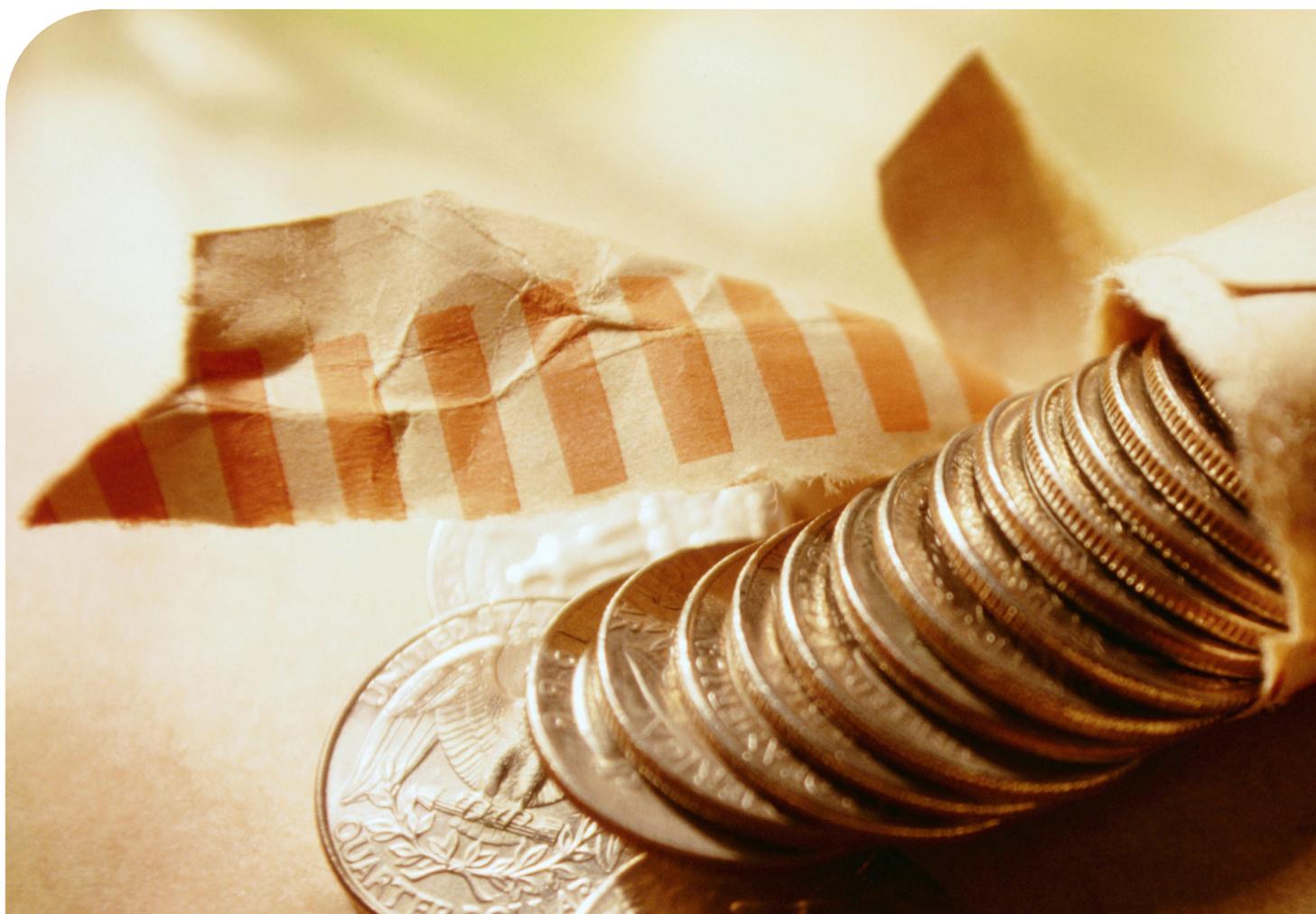


# I 国际货币评论

International Monetary Review

主编: 向松祚



英美欧金融监管体系比较与借鉴

陈云贤

高货币化率的非货币化解释

王磊 朱太辉

货币理论与政策中的自然利率及其估算

李宏瑾 苏乃芳

资本约束、银行风险承担与经济资本水平

张敬思 曹国华

顾问委员会：（按姓氏拼音排序）

Edmond Alphandery	Yaseen Anwar	陈雨露	陈云贤
Steve H. Hanke	李扬	李若谷	马德伦
Robert A. Mundell	任志刚	潘功胜	苏宁
王兆星	吴清	夏斌	

编委会主任：张杰

编委会委员：（按姓氏拼音排序）

贲圣林	曹彤	陈卫东	丁剑平	丁志杰	鄂志寰
郭庆旺	焦瑾璞	Rainer Klump	IL Hounq Lee	刘珺	陆磊
David Marsh	Herbert Poenisch	瞿强	Alfred Schipke	涂永红	向松祚
曾颂华	张晓朴	张之骧	赵锡军	庄毓敏	

主编：向松祚

副主编：何青 苏治 宋科

编辑部主任：何青

编辑部副主任：赵宣凯 安然

责任编辑：徐贵荣

栏目编辑：刘欣

刊名：国际货币评论

刊期：月刊

主办单位：中国人民大学国际货币研究所

出版单位：《国际货币评论》编辑部

地址：北京市海淀区中关村大街 59 号文化大厦 605 室

邮编：100872

网址：[www.imi.org.cn](http://www.imi.org.cn)

电话：86-10-62516755

传真：86-10-62516725

邮箱：[imi@ruc.edu.cn](mailto:imi@ruc.edu.cn)



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

# 目 录

## 【卷 首】

英美欧金融监管体系比较与借鉴	陈云贤	01
高货币化率的非货币化解释	王磊、朱太辉	06
“钱荒”为什么会发生？		
——上海银行间同业拆放利率的影响因素分析	张明、郭子睿、何帆	24
货币理论与政策中的自然利率及其估算	李宏瑾、苏乃芳	41
资本约束、银行风险承担与经济资本水平		
——基于中国 53 家商业银行的经验研究	张敬思、曹国华	67
我国“一带一路”FTA 战略的路径选择研究	赵金龙、王斌	85
我国价格型与数量型货币政策工具有效性的实时对比		
及其政策残余信息估计	刘达禹、赵婷婷、刘金全	102
所有制结构、引资战略与中国商业银行效率		
——基于 HM 指数与 Tobit 模型的实证研究	童馨月、姬胜男、张为付、杨向阳	124
中期政策利率传导机制研究		
——基于商业银行两部门决策模型的分析	孙国峰、段志明	142
人民币国际化对中国出口增长边际的影响	蒲岳、吴钢、姚星、彭利	164

## 【卷首】

## 英美欧金融监管体系比较与借鉴

陈云贤<sup>1</sup>

## 一、美国金融监管体系比较错综复杂，其金融监管由分业管理走向混业管理之路

1933 年，美国颁布《格拉斯——斯蒂格尔法案》，确定金融监管大原则：实行商业银行与投资银行分业经营、分业管理。

1999 年颁布《格雷姆——里奇——比利雷法案》，允许通过建立下属控股公司参与全方位的银行、证券承销与自营业务以及保险业务。

2010 年，美国颁布《多德——弗兰克华尔街改革与消费者保护法案》，从政府监管机构设置、系统性风险防范、金融细分行业及其产品、消费者保护、危机处理等方面全面加强金融监管。

（1）设立新的联邦监管机构——金融稳定监督委员会（FSOC）。有权向金融机构采集信息，向美联储和其他监管机构提出审慎标准相关建议等。

（2）扩大美联储监管范围。赋予美联储制定其对监管机构符合审慎原则的监管标准，允许美联储监管金融机构间的证券产品支付、清算、结算事项。

（3）实施“沃尔克”规则。将商业银行投资对冲基金和私募股权基金的规模限制在基金所有者权益和银行以及资本的 3% 以内。

（4）扩充联邦存款保险公司（FDIC）作用。

（5）关闭储蓄管理局。将其功能分半移交美联储、货币监理署（OCC）和存款保险公司（FDIC）。

（6）强化证券交易委员会（SEC）对证券公司、上市公司和信用评估机构等的监管职能。

（7）给予商品期货交易委员会对衍生产品等交易更多监管权力。

<sup>1</sup> 陈云贤，中国人民大学国际货币研究所顾问委员会委员、广东省人民政府党组成员、原副省长

(8) 成立财政部管辖的联邦保险局。在联邦层面监管由原各州自行监管为基础的保险行业。从而促使完整的金融监管体系有效运作，识别和防范系统性金融风险，及时处置可能发生的紧急风险与事件，保持金融市场稳定。

## 二、英国金融监管体系由完全的“自我管制”到央行干预、混业经营，再到分业经营、分业监管之路

1979年，颁布第一部英国银行法案，限定了吸存公众存款的机构需要审批执照。

1987年，颁布的银行法案增加了英格兰银行监管条款，包括有权审查银行股东，有权对银行高管开展调查等。

1998年和2000年，先后颁布英格兰银行法案和金融服务和市场法案。前者赋予了英格兰银行货币政策的决策权。后者确定了混业经营、混业监管规则，并将担保和保险业务也纳入了监管范围。

2012年，英国颁布金融服务法案。其包括两大部分涵义：一是内容。主要涉及（1）在2019年完成实施银行业与证券业分业管理；（2）确保储蓄人在银行破产时获取优先赔偿；（3）政府有权保护银行处置亏损；（4）建议对分业后的银行设置更高资本充足率标准。二是监管体系。主要由英格兰银行、金融政策委员会、审慎监管局和金融行为监管局四个主体组成。（1）英格兰银行。议会通过法律形式赋予央行权利；实行理事会制度；制定和实施央行货币政策、微观审慎和宏观审慎监管以及金融市场基础设施监管等。（2）金融政策委员会。设在央行内。初始目标是负责审视金融系统可能的风险，并为专职监管机构提供策略方向；其次目标是拥有使用宏观审慎工具权力抵冲金融系统风险，支撑政府经济政策；终止目标是对区别、监控、防范系统性金融风险采取行动总负责。金融政策委员会能引导和责成审慎监管局和金融行为监管局采取措施减轻风险；能对央行的流动性事项提出建议，并有权查视支付系统、结算系统和清算公司；能对财政部提出调整行业资本需求等建议。重心集中在解决威胁金融稳定性的关键问题和实施宏观审慎政策的潜在障碍问题。（3）审慎监管局。由央行下属法人机构组成。重点对银行业和保险业审慎政策实施情况进行监督管理，判断其是否健康运行，评估其现在和未来的可能风险，尤其对涉及金融系统性稳定和对客户可能导致最大风险的银行和保险机构或事项采取防范措施。（4）金融行为监管局。属独立监管机构。主管由财政部任命。向财政部和议会负责。监管以资本市场为主的各类金融机构（包括咨询公司）的经营行为。

### 三、欧盟金融监管体系（2012 年）分为宏观审慎监管与微观审慎监管两部分， 欧盟金融监管由混业监管走向分业监管之路

宏观审慎监管由欧盟系统风险理事会负责。（1）它由欧盟央行、欧盟各国央行、欧盟监管局和欧盟委员会作为成员单位组成；（2）欧盟央行行长担任欧盟系统风险理事会主席；（3）其宏观审慎监管职能主要由欧盟央行执行，欧盟央行除实施央行货币政策等职能外，还于 2015 年建立起专一监管机构，围绕欧盟共有 127 家大商业银行的状况，专门成立了 127 支联合监管队伍，各自专一监管一家大商业银行；（4）欧盟系统风险理事会决定防范和减轻系统性金融风险事宜，并负责对内部其他监管机构和对外部比如 IMF 国际货币基金组织对接协调与合作。

微观审慎监管由欧盟监管局联合委员会负责。（1）该联合委员会主席由欧盟系统风险理事会副主席担任；（2）欧盟监管局下设证券市场局、银行局和保险养老金局三部分；（3）欧盟证券市场局负责监管证券市场业务；欧盟银行局通过欧盟各国监管主体对各国中小商业银行实施监管；欧盟保险养老金局负责监管保险业务和退休养老基金投资管理业务。

### 四、英美欧金融监管体系的主要共同点有三个

（1）金融监管立法变革呈主旋律。经历了 1929—1933 年世界经济大危机后，美国颁布了金融分业经营分业管理根本大法《格拉斯——斯蒂格尔法案》；面对上世纪八九十年代国际金融业的激烈竞争，美国颁布了重新混业经营管理的《格雷姆—里奇—比利雷法案》；面对 2007 年、2008 年世界金融海啸，美国又颁布了严格监管限制的《多德——弗兰克华尔街改革与消费者保护法案》。在始终贯穿“自我管制”理念的英国金融市场，1979 年颁布了第一部对吸存公众存款机构实施非常有限的监管法案；1987 年颁布了英格兰银行参与监管条款的银行法案；1998 年与 2000 年先后颁布了《英格兰银行法案》和《金融服务和市场法案》；2012 年在经历了世界金融海啸后颁布了《金融服务法案》。欧盟 2012 年、2015 年通过立法不断完善金融监管规则。

（2）构建宏微观审慎并重的监管协调机制。微观审慎监管关注的是单个金融机构，考查的是资本充足率、流动性、不良贷款率等微观指标，防范的是个体风险；宏观审慎监管关注的是整个金融体系及其与实体经济的关联度，考查的是资产价格、信贷总量及机构杠杆率等宏观指标，监管重心在于整个金融市场及那些系统重要性金融机构和“影子银行”体系，防

范的是系统性风险。在 2008 年的国际金融危机后，英美欧法案都在深化微观审慎监管的基础上，力倡宏观审慎监管，并促两者有机结合。

(3) 强化对金融消费者权益保护。

## 五、英美欧金融监管体系的主要区别点

(1) 美国由分业走向混业；英国与欧盟从混业走向分业。美国 1933 年开始金融业分业经营分业管理；上世纪 90 年代重新走向混业经营的状态，监管体系采取“多头并立”，呈现监管重叠又监管真空；2010 年《多德——弗兰克法案》赋予新成立的“金融监管委员会(FSOC)”拥有协调和促进各监管机构信息共享等的特别权限，但其并未能对机构在监管上的推诿或竞合作出实质性的整合，呈现的是一条“危机导向”“补丁升级”之路。这就形成了理论界的质疑：此法案能确保美国多长时间不再出现类似 1929—1933 年或 2007—2008 年的系统性金融危机？英国 2012 年“金融服务法案”明确规定，2019 年完成银行业与证券业的分业管理，并已在监管框架上形成了“审慎监管局”和“金融行为监管局”，以分别监管银行业和证券业。英国从几次危机处置中走出了自己的金融风险防范之路。欧盟 2012 年开始也在实施分业监管的路径和办法。

(2) 2012 年的英国“金融服务法案”监管框架明晰。英国由一个金融市场“自我管制”的国家，逐步走上法制监管健全的国家。在先后经历了多起银行倒闭事件后，英国最终把加强宏观审慎监管与分业监管摆在了防范金融风险的首要地位，并用明晰的金融监管框架确定下来，这将为英国进一步巩固与提升全球金融市场地位奠定了法律基础。欧盟的金融监管框架也逐渐明晰。而美国历史和现实存在的“多头并立”的监管体制，的确更多的是体现出一种“危机导向”“补丁升级”的监管体系。

## 六、比较英美欧金融监管体系的演变和发展现状，对我国的主要启示

(1) 建议成立国家金融稳定监督委员会。此机构是放在国务院下单独设置（例如美国）还是放在央行系统内设置（例如英国）并不重要。而关键的是：a. 对其功能定位的确定；b. 班子成员的组成结构。[比如放置英国央行的 FPC 由 13 人组成，6 人来自央行（注，英国央行除制定货币政策等外，已实质监管银业和保险业），1 人来自证券监管局，1 人来自财政部，5 人来自独立专家]。功能的确定和班子的结构比例决定了其协调、政策、处置问题的导向。

（2）在法律条款、账户、清算结算基础设施上确保银行业与证券业分业管理。在技术上我国应始终设立银行业与证券业之间的“防火墙”，以从根本上有效防范系统性金融风险。技术屏障是关键；机构变动只是个成本与效率问题。在证券业及其衍生产品尚欠宏观审慎与微观审慎监管标准，并需在实践中进一步探讨与完善的我国金融市场，实实在在需要行之有效的技术上的金融“防火墙”。对已存在的金融混业集团，应监管其内部从制度至技术上实施分业经营、分业管理的措施；对新产生的金融业务，应迅速界定其性质，有效地归属到分业经营、分业管理的技术（即账户、清算结算体系）框架上来。中国金融发展的路径应该是规划下促竞争，稳定中求发展。

（3）应提升与完善中国人民银行作为宏观审慎监管者的主体地位。加强宏观审慎监管措施，开发各种宏观审慎监管工具，制定各种宏观审慎监管规则，确立宏观微观审慎并重的监督管理理念，防范和处置金融市场风险。从微观审慎监管到宏观审慎监管，到两者并重推进，是迈入成熟金融市场的一个重要路径。

（4）对大型金融机构可采取“一对一”的监管措施。借鉴欧盟的做法，在排查确定重要金融机构后实施“一对一”专责监管，实施问责制，并对上级监管主体负责。这有利于把金融行业风险或系统性风险遏制在萌芽状态。

## 高货币化率的非货币化解释

王磊<sup>1</sup> 朱太辉<sup>2</sup>

【摘要】M2/GDP 是货币化率的近似指标。在货币化进程已经基本完成且 M2/GDP 已经接近 2 的时候，M2/GDP 已经无法近似货币化率。所以，要解释以 M2/GDP 衡量的高货币化率，反而需要考虑货币化之外的因素。根据货币交易方程，M2/GDP 是货币流通速度的倒数。高货币化率的本质是货币流通速度非常低。因此，要解释高货币化率，应该分析经济主体对货币作为一种资产的需求为何这么高，从而导致货币流通速度如此低。本文从弗里德曼的货币需求函数推导出，中国的高货币化率主要是经济快速增长带来的财富积累增加和金融市场不够发达导致投资渠道有限且收益率较低造成的。本文利用数据初步验证了相关假说。本文也进一步推断了货币化率下降的最可能的路径：在货币供给增速不大幅度增加的情况下，随着市场化改革的进程，投资渠道增加，对货币的需求降低，资产价格上涨，居民财富增加，消费增加，从而推动物价和产出逐步上升，M2/GDP 缓慢下降。

【关键词】资产选择 货币需求 货币化率

### 一、问题的本质

以货币为交易媒介完成的经济交易在总经济交易中的占比为货币化率（monetization ratio），是金融发展水平的重要指标。但由于难以测度经济中以物易物交易的比重或者有多大比例的人依然在自给自足，该比率的直接测量十分困难。自麦金龙（McKinnon，1973）以来，金融发展理论一般采用 M2/GDP 作为衡量货币化率的近似指标。在逻辑上，货币化率是不可能超过 1 的。然而如图 1 所示（见第三部分），以 M2/GDP 来衡量的中国的货币化率在 1995 年就已超过 1，此后持续增长，在 2013 年底已接近 2。这么高的货币化率由什么引起？是否会在未来造成严重的通货膨胀？这些问题吸引了国内外不少经济学家的广泛研究，但至今没有达成共识，在理论界形成了所谓的“中国货币之谜”（McKinnon，1993）。

当前学术界对于“中国货币之谜”的研究，大致可以分为三块。一是从中国 1978 年经济

<sup>1</sup> 王磊，经济学博士，广东外语外贸大学金融学院讲师

<sup>2</sup> 朱太辉，经济学博士，中国社科院金融研究所博士后流动站、中国银监会博士后工作站联合培养博士后

改革之后的货币化进程这一角度来解释。货币化进程意味着原先不需要货币的交易现在需要货币了，因此货币化率上升。这方面的代表性文献包括易纲（Yi, 1991）、易纲（1996）、谢平和俞乔（1996）等。近年来张文（2008）认为考虑到产权改革、人力资本货币化等因素，我国货币化进程仍在继续。二是从经济和金融发展的角度，以中国的经济、金融制度的现实约束（包括银行体系、外汇体系、高储蓄率等）来解释 M2/GDP 的高企。这方面的代表性文献包括曾令华（2001）、余永定（2002）、钟伟和黄涛（2002）、张杰（2006）、谢平和张怀清（2007）、吴建军（2007）、张成思和庞红（Zhang & Pang, 2008）、张春生和吴超林（2008）、曾康霖等（2014）等多篇文献。

上述两个角度对中国高 M2/GDP 的解释，基本是从货币化率和金融发展这两个角度展开的，而很少注意到，M2/GDP 只是货币化率的近似指标。正如易纲等人的研究表明，在 1980 年代改革之初，货币化进程可以很大程度上解释 M2/GDP 的快速上升，M2/GDP 是货币化率的很好的近似指标。但当 M2/GDP 超过 1 时，尤其是已经接近 1 的两倍时，这一近似指标已经失去“近似”的意义。事实上，在今天的中国，我们很难发现有实物交易<sup>3</sup>或者完全的自给自足：中国的货币化已经基本完成。我们因此需要寻找新的解释。

第三块则从货币需求角度探讨高 M2/GDP 的原因。这块文献与本文的角度最为接近。余永定（2002）在修改传统货币数量论基础上推断了中国 M2/GDP 的动态路径，已经注意到货币的价值储藏功能引致的货币需求可能造成较高的 M2/GDP，但该文更多的考虑到中国经济发展中的现实约束，也属于第二块。刘明志（2001）、王曦（2001）和赵留彦&王一鸣（2005）则根据货币数量方程明确指出了 M2/GDP 高就意味着货币流通速度低，而货币流通速度低则由较高的货币需求所决定。这与本文的观点一致。

在货币理论文献中，以及各国央行的统计指标上，常常使用 GDP/M2 作为 M2 流通速度的近似指标，这正好是货币化率 M2/GDP 的倒数。根据费雪的货币交易方程  $MV=PY$ ，PY 就是名义的 GDP，则  $V=PY/M$ ， $M/PY=1/V$ 。货币交易方程是一个恒等式，上述的推理在逻辑上必然成立。因此，货币化率 M2/GDP 很高这一问题，本质是货币的流通速度 V 为什么那么低。也就是说，要解释以 M2/GDP 衡量的高货币化率，需要从货币流通速度低这个货币化率之外的角度来切入。

---

<sup>3</sup> 即使存在实物交易，也应该看作是同时完成了两次等值的货币交易，因为这些交易都是以货币为计价单位，而且多数最终会换为货币。例如在南美，毒品交易常常使用钻石来以物易物。但钻石的价格和毒品的价格都是以美元计价的，在交易完成之后，钻石也往往被售出变现为美元。

本文和上述第三块文献的区别在于，本文从弗里德曼的货币需求函数出发，直接推导出决定  $M2/GDP$  的公式，并从该公式推导出以  $M2/GDP$  衡量的货币化率不断高企，主要原因有两个：经济快速增长带来的巨额财富积累和金融市场不发达导致的投资渠道狭窄且收益率较低。刘明志（2001）、王曦（2001）的研究主要看到了第二个因素，而忽略了财富增长的作用；赵留彦&王一鸣（2005）认为货币需求高的原因是边际货币需求更高的非农产业的比率的上升，这一结论的本质就是财富更高导致货币需求更高，因为非农产业创造财富的能力更高，因此其货币需求更大。但该文首先没有把结论一般化到更具普遍性的货币需求函数上，也显然忽略了第二个因素。

作为上世纪货币理论和实证研究的顶级学者，弗里德曼研究货币需求的路径十分独特。他多次明确指出，货币的流通速度和货币需求是一回事。把这二者等价起来是因为，货币需求乃是意念之物，是指在预算约束下，经济主体试图持有的最优货币量，在现实中无从观测。而货币流通速度则是可以测度的。把货币需求和货币流通速度挂钩起来，对货币需求的理论研究就可以进行实证检验。借助于货币交易方程，可知真实货币需求。由于真实产出  $Y$  在短期内可以看作固定的，而在长期仅仅决定于真实的因素（技术、制度等），则货币需求和货币流通速度是等价关系。货币需求越大，货币流通速度越低。因此，货币的流通速度很低的本质是货币需求很大。

上述分析的理论基础是早期的货币数量论（详见第二节）。但这一分析，正如弗里德曼（Friedman & Schwartz, 1982）所指出的那样，在长期是很好的近似，然而是不完整的。完整的分析需要把货币需求纳入到整体的资产选择中，这正是本文研究的出发点。

有必要在展开本文的理论分析之前，明确指出，本文的研究与上述国内学术界对“中国货币之谜”的研究并不相冲突。正如我们将在第二部分所看到的那样，本文的分析从货币需求的角度，把上述的研究纳入到了一个统一的框架中，是在试图“综合”解释而非提出替代解释。

本文余下部分的安排如下：第二部分从弗里德曼的货币需求函数推导出资产选择、货币需求与货币化率的关系；第三部分则对从第二部分理论分析推导出的相关假说进行验证；第四部分则根据第二部分的分析推断高货币化率与通货膨胀之间的动态演进路径；第五部分为结论和后续研究展望。

## 二、资产选择、货币需求与货币化率

货币交易方程  $MV=PY$  是一个恒等式,在定义上它必然成立。货币数量论(quantity theory of money)是在货币交易方程的基础上设定一些假设而推导出来的。不同的假设根植于对货币不同职能的强调,因此得出的结论也有所不同。众所周知,货币有三大职能:计价单位、交易媒介和价值储藏,其中计价单位这一职能是从属性的。早期的货币数量论(以费雪为代表)强调货币的交易媒介功能。货币流通速度  $V$  决定于交易的技术和人们的交易习惯;产出  $Y$  决定于技术制度等非货币因素,都可以看作是常数,因此要完成对固定数量  $Y$  的交易, $M$  和  $P$  就成比例地上升和下降。这种简单的货币数量论在长期是成立的,但在短期,首先  $V$  不是常数,其次  $M$  的上升必然伴随着名义收入( $PY$ )的上升,但一般是  $P$  和  $Y$  同步上升(Friedman & Schwartz, 1963)。而依照早期的货币数量论, $M2/GDP$  不断上升( $V$  不断下降)的原因只能是交易技术的退步或者人们更加喜好流通速度低的交易技术。这显然也不符合事实。

弗里德曼(Friedman, 1956)对货币数量论的重新表述<sup>4</sup>,强调货币不过是众多资产中的一种,对货币的需求和资产的需求一样,受财富、货币的收益和其他资产收益(也就是持有货币的机会成本)的影响。弗里德曼的货币数量论,其核心观点是货币首先是一种资产,然后才是交易媒介。

公式(1)是一个典型的弗里德曼货币需求函数:

$$M^d = f \left( PY^+, PW^e, r_b^-, r_e^-, r_g^-, r_m^-, \pi^e, u \right) \quad (1)$$

式中,  $M^d$  是名义货币需求,  $P$  是名义价格水平;  $Y$  是当期的收入,  $W^e$  则是预期的未来的财富<sup>5</sup>;  $r_b$ 、 $r_e$ 、 $r_g$ 、 $r_m$  分别为债券、股票、实物资产、货币的收益率,  $\pi^e$  是预期的通胀率;  $u$  是除了这些因素之外的其他所有因素。变量上方的正负符号则代表着该变量与货币需求的关系。本期收入  $Y$ 、未来财富  $W^e$  增加,会使得货币需求增加。其他资产的收益率

<sup>4</sup> 弗里德曼对货币数量论的重新表述,最先见于 Friedman (1956),此后在多篇论文和专著中均有论述。其中 Friedman (1970)的论述最为完整,不仅比较了新旧货币数量论,而且给出了新货币数量论的源头(剑桥货币余额方程式)和演变、比较了货币数量论与凯恩斯三大动机理论的异同,并将货币数量论纳入到了商业周期模型中。

<sup>5</sup> 任何资产(包括货币)的需求都是财富的函数。但财富是很难衡量的,因此,弗里德曼(1956)用永久收入(permanent income;可以看作是长期的平均收入)来替代财富。本期的财富包括两部分,一是本期的收入,二是未来收入的折现值,也就是预期的未来的财富。为了分析本文的特定问题,这里将二者分开。

$r_b$ 、 $r_e$ 、 $r_g$  增加，意味着持有货币的成本增加，因此会引致货币需求减少。货币收益  $r_m$ （既包括存款的利息收益，也包括货币作为交易媒介带来的便利性、高流动性等非金钱收益）上升，会引致货币需求增加。通货膨胀  $\pi^e$  上升，意味着持有货币因贬值造成的损失上升，因此会导致货币需求减少。

公式（1）之所以还可以被称为货币数量论，是因为弗里德曼强调（Friedman, 1956,

p10-11），经济主体的决策是基于实际变量而非名义变量，因此实际货币需求  $\frac{M^d}{P}$  不受物价的影响。在技术上，这意味着公式（1）右边对物价  $P$  具有一阶齐次性。因此，对于任意非零的  $\lambda$ ，我们有：

$$f\left(\lambda PY, \lambda PW^e, r_b - r_m, r_e - r_m, r_g - r_m, \pi^e, u\right) = \lambda f\left(PY, PW^e, r_b - r_m, r_e - r_m, r_g - r_m, \pi^e, u\right) \quad (2)$$

令  $\lambda = \frac{1}{PY}$ ，可以得出：

$$\frac{M^d}{PY} = f\left(\frac{W^e}{Y}, r_b - r_m, r_e - r_m, r_g - r_m, \pi^e, u\right) \quad (3)$$

公式（3）左边正是经济主体需要的货币化率，更准确的说，是以 M2/GDP 来近似的货

币化率。本质上， $\frac{M^d}{PY} = \frac{\frac{M^d}{P}}{Y}$  为真实货币需求占真实收入的比例。考虑到收入具有时间单

位， $M^d$  与  $PY$  货币单位抵消， $\frac{M^d}{PY}$  的单位为时间。假设收入的时间单位为年，如果  $\frac{M^d}{PY} = 2$ ，意味着持有一单位货币的平均时间为两年。公式（3）右边是货币流通速度的倒数，即：

$$f\left(\frac{W^e}{Y}, r_b - r_m, r_e - r_m, r_g - r_m, \pi^e, u\right) = \frac{1}{V} \quad (4)$$

如果持有货币的平均时间为两年，则意味着平均而言一单位货币在一年内仅流通了半次，即货币的流通速度为 0.5。

公式（3）决定了货币的需求。货币的需求与由中央银行控制的货币供给相等，最终决

定了物价水平  $P$ 。假定货币供给不变,由公式(3)可以很直观地看到:财富积累越多,  $M2/GDP$  越高;持有货币的成本越低,  $M2/GDP$  越高。持有货币的成本主要取决于投资的渠道。金融市场的发达程度、金融体系的管制程度等均会影响投资渠道的多少。如果投资的渠道很少,则资金涌入,会抬升可投资产品的价格,收益率下降,持有货币的成本下降<sup>6</sup>。

由此可以推断,中国的高  $M2/GDP$  主要原因有两个。一是改革开放三十多年来,持续快速的经济增长带来的巨量财富积累。这些财富需要一个保值增值的投资渠道,而货币是其中一个非常重要的投资渠道。二是由于金融市场发展相对滞后,其他投资渠道有限,使得货币需求更大。二者合力,使得我国的  $M2/GDP$  持续上升。近十几年来我国房价、收藏品价格、贵金属价格等快速上升,也可以遵循这一逻辑来解释。这就好比说,粮食逐年丰收,但仓库有限,且新建的仓库老鼠出没,只好在老仓库(货币)那里堆积了。两个因素缺一不可。

再从货币供给方面来考虑货币政策对  $M2/GDP$  的影响。对于任何给定的货币需求,货币供给增加会抬升物价  $P$ 。物价  $P$  的上升会从两个渠道降低  $M2/GDP$ 。一是当期物价的上升直接降低了  $M2/GDP$  (公式(3)左边);二是未来通胀预期 ( $\pi^e$ ) 上升会降低货币需求,从而降低  $M2/GDP$ 。由图 1 可见,中国 20 多年来的  $M2$  增速相对平稳,维持在 20% 左右,其对  $M2/GDP$  的降低作用显然远小于财富增长和投资渠道有限带来的上升力量。

再来考虑当期收入  $Y$  的变动对  $M2/GDP$  的影响。这里需要区分  $Y$  的增加是暂时的、还是永久的。 $Y$  的暂时增加,不会影响对未来财富的预期 ( $W^e$ )。从公式(3)左边可知,对于给定的货币需求,当期收入  $Y$  上升,  $M2/GDP$  下降。 $M2/GDP$  下降,意味着货币的流通速度上升。其经济学道理是,当期产出增加,给定数量的货币需要加快流通以完成更多的交易。但根据公式(1),当期收入  $Y$  上升,即使是短暂的,也会增加货币需求,这又会提升  $M2/GDP$ 。所以当期收入  $Y$  的暂时性上升,对于  $M2/GDP$  的影响最终取决于哪一种力量更大。

如果  $Y$  的增加是永久的,则会影响到对未来财富的预期,促使  $M2/GDP$  上升。

公式(3)也可以解释货币化进程对  $M2/GDP$  的影响。货币化进程属于其它因素  $u$ 。货币化进程使得原本不使用货币作为的媒介的交易开始需要货币来当作交易媒介,这自然也增

---

<sup>6</sup> 一个例子就是余额宝,刚推出的时候年收益率普遍超过 6%,从 2014 年 7 月至今,随着多种“宝”的出现带来的激烈竞争,其收益率仅仅略高于一年期定期存款利率。

加了货币需求。货币需求上升，M2/GDP 上升。

国内学者从经济、金融发展角度对 M2/GDP 的分析，给出的 M2/GDP 高企的决定因素，如资本市场不发达、高储蓄率、政府对银行体系的控制和隐性担保等等，也可以纳入到货币需求的分析中。资本市场不发达，意味着投资渠道狭窄，持有货币的成本降低，货币需求增加，M2/GDP 上升。高储蓄率意味着对给定的产出，作为财富进行贮藏的比率高，因此财富增加，货币需求增加，M2/GDP 上升。政府对银行体系的担保，使得以（储蓄）货币的形式持有资产的安全性增加，持有货币的非金钱收益上升，货币需求上升，M2/GDP 上升。这些相关因素都可以纳入到货币需求的框架之中。

一国的金融结构（市场主导还是银行主导）也会影响对货币的需求，从而影响 M2/GDP。一般而言，市场主导的国家，有更多的金融产品可供选择，且这些产品的收益率相比于存款利率更高，这会导致对货币的需求下降，因此 M2/GDP 相对较低；而在银行主导的国家，情况则相反，M2/GDP 会相对较高。

### 三、相关假说的验证

从第二部分的分析，可以推导出一些可以验证的假说（testable hypothesis），有助于我们进一步理解究竟是什么决定了我国持续上涨的 M2/GDP。

#### （一）货币占金融资产的比重与 M2/GDP 成正比

从公式（3）可知，M2/GDP 越高，意味着对货币作为一种资产的需求越大，在经济主体的金融资产配置中，货币（包括通货+存款）的比重就会越高。这里用三组数据来验证这一假说。一是 2012 年多国的平面数据（数据和数据来源见附录 1），另外两组分别是中国 and 美国的年度数据。

从表 1 的计量检验结果可以看出，无论是对多国的平面数据还是对中美两国的年度数据，货币占金融资产的比重都在统计上与 M2/GDP 显著正相关。这可以作为应从资产选择角度解释 M2/GDP 持续增长的旁证。

从附录 1 中也可以直观地看出，一般而言，市场主导的国家（如美国、加拿大、澳大利亚等）M2/GDP 较低<sup>7</sup>，而银行主导的国家（如德国、日本）M2/GDP 较高。

<sup>7</sup> 英国虽然是市场主导的国家，但 M2/GDP 很高，这很可能是由于伦敦作为欧洲美元的交易中心所致。

表 1 金融资产配置与 M2/GDP 关系的计量检验结果

	$\hat{c}$	M/金融资产	调整的 $R^2$	回归残差
多国平面数据	0.74** (0.01)	1.47* (0.08)	0.08	0.50
中国年度数据	0.67* (0.073)	0.702* (0.067)	0.13	1.38
美国年度数据	0.47** (0.00)	0.547** (0.002)	0.15	0.109

注：计量检验模型的应变量是 M2/GDP。中国的年度数据时间跨度为 1991-2012 年。其中 M2 和 GDP 数据来源为统计年鉴；通货+存款占金融资产的比重则由各年度统计年鉴中资金流量表计算而来。美国的数据时间跨度为 1959-2013 年。其中 M2 和 GDP 数据来源为 Fred(网址：<https://research.stlouisfed.org/fred2/>)；通货+存款占金融资产的比重则由美国的资金流量表（Flow of Funds Matrix）计算而来（下载地址：<https://www.federalreserve.gov/releases/z1/>）。\*\*表示在 5% 的水平上显著；\*表示在 10% 的水平上显著。

## （二）证券收益率与 M2/GDP 成反比

如公式（3）所预测的那样，作为持有货币的成本，证券收益率的显著上升（下降），会显著地降低（提高）货币需求，从而使 M2/GDP 下降（上升）。但在我国，股票、债券等证券在居民资产的占比非常小，因此，直接对股票收益率与 M2/GDP 做回归，回归结果并不在统计意义上显著。即使在美国这样的发达国家，也很难发现各种利率与货币需求的稳定统计关系（Friedman, 1959, p349）。但在证券收益率变动非常大的非常时期，M2/GDP 与证券收益率之间的反向关系就变得更清晰、更显著。

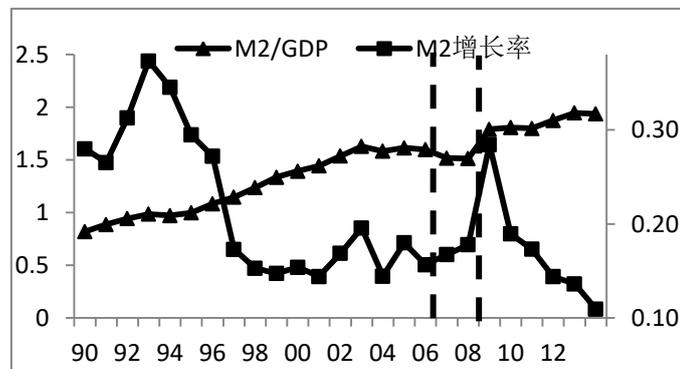


图 1 中国的货币化率与 M2 增速

注：数据跨度为 1990-2014。数据来源：同表 1。左轴为货币化率，右轴为 M2 增速。

我们这里使用中国、美国和日本三个国家一些“非常”时期的数据来验证这一假说。在图 1 中，可以看出，中国的 M2/GDP 在 2005-2008 年期间，出现了显著的下降。在这一阶段，我国股市由于股权分置改革出现了长达三年多的牛市。在这三年多中（2005 年初至 2008 年中），上证指数由 1000 多点快速冲高至 6000 多的历史最高点。但在这一阶段，我国的 GDP 增长率、M2 增长率均没有出现如此显著的变化。这意味着，M2/GDP 的下降主要是因为居

民为股市的高收益所吸引，从而将存款取出投入了证券账户。这会通过两个渠道来降低 M2/GDP。其一，证券保证金以 90% 的比例计入 M2，存款转入证券账户会导致 M2 在统计上相应地减少 10%，从而使得 M2/GDP 下降；其二，股市财富增加，居民会因而增加消费，在短期内产出给定的情况下，推升了物价<sup>8</sup>，从而使得 M2/GDP 下降（具体的机制参见第四部分）。而从 2008 年 5 月开始，股市开始快速下跌，所以 2009 年 M2/GDP 有了大幅度的上升。2014 年下半年，我国再次出现了股市牛市。从图 1 可见，当年的 M2/GDP 相较于 2013 年也有了一定的下降。这与理论的预测是一致的。

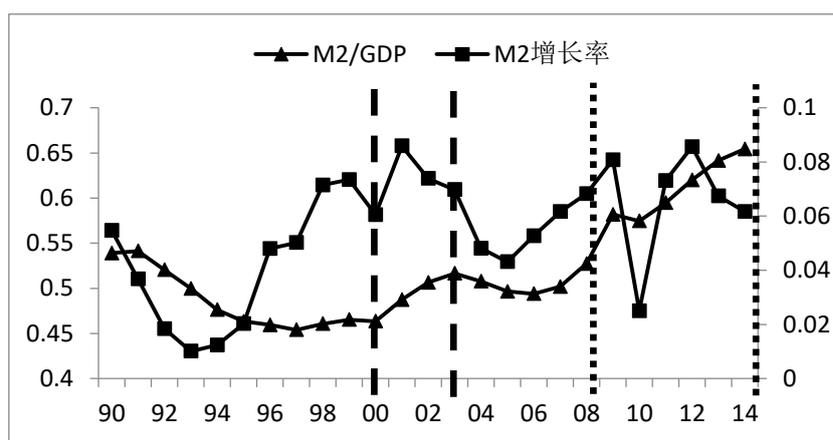


图 2 美国的 M2/GDP 与 M2 增长率

注：数据跨度为 1990-2014 年。纵轴的设置和图 1 一样。数据来源同表 1。

图 2 给出了美国的 M2/GDP 和 M2 增长率。从中可以看出，美国的 M2/GDP 有两个显著上升的阶段：一是 2000-2002 年；二是 2007-2014 年。其中，2000-2002 年正是美国互联网泡沫的破灭时期，2007-2008 则是美国的次贷危机爆发时期，2008-2009 年是次贷危机扩散成为全球的金融危机的时期，2009 年至今则是金融危机导致的大衰退时期（Great Recession）。在这些危机时期，各种证券的收益率大幅降低或者风险大幅提高，使得货币作为高安全性和高流动性资产（属于货币的非金钱收益）的需求快速上升，最终使得 M2/GDP 上升。在这两个阶段，美国的 GDP 增长缓慢甚至是下降的，根据公式(3)，这会导致 M2/GDP 下降而非上升。M2 增长率则基本稳定，不会对 M2/GDP 产生显著影响。因此，证券市场投资收益大幅度下降（持有货币成本下降）应当是 M2/GDP 上升的主要原因。

<sup>8</sup> 中国的通胀率(以 CPI 指数计算)，在 2000-2006 年间，一直在 1% 左右(2004 年除外)，而 2007 年为 4.8%，2008 年为 5.9%，出现了大幅度的上涨。

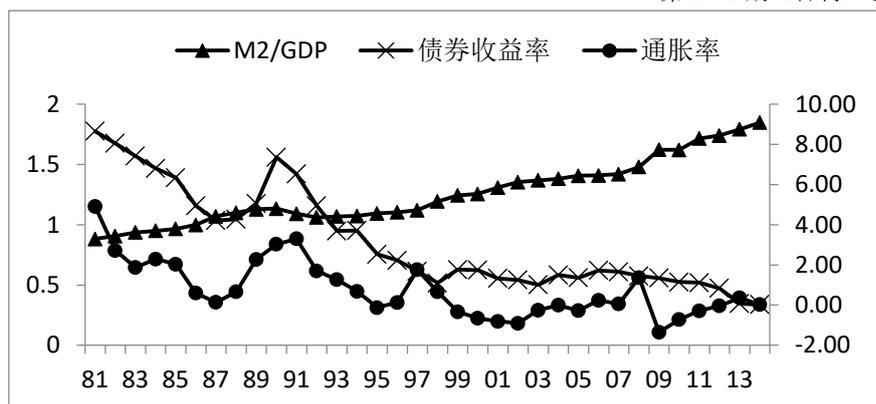


图3 近30年来日本的M2/GDP与债券收益率

注：数据跨度为1980-2014年。左轴为M2/GDP，右轴为一年期国债的收益率和通胀率。通胀率由CPI指数算得。1980-1994年间的GDP数据来源为Wind资讯；其它数据来源均为Fred（网址：<https://research.stlouisfed.org/fred2/>）。

日本自20世纪80年代中后期以来，经济出现了长期的不景气，由失去的十年（lost decade）变成了失去的数十年（lost decades）。在这期间，日本的GDP增长基本停滞，股市长期呈下跌趋势，短期利率长期接近于零，通货膨胀率在零上下波动。GDP长期停滞意味着财富增长停滞，这会降低对货币的需求。根据公式（3），这会降低M2/GDP。但极低的证券收益率、通货膨胀率又会导致M2/GDP上升。图3展示了日本1981-2012年期间的M2/GDP、一年期国债收益率和通货膨胀率。从中可以看出，在债券收益率和通货膨胀率快速下降的同时，M2/GDP持续上升，已经超过了2，比中国的货币化率还高。由于这一段特殊时期跨度较长，可以使用计量回归验证。表2给出了M2/GDP对一年期债券收益率的回归结果，这种负向影响关系在统计上也是显著的。

表2 日本M2/GDP与债券收益率的回归结果

	$\hat{c}$	债券收益率	调整的R <sup>2</sup>	回归残差
日本	1.48** (0.00)	-0.076** (0.00)	0.61	0.66

数据来源：同图3。

#### 四、理论推断：高货币化率与通货膨胀

高货币化率（更准确地说，是高M2/GDP）之所以吸引研究者的关注，一个非常重要的原因是经济学家怀疑高货币化率意味着货币超发，可能会引发严重的通货膨胀和资产泡沫。一些学者曾形象地将高M2/GDP比喻为堰塞湖，一旦堰塞湖崩溃（M2/GDP快速下降），过多货币进入商品流通，犹如洪水可以不费吹飞之力抬起房屋与大树一样抬起物价。我们将第

二节的分析逻辑延伸，用来研究高 M2/GDP 与通货膨胀的动态演进路径。

由公式（3）可知，M2/GDP 下降无非有如下三种可能：一是未来的财富预期下降。换言之，经济增长长期停滞乃至衰退。财富下降会引致货币需求下降，从而降低 M2/GDP。二是持有货币的成本增加，如证券收益、实物资产收益上升。这也会降低货币需求，从而降低 M2/GDP。三是货币供给增速大幅度上升，导致产生长期的恶性通货膨胀。恶性通胀预期的预期，降低了经济主体的货币需求，从而降低 M2/GDP。

第一种可能性不大。因为当前中国的人均 GDP 排在世界 90 名左右，上升空间很大。只要我们在制度上不出大的问题，就不会出现 GDP 长期停滞不前。第三种可能性也不大。我国在 80 年代和 90 年代初期曾长期遭受高通胀率的困扰，也正是在那个时期我们吸取到了货币供给增长过快带来高通胀的危害。近 15 年来，我国的 M2 增长率基本维持在 15% 左右（除了 2009 年因 4 万亿的经济刺激，货币增速超过 25%），我国的通货膨胀率长期维持在 4% 左右。我们没有理由推断在未来央行会采取大幅度的扩张性货币政策。

第二种可能性是最大的。在中共十八届三中全会制定的《关于全面深化改革若干重大问题的决定》中，金融市场化改革是重要内容。随着金融市场化改革的推进，非货币金融资产收益率的上升，会导致货币需求下降，从而 M2/GDP 下降。

金融市场的发展会通过什么具体的机制和路径来降低 M2/GDP？

为分析这一问题，我们首先假定货币供给不变，当期的产出 Y 也不变，金融资产的总量也不变。将金融交易引入到货币交易方程中，我们有：

$$MV = PY + P_2 F^A \quad (5)$$

式中， $P_2$  是金融资产的名义价格， $F^A$  则为金融资产的数量。从公式（5）可以推导出：

$$\frac{M}{PY} = \frac{1}{V} \left( 1 + \frac{P_2 F^A}{P Y} \right) \quad (6)$$

当金融资产的收益率上升时，经济主体会试图增加金融资产的持有量，减少货币的持有量。对于单个经济主体而言，这种资产配置调整可行的。但对于整个经济而言，由于货币和金融资产的数量固定，这一调整的结果只能是提高金融资产的货币价格  $P_2$ （相应地，金融

资产相对货币的真实价格  $\frac{P_2}{P}$  也上升了），货币的流通速度  $V$  也会加快。由公式（6）可知，

二者的效应抵消，并不会影响  $\frac{M}{PY}$ 。这是因为货币流通速度的加快主要用在了金融交易上。

由于市场化改革这种制度性因素导致的金融资产收益率的上升是长期性的，金融资产的持有者财富会因此增加。财富增加会使得他们选择卖出部分金融资产而增加消费<sup>9</sup>。在短时期内，产出是固定的，消费的增加只是更多的货币追逐同样多的商品，其结果是一般物价水平  $P$  上升（这里主要是消费品物价）。因此， $\frac{M}{PY}$  下降，同时货币流通速度  $V$  进一步上升。

此时我们可以放松产出  $Y$  固定不变的假设。随着经济主体消费增加，由于发现扩大生产有利可图，厂商会增加投资，扩大生产。这会使得资本品的价格上升，一般物价水平  $P$  进

一步上升， $\frac{M}{PY}$  进一步下降，货币流通速度  $V$  进一步上升。随着投资的增加，下一期产出

$Y$  上升，使得对于给定的货币供给和物价  $P$ ， $\frac{M}{PY}$  进一步下降<sup>10</sup>。

金融市场化改革是一个稳步推进的缓慢过程，金融资产收益率的上升也会是一个缓慢过程。不仅如此，居民调整金融资产的配置也需要时间，厂商通过观察消费增加而决定增加投资也需要时间，投资增加最终形成产能也需要时间。因此，金融市场化改革会导致  $M2/GDP$ ，也就是近似货币化率的下降，是一个缓慢而漫长的过程。在这个过程中，一般物价水平和产出也会逐渐上升，但急速的通货膨胀不会出现。

回到前文提到的关于高  $M2/GDP$  与通货膨胀之间关系的堰塞湖比喻。只要不向堰塞湖中大规模注水（货币供给大幅度增加），或者不发生地震（ $GDP$  不出现长时间停滞或者衰退），堰塞湖就不会崩溃，从而不会抬起房屋和大树（急速的通货膨胀）。当前的市场化改革犹如在堰塞湖壁上打孔分流，孔越多，分流越多，堰塞湖积留的水就会越少（ $M2/GDP$  下降）。

## 五、结 论

本文的主要目的在于论证中国的高货币化率，不应该从“货币化”这一角度来解释，而应该从经济主体在资产配置中的货币需求这一角度来解释。基于弗里德曼的货币需求函数，我

<sup>9</sup> 多个实证研究发现了消费具有平稳性（smooth）。根据弗里德曼的消费函数理论，暂时性收入增加，经济主体会把多余的收入存储起来，以备将来收入暂时性的降低时维持消费的平稳性。而永久性收入增加，则会使得消费增加（移动到更高的平滑消费曲线上）。

<sup>10</sup> 这种经济主体通过调整金融资产的配置最终影响消费和投资机制的描述，本质上和 Friedman & Schwartz (1963) 给出的货币传导机制是一样的。

们推导出了一些可以验证的假说，并利用数据进行了初步验证。本文的主要结论为，中国的高货币化率主要是经济快速增长带来的财富积累和投资渠道有限造成的。在此基础上，本文也进一步推断了货币化率下降的最可能的路径：在货币供给不大幅增加的情况下，随着市场化改革的进程，投资渠道增加，对货币的需求降低，物价和产出逐步上升，M2/GDP 缓慢下降。

本文的结论具有较为重要的政策含义。首先，因为中国的货币存量超过美国、M2/GDP 接近 2 而引起“货币超发”的质疑是没有根据的。该质疑没有深入考虑我国居民的货币需求。反证该质疑，除了本文的分析，最简单直接的证据就是我国多年来的通货膨胀率一直很稳定，近年来甚至有通货紧缩的迹象。如果错误地接受该质疑的观点，转而进行紧缩的货币政策，会对实体经济造成灾难性的影响。其次，降低 M2/GDP 最稳妥的途径，是进一步推进金融市场化的改革，随着市场竞争增加，金融资产的种类会增加，收益率会上升，从而持有货币的机会成本上升，对货币的需求下降，M2/GDP 下降。中共十八大三中全会推出的《改革决议》，无疑给金融市场化改革指明了方向，坚定地执行该决议，就能够逐渐地、稳妥地降低 M2/GDP。

虽然我们确信本文的研究方向（即 M2/GDP 是货币流通速度  $V$  的倒数，解释 M2/GDP 需要从货币需求入手）是正确的，但毫无疑问本文给出的证据是比较初步的。我们希望本文可以起到“抛砖引玉”的作用，引出更深入的后续研究。我们认为，沿着这一方向的后续研究，需要着重通过数据挖掘和实证研究，尝试解释以下三个问题。

一是研究财富积累、各种利率（包括存款利率、国库券利率、股票、黄金、房地产收益率等）与 M2/GDP 的统计关系。根据本文第二部分的分析，财富积累上升导致 M2/GDP 上升，各种利率作为持有货币的机会成本，其显著上升导致 M2/GDP 下降。这一工作需要大量的数据处理（例如，寻找合适的财富的代理变量、各种收益率的计算等），而且事实上涉及到是否存在稳定的货币需求函数这一理论难题，已经超出了本文的范畴。

二是中国 M2/GDP 的长期发展趋势。从发达国家的经验看，在经济快速增长阶段，货币流通速度会不断下降，而在经济进入稳定增长阶段后，货币流动速度又会上升，其发展轨迹会呈现出一个 U 形曲线（Ireland, 1991）。这意味着，M2/GDP 在长期会相应地呈现出先上升后下降的倒 U 形曲线。依照这一逻辑，中国尚处于倒 U 形曲线的前半部分。深入挖掘英等国的数据，应该能够找到 M2/GDP 在长期趋势上，从上升转变为下降的一些关键条件，从而可以对解释和预测中国 M2/GDP 长期发展趋势的转变起到借鉴作用。

三是 M2/GDP 的短期波动。本文的实证研究表明，经济快速增长带来的财富积累是决

定 M2/GDP 的最重要因素，但贷款利率也对之具有显著影响。考虑到货币的持有成本（即各种证券的收益率、实物资产收益率）的剧烈波动，这显然会在短期内对 M2/GDP 产生扰动。问题的难点在于，中国的利率市场化进程还没有完成，很多收益率是官方收益率而非市场真实收益率。这些问题可以通过对数据的深入挖掘和处理来解决，从而可以更好地解释 M2/GDP 的短期波动。另外，我们也发现，使用未经季节调整的季度数据，M2/GDP 呈现出了标准的锯齿状波动，即在一季度最高，二三季度持续下降、四季度最低，如是反复。这一有趣的短期波动现象也无疑是值得解释的。

## 参考文献

- [1] 艾洪德、范南:《中国货币流通速度影响因素的经验分析》[J],《世界经济》2002年第8期。
- [2] 杜子芳:《货币流通速度、货币沉淀率与货币供给量》[J],《管理世界》2005年第1期。
- [3] 刘明志:《中国的 M2/GDP (1980-2000): 趋势、水平和影响因素》[J],《经济研究》2001年第2期。
- [3] 罗纳德 L 麦金农:《经济自由化的顺序——向市场经济过渡中的金融控制》(李若谷、吴红卫译)  
[M], 中国金融出版社, 1993。
- [4] 王曦:《经济转型中的货币需求与货币流通速度》[J],《经济研究》2001年第10期。
- [5] 吴建军:《中国 M2/GDP 过高—基于 IS-LM 模型的分析》[J],《金融研究》2007年第5期。
- [6] 谢平和俞乔:《我国经济市场化过程中的货币总量控制》[J],《金融研究》1996年第1期。
- [7] 谢平、张怀清:《融资结构、不良资产与中国 M2/GDP》[J],《经济研究》2007年第2期。
- [8] 易纲:《中国金融资产结构分析及政策含义》[J],《经济研究》1996年第12期。
- [9] 余永定:《M2/GDP 的动态增长路径》[J],《世界经济》2002年第12期。
- [10] 赵留彦、王一鸣:《中国货币流通速度下降的影响因素: 一个新的分析视角》[J],《中国社会科学》  
2005年第4期。
- [11] 曾令华:《论我国 M2 对 GDP 的比例》[J],《金融研究》2001年第6期。
- [12] 曾康霖、徐培文、罗晶:《研究我国货币供给超额增长需要有创新思维》[J],《财贸经济》2014年  
第2期。
- [13] 张春生、吴超林:《中国 M2/GDP 畸高原因的再考察——基于商业银行资产负债表的分析》[J],  
《数量经济技术经济研究》2008年第5期。
- [14] 张杰:《中国的高货币化之谜》[J],《经济研究》2006年第6期。
- [15] 张文:《经济货币化进程与内生性货币供给—关于中国高 M2/GDP 比率的货币分析》[J],《金融研  
究》2008年第2期。
- [16] 钟伟和黄涛:《从统计实证分析破解中国 M2/GDP 畸高之谜》[J],《统计研究》2002年第4期。
- [17] Friedman, Milton, 1956, The Quantity Theory of Money-A Restatement[M]([C]), in Studies in the  
Quantity Theory of Money, Eds Milton Friedman, Chicago: the University of Chicago Press, 1-21.
- [18] Friedman, Milton, 1959, The Demand for Money: Some Theoretical and Empirical Results[J], Journal of  
Political Economy, 67(4), 327-351.
- [19] Friedman, Milton, 1970, A Theoretical Framework for Monetary Analysis, Journal of Political Economy,  
78(2), 193-238.
- [20] Friedman, Milton and Anna Schwartz, 1963, Money and Business Cycles[J], The Review of Economics

and Statistics, 45(1), 32-64.

[21] Friedman, Milton and Anna Schwartz, 1982, Monetary Trends in the United States and the United Kingdom[M], Chicago: the University of Chicago Press.

[22] Ireland, Peter, 1991, Financial Evolution and the Long-Run Behavior of Velocity: New Evidence from U.S. Regional Data[J], Federal Reserve Bank of Richmond Economic Review, November/December, 16-26.

[23] McCandless, George, 2008, The ABCs of RBCs[M], Cambridge: the Harvard University Press.

[24] McKinnon, Ronald, 1973, Money and Capital in Economic Development[M], Newyork: the Brooking Press.

[25] Yi, Gang, 1991, The Monetization Process in China during the Economic Reform[J], China Economic Review, 2(1), 75-95.

[26] Zhang, Chengsi and Hong Pang, 2008, Excess Liquidity and Inflation Dynamics in China: 1997–2007, China & World Economy, 16(4), 1-15.

## A Non-monetization Explanation for China's High Monetization Ratio

Lei Wang, TaiHui Zhu

**Abstract:** M2/GDP is a proxy of monetization ratio. However, as monetization process is almost complete and M2/GDP has reached close to 2, it no longer proxies the monetization ratio. Therefore, non-monetization factors needed to be considered in order to explain China's high monetization ratio. According to the money transaction equation, M2/GDP is the reciprocal of the velocity of money. High monetization ratio means the velocity of money is very low. Therefore, to explain the high monetization ratio, we instead need to analyze the demand for money as an asset of economic agents. Derived from Friedman's money demand function, we conclude that wealth increases due to fast economic growth and limited investment channels are the two main reasons causing high monetization ratio in China. Empirical tests are employed to test some related hypotheses. This paper further infers the most possible path decreasing China's high monetization ratio: under the condition of no excess money supply, with the advancement in marketization reform, more investment channels are available. Therefore the demand for money is decreased, and asset prices are driven up, leading to higher household wealth, which increases consumption. Higher consumption causes the general prices and output to increase steadily, which lead to lower M2/GDP accordingly.

**Key Words:** Portfolio Choice, Money Demand, Monetization Ratio

附录 1：世界主要国家的“货币/金融资产”与“M2/GDP”

国家	(通货+存款)/金融资产	M2/GDP	备注
Australia	0.224822	1.027895	
Austria	0.448632	1.754991	
Belgium	0.31392	1.365368	
Canada	0.249897	1.259668	2008
Chile	0.141979	0.772968	
Czech Republic	0.556314	0.773177	
Denmark	0.186456	0.745525	
Estonia	0.377329	0.673782	
Finland	0.376627	1.17871	
France	0.301256	1.5781	
Germany	0.407946	1.733145	
Hungary	0.379651	0.608732	
Iceland	0.167515	0.897564	
Ireland	0.395735	1.607806	
Israel	0.226743	0.866708	
Italy	0.316966	1.650974	2011
Japan	0.535849	2.411799	
Korea	0.454416	1.442593	
Norway	0.319723	0.559473	
Poland	0.454583	0.578798	
Portugal	0.393875	1.984886	
Slovenia	0.520619	0.763492	2006
Spain	0.478299	1.938541	
Sweden	0.167365	0.852322	
Switzerland	0.319067	1.880091	2008
United Kingdom	0.289449	1.615806	
United States	0.136859	0.873692	

说明：(通货+存款)/金融资产的数据来自于 OECD 的 Financial Statistics，为 2012 年的数据（下载地址：<https://data.oecd.org/hha/household-financial-assets.htm>）。M2/GDP 的数据来自于 World Bank 的数据库（下载地址：<http://data.worldbank.org/indicator/FM.LBL.MQMY.GD.ZS>）；除备注中特别注明的，均为 2012 年的数据。

## “钱荒”为什么会发生？

### ——上海银行间同业拆放利率的影响因素分析

张明<sup>1</sup> 郭子睿<sup>2</sup> 何帆<sup>3</sup>

**【摘要】**本文在 2007 年 1 月至 2014 年 12 月月度数据的基础上，分析了隔夜 Shibor 的主要影响因素。研究发现：首先，央行一揽子货币政策工具变动会通过流动性规模渠道与货币乘数渠道显著影响隔夜 Shibor；其次，隔夜 Shibor 的历史变化与 CPI 同比增速变动也会显著影响隔夜 Shibor；再次，商业银行同业资产占比与上证指数环比增速将会显著影响隔夜 Shibor；第四，外汇占款增量变化对隔夜 Shibor 的影响并不显著，这意味着央行对外汇占款变化进行了有效地冲销；最后，考虑到上述影响因素的结构性模型，对隔夜 Shibor 变化的预测精度要显著高于仅基于隔夜 Shibor 历史数据的 ARMA 模型。

**【关键词】**隔夜 Shibor 钱荒 影响因素 VAR 模型 预测

## 一、引言

2007 年 1 月 4 日，中国人民银行正式推出上海银行间同业拆放利率（Shanghai interbank offered rate, Shibor）。近年来，Shibor 作为货币市场基准利率的作用越来越凸显，整体上能够较好地反应资金成本、市场供求和货币政策预期的变化（李东荣，2011）。如图 1 所示，2006 年 10 月 8 日至 2015 年 6 月 19 日，Shibor 隔夜利率的日度均值为 2.41%。在 2007 年 10 月、2011 年 1 月、2011 年 6 月与 2012 年 1 月，Shibor 隔夜利率曾经 4 次达到 8% 左右。而在 2013 年 6 月，Shibor 隔夜利率一度达到 13.4% 的历史最高点，以至于被称之为“钱荒”。2013 年 6 月，M1 与 M2 的同比增速分别为 9.0% 与 14.0%，社会融资总额增量达到 1.04 万亿元。上述指标仅仅略低于各指标在 2013 年的均值。因此，“钱荒”似乎不能用货币或信贷供应量骤降来解释。

<sup>1</sup> 张明，经济学博士，中国社会科学院世界经济与政治研究所国际投资室主任、研究员

<sup>2</sup> 郭子睿，南开大学金融学院博士研究生

<sup>3</sup> 何帆，经济学博士，中国人民大学重阳金融研究院首席经济学家

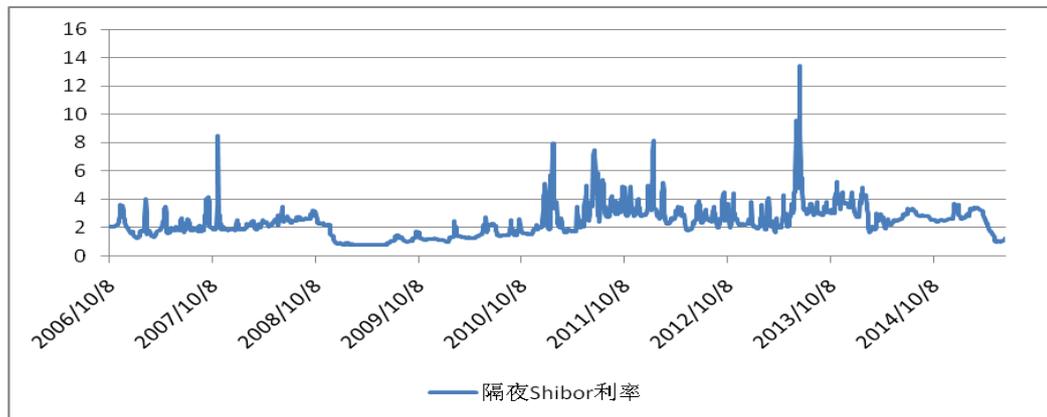


图 1 隔夜 Shibor 利率的历史变动

数据来源：CEIC。

“钱荒”为什么会发生呢？流行的解释有：第一，美联储披露退出量宽的意向，此举加剧了全球金融市场波动，由此造成的外汇占款增量锐减降低了中国银行间市场的流动性水平；第二，受季末贷存比考核、企业所得税款延迟上缴、端午小长假放大流动性需求、外管局加强对跨境套利活动监管等因素的叠加影响，商业银行在 6 月份的流动性需求突然放大；第三，央行为敦促部分深度参与高杠杆影子银行业务的商业银行规范经营行为，拒绝通过公开市场操作向市场及时注入流动性；第四，个别商业银行同业拆借款项违约的传闻造成了商业银行的群体性恐慌，进而造成同业拆借规模的收缩。简言之，“钱荒”的产生是外生性冲击、季节性因素、结构性因素与政策导向因素共同作用的结果（中国金融 40 人论坛，2014；董小君，2013；贺强与徐云松，2013；张明，2013）。

然而，迄今为止的解释都属于定性描述，缺乏深入的定量分析。从数量上厘清银行间市场利率的主要影响因素，不仅有助于增强对 2013 年 6 月“钱荒”的理解，而且有助于更好地预测银行间市场利率的走势。

本文通过时间序列方法分析了隔夜 Shibor 的主要影响因素，并在此基础上建立了预测其未来走势的模型。文章的结构安排如下：第一部分是针对国内外银行间拆借利率研究的文献述评；第二部分通过构建非限制性 VAR 模型进行计量分析；第三部分为稳健性检验；第四部分通过分别构建 ARMA 模型和结构性模型进行预测；第五部分为结论。

## 二、文献综述

我们将从以下两个角度来对相关文献进行述评，一是国际针对伦敦银行间同业拆放利率（Libor）影响因素的研究，二是国内针对 Shibor 影响因素的研究。

Cui 等（2012）分析了各种货币 LIBOR-OIS 利差的影响因素。主要结论包括：第一，在金融危机期间，利率、银行体系杠杆水平、市场流动性风险与公司债市场违约风险都能够被用来预测 LIBOR-OIS 利差的水平值与波动率；第二，市场波动性与宏观经济状况是用来预测 LIBOR-OIS 利差水平值的最重要指标；第三，系统性风险、违约风险与交易对手风险均与 LIBOR-OIS 利差的变动显著相关。

Gefang 等（2011）分析了次贷危机期间 LIBOR-OIS 利差的变化，发现流动性风险是导致短期 LIBOR-OIS 利差飙升的主要原因，而信用风险对长期 LIBOR-OIS 利差的影响更为显著。此外，流动性风险造成的 LIBOR-OIS 利差波动性要比信用风险造成的波动性更高。

Michaud 与 Upper（2008）也得出了类似结论。但 Bank of England（2007）认为在危机初期，由于银行囤积流动性，Libor-OIS 利差的扩大主要由于非信用溢价因素，随着危机的深入，Libor-OIS 利差的扩大主要由于信用溢价。Kwan（2009）也认为在金融危机期间，Libor-OIS 利差的扩大很大程度上源于信用溢价的上升。

Christensen（2009）以六因素动态模型为基础，分析了次贷危机期间美联储实施的短期拍卖工具（Term Auction Facility, TAF）对 TED 利差的影响。研究发现，TAF 的实施显著缓解了银行间市场的流动性恐慌。

杨绍基（2005）的研究发现，7 天银行间债券回购月加权平均利率与 7 天同业拆借利率、贷款增长率、20 天内再贷款利率以及 3 年期国债利率之间存在双向或单向的 Granger 因果关系，其中 7 天同业拆借利率与贷款增长率的影响更为显著。黄妙贤（2013）发现，中长端 Shibor 与相同期限存款利率、消费者物价指数、上证综合指数、金融机构贷存比、法定存款准备金率之间存在长期稳定的均衡关系。顾巧明（2010）发现，自本轮全球金融危机以来，Shibor 与上证指数之间的波动溢出效应逐渐增强。郭强等（2015）的研究表明，一方面，中国人民银行的公开市场操作与法定存款准备金率调整将会使得超短端 Shibor 朝着中央银行预期的方向变化；另一方面，中央银行沟通对 Shibor 水平与 Shibor 波动性的影响与中央银行预期的方向并不完全一致。

李家永与王克健（2013）的研究结果表明，OYR（上海银行间同业拆借市场隔夜利率）、M2、CPI、远期汇率与即期汇率之差均会对 ONR 产生显著影响，而美元利率对 ONR 的影响不显著。于建忠与刘湘成（2009）的研究指出，银行体系资金面、上一日的 7 天 Shibor 报价、IPO 对当日 7 天 Shibor 报价影响显著，而报价行自身资金面的影响并不显著。

徐枫（2004）发现，一年期人民币银行贷款利率和回购利率是影响中国银行间同业拆放利率的主要因素，且回购利率对同业拆放利率的解释力更强。韩美清（2008）指出，法定存款准备金率、M0 与 M1 同比增长率、存贷差同比增长率以及货币投放数量对 7 天回购利率影响显著该 ARMA 模型对银行间债券市场月加权平均利率的拟合度超过 70%。

我们将上述国内文献的实证分析框架整理为表 1，从中可以发现如下问题：首先，大多数文献均只采用一种银行间市场利率作为研究对象，而对不同的银行间市场利率进行对比研究或许能够发现更有趣的结论；其次，很少有文献考虑外汇占款，但事实上外汇占款在过去十余年时间内是国内银行间市场流动性的重要来源；再次，几乎没有文献考虑影子银行（银信合作、银行理财产品等）与银行同业业务对银行间市场流动性的影响，而自 2010 年以来，影子银行与同业业务已经成为左右银行间市场利率变动的重要力量。

表 1 Shibor 影响因素研究总结

文献	因变量	自变量
黄妙贤（2013）	3 月 Shibor 和 6 月 Shibor	相同期限存款利率***、消费者物价指数***、上证综合指数、金融机构贷存比***、法定存款准备金率***
顾巧明（2010）	7 天 Shibor	上证指数***
郭强、李向前和付志刚（2015）	隔夜 Shibor、 1 周 Shibor 与 2 周 Shibor	公开市场操作***、法定存款准备金率***和央行沟通
李家永与王克健（2013）	隔夜 Shibor	同业拆借市场一年期利率、货币供应量（M2）、CPI、远期汇率与即期汇率之差、美元利率（仅此变量不显著）
于建忠与刘湘成（2009）	7 天 Shibor 和 3 月 Shibor	银行体系资金面、上一日的 7 天 Shibor 报价***、IPO 报价行自身资金面***
徐枫（2004）	中国银行间同业 拆放利率	一年期人民币储蓄存款利率、三年期凭证式国债利率、法定准备金率、CPI 指数、上证综合股价指数、人民币兑美元平均汇率、贷存比、一年期人民币银行贷款利率的变化**和回购利率**

注释：\*\*\*表示在 1% 的水平上显著，\*\*表示在 5% 的水平上显著，\*表示在 10% 的水平上显著。

与上述文献相比，本文具有以下特点：第一，样本期间为 2007 年 1 月至 2014 年 12 月。数据期限足够长，适宜建立时间序列模型；第二，将央行的货币投放区分为主动型投放和被动型投放，构建了反映央行主动型投放的一揽子货币政策工具指标；第三，分别考虑存款准备金率变化对货币投放和货币乘数的影响；第四，通过非限制性 VAR 分析了隔夜 Shibor 的主要影响因素，并进行了多种稳健性分析；第五，分别构建 ARMA 模型和结构性模型来进行预测，并通过样本内预测比较了模型的有效性。

### 三、实证研究

(一) 实证模型的理论基础

对银行间市场利率决定因素分析的理论模型多采用 Freixas 和 Rochet(2008) 提出的微观银行学的框架。其基本思路是：假设银行业市场为完全竞争市场，银行在存款市场是存款(D)的需求者，在贷款市场是贷款(L)的供给者，并按照央行的要求上缴法定存款准备金，同时还可以在银行间市场拆入或拆出资金。银行根据利润最大化决策，在贷款市场，存款市场和银行间市场建立一般均衡，贷款利率，存款利率和银行间市场利率也由各个市场的流动性供求均衡水平决定。

沿着上述思路，Porter 和 Xu(2009)建立了存在零售利率管制的银行间市场利率决定模型，并用来分析中国的银行间市场均衡。为简化，模型假设只有存款利率存在管制<sup>4</sup>，中国的存款利率低于存款市场出清时的存款利率。其模型的竞争均衡条件为：

$$L^d(r_L) = \sum_{n=1}^N L^n(r_L, r) \dots \dots (1)$$

$$S(r_D) \leq \sum_{n=1}^N D^n(r_D, r) \dots \dots (2)$$

$$\sum_{n=1}^N L^n(r_L, r) = (1 - \alpha)S(r_D) - B - \sum_{n=1}^N E^n(r_R, r, \alpha) \dots \dots (3)$$

其中， $r_L$  为均衡贷款利率， $r$  为银行间市场均衡利率， $r_D$  为存款利率， $\alpha$  为法定存款准备金率， $N$  表示银行的个数， $L^d(r_L)$  表示贷款的需求， $L^n(r_L, r)$  表示第  $n$  个银行的贷款供给， $S(r_D)$  表示存款供给， $D^n(r_D, r)$  表示第  $n$  个银行的存款需求， $B$  是银行持有的债券头寸<sup>5</sup>（由央行的操作决定）， $E^n(r_R, r, \alpha)$  表示第  $n$  个银行的超额准备金。方程（1）表示贷款市场均衡，贷款需求等于所有银行的贷款供给之和。方程（2）表示存款市场，由于存在存款利率管制，而且存款利率低于均衡利率，所以存款供给小于等于各个银行的存款需求之和。方程（3）表示银行间市场均衡，通过对（3）变形可得，

$$\sum_{n=1}^N L^n(r_L, r) + \alpha S(r_D) + \sum_{n=1}^N E^n(r_R, r, \alpha) = S(r_D) - B \dots \dots (4)$$

也即所有银行的贷款供给和准备金（包括法定准备金和超额准备金）之和等于所有银行的存款与央行向市场注入的流动性之和。这也意味着银行间市场的所有银行的资金拆入量等

<sup>4</sup> 中国的贷款利率也存在管制，这并不影响后续的分析。因为利率存在管制，只是使均衡条件等式变成不等式。

<sup>5</sup>  $B$  的变化由央行的操作决定。当央行向市场注入流动性时， $B$  减少；当央行从市场回收流动性时， $B$  增加。

于拆出量。根据银行追求利润最大化的一阶条件，可以证明方程（4）存在均衡解，即银行间市场均衡利率  $r^*$ 。  $r^*$  取决于存贷款利率，准备金率和央行货币投放。比较静态分析的结果表明：均衡贷款利率增加，均衡存款利率降低以及央行回收流动性都会导致  $r^*$  上升，准备金率变化对银行间均衡利率的影响不确定<sup>6</sup>。

本文基于 Porter 和 Xu(2009)的框架分析影响隔夜 Shibor 的因素，但在选取变量时，使用存贷款量变化替代存贷款利率并加入了通货膨胀率，主要原因如下：第一，根据 Porter 和 Xu(2009)的分析，存贷款利率主要通过影响存贷款数量的变化来影响银行间市场流动性水平；第二，我国的存贷款利率存在管制，变化缓慢，而存贷款数量实时变化能够更好的反映流动性变化；第三，Shibor 是一种名义利率，通胀上升会导致 Shibor 的上升。具体指标选取分析如下：

央行货币投放是银行间市场短期流动性供给的主要来源。我们将央行的货币投放分为被动型投放和主动型投放。被动型投放源于外汇占款。主动型投放是指央行为调控市场流动性水平而采取的一揽子货币政策工具所造成的货币投放。通过公开市场操作形成的货币净投放取决于如下因素：

$$\text{公开市场操作货币净投放} = (\text{央票到期量} + \text{正回购到期量} + \text{逆回购交易量} + \text{债券购买量}) - (\text{央票发行量} + \text{正回购交易量} + \text{逆回购到期量} + \text{债券到期量})$$

在分析流动性供给时，我们遵循从整体到局部的思路。如图 2 所示，我们首先分析一揽子货币政策工具和外汇占款增量之和导致的流动性供给的影响，然后分别考虑一揽子货币政策工具和外汇占款增量的各自影响，其次，将一揽子货币政策工具分为公开市场操作和存款准备金，分别研究二者的影响，再次，进一步将公开市场操作细分为央票到期和交易、正逆回购到期和交易，以及债券到期和交易。最终的实证研究结果发现，将流动性供给分为一揽子货币政策工具和外汇占款增量，结果最为理想。因此，我们在后文中将主要汇报一揽子货币政策工具和外汇占款增量对隔夜 Shibor 的影响。

<sup>6</sup> 详细证明过程参考 Porter 和 Xu（2009）。

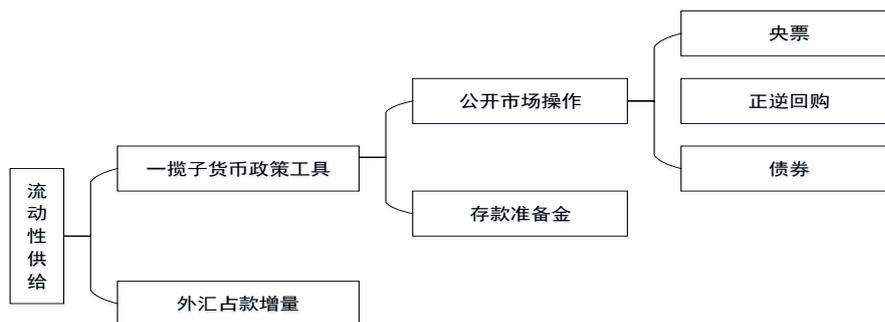


图2 流动性供给分析图

值得一提的是，法定存款准备金率既可以直接影响货币供应量，也可以通过改变货币乘数来影响货币供应量。我们将分别考虑这两种渠道对隔夜 Shibor 的影响。

影响短期流动性需求的最重要因素是贷款增量与存款增量之差。贷款增量与存款增量之差大致反映了商业银行对流动性的净需求。

由于隔夜 Shibor 是一种名义利率。这意味着即使流动性供求状况不变，通胀的上升也会造成隔夜 Shibor 的上升，反之亦然，因此，隔夜 Shibor 也会受到通胀率变化的影响。

## （二）数据描述

由于隔夜 Shibor (ONR, %) 在 2007 年 1 月正式推出，因此我们选取 2007 年 1 月至 2014 年 12 月作为样本区间<sup>7</sup>。以下除特别指出外，所有数据均引自 Wind 数据库。

外汇占款增量 (FE, 百亿元)，等于本月金融机构外汇占款余额与上月余额之差。

央行一揽子货币政策工具引致的货币净投放<sup>8</sup> (CB, 百亿元)，等于央行公开市场操作与法定存款准备金率变化导致的货币净投放之和。其中，央行公开市场操作货币净投放=(央票到期量+正回购到期量+逆回购交易量+债券购买量) - (央票发行量+正回购交易量+逆回购到期量+债券到期量)；法定存款准备金率变化导致的货币净投放=法定存款准备金率的变化乘以当月的存款余额。如果当月法定存款准备金率没有变化，则认为法定存款准备金率变化导致的货币净投放为零。

货币乘数 (MM, 倍数)，这里我们用 M2/M1 作为货币乘数的代理变量。

新增贷存差 (MD, 百亿元)，等于金融机构每月新增人民币贷款减去新增人民币存款。这里的新增人民币贷款包括居民用户、非金融企业以及其它部门的新增短期和中长期贷款。新增人民币存款包括居民用户、非金融企业的新增储蓄以及新增的财政存款。

<sup>7</sup> 数据来自 CEIC 数据库，取每月最后一个交易日的数值。

<sup>8</sup> 后文统一简称为“央行的货币净投放”。

通货膨胀变化率（P，%）为月度 CPI 同比增速。

此外，我们还将稳健性检验部分使用以下变量：

银行间债券质押式回购 7 天加权平均利率（SE，%）。数据来源于 CEIC 数据库

上证指数环比增速（S，%），数据来源于 CEIC 数据库和作者的计算。

银行间同业资产占比（TY，%），为中资全国性大型银行人民币同业往来运用规模与中资全国性大型银行人民币资金运用合计规模之比，其中大型银行是指本外币资产总量大于等于 2 万亿元的银行（以 2008 年末各金融机构本外币资产总额为参考标准）

### （三）单位根检验与 OLS 估计

单位根检验的结果表示：隔夜 Shibor（ONR）、央行货币净投放（CB）、外汇占款增量（FE）、CPI 同比增速（P）、上证指数环比增速（S）、银行间同业资产占比（TY）与 7 天回购利率（SE）均为平稳时间序列，而货币乘数（MM）与新增贷存差（MD）为一阶单整时间序列<sup>9</sup>。

OLS 的估计结果如表 2 所示。在模型 1 中，我们发现显著的自变量有常数项、外汇占款增量（FE）、央行货币净投放（CB）和通货膨胀率（P），而且外汇占款增量和通货膨胀率的系数符号与理论预期一致，但从 DW 值发现回归模型存在较强的一阶自相关性。在模型 2 中，我们在自变量中加入了隔夜 Shibor 的滞后一期 ONR（-1），发现拟合优度显著上升（将近 50%），且从 DW 值发现回归模型的一阶自相关性已基本消失。但模型 2 中外汇占款增量和央行货币净投放变得不再显著。

表 2 OLS 估计结果

	1	2
C	2.103558*** (0.187481)	0.949422*** (0.248813)
FE	-0.013414** (0.006164)	-0.005313 (0.005411)
CB	0.009171** (0.003744)	0.005075 (0.003350)
MM1	1.876022 (1.699852)	1.059567 (1.452083)
MD1	0.000221 (0.000694)	5.39E-05 (0.000590)
P	0.224439*** (0.044577)	0.113841*** (0.042402)

<sup>9</sup> 货币乘数（MM）与新增贷存差（MD）一阶差分后分别记为 MM1 与 MD1。

ONR (-1)		0.530371*** (0.087801)
R-squared	0.279283	0.488109
DW stat	0.930145	2.015442

注释：括号内的数值为标准差。\*\*\*表示在 1% 的水平上显著，\*\*表示在 5% 的水平上显著，\*表示在 10% 的水平上显著。

#### (四) 向量自回归模型 (VAR)

为更深入地分析隔夜 Shibor 与其他变量之间的互动情况，我们构建如下非限制性 VAR 模型：

$$y_t = \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \dots + \phi_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad t=1,2, \dots, T$$

其中，选取的变量有隔夜 Shibor (ONR)、外汇占款增量 (FE)、央行货币净投放 (CB)、货币乘数的变化 (MM1)、新增贷存差的变化 (MD1) 与 CPI 同比增速 (P)。

首先，需要确定非限制性 VAR 模型的滞后阶数。SC 准则和 HQ 准则认为最优滞后阶数为 2 期，LR 准则和 FPE 准则认为最优滞后阶数为 3 期，AIC 准则认为最优滞后阶数为 8 期<sup>10</sup>。为减少对数据的破坏，我们选择 2 期的滞后阶数。

其次，需要估计非限制性 VAR 模型。模型的脉冲响应状况如图 3 所示，主要结论包括：第一，隔夜 Shibor (ONR) 对来自自身冲击的响应非常显著，且持续为正；第二，与理论预期相符，隔夜 Shibor 对来自央行货币净投放 (CB) 的冲击的响应持续为负，且较为显著。说明央行通过一揽子货币政策工具释放的流动性可以有效降低隔夜 Shibor 值；第三，与理论预期相符，隔夜 Shibor 对来自货币乘数变化 (MM1) 的冲击的响应总体上为负且较为显著；第四，与理论预期相符，隔夜 Shibor 对来自通货膨胀率 (P) 的冲击的响应总体为正，且较为显著；第五，隔夜 Shibor 对来自外汇占款增量 (FE) 的冲击的响应并不显著。

<sup>10</sup> 为节省篇幅，此处略去非限制性 VAR 模型滞后阶数选择的表格。

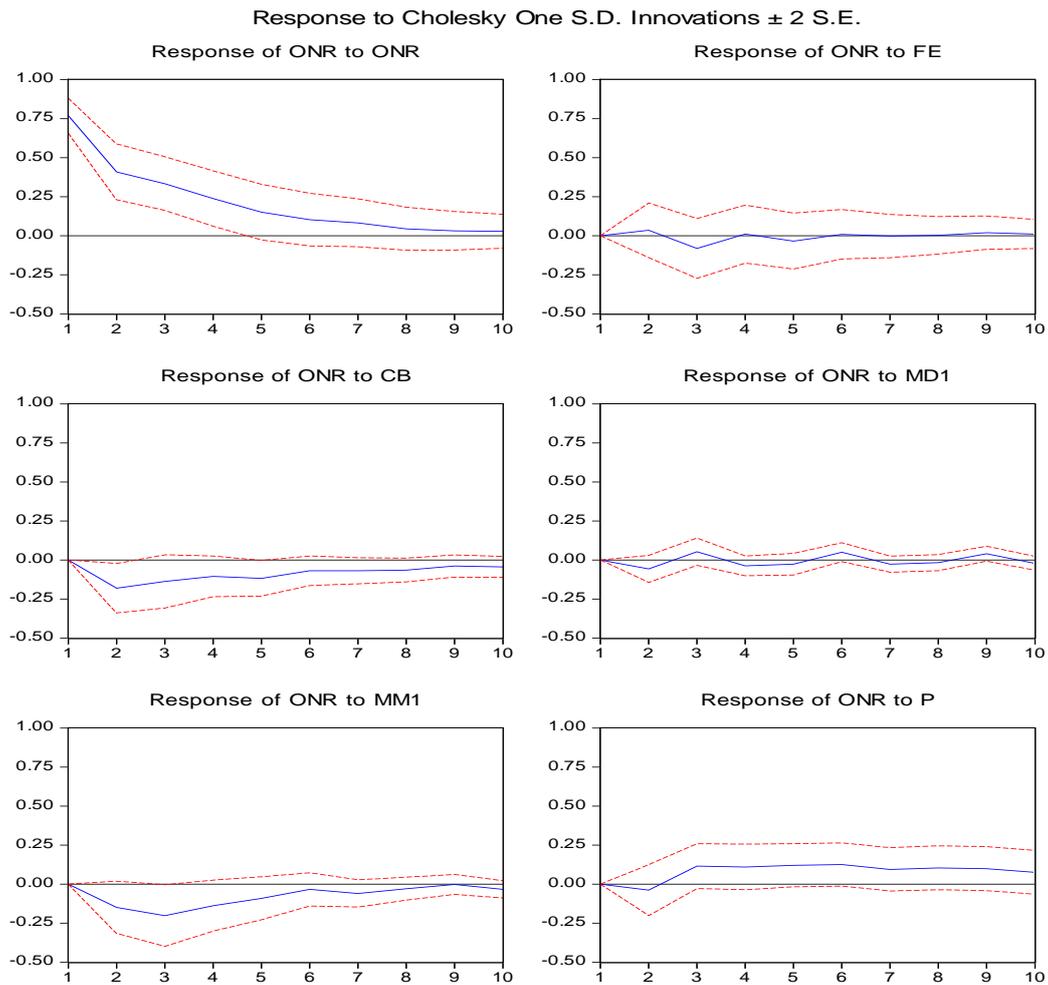


图 3 基准 VAR 模型的脉冲响应

表 3 基准 VAR 模型的方差分解

Period	S.E.	ONR	FE	CB	MD1	MM1	P
1	0.768791	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.904991	92.60550	0.150412	3.973444	0.397192	2.694160	0.179293
3	1.006211	85.90466	0.779646	5.070763	0.601144	6.183888	1.459903
4	1.054784	83.26361	0.720054	5.598059	0.672155	7.326740	2.419378
5	1.083317	80.87418	0.780623	6.472981	0.697252	7.643834	3.531128
6	1.099263	79.42115	0.765287	6.678126	0.883439	7.515287	4.736710
7	1.110493	78.37919	0.750274	6.924964	0.923279	7.655465	5.366829
8	1.118632	77.40249	0.740014	7.152212	0.932656	7.612427	6.160200
9	1.124981	76.60958	0.761803	7.188392	1.049518	7.526915	6.863789
10	1.129518	76.05954	0.764590	7.284132	1.077253	7.554389	7.260098

方差分解的结果显示（表3），除隔夜 Shibor 自身（ONR）外，央行货币净投放（CB）、货币乘数变化（MM1）与通货膨胀率（P）的波动率对隔夜 Shibor 波动率的影响较强。

## 四、稳健性检验

### （一）引入 7 天回购利率作为新的因变量

我们将 7 天回购利率（SE）作为新的因变量来构建非限制性 VAR 模型。根据 SC 与 HQ 准则，设定模型滞后阶数为 2 期。通过比较新模型与基准模型的脉冲响应图表（为节省篇幅，我们省略了新的脉冲响应图表）不难发现，得到的结论基本上相同，这说明基准模型是比较稳健的。

### （二）断点检验与分阶段回归

我们从上述 VAR 基准模型中抽出因变量为 ONR 的方程：

$$\begin{aligned} \text{ONR} = & C(1) + C(2)*\text{ONR}(-1) + C(3)*\text{ONR}(-2) + C(4)*\text{FE}(-1) + C(5)*\text{FE}(-2) + C(6)*\text{CB}(-1) \\ & + C(7)*\text{CB}(-2) + C(8)*\text{MD1}(-1) + C(9)*\text{MD1}(-2) + C(10)*\text{MM1}(-1) + C(11)*\text{MM1}(-2) + \\ & C(12)*\text{P}(-1) + C(13)*\text{P}(-2) \end{aligned}$$

为判断模型是否存在结构性变化。我们对以上方程进行断点检验。首先进行 Quandt-Andrews 检验（设定截断值为 5%-10%），结果显示 2011 年 5 月为结构性断点。其次做按月滚动的 Chow 检验，发现 2010 年 5 月为结构性断点。考虑到 2010 年 6 月是中国央行重启汇改的时点，因此我们选取 2010 年 5 月为结构性断点。在对第一阶段（2007 年 1 月至 2010 年 4 月）构建非限制 VAR 模型时，根据 LR、AIC 与 FPE 准则，我们设定模型的滞后期为滞后 2 期。在对第二阶段（2010 年 5 月至 2014 年 12 月）构建非限制 VAR 模型时，根据 AIC 与 FPE 准则，我们设定模型的滞后期为滞后 4 期。

通过对比两阶段的脉冲响应图表（为节省篇幅，我们省略了相关图表），主要发现包括：首先，在第二阶段，隔夜 Shibor 对各变量冲击的响应，在短期内大多与理论预期相符（例如隔夜 Shibor 自身、央行货币净投放、新增贷存差与货币乘数），例外是外汇占款增量和通货膨胀率变化<sup>11</sup>。而在第一阶段，隔夜 Shibor 变化对各变量的冲击在短期内大多与理论预期不符<sup>12</sup>；其次，在整个样本期内隔夜 Shibor 对来自各变量冲击的响应的结果要好于分阶段隔夜 Shibor 对来自各变量冲击的响应结果。

<sup>11</sup> 第二阶段隔夜 Shibor（ONR）对来自通货膨胀变化（P1）冲击的响应整体为正，与理论预期符号一致。

<sup>12</sup> 因此，在下一步加入同业资产时，我们将只考虑在第二阶段加入。

此外，我们在第二阶段的回归中加入了同业资产占比（TY），发现同业资产占比并没有明显改善隔夜 Shibor 对来自其它变量冲击的响应结果，但隔夜 Shibor 对来自同业资产占比冲击的响应结果持续显著为负，这表明商业银行可以通过彼此之间进行短期拆借来有效满足流动性需求，因此同业拆借活动增强能够显著降低隔夜 Shibor。

### （三）引入新的自变量

考虑到金融市场之间的联动，也即资产价格的变动可能导致银行间市场的流动性变化，我们在此加入上证指数环比增速（S）作为新的自变量。我们预计上证指数环比增速（S）与隔夜 Shibor（ONR）正相关。换言之，如果股价持续上涨，将会造成流动性由银行间市场转移至股市，从而推高隔夜 Shibor 水平。

我们将上证指数环比增速（S）作为新的自变量来构建非限制性 VAR 模型。根据 HQ 准则，设定模型滞后期为 2 期。通过比较，可以得出如下结论（为节省篇幅，我们省略了相应脉冲响应图表）：第一，隔夜 Shibor 对来自央行货币净投放（CB）、新增贷存差变化（MD1）和通货膨胀率（P）的冲击在加入上证指数增速前后基本一致；第二，与预期相符，隔夜 Shibor（ONR）对来自上证指数增速（S）的冲击的响应显著为正；第三，隔夜 Shibor 对来自货币乘数变化（MM1）的冲击的响应在加入上证指数增速前后基本一致，但加入上证指数增速后初期的负响应更为显著。整体而言，在加入了上证指数增速（S）之后，脉冲响应的结果与基准模型基本一致，甚至有所改善，这进一步表明了基准模型的稳健性。

## 五、预测

我们通过建立隔夜 Shibor 的 ARIMA（p,d,q）过程和结构性方程两种方法，来对隔夜 Shibor 进行样本内预测。

首先，通过建立隔夜 Shibor 的 ARIMA（p,d,q）过程来对隔夜 Shibor 进行样本内预测。由于隔夜 Shibor 为平稳序列，因此其单整阶数 d 为 0。因此，模型可以写成如下形式：

$$ONR_t = C + \theta_1 ONR_{t-1} + \theta_2 ONR_{t-2} + \dots + \theta_p ONR_{t-p} + \mu_t + \varphi_1 \mu_{t-1} + \varphi_2 \mu_{t-2} + \dots + \varphi_q \mu_{t-q}$$

其中， $\mu_t$  定义为方差为  $\delta^2$  的白噪音过程，C 是常数项， $\theta_i$  是自回归系数， $\varphi_j$  是移动平均系数。

通过观察隔夜 Shibor 的自相关和偏自相关函数图像，我们猜测上述模型为 ARMA(3,12) 过程。在此基础上，我们利用 2007 年 1 月至 2014 年 12 月的数据进行回归分析如下：

$$\text{ONR}=2.7157+0.3728\text{AR}(2)-0.2473\text{AR}(3)+0.3375\text{MA}(1)-0.3268\text{MA}(2)+0.4042\text{MA}(3)+0.4390\text{MA}(4)+0.3749\text{MA}(5)+0.3532\text{MA}(6)+0.4217\text{MA}(8)+0.3844\text{MA}(9)+0.3679\text{MA}(11)+0.6073\text{MA}(12)$$

在上述回归模型中，我们剔除了不显著的自变量，保留在模型中的包括常数项在内的所有自变量的 P 值均小于 10%。该模型的拟合优度为 0.5941，DW 值为 1.9535。通过观察该模型的残差序列图，我们可以判定该残差序列为白噪声过程。从图 4 中可以看出，模型的拟合值与实际值的走势非常相似，而且基本上能够预测出结构性的转折点。

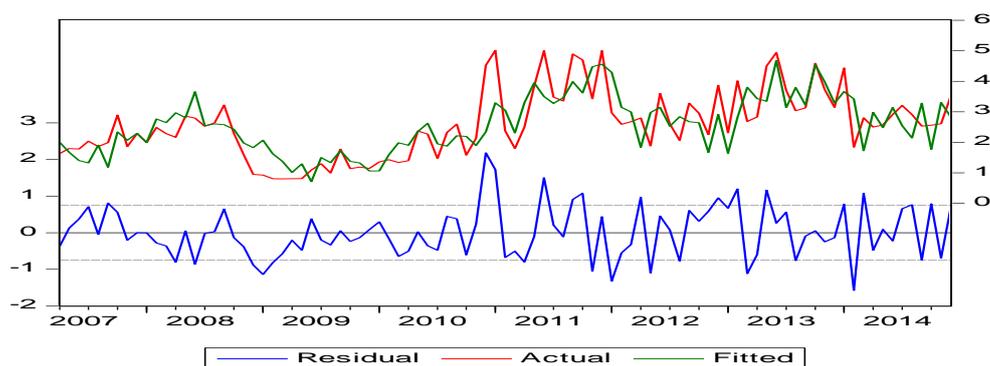


图 4 ARMA (3,12) 模型的拟合值与实际值之比较

为更好地分析该模型的预测效果，我们使用这一模型进行样本内预测，即预测 2014 年 1 月至 2014 年 12 月的隔夜 Shibor 走势。该模型的预测值与隔夜 Shibor 2014 年 1 月至 12 月真实值的比较如图 5（左）所示。不难发现，在 2014 年 4 月——2014 年 6 月，2014 年 9 月——2014 年 11 月，预测值与真实值走势基本一致，但前三月预测值与真实值走势基本完全相反，二者的相关系数为 0.41，结构性拐点难以预测。这说明 2014 年的隔夜 Shibor 变化很难用历史数据回归得到的时间序列来预测，而不得不借助于其影响因素的变化来解释。

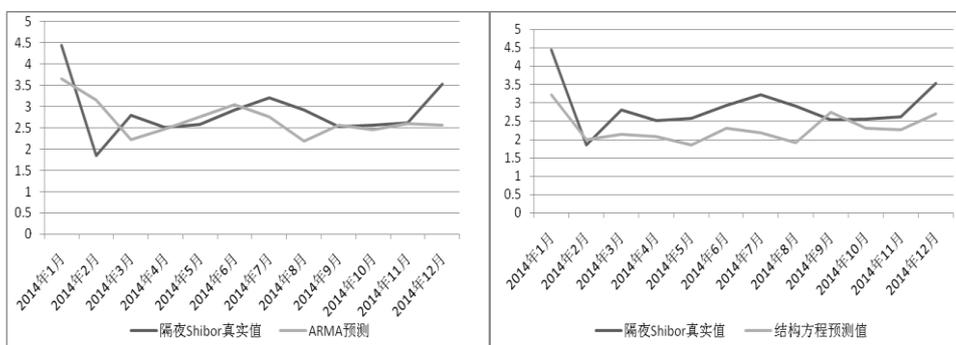


图 5 真实值与 ARMA 预测值（左）、结构方程预测值（右）的比较

第二种方法是构建结构性方程。我们从上述 VAR 基准模型中抽出因变量为 ONR 的方程：

$$\begin{aligned} \text{ONR} = & C(1) + C(2)*\text{ONR}(-1) + C(3)*\text{ONR}(-2) + C(4)*\text{FE}(-1) + C(5)*\text{FE}(-2) + C(6)*\text{CB}(-1) \\ & + C(7)*\text{CB}(-2) + C(8)*\text{MD1}(-1) + C(9)*\text{MD1}(-2) + C(10)*\text{MM1}(-1) + C(11)*\text{MM1}(-2) + \\ & C(12)*\text{P}(-1) + C(13)*\text{P}(-2) \end{aligned}$$

将这一方程作为我们样本内预测的结构方程。通过观察该模型的残差序列图，我们可以判定该残差序列为白噪声过程。从图 6 中可以看出，模型的拟合值与实际值的走势非常相似。

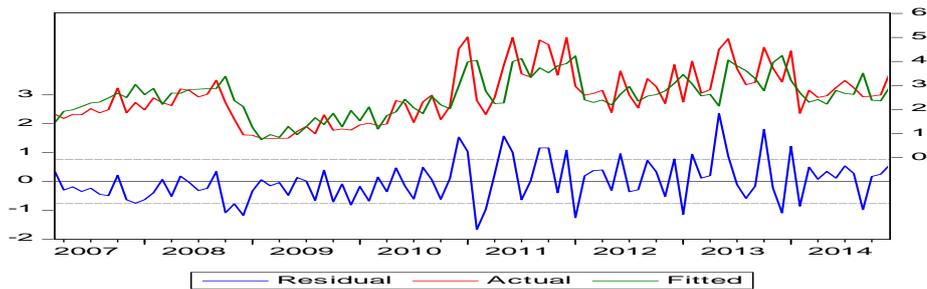


图 6 结构方程的拟合值与实际值之比较

该方程的样本内预测值与隔夜 Shibor 2014 年 1 月至 12 月真实值的比较如图 5（右）所示。不难发现，真实值（均值为 2.81）整体水平略高于预测值（均值为 2.31）的整体水平，二者的走势基本一致，且结构性转折点都能预测到，二者的相关系数为 0.73，预测效果显著优于 ARMA（3,12）模型的预测。这说明在预测隔夜 Shibor 未来走势时，不能只依赖 Shibor 的过去值，还应该加入影响 Shibor 的结构因素。

## 六、结 论

本文运用以非限制 VAR 模型为主的时间序列方法，对隔夜 Shibor 的影响因素进行了研究，得出的主要结论包括：首先，央行一揽子货币政策工具引致的货币净投放数量变动和货币乘数变动，对隔夜 Shibor 具有持续显著为负的影响。这说明央行货币政策操作对 Shibor 具有较强的控制能力；其次，隔夜 Shibor 对来自自身冲击的响应持续为正，说明隔夜 Shibor 变动具有较强的自我强化特征；再次，CPI 同比增速对隔夜 Shibor 具有持续显著为正的影响，这表明隔夜 Shibor 作为一种名义利率，受到通货膨胀率变动的显著影响；第四，在控制了央行货币政策工具变动之后，外汇占款变化对隔夜 Shibor 的影响不再显著，这说明中国央行通过货币政策工具有效地冲销了外汇占款变化；第五，银行同业资产变动与股票市场走势变化也会对隔夜 Shibor 产生显著影响，其中同业资产占比上升将会压低隔夜 Shibor，而股市走强将会抬高隔夜 Shibor。

基于隔夜 Shibor 历史值的 ARMA (3,12) 模型的拟合值尽管与真实值较为相似，但基于该模型对 2014 年的隔夜 Shibor 进行样本内预测时，效果不是特别好，这说明仅仅依靠隔夜 Shibor 历史值难以对未来的变化进行精确预测。而包含上述影响因素的结构性模型的样本内预测值与真实值走势基本一致，这说明加入影响因素可以显著提高模型的预测精度。

回过头来分析 2013 年 6 月的“钱荒”，我们可以找到如下解释：第一，尽管同期内发生了美联储表态即将退出 QE 的外生性冲击，但钱荒似乎与该冲击导致的外汇占款增量下降关系不大；第二，央行对市场流动性趋紧采取观望态度，拒绝通过公开市场操作向市场及时注入充足流动性，是“钱荒”爆发的重要原因；第三，隔夜 Shibor 在 2013 年 5 月的快速上升（由 4 月的 2.83% 上升至 5 月的 4.50%），是 6 月出现钱荒的重要原因之一；第四，2013 年年初较高的银行同业资产占比，也可能在“钱荒”中扮演了重要角色。

## 参考文献

- [1] 董小君.从“热钱”到“钱荒”:形势逆转的原因、影响及应对之策[J].经济学动态, 2013 (7): 94-98.
- [2] 顾巧明. Shibor 与上证指数的动态逻辑研究: 基于货币政策调控的视角[J]. 上海金融, 2010 (10): 108-112.
- [3] 郭强, 李向前, 付志刚. 货币政策工具与货币市场基准利率: 基于中国的实证研究[J]. 南开经济研究, 2015 (1): 119-130.
- [4] 韩美清. 基于 ARMA 模型的银行间质押式回购利率的实证研究[J]. 金融研究, 2008 (5): 138-150.
- [5] 贺强, 徐云松. 钱荒溯源[J]. 价格理论与实践, 2013 (7): 26-29.
- [6] 黄妙贤. 上海银行间同业拆放利率影响因素实证分析[D]. 硕士学位论文, 华南理工大学, 2013.
- [7] 李东荣. 加强金融市场基准利率体系建设, 稳步推进利率市场化改革[J]. 中国货币市场, 2011 (6): 4-8.
- [8] 李家永, 王克健. 基于货币市场均衡的隔夜拆借利率影响因素分析[J]. 金融纵横, 2013 (8): 4-10.
- [9] 徐枫. 我国银行间同业拆放利率影响因素的实证分析[J]. 金融论坛, 2004 (9): 57-61.
- [10] 杨绍基. 我国银行间债券回购利率影响因素的实证研究[J]. 南方金融, 2005 (8): 30-33.
- [11] 于建忠, 刘湘成. Shibor 定价理论模型研究及其运用[J]. 金融研究, 2009 (2): 40-53.
- [12] 张明. 银行间市场钱荒的根源及政策含义[J]. 金融市场研究, 2013 (7): 30-33.
- [13] 中国金融 40 人论坛. 钱荒的成因、问题及政策建议[R]. CF40 要报, 2014 (63) .
- [14] Bank of England .An indicative decomposition of Libor spreads[R], Quarterly Bulletin, 2007fourth quarter: pp 498-99.
- [15] Christensen J. Have the Fed Liquidity Facilities had an Effect on Libor[R]. FRBSF Economic Letter, 2009 No.25.
- [16] CuiJ,F.In, Maharaj.E.A.What Drives the Libor-OIS Spread? Evidence from Five Major Currency Libor-OIS Spreads[OL]. Available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=2173944> or <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2173944>, 2012
- [17] Freixas.X, Rochet.J.Microeconomics of Banking .MIT Press,2008.
- [18] Gefang D, Gary.K, Simon.P. Understanding Liquidity and Credit Risks in the Financial Crisis[J]. Journal of Empirical Finance, 2011 (5): 903-914.
- [19]Kwan. S. Behavior of Libor in the Current Financial Crisis[R], FRBSF Economic Letter, 2009 No.4.

- [20] Michaud F.L , Upper.C. What Drives Interbank Rates? Evidence from the LIBOR Panel[J]. BIS Quarterly Review, 2008 :47-58.[21] Porter.N, Xu.T. What Drives China's Interbank Market? IMF Working Paper,NO.09/189,2009
- [22] Tao W. On the Effectiveness of the Federal Reserve's New Liquidity Facilities[J]. Working Paper of Federal Reserve Bank of Dallas , 2008 NO.0808.

## Why the Money Crunch Happened?

### ——The Analysis of the Determinants of Overnight Shibor

**Abstract:** This paper analyzes the major determinants of overnight Shibor and builds a model to predict its future trajectory, based on the monthly data from January 2007 to December 2014. The main finding of this paper includes: First, the overall monetary policy tools of PBC could affect overnight Shibor significantly through the channel of liquidity scale and monetary multiplier; Second, the past movement of overnight Shibor and CPI growth yoy could affect overnight Shibor significantly; Third, the ratio of interbank assets to overall assets of commercial banks and the growth of Shanghai security index month over month could affect overnight Shibor significantly; Fourth, the impact of Forex purchase growth to overnight Shibor is not significant, which means that PBC operates effective sterilization toward forex purchase. Finally, the predictive power of structural model considering the above determinants is much better than the ARMA model basing on history data of overnight Shibor.

**Key Words:** Overnight Shibor, Money Crunch, Determinants, VAR Model, Forecasting

# 货币理论与政策中的自然利率及其估算

李宏瑾<sup>1</sup> 苏乃芳<sup>2</sup>

**【摘要】**随着利率市场化改革的加快推进和金融市场的迅猛发展,中国货币政策亟须向以利率为主的价格型调控模式转型。本文详细分析了自然利率在货币理论和政策中的重要意义,从理论上说明了新魏克塞尔框架下自然利率的具体含义,并构建状态空间模型对中国的自然利率进行了估算。结果表明,样本期内中国自然利率均值约为2.5%左右,与中国资本回报率的典型性事实相符;自然利率是与货币政策框架无关并源于实体经济的变量,可作为经济增长的先行指标,并为货币政策的制定和评估提供重要依据;中国自然利率主要取决于技术进步和人口增速,随着劳动力人口的逐步下降,未来中国自然利率将在较高水平呈现温和下降态势,这对今后顺利推进货币调控模式转型、成功开展利率决策和新常态下经济的长远健康发展具有非常重要的意义。

**【关键词】**自然利率 新魏克塞尔框架 价格型货币调控 状态空间模型

## 一、引言

所谓自然利率(natural rate of interest)就是与经济的长期潜在产出(或最大就业)和稳定的通货膨胀(下文简称通胀)相符的短期实际利率(Yellen, 2015; Kiley, 2015; Brainard, 2015),这个概念最早由瑞典经济学家 Wicksell(1898)正式提出。在传统凯恩斯主义导致的“滞胀”恶果和并不十分成功的货币主义政策实践之后,以美国为代表的发达国家中央银行都采取了以通胀作为主要目标之一并仅调节短端(主要是隔夜)政策利率的货币政策框架(王宇和李宏瑾, 2015)。这一框架在稳定通胀和产出方面获得了广泛成功,使全球经济进入长达二十余年的“大缓和”时代(great moderation)。虽然“大缓和”的原因很多,但高度重视市场预期并遵循一定规则的货币政策无疑是非常重要的因素(Gali 和 Gambetti, 2009),泰勒规则(Taylor's Rule)就是对利率操作规则的经典描述(Taylor, 1993)。在泰勒规则中,名义利率应在均衡实际利

<sup>1</sup> 李宏瑾, 中国金融四十人论坛, 中国人民银行营业管理部

<sup>2</sup> 苏乃芳, 中国人民银行营业管理部, 中国人民银行金融研究所

率(equilibrium real rate)和通胀基础之上, 根据产出和通胀缺口的情况进行调整。其中, 均衡实际利率与自然利率的含义一致, Blinder(1998)又称之为“中性利率”(neutral rate)。在市场化条件下, 各国中央银行通常仅调节并不包含期限溢价和信用风险的短端政策利率, 其他期限和市场的利率主要由资金供求和预期等因素决定(王宇和李宏瑾, 2015), 因此当前有关自然利率的讨论主要是指与中央银行货币调控密切相关的短端(主要是隔夜)利率。

近年来, 随着利率市场化改革的加快推进和金融市场的迅猛发展, 中国传统的货币数量调控有效性日益下降, 向以利率为主的价格型调控模式转型的必要性和迫切性日趋上升(张晓慧, 2015)。特别是, 2015年10月中国取消存款利率上限、基本放开利率管制之后, 中央银行的利率调控和传导将更加重要, 将更加倚重市场化的货币政策工具和传导机制。为此, 在国际收支更趋平衡和基础货币投放渠道发生明显变化的经济新常态条件下, 中国人民银行针对价格型货币调控模式和利率传导机制等问题进行了深入研究(如中国人民银行营业管理部课题组, 2013; 马骏等, 2015; 牛慕鸿等, 2015), 并根据金融市场流动性格局的新变化, 针对建立健全中央银行利率调控框架, 加强预期引导, 强化价格型调控机制等方面, 进行了大量制度性创新和技术性准备。例如, 2013年以来, 中国人民银行引入短期流动性调节工具(SLO)、常备借贷便利(SLF)等创新性流动性和市场利率管理工具, 优化再贷款体系, 将SLF试点扩大至全国并探索完善SLF利率发挥利率走廊上限的作用, 开展对金融机构的内部评级和完善金融机构抵押品工具等工作。

除了货币政策操作框架和货币调控模式的改革之外, 逐步探索能够确保物价和产出稳定并符合中国实际情况的泰勒型货币规则, 对价格型货币调控模式转型的成败至关重要。这不仅要求货币政策当局的名义利率调整幅度要大于通胀的变化, 以满足通胀稳定货币政策的所谓“泰勒原理”(Taylor Principle) (Taylor, 1999; Woodford, 2001), 还需要对中国的自然利率进行准确可靠的估计, 为价格型货币调控提供可靠的利率政策锚。显然, 泰勒规则原式中将均衡实际利率设为2%, 是与发达国家经济发展阶段有关的。对于高速增长的新兴经济体(特别是中国)而言, 自然利率水平在理论上显然应当更高(新兴经济体的总体利率水平也因而较发达国家更高)。而且, 尽管自然利率在理论上并不受周期性扰动因素的影响, 但经济潜在产出增速的趋势性变化与自然利率水平密切相关, 因而自然利率并非一个固定不变的数值, 而是一个随着实体经济资本回报率和潜在产出增速的变化而变化的变量, 这对于中国由高速增长向中高速增长的经济新常态下的价格型货币政策转型至关重要。不过, 虽然Wicksell(1898)正式提出自然利率思想已有一百多年历史, 但与潜在产出类似, 自然利率并不是一个现实可以观察的变量, 因而一直被认为很难估计和预测(Blinder, 1998; Fischer, 2016), 只是最近

十多年来国外才逐渐开展有关自然利率估算的研究。本文将结合中国货币调控模式特征，对中国的自然利率水平进行估算，以期对相关理论研究和改革提供有益借鉴。全文安排如下：第二部分对货币理论与政策中的自然利率及其估算方法进行文献综述；第三部对新魏克赛尔框架下的自然利率进行理论分析，构建考虑中国货币数量调控特征的状态空间模型；第四部分将报告自然利率估算结果，讨论其与中国资本回报率的关系，并进一步考察影响中国自然利率的主要因素；最后是结论性评述。

## 二、文献综述

### （一）货币理论中的自然利率

受时代和研究方法的局限，Wicksell(1898)对自然利率并没有给出一个完整明确的定义，仅是含混地阐述了自然利率的思想，Laidler(1999)称之为“魏克赛尔混乱”(Wicksellian Muddle)。作为瑞典学派的重要传承，按照 Myrdal(1939)的解释，从本质起源、形成过程和最终作用来看，自然利率就是与物质资本回报率(或生产率)相符(源于物质生产)、使资本供求相等(也即储蓄与投资的资本市场供求过程)并保持价格中性(物价稳定的最终作用)的利率。而且，Lindahl(1939)的分析表明，自然利率的这三层含义相当于经济均衡条件，只有市场的货币利率等于资本边际生产率(也就是自然利率)、储蓄等于投资且物价稳定，经济才能够实现均衡，而且货币利率与自然利率一致直接决定着后两个条件的实现，是经济均衡的关键条件。自然利率主要取决于生产效率(技术的改进)、劳动投入以及家庭时间偏好等实体经济长期因素，而现实中市场的货币利率则主要是由金融机构决定的，因此两者并不必然相等并且难免出现偏离，这为各国政府和中央银行突破古典经济学和传统货币数量论的消极货币政策主张、通过利率政策积极开展货币调控提供了重要的理论依据(Humphrey, 2002)，极大地启发了 Keynes(1936)的货币理论并为其开创宏观经济学奠定了基础(Williams, 1931)。虽然自然利率是使经济实现均衡和货币保持中性的利率，但正如 Williams(1931)指出的，自然利率对经济均衡的解释相当于用一个难题来解答另一个难题，只是一个理论上的抽象并如同信仰一样发挥作用，因而自然利率理论在很长一段时期并未得到应有的重视而几乎被“遗忘”(Leijonhufvud, 1981)。

正是 1980 年代以来各国货币政策重新转向利率调控以及有关泰勒规则讨论的深入开展，自然利率才逐渐得到了各方的高度关注。在理论方面，Woodford(2003)做出了重要贡献，他在新凯恩斯主义基础之上，提出并倡导新魏克赛尔(neo-Wicksellian)框架。Woodford(2003)

的分析表明，泰勒规则下的最优通胀率应为零，此时价格黏性对产出和物价没有任何影响，产出将接近于自然潜在产出水平，只有实际利率与均衡实际利率相等，货币政策才是最优的。这样，就可以将均衡利率或魏克赛尔(Wicksellian)自然利率定义为，在其他条件不变情况下，不存在价格和工资黏性情形下，与稳态增长路径相符的实际利率，也就是说自然利率与经济的价格黏性和货币政策无关，这与 Wicksell(1898)是一致的。如果实际利率与均衡利率相等，经济就可以实现潜在产出并处于稳态水平，储蓄与投资相等并保持物价稳定，因而 Woodford(2003) 的新魏克赛尔框架下均衡利率与自然利率的三层含义及泰勒规则中的均衡实际利率或中性利率是一致的。Woodford(2003)是以新凯恩斯理论为基础的，而包含垄断、信息不对称等价格黏性特征的新凯恩斯主义更符合经济的现实，并成为当前宏观经济学的主流研究方法，也即所谓的新新古典综合 (Mishkin 2011)，Woodford(2003)的新魏克赛尔框架复兴了 Wicksell(1898)的思想，使经济学家们进一步深刻认识到自然利率在宏观经济分析和货币理论中的重要性。

## (二) 货币政策中的自然利率

由于自然利率对经济的均衡和名义利率水平有着非常重要的影响，并且现实的实际利率与自然利率的差异能够体现中央银行的货币政策立场并判断经济运行态势，因而各国中央银行在进行利率决策时都或多或少体现了 Wicksell 的自然利率(中性利率)思想。例如，在 20 世纪 90 年代美国经济繁荣时期，联邦市场委员会的很多委员都提到，Taylor(1993)的 2% 均衡实际利率水平不足以反映技术变化和经济增长的长期趋势，均衡实际利率应更多反映实际经济的变化，Ferguson(2004)从货币决策者的角度对此进行了详细的说明。正是由于对均衡实际利率的过低估计以及其他因素影响，2001 年以来主要国家政策利率长期偏离于 Taylor 规则所揭示的正常水平(Poole, 2007)，货币政策表现出明显的相机抉择倾向，这在很多经济学家看来是导致全球金融危机的重要原因(Taylor, 2014)。

全球金融危机后，经济是否面临永久性停滞和超低(甚至为负)的均衡实际利率，也是美联储在货币政策正常化和加息过程中考虑的重要因素和经济学家们争论的焦点(Yellen, 2015; Brainard, 2015)。特别是，在前所未有的大规模非常规宽松货币政策下，包括美国在内的主

要发达经济体迟迟不见根本性好转<sup>3</sup>，甚至欧元区和日本仍徘徊在衰退的边缘。因此 Summers(2013)重新提出由 Hansen(1939)首创的“永久性停滞”（或“长期性停滞”，secular stagnation hysteresis）假说，指出正是由于潜在产出增速的下降，实际利率出现了长期性的持续下降，因而货币政策只能长期维持前所未有的低利率水平，永久性停滞是“我们这个时代的主题(the defining issue of our age)”，这引起了各方的强烈反响。除了大量有关永久性停滞现象及其成因的学术讨论外，包括美国总统行政办公室、总统经济顾问委员会和国会预算办公室在内的官方机构和 IMF 等国际组织都认为，全球金融危机后在生产率和人口增速放缓等因素作用下，包括美国在内的主要经济体出现了长期潜在产出增速和实际利率的趋势性下降，而这也与美联储和 IMF 工作人员利用不同方法对美国自然利率为负的估计相一致(Yellen, 2015)。但是，也有很多包括美联储在内的研究对经济是否将陷入长期停滞及由此导致的较低实际利率存在不同的看法。虽然近年来联邦公开市场委员会(The Federal Open Market Committee 简称 FOMC)成员对美国均衡实际利率的预测中值持续下降至历史的低点，但仍在 2%附近(Daly 等, 2015)。而且，美联储的预测表明，全球金融危机对当前自然利率的不利影响终将消失，美国的均衡实际利率将逐步缓慢上升至危机前的正常水平(Del Negro, 2016)。IMF 也认为，如果国际大宗商品价格压力得以缓解，那么全球均衡实际利率将会上升。Fischer(2016)则认为，尽管目前均衡实际利率将维持在较低水平，但影响均衡实际利率的因素非常复杂，特别是对生产率增速的预测非常困难，未来均衡实际利率的走势将面临很大的不确定性，只有历史才能给出明确的答案。Taylor(2016)甚至毫不客气地指出，正是由于将利率过分压低到了零利率下界，才导致了激励扭曲和长期停滞，他直斥永久性停滞假说为“胡扯”(economic hokum)并坚持认为，实际利率的趋势性下降有可能是均衡实际利率下降而导致的，但也可能就是由于货币政策对规则的偏离所导致的，全球金融危机之前主要是后者造成的，危机之后则存在很多不确定性因素，因而仍须对均衡实际利率进行更深入的研究。

### （三）自然利率估算方法

正是由于自然利率在货币理论和政策中越来越重要，主要国家中央银行都高度重视均衡实际利率的估计工作(如 Larsen 和 McKeown, 2004; Benati 和 Vitale, 2007)。由于理论出发点

---

<sup>3</sup> 尽管美国经济开始强劲复苏并已于 2015 年末正式开启了加息和货币正常化步伐，但美国经济只是在增速上有所恢复，从水平上看，美国的实际产出与潜在产出仍存在巨大差距，经济连续五年保持在 4%的增速才能恢复到 2007 年所估计的潜在产出水平(Summers, 2015)。而且，当前美国的劳动参与率仍处于历史低点，国际大宗商品价格和国际金融市场的波动也使得经济复苏面临很多不确定性，IMF 的最新预测也表明，目前美国的增长势头将趋于稳定，而不是继续增强。

不同，强调的因素各异，近十多年来涌现出大量有关自然利率估算方法的研究(如单纯的时间序列趋势统计分析法、金融市场信息法等)，Giammarioli 和 Valla(2004)、Cuaresma 和 Gnan(2007)对自然利率的估计方法进行了较为全面的综述和比较。应当指出的是，各种方法都是根据自然利率不同层次定义和特征进行估算，各有利弊。而且，正如 Hamilton 等人(2015)指出的，影响均衡实际利率的因素非常复杂，经济体制弹性、金融监管体制、人均预期寿命等因素都可能发挥重要的影响，对历史数据的趋势分析方法可能存在较大的偏误，利用统计方法很难对自然利率进行准确的估计，仅适用于产出和通胀稳定时期的分析(Laubach 和 Williams, 2015)。金融市场信息法主要是以预期理论为基础，利用利率期限结构的长短期利差获得自然利率信息，但利率期限结构理性预期假说往往假定期限溢价为零或不变，很多研究表明只有在时变期限溢价条件下，利率期限结构的预期理论才能够成立，基于金融市场信息的方法很容易产生较大的偏误(Laubach 和 Williams, 2015)。因此，目前采用早期的单纯时间序列趋势分析法和金融市场信息方法估算自然利率的研究已比较少见。为数不多的研究主要是根据自然利率与产出、通胀的理论关系或泰勒规则形式的货币政策反应函数，在一定的理论约束下利用 SVAR 模型等方法对自然利率进行时间序列分析(Brzoza-Brzezina, 2006; Horvath, 2009; Dupor, 2015)，或是根据计量经济学的最新进展，如 Murasawa(2014)、Lubik 和 Matthes(2015)、Johannsen 和 Mertens(2016)分别采用贝叶斯多变量 B-N 分解法(Bayesian multivariate Beveridge-Nelson decomposition)、变参数向量自回归(TVP-VAR)模型、动态时间序列模型，对自然利率进行时间序列趋势估计。采用金融市场信息方法的估算更是比较少见，Kocherlakota(2015)利用美国十年期通胀保值债券(TIPs)远期收益率信息对均衡实际利率进行了估计。

随着自然利率研究的深入开展，通过对自然利率的经济均衡条件或一般均衡模型来刻画利率、产出和通胀等主要变量关系，从而对自然利率进行更为稳健可靠的估计，成为目前自然利率最主要的估计方法，这主要以 Neiss 和 Nelson(2003)在新凯恩斯主义的新魏克赛尔框架下的动态随机一般均衡(DSGE)模型法和以 Laubach 和 Williams(2003)基于新凯恩斯主义的状态空间模型法(LW 方法)为代表。虽然这两种方法侧重有所不同，估算结果也存在一定的差异，但在估算自然利率时都具有共同重要的特征而且估计结果在趋势上比较接近，因而 DSGE 和 LW 方法共同成为货币决策和自然利率评估的重要参考依据(Yellen, 2015)。

由于 DSGE 模型结构的复杂性和结果的不稳健型(Yellen, 2015; 刘斌, 2014)，因而并不适用于经济数据质量欠佳的经济体。与 DSGE 方法相比，Laubach 和 Williams(2003)同样以 Woodford(2003)的新凯恩斯主义为基础，将自然利率视为不存在总供求暂时性冲击条件下与

潜在产出水平相符的短期实际利率，完整深入地刻画了自然利率等经济变量的动态关系，并对不可观测的自然利率进行估算。虽然 LW 方法主要是采用状态空间模型，计量模型的理论假设条件和模型设定并没有 DSGE 模型那样严格，但其计量经济模型仍然是建立在具有微观基础的一般均衡理论框架之下，因而属于一种半结构化模型(semi-structural model)

(Pescatori 和 Turunen, 2015)。由于使用状态空间法进行估计时充分考虑到经济变量本身的时间序列特征，数据的选取和生成过程对估计结果影响不大，相较于结构化的 DSGE 模型更为稳健且易于预测(Kiley, 2015; Laubach 和 Williams, 2015)，因而 LW 方法也被广泛应用于自然利率的估算研究(Berger 和 Kempa, 2014; Pescatori 和 Turunen, 2015)。

随着中国利率市场化和价格型货币调控改革的加快推进，近年来也有学者对中国自然利率进行了估算。其中一些研究主要是以存贷款利率作为估算对象(石柱鲜等, 2006; 贺聪等, 2013)，或是根据欧拉方程所揭示的自然利率与消费者时间偏好等变量的关系，直接通过数据校准得到自然利率水平，但无法说明其估计利率的具体含义，结果也不稳健(He 等, 2014; Liu, 2015)，与当前自然利率研究的定义范围并不一致。另外一些针对市场利率的研究结果都在零附近波动(邓创等, 2012; 潘淑娟和叶斌, 2013)，显然与中国高速增长的典型性事实不符。从估计方法上来看，由于模型的复杂性和数据等方面的问题，主要是采用 Laubach 和 Williams(2003)的状态空间法(石柱鲜等, 2006; 邓创等, 2012; 潘淑娟和叶斌, 2013)。尽管贺聪等(2013)利用 DSGE 模型估计了中国的均衡存款利率，但其是在利率双轨制背景下对中国经济均衡条件下所隐含的存款利率进行估算，与新凯恩斯模型中完全价格弹性条件下的自然利率含义并不相同。中国人民银行营业管理部课题组(2015)在新魏克塞尔框架下利用 DSGE 模型对中国自然利率进行了估计，其结果与 LW 方法的结果非常接近。李宏瑾等(2016)考虑了人口和货币政策因素，对 Laubach 和 Williams(2003)的测量方程和状态方程进行修正，对中国的自然利率进行了较合理的估计。但是李宏瑾等(2016)只是通过标准的泰勒规则(也即利率调控方式)来描述货币政策，这与中国以货币供应量为最主要中间目标的数量调控方式不符。本文将在李宏瑾等(2016)研究的基础上，通过引入货币数量因素的扩展型泰勒规则描述货币政策，从而对中国自然利率进行合理估计。

### 三、考虑货币因素的中国自然利率估算：理论模型与数据说明

#### (一) 新魏克塞尔框架下的自然利率

Woodford(2003)的新魏克塞尔框架是自然利率研究的重要基础，但是 Woodford(2003)的

研究是完全基于基准情形的讨论。对中国来说,人口变化对经济增长的作用不容忽视。人口因素对中国自然利率具有重要影响。尽管李宏瑾等(2016)考虑了人口因素,但是并未从新魏克塞尔框架的理论上进行阐述。本文在新魏克塞尔框架下进一步考虑劳动力人口因素的影响,重新推导自然利率。我们基于 Gali (2015)的标准新凯恩斯一般均衡模型进行分析。模型中包括家庭、厂商两个部门,假定厂商存在价格黏性。

## 1. 家庭问题

家庭在一定的预算约束下通过最大化效用进行决策,家庭的效用函数为:

$$E_0 \sum_{t=1}^{\infty} \beta^t \left[ \frac{C_t^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \frac{N_t^{1+\phi}}{1+\phi} \right]$$

。其中,  $C_t$ 、 $N_t$  分别表示消费量和(或参加工作的家庭

成员数),  $\sigma$  表示边际效用弹性。家庭的预算约束为:

$$\int_0^1 P_j C_j dj + Q_t B_t \leq B_{t-1} + W_t N_t + T_t$$

其中,  $P_j$ 、 $Q_t$ 、 $B_t$ 、 $W_t$ 、 $T_t$  分别表示产品  $j$  的价格和债券价格、债券数量、工资、一次性收入(如分红,或是负的一次性税收)。这样,通过最优化家庭效用函数求解,可以得到家庭

满足欧拉方程(具体过程可参见 Gali (2015) 第三章):

$$c_t = E_t c_{t+1} - \frac{1}{\sigma} (i_t - E_t \pi_{t+1} - \rho)$$

。其

中,  $c_t = \ln C_t$  是消费量的自然对数形式,  $i_t = -\ln Q_t$  表示名义利率,  $\rho = -\ln \beta$  表示贴现率。

## 2. 厂商问题

假设每个厂商按照生产函数  $Y_{jt} = A_t N_{jt}^{1-\alpha}$  生产每种产品<sup>4</sup>。其中,  $A_t$  表示技术水平, 令  $a_t = \ln A_t$ 。假设厂商存在价格黏性, 服从 Calvo 定价模式, 即每个厂商以  $1-\theta$  的概率设定价格, 以  $\theta$  的概率保持原有价格不变。对厂商优化可得:  $\pi_t = (1-\theta)(p_t^* - p_{t-1})$ 。其中,  $\pi_t$  是通胀率,  $p_t^*$  是厂商最优价格。厂商按照 Dixit-Stiglitz 生产函数加工产品, 即:

$$Y_t = \left[ \int_0^1 Y_{jt}^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} dj \right]^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}}$$

,  $\varepsilon$  为产品替代弹性。经过求解得到厂商的最优价格为(具体过程可参见

<sup>4</sup> 文章中并没有考虑资本因素的影响。一方面, 资本等变量并不是影响自然利率的重要因素, 所以在自然利率的研究中很少讨论资本的影响 (Laubach 和 Williams, 2003)。另一方面, 使用考虑资本因素并基于金融加速器的 DSGE 模型来对自然利率进行估计, 得到的结果与不考虑资本的状态空间模型的结果基本一致(中国人民银行营业管理部课题组, 2015)。因此本文没有考虑资本的因素。

Gali (2015) 三章): 
$$p_t^* = \mu + (1 - \beta\theta) \sum_{k=0}^{\infty} (\beta\theta)^k E_t(\psi_{t+k|t})$$
。其中,  $\mu = \ln \frac{\varepsilon}{\varepsilon - 1}$ ,  $\psi_{t+k|t}$  表示时期  $t$  最后一次重新设定价格的厂商在时期  $t+k$  的边际成本。

### 3. 经济均衡条件

根据市场出清的要求, 设市场的均衡条件为:  $Y_{jt} = C_{jt}, Y_t = C_t$ 。这样, 根据家庭最优

条件, 就可得到 IS 曲线: 
$$y_t = E_t y_{t+1} - \frac{1}{\sigma} (i_t - E_t \pi_{t+1} - \rho)$$
。其中,  $i_t - E_t \pi_{t+1}$  表示实际利率。

同时, 劳动力市场出清要求: 
$$N_t = \int_0^1 N_{jt} dj$$
。可以求解得到:

$$p_t^* = \beta\theta E_t p_{t+1}^* + (1 - \beta\theta)(p_t - \Theta \hat{\mu}_t), \Theta = \frac{1 - \alpha}{1 - \alpha + \alpha\varepsilon}, \hat{\mu}_t = p_t - \psi_t - \mu$$

与前面方程结合得到通胀方程为: 
$$\pi_t = \beta E_t \pi_{t+1} - \lambda \hat{\mu}_t, \lambda = \frac{(1 - \theta)(1 - \beta\theta)}{\theta} \Theta$$
。

定义潜在产出( $y_t^*$ )和自然利率( $r_t^*$ )为价格不存在黏性( $\theta = 0$ )时对应的产出和利率, 经

过推导得到此时的潜在产出满足: 
$$y_t^* = \psi_{ya} a_t + \psi_y, \psi_{ya} = \frac{1 + \phi}{\sigma(1 - \alpha) + \phi + \alpha}$$
。此时可得 IS

曲线为: 
$$y_t^* = E_t y_{t+1}^* - \frac{1}{\sigma} (r_t^* - \rho)$$
。从而得到:  $r_t^* = \rho + \sigma(E_t y_{t+1}^* - y_t^*)$ 。

产出缺口  $x_t = y_t - y_t^*$  满足: 
$$x_t = E_t x_{t+1} - \frac{1}{\sigma} (i_t - E_t \pi_{t+1} - r_t^*)$$
。同时计算得到:

$$\hat{\mu}_t = -(\sigma + \frac{\psi + \alpha}{1 - \alpha})(y_t - y_t^*)$$
。由此可以得到通货膨胀与产出缺口的关系, 也即 Philips 曲线:

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

假定技术进步  $A$  与人口有关, 设人均技术增长率为  $g_t$ , 人口增长率为  $n_t$ , 则有:

$$A = \frac{A}{L} \times L, \frac{d \ln A(t)}{dt} = \frac{d \ln A(t) / L(t)}{dt} + \frac{d \ln L(t)}{dt}$$
。也即:  $a_{t+1} - a_t = g_t + n_t$ 。此时有:

$$y_t^* = y_{t-1}^* + \psi_{ya} (g_{t-1} + n_{t-1})$$

结合前面  $r_t^* = \rho + \sigma(E_t y_{t+1}^* - y_t^*)$ , 可以得到自然利率的具体表达式:

$r_t^* = \rho + \sigma\psi_{ya}\Delta a_t = \rho + \sigma\psi_{ya}(g_t + n_t)$ 。整体来看,新凯恩斯一般均衡模型满足的方程为:

$$\text{IS 曲线: } x_t = E_t x_{t+1} - \frac{1}{\sigma}(i_t - E_t \pi_{t+1} - r_t^*) \quad (1)$$

$$\text{Philips 曲线: } \pi_t = \beta E_t \pi_{t+1} + \kappa x_t \quad (2)$$

$$\text{潜在产出: } y_t^* = y_{t-1}^* + \psi_{ya}(g_{t-1} + n_{t-1}) \quad (3)$$

$$\text{自然利率: } r_t^* = \rho + \sigma\psi_{ya}(g_t + n_t) \quad (4)$$

这样我们在新魏克塞尔框架下进一步考虑劳动力人口因素的影响,通过对家庭动态最优化来重新推导自然利率,其表达式由方程(4)表示,这是对 Laubach 和 Williams(2003)的自然利率的扩展。

#### 4. 中央银行

前面的方程中并未描述利率的决定过程,根据新凯恩斯模型的主流做法 (Gali, 2015),名义利率由中央银行决定。一方面,正如前面指出的,货币市场利率稳定始终是中国中央银行重要的操作目标,因而泰勒规则可以描述中国的货币政策。另一方面,虽然大量研究表明,在利率管制和利率双轨制安排下,中国的市场利率是偏低的(李宏瑾, 2012),但以货币供应量为中间目标且以数量为主的货币调控在确保经济平稳增长和物价稳定方面发挥了重要的作用(张晓慧, 2015)。因而,为体现中国货币政策框架特征,这里采用考虑货币因素的泰勒规则描述中国的货币政策:

$$i_t = r_t^* + \pi_t^* + a_1 x_t + a_2 \left( \frac{1}{4} \sum_{q=0}^3 \pi_{t-q} - \pi_t^* \right) + a_3 m_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

其中,  $\pi_t^*$  为通胀目标(这里假定为常数  $\pi^*$ , 设为 3%),  $m_t$  为货币供应量缺口。

#### (二) 计量模型的构建

根据前面对货币理论中的自然利率的讨论,我们可以根据 Wickseil(1898)自然利率思想及 Myrdal(1939)、Lindahl(1939)对自然利率三层含义和经济均衡条件的分析,在新凯恩斯一般均衡模型的基础上,借鉴 Laubach 和 Williams(2003)的方法,构建状态空间模型,将模型转化为半结构化模型进行分析,这样的计量模型不仅具有一定的理论基础,还可以更充分地挖掘数据的时间序列特征。

首先,自然利率与物质资本回报率或生产率相符。按照新古典增长理论中的“黄金法则”(Phelps, 1966),最优增长路径下的实际利率等于经济增长率或资本回报率,这与自然利率的

第一层核心含义相符,也即公式4:  $r_t^* = \theta g_t + \theta n_t + z_t$ 。其中  $r_t^*$  为自然利率。 $g_t$  为技术的增长率,  $n_t$  为人口增长率,  $z_t$  为除技术、人口之外,包括家庭时间偏好等因素在内的与  $r_t^*$  有关因素的增长率。这也从理论上证明了自然利率是源于实体经济且与货币政策框架无关的变量。

其次,自然利率是使得资本供求相等的利率,而这也意味着总供给与总需求相等的利率。这里,总需求曲线由 IS 曲线表示(公式1),即:  $x_t = b_1 x_{t-1} + b_2 x_{t-2} + b_3 (r_{t-1} - r_{t-1}^*) + \varepsilon_{1t}$ , 其中,  $x_t = y_t - y_t^*$ ,  $y_t$  为产出水平,  $y_t^*$  为潜在产出水平,  $x_t$  为产出缺口,  $r_t$  为事前(ex ante)实际利率;总供给曲线由菲利普斯曲线表示(公式2),即:  $\pi_t = c_1 \pi_{t-1} + k x_{t-1} + \varepsilon_{2t}$ , 其中,  $\pi_t$  为通货膨胀率。

最后,自然利率是使物价保持中性的利率,这体现于泰勒型的货币政策反映函数。我们采用考虑货币因素的泰勒规则描述中国的货币政策,中央银行的利率目标由产出缺口、通胀

缺口和货币供应量缺口共同决定:

$$i_t = r_t^* + \pi_t^* + a_1 x_t + a_2 \left( \frac{1}{4} \sum_{q=0}^3 \pi_{t-q} - \pi_t^* \right) + a_3 m_t + \varepsilon_{3t}$$

其中  $\pi_t^*$  为通胀目标(这里假定为常数  $\pi^*$ , 设为3%),  $m_t$  为货币供应量缺口。

可见,这几个方程完整描述了自然利率的三重含义,与新魏克赛尔框架下的自然利率定义是一致的。总供求曲线和货币政策反应函数与 Woodford(2003)理性预期下具有微观基础的无限期界一般均衡模型一致,我们将这三个方程作为模型的测量方程,描述可观测变量与潜在产出、自然利率等未知状态变量的关系。潜在产出满足  $y_t^* = y_{t-1}^* + g_{t-1} + n_{t-1} + \varepsilon_{4t}$ , 自然利率为  $r_t^* = \theta g_t + \theta n_t + z_t$ , 并设  $g_t$  和  $z_t$  分别服从如下随机过程:  $g_t = g_{t-1} + \varepsilon_{5t}$ ,  $z_t = c z_{t-1} + \varepsilon_{6t}$ , 将上述方程作为模型的状态方程。这样,可得如下状态空间模型:

测量方程:

$$\begin{pmatrix} y_t \\ \pi_t \\ i_{t-1} \end{pmatrix} = \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & b_3 & 0 \\ c_1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_2/4 & a_2/4 & a_2/4 & a_2/4 & 1-a_2 & 0 & a_3 \end{bmatrix} \begin{pmatrix} \pi_{t-1} \\ \pi_{t-2} \\ \pi_{t-3} \\ \pi_{t-4} \\ \pi^* \\ r_{t-1} \\ m_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{bmatrix} 1 & b_1 & b_2 & -b_3 & 0 & 0 \\ 0 & k & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & a_1 & 0 & 1 & 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{pmatrix} y_t^* \\ x_{t-1} \\ x_{t-2} \\ r_{t-1}^* \\ g_t \\ z_t \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{3t} \end{pmatrix}$$

状态方程：

$$\begin{pmatrix} y_t^* \\ x_{t-1} \\ x_{t-2} \\ r_{t-1}^* \\ g_t \\ z_t \end{pmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ -1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \theta & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & c \end{bmatrix} \begin{pmatrix} y_{t-1}^* \\ x_{t-2} \\ x_{t-3} \\ r_{t-2}^* \\ g_{t-1} \\ z_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \theta & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{pmatrix} n_{t-1} \\ y_{t-1} \\ 0 \\ n_{t-1} \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{4t} \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ \varepsilon_{5t} \\ \varepsilon_{6t} \end{pmatrix}$$

其中， $y_t$ 、 $i_t$ 、 $\pi_t$ 、 $n_t$ 、 $r_t$ 、 $m_t$  为可观测变量； $y_t^*$ 、 $r_t^*$ 、 $g_t$ 、 $z_t$  为未知变量， $b_1$ 、 $b_2$ 、 $b_3$ 、 $c$ 、 $\theta$ 、 $k$ 、 $a_1$ 、 $a_2$ 、 $a_3$  为待估计的参数。

模型可简化为：

测量方程： $Y_t = BZ_t + CX_t + V_t, V_t$  服从  $N(0, R)$ ；

状态方程： $X_t = AX_{t-1} + \mu_t + W_t, W_t$  服从  $N(0, Q)$ 。

在状态空间模型的求解中，我们首先采用趋势分析和最小二乘回归的方法确定模型的初始状态和参数初值，然后采用卡尔曼滤波和最大似然估计的 EM 算法对状态空间模型中的参数和未知变量进行估计<sup>5</sup>，具体算法为：

1. 初始化参数矩阵  $A$ 、 $B$ 、 $C$ 、 $Q$ 、 $R$  及初始状态  $x_0$ 。
2. 迭代：E 步：在已知参数的条件下利用卡尔曼滤波更新  $X_t$ ；  
M 步：利用最大似然估计更新参数矩阵  $A$ 、 $B$ 、 $C$ 、 $Q$ 、 $R$ 。
3. 当  $X_t$  的联合似然函数不再改变时，迭代结束。

在 Laubach 和 Williams(2003)等的研究中，大多仅采用总供求曲线描述一般均衡经济系统，并且忽略了对人口因素的讨论。本文引入货币因素描述具有数量特征的中国货币政策反应函数，并在拉姆齐模型中考虑了人口的作用，这更符合中国经济增长的实际情况。基于上述状态空间模型对不可观测的自然利率进行估计。

### (三) 数据说明

利率方面，尽管中国尚未明确公布市场政策目标利率，但根据中国货币市场现状和各国的经验(王宇和李宏瑾，2015)，本文选取银行间市场隔夜质押式回购利率进行估算。采用国家统计局公布的 2010 年不变价表示的当季 GDP 数据作为实际产出数据并进行对数化处理，

<sup>5</sup> 所有算法采用 MATLAB 实现。

通过 X11 方法进行季节调整。以各月的当月同比 CPI 均值作为通货膨胀率。采用 15-64 岁人口数作为经济活动人口数，并利用线性差值法将年度人口数转化为季度数据，得到经济活动人口增长率。实际利率为事前实际利率，即名义利率减去预期通货膨胀率，其中预期通胀率通过对实际 GDP 同比增长率、名义利率、通胀率、人口增长率和货币供应量增速建立的 VAR 模型计算<sup>6</sup>，根据 VAR 模型可得通胀率的预测值并将其作为预期变量，从而计算事前实际利率。货币缺口为季末广义货币供应量同比增速与年初公布的 M2 目标增速之差。数据来自 Wind, CEIC 数据库，样本期为 2004 年 1 季度—2016 年 2 季度。

#### 四、中国自然利率估算结果、与资本回报率的关系及其决定因素

##### （一）考虑货币因素的中国自然利率估算结果

根据如上状态空间模型，可以估计得到中国的自然利率运行情况。出于讨论的需要，本文还对不包含货币因素的货币政策反应函数情形下的自然利率进行了估算(也即  $a_3 = 0$ )。观察图 1 可以发现，模型估算的自然利率具有如下几方面特点：

首先，考虑货币因素的中国自然利率平均值为 2.4920%，这个结果与李宏瑾等(2016)不考虑货币因素的估算结果基本一致(自然利率均值为 2.4689%)，说明中国的均衡实际利率水平大致在 2.5% 左右，明显高于美国 2% 的自然利率水平。这也从实践上证明了自然利率在不同货币政策框架下的估计结果十分稳健。自然利率明显高于实际利率水平，充分说明中国由于长期利率管制而导致的货币市场利率偏低的客观现实。同时，考虑货币因素的自然利率标准差为 1.0414%，不仅明显低于实际利率 1.7465% 的标准差，还低于不考虑货币因素 1.1111% 的标准差，这说明自然利率具有明显的平滑特征，而且考虑货币因素后自然利率更为平滑，与不存在临时性总供求冲击且反映潜在产出和物价稳定长期趋势的均衡实际利率的理论含义相符(Yellen, 2015; Kiley, 2015)，考虑货币因素后的自然利率估算结果更符合自然利率的理论特征，较不考虑货币因素的估算结果更为合理可靠。

<sup>6</sup> 经 ADF 单位根检验，各变量都是一阶平稳且存在长期协整关系，根据 SC 准则 VAR 模型选择阶数为 1，限于篇幅不报告具体检验结果，后面的分析也进行了类似检验。

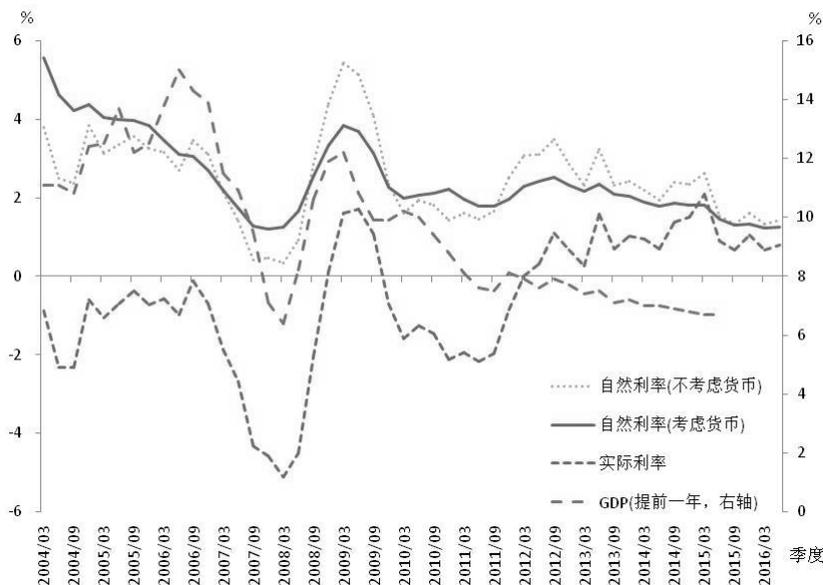


图 1 中国自然利率估算结果

其次，自然利率走势与宏观经济运行密切相关。从阶段来看，自然利率大致分为三个阶段：2004—2006 年经济高速增长期、2007 年—2011 年的危机应对调整期和 2012 年以来的新常态时期。这里，观察考虑货币因素的自然利率，2002 年下半年开始，中国逐步走出通货紧缩阴影，在加入 WTO 后有利的国内外经济环境和成功应对非典冲击等各项政策作下，2004 年中国经济呈现持续高速增长态势，自然利率也保持了较高的水平，2004 年上半年超过 4% 以上，此后逐渐下行平稳回归。这一阶段自然利率保持在较高的水平，平均为 3.9044% ( $\pm 0.7786\%$ ，标准差，下同)；2007 年受国内紧缩经济政策和美国次贷危机的影响，自然利率持续下滑，并在 2008 年上半年保持相对较低水平。全球金融危机爆发后，在大规模刺激政策作用下，中国经济迅速反弹，自然利率水平随之上升，而随着刺激政策效应在 2010 年之后逐渐递减，自然利率逐步回落。这一阶段的自然利率呈现出大幅波动特征，平均为 2.1965% ( $\pm 0.7594\%$ )。2012 年以来，中国经济开始逐步进入以中高速增长为特征的经济新常态，相应地自然利率也由之前较高水平逐步平稳下降，这一时期自然利率均值进一步降至 1.8788% ( $\pm 0.4241\%$ )。

再次，与李宏瑾等(2016)不考虑货币因素的自然利率估计结果类似，考虑货币因素的自然利率与 GDP 增速密切相关，分析二者的动态相关系数发现，在自然利率滞后一年时，其与 GDP 增长率相关系数达到 0.6926(P 值=0.0000)。对自然利率和 GDP 同比增长率建立 VAR 模型，并在 VAR 框架下对变量进行 Granger 因果关系检验，结果表明，自然利率是 GDP 同比增长率的 Granger 原因，但 GDP 增速并非自然利率的 Granger 原因。当自然利率上升时，预示着一年之后经济即将上行；当自然利率下降时，经济增长也将下降，这说明自然利率在

一定程度上对经济增长起到“指示器”的作用。

表 1 自然利率(NR) 和 GDP 同比增长速(GDP)的 Granger 因果检验

因变量: NR				因变量: GDP			
去除变量	卡方	自由度	p 值	去除变量	卡方	自由度	p 值
GDP	2.5094	4	0.6429	NR	56.1517	4	0.0000

通过状态空间模型对潜在产出缺口进行联合估计,可以发现与不考虑货币因素的模型结果类似,考虑货币因素模型的产出缺口与通货膨胀具有显著的正相关关系,相关系数为 0.4338 (P 值= 0.0016),与菲利普斯曲线所揭示的二者在经济中的理论关系一致,产出缺口可以很好的描述经济波动态势。不考虑货币因素的产出缺口与 CPI 的相关系数为 0.3868 (P 值= 0.0055),考虑货币因素的产出缺口与 CPI 的相关性略高,表明考虑货币因素的潜在产出估计更为合理。同时,Laubach 和 Williams(2003)、Del Negro(2016)等的大量研究表明,实际利率与自然利率之差的利率缺口与经济运行和货币政策密切相关,考虑货币因素的利率缺口具有明显的逆经济周期(Countercyclical)特征,其与 CPI、产出缺口和存款准备金调整等变量均显著为负(分别为-0.5755、-0.9482、-0.5050, P 值分别为 0.0000、0.0000 和 0.0002),相关系数绝对值仍大于不考虑货币因素利率缺口与上述三个变量的相关系数(分别为-0.4857、-0.9824、-0.4567, P 值分别为 0.0003、0.0000 和 0.0009)。同时,Granger 因果分析也表明,考虑货币因素的利率缺口可以作为经济运行的“指示器”,是评估货币政策态势和货币决策的重要参考依据,自然利率可以作为价格型货币调控的实际利率锚,这与李宏瑾等(2016)不考虑货币因素的结果一致,限于篇幅不报告具体检验结果。

最后,虽然考虑货币因素的自然利率较不考虑货币因素的自然利率波动更小,更符合自然利率长期平滑的理论特征,但从均值来看两者非常接近,对均值、中位数和方差相等性检验也都无法显著拒绝两个序列的上述统计量相等的原假设,两个序列显著正相关(相关系数为 0.7422, P 值=0.0000),这说明从运行趋势和主要统计量的特征上来看,考虑货币因素的自然利率估计结果与不考虑货币因素的估计结果基本一致,可见货币政策框架并不会对自然利率水平和趋势产生显著的影响,而这也与自然利率源自于实体经济并不受政策调控影响的理论含义相一致。

表 2 考虑货币因素和不考虑货币因素自然利率的均值、中位数、方差相等性检验

	检验方法	统计量	P 值
均值相等性检验	t 检验	-0.1073	0.9148
中位数相等性检验	Wilcoxon/Mann-Whitney 检验	0.3068	0.7590
方差相等性检验	Siegel-Tukey 检验	1.1384	0.6518

另外,观察两个自然利率序列可以发现,2011 年下半年以来,考虑货币因素的自然利

率并没有像不考虑货币因素的自然利率那样出现明显上升后波动下行，而是呈现平稳下行的走势。这很大程度上是由于，随着中国进入经济新常态和潜在产出增速的趋势性下降，为了应对流动性格局的新变化、抑制通货膨胀和资产泡沫，中央银行采取了更为稳健的货币政策，通过各种流动性创新工具确保基础货币稳定，货币供应量增速明显下降，这使得 2013 年年中以来的很长时间内中国的货币市场实际利率大幅上扬。由此可见，近年来货币市场实际利率的上升主要是与货币数量调控有关，而且随着利率市场化的加速推进和基本完成，市场的实际利率与自然利率日趋接近，转向价格型货币政策框架的条件日趋成熟。可见，考虑货币因素的自然利率由于充分反映了中国的货币政策框架特征，估算结果更符合经济新常态下中国经济在持续回落中逐步趋向中高速稳态增长的实际情况，可以作为利率决策的重要参考依据和未来价格型货币调控的实际利率锚。

总的来看，自然利率与经济增长密切相关，利率缺口可以作为经济运行的指示器。考虑货币因素的自然利率比不考虑货币的自然利率更能反映中国经济走势。由此可见，模型估算的自然利率合理，在货币政策制定和评价中都起到了重要作用。

## （二）中国资本回报率的典型性事实及与自然利率的关系

自然利率的第一层含义是与实物资本收益率或生产率相符的利率，因此可以通过观察中国资本回报率的典型性事实，进一步说明自然利率水平估计的合理性。与李宏瑾等(2016)类似，本文采用白重恩和张琼(2014)计算的 2004—2013 年包含存货的全部资本回报率数据，并根据利率期限结构预期理论将考虑货币因素的隔夜自然利率转换为一年期利率，即

$$R_t^k = \sum_{q=1}^k \frac{1}{q} ER_{t+q-1}^1, k = 1, 2, \dots, 360$$

，其中， $ER_t^1 = R_t^1$ 。

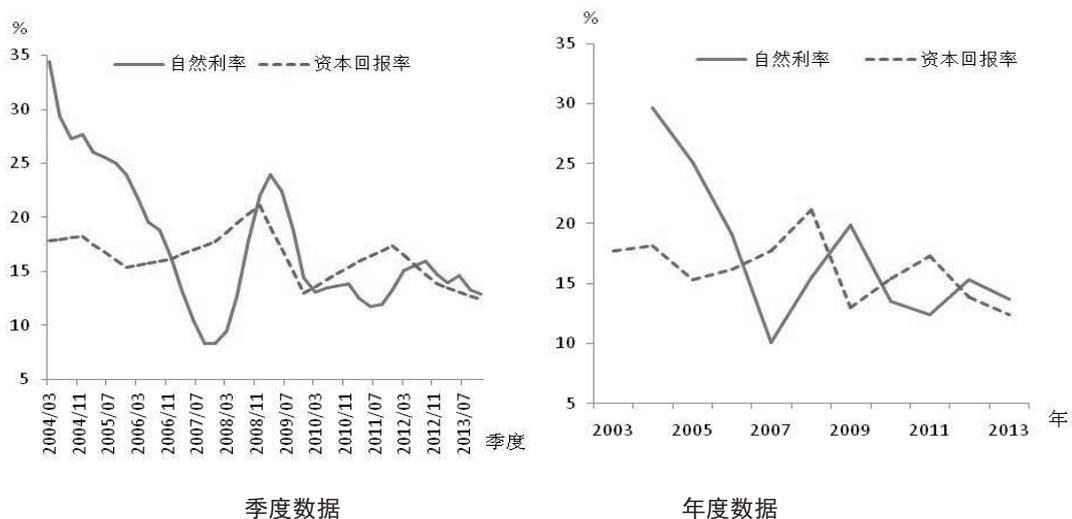


图 2 一年期自然利率与资本回报率

经过转化的一年期自然利率季度数据均值为 17.4080%，中位数为 14.8753%。将年度资本回报率水平通过线性插值的方法转化为季度数据，可得季度资本回报率均值为 16.2436%，中位数 16.2600%，两者高度一致。将各季一年期自然利率平均得到年度一年期自然利率序列，可得一年期自然利率均值为 17.4080%，中位数为 15.3983%，而年度资本回报率均值和中位数分别为 16.0430%和 15.7800%，两者仍非常接近。对季度和年度一年期自然利率和资本回报率的 t 检验和 Wilcoxon 检验都无法显著拒绝两组序列均值和中位数相等的原假设，这个结果与李宏瑾等(2016)不包含货币因素的自然利率估计结果类似，说明我们估算的自然利率水平与中国资本回报率的典型性事实相吻合，模型估算是合理的。

表 2 一年期自然利率与资本回报率均值、中位数和方差相等性检验

	检验方法	季度数据		年度数据	
		统计量	P 值	统计量	P 值
均值相等性检验	t 检验	1.1074	0.2715	0.6483	0.5250
中位数相等性检验	Wilcoxon/Mann-Whitney 检验	0.4667	0.6407	-0.0378	0.9698

虽然对资本回报率典型性事实的分析表明，采用 LW 方法估算的自然利率符合 Myrdal(1939)、Lindahl(1939)对自然利率核心的第一层含义和经济均衡根本性关键条件的分析，但观察资本回报率数据可以发现，资本回报率水平与潜在产出增速存在着明显的区别。显然，新古典增长理论的“黄金法则”中，均衡实际利率与经济增速或资本回报率相等的理论条件过于严格，只有特定的生产函数形式下经济的潜在产出增速才与资本回报率相等。而且，黄金法则在经验上也不符合具有规模报酬递增效应的高速增长经济体(也就是内生增长理论所考虑的情形，He 等，2014)。因此，以潜在产出增速作为衡量自然利率合理与否的做法理论假设过强，只能在有限的范围内成立。从估算结果来看，中国的自然利率大致在 2.5%左右，仅比美国经济正常时期 2%的自然利率高 0.5 个百分点，这与中美经济增速的实际表现差异很大。不过，根据利率期限结构预期理论，美国 2%的隔夜均衡实际利率转化为一年期的利率水平为 12.94%，这与美国资本回报率的典型性事实仍比较接近<sup>7</sup>。应当看到，美国作为经济增长的前沿国家基本符合新古典增长理论的情形<sup>8</sup>，但中国则是具有明显规模经济效

<sup>7</sup> 根据黄先海等(2012)的测算，美国的全部资本回报率由 1969 年的 15.08%逐步降至 2009 年的 9.85%，均值与 12.9%的一年期自然利率水平非常接近。Gomme 等(2011)对不同时期不同层面资本回报率的测算表明，美国的税前资本回报率的均值分别为 8.5%、9.6%左右和 9.1%，与之相对应的隔夜资本回报率分别为 1.3%、1.5%和 1.4%，而 Gomme 等(2015)的最新测算则表明，1995-2015 年美国不包括住宅投资的商业资本税前回报率均值约在 12%左右，与所对应的美国 2%的隔夜自然利率和潜在产出增速非常接近。

<sup>8</sup> Taylor(1993)在提出的泰勒规则原式时，就是根据 1984 年 1 季度到 1992 年 3 季度美国 2.2%的长期稳态产出增速，将均衡实际利率设为 2%。

应且仍处于赶超阶段的高增长经济体,因而潜在产出增速并不是判断中国自然利率合理与否的良好标准。

从前面有关魏克赛尔框架下的自然利率分析中可以看到,在欧拉条件中,实际上是假设居民的消费与经济增长相符才得到自然利率的理论表达式。显然,如果居民消费与产出增速不符,那么自然利率与经济潜在产出增速的先验理论关系则很可能并不成立,进而导致自然利率难以准确估计(Hamilton 等, 2015; Del Negro, 2016)。特别是,前面提到的各项针对美国资本回报率测算的研究表明,尽管危机冲击(特别是此次全球金融危机)通常会导致资本回报率的大幅下降,但美国的资本回报率很少出现负的情形。2010 年之后,美国的资本回报率还出现了明显的上升(Gomme 等, 2015),而且在 NBER 宣布美国于 2009 年 6 月结束衰退之后,2010—2015 年美国的 GDP 年均增速高达 2.1%,这还略高于公认的 2% 的潜在产出增速。如果我们认同自然利率与资本回报率的典型性事实相符这一自然利率的核心含义和经济均衡的根本性关键条件,那么显然美联储(Yellen, 2015)采用各种 DSGE 模型法和 LW 的状态空间法估算近年来美国自然利率持续为负的结论就值得高度怀疑,而 Summers(2015)及很多人出于实用主义角度断定均衡实际利率必然为负的观点则更不可靠。尽管在理论方法上不如 DSGE 的结构化模型和 LW 的半结构化模型,但很多针对时间序列趋势分析表明(Lubik 和 Matthes, 2015; Johansen 和 Mertens, 2016),虽然近年来美国自然利率出现了趋势性下降,但自然利率仍在 1% 左右(尽管较大的置信区间也包含了负利率区间)。Kiley(2015)考虑信贷利差并对 LW 模型进行修正的结果则更是在 2% 附近波动,本文引入人口因素和体现中国货币数量调控特征的货币政策反应函数对 LW 方法进行修正的估算结果也明显优于仅利用 LW 模型对中国自然利率的估计(邓创等, 2012; 潘淑娟和叶斌, 2013)。正如前面指出的,作为结构性模型的 DSGE 分析更容易面临模型设定错误的问题,特别是早期的 DSGE 模型在信息完全假定下认为资本市场或保险市场并不存在摩擦而是完美的,从而大多忽视了对金融因素的讨论(Gali 和 Gertler, 2007),直至全球金融危机爆发才意识到金融部门在理论分析中的重要作用(Mishkin, 2011)。可见,如何通过恰当的生产函数形式对自然利率的内涵和定义进行更严格准确的理论刻画、对理论模型设定进行更符合现实的修正、运用计量经济学等方法更充分地挖掘时间序列的趋势性信息,应是今后自然利率理论及其估算研究重要的发展方向。

### (三) 自然利率的决定因素

Taylor(1993)根据美国潜在产出增速将自然利率设为 2%,但显然自然利率是一个随时间变化的变量。正如 Wicksell(1898)指出的:“自然利率并非固定不变,……,它取决于生产效率、固定资本和流动资本的可得数量,劳动力和土地的供给,简言之,取决于决定经济状况

的各种因素，因而自然利率是不断波动的”。尽管假设居民消费与产出增速相符可能对准确估算自然利率带来一定的问题，但由拉姆齐模型的欧拉方程得到的自然利率理论表达式为分析自然利率的决定因素提供了重要的理论视角。

根据前面的分析，自然利率  $r_t^* = \theta g_t + \theta n_t + z_t$ ，根据这一关系，可以发现自然利率受到技术增长率  $g_t$ 、人口增长率  $n_t$  和包括家庭时间偏好在内的其他因素  $z_t$  的影响。实际上，根据自然利率的定义，自然利率是与稳态增长路径相符的实际利率，因此自然利率由技术进步决定。而根据内生增长模型，即当厂商劳动人口多时，可以投入更多的人力资本用于研发，从而提高技术水平，因此技术进步与人口相关，人力资本影响技术水平，从而影响自然利率。

全球金融危机后，除了生产率和人口的下降之外，诸如总需求持续疲弱、新兴市场国家的“储蓄过剩”和预防性储蓄需求、社会财富和收入分配更不平等、企业和居民去杠杆导致的储蓄上升与由风险厌恶而引发的投资下降的金融冲击等众多因素都可能引起均衡实际利率的下降(Laubach 和 Williams, 2015; Brainard, 2015; Fischer, 2016; Del Negro, 2016)，而这些因素(包括导致储蓄率变化的人口结构因素)实际上都可以归结为原本理论上假设稳定的家庭时间偏好的改变。

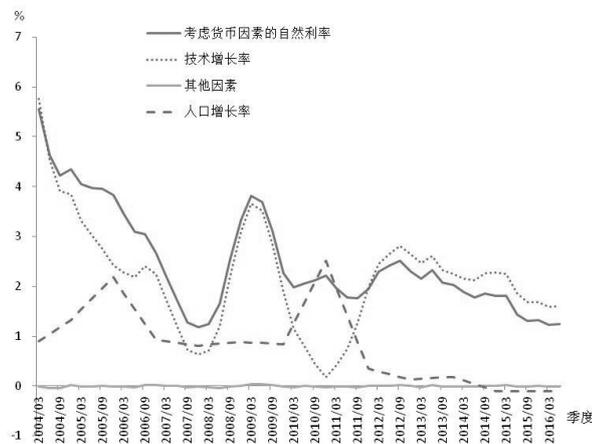


图 3 自然利率及其决定因素

这里，针对考虑货币因素的自然利率进行分析。根据状态空间模型的估计， $\theta = 0.8244$ ，技术增长率  $g_t$  和包括家庭时间偏好在内的其他因素  $z_t$  如图 3 所示。由图 3 可见， $z_t$  基本上是在零附近波动，这说明中国的家庭时间偏好及其他因素是稳定的，与理论含义相符。中国的自然利率主要受到技术增长率和人口增长率的影响，这也与自然利率源于实体经济的理论含义一致。自然利率与技术增速和人口增速显著正相关，相关系数分别为 0.8212 (P 值=0.0000)

和 0.4687(P 值=0.0006), 而自然利率与  $z_t$  的相关系数虽然为正, 但并不显著(相关系数为 0.1628, P 值=0.2586)。

技术增速与自然利率及经济的走势密切相关, 在 2004—2006 年的经济高速增长期、2007—2011 年的危机应对调整期及 2012 年以来的经济新常态时期, 技术增速均值分别为 3.2254%、1.5156% 和 2.2060%。但是, 在全球金融危机的应对调整期的后半阶段(2010 年和 2011 年), 技术增速与自然利率走势出现了明显的背离, 这很有可能是大规模刺激政策作用衰减的结果, 并与全球金融危机后投资率的大幅攀升和政府规模的持续扩大导致资本回报率和生产率下降的分析相一致(白重恩和张琼, 2015)。不过, 2012 年之后, 技术增速保持在较高水平并成为决定自然利率的最主要因素, 而且技术增速的波动较经济高速增长期和危机应对调整期更加平稳(三个时期技术增速的标准差分别为 1.1125%、1.0657% 和 0.3844%), 这也与经济新常态的结构优化升级和创新驱动为主的典型特征相符。

人口增速方面, 本文选取的 15-64 岁人数相当于国际通用的劳动年龄人口。由图 3 可见, 随着 2004 年中国进入“刘易斯拐点”, 人口增速较 1990 年代出现了阶段性下降, 2006-2009 年呈现平稳增长的态势, 人口的增长对自然利率仍起到了非常重要的作用。但是, 在 2010 年劳动年龄人口迅速攀升并弥补了技术增速下降缺口之后, 中国的人口结构发生了根本性的变化, 随着“人口红利”的消失, 人口增速大幅下降并在 2014 年之后呈现负增长态势。人口增速对自然利率的贡献逐渐减弱并在 2014 年下半年之后开始起到反向作用, 这与当前有关人口结构对中国潜在产出增速影响的分析一致(陆旻和蔡昉, 2016)。

## 五、结论性评述

本文借鉴 Laubach 和 Williams(2003)的状态空间模型方法, 在分析自然利率的基本概念及其货币政策实践的基础上, 推导了新魏克赛尔框架中的自然利率, 并对中国的自然利率进行了估算。结果表明, 由于充分反映了中国的货币政策框架的实际情况, 考虑货币因素估算的自然利率更为平滑稳定, 更加符合均衡实际利率长期稳定的理论含义, 与经济金融运行和货币政策的关系更紧密。尽管考虑货币因素的自然利率估算明显优于李宏瑾等(2016)不考虑货币因素的结果, 但从长期平均水平和运行趋势来看, 两者并不存在显著的区别, 表明货币政策框架对自然利率估算并不存在明显的影响, 这也与自然利率源于实体经济的理论含义相符。样本期内中国自然利率大致在 2.5%左右波动, 与中国资本回报率的典型性事实相符, 满足自然利率的核心含义和经济均衡的根本性条件, 本文对自然利率的估计是合理的。自然

利率与经济运行密切相关，可以作为宏观经济的指示器，是评估货币政策态势和货币决策的重要参考依据。这表明本文提出的自然利率模型在理论和实践上都具有重要意义。与此同时，本文对中国自然利率的影响因素进行了深入分解。与理论假设相一致，中国家庭时间偏好等因素基本稳定，自然利率主要是受技术增长率和人口增长率的影响。近年来，技术增速在较高水平保持平稳增长，成为决定自然利率的最主要因素，而随着“人口红利”的逐步消失，劳动力对自然利率的贡献逐渐减弱并开始起到负的反向作用，未来自然利率将在较高水平呈现温和下降态势，这也符合中国经济新常态下中高速增长、结构转型升级和创新驱动的典型特征。

货币的数量与价格正如硬币的两面，价格的调整将引起数量的变化，数量的变化也将引发价格的反应。中国货币决策者也充分意识到，货币数量调控和价格调控是一个相互作用的过程，在主要进行货币数量调控的同时始终注意货币“量”与“价”的平衡(周小川，2013；张晓慧，2015)。随着金融创新和金融市场的迅猛发展，货币数量调控有效性大大下降，货币政策亟须向以利率为主的价格型调控方式转型，这也是完善宏观调控方式，健全以财政政策、货币政策为主的政策体系，创新调控思路和政策工具的内在要求。在中国经济进入新常态及利率市场化加速推进并已基本完成的当下，价格型货币政策转型的条件日趋成熟。作为价格型货币调控的实际利率锚，自然利率对利率政策制定和货币政策转型都具有非常重要的意义。今后应进一步加强自然利率理论及其估算的研究，将自然利率作为评估和制定货币政策的重要参考基准，逐步探索符合中国实际的泰勒型利率操作规则，大力深化供给侧结构性改革，通过结构转型升级和创新驱动促进技术进步的平稳增长，积极调整人口政策并加大人力资本投资，只有这样才能确保货币政策框架改革的顺利推进和经济在新常态时期的长远健康发展。

## 参考文献

- [1] 白重恩、张琼 (2014):《中国的资本回报率及期影响因素分析》,《世界经济》第10期。
- [2] 邓创、吴泰岳、石柱鲜 (2012):《我国潜在产出、自然利率与均衡汇率的联合估计及其应用》,《数理统计与管理》第3期。
- [3] 贺聪、项燕彪、陈一稀 (2013):《我国均衡利率的估算》,《经济研究》第8期。
- [4] 黄先海、杨君、肖明月 (2012):《资本深化、技术进步与资本回报率:基于美国的经验分析》,《世界经济》第9期。
- [5] 李宏瑾 (2012):《基于标准泰勒规则的我国货币市场利率偏离估算》,《金融评论》第2期。
- [6] 李宏瑾、苏乃芳、洪浩 (2016):《价格型货币调控中的实际利率锚》,《经济研究》第1期。
- [7] 刘斌 (2014):《动态随机一般均衡模型及其应用》,中国金融出版社。
- [8] 陆晷、蔡昉 (2016):《从人口红利到改革红利》,《世界经济》第1期。
- [9] 马骏、施康、王红林、王立升 (2015):《利率传导机制的动态研究》,中国人民银行工作论文, No. 2015/11。
- [10] 牛慕鸿、张黎娜、张翔、宋雪涛、马骏 (2015):《利率走廊、利率稳定性和调控成本》,中国人民银行工作论文, No. 2015/12。
- [11] 潘淑娟、叶斌 (2013):《中国自然利率及其货币政策意义》,《金融经济学研究》第1期。
- [12] 石柱鲜、邓创、刘俊生、石庆华 (2006):《中国的自然利率与经济增长、通货膨胀的关系》,《世界经济》第4期。
- [13] 王宇、李宏瑾 (2015):《利率市场化条件下的中央银行基准利率》,《金融评论》第2期。
- [14] 张晓慧 (2015):《货币政策的发展、挑战与前瞻》,《中国金融》第19期。
- [15] 中国人民银行营业管理部课题组 (2013):《中央银行利率引导》,《金融研究》第9期。
- [16] 中国人民银行营业管理部课题组 (2015):《价格型货币调控中的利率锚——对中国自然利率的估算》,《中国人民银行金融研究重点课题获奖报告(2014年)》,中国金融出版社。
- [17] 周小川 (2013):《新世纪以来中国货币政策主要特点》,《中国金融》第2期。
- [18] Benati, L. and Vitale, G. "Joint Estimation of the Natural Rate of Interest, the Natural Rate of Unemployment, Expected Inflation, and Potential Output." ECB working paper, No.797, 2007.
- [19] Berger, T. and Kempa, B. "Time-Varying Equilibrium Rates in Small Open Economies." *Journal of Macroeconomics*, 2014, 39, pp. 203-214.
- [20] Blinder, A. *Central Banking in Theory and Practice*. Cambridge, MA: The MIT Press. 1998.
- [21] Brainard, L. "Normalizing Monetary Policy When the Neutral Interest Rate Is Low." Speech at *The*

*Stanford Institute for Economic Policy Research*, Stanford, California, 2015, December 1<sup>st</sup>.

[22] Brzoza-Brzezina, M. “The Information Content of the Neutral Rate of Interest.” *Economics of Transition*, 2006, 14(2), pp. 391-412.

[23] Cuaresma, J. and Gnan, E. “The Natural Rate of Interest: Which Concept? Which Estimation Method? Which Policy Conclusions?” *Journal of Post Keynesian Economics*, 2007, 29(4), pp. 667-688.

[24] Daly, M.; Nechio, F. and Pyle, B. “Finding Normal: Natural Rates and Policy Prescriptions.” Federal Reserve Bank of San Francisco Economic Letter, No.22, 2015.

[25] Del Negro, M. “Measures and Policy Applications of the Equilibrium Neutral Real Interest Rate.” Presentation at the 2016 PBOC-FRBNY Joint Symposium of “*Global Economy and Governance under Monetary Policy Divergence*”, Hangzhou, 2016, March, 2<sup>nd</sup>.

[26] Dupor, William D. “Liftoff and the Natural Rate of Interest.” Federal Reserve Bank of St. Louis Economic Synopses, No.12, 2015.

[27] Fischer, S. “Monetary Policy, Financial Stability, and the Zero Lower Bound.” Speech at *The Annual Meeting of the American Economic Association*, San Francisco, 2016, January, 3<sup>rd</sup>.

[28] Ferguson, R. “Equilibrium Real Interest Rate: Theory and Application.” Speech to *The University of Connecticut School of Business Graduate Learning Center and the SS&C Technologies Financial Accelerator*, Hartford, Connecticut, 2004, October 29<sup>th</sup>.

[29] Gali, J. *Monetary Policy, Inflation, and the Business Cycle: A Introduction to the New Keynesian Framework* (2<sup>nd</sup> Edition). Princeton: Princeton University Press, 2015.

[30] Gali, J. and Gambetti, L. “On the Sources of the Great Moderation.” *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2009, 1(1), pp. 26-57.

[31] Gali, J. and Gertler, M. “Macroeconomic Modeling for Monetary Policy Evaluation.” *Journal of Economic Perspective*, 2007, 21(4). pp. 25-46.

[32] Giammarioli, N. and Valla, N. “The Natural Real Interest Rate and Monetary Policy: A Review.” *Journal of Policy Modeling*, 2004, 26(5), pp. 641-660.

[33] Gomme, P.; Ravikumar, B. and Rupert, P. “The Return to Capital and the Business Cycle.” *Review of Economic Dynamics*, 2011, 14(2), pp. 262-278.

[34] Gomme, P.; Ravikumar, B. and Rupert, P. “Secular Stagnation and Returns on Capital.” Federal Reserve Bank of St. Louis Economic Synopses, No.19, 2015.

- [35] Hamilton, J.; Harris, E.; Hatzius, J. and West, K. “The Equilibrium Real Funds Rate: Past, Present, and Future.” *NBER Working Paper*, No. 21476, 2015.
- [36] Hansen, A. “Economic Progress and Declining Population Growth.” *The American Economic Review*, 1939, 29(1), pp. 1-15.
- [37] He, D., Wang H. and Yu X. “Interest Rate Determination in China: Past, Present, and Future.” Hong Kong Institute for Monetary Research Working Papers, No.04, 2014.
- [38] Horvath, R. “The Time-Varying Policy Neutral Rate in Real-Time.” *Economic Modelling*, 2009, 26(1), pp. 71-81.
- [39] Humphrey, T. “Knut Wicksell and Gustav Cassel on the Cumulative Process and the Price-Stabilizing Policy Rule.” *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly*, 2002, 88(3). pp. 59-83.
- [40] Johannsen, B. and Mertens E. “The Expected Real Interest Rate in the Long Run.” *Finance and Economics Discussion Series (FEDS) Notes, Board of Governor of the Federal Reserve System*, 2016, February 9<sup>th</sup>.
- [41] Kiley, M. “What Can Data Tell Us About the Equilibrium Real Interest Rate?” Board of Governors of the Federal Reserve System, Finance and Economics Discussion Series 077, 2015.
- [42] Keynes, J. *The General Theory of Employment, Interest, and Money*. New York: Macmillan, 1936.
- [43] Kocherlakota, N. “Fiscal Policy and the Long-Run Neutral Real Interest Rate.” Speech at *The Bundesbank Conference*, Frankfurt, 2015, July 9<sup>th</sup>.
- [44] Laidler, D. *Fabricating the Keynesian Revolution: Studies of the Inter-war Literature on Money, the Cycle, and Unemployment*. Cambridge, MA: Cambridge University Press, 1999.
- [45] Larsen, J., and McKeown, J. “The Informational Content of Empirical Measures of Real Interest Rate and Output Gaps for the United Kingdom.” *Bank of England, Working Papers*, No. 224, 2004.
- [46] Laubach T. and Williams J.C. “Measuring the Natural Rate of Interest.” *Review of Economics and Statistics*, 2003, 85(4), pp. 1063-1070.
- [47] Laubach T. and Williams J.C. “Measuring the Natural Rate of Interest Redux.” Federal Reserve Bank of San Francisco Working Paper No.16, 2015.
- [48] Leijonhufvud, A. “The Wicksell Connection: Variations on A Theme.” *Information and Coordination: Essays in Macroeconomic Theory*, Oxford: Oxford University Press, 1981, pp. 131-202.
- [49] Lindahl, E. *Studies in the Theory of Money and Capital*. London: Allen & Unwin, 1939.
- [50] Liu, J. “Estimation of Natural Real Interest Rates.” Presentation at *The Macro Economic and Monetary*

*Policy Analysis Academic Seminar*, Co-hosted by China Society for Finance and Shanghai Advanced Institute of Finance, Beijing, 2015, March 8<sup>th</sup>.

[51] Lubik, T. and Matthes, C. “Calculating the Natural Rate of Interest.” Federal Reserve Bank of Richmond Economic Brief, No. EB15-10, 2015.

[52] Mishkin, F. “Monetary Policy Strategy: Lessons from the Crisis.” NBER Working Paper, No.16755, 2011.

[53] Murasawa, Y. “Measuring the Natural Rates, Gaps, and Deviation Cycles.” *Empirical Economics*, 2014, 47(2), pp. 495-522.

[54] Myrdal, G. *Monetary Equilibrium*. London: William Hodge & Co, 1939.

[55] Neiss, K. and Nelson, E. “The Real Interest Rate Gap as An Inflation Indicator.” *Macroeconomic Dynamics*, 2003, 7(2), pp. 239-262.

[56] Pescatori, A. and Turunen J. “Lower for Longer.” IMF Working Paper, No. 15/135, 2015.

[57] Phelps, E., *Golden Rules of Economic Growth*. New York: Norton, 1966.

[58] Poole, W. “Understanding the Fed.” *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 2007, January/February, 3-14.

[59] Summers, L. “Policy Responses to Crises.” Speech at *IMF 14th Annual Research Conference in Honor of Stanley Fischer*, 2013, November 8<sup>th</sup>.

[60] Summers, L. “Demand Side Secular Stagnation.” *American Economic Review*, 2015, 105(5), pp. 60-65.

[61] Taylor, J. “Discretion Versus Policy Rules in Practice.” *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 1993, 39(1), pp. 195-214.

[62] Taylor, J. “A Historical Analysis of Monetary Policy Rules.” *Monetary Policy Rules*, Chicago: University of Chicago Press, 1999, pp. 319-348.

[63] Taylor, J. “The Role of Policy in the Great Recession and the Weak Recovery.” *American Economic Review*, 2014, 104(5), pp. 61-66.

[64] Taylor, J. “Finding the Equilibrium Real Interest Rate in a Fog of Policy Deviations.” Presentation at *The Annual Meeting of the American Economic Association*, 2016, January, 3<sup>rd</sup>.

[65] Williams, J.H., “The Monetary Doctrines of J. M. Keynes.” *Quarterly Journal of Economics*, 1931, 45(4): 547-587.

[66] Wicksell, K. *Interest and Prices*. London: MacMillan, 1898.

[67] Woodford, M. “The Taylor Rule and Optimal Monetary Policy.” *American Economic Review*, 2001, 91(2), pp. 232-237.

[68] Woodford, M. *Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy*. Princeton: Princeton University Press, 2003.

[69] Yellen, J. “The Economic Outlook and Monetary Policy.” Speech at *The Economic Club of Washington*, Washington, D.C., 2015, December, 2<sup>nd</sup>.

# 资本约束、银行风险承担与经济资本水平 ——基于中国 53 家商业银行的经验研究

张敬思<sup>1</sup> 曹国华<sup>2</sup>

**【摘要】**本文建立了一个资本约束加强与银行风险承担关系的理论模型，使用 2009 年至 2013 年我国 53 家商业银行的财务数据，研究资本约束对银行风险承担的门限效应，并对商业银行内部经济资本水平进行分析。研究发现，资本约束对银行风险承担存在门限效应，门限值为 11.73%。当资本充足率低于该值时，加强资本约束会降低银行风险承担，反之则会增加银行风险承担。此外，不同类型商业银行对资本约束的敏感度存在明显差异。国有及股份制商业银行、城市商业银行和农村商业银行资本充足率的门限值依次递增，分别为 11.24%、11.73% 和 13.14%。

**【关键词】**资本约束 银行风险承担 最优资本水平

## 一、引言

资本充足率是衡量银行业抗风险能力的重要指标，也是国际银行业监管的核心内容。一般地，银行的资本越充足，其稳定性越好，风险也越低。不难发现，在历次金融危机或银行危机过后，《巴塞尔协议》关于资本的要求就会相应提高。例如，2008 年的国际金融危机促使巴塞尔委员会出台了巴塞尔资本协议 III，对资本进行了重新定义，并在质量上提升了对核心资本的要求。中国银监会也在巴塞尔协议 III 的基础上出台了《商业银行资本管理办法（试行）》（以下简称办法），提出更加严格的监管标准，商业银行也由此跨入了强资本约束时代，倒逼商业银行转变发展方式，引起银行风险承担的变化，由此引发对以下问题的思考。

提高资本充足率一定能降低银行风险吗？或者提高资本充足率的政策效果是否能持续？对此理论界存在较多争议。

第一类观点认为资本约束会降低银行风险承担。例如，Furlong 和 Keeley（1989）认为

<sup>1</sup> 张敬思，重庆大学经济与工商管理学院应用经济学博士后流动站、重庆农村商业银行博士后科研工作站站博士后

<sup>2</sup> 曹国华，重庆大学经济与工商管理学院教授、博士生导师

更加严格的资本监管会迫使银行减少风险资产，从而降低破产概率。Rochet（1992）认为银行在一定条件下倾向于成为风险偏好者，而资本约束则能够确保银行保持审慎。陈海勇（2006）和宋琴（2011）建立了银行资本和风险关系的数理模型，两者的分析均表明，相比无资本充足率监管，资本约束会降低银行破产概率。代军勋和海米提·瓦哈甫（2014）提出银行特质性会导致银行在风险承担水平上的差异，资本水平对货币政策传导的信用风险承担行为促进作用较大，即资本约束内嵌的成本约束机制会影响到商业银行的信贷。袁鲲和饶素凡（2014）考察了基于杠杆率的资本约束对上市银行风险承担的影响，研究发现银行资本变动与风险水平变动之间存在显著的负相关关系。田娇（2015）从资本的数量和结构出发，验证了总资本充足率和核心资本充足率对银行风险的抑制效应，结论是总资本充足率对个体银行风险存在吸收作用，而核心资本充足率则有助于抑制银行间的风险溢出。

第二类观点则认为资本监管会导致银行风险承担增加。例如，Koehn 和 Santomero（1980）认为资本约束本身会影响银行资产配置行为，银行风险承担可能会增加。Blum（1999）认为，银行为满足资本充足率监管要求可能从事高风险业务，反而会增加银行风险承担。Iwatsubo（2007）也证明资本约束加强会激励银行增加当前风险，原因是资本变得更加昂贵，银行需要承担更高的风险以满足提高的资本要求。Laeven 和 Levine（2009）的研究结论同样不支持资本约束对银行风险承担的反向激励，资本约束可能并不会降低银行风险承担。杨熠和林仁文（2013）利用时变系数非参数方法进行了相关研究，结果发现，当利率上升时，提高资本充足率将大大增加银行的利率风险。

第三类观点则认为资本约束对银行的风险行为影响较小或不会影响银行的风险行为。例如，Ito 和 Sasaki（2002）以日本银行业为对象进行了研究，结论认为当银行面临资本约束时，银行会更倾向于发行次级债或混合资本工具，而对风险资产的调整力度不大。许友传（2011）的研究则认为资本监管压力只会影响银行的资本调整行为，不会影响样本银行的风险资产调整行为。成洁（2014）的研究发现资本约束的惩罚压力和预警压力均对银行风险调整没有显著影响，商业银行在补充资本的同时并不会放弃追求高收益，显示出中国银行业的特色。造成这一现象的原因是银行不一定会缩减风险资产来提高资本充足水平，还可以通过资本工具增加资本。张宗益和刘胤（2012）构建动态面板数据，探讨了资本约束对商业银行信贷决策的影响。结论是，资本监管强化了资本约束的门限效应，但并未改变商业银行较高的风险偏好。该研究提及资本约束的门限效应，但针对的是监管资本，因此门限值即为监管要求的阈值，并未对商业银行内部的经济资本门限值进行分析。以往研究的关注焦点在于资本约束是否会影响银行风险承担，没有考虑提高资本充足率对银行风险承担的作用是否会

发生变化或反转。

理论上，随着利率市场化的完成、“金融脱媒”加速、同业竞争加剧和互联网金融异军突起，经济新常态下的商业银行也将面临更加复杂多变的风险，中国银行业已迈入以强资本约束为特征的战略转型期。在此大环境下，银行资本不仅要受到监管约束，而且要在既定风险偏好下实现利润诉求，而不同类型商业银行在发展战略、市场份额、资本状况、融资渠道和风险偏好等方面都存在较大差异。这决定了银行既可能采取降低风险资产的方法节约资本，也可能采取激进策略，通过高风险业务提升收益水平，进而满足资本要求。因此，资本约束起着降低银行风险偏好的作用，相反也会导致银行对资本约束做出激进反应。

实践中，为缓解资本约束，拓展盈利空间，众多银行纷纷走向转型。全资产、轻资产、综合化、特色化等差异化发展战略一时间成为银行夺取竞争制高点的关键，与之相伴相生的则是银行风险承担水平的差异化。而针对个体差异研究资本约束对银行风险承担影响的文献并不多见。孙英隽和苗新民（2015）验证了不同经营结构的商业银行对风险承担机制影响的差异性。该研究认为在资本约束条件下，非利息收入占比高的银行不良贷款率较低，因此有助于降低风险承担水平。

那么，资本约束究竟如何作用于银行风险承担？这是本文试图解决的核心问题。基于以上分析，本文提出以下两点研究假设：

假设 1：只有适当的资本约束才有利于降低银行风险承担，过度的资本约束反而会增加银行风险隐患。

假设 2：资本约束对不同类型商业银行风险承担的影响存在差别。针对不同商业银行，监管资本和经济资本不一致的程度也不相同。

为验证上述假设，本文以中国 57 家商业银行为对象，从风险与收益相结合的角度考察资本约束对银行风险承担的影响。本文的主要贡献在于：（1）建立了一个资本约束加强同银行风险承担关系的模型，并首次将动态面板门限模型应用于资本约束与银行风险承担之间关系的分析；（2）根据巴塞尔协议 III 突出强调普通股在风险缓释中的作用，从资本数量和资本结构两方面研究资本约束与银行风险承担的关系，特别是核心资本的门限作用；（3）利用门限值确定商业银行内部合理的经济资本水平，并与监管资本进行比较，为巴塞尔协议 III 在中国的实施提供一定参考。本文接下来的结构安排如下：第一部分是理论模型，论证资本约束加强与银行风险承担之间的关系；第二部分是研究设计，阐明变量选取、计量模型和数据来源；第三部分是实证研究，进行全样本和子样本分析，并得出研究结果；第四部分是结

论及启示。

## 二、理论模型

鉴于理论界在资本约束与银行风险承担关系问题上的争论，本部分借鉴宋琴（2011）的研究，对原有模型进行了拓展讨论，建立了一个资本约束加强同银行风险承担关系的理论模型，从而为实证分析提供依据。

### （一）银行风险和收益

为简化分析，假设银行的初始资产  $A$  由存款  $D$  与股东权益  $E$  之和构成。存款的成本为  $r_d$ ，投资组合的收益率  $r_l = r_d + c\sigma$ ，其中，假定投资组合服从正态分布，即  $r_l \sim N(\mu, \sigma^2)$ ， $\sigma$  为投资组合的标准差， $c$  为风险溢价系数，则有  $E(r_l) = \mu$ 。记  $\pi$  为银行利润，则预期利润为：

$$E(\pi) = E[(Ar_l - Dr_d)] = \mu A - Dr_d \quad (1)$$

当  $E + \pi \leq 0$  时，银行发生破产，破产概率为  $P_0$ ，则有

$$P_0 = P(E + \pi \leq 0) = P(E + r_l A - Dr_d \leq 0) = P\left(r_l \leq \frac{Dr_d - E}{A}\right) = \varphi\left[\frac{Dr_d - E}{A\sigma} - \mu\right] \quad (2)$$

其中， $\varphi(\cdot)$  为标准正态分布函数。

### （二）资本约束条件下的破产概率

假设最低资本要求为  $k$ ，如果低于该比例，银行将支付监管成本  $L_0$ ，支付监管成本的概率为：

$$\begin{aligned} P_1 &= P(E + \pi \leq k\rho A) = \varphi(E + r_l A - Dr_d \leq k\rho A) \\ &= P\left(r_l \leq \frac{k\rho A - E + Dr_d}{A}\right) = \varphi\left[\frac{k\rho A - E + Dr_d}{A\sigma} - \mu\right] \end{aligned} \quad (3)$$

其中， $\rho$  为风险加权资产与未加权资产的调整系数。由于  $E(r_l) = r_d + c\sigma = \mu$ ，将其分别带入（2）式和（3）式可得：

$$P_0 = \varphi\left[\frac{-E(1+r_d)}{A\sigma} - c\right] \quad (4)$$

$$P_1 = \varphi\left[\frac{k\rho A - E(1+r_d)}{A\sigma} - c\right] \quad (5)$$

令  $L_0$  和  $L_1$  分别为银行破产时的经济损失和支付的监管成本， $E(L_0)$  和  $E(L_1)$  分别为破产时的预期经济损失和预期支付的监管成本，则有  $E(L_0) = P_0 L_0$  和  $E(L_1) = P_1 L_1$ 。银行预期净收益为： $ER = E(\pi) - E(L_0) - E(L_1)$ 。最大化净收益函数为：

$$\text{MAX}\{ER\} = \text{MAX}\{r_d E + c\sigma A - P_0 L_0 - P_1 L_1\} \quad (6)$$

两边对投资组合的标准差 $\sigma$ 求导，则有：

$$\frac{\partial ER}{\partial \sigma} = cA - L_0 \frac{\partial P_0}{\partial \sigma} - L_1 \frac{\partial P_1}{\partial \sigma} \quad (7)$$

均衡状态时银行的破产概率为：

$$\frac{\partial P_0}{\partial \sigma} = (cA - L_1 \frac{\partial P_1}{\partial \sigma}) / L_0 \quad (8)$$

根据标准正态分布函数的性质，当 $E + \pi \geq k\rho A$ 时， $\frac{\partial P_1}{\partial \sigma} > 0$ ，因此， $\frac{\partial P_0}{\partial \sigma} < \frac{cA}{L_0}$ 。

### （三）资本要求提高时的破产概率

当监管层宣布一个更高的资本充足率 $k_1$ 时，理论上银行的备选策略有两种。若银行经过风险收益权衡后，认为实施新标准能够降低风险并且较容易实现，则更倾向于增加资本或降低风险加权资产，从而保证 $E + \pi \geq k_1\rho A$ 成立，此时 $\frac{\partial P_1}{\partial \sigma} > 0$ ，因此 $\frac{\partial P_0}{\partial \sigma} < \frac{cA}{L_0}$ 。若银行倾向于考虑利润和股东利益，并且认为新的监管标准在当前难以实现，则会更加冒进地从事高风险业务并扩大风险加权资产，以期保证股东利益并在未来满足监管要求，从而导致短期内 $E + \pi \leq k_1\rho A$ ，此时 $\frac{\partial P_1}{\partial \sigma} < 0$ ，进一步有 $\frac{\partial P_0}{\partial \sigma} > \frac{cA}{L_0}$ 。如果将（8）式中的 $\frac{cA}{L_0}$ 视为无资本约束条件下的破产概率，通过比较可以发现，更加严格的资本约束可能导致银行风险承担增加，银行破产概率反而上升，甚至高于无资本约束条件下的破产概率。

因此，资本充足率并不是越高越好，在某些情况下过高的资本充足率有可能导致银行风险承担增加，理论上应存在一个最优的资本水平，在该水平之下，加强资本约束不会增加银行风险承担。接下来本文将进行实证分析以检验模型结论，并探寻银行内部合理的经济资本水平。

## 三、研究设计

### （一）变量设计

#### 1. 被解释变量

巴塞尔资本协议 II 的出台，标志着商业银行进入全面风险管理时代，而巴塞尔资本协议 III 更是强调资本约束下的全面风险管理。商业银行既要满足资本要求，又要在控制风险的同时实现合理收益。因此，商业银行风险承担的内涵应同时包含风险和收益两个因素。本

文使用 Z-score（以下简称 Z 值）作为被解释变量，以此衡量商业银行的风险承担情况<sup>3</sup>。该指标不仅充分考虑了商业银行的风险和收益，能较为全面地衡量商业银行的稳定性和风险，而且恰好与银行破产概率相反，与理论模型的论证也保持了一致性，其计算方法为：

$$Z\_score = \frac{ROA + Equity}{\sigma_{ROA}} \quad (9)$$

其中， $ROA$ 为资产收益率， $Equity$ 为净资产占总资产的比率， $\sigma_{ROA}$ 为资产收益率 $ROA$ 的标准差。Z 值的经济意义是银行接近破产的距离，Z 值越大，则银行距离破产越远，表明银行的冒险倾向越低，银行风险承担也越低；Z 值越小，则银行距离破产越近，表明银行的冒险倾向越强，银行风险承担也越高。

## 2. 解释变量

毋庸置疑，银行本期的风险状况在很大程度上依赖于上一期的风险状况，但目前大多数面板数据的研究并未考虑这一因素，导致对因变量总体解释能力较弱。为克服这一缺陷，本文选取 Z-score 的上一期值 Z-score (-1) 作为解释变量之一，以充分反映银行风险的动态性质和路径依赖特征。

资本充足率可以反映商业银行面临的监管压力。资本充足率水平的高低直接影响商业银行的风险承担行为。资本约束加强时，商业银行倾向于降低风险偏好，但当资本约束超过一定水平时，商业银行为提升收益而从事高风险业务的动机可能越强。本文主要检验资本约束对商业银行风险承担的非对称作用，因此选取资本充足率  $CAR$  表示资本数量约束程度。同时，仅从资本总量上还不能完全反应资本约束对银行风险承担行为的影响，鉴于金融危机后国际金融稳定理事会和巴塞尔委员会都期望通过资本结构优化和资本质量提升缓释银行风险，因此选取核心资本占总资本的比例  $COR$  表示资本结构和质量方面的约束程度。

## 3. 控制变量

### (1) 经济周期

银行风险承担与经济周期关系密切。在经济下行时期，银行面临的风险往往更加复杂化和多样化，也是风险最容易暴露的时期。为控制经济周期因素对回归结果造成的影响，本文选取  $GDP$  增长率 ( $GDP$ ) 作为经济周期控制变量。

### (2) 银行规模

---

<sup>3</sup> 风险加权资产是衡量银行风险承担水平的一个更直观的参考指标，但部分银行的年报并未披露该指标，为保证更充足的样本，本文并未采用该指标。

规模较大银行具备规模经济优势，其安全性和稳定性也较高。同时，由于系统重要性，监管机构会提高对规模较大银行的监管要求，规模较大银行因此拥有较成熟的风控技术和较多的风险管理人才，实施巴塞尔新资本协议的成本较低，这可以有效降低银行风险承担。而规模较小银行能够利用自身经营的灵活性，迅速对市场变化做出反应，但中小银行面临的资本约束压力较大，为满足监管要求可能冒险从事高风险业务。本文用银行总资产（TA）度量银行规模，以分析银行规模对银行风险承担的影响。

### （3）银行效益

银行效益直接影响银行风险承担状况。效益好的银行往往利润或股东权益较高，盈利能力也相对稳定，从而直接提升银行 Z 值，而效益差的银行利润或股东权益与资产不成比例，盈利能力波动也较大，银行 Z 值会被拉低。本文用银行净资产占总资产的比例（Equity）和平均净资产回报率（ROAE）衡量银行效益。

### （4）银行资产质量

近年来，虽然商业银行贷款在总资产中的比例呈下逐年下降趋势，但仍占据绝对主力地位。因此，信贷业务仍是商业银行的最主要业务，商业银行资产质量的好坏也主要体现在贷款上。本文用不良贷款余额占总贷款的比例（NPL）衡量银行资产质量。

### （5）银行风险偏好

银行风险偏好直接影响银行风险承担水平。本文用净贷款占存款和短期资金的比例（NL）以及贷款拨备率（LLR）作为商业银行风险偏好的代理变量。贷款占比越高，表明银行越倾向于通过信贷扩张赚取利润，风险可能越高。贷款拨备率为贷款损失准备金余额占各项贷款余额的比例，反映银行对风险的覆盖程度。拨备率越高，表明银行风险偏好可能越低。

### （6）银行多元化经营情况

非利息收入不仅能够反映银行的盈利能力和发展潜力，也可以反映银行多元化经营情况。近年来，国内商业银行都在积极寻求新的盈利增长点。票据、理财、信托、债券承销、股权投资、资产管理、资产支持证券等中间业务产品日渐丰富。这些业务不占用或者较少占用银行的经济资本，是商业银行进行转型升级的重要手段，同时也是商业银行在承担风险的基础上追求相应收益的表现。本文用手续费及佣金净收入占营业收入的比重（NII）衡量银行多元化经营对银行风险承担的影响。

## （二）模型设计

为独立分析资本约束对银行风险承担的影响,有必要将银行风险的路径依赖程度进行量化,同时为增强模型的整体拟合度和解释能力,本文将因变量的滞后一期纳入计量模型。为精确研究资本约束对银行风险承担造成的非对称影响,本文将资本约束视为门限变量,考察其门限效应。因此,本文采用的计量模型为动态面板门限模型,具体形式如下:

$$Z\_score_{it} = c_i + \beta_1 CAR_{it} I(CAR_{it} \leq \omega) + \beta_2 CAR_{it} I(CAR_{it} > \omega) + \alpha Z_{it} + \mu_{it} \quad (10)$$

$$Z\_score_{it} = c_i + \beta_1 COR_{it} I(COR_{it} \leq \varepsilon) + \beta_2 COR_{it} I(COR_{it} > \varepsilon) + \alpha Z_{it} + \mu_{it} \quad (11)$$

其中,  $i=1,2,\dots,N$  代表商业银行数目,  $t=1,2,\dots,T$  代表时间跨度,  $c_i$  代表个体固定效应, 随机误差项  $\mu_{it}$  服从均值为 0, 方差为  $\sigma^2$  的正态分布且相互独立,  $I(\cdot)$  是由门限变量  $CAR$  和  $COR$  及门限值  $\omega$  和  $\varepsilon$  决定的区制,  $\beta_1$  是门限变小于其门限值的系数,  $\beta_2$  是门限变量大于其门限值的系数,  $Z_{it}$  是包含内生解释变量和控制变量的解释变量向量,  $\alpha$  是解释变量系数向量。

如果存在两个门限值, 则估计的模型变为:

$$Z\_score_{it} = c_i + \beta_1 CAR_{it} I(CAR_{it} \leq \omega) + \beta_2 CAR_{it} I(\omega_1 < CAR_{it} \leq \omega_2) + \beta_3 CAR_{it} I(CAR_{it} > \omega_2) + \alpha Z_{it} + \mu_{it} \quad (12)$$

$$Z\_score_{it} = c_i + \beta_1 COR_{it} I(COR_{it} \leq \varepsilon_1) + \beta_2 COR_{it} I(\varepsilon_1 < COR_{it} \leq \varepsilon_2) + \beta_3 COR_{it} I(COR_{it} > \varepsilon_2) + \alpha Z_{it} + \mu_{it} \quad (13)$$

Caner 和 Hanson (2004) 研究了带有内生解释变量和门限变量的动态面板门限模型, 利用 2SLS (两阶段最小二乘) 或 GMM (广义矩估计) 对门限值区分的子样本系数进行估计。本文采用内生解释变量的滞后一期作为工具变量, 同样利用上述方法进行估计。对于个体固定效应, 一般采取一阶差分法或组内去均值法来消除, 但对于动态面板门限模型, 这会导致序列相关或非一致估计。本文采用 Arellano 和 Bover(1995) 提出的前向正交离差法消除个体固定效应。该方法通过与所有未来可观测变量的均值做差来解决序列相关问题, 具体公式如下:

$$\mu_{it}^* = \sqrt{T-t/T-t+1} [\mu_{it} - 1/T - t(\mu_{i(t+1)} + \dots + \mu_{iT})] \quad (14)$$

通过上述计算, 可确保误差之间不相关。

### (三) 样本与数据

本文的主要目的在于分析资本约束对银行风险承担的非对称影响, 同时探寻这种非对称影响在不同类型商业银行之间的差别。为便于进行子样本分析, 结合数据可得性, 本文最大限度地保留了各类商业银行的数目, 由此选取 2009 年至 2013 年国有商业银行、股份制商业银行、城市商业银行和农村商业银行共 57 家银行的数据进行分析。其中, 样本包括 11 家国

有及股份制商业银行、36 家城市商业银行和 10 家农村商业银行。所有银行的财务数据来自于 Bankscope 数据库和各家银行公开披露的年报。本文基于软件 Matlab2014a 完成计量分析过程。

## 四、实证研究

### （一）描述性统计结果

图 1 绘制了 2009-2013 年各类银行风险承担的变化情况<sup>4</sup>。总体而言，国有商业银行、股份制商业银行和农村商业银行的 Z 值呈现出逐年增加趋势；城市商业银行的 Z 值仅在 2010 年出现增长，其余年份都在下降。其中，国有商业银行的平均 Z 值最高，从 2009 年的 72.77 一直上升到 2013 年的 90.08，涨幅较大；农村商业银行的平均 Z 值次之，从 2009 年的 50.97 上升到 2013 年的 66.84，涨幅最大；城市商业银行 Z 值的总体水平略高于股份制商业银行，但在 2013 年股份制商业银行的平均 Z 值水平超过了城市商业银行。

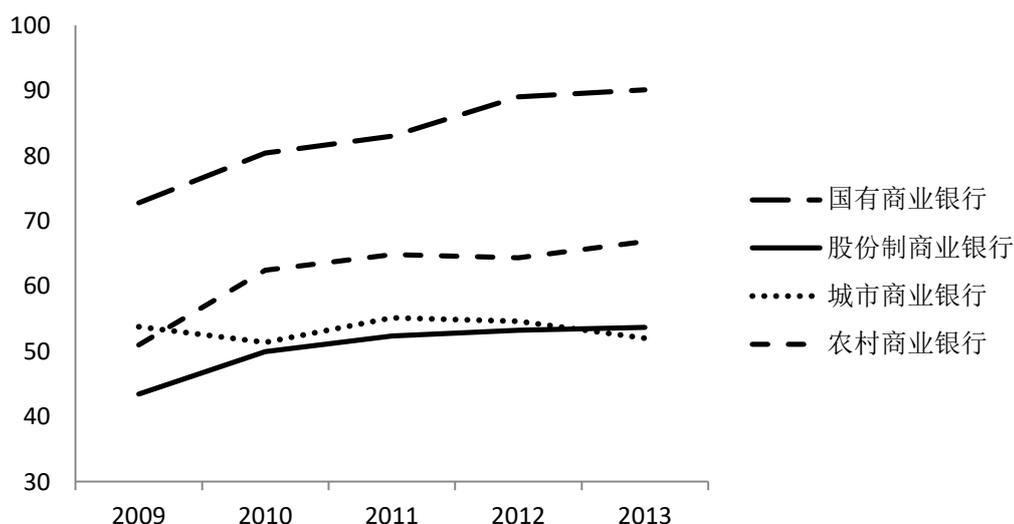


图 1 商业银行 Z 值变化图

表 1 列出了本文研究所需主要解释变量的描述性统计结果。资本充足状况方面，国内商业银行资本充足率的平均水平为 12.89%，中位数为 12.70%，资本最充足的是顺德农商行，其 2009 年底的资本充足率为 17.33%，而资本最匮乏的是南海农商行，其 2009 年底的资本充足率仅为 3.24%。银行效益方面，国内商业银行股东权益占总资产比例的均值为 6.53%。

<sup>4</sup> 数据来源：Z 值数据由本文样本银行的财务数据计算得来，银行财务数据均来自 Bankscope 数据库和各家银行年报。

平均净资产回报率的均值为 19.07%，中位数为 19.03%，最大值为 40.65%，最小值仅为 2.81%。资产质量方面，样本银行不良贷款率的均值为 1.08%，中位数为 0.90%，从银行间的差异看，不良贷款率最高的是南海农商行，其不良贷款率在 2009 年达 16.69%，资产质量较差，而广州银行却在 2009 至 2010 年连续两年实现了零不良。风险偏好方面，样本银行贷款拨备率的均值为 2.55%。净贷款占存款及短期资金比例的均值为 54.46%，中位数为 53.46%，说明国内商业银行将一半以上的资产配置于信贷领域，南阳市商业银行银行曾在 2009 年将其放大至 102.86%，风险偏好较高，而厦门银行的这一比例在 2013 年仅为 19.41%。多元化经营方面，样本银行手续费和佣金净收入占营业收入比例的均值为 7.72%，中位数为 5.53%，多元化发展效果最明显的是广东发展银行，其手续费和佣金净收入占营业收入的比例在 2013 年高达 26.31%，而浙江萧山农商行在 2009 年还未开展此类业务。

表 1 描述性统计结果

单位：%

变量名称	平均数	中位数	最大值	最小值	标准差	观测数
资本充足率	12.89	12.70	17.33	3.24	1.81	285
股东权益占总资产的比例	6.53	6.40	15.27	2.72	1.62	285
平均净资产回报率	19.07	19.03	40.65	2.81	6.38	285
不良贷款率	1.08	0.90	16.69	0.00	1.24	285
贷款拨备率	2.55	2.53	5.44	0.55	0.86	285
净贷款占存款及短期资金的比例	54.46	53.46	93.32	19.41	11.33	285
手续费和佣金净收入占营业收入的比例	7.72	5.53	26.31	0.00	5.72	285

## (二) 门限效应检验

遵从理论设计本文考虑了两种模型，模型 1 和模型 2。其中模型 1 对应 (10) 式或 (12) 式，考察资本数量约束对银行风险承担的影响，模型 2 对应 (11) 式或 (13) 式，考察资本质量约束对银行风险承担的影响。关于如何检验门限值的显著性和真实性，Hansen (1999) 通过构造 F 统计量，并由自助抽样法得到相应的 P 值，从而实现对零假设的统计检验。对于单门限、双门限和三门限模型，检验的原假设为不存在门限值、只存在一个门限值和只存在两个门限值，分别记为  $H_0$ 、 $H_1$  和  $H_2$ 。按照次序进行检验，若拒绝原假设，则说明存在门限效应，并可得出门限值的个数。表 2 和表 3 列示了具体检验结果。

表 2 资本数量门限效应检验结果

资本数量	F 值	P 值	10%显著性水平 F 值临界值	5%显著性水平 F 值临界值	1%显著性水平 F 值临界值
门限效应检验					
单门限检验	18.75	0.045	14.49	18.10	23.16
双门限检验	10.27	0.285	14.48	15.83	21.26
三门限检验	5.89	0.48	10.16	13.51	16.47

表 2 显示,在资本数量方程中,单门限检验下由自助法得到的与 F 值相对应的 P 值为 0.045,

在 5% 的显著性水平下十分显著，双门限和三门限检验下该 P 值分别为 0.285 和 0.48，在 10% 的显著性水平下均不显著。因此，从资本数量上看，在资本充足率与银行风险承担之间的回归关系中不存在门限效应，且只有一个门限值。

表 3 资本质量门限效应检验结果

资本质量	F 值	P 值	10%显著性水平 F 值临界值	5%显著性水平 F 值临界值	1%显著性水平 F 值临界值
门限效应检验					
单门限检验	18.16	0.047	14.96	18.06	20.56
双门限检验	5.01	0.79	12.27	14.44	21.16
三门限检验	9.65	0.17	11.10	12.28	15.30

表 3 显示，在资本质量方程中，单门限检验下由自举法得到的与 F 值相对应的 P 值为 0.045，在 5% 的显著性水平下十分显著，双门限和三门限检验下该 P 值分别为 0.79 和 0.17，在 10% 的显著性水平下均未能通过统计检验。因此，从资本质量上看，在核心资本占比与银行风险承担之间的回归关系中不存在门限效应，且同样只有一个门限值。

进一步，对估计的门限值进行检验，根据 Hanson(1999)，我们可构造出门限估计值在 95% 置信区间的图形，分别如图 2 和图 3，其中，LR 为似然比统计量。

### （三）回归结果

在巴塞尔协议 III 的资本约束标准下，国内商业银行的风险偏好是否会发生反转？一直以来，国内尚无这方面的研究文献。为精确分析资本约束对银行风险承担的非对称影响并探寻经济资本水平，验证前文提出的假设，本文构建如下具体计量模型：

$$Z\_score_{it} = \beta Z\_score_{it-1} + \beta_1 CAR_{it} + \beta_2 CAR_{it} + \alpha_1 Equity_{it} + \alpha_2 ROE_{it} + \alpha_3 NPL_{it} + \alpha_4 LLR_{it} + \alpha_5 NL_{it} + \alpha_6 Nii_{it} + \alpha_7 TA_{it} + \alpha_8 GDP_{it} + \mu_{it} \quad (15)$$

$$Z\_score_{it} = \beta Z\_score_{it-1} + \beta_1 COR_{it} + \beta_2 COR_{it} + \alpha_1 Equity_{it} + \alpha_2 ROE_{it} + \alpha_3 NPL_{it} + \alpha_4 LLR_{it} + \alpha_5 NL_{it} + \alpha_6 Nii_{it} + \alpha_7 TA_{it} + \alpha_8 GDP_{it} + \mu_{it} \quad (16)$$

回归结果详见表 4 和表 5：

表 4 资本数量约束与银行风险承担：总体样本

系数	CAR 门限值		11.73%
	系数值	标准误	T 值
$\beta_1$	0.049*	0.028	1.75
$\beta_2$	-0.022***	0.010	2.20
$\beta$	0.240***	0.059	4.08
Equity	0.029***	0.012	2.50
ROE	0.005***	0.002	2.50
NPL	0.018	0.017	1.12

<i>LLR</i>	-0.023	0.024	0.96
<i>NL</i>	-0.003**	0.0016	1.88
<i>NII</i>	-0.0002	0.003	0.07
<i>TA</i>	-0.01	0.013	0.77
<i>GDP</i>	-0.01	0.007	1.43
$\beta_1$ 样本数	83	$\beta_2$ 样本数	202

注：\*\*\*和\*\*分别表示在 1%和 5%的置信区间内显著。

表 2 显示， $Z\_score(-1)$  的系数 $\beta$ 的值为 0.240，明显大于其他系数值，表明银行风险承担表现出一定的路径依赖特征，即上一期的风险状况会影响本期银行风险承担。资本约束对银行风险承担存在非常明显的门限效应，门限值为 11.73%，具体地，当资本充足率 CAR 小于 11.73%时， $\beta_1$ 的系数为 0.049，提高资本充足率对银行 Z 值的影响为正，即此时提高资本充足率会降低银行风险承担。当资本充足率 CAR 大于 11.73%时， $\beta_2$ 的系数为-0.022，提高资本充足率对银行 Z 值的影响为负，即此时提高资本充足率不仅不会降低银行风险反而会增加银行风险承担。从样本分布看，资本充足率低于 11.73%的样本为 83 个，资本充足率高于 11.73%的样本为 202 个，各年度内大部分银行的资本充足率高于门限值。上述实证结果与假设 1 以及理论模型的论证是一致的，即当资本充足率超过一定水平时，银行短期内会通过从事高风险业务的方式获取更高利润，以保证股东利益并在未来满足监管要求，这导致银行的稳定性下降。

其他方面，股东权益占比和平均净资产回报率与 Z 值正相关，因此与银行风险承担负相关，贷款占存款及短期资金的比例与 Z 值负相关，因此与银行风险承担正相关，这与理论上是一致的。而不良贷款率、贷款拨备率、手续费和佣金净收入占比、银行总资产和经济总量增长率的系数在统计上不显著，部分结果与宋琴(2011)年的研究结论类似。宋琴(2011)将其原因归结为管制下的利润、复杂的治理结构、失衡的规模和存款保险制度不健全等因素。手续费和佣金净收入占比的系数不显著是因为从整体上看，我国商业银行的中间业务收入还不是银行收入的主要来源，从体量上而言这部分业务的风险要远远低于信贷业务，所以对银行整体风险的影响不显著。

在全样本分析中，既包括国有商业银行、股份制商业银行这些全国性商业银行，也包括城市商业银行、农村商业银行这些区域性商业银行。如前文所述，不同类型商业银行在各个方面都存在较大差异。国有及股份制商业银行大多为全国性银行和上市银行，网点分布广、筹资渠道多、政策支持力度大。而城市商业银行和农村商业银行基本为区域性银行和非上市银行，网点数量有限、筹资渠道狭窄、能够获得的政策支持也相对较少。

在 2010 年新一轮的资本监管升级条件下，国内不同类型商业银行的风险承担有何差异？本文将所有样本分为国有及股份制商业银行、城市商业银行和农村商业银行三个子样本，进一步验证资本约束对三类银行风险承担的门限效应，具体结果详见表 3。

表 5 资本质量约束与银行风险承担：子样本检验

系数	国有及股份制商业银行	城市商业银行	农村商业银行
<b>CAR 门限值</b>	<b>11.24%</b>	<b>11.73%</b>	<b>13.14%</b>
$\beta_1$	0.045*** (0.007)	-0.013 (0.034)	0.083*** (0.037)
$\beta_2$	-0.0041*** (0.0016)	-0.020*** (0.012)	0.074*** (0.039)
$\beta$	0.060*** (0.012)	0.207*** (0.058)	0.515*** (0.196)
<i>Equity</i>	0.153*** (0.0039)	0.023*** (0.012)	-0.084*** (0.039)
<i>ROE</i>	0.0036*** (0.0009)	0.0050*** (0.0026)	-0.007 (0.0067)
<i>NPL</i>	-0.043*** (0.007)	0.007 (0.052)	-0.03* (0.019)
<i>LLR</i>	-0.0076*** (0.0034)	-0.0043 (0.037)	-0.081*** (0.033)
<i>NL</i>	-0.0016*** (0.0004)	-0.0038*** (0.0019)	-0.0037 (0.0049)
<i>NII</i>	0.0017*** (0.0005)	-0.0021 (0.004)	0.006 (0.032)
<i>TA</i>	0.0081*** (0.0020)	-0.013 (0.018)	-0.032 (0.032)
<i>GDP</i>	0.0027*** (0.0009)	-0.0067 (0.011)	-0.051*** (0.018)

注：(1) \*\*、\*和\*分别表示在 1%、5%和 10%的置信区间内显著。

(2) 表中各解释变量第一行为估计系数，第二行括号内为标准误。

表 3 中第 2 至 4 列分别为国有及股份制商业银行、城市商业银行和农村商业银行的回归结果。通过比较可以发现，资本约束对不同类型银行的风险承担的影响存在明显差异。总体来看，资本约束对三类银行的风险承担的影响均存在门限效应。国有及股份制商业银行资本

充足率的门限值最低，其值为 11.24%；农村商业银行资本充足率的门限值最高，其值为 13.14%；城市商业银行资本充足率的门限值居中，其值为 11.73%，等于本文全样本的资本充足率门限值。针对国有及股份制商业银行，当其资本充足率小于 11.24%时， $\beta_1$ 的系数为 0.045，提高资本充足率有助于增加 Z 值，即降低银行风险承担。当资本充足率大于 11.24%时， $\beta_2$ 的系数为-0.0041，提高资本充足率反而会降低 Z 值，即增加银行风险承担，但影响十分微弱。针对城市商业银行，当其资本充足率小于 11.73%时， $\beta_1$ 的系数为-0.013，但在统计上不显著，说明提高资本充足率对银行风险承担没有明显影响。当资本充足率大于 11.73%时， $\beta_2$ 的系数为-0.02，提高资本充足率会降低 Z 值，即增加银行风险承担。针对农村商业银行，当资本充足率小于 13.14%时， $\beta_1$ 的系数为 0.083，提高资本充足率会降低银行风险承担。当资本充足率大于 13.14%时， $\beta_2$ 的系数为 0.074，此时提高资本充足率仍然会增加 Z 值，但作用较之资本充足率低于 13.14%时有所降低。

子样本分析显示，不同类型商业银行对资本约束的敏感程度不同，国有及股份制商业银行规模较大，融资渠道广泛，且更容易得到政府注资，因此资本充足率的门限值较低。本文的实证结果表明，从风险与收益相结合的角度看，11.24%为国有及股份制商业银行的最优资本水平，继续提高标准会降低银行收益率和 Z 值，而这一水平与《办法》对系统性重要银行的总资本要求 11.5%较为接近。城市商业银行的最高资本水平应为 11.73%，在这一水平下，资本充足率提高与否对其风险承担没有影响。本文认为，这主要是因为城市商业银行会得到地方政府的支持而增加其净资产，从而增加 Z 值，而不论监管机构的资本要求标准是否会提高。但当资本充足率大于 11.73%时，更高的资本要求会降低其盈利能力，此时地方政府的财力变得有限，因此，综合来看，再次提高资本充足率要求会降低银行 Z 值。而对于农村金融机构，本文的实证结果支持更高的资本充足率标准。当资本充足率低于门限值 13.14%时，提高资本充足率对其 Z 值具有正向影响。当资本充足率高于 13.14%时，提高资本充足率对 Z 值的影响仍为正，但作用有所减弱。本文认为，导致这一现象的原因主要有两点。一方面，农村商业银行是由以前的农村信用社改制而来，不良贷款多，历史包袱重，较高的资本充足率是降低银行风险承担水平的有效途径。另一方面，在农信社改制为农商行的过程中，中央银行或地方政府出资帮助其化解了大量不良贷款，造成农商行总体资本充足率较高，但由于不良贷款的存在，资本补充对增加银行 Z 值的影响被削弱，随着不良贷款的化解，虽然资本充足率较之有大量政府注资时下降，但农商行已经能够依靠利润转增等市场化手段补充资本，因此提高资本充足率对 Z 值的有利影响却在增加。至此，我们完成了对假设 2 的验证，结论与研究假设保持一致。

其他指标方面，三类商业银行的风险承担均表现出一定的路径依赖特征，且农村商业银行风险承担的惯性特征最为明显，国有及股份制商业银行风险承担的惯性特征较弱。股东权益占比 *Equity*、平均净资产回报率 *ROE*、不良贷款率 *NPL* 和存贷比 *NL* 的影响符合预期。不同的是，首先，贷款拨备率 *LLR* 与银行 *Z* 值呈反方向变化，即贷款拨备水平的提高降低了 *Z* 值，银行风险承担却增加了。这反映出国有及股份制商业银行和农村商业银行贷款拨备率的变动被动跟随贷款质量，而不是主动的风险防御，即较高的拨备水平对应较低的贷款质量。其次，国有及股份制商业银行的手续费及佣金净收入占比 *Nii* 与 *Z* 值正相关，表明多元化经营没有增加银行风险，而是降低了资本占用，提高了银行收益。城市商业银行和农村商业银行这一指标不显著，表明其中间业务体量过小，对银行收益及风险不构成影响。此外，对国有及股份制商业银行而言，资产规模 *TA* 与 *Z* 值正相关，表明存在一定的规模效益，而城市商业银行和农村商业银行资产规模相对较小，资产规模对 *Z* 值不构成影响。最后，国有及股份制商业银行的风险承担表现出一定的逆周期效应，即其风险承担与 *GDP* 增速反方向变化，而农村商业银行的风险承担则表现出更强的顺周期效应，其风险承担与 *GDP* 增速同方向变化。这可能是由国有及股份制商业银行的信贷效率降低导致的，即 2008 年至 2010 年信贷扩张形成的不良债务制约了 *GDP* 增长速度，但与其他商业银行相比，国有及股份制商业银行则更为主动地提供流动性需求以确保债务链条不至于断裂，在承担未来高风险的基础上实现了当期高收益。

## 五、结论及启示

本文从风险与收益相结合的角度分析了资本约束变化对银行风险承担造成的影响。对 *Z* 值的统计结果表明，2009 年至 2013 年，我国商业银行的风险承担水平整体呈下降趋势。总体来看，资本约束对银行风险承担的影响存在明显的门限效应，这一门限值为 11.73%。当资本充足率低于该值时，提高资本充足率有利于提高 *Z* 值，降低银行风险承担，反之则反是。子样本检验显示，资本充足率提高对不同类型商业银行产生的门限作用存在较大差异。国有及股份制商业银行、城市商业银行和农村商业银行资本充足率的门限值呈现出依次递增的特点。这些结论对银行业自身全面风险管理和监管层实施资本约束监管都具有重要启示。

首先，从风险与收益相结合的全面风险管理角度考虑，资本充足率并非越高越好，而是在理论上存在一个最优水平。实证分析显示，国内银行业整体最优资本充足率为 11.73%。在资本充足率低于门限值时，资本充足率在提升银行稳定性方面还有空间。针对系统性重要

银行，银行自身或监管层可在巴塞尔协议 III 或《办法》规定的最低资本要求 8%的基础上计提 2.5%的资本预留缓冲和 1%的额外资本，再计提 0.23%的逆周期缓冲资本。针对非系统性重要银行，则可在资本要求 10.5%的基础上再计提 1.23%的逆周期缓冲资本。而在资本充足率高于门限值时，过高的资本充足率要求会通过降低银行盈利能力或稀释股东权益而导致银行 Z 值下降，最终增加银行风险承担。此时银行和监管层应着眼于银行盈利和股东利益，降低逆周期资本计提。

其次，不同类型的商业银行对资本约束的敏感程度存在较大差异。银行自身和监管层应区别对待，实施差别化的资本充足率政策。实证分析显示，国有及股份制商业银行、城市商业银行和农村商业银行资本充足率的门限值分别为 11.24%、11.73%和 13.14%。因此，针对国有及股份制商业银行，总体最优资本水平为 11.24%，与《办法》规定的系统性重要银行的资本水平较为接近。针对城市商业银行，当城市商业银行的资本充足率低于 11.73%时，提升资本充足率对 Z 值的影响不显著，高于该值则作用为负。因此，应按照巴塞尔协议 III 和《办法》的要求，将城市商业银行的资本充足率水平保持在 10.5%以上，最高不超过 11.73%。针对农村商业银行，当资本充足率小于 13.14%时，提高资本充足率对 Z 值的影响较大，这也是农村商业银行成立后大量不良贷款剥离的结果。目前来看，农村商业银行可根据业务发展和承受能力将资本充足率保持在 10.5%至 13.14%之间。

最后，本文建立的计量经济模型为商业银行风险管理或资本监管提供了一种思路。但随着时间的推移和样本的扩展，计量结果可能会发生变化，特别是农村商业银行，成立时间较短，利用目前样本可能不足以找出最优经济资本水平。此外，利率市场化后的结构性冲击等因素更会影响模型结果。因此，根据经济形势变化和样本扩容情况对模型进行动态修正和完善将是今后一个主要的研究方向。

## 参考文献

- [1] 陈海勇, 姚先国. 资本充足监管与银行破产概率的数理模型分析[J]. 数量经济技术经济研究, 2008, (3): 50-57.
- [2] 宋琴, 郑振龙. 巴塞尔协议 III、风险厌恶与银行绩效[J]. 国际金融研究, 2011, (7): 67-73.
- [3] 杨熠, 林仁文. 资本充足率越高, 银行的风险越低吗——基于利率风险的考察[J]. 财经科学, 2013, (5): 10-17.
- [4] 吴玮. 资本约束对商业银行资产配置行为的影响——基于 175 家商业银行数据的经验研究[J]. 金融研究, 2011, (4): 65-81.
- [5] 许友传. 资本约束下的银行资本调整与风险行为[J]. 经济评论, 2011, (1): 79-86.
- [6] 许友传, 何佳. 不完全隐性保险政策与银行风险承担行为[J]. 金融研究, 2008, (7):
- [7] 王晓龙, 周好文. 银行资本监管与商业银行风险——对中国 13 家商业银行的实证研究[J]. 金融论坛, 2007, (7):
- [8] 吴栋, 周建平. 资本要求和商业银行行为: 中国大中型商业银行的实证分析[J]. 金融研究, 2006, (8):
- [9] 朱建武. 监管压力下的中小银行资本与风险调整行为分析[J]. 当代财经, 2006, (1):
- [10] 成洁. 资本监管约束下银行资本与风险调整[J]. 统计研究, 2014, (2): 68-74.
- [11] 黄宪, 熊启跃. 银行资本缓冲、信贷行为与宏观经济波动[J]. 国际金融研究, 2014, (1):
- [12] 杨俊, 邵汉华, 廖尝君. 银行竞争环境下资本缓冲行为的实证研究[J]. 经济科学, 2015, (2): 82-93.
- [13] 袁鲲, 饶素凡. 银行资本、风险承担与杠杆率约束——基于中国上市银行的实证研究[J]. 国际金融研究, 2014, (8): 52-60.
- [14] 代军勋, 海米提, 瓦哈甫. 资本约束、银行特质性与货币政策敏感性——基于中国银行业的实证[J]. 国际金融研究, 2014, (8): 61-68.
- [15] 徐明东, 陈学彬. 货币环境、资本充足率与商业银行风险承担[J]. 金融研究, 2012, (7): 48-62.
- [16] 孙英, 苗新民. 资本约束、非利息收入与银行风险承担——基于 GMM 方法的实证研究[J]. 上海理工大学学报, 2015, (4): 403-408.
- [17] 曹素娟. 市场竞争、资本约束与银行风险承担行为调整[J]. 投资研究, 2012, (6): 79-88.
- [18] 资本约束、风险承担与银行信贷扩张[J]. 金融论坛, 2012, (8): 13-19.
- [19] Ito, T., Y.N. Sasaki. Impact of the Basle Capital Standard on Japanese Banks Behavior [J]. Journal of

the Japanese and International Economies, 2002, (16):372-397.

[20] Iwatsubo, K. Bank Capital Shocks and Portfolio Risk Evidence from Japan [J]. Japan and the World Economy, 2007, (19):166-186.

[21] Furlong, F.T., Keeley, M.C. Capital Regulation and Bank Risk-taking: A Note [J]. Journal of Bank Finance, 1989, (13): 883-891.

[22] Koehn, M., Santomero, A.M. Regulation of Bank Capital and Portfolio Risk [J]. Journal of Finance, 1980, (35):1235-1244.

[23] Rochet, J.C. Capital Requirements and the Behavior of Commercial Banks [J]. European Economics Review, 1992, (36):1137-1178.

[24] Anthony Saunders, T1Grammatikos, Elizabeth Strock. Ownership Structure, Deregulation and Bank Risk Taking [J]. The Journal of Finance, 1990 : ( 6):643-654.

[25] Esty, Benjamin C. The Impact of Contingent Liability on Commercial Bank Risk Taking [J]. Journal of Financial Economics, 1998, 47(2) :189-218.

[26] Estrella, A. The Cyclical Behavior of Optimal Bank Capital [J]. Journal of Bank and Finance, 2004, 28(6):1469-1498.

# 我国“一带一路”FTA 战略的路径选择研究

赵金龙<sup>1</sup> 王斌<sup>2</sup>

**【摘要】**本文旨在研究我国“一带一路”FTA 战略的路径选择。首先通过构建二元响应模型分析了我国实施 FTA 战略的系统性原因，并根据模型结果预测出适宜与我国建立 FTA 的“一带一路”沿线国家和地区。然后运用全球贸易分析系统，模拟我国与“一带一路”沿线各国建立 FTA 对我国福利、经济增长、贸易条件和外贸进出口等的效应，以我国福利获益为基准，筛选出我国“一带一路”FTA 战略优先关注的合作伙伴。最后对“一带一路”沿线国家和地区的政治安全和风险状况进行了量化评估，并选择出政治稳定、风险较低的潜在 FTA 合作伙伴。根据三个维度运用主成分分析进行综合评估和优化选择，本文确定了“一带一路”沿线我国首批最优的 FTA 合作伙伴。

**【关键词】**中国 一带一路 FTA 战略 路径选择

## 一、引言

我国自由贸易区（FTA）战略发展迅速，成效斐然。截止 2015 年底，我国已经签署并实施 14 个 FTA，涉及 22 个国家和地区，FTA 伙伴遍及亚洲、拉美、大洋洲和欧洲等地区，见表 1。党和国家领导人高度关注我国的 FTA 战略，在不同时期就促进我国 FTA 战略的构建和发展提出了一系列重要的方针、政策和措施，如表 2 所示。截止 2015 年底，我国 FTA 战略已经形成了完整的目标、步骤、内容和路线图。“加快实施自由贸易区战略，是我国新一轮对外开放的重要内容，是适应经济全球化新趋势的客观要求，是全面深化改革、构建开放型经济新体制的必然选择，也是我国积极运筹对外关系、实现对外战略目标的重要手段”。

2013 年 9 月和 10 月，习近平总书记在访问中亚四国和东盟期间分别提出了共同建设“丝绸之路经济带”和 21 世纪“海上丝绸之路”的构想，此后“一带一路”倡议得到了国内外广泛关注。“一带一路”倡议是我国经济新常态下扩大对外开放战略的重要一环，与“一带一路”沿线

<sup>1</sup> 赵金龙，上海大学经济学院副教授

<sup>2</sup> 王斌，上海大学研究生

国家积极构建自由贸易区，不仅是我国在新形势下对外开放的重要一环，也是我国 FTA 战略的一次重大战略调整。将我国的 FTA 战略辐射“一带一路”经济带，全面构建我国的国际合作“大开放”格局，这不仅有助于我国 FTA 战略的实施，更有利于我国与“一带一路”沿线各国实现全面、深入的经济合作。本文旨在分析我国实施“一带一路 FTA 战略”的理论依据、经济效应、政治风险和路线图，探索我国与“一带一路”沿线国家构建 FTA 的可行性步骤与路径选择。

表 1 我国已经签署和正在谈判的自由贸易区

进展	中国 FTA	发展动态
已经 签署	内地-香港澳门 CEPA	2003 年签订 CEPA，2004 年 1 月 1 日生效。
	中国东盟 FTA (CAFTA)	2004 年 11 月签货物贸易协议，2005 年 7 月全面降税。
	中国-巴基斯坦 FTA	2006 年 11 月签署 FTA，2007 年 7 月 1 日实施。
	中国-智利 FTA	2005 年 11 月签署 FTA，2008 年 4 月签署服务贸易协定。
	中国-新西兰 FTA	2008 年 4 月 7 日，签署 FTA，2008 年 10 月 1 日生效。
	中国-新加坡 FTA	2008 年 10 月 23 日，签署 FTA。
	中国-秘鲁 FTA	2009 年 4 月 28 日签订 FTA，2010 年 3 月 1 日起实施。
	中国-哥斯达黎加 FTA	2010 年 4 月 8 日，签署 FTA，2010 年下半年实施。
	中国-冰岛 FTA	2013 年 4 月 15 日签署 FTA，2014 年 7 月 1 日生效。
	中国-瑞士 FTA	2013 年 7 月签署 FTA，2014 年 7 月 1 日生效。
正在 谈判	中国-韩国 FTA	2015 年 6 月 1 日签署 FTA。
	中国-澳大利亚 FTA	2015 年 6 月 17 日签署 FTA。
	中国-海合会 FTA	2004 年 7 月启动 FTA 谈判。
	中国-挪威 FTA	2008 年 9 月 18 日开始谈判。
	中日韩 FTA	2013 年 3 月 26 日开始谈判。
	RCEP	2013 年 5 月 9 日开始谈判。
	中国-南部非洲 CU FTA	2004 年 6 月 28 日启动谈判。
	CAFTA 升级版	2014 年 8 月 26 日启动谈判。
	中国-斯里兰卡 FTA	2014 年 9 月 16 日启动谈判。
	中巴 FTA 第二阶段谈判	2011 年 3 月 10 日启动谈判。
中国-马尔代夫 FTA	2015 年 9 月 8 日启动谈判。	

表 2 我国促进 FTA 战略发展的有关政策和措施

2007 年 10 月	中共十七大	首次将 FTA 建设上升为国家战略
2012 年 11 月	中共十八大	提出“要加快实施 FTA 战略”
2013 年 11 月	中国共产党第十八届三中全会	提出“要以周边为基础加快实施自由贸易区战略，形成面向全球的高标准自由贸易区网络”
2014 年 12 月	第十九次中共中央政治局集体学习会议	“实现中华民族伟大复兴的中国梦，必须适应经济全球化新趋势，加快实施 FTA 战略”
2015 年 12 月	国务院关于加快实施 FTA 战略的若干意见	提出了实施 FTA 战略的总体要求、保障体系、完善支持机制和组织实施等。

## 二、我国“辐射”一带一路 FTA 战略

“一带一路”战略构想依托中国与沿线国家既有的双边和多边机制，借助行之有效的区域合作平台，旨在加强中国与沿线国家和地区的区域经济合作。积极与“一带一路”沿线国家和地区商建 FTA，是推动与落实“一带一路”经济合作战略的重要方式和有效途径。首批“一带一路”沿线国家主要包括位于亚洲和欧洲等的 66 个国家，其中我国已经与其中 12 个国家建立了 FTA，见表 3。

2014 年 11 月 5 日，习近平主席在中共中央政治局第 19 次集体学习会议上指出，加快实施 FTA 战略是一项复杂的系统工程，要逐步构筑起立足周边、辐射“一带一路”、面向全球的 FTA 网络，强调要积极同“一带一路”沿线国家和地区商建自由贸易区。2015 年 12 月 17 日，国务院发布了《国务院关于加快实施 FTA 战略的若干意见》。《意见》提出：积极推进“一带一路”沿线 FTA，积极同“一带一路”沿线国家商建 FTA，形成“一带一路”大市场，将“一带一路”打造成畅通、商贸和开放之路。这再次突显了我国积极与“一带一路”沿线国家建立 FTA 的重要性。同时，《意见》将我国 FTA 战略的目标任务分为近期和中长期两个阶段。近期，积极推动与我国周边大部分国家和地区建立自由贸易区，使我国与自由贸易伙伴的贸易额占我国对外贸易总额的比重达到或超过多数发达国家和新兴经济体水平；中长期，形成包括邻近国家和地区、涵盖“一带一路”沿线国家以及辐射五大洲重要国家的全球自由贸易区网络。

表 3 “一带一路”沿线国家

<b>东北亚 3 国：</b> 蒙古、日本、韩国
<b>东南亚 11 国：</b> 印度尼西亚、泰国、马来西亚、越南、新加坡、菲律宾、缅甸、柬埔寨、老挝、文莱、东帝汶
<b>南亚 8 国：</b> 印度、巴基斯坦、孟加拉国、斯里兰卡、阿富汗、尼泊尔、马尔代夫、不丹
<b>西亚 16 国：</b> 沙特阿拉伯、阿联酋、阿曼、伊朗、土耳其、以色列、科威特、伊拉克、卡塔尔、约旦、黎巴嫩、巴林、也门共和国、叙利亚、巴勒斯坦、塞浦路斯
<b>独联体 7 国：</b> 俄罗斯、乌克兰、白俄罗斯、格鲁吉亚、阿塞拜疆、亚美尼亚、摩尔多瓦
<b>中东欧 16 国：</b> 波兰、罗马尼亚、捷克共和国、斯洛伐克、保加利亚、匈牙利、拉脱维亚、立陶宛、斯洛文尼亚、爱沙尼亚、克罗地亚、阿尔巴尼亚、塞尔维亚、马其顿、波黑、黑山
<b>中亚 5 国：</b> 哈萨克斯坦、乌兹别克斯坦、土库曼斯坦、吉尔吉斯斯坦、塔吉克斯坦

资料来源：中国商务部；国家发展改革委、外交部、商务部：《推动共建丝绸之路经济带和 21 世纪海上丝绸之路的愿景与行动》

## 三、影响我国“一带一路”FTA 战略的经济因素分析

我国 FTA 战略构建不但具有较强的政策外生性，而且深刻受制于合作双边的经济因素；我国 FTA 战略发展不仅突显了我国扩大对外开放的内在需求，也反映了世界各国追逐区域经济合作优势而形成的外在压力；我国 FTA 战略布局既基于国际政治地缘战略的宏观思考，又具有基于经济获益多寡的微观考量；我国 FTA 战略合作对象的选择既受制于合作伙伴国际经济战略的开放度，又囿于全球国际经贸规则的变化与调整。

我国 FTA 战略与“一带一路”合作倡议的耦合机制，反映了我国 FTA 战略发展的新特征以及与“一带一路”国际经济合作机制的互补性，突显了我国与“一带一路”沿线各国密切发展双边经贸关系的重要性和紧迫性。优先与“一带一路”沿线国家商谈 FTA 合作战略，这既适应了我国经济新常态下的内在要求，也顺应了全球区域经济合作战略的新形势和新特点。为了研究我国“一带一路”FTA 战略的可行性与发展路径，我们首先分析了影响我国 FTA 战略的综合原因和路径。我们依托相关 FTA 相关经济学理论，在相关假设基础上构建经济学模型，通过选择经济变量实证考察了影响我国 FTA 战略实施的经济和地缘原因。

## （一）模型假设与构建

### 1. 模型假设

假设 1: 国家间结成 FTA 的净福利随他们间的地理距离增加而降低，Krugman(1991b)和 FSW(1995,1996,1998)中得出的一个重要结论就是天然贸易伙伴国理论，该理论认为天然的 FTAs 比非天然 FTAs 获得更高的福利。在不考虑两国关税对价格的扭曲作用时，影响运输成本的主要因素是距离，两国距离越近，进行国际运输的成本就越低，运输成本低将会带来两国间更大的贸易量，因此会增加两国从国际贸易中获得的净福利。因此，我们假定两国间距离越大，结成 FTA 的可能性越低。同时假定两国与世界其他国家的距离越远，结成 FTA 后获得的福利效应就越大，从而结成 FTA 的可能性就越大。从 FSW 模型中得到的第二个重要结论是：洲内的 FTA 将比洲间的 FTA 获得更多的净福利。由于洲间运输成本的增加，一国与距离较远的国家间的贸易量会减少，同时与周边国家的贸易量会增加。Viner 认为，由于与距离较远国家间的贸易量较少，所以关税对与距离远的国家的效用影响就越小；但是距离相近的两国由于贸易量较大，形成 FTA 后消除关税壁垒后将会带来更少的贸易转移，两国将会获得更多的净福利增加。2015 年 12 月 17 日国务院印发《关于加快实施自由贸易区战略的若干意见》，该意见明确指出：“我国的自由贸易区战略要立足周边，辐射一带一路国家。”<sup>3</sup>在中国的 22 个 FTA 伙伴国（地区）中，有 15 个 FTA 伙伴属于我国周边国家（地

<sup>3</sup> Bair and Bergstrand (2004)

区)。因此，本文在模型中引入周边变量  $surr_{ic}$ 。

假设 2: 两成员国要素禀赋差距越大，结成的 FTA 净收益就越大，结成 FTA 的可能性就越大；但是两成员国与世界其他国家的相对要素禀赋差异越大，两国从结成 FTA 中获得的净福利也就越小。<sup>4</sup>我们用中国人均资本与 i 国（地区）人均资本之差值来表示要素禀赋差异（ $dkl$ ）。同时假定两国的经济规模越大，两国进行自由贸易所产生的规模经济效应也就越大，两国获得的净福利也就越多，我们用实际 GDP 代表一国的经济规模。

假设 3: 两成员国的贸易开放度越大，两国结成 FTA 的可能性也就越大，两国从自由贸易中获得的净福利也就越大。两个国家对外贸易开放程度越大，两国的贸易量也就越大，从而形成 FTA 可能性也就越大。由于相对指标的贸易开放性指数可以伴随时间变化进行动态调整，因此本文选取贸易开放性指数进行开放度测度。

## 2. 模型构建

二元响应模型具有两个特征：一是随着 X 增加概率值 P 也增加，但概率始终位于 0 和 1 区间；二是 P 值与 X 之间存在非线性关系。对于二元响应模型的参数值估计通常有多种方法，常见的有：线性概率模型(LPM)，对数单位模型 (Logit)，概率单位模型 (Probit) 等。由于 LPM 模型、概率单位模型和对数单位模型间的估计系数存在近似的固定转换关系，本文选用概率单位模型进行估计。二元响应模型通常表示为：

$$P(y = 1|x) = P(y^* > 0) = F(x, \beta)$$

其中 F 是一个取值范围严格介于 0 和 1 之间的函数。在概率单位模型中，F 是正态分布函数。

对于所有实数 x，它都介于 0 和 1 之间。它是一个标准正态分布随机变量的累积分布函数。该模型可以从一个潜在变量模型推理而来：

$$y^* = \alpha + \beta x + \varepsilon$$

$$y^* \begin{cases} > 0, \text{ 意味着两国结成 FTA 的净效用为正, 遂结成 FTA} \\ \leq 0, \text{ 意味着两国结成 FTA 的净效用为负, 遂不结成 FTA} \end{cases}$$

$$y = \begin{cases} 1, & y^* > 0 \\ 0, & y^* \leq 0 \end{cases}$$

其中 y 表示一个潜在变量，该变量不可直接观测，在本文的经济意义指一个国家从建立

<sup>4</sup> Bair and Bergstrand (2004)

自由贸易区时带来的效益。 $\alpha$  是一个常数,  $x$  是一个包含多个解释变量的向量,  $\beta$  则是一个包含多个系数的向量,  $\varepsilon$  是一个独立于  $x$  的误差项, 并且服从正态分布。由于  $y$  是无法直接观测到的, 我们另外假设一个指示变量  $y$ , 若两个签署自由贸易区则值为  $y=1$  (表示  $y^*>0$ ), 否则  $y=0$  (表示  $y^*\leq 0$ )。则成立或者加入一个 FTA 时的概率  $P$  可以表示为:

$$P(y = 1|\mathbf{x}) = P(y^* > 0) = F(\mathbf{x}, \boldsymbol{\beta}) = \Phi(\boldsymbol{\beta} + \mathbf{x}'\boldsymbol{\beta}) \equiv \int_{-\infty}^{\boldsymbol{\beta} + \mathbf{x}'\boldsymbol{\beta}} \varphi(t) dt$$

$$\varphi(t) = (2\pi)^{-1/2} \exp(-t^2/2)$$

### 3. 数据来源

本文的 FTA 数据源于中国自由贸易区服务网, 中国已经签订的 FTA 包括中国-东盟 FTA、中国-巴基斯坦 FTA、中国-智利 FTA、中国-香港-澳门 CEPA、中国-瑞士 FTA、中国-韩国 FTA、中国-澳大利亚 FTA 等 14 个自由贸易区, 涉及 22 个国家和地区, 实证分析不包括缅甸和台湾地区。本文研究的“一带一路”沿线国家共包含 63 个国家和地区<sup>5</sup>。本文两个距离变量 ( $sdist$ )、( $remote$ ) 源自 CIA 数据库; 国内生产总值 ( $rgdp$ ) 和要素禀赋差异变量 ( $dkl$ ) 源自世界银行主要发展指标数据库; 经济开放度 ( $openness$ ) 源自联合国商品贸易数据库。

## (二) 实证分析与检验

### 1. 实证结果

本文通过概率单位模型, 选取的相关变量包括: 中国与伙伴国(地区)的距离 ( $sdist$ )、中国和伙伴国(地区)与世界其他国家的距离 ( $remote$ )、中国与伙伴国(地区)的人均要素禀赋差异 ( $dkl$ )、中国与伙伴国(地区) GDP 之和 ( $rgdp$ )、中国伙伴国(地区)贸易开放度 ( $openness$ )、中国和伙伴国(地区)与世界其他国家的要素禀赋差异( $drowkl$ )等, 以 2002 年中国与世界 177 个国家(地区)间的横截面数据为观测基年, 对我国 FTA 战略的影响因素和路径选择进行实证分析。实证分析结果如下:

模型的模拟结果显示: “距离”、“与世界其他国家间的距离”、“人均要素禀赋差距”等三个解释变量在 1% 的水平下通过了显著性检验。“距离”变量  $sdist$  系数为负, 意味着我国更倾向于与距离近的(周边)国家(地区)优先建立 FTA, 这反映了我国 FTA 战略“以周边国家(地区)为重点”的特征。 $remote$  变量系数为正, 表明“中国和  $i$  国(地区)”与“世界其他国家”的距离越大, 中国与该国(地区)形成 FTA 的可能性就越大, 这与前述假设相符。人均

<sup>5</sup> 66个“一带一路”沿线国家中, 塞尔维亚和黑山在2006年以后才成为两个独立国家, 由于本文基准模型运用2002年数据进行分析, 研究时将两国数据统一。在运用2014年数据对一带一路沿线国家进行关于与中国建立FTA的预测研究时, 又将其作为两个国家。并且, 缺失缅甸和巴勒斯坦数据, 共63个国家。

要素禀赋差异（ $dkl$ ）的系数为正，说明中国与伙伴国（地区）间要素禀赋差异越大，形成 FTA 的可能性也越大。

表 4 我国 FTA 战略计量模型的回归结果

解释变量	(一)	(二)	(三)	(四)
Sdist	-0.212*** (0.042)	-0.200*** (0.042)	-0.193*** (0.044)	-0.190*** (0.044)
remote	8.608*** (2.066)	8.729*** (2.093)	8.962*** (2.122)	9.166*** (2.187)
Dkl	0.547*** (0.180)	0.420** (0.200)	0.342 (0.209)	0.388* (0.233)
Rgdp		0.11 (0.080)	0.185* (0.102)	0.192* (0.103)
openness			0.524 (0.403)	0.519 (0.399)
drowkl				-0.084 (0.184)
Cons	-79.020*** (18.940)	-85.71*** (19.910)	-93.95*** (21.470)	-95.85*** (21.950)
N	177	177	177	177
R-sq	0.4975	0.5127	0.5272	0.5289

注：括号内为标准误，\*\*\*  $p < 0.01$ ，\*\*  $p < 0.05$ ，\*  $p < 0.1$

## 2. 预测分析

本文将概率 0.5 设定为预测成功与否的标准，模型结果显示：我们准确预测出了中国 20 个 FTA 中的 14 个，准确率约为 70%，同时预测出了 157 个未与中国结成 FTA 中的 156 个，准确率为 99.4%。本文模型未能预测的中国 FTA 伙伴国包括智利、瑞士、秘鲁、冰岛、哥斯达黎加等国家，这些国家大都是距离中国较远的美洲和北欧国家。同时，在“一带一路”63 个沿线国家中，其中 10 个国家是中国的 FTA 伙伴国，模型成功预测出 9 个，准确率约为 90%；同时，在未与中国签订 FTA 的 53 个“一带一路”国家中，模型预测出了 52 个，准确率约为 98.1%。实证结果显示了模型良好的预测水平。

基于模型的良好预测能力，本文运用 2014 年数据，将未与中国签订 FTA 的 53 个“一带一路”沿线国家带入原模型进行预测分析。通过模型筛选出我国需要与之适宜建立 FTA 的“一带一路”国家。模型预测结果见表 5。排名前 11 的国家中，除了东帝汶以外，其他国家都为我国的周边国家。

表 5 我国“一带一路”FTA 战略路线图（一）

排名	国家	P 值	排名	国家	P 值
1	日本	0.88990	28	捷克	0.00130
2	尼泊尔	0.62585	29	立陶宛	0.00105
3	阿富汗	0.46148	30	拉脱维亚	0.00093
4	塔吉克斯坦	0.41195	31	摩尔多瓦	0.00092
5	吉尔吉斯斯坦	0.39246	32	波兰	0.00088
6	蒙古	0.37862	33	匈牙利	0.00076
7	印度	0.33268	34	克罗地亚	0.00060
8	不丹	0.32803	35	格鲁吉亚	0.00050
9	东帝汶	0.30993	36	土耳其	0.00049
10	哈萨克斯坦	0.16698	37	土库曼斯坦	0.00048
11	俄罗斯	0.08931	38	叙利亚	0.00045
12	孟加拉国	0.06458	39	亚美尼亚	0.00043
13	卡塔尔	0.03369	40	黎巴嫩	0.00043
14	斯里兰卡	0.01644	41	伊拉克	0.00035
15	阿联酋	0.01304	42	乌克兰	0.00034
16	乌兹别克斯坦	0.01018	43	伊朗	0.00031
17	科威特	0.00902	44	阿塞拜疆	0.00030
18	马尔代夫	0.00816	45	白俄罗斯	0.00023
19	也门	0.00613	46	罗马尼亚	0.00022
20	巴林	0.00532	47	约旦	0.00018
21	阿曼	0.00508	48	保加利亚	0.00013
22	沙特阿拉伯	0.00429	49	黑山	0.00011
23	以色列	0.00383	50	塞尔维亚	0.00009
24	塞浦路斯	0.00344	51	马其顿	0.00007
25	爱沙尼亚	0.00176	52	波黑	0.00007
26	斯洛文尼亚	0.00172	53	阿尔巴尼亚	0.00007
27	斯洛伐克	0.00132			

依托 FTA 理论的经济和地缘选择模型不但解释了我国 FTA 伙伴国选择的内在决定因素，也分析了我国 FTA 战略的发展路线图，对于我国实施“一带一路”FTA 战略具有一定的指导意义。

#### 四、我国“一带一路”FTA 战略的潜在经济效应分析

传统 FTA 理论认为：FTA 并不必然导致合作方经济福利的提高。成员国相互地理距离的远近、产业和贸易结构的差异、生产要素和资源的不同、经济规模的大小等诸多因素，都会不同程度地影响 FTA 成员国的经济获益。成员国之福利、贸易条件、GDP、进出口等宏观经济变量的变动与 FTA 伙伴国的选择密切相关。本文运用一般均衡模型，依托全球贸易

分析系统（GTAP）对中国与“一带一路”FTA 战略产生的福利效应和贸易效应等进行模拟和评估，通过经济学方法为我国“一带一路”FTA 战略的路径选择提供合理的预测、分析和判断。

本研究应用 GTAP 标准静态模型，采用最新的 GTAP9 数据库，该数据库以 2011 年为基期，数据库包含 140 个国家和地区，57 个商品组，数据库涵盖大部分“一带一路”沿线国家。GTAP 9.0 数据库中包含八类生产要素，为便于研究，本研究将两类熟练劳动力整合为“技术性劳动力”，将三类非熟练劳动力整合为“非技术性劳动力”，因此，生产要素共包含土地、资本、技术劳动力、非技术劳动力和自然资源等五大类。我们将 57 个商品组整合为“谷物和农作物”、“家畜和肉类产品”、“矿物与提取物”、“加工食品”、“纺织品和服装”、“轻工业产品”、“重工业产品”等十个部门。同时我们将 140 个国家和地区整合为中国、“一带一路”单个国家、欧盟、北美等 11 个地区。

表 6 根据 GTAP 数据的整合结果和研究分类

序号	国家或地区	生产部门	生产要素
1	中国	谷物和农作物	资本
2	“一带一路”沿线国家	家畜和肉类产品	土地
3	大洋洲	矿物与提取物	技术劳动力
4	东亚	加工食品	非技术劳动力
5	东南亚	纺织品和服装	自然资源
6	南亚	轻工业产品	
7	欧盟	重工业产品	
8	北美 FTA	公共设施与建设	
9	中东和北非	运输与通讯	
10	撒哈拉以南非洲	其他部门	
11	其他国家地区		

数据来源：GTAP9.0 数据库

基于 GTAP 数据，我们首先设定模拟情景为将双边 FTA 进出口关税降为 50%，进行一次冲击模拟。然后分别模拟了中国与“一带一路”沿线国家可能建立的各个 FTA，分析了“一带一路”双边 FTA 对我国福利、GDP、进出口和贸易条件等宏观经济变量产生的不同影响，模拟结果如表 7/8 所示。然后，我们进一步降低双边进出口关税，将关税降为零，再进行一次冲击模拟，根据各 FTA 对我国的潜在福利获益大小进行排名，模拟结果见表 8。从表 8 的“一带一路”沿线国家中，对 37 位的中国 FTA 优先合作伙伴进行排名。排名前十位的国家分别是印度、俄罗斯、伊朗、日本（中日韩 FTA）、阿联酋、孟加拉、沙特、哈萨克斯坦、波兰和约旦。

表 7 “一带一路” FTA 战略分别对我国宏观经济产生的潜在影响（降税 50%）

福利 排名	“一带一路” 沿线国家	中国福利 (百万\$)	中国 GDP (百万\$)	中国进口 (百万\$)	中国出口 (百万\$)	贸易条件 (%)
1	日本	2088.2	3152.5	26051.5	24681.1	-0.00074
2	俄罗斯	1975.8	462.0	4204.3	1912.3	0.000921
3	伊朗	1756.3	491.0	3946.1	1682.4	0.000882
4	阿联酋	540.0	106.0	1017.6	397.8	0.000236
5	孟加拉	464.8	63.0	857.1	397.3	0.000227
6	沙特阿拉伯	353.5	125.5	1066.3	623.3	0.000117
7	斯洛伐克	345.0	444.0	1084.1	1059.9	-6.2E-05
8	哈萨克斯坦	315.1	87.5	746.6	366.1	0.000142
9	波兰	250.4	50.0	517.6	235.4	0.000113
10	以色列	212.6	46.0	488.9	262.3	0.000092
11	约旦	205.4	39.0	346.0	123.9	0.000087
12	乌克兰	151.3	32.0	303.6	177.5	0.000068
13	土耳其	140.9	48.0	370.3	246.9	0.000054
14	捷克	134.4	38.5	384.1	216.8	0.000054
15	斯里兰卡	99.9	20.5	187.6	93.1	0.000042
16	尼泊尔	90.3	5.5	76.6	-4.6	0.00002
17	匈牙利	78.8	53.5	399.8	307.3	0.000012
18	卡塔尔	59.0	23.5	203.3	131.5	0.000006
19	罗马尼亚	58.6	17.0	144.1	79.9	0.000024
20	吉尔吉斯斯坦	57.0	7.0	62.0	9.5	0.000017
21	克罗地亚	46.6	5.0	81.8	107.6	0.000023
22	科威特	46.0	20.5	189.5	119.6	0.000013
23	斯洛文尼亚	42.4	9.5	84.1	41.0	0.000019
24	白俄罗斯	36.2	13.0	110.3	63.9	0.000014
25	蒙古	34.2	12.5	82.9	62.1	0.000012
26	巴林	26.1	8.5	64.8	35.9	0.00001
27	阿塞拜疆	25.2	5.0	47.9	18.9	0.000013
28	立陶宛	23.7	4.5	42.8	17.4	0.00001
29	爱沙尼亚	22.9	4.5	45.4	20.5	0.000011
30	阿曼	20.4	10.0	89.0	61.0	0.000005
31	塞浦路斯	19.0	4.0	29.6	10.3	0.000008
32	保加利亚	18.8	4.0	42.0	20.1	0.000008
33	拉脱维亚	18.5	4.5	33.1	13.5	0.000008
35	阿尔巴尼亚	11.8	2.5	20.5	8.9	0.00001
36	亚美尼亚	4.9	1.5	10.5	5.0	0.000002
37	格鲁吉亚	4.2	0.5	7.3	3.9	0.000002

表 8 “一带一路” FTA 战略分别对我国宏观经济产生的潜在影响（降税 100%）

福利 排名	“一带一路” 沿线国家	中国福利 (百万\$)	中国 GDP (百万\$)	中国进口 (百万\$)	中国出口 (百万\$)	贸易条件 (%)
1	印度	4995.7	1080.5	10317.1	4802.4	0.002100
2	俄罗斯	4404.5	986.5	9502.8	4282.8	0.002100
3	伊朗	4309.5	1163.5	9948.8	4338.9	0.002250
4	日本 <sup>6</sup>	2484.6	4206.5	59224.6	58032	-0.001270
5	阿联酋	1140.1	213.5	2185.0	864.5	0.000504
6	孟加拉	1045.3	120.5	1983.3	925.3	0.000520
7	沙特阿拉伯	710.8	228.5	2339.3	1382.5	0.000250
8	哈萨克斯坦	669.2	179.5	1632.3	808.3	0.000300
9	波兰	538.6	100.0	1129.3	515.0	0.000250
10	约旦	504.1	91.0	834.9	278.0	0.000210
11	以色列	471.8	85.0	1108.8	611.8	0.000210
12	乌克兰	321.2	65.0	658.3	378.6	0.000145
13	土耳其	278.1	81.0	856.5	597.6	0.000115
14	捷克	274.1	67.0	851.5	486.6	0.000120
15	斯洛伐克	242.3	663.5	3510.8	3372.8	-0.000260
16	斯里兰卡	225.8	41.5	432.9	221.5	0.000096
17	尼泊尔	181.8	11.5	170.5	1.8	0.000040
18	罗马尼亚	121.0	31.5	319.6	180.1	0.000050
19	匈牙利	114.9	75.0	951.9	742.5	0.000020
20	卡塔尔	114.8	38.5	451.6	294.0	0.000010
21	吉尔吉斯斯坦	114.1	14.0	128.1	21.6	0.000033
22	克罗地亚	108.0	11.5	189.0	227.4	0.000050
23	斯洛文尼亚	91.5	19.0	186.4	91.4	0.000041
24	科威特	90.6	36.0	262.8	414.1	0.000026
25	白俄罗斯	78.7	25.5	251.6	145.4	0.000030
26	蒙古	68.1	24.0	179.5	136.8	0.000020
27	巴林	55.9	16.0	146.5	82.3	0.000020
28	阿塞拜疆	53.2	10.5	103.8	41.6	0.000030
29	立陶宛	51.2	9.5	94.6	39.0	0.000000
30	爱沙尼亚	50.4	8.5	101.8	46.8	0.000020
31	塞浦路斯	42.7	8.5	66.6	22.5	0.000020
32	阿曼	40.7	18.0	195.4	134.1	0.000010
33	保加利亚	40.1	8.5	92.1	44.8	0.000020
34	拉脱维亚	39.4	9.0	74.0	30.9	0.000017
35	阿尔巴尼亚	26.6	5.5	47.0	20.3	0.000010
36	亚美尼亚	10.5	2.5	23.5	11.5	0.000001
37	格鲁吉亚	8.5	1.0	15.4	8.6	0.000004

数据来源：GTAP 模拟结果

<sup>6</sup> 注：本文将日本放在中日韩自贸区中进行考虑。

## 五、我国“一带一路”FTA 战略的政治安全与和平分析

“一带一路”沿线国家的地缘政治安全与和平状况深刻地影响我国“一带一路”FTA 战略的发展状况。良好的政治安全和地区环境是推进国家间区域经济一体化合作与商建 FTA 的重要前提和条件。与高危地区国家签进行的深入经济区域合作，将可能产生难以预知的政治隐患与重大经济损失。双方即使签订 FTA，作为具体合作协议执行者的企业和公司等微观经济体也难以进行实质性的合作，最终导致 FTA 的效应难以达到预期。“一带一路”沿线国家包含西亚（伊朗、土耳其、伊拉克、叙利亚等地的“IS 极端组织”）、中亚（塔吉克斯坦、乌兹别克斯坦等国的“乌伊运”组织）、南亚（阿富汗“基地”和“塔利班”组织）等高危地区各国，上述地区多年来一直是恐怖主义和宗教极端主义非常活跃的地区。因此，除了潜在的经济获益以外，我国“一带一路”FTA 战略必须认真评估沿线国家的政治安全和经济环境。

表 9 “一带一路”沿线国家“政治和平指数”排名

排名	国家	GPI	排名	国家	GPI
1	日本	1.322	20	塞浦路斯	1.924
2	捷克	1.341	21	约旦	1.944
3	斯里兰卡	1.378	22	阿曼	1.947
4	卡塔尔	1.430	23	孟加拉国	1.997
5	匈牙利	1.463	24	哈萨克斯坦	2.008
6	斯洛文尼亚	1.478	25	亚美尼亚	2.028
7	俄罗斯	1.542	26	乌克兰	2.138
8	克罗地亚	1.550	27	巴林	2.142
9	罗马尼亚	1.568	28	土耳其	2.152
10	保加利亚	1.607	29	白俄罗斯	2.173
11	格鲁吉亚	1.607	30	吉尔吉斯斯坦	2.249
12	科威特	1.626	31	阿塞拜疆	2.325
13	立陶宛	1.674	32	伊朗	2.409
14	爱沙尼亚	1.677	33	印度	2.504
15	拉脱维亚	1.695	34	以色列	2.781
16	蒙古	1.706	35	阿联酋	2.845
17	斯洛伐克	1.768	36	沙特阿拉伯	2.954
18	阿尔巴尼亚	1.821	37	波兰	3.781
19	尼泊尔	1.882			

数据来源：伦敦经济与和平研究所 IEP（2015）

本文依托伦敦经济与和平研究所发布的《2015 年全球和平指数报告》，对“一带一路”沿线国家和地区的政治安全环境进行综合评估。“全球和平指数”是一套用来测量特定国家或地区政治安全与和平状况的量化指标。该指数引自联合国以及国际组织的资料，包括“国家军

费”、“国家因组织性冲突死亡人数”、“联合国派遣人员的数目”等多重数据，对全球 162 个国家及地区的和平状况及生活稳定程度进行评分并排名。较为系统地量度了各国和地区和平的结构，为各国和平状况提供了可以量化和比对的指标，并可作跨时间及地域比较。该和平指数介于 0 至 4 之间，指数越小代表该地区越和平。

## 六、我国“一带一路”FTA 战略路线图

根据我国 FTA 路线图的“战略特点”（合理性）、“经贸获利”（现实性）以及“和平与安全”环境（可行性）等三个因素，我们运用主成分分析法对中国“一带一路”FTA 战略进行了进一步的定量研究。主成分分析法利用投影方法，通过少数几个主成分来揭示多个变量间的内部结构，从原始变量中导出少数几个主成分，使它们尽可能多地保留原始变量的信息，且彼此互不相关。主成分基本思想是考虑合成变量的方差大小及其对原始变量波动的贡献大小，而对于原始随机变量  $X_1, X_2, \dots, X_p$ ，其协方差矩阵或相关矩阵正是对各变量离散程度和相关程度的度量，在实际求解主成分时，一般先从原始变量的协方差矩阵或相关矩阵的结构分析入手。

我们首先对原始变量的三组数据进行标准化处理，标准化数学公式为： $x_{ij}^* = (x_{ij} - \bar{x}_j) / \sigma_j$ 。上述标准化公式中， $\bar{x}_j$  和  $\sigma_j$  分别为第  $j$  列数据的均值和标准差， $x_{ij}$  为第  $i$  行、第  $j$  列的数据， $x_{ij}^*$  为相应于  $x_{ij}$  的标准化数据，由于部分共同取值数据缺失，分析样本数目最终选择 37 个“一带一路”沿线国家或地区。

$$\bar{x}_j = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_{ij}, \quad \sigma_j = \sqrt{\sum_{i=1}^n (x_{ij} - \bar{x}_j)^2} = \sqrt{\text{Var}(x_{ij})}$$

表 10 “一带一路”FTA 战略数据标准化处理结果

国家	和平指数	FTA 战略	经济获利	国家	和平指数	FTA 战略	经济获利
阿尔巴尼亚	0.0732	-0.4258	-0.4994	罗马尼亚	0.8187	-0.4250	-0.4239
阿联酋	-1.5897	-0.3587	0.3900	蒙古	0.3846	1.5326	-0.4663
阿曼	-0.2258	-0.3999	-0.4881	孟加拉国	-0.3340	-0.0921	0.3142
阿塞拜疆	-0.9283	-0.4246	-0.4782	尼泊尔	-0.0765	2.8117	-0.3754
爱沙尼亚	0.4699	-0.4171	-0.4803	日本	1.8171	4.1778	1.4638
巴林	-0.6192	-0.3986	-0.4760	塞浦路斯	-0.1741	-0.4084	-0.4865
白俄罗斯	-0.6752	-0.4250	-0.4577	沙特	-1.6988	-0.4040	0.0471
保加利亚	0.6885	-0.4255	-0.4886	斯里兰卡	1.5585	-0.3412	-0.3403
波兰	-2.3217	-0.4217	-0.0905	斯洛伐克	0.2117	-0.4194	-0.3271

# 国际货币评论

International Monetary Review

俄罗斯	0.9091	0.0359	2.9972	斯洛文尼亚	1.1454	-0.4173	-0.4475
格鲁吉亚	0.6885	-0.4236	-0.5138	土耳其	-0.6374	-0.4236	-0.2985
哈萨克斯坦	-0.3570	0.4377	0.0138	乌克兰	-0.6118	-0.4244	-0.2641
吉尔吉斯斯坦	-0.8060	1.6042	-0.4295	匈牙利	1.2038	-0.4223	-0.4289
捷克	1.7269	-0.4195	-0.3017	亚美尼亚	-0.3984	-0.4240	-0.5123
卡塔尔	1.3365	-0.2519	-0.4290	伊朗	-1.0545	-0.4246	2.9213
科威特	0.6273	-0.3796	-0.4483	以色列	-1.5216	-0.4064	-0.1438
克罗地亚	0.8810	-0.4231	-0.4344	印度	-1.1870	1.2949	3.4694
拉脱维亚	0.4166	-0.4214	-0.4892	约旦	-0.2191	-0.4253	-0.1180
立陶宛	0.4789	-0.4208	-0.4797				

数据来源：作者计算

在数据标准化之前，由于前两组数据和第三组数据（和平安全指数）对于 FTA 形成的相关性存在量纲差异，我们首先进行量纲异质性变换，使得数据大小与建立 FTA 的可行性呈正比关系。数据标准化以后，我们运用 Eviews 求解相关系数矩阵等数值，分析结果概括了特征值、贡献度、累积解释比例、线性组合系数等内容，如表 11 所示。由于本文结果的计算采用相关矩阵，所以 3 个特征值之和等于 3。

表 11 一致指标组的主成分分析结果

向量和特征		主成分		
		第 1 主成分	第 2 主成分	第 3 主成分
特征向量	和平安全指数	0.010	0.891	0.453
	FTA 战略指数	0.709	0.313	-0.631
	经贸获利指数	0.705	-0.327	0.629
特征值		1.299	1.104	0.597
贡献率		0.433	0.368	0.199
累积贡献率		0.433	0.801	1

数据来源：作者计算

主成分分析通常需要综合考虑样本总方差的量、特征值的相对大小以及各成分对问题的解释和阐述，一般所取主成分的个数要使得累积贡献率达到 80% 以上为宜。文中的第一个主成分占总方差的 43.3%，第二个成分占总方差的 36.8%，前两个成分占总方差的 80.1%，因此，我们需要结合两个主成分进行分析；第二个比较常用的方法是碎石图，首先将特征值按从大到小的顺序进行排列，选择碎石图斜率变化较大的拐点，通常在此序号之后的特征值取值比较小，则此序号作为主成分的个数，本文数据的特征值排序的碎石图显示，分析需要结合两个主成分；第三个经验判断方法是只保留方差大于 1 的主成分。综合上述三种方法，基于本文主成分分析结果，我们选取两个主成分进行分析。

表 12 我国一带一路 FTA 战略路线图（主成分得分结果）

排名	国家	主成分得分	排名	国家	主成分得分
1	日本	6.46	8	卡塔尔	0.78
2	尼泊尔	2.66	9	吉尔吉斯斯坦	0.75
3	俄罗斯	1.99	10	匈牙利	0.49
4	蒙古	1.74	11	斯洛文尼亚	0.44
5	印度	1.56	12	克罗地亚	0.20
6	捷克	1.01	13	罗马尼亚	0.14
7	斯里兰卡	0.93	14	哈萨克斯坦	0.13

数据来源：作者计算

本文实证分析结果表明（见表 12）：当前，我国适宜与之建立 FTA 的“一带一路”沿线国家主要包括日本、尼泊尔、俄罗斯、蒙古、印度、捷克、斯里兰卡等 14 个国家，其中，中国选择与日本、尼泊尔、俄罗斯、蒙古和印度建立双边 FTA 的合理性、可行性与现实性位居前五。

## 参考文献

- [1] Baier, Scott L., and Jeffrey H. Bergstrand, (2004a). "Economic Determinants of Free Trade Agreements." *Journal of International Economics* 64 (1), October: 29-63.
- [2] Frankel, J.A., Stein, E., Wei, S.-J., (1995). Trading Blocs and the Americas: the natural, the unnatural, and the super-natural. *Journal of Development Economics* 47 (1), 61–95.
- [3] Frankel, J.A., Stein, E., Wei, S.-J., (1996). "Regional trading arrangements: natural or supernatural". *American Economic Review* 86 (2), 52–56.
- [4] Frankel, J.A., Stein, E., Wei, S.-J., (1998). "Continental trading blocs: are they natural or supernatural". In: Frankel, J.A. (Ed.), *The Regionalization of the World Economy*. University of Chicago Press, Chicago, pp. 91–113.
- [5] Krugman, P., (1991a). "Is bilateralism bad". In: Helpman, E., Razin, A. (Eds.), *International Trade and Trade Policy*. MIT Press, Cambridge, pp. 9–23.
- [6] Krugman, P., (1998). Comment on: Jeffrey A. Frankel, Ernesto Stein, Shang-Jin Wei, continental trading blocs: are they natural or supernatural? In: Frankel, J.A. (Ed.), *The Regionalization of the World Economy*. University of Chicago Press, Chicago, pp. 114–115.
- [7]"Structure of GTAP," published in T.W. Hertel (ed.), *Global Trade Analysis: Modeling and Applications*, Cambridge University Press, 1997.

## A Study on the Path Selection of China's "One Belt One Road" FTA Strategy

**Abstract:** This paper aims to study the path selection of China's "One Belt, One Road" FTA strategy. Firstly, we analyze the systematic causes for China's FTA strategy implementation using a binary response model. And based on the results of the models, China's optimized FTA partners among the countries and regions along "One Belt, One Road" have been well predicted. Then with the help of GTAP, the potential impacts have been simulated in view of China's welfare, economic growth, terms of trade and foreign import and export from perspective FTA between China and any other countries along "One Belt, One Road". With China's welfare benefit as a benchmark, China's beneficial FTA partners from "One Belt, One Road" have been screened. Finally, we make a quantitative evaluation on political security and risk status for countries along "One Belt, One Road" so as to choose China's FTA partners with political stability and low risk. According to comprehensive evaluation and optimal selection from three dimensions by PCA, China's first optimal FTA partners along "One Belt, One Road" have been well ascertained.

**Key Words:** China, "One Belt One Road", FTA Strategy, Path Selection

# 我国价格型与数量型货币政策工具有效性的实时 对比及其政策残余信息估计

刘达禹<sup>1</sup> 赵婷婷<sup>2</sup> 刘金全<sup>3</sup>

**【摘要】**“十三五”期间，我国宏观调控体系改革的一个重点就是货币政策框架从数量型调控向价格型调控转型。而这一转型的关键是货币政策中介目标由货币供应量（M2）向政策利率的转变。有鉴于此，本文构建 TVP-S-FA-VAR 模型对二者的有效性进行了实时对比，同时在理性预期框架下对货币政策规则进行因子拓展，结果发现：价格型中介对实际经济变量的调控效果更为直接，并且作用力度小，持续时间短，因此更多地体现出预调与微调的功能；而数量型中介（M2）对经济周期的系统性影响较强，但收敛速度较慢，同时在长期还具有“挤出效应”，因此货币当局对总量调控的使用已较为审慎。最后，货币政策规则残余信息的估计结果表明：当使用价格型中介进行信息提取时，经典的泰勒规则将存在 40% 左右的信息漏出，相反，因子增广不能显著增加数量型中介的信息解释力度，这再次说明数量型中介与实际经济行为间的关联性正在逐步弱化，其已不宜再作为货币当局进行宏观调控的政策中介目标。

**【关键词】**价格型货币政策工具 数量型货币政策工具 TVP-S-FA-VAR 模型 货币政策残余信息

## 一、引言

价格型货币政策工具与数量型货币政策工具是中央银行进行宏观调控的两种重要政策中介目标。其中，价格型货币政策工具是指中央银行在对实际经济状况进行解读与判断后，通过资产价格变化影响微观主体的财务成本和收入预期，进而使微观主体根据宏观调控信号调整其经济行为的政策调整方式。而数量型货币政策工具是指中央银行通过公开市场操作、

<sup>1</sup> 刘达禹，吉林大学商学院、吉林大学数量经济研究中心双聘讲师

<sup>2</sup> 赵婷婷，哥伦比亚大学统计学院博士研究生

<sup>3</sup> 刘金全，吉林大学商学院博士生导师，长江学者特聘教授

改变法定存款准备金率和控制信贷供应量等方式直接对货币投放量进行调整。此时，这种政策调整机制将通过“价格粘性”与“货币幻觉”对微观经济主体的行为产生系统性影响，使其消费意愿增强并增加劳动投入，进而实现通过货币供应量调整来刺激实际产出的目的。

实际上，尽管有关选取价格型还是数量型货币政策工具作为货币政策中介目标的争论一直存在，但从国际经验来看：许多发达国家和多数中等收入国家均经历了由数量型中介向价格型中介转型的过程 (Friedman & Kuttner, 1992; Bernanke & Blinder, 1989)。而推动此项转型首先需要如下三个先决条件：一是数量型经济指标与实际经济变量间的相关性显著弱化；二是金融创新使得货币需求稳定性下降并难以预测；三是价格型指标（利率）能够有效传导至其他市场利率和实体经济。就第一点而言，2015 年资产价格繁荣时期的例证表明，即便资产价格处于迅速攀升时期，M2 同比增速依旧可以在低位盘桓，这说明货币数量指标与实际经济变量间的依存关系已明显弱化。而就第二点来看，近年来，随着银行体系表外业务的迅速扩张，许多或有负债无法纳入至广义货币统计范畴，导致将数量型指标作为货币中介目标无法准确地测度实际货币需求。由此可见，上述三个必要条件中的前两项已基本满足，但是将货币政策中介目标改变为政策利率是否能够有效提振实体经济活力，仍是一个有待考证的问题。因此，探究我国不同历史时期内的货币政策中介目标选择，测度不同时点上价格型政策工具与数量型政策工具的有效性，对我国未来一定时期内的金融风险治理、系统性紧缩风险防范以及物价水平控制均具有重要的理论参考价值和实践指导意义。

## 二、货币政策中介目标选择及其有效性的相关文献综述

目前，有关价格型与数量型货币政策工具调控效果对比的研究正在深入进行，其研究进展可以归结为以下三个方面：(1) 在实际操作层面上，其关注焦点主要在于不同时期内货币政策中介目标有效性的差异；(2) 在研究方法层面上，其研究进展主要在于将 VAR 模型拓展为 FA-VAR 模型亦或是 TVP-VAR 模型，从而实现因子增广与实时对比；(3) 在理论基础层面上，其演进过程主要是针对货币政策规则进行拓展，将资产价格与汇率波动等要素纳入至货币政策规则模型，从而实现对货币政策残余信息的进一步整合。

早期的研究多聚焦于货币政策中介目标有效性的探讨，Bernanke & Blinder (1989)、Friedman & Kuttner (1992) 通过 Granger 因果分析和 VAR 方差分解证明了联邦基金利率对实际经济行为（通胀、产出）的预测能力要显著高于货币供应量指标 (M1, M2)。这些重要的典型化事实使得美联储逐渐放弃了货币供应量中介，并转向采取“利率盯住”的方式进行政

策调控。然而，美国次贷危机的爆发进一步改变了学者们对传统价格型与数量型货币政策工具有效性的认识，因为在后危机时期，接近于“零边界”的联邦基金利率已无法再对经济形成有效调控；而有限的广义货币供给 (M3) 也已无法支撑无限的信用扩张 (主要是部分次级债务和表外或有事项不纳入统计)，这使得利率与 M3 对经济行为的调控效应都在迅速弱化 (Brunnermeier, 2009)。随后，近期的部分研究发现，当传统货币政策工具失效时，美联储主要是通过零利率下界配合前瞻指引、扭曲操作与量化宽松来平抑后危机时期的经济波动 (Keen, 2013; Cúrdia et al., 2015)。Nakajima & West (2013) 进一步测度了零利率边际下，利率调控和量化宽松政策的有效性，结果表明：当利率处于“零边界”附近时，实际产出对利率变动的敏感性将显著增强，而量化宽松政策的产出效应却具有明显的边际效用递减特征。相比而言，国内的相关研究起步较晚，这主要是因为我国利率市场化进程起步较晚，而管制下的市场利率从客观上决定着其很难成为货币当局盯住的中介对象 (刘明志, 2006)。丁文丽和刘学红 (2002) 指出：尽管将货币供应量作为货币政策中介目标存在固有局限性，但是其对实际经济行为的调控效果更为明显，因此，在利率机制尚不完善的情况下，货币当局仍应将货币供应量作为货币政策中介目标。此外，许多学者还对名义利率调整与货币供给变动的政策效果进行了对比，结果发现货币供应量对实际产出和通货膨胀的影响更为显著 (范从来, 2004; 刘金全和刘兆波, 2008)。然而，2008 年“次贷危机”的爆发使得研究者开始重新审视选取货币供应量作为货币政策中介目标的适宜性。而对货币供应量中介目标有效性的质疑主要集中于以下两个方面：一是货币供应量调整无法对资产价格形成良好的指示作用，导致其在调整虚拟经济的过程中收效甚微 (盛松成和吴培新, 2008)；二是随着虚拟货币外延的不断扩展，许多表外资金和地方性政府债务资金难以纳入至传统的 M2 统计体系，这进一步弱化了 M2 统计指标与实际经济行为间的相关性 (张春生和蒋海, 2013)。近期，还有部分学者围绕着货币数量论失效展开了系统研究，结果发现：房产泡沫膨胀和地方性政府债务高企是导致微观主体提高其货币持有意愿的主要原因，这在很大程度上破坏了货币供给与实际经济变量间的联动机制 (陈彦斌等, 2015)。

目前，有关价格型中介与数量型中介适用性的探讨已经较为深入，而就研究方法层面来看，研究者主要是采用 VAR 及其拓展模型对比价格型与数量型货币政策的调控效应。早期的研究多是采用普通 VAR 模型进行参数估计 (Friedman & Kuttner, 1992; Bernanke & Blinder, 1989)，但这一方法存在着两大重要弊端，一是基本模型无法反应经济系统的时变特征，导致其无法在时间维度上考察同一政策工具有效性的时变特性；二是基本模型只能包含少量的经济变量 (一般是 3-5 个)，导致其在建模过程中可能存在着经济意义层面上的缺失。针对问

题一, Primiceri (2005) 将随机波动引入至 VAR 系统, 采用实际 GDP 增长率、GDP 平减指数、名义利率以及 M4 同比增长率构建了 4 变量的 TVP-VAR 模型, 从而实现了价格型政策与数量型政策的实时对比, 研究结果表明: “大缓和” 期间内, 利率对通货膨胀的调控效果始终较为稳定, 而货币供应量对实际经济变量的影响则开始不断弱化。针对问题二, Bernanke et al. (2005) 在对美国货币政策的动态调控效应进行估计时引入了大量宏观经济数据构造动态因子, 结果发现相比于普通 VAR 模型, FA-VAR 模型的估计结果及其脉冲响应函数均会发生显著改变, 这说明仅使用 VAR 模型估计经济变量间的作用关系可能会存在变量疏漏和结果偏误等问题。近期, 还有部分学者开始尝试将 TVP-VAR 的时变特性与 FA-VAR 的高信息含量进行整合, 从而实现在因子增广的基础上进行实时对比 (Koop et al., 2009; 王少林, 2014 等), 但是这些研究多聚焦于方法的拓展, 导致其在模型构建时仅考虑了参数的增广与时变特征, 但却忽略了货币政策调控过程中变量间的领先滞后关系。

实际上, 许多国家的货币政策实践经验表明, 货币当局通常是在对经济状况进行解读后, 按照某些既定的规则对政策中介目标进行调整。早期, Taylor (1993) 使用一个简单的线性方程来刻画美联储的货币政策对经济行为 (产出缺口与通货膨胀) 的反应, 结果发现: 这一线性方程能够很好地捕捉美联储的货币政策操作<sup>4</sup>, 这即是著名的泰勒规则, 泰勒规则不仅有效地捕捉了美联储的货币政策操作, 同时也表明, 在对货币中介目标进行评价时, 产出缺口与通货膨胀是需要单独考量的两个重要指标。随后, 许多学者围着绕降低通胀与拉动产出这两项基本职能对货币政策中介目标的有效性展开了探讨, 结果发现以通货膨胀目标制为导向的名义利率调整能够有效地熨平通胀波动, 而货币供应量调整对实际产出的拉动效应则更为显著 (Clarida et al., 2000; Svensson, 2002; Boinet & Martin, 2008; 李正辉等, 2012)。近期, 还有部分学者提出: 随着全球经济一体化进程的不断加快以及虚拟经济在经济总量中占比的逐渐提高, 资产价格和汇率要素也应被纳入至货币政策规则当中, 作为单独的变量进行考虑, 然而相关研究尚未形成统一结论 (Byrne & Nagayasu, 2010; 刘金全等, 2015)。

通过回顾以往的相关研究可以总结出以下三方面共识: (1) 许多国家的货币政策中介目标均经历了由数量型向价格型转换的过程; (2) 相比于经典系统, 采取时变方法亦或是因子增广更易于对比不同政策中介目标的有效性; (3) 在实际建模过程中, 研究者应当考虑经济变量间的传导机制和领先滞后关系, 这会使研究结论更接近于现实状况。然而需要指出, 以往研究存在着三个重要问题尚未解决: 一是对于我国现阶段的经济运行状况而言, 货币供应

---

<sup>4</sup> 拟合优度超过 90%。

量中介目标是否已经失效，而利率传导机制又是否已经畅通？二是在不同时间点上，货币政策中介目标的有效性是否发生了结构性改变？三是货币当局在对货币政策中介目标进行调整的过程中，是否还考虑了除产出与通胀以外的其他经济行为（汇率、资产价格等）。有鉴于此，下文中笔者将对均值系统进行结构性时变因子扩展(TVP-S-FA-VAR)，从而实现不同时间点的政策调控效应对比<sup>5</sup>，进而厘清货币中介目标调整对实际经济行为的影响机制。

### 三、含有宏观因子与货币政策规则的 TVP-S-FA-VAR 模型

为检验不同类型货币政策工具的有效性，我们首先需要构建一个标准的 S-VAR 系统：

$$Ad_t = c_1 d_{t-1} + \dots + c_p d_{t-p} + v_t \quad (1)$$

这里， $d_t' = [x_t', r_t']$ ， $A$  代表  $n \times n$  维联立方程系数， $x_t$  是  $(n-1 \times 1)$  维列向量，是可观测实际经济变量的集合（主要包括：产出缺口，通货膨胀等）， $r_t$  代表货币政策工具（货币供应量、名义利率）， $c_i, i=1, \dots, p$  是  $(n \times n)$  维滞后项系数矩阵，扰动项  $v_t \sim N(0, \Omega)$ ，这里， $\Omega$  是  $(n \times n)$  维样本协方差矩阵。以上即是基本的 S-VAR 模型。但是需要指出，受制于共线性的影响，通常 VAR 模型仅能容纳 3-5 个变量，这会使模型系统存在经济意义上的疏漏。因此，本文首先将 VAR 模型拓展为 FA-VAR 模型以提高整个模型的信息含量。FA-VAR 模型的主要思想是将  $n$  维可观测向量  $x_t$  整合成  $k$  维不可观测因子  $f_t$ ，其中  $k$  远小于  $n$ 。随后研究者可以将因子与主要变量纳入至同一系统进行参数估计，从而实现增加模型信息和简化估计的双重目的。FA-VAR 的具体表达形式如下：

$$Ay_t = F_{1,t} y_{t-1} + \dots + F_{p,t} y_{t-p} + v_t \quad (2)$$

其中  $A$  依旧是  $n \times n$  维联立方程系数， $y_t' = [f_t', r_t']$ ， $f_t$  为  $k \times 1$  维潜在因子向量， $r_t$  是  $1 \times 1$  维的货币政策工具， $F_{i,t}$ ， $i=1, \dots, p$ ， $t=1, \dots, T$  是  $(k \times k)$  维滞后项系数矩阵， $v_t$  是  $n \times 1$  维结构性冲击， $v_t \sim N(0, \Sigma)$ ；

<sup>5</sup> TVP-S-FA-VAR 有如下两方面优势，一是将时变系统与因子系统进行整合，从而实现准确的实时对比和因子增广，二是可以将货币当局的政策规则写入至结构型矩阵当中，这可以使系统估计更接近于实际政策操作。

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_1 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \ddots & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & 0 \\ 0 & \cdots & 0 & \sigma_k \end{bmatrix} \quad A = \begin{bmatrix} 1 & 0 & \cdots & 0 \\ a_{21} & \ddots & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & 0 \\ a_{k1} & \cdots & a_{k,k-1} & 1 \end{bmatrix}$$

随后，根据 Bernanke et al. (2005)，我们可以将实际经济变量  $x_t$  整理成如下形式：

$$x_t = \lambda_t^f f_t + \lambda_t^r r_t + u_t \quad (3)$$

这里， $\lambda_t^f$  是  $(n \times k)$  维因子系数矩阵，而  $\lambda_t^r$  是  $(n \times 1)$  维货币政策工具变量的系数矩阵，并且  $u_t \sim N(0, H_t)$ ， $H_t = \text{diag}(\exp(h_{1,t}), \dots, \exp(h_{n,t}))$ ， $t = 1, \dots, T$  是  $(n \times n)$  样本协方差阵。在此假设误差项  $u_t$  与因子不相关，且因子不存在序列相关性，即  $E(u_{i,t} f_t) = 0$ ， $E(u_{i,t} u_{j,s}) = 0$  对所有的  $i, j = 1, \dots, n$  和  $t, s = 1, \dots, T$ ， $i \neq j$ ， $t \neq s$  均成立。这里，方程 (2) 即是 FA-VAR 模型，而方程 (3) 是 FA-VAR 模型的因子方程。倘若进一步假定样本协方差阵是对角矩阵，则方程 (3) 中的参数能够利用下述单变量回归方程进行估计：

$$x_{i,t} = \lambda_{i,t}^f f_t + \lambda_{i,t}^r r_t + u_{i,t}, \quad i = 1, \dots, n \quad (4)$$

在对因子进行估计后，我们将进一步对系统进行时变系数拓展，令  $\beta_t = A^{-1} F_t$ ，

$X_t = I_n \otimes (y_{t-1}, \dots, y_{t-s})$  ( $\otimes$  代表克罗内克积)。在此将时变参数引入  $A$  与  $\Sigma$ ，式 (2) 可进一步简化为：

$$Y_t = X_t \beta_t + A_t^{-1} \Sigma_t \varepsilon_t, \quad t = s+1, \dots, n \quad (5)$$

这里，系数  $\beta_t$ ，联立方程系数  $A_t$  以及随机波动的协方差矩阵  $\Sigma_t$  都服从时变特征。在此，参照 Nakajima & West (2013) 的处理方法，假定 (5) 中的参数服从如下的随机游走过程：

$$\beta_t = \mu_\beta + \phi_\beta (\beta_{t-1} - \mu_\beta) + \tau_t, \quad t = s+1, \dots, n$$

$$\alpha_t = \mu_\alpha + \phi_\alpha (\alpha_{t-1} - \mu_\alpha) + \zeta_t, \quad t = s+1, \dots, n$$

$$h_t = \mu_h + \phi_h (h_{t-1} - \mu_h) + \zeta_t, \quad t = s+1, \dots, n$$

这里， $\beta_t$  与  $\alpha_t$  是模型参数向量， $h_t = \log(\sigma_t^2)$ 。 $\tau_t, \zeta_t, \zeta_t$  分别为相应的随机扰动项。式(1)-(5)

完成了对 TVP-FA-VAR 模型的刻画。然而，考虑到货币当局通常是根据某些既定的规则改

变其政策操作，因此，本文将对参数矩阵 $A_t$ 施加相应的政策约束。<sup>6</sup>在此，我们对 Boinet & Martin (2008) 构建的理论模型进行因子扩展，通过最小化中央银行的福利损失函数，得到名义利率根据产出缺口与通货膨胀变动的调整规则。其中，总需求方程、总供给方程与利率规则设定如下：

$$y_t = E_{t+1}y_{t+1} - \delta^{-1}(E_t R_{t+1} - E_t \pi_{t+1}) + \mu_t^D \quad (6)$$

$$\pi_t = \vartheta E_t \pi_{t+1} + \kappa y_t + \mu_t^S \quad (7)$$

$$R_t = (1 - \rho)(\beta \pi_{t-1} + \lambda y_{t-1}) + \rho R_{t-1} + \mu_t^R \quad (8)$$

这里，式(6)是根据 IS 曲线获取的总需求方程，其中， $E$  代表期望算子， $E_t y_{t+1}$  代表在  $t$  期给定信息条件下对  $t+1$  期产出缺口的预测， $E_t R_{t+1} - E_t \pi_{t+1}$  代表预期实际利率， $\delta^{-1}$  是产出缺口对实际利率期望的调整系数。式 (7) 则代表新凯恩斯框架下的总供给曲线，其中， $E_t \pi_{t+1}$  代表通货膨胀预期， $\vartheta$  和  $\kappa$  分别是当期通货膨胀根据产出缺口和通货膨胀预期的调整系数。而式 (8) 代表货币当局的利率调整规则，其中， $\rho$  是利率平滑意愿， $\beta$  与  $\lambda$  分别是通货膨胀与产出缺口的调整系数。此外， $\mu_t^D, \mu_t^S, \mu_t^R$  分别代表总需求冲击、总供给冲击与货币政策冲击。其中， $\mu_t^D$  与  $\mu_t^S$  服从于如下的 AR(1)过程： $\mu_t^D = \rho_D \mu_{t-1}^D + \varepsilon_t^D$ ， $\mu_t^S = \rho_S \mu_{t-1}^S + \varepsilon_t^S$ 。 $\rho_S$  与  $\rho_D$  是相应的一阶自回归系数， $\varepsilon_t^S$  与  $\varepsilon_t^D$  代表随机干扰项，并且  $\varepsilon_t^S$  与  $\varepsilon_t^D$  不相关。式(6)、(7)与(8)构成了理性预期框架下的新凯恩斯货币政策规则模型。然而，近期许多研究表明，中央银行在制定政策规则时不仅考虑了产出缺口与通货膨胀，资产价格与汇率要素同样成为其政策操作过程中的重要考虑对象 (刘金全等, 2015; Byrne & Nagayasu, 2010 等)，这说明货币政策规则的外延也在不断扩展。鉴于此，本文将对式 (8) 描述的货币政策规则框架进行扩展，将因子要素纳入至式 (8) 当中，具体表达如下：

$$R_t = (1 - \rho)(\beta \pi_{t-1} + \lambda y_{t-1}) + \rho R_{t-1} + \phi f_{1,t-1} + \phi f_{2,t-1} + \mu_t^R \quad (9)$$

<sup>6</sup> 这里，我们以利率规则为例介绍 TVP-S-FA-VAR 模型的矩阵结构，为保证一致性，在对货币供应量进行建模时我们同样假定中央银行将根据产出缺口、通货膨胀还有其他宏观因子的变动对货币供应量进行调整，具体形式参见下文中式 (9) 与 的矩阵表达。

其中,  $f_1$ ,  $f_2$  分别代表第一宏观因子与第二宏观因子<sup>7</sup>, 这一改进有两方面优势: 一是可以提高货币政策的拟合优度, 进而实现对货币政策规则残余信息的提取; 二是相比于资产价格和汇率要素等特殊经济指标, 宏观因子对信息的拟合能力更强, 并且这一表达更具一般性。随后, 我们可以将式 (6)、(7)、(9) 写为如下的矩阵形式:

$$\begin{aligned} A_t Y_t &= F_t Y_{t-1} + f_t + \mu_t \\ \mu_t &= A_t^{-1} \Sigma_t \varepsilon_t \end{aligned} \quad (10)$$

其中,  $Y_t = (f_{1t}, f_{2t}, y_t, \pi_t, R_t)$ ,  $f_t = (c_{1t}, c_{2t}, 0, 0, 0)'$ ,  $\mu_t = (\mu_t^{f_1}, \mu_t^{f_2}, \mu_t^D, \mu_t^S, \mu_t^R)$ ,

$\varepsilon_t = (\varepsilon_t^{f_1}, \varepsilon_t^{f_2}, \varepsilon_t^D, \varepsilon_t^S, \varepsilon_t^R)$ 。

$$A_t = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & -\kappa_t & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix} \quad F_t = \begin{pmatrix} \lambda_{1t} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \lambda_{2t} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & \delta_t^{-1} & -\delta_t^{-1} \\ 0 & 0 & 0 & \rho_t & 0 \\ \phi & \varphi & (1-\rho_t)\lambda_t & (1-\rho_t)\beta_t & \rho_t \end{pmatrix}$$

#### 四、中国宏观经济运行的典型化事实与基础宏观因子提取

在构建 TVP-FA-VAR 模型之前, 首先要对相关的宏观因子进行搜集与整理, 鉴于部分宏观经济序列的统计起步较晚, 因此本章将样本起始点设定为 2004 年 1 月, 对应的样本终点为 2015 年 12 月。这里, 我们共使用了 49 条宏观经济序列反应中国经济周期波动的宏观成分, 基础因子选取主要是按照以下标准进行: 首先, 我们根据基础数据的属性差异, 将全部数据先归为指标型数据、比率型数据以及总量型数据三大类。其中, 指标类数据主要包括反应消费、投资以及宏观经济状况的相关序列 (如: 国房景气指数、消费者预期指数、宏观预警指数等)。而比例型数据主要包括名义利率、M0、M1 和 M2 同比增速等政策调控变量。最后是总量类数据, 其主要是以国民经济核算为依据, 并从三种不同角度进行刻画。首先根据国民经济核算恒等式, 笔者统计了消费、投资、政府支出与进出口的相关数据; 随后, 为从产业结构变迁的维度进一步刻画我国总产值的变化特征, 笔者随即采用三次产业增加值的时间序列数据对其进行二次刻画, 最后, 为进一步细化体现我国经济运行的结构性变化, 笔

<sup>7</sup> 在下文因子提取的过程中, 我们发现前两大宏观因子对基础指标的拟合优度即可达到 85% 以上, 因此选取前两大宏观因子纳入至 TVP-S-FA-VAR 模型, 固在此以双因子形式对模型系统进行介绍。

者还统计了部分重点行业产值变化的时间序列数据。<sup>8</sup>下面，我们将对基础宏观因子的变动状况进行简要分析。

首先从宏观经济景气变动的角度来看，图 1 和图 2 基本能够反映样本期间内中国宏观经济的运行状况。首先观察图 1 可以看出，宏观先行指数、宏观预警指数、宏观一致指数与宏观滞后指数的走势高度耦合，其中预警指数的波幅最大。4 者在样本前期 (2004-2008) 运行地较为平稳，并均在美国次贷危机时期出现了不同程度上的 V 型轨迹，其中预警指数变化最快，先行指数次之，一致指数再次，滞后指数最慢，说明 4 者基本能够作为宏观经济运行的晴雨表，并对经济周期的更迭进行较为准确的度量。此外，由于自中国经济运行进入“新常态”时期以来，宏观经济层面一直面临着较大的经济下行风险，这使得我们应更加关注宏观预警指数的走势。自 2012 年起，预警指数呈现出快速下行态势，目前已跌至近 20 年间的历史低位 (与 2009 年经济增速 6.6% 这一时期基本持平)，并且收缩历时极长，表明本次经济下行并非是周期性变动，而是经济经过长期高速增长后，由高速向中高速过渡时所发生的结构性转变。而就消费指数的变化规律而言，消费者满意指数、消费者预期指数与消费者信心指数的客观变化规律同样揭示了部分经济运行过程中的结构性矛盾。三者在本样本初期一直处于高位水平，表明此段期间内消费对经济增长的拉动作用较为显著，随后，三者均在金融危机期间发生了微弱的收缩，但又迅速地回归至理性区位，这与经济的客观运行规律也基本相符。然而自 2012 年以来，形势再度发生变化，三者的波动性明显上升，而其所处的区位水平也均呈现出不同程度上的下移，这说明内需不足，消费乏力是当前我国宏观经济下行的主导因素。结合我国居民消费价格指数的走势来看，其在低位水平 (1%-2%) 盘桓已超过 1 年，

---

<sup>8</sup> 本文提取动态因子过程中所使用的全部数据一览：流通中现金 M0 同比增速，货币 M1 同比增速，货币和准货币 M2 同比增速，第一产业增加值，第二产业增加值，第三产业增加值，国内生产总值，财政收入，财政支出，公共税收，进口额，出口额，净出口额，住宿和餐饮业增加值，批发和零售业增加值，建筑业增加值，交通运输和仓储业增加值，工业增加值，房地产业增加值，第一产业固定资产投资完成额，第二产业固定资产投资完成额，第三产业固定资产投资完成额，社会消费品零售总额，消费者预期指数，活期存款，定期存款，个人存款，其他存款，M0 期末余额，M1 期末余额，M2 期末余额，宏观预警指数，宏观一致合成指数，宏观滞后合成指数，宏观先行合成指数，消费者预期指数，国房景气指数，银行间同业拆借加权平均利率 (隔夜、7 天期、8-14 天、15-20 天、1 月、2 月、3 月)、居民消费价格指数、商品零售价格指数、工业品出厂价格指数、农产品价格指数、外汇储备期末存量，共 49 条原始数据 (非货币供应总量类数据均经过了季节调整与平减)。

表明中国宏观经济运行正处于新一轮低通胀时期，并且伴随着一定程度上的通缩压力。

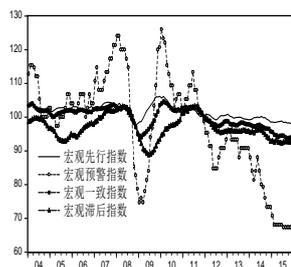


图1 宏观景气指数

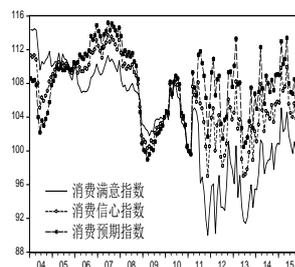


图2 消费者指数

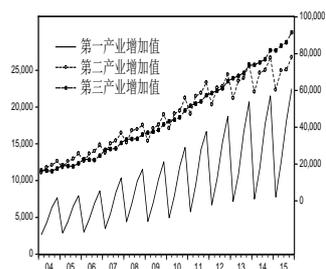


图3 三次产业增加值

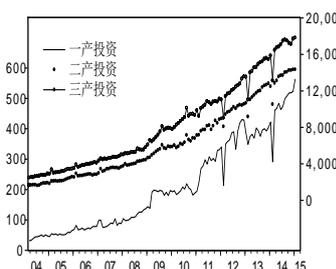


图4 三次产业投资

产业结构方面，两组图片同样揭示了我国经济发展过程中所体现出的一般规律。图3给出了我国三次产业增加值在样本期间的变化状况。观察其走势不难看出，三者走势高度吻合，并且曲线的斜率基本保持不变，说明我国三次产业增加值的变化较为合理，不存在短期内的剧烈波动。此外，第三产业增加值在样本初期略低于第二产业，并且其与第二产业增加值之间的差距在样本期间内不断收窄，最终于2014年形成反超，说明我国的产业结构正在向高端层次迈进。截至目前，第三产业增加值已正式超越第二产业，标志着我国经济运行已开始步入后工业化时期。

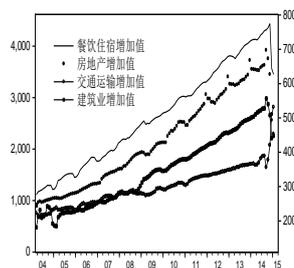


图5 行业增加值

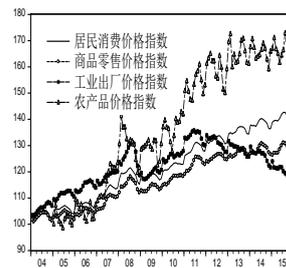


图6 价格指数

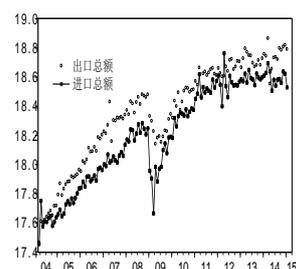
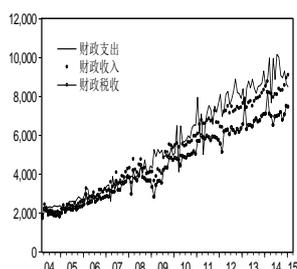


图 7 财政变量走势

图 8 进出口变化

图 4 进一步刻画了三次产业投资在样本期间的变化状况,这幅图比较直观地揭示了当前中国宏观经济运行所面临的结构性难题。观察图 4 可以看出,次贷危机过后,三次产业投资曲线的走势开始变得更为陡峭,这说明在过去 5-7 年当中,投资拉动型经济增长仍是我国经济增长的核心源动力。实际上,在需求高速增长时期,投资拉动型增长模式无可厚非,因为需求端的持续扩张需要供给端的大力投放来维持供需平衡。但是当经济周期处于收缩阶段时,这种增长模式就将引致结构性问题,首先,需求曲线将不可避免地发生下移,而倘若此时继续通过投资使供给曲线不断向外扩张,那么一种可能的均衡则是更低的价格和更低的销量,同时伴随着大规模的产能过剩。目前,我国宏观经济层面已经面临着较大的产能过剩压力,这与后金融危机时期的加速投资密切相关,此外,观察当前我国 PPI 的走势同样可以发现,传统产业已初具走向低产量、低价格均衡的态势。

一组行业增加值的走势能更加深入地反应产业结构发展的失衡,如图 5 所示。图中房产增加值与建筑增加值曲线的走势最为陡峭,表明房地产业与建筑业是样本期间内发展最为迅速的产业,而交通运输业的发展相对平缓,餐饮住宿业的增量则更加微弱。这说明在过去的十年中,高速的经济增长更多地是通过公共基础设施建设与房产投资来维系,而消费层面所带来的增长福祉却远不及投资的增幅。消费与投资端总量的失衡将进一步引发人们对高增长的质疑。因为以投资来拉动经济增长所创造的财富将不可避免地引起收入分配的非均衡,而只有增加更多的基础消费才是一国经济呈现出质量增长的根本体现。随后,观察各主要价格指数的持续变动情况不难看出,样本期间内居民消费价格指数约以年均 4% 的增速上升,并始终处于可控范围,商品零售价格指数与农产品价格指数同样稳步攀升,其变化也较为可观。但工业出厂品价格指数的走势却再次揭示了当前经济运行过程中的重大风险:其已连续超过 40 个月呈同比下降态势,并且目前的降幅依旧较大。这说明其与消费指数间的联动机制遭到了严重破坏。此外,人们在存款时更倾向于关注 CPI 指数,因为它将通过费雪方程度量存款的实际收益;而企业在融资时则更关注 PPI 指数,因为它与贷款利率间的差额将直接反应贷款的实际成本;如此,倘若 CPI 与 PPI 之间的剪刀差之势持续扩大,银行业就势必会放开存款利率上限以确保吸收存款,同时进一步降低贷款利率以满足资金投放要求,而存贷利差的持续收窄将直接威胁到银行体系的盈利性与安全性,并为宏观经济运行累积大量的潜在风险。观察国民经济核算另外两大要素的变化(财政支出与进出口)同样可以发现经济基本面上的部分转变。如图 7 所示,样本期间内,我国财政收入、支出与税收的走势高度一致,并且收入曲线基本保持在支出曲线上方,说明政府对财政的控制始终较好,短期内不存在持

续赤字和政府破产的可能。观察近期内三者的走势可以看出，税收与财政收入和政府支出的差距在日趋扩大，表明营改增政策取得了显著效果，并已经逐步减轻了国民税负。而就进出口总额的变化来看，除次贷危机期间外，进出口总额始终保持着高速增长态势，并且存在着较大的贸易顺差。然而需要指出，尽管进出口总额和净出口保持着可观的增量，但其增速却在明显收窄，这说明出口拉动型增长或已达到上限，若想保持经济平稳高速增长，就势必要发掘新型增长引擎，逐渐取代净出口在我国总产值中所占的比重。

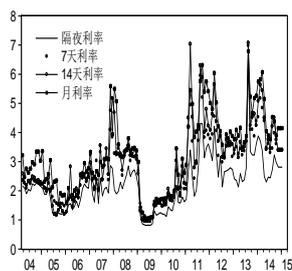


图 9 利率变动

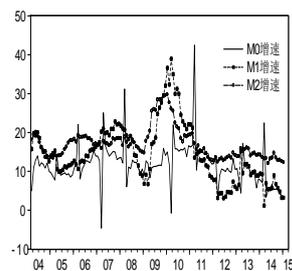


图 10 货币供应量变化

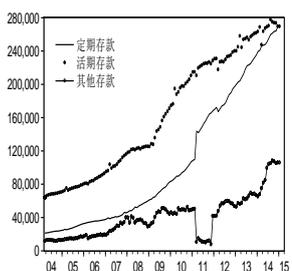


图 11 存款变动

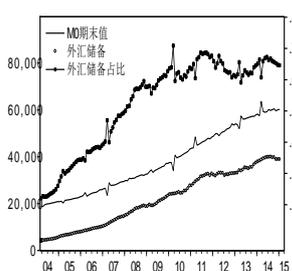


图 12 货币存量与外汇占比

最后，观察中央银行的利率水平、货币供给、存款变动与外汇存量的变化同样可以发现，现阶段中央银行开始更加注重价格灵活和总量平衡的政策调整模式。首先观察图 11 就可以看出现阶段政策操作对居民存款行为所产生的“扭曲效应”。图 11 中，活期存款曲线始终处于定期存款曲线上方，这与金融业发展的一般规律吻合，然而进一步观察二者的变化轨迹不难发现，近年来，二者之间的差额正在迅速收窄，现阶段已基本处于持平状态。这主要是因为自 2014 年 10 月以来，中央银行先后通过多次降准降息来为实体经济注入流动性，使得短期利率水平持续走低，并严重降低了居民的短期存款意愿。此外，由于银行业需要稳定的资本缓冲以维持正常的资金周转，因此，其并不会大幅降低定期存款利率，然而需要指出，尽管这种扭曲操作是在短期内维持金融体系正常运转的有效手段，但持续的扭曲操作势必会引致相应的套利行为，而一旦出现资金链断裂或是发生大量的集中赎回，银行体系或将面临较大的“挤兑风险”。此外，外汇储备占比的走势同样能为我们揭示部分经济运行过程中的“不解之谜”。其中，最为重要的就是对现阶段中央银行政策操作的解读。近年来，货币当局的

政策操作给公众留下的印象基本可概括为：预调微调、松紧适度、价格多变、数量可控。然而实际情况并非完全如此，观察图 12 可以看出，我国外汇储备占比在 08-09 年处于峰值状态，而此段期间内，广义货币供给增速同样处于高位水平（在 25-30%）。以往的研究多数认为，我国在次贷危机时期连年采用宽松的货币政策，导致市场以间接融资为主的问题凸显，这使中国经济在后危机时期陷入了“三期叠加”难题。但实际上，当我们认真地思考广义货币供给的计算方式后，就会得到不一样的政策解读。按照央行的统计：

$$\text{广义货币供给 } M2 = \text{国外净资产} + \text{国内净资产} + \text{国内信贷} - \text{不纳入广义货币的存款} - \text{债券} - \text{实收资本} - \text{其他(净)} \quad (11)$$

式 (12) 表明，M2 增速如何变动取决于其组成项的增减，观察图 12 即可发现，在很长一段时间内，国外净资产都是货币供应量增长率的主要贡献者，外汇流入并结汇，使得商业银行和央行增持了国外资产，并提高了广义货币供给，然而这些资金却未完全地流入至本土市场。但自 2014 年以来，外汇储备由以往的急速上升迅速变化成负向增长，这势必会使广义货币供给增速水平收窄。因此，当我们从减储的角度审视现阶段的货币政策即可发现，较低的广义货币供给增速并非完全是货币供应层面上的主动收缩，其还是减储所引发的短期现象。倘若仅从信贷供应与流动性释放的角度审视现阶段的货币供应量变化，中国货币供给依然处于新一轮扩张周期。实际上，由于减储仅具有短期影响，因此可以预期，我国的 M2 同比增速在未来的一定时期内可能会再度攀升。

通过对基础宏观因子走势的描述可以看出，样本期间内，我国宏观经济运行历经了多轮繁荣与紧缩，但是深思其背后的形成机理不难发现，中国经济每一轮繁荣和紧缩，其背后都有着不同的宏观条件与时代背景。有鉴于此，下文将对上述 49 个宏观因子进行整合，并从中提取出相应的共同因子刻画样本期间内我国货币政策操作的宏观背景。具体的动态因子拟合如下图 13-16 所示<sup>9</sup>：

---

<sup>9</sup> 因子提取主要经过如下 3 个步骤，第一，我们按照数据基础属性对数据进行分类处理，对于比率型数据（如 M2 同比增长率，名义利率等），在此步骤中不进行处理，对于非货币类总量型数据，为保持一致性，我们以 2004 年为基期，先是对各总量型数据用 X-12 法进行季节调整，随后采用 GDP 平减指数对其进行平减，对于指数型数据，我们采取(当期值-前期值)/前期值的方式转化成相应的增长率数据。第二，在对基础数据进行处理后，为剔除数据量纲差异对因子提取的影响，我们对所有经步骤 1 处理过的数据进行标准化处理。第三，最终我们以标准化后的变异系数作为因子权重进行主成分提取（变异系数即：标准差除以均值，采取这权重与中央银行的实际政策操作行为更为接近，因为中央银行通常是根据变量的波动情况调整名义利率）。

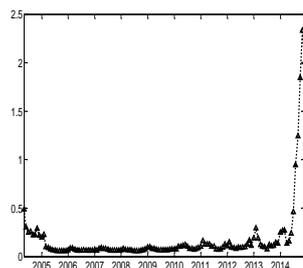


图 13 动态因子 1

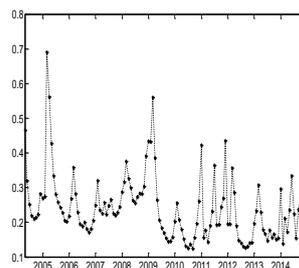


图 14 动态因子 2

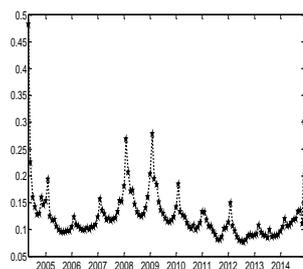


图 15 动态因子 3

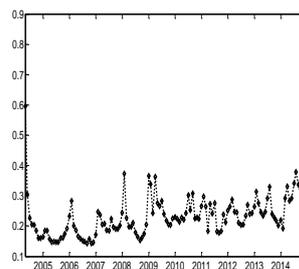


图 16 动态因子 4

图 13-16 给出了样本期间内动态因子的走势，这里主要采用因子 1 与因子 2 进行 TVP-S-FA-VAR 模型建模分析（二者累积方差贡献度已高达 91%，超过 85% 标准）。观察两组动态因子的变化特征不难看出，因子 1 与宏观经济景气高度相关，但其走势与整体经济景气相反。样本初期，受经济软着陆的影响，宏观经济始终保持着相对紧缩的态势，此时因子 1 一直在高位水平波动。而在 2005 年以后，我国经济重新进入新一轮“软扩张”过程，此时因子 1 也逐渐回归至低位盘桓。因子 1 的走势与宏观经济景气恰好相反，说明该因子是反向指标。此外，动态因子 1 在样本末期急速上升，并且上升幅度高达样本初期的 4 倍，说明现阶段，中国宏观经济整体层面面临着较大的下行风险。图 14 中，动态因子 2 的走势跌宕起伏，并在 05 年 09 年与 11 年形成三次阶段性高峰，这与各物价指数的变化规律高度耦合，基本可以反应样本期间内各物价指数的变动情况。其中，2005-2007 年我国掀起了一轮为期两年的投资拉动型经济增长，此段期间内，CPI 与 PPI 等物价指数均处于高位水平；而在 2009 年的后金融危机时期，受政府“4 万亿”投资计划和央行持续宽松货币政策的影响，通胀水平再度攀升至 6.1% 形成阶段性峰值；此后，在 2011-2012 年间，受国际资本涌入与成本推动等多方面因素影响，我国宏观经济运行再度迎来新一轮混合型通货膨胀，而就现阶段的物价变动情况来看，因子 2 已降至最低区位，表明宏观经济层面存在着较大的通缩压力。通过图 14 可以看出，因子 2 的走势准确地捕捉到了这四段典型历史时期内的物价变动规律，因此其走势基本上可以作为样本期间内物价水平变动的重要考量。

## 五、价格型与数量型货币政策工具有效性的时变特征及其方差分解

### (一) 产出缺口对不同质货币政策工具调控的时变脉冲响应分析

本节中，我们选取 2009 年 6 月，2011 年 9 月与 2014 年 9 月作为样本期间的典型化时点，这主要是因为三者均是样本期间的典型经济波动阶段（次贷危机时期，混合型通胀时期与经济“新常态”时期），因此，选取这三个时点能够较好地反应货币政策调控的时变特性，从而可以有效度量货币当局如何顺应经济周期的更迭来改变其政策力度的紧松。<sup>10</sup>

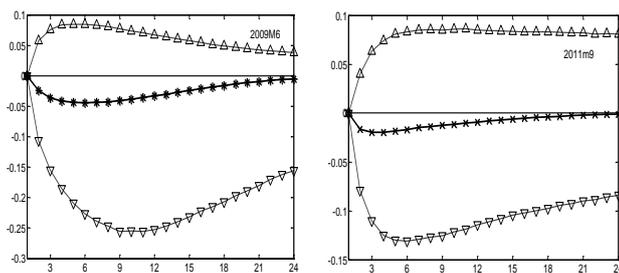


图 17 R → GAP(2009m6)

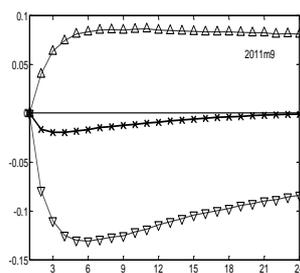


图 18 R → GAP(2011m9)

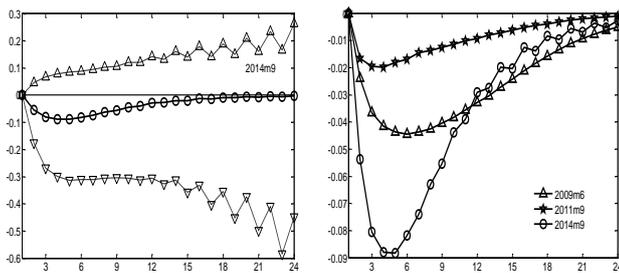


图 19 R → GAP(2014m9)

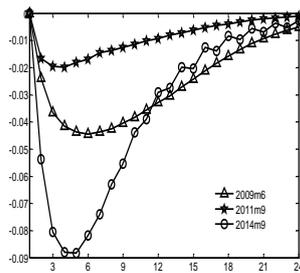


图 20 R → GAP(三时点对比)

图 17-20 清晰地给出了产出缺口对 1 单位名义利率冲击的脉冲响应过程，观察 3 个不同时点下的脉冲响应函数在 24 期（2 年）内的衰减情况可以看出，首先，三个不同时点下的脉冲响应力度差异较大，表明货币当局的政策操作的确会随着经济周期的更迭产生不同的调控效应；然而需要指出，尽管三条曲线的波幅各有差异，但其形态高度耦合，并且均在 24 期（2 年）后形成收敛，表明名义利率调整始终能够有效地熨平经济周期波动，其基本职能并未发生根本性转变；最后，仔细对比三条曲线在收敛期内的走势可以看出，现阶段产出缺口对名义利率调整的反应最为强烈，次贷危机时期次之，而通胀过热时期产出缺口对利率调整的反

<sup>10</sup> 样本期间为 2004 年 1 月-2015 年 12 月，所有数据均来自于中经网统计数据库，其中，价格型货币政策工具的代理变量是 7 天期同业拆借利率的月度数据，而数量型货币政策工具的代理变量是广义货币 M2 同比增长率。此外，之所以选取 2009 年 6 月，2011 年 9 月与 2014 年 9 月这三个时点主要是出于以下三方面考虑：一是三者均是样本期间的典型化时点，具有较强的代表性和研究价值；二是三者均是三月的整数倍，这与季度数据同频，能够增加估计结果的准确性；三是中央银行在这三个时点下均进行了名义利率调整，因此选取在这三个时点引入政策冲击与客观事实更为相符。

应力度最弱。这再次说明中央银行会随着经济周期的更迭改变其政策调整偏好，具体而言，对于名义利率的 1 单位调整，其在经济紧缩时期对实际产出的调控效应最强，而在经济繁荣期时的调控力度则会适度减弱，此外，这一结果还表明，价格型中介对实际经济行为的调控效应在不断增强。<sup>11</sup>

图 21-24 给出了样本期间内，产出缺口对 M2 同比增长率 1 单位正向冲击的动态响应过程。观察图 24 可以看出，在不同时点下给以 M2 同比增长率 1 单位正向冲击，产出缺口均会在短期内呈现出正向扩张态势，由此可见，提高货币供给仍可在短期内对实际经济变量产生显著的拉动效应。然而观察三者的后期变化规律不难发现，2011 年 9 月与 2014 年 9 月的脉冲响应函数走势高度耦合，基本不存在时变特性，而 2009 年 6 月的脉冲响应曲线显示，其在冲击反应后期出现了微弱的反转态势，表明在此期间内提高广义货币供给会面临着远期福利成本约束。实际上，回顾我国不同历史时期内的货币数量调控可以看出，2011 年 9 月和 2014 年 9 月的货币数量变动更多地是源于信贷投放，其对实体经济的拉动效应较为显著，并且不存在后续的抑制效应。而 2009 年 6 月的广义货币增加在很大程度上取决于中央银行的增储行为，其对流动性的影响远低于同等额度的信贷投放，特别是从长期的角度来看，这会使本国货币面临着较大的升值压力，从而使净出口总量紧缩，并最终对总产出产生显著的“挤出效应”。

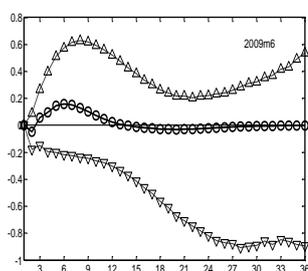


图 21 M2 → GAP(2009m6)

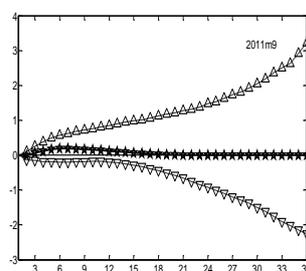


图 22 M2 → GAP(2011m9)

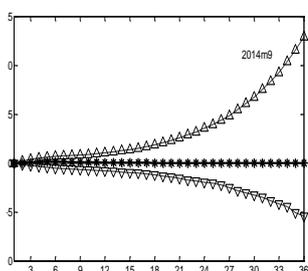


图 23 M2 → GAP(2014m9)

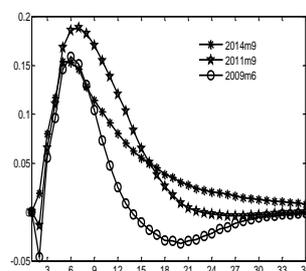


图 24 M2 → GAP(三时点对比)

<sup>11</sup> 需要指出，在此本文引入的是名义利率的一单位正向冲击，而利率的正向冲击相当于紧缩型货币政策，这会引起产出缺口的负向偏离。

最后，综合对比价格型与数量型货币政策工具对实际产出的动态调控效应可以发现，尽管中央银行的政策调整在不同时点上存在着显著的非对称性偏好，但总的而言，无论是价格调整亦或是数量调整，其均能够起到熨平经济波动的作用。其中，名义利率调整的作用效果更为直接，但其作用力较小，持续时间较短，因此更多地体现为预调与微调的功能；而广义货币供给变动对经济周期的系统性影响较强，但收敛速度较慢，因此货币当局对总量调控的使用已越发审慎。此外，时变脉冲响应函数的客观运行规律同样可以有效地揭示当前的“货币数量论”失效之谜。实际上，货币总量调整的产出效应是多种货币政策工具变动的综合效果，如式(11)所示，其主要由国外净资产、国内净资产、国内信贷、不纳入广义货币的存款、债券、实收资本、以及其他净资产构成。倘若某一时期内，货币供给的变动更多地归因于国外净资产变动（外汇储备）、那么广义货币供给变动的产出效应则势必会大幅减弱；而倘若某段期间内货币供给变动更多地是由国内信贷变动所引致，那么可以预见此段期间内数量型货币政策工具的产出效应将大幅提高。由此可见，数量型货币政策工具对产出的影响机理较为复杂，其效果更多地取决于基本构成项目的增减变动，这就导致我们无法直观地从广义货币供给变动的角度测度其对经济周期的调控力度，因此，货币数量论与数量型中介在经济周期与规则型货币政策关联机制的研究中也开始逐渐淡出。

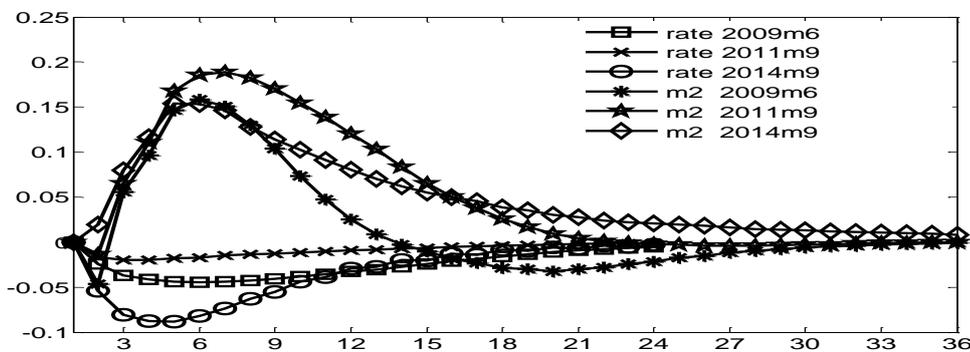


图 25 价格型与数量型货币政策工具有效性的综合对比

## (二) 基于方差分解视角的货币政策残余信息估计

在对价格型与数量型货币政策工具的有效性进行实时对比后，这里仍有一个重要问题亟待解决，即：相比于普通的货币政策规则模型，将宏观动态因子纳入至 TVP-S-FA-VAR 模型是否会改变货币政策工具对经济周期波动的解释力度。有鉴于此，本节中将采用方差分解的方式来比较含有动态因子的货币政策规则与泰勒规则的系统性差异。

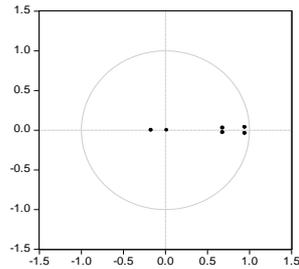


图 26 基本模型单位根检验

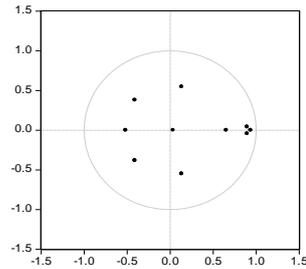


图 27 动态模型单位根检验

图 26-27 清晰地给出了含有泰勒规则的 S-VAR 模型与含有动态因子的 TVP-S-FA-VAR 模型的单位根检验结果，如图 26-27 所示，两个模型的所有特征根均位于单位圆内，表明模型估计结果具有稳健性。随后对比图 28-31，不难发现，相比于 S-VAR 模型，TVP-S-FA-VAR 模型能够有效地提高模型的信息含量与解释力。图 28 显示，当样本预测延长至 24 期后，仅含有产出缺口、通货膨胀与货币政策工具的 VAR 模型中，产出对其自身的解释力度高达 63%，而在 TVP-S-FA-VAR 模型当中，产出自身波动对其远期变化的解释力度已降至 47%，这说明当把预测期延长至 2 年左右以后，产出波动将在很大程度上取决于宏观基本面信息。观察图 28 同样可以发现，在 S-VAR 模型中，利率对远期产出波动的解释力度高达 35%，但在 TVP-S-FA-VAR 模型中，其对远期产出波动的解释力度将明显减弱，仅为 4% 左右，这说明中央银行的名义利率调整是一个较为复杂的过程，其不仅仅是盯住通货膨胀与产出缺口，而传统的泰勒规则模型也存在着大量的经济意义层面上的漏出（如：针对资产价格的调整、针对汇率变动的调整等）。然而需要指出，图 30 中 M2 对 GDP 方差的解释力度并没有随着模型的变化而发生显著变化。这再次说明，广义货币供给已不宜作为货币供应量变动的测度指标，若想有效监测货币供给层面的变动对经济周期波动的调控力度，就应该选取更为具体的指标（如：社会融资规模总量、信贷供应量变动等）进行监测和检验。

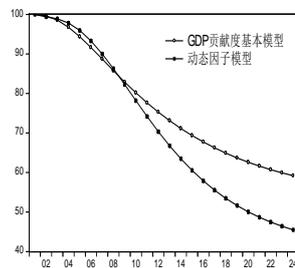


图 28 GAP → GAP

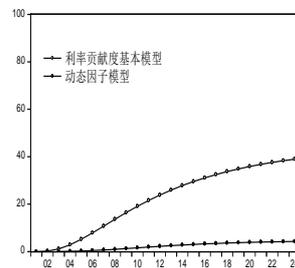


图 29 R → GAP

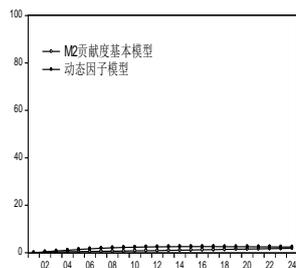


图 30 M2 → GAP

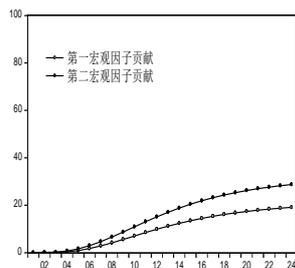


图 31  $f_1, f_2 \rightarrow$  GAP

最后，观察图 31 可以看出，当将样本预测延长至 24 期以后，宏观景气因子与物价指数因子对 GDP 方差的解释力度将增加至 22% 与 17%，这说明二者在对 GDP 进行远期预测时将起到至关重要的作用，而传统含有泰勒规则的 S-VAR 模型在这两个测度上存在着重大信息漏出，其漏出比例约为 40% 左右。

## 六、结语

目前，随着利率市场化进程的不断推进，货币当局的政策中介目标正在逐步由数量型中介向价格型中介过渡。然而在这政策转轨的过程中，有许多重要问题亟待回答：一是数量型经济指标与实际经济变量间的相关性是否已显著弱化；二是价格型指标变动是否能够有效传导至其他市场利率和实体经济；三是随着货币政策规则外延的不断扩展，倘若将价格型指标锚定为货币政策中介，那么其对产出波动的解释力度如何，其是否存在着经济意义层面上的信息疏漏。有鉴于此，本文从实时分析与因子增广的视角出发，采用 TVP-S-FA-VAR 模型对价格型与数量型货币政策工具的有效性进行了系统对比，同时使用含有因子增广的货币政策规则模型测度了经典泰勒规则模型的信息疏漏比例，以期从宏观经济运行整体层面上呈现出较为客观的货币政策调控过程。

本文的研究主要得出以下几方面结论，首先，我们搜集了 49 个颇具代表性的宏观基础因子（包括经济景气序列、价格指数序列、产业增加值序列、国民经济核算序列、货币政策序列等），随后对其在样本期间内的走势进行描述，结果发现当前我国宏观经济运行存在着较大的下行风险；而这种综合性下行风险是由多方面原因所共同引致，一是结构性产能过剩与需求不足共同引导传统支柱产业走向了低价格低销量的次优均衡；二是多年来追求快速增长使得收入分配差距持续扩大，继而导致消费对经济增长的贡献始终不足；三是货币供应量层面的调整空间存在高估，倘若剔除减储对广义货币增速的下拉作用，那么货币供给增速同样或已逼近高位水平。

随后，我们进一步通过 TVP-S-FA-VAR 模型提取了相应的动态因子，并通过时变脉冲响应函数详细比较了价格型与数量型货币政策工具对经济周期波动的结构性影响。研究结果表明：无论是价格调整亦或是货币供给变动都会对产出波动产生明显的平抑作用，其中产出对价格调整的反应更为直接，并且收敛较快，因此，现阶段货币当局更倾向于使用预调与微调的方式改变名义利率，从而达到防止经济失速下滑的目的；而货币供应量调整对经济周期波动的影响则较为复杂，其效果更多地取决于具体项目的增减变动，因此其已不宜再作为货币当局调控实体经济的政策中介目标。此外，本文通过方差分解进一步比较了泰勒规则与因子增广型货币政策规则的信息含量差异，结果发现 TVP-S-FA-VAR 模型能够显著地提高利率规则模型的信息含量，特别是将预测期适度延长以后，宏观景气因子与物价指数因子对产出缺口方差的解释力度将明显上升，相比而言，传统带有泰勒规则的 S-VAR 模型在这两个测度上则存在着重大的政策残余信息，其信息漏出比例约为 40% 左右。

“十三五”开局以来，面对世界经济复苏艰难，国内经济下行压力加大以及资本市场周期性回落等多重矛盾相交织的局面，我国全面深化金融体制改革已进入攻坚阶段，其中如何寻找出合意的货币政策中介目标，引导实体经济与虚拟经济协调发展已成为现阶段改革过程中的重中之重。目前，随着中央银行完全放开存款浮动上限管制，我国利率市场化进程已上升至崭新高度，这意味着利率中介在货币政策传导机制中的作用将进一步凸显。实际上，解读货币当局近期的政策操作不难看出，自 2014 年 10 月起，其已连续通过数次的降准和降息来引导资产价格修复和实体经济复苏，而这一系列的渐进式政策调控在维稳经济的同时，也对公众预期产生了系统性影响，从而实现了通过小幅调整来熨平经济波动的目的。相比而言，在本轮调控过程中，M2 同比增速一直维持在 10.9%-13.6% 这一区间，并且波幅极低，这再次说明货币当局的政策中介目标正在由数量型中介向价格型中介过渡。<sup>12</sup>然而需要指出，尽管受统计口径影响，M2 同比增速与实体经济的关联性正在逐步弱化，但这并不意味着其中一些具体项目（如：各项贷款同比增速）对实体经济的调控效应也已失效。因此，在整个货币政策中介转轨完成之前，一些单项数量中介（如：各项贷款同比增速）和新型总量中介（社会融资规模总量）的有效性仍值得进一步研究和关注。

---

<sup>12</sup> 次贷危机期间，政府工作报告和中央银行的货币政策执行报告均会列示 M2 同比增速的数据，并对其未来变动范围进行适度限定；而自 2014 年 9 月以后，中央银行的公开操作基本是采用降准和降息策略，其已不再对 M2 目标进行锚定。

## 参考文献

- [1] 陈彦斌 郭豫媚 陈伟泽, 2015: 《2008 年金融危机后中国货币数量论失效研究》, 《经济研究》第 4 期。
- [2] 丁文丽 刘学红, 2002: 《中国货币政策中介目标选择的理论与实证分析》, 《经济科学》第 6 期。
- [3] 范从来, 2004: 《论货币政策中间目标的选择》, 《金融研究》第 6 期。
- [4] 李正辉 蒋赞 李超, 2012: 《Divisia 加权货币供应量作为货币政策中介目标有效性研究——基于 LSTAR 模型的实证分析》, 《数量经济技术经济研究》第 3 期。
- [5] 刘金全 刘达禹 张达平, 2015: 《资产价格错位与货币政策调控: 理论分析与政策模拟》, 《经济学动态》第 7 期。
- [6] 刘金全 刘兆波, 2008: 《我国货币政策的中介目标与宏观经济波动的关联性》, 《金融研究》第 10 期。
- [7] 刘明志, 2006: 《货币供应量和利率作为货币政策中介目标的适用性》, 《金融研究》第 1 期。
- [8] 盛松成 吴培新, 2008: 《中国货币政策的二元传导机制——“两中介目标, 两调控对象”模式研究》, 《经济研究》第 10 期。
- [9] 王少林 林建浩 李仲达, 2014: 《中国货币政策透明化的宏观经济效应——基于 PTVP-SV-FAVAR 模型的实证研究》, 《财贸经济》第 12 期。
- [10] 张春生 蒋海, 2013: 《社会融资规模适合作为货币政策中介目标吗: 与 M2、信贷规模的比较》, 《经济科学》第 6 期。
- [11] Bernanke, B. S. & A. S. Blinder (1989), “The federal funds rate and the channels of monetary transmission”, *American Economic Review* 82(82): 901-921.
- [12] Bernanke, B. S., J. Boivin & P. Elias (2005), “Measuring the effects of monetary policy: a factor-augmented vector autoregressive (FAVAR) approach”, *Quarterly Journal of Economics* 120(1): 387-422.
- [13] Boinet, V. & C. Martin (2008), “Targets, zones, and asymmetries: a flexible nonlinear model of recent UK monetary policy”, *Oxford Economic Papers* 160(3): 423-439.
- [14] Brunnermeier, M. K. (2009), “Deciphering the liquidity and credit crunch 2007-2008”, *Journal of Economic Perspectives* 23(1): 77-100.
- [15] Byrne, J. P. & J. Nagayasu (2010), “Structural breaks in the real exchange rate and real interest rate relationship”, *Global Finance Journal* 21(2): 138-151.
- [16] Clarida, R., J. Galí & M. Gertler (2000), “Monetary policy rules and macroeconomic stability: evidence and some theory”, *The Quarterly Journal of Economics* 115(1): 147-180.

- [17] Cúrdia, V., A. Ferrero, C. N. Gung & A. Tambalotti (2015), “Has U.S. monetary policy tracked the efficient interest rate?” *Journal of Monetary Economics* 70(3): 72-83.
- [18] Friedman, B. M. & K. N. Kuttner (1992), “Money, income, prices, and interest rates”, *American Economic Review* 82(3): 472-492.
- [19] Keen, S. A. (2013), “Monetary Minsky Model of the Great Moderation and the Great Recession”, *Journal of Economic Behavior & Organization* 86(2): 221-235.
- [20] Koop, G., R. Leon-Gonzalez, & R. W. Strachan (2009), “On the evolution of the monetary policy transmission mechanism”, *Journal of Economic Dynamics & Control* 33(4): 997-1017.
- [21] Nakajima, J. & M. West (2013), “Bayesian analysis of latent threshold dynamic models”, *Journal of Business and Economic Statistics* 31(2): 151-164.
- [22] Primiceri, G. E. (2005), “Time-varying structural vector autoregressions and monetary policy”, *The Review of Economic Studies* 72(3): 821-852.
- [23] Svensson, L. E. O. (2002), “Inflation targeting: should it be modeled as an instrument rule or a targeting rule”, *European Economic Review* 46(4): 771-780.
- [24] Taylor, J. B. (1993), “Discretion versus policy rules in practice”, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 39(1): 195-214.

# 所有制结构、引资战略与中国商业银行效率 ——基于 HM 指数与 Tobit 模型的实证研究

童馨月<sup>1</sup> 姬胜男<sup>2</sup> 张为付<sup>3</sup> 杨向阳<sup>4</sup>

【摘要】本文在采用 Hicks-Moorsteen 指数方法估算和分析 1997-2009 年中国商业银行效率的基础上，建立 Tobit 模型考察所有制结构与引资战略对中国商业银行效率的影响。研究结果发现：中国商业银行技术效率和全要素生产率均保持较快增长，其平均增长率分别为 6.08% 和 6.55%；在控制住商业银行规模的影响后，所有制结构显著影响中国商业银行技术效率和全要素生产率的增长率，引资战略显著影响中国商业银行全要素生产率的增长率，但对技术效率增长率的影响在统计上不显著。为持续提高中国商业银行效率，应避免采取简单私有化的改革路径，积极促进境外战略投资者的进入与深度融合，并加大对上市商业银行的监管力度。

【关键词】所有制结构 引资战略 商业银行 技术效率 全要素生产率

## 一、引言

进一步深化金融机构改革，逐步完善大型金融机构现代企业制度，持续提升其创新发展能力和风险管理水平明显提升，是今后一段时期中国金融业改革的重要目标之一。为此，应加快推进金融机构特别是大型商业银行的股权多元化，其中包括容纳境外战略投资者进入国内金融市场。其根本原因在于，从总体上来看，就中国商业银行的现实情况而言，尽管近年来的市场化改革取得显著成效，但仍不同程度地存在经营方式粗放、治理结构不完善、风险管理机制不健全等突出问题，这些直接影响商业银行效率的提高，不仅难以与发达国家商业银行竞争，也难以适应中国经济发展新阶段的要求。面对世界经济日益开放和经济全球化进程不断加快的新形势，研究和解决中国商业银行效率问题尤为紧迫。笔者认为，科学地动态

<sup>1</sup> 童馨乐，南京财经大学金融学院

<sup>2</sup> 姬胜男，南京财经大学金融学院

<sup>3</sup> 张为付，南京财经大学国际经贸学院

<sup>4</sup> 杨向阳，南京财经大学国际经贸学院

评估中国商业银行效率及其状况,是确定今后中国商业银行改革政策设计的重要依据。因此,围绕中国商业银行效率提升这一主题,积极探索商业银行改革路径,对政府监管部门和商业银行运行具有十分重要的现实意义。本文拟在借鉴 O'Donnell (2008) 和王晓红等 (2015) 研究的基础上,尝试采用改进后的 Hicks-Moorsteen 指数方法重新估算和考察中国商业银行效率,并重点讨论所有制结构和引资战略对中国商业银行效率的影响。

之所以特别关注所有制结构和引资战略,这不仅和当前中国商业银行改革的现实密切相关,同时也具有深层次的理论意义。现代经济理论认为产权明晰是企业绩效的重要决定因素,这对商业银行同样适用,并已得到经验研究的证实,但不同所有制结构对商业银行效率影响存在显著差异。长期以来,中国国有商业银行的产权结构比较单一,往往存在着普遍的内部人控制现象和代理人道德风险问题,难以建立起有效的风险约束自律机制,导致其效率偏低(刘伟等, 2002; 丁明明等, 2015)。因此,改善中国商业银行效率绕不开所有制结构,但具体如何看待所有制结构的影响,在学术界仍存在分歧。许多经验研究证明,国有制商业银行效率要低于独资商业银行和外资商业银行等,其政策主张是推进私有化;但所有权对银行效率的影响并非总是显著(Jackson 等, 2000; Bonin, 等 2005),且国有商业银行效率高于其他类型银行效率的经验事实同样存在,私有化并非在任何情况下都有助于提高商业银行效率,这关键取决于组织变更惰性和改革阻力的解决程度(孙浦阳等, 2010)。从实际情况来看,在市场和金融体系尚不完善的发展中国家,政府对商业银行私有化的控制力度有增强趋势。因此,必须立足中国具体国情,才能准确全面理解所有制结构对中国商业银行效率的影响,尤其是不能简单移植研究发达国家商业银行的分析范式。

随着对解决所有制结构问题讨论的不断深入,引资战略成为近年来中国商业银行改革过程中的重要举措。从商业银行治理结构和经营管理层面来看,引入境外战略投资者可能会带来先进的技术及服务标准、更为科学的决策流程和专业化的管理经验,势必会在某种程度上改变中国商业银行的经营环境,促进中国商业银行突破既有体制约束,优化内部资源配置,从而提升绩效水平。但上述结果是否必然发生,取决于彼此的进入程度和融合程度,因而有必要在更长时期观察和分析,才能得到更为准确的结论。从短期来看,引进境外战略投资者对中资银行盈利能力和资本充足率的影响不明显,但对资产质量的提高有明显的正向效应(朱盈盈等, 2008)。此外,在研究所有制结构时还需要注意的是,无论是国有商业银行,还是股份制商业银行,加快股份制改革并争取上市,已经成为中国商业银行发展中的重要议题。随着中国多家商业银行的先后上市,这给学术研究提供了实证分析样本,但只有少数文

献讨论了国有商业银行上市对效率的影响，郑鸣（2005）指出，中国上市银行效率要好于一般股份制银行，且存在规模经济和 X 效率；韩榕馨等（2012）对截至 2011 年底中国 16 家上市银行 2006-2011 年的技术效率、纯技术效率和规模效率进行测定，并引入 Malmquist 指数计算各家银行效率值变化。张健华等（2009）将外资股权和上市因素合并，通过设置动态治理虚拟变量，结果发现引进外资股权或上市后，中国银行业的无效率会下降。张瑜等（2014）发现，随着境外战略投资者进入程度的加深，商业银行的全要素生产率和纯技术效率指数呈现先下降后上升的 U 型特征，且这种特征不因银行的所有权性质而产生显著的差异，我国商业银行的效率水平与境外战略投资者的持股时间成正比例关系。杨文等（2015）的分析表明，国有商业银行或主要国有所有权银行表现出很高的平均利润效率水平，这是所有权结构变化之后有效的外部监督、内部治理改善基础上的信贷分配机制、国有商业银行的垄断力、中国经济的持续高速增长和技术进步等因素共同作用的结果。丁忠明等（2016）的分析显示，近十年我国银行业处于垄断竞争状态并且竞争度不断增大，五大行间的竞争度比股份制银行更高。翟光宇等（2016）发现，我国上市银行的资本缓冲在样本期内具有显著的顺周期性，股份制银行和三家城商行资本缓冲的顺周期性更为显著，国有银行更依赖于次级债和贷款损失准备对资本缓冲进行调整。就现实而言，选择上市给商业银行带来的最直接影响是资本约束条件的放松，但这是否会影响商业银行效率，以及在何种程度上会影响商业银行效率，仍有待深入探讨。

## 二、效率分析框架与计量模型

为考察所有制结构与引资战略对中国商业银行效率的影响，这里将采用两步分析法展开实证分析：第一步，以 Hicks-Moorsteen 指数为基础，设计效率分析的一般性框架，选择和确定投入产出指标，由此估算出中国商业银行技术效率和全要素生产率；第二步，建立计量经济模型，具体检验所有制结构与引资战略对中国商业银行效率的影响方向与影响程度。

### （一）效率分析框架设计

#### 1. Hicks-Moorsteen 指数的构建

银行效率分析是国内外研究者关注的重要主题。已有文献的实证分析方法有两类：一是以随机前沿分析为代表的参数方法，二是以数据包络分析（Data Envelop Analysis, DEA）为代表的非参数方法（张健华等，2010；Fethi 等，2010；侯晓辉等，2011）。就非参数方法而言，Fare 等（1994）提出的 Malmquist 指数方法应用尤为广泛。但关于 Malmquist 指数方

法对技术的规模报酬（这一性质的界定非常重要）处理问题，学术界是有争议的（Grifell-Tatje 等，1995；Ray 等，1997；Wheelock 等，1999），如果规模效率变化存在，那么实际生产技术必须是可变规模报酬技术，但 Fare 等（1994）的技术变化测算反映的是固定规模报酬前沿面。除固定规模报酬等特定情形外，Malmquist 指数在估计全要素生产率（Total Factor Productivity, TFP）变化时是有偏差的，相应的技术变化和效率变化估计结果也有偏差。O'Donnell（2008）指出，衡量总产出和总投入比率的任何 TFP 指数在理论上都应该是一种理想化指数，不仅在数学形式完美，在分解 TFP 时也具有相应经济含义，因此，理想化的 TFP 指数包括 Fisher 指数、Konus 指数、Tornqvist 指数和 Hicks-Moorsteen 指数，但不包括 Malmquist 指数。为避免 Malmquist 指数存在的不足，O'Donnell（2008）提出了新的分析方法，给定一个多投入与多产出情形，该方法既可度量 TFP 变化，也可将其进一步分解为技术变化和不同种类的效率变化，且没有任何关于厂商行为最优化、市场结构或规模报酬等方面的限制性假设条件。假设一个决策单元为多投入与多产出情形，按照 Jorgenson 等（1967）和 Good 等（1996）的思路可以得到： $TFP_{nt} = Y_{nt}/X_{nt}$ ， $TFP_{nt}$  表示厂商  $n$  在时期  $t$  的全要素生产率， $Y_{nt} \equiv Y(y_{nt})$ ， $X_{nt} \equiv X(x_{nt})$ ， $Y_{nt}$  和  $X_{nt}$  分别表示总产出和总投入。该定义允许将 TFP 的变化定义为产出量指数与投入量指数之比，即 Malmquist 产出量和投入量指数的比值，其 TFP 指数是具有乘积特征的理想化指数，且不需要价格信息。度量 TFP 的 Hicks-Moorsteen 指数的基本形式可表示为：

$$TFP_{HM}^{t,t+1} = \left[ \frac{D_O^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}) D_O^t(x^t, y^{t+1})}{D_O^{t+1}(x^{t+1}, y^t) D_O^t(x^t, y^t)} \times \frac{D_I^{t+1}(x^t, y^{t+1}) D_I^t(x^t, y^t)}{D_I^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}) D_I^t(x^{t+1}, y^t)} \right]^{1/2} \quad (1)$$

其中， $D_O(x,y)$  和  $D_I(x,y)$  分别表示产出距离函数和投入距离函数。根据 Shephard（1953），我们可以得到： $D_O^T(x,y) = \min \{ \delta > 0 : (x, y/\delta) \in P \}$ ， $D_I^T(x,y) = \max \{ \rho > 0 : (x/\rho, y) \in P \}$ ，其中， $P$  表示时期  $T$  的生产可能性集合。运用数据包络分析方法，我们可以计算出上述距离函数。O'Donnell（2010a、2010b）开发了计算和分解 Hicks-Moorsteen 全要素生产率指数的 DEA 方法，并详细解释了线性规划情况。为了说明任一理想化的 TFP 指数都可分解为技术进步和不同种类的效率，这里在二维坐标系里以多投入与多产出厂商为例进行说明（见图 1）。



投入  $x_t$  和产出  $y_t$  时的最大总产出；相应地，厂商 A 的 TFP 和最大 TFP 可分别定义为

$$Y_t / X_t = \tan a \quad \text{和} \quad \bar{Y}_t / X_t = \tan c。$$

产出规模效率（OSE）。改善技术效率可提高 TFP，但厂商 A 在技术上有效的 C 点时 TFP 并非最大；若投入产出比例固定，厂商 A 移动到 D 点（射线 OS 与曲线 DC 的切点，即组合不变最优规模点）时 TFP 最大。垂直距离 CS 为产出规模效率：

$$OSE_t = (\bar{Y}_t / X_t) / (\tilde{Y}_t / \tilde{X}_t) = \tan c / \tan d, \quad \tilde{Y}_t \text{ 和 } \tilde{X}_t \text{ 分别表示在组合不变最优规模点的总产出和总投入。}$$

纯产出组合效率（OME）。如果放松厂商生产可能性边界受到限制的假设，厂商生产可能性边界可向外移动，取消产出组合限制后厂商 A 可将总产出从 C 点提高到 V 点。纯产出组合效率  $OME_t = (\bar{Y}_t / \hat{Y}_t) = (\bar{Y}_t / X_t) / (\hat{Y}_t / X_t) = \tan c / \tan v$ ， $\hat{Y}_t$  表示使用投入  $x_t$  获得的最大总产出。

残余产出规模效率（ROSE）。改善技术效率和组合效率可提高 TFP。在技术效率和组合效率均有效的 V 点，厂商 TFP 并非最大，图 2 中只有 E 点 TFP 最大。垂直距离 VH 表示残余产出规模效率： $ROSE_t = (\hat{Y}_t / X_t) / (Y_t^* / X_t^*) = \tan v / \tan e$ ， $Y_t^*$  和  $X_t^*$  分别为 E 点的总产出和总投入。

残余组合效率（RME）。记  $TFP_t^* = Y_t^* / X_t^* = \tan e$  为技术可变下投入组合中的最大 TFP，垂直距离 SH 表示残余组合效率： $RME_t = (\tilde{Y}_t / \tilde{X}_t) / (Y_t^* / X_t^*) = \tan d / \tan e$ ，衡量的是组合不变最优规模点的 TFP 与最大生产率点的 TFP 之间的差异。

TFP 效率（TFPE）。综上所述，厂商从 A 点移动到 E 点的 TFP 变化表示基于产出的 TFP 效率：

$$TFPE_t = TFP_t / TFP_t^* = \tan a / \tan e = (\tan a / \tan c) \times (\tan c / \tan v) \times (\tan v / \tan e)。$$

与以上所讨论和定义的效率测度方法相对应，可以得到：

$$TFPE_t = TFP_t / TFP_t^* = (Y_t / X_t) / (Y_t^* / X_t^*) = OTE_t \times OME_t \times ROSE_t, \quad (2)$$

$$TFPE_t = TFP_t / TFP_t^* = (Y_t / X_t) / (Y_t^* / X_t^*) = OTE_t \times OSE_t \times RME_t, \quad (3)$$

全要素生产率 (TFP)。进一步分解 TFP 可得到:

$$TFP_t = TFP_t^* \times (OTE_t \times OME_t \times ROSE_t) \text{ 和 } TFP_t = TFP_t^* \times (OTE_t \times OSE_t \times RME_t)。$$

比较时期  $s$  厂商  $m$  与时期  $t$  厂商  $n$  的 TFP 指数值, 则:

$$TFP_{ms,nt} = TFP_{nt} / TFP_{ms} = \left[ \frac{TFP_t^*}{TFP_s^*} \right] \times \left[ \frac{OTE_{nt}}{OTE_{ms}} \times \frac{OME_{nt}}{OME_{ms}} \times \frac{ROSE_{nt}}{ROSE_{ms}} \right] = TPC \times TEC \quad (4)$$

$$TFP_{ms,nt} = TFP_{nt} / TFP_{ms} = \left[ \frac{TFP_t^*}{TFP_s^*} \right] \times \left[ \frac{OTE_{nt}}{OTE_{ms}} \times \frac{OSE_{nt}}{OSE_{ms}} \times \frac{RME_{nt}}{RME_{ms}} \right] = TPC \times TEC \quad (5)$$

(4) 式和 (5) 式右边等式第一项表示技术进步变化, 度量的是在技术可得情况下时期  $t$  与时期  $s$  的最大 TFP 之间的差异。 $TFP_t^* / TFP_s^*$  大于 1 表示技术进步水平提高, 它衡量的是通过 E 点的射线斜率的变化。相比之下, Fare 等在分解 Malmquist TFP 指数时, 计算的是通过 D 点的射线斜率变化。因此, 这里的技术进步包括组合效应, 且不同厂商之间存在显著个体差异。相应地, 右边等式第二项表示技术效率变化、(残余) 组合效率变化和 (残余) 规模效率变化。

## (二) 计量经济模型构建

结合已有文献的研究成果和本文的研究对象及目标, 这里重点考察所有制结构与引资战略对中国商业银行技术效率和全要素生产率变化的影响, 具体而言, 主要考虑以下变量: (1) 所有制结构 (OS), 为虚拟变量, 国有商业银行被赋值为 1, 股份制商业银行被赋值为 0; (2) 引资战略 (EASI), 为虚拟变量, 商业银行引入境外战略投资者被赋值为 1, 反之则赋值为 0; (3) 商业银行上市 (LC), 为虚拟变量, 商业银行上市被赋值为 1, 反之则赋值为 0; (4) 控制变量 (NB), 考虑到中国不同商业银行之间的个体差异, 此处拟选择商业银行的分支机构数 (NB) 作为控制变量。由于这里的被解释变量为技术效率和全要素生产率指数, 其增长率数值大小在固定的区间波动, 如果使用传统的线性方法回归, 可能会得到负的拟合值, 因此, 在最终计量经济模型的选择上, 我们采用的是受限因变量 Tobit 模型, 其具体形式如下:

$$\Delta TEC_{it} = \alpha + \beta_1 OS_{it} + \beta_2 EASI_{it} + \beta_3 LC_{it} + \beta_4 NB_{it} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

$$\Delta TFP_{it} = \alpha + \beta_1 OS_{it} + \beta_2 EASI_{it} + \beta_3 LC_{it} + \beta_4 NB_{it} + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

其中,  $\beta_i$  ( $i=1,2,3,4$ ) 为待估参数,  $\varepsilon$  为随机误差项。用于 Tobit 模型分析的样本为 14 家商业银行 1998-2009 年的数据, 总样本数为 168 个。

### 三、数据说明

#### （一）投入产出指标的选取

从经验研究结果看，投入产出界定及指标选取的合理与否，会直接影响估计结果的准确性，因而是商业银行效率研究文献所讨论的重要内容。综合国内外已有的研究来看，关于商业银行投入和产出的界定问题，目前尚未形成统一的意见。概括而言，主要有生产法、中介法和损益法。围绕银行效率研究的所选取的投入产出指标情况，毕功兵等（2009）作了比较详细的说明。就方法本身而言，以上三种方法各有所长，这给实证分析提供了比较大的选择余地，但也因此给不同文献研究结果的比较造成了一定困难。从已有的经验研究来看，比较典型的做法是，研究者根据分析对象和目标的不同，往往作出不同的选择，关键是能够恰当而科学地使用数据，为解决问题提供依据。需要说明的是，尽管有一定争议，但不少文献仍然将贷款作为商业银行的产出指标来处理。考虑到近年来商业银行的产品和服务创新在不断加快，如何更为全面地将商业银行的经营结果（即这里考虑的产出）反映到分析中，是必须考虑的问题。因此，为了避免可能的争议，本文在商业银行的产出指标选取时，首先考虑了利息收入和非利息收入，这样做的优势在于，利息收入既是商业银行经营结果的体现，也反映了贷款的质量；而非利息收入则将商业银行的其他业务活动纳入分析视野，不仅有助于考察中国商业银行经营活动的变化情况，也符合商业银行国际化经营的方向<sup>5</sup>。此外，从估计技术层面来看，运用非参数分析方法时，技术无效决策单元会随着投入产出变量个数增加而减少，导致更多决策单元位于生产可能性边界上，进而影响模型估计结果的可靠性，因此，投入产出变量个数不宜过多。综合上述分析，本文最终选择的三个投入指标为：员工人数（用商业银行年末在职职工人数表示）、物质资本（用商业银行年末固定资产净值表示）和各项费用支出（包括商业银行的利息支出、手续费及佣金支出、营业费用等）；三个产出指标为：利息收入、非利息收入（包括手续费及佣金收入、投资收益和其他业务收入等）和净利润。

#### （二）数据来源和处理说明

本文分析的时期跨度为 1997-2009 年，这样选择主要是考虑到中国于 2001 年正式加入世界贸易组织，2006 年《中华人民共和国外资银行管理条例》正式实施，且自上世纪末以来中国商业银行的改革已经开始，特别是近年来在股份制改革方面取得了明显进展，中国商

---

<sup>5</sup> 目前，中国多数商业银行对利息收入具有高度依赖，非利息收入所占比例明显低于国际平均水平，不过，随着中国商业银行改革的深入与金融市场的进一步放开，非利息收入的地位有望得到较大提升。从实际情况来看，股份制商业银行（如招商银行）在这方面已经走在前列，这也会给其他商业银行带来一定启发。

业银行面临的内外部环境正在发生迅速的变化。因此，在上述背景下，选择这一时期跨度有助于更加清楚和全面地考察其效率变化情况。根据本文选择的时期跨度，在商业银行样本的选择上，考虑到数据的完整性，这里最终选择了 14 家商业银行，分别是：中国工商银行、中国农业银行、中国银行、中国建设银行、交通银行、中信银行、中国民生银行、华夏银行、光大银行、招商银行、广东发展银行、深圳发展银行、兴业银行、上海浦东发展银行。本文分析所使用的投入产出指标基础数据来源于《中国金融年鉴》（1998-2010）、各样本商业银行的年度报告和 Bankscope 数据库；引资战略、上市时间和分值机构数参考了《中国金融年鉴》、中国银行业监督管理委员会网站公布的年报和各商业银行网站公布的年报。这里特别需要说明的是，由于数据来源的非单一性，部分商业银行的个别指标数值存在差异，此时作者优先考虑指标所反映的内容，并以《中国金融年鉴》为基准。对于个别指标的缺失情况，本文参照原小能等（2015）已有同类研究的做法，采用插值法作了补全处理，尽管这可能会给估计结果的精确性带来一定影响，但并不会从根本上改变分析结果的基本趋势。

## 四、实证分析结果

### （一）中国商业银行效率估计结果

#### 1. 中国商业银行技术效率

根据上文介绍的分析方法，在可变规模报酬条件下，这里首先估计了基于产出的 1997-2009 年中国 14 家商业银行的纯技术效率、规模效率和组合效率状况<sup>6</sup>，并分全部商业银行、国有商业银行和股份制商业银行三组进行分析和比较（汇总后的具体结果见表 1）。

表 1 基于产出的中国商业银行技术效率估计结果

	全部商业银行			国有商业银行			股份制商业银行		
	OTE	OSE	OME	OTE	OSE	OME	OTE	OSE	OME
1997	0.9747	0.9572	0.8696	0.9814	0.9402	0.8406	0.9720	0.9640	0.8813
1998	0.9614	0.9819	0.9107	0.9850	0.9550	0.8548	0.9519	0.9927	0.9331
1999	0.9873	0.9634	0.9041	0.9990	0.9348	0.8804	0.9826	0.9749	0.9136
2000	0.9948	0.9528	0.8912	0.9818	0.8411	0.9421	1.0000	0.9975	0.8709
2001	0.9540	0.9735	0.9095	0.9685	0.9816	0.8660	0.9482	0.9703	0.9269
2002	0.9512	0.9606	0.8886	0.9610	0.9454	0.8022	0.9473	0.9667	0.9232
2003	0.9344	0.9543	0.8840	0.9796	0.9217	0.8039	0.9163	0.9673	0.9161

<sup>6</sup> 为简便起见，表 1 直接报告了汇总以后的中国商业银行技术效率估计结果，而没有列出基于投入的相应结果，残余组合效率和残余规模效率在现有技术条件下无法估计，因此也没有报告这两个指标的结果。下文的表 2 也作了类似处理。

2004	0.9865	0.9350	0.8530	0.9556	0.9129	0.6829	0.9989	0.9439	0.9211
2005	0.9954	0.9299	0.8951	1.0000	0.9641	0.9405	0.9936	0.9162	0.8770
2006	0.9907	0.9125	0.8750	1.0000	0.9006	0.9001	0.9870	0.9173	0.8649
2007	0.9736	0.9739	0.9220	0.9636	0.9335	0.9619	0.9775	0.9900	0.9060
2008	0.9714	0.9752	0.9325	0.9476	0.9413	0.9077	0.9809	0.9888	0.9425
2009	0.9679	0.9832	0.9409	0.9516	0.9708	0.9489	0.9744	0.9881	0.9377
平均	0.9725	0.9580	0.8982	0.9750	0.9341	0.8717	0.9716	0.9675	0.9088

注：（1）OTE 表示产出技术效率，OSE 表示产出规模效率，OME 表示纯产出组合效率；效率估计结果等于 1 表示样本银行位于生产可能性边界上，相应地是有效率的；估计结果小于 1 表示样本银行位于生产可能性边界以下，存在低效率。

根据表 1 的估计结果：（1）中国商业银行 1997-2009 年纯技术效率、规模效率和组合效率的平均值分别为 0.9725、0.9580 和 0.8982，存在低效率，且具有不同程度的波动。具体而言，第一，纯技术效率最小值为 2003 年的 0.9344，最大值为 2005 年的 0.9954，年际间表现出明显的波动特征。第二，规模效率最小值为 2006 年的 0.9125，最大值为 2009 年的 0.9832，存在着低效率，总体上表现出先下降后上升的特征。第三，组合效率最小值为 2004 年的 0.8530，最大值为 2009 年的 0.9409，存在着低效率，总体呈先下降后上升的特点。（2）国有商业银行 1997-2009 年纯技术效率、规模效率和组合效率的平均值分别为 0.9750、0.9341 和 0.8717，存在低效率，纯技术效率和规模效率比较稳定，组合效率具有明显的波动。第一，纯技术效率最小值为 2008 年的 0.9476，2005 和 2006 年为最大值 1，在技术上是有效率的，总体上比较稳定。第二，规模效率最小值为 2000 年的 0.8411，最大值为 2001 年的 0.9816，存在着低效率，总体上比较稳定。第三，组合效率最小值为 2004 年的 0.6829，最大值为 2007 年的 0.9619，存在着较为明显的低效率，年际间具有明显的波动性。（3）股份制商业银行 1997-2009 年纯技术效率、规模效率和组合效率的平均值分别为 0.9716、0.9675 和 0.9088，存在低效率，且具有明显的波动。第一，纯技术效率最小值为 2003 年的 0.9163，2000 年为最大值 1，在技术上是有效率的，年际间表现出明显的波动特征。第二，规模效率最小值为 2005 年的 0.9162，最大值为 2000 年的 0.9975，存在着低效率，总体上表现出先下降后上升的特征。第三，组合效率最小值为 2006 年的 0.8649，最大值为 2008 年的 0.9425，存在着较为明显的低效率，且波动特征比较突出，总体上先下降后上升。

通过比较国有商业银行和股份制商业银行的效率估计结果，我们可以作出以下基本判断：总体而言，1997-2009 年期间，国有商业银行的纯技术效率略高于股份制商业银行，这与芦锋等（2012）的研究结论是一致的，他们进一步指出，四大国有商业银行的纯技术效率表现很稳定；但是，国有商业银行的规模效率和组合效率要低于股份制商业银行。史金凤等（2012）根据 Bootstrap 纠偏后的网络 DEA 分析发现，股份制商业银行平均效率仅在 2008 年后才开

始超过国有商业银行平均效率。综合上述分析，有必要提及的是，以往研究中较多地认为国有商业银行效率低于股份制银行的结论似乎值得商榷，至少有必要重新审视这一结论。

## 2. 中国商业银行全要素生产率

根据（4）式，在可变规模报酬条件下，本文估算了基于产出的 1997-2009 年中国 14 家商业银行的 Hicks-Moorsteen 全要素生产率指数及其分解情况，并分全部商业银行、国有商业银行和股份制商业银行三组进行分析和比较（汇总后的具体结果见表 2）。

表 2 基于 Hicks-Moorsteen 指数的中国商业银行全要素生产率及其分解结果

	全部商业银行			国有商业银行			股份制商业银行		
	TFP	TC	TEC	TFP	TC	TEC	TFP	TC	TEC
1998/1997	0.8593	0.9348	0.9193	0.9498	0.9348	1.0160	0.8232	0.9348	0.8806
1999/1998	0.9135	1.1464	0.7969	1.0252	1.1464	0.8943	0.8688	1.1464	0.7579
2000/1999	0.9866	0.8279	1.1917	0.9697	0.8279	1.1712	0.9934	0.8279	1.1998
2001/2000	1.2550	0.8268	1.5178	2.1369	0.8268	2.5844	0.9022	0.8268	1.0912
2002/2001	0.9452	1.0722	0.8816	0.8450	1.0722	0.7881	0.9853	1.0722	0.9190
2003/2002	1.1430	1.1686	0.9781	1.2939	1.1686	1.1072	1.0826	1.1686	0.9264
2004/2003	1.0632	0.9194	1.1565	1.1616	0.9194	1.2635	1.0239	0.9194	1.1137
2005/2004	1.0209	1.0510	0.9714	1.0235	1.0510	0.9738	1.0199	1.0510	0.9704
2006/2005	1.1397	1.1089	1.0278	0.9828	1.1089	0.8863	1.2025	1.1089	1.0844
2007/2006	1.2569	1.0546	1.1918	1.4356	1.0546	1.3612	1.1855	1.0546	1.1241
2008/2007	1.0411	1.0280	1.0127	1.1956	1.0280	1.1631	0.9792	1.0280	0.9526
2009/2008	1.1612	1.0705	1.0848	1.0369	1.0705	0.9687	1.2109	1.0705	1.1312
平均	1.0655	1.0174	1.0608	1.1714	1.0174	1.1815	1.0231	1.0174	1.0126

注：（1）TFP 表示全要素生产率，TC 表示技术进步，TEC 技术效率；（2）效率估计结果大于 1 表示对应的指标是增长的，小于 1 则表示下降。

根据表 2 的估计结果：（1）中国商业银行 1997-2009 年全要素生产率的平均增长速度为 6.55%，这主要得益于技术效率的改善，其平均增长速度为 6.08%；而技术进步的贡献则明显低的多，其平均增长速度只有 1.74%；但技术效率和技术进步在此期间都是增长的，因而共同支撑了全要素生产率的增长。从年际间的变化情况来看，1998-2000 年、2002 年中国商业银行的全要素生产率为负增长，在一定程度上降低了整个时期中国商业银行全要素生产率的增长速度。（2）国有商业银行 1997-2009 年全要素生产率的平均增长速度为 17.14%，主要是由于技术效率的显著提高，其平均增长率达到 18.15%，与张健华等（2010）的估计结果十分接近；而同期技术进步的贡献则明显低的多，其平均增长速度只有 1.74%，但技术效率的提高在很大程度上推动了全要素生产率的快速增长。从逐年增长情况来看，1998 年、2000 年、2002 年和 2006 年国有商业银行的全要素生产率为负增长，从而制约了整个样本期的平均增长速度。不过，值得注意的是，国有商业银行的技术效率在不同年份间的波动非常明显，进而引起全要素生

产率的波动。(3) 股份制商业银行 1997-2009 年全要素生产率的平均增长率为 2.31%，技术进步和技术效率的提高共同促进了全要素生产率的生长，其平均增长率分别为 1.74% 和 1.26%。从具体年份来看，1998-2002 年、2008 年的全要素生产率均为负增长，因而阻碍了整个样本期全要素生产率的快速增长。进一步的比较和分析发现，国有商业银行全要素生产率和技术效率的平均增长率均显著高于股份制商业银行，这与刘澜飏等（2010）的结论基本一致，而技术进步的平均增长率则基本相同。值得注意的是，国有商业银行和股份制商业银行全要素生产率增长的主要来源并不相同，前者是技术效率改善，后者是技术进步水平提高，这与张健华等（2010）的研究结论一致。

## （二）计量经济模型估计结果

根据上文建立的计量经济模型，这里分别估计了两个回归模型，具体考察所有制结构与引资战略对中国商业银行效率的影响情况，表 3 报告了模型的主要估计结果。

表 3 所有制结构与引资战略对中国商业银行效率影响的 Tobit 模型估计结果

	被解释变量： $\Delta\text{TEC}$			被解释变量： $\Delta\text{TFP}$		
	模型 I	模型 II	模型 III	模型 I	模型 II	模型 III
常数项( $\alpha$ )	2.2029*** (0.0000)	2.2678*** (0.0000)	2.2694*** (0.0000)	1.7138*** (0.0000)	1.8248*** (0.0000)	1.8124*** (0.0000)
所有制结构(OS)	0.6117*** (0.0000)	0.6642*** (0.0000)	0.6637*** (0.0000)	0.4044*** (0.0060)	0.0494*** (0.0010)	0.4979*** (0.0010)
境外战略投资者(EASI)	—	0.0806 (0.2560)	0.8268 (0.3350)	—	0.1378** (0.0250)	0.1221* (0.0990)
上市(LC)	—	—	-0.0036 (0.9660)	—	—	0.0276 (0.7040)
分支机构数(NB)	-0.1291*** (0.0030)	-0.1402*** (0.0020)	-0.1403*** (0.0020)	-0.0749** (0.0460)	-0.0939** (0.0140)	-0.0936** (0.0140)
对数似然率	-100.04	-99.39	-99.39	-76.88	-74.36	-74.29

注：括号内为回归模型中解释变量的 P 值，\*\*\*、\*\*和\*分别表示估计结果在 1%、5%和 10%的水平上显著。

根据表 3 的模型估计结果可以看出：第一，以中国商业银行技术效率为被解释变量时，所有制结构的影响显著为正；引资战略的影响为正，但没有通过显著性统计检验；商业银行上市的影响为负，但在统计上几乎完全不显著；分支机构数的影响显著为负。第二，以中国商业银行全要素生产率为被解释变量时，所有制结构和引资战略的影响显著为正；商业银行上市的影响为正，但在统计上很不显著；分支机构数的影响显著为负。关于各因素对中国商业银行技术效率和全要素生产率产生上述影响的原因，可以进一步分析和解释如下：

第一，所有制结构的优势主要来源于中国银行业改革过程中，政府对国有商业银行的有力政策支持。例如，1999年成立四家资产管理公司对口接收四家国有商业银行的不良贷款，2003年底国家对建设银行和中国银行的注资等，而股份制商业银行主要靠自身的经营，在政府的特定政策支持等方面，与国有商业银行的差别甚大。

第二，随着近年来中国商业银行改革的深化与国际化进程的加快，引入境外战略投资者成为多数商业银行的重要战略决策。1996年中国光大银行率先于与亚洲开发银行合作，之后其他商业银行相继跟进，据中国银监会统计，到2009年底引进境外投资的中资银行共有31家，引进外资329.9亿美元。境外战略投资者的加入直接改观了中国商业银行的资本、管理、人才等要素条件，促进了治理结构完善，提升了商业银行效率，这与Berger等（2009）的结论一致，与何蛟等（2010）、朱盈盈等（2010）的结论相近。此外，引资战略对技术效率的影响在统计上并不显著，这可能是因为在现行金融监管环境下，境外战略投资者因为股权比例的限制，没有真正取得中国商业银行的控制权，限制了其扩大影响的空间，这也意味着如果这种限制条件在今后逐步放宽，引资战略在中国商业银行效率改善方面还有进一步提升的可能，这与冯伟等（2008）的研究结果是一致的。

第三，与所有制结构和引资战略的影响不同，在两个模型的估计结果中，上市并未对中国商业银行效率产生显著影响，这是一个值得注意的发现，因为在本文样本的分析时期中，除广东发展银行没有上市之外，其他商业银行都已经先后上市，那么需要思考的首要问题是，上市除了给商业银行更为有力的资本支持外，究竟还带来了什么？获得上市资格以后，商业银行是否选择了更为有利于投资者的资源配置策略，这不仅关系到投资者的回报，也会影响到上市商业银行的长期发展。

第四，为了更好地理解分支机构数的回归系数符号及显著性水平，有必要结合中国经济发展过程中商业银行的发展历程及现状来分析。从分支机构的绝对数值来看，中国各商业银行之间存在显著差异，特别是国有商业银行在这方面占据着绝对优势地位，这也直接带来了相应的高市场份额，主要是因为中国经济的特定环境赋予了国有商业银行独特的优势地位和市场扩张机会，尽管在计划经济时期和改革的很长一段时间，国有银行的决策不同程度地受到政府的影响，但最终形成数量众多、覆盖范围广的分支机构也是不争的事实。问题的关键在于，这种格局的形成并非纯市场力量作用的结果，因此，分支机构的数量优势会增加国有商业银行的利润，但未必带来同等程度的效率改善，也许正是意识到这一点，股份制商业银行虽然也在不断增加分支机构，但与此同时更加关注经营绩效的提高，而不是简单地与国有商业银行争夺市场份额。

## 五、结论及启示

商业银行作为中国现代金融的重要组成部分，对国民经济的影响日益突出，其运行绩效备受关注。在过去的十多年里，努力推进产权多元化和治理结构优化，是中国商业银行改革市场化改革的最重要主题之一，也是今后一段时期中国金融业改革与发展的重要方向。基于这一背景，本文采用 Hicks-Moorsteen 指数方法具体估算了 1997-2009 年中国商业银行技术效率和全要素生产率的变化情况，并对技术效率和全要素生产率进行了分解，在此基础上，进一步建立 Tobit 模型考察了所有制结构、引资战略和上市对中国商业银行效率的影响。根据本文的实证分析结果，我们得到以下基本结论：第一，1997-2009 年期间，中国商业银行技术效率的平均增长率为 6.08%，国有商业银行技术效率的增长率要高于股份制商业银行；中国商业银行全要素生产率的平均增长率为 6.55%，且技术效率的贡献显著高于技术进步；国有商业银行全要素生产率的增长率要高于股份制商业银行，这主要是由技术效率的差异引起的。第二，所有制结构对中国商业银行技术效率增长率和全要素生产率增长率均具有显著的正向影响；引资战略对中国商业银行技术效率增长率的影响为正，但在统计上不显著，对全要素生产率增长率具有显著的正向影响；商业银行上市对技术效率增长率的影响为负，对全要素生产率增长率的影响为正，但在统计上均不显著；作为模型分析中的控制变量，分支机构数对中国商业银行技术效率和全要素生产率的影响均显著为负。

根据上述实证分析结果，我们得到如下政策启示：首先，尽管面临诸多困难和阻力，总体上中国商业银行市场化改革在不断深化，并在改革过程中经受住宏观经济及金融环境变化的冲击和行业市场竞争的考验，改革成效比较明显，由此应继续坚持市场导向的改革路径，这将是今后中国商业银行发展的最佳战略选择；其次，引资战略对改善中国商业银行效率起到了积极作用，这为促进产权结构多元化和完善所有制结构提供了有益探索，为此，在确保金融安全的基础上，应适时出台相关政策，积极推进中国商业银行的国际化进程，为中国商业银行引入经营管理能力一流的国外银行和金融机构创造条件，完善中国商业银行的治理结构，进一步提高经营管理水平；最后，尽管上市已成为中国众多商业银行的现实选择，但其对商业银行效率提高的作用却并不明显，相关部门有必要加大对中国上市商业银行的监管力度，着力加强风险管理，促进资源的优化配置和经营绩效的提升，并从严控制商业银行的上市资格，提高上市银行的质量。

## 参考文献

- [1] 毕功兵, 梁 樑, 杨 锋. 商业银行 DEA 效率评价投入产出指标选择研究[J]. 管理评论, 2009(6): 10-16.
- [2] 丁明明, 于成永. 我国商业银行资本结构的影响因素——基于 OLS 回归和分位数回归的研究[J]. 南京财经大学学报, 2015(1): 25-32.
- [3] 丁忠明, 王海林. 我国银行业市场竞争度研究——基于 Panzar-Rosse 模型的实证分析[J]. 南京财经大学学报, 2016(1): 41-47.
- [4] 冯 伟, 刘开林, 刘 强. 银行业引进境外战略投资者对提升绩效的影响——基于面板数据的实证研究[J]. 山西财经大学学报, 2008(2): 85-90.
- [5] 韩榕馨, 孙一铭. 中国上市银行效率分析——以 2006-2011 年 16 家上市银行为例[J]. 上海金融, 2012(9): 107-108.
- [6] 何 蛟, 傅 强, 潘 璐. 引入外资战略投资者对我国商业银行效率的影响[J]. 中国管理科学, 2010(5): 49-57.
- [7] 侯晓辉, 李婉丽, 王 青. 所有权、市场势力与中国商业银行的全要素生产率[J]. 世界经济, 2011(2): 135-157.
- [8] 刘澜飏, 王 博. 门槛效应、管制放松与银行效率的改进——理论假说及其来自中国的经验研究[J]. 金融研究, 2010(3): 67-79.
- [9] 刘 伟, 黄桂田. 中国银行业改革的侧重点: 产权结构还是市场结构[J]. 经济研究, 2002(8): 3-11.
- [10] 芦 锋, 刘维奇, 史金凤. 我国商业银行效率研究——基于储蓄新视角下的网络 DEA 方法[J]. 中国软科学, 2012(2): 174-184.
- [11] 史金凤, 张信东, 杨 威, 邵燕敏. 基于 Bootstrap 网络 DEA 改进方法的银行效率测度[J]. 山西大学学报(哲学社会科学版), 2012(5): 128-134.
- [12] 孙浦阳, 武力超, 付村. 银行不同所有制结构与经营绩效关系——基于中国 47 家不同所有制银行的面板数据分析[J]. 数量经济技术经济研究, 2010(12): 54-66.
- [13] 王晓红, 陈范红. 基于 HM 指数的中国高技术产业创新效率分析[J]. 产业经济研究, 2015(6): 91-98.
- [14] 杨 文, 孙蚌珠, 程相宾. 中国国有商业银行利润效率及影响因素——基于所有权结构变化视角[J]. 经济学(季刊), 2015(2): 535-556.
- [15] 原小能, 周伟. 中间需求扩张与服务业就业增长[J]. 南京财经大学学报, 2015(1): 8-13.
- [16] 翟光宇, 刘萌萌. 中国上市银行资本缓冲周期性研究——基于 2005—2014 年季度数据的实证分析[J]. 产业经济研究, 2016(1): 92-99.

- [17] 张健华, 王 鹏. 中国银行业广义 Malmquist 生产率指数研究[J]. 经济研究, 2010(8): 128-140.
- [18] 张健华, 王 鹏. 中国银行业前沿效率及其影响因素研究——基于随机前沿的距离函数模型[J]. 金融研究, 2009(12): 1-18.
- [19] 张 瑜, 殷书炉, 刘廷华. 境外战略投资者提高了我国商业银行的经营效率吗?[J]. 经济评论, 2014(2): 139-149.
- [20] 郑 鸣. 上市银行效率的比较分析[J]. 中国经济问题, 2005(1): 37-46.
- [21] 朱盈盈, 曾 勇, 李 平, 何 佳. 引资、引智与引制: 中资银行引进境外战略投资者的实证研究[J]. 中国软科学, 2010(8): 78-80.
- [22] 朱盈盈, 曾 勇, 李 平, 何 佳. 中资银行引进境外战略投资者: 背景、争论及评述[J]. 管理世界, 2008(1): 22-37.
- [23] Berger A. N., Hasan I., Zhou M. Bank Ownership and Efficiency in China: What Will Happen in the World's Largest Nation[J]. Journal of Banking and Finance, 2009, 33(1): 113-130.
- [24] Bonin J. P., Hasan I., Wachtel P. Privatization Matters: Bank Efficiency in Transition Countries[J]. Journal of Banking and Finance, 2005, 29(8-9): 2155-2178.
- [25] Fare R., Grosskopf S., Norris M., Zhang Z. Productivity Growth, Technical Progress and Efficiency Changes in Industrialized Countries[J]. American Economic Review, 1994, 84(1): 66-83.
- [26] Fethi M. D., Pasiouras F. Assessing Bank efficiency and Performance with Operational Research and Artificial Intelligence Techniques: A Survey[J]. European Journal of Operational Research, 2010, 204(2): 189-198.
- [27] Good D., Nadiri M. I., Sickles R. Index Number and Factor Demand Approaches to the Estimation of Productivity[R]. NBER Working Paper, No. 5790, 1996.
- [28] Grifell-Tatje E., Lovell C. A. K. A Note on the Malmquist Productivity Index[J]. Economics Letters, 1995, 47(2): 169-175.
- [29] Jackson P. M., Fethi M. D. Evaluating the Technical Efficiency of Turkish Commercial Banks: An Application of DEA and Tobit Analysis[R]. Working Paper, International DEA Symposium, University of Queensland, 2000.
- [30] Jorgenson D. W., Grilliches Z. The Explanation of Productivity Change[J]. Review of Economic Studies, 1967, 34(3): 249-283.
- [31] O'Donnell C. J. An Aggregate Quantity-price Framework for Measuring and Decomposing Productivity and Profitability Change[R]. CEPA Working Paper, University of Queensland, 2008.

- [32] O'Donnell C. J. Measuring and Decomposing Agricultural Productivity and Profitability Change[J]. Australian Journal of Agricultural and Resource Economics, 2010b, 54(4): 527-560.
- [33] O'Donnell C. J. Nonparametric Estimates of the Components of Productivity and Profitability Change in U.S. Agriculture[R]. CEPA Working Paper, University of Queensland, 2010a.
- [34] Ray S. C., Desli E. Productivity Growth, Technical Progress, and Efficiency Change in Industrialized Countries: Comment[J]. American Economic Review, 1997, 87(5): 1033-1039.
- [35] Shephard R. W. Cost and Production Functions[M]. Princeton: Princeton University Press, 1953.
- [36] Wheelock D. C., Wilson P. W. Technical Progress, Inefficiency and Productivity Change in U.S. Banking 1984-1993[J]. Journal of Money, Credit and Banking, 1999, 31(2): 212-234.

# **Ownership Structure, Entry of Abroad Strategic Investors and Efficiency of China's Commercial Banks: Empirical Study through Hicks-Moorsteen Index and Tobit Model**

**Abstract:** This paper has estimated efficiency of China's commercial banks from 1997 to 2009 through the Hicks-Moorsteen index approach, and Tobit model is established to analyze the effects of ownership structure and entry of abroad strategic investors on efficiency of China's commercial banks. Empirical results show that technical efficiency and total factor productivity have maintained relative fast growth. And the average growth rates of technical efficiency and total factor productivity state-owned commercial banks are both higher than joint-stock commercial banks. After controlling the influence of commercial banks scale, state-owned ownership has both obviously positive effects on growth rates of technical efficiency and total factor productivity. The entry of abroad strategic investors has obviously positive effect only on growth rate of total factor productivity. However, the entry of abroad strategic investors has positive effect on growth rate of technical efficiency which is not statistically significant. Finally some policy suggestions have been put forward.

**Key Words:** Ownership Structure, Entry of Abroad Strategic Investors, Commercial Banks, Technical Efficiency, Total Factor Productivity

# 中期政策利率传导机制研究

## ——基于商业银行两部门决策模型的分析

孙国峰<sup>1</sup> 段志明<sup>2</sup>

【摘要】当金融市场不完美时，短期利率向中长期利率传导会遇到阻碍，因此发达经济体在应对国际金融危机中使用了非常规货币政策调控中长期利率。我国金融市场发展还不成熟，利率市场化还在进行之中，为此中央银行创新了作为央行利率的中期政策利率进行间接调控。本文基于我国商业银行内部相互分割的两部门决策机制，建立了三阶段博弈的理论模型，分析了中央银行以中期政策利率先后影响信贷市场以及货币市场和债券市场的传导机制，将市场化因素引入商业银行资产负债表，从而建立了不完美金融市场条件下市场化货币政策传导机制的微观基础。模型结论表明央行中期政策利率对引导商业银行贷款数量和利率具有显著作用，其效果明显优于央行短期政策利率。

【关键词】中期政策利率，博弈论，两部门决策模型

### 一、引言

Woodford (2003) 指出，在完全信息和金融市场高度有效的条件下，中央银行在无法控制货币总量的情况下可以利用隔夜利率政策达到通货膨胀目标。然而，2008年国际金融危机发生后，发达经济体出现了金融市场失效现象，单一目标（物价稳定）和单一工具（短期利率）的“常态”货币政策框架受到了挑战，因此各国普遍采取了非常规的货币政策操作，在扩张流动性数量的同时试图直接调控中长期利率。美联储的主要工具是量化宽松货币政策，即央行在政府债券市场进行大规模操作，以在短期内快速应对货币政策传导机制遭受的非线性破坏：美国的庞大国债市场为美联储的量化宽松操作提供了市场条件，而这与美元作为关键国际储备货币因而美国有能力承受大规模财政赤字是分不开的。而在以银行体系融资为主、国债市场不够发达的欧元区，欧央行实行长期再融资操作（LTRO）和定向长期再融资操作（TLTRO），通过央行中期利率调控中长期市场利率。与此同时，美联储、加拿大银行、日本银行、英格兰银行和欧央行等在运用前瞻性指引平滑收益率曲线方面也取得了积极的效果。

<sup>1</sup> 孙国峰，中国人民银行金融研究所，中国金融论坛学术委员

<sup>2</sup> 段志明，北京大学经济学院博士研究生

我国的货币政策框架在向间接调控下以价格型政策为主的方向转型过程中，面临政策利率的选择问题。2015 年 10 月，人民银行取消了金融机构存款利率浮动上限，标志着存贷款利率管制全部取消。在信贷市场仍然处于中国金融市场主导地位的情况下，要求中央银行有能力和

手段通过交易间接影响金融机构存贷款利率水平。从新兴市场经济体的经验看，在利率市场化之后中央银行通过市场化手段调控利率都是普遍的难题，比如印尼央行曾通过公开市场操作将利率提高 50 个点，但银行间拆借利率则从 12% 暴涨到 20%，说明央行大规模操作仍不能准确控制市场利率水平。台湾“中央银行”2000 年 8 月至 2001 年 11 月末 10 次降低再贴现利率累计 2.25 个百分点，但各家商业银行在大幅降低存款利率的同时，有 50% 左右的银行的基本贷款利率降幅为零甚至不降反升。因此，中央银行必须建立有效调控金融机构存贷款利率以及货币市场和债券市场等其他金融利率的市场化间接调控机制。2014 年以来，中央银行已经开始探索通过提供中期基础货币的中期借贷便利（MLF）利率来发挥中期政策利率的作用，以间接影响商业银行存贷款利率和其他金融市场利率。

本文即是在以上背景下，基于商业银行的内部决策流程，探讨中期政策利率的传导机制，重点分析中央银行的中期政策利率如何作用于商业银行资产负债表，从而影响贷款数量和价格，进而影响货币市场、债券市场和理财市场利率的机制，并比较了短期政策利率与中期政策利率影响效果的差别。

## 二、文献综述

总的来看，学术界普遍认为在金融市场比较完美、中央银行利率政策可预见程度较高的情况下，中央银行适合采取“常态”货币政策框架，即主要以隔夜利率作为操作目标，并通过常备借贷便利利率等政策利率或公开市场操作对流动性的调节来实现隔夜利率目标，而在金融危机或其他原因导致金融市场失效的情况下，中央银行则需要调节中期利率。但也存在中央银行应只调节短期利率和中央银行在非危机状态下也可调节中期利率的观点争论。

“泰勒规则”指出，中央银行根据通胀缺口和产出缺口的线性函数决定名义利率，由于通货膨胀和产出都是中长期变量<sup>3</sup>，因此其隐含结论应当是中央银行通过调控中长期利率以影响经济增长和物价。然而，与此相反，“泰勒规则”表达式中用的是短期利率，盯住短期利率也一度成为发达经济体货币政策框架的主流模式：据 Borrio（1997）统计，在 14 个工业化国家中，有 11 个选择隔夜利率作为政策目标，只有 3 个选择 30 天以上的利率。

理论上对中央银行调节短期利率的主要支持理由是，中央银行对短期利率的调整通过市场预期可以平滑地实现中长期利率调整。自 20 世纪 80 年代以来，许多研究论证了短期利率向中长期利率的传导问题。Mankiw and Miron（1986）、Balduzzi *et al.*（1998）以及 Kuttner（2001）等人的研究结果都显示，在中央银行的短期利率工具下，货币政策对中长期利率的影响可以通

<sup>3</sup> 泰勒规则中的通胀是过去 4 个季度的通胀率，产出是年度实际 GDP。

过理性预期实现。这一观点成为以短期利率作为中央银行货币政策单一操作目标的理论基础。

另一类支持调节短期利率的理由是，中央银行难以调节中长期利率。Taylor（1993）认为长期利率中包括通胀信息，如果中央银行在通胀上升时期提高长期利率，会暗示市场通胀还要上升，从而造成不必要的政策误解。Woodford（2005）认为控制中长期利率会引起隔夜利率过大波动，所以中长期政策利率工具缺乏可操作性。宾德赛尔（2013）<sup>4</sup>认为短期利率与中长期利率的相互传导是不对称的：在有效预期的前提下，中央银行对短期利率的调控，将会使得中长期利率以最平滑的方式进行调整，但如果以中长期利率作为目标，则可能导致短期利率发生断崖式的变动。

然而，由于金融市场的不完美以及中央银行短期利率演进路径不清晰，短期利率到中期利率的传导存在障碍，一部分学者对中央银行调节短期利率提出质疑。Haldane and Read（2000）对收益率曲线的冲击进行分解，得出了短期政策目标变动只能影响到短期利率的结论，这表明货币政策的传导机制并不完善，所以中央银行应当控制中长期的收益率曲线，为此需要对自身的政策偏好做出调整。Mankiw and Miron（1986）和 Goodhart（2000）的观点同样具有借鉴意义，他们指出货币政策制定者设定短期利率的方式会导致短期利率呈随机游走特征，有效的短期利率预期变化难以形成，从而使得收益率曲线与目标利率平行移动，并引起金融市场动荡。

市场分割理论可以作为以上观点的补充。Kidwell and Koch（1983）对美国债券市场的实证分析表明，短期市场与中长期市场的分割现象普遍存在。因此，在任何不完善的金融市场，都不能确保短期利率到中长期利率的有效传导。各国央行的实践也表明，专注于短期利率的货币政策并不能保证对中长期收益率曲线的控制：Greenspan（2005）<sup>5</sup>对“利率之谜”的阐述——“尽管美国联邦基金利率上升了 200 个基点，但美国国库券长期利率却明显下降”，并且“这种现象并不仅仅发生在美国，整个世界市场都出现了长期利率下降的趋势”，佐证了这一观点。

2008 年国际金融危机爆发后，较低的短期利率预期在金融市场中难以有效传导，中长期利率脱离短期利率持续走高，这表明中长期利率和短期利率的脱节现象已经普遍存在。为此，发达经济体的中央银行采取了非常规的货币政策控制中长期利率，以确保货币政策在接近崩溃的金融市场中有效传递。比较典型的政策有量化宽松政策（包括定向宽松）和前瞻性指引。

2002 年 11 月，时任美联储理事 Bernanke 在一次演说中曾建议积极地利用公开市场业务压低长期利率，这一观点实际上主导了危机中的量化宽松政策。大量的理论支持中央银行在危机中使用量化宽松政策。Ugai（2006）分析了日本央行于 2001—2006 年实行的量化宽松政策。他的实证分析表明，量化宽松政策通过培养人们对于未来零利率的预期，从而降低了短期到中期的收益率曲线。Gertler and Peter Karadi（2013）认为，人们对短期利率过低的预期越久，量

<sup>4</sup> 乌尔里希·宾德赛尔，齐鹰飞等译，《货币政策实施：理论、沿革与现状》。东北财经大学出版社，2013 年，第 36—142 页。

<sup>5</sup> 艾伦·格林斯潘，“利率之谜”，《财经》，2005 年第 12 期，第 18—19 页。

化宽松对降低中长期利率的效果就越显著。Krishnamurthy and Vissing-Jorgensen (2011)指出,量化宽松对资产价格产生了显著的负影响,其影响程度取决于所购买资产的类别。

然而,也有学者对量化宽松货币政策持保留态度。Kapetanios *et al.* (2012)虽然没有重点说明量化宽松对产出的长期影响,但其对政策效果期限的估计表明,量化宽松只能在短期内发挥较大作用。Pesaran and Smith (2012)持有类似的观点,他们的实证分析表明,量化宽松政策的效果将会在一年之内消失,其长期效果在统计上并不显著异于零。

发达经济体的中央银行在实施量化宽松的同时,还尝试了前瞻性指引<sup>6</sup>来降低长期利率。然而,综合学术界的观点,普遍认为前瞻性指引有较大的缺陷:一是前瞻性指引的有效性取决于市场参与者对其解读清晰无误,缺乏透明度会导致市场误读风险上升;二是前瞻性指引的有效性还取决于央行的公信力,如果央行主要负责人面临换届,由于市场无法确认继任者是否会继续履行承诺,前瞻性指引的效果就会受到影响;三是央行自身在明确政策调整目标之前,无法与市场进行明确的沟通,此时也就无法正确引导市场预期;四是前瞻性指引为了能够让公众易于理解,只能通过设立单一指标或少数指标来简化经济模型,但宏观经济形势与市场发展瞬息万变,放弃了多变量函数的货币政策其可信度也受到削弱;五是当既定变量接近阈值时前瞻性指引将面临挑战;六是前瞻性指引的有效性还受其他经济体央行货币政策溢出效应和投资者行为等外生因素的影响。

总的来看,相关文献对中央银行是否应当将中长期利率作为日常的调控目标存在争论,但对在金融市场不完善情况下中央银行通过非常规手段调节中长期利率的观点比较一致。与发达经济体金融市场比较成熟、仅是危机状态下才暂时进入不完美状态不同,中国金融市场处于发展改革的过程中,距离完全信息和高度有效的标准还有较大差距,特别是信贷市场和其他市场严重分割,在这种情况下金融市场处于结构性的不完美状态,因此货币政策不具备实现“常态”框架的条件,即中央银行难以只通过调节隔夜利率来实现物价稳定的目标,短期政策利率难以成为货币政策之锚,需要探索中期政策利率发挥货币政策之锚的作用。但目前关于中期政策利率的研究在国内还是空白。本文即试图对中期政策利率的传导机制进行分析,填补这一研究空白。

### 三、中期政策利率与商业银行的“两部门决策机制”

以量化宽松为代表的非常规货币政策,主要针对危机时期货币传导机制受到严重破坏,导致货币政策反应函数处于“非线性”状态的特殊情况。然而,正如周小川行长指出的,中国并非处在一个非线性阶段<sup>7</sup>,因此量化宽松货币政策并不适用于我国。作为新兴市场经济体,我

<sup>6</sup> 前瞻性指引是中央银行预期管理工具的一种制度化安排,也是中央银行沟通的高级形式。它包括三个要素:一是沟通的标的,如政策利率的走势,资产购买的规模、种类和时间;二是沟通方式,以定性或定量的方式给出指引;三是限制条件,即阈值。

<sup>7</sup> 周小川行长在清华大学五道口全球金融论坛上的《2008年金融危机以来货币政策框架的演变》的演讲。

国货币政策的不确定性较大，短期利率预期变化不易平滑，前瞻性指引也不具可行性。相比之下，类似于再融资操作<sup>8</sup>（TRO）的中期政策利率，可能更有利于解决中国长短期利率脱节的问题。考虑到中国以间接融资为主的金融市场结构与欧元区较为类似，央行借鉴欧央行定向长期再融资操作、日本央行刺激银行信贷工具（SBLF）和英国央行融资换贷款计划（FLS）等危机以来的货币政策工具创新，通过中期借贷便利和补充抵押贷款（PSL）发挥中期政策利率作用，调节金融机构融资成本，对金融机构资产负债表和市场预期产生影响，引导其向符合国家政策导向的实体经济部门提供低成本资金，同时影响货币市场和债券市场利率，促使社会融资成本降低——这可以看作是对转变中货币政策框架的一个新探索。

中期政策利率是央行利率，而不是市场利率，也不是对市场利率设定的某一目标。央行通过中期政策利率引导银行和市场的中期利率水平，但不承诺将中期市场利率精确控制在某一具体水平，这有利于赋予市场更多的定价空间。由于中期政策利率是中央银行提供给商业银行中期基础货币的利率，它首先作用于商业银行的资产负债表，所以，在分析货币政策传导机制时需要注意我国商业银行内部决策机制的特殊结构，即“两部门决策机制”。

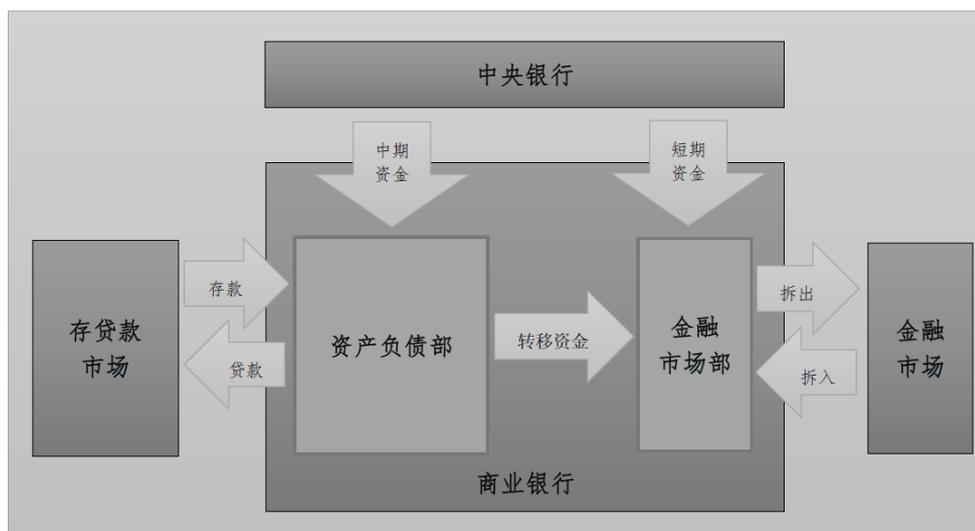


图1 商业银行内部决策流程图

注：图中存贷款市场包括市场化的理财产品市场，金融市场主要指货币市场和债券市场。

所谓“两部门”是指在商业银行内部客观存在的两个独立的利润中心：资产负债部和金融市场部。其中，资产负债部管理中长期资金，主要参与信贷市场的交易；而金融市场部管理短期资金，主要参与货币市场和债券市场的交易。资产负债部相对于金融市场部处于决策的主导地位，这构成了我国商业银行独有的“两部门决策机制”。

这一机制根植于我国金融市场发展的严重分割和失衡的现状。长期以来，由于经济保持较高速度增长、高储蓄率以及利率管制等原因，商业银行经营存贷款业务的利润较高，信贷市场持续高速发展；而由于经济金融体制的原因，货币市场和债券市场尽管取得了长足的发展，但相对于信贷市场的规模而言差距依然明显，甚至有所拉大，这直接限制了金融市场部的发展

<sup>8</sup> 再融资操作可以看作欧央行由于不能执行量化宽松货币政策，而选择的一种替代政策。

空间。这样的市场环境决定了在商业银行内部，资产负债部相较于金融市场部在资产管理规模和利润创造能力方面都具有绝对的优势：2014 年底，我国商业银行的资产负债部管理的信贷资产超过 104 万亿元，而金融市场部管理的债券资产规模仅有 17 万亿元，仅为前者的 16%；在利润创造能力方面，2014 年末，我国上市银行资产负债部管理的存贷利差总收入为 3.93 万亿元，而其金融市场部管理的债券利息总收入仅为 1.28 万亿元<sup>9</sup>，不足前者的 1/3。以上优势赋予了资产负债部主导决策的能力，使得两个部门在决策上具有先后的差异，即产生了不对称的“两部门决策机制”。

在“两部门决策机制”下，银行内部决策可以看作一个动态博弈<sup>10</sup>过程（见图 1）：资产负债部门基于自身的利润最大化目标，管理存款、贷款和央行中长期贷款等中长期资金流，并对存贷款进行定价<sup>11</sup>，同时确定贷款利率<sup>12</sup>。资产负债部门在进行了存贷款规模和价格的决策后，将多余的资金以一定成本转移给金融市场部，这是博弈的第一个阶段；在此基础上，金融市场部管理短期资金流，以实现自身的利润最大化，这是博弈的第二个阶段。值得注意的是，内部转移资金的利率不能由某个部门单独决定。因为如果由资产负债部单独决定，该部门的利润最大化目标要求内部转移资金利率无限高，显然会对金融市场部的利益造成巨大损害；相反，如果由金融市场部单独决定，该部门倾向于将内部转移资金利率水平降为零，这显然又与资产负债部的利益形成冲突。上述任意一种情况，都会削弱银行的整体利润，于是管理层将有动机通过考虑整体利润最大化来确定转移资金利率。因此，转移资金的利率不能由单个部门决定，而是采用全额计价方法，由总行资金池汇集各个业务部门的资金头寸，考虑每笔资金的融资利差、利率风险和信用利差来确定转移价格曲线，即转移资金利率必须在银行整体决策的层面，这可以看作博弈的第三个阶段。应当注意到，第三阶段的整体决策建立在资产负债部门已经首先决策的基础上，因此并非一般意义上的整体决策。或者说，尽管三阶段决策中最终也有整体决策，但不能改变资产负债部门在决策中占据主导地位的事实。

在中国商业银行“两部门决策机制”下，存贷款等中长期资金进入总行资金池，决策之后将轧差资金用于货币市场和债券市场交易，这构成了信贷市场与货币市场和债券市场的价格信号传导的基础，因此中央银行如果提供给商业银行中期资金，如中期借贷便利和补充抵押贷款等，资金可以直接进入商业银行的资产负债部，从而影响贷款数量和贷款利率。如果中央银行

<sup>9</sup> 数据来源为 Wind 金融数据库和《中国人民银行年报（2014）》。

<sup>10</sup> 本文模型中的博弈，类似于扩展的双头垄断模型：资产负债部门先决策；金融市场部门在观察到资产负债部门的决策，再决定对金融市场的投资组合；银行整体在观察到以上两个部门的先后决策，再进行最后的决策，以确定转移资金成本。这是一个典型的完美信息动态博弈。

<sup>11</sup> 在存款利率仍存在官定浮动上限管制的情况下，商业银行通常用足上限，从而产生了确定的资金成本。

<sup>12</sup> 贷款利率的定价方法主要有三种：成本加成定价法，经济增加值法和 RAROC 法（经风险调整的资本回报率法）。成本加成法是指贷款利率=运用成本+资金成本+营业税及附加+预期损失+目标利润。经济增加值法是指经济增加值=贷款利息收入-内部资金转移支出-运用成本-营业税及附加-预期损失-资本成本（经济资本×资本成本率）。RAROC 法是指风险调整回报/经济资本=（贷款利息收入-内部资金转移支出-运用成本-营业税及附加-预期损失）/非预期损失。这三种方法实际上都是基于成本加成的定价方法，即贷款利率由市场需求和成本加成共同影响。

提供短期资金，如公开市场操作（OMO）、常备借贷便利（SLF）等，资金只能先进入商业银行的金融市场部，并直接作用于货币市场和债券市场，影响短期利率，下一步才能传导至信贷市场，由于市场分割等问题的存在，最终能否对贷款数量和贷款利率构成实质影响或未可知。此外，再考虑到资产负债部的主导优势，投放中期资金似乎更有利于降低贷款成本。

然而，投放中期资金固然具有以上优势，但它也面临着资产负债部管理资金体量过大的问题。如果央行希望通过中期借贷便利影响贷款利率，势必要投入相对较大规模的基础货币。可事实上，央行也会有成本收益的考量，使用中期资金工具在获得以上提高调控能力收益的同时，还必须付出以下成本：在微观上，商业银行借用央行资金需要付息，增加商业银行的成本；在宏观上，央行投放基础货币过多可能引起通货膨胀和资产泡沫，因此从微观和宏观两个方面看，央行投放基础货币的数量不是越多越好，而是要尽可能地提高调控效率，即以相对较少的基础货币投放影响贷款利率。如果金融市场部短期利率的传导衰减幅度较小，短期资金也有可能发挥更大的作用。因此央行中期资金和短期资金在影响信贷市场利率方面各有优势和劣势，具体比较如表 1 所示。

表 1 央行中期资金和短期资金的优势和劣势比较

	中期资金	短期资金
优势	直接作用于信贷市场，且资产负债部的话语权较强。	等量资金投入下，金融市场部对短期利率的影响较大，如果对信贷市场的传导出现放大作用，会增强对贷款利率的影响。
劣势	由于信贷市场规模大，等量资金规模下，对贷款利率的影响相对更小。	间接作用于信贷市场，可能出现效应衰减；金融市场部管理资金规模较小，话语权较弱。

从表 1 可见，在现实的金融市场中，央行短期和中期资金各自综合效果的强弱难以通过定性的方式判断。为此，在文章的下一部分，我们将建立理论模型对这一问题进行定量的分析。

## 四、理论模型

### （一）模型假设

假设一个由  $N$  家银行组成的银行体系，我们选择任意一家  $i$  作为研究对象。根据上述分析，银行部门可以按照管理资金的种类和期限分为资产负债部门和金融市场部门，前者主要管理存款、理财产品、贷款和央行中期资金等中长期限的资金，理财产品定价完全市场化，而且不需缴存存款准备金，而存款利率虽然没有中央银行确定的浮动上限管制，但还会受到行业自律的一定制约，而且需要缴存存款准备金，因此这两者的利率不同，有必要加以区分。金融市场部主要管理超额准备金、货币市场产品、债券市场产品以及央行短期资金等短期限的资金。由于上述两部门在银行中的地位不同，一般情况下，资产负债部基于自身利润最大化首先进行决策；在此基础上，金融市场部进行决策。

### （二）模型构建

#### 1. 第一阶段——资产负债部门决策

首先，资产负债部门面临的优化问题为

$$\pi_{1i} = \max \left\{ \begin{array}{l} r_L(r_{D1}, r_{D2})L_i + r_R\alpha D_{1i} + r_T^i TR_i - r_{D1}D_{1i} - r_{D2}D_{2i} - r_P P_i \\ -C_1(L_i, D_{1i}, D_{2i}, TR_i) \end{array} \right\} \quad (1)$$

$$\text{s.t. } TR_i \leq D_{1i} + D_{2i} + P_i - L_i - \alpha D_{1i} \quad (2)$$

其中， $r_L$  为贷款利率， $L_i$  为贷款规模； $r_{D1}$  为存款利率， $D_{1i}$  为存款规模； $r_{D2}$  为理财产品利率， $D_{2i}$  为理财规模； $r_R$  为法定准备金利率， $\alpha$  为法定准备金率； $r_T^i$  为内部转移资金利率， $TR_i$  为内部转移资金规模； $r_P$  为央行中期资金利率， $P_i$  为中期资金规模。 $r_L(r_{D1}, r_{D2})$  表示贷

款利率受存款利率加成影响，且  $\frac{\partial r_L}{\partial r_{Dj}} > 0, j = 1, 2$ 。

此外，函数  $C_1(L_i, D_{1i}, D_{2i}, TR_i)$  表示资产负债部对贷款、存款、理财和内部转移资金的管理成本，以上函数具有如下性质：严格凸，并且二阶连续可导。下面，不妨令

$$C_1(L_i, D_{1i}, D_{2i}, TR_i) = \frac{\beta_{L_i} L_i^2 + \beta_{D_{1i}} D_{1i}^2 + \beta_{D_{2i}} D_{2i}^2 + \beta_{TR_i} TR_i^2}{2},$$

其中， $\beta_{L_i}$ 、 $\beta_{D_{1i}}$ 、 $\beta_{D_{2i}}$  和  $\beta_{TR_i}$  均为常数，且符号为正。

关于约束条件 (2)，根据孙国峰（1996，2001，2004，2015）<sup>13</sup> 提出的信用货币理论，银行通过贷款等资产扩张形式创造存款——银行信用货币，中央银行通过资产扩张创造基础货币，并通过基础货币支持和制约银行的货币创造行为，中央银行设置的法定准备金制约是指中央银行规定商业银行在中央银行的存款不得低于商业银行存款乘以法定准备金率得出的某一数值。这里需要注意的是，法定准备金并非商业银行将存款负债转移而来，而必须从中央银行获得。因此从整个银行体系看，当商业银行发放贷款时，存款相应增加，那么它就必须从中央银行获得数值为法定准备金的基础货币，如果中央银行不通过降低法定准备金率或者购买外汇等方式提供基础货币的话，商业银行只能向中央银行借款，借款按期限可分为借入央行中期资金和借入央行短期资金，其中中期资金纳入资产负债部门的决策，短期资金纳入金融市场部门的决策。若约束条件 (2) 为紧的<sup>14</sup>，则可以得到

$$P_i = TR_i + L_i + \alpha D_{1i} - D_{1i} - D_{2i}, \quad (3)$$

通过代入，目标函数可以变型为

<sup>13</sup> 孙国峰，“中国货币政策传导机制研究”，《国际金融研究》，1996 年第 5 期，第 63 页；孙国峰，“信用货币制度下的货币创造和银行运行”，《经济研究》，2001 年第 2 期，第 29—37、85 页；孙国峰，“结构性流动性短缺与货币政策操作框架”，2004 年美国斯坦福大学亚太经济研究中心论文，见《第一排——中国金融改革的近距离思考》，中国经济出版社，2012 年，第 82—106 页；孙国峰、贾君怡，“中国影子银行界定及其规模测算——基于信用货币创造的视角”，《中国社会科学》，2015 年第 11 期，第 92—110 页。

<sup>14</sup> 根据库恩—塔克条件，以上约束必为紧的。这一结论同样适用于 (9) 式。

$$\pi_{1i} = \max \left\{ \frac{(r_L - r_P)L_i + (r_R - r_P)\alpha D_{1i} + (r_T^i - r_P)TR_i - (r_{D1} - r_P)D_{1i} - (r_{D2} - r_P)D_{2i}}{\beta_{L_i}L_i^2 + \beta_{D_{1i}}D_{1i}^2 + \beta_{D_{2i}}D_{2i}^2 + \beta_{T_i}TR_i^2} \right\} \quad (4)$$

分别关于  $L_i$ 、 $D_{1i}$ 、 $D_{2i}$  和  $TR_i$  求一阶条件，得到

$$\begin{cases} \frac{\partial \pi_{1i}}{\partial L_i} = r_L - r_P - \beta_{L_i}L_i = 0 \\ \frac{\partial \pi_{1i}}{\partial D_{1i}} = \alpha r_R - r_{D1} + 1 - \alpha r_P - \beta_{D_{1i}}D_{1i} = 0 \\ \frac{\partial \pi_{1i}}{\partial D_{2i}} = r_P - r_{D2} - \beta_{D_{2i}}D_{2i} = 0 \\ \frac{\partial \pi_{1i}}{\partial TR_i} = r_T^i - r_P - \beta_{T_i}TR_i = 0 \end{cases} \quad (5)$$

经过整理，求得  $L_i$ 、 $D_{1i}$ 、 $D_{2i}$  和  $TR_i$  的最优规模

$$\begin{cases} L_i = \frac{r_L - r_P}{\beta_{L_i}} \\ D_{1i} = \frac{\alpha r_R - r_{D1} + (1 - \alpha)r_P}{\beta_{D_{1i}}} \\ D_{2i} = \frac{r_P - r_{D2}}{\beta_{D_{2i}}} \\ TR_i = \frac{r_T^i - r_P}{\beta_{T_i}} \end{cases} \quad (6)$$

在资产负债部门利润最大化的前提下，资产负债部从中央银行借入的中期资金为

$$P_i = \frac{r_L}{\beta_{L_i}} + \frac{r_T^i}{\beta_{T_i}} - \frac{\alpha(1-\alpha)r_R}{\beta_{D_{1i}}} + \frac{(1-\alpha)r_{D1}}{\beta_{D_{1i}}} + \frac{r_{D2}}{\beta_{D_{2i}}} - \left[ \frac{1}{\beta_{L_i}} + \frac{1}{\beta_{T_i}} + \frac{1}{\beta_{D_{2i}}} + \frac{(1-\alpha)^2}{\beta_{D_{1i}}} \right] r_P \quad (7)$$

## 2. 第二阶段——金融市场部门决策

考虑到资产负债部门提供的内部转移资金，金融市场部门将面临如下优化问题：

$$\pi_{2i} = \max \{ r_M M_i + r_B B_i + r_E ER_i - r_T^i TR_i - r_S S_i - T(ER_i) - C_2(M_i, B_i) \} \quad (8)$$

$$\text{s.t. } M_i + B_i + ER_i \leq TR_i + S_i \quad (9)$$

其中， $r_M$  为货币市场利率， $M_i$  为货币净头寸； $r_E$  为超额准备金利率， $ER_i$  为超额准备金； $r_B$  为债券利率， $B_i$  为银行持有债券数量（假设均为国债）； $r_S$  为央行短期资金利率， $S_i$  为短期资金规模。

此外，函数  $C_2(M_i, B_i)$  表示金融市场部对货币头寸和债券的管理成本， $T(ER_i)$  为超额准备金的管理成本和短缺成本之和。以上函数具有如下性质：严格凸；二阶连续可导。不妨令

$$C_2(M_i, B_i) = \frac{\beta_{M_i} M_i^2 + \beta_{B_i} B_i^2}{2}, \quad T(ER_i) = \frac{\beta_{E_i} (ER_i - ER_i^T)^2}{2}, \quad \text{其中 } \beta_{M_i}、\beta_{B_i}、\beta_{S_i} \text{ 和 } \beta_{E_i} \text{ 均为常数,}$$

且符号为正;  $ER_i^T$  为目标超额准备金。

若约束条件(9)是紧的, 则有

$$S_i = M_i + B_i + ER_i - TR_i \quad (10)$$

经过代入, 目标函数可以变型为

$$\pi_{2i} = \max \left\{ \frac{(r_M - r_S)M_i + (r_B - r_S)B_i + (r_E - r_S)ER_i - (r_T^i - r_S)TR_i}{\frac{\beta_{E_i}(ER_i - ER_i^T)^2}{2} - \frac{\beta_{M_i}M_i^2 + \beta_{B_i}B_i^2}{2}} \right\} \quad (11)$$

分别关于  $M_i$ 、 $B_i$  和  $ER_i$  求一阶条件, 得到

$$\begin{cases} \frac{\partial \pi_{2i}}{\partial M_i} = r_M - r_S - \beta_{M_i}M_i = 0 \\ \frac{\partial \pi_{2i}}{\partial B_i} = r_B - r_S - \beta_{B_i}B_i = 0 \\ \frac{\partial \pi_{2i}}{\partial ER_i} = r_E - r_S - \beta_{E_i}ER_i - ER_i^T = 0 \end{cases} \quad (12)$$

经过整理, 求得  $M_i$ 、 $B_i$  和  $ER_i$  的最优规模

$$\begin{cases} M_i = \frac{r_M - r_S}{\beta_{M_i}} \\ B_i = \frac{r_B - r_S}{\beta_{B_i}} \\ ER_i = \frac{r_E - r_S}{\beta_{E_i}} + ER_i^T \end{cases} \quad (13)$$

将上述最优解代入(10)式, 得到

$$S_i = \frac{r_M}{\beta_{M_i}} + \frac{r_B}{\beta_{B_i}} + \frac{r_E}{\beta_{E_i}} - \left( \frac{1}{\beta_{M_i}} + \frac{1}{\beta_{B_i}} + \frac{1}{\beta_{E_i}} \right) r_S - \frac{r_T^i - r_P}{\beta_{T_i}} \quad (14)$$

### 3. 第三阶段——银行整体决策

银行整体将面临利润最大化的目标函数, 即

$$W_i = \max \left\{ \begin{aligned} & \left[ r_L L_i + r_R \alpha D_{1i} + r_T^i TR_i - r_{D1} D_{1i} - r_{D2} D_{2i} - r_P P_i - C_1(L_i, D_{1i}, D_{2i}, TR_i) \right] \\ & + \left[ r_M M_i + r_B B_i + r_E ER_i - r_T^i TR_i - r_S S_i - T(ER_i) - C_2(M_i, B_i) \right] \end{aligned} \right\} \quad (15)$$

将上述最优解(6)、(7)、(13)、(14)代入, 得到

$$W_i = \max \left\{ \begin{aligned} & \frac{r_L(r_L - r_P)}{\beta_{L_i}} + \frac{(\alpha r_R - r_{D1})[\alpha r_R - r_{D1} + 1 - \alpha r_P]}{\beta_{D_{1i}}} - \frac{r_{D2}(r_P - r_{D2})}{\beta_{D_{2i}}} \\ & - r_P \left\{ \frac{r_L}{\beta_{L_i}} + \frac{r_T^i}{\beta_{T_i}} - \frac{\alpha(1-\alpha)r_R}{\beta_{D_{1i}}} + \frac{(1-\alpha)r_{D1}}{\beta_{D_{1i}}} + \frac{r_{D2}}{\beta_{D_{2i}}} - \left[ \frac{1}{\beta_{L_i}} + \frac{1}{\beta_{T_i}} + \frac{1}{\beta_{D_{2i}}} + \frac{(1-\alpha)^2}{\beta_{D_{1i}}} \right] r_P \right\} \\ & - \frac{(r_L - r_P)^2}{2\beta_{L_i}} - \frac{[\alpha r_R - r_{D1} + 1 - \alpha r_P]^2}{2\beta_{D_{1i}}} - \frac{(r_P - r_{D2})^2}{2\beta_{D_{2i}}} - \frac{(r_T^i - r_P)^2}{2\beta_{T_i}} + \frac{r_M(r_M - r_S)}{\beta_{M_i}} + \frac{r_B(r_B - r_S)}{\beta_{B_i}} \\ & + r_E \left( \frac{r_E - r_S}{\beta_{E_i}} + ER_i^T \right) - r_S \left[ \frac{r_M}{\beta_{M_i}} + \frac{r_B}{\beta_{B_i}} + \frac{r_E}{\beta_{E_i}} - \left( \frac{1}{\beta_{M_i}} + \frac{1}{\beta_{B_i}} + \frac{1}{\beta_{E_i}} \right) r_S - \frac{r_T^i - r_P}{\beta_{T_i}} \right] \\ & - \frac{(r_E - r_S)^2}{2\beta_{E_i}} - \frac{(r_M - r_S)^2}{2\beta_{M_i}} - \frac{(r_B - r_S)^2}{2\beta_{B_i}} \end{aligned} \right\} \quad (16)$$

银行通过控制转移定价利率  $r_T^i$ ，以实现整体利润最大化，即对 (16) 式求一阶条件

$$\frac{\partial W_i}{\partial r_T^i} = \frac{r_S - r_T^i}{\beta_{T_i}} = 0$$

亦即

$$r_T^i = r_S \quad (17)$$

将 (17) 式代入 (6)、(7) 和 (14) 式，得到

$$\left\{ \begin{aligned} & TR_i = \frac{r_S - r_P}{\beta_{T_i}} \\ & P_i = \frac{r_L}{\beta_{L_i}} + \frac{r_S}{\beta_{T_i}} - \frac{\alpha(1-\alpha)r_R}{\beta_{D_{1i}}} + \frac{(1-\alpha)r_{D1}}{\beta_{D_{1i}}} + \frac{r_{D2}}{\beta_{D_{2i}}} - \left[ \frac{1}{\beta_{L_i}} + \frac{1}{\beta_{T_i}} + \frac{1}{\beta_{D_{2i}}} + \frac{(1-\alpha)^2}{\beta_{D_{1i}}} \right] r_P \\ & S_i = \frac{r_M}{\beta_{M_i}} + \frac{r_B}{\beta_{B_i}} + \frac{r_E}{\beta_{E_i}} - \left( \frac{1}{\beta_{M_i}} + \frac{1}{\beta_{B_i}} + \frac{1}{\beta_{E_i}} + \frac{1}{\beta_{T_i}} \right) r_S + \frac{r_P}{\beta_{T_i}} \end{aligned} \right. \quad (18)$$

### (三) 均衡分析

#### 1. 市场出清

(1) 贷款市场。令  $L^d(r_L) = p_L - q_L r_L$  为企业对贷款的总需求，市场贷款总供给为

$$\sum_{i=1}^N L_i = \sum_{i=1}^N \frac{r_L(r_{D1}, r_{D2}) - r_P}{\beta_{L_i}} \quad \text{。在贷款市场出清的条件下，我们得到}$$

$$p_L - q_L r_L = \sum_{i=1}^N \frac{r_L(r_{D1}, r_{D2}) - r_P}{\beta_{L_i}} \quad (19)$$

(2) 存款市场。令  $L^s(r_{D1}) = p_{D1} + q_{D1} r_{D1}$  为企业和个人对存款的总供给，存款总需求为

$$\sum_{i=1}^N D_{1i} = \sum_{i=1}^N \frac{\alpha r_R - r_{D1} + (1-\alpha)r_P}{\beta_{D_{1i}}}$$
。在存款市场出清的条件<sup>15</sup>下, 我们得到

$$p_{D1} + q_{D1}r_{D1} = \sum_{i=1}^N \frac{\alpha r_R - r_{D1} + (1-\alpha)r_P}{\beta_{D_{1i}}} \quad (20)$$

(3) 理财市场。令  $L^s(r_{D2}) = p_{D2} + q_{D2}r_{D2}$  为企业对贷款的总供给, 银行理财总需求为

$$\sum_{i=1}^N D_{2i} = \sum_{i=1}^N \frac{r_P - r_{D2}}{\beta_{D_{2i}}}$$
。在理财产品市场出清的条件下, 我们得到

$$p_{D2} + q_{D2}r_{D2} = \sum_{i=1}^N \frac{r_P - r_{D2}}{\beta_{D_{2i}}} \quad (21)$$

(4) 中期资金市场。令  $L^s(r_P) = P$  为中期资金的总供给, 中期资金总需求为

$$\sum_{i=1}^N P_i = \sum_{i=1}^N \left\{ \frac{r_L(r_{D1}, r_{D2})}{\beta_{L_i}} + \frac{r_S}{\beta_{T_i}} - \frac{\alpha(1-\alpha)r_R}{\beta_{D_{1i}}} + \frac{(1-\alpha)r_{D1}}{\beta_{D_{1i}}} + \frac{r_{D2}}{\beta_{D_{2i}}} - \left[ \frac{1}{\beta_{L_i}} + \frac{1}{\beta_{T_i}} + \frac{1}{\beta_{D_{2i}}} + \frac{(1-\alpha)^2}{\beta_{D_{1i}}} \right] r_P \right\}$$

在中期资金市场出清的条件下, 我们得到

$$P = \sum_{i=1}^N \left\{ \frac{r_L(r_{D1}, r_{D2})}{\beta_{L_i}} + \frac{r_S}{\beta_{T_i}} - \frac{\alpha(1-\alpha)r_R}{\beta_{D_{1i}}} + \frac{(1-\alpha)r_{D1}}{\beta_{D_{1i}}} + \frac{r_{D2}}{\beta_{D_{2i}}} - \left[ \frac{1}{\beta_{L_i}} + \frac{1}{\beta_{T_i}} + \frac{1}{\beta_{D_{2i}}} + \frac{(1-\alpha)^2}{\beta_{D_{1i}}} \right] r_P \right\} \quad (22)$$

(5) 货币市场。令  $L^d(r_M) = p_M - q_M r_M$  为货币头寸的总需求 ( $p_M$  充分小), 货币头寸总供给

为 
$$\sum_{i=1}^N M_i = \sum_{i=1}^N \frac{r_M - r_S}{\beta_{M_i}}$$
。在货币市场出清的条件下, 我们得到

$$p_M - q_M r_M = \sum_{i=1}^N \frac{r_M - r_S}{\beta_{M_i}} \quad (23)$$

(6) 债券市场。令  $L^s(r_B) = p_B + q_B r_B$  为债券的总供给, 债券总需求为 
$$\sum_{i=1}^N B_i = \sum_{i=1}^N \frac{r_S - r_B}{\beta_{B_i}}$$
。

在债券市场出清的条件下, 我们得到

$$p_B + q_B r_B = \sum_{i=1}^N \frac{r_S - r_B}{\beta_{B_i}} \quad (24)$$

(7) 央行短期资金市场。令  $L^s(r_S) = S$  为短期资金的总供给, 短期资金总需求为

<sup>15</sup> 2015年10月26日起, 我国央行取消了对商业银行和农村合作金融机构设置的存款利率浮动上限。

$\sum_{i=1}^N S_i = \sum_{i=1}^N \left\{ \frac{r_M}{\beta_{M_i}} + \frac{r_B}{\beta_{B_i}} + \frac{r_E}{\beta_{E_i}} - \left( \frac{1}{\beta_{M_i}} + \frac{1}{\beta_{B_i}} + \frac{1}{\beta_{E_i}} + \frac{1}{\beta_{T_i}} \right) r_S + \frac{r_P}{\beta_{T_i}} \right\}$ 。在央行短期资金市场出清的条件下，

我们得到

$$S = \sum_{i=1}^N \left\{ \frac{r_M}{\beta_{M_i}} + \frac{r_B}{\beta_{B_i}} + \frac{r_E}{\beta_{E_i}} - \left( \frac{1}{\beta_{M_i}} + \frac{1}{\beta_{B_i}} + \frac{1}{\beta_{E_i}} + \frac{1}{\beta_{T_i}} \right) r_S + \frac{r_P}{\beta_{T_i}} \right\} \quad (25)$$

综上(19)~(25)式，我们构造的金融市场包括了七个局部市场。根据 Walras<sup>16</sup>法则，为求一般均衡结果，我们只需要考虑其中的六个市场。不失一般性地，我们忽略对本文的分析相对次要的存款市场，转而研究其他六个局部市场，即信贷市场、货币市场、债券市场、理财市场、央行中期资金市场和央行短期资金市场的均衡结果，以及央行的中期资金和短期资金对各个局部市场利率的影响。

设：

$$Q_L = \sum_{i=1}^N \frac{1}{\beta_{L_i}}, \quad Q_{D1} = \sum_{i=1}^N \frac{1}{\beta_{D_{1i}}}, \quad Q_{D2} = \sum_{i=1}^N \frac{1}{\beta_{D_{2i}}}, \quad Q_M = \sum_{i=1}^N \frac{1}{\beta_{M_i}}, \quad Q_B = \sum_{i=1}^N \frac{1}{\beta_{B_i}}, \quad Q_E = \sum_{i=1}^N \frac{1}{\beta_{E_i}}, \quad Q_T = \sum_{i=1}^N \frac{1}{\beta_{T_i}}$$

则通过对上述(19)(21)(22)(23)(24)(25)式进行联立求解，我们得到一般均衡条件方程组。

$$\begin{bmatrix} Q_L + q_L & 0 & -Q_L & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & Q_{D2} + q_{D2} & -Q_{D2} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ Q_L & Q_{D2} & -[Q_L + Q_T + Q_{D2} + (1-\alpha)^2 Q_{D2}] & 0 & 0 & Q_T & 0 \\ 0 & 0 & 0 & Q_M + q_M & 0 & -Q_M & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & Q_B + q_B & -Q_B & 0 \\ 0 & 0 & Q_T & Q_M & Q_B & -(Q_M + Q_B + Q_E + Q_T) & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} r_L \\ r_{D2} \\ r_P \\ r_M \\ r_B \\ r_S \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} p_L \\ -p_{D2} \\ P + \alpha(1-\alpha)Q_{D1}r_R - (1-\alpha)Q_{D1}r_{D1} \\ p_M \\ -p_B \\ S - Q_E r_E \end{bmatrix} \quad (26)$$

令：

$$H = \begin{bmatrix} Q_L + q_L & 0 & -Q_L & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & Q_{D2} + q_{D2} & -Q_{D2} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ Q_L & Q_{D2} & -[Q_L + Q_T + Q_{D2} + (1-\alpha)^2 Q_{D2}] & 0 & 0 & Q_T & 0 \\ 0 & 0 & 0 & Q_M + q_M & 0 & -Q_M & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & Q_B + q_B & -Q_B & 0 \\ 0 & 0 & Q_T & Q_M & Q_B & -(Q_M + Q_B + Q_E + Q_T) & 0 \end{bmatrix}$$

<sup>16</sup> Walras 法则是指，在一个经济体内部，对于任何一个特定的市场，如果所有其他市场都是均衡的，那么该特定市场也必然是均衡的。

则可得均衡解:

$$\begin{bmatrix} r_L \\ r_{D2} \\ r_P \\ r_M \\ r_B \\ r_S \end{bmatrix} = \mathbf{H}^{-1} \begin{bmatrix} P_L \\ -P_{D2} \\ P + \alpha(1-\alpha)Q_{D1}r_R - (1-\alpha)Q_{D1}r_{D1} \\ P_M \\ -P_B \\ S - Q_E r_E \end{bmatrix} \quad (28)$$

根据行列式的运算性质, 容易得到:

$$\|\mathbf{H}\| = \begin{vmatrix} Q_L + q_L & 0 & -Q_L & 0 & 0 & 0 \\ 0 & Q_{D2} + q_{D2} & -Q_{D2} & 0 & 0 & 0 \\ Q_L & Q_{D2} & -[Q_L + Q_T + Q_{D2} + (1-\alpha)^2 Q_{D2}] & 0 & 0 & Q_T \\ 0 & 0 & 0 & Q_M + q_M & 0 & -Q_M \\ 0 & 0 & 0 & 0 & Q_B + q_B & -Q_B \\ 0 & 0 & Q_T & Q_M & Q_B & -(Q_M + Q_B + Q_E + Q_T) \end{vmatrix} > 0 \quad (29)^{17}$$

## 2. 政策利率冲击

(1) 贷款市场。通过整理运算, 易得:

$$\frac{\partial r_L}{\partial P} = -\frac{V}{\|\mathbf{H}\|} < 0 \quad (30)$$

式(30)表示中央银行中期资金投放对银行贷款利率的影响。其中,

$$V = \begin{pmatrix} Q_B Q_{D2} Q_L Q_M Q_B + Q_B Q_{D2} Q_E Q_L Q_M + Q_B Q_E Q_L Q_M Q_{D2} + Q_{D2} Q_E Q_L Q_M Q_B + Q_B Q_{D2} Q_L Q_M Q_M \\ + Q_B Q_{D2} Q_L Q_T Q_M + Q_B Q_L Q_M Q_T Q_{D2} + Q_{D2} Q_L Q_M Q_T Q_B + Q_B Q_{D2} Q_L Q_B Q_M + Q_B Q_L Q_M Q_B Q_{D2} \\ + Q_B Q_E Q_L Q_{D2} Q_M + Q_{D2} Q_E Q_L Q_B Q_M + Q_E Q_L Q_M Q_B Q_{D2} + Q_B Q_L Q_M Q_{D2} Q_M + Q_{D2} Q_L Q_M Q_B Q_M \\ + Q_B Q_L Q_T Q_{D2} Q_M + Q_{D2} Q_L Q_T Q_B Q_M + Q_L Q_M Q_T Q_B Q_{D2} + Q_B Q_L Q_B Q_{D2} Q_M + Q_E Q_L Q_B Q_{D2} Q_M \\ + Q_L Q_M Q_B Q_{D2} Q_M + Q_L Q_T Q_B Q_{D2} Q_M + Q_B Q_{D2} Q_E Q_L Q_M + Q_B Q_{D2} Q_L Q_M Q_T \end{pmatrix} > 0$$

由于  $\|\mathbf{H}\| > 0$ , 故有  $\frac{\partial r_L}{\partial P} < 0$ 。

同理, 还可求得

$$\frac{\partial r_L}{\partial S} = -\frac{W}{\|\mathbf{H}\|} < 0 \quad (31)$$

表示央行短期资金的投放对银行贷款利率的影响。其中,

$$W = \begin{pmatrix} Q_B Q_{D2} Q_L Q_T Q_M + Q_B Q_L Q_M Q_T Q_{D2} + Q_{D2} Q_L Q_M Q_T Q_B + Q_B Q_L Q_T Q_{D2} Q_M \\ + Q_{D2} Q_L Q_T Q_B Q_M + Q_L Q_M Q_T Q_B Q_{D2} + Q_L Q_T Q_B Q_{D2} Q_M + Q_B Q_{D2} Q_L Q_M Q_T \end{pmatrix} > 0,$$

<sup>17</sup> 由于篇幅有限, 证明从略。感兴趣的读者可向作者索取。

由于  $\|H\| > 0$ ，故有  $\frac{\partial r_L}{\partial S} < 0$ 。此外，由于  $V > W$ ，则有

$$\left| \frac{\partial r_L}{\partial P} \right| > \left| \frac{\partial r_L}{\partial S} \right| \quad (32)^{18}$$

(2) 理财市场。在存款利率市场化的理财市场上，我们有

$$\frac{\partial r_{D2}}{\partial P} = -\frac{U}{\|H\|} < 0 \quad (33)$$

式(33)表示央行投放中期资金对理财市场利率的影响。其中，

$$U = \left( \begin{array}{l} Q_B Q_{D2} Q_L Q_M q_B + Q_B Q_{D2} Q_E Q_L q_M + Q_B Q_{D2} Q_L Q_M q_L \\ + Q_{D2} Q_E Q_L Q_M q_B + Q_B Q_{D2} Q_L Q_M q_M + Q_B Q_{D2} Q_L Q_T q_M \\ + Q_B Q_{D2} Q_M Q_T q_L + Q_{D2} Q_L Q_M Q_T q_B + Q_B Q_{D2} Q_L q_B q_M \\ + Q_B Q_{D2} Q_M q_B q_L + Q_B Q_{D2} Q_E q_L q_M + Q_{D2} Q_E Q_L q_B q_M \\ + Q_{D2} Q_E Q_M q_B q_L + Q_B Q_{D2} Q_M q_L q_M + Q_{D2} Q_L Q_M q_B q_M \\ + Q_B Q_{D2} Q_T q_L q_M + Q_{D2} Q_L Q_T q_B q_M + Q_{D2} Q_M Q_T q_B q_L \\ + Q_B Q_{D2} q_B q_L q_M + Q_{D2} Q_E q_B q_L q_M + Q_{D2} Q_M q_B q_L q_M \\ + Q_{D2} Q_T q_B q_L q_M + Q_B Q_{D2} Q_E Q_L Q_M + Q_B Q_{D2} Q_L Q_M Q_T \end{array} \right) > 0,$$

由于  $\|H\| > 0$ ，故有  $\frac{\partial r_{D2}}{\partial P} < 0$ 。

(3) 货币市场。对均衡货币市场利率做相同运算，得到

$$\frac{\partial r_M}{\partial P} = -\frac{Y}{\|H\|} < 0 \quad (34)$$

式(34)表示央行投放中期资金对货币市场利率的影响。其中，

$$Y = \left( \begin{array}{l} Q_B Q_{D2} Q_M Q_T q_L + Q_B Q_L Q_M Q_T q_{D2} + Q_{D2} Q_L Q_M Q_T q_B + Q_B Q_M Q_T q_{D2} q_L \\ + Q_{D2} Q_M Q_T q_B q_L + Q_L Q_M Q_T q_B q_{D2} + Q_M Q_T q_B q_{D2} q_L + Q_B Q_{D2} Q_L Q_M Q_T \end{array} \right) > 0$$

由于  $\|H\| > 0$ ，故有  $\frac{\partial r_M}{\partial P} < 0$ 。

(4) 债券市场。同理，对于债券利率

$$\frac{\partial r_B}{\partial P} = -\frac{Z}{\|H\|} < 0 \quad (35)$$

式(35)表示央行投放的中期资金对债券利率的影响。其中，

$$Z = \left( \begin{array}{l} Q_B Q_{D2} Q_L Q_T q_M + Q_B Q_{D2} Q_M Q_T q_L + Q_B Q_L Q_M Q_T q_{D2} + Q_B Q_{D2} Q_T q_L q_M \\ + Q_B Q_L Q_T q_{D2} q_M + Q_B Q_M Q_T q_{D2} q_L + Q_B Q_T q_{D2} q_L q_M + Q_B Q_{D2} Q_L Q_M Q_T \end{array} \right) > 0$$

由

于  $\|H\| > 0$ ，故有  $\frac{\partial r_B}{\partial P} < 0$ 。

<sup>18</sup> (32)式隐含的假设是，在央行分别投入等量的中期资金和短期资金的条件下，比较各自对信贷市场利率的影响。

## 3. 影响分析

(1) 贷款市场。根据 (30) 式,  $\frac{\partial r_L}{\partial P} = -\frac{V}{\|H\|} < 0$ , 说明中期资金的规模与贷款利率具有负向相关关系, 即中期政策利率有利于降低贷款利率。考虑存款利率加成定价影响, 由于已知

$\frac{\partial r_L}{\partial r_{D2}} > 0$ , 则有  $\frac{\partial r_L}{\partial P} = -\frac{V}{\|H\|} + \frac{\partial r_L}{\partial r_{D2}} \times \frac{\partial r_{D2}}{\partial P} = -\frac{V}{\|H\|} + \frac{\partial r_L}{\partial r_{D2}} \times \left(-\frac{U}{\|H\|}\right) < -\frac{V}{\|H\|} < 0$ , 即此时中期政策利率对贷款利率的作用更强, 而且通过直接渠道 (贷款市场供求) 和间接渠道 (利率加成) 产生影响。

此外,  $\frac{\partial L^d(r_L)}{\partial P} = \frac{dL^d(r_L)}{dr_L} \times \frac{\partial r_L}{\partial P} = (-q_L) \times \left[-\frac{V}{\|H\|} + \frac{\partial r_L}{\partial r_{D2}} \times \left(-\frac{U}{\|H\|}\right)\right] > 0$ , 说明均衡贷款规模与中期资金规模具有正向相关关系, 即中期政策利率的实施有利于扩大银行贷款规模。

根据式 (31),  $\frac{\partial r_L}{\partial S} = \frac{W}{\|H\|} < 0$ , 说明央行短期资金同样可以起到降低贷款利率的作用。

又根据式 (32),  $\left|\frac{\partial r_L}{\partial P}\right| > \left|\frac{\partial r_L}{\partial S}\right|$ , 若考虑理财利率的间接传导渠道, 中期政策利率影响的效果更加显著, 这表明为达到降低贷款利率的目的, 中央银行投放中期资金的效果明显优于投放短期资金。所以, 虽然我们在第三部分的分析表明, 短期资金和中期资金在缓解信贷成本方面各有优劣, 但综合来看, 投放中期资金对于解决我国现存的问题效果更好。

(2) 理财市场。根据式 (33),  $\frac{\partial r_{D2}}{\partial P} = \frac{U}{\|H\|} < 0$ , 说明中期资金的规模与理财产品利率具有负向相关关系, 即中期政策利率有利于降低理财产品利率。此外,

$\frac{\partial L^s(r_{D2})}{\partial P} = \frac{dL^s(r_{D2})}{dr_{D2}} \times \frac{\partial r_{D2}}{\partial P} = q_{D2} \times \left(-\frac{U}{\|H\|}\right) < 0$ , 说明均衡理财规模与中期资金规模具有负向相关关系, 即中期政策利率有利于降低理财规模。

(3) 货币市场。根据式 (34),  $\frac{\partial r_M}{\partial P} = \frac{Y}{\|H\|} < 0$ , 说明中期资金的规模与货币市场利率具有负向相关关系, 即中期政策利率有利于降低货币市场利率。

(4) 债券市场。根据式 (35),  $\frac{\partial r_B}{\partial P} = -\frac{Z}{\|H\|} < 0$ , 说明中期资金的规模与债券利率具有负向相关关系, 即中期政策利率有利于降低债券利率。

## (四) 模型结论

根据模型分析, 可以得出以下结论。

## 1. 中期政策利率可以有效影响贷款利率

由于央行中期资金规模与贷款利率具有负向相关关系，因此较低的中期政策利率有利于降低贷款利率，且影响途径分为直接渠道（通过市场供求），和间接渠道（通过利率加成）。这种双渠道的传导路径，是由中国商业银行体系的特殊市场结构决定的。在一般的竞争性市场中，价格由供求关系决定，而在完全垄断和寡头垄断等非竞争性市场中，供给方拥有较大定价权，有能力对价格和数量同时施加影响。我国的商业银行体系类似于寡头垄断市场，因此各银行在存贷款市场具有一定的议价能力，这导致了贷款利率除了受市场供求关系影响外，还要受到银行自身定价方法的影响，比如前述的存款利率加成定价法。

## 2. 央行中期资金规模可以有效影响商业银行贷款规模

由于央行中期资金的投放可以迅速扩大银行的资金规模，为贷款市场注入了流动性，从而推动贷款市场供给曲线向右平移，一方面拉低了贷款利率，另一方面提高了贷款规模，即央行通过较低的中期政策利率注入中期资金，并同时扩大了商业银行贷款规模。

## 3. 央行短期资金同样有降低贷款利率的作用，但其影响明显小于同等规模的中期资金

相比于短期政策利率，中期政策利率对于降低企业融资成本更加有效。产生这一结果的根本原因在于银行体系的两部门结构。作为商业银行的两个独立的利润中心，资产负债部和金融市场部分别管理中长期资金和短期资金，于是中央银行投放的中期借贷便利和补充抵押贷款等中期资金主要由资产负债部进行管理，而常备借贷便利和公开市场操作等短期资金则进入金融市场部。因此，央行中期资金通过扩大资产负债部门的资产规模，可以直接作用于贷款供给决策，从而影响贷款利率和规模。不同的是，央行短期资金首先扩大金融市场部的资产规模，然后增加债券和资本市场的资金供给，引导企业更多地选择直接融资，降低贷款市场的需求，最终降低贷款利率。显然，短期政策利率到贷款利率的传导路径更长，因此相比于中期政策利率，其政策效果在传导过程中会发生较大程度的衰减，尽管央行短期资金在有效影响短期利率方面有一定的优势，比如通过建立利率走廊以比较直接地调控短期利率（孙国峰，蔡春春，2014<sup>19</sup>），但综合分析，这一优势无法抵销传导路径过长导致效力衰减的劣势，因此，从定量分析的结果看，中期政策利率对贷款利率影响的效果好于短期政策利率，央行更适宜选择中期政策利率。

## 4. 中期政策利率可以影响理财资金规模

中期资金和理财资金同样作为商业银行的非存款负债，在性质上比较类似。此外，央行中期资金的获取成本显著低于理财资金，商业银行会更加倾向于从中央银行获得中期资金，从而会减少理财资金市场的需求，这一方面降低了理财资金利率，另一方面减少了理财资金规模，即央行中期资金对理财资金具有挤出效应，因此较低的中期政策利率会导致理财资金规模的减少。

## 5. 中期政策利率可以影响货币市场和债券市场利率

央行中期资金在扩大资产负债部资产规模的同时，也能够产生一定的溢出效应，即提高资

<sup>19</sup> 孙国峰，蔡春春，《货币市场利率、流动性供求与中央银行流动性管理——对货币市场利率波动的新分析框架》，《经济研究》，2014年第12期，第33-59页。

产负债部到金融市场部的转移资金规模,从而扩大后者的资产规模,提高货币市场的资金供给,最终降低货币市场利率和债券市场利率。考虑到央行中期资金的投放能够有效扩大贷款市场规模,从而引导更多企业选择银行信贷,降低债券市场的资金需求,中期政策利率降低债券利率的效果尤为明显,从直接融资的角度有利于降低企业融资成本。

## 五、结论和政策建议

本文通过构造一个两部门的理论模型,分析了中期政策利率在贷款市场、存款市场、货币市场和债券市场的传导机制,论证了央行投放中期资金对降低社会融资成本的作用。模型以中国商业银行特殊的“两部门决策机制”为出发点,将银行内部的决策机制还原为三阶段的动态博弈过程,通过将贷款市场、理财市场、央行中期资金市场、货币市场、债券市场和央行短期资金市场纳入一般均衡框架,全面分析了各个利率的相互作用机制,准确地刻画了中期政策利率的传导机制。然后从市场均衡的角度得出了各个利率之间的关系,以及中期政策利率对各个市场的影响程度。虽然变量较多,传导比较复杂,但我们的结果显示,央行投放较低中期政策利率的中期资金能够有效降低贷款利率、理财资金利率、货币市场利率和债券利率,并且能够扩大社会的信贷规模、降低理财资金规模。

本文定性地论证了央行中期资金和短期资金在影响贷款利率方面各有优劣:前者对贷款利率的影响更加直接,但需投放的资金规模过大,后者只需要相对少量的资金量,但可能存在效应的衰减。由于无法直观地判断两类资金对贷款利率最终的影响程度,之后我们通过定量的方式证明了中期资金相比短期资金对降低贷款利率具有更加显著的效果,因此中央银行应当提供中期基础货币以实施中期政策利率。模型结果肯定了中期政策利率对降低社会融资成本的积极作用,并且量化了中期资金对市场利率的影响程度,为确定央行中期资金的投放规模提供了良好的理论支撑。

本文创新了两部门模型以分析中期政策利率的传导机制,并考虑我国处于利率市场化进程中,将商业银行资金来源区分为存款资金和理财产品资金,同时,本文对央行短期资金和中期资金市场均衡的设计,能够很好地体现转变中货币政策框架以利率政策为主要央行政策按需提供属性的属性,这些考虑契合了我国货币政策框架转型、商业银行内部决策机制和金融市场体系的现状,对现实具有良好的解释和预测作用。

当然,中期政策利率发挥作用是有条件的,为此中央银行在探索货币政策框架转型时可注意以下要点:一是提高货币政策透明度,通过适当方式及时公布中期政策利率,起到宣示作用,有利于引导市场和公众预期。二是在经常项目小幅顺差和资本项目小幅逆差的国际收支总体平衡格局(孙国峰,2014)<sup>20</sup>下,中央银行可以通过借贷便利方式主动供应多种期限的基础货币,

<sup>20</sup> 孙国峰,《经常项目顺差和资本项目逆差——总体平衡目标下我国国际收支格局演变的选择》,《国际金融研究》,2014年第10期,第10-22页。

其央行提供的中期资金应有相当的规模，以有效影响信贷市场和其他市场的利率水平。三是中央银行在确定了中期政策利率和短期政策利率后，应按需供给中期和短期流动性，由市场决定央行中期资金市场和央行短期资金市场的供求均衡。四是在探索转变中货币政策框架的同时，应抓紧推进各方面的改革，发展金融市场，特别是打破信贷市场和债券市场、货币市场等其他金融市场之间的分割，使商业银行“两部门决策机制”转变为统一的一次决策，以疏通货币政策传导机制，为此需要解决贷存比等监管方面的问题，还可以通过大力发展资产证券化以及加快发展债券市场和资本市场来打破市场之间的分割，增强不同金融市场之间的可替代性。同时要推进要素价格改革，以及推动国有企业改革和地方政府事权财权划分以消除财务“软约束”等，为中国货币政策框架的继续转型创造条件。

由于中期政策利率实施时间相对较短，还难以做出有效的实证检验。因此，本文的后续研究目标是，应用实证模型考察中期政策利率对利率水平和实体经济的影响程度，以证明理论模型结果。此外，我们将构造包含中期政策利率的 DSGE 模型，以论证央行中期政策利率对经济波动的影响。

## 参考文献

- [1] Haldane, A., and V. Read, “Monetary Policy Surprises and the Yield Curve”, *Ssm Electronic Journal*, 2000, 106.
- [2] Krishnamurthy, A., and A. Vissing-Jorgensen, “The Effects of Quantitative Easing on Interest Rates: Channels and Implications for Policy”, *Brookings Papers on Economic Activity*, 2011, 3, 215—287.
- [3] Balduzzi, P., S. R. Das, S. Foresi, “The Central Tendency: A Second Factor in Bond Yields”, *Review of Economics and Statistics*, 1998, 80(1), 62—72.
- [4] Bayoumi, M. T., M. G. Dell'Ariccia, M. K. F. Habermeier, *et al.*, “Monetary Policy in the New Normal”, International Monetary Fund Working Paper, No.14—3, 2014.
- [5] Bernanke, B., “The Crisis and the Policy Response”, lecture At the London School of Economics, 2009.
- [6] Borio, C. E. V., “The Implementation of Monetary Policy in Industrial Countries: a Survey”, Bank for International Settlements, Monetary and Economic Dept., 1997.
- [7] Goodhart, C., “Whither Central Banking?”, the Eleventh Chintaman Deshmukh Lecture, 2000.
- [8] Thornton, D., “The Unusual Behavior of the Federal Funds Rate and Treasury Yields: A Conundrum or an Instance of Goodhart’s Law?”, Federal Reserve Bank of St. Louis Working Paper, No.2007—039, 2007.
- [9] Eggertsson, G. B., “Zero Bound on Interest Rates and Optimal Monetary Policy”, *Brookings Papers on Economic Activity*, 2003, 1, 139—233.
- [10] Gertler, M, and P. Karadi, “QE 1 vs. 2 vs. 3...: a Framework for Analyzing Large-Scale Asset Purchases as a Monetary Policy Tool”, *International Journal of central Banking*, 2013, 9(1), 5—53.
- [11] Greenspan, A., “Interest rate Conundrum”, *Caijing Magazine*, 2005, 12, 18—19. (in Chinese)
- [12] Ugai, H., “Effects of the Quantitative Easing Policy: a Survey of Empirical Analyses”, Bank of Japan Working Paper, No.06—E—10, 2006.
- [13] Taylor, J., “Discretion versus Policy Rules in Practice”, Carnegie—Rochester Conference Series on Public Policy, 1993, 39(1), 195—214.
- [14] Kuttner, K. N., “Monetary Policy Surprises and Interest Rates: Evidence from the Fed Funds Futures Market”, *Journal of monetary economics*, 2001, 47(3), 523—544.
- [15] Lucas, R. E., “Expectations and the Neutrality of Money”, *Journal of economic theory*, 1972, 4(2): 103—124.
- [16] McGough, B., G. D. Rudebusch, and J. C. Williams, “Using a Long-Term Interest Rate as the Monetary Policy Instrument”, *Journal of Monetary Economics*, 2005, 52(5), 855—879.
- [17] Pesaran, M., and Ron P. Smith, “Counterfactual Analysis in Macroeconometrics: An Empirical Investigation into the Effects of Quantitative Easing”, The Institute for the Study of Labor Discussion Paper, No.6618, 2012.
- [18] Woodford, M., “Optimal Interest-Rate Smoothing”, *The Review of Economic Studies*, 2003, 70(4), 861—886.
- [19] Woodford, M., “Comment on ‘Using a Long-Term Interest Rate as the Monetary Policy Instrument’”, *Journal of Monetary Economics*, 2005, 52(5), 881—887.
- [20] Mankiw, N. G., and J. A. Miron, “The Changing Behavior of the Term Structure of Interest Rates”, *The Quarterly Journal of Economics*, 1986, 101, 211—228.
- [21] Kapetanios, G., H. Mumtaz, I. Stevens, and K. Theodoridis, “Assessing the Economy-wide Effects of Quantitative Easing”, *Economic Journal*, 2012, 122(564), 316—347.
- [22] Kidwell, D. S., T. W. Koch, “Market Segmentation and the Term Structure of Municipal Yields”, *Journal of Money Credit & Banking*, 1983, 15(15), 40—55.
- [23] Sun, G., “China's Monetary Policy Transmission Mechanism Research”, *Studies of International Finance*, 1996, 5, 63. (in Chinese)

[24] Sun, G., “The Monetary System of Monetary Credit Creation and Bank Running”, *Economic Research Journal*, 2001, 2, 29—37. (in Chinese)

[25] Sun, G., Structural Shortage of Liquidity and Monetary Policy Operation Framework, Research Papers in the Asia-Pacific Center for Economic in Stanford University, also shown in *China's Financial Reforms—Through Eyes of a Front-bencher*, China Economic Publishing House, January 2012, 106—82. (in Chinese)

[26] Sun, G., “The Current Account Surplus and Capital Account Deficit—the Choice of the Evolution Pattern of China's International Balance under the Overall Balance Target”, *Studies of International Finance*, 2014, 10, 10—22. (in Chinese)

[27] Sun, G., and C. Cai, “Money Market Interest Rate, Liquidity Supply and Demand, and Central Bank Liquidity Management: New Analytic Framework of Money Market Interest Rate Fluctuations”, *Economic Research Journal*, 2014, 12, 33—59. (in Chinese)

[28] Sun, G., J. Jia, “China's Shadow Banking Definition and Scale: A Credit Creation perspective”, *Social Sciences in China*, 2015, 11, 92—110. (in Chinese)

[29] Bundseil, U., *Monetary Policy Implementation: Theory, History and Present*, translated by Yingfei Qi, Dongbei University of Finance and Economics Press, 2013. (in Chinese)

## The Transmission Mechanism of Mid-term Policy Rate

GUOFENG SUN

*(The People's Bank of China)*

ZHIMING DUAN

*(Peking University)*

**Abstract:** Based on the two-sector decision-making mechanism inside China's commercial banks, we establish a three-stage game theory model to analyze how the medium-term policy interest rate affects the amount and interest rate of commercial bank loan, and how it affects money market and the bond market accordingly. We introduce the market factors into commercial bank balance sheets, and establish the microcosmic basis of monetary policy transmission mechanism. We find that central bank medium-term policy interest rate has a significant effect on the amount and interest rate of commercial bank loan, which is superior to central bank short-term policy rate.

**Key Words:** Mid-term policy rate, Game Theory, Two-sector Decision-making Model

## 人民币国际化对中国出口增长边际的影响

蒲岳 吴钢 姚星 彭利<sup>1</sup>

**【摘要】**人民币国际化对我国出口增长构成怎样的影响？为弄清该问题，本文利用 UN Comtrade 数据库 1996-2013 年中国出口贸易 HS6 分位数据构建动态的“产品-市场”二模网络，重新解析并测算了中国出口增长的集约边际、市场边际以及产品边际。在此基础上，本文以双边本币互换协议规模、设立境外人民币清算行以及外管局批准的 RQFII 额度三个相关指标衡量人民币国际化，并构建了面板数据模型实证检验人民币国际化对我国出口增长多元边际的影响效应。研究结果显示，人民币国际化能够促进出口贸易的增长，其作用渠道主要是通过促进集约边际及市场边际来实现，但其对产品边际的影响并不显著。以上结果表明人民币国际化确实是提升已有贸易关系额度和推动出口市场扩张的重要手段。

**【关键词】**人民币国际化 出口贸易 增长边际 动态二模网络

### 一、引言

随着中国经济在全球的影响力不断提高并已成为世界第二大经济体，人民币的国际地位也逐步上升。据环球银行金融电信协会（SWIFT）统计，当前人民币已成为全球第二大贸易融资货币、第五大支付货币、第六大外汇交易货币。于是，人民币国际使用继续较快发展，人民币跨境收支占本外币跨境收支的比重上升至 23.6%，离岸人民币市场进一步拓展，人民币国际合作不断深化（中国人民银行，2015）。2008 年后，中国相继与韩国、中国香港、马来西亚、白俄罗斯等世界各国（地区）签订双边本币互换协议。截止 2016 年 2 月，中国人民银行已与 34 个国家和地区（不包括续签）的货币当局签署双边本币互换协议，累计协议规模高达 3.3 万亿元，且白俄罗斯、印度尼西亚、泰国、英国等多国已将人民币纳入外汇储备货币。而近年来随着“一带一路”等国家战略的实施以及人民币正式加入 SDR，人民币在各国市场的需求也在不断增加，人民币国际使用范围和规模有望稳步扩大。此外，中国先后在香港、澳门、台湾、新加坡、英国等 15 个国家（地区）<sup>2</sup>设立了人民币清算行，这进一

<sup>1</sup> 蒲岳、吴钢、姚星的单位均为西南财经大学国际商学院，彭利的单位为中共成都市委政策研究室经济处

<sup>2</sup> 已有设立境外人民币清算银行的国家及地区共计 15 个，即：中国香港、中国澳门、中国台湾、新加坡、英国、德国、韩国、法国、卢森堡、卡塔尔、加拿大、澳大利亚、泰国、马来西亚、智利。

步推动了人民币国际化进程，对维护区域经济稳定、便利双边贸易及投资具有重要意义。

与此同时，自中国加入世界贸易组织以来，市场开放程度不断加大，投资环境不断改善，经济社会发展呈现出快速增长趋势，使得中国已成为世界第一大贸易出口国。但是，中国出口增长却因为美国金融危机表现出了一定的发展脆弱性。如图 1 所示，1992-2000 年间，中国出口贸易平稳发展，出口平均增速为 13%；中国加入世界贸易组织后的 2001-2008 年间，中国贸易出口平均增速甚至高达 24.7%；但随后的全球金融危机对中国贸易出口产生巨大冲击，中国对外贸易自改革开放以来首次出现负增长。尽管 2010 年中国贸易出口增速有所恢复，但之后则出现了明显且持续地放缓。为此，有效地解析中国出口增长的内部结构并明确其影响因素，无疑对寻求持续稳定的中国出口发展路径具有重要意义。有鉴于此，本文通过动态的“产品-市场”二模网络视角，重新解析并测算中国出口的增长边际，并将其有效对接当前的人民币国际化发展背景，分析人民币国际化对我国出口增长多元边际构成怎样的影响，将有助于推进人民币国际化以及中国出口增长的研究，并对相关政策的实施提供数据支撑。

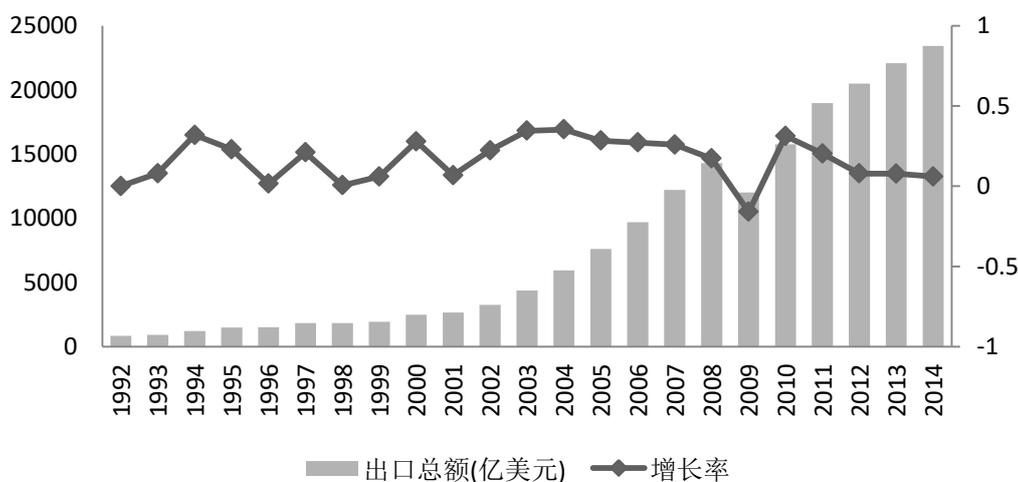


图 1 历年中国出口总额及增长率变化情况

注：数据来源于《中国统计年鉴 2015》。

## 二、文献综述

一国出口增长可通过扩展边际和集约边际两条不同的路径实现。当前学者们主要从产品（Chaney, 2008；钱学锋和熊平, 2010）、企业（Melitz, 2003；Eaton et al., 2008；钱学锋, 2008；陈勇兵等, 2012）和国家（Felbermayr 和 Kohler, 2006）三个层面对扩展边际和集约边际进行了具体界定和分解。为更好地理解出口增长的来源，一些学者也对集约边际和扩展

边际做了进一步细分(如 Hummels 和 Klenow, 2005; 施炳展, 2010; 黄先海和周俊子, 2011; 陈阵和隋岩, 2013)。然而, 目前出口增长的边际的界定及测算因为分析维度等原因存在较大差异和分歧, 这使得其出口增长边际的解析方法仍缺乏较为系统而简明的统一框架。

而且, 学者们就二元边际对出口增长的贡献也未得到统一的结论。一部分学者认为扩展边际在出口增长中占主导地位, 如 Hummels 和 Klenow (2005) 采用 126 个国家向 59 个国家出口 5000 多种产品的贸易数据进行研究, 结果发现扩展边际对这些国家的出口增长贡献度为 60%。而另一部分学者则认为集约边际在贸易出口增长中起到关键作用, 如 Amurgo-Pacheco 和 Pierola (2008) 采用部分发展中国家 1990-2005 年的贸易数据, 从地理和产品两个维度对增长边际进行细分, 研究发现集约边际在出口增长中占据最大份额。陈勇兵等 (2012)、钱学锋和熊平 (2010)、陈阵和隋岩 (2013) 则分别从企业、产品等层面对中国出口增长进行研究, 也认为中国的出口增长主要是沿着集约边际实现。

同时, 在考察不同因素对出口增长二元边际的影响效应方面, 学者们主要考察了贸易成本(钱学锋和熊平, 2010)、文化联系(Helpman et al., 2008)、外部冲击(Bernard et al., 2009)、贸易制度(Frensch, 2010; Foster, 2012)等对一国出口增长二元边际的影响。然而, 目前仍然缺乏将人民币国际化作为影响因素探讨其对出口增长二元边际影响作用的研究。近似的研究也主要是国外一些学者对欧盟货币自由化与出口增长二元边际之间的关系分析, 他们认为货币自由化对出口增长的影响确实存在一定的敏感性(Roy, 2014)。但由于学者们选取的出口增长维度、时间范围以及研究的侧重点不同, 关于货币自由化对出口增长边际的影响效应尚存在较大分歧。一部分学者认为货币自由促进出口增长主要是通过扩展边际体现。他们认为欧盟的建立能减少贸易摩擦, 且对多数国家出口增长的扩展边际具有积极影响(Auray, Eyquem 和 Poutineau, 2012; Bergin 和 Lin, 2012)。另一部分学者则认为, 使用共同的货币(欧元)能够促进贸易出口的增长, 但当前这种增长主要是通过集约边际的方式体现(Badinger 和 Turkcan, 2014)。

综上所述, 上述文献为分析出口贸易的增长边际以及货币国际化对增长边际的影响提供了较为坚实的基础, 但也存在一些空间值得进一步改进。首先, 在增长边际解析方面, 当前对增长边际的解析和计算方法相对复杂, 边际解析及界定基本都是采用文字和公式来表示, 不够简明直观, 也相对缺乏拓展性, 因此有必要再梳理和构建较为系统而简明的增长边际分析框架。而事实上, 一国产品的出口增长其实可以统一解析为该国“产品-市场”的动态关系变化, 这为本文通过构建动态的“产品-市场”二模网络重新解析并测算中国出口的增长边际, 进而构建更为系统简明的增长边际分析框架提供了可能; 其次, 现有文献虽考察了贸

易成本、文化联系、贸易制度等对一国出口增长边际的影响，但仍缺乏人民币国际化是否影响我国出口增长的经验研究，因此本文在重新解析中国出口增长边际的基础上，实证检验人民币国际化对我国出口增长边际的效应，可以弥补当前此方面的研究空缺。

有鉴于此，本文借鉴社会网络分析方法，首先基于动态的“产品-市场”二模网络对出口贸易的增长边际进行重新解析，将其进一步划分为集约边际、市场扩张、市场收缩、产品新增以及产品消亡五种边际，试图据此构建更为系统简明的增长边际分析框架。其次，采用 1996-2013 年 HS6 分位的双边贸易数据，对中国出口增长边际进行重新测算，并结合中国与世界各国（地区）双边本币互换协议的签署情况、人民币合格境外投资者(RQFII)批准额度、人民币清算银行设立情况等人民币国际化指标，细致和系统考察人民币国际化影响我国出口增长的主要渠道。

### 三、出口增长多元边际的测算及结果分析

#### （一）测算方法

借鉴 Amurgo-Pacheco & Pierola(2008)及黄先海和周俊子（2011）将扩展边际划分为地理广化和产品广化的思路，立足于 Berthelon（2011）及陈阵和隋岩（2013）的多产品多市场视角，本文认为一国产品的出口增长可以统一解析为该国“产品-市场”的动态关系变化，即可以基于该国的“产品-市场”有向加权二模关系网络变化来解析出口的增长边际（见图 2）。所谓“产品-市场”有向加权二模关系网络是指存在贸易流向和流量的一国产品出口到各个市场的贸易关系网络。这种分析方法相对的优势在于：一、通过二模网络及网络中的关系连接可更简明而且直观地表示出产品出口的各种增长边际，使得出口增长边际的界定更为明晰，计算更为便捷；二、可以更加细致而确切地对出口贸易的增长边际进行分解，可进一步将扩展边际分解为市场扩张、市场收缩、产品新增以及产品消亡四种形式。三、基于该解析方法可为便捷地计算出各市场及各个产品在中国出口中相应的各项增长边际，这可为探析各市场及各个产品在中国出口增长边际中的贡献奠定较为扎实地分析基础。

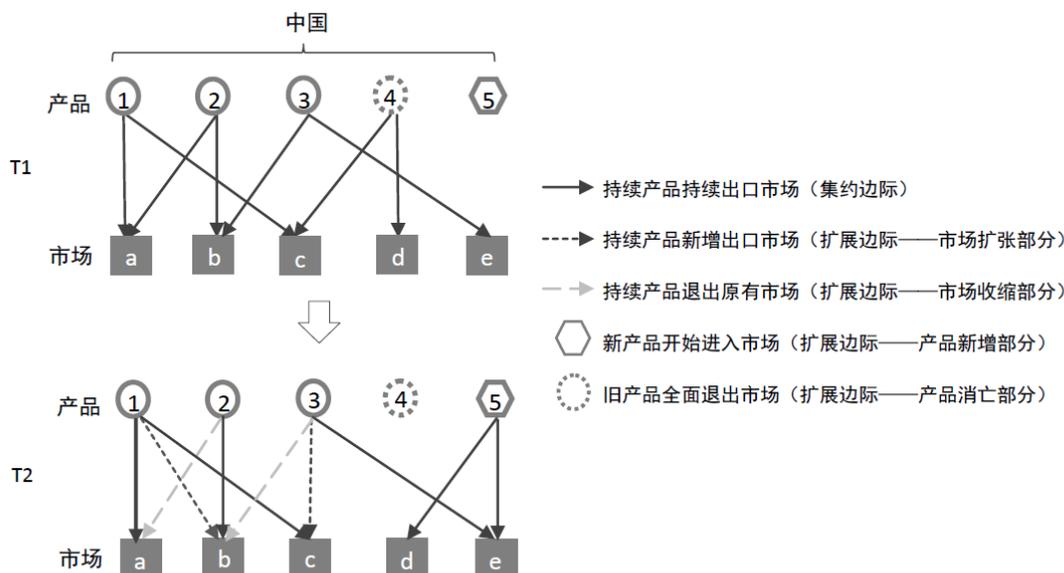


图2 动态“产品-市场”二模关系网络及出口增长边际解析示意图

图2给出了T1和T2两个连续时期我国出口贸易的“产品-市场”二模关系网络动态变化示意图以及根据其动态变化得出的出口增长边际分解。在图2中，若产品在T1期和T2期都存在出口，则称之为持续产品（如产品1-3）；若产品仅在T1期存在出口，但在T2期不再出口，则称之为旧产品全面退出市场（如产品4）；若产品在T1期不存在出口，但T2期开始出现出口，则称之为新产品开始进入市场（如产品5）。在此基础上，本文对持续产品所出口的市场进行了进一步分解，即：当某一持续产品在T1期和T2期都出口的市场，称之为该产品的持续出口市场（如产品1持续出口到市场a和c）；当某一持续产品在T1期不出口但在T2期却出现出口的市场，称之为该产品的新增出口市场（如产品1新增进入市场b,产品3新增进入市场c）；当某一持续产品在T1期出口但在T2期却不再出口的市场，称之为该产品退出的原有市场（如产品2退出市场a,产品3退出市场b）。

据此，本文可将T2时期出口增长边际重新分解为5个部分，即：（1）集约边际，即持续产品到持续出口市场部分的增长，其对应“产品-市场”二模关系网络在T1和T2期都存在的边（图2中以实线箭头表示）的权重变化之和；（2）扩展边际的市场扩张部分，即持续产品新增出口市场带来的增长变化，对应“产品-市场”二模关系网络在T1期不存在但T2期新出现的边（图2中以黑色虚线箭头表示）的权重之和；（3）扩展边际的市场收缩部分，即持续产品退出原有市场带来的增长变化，对应“产品-市场”二模关系网络在T1期存在但T2期消失的边（图2中以灰色虚线箭头表示）权重之和的负值形式；（4）扩展边际的产品新增部分，即新产品开始进入市场带来的增长变化，对应“产品-市场”二模关系网络中在

T1 期不存在但 T2 期出现的所有产品(图 2 中以六边形表示)连接的所有边的权重之和;(5) 扩展边际的产品消亡部分, 即旧产品全面退出市场带来的增长变化, 对应“产品-市场”二模关系网络中在 T1 期存在但 T2 期消失的所有产品(图 2 中以虚线圆形表示)连接的所有边权重之和的负值形式。

如果用  $x_{t,i,j}$  表示第  $t$  期中国产品  $i$  出口到  $J$  国(地区)的总金额(即第  $t$  期二模关系网络中  $ij$  边的权重),  $J$  表示该时期中国所有的出口伙伴国, 则基于动态“产品-市场”二模网络, 中国第  $t$  期相对于第  $t-1$  期的产品市场关系  $k_n$  可表示为:

$$k_n = \begin{cases} k_1, \text{if} \left( \sum_{j=1}^J x_{t-1,i,j} > 0, \sum_{j=1}^J x_{t,i,j} > 0, x_{t-1,i,j} > 0, x_{t,i,j} > 0 \right) & \text{持续产品持续出口市场} \\ k_2, \text{if} \left( \sum_{j=1}^J x_{t-1,i,j} = 0, \sum_{j=1}^J x_{t,i,j} > 0, x_{t-1,i,j} = 0, x_{t,i,j} > 0 \right) & \text{新产品开始进入市场} \\ k_3, \text{if} \left( \sum_{j=1}^J x_{t-1,i,j} > 0, \sum_{j=1}^J x_{t,i,j} = 0, x_{t-1,i,j} > 0, x_{t,i,j} = 0 \right) & \text{旧产品全面退出市场} \\ k_4, \text{if} \left( \sum_{j=1}^J x_{t-1,i,j} > 0, \sum_{j=1}^J x_{t,i,j} > 0, x_{t-1,i,j} = 0, x_{t,i,j} > 0 \right) & \text{持续产品新增出口市场} \\ k_5, \text{if} \left( \sum_{j=1}^J x_{t-1,i,j} > 0, \sum_{j=1}^J x_{t,i,j} > 0, x_{t-1,i,j} > 0, x_{t,i,j} = 0 \right) & \text{持续产品退出原有市场} \end{cases}$$

(1)

进而, 用  $I$  表示中国出口的所有产品, 用  $I_{k_n}$  表示满足  $k_n$  产品市场关系条件的所有产品, 则第  $t$  期相对第  $t-1$  期中国出口到贸易伙伴国  $J$  的各项边际可表示为:

$$IM_{t,j} = \sum_{i \in I_{k_1}} (x_{t,i,j} - x_{t-1,i,j}) \quad \text{集约边际} \quad (2)$$

$$PN_{t,j} = \sum_{i \in I_{k_2}} (x_{t,i,j} - x_{t-1,i,j}) \quad \text{扩展边际——产品新增}$$

(3)

$$PD_{t,j} = \sum_{i \in I_{k_3}} (x_{t,i,j} - x_{t-1,i,j}) \quad \text{扩展边际——产品消亡} \quad (4)$$

$$PNG_{t,j} = \sum_{i \in I_{k_4}} (x_{t,i,j} - x_{t-1,i,j}) \quad \text{扩展边际——市场扩张} \quad (5)$$

$$PDG_{t,j} = \sum_{i \in I_{k_5}} (x_{t,i,j} - x_{t-1,i,j}), \quad \text{扩展边际——市场收缩} \quad (6)$$

如果将上述式子表示为等式形式, 则中国的出口增长则表示为集约边际和产品新增、产品消亡、市场扩张、市场收缩之和:

$$\sum_{j=1}^J \sum_{i=1}^I (x_{t,i,j} - x_{t-1,i,j}) = \underbrace{\sum_{j=1}^J IM_{t,j}}_{\text{集约边际}} + \underbrace{\sum_{j=1}^J PN_{t,j}}_{\text{产品新增}} + \underbrace{\sum_{j=1}^J PD_{t,j}}_{\text{产品消亡}} + \underbrace{\sum_{j=1}^J PNG_{t,j}}_{\text{市场扩张}} + \underbrace{\sum_{j=1}^J PDG_{t,j}}_{\text{市场收缩}}$$

基于上述测算方法本文可以计算出各种增长边际在中国出口增长中的比重（贡献率），同时也可以计算出不同市场在中国出口各项增长边际中的贡献率，此外，也可计算不同产品在中国出口各项增长边际中的贡献率，其计算方法便是将相应国家或产品所涉及的“产品-市场”关系变化除以相应种类的增长边际总值，这可为后续分析不同国家及不同产品在中国出口增长贡献作用提供方法支撑。

## （二）测算结果

### 1. 中国出口“产品-市场”二模网络的数据说明

本文采用联合国商品贸易数据库（UN Comtrade）1996-2013年HS6分位产品数据对中国出口增长多元边际进行测算。历年的数据情况如表1所示，由表中可知，中国与世界各国及地区的出口关系确实存在大量的零值贸易（Helpman et al, 2008），但零值贸易关系在我国出口贸易中的占比在逐年下降，说明我国除了发展原有出口贸易关系（集约边际），也不断增加新的出口贸易关系（扩展边际）。

表1 中国出口“产品-市场”二模网络基本情况

年份	网络边数	产品种类	国家及地区数	零值贸易占比	年份	网络边数	产品种类	国家及地区数	零值贸易占比
1996	127536	4928	201	87.62%	2005	285784	5030	211	73.55%
1997	136990	4962	203	86.89%	2006	308596	5029	210	71.26%
1998	148531	4948	203	85.71%	2007	325218	4841	215	69.22%
1999	162081	4941	204	84.41%	2008	336226	4786	215	67.79%
2000	188062	4947	208	82.20%	2009	342166	4787	215	67.22%
2001	201476	4946	208	80.90%	2010	355370	4786	215	65.93%
2002	218812	5038	209	79.70%	2011	364185	4781	217	65.36%
2003	239922	5034	212	77.99%	2012	373511	4873	217	65.14%
2004	261394	5011	212	75.87%	2013	383570	4871	216	64.01%

### 2. 中国出口多元边际的测算结果分析

根据前面的分解方法，本文测算出1996-2013年中国出口增长的集约边际和扩展边际（市场扩张、市场收缩、产品新增以及产品消亡），并采用各项边际占当年出口增加总额的比重（即贡献比）来分析中国出口增长的来源，结果见表2。需要说明的是，由于1997-1998，

2001-2002, 2006-2007, 2011-2012 年间 HS6 分位产品种类出现调整<sup>3</sup>, 使得这些年份产品新增和产品消亡变化波动较大, 因此, 考虑到因 HS 编码调整所带来的影响, 本文后文将仅分析探讨 HS 编码未发生调整的年份中国出口增长多元边际的测算情况。

表 2 历年中国出口增长多元边际的金额及贡献比重 (金额单位: 亿美元)

		96-97	97-98	98-99	99-00	00-01	01-02	02-03	03-04	04-05		
扩展 边 际	市场扩张	金额	39.93	38.25	54.70	51.86	32.24	34.04	37.07	54.94	61.15	
	(1)	贡献比	12.579%	375.990%	49.184%	9.556%	19.081%	5.720%	3.291%	3.543%	3.627%	
	市场收缩	金额	-23.95	-30.96	-50.60	-28.64	-25.27	-23.02	-21.66	-28.53	-26.54	
	(2)	贡献比	-7.545%	-304.28%	-45.496%	-5.276%	-14.955%	-3.870%	-1.923%	-1.840%	-1.574%	
	产品新增	金额	3.26	3.03	0.23	26.61	0.44	143.03	0.14	0.09	1.04	
	(3)	贡献比	0.178%	3.204%	3.309%	2.514%	0.614%	19.205%	0.018%	0.017%	0.024%	
	产品消亡	金额	-0.57	-0.33	-3.68	-13.65	-1.04	-114.26	-0.20	-0.26	-0.40	
	(4)	贡献比	1.027%	29.794%	0.208%	4.903%	0.262%	24.040%	0.012%	0.006%	0.062%	
	总的扩展边际	金额	18.68	10.00	0.65	36.19	6.38	39.78	15.35	26.24	35.26	
	(1+2+3+4)	贡献比	6.240%	104.703%	7.206%	11.697%	5.003%	45.096%	1.399%	1.725%	2.138%	
	集约边际	金额	298.76	0.17	110.56	506.53	162.58	555.20	1110.97	1524.74	1651.02	
		贡献比	94.117%	1.706%	99.412%	93.332%	96.226%	93.314%	98.638%	98.308%	97.909%	
	HS 编码调整		否	是	否	否	否	是	否	否	否	
				05-06	06-07	07-08	08-09	09-10	10-11	11-12	12-13	
	扩 展 边 际	市场扩张	金额		87.24	85.10	102.48	64.29	81.98	101.17	122.81	88.19
		(1)	贡献比		4.215%	3.389%	4.866%	-2.807%	2.180%	3.155%	8.166%	5.504%
市场收缩		金额		-33.66	-36.55	-79.96	-125.95	-55.69	-70.72	-87.65	-85.25	
(2)		贡献比		-1.626%	-1.455%	-3.796%	5.499%	-1.481%	-2.206%	-5.828%	-5.321%	
产品新增		金额		0.61	2175.70	0.33	0.09	0.11	0.16	433.58	0.14	
(3)		贡献比	接 上 表	0.001%	55.116%	0.021%	-0.031%	0.011%	0.034%	22.714%	0.012%	
产品消亡		金额		-0.03	-1384.1	-0.45	-0.70	-0.40	-1.10	-341.60	-0.19	
(4)		贡献比		0.029%	86.639%	0.015%	-0.004%	0.003%	0.005%	28.830%	0.009%	
总的扩展边际		金额		54.15	840.16	22.39	-62.26	26.00	29.51	127.14	2.90	
(1+2+3+4)		贡献比		2.619%	143.688%	1.106%	2.657%	0.713%	0.989%	53.882%	0.204%	
集约边际		金额		2015.67	1671.08	2083.94	-2228.2	3735.17	3176.74	1376.80	1599.35	
		贡献比		97.384%	66.544%	98.937%	97.282%	99.309%	99.080%	91.546%	99.819%	
HS 编码调整				否	是	否	否	否	否	是	否	

<sup>3</sup> HS 编码发生变化会使得 HS6 分位的产品种类带来较大幅度程度的调整, 这样会带来产品新增和产品消亡方面的测算偏误; 而如果将产品数据统一基于某一 HS 编码进行测算, 同样也可能导致产品新增和产品消亡方面的测算出现偏误。为此, 本文认为直接测算 HS 编码持续年份出口的增长边际更为合理。

由表 2 可知, 集约边际是中国出口增长的主要构成, 除 HS 编码发生调整的年份外, 其余年份集约边际对中国出口增长的贡献比重都在 93% 以上, 最高甚至超过 99%, 且 2009-2010 年间中国出口集约边际达 3735.17 亿美元, 远高于其他边际; 相对而言, 扩展边际对中国出口增长的贡献仍然有限, 其原因是市场广化是扩展边际的主要来源, 但我国产品出口在出现市场扩张的同时, 也存在大量的市场退出, 两者相互抵消。而我国在出口产品新增和消亡方面则相对薄弱, 多数年份其贡献比重都低于 0.1%。

基于式 (2) - (5), 本文计算了各国 (地区) 对中国出口增长的各项边际金额。表 3 以 2013 年美国、日本等主要的出口贸易伙伴国 (地区) 为例, 给出了其测算结果。从表中可见, 集约边际仍然是中国在各个市场上出口增长的主要构成, 其金额绝对值远高于该市场上的其他边际; 扩展边际中市场扩张和市场收缩金额较大, 两者相互抵减, 而产品新增和产品消亡金额明显偏小。

表 3 2013 年中国对部分贸易伙伴出口的多元边际结构 (单位: 百万美元)

国家及地区	市场扩张	市场收缩	产品新增	产品消亡	集约边际
美国	24.3821	-192.0982	2.1359	-4.7516	16650.6109
日本	37.4321	-45.9571	2.5994	-3.1554	-1478.9380
德国	23.0581	-51.1732	0.0111	-0.0005	-1877.3716
韩国	129.0425	-60.7765	0.2382	-0.4445	3468.6026
中国香港	80.0863	-26.2890	3.0774	-0.4087	60995.6634
新加坡	122.0408	-28.2589	1.9413	-0.0396	5012.1510
印度	37.4426	-11.5392	0.0405	-0.0242	773.5628
俄罗斯	28.2212	-44.5547	0.2047	0	5523.7819
巴西	120.7936	-4.8175	0.0180	-0.2619	2428.3298
南非	74.7235	-1.1452	0.1602	0	1474.2319

#### 四、计量模型与数据来源

##### (一) 计量模型

为探讨人民币国际化对中国出口增长二元边际的影响, 本文借鉴 Auray, Eyquem 和 Poutineau (2012), Bergin 和 Lin (2012) 以及 Badinger 和 Turkcan (2014) 所构建的计量模型, 并将双边贸易引力模型的经典变量经济规模和地理距离, 以及外部冲击、贸易成本、生产力水平等作为控制变量, 采用双边本币互换协议的签订、RQFII 批准额度以及设立人民币清算行作为人民币国际化的衡量指标, 探讨人民币国际化对中国出口增长二元边际的影响。

同时, 由于二元边际中存在大量的零值, 且重新分解后的二元边际对中国出口增长做了

进一步的细分，集约边际、产品消亡和市场退出部分存在负值，为确保数据的有效性，不对其进行对数处理，本文采用如下实证模型检验人民币国际化对中国出口增长的影响：

$$Y_{ijt} = \alpha + \beta_1 \ln(gdp_{jt}) + \beta_2 \ln(dis_{ij}) + \beta_3 \ln(dis_{ij})^2 + \beta_4 \ln(free_{jt}) + \beta_5 prop_{ijt} + \beta_6 medc_j + \beta_7 shock_t + \beta_8 \ln(bsas_{ijt}) + \beta_9 rqfii_{ijt} + \beta_{10} rocb_{ijt} + \varepsilon_{ijt} \quad (3)$$

其中， $Y_{ijt}$  表示第  $t$  期  $i$  国（即中国）出口到  $j$  国的集约边际和扩展边际（市场扩张、市场收缩、产品新增和产品退出）的金额。 $gdp_{jt}$ 、 $dis_{ij}$ 、 $free_{jt}$ 、 $prop_{ijt}$  分别表示贸易伙伴国的经济规模、固定贸易成本、可变贸易成本、生产率， $bsas_{ijt}$ 、 $rqfii_{ijt}$ 、 $rocb_{ijt}$  为人民币国际化相关指标， $medc_j$ 、 $shock_t$  分别表示国家类型和外部冲击。

## （二）数据选取及来源说明

在 1997 年亚洲金融危机之后，人民币的国际声誉得到提高，人民币逐渐受到越来越多国家和地区的接受与使用。本文主要考虑 1997-2013 年 13 年<sup>4</sup>间人民币国际化的发展对中国出口增长的影响。同时，依据研究数据的可获得性以及研究样本的代表性<sup>5</sup>，本文选取 67 个国家及地区进行分析，包含了中国主要的贸易伙伴如美国、日本、德国等，同时中国出口到这部分国家及地区的各项增长边际占中国出口增长边际比重的均值达 74%。

### 1. 被解释变量

中国出口增长边际 ( $Y_{ijt}$ )：包括集约边际(IM)以及扩展边际的市场扩张(PNG)、市场收缩(PDG)、产品新增(PN)、产品消亡(PD)部分。采用联合国商品贸易数据库 (UN Comtrade) 1996-2013 年 HS6 分位出口产品数据，依据前一部分对中国出口增长各项边际的测算方法，得到 1997-2013 年各国（地区）对中国出口增长的各项边际金额，单位为百万美元。

### 2. 主要解释变量

经济规模 ( $gdp$ )：用贸易伙伴的国内生产总值 GDP 来衡量，借鉴 Lawless(2010)采用

<sup>4</sup> 考虑到 HS 编码调整对本文计量检验结果存在一定干扰，本部分暂不考虑 HS6 编码发生调整的年份。

<sup>5</sup> 本文借鉴钱学锋和熊平（2010）的方法采用 Index of Economic Freedom 提供的总体得分来衡量固定贸易成本以探讨固定贸易成本对中国出口增长二元边际的影响效应，但钱学锋和熊平（2010）主要考察中国与 11 个主要贸易伙伴之间的出口增长二元边际，而本文涉及的国家及地区数量较多，超过 200 个，部分国家及地区 1997-2013 年间 Index of Economic Freedom 总体得分数据不完整，综合考虑数据的可获得性以及研究样本的代表性后，本文主要选取 67 个国家及地区进行分析。

GDP 的绝对值来表示, 该数据来源于世界银行统计数据库。预期其对集约边际、市场扩张和产品新增的影响为正, 对市场收缩和产品消亡的影响为负, 选取  $\ln(gdp)$  进入方程。

可变贸易成本 (*dis*): 采用双边距离来替代可变贸易成本 (Kancs, 2007; 钱学锋和熊平, 2010)。数据来源于 CEPII 数据库, 本文选用中国与贸易伙伴两者首都的距离进行衡量。考虑到 Anderson(1979)及 Krugman(1980)等发展的新贸易理论中的拐点模型 (Workhorse Model) 其实并不支持地理距离和双边贸易存在线性对数关系, 而是可能是非线性的 (Egger, 2008)。而事实上, 地理距离引起的可变交易成本确实有可能主要在某个阈值下对贸易增长边际起着负面效应, 但是一旦超过该阈值, 远距离带来的文化差异偏好增加、中国产品稀缺度提升、可变交易成本影响效应递减等都可能反而导致距离越大反而会促进贸易增长。为此, 本文同时选取  $\ln(dis)$  和  $\ln(dis)^2$  放入方程, 并预期地理距离与增长边际间可能出非线性的 U 型关系。

固定贸易成本 (*free*): 非关税壁垒、国内行政干预、多边制裁等是固定成本的主要影响因素 (钱学锋, 2008), 本文借鉴钱学锋和熊平 (2010) 的方法, 使用 Index of Economic Freedom 提供的 1995 年以来 160 多个国家和地区涵盖商务自由、贸易自由、财政自由、政府规模、货币自由、投资自由、金融自由、知识产权和腐败等 9 个方面的总体得分, 来衡量固定贸易成本, 选取  $\ln(free)$  进入方程。

生产率水平 (*prop*): 采用各国的劳动生产率与中国当年的劳动生产率的比值进行衡量。数据来源于 BvD-EIU 国家数据库。

### 3. 人民币国际化相关指标

人民币国际化指标方面, 当前学者们主要通过对人民币境外存量进行测算进而衡量人民币国际化的程度 (余道先和王云, 2015), 但不论是采用直接还是间接的测算法计算出人民币境外存量, 并以此来衡量人民币国际化进程都是一个估测值, 存在一定的主观因素, 并且该项数据为时间序列数据, 不能较好的观测到人民币国际化在各国的发展情况, 存在一定的局限性。因而, 本文借鉴 Liao & McDowell (2014)、李公辅 (2014) 等, 将双边本币互换协议金额、人民币清算行设立作为衡量人民币国际化的指标, 同时将 RQFII 金额纳入该指标体系, 以研究人民币国际化对我国出口增长多元边际的影响。

双边本币互换协议规模 (*bsas*): 协议规模可以用来衡量双边贸易往来中人民币的使用情况。该数据来源于中国人民银行。考虑该数据可能存在零值, 选取  $\ln(bsas+1)$  进入方程。

境外人民币清算行 (*rocb*): 境外人民币清算行的设立可用于弥补初期阶段该地区人民币市场代理行渠道的不足, 降低人民币业务成本, 推动人民币国际化进程 (李公辅, 2014)。

该数据来源于中国人民银行。 $t$  期该国设立（存在）人民币清算行记为 1，反之记为 0。

人民币合格境外投资者 (*rqfii*): RQFII 境外机构投资人可将批准额度内的外汇结汇投资于境内的证券市场。对 RQFII 放开股市投资, 从侧面加速人民币的国际化。本文采用外管局批准的 RQFII 额度进行衡量。

#### 4. 其他相关控制变量

国家类型 (*medc*): 依据联合国公布的发达国家名单, 贸易伙伴为发达国家则取 1, 为发展中国家则取 0。

外部冲击 (*shock*): 在 1997 年-2013 年期间, 中国的对外贸易主要遭受东南亚金融危机 (1998 年)、9.11 恐怖袭击 (2001 年)、美国次贷危机 (2008、2009 年) 三次冲击, 导致中国出口增速下降。如果年份是其中之一则记为 1, 反之记为 0。

## 五、实证结果及分析

考虑到本文所选变量中存在部分时间恒定变量 (如: *medc*), 计量模型通过 F 检验和 BP 检验结果认为采用混合效应模型进行估计较固定效应和随机效应模型更为合适, 因而本文采用混合最小二乘法进行估计, 探讨人民币国际化对集约边际、扩展边际 (市场广化和产品广化) 的影响效应。

### (一) 人民币国际化对集约边际的影响

表 4 为集约边际的估计结果。从整体来看各变量对集约边际的影响基本符合预期, 人民币国际化的推进对中国出口增长集约边际具有显著的促进作用, 方程 (2) - (4) 分别考虑了双边本币互换协议、RQFII 额度、人民币境外清算行的设立对集约边际的影响, 均具有促进作用。具体来看:

首先, 人民币国际化的推动对中国出口增长集约边际的发展具有促进作用。与贸易伙伴签订双边本币互换协议、批准 RQFII 额度以及在当地设立境外人民币清算行均对中国出口增长集约边际具有积极影响, 且在 1% 水平下显著。这说明在双边贸易发展中, 签订双边本币互换协议, 设立人民币清算行和批准 RQFII 额度, 有利于加快人民币国际化, 从而促进持续产品在已有市场的进一步发展, 推动贸易出口增长。

其次, 经济规模越大的国家, 集约边际的出口也越大。出口目的地的生产率水平越高, 即本国生产率水平越低, 集约边际的出口越大, 与钱学锋和熊平 (2010) 得到的结果一致, 这可能是在中国的出口退税政策、出口补贴等激励政策的作用下, 企业出口行为发生扭曲造

成的（钱学锋和熊平，2010）。而经济发达国家对中国出口增长集约边际的影响为负，这表明经济发达的国家对中国出口增长集约边际具有显著的抑制作用，这可能是因为出口的产品多为劳动密集型产品且品质多处于低端，发达国家产品更为多样化，同一产品被替代的频率更高。

再次，本文采用贸易自由度对固定贸易成本进行衡量，固定贸易成本与贸易自由度呈负相关，贸易自由度越大，固定贸易成本越低，越利于促进出口增长集约边际。而金融危机、恐怖事件等外部冲击会抑制中国出口的集约边际，且在 1% 水平下显著，这与 Bernard et al.(2009)的结论一致。

表 4 集约边际回归结果

变量	集约边际 (IM)			
	(1)	(2)	(3)	(4)
常数项	57679.5** (1.984)	50471.35* (1.736)	49183.6* (1.868)	36151.5 (1.347)
ln(gdp)	1187.11*** (8.354)	1126.654*** (7.866)	1151.58*** (8.946)	1173.54*** (8.961)
ln(dis)	-17607.4*** (-2.716)	-15715.4** (-2.420)	-14666.3** (-2.496)	-10667.5* (-1.778)
ln(dis) <sup>2</sup>	937.465** (2.503)	836.2094** (2.230)	791.586** (2.333)	584.536* (1.689)
ln(free)	5046.27*** (4.670)	4691.80*** (4.328)	3541.20*** (3.596)	2006.84* (1.957)
prop	652.56 (1.511)	673.134 (1.565)	778.586** (1.990)	634.295 (1.594)
medc	-1568.3*** (-2.838)	-1325.94** (-2.379)	-1174.81** (-2.344)	-824.981 (-1.609)
shock	-2193.3*** (-4.908)	-2130.7*** (-4.780)	-1966.04*** (-4.854)	-2125.65*** (-5.161)
ln(bsas)		394.341*** (2.766)		
rqfii			17.26*** (13.790)	
rocb				20791.53*** (12.418)
R <sup>2</sup>	0.187	0.194	0.334	0.311
F 值	28.406	26.003	54.075	48.542
对数似然值	-8708.32	-8704.47	-8621.5	-8636.65
观测值	871	871	871	871

注：1) 结果均采用 Eviews6 计算并整理得出，圆括号内为 t 统计量；

2) \*\*、\*、\* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平。

## （二）人民币国际化对扩展边际的影响

采用与集约边际相同的方法对扩展边际的市场广化（市场扩张和市场收缩）和产品广化（产品新增和产品消亡）部分进行估计，结果见表 5 和表 6。

### 1. 市场广化

在市场层面，人民币国际化对扩展边际市场扩张和市场收缩两部分均具有显著影响，但主要是通过签订双边本币互换协议这一渠道，且对两者影响效果不一。双边本币互换协议的签订会明显推动持续产品出口到新的市场中去，促进市场扩张；同时，该协议的签订又会降低持续产品退出该市场，抑制市场收缩。因而，通过双边本币互换协议的签订有利于产品出口进入新市场和稳定原有市场。而 RQFII 批准额度以及人民币清算银行的设立对市场广化的影响不明显。

其次，经济规模通过促进市场扩张，抑制市场收缩机制来进一步推动扩展边际市场广化。经济规模越大的国家，持续产品进入市场可能性越大，而持续产品退出该国市场的可能性越小。

贸易自由度越大，固定化贸易成本越低，越有利于推动市场收缩，抑制市场扩张。这可能是因为贸易自由度的增加，减少了对我国出口产品的贸易保护，在国际市场上不具有竞争优势的产品容易被原有市场所淘汰，且不易被新的市场所接受。

表 5 市场扩张和市场收缩的回归结果

变量	市场扩张(PNG)			市场收缩(PDG)		
	(5)	(6)	(7)	(10)	(11)	(12)
常数项	-197.994 (-0.616)	-154.793 (-0.483)	-159.083 (-0.495)	-470.903 (-1.037)	-588.202 (-1.294)	-579.641 (-1.273)
	17.614***	18.010***	18.035***	-14.441***	-15.425***	-15.420***
ln(gdp)	(11.119)	(11.487)	(11.500)	(-6.454)	(-6.941)	(-6.940)
	94.252	83.571	84.767	46.297	77.077	74.319
ln(dis)	(1.312)	(1.168)	(1.180)	(0.456)	(0.760)	(0.730)
	-6.104	-5.521	-5.586	-1.571	-3.219	-3.079
ln(dis) <sup>2</sup>	(-1.472)	(-1.336)	(-1.347)	(-0.268)	(-0.549)	(-0.524)
	-44.621***	-43.502***	-43.825***	52.340***	46.584***	47.790***
ln(free)	(-3.722)	(-3.628)	(-3.569)	(3.091)	(2.740)	(2.747)
	2.463	2.434	2.307	12.349*	12.683*	12.692*
prop	(0.518)	(0.511)	(0.484)	(1.838)	(1.878)	(1.880)
	-18.664***	-20.017***	-19.962***	1.369	5.313	5.018
medc	(-3.028)	(-3.279)	(-3.251)	(0.157)	(0.614)	(0.577)
	-2.543	-2.776	-2.948	-32.756***	-31.740***	-31.764***
shock	(-0.516)	(-0.563)	(-0.598)	(-4.704)	(-4.538)	(-4.546)

	2.793*			-6.423***		
ln( <i>bsas</i> )	(1.771)			(-2.884)		
		0.016			-0.0002	
<i>rqfti</i>		(1.048)			(-0.009)	
			11.734			-8.364
<i>rocb</i>			(0.585)			(-0.294)
R <sup>2</sup>	0.176	0.174	0.173	0.137	0.128	0.128
F 值	23.019	22.711	22.597	17.057	15.864	15.877
对数似然值	-4781.08	-4782.11	-4782.49	-5081.84	-5086.02	-5085.98
观测值	871	871	871	871	871	871

注：1) 结果均采用 Eviews6 计算并整理得出，圆括号内为 t 统计量；

2) \*\*\*、\*\*、\* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平。

国家类型主要是通过市场扩张机制影响市场广化，经济发达国家对中国持续产品进入该市场具有显著的抑制作用。贸易伙伴国经济越发达，其市场上产品更多样化且品质较高，我国持续出口产品进入到该市场的阻力越大。而当地生产力水平主要是通过市场收缩机制影响市场广化，持续出口的产品进入生产力水平高的市场后，容易被该市场淘汰，推动市场收缩。

外部冲击会抑制市场的收缩，持续产品不易从该市场退出，这可能表明中国出口到该市场的产品主要是消费品，用于满足基本生活需要，从而外部冲击不会使得该产品的市场收缩。

## 2. 产品广化

在产品层面，人民币国际化主要是通过签订双边本币互换协议和设立人民币清算银行对产品广化产生影响。中国与贸易伙伴国签订双边本币互换协议对新产品进入该市场具有抑制作用。而在贸易伙伴国设立人民币清算银行对产品新增具有抑制作用，对产品消亡具有促进作用，因而人民币国际化的推进会抑制我国产品广化。这可能是由于当前人民币国际化更多依靠与贸易伙伴间的关系往来，这主要是基于市场层面，而在产品层面的相关政策较少。

其次，固定贸易成本降低会促进产品新增，抑制产品退出，推动产品广化。固定贸易成本越少，越有利于新产品出口到该市场，成为新产品出口的首选地。而由于出口退税政策、出口补贴等激励政策，即使贸易伙伴国生产力水平较我国生产水平更高，我国新产品出口到该市场也容易被接受。

表 6 产品新增和产品消亡的回归结果

变量	产品新增(PN)			产品消亡(PD)		
	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)
	332.751**	303.768**	323.763**	-144.822*	-138.405	-146.720*
常数项	(2.196)	(2.007)	(2.141)	(-1.652)	(-1.584)	(-1.679)
	0.447	0.189	0.190	-0.356	-0.294	-0.292
ln( <i>gdp</i> )	(0.598)	(0.256)	(0.257)	(-0.823)	(-0.688)	(-0.686)

	-83.840**	-76.5174**	-82.882**	31.774	30.249	32.884*
<i>ln(dis)</i>	(-2.477)	(-2.266)	(-2.452)	(1.622)	(1.552)	(1.683)
	4.366**	3.969**	4.295**	-1.585	-1.501	-1.636
<i>ln(dis)</i> <sup>2</sup>	(2.235)	(2.0349)	(2.201)	(-1.402)	(-1.333)	(-1.451)
	16.608***	15.618***	18.319***	-3.138	-3.066	-4.172
<i>ln(free)</i>	(2.940)	(2.760)	(3.172)	(-0.960)	(-0.939)	(-1.249)
	4.258*	4.300*	4.370*	-1.042	-1.038	-1.075
<i>prop</i>	(1.899)	(1.912)	(1.950)	(-0.803)	(-0.800)	(-0.830)
	-3.270	-2.339	-2.989	1.587	1.395	1.660
<i>medc</i>	(-1.126)	(-0.812)	(-1.035)	(0.944)	(0.839)	(0.994)
	-3.255	-3.065	-3.048	1.570	1.549	1.530
<i>shock</i>	(-1.401)	(-1.316)	(-1.314)	(1.168)	(1.152)	(1.141)
	-1.772**			0.455		
<i>ln(bsas)</i>	(-2.384)			(1.059)		
		-0.007			0.004	
<i>rqfii</i>		(-0.960)			(0.931)	
			-22.595**			9.869*
<i>rocb</i>			(-2.396)			(1.810)
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.057	0.052	0.057	0.033	0.033	0.036
F 值	6.551	5.923	6.558	3.705	3.673	3.984
对数似然值	-4125.67	-4128.06	-4125.64	-3649.34	-3649.46	-3648.25
观测值	871	871	871	871	871	871

注：1) 结果均采用 Eviews6 计算并整理得出，圆括号内为 t 统计量；

2) \*\*、\*、\* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平。

综上，从整体来看与集约边际相比，人民币国际化对扩展边际的促进作用相对较小。人民币国际化对扩展边际的促进作用主要体现在市场广化上，且主要是通过签订双边本币互换协议这一途径进行，而人民币国际化对产品广化则具有抑制作用。

## 六、主要结论及政策含义

本文根据中国 HS6 分位出口贸易数据构建动态的“产品-市场”二模网络，对中国出口增长二元边际进行重新解析，进一步细分为集约边际和扩展边际的市场扩张、市场收缩、产品新增、产品消亡四部分，并在此基础上利用 67 个主要贸易伙伴 13 年的面板数据进行计量估计，分析人民币国际化对中国出口增长的影响效应。

研究得到的主要结论为：第一，人民币国际化有利于提升中国与贸易伙伴间的贸易关系额度。人民币国际化能够促进贸易出口的增长，但当前这种增长主要是通过集约边际的方式体现。签订双边本币互换协议、批准 RQFII 额度以及在当地设立境外人民币清算行等各项

推动人民币国际化的措施均对中国出口增长集约边际具有积极影响。第二，人民币国际化有利于推动出口市场扩张。人民币国际化对出口扩展边际具有促进作用，但该作用主要集中在市场层面。当前，与贸易伙伴国签订双边本币互换协议是推动人民币国际化促进出口市场扩张，抑制市场收缩的重要手段。

研究结论具有的政策含义主要表现在两个方面：第一，应积极推动人民币国际化，促进我国出口贸易增长。人民币国际化相关政策对中国出口增长集约边际和市场扩张具有推动作用，积极推动人民币国际化战略发展，不仅有利于提高人民币的国际地位，对保持我国贸易出口增长态势也具有重要意义。第二，应考虑将人民币国际化政策落实到产品出口方面，促进产品广化。人民币国际化会促进集约边际和市场广化，但产品广化的促进作用目前仍然不明显，利用人民币国际化对出口贸易的推动作用，将其与产品出口相结合，有利于挖掘出口产品广化的潜在影响，加大扩展边际对中国出口增长的贡献，增强出口的稳定性，维持经济可持续发展。

**参考文献**

- [1] Amurgo-Pacheco, A., Pierola, M. D., Patterns of Export Diversification in Developing Countries: Intensive and Extensive Margins[R]. World Bank Policy Research Working Paper No.4473, 2008.
- [2] Anderson, J. E., A Theoretical Foundation of the Gravity Equation[J]. American Economic Review, 1979, 69(1):106-116.
- [3] Auray, S., Eyquem, A., Poutineau, J. C., The effect of a common currency on the volatility of the extensive margin of trade[J]. Journal of International Money and Finance, 2012, 31:1156-1179.
- [4] Badinger, H., Türkcan, K., Currency Unions, Export Margins, and Product Differentiation: An Empirical Assessment for European Monetary Union[J]. Review of International Economics, 2014, 22(1):13-30.
- [5] Bernard, A. B., Jensen, J. B., Redding, S. J., Schott, P. K., The Margins of US Trade. American Economic Review, 2009, 99(2): 487-93.
- [6] Bergin, P. R., Lin, C. Y., The dynamic effects of a currency union on trade[J]. Journal of International Economics, 2012, 87:191-204.
- [7] Berthelon, M., Chilean Export Performance: The Role of Intensive and Extensive Margins[R]. Central Bank of Chile Working Paper No.615, 2011.
- [8] Chaney, T., Distorted Gravity: The Intensive and Extensive Margins of International Trade[J]. American Economic Review, 2008, 98(4):1707-1721.
- [9] Eaton, J., Kortum, S., Kramarz, F., An Anatomy of International Trade: Evidence from French Firms[R]. New York University, Mimeo.2004
- [10] Egger, P., On the Role of Distance for Bilateral Trade[J]. World Economy, 2008, 31:653-662.
- [11] Felbermayr, G. J., Kohler, W., Exploring the Intensive and Extensive Margins of World Trade[J]. Review of World Economics, 2006, 142(4):642-674.
- [12] Foster, N., Intellectual Property Rights And The Margins of International Trade[J]. The Journal of International Trade and Economic Development, 2012, 3(1):1-30.
- [13] Frensch, R., Trade Liberalization and Import Margins[J]. Emerging Markets Finance and Trade, 2010, 46(3):4-22.
- [14] Helpman, E., Melitz, M. J., Rubinstein, Y., Estimating Trade Flows: Trading Partners and Trading Volumes. Quarterly Journal of Economics, 2008, 123(2):441-487.
- [15] Hummels, D., Klenow, P. J., The Variety and Quality of a Nation's Exports[J]. The American Economic Review, 2005, 95(3):704-723.

- [16] Kancs, A., Trade Growth in a Heterogeneous Firm Model: Evidence from South Eastern Europe[J]. World Economy, 2007, 30(7):1139-1169.
- [17] Krugman, P. R., Scale Economies, Product Differentiation, and the Pattern of Trade[J]. American Economic Review, 1980,70(5):950-959.
- [18] Lawless, M., Deconstructing Gravity: Trade Costs and Extensive and Intensive Margins[J]. Canadian Journal of Economics, 2010, 43(4):1149-1172.
- [19] Liao. S., Mcdowell. D.. Redback Rising: China's Bilateral Swap Agreements[J]. International Studies Quarterly, 2014, 59(3): 401-422.
- [20] Melitz, M. J., The Impact of Trade on Intra-industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity[J]. Econometrica , 2003,71(6):1695 -725 .
- [21] Roy, J., On the robustness of the trade-inducing effects of trade agreements and currency unions[J]. Empirical Economics, 2014, 47: 253-304.
- [22] 陈勇兵,陈宇媚.贸易增长的二元边际:一个文献综述[J].国际贸易问题,2011,09:160-168.
- [23] 陈勇兵,陈宇媚,周世民.贸易成本、企业出口动态与出口增长的二元边际——基于中国出口企业微观数据:2000—2005[J].经济学(季刊),2012,04:1477-1502.
- [24] 陈阵,隋岩.贸易成本如何影响中国出口增长的二元边际——多产品企业视角的实证分析[J].世界经济研究,2013,10:43-48.
- [25] 黄先海,周俊子.中国出口广化中的地理广化、产品广化及其结构优化[J].管理世界,2011,10:20-31.
- [26] 李公辅.人民币清算行与人民币市场发展:基于台湾的分析[J]. 特区经济,2014,05:11-14.
- [27] 钱学锋.企业异质性、贸易成本与中国出口增长的二元边际[J].管理世界,2008,09:48-56.
- [28] 钱学锋,熊平.中国出口增长的二元边际及其因素决定[J].经济研究,2010,01:65-79.
- [29] 施炳展.中国出口增长的三元边际[J]. 经济学(季刊),2010,04:1311-1330.
- [30] 余道先,王云.人民币国际化进程的影响因素分析——基于国际收支视角[J].世界经济研究,2015,03:3-14.
- [31] 中国人民银行. 人民币国际化报告(2015年)[N]. 金融时报,2015-06-12005.

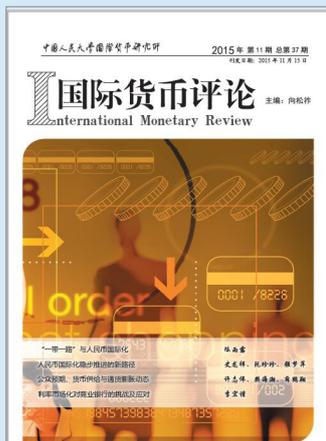
# The Impact of RMB Internationalization on China's Export Growth Margin

Pu Yue    Wu Gang    Yao Xing    Peng Li

**Abstract:** How has the RMB internationalization affected China's export growth? To figure that out, in this paper, we redistribute and re-estimate the intensive, market and product margins of China's export growth based on a dynamic "products-markets" two-mode network. Using China's HS6-digital trade data from the UN Comtrade database for 1992 to 2013. And on this basis, a panel model combining three related indicators of the RMB internationalization, bilateral currency swap scale agreement, the establishment of offshore RMB clearing bank and RQFII quota, is set up to conduct empirical analyses to learn the impact of RMB internationalization on China's export growth margin. The results show that RMB internationalization can promote the growth of export trade mainly through intensive margin and market margin. But its impact on product margins is not significant. These results mean that the RMB internationalization is indeed to be an important measure which can enhance the trade relations and promote the expansion of export markets.

**Key Words:** RMB internationalization, export; growth margin, dynamic two-mode network

# 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”。

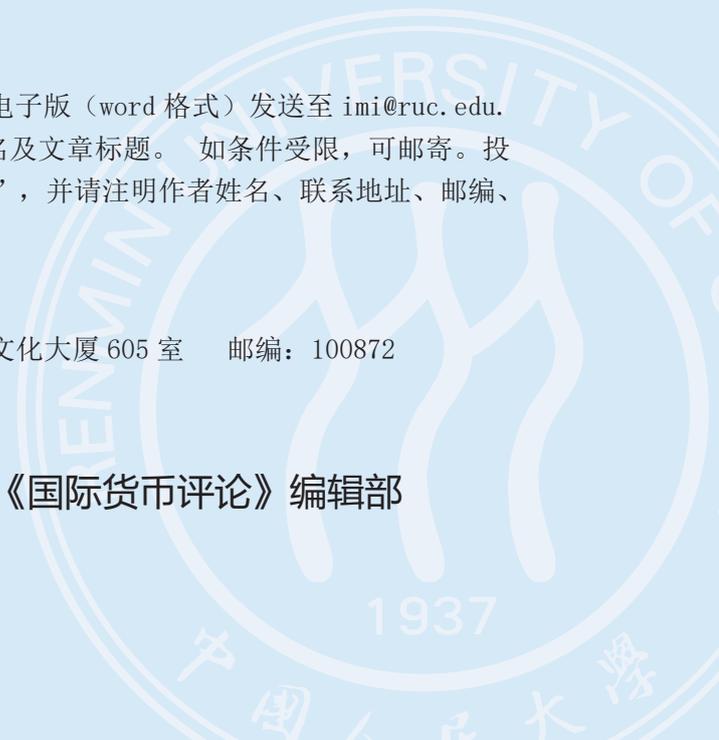
## 投稿方式:

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



# 厦门 国金

**XFinTech**

**资产证券化专业服务商**

ASSET BACKED SECURITIZATION SPECIALIST



0755-26416011



xft@xfintech.com.cn



深圳市南山区高新科技园前海大道  
2388号怡化金融科技大厦20楼