

中国人民大学国际货币研究所

2016年 第11期 总第48期

刊发日期: 2016年11月15日

I 国际货币评论

International Monetary Review

主编: 张杰

建立健全适应互联网金融特征的监管体系

潘功胜

人民币汇率形成机制改革的历史成就、当前形势与未来方向

张明

利率市场化、存款保险制度与银行挤兑

田国强 赵高朴 宫汝凯

金融市场开放下中国最优货币政策规则选择

何国华 吴金鑫

顾问委员会：（按姓氏拼音排序）

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

编委会主任：张 杰

编委会委员：（按姓氏拼音排序）

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

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

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



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

目 录

【卷 首】

建立健全适应互联网金融特征的监管体系	潘功胜	01
人民币汇率形成机制改革的历史成就、当前形势与未来方向	张明	05
利率市场化、存款保险制度与银行挤兑		
——基于动态模型的视角	田国强、赵禹朴、宫汝凯	21
未预期通货膨胀现象研究评述	张明	47
对于 GDP 平减指数的再认识	苏乃芳、李宏瑾、张怀清	68
中国杠杆率悖论——兼论货币政策“稳增长”和“降杠杆”真的两难吗？	刘晓光、张杰平	88
人民币境外存量的估算及其影响因素分析	宋芳秀、刘芮睿	108
金融市场开放下中国最优货币政策规则选择	何国华、吴金鑫	123
结构性货币政策工具的作用机理与实施效果		
——以中国央行 PSL 操作为例	余振、顾浩、吴莹	141

【卷首】**建立健全适应互联网金融特征的监管体系**潘功胜¹**一、互联网金融发展迅速，需强化风险防范**

近年来，在大数据、云计算、移动互联网等信息技术快速发展的推动下，以互联网支付、网络借贷（P2P）、股权众筹等为代表的互联网金融发展迅速，业务形态日趋多元，在提高金融服务效率，降低交易成本，满足多元化投融资需求，提升金融服务的普惠性和覆盖面等方面，发挥了积极作用。

互联网金融本质上仍是金融，没有改变金融风险的隐蔽性、传染性、突发性和较强的负外部性特征，而且由于互联网属性，其风险的波及面更广、扩散速度更快、溢出效应更强。当前，互联网金融在快速发展中积累了一些问题和风险：某些业态偏离了正确的创新方向，部分机构风险意识、合规意识、消费者权益保护意识不强，反洗钱、反恐怖融资制度缺失，有些甚至打着“金融创新”的幌子进行非法集资、金融诈骗等违法犯罪活动。特别是，近期爆发的一系列风险事件，对行业声誉造成了较大负面影响，引起社会各界高度关注，规范互联网金融发展成为广泛共识。

二、中央高瞻远瞩，互联网金融领域专项整治工作稳妥有序推进

党中央、国务院高度重视互联网金融发展和风险防范工作，中央经济工作会议明确要求抓紧开展互联网金融领域专项整治，规范发展互联网金融。

今年，根据国务院的决策部署，人民银行会同十六个相关部门开展了互联网金融风险专项整治工作，研究制定了互联网金融风险专项整治工作实施方案，明确了专项整治工作的目标、原则、重点、职责分工和进度安排。此次专项整治工作的目标是贯彻落实去年 7 月份人民银行等十部委联合发布的《关于促进互联网金融健康发展的指导意见》，规范各类互联网金融业态，优化市场竞争环境，扭转互联网金融某些业态偏离正确创新方向的局面，并通过

¹ 潘功胜，中国人民大学国际货币研究所顾问委员、中国人民银行副行长、国家外汇管理局局长

总结治理经验，建立完善长效机制，促进行业良性健康发展。

专项整治以“打击非法、保护合法；积极稳妥、有序化解；明确分工、强化协作；远近结合，边整边改”为原则，突出问题导向，集中力量对 P2P 网络借贷、股权众筹、互联网保险、第三方支付、通过互联网开展资产管理及跨界从事金融业务、互联网金融领域广告等重点领域进行整治，切实防范和化解互联网金融风险。

为保证整治效果，创新运用抓准入、资金、奖惩、内控、技术、反倾销反补贴等多类整治方法。针对互联网金融跨领域、跨地域经营等特点，专项整治强调加强跨部门、跨地区协作和沟通，按照“部门统筹、属地组织、条块结合、共同负责”的精神，中央和地方共同负责、各有侧重，初步形成了全国联动、稳妥有序、方法创新、兼顾长效的工作格局。

三、建立健全适应互联网金融特征的监管体系，促进行业持续健康发展

推动互联网金融规范发展，要按照边整边改、标本兼治的思路，以整治过程中发现的问题为导向，在全面排查和妥善化解风险点的同时，抓紧开展长效机制建设。

第一，针对互联网金融跨界混业经营、贯穿多层次市场体系的特征，逐步健全并完善与之相适应的监管体系。一是强化准入管理和功能监管。设立金融机构、从事金融活动，必须依法接受准入管理。根据互联网金融业务实质与功能属性确定监管要求与监管主体，实现对各金融业态、线上线下金融行为监管全覆盖。坚持监管公平性，明确互联网企业从事金融活动适用与传统金融机构从事类似业务基本一致的市场准入政策和监管规则。二是实施“穿透式”监管。把互联网金融的资金来源、中间环节与最终投向穿透联接起来，综合全环节信息判断业务性质，执行相应的监管规定。三是完善中央与地方金融监管分工。由于互联网金融从业机构的跨区域经营特征明显，由中央金融监管部门和地方政府共同牵头开展专项整治，是对中央与地方监管分工的有益探索。

第二，针对互联网金融服务大量“长尾人群”的特征，既要发挥其在促进普惠金融发展中的积极作用，又要注重保护投资者利益。一是加强投资者教育和权益保护。互联网金融投资者人群大多风险意识不足，风险承受能力薄弱。要规范互联网金融从业机构信息披露，落实投资者适当性管理，强调“卖者有责”。加强金融知识普及，提高投资者金融素养，引导树立“买者自负”的投资理念。二是建立“反倾销、反补贴”制度。一些互联网金融从业机构为争夺“长尾”客户，承诺有悖金融规律的高额回报，其实质类似商品贸易领域的倾销行为，扰乱了金融市场秩序，要清理不正当竞争行为，完善反不正当竞争制度。三是规范关联交易。由于

互联网产品通常具有用户越多、场景越多、粘性越高的特性，容易形成规模庞大、客户众多、跨领域经营的从业机构。对该类机构要立足宏观审慎监管，完善防火墙制度，加强对机构实际控制人和控股大股东的管理；对跨界混业经营的机构，强化对机构间互相持股、高管交叉任职等情况的监管，防止风险交叉传染和“多而不能倒”。四是规范广告宣传。一些从业机构进行虚假违法宣传，对社会公众具有一定误导性和迷惑性。要加强金融广告管理，未取得相关金融业务资质的机构，不得对金融业务或公司形象进行宣传；取得相关业务资质的，宣传内容应符合相关法律法规规定。

第三，针对互联网金融的技术特征，既要支持金融科技创新，又要注意防控技术风险，加强对互联网金融监管的技术支持。互联网金融的兴起得益于网络技术的发展，但若出现网络或信息安全问题，其风险的扩散速度更快、波及范围更广、传染性更强。因此，一是继续鼓励创新。支持互联网金融从业机构依托科技创新驱动产品创新和服务创新，满足实体经济多层次投融资需求，提升金融服务效率和覆盖面。二是维护网络和信息安全。互联网金融高度依赖信息技术，但其信息系统安全面临黑客、木马病毒等威胁，尤其是一些互联网从业机构拥有大量用户数据信息，确保用户信息安全至关重要。要加强从业机构信息安全系统建设，提高技术安全标准。强化公民信息数据隐私保护，加强数据模糊化处理等隐私保护技术的开发使用。建立健全反洗钱、反恐怖融资制度，防范通过互联网金融进行洗钱、恐怖融资等行为。三是提升互联网金融监管水平。探索运用互联网思维、信息数据技术创新金融监管方式和方法，加强互联网金融监管技术支持，努力实现在线监管、实时监测、精准治理。

第四，针对互联网金融快速迭代、形态多变的特征，精准把牢互联网金融监管的关键环节。一是加强资金监测，严格执行客户资金第三方存管制度，对资金账户及跨行清算实行透明化、集中化运作，实现对互联网金融业务活动的全方位监测，从源头管控互联网金融风险。二是加强为互联网金融活动提供交易、支付清算、托管结算等服务的金融基础设施管理，建立统一标准，加强监管统筹，实现对互联网金融风险的全程动态监测和早期预警。三是加强行业自律，充分发挥中国互联网金融协会的自律作用，制定行业标准、数据统计、信息披露等制度，完善自律惩戒机制，形成依法依规监管与自律管理相结合、对互联网金融领域全覆盖的长效管理体制机制。

第五，针对互联网金融发展与外部环境交互性较强的特征，不断优化金融生态，营造法治健全、企业内控、社会监督的良性治理环境。一是完善互联网金融法律法规框架。各类互联网金融活动应按照实质重于形式的原则，适用相应的法律法规和监管要求。在确有空白的

领域，抓紧推动法律法规和监管规则建设，引导互联网金融从业机构在法治轨道上健康有序发展。二是强化企业内控。互联网金融从业机构应参照金融和信息科技企业的内部控制基本原则，具备健全的内控制度和风险管理系统等软硬件条件。三是加强社会监督。探索建立举报制度，发动市场主体和社会公众举报违法违规行为。研究制定“重奖重罚”制度，在给予举报人奖励、强化正面激励的同时，提高金融违法成本和威慑。充分发挥会计师、律师、评级机构等第三方机构的鉴证和监督作用，加强社会征信体系建设。

人民币汇率形成机制改革的历史成就、当前形势与未来方向

张 明¹

【摘 要】本文回顾了 1994 年以来人民币汇率形成机制改革取得的成就，分析了央行在 2015 年进一步推进汇改面临的国内外形势，并对“811”央行汇改新举措进行了评论，并展望了未来人民币汇改的潜在方向。1994 年以来，无论人民币兑主要货币汇率还是人民币有效汇率均经历了显著升值、人民币汇率形成机制弹性明显增强，这不仅显著缓解了中国经济的内外失衡，而且推进了人民币国际化。然而，随着国内经济的结构调整与潜在增速下行、金融风险的日益浮出水面以及资本持续外流，以及国际范围内分化与停滞并存、贸易战与汇率战阴影加剧，过去两年来人民币有效汇率过快升值的趋势难以为继。央行“811 汇改”的方向是正确的，但在时机选择上值得商榷，且央行持续干预离岸市场的做法欠妥。未来人民币汇改面临维持现状、重回中间价干预老路、自由浮动与年度宽幅汇率目标区等四种潜在选择，建立年度宽幅汇率目标区与加强对短期资本的监测与管理，是下一阶段中国央行的最佳选择。

【关键词】人民币汇改 中间价 资本账户管制 贬值

从 1994 年至 2015 年，人民币汇率形成机制改革已经持续了 21 年时间。然而，改革进程可谓一波三折（表 1）。1993 年 12 月，中国政府将官方外汇市场与外汇调剂市场并轨，宣布实施以市场供求为基础的、单一的、有管理的浮动汇率制。此举导致人民币对美元官方汇率水平由 1 比 5.8 贬值至 1 比 8.7，贬值幅度接近 50%。1994 年至 1997 年，人民币兑美元汇率由 1 比 8.7 升值至 1 比 8.27~8.28 左右。1997 年东南亚金融危机爆发后，中国央行将人民币钉住美元，导致 1997 年至 2004 年期间人民币兑美元汇率一直固定在 1 比 8.27~8.28 区间。2005 年 7 月，中国央行宣布重启人民币汇率形成机制改革。2005 年至 2008 年，人民币兑美元汇率由 1 比 8.27~8.28 升值至 1 比 6.7~6.8 左右。2008 年全球金融危机爆发后，中国

¹ 张明，中国社会科学院世界经济与政治研究所研究员

央行再次将人民币钉住美元，导致 2008 年至 2010 年人民币兑美元汇率再次固定在 1 比 6.7~6.8 区间。2010 年 6 月，中国央行宣布再次重启汇改。2010 年至 2014 年，人民币兑美元汇率由 1 比 6.7 至 6.8 升值至 1 比 6.1~6.2 左右。2015 年 8 月，中国央行宣布进一步改革人民币汇率形成机制，从而使得每日人民币兑美元汇率的中间价在更大程度上参考前一日收盘价。8 月 11 日汇改后几日内，人民币兑美元汇率中间价贬值 3.5%，此举引发了全球范围内广泛关注。²

表 1 人民币汇率形成机制改革的主要步骤

时间	事件
1993 年 12 月	官方外汇市场与外汇调剂市场并轨，实施以市场供求为基础的、单一的、有管理的浮动汇率制。
2005 年 7 月	人民币兑美元汇率一次性升值 2%；实行以市场供求为基础的、单一的、有管理的浮动汇率制；人民币兑美元汇率每日浮动幅度为上下 3‰；每日汇率收盘价作为下一日汇率中间价。
2006 年 1 月	央行授权中国外汇交易中心在每个工作日上午 9 点 15 分公布当日人民币兑主要货币汇率中间价，作为当日汇率交易中间价。
2007 年 5 月	人民币兑美元汇率每日浮动幅度由上下 3‰扩大至上下 5‰。
2010 年 6 月	进一步推进人民币汇率形成机制改革，增强人民币汇率形成机制弹性。
2012 年 4 月	人民币兑美元汇率每日浮动幅度由上下 5‰扩大至上下 1%。
2014 年 3 月	人民币兑美元汇率每日浮动幅度由上下 1%扩大至上下 2%。
2015 年 8 月	进一步改革人民币汇率形成机制，让每日人民币兑美元中间价在更大程度上参考前一日收盘价。

资料来源：作者自行总结。

自 2005 年 7 月中国央行重启人民币汇率形成机制改革以来，人民币兑主要货币已经显著升值，从而纠正了过去人民币汇率持续低估的现象。此外，人民币兑主要货币汇率的弹性也显著增强。自 2009 年央行启动人民币国际化进程以来，在强势人民币汇率推动下，人民币国际化在在岸与离岸市场上均取得了显著进展。

然而，从 2014 年以来，当前的人民币汇率形成机制已经越来越难以应对新的国内外宏观经济形势。从国内来看，中国经济潜在增速正在下行，消费、投资与出口三驾马车均增长乏力，中国金融市场的潜在风险正在上升，中国开始面临持续的短期资本流出；从国外来看，美联储货币政策正常化导致美元汇率强劲升值，而欧元区与日本均在通过量化宽松有意压低本币汇率。在这一背景下，由于人民币兑美元汇率基本上保持稳定，导致人民币兑一篮子货币的有效汇率在 2014 年以来升值过快，以至于形成了一定程度的人民币汇率高估，这既不利于中国经济增长，也不利于金融市场稳定。因此，在更大程度上让人民币兑美元汇率反映

² 以上数据引自国家外汇管理局。

市场供求形势，进一步增强人民币汇率弹性，就成为 2015 年 8 月 11 日央行人民币汇改的初衷。

然而，尽管“811 汇改”的方向是值得赞赏的，但汇改的时点选择值得商榷。“811 汇改”与中国股市大跌、美联储加息预期重叠在一起，形成了较强的共振，一度引发了全球金融市场震荡，以至于未来的人民币汇改引发了国内外市场的高度关注。笔者认为，为了进一步巩固“811 汇改”取得的成果，中国央行在未来应该追求人民币汇率弹性与稳定性的结合。一方面，建议中国央行建立一个人民币汇率的年度宽幅目标区，以此来稳定人民币汇率运动预期；另一方面，建议中国央行加强对短期跨境资本流动的监测与管理，以避免形成持续资本外流与人民币贬值预期之间的恶性循环。只要管理得当，人民币兑美元汇率有望在 1 比 6.5 至 1 比 7 的区间内保持相当稳定，因为当前中国经济的基本面并不支持人民币兑美元的持续大幅贬值。

本文剩余部分的结构安排如下：第二部分概览自 2005 年以来人民币汇改取得的成绩；第三部分分析 2015 年央行深化人民币汇率形成机制改革面临的国内外形势；第四部分点评“811 汇改”的成败得失；第五部分展望人民币汇改的未来方向；最后为简要的结论。

一、人民币汇改取得的历史成就

（一）人民币汇率低估得以纠正、汇率弹性显著增强

自 2005 年 7 月 21 日人民币汇率形成机制重启汇改以来，人民币兑主要国际货币汇率均显著升值。如图 1 所示，2005 年 6 月至 2016 年 3 月，人民币兑美元、欧元、日元的升值幅度分别为 21%、28%与 24%。相比之下，人民币兑全球一篮子货币的有效汇率的升值幅度更大。如图 2 所示，2005 年 6 月至 2016 年 3 月，人民币的名义有效汇率与实际有效汇率的升值幅度分别达到 44%与 57%（后者考虑了中国与其他国家的通货膨胀率差异）！如此大幅的升值已经显著改善了过去的人民币汇率低估状态。如图 3 所示，在 2014 年 3 月之前，人民币兑美元汇率的中间价持续低于市场价，这表明市场上存在持续的人民币升值预期，而央行在通过遏制人民币升值来维持人民币汇率稳定。而从 2014 年 8 月至 2015 年 8 月汇改之前，人民币兑美元汇率的中间价持续高于市场价，这表明市场上存在持续的人民币贬值预期，而央行在通过遏制人民币贬值来维持人民币汇率稳定。

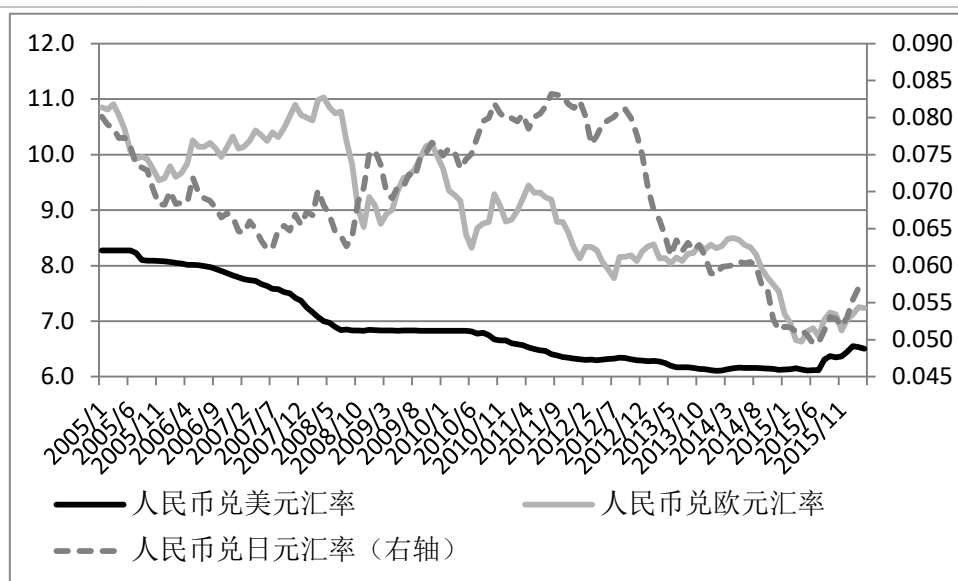


图1 2005年7月汇改以来人民币兑三大国际货币汇率的变动

注释：向下均代表人民币升值。

数据来源：CEIC。

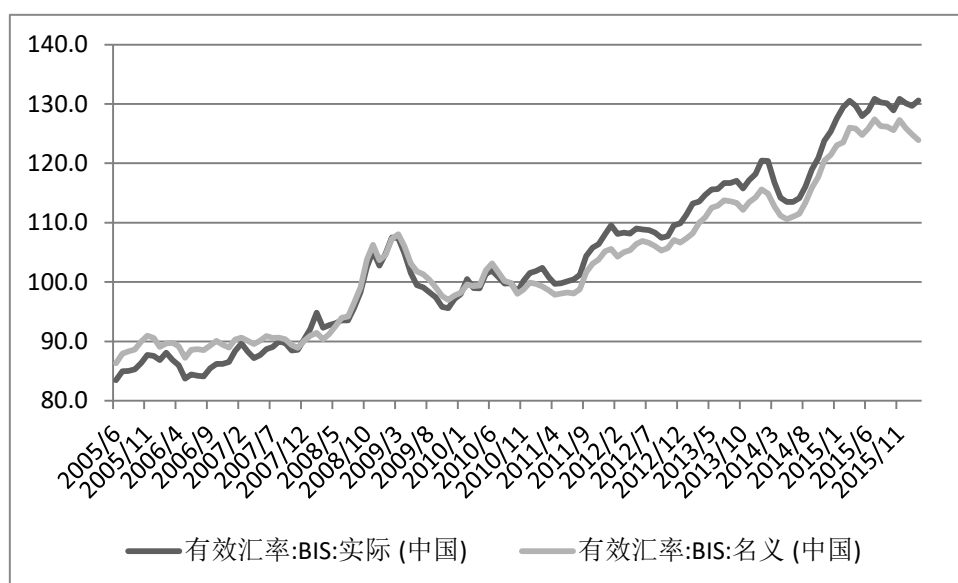


图2 2005年7月汇改以来人民币有效汇率的变动

注释：基期为2010年，指数在基期等于100。

数据来源：BIS。

除人民币汇率水平的显著升值外，过去10年以来，人民币汇率的弹性也明显增强。如表1所示，在2007年5月、2012年4月与2014年3月，中国央行三度扩大人民币兑美元汇率的日度波动区间，该区间已经由 $\pm 3\%$ 扩大至目前的 $\pm 2\%$ 。如图3所示，每日人民币汇率市场价与中间价之间的差距近年来的确明显扩大。



图 3 人民币兑美元汇率中间价与市场价的比较

数据来源：CEIC。

（二）中国经济的内外平衡改善？

在过去，由于人民币汇率的持续低估，导致中国经济面临显著的内外失衡。所谓外部失衡，是指中国经常账户余额占 GDP 的比率过高（2007 年高达 10%，显著高于国际公认的 3%~4%）；所谓内部失衡，是指人民币汇率持续低估压低了国内服务品相对于制造品的价格，造成资源从服务业大量流入制造业，进而形成制造业发展过度而服务业发展不足的局面。

随着过去 10 年间人民币汇率的显著升值，中国经济面临的内外失衡已经显著改善。如图 4 所示，由于在人民币实际有效汇率与中国出口同比增速之间存在明显的负相关，因此过去 10 年人民币实际有效汇率超过 50% 的升值已经显著降低了中国的出口同比增速。如图 5 所示，随着全球金融危机爆发以来的全球外需由盛转弱，以及人民币有效汇率的强劲升值，中国经常账户顺差占 GDP 的比率，在 2011 年至 2015 年这五年间已经持续低于 3%。这一方面表明中国的外部失衡已经显著改善，另一方面也表明当前的人民币汇率水平已经相当接近均衡汇率水平。如图 6 所示，由于人民币汇率显著升值在相当大程度上纠正了服务品相对于制造品的价格低估，近年来中国服务业的发展速度已经显著超过制造业。事实上，从 2012 年起至今，中国第三产业产值占 GDP 的比重，已经持续超过第二产业产值的 GDP 占比，这意味着中国的内部产业结构失衡也得到了了一定程度的纠正。

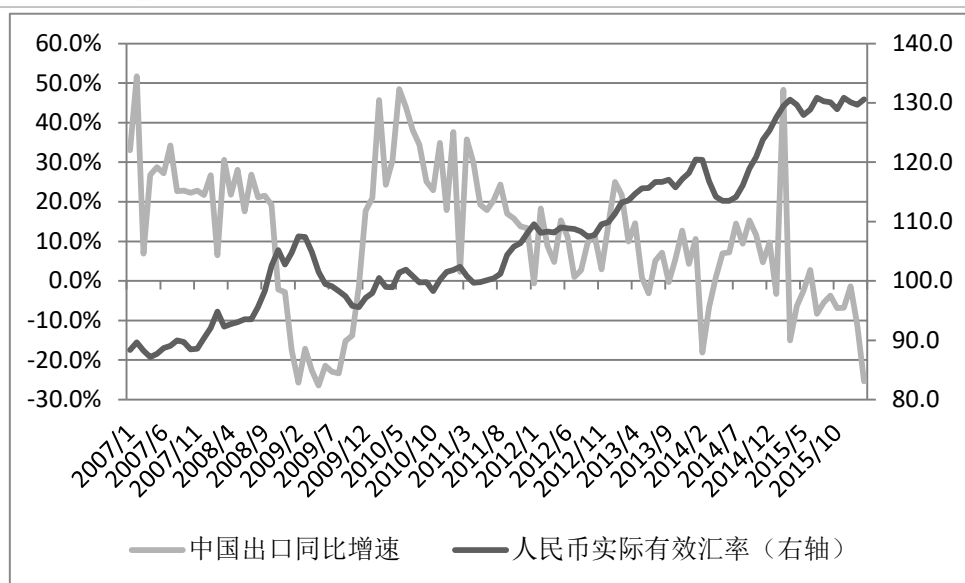


图4 人民币实际有效汇率与中国出口同比增速之间存在显著负相关

数据来源：CEIC。

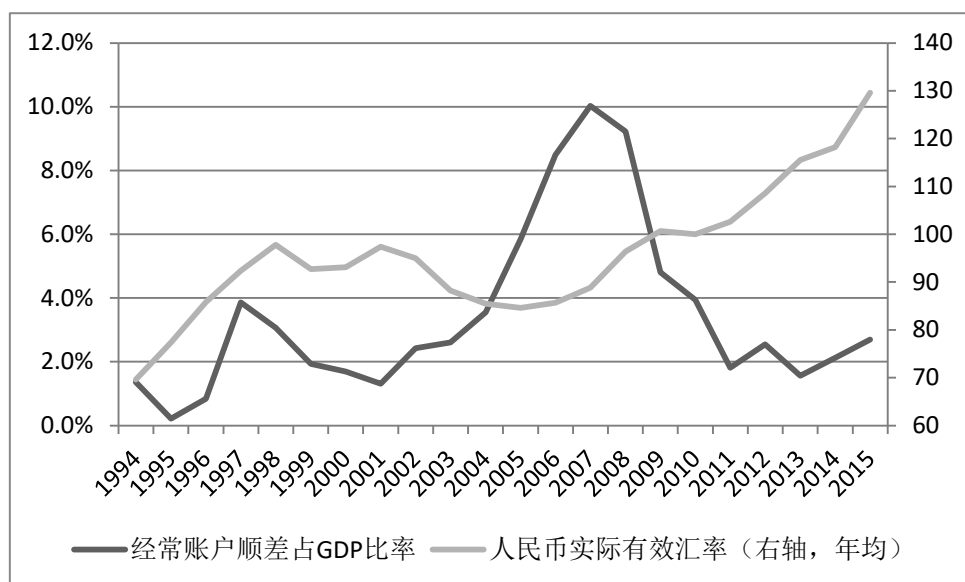


图5 人民币实际有效汇率与中国经常账户失衡之间的关系

数据来源：CEIC 以及作者的计算。

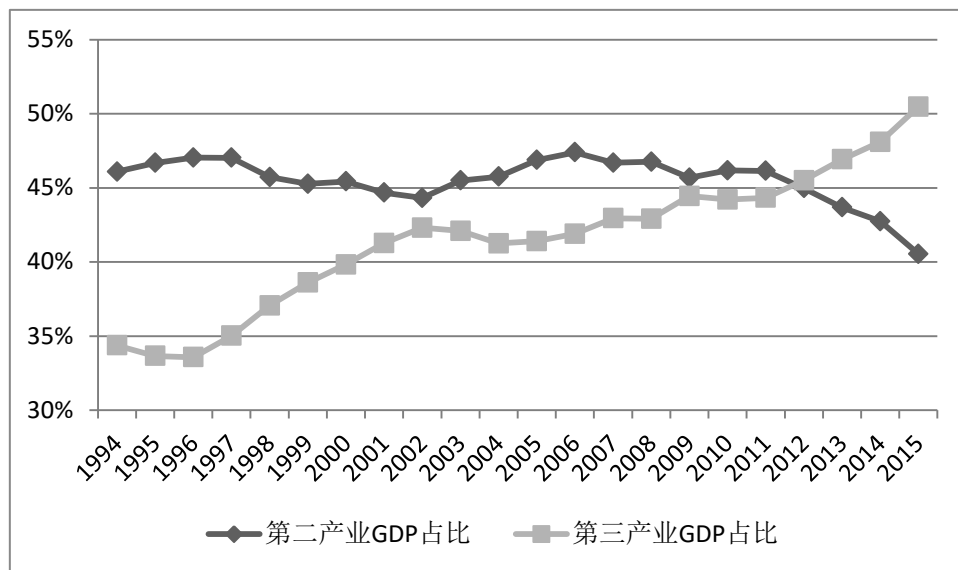


图 6 中国产业结构的变动

数据来源：CEIC 以及作者的计算。

（三）人民币国际化取得快速进展

从 2009 年起，中国央行开始以一种“三管齐下”的策略大力推动人民币国际化：一是推进跨境贸易与投资的人民币计价与结算；二是发展离岸人民币金融市场；三是与其他经济体央行签署双边本币互换。迄今为止，人民币国际化在上述三个层面均取得了显著进展。如图 7 所示，人民币跨境贸易结算规模在 2015 年达到 7.2 万亿人民币，占到同期内中国对外贸易结算总额的约 30%。如图 8 所示，以香港为代表的人民币离岸金融中心的人民币流动性近年来显著增长。截至 2016 年 2 月底，香港市场上的人民币存款规模约为 8000 亿元。迄今为止，中国已经与接近 30 个经济体的中央银行签署了总额超过 3 万亿人民币的双边本币互换。

有很多证据表明，过去五六年来人民币国际化取得的快速进展，与同期内人民币汇率持续升值显著相关。例如，离岸人民币存款增速就与人民币兑美元汇率的升值呈现出显著的正相关。这一点从直观上也很容易理解，即当人民币兑美元汇率呈现出持续升值态势（或人民币兑美元汇率稳中有升时），境外居民与企业自然更愿意持有人民币资产，这会导致更多的人民币资金通过贸易与投资渠道输出至离岸市场，最终造成离岸市场上人民币数量增加。换言之，人民币国际化在很大程度上受到强势人民币汇率的推动。

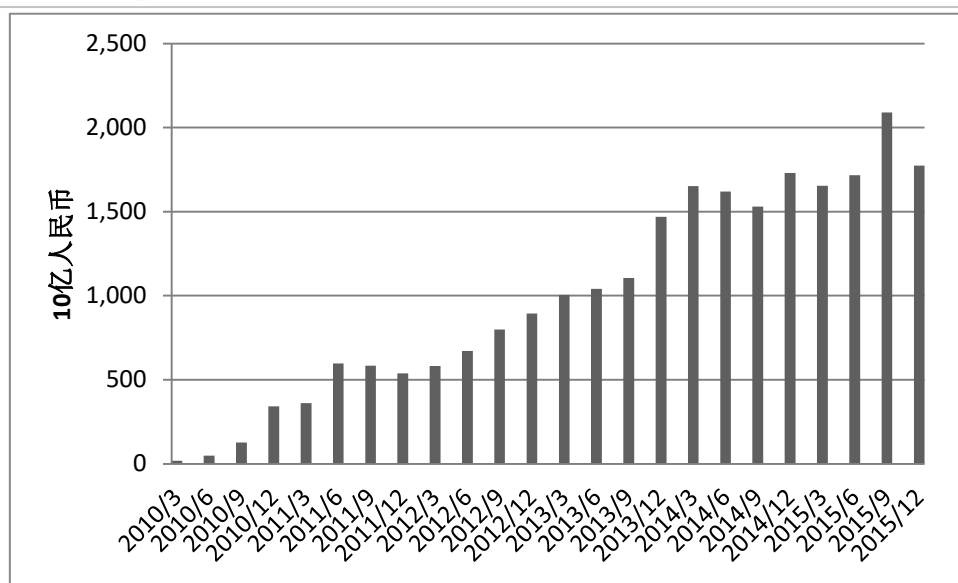


图7 人民币跨境贸易结算取得的进展

数据来源: CEIC。

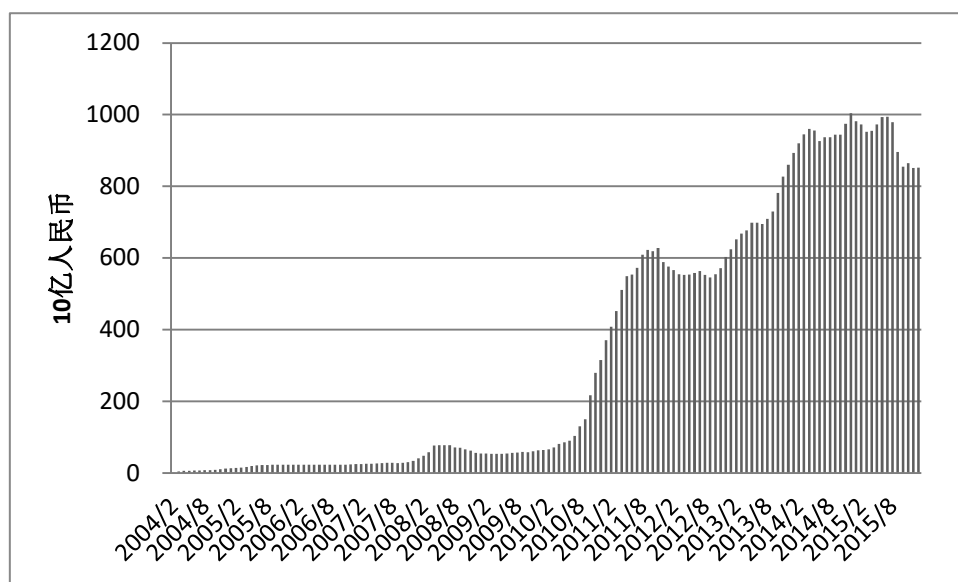


图8 香港人民币存款规模的变动

数据来源: HKMA。

二、央行在2015年推出“811汇改”的国内外形势

尽管汇改10年来，人民币汇率形成机制改革已经取得显著进展。但如图1所示，2013年初至2015年8月人民币新一轮汇改前，人民币兑美元汇率大致维持稳定。而在此期间，受美联储退出量化宽松以及加息预期的影响，美元兑全球主要货币显著升值。由此造成的结果，就是人民币兑一篮子货币的有效汇率在2013年至2015年期间升值过快（图2），最终造成人民币兑美元汇率出现高估，以至于从2014年3月以来，市场上形成持续的人民币兑

美元汇率贬值预期。而无论从当前国内形势还是国际形势来看，过快的人民币有效汇率升值是不利于中国经济的可持续增长与金融市场稳定的。

（一）国内形势：潜在增速下行、增长动力换挡、金融风险显性化

尽管目前经济学界对中国经济潜在增速的估算存在争议，但大多数观点认为，中国经济潜在增速已经有过去的 9%~10%，下降至目前的 6%~7%。如图 9 所示，消费、固定资产投资与出口的同比增速，从 2012 年起至今已经呈现出显著下降态势。其中出口同比增速下降最大。事实上，2015 年 12 个月中，中国有 10 个月面临出口同比负增长，这种情况是 2009 年以来前所未见的。出口表现不佳，既与外需低迷、国内劳动力成本上升较快有关，也与近年来人民币有效汇率升值过快有关（图 4）。随着中国经济潜在增速的趋势性下行，以及人民币利率市场化的加速推进，中国金融体系的潜在风险正在加大，并且开始逐渐浮出水面。目前尤其值得担心的是，随着企业部门在产能严重过剩的背景下开始去杠杆化，以及中国房地产市场的不断下行，未来几年中国商业银行体系可能出现新一轮的坏账浪潮。而随着中国资本账户开放程度的上升，如果中国居民与企业对国内金融体系的信心下降，以及如果美联储不断加息造成境外市场的资金吸引力上升，中国就可能出现持续的资本外流。事实上，如图 10 所示，自 2014 年第 2 季度至 2015 年第 4 季度，中国已经出现连续 7 个季度的资本账户逆差。我们的研究表明，本轮中国面临的短期资本外流，最重要的原因恰好是自 2014 年第 2 季度开始形成的人民币贬值预期。换言之，如果人民币贬值预期不能得到及时纠正，中国面临的短期资本外流可能加大。反过来，短期资本持续外流，又会通过相应渠道影响中国经济增长与金融稳定。

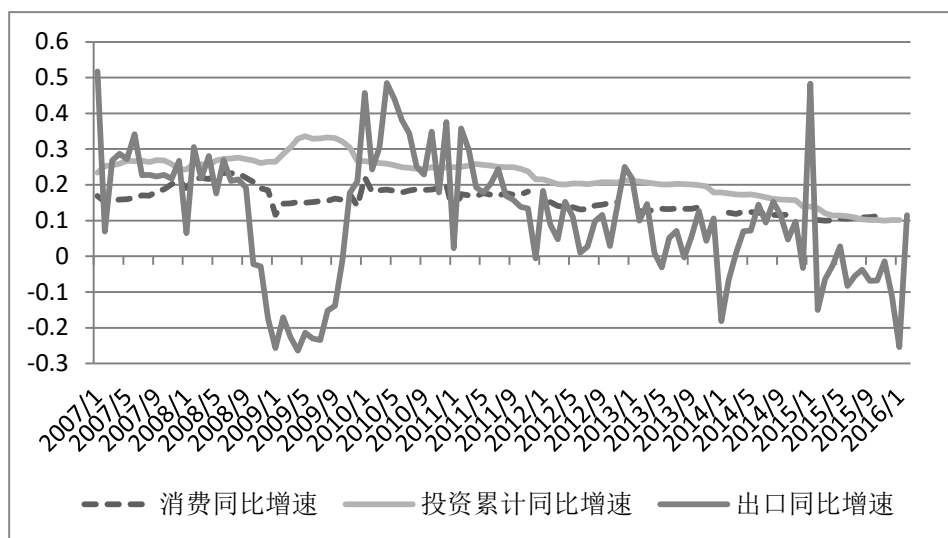


图 9 三驾马车同比增速均不乐观

数据来源：CEIC。

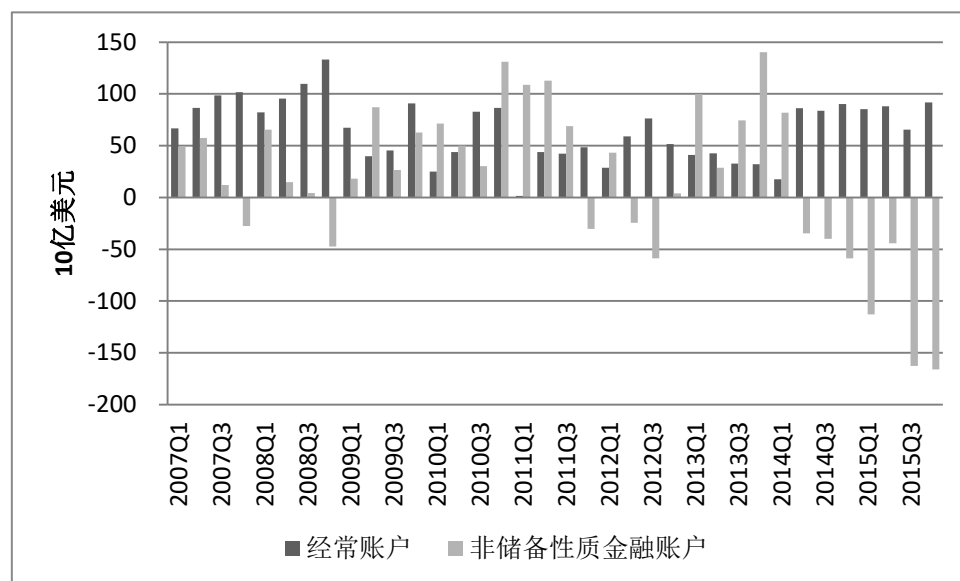


图 10 中国正在面临持续的资本流出

数据来源：CEIC。

（二）国外形势：分化与停滞格局依旧、美元强势升值、欧日主动贬值

尽管自美国次贷危机爆发已经有七八年时间了，但全球经济依然增长乏力，仍处于分化与停滞的困局中。一方面，无论在发达国家内部还是新兴市场经济体内部，均存在增长率的显著差异。其中，发达国家中以美国的境况最好，而欧元区的境况最差；新兴市场经济体以印度的境况最好，而以巴西与俄罗斯的境况最差。此外，2015 年全球经济的增速仅为 3% 左右，依然显著低于美国次贷危机爆发前 5 年大约 5% 的平均增速，全球经济有面临“长期性停滞”的风险。

美、欧、日经济复苏的差异，造成当前美联储、欧洲央行与日本央行货币政策的严重分化。当前美联储正在收紧货币政策，而欧洲央行与日本央行仍在显著放松货币政策。由此造成的结果，是美元兑欧元、日元汇率最近两年来显著升值。如图 11 所示，自 2014 年以来，欧盟与日本的实际有效汇率均呈现显著贬值，而美元实际有效汇率显著升值。由于人民币兑美元汇率大致保持稳定，因此 2014 年以来人民币有效汇率也呈现出快速升值。而如果中国央行不是致力于维持人民币兑美元汇率稳定，而是致力于维持人民币有效汇率稳定的话，那么自 2014 年以来，人民币应该兑美元贬值，兑欧元与日元升值。

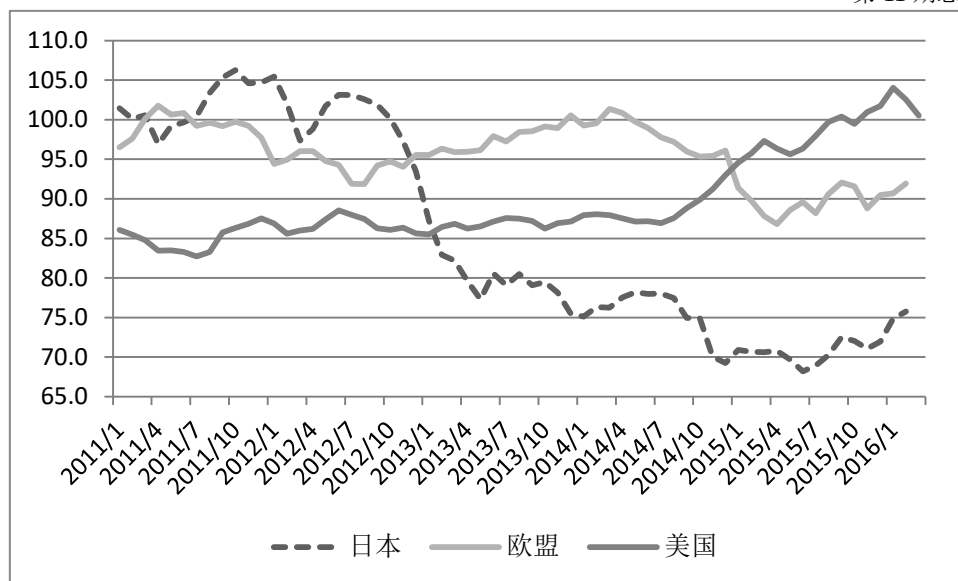


图 11 主要经济体实际有效汇率走势

数据来源：CEIC。

(三) 国际政治经济博弈加剧：贸易战与汇率战风险上升、贸易保护主义风险抬头

在全球经济增长低迷，特别是近期全球贸易增速低于全球经济增长的背景下，目前国际政治经济博弈已经加剧，全球经济面临贸易战与汇率战的风险正在上升。一方面，在国内消费、投资增长乏力的情况下，各国政府均有通过提振出口增长来刺激经济增长与缓解失业压力的诉求，因此，各国政府均有动力来刺激出口、抑制进口，这造成全球范围内爆发贸易战的风险正在上升。另一方面，与公开的贸易保护主义措施相比，通过汇率贬值来刺激出口、抑制进口更为隐蔽，也更为有效。因此，目前除美元与人民币汇率保持强劲外，包括欧元区与日本在内的发达国家，以及包括其余的金砖大国在内的新兴市场国家，都在维持本币兑美元的相对弱势。尽管全球的汇率战是一个零和游戏，但结果还是能区分出明确的赢家与输家的。

目前在全球汇率博弈方面，主要大国的态度已经较为明显。欧元区与日本为刺激区内或国内经济增长，均在通过量化宽松政策压低本币兑美元汇率。由于国内经济周期与全球经济周期相反，目前美联储不得不收紧货币政策，从而不得不接受美元有效汇率的强劲升值。然而，由于认识到本币汇率过强对出口部门的损害，美联储也有很强的动机来遏制美元有效汇率的过快升值。在这一前提下，敦促中国央行维持人民币兑美元汇率的相对稳定，让美元拉着人民币一起对其他货币升值，就成为美联储目前遏制本币过快升值的战略重点。为实现这一目标，美国政府可能采取如下举措：一是由美国国会重新发起对中国政府操纵人民币汇率的指控，进而威胁对中国出口商品实行惩罚性关税；二是美国政府以支持人民币加入特别提款款（SDR）为诱饵，要求中国政府维持人民币兑美元汇率的大致稳定。

三、对“811 汇改”的认识

如图 3 所示，在“811 汇改”三天之内，人民币兑美元中间价由 6.1 左右迅速贬值至 6.4 左右，在各方面压力下，中国央行被迫入市干预，通过在外汇市场上卖美元、买人民币的公开市场操作，稳定人民币兑美元汇率。这一举措使得人民币兑美元汇率由 6.4 左右一度反弹至 6.3 左右。然而，在人民币成功加入 SDR 之后，人民币兑美元汇率中间价再度由 6.3 左右显著贬值至 6.6 左右。随着，一方面由于央行持续公开市场干预发挥了效力，另一方面由于美元指数在 2016 年第 1 季度有所走弱，导致人民币兑美元汇率反弹至 6.4 至 6.5 左右。换言之，由于“811 汇改”的实质是取消了央行对每日人民币兑美元汇率中间价的干预，而在“811 汇改”之后，为了抑制人民币兑美元的贬值，央行只能借助于出售美元、买入人民币的公开市场操作，而这样做将会导致央行外汇储备的流失。

在“811 汇改”半年时间后回头来看，笔者对“811 汇改”的主要评价如下：

（一）汇改的方向是正确的

笔者非常赞同 2015 年 8 月 11 日央行汇改的方向。一方面，正如笔者之前反复指出的， $\pm 2\%$ 的日度汇率波幅已经相当之大了，因此下一步央行汇改的方向应该是中间价，也即让每日汇率中间价在更大程度上由市场供求来决定。³ 而“811 汇改”的重点恰好是让每日中间价的制定在更大程度上参考前一日市场收盘价，这一点毫无疑问值得肯定；另一方面，如前所述，由于自 2014 年 3 月以来人民币兑美元汇率已经有所高估，因此如果汇率更多地由市场供求来决定，人民币兑美元中间价无疑会有所贬值，而这种贬值有助于抑制人民币有效汇率的过快升值，因此既有利于避免人民币有效汇率升值过快对出口增速的冲击，也有利于消除人民币持续贬值预期，增强中国金融市场稳定。

（二）汇改的时机选择值得商榷

然而，虽然“811 汇改”的方向值得肯定，但中国央行选择在这一时点进行汇改，时机选择是值得商榷的。毕竟，从国内来看，中国股市在 2015 年 7 月刚刚经历过指数崩盘式下行，投资者信心仍处于恢复过程中；从国际来看，美联储加息预期正在发酵，全球投资者避险情绪仍在上升。因此，“811 汇改”造成的人民币兑美元汇率贬值，与中国股市下行、美联储加息预期重叠在一起，引发了全球股市、债市与汇市的新一轮动荡。国际社会对中国央行的指责此起彼伏。可能正是因为没想到“811 汇改”会造成如此之大的国内外影响，在汇

³ 张明：“人民币汇率形成机制改革的进展、问题与建议”，《学术研究》，2015 年第 6 期，第 75~79 页。

改 3 天造成人民币兑美元中间价贬值 3.5%之后，中国央行开始通过在在岸与离岸市场上卖出美元、买入人民币的方式进行干预，试图以此为稳定住人民币兑美元汇率。

（三）央行对离岸市场进行持续干预的做法不妥

笔者认为，目前央行在离岸市场上大规模进行外汇干预以稳定离岸人民币汇率的做法是欠妥。其一，如果我们认为未来人民币兑美元贬值的方向是确定的，那么在离岸市场上抛售美元来稳定人民币汇率的做法实质上是国民福利向非居民的转移，这与在岸市场公开市场操作是国民福利由央行转移至居民部门，从而属于“还汇于民”、“肉烂在锅里”的做法大不相同。其二，离岸市场持续干预扭曲了离岸市场的价格信号。过去我们本来可以通过比较人民币在岸市场与离岸市场的汇率来判断人民币究竟存在高估还是低估，在进行离岸市场持续干预后，离岸市场价格也不再是市场供求的良好指示器了。其三，其他新兴市场经济体的经验表明，与干预在岸市场相比，一国央行干预离岸市场的能力是有限的，离岸市场可能成为中国央行消耗外汇储备的无底洞。

四、人民币汇改的未来方向

笔者认为，中国政府自 1993 年底以来的人民币汇率形成机制改革是一脉相承的，方向也是正确的，也即以市场供求为主导、参考一篮子货币汇率的管理浮动汇率制。无论是 2005 年 7 月、2010 年 6 月还是 2015 年 8 月的数次重启汇改，均坚持了上述方向。央行的努力固然值得赞赏，然而要保住汇改的成果，不让汇改再走回头路，那么在未来一段时期内，中国央行必须做到如下几件事情：一是要让人民币汇率充分反映经济的基本面，在更大程度上由市场供求决定，不要出现人民币汇率的持续高估或低估；二是要避免人民币汇率的大起大落，也即出现破坏性的超调，这是因为汇率超调可能造成新的不确定性；三是在当前背景下，要稳定人民币兑美元的汇率预期，避免出现持续的人民币兑美元贬值预期。

在当前形势下，中国央行有四种潜在选择。

选择之一，是维持现状不变。换言之，继续让每日人民币汇率中间价等于前一日收盘价，但央行通过公开市场干预来稳定汇率。这种做法的优点是不需要进一步的改革，然而缺点也是显而易见的。在当前国内外经济形势下，市场上可能存在持续的贬值预期，这意味着央行可能需要持续出售外汇储备来稳定汇率。2014 年 6 月底至 2016 年 3 月底，中国外汇储备规模已经由 3.99 万亿美元下降至 3.21 万亿美元，其中绝大部分用于公开市场干预。一方面，如前所述，央行通过持续出售美元来稳定汇率将会面临持续的福利损失；另一方面，如果外

汇储备下降过快，市场上的人民币贬值预期可能强化，从而形成“贬值预期出现—公开市场干预—外汇储备下降过快—贬值预期加剧”的恶性循环。

选择之二，是退回到“811 汇改”之前央行持续干预人民币汇率中间价的老路上去。与通过出售外汇储备干预汇率相比，中间价干预的好处在于央行的干预成本较低。然而，这种选择的缺点在于，它与人民币汇率形成机制市场化改革的方向背道而驰，不仅使得“811 汇改”的成果毁于一旦，而且可能继续造成人民币汇率市场价与中间价的偏离，从而再度形成人民币兑美元汇率的高估，最终对中国经济增长与金融稳定造成损害。2016 年两会期间，央行网站文章指出，未来的人民币中间价选择将会同时参考前一日收盘价与篮子汇率，但又未公布这两个目标的相应权重，笔者认为这恰好是央行试图再度干预汇率中间价，人民币汇率形成机制的确有回到老路上的风险。⁴

选择之三，是放弃央行对人民币兑美元汇率的市场干预，让汇率完全由市场供求来决定，也即实现人民币汇率的完全自由浮动。在当前形势下，这样做的可能结果，是可能出现人民币兑美元汇率的一次性较大幅度贬值。这种选择的好处在于，在一次性贬值之后，市场对人民币汇率的运动预期将会分化，不会再造成持续的升值或贬值预期。此外，人民币汇率的自由浮动也是未来人民币汇率制度演进的长期趋势。毕竟，美国、日本等经济大国，本币汇率形成机制也均是自由浮动。然而，这种选择的坏处在于，人民币兑美元汇率的一次性大幅贬值可能造成一些新的金融风险，例如过去拒接了大量美元债务的企业倒闭破产等。在中国当前的政治经济环境下，实施这一选择的可能性并不大。

选择之四，是中国央行创建一个人民币汇率的年度宽幅目标区，例如每年 $\pm 10\%$ 的目标区。⁵只要人民币兑美元汇率或人民币有效汇率的升贬值幅度在一年 10%以内，央行不进行任何干预，让汇率完全由市场来决定。只有当人民币兑美元汇率或人民币有效汇率触及 $\pm 10\%$ 的上下限时，央行才入市进行强力干预，不让汇率突破 $\pm 10\%$ 的底线。笔者认为，这一选择不但结合了人民币汇率形成机制的灵活性与人民币汇率波动的稳定性，而且有助于稳定人民币汇率运动预期，因此是当前中国央行最恰当的政策选项。此外，建立汇率目标区是国际通行做法，符合人民币汇率形成机制进一步市场化的改革方向，也不容易引起美国等其他国家的强烈抵制。

最后需要指出的是，由于短期资本流动是顺周期的，对经济增长与金融稳定的破坏性较

⁴ 李远芳、张斌：“人民币汇率中间价的回归”，《财经》，2016 年第 9 期，3 月 21 日。

⁵ 余永定、张斌、张明：“尽快引入人民币兑篮子汇率宽幅区间波动”，《国际经济评论》，2016 年第 1 期，第 9~19 页。

强，因此在当前形势下，无论中国央行做出上述哪种选择，作为汇率改革的配套措施，中国央行都应加强对跨境资本流动的检测与管理，必要时应通过价格措施与数量措施来抑制短期资本流动的大起大落。这是因为，短期资本的大进大出不仅可能造成汇率发生超调，还可能造成资产价格大起大落，从而加剧系统性金融风险。因此，笔者反对在当前环境下加快资本账户开放，中国的资本账户开放仍应采取渐进、可控与审慎的策略。

五、结论

本文分析了人民币汇率形成机制改革已经取得的成就、当前进一步推进人民币汇率形成机制改革面临的国内外形势，以及汇改的可能方向。本文的主要结论如下：

自 2005 年中国央行重启汇改以来，无论是人民币兑主要货币汇率还是人民币有效汇率均经历了较大幅度的升值，这已经纠正了过去人民币汇率持续低估的局面。人民币兑美元汇率的日度波幅已经由 $\pm 3\%$ 扩大至 $\pm 2\%$ ，人民币汇率形成机制的弹性明显增强。作为人民币汇率持续升值的结果，中国经济的内外失衡已经显著改善。一方面，中国经常账户顺差对 GDP 的比率，已经连续 5 年低于 3% 的国际标准；另一方面，几年来中国服务业发展速度已经超过制造业，产业结构失衡已经明显改善。此外，在 2009 年以来人民币国际化取得的显著进展中，强势的人民币汇率功不可没。

然而，2013 年至今，受美联储退出量宽以及加息预期的影响，美联储对国际主要货币显著升值，而在此期间，由于人民币兑美元汇率大致稳定，造成人民币兑一揽子货币的有效汇率升值过快，以至于从 2014 年 3 月起，市场上形成持续的人民币贬值预期。过强的人民币汇率，在当前国内外形势下不利于中国经济增长与金融稳定。从国内来看，中国经济正经历增长动力换挡与潜在增速下行的过程、国内金融风险正在显性化、短期资本正在持续外流；从国际来看，全球经济面临分化与停滞局面，货币政策分化导致美元兑欧元、日元大幅升值，全球经济陷入贸易战与汇率战的风险正在加大。而为了遏制本币的过快升值，目前美国政府有很大动力敦促人民币兑美元汇率保持稳定。

中国央行在 2015 年 8 月 11 日的汇改举措，在方向上值得赞赏。让人民币兑美元汇率中间价在更大程度上参考前一日收盘价，符合汇率市场化的改革方向。然而，由于汇改的时点选择与中国股市剧烈调整、美联储加息预期滥觞等因素相互重叠相互加强，以至于汇改引发了全球市场震荡。在国内外压力下，中国央行被迫通过在离岸与在岸市场上进行干预来稳定人民币兑美元汇率。然而，持续的离岸市场干预既不可持续、又扭曲了价格信号，此外还

造成了中国的福利漏损，因此是欠妥的策略。

未来的人民币汇率改革方向有四种潜在选择：一是维持现状，但会面临外汇储备持续下降与人民币贬值预期强化的风险；二是回到中间价日常干预，但这既违背了汇改的方向，又可能再度造成人民币汇率高估与资本持续外流；三是让人民币汇率自由浮动，但一次性较大贬值所产生的不确定性可能限制中国央行采取这一选项；四是建立年度宽幅汇率目标区，这种做法能够兼顾人民币汇率形成机制的灵活性与稳定性，因此是最适宜的选择。最后，无论采取何种汇改选择，在下一阶段中国政府都应加强对短期资本流动的监测与管理。中国政府在资本账户开放方面仍应坚持渐进、可控与审慎的原则。

RMB Exchange Rate Reform: Historical Achievement, Current Situation and Future Direction

Abstract: This paper summarized the historical achievements of RMB exchange rate reform since 1994, analyzed the current situations when PBC further promoted RMB exchange rate reform in 2015, commented on 811 reform, and predicted the future path of RMB exchange rate reform. As the result of RMB exchange rate reform, RMB appreciated dramatically both against major currencies and against currency basket, and the flexibility of daily RMB exchange rate increased significantly. However, as the result of the change of domestic and global environment and the significant appreciation, RMB exchange rate became overvalued since 2014 and RMB depreciation expectation began to prevail. The new reform on August 11, 2015 was a move to the right direction, however, the timing chosen by PBC is not very good, and PBC's persistent intervention on the offshore market was unwise. To establish an annual wide fluctuation band for RMB's effective exchange rate, combined with strengthening the monitoring and managing of short-term capital flows, would be the best choice for PBC in the next stage.

利率市场化、存款保险制度与银行挤兑

——基于动态模型的视角

田国强¹ 赵禹朴² 宫汝凯³

【摘要】在推进利率市场化的过程中，避免银行挤兑和实现金融体系的平稳运行是中国在转型过程中面临的重要理论和现实问题。基于多轮次噪音信息传递市场环境，构建了一个银行挤兑动态模型，通过综合考虑存款者对银行持有资产收益率的预期、信息加工和传播效率以及不同类型的提前取款动机等方面，本文探讨银行挤兑的动态过程，给出了各轮次银行挤兑的比例和数量，并刻画出相应的动态均衡。进一步地通过引入存款保险制度对基准模型进行扩展，探讨实施存款保险制度与银行挤兑之间关系的作用机理。结果表明，实施存款保险制度通过影响存款者的两类提前取款动机，具有稳定预期和道德风险两个方向相反的效应；存款保险制度的实施效果取决于两种效应的力度对比，而两者之间的比较内生于制度环境。得到如下政策启示：在实施存款保险制度时，需要建立和健全相应的制度建设配套措施，强化市场约束和完善银行内部治理机制的监督作用来减弱潜在的道德风险问题；继续深化金融体制改革，提高信息的加工和传播效率，促使存款者形成稳定的取款预期，从而增强稳定效应。

【关键词】利率市场化 存款保险制度 银行挤兑 道德风险

一、引言

改革开放以来，金融业发展的相对滞后被视为中国经济转型面临的主要问题之一；启动金融体制改革、提高资金的配置和利用效率变得越来越迫切，利率市场化改革是金融体制转型的重要举措（易纲，2009）。然而，国际经验表明，金融市场化在提高金融资源配置效率的同时，可能会加剧金融体系的脆弱性，导致银行危机甚至经济危机的发生（Bekaert *et al.*,

¹ 田国强，上海财经大学经济学院、美国德州 A&M 大学经济系

² 赵禹朴，上海财经大学经济学院

³ 宫汝凯，东华大学旭日工商管理学院

2005; Daniel and Jones, 2007)。IMF 统计表明,在 20 世纪 90 年代盛行金融自由化以来,全世界发生了 100 多起银行危机事件,在 IMF 的 181 个成员国中,其中的 130 个发生过不同程度的银行危机。如何在推进利率市场化的过程中避免出现银行危机,实现金融体系的平稳运行是转型经济体面临的重大理论和现实问题。

各国的经验和研究表明,考虑到金融行业具有很强的外部性,在推进利率市场化等体制改革的同时,需要建立一系列的配套制度,如存款保险制度,以促使金融体制改革的平稳进行⁴。中央决策层一直在探讨和推动存款保险制度的出台,作为稳步推行利率市场化的配套条件⁵。2015 年 3 月,国务院公布《存款保险条例》,并于 5 月 1 日正式施行,标志着我国由隐性全额担保过渡到显性存款保险制度。现有的研究和实践表明,存款保险制度的出现主要源于银行对存款者发生挤兑的担心;存款者之间潜在的信息不对称问题会进一步地导致银行体系的恐慌,扩大挤兑的连锁反应,引发系统性的银行危机,对经济发展造成极其不利的影响。存款保险制度则可以有效地约束存款人的行为,减少存款人挤兑行为的出现,对于金融体制改革具有稳定效应(Fama, 1980; Diamond and Dybvig, 1983)。不过,存款保险制度也可能导致银行出现严重的道德风险问题,主要体现在三个方面:第一,存款保险制度使银行不必为投资的额外风险而向存款人支付更高的利率,银行为了获得更高的收益,有动机投资高风险的项目,进而增大银行经营的不稳定性;第二,存款保险机构为面临流动性危机的银行提供还款保障,进而弱化银行的内部治理机制,降低银行的风险管理能力,增加银行倒闭的概率;第三,存款人预期到存款保险机构提供取款保障,减弱监督银行投资行为的激励,导致市场约束力弱化,促使银行偏好于选择高风险的投资项目(Demirgüç-kunt *et al.*, 2002, 2004)。基于此,各国在推行存款保险制度时均面临着防止银行挤兑的稳定效应与潜在的道德风险之间的权衡。此外,存款保险制度是否能够被有效实施往往与制度环境密切相关。在金融制度较为完善的经济体,政府对银行业务的干预以及提供的担保较少,挤兑行为对银行的威胁很大,因此,实施存款保险制度能够保障存款人的利益和银行体系的稳定;而在转型经济体的金融市场上,存在着大量的政府干预行为,同时,政府通常作为隐性担保者对银行业务施加影响,实施存款保险制度可能会导致严重的道德风险问题。随着金融体制改革的逐步推进,政府隐性担保机制的局限性凸显,将不再适用,显性存款保险制度已成为世界通行的制度安排。那么,在金融制度转型时期,如何建立和有效地实施显性存款保险制度是值得

⁴ 鉴于金融行业具有很强的外部性,即使是在成熟的发达市场经济体中,金融业也是受管制最多的行业。

⁵ 关于推行存款保险制度的论证过程,请参见苏宁(2005)的研究。

深入研究的问题。

现有的研究表明,显性存款保险制度会增加银行危机发生的概率,在考虑存款保险的设计特征后,这一正向效应变得更加显著(Demirgüç-kunt *et al.*, 2002)。一个自然的问题是,为什么在金融体制不完善经济体进行利率市场化的过程中,实施存款保险制度的同时往往会伴随着银行挤兑呢?这就有必要在利率市场化的背景下来讨论存款保险制度与银行挤兑之间的关系。就事实而言,存款保险制度最先出现于欧美发达国家,其面临的经济环境与需求机制与处于转型期的发展中国家存在着显著的差异(范小云、曹元涛, 2006)。以美国为例,美国建立显性存款保险制度时面临着 1929—1933 年的金融危机,其需求机制是“金融危机→建立存款保险制度→维护金融稳定”,而在转型国家,以中国为例,在推行存款保险制度时则面临着金融体制改革,对应的需求机制是“金融体制改革→建立显性存款保险制度→建立市场化的风险管理机制”,其中,金融体制改革的主要措施之一是利率市场化改革。不同的需求机制必然面临着不同的作用机制,因此,我们在讨论存款保险制度与银行挤兑之间的关系时,有必要紧扣这一制度背景。

有鉴于此,本文构建了一个一般性的银行挤兑动态模型来分析利率市场化过程中存款者出现银行挤兑的基本逻辑,并进一步地将存款保险制度引入基准模型,考察存款保险制度对银行挤兑的影响。主要工作分两步进行:首先,为了清楚地刻画银行挤兑的过程,在动态模型中,我们将存款者挤兑过程分解为多个轮次,并将挤兑行为分为两类动机:给定预期长期资产收益率降低的情形,在挤兑的第一轮,存款者在两期消费的边际替代率出现变化,引致存款者提前取款,而这会释放一个信号,存款者会将其获取的信号进行加工形成新的判断,决定在下一轮是否挤兑,这一过程持续若干轮次,银行将面临着耗尽全部流动性的风险。需要说明的是,第一轮挤兑往往与以后发生的挤兑不同:在第一轮的挤兑中,存款者通过取出长期存款用于第一期消费,实现个人福利的改进,定义为第一类动机;而在其他轮次的挤兑中,存款者取出长期资产用于未来消费,是一种恐慌行为,定义为第二类动机。此外,信息不对称导致的误差具有持久的影响力,其内生于存款者在加工信息时所选择的时权重,这往往与政府干预程度和利率市场化水平等制度环境有关(Demirgüç-kunt *et al.*, 2008)。然后,将存款保险制度引入基准模型,分析实施存款保险制度对银行和存款者行为的影响,通过讨论其分别对存款者两类提前取款动机的影响来研究实施存款保险制度对银行挤兑过程和动态均衡的影响机理。

本文余下部分安排如下:第二节对相关的研究文献进行评述;第三节构建一般性的银行

挤兑基准理论模型，并求解和分析动态均衡；第四节引入存款保险制度对基准模型扩展，探讨存款保险制度对银行挤兑的作用机制；最后为全文总结和政策启示；文中引理和命题的证明均在附录中展示。

二、文献评述

在 2008 年世界金融危机之后，银行挤兑问题再次成为学术研究的热点，相关的文献主要集中于两个方面：一是，由 Bryant（1980）最先提出，强调实际性冲击，即银行资产真实收益率降低，导致银行挤兑的出现；二是，由 Diamond and Dybvig（1983）最先提出（下称 DD 模型），认为银行挤兑是基于“太阳黑子（Sunspot）”引发的羊群行为，即不完全市场下个体行为的不确定性导致的，“先到先取”（First-come, First-served）的存款合同规则促发银行挤兑的出现，“依次服务”存款者的限制导致负的外部性效应；Postlewaite and Vives（1987）把银行挤兑描述成为一个不完全信息静态博弈的均衡现象；Wallace（1988）指出，活期存款和“先到先取”的排序规则是导致银行挤兑的两个本质因素；Jacklin（1988）比较了由恐慌和真实收益降低所导致的两类银行挤兑模型，在采用平方根效用函数和给定消费者对长期资产收益率期望不变的模型设定下，证明银行挤兑发生的临界点依赖于长期资产收益的方差；Schotter and Yorulmazer（2009）建立一次信息传递的动态银行挤兑模型，考察银行挤兑过程中信息的外部性和羊群效应对均衡结果的影响。与此同时，还出现一系列讨论存款保险制度与银行挤兑风险之间关系的研究。Diamond and Dybvig（1983）认为，活期存款带来的银行挤兑风险会导致健全银行的倒闭和实际经济的损失，而实施存款保险制度则会改进这种均衡；Chen（1999）提出了一个能够消除银行挤兑恐慌和引导存款者关注精确信息的存款保险制度设计思路；Martin（2006）指出，存款保险制度在防止银行挤兑的同时可能会产生道德风险问题，而流动性支持政策可以防止银行挤兑，并且减弱道德风险问题；Starr and Yilmaz（2007）通过研究 2001 年土耳其的银行挤兑指出，新兴市场经济国家采用存款保险制度能够减少缺乏信息的存款者在银行流动性状况不确定时的取款行为，有利于防止银行挤兑行为的发生。可见，现有的研究对银行挤兑以及存款保险制度对银行挤兑的影响做出了有益的探讨，但是，这些模型大多是在静态信息传递的环境下进行的，并未考虑到现实中信息传递的动态过程，尤其是没有涉及到转型经济体在金融体制改革过程中潜在的银行挤兑问题。以下我们将基于动态视角来构建银行挤兑模型，考虑存款人不同的提前取款动机和对预期偏差的加工和传播过程，深入分析银行挤兑的过程，作为现有研究的有益补充。

随着近年来中国积极推进利率市场化改革和存款保险制度的建设,国内许多学者开始对利率市场化以及引入和实施存款保险制度等问题进行了初步的研究。谢平等(2001)详细介绍了存款保险制度的相关理论研究和国别差异;黄金老(2001)把利率市场化带来的风险分为阶段性风险和恒久性风险,指出在利率市场化之后,存款利率在短期内必将显著升高;钱小安(2004)指出建立有效的存款保险制度所需要的先决条件,包括完善银行治理结构、审慎银行监管和普遍的存款保险理念等,并提出有效存款保险设计的制度安排措施;苏宁(2005)结合我国金融发展中存在的现实问题,对存款保险机构的性质、资金来源和赔付方式等方面提出建议;王自力(2006)在研究和归纳美国联邦存款保险公司(FDIC)运作经验的基础上,对我国存款保险机构的设置和监管职能等问题提出建议;汤洪波(2008)结合各国存款保险制度的具体情况,研究了如何从完善公司治理机制角度来克服引入存款保险制度潜在的道德风险问题;姚志勇等(2012)在对德国、巴西和俄罗斯等国家实施存款保险制度进行经验分析的基础上,提出实现成本最小化和具有激励相容性质的存款保险制度设计思路;姚东旻等(2013)基于委托代理模型的分析框架,从商业银行内部治理水平的视角,探讨考虑系统性风险情形下隐性和显性存款保险制度的优劣性。可见,现有国内研究主要集中于借鉴国际经验,探讨引入存款保险制度的必要性以及提出相应的设计思路,而很少涉及到在利率市场化环境下,存款保险制度与银行挤兑之间的关系研究,而这正是本文的关注点。

综上所述,现有研究主要考虑到发达经济体面临的经济环境,较少地考虑到转型经济体对存款保险制度的需求机制以及引入存款保险制度的经济环境。此外,现有研究大多采用经典的 DD 模型的研究框架,即探讨以社会效用最大化或存款人效用最大化为目标的存款保险制度实施思路,而缺乏对银行自身行为的考虑;更为现实的情况是,银行作为独立的决策主体,具有追逐自身效用最大化的行为特征。再者,在存款者的行为设定方面,DD 模型假设存款者在期初不知道自己是在第一期还是第二期消费,而在现实中,存款者会通过不断地收集和加工信息形成最优的消费计划。

有鉴于此,本文将从两个方面对现有模型进行扩展:首先,对参与人的行为假设进行扩展:一是,假定银行的目标是最大化自身的期望效用,且附加一个流动性管理策略;二是,将存款者的消费决策进行内生化处理,取决于其对不同时期存款利率的预期。然后,对现有银行挤兑模型进行扩展:一是,建立多轮次噪音信息传递的银行挤兑动态模型,将存款者的提前取款动机分为两类,分析长期资产收益率的分布、信息加工和传播效率对均衡的影响;二是,在动态模型中定义排序法则,并提出强均衡的概念,以刻画存款者在每一轮次挤兑中

所得信号的不确定性对均衡结果的影响，进而增加银行挤兑均衡的现实性；三是，将存款保险制度引入模型，分析制度实施对动态银行挤兑的影响机制。本文结果表明，实施存款保险制度通过影响存款者（两类）提前存款的动机，具有形成稳定预期和导致道德风险两个方向相反的效应，而两种效应的力度对比取决于制度环境。引入和实施存款保险制度能否提高社会融资效率、降低银行挤兑概率和促进金融制度平稳转型依赖于建立和健全市场约束、银行内部治理机制和市场信息的加工和传播效率等与金融市场化改革的配套制度建设。

三、动态的银行挤兑模型

本节对现有的模型进行扩展，建立更为一般的银行挤兑动态模型。具体分析思路为，首先，描述经济环境，以及存款者和银行等参与人的决策时序；其次，刻画银行和存款者的行为假设；然后，具体分析银行挤兑的动态过程；最后，定义和讨论动态均衡。

（一）经济环境

考虑一个含有（0，1，2）三期的经济环境，市场上存在一家银行和分布在[0,1]区间上连续统的存款者。银行专有将期0的资产转换为期1和期2的消费品的技术，并将取得的存款投资于两类资产：短期安全资产和长期风险资产，其中安全资产可以被视为一种储存技术，将期0的一单位资产转换为期1的一定单位的资产；长期风险资产由特定而具有不确定性的技术决定，在期2产生 r 单位的消费品，这里， r 是随机变量。

在开始阶段，存款者拥有全部资产，且资产没有被分类和转换。在期0，银行提供两类契约：第一类契约是活期存款，若银行具有充足流动性，在期1，单位资产将获得 R_1 单位的消费品；若银行存在流动性不足，则银行的流动性资产将会在存款者之间平均分配；第二类契约为定期存款，如果银行持有长期资产的收益率较高，在期2，单位资产将会获得 R_2 （ $> R_1$ ）单位的消费品，或在第一期接受 R_1 单位的消费品；若银行在期1的流动性不足，将在期1所有的取款者之间进行平均分配。考虑利率双轨制的中国现实，长期风险资产的收益率 r 是随机变量，可被视为可贷资金市场上的均衡利率，是利率市场化的体现，相应的概率密度函数为 $q(r)$ 。考虑到利率管制的现实情形，银行在两期提供的存款利率 R_1 和 R_2 的变动较小，且受到贷款利率下限和存款利率上限的约束（易纲，2009；何东，2011），随着利率市场化的逐步推进， R_1 和 R_2 将会更加富有弹性。银行和存款者的决策时序如图1所示。

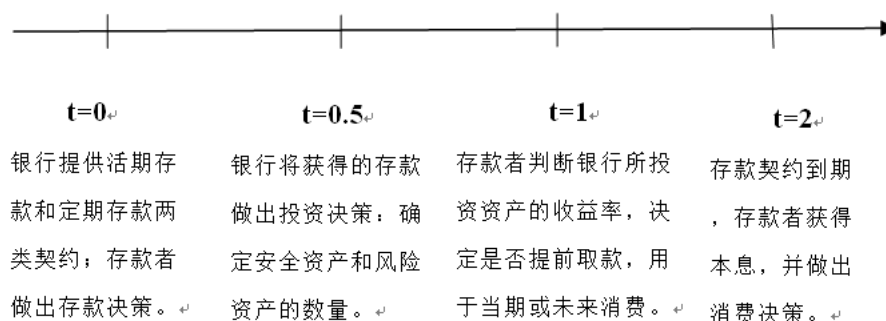


图 1 银行和存款者的决策时序

（二）参与人的行为设定

1. 银行

在期 0，银行提供活期和定期两类存款契约来吸收存款，并将获取的存款分别投资于 L 单位的短期（流动）资产和 X 单位的长期（风险）资产。假设银行是风险中性的，目标是通过将吸收的存款进行资产配置来实现期望效用最大化。假设在期 0，银行面临的信息集为 I_0 ，给定长期资产的收益率为 r 的情形下，银行面临的期望效用最大化问题为，

$$\max_{\{L, X\}} E[L - D_1 R_1 + \sigma(Xr - D_2 R_2) | I_0]$$

$$s.t. L + X \leq D$$

其中， σ 为银行的跨期风险调整因子，度量银行对长期投资的期望收益和风险偏好，

并满足 $\sigma \geq \frac{1}{r}$ ，即对长期风险资产的收益调整至少实现贴现值。进一步地将银行面临的最优化问题表述为，

$$\max_{\{L, X\}} E[(1 - \sigma r)L + \sigma D r - D_1 R_1 - \sigma D_2 R_2]$$

由 $1 - \sigma r \leq 0$ ，且 r 和其他变量无关，直接推断出银行会偏好于投资长期风险资产，即存在“期限错配”（Mismatch）问题。为了保证经营的安全性，假设银行实施一个流动性管理策略， $\rho(E_1 R_1 + E_2 R_2)$ ，其中，参数 ρ 表示银行对挤兑行为发生概率的预判，也可用于间接刻画存款者对长期资产收益率的信念。故可将短期流动资产表示为， $L = \max\{0, D - D_1 - \rho(D_2 - D_1)\}$ ，对应于政府对银行业管制政策所要求的资本金。参照《巴塞尔协议》对银行资本金的相关规定，满足 $\rho D_2 R_2 > (1 - \rho) D_1 R_1$ ，则得到，

$L = \rho(D_1R_1 + D_2R_2)$ 。这样，银行的投资决策就变成附加流动性管理策略的期望效用最大化问题。

2. 存款者（消费者）

根据参与人的决策时序图 1，面对银行提供的两类存款契约，存款者将选择 D_1 单位的活期存款和 D_2 单位的定期存款； D_1 和 D_2 均是 R_1 和 R_2 的函数， D 为存款总额，两种资产配置具有一定的替代性， $D = D_1(R_1, R_2) + D_2(R_1, R_2)$ 。假设代表性存款者具有高曼形式的效用函数， $u(c_1) + \beta u(c_2)$ ，其中， $u(\cdot)$ 满足稻田条件， β 为存款者的跨期折现因子。在期 0，存款者与银行具有同一信息集 I_0 ，基于这一信息集，可将代表性存款者面临的期望效用最大化问题表达为，

$$\max_{\{D_1, D_2\}} E[u(c_1, c_2) | I_0] = [u(D_1R_1) + \beta u(D_2R_2)]$$

$$s.t. D_1 + D_2 \leq D$$

求解以上最大化问题，得到欧拉方程为， $u'(c_1) = \beta u'(c_2)$ ，即 $u'(D_1R_1)R_1 = \beta R_2 u'(D_2R_2)$ ，表明，存款者在两期消费的边际效用相等，即存款者将资金配置于短期还是长期的边际效用相同，实现期望效用的最大化。

（三）银行挤兑的动态过程

现实和研究表明，银行挤兑的出现往往涉及到长期资产收益率降低和错误的契约安排两个方面。首先，定义两类提前取款动机：面对预期长期资产收益率降低的情形，存款者提前取出长期存款用于第 1 期的消费，定义为第一类动机；由于存款者担心银行存款的安全性，将选择在第 1 期提前取款，而在未来的第 2 期消费，定义为第二类动机。可见，尽管存款者均是因为预期长期资产的收益率降低而提前取出存款，但对比而言，第一类动机将会增加存款者在第 1 期的消费，改进自身福利，而第二类动机则可能会引起挤兑恐慌，导致经济扰动。以下将分两个阶段分别考察存款者的两类提前取款动机所引致的银行挤兑过程。

考虑如下情形：存款者对银行持有长期资产的收益率 r 具有不完全信息，参考 Goldstein and Pauzner（2005）的思路，将代表性存款者 i 获取的信号表达为， $\hat{r}_1^i = r + e_1^i$ ，其中， e_1^i 为存款者对信息解读潜在的误差，具有定义在支撑 $[-e_1, e_1]$ 上的概率密度函数 $q_1(e_1^i)$ ，相应地，

$\hat{r}_1^i$ 的概率密度函数为定义在 $[r-e_1, r+e_1]$ 上的 $q_1(\hat{r}_1^i - r)$, 且 $q_1(\cdot)$ 满足条件, $\int_{r-e_1}^{r+e_1} q_1(\hat{r}_1^i - r) d\hat{r}_1^i = 1$ 。以下引理 1 给出存款者对信息判断的长期资产收益条件概率密度函数的性质。

引理 1: 对于任意存款者 i 和 j 来讲, 若推断误差的概率密度函数 $q_1(\hat{e}_1)$ 和 $q_2(\hat{e}_2)$ 相互独立, 则存在一个正数 δ , 使得 $f_2^j(\hat{r}_j \pm \delta) = f_2^i(\hat{r}_j)$, 即对于存款者 i 和 j 来讲, 推断长期资产收益的信息具有对称性。

在第一阶段, 将存款者 i 在短期和长期存款的资产配置表示为, $D_1^i + D_2^i = D^i$ 。倘若存款者 i 观察或预判长期资产收益率降低, 基于第一类动机, 将在期 1 提前取出部分长期存款,

$\Delta_1^i \geq 0$, 用于第 1 期的消费, 由存款者期望效用最大化问题的欧拉方程得到,

$$u'((D_1^i + \Delta_1^i)R_1)R_1 = E[\beta R_2 u'((D_2^i - \Delta_1^i)R_2)] \quad (1)$$

这里, 可将等式右边表示为,

$$\int_{r-e_1}^{r+e_1} \beta u'[(D_2^i - \Delta_1^i)R_2] R_2 q_1(\hat{r}_1^i - r) d\hat{r}_1^i, \text{ 其中, } R_2 = \frac{X \hat{r}_1^i}{(1-\rho)D_2^i} - \frac{D_1^i}{D_2^i} R_1.$$

对于任意的长期资产收益率, 由以上 (1) 式推断得到, $\Delta_1^i = g(r, e_1, D_1^i, R_1^i)$ 。这里仅考虑第一类动机导致存款者提前存款的情形, 因此, Δ_1^i 只出现在存款者在期 1 的期望效用函数中, 且提前取款的数量 Δ_1 唯一地被等式 $\Delta_1 = \int_0^1 \Delta_1^i(\cdot) di$ 所决定。具体而言, 在存款者 i 将信号 r_1^i 视为资产收益率分布中心的情形下, 将 r_1^* 表示存款者恰好 (不) 发生银行挤兑所要求的长期资产收益率临界值, 由 $D_2 R_2 = \rho(D_1 R_1 + D_2 R_2) - D_1 R_1 + X r_1^*$ 决定。如下分三种情形来讨论发生银行挤兑的数量:

(1) $r \geq r_1^* + 2e_1$, 则 $\Delta_1 = 0$, 即当长期资产收益足够高时, 则不会发生银行挤兑;

(2) $r_1^* \leq r < r_1^* + 2e_1$, 则

$$\Delta_1 = \lim_{D_1^i \rightarrow 0} \int_{r_1^* - e_1}^{r_1^* + e_1} \Delta_1^i q_1(\hat{r}_1^i - r) d\hat{r}_1^i = \lim_{D_1^i \rightarrow 0} \int_{r_1^* - e_1}^{r_1^* + e_1} g(r, e_1, D_1^i, R_1^i) q_1(\hat{r}_1^i - r) d\hat{r}_1^i;$$

$$(3) \quad r < r_1^*, \text{ 则 } \Delta_1 = \lim_{D_1^i \rightarrow 0} \int_{r-e_1}^{r+e_1} g(r, e_1, D_1^i, R_1^i) q_1(\hat{r}_1^i - r) d\hat{r}_1^i.$$

在给定存款契约的情况下, 进一步地有, $\Delta_1 = h(r, e_1)$, 且 $\frac{\partial \Delta_1}{\partial r} < 0$, $\frac{\partial \Delta_1}{\partial e_1} > 0$, 表明银行挤兑的数量与长期资产收益率成反向变动, 而与存款者对收益信息的解读误差成同向变动。

在第二阶段, 存款者 i 接收到一个带有噪音的挤兑信号, 对长期资产收益率的判断更新为 r_1^i 。存款者采用与上述相同的方法来加工信息, 但其对信号的预期发生变化。此时, 存款者 i 预期长期资产收益率为 $r_1^i = r + e_2^i$, 其中 e_2^i 表示存款者 i 根据上一轮信息做出推断的误差, 具有定义在 $[-e_2, e_2]$ 上的概率密度函数 $q_2(e_2^i)$, 则 r_1^i 的概率密度函数为定义在 $[r - e_2^i, r + e_2^i]$ 上的 $q_2(r_1^i - r)$ 。为了清楚地刻画存款者对信息的更新过程, 考虑存款者采用适应性预期方程来加权相邻两个时期的信息, 即 $r_2^i = t_1 r_1^i + (1 - t_1) r_1^i = r + u_2^i$, 从中得到新的推断, 其中, $u_2^i = e_1^i + (1 - t_1) e_2^i$ 为加总误差, t_1 为存款者在信息加工时赋予第一轮次信息的权重。

以下将考虑第二类动机下存款者的银行挤兑行为。假设银行挤兑数量为 Δ_2 , 将进入存款者在第 2 期的消费决策, 即 $E[\beta u((D_2 - \Delta_2 - \Delta_1)R_2 + \Delta_2 R_1)]$ 。定义 r_2^* 为存款者在第一轮次恰好 (不) 发生银行挤兑的长期资产收益率的临界值, 满足如下条件,

$$\int_{r_2^i - u}^{r_2^i + u} [X \hat{r}_1^i + \rho(D_1 R_1 + D_2 R_2) - E_1 R_1 - \Delta_1 R_1] f_2^i(\hat{r}_1^i | r_2^i = r_2^*) d\hat{r}_1^i = (E_2 - \Delta_1) R_1 \quad (2)$$

这里, $f_2^i(\hat{r}_1^i | r_2^i = r_2^*)$ 表示给定信息 r_1^2 的情形下存款者 i 预期长期资产收益率的条件概

率密度函数, 且满足归一化条件, $\int_{r_2^i - u_2^i}^{r_2^i + u_2^i} f_2^i(\hat{r}_1^i | r_1^2) d\hat{r}_1^i = 1$ 。

考虑信息传递具有同质性, 即每个存款者对银行持有的长期资产收益率具有同样的判断。通过以上 (2) 式可以得到 r_2^* , 即若长期资产收益率低于 r_2^* , 则会引发银行挤兑。根据引理 1, 可将发生银行挤兑的比例表示为截断累计分布函数, 整理得到以下命题 1。

命题 1: 给定恰好（不）发生银行挤兑所要求的长期资产收益率临界值 r_2^* ，存款者出现

银行挤兑的比例为， $\lambda_1(r_2^*, u) = \int_{r-u}^{r_2^*} f_2(\hat{r}_1 | r_2 = r_2^*) d\hat{r}_1$ ，相应的银行挤兑数量为， $\Delta_2 = (D_2 - \Delta_1)\lambda_1$ 。

由命题 1 直接得到，存款者在第 2 期的定期存款余额为， $D_2 - \Delta_1 - \Delta_2 = (1 - \lambda_1)D_1 - \Delta_2$ 。类似地，存款者可以根据 Δ_2 进一步地更新其在第 3 期关于对 r 的预判信息。

考虑更为一般的情形，在第 $t \geq 2$ 轮次，存款者根据历史信息对长期资产收益率信息的预期为， $\hat{r}_t^i = r + e_t^i$ ，其中， e_t^i 具有定义在 $[-e_t, e_t]$ 上的概率密度函数 $q_t(e_t^i)$ ，如下将定义排序法则来刻画存款者在不同轮次获取的信息结构。

定义 1（排序法则）: 存款者 i 在第 t 轮次获得信息为， $r_t^i = r + e_t^i$ ，且在第 $t+1$ 轮次接收的信号为， $r_{t+1}^i = r + e_{t+1}^i$ ，则称其代表一个排序法则 ω ，采用 Ω 表示排序法则的集合。

特别地，若存款者在第 1 轮次接收了最差的信号， $e_1^i = -e_1$ ，并且以后各轮次均接收到最差的信号， $e_2^i = -e_2$ ， $e_3^i = -e_3$ ，.... $e_n^i = -e_n$ ，则称为最差排序法则，记做 ω^* 。根据排序法则，存款者采用适应性预期方程的加权方法来估计长期资产收益率，即

$$r_3^i = t_2 r_2^i + (1-t_2)(r + e_3^i);$$

$$r_4^i = t_3 r_3^i + (1-t_3)(r + e_4^i);$$

$$r_t^i = t_{t-1} r_{t-1}^i + (1-t_{t-1})(r + e_t^i) \dots$$

对于任意 n 轮次，有 $r_n^i = t_{n-1} r_{n-1}^i + (1-t_{n-1})(r + e_n^i) = r + u_n$ ，其中， u_n 为存款者在第 n 轮次对长期资产收益预判的综合误差，即

$$u_n = \prod_{i=1}^n t_i e_1 + \prod_{i=2}^n t_i (1-t_1) e_2 + \prod_{i=3}^n t_i (1-t_2) e_3 + \dots + (1-t_{n-1}) t_n e_n + (1-t_n) e_{n+1}。$$

我们将 $\Phi = \{e_1, e_2, e_3, \dots\}$ 定义为噪音序列，表示存款者在不同轮次对长期资产收益率的推断误差；同时，将 $T = \{t_1, t_2, t_3, \dots\}$ 定义为权重序列，表示存款者在加工信息时对不同轮次获取信息的权重选择，两者均是构成 Ω 的基本元素。也就是说，存款者对长期资产收益

率的预期往往受到 Ω 的影响，即受到噪音序列 Φ 和权重序列 T 的共同影响。

与以上的分析相似，讨论任意轮次长期资产收益条件概率密度函数的性质，整理为如下引理 2。

引理 2：对于任意轮次 n ， $n \geq 2$ ，及任意存款者 i 和 j ，若推断误差的概率密度函数 $q_1(\hat{e}_1)$ ， $q_2(\hat{e}_2)$ ， $\dots$ ， $q_n(\hat{e}_n)$ 相互独立，则存在一个正数 δ ，使得 $f_2^j(\hat{r}_j \pm \delta) = f_2^i(\hat{r}_j)$ ，即对于任意两个存款者 i 和 j 而言，推断长期资产收益的信息具有对称性。

定义 r_{n+1}^* 为存款者第 n 轮次恰好（不）发生银行挤兑长期资产收益率的临界值，满足如下条件，

$$\int_{r-u}^{r+u} [X\hat{r}_n + \rho(D_1R_1 + D_2R_2) - D_1R_1 - \sum_{i=1}^n \Delta_i R_1] f_{n+1}(\hat{r}_n | r_{n+1}^i = r_{n+1}^*) d\hat{r}_n = (D_2 - \sum_{i=1}^n \Delta_i) R_1 \quad (3)$$

其中， $f_{n+1}(\hat{r}_n | r_{n+1}^i = r_{n+1}^*)$ 表示存款者 i 第 n 轮次对长期资产收益率推断误差的条件概率密度函数。

考虑更为一般的情形，对于任意的轮次 n ， $n \geq 2$ ，通过以上（3）式可以得到存款者恰好（不）发生银行挤兑长期资产收益率的临界值为 r_{n+1}^* ，即当长期资产收益率低于 r_{n+1}^* 时，就会引发银行挤兑。结合引理 2，将存款者出现银行挤兑的比例表达为截断累计分布函数，整理为如下命题 2。

命题 2：对于任意轮次 n ， $n \geq 2$ ，给定恰好（不）发生银行挤兑所要求的长期资产收益率临界值 r_{n+1}^* ，存款者发生银行挤兑的比例为， $\lambda_n(r_{n+1}^*, u) = \int_{r-u}^{r_{n+1}^*} f_{n+1}(\hat{r}_n | r_{n+1}^i = r_{n+1}^*) d\hat{r}_n$ ；相应的银行挤兑数量为， $\Delta_n = (D_2 - \sum_{i=1}^{n-1} \Delta_i) \lambda_n$ 。

命题 2 是命题 1 更为一般性的刻画。考虑信息传递的同质性，每个存款者对长期资产收益率具有相同的推断。由命题 2 可以直接得到，存款者在第 n 轮次存款的剩余数量为，

$$E_2 - \sum_{i=1}^{n+1} \Delta_i = \prod_{i=1}^n (1 - \lambda_n)(E_2 - \Delta_1)。$$

综合以上命题 1 和命题 2，得到，在 $n \geq 2$ 轮次累计的银行挤兑数量为，

$$\Delta = \sum_{i=1}^n \Delta_i = \Delta_1 + (D_2 - \Delta_1) \prod_{i=2}^n (1 - \lambda_{i-1}) \lambda_{i-1}，其中，\lambda_0 = 0。$$

需要说明的是，在分析银行挤兑的动态过程时，要特别关注存款者对长期资产收益的推

断误差（噪音）序列 Φ 和加工信息的权重序列 T 。两者均是由存款者的信息加工能力以及经济体自身的信息传播效率来决定，往往与资产收益率 r 不相关，可被视为刻画金融制度环境的变量。本文主要涉及到利率市场化，在不同的市场化水平，存款者和银行对信息的解读和传播效率不同，加工能力也存在差异，即采用不同的噪音序列 Φ 与权重序列 T 来描述。

（四）动态均衡

先定义银行挤兑的动态均衡，然后提出一个寻找动态均衡的思路。

定义 2（动态均衡）：存在轮次 t^* ，在 $t \geq t^*$ 轮次时，任意的存款者 i 将不再出现银行挤兑，即 $\Delta_t^i = 0$ 。具体而言，若给定该轮次信号的分布信息，对于任意存款者 i 来说，满足如下条件，

$$\int_{r+u}^{r+u} [X \hat{r}_n^i + \rho(D_1 R_1 + D_2 R_2) - D_1 R_1 - \sum_{i=1}^n \Delta_i R_1] f_{n+1}(\hat{r}_n^i | r_{n+1}^i = r_{n+1}^*) d\hat{r}_n^i \geq (D_2 - \sum_{i=1}^n \Delta_i) R_1 \quad (3)$$

将这种状态称为动态均衡。

但是，以上（3）式条件可能不能保证上一期获得较低收益信息的存款者能够在这一轮得到一个较高的收益信息。因此，需要考虑这种不确定性带来的问题。特别地，当在任意 t 轮次，存款者接收的信号均为 $e_t^i = -e_t$ 时，按照最差排序法则 ω^* ，存在某一轮次之后任意的存款者将停止挤兑，则我们将之称为强均衡状态，将其总结为如下定义。

定义 3（强均衡）：若均衡状态和排序规则无关，则称之为强均衡。

需要说明的是，强均衡状态只能发生在长期资产收益率 r 足够大且推断误差 e_t 的概率密度函数在积分区间右边具有足够高的集中度时，即存款者存在更大可能地获取较高的信号时，可将其视为对排序法则的一种约束。对某一特定的存款者而言，其将得到更高的长期资产收益率期望值。

命题 3：给定噪音序列 Φ 与权重序列 T 以及误差的概率密度函数 $q_t(\hat{e}_t)$ ，当且仅当排序规则是最差排序法则时，存在一个动态均衡，并且是一个强均衡。

命题 3 提供了一种寻找（强）均衡的思路，为了得到强均衡，我们只需要验证存款者对长期资产收益率的预期偏差是否满足最差排序法则。给定其他变量形同的情形，推断误差概率密度函数 $q_t(e_t)$ 会影响临界值方程（3）左边部分的期望值，可见，存款者获取信号的概率密度函数形式也会影响到均衡结果。

根据以上分析可知,影响存款者发生银行挤兑的因素主要涉及到三个方面:(1)改变存款者信息加工的权重序列 T ; (2)改变存款者对长期资产收益率信息的解读和传播误差序列 Φ ; 两者内生于金融制度环境,在市场化程度高的环境下,市场参与主体对信息的解读和传播精确,误差小;同时,对信息的加工趋于明确和理性,特别地,即使存款者赋予下一期信息更多的权重,若市场信息传播效率很低时,仍然不能阻止挤兑的发生;(3)改变存款者预判信息的概率密度函数 $q_t(\hat{e}_t)$ 。此外,排序规则往往是由存款者的属性内生决定的,不容易被银行和政策设计者精确的识别和度量,所以,这种不确定性也可能导致银行体系的不稳定性。

四、引入存款保险制度的模型扩展

本节将引入存款保险制度对基准模型进行扩展,考察实施存款保险制度对银行挤兑动态均衡的潜在影响。假设存款保险管理机构为银行(存款者)提供存款保险的数量为, $F = \gamma * D$, $0 \leq \gamma \leq 1$,即当出现银行挤兑时,银行(存款者)可获取总量为 F 的资金救助,其中, γ 表示存款保险制度的覆盖范围(比例),是存款保险制度设计中关键的元素之一。假设政府是否实施存款保险制度以及具体的存款保险契约对存款者和银行等所有参与人均是共同信息。实施显性存款保险制度将会通过对银行的投资决策、存款者对长期资产收益率变动的预期和行为以及市场约束机制对银行经营决策的作用等方面产生影响,进而影响银行挤兑的动态过程和均衡。

(一) 参与人行为的变化

在利率市场化的金融体制改革背景下,实施存款保险制度会引起存款者和银行等参与人的行为发生变化,进而会影响到存款者预期银行持有长期资产收益率变化时导致的银行挤兑的过程。具体体现在刻画参与人决策时序的图1中:在 $t=0$ 时,政府开始实施存款保险制度,其将在 $t=0.5$ 时影响银行的投资决策;在 $t=1$ 时对存款者的取款行为产生影响。

1. 存款者行为的变化

当实施存款保险制度之后,主要在两个方面对存款者行为产生影响:一是,由于存款得到保障,存款者可能会减弱对银行的投资决策进行监督的激励,导致市场约束机制弱化;二是,存款者对长期资产收益率变动影响的预期发生变化, $q(\bar{r}, F)$ 。随着利率市场化的推进

和完善,存款者对信息的加工能力提升,信息解读和传播的效率也会提高,从而减小存款者对长期资产收益率推断误差序列 Φ , 同时,在信息加工过程中采用的权重序列 T 也较为明确和理性,这些都将会增强存款者解读和加工信息的精确性,使其对于银行持有长期资产收益率的变化更具耐心,更容易形成稳定的取款预期和决策。

2. 银行行为的变化

实施存款保险制度对银行投资决策产生的影响主要体现在如下两个方面:一是,影响银行的投资资产配置,促使银行减少流动资产的持有数量,增加风险资产的投资量;同时,随着利率市场化的推进,短期和定期存款利率将更为富有弹性,考虑到银行业竞争性的增加,存款利率将会提升,而贷款利率将会下降,导致银行的息差收益出现降低,促使银行更加具有从事投资高收益且高风险项目的激励;二是,存款保险制度代为偿还存款的保障使得银行放松自我约束,尤其对于转型经济体而言,银行内部治理机制尚不完善,随着显性保险制度的实施,银行投资高风险项目的动机将会越发强烈。可见,以上两个方面均强化了银行出现道德风险行为。

此时,银行实现期望效用最大化的投资决策行为发生变化。当存款保险数量为 F 时,银行面临的期望效用最大化问题变成为,

$$\begin{aligned} \max_{\{L, X\}} & \int [L - D_1 R_1 + \sigma(X\bar{r} - D_2 R_2)] q(\bar{r}, F) d\bar{r} \\ \text{s.t. } & L + X \leq D \end{aligned}$$

其中, $q(\bar{r}, F)$ 为引入存款保险制度时长期资产收益率的概率密度函数。

进一步地,将银行面临的期望效用最大化问题重新表达为,

$$\max_{\{L, X\}} \int [(1 - \sigma\bar{r})L + \sigma D\bar{r} - D_1 R_1 - \sigma D_2 R_2] q(\bar{r}, F) d\bar{r}$$

与基准模型的结果相同,由于 $1 - \sigma\bar{r} < 0$, 银行实现期望效用最大化的资产配置为, $L = 0$, 即银行偏好从事高风险的投资项目。因此,政府通常通过管制政策要求银行实施一个流动性管理约束,即 $L = \rho(D_1 R_1 + D_2 R_2)$ 。不同的是,存款保险制度的实施会使得此约束条件减弱,具体表现为,参数 ρ 的降低,可解释为银行调低对挤兑行为发生概率的预判或者银行内部治理机制弱化,将导致银行减少流动性资产的持有量,而增加投资风险资产的数量。加上利率市场化过程中潜在息差收益的缩小,增加银行从事高风险业务追求高收益的激励,导致严重的道德风险问题。此外,当存在加工信息能力不足时,银行会对存款保险制

度的稳定作用产生过分乐观的估计,进而导致银行放松自我约束,投资高风险的项目。可见,有限的信息加工能力也可能导致道德风险问题。

综上所述,实施存款保险制度将会对银行的投资决策和存款者的行为产生影响,带来防止挤兑和道德风险两个方向相反的效应:第一,存款保险制度带来的支付保障将减缓存款者对银行破产预期的形成过程,对银行挤兑具有抑制作用;第二,实施存款保险制度直接改变银行的资产配置决策,同时减弱银行和存款者的监督力度,两者均带来银行更多地投资高风险资产的道德风险问题,并且这些影响均具有一定的持续性。以下将分析实施存款保险制度对银行挤兑过程和动态均衡的影响。

(二) 银行挤兑和动态均衡

延续第三部分的分析思路,以下将考察实施存款保险制度对存款者两类提前取款动机产生影响,进而影响到银行挤兑的过程和动态均衡。

1. 银行挤兑过程

首先分析在实施存款保险制度这一新的经济环境下银行挤兑的过程,具体分两个阶段展开:

在第一阶段,存款者对长期资产的收益率 r 具有不完全信息,对信息的解读存在误差 e_1 ,且具有定义在 $[-e_1, e_1]$ 上的概率密度函数 $q_1(e_1, F)$ 。将存款者 i 获取的信号为, $r_1^i = r + e_1^i$, 则 r_1^i 的概率密度函数为 $q_1(\hat{r}_1^i - r, F)$ 。在新的经济环境下,存款者恰好(不)发生银行挤兑长期资产收益率的临界值发生变化。将新的临界值定义为 r_d^* , 由 $D_2 R_2 = \rho(D R_1 + D R_2) - D_2 R + X r_{d1}^* + F$ 决定。

当存款者 i 观察到或预期长期资产收益率降低时,基于第一类动机,其将在期 1 提前取出部分长期存款以实现期望效用的最大化。根据基准模型的分析,对于任意的长期资产收益 r , 给定存款者的存款安排,均可得到, $\Delta_1^i = g(r, e_1, L; F)$ 。需要说明的是, e_1 和 L 均会受到存款保险数量 F 的影响(下文将做出具体分析)。考虑如下三种情形来讨论在第一轮次存款者基于第一动机发生的银行挤兑数量:

(1) 当 $r \geq r_d^* + 2e_1$ 时, 则 $\Delta_1^i = 0$;

(2) 当 $r_d^* \leq r < r_d^* + 2e_1$ 时, 则 $\Delta_1^i = \lim_{D_1 \rightarrow 0} \int_{r_d^* - e_1}^{r_d^* + e_1} g(r_i, e_1, L) q_1(\hat{r} - r, F) d\hat{r}$;

$$(3) \text{ 当 } r < r_d^* \text{ 时, 则 } \Delta_1^i = \lim_{D_1^i \rightarrow 0} \int_{r-e_1}^{r+e_1} g(r_i, e_1, L) q_1(\hat{r}-r, F) d\hat{r}.$$

可见, 存款者的提前取款数量 Δ_1^i 只出现在期 1 的期望效用函数中, 且唯一地被等式 $\Delta_1 = \int_0^1 \Delta_1^i(\cdot) di$ 决定。

以下将分析实施存款保险制度对第一类提前取款动机的影响机制, 主要涉及两个方面: 一是, 实施存款保险制度会影响存款者恰好 (不) 发生银行挤兑的长期资产收益率临界值。由于存款保险制度为偿还存款提供保证, 存款者针对长期资产收益率下降幅度的可承受程度增加, 使得长期资产收益率临界值下降, 可以进一步推断, 随着存款保险覆盖比例 γ 的增加, 临界值的下降幅度会增加, 由于 r_d^* 是存款者恰好出现银行挤兑的上限, 即当低于 r_d^* 时将会促发银行挤兑, 故 r_d^* 的下降将减小银行挤兑发生的概率; 二是, 银行的资产配置结构发生变化, 引发道德风险问题。银行预期到存款者对长期资产收益率波动的态度出现变化, 加之利率市场化推进带来的息差缩减, 将会更加偏好从事投资高收益且高风险的业务, 即加强了银行减少流动性资产, 而增加风险资产的投资激励。根据以上分析, 将两个方向相反的效应表示为,

$$\frac{\partial \Delta_1^i}{\partial F} = \underbrace{\frac{\partial \Delta_1^i}{\partial r_d^*} \cdot \frac{\partial r_d^*}{\partial F}}_{\text{A: 稳定效应 (-)}} + \underbrace{\frac{\partial \Delta_1^i}{\partial L} \frac{\partial L}{\partial F}}_{\text{B: 道德风险效应 (+)}} \quad (4)$$

其中, 等式 (4) 右侧的第一部分 (A) 表示实施存款保险制度通过对存款者恰好 (不) 发生银行挤兑的长期资产收益率临界值的影响, 进而影响到存款者提前取款的数量。由 $\frac{\partial \Delta_1^i}{\partial r_d^*} > 0$ 和 $\frac{\partial r_d^*}{\partial F} < 0$, 得到, $A < 0$, 即实施存款保险制度有助于抑制银行挤兑的发生, 称为稳定效应; 第二部分 (B) 表示实施存款保险制度通过影响银行的资产配置变化进而影响存款者发生银行挤兑的概率, 由 $\frac{\partial L}{\partial F} < 0$ 和 $\frac{\partial \Delta_1^i}{\partial L} < 0$, 得到, $B > 0$, 即实施存款保险制度会促发银行从事高风险业务的激励, 导致道德风险的负向效应。

在第二阶段, 存款者 i 收到带有噪音的挤兑信号, 对长期资产收益率的判断更新为, $r_1^i = r + e_2^i$, 其中, e_2^i 代表 i 根据上一轮信息做出推断的误差, 具有定义在 $[-e_2, e_2]$ 上的概

在第二阶段, 存款者 i 收到带有噪音的挤兑信号, 对长期资产收益率的判断更新为,

$r_1^i = r + e_2^i$, 其中, e_2^i 代表 i 根据上一轮信息做出推断的误差, 具有定义在 $[-e_2, e_2]$ 上的概

率密度函数 $q_2(e_2^i, F)$ ，相应地，长期资产收益率的概率密度函数为定义在 $[r - e_2, r + e_2]$ 上的 $q_2(\hat{r}_1 - r, F)$ 。与第三部分的分析过程相同，存款者采用适应性预期模式来加权相邻两个

时期的信息，形成新的推断。考虑更为一般的情形，定义 $r_{d,n+1}^*$ 为存款者在第 n 轮次恰好（不）发生银行挤兑长期资产收益率的临界值，满足如下条件，

$$\int_{r_{n+1}^i - u}^{r_{n+1}^i + u} [X \hat{r}_i + \rho(D_1 R_1 + D_2 R_2) - D_1 R_1 - \sum_{i=1}^n \Delta_i R_1] f_{n+1}^i(\hat{r}_n^i | r_{n+1}^i = r_{n+1}^*) d\hat{r}_1 = (D_2 - \sum_{i=1}^n \Delta_i) R_1 + F$$

其中， $f_{n+1}^i(\hat{r}_n^i | r_{n+1}^*, F)$ 表示存款者 i 在第 $n \geq 2$ 轮次对长期资产收益率推断误差的条件概率密度函数，且 $\hat{r}_n^i = r + u_n$ 。

给定存款者的存款结构安排，根据以上等式左侧的单调性，可推断得到， $r_{d,n+1}^* < r_{n+1}^*$ ，即实施存款保险制度后会使得存款者恰好发生银行挤兑的长期资产收益率临界值下降，这将会降低银行挤兑发生的概率。进而得到存款者在任意轮次发生银行挤兑的比例和数量，表达为如下命题。

命题 4： 在实施存款保险制度的情形下，对任意轮次 n ， $n \geq 2$ ，给定恰好（不）发生银行挤兑的长期资产收益率临界值， r_{n+1}^* ，存款者发生银行挤兑的比例为，

$$\lambda_n(r_{d,n+1}^*, u_n, F) = \int_{r - u_n}^{r_{d,n+1}^*} f_{n+1}^i(\hat{r}_n^i | r_{n+1}^*, F) d\hat{r}_i,$$

相应的银行挤兑数量为， $\Delta_n = (D_2 - \sum_{i=1}^{n-1} \Delta_i) \lambda_n(r_{d,n+1}^*, u_n, F)$ 。

在利率市场化的背景下实施存款保险制度对存款者第二类提前取款动机的影响涉及三个方面：一是，实施存款保险制度会影响存款者恰好（不）发生银行挤兑的长期资产收益率临界值，这与第一类动机的影响相似；二是，存款者对长期资产收益率的推断误差将减小，同时，对信息的加权过程也较为理性和明确，即考虑到出现较大偏差的概率较小，将其赋予较小的权重，反之，将较小的偏差赋予较大的权重，进而形成稳定的取款预期和决策；三是，银行可能会调整资产配置结构，减少流动资产，增加风险投资，引发道德风险问题，与第一类动机的影响相似。具体而言，在任意轮次，可将实施存款保险制度对银行挤兑比例的影响分解为三个部分：

$$\frac{\partial \lambda_n(r_{d,n+1}^*, u_n, F)}{\partial F} = \underbrace{\frac{\partial \lambda_n(\cdot)}{\partial r_{d,n+1}^*} \frac{\partial r_{d,n+1}^*}{\partial F}}_A + \underbrace{\frac{\partial \lambda_n(\cdot)}{\partial u_n} \frac{\partial u_n}{\partial F}}_C + \underbrace{\frac{\partial \lambda_n(\cdot)}{\partial L} \frac{\partial L}{\partial F}}_B \quad (5)$$

D: 稳定效应 (-) B: 道德风险效应 (+)

其中，第一部分（A）表示实施存款保险制度通过直接影响存款者恰好（不）发生银行挤兑的资产收益率临界值，进而影响到存款者发生银行挤兑的比例，由 $\frac{\partial \lambda_n(\cdot)}{\partial r_{d,n+1}^*} > 0$ 和 $\frac{\partial r_{d,n+1}^*}{\partial F} < 0$ ，得到 $A < 0$ ；第二部分（C）分析实施存款保险制度对存款者预判偏差序列和权重序列作为影响银行挤兑比例的渠道，由 $\frac{\partial \lambda_n(\cdot)}{\partial u_n} > 0$ 和 $\frac{\partial u_n}{\partial F} < 0$ ，得到 $C < 0$ 。可见，两者均显示实施存款保险制度对银行挤兑起到抑制作用，即 $D = A + C < 0$ ，共同形成稳定效应；第三部分（B）表示实施存款保险制度后银行出现道德风险的传导路径。在实施存款保险制度之后，由于预期存款保险机构为潜在危机提供偿还保障，银行将更加偏好于投资高风险资产，同时，利率市场化的推进带来的银行息差缩小将会强化这一效应，在其他条件不变的情形下，势必会增加银行挤兑的概率和比例，即 $B > 0$ 。

综合以上两个阶段和多轮次银行挤兑过程的分析，根据（4）和（5）式的分析结果，实施存款保险制度具有稳定取款预期和道德风险两个方向相反的效应，主要体现在如下三个方面：一是，实施存款保险制度可以降低存款者在预期长期资产收益率变化时出现银行挤兑的临界值，降低发生银行挤兑的概率和比例，体现在影响第一动机（4）式和的第二动机（5）式的第一部分；二是，随着利率市场化过程的推进，实施存款保险制度会使得存款者对长期资产收益率推断误差序列将减小，同时，对加工信息所采用的加权重序列也较为理性和明确，进而减低存款者预判的总体偏差，降低存款者发生银行挤兑的概率和比例，体现在第二动机（5）式的第二部分；三是，实施存款保险制度促使银行具有更大的激励去从事高风险业务，以实现更大的收益，加之预期存款保险制度会提供全部或部分的存款支付保障，进而弱化存款者对银行的监督，更加促使银行出现道德风险行为。这体现在影响第一动机（4）式的第二部分和第二动机（5）式的第三部分。第一和二方面表明，实施存款保险制度对银行挤兑具有稳定效应，而第三方面则会引发银行出现的道德风险问题，总效应取决于两者的力度对比。

以下分析实施存款保险制度对银行挤兑动态均衡的影响，由动态均衡的定义，我们需要确定一个临界轮次 t^* ，在 $t \geq t^*$ 轮次之后，任意的存款者均不再发生银行挤兑。从以上分析，存款保险制度的实施会影响到存款者恰好（不）发生银行挤兑的临界轮次。具体来看，实施存款保险制度带来的稳定效应，减少临界轮次，使得银行挤兑提早结束；而道德风险效应则相反，会增加银行挤兑发生的概率和比例，最终延迟挤兑的结束轮次。因此，政策制定者在引入和实施存款保险制度时需要在稳定效应和道德风险之间进行综合和权衡考虑。

五、结论与政策启示

存款保险制度作为金融安全网的三大支柱之一，与审慎监管、央行最后贷款人职能共同促进金融体系的健康发展，有助于及时防范和化解风险，维护金融体系的稳定。2015年5月，《存款保险条例》正式施行，标志着存款保险制度正式进入实施层面。那么，在利率市场化的背景下，如何使得存款保险制度有效地“落地”，并实现预期目标是亟待研究的问题。

在利率市场化的背景下，综合考虑银行的投资决策和存款者的消费决策的经济环境，基于动态视角，本文构建了一个多轮次噪音信息传递的银行挤兑模型，分阶段讨论银行挤兑的动态过程，并且分别考虑存款者的两类提前取款动机，由银行持有的长期资产收益率变动、存款者预判误差的排序法则，以及信息不对称情形下信息的加工和传播效率等元素推理得到银行挤兑的比例和数量，并刻画出相应的动态均衡。进一步地将存款保险制度引入基准模型，我们描述了实施存款保险制度对银行和存款者行为决策的影响，然后，通过分析对存款者两类提前取款动机的影响来研究对银行挤兑过程和动态均衡的影响机理。研究表明，实施存款保险制度具有稳定预期和道德风险两个方向相反的效应，主要体现为：降低存款者在预期长期资产收益率变化时恰好（不）发生银行挤兑的临界值，降低存款者发生银行挤兑的概率和比例；二是，在利率市场化过程中，存款保险制度的实施会减小存款者对长期资产收益率推断误差序列，同时，对加工信息所采用的加权权重序列趋于理性和明确，进而减低存款者预判的总体偏差，降低存款者发生银行挤兑的概率和比例；三是，存款保险制度的实施使得银行具有从事高风险业务的激励，加之存款保险制度为存款提供保障，减弱银行的内部治理机制和存款者对银行本来的监督，进而引发银行出现道德风险的行为。实施存款保险制度的效果取决于稳定效应和道德风险的力度对比，而两者之间的比较取决于制度环境，也就需要政策制定者在引入和实施存款保险制度时需要在综合考虑稳定效应和道德风险进行权衡处理。

存款保险制度是国家金融重要的基础性制度建设，为金融体制改革，特别是推进利率市场化，提供制度保障，提高金融市场的运行效率。但在存款保险制度的实施过程特别需要兼顾考虑配套政策措施不完善引发的道德风险问题，这就需要恰当地处理利率市场化、存款保险制度和金融转型发展的动态关系。该研究具有如下政策启示：在实施存款保险制度时，一方面，加强金融管制机制建设，强化市场约束和完善银行的内部治理机制的作用，减弱潜在道德风险的负面影响；另一方面，进一步深化金融体制改革，提高信息的加工和传播效率，减小存款者对银行收益率信息预判的偏差，促使存款者在面对银行长期资产收益率变动时形成稳定的取款预期，从而增强存款保险制度的稳定效应。

参考文献

- [1] 范小云、曹元涛,2006:《银行导向的存款保险体系:一个适用于欠发达国家的存款保险制度》,《经济学(季刊)》第1期。
- [2] 何东、王红林,2011:《利率双轨制与中国货币政策实施》,《金融研究》第11期。
- [3] 黄金老,2001:《利率市场化与商业银行风险控制》,《经济研究》第1期。
- [4] 陆桂娟,2006:《存款保险的经济学分析》,《金融研究》第5期。
- [5] 钱小安,2004:《2004_存款保险的道德风险、约束条件与制度设计_钱小安_g》,《金融研究》第8期。
- [6] 苏宁,2005:《借鉴国际经验,加快建立适合中国国情的存款保险制度》,《金融研究》第12期。
- [7] 汤洪波,2008:《存款保险制度与银行公司治理》,《金融研究》第7期。
- [8] 王自力,2006:《FDIC 经验与我国存款保险制度建设》,《金融研究》第3期。
- [9] 谢平、王素珍和闫伟,2001:《存款保险的理论研究与国际比较》,《金融研究》第5期。
- [10] 姚东旻、颜建晔和尹烨昇,2013:《存款保险制度还是央行直接救市——一个动态博弈的视角》,《经济研究》第10期。
- [11] 姚志勇、夏凡,2012:《最优存款保险设计——国际经验与理论分析》,《金融研究》第7期。
- [12] 易纲,2009:《中国改革开放三十年的利率市场化进程》,《金融研究》第1期。
- [13] Allen, Franklin, and Douglas Gale, 2004, “Financial Intermediaries and Markets”, *Econometrica*, 72, pp.1023-1061.
- [14] Bryant, John, 1980, “A Model of Reserves, Bank Runs, and Deposit Insurance”, *Journal of Banking and Finance*, 4, pp.335-344.
- [15] Chen, Y., 1999, “Banking Panics: The Role of the First-come, First-served Rule and Information Externalities”, *Journal of Political Economy*, 107(5), pp.946-968.
- [16] Diamond, Douglas W., and Philips H. Dybvig, 1983, “Bank Runs, Deposit Insurance, and Liquidity”, *Journal of Political Economy* 91, pp.401-419.
- [17] Demirguc-Kunt, Asli, and Edward J. Kane, 2002, “Deposit Insurance around the Globe: Where Does it Work?”, *The Journal of Economic Perspectives*, 16.2, pp.175-195.
- [18] Demirguc-Kunt, Asli, et al, 2008, “Deposit Insurance around the World: A comprehensive database”, *Deposit Insurance around the World: Issues of Design and Implementation*, 11:363.
- [19] Demirgüç-Kunt, A., and Detragiache, E., 2002, “Does Deposit Insurance Increase Banking System Stability? An Empirical Investigation”, *Journal of Monetary Economics*, 49(7): pp.1373-1406.

- [20] Goldstein, Itay and Ady Pauzner, 2005, “Demand-Deposit Contracts and the Probability of Bank Runs”, *Journal of Finance*, 60, pp.1293-1327.
- [21] Jacklin, Charles J., and Sudipto Bhattacharya, 1988, “Distinguishing Panics and Information-based Bank Runs: Welfare and Policy Implications”, *Journal of Political Economy*, 96, pp.568-592.
- [25] Peck, J., and Shell, K., 2003, “Equilibrium Bank Runs”, *Journal of Political Economy*, 111(1), pp.103-123.
- [22] Postlewaite A. and X. Vives, 1987, “Bank Runs as an Equilibrium Phenomenon”, *Journal of Political Economy*, 95, pp.485-491.
- [23] Rochet, J. and X. Vives, 2004, “Coordination Failures and the Lender of Last Resort: Was Bagehot Right After All?” *Journal of the European Economic Association*, 2, pp. 1116-1147.
- [24] Schotter, A., and Yorulmazer, T., 2009, “On the Dynamics and Severity of Bank Runs: An Experimental Study”, *Journal of Financial Intermediation*, 18(2), pp.217-241.
- [25] Wallace, N., 1988, “Another Attempt to Explain an Illiquid Banking System: the Diamond and Dybvig Model with Sequential Service Taken Seriously”, *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, 12, pp.3-16.

附录

1. 命题 1 的证明:

证明: 由方程 (1), 记 $B_i = \int_{(r_i^2-u)}^{(r_i^2+u)} \hat{r}_i f_2^i(\hat{r}_i | r_i^2 = r_2^*) d\hat{r}_i$,

由引理 1 知, 对存款者 i 和 j , 我们有,

$$f_2^j(\hat{r}_j - \delta) = f_2^i(\hat{r}_j). \text{ 这里, } \delta = t_1 e_1^i + (1-t_1)e_2^i - t_1 e_1^j - (1-t_1)e_2^j > 0, \text{ 从而有,}$$

$$B_i = \int_{r+t_1 e_1^i + (1-t_1)e_2^i - u}^{r+t_1 e_1^i + (1-t_1)e_2^i + u} \hat{r}_i f_2^i(\hat{r}_i) d\hat{r}_i, \quad B_j = \int_{r+t_1 e_1^j + (1-t_1)e_2^j - u}^{r+t_1 e_1^j + (1-t_1)e_2^j + u} \hat{r}_j f_2^j(\hat{r}_j) d\hat{r}_j;$$

令 $\hat{r}_i = \hat{r}_j + \delta$, 且带入方程 B_j 得到,

$$B_j = \int_{r+t_1 e_1^j + (1-t_1)e_2^j - u}^{r+t_1 e_1^j + (1-t_1)e_2^j + u} (\hat{r}_j - \delta) f_2^j(\hat{r}_j - \delta) d\hat{r}_j = \int_{r+t_1 e_1^i + (1-t_1)e_2^i - u}^{r+t_1 e_1^i + (1-t_1)e_2^i + u} (\hat{r}_i - \delta) f_2^i(\hat{r}_i) d\hat{r}_i = B_i - \delta < B_i$$

因此, 对拥有信号 $r_i^2 < r_2^*$ 的存款者来言, 有

$$\int_{r+t_1 e_1^i + (1-t_1)e_2^i - u}^{r+t_1 e_1^i + (1-t_1)e_2^i + u} \hat{r}_i f_2^i(\hat{r}_i) d\hat{r}_i = B_i < B^*, \text{ 这里, } B^* = \int_{r_2^*-u}^{r_2^*+u} \hat{r}_i f_2^i(\hat{r}_i) d\hat{r}_i, \quad r_2^* \text{ 是一个挤兑的临界}$$

值。

$$\text{且 } f_2(\hat{r}) = \int_{(1-t_1)(r-e_2)}^{(1-t_1)(r+e_2)} q_1\left(\frac{r-y}{t_1} - r\right) q_2\left(\frac{r-(1-t_1)r}{1-t_1}\right) dy.$$

从而得到, 存款者进行银行挤兑的比例为, $\lambda_1 = \int_{r-u}^{r_2^*} f_2(\hat{r} | r) d\hat{r}$ 。

证毕。

2. 命题 2 的证明:

证明: 考虑 $n=2$ 的情形, 令 $C_i = \int_{r_3^i-u}^{r_3^i+u} \hat{r}_i f_3(\hat{r}_i | r_3^i = r_3^*) d\hat{r}_i$ 。

这里, $u = t_1 t_2 e_1 + (1-t_1)t_2 e_2 + (1-t_2)e_3$ 。

根据引理 2, 令 $\delta = (1-t_2)e_3 + t_2[t_1 e_1^i + (1-t_1)e_2^i] - (1-t_2)e_3 - t_2[t_1 e_1^j + (1-t_1)e_2^j] > 0$ 。有,

$$C_i = \int_{r+(1-t_2)e_3+t_2[t_1 e_1^i + (1-t_1)e_2^i] - u}^{r+(1-t_2)e_3+t_2[t_1 e_1^i + (1-t_1)e_2^i] + u} \hat{r}_i f_3^i(\hat{r}_i) d\hat{r}_i, \quad C_j = \int_{r+(1-t_2)e_3+t_2[t_1 e_1^j + (1-t_1)e_2^j] - u}^{r+(1-t_2)e_3+t_2[t_1 e_1^j + (1-t_1)e_2^j] + u} \hat{r}_j f_3^j(\hat{r}_j) d\hat{r}_j;$$

将 $\hat{r}_i = \hat{r}_j + \delta$ 代入方程 C_j , 得到,

$$C_j = \int_{r+(1-t_2)e_3+t_2[t_1 e_1^i + (1-t_1)e_2^i] - u}^{r+(1-t_2)e_3+t_2[t_1 e_1^i + (1-t_1)e_2^i] + u} (\hat{r}_i - \delta) f_3^j(\hat{r}_i - \delta) d\hat{r}_i$$

$$= \int_{r+(1-t_2)e_3^i+t_2[t_1e_1^i+(1-t_1)e_2^i]-u}^{r+(1-t_2)e_3^i+t_2[t_1e_1^i+(1-t_1)e_2^i]+u} (\hat{r}_i - \delta) f_3^i(\hat{r}_i) d\hat{r}_i = C_i - \delta < C_i$$

所以, 对拥有信号 $r_3^i < r_3^*$ 的存款者来说, 有 $\int_{r+(1-t_2)e_3^i+t_2[t_1e_1^i+(1-t_1)e_2^i]-u}^{r+(1-t_2)e_3^i+t_2[t_1e_1^i+(1-t_1)e_2^i]+u} \hat{r}_i f_3^i(\hat{r}_i) d\hat{r}_i = C_i < C^*$,

其中, $C^* = \int_{r_3^*-u}^{r_3^*+u} \hat{r}_i f_3^i(\hat{r}_i) d\hat{r}_i$ 。 r_3^* 是挤兑的临界值且满足,

$$f_3(\hat{r}) = \int_{(1-t_2)(r-e_2)}^{(1-t_2)(r+e_2)} f_2\left(\frac{\hat{r}-y}{t_2}\right) q_3\left(\frac{y-(1-t_2)r}{1-t_2}\right) dy,$$

因此, 存款者参与银行挤兑的比例是, $\lambda_2 = \int_{r-u}^{r_3^*} f_3(\hat{r} | r) d\hat{r}$ 。对于 $n > 2$ 的情形, 根据以上

类似的分析过程, 得到, $\lambda_n(r_{n+1}^*, u) = \int_{r-u}^{r_{n+1}^*} f_{n+1}(\hat{r}_n | r_{n+1}^i = r_{n+1}^*) d\hat{r}_n$ 。

证毕。

3. 命题 3 的证明:

证明: ($\Leftarrow$) 显然成立。($\Rightarrow$) 对信号满足 $e_1^i = -e_1$, $e_2^i = -e_2$, $e_3^i = -e_3 \dots$, 的存款者来讲, 可以推断没有人能够得到更差的信号。因为所有存款者会依据相同的方法加工信息, 所以由引理 2 和命题 2 的证明过程可知, 最差排序法对应的存款者的长期资产收益率的期望值是最低的。如果该存款者没有挤兑的话, 则其他存款者一定不会挤兑, 并且是一个强均衡。

证毕。

Market-oriented Interest Rate, Deposit Insurance System and Bank Runs

—A Dynamic Model Perspective

Abstract: Avoiding bank runs and achieving a smooth transition of financial system in the process of promoting market-oriented interest rate are important theoretical and practical issues faced by transitional China. Based on the market environment considering multiple rounds noise information, this paper sets up a more generalized dynamic bank–runs model. By considering the depositors' expectation of return on assets the bank holds, efficiency of information processing and communication as well as different types of early withdrawal motivation, this paper investigates the dynamic process of bank runs, deduces bank-runs proportion and numbers in each round, and characterizes the dynamic equilibrium. Furthermore, we extend the basic model by introducing deposit insurance system (DIS) to investigate the relationship between the implementation of DIS and bank-runs. We show that DIS implementation would lead to two opposite effects, namely, formation of stable expectations and moral hazard through affecting depositors' two types of early withdrawal motivation. Implementation effect of DIS depends on comparison of these two effects, which in turn depends on the institutional environments. This paper also provides the following policy implications: when implementing DIS, it is necessary to establish and improve the corresponding institutions, strengthen market discipline and improve the bank's internal governance mechanisms to reduce the potential moral hazard; moreover, it is also important to further deepen financial reform, improve the efficiency of information processing and dissemination, and prompt depositors to form stable withdrawal expectations to enhance the stabilization effect of DIS.

Key words: Market-oriented Interest Rate, Deposit Insurance System, Bank Runs, Moral Hazard

未预期通货膨胀现象研究评述

张 明¹

【摘 要】相较于预期通货膨胀，未预期通货膨胀往往会带来严重的社会福利损失。目前全球经济复苏前景扑朔迷离，中国经济进入“三期叠加”的新阶段，未预期通胀（通缩）可能成为撬动经济波动的重要推手。针对未预期通货膨胀现象，国外已有不少文献展开研究，主要围绕未预期通货膨胀的形成机制及测度，未预期通货膨胀对金融市场及实体经济的影响、通货膨胀不确定等层面展开。本研究旨在从以上几个方面对已有文献进行梳理与总结，以厘清未预期通货膨胀现象研究的脉络及国际动态。

【关键词】预期 通货膨胀 不确定性 金融市场

一、引 言

源自于对始于2007年全球金融危机许多新的金融现象的思考，经济学家们一般反对通货膨胀，然而针对通货膨胀的社会福利损失这一问题却存在不同见解。一种广为接受的观点是，完全预期到的通货膨胀并不会扭曲资源配置和产生社会福利损失，因为微观经济主体会根据预期提前对名义工资、名义利率等做出同步调整，从而避免不必要的社会福利损失。但是，如果通货膨胀未被预期到，会引起实际经济变量的波动从而带来资源错配以及收入分配的扭曲，即未预期通货膨胀会对宏观经济产生实质性的损害。

尽管相较于预期通货膨胀而言，未预期通货膨胀对经济冲击更大，但经济学家较多研究的却是前者。因为理论上，理性预期等学派认为，人们会根据收集到的各种信息来对未来通胀做出理性预期，从而通货膨胀是可以预见的，这也使得通胀预期一直成为宏观经济研究的一个热点话题。而对未预期通货膨胀而言，虽然无论是货币主义学派还是菲利普斯曲线理论都提供了支离破碎的见解，但一直缺乏严谨深入的分析框架，直到 20 世纪 80 年代才逐渐开始对此给予更多关注。特别是 Engle（1983）的开

¹ 张明，西南大学政治与公共管理学院

创性经验研究，使用当时新开发的 ARCH 技术估计出了非预期通胀的方差序列，从而开启了未预期通货膨胀及通货膨胀不确定性研究的新阶段。大量研究发现，未预期的货币增长及产出缺口波动是未预期通货膨胀爆发的源泉，开放经济条件下来自外部经济的冲击更使得未预期通货膨胀演进机制更为复杂。由于未预期通货膨胀会带来的经济冲击，大量研究考察了未预期通货膨胀对金融市场、实体经济、收入分配甚至选举带来的影响，证实了未预期通货膨胀带来了诸多的经济与社会影响。

从通货膨胀演进现实来看，大多数情况下通货膨胀并不能很好地被预期到，具有不确定性，而且未预期通货膨胀确实会对经济的平稳运行产生影响。未预期通胀或通缩不仅在 20 世纪 90 年代以及 2008 年金融危机前后在世界主要经济体多次出现，而且随着全球经济复苏前景扑朔迷离、欧洲主权债务危机阴霾不散等带来的世界经济运行不确定性而加剧。特别是近期欧美货币政策的摇摆不定，使得通货膨胀或紧缩的爆发时常难以预期。中国经济置身于全球经济一体化浪潮中，不仅面临着复杂多变的世界经济形势，而且内部经济也处于新的发展阶段，未预期通货膨胀或紧缩爆发风险潜伏。2008 和 2011 年中国以大宗商品为标志的价格高频波动让人记忆犹新，而在目前经济增长速度换挡期、结构调整阵痛期和前期刺激政策消化期“三期叠加”的新形势下，经济运行形势更为错综复杂。与此同时，经济增速下降、实体企业盈利下降、财政收入增速下降更压缩了微观经济主体应对通货膨胀不确定性的对抗空间。在此背景下，通胀预期难以锚定，未预期通货膨胀成为经济波动的重要推手，其可能带来的经济风险不得不引起决策层的重视。

虽然未预期通货膨胀的形成及冲击与各国的货币政策制度、金融经济体系密切相关。但伴随中国经济市场化取向的改革及全球化程度的加深，中国的整体价格走势日益置于开放多元的环境中。在此背景下，系统梳理国外未预期通货膨胀的冲击原因、测度方式及经济影响，对新常态背景下中国防控未预期通货膨胀，调节未预期通货膨胀对宏观经济带来的冲击具有重要的借鉴意义，这是基于目前世界经济发展新形势和我国经济发展新阶段必须前瞻性地思考与关注的问题。

二、未预期到通货膨胀的原因

未预期通货膨胀作为通货膨胀的一种重要类型，关于其形成原因，实际上从货币主义理论和菲利普斯曲线理论都能探寻到不少真知灼见。现有研究对未预期通货膨胀

的形成原因，抑或是基于货币主义学派的观点强调未预期的货币增长，抑或是立足于菲利普斯曲线理论关注产出缺口波动。当然，越来越多的学者发现，开放经济条件下未预期通货膨胀的形成机制相较于封闭经济又呈现新的规律。

（一）未预期的货币政策调整产生未预期通货膨胀

Jain（1988）早期的一项研究便发现未预期的货币供应变化和未预期通货膨胀显著相关。需要指出的是，有关未预期货币增长奠基式的文献是 Kuttner（2001）极富创意的“货币事件”论文。文章认为，货币事件只发生在货币事件日，货币事件日指央行政策委员会举行会议以改变目标利率或实际改变目标利率的日子。作者将货币政策突发事件定义为在任意一个事件日内联邦基金利率的变化，认为在一个有效市场，只有货币政策突发情况才能影响目前的价格水平。后续有关货币政策突发事件的文献都遵循了 Kuttner（2001）的做法。Bernanke & Kuttner（2005），Cochrane & Piazzesi（2002）和 Zettelmeyer（2003）的实证结果发现，货币突发情况产生未预期通货膨胀冲击。Belviso & Milani（2006）基于多因素 VAR 模型研究了货币政策冲击对产出和通胀的影响，实证结果表明，货币政策冲击对通胀波动产生了明显影响。Craine & Martin（2007）采用参数估计的方法区分了货币突发因素和非货币突发因素，结果发现货币突发事件会冲击到名义变量。Ireland（2011）建立了一个新凯恩斯动态随机一般均衡模型对美国最近两次经济衰退期间的经济波动展开研究，结论表明，货币政策冲击带来了显著的经济波动。

（二）产出缺口波动与未预期通货膨胀之间的关系尚未得到确认

虽然产出缺口与通货膨胀之间的关系在菲利普斯曲线理论中已被确认，实证研究也大多验证了两者之间的正向相关关系。但由于相较于货币政策的相机抉择性，产出增长更加具有动态路径依赖，所以对于产出缺口波动与未预期通货膨胀关系的研究并不多见。Croushore（1998）发现，美国 20 世纪 90 年代之所以出现了未预期的低通胀，并不是由于经济增长率出现了下滑。相反，这段时期平均的实际增长率相较于官方预期高了大约 2 个百分点。这项发现在某种程度上意味着产出波动并不是产生意外通货膨胀的原因。近期的研究也偏向于支持这一观点。Dorval & Smith（2014）指出两次世界大战之间的宏观经济历史是一个有关寻找产出增长和未预期通货膨胀之间关系证据的自然实验。他们运用时间序列数据测量超过 20 个国家的未预期通货膨胀时发现，在整个时期，产出波动和通货膨胀之间存在着显著的正相关。但是并没有证据表明，这

种相关性是由未预期通货膨胀的潜在作用造成的，而且产出波动对通货膨胀的影响也存在严重的不对称性。Riggi & Venditti（2015）指出专业预测者未能预见到欧元区通胀率在 2013-2014 年间的大幅下降。他们运用结构性中断检验和时变参数模型研究了产出波动并不是造成未预期通缩的原因。两者之间呈现出的松散的关系，一方面是由于价格设定时较低的名义刚性，另一方面是由于产出缺口估计值考虑了经济中的闲置产能。他们认为，为了协调价格波动和商业周期的历史相关性，产出缺口应该再扩大 1/3 左右。

（三）开放经济条件下的外部冲击构成未预期通货膨胀的重要因素

全球化背景下一国的商品价格不仅取决于国内的供给和需求，也受到国外需求和供给的冲击（Borio & Filardo, 2007）。全球金融一体化还使得资本在各国金融市场间流入流出，导致开放经济条件下一国的货币市场受到全球流动性的影响（Woodford, 2007）。Craine & Martin（2008）研究了国际货币意外溢出效应对一国经济的冲击与影响，发现国际货币突发事件能影响国内通货膨胀，美国货币突发事件会蔓延并冲击到澳大利亚的价格波动，而澳大利亚货币突发事件并未波及美国。Ali & Syed（2012）基于经济全球化的背景分析了开放经济条件下未预期通货膨胀的形成机制。研究发现，全球化将同时会对发达国家和发展中国家的通货膨胀产生影响，而这一影响将会蔓延到各个地区和群体，这表明日趋开放的经济环境毫无疑问会蕴含未预期通胀的风险。针对发达国家的研究也证明了这一结论，而尽管关于发展中国家的这类研究很少，但是他们将发达国家和发展中国家进行对比研究发现，经济开放往往会给发展中国家带来更为严重的未预期通货膨胀。

三、未预期通货膨胀的测度

未预期通货膨胀可以直观地理解成由于意外通货膨胀中未被预期到的部分，一般是指通货膨胀中扣除预期到部分的剩余。因此，对于这一指标的度量涉及到如何区分和界定总量通货膨胀中预期和未预期部分。现有研究主要是通过通胀的动态滞后项、ARMA 模型预测以及回归模型拟合等三种方法得到预期通货膨胀，然后进一步计算得到未预期通货膨胀。

（一）直接用通胀的动态滞后项作为预期通货膨胀，扣除得到未预期通货膨胀

Sellekaerts & Sellekaerts（1984）在研究未预期通货膨胀对相对价格波动的影响时，直接用前一期的通货膨胀率作为预期通货膨胀，用公布的通货膨胀数据减去前一期的

通货膨胀得到未预期通货膨胀。Pearce & Roley (1987) 在考察未预期通货膨胀率对股票收益的影响时, 采用的方法与前者相同, 直接用当前的通货膨胀率减去前期的通货膨胀率得到未预期通货膨胀率。Ali & Syed (2012) 基于经济全球化的背景分析开放经济条件下未预期通货膨胀的形成机制时, 用滞后一期的通货膨胀率来反映预期通货膨胀, 实际上也是用扣除通胀惯性之后的成分来衡量未预期通货膨胀。

(二) 根据 ARMA 模型预测得到预期通货膨胀, 进而求得未预期通货膨胀

Ghauri et al (2014) 在分析未预期通货膨胀对相对价格波动的影响时, 首先以 ARIMA 模型为基准, 采取自回归项和移动平均项都滞后三期的 ARIMA 模型拟合预测出通货膨胀数据, 将拟合而得的通货膨胀视为预期通货膨胀信息, 然后用当前通货膨胀减去预期通货膨胀得到未预期通货膨胀。Dorval & Smith (2015) 以战争时期的通货膨胀波动为研究对象, 采用 AR 模型来预测通货膨胀预期, 用当前的通货膨胀减去预期通货膨胀, 求得未预期通货膨胀。

(三) 利用回归模型拟合得到未预期通货膨胀

Darrat (1985) 构建了一个包含财政收支、利率、货币增长率及通货膨胀率滞后项的多因素模型, 根据该模型拟合而得预期通货膨胀水平, 用实际通货膨胀率减去预期值, 便求得了未预期通货膨胀率。Palmer & Whitten (1999) 研究了未预期通货膨胀对选举的影响, 同时纳入滞后的通货膨胀和商业周期因素进入回归模型拟合通货膨胀变动, 采用模型拟合的残差来作为未预期通货膨胀的测量指标。Wei (2009) 在研究不同经济周期环境下未预期通货膨胀对股票收益率的影响时, 将未预期通货膨胀视为回归方程的拟合误差。即首先以通货膨胀率为被解释变量, 以通货膨胀率的滞后项以及失业率作为解释变量, 采用时间序列数据进行拟合, 将此回归方程的拟合残差作为未预期通货膨胀。Sharafuddin & Olsson (2015) 在分析美国的长期国债市场利率变动时, 对于未预期通货膨胀, 基于费雪方程就测度思路进行了规范的表述。根据费雪方程, 名义利率等于实际利率与预期通货膨胀率之和。因此, 可以用名义利率减去实际利率求得预期通货膨胀, 再用当期通货膨胀与预期通货膨胀之差求得未预期通货膨胀。

四、未预期通货膨胀对金融市场的影响

传统的观点认为, 当未预期通货膨胀发生时, 其必然会降低公司的负债, 从而对公司价值及股票收益率产生影响。后来的研究还发现, 未预期通货膨胀率影响公司价

值的机制可能更为复杂，其也可能通过影响其他名义资产、折旧税盾等名义契约部位而产生负面影响效应。而且，由于公司的名义契约会随着企业发展经营的不同时期有所调整，这样，未预期通货膨胀率会作用于不同的名义契约部位，带来复杂的影响效应。French et al（1983）较早尝试对这种影响机制进行解读。为更清晰地进行分析，他们将影响公司价值的名义契约划分为三类：长期货币部位（定义为长期负债与特别股总和的负债）、短期货币部位（定义为现金与应收账款的总和，并扣除流动负债）以及折旧税盾。未预期通货膨胀发生时，将会通过影响此三项名义契约部位对公司股票收益率带来负面的影响。Bernard（1985）根据 CRSP 数据库，采用 1961-1980 年间所有 27 个行业中选取 136 个公司的季度数据作为样本，进一步实证检验了未预期通货膨胀对股票收益的影响。实证结果显示，股票收益和未预期通货膨胀的相互关联作用在很大程度上都可以由市场系统性风险差别来解释。在不同的行业和公司，未预期通货膨胀对公司股票收益的影响是不同的。同时，未预期通货膨胀对公司营业利润的影响也存在异质性。Pearce & Roley（1998）则将反映公司运营情况的特征拆解为固定与可变两部分，固定的公司特性是以公司系统性风险作为代表，可变的特性则为存货、长期负债、折旧税盾与退休金等名义契约变量。他们通过构建一个具体的分析模型重新探讨了股票收益率与通货膨胀率之间的关系。研究发现，未预期通货膨胀对股票收益率具有显著影响，这种影响大小取决于公司资产负债比。Brandt & Wang（2003）指出实际资产价格受到预期通货膨胀以及未预期通货膨胀影响。为验证总体风险偏好会随着通货膨胀的变化而变化这一假设，他们分别使用债券和股票两种金融资产，并使用月度和季度两种采样频率以及不同的时间跨度，利用模拟最小二乘（SLS）和广义矩估计（GMM）两种计量方法来分析风险厌恶型券商对未预期通货膨胀的反应程度。实证结果发现，总体风险厌恶会随着通货膨胀的变化而变化。具体而言，风险厌恶型券商更倾向于投资实际资产，但未预期通货膨胀会带来他们实际资产的缩水，反过来又进一步加剧他们对风险的厌恶。Wei（2009）发现名义股本收益率对未预期通货膨胀做出的反应在经济扩张期比收缩期更消极。在商业周期的各个阶段，账面值与市值比率较低的公司与比率中等的公司对未预期通货膨胀的反映表现出强烈的不对称性。贴现率、实际经济的预期增长率和股权风险溢价直接关系到未预期通货膨胀对股票收益的影响，也在解释商业周期各个阶段的股票市场对于未预期通货膨胀的不对称反应方面具有重要作用。Alcock & Steiner（2014）认为既然通货膨胀可以对公司的名义资产与名义负债产生影响，因此可以通过名义资产与名义负债之间恰当的比例搭配来管控未预

期通货膨胀的冲击。他们以美国 REITs 债券为分析对象，发现进行针对性的对冲交易能降低金融公司在应对未预期通货膨胀方面的脆弱性。González et al (2015) 针对不同部门和行业探讨了未预期通货膨胀对于股票投资收益的影响。结果发现，对于大部分行业与部门而言，未预期通货膨胀会带来股票投资者的经济损失，这与以往大多数研究的结论是基本一致的。但他们也发现对于部分金属和矿产行业，尤其是黄金而言，虽然在经济萧条时未预期名义利率对投资收益的负向冲击并不明显，但是未预期通货膨胀依然会明显地削弱持有者的投资收益，这一结果表明，在通货膨胀预期不稳定时，即便是黄金也不是可靠的增值资产。

Mozes & Cooks (2011) 考察了通货膨胀对股票收益的影响，发现预期通货膨胀与本国债券收益正相关，而未预期通货膨胀会降低本国债券的收益。同时，尽管未预期通货膨胀在发生当年会负向影响债券收益，但在接下来一年会起到相反的作用，即会增加债券收益。究其原因，他们认为这主要是由于在当期被视为未预期通货膨胀，在下一期就可以被视为可预期的。另外，他们还进一步分析了以美元计价的债券收益情况，发现预期通货膨胀会降低美元债券的收益，而未预期通货膨胀则会提高美元债券的收益。从整体上看，正在经历较高预期通货膨胀的地区债券收益更高，而面临较高未预期通货膨胀的地区债券收益率较低。这说明投资者应该选择那些处于连续高企通货膨胀率的国家，这样才能获得更高的收益。

另外，还有学者发现，未预期通货膨胀会通过影响厂商和消费者的经济决策，从而给经济运行带来复杂的影响。特别是对于金融市场而言，这种冲击效应更为明显。因为金融资产的价格在某种程度上取决于预期，即根据预期收益和贴现率来确定价格。由于未预期通胀带来的不确定性意味着投资具有更大风险，带来了投资者期望收益的下降，因此未预期通货膨胀会降低金融产品的价格。由于早期很多学者认为未预期通货膨胀是由未预期货币供给引发，因此激发了不少学者探究货币供给、未预期通货膨胀及资产价格之间的影响和传导关系。Najand (1991) 构建了未预期货币供给影响未预期通货膨胀进一步作用于股票价格的传导机制，认为未预期货币供给增加往往会带来未预期通货膨胀，由此带来投资股票市场风险的加剧，从而投资人对所持有股票的必要报酬率也将提高，股票价格也将因此下跌。为了判断这一假说的正确性，Najand (1991) 还采用国别数据实证检验了股票报酬率与通货膨胀之间的影响关系。结果发现，美国、英国、德国与法国等四国的数据均表明，股票预期风险溢价与未预期通货膨胀率之间

有显著正向关系，换言之，未预期通货膨胀确实会加剧投资者的风险感知，为弥补这种市场风险，投资者追求的股票必要回报率会提升，从而未预期通货膨胀负向地影响股票收益率及价格。Lee & Ni（1996）在一个整合了产出、通货膨胀率以及股票收益率的综合框架下，探讨了通货膨胀率对于股票收益率的影响。为区分不同成分通货膨胀的影响，他们细分了暂时性通货膨胀和经常性通货膨胀。其实证结果显示，暂时性通货膨胀与经常性通货膨胀都与实际股票收益率间具有反向关系。但是，如果控制住产出的影响，则这种关系会出现变化。这主要是由于经常性通货膨胀强烈地受实际活动的影响，因此控制未来产出时，会使经常性通货膨胀变得不显著。而暂时性通货膨胀并不受实际产出的影响，所以，在模型中控制了实际产出也不会影响到估计结果。作者认为，暂时性通货膨胀的提高会使投资人改变其股票与生利性流动资产的投资组合，即使股票未来现金流量的现值不变，暂时性的通货膨胀也会使得股票相对于其他生利性流动资产而言不那么具有吸引力。还有部分学者考察了未预期通货膨胀对国债利率的影响。Autrup & Grothe（2014）对比美国和欧盟的通胀预期表现差异时研究发现，美国国债利率在 2008 年金融危机爆发之初就开始对所发布的通胀数据做出反应，即美国国债利率对于危机期间未预期通货膨胀的反应更为敏感。Sharafuddin & Olsson（2015）研究了未预期通货膨胀对美国国债的影响。结果表明，以 PPI 计算而得的未预期通货膨胀对 1990-2015 年间的国债利率有显著影响，但以 CPI 来反映的未预期通货膨胀却对国债利率没有任何影响。

五、未预期通货膨胀对实体经济及其他层面的影响

未预期通货膨胀不仅会通过影响股票收益率及国债利率作用于金融市场，大量研究还发现，未预期通货膨胀对于实体经济及其他层面也具有影响。这种影响效应不仅体现在实际产出、就业以及收入分配方面，而且近期文献也关注到了未预期通货膨胀对选举、财政收支、相对价格可变性等方面的作用效应。

（一）早期研究更多关注未预期通货膨胀对实际产出及就业的影响

Sheffrin（1979）构建了一个理性预期模型的分析框架，分析结果显示，对于实际产出能够产生较大影响的是需求波动，而未预期通货膨胀的冲击效应很小。但是实证检验结果却并非如此，作者采用 20 世纪 50 到 70 年代的数据进行研究发现，造成产出周期波动的不仅仅是需求因素，名义变量的随机冲击也会触发产出波动。Sheehey（1984）

采用 16 个拉美国家的面板数据，同时分析了未预期通货膨胀、汇率以及商业周期因素对短期经济产出的影响，研究发现，除了商业周期之外，未预期通货膨胀也会引发产出的短期波动。Darrat（1985）选取货币增长速度、失业率、短期利率、政府预算赤字等变量，修正了预期通货膨胀和未预期通货膨胀计算方法并利用加拿大 1960-1982 年间的季度数据进行实证分析。研究结果显示，预期通货膨胀对实际产出的作用是消极的，即预期通货膨胀每增加 1%，实际产出要降低 0.824%，但在 5% 水平下并未通过显著性检验。相反，未预期通货膨胀对实际产出的影响是积极的，即未预期通货膨胀每增加 1%，实际产出要增加 6.794%，并在 5% 水平下通过显著性检验。Cukierman & Meltzer（1986）强调，只有未预期通货膨胀才具有真实效应。Björklund & Holmlund（1981）考察了未预期通货膨胀对工人就业的影响，认为一方面未预期通货膨胀会降低工人的实际工资，从而刺激企业更多招聘员工，从而增加工人的就业机会。但另一方面，实际工资的下降也使得工人更倾向于选择闲暇而非就业，从而也会提高失业率。他们对比美国和瑞典两个国家的经验分析结果发现，就美国而言，未预期通货膨胀发生时，会从宏观上显著改变工人的失业时间；而对于瑞典而言，未预期通货膨胀与就业之间的关系变的不明显。Card（1990）选取 1968-1983 年间加拿大制造业多家公司共 1293 份劳动合同作为分析样本，实证考察未预期通货膨胀和工资对工人就业的影响。他们首先建立一个简单的模型，在这个模型中，工资是按照合同既定的，具有粘性。进一步构建的实证模型回归结果显示，实际工资和就业二者之间呈现微弱的双向互动关系。如果将未预期工资变动作为工具变量引入到模型中，就业和工资之间则呈现负相关。也就是说，未预期价格变动会导致实际工资的变动，从而引起就业的变动。Faig & Li（2009）构建了一个嵌入不完全信息的分析框架，重点考察了预期通货膨胀和未预期通货膨胀的福利成本。他们采用美国 1892-2005 年间的样本研究发现，控制预期通货膨胀和未预期通货膨胀，都有利于一国的产出增长。只不过相较于前者而言，后者带来的影响效应更大。

（二）未预期通货膨胀的再分配效应成为 20 世纪 90 年代至 21 世纪初期学界关注的焦点

在大多数的研究中，人们发现通货膨胀会加剧收入不平等 Deininger & Squire（1996）通过模拟一个假想的持续 10 年的高通胀重现过程进行研究发现，在此期间，贷款人的收入被重新分配给借款人，这正是 20 世纪 90 年代至 21 世纪初期美国家庭面临的现状。

Easterly & Fischer (2001) 认为精明的富人更倾向于利用金融工具来抵消通胀带来的财富损失, 而穷人则更倾向于持有容易受通胀影响的现金。因此, 穷人在通货膨胀中受到的影响要大于富人所受到的影响, 这也就意味着通货膨胀加大了贫富差距。Doepke & Schneider (2005, 2006) 描述了通货膨胀对美国家庭持有的名义资产的影响, 发现通货膨胀给中产阶级带来的利益是以牺牲其他阶层利益为代价的。

Silber & Zilderfarb (1995) 将通货膨胀区分为预期通货膨胀和未预期通货膨胀, 率先研究了未预期通货膨胀对收入分配的影响。他们针对以色列的数据进行实证研究发现, 通货膨胀降低了低收入群体的收入而提高了富人的收入水平, 从而加剧了收入分配恶化。相较于预期通货膨胀而言, 未预期通货膨胀带来的收入分配恶化更为严峻, 定量研究结果显示, 其带来的收入分配效应比预期通货膨胀高 67%。Heer & Maußner (2010) 考虑了一个世代交叠模型, 该模型能够精确模拟收入和财富的经验分布, 并反映未预期通货膨胀影响收入不平等的渠道: (1) 要素价格渠道。未预期通货膨胀往往会引起工资的变动, 可能引致包括年轻和生产效率较低的员工在内的所有工人工资收入的同比变动, 这会带来收入的再分配。(2) 税级攀升渠道。如果不可预料的通货膨胀产生, 那么高收入群体将面临更高的边际和平均税率, 通货膨胀将收入重新分配给穷人。(3) 粘性养老金渠道。当未预期的通货膨胀爆发时, 由于老年人的养老金调整具有粘性, 将造成收入从老年人重新分配给年轻人。Meh & Terajima (2009) 指出大多数学者都支持保持价格稳定的政策, 这主要是鉴于未预期通货膨胀引发的收入再分配带来的不良影响。收入再分配的发生主要是由于许多借贷行为都是以名义价值作为合同金额, 未预期通货膨胀发生将会使得实际借贷金额发生变化, 出现不利于借款人而有利于贷款人的分配倾向。他们通过分析加拿大未预期通货膨胀带来的收入再分配效应发现, 即便未预期通货膨胀率较低, 也会触发严重的收入再分配问题。当未预期通货膨胀发生时, 对于年轻人、持有房贷的中产阶级人群以及政府而言是有利的, 因为这些人更多是扮演负债人的角色, 而对高收入家庭以及持有债券和享受养老金的中产阶级家庭而言是不利的。

(三) 近期研究发现未预期通货膨胀的影响效应更加广泛

Palmer & Whitten (1999) 认为选民们主要关心未预期通货膨胀和意想不到的经济增长, 因为这些变化对实际收入有影响, 而且能更好地揭示政府管理能力。针对 19 个工业化国家 1970-1994 年间的数据进行实证分析显示, 相较于意想不到的经济增长, 预期外通货膨胀对选票具有更大的影响。Kiss (2007) 通过研究突发性通货膨胀对基础财

政收支的短期影响发现,如果未预期通货膨胀爆发,而工资和消费也出现相应的提升,则实际税收并没有发生变化,如果工资和消费没有对应的提高,则实际税收减少,财政赤字率就会出现相应的提升。

国外学术界还认为,通货膨胀主要是通过影响相对价格可变性进而影响经济,之所以标准的新凯恩斯动态随机一般均衡模型支持价格稳定是最优货币政策的结果,主要是由于通货膨胀加剧了相对价格可变性,通货膨胀增加的相对价格可变性是问题根源。Silver & Ioannidis (2001) 运用 20 世纪 80 年代欧洲 9 个国家的跨国数据,尝试在模型中加入宏观经济外生变量,经验分析显示,宏观经济环境会影响到通货膨胀导向相对价格可变性之间的传递,其中未预期通货膨胀对相对价格可变性的作用在不同国家之间存在不同但均表现为负相关。Nautz & Scharf (2005) 运用德国 1991 年 2 月至 2003 年 12 月的月度数据,也考察了通货膨胀对相对价格可变性的影响,发现二者之间存在显著地正向关系,其中未预期通货膨胀对相对价格可变性能产生显著的正向影响,而预期通货膨胀则不产生任何影响。Ghauri et al (2014) 采用巴基斯坦消费者价格指数月度数据,探讨了相对价格变动的驱动因素。结果表明,相对价格的变化主要取决于供给因素,特别是未预期通货膨胀极容易造成经济中相对价格的变化。研究还发现,需求因素在决定相对价格的变化方面所发挥的作用微不足道。另外,还有研究关注到了未预期通货膨胀对通胀预期的影响。Miccoli & Neri (2015) 分析了通货膨胀突发事件在何种程度上让投资者修改他们的通胀预期。他们重点分析了基于市场的通胀预期,因为与基于调查手段获取的数据相比,前者所包含的最新信息更多,而后者的信息通常一个季度才发布一次。他们的结果表明,通胀突发情况与通胀预期修订之间存在紧密的联系。一旦未预期通货膨胀出现,经济主体会及时调整他们的预期数据。

六、通货膨胀不确定性的相关研究

通货膨胀不确定性是与未预期通货膨胀息息相关的概念,主要用来刻画各个经济主体对通货膨胀的预期值所存在的多种可能性和离散性,也反映了基于目前的可得信息无法对未来通胀水平进行准确识别和判断的状况,一般用通货膨胀不可预测部分的方差来表征。一般认为,通货膨胀不确定性可以被分成两类:一类是“货币政策不确定性”;另一类是“确定性等价”。持第一类观点者认为,未来通货膨胀的不确定性是由于人们对当前的货币政策的不确定性引起的。持第二种观点者认为,即使人们每一

期都知道现阶段的政策，仍然会存在通货膨胀不确定性。对于一个给定的国家，每隔一段时期，央行都可能通过相应信息去改变民众观念中的通货膨胀参数，进而形成通货膨胀不确定。Okun（1971）最早对通货膨胀不确定性进行了关注，认为通货膨胀率高的国家将会面临非常易变的通货膨胀，几乎不可能同时存在高通胀率和低通胀不确定性。Friedman（1977）更是旗帜鲜明地提出，通货膨胀率的提高可能会导致更大的通货膨胀不确定性，进而扭曲价格机制在资源分配过程中所发挥的作用。之后有更多的经济学家开始关注通货膨胀不确定性这一问题，并涌现出大批的研究成果。这其中，有三种观点影响力较大：一种是 Friedman-Ball 假说，即认为更高的通货膨胀率会导致更大的通货膨胀不确定性。这种观点首先由 Friedman（1977）提出，Ball（1992）发展完善了这个假说。另一种是 Cukierman-Meltzer 假说。Cukierman & Meltzer（1986）运用 Barro-Gordon 框架进行分析发现，货币增长和通货膨胀不确定性的提高会提升最优通胀水平，即通胀不确定性会推高通胀水平。还有一种是 Holland 假说。Holland（1995）提出了与 Cukierman-Meltzer 假说截然相反的观点，认为如果央行试图最大化降低由通胀不确定性引起的福利损失，那么较大的通胀不确定性会导致较低的平均通胀水平。

实证研究大多聚焦于对这三个观点进行验证。对于通货膨胀不确定性，早期文献主要以调查得到的个人预测离差和通货膨胀的移动标准差这两种方法进行衡量。这两种方法的缺点是并没有体现出通货膨胀可预测和不可预测部分的差异。Engle（1983）开创性地使用 ARCH 技术估计出未预期通胀的方差序列，作为通货膨胀不确定性的衡量指标。后续的研究大多采用这种测度方式。Kontonikas（2004）运用英国 1972-2002 年间的数据库，探讨了通胀水平、通胀不确定和通胀目标制之间的影响关系。利用对称、不对称和组合 GARCH 通货膨胀模型进行研究发现，过去的通货膨胀和当前的不确定性之间存在显著关系。并且，一个明确的通胀目标能消除通货膨胀持久性并减少长期不确定性。隐性目标制国家的货币当局应考虑正式目标制带来的相关额外收益。Thornton（2006）采用 GARCH 模型进行研究发现，印度月度通胀水平和通胀不确定性在 1957-2005 年间存在一种积极而显著的关系，而且正如 Friedman（1977）所猜测的那样，通货膨胀与未来通胀的不确定性之间存在着因果关系。此外，通货膨胀不确定性对产出有负面影响。从这个意义上来说，通货膨胀不确定性使得中央银行更有必要关注价格稳定性，并将其视作货币政策的主要目标之一。Rit（2014）也考察了通货膨胀、通胀不确定性和产出增长之间的关系。通过使用 1950-2009 年间印度的批发价格指数和工业生产指数作为价格和产出的代表进行研究发现，强有力的证据表明，平均通

胀率的增加会提高通货膨胀不确定性。但是没有发现通胀不确定性和产出增长率之间存在任何具有统计学意义的关系，这意味着价格稳定性不应成为政策制定的主要焦点。针对许多国家的实证分析也大多支持 Friedman-Ball 假说。还有一些学者尝试分析通货膨胀不确定对通货膨胀水平的影响。Thornton（2007）运用 GARCH 模型来衡量 12 个新兴市场经济体的通货膨胀不确定性，运用 Granger 因果检验来衡量通货膨胀与通货膨胀不确定性之间的关系。结果表明，对于所有经济体而言，更高的通货膨胀率会增加通货膨胀不确定性。但有关通货膨胀不确定性对通胀的影响则更为复杂：通货膨胀不确定性的增加导致哥伦比亚的平均通货膨胀率下降，以色列、墨西哥和土耳其的情况也与 Holland 假说相一致，但匈牙利、印度尼西亚和韩国的情况更符合 Cukierman-Meltzer 假说，即通货膨胀不确定会推高通货膨胀水平。Grier & Perry（2000）使用 GARCH 模型检验了美国 1948-1996 年间通货膨胀和产出不确定性对平均通货膨胀和产出增长的影响，没有发现有关更高的通货膨胀不确定性或更高的产出增长不确定性会提高平均通货膨胀率的证据。但是，通货膨胀不确定性确实大大降低了实际产出增长。Payne（2008）针对三个加勒比国家（巴哈马群岛、巴巴多斯和牙买加）的分析发现，在牙买加，通货膨胀不确定性的增加造成通货膨胀降低，而巴哈马群岛和巴巴多斯的数据分析结果支持了 Friedman-Ball 假说。针对其他国家的研究，如 Valdovinos & Gerling（2011）对西非经济和货币联盟八个国家的研究，也得出了不尽相同的结论。

此外，由于通货膨胀不确定性带来的严重的社会福利成本，很多学者据此作为探讨通货膨胀福利效应的切入口。按照经典的经济学理论观点，可预期的通货膨胀在长期保持中性。然而，经验研究却并没有完全验证这一观点，大量的学者发现，如果通货膨胀水平较高，即便其可预期，也会对经济的长期产出带来负面影响（Barro, 1991）。究其原因，很多学者将其归结为通货膨胀不确定性，即当通货膨胀爆发时，由于相对价格的可变性增加以及不鼓励长期契约等因素都会增加未来的通货膨胀不确定性，最终牺牲了经济效率。换言之，不是通货膨胀负面冲击经济产出，而是高通胀带来的通胀不确定性对实际产出带来了负面影响（Miles & Schreyer, 2009）。针对通货膨胀不确定性影响产出的具体机制，很多学者强调这主要是由于通货膨胀不确定性会影响到企业的投资选择和决定。一方面，通货膨胀不确定性可能会抬高市场利率，由于利率与投资呈现负相关，因此通货膨胀不确定性上升会降低投资，相应地降低总产出（Friedman, 1977）。另一方面，基于不可逆投资理论，Pindyck（1991）认为当期的投资实际上是以

牺牲未来的投资作为成本的，未来投资选择权的价值就是当期投资的机会成本，而通货膨胀不确定性带来项目潜在收益的不确定，这种情况下，公司能够采取的最佳决策就是推迟投资直到通货膨胀不确定性下降，从而延缓了企业的投资决定，造成实际产出的下降。一些针对发达国家的研究发现，通货膨胀不确定性确实会通过对贴现率的影响以及对公司融资成本的影响造成公司收益的不确定性，从而弱化企业家的投资激励，削弱企业的投资意愿，负面影响产出（Byrne & Davis, 2004）。针对发展中国家的研究也得到相似的结论，由于发展中国家相对较高的通货膨胀不确定程度，许多学者发现通货膨胀不确定性与投资之间呈现强烈的负向相关关系（Aghion et al, 2010）。但是，也有研究指出，存在通货膨胀不确定性正向刺激投资的机制。Dostey & Sarte（2000）构建了一个经济人基于预防性动机的风险规避行为模型，认为通货膨胀不确定性会带来实际货币余额和消费需求的下降，此时，消费者的储蓄意愿增强，储蓄增加会提高投资水平，从而带来实际产出的增长。Fischer（2013）采用微观数据重新检验了通货膨胀不确定性对投资的影响。针对中小企业的研究发现，通货膨胀不确定性确实降低了企业总量投资水平。并且，通货膨胀不确定性还会带来企业资产结构的调整，出现由固定资产转向流动资本的调整。关于通货膨胀不确定性对工资水平和失业率方面的影响，Ratti（1985）的研究发现，由于工人对通货膨胀不确定性的反映更为强烈，而企业表现的敏感性更低。因此，随着通货膨胀不确定性的提高，劳动力市场会由于供给下降明显而产生供需缺口，从而提高预期工资，增加失业率。Stein & Stone（2013）基于微观企业的视角，从通货膨胀不确定性影响能源价格角度实证检验了通货膨胀不确定性对企业的影响，发现通胀不确定性会降低企业雇佣工人的数量。其余还有一些学者也讨论了通货膨胀不确定性对于股票收益的影响，研究发现，从冲击效应上看，其与未预期通货膨胀表现相似（Cakan, 2013）。

七、简 评

经典经济学理论强调未预期通货膨胀带来的经济波动，大量研究也发现未预期通货膨胀会对金融市场（股票收益率和国债利率）、实际产出、就业、收入分配、选举、财政收支、相对价格可变性等层面都具有复杂的影响。未预期通货膨胀的影响效应正逐渐被层层揭示，相关研究文献不断涌现。本文系统梳理已有研究发现：

（一）理论研究相对薄弱，缺乏系统性的理论分析

预期学派的兴起和发展,吸引了学者更多将研究视角聚焦在通胀预期理论中,而对未预期通货膨胀现象,理论研究却显得相对薄弱。比如,由于价格粘性的存在,未预期通货膨胀对金融市场与实体经济的影响机制非常复杂,但目前更多研究偏向于进行经验观察,尚未形成具有共识性的分析框架。而且,已有对通货膨胀与通货膨胀不确定性关系的研究,更多是从宏观层面进行分析,缺乏微观视角的解读,这也造成宏观影响的微观机理不清楚,是形成目前这一问题研究争论的重要原因。实际上,由于风险偏好及学习能力的差异,探究这一宏观现象背后的微观机理更具价值。

（二）现有文献在测度未预期通货膨胀方面所用指标存在较大差异

如何区分预期通货膨胀和未预期通货膨胀一直是难点,现有研究主要是通过通胀的动态滞后项、ARMA 模型预测以及回归模型拟合等三种方法得到预期通货膨胀,再进一步计算得到未预期通货膨胀。测度指标和测度方法的大相径庭,严重影响了现有文献研究结论的可比性,使得无法在统一框架下比较不同测度方法或测度指标,也可能是造成实证结果出现分化的主要原因。同时,不同的测度方法具有不同特点和不同的适用条件,所测算出的未预期通货膨胀的含义也可能存在较大差异。

（三）未预期通货膨胀对发展中国家金融市场的影响缺乏关注

未预期通货膨胀会产生微观经济主体更大的决策不确定性,由于金融资产的价格某种程度上取决于预期,因此会给金融市场特别是金融资产价格带来较大的冲击影响。目前,针对未预期通货膨胀对金融市场影响的研究,更多是以美国等发达国家为样本进行分析,缺乏对于发展中国家的样本研究。实际上,由于金融市场建设的滞后、金融体系不完善以及金融知识的薄弱,对于发展中国家而言,未预期通货膨胀带来的金融市场冲击更大。特别是对于中国这样一个处于体制转轨、经济转型、长期金融抑制、实体经济与虚拟经济脱钩的发展中国家而言,未预期通货膨胀会给微观金融主体带来更大的冲击,这些影响效应及机制还需要进一步地刻画与揭示。另外,对于发展中国家未预期通货膨胀的形成机制,现有研究也缺乏关注。

（四）对于未预期通货膨胀的形成机理尚未形成规范的框架

目前对于未预期通货膨胀的形成机理,大多沿袭总量通货膨胀的分析框架,依托货币主义和菲利普斯曲线理论分别展开研究。实际上,现代菲利普斯曲线理论的发展已经逐渐融入了货币学派的相关论点,呈现出更为包容多元的发展态势。而就未预期通货膨胀而言,目前的研究还较为零散,对于其形成机理尚未整合出一个统一的分析

框架，这也使得对于未预期通货膨胀的调控和预防一直难以有具体的政策主张。

（五）针对未预期通货紧缩的研究较为匮乏

现有研究大多就未预期通胀进行分析，针对未预期通缩现象的相关文献却非常少见。实际上美国、欧洲等发达经济体以及印度等发展中国家屡次出现未预期通缩，部分学者也关注到了这一现象，但缺乏对此问题更为细致的分析。并且，由于通胀和通缩之间存在的非对称效应，针对未预期通缩现象进行研究也非常必要。特别是在目前全球经济发展前景扑朔迷离，中国经济迈入新常态，未预期通缩可能成为接下来困扰中国经济的新现象。因此，针对未预期通缩现象展开研究，具有极强的现实意义。

参考文献

- [1] Aghion, P. et al(2010), “Volatility and growth: Credit constraints and the composition of investment”, *Journal of Monetary Economics* 57(3):246-265.
- [2] Alcock, J. & E.Steiner(2014), “Unexpected inflation, capital structure and real risk-adjusted firm performance”, Social Science Electronic Publishing.
- [3] Ali, S. & S.Syed(2012), “Does greater economic openness grasp the elements of inflation ‘surprise’? New evidence using panel data techniques”, *International Economics* 130(1):33-58.
- [4] Autrup, L. & M.Grothe(2014), “Economic surprises and inflation expectations: Has anchoring of expectations survived the crisis”, SSRN Working Paper.
- [5] Ball, L.(1990), “Inflation and uncertainty at short and long horizons”, *Brookings Papers on Economic Activity* (1):215-254.
- [6] Barro, R.J.(1991), “Economic growth in a cross section of countries”, *Quarterly Journal of Economics* 106(2):407-443.
- [7] Belviso, F. & F.Milani(2006), “Structural factor-augmented VAR and the effects of monetary policy”, *Topics in Macroeconomics* 6(2):55-66.
- [8] Bernanke, S. & N.Kuttner(2005), “What explains the stock market’s reaction to Federal Reserve policy?”, *Journal of Finance* 3(1):1221-1257.
- [9] Bernard, V.L.(1986), “Unanticipated inflation and the value of the firm”, *Journal of Financial Economics* 15(3):285-321.
- [10] Björklund, A. & B.Holmlund(1981), “The duration of unemployment and unexpected inflation: An empirical analysis”, *American Economic Review* 71(1):121-131.
- [11] Borio, C. & A.Filardo (2007), “Globalization and inflation: New cross-country evidence on the global determinants of domestic inflation”, BIS Working Papers No.227.
- [12] Brandt, M.W.& K.Q.Wang(2003), “Time-varying risk aversion and unexpected inflation”, *Journal of Monetary Economics* 50(7):1457-1498.
- [13] Byrne, J.P. & E.P.Davis(2004), “Permanent and temporary inflation uncertainty and investment in the United States”, *Economics Letters* 85(2):271-277.
- [14] Cakan, E.(2013), “Non-linear causality between stock returns and inflation uncertainty: Evidence from the US and the UK”, *International Business & Economics Research Journal* 12(1):63-69.
- [15] Card, D.(1990), “Unexpected inflation, real wages, and employment determination in union

contracts”, *American Economic Review* 80(4):669-688.

[16] Cochrane, J. & M.Piazzesi(2002), “The Fed and interest rates: A high frequency identification”, *American Economic Review* 92(1):90-101.

[17] Craine, R. & V.Martin(2008), “International monetary policy surprise spillovers”, *Journal of International Economics* 75(1):180-196.

[18] Croushore, D. (1998), “Low inflation: The surprise of the 1990s”, *Business Review: Federal Reserve Bank of Philadelphia* 3(July/Aug):3-12.

[19] Cukierman, A. & A.Meltzer(1986), “A theory of ambiguity, credibility, and inflation under discretion and asymmetric information”, *Econometrica* 54(1):1099-1128.

[20] Darrat, A.F.(1985), “Unanticipated inflation and real output: The Canadian evidence”, *Canadian Journal of Economics* 18(1):146-155.

[21] Deininger, K. & L.Squire(1996), “Measuring income inequality: A new data base”, *World Bank Economic Review* 10(3):565-591.

[22] Doepke, M. & M.Schneider(2005), “Inflation and the redistribution of nominal wealth”, unpublished manuscript, UCLA and NYU.

[23] Doepke, M. & M.Schneider(2006), “Aggregate implications of wealth redistribution: The case of inflation”, *Journal of the European Economic Association* 4(2-3):493-502.

[24] Dorval, B. & G.Smith(2015), “Interwar inflation, unexpected inflation, and output growth”, *Journal of Money, Credit and Banking* 47(8):1599-1615.

[25] Dotsey, M. & P.D.Sarte(2000), “Inflation uncertainty and growth in advanced economy”, *Journal of Monetary Economics* 45(3):631-655.

[26] Easterly, W. & S.Fischer(2001), “Inflation and the poor”, *Journal of Money, Credit & Banking* 33(2):160-178.

[27] Engle, R.F.(1983), “Estimates of the variance of U.S. inflation based on the ARCH model”, *Journal of Money, Credit and Banking* 15(1):286-301.

[28] Faig, M. & Z.Li(2009), “The welfare costs of expected and unexpected inflation”, *Journal of Monetary Economics* 56(7):1004-1013.

[29] Fischer, G.(2013), “Investment choice and inflation uncertainty”, LSE Research Online Documents on Economics.

[30] French, K.R., R.S.Ruback & G.W.Schwert(1983), “Effects of nominal contracting on stock

returns”, *Journal of Political Economy* 91(1):70-96.

[31] Friedman, M.(1977), “Nobel lecture: Inflation and unemployment”, *Journal of Political Economy* 85(1):451-472.

[32] Ghauri, S.P., A.Qayyum & M.F.Arby(2014), “How relative price variability is related to unanticipated inflation and real income?”, *Pakistan Economic and Social Review* 52(1):45-58.

[33] González, M.O., F.Jareño & F.S.Skinner(2015), “Can US stocks provide a safe haven from interest and inflation risk? A sector level examination of the response to unanticipated nominal, real interest and inflation rate shocks”, SSRN Working Paper.

[34] Grier, K.B. & M.J.Perry(2000), “The effects of real and nominal uncertainty on inflation and output growth: Some GARCH-M evidence”, *Journal of Applied Econometrics* 15(1):45-58.

[35] Heer, B. & A.Maußner(2010), “The burden of unanticipated inflation: Analysis of an overlapping-generations model with progressive income taxation and staggered prices”, *Macroeconomic Dynamics* 16(2):278-308.

[36] Holland, S.(1995), “Inflation and uncertainty: Tests for temporal ordering”, *Journal of Money, Credit and Banking* 27(1):827-837.

[37] Ireland, P.(2011), “A new Keynesian perspective on the Great Recession”, *Journal of Money, Credit, and Banking* 43(1):31-54.

[38] Jain, P.C.(1988), “Response of hourly stock prices and trading volume to economic news”, *Journal of Business* 61(2):219-231.

[39] Kiss, G.(2007), “Pain or gain? Short-term budgetary effects of surprise inflation: The case of Hungary”, MNB Occasional Papers.

[40] Kontonikas, A.(2004), “Inflation and inflation uncertainty in the United Kingdom, evidence from GARCH modeling”, *Economic Modeling* 21(3):525-543.

[41] Kuttner, K.(2001), “Monetary policy surprises and interest rates: Evidence from the Fed funds futures market”, *Journal of Monetary Economics* 47(1):523-544.

[42] Lee, K. & S.Li(1996), “Stock returns, real activities and temporary and persistent inflation”, *Applied Financial Economics* 6(5):433-441.

[43] Meh, C.A. & Y.Terajima(2009), “Unexpected inflation and redistribution of wealth in Canada”, *Bank of Canada Review* (2):45-52.

- [44] Miccoli, M. & S.Neri(2015), “Inflation surprises and inflation expectations in the Euro area”, Bank of Italy, Economic Research and International Relations Area Papers.
- [45] Miles, W. & S.Schreyer(2009), “Inflation costs, uncertainty costs and emerging markets”, *Journal of Economic Development* 34(2):169-183.
- [46] Mozes, H.A. & S.Cooks(2011), “The impact of expected and unexpected inflation on local currency and U.S. dollar returns from foreign equities”, *Journal of Investing* 20(1):15-23.
- [47] Najand, M.(1991), “A test of the risk premium hypothesis”, *Journal Financial Research* 14(3):207-216.
- [48] Nautz, D. & J.Scharf(2005), “Inflation and relative price variability in a low inflation country: Empirical evidence for Germany”, *German Economic Review* 6(4):507-523.
- [49] Okun, A. M.(1971), “The mirage of steady inflation”, *Brookings Papers on Economic Activity* (2):485-498.
- [50] Palmer, H.D. & G.D.Whitten(1999), “The electoral impact of unexpected inflation and economic growth”, *British Journal of Political Science* 29(4):623-639.
- [51] Payne, J.E.(2008), “Inflation and inflation uncertainty: Evidence from the Caribbean region”, *Journal of Economic Studies* 35(6):501-511.
- [52] Pearce, D.K. & V.V.Roley(1988), “Firm characteristics, unanticipated inflation, and stock returns”, *Journal of Finance* 43(4):965-981.
- [53] Pindyck, R.S.(1991), “Irreversibility, uncertainty and investment”, *Journal of Economic Literature* 29(3):1110-1148.
- [54] Ratti, R.A.(1985), “The effects of inflation surprises and uncertainty on real wages”, *Review of Economics & Statistics* 67(2):309-314.
- [55] Riggi, M. & F.Venditti(2015), “Failing to forecast low inflation and Phillips curve instability: A Euro-area perspective”, *International Finance* 18(1):47-68.
- [56] Rit, B.(2014), “The relationship between inflation, inflation uncertainty and output growth in India”, *Economic Affairs* 59(3):465-477.
- [57] Sellekaerts, W. & B.Sellekaerts(1984), “Both anticipated and unanticipated inflation determine relative price variability”, *Journal of Post Keynesian Economics* 6(4):500-508.
- [58] Sharafuddin, S. & A.Olsson(2015), “The impact of unanticipated inflation on long-term treasury bills”, Lund University Working Paper.

- [59] Sheehey, E.J.(1986), “Unanticipated inflation, devaluation and output in Latin America”, *World Development* 14(5):665-671.
- [60] Sheffrin, S.(1979), “Unanticipated money growth and output fluctuations”, *Economic Inquiry* 17(1):1-13.
- [61] Silber, J. & B.Z.Zilderfarb(1995), “The effect of anticipated and unanticipated inflation on income distribution: the Israeli case”, *Journal of Income Distribution* 4(1):15-22.
- [62] Silver, M. & C.Ioannidis(2001), “Intercountry differences in the relationship between relative price variability and average prices”, *Journal of Political Economy* 109(2):355-374.
- [63] Stein, L. & E.Stone(2013), “The effect of uncertainty on investment, hiring, and R&D: Causal evidence from equity options”, <http://ssrn.com/abstract=1649108>.
- [64] Thornton, J.(2006), “Inflation and inflation uncertainty in India, 1957-2005”, *Indian Economic Review* 41(1):1-8.
- [65] Thornton, J.(2007), “The relationship between inflation and inflation uncertainty in emerging market economies”, *Southern Economic Journal* 73(4):858-870.
- [66] Valdovino, F. & K.Gerling(2011), “Inflation uncertainty and relative price variability in WAEMU countries”, IMF Working Paper No.11/59.
- [67] Wei, C.(2009), “Does the stock market react to unexpected inflation differently across the business cycle?”, *Applied Financial Economics* 19(24):1947-1959.
- [68] Woodford, M.(2007), “Globalization and monetary control”, NBER Working Paper No.13329.
- [69] Zettelmeyer, J.(2003), “The impact of monetary policy on the exchange rate: Evidence from three small open economies”, *Journal of Monetary Economics* 51(1):635-652.

对于 GDP 平减指数的再认识

苏乃芳¹ 李宏瑾² 张怀清³

【摘要】随着我国进入由高速转向中高速增长的新常态，作为全面衡量物价变化的重要指标，GDP 平减指数逐渐引起广泛关注。2015 年以来，有分析质疑中国 GDP 平减指数与 CPI 和 PPI 等价格指数存在背离且被低估，进而人为高估了经济增速。本文在对 GDP 平减指数的定义和计算方法深入讨论的基础上，指出我国现行不变价 GDP 核算和 GDP 平减指数基本合理，并从支出法和生产法 GDP 核算的角度，对 GDP 平减指数与 CPI、PPI、固定资产投资价格指数等主要价格指标的理论关系和影响机制进行了深入的理论分析和计量检验，充分说明了 GDP 平减指数在衡量一般物价水平变化的重要意义和判断通货膨胀态势的利弊，这对正确理解 GDP 平减指数并更好地判断通货膨胀和经济形势，具有非常重要的意义。

【关键词】GDP 平减指数、通货膨胀/通货紧缩、不变价核算、价格指数

一、引言

2015 年 10 月，我国基本取消了利率管制，近年来，中国经济正进入以“中高速、优结构、新动力”为特征的经济新常态。在结构调整阵痛、增长速度换挡、前期政策消化的三期叠加阶段，中国经济在增速趋势性下降的同时保持了稳定的物价态势。特别是，2012 年 3 月以来，我国工业生产者出厂价格指数(PPI)出现持续近四年的负增长，居民消费价格指数(CPI)的上涨势头也得到明显遏制。正是由于经济增速下降和 PPI 长期为负，中国是否陷入通货紧缩及其指标衡量的讨论日益引起广泛关注(如张平，2015；钟红等，2015)，并对 2015 年第一、二季度 7%的经济增速提出了质疑(江金泽，2015)。特别是，2014 年末以来，中国人民银行开始密切关注 GDP 平减指数，并在 2015 年 10 月的降准降息中，首次公开表明将

¹ 苏乃芳，中国人民银行金融研究所博士后，中国人民银行营业管理部助理研究员

² 李宏瑾，中国人民银行营业管理部副研究员

³ 张怀清，中国人民银行研究局研究员

其作为决策的重要参考依据⁴。因而，正确理解 GDP 平减指数，对准确判断中国通货膨胀和经济走势，具有非常重要的意义。

从具体指标来看，CPI 和 PPI 是作为衡量物价变化和反映通货膨胀的常用指标。CPI 衡量了一定时期内居民购买的生活消费品和服务项目总费用变化情况，反映居民购买固定的一篮子商品的生活费用在一段时期内的变化，可以直接反映价格变动对居民的影响，因而目前 CPI 是各国度量通货膨胀和物价变化的重要指标。PPI 主要反映了生产领域价格变化情况，对经济周期变化较为敏感。CPI 和 PPI 具有核算简便、时效性强的优点，在衡量物价变化方面具有重要意义。但是，CPI 和 PPI 的核算都限定在一定的范围内，CPI 侧重于居民消费价格领域，而 PPI 侧重于工业领域，不能反映整个经济范围内的通货膨胀状况(徐强，2006)。因而，很多学者认为，GDP 平减指数更能全面而真实地反映同期的通货膨胀，可以作为判断物价走势的重要指标(Kumar et al., 2003)。世界银行 WDI 数据库公布的通货膨胀指标，就是各国的 GDP 平减指数数据。

尽管目前国内有关通货膨胀的研究较多，但大多将视角集中在 CPI 和 PPI 上，主要是对 CPI 等物价指数的编制、CPI 和 PPI 波动的原因及通胀走势预测、两者传导关系和走势背离进行理论和实证分析(如徐奇渊，2010；周建、刘晒珍，2014；吕捷、王高望，2015)。国内外有关 GDP 平减指数的研究仍比较少见。国外研究主要集中在各国统计部门或中央银行对 GDP 平减指数方法及在判断通货膨胀与 CPI 等其它指标差异方面的分析(如 Koga, 2003; Chowdhury, 2008)。国内方面，徐强(2006)，胡学锋(2007)讨论了 GDP 平减指数对于衡量通货膨胀率的优劣；沈利生、王火根(2008)，陈杰、孙小英(2010)讨论了 GDP 平减指数的计算及与 CPI 的关系，并重点分析了 GDP 数据修订对平减指数的影响。上述研究大都集中于分析 GDP 平减指数的计算方法，或是将 GDP 平减指数于其他指标进行简单比较，缺乏系统的实证研究支持。

正是由于现有研究的不足，目前国内对于 GDP 平减指数仍存在一定的理解误区。特别是，2015 年以来随着经济增速和物价水平的持续下行，很多分析对 GDP 平减指数提出了两方面疑问。一是我国 GDP 平减指数存在明显低估。约翰逊(2015)引用有关分析认为，我国 GDP 平减指数核算采用单缩法存在较大的核算偏差，GDP 平减指数被低估 1 到 2 个百分点，

⁴ 参见《中国货币政策执行报告》(2014 年第 4 期及其后各期)；“央行有关负责人就降息降准以及放开存款利率上限答记者问”、“央行有关负责人就降息降准以及放开存款利率上限进一步答记者问”，www.pbc.gov.cn, 2015 年 10 月 23 日。

中国经济增速被高估。二是 GDP 平减指数与 CPI 和 PPI 等价格指数不匹配。英国《经济学人》杂志认为, 2015 年 1 季度中国 7% 的实际 GDP 增速与 5.8% 的名义 GDP 增速并不相符, 说明 GDP 平减指数下降 1.1%, 而这与同期 CPI 仍为正的 1% 相矛盾(Economist, 2015)。王建(2015)则指出, GDP 平减指数可以根据 CPI 与 PPI 指数简单合成得到, 2014 年缩减指数与 CPI、PPI 的关系出现显著背离的情形不合理。针对这些质疑, 许宪春(2015a,b)、刘雪燕等(2015)分别从影响我国经济增长的基本因素和 GDP 核算方法等方面, 说明了我国 GDP 平减指数的合理性, 指出中国经济增长是稳健可靠的。

但是, 目前国内仍缺乏有关 GDP 平减指数核算方法及其与其他价格指数关系严格的实证研究。为此, 本文对 GDP 平减指数的定义、核算方法和内在含义进行深入的分析, 对 GDP 平减指数是否存在低估进行合理的解释; 本文还将从 GDP 核算支出法和生产法的理论关系, 对 GDP 平减指数与 CPI、PPI、固定资产投资价格指数等主要价格指数的动态关系进行检验, 从而深刻揭示了不同价格指数间的影响机制。除引言外, 全文安排如下。第二部分将对 GDP 平减指数的定义和计算方法进行深入分析, 说明当前我国 GDP 平减指数的合理性; 第三部分和第四部分将分别从支出法和生产法的理论关系出发, 利用年度数据检验 GDP 平减指数与 CPI、PPI 和固定资产投资价格指数等主要价格指数的动态关系; 第五部分将进一步对 GDP 平减指数与其他价格指数的关系及在判断物价走势的利弊进行讨论; 最后是结论性评述。

二、GDP 平减指数的定义与计算

(一) GDP 平减指数的定义

GDP 平减指数(GDP deflator, 也称为 GDP 缩减指数)是国民经济核算重要的衍生指标, 通常将它定义为一定时期内以现价计算的国内生产总值与同时按可比价计算的国内生产总值的比率, 也即名义 GDP 与实际 GDP 之比(许宪春, 2003)。GDP 平减指数的具体计算公式为: $\text{GDP 平减指数} = \text{现价国内生产总值} / \text{不变价国内生产总值}$ 。GDP 平减指数是没有扣除价格变化的现价 GDP 与扣除价格变化后的不变价 GDP 之比, 反映了 GDP 价格的变化。与 CPI、PPI 等主要价格指数相比, GDP 平减指数并不是通过调查编制得到的, 而是通过现价和不变价 GDP 核算数据计算而得(徐强, 2006; 朱之鑫, 许宪春, 2012), 因而 GDP 平减指数是国民经济核算的衍生指标, 又被称为隐含价格指数(Implicit Price Deflator)。

(二) GDP 核算方法与 GDP 平减指数

通常 GDP 的核算采用生产法、支出法和收入法。生产法是从货物和服务活动在生产过

程中形成的总产品入手,从生产的角度衡量所有产业在核算期内的新增价值,即国民经济各行业增加值的总和,具体核算方法为各个行业生产过程中生产的产品和服务的总价值减去生产过程中投入的中间品的价值。收入法是从生产过程创造的收入角度,根据收入份额对生产活动成果进行核算,增加值由劳动者报酬、生产税净额、固定资产折旧和营业盈余四部分相加得到。支出法是从最终使用的角度衡量核算期内产品和服务的最终去向,包括最终消费支出(含有居民消费、政府消费)、资本形成总额(含有固定资本形成总额、存货增加)和货物与服务净出口几个部分。由于核算方法和数据来源不同,不同的 GDP 核算方法结果会存在一定的差异。与国际上主要采用支出法进行 GDP 核算不同,我国主要采用生产法核算 GDP,具体计算过程是:首先确定 GDP 的行业构成,按照大类分为第一产业、第二产业和第三产业,进一步细分为各个行业类别,然后计算各个行业的名义增加值,最后汇总得到名义 GDP。相应地,我国不变价 GDP 的核算也采用生产法,其核算中的重要步骤是根据各个行业的名义增加值和价格指数计算不变价增加值。其中,与英国等国类似(Chowdhury, 2008),价格指数通过标准的价格调查体系,使用定基拉氏物量指数进行计算。例如,零售业计算商品零售价格指数(RPI),房地产业计算房屋销售价格指数等。对计算得到的各个行业的实际增加值进行汇总,即可得到不变价 GDP。

值得注意的是,在计算不变价 GDP 时,需要采用价格指数缩减法和物量指数外推法对各个行业的增加值进行价格调整得到实际增加值。目前,我国大部分行业直接利用产出价格指数缩减报告期现价增加值(也即价格指数单缩法)或直接利用产出物量指数外推基期现价增加值(也即物量指数单外推法),得到报告期不变价增加值。国外很多国家不变价 GDP 核算采用双缩法(即分别利用总产出价格指数和中间投入价格指数缩减报告期现价总产出和现价中间投入,进而得出报告期不变价总产出和不变价中间投入,两者之差即为报告期不变价增加值)和双外推法(即分别利用产出物量指数和中间投入物量指数外推基期现价总产出和基期现价中间投入,得到报告期不变价总产出和报告期不变价中间投入,两者之差即为报告期不变价增加值)(许宪春, 2015a,b)。

应当承认,中间投入价格和总产出价格变动可能不一致,因此单缩法和单外推法可能带来核算偏差(赵红, 2005; 王建, 2015)。不过,一方面,正如许宪春(2015a,b)指出的,如果价格传导顺畅,中间投入价格与产出价格联动变化,那么二者变动将基本一致。即使中间投入和产出价格出现较大差距,在用单缩法核算时也不是简单使用产出价格指数进行缩减,而是需要做适当的价格评估和合理调整,以使其更能反映实际。同时,作为中间品的进口价格

变化对不同工业行业价格影响并不相同,而居民消费价格和固定资产投资价格的变化本身就是市场价格的真实反映,如果再扣除进口品价格变化,相当于各行业扣除了相同的进口价格因素,这其实是一种随意的做法,反而容易引起价格失真。另一方面,采用单缩法主要是受我国统计历史资料及与国际通行做法差异的限制。双缩法所使用的估计变量是不变价增加值真值的无偏估计,由于中间投入价格指数编制难度大,存在一定的统计误差,因而以此进行双缩法将带来较大的误差,单缩法核算反而更简便准确(许宪春, 2015b)。国家统计局始终结合国民经济普查等工作对历史数据进行相应调整,并努力编制与国际接轨的价格指数,提高价格指数的准确性和内在一致性(朱之鑫、许宪春, 2012; 许宪春, 2016)。因此,采用单缩法和单外推法核算不变价 GDP 与我国的实际情况密切相关,仍是合理可靠的。事实上,近期我国 GDP 平减指数被低估的观点主要是由于国际大宗商品等中间投入品价格跌幅大于产出品,但这并不影响服务业不变价核算,仅对部分工业部门存在有限影响。许宪春(2015b)指出,2015 年 1 季度单缩法不变价工业增加值并未导致中国经济的明显高估,而桑言(2015)的测算则表明,这种非人为干扰原因导致的 GDP 增速仅高估大约 0.5 个百分点,因而不能夸大这种统计技术因素的影响。

(三) GDP 平减指数与 GDP 增长率的关系及其计算

虽然国家统计局并不公布 GDP 平减指数的具体数值,但可以通过相关的统计指标进行推算(沈利生、王火根, 2008)。GDP 平减指数与 GDP 同比增长率具有密切的关系,设 t 期现价 GDP 为 GDP_t , 前一期的现价 GDP 为 GDP_{t-1} , 相应的不变价 GDP 分别表示为 $RGDP_t$ 和 $RGDP_{t-1}$, 名义 GDP 同比增长率为 R , 实际 GDP 同比增长率为 r , 从而有:

$$GDP_t/GDP_{t-1} = R + 1, RGDP_t/RGDP_{t-1} = r + 1。$$

根据定义, GDP 平减指数 $DGDP = GDP/RGDP$, 假设 GDP 平减指数的同比增长率为 p , 从而有:

$$1 + p = \frac{DGDP_t}{DGDP_{t-1}} = \frac{GDP_t}{RGDP_t} / \frac{GDP_{t-1}}{RGDP_{t-1}} = \frac{1 + R}{1 + r}$$

即

$$p = \frac{1 + R}{1 + r} - 1 = \frac{R - r}{1 + r}。$$

根据这一关系可计算得到 GDP 平减指数, 根据统计局公布的现价 GDP 可以计算名义 GDP 同比增长率 R , 同时根据公布的 GDP 不变价(以 2010 年为基期)的当季同比增长率 r , 计算得到 GDP 平减指数 p 。观察发现 $p = R - r - rp$, 可近似为 $p \simeq R - r$, 即 GDP 平减指数可近似为 GDP 名义增速减去实际增速。通过数据分析发现, GDP 平减指数与 GDP 名义增长率减去实际增长率的差高度一致。由图 1 可见, 除经济增长和物价波动较大导致误

差额 rp 较大的 1961 年、1985 年、1988 年、1992-1995 年和 2007 年之外，其他年份的名义 GDP 增速与实际 GDP 增速之差与 GDP 平减指数的误差 rp 均在 1%以内⁵。

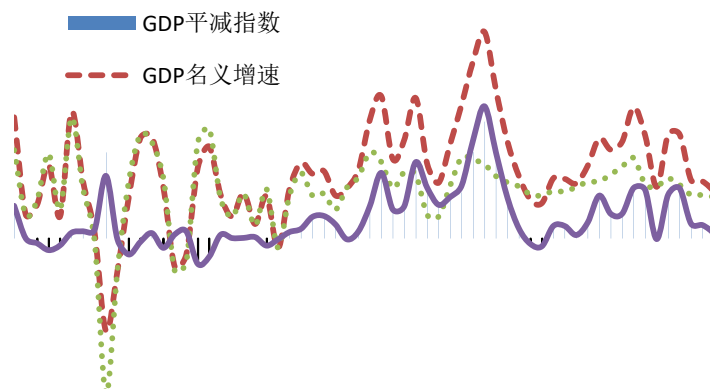


图 1 我国历年 GDP 平减指数、GDP 名义增速和实际增速以及二者之差(%)

约翰逊(2015)认为，由于我国的 GDP 平减指数被低估，因此中国经济增速被高估，这实际上存在着逻辑错误。正如前面指出的，GDP 平减指数是根据现价 GDP 和不变价 GDP 计算而得的，可以近似为名义 GDP 增长率与实际 GDP 增长率之差。但是，约翰逊(2015)却认为实际 GDP 增长率是根据名义 GDP 增长率减去 GDP 平减指数计算得到，这相当于舍本逐末，颠倒了相关指标的计算过程。

三、GDP 平减指数的支出法分析

(一) GDP 平减指数的支出法分解

英国《经济学人》认为，我国 GDP 平减指数与居民消费品价格指数 CPI 走势出现背离，因而经济增速被人为高估(Economist, 2015)。从核算范围看，GDP 平减指数衡量了全社会商品和劳务的价格变化，但 CPI 主要是反映居民消费的货物和服务的价格指数，两者所包括的货物和服务范围相差较大。因此，GDP 平减指数不仅取决于 CPI，还很大程度上取决于其他相关价格指数。

从支出法来看，GDP 平减指数综合反映了消费，投资以及货物和服务净出口等各项价格的变化情况(许宪春，2015b)。根据支出法 GDP 的核算关系，支出法 GDP 等于消费支出、投资支出和净出口的总和，即 $GDP = C + I + NX$ 。如果用 $RGDP$, RC , RI , RNX 分别表

⁵ 在不作特殊说明情况下，本文数据均来自 Wind、CEIC。与 CPI 和 PPI 的表述习惯一致，除特殊说明外，后文中的 GDP 平减指数均为同比增速。

示 GDP、消费、投资和净出口的不变价，用 $DGDP$, CPI , DI , DNX 分别表示 GDP、消费、投资和净出口的价格指数⁶，可以得到：

$$DGDP \times RGDP = CPI \times RC + DI \times RI + DNX \times RNX, \text{ 即:}$$

$$DGDP = CPI \times \frac{RC}{RGDP} + DI \times \frac{RI}{RGDP} + DNX \times \frac{RNX}{RGDP}$$

上式说明，从支出法角度来看，GDP 平减指数相当于消费者价格指数、固定资产投资价格指数和净出口价格指数的加权平均。目前，我国仅公布了 1990 年以来的固定资产投资价格指数，但根据国家统计局《中国国内生产总值核算历史资料(1952—2004)》中 1952 年以来的我国资本形成总额和固定资本形成指数，可以计算得到 1990 年之前的固定资产投资价格指数。我国不变价净出口分别按照货物和服务进出口价格进行缩减，其中货物出口采用出口货物价格指数，服务出口采用 CPI 中的服务项目价格指数，货物进口采用进口货币价格指数，服务进口参考美欧等发达国家和地区服务出口价格指数(许宪春，2015b)。由于我国经常项目仍以货物贸易为主，因而在净出口价格指数方面，这里采用两种替代方法：一是根据世界银行 WDI 数据库中公布的 1981 年以来贸易条件指数得到净出口价格变化情况(DNX1)，二是根据国家统计局公布的 1993 年以来出口产品和进口产品价格指数，得到净出口价格变化(DNX2)。当然，这两种替代方法都隐含假设进出口数量大致相当，对国内价格影响一致，而且货物进出口价格变化与服务进出口价格变化基本一致。由于我们主要是分析净出口对国内价格的影响，因而计算中是以贸易条件指数变化的负向指标，或进口价格指数减出口价格指数，进行计算。

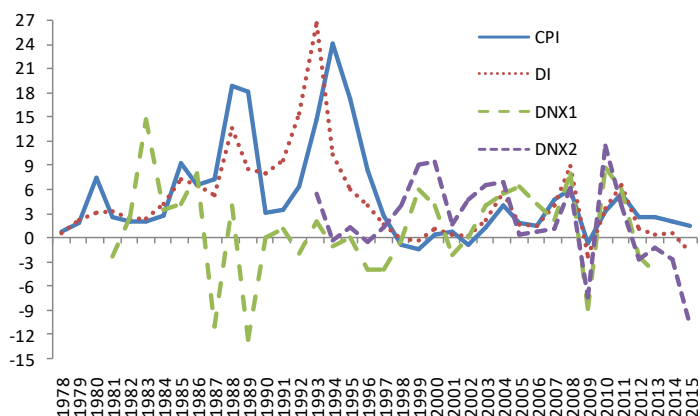


图 2 1978 年以来 CPI、固定资产投资价格(DI)和净出口价格(DNX1、DNX2)情况(%)

⁶ 这里的价格指数是指固定基期的定基值，这样有 $DGDP = GDP/RGDP$, $CPI = C/RC$, $DI = I/RI$, $DNX = NX/RNX$ 。上述关系对价格指数的同比增长率也成立。如果将前一期设定为基期，那么 $DGDP$ 、 CPI 、 DI 和 DNX 就表示 1+对应价格指数的同比增长率。由于公式右边各项的权重之和为 1，两边同时对每一项减 1，得到该公式对价格指数的同比增长率也成立。在后面的分析中主要对同比增长率进行讨论。

由此, 分别对 GDP 平减指数、消费者价格指数、固定资产投资价格指数和净出口价格指数的数据进行回归分析。为避免时间序列自相关的影响并考虑到回归系数的经济学含义, 这里采用 Newey and West(1987)提出的异方差自相关一致性协方差矩阵估计量(HAC)进行显著性检验。

表 1 GDP 平减指数的支出法分解(GDP 平减指数为因变量)

自变量 \ 样本期		1981-2013	1993-2015
CPI		0.6410*** (0.1259)	0.8062*** (0.0462)
DI		0.2645*** (0.0895)	0.1424** (0.0682)
DNX1(根据贸易条件计算的净出口价格指数)		0.1459** (0.0644)	
DNX2(根据进出口价格计算净出口价格指数)			0.1813** (0.0532)
Adj. R ²		0.8366	0.9228
S.E.		1.9850	1.5405
t		0.5724	2.0041*
Wald Test	F	0.3276	4.0164*
C(1)+C(2)+C(3)=1	χ^2	0.3276	4.0164**
Obs.		33	23

注: 括号内数字为 Newey-West 标准差, ***, **, * 分别代表显著性水平为 1%、5%、10%, 下同。

由表 1 可见, 各变量系数均显著, 且整个回归的 R² 较高。在 5% 显著性水平下, 大部分 Wald 检验结果都不拒绝回归系数之和为 1, 而且以贸易条件指数回归的所有 Wald 检验的各个统计量的 P 值均在 0.55 以上, 也即意味着三个变量的权重之和大致为 1, 这充分说明利用支出法对 GDP 平减指数进行分解的关系是成立的。

(二) GDP 平减指数大致相当于 CPI 和固定资产投资价格指数的加权平均

在支出法 GDP 统计中, 注意到在进出口大致平衡时, 净出口占 GDP 的比重很小, 因此, 可以得到近似公式为:

$$DGDP \simeq CPI \times \frac{RC}{RGDP} + DI \times \frac{RI}{RGDP}$$

这说明 GDP 平减指数大致是消费者价格指数和固定资产投资价格指数的加权平均, 权重分别是消费和固定资产投资占 GDP 的比重(沈利生、王火根, 2008; 陈杰、孙小英, 2012)。我们对 GDP 平减指数、消费者价格指数和固定资产投资价格指数进行分析, 其中 1977 年之前的消费者价格指数以商品零售价格指数(RPI)替代。回归结果显示, 消费者价格指数和固定资产投资的回归系数均显著, 且整个回归的 R² 较高, 而且建国以来和改革开放后的回归结果都是显著的, 说明变量间的关系是稳健的。而且, Wald 检验并不拒绝回归系数之和为 1, 这表明消费者价格指数和固定资产投资的权重之和大致为 1, 消费者价格指数和固定资

产投资的回归系数与表 3 的结果相比更为稳健。

表 2 GDP 平减指数与 CPI、固定资产投资价格指数的关系 (GDP 平减指数为因变量)

自变量 \ 样本期	1953-2015	1978-2015	1981-2013	1993-2015
CPI	0.6925*** (0.1011)	0.5830*** (0.1434)	0.5975*** (0.1469)	0.7583*** (0.0460)
DI	0.2069** (0.0812)	0.3354*** (0.1167)	0.3224*** (0.1157)	0.2465** (0.1050)
Adj. R ²	0.8218	0.8206	0.8132	0.8132
S.E.	2.0401	2.0227	2.1222	2.1222
t	-1.5638	-1.3196	-1.2530	0.0624
Wald Test F	2.4455	1.7413	1.5699	0.0039
C(1)+C(2)=1 χ^2	2.4455	1.7413	1.5699	0.0039
Obs.	63	38	33	23

(三) 支出法 GDP 平减指数的动态关系

为进一步观察支出法 GDP 平减指数的各项权重的动态变化,我们采用变系数回归方程来讨论 GDP 平减指数与消费者价格指数、固定资产投资价格指数和进出口价格指数的关系。根据前面的推导,可以建立如下变系数回归的状态空间模型(Kim and Nelson, 2000),其中观测方程为:

$$DGDP_t = \beta_{1t}CPI_t + \beta_{2t}DI_t + \beta_{3t}DNX_t + \epsilon_{1t}$$

即 GDP 平减指数是由消费者价格指数和固定资产投资价格指数的动态影响决定。其中 β_{1t}, β_{2t} 分别表示消费和固定资产投资占 GDP 的比重,为不可观测的状态变量。假设服从自回归过程,因此状态方程为:

$$\beta_{1t} = a_1\beta_{1,t-1} + \epsilon_{2t}, \beta_{2t} = a_2\beta_{2,t-1} + \epsilon_{3t}, \beta_{3t} = a_3\beta_{3,t-1} + \epsilon_{4t},$$

其中 $\epsilon_{1t} \sim N(0, \sigma_1), \epsilon_{2t} \sim N(0, \sigma_2), \epsilon_{3t} \sim N(0, \sigma_3), \epsilon_{4t} \sim N(0, \sigma_4)$ 。

根据样本数量和表 1 的 Wald 系数检验回归结果,这里以 DX1 作为净出口价格指数进行计算,采用卡尔曼滤波求解状态空间模型,对 1978 年以来时变系数 GDP 平减指数进行计算(如图 3 所示)⁷,其中 a_1 、 a_2 和 a_3 的估计结果分别为 0.98 和 1.02 和 1.00,对应的 p 值均为 0,系数显著。

⁷ 这里,状态空间模型假定状态变量服从自回归过程,由此得到 1978 年以来的缺失数据。

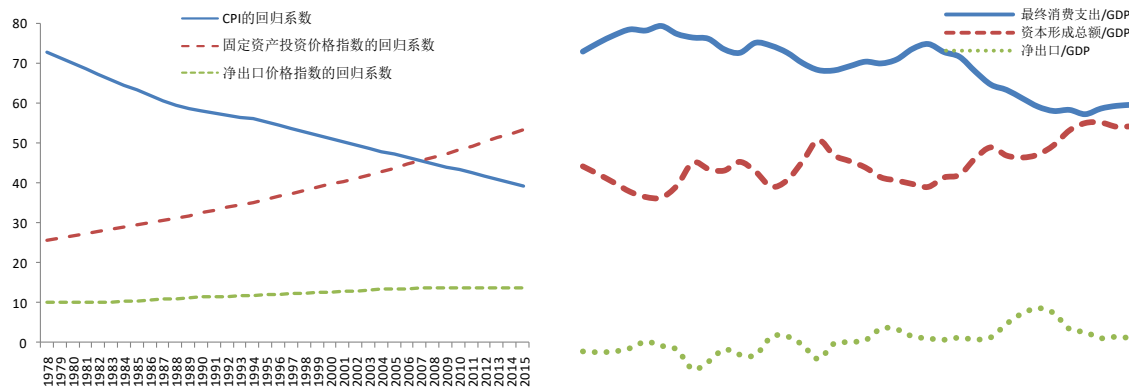


图 3 支出法 GDP 平减指数的动态关系与支出法 GDP 构成 (%)

从图和估计结果中均可以看出, 消费的系数在逐渐下降, 而投资的系数在逐渐上升, 这与 GDP 支出法核算中最终消费支出和资本形成总额所占比例的变化趋势是基本一致的。由图 3 的右图可见, 净出口占支出法 GDP 的比重在 1990 年代初期之前基本都在零附近波动, 直至 1994 年之后我国净出口持续顺差, 占 GDP 的比重在 2007 年达到最高的 8.5% 之后逐渐下降, 2011 年以来始终保持在 3% 以下。净出口价格指数的时变回归系数在 1990 年代开始出现明显上升态势并在 2011 年之后逐渐下降, 这在趋势上与净出口占 GDP 的比重相一致。

由于时变系数状态方程采用变量自回归形式, 因而回归结果始终大于零。由表 2 可见, 在不考虑净出口价格变化情况下, GDP 平减指数大致相当于 CPI 和固定资产投资价格指数的加权平均。因而, 我们仅对 1978 年以来的 CPI 和固定资产投资价格指数进行时变系数回归 (也即 $\beta_{3t} = 0$), 通过卡尔曼滤波求解状态空间模型, 可得 $a_1 = 0.98$, $a_2 = 1.02$, 并且 P 值均为 0, 说明回归结果是显著的 (如图 4 所示)。由于未考虑净出口因素, 因而图 4 结果与图 3 存在一定差异。不过, CPI 和固定资产投资价格指数的系数变化趋势与消费和投资占 GDP 的比重仍比较吻合, 而且 β_{1t} 与 β_{2t} 之和接近于 1, 这与表 2 的结果相一致, 说明我们的分析是合理的。

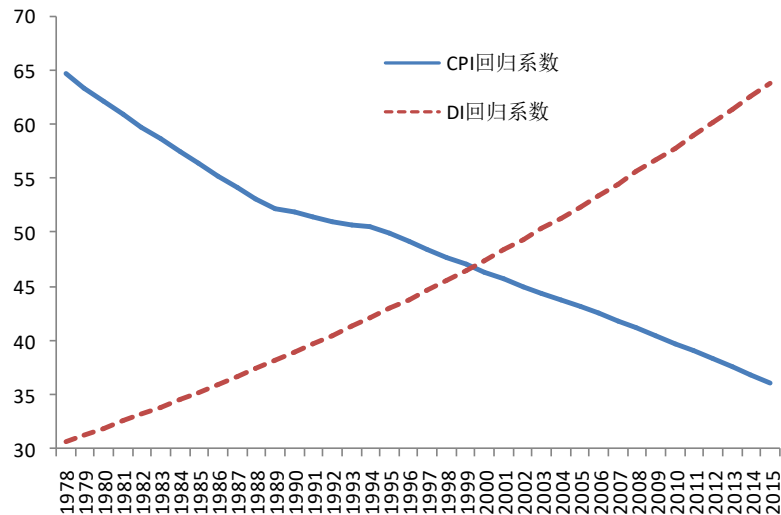


图4 CPI与固定资产投资价格指数变系数回归结果(%)

四、GDP平减指数的生产法分析

(一) GDP平减指数的生产法分解

王健(2015)等很多学者认为, GDP平减指数可以通过CPI和PPI的简单合成而得到, 进而认为当前我国GDP平减指数与CPI存在严重偏离和低估。但是, 正如前面支出法GDP平减指数中指出的, GDP平减指数相当于CPI、固定资产投资价格指数和净出口价格指数按不变价消费、投资和净出口占GDP比重的加权平均。GDP平减指数与PPI的关系, 实际上体现于生产法不变价GDP核算当中。从生产法核算来看, GDP平减指数相当于各行业价格指数的加权平均值, 综合反映了国民经济各个行业的价格变化情况。PPI是反映工业生产的价格波动, 因而与第二产业中的工业GDP平减指数更为接近。进一步从生产法对GDP平减指数进行分析, 发现它相当于各行业价格指数的加权平均值, 综合反映了国民经济各个行业的价格变化情况。类似于前面的推导, 可以得到:

$$DGDP \simeq DGDP_1 \times \frac{RGDP_1}{RGDP} + DGDP_2 \times \frac{RGDP_2}{RGDP} + DGDP_3 \times \frac{RGDP_3}{RGDP}$$

由此可见, 根据生产法不变价GDP核算, GDP平减指数大致是三大产业GDP平减指数的加权平均(DGDP1, DGDP2, DGDP3), 权重分别是各个产业占GDP的比重(沈利生和王火根, 2008), 其中第二产业GDP平减指数是工业GDP平减指数(DGDP21)和建筑业GDP平减指数(DGDP22)的加权平均, 并可以用PPI近似。

对GDP平减指数、三次产业GDP平减指数进行回归, 并将其结果与PPI替代第二产业GDP平减指数的回归进行比较。可以发现, 除1953年—2015年建筑业GDP平减指数系数

不显著外, 其他方程变量都是显著的, 而且 1978 年—2015 年的 DGDP21 与 DGDP22 之和与同期 DGDP2 的回归系数非常接近, 说明生产法 GDP 平减指数关系是成立的。不过, 第二产业平减指数和 PPI 对 GDP 平减指数的影响并不一致, 第二产业和工业的 GDP 平减指数的回归系数明显大于 PPI, 这主要是由于 GDP 核算中的第二产业中除了工业外还包括建筑行业, 而且工业增加值核算的行业范围要大于 PPI 核算的行业范围。同时, 所有方程的 Wald 系数检验都显著拒绝了回归系数之和为 1, 这可能是由于产业结构随着时间的变化发生改变(后面的动态关系分析将进一步说明), 并与数据质量有关。

表 3 GDP 平减指数的生产法分解及与 PPI 的关系(GDP 平减指数为因变量)

样本期		1953-2015	1978-2015	1978-2015	1953-2015	1978-2015	1978-2015
自变量							
DGDP1		0.2881*** (0.0176)	0.2258*** (0.0135)	0.2878*** (0.0214)	0.2922*** (0.0329)	0.2264*** (0.0221)	0.2726*** (0.0177)
DGDP2		0.3665*** (0.0296)	0.4458*** (0.0244)				
DGDP21					0.3062*** (0.0447)	0.3573*** (0.0309)	
DGDP22					0.0496 (0.0400)	0.0829*** (0.0084)	0.0987*** (0.0292)
PPI				0.2625*** (0.0292)			0.1991*** (0.0422)
DGDP3		0.2914*** (0.0217)	0.2944*** (0.0139)	0.2924*** (0.0255)	0.2890*** (0.0187)	0.2849*** (0.0210)	0.2698*** (0.0174)
Adj. R ²		0.9754	0.9916	0.9733	0.9734	0.9923	0.9800
S.E.		0.7576	0.4373	0.7802	0.7878	0.4188	0.6753
Wald Test	t	-2.6820***	-2.5494**	-9.4581***	-2.8135***	-3.4854***	-9.5849***
C(1)+C(2)+C(3)	F	7.1931***	6.4997**	89.456***	7.9158***	12.148***	91.871***
(+ C(4))=1	χ^2	7.1931***	6.4997**	89.456***	7.9158***	12.148***	91.871***
Obs.		63	38	38	63	38	38

(二) GDP 平减指数与主要产业价格指数的关系

从产业的角度来看, 可以采用农产品生产价格指数(API)或 CPI 中的食品价格(CPI Food)和 CPI 服务项目(CPI Service)来近似替代第一产业和第三产业 GDP 平减指数⁸, 可以发现与 PPI 类似, 这些价格指标在均值相等性检验和相关性等方面, 可以很好地解释相应产业部门 GDP 平减指数的变化情况。与 GDP 平减指数相比, 这些价格指数都是月度数据, 因而可以通过观察这些指标的变化对 GDP 平减指数进行更及时准确的判断。

⁸ 其中, 农产品生产价格指数样本期为 1978 年—2014 年; 食品 CPI 样本期为 1994 年—2014 年; 服务项目 CPI 样本期为 1979 年—2014 年, 1979 年-1985 年数据为城镇服务项目 CPI, 1986 年-2014 年数据为全国服务项目 CPI, 2001 年数据缺失并根据线性差值方法填补。

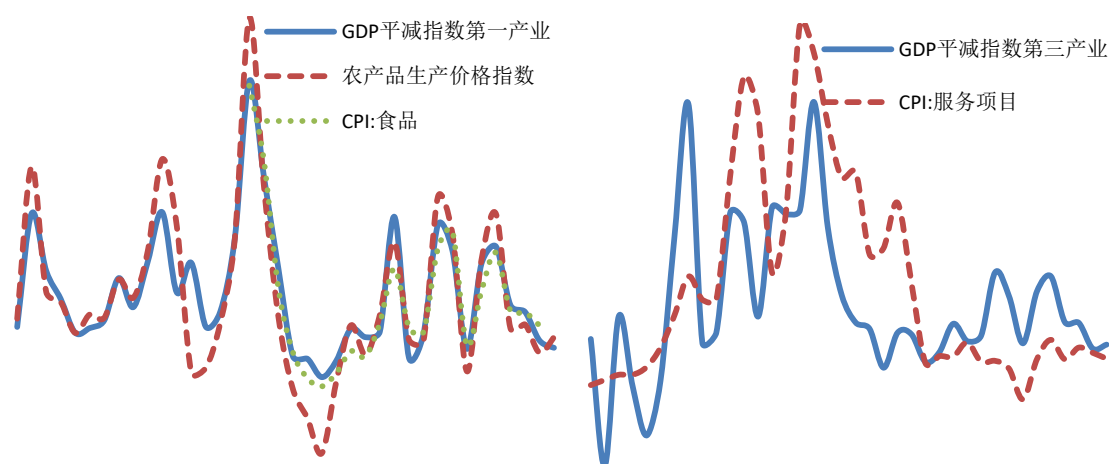


图5 农产品生产价格指数、CPI 食品、CPI 服务项目与相应产业 GDP 平减指数(%)

表4 不同价格指数与产业 GDP 平减指数均值相等性检验和相关系数

	均值相等性检验 t 统计量	P 值	相关系数	P 值
第一产业GDP平减指数与农产品生产价格指数	0.2388	0.8120	0.9213	0.0000
第一产业GDP平减指数与CPI食品	0.2209	0.8263	0.9663	0.0000
第二产业GDP平减指数与PPI	-0.4452	0.6575	0.9271	0.0000
第三产业GDP平减指数与CPI服务项目	-0.9861	0.3274	0.5940	0.0000

对这些价格指标与 GDP 平减指数的回归分析表明,各价格指数与 GDP 平减指数关系是显著的,这说明生产法 GDP 平减指数分解的关系是成立的。当然, Wald 系数检验表明,各价格指数之和显著拒绝等于 1,这主要是各价格指数统计与相应产业 GDP 平减指数还是存在明显差别,如 CPI 服务项目虽然包含了大部分服务业价格统计,但仍并不完全定价于第三产业 GDP 平减指数(许宪春, 2015a),这也说明我国有必要开展专门的服务业价格统计,以为及时准确判断物价的全面变化提供更可靠的数据支持。

表5 主要价格指数与生产法 GDP 平减指数分解(GDP 平减指数为因变量)

自变量		样本期	1979-2015	1994-2015
API			0.2736*** (0.0442)	
CPI Food				0.4545*** (0.0419)
PPI			0.2235*** (0.0776)	0.1661*** (0.0663)
CPI Service			0.2272*** (0.0197)	0.1151*** (0.0271)
Adj. R ²			0.8411	0.9477
S.E.			1.9155	1.863
t			-5.2975***	-4.4349***
Wald Test F			28.063***	19.669***
C(1)+C(2)+C(3)=1 χ^2			28.063***	19.669***
Obs.			37	22

(三) 生产法 GDP 平减指数的动态关系

为了观察不同产业的变化情况以及其对 GDP 平减指数的动态影响, 我们进一步采用变系数回归方程来进行分析。根据前面的推导, 可以建立如下变系数回归的状态空间模型。其中观测方程为:

$$DGDP_t = \beta_{1t}DGDP_{1t} + \beta_{2t}DGDP_{2t} + \beta_{3t}DGDP_{3t} + \epsilon_{1t}$$

即 GDP 平减指数是由三次产业 GDP 平减指数的动态影响决定。其中 $\beta_{1t}, \beta_{2t}, \beta_{3t}$ 分别表示三次产业占 GDP 比重, 为不可观测的状态变量。假设服从自回归过程, 因此状态方程为:

$$\beta_{1t} = a_1\beta_{1,t-1} + \epsilon_{2t}, \beta_{2t} = a_2\beta_{2,t-1} + \epsilon_{3t}, \beta_{3t} = a_3\beta_{3,t-1} + \epsilon_{4t},$$

其中 $\epsilon_{1t} \sim N(0, \sigma_1), \epsilon_{2t} \sim N(0, \sigma_2), \epsilon_{3t} \sim N(0, \sigma_3), \epsilon_{4t} \sim N(0, \sigma_4)$ 。

考虑到更高频率统计数据对分析 GDP 平减指数的作用及不同价格指标与生产法 GDP 平减指数分解的关系, 根据表 5 的回归结果, 这里首先对 API、PPI 和 CPI 服务项目与 GDP 平减指数的动态关系进行分析。采用卡尔曼滤波求解状态空间模型, 得到模型的解如图 5 所示。其中 a_1, a_2 和 a_3 的估计结果分别为 0、0.964 和 1.065, 对应的 p 值分别为 1、0、0, a_2, a_3 系数显著, a_1 不显著可能是由于数据的原因。

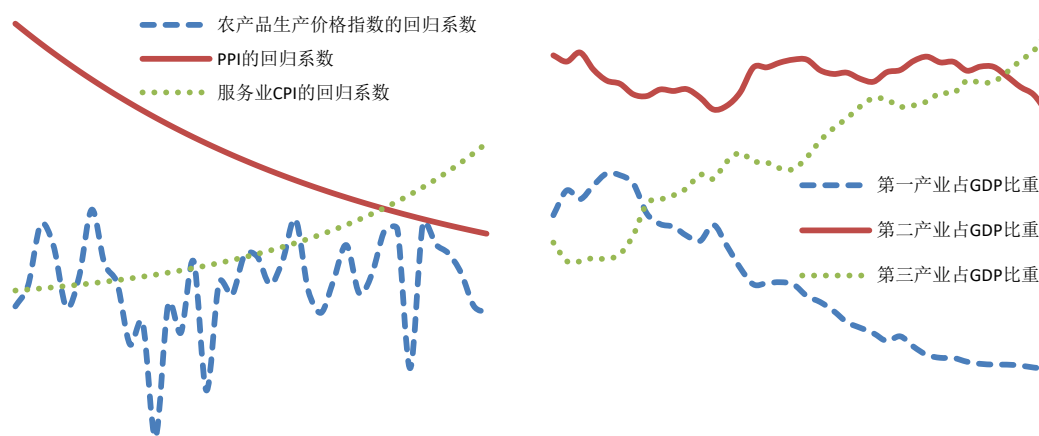


图 6 API、PPI 和 CPI 服务项目与生产法 GDP 平减指数的动态关系及 GDP 产业构成(%)

可以看出, 第一产业的系数在逐渐下降, 而第二、三产业的系数在逐渐上升, 这与 GDP 生产法核算中三个产业的变化是基本一致的。随着经济新常态的确立, 我国经济正在逐步从规模速度型粗放增长转向质量效率型集约增长, 经济发展动力正从传统增长点转向新的增长点, 产业结构从工业主导转向服务业主导。近年来我国工业占 GDP 比重正在逐步下降, 服务业比重逐渐上升。在这一趋势下, PPI 在 GDP 平减指数中的比重将逐步降低。虽然图 6 中 PPI 和服务业 CPI 对生产法 GDP 平减指数的动态关系能够很好地反映我国经济的产业结构变化, 不过农产品生产价格指数对 GDP 平减指数的动态关系与第一产业占 GDP 比重的走

势还是存在一定的差异，而且部分年份还出现了负值(API 的系数 a_1 为零且 P 值并不显著)，这应该这是由于各价格指数无法完全反映各产业的 GDP 平减指数，与表 5 的回归结果类似。

上述动态分解虽然能够说明一定的问题，但效果不如支出法 GDP 平减指数分析那样理想，这很可能是与数据有关。如果是对三次产业 GDP 平减指数对生产法 GDP 平减指数进行动态分析，能够更好地说明 GDP 平减指数的动态变化情况。同样采用前面的卡尔曼滤波求解状态空间模型，其中 a_1 、 a_2 和 a_3 的估计结果分别为 0.972、1.00 和 1.025，对应的 p 值均为 0，说明各系数显著。三次产业平减指数对 GDP 平减指数的动态关系能够很好地解释我国经济产业结构的变化趋势，特别是 2011 年第三产业 GDP 平减指数回归系数开始超过第二产业 GDP 平减指数回归系数，这与 2012 年以来第三产业占 GDP 比重首次超过第二产业的实际情况基本相符，说明我们的分析是合理可靠的。

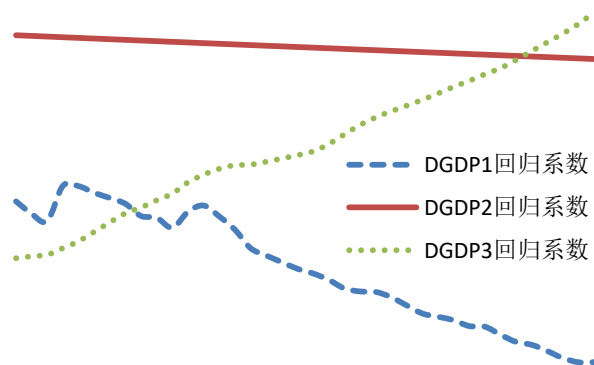


图 7 三次产业 GDP 平减指数的动态关系及 GDP 产业构成(%)

五、对 GDP 平减指数的进一步讨论

(一) GDP 平减指数与主要价格指数的关系

前面有关 GDP 平减指数定义的分析表明，GDP 平减指数是反映一国总体价格水平变动的指标，但这并不意味着其是各种价格指数的加权平均，这并非是由于权重难以准确估计且价格指标数据不全(桑言，2015)，而更主要地是根据前面支出法和生产法 GDP 平减指数的分析可见，GDP 核算方法的不同决定了其对不同价格指数或可替代价格指标的理论关系，只有这样才能够更好地估计 GDP 平减指数并及时准确地判断整体物价变化情况。因而，王健(2015)等认为 GDP 平减指数相当于 CPI 和 PPI 的加权平均的观点，在理论和实证上都是不成立的。

一方面，CPI 核算中的“服务项目”与国民经济行业分类中的“服务”在覆盖范围和结构上

有所不同。因此 CPI 不能完全反映第三产业的价格变化。平减指数中的第三产业部分与 CPI 不完全相符。2015 年上半年受股市上涨等因素影响金融业价格指数提高了 1.4 个百分点(许宪春, 2015a), 对 GDP 平减指数有推升作用, GDP 平减指数第三产业部分 2015 年上半年增长 2.54%, 但是 CPI 中不包含这一部分, 上半年累计增长 1.28%。另一方面, PPI 从生产法角度反映了 GDP 中工业部分的价格, CPI 从支出法角度反映了 GDP 中消费支出的价格变化, 二者分别从供给和需求的角度衡量了 GDP 不同侧面的价格变化。作为 GDP 生产构成部分的工业增加值与作为 GDP 需求构成部分的居民消费支出是不能简单相加的。所以, CPI 与 PPI 的加权平均不能代表 GDP 平减指数。从生产角度看 PPI 对 GDP 平减指数的影响约为 40%, 从需求角度看 CPI 对 GDP 平减指数的影响约为 60%, 但由于方法不同, GDP 平减指数还受到其他不同因素的影响, 因而不能简单地对两者进行加权平均, GDP 平减指数与 CPI、PPI 的偏离也是可以理解的。当然, 生产法 GDP 平减指数分解及动态关系的分析也表明, 今后应进一步开展服务业价格统计, 提高统计数据质量, 这样才能够更及时准确地判断物价整体变化情况, 为有关通货膨胀的讨论和货币决策提供可靠的数据支持。

(二) GDP 平减指数作为通货膨胀(紧缩)衡量指标的利弊分析

目前我国公布的价格指数体系主要包括居民消费价格指数(CPI)、生产者价格指数(PPI)、商品零售价格指数(RPI)和工业生产者购进价格指数(PPIRM)等, 用以反映不同领域价格的变化情况。GDP 平减指数反映了生产活动总成果的总体价格, 是反映全社会经济物价水平变化的综合性价格指标, 对于衡量一般价格水平变化具有重要意义。从生产法来理解, GDP 平减指数取决于各个行业的名义和实际增加值, 相当于各行业价格指数的加权平均, 综合反映了国民经济各个行业的价格变化情况。从支出法来理解, GDP 平减指数全面反映了消费, 投资以及净出口等各方面需求的价格变化情况。由此可见, GDP 平减指数不仅包含消费和服务领域, 还包含生产和投资领域, 衡量了全社会商品和劳务的价格变化, 能够反映社会总体物价水平的变化, 因而在全面准确衡量通货膨胀方面更具优势。

与此同时, 需要注意 GDP 平减指数在衡量物价水平方面存在一定的不足。首先, CPI、PPI 等常用的价格指数都是通过抽样调查收集样本产品的价格, 据此直接编制出来的价格指数。GDP 平减指数是通过将现价 GDP 与不变价 GDP 计算得到的, 不是标准价格指数, 它所包括的产品篮子是不断变化的, 没有将物量变化的因素完全剔除, 属于帕氏类型的价格指数, 并不能反映纯价格变化。其次, GDP 平减指数通常是按季度 GDP 数据的发布而得到, 随着 GDP 的修订 GDP 平减指数也会随之修改, 因此无法用于检测价格短期变化, 不利于对

通货膨胀的早期预警。CPI、PPI 等标准价格指数都是按月编制发布的，能够为通货膨胀的监测和政策制定提供及时的信息，在经济形势分析和货币决策中应用更为广泛。另外，与 CPI、PPI 等指标只应包括货币交易不同，在 GDP 平减指数中包含了政府向住户提供的实物社会转移和非市场服务、易货交易、实物收入、自产自用的货物和服务等非货币交易，这些非货币交易不能反映价格的变化情况(Koga, 2003; 徐强, 2006)。因此，在通货膨胀率的衡量中，既不能忽略 GDP 平减指数的重要意义，也不能用 GDP 平减指数完全代替 CPI、PPI 等指标。通常需要将几种价格指数综合考虑，更为全面的对物价走势进行分析。目前，IMF、世界银行等国际组织大都使用 CPI 和 GDP 平减指数综合衡量通货膨胀，前者主要用于月度、季度分析，后者主要用于年度分析。当前有关中国面临通货紧缩压力和风险的讨论，也应结合 CPI、PPI、GDP 平减指数及其他更高频物价指数和 GDP 平减指数的变化趋势，进行综合研判分析，为相关决策提供更为准确可靠的参考依据。

六、结论性评述

本文从 GDP 平减指数的定义和计算方法出发，说明了我国 GDP 平减指数的合理性，从支出法和生产法 GDP 核算的角度，对 GDP 平减指数与 CPI、PPI、固定资产投资价格指数等主要价格指标的理论关系和影响机制进行了深入的理论分析和严格的计量检验，说明了 GDP 平减指数在衡量一般物价水平变化的重要意义和判断通货膨胀态势的利弊。总的来看，我国 GDP 平减指数是合理可靠的，能够全面反映物价水平的变化情况，对实际 GDP 增速的影响程度是有限的。GDP 平减指数并不是通过调查编制的价格指标，而是通过现价和不变价 GDP 数据计算而得，是国民经济核算重要的衍生指标。因而，应加强改进现有价格指标统计数据工作，建立与国际通行做法接轨的价格数据，开展服务业和进出口服务价格等价格指数统计，完善中间投入品价格历史数据，改进 GDP 核算方法并根据新的资料进行修正，进一步提高我国国民经济核算水平和 GDP 平减指数的数据质量。

在中国经济进入新常态和趋势性与周期性因素叠加的当下，中央银行面临的环境和挑战更加复杂，既要防止结构调整过程中出现总需求的惯性下滑，又不能过度放水、妨碍市场的有效出清，为经济结构调整与转型升级营造中性适度的货币金融环境。货币政策在在兼顾经济增长、通货膨胀等多目标的同时将更关注物价稳定目标(张晓慧, 2015)。及时准确地判断全社会总体物价水平变化，对提高货币政策有效性至关重要。虽然 GDP 平减指数是反映一国总体物价变动的重要指标，但不同的 GDP 核算方法表明 GDP 平减指数并不是对各种物价

指数的简单加权平均。支出法和生产法 GDP 平减指数分解和动态关系的分析表明，可以通过观察更为高频的农业生产者价格指数、PPI、服务项目 CPI 等月度物价指标，合理估计能够全面反映通货膨胀情况的 GDP 平减指数变化情况，以更好地及时监测全社会整体物价水平变化，为判断经济走势和货币决策提供可靠的参考依据。

参考文献

- [1] Chowdhury, A. Methods Explained: The GDP Implied Deflator. *Office for National Statistics Economic & Labour Market Review*, Vol.2, No. 6, 2008, pp. 53-56.
- [2] S.R.. Whether to Believe China's GDP Figures. *Economist*, 2015-7-14.
- [3] Kim, C, C. Nelson. *State-Space Models with Regime Switching*. Cambridge: MIT Press, 2000, p50-93.
- [4] Koga, M. Why is the Rate of Decline in the GDP Deflator So Large? *Bank of Japan Review Series*, July, 2003.
- [5] Kumar, Manmohan S, Baig, et al. Deflation Determinants, Risks, and Policy Option. IMF Occasional Paper, No.221. 2003.
- [6] Newey, W., K. West. A Simple, Positive Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix. *Econometrica*, Vol. 55 No.3, 1987, pp. 703-708.
- [7] 陈杰、孙小英：《基于平减指数的 GDP 数据修订的合理性解析》，《统计与决策》2010 年第 11 期。
- [8] 胡学锋：《对 GDP 缩减指数中“负权数”的研究》，《统计研究》2007 年第 10 期。
- [9] 江金泽：《谜一般的平减指数 中国 GDP 因此刻意拉高两个百分点》，华尔街见闻网，2015 年 10 月 20 日。
- [10] 刘雪燕、肖潇、杜秦川：《我国 7% 的经济增速是可信的》，《人民日报》2015 年 9 月 24 日。
- [11] 吕捷、王高望：《CPI 与 PPI“背离”的结构性解释》，《经济研究》2014 年第 4 期。
- [12] 桑言：《中国 GDP 高估了？》，英国《金融时报》中文网，2015 年 7 月 15 日。
- [13] 沈利生、王火根：《GDP 数据修订对平减指数的影响》，《数量经济技术经济研究》2008 年第 5 期。
- [14] 史蒂夫约翰逊：《中国经济增速“被高估”》，英国《金融时报》中文网，2015 年 6 月 19 日。
- [15] 王建：《经济增长数据的两个“看不懂”》，《中国证券报》2015 年 2 月 24 日。
- [16] 徐奇渊：《对 CPI 指数讨论的回顾与评述》，《统计研究》2010 年第 12 期。
- [17] 徐强：《GDP 缩减指数是测度通货膨胀的可靠指标吗？》，《统计研究》2006 年第 5 期。
- [18] 许宪春：《中国国民经济核算与宏观经济问题研究》，中国统计出版社 2003 年版。
- [19] 许宪春：《GDP 缩减指数与增长速度》，《人民日报》2015 年 8 月 12 日。
- [20] 许宪春：《关于中国经济增长速度的质疑与解答》，《经济学报》2015 年第 4 期。
- [21] 许宪春：《正确看待我国 GDP 增长数据》，国家统计局，2016 年 1 月 21 日。
- [22] 张平：《通缩机制对中国经济的挑战与稳定化政策》，《经济动态》2015 年第 4 期。
- [23] 张晓慧：《货币政策的发展、挑战与前瞻》，《中国金融》2015 年第 19 期。
- [24] 赵红：《GDP 核算中的价格指数及存在的问题研究》，《统计研究》2005 年第 5 期。

[25] 钟红、李宏瑾、苏乃芳：《通货紧缩的定义、度量及对当前形势的判断》，《国际金融研究》2015 年第 7 期。

[26] 周建、刘晒珍：《哪种价格指数为中国货币政策提供了更多的通货膨胀信息？》，《财经研究》2014 年第 6 期。

[27] 朱之鑫、许宪春：《中国不变价国内生产总值核算方法研究》，北京大学出版社 2012 年版。

GDP Deflator Redux

Abstract: As China's economy has entered the "New Normal", the inflation rate keep heading down. As an important indicator fully measuring prices level, GDP deflator receives wide-spread attention recently. Some challenged that the Chinese GDP deflator is under-estimated, and is deviated from CPI and PPI. In this article, we make re-exploration of GDP deflator, point out that the accounting of Chinese GDP deflator is accurate, and GDP deflator is an important variable for measuring inflation rate. Meanwhile, the empirical analyses such as linear regression and state space model reveal the dynamic relation between major price index such as CPI, PPI as well as fix asset price, and GDP deflator. These explorations are important to understand the GDP deflator and comprehensive evaluate the inflation rate.

Keywords: GDP Deflator, Inflation (Deflation); Constant Price Accounting; Price Index

中国杠杆率悖论——兼论货币政策 “稳增长”和“降杠杆”真的两难吗？

刘晓光¹ 张杰平²

【摘要】近年来，中国经济杠杆率急剧上升。为了防控金融风险，“降杠杆”的呼声此起彼伏。在经济增速放缓的背景下，货币政策当局一度陷入“稳增长”与“降杠杆”的两难境地，并总体上实施了“名松实紧”的货币政策。然而，随着货币增长率放缓，中国经济杠杆率却越降越高，堪称“杠杆率悖论”。本文试图利用修正的动态随机一般均衡（DSGE）模型分析中国货币供应量和杠杆率之间的关系，厘清中国杠杆率悖论背后的作用机制。结果显示，降低货币供应量会带来投资和消费增长的下滑，进而带来产出更大幅度下降，最后反而会提高经济杠杆率。具体地，在货币增速受到负向冲击下，货币供应量比基准每下降 0.08 个百分点，将带动投资和产出分别下降 0.38 和 0.18 个百分点，使得杠杆率上升 0.09 个百分点。而且在有金融加速器效应的情况下，这一影响机制还会得到进一步加强，货币供应量比基准每下降 0.08 个百分点，带动投资和产出分别下降 0.59 和 0.25 个百分点，使得杠杆率上升 0.14 个百分点。因此，货币政策“稳增长”和“降杠杆”并非两难选择，而是具有一致性，简单采用紧缩性货币政策来降杠杆的做法很可能适得其反。

【关键词】中国杠杆率 货币供应量 金融加速器

一、引言

非抛补利率平价理论（UIP）是最重要的汇率决定理论之一，近年来，我国经济杠杆率急剧上升。李杨等（2015）、中国人民银行杠杆率研究课题组（2014）、国际货币基金组织（IMF，2015）等最新研究报告均指出，我国杠杆率上升过快，不仅显著高于自身的历史水平，也显著高于其他国家。一国经济杠杆率持续增高可以推动投资，促进产出增加，但过高的杠杆率也会增加潜在的金融风险，甚至引发金融危机，进而可能会对经济增长产生极其不利的影响。

根据现有研究，学界对一国经济杠杆率有三种相近的衡量指标：第一种杠杆率指标为一国

¹ 刘晓光，中国人民大学国家发展与战略研究院讲师、博士

² 张杰平，北京大学国家发展研究院博士后研究员、博士

各部门加总的总债务与 GDP 的比值（中国人民银行杠杆率研究课题组，2014）³。第二种杠杆率指标为社会融资余额与 GDP 的比值（Barajas 等，2011；IMF，2015）。第三种杠杆率指标为广义货币供应量与 GDP 的比值（M2/GDP），即通常所谓的货币产出比（宋国青，2014）。三种杠杆率指标是相通的，逻辑在于在宽松的货币政策下，货币（M2）、信贷和债务增长通常都较快。如图 1 所示，1990 年代以来，我国三种杠杆率指标都出现显著的上升趋势，尤其是 2008 年金融危机发生以来三者都有加速上升的趋势。因此，为了便于分析我国货币政策对杠杆率的影响机制，本文余下部分主要关注第三种指标衡量的经济杠杆率，即货币产出比（M2/GDP）指标。

随着我国经济杠杆率的持续攀升，为了防控经济金融风险，“降杠杆”的呼声此起彼伏。图 1 显示，货币产出比指标从 2008 年的 150% 急剧上升到 2009 年的 177%，并经过 2010-11 年的短暂稳定后，于 2012 年再度快速上升到 182%。随后，为了防控经济金融风险，从 2013 年开始，政府开始实施一系列重大举措严控杠杆。从货币政策的主要指标看，M2 增速从 2013 年 2 季度初的 16.1% 持续下降到 2015 年 2 季度初的 10.1%。然而，经过两年多的降杠杆努力，中国的杠杆率却越降越高。2013 年底，按照 M2/GDP 杠杆率计算，中国杠杆率达到 188%，2014 年底达到 193%，2015 年上半年突破 200%（图 2）。按照李扬等（2015）定义的全社会杠杆率，2013 年和 2014 年持续上升到 225% 和 236%，毫无企稳的趋势。

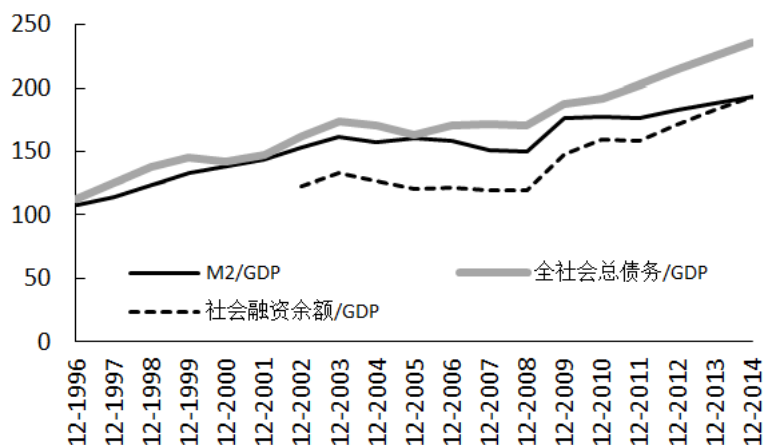


图 1 中国经济杠杆率（1987-2014，%）

数据来源：Wind 资讯。

现实形势与预期初衷的严重背离，使决策层陷入两难困境。在 M2 增长率下降的同时，中国杠杆率（M2/GDP）却不断上升，堪称“中国杠杆率悖论”。因此，迫切需要厘清中国

³ 中国人民银行杠杆率研究课题组(2014)把经济分为政府、非金融企业、居民和家庭、金融机构四个部门，相对应的就有政府杠杆率、非金融企业杠杆率、居民和家庭杠杆率、金融机构杠杆率。

杠杆率悖论背后的作用机制，深入研究我国货币供应量和杠杆率之间的关系。为此，本文试图利用一个修正的动态随机一般均衡模型（DSGE），研究我国货币供应量（M2）和杠杆率（M2/GDP）之间的关系。我们认为，在我国当前的经济金融系统下，降低货币供应量增长率等紧缩性的货币政策反而会提高杠杆率，原因在于它会带来投资和产出增长更大幅度的下滑。而且，这一作用机制在有金融加速器效应下，还会进一步增强。考虑到目前我国利率市场化改革仍相对滞后、因而货币政策传导机制具有以货币供应量为主的特点，本文修正了 Bernanke 等人（1999）提出的具有“金融加速器机制”的 BGG 模型，发展成为调整的 A-BGG（Adjusted BGG）模型，进而模拟分析我国货币供应量变化对杠杆率的影响。

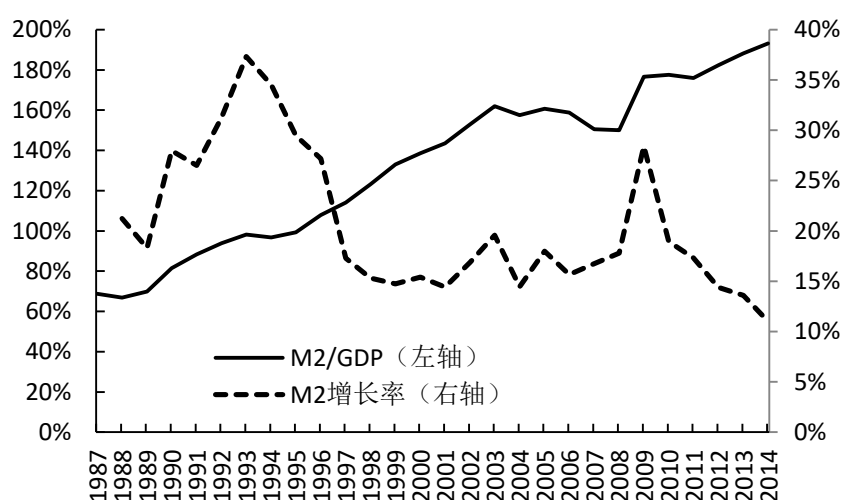


图2 中国 M2 增长率和杠杆率变化情况（1987-2014 年，%）

数据来源：Wind 资讯。

本文余下部分安排如下：第二部分为文献综述；第三部分主要介绍理论框架与参数校准；第四部分利用拓展的金融加速器模型，对中国杠杆率悖论现象进行经验检验；第五部分总结和提出政策建议。

二、文献综述

本文研究货币政策与杠杆率的关系，以下几方面文献与本文研究较为密切。

（一）高杠杆率的影响

虽然一个经济体的杠杆率提升可以增加投资，进而促进经济增长，但是杠杆率过快上升将会带来一系列问题，包括增加金融风险、降低经济潜在增速、甚至引发经济金融危机等。Reinhart 和 Rogoff（2010）研究了政府杠杆率与经济增长的关系，在对全球 44 个国家过去两个世纪数据进行研究分析后发现，当政府债务占 GDP 比重（政府杠杆率）在 90% 以上时，

无论是发达经济体还是新兴经济体,经济增速的中位数将下降 1 个百分点,其中发达国家的经济增速的平均值则下降 4 个百分点;当新兴经济体的外债占 GDP 的比重达到 60%以上时,经济平均增速将下降 2 个百分点,通货膨胀也会随政府债务增加而急剧上升。

Mendoza 和 Terrones (2008) 研究发现,企业杠杆率上升经常与经济繁荣或衰退的周期相关。一般来说,经济繁荣时信贷规模增加,企业杠杆率上升较快,银行脆弱性增加;反之,在经济衰退时信贷规模缩减,企业杠杆率趋向下降,银行脆弱性减少。Schularick 和 Taylor (2012) 研究了主要发达国家 1870-2008 年长周期中货币、信贷和宏观经济主要变量的情况,研究得出,信贷增长、杠杆率上升经常是金融危机发生的前兆。Elekdag 和 Wu (2011) 研究了历史上发达国家和新兴市场经济体的信贷繁荣期表现,同样得出信贷增长、杠杆率增加有引发金融危机的可能。国际货币基金组织 (IMF, 2015) 研究认为,一国杠杆率增长太快将潜在地带来金融危机,特别是在新兴市场国家,杠杆率太高很容易引发金融危机,许多金融危机发生前都出现了快速增加的杠杆率。

(二) 货币政策作用机制

以上文献得出,过高的杠杆率对一国经济稳定及增长都将带来负面影响。因此,对于那些存在过高杠杆率的国家考虑怎样降低杠杆率将是一种明智选择。那么紧缩性的货币政策能否达到降杠杆的效果呢?

回答这个问题首先需要回到货币政策是否中性的问题上来,即货币政策是否会对实体经济产生影响。这个问题在经济学说史上争论已久。早在 18 世纪, Hume 就描绘并区分了货币政策在短期和长期对价格产生的不同影响。直到 20 世纪初, Fisher 才从理论上对货币与经济变量的关系做出开创性的贡献,他提出了交易方程形式的货币数量论,即货币数量论方程。不久后,剑桥学派代表人物 Marshall 等人从货币的资产特性出发,提出了货币余额形式的货币数量论,加深了我们关于货币对经济影响的认识。1930 年代, Keynes 在 Wicksell 的基础上,深入探讨了货币对收入的影响,并提出了影响深远的货币需求函数。但是到了 20 世纪 60-70 年代,以 Friedman 为首的货币主义学派崛起之后,通过综合之前多种形式的货币数量论,提出现代版的货币数量论及货币需求函数。最终,学界关于货币政策对经济的影响,达成了基本共识:长期而言,货币中性假设成立,即货币数量论方程成立;短期而言,货币不但可以影响价格,还可能影响产出等变量,即货币呈现非中性特征。

近年,陈龙 (2014) 对美国近半个世纪 (1962-2013 年) 货币供应量、GDP 增长率和通货膨胀率之间关系研究发现,美国广义货币供应量 M2 的平均增长率约等于 GDP 实际增长

率与通货膨胀率总和。这与货币数量论方程给出的简单解释几乎一致。然而，对中国 1987-2013 年的经验分析，我们却发现与货币数量论方程存在明显差别的特征。过去二十多年，我国经历了 M2 持续大幅上升，目前总量已超过 135.7 万亿，是 GDP 的两倍左右。通过对数据对比分析，我们发现，我国 M2 平均增长率远高于实际 GDP 与 CPI 涨幅之和，平均相差 5.5 个百分点。相比之下，我国 M2 平均涨幅约等于实际 GDP 涨幅和房地产价格平均涨幅之和。可见，在中国，货币增速大幅提高时，相对于消费品物价上涨，更容易引起资产价格（如房价等）上涨，甚至形成泡沫。贾俊雪、陈聪和张静（2014）研究也认为我国央行的货币政策（包括利率和货币供应量）在促进房价上升的过程中发挥了重要作用。根据传统的货币经济学理论，如果货币增速过高引起 CPI 通胀，那么解决的方案是控制货币供应量增长。而我国近年出现的情况是没有明显的 CPI 通胀，而是资产价格如房价上涨显著。此时，就需要特别考虑货币政策对资产价格影响机制。

（三）货币政策降杠杆的讨论

黄志龙（2013）研究我国总量杠杆率水平后，提出了应对高杠杆率的几点建议：一是完善顶层设计，加强政府负债管理；二是高度重视保持经济增长稳定的重要性，避免经济增速下滑引发的偿债危机；三是高度关注房地产市场走势，防止房地产市场价格泡沫破裂所可能引发的连锁危机；四是推进多层次资本市场建设，包括统筹协调主板、创业板、中小板、新三板、区域股权交易中心、券商柜台市场发展，大力发展直接融资，特别是股权融资，通过改善企业的融资结构、负债结构降低企业部门的杠杆率。

中国人民银行杠杆率研究课题组（2014）研究认为，我国宏观杠杆率总体可控，但从结构上看，政府和非金融企业的杠杆率相对较高，过去几年增速较为明显，应给予关注，防止出现风险。他们认为应采取合适的去杠杆措施：第一，加强政府的负债管理；第二，经济保持稳定的增速；第三，关注房地产价格泡沫破灭风险；第四，推进资本市场改革，特别是通过股权改革，降低非金融企业杠杆率。

然而，宋国青（2014）研究发现，如果央行减少货币供应量，反而将带来一国杠杆率的增加。他通过对我国 1993-1994 年和 1998—1999 年名义 GDP 增长率和 M2 货币增长率考察得出，当货币数量增长率较低的时候，货币和产出的增长率差别反而更大。这是由于货币供应量增长率的下降将促使产出的减少程度大于货币供应量减少的程度，从而造成货币与 GDP 比例的反向增加，即杠杆率提高。当货币供应量增长率提高时，杠杆率反而减少。这是由于在金融加速器作用下，增加货币供应量增长率会导致产出增加的程度相对更大，从而

造成货币与 GDP 的比例下降。⁴即“在货币增长率较高的时候，货币显得少；在货币增长率较低的时候，货币显得多”，宋国青将其总结为“越少越多的货币”⁵。可见，货币带来金融加速器效应是我国近年来出现“越少越多的货币”或“中国杠杆率悖论”这一特殊现象的一种解释。

IMF（2015）通过分析新兴市场经济体杠杆率数据和经济表现，认为各国应该采取一定的金融监管措施：第一，监管脆弱的和具有系统重要性的企业和与其有紧密联系的银行和其他部门是至关重要的；第二，监管范围的扩大需要改善对公司部门金融数据的收集；第三，宏观和微观审慎政策有助于限制资产负债表外币敞口的进一步积累并控制公司部门杠杆率的过快上升；第四，随着发达经济体货币政策的正常化，新兴市场应对公司破产事件的增加做好准备，并在需要时改革公司破产制度。

（四）本文研究思路

中国杠杆率的快速上升与 M2 货币供给的高速增长有一定的相关性。数据显示，1988 年以来中国 M2 增长率平均为 20%。在个别年份，M2 增速更高，如邓小平南巡讲话后，1993 年 M2 增速高达 37.3%；2008 年国际金融危机发生后，2009 年 M2 增速也明显加快，达 28.4%。很明显地，在过去二十多年里，中国经济经历了 M2 持续大幅上升。截止 2014 年底，中国 M2 总量超过 122.8 万亿。在每次 M2 增速达到峰值时，杠杆率都会达到一个小高峰，例如，1993 年和 2009 年，说明杠杆率的快速上升与货币供给的高速增长可能有一定的相关性。

然而，杠杆率的上升与货币供给的增长之间并非必然（简单的正相关关系），即并非货币供给越多，杠杆率就越高，因为除了货币供应量的快速增长，中国杠杆率的上升还有更深层次的原因。例如，在 1997-2008 年，M2 增长率一直稳定在 15-20%，然而杠杆率却走出了明显的“倒 V 型”趋势：2003 年以前，杠杆率处于快速上升阶段，从 1997 年的 114%，上升到 2003 年的 162%；2003 年以后，杠杆率呈现出下降趋势，一路降到 2008 年的 150%。之所以出现这个差别，不在于两个阶段的货币增速有显著差别，而在于两个阶段的经济增长情况不同。1997-2003 年，我国处于周期性调整中，而 2003-2008 年，我国已处于高速增长阶段。同理，2010 年以来，我国 M2 增长率实际上已经恢复到危机前的增速水平，并且逐年下降，2014 年同比仅增长 11%，然而，杠杆率却持续上升。原因同样在于，在货币增速放缓的情况下，GDP 增速以更大幅度地下滑。

基于货币理论的演化及最新发展可知，一般情况下，央行发行的货币或用于实体经济的

⁴ 至于 GDP 增加/减少程度大于货币供应量增长率增加/减少程度，说明二者间弹性大于 1。

⁵ 此处，“少”是指名义货币增长率低，“多”是指货币与 GDP 的比例高。

增长,或将带来通货膨胀,即货币供应量的增加表现为产出的增长或价格水平的上涨。然而,在中国,当货币增速提高时,相对于消费品物价上涨,更容易引起资产价格(如房价等)上涨。因此,降低货币增速时,将导致资产价格大幅下跌,进而导致投资下降。由于投资仍然是中国经济保持高速增长的最重要的驱动因素,降低投资也就意味着降低经济增速,其结果是反而推高杠杆率($M2/GDP$),这与传统的货币经济学理论关于货币和通胀的关系不同。

本文采用的是一个动态随机一般均衡模型(Dynamic Stochastic General Equilibrium, DSGE)模型,模型的基础是金融加速器模型(Bernanke 等, 1999)。许多学者利用这一模型研究其他国家的金融加速器效应,如 Hall(2001)用它研究英国金融加速器效应; Christiano, Motto 和 Rostagno(2004)研究美国 20 世纪 30 年代大萧条也采用了金融加速器模型。欧洲央行也开发了含有金融加速器机制的 DSGE 模型用以分析货币政策,如 Christiano 等(2007)等。2008 年金融危机发生后,金融加速器模型得到更大的关注。其主要原因是,传统的 DSGE 模型忽视了金融市场对宏观经济的影响,因此低估了金融危机爆发的可能性。相比之下,金融加速器模型因能更好地结合宏观与金融而得到广泛关注。特别是在 DSGE 框架下引入金融加速器模型,被认为能更好地预测经济衰退。例如, Del Negro 等(2014)研究显示,在 Smets 和 Wolters(2007)模型基础上加入金融加速器可以大致预测到 2008 金融危机爆发造成的经济大衰退状况。我国研究金融加速器效应的文献很多,如赵振全、于震和刘淼(2007)研究得出我国确实存在显著的金融加速器效应;耿强和章雳(2010)利用金融加速器模型研究我国经济波动中的外部冲击;余雪飞(2012)建立带有银行部门的 DSGE 模型,研究我国银行资本渠道的金融加速器效应。

事实上,目前金融加速器模型普遍假设中央银行采用泰勒利率规则(Taylor, 1993),特点是:一方面,利率冲击是加速器效应主要的传导机制,另一方面,模型进行模拟时不包含货币,因此无法用以研究我国货币供应量变化对杠杆率的影响。除此,由于我国利率自由化改革滞后原因,我国货币调控往往以货币供应量或其增长率为目标。因此,直接套用传统的含金融加速器的 DSGE 模型即 BGG 模型无法准确分析我国货币政策的传导效果。为此,在分析本文问题时,需要对传统的金融加速器 DSGE 模型进行修正。为了研究我国货币供应量、金融加速器和杠杆率之间的关系,本文将货币因素引入传统的 BGG 模型,利用货币供应量原则取代传统的利率规则,得到一个修正的 BGG 模型。

三、机制讨论和模型建立

本文所建立的是一个修正的 BGG 模型，即 A-BGG 模型。A-BGG 模型的假设与 BGG 模型类似，除了，第一，模型中家庭效用函数含有货币，通过最优行为可以推得货币需求函数；第二，模型假设央行采用货币供应量规则而不是利率规则。由于其他方面假设与 BGG 模型一样，这里不再列出经济中各部门的行为方程，而着重介绍模型的反应机制、与 BGG 模型的主要差别、金融加速器效应和完整的线性化系统。

（一）模型系统

本文模型一共包含 6 个部门，分别是家庭、商业银行、中央银行、政府、零售商和企业家。图 3 列出了这些部门的主要行为及互相之间的联系：第一，家庭向银行提供储蓄，向企业家提供劳动力，同时向政府缴纳税收，并从零售商处购买消费品。第二，企业家通过向家庭购买劳动力、向零售商购买资本，并向银行贷款进行生产，最后把产品以批发的形式卖给零售商。第三，零售商负责从企业家处批发零售商品，并把消费品卖给家庭和政府，把资本品卖给企业家。第四，银行从家庭处吸收存款，并向企业家提供贷款。第五，中央银行进行货币供应量规则的货币政策操作。第六，政府向家庭收取税收，并向零售商购买消费品。

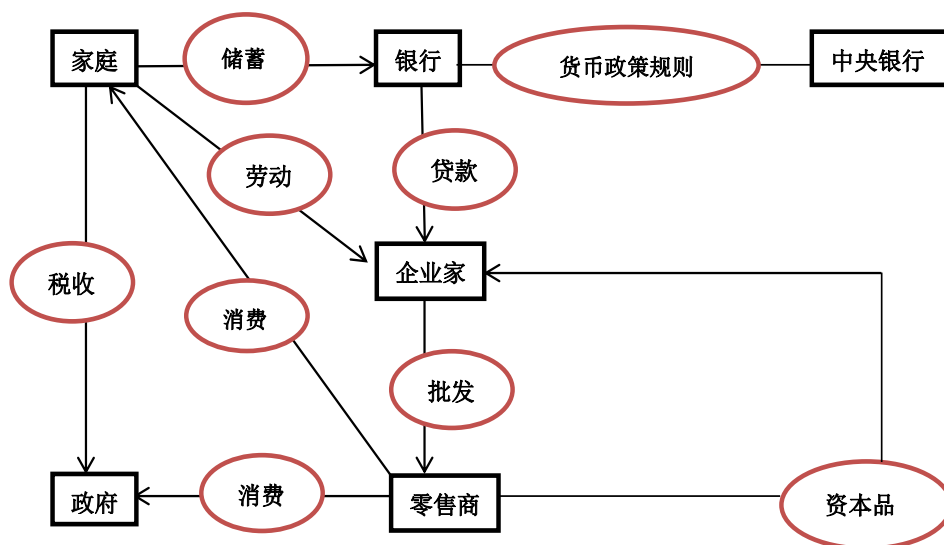


图 3 A-BGG 金融加速器模型中部门之间的联系

（二）模型机制

下面简单介绍模型的作用机制。如图 4 所示，当央行提高货币供应量增长率，那么企业对资本的需求将增加，即投资增加，进而带动经济产出增加。在没有金融加速器效应情况下，以上描述了正的货币政策冲击对产出的正的影响。但是，当模型存在金融加速器效应时，货币供应量增长率提高除了促使投资增加进而产出增加外，还存在另一传导机制，即图 4 中虚线表示，投资增加后它还将促使资产价格上升，资产价格上升后，由于企业拥有的资产所对

应的净财富将增加，这将使他们的外部融资贴水下降，可以进一步促使投资增加，进而最后促进产出加倍增加。除此，本文还研究认为，货币供应量增长率提高还将直接能促使资产价格上升，并进一步增加企业净财富，最后促成产出加倍增加。

以上对金融加速器的描述很直观，但是要在一个一般均衡的模型中量化出金融加速器效应并不容易。Bernanke 等（1999）是最早在模型中描述了降低利率带来的金融加速器效应。他们首先在一个 DNK（Dynamic New Keynesian，目前一般称为 DSGE）模型，同时运用定性和定量方法分析了美国经济的金融加速器效应的存在及大小。

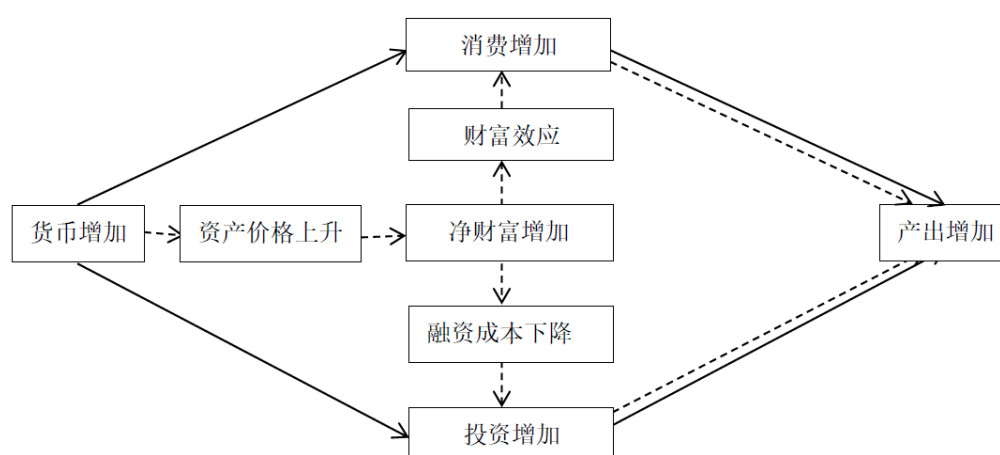


图4 含有货币模型的金融加速器效应

本文同样采用 DSGE 模型进行货币供应量增长冲击的研究。相对许多传统经济模型，DSGE 模型具有诸多优点：首先，DSGE 模型为宏观经济理论提供了微观基础，通过求得经济个体的跨期最优选择等，即实现了宏观与微观相结合；其次，DSGE 模型认为当期的决策受到未来预期的影响，使得模型具有动态性，同时使得经济个体的预期在当期的决策中处于主要地位；再次，模型的一般均衡性质可以更好刻画政策制定和经济个体行为之间的互动关系；最后，模型还假设了许多详细描述的外生冲击对经济波动的影响，这可以更好地理解经济中冲击的传播机制。目前，Dynare 软件可以很方便地进行 DSGE 模型的各种模拟问题。⁶

（三）对标准 DSGE 模型货币政策机制的调整

包括 BGG 模型在内的标准 DSGE 模型中关于货币政策机制通常是采用利率调节机制。因而，标准 DSGE 模型通常不适用于研究货币供应量增长率变化对经济产生的影响，而我

⁶ Dynare 软件具有多方面功能：第一，它可以帮助计算 DSGE 模型的稳态值；第二，它可以帮助计算 DSGE 模型的一阶或二阶的泰勒近似方程；第三，它可以利用最大似然方法或者贝叶斯方法估计 DSGE 模型的参数。最后，还可以用以计算最优的货币政策，也可以用以估计 DSGE-BVAR 模型并做出相应的预测等等。更多有关 Dynare 的详细内容请参见 Griffoli（2011）。

国央行主要采用以货币供应量规则为主的货币政策规则（牛慕鸿、张黎娜、张翔、宋雪涛、马骏，2015），因此，为研究我国货币供应量变化对杠杆率等变量的影响，本文着重对 BGG 模型做两点适应性的修改，提出修正的 BGG 模型，即 A-BGG 模型。

第一，在模拟分析的系统中增加居民的货币需求方程。BGG 模型假设家庭的效用函数中包含实际货币余额，家庭在预算限制下的最大化效用形式为：

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t [\ln(C_t) + \zeta \ln(\frac{M_t}{P_t}) + \xi \ln(1 - H_t)] \quad (1)$$

$$\text{s.t. } P_t C_t + P_t D_{t+1} + M_t + P_t T_t = \Pi_t P_t + W_t H_t P_t + P_t R_t D_t + M_{t-1} \quad (2)$$

其中， C_t 为家庭消费， M_t 为家庭持有的货币量， P_t 为价格水平， H_t 为劳动， W_t 为对应的工资， D_t 为储蓄， R_t 为利率， T_t 为税收， Π_t 为分红。通过分别对 C_t 、 H_t 、 D_{t+1} 和 $\frac{M_t}{P_t}$ 求解一阶条件并化简得：

$$C_t^{-1} = \beta E_t(C_{t+1}^{-1}) R_{t+1} \quad (3)$$

$$\frac{W_t}{C_t} = \frac{\xi}{(1 - H_t)} \quad (4)$$

$$\frac{M_t}{P_t} = \zeta C_t \frac{R_t - 1}{R_t} \quad (5)$$

其中，方程（5）为家庭的货币需求方程，与 BGG 模型不同，本文将把该方程进行对数线性化并放进模型的模拟系统中。

第二，本文模型采取货币供应量的政策规则。针对我国目前的经济发展阶段，中国人民银行主要采用货币供应量规则，而不是西方主要发达国家所采用的利率规则，但利率规则也已经逐渐成为我国货币供应量规则的一种辅助规则。关于我国使用何种货币政策规则，目前学界存在较多争论，有学者（Burdekin 和 Siklos, 2005）认为我国适合使用 McCallum 法则，也有学者（Zhang, 2009；李春吉、范从来和孟晓宏，2010）认为我国更适合泰勒规则。Liu 和 Zhang（2007）研究认为，我国更适合使用货币供应量规则，而且这也是中国人民银行的作法（牛慕鸿等，2015）。更多有关我国货币政策规则应用的讨论，请参见张杰平（2012）。

本文为了研究货币供应量增长率变化冲击对我国的影响，采用 Liu 和 Zhang（2007）所估计的我国的货币供应量规则：

$$v_t = l_1 v_{t-1} - l_2 E_t \pi_{t+1} - l_3 y_t + \chi_{v,t} \quad (6)$$

其中, v_t 表示名义货币供应量增长对其长期值的偏离, π_t 为通货膨胀率, y_t 为产出缺口, l_1 、 l_2 和 l_3 为常数系数。假设 $\chi_{v,t}$ 服从一阶自回归过程: $\chi_{v,t} = \lambda_v \chi_{v,t-1} + \varepsilon_t$, ε_t 是白噪声。另外, 假设货币供应量 M_t 的增长率为 o_t , 可知:

$$o_t = \frac{M_t - M_{t-1}}{M_{t-1}} \quad (7)$$

假设实际货币余额 $m_t = \frac{M_t}{P_t}$, 带入方程 (5), 通过计算可以求得:

$$m_t = \frac{1 + o_t}{1 + \pi_t} m_{t-1} \quad (8)$$

(四) A-BGG 模型的线性化系统

表 1 列出由 A-BGG 模型推导出的完整的对数线性化系统, 一共分为五个模块, 分别是总需求模块、总供给模块、状态变量模块、货币政策模块和外生冲击模块。A-BGG 模型与 BGG 模型的不同, 在二者的对数线性化系统中表现在, A-BGG 模型比 BGG 模型多了货币需求方程、以货币供应量规则方程代替利率规则方程, 同时还加入货币供应量增长率方程。

表 1 对数线性化系统

方程描述	方程
(1) 总需求模块	
资源限制方程	$y_t = \frac{C}{Y} * c_t + \frac{I}{Y} * i_t + \frac{G}{Y} * g_t + \frac{c^e}{Y} * c_t^e$
欧拉方程	$c_t = -r_{t+1} + E_t(c_{t+1})$
货币需求方程	$m_t = c_t - r_t^n$
企业家消费方程	$c_t^e = n_{t+1}$
外部融资贴水方程	$E_t(r_{t+1}^k) - r_{t+1} = -s[n_{t+1} - (q_t + k_{t+1})]$
资本的价格方程	$r_{t+1}^k = (1 - \varepsilon)(y_{t+1} - k_{t+1} - x_{t+1}) + \varepsilon q_{t+1} - q_t$
托宾的 Q 方程	$q_t = \varphi(i_t - k_t)$
(2) 总供给模块	
生产方程	$y_t = a_t + \alpha k_t + (1 - \alpha)\Omega h_t$

边际劳动生产力方程

$$y_t - h_t - x_t - c_t = \eta^{-1} h_t$$

菲利普斯曲线方程

$$\pi_t = \beta E_t \{\pi_{t+1}\} - \kappa x_t$$

(3) 状态变量模块

资本积累方程

$$k_{t+1} = \delta i_t + (1 - \delta) k_t$$

企业家净财富

$$n_{t+1} = \frac{\gamma RK}{N} (r_t^k - r_t) + r_t + n_t$$

(4) 政府行为模块

货币供应量规则

$$v_t = \gamma_1 v_{t-1} - \gamma_2 E_t \pi_{t+1} - \gamma_3 y_t + w_t$$

货币增长率

$$m_t = m_{t-1} - \pi_t + v_t$$

(5) 外生冲击模块

政府支出冲击

$$g_t = \rho_g g_{t-1} + \varepsilon_t^g$$

技术冲击

$$a_t = \rho_a a_{t-1} + \varepsilon_t^a$$

注：表中所有变量都是对数线性化形式， y =产出， c =消费， i =投资， g =政府支出， c^e =企业家消费， π =通胀率， r =资本收益率， m =实际货币余额， r^n =名义利率， n =净现值， q =资本价格， k =资本， x =价格加成， h =劳动， w =货币冲击， v =货币增长率， a =技术。其中， $v = \frac{\psi(\frac{R^k}{R})}{\psi'(\frac{R^k}{R})}$ ， $\varepsilon = \frac{1-\delta}{\psi'(\frac{R^k}{R})}$ ， $\varphi = \frac{\psi(\frac{R^k}{R})}{\psi'(\frac{R^k}{R})}$ ， $\kappa = \frac{\psi(\frac{R^k}{R})}{\psi'(\frac{R^k}{R})}$ 。

四、理解中国杠杆率悖论

(一) 参数校准

上一节介绍了 A-BGG 模型的反应机制、主要创新、金融加速器效应，并给出模型完整的线性系统。本节在此基础上，根据我国现实经济及 BGG 模型和后续相关研究文献对模型中涉及到参数进行赋值，相应的结果列于表 2 中。

表 2 模型的参数校准和估计

参数	参数描述	取值	文献来源
β	贴现因子	0.9928	王立勇等 (2012)
α	资本份额	0.33	王立勇等 (2012)
ϑ	企业家劳动份额	0.01	Bernanke 等(1999)
δ	折旧率	0.025	王立勇等 (2012)
φ	资本价格对投资资本率的弹性	0.25	Bernanke 等(1999)
X	成本加成	1.2	全冰 (2010)
θ	价格调整频率	0.75	全冰 (2010)
γ_1	货币供给平滑系数	0.8	Liu 和 Zhang(2007)
γ_2	预期通胀系数	1	Liu 和 Zhang(2007)

γ_3	产出缺口系数	0.5	Liu 和 Zhang(2007)
μ	用于监督的成本占产出的比例	0.21	全冰 (2010)
γ	企业家存活概率	0.975	全冰 (2010)
s	外部融资贴水参数	0.05	Bernanke 等(1999)
$r_{t+1}^k - r_{t+1}$	风险利差	0.02	全冰 (2010)
K/N	资本和净资产的比值	2.38	王立勇等 (2012)
$F(\omega)$	季度企业破产比例	0.01	全冰 (2010)

注：数据来自表中参考文献，由作者整理。

其中，贴现因子 β 的取值参考王立勇等(2012)，取 0.9928，与之对应的实际利率为 0.293。资本份额 α 和资本折旧率 δ 都参考文献中通用做法，分别取 0.33 和 0.025。企业家劳动份额和资本价格对投资资本率的弹性都根据 Bernanke 等 (1999) 设定，取 0.01 和 0.25。零售品成本加成和价格调整频率根据全冰 (2010) 的估计结果，取 1.2 和 0.75。央行的货币供应量规则参考 Liu 和 Zhang(2007)的估计结果，货币供给平滑系数、预期通胀系数和产出缺口系数分别取 0.8、1 和 0.5。企业家存活到下一期的概率参考全冰 (2010) 取 0.975，王立勇等 (2012) 研究认为这个值对结果影响不大。风险利差的值 0.02 与 BGG 模型取值一样，国内如全冰 (2010) 也取该值。我国资本和净资产的比值参考王立勇等 (2010)，他们从可得统计数据测算的我国企业负债与资产之比平局取值约为 0.58，所以资本和净资产的比取 2.38。

(二) 货币供应量、金融加速器和杠杆率

在给出模型中的所有参数的校准值后，本节将对模型进行随机模拟分析，分析降低货币供应量增长率的负向冲击带来的影响，包括风险贴水、对货币供应量、投资、产出和杠杆率的影响。为更清楚地看到本文引言提出的“中国杠杆率悖论”现象及金融加速器效应的加强作用，我们区分了带有金融加速器效应和不带有金融加速器效应的情况。

首先，假设模型不存在金融加速器效应，即外部融资风险贴水 (p) 的变化为零。通过对模型系统进行模拟，结果图 5 列出 (虚线部分)，当货币当局突然降低名义货币供给量增长率 (v) 0.25 个百分点时，将带动实际货币供给量 (m) 减少约 0.08 个百分点，投资 (i) 比基准值减少约 0.38 个百分点，实际产出 (y) 减少约 0.18 个百分点。进一步计算杠杆率 (即货币产出比) 的变化情况，可以发现杠杆率上升了 0.09 个百分点，这是由于货币增长率降低带来货币供应量减少的同时，带来产出减少的幅度大于货币供应量减少的幅度。此即“中国杠杆率悖论”背后的作用机制。

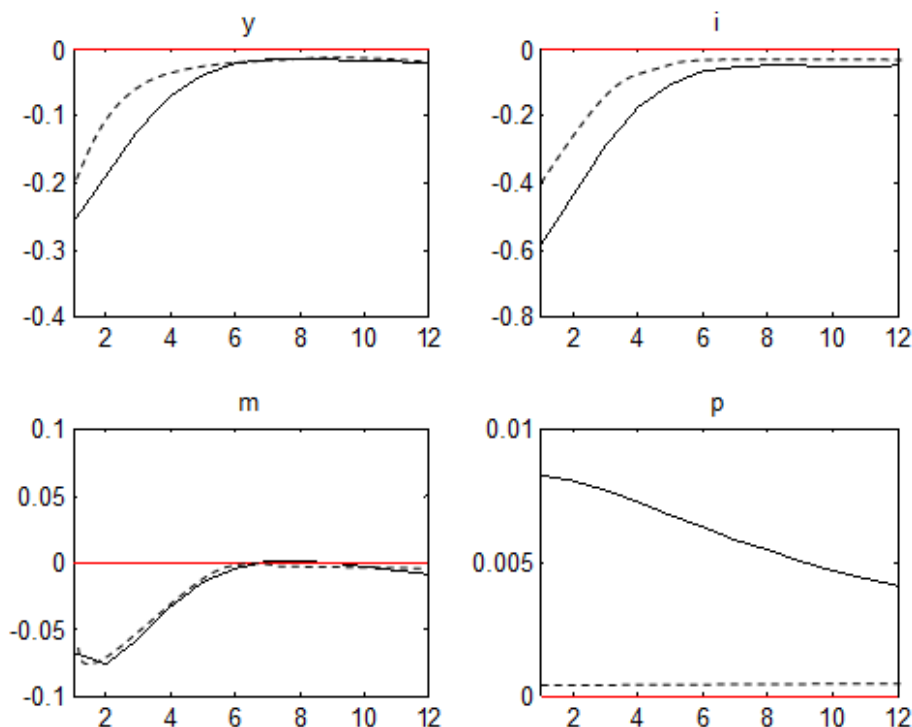


图 5 货币供应量增长率负向冲击造成的金融加速器效应

注：其中虚线部分为没有金融加速器情况下的表现。

“中国杠杆率悖论”与宋国青（2014）关于货币供给对杠杆率的影响，即他称之为“越少越多的货币”的观点一致。此处“少”指的是“名义货币（供应量）增长率低”，“多”指的是“货币与 GDP 的比例高”。也就是说，当减少货币供应量增长率时，货币与 GDP 的比例反而增加。这是由于减少货币供应量增长率时，将促使 GDP 减少程度大于货币供应量增长率减少程度，因此造成货币与 GDP 的比例，即杠杆率反而增加。至于 GDP 减少程度大于货币供应量增长率减少程度，说明弹性大于 1，可以用货币的金融加速器的效应来解释。反之，即“越多越少的货币”，当增加名义货币供应量增长率时，货币与 GDP 的比例反而减少。这是由于增加货币供应量增长率时，将促使 GDP 由于金融加速器效应而增加程度大于货币供应量增长率增加程度，因此造成货币与 GDP 的比例反而减少。

然后，我们进一步考察存在金融加速器效应的模型的模拟情况。此时对模型系统进行模拟可得，同样由图 5 列出（实线表示），当货币当局突然减少名义货币供给量增长率（ v ）0.25 个百分点时，将带动外部融资风险贴水（ p ）增加约 0.008 个百分点，实际货币供给量（ m ）减少约 0.08 个百分点，投资（ i ）比基准值减少约 0.59 个百分点，实际产出（ y ）减少 0.25 个百分点。进而，可以计算货币供应量增长对于经济杠杆率的影响。在有金融加速器效应的模型中，货币供应量增长率同样受到负的冲击，带来货币供应量减少 0.08 个百分点，产出

减少 0.25 个百分点,可计算得杠杆率上升了 0.14 个百分点,中国杠杆率悖论机制依然成立。

我们将以上模拟结果汇总于表 3 中,并对没有金融加速器和有金融加速器效应的情况下进行对比。表 3 分别列出了货币供应量增长率降低 0.25 个百分点后,外部融资的风险贴水、货币供应量、投资、产出和杠杆率五个变量的变化情况。

表 3 货币供应量增长率负向冲击及金融加速器效应比较

是否有金融加速器	风险贴水	货币供应量	消费	投资	产出	杠杆率
否	0%	-0.08%	-0.09%	-0.38%	-0.18%	0.09%
是	0.008%	-0.08%	-0.06%	-0.59%	-0.25%	0.14%

注: -货币产出比变化的计算公式如下: $(1+0.08\%) / (1+0.18\%) - 1$ 和 $(1+0.08\%) / (1+0.25\%) - 1$ 。

从表 3 可知,相对于没有金融加速器效应的模型,在有金融加速器效应的模型中,同样的货币供应量增长率冲击,带来的投资和产出减少都更多,而带来的杠杆率的上升也更多。因此,在金融加速器存在的情况下,我国货币供应量增长率冲击的效应更加明显。正如我们在第二部分 A-BGG 模型的金融加速器效应部分所分析的,央行降低货币供应量增长率,除了通过信贷渠道减少产出,还将通过降低资产价格,从而实现又一层的金融加速器效应,进而促进产出加倍减少。

五、总结及政策启示

近年来,我国宏观经济杠杆率急剧上升。为防控经济金融风险,“降杠杆”的呼声此起彼伏。在经济增速持续放缓的背景下,货币政策当局也陷入“稳增长”与“降杠杆”的两难困境,并最终采取了相对紧缩性的货币政策。然而,随着货币增长率放缓,杠杆率却越降越高,堪称“杠杆率悖论”。杠杆率过高确实有风险,应该适当加以控制,但如果没有合适的调控办法,容易事倍功半,甚至南辕北辙,结果适得其反。本文试图厘清中国杠杆率悖论背后的作用机制,利用一个修正的动态随机一般均衡模型(DSGE)研究我国货币供应量和杠杆率之间的关系。

我们研究发现,货币供应量可以通过消费渠道、投资渠道和金融加速器渠道三种机制影响经济杠杆率。因此,本文构建了含有金融加速器效应的 DSGE 模型,分析含有和不含金融加速器效应的不同影响。同时,鉴于目前我国利率市场化改革仍未完善,货币政策传导机制以货币供应量为主的特点,本文在对 BGG 模型的具体设定中,修正了 Bernanke 等(1999)提出的原始 BGG 模型,发展成为 Adjusted-BGG 模型,进而模拟分析了我国货币供应量变化对杠杆率的影响。原因在于,原始 BGG 模型在模型中假设央行采用利率型的货币政策规则,因此不宜直接用来分析我国金融市场特别是货币供应量增长冲击对宏观经济的影响。因

此,为了研究中国货币供应量增长率提高对经济中其他变量的影响作用,我们结合中国实际货币政策实践,对 BGG 原模型进行了适应性修改。主要修改有以下两点:第一,把从家庭部门最优行为推出的货币需求函数放入模型系统,参与模拟分析;第二,根据我国经济结构特点,货币政策选择使用货币供应量规则,而不是泰勒规则。

在相同的货币供应量增长率变动冲击下,我们对存在金融加速器效应和不存在金融加速器效应下,对货币供应量、风险贴水、投资、产出和杠杆率的冲击变化情况均进行了模拟。结果显示,无论是否存在金融加速器效应,降低货币供应量都反而会提高杠杆率,原因在于它会带来投资和产出增长更大幅度的下滑,反之亦成立。具体地:第一,在不存在金融加速器效应的模型中,货币供应量每降低 0.08 个百分点,将带动投资减少 0.38 个百分点,产出减少 0.18 个百分点,而杠杆率反而上升 0.09 个百分点。第二,在存在金融加速器效应的模型中,货币供应量每降低 0.08 个百分点,将带动投资减少 0.59 个百分点,产出减少 0.25 个百分点,进而导致杠杆率上升 0.14 个百分点。因此,在紧缩性货币供应量增长率冲击下,就会出现“杠杆率悖论”现象,并在金融加速器效应下得到进一步加强。

本文研究结论对我国存在的杠杆率悖论提供了解释,也对稳增长和降杠杆的两难困境提出了解决方案,这对我国货币政策制定有一定的启示意义。首先,本文研究得出,提高我国货币供应量增长率将通过消费渠道和投资渠道对产出起到促进作用,并会通过金融加速器效应扩大对投资、产出的影响作用。这一结论验证了货币在短期非中性的论点,同时也验证了中国经济存在货币的金融加速器效应。货币型的金融加速器效应的论证在学术界尚属首次,与 Bernanke 等(1999)等提出的利率型的金融加速器效应有一定差别。另外,这一结论也有助于我们理解美国、欧洲和日本等发达国家在 2008 年金融危机发生后普遍实行的量化宽松政策(Quantitative Easing, 即 QE),因其在一定程度上对产出的增长有加速促进作用。

其次,本文通过数量模拟验证了我国货币供应量增长对杠杆率的反向影响机制,该机制有助于理解和破解我国目前经济面临的一些难题。目前普遍认为由于我国杠杆率过高,就应该通过降低货币供给来降低杠杆率。本文研究结果表明这是一种误解,由于“杠杆率悖论”机制的存在,并在金融加速器效应下得到进一步加强,降低货币供应量增长率的做法很可能事与愿违,不仅不能有效降低杠杆率,反而会在事实上通过恶化经济运行促使经济杠杆率进一步提高。

总之,货币政策“稳增长”和“降杠杆”并非两难,而是具有一致性,当前简单采用紧缩性货币政策来降杠杆的做法,结果很可能适得其反。或许正因如此,针对我国“货币增长

率比较低，价格呈跌势，经济增长率也会显著降低”的问题，宋国青（2014）等人建议，在中短期，解决杠杆率过高的根本途径是提高货币的增长速度而不是降低，从更长时期看，则需要关注货币数量与产出之比可能掩藏的更深层次的严重问题。

参考文献

- [1] 陈龙：《钱都去哪儿了？》，《财经》2014 年第 6 期。
- [2] 耿强、章雳：《中国宏观经济波动中的外部冲击效应研究：基于金融加速器理论的动态一般均衡数值模拟分析》，《经济评论》2010 年第 5 期。
- [3] 黄志龙：《中国经济杠杆率水平评估及潜在风险研究》，《国际金融》2013 年第 1 期。
- [4] 贾俊雪、陈聪、张静：《财政政策、货币政策与资产价格稳定》，《世界经济》2014 年第 12 期。
- [5] 李春吉、范从来、孟晓宏：《中国货币经济波动分析：基于垄断竞争动态一般均衡模型的估计》，《世界经济》2010 年第 7 期。
- [6] 李杨、张晓晶、常欣：《中国国家资产负债表 2015：杠杆调整与风险管理》，中国社会科学出版社 2015 年版。
- [7] 牛慕鸿、张黎娜、张翔、宋雪涛、马骏：《利率走廊、利率稳定性和调控成本》，中国人民银行工作论文。NO. 2015/12, 2015。
- [8] 宋国青：《越少越多的货币》，载宋国青《利率是车，汇率是马》，北京大学出版社 2014 年版。
- [9] 仝冰：《货币、利率与资产价格——基于 DSGE 模型的分析 and 预测》，北京大学博士研究生学位论文。2010 年。
- [10] 王立勇、张良贵、刘文革：《不同粘性条件下金融加速器效应的经验研究》，《经济研究》2012 年第 10 期。
- [11] 余雪飞：《银行资本约束与中国宏观经济波动——顺周期性下的金融加速器效应研究》，《宏观经济研究》2013 年第 2 期。
- [12] 赵振全、于震、刘淼：《金融加速器效应在中国存在吗？》，《经济研究》2007 年第 6 期。
- [13] 张杰平：《DSGE 模型框架下我国货币政策规则的比较分析》，《上海经济研究》2012 年第 3 期。
- [14] 中国人民银行杠杆率研究课题组：《中国经济杠杆率水平评估及潜在风险研究》，《金融监管研究》2014 年第 5 期。
- [15] 周其仁：《水多了加面》，载周其仁《货币的教训》，北京大学出版社 2012 年版。
- [16] Barajas, A., G. Dell’Ariccia, & A. Levchenko, Credit Booms: The Good, the Bad, and the Ugly. Thailand: Selected Issues, 2006.
- [17] Bernanke, B. S., M. Gertler & S. Gilchrist, The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework. *Handbook of Macroeconomics*, Vol.1, 1999, pp.1341-1393.
- [18] Burdekin, R.C.K., & Siklos, P.L., What has driven Chinese monetary policy since 1990? Investigating

the People's Bank's policy rule. East-West Center Working Paper No.85. 2005.

[19] Christiano, L.J., Motto, R. & Rostagno, M. The Great Depression and the Friedman–Schwartz hypothesis. *Journal of Money, Credit, Banking*. Vol. 35, 2003, pp.1119–1197.

[20] Christiano, L. J., Motto, R. & Rostagno, M. Financial Factors in Business Cycles. Unpublished Manuscript, Northwestern University. 2007.

[21] Elekdag, Selim, & Yiqun Wu. Rapid Credit Growth: Boon or Boom-Bust? IMF Working Paper, NO. 11/241, 2011.

[22] Fisher, Irving, *The Purchasing Power of Money: Its Determination and Relation to Credit, Interest and Crises*. New York: The Macmillan Company. 1911.

[23] Gourinchas, P.-O., R. Valdes, & O. Landerretche, Lending Booms: Latin America and the World, *Economia*, Vol. 1 (spring), 2001, pp. 47–99.

[24] Griffoli, T., Dynare User Guide: An introduction to the solution and estimation of DSGE models. mimeo, CEPREMAP. 2011,

[25] Hall, S. Financial accelerator effects in UK business cycles. Bank of England Working paper, No. 150. 2001.

[26] IMF, International Monetary Fund, Vulnerabilities, Legacies, and Policy Challenges Risks Rotating to Emerging Markets, *IMF Global Financial Stability Report*, (Washington). 2015.

[27] Mendoza, E. & M. Terrones, An Anatomy of Credit Booms: Evidence from Macro Aggregates and Micro Data, *NBER Working Paper*, No. 14049. 2008.

[28] Marco Del Negro, Marc P. Giannoni, & Frank Schorfheide. Inflation in the Great Recession and New Keynesian Models, Federal Reserve Bank of New York Staff Reports, 2014.

[29] Liu, B., & Zhang, w., A model based approach to monetary policy analysis for China.. Hong Kong Monetary Authority Working Paper, No.18. 2007.

[30] Reinhart, Carmen M., & Kenneth S. Rogoff. Growth in a Time of Debt. *American Economic Review*, Vol. 100(2), 2010. pp: 573-78.

[31] Schularick, M. & A.M. Taylor, Credit Booms Gone Bust: Monetary Policy, Leverage Cycles and Financial Crises, 1870–2008,,NBER Working Paper, No. 15512. 2009.

[32] Smets, Frank., & Raf. Wouters, Shocks and Frictions in US Business Cycles-A Bayesian DSGE Approach. European Central Bank Working Paper, No.722. 2007.

[33] Taylor, John B., “Discretion versus policy rules in practice.” *Carnegie-Rochester Conference Series on*

Public Policy 39, pp. 195–214. 1993.

[34] Zhang, W., China's monetary policy: Quantity versus price rules. *Journal of Macroeconomics*, Vol., 31, 2009, pp.473-484.

China's Leverage Paradox

Abstract: In recent years, China's economic growth has been slowing down along with a sharp rise in leverage. While accommodative monetary policies are still needed to maintain economy growth, increasing concerns for financial stability risk calls for cutting down the leverage level, leaving the authorities trapped in dilemma. As a result, tight monetary policy is implemented in the name of a loose stance. Since the third quarter of 2009, money supply M2 growth rate has dropped from 29.8% to 9.9% in the first quarter of 2015. However, the drop of M2 growth turn out to lead to a higher lever leverage as the ratio of M2 to GDP increases from 1.79 in 2009 to 1.93 in 2014, which is a "Chinese leverage paradox". This paper attempts to clarify the mechanism of leverage paradox in China, using a dynamic stochastic general equilibrium model (DSGE) to illustrate the relationship between money supply and leverage. The results show that reducing the money supply will increase the leverage, as it will bring more substantial decline in investment and consumption growth, and thus bring greater decline in output decline, thus increasing the leverage. Specifically, a decrease of money supply by 0.08 percentage points will drive down investment and output by 0.38 and 0.18 percentage points respectively, making the leverage ratio increase by 0.09 percentage points. Moreover, in the circumstance of Financial Accelerator Effect, this mechanism is further strengthened, as a decrease of money supply by 0.08 percentage points will drive down investment and output by 0.59 and 0.25 percentage points respectively, making the leverage ratio increase by 0.14 percentage points. Therefore, a tight monetary policy is not likely to achieve the goal of deleveraging; on the contrary, more accommodative monetary policies are more likely to promote higher growth and lower leverage.

Keywords: Leverage, Money Supply, Financial Accelerator

人民币境外存量的估算及其影响因素分析

宋芳秀¹ 刘芮睿²

【摘要】随着人民币国际化的推进，人民币的境外存量将对我国的货币政策及货币运行产生不可忽视的影响。本文使用间接法对 2005 第 1 季度至 2014 第 4 季度的境外人民币存量进行了估算，然后基于货币替代理论的框架，建立计量模型分析了影响人民币境外存量的宏观因素、微观因素和制度因素。分析结果表明，人民币的升值预期、人民币名义有效汇率指数、境内外利率水平及政策性因素对人民币的境外存量产生了显著影响。在实证分析的基础上，论文提出了关注汇率预期对人民币国际化和货币运行的影响、完善人民币境外流通监测体系等方面的政策建议。

【关键词】境外人民币存量 人民币国际化 间接法货币替代

从 2009 年我国试点跨境贸易人民币结算业务开始，到 2015 年，人民币国际化的实践已经有 6 年的历史。6 年来，人民币的国际地位得到了大幅度提升，人民币跨境支付比重不断上升，离岸市场逐步完善，资金回流机制逐步建立。2014 年，中国跨境贸易人民币结算量达 6.55 万亿元，同比增长 41.6%；全球贸易中的人民币结算份额达到 2.96%，全球资本和金融交易中的人民币份额达到 2.8%。据环球银行金融电信协会（SWIFT）统计，2014 年 12 月，人民币成为全球第 2 大贸易融资货币、第 5 大支付货币和第 6 大外汇交易货币。2015 年 11 月 30 日，IMF 宣布，自 2016 年 10 月 1 日起，人民币将作为除英镑、欧元、日元和美元之外的第五种货币纳入特别提款权（SDR）的货币篮子，这既是对人民币国际化成果的肯定，也意味着人民币国际化将持续推进。

随着人民币在计价、结算、储备等领域的应用程度的提高，人民币境外存量的规模将持续增长，境外人民币存量的波动性也将随人民币流出和回流渠道的拓宽而加大，这将对我国的货币运行及货币政策制定造成不可忽视的影响。由于目前我国并没有开展对人民币境外存量的统计工作，本文的第二部分将在现有估算方法的基础上，对缺口法进行变量层面的改进以更准确地估计人民币的境外存量，考量人民币存量的波动特征；第三部分直接以人民币境

¹ 宋芳秀，北京大学经济学院

² 刘芮睿，工银瑞信基金管理有限公司

外存量的估算值作为被解释变量, 试图使用协整分析探讨人民币境外存量的影响因素, 揭示人民币跨境流出的特点和规律, 以便为跨境人民币业务的推进、货币政策有效性的提高和系统性金融风险的防范提供借鉴。

一、文献综述

人民币境外流通指人民币流出中国国境, 在周边国家和地区流通, 并执行货币的价值尺度、流通手段和贮藏手段等职能。国内外学者对货币境外流通问题的研究主要集中在两个方面: 一是对货币境外流通规模进行估算, 估算的方法分为直接法和间接法; 二是侧重研究货币境外流通与货币替代、货币国际化的关系。

(一) 货币境外流通规模的测算方法

1、直接测算法及其特点

对货币境外存量的估算通常有两种方法: 直接法和间接法。其中, 直接法通常是采用一国与周边国家的边境贸易额、出入境人员携带数量、投资活动以及地下经济等调查资料对人民币的境外流通规模进行直接估计。

直接估计法存在着一定的缺陷: 第一, 由于数据方面的限制, 直接法能够覆盖的流出流入渠道有限。如现有文献估算人民币境外流通渠道时, 通常考虑的可获得数据的途径包括边境贸易和出入境携带, 通过其他途径及非正常渠道流出的人民币数量无法估计; 第二, 直接法本身较为粗糙, 具有较大的主观性, 如在估计出入境人员携带数量时, 通常根据经验对每个人员携带的人民币数量进行估计, 再乘以出入境人员的统计数量, 故存在较大的估计误差(陈鑫燕等, 2012)。

2、间接测算法和缺口法的选择

学者们大多采用间接法估计货币的境外规模。间接法主要包括季节法(Porter& Judson, 1996)、最大似然估计法(彭文生, 施燕玲, 2003)、M0/GDP 趋势法(Greenwood, 1990)、生物计量法(Porter& Judson, 1996)和缺口法(Chan, 2002; Daryl, 2006)。间接法不存在覆盖渠道不完全的问题, 但它也有缺点: 一是有较强的前提假设; 二是选择不同的模型和变量会导致估计结果出现一定的差别。

季节法假定一国境内持有货币的行为特征与境外持有该货币的行为特征存在一定差别, 并使用数据估计出境外货币存量的份额。最大似然法则假定样本期间内一国货币被境外以某个固定比例 θ 持有, 然后将货币在境内的需求函数设定为对数似然函数形式, 对数似然函

数的数值达到最高时所对应的 θ 值可被认为是该货币境外持有量占比的最佳估计。上述两种方法都假定货币的境外持有量占比固定不变,而近年来人民币境外流通的绝对规模和相对比例都呈现出增长的态势,因而这两种方法不适合用于估计当前人民币的境外流通规模。

M0/GDP 法认为,如果一国货币没有境外需求,该国 M0/GDP 会随着非现金支付方式创新而下降。该方法通过设定回归方程得到一国货币在产生境外需求以前的 M0/GDP 趋势值,然后利用该国实际的 M0/GDP 值扣除 M0/GDP 趋势值即可得到该国货币的境外流通规模。在过去的二十多年间,我国的经济体制发生了较大的变化,M0/GDP 受多种因素的共同影响(马荣华等,2006),而不是仅具有简单的时间趋势,因此,该方法也不适合用于估计人民币的境外存量。

生物计量法源自生物学家估计动物数量时所采用的方法³,该方法最初用于估计美元的境外流通规模(Porter& Judson, 1996):美国 1990 年出版的百元美元钞票和以前发行的美元钞票不同,当 1990 年以前的美元回到美联储现金办公室时,有关部门便将它们替换为 1990 年的钞票,由此可以认为这些钞票被做了标记,并可据此计算在境外的货币流通总量。由于钞票的标记和数据的收集涉及部门较多,整个过程较为复杂,因此在具体应用时存在较大的困难。

缺口法的基本思路是假设国内货币需求函数是稳定的,然后在此基础上将样本分为两个时间段,通过第一阶段的国内货币发行量拟合出国内货币需求函数(假定第一阶段不存在货币跨境交易),再利用此函数估算第二阶段的国内货币需求。第二阶段的国内真实货币发行量与国内货币需求之间的差额,即为货币境外存量。

同其他间接法相比,缺口法的优点在于,它能够反映国内经济变量的变化对人民币境外流通规模的动态影响,避免了将境外流通量占比设为固定的常数,从而使模型能更好地体现近期人民币国际化所取得的巨大进展;这一估计方法的另一优点是对统计数据的要求不高。但缺口法和其他间接法一样,也存在较强的前提假设:首先,该方法将国内货币现金需求以外的人民币都看作是境外人民币存量;其次,缺口法认为国内的货币需求函数在两个样本阶段内保持连续性,即不发生结构性改变。综合考虑各种方法的特点和人民币国际化的现状可知,缺口法是估计人民币境外存量的相对理想的方法。

3、缺口法的应用现状及本文的研究

³ 专家在一个样本期内随机捕捉一定数量的动物对其做标记并放掉,在下一个样本期内再次随机捕捉一定数量的动物;假定所做标记不影响动物的生存能力以及它们再次被捕捉的可能性,可认为第一次标记过的动物在动物群体中所占的比例应当与第二次捕捉到的动物样本中被标记的动物所占比例相同。

国内学者已经采用缺口法进行了一系列的研究：马荣华、饶晓辉（2006）建立了人民币境内现金需求数量与国民收入、利率水平及货币化程度之间的长期稳定函数，并利用此函数来估算 1997 年后境内人民币现金需求数量。巴曙松、严敏（2010）的研究结果表明，在 1999 年至 2008 年间，境外人民币的需求占人民币现金总量的平均比率为 7.62%；截至 2008 年底人民币的境外存量达到 3426.99 亿元。陈鑫燕等（2012）估算了 2010 年 6 月至 2011 年 5 月的境外人民币存量，指出跨境人民币业务与境外人民币存量之间存在长期稳定的均衡关系。陶士贵、叶亚飞（2013）在国内货币需求函数中引入准货币流通速度和前期收入等变量，设定了货币需求函数估算人民币境外存量。本文则在对缺口法所做研究的基础上，参考既有文献对货币需求函数的研究，选择规模变量、机会成本变量和制度因素三类变量解释我国的货币需求，并在制度变量的设定方面做了改进，以更好地估算 2005-2014 年境外人民币的规模并分析其波动特征。

（二）货币境外流通规模的影响因素

货币国际化的概念起源于货币替代理论。人民币国际化程度的提高和境外人民币存量的增加实质上是人民币对其他国家货币进行替代的过程，因此，近年来人民币境外流通规模的变化可以用货币替代理论的框架来进行解释和分析。

国外学者从理论和实证两个层面对货币替代和货币国际化问题进行了研究，实证文献的研究对象主要是美元、欧元、日元等国际货币。Mundell（2003）指出，影响一国货币国际化的因素主要包括货币政策稳定性、是否存在管制、货币应付外部冲击的能力、货币流通规模以及货币发行国政治、经济和军事地位等。Fischer（2004）在研究欧元货币需求时涉及了境外需求部分，提出欧元汇率的变化是影响境外欧元需求的重要因素。Frankel（2012）曾指出，本国经济规模、人们对货币的信心和金融市场发展状况是一种货币能否成为国际货币的三个主要影响因素。

关于人民币境外流通的原因，国内外学者从不同的角度进行了分析。早期国内学者研究货币替代问题多是从外币替代人民币的角度出发（李富国、任鑫，2005；刘绍保，2008；等），近年来的人民币国际化则是一种“反替代”现象。巴曙松、吴博（2008）认为 2003 年以来人民币的“反替代”现象主要源于人民币的持续升值预期。李婧、管涛、何帆（2004）指出，中国经济的持续高速增长、人民币汇率的稳定、双边经贸合作的深化、宽松的制度环境和地下经济活动促进了周边国家和地区对人民币的需求。马荣华、唐宋元（2006）认为影响人民币境外流通最重要的因素依次为我国经济总量占世界经济总量的比重、人民币汇率水平和我

国的通货膨胀率。尹亚红（2009）通过理论模型推导出影响香港人民币现金流通规模的因素为大陆 GDP、香港 GDP、中国国内利率水平、香港利率水平和预期汇率变动率。

本文的特点在于，从理论上分析影响境外人民币存量的宏观因素、微观因素和制度因素，并将缺口法的估算结果作为被解释变量进行实证分析，试图得出有意义的结论，以便为人民币国际化和货币政策制定提供借鉴。

二、基于缺口法对人民币境外存量的测算

利用缺口法进行估算时，如何设定国内货币的需求函数尤为关键。经典的货币需求理论主要包括 Keynes 为代表的货币需求理论、Friedman 为代表的货币学派提出的货币数量论、Tobin 为代表的资产组合理论和 Whalen 为代表的局部均衡的预防性货币需求模型。国内学者结合中国的实际，对于货币需求问题提出了自己的观点：易纲（1995）认为，除了收入和利率之外，货币化程度、对通货膨胀的预期、国际收支余额等因素也会影响货币需求；王曦（2001）考虑了名义收入、非国有经济的发展程度、市场定价商品价值占商品总价值的比率、定期存款利率、预期的通货膨胀率、证券市场对货币需求的影响；汪红驹（2003）认为实际货币余额与国内生产总值、一年期存款利率和通货膨胀率之间存在长期协整关系。

根据以上分析，货币现金需求的解释变量可分为两类：规模变量和机会成本变量。我国的货币需求函数还应考虑特有的制度因素，如货币化程度、货币流通速度、技术变革等。

（一）计量模型的设定

1、被解释变量 $m_t = M_t/CPI$ 。按照货币流动性大小，货币供应量可分为 M0、M1 和 M2 等层次。本文以 M0 层次的货币作为境外人民币存量估算的被解释变量。模型中的实际货币现金量由流通现金 M0 经过 CPI 平减得到，数据来自中国人民银行网站。

2、规模变量 y_t 。规模变量用于衡量经济活动中利用货币进行交易的规模，交易性货币需求理论认为现期收入是经济交易量的代表，而货币需求的资产组合理论则认为财富可作为规模变量。在实证分析中，规模变量通常选择 GDP、GNP 或商品零售总额等。本文采用实际国内生产总值 y_t 作为规模变量，由名义 GDP 经 CPI 平减得到，数据来自国家统计局。

3、机会成本变量 r_t 。持有货币的机会成本是指人们因持有货币而放弃其它资产所获得的收益，它一般包括两个部分：货币自身的收益率和可替代资产的收益率。货币本身的收益率可以看作零或者不变，因此可以忽略。考虑货币的可替代资产的收益率时，通常采用短期利率作为机会成本变量，如银行定期存款利率、期限较短的国债利率等。本文采用 1 年期银

行定期存款的实际利率 r_t 作为机会变量的代表, 即名义利率 R_t 减去通货膨胀率 π_t , R_t 数据来自中国人民银行网站。如果当季利率发生调整, 则按具体执行天数进行加权平均计算得到该季利率数据。通货膨胀率 π 则以我国季度居民消费价格指数为基础计算得到, 数据来自国家统计局。

4、制度变量 X 。制度变量是指社会经济体制和生产组织结构等影响货币需求的因素, 其中货币化程度是一项重要指标。麦金农指出, 表示一国经济货币化程度最好的指标是广义货币 ($M2$) 与 GNP 之比 ($M2/GNP$), 大多数学者采用这一指标来描述经济中的货币化程度。从上个世纪 80 年代起, 我国的 $M2/GDP$ 增长趋势明显, 这无法在传统的货币需求理论框架内得到解释, 学者们曾提出价格指数偏低假说、被迫储蓄假说和货币化假说来解释 $M2/GDP$ 的上升现象。有的学者还采用城镇人口占总人口的比例来衡量货币化过程, 这种方法的缺点是它只能模拟货币化过程的某一部分, 不能较全面地反映货币化过程。鉴于本文要估计境外人民币的流通规模, 为了避免内生性问题, 文中选用银行系统年末的贷款余额与 GDP 的比 X 作为货币化程度的替代指标, 数据来自中国人民银行网站。

根据以上分析, 本文的货币现金需求函数设定为:

$$\ln(m_t) = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(y_t) + \alpha_2 r_t + \alpha_3 X_t + \varepsilon_t$$

根据货币需求理论, 预期 α_1 为正; α_2 为负; α_3 为正。由于我国节假日制度、文化气候差异等原因造成宏观经济变量出现季节性不稳定, 容易产生异常值和结构突变, 故对 $M0$ 、 GDP 和 CPI 数据进行季节性调整, 数据分析软件为 Eviews 6.0。

(二) 估计方法

缺口估计方法有两种, 一种是无条件缺口估计法, 另外一种是有条件缺口估计法。无条件缺口估计法即指先由第一期的全部信息, 包括影响 $M0$ 的各种因素和 $M0$ 的实际数据得到第二期 $M0$ 的估计值; 有条件缺口估计法即指先由第一期 $M0$ 的全部信息得到该时期 $M0$ 的决定机制的描述, 结合第二期的各种相关因素实际信息, 得到第二期 $M0$ 的估计值。根据徐奇渊等 (2006) 的估计结果, 采用有条件缺口估计法得到的估计结果更为准确, 本文也将采用有条件缺口估计法进行估计。

文中使用的数据是 1994 年至 2014 年间的季度数据。选择 2004 年作为分割点, 将样本区间分为两个时段: (1) 第一阶段 (1994 年 Q1 至 2004 年 Q4), 主要工作是拟合货币现金需求函数。(2) 第二阶段 (2005 年 Q1 至 2014 年 Q4), 将第二阶段数据代入 (1) 中估算的货币需求函数, 得到该阶段的国内货币现金需求规模预测值, 再从这一阶段 $M0$ 的实际供给

量中剔除境内现金需求部分，即为该段时间内的境外人民币存量。

选择 2004 年作为分割点，是出于以下几个方面的考虑：第一，自 2003 年 6 月 29 日《内地与香港关于建立更紧密经贸关系的安排》和 2003 年 10 月 18 日《内地与澳门关于建立更紧密经贸关系的安排》出台以来，人民币流出境外的速度明显加快；第二，尽管许多学者认为人民币自 1997 年亚洲金融危机以来就已经在周边国家或地区流通，但 1997 至 2004 年间人民币主要是通过边境贸易和个人旅游等渠道流出的，其规模不大，可以忽略不计；第三，为保证第一阶段的样本容量足够大，将时间点设在 2004 年也较为合理。

（三）实证分析

1、单位根检验

为了避免模型出现伪回归现象，在进行协整检验之前，需对各个变量进行单位根检验，以判断其平稳性。本文采用 ADF 检验法对各个变量进行单位根检验，检验结果见表 1。

表 1 1994Q1 至 2004Q4 各变量序列的 ADF 检验结果

序列	ADF 检验值	1%临界值	5%临界值	10%临界值
$\ln(mt)$	-2.4866(C,T,0)	-4.1865	-3.5181	-3.1897
$\Delta \ln(mt)$	-3.0235(C,0,6)*	-3.6268	-2.9458	-2.6115
$\ln(yt)$	-2.4081(C,T,4)	-4.2119	-3.5298	-3.1964
$\Delta \ln(yt)$	-3.7259(C,0,0)**	-3.5966	-2.9332	-2.6049
rt	-1.2946(C,T,0)	-4.1865	-3.5181	-3.1897
Δrt	-3.7046(C,0,0)**	-3.5966	-2.9332	-2.6049
X	-1.8656(C,T,1)	-4.1923	-3.5208	-3.1913
ΔX	-5.6383(C,0,0)**	-3.5966	-2.9332	-2.6049

注：检验形式 (C,T,K) 分别表示单位根检验中包括的截距项、时间趋势项以及滞后阶数； Δ 表示一阶差分；*表示在 5% 的显著水平上拒绝单位根；**表示在 1% 的显著性水平上拒绝单位根。

检验结果表明，各个变量均为非平稳序列，经过一阶差分之后变为平稳序列，即各个变量均为一阶单整序列。

2、协整检验

对于非平稳序列，可以对变量进行差分使其变为平稳序列，但这样可能会导致所研究变量之间长期关系的信息损失。为解决这一问题，一般采用协整分析法来检验变量之间是否存在长期稳定的关系。Johansen 协整检验结果见表 2。从检验结果可以看出，各个变量之间存在长期均衡关系。

表 2 Johansen 协整检验结果

原假设	特征值	似然比	5%临界值	P 值
None**	0.5342	65.5963	47.8561	0.0005
At most 1*	0.3641	33.5049	29.7971	0.0179

At most 2	0.2764	14.4938	15.4947	0.0703
At most 3	0.0214	0.9080	3.8415	0.3406

注：**表示在 5% 的显著水平下拒绝原假设，*表示在 10% 的显著水平下拒绝原假设。

3、回归分析及稳定性检验

对计量模型进行 OLS 最小二乘回归，得到结果如下：

$$\ln(m_t) = \frac{0.2729}{(2.6229)} + \frac{0.7719 \ln(y_t)}{(12.7474)} - \frac{0.0431 r_t}{(-5.3692)} + \frac{0.4316 X_t}{(4.2801)} + \varepsilon_t$$

$R^2 = 0.9776$, $F = 581.33$, $P = 0.00$, 回归残差的标准差 (sd dependet var) = 0.3502

由以上结果可知：(1) $\ln(y_t)$ 、 X_t 回归系数为正， r_t 回归系数为负，表明境内货币现金需求与实际国内生产总值、货币化程度成正比，与实际利率成反比，与前文的理论预期一致。本文使用残差累积和 (CUSUM) 和残差平方累积和 (CUSUMSQ) 来检验参数的长期稳定性，结果表明，在 5% 的显著水平下，模型的参数和设定关系具有长期稳定性。

(四) 境外人民币需求估算

通过对 1994 年第 1 季度至 2004 年第 4 季度样本的实证分析，我们得到变量 $\ln(m_t)$ 、 $\ln(y_t)$ 、 r_t 、 X 之间的长期均衡关系。假设国内的货币现金需求函数保持稳定，不发生结构性变化，下面将 2005 年第 1 季度至 2014 年第 4 季度数据代入回归得到的方程，从而预测出第二阶段的 $\ln(m_t)$ 。将预测值从央行发行的 M0 中扣除，即可得到 2005 年第 1 季度至 2014 年第 4 季度间的境外人民币存量。测算结果如下：

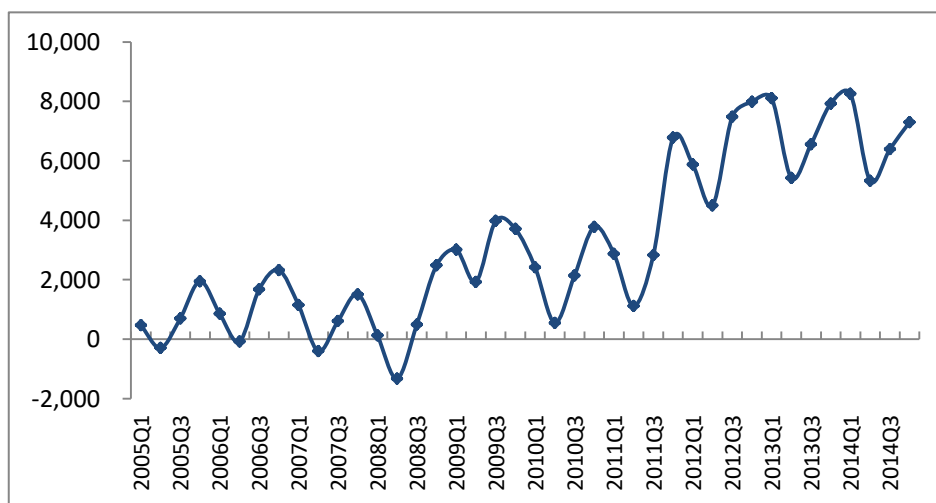


图 1 境外人民币存量的缺口法估计值

估计结果表明，自 2005 年以来，境外人民币存量呈现出逐年上升的态势，季度平均值从 2005 年的 705 亿元波动上升至 2014 年的 6818 亿元，增长了 8.6 倍。从图中可以看出境外人民币存量的变化有以下几个特点：

1、人民币境外存量受季节因素影响，通常来看三、四季度的存量较大，这与人民币跨境交易的季节性特征具有直接联系。由于每年的下半年是我国的进出口高峰期，且近年来我国与周边国家和地区的贸易往来大部分处于逆差，在边境贸易、边民互市占有相当比例的情况下，意味着人民币流出境内，因而境外人民币存量会产生季节性波动。

2、人民币境外存量一直在波动中上升，根据其变化特征可以分为三个阶段：第一阶段（2005Q1至2008Q4）境外人民币存量较小且平稳。第二阶段（2009Q1至2010Q4）境外人民币存量小幅上升，其主要原因是2009年跨境贸易结算试点政策的推出以及2010年6月试点范围的进一步扩大。第三阶段（2011Q1至2014Q4）境外人民币存量迅速上升，主要原因是贸易结算范围扩展至全国、人民币对外直接投资的开展、双边货币互换协议的签订、国际金融危机的冲击减弱等。

三、境外人民币存量的影响因素分析

探讨境外人民币存量的影响因素及其影响程度，有助于把握和预判境外人民币存量的规模 and 变化，这对于稳步推进人民币国际化、增强国内金融体系对外部冲击的抵御能力具有重要意义。

（一）境外人民币需求的计量模型

从理论层面看，影响一国货币替代的因素可分为宏观因素、微观因素和制度因素。宏观因素是指本国的经济状况，如国民收入水平、居民财富数量、国际贸易规模等，但国民收入对货币替代的影响方向并不确定。微观因素是指持有本币和外币的相对收益率。当外币与本币的真实收益率之差扩大或本币与外币的真实收益率之差缩小时，货币替代程度会随之上升；汇率的预期是影响本外币相对收益率的重要因素，人们更愿意持有汇率较为稳定的货币或有升值预期的货币。制度因素是指本国货币的可兑换程度、外汇管理制度、货币政策的稳定性、金融市场的一体化程度等。若一国货币完全不可兑换，货币替代现象虽然存在，但货币替代率很低；一国的货币政策越不稳定，人们增持外币的意愿越强，货币替代率越高。

本文参考了蒋先玲等（2012）的理论模型，将非境内居民对人民币的需求分为两类：第一类是跨境贸易、直接投资活动增加带来的交易性需求；第二类是投资者对人民币资产进行投资所带动的投机性需求，这部分需求受人民币汇率、国内外利差和风险偏好等因素的影响较大；然后依据货币需求理论和竞争替代理论，综合考虑人民币的货币服务功能、相对购买力风险以及由政策管制等因素带来的交易成本，从企业利润最大化的角度出发建立境外人民

币需求的理论函数，并得到如下的函数形式（蒋先玲等，2012）：

$$M_{0tr}^* = aM_{tr}^* + bb_{tr}^* = (a+b)\Delta e / \alpha_1 e_t^2 + bi_{tr}^* e_{t+1} / \alpha_1 e_t^2 - bi_f^* / \alpha_1 e_t$$

其中 M_{0tr}^* 是由上述两类需求构成的境外人民币需求总额，它受以下因素的影响：汇率水平 e_t （间接标价法），与境外人民币的需求成反比；汇率预期 $E_e = \Delta e / e_t$ ，与境外人民币需求成正比；境外企业因政策管制等因素获取和持有人民币所承担的成本和风险 α_1 ，与境外人民币需求成反比；境外企业持有人民币债券的收益率 i_t^* ，与境外人民币需求成正比；企业持有外国债券的收益率 i_f^* ，与境外人民币需求成反比。据此可建立境外人民币需求的计量模型如下：

$$\ln M_{0tr}^* = a_0 + \gamma_1 \ln \alpha_1 + \gamma_2 \ln e_t + \gamma_3 E_{et} + \gamma_4 i_{tr}^* + \gamma_5 i_{tf}^* + \varepsilon_t$$

1、被解释变量。人民币境外存量 M_{0tr}^* 采用上一部分缺口法的估计结果。

2、解释变量。汇率水平 e_t 用人民币名义有效汇率指数表示，数据来自国际清算银行；人民币债券利率 i_{tr}^* 用中国 10 年期国债的到期收益率表示，数据来自中国货币网；外国债券利率 i_{tf}^* 用美国 10 年期国债的到期收益率表示，数据来自美联储网站。

至于人民币的汇率预期 E_{et} ，衡量方法有远期市场汇率和投资者预期调查等方式。目前能够量化的主要是双边汇率，核心是人民币对美元汇率，人民币兑美元一年期 NDF（非交割的人民币远期汇率）能较好地反映国际市场对人民币汇率的预期。因而，本文采用 1 年期人民币兑美元 NDF 汇率和即期汇率计算出的升贬值率作为衡量人民币汇率预期的指标。

至于获取和持有人民币所承担的成本与风险，我们认为这一因素受到政策的影响较大。正如前文所提到的，境外人民币存量中有很大部分是跨境贸易结算所引发的，而自 2009 年起我国推出跨境贸易人民币结算试点，2010 下半年又进一步将境内试点范围扩大至 18 个省市，境外地域扩展至所有国家和地区，自此境外人民币存量开始迅速上升，被解释变量存在明显的结构突变。因而，我们考虑引入一个虚拟变量 DUM 以衡量政策的变化，以更好地处理这种结构突变。

$$DUM = \begin{cases} 0, & 2009Q1 \sim 2010Q4 \\ 1, & 2011Q1 \sim 2014Q4 \end{cases}$$

根据前一部分的估计结果，境外人民币存量在 2009 年以后的数据为正，并且由于 2009 年跨境贸易人民币结算试点推出以后境外人民币存量规模才以较快速度增长。因而，我们选

取 2009 年第一季度至 2014 年第四季度的数据进行回归分析。

（二）实证分析

1、单位根检验

我们首先对各个变量进行 ADF 单位根检验，检验结果见表 3。

表 3 2009 年 Q1 至 2014 年 Q4 各变量序列的 ADF 检验结果

序列	ADF 检验值	1%临界值	5%临界值	10%临界值
M0tr	-2.1040 (C,T,0)	-4.4163	-3.6220	-3.2486
Δ M0tr	-4.7446 (C,0,0) **	-3.7696	-3.0049	-2.6422
Eet	-3.3178 (C,T,0)	-4.4163	-3.6220	-3.2486
Δ Eet	-4.5953 (C,0,2) **	-3.8085	-3.0207	-2.6504
et	-2.8340 (C,T,4)	-4.5326	-3.6736	-3.2774
Δ et	-3.1077 (C,0,0) **	-3.7696	-3.0049	-2.6422
Rtr	-2.9345 (C,T,1)	-4.4407	-3.6329	-3.2547
Δ Rtr	-3.0359 (C,0,0) **	-3.7696	-3.0049	-2.6422
Rtf	-1.8277(C,T,0)	-4.4163	-3.6220	-3.2486
Δ Rtf	-3.7794(C,0,0)**	-3.7696	-3.0049	-2.6422

注：检验形式 (C,T,K) 的含义同上； Δ 表示一阶差分；**表示在 1% 的显著性水平上拒绝单位根；* 表示在 5% 的显著水平上拒绝单位根。

以上检验结果表明，各个变量均为非平稳序列，在一阶差分之后在 5% 的显著水平下均为平稳序列，说明各个变量均为一阶单整序列。

2、协整分析

在各个变量同阶平稳的前提下，进行 Johansen 协整检验，结果见表 4。

表 4 Johansen 协整检验结果

原假设	特征值	似然比	5%临界值	P 值
None*	0.9229	101.0093	69.8189	0.0000
At most 1	0.7221	44.6258	47.8561	0.0974
At most 2	0.3630	16.4540	29.7971	0.6800
At most 3	0.2547	6.5338	15.4947	0.6324

注：**表示在 5% 的显著水平下拒绝原假设，*表示在 10% 的显著水平下拒绝原假设。

从检验结果可以看出，境外人民币存量与汇率预期波动率、人民币名义有效汇率指数、中国 10 年期国债利率、美国 10 年期国债利率、政策变量 DUM 存在一个长期稳定的均衡关系。

3、回归分析

对模型进行 OLS 最小二乘回归，结果如下：

$$\ln M_{0tr}^* = \frac{-5.5634}{(-2.8773)} + \frac{0.0769E_{et}}{(-2.7674)} + \frac{3.2198\ln e_t}{(2.1295)} + \frac{0.8629i_{tr}^*}{(3.5597)} \\ - \frac{0.3741i_{tf}^*}{(-2.6915)} + \frac{+1.4564DUM}{(5.9402)} + \varepsilon_t \quad (4.10)$$

$$R^2 = 0.7619, F = 15.20, P = 0.00, \text{回归残差的标准差 (sd dependet var)} = 0.5648$$

由以上结果可知， E_{et} 、 $\ln e_t$ 、 i_{tr}^* 和 DUM 的回归系数为正， i_{tf}^* 回归系数为负；各个变量的 t 值说明这些变量对境外人民币需求有显著影响。其中政策因素对境外人民币需求具有明显的正向影响，印证了相关政策举措的显著促进作用。自 2010 年下半年跨境贸易人民币结算试点范围扩大以来，香港人民币离岸市场的发展速度加快，人民币的流出和回流渠道放宽，促进了境外对人民币的需求。此外，人民币汇率的预期波动率、人民币名义有效汇率指数、境内外利率对被解释变量的影响也都符合理论预期。

四、结论及政策建议

本文使用间接法对境外人民币存量进行了估算，结果表明，境外人民币存量一直在波动中上升，2014 年境外人民币存量为 6818.2 亿元，占 $M0$ 的 11.64%；人民币境外存量受季节因素的影响，三、四季度的存量通常较大。本文还对境外人民币需求的影响因素进行了实证分析，实证结果表明，人民币汇率预期因素对境外人民币需求的影响非常显著，人民币兑美元每预期升值 1%，则境外人民币需求增加 0.07%；人民币名义有效汇率指数每上升 1%，则境外人民币需求增加 3.22%；中国 10 年期国债利率每上升 1%，则境外人民币需求增加 0.86%；美国 10 年期国债利率每上升 1%，境外人民币需求下降 0.37%；政策因素对境外人民币需求具有明显的正效应。

在过去的十年间，境外持有的人民币出现了快速增长。人民币境外存量达到较大规模时，必然会对我国的货币政策效应及资本账户管制的有效性等方面产生一定的影响。根据上面的实证结果，本文提出以下三方面的政策建议：

第一，在制定宏观政策时密切关注汇率和汇率预期。从实证结果来看，人民币汇率预期对境外人民币的需求具有较为明显的影响，这意味着在人民币国际化的初级阶段，人民币升值预期是境外投资者积累人民币资产，进而使得境外人民币需求增加的重要原因之一。今后，

我国政府要做好预案，避免当人民币出现贬值预期时，境外人民币迅速回流对国内货币供应量和国内经济运行产生较大的冲击。

第二，继续发展人民币离岸金融市场，使人民币在境外具有合法的投资和获益场所，这样持有人民币的境外居民就会有多元化的投资手段，进而保证境外人民币需求的稳定。建议我国政府继续采取措施推动离岸市场人民币金融产品的创新，提高离岸市场金融机构的服务职能；各清算行应积极与当地金融机构合作，在金融创新、客户推广等方面共同开展离岸人民币业务。

第三，完善人民币境外流通监测体系，建立健全风险预警和防范机制。建议中国人民银行、国家外汇管理局等政府部门和有关政策咨询研究机构对境外人民币持有规模、跨境交易的流入流出等进行监测和跟踪研究，我国政府制订金融和货币政策时也应将境外的人民币存量及变化情况纳入需要考虑的因素，防止境外人民币的异常波动对我国货币政策和货币运行产生负面影响；加强与周边国家和地区之间的合作，完善人民币境外流通监测体系，监测人民币的境外流动情况，特别是非正常途径的人民币现金在境外的流动情况，逐步建立健全风险预警和防范机制，维护我国金融市场的稳定。

参考文献

- [1] Chan K. S., Currency Substitution between the HongKong Dollar and the RMB in South China[J], Pacific Economic Review, 2002(7): 37-55.
- [2] Daryl, H., limmy, S. and Joama, S., External Demand for Hong Kong Dollar Currency(Revisited) [R], HKMA Quarterly Bulletin, 2006(3): 11-21.
- [3] Fischer B., Kohler P. and Seitz F. The Demand for Euro Area Currencies: Past, Present and Future[R]. European Central Bank Working paper series, 2004(4), No.330.
- [4] Frankel, J., Internationalization of the RMB and Historical Precedents[J], Journal of Economic Integration, 2012, 27(3): 329-365.
- [5] Greenwood J.Chan, An Estimate of the Hong Kong Dollar Currency Circulating in Guangdong Province[J]. Asian Monetary Monitor, 1990 (7): 37-44.
- [6] Mundell R.A., The International Financial System and Outlook for Asian Currency Collaboration[J], The Journal of Finance, 2003(4):3-7.
- [7] Porter R. D. and Ruth A. Judson, The Location of U.S. Currency: How Much Is Abroad[J]? Federal Reserve Bulletin, 1996(10).
- [8] 巴曙松, 吴博. 人民币有效汇率波动对货币替代影响的实证研究[J]. 经济管理. 2008(23): 1-10.
- [9] 巴曙松, 严敏. 人民币现金境外需求规模的间接测算研究: 1999—2008[J]. 上海经济研究, 2010(1): 19-25.
- [10] 陈鑫燕, 赵凯, 胡佳斐. 跨境贸易人民币业务与境外人民币存量: 一个实证研究[J]. 上海金融, 2012(3): 18-24.
- [11] 蒋先玲, 刘微, 叶丙南. 2012. 汇率预期对境外人民币需求的影响. 国际金融研究. 10: 68-75.
- [12] 马荣华, 饶晓辉. 人民币的境外需求估计[J]. 经济科学. 2006(5): 18-29.
- [13] 李富国, 任鑫. 2005. 中国货币替代模型实证研究[J]. 金融研究. 11: 46-55.
- [14] 李婧, 管涛, 何帆. 2004. 人民币跨境流通的现状及对中国经济的影响[J]. 管理世界. 9: 45-52.
- [15] 刘绍保. 人民币汇率与货币替代关系的实证研究[J]. 国际金融研究. 2008(1) 70-74; 19-25.
- [16] 彭文生、施燕玲. 港元的境外需求[R], 香港金融管理局季报. 2003(3).
- [17] 陶士贵, 叶亚飞. 人民币境外存量的估算及其对我国货币供给量的影响[J]. 财贸经济. 2013(9): 67-75.
- [18] 徐奇渊, 刘力臻. 香港人民币存量估计: M1 口径的考察[J]. 世界经济. 2006(9): 49-57.

- [19] 易纲. 中国的货币供求与通货膨胀[J].经济研究. 2005(5): 51-58.
- [20] 尹亚红. 香港人民币现金流通规模的估计: 1998-2006 [J]. 经济评论. 2009(2): 37-42.
- [21] 汪红驹. 用误差修正模型估计中国货币需求函数[J], 世界经济. 2002(5): 55-61.
- [22] 王曦. 经济转型中的货币需求与货币流通速度[J]. 经济研究. 2001 (10):20-28.

Overseas RMB Stock: Scale Estimation and Influencing Factors Analysis

Abstract: With the progress of the RMB internationalization, the overseas RMB stock will have a noticeable impact on China's monetary policy and monetary operation. This paper uses indirect calculating method to estimate overseas RMB stock over 2005Q1 to 2014Q4, and then set up a quantitative model to analyze the macro factors, micro factors and institutional factors that influence the overseas RMB stock. The regression results show that the appreciation expectation of the RMB exchange rate, the nominal effective exchange rate index, the domestic and foreign interest rates and policy factors have a significant impact on the stock of the overseas RMB. Based on the empirical analysis, the paper puts forward some policy suggestions, which includes being concerned about the impact of exchange rate expectations on the RMB internationalization and the monetary operation, improving the monitoring system of overseas circulation of RMB, and so on.

Keywords: Overseas RMB Stock RMB Internationalization Indirect Calculating Method
Currency substitution

金融市场开放下中国最优货币政策规则选择

何国华¹ 吴金鑫²

【摘要】随着中国改革开放的深入特别是金融市场开放程度的提高，相机抉择的货币政策执行难度不断加大，学术界对于按一定规则制定货币政策的呼声也持续升温。金融市场开放条件下中央银行货币政策规则应该如何选择？本文通过构建开放经济下新凯恩斯宏观经济模型，利用 dynare 模拟得出了不同金融市场开放度下的各种货币政策规则的效果及福利损失。研究结果表明金融市场开放虽然会导致短期经济主要受国外需求冲击和利率冲击影响波动变大，但是长期来看影响较小且利率规则能够有效调节经济以实现均衡。其中，盯住国内通胀规则在金融市场开放度较低时较为适用，金融市场开放度较高时传统泰勒规则较优。因此，在坚持逐步开放金融的同时必须加快利率市场化改革的步伐，促进货币政策利率传导渠道的畅通，从而使利率规则在金融市场不断开放过程中应对宏观经济可能面临的各种冲击时发挥有效作用。

【关键词】金融市场开放 最优货币政策规则 泰勒规则

一、引言

自从基德兰德和普雷斯科特（Kydland 和 Prescott, 1977）提出著名的“时间不一致性”命题后，学术界关于规则与相机抉择的讨论几乎出现了一边倒的倾向：大多数学者都支持实行货币政策规则而不是相机抉择。所谓货币政策规则是指中央银行按照一定计划进行货币政策决策和操作的指导原则，即“预先设定的货币政策指南”。遵循货币政策规则会产生预承诺机制，不仅使得货币政策避免出现时间不一致性问题，而且其透明性与前瞻性使货币当局拥有预期管理的功能。但是，伴随着央行实践和货币政策理论的发展形成了多种货币政策规则。从历史演进的过程来看，比较流行的有弗里德曼规则（Friedman, 1963）、麦克勒姆规则（McCallum, 1988）、泰勒规则（Taylor, 1993）以及通货膨胀目标制等。众多货币政策规则的提出以及各种货币政策规则对不同国家的适用性不同，导致各国在操作货币政策时面临最优货币政策规则的选择。

¹ 何国华，武汉大学经济与管理学院教授，博士生导师

² 吴金鑫，武汉大学经济与管理学院硕士研究生

最初关于最优货币政策规则选择的研究都是基于封闭经济条件而展开的，但是，正如 Ball (1999) 所指出，封闭经济下可能是最优的货币政策规则如泰勒规则和通货膨胀目标制，在开放经济下往往都是次优的，除非对它们进行一些重要的修正。随后，众多学者对开放经济条件下的最优货币政策规则选择问题进行深入探讨。Gali 和 Monacelli (2005) 通过构建小型开放经济模型，对基于国内通货膨胀的泰勒规则、基于 CPI 的泰勒规则和盯住汇率的目标制规则的社会福利情况进行了分析，结果表明基于国内通货膨胀的泰勒规则产生的社会福利损失最小。而 Divino (2009) 的研究则表明，货币政策目标福利函数依赖于经济的开放程度，实际汇率变动会引起通货膨胀和产出的两难选择，最优货币政策规则应该是控制实际汇率浮动下的国内通货膨胀目标制规则。Pavasuthipaisit (2010) 进一步检验了中央银行是否应该在采取通货膨胀目标制同时对汇率波动做出反应。研究发现，在预承诺均衡状态下，名义汇率完全受经济状态决定，如果中央银行能够完全观察经济的状态，并且名义利率根据经济状态做出反应，则无需额外对汇率做出反应；如果不具有完全信息，则汇率的波动能够为经济状态的发展提供重要信号，此时中央银行对汇率做出反应是最优的政策选择。

值得注意的是，随着经济全球化和金融一体化带来各国贸易和金融市场不断开放，在研究开放条件下最优货币政策规则选择问题时，越来越多的学者开始重视金融市场开放对最优货币政策规则选择的影响。例如，Sutherland (1996) 利用新开放经济宏观经济学框架进行分析，认为随着金融市场开放度的增加，货币政策冲击对宏观经济不稳定的影响会增加，而实际的需求和供给冲击对宏观经济不稳定的影响会减小。Buch 等 (2005) 在此基础上引入消费习惯，认为金融市场开放对宏观经济稳定的影响取决于经济冲击的性质，货币政策冲击会加剧宏观经济不稳定，而财政政策冲击会减缓宏观经济不稳定。Faia 和 Iliopoulos (2011) 通过建立包含国际借贷市场的 NOEM 模型，并利用国际借贷的抵押率来衡量金融市场开放程度，认为伴随金融开放的提高，经常项目波动加剧，中央银行单一盯住国内通货膨胀是不可取的，应采取汇率稳定和盯住通货膨胀的双重目标的货币政策。

迄今为止，中国的货币政策仍然以经济增长和物价稳定为政策目标，在实际操作中具有明显的相机抉择的特点，在工具运用上，则以存款准备金率及信贷配给制度等数量型工具为主。但在理论上国内学者较早就对中国货币政策的制定和实施是否也应当遵循一定的规则，并对中国最优货币政策规则的选择进行了较为深入的研究（刘斌，2002；宋玉华和李泽祥，2007；奚君羊和贺云松，2010；汪川，2011；余建干和吴冲锋，2014）。同时，随着中国经济开放度的提高，国内有部分学者也对开放经济下各种货币政策规则在中国的效果进行了检验。例如，王胜和邹恒甫 (2006) 在 Clarida 等 (2001, 2002) 的结论基础上，对封闭条件

下的泰勒规则进行扩展,选定美、日、欧作为影响中国的外部因素,利用中国数据对扩展型泰勒规则进行了实证检验,认为中国在制定货币政策规则时不能忽视美国货币政策的影响。王晓天和张淑娟(2007)在开放经济两国模型基础上对中国双重隐性名义锚的情况进行了分析,认为中国在汇率改革后,通货膨胀目标作为名义锚将是中国货币政策的正确选择。而陈师等(2015)则建立一个引入有管理浮动汇率制的开放经济中型 DSGE 模型,检验了数量规则、泰勒规则以及目标区间利率规则的宏观经济效应及福利绩效,结果表明目标区间利率规则的福利损失最小为最优规则,且利率规则要明显优于数量规则。并且认为,在开放经济下中国央行应采取以利率作为主要政策工具,同时由于货币供应内生性增强,通过存款准备金控制货币供应量不应作为经常性的宏观经济调控手段。

纵观国内外学术界有关开放经济下最优货币政策规则问题的研究,除了不断将日新月异的计量经济技术引入实证分析之中,越来越重视理论基础的研究也是一个重要趋势,而在理论基础研究中,新凯恩斯宏观经济模型成为国内外研究最优货币政策规则选择的一种普遍的范式(Gali 和 Monacelli (2005),奚君羊和贺云松(2010),楚尔鸣和许先普(2012))。但是,目前关于中国最优货币政策规则选择问题的研究仍存在两点不足:第一,部分研究虽然认识到金融市场开放对中国宏观经济波动和货币政策有效性存在影响,但是并未深入探讨金融市场开放下中国最优货币政策规则的选择问题(黄明皓(2010),马勇和陈雨露(2014));第二,国外学者对于金融市场开放经济条件下最优货币政策规则选择的研究都假定外汇市场和资本项目完全开放,而这并不适用于当前中国外汇市场和资本项目仍然存在管制的情形。

总的来看,中国的现实情况是:一方面,金融市场进一步对外开放将成为未来中国经济结构转型的重要方向,但金融市场开放仍将是一个渐进的过程,不可能一步到位;另一方面,随着金融市场开放程度的提高,利率将成为未来中国中央银行调控经济的主要手段,资本自由流动及汇率波动幅度加大可能对货币政策目标选择和货币政策利率传导机制有效性产生更大的影响。因此,本文将运用新凯恩斯宏观经济模型同时通过无抛补利率平价在外汇市场的实现程度衡量金融市场开放度,以此来比较不同利率规则在不同金融市场开放度下的效果以及对社会福利的影响,从而确定金融市场开放条件下中国的最优货币政策规则。

本文结构安排如下:第二部分基于 Gali 和 Monacelli (2005) 的模型建立了开放经济条件下包含金融市场开放因素的新凯恩斯宏观经济模型。第三部分进行模型参数的校准及相关脉冲响应分析;第四部分对不同货币政策规则下的社会福利进行分析,得到福利损失最小的货币政策规则;第五部分为稳健性检验,比较其他三种形式的货币政策规则以保证规则最优

性；第六部分为本文结论及相关启示。

二、开放经济下新凯恩斯宏观经济模型

在传统凯恩斯理论遭受来自新古典经济学派以及货币主义学派的批判后，新凯恩斯主义引进和吸收了新古典经济学派的一些观点和假设并最终形成了目前新凯恩斯主义的分析框架。在这一框架下微观主体的经济行为被考虑进宏观经济分析中，并形成了一个完整的小型经济系统，通过一般均衡分析和动态随机模拟可以得出直观的分析结果，因此得到广泛运用。本文通过借鉴 Galí 和 Monacelli（2005）分析框架建立开放经济下的两国模型，模型包括五个部门，分别为消费部门、生产部门、货币政策当局、外国部门以及外汇市场，通过消费者效用最大化，厂商利润最大化，商品市场均衡，外汇市场均衡条件以及货币政策规则求解模型，得到开放经济下各变量的动态随机一般均衡。模型内容如下：

（一）消费部门

假设世界由本国和外国组成，两国的生产者和消费者都是拥有相同偏好的无限生命个体。本国生产的商品下标用 H 表示，外国生产的商品下标用 F 表示，且都是国内外的垄断竞争厂商生产的有差异的同类商品。假定消费者的效用取决于消费和劳动供给，效用函数如下：

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left(\frac{C_t^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \frac{N_t^{1+\varphi}}{1+\varphi} \right) \quad (1)$$

β 为主观贴现因子， $\frac{1}{\sigma}$ 表示消费的跨期替代弹性， $\frac{1}{\varphi}$ 为劳动供给对实际工资的弹性。同时假定消费者消费的一篮子商品既包括国内商品也包括国外商品，消费表示如下：

$$C_t = [(1-\alpha)^{\frac{1}{\eta}} C_{H,t}^{\frac{\eta-1}{\eta}} + \alpha^{\frac{1}{\eta}} C_{F,t}^{\frac{\eta-1}{\eta}}]^{\frac{1}{1-\eta}} \quad (2)$$

$C_{H,t}$ 表示对国内商品的消费， $C_{F,t}$ 表示对国外商品的消费， α 为国外商品占总的消费商品的比重， η 为国内外商品之间的替代弹性。此外定义本国价格水平 P_t 等于国内价格水平与国外价格水平的加权： $P_t = [(1-\alpha)P_{H,t}^{1-\eta} + \alpha P_{F,t}^{1-\eta}]^{\frac{1}{1-\eta}}$ 。消费者预算约束为：

$$P_t C_t + E_t \{Q_{t,t+1}\} B_t + T_t = W_t L_t + B_{t-1} \quad (3)$$

其中 B_t 表示 t 期购买的在 $t+1$ 期到期的，且到期价值为 1 的债券数量， T_t 为政府一次性征税， W_t 为名义工资， $Q_{t,t+1}$ 为随机贴现因子。预算约束方程左侧表示消费者支出用于消费、购买债券和净税收，右侧表示消费者收入包括劳动所得以及上一期持有债券所获得的收

益。通过使面临预算约束的消费者效用最大化, 可得消费的欧拉方程和劳动供给方程如下:

$$E_t \beta \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\sigma} \left(\frac{P_t}{P_{t+1}} \right) = E_t \{ Q_{t,t+1} \} = \frac{1}{R_t} \quad (4)$$

$$C_t^\sigma N_t^\varphi = \frac{W_t}{P_t} \quad (5)$$

式(4)表明消费的跨期替代主要取决于名义利率和对未来价格水平的预期; 式(5)表明劳动力供给取决于实际利率工资和对消费的偏好。对数线性化两式同时施加国际风险共担和商品市场出清两个约束条件, 可以得到产出缺口与利率、预期通胀的 IS 曲线方程³:

$$x_t = E_t \{ x_{t+1} \} - \frac{1}{\sigma_\alpha} (r_t - r_t^n - E_t \{ \pi_{t+1} \}) \quad (6)$$

$$r_t^n = \rho - \sigma_\alpha \frac{1+\varphi}{\sigma_\alpha + \varphi} E_t \{ \Delta a_{t+1} \} + \alpha \sigma_\alpha (\omega - 1) \frac{\varphi}{\sigma_\alpha + \varphi} E_t \{ \Delta y_{t+1}^* \} \quad (7)$$

$$\sigma_\alpha = \frac{\sigma}{(1-\alpha) + \alpha\omega}, \quad \omega = \sigma\eta + (1-\alpha)(\sigma\eta - 1) \quad (8)$$

其中 $x_t = y_t - y_t^n$ 为产出缺口, y_t^n 为对数形式的潜在产出, a_t 为生产技术投入的对数线性化形式, 同时作为内部技术冲击考虑满足动态随机过程。

(二) 生产部门

假定厂商的生产要素的投入仅包括技术和劳动力, 则 j 商品生产商的生产函数如下:

$$Y_t(j) = A_t N_t(j) \quad (9)$$

其中 A_t 表示厂商 t 时期投入的技术, $N_t(j)$ 表示 t 期生产商品 j 的劳动投入。 ε 表示商品间的替代弹性, 厂商面临的需求约束为:

$$Y_t(j) = \left(\frac{P_t(j)}{P_t} \right)^{-\varepsilon} C_t \quad (10)$$

由于假定商品市场为垄断竞争, 厂商定价采用 Calvo(1983)交错定价形式, 每期存在 θ 部分的厂商保持原来价格水平, $1-\theta$ 部分厂商调整至最优价格水平。同时在(9)式和(10)式两个条件约束下, 通过使厂商利润最大化并对数线性化可以得到 Phillips 曲线方程为:

³详见 Gali 和 Monacelli (2005)附录推导。

$$\pi_{H,t} = \beta E_t \{\pi_{H,t+1}\} + \lambda \kappa X_t \quad (11)$$

其中 $\lambda = \frac{(1-\beta\theta)(1-\theta)}{\theta}$, $\kappa = \sigma_\alpha + \varphi$ 。由此可知本国商品的通胀水平取决于产出缺口及对下一期本国商品通胀的预期。

(三) 外汇市场均衡条件

上述方程给出了使消费者和厂商分别实现效用最大化和利润最大化的商品市场均衡条件, 下面考虑在金融市场开放度不同情况下的外汇市场均衡条件。首先对于金融市场开放度的衡量, 国际上主要存在两类方法: 一是数量方法, 通过资本流动的总量指标来反映; 另外一类是价格方法, 通过利率平价在外汇市场的实现程度来衡量。在完全金融市场和资本自由流动条件下, 汇率主要是由外汇市场上的供求来决定, 所以无抛补利率平价在金融开放度较高时由于外汇套利的存在而成立。Edwards 和 Khan(1985)最早通过价格方法衡量金融开放度, 并得出金融开放度和利率调整时滞是影响各国经济冲击传导的重要因素。因此本文借鉴 Edwards 和 Khan(1985)⁴的方法, 设定金融市场不完全开放下的均衡汇率形式如下:

$$e_t = (1-f)(E_t \{e_{t+1}\} + r_t^* - r_t) \quad (12)$$

其中 f 表示金融市场开放度 (f 越高表明金融市场开放度越低)。此外表明金融市场开放度越高, 外汇市场上的均衡汇率受国外利率及对下一期汇率预期的影响也越大。此外根据定义可知贸易条件为:

$$s_t = p_{F,t} - p_{H,t} = \frac{1}{1-\alpha}(p_{F,t} - p_t) = \frac{1}{1-\alpha}(p_t^* + e_t - p_t) \quad (13)$$

同时由国内整体价格水平构成可知贸易条件符合: $\pi_t = \pi_{H,t} + \alpha \Delta s_t$; 由此可推出国内外通胀满足下式:

$$\pi_t = (1-\alpha)\pi_{H,t} + \alpha(e_t - e_{t-1} + \pi_t^*) \quad (14)$$

(四) 货币政策规则

相机抉择货币政策下的动态不一致性和通货膨胀偏差问题, 以及以数量型工具为主的货币政策规则由于货币供给的内生性增强导致政策效果可控性下降问题使得利率成为目前各国央行货币政策规则采用的主要工具。但是由于利率规则的多样性, 尤其是泰勒规则衍生出

⁴文中作者提出的方法被许多学者引用, 并被广泛用于衡量发展中国家在金融市场逐步开放过程中金融市场的开放度, 如 Montiel(1994)、Phylaktis(1997)等。

了多种形式的利率规则,同时考虑到经济增长和价格水平稳定为货币政策的主要目标以及利率规则的可操作性,本文主要检验以下几种常用形式的利率规则⁵。

$$1. \text{盯住通胀利率规则:} \quad r_t = \rho + \phi_\pi \pi_t \quad (15)$$

$$2. \text{盯住国内通胀利率规则:} \quad r_t = \rho + \phi_\pi \pi_{H,t} \quad (16)$$

$$3. \text{传统泰勒规则:} \quad r_t = \rho + \phi_\pi \pi_t + \phi_x x_t \quad (17)$$

(五) 经济冲击

本文模型假定经济主要受三种外生冲击的影响分别为国内技术冲击 a_t 、国外利率冲击 r_t^* 及国外供给冲击 π_t^* 的影响,且三种冲击分别满足如下形式的随机过程:

$$a_t = \chi_a a_{t-1}^* + ea \quad (18)$$

$$ea \sim N(0, 0.0071)$$

$$y_t^* = \chi_y y_{t-1}^* + ed \quad (19)$$

$$ed \sim N(0, 0.033)$$

$$r_t^* = \chi_r r_{t-1}^* + er \quad (20)$$

$$er \sim N(0, 0.0178)$$

其中 ea , ed , er 三个独立随机变量都服从正态分布。由此通过上述方程构建了开放经济下两国模型,并利用外汇市场上利率平价的实现程度考虑金融市场开放的影响;接下来本文通过模型的参数校准和随机数值模拟检验在三种外生冲击下各利率规则在不同金融市场开放度下的有效性。

三、模型参数校准及随机数值模拟

参数校准是 DSGE 模型求解和分析中最常用的方法,由于模型中外生参数过多且参数

⁵ 本文的利率规则并未引入汇率因素,一方面是依据 Taylor (2001) 的观点,认为开放经济下包含汇率因素的利率规则的政策效果更差,经济波动加大;另外一方面是考虑在金融市场逐步开放下,过度的干预外汇市场会影响汇率自由浮动,而随着汇率对通胀和产出的影响变大,以产出和通胀作为政策目标的利率规则也会间接对汇率作出反应。

设置对于均衡解和最优路径的求解至关重要,同时参数赋值可以反映不同研究个体的差异性。因此为使模型更好的拟合中国实际经济情形,本文主要以中国实际经济数据对模型的参数进行校准。

(一) 参数校准

表 1 参数校准值

参数	参数值 (数据来源)	参数	参数值 (数据来源)
σ	1(Gali and Monacelli, 2005)	θ	0.75 (Gali and Monacelli, 2005)
α	0.415 (中经网数据库)	τ	0.5(Parrado, 2004)
φ	3(Gali and Monacelli, 2005)	ρ	0.01(Gali and Monacelli, 2005)
η	2 (黄明皓, 2010)	β	0.99 (Gali and Monacelli, 2005)
χ_a	0.66(Gali and Monacelli, 2005)	χ_y	0.885
χ_r	0.895	ϕ_π	1.23 (刘兰凤和袁申国, 2012)
ϕ_x	0.66 (刘兰凤和袁申国, 2012)		

其中, 贸易开放度 α 利用 2013 年的中国进出口和 GDP 数据得出为 0.415。 η 取值则根据黄明皓观点, 认为国内外商品替代弹性取 2 更符合中国的实际经济情形; 在估计货币政策规则参数时, 参考 Parrado(2004)设定利率平滑系数 τ 为 0.5, 并由刘兰凤和袁申国 (2012) 年估计出的中国产出调整系数和通胀调整系数得出 ϕ_π 和 ϕ_x 分别为 1.23 和 0.66。同时, 本文将美国作为主要外部冲击来源, 国外需求冲击的参数校准则通过对对数化后的美国 1963 年至 2014 年的 GDP 季度数据进行 H-P 滤波处理, 然后做 AR(1)回归得到; 国外利率冲击的参数校准也类似, 通过对同一时间区间的联邦基金利率月度数据进行 H-P 滤波处理后做 AR(1)回归得到, 相关数据来源于美联储官网。另外为考察不同金融市场开放度对最优货币政策规则选择的影响, 设定金融市场开放度 f 为变量, 取值从低到高依次取 0.2、0.5、0.8。

(二) 模拟结果

通过比较央行分别采取三种货币政策规则, 各主要宏观经济变量在一个单位标准差外生冲击下的脉冲响应图, 可以更好地反映冲击下的经济波动及各规则对宏观经济的作用路径。本文采用 Dynare 软件包进行求解, 并进行随机数值模拟, 模拟次数为 2000 次, 期数为 30 期。三种冲击下的模拟结果分别如下:

1、国内技术冲击的影响

首先图 1 给出了三种货币政策规则下内部技术冲击分别对产出缺口、国内整体价格水平、国内商品价格水平、利率及汇率的影响。其中 R1、R2 和 R3 分别表示盯住通胀利率规则、盯住国内通胀利率规则及传统泰勒规则, 三种不同曲线分别表示不同金融市场开放度下情形。

图中表明国内技术冲击引起本国潜在产出水平的上升，由此导致产出缺口短期受冲击为负，产出增加的同时国内商品的价格水平下降，此时政策利率下降以充分释放潜在的生产力和刺激消费。而在外汇市场均衡条件下汇率受利率下降影响出现贬值，且金融市场开放度越高条件下汇率贬值的程度越大，由此导致进口价格的上升和国内整体价格水平的上升。最终在利率的调节下产出不断接近潜在产出，产出缺口不断下降，经济也逐渐恢复均衡。

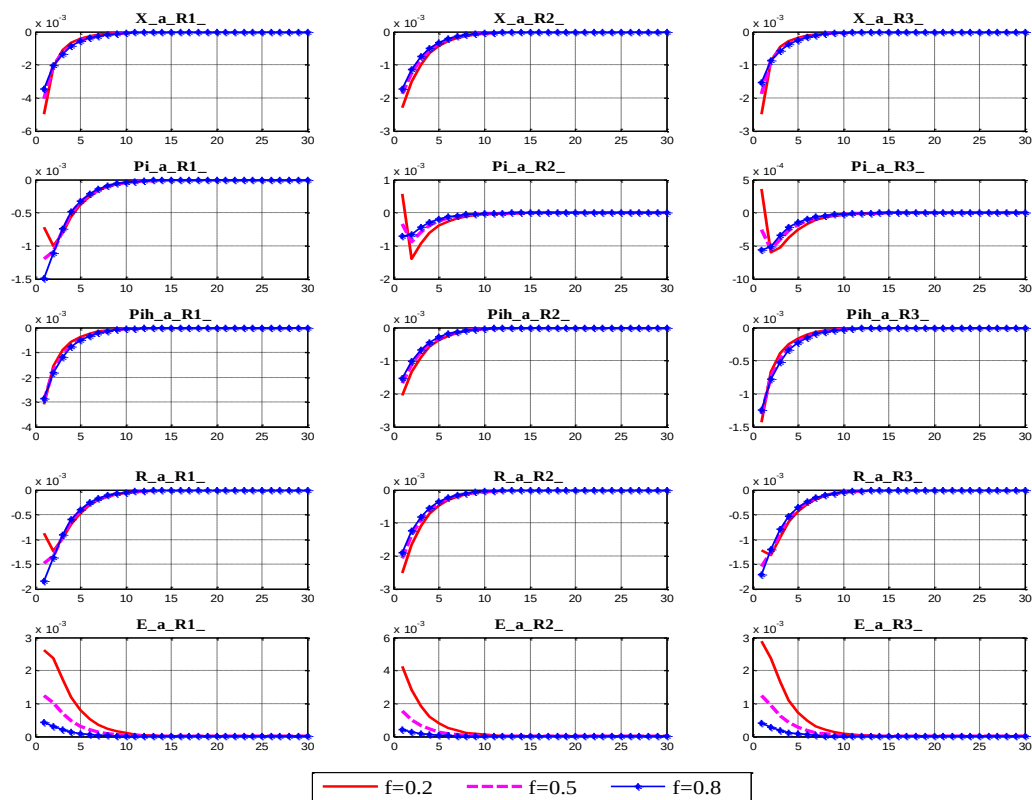


图 1 国内技术冲击

而比较政策效果可知，宏观经济在三种政策规则作用下变动基本一致。但是其中盯住通胀规则下的产出缺口和国内通胀波动相对较大，而盯住国内通胀和传统泰勒规则下的经济波动相对较小。同时单一目标利率规则下的各宏观经济变量调整较为缓慢且平滑，经济在 10 期左右产出缺口和国内通胀才能达到平稳，而传统泰勒规则在 5 期左右已基本实现。由此传统泰勒规则对经济作用更有效，但是政策的不稳定可能会带来经济过度波动的负面影响。此外，从图中可以明显看出在内部技术冲击下，金融市场开放度提高对产出缺口和国内通胀的波动影响较小，只是短期波幅有略微上升，而相比汇率波动上升更明显。

2、国外需求冲击的影响

同理，图 2 表明国外需求冲击会引起对国内产品需求的增加，产出缺口上升同时国内通胀提高。政策利率提高以抑制国内经济过热，在外汇市场均衡条件下汇率也因利率的上升而

出现升值，同时进口商品价格因汇率升值下降，使期初整体价格水平在一个较低水平而后才上升。相比内部技术冲击，国外需求冲击对宏观经济的影响更大，产出缺口和国内通胀需要经过较长时期调整才恢复均衡。

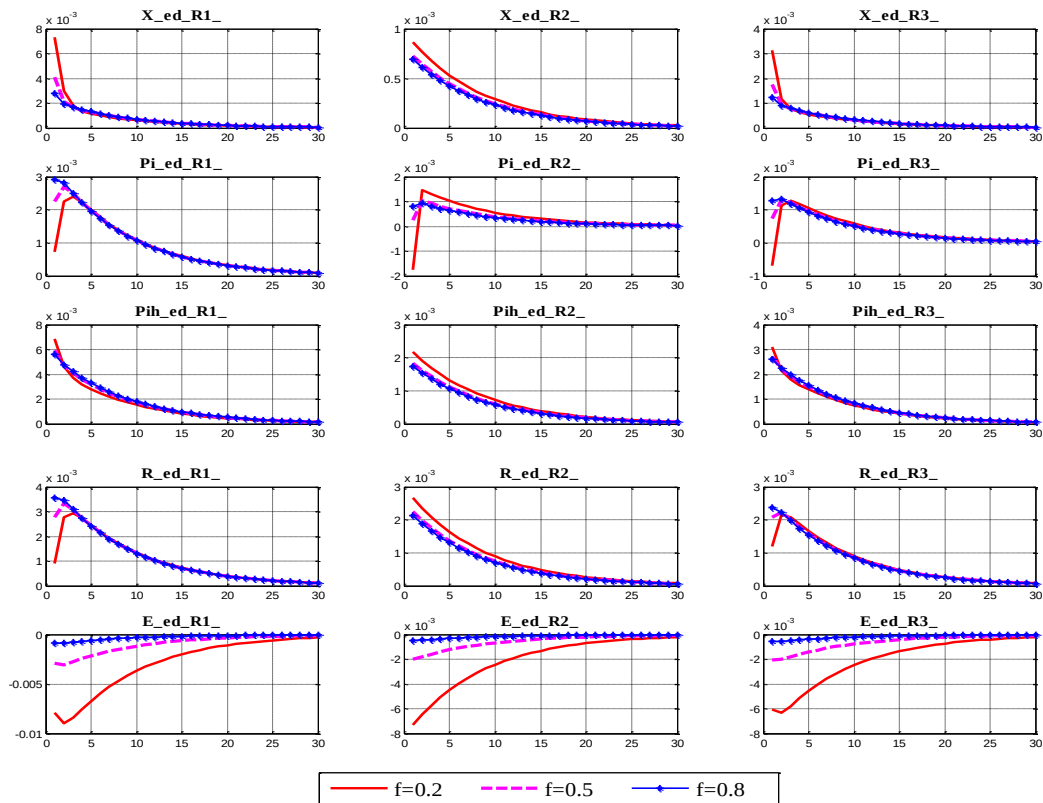


图2 国外需求冲击

比较三种政策规则效果，结果类似盯住国内通胀下的宏观经济变量在各金融市场开放度下波动度较小，只是相对传统泰勒规则政策效果的时滞较为严重，经济恢复均衡的时间较长，同时盯住通胀规则下的政策效果最差，经济波动大且政策作用于经济的时滞较长。观察不同金融市场开放度情形，可知金融市场开放度提高只在短期内会显著导致产出缺口和通胀受国外需求冲击影响波动加剧，汇率波动的明显上升且持续时间较长。这说明外部需求冲击下金融市场开放会加大宏观经济短期波动，且同样对汇率的影响更明显。

3、国外利率冲击的影响

图3给出了三种货币政策规则下国外利率冲击的情形。由图可知，在国外利率冲击下，首先汇率贬值，从而导致国内进口商品价格上升导致通胀上升。同时资本流出带来宏观经济下滑，产出下降，产出缺口为负，国内通胀下降。在盯住通胀和传统泰勒规则下，为防止汇率进一步贬值和降低通胀，政策利率上升并逐步调整以促进经济恢复均衡；而在盯住国内通胀规则下，政策利率下降以刺激国内消费和产出，但也使汇率出现了更大幅度的贬值和通胀

出现大幅上升。而现实中大多数新兴市场国家在面对发达国家利率冲击时会选择提高利率，因为外资在这些国家经济发展中起着举足轻重的作用，提高利率可以避免外资的大量流出以减少对本国经济的影响。

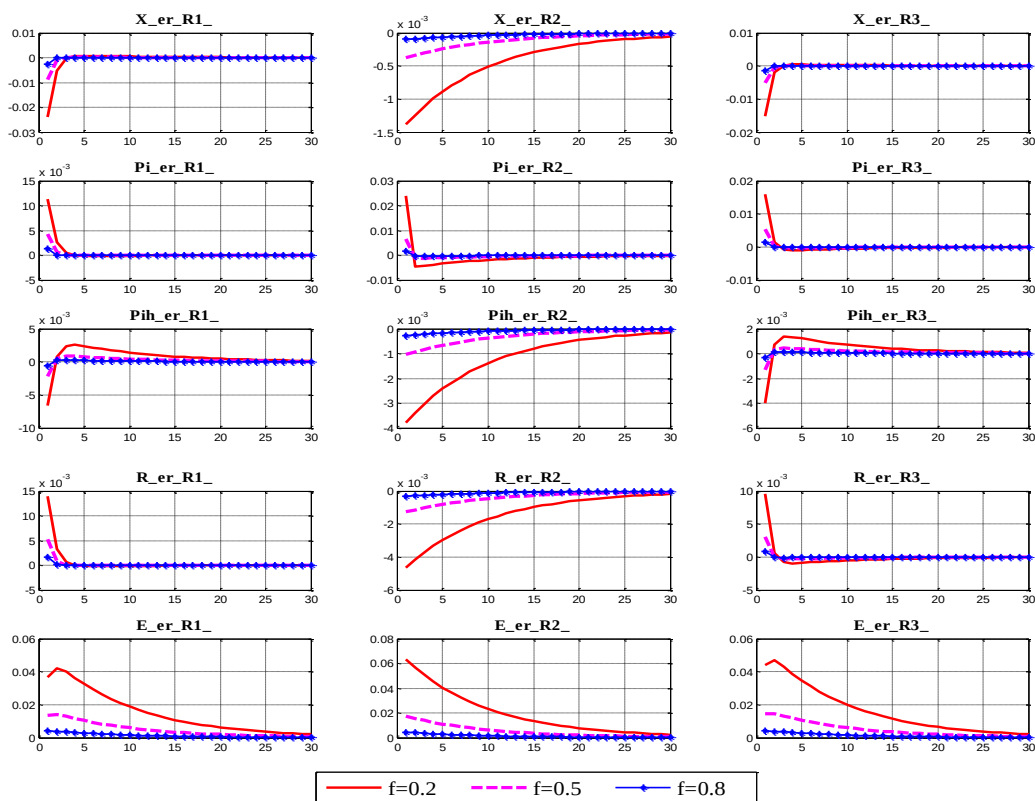


图 3 国外利率冲击

比较三种利率规则效果，同样盯住国内通胀规则下的产出缺口和国内通胀波动最小，而汇率和通胀出现较大波动，且相比其他两种规则对产出缺口和国内通胀作用效果的时滞性突出。传统泰勒规则下，利率使产出缺口和通胀在 5 期左右已经恢复均衡。此外，在利率冲击下金融市场开放对宏观经济影响相比之前更加明显，尤其在盯住国内通胀规则下各宏观经济变量在金融市场开放度较高时表现出更大的波动性。

所以上述脉冲响应结果也证实了部分学者的观点，金融市场开放下外部冲击的影响取决于冲击的性质，金融市场开放的影响主要体现在外部利率冲击下情形。同时金融市场的开放一方面会导致汇率波动的加剧，另外一方面也会引起国内经济受国外货币政策冲击的影响加大，且外汇市场上存在的汇率与利率反馈机制也增强了金融市场开放的影响。虽然三种规则都能最终帮助经济实现均衡，但是传统泰勒规则与盯住国内通胀规则在不同方面各有优劣。传统泰勒规则对经济调节更及时有效，而盯住国内通胀则有利于防止对经济的过度干预使经济在冲击下稳健调节，因此对于金融市场开放下各规则的表现也有必要通过福利损失分析做

进一步比较。

四、金融市场开放下各种货币政策规则福利分析

福利分析也是宏观经济中分析政策有效性及其后果的一种常用方法,通过福利分析可以为政策制定者揭示政策可能带来的社会效益的损失程度。在新凯恩斯主义的分析框架内的福利分析可以通过模型估计进行定量分析。首先基于本文构建的宏观经济模型,参考 Gali 和 Monacelli 的方法,可以得出社会的效用函数为:

$$W = -\frac{(1-\alpha)}{2} \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[\frac{\varepsilon\theta}{(1-\beta\theta)(1-\theta)} \pi_{H,t}^2 + (1+\varphi)x_t^2 \right] \quad (21)$$

然后通过对效用函数取无条件期望,得到社会福利损失函数:

$$V = -\frac{(1-\alpha)}{2} \left[\frac{\varepsilon\theta}{(1-\beta\theta)(1-\theta)} \text{var}(\pi_{H,t}) + (1+\varphi) \text{var}(x_t) \right] \quad (22)$$

其中 $\text{var}(\pi_{H,t})$, $\text{var}(x_t)$ 分别为国内通胀和产出缺口的无条件方差,商品的替代弹性 ε 参考 Gali 和 Monacelli 校准结果取值为 6。根据社会福利损失函数的构成可知通胀和产出是影响社会福利损失的两大重要因素,且通货膨胀和产出缺口波动的加剧会导致整体社会福利下降。将模型估计得到的变量方差代入式中,得到各货币政策规则的社会福利损失。结果如表 2 所示:

表 2 社会福利损失

	金融市场开放度 f=0.8			金融市场开放度 f=0.5			金融市场开放度 f=0.2		
规则	sd($\pi_{H,t}$)%	sd(x_t)%	V	sd($\pi_{H,t}$)%	sd(x_t)%	V	sd($\pi_{H,t}$)%	sd(x_t)%	V
R1	1.288	0.739	34.493	1.309	1.168	36.563	1.553	2.622	57.261
R2	0.446	0.282	4.152	0.516	0.314	5.548	0.987	0.472	20.141
R3	0.597	0.346	7.413	0.617	0.625	8.225	0.788	1.589	15.625

注释: R1, R2, R3 分别代表盯住通胀、盯住国内通胀规则及传统泰勒规则, sd 表示标准差。

为了更好的比较结果,表中将实际得到的福利损失 V 放大了一万倍。从表中可以看出三种货币政策规则的福利损失随着金融市场开放度的提高而增加,其中而产出缺口的波动增加最为明显,说明金融市场开放主要会对产出的波动造成重要影响;此外分别比较各利率规则的福利损失,盯住国内通胀规则的福利损失在金融市场开放度较低时最小,金融市场开放度较高下国内通胀波动的加大,福利损失增加;而传统泰勒规则由于在金融市场开放度较高时因国内通胀波动较小而福利损失最小。

因此, 盯住国内通胀规则在金融市场开放程度较低时较为适用; 在金融市场开放度较高时, 传统泰勒规则下整体社会福利损失较低, 且盯住国内通胀规则会使本国在面对国外利率冲击时经济风险加大, 因此只有在本国经济的独立性和经济的竞争力较强, 受国外资本流动影响较小时才较适合采取这种规则。

五、稳健性检验

上文关于货币政策规则选择只检验了三种常见的利率规则形式, 而没有包括其他几种重要泰勒规则修正形式, 如前瞻性泰勒规则等。这主要是考虑到前瞻性、后顾性及利率平滑的泰勒规则虽然在理论上能使利率调控更好适应市场未来预期和考虑货币政策滞后性及平滑性, 但是在实际政策操作过程中存在难以准确估计参数和调控的局限性。而为了保证模型结果的稳健性, 本文对这三种泰勒规则修正形式也进行了检验, 三种规则形式如下:

$$\text{前瞻性泰勒规则:} \quad r_t = (1-\tau)(\phi_\pi E_t\{\pi_{t+1}\} + \phi_x x_t) + \tau r_{t-1} \quad (23)$$

$$\text{后顾性泰勒规则:} \quad r_t = (1-\tau)(\phi_\pi \pi_{t-1} + \phi_x x_t) + \tau r_{t-1} \quad (24)$$

$$\text{利率平滑泰勒规则:} \quad r_t = (1-\tau)(\phi_\pi \pi_t + \phi_x x_t) + \tau r_{t-1} \quad (25)$$

上述三种规则对内外部冲击下的各宏观经济变量影响的脉冲响应图如附录中图 4 至图 6 所示。脉冲响应结果表明冲击下前瞻性、后顾性及利率平滑泰勒规则的政策效果与传统泰勒规则基本一致, 尤其是在内部技术冲击情形下。在外部冲击下, 由于前瞻性泰勒规则对未来通胀存在合理预期, 利率对产出缺口和国内价格水平调节更为有效, 经济波动明显下降。而且三种规则对于宏观经济的调节都较为有效, 产出缺口和国内通胀在利率作用下较快恢复均衡。因此综合来讲, 虽然修正形式泰勒规则相对传统泰勒规则能够一定程度上降低经济波动, 但是并没有太大改善, 而且传统泰勒规则由于其简单和实用性也能够很好发挥作用。

而同理三种规则下的社会福利损失如附录中表 3 所示; 福利损失结果表明, 后顾性泰勒规则在金融市场开放度较低时国内通胀和产出缺口波动小, 福利损失较其他泰勒规则最小, 但仍大于盯住国内通胀规则, 在金融市场开放度较高时前瞻性泰勒规则下因经济波动最小而福利损失最小, 利率平滑和传统泰勒规则的福利损失与其最接近。因而从福利角度分析, 盯住国内通胀规则在金融市场开放度较低时仍较适用, 而在金融市场开放度较高时采取前瞻性泰勒规则最佳, 但是实践中传统泰勒规则也能够较好的替代前瞻性泰勒规则。

六、结 论

在 Gali 和 Monacelli(2005)开放经济多国模型的基础上, 本文通过引入不同金融市场开放度下的外汇市场均衡条件模拟目前中国外汇市场和利率市场现状, 并构建开放经济下新凯恩斯宏观经济模型, 通过比较不同形式货币政策规则在不同金融市场开放度及不同冲击下的脉冲响应及社会福利损失主要得出以下结论:

第一, 金融市场开放对本国宏观经济的影响主要体现为短期外部需求和利率冲击下的本国汇率、产出缺口和通胀的波动上升, 且对汇率影响更明显。同时随着金融市场开放度的提高, 外部冲击会更多的通过利率渠道和汇率渠道影响本国经济, 导致本国福利损失的增加。

第二, 不同金融市场开放度下存在不同的最优货币政策规则。金融市场开放度较低时盯住国内通胀利率规则由于单一目标且目标明确, 能够有助于经济实现均衡的同时避免经济出现过度调整。在金融市场开放度较高时, 传统泰勒规则能够及时有效的发挥宏观调控经济的作用, 尤其是在资本项目逐步放开和汇率逐渐实现自由浮动而同时国内对外资仍有较强依赖和经济处于结构转型的时期。

第三, 利率规则的调节对于实现金融市场开放下宏观经济双重目标是有效的, 说明以利率作为货币政策工具能够较好的发挥价格调控经济及配置资源的作用, 同时可以避免数量型工具货币供给内生性和难以准确控制的问题。

由于金融市场开放是未来中国经济改革发展一个必然的趋势, 也是使中国经济更好地融入全球化进程一个最有效的途径。中国央行货币政策工具应该逐步由数量型调控工具及行政手段转变为价格型调控工具, 充分发挥利率在资本市场资源配置的作用, 同时利率政策的制定也应遵循确定规则, 这样有利于形成合理的市场预期以更好地实现货币政策目标。

参考文献

- [1] 楚尔鸣和许先普, 2012,《中国最优货币政策规则选择——基于新凯恩斯主义 DSGE 模型分析》,《湘潭大学学报》第 4 期 59-64 页。
- [2] 陈师, 郑欢和郭丽丽, 2015,《中国货币政策规则、最优单一规则与宏观效应》,《统计研究》第 1 期 41-51 页。
- [3] 黄明皓, 2010,《中国经济开放度与货币政策有效性研究》,《当代财经》第 7 期 38-50 页。
- [4] 刘斌, 2003,《最优货币政策规则的选择及在我国的应用》,《经济研究》第 9 期 3-13 页。
- [5] 刘兰凤和袁中国, 2012,《中国经济金融加速器效应的 DSGE 模型分析》,《南方经济》第 8 期 102-114 页。
- [6] 马勇和陈雨露, 2014,《经济开放度与货币政策有效性:微观基础与实证分析》,《经济研究》第 3 期 35-46 页。
- [7] 宋玉华和李泽祥, 2007,《麦克勒姆规则有效性在中国的实证研究》,《金融研究》第 5 期 49-61 页。
- [8] 汪川, 2011,《弗里德曼规则还是泰勒规则——信贷周期下的我国货币政策选择》,《金融评论》第 2 期 82-91 页。
- [9] 王胜和邹恒甫, 2006,《开放经济中的泰勒规则——对中国货币政策的检验》,《统计研究》第 3 期 42-46 页。
- [10] 王晓天和张淑娟, 2007,《开放条件下货币政策目标规则的比较——一个简单的理论框架与中国货币政策名义锚的选择》,《金融研究》第 4 期 14-29 页。
- [11] 奚君羊和贺云松, 2010,《中国货币政策的福利损失及中介目标的选择——基于新凯恩斯 DSGE 模型的分析》,《财经研究》第 2 期 89-98 页。
- [12] 余建干和吴冲锋, 2014,《中国最优货币政策的选择、比较和影响——基于混合型新凯恩斯模型的实证研究》,《财经研究》第 10 期 4-17 页。
- [13] Ball L., 1999, "Efficient rules for monetary policy," *International Finance*, 1, pp. 63-83.
- [14] Buch M., J. Döpke and C. Pierdzioch, 2005, "Financial openness and business cycle volatility," *Journal of International Money and Finance*, 24(5), pp. 744-765.
- [15] Divino A., 2009, "Optimal monetary policy for a small open economy," *Economic Modelling*, 26(2), pp. 352-358.
- [16] Edwards S and S. Khan, 1985, "Interest Rate Determination in Developing Countries: A Conceptual Framework," *Staff Papers-International Monetary Fund*, pp. 377-403.
- [17] Faia E., E. Iliopoulos, 2011, "Financial openness, financial frictions and optimal monetary policy," *Journal*

of Economic Dynamics and Control, 35(11), pp. 1976-1996.

[18] Gali J, T. Monacelli, 2005, "Monetary policy and exchange rate volatility in a small open economy," The Review of Economic Studies, 72(3), pp. 707-734.

[19] Kydland E. and C. Prescott, 1977, "Rules rather than discretion: The inconsistency of optimal plans," The Journal of Political Economy, 85(3), pp. 473-491.

[20] Montiel J., 1994, "Capital mobility in developing countries: some measurement issues and empirical estimates," The World Bank Economic Review, 8(3), pp. 311-350.

[21] Parrado E., 2004, "Inflation Targeting and Exchange Rate Rules in an Open Economy", IMF Working Paper, NO. 21.

[22] Pavasuthipaisit R., 2010, "Should inflation-targeting central banks respond to exchange rate movements?," Journal of International Money and Finance, 29(3), pp. 460-485.

[23] Phylaktis K., 1997, "Capital market integration in the Pacific-Basin region: An analysis of real interest rate linkages," Pacific-Basin Finance Journal, 5(2), pp. 195-213.

[24] Sutherland A., 1996, "Financial market integration and macroeconomic volatility," The Scandinavian Journal of Economics, 4, pp. 521-539.

[25] Taylor J B., 2001, "The role of the exchange rate in monetary-policy rules," American Economic Review, 91(2), pp. 263-267.

附录

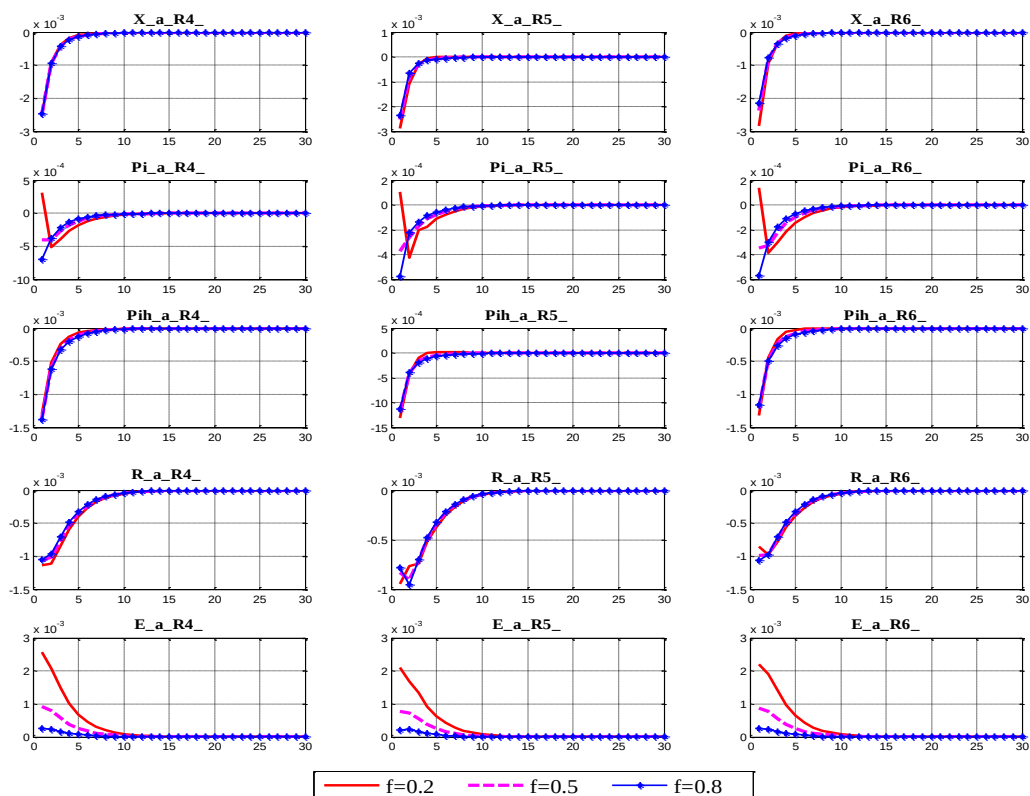
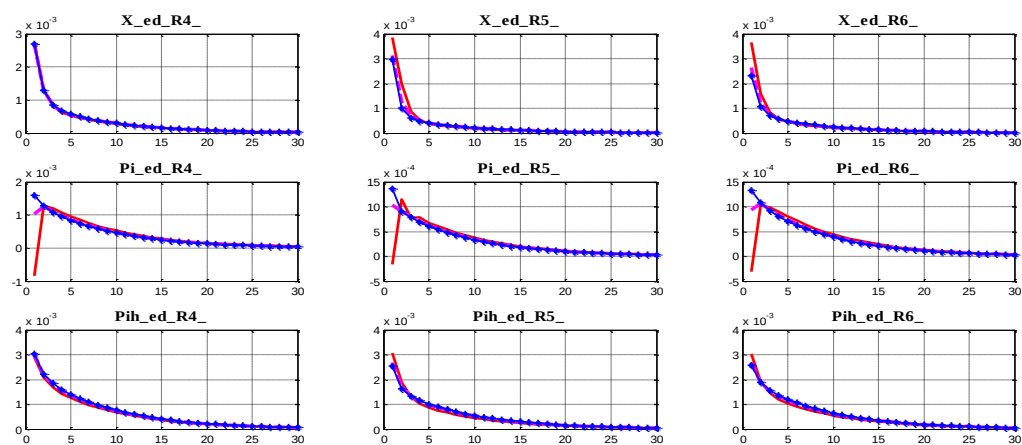


图 4 内部技术冲击

注释：其中 R4、R5 与 R6 分别代表前瞻性、滞后型及利率平滑泰勒规则。



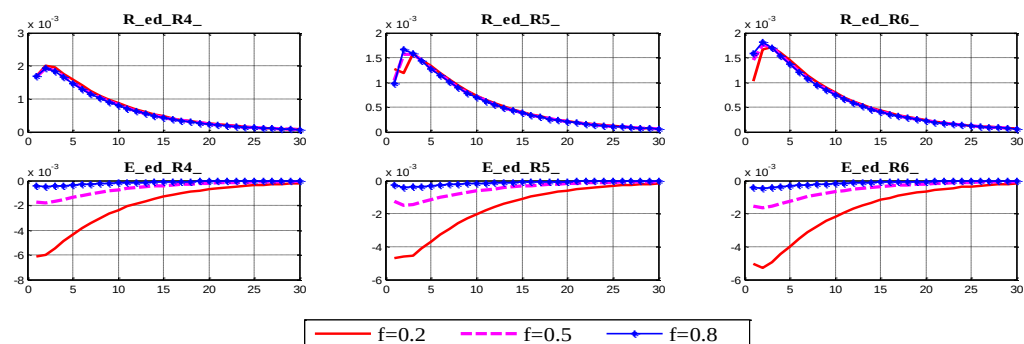


图5 国外需求冲击

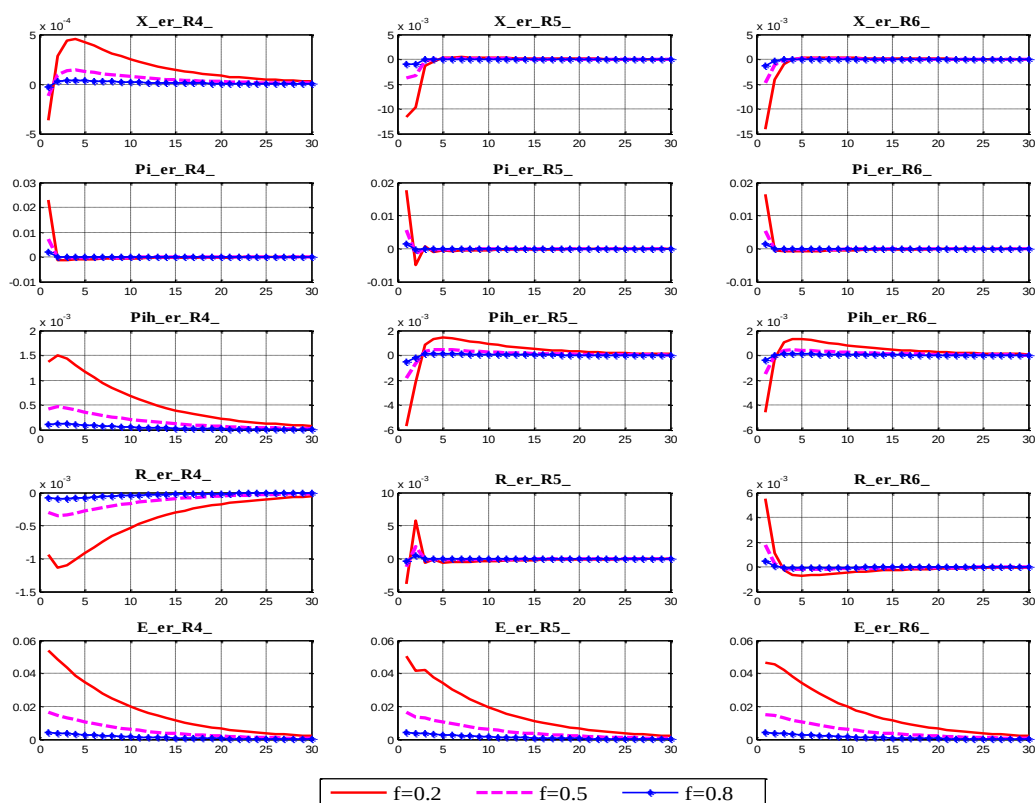


图6 国外利率冲击

表3 其他三种利率规则下的社会福利损失

规则	金融市场开放度 $f=0.8$			金融市场开放度 $f=0.5$			金融市场开放度 $f=0.2$		
	$sd(\pi_{H,t})\%$	$sd(x_t)\%$	v	$sd(\pi_{H,t})\%$	$sd(x_t)\%$	v	$sd(\pi_{H,t})\%$	$sd(x_t)\%$	v
R4	0.588	0.448	7.290	0.592	0.45	7.388	0.675	0.466	9.552
R5	0.45	0.446	4.365	0.506	0.67	5.750	1.288	0.739	34.493
R6	0.498	0.406	5.253	0.53	0.64	6.211	0.765	1.541	14.721

注释：R4, R5, R6 分别代表前瞻性、后顾性及利率平滑泰勒规则，sd 表示标准差。

结构性货币政策工具的作用机理与实施效果

——以中国央行 PSL 操作为例

余振¹ 顾浩² 吴莹³

【摘要】当前，中国整体流动性环境呈现出总量盈余和结构性短缺并存状况，中国人民银行创新性地推出了多项结构性货币政策工具。本文以中国央行的 PSL 为例，分析其类型、目标和运行方式上的特征，并在阐释其作用机制的基础上，运用事件分析法研究了该操作的实施效果。实证结果显示，中国央行的 PSL 政策效果相对显著，在部分实施阶段能有效降低中期利率水平，减少社会融资成本，但在个别阶段效果相对较小且不稳定。因此，中国央行在进一步施行 PSL 这一类的结构性货币政策工具时，需要更多地发挥市场调节作用、优化风险资产和优质资产比例、提高政策声明可信度。

【关键词】结构性货币政策工具 PSL 操作 作用机理 实施效果

一、引言

2008 年全球金融危机后，各国央行相继推出“量化宽松”(Quantitative Easing)货币政策，即“在短期政策利率很低甚至为零的情况下，进一步扩张央行资产负债表的规模”(Bernanke.B,2004)。“量化宽松”属于总量性货币政策，该政策虽然在一定程度上有助于经济复苏，但其政策效果普遍低于预期，并衍生出财政赤字扩大及通胀压力增强等问题。为此，欧美等国的央行先后采用了结构性货币政策工具，如美国的定期贷款拍卖(TAF)和英国的融资还贷款计划(FLS)等。所谓的结构性货币政策工具，是为引导特定资金的流向以及实现其特殊用途，央行采用的有选择地对某些特殊的信用加以调节和影响，并追求结构性调节效果的政策工具(卢岚、邓雄，2015)。

结构性货币政策工具有别于央行传统的货币政策调控手段。传统货币政策工具通常包括存款准备金率、贴现率和公开市场操作等，其有效性的理论基础来源于对上个世纪“大萧条”

¹ 余振，武汉大学经济发展研究中心硕士生导师、副教授

² 顾浩，武汉大学经济与管理学院世界经济专业硕士研究生

³ 吴莹，中国人民银行武汉分行

原因的分析。众多学者的研究发现宽松的货币政策有助于降低实际利率、刺激投资和消费，进而促进经济复苏（Bernanke 和 James,1999;Romer, 1993）。然而在金融危机期间，各国利率水平较低且接近为零，潜在的流动性陷阱导致了传统的货币政策传导渠道受阻（Mishkin,2011）。由于危机时期贷款违约率的提升，商业银行预期未来的流动性短缺较严重，从而倾向于大量持有流动性，也将加剧整体资金约束收紧和进一步造成经济动荡（Taylor 和 Williams, 2008）。因此，各国开始施行非常规货币政策，即在利率基本为零的情况下继续施行扩张性货币政策。Bernanke.B 等人（2004）认为，在零利率条件下，央行可以通过以下途径保持货币政策的有效性：其一，央行向投资者保证未来的利率将比投资者预期的要低；其二，改变央行资产负债表的资产结构，如购买长期债券、甚至股票；其三，增大央行资产负债表的规模。基于上述思想，金融危机期间，各国央行纷纷采取了总量性的宽松货币政策。尽管各国央行为应对金融危机向市场提供了充裕的流动性支持，而市场不确定性因素依然较多，商业银行预期的流动性风险较高，导致其放贷能力的改善并未直接促进其放贷意愿的提升，造成商业银行对外“惜贷”和实体经济“结构性融资缺口”。（McAndrews.M,2008；邓雄，2015）。由此可见，总量性货币政策工具虽能缓解宏观经济的流动性不足，但由于商业银行的高风险预期和低放贷意愿均未得到改变，实体经济的融资约束依然趋紧。结构性货币政策工具则为上述问题的解决提供了可能的途径。该工具的提出体现了央行的货币政策具有结构性的特点，如 Bagus.P 和 Schiml. M （2009）研究发现，央行购买私人债券较其购买公共债券对经济的刺激作用更明显。此外，结构性货币政策工具的实施结果会反映在央行的资产负债表之上，Buiter.W（2008）认为货币政策结构性调整措施实质上是一种“税收型”的货币政策，央行资产负债表中私人部门的风险资产所占比例增加，有助于稳定宏观经济和降低金融风险。

当前，中国整体流动性环境呈现出总量盈余和结构性短缺并存的状态。一方面，中国人民银行因充足的外汇储备而具有相对较强的流动性供给能力，另一方面，中国流动性的结构性失衡问题突出，表现为金融市场过多吸纳了流动性，而民生基建、“三农”和中小微企业的流动性较为缺乏，融资成本相对较高。在此背景下，单纯依赖总量性货币政策工具并不能完全解决当前市场的流动性问题，中国人民银行开始探索使用结构性货币政策工具，具体包括差别准备金率制度、公开市场短期流动性调节工具（Short-term Liquidity Operations, SLO）、常备借贷便利（Standing Lending Facility, SLF）、定向降准、定向再贷款以及“抵押补充贷款”（Pledged Supplementary Lending, PSL）等。其中，PSL 是中国人民银行以一定的资产抵押为保证向特定银行发放较低利率水平的贷款，该政策工具设计的初衷是为“支持国民经

济重点领域、薄弱环节和社会事业发展而对金融机构提供的期限较长的大额融资”⁴。就目前试点涉及的领域来看，PSL 类似于一种定点式的流动性调控手段，对特定高风险但亟需流动性注入的部门进行定向式支持，避免少数优质项目或金融投机行为对流动性的过度集中吸收，以此缓解市场对流动性结构性紧缺的担忧和恐慌。相比国内外其他货币政策工具而言，PSL 是一种相对更为“精细”的调控工具，增强了央行实施有效货币政策的主动性，加强了其对宏观经济的调控能力。因此，本文以 PSL 为结构性货币政策工具的代表，分析中国央行 PSL 操作的主要内容、特点、作用机理以及实施效果，并以此为基础对中国进一步实施结构性货币政策工具提供建议。

二、中国央行 PSL 操作的主要特点

2014 年 4 月，为支持国家开发银行加大对“棚户区改造”重点项目的信贷支持力度，中国人民银行创设 PSL 为开发性金融支持“棚改”提供长期稳定、成本适当的资金来源。抵押补充贷款采取质押方式发放，合格抵押品包括高等级债券资产和优质信贷资产。2014 年中国人民银行共提供 PSL 资金 3831 亿元，2015 年前 5 个月提供 PSL 资金 2628 亿元。此外，中国人民银行还启用了其他结构性货币政策工具，例如常备借贷便利（SLF）和中期借贷便利（MLF）等。其中，SLF 创立于 2013 年初，属于中国人民银行正常的流动性供给渠道，主要用于满足政策性银行或全国性商业银行期限较长的大额流动性需要。该工具发行期限为 1-3 个月，其利率水平基于市场利率和政策调控要求确定。而 MLF 则创立于 2014 年 9 月，期限为 3 个月，临近到期可重新约定利率并展期。该工具通过质押方式向符合宏观审慎管理要求的商业银行、政策性银行发放。中国人民银行要求接受 MLF 的商业银行和政策性银行将部分资金作为“三农”和小微贷款，并希望借此影响金融机构中期融资的成本，引导其向符合国家政策支持的实体经济部门提供低成本资金。⁵

通过比较 PSL 与 SLF、MLF 的异同点，有助于对中国央行 PSL 操作的特点有更深层次的了解。首先需要看到，PSL 与 SLF、MLF 存在一定的共性特征，例如投放均需要一定的合格抵押品，包括国债、央行票据、政策性金融债、高等级信用债等；在优惠贷款的发放上也主要是央行对特定金融机构的“一对一”模式，而不是传统公开市场操作那样的整体性调控；就其本质而言，三者依然隶属于央行对金融机构的流动性支持渠道。与此同时，PSL 也

⁴ 来源于中国人民银行网站。

⁵ 以上内容根据中国人民银行网站对 PSL、SLF 和 MLF 等工具介绍以及《中国人民银行货币政策大事记》整理而得。

展示出一些与其他结构性货币政策工具不同的特点。

第一，PSL 是一种数量型和价格型综合运用政策调节工具。SLF 主要是中国央行基于长期流动性相对缺乏的金融机构申请而发放，在隔夜、七天和 14 天期回购利率分别高于 5%、7% 和 8% 时，央行便会通过 SLF 向市场投放流动性，以平抑资金价格，从而建立起短期利率上限。可以看出，在 SLF 操作中，短期利率更多是被看作是需要达成的政策性目标，其发挥作用的基础依然是直接流动性的供给，因此 SLF 本身更偏向于一种数量型的流动性支持工具，用以缓解部分金融机构的大额流动性不足。MLF 的期限相比 SLF 较长，并且其 3 个月期限到期之后，可以重新约定利率并展期执行。一般商业银行采取“借短放长”的营业模式，即借用短期资金以投放长期贷款，因此如果要满足其放贷需求，商业银行就需要频繁借用短期资金。而 MLF 可以重新约定利率并展期执行，意味着商业银行以 MLF 为基础进行放贷时的短期资金融通压力减小。同时由于 MLF 的利率在每个到期点可重新约定，而接受资金的商业银行又被要求投放部分的“三农”和小微贷款，从而中央银行可以通过更为灵活的利率调控手段来影响“三农”和小微企业等实体部门的融资成本。而 PSL 在对特定金融机构供给资金的同时，进一步强化了利率调节机制，体现出数量型和价格型手段的综合运用。一方面中国央行借助 PSL 对外释放流动性支持，截至 2015 年 5 月末，PSL 余额已达到 6459 亿元。另一方面，中国央行在发行 PSL 的过程中又不断调整其利率水平，在 2014 年 9 月和 11 月以及 2015 年的 3 月和 5 月，PSL 的利率从 4.50% 下降至目前的 3.10%，接近长期国债利率。

第二，PSL 在目标制定上更加明确地提出要降低社会融资成本，尤其是向部分需要发展但却缺乏足够流动性支持的领域倾斜。中国央行将 SLF 定位于满足金融机构中短期的流动性需求，以应对市场流动性的短期波动。自 2013 年 1 月创设 SLF 以来，中国人民银行 SLF 操作均是在银行市场流动性不足情况下开展的。相较而言，MLF 在资金的用途上作了相关说明，其目的在于引导资金更多地流向实体经济。中国人民银行在创设 MLF 时就提及“需要根据流动性需求的期限、主体和用途不断丰富和完善工具组合”，其中资金用途在 MLF 的后续规定中又再次出现，而获取的 MLF 资金被明确要求了需要投放“三农”和小微贷款。但在当前中国市场流动性结构性短缺的情况下，PSL 的推出主要是为了缓解流动性的结构失衡，并降低社会融资成本。虽然以“棚户区改造”为代表的这类民生基建项目均有政府担保，但是盈利能力相对较差，并且风险较高，如果商业银行根据市场利率自主定价，则发放贷款价格一般较高，这类领域内的流动性过度紧缺信号，会恶化整体市场对流动性供给的预期，进一步导致社会融资环境的恶化。鉴于此，中国央行在 PSL 推出时就率先在棚户区改造等

项目进行试点,其根本目的就是为了以差异化的流动性支持来应对社会各部门间结构性的流动性失衡,扭转市场对流动性风险的过度悲观预期,有效引导中期利率水平。

第三,PSL 是由中国央行为发起主体,依据市场情形进行的一种主动的定向式流动性支持措施。SLF 的发起主体是金融机构,这些金融机构由于自身流动性紧缺,而向央行申请资金支持。央行在金融机构提供一定合格抵押品的情况下,接受申请并发放借贷资金。与之类似,MLF 也是金融机构主动参与中央银行招标的活动。相比央行而言,需要 MLF 的金融机构在具体政策实施中表现更为积极。而在 PSL 调控中,中央银行是绝对的发起主体,根据市场运行状况,选择性向政策性银行的特定项目投放优惠型贷款,并在发行 PSL 过程中,定期有意识地调整利率水平,以更好地引导中期利率和市场的风险预期。

此外,中国的 PSL 操作与英国的 FLS、美国的 TAF 也存在一定差异。一方面,三个政策工具的实施过程有所不同。英国的 FLS 和美国的 TAF 在施行过程中更偏向市场化的流程,而中国的 PSL 则更偏向于一种计划式的调控。美国的 TAF 本质上是以中央银行为核心、众多金融机构参与的一种拍卖市场的运作模式,英国的 FLS 中银行流动性获取的最终途径也主要是债权回购市场,但中国的 PSL 并未直接涉及市场化的操作过程,而是由中国央行直接向流动性紧缺项目的一种定向流动性支持,获得支持的金融机构,如政策性银行等,也并不需要借助市场机制来实现最终流动性的补充。另一方面,央行在此三个政策工具实施过程的地位和作用也存在差异。在美国 TAF 和英国 FLS 的实施过程中,央行的作用相对被动。美联储在 TAF 发放中只是搭建起一个“拍卖市场”,金融机构是否愿意参与该市场则完全是自愿的过程。英国的 FLS 中,英格兰银行更是“被动等待”流动性欠缺的金融机构向中央银行申请以贷款换取合格质押品。因此上述两种措施效果的实现,需要中央银行的这种流动性支持方式确实能够提供低成本且相对充足的贷款,才能有效“吸引”金融机构参与。但在中国央行的 PSL 中,中国人民银行的作用更加主动,调控力度相对更强。换言之,中国人民银行是基于市场运行状况以及流动性结构性短缺的特点,直接有意识地引导流动性方向,主动以相关的金融机构(如政策性银行等)为中介,对具有发展要求但资金短缺相对严重的领域定点注入流动性,平稳和刺激经济发展。

三、中国央行 PSL 操作的作用机理

从本质而言,中国央行 PSL 操作是在为特定金融机构(如国开行等)的部分高风险实体项目(如棚户区改造)提供特定融资支持和信用担保。一方面,央行的该操作是一种“风

险性资产的投资行为”，导致央行资产负债表上的风险性资产比例提高。借助其自身的特殊地位，央行资产结构的变化会衍生出风险转移效应，进而改变金融机构的风险预期和放贷意愿，最终影响社会融资成本。另一方面，中国央行的 PSL 操作主要针对实体性资产，相当于在金融市场内充当了偏好实体项目的“投资机构”。基于央行对市场预期的显著作用，这会引导资金流向实体部门，进一步改善其融资环境。

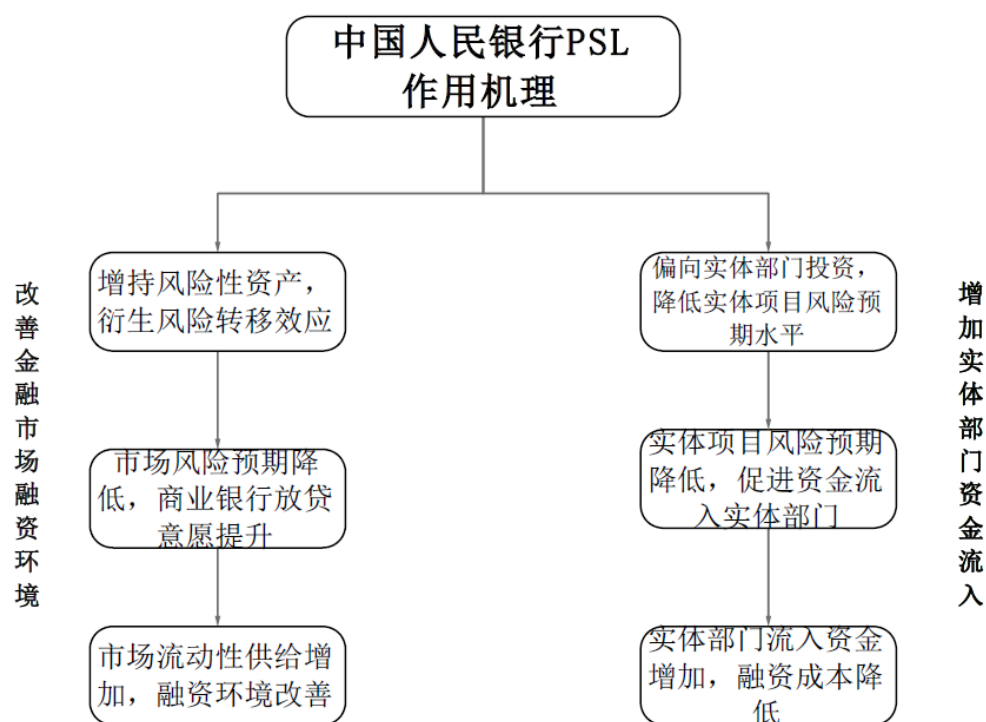


图1 中国央行 PSL 操作的作用机理

资料来源：作者绘制

首先来看中国央行 PSL 操作对宏观融资环境的改善。目前，中国央行的资产负债表包括资产和负债两大类，其中资产项目主要包括外汇、黄金、对政府部门债权、对其他存款性公司债权、对其他金融性公司债权和对其他非金融性部门债权等。截至 2015 年 6 月，中国央行对其他金融性公司债权总额高达 7696.35 亿元，其在资产负债表中的重要性逐步显现。央行向国开行发行 PSL 会造成其自身对其他金融性公司债权的增加。相比较外汇、黄金和对政府部门债权而言，PSL 操作衍生的债权性资产风险较高，进而在整体上提升了央行资产负债表中风险性资产的比例。换言之，中国央行发行 PSL 将部分原本会在个人和企业账面上体现的风险转移至央行的资产负债表之上，实质上是“将经济系统中部分私人部门的风险转移到了公共部门”（Farmer, 2012）。私人部门发行风险资产经济利益的实现主要是基于私人经营和信用状况，容易受到其顾客群体的消费偏好改变等事件干扰，属于随机性风险。而中央银行的信用以全体国民税收作为担保，其破产或者拒绝偿付债务的概率极低，因此央行

资产的内含风险属于整个国民经济的系统性风险。借助 PSL 这一特殊的“风险性资产投资行为”，中国央行将部分“随机性风险”转移到了“系统性风险”之中，在市场理性预期的作用下，央行对私人部门风险的吸纳，将会有效降低市场的风险预期。因此，基于权威性和公信力推出 PSL 的中国央行扮演了“风险中和器”的角色，其政策降低了市场整体对经济运行的风险预期，减少了恐慌情绪并增强了市场信心。市场风险预期的降低最终会影响到金融机构的放贷意愿。在市场稳定性较差，整体市场风险预期较高时，金融机构对信贷的坏债预估概率偏高，为了保证自身的流动性安全，会倾向于惜贷行为。而在 PSL 降低了整体风险预期后，金融机构的放贷意愿也会随之提升，潜在地为实体部门提供了相对更为充裕的资金来源，从而有效降低社会融资成本。

再来看中国央行 PSL 操作对资金流向的影响。中国央行 PSL 操作除了会直接促进整体市场流动性供给的增加，还能引导资金向实体部门流入。如下表 1 所示，假设市场上存在投机个人代表、能够发行金融债券的投资公司代表、发行企业债券的实体企业代表和中央银行。各方均基于利益最大化来进行决策，金融市场上仅存在金融和企业债券，收益率分别为 r_1 和 r_2 ，且 $r_1 > r_2$ ，即金融债券的收益率相对较高。假设初期中央银行并未参与宏观调控，资产和负债均为 0。为进一步融资生产，实体企业向投机个人和投资公司发行企业债券 D 。其中，投机个人和投资公司分别买入 D_1 和 D_2 。随后投资公司发行对外融资债券 E 。一般相比企业债券而言，金融债券的期限和利率水平相对灵活，贴现手段丰富，因此流动性更强。在 $r_1 > r_2$ 的情况下，基于利益最大化原则，投机个人会以先前购买的 D_1 交换有更高收益率的资产 E 。在央行干预前，投机个人的资产与负债分别为 E 和 D_1 ，投资公司的资产与负债分别为 $D_2 + D_1$ 和 E ，金融市场出清平衡，此时投机个人和投资公司均没有主动持有实体企业债券的倾向，当实体部门试图再融资时，将面临企业债券的滞销。此后出于引导资金流入实体部门的需要，中央银行开始推行针对实体部门的“投资”策略，例如实施 PSL 操作，创造流动性 D' ，并以此向实体部门注入资金 D^* 。由于中央银行的主动“投资”行为，形成了对企业债券的无形担保，在“风险转移”机制的作用下，企业债券的风险预期降低，其流动性相对增强，投机个人出于分散风险和最大化收益的目的，会向投资公司出售部分金融债券 E^* ，以此回购一定的企业债券 D_3 。此时，倘若实体部门对外再融资，发行企业债券 D_4 ，则由于该债券的风险预期降低，投机个人和投资公司会分别主动购入 D_5 和 D_6 的份额。从而在中央银行实体偏向性的“投资”行为下，“风险转移”机制的发挥使得金融市场上的金融债券相对减少，由 E 变为 $E - E^*$ ，而投机个人和投资公司对实体部门投入资金的主动性增强，投机个

人回购了 D_3 并增持了 D_5 的企业债券，投资公司则是增持了 D_6 的份额。对比分析以上过程可以看出，央行发行 PSL 等结构性货币政策工具，使资金从投机部门（投机个人和投资公司）逐步流向实体部门（实体企业），从而抑制了金融市场内的过度投机以及金融市场对流动性的截留，增加了实体部门的流动性供给，进而有助于优化实体部门的融资环境，降低实体企业融资成本。

表 1 央行实施 PSL 结构性货币政策工具对资金流向的影响

	实施前		实施后	
	资产	负债	资产	负债
投机个人	E	D_1	$E-E^*+D_3+D_5$	D_1-D_3
投资公司	D_2+D_1	E	$D_2+D_1-D_3+D_6$	$E-E^*$
实体企业	Y	D	Y	$D+D^*+D_4$
中央银行	0	0	D^*	D'

资料来源：作者绘制

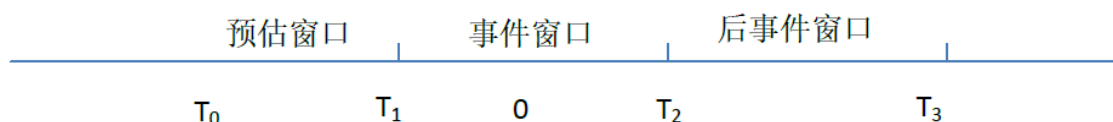
总的来看，中国央行 PSL 等结构性货币政策工具实现风险转移的基础是央行的资产负债表，由于中央银行在经济系统中的特殊地位和公信力，其账面资产的风险预期较低。中央银行将部分风险性资产转移至其资产负债表后，无形中实现了对该类资产风险的“中和”，发挥了“风险转移”机制，从而降低了经济运行整体风险预期，这将有助于促进金融机构提升放贷意愿，还能抑制金融市场内的过分投机，引导流动性注入实体部门，从而最终有效地促进了社会融资成本的下降。

四、中国央行 PSL 操作的实施效果

理论上而言，中国人民银行推行 PSL，是一种实质上的“增持风险性资产”，可以通过“风险转移”机制发挥作用，降低社会融资成本。但现实经济的运行比高度抽象的理论模型要复杂，因此对中国人民银行推行 PSL 的实施效果，有必要从实证方面进行考察。本文将使用事件分析法，在中国人民银行 PSL 的主要推行期内，对其降低社会融资成本的调节效果进行分析。

（一）事件研究窗口期的确定

事件分析法一般涉及三个窗口期，即预估窗口、事件窗口和后事件窗口。由于中国人民银行的 PSL 只是整体货币政策的选择性调节工具，为更好研究其效果，本文主要关注特定措施实施期间的短期政策效果，即重点关注事件分析法中的预估窗口和事件窗口。



本文将 PSL 推行前 15 个月作为事件预估窗口，采用银行间市场的日度数据进行正常利率水平和异常利率水平的测算。因为中国人民银行自 2014 年 4 月 25 日创设 PSL 以来，分别在 2014 年 9 月、11 月和 2015 年 3 月、5 月四次逐步将贷款利率从 4.5% 下调至 3.1%，所以将 PSL 主要推行期内分为五个阶段的事件窗口。考虑到节假日和银行间市场交易指标的匹配，预估窗口期为 2013 年 1 月 1 日至 2014 年 3 月 31 日，五个事件窗口期分别为：2014 年 4 月 1 日至 2014 年 5 月 30 日的 PSL 初步推出阶段、2014 年 9 月 1 日至 2014 年 10 月 31 日第一次利率下调阶段、2014 年 11 月 3 日至 2014 年 12 月 31 日第二次利率下调阶段、2015 年 3 月 2 日至 2015 年 4 月 30 日第三次利率下调阶段、2015 年 5 月 4 日至 2015 年 6 月 30 日第四次利率下调阶段。上述预估窗口和事件窗口期内如有非营业日，则将其从样本中剔除。

（二）事件分析思路

后金融危机时期的中国市场，结构性失衡矛盾突出，社会融资成本较高，在农业领域和中小企业中体现得尤为显著，因此中国央行创设 PSL 旨在压低中期利率水平、降低社会融资成本。由于当前中国的融资渠道依然以银行为主，因此本文采用三个月上海银行间同业拆借利率（shibor_3M）来表示社会融资成本。一般而言，定期利率水平由四部分构成，分别为预期的平均无风险利率、期限溢价、信用风险溢价和流动性风险溢价。在 3 个月利率水平中，期限溢价的作用相对较小，信用和流动性风险溢价则是利率变化的主要驱动因素 (Michaud 和 Upper, 2008)。而中国银行间市场的主要交易为同业拆借和回购，因此银行间隔夜拆借利率或是隔夜回购利率比较能够反映银行即期的对信用和流动性风险的预期水平。这些预期都会反映在 3 个月 shibor 的测算之中。因此，本文仿照 CAPM 的做法，对 shibor 采取单因素的事件分析方法，并且为了显示分析结果的稳健性，将分别基于银行间隔夜拆借利率和回购利率来计算正常的三个月 shibor 利率水平和异常利率。以上数据均来自于国泰安研究中心数据库。

假设 shibor_3M 与银行隔夜拆借（回购）利率之间存在如下关系

$$S_t = \alpha_0 + \alpha_1 R_t(P_t) + \varepsilon_t \quad (1)$$

则先以事件预估窗口，即 PSL 推行前 15 个月的 shibor_3M 和隔夜拆借（回购）利率得出系数 α_1 ，再以事件窗口期内的利率值代入（1）得到正常预期利率 $E(S_t)$ 、日异常利率 $AS_t = S_t - E(S_t)$ 、日累计异常利率 $CAS_t = \sum_{t_1}^t AS_{t_1}$ ，因此事件窗口期内日平均异常利率

$ACAS_t = CAS_t/t$, 其中 $t \in (T_1, T_2)$ 。分析政策施行是否有影响, 就是要判断政策施行期间日平均异常利率 $ACAS_t$ 是否显著异于 0, 即对 $ACAS_t$ 进行 t 检验, 并假设:

H_0 : $ACAS_t$ 的均值为 0, 即政策效果不明显

H_1 : $ACAS_t$ 的均值不为 0, 即政策效果明显。

(三) 实证结果及分析

根据上述思路, 首先以事件预估期内的 shibor_3M 和隔夜拆借利率 R_t 来测算出正常利率的估计系数 α_1 , 回归分析得正常利率估算方程为:

$$S_t = 4.092 + 0.173R_t \quad (2)$$

其中 $\alpha_1=0.173$, 标准误为 0.0271, 在 1%水平下显著, 估算方程基本符合理论假设, 即银行隔夜拆借率越高, 银行预期的信用和流动性风险越大, 中期利率水平越高, 社会融资成本也越高。基于式 (2) 估算各阶段事件窗口期内的正常 shibor_3M 利率水平, 并计算日均异常利率, 对各阶段事件窗口期日均异常利率检验结果如下。

表 2 ACAS 的 t 检验 (银行间隔夜拆借率)

ACAS	PSL 创设阶段	PSL 第一次降低利率	PSL 第二次降低利率	PSL 第三次降低利率	PSL 第四次降低利率
均值	-0.9283	0.0429	-0.2168	0.2134	-0.8909
最大值	-0.8207	0.0763	-0.0995	0.2351	-0.4559
最小值	-0.9728	0.0060	-0.2978	0.1516	-1.1340
标准差	0.4005	0.0215	0.0677	0.2139	0.2444
T 值	-152.0016***	12.7856***	-20.9929***	76.3078***	-23.3435***

注: ***表示 1%水平上显著

由表 2 可知, 五个阶段的事件窗口期内的日均异常利率 t 值均在 1%水平上显著, 说明无论是央行创设 PSL 还是随后四次降低利率, 都对 shibor_3M 产生了显著的影响, 即中国央行推出 PSL 对中期利率水平和社会融资成本产生了影响。但具体而言, 在 PSL 的五个阶段时期内, 该操作的作用效果是存在差异的。

先从作用的大小方面来看, 在各实施阶段 PSL 对利率的影响存在差异。比较各阶段日均异常利率均值的绝对值可以看出, PSL 创设发行阶段的累计作用效果总体最大, 均值绝对值达到 0.9283, 其次是第四次降低利率阶段, 均值绝对值为 0.8909。这是因为在 PSL 创设并投入市场阶段, 该操作属于直接的流动性定向供给, 它在促进市场乐观预期的同时, 又实质性地增加了市场的整体流动性供给。值得一提的是, 该操作释放出对部分高风险但亟需发展产业部门的支持信号, 提振了市场信心, 刺激了银行对外放贷, 改善了社会总体融资状况。而在第四次降低 PSL 利率时, 该操作已持续了近一年的时间, 且之前已经有过三次降息,

这些持续的政策信号强化了市场对该货币政策工具的乐观预期,提升了银行的对外放贷意愿。因此第四次降低利率的累积效果也较为明显。

再从作用的方向来看,在各实施阶段 PSL 对利率的影响也有所不同。根据累计异常利率的变动情况可知,在 PSL 创设阶段、PSL 第二次降低利率阶段以及 PSL 第四次降低利率阶段,利率水平有所下降。然而在 PSL 第一次和第三次降低利率阶段,利率水平有所上升,呈现与预期不一致的现象。这一方面反映出 PSL 操作的有效性依赖于一定的市场流动性和有效预期,另一方面也反映出作为一种创新的选择性调节工具,PSL 的具体效果还不够稳定。以 PSL 第一次降低利率阶段为例,虽然该操作旨在发挥“示范效应”,形成市场中长期利率下降的预期,但实际上由于 PSL 利率调整主要涉及棚户区改造项目等,并未能促成一致性的市场预期,也未有直接流动性的进一步补充,使得 PSL 在促进利率水平下降中的作用受到限制。此外,由于市场对该新型货币政策工具缺乏深入了解,增加了该政策工具的不确定性。在以上众多因素的作用下,实际 shibor_3M 利率较之预期日平均高出四个百分点,导致整体融资成本的上升。

(四) 稳定性检验

为了更进一步说明上述事件分析结果的稳健性,我们以银行间隔夜回购利率代替同业拆借利率,与 shibor_3M 进行回归分析,得出估算方程系数 α_1 ,估算方程为:

$$S_t = 4.085 + 0.177P_t \quad (3)$$

其中 $\alpha_1=0.177$,标准误为 0.0280,在 1%水平下显著,估算方程基本符合理论假设,即银行隔夜回购利率越高,意味着银行预期的信用和流动性风险越大,其“借贷”行为越严重,社会融资成本越高。基于式(3)估算各阶段事件窗口期内的正常三个月 shibor 利率水平,并计算日均异常利率,对各阶段事件窗口期日均异常利率检验结果如下。

表 3 ACAS 的 t 检验 (银行间隔夜回购利率)

ACAS	PSL 创设阶段	PSL 第一次降低利率	PSL 第二次降低利率	PSL 第三次降低利率	PSL 第四次降低利率
均值	-0.9349	0.0445	-0.2151	0.2149	-0.8781
最大值	-0.8440	0.0763	-0.0993	0.2390	-0.4449
最小值	-0.9770	0.0078	-0.2953	0.1573	-1.1230
标准差	0.0369	0.0209	0.0674	0.0189	0.2452
T 值	-163.8189***	13.5954***	-20.9355***	74.6891***	-22.9289***

注:***表示 1%水平上显著

由表 3 可知,各阶段的日均异常利率的各项指标在关系上和表 5 完全相同,说明各阶段 PSL 的作用方向与之前分析一致,可见上述对 PSL 的事件分析法结论具有一定的稳健性和

合理性。总的来看，中国人民银行推出的 PSL 调节工具，在具体操作的各个阶段对中期利率水平和社会融资成本均有显著影响，同时具体作用的大小受到实际流动性支持以及市场预期形成状况的制约，即实质性流动性支持越多，市场预期越清晰合理，PSL 作用效果越强。同时我们也应该看到，虽然整体 PSL 的实施效果趋于稳定，但是各阶段的作用方向并不稳定，尤其是在流动性支持欠缺，而市场预期引导作用不明显的阶段，甚至会出现与政策设计初衷相违背的结果。

五、对中国进一步推行 PSL 等结构性货币政策工具的启示

为了适应经济发展的新常态，中国央行的货币政策将以稳中求进的基调，进一步有序推动货币政策调控框架的平稳转型，而该转型的核心是从传统的以数量型工具调控向更多借助市场价格调控转变。当前，虽然中国以 PSL 为代表的结构性货币政策工具取得了一定的效果，但是在部分阶段依然存在效果不稳定的问题。

一方面，中国央行对结构性货币政策工具的使用要从整个宏观经济的角度加以考虑。对于当前的中国经济而言，总量性货币政策仍是市场流动性的主要来源，中国央行的总量政策主要是向市场提供正常的流动性供给和对冲汇率波动可能带来的外汇占款的下降。而在结构性政策方面，中国央行的结构性货币政策工具本质上只是对特定的行业或项目提供了信贷支持，而投资和开工的主动权仍然由企业决定，在实体经济低迷的大环境下，扶贫、轨道、铁路等基建项目的投资回收周期过长，期间面临的政策风险也较大，企业的实际投资意愿自然不高，导致结构型货币政策依然是一种较为被动的刺激方式，难以像财政政策一样快速见效。因此，结构性货币政策工具的使用还需要配合适度的宽松财政政策。

另一方面，在中国货币政策调控转型的大框架下，结构性货币政策工具的使用也需要进一步完善。第一，进一步完善使用结构性货币政策工具的市场机制。如前所述，结构性货币政策工具降低潜在风险溢价水平，主要基于引导市场预期来实现。换言之，发挥结构性货币政策工具的效果，需要有完善的市场机制给予支撑。尤其是在当前，中国宏观经济通货紧缩预期显著，国外各种做空中国经济的势力蠢蠢欲动，中国央行亟需重视对市场机制的完善和利用，更好的借助市场渠道向外传达货币政策的调节信号，增强结构性货币政策工具在流动性调配中的作用。第二，引入和完善合格抵押品和内部评级制度，进一步优化风险资产和优质资产比例，避免公共部门风险的过度累积。“风险转移”是央行的结构性货币政策工具实施的关键所在，而这一效应产生的基础就在于央行自身的权威性和公信力。倘若央行因承担

的风险资产过多而使自身权威性和公信力受到影响，将不利于“风险转移”机制的运用。因而在增持的风险资产上，中国央行要合理调控比例，对部分高风险资产应要求提供以人民币计价的合格抵押品作为放贷准备。此外，中国央行还需要建立健全内部评级体系，对申请贷款的商业银行和企业进行细致评估，依据评估结果供给贷款额度，其中，对“两高一剩”行业标准从严，而对新兴鼓励行业可适当放宽。第三，增强央行政策声明的市场公信力，强化对预期的引导效果，保证新型结构性货币政策工具有效发挥其预期效应。结构性货币政策工具的效果，并非完全依赖于大规模的直接流动性注入，而是一定程度上通过调整资源分配状况，改变相对价格和调节市场预期来实现。当前中国股市波动剧烈，市场预期受到国内外各种不同信息的干扰，具有较强的“自我实现”功能，央行对市场整体预期实现合理引导的难度增加，市场行为的不确定性程度提高。因此中国央行要通过多次不同的公开场合声明和政策调节措施的连续实施，及时缓和市场潜在的悲观倾向，增强央行的政策可信度，避免市场主体的过度反应，调整经济的平稳运行和发展。

参考文献

- [1] Bagus P, Schiml M H. New modes of monetary policy: qualitative easing by the Fed[J]. Economic Affairs, 2009, 29(2): 46-49.
- [2] Buiter. W. Quantitative easing and qualitative easing: a terminological and taxonomic proposal[J]. Financial Times, December, 2008, 9.
- [3] Bagus P, Howden D. Qualitative Easing in Support of a Tumbling Financial System: A Look at the Eurosystem's Recent Balance Sheet Policies[J]. Economic Affairs, 2009, 29(4): 60-65.
- [4] Bernanke. B., James. H. The Gold Standard, Deflation and Financial Crisis in the Great Depression: An International Comparison [R]. NBER Working Paper, December 1999.
- [5] Bernanke. B., Reinhart, Vincent R. Conducting Monetary Policy at Very Low Short-Term Interest Rates [J]. American Economic Review Vol.94, No.2, May, 2004.
- [6] Farmer R E A. Qualitative easing: how it works and why it matters[R]. National Bureau of Economic Research, 2012.
- [7] Farmer R E A. Qualitative Easing; a New Tool for the Stabilization of Financial Markets[J]. Bank of England Quarterly Bulletin Q, 2013, 4: 405-413.
- [8] Gertler M, Karadi P. Qe 1 vs. 2 vs. 3...: A framework for analyzing large-scale asset purchases as a monetary policy tool[J]. International Journal of Central Banking, 2013, 9(1): 5-53.
- [9] Mishkin , F. S. Monetary Policy Strategy: Lessons from the Crisis[R]. National Bureau of Economic Research, 2011(16755). <http://www.nber.org/papers/w16755>.
- [10] McAndrews J, Sarkar A, Wang Z. The Effect of the Term Auction Facility on the London Inter-Bank Offered Rate[J]. Staff Reports, 2008.
- [11] Kuroda H. Quantitative and Qualitative Monetary Easing[C]//speech at a meeting held by the Yomiuri International Economic Society in Tokyo on April. 2013, 12: 2013.
- [12] Romer. C. The Nation in Depression [J]. The Journal of Economic Perspectives, 1993(7).
- [13] Taylor, JB. , Williams, JC. A Black Swan in the Money Market [EB/OL]. NBER Working Paper, 2008 (13943). <http://www.nber.org/papers/w13943>.
- [14] Ueda K. The Effectiveness of Non - traditional Monetary Policy Measures: The Case of the Bank of Japan [J]. Japanese Economic Review, 2012, 63(1): 1-22.
- [15] 陈静. 量化宽松货币政策的传导机制与政策效果研究[J]. 国际金融研究, 2013 (2): 23-24.
- [16] 辜岚. 从货币传导机制看日本货币政策的失效[J]. 世界经济研究, 2004 (11): 35-41

- [17] 卢岚, 邓雄. 结构性货币政策工具的国际比较和启示[J]. 世界经济研究, 2015, (6): 3-11
- [18] 吴培新. 美联储非常规货币政策框架[J]. 国际金融研究, 2014 (9): 15-24.
- [19] 周洛华. 锚定“长期国债波动率”的货币发行新机制——试析美联储扭转操作的原
与影响[J]. 世界经济研究, 2013(6): 35-39

The Mechanism and Effect of Structural Monetary Policy Tools

--The Case of PBC's Pledged Supplementary Lending

Abstract: Currently, China's overall liquidity environment shows a coexistence of total abundance and structural shortage, so People's Bank of China introduced a number of innovative structural monetary policy tools. This paper takes PSL as an example to analyze its characteristics of type, objectives and operation mode. Based on the explanation of its mechanism, the paper also applies case study method to the research on PSL's implementation effect. The empirical results show that the policy effect of PSL is relatively significant, it can effectively reduce the medium-term interest rates and lower social cost of financing in part of the implementation phase, but the effect is relatively small and unstable in other phases. Therefore, the People's Bank of China needs to play a regulatory role through market mechanism, optimize the proportion of risk and high-quality assets and improve the credibility of the policy statement.

Keywords: structural monetary policy tools PSL operation function mechanism ;
implementation effect

征稿启事



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

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

作品要求:

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

投稿方式:

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

邮寄地址:

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

《国际货币评论》编辑部

厦门国金

XFinTech

资产证券化专业服务商

ASSET BACKED SECURITIZATION SPECIALIST



0755-26418011

xft@xfintech.com.cn

深圳市福田区深南中路金地大厦
2968号怡化金融大厦20楼