

# I 国际货币评论

## International Monetary Review

主编: 张杰



国际银行监管规则改革趋势性特征及启示

王兆星

上海自由贸易试验区金融改革开放与人民币国际化

徐明棋

后发优势、增长要素与中国经济增长潜力

陈启清

尽快引入人民币篮子汇率宽幅区间波动

余永定、张斌、张明

## IMI 顾问委员会

|                   |     |
|-------------------|-----|
| 主任                |     |
| Pan Gongsheng     | 潘功胜 |
| Robert A. Mundell |     |
| (以姓氏拼音为序)         |     |
| Edmond Alphandery |     |
| Yaseen Anwar      |     |
| Chen Yunxian      | 陈云贤 |
| Steve H. Hanke    |     |
| Li Yang           | 李扬  |
| Li Ruogu          | 李若谷 |
| Ma Delun          | 马德伦 |
| Joseph C.K. Yam   | 任志刚 |
| Su Ning           | 苏宁  |
| Wang Zhaoxing     | 王兆星 |
| Wu Qing           | 吴清  |
| Xia Bin           | 夏斌  |

## IMI 学术委员会

|                            |     |
|----------------------------|-----|
| 主任                         |     |
| Chen Yulu                  | 陈雨露 |
| (以姓氏拼音为序)                  |     |
| Ben Shenglin               | 黄圣林 |
| Cao Tong                   | 曹彤  |
| Chen Weidong               | 陈卫东 |
| Ding Zhijie                | 丁志杰 |
| Ding Jianping              | 丁剑平 |
| E Zhihuan                  | 鄂志寰 |
| Robert Elsen               |     |
| Feng Bo                    | 冯博  |
| Tomoyuki Fukumoto          |     |
| Guo Qingwang               | 郭庆旺 |
| Hu Xuehao                  | 胡学好 |
| Huang Jinlao               | 黄金老 |
| Ji Zhihong                 | 纪志宏 |
| Jiao Jinpu                 | 焦瑾璞 |
| Jin Yu                     | 金煜  |
| Jaya Josie                 |     |
| Rainer Klump               |     |
| Li Wenhong                 | 李文红 |
| Il Houg Lee                | 李一衡 |
| Liu Jun                    | 刘珺  |
| Liu Qingsong               | 刘青松 |
| Lu Lei                     | 陆磊  |
| David Marsh                |     |
| Juan Carlos Martinez Oliva |     |
| Miao Yufeng                | 苗雨峰 |
| Herbert Poenisch           |     |
| Qu Qiang                   | 瞿强  |
| Alain Raes                 |     |
| Alfred Schipke             |     |
| Anoop Singh                |     |
| Sun Lujun                  | 孙鲁军 |
| Wanda Tseng                | 曾颂华 |
| Tu Yonghong                | 涂永红 |
| Wang Yi                    | 王毅  |
| Wang Yongli                | 王永利 |
| Wei Benhua                 | 魏本华 |
| Xuan Changneng             | 宣昌能 |
| Zhang Jie                  | 张杰  |
| Zhang Xiaopu               | 张晓朴 |
| Zhang Zhixiang             | 张之隰 |
| Zhao Haiying               | 赵海英 |
| Zhao Xijun                 | 赵锡军 |
| Zhou Aiding                | 周阿定 |
| Zhou Daoxu                 | 周道许 |
| Zhuang Yumin               | 庄毓敏 |

## IMI 管理团队

|              |     |
|--------------|-----|
| 所长           |     |
| Zhang Jie    | 张杰  |
| Cao Tong     | 曹彤  |
| 执行所长         |     |
| Ben Shenglin | 黄圣林 |
| 副所长          |     |
| Tu Yonghong  | 涂永红 |
| Song Ke      | 宋科  |

## 【IMI 动态·7月简讯】

- 7月6日，社科院欧洲研究所举行了英国脱欧问题研讨会，来自中国社科院，清华大学，北京大学，北京外国语大学的欧洲社会，欧盟法律，国际关系，国际政治等领域的研究专家参加了此次会议。IMI 研究员曲强，作为人民大学代表应邀参加此次会议，并就英国脱欧相关的经济金融及贸易问题进行了发言。
- 7月24日，2016 国际货币论坛暨《人民币国际化报告》发布会在中国人民大学隆重举行。中国人民银行副行长陈雨露，中国人民大学校长刘伟，上海证券交易所理事长吴清，中国社会科学院原副院长李扬，广东省人民政府党组成员、原副省长陈云贤，交通银行副行长王江，中国人民大学财政金融学院院长郭庆旺，厦门国际金融技术有限公司董事长、中国进出口银行原副行长曹彤，巴基斯坦央行原行长亚辛·安瓦尔，国际货币基金组织 (IMF) 原亚太部门主管阿努普·辛格等来自欧、美、亚多个国家和地区的金融管理部门、科研院所以及金融实业界的 500 余位著名专家学者出席会议并发表演讲，百余家新闻媒体参与报道。本次论坛由中国人民大学与交通银行联合主办，中国人民大学财政金融学院、中国财政金融政策研究中心、国际货币基金机构官方论坛 (OMFIF) 协办，中国人民大学国际货币研究所 (IMI) 承办。论坛由开幕式暨《人民币国际化报告》发布会与四个平行论坛组成。论坛开幕式暨《人民币国际化报告》发布会由郭庆旺院长主持。
- 7月30日下午，由中国人民大学国际货币研究所 (IMI) 与深圳前海瀚德互联网金融研究院联合主办的“IMI - 瀚德 Fintech 沙龙” (第1期) 在中国人民大学文化大厦顺利举行。深圳前海瀚德互联网金融研究院研究员樊皎皎以“金融科技演化路径”为题发表了演讲。IMI 所长助理、媒体财经评论员曲强，深圳前海瀚德互联网金融研究院兼职研究员宫晓林，IMI 研究员胡波、罗煜、曲双石、姜楠等出席沙龙并进行圆桌研讨。本次沙龙由中央财经大学互联网经济研究院副院长、研究员、博士生导师苏治主持。



# IMI

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

# 目 录

## 【卷 首】

国际银行监管规则改革趋势性特征及启示 ————— 王兆星 01

最优货币政策规则参数的估计和中国货币状况指数的测度 ————— 陆前进 07

上海自由贸易试验区金融改革开放与人民币国际化 ————— 徐明棋 25

后发优势、增长要素与中国经济增长潜力 ————— 陈启清 37

尽快引入人民币篮子汇率宽幅区间波动 ————— 余永定、张斌、张明 56

中国货币政策转型研究

——基于数量与价格混合规则的探索 ————— 伍戈、连飞 66

资本充足率缺口下的银行资本和风险资产调整研究

——基于银行资本补充能力的视角 ————— 范小云、廉永辉 90

众筹融资、信息甄别与市场效率

——基于人人贷的实证研究 ————— 岳中刚、周勤、杨小军 114

## 【卷首】

## 国际银行监管规则改革趋势性特征及启示

王兆星<sup>1</sup>

2008年国际金融危机爆发以后，按照二十国集团领导人承诺和确定的改革方向，金融稳定理事会和巴塞尔银行监管委员会积极推进国际金融监管改革，其基本逻辑是通过重构金融监管框架和机制，修复引发危机的“断层线”，尽可能防范金融危机的再次发生，并最大限度降低金融危机的负面冲击和破坏性。迄今为止，以抑制系统性风险累积和扩散为核心，巴塞尔委员会在第三版巴塞尔协议框架下推出了商业银行资本充足率、杠杆率、流动性风险等一系列监管新规则，金融稳定理事会出台了全球系统重要性金融机构监管框架和总损失吸收能力要求、影子银行监测体系和监管安排等一系列监管新标准。

## 一、国际银行监管改革的趋势性特征

## (一) 大力加强宏观审慎监管和系统性风险防范

从国际监管改革情况看，宏观审慎监管框架主要包括三个要素：

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

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

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

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

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

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

## （二）全面加强系统重要性金融机构的监管

当前国际金融监管改革中对系统重要性金融机构监管的强化主要包括以下几方面核心内容：

一是显著提高资本监管标准。根据银行资产规模、关联度、可替代性、复杂性和全球活跃程度等维度的指标值，在加权平均计算出单家银行的全球系统重要性分值后，130 分以上的银行将纳入全球系统重要性银行之列，全球系统重要性银行根据其重要性程度被划分为五个组别，最低组别采用 1%的附加资本要求，组别越高则附加资本要求越高，以确保这些机构发生问题而无法持续经营时具有较高的自我吸收损失能力。在第一组之上还设立空组，进入空组的银行附加资本要求高达 3.5%，以此抑制银行的系统重要性程度进一步上升。系统重要性附加资本要由在持续经营条件下具有损失吸收能力的资本构成，因此只能以第三版巴塞尔协议的核心一级资本工具来满足。此外，最新的国际监管改革方案对全球系统重要性银行又提出了 16%—18%的总损失吸收能力要求（TLAC）。总损失吸收能力包括资本和合格的债务性工具，比如减记债和可转换债。一旦发生危机，这些债务工具必须无条件减记或转换为股权，用于吸收损失，这实质上又进一步提高了资本要求。

二是加大监管强度。国际监管改革要求系统重要性银行应具备有效的风险数据加总和报告体系以提升风险监测能力，应建立完善的风险偏好框架和具备稳健的风险文化，并在信息

披露频率、内容和范围上遵循更高的要求。各国监管当局都将更加关注系统重要性金融机构，采取更高的现场检查和非现场监管频率，以便及时发现存在的问题，评估其资本和流动性水平是否足以抵御潜在风险。金融稳定理事会和巴塞尔委员会对系统重要性金融机构收集数据时也比其他机构范围更广、频率更高。系统重要性金融机构业务范围覆盖多个国家和地区，关系着全球的金融稳定，母国监管机构通过召开跨境监管联席会议等方式，及时向东道国监管当局通报和共享银行监管信息，也将成为今后国际监管合作的重要组成部分。

三是建立有效的恢复和处置机制。对于系统重要性金融机构，新的国际监管规则明确了有效处置机制的关键要素，并对完善处置工具、制订恢复和处置计划、开展可处置性评估、建立跨境危机管理工作组等提出了一系列要求，从而把风险尽量控制在机构内部，避免传染到其他机构而引发系统性危机。作为有效处置机制的关键要素之一，在国家层面也要相应建立危机处置机制，以确保在系统重要性金融机构出现问题时，国家层面、监管层面以及宏观审慎层面可以有效处理。

### （三）寻求兼顾简单、可比和风险敏感性的资本计量方法

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

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

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

### （四）建立全球统一的流动性风险监管标准

危机后的国际金融监管改革除强化资本监管要求外,突出贡献之一是第三版巴塞尔协议建立了国际统一的流动性风险定量监管标准,提出了短期和中长期两个量化指标,即流动性覆盖率和净稳定资金比例。巴塞尔委员会希望通过建立全球统一的流动性风险监管标准,有效提高金融机构在危机时刻的流动性风险抵御能力,防止形成金融恐慌和危机蔓延。本轮防范流动性风险的第一道防线,提出要加强单体金融机构的日常流动性风险管理、压力测试和应急计划体系建设。同时,也强化了监管当局的流动性风险监管责任,监管当局既要关注单个机构的流动性水平,也要关注整个金融体系的流动性水平。

## (五) 更加重视实施监管评估以促进监管有效性的提升

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

## 二、相关启示

### (一) 金融应更好地回归服务实体经济的本源

此次国际金融危机爆发之前,全球金融业快速发展,主要国家金融资产占 GDP 的比重不断攀升,金融市场中投机情绪高涨,危机的爆发说明了金融发展并不总是促进经济增长,脱离实体经济自我膨胀的金融发展反而会损害经济增长。因此,危机后金融监管改革并非全面的金融抑制,而是要约束脱离实体经济的金融盲目创新、自我膨胀和自我循环。新的资本监管制度对复杂的衍生产品交易提出了远高于危机前的资本要求,正在构建的宏观审慎监管框架将房地产市场列为重要的风险监测领域,中央对手方集中清算机制得到进一步完善等,这些改革举措都有利于抑制过度的金融投机,防止金融风险自我酝酿与积单依累,并避免其吸收大量原本可用于服务实体经济的金融资源,使金融业在有效控制风险的基础上,更好地回归服务实体经济的本源,提高金融业和实体经济的长期发展潜力。

金融创新是提高服务实体经济效率,满足关键领域和薄弱环节金融需求的重要途径。金融监管改革应把握好金融创新和金融机构风险管理、金融监管能力建设、投资者风险教育等之间的内在联系,推动金融机构在有利于提升服务实体经济效率、有利于降低金融风险、有

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

### （二）进一步提升国际银行监管标准制定的参与度

金融监管机构和业界都应深度参与后续国际金融监管改革进程，并全面分析各项监管政策改革的影响。一是完善参与国际金融监管改革的工作机制，加强后备人才培养，深入了解改革背景、逻辑、理念、方法，并结合国内银行业发展转型实际，认真研究国际监管标准改革的影响，防止国际规则调整对我国产生重大不利影响；二是加强监管者与业界的互动与交流，密切跟踪国际监管标准改革进程，组织做好定量测算和影响分析，主动发声，反映我国银行业的特殊性；三是加强参与国际金融监管改革各个部门之间的沟通，在重大问题上达成共识，形成合力，共同维护国家利益。

### （三）稳妥推进国际银行监管规则的落地实施

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

### （四）强化全球系统重要性银行的损失吸收和风险抵御能力

我国已有工、农、中、建四家银行进入全球系统重要性银行名单，目前均还在最低组别，适用 11.5% 的资本充足率要求，比其他银行高 1%。未来随着银行规模、复杂性、关联性的增加可能升入更高的级别，面临更高的附加资本要求，还有符合总损失吸收能力的相关要求。当前我国经济下行压力较大，银行盈利有所下降，银行内部资本补充压力有所加大，扩充银行外部资本补充渠道也对我国资本市场的发展提出了挑战。系统重要性银行要制定恢复处置计划，并经跨境危机管理小组批准。目前工行、中行已按要求制订了恢复处置计划，并



开展了可处置性评估，将评估结果提交金融稳定理事会。未来，国际组织可能还要对全球系统重要性银行监管标准执行情况做进一步的评估，评估结果将会对这些机构的全球业务拓展带来一定的影响。此外，纳入全球系统重要性金融机构名单后，这些机构在境外也将受到东道国监管当局（包括反洗钱、反恐融资在内）的更多监管关注，对银行的合规管理和经营提出了更严格的要求。因此，我国大中型银行在不断扩大资产规模的同时，要充分重视日益提高的系统重要性银行监管标准，强化自身的损失吸收能力，持续提升风险抵御和应对危机的能力。

## （五）科学选择风险计量方法

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

# 最优货币政策规则参数的估计和 中国货币状况指数的测度

陆前进<sup>1</sup>

【摘要】本文从宏观经济的一般均衡模型出发，融入了股票价格和房地产价格变动，考察我国中央银行货币政策调控在经济增长和通货膨胀之间的目标规则，分析了影响货币政策规则参数变化的主要因素及潜在机制。本文的实证结果显示中央银行最优货币政策参数为 0.144055，央行货币政策是逆周期操作，也意味着中央银行在制定货币政策时，赋予通货膨胀目标更高的权重；同时我国货币政策是逆房地产市场周期的，顺股市周期的。进一步，本文从最优货币政策的角度考察了我国的货币状况指数的权重，根据最优货币政策规则，货币状况指数这一权重为 0.302876，利率上升 1% 相当于汇率下降 0.30%，意味着利率变动的效果要小于汇率变动的影响。

【关键词】 最优的货币政策规则 货币状况指数 权重 资产价格

## 一、引言和文献综述

为实现货币政策最终目标，应该采取什么样的货币政策规则？早期大量经济学家在这一方面做出了杰出的贡献（Friedman, 1948；McCallum, 1987；Taylor, 1993），货币政策规则理论得到不断发展。已经实践过的货币政策规则有：名义利率钉住规则和不变货币增长率规则。20 世纪 70 年代以前名义利率钉住规则曾经被付诸实施，20 世纪 70 年代货币主义的货币供应量增长率不变的简单规则得到普遍应用，20 世纪 80 年代以来简单规则受到挑战，进入 20 世纪 90 年代直接以反通货膨胀为最终目标、以利率调节为中心的货币政策，即反通货膨胀政策逐渐取代以前简单规则货币政策。Guender(2003)通过一个更复杂的模型确定最优的货币政策工具，并且探讨了 Guender Rule 是如何优于 Taylor 规则和 McCallum 规则的。

货币政策规则在理论和实证研究中得到了广泛的应用，其中对资产价格在货币政策操作中的关注也不断增加，通常认为如果预期资产价格影响将来的通货膨胀和产出缺口，中央银行应该对资产价格变动有所反应。Cecchetti 等人 (2000) 赞同当资产价格变动和宏观基本因素

<sup>1</sup> 陆前进，经济学博士、博士后，复旦大学国际金融系副教授

不一致时, 货币政策应该对资产价格有所反应。因此关于中央银行货币政策操作考虑资产价格变动也受到越来越多的学者的关注。除了利率、资产价格等外, 汇率通常也被看作影响总需求的重要因素, 是货币政策主要的传导渠道 (Devereux, 2004; Gali and Monacelli, 2005)。

另外, 与传统的利率目标不同, 一些中央银行在上世纪 90 年代早期还采取过货币状况指数 (Money conditions index, MCI) 作为操作目标或重要的经济指标 (如瑞士、挪威、芬兰和爱尔兰等中央银行)。MCI 指数是实际利率和实际汇率的加权平均, 其变动反映货币政策的松紧程度。Gerlach and Smets (2000) 在一个简单的理性预期框架内解释 MCI 目标在货币政策中的重要作用。对 MCI 影响的一个重要因素是货币状况指数的权重, 这也是研究货币状况指数的重点, 这个权重反映了货币政策操作的利率变动百分比和汇率变动百分比对货币政策目标影响的相对大小, 也反映了货币政策的松紧状况。

国内关于货币政策规则研究主要有: 刘斌 (2003) 认为最优简单货币政策规则能够很好地接近完全承诺的最优货币政策规则, 为进一步改进我国货币政策的决策和操作提供了一个指导建议。卞志村和管征 (2005) 则采用一个简单的前瞻性 (Forward-looking) 模型分析了中央银行确定最优货币政策规则的过程, 认为我国中央银行可以考虑执行既重视产出因素也重视通货膨胀因素的混合名义收入目标框架。最后, 货币状况指数也是研究我国货币政策的一个重要指标, 卜永祥和周靖 (2004) 拓展货币状况指数的概念, 考察利率、汇率和货币供应量三个因素, 分析了中国近年实际货币状况指数与经济增长, 名义货币状况指数与通货膨胀之间的关系。陈雨露、周靖 (2004) 借鉴了浮动汇率制下普遍采用的货币状况指数 (MCI), 建立了中国的货币状况指数, 计量结果表明中央银行调控经济的主要手段是货币供应量。此外, 徐长生等 (2010) 也构建了包含利率、汇率和货币供给量的我国货币状况指数, 研究表明货币状况指数可以作为我国货币政策操作的信息指示器。

为了考察我国最优的货币政策规则, 本文拓展了理性预期的 IS-LM/AD-AS 开放经济模型的分析框架: 一是融入资产价格的分析; 二是修正了利率平价, 融入风险溢价的分析; 三是在总供给和总需求方程中融入汇率的分析, 并在此基础上分析了货币状况指数的权重。

## 二、基本模型

稳增长是 2016 年的一项重要任务, 稳定经济增长我国将更加注重供给侧结构性改革。需求侧有投资、消费、出口三驾马车, 供给侧主要是使要素实现最优配置, 提升经济增长的质量和数量。2007 年以来中国经济增速逐年下滑, 但需求刺激效果甚微, 因而需要从供给端着手。本文采用一般均衡模型的分析方法, 不仅考察总需求的变动, 也考察总供给的变化,

主要是从商品市场均衡（总供给=总需求）、货币市场均衡（货币供给=货币需求）和资产市场均衡（利率平价存在，股票市场和房地产市场供求平衡）的角度来考察我国中央银行最优货币政策规则的决定。

$$\text{产品市场的供给函数: } y_t^s = y_t^p + \alpha_1 \{p_t - E_{t-1}(p_t)\} + \alpha_2 (e_t + p_t^* - p_t) \quad (1)$$

其中  $y_t^s$  是国内总供给,  $y_t^p$  是国内潜在的产出水平,  $p_t$  是  $t$  期国内价格水平,  $E_{t-1}(p_t)$  是  $t-1$  期对  $t$  期价格水平的预期,  $e_t$  是本国名义汇率水平,  $p_t^*$  是  $t$  期国外的价格水平,  $e_t + p_t^* - p_t$  表示实际汇率。  $\alpha_1, \alpha_2 \geq 0$ , 国内的总供给随着价格水平偏差而调整, 当  $\{p_t - E_{t-1}(p_t)\}$  上升时, 且价格水平超过预期的价格水平, 国内总供给会增加。总供给也是实际汇率的函数, 实际汇率上升<sup>2</sup>, 进口价格水平上升, 国内产品竞争压力会下降, 国内总供给会增加。  $\alpha_1, \alpha_2$  反映了供给端参数对产出的影响。

$$\text{产品市场的需求函数: } y_t^d = \beta_0 + \beta_1 (e_t + p_t^* - p_t) - \beta_2 \{i_t - [E_t(p_{t+1}) - p_t]\} + \beta_3 sp_t + \beta_4 hp_t \quad (2)$$

其中  $y_t^d$  是本国国内总需求,  $i_t$  是名义利率,  $\{i_t - [E_t(p_{t+1}) - p_t]\}$  表示实际利率,  $sp_t$  是股票的实际价格指数,  $hp_t$  是房地产的实际价格指数, 实际价格指数为名义价格指数剔除掉价格水平的影响。  $\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4 \geq 0$ , 国内总需求是实际利率的函数、也是实际汇率、实际股票价格指数和实际房地产价格指数的函数。实际利率上升, 融资成本上升, 投资和消费会下降, 总需求下降。如果实际汇率上升, 本币实际贬值, 出口会增加, 总需求会增加。实际股票价格指数和实际房地产价格指数上升, 都会拉动总需求上升。当资产价格上涨时, 居民财富增加, 消费会上升, 同时资产价格上升, 企业增加投资, 总需求会上升。商品市场均衡, 总供给等于总需求:  $y_t^s = y_t^d = y_t$ 。

$$\text{货币市场的需求函数: } m_t^d - p_t = \gamma_0 + \gamma_1 y_t - \gamma_2 i_t \quad (3)$$

其中  $m_t^d$  是货币需求、 $y_t$  是国民收入,  $\gamma_i$  ( $i=0, 1, 2$ ) 是常数, 这也是卡甘货币需求函数的表现形式。国民收入上升, 实际货币需求上升; 利率上升, 持有货币的成本上升, 实际货币需求下降。货币市场的均衡, 货币供给等于货币需求:  $m_t^s = m_t^d = m_t$ 。

<sup>2</sup>在名义汇率是直接标价的情况下, 实际汇率上升意味着本币实际贬值。

$$\text{利率平价方程: } i_t = c_0 + c_1 i_t^* + c_2 (E_t e_{t+1} - e_t) + \delta_t \quad (4)$$

这反映了资产市场的均衡, 其中  $i_t^*$  表示  $t$  期国外名义利率,  $E_t e_{t+1}$  是  $t$  期对  $t+1$  期汇率的预期,  $(E_t e_{t+1} - e_t)$  表示汇率的预期变动率,  $\delta_t$  是随时间变动的风险报酬,  $c_0, c_1, c_2$  是常数。假定风险报酬是国内产出和货币供给的线性函数:  $\delta_t = \phi_1 y_t - \phi_2 m_t^s$ , 风险报酬和国内货币供给反向变化, 货币供给越多, 货币贬值压力越大, 风险报酬减小; 风险报酬和国内产出正向变化, 国内产出增加, 货币有升值趋势, 风险报酬上升。

$$\text{股票实际价格指数: } sp_t = d_0 + d_1 E_{t-1}(sp_t) + d_2 y_t - d_3 \{i_t - [E_t(p_{t+1}) - p_t]\} \quad (5)$$

股票价格指数受  $t-1$  期对股票价格预期、国民收入和实际利率等的影响,  $d_0, d_1, d_2$  是常数。国民收入上升, 经济增长会刺激股票价格上升; 实际利率上升, 资金逃离股市, 股票价格下降。

$$\text{房地产实际价格指数: } hp_t = g_0 + g_1 E_{t-1}(hp_t) + g_2 (e_t + p_t^* - p_t) - g_3 \{i_t - [E_t(p_{t+1}) - p_t]\} \quad (6)$$

同样房地产价格指数受  $t-1$  期对房地产价格预期、实际汇率和实际利率等的影响,  $g_0, g_1, g_2$  是常数。实际汇率上升, 本国货币实际贬值, 出口增加, 经常项目改善, 外汇储备和外汇占款上升, 货币供应量上升, 总需求上升, 刺激房地产价格上升; 实际利率上升, 融资成本上升, 房地产需求下降, 房地产价格下降。上述模型变量除了利率外, 都是对数形式。

$$\text{假定中央银行的损失函数(Clarida et al, 2001)为: } L = \sum_{i=0}^{\infty} \chi^i \left[ \frac{1}{2} y_{t+i}^2 + \frac{\theta}{2} \pi_{t+i}^2 \right] \quad (7)$$

其中  $y_t$  表示实际产出缺口;  $\pi_t$  是  $t$  期国内通货膨胀率,  $\theta$  是损失函数的权重,  $\theta > 0$ 。如果  $\theta$  越大, 通货膨胀偏离目标水平的损失就较大; 如果  $\theta$  越小, 通货膨胀偏离目标水平的损失较小, 但经济增长偏离目标水平的损失就较大,  $\theta$  体现了通货膨胀和产出缺口偏离目标水平所带来损失的相对大小的权重。  $\chi$  是中央银行的主观贴现因子,  $0 < \chi < 1$ 。

现代货币政策的规则分为两类: 目标规则(targeting rules, Svensson 1999, Woodford, 1999a, b) 和工具规则(instrument rules, Svensson 2003), 工具规则是可控的政策工具(如利率)和当时经济条件相联系的函数, 通常工具规则是基于统计规律得到的模型, 或者是通过求解中央银行最优化问题得到的最优利率(Dennis, 2006)。在目标规则中, 目标变量可以是通货膨胀目标, 也可以是产出缺口目标, 或产出缺口和通货膨胀等多个目标, 如货币当局的政策可以在产出缺口和通货膨胀基础之上确定最优的货币政策。根据中国实际, 本文主要考虑目标

规则<sup>3</sup>，类似于 Guender (2005) 的设定，假定政府设定固定的目标政策规则， $g^* = \lambda y_p + \pi_t$ ，其中  $\lambda$  是赋予产出缺口的权重，为了研究问题的方便，令  $g^* = 0$ ，这样货币政策目标规则为： $\lambda y_p + \pi_t = 0$ ， $\lambda$  是货币政策规则的参数。 $\lambda$  也体现了货币政策目标之间的相互关系，如果  $|\lambda|$  越大，在制定货币政策规则时，央行越注重产出缺口目标；如果  $|\lambda|$  越小，央行越注重通货膨胀目标。最优的货币政策是央行在产出缺口和通货膨胀之间平衡。如果  $\lambda > 0$ ，说明中央银行货币政策操作是逆周期的，如通货膨胀上升，央行会采取紧缩政策，降低产出缺口；如果通货紧缩，央行会采取宽松政策，产出缺口上升。如果  $\lambda < 0$ ，说明中央银行货币政策操作是顺周期的，如经济处于上升期，央行继续采取扩张性政策，产出缺口上升和通货膨胀上升；若经济处于衰退期，央行采取紧缩政策，产出缺口下降，经济下滑，通货紧缩。因为  $\pi_t = p_t - p_{-1}$ <sup>4</sup>，所以  $\lambda y_p + \pi_t = 0$  可变化为： $\lambda y_p + p_t = p_{-1}$ ，因此有：

$$\lambda \Delta y_p + \Delta p_t = \Delta p_{-1} \quad (8)$$

根据 (1) (2) (3) (4) (5) (6) 式适当变化并差分能够得到：

$$\Delta(y_t - y_t^p) = \alpha_1 \Delta\{p_t - E_{t-1}(p_t)\} + \alpha_2 \Delta(e_t + p_t^* - p_t) \quad (9)$$

$$\Delta(y_t - y_t^p) = \beta_1 \Delta(e_t + p_t^* - p_t) - \beta_2 \Delta\{i_t - [E_t(p_{t+1}) - p_t]\} + \beta_3 \Delta sp_t + \beta_4 \Delta hp_t - \Delta y_t^p \quad (10)$$

$$\Delta m_t - \Delta p_t = \gamma_1 \Delta(y_t - y_t^p) - \gamma_2 \Delta i_t + \gamma_1 \Delta y_t^p \quad (11)$$

$$\Delta i_t = c_1 \Delta i_t^* + c_2 \Delta(E_t e_{t+1} - e_t) + \phi_1 \Delta(y_t - y_t^p) - \phi_2 \Delta m_t + \phi_1 \Delta y_t^p \quad (12)$$

$$\Delta sp_t = d_1 \Delta E_{t-1}(sp_t) + d_2 \Delta(y_t - y_t^p) - d_3 \Delta\{i_t - [E_t(p_{t+1}) - p_t]\} + d_2 \Delta y_t^p \quad (13)$$

$$\Delta hp_t = g_1 \Delta E_{t-1}(hp_t) + g_2 \Delta(e_t + p_t^* - p_t) - g_3 \Delta\{i_t - [E_t(p_{t+1}) - p_t]\} \quad (14)$$

由 (9) — (14)，产出缺口  $y_p = (y_t - y_t^p)$ ，再结合方程 (8)，上述线性方程组可以用矩阵表示为： $AX = Z$ ，其中：

<sup>3</sup> 根据中国人民银行法，我国货币政策目标是保持货币币值的稳定，并以此促进经济增长。见 [www.pbc.gov.cn](http://www.pbc.gov.cn)。

<sup>4</sup> 因为  $\pi_t = \ln P_t / P_{t-1} = \ln P_t - \ln P_{t-1} = p_t - p_{t-1}$ ，其中  $P_t$  是  $t$  期的价格水平， $p_t = \ln P_t$ 。

$$A = \begin{pmatrix} 1 & 0 & -\alpha_1 + \alpha_2 & 0 & -\alpha_2 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & \beta_1 + \beta_2 & \beta_2 - \beta_1 & -\beta_3 & -\beta_4 \\ -\gamma_1 & 1 & -1 & \gamma_2 & 0 & 0 & 0 \\ -\phi_1 & \phi_2 & 0 & 1 & c_2 & 0 & 0 \\ -d_2 & 0 & d_3 & d_3 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & g_2 + g_3 & g_3 - g_2 & 0 & 0 & 1 \\ \lambda & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{pmatrix}, \quad X = \begin{pmatrix} \Delta y_t^p \\ \Delta m_t \\ \Delta p_t \\ \Delta i_t \\ \Delta e_t \\ \Delta s p_t \\ \Delta h p_t \end{pmatrix}, \quad Z = \begin{pmatrix} -\alpha_1 \Delta E_{t-1}(p_t) + \alpha_2 \Delta p_t^* \\ \beta_1 \Delta p_t^* + \beta_2 \Delta E_t(p_{t+1}) - \Delta y_t^p \\ \gamma_1 \Delta y_t^p \\ c_1 i_t^* + c_2 E_t e_{t+1} + \phi_1 \Delta y_t^p \\ d_1 \Delta E_{t-1}(s p_t) + d_3 \Delta[E_t(p_{t+1})] + d_2 \Delta y_t^p \\ g_1 \Delta E_{t-1}(h p_t) + g_2 \Delta p_t^* + g_3 \Delta[E_t(p_{t+1})] \\ \Delta p_{t-1} \end{pmatrix}$$

根据该线性方程组，我们分别求解  $\Delta y_t^p, \Delta p_t$ 。假定系数矩阵 A 是满秩矩阵，则由线性方程组可得下列行列式的值<sup>5</sup>：

$$\begin{aligned} |A| &= \lambda(\alpha_2 - \alpha_1)c_2(g_3\beta_4 + d_3\beta_3 + 1) - \lambda\alpha_1(\beta_1 + \beta_2 - \phi_2\beta_1\gamma_2 + g_2\beta_4(1 - \phi_2\gamma_2)) - \lambda\alpha_2(\beta_3d_3 + g_3\beta_4)(1 - \phi_2) + \lambda\alpha_2\phi_2(\gamma_2g_3\beta_4 + \beta_3\gamma_2d_3 + \gamma_2\beta_2 + \beta_2) \\ &\quad - g_3c_2\beta_4 - \beta_2c_2 - \beta_1 + \gamma_2\phi_2\beta_1 - \beta_3c_2d_3 - g_2\beta_4(1 - \phi_2\gamma_2) + \alpha_2\phi_2(-\beta_4\gamma_1g_3 - \beta_3\gamma_1d_3 + \beta_3\gamma_2d_2 - \gamma_2 - \beta_2\gamma_1) + \alpha_2[\beta_4\phi_1g_3 + \beta_3(\phi_1d_3 - d_2) + (1 + \phi_1\beta_2)] \\ |B_1| &= [-g_3c_2\beta_4 - \beta_2c_2 - \beta_1 + \gamma_2\phi_2\beta_1 - \beta_3c_2d_3 - g_2\beta_4(1 - \phi_2\gamma_2)](-\alpha_1\Delta E_{t-1}(p_t) + \alpha_2\Delta p_t^*) + \alpha_2(1 - \phi_2\gamma_2)(\beta_1\Delta p_t^* + \beta_2\Delta E_t(p_{t+1}) - \Delta y_t^p) \\ &\quad + \alpha_2(1 - \phi_2\gamma_2)\beta_3(d_1\Delta E_{t-1}(s p_t) + d_3\Delta[E_t(p_{t+1})] + d_2\Delta y_t^p) + \alpha_2(1 - \phi_2\gamma_2)\beta_4(g_1\Delta E_{t-1}(h p_t) + g_2\Delta p_t^* + g_3\Delta[E_t(p_{t+1})]) - \alpha_2(\beta_2 + \beta_3d_3 + \beta_4g_3) \\ &\quad (c_1\Delta i_t^* + c_2\Delta E_t e_{t+1} + \phi_1\Delta y_t^p) + [(\beta_4g_3 + \beta_2 + d_3\beta_3)\alpha_2\phi_2](\gamma_1\Delta y_t^p) + (-\alpha_1 + \alpha_2)(1 - \alpha_2)(1 - \phi_2\gamma_2)(\beta_4g_2 + \beta_1) + (c_2 + \phi_2\alpha_2)(\beta_4g_3 + \beta_2 + \beta_3d_3)(\Delta p_{t-1}) \\ |B_3| &= \lambda[g_3c_2\beta_4 + \beta_2c_2 + \beta_1 - \gamma_2\phi_2\beta_1 + \beta_3c_2d_3 + g_2\beta_4(1 - \phi_2\gamma_2)](-\alpha_1\Delta E_{t-1}(p_t) + \alpha_2\Delta p_t^*) + (\lambda\alpha_2\beta_4g_3 + \lambda\alpha_2\beta_3d_3 + \lambda\alpha_2\beta_2)(c_1\Delta i_t^* + c_2\Delta E_t e_{t+1} + \phi_1\Delta y_t^p) - \lambda\alpha_2\beta_4 \\ &\quad (1 - \phi_2\gamma_2)(g_1\Delta E_{t-1}(h p_t) + g_2\Delta p_t^* + g_3\Delta[E_t(p_{t+1})]) - \lambda\alpha_2\beta_3(1 - \phi_2\gamma_2)(d_1\Delta E_{t-1}(s p_t) + d_3\Delta[E_t(p_{t+1})] + d_2\Delta y_t^p) - \lambda\alpha_2(1 - \phi_2\gamma_2)(\beta_1\Delta p_t^* + \beta_2\Delta E_t(p_{t+1}) - \Delta y_t^p) \\ &\quad - \lambda[(\beta_4g_3 + \beta_2 + d_3\beta_3)\alpha_2\phi_2](\gamma_1\Delta y_t^p) - \lambda(-\alpha_1 + \alpha_2)(1 - \alpha_2)(1 - \phi_2\gamma_2)(\beta_4g_2 + \beta_1) - \lambda(c_2 + \phi_2\alpha_2)(\beta_4g_3 + \beta_2 + \beta_3d_3)(\Delta p_{t-1}) \end{aligned}$$

根据线性方程组的克莱姆法则，解这个线性方程组能够得到： $\Delta y_t = |B_1|/|A|$ ， $\Delta p_t = |B_3|/|A|$ ，

把  $\Delta y_t$  和  $\Delta p_t$  代入中央银行的损失函数 (7)，使中央银行的损失函数最小：

$$\text{Min: } L = \sum_{i=0}^{\infty} \lambda^i \left[ \frac{1}{2} \left( \frac{|B_1|}{|A|} \right)^2 + \frac{\theta}{2} \left( \frac{|B_3|}{|A|} \right)^2 \right], \text{ 则: } \frac{\partial L}{\partial \lambda} = 0, \text{ 并且 } \frac{\partial^2 L}{\partial \lambda^2} > 0, \text{ 进一步求解得到货}$$

$$\text{币政策规则参数: } \lambda = G/F \quad (15)$$

其中： $G = (\alpha_2 - \alpha_1)c_2(g_3\beta_4 + d_3\beta_3 + 1) - \alpha_1(\beta_1 + \beta_2 - \phi_2\beta_1\gamma_2 + g_2\beta_4(1 - \phi_2\gamma_2)) - \alpha_2(\beta_3d_3 + g_3\beta_4)(1 - \phi_2) + \alpha_2\phi_2(\gamma_2g_3\beta_4 + \beta_3\gamma_2d_3 + \gamma_2\beta_2 + \beta_2)$

$$F = \theta\{-g_3c_2\beta_4 - \beta_2c_2 - \beta_1 + \gamma_2\phi_2\beta_1 - \beta_3c_2d_3 - g_2\beta_4(1 - \phi_2\gamma_2) + \alpha_2\phi_2(-\beta_4\gamma_1g_3 - \beta_3\gamma_1d_3 + \beta_3\gamma_2d_2 - \gamma_2 - \beta_2\gamma_1) + \alpha_2[\beta_4\phi_1g_3 + \beta_3(\phi_1d_3 - d_2) + (1 + \phi_1\beta_2)]\}$$

$\lambda$  体现了最优的货币政策规则下通货膨胀目标和经济增长目标之间的相互关系，是在中央银行货币政策目标损失最小的情况下，货币政策调控目标之间的相互转化关系<sup>6</sup>。货币政策规则参数也依赖模型参数和中央银行的偏好参数，参数的符号可正可负。中央银行政策目标之

<sup>5</sup>  $|B_1|$  和  $|B_3|$  分别表示系数行列式  $|A|$  第一列和第三列被列向量 Z 替换后的行列式。

<sup>6</sup> 从 (15) 可以看出，如果  $\theta \rightarrow \infty$ ，则  $\lambda \rightarrow 0$ ，意味着如果政策制定者只关心通货膨胀的变动，则制定政策时，经济增长的权重为 0。如果  $\theta \rightarrow 0$ ，则  $\lambda \rightarrow \infty$ ，意味着如果政策制定者只关心经济增长的变动，则制定政策时，通货膨胀的权重为 0。

间的参数是总需求和总供给参数, 货币市场参数和利率平价参数, 资产价格变动的参数, 以及中央银行货币政策偏好系数  $\theta$  的函数等共同决定的。总需求和总供给参数的变动将反映到政策参数  $\lambda$  的变动上。实际上, 通货膨胀和实际汇率水平的变动对总供给产生影响, 同时实际利率和实际汇率的变动也对总需求产生影响, 两者共同影响实际产出和通货膨胀, 而资产价格变动导致总需求变动, 影响国内产出, 通货膨胀的压力也会上升, 在这样的情况下, 央行为了控制通货膨胀, 必须收紧政策, 控制资产价格上升, 相反则放宽货币政策, 进而都会影响目标政策规则参数。

下面讨论股票市场和房地产市场变动对最优货币政策参数的影响,  $\beta_3$ 、 $\beta_4$  体现了股票市场和房地产市场对产出的影响, 对  $\lambda = \frac{G}{F}$  两边对  $\beta_3$ 、 $\beta_4$  求导得到:

$$\frac{\partial \lambda}{\partial \beta_3} = \frac{[(\alpha_2 - \alpha_1)c_2 d_3 - \alpha_2 d_3(1 - \phi_2) + \alpha_2 \phi_2 \gamma_2 d_3]F - G\theta[-c_2 d_3 - \alpha_2 \phi_2 \gamma_1 d_3 + \alpha_2(\phi_1 d_3 - d_2)]}{(1 - \chi)F^2}$$

$$\frac{\partial \lambda}{\partial \beta_4} = \frac{[(\alpha_2 - \alpha_1)c_2 g_3 - \alpha_1 g_3(1 - \phi_2 \gamma_2) - \alpha_2 g_3(1 - \phi_2) + \alpha_2 \phi_2 \gamma_2 g_3]F - G\theta[-g_3 c_2 - g_2(1 - \phi_2 \gamma_2) + \alpha_2 \phi_2(-\gamma_1 g_3) + \alpha_2 \phi_1 g_3]}{F^2}$$

通常股票市场价格和房地产市场价格对产出的影响为正, 因此  $\beta_3$ 、 $\beta_4$  应该大于零, 而  $\beta_3$ 、 $\beta_4$  上升, 意味着股票市场和房地产市场价格对产出的影响会更大。如果  $\frac{\partial \lambda}{\partial \beta_3} < 0$ ,  $\frac{\partial \lambda}{\partial \beta_4} < 0$ , 则  $\beta_3$ 、 $\beta_4$  的上升会导致  $\lambda$  的下降, 若此时  $\lambda < 0$ , 央行采取顺周期操作, 当股市和房市上升, 产出上升较大, 央行仍然采取扩张性的货币政策, 但随着  $\beta_3$ 、 $\beta_4$  的上升, 央行采取扩张性政策的力度加大, 通货膨胀的上升会较大; 若  $\lambda > 0$ , 央行采取逆周期操作, 当股市和房市处于上升期, 央行采取紧缩性的货币政策, 但随着  $\beta_3$ 、 $\beta_4$  的上升, 央行采取逆周期政策的力度减小, 通货膨胀上升, 变动的幅度取决于央行紧缩性政策的力度。如果  $\frac{\partial \lambda}{\partial \beta_3} > 0$ ,  $\frac{\partial \lambda}{\partial \beta_4} > 0$ , 则  $\beta_3$ 、 $\beta_4$  的上升会导致  $\lambda$  的上升, 若此时  $\lambda < 0$ , 央行采取顺周期操作, 当股市和房市上升, 央行仍然采取扩张性的货币政策, 但随着  $\beta_3$ 、 $\beta_4$  的上升, 央行采取扩张性政策的力度减小, 通货膨胀上升, 变动的幅度取决于扩张性货币政策的力度; 若  $\lambda > 0$ , 央行采取逆周期操作, 当股市和房市处于上升期, 央行采取紧缩性的货币政策, 但随着  $\beta_3$ 、 $\beta_4$  的上升, 央行采取逆周期政策的力度加大, 通货膨胀的下降较大。

### 三、实证研究



### (一) 数据描述和单位根检验

我们采用月度数据进行实证研究，数据区间：2005 年 7 月至 2013 年 12 月。主要变量：由于没有国民收入月度数据，我们用工业增加值指数<sup>7</sup>代替，国内消费者物价水平本文根据消费者物价指数的环比数据计算得到定基的物价指数（2005=100），美国消费者物价水平也选择定基物价指数（2005=100），汇率我们采用人民币对美元的名义汇率，国内利率我们取国内的一年期的定期利率水平，国外利率我们取美国一年期的货币市场利率水平，货币供给我们采用我国货币供应量 M2，股票价格指数我们采用上海股票价格综合指数，房地产价格指数我们采用 70 个大中城市新建住宅价格指数<sup>8</sup>。数据来源：国民收入、价格水平、美国利率、股票价格指数和房地产价格指数等月度数据均来自 CEIC 数据库，人民币对美元汇率来自国家外汇管理局，利率和货币供应量来自中国人民银行网站<sup>9</sup>。

由于月度数据有季节性特点，我们对国民收入、货币供给、股票价格、房地产价格等采取 X11 的季节调整方法进行调整。潜在的产出水平我们用 Hodrick-Prescott (HP) 的滤波方法得到，汇率和价格水平的预期值本文通过汇率、价格水平对所有的内生变量滞后项回归得到，最优的滞后阶数由 Akaike 的信息标准来决定。

首先本文对序列进行单位根检验，除了利率以外，其余变量都是对数形式。从检验结果来看，在 5% 的显著水平下，利率、汇率和国民收入等都是非平稳序列，但所有变量的一阶差分序列都是平稳序列。在我们的模型中，内生变量也出现在方程中的右边，在内生变量和随机扰动项之间可能存在相关性，这违反了经典的 OLS 模型估计的假设条件，OLS 估计会有偏的，为了考察变量之间的影响关系，本文将利用工具变量（和误差项不相关），通过阶条件我们考察模型的识别问题，该模型每一个方程是过度识别的，由于联立方程组每个方程都是过度识别的，因此本文采取二阶段最小二乘法来估计结构模型参数。

### (二) 二阶段最小二乘法

采用二阶段最小二乘法，必须利用工具变量估计结构方程。模型的内生变量有：

$\Delta y_t, \Delta p_t, \Delta e_t, \Delta m_t, \Delta i_t, \Delta sp_t, \Delta hp_t$ ；模型的外生变量有：

$\Delta y_t - \Delta y_t^p, \Delta\{p_t - E_{t-1}(p_t)\}, \Delta(e_t + p_t^* - p_t), \Delta\{i_t - [E_t(p_{t+1}) - p_t]\}, \Delta i_t^*, \Delta(E_t e_{t+1} - e_t), \Delta E_{t-1}(sp_t), \Delta E_{t-1}(hp_t), \Delta p_{t-1}$ 。该实证方法的第一步将模型中的内生变量对工具变量进行

<sup>7</sup> 本文根据工业增加值的同比和环比数据计算得到。

<sup>8</sup> 考虑到数据的可得性和连续性，本文采用 70 个大中城市新建住宅价格指数作为房地产价格指数。

<sup>9</sup> 受篇幅限制，统计数据的描述和变量的单位根检验不再列出，如需要，可向作者索取。

回归，得到相应内生变量的拟合值；第二步是利用各内生变量的拟合值对原模型进行回归。本文把模型中的所有外生变量作为工具变量，从而得到内生变量的拟合值，将原模型的内生变量用第一步得到的拟合值代替，进行 OLS 回归，最终得到相应的估计系数。为了消除模型的自相关问题，模型估计中加入 AR (n) 项，我们通过计算 Ljung - Box  $Q$ -statistics 来检验序列相关问题，同时本文采用 Newey-West 异方差自相关一致协方差修正参数估计量的标准差。结构方程组每一个方程的最终估计结果如下：

$$\Delta(y_t^s - y_t^p) = -0.000509 + 0.295628\Delta\{p_t - E_{t-1}(p_t)\} - 0.086707\Delta(e_t + p_t^* - p_t) \quad (16)$$

(-0.592665)      (1.606179)      (-0.727511)

$R^2=0.173232$ ,  $a-R^2=0.136487$ ,  $DW=1.900376$ ,  $F$  统计量=4.714407 ( $P=0.001685$ )  
 $Q(9)=5.9675(0.544)$ ,  $Q(18)=15.081(0.519)$ ,  $Q(27)=17.399(0.867)$ ,  $Q(36)=30.440(0.643)$

从总供给方程可以看出，非预期的价格水平变化对实际产出的变动影响为正，实际汇率对产出的影响为负，和预期符号相反，意味着国内总供给受国内进口竞争的影响较小。

$$\Delta y_t^d = 0.008615 - 0.2407651\Delta(e_t + p_t^* - p_t) - 0.167253\Delta\{i_t - [E_t(p_{t+1}) - p_t]\} + 0.059362\Delta sp_t + 0.125426\Delta hp_t \quad (17)$$

(9.087645\*)      (-2.126582\*\*)      (-0.636262)      (3.777745\*)      (0.752982)

$R^2=0.143532$ ,  $a-R^2=0.085793$ ,  $DW=1.926288$ ,  $F$  统计量=4.888724 ( $P=0.000232$ )  
 $Q(9)=6.2756(0.508)$ ,  $Q(18)=12.983(0.674)$ ,  $Q(27)=16.816(0.888)$ ,  $Q(36)=27.645(0.771)$

从总需求的方程来看，实际汇率对总需求的影响为负，和预期符号相反，通常实际汇率升值，进口增加，出口减少，总需求下降；实际汇率贬值，出口增加，进口减少，总需求上升，而中国的实际汇率对总需求的影响相反，其中主要原因可能是中国出口的主要是劳动密集型产品，是生活必需品，即使货币升值，出口仍然会增加。实际利率对总需求的影响为负，符合理论预期。实际股票价格指数上升和实际房地产价格指数上升，总需求上升，对总需求的影响为正。

$$\Delta(m_t^d - p_t) = 0.009794 + 0.153243\Delta y_t - 31.19777\Delta i_t \quad (18)$$

(8.001900\*)      (1.752643\*\*\*)      (-2.536764\*\*)

$R^2=-0.046400$ ,  $a-R^2=0.026111$ ,  $DW=1.952788$ ,  $F$  统计量=3.584119 ( $P=0.031618$ )  
 $Q(9)=11.589(0.237)$ ,  $Q(18)=19.080(0.387)$ ,  $Q(27)=25.643(0.538)$ ,  $Q(36)=27.601(0.841)$

从货币市场的均衡来看，实际产出对实际货币需求的影响为正，利率对实际货币需求的影响为负，符号符合预期，利率对实际货币需求的影响较大。

$$\Delta i_t = 2.78E-05 + 0.275940\Delta i_t^* - 0.027221\Delta(E_t e_{t+1} - e_t) + 0.000474\Delta y_t - 0.001269\Delta m_t^s \quad (19)$$

$$(0.674466) \quad (2.648855^*) \quad (-1.658792) \quad (0.425495) \quad (-0.441334)$$

$$R^2=0.301693, \quad a-R^2=0.263324, \quad DW=2.128674, \quad F \text{ 统计量}=8.168370 \quad (P=0.000002)$$

$$Q(9)=6.2880(0.615), \quad Q(18)=18.384(0.365), \quad Q(27)=29.177(0.303), \quad Q(36)=34.691(0.483)$$

从资产市场的均衡来看，国外利率对国内利率的影响最大，符号为正，汇率预期对国内利率的影响为负，和理论预期相反，这可能和我国的利率、汇率还没有市场化有关，利率和汇率的变动相对独立。风险报酬和国内产出正相关，国内产出增加，本国货币有升值趋势，风险报酬上升；风险报酬和货币供应量变动方向相反，因为货币供应量增加，本国货币贬值的压力增加，本国货币的风险报酬会下降。

$$\Delta sp_t = -0.009375 + 0.543648\Delta E_{t-1}(sp_t) + 1.156542\Delta y_t + 1.220084\Delta\{i_t - [E_t(p_{t+1}) - p_t]\} \quad (20)$$

$$(-1.014218) \quad (5.230091^*) \quad (1.591432) \quad (0.537731)$$

$$R^2=0.136149, \quad a-R^2=0.098590, \quad DW=2.031311, \quad F \text{ 统计量}=3.443954 \quad (P=0.011402)$$

$$Q(9)=8.3943(0.396), \quad Q(18)=18.214(0.375), \quad Q(27)=23.006(0.633), \quad Q(36)=32.200(0.604)$$

从股票实际价格指数的变动来看，股票价格预期对股票价格的影响为正，国内产出对股票价格的影响为正，实体经济的增长会带来股票价格的上涨。实际利率对股票价格的影响为正，和理论预期相反，说明中国股票价格指数对利率变动并不敏感。

$$\Delta hp_t = 0.000939 + 0.767134\Delta E_{t-1}(hp_t) + 0.098689\Delta(e_t + p_t^* - p_t) - 0.427056\Delta\{i_t - [E_t(p_{t+1}) - p_t]\} \quad (21)$$

$$(2.481389^{**}) \quad (11.95236^*) \quad (2.307432^{**}) \quad (-3.831410^*)$$

$$R^2=0.542964, \quad a-R^2=0.523093, \quad DW=2.093431, \quad F \text{ 统计量}=27.32425 \quad (P=0.000000)$$

$$Q(9)=11.609(0.169), \quad Q(18)=20.689(0.241), \quad Q(27)=32.731(0.170), \quad Q(36)=40.289(0.248)$$

从房地产实际价格指数的变动来看，房地产价格预期对房地产价格的影响为正，实际汇率对房地产价格的影响为正，和理论预期一致。实际利率对房地产价格的影响为负，成本上升会遏制房地产价格的上涨，这一点与股票市场不同。

括号中是  $t$  统计量，\*表示 1% 的显著性水平，\*\*表示 5% 的显著性水平，\*\*\*表示 10% 的显著性水平。因此根据 (16) — (21) 模型估计的参数，如果我们取  $\theta = 1$ ，央行既重视通货膨胀又关注经济增长，即中央银行对经济增长偏好和对通货膨胀的偏好相同，根据上述参数估计和公式 (15) 可以得到： $\lambda = 0.144055$ 。这意味着经济增长和通货膨胀目标之间的相互关系，中央银行采取的是逆周期的货币政策操作，经济处于扩张期，通货膨胀上升，中央银行会继续采取紧缩性的货币政策，反映了中央银行希望保持宏观经济平稳健康的经济增

长,同时也意味着中央银行在制定货币政策时,赋予通货膨胀目标更高的权重,这也是宏观经济调控的政策规则。

同样根据(15)我们可以得到:  $\frac{\partial \lambda}{\partial \beta_3} = -0.84919$ ,  $\frac{\partial \lambda}{\partial \beta_4} = 0.16404$ , 则  $\beta_3$  的上升会导致  $\lambda$  的下降,  $\beta_4$  的上升将导致  $\lambda$  的上升。在  $\lambda > 0$  的情况下, 央行采取逆周期操作, 当股市上升, 产出上升, 通货膨胀上升, 央行采取紧缩性的货币政策, 但如果  $\beta_3$  上升,  $\lambda$  在下降, 意味着股市对产出的影响上升, 紧缩性的政策力度将减小, 货币政策是顺股市周期的; 若  $\lambda > 0$ , 央行采取逆周期操作, 当房市上升, 央行采取逆周期操作, 但随着  $\beta_4$  的上升,  $\lambda$  在上升, 意味着房市对产出的影响上升, 紧缩性的政策力度在上升, 货币政策是逆房地产周期的。也就是说, 尽管货币政策总体上是逆周期的, 但是随着房地产和股市对经济影响上升, 货币政策是逆房地产市场周期的, 是顺股票市场周期的。从我国的实际经济情况来看, 房地产行业是关系社会民生的大事, 房地产价格的过度上涨, 央行会控制信贷过度流向房地产市场, 还会通过房贷利率等调控手段, 维持房地产市场的健康发展。股市是企业直接融资的主要场所, 股市的健康发展有利于社会资源的有效配置, 降低社会融资成本, 我国政府不断鼓励市场化的融资渠道, 努力完善资本市场建设, 就是要增加金融供给, 因此货币政策总体上是顺股市周期的。

#### 四、基于最优货币政策规则的货币状况指数权重的决定

MCI 基本公式:  $MCI_t = (r_t - r_0) - \mu(q_t - q_0)$ ,  $r_t$  代表的短期利率,  $q_t$  是汇率的对数。 $q$  增加意味着国内货币在贬值, 公式中可以使用利率和汇率的实际或名义值, 利率是短期货币市场利率, 他们和政策利率紧密联系, 货币当局决策能够迅速传递到这些利率。 $r_0, q_0$  表示基期(或参考期)的每个变量水平。如果  $(r_t - r_0)$  或  $(q_t - q_0)$  是正的, 这意味着当前的利率, 或汇率是高于参考期观察值。

利率和汇率的权重加起来等于 110, 权重的大小反映了利率与汇率对经济影响的相对大小, 用利率和汇率的相对影响来衡量总需求或价格水平的变化。例如, 如果有 1 个百分点利率上升, 它将会有 2% 本国货币升值效果, 在实现同样政策目标情况下, 意味着汇率对经济

<sup>10</sup> MCI 可以写成标准形式:  $MCI_t = \omega_1(r_t - r_0) + \omega_2(q_t - q_0)$ , 这里的实际汇率  $q$  是间接标价法而不是直接标价法, 其中  $\omega_1 + \omega_2 = 1$ 。

总体影响相对较弱。正的 MCI 指数意味着货币政策是紧的，负的 MCI 意味着货币政策是宽松的。本文基于 IS-LM/AD-AS 模型构建 MCI 指数，既考虑了商品市场的均衡，也融入货币市场均衡和资产市场均衡，MCI 指数是对宏观经济一般均衡的反映，汇率和利率变动影响产出和价格水平，通过利率渠道、汇率渠道和非货币的金融资产渠道（股票和房地产市场）等，同时考虑了多个市场的相互影响、相互作用，体现了多个市场的均衡。

在我国资本市场不断开放，汇率和利率市场化稳步推进的条件下，利率和汇率相互影响、相互作用不断增强。在我国经济新常态的环境下，传统的利率和汇率调控的隔离有所改变，利率和汇率的联动将进一步加强，货币政策的利率和汇率政策工具组合将不断完善，数量型工具组合将向价格性工具组合转变，货币状况指数就是价格性工具组合的一个重要指标。

根据货币状况指数的定义，能够得到： $MCI_t = \Delta r_t - \mu \Delta q_t$ ，根据方程（9）得到实际汇率对价格水平的影响：

$$\Delta p_t = \frac{\Delta y_t - \Delta y_t^p}{\alpha_1} - \frac{\alpha_2}{\alpha_1} \Delta q_t + \Delta E_{t-1}(p_t) \quad (22)$$

根据方程（10）得到利率、汇率、资产价格等对产出的影响：

$$\Delta y_t = \beta_1 \Delta q_t - \beta_2 \Delta r_t + \beta_3 \Delta sp_t + \beta_4 \Delta hp_t \quad (23)$$

根据方程（13）（14）得到： $\Delta sp_t = d_1 \Delta E_{t-1}(sp_t) + d_2 \Delta y_t - d_3 \Delta r_t$

$$\Delta hp_t = g_1 \Delta E_{t-1}(hp_t) + g_2 \Delta q_t - g_3 \Delta r_t \quad (25)$$

把方程（24）（25）代入方程（23）得到：

$$\Delta y_t = \frac{\beta_1 + \beta_4 g_2}{(1 - \beta_3 d_2)} \Delta q_t - \frac{(\beta_2 + \beta_3 d_3 + \beta_4 g_3)}{(1 - \beta_3 d_2)} \Delta r_t + \frac{\beta_4 g_1}{(1 - \beta_3 d_2)} \Delta E_{t-1}(hp_t) + \frac{\beta_3 d_1}{(1 - \beta_3 d_2)} \Delta E_{t-1}(sp_t) \quad (26)$$

由（11）、（12）和（8）得到利率和汇率通过货币渠道和汇率渠道对产出的影响：

$$\Delta y_t = \frac{1 - \phi_2 \gamma_2}{\phi_1 - \phi_2 \gamma_1 + \lambda(\phi_2 + \phi_2 \gamma_2 - 1) + \lambda c_2} \Delta [i_t - [E_t(p_{t+1}) - p_t]] + \frac{c_2}{\phi_1 - \phi_2 \gamma_1 + \lambda(\phi_2 + \phi_2 \gamma_2 - 1) + \lambda c_2} \Delta (e_t + p_t^* - p_t) + \frac{(1 - \phi_2 \gamma_2) E_t p_{t+1} - c_1 \Delta i_t^* - c_2 \Delta E_t e_{t+1} - c_2 p_t^* + (\phi_2 + \phi_2 \gamma_2 + c_2 - 1)(\lambda \Delta y_t^p + \Delta p_{t-1})}{\phi_1 - \phi_2 \gamma_1 + \lambda(\phi_2 + \phi_2 \gamma_2 - 1) + \lambda c_2} \quad (27)$$

把（27）代入（22），再根据方程（8）得到：

$$\Delta y_t = -\frac{1}{\lambda \alpha_1} \frac{1 - \phi_2 \gamma_2}{\phi_1 - \phi_2 \gamma_1 + \lambda(\phi_2 + \phi_2 \gamma_2 - 1) + \lambda c_2} \Delta r_t - \left[ \frac{1}{\lambda \alpha_1} \frac{c_2}{\phi_1 - \phi_2 \gamma_1 + \lambda(\phi_2 + \phi_2 \gamma_2 - 1) + \lambda c_2} - \frac{\alpha_2}{\lambda \alpha_1} \right] \Delta q_t \quad (28)$$

$$- \frac{1}{\lambda \alpha_1} \frac{(1 - \phi_2 \gamma_2) E_t p_{t+1} - c_1 \Delta i_t^* - c_2 \Delta E_t e_{t+1} - c_2 p_t^* + (\phi_2 + \phi_2 \gamma_2 + c_2 - 1)(\lambda \Delta y_t^p + \Delta p_{t-1})}{\phi_1 - \phi_2 \gamma_1 + \lambda(\phi_2 + \phi_2 \gamma_2 - 1) + \lambda c_2} - \frac{\alpha_1 \Delta E_{t-1}(p_t) - \Delta y_t^p}{\lambda \alpha_1}$$

根据（26）（28）右边相等，得到包含 MCI 指数的宏观经济一般均衡等式：

$$\left[ \frac{(\beta_2 + \beta_3 d_3 + \beta_4 g_3)}{(1 - \beta_3 d_2)} - \frac{1}{\lambda \alpha_1} \frac{1 - \phi_2 \gamma_2}{\phi_1 - \phi_2 \gamma_1 + \lambda(\phi_2 + \phi_2 \gamma_2 - 1) + \lambda c_2} \right] \Delta r_t - \left[ \frac{\beta_1 + \beta_4 g_2}{(1 - \beta_3 d_2)} + \frac{1}{\lambda \alpha_1} \frac{c_2}{\phi_1 - \phi_2 \gamma_1 + \lambda(\phi_2 + \phi_2 \gamma_2 - 1) + \lambda c_2} - \frac{\alpha_2}{\lambda \alpha_1} \right] \Delta q_t = \frac{\beta_4 g_1}{(1 - \beta_3 d_2)} \Delta E_{t-1}(hp_t) + \frac{\beta_3 d_1}{(1 - \beta_3 d_2)} \Delta E_{t-1}(sp_t) + \frac{1}{\lambda \alpha_1} \frac{(1 - \phi_2 \gamma_2) E_t p_{t+1} - c_1 \Delta i_t^* - c_2 \Delta E_{t+1} e_t - c_2 p_t^* + (\phi_2 + \phi_2 \gamma_2 + c_2 - 1)(\lambda \Delta y_t^p + \Delta p_{t-1})}{\phi_1 - \phi_2 \gamma_1 + \lambda(\phi_2 + \phi_2 \gamma_2 - 1) + \lambda c_2} + \frac{\alpha_1 \Delta E_{t-1}(p_t) - \Delta y_t^p}{\lambda \alpha_1}$$

(29)

如果令:  $H = (\lambda \alpha_1)[\phi_1 - \phi_2 \gamma_1 + \lambda(\phi_2 + \phi_2 \gamma_2 - 1) + \lambda c_2](1 - \beta_3 d_2)$

$$M = (\beta_1 + \beta_4 g_2) + (\lambda \alpha_1)[\phi_1 - \phi_2 \gamma_1 + \lambda(\phi_2 + \phi_2 \gamma_2 - 1) + \lambda c_2] + c_2(1 - \beta_3 d_2) - \alpha_2[\phi_1 - \phi_2 \gamma_1 + \lambda(\phi_2 + \phi_2 \gamma_2 - 1) + \lambda c_2](1 - \beta_3 d_2)$$

$$N = (\beta_2 + \beta_3 d_3 + \beta_4 g_3)(\lambda \alpha_1)[\phi_1 - \phi_2 \gamma_1 + \lambda(\phi_2 + \phi_2 \gamma_2 - 1) + \lambda c_2] - (1 - \phi_2 \gamma_2)(1 - \beta_3 d_2)$$

$$G = \frac{\beta_4 g_1}{(1 - \beta_3 d_2 - \beta_4 g_2)} \Delta E_{t-1}(hp_t) + \frac{\beta_3 d_1}{(1 - \beta_3 d_2 - \beta_4 g_2)} \Delta E_{t-1}(sp_t) + \frac{1}{\lambda \alpha_1} \frac{(1 - \phi_2 \gamma_2) E_t p_{t+1} - c_1 \Delta i_t^* - c_2 \Delta E_{t+1} e_t - c_2 p_t^* + (\phi_2 + \phi_2 \gamma_2 + c_2 - 1)(\lambda \Delta y_t^p + \Delta p_{t-1})}{\phi_1 - \phi_2 \gamma_1 + \lambda(\phi_2 + \phi_2 \gamma_2 - 1) + \lambda c_2} + \frac{\alpha_1 \Delta E_{t-1}(p_t) - \Delta y_t^p}{\lambda \alpha_1}$$

$$\text{则 (29) 变为: } \frac{N}{H} \Delta r_t - \frac{M}{H} \Delta q_t = G, \text{ 进一步得到: } \mu = \frac{M}{N} \quad (30)$$

货币状况指数是实际汇率和实际利率的加权平均, 这是模型依赖的货币状况指数。从货币状况指数能够看出, MCI 指数的权重不仅仅取决于商品市场供给和需求弹性的变化, 还取决于货币市场和资产市场的弹性的变化, 以及最优的政策参数  $\lambda$  的变化。MCI 指数右边包括潜在的产出缺口, 对价格水平的预期, 对汇率的预期, 对股票价格指数和房地产价格指数的预期, 国外价格水平和利率水平, 这些变量都影响商品市场、货币市场和资产市场均衡, 进一步影响 MCI 的变动, 也体现了利率和汇率变动的相对效应。从货币状况指数的权重公式能够看出, 最优的货币政策参数  $\lambda$  是影响货币状况指数的重要因素, 融入了货币政策规则, 体现了中央银行利率和汇率的货币政策操作, 进而会影响总供给和总需求, 以及市场的均衡, 最终会影响 MCI 的变动。

如果货币状况指数的汇率和利率都取名义值, 则  $MCI_t = \Delta i_t - \xi \Delta e_t$ , 则根据 (30) 式

和  $\Delta q_t = \Delta(e_t + p_t^* - p_t)$ ,  $\Delta r_t = \Delta\{i_t - [E_t(p_{t+1}) - p_t]\}$ , 以及 (22) 和方程 (8), 能够得

$$\text{到: } \frac{N}{H} \Delta i_t - \frac{M + (M + N)}{H} \frac{\alpha_2 \lambda}{1 + \alpha_1 \lambda - \alpha_2 \lambda} \Delta e_t = G + \frac{N}{H} \Delta E_t(p_{t+1}) + \frac{M}{H} \Delta p_t^* - \frac{(M + N)(\lambda \alpha_1 \Delta E_{t-1}(p_t) + \Delta p_{t-1} - \lambda \alpha_2 \Delta p_t^*)}{H(1 + \alpha_1 \lambda - \alpha_2 \lambda)}$$

$$\text{因此: } \xi = \frac{M + (M + N)}{N} \frac{\alpha_2 \lambda}{1 + \alpha_1 \lambda - \alpha_2 \lambda} \quad (31)$$

从实际货币状况指数和名义货币状况指数的公式可以看出:  $\xi = \mu + (1 + \mu) \frac{\alpha_2 \lambda}{1 + \alpha_1 \lambda - \alpha_2 \lambda}$ ,

$\xi$  是  $\mu$  的线性函数, 则两者之间的相关性为 1, 也就是说, 央行以名义货币状况指数和实际货币状况指数为中间目标具有同等的效果, 意味着实际货币状况指数和名义货币状况指数变

动趋势基本一致，其中之一就能够反映货币政策的松紧变化。

进一步把  $\lambda = 0.144055$  代入 (30) (31) 就得到货币状况指数的权重，根据前面估计的结果，可知实际货币状况指数的权重： $\mu = 0.302876$ ，意味着对经济影响，1%的实际利率变动相当于 0.30%的实际汇率的变化。名义货币状况指数的权重为： $\xi = 0.287451$ ，1%的名义利率变动相当于 0.29%的实际汇率的变化。因此权重比 1 小意味着汇率变动的效果要大于利率变动的影响，进一步我们可以画出货币状况指数的变动，见图 2。

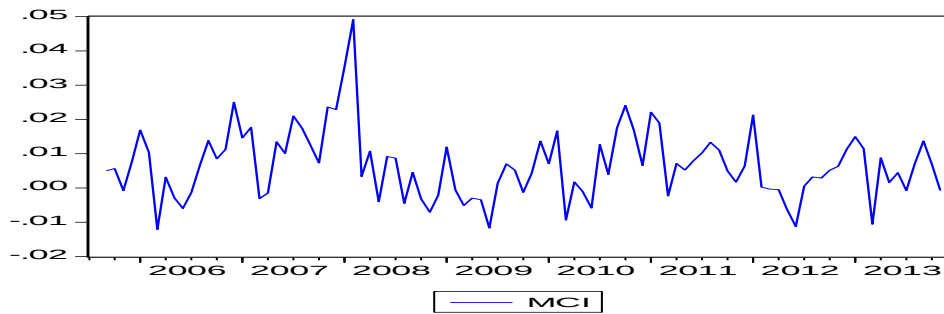


图 1 实际货币状况指数的变化 (2005 年 7 月——2013 年 12 月)

从上述图形的变化能够看出，由于考察的是汇率和利率的变动率，因此 MCI 上升表示货币政策趋于紧缩，如果 MCI 下降表示货币政策趋于宽松，2008 年货币政策趋于宽松，2006,2007 年趋紧，2009 年货币政策也有所趋紧，这是在最优的货币政策权重的条件下，货币状况指数的变化。为了评估我国 MCI 的先行指标功能，我们构建如下的回归模型，反映货币状况指数对经济增长和价格水平的影响，由于是月度数据，最大滞后阶数选取 12：

$$\Delta y_t = \rho_0 + \sum_{i=1}^{12} \rho_{1i} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^{12} \rho_{2i} MCI_{t-i} + v_t \quad (32)$$

$$\Delta p_t = \tau_0 + \sum_{i=1}^{12} \tau_{1i} \Delta p_{t-i} + \sum_{i=1}^{12} \tau_{2i} MCI_{t-i} + u_t \quad (33)$$

对 (32) (33) 进行回归。根据估计结果，去掉不显著的回归项，模型的回归结果如表 1。

表 1 方程 (32) 和 (33) 的回归结果

| 方程 (32) 的估计      |           |           |        | 方程 (33) 的估计       |           |           |        |
|------------------|-----------|-----------|--------|-------------------|-----------|-----------|--------|
| 变量               | 系数        | T 统计量     | 概率     | 变量                | 系数        | T 统计量     | 概率     |
| C                | 0.010615  | 5.497530  | 0.0000 | C                 | 0.002323  | 2.933063  | 0.0043 |
| $\Delta y_{t-2}$ | -0.327725 | -3.544013 | 0.0007 | $\Delta p_{t-1}$  | -0.443052 | -2.013260 | 0.0473 |
| $\Delta y_{t-5}$ | 0.143656  | 1.978790  | 0.0512 | $\Delta p_{t-6}$  | 0.525580  | 2.552081  | 0.0125 |
| $\Delta y_{t-9}$ | 0.171126  | 2.358161  | 0.0208 | $\Delta p_{t-11}$ | 0.348055  | 3.602747  | 0.0005 |

|                     |           |           |          |                     |           |           |          |
|---------------------|-----------|-----------|----------|---------------------|-----------|-----------|----------|
| $\Delta y_{t-12}$   | 0.119723  | 1.719814  | 0.0893   | $\Delta MCI_{t-1}$  | 0.430910  | 3.458656  | 0.0009   |
| $\Delta MCI_{t-8}$  | -0.141446 | -1.680848 | 0.0966   | $\Delta MCI_{t-6}$  | -0.371684 | -3.079510 | 0.0028   |
| $\Delta MCI_{t-9}$  | -0.260014 | -2.957442 | 0.0041   | $\Delta MCI_{t-10}$ | -0.171004 | -3.072444 | 0.0029   |
| $\Delta MCI_{t-12}$ | 0.146036  | 1.763219  | 0.0816   |                     |           |           |          |
| $R^2$               | 0.322416  | $a-R^2$   | 0.263859 | $R^2$               | 0.352734  | $a-R^2$   | 0.305944 |
| s. e                | 0.007410  | DW        | 1.672973 | s. e                | 0.004884  | DW        | 2.191956 |
| F 统计量               | 5.506056  | 概率        | 0.000033 | F 统计量               | 7.538616  | 概率        | 0.000002 |

从上表可以看出，货币状况指数都是显著的，因此 MCI 包含了经济增长和通货膨胀有价值的信息，能够作为先行指标调控经济增长和通货膨胀。根据表 1 中方程（32）估计，滞后 8、9 期的货币状况指数和经济增长负相关，滞后 12 期的货币状况指数和经济增长正相关，但总体来看货币状况指数对经济增长影响为负，宏观经济政策收紧，经济增长下滑。从表 1 方程（33）估计来看，滞后 1 期的 MCI 指数和通货膨胀正相关，滞后 6 期和 10 期的货币状况指数和通货膨胀负相关，但总体来看，货币状况指数对通货膨胀影响为负。因此货币状况指数和经济增长、通货膨胀负相关，货币状况指数上升，意味着货币政策趋紧，经济增长下滑，通货膨胀下降，是经济增长和通货膨胀一个有价值的先行指标。中央银行应该关注货币状况指数变化，根据货币状况指数和宏观经济总量之间的联系，调控利率和汇率，实现宏观经济目标。

近年来我国积极推进利率市场化和人民币汇率形成机制市场化改革，促进金融资源的有效配置，完善我国宏观调控机制。利率和汇率市场化不仅有利于资源最佳配置，还有利于疏通利率和汇率传导机制，稳定市场预期。货币状况指数不仅反映货币政策的松紧，也反映了利率和汇率之间的有效搭配关系，以及和房地产市场、股票市场之间的影响关系，对宏观经济调控有重要的指导意义，因此央行更应该关注我国货币状况指数的变化。

## 五、主要结论

本文根据一般均衡的理论模型探讨了最优货币政策的权重，融入了总供给和总需求变化的分析，最优货币权重是模型参数和中央银行偏好参数等的函数，参数的符号可正可负，它反映最优货币政策的选择。本文还融入了资产价格（股票价格和房地产价格）对最优货币政策规则参数的影响，最优的货币政策的参数反映的是最优货币政策规则下，实现宏观经济政策目标，使得中央银行的损失最小，应该采取什么样的货币政策规则。本文利用二阶段最小



二乘法对模型进行实证研究，估计最优货币政策的权重为： $\lambda = 0.144055$ ，意味着央行逆周期操作，也意味着中央银行在制定货币政策是，赋予通货膨胀目标更高的权重，这是央行货币政策参数的选择，也反映了央行在逆周期的货币政策操作下，央行的目标损失最小。货币政策总体上是逆周期的，通货膨胀率上升，央行采取紧缩性的货币政策；经济增长下滑，央行采取扩张性的货币政策，但是具体来看，货币政策是逆房地产市场周期的，是顺股票市场周期的。

进一步在此模型基础之上，本文探讨了货币状况指数的权重，货币状况指数的权重依赖于货币政策规则参数，该权重为： $\mu = 0.302876$ ， $\xi = 0.287451$ ，说明了实现货币政策目标，相对利率变动，汇率的影响要大一些。货币状况指数反映了货币政策的松紧状态，通过对货币状况指数的分析能够看出，2008 年国际金融危机前后，货币政策 2008 年货币政策趋于宽松，2006, 2007 年趋紧，2009 年货币政策也有所趋紧，这是在宏观经济模型确定的最优货币政策权重的条件下，货币状况指数的变化。传统的估计货币状况指数主要根据产出缺口方程，而本文根据宏观经济一般均衡理论，融入了总供给的分析，在最优的货币政策规则基础之上来估计货币状况指数的权重，更能够体现利率和汇率影响大小，以及货币政策的松紧。

从货币状况指数和经济增长、通货膨胀的相关性来看，MCI 包含了经济增长和通货膨胀有价值的信息，能够作为先行指标调控经济增长和通货膨胀，是中央银行可以参考的有价值的中间指标。目前在利率和汇率市场化改革的进程中，我国不断培育上海银行间同业拆放利率(Shibor)和贷款基础利率(LPR)，作为未来宏观调控的基准利率。同时不断完善人民币汇率市场化形成机制，增强人民币汇率双向浮动弹性，促进人民币市场化汇率水平的形成。因此在我国经济新常态的条件下，随着利率和汇率市场化改革的不断深入，探讨货币状况指数的意义及影响仍将是我国货币政策研究的一项重要工作。

## 参考文献

- [1] 卞志村和管征, 2005, “最优货币政策规则的前瞻性视角分析”, 《金融研究》第9期, 第31-38页。
- [2] 卜永祥和周晴, 2004, “中国货币状况指数及其在货币政策操作中的运用”, 《金融研究》第1期, 第30-42页。
- [3] 刘斌, 2003, “最优简单货币政策规则在我国应用的可行性”, 《金融研究》第9期, 第22-38页。
- [4] 徐长生、张帅和庄佳强, 2010, “我国货币状况指数的构建及其应用的实证研究”, 《统计研究》第4期, 第35-41页。
- [5] Cecchetti, S., H. Genberg, J. Lipsky and S. F. Wadhvani 2000, “Asset Prices and Central Bank Policy”, Geneva Reports on the World Economy 2”, CEPR.
- [6] Clarida, R.; J. Gali, and M. Gertler, (2001). “Optimal monetary policy in open vs. closed economies: An integrated approach”, mimeo.
- [7] Dennis, R., 2006, “The policy preferences of the U.S. Federal Reserve”, *Journal of Applied Econometrics*, 21, 55-77.
- [8] Devereux, M., 2004. “Monetary policy rules and exchange rate flexibility in a simple dynamic general equilibrium model”. *Journal of Macroeconomics* 26, 287-308.
- [9] Friedman, M. 1948 “A Monetary and Fiscal Framework for Economic Stability”, *American Economic Review*, 38(June).
- [10] Gali, J. and Monacelli, T., 2005. “Monetary policy and exchange rate volatility in a small open economy”. *Review of Economic Studies* 72, 707-734.
- [11] Gerlach, S and F. Smets (2000) “MCIs and Monetary Policy,” *European Economic Review* 44, 1677-1700.
- [12] Guender, A. 2003. “Optimal Monetary Policy under Inflation Targeting Based on an Instrument Rule”, *Economic Letters*. 78 (2003) 55-58.
- [13] Guender, A. 2005. “On Optimal Monetary Policy Rules and the Construction of MCIs in the Open Economy,” *Open Economies Review*, Springer, vol. 16(2), pages 189-207, April.
- [14] McCallum, B.T. 1987. “The Case for Rules in the Conduct of Monetary Policy: A Concrete Example,” *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Review*, vol. 73 (September/October 1987), pp. 10-18.
- [15] Svensson, L.E.O. 1999. “Inflation targeting as a monetary policy rule”. *Journal of Monetary Economics*, 43, (1999), 607-654.
- [16] Svensson, L.E.O., 2003, What is wrong with Taylor rules? Using judgment in monetary policy through targeting

rules, *Journal of Economic Literature*, 41, 426-427.

[17]Taylor, J.1993. "Discretion Versus Policy Rules in Practice," Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, Vol. 39 (November), pp.195-214.

[18]Woodford, M 1999a "Inflation Stabilization and Welfare," manuscript, Princeton University.

[19]Woodford, M 1999b. "Optimal Monetary Policy Inertia", *NBER working paper* no 7261.

## Parameter estimation of optimal monetary policy rule and measurement of money conditions index in China

Lu Qianjin

**Abstract:** In this paper, we proceed from macroeconomic general equilibrium model to examine the central bank monetary policy rule of macro-regulation between economic growth and inflation, N, incorporating the equity price and real estate price and analyzing the main factors affecting the parameter of the rule and potential mechanism. The empirical results show that the parameter of the optimal monetary policy of the Central Bank is 0.144055, the Central Bank's monetary policy operations lean against the wind, that is, the central bank gives a higher weight on inflation target in setting monetary policy, meanwhile monetary policy of China leans against real estate market, but with the stock market. Further, from the point of the optimal rule, this paper examines the weight of China's monetary conditions index, according to optimal monetary policy rule, the weight of the monetary conditions index is 0.302876, reflecting the interest rate increases by 1%, the equivalent of exchange rate decreasing by 0.30%, implying that the effects of interest rate changes are less than exchange rate changes.

**Key words:** optimal monetary policy rule   money conditions index   weight   asset prices

# 上海自由贸易试验区金融改革开放与人民币国际化

徐明棋<sup>1</sup>

【摘要】中国（上海）自由贸易区的金融开放和改革的措施引起了外国政府官方和金融机构的高度关注，因为上海的目标是要建成国际金融中心。人民银行、银监会、保监会和证监会出台了自由贸易区改革开放的51条措施以及扩区后出台的40条主要的特点是在自由贸易区与海外之间建立了特殊的通道，资金从海外进出自由贸易区实现了自由化，这就在客观上使自贸区与海外人民币离岸市场直接相连，成为境内的人民币离岸市场。自贸区还先行一步推进了利率市场化和汇率机制的改革，一个对外扇形开放的窗口已经打开。自贸区还推进了银行、保险和证券业的进一步开放试验，这些措施对于人民币国际化产生了重要的促进作用，也会给上海国际金融中心建设带来新的动力。论文对自贸区金融改革开放的试验措施和进展作了介绍，并从多个层面分析了它们对人民币国际化的影响。论文认为，中国人民币国际化是在资本账户没有完全开放、人民币尚未完全自由兑换的背景下推进的，因此离岸人民币市场将在其中扮演重要的作用，而上海自由贸易区承担了连接国内金融市场与海外人民币离岸的衔接作用，在人民币国际化的进程中具有非常特殊的地位。

【关键词】上海自贸区 人民币国际化 金融改革

## 一、人民币国际化的现状与发展趋势

### （一）人民币国际化进程简况

中国政府正式推动人民币国际化始于2009年，当年7月，中国人民银行、财政部、商务部、海关总署、国家税务总局联合颁布了《跨境贸易人民币结算试点管理办法》。当时主要目的在于通过人民币跨境结算来减少我国进出口企业的汇率变动风险，避免美元汇率变动对我国进出口产生冲击。跨境贸易人民币结算业务自2009年以来迅速扩大，2010年全国人民币贸易结算的规模增加至5063亿元，比2009年增长了58倍，2011年达到2.08万亿，2012年增加至2.94万亿元，2013年跃升至4.63万亿元，2014年人民币跨境结算业务更是达到6.55万亿元，比2013年增长了41.5%。2015年1-7月份，跨境结算规模就达到6.73万

---

<sup>1</sup>徐明棋，上海社会科学院研究员、上海自由贸易区研究协调中心秘书长

亿元，同比增长了 20%。

人民币国际化直接的目标是为国内进出口商免受美元汇率波动风险，但除此之外，还有着更加长远的战略目标，那就是应对现存国际货币体系的缺陷以及维护中国国际金融利益。从长远看，推动人民币走出去，分散我国在国际金融资产上的风险，避免我国海外金融资产的价值损失，尤其是在极端条件下免受美国失信行为的损害也是人民币国际化的重要战略目标。我国经过 30 多年的艰苦奋斗积累了将近 4 万亿美元的外汇储备，这些资产目前主要是以国际货币发行国家的政府债券的形式保有的，其中美国政府债券占比较大的比重。随着美元和其他外汇储备货币发行国货币不断贬值，我国在海外的金融资产价值就会受损失，因此推动人民币国际化，让人民币走出国门，成为我国在海外投资的计值货币，不仅可以让我们的“软资产”变成海外的矿产资源、土地、优质企业的所有权等“硬资产”，还可以让我们的海外资产避免外汇贬值可能带来的损失。从更长远的角度看，还可以让人民币成为国际储备货币，分享国际货币发行收益。

## （二）离岸人民币市场的发展与人民币国际化的关系

人民币离岸市场是指在人民币国际化快速发展的基础上形成的海外人民币交易市场，其特点是人民币流出海外，在海外的金融市场上沉淀，被用于作为金融资产的载体在金融市场被交易。其形态从最初的与贸易结算相联系的人民币存贷款，不断发展成包括人民币债券发行交易，到人民币各种理财产品和金融衍生产品在内的全面的人民币产品的交易。

人民币离岸市场是在人民币发行所在地——中国大陆——之外以人民币为载体的金融市场，从其所具有的基本特性这一点看，它与美元和欧洲其他货币的离岸市场相类似。但是人民币离岸市场发展的原因和在国际市场所起的作用，两者有很大的差异。前者是在布雷顿森林体系发生危机的背景下，巨额美元资金流出美国境外同时又试图规避美国国内的监管逐渐发展起来的，美国曾经试图抑制海外美元市场的发展。而人民币海外离岸市场的发展是随着中国经济实力不断增强，人民币资产在国际上越来越有吸引力，但是中国的金融市场没有开放，获得人民币资产的途径受到限制的背景下发展起来的。中国政府为了避免国内经济主体遭受美元汇率变动的冲击和损失，在 2009 年开始推动人民币贸易结算，人民币资金才开始大规模流出境外，人民币海外离岸市场获得了迅速发展。中国政府对于海外人民币离岸市场的发展持积极支持态度，为这个市场的发展提供了清算和结算的便利，并且和所在地中央银行合作，通过货币互换等方式为海外离岸市场发展构建了稳定机制。因此，人民币离岸市场发展是人民币国际化的一个过程，他对国际货币体系的稳定起到了积极的作用。

## （三）人民币离岸市场的发展概况与人民币国际化

人民币离岸市场的源头是香港。由于大陆与香港的经济关系紧密，即使在人民币尚未实现经常账户自由兑换之前的1996年以前，香港也存在着一定范围的人民币交易，一部分商店也在较高贴水率基础上接受人民币支付，逐渐使香港有了人民币的沉淀资金。随着大陆经济开放程度不断能提高，与香港经济关系不断密切，尤其是大陆开放了香港旅游后，大陆居民在香港旅游消费的规模日增，人民币通过旅游消费流向香港。香港的商户和银行为了扩大业务，不仅接受人民币支付，而且还开辟了人民币存款业务。当人民币在香港集聚到了一定的规模，被香港的银行通过人民币的贷款又提供给需要人民币的企业后，人民币的离岸市场就在香港形成了。为了配合这部分滞留在香港的人民币回流，国家开发银行2007年在香港发行了首笔人民币债券，随后人民币债券市场就成为香港人民币离岸市场重要组成部分。它与人民币与港币的兑换所形成的人民币外汇交易市场在性质上不一样，前者是人民币离岸市场的滥觞，而后者是香港外汇市场的组成部分。

不过，香港人民币离岸市场在2009年中国大陆推动国际贸易人民币跨境结算之前规模并不大。据香港金融管理局的资料，截止2008年底香港银行人民币的存款规模是561亿元，当年发行的债券规模120亿元人民币。

随着2009年中国官方开始推动人民币跨境贸易结算，跨境贸易人民币结算业务迅速扩大，为香港离岸人民币市场发展提供了极大的动力，香港的人民币业务进入了迅猛增长的阶段，因为跨境贸易结算主要是通过香港进行的。2009年，香港跨境人民币贸易结算额合计为19亿元人民币，占中国跨境人民币贸易结算总额的53%。2010年，香港跨境人民币贸易结算额合计3692亿元人民币，占中国跨境人民币贸易结算总额的比率上升至73%。2011年上半年，香港人民币贸易结算交易的金额达到8000亿元人民币，已经超过2010年全年的2倍，占全国人民币贸易结算总额的比例亦上升至80%以上，2014年全国人民币贸易结算的规模为6.55万亿，香港达到6.26万亿，香港成为人民币跨境贸易结算的主要平台。与此同时，香港的人民币存款也不断上升，2009年底香港的人民币存款上升至627亿元，2010年底则增长至3149亿元。进入2011年后，跨境人民币贸易结算和香港人民币存款规模持续快速增长（见表1）。

表1. 香港人民币资金和人民币离岸市场发展情况

| 年份   | 人民币跨境结算（亿元） | 人民币存款（亿元） <sup>2</sup> | 人民币债券发行（亿元） |
|------|-------------|------------------------|-------------|
| 2008 | -           | 561                    | 120         |
| 2009 | 19          | 627                    | 160         |

<sup>2</sup> 不包括人民币存款证。

|      |       |       |      |
|------|-------|-------|------|
| 2010 | 3692  | 3149  | 410  |
| 2011 | 19145 | 5885  | 1050 |
| 2012 | 26325 | 6030  | 1287 |
| 2013 | 38589 | 8605  | 1128 |
| 2014 | 62583 | 10036 | 1970 |

资料来源：香港金融管理局相关报告整理

与此同时，伴随着人民币贸易结算的推进，人民币离岸市场在伦敦、新加坡、法兰克福以及首尔也逐渐发展，除了人民币在海外的存款不断增加，人民币计值的债券也在多个国际金融中心发行，人民币贷款、信用证、担保以及其他人民币金融交易也不断增加，使得人民币国际化程度迅速提高，成为第五大国际交易和支付货币。正是在这样的背景下，人民币在2015年11月底被IMF接纳为特别提款权（SDR）的计值篮子货币，成为权重列为美元和欧元之后的第三大货币。

## 二、上海自贸区金融改革开放措施的解读

上海自由贸易试验区与2013年9月29日正式挂牌，自贸区金融改革开放从一开始就是上海自贸区的重要内容，由于金融改革牵一发而动全身，因此自贸区的金融改革开放试验并非由上海自贸区管委会自行决定，而是在国务院的领导下有“一行三会”具体负责规划。在上海自贸区挂牌运行后，“一行三会”陆续出台了各自在上海自贸区进行改革开放试验的具体规划和实施细则。央行出台了30条，银监会、保监会各8条，证监会5条共51条措施。这些措施涉及不同的层面，归纳起来看，主要可以分为八个方面：

第一，通过分账管理模式，开放了自贸区与海外市场的资金自由流通渠道。自贸区的企业（内资、外资）可以开立人民币和外汇自由贸易账户，该账户的资金可以自由进出自贸区与海外，但是资金从自贸区进入国内则需按跨境资金流动管理。截至2015年11月初，已有42家金融机构获准设立人民币自由贸易账户分账核算单元（其中36家中外银行，4家财务公司、2家证券公司、黄金交易所和上海清算所），已经有超过2万多家企业开立了人民币自由贸易账户。未来将有更多的金融机构和企业被允许开立自由贸易账户。2014年4月22日自贸账户还开设了外汇功能，实现了一个账户下挂可人民币和多种外汇子账户的功能，账内人民币与外汇实现了可自由兑换。

第二，放宽了自贸区企业和个人投融资的外汇兑换自由度。自贸区的企业对外投资不再需要外汇管理局事前审批。自贸区就业的个人（居民和非居民）则可以通过开立个人自由贸易账户自由投资于海外（国内）的金融资产。

第三，鼓励跨境使用人民币。区内企业使用人民币跨境结算和支付做了比区外企业相对比较宽松的规定，允许区内设立的跨国公司建立人民币双向资金池进行跨境人民币的支付。

第四，放松对融资租赁机构的各种资金使用限制。允许跨境进行租赁业务，且放松对外租赁形成的债权审批以及简化购买飞机和船舶用于租赁的货款支付手续。允许租赁企业在国际金融市场市场上融资购买租赁设备。由于这一特殊的放松措施，自贸区挂牌后新增加了很多融资租赁公司，目前在扩区后的自贸区已经有融资租赁企业 1010 多家，是中国融资租赁企业最集中的区域。

第五，在自贸区设立国际化的原油期货和黄金期货市场，允许海外的投资者直接进入该市场从事原油期货和黄金期货的投资和套期保值，迈出了期货市场国际化的第一步。

第六，进一步开放保险市场。在自贸区开放健康保险市场，允许国外保险公司从事健康保险业务。放开区内设立的保险公司进行保险产品创新的管理，允许区内保险公司的保险基金对外投资。

第七，利率市场化先行一步。利率市场化已经在全国范围内推进，贷款利率下限已经取消，因为广泛退出的各种理财产品，存款利率上限实际上也已经名存实亡。自贸区的存款利率市场化更具象征性的意义。

第八，在区内允许设立民营金融机构。其实这并非自贸区单独推进的改革措施，全国都在一定的范围之内进行试验。但是在上海自贸区的民营银行一开始就定为在为企业从事国际经济活动提供服务的民营银行，现在这家银行——瑞华银行已经在上海自贸区挂牌营业，并且通过了自由贸易账户分账核算单元的审核，加入到为企业提供自由贸易账户的金融机构行列。

上海自贸区扩区以后，中国人民银行、证监会、银监会、保监会、商务部、外管局和上海市政府共同颁发了 40 条来进一步推进上海自贸区的金融改革开放。

扩区后的金融改革开放进展主要涉及四个方面：

第一，率先实行人民币资本项目可兑换。这是“一行三会”原来 51 条的核心内容之一，40 条在这一方面进一步给予了明确和肯定。央行 30 条推进人民币资本项目可兑换的主要措施就是在自贸区的企业可以在被核准的金融机构开立 FT 账户，通过这一账户来逐步实现人民币资本项下可自由兑换。自贸区扩区后，不仅可开立自由贸易账户的范围从原来保税区的 28.78 平方公里范围扩展至 120 平方公里，而且通过监管部门的探索努力，不断拓展 FT 账户新的用途，为企业降低融资成本和发挥 FT 账户的作用。



率先实现人民币资本账户的另一个重要措施就是在自贸区试验非金融企业实现限额内可兑换。这个试验原来是在深圳前海小范围试验的一种措施，现在在上海自贸区扩大实验范围，对于一些企业进行跨国经营给予一定的额度，让企业在额度内实现人民币与外汇的自由兑换，这对于一些企业跨境调度资金提供了极大的便利，也有利于降低企业的融资成本。

第二，进一步推动跨境人民币使用。这与原来的央行 30 条鼓励跨境使用人民币，自贸区内企业可以设立双向人民币资金池一致。40 条进一步重申这一内容，并且扩大了企业可以开立双向资金池的范围，在额度使用上也做了放松的处理。

双向人民币资金池的使用同时也有配合境外人民币离岸市场的实际效果，因为通过双向资金池，在额度内海外人民币资金回流的通道被进一步打开。回流机制顺畅是一个货币国际化的基本要求，也是该货币能够具有国际竞争力的重要内容之一。

第三，金融服务业的开放。这在自贸区扩区前一行三会的 51 条中也是重要的内容，比如央行关于设立民营银行的开放，证监会关于国际期货市场的创建，保监会关于自贸区外资保险机构可以涉足健康保险业务的开放措施等。40 条的第十至第二十七条进一步规范了开放的具体措施，既有对内开放，也有对外开放，比起 51 条的措施更加具体并具有可操作性。

40 条中关于金融开放的另外一个特点是将金融机构的业务经营限制大大放松，银行、保险、证券基金的各种创新在自贸区有了更多的拓展空间。混业经营的试点也首次在自贸区的金融改革中得到了确认。另外互联网金融、科技金融、金融控股集团等新的金融形式和机构也都被孤立自贸区进行试验，监管的口子被大大放宽。这有利于上海自贸区在未来进一步推进中国金融改革和开放的实践探索，使上海自贸区成为中国真正的金融开放前沿。

第四，金融市场的开放。40 条的第二十八条至第三十四条都是关于金融市场开放的相关措施。在这 7 条措施中，既包括原来 51 条推进原油和黄金国际期货市场的内容，还包括原来没有纳入的保险交易所和其他金融资产交易平台，向海外投资者提供的航运金融以及大宗商品衍生品的交易的市场和清算等等。自贸区企业的股权全交易也成为对外开放的内容，国际投资者可以参与到自贸区企业综合金融服务中。这些开放措施将使上海自贸区成为上海国际金融中心向海外延伸的重要平台，成为人民币国际金融交易的市场核心。

上海自贸区的金融改革开放实践不仅是探索了人民币资本账户可兑换和资本账户开放，更重要的是通过上述改革开放措施的实施，直接推动了人民币国际化，也直接促进了上海国际金融中心建设，使上海国际金融中心要建设的人民币金融资产的交易中心、定价中心、清算结算中心、产品创新中心和信息发布中心功能得到了极大的提升。

上述改革措施都是为未来在更加广泛的区域内进行金融市场化和国际化的改革进行的

试验。但是，自贸区金融的改革开放与其他方面的改革措施有比较的大的差异，就是其可复制和可推广需要服从中国整体的金融改革开放步伐。金融市场牵一发会动全身，风险的传递也会很迅速，控制风险忽视不得。因此，监管部门对于金融改革开放的措施推进显得比较谨慎，自贸区的金融改革要成为人民币国际化的重要引擎，还需要“一行三会”出台更多的改革开放举措，比如让自由贸易账户的资金在境内的用途进一步扩大和自由化。

### 三、自贸区金融改革开放措施与人民币国际化的互动关系

自贸区的金融改革与人民币国际化关系最紧密的是设立了“自由贸易账户”，从而使得人民币通过这个账户与海外建立了自由流动的管道。其他与人民币国际化直接相关的改革措施是允许自贸区的国际化经营的企业设立人民币资金池，在额度之内自由跨境使用人民币，这将刺激人民币跨境的使用规模。

上海自贸区进行的金融改革开放试验对于中国的资本账户开放和人民币的自由兑换产生非常重要的影响。从金融改革开放措施的含金量来看，对自贸试验区的企业进行分账户管理，允许企业设立“自由贸易账户”，是最核心的改革措施。因为这个账户的资金可以自由进出，自由汇兑，前置的审批完全取消。这样，自贸试验区实际上通过自由贸易账户与海外金融市场实现了无缝对接，实现了资本自由流动，也实现了自由汇兑。这一改革的重大意义在于为未来中国整个金融市场和金融体系开放开辟了一个渠道和雏形，如果这一账户的用途将来再根据需要拓展至金融交易，那么中国资本账户资金自由流动和自由兑换就能立即实现。因此，分账管理模式使我们离资本账户开放和资本账户自由兑换只剩下一步之遥。

但是，我们必须看到，上海自贸试验区的金融改革开放试验只是为全国金融改革和开放进行试验和做准备，何时以及将哪些自贸区的改革开放措施推广至全国，既取决于自贸试验区的改革成功与否，也取决于中国整个金融体系市场化的转型和国际化竞争的需要。因此人民币国际化水平的大幅度提高，需要整个中国金融市场的改革和开放，而不仅仅是自贸区的改革措施。

自贸区其他方面的金融改革和开放，虽然广义上也是属于让市场在配置资源配置中发挥更重要作用的举措，不过自贸区改革先行先试的意义相对而言并不十分突出，因为有些改革措施已经在全国范围推开，比如利率市场化、民营银行的设立等。能源期货和黄金期货交易在自贸区设立并且国际化，虽然其推广价值则很小，因为期货市场的设立数量不可能很多，但是它对于中国金融市场的对外开放具有很重要的象征意义，代表了中国期货市场的国际化

进程，而这也对人民币国际化有极大的促进作用。对租赁公司的放松管制措施在也天津滨海和其他地区实验，企业走出去取消前置的外汇审批与国家鼓励企业“走出去”的总战略相呼应，在其他地区也正在有条件的试行。给予跨国企业设立人民币资金池的改革实际上已经在此前有过实验，其他地区的跨国公司也可以申请建立人民币资金池，在央行积极推动人民币跨境交易的大背景下，这一改革会在重点城市很快推广。其他的改革措施，比如开放健康保险市场、允许保险公司不申请 QDII 就可以到海外投资等相对而言，都比较容易在更大范围推广。因此，上海自贸区的金融改革开放措施有些会直接推动人民币国际化，而有些则通过改革措施在全国的复制间接推动人民币国际化，从这个意义上看上海自由贸易试验区对人民币国际化具有重要的意义。

不过人民币国际化与自贸区的金融改革之间实际上是互动关系，自贸区金融改革开放措施对于推进人民币国际化有促进作用，但是不是人民币国际化全部内容。自贸区的企业可以设立人民币资金池进行双向支付，如果是贸易项下的支付，则与国内其他地区进出口商用人民币结算支付是同样的，没有任何特殊的待遇。如果是用于非贸易金融性交易，比如偿付债务、投资、购买国内的金融资产等，自贸区的企业享有更大的自由度，但是这个自由度也是有限额的。目前，海外进出口商在贸易项下获得的人民币资金已经被允许可以投资于我国银行间市场交易的产品，也即债券和短期融资券等产品，自贸区企业能够在人民币交易中获得的额外的空间也是有限的。

但是我们已经提到，自贸区企业开立人民币自由贸易账户后，该账户的资金流动已经自由化，这就使得自由贸易区与海外的人民币离岸市场有了直接连接，客观上会使自贸区成为一个独特的境内的人民币离岸市场。从一定意义上而言，这个市场将成为联通离岸和在岸市场的重要枢纽和通道。但是，这需要在岸市场也进行相应的改革和开放来配合。如果没有在岸市场的改革措施相配套，比如仍旧实行相对比较严格的管制，自贸区人民币离岸市场与国内在岸市场很难直接衔接。这样，自贸区目前的金融改革的开放措施在推动人民币国际化的进程中所发挥的作用也就有限，人民币国际化要取得重大的进展还需要在自贸区改革开放的基础上与国内的金融改革开放互动地向前推进。总体看，上海自贸区金融改革开放措施促进了上海的人民币跨境业务快速发展，上海人民币跨境业务的数量在全国人民币跨境业务中的比重急剧上升。自贸区成立后的一年内，即从 2013 年 9 月底至 2014 年 9 月底，上海人民币跨境业务量增长了 104%，2015 年前八个月上海跨境人民币结算业务超过 2 万亿人民币，同比增长了 78.9%。

#### 四、人民币回流、离岸市场的发展与上海自贸区金融开放互动

##### （一）人民币回流与人民币国际化的关系

这个问题有很对学者都讨论过,但是对于跨境人民币交易和人民币国际化的意义都没有将其核心的问题分析清楚。回流机制顺畅是一个货币国际化的基本要求,也是该货币能够具有国际竞争力的重要内容之一(顺便说一句,另外一个重要竞争力就是货币价值稳定),因为它决定了一种货币的交易成本和持有该货币的潜在收益。但是顺畅的回流机制对于该货币的发行当局货币政策的操作带来潜在的不确定性和冲击。因此,人民币回流机制不是简单的技术问题,他与中国金融体制改革和开放整体的进展相关,也在一定程度上决定着人民币国际化的水平。这是从这个意义上看,上海自贸区金融改革开放构建了一个特殊的人民币回流渠道,既可以推动人民币国际化,又能够防范完全没有限制的回流可能产生的影响。

当前中国在人民币回流的渠道主要是出口、直接投资、国内企业和政府机构到海外发行人民币债券、海外贸易商获得的贸易项下的人民币对国内银行间金融市场产品的投资以及 RQFII 渠道。由于中国的金融市场没有完全开放,海外人民币持有者无法自由将人民币资金投资到国内的金融资产上,因此人民币回流的渠道不能说很顺畅。这在一定程度上会对于人民币离岸市场的发展产生不利的影响。为了让人民币回流机制更加健全,我国监管部门在保证不让外资金无需冲击国内市场的同时,不断拓展人民币回流的渠道,放松了国内企业到海外人民币离岸市场上发行债券的管理,同时鼓励海外政府发行人民币债券,将筹措的人民币资金投资于中国政府的国债。这不仅有利于人民币资金的回流,还提高了人民币作为国际储备货币的地位。人民币合格海外机构投资者(RQFII)是为了配合人民币国际化和人民币资金回流的一个新渠道,海外机构投资者获得这一资格和相应的额度后可以将海外筹措到的人民币资金投资到境内的人民币资产(包括A股市场)上。

就当前看,人民币的回流主渠道仍然是出口。在2011年之前,人民币贸易结算中大约有80%是进口人民币结算,只有20%左右的出口使用人民币结算。但是近几年,这一比例已经变成1.4:1,即60%左右是进口结算,40%是出口人民币结算。<sup>3</sup>以2013年人民币结算总额4.63万亿元的40%计算,大约1.85万亿元通过出口回流到了国内,净流出为9300亿人民币。2014年支出的人民币3.83亿人民币,实收2.73亿人民币,净流出1.1万亿人民币。

第二大回流渠道是海外贸易商通过贸易获得人民币对国内银行间债券市场的投资,这部分资金的规模目前没有统计,承担人民币贸易结算等行业银行应该有相应的数据。不过据估

<sup>3</sup> 参阅 <http://www.zhicheng.com/html/archive/140/201207/2643128.html>

计，自 2009 年我国政府开始推动人民币贸易结算到 2014 年底，累计的人民币结算额已经超过 16 万亿元人民币，加上 2015 年上半年的贸易结算额 3.27 万亿元，2009 年以来累计人民币结算额已经达到 20 万亿元人民币。如果按照估计的 20% 尚未能够通过出口收回人民币回流到国内，那么就大约有 4 万亿元人民币沉淀在海外离岸人民币市场上。如果其中有 30%-40% 被投资到了国内银行间债券市场上，那么其规模就大约是 1.2 万亿至 1.6 万亿人民币。根据中国人民银行公布的数据，海外非居民持有的人民币金融资产截止 2015 年 4 月末大约为 4.4 万亿。这与我们的估算的结果差不多，即除掉截止 2015 年 6 月底的 QFII 额度 3909 亿人民币，海外非居民拥有的人民币资产可以认为都是通过人民币结算流出的人民币最终对中国形成的人民币资产，规模约为 4 万亿。回流的人民币究竟是以哪种形式持有，结构如何，由于缺乏细化的统计，很难估算，但是根据央行 2015 年人民币国际化的报告，海外非居民持有的人民币资产中，债券为 7352 亿和贷款为 8739 亿，股票 6444 亿，存款 2.15 万亿；非居民拥有的 QFII 额度 3909 以及 RQFII 额度 9700 亿的规模，通过银行间市场回流的资金约为 1.5 万亿。万亿的估算是基本准确的。而其余的资金则通过在海外银行的存款，最终都成了对中国国内银行的同业存款。

第三大回流渠道是人民币债券的发行，无论是国内政府机构、银行还是企业到海外发行人民币债券还是国外政府机构发行的人民币债券，所获得人民币都会被用于投资国内的资产，回流至国内。2011 年以后，海外发行的人民币债券每年都超过 1000 亿元人民币，2013 年达到 3760 亿人民币，2014 年前三个季度，海外发行的人民币债券创下 4510 亿元人民币新纪录。根据人民币银行公布的资料，截止 2014 年底，境外机构在海外人民币离岸市场上发行的人民币债券余额为 5304.8 亿人民币。

上海自由贸易试验区的金融改革开放措施，对人民币回流至自由贸易试验区给予了放开的特殊待遇。通过自贸区企业开立的自由贸易账户，离岸市场的人民币可以自由回流至上海自由贸易试验区。这一改革开放措施，对于海外离岸人民币市场的发展提供了新的利好动力。自贸区扩区后的《40》条第九条“拓宽境外人民币投资回流渠道。创新面向国际的人民币金融产品，扩大境外人民币境内投资金融产品的范围，促进人民币资金跨境双向流动”就是试图通过上海自贸区金融改革开放构建一个特殊的人民币回流渠道，既可以推动人民币国际化，又能够防范完全没有限制的回流可能产生的影响，对于人民币国际化产生了积极的促进作用。

但是自贸区的开放措施并不意味着海外人民币资金可以完全自由不受限制地回流至国内在岸市场，在岸市场与离岸市场还是有一定的隔离，海外人民币资金回流至在岸市场上仍

然需要有实体经济活动作为基础,纯粹金融性的资金流动仍然需要受到跨境资本流动管理措施的限制。这对于国内金融市场而言是一种保护,而对于海外人民币离岸市场的发展综合影响也是积极的,因为它令离岸市场与国内市场既有联系,又有一定的隔离,使离岸市场所具有的比国内在岸市场更加自由化、更加市场化化的特点得以保留,与其他货币自由兑换的特点得以保留,这是离岸市场的活力所在。

## (二) 人民币国内外定价差异、套利及自贸区的金融改革开放

人民币离岸市场只要存在,只要离岸市场的运行机制与国内市场存在差距,离岸市场人民币产品的价格就一定会与国内有差异。在当前,这种差异主要表现为海外人民币资金成本低,导致资金流向国内的套利动机比较强。只要这种套利的资金流动规模不是很大,并且能够在监督之下,就不会酿成大的风险。也正是基于这样的原因,上海自由贸易区的金融改革和对外开放措施为境内外人民币资金流动开辟一个特殊的区域和桥梁。随着国内金融体制改革和金融市场开放不断推进,尤其是中国金融结构性的失衡问题逐渐改善后,境内外人民币资金的成本将逐渐一致,金融产品的差价也会逐渐缩小。

但是只要中国内地的金融体制改革没有完成,资本账户仍然有管理措施,人民币没有实现完全的自由兑换,海外人民币定价与内地人民币定价的差异就不会消失。套利活动也就会在一定程度上客观存在,而反过来套利活动本身也在不断地缩小海内外人民币定价的差异。在一定程度上,套利也是离岸市场发展的动力之一。

从监管者的角度看,控制套利活动,避免套利活动对境内金融市场的冲击,不让套利扰乱境内市场的秩序是抑制离岸人民币市场负面作用最主要的内容。但是如前所述,如果离岸市场与在岸市场完全隔离,离岸市场的发展也会受到抑制。因此,金融监管与推进人民币国际化需要相互协调和配合,而这个任务也可以通过在自由贸易区的改革开放措施来解决。自贸区可以成为连接海外人民币离岸市场、促进海外离岸市场发展,同时又能够避免大规模套利活动的一种过渡。通过能够监测有监管的自由贸易账户的管道,海外人民币可以自由地回流到自由贸易区市场,但是同时有有一定的限制,不是套汇和套利对国内市场形成重大冲击,引发市场动荡和对货币金融政策的效率造成损害。

金融机构,尤其是商业银行参与海内两个市场人民币交易主体,从他们本身的利益和业务开拓看,他们是两个市场开展业务的主要套利者。如果商业银行利用自己的中介和交易主体地位在监管规则允许的范围内从事连个市场的套利活动,应该没有多大的负面影响。比如,通过在离岸市场发行人民币债券将筹措的资金调回境内使用,就是合法的套利交

易之一。但是如果在没有实体经济活动作为基础的情况下，通过银行间的拆借，将海外人民币资金调入境内，并且没有分账、不报告监管机构，这就会对境内市场造成冲击。因此，现在自由贸易区内试验自由贸易分账核算单元，既给了商业银行在现有的法规允许范围之内开展离岸市场和在内市场上人民币业务的机会，又通过严格的自由贸易账户体系隔离这些资金对规模流进流出可能对在岸市场金融秩序的冲击。当然，未来自由贸易区的金融改革开放在中国整个金融市场开放程度达到比较的程度后，这种隔离离岸市场风险的作用将会让位给监管机构统一的宏观审慎监管。

# 后发优势、增长要素与中国经济增长潜力<sup>1</sup>

陈启清<sup>2</sup>

【摘要】2013年，中央提出“经济新常态”后，中高速增长逐渐被社会各界广泛接受。但近来随着经济下行压力加大，增速跌破7%，经济增长焦虑症加剧，悲观情绪蔓延，“中国增长极限论”“中国经济增长长期停滞”等论调也应运而生。由于国内外各种条件的变化，我国再继续保持过去接近10%的高增长已不现实，但是中国经济有足够潜力支持在未来10-15年内保持中高速增长。

【关键词】后发优势 要素禀赋 中国经济

2013年中央提出“经济新常态”后，中高速增长逐渐被社会各界广泛接受。但近来随着经济下行压力加大，增速跌破7%，经济增长焦虑症加剧，悲观情绪蔓延，很多人在担忧中国经济能否顺利从高速增长切换到中高速增长，中高速增长到底能否实现？“中国增长极限论”、“中国经济增长长期停滞”等观点也在应运而生，认为中国经济增长已经走到极限，将无可避免陷入长期低增长。我们认为，由于国内外各种条件的变化，我国再继续保持过去接近10%的高增长已不现实。但是不保持高增长并不意味着不增长或低增长，中国经济有足够潜力支持未来10-15年内保持中高速增长。

## 一、后发优势决定中国经济潜力巨大

人类经济发展史上有一个屡屡出现的现象，那就是后发国家追赶先进国家，一段时间内经济快速增长，甚至一段时间后赶超先进国家成为领先型国家。18世纪的英国、19世纪的美国以及二战后的日本、德国、韩国、新加坡都是典型的例子，1978年改革开放以后中国也加入了追赶型增长的行列，实现了30多年年均9.8的高增长。后发国家实现高增长的奥秘一直是经济学界研究的一个问题，后发优势是其中的一种解释，并且获得了越来越多的实证研究结果的支持。后发优势论是经济史学家 Gerchenkron（1962）在总结德国、意大利等国经济追赶成功经验的基础上提出来的，后发优势是与其经济的相对落后性共生的，是来自

<sup>1</sup> 本文系中国人民大学国际货币研究所工作论文，编号 IMI Working Papers No.1610

<sup>2</sup> 陈启清，中国人民大学国际货币研究所特约研究员、中央党校经济学部宏观室主任



于落后本身的优势。<sup>3</sup>后发优势的核心是技术差距，技术落后的国家可以通过学习先进国家的前沿技术来获得更高的增长。一个国家越是落后，其从先进国家学习并获得技术外溢的效应越大，发展可能就越快。Nel-son（1966）等人证明，后发国家技术水平的提高同它与技术前沿国的技术差距呈线性正比，并进一步指出，后发国技术进步速度虽然常常高于先发国，但在逐渐接近时又会慢下来，从而保持着一个“均衡技术差距”。也就是说，后发国家在发展过程中会向先进国家收敛，一开始由于双方差距很大，收敛的速度也很快，随着双方差距缩小，后发国家追赶速度变慢，收敛速度也变慢。这也就是所谓的“收敛假说”。

林毅夫认为发展中国家收入水平、技术发展水平、产业结构水平与发达国家有差距，可以利用这些差距，通过技术引进的方式来加速技术变迁，从而使经济发展的更快。<sup>4</sup>林毅夫通过研究认为中国的后发优势还很明显，在现有基础上还可以持续 20 年的高增长。<sup>5</sup>

后发优势的核心是技术差距，但技术差距很难用数字来描述，因此经济学家在衡量后发优势时选择了人均收入水平来替代。人均收入水平反映了人均劳动生产率水平，劳动生产率在很大程度上是由技术决定的。基于此，我们可以通过人均收入水平的比较来判断一个国家的后发优势。出于数据的可获得性和比较需要，我们选择了麦迪森项目统计的人均 GDP 数据。<sup>6</sup>我们以美国作为先进国家，1906 年美国人均 GDP 超过英国，在全球仅次于瑞士等小型国家，此后美国的人均 GDP 一直处于世界领先地位，其技术水平之领先也是众所周知。我们选择了两类后发国家：一是德国和日本，二战前他们已经跻身世界发达国家行列，由于受二战的打击，迅速跌落，二战结束后在和平环境中又高速增长，成为当前全球重要的经济体。它们都是大国经济体，在发展中也都采取了出口导向型战略，这两点和中国很类似。二是新加坡和韩国，这也是二战后利用后发优势实现追赶型增长的典型，它们对中国的借鉴意义在于区域共同，文化类似。

二战后日本经济的真正恢复始于 20 世纪 50 年代，在美国道奇计划的援助下，日本经济从战后的恶性通货膨胀中走出，走上了高速增长通道。1955 年日本 GDP 增长 6.2%，随后的 1956-1973 年间日本经济年均增长 9.2%。1950 年日本经济恢复增长时其人均 GDP 是美国的 20.09%，随后一路追赶，1970 年其人均 GDP 与美国人均 GDP 之比突破 60%，高达 64.63%，

<sup>3</sup> Gerschenkron A., *Economic Backwardness in Historical Perspective*, Cambridge, Harvard University Press, 1962

<sup>4</sup> 林毅夫：《后发优势与后发劣势——与杨小凯教授商榷》，《经济学（季刊）》，2003 年 7 月第 2 卷第 4 期。

<sup>5</sup> 林毅夫：《为什么我说中国经济 8% 增速能维持 20 年》，  
<http://finance.sina.com.cn/zl/china/20141025/235420642047.shtml>

<sup>6</sup> The Maddison-Project, <http://www.ggdcc.net/maddison/maddison-project/home.htm>, 2013 version。这里的人均 GDP 以 1990 年国际 GK 美元不变价格来计算。

此后，人均 GDP 结束了此前的高速追赶，到 1979 年才突破 70%。就增长速度而言，1970 代以后 GDP 增速也开始从高位滑落，1974 年其增长中枢从前期的 10% 下滑到了 5% 左右。

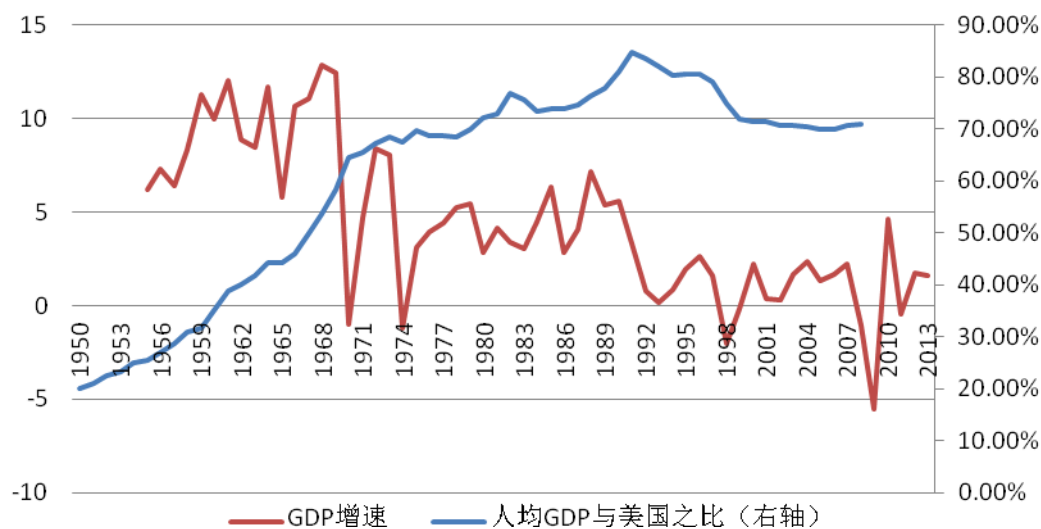


图1 日本 GDP 增速与人均 GDP 变动

数据来源：人均 GDP 数据来自 The Maddison-Project，GDP 增速来自世界银行 WDI 数据库，1961 年以前的数据根据日本统计局有关数据计算而得。

德国二战后的高增长始于 1950 年，1951 年 GDP 增长 9.7%，此时德国人均 GDP 已经高达美国的 40.59%。1955 年德国 GDP 增速创下 12.1% 的战后高点，随后开始回落，1958 年回落到 4.5%，当年德国人均 GDP 为美国的 63.37%。在整个 60 年代，德国的人均 GDP 基本维持在美国的 68% 左右，此一时期德国 GDP 增速已经从 50 年代的 8.2% 回落到 4.4%。1970 年德国人均 GDP 占美国之比突破 70%，整个 70 年代这一比例保持微弱上升，追赶速度迅速下滑，其年均 GDP 增速也下滑到 2.9%，基本结束了追赶型增长。20 世纪 80 年代开始其人均 GDP 与美国之比开始回落。

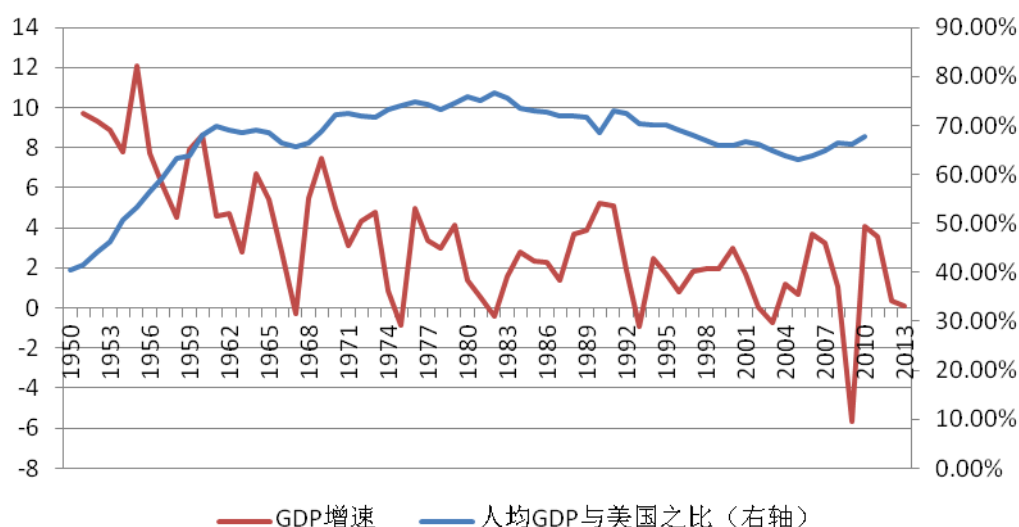


图2 德国 GDP 增速与人均 GDP 变动

数据来源：人均 GDP 数据来自 The Maddison-Project，GDP 增速来自世界银行 WDI 数据库，1961 年以前的 GDP 增速来自 Federal Statistical Office

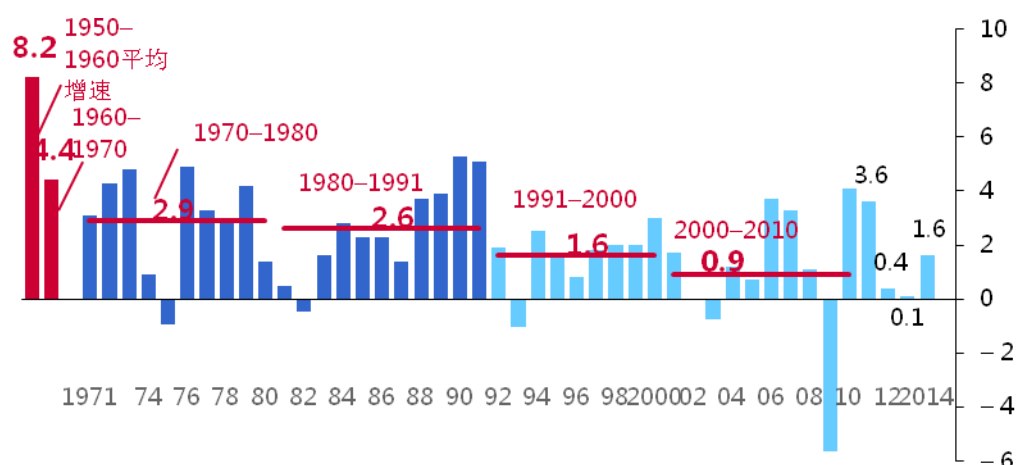


图3 德国不同时期经济平均增速 (%)

数据来源：Federal Statistical Office

韩国 1950 年的人均 GDP 仅是美国的 8.93%，随后开始缓慢增长，1953-1965 年间基本都在 10-11% 的区间徘徊，这一时期经济增速也相对缓慢。1966 年其人均 GDP 突破美国的 11%，启动了高速追赶周期。1966 年其经济增速也从上年的 5.19% 增加到 12.7%，随后其人均 GDP 一路追赶，保持持续上升态势，直到 1998 年由于受东南亚金融危机影响，其人均 GDP 占美国之比出现了短期下降，此时其人均 GDP 已经高达美国的 51.78%。金融危机结束后，韩国的 GDP 增速也再下一个平台，此时韩国人均 GDP 占美国之比已经突破了 60%。

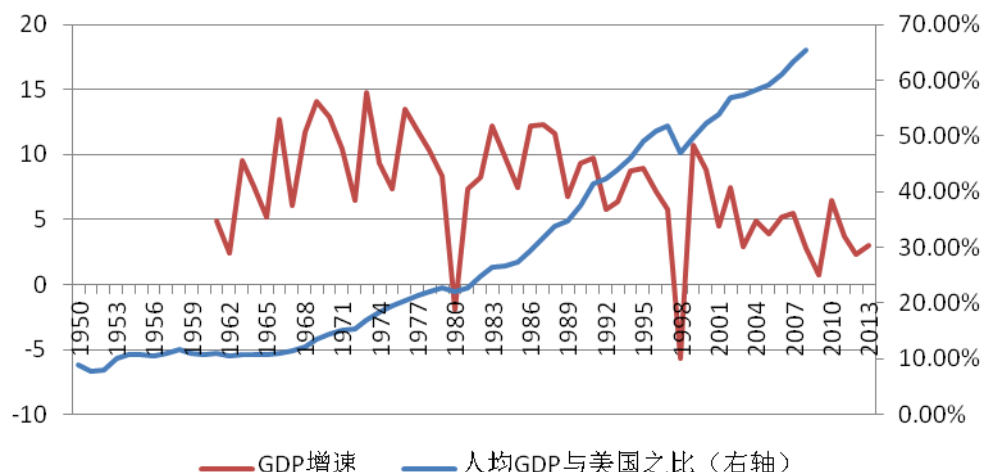


图4 韩国 GDP 增速与人均 GDP 变动

数据来源：人均 GDP 数据来自 The Maddison-Project，GDP 增速来自世界银行 WDI 数据库

1950 年新加坡人均 GDP 为美国的 23.21%，在整个 50 年代和 60 年代前期这一比例没有明显变化，甚至还有所下降，这说明当时新加坡并没有发挥后发优势展开追赶型增长。1966 年新加坡 GDP 增速突破 10%，高达 10.87%，此后其经济连续 8 年保持在 10% 以上的增长速度，其人均 GDP 占美国之比也从 1966 年的 20.46% 迅速上升，1984 年这一比例在创下 54.36% 的历史新高后开始回落，回落三年后又开始增长，其 GDP 增速也在 1987 年重新出现了 10% 以上的增速。新加坡的追赶型增长的起点是其人均 GDP 在美国 20% 左右时，其后一路追赶增长，其增速并没有明显的中枢转换。

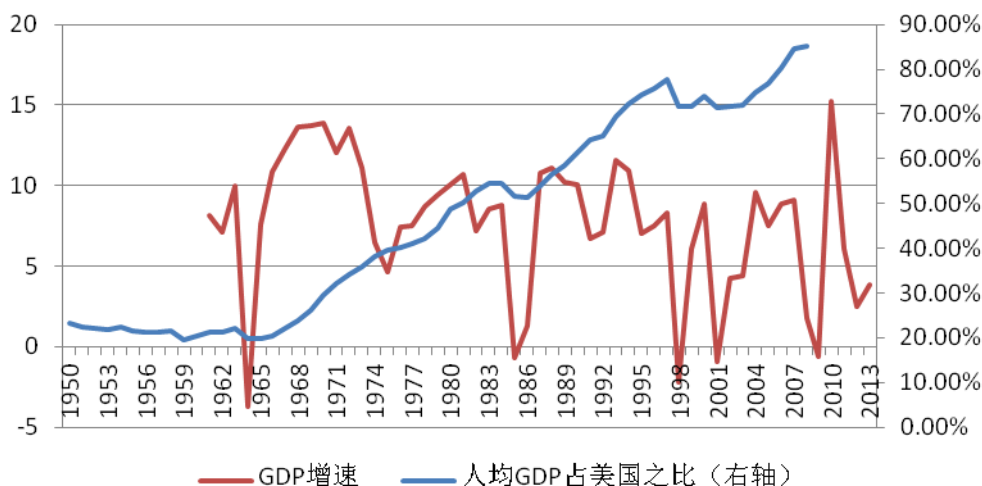


图5 新加坡 GDP 增速与人均 GDP 变动

数据来源：人均 GDP 数据来自 The Maddison-Project，GDP 增速来自世界银行 WDI 数据库

1949 年新中国成立后到 1978 年改革开放，我国经济实现了较快增长，但由于人口增速

也很快，人均 GDP 与美国之比长期稳定在 5%左右的水平，并没有出现对美国的快速赶超。1978 年我国人均 GDP 为美国的 5.32%，此后这一比例开始保持连续上升态势，到 2010 年已经高达 26.43%。这一时期，我国 GDP 也保持了高速增长，年均增速达到 9.8%。这个追赶过程和上述两组国家的发展历程有相似性。

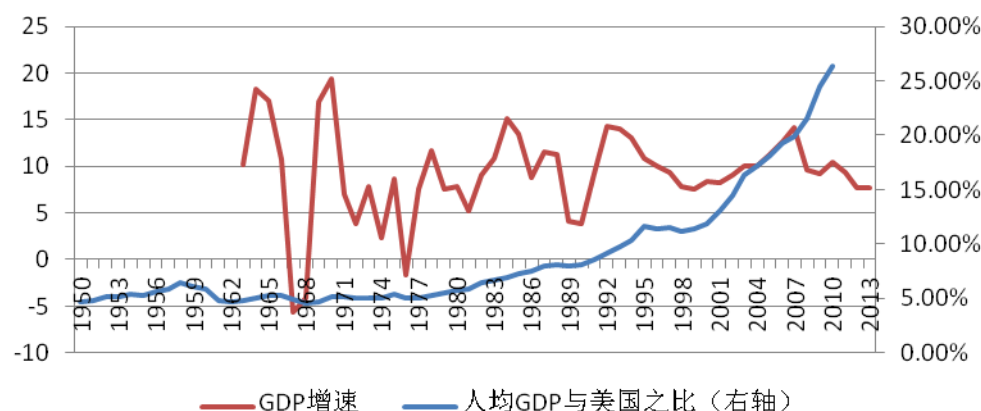


图 6 中国 GDP 增速与人均 GDP 变动

数据来源：人均 GDP 数据来自 The Maddison-Project，GDP 增速来自世界银行 WDI 数据库

通过以上国家的数据分析，我们可以得出几个结论：

第一，后发优势在落后国家是存在的。上述国家在人均 GDP 远落后于美国的情况下均出现了经济的高速增长，其人均 GDP 快速追赶美国，这一过程与后发优势论的描述大体一致。

第二，各国启动高增长追赶周期时人均 GDP 与美国的差距水平各异。日本、德国、韩国、新加坡、中国分别在人均 GDP 为美国的 20%、40%、11%、20%、5%时出现了高速增长。而各国在追赶型增长时期的表现也基本上吻合越落后赶超越快的假设。

第三，随着人均 GDP 日益靠近美国，经济增速也有所回落。德国、日本、韩国均在人均 GDP 为美国的 63-64%左右结束了高增长的追赶。新加坡则在人均 GDP 为美国的 54%左右时出现了增长速度的短期下滑。这倒也符合经济学家提出的“收敛假说”，即随着一个经济体的人均收入水平不断接近先进国家，该经济体的增长速度必然会在某个时间段开始下降。到底接近到什么程度？Barry Eichengreen, Donghyun Park 和 Kwanho Shin（2011）曾用 40 个经济体的数据进行了研究，他们发现，样本经济体 GDP 减速发生的最大概率出现在人均收入是美国的大约 60%（按 2005 年的国际价格计算）的时候，而且之后 GDP 增长率平均下降不超过 2 个百分点。

就中国而言，2010 年人均 GDP 为美国的 26.34%，与日本、新加坡追赶型高增长周期的起点差不多，在这一水平上，日本实现了从 1956-1973 年间持续 14 年的 9.2%的年均增速，

新加坡实现了从 1969-2007 年 28 年间年均 10.67% 的高增长，韩国实现了 1983-2000 年 17 年间年均 8.14% 的高增长。从以上国家的经验看，我们认为中国经济在当前水平上保持 10-15 年左右的中高速增长并非难事。

我们再换一个角度测算，以 2010 年中国人均 GDP 为美国的 26% 作为起点，如果我们接受各国发展中出现的人均 GDP 为美国 60% 为经济增长减速门槛的话，中国达到这一减速门槛还有多少年。假设中国人均 GDP 保持 7% 的年均增速，美国保持 3% 的年均增速，在不考虑人民币汇率变化的情况下，从 2010 年算起需要 21 年中国人均 GDP 才能达到美国的 60%。这意味着中国还可以保持 21 年的远超美国增速的中高速增长。

表 1 中国不同情境下达到减速门槛所需年份

| 中国增速 | 美国增速 | 2010 年人均 GDP 与美国之比 | 目标比例 | 实现目标所需年份 |
|------|------|--------------------|------|----------|
| 7%   | 3%   | 26%                | 60%  | 21       |
|      |      |                    | 50%  | 16       |
| 7%   | 2%   | 26%                | 60%  | 17       |
|      |      |                    | 50%  | 13       |

注：实现目标所需年份进行了整数处理。

以上我们从后发优势理论出发，根据二战后后发国家赶超增长的事实推演了未来中国持续高增长的前景。从后发优势的理论出发，一国经济越是落后，其经济增长速度越高。但反观现实，我们发现今天有大量落后国家陷于低增长的泥潭，有部分发展中国家不仅没有赶超发达国家，反而在不断拉大和发达国家的差距。也就是说，落后只有发展的潜力，但并不意味着一定能够发展。对中国而言，由于中国经济相对于先进国家——美国而言还处于非常落后的水平，其未来经济增长仍然可以保持较高的增长速度。但是这种增长潜力能否成为增长现实，还要看其他条件的配合。阿伯拉莫维茨指出，其所提出的追赶假说仅仅是一种假说，把握这一假说的关键在于“潜在”与“现实”的区别，这一假说下的经济增长是潜在的而不是现实的，只有在一定的限制下才能成立。<sup>7</sup>经济学家们提出了包括技术、教育水平、制度质量、国际环境等因素在内的一系列条件。我们在接下来会分析其中的一些条件，这些条件表明中国未来的经济增长不仅是潜在的，而且是现实的。

## 二、要素角度看经济增长潜力

根据经典的柯布-道格拉斯增长函数：

<sup>7</sup> Abramovitz M., Thinking about Growth, Cambridge University Press, 1989.

$Y = AL^{\beta}K^{\alpha}$  (其中,  $Y$  是总产出,  $L$  是劳动投入,  $K$  是资本投入,  $A$  是现有综合技术水平下的生产率), 产出的增长主要取决于劳动力、资本的增速和生产率的提升。因此, 我们可以从劳动力、资本和生产率提升的前景来分析经济增长的潜力。

国内已经有众多学者通过多种计量方法研究了资本、劳动力和生产率对经济增长的贡献, 也通过生产函数法估算资本存量、劳动力等变量对未来的潜在增长率进行了测算。在此, 我们不打算重复这些研究。我们换个角度, 从资本、劳动力、生产率未来的潜在可能来分析经济增长潜力。

### (一) 劳动力

经济学家认为人口红利是支持改革开放以来中国经济高速增长的重要原因, 前面已经指出近几年由于劳动年龄人口减少和老龄人口增多, 人口红利在减弱, 经济高速增长的基础也受到威胁。这是一个不争的事实。但人口红利减弱并不意味着我们未来没有人口红利了, 劳动力仍然能够支持经济保持中高速增长。

我们认为, 人口红利不能一概而论, 人口红利可以分为数量红利和质量红利。从纵向看, 人口数量红利确实在减弱, 但并非没有潜力可挖, 而且从横向国际比较看, 我国人口数量优势仍然存在。人口质量红利则远远还没有发挥出来。

#### 1、人口数量红利

我们之所以认为人口数量红利没有消失, 主要原因在两方面: 一是从国际比较看, 我国人口总量仍然具有优势, 未来很长时间内无可替代。下表列示了世界上劳动力总量超过 1 亿的国家 and 经济体, 截止 2013 年, 中国劳动力总量仍然保持净增加的势头, 劳动力总量达 7.93 亿人, 比第二位印度多出 3.12 亿人, 优势明显。从占比来看, 中国劳动力总量占世界的比例有所下降, 但 2013 年仍然高达 23.93%。目前世界上没有一个经济体能够替代中国的劳动力优势, 更不用说中国还拥有世界上最勤劳最有纪律的劳动力。

表 2 劳动力人口规模

单位: 人

|       | 2000       | 2005       | 2010       | 2011       | 2012       | 2013       |
|-------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|
| 中国    | 724325746  | 758612921  | 774172295  | 782422530  | 787632272  | 793307655  |
| 印度    | 405190192  | 464498005  | 466390538  | 469805046  | 472125599  | 481235954  |
| 欧盟    | 228607000  | 236541600  | 244117281  | 244799439  | 245609774  | 246088235  |
| 美国    | 147134193  | 152676462  | 157464257  | 157635584  | 158786582  | 159144632  |
| 印度尼西亚 | 97648031   | 106377062  | 114503985  | 116379606  | 118378606  | 120289413  |
| 巴西    | 83788912   | 94648118   | 101813317  | 103193816  | 104745358  | 106169639  |
| 世界    | 2766393750 | 3011559024 | 3184092798 | 3226462921 | 3267764205 | 3314852272 |
| 中国占比  | 26.18%     | 25.19%     | 24.31%     | 24.25%     | 24.10%     | 23.93%     |

数据来源：世界银行：World Development Indicators。

未来在劳动力总量上可能超越中国的只有印度，根据联合国人口司的预测，未来 15 年内印度在劳动力总量还无法超越中国。15-64 岁人口是劳动力的主要来源，如下表所示，联合国按照几种可能的情景对未来 15-64 岁总人口进行了测算，我们在表中给出了测算的最低值和最高值。从中可以看出，2025 年前中国相比印度仍然能在总量上保持微弱优势，到 2030 年两国基本相当，2035 年印度将以微弱优势超过中国。但在 20 年后相信中国经济已经不用依赖劳动力总量来建立竞争优势了。

表 3 中国和印度 15-64 岁人口预测

单位：千人

|    |     | 2020    | 2025    | 2030    | 2035    |
|----|-----|---------|---------|---------|---------|
| 中国 | 上位数 | 1006573 | 1006097 | 1017738 | 1006826 |
|    | 下位数 | 999625  | 994616  | 976121  | 936281  |
| 印度 | 上位数 | 911377  | 963414  | 1012429 | 1073928 |
|    | 下位数 | 903734  | 950227  | 989621  | 1009937 |

数据来源：United Nations Population Division, World Population Prospects: The 2012 Revision

二是我国劳动力总量的结构分布仍然有较大的调整空间。改革开放初期，我国绝大多数劳动力在从事第一产业，劳动效率较低。随着改革开放推进，劳动力逐渐从第一产业转移到劳动效率相对较高的第二、第三产业，第二、第三产业就业比重上升。劳动力产业分布结构的调整提升了总体的劳动生产率，推动劳动生产率保持较高增长，进而贡献了经济增长。1978 年，第一产业就业人员为 28318 万人，占总就业人员比例高达 70.53%，此后由于人口增加，第一产业就业人员总量也有所增加，到 1991 年最高增加到 39098.1 万人。1992 年开始第一产业就业人员总量持续下降，2014 年，我国第一产业就业人员 22790 万人，占比下降到 29.5%。近些年我国出现了结构性劳动力供不应求的现象，大部分经济学家也认为刘易斯拐点已经在我国出现，劳动力大规模的继续转移难以持续。我们认为刘易斯拐点在中国已经出现，但是劳动力的转移并没有到达极限，劳动力产业分布结构仍然有调整空间。从国际比较看，我国农业就业人员比重虽然持续下降，但仍远高于发达国家，也高于其他金砖国家。2011 年，我国农业就业人员比重为 34.8%，比巴西高 19.5 个百分点，比日本和美国高 31.1 和 33.2 个百分点。第一产业劳动力仍然有向第二、第三产业转移的空间。当然，这种转移可能会让人担心粮食安全，但是如果我们能够把中国的农业生产率提升到发达国家水平的话，劳动力减少并不意味着农业产出会减少。根据世界银行的数据，2010 年日本、韩国、美国农业劳动生产率分别是我国的 7.1 倍、8.1 倍和 20.9 倍，这意味着如果我们的农业劳动生产率能够提高到日本的水准，我国农业劳动力可以减少 6/7，可以继续对外转移 19354 万人。即使考



考虑到我国的特殊情况，如果把农业劳动生产率在目前基础上提高 2 倍，也可以减少 1.1 亿劳动力。农业劳动力对外转移空间仍然很大。如果这部分劳动力能够转移进入第二、第三产业，这对我继续维持制造业的国际竞争力将大有助益，同时劳动力从低生产率部门向高生产率部门转移也将进一步促进经济增长。

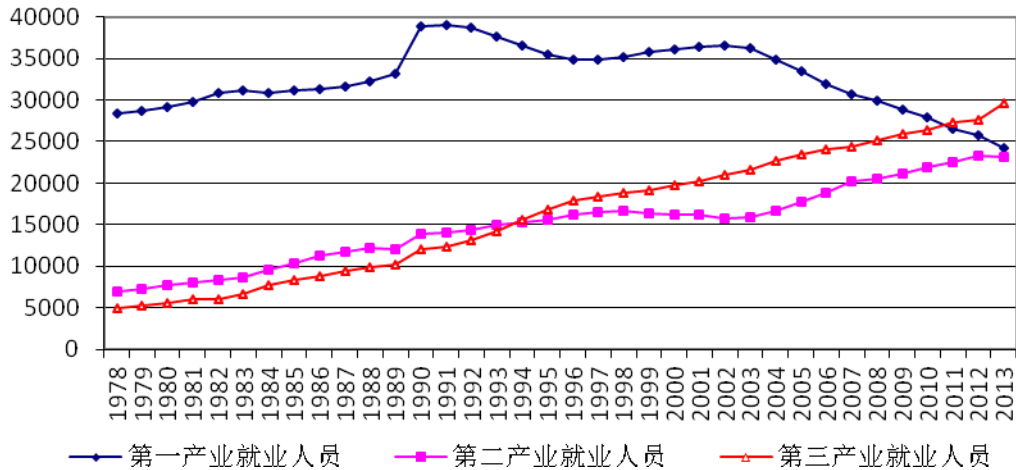


图 7 我国按三次产业分就业人员数

数据来源：国家统计局

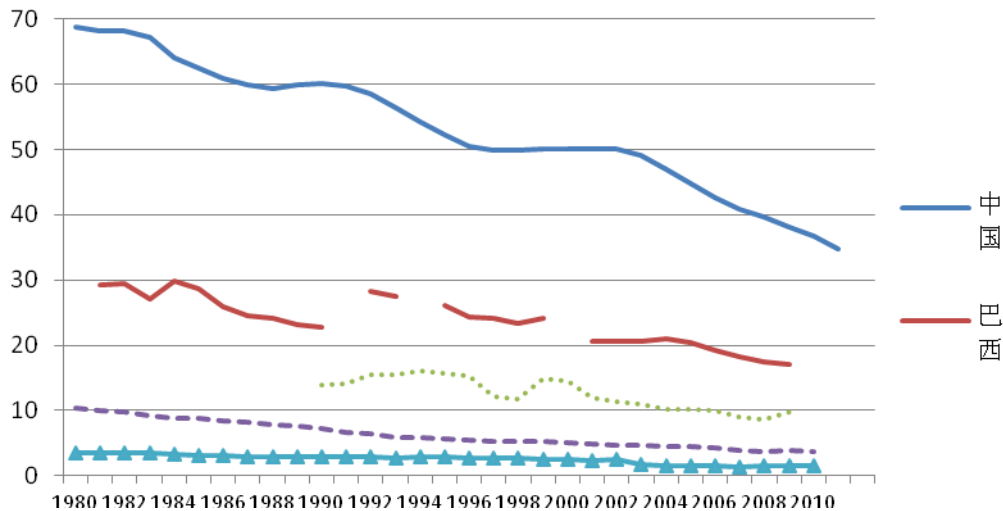


图 8 农业就业人员比重 (%)

数据来源：世界银行：World Development Indicators。

## 2、人口质量红利

所谓人口质量红利是随着人口质量提升，高素质的人口将因其知识、技术、经验等积累推动全要素生产率提升，从而推动经济增长。如果说人口数量红利给经济带来的是外延式扩张，那么人口质量红利给经济带来的将是内涵式增长；人口数量红利推动了中国经济规模速度型粗放增长，人口质量红利将推动中国经济质量效率型集约增长。人口数量红利因其巨

大人口规模和年轻的人口结构贡献了低成本、高储蓄、高投资，实现了经济要素驱动和投资驱动型高增长，人口质量红利则可能因人口的知识、技术、经验而实现创新驱动型增长。如果人口数量红利主要从规模和年龄结构来衡量，那么人口质量红利则可以从其教育程度、技术水平等角度去衡量。也正是从这些角度看，我们认为中国正在进入人口质量红利周期。

第一，研发人员总量迅速增加，跃居世界第一。根据科技部的统计，2007年我国研发人员为173.6万人年<sup>8</sup>，2013年增加到353.3万人年，年均增长12.57%，远高于GDP增速。不仅如此，每万就业人员中研发人员也从2007年的23.1人年增加到45.9人年，接近翻番。

表4 全国研发人员总量（2007~2013）

|                 | 2007  | 2008  | 2009  | 2010  | 2011  | 2012  | 2013  |
|-----------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| 研发人员（万人年）       | 173.6 | 196.5 | 229.1 | 255.4 | 288.3 | 324.7 | 353.3 |
| 每万就业人员中研发人员（人年） | 23.1  | 26.0  | 30.2  | 33.6  | 37.7  | 42.3  | 45.9  |

数据来源：科技部：科技统计数据（2014）

从国际比较来看，我们已经拥有全球最多的研发人员。2012年，中国研发人员总量为3246840人年，已经超过除美国之外的G7国家的总和。联合国的统计中没有提供美国的数据，但根据国内研究机构的统计，2011年中国的研发人员数量就已经超过美国跃居世界第一，我国研发人员总量占到世界总量的25.3%，超过美国研发人员总量占世界总量的比例（17%），居世界第一。<sup>9</sup>

表5 世界各国研发人员总量（人年）

|     | 1996    | 2000    | 2005    | 2010    | 2011    | 2012    |
|-----|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| 中国  | 804000  | 922131  | 1364799 | 2553829 | 2882903 | 3246840 |
| 德国  | 453679  | 484734  | 475278  | 548526  | 574701  | 579200  |
| 法国  | 320805  | 327466  | 349681  | 397756  | 402318  | ..      |
| 日本  | 891783  | 896847  | 896855  | 877928  | 869825  | ..      |
| 俄罗斯 | 1113244 | 1007257 | 919716  | 839992  | 839183  | 828401  |
| 英国  | 271580  | 288599  | 324917  | 350766  | 356258  | 358045  |
| 印度  | 357172  | 318443  | 391149  | 441126  | ..      | ..      |

数据来源：United Nations Educational, Scientific and Cultural Organization

联合国教科文组织提供了美国研究人员数量，如下图所示，90年代以来，中国研究人员数量快速增长，并在2006年超过美国保持总量第一。金融危机后虽然总量有所减少，比美国略少，但在2011再次超过美国成为世界第一。研发人员总量对于一国经济发展具有

<sup>8</sup>人年是国际科技统计中专门用于国际比较统计的一个数量，1人年相当于1个研发人员全职工作1年。

<sup>9</sup> 陈劲主编：《国家创新蓝皮书：中国创新发展报告（2014）》，中国社会科学文献出版社，2014。

重要意义，它是一国最核心的生产要素和竞争力。

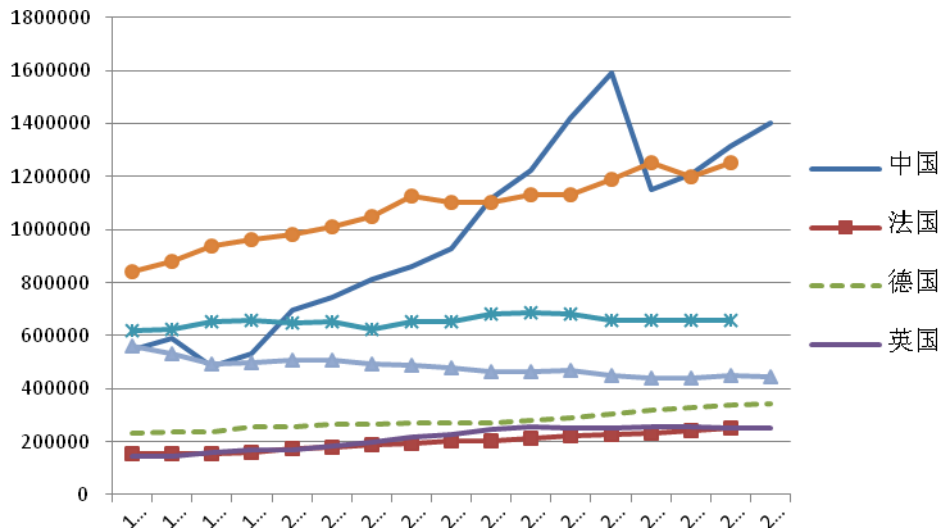


图9 各国研究人员总量变动（人年）

数据来源：United Nations Educational, Scientific and Cultural Organization

第二，中国教育体系供给着全球规模最大的高质量人才。我国当前不仅拥有全球规模最大的研发人员队伍，而且还有全世界培养规模最大的高等教育体系，这一体系可以为经济发展供给源源不断的高质量人才。2014年我国高校毕业生预计总人数达到727万人，再创历史新高。而在20年前，1994年当年普通高等学校毕(结)业生仅为80.5万人，仅这20年时间，中国教育体系就为社会供给了7183万受高等教育人口。而按照2010年人口普查数据，我国每10万人中受大专及以上学历教育人口数为8930人，如此可大致匡算我国当年受大专及以上学历教育人口总量高达1.1963亿人。如果再加上2010年以来的高等学校毕业人数，2014年受高等教育人口总量将高达1.4亿人（估计数），这样一个数量庞大的高素质人口全球绝无仅有，将成为经济社会发展的强大支撑。

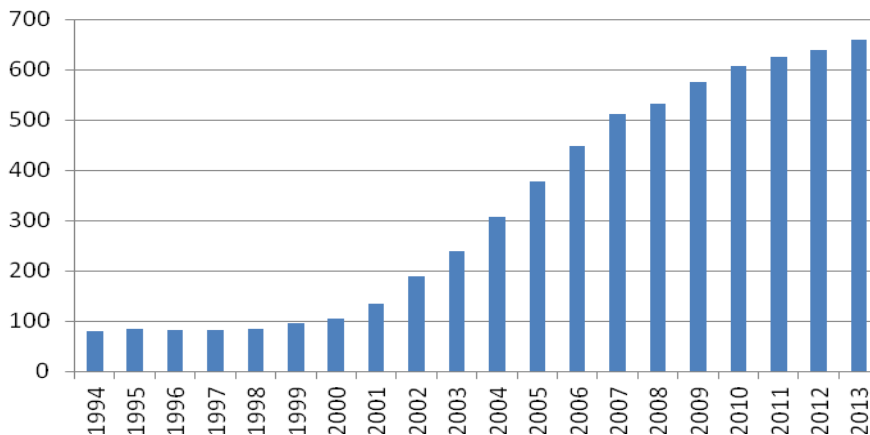


图10 普通高等学校毕(结)业生人数（万人）

数据来源：国家统计局

在我国受高等教育人口中，理工科毕业生比例很高，可以为技术创新提供源源不断的研发人员。2013年，本科毕业生中理工科毕业生总量为130.76万人，占比40.87%；研究生中理工科毕业生22.64万人，占比44.08%。从国际比较看，2010年全球大学理工科毕业生总量为550万人，其中中国达到129万人，美国为52.5万人，印度46万人，日本32万人，德国13万人，韩国12.4万人，英国11.8万人，中国优势非常明显。<sup>10</sup>

第三，每年大量海外人才回流也扩大了高素质人才队伍。改革开放以后，我国出现了一个出国留学潮，大量优秀人才出国留学，很多学成后选择了继续留在国外。近些年来，这一局面正在改观。如果我们用当年学成归国人员和出国留学人员之比来衡量留学归国比例的话，这一比例已经从2007年的30.56%上升到2013年的85.51%。2007年，4.4万名留学生回到国内，2013年当年有35.4万名留学生回到国内。这些人员基本都在国外接受了高等教育，他们回国充实了我国人才队伍，提升了人口质量红利。

表6 出国留学人员和学成归国人员

单位：万人

|           | 2007   | 2008   | 2009   | 2010   | 2011   | 2012   | 2013   |
|-----------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| 出国留学人员（1） | 14.4   | 18.0   | 22.9   | 28.5   | 34.0   | 40.0   | 41.4   |
| 学成归国人员（2） | 4.4    | 6.9    | 10.8   | 13.5   | 18.6   | 27.3   | 35.4   |
| （2）/（1）   | 30.56% | 38.33% | 47.16% | 47.37% | 54.71% | 68.25% | 85.51% |

数据来源：科技部：科技统计数据（2014）

第四，我国在人口质量上与先进国家还有差距。虽然我国已是全球教育大国，但是高等教育的入学率仍然比较低。2013年我国高等教育入学率26.7%，与巴西、印度大体相当，远低于俄罗斯和高收入国家的76.14%和75.1%。差距说明我国仍然有大量人口可以就读大学。由于历史原因，我们的入学率很难达到发达国家水平，但即使我们能够达到发达国家的一半，未来我们的入学率仍然可以再提升10-15个百分点，那就是几千万高素质劳动力供给。

<sup>10</sup> 参见许元荣：《从人口数量红利到人口质量红利，中国开启新“人口红利”时期》，一财研究院报告。

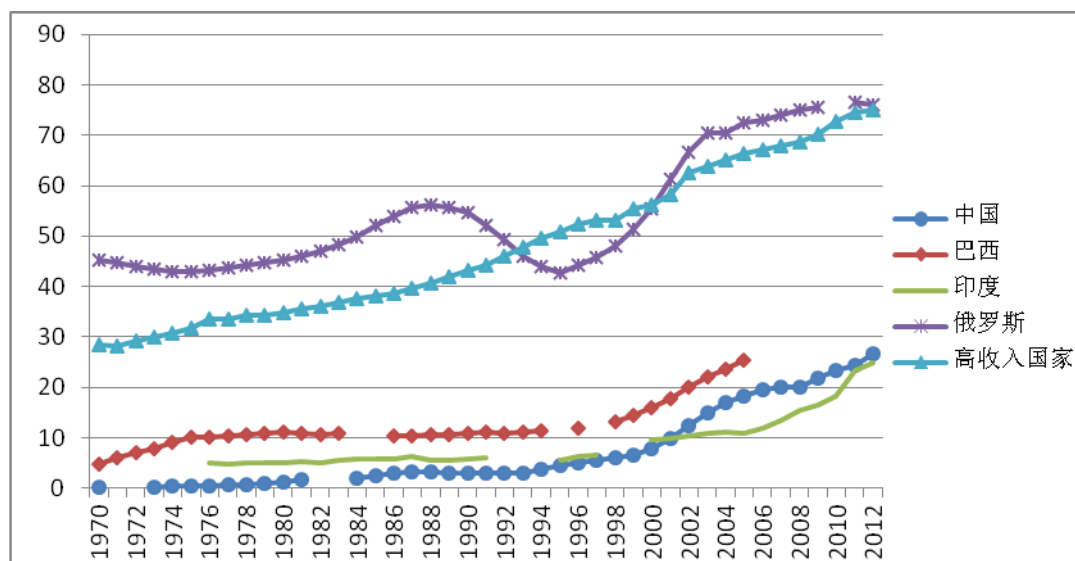


图 11 高等教育入学率 (%)

数据来源：世界银行：World Development Indicators。

另外，从研发人员的密度来看，我国差距也是明显的。2012 年，我国每百万人中研究人员为 1020 人年，大体上是发达经济体的 1/4 左右。比印度则大大领先。每一千就业人员中拥有研究人员 1.83 人年，也远落后于发达国家。

表 7 研究人员密度比较 (2012)

单位：人年

|     | 每百万人中研究人员数   | 每千就业人员中研究人员数 |
|-----|--------------|--------------|
| 中国  | 1 020        | 1.83         |
| 德国  | 3 918        | 8.44         |
| 法国  | 4 139 (2011) | 9.44 (2011)  |
| 日本  | 5 158 (2011) | 10.54 (2011) |
| 俄罗斯 | 3 096        | 6.1          |
| 英国  | 4 024        | 8.56         |
| 印度  | 160 (2010)   | 0.43 (2010)  |
| 美国  | 3 979 (2011) | 8.65 (2011)  |

数据来源：United Nations Educational, Scientific and Cultural Organization

上述数据一方面表明我国人口质量与发达国家还有很大差距，但换个角度也恰恰说明我国人口质量还有巨大提升空间，而人口质量的提升则可以为经济增长释放更多人口质量红利。

## (二) 资本

资本的增长是改革开放以来推动中国经济增长的重要动力，它的空间和增长潜力也影响着经济增长潜力。需要说明的是，这里所谓的资本与投资有联系，但也有差异。柯布-道格拉斯模型中的资本是指资本存量，而投资则是流量；但每年投资所形成的固定资本形成会

贡献资本存量。投资是从结构来衡量经济增长，资本则是从过程来推动经济增长。

目前我国官方并没有披露资本存量数据，众多学者如张军和章元（2003）、孙琳琳和任若恩（2005、2014）、单豪杰（2008）、陈昌兵（2014）等均对我国资本存量进行了估计。佩恩表则统计了各国按购买力平价计量的资本存量数据。基于国际比较的需要，我们选择以佩恩表的数据来展开分析。

佩恩表以 2005 年美元价格提供了各国按购买力平价计算的资本存量用于国际比较。从下图可以看到，1978 年以来，我国资本存量快速上升，到 2011 年达到 45.26 万亿美元，而同期美国资本存量为 41.49 万亿，我国已显著超过美国。

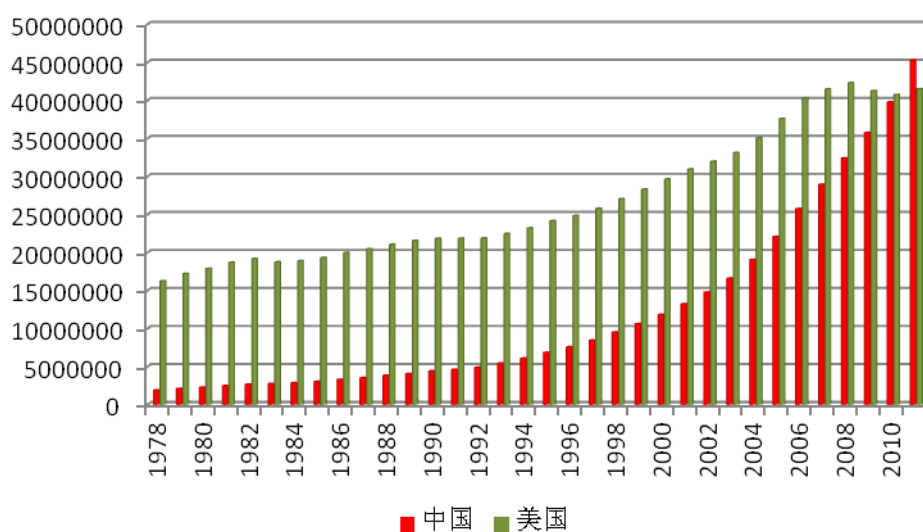


图 12 中美资本存量比较

数据来源：佩恩表。单位：百万美元

资本存量的快速增长成为中国经济 30 多年来高速增长的主要原因。如下图所示，出于数据验证的需要，我们在图中除了列出按佩恩表数据计算的中美两国资本存量增速外，还提供了按国内学者陈昌兵估算的资本存量计算出来的增长速度。从图中可以看出，虽然陈昌兵估算的资本存量和佩恩表计算的资本存量有很大差别，但两者增速基本保持同样的走势。我国资本存量增速远高于美国，这也部分解释了我国经济增速远高于美国的原因。

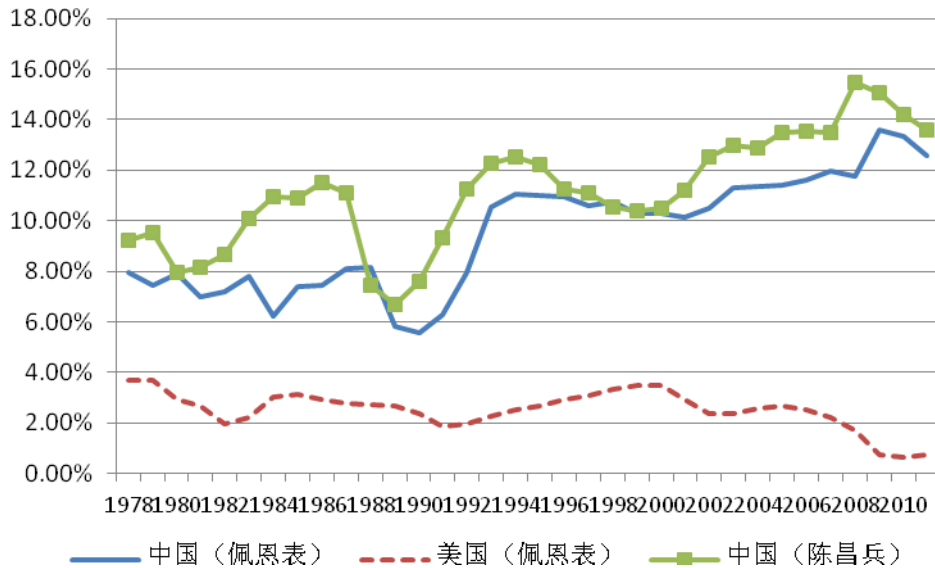


图 13 中美资本存量增速比较

数据来源：佩恩表。陈昌兵：《可变折旧率估算及资本存量测算》，《经济研究》，2014 年 12 期。

改革开放以来，我国资本存量增速保持了震荡上行的基本态势，新世纪以后更是一路走高，无论是佩恩表还是陈昌兵的计算，资本存量增速高点都出现在 2009 年，2009 年后，这一增速有所下行。从未来看，随着规模不断增大，资本存量要继续保持高速增长有所困难，但资本存量增长空间仍然存在，中高速增长仍然可能。如下图所示，我国虽然资本存量总量规模大，但平均规模仍然很小，2011 年我国每个劳动力拥有的资本存量仅大体相当于美国的 20%，相当于日本 60 年代和韩国、台湾 80 年代的水平，而那个时期，日本、韩国、台湾均还处在高速增长期。

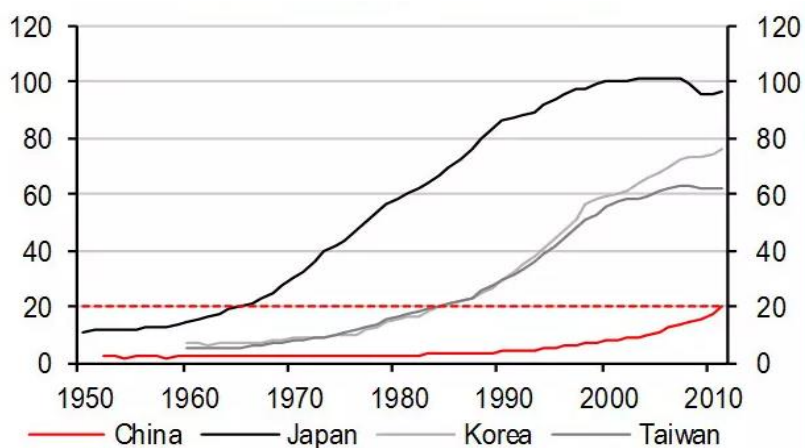


图 14 劳（劳动力）均资本存量相当于美国的比例（%）

数据来源：屈宏斌：《中国“追赶型增长”仍俱潜力系列报告之一》。

## （三）生产率

生产率的提高也是经济增长的一个重要来源,尤其是我国提出转变经济发展方式就是要促进经济增长由主要依靠物质投入,向主要依靠科技进步、劳动者素质提高、管理创新等转变。在经济学上,一般通过全要素生产率来衡量非物质投入带来的经济增长。全要素生产率,作为产出增长率扣除各要素投入增长率的产出效益后的余值,实质上是要素投入所不能解释的部分,经常被用来衡量技术进步、能力改善等对经济增长的贡献。

佩恩表计算了全球各国 1950 年以来的全要素生产率相当于美国的水平。我们选择了德国、日本、韩国、新加坡和中国来做一国际比较。五个国家分别以其二战以后出现的高增长周期的起点作为起始年份,即德国 1950 年、日本 1956 年、韩国 1966 年、新加坡 1966 年和中国 1978 年,其结果如下图。从图中可以看到,无论是德国、日本等大国经济体还是韩国、新加坡等亚洲新兴工业化国家,在追赶增长的过程中均出现了全要素生产率向美国的靠拢,四个国家全要素生产率相当于美国的的比例均明显上升,持续了大致 30 年左右的时间。新加坡上升的时间较短,大体 15 年左右,但是其在下降一段时间后又转而上升,甚至在一段时间内超过美国。1978 年,我国全要素生产率相当于美国的 31.6%,随后上升到 1985 年的 40.71%,此后保持下降态势,直到 90 年代才出现新一轮上升周期,到 2011 年,我国全要素生产率相当于美国的 40.66%。以上可知,全要素生产率追赶先进国家基本是这些国家的共同特征,但中国在过去 30 多年的高增长周期中这一追赶趋势并不明显,这一方面说明中国过去的高增长在很大程度上是要素投入的,另一方面也说明中国未来全要素生产率的追赶空间巨大。我国现在全要素生产率与美国的比例落后于德国、日本、新加坡高增长周期启动时的数据,相当于韩国高增长周期启动后 6 年左右的数据。

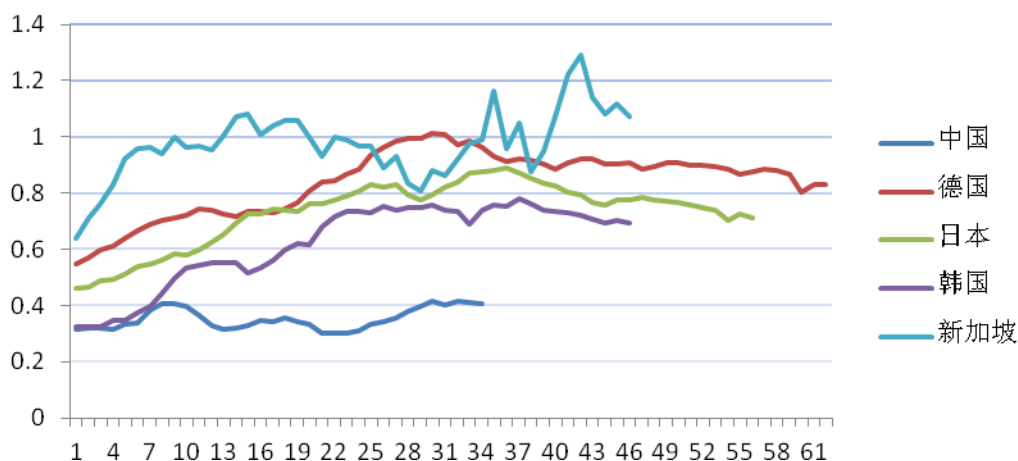


图 15 全要素生产率与美国之比

注:数据中的 1 分别代表德国 1950 年、日本 1956 年、韩国 1966 年、新加坡 1966 年和中国 1978 年,终年数据为 2013 年的数据。



数据来源：佩恩表

目前所有全要素生产率的测算都是学者们的计算结果，而学者们的计算由于方法和采用的数据差异，结果也有差异。虽然上述研究得出的趋势基本一致，但无法准确描述未来的增长空间。在此我们替代性采用了劳动生产率来管窥生产率改进拓展的经济增长空间。<sup>11</sup>

劳动生产率反映了一定时期内劳动者创造使用价值的能力，劳动生产率越高，意味着劳动者一定时间内创造的价值越大，某种程度上也意味着劳动者的质量越高。改革开放以来，我国劳动生产率得到了极大改善，但与发达国家相比，差距仍然很大。根据世界大型企业联合会（The Conference Board）提供的数据，2013 年，中国劳动生产率为 19666 美元，仅相当于韩国的 29.6%，日本的 26.14%，德国的 24.61%和美国的 17.11%。如果我们通过劳动者素质提升，技术装备引进等手段提升劳动生产率，即使仅仅把劳动生产率提高到韩国的水平，在其他条件不变的情况下，我国 GDP 规模在现有基础上扩张 3 倍多。如果能够追赶到跟美国同样的劳动生产率，那么 GDP 可以扩大 6 倍左右。

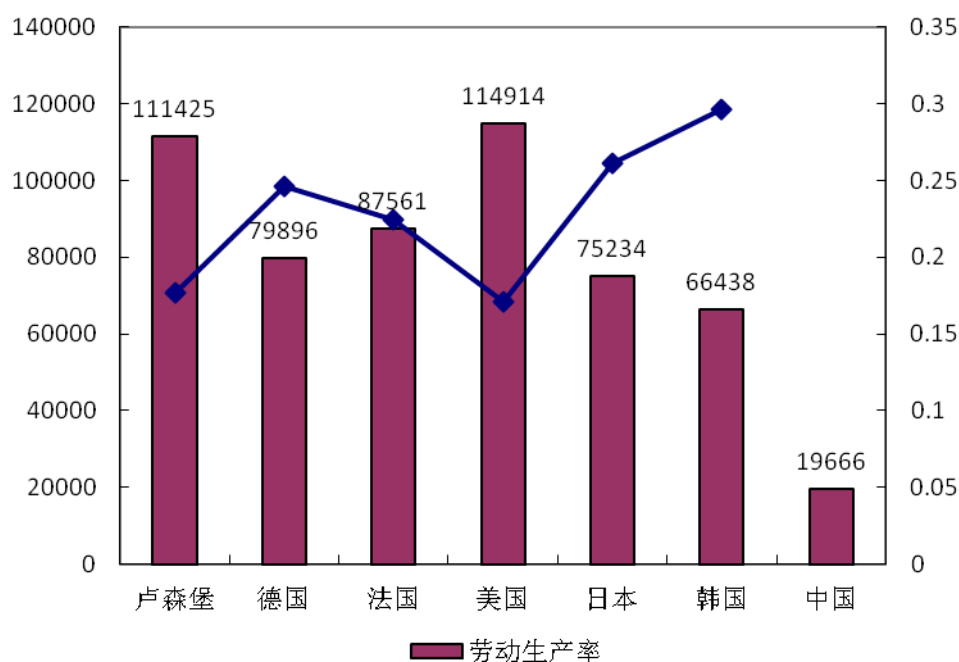


图 16 各国劳动生产率比较

数据来源：The Conference Board Total Economy Database, January 2014,

<http://www.conference-board.org/data/economydatabase/>

以上证明了我国生产率改进空间很大，这一方面意味着我国完全可以实现经济增长从粗放型和集约型转型，另一方面意味着我国未来可以通过生产率改进继续实现经济稳定增长。

<sup>11</sup> 全要素生产率指的是全部产出与全部要素的综合之比，而劳动生产率只是产出与劳动的比，前者的含义和内涵要比后者大得多，严格意义上后者无法替代前者。

以上我们从两个角度论证了中国经济增长潜力仍然巨大,我们有足够的空间来保障实现较长一段时期的中高速增长。从要素结构来看,中国经济结构走向中高端也是大有可为的,因为我们有人力资本优势,有全要素生产率提高的巨大潜力。因此,对未来的经济前景大可不必悲观。短期确实让人焦虑,但中长期则可以乐观。多用全球视野来看待未来的中国,时间仍然在中国这一边。正式列入十八届五中全会的“保持战略定力”颇有深意。

## 尽快引入人民币篮子汇率宽幅区间波动

余永定<sup>1</sup> 张斌<sup>2</sup> 张明<sup>3</sup>

8月11日汇改启动后，人民币贬值预期迅速升温，短期资本外流骤然增加。面对出乎预料的巨大贬值压力，出于对人民币汇率出现“断崖式”暴跌的担心，央行强力干预外汇市场的收盘价格，控制人民币对美元汇率的日跌幅度，事实上放弃了原定的改革方案。8月11日的以汇率市场化为目标的汇改，最终蜕变成“爬行钉住”美元的汇率制度。尽管央行的干预使人民币汇率保持了基本稳定，但人民币贬值的阴影始终挥之不去。新年之后，人民币兑美元中间价又连续下调，引起全球性的不安。如何使人民币实现真正的市场决定和双向波动，如何遏制外汇储备的急剧下降，是2016年中国所面临的最严重挑战。

汇率政策和汇率体制改革是高度技术性的工作。书斋研究者所能作的充其量不过是纸上谈兵。但鉴于汇率问题的重要性和紧迫性，我们不揣冒昧，望方家和专业人士指正。

—

央行8月11日之后的汇率管理，实际上与2005年7月21日人民币同美元脱钩以来的实践是一脉相承的。央行在理论上希望让市场供求决定人民币汇率，但在实践中则始终把汇率维稳作为汇率政策的突出目标。

当年，面对人民币的升值压力，央行通过对外汇市场的干预抑制人民币（名义汇率）升值。其实，影响出口竞争力和进口成本的汇率不是人民币对美元双边汇率，而是人民币对一篮子货币的贸易加权汇率。过去十年，尽管央行的干预，人民币贸易加权汇率的波动与实施浮动汇率体制的其他货币的贸易加权汇率波动不相上下。汇率维稳相较浮动汇率，难说哪个更能稳定对外贸易和投资。更遑论汇率长期低估会导致严重的资源错配和国民福利损失。汇率频繁的短期双向波动会对贸易和投资造成影响。但是，一般而言，短期波动造成的汇率风险可以依靠市场上的各种金融工具规避。

现在，面对人民币的贬值压力，央行则通过对外汇市场的干预抑制人民币贬值。如果说，当年汇率维稳是出于人民币升值对出口影响的担忧。现在当人民币出现贬值趋势的时

---

<sup>1</sup> 余永定，中国社会科学院学部委员

<sup>2</sup> 张斌，中国人民大学国际货币研究所特约研究员、中国金融四十人论坛高级研究员

<sup>3</sup> 张明，中国社科院世界经济与政治研究所研究员

候，央行的汇率维稳又是出于对什么的担忧呢？当货币出现贬值趋势时，货币当局往往担心下面四种情况。

其一，通货膨胀。货币贬值本身就会增加通胀压力。对那些面临信誉危机和严重通胀的货币当局，把本国货币与美元或者其低通胀国家的货币挂钩可能是抑制通货膨胀的最有效办法。这显然与中国当前的国情没太大联系。在通缩形势下，更不存在或绑定人民币对美元的汇率以抑制通货膨胀的需要。

其二，货币错配导致的债务危机。绝大多数新兴市场国家不能从国外以本币借债（即所谓的“原罪”），对外负债以外币计价，而资产则是本币，由此便带来了货币错配。一旦本币对外币严重贬值，以本币计价的债务负担大增，严重情况下甚至触发货币危机和金融危机。中国过去几年外币负债快速增长，近期对人民币贬值的主要担心之一也是加重企业债务负担。然而，实际情况可能不像人们想象的那么严重。首先，人民币汇率升值预期转化为贬值预期的近一年时间以来，套利者已经开始大规模去外债，外债规模在快速下降，套利者同时也在采取措施规避人民币贬值带来的损失。其次，囤积外债赚取汇差和利差的交易在人民币升值期间大获其利，其盈利能覆盖或者部分覆盖人民币贬值带来的损失。

其三，货币错配导致银行危机。银行资产的货币错配和期限错配是导致亚洲金融危机进一步恶化的重要原因。但是，根据官方公布的统计数字，中国金融机构（包括银行）的外币负债对本币资产的比例依然很低。货币错配问题看来并不严重。当然，如果官方数字不可靠就当别论了。

其四，防止主权债危机的爆发。中国基本上没有外币计价的主权债，这个问题根本不存在。

总之，就中国目前的宏观经济和国际收支状况来看，中国无需惧怕人民币贬值，正如当年无需惧怕人民币升值。

## 二

维稳不应该成为中国汇率政策的主要目标。不仅如此，汇率维稳还存在一系列弊端。在中国目前条件下，弊端主要表现为以下三个方面。

其一，汇率维稳使货币政策独立性受到损害。当前，因产能过剩和有效需求不足，中国经济出现下滑趋势。为了实现6.5%左右的经济增长，在接下来的至少1-2年内，中国需要执行扩张性的财政政策，需要扩大国债发行来为财政赤字融资。为了刺激有效需求，为

了压低国债收益率以支持扩张性财政政策，中国还需要保持宽松的货币政策。在美联储稳步加息的同时，中国的利率会进一步降低。在这种情况下，资本外流的趋势必然加剧、人民币贬值的压力必然上升。货币维稳意味着中国货币当局必须加大对汇市的干预。而这种干预必然导致基础货币的收缩和国内利率的上升。中国需要维持货币政策的独立性、央行又希望在实现人民币资本帐户下可兑换的同时维持汇率的稳定，这样我们就遇到了一个典型的蒙代尔—佛莱明三难问题。

虽然货币当局可以通过公开市场业务或者其他措施来冲销汇率维稳所产生的货币紧缩效应，但难以拯救货币政策独立性。首先，即便冲销措施可以使货币当局实现其基础货币和短期利率目标，对外汇市场的持续干预导致本币资产贬值的预期的产生，而这种预期又会压缩国内广义货币供给。此即所谓的金融加速器机制。其次，货币当局的基础货币投放渠道和工具存在缺陷，在金融市场（尤其是债券市场）欠发达的国家更是如此。在被迫的、变动不居的基础货币投放压力下，货币当局不完美的基础货币投放渠道很难避免短期货币投放过多或者不足的问题。过大的基础货币投放压力和有限的货币投放渠道背景下，货币当局还可能因选择不当的货币投放渠道而导致资金利率效率下降，甚至货币当局的财务损失。此外，冲销政策不仅会导致资源配置的恶化、难以持久。在某些情况下，冲销政策直接使原来的维稳政策失效。

其二，汇率维稳的成本过高。在存在强烈升值预期的情况下，货币不升或慢升导致套汇、套利活动猖獗和外汇储备急剧上升。在存在强烈贬值预期的情况下，货币不贬或慢贬导致资本大量外流、外逃和外汇储备急剧下降。汇率贬值将提高资本外流、外逃的成本。而汇率维稳则使汇率丧失了调节资本流动的自动稳定器功能。

最近几个月以来，为干预外汇市场，央行已经消耗了数千亿美元。为了抑制汇率贬值的最直接成本就是外汇储备损失。短期资本外流是造成中国国际收支逆差和人民币贬值压力的主要原因。短期资本外流又主要体现在中国国际收支平衡表中贸易信贷、货币与存款和跨境贷款三个项目中的资产增加和负债减少。

当人民币处于升值状态或基本稳定时，货币当局的部分美元资产转换为部分居民的美元资产可以称之为“藏汇于民”。但是，如果出于对人民币贬值的担心，居民抛售人民币、购买美元，而中央银行为了维持汇率稳定不得不抛售美元、购买人民币则不应简单说成是“藏汇于民”。这里应该存在一个导致国民福利减少的风险和损失的重新分配问题。在人民币升值期间，由于汇率维稳（不肯让人民币迅速升值），套利（carrytrade）交易猖獗，许多大公司赚得盆满钵满。可惜的是，到目前为止，没人估算过中国在这一时期遭到了

多大损失，更没人为此承担责任。现在，由于预期人民币贬值和其他原因，这些公司已经开始把正常利润和套利利润汇到境外，人民币汇率维稳实际上是在方便它们实现“胜利大逃亡”。大企业套利平仓（carry-trade unwinding）导致的外汇储备减少不能说是“藏汇于民”。资本外逃导致的外汇储备减少更不能说是“藏汇于民”。尽管得不到统计数字，但中国资本外逃严重的迹象在海外却不难寻觅。而汇率维稳意味着放弃了抑制资本外逃的重要市场手段，缓慢的贬值则为财产转移提供了足够的时间。

在汇率贬值期间，造成外汇储备减少的另一重要原因是投机者的卖空活动。非居民卖空者所得就是中国居民所失。如果离岸市场上的卖空活动导致外汇储备减少，则是“藏汇于非居民”。不仅如此，在人民币贬值和美元升值时期，央行出售美国国债以便获得干预外汇市场所需的美元也可能导致着中国的投资损失。中国当年本不该积累超出合理需要的外汇储备，现在又让辛辛苦苦挣来的外汇迅速流失。应该有人算一算在这一增一减的过程中，中国国民福利遭受了多大损失？

在汇率贬值期间，除非借入货币的利率和其他成本足够高，卖空贬值货币的投机活动不可避免。面对投机者的卖空，货币当局可以坚持不贬值。如果货币当局有足够的外汇储备坚持到最后，投机者就只能铩羽而归。但是，如果外汇储备不足，货币当局最终就不得不听任货币贬值，而投机者就将“饱食远飏”。受攻击国家在这种情况下的损失最大。在亚洲金融危机期间，泰国就遭受了这样的惨重损失。如果根据基本面货币应该贬值到某一水平，而货币当局采取了逐步贬值的政策。理论上，投机者可以在汇率的每一次贬值中获利，积小利为大利。而货币当局则遭受相应损失。在实践中，投机这是否能够获利要取决于一些操作细节，特别是贬值货币的借贷成本。在亚洲金融危机期间，新加坡和香港之所以能避免遭受严重损失，其重要原因之一，就是两地都避免使本币国际化。由于人民币国际化和离岸人民币市场的发展，稳定人民币汇率的复杂性大大增加。我们无从知晓目前在岸和离岸卖空活动的规模，但可以相信，除非加强资本管制，随中美利差的缩小，卖空活动将会越来越猖獗。

总之，汇率维稳是外汇储备减少为代价的，而外汇储备减少不能简单视为“藏汇于民”。

其三，汇率维稳不利于经济结构调整。汇率是重要的资源配置价格杠杆，汇率涨跌不光会影响出口和进口，也会影响进口替代部门、潜在出口部门以及服务业部门面临的相对价格和资源配置格局。实证研究发现，汇率与产业结构、收入分配、就业、储蓄率、真实利率等主要宏观经济变量都有着并非显而易见、但举足轻重的联系。汇率维稳打断或者至少是延迟了汇率价格杠杆调节资源配置和经济结构的功能。

总之，无论是出于升值还是贬值压力下，如果汇率不能迅速反映市场的供求关系、长期偏离均衡水平，都将损害宏观经济稳定、导致资源配置恶化和国民福利损失、不利于经济结构调整。在人民币贬值预期强烈情况下，汇率维稳政策的危害可能更大。

### 三

尽管 2014 年第 1 季度、2015 年第 1 季度人民币汇率出现过贬值，8 月 11 日汇改之前，外汇市场并不存在强烈的人民币贬值预期。但是 8 月 11 日以后，大多数市场人士预期人民币对美元将会贬 10%，不少人甚至认为人民币会贬值 20%。汇率维稳重新成为央行汇率政策的主要目标。

8 月 11 日以来人民币汇率变动的轨迹显示，央行一直在同市场博弈。当市场人民币贬值预期强化、资本流出放大时，央行强化对外汇市场的干预，令人民币汇率不贬反升。当市场的人民币贬值预期弱化、资本流出减少时，央行停止或弱化对市场干预，允许人民币小幅贬值。央行试图通过让市场屡屡“失算”，来“惩罚”人民币卖空者、“打击”以人民币贬值预期为基础的金融活动。央行目前的汇率政策被投行界人士形容为“偷偷贬值”，而中国目前的汇率制度则被归入“爬行钉住（美元）”。

人民币贬值压力可以直接来自经济基本面（或重大的外部冲击），也可以来自政策。经济基本面的变化，如贸易顺差和长期投资顺差的减少会导致外汇市场美元供给的减少，从而形成人民币贬值压力。给定经济基本面，政策取向也会显著影响外汇市场，比如资本自由流动和资本管制两种政策框架下货币贬值的压力不可同日而语。自由浮动汇率体制下贬值压力随时释放。而汇率维稳政策下贬值压力则会积累。央行的汇率政策可以影响市场对汇率的预期，而通过对预期的影响又可以影响汇率本身。到目前为止，人民币汇率的小幅波动，在很大程度上是由市场对央行汇率政策的猜测决定的。

8.11 以后，货币当局采取了渐进贬值的策略。去年 8-10 月资本流出严重，汇率压力大的时候，货币当局大量抛售外汇稳住了人民币。11 月份资本流出缓和一些，货币当局顺应市场供求关系，人民币小幅贬值。当市场看到央行容忍人民币贬值的时候，资本流出再次加剧，贬值压力再次放大。这种渐进贬值的管理办法带来两个影响。其一，其他条件不变，贬值本身有助于释放贬值预期。其二，央行不断地干预市场，市场未能出清，这其实也是在告诉市场人民币贬值压力没有充分释放，人民币还会继续贬值。这会招致更多的投资者加入卖出人民币资产的行列。后面这股力量如果大于前者，贬值压力不会因为过去已经积累的贬值而消除，反而是阶段性地愈演愈烈。这即是我们今天看到的，人民币贬值预期不会因为已经

贬值了 3-5%而缓解，反而是愈演愈烈，因为央行的干预传递出了一个非常大的信号：市场还没有出清，贬值还会继续。

人民币渐进升值期间所面临的即是这种情景：尽管人民币持续渐进升值多年，但是升值本身不足以化解升值压力，市场还是相信由于央行的干预人民币没有充分升值。当时的汇率形成机制本身不仅不能化解升值压力，反而是传递出强劲的尚未充分升值预期，直到外部环境有了剧烈变化，人民币升值预期才开始分化和逆转。

央行虽然在相当长时期内还有能力把汇率维持在它希望维持的水平上，因而能够控制市场的短期预期，但却不能控制市场对人民币贬值的中、长期预期。如果在未来一、两年内基本面没有好转、人民币贬值预期就将继续存在。在听到越来越多的“好故事”之前，无论央行如何干预外汇市场、控制汇率的变动方向和幅度，市场的人民币贬值的长期预期都不会变化。一有风吹草动，或央行一旦放松干预，资本外流和外逃就会增加、人民币就会掉头贬值。在这种情况下，央行的“爬行钉住”最终是否能够使人民币汇率平安着陆，最重要的条件是中国是否有足够的外汇储备。

中国的外汇储备规模（截至 2015 年 11 月底为 3.44 万亿美元）远远超过传统的充足度规模。然而，近年来出现了用外汇储备与 M2 比率来衡量外汇储备充足度的新标准。对固定汇率国家而言，这一比率应该达到 10%至 20%。中国的 M2 余额达到 137.40 万亿人民币。如果按照人民币兑美元汇率 1: 6.45 计算，则对中国而言，比较充足的外汇储备规模应该为 2.13 至 4.26 万亿美元。这就意味着，如果人民币继续盯住美元汇率，与此同时中国政府继续放开资本账户，则目前中国外汇储备未必够用。

BIS 的数据显示，当前外国银行对中国各类实体的债权约为 8000 亿美元，中国各类实体发行的海外债券未清偿余额约为 4500 亿美元。我们的估算表明，通过香港流入内地的套利资金规模约为 4000 亿美元。上述三类资金加起来合计 1.65 万亿美元。截至 2015 年第 3 季度末，中国的 FDI 存量约为 2.85 万亿美元。如果未来短期套利资金大举外流、FDI 大举汇出留存收益乃至本金，以及国内储蓄加大海外多元化投资步伐，则中国当前 3.44 万亿美元外汇储备也未必非常充足。最后需要指出的是，中国大部分外汇储备投资于发达国家长期国债。由于干预外汇市场需要美元现金，如果中国央行集中出售发达国家长期国债来筹集美元现金，中国依然持有的发达国家长期国债的市场价值可能会明显下跌。从这一角度来看，目前中国央行可以拿出来干预外汇市场的外汇储备（特别是美元），可能显著小于 3.44 万亿美元的规模。



由于中国可用于干预外汇市场的外汇储备可能显著小于我们的想像，由于中国经济正面临去库存、去产能、处理不良债权和培育新增长引擎的艰巨挑战，经济触底反弹还有待时日。即便不考虑外汇储备损耗的福利含义，如果在未来一、两年内中国经济基本面相对美国经济进一步恶化、市场的人民币贬值预期继续存在，外汇储备依然以每年 4—5 千亿美元的速度下降，央行的汇率维稳政策是否可以持续就令人担忧了。中国应该接受 2015 年 6 月干预股市的经验教训，不要在人民币价位仍然偏高时，冒然入市抛出美元、买进人民币。这种干预的最大受益者是获利平仓的投机者。如果外汇储备消耗殆尽之时，人民币汇率依然显著高于市场认定的合理汇率水平，一场货币危机就真的会发生了。

## 四

解决汇率稳定和外储保持之间矛盾的最简单的解决办法是央行放弃对外汇市场的干预让市场供求决定人民币汇率。央行停止干预后，市场供求双方自动找到让市场出清的人民币价位，这个价位上人民币的升值预期和贬值预期两股力量对等，人民币汇率就可以实现央行长期追求的双向波动。从目前的汇率制度过渡到自由浮动也很容易，取消 2% 的日波动区间就行了。

这种方案的最大问题是人民币可能会急剧、大幅度贬值。因此，必须首先考虑：如果央行不干预，人民币汇率的下降的幅度究竟有多大？目前为止，离岸的远期汇率表明市场预期人民币在两年内会贬值 6% 左右。但是，一些市场人士表示，如果央行停止干预，人民币会贬值 20% 到 25%。

但也有理由相信，由于中国经济的基本面不支持人民币贬值，人民币的贬值幅度不会过大。在世界经济史上什么时候曾经出现过这种情况：作为世界上最大的贸易顺差国，经济增速远高于全球平均增速、世界上外汇储备最多、金融资产收益率高于美国的国家，这个国家的货币会贬值 20% 到 25%！2015 年中国资本流出最重要原因似乎是此前利用人民币国际化进行的套利交易的平仓。这种平仓活动不应该对资本外流造成持续的影响。可以设想，如果 8 月 11 日汇改后，央行让外汇交易中心根据做市商报价决定中间汇率，即便以每日 2% 的幅度下跌，再坚持一段时间人民币汇率可能就稳定下来了；即便出现超调，汇率最终还是会回到由基本面决定的水平上。到现在汇率形成机制改革也许就胜利完成了。

一国货币的大幅度贬值是否会在该国触发一场危机取决于该国的基本面。即便人民币贬值 20% 到 25%，也很难设想这会在中国引发一场危机。例如，在 1997 年年中到 1998 年初，新加坡元贬值 20%，但新加坡并未出现金融危机。相反，凡是迟迟不肯放弃固定汇率的国

家——中国和中国香港特区除外——几乎最终都在耗尽外汇储备之后陷入了危机。近年来，世界各国货币大幅度贬值的事例比比皆是，危机可以导致货币大幅度贬值，但并没有哪个国家因货币贬值而陷入危机。市场人士对人民币大浮动波动的主要担心，是中国企业外债。正如我们已经指出的，在过去一年中，中国企业外债已经大幅度减少，应该不会因为人民币的大幅度贬值而受到不可承受的冲击。

尽管自由浮动的种种优点，由于金融市场的极度复杂性，由于市场参与者的“动物精神”，由于一系列非经济因素的存在，市场可能出现恐慌性反应而造成过度超调。为了以防万一，我们可以暂时把汇率的自由浮动放一放，而引入人民币汇率宽幅波动的新汇率制度。

宽幅波动的汇率制度又可分为不同类型。第一种宽幅波动方案的主要内容是钉住一篮子货币，同时设定宽幅年度汇率波动区间。例如，以今天的人民币篮子汇率水平为100，未来一年内  $100 \pm 7.5$  以内市场自己定，触及上下限自动转化为钉住篮子货币。中心汇率调整不应过于频繁，可以考虑在1年中维持不变。这是个方案是 basket, band, crawling 的组合，basket 权重可以根据贸易加权汇率来定，crawling 是指中心汇率的调整。可以根据情况调整或者不调整中心汇率。

人民币的篮子汇率和对篮子汇率每年上下7.5%的年度波幅的选择有一定的任意性。人民币的篮子汇率应该没有严重偏离基本面水平。选择7.5%的波幅主要基于以下两方面考虑：一、波幅太小，给市场留下的空间太小，不能真正发挥市场供求的作用、会消耗过多的外汇储备。二、波幅太大，可能带来严重的汇率超调，对实体经济带来过度冲击。参照欧洲汇率机制的经验，也可以考虑将汇率浮动区间再扩大一倍到15%。波幅越大，在未来保卫下限的干预中，央行的弹药就越充足。

由于在这个方案中，没有日中间价和日波幅，人民币对美元的汇率变动取决于美元对货币篮子中的其他货币的汇率变动，人民币对美元可能升值也可能贬值。如果货币当局具有足够的市场公信力，且汇率水平没有严重大幅偏离基本面水平，那么市场汇率会在波幅区间内波动。即便是面临较大的贬值或升值压力，由于有着货币当局的公信力保障——而这种公信力的保障是有充足的外汇储备，汇率将在贴近上下限附近小幅波动。这个方案可以克服“爬行钉住”的一些缺陷，特别是避免打一场外汇储备的消耗战。

但是，如果货币当局公信力不足，波幅空间得不到市场认可，很可能招致投机者对波幅限制的冲击。此时，货币当局就不得不打一场保卫人民币的消耗战。为了避免这种情况的发生，可以考虑一种稍有不同的钉住一篮子货币制度：即货币当局只公布一篮子货币中心汇率，

但不公布篮子汇率的波幅。此时，货币当局内定的波幅应该足够宽，以确保内定的底线决不会失守。这种安排的好处是，由于市场不知道货币当局所能容忍的贬值幅度，市场预期可能发生分化，在触及底线之前，汇率就已经趋于稳定。这种安排应该可以降低货币当局投入一场只能胜利不能失败的决战的机会。在这种安排下，央行守住汇率底线所需弹药会少很多，而拥有的弹药则充足得多。此时，即便给 3.5 万亿美元的外汇储备打上很大的折扣，中国的外汇储备仍然可以形成足够的威慑力量。与当前汇率维稳做法相比其优点是：其一，贬值压力得到较大释放，投机人民币贬值的风险增加；其二，外汇储备的消耗得到最大限度的降低；其三，稳定的篮子汇率有利于稳定对外贸易；其四，随时会因为市场环境变化自发转为双向浮动的人民币汇率形成机制。

这个方案的其他优点包括：一、更强的国际收支自动平衡机制，以及较高的货币政策独立性；二、汇率充分发挥跨部门资源配置的价格杠杆功能；三、为进一步的资本市场开放、人民币国际化和国际金融中心建设奠定制度基础。

相对于完全自由浮动汇率体制，人民币篮子汇率宽幅波动是个折衷方案。在这个汇率制度下，特别是在波动幅度不够宽的情况下，货币政策的独立性依然会受到一定限制，外汇储备可能还会动用。但这个方案避免了汇率贬值幅度过大对经济的冲击，兼顾了短期宏观经济稳定和浮动汇率的好处。随波动幅度的放宽，这个方案与自由浮动方案的区别将归于消失。

汇率形成机制的市场化改革在初期会导致人民币的贬值，在短期内贬值的幅度也可能比较大。这种贬值可能会在国际资本市场上引起一定的动荡。因而，中国必须努力争取国际社会的理解与合作。

## 五

最后，需要强调的是，无论采取什么汇率政策和建立什么汇率制度，在当前中国都应该加强资本管制以防范金融风险的逐渐积累和突然爆发。2015 年以来的一系列事件都已经充分证明，中国还不具备充分开放资本项目和实现人民币可兑换的条件。

近年来，国际范围内关于金融周期的研究正在迅速涌现。金融周期理论认为，即使一国实施完全浮动的汇率制度，该国也只能实现短期利率的独立性，而长期利率的波动将依然与储备货币发行国（美国）的长期利率变动高度一致。基于这一认识，法国经济学家 Helene Rey 指出，事实上一国只能在资本流动管制与货币政策独立性之间二者择其一。前不久，IMF 首席经济学家 Maurice Obstfeld 指出，一国政府在金融全球化背景下面临新的金融三难选择：金融资源动员能力、金融开放与金融安全。

我们认为，无论下一阶段央行是维持当前的汇率维稳政策，还是实施我们所建议的篮子汇率宽幅区间波动，为了避免因外汇储备枯竭或汇率超调引起的金融风险的突然爆发，中国都必须加强对资本跨境流动的管制。中国在亚洲金融危机期间的经验证明，资本管制是遏制资本外流和外逃的最有效、最经济的手段。资本管制越是有效，汇率改革的空间就越大，为使人民币稳定所需的贬值幅度就越小，外汇储备的消耗就越少。

如果压力测试证明，无论中国采取什么货币政策和建立什么汇率机制，中国都难于遏制资本外流和外逃。那么，资本管制就成了唯一的出路。最近，中国央行似乎正在默默地强化资本管制，这无疑是令人宽慰的新动向。在推出新的汇率体制之前，应该尽可能堵塞资本管制的漏洞。

## 小结

汇率的市场化改革是中国经济体制改革中的一个关键枢纽点，也是协调宏观经济政策，维持宏观经济稳定的关键要素之一。无论是处于升值还是贬值压力下，汇率不能迅速反映市场的供求关系，都将导致资源配置的恶化、国民福利的损失和宏观经济的不稳定。在人民币贬值预期强烈情况下，汇率维稳政策不仅代价过高而且不可持续。

8月13日后央行实际放弃汇改的决定，使人民币汇率形成机制改革陷入僵局。对于我们这些8月11日汇改的支持者来说，这种结果无疑是令人失望的。我们已经花费了数千亿美元的外汇储备。这些外汇储备来之不易，不是用“藏汇于民”这样的说辞清清带过的。“爬行钉住”缺乏可持续性。如果人民币贬值压力持续时间过长，一旦货币当局的干预能力开始受到市场严重质疑，中国就有可能发生一场货币危机和金融危机。

我们希望央行能够在总结经验教训的基础上及早恢复以汇率市场决定为目标的汇率改革。作为一种过渡形式，我们建议尽快引入人民币篮子汇率宽幅波动。最后，需要强调的是，无论

采取什么汇率政策和建立什么汇率制度，加强资本管制都是必不可少的条件。

# 中国货币政策转型研究： 基于数量与价格混合规则的探索

伍戈<sup>1</sup> 连飞<sup>2</sup>

【摘要】本文结合中国的现实特征，立足于新凯恩斯的分析框架，试图创新性地构建转型时期的数量与价格相结合的混合型货币政策规则模型。特别地，我们十分注重预期的作用，并采用贝叶斯方法估计模型，还运用脉冲响应、方差分解和福利损失等方法对混合规则、数量规则 and 价格规则进行各种冲击下的政策效果比较分析。实证分析结果表明，对于转型中的中国而言，实施混合型的货币政策规则比单纯的货币数量型规则或价格型规则更能有效保证宏观经济的平稳运行，而且货币政策混合规则对改善社会福利的效果更好，因此采取数量与价格型相结合的货币政策框架体系可能是现阶段中国央行较好的现实选择。

【关键词】新凯恩斯框架 货币政策转型 混合规则

## 一、引言

从全球各主要新兴市场及转型国家的实践来看，目前货币数量目标对于这些国家中央银行的吸引力不断减小，但由于金融市场不发达等结构性原因，完全基于价格型的货币政策调控体系又不可能一蹴而就。那么究竟应采取何种货币政策规则就成为这些国家央行面临的重大现实挑战，转型中的中国也是如此。货币政策规则的选取往往是各国中央银行根据其当时所处的具体经济金融情况而确定的。货币数量论表明，在货币流通速度稳定的情况下，货币当局可以通过控制货币供应量来控制名义收入，从而通过对货币供应量的调节来调控国民经济，即货币供应量作为中介目标的前提是货币流通速度保持相对稳定。然而，20世纪80年代末以来，很多国家（包括新兴市场国家）的货币流通速度都发生了不规则变化，货币供应量不再是货币政策可靠的“向导”。图1描述了亚洲新兴经济体、拉美新兴经济体、中东欧转型国家以及中国的货币流通速度的变动趋势，这些经济体的货币流通速度变化基本上是逐年趋缓的。在货币需求函数稳定性下降的情况下，若继续以数量作为目标，就可能导致价格水平的大幅波动，进而影响产出的基本稳定，这其实已成为推动货币

---

<sup>1</sup> 伍戈，华融证券首席经济学家

<sup>2</sup> 连飞，中国人民银行

政策调控框架逐步转型和优化的内生力量。因此,货币供应量目标对各新兴经济体中央银行的吸引力已逐步下降。货币供应量与通货膨胀的相关性检验结果表明,货币供应量与通货膨胀的相关性已变得越来越弱<sup>3</sup>,这进一步证实近年来世界新兴经济体以货币供应量为目标的货币政策框架发生了变化。总之,鉴于货币供应量的信息含量在不断减少,各新兴经济体的中央银行在过去20多年里逐步放弃了这一目标。事实上,20世纪70年代以来世界主要发达经济体的历史实践也表明,随着金融创新和金融深化进程的推进,数量型目标的指示意义受到越来越大的挑战,其货币政策框架逐步从数量型向价格型转变。

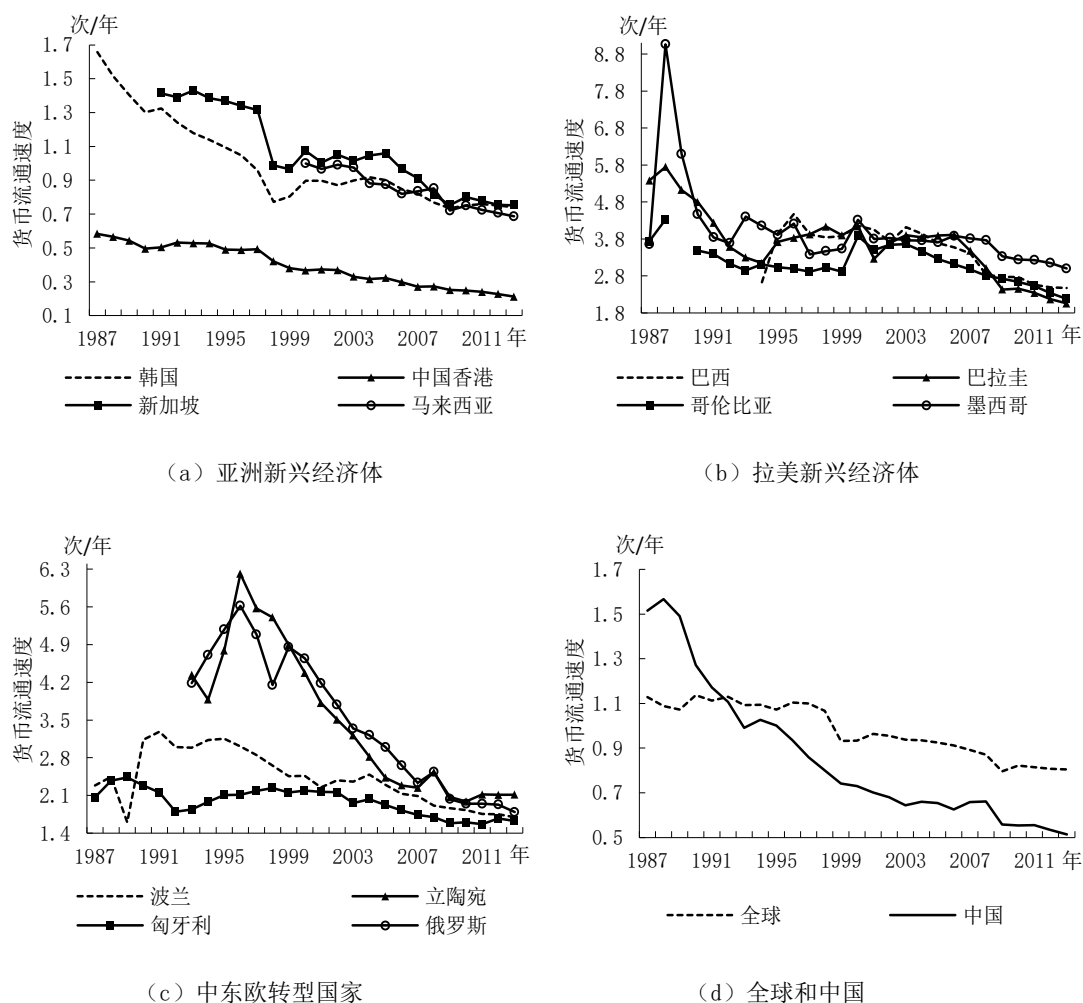


图1 各经济体货币流通速度的变化<sup>4</sup>

数据来源: IMF, International Financial Statistics (IFS)

从1998年1月起,中国人民银行取消了对国有商业银行的贷款规模控制,以货币供应

<sup>3</sup> 详见附录。

<sup>4</sup> 图1中货币流通速度是笔者根据各国GDP/M2计算而得到的,GDP/M2中的GDP就是费雪的数量方程式 $V=PY/Q$ (其中V是货币流通速度,P是价格水平,Y是实际GDP,Q是货币供应量)中的PY,即它是包含价格因素的名义变量。

量作为我国货币政策的中介目标（张晓慧，2012）。然而，近年来货币供应量作为中国货币政策中介目标的有效性受到了部分学者的质疑。不少研究<sup>5</sup>表明，作为中介目标的货币供应量，其可测性、可控性和相关性都越来越不理想。但是，现阶段中国的货币政策若完全以“价”作为主要中介目标、调节手段和传导机制，则需要有较为完善的金融市场和对利率敏感的微观主体等客观条件。虽然近年来中国经济金融改革及利率市场化的进程在不断加快，但利率在资源配置方面的作用还不十分充分，利率政策的传导效果也有待进一步观察。与此同时，数量型工具仍在发挥重要作用，这就使得“量”和“价”相互协调以共同实现货币政策调控目标成为现实可能，即在经济转型时期实施以货币数量和利率价格兼顾的货币政策混合规则。政策制定者在利用货币数量工具的同时，也使用利率价格工具调节经济，从而实现货币政策的最终目标。总之，科学构建适合转型时期的货币政策规则框架具有重要的现实意义。

## 二、文献综述

一般地，由于发展中国家的市场经济体系不发达、利率等价格还没有完全放开等现实原因，其货币政策相对于工业化国家可能更倚重于数量型规则。Taylor（2000）指出，在新兴市场国家以基础货币为操作变量的工具规则是比较合适的。然而，随着金融创新和利率市场化的加快，数量型规则开始逐步失效。夏斌和廖强（2001）较早从货币传导机制的角度分析了货币供应量目标在中国无效的原因。Geiger（2006）指出，M2 这一中介目标在中国经常出现误导，尤其是 1994~1995 年高通货膨胀时期过后。Laurens 和 Maino（2007）研究发现，由于发生了与支付体系、金融自由化、持有货币机会成本相关的技术进步，1994 年以来中国的货币乘数存在明显下降趋势，其 VAR 分析表明，与利率相比，货币供应量对产出没有任何短期影响。Zhang（2009）研究发现，中国过去 15 年的货币供应量与通货膨胀之间的相关系数从 1992~1999 年的 0.8 减少到 2000~2006 年的 0.16，而利率与通货膨胀之间的相关系数绝对值则从 0.16 增加到 0.676，这可能主要与中国的金融深化进程有关。

在货币数量规则越来越不能满足中国货币政策调控要求的情况下，一些学者开始着手对价格型规则的适用性进行研究。谢平和罗雄（2002）构建了泰勒规则并进行相应检验后认为，中国适合以泰勒规则为参照尺度。Zhang（2009）在 DSGE 模型框架下比较了利率规则和货币供应量规则对中国经济的适用情况，得出利率规则比货币供应量规则更优的结论。

---

<sup>5</sup> 详见张晓慧（2012）和 Zhang（2009）。

李春吉和孟晓宏（2006）认为，中国调整名义利率的货币政策对产出和通胀的影响非常有限。Laurens 和 Maino（2007）利用 VAR 模型发现，通货膨胀和政策利率之间只存在微弱的关系，单独的利率政策在帮助实现价格稳定这一最终目标过程中的效果是不显著的。Koivu 等（2009）认为，由于利率还没有在中国的货币政策传导机制中发挥主要作用，因此在建立相关模型中过于强调短期名义利率为主的泰勒规则是不合适的。

进一步地，部分学者提出可以考虑将货币数量型与价格型的规则结合起来。Liu 和 Zhang（2010）在新凯恩斯模型中系统地比较了中国货币政策的反应函数，并对中国所使用的货币政策分析框架进行了评估。其实证结果显示，中国央行使用利率和货币供应量的混合规则是合适的。Mehrotra 和 Sanchezfung（2010）根据中国的货币政策现实构建了一个 McCallum-Taylor 的混合反应函数，把基于调查的通胀预期加入该函数，并运用 VAR 方法对其适用性进行分析。其研究发现，中国央行对产出缺口的反应是逆周期的，且对通胀预期的反应也十分明显。张杰平（2012）基于开放经济的 DSGE 模型框架，对中国货币政策规则的效果进行比较分析。其实证结果表明，相对于单一的货币供应量或利率规则，混合型货币政策规则能够更有效地影响产出和通胀，因此中国更适合使用混合型货币政策规则。Blagrove 等（2013）认为，从 2005 年起中国央行为了实现政策目标对准备金率进行了较高频率的调整，这一工具在政策操作中发挥重要作用，因此把准备金率加入基于 GPM（Global Projection Model）模型的货币政策分析框架中，建立了利率和准备金率相结合的混合规则。

上述研究对中国的货币政策规则进行了很好的讨论，但仍存在可进一步深入探索的地方：在研究视角上，大多数研究往往只涉及一种单一的货币政策规则，缺乏对数量型、价格型以及其他规则之间的横向比较；在分析框架上，一般都仅采用 VAR 模型，且过于注重数据的挖掘，而缺少相应的经济理论基础；在模型估计上，通常采用校准或者 GMM 等方法对模型中的各方程进行单独估计，没有把所有方程纳入一个完整的系统，从而可能带有较强的主观色彩，这样得到的估计结果可能难以反映中国现实。与国内外已有研究相比，本文的创新性工作主要体现在以下几个方面：一方面，我们立足于具有严格经济理论基础的新凯恩斯框架，考虑中国的实际情况，尤其注重预期的作用，构建转型时期的数量型和价格型相结合的货币政策规则模型；另一方面，基于中国的数据采用贝叶斯方法估计结构模型，并进行不同冲击下的政策效果比较分析，即将混合规则与单一规则分别应对冲击时的脉冲响应、方差分解、福利损失结果进行比较，看看哪个货币政策规则对中国货币政策



目标的实现更有效。本文余下部分的研究按照如下思路展开：第三部分构建基于新凯恩斯主义的货币政策混合型规则模型框架；第四部分用贝叶斯方法估计模型参数并对模型进行敏感性分析和适用性分析；第五部分通过脉冲响应、方差分解、福利损失分别比较混合型、数量型和价格型货币政策规则在应对经济冲击时的实际政策效果；第六部分总结全文并提出相关政策建议。

## 三、混合型货币政策规则模型的构建

在上述历史文献的基础上，下文我们将根据转型中国的特征，有针对性地改造 Berg、Karam 和 Laxton（2006）的三方方程新凯恩斯模型，并借鉴 Liu 和 Zhang（2010）的建模思想，创新性地构建同时包含货币数量与价格规则的四方程系统模型刻画中国现实的混合型货币政策。整个模型体系主要包括扩展的新凯恩斯 IS 曲线（总需求模块）、新凯恩斯 Phillips 曲线（总供给模块）、货币数量与价格相结合的混合规则（货币政策模块）<sup>6</sup>。假设模型包括家庭、企业和中央银行三个部门：家庭在预算约束下最大化其效用；企业生产差异化的产品最大化其利润；中央银行执行货币政策以保持物价和产出稳定。

### （一）总需求：扩展的新凯恩斯 IS 曲线

假设经济中存在可以活无限期的同质家庭组成的连续统，每个家庭试图最大化其一生期望效用<sup>7</sup>。家庭在预算约束下的最大化效用形式为：

$$\max E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[ (C_t - bC_{t-1})^{1-\sigma_c} / (1-\sigma_c) + (Q_t/P_t)^{1-\sigma_m} / (1-\sigma_m) - (L_t)^{1+\sigma_l} / (1+\sigma_l) \right]$$

$$s.t. \quad C_t + Q_t/P_t + B_t/(R_t P_t) = Q_{t-1}/P_t + B_{t-1}/P_t + w_t L_t + T_t$$

其中， $\beta$  为贴现因子， $C_t$  为即时消费， $Q_t$  为货币存量， $L_t$  为劳动供给， $P_t$  为价格水平， $b$  为消费习惯程度， $\sigma_c$ 、 $\sigma_m$  和  $\sigma_l$  分别为消费跨期替代弹性倒数、货币需求弹性倒数和劳动供给弹性倒数， $B_t$  为债券数量， $R_t$  为名义利率， $w_t$  为实际工资， $T_t$  为转移支付。

在预算约束下，家庭选择消费、债券最大化其效用，得到如下一阶最优性条件，即消费的欧拉方程：

$$\beta E_t \left\{ R_t (C_{t+1} - bC_t)^{-\sigma_c} / (\pi_{t+1} (C_t - bC_{t-1})^{-\sigma_c}) \right\} = 1$$

<sup>6</sup> 这些方程主要来源于新凯恩斯动态随机一般均衡（DSGE）模型的一阶条件，并对它们进行了一定的修正，以更好地描述中国经济的现实（Liu 和 Zhang，2010）。

<sup>7</sup> 详见 Smets 和 Wouters（2002）。

其中,  $\pi_t = P_t/P_{t-1}$  为通货膨胀率,  $E_t$  表示预期。

对上式进行对数线性化并引入均衡条件  $\hat{Y}_t = \hat{C}_t$  ( $\hat{\cdot}$  表示缺口), 即可得到基本的新凯恩斯 IS 曲线:

$$\hat{Y}_t = b\hat{Y}_{t-1}/(1+b) + E_t\hat{Y}_{t+1}/(1+b) - (1-b)(\hat{R}_t - E_t\pi_{t+1})/((1+b)\sigma_c)$$

在基本的新凯恩斯 IS 曲线里, 实际产出是由实际利率、上一期的和预期未来的实际产出共同决定的。由于发达经济体有完善的货币政策传导机制, 利率和货币供应量能够彼此替换, 因此传统的宏观经济模型只有利率 (或只有货币供应量) 单独进入总需求方程。然而, McCallum (2001) 认为, 由于货币和消费在家庭效用函数中不是独立的, 因此货币可以进入产出缺口方程。2008 年金融危机后, 国际上试图将金融因素 (包括货币) 纳入一般宏观经济学框架。Carabenciov 等 (2008) 利用 GPM 模型在含有实际利率的 IS 曲线中加入了代表货币数量的 BLT (Bank Lending Tightening) 变量, 用来反映实体经济和金融部门之间的联系。此后, Liu 和 Zhang (2010)、Blagrove 等 (2013) 又分别将货币供应量、准备金率变量加入总需求方程。与成熟的市场经济国家相比, 由于转型中国的货币传导还很不健全, 利率和货币供应量之间的相互联动作用可能并不十分明显, 因此可以考虑将二者同时纳入总需求方程。本文综合借鉴上述研究理念, 将货币因素加入 IS 曲线<sup>8</sup>, 构建扩展的新凯恩斯 IS 曲线如下:

$$\hat{Y}_t = \alpha_1 E_t \hat{Y}_{t+1} + \alpha_2 \hat{Y}_{t-1} - \alpha_3 \hat{r}_{t-1} + \alpha_4 \hat{m}_{t-1} + \varepsilon_t^Y \quad (1)$$

其中,  $r_t$  为实际利率,  $m_t$  为实际货币增长率,  $\alpha_1$ 、 $\alpha_2$ 、 $-\alpha_3$ 、 $\alpha_4$  分别为  $\hat{Y}_t$  对  $E_t \hat{Y}_{t+1}$ 、 $\hat{Y}_{t-1}$ 、 $\hat{r}_{t-1}$ 、 $\hat{m}_{t-1}$  的反应系数,  $\varepsilon_t^Y$  为随机扰动项。根据方程 (1) 可知: 当人们对未来经济情况看好时, 即预期未来的实际产出会很高时, 家庭将愿意消费和投资得更多, 从而刺激产出增加; 当实际利率暂时较高时, 家庭将增加储蓄而不是进行消费或投资, 从而导致产出减少; 当货币供应量增加时, 家庭将增加更多的消费, 从而产出也会相应上升。

## (二) 总供给: 新凯恩斯 Phillips 曲线

假设企业生产差异化的产品, 对产品有一定的定价能力, 并采用 Calvo (1983) 型的价格设定方式: 每一期有比例为  $1-\xi_p$  的产品生产企业被随机地选中可以最优地设定其价格水

<sup>8</sup> 同时, 后文的货币政策模块包括了货币数量方程, 从而建立起了货币政策模块与总需求方程之间的关系。

平  $P_{j,t}^*$ ，其余不能最优定价的企业按照  $P_{j,t} = (\pi_{t-1})^{\gamma_p} P_{j,t-1}$  经验法则设定其价格。其中  $\gamma_p$  ( $0 \leq \gamma_p \leq 1$ ) 为价格指数化程度，表示上一期通货膨胀对本期不调整产品价格的影响程度。

本文假设  $\gamma_p = 1$ ，即无法最优定价的企业选择完全指数化过去的通货膨胀。在给定产品需求的条件下，可以最优定价的企业选择最优价格水平  $P_{j,t}^*$  最大化其期望利润，企业的最优价格选择问题可以表示为：

$$\max_{P_{j,t}^*} E_t \sum_{i=0}^{\infty} (\beta \xi_p)^i \Lambda_{t+i} (P_{j,t+i} Y_{j,t+i} - P_{t+i} mc_{t+i} Y_{j,t+i})$$

$$\text{s.t. } Y_{j,t+i} = (P_{j,t+i} / P_{t+i})^{-(1+\lambda_p)/\lambda_p} Y_{t+i}$$

其中， $\Lambda_{t+i} = (\lambda_{t+i} / \lambda_t) P_{t+i}$  为随机折现因子，表示名义收入的边际价值， $\lambda_t = (C_t - bC_{t-1})^{-\sigma_c}$  为消费的边际效用， $mc_t$  为企业的实际边际成本， $\lambda_p$  为价格加成， $(1+\lambda_p)/\lambda_p$  为不同产品之间的替代弹性。

通过求解上述最优价格选择问题的一阶条件，得到企业的最优价格为：

$$(P_{j,t}^* / P_t) E_t \sum_{i=0}^{\infty} (\beta \xi_p)^i \lambda_{t+i} \left( \frac{P_t / P_{t-1}}{P_{t+i} / P_{t+i-1}} \right) Y_{j,t+i} = E_t \sum_{i=0}^{\infty} (\beta \xi_p)^i \lambda_{t+i} (1 + \lambda_p) mc_{t+i} Y_{j,t+i}$$

上式表明，可以最优定价的企业选择的最优价格等于加权边际成本的加成。由于大多数研究采用产出缺口来取代边际成本，因此把求解的最优价格选择问题的一阶条件在零通胀稳态附近对数线性化，可得基本的新凯恩斯 Phillips 曲线：

$$\pi_t = \pi_{t-1} / (1 + \beta) + \beta E_t \pi_{t+1} / (1 + \beta) + (1 - \xi_p) (1 - \beta \xi_p) \hat{Y}_t / ((1 + \beta) \xi_p)$$

相关实证研究也表明，由于企业定价中的前瞻行为等原因，中国的 Phillips 曲线应该包括前瞻性因素。例如，Scheibe 和 Vines (2006) 发现，对于中国而言，带有通胀预期的 Phillips 曲线比只带有后顾性因素的情况有更好的拟合效果。因此，本文构建的新凯恩斯 Phillips 曲线中的通货膨胀是由上一期的通货膨胀、对未来通货膨胀的预期（即包括了通货膨胀的后顾性和前瞻性因素）以及由扩展的新凯恩斯 IS 曲线中求得的实际产出缺口共同决定的：

$$\pi_t = \omega_1 E_t \pi_{t+1} + (1 - \omega_1) \pi_{t-1} + \omega_2 \hat{Y}_{t-1} + \varepsilon_t^\pi \quad (2)$$

其中， $\omega_1$ 、 $\omega_2$  分别为  $\pi_t$  对  $E_t \pi_{t+1}$ 、 $\hat{Y}_{t-1}$  的反应系数， $\varepsilon_t^\pi$  为随机扰动项。根据方程 (2)

可知：当经济处于繁荣时期，即实际产出增加时，企业将扩大生产，进而增加劳动需求和相应的工资，较高的工资将导致边际成本增加，从而引起通货膨胀压力；当人们预期未来的通货膨胀增加时，也会提高价格水平，从而进一步引发当期的通货膨胀压力。

### （三）货币政策：货币数量与价格相结合的混合规则

从国情出发，目前我国实行的是数量型调控与价格型调控相结合的调控模式，金融宏观调控既重视利率等价格型指标，也高度重视货币信贷增长状况（张晓慧，2012）。基于此，我们认为混合型货币政策规则主要是将货币数量规则和利率规则有机结合，即综合使用货币数量和利率手段调节通货膨胀和产出波动，进而有利于实现货币政策的总体目标。实际上，采取混合型规则是由中国经济发展的特殊阶段所决定的。目前中国的金融市场仍不发达，利率市场化尚未最终完成，同时金融创新还在不断深化，此时的货币政策传导机制还不十分畅通。在这一现实背景下，一方面，金融市场不均衡时数量调控的效果较好，这也是20年来中国央行频繁使用数量工具而较少使用价格工具的主要原因，但由于货币供给具有内生性，受巨额外汇占款和资本项目逐渐开放等因素的影响，数量型规则调控日益困难；另一方面，利率尚未完全市场化使扭曲的利率生成机制对价格型规则的引导作用并不完全有效，导致价格调控的传导渠道不通畅，其调控力度大大减弱。因此，单一的数量或价格型货币政策规则所产生的效果可能难以充分发挥。而在相同条件下，通过数量型工具调节金融机构流动性状况，同时通过价格型工具调节社会融资成本及资金供求情况，这种“量”和“价”两种手段的综合运用可以有效弥补单一规则的不足，从而使宏观政策调控的力度更大、效果更明显。借鉴 Liu 和 Zhang（2010）、Blagrove 等（2013）分别用货币供应量和利率、准备金率和利率的混合规则反映中国的货币政策，本文的混合型货币政策同时包括货币数量和利率两个规则的内容。

传统的货币数量规则最主要的是 Friedman（1969）的常数货币增长率规则或 McCallum（1988）的基础货币规则。然而，本文采用货币供应量对产出缺口和通货膨胀的反应函数刻画货币数量规则。这个规则早期源于 Taylor（1979）使用货币供应量而不是利率作为工具来估计的宏观模型。他通过最小化通货膨胀和产出缺口的损失函数得出最优货币政策，其中，货币数量工具被设定为产出缺口和通货膨胀的函数。虽然 Taylor 在 19 世纪 80 年代中期开始逐步强调利率工具的重要性，但他一直认为对于新兴市场国家而言，货币供应量调控手段仍是一个比较合适的货币政策工具。针对一些发展中国家的情况，他建议可以把泰勒规则中利率操作变量修正为基础货币（Taylor，2000）。因此，关于货币数量规则和利率规则的区

别不再狭义地局限为规则公式，还扩展到了操作变量方面。借鉴上述理念以及 Sargent 和 Surico（2011）等的具体技术性做法，我们假设货币数量型规则采取的是类似于泰勒规则的表达形式<sup>9</sup>，即：

$$M_t = \varphi_1 M_{t-1} + (1 - \varphi_1) M_t^* - \varphi_2 (\pi_t - \pi_t^*) - \varphi_3 \hat{Y}_t + \varepsilon_t^M \quad (3)$$

其中， $M_t$  为名义货币增长率，\*表示均衡水平， $\varphi_1$  为名义货币增长率的持久性参数， $-\varphi_2$  和  $-\varphi_3$  分别为  $M_t$  对  $(\pi_t - \pi_t^*)$  和  $\hat{Y}_t$  的反应系数， $\varepsilon_t^M$  为随机扰动项。根据方程（3）可知：对于逆周期调控的数量型货币政策规则而言，当实际产出增长过快或通货膨胀压力过大时，中央银行将采取措施紧缩货币供应量，从而防止经济过热以促进经济持续平稳增长。

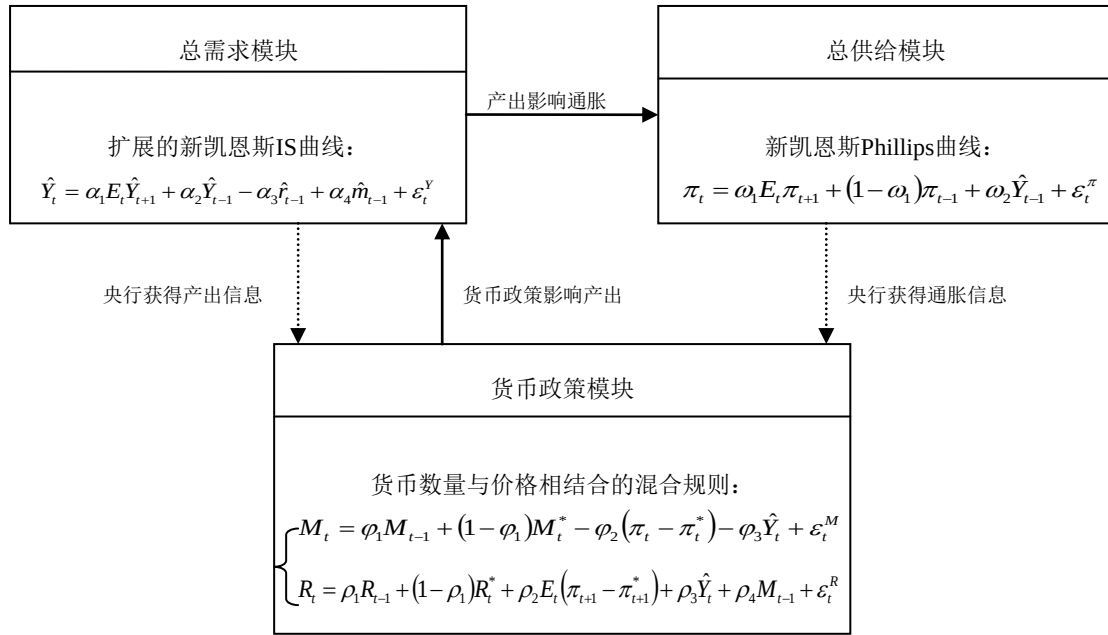
价格型规则所反映的往往是名义利率与通货膨胀、产出缺口之间的函数，即中央银行通过调整短期名义利率，使通胀和产出与其各自的目标值偏差逐步减小，从而促使社会的总效用最大化。特别地，20 世纪 80 年代以后，主要经济体的央行开始强调政策的规则性和透明度，更加注重稳定预期的作用。在有效的预期引导下，货币政策可能会达到事半功倍的效果，有利于改善政策传导并提高政策的有效性。而实施价格型调控的一个优势也在于其透明度相对更高，并有利于稳定市场预期。例如，Batini 和 Haldane（1999）认为，前瞻性规则中的预期通货膨胀能够反映未来通货膨胀路径的经济信息，从而既可以使货币政策建立一种承诺机制，避免其短视的“机会主义”倾向，又可以提高货币政策的透明度、可信性和有效性。随后，Mehra（2000）将货币供给增长率作为斜率哑变量引入前瞻性利率反应函数，通过对 1979~1998 年的季度数据实证检验后发现，货币增长在该反应函数中也是显著的。鉴于货币供应量在中国货币政策操作中的中介目标职能，中国泰勒规则的估计应该对这一重要指标有所反映，因此可以加入货币供应量变量。由于货币供应量并非像通货膨胀和经济增长那样是中国货币政策的最终目标，中央银行在制定当期货币政策时更多地考虑前一期已经提供的货币供应量，因此我们考虑将货币供应量的滞后项加入泰勒规则。为了更加客观地反映现实经济状况，本文在传统泰勒规则中引入预期因素和货币供应量，构造一个包含货币的前瞻性泰勒规则形式如下：

$$R_t = \rho_1 R_{t-1} + (1 - \rho_1) R_t^* + \rho_2 E_t (\pi_{t+1} - \pi_{t+1}^*) + \rho_3 \hat{Y}_t + \rho_4 M_{t-1} + \varepsilon_t^R \quad (4)$$

<sup>9</sup> Taylor（1979）、Sargent 和 Surico（2011）都采用类似泰勒规则形式的货币数量规则，该规则与传统货币数量规则的区别在于，它强调货币当局根据产出和通胀确定货币供应量；Friedman（1969）的常数货币增长率规则强调货币当局根据平均国民收入增长率确定货币供应量；McCallum（1988）的基础货币规则强调货币当局根据名义 GDP 增长目标、货币流通速度、GDP 目标与现实的差距确定基础货币增长率。

其中,  $\rho_1$  为名义利率的持久性参数,  $\rho_2$ 、 $\rho_3$  和  $\rho_4$  分别为  $R_t$  对  $E_t(\pi_{t+1} - \pi_{t+1}^*)$ 、 $\hat{Y}_t$  和  $M_{t-1}$  的反应系数,  $\varepsilon_t^R$  为随机扰动项。根据方程 (4) 可知: 对于逆周期调控的价格型货币政策规则而言, 当实际产出增长过快、预期通货膨胀压力过大或货币供应量增加过多时, 中央银行将通过提高名义利率的方式, 抑制经济过热以促进经济持续平稳增长。

总之, 上述三大模块的运行机理可以简单概述为如图 2 所示的情形: 一方面, 中央银行为了确定合意的货币供应量和利率水平, 分别从扩展的新凯恩斯 IS 曲线中获得实际产出的信息和从新凯恩斯 Phillips 曲线中得到通货膨胀的信息; 另一方面, 反过来中央银行又通过调整货币供应量和利率水平, 进而影响总需求方程及实际产出, 并进一步地由总供给方程影响通货膨胀。因此, 可以说货币政策方程是完成整个模型系统设定的“中心”环节, 其与货币供应量、利率、实际产出和通货膨胀都有密切的关联。



#### 四、对模型的参数估计

<sup>10</sup> 事实上, 本文的模型框架中除了 4 个基本的行为方程外, 还包括 3 个均衡方程:  $\pi_t^* = \omega_3 \pi_{t-1}^* + \varepsilon_t^{\pi^*}$ 、 $M_t^* = \varphi_4 M_{t-1}^* + \varepsilon_t^{M^*}$ 、 $R_t^* = \rho_5 R_{t-1}^* + \varepsilon_t^{R^*}$  和 6 个识别方程:  $\hat{m}_t = m_t - m_t^*$ 、 $m_t = M_t - \pi_{t+1}$ 、 $m_t^* = M_t^* - \pi_{t+1}^*$ 、 $\hat{r}_t = r_t - r_t^*$ 、 $r_t = R_t - \pi_{t+1}$ 、 $r_t^* = R_t^* - \pi_{t+1}^*$ 。其中, 借鉴 Svensson (1999, 2000), 假设  $\pi_t^*$ 、 $M_t^*$ 、 $R_t^*$  均服从 AR(1) 过程,  $\omega_3$ 、 $\varphi_4$ 、 $\rho_5$  为系数,  $\varepsilon_t^{\pi^*}$ 、 $\varepsilon_t^{M^*}$ 、 $\varepsilon_t^{R^*}$  为随机扰动项。

### （一）参数的贝叶斯估计

本文采用贝叶斯方法估计模型的结构参数,因为在小样本情况下贝叶斯估计的可信度明显高于其他估计(如 GMM 和极大似然估计等)。按照贝叶斯方法估计模型参数的规则,观测变量的个数要小于或者等于外生冲击的个数。本文建立的模型包含产出缺口冲击、通货膨胀冲击、货币供应量冲击、利率冲击等外生冲击,为了保证外生冲击能够得到良好的识别和估计,也使后续的相关分析更可靠,我们在贝叶斯估计中使用产出缺口、通货膨胀率、货币供应量增长率和利率四个观测变量。采用 CPI 的季度环比指数代表通货膨胀率<sup>11</sup>。采用 CPI 的季度定基指数将名义季度 GDP 转换为真实季度 GDP,并将真实季度 GDP 取对数后用 HP 滤波剔除长期趋势。货币供应量增长率由广义货币供应量(M2)增长率表示。利率由全国银行间 7 日内同业拆借利率表示<sup>12</sup>。上述变量均采用 X-12 方法剔除季节波动。因为从 2001 年 1 月起国家统计局调整了 CPI 的统计口径,所以本文的样本期从 2001 年 1 季度至 2014 年 4 季度,共 56 个数据样本。原始数据来源于国家统计局网站、中国人民银行网站、Wind 资讯。本文运用 Dynare 工具箱,在 Matlab 环境中编程完成有关模型的参数估计以及仿真分析。

在利用贝叶斯方法估计模型参数之前,需要给出待估参数的先验分布。先验分布的选取直接关系到最终估计的质量,因此必须根据参数的理论含义和取值范围以及国内外相关研究的结论综合设定<sup>13</sup>。在经过多次尝试和比较后,我们参考 Liu 和 Zhang (2010)、Blagrove 等 (2013)、Carabenciov 等 (2008)、刘斌 (2008)、中国人民银行营业管理部课题组 (2009) 等文献选择了参数的先验分布。在对模型参数进行贝叶斯估计时,本文通过 Metropolis-Hastings 算法模拟了 20000 次,最终采取了 10000 个模拟数进行参数估计,模拟过程中使用了两条马科夫链(Markov chains),第一条链的最终接受率(acceptance rate)为 32.7224%,第二条链的最终接受率为 31.9560%,两条链的最终接受率在合理区间内<sup>14</sup>,且二者的差异较小,模型的单变量和多变量的收敛性检验(univariate convergence diagnostic 和

<sup>11</sup> 由于上文推导基本新凯恩斯 IS 曲线中定义  $\pi_t = P_t/P_{t-1}$  为通货膨胀率,因此我们采用 CPI 的季度环比指数代表通货膨胀率。王彬、马文涛和刘胜会 (2014) 对通货膨胀率指标也做了同样的处理。

<sup>12</sup> 由于中国利率还未完全市场化,因此利率用更具市场化利率特征的银行间 7 天同业拆借利率表示。

<sup>13</sup> 对于取值范围在区间 (0,1) 中的参数,将其先验分布设定为贝塔分布(Beta distribution);对于取值始终大于 0 的参数,将其先验分布设定为正态分布(Normal distribution);对于外生冲击的标准差,将其先验分布设定为逆伽马分布(Inverted Gamma distribution)。

<sup>14</sup> 根据主流文献的共识,马科夫链的最终接受率应该在 20%~40%之间比较合理。如果接受率太高, Metropolis-Hastings interactions 无法抵达分布的尾部(tails of a distribution);如果接受率太低, Metropolis-Hastings interactions 会局限于参数分布的某个子空间。

multivariate convergence diagnostic) 结果较好<sup>15</sup>, 因此参数和模型比较稳定。表1给出了模型待估参数的先验分布以及贝叶斯估计值。

表1 参数的先验分布及贝叶斯估计

| 参数          | 先验分布   |        |        | 后验分布   |               |        |
|-------------|--------|--------|--------|--------|---------------|--------|
|             | 类型     | 均值     | 标准差    | 均值     | 置信区间          | 众数     |
| $\alpha_1$  | Normal | 0.2100 | 0.1000 | 0.1775 | 0.1685 0.1842 | 0.1743 |
| $\alpha_2$  | Normal | 0.4700 | 0.1000 | 0.4796 | 0.4726 0.4855 | 0.4763 |
| $\alpha_3$  | Normal | 0.0400 | 0.0500 | 0.0421 | 0.0240 0.0584 | 0.0437 |
| $\alpha_4$  | Normal | 0.0600 | 0.1000 | 0.0543 | 0.0459 0.0632 | 0.0495 |
| $\omega_1$  | Beta   | 0.4800 | 0.1000 | 0.3113 | 0.3018 0.3238 | 0.3234 |
| $\omega_2$  | Normal | 0.2000 | 0.0500 | 0.1626 | 0.1611 0.1644 | 0.1618 |
| $\varphi_1$ | Beta   | 0.8800 | 0.1000 | 0.9044 | 0.8807 0.9272 | 0.9183 |
| $\varphi_2$ | Normal | 0.0600 | 0.1000 | 0.0950 | 0.0833 0.1087 | 0.0919 |
| $\varphi_3$ | Normal | 0.1600 | 0.1000 | 0.1934 | 0.1811 0.2059 | 0.1887 |
| $\rho_1$    | Beta   | 0.6700 | 0.1000 | 0.6495 | 0.6358 0.6617 | 0.6414 |
| $\rho_2$    | Normal | 0.3700 | 0.1000 | 0.3916 | 0.3808 0.4030 | 0.3868 |
| $\rho_3$    | Normal | 0.0600 | 0.0500 | 0.0293 | 0.0225 0.0377 | 0.0319 |
| $\rho_4$    | Normal | 0.8500 | 0.1000 | 0.7644 | 0.7585 0.7723 | 0.7637 |

在IS曲线的估计结果中, 实际利率缺口的系数( $-\alpha_3$ )为-0.0421, 实际货币供应量增长率缺口的系数 $\alpha_4$ 为0.0543, 二者的绝对值都比较小。其原因可能在于, 由于价格和工资刚性、金融市场中存在的摩擦等造成货币政策传导不畅, 因此货币政策对产出的影响效果相对有限(Laxton 和 Scott, 2000)。此外, 数量型工具和价格型工具之间的效果比较可以近似表示为: $\alpha_4/\alpha_3=1.2898$ , 即货币供应量增长率变动增加1%与利率变动减少1.2898%对产出的影响效果可能大致类似。

在Phillips曲线的估计结果中, 通胀预期对通货膨胀的影响系数 $\omega_1$ 为0.3113, 从而证明了在中国前瞻型Phillips曲线的存在性, 这也符合新凯恩斯主义的基本分析框架; 产出缺口滞后项对通货膨胀的影响系数 $\omega_2$ 为0.1626, 表明通货膨胀受产出缺口的影响存在滞后性, 即上一期的产出缺口增加1个单位将导致即期通货膨胀上升0.1626个单位。

在货币政策方程的估计结果中, 货币供应量平滑系数 $\varphi_1$ 的估计值在0.9以上, 说明货币供应量具有很强的连贯性, 即中国货币当局调整货币供应量存在明显的平滑行为, 他们并不是将货币供应量一步调整至目标值, 而是一个逐步调整过程, 这使公众能有较充分的反应时间逐步适应中央银行的操作, 从而有助于宏观经济的平稳发展。货币供应量对通货膨胀和产出缺口的反应系数( $-\varphi_2$ )和( $-\varphi_3$ )分别为-0.0950和-0.1934, 其符号也符合预期, 即表明货币

<sup>15</sup> 由于单变量和多变量的收敛性检验图形输出较多, 限于篇幅, 我们没有列出。



数量调控是为了促使通货膨胀向其目标值回归,并较好地促进实际产出持续平稳增长。利率平滑系数  $\rho_1$  的估计值大于 0.6,说明利率政策也强调持续性,即央行倾向于通过缓慢调整短期利率,建立一个短期利率的变化路径,以此引导公众预期并提升政策效果。利率水平对通胀预期和产出缺口的反应系数  $\rho_2$  和  $\rho_3$  分别为 0.3916 和 0.0293,从而证实了利率政策对通胀和产出进行了积极反应,并且名义利率的调整不是取决于已经实现的或“事后”的通胀,而是取决于根据“事先”可获得信息而做出的对未来的通胀预期。利率对货币供应量增长率反应系数  $\rho_4$  为 0.7644,说明利率对货币供应量增长率的变化产生同向变化,这与中国货币供应量变化的被动性和适应性有关。正如中国人民银行营业管理部课题组(2009)指出的,在中国当前的结售汇制度下,外汇占款的增加必然引起货币供应量的增加,公开市场操作和存款准备金率调整能够部分地对冲货币供应量的变化,从而向市场释放回收流动性的信息,引起货币市场同业拆借利率的同向变化。

## (二) 模型的敏感性分析

下面我们通过敏感性分析考察模型构件对于分析中国货币政策混合规则的相对重要性,以便在应用模型进行货币政策分析时抓住建立模型的关键要素。为此,在敏感性分析时依次显著地减小并固定上述模型构件参数的取值,然后依次估计其余参数的后验均值和相应的边缘数据密度,通过与基准模型的边缘数据密度相比较来判断该参数及其对应模型构件的相对重要性,对边缘数据密度的影响较大则该模型构件越重要。表 2 依次列出了显著地减小并固定一种参数后模型的边缘数据密度与其余参数的后验均值。

表 2 模型的敏感性分析

|             | 基准模型    | $\phi_1=0.0$ | $\phi_2=0.0$ | $\phi_3=0.0$ | $\rho_1=0.0$ | $\rho_2=0.0$ | $\rho_3=0.0$ | $\rho_4=0.0$ |
|-------------|---------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|
|             |         | 1            | 1            | 1            | 1            | 1            | 1            | 1            |
| 边缘数据密度      | -134.96 | -259.18      | -287.13      | -241.30      | -222.35      | -266.42      | -236.11      | -205.15      |
| $\alpha_1$  | 0.1775  | 0.3177       | 0.0215       | 0.2555       | 0.1492       | 0.3528       | 0.3453       | 0.2785       |
| $\alpha_2$  | 0.4796  | 0.4138       | 0.5774       | 0.4471       | 0.5094       | 0.3298       | 0.3437       | 0.1169       |
| $\alpha_3$  | 0.0421  | 0.0381       | 0.0051       | 0.0082       | 0.0025       | 0.0179       | 0.0123       | 0.0177       |
| $\alpha_4$  | 0.0543  | 0.2267       | 0.0121       | 0.0339       | 0.0780       | 0.0066       | 0.0016       | 0.0154       |
| $\omega_1$  | 0.3113  | 0.3854       | 0.3968       | 0.3042       | 0.2808       | 0.3033       | 0.3393       | 0.4283       |
| $\omega_2$  | 0.1626  | 0.0174       | 0.0175       | 0.0925       | 0.0175       | 0.0175       | 0.0175       | 0.1596       |
| $\varphi_1$ | 0.9044  | 0.01         | 0.9826       | 0.9935       | 0.9863       | 0.9894       | 0.7291       | 0.9475       |
| $\varphi_2$ | 0.0950  | 0.0062       | 0.01         | 0.1123       | 0.0196       | 0.0985       | 0.0150       | 0.0064       |
| $\varphi_3$ | 0.1934  | 0.2649       | 0.1119       | 0.01         | 0.1814       | 0.4820       | 0.0244       | 0.1369       |
| $\rho_1$    | 0.6495  | 0.8210       | 0.6706       | 0.5626       | 0.01         | 0.3944       | 0.3324       | 0.9204       |

|          |        |        |        |        |        |        |        |        |
|----------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| $\rho_2$ | 0.3916 | 0.5691 | 0.2206 | 0.3434 | 0.5375 | 0.01   | 0.4713 | 0.2950 |
| $\rho_3$ | 0.0293 | 0.0190 | 0.0614 | 0.0221 | 0.1125 | 0.0092 | 0.01   | 0.0569 |
| $\rho_4$ | 0.7644 | 0.6968 | 0.5079 | 0.5627 | 0.3448 | 0.7930 | 0.7047 | 0.01   |

在显著地减小并固定某个结构参数后,估计的模型边缘数据密度值都有不同程度的减小,说明在分析本文的模型中引入相应的模型要素对于理解中国货币政策混合规则都具有必要性。特别地,通过比较模型的边缘数据密度可知,货币供应量和利率对通货膨胀的反映系数  $\phi_2$  和  $\rho_2$  是最为重要的模型要素:如表 2 所示,将参数  $\phi_2$  降低到 0.01 后,模型的边缘数据密度下降为-287.13,该值与基准模型相比降低了 152.17,估计结果受到较大影响的参数有  $\alpha_3$ ,其后验均值由 0.0421 降低为 0.0051;将参数  $\rho_2$  减小为 0.01,模型的边缘数据密度损失了 131.46,  $\alpha_4$  的后验均值由 0.0543 减少为 0.0066。这正好印证了中国央行的货币政策目标更主要的是保持物价稳定。其余要素对于基准模型的后验边缘数据密度的贡献相对较小,但也会导致边缘数据密度显著减少,因而在本文的模型中也是十分必要的<sup>16</sup>。

### (三) 模型的适用性分析

我们通过比较估计模型和实际数据的二阶矩,评价上述模型体系可否用来分析中国经济的现实。如果模型模拟的二阶矩与实际经济较为匹配,那么可以认为模型能够在某种程度上描述现实经济。本文主要比较变量之间的标准差、一阶自回归系数、与产出相关系数,它们分别用来度量变量的波动性大小、波动持续性、顺周期性与否及强弱。为此,我们对模型的内生变量  $\hat{Y}$ 、 $\pi$ 、 $M$  和  $R$  仿真了时间序列为 200 期的 100 个样本,然后计算样本的各二阶矩,结果如表 3 所示。

表 3 模型经济与实际经济的二阶矩

| 变量        | 模型经济   |         |                  | 实际经济   |         |                  |
|-----------|--------|---------|------------------|--------|---------|------------------|
|           | 标准差    | 一阶自回归系数 | 与 $\hat{Y}$ 相关系数 | 标准差    | 一阶自回归系数 | 与 $\hat{Y}$ 相关系数 |
| $\hat{Y}$ | 0.0143 | 0.5262  | 1.0000           | 0.0116 | 0.5128  | 1.0000           |
| $\pi$     | 0.0560 | 0.5521  | 0.6411           | 0.0583 | 0.5461  | 0.6304           |
| $M$       | 0.0312 | 0.8469  | 0.5051           | 0.0327 | 0.8269  | 0.5138           |
| $R$       | 0.0413 | 0.7017  | -0.4539          | 0.0565 | 0.6953  | -0.4268          |

从总体上看,模型经济预测变量的二阶矩与实际经济比较接近:模型仿真数据的标准差与实际数据相差不大,模型的一阶自回归系数、与产出相关系数的方向和大小与实际经济数

<sup>16</sup> 如果进一步计算,把参数  $\phi_1$ 、 $\phi_3$ 、 $\rho_1$ 、 $\rho_3$  和  $\rho_4$  分别减小到 0.01 后,模型的边缘数据密度分别显著降低 124.22、106.34、87.39、101.15 和 70.19,  $\phi_2$ 、 $\alpha_3$ 、 $\alpha_4$  和  $\phi_2$  的后验均值分别从 0.0950、0.0421、0.0421、0.0543 和 0.0950 下降为 0.0062、0.0082、0.0025、0.0016 和 0.0064。

据都较为匹配。因此，模型经济预测变量的波动性与实际经济基本一致；模型经济预测变量大多具有较高波动持续性的特征与实际经济相同；模型经济预测的结果与实际经济一样是顺周期的。模型和实际数据的二阶矩的比较情况为本文所构建模型的适用性提供了充分的支持证据，模型对实际数据具有较强的解释力，较好地拟合了中国的经济现实，因此可以用来分析货币政策混合规则在中国的政策效果。

## 五、各货币政策规则的政策效果比较

下面将根据上文所估计的模型进行政策效果对比分析，具体探讨究竟哪种货币政策规则（混合型、数量型或价格型）对中国的宏观经济调控更有效。

### （一）脉冲响应分析

我们运用脉冲响应方法分别考察经济冲击（如产出缺口冲击、通货膨胀冲击）对产出缺口和通货膨胀的影响，即增加 1 个百分点的外生冲击，产出缺口和通货膨胀在三种不同的货币政策规则下的脉冲响应情况，如图 3 和图 4 所示<sup>17</sup>。

图 3（a）给出了产出缺口增加 1 个百分点的冲击时，在三种货币政策规则下产出缺口的各自反应情况。在正的产出缺口冲击下（即当经济面临上行压力的时候），产出缺口在三种货币政策规则作用下都有不同程度的变动，其中混合型规则下产出缺口的波动相对较小且恢复到均衡状态的速度最快，因此混合规则相对更有效。具体地，在该混合规则下，1%的正向产出缺口冲击直接导致产出缺口立即上升到最高点，即在冲击发生的当期达到最大响应，随后产出缺口迅速下降，直到经过第 7 期后下降到最低点，然后再逐渐上升，并“惯性”地回复到稳态。从经济学意义上讲，正向产出缺口冲击（如正向消费偏好冲击）会使消费者将更多的收入用于消费而减少实际货币余额需求<sup>18</sup>，从而促进产出增加，产出缺口也随之上升。为了防止经济过热，央行采取逆周期的混合型货币政策规则（即减少货币供应量且调高利率）进行宏观调控，一方面通过降低货币发行直接减少居民的财富拥有量，抑制居民的消费需求；另一方面通过提高利率增加居民的投资成本，间接抑制居民的投资需求。在这种综合性调控措施下，经济过热的局面得到有效控制，进而使得产出较快回归到稳定状态。

图 3（b）给出了产出缺口增加 1 个百分点的冲击时，在三种货币政策规则下通货膨胀的各自反应情况。在正的产出缺口冲击下，通货膨胀在三种政策规则下都有不同程度的变动，

<sup>17</sup> 图 3 和图 4 中的横轴均表示时期数，图 3（a）和（b）中的纵轴分别表示产出缺口和通货膨胀对 1% 的正向产出缺口冲击的脉冲响应情况，图 4（a）和（b）中的纵轴分别表示产出缺口和通货膨胀对 1% 的正向通货膨胀冲击的脉冲响应情况。

<sup>18</sup> 具体地，在家庭的跨期预算约束条件中包括了消费和实际货币余额需求，二者具有相互替代关系。

其中混合规则下通货膨胀的波动相对较小,因此混合规则似乎更有效。具体地,在该混合规则下,1%的正向产出缺口冲击导致通货膨胀立即上升,在第4期左右达到最高点,随后下降逐渐恢复到稳态值。从经济学意义上讲,正向产出缺口冲击(如正向消费偏好冲击)增加了消费需求,从而引致通货膨胀偏离原来稳态上升并逐渐达到高位。为了缓解通货膨胀压力,货币当局采取逆周期的混合型货币政策规则(即紧缩货币供应量并调高利率)进行宏观调控,一方面通过提高存款准备金率直接冻结银行体系过剩流动性,通过缩减银行体系超额存款准备金,锁定部分基础货币并降低货币乘数,进而影响金融机构信贷资金供应能力,调控货币信贷总量;另一方面通过调高利率导致融资成本上升,从而使金融机构和各类经济主体适当衡量风险,引导货币信贷合理增长,同时也能够引导资金流向,调节和稳定通货膨胀预期,为促进货币信贷合理增长创造有利条件。在这种综合性调控措施下,通货膨胀逐渐下降并最终回归稳定状态。

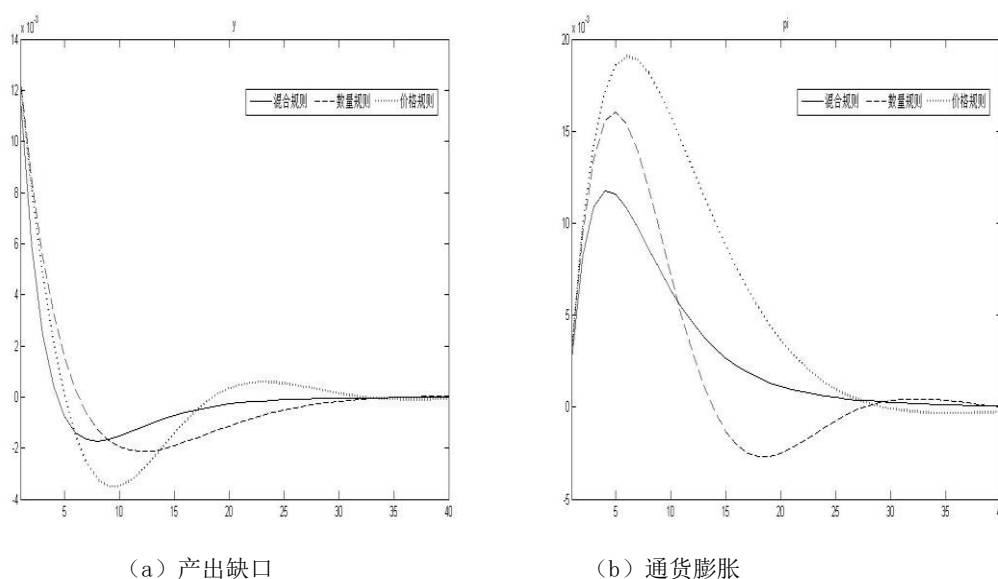


图3 三种货币政策规则下产出缺口和通货膨胀对产出缺口冲击的脉冲响应

图4(a)给出了通货膨胀率增加1个百分点的冲击时,在三种货币政策规则下产出缺口的分别反应情况。在正的通货膨胀冲击下(即当通胀压力上升的时候),产出缺口在三种政策规则下都有不同程度的变动,其中混合规则下产出缺口的波动相对较小,因此混合规则的宏观政策效果显得更有效。具体地,在该混合规则下,产出缺口受到1%的正向通货膨胀冲击后立即下降,在第7期左右达到最低点,然后慢慢上升,一段时期后逐步回到均衡处。从经济学意义上讲,正向通货膨胀冲击(如正向价格加成冲击)会使企业的生产成本增加,从而投资减少并带动产出下降,产出缺口下降。此时若货币当局采取逆周期的混合货币政策规则(即紧缩货币供应量和调高利率)进行宏观调控,通货膨胀将显著下降,且使得生产成

本降低，促进投资增加，从而带动产出最终回归稳定状态。

图 4（b）给出了通货膨胀率增加 1 个百分点的冲击时，在三种规则下通货膨胀的分别反应情况。在正的通货膨胀冲击下，通货膨胀在三种政策规则下都有不同程度的变动，类似地，其中混合规则下通货膨胀的波动相对较小，因此混合规则更加有效。具体地，在该混合规则下，1% 的正向通货膨胀冲击直接导致通货膨胀立即上升到最高点，即在冲击发生的当期达到最大响应，随后通货膨胀迅速下降，然后再逐渐惯性回复稳态。从经济学意义上讲，正向通货膨胀冲击（如正向价格加成冲击）提高了企业生产成本和社会价格总水平，对通货膨胀有推动作用。为了缓解通货膨胀压力，货币当局采取逆周期的混合货币政策规则（即同时紧缩货币供应量和调高利率）进行宏观调控，通货膨胀将显著下降，并逐步回归稳定状态。

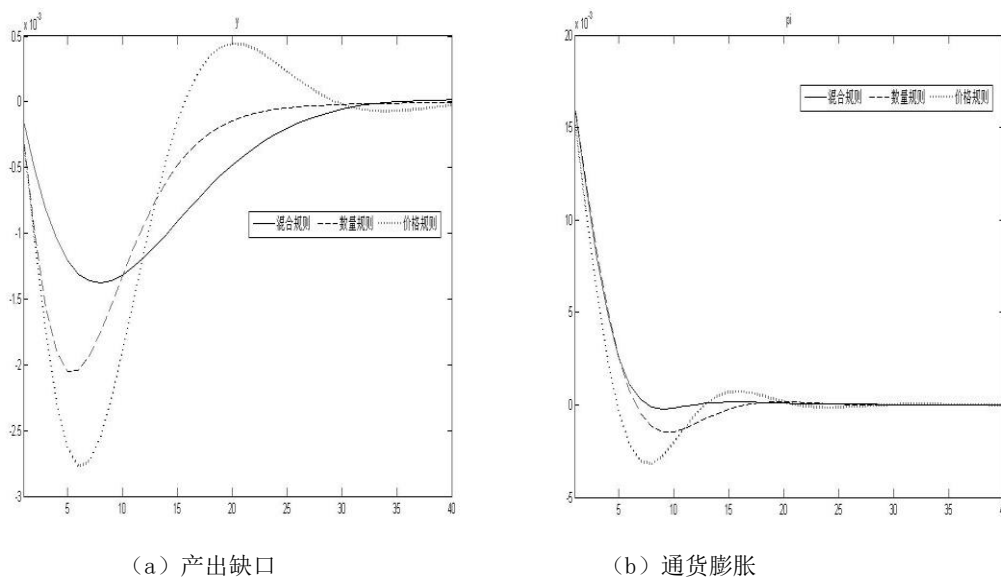


图 4 三种货币政策规则下产出缺口和通货膨胀对通货膨胀冲击的脉冲响应

综上所述，通过比较三种货币政策规则下产出缺口冲击和通货膨胀冲击所引起产出缺口和通货膨胀的变化情况可知，实施混合型货币政策在一定程度上能够更好地熨平宏观经济波动。也就是说，在中国经济转型阶段，使用任何一种单一的货币政策规则都不能取得最优的效果，而实施混合型的货币政策规则可能是较好的现实选择。2003 年以来，根据国际国内经济金融形势，中国央行注重数量型和价格型工具相协调对宏观经济进行调控，保证了经济在合理区间稳定增长<sup>19</sup>。

## （二）方差分解分析

<sup>19</sup> 针对 2003 年国民经济运行中出现的贸易顺差过大、投资增长过快等问题，中国央行使用公开市场操作和存款准备金率等对冲工具，大力回收银行体系流动性，同时连续 9 次上调存贷款基准利率，最终使经济增长偏热的势头得到有效控制。为应对 2008 年国际金融危机加剧对中国经济增长产生的负面影响，中国央行 4 次下调存款准备金率，以保证银行体系流动性合理充裕，并且先后 5 次下调存贷款基准利率，为降低企业融资成本创造了有利条件，从而缓解了经济下行压力，促进了经济的快速回升。

由于本文的模型中加入了多种宏观经济冲击，因此分析各种冲击对宏观经济变量的相对影响对于货币政策决策显得尤为重要，而且可以帮助我们进一步分析货币政策混合规则的政策效果。下面将三种货币政策规则下外生冲击（产出冲击、通胀冲击、货币冲击、利率冲击）对主要宏观经济变量（产出、通胀）波动的影响进行分解。表4展示了各宏观经济变量的方差分解结果，它是基于估计的参数进行模拟得到的，用以解析各种冲击的相对重要性。

表4 三种货币政策规则下变量的方差分解结果

|      | 混合规则  |       | 数量规则  |       | 价格规则  |       |
|------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
|      | 产出    | 通胀    | 产出    | 通胀    | 产出    | 通胀    |
| 产出冲击 | 74.67 | 41.25 | 77.26 | 45.14 | 78.43 | 46.68 |
| 通胀冲击 | 10.36 | 35.40 | 12.22 | 37.80 | 13.45 | 38.47 |
| 货币冲击 | 9.35  | 18.70 | 6.84  | 14.64 | 4.47  | 12.34 |
| 利率冲击 | 5.62  | 4.65  | 3.68  | 2.42  | 3.65  | 2.51  |

总的来看，无论采用货币政策混合规则，还是采用单一的数量规则或价格规则，产出缺口冲击、通货膨胀冲击、货币供应量冲击和利率冲击都是中国宏观经济波动的重要来源。其中，产出缺口冲击是产出波动的最主要原因，它对产出波动的解释力达到了70%以上，而通货膨胀冲击、货币供应量冲击和利率冲击一共仅解释了不足30%的产出波动；导致通货膨胀的最主要原因包括产出缺口冲击和通货膨胀冲击，它们对通货膨胀的解释力之和达到了70%以上，而货币供应量冲击和利率冲击一共仅解释了不足30%的通货膨胀。

在货币政策混合规则下，产出缺口冲击是经济波动的最主要因素，它对产出波动的解释力甚至达到了74.67%；通货膨胀冲击对经济波动的解释力仅次于产出缺口冲击，特别是体现在其对通货膨胀的解释力上，它解释了超过30%的通货膨胀；货币供应量冲击对经济波动的解释相对较小，它对产出波动和通货膨胀的解释分别为9.35%、18.70%；利率冲击对经济波动的解释力最低，它仅解释了产出波动的5.62%和通货膨胀的4.65%。与产出缺口冲击和通货膨胀冲击相比，货币供应量冲击和利率冲击的解释力虽然较小，但它们仍然是经济波动不可忽视的因素，且二者在混合规则下所引起的宏观经济变量的相对变化比单一规则下大。与单一的数量规则或价格规则相比，混合规则下产出缺口冲击和通货膨胀冲击对主要宏观经济变量波动的相对解释力均有所降低，这说明混合规则对熨平宏观经济波动的效果更大。

### （三）福利损失分析

进一步地，我们在最优货币政策理论框架下<sup>20</sup>，分析不同货币政策规则对社会福利损失函数的影响，即采用福利分析方法研究货币政策混合规则是否在当前中国更为合适。具体地，根据上文的模型估计结果，计算得到中国货币政策的福利损失大小，据此比较混合型、数量型和价格型货币政策的有效性。Woodford（2003）证明了中央银行损失函数的多期表达式与社会福利目标函数的一致性，即在二阶近似的范围内损失函数最小化也是社会福利目标函数最大化。货币当局制定货币政策时必须具有前瞻性，考虑当期货币政策对目标变量未来的影响。本文借鉴 Woodford（1999）及刘斌（2004）关于货币政策损失函数的

表达式：
$$L = E_t \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i (\pi_{t+i}^2 + \mu \hat{Y}_{t+i}^2)$$
。假定中央银行与家庭有相同的时间偏好  $\beta$ 。 $\mu$  代表中央银行对于产出缺口和通货膨胀的关注程度： $\mu$  值越大，中央银行在面对稳定产出与通胀的政策权衡时，更多地倾向于减小产出的波动；反之，则更多地倾向于减小通胀的波动。 $\mu$  分为  $(0, 1)$ 、 $1$ 、 $(1, \infty)$  三个区间，在此  $\mu$  分别取 0.5、1、2，并根据福利损失函数计算在不同货币政策规则下外生冲击（产出冲击、通胀冲击、货币冲击、利率冲击）导致的社会福利损失情况，结果如表 5 所示<sup>22</sup>。

表 5 三种货币政策规则下福利损失函数的结果比较

|      | 混合规则      |         |         | 数量规则      |         |         | 价格规则      |         |         |
|------|-----------|---------|---------|-----------|---------|---------|-----------|---------|---------|
|      | $\mu=0.5$ | $\mu=1$ | $\mu=2$ | $\mu=0.5$ | $\mu=1$ | $\mu=2$ | $\mu=0.5$ | $\mu=1$ | $\mu=2$ |
| 产出冲击 | 0.1415    | 0.1475  | 0.1597  | 0.1824    | 0.1887  | 0.2013  | 0.2065    | 0.2125  | 0.2243  |
| 通胀冲击 | 0.0559    | 0.0582  | 0.0630  | 0.0745    | 0.0771  | 0.0822  | 0.0857    | 0.0882  | 0.0931  |
| 货币冲击 | 0.0277    | 0.0285  | 0.0301  | 0.0320    | 0.0331  | 0.0353  | 0.0342    | 0.0357  | 0.0386  |
| 利率冲击 | 0.0091    | 0.0094  | 0.0100  | 0.0102    | 0.0105  | 0.0110  | 0.0125    | 0.0131  | 0.0141  |
| 加 总  | 0.2342    | 0.2436  | 0.2628  | 0.2991    | 0.3094  | 0.3298  | 0.3389    | 0.3495  | 0.3701  |

在三种货币政策规则下，随着中央银行给予产出的权重  $\mu$  从 2 和 1 减小到 0.5，即逐渐倾向于控制通胀，各种外生冲击都会导致社会福利损失随之下降，这再一次印证了中国央行在“稳增长”和“防通胀”两个目标之间进行权衡时更倾向于后者<sup>23</sup>，因此我们着重讨论  $\mu$  为 0.5 时的福利损失情况。当采取混合规则、数量规则、价格规则时，产出缺口冲击

<sup>20</sup> 最优的货币政策规则是能够使外生冲击导致的福利损失最小化的货币政策规则。

<sup>21</sup> 在货币政策分析中，通常假定目标权重  $\mu$  是外生的，由中央银行的主观偏好所决定，不同文献对该权重的取值明显不同。

<sup>22</sup> 需要注意的是，有关福利损失函数的度量在国际上尚无定论，因此本文计算的福利损失可能与其他度量方法的研究不同。

<sup>23</sup> 中国人民银行法规定，“货币政策目标是保持货币币值的稳定，并以此促进经济增长”，这明确了货币政策对经济发展的贡献主要在于创造一个良好的货币环境。中国人民银行行长周小川在博鳌亚洲论坛 2014 年年会上表示，“低通胀目标在中国央行多目标中是最重要的”。

导致的福利损失分别为 0.1415、0.1824、0.2065，这表明单一的数量规则或价格规则下产出缺口冲击导致的福利损失相应较大，而且数量规则下的福利损失要小于价格规则；混合规则相对具有更高的效率，在稳定产出和控制通胀的政策权衡上比单一规则具有更大的优势，能够有效减少福利损失，从而为宏观经济调控提供更理想的参考依据。与此类似，实施混合规则可以使通货膨胀冲击、货币供应量冲击和利率冲击带来的福利损失相对较小，而数量规则或价格规则下三种冲击造成的福利损失较大。同时，与货币政策冲击相比，产出缺口冲击和通货膨胀冲击导致的福利损失相对偏高。另外，当全部四种外生冲击同时发生时，与数量规则和价格规则相比，采用混合规则会使外生冲击导致的福利损失之和从 0.2991 和 0.3389 下降到 0.2342，因此在经济转型阶段，采用数量和价格相混合的货币政策规则对改善社会福利的效果更明显。

## 六、基本结论与政策含义

总之，本文主要在如下几方面尝试将中国货币政策转型的研究向前推进：首先，我们充分考虑中国的实际情况，立足于具有严格经济理论基础的新凯恩斯框架，构建转型时期的数量和价格相结合的混合型货币政策规则模型，并注重预期的作用；然后，用贝叶斯方法估计结构模型，并根据中国的现实情况进行政策效果对比分析，即在同样的经济冲击下，将混合型规则与单一的货币数量或价格规则的脉冲响应、方差分解和福利损失结果进行比较。实证分析表明：在经济转型阶段，中国央行实施货币政策混合规则要优于数量规则或价格规则，混合规则能够更好地熨平宏观经济波动，并且对改善社会福利的效果更明显，这是转型中国的较好现实选择。

相应地，我们可得出以下几点政策启示，或对中国货币政策的转型有一定的借鉴意义：首先，现阶段中国应综合运用货币数量、价格型等多种货币政策工具，不断丰富和优化政策组合，以充分实现宏观调控政策的效果；其次，在转型期应积极准备和创造条件，继续深化利率市场化改革，加快和完善银行同业拆借利率市场以及基准利率体系等建设；再次，货币当局应采取多种形式、运用多种手段增加与公众交流沟通，增强货币政策的透明度，以便更好引导市场预期，提高货币政策的有效性。此外，值得一提的是，本文对货币政策混合型规则的讨论是基于封闭经济条件下进行的，未来如何将汇率以及国际资本流动等因素引入到有关模型中可能是我们需要进一步研究的方向。



## 附录：货币供应量与通货膨胀的相关性检验

为了讨论货币供应量与通货膨胀的相关性，我们利用 13 个经济体 2003 至 2014 年的季度数据建立回归模型： $\pi_t = \theta_0 + \theta_1 M_{t-i} + \theta_2 \hat{Y}_{t-i} + \theta_3 \pi_{t-i} + \varepsilon_t$ 。其中， $\pi_t$  为通货膨胀率， $M_t$  为货币供应量增长率， $\hat{Y}_t$  为产出缺口， $i$  为滞后期数， $\theta_0$  为截距项， $\theta_1$ 、 $\theta_2$ 、 $\theta_3$  为解释变量的系数， $\varepsilon_t$  为随机扰动项。分别估计各经济体的时间序列模型和面板数据模型，其中使用系统 GMM 方法估计面板数据模型，以获得稳健估计量，模型估计和检验结果如附表所示。

附表 货币供应量与通货膨胀的相关性

| 各经济体的估计         | 滞后 4 个季度   | 滞后 8 个季度  | 滞后 12 个季度 |
|-----------------|------------|-----------|-----------|
| 韩国              | 0.1295***  | 0.2928*** | 0.3289*** |
| 中国香港            | 0.1484**   | 0.2342*** | 0.1157    |
| 新加坡             | 0.1223***  | 0.2040**  | 0.1645*   |
| 马来西亚            | 0.0226     | 0.0375    | 0.0919**  |
| 巴西              | -0.0472*** | -0.0762** | -0.0215   |
| 巴拉圭             | -0.0054    | -0.0313   | -0.0109   |
| 哥伦比亚            | -0.0610    | -0.0044   | 0.1526**  |
| 墨西哥             | -0.0117    | -0.0324   | 0.1313**  |
| 波兰              | -0.0031    | 0.0835    | 0.2696*** |
| 立陶宛             | 0.1067*    | 0.2233**  | 0.3501*** |
| 匈牙利             | -0.0769    | -0.1363   | 0.1212    |
| 俄罗斯             | 0.0248     | 0.0311    | 0.0530    |
| 中国              | 0.0513     | -0.0119   | -0.0707   |
| 面板估计            | 0.0493*    | 0.0266    | -0.0339   |
| AR (2) p 值      | 0.4868     | 0.3969    | 0.2391    |
| Sargan Test p 值 | 0.7338     | 0.6012    | 0.4716    |

注：\*\*\*、\*\*、\*分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著。

对各经济体的时间序列模型结果显示：货币供应量增长率所包含的信息比较小，具体表现为附表中各经济体的系数普遍较小且在统计上不够显著。倒数第三行中面板数据模型结果显示：只有滞后4个季度的货币供应量增长率在10%的水平上显著，而滞后8个季度和滞后12个季度的货币供应量增长率在统计上都不显著；二阶序列相关AR (2) 检验和Sargan过度识别检验分别表明：支持估计方程的误差项不存在二阶序列相关的零假设以及不能拒绝工具变量有效性的零假设，这说明了模型设定的合理性和工具变量的有效性。总之，货币供应量与通货膨胀的相关性已变得较弱。

## 参考文献

- [1] 李斌、伍戈 (2014):《信用创造、货币供求与经济结构》, 中国金融出版社。
- [2] 李春吉、孟晓宏 (2006):《中国经济波动: 基于新凯恩斯主义垄断竞争模型的分析》,《经济研究》第10期。
- [3] 刘斌 (2004):《最优前瞻性货币政策规则的设计与应用》,《世界经济》第4期。
- [4] 刘斌 (2008):《我国DSGE模型的开发及在货币政策分析中的应用》,《金融研究》第10期。
- [5] 王彬、马文涛、刘胜会 (2014):《人民币汇率均衡与失衡: 基于一般均衡框架的视角》,《世界经济》第6期。
- [6] 夏斌、廖强 (2001):《货币供应量已不宜作为当前我国货币政策的中介目标》,《经济研究》第8期。
- [7] 谢平、罗雄 (2002):《泰勒规则及其在中国货币政策中的检验》,《经济研究》第3期。
- [8] 张杰平 (2012):《开放经济DSGE模型下我国货币政策规则的选择》,《山西财经大学学报》第4期。
- [9] 张晓慧 (2012):《中国货币政策》, 中国金融出版社。
- [10] 中国人民银行营业管理部课题组 (2009):《非线性泰勒规则在我国货币政策操作中的实证研究》,《金融研究》第12期。
- [11] Batini, N. and Haldane, A. "Forward-Looking Rules for Monetary Policy." *Bank of England Working Paper*, 1999, 91.
- [12] Berg, A.; Karam, P. and Laxton, D. "Practical Model-Based Monetary Policy Analysis: A How-to Guide." *IMF working paper*, 2006, 06/81.
- [13] Blagrove, P.; Elliott, P.; Garcia-Saltos, R.; Hostland, D.; Laxton, D. and Fan Zhang. "Adding China to the Global Projection Model." *IMF working paper*, 2013, WP/13/256.
- [14] Calvo, G. "Staggered Prices in a Utility Maximizing Framework." *Journal of monetary Economics*, 1983, 12, pp.383-398.
- [15] Carabenciov, I.; Ermolaev, I.; Freedman, C.; Juillard, M.; Kamenik, O.; Korshunov, D.; Laxton, D. and Laxton, J. "A Small Quarterly Multi-Country Projection Model." *IMF working paper*, 2008, WP/08/279.
- [16] Friedman, M. "The Optimum Quantity of Money." *The Optimum Quantity of Money and Other Essays*, Chicago: Aldine Transactions, Friedman, M., 1969.
- [17] Geiger, M. "Monetary Policy in China (1994-2004): Targets, Instruments and Their Effectiveness." *Wurzburg Economic Papers*, 2006, 68.
- [18] Koivu, T.; Mehrotra, A. and Nuutilainen, R. "An Analysis of Chinese Money and Prices Using a

- McCallum-Type Rule.” *Journal of Chinese Economic and Business Studies*, 2009(2), pp.219-235.
- [19] Laurens, B.J. and Maino, R. “China: Strengthening Monetary Policy Implementation.” *IMF working paper*, 2007, WP/07/14.
- [20] Laxton, D. and Scott, A. “On Developing a Structured Forecasting and Policy Analysis System Designed to Support Inflation-Forecast Targeting(IFT).” *Inflation Targeting Experiences: England, Finland, Poland, Mexico, Brazil, Chile, Ankara: The Central Bank of the Republic of Turkey*, 2000, pp.6-63.
- [21] Liu, L. and Zhang, W. “A New Keynesian Model for Analysing Monetary Policy in Mainland China.” *Journal of Asian Economics*, 2010, 21, pp. 540-551.
- [22] McCallum, Bennett T. “Robustness Properties of a Rule for Monetary Policy.” *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 1988(29):173-203.
- [23] McCallum, Bennett T. “Monetary Policy Analysis in Models Without Money.” *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 2001, 83(4), pp. 145-160.
- [24] Mehra, Yash P. “A Forward-Looking Monetary Policy Reaction Function.” *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly*, 2000, 85(2).
- [25] Mehrotra, A. and Sanchezfung, J. “China’s Monetary Policy and the Exchange Rate.” *BOFIT Discussion Papers*, 2010(10).
- [26] Scheibe, J. and Vines, D. “A Phillips Curve for China” *CEPR Discussion Paper* 4957, 2006.
- [27] Smets, F. and Wouters, R. “An Estimated Stochastic Dynamic General Equilibrium Model of the Euro Area.” *ECB Working Paper* No. 171, 2002.
- [28] Svensson, L. E. O. “Inflation Targeting as a Monetary Policy Rule.” *Journal of Monetary Economics*, 1999, 43, pp. 607-654.
- [29] Svensson, L. E. O. “Open-economy Inflation Targeting.” *Journal of International Economics*, 2000, 50, pp. 155-183.
- [30] Taylor, J. B. “Estimation and Control of a Macroeconomic Model with Rational Expectations.” *Econometrica*, 1979, 47(5), pp. 1267-1286.
- [31] Taylor, J. B. “Using Monetary Policy Rules in Emerging Market Economies.” *Stanford University, unpublished manuscript*, 2000.
- [32] Sargent, Thomas J. and Surico, Paolo. “Two Illustrations of the Quantity Theory of Money: Breakdowns and Revivals.” *The American Economic Review*, 2011, 101(1), pp. 109-128.

- [33] Zhang, W. "China's Monetary Policy: Quantity versus Price Rules." *Journal of Macroeconomics*, 2009, 31, pp. 473-484.
- [34] Woodford, M. "Optimal Monetary Policy Inertia." *NBER working paper* No. 7261, 1999.
- [35] Woodford, M. "Interest and Prices: Foundation of a Theory of Monetary Policy." *Princeton University Press*, 2003.

# 资本充足率缺口下的银行资本和风险资产调整研究 ——基于银行资本补充能力的视角

范小云<sup>1</sup> 廉永辉<sup>2</sup>

【摘要】通过分析我国银行资本补充渠道,本文将国有及股份制银行和城市及农村商业银行分别归类为资本补充能力强和资本补充能力弱的银行,在此基础上应用 2004-2012 年由 16 家国有及股份制银行和 72 家城市及农村商业银行构成的年度非平衡面板数据,通过部分调整模型测算出资本充足率缺口,进而考察了资本充足率缺口下两类银行的资本和风险资产结构调整行为(下文简称“风险调整”)。结果表明,资本补充能力强的银行主要进行资本调整,而资本补充能力弱的银行主要进行风险调整。进一步分析发现,资本调整方面,资本补充能力强的银行既可以运用股权融资工具补充核心资本,也可以通过发行次级债补充附属资本,而资本补充能力弱的银行只能通过股权融资补充核心资本。风险调整方面,资本补充能力强的银行主要调整不同类型风险资产之间的比例结构,而资本补充能力弱的银行主要调整资产总量和贷款总量。

【关键词】资本充足率缺口; 资本补充能力; 资本调整; 风险资产结构调整

## 一、引言

商业银行具有目标资本充足率吗? 理论上, 由于银行负债融资成本低于权益融资成本, (Mishkin, 2000) 追求利润最大化的银行会遵循“先负债, 后权益”的融资顺序, 使其资本充足率恰好满足最低监管要求。然而现实中银行需要兼顾“盈利性”和“安全性”, 因此银行普遍持有多余的监管资本以确保稳健经营, 表现为实际资本充足率高于最低资本充足率要求<sup>3</sup>, 这部分超额资本充足率被称为资本缓冲。Berger 等(2008)及 Gropp 和 Heider (2010)基于欧美国家银行业样本的实证研究表明, 不同银行的资本缓冲存在明显差异, 并且同一银行的资本缓冲时间序列具有均值回归特征, 这说明银行存在目标资本充足率 (Berlin, 2010; Memmel 和 Raupach, 2010): 一方面, 商业银行针对自身经营状况确定

<sup>1</sup> 范小云, 南开大学金融学系副主任、南开大学国际金融研究中心主任

<sup>2</sup> 廉永辉, 南开大学金融学院。

<sup>3</sup> 例如, 自 2009 年起我国全部商业银行资本充足率均达到或超过了最低资本充足率要求。

资本充足率目标，因此银行资本缓冲的截面差异实际上反映了银行目标资本充足率的特性。另一方面，当实际资本充足率偏离目标时，银行会主动采取调整措施以缩小偏离程度，从而使资本缓冲具有均值回归倾向。在“银行具有目标资本充足率”这一前提下，Berger 等（2008）及 De Jonghe 和 Öztekin（2015）探讨了银行资本充足率（向目标）的调整速度问题<sup>4</sup>。相比资本充足率的调整速度，本文更关注资本充足率的调整方式。具体而言，本文试图回答如下问题：当商业银行目标资本充足率与实际资本充足率存在缺口时，商业银行会采取哪些调整措施？

按照定义，资本充足率是监管资本与风险加权资产之比，所以为缩小资本充足率缺口，商业银行既可以调整资本（资本调整），也可以调整风险加权资产（风险调整）。早期文献如 Hancock 等（1995）利用 VAR 模型探索了银行资本对证券投资、各类贷款、权益资本等九类资产负债表项目的影响，发现对资本的负向冲击会引起银行紧缩信贷和增资扩股，但该研究中尚未体现银行目标资本充足率以及资本充足率缺口的影响。近年来，得益于动态面板计量方法的进展，当前学者可以借助部分调整模型测算银行目标资本充足率，并利用动态面板模型取代 VAR 模型对资本充足率缺口下银行的调整行为进行计量分析。其中，Berrospide 和 Edge（2010）基于美国大型银行持股公司样本的研究表明资本充足率缺口对美国银行贷款增速产生了幅度较小的抑制作用；Maurin 和 Toivanen（2012）则发现欧元区国家银行会显著降低信贷投放和证券持有以弥补资本充足率缺口，并且证券资产减少幅度更大。以上两篇文献仅涉及资本充足率缺口对银行风险资产的影响，相比之下 Francis 和 Osborne（2012）则全面考察了资本充足率缺口下英国银行业的风险调整和资本调整行为，发现资本充足率缺口越大，贷款、总资产、风险加权资产增长率越低，而总资本、核心资本增长率越高。Schandlbauer（2014）与 Christoffer 和 Schepens（2013）分别针对美国上市金融机构（其中 55% 为商业银行）和欧盟国家银行业的研究也得到了相似的结论：资本充足率缺口下银行会增加资本、减少风险加权资产<sup>5</sup>。

<sup>4</sup> Berger 等（2008）发现资本充足水平越低的银行调整速度越快，但是陷入财务困难、受严重监管压力的银行资本调整速度比较慢；De Jonghe 和 Öztekin（2015）基于 64 个国家银行业大样本的研究表明处于资本监管越严格、金融监管越完善、资本市场越发达、通货膨胀率越高的国家的银行，资本调整速度越快。

<sup>5</sup> 注意到资本充足率缺口下银行的调整行为与监管压力下银行的调整行为类似。一方面，监管压力迫使银行降低风险资产。Furfine（2001）、Nag 和 Das（2002）对巴塞尔协议 II 的研究发现，资本监管压力下银行会显著降低信贷投放，并且受监管压力越大（资本缓冲越低）的银行信贷紧缩程度越严重。另一方面，监管压力下银行会采用多种方式补充资本。Ito 和 Sasaki（2002）发现日本商业银行较少通过增发股票补充核心资本，而是更依赖于次级债和混合资本债等增加附属资本。相比之下，我国银行更倾向于采取股权融资，只有当面临的监管压力较小时，才更多采用债券融资（李维安和王倩，2012）。

上述研究为探讨资本充足率缺口下我国银行的资产和风险调整行为提供了有益借鉴，但它们并没有深入考察不同类型银行调整行为的差异，因而也就无法回答“哪些银行主要依赖资本调整、哪些银行主要依赖风险调整”这一问题。相比之下，本文按照银行资本补充能力强弱将我国银行分为两类，发现资本补充能力强的银行主要进行资本调整，而资本补充能力弱的银行主要进行风险调整。本文之所以选择从资本补充能力视角考察资本充足率缺口下银行的资本和风险调整行为，与我国银行业的如下特征有关：在高资本消耗型业务增长模式下，为了满足资本监管要求，我国商业银行表现出一定程度的“资本饥渴症”（严卫丰，2010）。但是，不同商业银行缓解“资本饥渴”的能力存在明显差异：与规模相对较小、业务范围较为单一、经营区域受限的多数城市及农村商业银行相比，国有及股份制银行在利润转增资本、上市融资、获得政府注资和发行次级债融资等资本补充渠道上更具优势。因此，本文将国有及股份制银行和城市及农村商业银行分别划为资本补充能力较强和较弱的银行，在此基础上应用2004-2012年由16家国有及股份制银行和72家城市及农村商业银行构成的年度非平衡面板数据，首先通过部分调整模型测算了各银行的目标资本充足率和资本充足率缺口，进而考察了资本充足率缺口对银行资本和风险调整的影响。实证分析表明，资本补充能力强的银行主要靠调整资本，而资本补充能力弱的银行主要靠调整风险资产。具体而言，在资本调整方面，资本补充能力强的银行不仅可以运用股权融资工具补充核心资本，还可以通过发行次级债补充附属资本，而资本补充能力弱的银行只能通过股权融资补充核心资本。在风险调整方面，资本补充能力强的银行主要调整了不同类型风险资产（贷款和证券）的配比，而资本补充能力弱的银行主要调整资产总量和信贷供给。

本文研究的创新之处主要体现为“银行资本补充能力”这一研究视角。尽管银行资本对银行自身经营状况、货币政策传导乃至整体经济运行具有重要影响（Van den Heuvel, 2008; Elliott, 2010; Demircuc-Kunt 等, 2013），但鲜有文献深入探讨银行资本的补充机制、银行的资本补充能力以及资本补充能力对银行行为的影响<sup>6</sup>。本文从资本补充能力视角考察资本充足率缺口下银行的资本和风险调整行为，强调资本补充能力可以影响资本调整和风险调整的相对成本，从而导致资本补充能力强（弱）的银行更倾向于调整资本（风险）。这一研究视角不仅具有稳固的现实基础，而且对我国不同银行资本和风险的差异性调整行

<sup>6</sup> 目前掌握的文献中仅发现李广子和李玲（2011）考察了我国商业银行资本补充的现状、动因和效果，但其研究对象仅限上市银行（因而无法比较不同类型银行资本补充能力的差异），并且没有涉及银行资本和风险调整问题。

为具有良好的解释力。在研究意义方面,本文丰富了银行资本和风险调整行为的相关文献:一方面,目前国内研究大多关注资本监管压力的影响(吴俊等,2008;许友传,2011;李维安和王倩,2012;成洁,2014),但即便银行已经达到资本监管要求,其仍然可能面临资本充足率缺口,因此研究资本充足率缺口下银行的调整行为更具普遍意义。另一方面,国外文献主要以欧美发达国家银行业为研究对象(Francis 和 Osborne, 2012; Christoffer 和 Schepens, 2013; Schandlbauer, 2014),本文通过探讨中国商业银行资本充足率的调整问题,为其他新兴市场或发展中国家商业银行资本充足率的调整提供了一定的研究借鉴。此外,2013年起我国开始施行的《商业银行资本管理办法(试行)》提出了更严格的资本监管要求,在此背景下本文研究结论有助于更好预测新资本监管要求的潜在影响,也对下一步有针对性地完善我国商业银行的资本补充机制具有一定的启示意义。

本文余下内容安排如下:第二部分介绍用于区分不同类型银行资本补充能力强弱的事实背景,并构造了资本补充能力影响银行资本和风险调整选择的理论模型;第三部分设计计量模型,并对变量和数据进行说明;第四部分为计量检验结果和相关分析;第五部分进一步分析了资本和风险细分项目的调整情况;最后是结论和政策启示。

## 二、制度背景和理论分析

### (一) 不同类型银行资本补充能力的差异

我国银监会 2004 年出台的《商业银行资本充足率管理办法》规定,商业银行的监管资本包括核心资本和附属资本。核心资本包括实收资本或普通股、资本公积、盈余公积、未分配利润和少数股权。相应地,核心资本的补充渠道可分为两类:一类是依靠利润留存进行内部积累的内源式补充,另一类是依靠股权扩张的外源式补充,具体又包括上市(包括 IPO 和上市后的增发、配股)、政府注资和引进战略投资者等方式。附属资本包括重估储备、一般准备、优先股、可转换债券、混合资本债券和长期次级债券,因此附属资本的补充渠道包括计提贷款准备金、发行可转化公司债、发行混合资本债和次级债等。根据银监会 2007-2009 年年报披露的主要商业银行资本补充来源分布信息,通过利润转增、上市融资、政府注资、发行次级债四种方式补充的资本占全部新增资本的 85%以上,因此分析各家银行能否有效利用上述四种渠道补充资本就可以对其资本补充能力的高低做出定性判断。



随着银行业市场化改革进程的推进，目前我国已形成了一个多层次的银行体系。如果不考虑外资银行和政策性银行，所有商业银行可划分为四大梯队（数据截至 2013 年底）：第一梯队是“工农中建交”5 家大型国有银行，第二梯队是中信、光大等 12 家全国性股份制银行，第三梯队是 145 家城市商业银行，第四梯队由众多农村商业银行（468 家）、农村合作银行（122 家）和农村信用社（1803 家）构成。不同梯队的银行除了在资产规模、产权属性、业务范围和政策扶持力度方面存在差异，其资本补充能力也有强弱之别。

第一，利润转增核心资本的能力。利润留存扩充的资本数额较小，扩张速度根本上取决于银行的盈利能力。相比国有及股份制银行，城市及农村商业银行业务多元化程度较低，主要依赖利差收入，自我积累缓慢。同时，城市及农村商业银行还普遍背负着“历史包袱”，缺乏处置不良资产的政策和机制，利润转增资本的稳定性存疑。第二，上市融资增加核心资本的能力。截止 2013 年底，国有及股份制银行中除广发银行、恒丰银行、浙商银行和渤海银行外均已上市，而其他银行中仅有北京银行、南京银行和宁波银行在 A 股上市，重庆银行、徽商银行和重庆农商行在 H 股上市。多数城市及农村商业银行自身财务状况尚无法满足上市条件，同时 2008 年以来股票市场低迷更是加剧了城市及农村商业银行上市的难度，其结果是多数城商行无法借助股票市场补充资本。因此相比国有及股份制银行，城市及农村商业银行增资扩股的速度及规模受限较大，持续性差。第三，借助政府注资扩充核心资本的能力。国有银行面临预算软约束问题（Desai 和 Olofsgård, 2006），更容易获得政府注资。1998 年中央政府通过发行特别国债为四大行注资，1999 年设立金融资产处置公司剥离四大行的不良资产，2003-2008 年又陆续对四大行进一步注资。而作为地方性法人金融机构的城市及农村商业银行无法获得中央政府注资，受地方政府的财力限制获得的支持力度较小，并且可能在地方政府干预下因过度扩张信贷而形成较高不良率，反而有损资本充足水平<sup>7</sup>。第四，次级债发行补充附属资本的能力。《商业银行次级债券发行管理办法》对信息披露要求较为严格，一般城市及农村商业银行难以达到相应标准，同时市场的规模偏好也使得国有及股份制银行发行的债券更受投资者欢迎。这导致国有及股份制银行占据了次级债发行市场的多数份额，而城市及农村商业银行发行的比例较低<sup>8</sup>。

<sup>7</sup> 以城商行为例，在清理历史包袱和重组过程中，地方政府通过注资承担了绝大多数的成本，从而导致城商行股权结构和治理结构中地方政府具有较强控制力。随着银行内外部环境的改善，地方政府的控制和干预开始成为城商行新的风险根源，如祝继高等（2012）发现第一大股东为地方政府的城商行不良贷款率更高、经营绩效更低，雷光勇和王文（2014）则发现地方政府的干预还会降低城商行的资本充足水平。

<sup>8</sup> 据 Wind 资讯统计，2004-2012 年我国商业银行共发行次级债券 138 只，其中国有商业银行发行 41 只、股份制商业银行发行 44 只、城商行发行 50 只、农商行发行 3 只。平均而言，城市及农村商业银行发行的次级债数目不足半只。

综合上述四方面原因, 本文将第一、二梯队的国有及股份制银行归为资本补充能力强的银行, 将第三、四梯队的城市及农村商业银行归为资本补充能力弱的银行。必须承认, 后一组银行中少数“强者”的资本补充能力可能超过了前一组银行中的“弱者”: 一是少数已上市的城商行在补充核心资本方面比未上市的四家股份制银行更具优势; 二是少数实现跨区经营、盈利较好的城市商业银行具有较强的利润转增资本的能力。此外, 五大行资本补充能力超过多数股份制银行, 而城商行资本补充能力一般会超过农商行, 可见同一组内各银行的资本补充能力也存在差异。但是, 从整体上看, 国有及股份制银行的资本补充渠道较之城市及农村商业银行更为广泛和畅通, 按照银行所属梯队来划分资本补充能力强弱具有一定的合理性。

## (二) 资本补充能力影响银行资本和风险调整的理论分析

面临资本充足率缺口的银行可以选择改变监管资本或风险加权资产, 两种方式均存在一定的调整成本。对于资本补充能力弱的银行, 其资本调整相对风险调整的成本更高, 因此会较大幅度地调整资本, 较大幅度地调整风险。根据上述思想, 我们构建如下简化模型:

令  $t=0$  时期银行的实际资本充足率为:

$$CAR_0 = \frac{CAP_0}{RWA_0} \quad (1)$$

其中  $CAR$ 、 $CAP$  和  $RWA$  分别代表资本充足率、监管资本和风险加权资产。银行根据自身经营状况设定的目标资本充足率为  $CAR^*$ 。简单起见, 模型只包含两期, 这意味着在  $t=1$  时期银行必须通过调整资本或风险达到  $CAR^*$ , 因此要求:

$$CAR_1 = CAR^* = \frac{CAP_1}{RWA_1} \quad (2)$$

按照惯例, 我们将调整成本函数设定为二次形式。为达目标资本充足率, 银行面临的总调整成本为:

$$TC(CAP_1, RWA_1) = \delta_c \left( \frac{CAP_1 - CAP_0}{CAP_0} \right)^2 + \delta_r \left( \frac{RWA_1 - RWA_0}{RWA_0} \right)^2 \quad (3)$$

其中  $\delta_c$  和  $\delta_r$  分别是银行调整资本和调整风险资产的难度系数。银行面临的问题是: 在保证自身能够达到目标资本充足率的前提下, 最小化其总调整成本  $TC$ 。其目标函数在定义

域上是凸函数，且约束条件不存在不等式约束，因此这是一个典型的凸规划问题，存在唯一最优解。求解该问题并化简后，可以得到银行的资本调整幅度为：

$$\left| \frac{CAP_1 - CAP_0}{CAP_0} \right| = \frac{\left| \frac{CAR_1}{CAR_0} - 1 \right|}{CAR_1^2 \frac{\delta'_c}{\delta'_r} + 1} \quad (4)$$

银行的风险调整幅度为：

$$\left| \frac{RWA_1 - RWA_0}{RWA_0} \right| = \frac{\left| \frac{CAR_0}{CAR_1} - 1 \right|}{\frac{1}{CAR_1^2} \frac{\delta'_r}{\delta'_c} + 1} \quad (5)$$

其中， $\delta'_c = \delta_c / CAP_0^2$ ， $\delta'_r = \delta_r / RWA_0^2$ 。令  $\Delta = \frac{\delta'_c}{\delta'_r}$ ，则  $\Delta$  反映了资本调整对于风险调整的“相对难度”。

由（4）（5）式可知，资本调整幅度是  $\Delta$  的减函数，而风险调整幅度是  $\Delta$  的增函数。

由于本文分析的重点在于不同银行资本补充能力的差异，并且我们没有充分的证据表明不同银行的资产调整难度存在较大差异<sup>9</sup>，简单起见，本文假定不同银行的资产调整难度系数  $\delta_r$  取值相同。进一步地，本文假定存在 A、B 两类银行，二者的唯一区别在于 A 类银行的资本补充能力更弱，即  $\delta_c^B < \delta_c^A$ ，那么有  $\Delta^B < \Delta^A$ ，则为达目标资本充足率，A 类银行的资本调整幅度小于 B 类银行，而风险调整幅度大于 B 类银行。换言之，资本补充能力弱的银行更多地通过调整风险而非资本来弥补资本充足率缺口。结合前述对于银行资本补充能力的分类，我们提出本文的核心假说：

**假说 1** 对于国有及股份制银行，资本充足率缺口与风险加权资产增长速度无明显关系，与监管资本的增长速度正相关。

**假说 2** 对于城市及农村商业银行，资本充足率缺口与风险加权资产增长速度负相关，与监管资本的增长速度无明显关系。

### 三、模型设定、变量选择和数据描述

<sup>9</sup>信贷资产是商业银行最重要的风险资产，因此银行调整风险加权资产主要体现为调整贷款供给。资产调整成本很大程度上与银行的议价能力有关。在贷款对象相同的情况下，大银行议价能力高于小银行。但现实中大银行的贷款对象中大企业占比往往较高，而中小银行的贷款对象中中小企业和小微企业较多，因此不同银行的议价能力高低不易做出简单判断。

### （一）目标资本充足率的估计模型

商业银行会权衡调整资本充足率的收益和成本(Memmel 和 Raupach, 2010)。一方面, 提高资本充足率会带来如下收益: 一是降低经营风险。提高资本充足率有助于降低因资本充足率未达标而受监管处罚的概率(Stolz 和 Wedow, 2005), 提升对外部冲击下流动性风险的抵御能力(Nier 和 Baumann, 2006)。二是迎合市场约束。较高的资本充足率可以向市场发送了自身稳健经营的信号, 有助于保持较高的信用评级、降低银行的融资成本(Jokipii 和 Milne, 2008)。三是维持财务弹性。资本充足率较高的银行资本储备充裕, 从而可以迅速捕有利的投资机会(Lindquist, 2004)。另一方面, 提高资本充足率也会引致更高的成本: 一是直接成本。由于显性的存款保险制度或隐性的政府担保, 银行负债融资成本低于股权融资成本(Mishkin, 2000), 因此通过股权融资提高资本水平的成本较高。二是机会成本。持有更多资本意味着银行需要放弃当前的一些投资机会, 从而影响当期盈利(Ayuso 等, 2004)。在衡量利弊后, 商业银行会选择一个与自身经营状况相匹配的目标(最优)资本充足率。

上述理论分析表明商业银行具有目标资本充足率, 但现实中目标资本充足率是无法直接观测到的。对此, 既有实证文献一般选取一系列反映银行微观特征和宏观经济环境的变量作为目标资本充足率的影响因素, 进而通过估计部分调整模型获得银行的目标资本充足率(Brewer 等, 2008; Gropp 和 Heider, 2010; Fonseca 和 Gonzalez, 2010; Christoffer 和 Schepens, 2013)<sup>10</sup>。本文据此将银行目标资本充足率  $CAR_{i,t}^*$  表示为上期银行微观特征和宏观经济环境变量的线性组合, 即银行根据  $t-1$  期的经营环境和自身条件来决定  $t$  期的目标资本充足率:

$$CAR_{i,t}^* = \alpha_i + \sum_i \beta_i X_{i,t-1} \quad (6)$$

变量集合  $X$  包括: 规模, 以总资产的自然对数 *size* 衡量; 盈利能力, 以净资产收益率 *roe* 衡量。资产质量, 以不良贷款率 *npl* 衡量; 风险抵补能力, 以拨备覆盖率 *pcr* 衡量; 资产结构, 以贷款占总资产比重 *lta* 衡量; 融资结构, 以存款占总负债比重 *dtl* 衡量; 收入结构, 以非利息收入占总营业收入比重 *nii* 衡量。上述银行微观特征变量从多个维度刻画了银

<sup>10</sup> 需要指出的是, 基于不同样本的实证研究结论存在较大差异。例如, 对于规模这一常见的银行微观特征变量, Gropp 和 Heider (2010) 发现大银行目标资本充足率高, 而 Brewer 等 (2008) 发现, 由于“大而不倒”、规模效应等原因, 规模越大的银行目标资本充足率越低。经济周期这一宏观经济变量对目标资本充足率的影响也没有定论, 典型的研究如 Fonseca 和 Gonzalez (2010) 考察了 70 个国家银行业资本缓冲的周期性变动, 发现样本中有 7 个国家银行资本缓冲与经济周期显著负相关, 5 个国家资本缓冲与经济周期显著正相关, 其余国家二者关系并不显著。

行的经营状况。目标资本充足率可能还受到宏观经济状况的影响，对此我们控制了实际 GDP 增速  $gdp$  和广义货币增长率  $m2$ 。鉴于不同梯队银行在资产规模、产权属性以及经营区域方面存在明显差异，模型还控制了与银行所属梯队对应的虚拟变量。考虑到本文样本期间我国银行业经历了重大的体制变革，相当数量的银行在完成改制后成功上市，模型通过加入年度虚拟变量有助于控制体制变革和其他随时间变化因素的影响。

银行内外部经营环境的变动使其实际资本充足率偏离目标资本充足率，而调整成本使银行无法立即调整至目标资本充足率。刻画实际资本充足率的调整动态需要用到部分调整模型（Berger 等，2008；Öztekin 和 Flannery，2012；De Jonghe 和 Öztekin，2015）：

$$CAR_{i,t} - CAR_{i,t-1} = \lambda (CAR_{i,t}^* - CAR_{i,t-1}) + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

其中  $CAR_{i,t}$  为银行  $i$  第  $t$  年的实际资本充足率， $\varepsilon_{i,t}$  为随个体和时间而改变的扰动项。参数  $\lambda$  反映了资本充足率的实际调整幅度对资本充足率缺口做出的反应程度， $\lambda$  越大说明银行资本管理的主动性越强，趋向目标水平的速度越快。将（6）式带入（7）式，整理后得到：

$$CAR_{i,t} = (1 - \lambda) CAR_{i,t-1} + \sum_i \lambda \beta_i X_{i,t-1} + \lambda \alpha_i + \varepsilon_{i,t} \quad (8)$$

通过估计模型（8）可以获得（6）式中  $\alpha$  和各  $\beta$  系数的估计值，从而可以计算出银行的目标资本充足率  $CAR_{i,t}^*$ ，进而得到银行面临的资本充足率缺口  $DEV_{i,t}$ 。由于最低资本充足率要求为 8%，我们不允许银行目标资本充足率小于 8%，因此本文资本充足率缺口的计算公式为  $DEV_{i,t} = \max(8\%, CAR_{i,t}^*) - CAR_{i,t}$ 。

## （二）资本充足率缺口下资本和风险调整模型

为检验假说 1 和假说 2，本文借鉴 Christoffer 和 Schepens（2013）、Schandlbauer（2014），设定如下动态面板模型考察资本充足率缺口对银行监管资本和风险加权资产的影响：

$$y_{i,t} = \alpha_i + \phi y_{i,t-1} + \delta DEV_{i,t} + \phi CV_{i,t-1} + \xi_{i,t} \quad (9)$$

被解释变量  $y$  分别取总监管资本增长率  $\Delta CAP_{i,t}$  和加权风险资产增长率  $\Delta RWA_{i,t}$ 。加入被解释变量的一阶滞后项有助于刻画资本和风险调整的持续性特征。控制变量  $CV_{i,t-1}$  主要包括银行规模、盈利能力、流动性和风险状况等四个常见的银行微观特征变量，分别以总资产的自然对数  $size$ 、净资产收益率  $roe$ 、流动性比率  $lr$ （流动性资产与总资产之比）和不良贷款率  $npl$  衡量。为减轻模型的内生性问题，上述银行微观控制变量均取滞后一期。此外，所有回归中均对  $gdp$ 、 $m2$  和年度虚拟变量加以控制。

模型（9）从总量角度考察了资本充足率缺口对银行资本和风险调整的影响。进一步地，商业银行具体通过调整资本或风险中的哪些项目来缩小资本充足率缺口呢？资本调整方面，

总监管资本  $CAP$  主要包含股本和资本公积之和  $SH$ 、留存收益  $PR$  和次级债  $SOD$  三项, 其中  $SH$  和  $PR$  分别对应于核心资本的外源式和内源式补充方式, 而  $SOD$  则是我国银行主要的附属资本补充工具。风险调整方面, 风险加权资产  $RWA$  主要由信贷资产  $LOAN$  和证券资产  $SEC$  构成。此外, 银行总资产  $TA$  度量了不区分风险权重下银行的风险资产总量, 在  $RWA$  风险系数的设定与真实情况存在偏差的情况下 (Blum, 2008; 成洁, 2014), 总资产变动可能更好地反映银行的风险调整行为。因此, 用上述资本或风险细分项目的增长率  $\Delta PR$ 、 $\Delta SH$ 、 $\Delta SOD$ 、 $\Delta TA$ 、 $\Delta LOAN$ 、 $\Delta SEC$  替换模型 (9) 中的变量  $y$ , 就可以得到反映银行资本和风险调整细节的模型。

资本充足率缺口的系数  $\delta$  反映了银行对资本充足率缺口的调整信息。我们分别应用国有及股份制银行样本和城市及农村商业银行样本来估计模型 (9), 并通过比较两种情况下  $\delta$  的大小和显著性来判断资本补充能力对银行资本及风险调整行为的影响。

### (三) 数据说明和描述

本文的研究样本为 2004-2012 年间 88 家中资商业银行的年度非平衡面板数据。以 2004 年《商业银行资本充足率管理办法》的颁布为标志, 我国开始实施“硬性”资本监管; 金融危机后银监会又制定了新的《商业银行资本管理办法(试行)》并于 2013 年开始实施, 可见 2004-2012 年间我国银行业面临的资本监管政策较为稳定, 因此本文将研究样本限定在这一时段。银行数据主要来自于 Bankscope 数据库, 并通过查阅银行年报补充了一些缺失值。截至 2012 年底, Bankscope 数据库收录了我国 198 家银行类金融机构的资产负债表和损益表信息, 剔除了政策性银行、外资银行以及缺乏连续 4 年资本充足率数据的银行, 剩余的 88 家商业银行 (包括 5 家大型国有银行、11 家全国性股份制商业银行、58 家城市商业银行、14 家农村商业银行) 构成了本文研究样本。

从样本银行的类型来看, 城市及农村商业银行观测值较多, 这与我国城商行、农商行数目较多的现实相符。从样本银行的地理分布来看, 城市及农村商业银行的总分布在全国 20 余个省、自治区和直辖市, 其中东部地区、中部地区、西部地区和东北地区分别有 40、8、17 和 7 家<sup>11</sup>。从样本银行的规模来看, 平均而言样本银行总资产占银行业金融机构总资产的比重超过 60%, 可以反映我国银行业的主体情况。

<sup>11</sup> 具体的地理分布为 (括号内为家数): 东部地区包括北京 (2)、天津 (2)、河北 (2)、上海 (0)、江苏 (6)、浙江 (9)、福建 (3)、山东 (10)、广东 (6) 和海南 (0), 中部地区包括山西 (0)、安徽 (0)、江西 (2)、河南 (3)、湖北 (2) 和湖南 (1), 西部地区包括内蒙古 (2)、广西 (3)、重庆 (1)、四川 (5)、贵州 (1)、云南 (1)、西藏 (0)、陕西 (1)、甘肃 (1)、青海 (0)、宁夏 (1) 和新疆 (1), 东北地区包括辽宁 (6)、吉林 (1) 和黑龙江 (0)。

为防止异常值对估计结果的干扰,我们对所有连续型银行微观特征变量进行了 1%和 99%分位数上的缩尾处理。对主要变量的描述性统计结果显示<sup>12</sup>: 总体而言,资本充足水平方面,城市及农村商业银行资本充足率均值高于国有及股份制银行,但其内部各银行资本充足率差异较大,并且距离目标资本充足率较远。资本和风险调整幅度方面,国有及股份制银行的调整幅度低于城市及农村商业银行,可能是由于其资本和风险加权资产的基数较大。资本细分项目中,两类银行留存收益增长率和股本及资本公积增长率相近<sup>13</sup>,但国有及股份制银行次级债增长速度明显高于城市及农村商业银行。资产细分项目中,国有及股份制银行的各类资产基数较大,导致其总资产、贷款和证券的增长率均低于城市及农村商业银行。其余控制变量中,两类银行净资产收益率基本持平,但城市及农村商业银行的不良贷款率较高。此外,国有及股份制银行的非利息收入占比相对较高,反映出其业务多元化程度更高。

#### 四、实证结果和分析

计量模型和数据特征共同决定了模型的估计方法。一方面,无论是通过部分调整模型估计银行目标资本充足率,还是考察资本充足率缺口对银行资本及风险调整的影响,计量模型中均包含被解释变量的一阶滞后项,属于动态面板模型;另一方面,本文两类银行子样本分别对应于“16×9”和“72×9”的非平衡面板,银行数  $N$  比年数  $T$  大。两方面信息表明,本文模型适合采用 GMM 方法进行估计。由于差分 GMM 造成了一定的样本信息损失,系数估计的有效性会有所降低,而系统 GMM 同时估计包含变量水平值的原估计方程和进行一阶差分后的方程,较之差分 GMM 更为有效(Blundell 和 Bond, 1998),故本文将采用系统 GMM 估计方法。应用系统 GMM 估计方法,首先需要在一阶段估计和两阶段估计之间做出选择,本文遵循 Windmeijer (2005) 的建议采用两步纠偏 GMM 进行估计。其次要考虑模型中解释变量是外生、前定还是内生的。在模型(8)和模型(9)中,我们设定  $gdp$ 、 $m2$ 、银行梯队虚拟变量  $typedum$  和年度虚拟变量  $yeardum$  为外生变量,  $size$  为前定变量,其他微观特征变量为内生变量。为避免因工具变量过多导致自由度大幅降低,本文限定最多使用变量的滞后 2 期作为工具变量。为确保模型估计有效性,在运用 GMM 方法时须进行过度识别检验和干扰项自相关检验。本文采用 Sargan 检验判断工具变量的有效性,零假设是工具变量的选取是有效的;以一阶差分转换方程残差的二阶序列相关检验  $AR(2)$  来判断原方程扰动项

<sup>12</sup> 篇幅所限,未予汇报。此外我们还考察了各解释变量之间的相关系数,发现各解释变量皮尔逊相关系数的绝对值多数在 0.4 以下,可以认为模型中的多重共线性问题并不严重。

<sup>13</sup> 少数银行出现了股本和资本公积的增长率为负的观测值,查阅报表发现,其原因在于这些银行资本公积项下其他综合收益(主要是可供出售金融资产公允价值变动净额)为负。

是否相关，零假设为不存在二阶自相关。

### （一）目标资本充足率的估计和资本充足率缺口的测算

表1列示了模型（8）的估计结果。序列相关检验结果显示，扰动项的差分存在一阶自相关，但不存在二阶自相关，故认为模型扰动项无自相关。Sargan 检验无法拒绝所有工具变量有效的原假设，可以继续下一步分析。我们采取逐步加入控制变量的方法以确保估计结果的稳健性。第1列仅加入银行微观特征变量，第2列进一步控制了宏观经济层面的两个变量。但我们发现 gdp 和 m2 显著性较差，故第3列不再控制二者，而是控制年度虚拟变量。检验年度虚拟变量联合显著性的 wald 统计量表明模型中确实有必要加入年度虚拟变量。第4、5列则汇报了分银行类型的估计结果。

银行微观特征变量方面，规模 size 系数始终为正，但在所有回归中均不显著，可能是由“大而不倒”导致的风险承担和“越大监管越严”导致的风险规避共同作用的结果。净资产收益率 roe 系数显著为正，说明盈利能力强的银行可将更多利润转增为资本。pcr 系数为负表明拨备覆盖率和资本充足率在增强银行风险抵御能力方面存在替代性。贷款比率 lta 系数在多数回归中显著为正，说明银行为确保稳健经营，会针对风险资产占比的上升调高资本充足率。非利息收入占比 nii 系数显著为负，原因在于非利息收入占比较高的银行业务多元化程度更高、风险分散能力更强、资本消耗更少，因此对资本数量的要求相对较低。此外，银行所属梯队也会影响资本充足率，第三和第四梯队银行的资本充足率高于第一梯队银行（见第1-3列估计结果），而一、二（三、四）梯队银行之间资本充足率差异不明显（见第4-5列估计结果）。

表1最后一行计算了银行资本充足率调整的半周期。全样本估计结果表明银行向目标资本充足率的调整速度约为0.7（ $=1-0.313$ ），对应的调整半周期约为1年。换言之，银行缩减一半的资本缺口大约需要1年左右。进一步分银行类型估计表明，国有及股份制银行的调整半周期为0.922年，城市及农村商业银行的调整半周期为1.203年，说明国有及股份制银行调整速度更快，侧面印证了其具有较强的资本补充能力。

表1 银行目标资本充足率的估计结果

|                | 全样本                 |                     |                     | 强                  | 弱                  |
|----------------|---------------------|---------------------|---------------------|--------------------|--------------------|
|                | (1)                 | (2)                 | (3)                 | (4)                | (5)                |
| $CAR_{i,t-1}$  | 0.344***<br>(60.05) | 0.349***<br>(31.52) | 0.313***<br>(27.29) | 0.248***<br>(3.42) | 0.424***<br>(5.37) |
| $size_{i,t-1}$ | 0.0708<br>(0.75)    | 0.0479<br>(0.45)    | 0.0759<br>(0.74)    | 0.327<br>(1.28)    | -0.321<br>(-1.00)  |



|               |                       |                       |                       |                       |                       |
|---------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| $roe_{i,t-1}$ | 0.101***<br>(2.14)    | 0.101***<br>(2.22)    | 0.0838***<br>(6.68)   | 0.00317**<br>(2.10)   | 0.0800***<br>(3.12)   |
| $npl_{i,t-1}$ | -0.00518<br>(-0.41)   | -0.0153<br>(-0.95)    | -0.0112<br>(-0.32)    | -0.713**<br>(-2.09)   | -0.0330<br>(-0.56)    |
| $pcr_{i,t-1}$ | -0.352***<br>(-5.42)  | -0.414***<br>(-5.67)  | -0.249**<br>(-2.26)   | -0.0604***<br>(-3.20) | -0.000983<br>(-0.00)  |
| $lta_{i,t-1}$ | 0.0403***<br>(10.61)  | 0.0498***<br>(9.51)   | 0.00747**<br>(2.68)   | 0.00144<br>(0.04)     | 0.0131*<br>(1.85)     |
| $dtl_{i,t-1}$ | -0.00841<br>(-1.20)   | -0.0139*<br>(-1.74)   | 0.00128<br>(0.11)     | -0.0374<br>(-0.91)    | -0.00914<br>(-0.34)   |
| $nii_{i,t-1}$ | -0.0416***<br>(-9.06) | -0.0396***<br>(-6.55) | -0.0371***<br>(-4.32) | -0.0706***<br>(-2.73) | -0.0189***<br>(-2.95) |
| $typedum1$    |                       |                       |                       | 0.729<br>(0.95)       |                       |
| $typedum2$    | -1.063<br>(-1.18)     | 0.0405<br>(0.06)      | -0.999<br>(-1.42)     |                       |                       |
| $typedum3$    | 0.443*<br>(1.89)      | 0.505*<br>(1.81)      | 0.422<br>(1.81)       |                       |                       |
| $typedum4$    | 0.590*<br>(1.94)      | 0.675***<br>(2.65)    | 0.555**<br>(1.99)     |                       | 1.251<br>(1.45)       |
| $m2$          |                       | 0.00705<br>(0.85)     |                       |                       |                       |
| $gdp$         |                       | -0.0339<br>(-1.62)    |                       |                       |                       |
| 常数项           | 3.097<br>(1.50)       | 2.578<br>(1.10)       | 4.151*<br>(1.87)      | 9.043***<br>(2.63)    | 11.59**<br>(2.43)     |
| $yeardum$     |                       |                       | 98.08<br>[0.000]      | 27.41<br>[0.000]      | 17.91<br>[0.021]      |
| 观测值           | 384                   | 384                   | 384                   | 103                   | 281                   |
| Sargan        | 70.98<br>[0.977]      | 58.39<br>[0.801]      | 60.64<br>[0.906]      | 118.3<br>[0.627]      | 150.7<br>[0.167]      |
| arm1          | -3.757<br>[0.000]     | -3.778<br>[0.000]     | -3.589<br>[0.000]     | -2.846<br>[0.003]     | -2.756<br>[0.006]     |
| arm2          | -1.898<br>[0.057]     | -1.921<br>[0.054]     | -1.934<br>[0.053]     | -1.597<br>[0.060]     | -1.749<br>[0.082]     |
| 调整半周期(年)      | 1.057                 | 1.065                 | 1.009                 | 0.922                 | 1.203                 |

说明：(1)“强”(“弱”)代表资本补充能力强(弱)的银行样本。(2)( )内为t统计量值，\*\*\*、\*\*和\*分别表示估计系数在1%、5%和10%水平上显著。(3)虚拟变量typedum1-typedum4分别对应国有银行、股份制银行、城商行和农商行四个梯队的商业银行。(4)yeardum为检验年度虚拟变量联合显著性的wald统计量值，Sargan为模型Sargan统计量值，arm1和arm2分别为扰动项一阶差分序列的一阶和二阶序列相关检验值，[]内为各统计量的p值。(5)调整半周期 $=\ln 2/(1-\alpha)$ ， $\alpha$ 为 $CAR_{i,t-1}$ 的系数估计值。下表同。

本文依据表1第3列估计结果计算目标资本充足率 $CAR^*_{i,t}$ ，进而计算出资本充足率缺口 $DEVI_{i,t}$ 。比较两组银行资本充足率缺口的概率密度分布图，不难发现国有及股份制银行的

资本充足率缺口更集中于0值附近,这意味着资本补充能力强的银行整体而言更接近目标资本充足率。就缺口符号而言,城市及农村商业银行中缺口符号为正的观测值约占2/3,而国有及股份制银行中该比例约为1/2,说明城市及农村商业银行资本短缺的情形更为普遍。就缺口大小而言,与国有及股份制银行相比,城市及农村商业银行中缺口较大的观测值占比明显更高,说明城市及农村商业银行的实际资本充足率距离目标资本充足率较远。进一步比较两类银行资本充足率缺口的分布情况,可以发现城市及农村商业银行资本充足率缺口的均值和中位数均显著大于国有及股份制银行,再次印证了资本补充能力弱的银行整体而言资本短缺更为严重。

## (二) 资本充足率缺口下银行的资本和风险调整

表2列示了两组银行的监管资本和风险加权资产对资本充足率缺口的反应。简洁起见,我们不再详细叙述与模型有效性相关的各种检验结果,而是集中分析各变量尤其是核心解释变量 $DEV$ 的估计系数。国有及股份制银行组中, $DEV$ 对监管资本增速 $\Delta CAP$ 具有显著的正向影响,而对风险加权资产增速 $\Delta RWA$ 没有显著影响。这说明偏离目标资本充足率时,资本补充能力强的银行主要依赖资本调整,资本充足率缺口越大,监管资本增长越快,与假说1相符。城市及农村商业银行组中, $DEV$ 对 $\Delta CAP$ 无显著影响,说明偏离目标资本充足率时,资本补充能力弱的银行没能有效调整资本。但其 $\Delta RWA$ 也未对资本充足率缺口做出明显调整,这与假说2不符。成洁(2014)认为,2012年前我国银行遵循的资本监管规则主要依据《巴塞尔协议I》,风险权重的设定并不考虑违约概率、违约风险暴露及期限等因素,而是单纯对不同类型资产赋予特定权值,这种较为粗糙的分类方式使得风险加权资产无法真实反映银行资产中蕴含的风险水平,由此导致风险加权资产对资本充足率缺口不敏感。

控制变量方面,国有及股份制银行组中被解释变量的一阶滞后均为正,说明其资本和风险调整行为具有一定的惯性。城市及农村商业银行组中 $\Delta CAP$ 的一阶滞后项系数显著为负,说明上期监管资本增长过快的话,当期资本增速存在反向调整压力,这在一定程度上反映了城市及农村商业银行资本补充的不稳定性。银行微观层面控制变量中,银行规模越大,国有及股份制银行的资本增长和风险增长越慢,而城市及农村商业银行恰好与之相反,可能是因为城市及农村商业银行中规模较大者业务发展速度较快。宏观层面控制变量中,经济形势越好、货币环境越宽松,银行补充资本更为便利,因此监管资本增长速度更快。 $gdp$ 上升可以降低银行风险资产增速,反映出经济环境较好时信贷质量较好;而 $m2$ 上升却会提高银行风险资产增速,可能是因为此时银行风险承担动机更为强烈(张雪兰和何德旭,2012)。

表 2 资本充足率缺口下银行资本和风险的调整行为

|                      | 监管资本增长率 $\Delta CAP$ |                      | 风险加权资产增长率 $\Delta RWA$ |                      |
|----------------------|----------------------|----------------------|------------------------|----------------------|
|                      | (1) 强                | (2) 弱                | (3) 强                  | (4) 弱                |
| $\Delta CAP_{i,t-1}$ | 0.0333<br>(0.58)     | -0.889*<br>(-1.89)   |                        |                      |
| $\Delta RWA_{i,t-1}$ |                      |                      | 0.234***<br>(2.76)     | 0.176*<br>(1.94)     |
| $DEV_{i,t}$          | 12.19***<br>(8.86)   | 30.59<br>(1.37)      | -0.986<br>(-1.60)      | -22.43<br>(-0.62)    |
| $size_{i,t-1}$       | -14.51***<br>(-7.80) | 122.9***<br>(2.78)   | -7.828***<br>(-7.31)   | 163.4*<br>(1.95)     |
| $lr_{i,t-1}$         | -0.300<br>(-1.19)    | 14.11***<br>(3.56)   | -0.475***<br>(-3.55)   | -10.67***<br>(-2.73) |
| $roe_{i,t-1}$        | 0.698<br>(1.46)      | 9.971**<br>(2.19)    | -0.329<br>(-1.28)      | 0.0508<br>(0.00)     |
| $npl_{i,t-1}$        | -6.419**<br>(-2.25)  | -2.075<br>(-0.18)    | -1.692<br>(-1.03)      | 18.11<br>(0.36)      |
| $gdp_{i,t}$          | 1.845**<br>(2.23)    | 58.48***<br>(2.82)   | -2.595***<br>(-3.23)   | -23.66***<br>(-2.39) |
| $m2_{i,t}$           | 0.980***<br>(2.78)   | 8.370<br>(1.40)      | 0.309*<br>(1.65)       | 12.64<br>(0.79)      |
| 常数项                  | 251.8**<br>(5.96)    | -246.6***<br>(-3.47) | 181.5***<br>(7.15)     | -990.6***<br>(-2.57) |
| $year_{dum}$         | 24.06<br>[0.000]     | 22.65<br>[0.000]     | 48.01<br>[0.000]       | 23.88<br>[0.000]     |
| 观测值                  | 83                   | 169                  | 81                     | 118                  |
| Sargan               | 115.5<br>[0.175]     | 193.4<br>[0.112]     | 79.07<br>[0.848]       | 98.54<br>[0.149]     |
| arm1                 | -3.245<br>[0.022]    | -4.806<br>[0.000]    | -2.267<br>[0.052]      | -1.034<br>[0.103]    |
| arm2                 | -0.533<br>[0.646]    | -0.675<br>[0.499]    | -0.923<br>[0.256]      | -0.824<br>[0.409]    |

## 五、基于资本和风险细分项目调整的进一步分析

### (一) 不同资本补充能力银行资本细项的调整

表 3 列示了资本充足率缺口  $DEV$  对银行留存收益增速  $\Delta PR$ 、股本与资本公积增速  $\Delta SH$  和次级债增速  $\Delta SOD$  的影响。第 1-2 列回归结果显示,  $DEV$  对两类银行的  $\Delta PR$  无显著影响, 说明银行没能有效运用利润转增资本的方式弥补资本充足率缺口, 这与李维安和王倩 (2012)、成洁 (2014) 在研究监管压力对银行资本补充影响时的发现一致。我国银行利润留存难以满足资产的增长, 必须依赖频繁的外部融资, 反映出我国银行内源资本补充机制尚

不完善的现实。第3-4列回归中  $DEV$  显著为正, 说明银行面对资本缺口时会调整股权融资力度。进一步比较发现, 国有及股份制银行组中  $DEV$  系数的大小和显著性均高于城市及农村商业银行组, 反映出前一类银行在股权融资方面更具优势。第5-6列回归中,  $DEV$  对国有及股份制银行的  $\Delta SOD$  有显著正向影响, 对城市及农村商业银行的  $\Delta SOD$  无显著影响, 这说明前者会积极利用次级债工具管理资本缺口, 而后者则无法有效利用这一工具。综上所述可知, 当偏离目标资本充足率时, 资本补充能力弱的银行仅能通过股权融资调整核心资本, 而资本补充能力强的银行既会通过股权融资调整核心资本, 也会运用次级债调整附属资本。

从被解释变量滞后项的系数符号可知, 两类银行留存收益增长率均具有一定的连贯性; 但在外源式资本补充方面, 城市及农村商业银行表现出明显的反向调整倾向, 与表2第2列回归相一致。银行微观控制变量中: 规模变量系数符号全部为负, 但在城市及农村商业银行组中均不显著, 说明国有及股份制银行中规模较大者资本增长较慢; 盈利水平上升有助于城市及农村商业银行提升留存收益增速和股本与资本公积增速, 但对次级债增速无显著影响; 不良贷款率上升则对两类银行的核心资本补充造成了不利影响。此外, 经济形势越好、货币政策越宽松, 两类银行的核心资本增速越快, 但次级债发行与宏观经济环境基本无关。

表3 资本充足率缺口对银行资本项目调整的影响

|                      | 留存收益增长率 $\Delta PR$ |                      | 股本和资本公积增长率 $\Delta SH$ |                       | 次级债增长率 $\Delta SOD$ |                     |
|----------------------|---------------------|----------------------|------------------------|-----------------------|---------------------|---------------------|
|                      | (1) 强               | (2) 弱                | (3) 强                  | (4) 弱                 | (5) 强               | (6) 弱               |
| $\Delta PR_{i,t-1}$  | 0.0185***<br>(8.17) | 0.0171***<br>(65.14) |                        |                       |                     |                     |
| $\Delta SH_{i,t-1}$  |                     |                      | 0.153*<br>(1.68)       | -0.0253***<br>(-7.99) |                     |                     |
| $\Delta SOD_{i,t-1}$ |                     |                      |                        |                       | -0.0777<br>(-0.50)  | -0.421**<br>(-2.27) |
| $DEV_{i,t}$          | 17.66<br>(1.75)     | 128.9<br>(1.63)      | 9.144***<br>(3.55)     | 3.661*<br>(1.75)      | 20.96**<br>(2.48)   | 7.828<br>(1.24)     |
| 控制变量                 | YES                 | YES                  | YES                    | YES                   | YES                 | YES                 |
| 观测值                  | 89                  | 247                  | 83                     | 233                   | 80                  | 42                  |
| Sargan               | 91.05<br>[1.000]    | 51.46<br>[0.845]     | 90.32<br>[1.000]       | 90.49<br>[1.000]      | 77.96<br>[1.000]    | 24.10<br>[0.633]    |
| arm1                 | -1.951<br>[0.051]   | -2.402<br>[0.004]    | -1.967<br>[0.049]      | -3.094<br>[0.002]     | -1.726<br>[0.059]   | -1.624<br>[0.094]   |
| arm2                 | -1.463<br>[0.144]   | -1.254<br>[0.108]    | -0.969<br>[0.333]      | -0.477<br>[0.634]     | -0.343<br>[0.732]   | 0.875<br>[0.382]    |

## (二) 不同资本补充能力银行各资产细项的调整

表4列示了资本充足率缺口  $DEV$  对银行总资产增速  $\Delta TA$ 、信贷资产增速  $\Delta LOAN$  和证

券资产增速  $\Delta SEC$  的影响。第 1、2 列回归结果与第 3、4 列回归结果是一致的：国有及股份制银行组中， $DEV$  对  $\Delta TA$  和  $\Delta LOAN$  均无显著影响；而城市及农村商业银行组中， $DEV$  对  $\Delta TA$  和  $\Delta LOAN$  均具有显著的负向影响。调整贷款尤其是紧缩信贷通常对应着较大的调整成本：一方面，银行建立和维系客户关系需要较大成本，一般不会拒绝续贷或发放新贷款；另一方面，银行将流动性较低的信贷从资产负债表中剥离较为困难，在转让或出售时往往不得不接受较低报价。因此，在资本补充方面具有优势的国有及股份制银行一般不会选择收缩资产负债表或紧缩信贷投放来提高资本充足率；而城市及农村商业银行资本补充较为困难，信贷及资产调整成为不得已的选择。值得注意的是，虽然  $DEV$  对国有及股份制银行的  $\Delta LOAN$  没有明显影响，但是第 5 列回归显示， $DEV$  对其  $\Delta SEC$  具有显著的正向影响，即存在资本充足率缺口的国有及股份制银行会显著增加证券资产，由于证券资产的风险权重较低，这种行为可以一定程度上降低总风险加权资产。相比之下，第 6 列回归显示，为应对资本充足率缺口，城市及农村商业银行在收缩信贷的同时并没有尝试增加证券持有。

控制变量中，总资产增速和贷款增速的一阶滞后项系数均显著为正，说明银行资产总量变化和信贷投放具有连贯性。银行微观控制变量总体上显著性较弱。其中规模变量符号均为负，符合“基数大、增速低”的规律；不良贷款率符号均为负，说明资产质量下滑时银行为改善资产质量会放缓信贷投放和资产扩张。宏观层面控制变量的估计结果显示，经济形势越好、货币政策越宽松，银行总资产、信贷资产和证券资产的增速均会越高。

表 4 资本充足率缺口对银行资产项目调整的影响

|                       | 总资产增长率 $\Delta TA$ |                    | 贷款净额增长率 $\Delta LOAN$ |                      | 证券持有增长率 $\Delta SEC$ |                      |
|-----------------------|--------------------|--------------------|-----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
|                       | (1) 强              | (2) 弱              | (3) 强                 | (4) 弱                | (5) 强                | (6) 弱                |
| $\Delta TA_{i,t-1}$   | 0.0361**<br>(2.19) | 0.218*<br>(1.76)   |                       |                      |                      |                      |
| $\Delta LOAN_{i,t-1}$ |                    |                    | 0.248***<br>(2.74)    | 0.206***<br>(4.54)   |                      |                      |
| $\Delta SEC_{i,t-1}$  |                    |                    |                       |                      | -0.0518<br>(-0.72)   | -0.179***<br>(-3.65) |
| $DEV_{i,t}$           | 0.958<br>(1.45)    | -1.393*<br>(-1.73) | -0.239<br>(-1.46)     | -1.352***<br>(-3.33) | 6.677***<br>(3.05)   | 0.950<br>(0.29)      |
| 控制变量                  | YES                | YES                | YES                   | YES                  | YES                  | YES                  |
| 观测值                   | 89                 | 265                | 94                    | 272                  | 89                   | 265                  |
| Sargan                | 83.12<br>[0.874]   | 106.8<br>[0.999]   | 98.65<br>[0.923]      | 137.3<br>[1.000]     | 141.4<br>[1.000]     | 151.2<br>[1.000]     |
| arm1                  | -1.962<br>[0.062]  | -1.978<br>[0.047]  | -2.812<br>[0.004]     | -2.573<br>[0.010]    | -2.442<br>[0.049]    | -2.210<br>[0.027]    |
| arm2                  | -0.174             | 0.921              | 0.432                 | -1.803               | -1.382               | 1.582                |

根据上述回归结果,我们将资本充足率缺口下不同资本补充能力银行的调整方式汇总于表5。表5显示,资本补充能力对银行资本充足率缺口的调整方式具有重要影响:资本补充能力强的银行主要靠调整资本,而资本补充能力弱的银行主要靠调整风险资产。在资本调整方面,资本补充能力强的银行会运用股权融资工具补充核心资本,也会通过发行次级债调整附属资本,而资本补充能力弱的银行只能依赖股权融资调整核心资本。在风险资产调整方面,资本补充能力强的银行主要是调整不同类型风险资产之间的比例结构,而资本补充能力弱的银行主要靠调整资产及贷款总量。此外还有两点发现,一是风险加权资产不能真实地反映银行的风险水平,二是利润转增资本并非我国银行调整资本充足率缺口的主要方式。

表5 实证结果汇总

|   | 风险调整   |     |      |      | 资本调整 |      |         |     |
|---|--------|-----|------|------|------|------|---------|-----|
|   | 风险加权资产 | 总资产 | 信贷资产 | 证券资产 | 监管资本 | 留存收益 | 股本和资本公积 | 次级债 |
| 强 | ×      | ×   | ×    | √    | √    | ×    | √       | √   |
| 弱 | ×      | √   | √    | ×    | ×    | ×    | √       | ×   |

说明:√号(×号)代表该调整方式显著存在(不存在)。

### (三) 稳健性检验<sup>14</sup>

1. 变换分组方法。前述分析中将国有及股份制银行划归为资本补充能力强的银行,将城市及农村商业银行划归为资本补充能力弱的银行,这种分组方法的不足之处在于无法充分反映两组内部和两组之间细分类型银行的资本补充能力差异,包括:国有银行和股份制银行的差异、城商行和农商行的差异、上市股份制银行和未上市股份制银行的差异、上市城商行和未上市城商行的差异、上市城商行和未上市股份制银行的差异。不过,由于数据模式和估计方法的限制,并非每一种细分情况都能得到计量检验,原因在于:采用GMM法估计动态面板模型,获得一致估计依赖于较多的截面数据(N大T小),在N较小的面板数据模型中,GMM方法因可能带来严重的偏倚而不适用(Bruno, 2005)。例如,单独考虑五大行时截面数N=5、单独考虑上市股份制银行时N=7、单独考虑非上市股份制银行时N=4,均小于样本的时间长度T=9,因而不适用GMM方法<sup>15</sup>。在估计方法允许的前提下,本文进行如下三种分组方案的调整:①在原先的资本补充能力较强的组中剔除未上市股份制银行,得到“强组中的强者”。②单独考虑农商行,即“弱组中的弱者”。③借鉴公司金融领域中常见的衡量融

<sup>14</sup> 节约篇幅起见,正文没有汇报稳健性检验部分的图表,有兴趣者可向作者索要。

<sup>15</sup> 本文样本数据量不足是一些稳健性检验无法进行的根本原因,未来随着数据库的完善和样本量的扩大,相关的稳健性检验应该能够得以较好地执行。

资约束的方法，以银行规模作为银行资本补充能力的代理变量<sup>16</sup>，并按银行规模分组<sup>17</sup>。

从变换分组方法后各组银行资本充足率缺口的概率密度分布图可以发现：①在国有及上市股份制银行组中，资本充足率缺口更为集中，且峰值出现在 0 值左侧。其资本补充能力比原先的“强组”更强。②农商行组中资本充足率缺口为正的较为普遍，且峰值在城商行组右侧，说明整体而言农商行的资本补充能力弱于城商行。③规模较大的 44 家银行与原先的“强组”分布相似，较为均匀地分布在 0 值两侧；而规模较小的 44 家银行与原先的“弱组”分布相似，峰值均出现在 0 值左侧，说明按规模和按银行梯队分组得到的结果较为相近。

国有及上市股份制银行资本和风险调整的估计结果显示，与国有及全部股份制银行相比，此时核心解释变量 DEV 系数的大小发生了一定变化，但其符号和显著性基本没有发生改变。农商行组的估计结果中，由于农商行组的观测值较少，且加权风险资产 RWA 和次级债 SOD 数据缺失较为严重，导致以  $\Delta RWA$  和  $\Delta SOD$  为被解释变量的回归无法进行，不过其余各列中 DEV 与正文中城商及农商行组的 DEV 系数符号相同（显著性有所下降）。对比大银行和小银行的资本和风险调整，发现估计结果与正文按银行梯队分组估计较为一致。总之，变换分组方法后得到的资本补充能力较强和较弱的银行组中，其估计结果仍然符合表 8 所总结的规律。

2. 考虑监管压力的影响。2004 年《商业银行资本充足率管理办法》规定了 8% 的最低资本充足率要求，这会对资本充足率水平较低的银行造成的一定的监管压力。而监管压力和资本充足率缺口对银行的影响具有一定相似之处，那么银行到底是为弥补资本充足率缺口而进行自发调整，还是为缓解资本监管压力而“被动”调整？检查数据发现，国有及股份制银行组 101 个 CAR 观测值中，仅有 2 家银行的 3 个观测值符合 CAR 小于 8% 的情况（恒丰银行 2007 年、广发银行 2006 和 2007 年），占比不足 3%；在城市及农村商业银行组 291 个 CAR 观测值中，有 21 家银行的 30 个观测值资本充足率小于 8%，占比约为 10%。可见，样本银行中绝大多数银行的资本充足率均高于最低资本充足率要求，因此其资本和风险调整行为应该不是由最低资本充足率要求带来的监管压力所驱动。

2006 年颁布的《商业银行监督评级内部指引》指出资本充足率高于 10%（并且核心资本充足率高于 6%）的银行才能得到满分评级，否则将受到额外监督。因此，资本充足率处于

<sup>16</sup> 融资约束反映了企业外源融资面临的摩擦，由于资本补充能力强的银行在补充资本时的摩擦较小，可以说资本补充能力强的银行面临的“融资约束”弱。

<sup>17</sup> 具体分组方法是，按照银行各年度的平均规模，将平均规模较大（较小）的 44 家银行划为资本补充能力强（弱）的银行。分组后发现，5 家国有银行、11 家股份制银行和 3 家 A 股上市的城商行均处于规模较大组。

8%到10%之间的银行仍会受到一定的监管压力。为直观地确认银行的调整行为是资本充足率缺口而非监管压力使然,本文剔除了资本充足率小于10%的样本(共97个观测值,含国有及股份制银行的21个观测值和城市及农村商业银行的76个观测值),重新回归的结果显示:除DEV对城市及农村商业银行股本和资本公积的增长率 $\Delta SH$ 没有显著影响外,其余各列回归中DEV系数的符号和显著性与正文一致。可能的原因在于,资本充足率高于10%的银行已达到较高资本水平,而城市及农村商业银行通过股权融资等方式进行资本补充的能力原本就较弱,在已充分利用各类增资扩股渠道后很难继续增加股本和资本公积,因而没有表现出正文回归中显著为正的结果。总体而言,在排除监管压力的影响后,面临资本充足率缺口的商业银行仍会根据市场环境和自身条件调整资本和风险,“资本补充能力强的银行主要靠调整资本、资本补充能力弱的银行主要靠调整风险资产”这一结论仍然稳健地成立。

3. 考察核心资本充足率的情况。2004年《商业银行资本充足率管理办法》规定了资本充足率和核心资本充足率两项监管指标。其中资本充足率包含信息更为丰富,核心资本和附属资本变动均会造成资本充足率变化,因此正文选择研究资本充足率缺口下银行的调整行为。与此类似,核心资本缺口也会影响银行的核心资本补充和风险资产调整。为此我们将资本充足率替换为核心资本充足率,通过估计模型(8)重新测算了核心资本充足率缺口,并且以核心资本充足率缺口为解释变量估计模型(9)。结果发现,除国有及股份制银行次级债增速对核心资本充足率缺口不敏感外,其余情况下和以资本充足率缺口为解释变量时结论基本一致<sup>18</sup>。

## 六、结论与启示

本文首次从银行资本补充能力的视角考察了资本充足率缺口下银行的资本和风险调整问题。基于2004-2012年16家国有及股份制银行和72家城市及农村商业银行的年度非平衡面板数据,本文测算了各家银行的资本充足率缺口,对比分析表明城市及农村商业银行资本短缺程度更高、与目标资本充足率距离更远。在此基础上,本文不仅考察了资本充足率缺口对监管资本总量和风险加权资产总量的影响,还细致分析了不同类型资本和风险资产的调整行为,得到了较为丰富的结论:资本补充能力强的银行面对资本充足率缺口时主要通过股权融资和发行次级债调整资本,同时也会对资产方的证券持有项目做出调整。资本补充能力弱

<sup>18</sup> 此外,我们还尝试分别探讨资本充足率缺口为正和为负时银行的资本和风险调整行为,以考察银行调整行为是否具有非对称性。然而由于样本数量限制,分资本充足率缺口正负的回归效果较差,故不予讨论。



的银行面对资本缺口时主要通过改变资产总量和信贷投放调整风险资产,同时也会对资本方的股本和资本公积做出调整。此外,两类银行的留存收益和风险加权资产对资本充足率缺口均不敏感。基于上述研究结论,可以得到如下启示:

第一,加强银行资本补充能力具有重要意义。从商业银行自身来看,为了达到适合自身经营状况的目标资本充足率,资本补充能力较强的银行不必付出放弃优质贷款项目的代价,这有助于提高盈利能力,并保证绩效的稳定性。从银行监管部门来看,较高的资本补充能力赋予银行在调整方式上的灵活性,面临新的更为严格的资本监管规则,资本补充能力强的银行不会大幅收缩信贷供给,从而降低了监管规则变化在短期内对实体经济造成的负面影响。

第二,城市及农村商业银行资本补充能力亟待提高。城市及农村商业银行在上市融资和发行附属资本工具方面均存在劣势,资本补充能力较弱。为改善这一情况,短期内,作为对城市及农村商业银行主要股东和控制人的地方政府应积极鼓励支持银行引进实力较强的上市公司、民营资本参股。从长远看,城商行应积极改善资产质量、完善治理结构、吸引战略投资者,从而争取早日上市。监管部门应通过完善发行条款、会计处理等规定积极推动银行资本工具创新,鼓励支持包括城市及农村商业银行在内的各类银行探索发行更多非普通股权益工具、债务工具,助力商业银行构建多层次、多元化资本补充渠道。

第三,我国银行内源式资本补充机制有待完善。银行内源式资本补充速度无法满足资本充足率约束下贷款增长的需要,只好依靠外部融资来弥补。当期我国银行业整体而言主要依赖外源融资补充资本,反映出银行资本内生动力的不足。对此,一方面银行要提高内源式资本补充能力,在现阶段对资本需求较大的情况下,应优先采取转增股本的方式进行利润分配,必要时减少分红比例,逐步完善内源式资本补充机制。另一方面,银行要转变发展模式,通过牢固树立资本约束意识,逐步改变外延式、粗放型发展理念,培育各类低资本消耗业务,从根本上缓解银行资本补充的压力。

## 参考文献

- [1] 成洁 (2014):《资本监管约束下银行资本与风险调整》,《统计研究》第2期。
- [2] 雷光勇、王文 (2014):《政府治理、风险承担与商业银行经营业绩》,《金融研究》第1期。
- [3] 李广子、李玲 (2011):《商业银行资本补充机制:现状、动因与效果》,《国际金融研究》第11期。
- [4] 李维安、王倩 (2012):《监管约束下我国商业银行资本增长与融资行为》,《金融研究》第7期。
- [5] 吴俊、张宗益、徐磊 (2008):《资本充足率监管下的银行资本与风险行为——〈商业银行资本充足率管理办法〉实施后的实证分析》,《财经论丛》第2期。
- [6] 许友传 (2011):《资本约束下的银行资本调整与风险行为》,《经济评论》第1期。
- [7] 严卫丰 (2010):《如何遏制我国商业银行的“资本饥渴症”》,《经济论坛》第2期。
- [8] 张雪兰、何德旭 (2012):《货币政策立场与银行风险承担——基于中国银行业的实证研究(2000—2010)》,《经济研究》第5期。
- [9] 祝继高、饶品贵、鲍明明 (2012):《股权结构、信贷行为与银行绩效——基于我国城市商业银行数据的实证研究》,《金融研究》第7期。
- [10] Ayuso, J.; Perez, D. and Saurina, J. “Are Capital Buffers Pro-cyclical? Evidence from Spanish Panel Data.” *Journal of Financial Intermediation*, 2004, 13(2), pp.249-297.
- [11] Berger, A.; De Young, R.; Flannery, M.; Lee, D. and Oztekin, Ö. “How do Large Banking Organizations Manage Their Capital Ratios.” *Journal of Financial Services Research*, 2008, 34(2-3), pp.123-149.
- [12] Berlin, M. “Can We Explain Banks’ Capital Structures.” *Business Review*, Federal Reserve Bank of Philadelphia, 2011(Q2), pp.1-11.
- [13] Berrospide, J. and Edge, R. “The Effects of Bank Capital on Lending: What Do We Know, and What Does It Mean?” *International Journal of Central Banking*, 2010, 6(4), pp.5-54.
- [14] Blum, J. “Why Basel II May Need a Leverage Ratio Restriction.” *Journal of Banking and Finance*, 2008, 32(8), pp.1699-1707.
- [15] Blundell, R. and Bond, S. “Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models.” *Journal of Econometrics*, 1998, 87(1), pp.115-143.
- [16] Brewer, E.; Kaufman, G. and Wall, L. “Bank Capital Ratios across Countries: Why Do They Vary.” *Journal of Financial Services Research*, 2008, 34(2-3), pp.177-201.
- [17] Bruno, G. “Estimation and Inference in Dynamic Unbalanced Panel-data Models with a Small Number of Individuals.” *Stata Journal*, 2005, 5(4), pp.473-500.

- [18] Christoffer, K. and Schepens, G. “Bank Reactions after Capital Shortfalls.” National Bank of Belgium Working Paper No. 250, 2013.
- [19] De Jonghe, O. and Öztekin, Ö. “Bank Capital Management: International Evidence.” *Journal of Financial Intermediation*, 2015, 24(2), pp.154-177.
- [20] Demirguc-Kunt, A.; Detragiache, E. and Merrouche, O. “Bank Capital: Lessons from the Financial Crisis.” *Journal of Money, Credit and Banking*, 2013, 45(6), pp.1147-1164.
- [21] Desai, R. and Olofsgård, A. “The Political Advantage of Soft Budget Constraints.” *European Journal of Political Economy*, 2006, 22(2), pp.370-387.
- [22] Elliott, D. “A Primer on Bank Capital.” The Brookings Institution, 2010.
- [23] Fonseca, A. and González, F. “How Bank Capital Vary across Countries: the Influence of Cost of Deposits, Market Power and Bank Regulation.” *Journal of Banking and Finance*, 2010, 34(4), pp.892-902.
- [24] Francis, W. and Osborne, M. “On the Behavior and Determinants of Risk-based Capital Requirements: Revisiting the Evidence from UK Banking Institutions.” *International Review of Finance*, 2012, 10(4), pp.485-518.
- [25] Furfine, C. “Bank Portfolio Allocation: the Impact of Capital Requirements, Regulatory Monitoring and Economic Conditions.” *Journal of Financial Services Research*, 2001, 20(1), pp.33-56.
- [26] Gropp, R. and Heider, F. “The Determinants of Bank Capital Structure.” *Review of Finance*, 2010, 14(4), pp.587-622.
- [27] Hancock, D.; Laing, A. and Wilcox, J. “Bank Capital Shocks-Dynamic Effects on Securities, Loans, and Capital.” *Journal of Banking and Finance*, 1995, 19(3-4), pp.661-677.
- [28] Ito, T. and Sasaki, Y. “Impacts of the Basle Capital Standard on Japanese Banks.”, *Journal of the Japanese and International Economies*, 2002, 16(3), pp.372-397.
- [29] Jokipii, T. and Milne, A. “The Cyclical Behavior of European Bank Capital Buffers.” *Journal of Bank and Finance*, 2008, 32(8), pp.1440-1451.
- [30] Lindquist, K. “Banks Buffer Capital: How Important Is Risk?” *Journal of International Money and Finance*, 2004, 23(3), pp.493-513.
- [31] Maurin, L. and Toivanen, M. “Risk, Capital Buffer, and Bank Lending: a Granular Approach to the Adjustment of Euro Area Banks.” ECB Working Paper No.1499, 2012.
- [32] Memmel, C. and Raupach, P. “How Do Banks Adjust Their Capital Ratios.” *Journal of Financial Intermediation*, 2010, 19(4), pp.509-528.
- [33] Mishkin, F. *The Economics of Money, Banking and Financial Markets*. Addison Wesley Press, New York, 2000.

- [34] Nag, A. and Das, A. "Credit Growth and Response to Capital Requirements." *Economic and Political Weekly*, 2002, 42, pp.3361-3368.
- [35] Nier, E. and Baumann, U. "Market Discipline, Disclosure and Moral Hazard in Banking." *Journal of Financial Intermediation*, 2006, 15(3), pp.332-361.
- [36] Öztekin, Ö. and Flannery, M. "Institutional Determinants of Capital Structure Adjustment Speeds." *Journal of Financial Economics*, 2012, 103(1), pp.88-112.
- [37] Schandlbauer, A. "Deviations from the Target Capital Structure of Financial Institutions." Available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=2441665>, 2014.
- [38] Stolz, S. and Wedow, M. "Banks Regulatory Capital Buffer and the Business Cycle: Evidence for Germany." *Journal of Financial Stability*, 2011, 7(2), pp.98-110.
- [39] Van den Heuvel, S. "The Welfare Cost of Bank Capital Requirements." *Journal of Monetary Economics*, 2008, 55(2), pp.298-320.
- [40] Windmeijer, F. "A Finite Sample Correction for the Variance of Linear Two Step GMM Estimators." *Journal of Econometrics*, 2005, 126(1), pp.25-51.

# 众筹融资、信息甄别与市场效率 ——基于人人贷的实证研究

岳中刚<sup>1</sup> 周勤<sup>2</sup> 杨小军<sup>3</sup>

【摘要】本文以债权型众筹融资平台——人人贷的大样本数据为基础，以众筹平台的信息中介功能为切入点，考察众筹市场的异质化信息对投资人参与行为的影响以及对筹资人事后违约行为的预测价值。研究表明：（1）众筹平台显现出一定的信息挖掘能力，关于筹资人的信用评级和社交网络信息不仅是投资决策的重要参考，而且真实有效地揭示了违约风险，可以提高市场的匹配效率；（2）筹资人的个人披露存在信息噪音，但由于众筹平台在风险揭示方面的重要作用，从而降低了个人披露对投资决策的影响力。本文的研究结果有助于更加清晰地定位众筹平台的市场性质和专业能力。

【关键词】众筹融资，信息甄别，市场效率，众筹平台

## 一、引言

2008年金融危机以来，传统资本规模限制了生产力发展，互联网技术渗透积累的海量用户与新兴产业资金需求的匹配造就了全球众筹服务业快速发展的奇迹。作为一种典型的互联网金融模式，众筹融资又称群众募资，是指筹资人通过互联网平台和社交网络，以某种形式的回报作为保证，让大众提供资金支持其进行生产经营、创新创业甚至生活消费（Bellegammeetal, 2014）。众筹是由众包衍生而来，若将众包视为互联网情境下人力资本的一种新型生产组织方式，众筹则是物质资本的一种新型融资方式。根据回报方式的不同，众筹融资一般可以分为债权型、股权型、奖励型和捐赠型。从投资者的动机来看，债权型与股权型众筹是以资金增值保值为动机的投资性众筹，而奖励型与捐赠型众筹则是以预购产品或服务、抑或出于慈善动机的非投资性众筹。根据世界银行 2013 年研究报告《发展世界中的众筹潜力》的统计分析，2009-2012 年，全球众筹融资规模从 5.3 亿美元增长至 27 亿美元，年复合增长率超过 63%，特别是在金融抑制比较严重的发展中国家，债权、股权等投资性众筹将具有更大的发展空间（Morse, 2015）。在金融抑制导致的资源错配状态下，

---

<sup>1</sup> 岳中刚，南京邮电大学经济学院教授

<sup>2</sup> 周勤，东南大学经济管理学院

<sup>3</sup> 杨小军，南京邮电大学经济学院

众筹融资在“融资严重不足”的企业与“投资渠道匮乏”的大众之间构建了金融资源优化配置的交易平台。在传统金融市场受“信贷歧视”的小微企业，可以借助众筹平台以较低成本获得资金，维持企业的运营与创新。与此同时，在传统金融市场被“低利率压榨”的投资者也可以通过众筹平台分享新兴产业成长与经济成长的成果。波士顿咨询（BCG）2013年全球消费者信心调查显示：由于投资渠道缺乏，超过30%的中国消费者会将收入的20%以上投入储蓄，这一数字在其他国家往往不到10%。这些庞大的、未能在传统金融市场中得到充分满足的需求，构成了“中国特色”的金融抑制，也成了激发中国众筹融资发展的源动力。

由于股权型众筹对融资双方均设置了一定的进入壁垒，债权型众筹（或称P2P网络借贷）则成为最具互联网金融特征且快速发展的众筹融资形式。2014年，我国债权型众筹融资由导入期进入快速成长期，融资成交额达到3291.94亿元，同比增长268.83%，为2012年成交额的14.4倍，融资平台数量也从2013年的700家左右快速增长到近2000家。债权型众筹融资绕过了金融中介机构，在筹资人没有抵押物和完善财务记录的情况下达成借贷交易，其风险来源于陌生的借贷双方之间信息不对称以及产生的违约风险。为了吸引和保护投资人的权益，作为信息中介的众筹平台一方面为融资双方提供信息披露、交互及资信评估，以降低筹资人的违约风险，另一方面通过各种隐性或显性方式为借贷资金提供本金或本息担保。然而，在众筹融资规模和平台数量“爆炸式增长”的同时，大量借款标违约而导致众筹平台“倒闭”和“跑路”也逐渐成为我国互联网金融非理性繁荣的“新常态”。根据网贷之家的统计数据，2014年出现提现困难或倒闭的P2P网贷平台达到275家，是2013年76家的三倍之多。截至2015年11月底，我国出现问题的债权型众筹平台占比高达46.3%，涉及投资人数超15万人，涉及贷款余额达82.7亿元。为此，舆论普遍对中国众筹融资的高速发展提出了质疑：在并不透明的社会信用体系下，风险识别能力相对较弱的众筹参与者的投资行为究竟是基于市场信息深入挖掘的理性行为，还是建立在信息噪音和从众跟风之上的羊群行为？进一步而言，作为信息中介的众筹平台，能否有效缓解融资双方的信息不对称，从而使得投资者“慧眼识珠”以获得合理的回报？与现有文献相比，本文力图在下述几个方面做出拓展：第一，在研究视角方面，本文以众筹融资平台的信息中介为切入点，对众筹融资市场的信息甄别与匹配效率进行拓展；第二，在研究内容上，本文通过引入异质信息源，考察不同类型的信息变量对投资者参与决策的影响以及对筹资人机会主义行为的预测价值；第三，在经验研究上，中国特殊的制度环境决定了我们不能简单套用国外研究结论，本文选取国内领先的债权型众筹平台——人人贷的历史借款信息来检验研究假设，人

人贷平台与担保机构合作，为投资者提供本金保障或者本息保障两种保障方式，因此该平台对借款人的信息审核、信用评级以及对投资人的信息服务则更为客观和理性。此外，在研究方法上，对筹资人事后违约行为的回归分析，本文采用Heckman两步法控制了因选择性偏误所导致的内生性问题，丰富和发展了对众筹融资市场动态性的经验研究。

## 二、文献回顾与研究假设

与民间融资类似，众筹融资不以商业银行、交易所等金融机构为中介，融资双方直接通过互联网平台实现交易。众筹平台是典型的“市场制造”（marketmaker）型双边市场，其功能在于聚合、筛选与匹配融资双方，并建立促进双边交易的基础架构和规则，形成强大的交叉网络效应。与民间融资一般局限于特定社会网络形成的局部市场不同，众筹平台则依托互联网与Web2.0技术，通过提供信息聚合、信用评估和交易匹配等服务，极大地拓展了交易可能性边界，改善了融资市场的资本配置效率（谢平等，2014）。Agrawal et al（2014）以音乐众筹平台Sellaband为样本的研究发现，众筹融资突破了空间距离的限制，投资者的平均距离超过了3000英里，而传统风险投资则遵循“20分钟规则”，即被投企业距风投机构不超过20分钟车程。对投资人而言，任何登录众筹平台的投资者都可以借助智能搜索工具进行信息检索和项目筛选，获取筹资人所披露的各种信息，并且可以直接与筹资人及时沟通与交流，从而激活“大众小资本”的投资意愿，甚至可以吸引对项目有兴趣的专业投资人参与。对筹资人而言，通过众筹平台展示的融资项目需要经过广大挑剔的投资者参与和检验，不仅要求具有创新性且需要符合社会需求趋势，即众筹具有“项目筛选”机制；另一方面，众筹融资可以使有价值的创新项目以低成本、高效率、灵活多样的方式得到资金，并且这种融资模式建立在新型、平等的点对点交易结构和信任的基础之上，投资人对筹资人的支持和宽容有利于真正有价值的颠覆式创新涌现，即众筹具有“创新孵化”机制。在众筹融资的过程中，筹资人和投资人在交叉网络外部性的作用下，依托众筹平台以群体协作的方式，实现了社会化融资生态圈的构建。

然而，众筹融资是通过虚拟平台完成陌生人之间的交易，投资者的可控性较低且信息风险性较高，如何减少投资者对融资项目的信息不对称性以及由此引发的逆向选择问题，则是众筹平台突破临界规模（critical mass）实现可持续发展的关键。Elliot & Jacobson（1994）认为，有信息含量的信息披露有助于投资者了解项目的经营风险，减少投资者决策的信息风险。在传统的直接或间接融资模式中，有效缓解信息不对称的服务方式主要有两类：一是由专业化机构负责收集和评估筹资者信用资质的信息，然后提供给投资者，如信用评

级机构、证券公司、央行征信系统等；二是政府要求或市场机制鼓励筹资者主动进行信息披露，如在资本市场中上市公司公开披露财务信息或非财务信息。互联网情境下的众筹平台则充分利用了搜索引擎、社交网络、大数据等信息科技方式，将大量碎片化、非结构化的网络用户数据进行有效整合与公开披露，其信息服务方式主要表现为：一是基于筹资人的项目申请资料、网络交易数据以及社交网络信息等对项目风险和个人信用进行综合评级；二是对筹资人自愿披露信息的真实性、准确性进行线上或线下调查与认证；三是提供社交网络生成与传播的信息，特别是专业化机构难以获取与收集的信息，如筹资人的交易记录、与投资人之间的交流互动等。

### （一）众筹平台的信用评级及作用机制

与银行等金融中介机构相比，非专业的直接投资者获取和处理筹资人的信息成本较高，而对筹资人监督的效率和强度较低。Ward&Ramachandran（2010）研究认为，众筹投资人面对海量的网络信息，不会像专业投资机构那样搜寻和获得直观的关于筹资人的信息，而是更容易受同群效应的影响，即存在所谓非理性的“羊群效应”。众筹平台以独立第三方的角色对筹资人的资信状况进行信用评估，既能缓解信息过载问题，又针对性地满足了众多投资者的信息需求。Linetal（2013）采用美国最大债权型众筹平台 Prosper 的数据研究发现，信用评级在众筹融资市场与其他金融市场具有一致的信号价值，即筹资人的信用评级越高，成功融资的概率越大，并且发生违约的可能性越小。谢平和邹传伟（2011）以信用违约掉期（CDS）运作机制的研究表明，众筹平台通过市场交易来产生时间连续、动态变化的违约概率序列，在违约信息揭示方面比信用评级机构更有效。信用评级的风险揭示功能包含有两重含义：一是信用风险的识别，即判断信用评级对普通投资者参与众筹融资的影响；二是信用风险的评估，即众筹平台对筹资人及项目的信用评级能否有效反映其未来违约的可能性。为此，本文提出以下研究假设：

H1：众筹平台的信用评级将影响投资者的参与决策，且揭示了筹资者的违约风险。

### （二）筹资人的信息披露及作用机制

关于企业或筹资人信息披露对融资绩效的影响，存在着“透明观”和“柠檬观”两种截然不同的观点（Felo，2013）。所谓“透明观”是指自愿的信息披露将提高筹资人的透明度，向投资者传递有关项目质量或个人财产的价值信号，从而有助于投资者进行决策。而“柠檬观”则认为，筹资人为了提高成功融资的概率，可能会有选择性甚至是虚假地披露信息以便迷惑投资者。Michels（2012）以Prosper为样本的研究表明：筹资人自愿披露的



非认证信息数量与借款利率显著负相关，与筹资金额显著正相关，与未来的违约率负相关，并且这些相关关系对低信用等级的筹资人尤为显著。无论筹资人是出于凸显自身优势还是诱导投资者参与而披露个人信息，都在促进市场信息效率的同时为投资者判断筹资项目质量提供了重要信号（Herzenstein et al., 2011）。筹资人的人口统计特征如性别、年龄、宗教等（Pope & Sydnor, 2011）、地域特征（Lin et al., 2013；廖理等，2014）、收入状况（Puro et al., 2010）等在实证研究中对融资绩效和违约概率均产生了显著地影响，特别是众筹平台的线上线下相结合的信用认证方式将增强这些信息的信号价值（王会娟和廖理，2014）。为此，本文针对我国众筹融资市场筹资人信息披露种类丰富、认证方式单一的特征提出以下研究假设：

H2：筹资人所披露的个人信息将影响投资者的参与决策，但在揭示违约风险方面可能存在信息噪音。

### （三）社交网络的专有信息及作用机制

社交网络以人际关系为核心，把现实中真实的社会关系数字化到网上并加以拓展，是个人发布、传递和共享信息的平台，建立了自愿分享和共享机制。Prosper 创新性地运用了“背书”（endorsement）评价制度，筹资人可以邀请他的社交网络朋友或所属群组的群主为其提供背书，证明其能够按时还款。为此，一系列的研究以 Prosper 为样本检验了社交网络上的专有信息对投资者参与的影响。Lin et al.（2012）认为，投资者会将筹资人的社交网络视为“声誉机制”或“信任强度”的信号，较强的社交网络对融资成功率有着积极的影响，并且能够降低筹资人的融资成本和违约概率。Zhang & Liu（2012）对投资者羊群行为的研究发现，理性的投资者可能将筹资人较强的社交网络视为信息噪音，已有投资群体或投资金额才能真实反映筹资人的网络声誉或社会资本。Freedman & Jin（2014）分析了社交网络在众筹融资市场的信号价值，发现社交网络能够降低信息不对称、提高筹资成功率以及降低融资成本，然而作为一种弱联系，其并非揭示事后违约风险的完美信号。社交网络具有的信息揭示作用表现为：一是筹资人在社交网络上留存了海量的交易信息，这些信息被搜索引擎组织和标准化，从而可以显示筹资人的声誉状况；二是社交网络蕴含了非常丰富的关系数据，即个体之间的接触、联络、关联、群体依附等方面的信息，可以反映出筹资人的职业地位、财产状况、消费习惯等；三是与现实的社会网络类似，虚拟的社交网络同样可以积累社会资本，这在一定程度上限制了筹资人的违约动机和机会主义行为。为此，本文提出以下研究假设：

H3：社交网络的专有信息是筹资人网络声誉的信号显示，将影响投资人的参与决策，能够客观反映筹资人的违约风险。

### 三、实证研究设计

#### （一）样本选取

上述文献的研究对象主要集中于美国债权型平台 Prosper、Lending Club 以及奖励型平台 Kickstarter。与美国 Prosper 等众筹融资平台的信息环境不同,我国个人征信系统并不完善、且众筹平台尚未完全接入银行以及央行征信系统。为此,本文以我国最大债权型融资平台——人人贷为研究对象,针对我国众筹融资的信息环境,探讨大众投资者对众筹市场异质化信息的甄别能力以及各类信息在揭示违约风险方面的市场效率。本文选取了人人贷 2010 年 10 月正式上线至 2014 年 3 月编号为 1-170000 的有效融资数据作为研究样本,获得 169906 个初始样本。本文按如下标准剔除了不符合要求的数据:(1) 关键数据缺失 (N=18579); (2) 筹资者为港澳台地区 (N=37); (3) 筹资额超过平台规定上限 50 万元 (N=674); (4) 具有抵押性质的智能理财标 (N=52)。本文最终研究样本为 150616 个,融资成功的样本为 46030 个,占比 30.56%。

#### （二）模型设定

首先,借鉴 Lin et al (2013) 关于社交网络对债权型众筹的实证研究模型,本文采用 Probit 模型来分析众筹融资市场所披露的各种信息对大众投资者的影响,模型形式如下:

$$prob(success=1) = \phi(\beta inf + \delta controls_1) \quad (1)$$

其中,  $prob(success=1)$  为筹资人融资成功的概率,  $inf$  为投资者甄别融资项目的信息指标,  $controls_1$  表示相关的控制变量。

其次,本文进一步检验这些信息指标对筹资者是否违约的预测价值。由于筹资人是否违约是以成功筹资为条件,这可能会出现样本选择的“选择性偏差”问题。Heckman 两步法是纠正这种“选择性偏差”的计量检验方法,其思路是将筹资人的违约行为分解为两个连续的过程:一是是否能够成功融资;二是如果成功融资,再进一步决定是否违约或不履行融资条件。为此,参考 Baum (2006) 对于可能存在样本选择问题的建模方法,本文同时采用 Probit 模型以及样本选择的 Heckprob 模型分析筹资人是否违约的影响因素,并依据似然比 (LR) 检验确定合适的模型,具体形式分别如下:

$$prob(default=1) = \phi(\rho inf + \lambda controls_2) \quad (2)$$

$$prob(default=1) = \phi(\rho inf + \lambda controls_2 + \phi(\beta inf + \delta controls_1) / \phi(\beta inf + \delta controls_1))$$

其中,  $prob(\text{default} = 1)$  表示筹资人融资成功后的违约概率,  $controls_2$  为相应的控制变量,  $\phi(\beta_{inf} + \delta controls_1) / \phi(\beta_{inf} + \delta controls_1)$  为样本选择模型的修正项。若似然比检验拒绝原假设, 即存在样本选择偏差, 则基于全部样本采用模型 (3) 实证检验。否则, 基于融资成功的一部分样本采用模型 (2) 计量分析。

### (三) 变量界定

本文以筹资人是否融资成功以及事后是否违约作为被解释变量。人人贷平台的投标状态一般会显示“已流标”、“已逾期”、“已垫付”、“已付清”、“还款中”五种状态, 本文将“已流标”的样本视为融资失败, 其他四种状态则为融资成功, 并处理为虚拟变量 **success**。在融资成功的研究样本中, “已逾期”和“已垫付”被视为筹资人事后违约, 界定为 **default = 1** 的虚拟变量, 样本数量为 546 个。此外, 本文选取了融资金额、利率、期限等特征变量作为控制变量。

为了检验研究假设 1, 本文选取信用等级、认证方式作为核心解释变量。人人贷根据筹资者提交的信用审核资料将其分为 7 个信用等级, 由低到高分别为 HR、E、D、C、B、A、AA, 本文量化为 1-7。根据对筹资人申请资料认证方式的不同, 人人贷融资标的有信用认证、机构担保、实地认证等类型。实地认证标的是人人贷与友众信业金融信息服务公司合作, 在线上严格审核的基础上, 增加了线下对筹资人情况的实地走访、审核调查以及后续的贷款服务, 进一步降低了融资风险。为此, 本文将信用认证方式界定为 0-1 的虚拟变量, 实地认证标的取 1, 样本占比 21.01%, 信用认证与机构担保标的均取 0, 样本占比分别为 75.22% 和 3.77%。

为检验研究假设 2, 本文选取筹资人披露的性别、学历、婚姻、地域、工作年限、收入、买房、购车等信息指标作为关键解释变量。其中, 性别、婚姻、买房、购车被处理为 0-1 的虚拟变量; 人人贷将筹资人的学历分为高中及以下、专科、本科、研究生或以上, 本文分别量化为 1-4; 根据我国东、中、西三大经济区域的划分方法, 本文将筹资人的地域变量按照西、中、东依次量化为 1-3。人人贷将筹资人的工作年限划分为 1 年 (含) 以下、1-3 年 (含)、3-5 年 (含)、5 年以上等四个类型, 本文依次量化为 1-4; 人人贷将筹资人的每月收入从 1000 元以下至 50000 元以上分为七个层次, 本文从低收入到高收入依次量化为 1-7。

与美国 Prosper、Lending Club 通过 Facebook 引入社交网络群组不同, 我国有关筹资人社交网络的专有信息大多以历史交易数据而存在。为检验研究假设 3, 本文选取筹资人的申请成功率、贷款还清率、违约次数等作为社交网络信息的量化指标, 这些指标客观反映了筹

资人的网络声誉及关系程度。

表1 主要变量界定与描述性统计

| 变量                    | 变量界定                                                           | 平均值     | 标准差     | 最小值    | 中位数     | 最大值     |
|-----------------------|----------------------------------------------------------------|---------|---------|--------|---------|---------|
| 融资成功<br>(success)     | 融资成功取1, 否则为0                                                   | 0.3056  | 0.4607  | 0      | 0       | 1       |
| 违约<br>(default)       | 违约为1, 否则为0                                                     | 0.0036  | 0.0601  | 0      | 0       | 1       |
| 信用等级<br>(credit)      | HR=1、E=2、D=3、C=4、B=5、A=6、AA=7                                  | 2.3396  | 2.1613  | 1      | 1       | 7       |
| 认证方式<br>(verified)    | 实地认证为1, 否则为0                                                   | 0.2101  | 0.4074  | 0      | 0       | 1       |
| 性别 (male)             | 男性为1, 女性为0                                                     | 0.8348  | 0.3714  | 0      | 1       | 1       |
| 学历 (degree)           | 高中或以下=1, 专科=2, 本科=3, 研究生或以上=4                                  | 1.8197  | 0.7807  | 1      | 2       | 4       |
| 婚姻<br>(marriage)      | 未婚为0, 已婚为1                                                     | 0.5840  | 0.4929  | 0      | 1       | 1       |
| 地域<br>(district)      | 西部=1, 中部=2, 东部=3                                               | 2.4024  | 0.7789  | 1      | 3       | 3       |
| 工作年限<br>(worktime)    | 1年以下=1, 1-3年=2, 3-5年=3, 5年以上=4                                 | 2.2919  | 1.0243  | 1      | 2       | 4       |
| 收入<br>(income)        | 每月一千元以下=1, 1千-2千=2, 2千-5千=3, 5千-1万=4, 1万-2万=5, 2万-5万=6, 5万以上=7 | 4.0318  | 1.3063  | 1      | 4       | 7       |
| 买房 (home)             | 买房为1, 否则为0                                                     | 0.3843  | 0.4864  | 0      | 0       | 1       |
| 购车 (car)              | 购车为1, 否则为0                                                     | 0.2169  | 0.4122  | 0      | 0       | 1       |
| 申请成功率<br>(suc_rate)   | 融资成功次数/融资申请次数                                                  | 0.3051  | 0.4463  | 0      | 0       | 1       |
| 融资还清率<br>(pay_rate)   | 融资还清次数/融资成功次数                                                  | 0.0893  | 0.2768  | 0      | 0       | 1       |
| 违约次数<br>(default_num) | 融资成功不履约的次数                                                     | 0.2319  | 1.7628  | 0      | 0       | 53      |
| 融资金额<br>(lnamount)    | 以融资金额的自然对数度量                                                   | 10.0421 | 1.3870  | 6.9078 | 10.3090 | 13.8155 |
| 待还余额<br>(lnbalance)   | 以待还本息的自然对数度量                                                   |         |         |        |         |         |
| 融资利率<br>(rate)        | 筹资人在规定范围内自行设定                                                  | 15.2924 | 3.7368  | 3      | 15      | 24.4    |
| 融资期限<br>(period)      | 筹资人自行设定, 以月为单位                                                 | 15.6238 | 10.4608 | 1      | 12      | 36      |

## 四、实证结果及分析

### (一) 信用评级与投资者的信息甄别

为了分析融资平台发布的信用评级及其评级方式对投资者决策的影响, 本文根据模型(1), 以信用等级、认证方式为核心解释变量回归。为了考察融资平台的信用评级及其认证方式是否包含了筹资人的违约风险, 本文分别采用模型(2)和(3)以筹资人最终是否违约为被解释变量回归。从表2中模型(1)的结果可以看到, 准 $R^2$ 达到77.12%, 信用等级、认证方式的系数分别为0.9794和1.1908, 均在1%的显著性水平下与融资成功呈正相关关系。

这反映了信用等级较高、经过实地认证的筹资人，对投资者而言，投资风险较低，投资参与度较高，从而提高了这些筹资人的融资成功率。从各个控制变量系数的情况来看，融资金额越大、融资期限越长，意味着不确定性因素较大，也越不容易融资成功。筹资人自行设定的市场利率越高，可能意味着较高的信用风险，反而不容易融资成功。从表 2 中模型（3）的似然比检验可以发现，不能拒绝“无选择性偏差”的原假设，即模型不存在样本选择性偏差问题，应该采用模型（2）的回归结果。模型（2）对成功融资样本数据的回归结果表明：信用等级的系数为-1.4364，在 1%的显著性水平下与违约概率负相关，融资利率、待还余额等控制变量也都在 1%的显著性水平下与违约概率正相关。综合表 2 模型（1）与模型（2）的回归结果表明：融资平台的信用评级在很大程度上影响了投资者的参与决策，也客观地揭示了筹资人的违约风险，从而验证了本文的研究假设 1。

表 2 信用评级对成功融资及违约的回归检验

|                  | 模型 1                | 模型 2                | 模型 3                          |                     |
|------------------|---------------------|---------------------|-------------------------------|---------------------|
|                  |                     |                     | 融资模型                          | 违约模型                |
| credit           | 0.9794*** (108.89)  | -1.4364*** (-14.73) | 0.9795*** (108.87)            | -1.2479*** (-5.05)  |
| verified         | 1.1908*** (6.67)    |                     | 1.1891*** (6.66)              |                     |
| lnamount         | -0.0150*** (-3.02)  |                     | -0.0155*** (-3.09)            |                     |
| rate             | -0.0332*** (-19.66) | 0.0567*** (5.60)    | -0.0332*** (-19.66)           | 0.0481*** (3.33)    |
| lnbalance        |                     | 0.2569*** (15.18)   |                               | 0.2479*** (11.05)   |
| period           | -0.0276*** (-25.56) |                     | -0.0275*** (-25.33)           |                     |
| 常数项              | -1.7669*** (-34.29) | -2.4244*** (-9.52)  | -1.7630*** (-34.09)           | -1.7630*** (-34.09) |
| 准 R <sup>2</sup> | 0.7712              | 0.6010              |                               |                     |
| LR 检验            |                     |                     | chi2(1)=0.81 Prob>chi2=0.3693 |                     |
| 样本数              | 150616              | 46030               | 总样本数 150616，未删样本 46030        |                     |

注：括号内数字表示 z 值，\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的统计水平下显著，下同。

## （二）信息披露与投资者的信息甄别

为了检验筹资人主动披露的信息对投资者是否具有决策价值，是否对违约行为具有较强的预测作用，本文进一步以这些信息指标为解释变量进行回归分析，回归结果如表 3 所示。从模型（1）可以发现，筹资人能否成功融资与学历、收入、工作年限、购车、区域正相关。这是由于高学历、高收入、工作年限较长、购车以及处于东部发达区域的筹资人，其财务状况相对较好，进而更容易受到投资人的青睐。本文还发现，女性或已婚的筹资人更容易成功融资。这可能是因为具备这些特征的筹资人，大多为风险保守型，违约风险也相应较低。此外，拥有房产的筹资人反而不容易成功融资，这表明在传统融资市场具有抵押价值的房产在众筹融资市场却被视为财务不佳的信号。模型（3）的似然比检验在 1% 的显著性水平下拒绝了“无选择性偏差”的原假设，因此应该采用模型（3）分析筹资人的事后违约行为。模型（3）的回归结果表明：学历与筹资人的违约概率在 1% 的统计水平下负相关，这表明高学历的筹资人确实具有较低的违约风险；性别、买房与筹资人的违约概率正相关，这反映了男性

或买房的筹资人违约概率较高；收入、工作年限、区域、购车与筹资人的成功融资和违约都在 1%的统计水平下正相关，这表明筹资人可能在利用信息披露的信号显示作用，有选择性地甚至是虚假陈述以提高成功融资的概率，从而证实了众筹融资市场存在着“柠檬现象”。综合模型（1）和（3）的回归结果可以发现，筹资人的个人信息披露存在着“信息噪音”，投资人能够通过学历、性别、买房等信息甄别投资风险，这些信息也确实揭示了筹资人的违约风险，而工作年限、收入、区域、购车等信息对投资者而言具有一定的欺骗性，回归结果也验证了研究假设 2。

表 3 个人信息披露对成功融资及违约的回归检验

|                  | 模型 1                | 模型 3                            |                     |
|------------------|---------------------|---------------------------------|---------------------|
|                  |                     | 融资模型                            | 违约模型                |
| degree           | 0.2026*** (31.05)   | 0.2039*** (31.26)               | -0.1375*** (-5.59)  |
| income           | 0.1590*** (34.56)   | 0.1545*** (33.62)               | 0.0735*** (5.58)    |
| worktime         | 0.1192*** (20.49)   | 0.1209*** (20.80)               | 0.2058*** (12.27)   |
| marriage         | 0.7848*** (61.69)   | 0.7787*** (61.24)               | 0.0188(0.40)        |
| male             | -0.0873*** (-6.01)  | -0.0861*** (-5.93)              | 0.1870*** (3.55)    |
| district         | 0.0415*** (5.82)    | 0.0429*** (6.03)                | 0.0679*** (2.77)    |
| home             | -0.4270*** (-34.12) | -0.4260*** (-34.06)             | 0.0824** (2.18)     |
| car              | 0.0882*** (6.54)    | 0.0920*** (6.83)                | 0.2807*** (6.98)    |
| verified         | 5.0364*** (34.23)   | 5.0425*** (34.28)               |                     |
| lnamount         | -0.0684*** (-15.35) | -0.0664*** (-14.94)             |                     |
| rate             | -0.1154*** (-76.45) | -0.1148*** (-76.04)             | 0.0730*** (8.66)    |
| lnbalance        |                     |                                 | 0.1187*** (16.58)   |
| period           | -0.0027*** (-3.27)  | -0.0026*** (-3.33)              |                     |
| 常数项              | -0.4759*** (-10.13) | -0.4990*** (-10.63)             | -5.7546*** (-30.28) |
| 准 R <sup>2</sup> | 0.6198              |                                 |                     |
| LR 检验            |                     | chi2(1)=663.19 Prob>chi2=0.0000 |                     |
| 样本数              | 150616              | 总样本数 150616，未删样本 46030          |                     |

### （三）社交网络专有信息与投资者的信息甄别

为了考察众筹融资市场特有的用户数据优势能否为投资者提供增量信息，本文进一步检验筹资人社交网络信息对投资人参与决策以及违约行为的影响。从表 4 模型（1）的回归结果可以看出，筹资人融资申请成功率、还清率在 1%的统计水平下与融资成功正相关，而违约次数也在 1%的统计水平下与融资成功负相关，并且模型（1）的  $R^2$  达到 92.76%。这些结果说明网络声誉或虚拟社会资本已经成为众筹融资市场建立信任机制以及降低交易成本的重要部分。模型（3）的似然比检验也在 5%的统计水平下拒绝原假设，这表明模型（3）可以更好地控制因选择性偏差所导致的内生性问题，更适合分析筹资人违约行为的决定因素。在模型（3）的违约模型中，筹资人的申请成功率、还清率对其是否违约的影响显著为负，违约次数对其是否违约的影响显著为正，说明融资申请成功率以及还清率较高的筹资人违约风险较低，而多次违约的筹资人违约风险较高。这些结论充分说明了社交网络专有信息客观真实地反映了筹资人的违约风险，这些信息也强化了网络声誉在众筹融资市场的重要作用，

从而验证了研究假设 3。

表 4 社交网络专有信息对成功融资及违约的回归检验

|                  | 模型 1                | 模型 3                           |                     |
|------------------|---------------------|--------------------------------|---------------------|
|                  |                     | 融资模型                           | 违约模型                |
| suc_rate         | 5.5501*** (134.40)  | 5.5464*** (134.10)             | -1.3982*** (-4.24)  |
| pay_rate         | 0.0758** (2.44)     | 0.0765** (2.46)                | -1.8308*** (-17.88) |
| default_num      | -0.0126*** (-4.13)  | -0.0120*** (-3.74)             | 0.0799*** (24.01)   |
| lnamount         | -0.0734*** (-7.44)  | -0.0735*** (-7.46)             |                     |
| rate             | -0.0203*** (-5.94)  | -0.0209*** (-6.10)             | 0.1458*** (14.56)   |
| lnbalance        |                     |                                | 0.1712*** (11.40)   |
| period           | -0.0067*** (4.12)   | -0.0071*** (4.28)              |                     |
| 常数项              | -1.9354*** (-18.68) | -1.9278 (-18.63)               | -2.7538*** (-6.84)  |
| 准 R <sup>2</sup> | 0.9276              |                                |                     |
| LR 检验            |                     | chi2(1)= 4.38 Prob>chi2=0.0363 |                     |
| 样本数              | 150616              | 总样本数 150616, 未删样本 46030        |                     |

#### (四) 信息混合与投资者的信息甄别

上述三类异质化信息共同组成了众筹融资市场的信息环境,投资者的参与决策受到三类信息的共同影响。为此,本文将上述市场信息变量共同引入回归模型,综合分析这些信息对投资决策的影响及其对违约行为的预测价值。表 5 模型(1)的回归结果显示:R<sup>2</sup> 达到 0.9303,表明这三类信息可以解释筹资人融资成功影响因素的 93.03%;除违约次数在统计上不显著以外,信用评级以及社交网络专有信息的相关变量与上述结果相一致,这说明在控制了个人信息披露后,信用评级以及社交网络专有信息仍然显著地影响投资者的参与决策;在筹资人个人披露的信息指标中,学历、性别等变量在统计上并不显著,这可能是由于融资平台进行信用评级时采集了筹资人的个人信息如学历,有关筹资人的信息变量通过信用等级影响投资者的参与决策,在控制了信用等级这一中介变量之后,从而导致了筹资人披露的信息变量显著性降低。模型(3)的似然比检验在 1%的统计水平下拒绝原假设,说明该模型存在“样本选择偏差”问题,采用 Heckman 两步法的回归结果与上述检验结果相一致:信用等级、学历、申请成功率、还清率、违约次数与筹资人的违约概率显著负相关,这些信息变量对筹资人的违约行为有较强的预测价值;在传统融资市场中具有抵押价值或信号传递作用的资产如房产,而在众筹融资市场却被筹资人作为迷惑投资者和掩盖违约风险的策略性工具;市场利率、融资金额等控制变量与违约概率显著正相关,说明这些代表投资收益的变量能够反映出投资风险,这与传统金融市场的研究结论相一致。综合模型(1)和(3)的回归结果可以发现,信用评级与社交网络专有信息不仅对投资者的参与决策有较大影响,而且能够揭示筹资人的违约风险。筹资人披露的众多信息影响了投资者的参与决策,但在揭示违约风险方面存

在着“信息噪音”。众筹融资市场上的投资者具有良好的风险甄别能力，他们能够借助这些公开信息识别不同筹资人的违约风险。

表5 信息混合对成功融资及违约的回归检验

|             | 模型 1                | 模型 3                             |                     |
|-------------|---------------------|----------------------------------|---------------------|
|             |                     | 融资模型                             | 违约模型                |
| credit      | 0.0260** (2.21)     | 0.0311*** (2.61)                 | -0.8959*** (-9.04)  |
| verified    | 2.1980*** (5.72)    | 2.2118*** (5.78)                 |                     |
| degree      | 0.0115(0.76)        | 0.0123(0.81)                     | -0.1870*** (-4.63)  |
| income      | 0.08*** (7.74)      | 0.0795*** (7.71)                 | 0.0327(1.40)        |
| worktime    | 0.0316** (2.40)     | 0.0306** (2.32)                  | 0.0067(0.21)        |
| marriage    | 0.1418*** (4.84)    | 0.1406*** (4.81)                 | -0.1051(-1.40)      |
| male        | -0.0153(-0.43)      | -0.0123(-0.34)                   | 0.0819(0.88)        |
| district    | -0.0089(-0.55)      | -0.0137(-0.85)                   | 0.0474(1.12)        |
| home        | -0.0653** (-2.37)   | -0.0633** (-2.31)                | 0.1371** (2.12)     |
| car         | -0.0832*** (-2.82)  | -0.0873*** (-2.97)               | 0.2218*** (3.23)    |
| suc_rate    | 4.9538*** (87.44)   | 4.9294*** (85.75)                | -1.1397*** (-3.16)  |
| pay_rate    | 0.2488*** (7.33)    | 0.2523*** (7.44)                 | -1.5755*** (-15.27) |
| default_num | -0.0020(-0.61)      | 0.0015(0.44)                     | 0.0477*** (12.98)   |
| lnamount    | -0.1014*** (-8.86)  | -0.1007*** (-8.81)               |                     |
| rate        | -0.0136*** (-3.97)  | -0.0135*** (-3.95)               | 0.0452*** (4.15)    |
| lnbalance   |                     |                                  | 0.1410*** (7.70)    |
| period      | -0.0058*** (-2.87)  | -0.0066*** (-3.29)               |                     |
| 常数项         | -2.0415*** (-16.90) | -2.0346*** (-16.88)              | -0.4947(-1.03)      |
| 准 R2        | 0.9303              |                                  |                     |
| LR 检验       |                     | chi2(1)=11.13 Prob > chi2=0.0009 |                     |
| 样本数         | 150616              | 总样本数 150616, 未删样本 46030          |                     |

## 五、研究结论与政策启示

众筹融资作为新兴的企业融资渠道，突破了传统金融市场对小微企业的信贷歧视，为资质良好、违约概率低的优质中小企业或大众创业者提供了显示自身类型的机会，以借贷和股权投资为基础的融资形式正逐渐成为主流。在网络化的众筹融资市场中，投资者面临着与传统金融市场不同的信息交互模式，投资行为受多种多信息渠道的影响。这些异质性、即时性和交互性的市场信息可能存在虚假信息和市场操纵等问题，投资者必须考虑对信息真实性的甄别。本文主要考察作为信息中介的众筹平台能否为投资者提供真实有效的信息，从而缓解融资双方的信息不对称以及提高众筹市场的匹配效率。本文以“人人贷”2010年正式上线至2014年的融资标的为研究样本，将分析筹资人是否成功融资以及事后是否违约的计量模型相结合，采用 Heckman 两步法控制因选择性偏差所导致的内生性问题，研究发现：（1）众筹融资平台利用专业知识，具备了信息发现功能，其提供的信用评级对投资者具有重要的决策价值，并且揭示了筹资人潜在的违约风险，提高了众筹融资的市场效率；（2）众筹融资



市场存在着信息披露的“柠檬现象”，由于筹资人丰富的信息披露显著地提高了融资成功的概率，从而会有选择性甚至是虚假披露信息以掩盖其违约风险。对于一些容易认证的个人信息如学历，虚假披露行为会受到抑制，因此这类信息能够预测筹资人的违约风险；（3）筹资人存储在融资平台的社交网络信息是形成网络声誉或虚拟社会资本的重要基础，这些信息不仅对筹资人融资成功具有很强的解释力，也是其潜在违约风险的信号。这一结论说明互联网金融与民间金融具有类似性，声誉机制在融资网络中具有重要作用，能够提高融资可得性以及抑制事后违约等机会主义行为；（4）通过将融资成功模型与事后违约模型结合分析，发现我国众筹融资市场的大众投资者显现出较强的信息甄别能力，能够通过异质信息源识别违约风险，但对筹资人披露的信息噪音也存在着一一定的认知性偏差或非理性的偏好性歧视。基于以上结论，本文提出以下互联网金融发展的政策建议：

（1）充分肯定众筹融资平台信息服务的专业能力，借鉴欧美市场“金融信息服务中介”平台的发展经验，支持众筹融资平台发展壮大，为小微企业的创新孵化提供融资支持。由于我国社会信用环境相对滞后，互联网金融平台在“野蛮式”成长过程中，衍生出了“资金池”、“提供担保”等发展模式，从而偏离了“信息中介”的市场定位。为此，监管机构应在清晰业务边界的基础上，立足于支持大众创业与小微企业创新，鼓励众筹融资平台在信息服务领域展开差异化竞争。

（2）防范社会化媒体中融资市场虚假信息的发布和操纵。事后监管的防范虚假信息方式很难在社会化媒体中起到作用，而事前防范也许是减少融资市场虚假信息扩散的有效途径。如果市场中有足够的真实信息源并能及时针对虚假信息做出回应，可以有效地阻止虚假信息的扩散和人为操纵。因此，监管机构有必要进一步规范众筹融资平台的信息披露规则体系，如对融资双方的信息审核、风险评估、风险提示以及投融资限额等，降低投资者对信息源“声誉”的鉴别成本，从而有效识别和控制信用风险。

（3）建立众筹融资交易信息共享系统，提高市场透明度。充分考虑大众投资者不具备专业的信息甄别能力，建立互联网金融交易信息库机制，确保交易信息库收集、储存并向公众和监管者报告众筹融资交易的全部数据。信息库的建立不仅有利于降低融资市场的信息不对称程度，提高市场的匹配效率，还能够协助监管机构打击互联网金融市场操纵、舞弊和其他市场滥用行为。

## 参考文献

- [1] 廖理 李梦然 王正位, 2014: 《中国互联网金融的地域歧视研究》, 《数量经济技术经济研究》第5期。
- [2] 王会娟 廖理, 2014: 《中国 P2P 网络借贷平台信用认证机制研究》, 《中国工业经济》第4期。
- [3] 谢平 邹传伟, 2011: 《CDS 的功能不可替代》, 《金融发展评论》第1期。
- [4] 谢平 邹传伟 刘海二, 2014: 《互联网金融手册》, 中国人民大学出版社。
- [5] Agrawal, A., C.Catalini & A.Goldfarb(2014), “Some simple economics of crowdfunding”, *Innovation Policy and the Economy* 14(1):63-97.
- [6] Baum, C. F.(2006), “An introduction to modern econometrics using stata”, Stata Press
- [7] Belleflamme, P., T.Lambert & A.Schwienbacher(2014), “Crowdfunding: Tapping the right crowd”, *Journal of Business Venturing* 29(5):585-609.
- [8] Elliott,R. K. & P. D. Jacobson(1994), “ Costs and benefits of business information disclosure”, *Accounting Horizons*, 8(4): 80-96.
- [9] Felo, A.J.(2013), “Corporate reporting transparency, board independence and expertise, and CEO duality”, *International Journal of Management Accounting Research* 3(1):47-72.
- [10] Freedman, S. & G.Z.Jin(2014), “The information value of online social networks: Lessons from peer-to-peer lending”, NBER Working Paper, No.19820.
- [11] Herzenstein, M., S.Sonenshein & U.M.Dholakia(2011), “Tell me a good story and I may lend you money: The role of narratives in peer-to-peer lending decisions”, *Journal of Marketing Research* 48(11):138-149.
- [12] Lin, M.F. & S.Viswanathan(2014), “Home bias in online investments: An empirical study of an online crowdfunding market”, Social Science Research Network Working Paper, No. 2219546.
- [13] Lin, M.F., N.R.Prabhala & S.Viswanathan(2009), “Can social networks help mitigate information asymmetry in online markets”, Thirtieth International Conference on Information Systems Proceedings, No.202
- [14] Lin, M.F., N.R.Prabhala & S.Viswanathan(2013), “Judging borrowers by the company they keep: Friendship networks and information asymmetry in online peer-to-peer lending”, *Management Science* 59(1):17-35.
- [15] Michels, J.(2012), “Do unverifiable disclosures matter? Evidence from peer-to-peer lending”, *Accounting Review* 87(4):1385-1413.
- [16] Morse, A.(2015), “Peer-to-peer crowdfunding: Information and the potential for disruption in consumer lending”, NBER Working Paper, No.20899.

- [17] Pope, D.G. & J.R.Sydnor(2011), “What is in a picture? Evidence of discrimination from Prosper.Com”, *Journal of Human Resources* 46(1):53-92.
- [18] Puro, L. et al(2011), “Bidding strategies for real-life small loan auctions”, *Decision Support Systems* 51(1):31-41.
- [19] Ward, C. & V.Ramachandran(2010) “Crowdfunding the next hit: Microfunding online experience goods”, Workshop on Computational Social Science and the Wisdom of Crowds at NIPS.
- [20] Zhang, J.J. & P.Liu(2012), “Rational herding in microloan markets”, *Management Science* 58(5):892-912.

## **Crowdfunding, Information Identification and Market Efficiency: an Empirical Study of Renrendai**

**Abstract:** This paper studies heterogeneous information plays the key role in influencing the participating behaviors of investors and forecasting the defaulting behaviors of borrowers in crowdfunding market. The study is based on the big data of Renrendai which is the biggest peer-to-peer lending company from the perspective of information intermediary of crowdfunding platform. Study first finds crowdfunding platforms have shown certain level of information mining ability. the credit and social network information which are provided by platforms influence the investment decisions, reveal the defaulting risks and increase the match efficiency. Secondly, borrowers may disclose some noisy information to attract the investors. However, the platforms have critical role in risk revelation and lower the impacts of noisy information. The results is helpful to recognize the nature and ability of crowdfunding platforms.

**Key Words:** Crowdfunding; Information Identification; Market Efficiency; Crowdfunding Platform

## 征稿启事



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

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

### 作品要求:

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

### 投稿方式:

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

### 邮寄地址:

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

《国际货币评论》编辑部



刊 名：国际货币评论

刊 期：月刊

主 编：张 杰

副 主 编：何 青 苏 治 宋 科

主办单位：中国人民大学国际货币研究所

出版单位：《国际货币评论》编辑部

北京市海淀区中关村大街 59 号  
文化大厦 605 室，100872

电 话：86-10-62516755

邮 箱：imi@ruc.edu.cn

网 址：<http://www.imi.org.cn>

INTERNATIONAL MONETARY REVIEW

Monthly

Zhang Jie

He Qing Su Zhi Song Ke

International Monetary Institute of RUC

Department of International Monetary Review

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

Tel: 86-10-62516755

E-mail: imi@ruc.edu.cn

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

内部交流 仅供参考 未经许可 不得转载



微博·Weibo



微信·WeChat

本期责编：赵宣凯 安然 廖佳楠