合统计是完善社会融资规模统计监测的有效工具。金融业综合统计体系将为社会融资规模统计提供有力支撑。社会融资规模统计既涉及金融机构的资产负债统计，又涉及企业通过金融市场筹集资金的情况；既涉及信贷资产的提供者，又涉及信贷资产的持有者；既涉及从存量计算流量，又涉及用流量测算存量。因此，社会融资规模统计需要

一个系统的、全面的统计体系作为支撑，以确保数据的可靠性及其来源的稳定性。这个体系就是涵盖银行、证券、保险等金融机构以及金融市场的金融业综合统计体系。同时，金融业综合统计是进一步提升社会融资规模统计质量的有效途径。目前，社会融资规模主要基于金融机构和可获得的金融市场数据进行编制，涉及的部门多、数据广。部分原始数据采集时间较晚，不少数据为单指标采集，难以进行准确校验。随着金融市场的快速发展和金融创新的持续推进，新的融资渠道还会不断涌现，条件成熟时应将它们计入社会融资规模，以不断充实社会融资规模的统计内容。金融业综合统计就是针对中央银行、金融性公司的资产、负债、风险情况和金融市场交易情况而开展的统计和调查，能有效支持社会融资规模统计。

社会融资规模和货币供应量是一个硬币的两个面，从不同的维度反映货币政策传导过程

社会融资规模与货币供应量，分别反映了金融机构资产负债表的资产方和负债方，是一个硬币的两个面。两者具有不同的经济含义，分别从不同的方面反映了货币政策传导的过程，两者互为补充、相互印证、不可替代。

（一）社会融资规模和货币供应量分别从金融机构的资产方和负债方统计，二者相互补充

在人民银行推出社会融资规模概念的初期，有一种解读认为社会融资规模是货币供应量统计口径的扩大。这实际上是一种误解。

首先，两者统计的视角不同。从金融性公司概况看，资产方主要体现为金融机构对实体经济的资金支持，包括人民币贷款、外币贷款、委托贷款及信托贷款的投放；非金融性企业及其他部门股票以及企业债券的持有；投资性房地产和银行承兑汇票等。负债方主要体现为金融机构的货币创造和社会流动性增加，包括流通中现金、非金融性企业及其他部门存款、非居民存款、居民储蓄存款和证券公司客户保证金存款等。

社会融资规模是从金融机构资产方和金融市场发行方进行统计，是从全社会资金供给的角度反映金融对实体经济的支持。也就是说，社会融资规模是金融体系的资产，是实体经济的负债，其内容涵盖了金融性公司资产负债表中资产方的多数项目。而货币供应量正好相反，是从金融机构负债方统计，是金融机构的负债，是金融体系对实体经济提供的流动性和购买力，反映了社会的总需求。

其次，两者的统计功能有差异。货币供应量指标可以按流动性高低划分出若干个层次，

但其主要反映的是全社会的流动性总量，难以准确衡量某个地区或者某个行业的流动性情况。而社会融资规模指标既能完整反映实体经济从金融体系获得的资金总额，也能具体反映实体经济通过不同金融工具融资的结构，以及不同行业、地区、部门融资结构的变化。社会融资规模指标克服了货币供应量等总量指标存在的结构数据缺失、信息反映不足、政策透明度不高等问题。

最后，社会融资规模统计的是整个金融体系，而货币供应量仅从存款性金融机构进行统计。货币供应量所代表的流动性并不直接作用于实体经济，而社会融资规模更能反映金融体系对实体经济的资金支持。

（二）社会融资规模和货币供应量分别是货币政策传导机制信用观点和货币观点在货币政策实践中的具体体现

从金融机构负债和资产两个角度出发，货币政策传导机制理论研究大体可分为货币观点（负债方）和信用观点（资产方）两大流派。货币观点认为，观察货币政策的传导过程及效应，只需要观察商业银行等金融机构的负债方（即货币）即可，资产方的贷款、债券、股票等可以归纳为“债券”；负债方处于货币政策传导的核心位置，资产方则被忽略了。

从20世纪50年代以来，托宾、斯蒂格利茨以及伯南克等经济学家指出，货币观点存在的前提和基础并不符合实际情况。他们认为，市场竞争并不完全，信息也并不充分，信用创造的过程远非完善，贷款、债券、股票等非货币金融资产之间的差异明显。如果忽略这些差别、将这些非货币金融资产简单归纳为“债券”可能并不恰当。基于此，他们提出并最终形成了货币政策传导的信用观点，即以货币为代表的负债方并不能全面反映货币政策的传导过程和影响，贷款、债券、股票等资产方也能反映货币政策对实体经济的影响。

货币观点和信用观点分别从金融机构负债和资产两个方面，阐述了货币政策传导的机理。根据货币观点，货币政策应该以金融机构负债方的货币供应量作为中间目标。而信用观点则表明，货币政策还应监测资产方的贷款和社会融资规模。因此，社会融资规模和货币供应量，分别是货币政策传导机制信用观点和货币观点在货币政策实践中的具体体现。

（三）实证研究的结果

大量统计和计量分析表明，社会融资规模和货币供应量，与货币政策最终目标和操作目标之间存在较强的相关性，两者对货币政策最终目标的影响以及对操作目标的反应大体是一致的。货币供应量长期扮演货币政策中介目标的角色，作为来自于资产端的“镜像”指标，社会融资规模是对货币供应量的有益对照和补充，两者从不同的维度更加丰富地反映货币政策

的传导过程。

进一步完善社会融资规模，积极推进金融业综合统计

主动适应现代经济金融发展的需要，完善社会融资规模指标，推动金融统计从分散的专业部门统计向统一的、标准化的综合性统计转变，是金融管理部门的共识和共责。要进一步加强部门间的沟通协作，形成有效的工作合力，共同推动相关工作向更宽领域、更深层次迈进。

一是继续完善社会融资规模指标。跟踪分析私募基金、新三板、境外股票融资、信贷资产证券化等金融创新对社会融资规模指标的影响，继续完善社会融资规模统计制度。研究国外信用总量指标统计状况，深入分析社会融资规模与经济发展的关系。继续加强对外宣传，完善统计数据发布制度，进一步扩大社会融资规模统计指标的社会影响力。

二是进一步推动金融业综合统计。在金融监管协调部际联席会议框架下，加强部门间的沟通合作，共同完善并实施金融监管信息共享和金融业综合统计协调机制，进一步厘清现有行业统计指标与金融业综合统计核心指标的对应关系。稳步推进天津等四省市金融业综合统计试点工作，完善金融业综合统计框架，探索编制金融业资产负债表，及时总结好的经验做法，为在全国范围内推进相关工作奠定坚实基础。

三是大力推进金融统计标准化。统一和标准化的核心指标体系是进行报表合并、编制金融业资产负债表和金融概览、进行跨机构和跨市场统计监测的基础。继续加强金融业综合统计监测体系的基础性研究，了解主要国家开展类似统计的实践经验。会同有关部门共同研究确定金融业综合统计核心指标统计框架，从宏观层面统一金融部门、金融工具统计分类和编码，构建与宏观统计相协调、与金融市场发展相适应、科学合理的金融业综合统计核心指标和分析框架。有计划地从大类指标开始，采用分阶段、分步骤的方式，从易到难，从简到全，推动统计指标、统计分类等标准逐步在金融业各子行业落地生根。

尊重价值规律：人民币汇率形成机制改革未来之出路

管涛¹

【摘要】“8.11”汇改，人民币汇率市场化改革又迈出重大步伐。进一步深化人民币汇率机制改革，必须尊重“价值决定价格、价格围绕价值上下波动”的价值规律。为此，要让市场在汇率形成中发挥越来越大的作用；要坚持强势人民币理念，不为市场预期所左右；要克服浮动恐惧，逐步调整适应人民币汇率双向波动新常态。同时，央行要保持对外汇市场的适度调控，防止汇率短期内过度波动或者长期偏离均衡水平。

【关键词】价值规律；市场汇率；均衡汇率

十八届三中全会通过的《关于全面深化改革若干重大问题的决定》明确提出，要发挥市场在资源配置中的决定性作用。发展社会主义市场经济，就必须尊重和遵循市场经济的一般规律，而价值规律就是市场经济最主要的基本规律之一。2015年8月11日，人民银行优化人民币兑美元汇率中间价报价机制（即“8.11”汇改），这是人民币汇率形成市场化改革的延续，是完善金融市场体系、发展更高层次开放型经济的内在要求。2015年底特别是进入2016年以来，境内外人民币外汇市场震荡加剧，汇改步入新阶段。准确、完整地认识和理解价值规律，可以进一步坚定深化人民币汇率形成机制改革的信念，明确下一步改革的方向。

一、人民币汇率形成市场化改革正处于深水期

1994年初外汇体制改革，人民币官方汇率与（外汇调剂）市场汇率并轨，我国确立了以市场供求为基础、有管理的浮动汇率安排。过去二十多年来，按照主动、渐进、可控的原则推进改革，让市场供求在汇率形成中发挥越来越大的作用，人民币挂牌汇率的浮动区间限制已经取消，银行间市场人民币兑美元交易价的日浮动区间也逐渐扩大，人民币汇率双向浮动的弹性不断增强并逐渐趋向均衡合理水平。2012年起，国际货币基金组织（IMF）在年度磋商报告中将对人民币汇率水平的评估结论由“显著低估”改为“中度（或温和）”

¹管涛，经济学博士，中国金融四十人论坛高级研究员

低估”（IMF，2012）。2015年5月，IMF更是对外明确宣称“人民币汇率水平已不再低估”（IMF，2015）。

对人民币汇率中间价报价机制的管理，是实行人民币汇率“有管理浮动”的重要内容。长期以来，人民币汇率中间价在引导市场预期、稳定汇率方面发挥了重要作用。中间价成为汇率政策操作的重要中介目标，也是市场解读汇率政策取向的重要窗口。但由于人民币汇率中间价形成透明度不高，供求信息反映不全面，加上中间价波动率较低，导致银行间市场交易价与中间价长期背离。在单边市场环境下，虽然银行间市场汇率波幅不断扩大，但交易价通常持续在中间价的升值或者贬值区间浮动，使中间价很多时候成为一个不可交割的价格，影响了其代表性和权威性，同时也导致交易价动辄涨停或者跌停，制约汇率整体弹性的改善。

“8.11”汇改，人民币兑美元汇率中间价报价机制回到了以上日收盘价作为主要定价基础的做法。这有利于提高中间价形成的市场化程度，保持价格的连续性和透明度，较好解决前述两种价格的背离问题，提升中间价的市场基准地位，并拓宽市场汇率的实际运行空间。以中间价形成的市场化作为突破口，触及了汇率改革的核心内容，走出了长期以来人民币汇率“管得多、动得少”的怪圈，为完善人民币汇率市场化形成机制打开了新局面。

过去二十多年，是人民币汇率走出螺旋式贬值，从弱势货币逐渐成长为世界新兴强势货币的时代。同一时期的汇率机制改革，也基本是在人民币汇率升值的市场环境下进行的。然而，最近一次改革却是直面人民币汇率贬值的压力。受内部经济下行和外部美元走强的影响，自2014年二季度以来，我国经历了持续的资本净流出、外汇储备减少。2014年6月末外汇储备余额达到3.99万亿美元的历史高点，此后开始见顶回落，到2015年6月末累计下降2994亿美元，其中剔除估值影响后的外汇储备实际降幅达962亿美元。汇改前夕，人民币汇率交易价就已较长时期在中间价的贬值区间波动，境外人民币汇率CNH相对境内人民币汇率CNY也长期在偏弱的方向。“8.11”汇改，人民币兑美元汇率中间价主要参考上日收盘价确定，人民币汇率下跌是市场化的自然结果。

“8.11”汇改的直接后果是人民币与美元意外加速脱钩，这一定程度造成了市场情绪波动，加剧了外汇市场震荡。8月份当月，人民币兑美元中间价下跌4.3%，境内交易价CNY下跌2.6%，境外交易价CNH下跌3.5%，境内外日均差价由上月63个基点扩大至491个基点。同期，外汇市场供不应求的缺口（银行即远期结售汇逆差合计）由上月561亿美元增至939亿美元，外汇储备余额由上月减少425亿美元增至减少939亿美元。

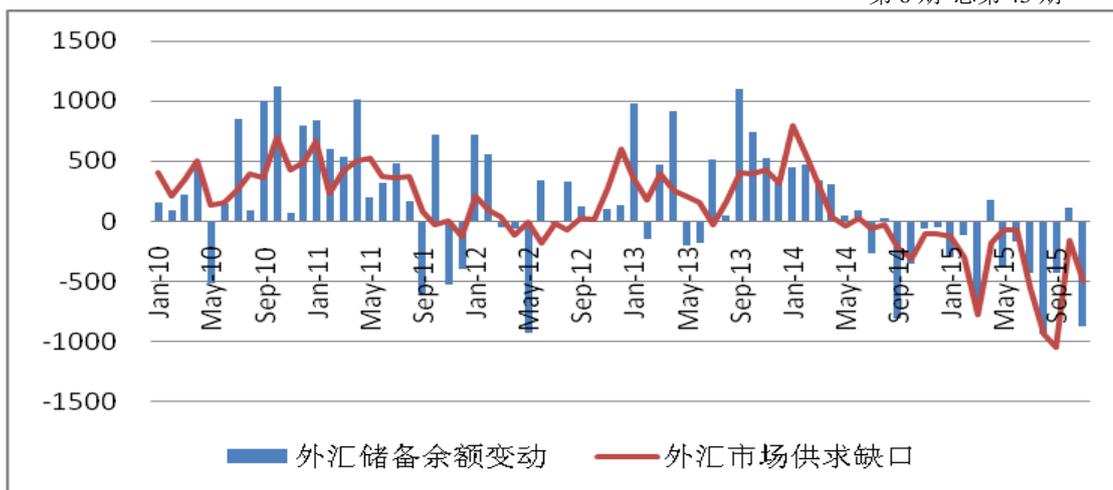


图1 2010年-2015年外汇储备变动与外汇市场供求状况（单位：亿美元）

资料来源：中国人民银行；国家外汇管理局。

为维护外汇市场平稳运行，防止市场恐慌情绪进一步蔓延，当局配套采取了包括提供外汇流动性、引入人民币外汇衍生品交易外汇风险准备制度、加强银行结售汇及跨境人民币业务真实性审核要求等在内的一系列干预措施。到2015年底，全年人民币兑美元中间价下跌5.8%，CNY下跌4.3%，CNH下跌5.4%。但全年国际清算银行编制的人民币名义和实际有效汇率指数分别升值3.7%和3.9%，人民币仍不改强势货币特征（见图2）。与此同时，随着交易价围绕中间价上下波动，人民币汇率中间价成为一个可交割的价格，提高人民币汇率中间价市场化程度和基准性的两个改革目标均已初步实现（中国人民银行，2015）。

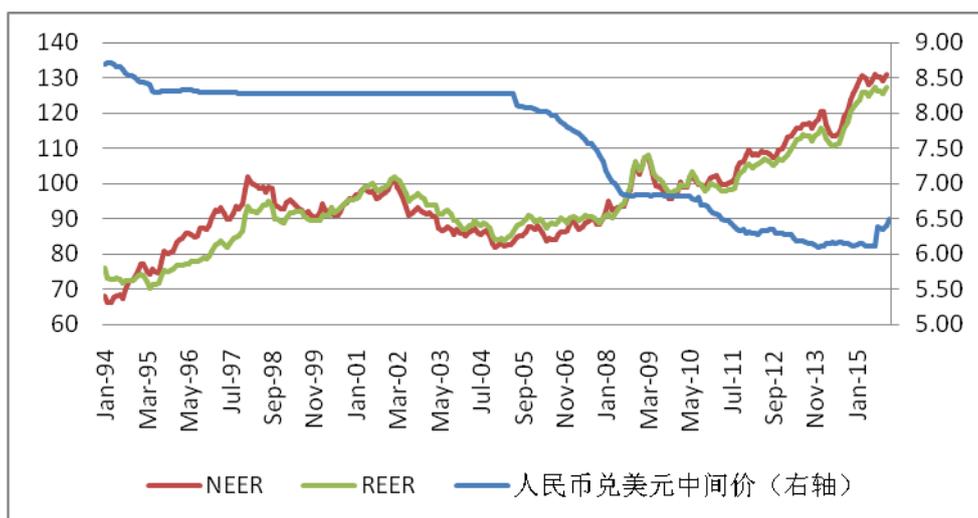


图2 1994年-2015年人民币汇率中间价和有效汇率变动（单位：元人民币/美元；2010=100）

资料来源：国际清算银行；中国人民银行。

然而，人民币汇改依然是进行时而非完成式。当前，尽管当局一再强调中国不会加入到竞争性贬值和货币战争，并多次重申人民币不存在持续大幅贬值的基础，但是海内外人民币

汇率贬值压力和贬值预期依然甚嚣尘上。短短一年时间，与 2014 年初市场普遍预期人民币汇率将进入五时代的氛围大相径庭。2016 年第一周，在岸和离岸市场人民币汇率均创下近五年来的新低，境内外人民币汇率价差达到上千点。推进人民币汇率形成机制改革仍面临两难处境：如果继续强调让市场发挥作用，则人民币汇率有可能进一步下跌，刺激资本外流，影响市场信心和金融稳定；如果继续强调维持汇率稳定，则汇率市场化改革和扩大金融开放有可能暂时搁置，同时贬值预期挥之不去，资本管制的效果不断降低，外汇储备还可能进一步消耗。

二、公布汇率指数是进步但非人民币汇率形成机制改革的全部

2015 年 12 月 11 日，当局官网上转发了中国外汇交易中心（CFETS）编制的三种口径的人民币汇率指数（也称多边汇率或名义有效汇率指数）及其配发的相关评论文章。近期更由央行官员对其进行了系统、全面的解读（马骏，2016）。这引起了海内外对于当局改进人民币汇率调控方式的热烈讨论。

客观地说，相比于双边汇率指标，评估一种货币的对外币值变化，用多边汇率可能更为科学，是一种进步。因为如果美元兑日元升值、而兑欧元贬值，不论用哪种货币对的双边汇率都是难以准确评价的。同时，以不同方式构建的篮子货币，可以满足不同的评价目标：如果采用贸易加权的方式，就可以较好评估出口竞争力或者进口成本的变化；如果采用币种加权的方式，就可以较好评估实际购买力或者对外债务负担的变化，等等。新加坡采取的不对外公布区间的、爬行盯住一篮子货币的（band, basket, crawling, 即 BBC）有管理浮动的汇率调控方式，就被奉为这类实践的一个成功典范（邢毓静，2004；丁志杰和邵小倩，2005）。

然而，具体实践中，篮子货币或者汇率指数也有其局限性。首先，无论盯住双边汇率还是盯住多边汇率，都是盯住汇率安排，都不完全符合汇率市场化改革方向，也都会影响货币政策的独立性。其次，参考汇率指数调控汇率走势，并不能改变关键货币（通常也是境内外汇市场的干预货币）在国际市场升值时人民币兑这种货币贬值、贬值时人民币兑其升值的市场预期，而汇率预期正是困扰汇率市场化改革的主要因素。第三，参考汇率指数调控汇率走势，只能缓解关键货币汇率强弱造成的外部冲击，却无法解决国内经济强弱带来的内部冲击。第四，用不同方式编制的汇率指数变化，本身结果就是有差别的。如中国外汇交易中心编制的三个口径的人民币汇率指数，到 2015 年底，就有两种相对上年底的基期是上涨的，一种是下跌的。究竟以哪个作为参照，恐怕无从决断或判断。最后，无论以哪种方式编制的汇率

指数都是主观的，并不代表市场一致认可的和自主出清的均衡汇率水平。如进出口商可能更多关注贸易加权的汇率指数变化，而对外投融资者则更多关注币种加权的汇率指数变化。二者观察角度的差异，就可能造成市场预期和交易策略的分歧。

三、价值规律是解释当前人民币汇改困境成因的最佳答案

价值规律是市场经济的基本规律，凡是有生产和交换的地方，就必然会有价值规律。第一个对价值规律做出比较系统的论述的，是资产阶级古典政治经济学的创立者亚当·斯密。他在《国富论》（严复译，2012）一书的第一篇第七章《论商品的自然价格和市场价格》中，论述了自然价格与市场价格的关系，指出市场价格会受供求影响而上下波动，但自然价格起着“中心价格”的作用。各种意外的因素会把市场价格抬到自然价格以上或强抑到自然价格以下，但不管有什么障碍，市场价格终究会被吸引趋向于接近自然价格。这里的“自然价格”或者“中心价格”就是指价值。

实际上，价格与价值相一致是偶然的，不一致却是经常发生的。这是因为，价格虽然以价值为基础，但还受到多种因素的影响，使其发生变动。一般情况下，影响价格变动的最主要因素是供求关系。在市场上，当某种商品或资产供不应求时，其价格就可能上涨到价值以上；而当商品或资产供过于求时，其价格就会下降到价值以下。同时，价格的变化会反过来调整和改变市场的供求关系，使得价格不断围绕着价值上下波动。

归根结底，价值规律的基本内容是“价值决定价格”，表现形式是“价格围绕价值上下波动”。市场经济规律是不以人的意志为转移的客观存在。规律只可能迟到，却绝不会缺席。

2015年，A股市场从疯涨到急跌，再到市场回升的循环演变，其深层次原因就是价值规律在股市运行中发挥作用。首先，在市场普遍认可4000点是牛市新起点、6000点指日可待、10000点也可争朝夕的情况下，期待股市出现“慢牛”行情是不可能的，必然是大量投资者以加杠杆方式冲入股市，推动上证综指迅速涨到5000点以上。其次，即便过6000点、破10000点是大多数投资者的美好愿望，但没有经济基本面支持的股市是走不远的，最终股指掉头向下，在去杠杆的市场力量推动下，出现流动性枯竭的中国式股灾。再次，期间尽管当局采取了许多救市措施，但因股市估值过高效果欠佳，仍不能扭转股指继续大幅的下跌，只是当股市调整较为充分后，才走上了“自我调整、自我修复”之路。最终，虽然经历了股市的急涨骤跌，但全年上证指数上涨9.4%，深圳指数上涨15.0%，涨幅仍位居世界前列。

用价值规律同样也可以解释导致当前汇改陷入困境的主要原因。“价值决定价格”意味着

市场汇率不可能偏离均衡汇率太远，“价格围绕价值上下波动”则意味着不能指望市场汇率稳定在均衡合理水平上。这次汇改虽然面临人民币汇率贬值压力，但当局的基本判断是人民币汇率接近均衡水平，中国的宏观经济基本面不支持人民币汇率大幅贬值，这是当局认为当前市场反应不够理性的原因所在。然而，均衡汇率是合理汇率水平的理论价值，并无市场公认的、统一的标准或模型。即便是政府，也没有天然的优势，能够预知均衡汇率的具体水平。均衡汇率不是计算出来的，而是交易中市场试错试出来的。正如 1994 年初汇率并轨，人民币汇率一次性将官方汇率 5.80 元人民币/美元并到市场汇率 8.70 元人民币/美元，但当时市场普遍预期人民币汇率将破九望十，市场看空情绪强烈。最终，不是说教而是事实教育了市场。当年人民币汇率不跌反升了 2.9%，外汇储备规模翻了一番。从此，人民币走上了新兴强势货币之路，外汇储备规模从区区 200 亿美元最高增至近 4 万亿美元。当年做空人民币的，过去二十年基本再没有机会翻身。

如果不让价值规律在外汇市场运行中发挥作用，人为抑制汇率的正常波动，只会刺激无风险套利，令升值或贬值预期无法得到有效释放，反而可能形成预期自我强化、自我实现的汇率超调。现在关于境外存在廉价资金的认识，实际就是一种货币幻觉。当汇率波动后，境内基于利率平价理论对外币敞口进行风险对冲时，利差交易的条件就会受到很大影响。2008 年全球金融海啸以来，我国本外币外债大幅攀升，正是由于汇率弹性不足导致的市场扭曲（见图 3）。经历了 2015 年三季度汇率贬值预期下的加速去杠杆进程，有助于我们对于人民币外债的本外币双重属性有更加深刻而清醒的认识。人民币外债对于境内机构虽然没有货币错配，但其对应的是境外机构和个人持有的人民币资产，境外人民币资产持有者却存在货币错配。我方人民币外债减少伴随着境外减持人民币资产的过程（见图 4），同样会给在岸或者离岸人民币汇率带来下跌的压力。而收敛境内外人民币汇率的差价，同样会消耗外汇储备而不是人民币。所以，离岸人民币于我仍是外汇属性，于外才是人民币属性。

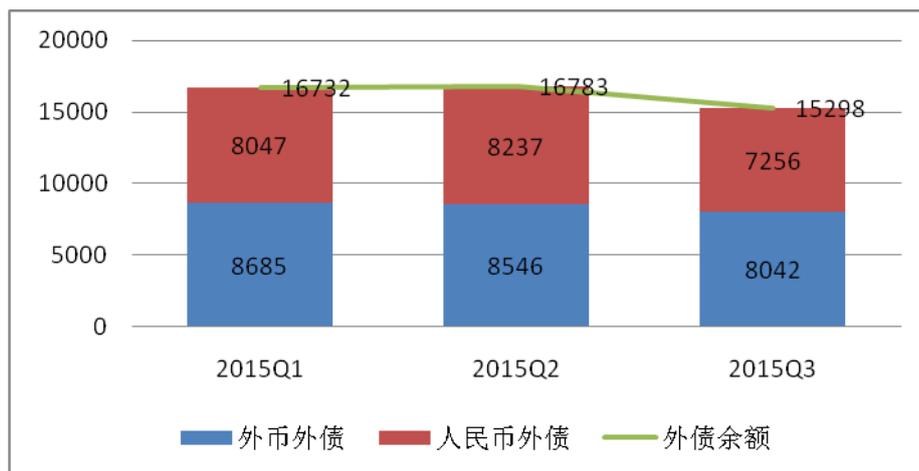


图3 2015年本外币外债变动情况（单位：亿美元）

资料来源：国家外汇管理局。

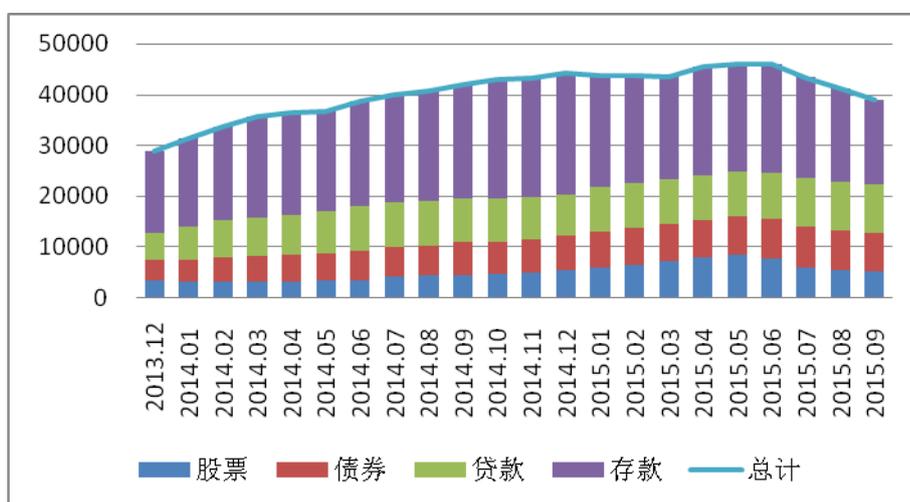


图4 2013年-2015年境外机构持有的人民币金融资产（单位：亿元人民币）

资料来源：中国人民银行。

四、尊重价值规律进一步巩固和完善人民币汇率机制改革成果

尊重价值规律，就是要坚持市场化方向，让市场在汇率形成中发挥越来越大的作用。判断价值规律是否在外汇市场运行中起作用，关键就是看汇率对外汇收支行为的杠杆调节作用能否正常发挥。如果汇率下跌，刺激外汇供给、抑制外汇需求的作用不能发挥，这也意味着汇率杠杆调节作用的失灵，市场运行异常，改革没有到位。

尊重价值规律，就是要坚持强势人民币理念，不为市场预期所左右。强势人民币不简单地等同于人民币升值，而是坚持人民币汇率走势应该跟随经济基本面。如果坚信中国宏观经济基本面不支持人民币大幅贬值的判断的正确性，那么就应该有信心，经济稳自然货币稳，强

势的经济必能造就强势的货币。即便因短期市场情绪波动造成汇率调整，最终也不可能偏离均衡汇率太远。偏离经济基本面肆意投机或攻击人民币者，势必会受到价值规律的惩罚。最近两年印度经济之所以能够在金砖国家中脱颖而出，一定程度上就得益于 2013 年卢比汇率较为充分的调整。而且，因为印度实行浮动汇率制度，抑制了国内企业利差交易的冲动，为现在赢得了应对美联储货币政策正常化冲击的主动。

尊重价值规律，就是要克服浮动恐惧（管涛，2011），增强对汇率波动的容忍度。在汇率形成越来越市场化的情况下，由于市场对于均衡汇率有不同的解读和预判，如有关心长期因素的、就有关心短期因素的，有关心实体经济因素的、就有关心金融层面因素的。市场的看法既不可能统一，也没有必要统一。基于市场预期的分化，出现有涨有跌的双向波动将会越来越常态化。特别是在新旧汇率管理体制转轨过程中，由于缺乏市场参照系，期间市场震荡甚至超调都是有可能的。人为遏制市场波动，反而会导致单边预期的存在，进而影响市场出清。压制的时间越长，一旦放松乃至取消管制，市场反弹的力量就会越大。

尊重价值规律，就是要克服叶公好龙，市场各方都要逐步接受和适应汇率波动新常态。汇率升贬值的影响是“双刃剑”，对国内经济运行有利有弊，无所谓绝对地好或者绝对地坏，不必贴上价值标签、做出道德判断。尤其对于大型开放经济体来讲，汇率政策从属于经济增长、增加就业和物价稳定等对内平衡目标，汇率水平的变化是其他经济政策实施的结果而不应作为预设的目标。市场不必对汇率波动过度反应和过度解读，更不应妄加猜测，将市场分析的结论强解为国家汇率政策。相应的，政府也要容忍和适应市场波动，即便是当局有必要入市“维稳”，在汇率波动扩大后，胜算也会更大。另外，在汇率波动加大的环境下，市场微观主体应树立正确的汇率风险意识，不要用市场判断替代市场操作，要控制好货币错配风险、恰当使用金融避险工具。

尊重价值规律，也要更好发挥政府的作用，防止汇率短期过度波动或长期偏离均衡水平。价值规律告诉我们，市场汇率围绕均衡汇率水平上下波动将是外汇市场运行的常态。但是，对于不成熟的市场而言，短期内的剧烈波动，以及长期的偏离均衡水平，有可能对实体经济形成较大负面冲击，造成资源错配。因此，央行在基本退出外汇市场常态干预的情况下，对于上述情况进行直接或者间接干预是合适的，是弥补市场失灵。国际上，即便是实行自由浮动汇率的经济体，也没有完全的清静浮动。

参考文献

- [1] 丁志杰和邵小倩, 2005, 《新加坡汇率安排: 参考一篮子货币的有管理浮动》, 《中国金融》第16期, 第63-64页。
- [2] 管涛, 2011, 《完善人民币汇率形成机制的关键: 克服浮动恐惧》, 《新金融》第4期, 第9-12页。
- [3] 马骏, 2016, 《人民币汇率形成机制将更多地参考一篮子货币》, 1月20日, <http://www.pbc.gov.cn/goutongjiaoliu/113456/113469/3003537/index.html>。
- [4] 邢毓静, 2004, 《篮子货币: 有效的新加坡汇率制度》, 《中国外汇》第7期, 第20-21页。
- [5] 亚当·斯密, 2012, 《国富论》, 严复译, 世界图书出版公司, 6月1日出版。
- [6] 中国人民银行, 2015, 《关于完善人民币兑美元汇率中间价报价的声明》, 8月11日, <http://www.pbc.gov.cn/goutongjiaoliu/113456/113469/2927054/index.html>。
- [7] IMF, 2012, "People's Republic of China: Staff Report for the 2012 Article IV Consultation", *IMF Country Report*, No. 12/195, Jul 24: <http://www.imf.org/external/pubs/ft/scr/2012/cr12195.pdf>。
- [8] ——, 2015, "People's Republic of China: Staff Report for the 2015 Article IV Consultation", *IMF Country Report*, No. 15/234, Aug 14: <http://www.imf.org/external/pubs/ft/scr/2015/cr15234.pdf>。

Respecting Law of Value: wayout for further reform in RMB exchange rate formation mechanism

Tao GUAN

Abstract: Currency policy adjustment on August 11 of 2015 implies another important step taken for making RMB exchange rate regime to be more market determined. Further reform in RMB exchange rate formation mechanism must respect law of value which means the market price is driven by the fair value but fluctuated around it. The reform should be kept at the market-oriented path. The Authorities should adhere to the belief in strong RMB which should not be misled by market expectation. The market participants must overcome fear of floating and adapt themselves to regular and frequent two-way movement of RMB exchange rate. Meanwhile, the central bank would keep the proper right to step into the market when the market exchange rate witnesses excessive volatility in short-term or persistent deviation from its equilibrium level.

Key words: Law of value; market exchange rate; equilibrium exchange rate

关于人民币汇率制度改革的几点思考¹

孙鲁军²

【摘要】1994年以来，人民币汇率制度及其运行机制先后进行了三次改革，取得了一些成效，但也存在一些问题。面对新的国内外经济金融环境，需要对现行的汇率制度进行相应的调整，建立健全以市场供求为基础的、有管理的浮动汇率制度是人民币汇率制度改革的目标。目前应采取有效措施，创造条件，向有管理的浮动汇率制度平稳“迈进”。

【关键词】人民币汇率制度；有管理的浮动汇率制度；改革

1994年以来，人民币汇率制度及其运行机制先后进行了三次重大改革并取得了一定的成效，汇率形成机制市场化程度明显提升。随着中国经济全球化和人民币国际化步伐的加快，人民币汇率制度在运行过程中也暴露出一些问题，突出表现为汇率市场化程度不高、汇率灵活性不够、“常态式”外汇干预导致汇率水平失真，以及汇率水平主要还是受到美元走势的影响，参考一篮子货币因素并没有得到充分体现。为此，重估或调整人民币汇率水平并不是人民币汇率制度改革的方向，人民币汇率制度改革根本问题就是汇率制度的选择问题，即真正实现以市场供求为基础的、有管理的浮动汇率制度。

一、现行人民币汇率制度及其运行特点

1994年以来，对人民币汇率制度及其运行机制先后进行了三次改革，取得了一些成效，但也存在一些问题。具体地说：

（一）1994年初实现了官方汇率和外汇调剂市场汇率并轨，开始实行以市场供求为基础的、单一的、有管理的浮动汇率制度

这一时期，汇率运行呈现出以下特点：一是盯住单一美元。借鉴 Frankl-Wei 的典型回归分析，可以看出 1994 年初至 2005 年 7 月 20 日期间，美元汇率变化 1%，引起人民币汇率水平也相应地变化 1% 左右，而同时，日元和欧元汇率的变动对人民币汇率的影响微乎其微³；二

¹ 本文系中国人民大学国际货币研究所工作论文，编号 IMI Working Papers No.1607

² 孙鲁军，中国人民大学国际货币研究所学术委员、国新国际投资有限公司董事

³ 齐琦部（孙鲁军笔名）《论中国汇率制度的选择》《金融研究》2004 年 2 期

是“过度”窄幅波动。并轨时汇率采取了1美元兑8.7元人民币，与1993年末官方汇率相比，贬值了50%左右。1994至1997年，人民币名义汇率升值了4%，基本上可以视为是1994年初人民币汇率贬值以后的缓慢“回归”。1999至2005年7月20日，人民币对美元汇率基本维持在8.2783至8.2765的“狭窄”的区间内小幅波动。从图1可看出，1999年初至2005年7月20日期间，人民币即期汇率水平基本上保持在一条水平的直线上。

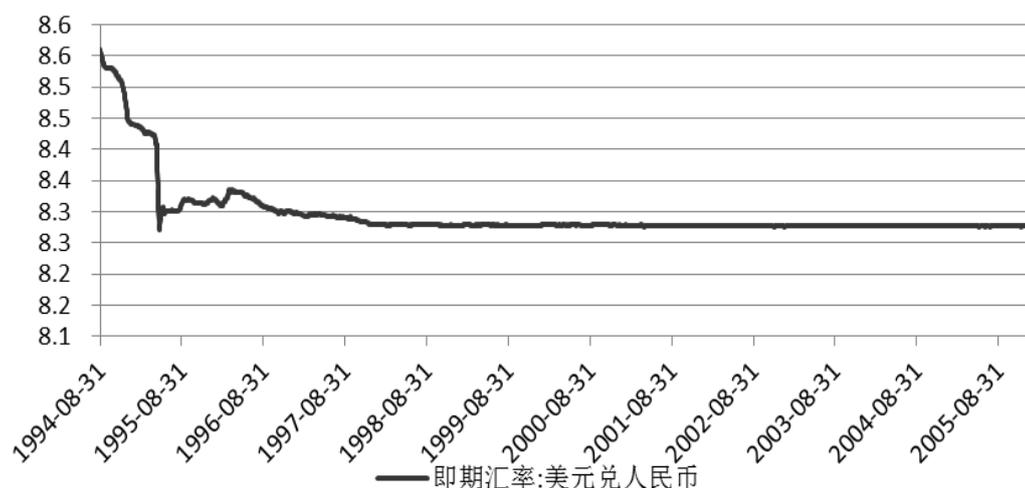


图1. 美元兑人民币即期汇率走势 (1994.1.1-2005.7.20)

数据来源：国家外汇管理局

上述两大特点过于突出，使得新的人民币汇率制度的其他特点，如“市场供求决定”和“浮动”并没有得到真正的体现。因此，这一期间人民币汇率制度仍可归于传统的固定盯住汇率制度。

(二) 2005年7月21日对人民币汇率形成机制进行调整

实行以市场供求为基础的、参考一篮子货币进行调节的、有管理的浮动汇率制度，人民币对美元一次性升值2%，1美元兑8.11元人民币。逐步扩大汇率波幅，先后在2007年5月21日、2012年4月16日、2014年3月17日将银行间外汇市场人民币对美元波幅扩大到0.5%、1%和2%。

截至2015年6月末，人民币对美元汇率累计升值了35.38%。同期，人民币名义汇率升值45.62%，实际汇率升值55.73%。据国际清算银行计算，2015年上半年，人民币名义有效汇率升值3.64%，实际有效汇率升值2.95%。

这一时期，汇率运行四个方面特征比较明显：一是市场供求决定汇率水平的基础作用逐步显现。随着结售汇制度逐步完善，银行间外汇市场主体扩大，银行间外汇市场的供求关系逐步成为决定汇率水平的基础；二是汇率波幅有所扩大，银行间外汇市场人民币对美元波幅

从 0.5% 扩大到 2%；三是中央银行仍进行“常态式”的干预，这一期间，境外资本流入压力明显增大，为了维护汇率基本稳定，人民银行运用货币政策等手段进行外汇干预，致使外汇储备快速增大，人民银行资产负债表构成发生明显变化，外汇占款占人民银行资产的比例高达 80% 以上；四是人民币汇率运行仍主要受到美元的影响，维持与美元走势保持相对的不同步（见图 2）。

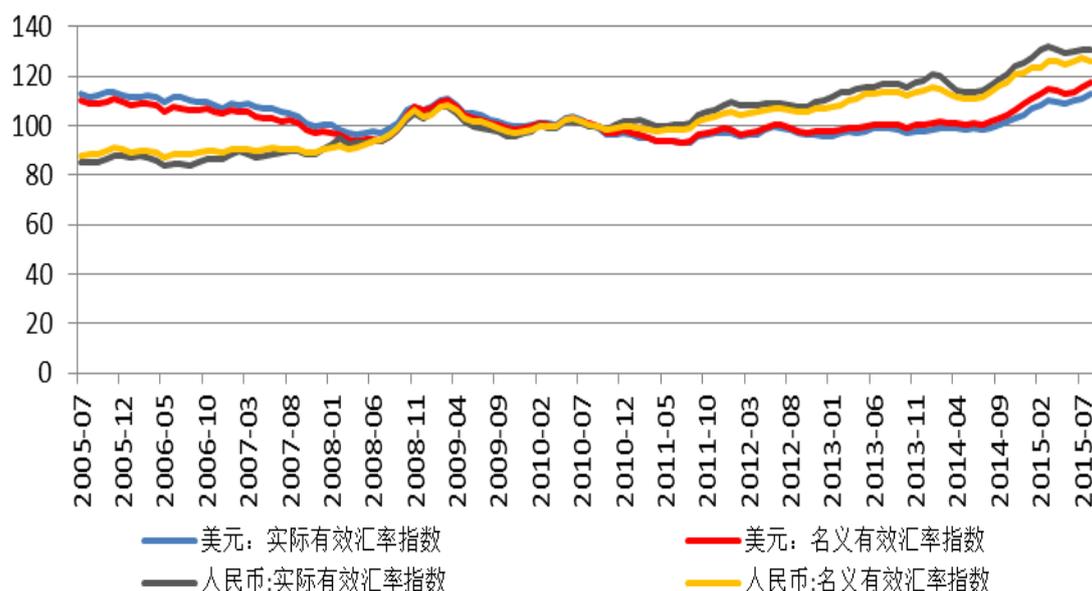


图 2、人民币与美元名义、有效实际汇率走势 (2005.7.21-2015.8)

数据来源: Wind

(三) 2015 年 8 月 11 日对人民币兑美元汇率中间价报价进行了调整，要求做市商在每日银行间外汇市场开盘前，参考上日银行间外汇市场的收盘汇率，综合考量外汇供求情况以及国际主要货币汇率变化，再向中国外汇交易中心提供中间价报价

8.11 汇改，综合考量了以下因素：一是中间价报价机制进一步市场化。报价机制调整后，人民币汇率中间价更真实地反映当期的市场外汇供求，体现对市场的认可和尊重，并使得人民币兑美元汇率中间价报价机制更趋于市场化；二是对中间价偏离市场汇率进行适当的修正和调整，人民币兑美元汇率中间价较前一个交易日贬值了近 200 个基点，实际上是对人民币兑美元汇率中间价偏离市场汇率，进行一次性适当的修正和调整；三是国内外诸多经济因素综合考量的结果。

2015 年 12 月 11 日，中国外汇交易中心首次发布 CFETS 人民币汇率指数。该指数包括在中国外汇交易中心挂牌的 13 个外汇交易币种，样本货币权重采用考虑转口贸易因素的贸易权重法计算而得。根据中国外汇交易中心所公布的 CFETS 货币篮子，美元、欧元、日元比

重分别为 26.4%、21.39%和 14.6%。此外，港币、英镑和澳元分别占 6.5%、3.8%以及 6.2%。人民币新汇率指数“将有助于引导市场改变过去主要关注人民币对美元双边汇率的习惯，逐渐把参考一篮子货币计算的有效汇率作为人民币汇率水平的主要参照系。”

这一期间，人民币汇率运行出现以下特点：一是汇率波动加大，贬值明显。其中，8.11 至 9 月初，以及 2015 年末和 2016 年 1 月份，出现了两轮影响较大的贬值（见图 3）；二是离、在岸人民币价差明显加大，CNH 与 CNY 价差最高时达 1300 多点，加剧了市场货币投机活动；三是市场贬值预期强化，加剧了汇率贬值，资本外流压力明显增大；四是人民银行外汇干预明显加大，并延伸到对人民币离岸市场进行宏观调控。

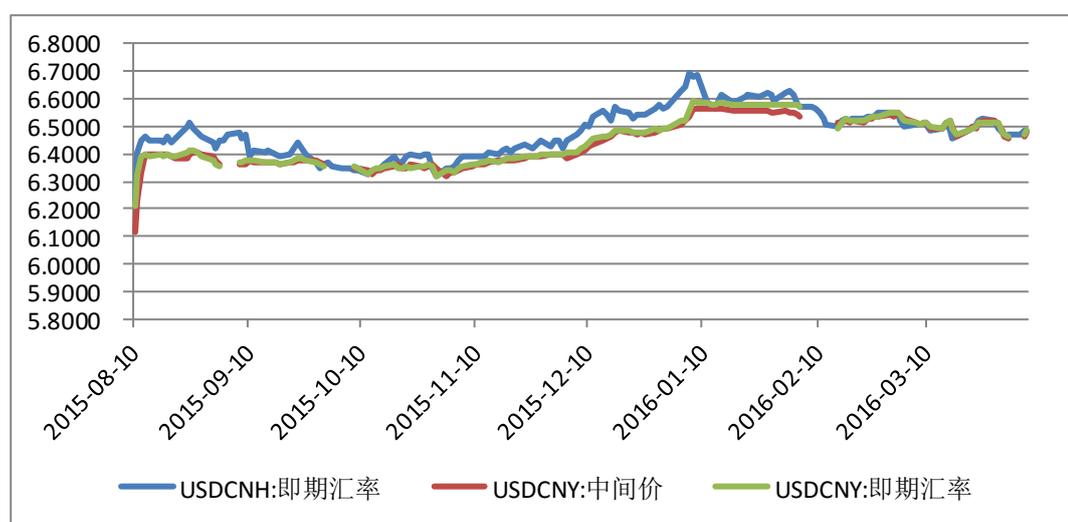


图 3 USDCNY 中间价、即期汇率与 USDCNH 即期汇率走势 (2015. 8. 10-2016. 4. 20)

数据来源：Wind

综上，现行人民币汇率制度取得了一些显著的成效，但仍存在一些问题，主要有：一是汇率市场化程度不高。目前经常项目可兑换、资本项目仍实行一定的管理，使得外汇市场供求关系受到一定的制约，不能全面、真实地反映市场主体对外汇的供求关系；二是汇率灵活性不够。受到汇率波动区间的限制，人民币汇率的灵活性受到较大的制约；三是“常态式”外汇干预使得汇率水平“失真”。近年来境外资本流入过快，人民银行为了维护汇率基本稳定，被迫进入外汇市场进行宏观调控，干预“过多”“过频”，致使市场汇率水平“失真”，不能真正反映出市场外汇供求关系。此外，从汇率实际运行看，汇率水平主要还是受到美元走势的影响，参考一篮子货币因素并没有得到充分的体现。

二、可供选择的汇率制度比较分析⁴

汇率制度选择实际上就是权衡各种汇率制度的优点和缺点，而后，决定在一国特定的经济金融环境下，哪种汇率制度是最佳的选择。下面对固定汇率、浮动汇率、目标区汇率以及有管理浮动汇率制度进行比较分析。

（一）固定汇率制度

意味着货币当局明确承诺将汇率限制在一个较小的区间内波动，为市场参与者提供一个对汇率和货币政策运行进行预期的名义锚。

优点主要有：一是降低交易成本和汇率风险，并能降低通货膨胀水平，增加对货币稳定的信心；二是只要货币当局保持汇率水平与其基本经济面一致，确保宏观经济政策可持续性，可以保持一个稳定的有竞争力的汇率水平；三是为货币政策实施和消除通货膨胀提供一个名义锚。

缺点主要有：一是货币政策的判断力受到较大制约。固定汇率制度下，货币政策几乎被“独断”地用于维护汇率制度，以确保货币政策的可信度。随着资本流动增加和利率自由化，固定汇率制度将“侵蚀”独立的货币政策；二是当资本管制取消，固定汇率制度下，很难维持汇率制度的可信度；三是不能自动矫正汇率失衡，尤其是对于放开国际资本流动的国家而言。亚洲金融危机显示固定汇率制度会引发过量的资本流入，并引发泡沫经济；四是虽然可以为货币当局提供名义锚，有助于控制通货膨胀。但固定汇率制度最大的成本就是增加金融脆弱性，使潜在的金融危机成为可能。1994年以来发生的金融危机，如1994年墨西哥金融危机、1997年泰国、印尼和韩国金融危机，以及1998年巴西、俄罗斯金融危机等，尽管发生的原因各不相同，但大多与固定汇率制度相关联；五是如果维持固定汇率制度时间过长，尤其是市场参与者意识到汇率水平失衡时，会加大货币投机活动。

（二）浮动汇率制度

指的是独立浮动和“清洁”浮动，货币当局不再对汇率水平进行任何承诺，汇率波动取决于外汇市场的供求关系。

优点主要有：一是有助于吸收或消化外部和内部冲击，如，贸易条件恶化、国际利率提高，资本流动逆转等，以避免由于汇率制度崩溃而引致巨大的成本；二是有助于保持独立的货币政策，使货币当局独立地对外部和内部冲击做出快速反应；三是可以影响汇率预期，当市场参与者意识到汇率风险时，会通过各种金融工具来管理和规避汇率风险。

⁴ 齐琦部（孙鲁军笔名）《论中国汇率制度的选择》《金融研究》2004年2期

缺点主要缺点：一是同样会出现汇率失衡，尤其是与基本经济面相关度较小的短期和中期波动。汇率也是一种受投机、恐慌、羊群效应以及传染相关联的短期金融资本流动影响较大的资产价格。如，资本流动存在着高度的不确定性和不稳定性，也必然影响汇率水平潜在大幅波动；二是浮动汇率制度下，也没有足够的力量妥善处理资本流入问题。资本流入增加引发名义和实际汇率升值，影响出口，将资源转移到非贸易产品部门，并导致借贷的“膨胀”，使得贸易逆差扩大，外汇储备下降；三是浮动汇率制度下，也可能产生金融危机。世界银行研究报告表明在过去的30多年中，实行浮动汇率制度的国家实际上更易于受到金融危机的攻击，引发银行倒闭；四是浮动汇率制度下，资本流动和汇率的大幅波动，无助于健全的和多元化的金融市场的建立和发展。

有必要指出，所有的汇率制度下，危机都有可能发生。固定汇率制度和浮动汇率制度的区别仅仅在于危机的影响程度有所不同。固定汇率制度下，货币危机发生可能导致退出盯住汇率制度，然而，浮动汇率制度下，该汇率制度将延续下去，尽管可能加速汇率贬值。

（三）目标区汇率制度

是固定盯住汇率制度和浮动汇率制度某些属性和特征的混合体。目标区汇率制度下，货币当局承担着维持该国汇率水平在一个公开的、较宽的汇率目标区，而且，汇率目标区围绕着汇率的中心平价。

目标区汇率制度与有管理的浮动汇率制度主要区别在于：一是货币当局为汇率设定一个在将来一定时期变动的目标区域；二是货币当局通过货币政策“关注”汇率的波动，以保持实际汇率水平在目标区内。与浮动汇率制度相比，在目标区汇率制度下，货币当局可以对外汇市场进行干预，而且，可以使汇率保持在一个较理想的水平上。

优点主要有：一是只要汇率目标区相对频繁地（尽管是小幅的）进行修正，以反映实际经济条件和通货膨胀水平的变化，可以有效地制约汇率的短期波动和中期的急剧变动；二是较宽的目标区可以为货币当局提供一个货币政策操作的较大空间，提升其对汇率机制的可信度；三是可信度对于保持目标区汇率制度是必要的，如果目标区汇率制度不可信的话，就可能引发汇率的不稳定。引致目标区汇率制度不可信的因素主要有：不固定的利率差异、较高的失业率、较高的预算赤字、高通货膨胀率以及经常项目失衡。当然，较高的外汇储备意味着货币当局有能力捍卫其汇率，也可以增加目标区汇率制度的可信度。

缺点主要有：一是理论上，目标区汇率制度似乎有效，然而，实证分析显示除非解决好可信度和协调机制等问题，否则，这种汇率制度是难以成功的；二是较宽的汇率目标区可延

滞对汇率的投机性攻击，但不可能提供一个强有力的和可信的名义锚，因为它不能充分地缩减对未来汇率的预期，因此它不能长期地避免汇率的投机性攻击。当汇率变动到目标区边缘时，维持它们，将会面临投机压力。上述问题在 1992 至 1993 年欧洲汇率机制危机期间是非常明显的；三是目标区汇率制度核心的问题就是货币当局必须在保持汇率稳定和控制通货膨胀的目标上进行折衷，使得货币政策将不得不面临着对外和对内平衡的冲突；四是实际运行中，一个严重的问题就是货币当局很难计算出目标区汇率制度下的均衡汇率。

（四）有管理的浮动汇率制度

有以下特点：一是与浮动汇率制度相比，中央银行有时可以对外汇市场进行干预，使汇率沿着目标轨迹变动；二是与固定汇率制度相比，中央银行无需对外宣布汇率变动的轨迹，可以完全自由地对汇率进行管理。

优点主要有：一是可以限制汇率大幅波动。如果汇率制度是可信的，可以保持汇率稳定和竞争力。也就是说，如果得到良好的宏观经济政策的支持，使汇率去除不确定因素，并允许其有足够的灵活性，以根据基本经济因素对汇率平价进行修正。因此，如果货币当局不承诺保持汇率水平的话，有管理的浮动汇率制度比固定汇率制度和浮动汇率制度更不易受到大幅变动和汇率失衡的影响；二是有管理的浮动汇率制度下，货币当局没有义务保持汇率水平，可以为货币政策实施提供较大的弹性空间，减少发生货币危机风险；三是可以解决“不可能三角”问题。尽管货币政策受到一定的制约，但由于汇率变动的区间较宽，使得货币政策仍有较大的独立性，也使得“不可能三角”转变为紧密的三角关系：资本流动、自主决定的货币条件指数以及与跟随利率差异的汇率变动轨迹。有管理的浮动汇率制度在资本流动的情况下，可以融合上述两个两极解决方案的优点，即控制汇率和调控国内货币条件，并使其融合为一体。

缺点主要有：一是中央银行不再宣布汇率变动的轨迹，使得汇率不再成为货币政策名义锚，这对于抑制通货膨胀是不利的；二是由于调控汇率的不对称，当面临大量资本外逃时，货币当局可能会失去对宏观经济形势的控制；三是由于货币当局自主决定汇率，可能存在一个严重的风险，即：有管理的浮动汇率制度可能被滥用为“以邻为壑”的政策。

综上，固定汇率、浮动汇率、目标区汇率以及有管理的浮动汇率制度都不是完美的。因此，最合适的汇率制度选择并没有一个绝对的答案。除了考虑权衡不同汇率制度的优点和缺点外，一种汇率制度是否适合于一个国家，主要应取决该国特定的经济金融发展时期和经济金融环境，如，对外贸易和资本流动的规模及开放度、金融机构和金融市场的发展状况等。

三、有管理的浮动汇率制度是较好的选择

简单地实行升值或者贬值并非人民币汇率制度改革的方向。重估和调整汇率水平仅仅能解决表象问题，不能从根本上解决问题，人民币汇率的根本问题是汇率制度选择问题，并保持汇率制度的公信力。所以，应从根本上考虑在新的经济金融发展环境下，什么样的汇率制度适合我国。

总体上看，以市场供求为基础的、有管理的浮动汇率制度较适合于我国，主要考虑到以下因素：

一是我国对外贸易和对外直接投资的快速发展，已经深度融入到国际经济贸易和全球资本流动，国内经济金融与外部经济金融的高度融合决定了我国国内经济金融受到外部冲击的可能性明显加大，这就必然要求汇率形成机制的市场化，加大汇率的灵活性。

二是有管理的浮动汇率制度可以更好地发挥汇率对资源配置的作用，灵活调节内外部比价，引导资源向服务业等内需部门配置，推动产业结构升级，转变经济发展方式，减少贸易不平衡和经济对出口的过度依赖，更多地依靠内需来发展经济，促进经济可持续平衡发展。

三是按照“不可能三角”理论，如果一国选择了固定汇率制度和资本自由流动，就意味着要放弃货币政策的独立性。对我国而言，放弃货币政策的独立性是不可能的，也是不现实的。需要独立的货币政策来维护国内经济稳定，消除对外经济的不平衡。而且，货币政策也逐渐成为反通货膨胀和促进经济增长的工具。另外，随着利率市场化推进和资本管制逐步放松，缺乏足够灵活性的汇率安排也给货币政策独立性带来越来越大的压力。

四是有序实现人民币资本项目可兑换已成为我国经济金融发展战略的重要内容，资本项目可兑换进程同样也需要更加灵活和市场化的汇率机制。

考虑上述因素同时，还必须考虑到以下因素，人民币汇率应在短期内保持基本稳定：

一是作为宏观经济政策的一个有机组成部分，汇率政策必须与其他宏观经济政策，尤其是货币政策和财政政策协调一致。短期内，我国对外经济金融发展要求人民币汇率保持基本稳定，避免汇率大幅急剧变动。因此，对我国而言，汇率政策的主要目标就是保持一个稳定的实际有效汇率（REER），使其与经济基础和宏观经济发展战略协调一致。

二是不完善的金融机构和金融市场。纵观国际金融经验，不发达和完善的金融机构和金融市场一定程度上可以被视为汇率急剧变化和不稳定的结果，尤其是随着资本流动的增加，金融机构将面临着更大的压力。

当前，我国金融机构仍存在较多问题，不良资产问题尤为突出，国内金融市场也不健全。

在这种环境下，如果采取浮动汇率制度，不仅无助于金融机构和金融市场的发展，而且，还将带来较大的经济和社会成本。

三是国有企业改革面临着诸多困难，除了没有建立起完善的现代企业制度和公司法人治理机制外，国有企业的兼并重组、混合所有制改革仍困难重重。同时，民营企业也处于发展过程之中，汇率风险意识还不强，客观上也要求避免汇率的大幅波动，保持汇率基本稳定。

当然，保持汇率基本稳定，并不是要求汇率保持固定不动或在一个极度狭小的区间内运行，而是要避免汇率在短期内大幅急剧的变动，保持汇率的相对稳定，为经济金融改革和发展创造一个稳定的良好的环境。

四、向有管理的浮动汇率制度“迈进”

（一）保持汇率基本稳定是当务之急

总体上看，我国经济仍保持较高的增速，国际收支保持基本平衡，外汇储备比较充足等，为向有管理的浮动汇率制度平稳“过渡”提供了较好的基础。

但综合考量当前的国内外经济金融因素，如美国仍有加息可能、国际金融市场仍存在较大的波动，新兴市场经济体经济增速明显下降、货币贬值以及资本外流的外溢影响等，再加上国内经济下行压力较大、人民币汇率贬值和资本外流压力依然存在，市场对人民币汇率的贬值预期仍较大。面对上述国内外经济金融环境，当前，保持人民币汇率基本稳定尤为重要。货币当局应采取相关政策措施，管理好市场预期，压缩离、在岸人民币汇率的价差，减少反向套利的空间，限制人民币离岸市场的投机交易，使外汇买卖回归“正轨”，缓解汇率的无序波动和跨境资金异常流动，保持人民币汇率在合理均衡的水平上基本稳定。

（二）向有管理的浮动汇率制度平稳“迈进”安排

选择好适当的退出时机，可以降低由于汇率制度的退出所带来的经济、社会以及政治成本。亚洲金融危机也显示如果政府试图推迟从固定盯住汇率制度向更加灵活的汇率制度转换，直到外部力量迫使上述转换的实现，将不可避免地给经济和社会带来巨大的成本。因此，在需要汇率制度变革时，政府要有勇气来推动这一转换进程的实现。

借鉴国际经验，成功退出时机选择主要应考虑以下因素：一是应选择在货币处于“强势”（存在汇率升值压力）时进行，而不是选择在市场力量已明显地意识到该汇率制度的脆弱性以及投机者认为攻击的时机已比较成熟的时候；二是平滑的退出需要通过谨慎的敞口头寸管理以及提供一些有效的规避风险的工具，使得金融市场顺应汇率制度的转换。

对我国而言，向有管理的浮动汇率制度平稳“过渡”应采取逐步和有序的方式加以推进，具体地说：

一是逐步扩大汇率浮动区间。合适的浮动区间是有管理的浮动汇率制度的基础。在决定合适浮动区间时，除了考虑汇率政策目标、国际收支状况、外汇储备、国内利率水平以及实际有效汇率等因素外，还要考虑宏观经济承受汇率波动的程度、不完善的金融部门和金融市场，不健全的现代企业制度，以及较弱的汇率风险意识等。因此，人民币汇率的浮动区间应根据实际情况，有步骤分阶段地加以扩大：首先，可考虑将人民币对美元的浮动区间从目前 $\pm 2.0\%$ 扩大到 $\pm 3.0\%$ ；其次，待市场参与者逐渐适应汇率浮动后，进一步将汇率浮动区间扩大到 $\pm 5.0\%$ 左右。

二是加大银行间外汇市场改革力度，完善银行间外汇市场结构，强化做市商的作用，促进市场机制的完善和发展：首先，取消银行结售汇周转头寸的限制，允许银行根据其自身资产负债的情况，自主地进入外汇市场进行交易；其次，增加外汇市场主体，允许符合条件的金融机构和企业集团直接参与外汇市场交易，让市场参与者真正成为外汇市场的造市者；再次，积极发展多元化的规避风险的工具，丰富外汇产品，如外汇掉期、期权以及期货交易等，以满足客户规避汇率风险的需要。

三是中央银行逐步退出“常态式”外汇干预。有管理的浮动汇率制度下，中央银行仍可以运用货币政策对汇率进行调控，使其接近均衡汇率水平。但中央银行应逐步减少干预的频度和力度，逐步退出“常态式”的干预，主要应关注平滑汇率的大幅变动和严重的失衡，并引导市场机制对调整汇率水平发挥更大的作用，以使名义汇率更趋于其均衡汇率水平。

四是参考一篮子货币。理论上，盯住一篮子货币有助于避免交叉汇率的不稳定，但实践中，很难实现预想的目标。对我国而言，“软”盯住美元（即短期保持稳定和长期浮动），并将一篮子货币作为汇率调节的参照系，应是一种比较理想的选择。

参考一篮子货币更能发挥调节进出口、经常项目及国际收支的作用，也更能体现出汇率上下浮动的特点。而且，也可以合理反映我国对外经济贸易与投资多元化的格局。此外，人民币对单一货币有升有贬双向浮动，整体上则是在合理均衡的基础上保持稳定⁵。具体选择上，篮子货币应多元化，以体现贸易和投资的多元化。在计算权重时，主要根据经常项目外汇收支，并结合资本项目外汇收支和经济主体跨境收支的币种结构，选取与我国经济来往密

⁵胡晓练 《有管理的浮动汇率制度的三个要点》《金融时报》2010年7月16日

切的国家和地区的货币，以及经济交往中使用较频繁的货币作为篮子货币。

五是加强市场预期管理。8.11 汇改后，人民币汇率出现了一轮贬值，汇率波动加大，市场贬值预期的强化，又进一步加大汇率贬值压力。为此，市场预期管理对于保持汇率基本稳定尤为重要：首先，要加强与市场沟通，及时向市场传递正确的政策信息，引导和管理好市场汇率预期；其次，加强对商业银行窗口指导，维持离、在岸人民币汇率价差在一定的合理水平；再次，采取一些必要的政策措施，缩小离、在岸汇率价差，打击利用离、在岸人民币汇差进行货币投机，保持汇率的公信力；最后，采取有效措施，抑制资本外流的势头，保持国际收支基本平衡。

（三）需要相关宏观经济政策和结构改革的配套进行

一是强化财政政策与货币政策协同。根据我国宏观经济走势和微观经济状态，确定合适的财政政策和货币政策取向。面对国内经济下行，以及人民币汇率贬值和资本外流的压力，采取合适的财政政策和货币政策，并加强相互之间的协同，避免政策相互掣肘和效果彼此抵消，使得财政政策和货币政策既要致力于各自的目标实现，又要注重相互之间的协同配合，形成政策合力。如此，不仅可以为有管理的浮动汇率制度的“过渡”创造良好的政策环境，还可以缓解资本流动给国内经济金融改革与发展带来负面影响。

二是确定合适的货币政策“名义锚”。从国际经验看，有两个基本的货币政策名义锚可供选择：一个是货币供应量，另一个是通货膨胀目标。大多数新兴市场经济体都选择后者作为货币政

策的名义锚，主要是由于金融市场的创新使得货币供应量和物价变动的关系高度不稳定。通货膨胀目标不仅使货币政策关注于国内问题，及时对经济变动产生反应，保持价格稳定，使中央银行保持低通货膨胀的承诺有较大可信度，还可以充分使用各种信息以确定货币政策的最优处境。

目前，我国采取货币供应量作为货币政策的中介目标，其有效性也越来越引起人们的疑问。在金融创新加速、资本项目逐步开放、资本市场受利率预期影响日益强化的情况下，货币需求会变得越来越不稳定。在这种情况下，将货币供应量的增速控制在某一既定水平上，反而加大利率波动，不利于经济稳定发展。从实证研究结果看，最近七、八年以来我国的货币供应量与通货膨胀之间的相关性也确实大幅下降。⁶因此，面对新的经济金融环境，可以考虑将通货膨胀目标作为我国货币政策的“名义锚”。

⁶ 易纲 《〈新货币政策框架下利率传导机制〉序言》中国金融出版社

三是构建一个完善的经济金融环境。进一步促进完善和健全的金融机构和金融市场的建设，建立和健全多层次资本市场，完善与国际接轨的会计准则和信息披露制度、建立健全宏观审慎监管机制，对金融机构外汇资产负债进行有效的监管。进一步完善国内货币市场建设，推进利率市场化进程。

此外，向有管理的浮动汇率制度“过渡”中，要克服“害怕浮动”的观念。有管理的浮动汇率制度下，市场预期对汇率的升贬有重要影响。如果汇率出现大幅异常变动，最重要的事情就是尽快结束汇率大幅波动，保持汇率基本稳定。

参考文献

- [1]. 胡晓练 《有管理的浮动汇率制度的三个要点》，《金融时报》2010年7月16日
- [2]. 易纲 《〈新货币政策框架下利率传导机制〉序言》中国金融出版社制度的选择》
- [3]. 齐琦部（孙鲁军笔名）《论中国汇率制度的选择》《金融研究》2004年2期
- [4]. 孙鲁军 《警惕资本外流刻不容缓》《瞭望智库》2015年9月9日
- [5]. 孙鲁军 《稳定汇率是当务之急》《国家财经周刊》2016年2月4日
- [6]. Bergsten, C. Fred. (1999), "Exchange Rate Choice: Discussion,"
<http://www.bos.frb.org/economic/conf/conf43/124p.pdf>
- [7]. .Bofinger, Peter and Timo Wollmershäuser (2001), "Managed Floating: Understanding the New International Monetary Order," Würzburg economic papers, No.30, September 2001
- [8]. .Cooper, Richard N. (1999), "Exchange rate choice,"
[Http://post.economics.harvard.edu/faculty/cooper/papers/frbb_full.pdf](http://post.economics.harvard.edu/faculty/cooper/papers/frbb_full.pdf)
- [9]. Fischer, Stanley. (2001), "Exchange Rate Regimes: Is the Bipolar View Correct?" Journal of Economic Perspectives 15, No.2: 3-24
- [10].Frankel, Jeffrey A. (1999), "No Single Currency Regime is Right for All Countries or at All Times," Working paper 7338, <http://www.nber.org/paper/w7338>, National Bureau of Economic Research, September, 1999
- [11].Frenkel, Jacob A., Morris Goldstein (1986), "A Guide to Target Zones," NBER Working Paper No.2113, December 1986
- [12].Furman, J., Stiglitz, J.E. (1998), "Economic crises: Evidence and insights from East Asia," Brookings Papers on Economic Activity 2, 1-135
- [13].Ghosh, Atish. Anne-Marie Gulde and Holger C. Wolf (2002), "Exchange Rate Regimes: Choices and Consequences," the MIT press, Cambridge, Massachusetts, London, England, 2002
- [14].Mishkin, Frederic S. (1998), "Exchange Rate Pegging in Emerging-market Countries?"
<http://www-1.gsb.columbia.edu/faculty/fmishkin/PDFpapers/IF98.pdf>
- [15].Williamson, John. (1998), "Crawling Band or Monitoring Bands: How to Manage Exchange Rate in a World of Capital Mobility," <http://www.geocities.com/Eureka/Concourse/8751/edisi04/ifwills2.htm>
- [16].Yagic, Fahrettin. (2001), "Choice of Exchange Rate Regimes for Developing Countries," Africa Region Working Paper Series No.16 April 2001

经济发展新常态下完善我国货币政策体系 面临的挑战

潘敏¹

【摘要】构建适应和引领经济发展新常态的宏观金融调控体系，对完善我国货币政策目标体系、创新货币政策工具、优化政策工具组合、转变政策调控方式、疏通政策传导渠道和提升政策效果等提出了新的要求和挑战。经济发展新常态下，我国货币政策的最终目标将更趋多元化，目标之间的权衡取舍更加困难；中央银行在中介目标和操作目标的选择中兼顾数量目标和价格目标的平衡与转换能力的要求更高；中短期结构性政策工具虽然有利于稳增长，但需要解决中短期政策工具与长期目标之间的期限匹配、发挥政策工具的市场调节功能以及优化政策工具组合搭配等问题；货币政策调控方式转换则面临多元目标下的相机抉择向单一规则转型、调控时机把握、调控力度掌控以及利率调控模式选择等问题；货币政策传导机制将会更加复杂，效果更加不确定。客观认识新常态下货币政策的宏观调控职能，提升中央银行货币政策的独立性将有利于破解货币政策体系完善中面临的问题。

【关键词】经济发展；新常态；货币政策

认识新常态，适应新常态，引领新常态，是当前和今后一个时期我国经济发展的大逻辑。在经济增速放缓，供给侧改革不断推进的背景下，货币政策如何适应新常态，为新常态下经济发展方式转变、经济结构转型升级和增长动力机制转换营造良好的货币金融环境，尤其是如何完善货币政策体系，服务实体经济发展，是当前我国货币政策制定、实施以及理论研究中面临的重要问题。

我国经济发展新常态既是实现经济增速从高速向中高速，经济结构从中低端迈向中高端，发展方式从规模速度型转向质量效益型增长，发展动力从要素、投资驱动转向创新驱动的长期过程，也是宏观调控政策与微观行为主体关系重构以让市场在资源配置中发挥决定性作用并更好发挥政府作用的过程。在此过程中，我国经济发展的目标、增长方式和动力机制均会发生改变，货币政策调控面临的国内外宏观经济、金融市场环境、微观市场主体的行为

¹潘敏，武汉大学经济与管理学院教授

决策等均会发生变化。因而，构建适应和引领经济发展新常态的货币政策体系，对完善我国货币政策目标体系、创新货币政策工具、优化政策工具组合、转变货币政策调控方式、疏通货币政策传导渠道和提升货币政策效果等均提出了新的要求和挑战。

一. 完善货币政策目标体系的新要求

经济发展新常态既是传统增长模式向新的稳态增长路径跨越的过程，也是经济结构重构和发展动力重塑的过程（陶亚娜和李宏瑾，2015）。同时，在这一过程中，要形成让市场发挥决定性作用的资源配置机制。这对包括最终目标、中介目标和操作目标在内的货币政策目标体系的完善提出了新的要求。

（一）最终目标的权衡和取舍

首先，就最终目标而言，长期以来，在维持币值稳定的基础上促进经济增长是我国法定的货币政策目标。但是，事实上，基于经济发展不同阶段的需要，我国中央银行一直采取的是多目标制，要在稳币值、保增长、促就业和平衡国际收支多个目标间寻求恰当的平衡，并要在不同的阶段以不同的权重去考虑多目标，同时随着经济条件的变化去改变权重，或进行切换（周小川，2010）。在经济发展新常态下，国家宏观调控的总体思路是宏观要稳，微观要活，而且，经济中高速增长、结构转型升级和增长动力机制转换是新常态的重要特征。这意味着货币政策的调控在原有目标的基础上还要肩负调结构和防风险（金融稳定）的重任（张晓慧，2015）。因此，货币政策追求的目标将会更加多元化，多个目标间的冲突可能会更加难以协调。而且，最终目标的多元化会给政策工具的组合搭配和调控模式的选择带来困难。在多元的货币政策目标之间如何构建一个政策目标权衡指标体系也就成为新常态下中央银行完善货币政策目标体系的首要问题之一。

其次，调结构和防风险（金融稳定）作为货币政策的常态目标对货币政策的操作提出了挑战。金融危机以来，尽管发达经济体的中央银行在财政政策受到赤字约束的情况下，通过非常规货币政策工具进行了结构性调节的尝试，且对危机后的经济复苏产生了积极的效果。但现有研究表明，结构性货币政策工具的实施能够为经济结构调整创造良好的环境和条件，却无法从根本上解决经济结构失衡的问题（Abdel-Kader, 2013; Yudayeva, 2013; Weidmann, 2014）。而我国经济发展新常态将是一个长期的过程。在此过程中，货币政策既要维持总量稳定，又要通过定向调控促进结构调整。如何实现调结构的目标是货币政策操作面临的现实问题；另一方面，金融危机以来，在构建宏观审慎监管体系的过程中，尽管理论界和世界各

国中央银行就金融稳定纳入中央银行政策目标体系已基本达成共识，但是，将金融稳定纳入货币政策目标范畴，央行将面临如何识别资产价格泡沫和干预时机的选择问题。无论是在事前或事中刺破泡沫，还是在泡沫破灭之后再收拾残局都会带来较高的成本(Mishkin, 2011)。

(二) 中介目标和操作目标的选择和转换

经济发展新常态下构建市场发挥决定性作用的资源配置机制要求货币政策中介目标和操作目标的选择，从旧常态下的货币供应量、社会融资总规模、合意贷款规模、存款准备金等数量型目标向长短期利率等价格型目标转换。但显然，在新常态的经济转型时期，市场主体软预算约束、结构性矛盾以及利率市场化改革尚未完成等因素制约着长短期利率作为中介目标和操作目标的功能发挥；而且，随着利率市场化、汇率自由化和金融创新的发展，特别是影子银行、互联网金融等新的金融业态的出现，货币供应量、社会融资总规模、合意贷款规模及准备金等数量型目标的可测性、可控性及其与最终目标之间的相关性越来越弱。而在市场整体流动性充裕、存款准备金比率高企的现实背景下，实现操作目标由存款准备金比率向短期利率的转变将面临更加严峻的挑战。因此，经济发展新常态对中央银行在货币政策中介目标和操作目标的选择中兼顾数量目标和价格目标的平衡与转换能力提出了更高的要求。

二. 创新货币政策工具面临的新挑战

根据“丁伯根法则”，要实现多个宏观经济政策目标，政府必须拥有不少于政策目标数量的政策工具。经济新常态下货币政策目标的多元化也就要求政策工具的创新与之相适应。近两年来，为适应经济发展新常态，我国中央银行创新性地推出了短期流动性调节工具、中期借贷便利、常备借贷便利、抵押补充贷款和信贷资产质押再贷款等中短期定向结构性货币政策工具。结构性政策工具的推出为稳增长、调结构、促就业和防风险发挥了积极的作用。但从长期来看，这类政策工具的运用和实施面临一些需要进一步探讨和解决的深层次问题。

首先，是政策工具与政策目标之间的期限匹配问题。近两年实施的定向结构调节工具均为中短期政策工具，在缓解实体经济领域流动性短缺和稳增长方面发挥了有效的作用，但其是否能够实现调结构和促进增长动力机制转换的长期目标则有待实践的检验。因此，在政策工具创新的过程中，新常态下货币政策工具的运用需要解决中短期政策工具和长期目标之间可能存在的期限错配问题。其次，是发挥政策工具的市场调节功能问题。上述一系列中短期政策调节工具虽然有利于实现定向调控，以达到精准滴灌和预调微调的目的，但在实施过程中，中央银行对大多数政策工具实施的数量和部分工具的价格做了限制，而且，这类工具大

多为数量型工具，其透明性也较差（陶娅娜、李宏瑾，2015）。若这类政策工具的使用长期化，则有可能与构建市场在资源配置中发挥决定性作用的战略目标相悖。如果调节不当，则有可能进一步扭曲资金资源的配置（张晓慧，2015）。再次，是政策工具的组合搭配问题。在资金逐利本质不变的前提下，以定向和微调为目标的政策工具要实现预期目标，需要强化预期管理，合理引导市场主体的预期。在预期管理中，如何确保政策的透明性是新常态下中央银行预期管理面临的挑战之一。确保政策的透明性，前提是央行对市场行为主体的预期有充分的了解，而且还需要前瞻性地对经济发展前景有比较准确的预测。同时，预期管理政策的有效性取决于中央银行承诺的可信性，这对中央银行的独立性提出了新的要求。

三. 转变货币政策调控方式面临的问题

货币政策调控方式涉及政策操作规范、操作时机和力度的选择问题。从近两年的实践来看，货币政策的调控改变了原来“大水漫灌”的总量调控方式，采取了“滴水精灌”和“喷灌”的区间调控、定向调控和预调微调。与此同时，为避免出现调控不足和超调，中央银行强调了调控的适时适度，这要求央行准确把握货币政策的调控时机和掌控调控的力度。

（一）货币政策操作规范中的相机抉择和单一规则选择

操作规范的选择是货币政策调控方式的核心。相机抉择和单一规则之争一直是货币政策调控规范研究中关注的核心问题之一，也是货币主义学派与凯恩斯学派政策主张争论的焦点。自从 Kydland and Prescott（1977）提出的动态不一致性理论得到广泛认可之后，规则型货币政策越来越受到重视。在金融危机前，发达经济体的中央银行大多以通货膨胀作为基本目标，以短期利率作为政策工具，以泰勒规则作为操作规范，逐步形成了以一个制度（独立的中央银行制度）、一个目标（通货膨胀目标制）、一个工具（短期基准利率）和一个规则（泰勒规则）为基本特征的货币政策操作框架。金融危机之后，尽管经济学家对于美联储采取的非常规货币政策的操作规范存在争议（Taylor, 2013; Bernanke, 2014），但是，争论的原因在于危机之后美联储已不再拘囿于通货膨胀这一单一目标，而是将就业和金融稳定也纳入了货币政策的目标体系。由此可见，货币政策操作规范的选择是由最终目标的单一化还是多元化决定的。长期以来，为保持经济高速增长，我国货币政策操作规范主要体现为随经济增速变化的相机抉择（含有部分规则操作），而且，呈现出数量型调控和被动调控的特点。新常态下，经济的稳态增长要求货币政策由数量型的被动相机抉择向主动的价格型规则调控模式转型。但如果货币政策的最终目标进一步多元化，则政策操作将难免陷入相机抉择。而在

相机抉择实现多元政策目标的过程中，政策锚的选择将会更加困难。

（二）调控时机的把握和调控力度的掌控

调控时机的把握与中央银行对货币政策时滞的识别和判断有关。经济发展新常态下，我国宏观经济运行的国内外环境日趋复杂，利率市场化、汇率自由化和人民币国际化等都会对市场主体的行为决策产生影响，这些都会增加中央银行识别和判断货币政策内外时滞的难度。调控力度的掌控取决于中央银行对新常态下经济稳态增长合理区间的判断。随着我国经济向新常态的转化，政府的宏观调控也随之发生转型，最突出的表现是宏观调控目标从以往的“点调控”转向了“合理区间调控”。在区间调控下，货币政策调控的目标取向服务于宏观经济的合理区间，是我国经济发展进入新常态的一个重要标志（汪川，2015）。但是，在经济发展新常态下，我国经济稳态增长的合理区间将会是一个动态调整的区间。如何根据不断变化的经济状况来合理判断这一区间显然并非易事。

（三）利率调控模式的选择问题

在实现数量型调控向价格型调控模式转型的过程中，建立适合我国国情的利率调控模式是关键。随着存款利率的放开，形式上我国已实现了利率市场化，但利率市场化的核心在于不仅要放得开，还需要管得住。而要管得住，则需要构建完善的基准利率形成机制。这就要求建立与我国国情相适应的利率调控模式。从发达经济体中央银行的利率调控来看，主要有美联储的公开市场操作模式和欧洲央行的利率走廊模式。近年来，随着利率市场化改革和货币政策工具的创新，我国中央银行尝试着借鉴欧洲央行的利率走廊模式来构建中国的利率调控模式，但是，利率走廊调控模式发挥作用的前提条件是什么，是否适合新常态下中国经济和金融市场环境。这些问题都值得进一步探讨。

四. 疏通货币政策传导渠道面临的困境

经济新常态下，利率市场化、人民币汇率自由化、人民币国际化、宏观审慎监管体系的构建、投融资体制等一系列金融体制改革将加快，金融市场微观主体的行为决策也会随之发生变化，从而对货币政策传导产生冲击和影响。

（一）信贷渠道的传导机制将更为复杂

长期以来，银行信贷渠道在我国货币政策传导中发挥着主渠道的作用²。但是，随着利

²从现有研究来看，尽管有部分学者认为，多年来货币渠道在我国货币政策传导中发挥着重要的作用。但大多数学者认为，信贷渠道是我国货币政策的主渠道。

率市场化和金融创新的发展，银行信贷渠道传导的效果日益降低。近年来，我国宏观经济领域流动性充裕与实体经济领域流动性不足并存的悖论现象的出现，在一定程度上与金融创新环境下的银行信贷渠道不畅有关，导致了货币向信贷转化的不畅。另一方面，随着宏观审慎监管措施的实施，特别是逆周期资本缓冲、新的流动性监管指标的实施，信贷渠道中资本渠道效应和风险承担渠道效应也可能会显现出来³。因此，在银行信贷渠道短期内仍会发挥作用的情况下，其传导机制将会更加复杂，效果和不确定性将更加难以掌控。

（二）利率和汇率传导的作用增强，但效果更难把握

经济发展新常态下，构建以利率调节为主的价格型规则调控模式是货币政策调控转型的目标。在利率调控模式下，市场主体的行为会相应发展生变化，资金供求对利率变化的弹性也会提高，利率传导渠道将发挥越来越重要的作用。但是，利率传导下的货币政策效果取决于市场主体资金供求的利率弹性。在经济转型和经济增长动力机制转换的过程中，如果市场主体的资源配置仍以政府调控为主，特别地，如果国有企业、地方政府融资平台这类资金需求利率弹性较低的市场主体的投融资行为未能真正实现市场化，则利率传导机制的效果将会非常有限。

另一方面，人民币汇率双向波幅的扩大、人民币的国际化会带来国际资本跨境流动的规模扩大和频率增加，货币政策平衡内外均衡的难度增加，从而形成人民币汇率传导渠道。人民币汇率制度改革和人民币国际化虽然有助于缓解资本项目管制下货币政策面临的三难困境，但也会加大我国同其他经济体之间货币政策的外溢和共振效应，削弱货币政策的效果。

因此，在新常态下一个相当长的转型时期内，我国货币政策传导可能会出现银行信贷渠道（包括资本渠道效应、风险承担效应）、利率渠道和汇率渠道同时并存的局面。显然，新常态下货币政策传导的机制将会更加复杂，效果更加不确定，疏通的难度更大。

五. 客观认识货币政策的宏观调控职能和独立性

经济发展新常态对完善货币政策体系提出了新的挑战和难题。迎接挑战、破解难题，不仅需要客观定位新常态下货币政策的宏观调控职能，还需要提高中央银行政策制定和实施的独立性。

（一）科学定位货币政策的宏观调控职能

货币政策并非万能，其总体上属于总量调控政策。金融危机之后，发达经济体中央银行

³黄宪等（2012）的研究检验了银行资本渠道效应在我国货币政策传导中的存在性；张雪兰和何德旭（2012）、代军勋和瓦哈甫（2014）的研究则显示了风险承担渠道在我国的存在性。

虽然采取了大规模非常规货币政策来促进经济复苏,其原因在于财政政策受到了财政赤字的约束。而在我国经济新常态下,特别是在当前宏观调控由“总需求管理”向“总需求与总供给管理并重”的转型时期,高估货币政策的宏观调控职能和效果可能是不切实际的。在此背景下,应积极发挥财政政策在宏观调控中的作用,加强财政政策与货币政策的协调与配合。特别地,在实施货币政策定向调控的过程中,财政政策的配套支持是定向调控货币政策可持续和有效的基础保障。原因在于,货币政策定向调控的领域大多是涉农和中小企业等经济基础薄弱领域,即使货币政策要求资金定向投放,也会因为资本的趋利属性而增加其效果的不确定性。除财政政策之外,强化货币政策与产业政策、金融监管政策之间的协调配合也是确保货币政策职能发挥的重要基础。

(二) 提升中央银行制定和实施货币政策的独立性

发达经济体中央银行货币政策实施的历史经验表明,独立性对中央银行货币政策的有效性至关重要。特别是近年来随着非常规货币政策中预期管理的加强,中央银行承诺的可信性对市场主体预期的影响日益明显。而中央银行承诺的可信性建立在其独立性基础之上。面对新常态下复杂多变的经济金融市场环境,中央银行通过预期管理来实施预调的功能将会加强,中央银行制定和实施货币政策的独立性也就显得尤为重要。唯有逐步提升中央银行货币政策制定和实施的独立性,货币政策才能在适应和引领新常态中发挥更加有效的作用。当然,中央银行的独立性是相对的,其建立在服务国家宏观经济目标的基础之上。

参考文献

- [1] 代军勋和海米提·瓦哈甫, 2014,《资本约束、银行特质性与货币政策敏感性——基于中国银行业的实证》,《国际金融研究》第8期,第61-68页
- [2] 黄宪、王露璐、马理和代军勋, 2012,《货币政策操作需要考虑银行资本监管吗?》,《金融研究》第4期,第17-31页。
- [3] 陶娅娜和李宏瑾, 2015,《适应和引领新常态的中国货币政策》,《金融与经济》,第4期,第23-29页。
- [4] 汪川, 2015,《新常态下我国货币政策转型的理论及政策分析》,《经济学家》,第5期,第35-42页。
- [5] 张晓慧, 2015,《新常态下的货币政策》,《中国金融》,第2期,第22-25页。
- [6] 张雪兰和何德旭, 2012,《货币政策立场与银行风险承担——基于中国银行业的实证研究(2000—2010)》,《经济研究》第5期,第31-44页。
- [7] 周小川, 2010年9月14日,《央行货币政策目标应相机而动》,《新华每日电讯》。
- [8] Abdel-Kader, K. 2013. “What Are Structural Policies?” *Finance & Development*, 50(1):46-47.
- [9] Bernanke, Ben S. 2014. “The Federal Reserve: Looking Back, Looking Forward”, At the Annual Meeting of the American Economic Association, Philadelphia, Pennsylvania, January 3.
- [10] Kydland, F. E., and E. C. Prescott. 1977. “Rules Rather Than Discretion: The Inconsistency of Optimal Plans”, *Journal of Political Economy*, 85 (7): 473-92.
- [11] Mishkin, F. S. 2011. “Monetary Policy Strategy: Lessons from the Crisis,” NBER Working Paper No. 16755, February.
- [12] Taylor, J. B. 2013. “The Effectiveness of Central Bank Independence versus Policy Rules”. Prepared for the session “Central Bank Independence: Reality or Myth?” American Economic Association Annual Meeting San Diego, California.
- [13] Weidmann, J. 2015. “Structural Problems Cannot Be Resolved by Printing Money,” Available at http://www.bundesbank.de/Redaktion/EN/Topics/2015/2015_02_13_weidmann_london.html

The Challenges on Improving the Monetary Policy System under the New Normal Economy in China

PAN Min

Abstract: The improvements of monetary policy system face the new challenges in the developments of macroeconomic policy, which adapt and lead the new normal economy. The ultimate targets of monetary policy will be diversification and it should be more difficult for balancing the ultimate targets; The central bank should improve the abilities of balance and transition between the quantity targets and the price targets on the choice of intermediary targets and operation targets; medium-short-term policy instruments benefit the economic growth in short term, but in long term, central bank should consider the term mismatch between medium-short-term policy instruments and the long term targets, the market mechanisms of policy instruments, and the optimization of instrument portfolios; The transitions of monetary policy operation face the problems, which are the transition from discretion to rule, choice of operation timing and quantity, and the choice of interest rate control modes; The monetary policy transmission mechanisms will be more complicated and the effects will be uncertain. Realizing the functions of monetary policy in new normal economy objectively and improving the independence of central bank should benefit in solving the problems facing by central bank in the new normal economy.

Key Words: Economic Development; New Normal Economy; Monetary Policy

量化宽松货币政策调整对人民币汇率变动的 影响分析

路妍¹ 吴琼²

【摘要】本文分析了发达经济体量化宽松货币政策的新特点和演化趋势，并分析了其对人民币汇率变动的影响。我们发现：近年来量化宽松货币政策在发达经济体间形成了多元化局面；由以往的“量化”逐步向“质化”转变；由以往的“救市与救政府并举”转变为“重点救市，兼顾救政府”。量化宽松货币政策的新变化必然对人民币汇率变动产生影响，即：人民币相对美元贬值压力增加，相对日元和欧元不确定性增加；发达经济体量化宽松货币政策的调整增强了人民币汇率走势的相关性与人民币汇率波动的复杂程度；目前宏观因素仍是影响人民币汇率变动的根本原因。因此，针对这种变化，中国应采取相应对策，以避免发达经济体量化宽松货币政策调整对人民币汇率变动的影响，从而保证中国金融市场的安全和中国经济的持续稳定发展。

【关键词】量化宽松货币政策；人民币汇率；影响；政策调整

一、引言

随着人民币汇率形成机制改革的逐步推进，中国经济与世界经济的联系日益紧密，人民币汇率的变动在影响中国经济上发挥着越来越重要的作用。从实践政策方面来看，2005年人民币汇率制度改革和2006年中国外汇市场建设改革以来，人民币汇率问题引起了学者们的广泛关注。近十年来，人民币可兑换性逐步增强，中国外汇市场买卖自由度增加，人民币汇率弹性也逐渐增强。2010年6月，中国人民银行宣布“进一步推进人民币汇率形成机制改革，增强人民币汇率弹性”。2012年4月，中国银行间即期外汇市场人民币兑美元交易价浮动幅度又由0.5%扩大至1%，人民币汇率弹性进一步增强。2015年8月，中国人民银行为了优化中国外汇市场做市商报价，根据外汇市场的需要，继续深化了人民币汇率形成机制改革。2015年10月欧洲中央银行通过货币政策加大宏观经济刺激力度举措。2015年12月，

¹ 路妍，东北财经大学金融学院教授

² 吴琼，东北财经大学金融学院

美联储近年来首次加息宣告美联储货币政策正常化从理论探讨转变为现实。

另外,近年来随着发达经济体量化宽松货币政策的实施与退出,全球经济由金融危机时期量化宽松全球同步时期逐步过渡到后危机时代量化宽松分化时期,其对人民币汇率变动存在着较为明显的影响。一方面,随着中国外汇市场的逐步完善,量化宽松货币政策调整对人民币汇率变动的影响不仅仅局限于宏观经济下的冲击,人民币汇率的变动也受到外汇交易行为变化的影响。另一方面,中国与发达经济体各方面的联系日益紧密,发达经济体量化宽松货币政策调整对人民币汇率变动的影响势必逐渐增强。因此,研究量化宽松货币政策调整对人民币汇率变动的影响具有十分重要的理论意义与现实意义。

二、发达经济体量化宽松货币政策的新特点及演化趋势

(一) 发达经济体量化宽松货币政策的新特点

2001年至2015年,量化宽松货币政策由最开始的发达经济体单独实行到发达经济体的联合实行,再到后危机时代的全球量化宽松货币政策逐步分化,呈现出形态各异的局面。日本曾在2001年首次实施量化宽松货币政策,引发了理论界和实务界的众多探讨,在量化宽松货币政策的实施内容上,不同国家有不同的特征。但是,在量化宽松货币政策的实施背景与实施目的方面上各国求同存异。

量化宽松货币政策的实施时间分为三个阶段:第一阶段:量化宽松货币政策探索阶段(2001.3-2008.9)。此阶段主要标志是日本进行了量化宽松货币政策的历史性尝试,并形成了量化宽松货币政策实施至退出的第一个完整的周期。日本量化宽松货币政策的实施为后来发达经济体量化宽松货币政策的制定和退出机制提供了较为完整的借鉴与参考(Girardi 和 Moussa, 2011)。第二阶段:量化宽松货币政策全球阶段(2008.11-2014.10)。此阶段的主要标志是美国实施了为期六年的量化宽松货币政策,危机时期发达经济体实施了较为同步的量化宽松货币政策。此阶段全球主要货币汇率呈现不同的波动态势,人民币兑美元持续走强,美元总体走弱,全球经济流动性逐步增强。美国量化宽松货币政策的实施和退出成为众多学者全面研究量化宽松货币政策溢出效应的重要模板,其对世界经济的影响也是持续和深远的。第三阶段:量化宽松货币政策分化阶段(2014.11-现在)。此阶段的主要标志是美联储于2014年10月底宣布退出量化宽松货币政策,发达经济体国内经济环境发生了明显的分化,主要是美国经济率先复苏,日本经济仍面临着较大的不确定性,欧元区经济的持续低迷。需要指出的是:此阶段新兴经济体货币当局开始陆续向本国市场注入流动性,量化宽松货币政

策实施对象由发达经济体向新兴经济体转移，且在发达经济体内部，量化宽松货币政策出现了非同步特征。2014年11月以来量化宽松货币政策的新特点是：

1、从量化宽松货币政策实施国家来看，量化宽松货币政策在发达经济体内部形成了多元化局面

这主要表现为：第一，量化宽松货币政策由金融危机时期发达经济体联合实施逐步过渡到后危机时代发达经济体量化宽松货币政策实施的步调不一致。可以看出，发达经济体本国经济状况复苏的快慢是全球量化宽松货币政策分化的直接诱因。第二，美国量化宽松货币政策的退出，日本和欧元区继续实施量化宽松货币政策，表现了全球量化宽松货币政策面临着较大的不确定性。这种不确定性主要体现在退出方式、退出时间、退出国家的差异等。第三，美国经济率先复苏，退出量化宽松货币政策标志着发达经济体内部量化宽松货币政策由“一国独大”转变为“三足鼎立”之势。不论是日本历史性地推出量化宽松货币政策还是金融危机时期美国主导全球量化宽松货币政策，全球量化宽松货币政策均表现为一国主导的形式，而随着美国退出量化宽松政策，量化宽松货币政策在全球形成了非主导状态。

2、从量化宽松货币政策实施手段来看，量化宽松货币政策由以往的“量化”逐步向“质化”转变

“质化宽松货币政策”起源于2011年9月美联储的扭转政策，其主要方式是买入长期债券向市场注入流动性的同时卖出短期债券向市场吸收流动性。原因主要是美联储担心量化宽松货币政策向市场投入的流动性过多，不利于刺激经济的复苏。从近期的实践来看，2013年4月日本中央银行决定实施“质化宽松货币政策”，大量购买期限超过三年的中长期债券。2014年10月美联储宣布退出量化宽松货币政策的同时决定对国债进行展期，利用到期债券的本金进行再投资，充分考虑了量化宽松货币政策退出后可能出现的流动性大幅紧缩。

3、从量化宽松货币政策实施工具来看，量化宽松货币政策由以往的“救市与救政府并举”转变为“重点救市，兼顾救政府”

美国在金融危机后实施的第一轮量化宽松货币政策是典型的“救市与救政府并举”政策，其通过大量购买政府债券与机构债券将利率降低至1%以下，通过降低国债利率并向市场大量注入流动性来缓解政府压力和市场资金短缺。从美国第三轮量化宽松货币政策来看，购入的政府债券数额已大于私人债券和机构债券的数额。从日本和欧元区近期的量化宽松货币政策来看，其主要目标是向市场提供流动性以刺激实体经济的复苏。一方面，随着全球金融危机的渐行渐远，各国政府的公债压力以及经济环境治理压力有所减轻。另一方面，美国经济

的率先复苏在发达经济体中树立了一个良好的风向标,也给全球经济形势的扭转传递了一个积极的信号,因此发达经济体量化宽松货币政策的首要任务就是刺激实体经济增长,减小失业率。

(二) 发达经济体量化宽松货币政策的演化趋势

发达经济体量化宽松货币政策的实施和退出均与本国经济状况密切相关(张礼卿, 2011)。本文重点考察美国、日本、欧元区的GDP增长率、失业率、投资者信心、通货膨胀、经常项目差额五个方面,并对具体趋势做出总体把握,进而给出发达经济体量化宽松货币政策未来可能的走势。

1、后危机时期美日欧经济增长率出现明显分化,美国经济率先复苏,日本经济增长率波动较强,欧元区经济增长率持续低迷

从图1中可以看出,美国经济增长率在2009年年中进入最低点,其增长率跌至-2%以下,随着美国量化宽松货币政策的实施,2010年第三季度开始美国经济增长率恢复至2%的水平,2013年以来,美国经济增长率稳定在2%附近。日本和欧盟经济增长率在2009年年中同样进入最低点,其增长率分别跌至-5.7%、-4.1%。到2010年第三季度,两者均呈现了短暂的复苏,日本经济增长率达到了4.5%的波峰,欧元区经济增长率达到了1.85%的波峰。但是从2011年开始,随着欧债危机的深化,两个地区宏观经济增长率与美国相比出现了较为不同的趋势,日本经济增长率呈现了较强的波动性,宏观经济不稳定因素最强。欧元区经济增长率从2012年开始保持在0以下,持续低迷。截至2015年12月,欧元区经济增长率总体回升,但仍保持在2%以下。

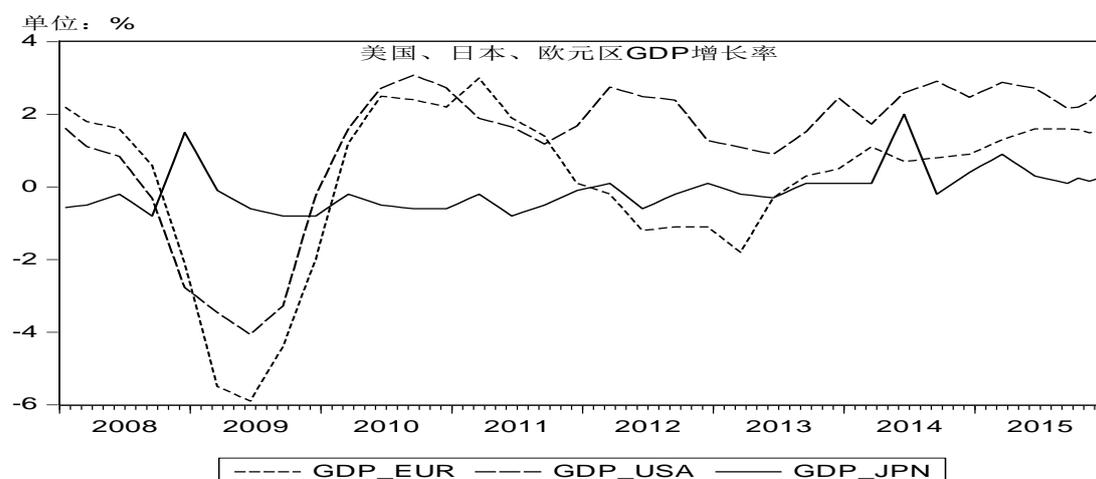


图1 2008-2015年美国、日本、欧元区GDP增长率

资料来源: wind 数据库。

2、危机后美国与日本失业率先升后降趋势，欧元区失业率持续高位并有上升趋势

从图 2 可以看出，2008 年全球金融危机爆发后的一年内，美国、日本、欧元区失业率均呈现出明显的上升。然而，值得关注的是：2009 年第三季度开始，美国和日本失业率均呈现了直线式下降，从下降总体幅度来看，美国失业率下降最快，幅度最大。2009 年第三季度，美国失业率接近 10%，日本失业率接近 5%，而在 2015 年 12 月，美国失业率下降到 5%，日本失业率下降到 3%左右。欧元区在危机后的两年失业率反而呈现了较为明显的上升趋势，2013 年第二季度，失业率一度突破 12%，2015 年 3 月份失业率仍高于 11%，2015 年 12 月欧元区失业率略微下降但仍保持在 10%以上。由此可见，欧元区经济远未复苏，日本经济复苏乏力，经济不确定性持续存在。

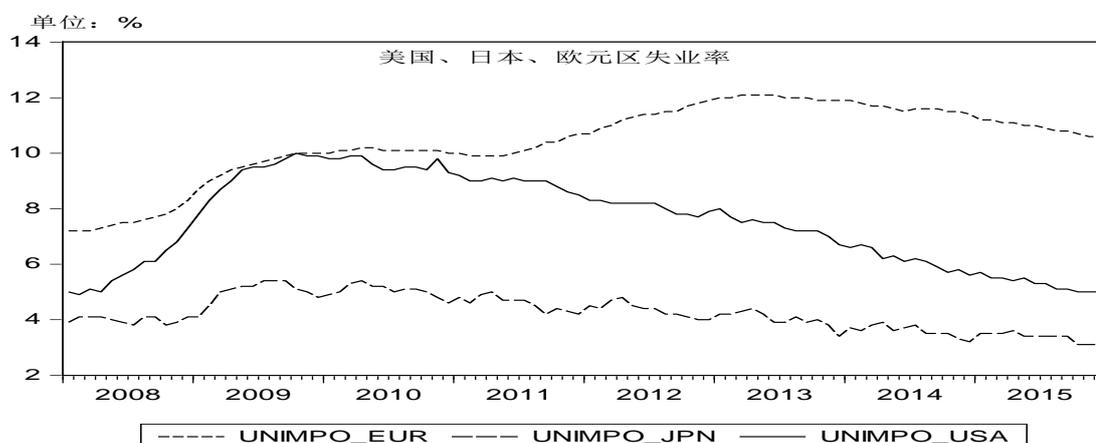


图 2 2008-2015 年美国、日本、欧元区失业率

资料来源：wind 数据库。

3、后危机时代美国投资者信心指数由负转正，日本和欧元区投资者信心指数表现较差

从图 3 中可以看出，2008 年 3 月-2010 年 3 月日本与欧元区的相关系数高达 0.94，日本与美国的相关系数为 0.78，美国与欧元区的相关系数为 0.74；与此同时，2010 年 4 月-2014 年 10 月日本与欧元区的相关系数为 0.40，日本与美国的相关系数为 0.82，美国与欧元区的相关系数为 0.39；2014 年 11 月-2015 年 12 月日本与欧元区的相关系数为 0.55，日本与美国的相关系数为 0，美国与欧元区的相关系数为-0.52。从指数大小可以看出：2013 年后美国投资者对经济的预期远好于日本与欧元区。因此，相比金融危机时期发达经济体经济前景的高度相关性，后危机时期发达经济体之间的经济前景表现出了明显的分化，日本与美国经济前景相关程度趋近于 0，欧盟与美国、日本与欧盟经济前景的相关程度均呈现出大幅减小。尤其值得注意的是，美国退出量化宽松货币政策之后，其投资者信心与欧元区呈现出高度负

相关,表明量化宽松货币政策分化时期美国经济的稳步复苏与欧元区经济的低迷呈现出明显的对比。

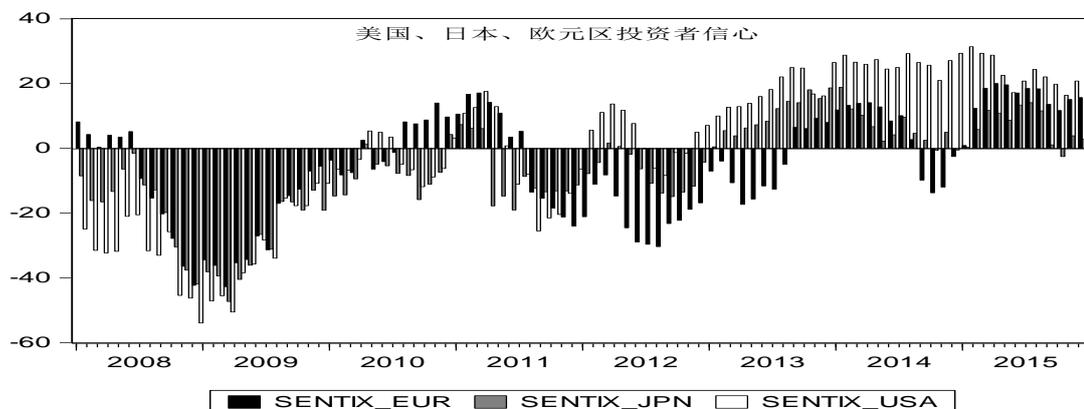


图3 2008-2015年美国、日本、欧元区sentix投资者信心指数

资料来源:wind数据库。

4、危机后美国通货膨胀率水平相对较高,日本和欧元区通货膨胀率表现较为温和,但2013年后有所变化

本文采用环比CPI表示通货膨胀情况,主要作为反映各国通货膨胀压力的指标。从图4中可以看出:欧元区CPI指数在-1%-1%之间波动,欧元区通货膨胀压力较小。观察美国与日本的CPI指数可以发现,美国在金融危机初期经历了较强的通货紧缩压力,CPI指数在2008年10月降至-1.5%以下。2010年至2011年,美国CPI指数基本保持在0.5%附近波动。2012年,美国CPI指数一度突破1%。2014年11月以后,美国通胀压力开始减小,基本保持在0附近小幅波动。日本在金融危机初期,CPI指数在-0.5%-0.5%之间波动,波动程度最小。在2013年年中开始,CPI指数上涨较快,到2014年下半年,日本CPI指数最高,一度升高至2%附近,面临着较高的通货膨胀压力,2015年日本CPI指数总体回稳,但是波动程度较高,面临着较强的不确定性。

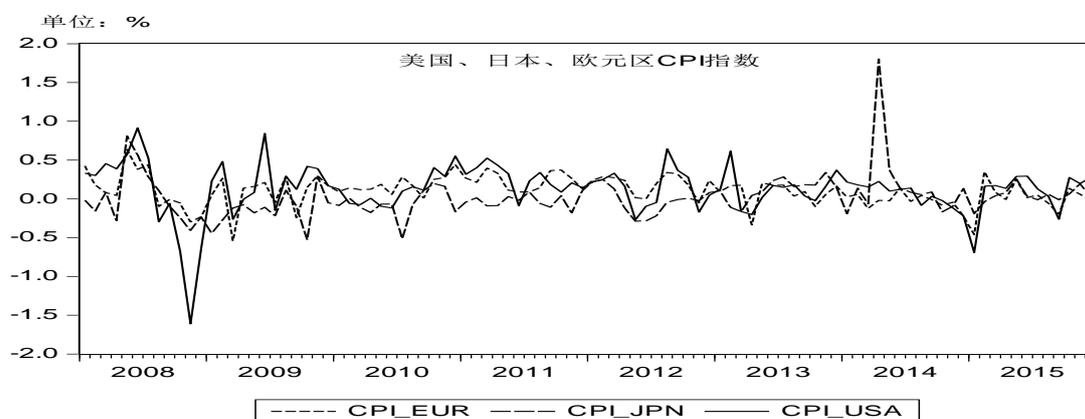


图4 2008-2015年美国、日本、欧元区CPI指数

资料来源：wind 数据库。

5、危机后美国持续保持巨额经常项目逆差，日本经常项目差额表现出较高的不确定性，欧盟经常项目差额由逆差逐步过渡到顺差

从图 5 中看出，美国在金融危机时期经常项目逆差最大，超过 600 亿美元，金融危机使美国进口总额大量减少，经常项目逆差有了较大幅度的缓和，2009 年初，经常项目逆差缩小至 300 亿美元左右，2009 年后美国经常项目差额未表现出大幅度的波动，截至 2015 年 12 月美国经常项目逆差维持在 400 亿美元。总体来看，美国经常项目差额波动最小。日本在金融危机前经常项目表现出顺差态势，顺差数额维持在 5000 亿日元附近，2011 年后日本经常项目顺差数额大幅减少，在 2013 年开始，日本经常项目首次由顺差转变为逆差，2014 年 1 月，日本逆差额扩大至 2800 亿日元。总体来看，日本经常项目差额波动较高。欧元区在金融危机后经常项目保持较高的逆差，逆差数额保持在 150 亿欧元左右，2013 年 3 月开始，欧元区经常项目差额开始向顺差方向变化。总体来看，欧元区经常项目差额变动最大。

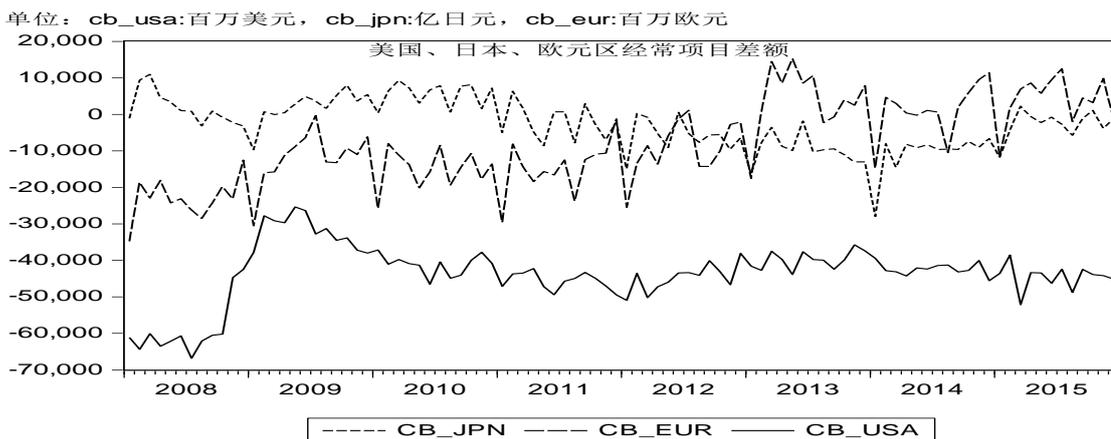


图 5 2008-2015 年美国、日本、欧元区经常项目差额

资料来源：wind 数据库。

总体来看，后危机时代美国宏观经济的各项指标均有所好转，这是美国退出量化宽松货币政策最为主要的原因。后危机时代日本宏观经济状况表现一般，日本宏观经济指标波动性最大，面临着较大的不确定性，由于日本经济在 2014 年 11 月后通货膨胀压力略小，经常项目出现了一定的逆差，可以看出，日本实施量化宽松货币政策的成本较小。后危机时代欧元区宏观经济形势表现最差，随着 2015 年欧盟开始实施为期 18 个月的资产购买计划，未来欧元区宏观经济状况是否回升仍有待观察，并不排除欧元区继续深化量化宽松货币政策的可能性。

三、量化宽松货币政策调整对人民币汇率变动的影响

(一) 危机后人民币汇率变动的现状和特点

本文选取美元、日元、欧元兑人民币汇率中间价日度数据,分别表示为 `usa_chn`、`jpn_chn`、`eur_chn`,三者均采用直接标价法,样本区间为2008年1月2日-2015年12月18日。需要指出的是:以上数据不包含周六与周日观测值,由于重要节假日数据有所缺失,我们采用对数线性插值法将重要节假日缺失数据补全。根据前文分析,我们将样本区间分为两个不同的子区间,分别为2008年11月3日-2014年10月31日与2014年11月3日-2015年12月18日。将三个时间序列数据分别先取自然对数,后取一阶差分,得到三个新的时间序列 `dlnusa_chn`、`dlnjpn_chn`、`dlneur_chn`,分别表示美元、日元、欧元兑人民币汇率中间价波动大小。所有数据均来源于 wind 数据库。

1、危机后人民币汇率变动的现状

(1) 美元兑人民币汇率波动最小,日元兑人民币汇率与欧元兑人民币汇率波动较大

如图6所示,从横向来看,美元兑人民币汇率波动值在全样本区间内最小,且波动大小相对稳定。欧元兑人民币汇率波动值在全样本区间内较高,日元兑人民币汇率波动值在全样本区间内最大。另外,三者均表现出较为明显的波动集群现象。从纵向来看,美元兑人民币汇率波动大小在两个子样本区间内变化不明显,欧元兑人民币汇率和日元兑人民币汇率波动大小在两个子样本区间内有明显的减小趋势。

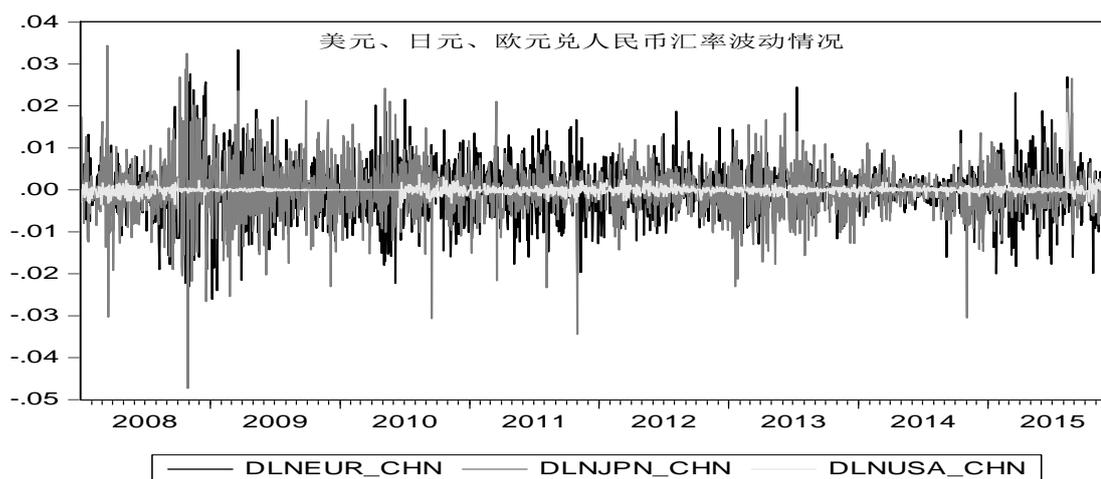


图6 2008-2015年美元、日元、欧元兑人民币汇率波动

资料来源:wind数据库。

(2) 美元兑人民币币值趋于稳定,人民币相对日元、欧元升值压力较大

如图7所示,从横向来看,美元兑人民币汇率数据在全样本期内小幅缓慢升值,汇率走

势情况较为平稳。日元兑人民币汇率水平和欧元兑人民币汇率水平在全样本期内呈现双向波动情形，且人民币相对日元与欧元呈现大幅升值现象。主要原因是人民币在 2005 年汇率制度改革之后主要单方面盯住美元所致。从纵向来看，金融危机时期中国人民银行为了防止人民币兑美元汇率剧烈波动给中国宏观经济带来消极影响，将美元兑人民币汇率数值盯住在 6.83 附近，随着美国量化宽松货币政策的实施，中国人民银行在 2010 年 6 月宣布增强人民币汇率弹性的举措，人民币相对美元随后进入稳步升值阶段。与此同时，人民币相对日元与欧元均呈现了明显的升值现象。需要指出的是：在美联储退出量化宽松货币政策之前，人民币相对日元和欧元缓慢升值，美国退出量化宽松货币政策之后，人民币相对日元和欧元升值速度和升值幅度均有明显提高。



图 7 2008-2015 年美元、日元、欧元兑人民币汇率走势

资料来源：wind 数据库。

(3) 美元、日元和欧元兑人民币汇率波动的相关性增强，日元和欧元兑人民币汇率波动呈现了较高的正向联动性特征

表 1 显示，美国量化宽松货币政策时期，日元兑人民币汇率波动和欧元兑人民币汇率波动均和美元兑人民币汇率波动负相关，相关系数大小分别为-0.0897、0.3965。日元兑人民币汇率波动和欧元兑人民币汇率波动相关性不强，系数大小仅为 0.0250。美国退出量化宽松货币政策后，三者的相关性均有明显增强且方向出现明显差异，量化宽松货币政策分化阶段三者系数的大小分别为-0.1369、0.0381、0.4257。由此可以看出，后危机时代，人民币与发达经济体双边汇率波动联动性均有明显增强，日元和欧元兑人民币汇率波动呈现出正向联动性，美元兑人民币汇率波动性与欧元和日元兑人民币汇率波动性呈现出方向和大小的反转，其中美元和日元兑人民币汇率波动联动性增强，方向由负转为正，美元和欧元兑人民币汇率

波动联动性减弱。

表1 美元、日元、欧元兑人民币汇率波动协方差与相关系数

样本区间	协方差 相关系数	美元兑人民币汇率 波动	日元兑人民币汇率 波动	欧元兑人民币汇率 波动
2008年11月3 日至2014年10 月31日	美元兑人民币汇 率波动	4.78E-07 1.0000	—	—
观测值个数	日元兑人民币汇 率波动	-3.74E-07 -0.0897	3.63E-05 1.0000	—
1565	欧元兑人民币汇 率波动	-1.67E-06 -0.3965	9.18E-07 0.0250	3.73E-05 1.0000
样本区间	协方差 相关系数	美元兑人民币汇率 波动	日元兑人民币汇率 波动	欧元兑人民币汇率 波动
2014年11月3 日至2015年12 月18日	美元兑人民币汇 率波动	3.12E-06 1.0000	—	—
观测值个数	日元兑人民币汇 率波动	1.28E-06 0.1369	2.81E-05 1.0000	—
295	欧元兑人民币汇 率波动	4.71E-07 0.0381	1.58E-05 0.4257	4.92E-05 1.0000

资料来源：wind 数据库。

(4) 日元和欧元兑人民币双边汇率水平与美元兑人民币双边汇率水平相关性明显不同

表2表明，美国量化宽松货币政策时期，三者的相关系数大小分别为0.4848、0.7465、0.3396。美国退出量化宽松货币政策后，三者的相关系数大小分别为0.5772、0.0832、0.5114。对比两个子样本区间的相关系数可以发现：相关性程度均发生了较大变化，方向不变。其中美元和日元兑人民币汇率水平、日元和欧元兑人民币水平相关性均明显增强；美元和欧元兑人民币汇率水平相关性在量化宽松货币政策分化时期接近于0，与之前的0.7465相关系数形成强烈反差。

表2 美元、日元、欧元兑人民币汇率水平协方差与相关系数

样本区间	协方差 相关系数	美元兑人民币汇率 水平	日元兑人民币汇率 水平	欧元兑人民币汇率 水平
2008年11月3 日至2014年10 月31日	美元兑人民币汇 率水平	0.0749 1.0000	—	—
观测值个数	日元兑人民币汇 率水平	0.1081 0.4848	0.6644 1.0000	—
1565	欧元兑人民币汇 率水平	0.1246 0.7465	0.1688 0.3396	0.3720 1.0000
样本区间	协方差 相关系数	美元兑人民币汇率 水平	日元兑人民币汇率 水平	欧元兑人民币汇率 水平
2014年11月3 日至2015年12 月18日	美元兑人民币汇 率水平	0.0137 1.0000	—	—
观测值个数	日元兑人民币汇 率水平	0.0080 0.5772	0.0140 1.0000	—
295	欧元兑人民币汇 率水平	0.0030 0.0832	0.0189 0.5114	0.0970 1.0000

资料来源：wind 数据库。

2、危机后人民币汇率变动的特点

表 3 给出了美元、日元、欧元兑人民币汇率波动性的统计描述。从统计结果来看，2014 年 11 月 3 日以来，三者兑人民币汇率波动均呈现增大趋势，且美元兑人民币汇率波动具有较强的尖峰正向偏倚现象，日元次之，欧元表现最弱。在三者兑人民币汇率水平方面，从平均值来看，2014 年 11 月以后人民币相对美元、日元、欧元均表现出明显升值现象，从偏度和峰度来看，2014 年 11 月前后，三者兑人民币汇率水平的分布未出现明显的变化。

表 3 美元、日元、欧元兑人民币汇率变动统计描述

美元、日元、欧元兑人民币汇率波动统计结果						
	dl'nusa_chn	dl'njpn_chn	dl'neur_chn	dl'nusa_chn	dl'njpn_chn	dl'neur_chn
平均值	-6.70E-05	-0.0001	-7.68E-05	0.0002	-0.0002	-0.0003
中位数	-1.46E-05	-0.0002	0.0001	0.0001	-0.0003	-0.0005
最大值	0.0036	0.0242	0.0334	0.0184	0.0266	0.0276
最小值	-0.0043	-0.0344	-0.0261	-0.0054	-0.0305	-0.0200
标准差	0.0007	0.0060	0.0061	0.0018	0.0053	0.0070
偏度	-0.3755	-0.2192	0.1633	6.8075	0.2490	0.4167
峰度	6.9555	5.7735	5.3383	66.0311	9.5814	4.9772
J-B 值	1057.0150	514.1177	363.4876	51112.3100	535.4581	56.5885
P 值	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
样本	2008 年 11 月 3 日—2014 年 10 月 31 日			2014 年 11 月 3 日—2015 年 12 月 18 日		
观测值	1565			295		
美元、日元、欧元兑人民币汇率水平统计结果						
	usa_chn	jpn_chn	eur_chn	usa_chn	jpn_chn	eur_chn
平均值	6.4712	7.2601	8.7053	6.2065	5.1596	7.0194
中位数	6.3522	7.5160	8.5147	6.1370	5.1670	6.9639
最大值	6.8527	8.3730	10.3238	6.4814	5.4474	7.7066
最小值	6.0930	5.6162	7.6473	6.1079	4.9085	6.4852
标准差	0.2738	0.8153	0.6101	0.1172	0.1186	0.3120
偏度	0.2248	-0.5266	0.6498	0.8390	-0.3290	0.6615
峰度	1.4226	1.8417	2.5292	1.8749	2.4533	2.5889
J-B 值	175.4350	159.8082	124.5802	50.1702	8.9945	23.5891
P 值	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0111	0.0000
样本	2008 年 11 月 3 日—2014 年 10 月 31 日			2014 年 11 月 3 日—2015 年 12 月 18 日		
观测值	1565			295		

资料来源：wind 数据库。

综合危机后人民币汇率变动的现状和汇率变动的统计描述，危机后人民币汇率变动有以下特点：

(1) 人民币双边汇率波动出现分化，不确定性增强

这主要表现在双边汇率波动的联动性出现差异，人民币双边汇率升值与贬值出现明显变化等特点。美国退出量化宽松货币政策后，发达经济体量化宽松货币政策的分化以及人民币汇率决定的市场力量逐步增强是人民币双边汇率变动复杂化的直接原因。危机后各国宏观经济复苏程度的差别是人民币汇率变动复杂化的间接原因。

(2) 危机后人民币升值压力减小，相对日元和欧元升值压力呈现不确定性

美国经济的率先复苏使得美元预期走强，这又与日本和欧元区经济形成了鲜明对比和强烈反差。2015年12月随着美国在金融危机后首次宣布加息，将银行利息的上限从0-0.25%提升至0.25-0.5%，加之美国货币政策的实施将发达经济体纷纷带入增发货币阶段，其经济的率先复苏使得美元更为坚挺。又因为人民币汇率由政策导向过渡到市场决定是一个渐进过程，人民币汇率短期内仍将主要盯住美元，在上述的双向作用下，人民币相对美元升值压力将减小，相对日元和欧元升值压力呈现不确定性。

(3) 危机后美元与欧元间兑人民币汇率走势联动性大幅减弱，日元与欧元间兑人民币汇率走势联动性基本维持不变

由前文的分析可知，造成人民币汇率走势出现根本不同的原因在于，发达经济体内宏观经济形势的扭转，其主要特征为美国经济基本走出衰退，日本经济面临着较高不确定性，欧元区经济在2015年前后仍保持低迷状态。可以预见，在未来的一段时间内，随着美联储加息步伐的加快，美元相对人民币将保持持续坚挺；日元和欧元兑人民币汇率变动面临较高的不确定性，一方面两者兑人民币汇率走势的联动性并未发生明显改变，另一方面人民币相对日元和欧元的变化由发达经济体宏观经济政策和本国宏观经济形势共同决定，未来一段时间仍具有较高的不确定性。

(二) 量化宽松货币政策调整对人民币汇率变动的影响分析

关于量化宽松货币政策调整的主要时点与人民币双边汇率走势如图8所示。

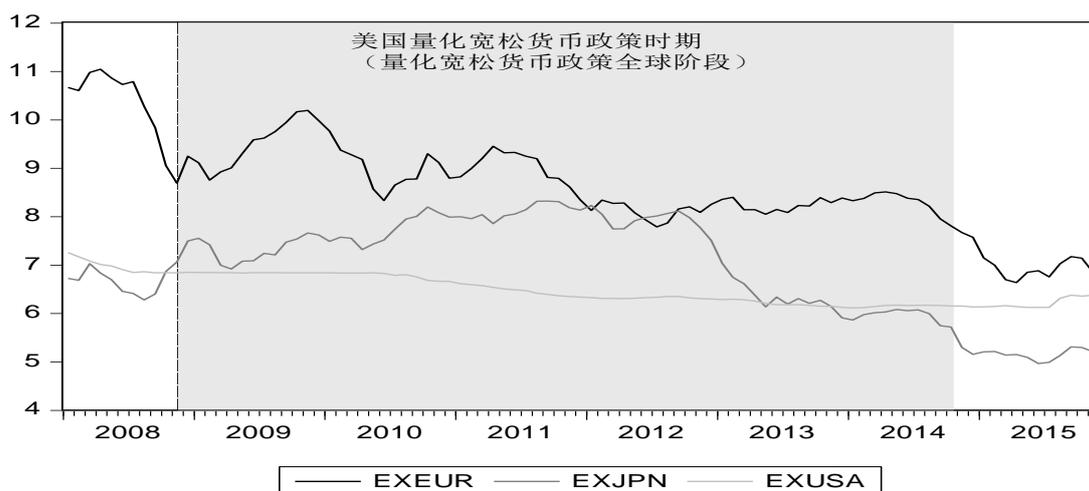


图8 2008-2015年量化宽松货币政策主要时点与人民币双边汇率走势

资料来源：wind数据库。

图8中双边汇率采取月度平均直接汇率形式，日元兑人民币汇率采用100日元/人民币计算。从月度双边汇率数据总体走势来看：金融危机后的2008年11月，美国宣布实施首轮

量化宽松货币政策,美国量化宽松货币政策的实施使得危机后人民币兑美元双边汇率平稳升值。需要说明的是:欧元区在2009年4月紧跟美国实施量化宽松货币政策,这使得危机后人民币兑欧元汇率与人民币兑美元汇率呈现出明显的同向升值变化趋势。危机后的2013年4月,日本第二次实施量化宽松货币政策,使得人民币兑日元相对升值。发达国家量化宽松货币政策的实施使得人民币呈现出双边汇率单方面升值的现象。尤其是2013年年初前后,日元和欧元兑人民币汇率走势的变化出现了明显的同步趋势。2014年10月随着美国结束了为期六年的量化宽松货币政策,人民币相对美元币值仍保持稳定变化,而2015年年末美联储的加息使得未来一段时间内美元走强,人民币相对美元贬值预期会加剧。

发达经济体量化宽松货币政策调整对人民币汇率变动的的影响主要有:

1、发达国家量化宽松货币政策调整对人民币汇率币值变化有直接影响

从近期发达经济体量化宽松货币政策实践来看,美国退出量化宽松货币政策已经一年有余,日本和欧元区为了刺激本地区宏观经济仍纷纷加大货币投放量,尤其是2015年12月美联储的加息,一方面长期的量化宽松货币政策使得发达经济体并不具备降息的现实基础,另一方面,利率的调节作用仍是发达经济体目前调节本国宏观经济的主要工具。反观2014年11月后美元、日元、欧元兑人民币汇率的走势可以发现:美联储的加息对人民币汇率的贬值具有明显的直接作用,而日元与欧元间兑人民币汇率走势的高度同步性正是由于日本和欧元区宏观经济形势复苏乏力所影响的。

2、发达经济体量化宽松货币政策调整增强了人民币汇率币值变化的相关性

表4 人民币汇率币值变化相关系数情况

样本区间	相关系数	exusa	exjpn	exeur	neex	reex
2008年11月至 2014年10月	exusa	1.0000				
	exjpn	0.4847	1.0000			
	exeur	0.7589	0.3406	1.0000		
	neex	-0.7602	-0.8246	-0.7607	1.0000	
	reex	-0.8661	-0.7520	-0.8072	0.9751	1.0000
2014年11月至 2015年12月	exusa	1.0000				
	exjpn	0.5420	1.0000			
	exeur	0.0555	0.5285	1.0000		
	neex	0.4356	-0.3652	-0.8113	1.0000	
	reex	0.4040	-0.2684	-0.8281	0.9386	1.0000

资料来源:wind数据库。

在表4中,exusa表示美元兑人民币月度平均汇率时间序列,依次类推,其余两个时间序列分别为exjpn、exeur。Neex表示人民币月度名义有效汇率³时间序列, reex表示人民币

³人民币名义有效汇率以中国对外贸易伙伴国与中国的贸易额在中国对外贸易总额中的比重为权数,将各贸易国的名义汇率进行加权平均得到的汇率指数,该指数并未包括价格水平的变化,不反映中国相对于贸易伙伴国的竞争力。

实际有效汇率⁴。

从表4中看出,2008年11月至2014年10月,美元兑人民币汇率走势与日元兑人民币汇率走势相关系数为0.4847,与欧元兑人民币汇率走势相关系数为0.7589,与人民币有效汇率指数分别为-0.7602、-0.8661。2014年11月至2015年12月,美元兑人民币汇率走势与日元兑人民币汇率走势相关系数为0.5420,与欧元兑人民币汇率走势相关系数为0.0555,与人民币有效汇率指数分别为0.4356、0.4040。由此可见,美国量化宽松货币政策前后,人民币汇率币值间的相关性均有非常明显的差异。随着美国退出量化宽松货币政策,欧元区继续实施量化宽松货币政策,美元兑人民币汇率和欧元兑人民币汇率与人民币有效汇率之间的相关系数出现了明显的差异。这主要表现为:两个样本区间内美元兑人民币汇率与人民币有效汇率相关程度明显减弱,影响方向由负转正;欧元兑人民币汇率与人民币有效汇率相关程度仍保持在0.75以上,远高于美元兑人民币汇率,另外,相关方向持续保持负向不变。这说明发达经济体量化宽松货币政策调整对人民币汇率币值变化有较大影响。

3、发达经济体量化宽松货币政策的调整增强了人民币汇率波动联动性的复杂程度

从表4看出:相比2008年11月-2014年10月,2014年11月后人民币汇率波动联动性呈现了明显的复杂变化。美国退出量化宽松货币政策之前,美元兑人民币汇率波动与欧元兑人民币汇率波动呈现出明显的负相关,而在美国退出量化宽松货币政策之后,美元兑人民币汇率波动与欧元兑人民币汇率波动确没有相关性,美元兑人民币汇率波动与日元兑人民币汇率波动却明显呈现出负相关。另外,2014年11月之后,日元兑人民币汇率波动与欧元兑人民币汇率波动相关系数由0.0250上升至0.4257,说明二者汇率波动相关性明显增强。由此可见,随着美国退出量化宽松货币政策,人民币汇率波动联动性的复杂程度有明显提升。

4、后危机时代美国加息直接会使人民币汇率面临贬值压力,日本和欧元区量化宽松货币政策的实施会增加人民币汇率变动的不确定性

美国经济的复苏加速了美联储加息政策的实施,这又与日本和欧元区形成了鲜明的对照。一方面日本和欧元区基准利率已无再降的余地,利率作为两者宏观调控工具的可能性不大,只有通过投放货币实施量化宽松货币政策来刺激经济,或通过“质化宽松”来扭转长期利率与短期利率之间的差异。从中短期来看,两者的宏观经济政策通过金融渠道影响中国经济的作用效果并不明显,而通过实体经济渠道影响中国经济的作用效果不容忽视,未来日元

⁴ 人民币实际有效汇率是在剔除通货膨胀后,以中国对外贸易伙伴国与中国的贸易额在中国对外贸易总额中的比重为权数,将各贸易国的名义汇率进行加权平均得到的汇率指数,该指数反映了中国相对于贸易伙伴国的竞争力。

兑人民币汇率和欧元兑人民币汇率的变动程度和方向具有不确定性。另一方面，从中短期来看，美国的加息政策会通过金融渠道直接影响中国经济，加息政策不仅会直接加剧人民币贬值预期，而且会直接作用于中美之间资本的流动方向，中国在未来一段时期不仅面临资本流出的压力，而且美国经济的复苏也会使中美经济增长差异预期有所减小，两者在未来均会加强人民币汇率贬值的压力。

综合以上分析，我们认为出现以上现象主要原因是：

首先，全球量化宽松货币政策的调整位于人民币汇率机制不断改革的阶段。人民币汇率形成机制的大方向是形成以市场供求为基础的有管理的浮动汇率制度，因此人民币汇率的管理方式既要结合所处的宏观经济形势又要受制于国外的宏观经济政策调整。这就使得在量化宽松时期人民币兑发达国家货币双边汇率之间表现出明显的相关性，且具有明显的正向联动特征。未来时期，随着人民币汇率形成机制的不断完善，市场在决定人民币汇率变动方面会发挥更为重要的作用，发达国家量化宽松货币政策的调整均会反映人民币双边汇率的复杂变动。

其次，人民币汇率变动处在世界经济增长与发达经济体经济复苏与调整的剧烈变化中。金融危机后，发达经济体经济增长普遍低迷，一方面，相比发达经济体缓慢复苏，中国经济保持了持续稳定的快速增长，这就使得人民币相比发达国家货币持续升值，人民币兑发达国家货币汇率水平变动呈现了较为同步的现象。另一方面在发达经济体之间，由于经济复苏的程度不同，使得量化宽松货币政策在后危机时代出现分化，这其中最为瞩目的就是美国宣布退出维持六年的量化宽松货币政策，日本和欧元区继续加大量化宽松货币政策的实施力度，这增加了人民币汇率变动的复杂程度，未来人民币汇率的变动方向与双边汇率之间的联动趋势将呈现出较高的不确定性。

最后，人民币汇率变动是由宏观经济状况、发达经济体货币政策调整和人民币外汇市场供求决定的。近年来，宏观经济状况决定了人民币的升值与贬值，从中国宏观经济增长情况来看，短期内人民币相对发达国家货币不会出现明显的大幅贬值现象。但是从发达经济体量化宽松货币政策的调整来看，未来人民币汇率变动的复杂程度并不会减小。需要强调的是：随着市场在决定人民币汇率变动上发挥着越来越重要的作用，发达经济体量化宽松货币政策的不断调整势必会频繁打破中国外汇市场原有的交易均衡，人民币汇率变动将会更加灵敏地反映出发达经济体量化宽松货币政策的影响。

四、主要结论与政策建议

（一）主要结论

1、发达经济体量化宽松货币政策进入分化阶段是由其国内经济形势所决定

后危机时代，美国经济率先复苏、欧元区经济持续低迷、日本经济面临较高的不确定性，可以看出，美联储会加速其加息政策，欧元区会继续深化量化宽松货币政策，日本国内经济面临较强的不确定态势应值得中国货币当局密切关注。

2、美国加息会使人民币汇率面临贬值压力，日本和欧元区量化宽松货币政策的继续实施将增加人民币汇率变动的不确定性

随着发达经济体量化宽松货币政策的分化，发达经济体宏观经济政策出现了本质上的不同，一方面，美国在2015年12月的加息政策彻底改变了近9年来美国货币经济政策的调控工具，也改变了中短期内人民币币值变化的预期，这会造成人民币在未来一段时期内面临着贬值压力。另一方面，日本和欧元区经济的持续低迷表明其会继续实施量化宽松货币政策，这会增加未来人民币汇率变动的不确定性。

3、发达经济体量化宽松货币政策的调整增强了人民币汇率币值变化的相关性与人民币汇率波动的复杂性

美元兑人民币币值变化、欧元兑人民币币值变化与日元兑人民币币值变化的联动性大幅提高，波动方向呈现出较为复杂的变化。主要原因是由于金融危机后中国与发达经济体经济形势形成强烈反差、中国外汇市场交易机制不断完善与发达经济体量化宽松货币政策进入分化阶段共同决定的。

4、目前宏观因素仍是人民币汇率变动的根本原因

分析表明，发达经济体量化宽松货币政策的调整是人民币汇率变动的主要来源。随着发达经济体量化宽松货币政策的逐步退出，未来中国与发达经济体的货币供给将出现反转，进而会使中国外汇市场做市商交易行为发生变化，这会对人民币汇率变动产生显著的影响。如何研究发达经济体量化宽松货币政策调整对人民币汇率变动的冲击具有一定的迫切性和现实意义。

（二）政策建议

1、建立健全灵活的货币政策调整机制

发达经济体量化宽松货币政策相对于中国宏观经济具有外生性，其实施与退出均对中国宏观经济造成了一定的冲击。在中国汇率形成机制稳步推进的情况下，建立健全灵活的货币

政策调整机制，对中国货币当局更有效地避免宏观经济波动，减小汇率大幅变动给中国经济带来的影响具有重要作用。尤其是 2015 年年底美联储的加息政策暗示着利率差的改变将直接通过金融渠道作用于中国宏观经济，因此未来建立灵活的货币政策调整机制会在一定程度上减弱金融渠道的冲击效果。

2、有效监管人民币汇率变动

随着人民币汇率形成机制的逐步完善以及中国外汇市场有效性的逐步增强，汇率的变动势必会更加灵敏地反映宏观经济活动，因此人民币汇率变动更需要货币当局进行有效的监管。从 2014 年 11 月后的数据来看，总体上发达经济体量化宽松货币政策的调整提升了人民币汇率水平走势的相关程度，但是也加剧了人民币汇率波动的复杂程度，因此在维持现有的汇率水平走势相关程度上尽量减小人民币汇率波动，防止其对中国经济造成不必要的冲击值得中国货币当局重视。

3、加快实现人民币国际化

量化宽松货币政策调整对人民币汇率变动的冲击效果归根结底源于世界范围内货币体系的不对称性，无论是中国货币当局建立更加健全和灵活的货币政策调整机制，还是对人民币汇率进行有效监管，其对防止人民币汇率变动冲击效果只是暂时性的。随着中国经济在国际舞台上的作用逐步增强，中国货币当局应加快实现人民币国际化。

4、实现中国经济的稳步增长

在世界经济形势日益纷繁复杂的今天，无论是发达经济体还是新兴经济体，实现经济的稳步增长，减小经济的剧烈波动是各国货币当局的首要任务。因此，中国要实现经济的稳步增长，使人民币成为完全可兑换货币，这对中国抵御外来经济冲击，增强中国经济政策的主动性具有不可替代的作用。

参考文献

- [1] 赵文胜、张屹山. 货币政策冲击与人民币汇率动态[J]. 金融研究, 2012 (8): 1-15.
- [2] 姚余栋、李连发、辛晓岱. 货币政策规则、资本流动与汇率稳定[J]. 经济研究, 2014, (1): 127-139.
- [3] 张礼卿. 量化宽松 II 冲击和中国政策的选择[J]. 国际经济评论, 2011, (1): 50-57
- [4] Girardin E. and Moussa Z. Quantitative easing works: Lessons from the unique experience in Japan 2001-2006[J]. Journal of International Financial Markets, Institutions and Money, 2011, (21): 461-495
- [5] Narayan P.K.. Estimating exchange rate responsiveness to shocks[J]. Review of Financial Economics, 2008, (17): 338-351.
- [6] Juvenal L. Sources of exchange rate fluctuations: Are they real or nominal?[J]. Journal of International Money and Finance, 2011, (30): 849-876.
- [7] Valcarcel V.J.. Exchange rate volatility and the time-varying effects of aggregate shocks[J]. Journal of International Money and Finance, 2013, (23): 822-843.

The effect analysis of quantitative easing monetary policy on the exchange rate fluctuations of RMB

LU Yan WU Qiong

Abstract: This paper analyzes the new features and evolutionary trend of quantitative easing monetary policy in developed economies, and the impacts of the quantitative easing monetary policy on RMB exchange rate fluctuations. We find that the quantitative easing monetary policy in developed economies is characterized by a new trend, these characters show: Quantitative easing monetary policy in developed economies has formed a diversified situation; It is changed from the previous "quantitative" to "qualitative"; Changing from rescue the government and market to the focus on rescue the market, taking into account the rescue government. These changes have impacts on the RMB exchange rate fluctuations: after the crisis, the pressure of RMB relative to the dollar's depreciation increase, the relative yen's uncertainty and euro's uncertainty will increase; Quantitative easing monetary policy in developed economies enhanced the relevance of the RMB exchange rate movements and the complexity of the RMB exchange rate fluctuations.; At present the macroeconomic factors are still the basic reason on the RMB fluctuations. Therefore, China should take the corresponding countermeasure, in order to avoid the developed country's quantitative easing monetary policy adjustment to the renminbi exchange rate fluctuation, thus guarantees the Chinese financial market the security and the macro economy steady development.

Key Words: Quantitative Easing monetary policy , RMB exchange rate, influence, policy adjustment

巴塞尔协议 III 净稳定融资比率对商业银行的影响

——来自中国银行业的证据

李明辉¹ 刘莉亚² 黄叶菴³

【摘要】本文基于 2000-2014 年期间中国 102 家商业银行的微观数据,采用动态面板模型分别从银行负债融资成本、贷款信用风险、贷款资产收益率、其它盈利资产收益率、生息资产盈利能力和单位资产盈利水平这六个角度实证检验了巴塞尔协议 III 中的长期结构流动性监管指标——净稳定融资比率对我国商业银行的影响。研究结论表明:(1)净稳定融资比率的提高显著提升了我国银行的负债融资成本,降低了银行的贷款信用风险;(2)净稳定融资比率的提高会降低银行的贷款资产收益率,提升其它盈利资产收益率水平,不能显著提升银行生息资产的盈利能力;(3)总体而言,净稳定融资比率的提高增加了银行单位资产盈利水平。

【关键词】巴塞尔协议 III 净稳定融资比率 银行融资成本 信贷风险 资产收益率

引言

2008 年金融危机中,许多银行尽管资本充足,但仍因缺乏流动性而陷入危机,金融市场也从流动性过剩迅速逆转成流动性紧缺。面对危机中各商业银行流动性风险管理的不足和缺陷,巴塞尔委员会于 2010 年 12 月 16 日提出了《第三版巴塞尔协议:流动性风险计量标准和监测的国际框架》协议草案(Basel III,以下简称“巴 III”),并要求各成员国与经济体两年内完成相应监管法规的制定和修订工作,并于 2013 年 1 月 1 日开始实施,2019 年 1 月 1 日前全面达标。

巴 III 新协议框架适时提出了净稳定融资比率(NSFR, Net Stable Funding Ratio)⁴和流

¹ 李明辉,金融学博士,华东师范大学经济学院金融学系晨晖学者、讲师

² 刘莉亚,金融学博士,上海财经大学金融学院常务副院长、教授、博士生导师

³ 黄叶菴,上海财经大学金融学院博士研究生

⁴ 净稳定融资比率(NSFR)指可用的稳定资金与业务发展所需资金之比。该指标主要用于衡量银行在中长期内可供使用的稳定资金来源是否足以支持其资产业务发展,也可以反映中长期内银行所拥有的解决资产负债期限错配的资源和能力。

动性覆盖率（LCR, Liquidity Coverage Ratio）⁵的主要目的是希望分别从长期和短期两个方面来监测商业银行应对流动性危机的能力。其中，希望通过 NSFR 来监测商业银行长期结构性的流动性风险，推动商业银行使用稳定的资金来源支持其资产业务的发展，降低资产与负债的期限错配程度。

巴 III 草案推出后不久，我国银监会就在 2011 年 4 月 27 日发布了《中国银监会关于中国银行业实施新监管标准的指导意见》，并于 2011 年 10 月公布了《商业银行流动性风险管理办法(试行)》（以下简称“《办法》”）。《办法》中给出了我国商业银行净稳定融资比率⁶的可用稳定资金(ASF)和所需稳定资金(RSF)的详细分类和对应系数，并将 NSFR 同 LCR、存贷比和流动性比例一起作为我国商业银行流动性风险监管指标。《办法》指出：新资本监管标准从 2012 年 1 月 1 日开始执行，并要求各商业银行应于 2013 年底前和 2016 年底前分别达到 LCR 和 NSFR 的监管标准。

关于净稳定融资比率的研究，国外已经发展到定量与定性相结合的程度，深入到银行业务行为变化、资产负债表调整、银行盈利水平、信贷投放和经济增长等方方面面。从各国的实证研究结果来看：NSFR 最低要求的实施，将很大程度上降低银行净息差和盈利水平，抑制银行的信贷投放，短期对经济增长也有负面冲击。由于国内对 NSFR 重要性的认识不足，银行经营明细数据可得性有限，所以对巴 III 的研究进展缓慢，仍停留在介绍性研究和定性讨论上。

基于此，本文收集了中国银行业的微观数据，分别从银行负债融资成本、贷款信用风险、贷款资产收益率、其他盈利资产收益率、生息资产盈利能力和单位资产盈利水平的角度研究巴塞尔协议III长期监管指标——净稳定融资比率（NSFR）对我国商业银行的影响。

一. 文献综述

目前国外有关流动性监管指标影响的研究主要集中于两方面：一是流动性监管指标对银行自身的影响，以及商业银行如何通过调整资产负债表结构以满足最低流动性监管要求；二是流动性指标对宏观经济（如信贷投放、经济增长）的影响。

关于流动性监管对银行自身影响的研究，代表学者有 King(2013)、Dietrich et al. (2014)、

⁵流动性覆盖率（LCR）指银行流动性资产储备与压力情景下 30 日内净现金流出量之比，该指标主要用于衡量银行在短期（30 日内）银行流动性状况。

⁶虽然《办法》原文中将 NSFR 翻译成“净稳定资金比例”，但本文认为将 NSFR 翻译成“净稳定融资比率”更能反映银行在资金来源和运用上的特征。

Härle et al.(2010)、Bordeleau et al. (2010)。其中, King(2013)采用发达国家和地区 15 国的商业银行的数据进行研究认为: NSFR 最低水平要求会使得银行的净息差平均下降 77-88 个基点, 相当于减少 2009 年净息差的 40%。Dietrich et al. (2014)采用西欧 900 多家商业银行的微观数据研究发现: 大多数的西欧银行并没有达到巴III协议规定的 NSFR 最低要求, 特别对于资产膨胀速度比较快的银行和大银行而言, 其 NSFR 水平更低。对于低 NSFR 的银行而言, 较低的资金成本优势并没有转化为高的盈利能力, 反而使得银行的盈利更具波动性。Härle et al.(2010)研究认为: 流动性监管新要求会使得银行表内和表外各项贷款业务、固定收益业务的融资成本上升, NSFR 最低监管要求的提高将降低银行的净息差 (NIM), 而这将进一步导致银行权益资本收益率水平的下降。Härle et al.(2010)的定量分析结果表明: NSFR 每提高 1%将会使得欧洲银行权益资本收益率下降 4%, 美国银行下降 3%。Bordeleau et al. (2010)采用 1997-2009 年美国 and 加拿大银行数据研究发现: 银行在一定程度上持有流动资产会增加银行的盈利, 但大比例地持有该资产反而会削减银行的盈利能力, 即银行持有流动性资产存在一个最优水平。

关于第二方面的研究, Allen et al.(2012)认为: 巴III流动性监管虽然会在短时间内对企业的信贷可得性和经济增长产生影响, 但是从长期来看, 却有助于控制隐藏在金融系统内的流动性风险。Angelini et al. (2011)发现: 巴III流动性监管协议会使得经济增长下滑, NSFR 每增加 1%会使得经济产出下降 0.08%。Gambacorta (2011)采用美国 1994-2008 年的数据研究发现, 对于美国经济而言, 巴III流动性监管协议会使得经济偏离长期稳态产出水平, 新资本协议的实施会降低未来银行业危机的可能性和破坏力, 而这对长期的经济增长非常有利。

国内学者对巴III流动性监管协议的研究主要集中在对监管框架的介绍和评价(钟伟和谢婷, 2011), 只有少数的学者分析了其对银行操作层面的影响。其中, 隋洋和白雨石(2015)认为流动性监管将增加银行揽储的竞争程度, 提高银行对国债、央票、政策金融债的需求, 抑制其放贷冲动。田娟(2014)通过比较巴III具体修订内容研究认为: 我国商业银行应从夯实储蓄存款基础、审慎开展同业业务、着力推进中小微企业业务的角度加强长期流动性管理。陆静(2011)研究了欧洲、美国、印度和中国银行业的资本充足率发现: 虽然短期内, 国际银行能够满足巴III的资本要求, 但长期来看, 各银行资本缺口很大, 为弥补资本缺口, 银行将不可避免地增加成本, 而这又会进一步导致信贷增速和经济增长的放缓。巴曙松等(2014)介绍并总结了泛欧金融监管框架和欧盟版巴III的监管标准, 提出我国应实现差异化的监管标准, 避免出现监管真空。

综上所述，目前国外对巴III流动性监管协议的研究正逐步展开，利用计量工具分析 NSFR 最低监管水平变化对银行和经济体影响的定量研究也日渐成熟。然而，由于各国经济发展水平、社会制度和金融体系结构不同，研究的结论并不一致。国内对巴III流动性监管协议的研究仍处于起步阶段，仅有的研究也局限在介绍、评价和简单的理论分析，尚未利用微观数据来定量分析 NSFR 流动性指标的变化对银行各业务的盈利能力和风险的影响，这也为本文的研究提供了良好的契机。

二. 假设检验与计量模型设计

(一) 假设检验

本文根据现有研究成果结合理论层面的分析认为，净稳定融资比率（NSFR）的达标要求会通过多种途径影响银行的盈利、风险和传统业务盈利，影响渠道如图 1 所示。

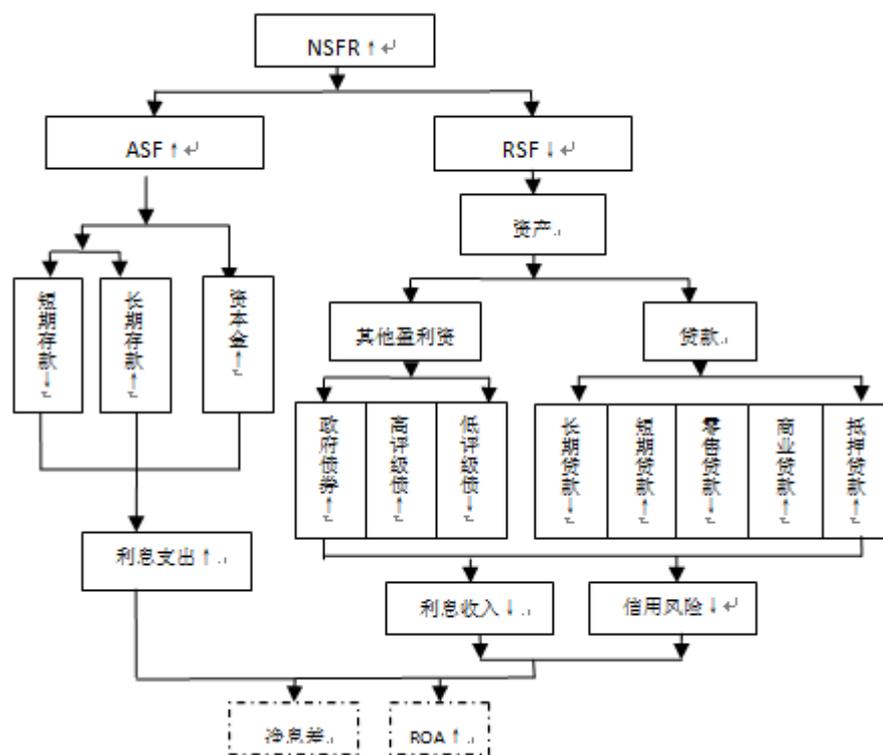


图 1 净稳定融资比率对银行融资成本、信用风险和盈利的影响机制

多数学者研究认为：巴塞尔协议III的净稳定融资比率要求将迫使银行增加可用稳定资金（ASF, Available Stable Funding），商业银行将通过增加长期存款和减少短期存款来提升银行负债融资的稳定性（King,2013；Harle et al.,2010）。隋洋和白雨石（2015）通过分析认为

商业银行会通过增加中小企业和个人存款比例,降低对同业存款的依赖来提升可用稳定资金水平。

本文通过分析 NSFR 指标的构成认为: 商业银行可通过增加可用资金的稳定性来做大 NSFR 的分子——可用稳定资金, 或者通过增加资产的流动性来降低 NSFR 的分母——所需稳定资金 (RSF, Required Stable Funding)⁷, 具体如图 1 所示。

如图 1 左所示, 做大分子 ASF 可采用如下方法: (1) 增加银行资本金的比率; (2) 提升银行长期存款占总负债的比重, 降低短期存款占比。虽然近年来我国商业银行资本金比率在逐年增加, 但是从传统公司金融的融资成本角度来看, 由于权益资金最终所偿是公司的剩余索取, 因而承担了更高的盈利风险, 其所对应的资金成本要高于负债融资。

然而, 对于中国银行业而言, 长期的利率管制限制了银行负债成本提升的上限。中国较高的储蓄率使得银行可以源源不断地以较低的成本来获取资金。因此, 从融资成本角度来看, 中国商业银行不存在主动提升资本金比率的内在动机。同时, 由于长期资金成本高于短期资金成本, NSFR 最低水平要求会使得商业银行负债结构长期化, 进而导致银行的利息支出大幅度增加, 利息负担变得沉重。因此, 本文提出检验 1:

检验 1: 就中国银行业而言, 净稳定融资比率的提高将增加银行的负债融资成本。

巴III的净稳定融资比率对商业银行的利息收益率影响分析如图 1 右所示。降低 RSF 可以通过以下途径: (1) 调整贷款结构, 降低贷款的整体期限; (2) 增加其它盈利资产中信用等级高、流动性好的资产比例。具体而言: 用提升短期贷款的比例、降低长期贷款比例的方法来降低贷款的平均期限, 用商业贷款和抵押贷款来替代零售贷款, 以获取违约成本低、信用等级高的贷款, 而这些调整都会在某种程度上降低银行贷款资产的信用风险和收益率水平。同时, 用政府债券等其它高评级债券来替代低评级债会降低其它盈利资产的收益率水平。

⁷具体指标计算方法参见文章计量模型设定的变量构造与选取部分。

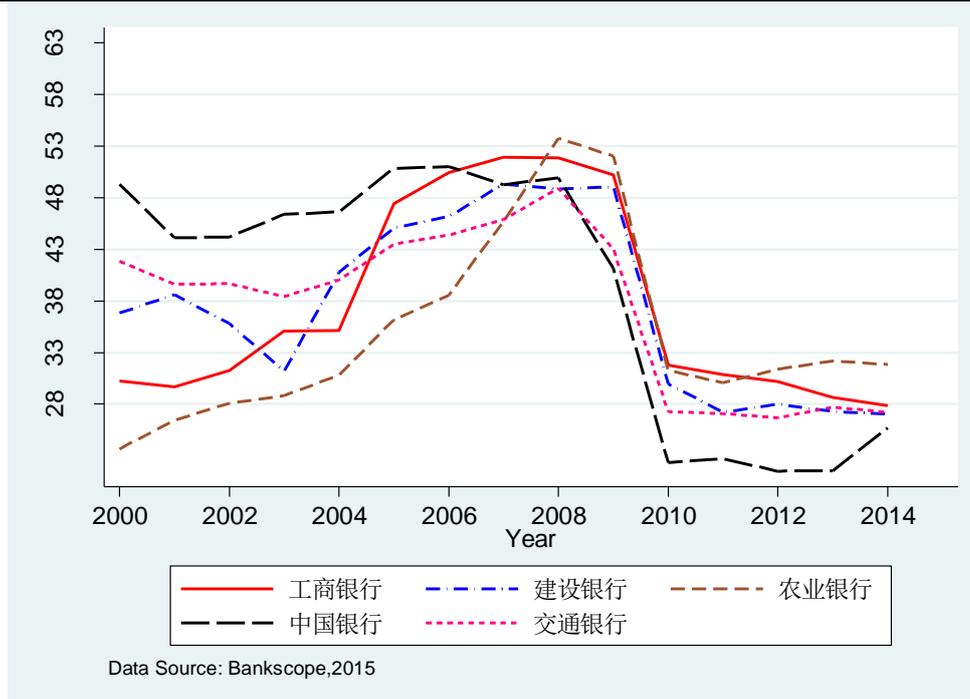


图 2 五大有国有商业银行其它盈利资产占总资产的比重

然而,对于中国银行业而言,从五大有国有商业银行其它盈利资产占总资产比重的来看(如图 2 所示),2008 年全球金融危机后,中国的信贷扩张政策,使得商业银行盈利资产结构中信贷资产大幅度增加,非信贷盈利资产占总资产比重降低。在信贷资产的收益率普遍高于其它盈利资产收益率的情况下,商业银行会将更多的资金配置到高收益的信贷资产上,过高的配置又会降低信贷资产的平均收益率水平,提升其它盈利资产平均收益率水平。因此,本文提出检验 2 和检验 3:

检验 2: 就中国银行业而言,净稳定融资比率的提高会降低银行贷款的信用风险。

检验 3: 就中国银行业而言,净稳定融资比率的提高会降低银行的贷款资产的收益率,提高其它盈利资产的收益率。

通过前文检验 1、2、3 的分析,可以认为:商业银行提升净稳定融资比率会提升银行负债融资成本,降低贷款的信用风险,降低贷款资产收益率水平,提升银行的其它盈利资产收益率水平。这些因素综合会使得银行的单位盈利资产所对应的净利息收入,即银行的存贷款业务盈利能力发生变化。由于当前我国商业银行的风险主要来自于不良贷款大幅度攀升所带来的信用风险。因此,当净稳定融资比率的提高大幅度降低银行信用风险的情况发生时,即便银行的贷款平均收益率在下降,风险调整后的银行生息资产的盈利能力也有可能增加。同时,在中国银行业非利息收入占比仍较低的情况下(李明辉等,2014;刘莉亚等,2014),商业银行的主要盈利来源仍靠传统存贷业务的息差。生息资产盈利能力的提高会进一步增加

银行的单位资产盈利水平。因此，本文提出检验 4 和检验 5：

检验 4：就中国银行业而言，净稳定融资比率的提高可能会提升银行的生息资产的盈利能力。

检验 5：就中国银行业而言，净稳定融资比率的提高会提升银行的单位资产盈利水平。

(二) 样本选取

本文实证研究所需的财务数据均来源于 Bankscope 数据库 2000-2014 的 200 多家银行。根据研究需要，剔除了非银金融机构、政策性银行、外资银行以及部分 80% 财务数据均缺失的样本，最终选取了 102 家银行。宏观经济数据等来源于国家统计局。

(三) 计量模型的设定及估计方法说明

在模型设定上，本文考虑到了如下问题：

首先，本文研究的银行盈利和净息差(Athanasoglou et al., 2008; Berger et al., 2000; Goddard et al., 2011;李明辉等, 2014)以及风险(Delis&Kouretas, 2011; 李明辉等, 2014)均具有持续性特征，因此，本文实证研究不宜采用静态模型，故采用动态模型。

其次，虽然银监会对商业银行的净稳定融资比率有最低要求，但是各商业银行仍然会根据自身所面临的风险和经营状况提取部分超过银监会规定的比率，因而可以认为净稳定资金比率并非外生，故需考虑净稳定融资与盈利、净息差和风险的逆向因果关系。

最后，回归模型中采用的各代理变量在观测时易产生测量误差，可能会导致内生性问题。

$$FC_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 FC_{it-1} + \alpha_2 NSFR_{it} + \sum_{j=3}^J \alpha_j \Pi_{j,t-1}^1 + u_i + \varepsilon_{it}, \quad \forall i, t \quad (1)$$

$$Risk_{it} = \beta_0 + \beta_1 Risk_{it-1} + \beta_2 NSFR_{it} + \sum_{j=3}^J \beta_j \Pi_{j,t-1}^2 + v_i + \theta_{it}, \quad \forall i, t \quad (2)$$

$$Profit_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 Profit_{it-1} + \gamma_2 NSFR_{it} + \sum_{j=3}^J \gamma_j \Pi_{j,t-1}^3 + w_i + \eta_{it}, \quad \forall i, t \quad (3)$$

综上，本文将采用动态面板模型以克服上述理论和技术上的问题(Woodridge, 2002)。

结合前文提出的研究假设，本文分别给出如下可供检验的计量模型：

其中， i, t 表示第 i 家银行第 t 年的观测值， $i=1, 2, \dots, N$ ， $t=2000-2014$ 。 $FC_{i,t}$ 、 $Risk_{i,t}$ 分别表示银行融资成本和贷款信用风险， $Profit_{i,t}$ 分别代表银行贷款资产收益率水平、其它盈利资产收益率水平、银行传统业务盈利能力和单位资产盈利能力。 $\Pi_{i,t}$ 为控制变量； u_i 、 v_i 、 w_i

代表银行不随时间变化的个体异质性 (heterogeneity); $\varepsilon_{i,t}$ 、 $\theta_{i,t}$ 、 $\eta_{i,t}$ 为扰动项。

在估计方法的选择上, 本文主要采用系统广义矩估计方法(System GMM)对模型进行参数估计。考虑到线性动态面板数据模型两步估计 (Two Step GMM) 中标准误的有限样本偏差问题, 本文将采用 Windmeijer(2005)的方法来对标准误进行调整。

模型中各变量的选取与计算方法如下:

1.净稳定融资比率 (NSFR)

净稳定融资比率的数学表达式为: $NSFR=ASF/RSF$, 其中 ASF 表示银行可用的各项稳定资金来源, RSF 表示银行发展各类资产业务所需要的稳定资金水平。ASF 与 RSF 中各负债、权益、资产项目所对应的系数由巴塞尔委员会来确定, 巴塞尔委员会在 2009 年征求意见稿 BCBS(2009)、2010 年正式定稿 BCBS(2010)和 2014 年修订稿中 BCBS(2014)就 NSFR 的系数分别做出过 3 次调整。不同的学者基于不同的 NSFR 版本和各自的数据库特征, 均会对各明细科目和权重做一定的调整, 如 Hong et al.(2014)利用美国芝加哥联储的数据分别计算了 BCBS(2010)和 BCBS(2014)两本版本的 NSFR, 而 Distinguin et al.(2013)依据 BCBS(2009)计算 NSFR, Ötoker-Robe & Pazarbasioglu(2010)、Dietrich et al. (2014)采用的均是 BCBS (2010)版本。经过分析比较, 本文主要参考 Vazquez& Federico(2012)、Kapan&Minoiu(2013)的方法, 定义如附录所示。

2.被解释变量

(1) 融资成本 (Fund_Cost)。本文选用存款利息支出/平均付息负债作为银行融资成本的代理变量。存款作为银行最主要的融资渠道, 其利息率的大小能够较准确地反映其自身的融资能力。

(2) 信用风险 (NCOs): 本文采用净呆账贷款率作为银行信用风险的代理指标。当前我国不良贷款定义仍然采用正常、关注、次级、可疑、损失五级分类的管理方法, 其中不良贷款指后三种, 故不良贷款率=(次级贷款+可疑贷款+损失贷款)/总贷款。虽然随着我国监管政策的不断完善, 商业银行操作不良贷款数据存在很大的合规、监管和声誉风险, 但是当前国内外学者对中国银行业的实际不良贷款率的真实水平仍然存有疑虑, 认为银行实际不良贷款率远高于披露水平, 商业银行存在掩盖不良贷款的嫌疑。为此, 本文采用净呆账贷款率来反映银行不良贷款水平的高低, 计算公式为: (毛呆账贷款-呆账核销)/总贷款, 其中呆账贷款是指逾期超过三年的, 可以全额计提坏账的贷款。

(3) 贷款资产收益率 (IIGL) 和其它盈利资产收益率 (OII_OEA): 本文选取贷款利息

收入/总贷款和其它利息收入/其它盈利资产来作为这两个指标的代理指标。

(4) 生息资产盈利水平 (NIM): 选用 (利息收入-利息费用) / 总生息资产作为银行生息资产盈利水平的代理指标。

(5) 盈利水平 (ROA): 用资产回报率作为银行单位资产盈利水平的度量指标。

3. 控制变量的选取

借鉴李明辉等 (2014)、刘莉亚等 (2014)、King (2013)、Dietrich et al. (2014) 等, 本文采用了如下银行层面控制变量: 银行规模 (LNTA)、贷款规模 (LNLO)、资本充足率 (CAR) 和人事费用 (OVTA)、隐含利息支付 (IIP)、信用风险 (NCOs)、非利息业务水平 (NII)。另外, 为控制宏观经济因素对被解释变量产生的影响, 本文选取了 GDP 增速 (GGDP)、同业拆借利差 (YieldCur) 作为宏观经济控制变量。各变量的定义方法参见表 1。

三、实证回归结果及分析

(一) 主要变量的描述性统计

表 1 为本文主要实证变量的描述性统计。从表 1 可知, 当前我国各商业银行净稳定融资比率 NSFR 水平不一, 最小值约为 0.56, 而最大值达到 2.6。平均来看, 净稳定融资比率达 1.3, 超过银监会和巴 III 规定的不低于 1 的水平。就银行负债的融资成本来看, 最高值为 25%, 而最低值约为 1%, 这表明了我国各商业银行负债融资成本差别巨大, 部分银行负债融资成本非常高。贷款资产收益率最高值为 13%, 最低值约为 2.5%, 说明样本期内有些银行信用风险过高, 不良的冲销使得贷款资产收益率偏低。用于衡量银行其它资产盈利水平的指标最大值为 45%, 最小值为 0.01, 表明我国各商业银行其它盈利资产差别巨大。

表 1 变量的描述性统计及计算方法

变量名	含义	均值	标准差	最小值	最大值	N	计算方法
NSFR	净稳定融资比率	1.30	0.34	0.56	2.60	993	详见附录
Fund_Cost Cost	融资成本	2.70	2.50	1.00	25.00	923	存款利息支出/平均付息负债
ROA	单位资产盈利水平	2.20	6.70	0.04	53.00	993	息税前收益/总资产
NIM	生息资产盈利水平	3.80	4.50	1.10	45.00	991	(利息收入-利息支出) / 总生息资产
IIGL	贷款资产收益率	6.10	1.60	2.50	13.00	846	贷款利息收入/总贷款
OII_OEA	其它盈利资产收益率	6.00	7.80	0.01	45.00	980	其它利息收入/其它盈利资产

NCOs	信用风险	1.20	7.80	-0.23	75.00	716	(毛呆账贷款-呆账核销)/ 总贷款
CAR	资本充足率	13.00	6.40	3.20	55.00	993	资本金/风险加权资产
LNTA	银行规模	7.60	2.00	4.20	13.00	993	总资产自然对数
NII	非利息业务水平	13.00	12.00	-2.70	55.00	991	非利息收入/运营收入
OVRTA	人事费用	1.00	0.37	0.04	2.50	992	日常管理费用/总资产
LNLO	贷款规模	6.80	1.80	3.60	12.00	993	总贷款自然对数
IIP	隐含利息支付	0.39	0.52	-0.86	2.20	992	(剔除人事费用的其它运营费用-其它运营收入)/ 总资产
GGDP	GDP 增速	9.90	2.00	7.70	14.00	15	国家统计局 GDP 指数
GWT							
YieldCur	同业拆借利差	0.50	0.84	-0.86	1.80	15	一个月的同业拆借利率与 基准利率差

注:净稳定融资比率单位为 1,其它各相对值指标以%为单位。各变量的定义可参照计量模型设定部分。

(二) 实证回归结果及分析

1. 净稳定融资比率 (NSFR) 与银行负债融资成本 (Fund_Cost)

净稳定融资比率对银行负债融资成本的实证结果如表 2 所示。其中,模型 (2) 为动态面板数据的一阶差分估计结果,模型 (3) 为动态面板数据的系统广义矩估计结果。为验证模型 (2) 和模型 (3) 估计结果的合理性。本文分别给出了最小二乘估计量和固定效应模型估计量的结果,列示如模型 (1) 和模型 (4)。

从表 2 中 GMM 估计选取的工具变量过度识别检验结果来看,Sargan 检验的 P 值 (P-Sargan) 为 1,即不能拒绝工具变量不存在过度识别的原假设,模型工具变量选取较为合理。从表 2 中残差项的一阶和二阶的序列相关检验估计的 P 值 (P-AR(1)和 P-AR(2)) 来看,模型滞后阶数选取较为合适,模型设置不存在二阶序列相关的问题。上述结果说明实证模型的设置符合广义矩估计模型的设置要求。

从模型 (3) 系统广义矩估计被解释变量滞后一阶 (L.Fund_Cost) 的系数估计值来看,系数值介于普通最小二乘模型 (OLS) 和固定效应模型 (FE) 估计值的范围内,从而说明模型估计结果较为合理。

通过比较模型 (2) 和 (3) 中解释变量 NSFR 的估计系数,可以发现净稳定融资比率对银行负债融资成本的影响在不同估计方法下的估计结果相同。模型 (2) 中,NSFR 的估计系数为 2.025,在模型 (3) 中,系数为 1.684,且均在 1% 的显著性水平下显著,NSFR 每增加 1% 会使得商业银行负债融资成本增加 1.68 个 bp,比 Dietrich et al. (2014) 基于西欧银行回归得出的系数 0.86 个 bp 高出近一倍的水平,说明 NSFR 流动性监测指标给中国银行业带来

的负债融资成本的增加要远高于西欧国家的水平。上述实证结果十分稳健地验证了本文提出的检验 1：对于中国银行业而言，提高净稳定融资比率（NSFR）将增加商业银行的负债融资成本（Fund_Cost）。

表 2 净稳定融资比率（NSFR）对银行负债融资成本（Fund_Cost）的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
	OLS	DIFGMM	SYSGMMM	FE
L.Fund_Cost	0.457	0.243***	0.196***	0.169***
	(1.51)	(30.59)	(17.61)	(6.31)
NSFR	0.800**	2.025***	1.684***	1.530***
	(2.25)	(30.73)	(42.41)	(4.24)
CAR	0.113**	-0.179***	0.125***	-0.144***
	(2.18)	(-33.53)	(26.06)	(-6.65)
LNTA	0.132**	1.053***	0.401***	1.132***
	(2.10)	(43.59)	(20.17)	(10.05)
NII	0.023**	0.027***	0.069***	0.023**
	(2.47)	(15.21)	(23.00)	(2.45)
OVTA	-0.768***	0.934***	-2.812***	0.834**
	(-3.16)	(19.97)	(-20.67)	(2.24)
GGDP	0.026	0.005	0.089***	0.074*
	(0.55)	(1.45)	(24.16)	(1.78)
YieldCur	0.039	-0.105***	0.023***	-0.176**
	(0.29)	(-10.93)	(3.01)	(-2.26)
_cons	-2.280	-7.366***	-3.926***	-8.945***
	(-1.47)	(-30.72)	(-20.54)	(-6.60)
<i>N</i>	517	413	517	517
P-Sargan		1.0000	1.0000	
P-AR(1)		0.1220	0.0851	
P-AR(2)		0.5528	0.4740	

注：表中下半部分给出了模型估计所用样本数、GMM估计选取工具变量过度识别检验的P值以及残差扰动项一阶和二阶序列相关检验的P值。括号中报告的是稳健标准误调整后的t值，*，**，***分别表示在10%，5%，1%的显著性水平上显著。下同。

2. 净稳定融资比率（NSFR）与银行贷款信用风险（NCOs）

表 3 用于考察净稳定融资比率对银行贷款信用风险的影响。根据表中模型（2）、（3）的估计结果，无论是一阶差分估计量还是系统广义矩估计量，实证结果均表明净稳定融资比率的提升可以显著降低银行的净呆账贷款率，从而降低银行贷款资产的信用风险。这与 Dietrich et al.(2014)的结论基本一致，且无论从净稳定融资比率的当期（NSFR）还是滞后一期（L.NSFR）的结果来看该数值均为负，这表明：对于中国银行业而言，NSFR 流动性监测指标对商业银行信用风险的影响无论是当期还是滞后一期，均起到显著降低的作用，且从系统广义矩估计的结果来看，当期 NSFR 每提高 1% 会使得银行的信用风险降低 2.13 个 bp，

上一期 NSFR 每提高 1% 会使得银行的信用风险降低 8.67 个 bp。上述实证结果十分稳健地验证了本文提出的检验 2：就中国银行业而言，NSFR 的提高会降低银行贷款的信用风险。

表 3 净稳定融资比率 (NSFR) 对银行贷款信用风险 (NCOs) 的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
	OLS	DIFGMM	SYSGM	FE
			MM	
L.NCOs	-0.015 (-0.31)	-0.451*** (-1486.82)	-0.306*** (-440.76)	-0.392*** (-8.76)
NSFR	-10.269** (-2.11)	-2.598*** (-31.81)	-2.127*** (-27.61)	-3.219* (-1.76)
L.NSFR	8.163* (1.70)	-0.729*** (-23.38)	-8.668*** (-140.28)	0.789 (0.47)
CAR	0.152 (1.38)	-0.253*** (-339.68)	0.201*** (92.45)	-0.322*** (-3.70)
LNLO	-0.653** (-2.50)	-2.538*** (-74.19)	-2.855*** (-63.76)	-2.448*** (-4.19)
NII	0.023 (1.12)	0.036*** (22.82)	0.184*** (32.96)	0.036 (0.78)
OVTA	2.353 (1.04)	0.590*** (5.72)	5.847*** (66.26)	3.363** (1.97)
GGD	0.506** (2.09)	-0.415*** (-82.12)	0.246*** (21.63)	-0.482*** (-2.60)
_cons	-0.433 (-0.10)	31.413*** (89.57)	24.282*** (63.46)	28.208*** (4.29)
N	543	418	543	543
P-Sargan		1.0000	1.0000	
P-AR(1)		0.5460	0.1512	
P-AR(2)		0.1893	0.3634	

3. 净稳定融资比率 (NSFR) 与贷款及其它盈利资产的收益率 (IIGL、OII_OEA)

表 4 中，A 栏和 B 栏分别从贷款资产收益率 (IIGL) 和其它盈利资产收益率 (OII_OEA) 的角度来考察净稳定融资比率的提升对两者的影响。⁸

A 栏中，模型 (2) 和 (3) 的估计结果分别为 -0.708 和 -1.421，系统广义矩估计的结果在 1% 的显著性水平下显著。B 栏中，模型 (6) 和 (7) 的估计结果分别为 0.573 和 1.070，且均在 1% 的显著性水平下显著。上述估计结果同样表明：净稳定融资比率 (NSFR) 的提升，在降低银行贷款资产收益率的同时显著地提升了其它盈利资产收益率水平，且从系统广义矩估计的数值上来看，NSFR 每增加 1% 会使得贷款资产收益率 (IIGL) 降低 1.42 个 bp，

⁸由于贷款资产收益率 (IIGL) 的时间序列特征过于明显，解释变量的一阶滞后项的动态面板模型不能通过过度识别检验和二阶序列相关检验，所以本文采用了多阶滞后的动态面板数据模型，但囿于篇幅限制只汇报一阶结果，其他阶估计结果不做展示。

但是会使得银行的其它盈利资产收益率 (OII_OEA) 增加 1.07 个 bp。综上, 实证结果十分稳健地验证了本文提出的检验 3: 就中国银行业而言, NSFR 的提高会降低银行的贷款资产的收益率, 提高其它盈利资产的收益率。

表 4 净稳定融资比率 (NSFR) 对贷款及其它盈利资产的收益率 (IIGL、OII_OEA) 的影响

	Panel A: IIGL				Panel B: OII_OEA			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)
	OLS	DIFG	SYSG	FE	OLS	DIFG	SYSGM	FE
L.Y	0.571** (9.80)	0.217** (8.33)	0.419** (29.50)	0.319** (5.15)	0.543** (8.67)	-0.071* (-40.37)	0.396*** (176.97)	0.247** (6.87)
NSFR	-0.288 (-1.05)	-0.708 (-1.31)	-1.421* (-4.88)	-0.536* (-1.66)	0.488 (0.62)	0.573** (5.21)	1.070*** (8.12)	0.943 (0.95)
CAR	0.075** (2.73)	0.074** (10.30)	0.095** (16.08)	0.067** (3.62)	0.138** (2.94)	0.090** (32.32)	0.299*** (58.17)	0.086 (1.48)
LNLO (LNTA)	-0.141* (-4.06)	0.474** (4.90)	-0.158* (-2.95)	0.434** (2.94)	-0.412* (-3.96)	0.179** (5.31)	-0.449*** (-8.16)	-0.092 (-0.29)
NII	0.001 (0.23)	0.009** (2.10)	0.015** (2.26)	-0.002 (-0.30)	-0.056* (-4.03)	-0.027* (-7.26)	0.038*** (7.04)	-0.040 (-1.59)
OVTA	0.887** (2.85)	2.023** (4.00)	1.660** (6.07)	1.845** (4.38)	5.044** (3.92)	8.629** (55.61)	8.468*** (115.73)	6.822** (6.56)
GGDP	-0.046 (-1.48)	-0.051* (-2.52)	-0.087* (-7.61)	-0.047 (-1.08)	-0.322* (-3.21)	-0.631* (-76.23)	-0.286*** (-20.77)	-0.557* (-4.28)
_cons	3.131** (3.37)	3.017 (1.53)	5.590** (4.89)	2.214 (1.38)	2.528 (1.06)	0.811** (2.75)	-4.305*** (-14.66)	2.032 (0.54)
N	303	239	303	303	796	637	796	796
P-Sarga		1.0000	1.0000			1.0000	1.0000	
P-AR(1)		0.0034	0.0031			0.0216	0.0028	
P-AR(2)		0.0712	0.7430			0.0442	0.6112	

4. 净稳定融资比率 (NSFR) 与银行生息资产的盈利能力 (NIM)

表 5 用于考察净稳定融资比率对银行生息资产盈利能力的影响。从表中模型 (3) 系统广义矩估计的结果来看, 虽然其系数符号为正, 但是并不显著, 这表明: 净稳定融资比率的提升虽然可以提高银行生息资产的盈利能力, 但是统计上来看该结果有待进一步验证。上述实证结果基本验证了本文提出的检验 4: 就中国银行业而言, NSFR 的提高可能会提升银行的生息资产的盈利能力。

表 5 净稳定融资比率 (NSFR) 对银行净息差 (NIM) 的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
	OLS	DIFGMM	SYSGMMM	FE
L.NIM	0.490*** (5.85)	0.001 (0.12)	0.282*** (13.19)	0.080 (1.59)
NSFR	0.384** (2.58)	-0.126 (-0.97)	0.104 (1.40)	0.036 (0.21)
CAR	-0.013	0.006	0.013***	-0.002

	(-0.85)	(0.97)	(2.66)	(-0.22)
LNLO	-0.008	0.571***	0.022	0.457***
	(-0.47)	(15.83)	(1.06)	(5.78)
NCOs	-0.148**	0.051***	-0.074**	0.047
	(-2.22)	(2.84)	(-2.48)	(0.81)
IIP	-0.197	0.248***	0.096	0.034
	(-1.26)	(2.97)	(1.11)	(0.21)
NII	-0.028***	-0.018***	-0.028***	-0.025***
	(-5.62)	(-4.67)	(-8.14)	(-4.33)
OVTA	1.094***	1.987***	1.305***	1.674***
	(5.65)	(15.79)	(15.14)	(8.68)
GGDP	-0.043**	0.007	-0.073***	0.003
	(-2.58)	(1.55)	(-12.25)	(0.16)
_cons	0.711	-1.771***	1.026***	-1.280
	(1.62)	(-4.85)	(2.82)	(-1.42)
<i>N</i>	297	223	297	297
P-Sargan		1.0000	1.0000	
P-AR(1)		0.3720	0.0103	
P-AR(2)		0.8873	0.0805	

5. 净稳定融资比率 (NSFR) 与银行单位资产的盈利水平 (ROA)

表 6 中模型 (2) 和 (3) 的估计结果分别为 0.143 和 0.238, 且差分广义矩估计与系统广义矩估计的结果均在 1% 的显著性水平下显著。上述估计结果表明: 净稳定融资比率 NSFR 的提升, 能显著提高银行单位资产的盈利水平, 且从系统广义矩估计的结果来看, NSFR 每增加 1% 会使得银行单位资产的盈利水平增加 0.24 个 bp。综上, 上述实证结果十分稳健地验证了本文提出的检验 5: 就中国银行业而言, NSFR 的提高会提升银行的单位资产盈利水平。

表 6 净稳定融资比率 (NSFR) 对银行单位资产的盈利水平 (ROA) 的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
	OLS	DIFGMM	SYSGMMM	FE
L.ROA	0.585***	0.244***	0.523***	0.366***
	(9.98)	(19.54)	(104.99)	(8.98)
NSFR	0.346***	0.143***	0.238***	0.137*
	(2.63)	(4.45)	(11.33)	(1.73)
CAR	-0.031	0.014***	-0.013***	0.019***
	(-1.46)	(7.85)	(-5.98)	(2.94)
LNTA	0.004	0.332***	0.101***	0.235***
	(0.40)	(33.16)	(12.00)	(5.95)
NII	0.003*	0.004***	0.001	0.003
	(1.85)	(6.83)	(0.95)	(1.34)
OVTA	0.132	-0.006	0.367***	-0.114
	(1.56)	(-0.20)	(8.02)	(-1.09)

GGDP	0.041** (2.38)	0.035*** (17.00)	0.063*** (20.61)	0.026** (2.21)
_cons	-0.482* (-1.75)	-1.743*** (-17.37)	-1.753*** (-12.52)	-1.283*** (-3.04)
N	431	339	431	431
P-Sargan		1.0000	1.0000	
P-AR(1)		0.0112	0.0058	
P-AR(2)		0.0029	0.2651	

(三) 稳健性检验

为确保实证结果的有效性，本文对重要的实证部分也进行了如下的稳健性检验：

1、不同变量的替代指标。本文另外选取了平均客户存款费用/平均客户存款作为银行负债融资成本、贷款损失计提/总贷款作为银行贷款信用风险的代理变量。

2、不同数据样本检验。正文实证结果为手动剔除异常值后的全样本估计，该估计结果可能会受剔除规则的影响，因而为确保估计结果的稳健性，本文又做了按银行特征指标进行5%异常值缩尾处理的稳健性检验。

3、不同实证方法检验。正文中分别给出了普通最小二乘（OLS）、面板数据的固定效应模型（FE）、面板数据的差分估计（DIFGMM）和系统广义矩估计（SYSGMM）四种方法的估计结果，各方法结果之间可相互印证以检验结论的有效性。

通过上述方法的不断调整和检验，本文实证分析中净稳定融资比率对银行微观各指标影响的重要结论仍然成立，篇幅所限，部分结果不逐一呈现。

四. 结论与政策建议

本文采用中国银行业的微观数据，运用了动态面板模型实证检验了巴塞尔协议III长期流动性监管指标——净稳定融资比率（NSFR）对我国商业银行负债融资成本、贷款信用风险、贷款及其它盈利资产收益率、银行生息资产的盈利能力和单位资产的盈利水平的影响。本文的研究结论表明：巴塞尔协议III长期监管指标净稳定融资比率（NSFR）水平的提高会显著增加银行的负债融资成本、降低银行贷款的信用风险、降低银行贷款资产的收益率、提升银行其它盈利资产的盈利能力。净稳定融资比率（NSFR）的提升虽然不能显著增加中国商业银行生息资产的盈利能力，但是却可以通过提升其它盈利资产盈利能力的方式显著提升银行的单位资产盈利水平。

本文的研究结论对我国银行业实行长期结构性流动性风险管理和银行业监管部门制定监管政策都具有很强的参考价值。具体来说：

第一，在评价巴塞尔协议III长期监管指标实施对中国商业银行的影响时，应综合考虑该指标实施对我国银行负债融资成本、贷款信用风险、贷款资产收益率、其它盈利资产收益率、生息资产盈利能力和单位盈利资产盈利水平的影响。本文结论表明：巴塞尔协议III长期监管指标的实施对银行经营有利有弊，其利在于该指标的实施会显著降低银行贷款的信用风险提升其它盈利资产收益率，其弊在于该指标实施会显著增加银行的负债融资成本，并显著降低银行贷款资产的收益率水平，但总体看来对银行的单位资产盈利水平起到了一定的提升作用。

第二，当前，无论从商业银行的外部经营环境、业务模式的角度，还是从商业银行的内部资金来源的角度，商业银行都面临着资产流动性降低、资产负债期限错配加大、流动性风险隐患增加等问题。2013年6月我国银行间市场出现的流动性紧张充分暴露了我国商业银行在流动性风险管理中仍存在一些问题和不足。本文囿于篇幅没有对净稳定融资比率如何影响银行盈利模式、非利息收入结构、流动性风险变化做进一步的理论和实证分析，但这仍然是我国商业银行当前所面临最迫切问题。我国商业银行和监管部门要充分意识到我国银行在流动性风险管理和监管上存在的不足和面临的挑战，不断提升各商业银行在长期结构性流动性风险上的管理及应对能力，降低银行体系发生系统性金融风险的可能。

第三，加强对巴塞尔协议III流动性监管指标及其影响的研究。巴塞尔委员会自2010年12月16日提出巴III协议草案后，至今已有5年多时间，且制定后又分别在2013年1月和2014年1月对流动性覆盖率（LCR）和净稳定融资比率（NSFR）这两项指标进行了修订。协议制定及修改大多是基于西方和欧美等发达国家银行业的经验，许多地方并不合乎中国的实际，如中国银行业的活期存款沉淀率一般都在70%以上，远高于欧美。将基于欧美银行业经验制定的流动性风险监管指标机械套用到中国银行业会产生很大的政策风险。流动性覆盖率（LCR）和净稳定融资比率（NSFR）这两项指标是否能精准刻画中国银行业所面临的短期流动性风险和长期结构性的流动性风险也有待商榷。因此，我国监管部门应结合中国银行业实际研究流动性覆盖率（LCR）和净稳定融资比率（NSFR）的适用性问题，适时提出适用于中国商业银行的流动性风险的监管标准。

参考文献

- [1]巴曙松,樊燕然,朱元倩.巴塞尔协议III在欧盟的实施及其对中国的启示[J].西北工业大学学报(社会科学版), 2014 (01): 55-60
- [2]李明辉,刘莉亚,孙莎.发展非利息业务对银行有益吗?——基于中国银行业的实证分析[J].国际金融研究, 2014 (11): 11-21
- [3]刘莉亚,李明辉,孙莎和杨金强.中国银行业净息差与非利息收入的关系研究[J].经济研究, 2014 (07): 110-124
- [4]陆静.巴塞尔协议III及其对国际银行业的影响[J].国际金融研究, 2011 (03): 56-67
- [5]隋洋,白雨石.中资银行应对流动性监管最新要求的策略研究[J].国际金融研究, 2015 (01): 62-69
- [6]田娟.第三版巴塞尔协议净稳定资金比例的最新修订及启示[J].南方金融, 2014 (06): 31-34
- [7]钟伟,谢婷.巴塞尔协议III的新近进展及其影响初探[J].国际金融研究, 2011 (03): 46-55
- [8] Allen B, Chan K K, Milne A, Thomas S. Basel III: Is the cure worse than the disease?[J]. International Review of Financial Analysis, 2012, 25: 159-166
- [9] Angelini P, Clerc L, Cúrdia V, Gambacorta L, Gerali A, Locarno A, Motto R, Roeger W, Van den Heuvel S, Vlček J. Basel III: Long-term impact on economic performance and fluctuations[R]. Available at SSRN 1785522, 2011
- [10] Athanoglou P P, Brissimis S N, Delis M D. Bank-specific, industry-specific and macroeconomic determinants of bank profitability[J]. Journal of International Financial Markets, Institutions and Money, 2008, 18 (2): 121-136
- [11] Basel Committee On Banking Supervision. Strengthening the Resilience of the Banking Sector[S]. Consultative Document, Bank for International Settlements, Basel, 2009
- [12] Basel Committee On Banking Supervision. Basel III: A Global Regulatory Framework for More Resilient Banks and Banking Systems[S]. Consultative Document, Bank for International Settlements, Basel, 2010
- [13] Basel Committee On Banking Supervision. Basel III: the net stable funding ratio[S]. Consultative Document, Bank for International Settlements, Basel, 2014
- [14] Berger A N, Udell S D, Udell D M, Hancock D. Why are bank profits so persistent? The roles of product market competition, informational opacity, and regional/macroeconomic shocks[J]. Journal of Banking & Finance, 2000, 24 (7): 1203-1235
- [15] Bordeleau E, Graham C. The Impact of Liquidity on Bank Profitability[R]. Bank of Canada, Working Papers,

2010(38)

[16]Delis M D, Kouretas G P. Interest rates and bank risk-taking[J]. *Journal of Banking & Finance*, 2011,35 (4): 840-855

[17]Dietrich A, Hess K, Wanzenried G. The good and bad news about the new liquidity rules of Basel III in Western European countries[J]. *Journal of Banking & Finance*, 2014,44 (6): 13-25

[18]Distinguin I, Roulet C, Tarazi A. Bank regulatory capital and liquidity: Evidence from US and European publicly traded banks[J]. *Journal of Banking & Finance*, 2013,37 (9): 3295-3317

[19]Gambacorta L. Do Bank Capital and Liquidity Affect Real Economic Activity in the Long Run? A VECM Analysis for the US[J]. *Economic Notes*, 2011,40 (3): 75-91

[20]Goddard J, Liu H, Molyneux P, Wilson J O S. The persistence of bank profit[J]. *Journal of Banking & Finance*, 2011,35 (11): 2881-2890

[21]Härtle P, Lüders E, Papanides T, Pfetsch S, Poppensieker T, Stegemann U. Basel III and European banking: Its impact, how banks might respond, and the challenges of implementation[R]. *McKinsey Working Papers on Risk*, 2010(11)

[22]Hong H, Huang J, Wu D. The information content of Basel III liquidity risk measures[J]. *Journal of Financial Stability*, 2014,15 (0): 91-111

[23]Kapan T, Minoiu C. Balance Sheet Strength and Bank Lending During the Global Financial Crisis[R]. *Deutsche Bundesbank, Discussion Paper*, 2013(38)

[24]King M R. The Basel III Net Stable Funding Ratio and bank net interest margins[J]. *Journal of Banking & Finance*, 2013,37 (11): 4144-4156

[25]Ötöker-Robe O, Pazarbasioglu C, di Perrero A B, Iorgova S, Kışınbay T, Le Leslé V, Melo F, Podpiera J, Sacasa N, Santos A. Impact of regulatory reforms on large and complex financial institutions[R]. *International Monetary Fund, IMF Working Papers*, 2010(11)

[26]Vazquez F, Federico P M. Bank funding structures and risk: evidence from the global financial crisis[R]. Available at SSRN 1997439, 2012

[27]Windmeijer F. A Finite Sample Correction for The Variance of Linear Efficient Two-step GMM Estimators[J]. *Journal of Econometrics*, 2005,126(1): 25-51

[28]Woodridge J M. *Econometric analysis of cross sectional data and panel data*[M]: Cambridge and London: MIT press, 2002

The Effects of Net Stable Funding Ratio on Commercial Banks under Basel III

——An Empirical Analysis Based on China's banking sector

LI Minghui LIU Liya HUANG Yeni

Abstract: Based on the data from 102 Chinese commercial banks during 2000-2014, we empirically test the effects of Net Stable Funding Ratio (NSFR, medium and long term liquidity regulatory index of Basel III) on funding costs, loan credit risks, interest income on gross loans, income on other earning assets, net interest margin and return on assets using dynamic panel model. Conclusions showed that: (1) increased levels of NSFR can significantly raise the funding costs of China's commercial banks, but reduce the loan credit risk; (2) increased level of NSFR will reduce the return on loans, but will increase the income of per unit other earning assets. However, the effect of NSFR on the net interest margin is insignificant; (3) in all, increased level of NSFR leads to increased level of return on assets.

Keywords: Basel III; Net Stable Funding Ratio; Bank's funding costs; Loan credit risks; Bank's asset profitability

银行资本监管与系统性金融风险传递 ——基于 DSGE 模型的分析

王擎¹ 田娇²

【摘要】旨在防范系统性金融风险的巴塞尔协议III已于2013年1月在中国开始施行。基于中国经济金融制度国情和数据构建的包含实体经济和金融部门的DSGE模型，分析发生资产价格冲击、流动性冲击、外生违约冲击等六类不同外生冲击下，系统性金融风险传递的运行机制。结果显示，受到资本约束的个体银行通过银行间市场传递系统性风险至实体经济，基于各类银行资本充足平均水平的小幅度提高资本要求，以及更加严格地加强资本不足银行的监管，将有助于抑制金融风险传递。

【关键词】资本监管 系统性金融风险 巴塞尔协议 动态随机一般均衡模型

一、引言

在2008年美国爆发金融危机并引发全球经济陷入衰退泥潭的背景下，系统性金融风险成为近年宏观金融风险研究的一大热点和难点。宏观金融风险是指对整个宏观经济产生负面影响的金融风险，承担主体为国家或地区，³可用国民经济核算体系资产负债表中的金融部门、企业部门、居民部门等各类经济主体的风险信息予以衡量。⁴若某种风险的承担主体为机构个体，影响范围孤立、不具联动性，如银行面临的信用风险、保险公司面临的偿付风险，则为微观金融风险。^①系统性金融风险是联接从而促使微观金融风险向宏观金融风险转化的这样一种风险因素。狭义的系统性风险指一个触发事件在银行和市场构成的系统中，引起一系列损失的可能性，即其多米诺效应。广义的系统性风险强调，广泛破坏金融体系功能以致实体经济和福利受到实质损害的金融失稳现象。⁵当前随着国内金融市场的开放和深化，金融工具创新和应用不断发展，中国金融对经济的支持作用日益显著。一旦出现金融体系的持续扰动，将会严重波及实体经济，甚至引发经济危机。这便是广义范围的系统性金融风险。

¹ 王擎，西南财经大学中国金融研究中心教授

² 田娇，重庆理工大学经济与贸易学院讲师

³ 刘尚希：《宏观金融风险与政府财政责任》，《管理世界》2006年第6期。

⁴ 宫晓琳：《未定权益分析方法与中国宏观金融风险的测度分析》，《经济研究》2012年第3期。

⁵ 张晓朴：《系统性金融风险研究：演进、成因与监管》，《国际金融研究》2010年第7期。

以银行为主体的金融体系风险,在较早时期便受到各国政府监管部门的重点关注及其特殊政策的约束。1929—1933年美国经济大萧条期间,银行破产和挤兑事件大量发生,旨在保护储户利益的存款保险制度应时而生。半个世纪后的1988年,为维护银行业稳定,隶属于国际清算银行(BIS)的巴塞尔委员会颁布巴塞尔协议,开启了银行资本监管时代,并在2004年引入内部评级法,使监管要求更加吻合银行面临的个体风险。但这些微观审慎监管未能减弱金融危机爆发的频率。Laeven和Valencia的研究发现,1970—2012年期间,全球发生了147起系统性银行危机,以偏离GDP的增长趋势表示,危机后四年的产出损失平均幅度占GDP的20%,最高达到98%;中国在十年前为处理国有银行不良贷款率高达20%左右的债务,通过注资、贷款打包等形式将其转让,为降低风险付出了高达1.8万亿元人民币的重组成本,相当于2002年GDP规模的18%。⁶2008年骤然爆发并迅速波及全球的美国金融危机表明,金融微观审慎监管再次失效,抑制或防范系统性金融风险成为监管部门新的重大议题。作为对危机的反思,2010年9月,以巴塞尔委员会颁布的巴塞尔协议III(以下简称“巴III协议”)为代表,开启了宏观审慎的监管理念。我国银监会于2012年6月发布了中国版的巴III协议《商业银行资本管理办法(试行)》,于2013年1月1日起正式实施。

但新的资本监管制度是否能如愿起到宏观审慎作用,尚存争议。以维护金融稳定为初衷,巴III协议提高银行业资本监管要求,在区分系统性重要银行的基础上,进一步提高1%的资本约束,要求银行适时计提逆周期监管资本等。这些加强资本监管的举措,均以资本监管有助于防范系统性风险为假设前提。实施更严格的资本监管要求,一方面增加了银行对损失的吸收能力。宋琴、郑振龙的研究表明,巴III协议会增大银行的风险厌恶程度,降低其破产概率,提高经营绩效。⁷另一方面,过高的资本监管要求使得为弥补资本缺口的银行成本增加,出现了信贷增速放缓、经济增长减缓、银行盈利空间缩小的隐患。⁸如果资本监管要求的提高超过了微观金融主体所愿意承受的水平,还可能进一步诱发金融机构的监管套利动机。⁹事实上,当初签署巴III协议的G20成员国中,美国、欧盟国家等纷纷推迟了原定于2013年1月1日起生效的巴III资本新规。中国这一新兴市场国家虽然在2013年开始施行新监管制度,但中国银监会主席尚福林于2014年9月24日在天津参加由巴塞尔委员会发起的第18届国

⁶ Luc Laeven and Fabian Valencia, "Systemic Banking Crises: A New Database," International Monetary Fund, IMF Working Papers, no. 08/224, 2008, pp. 1-78; Luc Laeven and Fabian Valencia, "Systemic Banking Crises Database", *IMF Economic Review*, vol. 61, no. 2, 2013, pp. 225-270.

⁷ 宋琴、郑振龙:《巴塞尔协议III、风险厌恶与银行绩效——基于中国商业银行2004—2008年面板数据的实证分析》,《国际金融研究》2011年第7期。

⁸ 陆静:《巴塞尔协议III及其对国际银行业的影响》,《国际金融研究》2011年第3期。

⁹ 黄国平:《监管资本、经济资本及监管套利——妥协与对抗中演进的巴塞尔协议》,《经济学季刊》2014年第3期。

际银行监督官大会（ICBS）时坦陈，过于复杂的监管规则既增加了银行的合规成本，也影响了监管有效性。2011年，德国智库艾伯特基金会的学者甚至反对全盘实施巴III协议，认为在德国中小企业占企业占比高达99%的背景下，实施巴III协议将损害中小企业的融资稳定性，进而影响经济复苏。¹⁰对于巴III协议实施效果的担忧并非毫无理由。欧洲央行在2014年10月宣布了对欧洲银行业的压力测试结果显示，若采用完全版的《巴塞尔协议III》，欧元区130家银行中有36家未能通过压力测试，其中包括5家德国的银行。¹¹

中国自2008年以来，全社会的信贷规模与GDP的比率从130%快速上升到目前已然超过200%的幅度，信贷与GDP的缺口指标亦处于20%左右的高位，均大大超出了金融风险的预警值。¹²中国在2013年毫不犹豫地施行巴III协议，显然与加强系统性金融风险防范有关。坚决守住不发生系统性金融风险的底线，先后成为2012年底召开的中央经济工作会议的重要议题，以及银监会、中国人民银行在2013年和2014年的重要工作任务。关于提高监管有效性、优化分类监管、改进监管方式等举措，以及实施差异化监管以提高资本监管的宏观审慎性，尚有大量的经验教训亟待总结。本文从系统性金融风险传递机制的视角，探讨资本监管的有效作用。通过构建动态随机一般均衡模型（DSGE），我们将微观个体置于宏观经济金融体系的统一框架下，力图克服当前宏观金融风险理论研究中的弱点——无法把握金融风险从微观层面向宏观层面扩散的传递机制。

DSGE模型起源于对实际经济周期（RBC）的波动研究，较多地运用于货币政策分析。随着金融危机的接连爆发，对金融因素的考量成为DSGE学派新的发展方向。最早的研究以企业的融资活动体现金融摩擦（基于BGG模型的金融加速器），即金融市场因信息不对称产生的主要交易成本，分别存在于企业资产负债表渠道和银行信贷渠道的运行机制中。随后，信贷市场中的抵押物约束成为另一作用机制。2008年金融危机后，银行部门作为独立的经济主体，在宏观经济波动理论中的地位突显，相关研究加强了关于银行资本渠道对信贷供给方作用机制的探索。¹³虽然已有研究越发广泛地在DSGE框架下刻画银行的业务特征，但大多数文献忽略了银行业特有的政策约束。本文以中国的银行业为实际蓝本着重构建金融部门，并对其施以资本监管约束，以此探讨风险传递过程中资本监管的作用，为考量我国银

¹⁰ 杜邢晔：《德国智库反对全盘实施巴塞尔协议三》，2011年11月25日，<http://www.mofcom.gov.cn/aarticle/i/jshz/zn/201111/20111107848922.html>，2015年2月7日。

¹¹ 中国金融网：《巴III若全面实施欧洲36家银行或难过压力测试》，2014年12月17日，<http://finance.stockstar.com/MS2014121700001065.shtml>，2015年2月7日。

¹² 朱海斌：《中国金融体系风险目前到底有多大》，2015年2月2日，<http://opinion.caixin.com/2015-02-02/100780773.html>，2015年2月7日。

¹³ 马勇：《植入金融因素的DSGE模型研究新进展》，《经济学动态》2013年第8期。

行资本监管政策的有效性、优化金融监管、深化金融改革提供理论支撑与政策建议。

本文以下部分的结构安排如下：第二节为简要的文献回顾；第三节设定、求解基准模型并对模型进行评价；第四节分析经济金融体系在资本约束下的风险传递机制；第五节考察银行资本监管政策的优化策略及影响；最后为结论。

二、系统性金融风险的传递渠道

自 20 世纪 90 年度开始对银行实施资本充足要求以来，其对银行个体风险的影响效应并未得到一致结论。例如，Morrison 和 White 认为，资本监管可能会以其它代价使银行个体的风险承担行为减弱，或银行破产风险下降；¹⁴而 Repullo 则认为，资本监管可能因为市场集中度较高等因素，反而招致银行风险行为增加。¹⁵研究结论的不一致，可能与资本充足监管指标、衡量银行风险行为的代理变量的选择千差万别有关。这些代理变量各异，为预测和检验资本监管与个体银行风险承担行为之间的关系，增加了干扰和难度。关注并探索监管政策的宏观审慎功能，正确制定政策的前提是，明晰系统性金融风险的传递机制，这便是本文研究的视角。

（一）系统性金融风险的传递机制

2007 年，以 Goodfriend 和 McCallum 开创性地引入银行部门为代表，不少文献开始深度探索银行行为引致的金融摩擦对经济周期的作用。¹⁶ Christiano 等发现，加入银行部门和金融市场后，本来可分散的经济异质风险冲击来源在金融中介聚集，形成了系统性风险，金融冲击是造成经济波动的主要决定因素。¹⁷ Gertler 和 Kiyotaki 结合次贷危机，将市场的不完美性和银行的委托代理风险引入 DSGE 模型，分析个别金融中介的破产所引发危机的机理，以及央行的不当政策如何导致危机的转移和蔓延。¹⁸ 他们构建的 GK 模型强调银行净值的重要性，展现了银行内部摩擦，但没有考虑违约和个体异质性，引起了广泛的后续研究。Bianchi 和 Mendoza 通过建立资产价格受到抵押约束的竞争均衡模型，发现随着银行的过度借贷，

¹⁴ Alan D. Morrison and Lucy White, "Crises and Capital Requirements in Banking," *The American Economic Review*, vol. 95, no. 5, 2005, pp. 1548-1572.

¹⁵ Rafael Repullo, "Capital Requirements, Market Power, and Risk-Taking in Banking," *Journal of Financial Intermediation*, vol. 13, no. 2, 2004, pp. 156-182.

¹⁶ Marvin Goodfriend and Bennett T. McCallum, "Banking and Interest Rates in Monetary Policy Analysis: A Quantitative Exploration," *Journal of Monetary Economics*, vol. 54, no. 5, 2007, pp. 1480-1507.

¹⁷ Lawrence Christiano, Roberto Motto and Massimo Rostagno, "Financial Factors in Economic Fluctuations," European Central Bank, Working Paper Series, no. 1192, 2010.

¹⁸ Mark Gertler and Nobuhiro Kiyotaki, "Financial Intermediation and Credit Policy in Business Cycle Analysis," in Benjamin M. Friedman and Michael Woodford, eds., *Handbook of Monetary Economics*, Volume 3, 2010, Chapter 11, pp. 547-599.

金融危机发生的概率和范围增大。¹⁹中国的金融体系以银行部门为主导，金融摩擦作用更为明显。许伟和陈斌开构建的 DSGE 模型发现，商业银行信贷解释了大部分短期消费、贷款以及货币余额的波动，对投资和产出的波动有影响。艾瑶的 DSGE 模型引入金融摩擦和企业代理问题的理念，考察在这种摩擦机制下，银行存款、贷款与经济周期的互动关系。范从来等的 DSGE 模型发现，信贷的期限结构对经济波动和通货膨胀的影响存在差异。

对于庞大的银行体系内部的风险传递过程，现有文献较多集中在对银行间市场进行微观建模的理论分析，或仿真模拟的经验研究。Rochet 和 Tirole 从激励与契约理论的角度，发现银行间市场以分散组织形式将货币市场的流动性风险和对手风险捆绑在一起，其代价可能引发传染风险。²⁰王书斌基于 Rochet 和 Tirole 的模型，将相互独立的银行体系扩展为多家银行的相互联系，引致银行间的同业拆借风险、回购风险和结算风险在银行间传染，通过构建双层拓扑网络结构，研究中国银行间系统性风险传染模型。²¹隋聪等建立了度量银行间违约传染及银行系统性风险的研究框架，通过仿真模拟，发现依基础违约银行的大小和数量、网络集中度的差异，所引发的违约传染的可能性和影响力会不同。²²此外，资产价格波动也会对金融稳定产生影响，且资本充足约束的存在，会从总体上恶化资产价格波动对系统性金融风险的影响。²³

（二）银行资本监管在系统性风险传递过程中的作用

首先，内生的银行资本会对宏观经济产生影响。Blum 和 Hellwig 证明，总需求的负面冲击造成企业对银行的还债能力下降时，银行权益随之下降，从而银行不得不减少贷款和行业投资以，满足资本充足要求的约束。²⁴Gerali 等在 DSGE 模型中加入非完全竞争银行，结果表明，造成 2008 年经济紧缩的冲击因素中，银行资本的突然恶化对经济构成重要影响。²⁵Meh 和 Moran 构建的 DSGE 模型，内生的银行资本头寸影响到银行信贷投放资金的多少，并通过影响银行资产负债表，对实体经济产生作用。²⁶其次，若再对银行资本施以统一的监管要求，可能会放大系统性风险。例如，在全球统一的资本充足要求下，跨国银行面临不同

¹⁹ Javier Bianchi and Enrique G. Mendoza, "Overborrowing, Financial Crises and Macro-Prudential Policy," International Monetary Fund, IMF Working Papers, no. 11/24, 2011.

²⁰ Jean-Charles Rochet and Jean Tirole, "Interbank Lending and Systemic Risk," *Journal of Money, Credit, and Banking*, vol. 28, no. 4, 1996, pp. 733-762.

²¹ 王书斌：《银行系统性风险传染的机制研究》，博士论文，暨南大学，2011 年。

²² 隋聪、迟国泰、王宗尧：《网络结构与银行系统性风险》，《管理科学学报》2014 年第 4 期。

²³ 温博慧：《资产价格波动与金融系统性风险关系研究》，南开大学，2010 年。

²⁴ Jurg Blum and Martin Hellwig, "The Macroeconomic Implications of Capital Adequacy Requirements for Banks," *European Economic Review*, vol.39, no.3-4, 1995, pp.739-749.

²⁵ Andrea Gerali, Stefano Neri and Luca Sessa, et al, "Credit and Banking in a DSGE Model of the Euro Area," *Journal of Money, Credit and Banking*, vol.42, 2010, pp.107-141.

²⁶ Cesaire A. Meh and Kevin Moran, "The Role of Bank Capital in the Propagation of Shocks," *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol.34, no.3, 2010, pp.555-576.

国家相异的救助措施，会产生失稳溢出效应，进而增加系统性风险。²⁷最后，资本监管严格程度和具体要求的差异，亦会产生不同的监管效果。Repullo 和 Suarez 在世代交叠模型下，比较了巴塞尔协议 I、II、III 的不同资本要求。结果发现，巴 II 比巴 I 更利于银行的稳定和社会福利，但其顺周期性更强；巴 III 的资本要求更高，在降低顺周期性方面是最优的。²⁸高国华构建了一个包含外生信贷行为和同质性的金融体系 DSGE 框架，讨论提高监管资本要求、实施逆周期资本监管等造成的宏观经济效应和社会福利影响。²⁹

近年的研究中，国外已有学者开始将银行部门、金融加速器以及银行间市场和银行资本等多重金融因素，融合到 DSGE 模型中，发现银行间市场和银行资本市场的金融摩擦，放大并传播了冲击响应，但是资本监管要求减弱了金融冲击等的实际影响，降低了宏观经济波动。³⁰本文基于国内外已有的研究结论，结合中国的经济金融现实，构建 DSGE 模型，将对监管政策的研究跳出至今无法定论的微观风险效应视角，从宏观审慎层面分析、研判资本监管政策的有效性和改进方向。

三、经济金融体系模型的构建

对银行施以资本约束，将对个体银行的风险行为和银行内的系统性风险产生影响，并可能通过银行间市场等传染至整个金融系统。为了更好地探索银行资本约束对宏观经济波动的放大效应，本文建立了包含微观的银行部门和银行间市场的 DSGE 模型，考察资本监管政策通过影响个体银行、银行体系、再到宏观经济的传递机制。

（一）DSGE 模型框架

本文所建立的基准模型包括居民、银行、企业以及广义政府四个部门（图 1）。

²⁷ 毛捷、金雪军：《巴塞尔新资本协议与银行贷款定价——一个基于信贷市场系统性风险的模型》，《经济科学》2007 年第 5 期。

²⁸ Rafael Repullo and Javier Suarez, "The Pro-cyclical Effects of Bank Capital Regulation," *Review of Financial Studies*, vol.26, no.2, 2013, pp.452-490.

²⁹ 高国华：《基于系统性风险的银行资本监管及其宏观经济效应》，博士论文，上海交通大学，2013 年。

³⁰ Ali Dib, "Banks, Credit Market Frictions, and Business Cycles," Bank of Canada, Working Papers, no. 10-24, 2010.

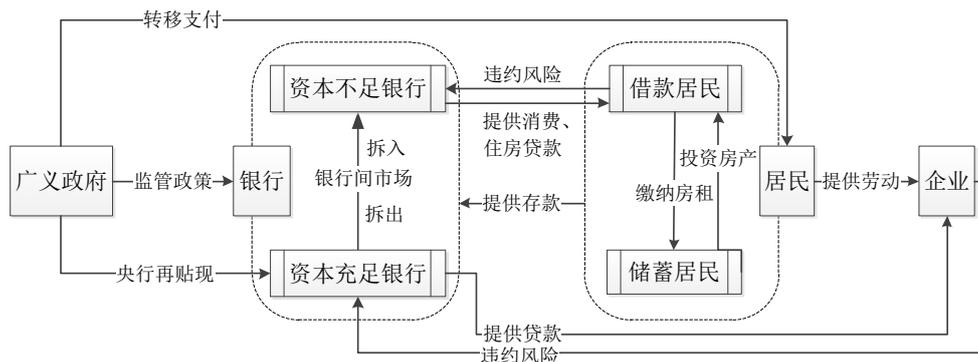


图 1 模拟经济运行框架

居民部门分为借款居民和储蓄居民两类，以体现居民异质性。借款居民反映资金紧缺群体的存在，储蓄居民反映资金充裕群体的存在。银行是本文研究的核心，根据我国银行资金拆借现实，³¹将银行分为资金净拆出银行（资本充足）和资金净拆入银行（资本紧缺），以体现当前中国银行业呈现垄断竞争状态的异质性、多样化特征。资金净拆出银行系在银行间拆借市场中，资金拆出大于资金拆入的那些银行，反映其资金充足，较为典型的是四大国有商业银行。资金净拆入银行系在银行间拆借市场中，资金拆入大于资金拆出的银行，反映其资金紧缺，较为典型的是一些经营策略较为激进的城商行。银行间市场是链接银行体系资金流动性的重要渠道，也是系统性风险传递的主要路径之一。将银行细分为两个部门，银行间市场的违约风险被设定为内生，使得本文可以便利地刻画银行间市场活动并考察其作用。³²综合而言，四大部门实际上由两类居民、两类银行、一类企业和广义政府共六类子部门构成。

33

1.居民部门

(1) 借款居民（资金紧缺方）

借款居民在 t 期以工资率 w_t 提供劳动 n_t^B ，剩余闲暇为 $1-n_t^B$ 。为满足 t 期消费 C_t^B ，该类居民以贷款利率 r_t^B 向银行申请消费贷款本息 μ_t^B ，即获得实际可用本金 $(\mu_t^B/1+r_t^B)$ 。 t 期住房 H_{t-1} 的使用成本（租金率或视为分期付款）为 r_t^{SH} ，该类居民以贷款利率 r_t^H 向银行申请住房贷款本息 μ_t^H ，即获得实际可用本金 $(\mu_t^H/1+r_t^H)$ ，以满足住房需求。居民的贷款

³¹ 限于篇幅，我国银行资金拆借现状的趋势图等未列示，读者可向作者索取。

³² 限于银行间市场数据的保密性，实证研究较少涉及，理论研究集中在微观银行业分析。DSGE 模型能较好地回避或突破这些研究中的困难。

³³ 本文旨在考察金融体系监管政策及其对金融体系的作用，企业和政府部门的模型设定较为简洁。企业未考虑价格粘性、垄断竞争、中间厂商、资本利用率等；政府部门既发行货币、制定利率政策，又对居民部门进行转移支付。

行为存在违约可能，消费贷款偿还率为 v_t^B ，住房贷款偿还率为 v_t^H ，同时接受政府转移支付 τT 。

参照 Suh,³⁴ 借款居民的目标函数为：

$$\max_{\{C_t^B, H_t, n_t^B, \mu_t^B, \mu_t^H\}} E_0 \left\{ \sum_{t=0}^{\infty} \beta_B^t \left[\gamma \log(C_t^B) + (1 - \gamma) \varepsilon_t^\gamma \log(H_t) + \phi \log(1 - n_t^B) \right] \right\} \quad (1)$$

受到的预算约束为：

$$\begin{aligned} C_t^B + r_t^{SH} H_{t-1} + v_t^B \frac{\mu_{t-1}^B}{\pi_t} + v_t^H \frac{\mu_{t-1}^H}{\pi_t} + \frac{\theta^B}{2} \left[(1 - v_t^B) \frac{\mu_{t-1}^B}{\pi_t} \right]^2 \\ + \frac{\theta^H}{2} \left[(1 - v_t^H) \frac{\mu_{t-1}^H}{\pi_t} \right]^2 \leq w_t n_t^B + \frac{\mu_t^B}{1 + r_t^B} + \frac{\mu_t^H}{1 + r_t^H} + \tau T_t \end{aligned} \quad (\lambda_t^B) \quad (2)$$

以上参数中， β_B 为折现率， γ 和 ϕ 反映居民对各类物品的效用偏好， θ^B 和 θ^H 为惩罚系数， τ 为借款居民在居民部门中的人口占比。鉴于中国自 20 世纪 90 年代房改政策以来，房地产融合了消费品、投资品、抵押品等多种功能，房产需求有增无减，本文在目标函数中增加了住房。 ε_t^γ 反映住房偏好冲击，遵循公式 (3) 的自回归形式，其中随机冲击 ξ_t^γ 服从零均值、标准差为 σ_ξ 的独立同分布的正态分布（下同）。预算约束中， π_t 为通货膨胀率， T_t 为政府对居民部门的转移支付、按人口比例在借款居民和储蓄居民中的分配。借鉴 Lin 的做法，以 $\left[(1 - v_t^i) \mu_{t-1}^i / \pi_t \right]^2$ ($i \in \{B, H\}$) 表示贷款违约对借款居民的非线性惩罚。该函数反映违约率或贷款规模越高，边际惩罚越重。贷款违约冲击遵循公式 (4) 的自回归形式。现金先行框架（即预算约束）说明居民当期的消费、住房支出、对上期借款的实际还款额以及违约惩罚之和，不能超过当期劳动收入、当期借款本金以及政府转移支付之和。 λ_t^B 是拉格朗日乘数。

$$\log(\varepsilon_t^\gamma) = (1 - \rho_\gamma) \log(\varepsilon_0^\gamma) + \rho_\gamma \log(\varepsilon_{t-1}^\gamma) + \xi_t^\gamma, \quad \xi_t^\gamma \sim i.i.d N(0, \sigma_\xi^2) \quad (3)$$

$$\log(v_t^B) = (1 - \rho_B) \log(v_0^B) + \rho_B \log(v_{t-1}^B) + \varepsilon_t^B, \quad \varepsilon_t^B \sim i.i.d N(0, \sigma_B^2) \quad (4)$$

³⁴ Hyunduk Suh, "Macroprudential Policy: Its Effects and Relationship to Monetary Policy," FRB of Philadelphia Working Paper, no. 12-28, 2012.

(2) 储蓄居民（资金富余方）

储蓄居民在 t 期以工资率 w_t 提供劳动 n_t^S ，剩余闲暇为 $1-n_t^S$ ，以房屋租金率 r_t^{SH} 获得房产 H_{t-1} 收入。³⁵ 应有 $n_t^S \leq n_t^B$ ，即在工资水平无差异的情况下，储蓄居民的劳动收入占比小于借款居民。³⁶ 该类居民资金富余，除了 t 期消费 C_t^S ，以利率 r_t^S 提供存款本金 D_t^S ，还投资房产 I_t^H ，同时接受政府转移支付 $(1-\tau)T$ 。储蓄居民的目标函数为：

$$\max_{\{C_t^S, H_t, n_t^S, D_t^S\}} E_0 \left\{ \sum_{t=0}^{\infty} \beta_t^S \left[\gamma \log(C_t^S) + (1-\gamma\varepsilon_t^S) \log(H_t) + \phi \log(1-n_t^S) \right] \right\} \quad (5)$$

受到的预算约束为：

$$C_t^S + D_t^S + I_t^H \leq w_t n_t^S + \frac{D_{t-1}^S}{\pi_t} (1+r_t^S) + \frac{(1+r_t^{SH} - \delta_H) H_{t-1}}{\pi_t} + (1-\tau)T_t \quad (\lambda_t^S) \quad (6)$$

其住房积累方程（Law of Motion）³⁷为：

$$H_t = (1-\delta_H) H_{t-1} + I_t^H \quad (7)$$

β_S 为折现率，且应有 $\beta_S > \beta_B$ ，即储蓄居民的消费更平滑，比借款居民更具耐心。上标 S 表示储蓄居民，其它变量含义与借款居民相同。计算房产收益时，假定房产租售比在均衡状态时为常量，所以租金率的高低实际上反映了房价的高低。预算约束说明储蓄居民当期的消费、存款以及房产投资之和，不能超过当期劳动收入、上期存款本息、上期房产投资收益以及政府转移支付之和。 λ_t^S 是拉格朗日乘数。

2. 银行部门

(1) 资金净拆出银行（资本充足方）

借鉴 Lin 的做法，资金净拆出银行以全民所有的形式存在，即获得的利润以股利分配

³⁵ 由于模型没有引入价格体系，无法刻画资产价格上升带来的资本利得，所以本文将房产市场的资金流，简化为住房投资者购买房产并向住房需求者出租，住房需求者每期向银行申请住房贷款并支付给投资者租金率，然后在下一期偿还银行贷款。由此，模型中的租金率是投资者进行房产投资的全部收益，涵盖了现实中的租金和资本利得。

³⁶ 感谢匿名审稿专家的建议，我们进行了典型化事实的考察和文献验证，以中国的收入法 GDP 这一宏观层面数据为基础计算的劳动收入占比，支持本文的假设。限于篇幅，相关材料未做展示，读者可向作者索取。

³⁷ 假定在借款居民和储蓄居民之间按 $\tau:1-\tau$ 的人口比例分配住房。居民目标函数中的 $\log(\tau H_t)$ 和 $\log((1-\tau)H_t)$ 均简化为 $\log(H_t)$ ，由于是对数，效用最大化求解结果不会受影响。

的形式消费 C_t^L 。它以利率 r_t^F 向企业提供贷款本金 μ_t^F ，存在违约可能，即偿还率为 ν_t^F 。它以利率 r_t^I 在银行间市场拆出资金本金 μ_t^M ，存在违约可能，即交易对手偿还率为 ν_t^I 。它以利率 r_t^S 从居民部门吸收存款本息 D_t^L ，以贴现利率 r_t^C 向央行贴现获得本息 μ_t^C ，根据中国银行业实际情况，假定此两市场不存在违约。资金净拆出银行的资本充足率为 k_t^L ，监管要求 k^o ，得到资本缓冲 $k_t^L - k^o$ 。³⁸

该类银行的目标函数为：

$$\max_{\{C_t^L, \mu_t^F, D_t^L, \mu_t^C, \mu_t^M\}} E_0 \left\{ \sum_{t=0}^{\infty} \beta_t^L \left[\frac{(C_t^L)^{1-\sigma}}{1-\sigma} + \eta \log(k_t^L - k^o) \right] \right\} \quad (8)$$

受到的资金流约束为：

$$C_t^L + \mu_t^F + \mu_t^M + \frac{D_{t-1}^L}{\pi_t} + \frac{\mu_{t-1}^C}{\pi_t} \leq \nu_t^F \frac{\mu_{t-1}^F (1+r_{t-1}^F)}{\pi_t} + \nu_t^I \frac{\mu_{t-1}^M (1+r_{t-1}^I)}{\pi_t} + \frac{D_t^L}{1+r_t^S} + \frac{\mu_t^C}{1+r_t^C} \quad (\lambda_t^L) \quad (9)$$

受到的贷存比约束为：

$$\mu_t^F \leq \varphi^L \cdot (D_t^L / 1 + r_t^S) \quad (\lambda_t^{LL}) \quad (10)$$

β_L 为折现率， σ 为消费的风险厌恶系数， η 反映对资本缓冲的偏好， φ^L 为反映流动性的贷存比上限。加入贷存比约束，使模型更加贴近中国银行业监管现实。³⁹ 现金先行的资金流约束条件说明，当期消费、提供的企业贷款额、在银行间市场拆出的资金、支付上期居民存款本息以及返还上期央行贴现之和，不能超过收到的企业对上期借款的实际还款、银行间市场对上期拆出资金的实际还款以及本期向央行贴现之和。 λ_t^L 和 λ_t^{LL} 是拉格朗日乘数。

资本充足率按公式 (11) 定义。 E_t^L 为银行权益， ω_t^i 为风险权重， μ_t^i 为各种资产， $i \in \{F, M\}$ 。当期银行权益为上期权益加上当期银行的净收入变动，见公式 (12)。

$$k_t^L = \frac{E_t^L}{\omega_t^F \mu_t^F + \omega_t^M \mu_t^M} \quad (11)$$

³⁸ 模型中的资本充足率的定义公式，包含股东权益和留存收益（如未分配利润）等，即为核心资本。下文相应的参数校准等，均使用核心资本充足率数据。

³⁹ 存款准备金率要求与贷存比约束的作用类似，前者是央行调节、引导银行放贷行为的短期工具，后者是特有制度。所以，模型省略了存款准备金率要求，下同。

$$E_t^L = \frac{E_{t-1}^L}{\pi_t} + \frac{\mu_{t-1}^F}{\pi_t} (v_t^F (1+r_{t-1}^F) - 1) + \frac{\mu_{t-1}^M}{\pi_t} (v_t^I (1+r_{t-1}^I) - 1) - \frac{D_{t-1}^L}{\pi_t (1+r_{t-1}^S)} r_{t-1}^S - \frac{\mu_{t-1}^C}{\pi_t (1+r_{t-1}^C)} r_{t-1}^C - C_t^L \quad (12)$$

在该视角下，当遭遇贷款违约率 $(1-v_t^F)$ 或银行间市场违约率 $(1-v_t^I)$ 上升时，银行权益下降，进而银行资本充足率下降。为满足资本监管要求，银行可能采取降低资本金的分子策略，也可能采取缩小企业贷款和银行间市场资金拆出规模的分母策略。前者使银行股东或投资者收益下降，后者将减少金融对实体经济的支持。

(2) 资金净拆入银行（资本不足方）

资金净拆入银行仍然以全民所有的形式存在，即获得的利润以股利分配的形式消费 C_t^D 。它以利率 r_t^B 向居民提供消费贷款本金 μ_t^R ，偿还率为 v_t^B 。以利率 r_t^H 提供住房贷款本金 μ_t^N ，交易对手偿还率为 v_t^H 。它以利率 r_t^S 从居民部门吸收存款本息 D_t^D ，以利率 r_t^I 在银行间市场拆入资金本息 μ_t^I ，偿还率为 v_t^I 。资金净拆入银行的资本充足率为 k_t^D ，所以资本缓冲为 $k_t^D - k^o$ 。该类银行的目标函数为：

$$\max_{\{C_t^D, D_t^D, \mu_t^I, \mu_t^R, \mu_t^N, v_t^I\}} E_0 \left\{ \sum_{t=0}^{\infty} \beta_t^D \left[\frac{(C_t^D)^{1-\sigma}}{1-\sigma} + \eta \log(k_t^D - k^o) \right] \right\} \quad (13)$$

受到的资金流约束为：

$$C_t^D + \mu_t^R + \mu_t^N + \frac{D_{t-1}^D}{\pi_t} + v_t^I \frac{\mu_{t-1}^I}{\pi_t} + \frac{\theta^I}{2} \left[(1-v_t^I) \frac{\mu_{t-1}^I}{\pi_t} \right]^2 \leq \frac{D_{t-1}^D}{1+r_{t-1}^S} + \frac{\mu_{t-1}^I}{(1+r_{t-1}^I)} + v_t^B \frac{\mu_{t-1}^R (1+r_{t-1}^B)}{\pi_t} + v_t^H \frac{\mu_{t-1}^N (1+r_{t-1}^H)}{\pi_t} \quad (\lambda_t^D) \quad (14)$$

受到的贷存比约束为：

$$\mu_t^R + \mu_t^N \leq \varphi^D \cdot (D_t^D / 1+r_t^S) \quad (\lambda_t^{DD}) \quad (15)$$

β_D 为折现率，资本充足的银行更易平滑未来的股利分配和资本充足率，所以 $\beta_D < \beta_L$ 。

资金流约束条件说明，当期消费、提供的消费贷款和住房贷款、支付上期居民存款本息、支付上期银行间市场拆入资金以及银行间市场违约惩罚之和，不能超过收到的本期居民存款、本期银行间市场拆入资金、居民对上期消费贷款的实际偿还以及居民对上期住房贷款的实际偿还之和。 λ_t^D 和 λ_t^{DD} 是拉格朗日乘数。

资本充足率按公式 (16) 定义。 E_t^D 为银行权益, ω_t^i 为风险权重, μ_t^i 为各种资产, $i \in \{R, N\}$ 。当期银行权益为上期权益加上当期银行的净收入变动。净收入变动等于各类贷款的利息收入减去客户存款和银行间市场拆入资金的利息支出、违约惩罚以及股利分配后的余值, 见公式 (17)。

$$k_t^D = \frac{E_t^D}{\omega_t^R \mu_t^R + \omega_t^N \mu_t^N} \quad (16)$$

$$E_t^D = \frac{E_{t-1}^D}{\pi_t} + \frac{\mu_{t-1}^R}{\pi_t} (v_t^B (1+r_{t-1}^B) - 1) + \frac{\mu_{t-1}^N}{\pi_t} (v_t^H (1+r_{t-1}^H) - 1) - C_t^D - \frac{D_{t-1}^D}{\pi_t (1+r_{t-1}^S)} r_{t-1}^S - \frac{\mu_{t-1}^I}{\pi_t (1+r_{t-1}^I)} (v_t^I (1+r_{t-1}^I) - 1) - \frac{\theta^I}{2} \left[(1-v_t^I) \frac{\mu_{t-1}^I}{\pi_t} \right]^2 \quad (17)$$

当遭遇贷款违约率 ($1-v_t^B$ 或 $1-v_t^H$) 上升时, 银行权益下降, 银行资本充足率会下降。为满足资本监管要求, 银行可降低股利分配进而使银行股东或投资者收益下降, 或者缩小各类贷款规模进而减少金融对实体经济的支持。此外, 资金净拆入银行还可以在银行间市场提高违约率 ($1-v_t^I$), 以提升银行权益进而维持资本充足率。⁴⁰ 资金净拆出银行的权益资本将因 v_t^I 而下降, 见公式 (12), 该类银行将采取惜贷行为, 以维持资本充足水平。

3. 企业

本文将企业部门视为只有一种产出品完全竞争的厂商, 以全民所有制形式存在。企业以工资率 w_t 聘用劳动力 n_t , 利用上期末实物资本 K_{t-1} , 生产物品 Y_t 。它将生产所得卖出 Q_t , 其余用于全民消费 C_t^F 、补充实物资本、缴纳贷款违约惩罚等。企业以利率 r_t^F 向银行申请贷款本息 μ_t^P , 存在违约可能, 偿还率为 v_t^F 。

企业的目标函数为:

$$\max_{\{n_t, K_t, Q_t, \mu_t^P\}} E_0 \left\{ \sum_{t=0}^{\infty} \beta_t^F \left[\log(C_t^F) \right] \right\} \quad (18)$$

受到的资源约束为:

$$Y_t = C_t^F + I_t^K + Q_t + \frac{\theta^F}{2} \left[(1-v_t^F) \frac{\mu_{t-1}^P}{\pi_t} \right]^2 \quad (19)$$

⁴⁰ 本文对违约惩罚系数 θ^I 施以很小的百分比约束, 以便违约率对银行权益的影响方向不会因此改变。现实中, 惩罚通常为违约金额的较小百分比, 假定条件与之符合。

生产函数为：

$$Y_t = A_t K_{t-1}^\alpha n_t^{1-\alpha} \quad (20)$$

资本积累方程为：

$$K_t = (1 - \delta_K) K_{t-1} + I_t^K \quad (21)$$

受到的预算约束为：

$$w_t n_t + v_t^F \frac{\mu_{t-1}^P}{\pi_t} \leq Q_t + \frac{\mu_t^P}{1 + r_t^F} \quad (\lambda_t^F) \quad (22)$$

β_F 为贴现率， δ_K 为资本折旧率。生产函数中全要素生产率冲击遵循公式 (23) 的自回归形式。预算约束表明，企业当期的劳动力成本和贷款实际偿还额之和，不能超过当期产品出售收入和贷款之和。企业贷款违约冲击遵循公式 (24) 的自回归形式。 λ_t^F 是拉格朗日乘数。

$$\log(A_t) = (1 - \rho_A) \log(A_0) + \rho_A \log(A_{t-1}) + \varepsilon_t^A, \quad \varepsilon_t^A \sim i.i.d N(0, \sigma_A^2) \quad (23)$$

$$\log(v_t^F) = (1 - \rho_F) \log(v_0^F) + \rho_F \log(v_{t-1}^F) + \varepsilon_t^F, \quad \varepsilon_t^F \sim i.i.d N(0, \sigma_F^2) \quad (24)$$

4. 广义政府

同样地，鉴于本文的研究目的，模型不考虑政府支出、税收等，且政府兼具央行的职能，即为广义政府。在利率调整方面，有文献研究表明，中国并没有按照泰勒规则执行。本文假定无生产缺口，且利率没有盯住通胀水平，以此反映外生利率 r_t^C 的冲击，见公式 (25)。转移支付 T_t 来源于政府的铸币税收入，见公式 (26)。 M_t 为货币供应量，其增长率 g_t 的外生冲击反映货币政策，见公式 (27)。

$$r_t^C = (1 - \rho_C) r_0^C + \rho_C r_{t-1}^C + \varepsilon_t^C, \quad \varepsilon_t^C \sim i.i.d N(0, \sigma_C^2) \quad (25)$$

$$T_t = \frac{M_{t-1} r_{t-1}^C}{\pi_t}, \quad \frac{M_t}{M_{t-1}} = g_t, \quad T_t \leq M_t - \frac{M_{t-1}}{\pi_t} \quad (26)$$

$$\log(g_t) = (1 - \rho_g) \log(g_0) + \rho_g \log(g_{t-1}) + \varepsilon_t^g, \quad \varepsilon_t^g \sim i.i.d N(0, \sigma_g^2) \quad (27)$$

(二) 模型求解

1. 线性化系统

DSGE 模型的一阶导条件构成了各个主体的均衡状态，其实质是一个由 50 个动态的非

线性方程组成的系统，包括由各个目标函数在约束条件下最大化后的 21 个一阶导等式、14 个各类约束方程、9 个市场出清条件、6 个外生冲击方程等。其求解主要涉及两方面的关键内容：一是方程系统的对数线性化；二是参数和均衡状态下各个变量的稳态值的确定。⁴¹

2. 参数校准

参数对于 DSGE 模型的系统方程求解以及动态结果，都具有关键性作用。本文总结了已有研究中的参数校准方法，并据此采用多种方法进行校准。若无特别提及，以下所用数据均来自中经网、RESSET、CSMAR 以及国家统计局等数据库。⁴²

(1) 根据文献惯例赋值

按照国内外文献惯例，如王君斌和王文甫的研究，⁴³稳态时的货币供应增长率、全要素生产率等均为 1，表示只有水平效应，无波动效应。

(2) 根据经济中的实际数据赋值

1998 年是中国经济金融改革和制度建设的分水岭。1996 年之前的通胀率在 10% 以上，全国同业拆借市场于 1996 年由中国人民银行启动，全国银行间债券市场于 1997 年建立，房改政策始于 1998 年。在数据可获得的前提下，本文以 1998 年为样本的时间起点，计算比率和利率两类性质的部分参数，见表 1。

通货膨胀率 π 的替代变量有 GDP 平减指数和居民消费价格指数 (CPI) 两种，本文选择前者。这主要基于以下原因：一是模型设定中，没有直接引入价格 P ；二是在稳态方程中，通货膨胀率 π 与实物增长有关联；三是 GDP 平减指数涉及全部商品和服务，更能准确地反映经济社会一般物价水平的走向。⁴⁴

住房租金率用租售比表示。其实质是投资收益率，反映房地产作为投资品的资本回报率，作为消费品则反映单位使用成本。本文计算得到的季度租金率的年化值为 0.075，与陈建等测算的 7.6% 的均值十分接近。⁴⁵

与国内 DSGE 研究的文献一致，本文采用银行间 7 天拆借利率的历史均值，表征银行

⁴¹ 限于篇幅，本文未对一阶导条件和对数线性化结果做列示，读者可向作者索取。

⁴² 限于篇幅，本文未在参数校准表中列示校准依据及数据来源，读者可向作者索取。

⁴³ 王君斌、王文甫：《非完全竞争市场、技术冲击和中国劳动就业——动态新凯恩斯主义视角》，《管理世界》2010 年第 1 期。

⁴⁴ 公开数据只有 GDP 平减指数的季度同比数据，计算通货膨胀率需要按公式进行转换。限于篇幅原因，本文未做列示，读者可向作者索取。

⁴⁵ 陈建、陈英楠、刘仁和：《所有权成本、投资者预期与住宅价格波动：关于国内四大城市住宅市场的经验研究》，《世界经济》2009 年第 10 期。

间市场拆借利率稳态。⁴⁶其公开数据为月度频率，季度值按三个月算术平均取值。根据叶永刚和陈勃特的研究，央行基准利率稳态值用央票利率历史均值替代。⁴⁷

表 1 参数校准 I

参数含义	符号	参数值	参数含义	符号	参数值	类型
通货膨胀率	π	1.0075	资金充足银行资本充足率	k^L	0.1289	
住房租金率	r^{SH}	0.0189	资金紧缺银行资本充足率	k^D	0.0918	
银行间偿还率	v^I	0.9975	资本充足率	\bar{k}	0.098	稳
消费贷款偿还率	v_o^B	0.9874	银行间拆借利率	r^I	0.0072	态
住房贷款偿还率	v_o^H	0.9969	央行基准利率	r_o^C	0.0068	值
企业贷款偿还率	v_o^F	0.975				

国内银行间市场发生违约的情况极少，借鉴 Dib 的研究，本文将银行间市场的偿还率稳态值设定为 0.9975。⁴⁸本文用银行的不良贷款率表征贷款违约率，银监会发布的年度《中国银行业运行报告》中，有 2011—2013 年间信用卡透支贷款和住房按揭贷款的不良贷款率，分别取均值表征消费贷款和住房贷款的违约率稳态值。中国经济与社会发展统计数据库公布了 2010—2011 年度的分行业不良贷款率，其均值在 0.02 左右，考虑到 2003 年以来银行不良贷款率呈直线下降趋势，结合其它类型贷款偿还率，本文将企业贷款偿还率稳态值设定为 0.975。这与美国的 0.99、0.97、0.9691 接近。⁴⁹

本文利用 122 家国内商业银行在 2005—2012 年间的非平衡面板数据，通过计算算术平均值，得到银行业整体的资本充足率平均水平约为 0.105。⁵⁰以此为分界点将样本银行区分为资金充足和不足两类。⁵¹ 由此得到资金充足和不足两类银行的资本充足率稳态值分别为

⁴⁶ 数据显示，近 20 年来，7 天和隔夜拆借规模占到中国的银行间同业拆借市场交易量的 90%，7 天拆借的交易量在 2007 年以前长期以 70% 以上的占比稳居第一。7 天拆借的利率水平能够代表和反映同业拆借市场的整体行情。

⁴⁷ 叶永刚、陈勃特：《中国政策利率调控对市场基准利率的影响研究》，《管理世界》2012 年第 4 期。

⁴⁸ Ali Dib, “Banks, Credit Market Frictions, and Business Cycles,” Bank of Canada, Working Papers, no.10-24, 2010.

⁴⁹ Li Lin, “Rating Systems and Procyclicality: An Evaluation in a DSGE Framework,” AEA 2013 Annual Meeting Papers, 2012; Hyunduk Suh, “Macprudential Policy: Its Effects and Relationship to Monetary Policy;” Charles A. E. Goodhart, Carolina Osorio and Dimitrios P. Tsomocos, “Analysis of Monetary Policy and Financial Stability: A New Paradigm,” CESifo Working Paper Series, no.2885, 2009.

⁵⁰ 数据直方图显示，银行业样本期间资本充足率水平的常态在 8% 和 12% 之间，出现频率最高的值在 10% 左右。限于篇幅，直方图未做展示，读者可向作者索取。

⁵¹ 银行间拆借数据表明，国有商业银行为资金净拆出方，城商行等中小银行为资金净拆入方，股份制商业银行在两者之间。2014 年以来的相对资本充足率水平，从高到低依次为大型银行、城商行、股份制银行。限于篇幅，相关图表未列示，可向作者索取。

0.1289 和 0.0918, 均小于美国银行业的 0.17 或 0.14。⁵² 银行资本充足率稳态值, 由银监会网站公布的银行业核心资本充足率的算术平均得到。

(3) 根据模型稳态方程计算 (结合实际数据)

模型还生成了部分具有特定含义的参数, 无法从现实中找到对应的经济数据, 需要依据稳态方程进行求解。参数中属于此类的有消费偏好 γ , 闲暇偏好 ϕ , 资本缓冲偏好 η , 各类违约惩罚系数 θ^i , 各类折旧率 β_i ,⁵³ 见表 2。

(4) 根据文献惯例赋值或估算 (结合实际数据)

各类利率 r^i 、折旧率 δ_i 以及份额占比 (τ , α) 等, 根据文献惯例采用相应的数据计算得到。其中, 房贷利率 r^H 、消费贷款利率 r^B 、企业贷款利率 r^F 分别用五年以上住房公积金贷款利率、金融机构人民币 1 年及以下短期贷款基准利率、各期国债票面利率表征。⁵⁴ 实物资本的折旧率 δ_K 在国内文献中较统一, 一般为年率 10%。⁵⁵ 住房折旧率 δ_H 根据已有文献惯例, 赋值为 0.0125。⁵⁶ 以上见表 3。

关于借款居民劳动份额的设定, 国内外还没有统一的计算方法。基于数据的可得性, 本文分别从可支配收入、耐用品消费等角度计算借款居民占比。可支配收入方面, 将城镇家庭平均每人可支配收入分类等级中的困难户、最低收入户、低收入户、较低收入户四类归为借款居民, 其余的为中等收入户、较高收入户、高收入户、最高收入户; 农村居民家庭人均年纯收入分类等级中的低收入、较低收入归为借款居民, 其余的为中等收入、较高收入、高收入。耐用品消费方面, 根据城镇居民平均每户空调器和淋浴热水器等耐用品拥有量调查数据, 通过 (1-平均每户拥有量) 表示借款居民份额。以上区分借款居民的不同角度, 最终得到的数字平均值在 0.3 左右。由此, 本文将借款居民所占比例设定为 0.3。⁵⁷

风险厌恶系数是消费跨期替代率的倒数。根据本文模型设定, 银行消费用银行的股利

⁵² Cesaire A. Meh and Kevin Moran, "The Role of Bank Capital in the Propagation of Shocks," *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 34, no. 3, 2010, pp. 555-576.

⁵³ 限于篇幅, 各类稳态方程未在文中列示, 读者可向作者索取。

⁵⁴ 由于住房的商业贷款利率无法从公开数据中获得, 故以公积金贷款利率替代。

⁵⁵ 单豪杰: 《中国资本存量 K 的再估算: 1952—2006 年》, 《数量经济技术经济研究》2008 年第 10 期。

⁵⁶ 骆永民、伍文中: 《房产税改革与房价变动的宏观经济效应——基于 DSGE 模型的数值模拟分析》, 《金融研究》2012 年第 5 期。

⁵⁷ 文中借款居民指急于消费、当期净支出大于净收入的群体, 储蓄居民指消费平滑、当期净收入大于净支出的群体, 故将中等收入及以上居民归为储蓄居民。此外, 从大概率事件来看, 受教育程度与收入状况成正相关, 小学学历居民成为净储蓄居民的可能性弱于初中及以上学历的居民。基于此, 将小学学历人员分别在就业人员、总人口以及全部毕业生中的占比作为净借款居民的指示变量, 求得小学学历占比均值分别为 0.28、0.31 和 0.28, 支撑了本文 0.3 的设定值。

分配和支付职工现金之和（以下简称股利分配）表征。为排除银行规模等因素影响，本文以股利分配在净收益中的占比作为变量，估计出适当的银行业跨期替代率。由于数据可得性问题，以 16 家中国上市银行（含国有、股份制、城市商业银行等不同类型）的年报和半年报，构建相关变量的半年频率，用混合横截面回归方法（POLS）和随机效应模型，估计得到跨期替代率为 0.1845。⁵⁸

本文按照黄贇琳的方法，计算得到均衡就业供给 $n = 0.5691$ 。⁵⁹

表 2 参数校准 II

参数含义	符号	参数值	参数含义	符号	参数值	类型
储蓄居民折现率	β_S	0.9946	消费偏好	γ	0.97	
借款居民折现率	β_B	0.9860	闲暇偏好	ϕ	2.3	
企业折现率	β_F	0.9922	消费违约惩罚系数	θ^B	0.57	参 数
净拆出银行折现率	β_L	0.9933	企贷违约惩罚系数	θ^F	17.47	
净拆入银行折现率	β_D	0.9929	房贷违约惩罚系数	θ^H	8.45	
资本缓冲偏好	η	0.006	银行间拆借违约惩罚系数	θ^I	32.83	

表 3 参数校准 III

参数含义	符号	参数值	类型	参数含义	符号	参数值	类型
房贷利率	r^H	0.0108	稳 态 值	实物资本折旧率	δ_K	0.025	
消费贷款利率	r^B	0.0142		住房折旧率	δ_H	0.0125	参 数
企业贷款利率	r^F	0.0077		借款居民劳动份额	τ	0.3	
就业	n	0.5691		实物资本份额	α	0.47	
				银行风险厌恶系数	σ	5.42	
				资本监管要求	k^o	0.04	

（5）根据模型公式估计

根据模型中的公式估计参数，主要涉及六类外生冲击方程。估计技术进步（全要素生产率）冲击方程时，需首先从生产函数中获得索罗余值。生产函数中的产出、实物资本和劳

⁵⁸ 依据本文的模型设定，银行消费跨期替代弹性指银行在当期股东利益与经营规模（以借贷业务反映）之间的选择，即在当期既定业绩下，若银行增加股东利益分配则会减少放贷业务，二者存在替代性。具体计算参考了下面黄贇琳等的常规做法。

⁵⁹ 黄贇琳：《中国经济周期特征与财政政策效应——一个基于三部门 RBC 模型的实证分析》，《经济研究》2005 年第 6 期。

动力分别由 2003—2012 年间的 GDP、实物资本存量、就业人数等季度的当季值表征。⁶⁰估计住房需求冲击方程时,用 1998—2011 年间房地产销售价格指数的季度增长率估计。估计货币供应冲击时,货币供应增长率用 1998—2012 年间 M2 货币供应量的环比增速表示。估计基准利率冲击方程时,用 2004—2013 年间三个月期央票利率表示,其中 2012 年间暂停发行造成的缺失利率,用回购中标利率补足;数据通过算术平均转换成季度频率,并按复利将年化利率转成季度利率。消费贷款违约冲击的估计,所需的消费贷款违约率用消费贷款不良贷款率表征,企业贷款违约冲击相应地用企业贷款不良贷款率表征。以上见表 4。

表 4 参数校准 IV

参数名称 (单位: %)	一阶自相关关系数		回归残差标准差		参数名称 (单位: %)	一阶自相关关系数		回归残差标准差	
	符号	参数值	符号	参数值		符号	参数值	符号	参数值
技术进步冲击	ρ_A	0.91	σ_A	0.000944	基准利率冲击	ρ_C	0.99	σ_C	0.000059
住房需求冲击	ρ_γ	0.98	σ_ξ	0.035859	消费违约冲击	ρ_B	0.95	σ_B	0.000053
货币供应冲击	ρ_g	0.91	σ_g	0.001423	企贷违约冲击	ρ_F	0.91	σ_F	0.000517

本文估算的参数涉及范围较广,各类数据可得的时间起止点并非完全一致,个别缺失数据采用了替代变量,可能会降低数据质量。但整体而言,校准结果与已有文献一致,部分原创性的参数亦依据文献和数据所得,能够反映经济金融现实。

(三) 模型评价

为检验模型对现实经济的拟合程度,本文遵循常规方法,将实际经济中主要宏观数据(见表 5)的二阶矩与模拟经济的仿真数据相比较。实际数据为 1998—2014 年间的季度数据,来自中经网统计数据库;仿真数据出自模拟经济估计结果,并通过蒙特卡洛算法获得 11000 个抽样。表 5 体现出模拟经济对实际经济有相应的解释力:二者的产出自相关性一致,模拟经济的产出波动性相对偏小;模拟经济的消费与产出的相关系数相对偏小,消费的其余指标与实际经济一致;模拟经济的投资自相关性比实际经济小,与产出的相关系数比实际经济偏大一些,但其波动性相差不大;二者通货膨胀数据的相关指标均较为一致;二者的信贷

⁶⁰ 由于中国没有公布季度频率的资本存量数据,根据文献惯例,采取永续盘存法通过新增固定资产等流量数据,估算实际资本存量。相关文献参见:张军、吴桂英、张吉鹏:《中国省际物质资本存量估算:1952—2000》,《经济研究》2004 年第 10 期;单豪杰:《中国资本存量 K 的再估算:1952—2006 年》,《数量经济技术经济研究》2008 年第 10 期;李宾、曾志雄:《中国全要素生产率变动的再测算:1978—2007 年》,《数量经济技术经济研究》2009 年第 3 期。

数据亦较吻合，且信贷与产出的相关系数为负，显示从以季度为频率度量的信贷投放到实体经济产生效益之间存在一定时滞；二者的拆借利率和货币供给量指标数据相对差别较大一些，这可能与其在模型中的构建较简单有关。整体而言，模拟经济与庞大现实经济的数据特征较一致，说明本文构建的模型用以考察金融体系及系统性风险是可行的。⁶¹

表 5 模型评价数据

变 量	实际经济					模拟经济				
	标准 差	与产出 方差的 比	一阶自 相关系 数	二阶自 相关系 数	与产出的 相关系数	标准 差	与产出 方差的 比	一阶自 相关系 数	二阶自 相关系 数	与产出的 相关系数
产出	0.016	1.000	0.722	0.414	1.000	0.007	1.000	0.815	0.558	1.000
消费	0.019	1.174	0.735	0.422	0.434	0.011	1.592	0.682	0.466	0.205
投资	0.055	3.365	0.424	0.201	0.104	0.038	5.655	0.260	0.181	0.433
通胀	0.008	0.505	0.446	0.466	0.109	0.002	0.271	0.698	0.457	0.193
信贷 利率	0.034	2.115	0.871	0.679	-0.456	0.019	2.902	0.945	0.810	-0.406
货币	0.954	0.001	0.792	0.610	0.934	0.479	0.032	0.832	0.633	0.553
	2.753	7.369	0.940	0.881	0.909	4.298	6.767	0.777	0.543	0.855

注：利率指银行间拆借市场利率，货币指货币供应量。

四、资本约束传递风险的机制分析

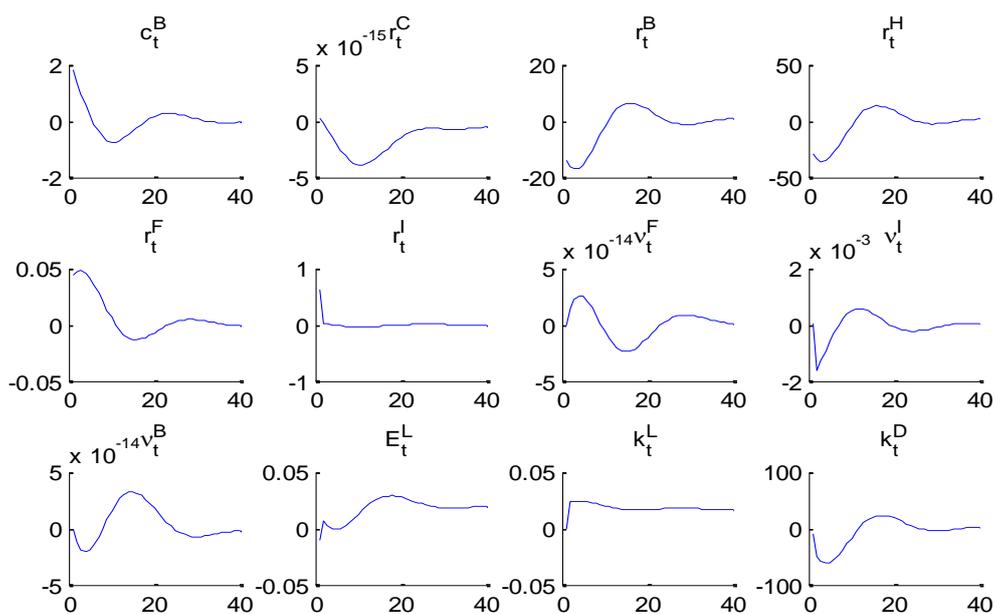
本文设定了全要素生产率、住房需求、货币供应、基准利率、消费贷款违约率、企业贷款违约率六类不同的外生冲击，以反映来自实体经济、货币层面、需求层面、货币政策和金融因素等不同方面的冲击。这些冲击来源于经济参与主体对经济形势的应对之举。当经济过热时，政府可能采取紧缩的货币政策，如上调基准利率，或者实施打压式的房地产政策，迫使居民部门降低房产偏好，以挤压房地产泡沫。当经济不振时，企业经营困难，消费者实际收入下降，各类贷款违约率会上升，全要素生产率会下降，政府可能采取增加货币供给的宽松货币政策，以刺激经济。⁶²

以经济衰退时，政府增加货币供给后的脉冲响应为例，观察系统性金融风险的传递过程（见图 2）。货币供给增加为正向的外生冲击（ $\varepsilon_t^s > 0$ ）。货币增速 g_t 加大后，基准利率 r_t^C 下调，商业贷款利率随之下降，相关贷款规模增加。其中，消费贷款 μ_t^R 的增加提升了借款居民的消费水平 c_t^B ；住房贷款 μ_t^N 和居民房产偏好 $-\varepsilon_t^z$ 的增加，使房产投资 i_t^H 和房产存量 h_t

⁶¹ 基于金融数据的可得性，我们在模拟经济和现实经济的比较中，增加了信贷规模（贷款余额表征）、银行间市场拆借利率（7 天拆借利率表征）以及货币供应量（M2 表征）三个金融变量。

⁶² 限于篇幅，本节和第五节未展示全部脉冲响应图，读者可向作者索取。

增加。在风险加权资产构成的资本充足率计算方法下，各类贷款规模上升后，资金净拆入银行的资本充足率 k_t^D 出现下降。为满足资本监管要求，资金净拆入银行在银行间市场的违约风险 v_t^J 加大，导致银行间市场拆借利率 r_t^J 以迅速上升并快速回落的同期反映体现风险溢价，拆借规模 μ_t^M 减小。同时，由于银行间市场违约风险加大，释放出经济金融风险上升和资金紧张的信号，资金净拆出银行会调高企业贷款利率 r_t^F ，缩减企业贷款规模 μ_t^F 。贷款规模的减少提升了资金净拆出银行的资本充足率 k_t^L 。企业贷款规模减小，使得投资 i_t^K 、资本形成 k_t 以至实体经济 y_t 下滑。就业需求减少，在买方市场条件下，就业 n_t 的均衡水平亦下降。可见，在不考虑价格粘性等新凯恩斯主义的因素下，增加货币供给的宽松货币政策，没有对实际经济在中短期内产生促进作用，这支持了货币政策中性说。



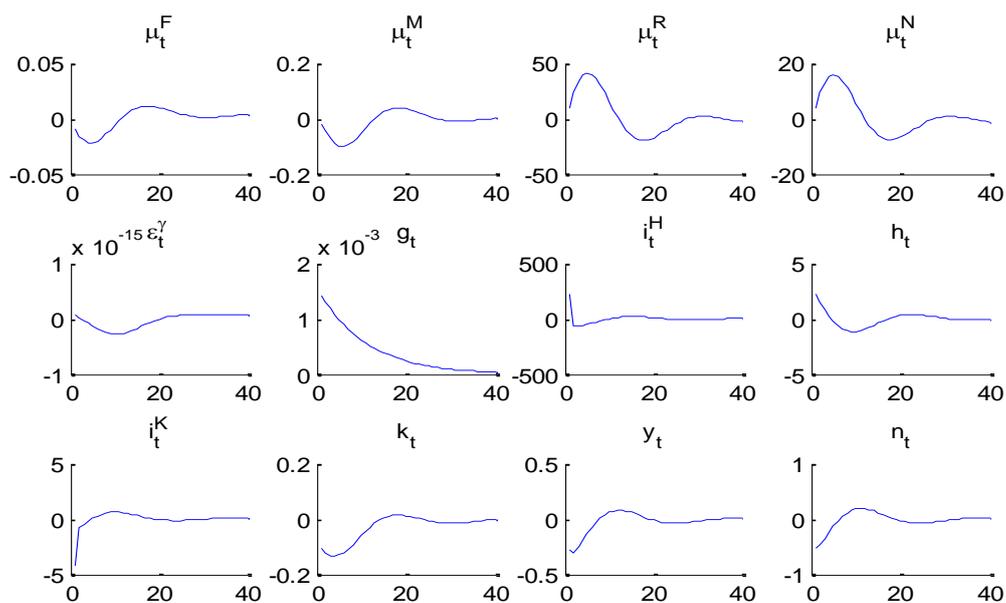


图 2 货币供给增加的脉冲响应图

对比六类冲击发生后的脉冲响应，整个传递过程有三个阶段（见图 3）。第一阶段为外生冲击对经济金融体系产生直接影响，体现各类冲击不同的触发机制。首先是反映资金成本且与居民部门相关的各类利率水平受到冲击，相应类型的贷款规模随之受到影响。第二阶段为冲击影响通过信贷业务传递至银行体系内部。冲击影响传导至某类银行信贷业务，银行在资本约束要求下采取风险应对措施，并通过银行间市场使另一类银行的信贷行为发生改变。第三阶段为银行体系的各类信贷业务都被迫做出调整，使得企业厂商受到影响，最终波及实体经济。这便是本文所得到的一个由银行体系起主导作用的经济社会中，系统性金融风险的传递过程。

结果发现，在上述传导机制下，六类外生冲击发生后，经济并未得到有效改善，而是朝着既有的运行趋势继续下滑或上升。究其原因，本文认为，第二阶段的资本监管要求起了重要的助推作用，体现出资本监管的顺周期性。模型中，货币中性的原因在于，虽然货币政策刺激了部分类型的信贷规模，但在资本约束下，银行最终调整了其它贷款类型，使得金融有效支持实体经济的作用大打折扣。顺周期性源于银行资本是否充足的约束，会影响到银行间市场的拆借利率和规模，进而在资金市场释放出风险信号。银行会以此调节信贷规模和利率，其中对企业贷款的调节便影响到经济波动。

资本监管政策的顺周期性，已有较多研究给以实证，这严重打击了监管部门防范系统性金融风险的美好愿望。从宏观审慎的角度看，巴III协议继续提高资本监管要求是否还有意义，应如何改进资本监管政策以减弱其顺周期性？本文的传导机制分析显示，由于银行体系

内部的风险传导方向总是从资本不足银行到资本充足银行（见图3第二阶段），而资本状况通常会影响到银行个体的经营行为和业务风险，应当区别对待不同资本充足水平的银行，以引导其优化业务结构、降低金融风险。按资本充足水平对银行进行分类监管，或许是改进资本监管政策的一大方向。

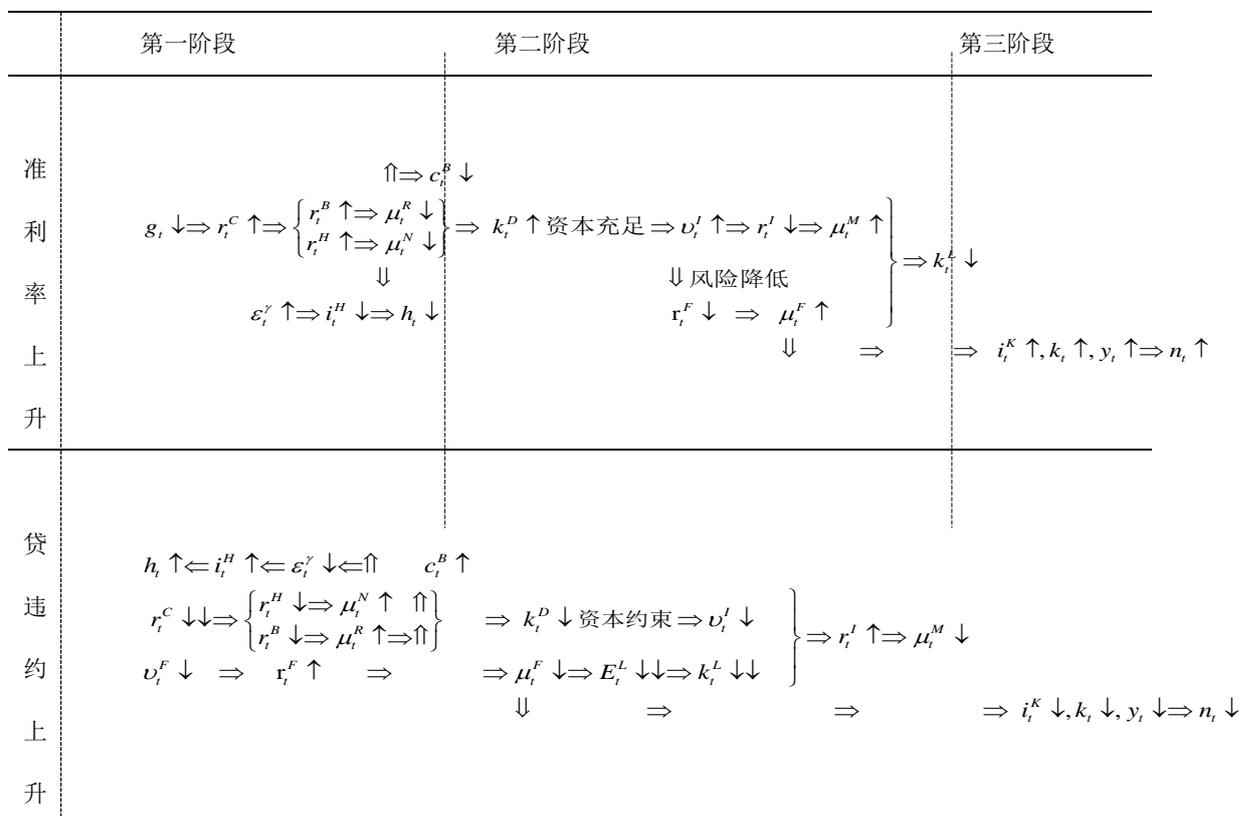


图3 外生冲击的风险传递机制

五、巴塞尔协议资本监管的策略改进

巴塞尔协议III全面提高了资本监管要求，要求银行的核心一级资本充足率在 5.5%以上，一级资本充足率在 6.5%以上，并要求系统重要性银行的资本充足率在上述基础上分别增加 1%，体现了更高要求和分类监管的理念。中国版的巴III协议对资本充足率水平的要求分别低 0.5 个百分点。那么，提高幅度大小是否会影响监管效果，如何进行分类监管？本节将对此进行深入考察。

以银行业 9.8%的资本充足率均值为界，得到资金净拆出银行资本充足率稳态水平为 12.89%，资金净拆入银行为 9.18%。以是否超越其稳态水平，判别资本监管要求提高的幅度，采取多种混合策略（见表6），得到以下脉冲响应结果（见图4）。

(1) 小幅度提高资本充足银行的监管要求，以加强资本充足银行的要求进行差别监管。

具体地，在所有类型银行的稳态资本充足率水平之下，资金净拆入银行的资本监管要求保持 4% 不变，资金净拆出银行提高为 6%。结果与基准模型相比，银行的贷款质量发生调整，比如企业贷款的偿还率的波动方向发生反向，但实体经济没有受到影响。由于监管政策调整幅度较小，甚至对银行体系也没有产生过多影响。

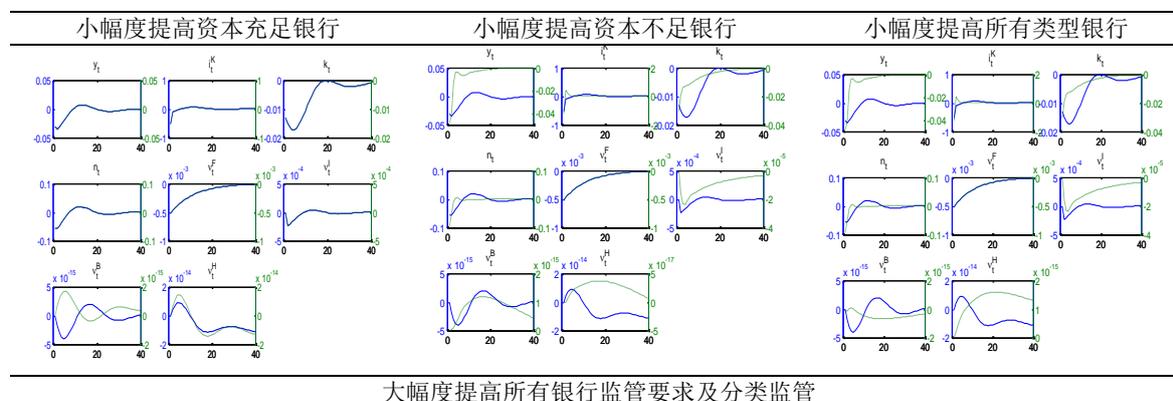
(2) 小幅度提高资本不足银行的监管要求，以加强资本不足银行的要求进行差别监管。在所有类型银行的稳态资本充足率水平之下，资金净拆出银行的监管资本要求保持 4% 不变，资金净拆入银行提高至 6%。结果与基准模型相比，实体经济波动幅度减小，起到了稳定作用。

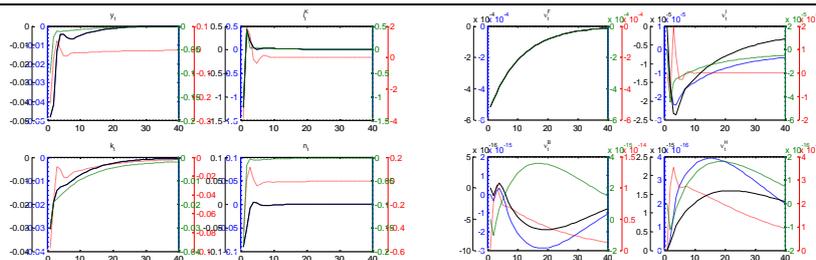
(3) 小幅度提高所有银行的监管要求，即依所有类型银行的稳态资本充足率水平，温和提高资本监管要求。如资金净拆出银行和资金净拆入银行的资本监管要求均提高至 6%。结果与基准模型相比，经济波动幅度减小，对实体经济起稳定作用。

(4) 大幅度提高银行的监管要求，并进行分类监管。以 6% 为基准情况，继续提高要求：资金净拆出银行提高到 8%，资金净拆入银行保持 6% 不变，经济波动幅度没有明显变化；或较大幅度地统一提高资本监管要求至 10%，使其维持在两类银行的稳态水平之间，经济波动幅度增大；或提高资金净拆出银行的资本要求至 13%，资金净拆入银行保持 10%，超过各自类型银行的稳态水平，经济波动效应呈现混乱，不同的外生冲击来源会产生不同的影响。例如，消费贷款违约率上升后，经济降幅减小；但企业贷款违约率上升后，经济降幅加大。

表 6 曲线说明

曲线	黑色实线	蓝色划线	绿色点划线	红色点线
资金净拆出银行 k_o^L	6%	8%	10%	13%
资金净拆入银行 k_o^D	6%	6%	10%	10%





注：前三图实线为基准模型，对应左纵轴；虚线为比较模型，对应右纵轴。

后两图从左到右纵坐标对应曲线分别为：黑色实线、蓝色划线、绿色点划线、红色点线。

图 4 提高资本监管要求的企业贷款违约冲击脉冲响应图

可见，监管要求超越稳态水平和实施分类监管会对经济金融体系的波动产生影响，且存在交互效应。当新的监管要求提高在稳态水平之下时，经济波动的幅度会减小；且增加对资本不足银行的要求以形成分类监管时，波动幅度进一步减小。但是，当新的监管要求超过了资本不足银行的稳态水平时，经济波动反而加大；若再进一步提高资本充足银行的要求至其稳态水平之上以形成更严格的差别监管，则经济波动幅度的变化出现混沌状态。

从对经济波动的影响看，高于稳态水平比分类监管更有效力（或强度更大）。新监管要求超过原有稳态水平意味着对银行业现有资本充足率产生硬约束，即大多数银行将采取行为以满足监管要求；而在原有稳态水平下进行分类监管或提高要求只会对平均水平以下的部分银行产生硬约束，这种产业层面的较小影响不足以波及经济实体；既提高至各类银行稳态水平之上、又进行差别监管这样较大幅度的硬约束改革，则对经济金融波动造成更大的不确定性，其抑制风险传递的作用不明晰。所以，本文认为应慎重提高对银行业的资本监管要求，加大对资本不足银行的要求。

六、结论与政策启示

本文根据中国经济金融特点，构建了包含异质性的金融体系以及多种金融监管制度的四部门 DSGE 模型。通过使用中国数据估算校准参数，在全要素生产率、住房需求、货币供应、基准利率、消费贷款违约率、企业贷款违约率六类不同来源的外生冲击下，本文分析了在银行受到资本约束要求时，系统性金融风险传递的运行机制，即风险传递的资本监管渠道；并对巴III协议提高监管要求、进行分类监管的理念作了进一步的深入探讨。具体结论如下。

第一，银行资本约束存在宏观经济效应。本文构建的 DSGE 模型发生六类外生冲击后的稳健表现显示，个体银行行为在资本约束下，通过银行间市场对金融体系产生影响，形成系统性风险的传递，资本监管的顺周期性经金融体系传递至实体经济。

第二，提高资本监管要求的幅度会对宏观经济波动产生不同影响。不超过各类银行资本

充足平均水平的小幅度提升监管要求，有助于抑制系统性风险的传递。若监管要求超出了原有资本不足类型银行资本充足率的平均水平，经济波动会增大；若继续提高至超过各自类型银行的平均水平，经济波动的变化方向变得混沌不清。

第三，提高资本监管要求与差别监管存在交互效应。若在小幅度提高资本监管要求的同时，进行差别监管，将对系统性金融风险传递起到进一步的抑制作用。这里主要指，提高资本不足银行的要求所形成的差别监管，更能对实体经济产生稳定作用。若继续提高资本充足银行的监管要求至其原平均水平以上，即使仍存在差别监管，但其对系统性风险传递的抑制作用反而变得混沌不清。

可见，加强资本要求的实施程度和受监管对象的不同，会对经济产生截然不同的效果。若监管部门提高对资本不足银行的监管要求以形成差别监管，其实质是加强风险控制，结合巴III协议所提出的逆周期资本监管理念，在经济衰退时刺激经济、经济过热时紧缩经济，二者共同形成微观审慎与宏观审慎相结合的政策组合。本文从防范和抑制系统性风险传递的角度，提出以下可供监管部门参考的政策建议。

一是重视资本监管的宏观经济效应，以“微刺激”方式在现有资本充足水平上，温和提高监管要求。应小心运用提高资本监管要求的幅度，以避免对宏观经济波动产生放大作用。实施巴塞尔协议III中提高资本要求的新规定，需根据中国的现实情况，充分考量提高幅度的范围。

二是细化对银行资本要求的分类监管，以促进银行体系乃至实体经济的稳定性。与巴塞尔协议III中对系统性重要银行增加1%的更高要求不同，本文认为，在中国的金融生态环境还不够规范、相关制度还不够完备的背景下，应以资本不足银行的平均水平为基准，加大对该类银行的要求，以资本硬约束弱化其风险，才能有效抑制金融风险的传递，才可能扼杀住系统性金融风险发生的源头。

三是结合中国实际，加强对国外资本监管改革措施的借鉴和研究。中国银行业发展有自身特点，在呼应西方各国以及巴塞尔委员会对资本监管所做的最新规定时，更应注重研究如何具体在中国实施或吸收其中的监管指标和理念。例如，如何借鉴学习最终于2013年12月获得批准的沃尔克法则，以达到有效监管的目的

作为新领域开拓的一项尝试，本文基于中国经济金融现实特征和数据所构建的DSGE

结构模型并不周全，如未考虑非信贷业务、风险类型较为单一等。⁶³这些均可能是今后研究改进完善的方向。所幸的是，模型在融合以往系统性金融风险研究中的企业资本渠道、银行业务渠道、银行间市场渠道等的基础上，得到的对货币政策中性、资本监管顺周期性、投资驱动型经济等现象的实证结果，与已有文献观点或现实经济基本一致，从而支撑了本文研究范式的意义和结论的可靠性。本文以此方法探讨金融风险的传递机制和监管政策的比较分析，仍然不失为有益的研究探索。

⁶³ 感谢匿名审稿人对核心变量“银行资本监管”的模型刻画所提出的宝贵建议，即从银行资本监管的成本与收益权衡视角，将银行部门的违约概率内生化的。这种微观银行学的建模思想是值得继续探索的新方向，启发了新的学术思考，我们对此深表感谢。

Bank Capital Regulation and Systemic Financial Risk Transmission

——A Study Based on DSGE Model

Wang Qing Tian Jiao

Abstract: Although Basel III is devised to prevent systemic financial risks and has taken effect in China since January 2013, it is still controversial that it has a role in macro-prudential supervision. By using the data of Chinese economic and financial system, we construct a DSGE model with heterogeneous financial sector to analyze how bank capital regulation affects the transmission process of systemic financial risk when the system is struck separately by shocks of six fields such as asset price, liquidity, and credit default. Furthermore, we make a comparison of imposing a stricter regulatory capital adequacy requirement, implementing classified regulation in the view of preventing or restraining the risk transmission. According to the impulse response results, individual banks with capital requirement pass on the systemic risk to the real economy through the interbank market, while mildly raising the capital adequacy requirement, strengthening undercapitalized banks' regulatory capital ratio to classify the requirement are beneficial to restrain the risk transmission. The analyses we made provides a theoretical base to examine the effectiveness of Basal III in restraining systemic risk in China, and to further the efforts of the regulatory policy reform.

Key Words: Capital Regulation; Systemic Financial Risk; Basel Accord; Dynamic Stochastic General Equilibrium Model

人民币汇率、企业出口边际与出口动态

佟家栋¹ 许家云² 毛其淋³

【摘要】基于2000—2007年工业企业微观数据和高度细化的海关数据,本文深入考察了人民币实际有效汇率对中国工业企业出口行为的影响。结果显示:(1)人民币实际有效汇率升值对中国工业企业的出口决策、出口数量、出口价格和出口额均有显著的抑制作用,并且从标准化系数来看,其对出口数量、出口价格和出口额的影响相对较大,这说明人民币实际有效汇率对企业出口的影响更多体现在集约边际上,并且在集约边际内部,企业主要通过调整出口数量来应对人民币实际有效汇率升值对其出口的冲击;(2)人民币实际有效汇率对企业出口行为的影响,因企业生产率水平、规模、融资约束、所有制和贸易方式的不同而具有显著的异质性;(3)就人民币实际有效汇率与企业出口持续期的生存分析发现,人民币实际有效汇率升值显著缩短了企业出口的持续时间。

【关键词】人民币实际有效汇率 企业出口 异质性 出口持续期

一、引言

作为学术界和政策层关注的焦点,人民币汇率变动会对全球贸易、投资及各国的经济发展带来深刻影响。在当前全球失衡和中美贸易巨额顺差的背景下,以 Krugman 为代表的一批学者甚至将人民币汇率低估作为全球失衡的关键诱因,2008 年金融危机后人民币升值的呼声更是变得异常高涨(Krugman, 2010; Bergsten, 2010)。据国际清算银行(BIS)统计,1994-2012 年人民币的名义和实际有效汇率升值幅度分别达到 64.31%和 42.49%。其中,在 2005 年 7 月 21 日,我国开始实行以市场供求为基础、参考一篮子货币进行调节、有管理的浮动汇率制度。根据对汇率合理均衡水平的测算,人民币对美元当日升值 2%。截至 2012 年,人民币对美元实际有效汇率累计升值幅度接近 31%。与此同时,中国出口贸易总额从 2005 年的 7619.5 亿美元增至 2012 年的 20489 亿美元,贸易顺差从 2005 年的 1020 亿美元增至 2012 年的 2311 亿美元,涨幅达 127%;从事出口贸易的企业数从 2005 年的 179665 家增至

¹佟家栋,南开大学经济学院,教授、博士生导师

²许家云,清华大学公共管理学院、国情研究院,助理研究员、经济学博士

³毛其淋,南开大学国际经济研究所、跨国公司研究中心,副教授、经济学博士

2011 年的 296857 家⁴。对比上述数据，我们发现与汇率理论的预期相左，人民币升值始终伴随着中国出口贸易的迅速增长。由此我们不禁要问，人民币汇率变动对企业出口行为的影响究竟是怎样的？其对不同企业的影响是否有所不同？

Eaton 和 Kortum（2002）以及 Melitz（2003）发起的新新贸易理论开启了汇率变动对微观企业影响的分析。自此之后，国际上关于汇率变动与微观企业出口行为的研究日渐成熟。以下本文将汇率变动对企业出口行为的影响渠道概括为汇率的价格传递效应、汇率变动与出口贸易边际两个方面。

首先，汇率的价格传递效应。汇率变动一单位对进出口价格产生多大程度的影响，又被称为汇率的价格传递（Exchange Rate Pass-through）。目前，大部分文献支持了汇率升值对企业出口数量和出口额会产生负面影响的观点，而在汇率变动与企业出口价格之间的关系方面仍存疑义。Fitzgerald 和 Haller（2008）认为，在当前世界性竞争压力提高、物价指数低水平徘徊的大背景下，出口企业很难将汇率的变化完全传递到出口价格上，即存在不完全的汇率传递效应。关于人民币汇率的价格传递效应方面，Li 等（2012）的研究发现人民币汇率变动具有不完全的汇率传递效应（Incomplete ERPT），人民币升值时，出口商会通过降低商品的本土出口价格以缓解升值对出口的冲击，从而出口商品在最终市场上的以外币表示的价格上升幅度会小于人民币升值的幅度。此外，许家云等（2015）就人民币汇率变动与中国多产品出口企业行为的研究，也得出了类似的结论。

其次，汇率变动与出口贸易边际。Bernard 等（2009）较早定义并考察了国际贸易边际问题，Creusen 等（2011）进一步将出口贸易分解为扩展边际（extensive margin）和集约边际（intensive margin）两个部分⁵，在此之后关于汇率变动与出口贸易边际的文献大量涌现。Berman 等（2012）认为，在长期，汇率对出口贸易的影响以扩展边际为主，而集约边际仅具有短期效应。Greenway 等（2007）对英国、Baggs 等（2009）对加拿大以及 Fromlet（2013）对中国的分析也得出了类似结论。此外，Dekle 等（2009）使用日本 1982-1997 年的面板数据进行研究，发现汇率升值显著降低了企业的出口额。Baggs 等（2009）使用加拿大 1986-1997 年微观企业层面的数据进行的研究发现，汇率升值加快了加拿大企业的出口退出，并且对其出口额产生了显著的负向影响。Chatterjee 和 Dix-Carneiro（2012）基于多产品企业的视角，使用巴西微观企业层面的数据进行分析，发现汇率变动对企业出口数量及出口的产品范围均

4 根据 2005 年和 2011 年中国海关数据整理得到。

5 前者是“广度范围”的概念，指出口企业家数、出口市场个数、出口商品种类等指标的增减，与出口企业的市场进入退出行为和商品种类选择行为有关。后者是“深度规模”的概念，指出口价格、数量、金额等指标的增减，与出口企业的商品定价行为和规模选择行为有关。

具有显著影响。Alessandria 等（2013）构建了一个内生出口参与的理论模型，他们基于美国数据的研究发现，在相对价格变化的情况下，汇率贬值能够促进出口贸易的增长。

人民币是国际政治和经济争论的焦点，但是当前针对人民币汇率变动与企业出口行为（包括企业出口选择、企业出口价格和出口量等）的研究还相对较少。Bussiere 和 Peltonen（2008）及 Cui 等（2009）讨论了人民币汇率变动的价格传递效应，但他们均是基于宏观数据进行分析，并且结论迥异。Freund 等（2011）使用中国 1997-2005 年的贸易数据，估计了不同贸易方式企业的进出口汇率弹性，发现加工贸易对汇率变动不敏感，并且出口产品的国内投入比例越高，其对汇率变动越敏感。Tang 和 Zhang（2012）使用中国微观企业数据进行分析，发现汇率升值对中国出口企业的进入退出以及产品生产具有显著影响。Li 等（2012）使用中国企业层面的微观数据深入分析了双边实际汇率变动对企业定价行为和出口量的影响，发现人民币每升值 10%，企业出口价格下降 50%左右，出口量下降 2-4%。张会清和唐海燕（2012）基于 2005-2009 年中国工业企业的样本数据，采用 Heckman 选择模型评估人民币升值对出口贸易的整体影响和结构影响。研究发现，人民币升值对企业出口产生了显著的负面冲击，人民币升值不利于中国出口贸易结构的优化调整。Liu 等（2013）使用倍差法实证考察了人民币汇率波动对中国企业出口行为的影响，并使用多种方法考察了结论的稳健性，发现人民币升值 1%，中国出口总值下降 1.89%，按此推算，中国 2011 年人民币升值会导致出口下降 359.9 亿美元。尽管上述文献在考察人民币汇率对中国微观企业出口的影响时综合考虑了扩展边际和集约边际，但仍然存在一些不足，比如，他们分析的重心仍然放在人民币汇率变动对企业出口价格和出口量的异质性影响方面，没有考虑人民币汇率变动对企业出口持续时间的影响，也就不能从企业出口动态的视角认识人民币汇率变动和企业出口行为问题，因此上述研究对于人民币汇率变动与企业出口之间关系的认识仍然是有限的。

区别于以往研究，本文尝试利用 2000—2007 年工业企业数据和海关数据的匹配数据，通过测算企业层面的人民币实际有效汇率指标，全面系统地考察人民币汇率变动对中国工业企业出口行为的影响⁶。本文可能在以下几个方面有所创新：第一，借助于企业产品层面的样本数据，我们不仅分析了人民币汇率变动对企业出口决策的影响，而且还考察了人民币汇率变动对企业出口价格、出口数量和出口额的影响，在此基础上进一步比较了人民币汇率变

⁶ 在本文中，企业出口行为包含出口决策、出口数量、出口价格、出口额以及企业出口持续期等多个维度。

动对企业出口的作用究竟是更多地体现为“集约边际”还是“扩展边际”⁷，从而有助于深化对人民币汇率变动影响企业出口的作用渠道的理解。第二，考虑到在现实中企业存在异质性，本文进一步深入研究了人民币汇率变动对不同特征（包括生产率、规模、融资约束、所有制和贸易方式 5 个方面）企业出口行为的异质性影响，而现有绝大多数文献仅考虑了所有制和贸易方式的差异性，因此，本文较相关文献有所推进。第三，出口持续时间是企业贸易增长中集约边际的重要组成部分（陈勇兵等，2012），作为拓展分析，本文在有关人民币汇率变动与中国企业出口问题的研究中，首次引入生存分析模型考察了人民币实际有效汇率对企业出口持续时间的影响，从而丰富了这类文献的研究视角。

本文的研究发现，人民币实际有效汇率升值对中国工业企业出口行为的影响更多体现在集约边际，而不是扩展边际；另外，人民币实际有效汇率对企业出口行为的影响，因企业生产率水平、规模、融资约束、所有制和贸易方式的不同而具有显著的异质性。其中，在贸易方式方面，与一般贸易方式相比，加工贸易企业受人民币汇率波动的影响较小；最后，通过采用离散时间生存分析模型的研究还发现，人民币实际有效汇率升值显著缩短了企业出口的持续时间。本文的研究在一定程度上丰富了对人民币汇率变动和企业出口关系研究的文献，为客观评估人民币汇率形成机制改革对企业出口的影响提供了微观层面上的依据。

本文剩余部分的结构安排如下：第二部分为模型构建、指标及数据说明；第三部分报告基准估计结果并进行分析；第四部分考察人民币汇率变动对企业出口行为的异质性影响；第五部分构建生存模型，分析人民币汇率变动对企业出口持续期的影响；最后是结论。

二. 模型构建、指标及数据说明

（一）模型构建

首先，为了考察人民币汇率变动与企业出口决策之间的关系，我们在既有的理论和实证研究文献的基础上，构建以下基于微观企业出口决定因素的 Probit 估计模型：

$$\Pr(\text{Exportdum}_{ipjt}=1) = \Phi(\alpha_0 + \alpha_1 \ln \text{Reer}_{ijt} + \alpha \mathbf{X}_{ijt} + \xi) \quad (1)$$

其中，下标 i 、 p 、 j 和 t 分别表示企业、产品、行业和年份；被解释变量 Exportdum_{ipjt} 为企业出口行为的虚拟变量 $\{0, 1\}$ ，如果出口额 $\text{Export}_{ipjt} > 0$ ，则 $\text{Exportdum}_{ipjt} = 1$ ，反之，

⁷ 按照 Tang 和 Zhang（2012）的分解方法，本文中的扩展边际具体指企业是否参与出口活动，集约边际指企业出口金额的增减，具体包括出口价格和出口数量的增减。

$Exportdum_{ipjt}=0$ 。 $Reer_{ijt}$ 为企业层面贸易加权的人民币实际有效汇率指标。 $\Phi(\cdot)$ 表示标准正态累积分布函数； $\xi=v_j+v_t+\varepsilon_{ipjt}$ ， v_j 和 v_t 分别表示行业和年份的特定效应， ε_{ipjt} 表示随机扰动项；控制变量 X_{ijt} 的集合为：

$$X_{ijt} = X_{ijt}(tfp_{ijt}, size_{ijt}, age_{ijt}, wage_{ijt}, profit_{ijt}, finance_{ijt}, subsidy_{ijt}, foreign_{ijt}) \quad (2)$$

其中， tfp 代表企业生产率， $size$ 代表企业规模， age 为企业年龄， $wage$ 为平均工资， $profit$ 表示企业利润率， $finance$ 表示融资约束， $subsidy$ 表示政府补贴， $foreign$ 表示企业类型的虚拟变量， $foreign=1$ 表示外资企业， 否则为内资企业。

另外，为考察人民币汇率是否会影响产品出口价格、出口数量和出口额这一问题，我们需要分别建立一个以企业产品出口价格、出口数量和出口额为因变量的计量模型进行普通最小二乘法（OLS）估计。但由于样本中有相当一部分企业为零出口企业⁸，并且企业出口行为受到其规模、年龄等诸多因素的影响，即非随机事件，如果对样本直接进行 OLS 估计可能会产生样本选择偏差问题。显然，不论是将这些零出口企业包含在回归样本中直接考察人民币汇率对企业出口行为的影响还是将这部分企业剔除，都会不可避免地导致估计结果出现偏误。Heckman 两步法是处理这一类问题较为有效的计量工具，其具体思路是：首先对企业出口决策模型（1）式进行 Probit 估计，即考察企业是否进行出口，由此提取逆米尔斯比率（Inverse Mill's Ratio），然后将该比率作为控制变量纳入下面出口价格、出口数量和出口额的决定方程：

$$\ln Export_price_{ipjt} = \beta_0 + \beta_1 \ln Reer_{ijt} + \beta_2 X_{ijt} + \theta m_{ipjt} + v_j + v_t + \varepsilon_{ipjt} \quad (3)$$

$$\ln Export_volum_{ipjt} = \lambda_0 + \lambda_1 \ln Reer_{ijt} + \lambda_2 X_{ijt} + \theta m_{ipjt} + v_j + v_t + \varepsilon_{ipjt} \quad (4)$$

$$\ln Export_value_{ipjt} = \eta_0 + \eta_1 \ln Reer_{ijt} + \eta_2 X_{ijt} + \theta m_{ipjt} + v_j + v_t + \varepsilon_{ipjt} \quad (5)$$

在上式中， $Export_price_{ipjt}$ 为 i 企业 P 产品的 FOB 出口价格⁹， $Export_volum_{ipjt}$ 为 i 企业 P 产品的出口数量， $Export_value_{ipjt}$ 为 i 企业 P 产品的出口额； m_{ipjt} 为逆米尔斯比率，由第一阶段 Probit 估计得到，如果在估计结果中 m_{ipjt} 显著不为 0，则表明存在样本选择偏差，此时采用 Heckman 两步法进行估计是有效的。此外，控制变量集合与（2）式相同。

8 本文样本中非出口样本观测值占总体样本观测值的近 50%。

9 受计算机内存的限制，我们借鉴 Manova 和 Zhang（2012）的做法，这里使用每种产品出口到各个国家的平均价格来衡量产品价格，从而可以得到企业-产品-时间维度的样本数据。

(二) 指标的测度

1. 人民币实际有效汇率指标的测度

本文采用两种方法进行计算：算术加权算法和几何加权算法。其中算术加权算法按照 Baggs 等（2009）的方法进行，将国家 k 在 t 期的实际有效汇率表示为：

$rer0_{kt} = (E_{k/CNYt}) * (P_{ct} / P_{kt})$ ， $E_{k/CNYt}$ 表示 t 期人民币与货币 k 的名义汇率（间接标价法）， P_{ct}

为 t 期中国的居民消费价格指数（1999=100）， P_{kt} 是 t 期 k 国的居民消费价格指数（1999=100）。然后将每个国家的实际有效汇率折算为以 1999 年为基期的实际有效汇率：

$rer_{kt} = (rer0_{kt} / rer_{k99}) * 100$ ，最后企业 i 在 t 期的实际有效汇率表示为：

$$Reer_{it} = \sum_{k=1}^n (X_{ik} / \sum_{k=1}^n X_{ik}) * rer_{kt} \quad (6)$$

其中， $(X_{ik} / \sum_{k=1}^n X_{ik})$ 表示企业 i 在 t 期与国家 k 的贸易额占其与当期总贸易额的比例。

几何加权算法汇率采用 Jeanneney 和 Hua（2011）的方法，对企业 i 在 t 期面对的 REER 定义如下：

$$Reer_{it} = 100 * \prod_{k=1}^n \left(\frac{E_{kt}}{E_{k0}} * \frac{P_{ct}}{P_{kt}} \right)^{w_{k,t}} \quad (7)$$

其中， E_{kt} 为 t 期外币 k 的人民币价格； E_{k0} 为基期外币 k 的人民币价格，本文的基期定为 1999 年。 $w_{k,t}$ 为贸易权重，用企业 i 在 t 期与 k 国的贸易额占其 t 期总贸易额的比例来表示。因此，基期的 $Reer$ 值为 100，若 $Reer$ 值上升，表示人民币实际有效汇率升值，反之则表示人民币实际有效汇率贬值。其中，中国与贸易伙伴之间的名义汇率及 CPI 数据来自国际货币基金组织 IFS 数据库。几何加权算法汇率指标将在后文稳健性分析中作为人民币实际有效汇率的替代性指标。

2. 其他变量的测度

(1) 企业生产率 (tfp)。异质性企业贸易理论普遍认为生产率较高的企业更容易出口 (Melitz, 2003)。为了克服普通最小二乘法测算企业生产率时可能出现的联立性偏差和选择性偏差问题，本文采用扩展的 Olley 和 Pakes (1996) 方法（下文称 OP 法）进行测算，

即本文采用 OP 法得到的对数形式的全要素生产率来衡量企业生产率¹⁰。

OP 法的主要特点是将投资作为企业受到生产率冲击时的调整变量，因此估算企业的投资是使用该方法的重要环节。借鉴毛其淋和盛斌（2013a）的做法，我们采用永续盘存法进行估算： $I_{it} = K_{it} - (1 - \sigma)K_{it-1}$ ，其中 I_{it} 和 K_{it} 分别为企业 i 在 t 年的投资和资本存量，折旧率 σ 使用 Amiti 和 Konings（2007）、余淼杰（2010）以及毛其淋和盛斌（2013a）使用的 15%。

在估算企业生产率时，产出变量使用工业增加值来衡量，并用分行业的工业品出厂价格指数进行平减。样本期间 2001 年和 2004 年缺失工业增加值，我们借鉴刘小玄和李双杰（2008）的方法补齐：2001 年的工业增加值等于工业总产值减中间品投入加增值税；由于 2004 年缺失工业总产值，其工业增加值等于销售收入加期末存货减期初存货减中间品投入加增值税。投入变量，我们使用固定资产净值余额做资本存量的代理变量（盛丹等，2011），并使用固定资产价格指数进行平减（以 1999 年为基期），用全年职工就业人数来衡量劳动。

（2）本文对其他控制变量的设定和说明如下：①企业规模（size），本文采用企业销售额取对数来衡量企业规模，预期该项系数为正。②企业年龄（age），在市场上的存活时间影响了企业的生产经验、研发能力等，也会影响企业的出口决策，本文用当年年份与企业开业年份的差来衡量企业年龄。③平均工资水平（wage），文章使用 1999 年为基期的居民消费价格指数对名义量进行平减。④企业利润率（profit），本文采用企业净利润与企业销售额的比值来衡量企业利润率，其中企业净利润使用“利润总额与补贴收入的差额”来表示。⑤融资约束（finance），借鉴孙灵燕和李荣林（2011）的做法，本文采用利息支出与固定资产的比值来衡量融资约束，如果该值越大则表明企业面临的融资约束程度越小，预期该变量的符号为正。⑥政府补贴（subsidy），本文用补贴收入与企业销售额的比值取对数表示政府补贴力度。⑦本文加入所有制变量主要是为了考察不同类型企业出口行为的差异性。具体地，我们引入企业类型虚拟变量（foreign），当企业为外资企业时将其赋值为 1，否则为 0。

（三）数据说明

本文实证分析中使用的是 2000—2007 年中国海关数据和工业企业数据库的匹配数据。本文中，我们参照田巍和余淼杰（2012）、Upward 等（2013）以及戴觅等（2014）的方法对数据进行了匹配。我们通过三个步骤来实现两套数据库中企业的对应。首先，直接使用企业名称对两个数据库进行匹配。第二，在原样本中剔除已经匹配成功的样本，剩余的样本按照

¹⁰ OP 法测算的企业全要素生产率可以表示为： $\text{tfp}_{it}^{OP} = \ln Y - \hat{\beta}_k^{OP} \ln K_{it} - \hat{\beta}_l^{OP} \ln L_{it}$ 。

企业所在地的邮政编码+企业电话号码的最后七位来识别两套数据库中相同的企业。第三，继续在原样本中剔除已经匹配成功的样本，剩余的样本按照企业所在地的邮政编码+企业联系人来识别两套数据库中相同的企业。对于匹配成功的样本，我们进行了如下处理：（1）删除雇员人数小于 8 的企业样本；（2）删除企业代码不能一一对应，商品价格（贸易量、贸易额）为零值或负值的样本；（3）删除工业增加值、中间投入额、固定资产净值年平均余额以及固定资产中任何一项存在零值或负值的企业样本；（4）删除企业销售额、平均工资存在零值或负值的企业样本；（5）删除企业年龄小于零的企业样本；（6）删除非生产型企业样本，即企业名称中带有“贸易”和“进出口”字样的企业（Amiti 等，2012；Yu，2013）。最终我们用于分析的样本共包括 101838 家企业。

表 1 报告了主要变量的描述性统计特征。

表 1 各主要变量的描述性统计特征

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
<i>Export</i>	6189306	0.31438	0.49593	0	1
<i>lnExport_price</i>	6163391	2.75733	0.23839	-8.45492	17.64336
<i>lnExport_volu</i>	6163391	6.38324	0.31123	0	24.68485
<i>lnExport_value</i>	6189305	9.12400	0.23388	0	24.07324
<i>lnReer</i>	6189306	4.60630	0.13422	3.79945	4.95765
<i>size</i>	6189306	11.45331	1.39463	1.60944	19.05195
<i>tfp</i>	5942627	6.39235	1.14031	-3.94834	13.98306
<i>age</i>	6189306	8.91565	7.91216	1	89
<i>wage</i>	6184397	8.87802	1.29360	0	15.83150
<i>profit</i>	6189306	0.03691	0.70239	-9.10421	9.97116
<i>finance</i>	6189306	0.03080	1.12026	-8.88533	9.91200
<i>subsidy</i>	6189306	0.00143	0.02906	-1.44557	8.52027
<i>Foreign</i>	6189306	0.83305	0.46049	0	1

三、基准估计结果及分析

（一）基准估计结果

表 2 报告了企业出口决策与出口价格、出口数量和出口额决定因素的 Heckman 两阶段估计结果。回归结果显示，人民币实际有效汇率的估计系数均显著为负，这初步表明人民币实际有效汇率升值不仅降低了企业出口的可能性，而且还显著地降低了企业的出口价格、出口数量和出口额。其中汇率对出口价格的影响系数为-0.1124，即人民币实际汇率对生产价格

的传递弹性为 0.11，对商品在目的地市场价格的传递弹性为 0.89（即 1-0.11），汇率传递效应（ERPT）为 89%。这一方面表明人民币实际有效汇率具有不完全的汇率传递效应（Incomplete ERPT），即面对人民币升值，出口商会通过降低商品的本土出口价格以缓解升值对出口的冲击，从而出口商品在最终市场上的以外币表示的价格上升幅度会小于人民币升值的幅度，也就是说出口商具有一定的盯市能力（pricing-to-market, PTM），这与陈六傅和刘厚俊（2007）等的结论一致。另一方面，89%的汇率传递效应也表明当前中国处于全球价值链的低端位置，出口产品整体技术含量较低，出口企业的利润空间较小，从而面对汇率升值进行价格调整的空间较小。Campa 和 Goldberg（2005）以及 Hale 等（2012）认为中国在国外市场较高的产品营销成本往往会压缩企业进行价格调整的空间；此外，Wang 和 Wei（2009）认为中国出口产品中进口部件占比较高、产品附加值较低，而较低的产品附加值导致了上述较小的价格调整空间。表 2 第（3）和第（4）列的结果表明，汇率对出口数量和出口额的影响系数分别为-0.4120 和-0.5243，即人民币实际汇率升值 10%，会使出口数量下降 4.12%，出口额下降 5.24%。

有必要提及的是，在第（2）列、第（3）列和第（4）列出口价格方程、出口数量和出口额方程中，逆米尔斯比率（ M ）的估计系数为正并且都通过了 1%水平的显著性检验，说明在本文的样本中的确存在选择性偏差问题，因此这里进行 Heckman 两阶段估计是合理的。最后，控制变量的估计结果与预期及既有文献所得的结论基本吻合。

表 2 基准估计结果

	出口决策	出口价格	出口数量	出口额
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>lnReer</i>	-0.1981*** (-7.423)	-0.1124*** (-6.527)	-0.4120*** (-7.372)	-0.5243*** (-15.363)
<i>tfp</i>	0.0361*** (4.870)	0.0482*** (5.522)	0.0260*** (5.579)	0.0719*** (6.352)
<i>size</i>	0.0490*** (9.387)	0.0384*** (9.331)	0.1004*** (5.293)	0.1387*** (9.302)
<i>age</i>	0.0163*** (9.443)	0.0134*** (6.436)	0.0098*** (4.984)	0.0231* (1.775)
<i>wage</i>	0.0595*** (4.472)	0.0672*** (5.367)	0.0253*** (4.728)	0.0924*** (6.762)
<i>profit</i>	0.0091*** (5.372)	0.0257*** (6.535)	0.0327*** (6.472)	0.0583*** (6.528)
<i>finance</i>	0.0046 (1.372)	0.0106 (0.982)	0.0124*** (5.158)	0.0231*** (5.523)
<i>subsidy</i>	-0.0621 (-1.483)	0.3537*** (5.742)	0.1373*** (6.024)	0.4890*** (4.963)
<i>foreign</i>	0.0847***	0.1378***	0.2052***	0.3426***

	(5.472)	(5.746)	(6.177)	(9.587)
<i>M</i>		0.9840***	1.0398***	1.6898***
		(5.877)	(7.487)	(6.563)
常数项	0.5723***	0.5832***	1.8735***	0.9841***
	(7.523)	(7.144)	(5.466)	(4.676)
行业效应	Yes	Yes	Yes	Yes
年份效应	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	5937831	5937831	5937831	5937831

注：()内数值为纠正了异方差后的 t 统计量；***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

(二) 人民币汇率与企业出口行为：“集约边际”与“扩展边际”

接下来我们考察人民币汇率对企业出口决策与出口价格、出口数量和出口额的影响孰大孰小，由于这两类方程中各变量的数量级不尽一致，从而我们无法根据表 3 的估计结果进行直接比较。此时，将人民币汇率变量的估计系数进行标准化处理，可以较好的解决上述问题，

具体公式为： $A = \alpha \square se(\ln Reer) / se(Exportdum)$ ，
 $B = \beta \square se(\ln Reer) / se(\ln Export_price)$ ， $C = \lambda \square se(\ln Reer) / se(\ln Export_volum)$ ，
 $D = \eta \square se(\ln Reer) / se(\ln Export_value)$ 。其中 $se(\ln Reer)$ 表示 $\ln Reer$ 变量的标准差，

α 、 β 、 λ 、 η 分别为出口决策模型、出口价格模型、出口数量模型和出口额方程中人民币实际有效汇率变量的估计系数。如果 $|A| > |B|(|C|, |D|)$ ，表明人民币实际有效汇率对企业出口决策的影响程度大于对企业出口价格、出口数量和出口额的影响程度，也即人民币汇率对企业出口的“扩展边际”的影响超过“集约边际”，反之则反之。

表 3 给出了人民币实际有效汇率标准化系数的测算结果。结果显示， A 、 B 、 C 和 D 均小于 0 并且有 $|A| < |B|$ ， $|A| < |C|$ ， $|A| < |D|$ 这表明人民币实际有效汇率升值对“集约边际”的影响大于扩展边际，并且，在集约边际内部，企业主要通过出口数量来应对汇率变动。

表 3 人民币汇率估计系数的标准化比较：“集约边际”和“扩展边际”

变量	标准化系数	变量	标准化系数	变量	标准化系数
<i>A</i>	-0.0536	<i>A</i>	-0.0536	<i>A</i>	-0.0536
<i>B</i>	-0.0633	<i>C</i>	-0.1777	<i>D</i>	-0.3009

(三) 稳健性分析

1. 人民币汇率的内生性问题

由于贸易加权的实际有效汇率指标的测算过程中涉及多国数据，并且从指标构造来看，汇率变动会对贸易权重产生影响，从而在指标度量中难免存在测量误差，因此，人民币实际

有效汇率变量可能是内生的,不满足经典线性回归中严格外生性的要求,从而导致估计偏差。为解决这种内生性问题,通常的改进方法是寻找一个与人民币汇率紧密相关但独立于或者弱相关于出口贸易的变量作为工具变量进行两阶段最小二乘法估计。为此,本文使用人民币实际有效汇率指标的滞后一期值和滞后两期值为工具变量。

基于工具变量的 Heckman 两步法的估计结果报告在表 4 第 (1) 和第 (2) 列。从中可以看出,在出口决策模型中,人民币实际有效汇率的估计系数为负并且通过了 1%水平的显著性检验。此外在出口额模型中,人民币实际有效汇率的估计系数为负且较为显著,说明人民币实际有效汇率升值导致企业出口值出现下降,这与前文的基准分析吻合,并且与 Li 等 (2011)、Liu 等 (2013) 的结论相一致。这也说明,在进一步考虑人民币实际有效汇率的内生性问题之后本文结论依然稳健。

表 4 稳健性检验结果

	基于工具变量的Heckman两步法		Tobit	几何加权汇率 Tobit
	IV-Probit	2SLS		
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>lnReer</i>	-0.1802*** (-3.782)	-0.5409*** (-4.633)	-0.5648*** (-4.482)	-0.4939*** (-4.583)
<i>tfp</i>	0.0486*** (6.530)	0.0695*** (5.630)	0.0591*** (6.402)	0.0497*** (6.573)
<i>size</i>	0.0503*** (5.738)	0.1373*** (7.842)	0.1120*** (5.592)	0.0964*** (8.775)
<i>age</i>	0.0158*** (9.392)	0.0296 (1.032)	0.0271*** (9.406)	0.0253*** (5.503)
<i>wage</i>	0.0562*** (5.372)	0.0897*** (6.390)	0.0923*** (5.505)	0.0795*** (5.529)
<i>profit</i>	0.0101*** (3.894)	0.0527*** (6.392)	0.0594 (1.273)	0.0592 (1.426)
<i>finance</i>	0.0074 (1.032)	0.0267*** (4.382)	0.0329 (1.005)	0.0470*** (5.462)
<i>subsidy</i>	-0.0046 (-1.503)	0.4606*** (4.785)	0.4877 (0.903)	0.4900 (0.683)
<i>foreign</i>	0.0493*** (5.457)	0.3620*** (6.065)	0.4032*** (4.498)	0.3922*** (2.583)
<i>M</i>		1.4034*** (5.472)		
常数项	1.4935*** (6.094)	1.2048*** (7.309)	2.5563*** (8.578)	2.5784*** (5.732)
wald外生性检验	9.90[0.0483]			
K-P rk LM统计量	424.536[0.00]			
K-P Wald rk F统计量	173.722[7.97]			
A-RWald统计量	7.36[0.0485]			

S-W LMS统计量		6.68[0.0683]		
(Pseudo)R ²			0.1562	0.1462
对数似然值			-1425678	-1482984
行业效应	Yes	Yes	Yes	Yes
年份效应	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	5937831	5937831	5927553	5927553

注：()内数值为纠正了异方差后的 t 统计量，[]数值为相应统计量的 p 值；***、**和*分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。K-P 为 *Kleibergen-Paap*，A-R 为 *Anderson-Rubin*，S-W 为 *Stock-Wright*。

2. Tobit估计方法

在本文的样本中，出口额不可能为负，而是表现为以零为下限的删节变量 (Censored Variable)。此时，如果简单地将零值剔除或直接采用 OLS 方法进行估计，得到的结果可能是有偏的。尽管 Heckman 两步法在一定程度上降低了选择性偏差，但作为一种稳健性检验，这里我们进一步采用 Tobit 模型直接考察人民币汇率对企业出口额的影响，估计结果报告在表 4 第 (3) 列。从中可以看到，人民币实际有效汇率的估计系数为负，并且通过了 1% 水平的显著性检验，说明人民币实际有效汇率升值显著降低了企业的出口额。此外，各个控制变量的系数符号和显著性水平没有发生实质性变化，这在一定程度上证实了本文结论的稳健性。

3. 人民币实际有效汇率的指标选择

考虑到估计结果可能受人民币实际有效汇率测度指标选择的影响，本文在此又选取了另外一个人民币实际有效汇率测度指标对模型进行了重新估计，以保证结果的可靠性。对于有效汇率的定义有两种形式，一种是算术加权形式，另一种是李宏彬等 (2011) 使用的几何加权形式。Brodsky (1984) 利用 156 个国家的样本分别计算并比较了算术加权和几何加权形式的有效汇率，认为几何加权形式的有效汇率是一个无偏的有效汇率指数。因此在这里为了考察本文结论的稳健性，使用几何加权方法得到的实际有效汇率指标进行 Tobit 估计，结果见表 4 第 (4) 列。从回归结果可以看出，人民币实际有效汇率的估计系数仍然为负，并且通过了 1% 水平的显著性检验，表明人民币实际有效汇率升值的确显著地降低了企业的出口额。

四、人民币汇率对企业出口行为的异质性影响

前文将不同特征的企业样本混合在一起考察了人民币汇率对企业出口影响的平均效应，而并未对不同特征企业的影响加以区别。然而，由于企业在生产率、规模大小等方面均存在显著的异质性，从而汇率波动对不同特征企业的影响可能存在差异，基于此，接下来本文将

从企业生产率、企业规模、融资约束等五个方面深入考察人民币汇率对中国企业出口行为的异质性影响。

下面我们借鉴 Bustos (2011) 的做法, 构建 (8) 和 (9) 式来考察人民币汇率对企业出口行为的异质性影响效应¹¹:

$$\ln Export_price_{ijt} = \alpha_0 + \sum_{qr=1}^5 \alpha_1^{qr} (\ln Reer_{ijt} C_{ijt} - qr) + \sum_{qr=2}^5 \beta^{qr} C_{ijt} - qr + \alpha X_{ijt} + \xi \quad (8)$$

$$\ln Export_volum_{ijt} = \gamma_0 + \sum_{qr=1}^5 \gamma_1^{qr} (\ln Reer_{ijt} C_{ijt} - qr) + \sum_{qr=2}^5 \eta^{qr} C_{ijt} - qr + \gamma X_{ijt} + \xi \quad (9)$$

其中, C 为企业异质性特征变量, 包括企业生产率 *tfp*、企业规模 *size*、融资约束 *finance*; $qr=1,2,3,4,5$ 表示企业特征按照从小到大排序的 5 分位数¹², 相应地, $C_{ijt} - qr$ 表示企业特征虚拟变量, 当企业 *i* 的 C 特征变量属于第 *qr* 分位数时取值为 1, 否则为 0。

(一) 企业生产率的异质性

表 5 第 (1) 和第 (2) 列考察了人民币汇率对不同生产率特征企业出口价格和出口数量的影响。估计结果显示: 人民币实际有效汇率与企业生产率第 1 分位数虚拟变量的交叉项 ($\ln Reer * tfp_q1$) 的估计系数在第 (1) 列中并不显著, 而在第 (2) 列其估计系数通过了 1% 的较高的显著性检验, 这说明对于最低生产率的企业而言, 人民币实际有效汇率升值时其主要通过调整出口数量而不是出口价格来应对汇率升值的冲击。对于生产率较低的企业来说, 由于其往往是初级产品或者劳动密集型产品的生产者, 产品利润空间较小, 人民币升值时受自身生产能力限制, 其对价格的控制能力较弱, 更多的是通过降低产量来应对人民币升值的冲击; 人民币实际有效汇率与企业生产率第 2 及第 3 分位数虚拟变量的交叉项 (即 $\ln Reer * tfp_q2$ 和 $\ln Reer * tfp_q3$) 的估计系数为负且均通过了 5% 的显著性检验, 意味着人民币实际有效汇率升值对中等生产率企业的出口行为有较为明显的影响; 人民币实际有效汇率与企业生产率第 4 及 5 分位数虚拟变量的交叉项 ($\ln Reer * tfp_q4$ 和 $\ln Reer * tfp_q5$) 的估计系数在第 (1) 列中通过了 1% 的显著性检验, 但在第 (2) 列其估计系数并不显著, 这说明最高生产率的企业而言, 人民币实际有效汇率升值时其主要通过调整出口价格而不是出口数量来应对汇率升值的冲击, 并且生产率越高, 汇率对出口价格的汇率传递效应越小, 这与 Berman 等 (2012) 的结论相吻合。

11 限于篇幅, 这里我们只考察人民币汇率对企业出口价格和出口数量的异质性影响。

12 这里我们以企业特征变量的样本平均值为基础将企业划分为五个等份。

（二）企业规模的异质性

表 5 第（3）和第（4）列给出了人民币汇率对不同规模特征企业出口价格和出口数量影响的估计结果。通过比较各个交叉项的系数符号和绝对值可以得到以下结论：人民币实际有效汇率与企业规模第 1 分位数虚拟变量的交叉项（ $\ln Reer * size_q1$ ）的估计系数在第（3）列中并不显著，而在第（4）列其估计系数通过了 1% 的较高的显著性检验，这说明对于最小规模的企业而言，人民币实际有效汇率升值时其主要通过调整出口数量而不是出口价格来应对汇率升值的冲击。对于规模较小的企业来说，由于市场竞争力往往较弱，产品利润空间相对小于较大规模的企业，人民币升值时受自身能力限制，其对价格的控制能力较弱，只能通过降低产量来应对人民币升值的冲击；人民币实际有效汇率与企业规模第 2 及第 3 分位数虚拟变量的交叉项（即 $\ln Reer * size_q2$ 和 $\ln Reer * size_q3$ ）的估计系数为负，且在第（3）列和第（4）列中分别通过了 10% 和 5% 水平的显著性检验，意味着人民币实际有效汇率升值对中等规模企业的出口行为有较为明显的影响；人民币实际有效汇率与企业规模第 4 及 5 分位数虚拟变量的交叉项（ $\ln Reer * size_q4$ 和 $\ln Reer * size_q5$ ）的估计系数在第（3）列中通过了 1% 水平的显著性检验，但在第（4）列其估计系数并不显著，这说明最大规模的企业而言，人民币实际有效汇率升值时其主要通过调整出口价格而不是出口数量来应对汇率升值的冲击。上述结论反映出人民币实际有效汇率对中低规模企业的出口数量具有抑制作用，并且对规模越小企业的抑制作用越大，而在出口价格方面，企业规模与出口价格的汇率传递效应呈反比，即企业规模越大，盯市能力越强，出口价格受汇率升值的冲击越小。Cheung 和 Sengupta（2013）对印度非金融部分的研究也发现，卢比实际有效汇率升值对小规模企业的冲击远远大于较大规模的企业。此外，Fung 等（2010）对加拿大企业层面数据的分析也得出了类似的结论。

（三）企业融资约束的异质性

企业融资约束在汇率与贸易问题研究中的作用在国内外研究中日益引起人们的关注，表 5 第（5）和第（6）列考察了人民币汇率对不同融资约束特征企业出口行为的影响。从估计结果可以看出，人民币实际有效汇率与企业融资约束 5 分位数虚拟变量的交叉项大部分较为显著，说明人民币实际有效汇率对不同融资约束企业的出口行为都具有显著的影响，这与总体样本的估计结果是类似的。但我们注意到，交叉项 $\ln Reer * finance_q1$ 、 $\ln Reer * finance_q2$ 和 $\ln Reer * finance_q3$ 的估计系数在第（6）列符号显著为负，并且前者系数的绝对值相对更大，这表明人民币实际有效汇率升值对于较高程度融资约束的企业而言，其出口数量调整的

余地较大, 并且对融资约束程度越高企业的出口数量下调余地越大。交叉项 $\ln Reer*finance_q1$ 、 $\ln Reer*finance_q2$ 和 $\ln Reer*finance_q3$ 的估计系数在第(5)列符号也为负, 但并不显著。交叉项 $\ln Reer*finance_q4$ 和 $\ln Reer*finance_q5$ 的估计系数符号在第(5)和第(6)列均为负, 其中第(5)列估计系数通过了1%的显著性检验, 而第(6)列估计系数均不显著, 并且 $\ln Reer*finance_q5$ 的系数绝对值在第(5)列最大, 在第(6)列最小, 这说明人民币汇率对较低程度融资约束企业的出口价格具有显著的抑制作用, 并且对融资约束程度越低企业的价格调整空间就越大, 而人民币汇率对较低程度融资约束企业的出口数量具有微弱的抑制作用, 并且对融资约束程度越低企业的出口数量抑制作用越弱, 对这一结果可能的解释是, 企业的出口行为往往需要大量的资金投入, 在面临因人民币升值导致的国内市场竞争加剧时, 只有那些融资约束程度较低的企业才有可能从外部融资渠道获得足够的资金支持, 进而通过降低出口价格来应对汇率升值的冲击, 而那些融资约束较大的企业更多的是通过调整出口量来应对汇率升值的冲击。

表5 人民币汇率对企业出口价格和出口数量异质性影响的估计结果

	生产率异质性		规模异质性		融资约束异质性	
	price(1)	quantity(2)	price(3)	quantity(4)	price(5)	quantity(6)
<i>lnReer</i>	-0.1108*** (-5.272)	-0.4573*** (-10.372)	-0.1320*** (-5.589)	-0.4180*** (-5.832)	-0.1065*** (-6.488)	-0.3045*** (-5.837)
<i>C_q2</i>	0.0202*** (3.472)	0.0373*** (4.588)	0.1832*** (8.688)	0.2472*** (10.462)	0.1156*** (9.527)	0.1527*** (9.672)
<i>C_q3</i>	0.1274*** (6.046)	0.0520*** (5.774)	0.3842*** (8.472)	0.4489*** (10.526)	0.2497*** (9.373)	0.2327*** (9.318)
<i>C_q4</i>	0.1033*** (4.599)	0.0993*** (4.672)	0.5726*** (6.478)	0.5982*** (6.637)	0.2793*** (9.748)	0.2672*** (8.478)
<i>C_q5</i>	0.1136*** (4.478)	0.1203*** (4.738)	0.2623*** (5.582)	0.1342*** (4.588)	0.3384*** (6.378)	0.2412*** (3.692)
<i>lnReer*C_q1</i>	-0.0030 (-1.427)	-0.0120*** (-8.366)	-0.0109 (-1.387)	-0.1016*** (-5.683)	-0.0472 (-1.047)	-0.1338*** (-14.458)
<i>lnReer*C_q2</i>	-0.0038** (-2.229)	-0.0109** (-2.094)	-0.0134* (-1.839)	-0.0701** (-2.095)	-0.0709 (-1.003)	-0.0870*** (-8.378)
<i>lnReer*C_q3</i>	-0.0057** (-2.174)	-0.0065** (-2.116)	-0.0198* (-1.765)	-0.0435** (-2.153)	-0.1023 (-0.583)	-0.0629*** (-9.447)
<i>lnReer*C_q4</i>	-0.0092*** (-4.578)	-0.0050 (-1.302)	-0.0348*** (-11.476)	-0.0086 (-1.321)	-0.1279*** (-9.378)	-0.0462 (-1.428)
<i>lnReer*C_q5</i>	-0.0102*** (-4.693)	-0.0031 (-1.036)	-0.0369*** (-7.489)	-0.0052 (-0.583)	-0.1371*** (-7.583)	-0.0142 (-1.052)
<i>tfp</i>			0.0227*** (7.375)	-0.0323 (-1.256)	0.0183* (1.850)	0.0352*** (7.837)
<i>size</i>	0.0562***	0.0631*			0.0497***	0.0747***

	(6.373)	(1.784)			(9.636)	(2.936)
<i>age</i>	0.0023***	0.0127***	0.0036***	0.0043	0.0017***	0.0062*
	(3.472)	(9.572)	(11.478)	(1.042)	(3.683)	(1.763)
<i>wage</i>	0.0498***	0.0767***	0.0394***	0.0373***	0.0528***	0.1095***
	(5.372)	(6.483)	(6.473)	(3.742)	(6.628)	(7.583)
<i>profit</i>	0.0120***	0.0491***	0.0012	0.0255	0.0117***	0.1472***
	(3.472)	(6.583)	(1.256)	(0.937)	(6.5832)	(10.947)
<i>finance</i>	0.0048**	0.0249***	0.0210***	0.0317***		
	(2.037)	(4.732)	(7.589)	(4.683)		
<i>subsidy</i>	-0.0036	0.0301***	0.0452***	0.0123	0.0581***	0.0750***
	(-1.378)	(3.932)	(4.783)	(0.058)	(5.683)	(14.532)
<i>foreign</i>	0.1503***	0.3836***	0.3745***	0.3237***	0.2721***	0.4327***
	(5.722)	(6.572)	(6.489)	(4.627)	(9.583)	(10.573)
常数项	1.0462***	2.0046***	2.4872***	-1.3151	1.3671***	0.9474***
	(6.472)	(4.568)	(5.673)	(-1.036)	(5.167)	(5.783)
行业效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	5941007	5941007	5915272	5915272	5915272	5915272

注：()内数值为纠正了异方差后的 t 统计量；***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

(四) 企业所有制和贸易方式的异质性

考虑到人民币汇率变动对不同所有制类型和不同贸易方式的企业会造成不同的影响 (Eckaus, 2004; 李宏彬等, 2011)¹³, 我们进一步在方程 (1)、(3)、(4) 的基础上引入汇率项与所有制虚拟变量和贸易方式虚拟变量的交互项对上述问题进行深入分析。所有制方面, 根据样本数据我们将企业分为国有企业 (soes)、外资企业和私营企业 (private) 三种类型¹⁴, 其中外资企业包括中外合资和中外合作两种形式, 以外资企业作为基础类别。贸易方式方面, 我们将样本划分为加工贸易企业 (process)、一般贸易企业和其他 (qita) 三种类型¹⁵, 以一般贸易作为基础类别。具体回归结果见表 6。

从出口企业的所有制来看, 人民币汇率变动对外资企业的出口决策和出口数量的影响力度要大于国有企业, 但是私营企业在人民币升值时受到的冲击是最大的, 这可以归因于在中国私营企业往往规模较小, 技术水平较低和面临较大的融资约束, 从而受资金等各方面条件的限制, 当汇率冲击来临时, 其价格调整能力往往较弱, 并且在数量调整无济于事时更倾向于选择退出出口市场。值得注意的是国有企业在人民币升值时, 出口量反而上升。出口价格

13 样本中, 外资企业出口额占全部样本出口额的比重超过 60%, 加工贸易出口额占全部样本出口额的 50% 以上。

14 样本中集体企业的样本数不足 5%, 我们借鉴李宏彬等 (2011) 的做法, 将集体企业归入国有企业。

15 贸易方式为进料加工贸易和来料加工装配贸易的我们将其标识为加工贸易。其他贸易包括: 保税仓库进出境货物, 边境小额贸易, 补偿贸易, 租赁贸易等 10 种, 他们占出口企业样本总数的 0.38%。

方面，人民币实际汇率对商品在目的地市场价格的传递弹性（即汇率传递效应 $ERPT=1-\text{汇率的回归系数}$ ）在民营企业最大，外资企业次之，国有企业最小。也就是说，民营企业的汇率传递效应大于外资企业和国有企业，这可能是由于中国的民营企业往往规模较小，资金和技术实力相对较弱，从而面对汇率冲击时，其价格调整能力较弱。

从出口企业的贸易方式来看，加工贸易在人民币升值时受到的冲击小于一般贸易，即人民币汇率升值对出口的影响会因为加工贸易而受到弱化。对其可能的解释是：其一，在中国加工贸易出口额中，外资加工贸易出口占据了较大比例（达到85%以上），这部分企业的出口行为更多是受到跨国公司的控制，受人民币汇率波动的影响相对小（Freund等，2011）。其二，加工贸易中以进料加工出口为主，该贸易方式下大部分原材料、核心零部件都依赖进口，进口价格具有较高的汇率传递弹性，使该种贸易方式再出口将从升值中获益，一定程度上抵消了人民币升值对出口的负面影响。其三，在2002年之后，国际资本市场以及外界普遍存在人民币升值预期。在存在人民币升值预期的情况下，人民币实际有效汇率对出口的影响将受到抑制。范言慧等（2008）认为，汇率本身对贸易收支的作用将受到本币升值预期的抑制，并且本币进一步升值的预期又会刺激出口扩大。

表6 人民币汇率对企业出口的异质性影响：外资企业和一般贸易分别作为基准组

	企业类型			贸易方式		
	出口决策	出口价格	出口数量	出口决策	出口价格	出口数量
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>lnReer</i>	-0.1976*** (-5.478)	-0.1073*** (-3.473)	-0.4203*** (-4.478)	-0.2047*** (-5.435)	-0.1135*** (-4.631)	-0.4290*** (-5.735)
<i>lnReer*soes</i>	0.0447*** (6.367)	-0.0421 (-1.423)	0.4586*** (7.333)			
<i>lnReer*private</i>	-0.0847*** (-7.468)	0.0296*** (5.378)	-0.0801*** (-9.378)			
<i>lnReer*process</i>				0.0049*** (7.488)	-0.1528*** (-5.582)	0.0359*** (9.488)
<i>lnReer*qita</i>				-0.0052 (-1.364)	0.0140* (1.932)	-0.0372*** (-6.376)
<i>tfp</i>	0.0403*** (5.432)	0.0476*** (10.583)	0.0587*** (12.478)	0.0447*** (7.389)	0.0529*** (5.587)	0.0526*** (6.478)
<i>size</i>	0.1487*** (7.673)	0.0252*** (5.304)	0.0531 (0.738)	0.1365*** (4.163)	0.0658*** (5.378)	0.1265*** (6.738)
<i>age</i>	0.0965 (1.038)	0.0534*** (11.736)	0.0863*** (9.762)	0.0403*** (5.363)	0.0239*** (5.154)	0.0181*** (5.734)
<i>wage</i>	0.0302*** (4.265)	0.0416*** (8.163)	0.0372 (1.432)	0.0462*** (4.462)	0.0372*** (5.422)	0.0575*** (9.386)
<i>profit</i>	0.0275*** (3.673)	0.0321 (1.043)	0.0416** (2.183)	0.0321*** (4.462)	0.0173 (1.548)	0.0426*** (5.589)
<i>finance</i>	0.2678***	0.3042***	0.3738***	0.0467*	0.0236	0.1763***

	(5.346)	(6.774)	(5.854)	(1.737)	(1.264)	(4.583)
<i>subsidy</i>	0.0397***	0.0452***	0.0521***	0.0472***	0.0226***	0.0568***
	(5.437)	(5.574)	(6.528)	(6.352)	(7.685)	(4.488)
<i>foreign</i>				0.0642***	0.0573***	0.0503***
				(6.472)	(5.583)	(6.478)
<i>M</i>		0.2675***	0.3820***		0.2692***	0.2892***
		(10.479)	(9.435)		(9.536)	(10.478)
常数项	1.9469***	0.9673***	1.8632***	0.4077***	1.0389***	1.470***
	(3.438)	(4.879)	(6.832)	(3.478)	(5.137)	(4.473)
行业效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	5915272	5915272	5915272	5915272	5915272	5915272

注：()内数值为纠正了异方差后的 t 统计量；***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

五、拓展分析：人民币汇率与企业出口持续时间

在上文我们就人民币汇率对企业出口决策和出口强度的影响效应进行了较为细致的考察，发现人民币汇率升值不仅显著地降低了企业出口的可能性，而且也降低了其出口价格、出口数量和出口额，并且人民币汇率升值对不同特征企业的出口行为具有异质性的影响，但这些分析均未涉及企业出口的持续期问题。然而在现实中，出口持续时间是企业贸易增长中集约边际的重要组成部分（陈勇兵等，2012），因此，研究汇率变动对企业出口持续时间的影响是汇率与企业出口行为问题的重要维度，同时，对于保障企业出口持续平稳发展具有重要意义。然而，人民币汇率方面目前还缺乏该方面的研究，接下来我们就人民币汇率对企业出口持续时间的影响进行深入分析。

（一）初步分析

为了初步考察人民币汇率对企业出口持续时间的影响，接下来我们借鉴陈勇兵等（2012）以及毛其淋和盛斌（2013b）的做法，采用 Kaplan-Meier 方法进行生存估计。在对生存函数进行估计之前，我们首先按照企业对应的人民币实际有效汇率水平的高低对企业进行了分组。我们计算在考察期内各企业人民币实际汇率的中位数值，接下来把小于中位数值的企业视为人民币实际有效汇率低的企业，其余的为人民币实际有效汇率水平高的企业。

图 1 给出了人民币实际有效汇率水平进行分组的生存函数和风险函数的估计结果。从中可以看出，在大多数的持续时间段，人民币实际有效汇率水平较低组别的生存曲线位于人民币实际有效汇率水平较高组别之上，表明在人民币实际有效汇率水平较低的行业中，企业出口的持续时间相对较长。上述分析初步反映了人民币实际有效汇率升值缩短了企业出口的持续时间。此外，从风险率估计曲线都可以看出，企业的出口行为在前两年内面临较高的风险

率,但随后迅速下降。这表明企业出口终止的概率在开始出口的初期是最高的,随着时间的推移,终止出口的风险逐渐下降,即企业出口持续时间具有明显的负时间依存性特征。

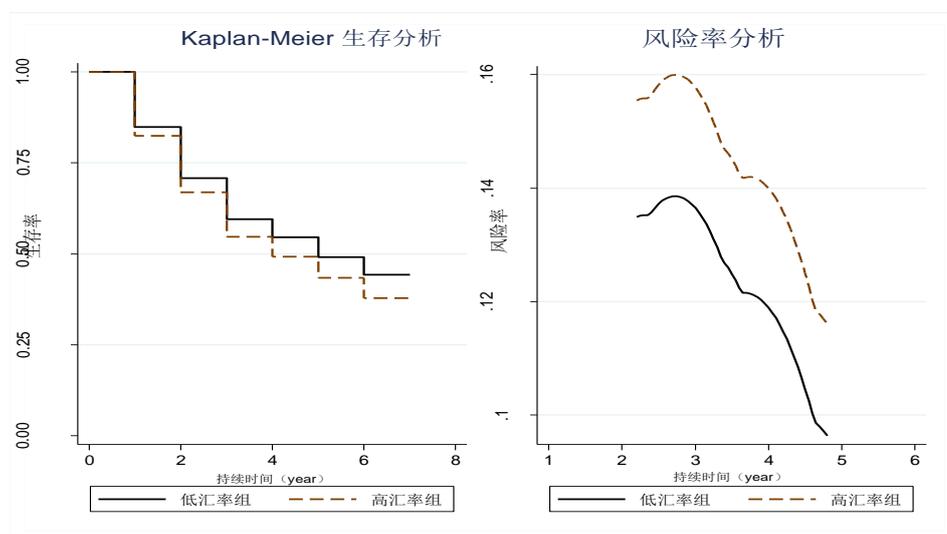


图1 企业出口持续时间的生存曲线和风险率曲线

(二) 估计结果及分析

相对于连续时间模型(如Cox比例风险模型),离散时间模型不仅可以有效地处理结点问题,而且还可以方便地控制不可观测的异质性,更为重要的是,离散时间模型无需满足“比例风险”的假设条件(Hess和Persson, 2012)。基于上述离散时间模型的优势,本文使用离散时间模型进行估计。借鉴Ilmakunnas和Nurmi(2010)以及陈勇兵等(2012)的做法,本文建立以下离散时间的cloglog生存模型进行计量分析:

$$c \log \log(1 - h_{it}) = \alpha_0 + \alpha_1 \ln Reer_{ijt} + \alpha' X_{ijt} + \tau_t + v_j + v_t + \varepsilon_{ijt} \quad (14)$$

其中, $h_{it} = \Pr(T_i < t+1 | T_i \geq t, x_{it}) = 1 - \exp[-\exp(\beta' x_{it} + \tau_t)]$ 代表离散时间风险率; τ_t 为基准风险率,它为时间的函数,可用于检验时间依存性的具体形式; x_{it} 为协变量,包括 $\ln Reer_{ijt}$ 和控制变量集合 X_{ijt} ; v_j 和 v_t 分别表示行业和年份特定效应, ε_{ijt} 表示随机扰动项;其他变量与(2)式所相同。

表7 人民币汇率对企业出口持续时间的影响

	未控制 不可观测异质性	控制不可观测异质性
	(1)	(2)
<i>lnReer</i>	0.0659* (1.784)	0.1561*** (3.391)
<i>tfp</i>	-0.0418***	-0.0386***

	(-6.271)	(-5.462)
<i>size</i>	-0.1434**	-0.0104***
	(-2.245)	(-5.083)
<i>age</i>	-0.0096***	-0.0131
	(-13.859)	(-1.312)
<i>wage</i>	-0.0612***	-0.0553***
	(-10.804)	(-8.427)
<i>profit</i>	-0.4579***	-0.7777***
	(-6.147)	(-22.082)
<i>finance</i>	-0.0986***	-0.1301***
	(-2.607)	(-3.628)
<i>subsidy</i>	-0.2352	-0.5080***
	(-1.249)	(-3.905)
<i>foreign</i>	0.1399***	0.2356***
	(11.594)	(4.374)
常数项	-0.6669***	-0.3960*
	(-3.840)	(-1.831)
行业效应	Yes	Yes
年份效应	Yes	Yes
对数似然值	-82757.173	-81339.642
rho值		0.3903
rho值的似然比检验		2973.51
		[0.00]
观测值	139699	151149

注：()内数值为纠正了异方差后的t统计量；***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平；rho表示企业不可观测异质性的方差占总误差方差的比例。

表7报告了人民币汇率对企业出口持续时间影响效应的估计结果。其中第(1)列未控制不可观测的异质性，结果得到人民币实际有效汇率的估计系数为正并通过10%水平的显著性检验，这初步表明人民币实际有效汇率升值提高了企业终止出口行为的风险率，进而倾向于缩短企业出口持续时间；第(2)列在此基础上进一步控制了不可观测的异质性，根据rho值可知，因不可观测异质性引起的方差占总误差方差的比例约为39%，另外，rho值的似然比检验也在1%水平上拒绝了“企业不存在不可观测异质性”的原假设，因此在模型中控制不可观测异质性是合理的。在对不可观测异质性进行控制之后，人民币实际有效汇率的估计系数均在1%水平上显著为正，而且与第(1)列的估计结果相比，变量估计系数的绝对值均有所提高，这再次表明人民币汇率的确缩短了企业出口的持续时间。此外，从第(2)列的估计结果还可以看出：企业生产率(tfp)、企业规模(size)、平均工资(wage)、企业利润率(profit)以及政府补贴(subsidy)的估计系数大部分在1%水平上显著为负，这说明生产率越高、企业规模越大、人力资本水平越高、盈利性越好、政府补贴越多的企业，其出口

持续时间越长，这与通常的预期是相吻合的。

六、结论

利用 2000—2007 年工业企业大样本微观数据和高度细化的海关数据，本文测算了企业层面贸易加权的人民币实际有效汇率指标，并实证考察了人民币实际有效汇率对中国工业企业出口行为的影响。本文研究发现人民币实际有效汇率升值抑制了企业的出口决策，使更少的企业选择出口。同时对于已出口企业而言，人民币实际有效汇率升值会降低它们的出口价格，即存在不完全的汇率传递效应，该结论在有效地克服了人民币汇率变量的内生性问题之后依然稳健。通过系数标准化，我们还发现，人民币实际有效汇率升值对出口决策的影响要明显弱于出口价格、出口数量和出口额，这说明人民币实际有效汇率更多是通过出口贸易的“集约边际”发挥作用。在集约边际内部，企业主要通过调整出口数量来应对人民币实际有效汇率升值对其出口的冲击。

引入企业特征的分析表明，人民币汇率对不同特征企业的出口行为具有显著的异质性影响。首先，在企业生产率的异质性方面，当人民币实际有效汇率升值时，相比出口数量，较高生产率企业会更多地调整其出口价格，与之相反，较低生产率企业更多地通过调整其出口数量来应对人民币汇率波动的冲击；其次，在企业规模的异质性方面，当人民币汇率波动时，较大规模的企业更倾向于调整其出口价格，小规模企业则主要调整其出口数量；再次，在企业融资约束方面，企业面对的融资约束越大则其往往会选择数量调整战略以应对人民币汇率的波动，而融资约束较小的企业在面对汇率波动时更有能力进行价格调整。最后，从所有制类型上看，私营企业相比其他类型企业受到人民币汇率波动的冲击较大，在贸易方式方面，与一般贸易方式相比，加工贸易企业受人民币汇率波动的影响较小。

最后，采用离散时间生存分析模型的研究发现，人民币实际有效汇率升值倾向于缩短企业出口的持续时间，即增加了企业出口的风险。此外我们还发现，规模越大、人力资本水平越高以及盈利性越好的企业，其出口的持续时间往往越长。

本文以人民币汇率改革所引发的人民币升值为背景，深入地研究了人民币汇率变动对中国工业企业出口行为的影响，结果发现，平均来看人民币实际有效汇率每升值 10%，企业出口的可能性下降 0.83%，企业出口价格下降 1.12%，出口量下降 4.12%，出口额下降 5.24%，并且上述效应因企业生产率、企业规模、企业的融资约束状况、企业所有制及企业出口贸易方式的不同而存在差异，引入生存分析模型的分析表明，人民币升值显著地缩短了企业出口

的持续时间。总体来看，人民币汇率变动对中国企业尤其是加工贸易企业出口行为的影响力较为微弱，在当前加工贸易占据贸易半边天的中国，这一方面为人民币升值后中国出口贸易总额不降反升的事实提供了一个合理解释，另一方面说明人民币升值对改善当前全球贸易失衡意义甚微，因此各国应该将关注的焦点置于改变本国消费模式，加强国际交流与合作，在维护汇率稳定的同时倡导贸易自由化，促进全球贸易的健康发展。同时，我国应该增强对高生产率企业、大规模企业以及民营企业的出口支持，完善与推动我国金融体系的深化改革，合理引导外资流入，提高外资引入的技术门槛。

参考文献

- [1]包群、邵敏、侯维忠, 2011: 《出口改善了员工收入吗?》, 《经济研究》第9期: 41—54。
- [2]陈六傅、刘厚俊, 2007: 《人民币汇率的价格传递效应——基于VAR模型的实证分析》, 《金融研究》第4期: 1—13。
- [3]陈勇兵、李燕、周世民, 2012: 《中国企业出口持续时间及其决定因素》, 《经济研究》第7期: 48—61。
- [4]戴觅、余森杰、Maitra, 2014: 《中国出口企业生产率之谜: 加工贸易的作用》, 《经济学(季刊)》第13卷第2期: 675—698。
- [5]范言慧、潘慧峰、李哲, 2008: 《人民币升值预期与我国的贸易顺差》, 《国际金融研究》第2期: 52—59。
- [6]李宏彬、马弘、熊艳艳、徐嫒, 2011: 《人民币汇率对企业进出口贸易的影响——来自中国企业的实证研究》, 《金融研究》第2期: 1—16。
- [7]刘小玄、李双杰, 2008: 《制造业企业相对效率的度量和比较及其外生决定因素 2000-2004》, 《经济学(季刊)》第3期: 843—868。
- [8]毛其淋、盛斌, 2013a: 《中国制造业企业的进入退出与生产率动态演化》, 《经济研究》第4期: 16—29。
- [9]毛其淋、盛斌, 2013b: 《贸易自由化、企业异质性与出口动态——来自中国微观企业数据的证据》, 《管理世界》第3期: 48—68。
- [10]盛丹、包群、王永进, 2011: 《基础设施对中国企业出口行为的影响: “集约边际”还是“扩展边际”》, 《世界经济》第1期: 17—36。
- [11]田巍、余森杰, 2012: 《企业生产率和企业“走出去”对外直接投资: 基于企业层面数据的实证研究》, 《经济学(季刊)》第11卷第2期: 383—408。
- [12]许家云、佟家栋、毛其淋, 2015: 《人民币汇率变动、产品排序与多产品企业的出口行为》, 《管理世界》第2期。
- [13]余森杰, 2010: 《中国的贸易自由化与制造业企业生产率》, 《经济研究》第12期: 97—110。
- [14]叶永刚、胡丽琴、黄斌, 2006: 《人民币实际有效汇率和对外贸易收支的关系——中美和中日双边贸易收支的实证研究》, 《金融研究》第4期: 1—11。
- [15]张会清、唐海燕, 2012: 《人民币升值、企业行为与出口贸易——基于大样本企业数据的实证研究: 2005—2009》, 《管理世界》第12期: 23—45。

- [16]张杰、李勇、刘志彪，2008：《出口与中国本土企业生产率——基于江苏制造业企业的实证分析》，《管理世界》第11期：50—64。
- [17]Adolfson, M., 2001, “Export Price Responses to Exogenous Exchange Rate Movements”, *Economics Letters*, 71(1):91—96.
- [18]Alessandria, G., S. Prapat and V. Yue, 2013, “Export Dynamics in Large Devaluations”, Working Paper.
- [19]Amiti, M., and J. Konings, 2007, “Trade Liberalization, Intermediate Inputs, and Productivity: Evidence from Indonesia”, *American Economic Review*, 97(5):1611—1638.
- [20]Amiti, M. O. Itskhoki, and J. Konings, 2012, “Importers, Exporters, and Exchange Rate Disconnect”, NBER Working Paper, No. 18615.
- [21]Baggs, J., E. Beaulieu, and L. Fung, 2009, “Firm Survival, Performance, and the Exchange Rate Shocks”, *Canadian Journal of Economics*, 42(2):393—421.
- [22]Bergsten, F., 2010, “Correcting the Chinese Exchange Rate: an Action Plan, The US-Sino Currency Dispute: New Insight from Economics, Politics and Law”, Edited by Evenett, A Vox EU.org Publication. 9—14.
- [23]Berman, N., P. Martin, and T. Mayer, 2012, “How Do Different Exporters React to Exchange Rate Changes?”, *Quarterly Journal of Economics*, 127(1):437—492.
- [24]Bernard, A. and B. Jensen, 1995, “Exporters, Jobs, and Wages in US Manufacturing: 1976-1987”, *Brookings Papers on Economic Activity: Microeconomics*, 1995(1995):67—119.
- [25]Bernard, A., B. Jensen, S. J. Redding and P.K. Schott, 2009, “The Margins of US Trade”, *American Economic Review*, 99(2):487—493.
- [26]Brodsky, D. A., 1984, “Fixed versus flexible exchange rates and the measurement of exchange rate instability”, *Journal of International Economics*, 16(3-4):295—306.
- [27]Bussiere, M., and T. Peltonen, 2008, “Exchange Rate Pass-through in the Global Economy—the Role of Emerging Market Economies”, *European Central Bank Working Paper Series*, No.951.
- [28]Bustos, P., 2011, “Trade Liberalization, Exports, and Technology Upgrading: Evidence on the Impact of MERCOSUR on Argentinian Firms”, *American Economic Review*, 101(1):304—340.
- [29]Campa, J. M., and L.S. Goldberg, 2005, “Exchange Rate Pass Through into Import Prices”, *Review of Economics and Statistics*, 87 (4):679—690.
- [30]Chatterjee, A., R. Dix—Carneiro, and J. Vichyanond, 2012, “Multi-Product Firms and Exchange Rate Fluctuations”, Mimeo, 2012.
- [31]Cheung, Y. W., and R. Sengupta, 2013, “Impact of exchange rate movements on exports: An analysis of Indian

- non-financial sector firms”, *Journal of International Money and Finance*, 39: 231—245.
- [32]Creusen, H., H. Kox, A. Lejour, and R. Smeets, 2011, “Exploring the Margins of Dutch Exports: A Firm-Level Analysis”, *De Economist*, 159(4):413.
- [33]Cui, Li, Chang Shu, and Jian Chang, 2009, “Exchange rate pass-through and currency invoicing in China’s Exports,” *China Economic Issues*, 2, Hong Kong Monetary Authority.
- [34]Dekle, R., H. Jeongy and H. Ryoo, 2009, “A Re-Examination of the Exchange Rate Disconnect Puzzle: Evidence from Firm Level Data”, University of Southern California, mimeo.
- [35]Eaton, J., and S. Kortum, 2002, “Technology, Geography, and Trade”, *Econometrica*, 70(5): 1741—1779.
- [36]Eckaus, R.S., 2004, “Should China Appreciate the Yuan”, *Ssrn Electronic Journal*, 5(1): 42.
- [37]Fitzgerald, D., and S. Haller, 2008, “Exchange Rates and Producer Prices: Evidence from Micro-Data”, mimeo, Stanford University.
- [38]Freund, C., H. Chang and S. J. Wei, 2011, “China’s Trade Response to Exchange Rate”, The 68th International Atlantic Economic Conference.
- [39]Fromlet, H., 2013, “China’s Options for its Future Exchange Rate Regime from a European Perspective”, Paper presented at the SNEE Conference.
- [40]Fung, L., J. Baggs and E. Beaulieu, 2010, “Plant Scale and Exchange-Rate-Induced Productivity Growth”, University of Calgary Discussion Paper.
- [41] Greenaway, D., A. Guariglia, and R. Kneller, 2007, “Financial factors and exporting decisions”, *Journal of International Economics*, 73(2): 377—395.
- [42]Hale, G., B. Hobijn, and R. Raina, 2012, “Commodity Prices and PCE Inflation ”, *FRBSF Economic Letter*, 14:1—4.
- [43]Heckman, J., 1979, “Sample Selection Bias as a Specification Error”, *Econometrica*, 47(1):153—161.
- [44]Hess, W., and M. Persson, 2012, “The Duration of Trade Revisited: Continuous-time Versus Discrete-time Hazards”, *Empirical Economics*, 43(3):1083—1107.
- [45]Ilmakunnas, P., and S. Nurmi, 2010, “Dynamics of Export Market Entry and Exit”, *Scandinavian Journal of Economics*, 112(1):101—126.
- [46]Jeanneney, S. G., and P. Hua, 2011, “How does real exchange rate influence labour productivity in China?” *China Economic Review*, 22(4):628—645.
- [47]Krugman, P., 2010, “Taking on China”, *New York Times*, March.15.

- [48]Li, H. B., H. Ma, Y. Xu, and Y. Y. Xiong, 2012, “How Do Exchange Rate Movements Affect Chinese Exports? A Firm-level Investigation”, Working Paper.
- [49]Liu, Q., Y. Lu, Y. K. Zhou, 2013, “Do Exports Respond to Exchange Rate Changes?”, Inference from China’s Exchange Rate Reform, CTRG working paper.
- [50]Manova, K., and Z. W. Zhang, 2009, “China’s Exporters and Importers: Firms, Products, and Trade Partners”, NBER Working Paper 15249.
- [51]Manova, K., and Z. W. Zhang, 2012, “Export Prices Across Firms and Destinations”, *The Quarterly Journal of Economics*, 127(1):379—436.
- [52]Melitz, M. J., 2003, “The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity”, *Econometrica*, 71(6):1695—1725.
- [53]Olley, S., and A. Pakes, 1996, “The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry”, *Econometrica*, 64(6): 1263—1297.
- [54]Tang, H. W., and Y. F. Zhang, 2012, “Exchange Rates and the Margins of Trade: Evidence from Chinese Exporters”, *CESifo Economic Studies*, forthcoming.
- [55]Upward, R., Z. Wang, J. H. Zheng, 2013, “Weighing China’s Export Basket: The Domestic Content and Technology Intensity of Chinese Exports”, *Journal of Comparative Economics*, 41(2):527—543.
- [56]Wang, Z., and S.J. Wei, 2009, “What Accounts for the Rising Sophistication of China’s Exports? ”, Working Paper.
- [57]Yu, M. j., 2013, “Processing Trade, Tariff Reductions, and Firm Productivity: Evidence from Chinese Firms”, *Economic Journal*, forthcoming.

RMB Exchange Rate, Firms' Export Margins and Dynamics

Tong Jiadong Xu Jiayun Mao Qilin

Abstract: Based on the firm-level micro data and highly disaggregated customs data from 2000 to 2007, this paper try to investigate the effects of RMB real effective exchange rate on Chinese manufacturing firms' export activity. The results show that: (1) The appreciation of RMB real effective exchange rate has a negative effect on Chinese manufacturing firms' export decision-making, export prices, export quantity and export value, and from the point of standardized coefficient, it's impact on the export quantity, export price and export value is bigger than firms' export decision-making, this shows that the effect of RMB real effective exchange rate on the export enterprises shows more in the intensive margin, but not the expand marginal. Inside the intensive border, enterprises react to the impact of RMB real effective exchange rate appreciation to its exports mainly by adjusting the export quantity. (2) The effects of RMB real effective exchange rate on firms' export activity are significantly different among the firms with different characteristics, including different productivity levels, different firm size, different financing constraints, different ownership of export enterprises and different ways of trade. (3) The appreciation of RMB real effective exchange rate shortened the duration of the enterprises to export.

Key words: RMB Real Effective Exchange Rate; Export; Heterogeneity; Duration of Exportin

征稿启事



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

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

作品要求：

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

投稿方式：

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

邮寄地址：

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

《国际货币评论》编辑部



刊 名：国际货币评论

INTERNATIONAL MONETARY REVIEW

刊 期：月刊

Monthly

主 编：张 杰

Zhang Jie

副 主 编：苏 治 宋 科 何 青

Su Zhi Song Ke He Qing

主办单位：中国人民大学国际货币研究所

International Monetary Institute of RUC

出版单位：《国际货币评论》编辑部

Department of International Monetary Review

北京市海淀区中关村大街 59 号
文化大厦 605 室, 100872

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

电 话：86-10-62516755

Tel: 86-10-62516755

邮 箱：imi@ruc.edu.cn

E-mail: imi@ruc.edu.cn

网 址：<http://www.imi.org.cn>

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

内部交流 仅供参考 未经许可 不得转载



微博·Weibo



微信·WeChat

本期责编：赵宣凯 安然