

中国人民大学国际货币研究所

2015 年第 2、3 合刊 总第 29 期

刊发日期: 2015 年 3 月 15 日

I 国际货币评论

International Monetary Review

主编: 张 杰

中国推动世界治理思想变革
维护全球金融稳定的良方
中国普惠金融发展进程及实证研究
利率双轨制、金融改革与最优货币政策
中国市场化改革与货币政策有效性演变

陈雨露
任志刚
焦瑾璞、黄亭亭 等
张勇、李政军、龚六堂
林仁文、杨熠



IMI 顾问委员会

苏 宁

王兆星

潘功胜

任志刚

Joseph Yam Chi Kwong

罗伯特·蒙代尔

Robert A. Mundell

罗纳德·麦金农

Ronald I. McKinnon

史蒂夫·汉克

Steve H. Hanke

埃德蒙·阿尔方戴利

Edmond Alphandery

IMI 学术委员会

主任委员：陈雨露

委员（以姓氏拼音为序）

贲圣林、曹彤、郭庆旺、胡学好、纪志宏、焦瑾璞、Rainer Klump、Il Houn Lee、刘珺、Daivd Marsh、Herbert Poenisch、瞿强、Alfred Schipke、Anoop Singh、Wanda Tseng、涂永红、魏本华、宜昌能、张杰、张晓朴、张之骥、赵海英、赵锡军、周道许

IMI 管理团队

所 长：张 杰

联席所长：曹 彤

执行所长：贲圣林

副 所 长：涂永红

所长助理：宋 科

【IMI 动态·1、2 月简讯】

■ 1月10日，由中国人民大学国际货币研究所（IMI）与前海国际资本管理学院、深圳市中国人民大学校友会、浙江大学互联网与创新金融研究中心等联合主办的“货币金融圆桌会议·2014冬”在深圳隆重举行。本次会议主题为“2015，中国金融新力量”。IMI 学术委员、中国人民银行副行长潘功胜，前海国际资本管理学院董事局主席、招商银行原行长马蔚华；IMI 联席所长、前海微众银行行长曹彤，IMI 副所长涂永红，IMI 学术委员、中国人民银行国际司原司长张之骥，IMI 学术委员、中国光大（集团）总公司副总经理刘珺，中国银行王永利，原深圳市委常委书记邵汉青，中国人民银行深圳市中心支行行长张建军，深圳市委政研室（改革办）机关党委书记江社安，深圳市政府发展研究中心主任南岭，深圳市中国人民大学校友会会长、摩根大通期货期权中国区主席周小雄等来自北京、深圳、香港、台湾等地的150余位嘉宾出席会议。会议由中国人民大学国际货币研究所执行所长、浙江大学教授贲圣林主持。

■ 1月25日，由中国人民大学财政金融学院货币金融系和国际货币研究所（IMI）联合主办的大金融思想沙龙（第19期）在明德主楼801会议室举行。本次沙龙由中国人民银行研究局副局长王宇博士担任主讲嘉宾。沙龙由国家外汇管理局原副局长、中国驻 IMF 原执行董事魏本华主持。

■ 1月31日，中国人民大学国际货币研究所（IMI）2014 学术委员会暨全体会议在中国人民大学隆重召开。IMI 学术委员会主任、中国人民大学校长陈雨露，浙江大学教授贲圣林、深圳前海微众银行行长曹彤、中国人民大学财政金融学院院长郭庆旺、财政部金融司副司长胡学好、中国人民银行研究局局长纪志宏、中国人民银行金融消费者权益保护局局长焦瑾璞、光大集团副总经理刘珺、中国人民大学中国财政金融政策研究中心主任瞿强、中国人民大学财政金融学院教授涂永红、国家外汇管理局原副局长魏本华、国际货币基金组织驻中国首席代表席睿德（Alfred Schipke）、中国人民银行金融稳定局局长宜昌能、中国人民大学财政金融学院副院长张杰、中国银监会政策研究局副局长张晓朴、中国人民银行国际司原司长张之骥、中央汇金投资有限责任公司副总经理赵海英、中国人民大学财政金融学院副院长赵锡军等 17 位学术委员以及逾 20 位研究员出席了会议。

■ 2月4日，由新华社中国金融信息网和中国人民大学国际货币研究所（IMI）联合举办的“人民币时代”主题论坛第二期成功举行。本次论坛主题“2014 年人民币国际化十大里程碑事件发布暨 2015 年人民币国际化展望”。IMI 执行所长、浙江大学教授贲圣林，副所长涂永红出席会议并发表主题演讲。



IMI

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

目 录

【卷 首】

中国推动世界治理思想变革	陈雨露	01
维护全球金融稳定的良方	任志刚	03

【人民币国际化】

国际货币的全球分布与人民币国际化战略	何青、王芳、郭俊杰、庄太量	07
--------------------	---------------	----

【金融改革与发展】

中国普惠金融发展进程及实证研究	焦瑾璞、黄亭亭、汪天都、张韶华、王瑱	28
中资银行国际化的价值效应：源于市场机会还是监管套利？		
——来自中国资本市场的证据	许荣、徐星美、计兴辰	53

【货币金融理论与政策】

利率双轨制、金融改革与最优货币政策	张勇、李政军、龚六堂	75
中国市场化改革与货币政策有效性演变		
——基于 DSGE 的模型分析	林仁文、杨熠	94
影子银行与货币政策传导	袁翔、周强龙	127
货币政策冲击的非对称影响	刘骏民、王兴	148

【卷首语】

中国推动世界治理思想变革

陈雨露¹

2014 年 12 月，习近平总书记在江苏调研时强调，要“协调推进全面建成小康社会、全面深化改革、全面推进依法治国、全面从严治党，推动改革开放和社会主义现代化建设迈上新台阶。”

当前，中国经济发展进入“新常态”，转型升级进入关键期，“四个全面”的提出，完整表述了面向中国未来发展的治国理政总体框架，清晰指明实现国家治理体系与治理能力现代化的动力所在。对仍处在国际金融危机后深度调整期的世界来说，“四个全面”也具有在当下全球治理思想陷入一片迷雾的时代，推动世界治理思想变革的重大意义。

冷战结束后，“历史终结论”和“文明冲突论”一度成为西方主导的治理思想主流。但金融危机爆发后，“历史终结论”和“文明冲突论”都陷入困境，西方各国疲于国内事务“救急”，无力提出新的系统性治理思想。

中国提出“四个全面”，在全球治理思想陷入迷茫之际，给出了一个占全球人口 1/5 的大国如何做到协同目标、手段、保障、主体四大要素，实现全国人民同心协力为梦想奋斗的回答。

全面建成小康社会是中国到 2020 年要实现的宏伟目标。中国共产党的十八大报告指出，全面建成小康社会不仅要使“经济持续健康发展”“人民生活水平全面提高”，还要使“人民民主不断扩大”“文化软实力显著增强”，特别关键的是，要在生态文明建设上取得重大进展。可以说，这是一幅“全覆盖”的治理目标蓝图，彰显出实现“中国梦”的道路自信。

全面深化改革是实现全面建成小康社会宏伟目标的具体历史实践。全面深化改革，重点在全面。只有增强改革的系统性、整体性和协同性，做到全局与局部相协调、治本与治标相结合、渐进与突破相衔接，才能形成推进改革开放的强大合力。全面深化改革，关键

¹ 陈雨露，中国人民大学国际货币研究所学术委员会主任，中国人民大学校长

在深化。只有不断深化，才能与时俱进地解决前进道路上的新问题;只有不断深化，才能持续健康地实现现代化。全面深化改革，根本还在改革，改革意味着不断提高自身、迎难而上。

全面推进依法治国是实现全面建成小康社会宏伟目标的根本保障。现代社会是法治社会，这就要求一个国家的领导方式、执政方式要严格在法制轨道上进行。只有全面推进依法治国，真正做到“三统一”“四善于”，才能提高科学执政、民主执政、依法执政水平，实现党、国家、社会各项事务治理制度化、规范化、程序化，实现国家治理体系和治理能力现代化。在分工结构日益庞大复杂的当代社会，面对多样化利益主体如何划定边界、掌握发展航向？这就需要找到社会的“最大公约数”，也就是法治。坚持依法治国，长治久安才有根本性、全局性、长期性的制度保障。

全面从严治党是对国家治理核心力量的组织重塑。中国共产党是中国特色社会主义事业的领导核心，处在总揽全局、协调各方的地位。全面深化改革和全面依法治国的实现，前提是全面从严治党。党的利益、人民的利益是内在统一的，全面从严治党和全面深化改革、全面依法治国也是内在统一的。作为中国发展的领导核心，在解决“四个全面”这一总的主要矛盾时重要的是把“领导核心”建设好、发展好、发挥好。这是总抓手。只有全面从严治党，让这一领导核心始终能以人民利益为出发点和落脚点，能够全心全意为人民服务，能够严守党的宗旨和章程，才能够成为实现总目标的领导力量，才能调动全体人民的积极性、主动性，将全面深化改革和全面依法治国落到实处。

“四个全面”从顶层设计高度回答了中国治国理政的根本思想问题，是 21 世纪这个“中国世纪”的治理思想内核，也是对世界治理思想的重要贡献。

维护全球金融稳定的良方

任志刚¹

纯粹因缘际遇，我很年轻便有机会出任金融官员，在 1982 年成为首名华人出任当时港英政府布政司署金融事务科的首长级官员。能够参与处理金融危机，及后又对货币及金融体系主动提出一系列长治久安的改革措施，以应付香港回归祖国的过渡及日后的不明朗因素，稳定香港的货币及金融体系，这个千载难逢的机会实在令我感到雀跃，有点飘飘然。当时一名高级政府官员，一位我的良师益友，曾经多次提醒我丘吉尔先生那番至理名言，但我未能实时参透个中道理。

随着金融的变革创新，现代金融已变得日渐复杂，因此如要对金融事宜发表权威性评论，也越来越具挑战性。在短短不足二十年间，香港已先后爆发了两次相当严重的国际金融危机，金融发展正处于交叉点。金融发展的方向，以往很少像目前这般不明朗。金融活动的主要目的是为经济服务，但于过去二十年实在未有好好发挥应有作用。尽管全球经济实现可观增长，但在个别地区或者在国际层面上屡次出现金融危机，实在对不少国家造成困扰，甚至损害它们的经济利益。显然，国际货币及金融体系需要进行改革，以更有效地为经济服务。

我无意在此详细分析爆发两次严重国际性金融危机的原因，在这课题上已有很多权威的著作。我只想提出一个观点。在很多不同的评论当中都有一个共通点，就是金融危机往往是由于采取轻率的宏观经济政策和金融体制积弱所致。前者使经济不能持续发展及失衡，而后者则涉及未有妥善管理各项主要风险。事实上，亚洲金融危机的出现，正是亚洲经济体都沉醉于金融全球化中获得的国际资金，结果变得过分依赖外资，产生大量外债以支持经济蓬勃发展，形成庞大的经常账户赤字及资产价格上涨的局面。区内经济体通过高利率吸引及保留外资，以维持货币汇率稳定，但当出现无可避免的资金流出时，投资者对当地货币及金融体系的信心便完全崩溃。因此，为避免金融危机，公认的良方是采取审慎的宏观经济政策，并建立稳固的金融体系。但由于 2007 年出现的金融海啸席卷全球，影响深远，

¹ 任志刚，中国人民大学国际货币研究所顾问委员、香港金融管理局原总裁、中国金融学会执行副会长

暴露了这个所谓“良方”，在金融全球化的情况下，并不足以带来可持续的金融稳定。

为达至及维持全球金融体制的稳定，我认为全球各国需要加大力度携手解决两项首要基本问题。第一项是“全球化与国家利益的困局”。

全球化使全球形成一个综合的市场网络。在这一个市场中，众多的货币及财政政策、规管与监督制度，将一些国家及地区分割开来，形成不合时宜、缺乏效率，且不善生产的情况。基于本土原因，每个政府只顾及自身的国家利益，未必一定顾及外围因素或对全球其它地方的影响。国家越强盛，外围因素的影响越大。由于没有人将市场视为一个整体，也无人追踪市场、机构及产品之间的互动及联系，当流动资金、杠杆效应、贪婪与恐惧这些因素聚集在一起时，便引发起一场完美的金融风暴。

问题是此困局能否在推动全球金融持续稳定的前提下得以解决。国际金融监管多边组织正研究制定多项稳定金融的措施，但我并未发现当中有特别针对解决此困局的方法。这也许是因为这些多边组织的个别成员均有着同一任务，就是为自己国家谋求利益，而这种态度在银行监管方面的国际合作至为明显。举例说，就一些监管国际活跃的银行工作而言，各主要的银行监管机构，都参与一些国际监管的安排，以协调及交换这些被监管银行的信息。有不少这些监管者均以维护本身国家金融体系的态度，以其国家的利益为依归来行事。又举例说，在宏观经济政策层面而言，美国高级官员每每在响应有关量化宽松及退市等安排，对外围市场产生的负面影响时，一贯重申当地政策的唯一目的，就是为了捍卫本身国家的利益。

因此，我对通过国际金融多边组织解决此困局并不感到乐观，特别是基于管治安排及政治原因，如投票权的分布及委任高级管理层的安排等，有关组织难以为走出这个困局做出需要的改变。这是令人遗憾的。推行改革的另一阻力，是大国利益主义，即一个大国能够在海外强加自己本土法律法规，来处理个别国际活跃的银行，因注册地与经营地的监管机构不同的监管安排而偶然引起的争议。换言之，即将注册地的法律和法规强加于经营地，此举有可能会削弱经营地的金融体系的健全与稳定，经营地的监管机构通常也难以抗拒或拒绝合作，原因很简单，大国的货币是国际资金流通的主要交易媒介，以该货币计值的交易最终会在该大国结算，使得该大国对国际金融事务发挥重大影响。

结果是这些经营地无奈地接受了主要大国的政策及金融惯例，最终产生不利本土的影

响，而可能会变得越来越不热衷于金融全球化。事实上，各个地区的有关当局均有责任评估参与金融全球化的风险。近年的经验教训，尽管金融全球化的好处明显在于让当地的集投资者可享有多元化的国际资金来源，以及为当地投资者提供多元化的国际投资机会，但要管理好有关的货币及金融风险，便变得日益困难。在缺乏健全的国际机制来监控国际游资的情况下，那些中型开放式的经济体往往成为高危一族：虽然它们的金融市场的深度足以吸引国际投资者参与，但因规模相对小且容易受摆布或操控，结果只可自寻出路来自保。那些正在参与推行全球化的国家，在实行金融改革及自由化举措时，都有考虑建立合适的保护措施，以抵抗货币及金融不稳定。

另一项有待解决的问题，是“金融中介机构的私营利益与提升金融效率及维持金融稳定的公众利益之间的冲突”。多年来，我在文章中多次强调金融是资金融通，即通过金融中介将投资者的资金，传导至集资者手上，以促进各种经济活动的发展。由于投资者的风险偏好与集资者的风险状况各有不同，因此金融中介机构便提供各种服务，通过“转型、转移及转让”来处理有关风险，以配对不同的风险偏好及状况。

但在过去二十年，金融似乎产生了自己的生命，渐渐将金融中介机构的私利置于为经济服务的公利之上。在 2007 年前，酝酿金融海啸的前夕，各金融机构均取得丰厚盈利，高级管理层获派发巨额花红，这其实表示对于推动经济发展起关键作用的金融中介机构的成本高昂，也即效益很低。与此同时，这些金融中介机构巧妙地通过所谓金融创新的方式，利用复杂的金融安排来设计一些结构性金融产品，表面上产生降低中介成本的假象。这些金融产品当时的确能为投资者带来可观回报，甚至为信誉受质疑的借款人提供获得廉价资金的途径，但这种反常规的现象当然是无法持续的。虽然金融创新备受监管机构质疑，但在自由市场某程度的推波助澜下，加上金融中介机构对金融监管的范围及形式，所拥有的政治影响力更甚于当局，因而产生多种未明的金融创新风险，而这些风险大多充斥于发起金融创新的已发展市场，最后触发一场金融危机。

历史往往重演。声称为促进金融效率但实质为金融中介机构赚取短期利益而设的金融创新，最后必定引发金融危机。金融中介机构为实现利润及花红最大化的私营利益，与通过高效金融中介活动支持经济发展的公众利益之间的冲突，有必要妥善处理，才能够可持续地维持金融稳定。然而，综观全球各地金融体制的管治安排，却没有特别关注此冲突，

更遑论制定处理冲突的策略。大众均接受金融中介机构需要领牌及接受监管，因为该等金融中介机构一般处理公众的资金，而很多公众却不懂保障自己的利益。事实上，规范金融市场及监察金融机构的首要政策目的是保障存款人及投资者。

在未来，中国于全球及地区货币及金融体系上的地位举足轻重，或许能够在目前急需改革的环球金融架构重塑过程中发挥影响力，并主导市场趋势。虽然时间未能准确预测，但中国日后可望成为全球最大的经济体。中国对实现金融全球化的决心明确，知道利多于弊。参与金融发展的各方，不论是决策者、监管机构、员工、投资者或集资者，将可从打造中国货币与金融发展、改革议程的内容及项目的先后次序等因素的连带影响中获益。

【人民币国际化】

国际货币的全球分布与人民币国际化战略¹

何青² 王芳³ 郭俊杰 庄太量⁴

【摘要】利用1995-2013年间世界主要货币的全球交易分布数据，本文采用重力模型对影响国际货币的地区分布的决定因素进行计量分析。研究表明，货币流入国和流出国之间的贸易和资本往来、流入国的经济规模和法律体系，以及两国是否使用共同语言对于国际货币的地区分布有着显著的影响，但是地理距离的作用则不显著。进一步而言，国际货币更集中分布于国际金融中心（如伦敦、纽约等）。依据重力模型的分析结果，本文构造和模拟了人民币作为国际货币的全球分布情况，对当前人民币走出去的战略提出了富有价值的政策建议。

【关键词】货币国际化；货币全球分布；重力模型

一、引言

随着中国经济的崛起，近年来人民币国际化取得了巨大的成就。截至 2013 年 12 月，环球银行金融电信协会(SWIFT)的数据显示，人民币在全球贸易融资(信用证及付款)的市场份额已达到 8.66%，超越欧元的 6.64%，跃居全球第二。国际清算银行（BIS）2013 年统计的人民币在全球外汇市场上的交易，也首次进入全球前十。然而，与世界主要货币相比，人民币的国际化程度依然较低。截至 2012 年第 4 季度，美元的国际化指数为 52.34，欧元为 23.6，日元为 4.46，英镑为 3.98，均远远高于人民币的国际化程度（人民币仅为 0.87）⁵。从人民币的境外使用程度来看，目前人民币的国际使用主要集中于贸易计价结算，但在金融交易以及国际储备货币中，人民币的使用程度仍然很低。而即使是计价结算功能，人民币更多的还

¹ 本文系中国人民大学国际货币研究所 2014 年度科研项目阶段性成果（项目号 IMI14&ZD07）、工作论文（编号 IMI Working Papers No.1419）

² 何青，中国人民大学国际货币研究所研究员，财政金融学院货币金融系副主任

³ 王芳，中国人民大学国际货币研究所研究员，财政金融学院院长助理

⁴ 庄太量，香港中文大学全球经济及金融研究所常务所长

⁵ 数据源自《人民币国际化报告 2013:世界贸易格局变迁与人民币国际化》，中国人民大学出版社，2013 年 11 月。

是扮演着一种地区性货币的角色。当前，人民币的离岸市场清算主要分布在香港（63.7%）、新加坡（7.6%）、中国台湾（2.5%）、日本（2.4%）等亚洲地区⁶。同时，由于资本账户尚未完全开放，人民币金融资产的国际市场交易仍然处于起步阶段，距离成熟的国际货币尚存在颇大的差距。

所谓国际货币，就是能够在全球范围内流通，并且发挥交换支付手段功能、计价单位功能以及价值储藏功能的货币。一般而言，一种成熟的国际货币在全球各主要地区应该有着合理的分布，是该地区国际经贸往来的重要货币。然而，对于国际货币的地区分布问题，却鲜有学者进行深入的分析。Cohen (1996b)进行了尝试性的研究，对货币的流通区域（domain of currency）进行了较为定性的分析，认为市场因素才是货币流通区域形成的主要原因。事实上，经济、政治、文化、地理等因素，都可能产生国际货币的地区分布差异。但是，各种因素之间的相互关系到底如何，以及具体通过什么机制影响国际货币的分布呢？到底市场的力量如何导致了这种国际货币的分布差异的形成？回答这些问题不仅能从理论上解释国际货币区域分布的差距，也对当前人民币国际化战略和离岸市场的建设具有重要的现实意义。从近年来人民币国际化的发展来看，跨境贸易结算、跨境投融资以及双边货币互换协议等多方面的措施，促使人民币在国际范围内的流通和使用范围取得了显著的提高。在未来，进一步发展人民币离岸市场，完善人民币“走出去”战略，实现人民币的使用在全球范围内更加合理的分布，将是提高人民币国际化程度的重要战略。

为了研究国际货币区域分布的决定因素，本文收集了 1995-2013 年间世界主要货币的全球交易分布数据，采用重力模型（gravity model）进行了深入的定量分析，得出了影响国际货币分布的模型和重要因素（如双边贸易和投资、流入国的经济规模等），并通过该模型模拟了人民币作为国际货币的全球地区分布情况。

研究结果表明，货币流出国和流入国的双边投资额，以及货币流出国对流入国的贸易额占货币流出国自身贸易总额的比重，能够扩大国际货币在流入国的流通和使用范围，从而显著地增加国际货币在当地的交易比重。与此同时，货币流入国的经济规模（如人口总量、人均 GDP）对国际货币在流入国的交易比重有着较为显著的积极影响。而制度和文化因素，如货币流入国的法律体系以及两国之间是否使用共同语言，对于国际货币的地区分布也有着较为显著的影响。在给定其他条件的情况下，如果货币流入国使用英美法系，或者货币流出国和流入国使用共同语言，那么国际货币在流入国的交易比重很可能会相应地提高。根据模

⁶ 数据源自, “The Use of RMB in International Transactions: Background, Development and Prospect”, Internationalization of the Renminbi Conference, UCSD.

型估算的人民币地区分布的情况，本文建议应该加快人民币离岸市场在英国、美国等重要国际金融中心的建设，通过发展完善人民币利率和汇率形成机制，丰富和发展海外人民币存贷款业务和人民币计价的金融产品，以及完善人民币海外清算结算系统，从而完善人民币的地区分布，进一步提高人民币的国际化程度。

本文的安排如下，第二部总结与国际货币流通、分布相关的理论，并在此基础上建立理论假设；第三部分，讨论计量模型、变量的选择和数据；第四部分是计量分析以及稳健性检验；第五部分是人民币地区分布的模拟；第六部分是本文的总结以及对人民币国际化提出政策性建议。

二、文献回顾与研究设计

1. 文献回顾和研究假设

自上世纪六七十年代以来，大量的文章对于国际货币的出现、形成原因以及发展路径做了详细的探讨。但是，很少有文献专门研究国际货币地区分布的影响因素。事实上，国际货币的流通和使用更多是受“看不见的手”（Rey, 2001），即市场的因素所影响。那么，什么因素导致了国际货币地区分布的差异呢？尽管当前没有理论针对性地解释这种国际货币地区分布的差异，但可以通过借鉴货币的网络外部性理论以及资产交易的理论对上述问题进行分析。

一方面，从货币的网络外部性及转换成本的角度而言，一种货币被接受的程度与它的流通范围（包括地理范围以及交易者的数量）有关。有学者指出，当国际货币在跨国间使用时，货币流通的规模就变得十分重要（Kindleberger, 1967; Tavlas, 1997）。因此，国际货币就像是一种具有溢出效应的公共物品，即一种国际货币在一个地方的流通量越大，那么使用该货币的人则会越多（Dowd and Greenaway, 1993; Mizen and Pentacost, 1994）。与此同时，由于人们从一种货币转移到另一种货币时往往需要付出一定的转换成本（Dowd and Greenaway, 1993），只有当货币流通规模足够大的时候，其转换成本才会有所下降。一般来说，贸易和金融一体化程度、劳动力的流动等是提高国际货币在某地使用程度的重要因素（Tavlas, 1997）。总的来说，货币的网络外部性理论认为，规模经济效益、降低的交易成本以及越发集中的多边交易活动是促使国际货币在某地交易程度提高的重要原因（Cohen, 1996b）。

另一方面，由于国际货币具有储藏价值，可以被私人部门和货币当局当作外国金融资产而持有（Tavlas，1997）。因此，从金融资产交易的角度而言，交易成本和信息不对称问题是影响资产在不同国家交易的重要因素。Portes & Rey (2005)利用重力模型对 1989-1996 年间 14 个国家之间的跨国资本流动进行了实证检验。研究表明，流出国（source country）和流入国（destination country）的市场规模以及双方之间的交易成本是影响跨国资本流动的重要因素，而这种交易成本又受到信息和交易技术的制约。正是由于交易成本和信息不对称问题的存在，投资者更青睐本国的资产（Gehrig，1993；Kang and Stulz，1997）。具体而言，Tesar & Werner (1995)认为信息不对称的问题是由语言、制度、法律以及获取国外信息的成本等因素造成。而 Coval & Moskowitz（1999）则认为，诸如两国间机票的价格、电话线路的数量等因素也是造成信息不对称问题的重要因素。

结合以上两种理论，本文提出了以下的假设：

首先，贸易往来和资金流动等经济活动的发生通常能够扩大国际货币在流入国的使用范围，从而降低其交易费用和转换成本。Kindleberger (1967)指出，如果一种国际货币能在一个较大的范围内流动，那么它有着较高的需求，从而能够降低交易费用。Krugman (1984) & Rey (2001)等人进一步扩展了 Kindleberger 的理论，并认为贸易能促进国际货币在流入国的使用。Prasad et al.（2006）认为官方的资本流动（如援助资金，外汇储备等）影响国际资本流动，从而间接对国际货币的交易产生影响。其次，一国的金融发展程度越高，其信息更加透明且交易国际货币的成本更低，从而提高国际货币在当地的交易。Chen & Khan（1997）指出，资本的流动方向受到资本流入国金融市场发展的程度以及增长潜力的综合影响。如果一国的金融市场越发达，则更容易吸引资本流入（Papaioannou, 2009; Herrmann and Mihaljek, 2010）。本文可以归纳为以下两个假设：

假设 1：货币流入国和货币输出国之间的双边贸易和资金往来会提高国际货币，特别是流出国货币，在货币流入国的使用程度。

假设 2：货币流入国的金融发展程度越高，则国际货币在该国交易和使用的程度越高。

一国的政治稳定和完善的制度等因素对于促进国际货币在当地的使用也有着重要作用。一般而言，稳定的政治制度和完善的法律体系使得该国的社会较为稳定，信息透明度提高，有利于降低信息成本。Bergsten (1975) 指出，促进国际货币使用范围扩大的政治因素包括稳定的社会制度和良好国际合作的支持，而 Mundell (1983) 则认为政治稳定性、军事力量对货币国际地位有巩固作用。因此，本文得到以下假设：

假设 3：一国稳定的政治制度和完善的法律体系会促进国际货币在当地的交易和使用。

地理位置和语言文化对于货币的交易成本和使用习惯有着重要影响,从而影响国际货币的流入。Ghosh & Wolf (2000) 认为, 由于地理位置的劣势, 非洲和西半球的国家相对于其他的地区而言更难获得资本流入。Flandreau & Jobst (2009) 对 19 世纪英镑国际化过程进行实证研究后发现, 地理距离确实通过影响货币的交易成本导致了国际货币在不同地区的使用程度出现差异。而 Hattari & Rajan (2011) 则认为相近的文化语言习惯能够增加两国人民相互的认同感, 有利于国际货币在当地的使用。基于以上讨论, 本文得到以下假设:

假设 4: 货币流出和流入国之间的地理距离会阻碍国际货币, 特别是流出国货币, 在流入国的使用, 而两国之间的共同语言及文化习惯则会起到促进作用。

2. 研究设计

本文的主要变量及其定义如表 1 所示。其中 i 国为货币流出国, j 国为货币流入国。

表 1 主要变量的定义

变量	变量定义
$share_{ijt}$	在 t 年里, 某一国际货币 i 在 j 地的交易量占该货币在国外 (货币区外) 总交易量的比重;
$lninvestment_{ijt}$	在 t 年里, i 、 j 两国 (地区) 双边股权和债券投资额的自然对数 ⁷ ;
$trade_{it}$	在 t 年里, i 国对 j 国贸易额占 i 国总贸易额的比重 ⁸ ;
$trade_{jt}$	在 t 年里, j 国对 i 国贸易额占 j 国总贸易额的比重 ⁹ ;
$lnpop_{it}$	在 t 年里, i 国人口的自然对数;
$lnpop_{jt}$	在 t 年内, j 国人口的自然对数;
$lngdp_{it}$	在 t 年里, i 国人均 GDP 的自然对数;
$lngdp_{jt}$	在 t 年里, j 国人均 GDP 的自然对数;
$center_j$	哑变量, 如果 j 是离岸金融中心, 取 1, 否则取 0; ¹⁰
$civil_i$	哑变量, 如果 i 国的法律体系为大陆法, 取 1, 否则取 0;
$civil_j$	哑变量, 如果 j 国的法律体系为大陆法, 取 1, 否则取 0;
ps_{it}	在 t 年里, i 国的政治稳定程度; ¹¹
ps_{jt}	在 t 年里, j 国的政治稳定程度; ¹²

⁷ 数据源于 IMF Coordinated Portfolio Investment Survey。

⁸ 数据源于 IMF International Trade Statistics。

⁹ 同上。

¹⁰ 数据源于 IMF Offshore Financial Centers Report。

¹¹ 数据源于 Kaufmann 等人的测算。详见 “Governance Matters III” World Bank Policy Research Working Paper。

¹² 同上。

Indist _{ij}	i、j 两国（地区）的距离的自然对数；
Comlang _{ij}	哑变量，如果 i、j 两国（地区）使用共同的语言，取 1，否则取 0；

本文沿用 Martin & Rey (2004)的分析方法，采用重力模型对国际货币地区分布的决定因素进行分析。重力模型原本是物理学的概念，之后被经济学家和社会地理学家广泛地用于解释社会经济现象。在国际经济学中，重力模型对于贸易流量以及资本流动等问题具有很强的解释力（Reinert，2012）。由于贸易和资本的流动往往也伴随着货币在全球范围内的流动，借鉴重力模型在贸易流量和资本流动的应用对于分析国际货币在全球范围内的分布也具有指导意义。

在 Martin & Rey (2004)的基础上，本文在个体最优化行为决策的一般均衡模型的基础上建立了实证分析的重力模型¹³，并做出了以下的假设：

- 1、本国货币和外国货币是不完全替代的；
- 2、跨国的货币交易涉及交易和信息成本。

根据上文的理论总结，交易成本受到两国之间的双边贸易、资本交易、地理距离、语言等因素的影响。因此，计量模型的一般形式设计如下：

$$share_{ijt} = k_1 + k_2 M_i M_j + \sum_{n \geq 3} k_n \tau_{ij}$$

M_i 和 M_j 代表了货币流入国和流出国的经济规模以及相互之间的贸易、资本往来等因素； τ_{ij} 表示一系列影响交易成本的因素，包括金融发展程度、地理距离、语言等； k_1 为常数项。

上述的计量模型与研究国际贸易、资本流向的标准重力模型十分相近。在这一模型的基础上，本文结合 Rose & Spiegel（2007）的研究成果，将影响货币国际化的重要因素纳入到计量模型中，得到了以下的回归模型：

$$\begin{aligned} Share_{ijt} = & \beta_0 + \beta_1 \ln investment_{ijt} + \beta_2 trade_{it} + \beta_3 trade_{jt} + \beta_4 \ln pop_{it} + \beta_5 \ln pop_{jt} \\ & + \beta_6 \ln gdp_{it} + \beta_7 \ln gdp_{jt} + \beta_8 center_{jt} + \beta_9 civil_i + \beta_{10} civil_j + \beta_{11} ps_{it} + \beta_{12} ps_{jt} \\ & + \beta_{13} \ln dist_{ijt} + \beta_{14} comlang_{ij} + \varepsilon_{ijt} \quad (1) \end{aligned}$$

三、数据说明与描述统计

¹³ Martin & Rey（2004）构建的模型是一个静态模型。在这个模型里，货币的交易和持有被看作是相同的。尽管静态的模型存在一定的不足，但是 Portes & Rey（2005）认为，在这类问题中构建动态的模型十分困难，而且也超出了文章要讨论的范围。因此，静态模型能够直观地反映问题的本质。

1. 数据说明

本文采用国家货币在各个地区的外汇交易量来量度国际货币在各个地区的分布。各种国际货币的交易数据取自 BIS Triennial Central Bank Survey of Foreign Exchange and Derivatives Market Activity（以下简称为 Triennial Survey）。Triennial Survey 由国际清算银行（BIS）每三年发布一次，从 1995 年迄今已发布了 7 次。该调查几乎涵盖了全球外汇交易，是政策制定者和市场参与者了解全球外汇的重要数据来源。

在此调查基础上，本文选取了 1995、1998、2001、2004、2007、2010、2013 这七年的外汇交易量来分析国际货币在不同地区的分布。同时，为了保持样本的一致性，本文选取的 26 个国家¹⁴和地区（与 Triennial Survey 在 1995 选取的国家和地区相同）。根据 Chinn & Frankel（2008）的研究，本文选取了美元、英镑、欧元、日元、瑞士法郎、加拿大元、澳大利亚元这七种主要的国际货币。需要指出的是，鉴于欧元在 1999 年才出现，本文通过欧元区各个国家的货币以及欧洲货币体系货币（EMU）在 1999 年以前的交易比重来模拟欧元在 1999 年以前的交易情况，从而保持样本的一致性。

2. 描述统计

表 2 反映了 7 种国际货币在不同国家和地区的交易额占该货币交易总额的比重¹⁵。统计数据表明，国际货币的主要交易集中于英国、美国、日本、新加坡，以及中国香港等国家和地区。然而，每一种国际货币的地区分布存在着较大的差异。比如，欧元在英国的交易比重（接近 50%）要高于其他国际货币在英国的分布比重，但欧元在日本、新加坡、中国香港的交易比重则低于美元、英镑、澳大利亚元等其他国际货币。

¹⁴ 1995 年的 Triennial Survey 仅包含了 26 个国家和地区。因此，为了保持样本前后的一致性，本文选取这 26 个国家和地区为基准。与此同时，由于上述 26 个国家和地区大约包含了全球货币总交易量的 80%，本文选取的样本仍然具有代表性。

¹⁵ 需要说明的是，由于本文探讨的是影响国际货币在其国外分布的因素，故此剔除了国际货币在其本国的交易比重（对于欧元，本文也剔除了欧元在各成员国的交易比重）。

表 2 7 种主要国际货币在 26 个国家和地区分布的比重

流入国	美元	欧元	日元	英镑	瑞士法郎	加拿大元	澳大利亚元
美国	-	22.54%	25.22%	38.33%	24.71%	35.54%	20.11%
英国	40.24%	50.61%	40.22%	-	40.53%	37.30%	37.40%
奥地利	0.58%	-	0.42%	0.45%	1.39%	0.16%	0.10%
比利时	1.32%	-	0.60%	2.71%	0.75%	1.27%	0.68%
丹麦	2.17%	2.07%	0.52%	1.70%	3.07%	0.39%	0.27%
法国	4.02%	-	2.56%	6.44%	4.44%	2.43%	1.78%
德国	4.96%	-	2.84%	7.91%	6.86%	1.32%	1.44%
意大利	1.25%	-	0.67%	1.58%	0.76%	0.22%	0.23%
卢森堡	1.11%	-	0.65%	1.69%	1.18%	0.49%	1.13%
荷兰	1.79%	-	0.92%	3.42%	2.40%	0.61%	0.54%
挪威	0.76%	0.65%	0.14%	0.54%	0.18%	0.12%	0.31%
瑞典	1.16%	1.67%	0.29%	1.18%	0.71%	0.39%	0.18%
瑞士	5.93%	7.76%	3.51%	9.45%	-	3.17%	2.37%
加拿大	2.73%	1.00%	1.06%	2.40%	1.28%	-	0.91%
日本	10.66%	4.90%	-	7.48%	1.76%	3.98%	9.41%
芬兰	0.23%	-	0.03%	0.22%	0.57%	0.09%	0.02%
希腊	0.18%	-	0.51%	0.17%	0.22%	0.04%	0.05%
爱尔兰	0.39%	0.70%	0.32%	2.09%	0.23%	0.41%	0.14%
葡萄牙	0.13%	-	0.08%	0.28%	0.11%	0.04%	0.02%
西班牙	0.85%	-	0.23%	1.50%	0.26%	0.14%	0.09%
澳大利亚	4.55%	2.47%	3.49%	5.08%	1.52%	2.50%	-
新西兰	0.43%	0.08%	0.19%	0.26%	0.05%	0.08%	2.06%
南非	0.59%	0.17%	0.11%	0.49%	0.07%	0.03%	0.05%
巴林	0.17%	0.13%	0.14%	0.33%	0.15%	0.04%	0.02%
中国香港	6.36%	1.66%	6.96%	7.68%	1.94%	2.61%	8.98%
新加坡	8.33%	4.43%	9.20%	9.92%	4.86%	6.63%	12.66%

注：“-”表示剔除了该货币在本国或者本地区的分布比重。资料源自国际清算银行(BIS) Triennial Central Bank Survey of Foreign Exchange and Derivatives Market Activity (1995, 1998, 2001, 2004, 2007, 2010, 2013)。

表 3 报告了主要变量的统计特征。本文发现，国际货币在不同地区交易比重的差异十分明显，最大值约是中位数的 70 倍；而投资对数值的最大值约是中位数 1.5 倍，说明世界各国之间经济往来的差异十分巨大。从人口总量和 GDP 总量来看，各国的经济差异也十分明

显。另外，从均值来看可以发现，货币流入国的政治稳定程度的差异略大于货币流出国，而货币流入国中使用大陆法的比例高于货币流出国。

表 3 描述统计

变量	平均值	标准差	最小值	最大值	中位数
shareijt	0.0433	0.0937	0.0000	0.5536	0.0080
lninvestmentijt	9.8342	2.3857	0.0000	14.9060	10.0517
tradeit	0.0246	0.0510	0.0000	0.6825	0.0079
tradejt	0.0590	0.0940	0.0004	0.6890	0.0259
lnpopit	17.9409	1.3031	15.7605	19.6174	17.9026
lnpopjt	16.5309	1.3507	13.1834	19.5646	16.1719
lngdpit	10.8060	0.8935	9.8044	13.1835	10.5588
lngdpjt	10.2408	0.5922	8.0130	11.5850	10.2876
centerj	0.4723	0.4994	0	1	0
civilit	0.4286	0.4951	0	1	0
civiljt	0.6571	0.4749	0	1	1.
psit	0.9397	0.3123	0.0496	1.4915	1.0021
psjt	0.8700	0.5459	-1.2169	1.6681	1.0132
lndistij	8.1562	1.0451	5.2883	9.3599	8.5265
comlangij	0.2866	0.4524	0.0000	1.0000	0.0000

四、实证分析

1. 面板回归分析

为了结合已有的理论和研究成果进行分析，本节将采用方程（1）的固定效应面板回归分析方法，采取不同的变量组合，探讨国际货币分布差异的决定因素。

回归（1）报告了两国人口、人均 GDP 以及双边贸易、资本往来对于国际货币分布地区的影响。实证结果表明，货币流入国（地区）的人口总量和人均 GDP 对国际货币在当地的交易比重呈较为显著的积极作用。这在一定程度上说明了，如果货币流入国（地区）经济规模较大，那么国际货币在当地就可能有着更大的需求，从而扩大了货币流通的网络，降低交易成本。与此同时，回归结果表明，两国之间的贸易、资本往来对于某种国际货币在该地交易额占其海外交易总额的比重有着积极影响，证明了本文第一个假设的正确性，尤其是如果货币流出国对货币流入国的贸易总额占流出国贸易总额的比重越高，那么该货币在流入国的交易比重也越高。从现实情况来看，美国、欧元区国家、日本等国的经济实力较强，在国际

贸易中具有较强势的谈判地位，能够更多地使用本国的货币作为清算、结算货币，使货币在流入国的需求增加，从而促进国际货币在当地交易比重上升。

回归(2)加入了货币流入国是否属于国际主要离岸金融中心这一解释变量。与回归(1)相同，两国的贸易以及资本往来，货币流入国的经济规模对于解释国际货币在当地的交易比重依然有着较为显著的作用。与此同时，本文发现，是否属于离岸金融中心这个解释变量对于国际货币在当地的交易比重有着积极的影响，并在1%的水平上显著。从表1可知，国际货币在伦敦、纽约、日本等拥有离岸金融中心的国家和地区的交易额约占其总交易额的70%。一般而言，由于离岸金融中心的经济规模较大，发展历史悠久以及各项制度设施都十分完善，国际货币在当地的流通量较大，交易成本相对较低。与此同时，由于离岸金融中心有着强大的辐射力，对于扩大货币的网络效应有着更为显著的影响，从而进一步扩大了货币在当地的交易规模。这说明了要提高一国货币的国际化程度，必须重视离岸金融中心的作用。

在回归(2)的基础上，回归(3)加入了政治和法律体系等制度性因素。回归的结果表明，两国的政治稳定程度有利于提高国际货币在该地的使用比重，但该变量在10%的水平上不显著。另外，结果显示，如果货币流入国的法律体系属于英美法系，其对于国际货币在当地的交易比重有积极影响，且该变量在1%的水平上显著。从现实情况来看，英美法系国家（如英国、美国、新加坡以及香港等）的金融开放程度以及自由度相对较高，有利于降低国际货币流入当地使用的监管要求，从而扩大国际货币在当地的流通和交易规模。从总体上而言，良好的社会制度能够促进了国际货币在当地的使用程度。

最后，回归(4)加入了语言文化和地理距离等影响因素。结果表明，共同语言(*comlang*)在5%的水平上显著。*Portes & Rey (2005)*指出，如果两国使用共同的语言，那么流入国对于流出国可能会有更高的认同感，从而产生一种“熟悉效应”(familiar effect)，增加资产交易的规模。例如，英镑在澳大利亚、新西兰、新加坡以及中国香港等地的交易比重要高于日元、瑞士法郎等在上述几个国家和地区的交易比重。因此，这在一定程度上也印证了语言文化对于国际货币地区分布的重要性。至于地理距离，尽管其系数符号为负，但是在10%的水平上并不显著。与贸易不同，货币的交易并不需要使用交通工具进行运输，因此地理距离对于国际货币在跨国间的交易影响甚小。与此同时，随着信息技术的发展，信息的公开度进一步地提高，更新速度也进一步加快，而且运用网络进行交易的成本也变得更低。因此，本文初步认为，地理距离不是影响国际货币地区分布的重要因素。

表 4 基准模型的固定效应面板回归结果

因变量: Shareijt				
自变量	(1)	(2)	(3)	(4)
lninvestmentijt	0.0067*** (0.0025)	0.0058*** (0.0022)	0.0064*** (0.0022)	0.0048*** (0.0018)
tradeit	0.4040*** (0.0579)	0.3395*** (0.0587)	0.3308*** (0.0619)	0.2933*** (0.0702)
tradejt	0.0306 (0.0247)	0.0263 (0.0223)	0.0259 (0.0221)	0.0251 (0.0215)
lnpopit	0.0010 (0.0038)	0.0011 (0.0034)	0.0024 (0.0037)	0.0040 (0.0043)
lnpopjt	0.0126** (0.0057)	0.0093* (0.0048)	0.0106** (0.0049)	0.0110*** (0.0041)
lngdpit	0.0064 (0.0151)	0.0025 (0.0146)	0.0021 (0.0179)	0.0057 (0.0164)
lngdpjt	0.0109** (0.0050)	0.0072 (0.0051)	0.0088 (0.0056)	0.0098* (0.0055)
centerjt		0.0378*** (0.0156)	0.0328*** (0.0162)	0.0323*** (0.0146)
civili			0.0059 (0.0103)	0.0183 (0.0115)
civilj			-0.0181*** (0.0063)	-0.0180*** (0.0062)
psit			0.0101 (0.0105)	0.0100 (0.0124)
psjt			0.0033 (0.0034)	0.0031 (0.0030)
Indistij				-0.0034 (0.0052)
comlangij				0.0305** (0.0129)
常数项	-0.4470** (0.2044)	-0.3204* (0.1884)	-0.3763* (0.2080)	-0.3082* (0.1830)
观测值	923	894	827	800
R-squared	0.3524	0.4603	0.4575	0.4563

注: 括号里的数字为标准误差; **、* 分别代表在 1%、5%、10% 程度上显著。

2. 稳健性检验

为了检验计量结果的稳健性, 本文通过更改样本范围、替换哑变量以及控制数据中的特

殊效应这三种方式来进行稳健性检验。

首先, 本文剔除了欧元的数据, 对子样本进行了回归。一方面, 欧元在 1999 年以后才出现, 这一突变性的因素可能对于本文的分析结果产生一定的影响。另一方面, 相对美元等国际货币而言, 欧元属于超主权国际货币, 其地区分布的因素可能与其他国际货币存在差异。稳健性 I 检验 (表 5) 表明, 剔除欧元后, 回归结果并没有发生显著的变化。因此, 可以推断, 即使欧元作为超主权货币, 影响其地区分布的因素与其他国际货币也是相似的。

表 5 稳健性检验 I (剔除欧元)

因变量: Shareijt				
自变量	(1)	(2)	(3)	(4)
lninvestmentijt	0.0058** (0.0023)	0.0048** (0.0019)	0.0055*** (0.0020)	0.0046*** (0.0017)
tradeit	0.3948*** (0.0569)	0.3273*** (0.0612)	0.3187*** (0.0662)	0.3071*** (0.0722)
tradejt	0.0225 (0.0207)	0.0180 (0.0179)	0.0185 (0.0181)	0.0181 (0.0180)
lnpopit	0.0020 (0.0039)	0.0025 (0.0034)	0.0033 (0.0035)	0.0041 (0.0044)
lnpopjt	0.0127** (0.0060)	0.0099** (0.0049)	0.0111** (0.0051)	0.0100** (0.0041)
lngdpit	0.0011 (0.0120)	0.0052 (0.0114)	-0.0023 (0.0201)	0.0058 (0.0164)
lngdpjt	0.0127*** (0.0048)	0.0097** (0.0047)	0.0109** (0.0051)	0.0121** (0.0050)
centerjt		0.0357*** (0.0163)	0.0309*** (0.0169)	0.0293*** (0.0146)
civili			0.0072 (0.0121)	0.0155 (0.0117)
civilj			-0.0150** (0.0058)	-0.0139** (0.0054)
psit			0.0081 (0.0082)	0.0088 (0.0095)
psjt			-0.0025 (0.0035)	-0.0019 (0.0030)
lndistij				0.0010 (0.0036)
comlangij				0.0258* (0.0134)
常数项	-0.4163** (0.2065)	-0.3973** (0.1845)	-0.3670* (0.1913)	-0.4706** (0.2140)
观测值	876	847	784	757

调整后的 R2	0.4951	0.5997	0.5945	0.6089
---------	--------	--------	--------	--------

注：此处，本文将欧元区的数据剔除出样本，对子样本进行回归（回归的方式与表 4 的回归方式相同，均为固定效应回归）。括号里的数字为标准误差；***、**、* 分别代表在 1%、5%、10% 程度上显著。

其次，在使用重力模型研究国际贸易或者国际资本的流向或者地区分布，往往需要加入一系列与两国经济、政治、文化、地理相关的哑变量作为控制变量（Portes and Rey, 2005）。

表 6 稳健性检验 II（替换哑变量）

因变量：Shareijt				
自变量	(1)	(2)	(3)	(4)
lninvestmentijt	0.0055*** (0.0020)	0.0045** (0.0018)	0.0053*** (0.0020)	0.0052*** (0.0019)
tradeit	0.3190*** (0.0624)	0.3239*** (0.0608)	0.4041*** (0.0690)	0.4004*** (0.0707)
tradejt	0.0238 (0.0210)	0.0231 (0.0186)	0.0242 (0.0212)	0.0228 (0.0189)
lnpopit	0.0028 (0.0038)	0.0011 (0.0038)	0.0012 (0.0035)	0.0040 (0.0041)
lnpopjt	0.0106** (0.0047)	0.0140** (0.0056)	0.0096** (0.0047)	0.0121** (0.0055)
lngdpit	-0.0050 (0.0149)	0.0006 (0.0147)	0.0055 (0.0152)	0.0034 (0.0192)
lngdpjt	0.0078 (0.0056)	0.0146** (0.0059)	0.0090 (0.0058)	0.0131** (0.0059)
centerjt	0.0369*** (0.0143)	0.0268*** (0.0111)	0.0355*** (0.0142)	0.0306*** (0.0109)
moneyli	-0.0141* (0.0076)			-0.0137 (0.0102)
moneylj	0.0116*** (0.0038)			0.0106*** (0.0038)
islandi		0.0062 (0.0101)		0.0001 (0.0130)
islandj		0.0392** (0.0154)		0.0367** (0.0149)
borderij			-0.0581 -0.0372	-0.0508* (0.0275)
comlangij	0.0291*** (0.0103)	0.0233** (0.0097)	0.0310*** (0.0106)	0.0304*** (0.0104)
常数项	-0.2967	-0.4544**	-0.3768*	-0.4173*

	(0.1821)	(0.2177)	(0.1948)	(0.2375)
观测值	878	878	884	878
调整后的 R2	0.4921	0.5048	0.4968	0.5293

注：(1)加入了哑变量 moneyl，(2)加入了哑变量 island，(3)加入了哑变量 border。括号里的数字为标准误差；***、**、* 分别代表在 1%、5%、10% 程度上显著。

为此，本文对部分哑变量进行了替换，分别加入了 moneyli 和 moneylj（货币流入国与流出国是否属于洗钱监管宽松的地区）、islandi 和 islandj（两国是否属于岛屿）以及 borderij（两国是否接壤）作为控制变量，以检验模型的稳健性。从上表（表 6）可知，尽管部分新加入的哑变量是显著的，但是几乎不影响 lninvestmentijt、tradeit、lnpopjt、lngdpjt、centerj 以及 comlangij 这几个主要变量的显著性和符号。因此，稳健性检验 II 的结果表明，即使加入了不同的哑变量，模型的估计结果依然稳健。

最后，本文参照 Portes & Rey (2005)的做法，通过加入代表主要金融中心效应（major financial center effect）、地区效应（regional bloc effect）以及货币区效应（currency bloc effect）的变量，检验本文结果的稳健性。一般而言，主要金融中心效应很可能导致数据不成比例地分布（Mason and Warnock, 2001），从而会对结果产生一定的影响；地区效应（如果货币流出国和流入国（地区）处于同一个大洲）则会对国际货币在在流入国的交易比重产生正向影响。而检验货币区效应的目的，是考虑到欧元区国家可能会更倾向于使用欧元而排斥其他国际货币。因此，本文加入 fc（各货币流入国的外汇交易量排名），continent（货币流入国和流出国是否处于同一个大洲）以及 euro（流入国是否属于欧元区）。

稳健性检验结果表明，控制任意一种效应，lninvestmentijt、tradeit、lnpopjt、lngdpjt、civiljt 以及 comlangij 这几个变量依然是显著的，而且符号没有发生改变。值得注意的是，正如基准模型的结果所示，地理因素对于国际货币的地区分布并不显著。在稳健性检验中，变量 continent 的影响十分不显著。但是，货币区效应和主要金融中心效应很可能存在。而这一点也和前文的分析结果吻合。从最优货币区理论来看，在欧元区只使用单一的货币，确实减少了各国之间的交易成本，同时扩大欧元自身的流通规模。因此，该区域很自然地会排斥其他国际货币。另外，在货币的网络外部性存在的条件下，主要金融中心很可能带来一种马太效应，即国际货币在某几个国家和地区的交易比重会随着时间的推移越来越大，使国际金融中心对于国际货币地区分布的影响越来越强烈。

表 7 稳健性检验III（检验三种效应）

因变量：Shareijt				
自变量	(1)	(2)	(3)	(4)

lninvestmentijt	0.0040*** (0.0014)	0.0051*** (0.0019)	0.0061*** (0.0021)	0.0042*** (0.0016)
tradeit	0.3094*** (0.0999)	0.2923*** (0.0672)	0.4324*** (0.0774)	0.3788*** (0.0972)
tradejt	0.0295 (0.0229)	0.0254 (0.0209)	0.0252 (0.0216)	0.0270 (0.0209)
lnpopit	0.0050 (0.0039)	0.0029 (0.0037)	0.0033 (0.0043)	0.0048 (0.0033)
lnpopjt	0.0089** (0.0039)	0.0229*** (0.0067)	0.0151** (0.0059)	0.0137*** (0.0051)
lngdpit	-0.0032 (0.0171)	-0.0033 (0.0192)	0.0014 (0.0207)	0.0021 (0.0215)
lngdpjt	0.0037* (0.0021)	0.0213*** (0.0068)	0.0172** (0.0068)	0.0097* (0.0063)
civili	0.0119 (0.0118)	0.0111 (0.011)	0.0157 (0.0134)	0.0080 (0.0112)
civilj	-0.0118* (0.0063)	-0.0321*** (0.0083)	-0.0258*** (0.0079)	-0.0161** (0.0063)
psi	0.0045 (0.0123)	0.0035 (0.0109)	0.0079 (0.0113)	0.0059 (0.0113)
psj	0.0077** (0.0034)	0.0087** (0.0035)	0.0077** (0.0036)	0.0085** (0.0034)
fc	-0.0023*** (0.0008)			-0.0018*** (0.0006)
euro		-0.0421*** (0.011)		-0.0324*** (0.0097)
continent			-0.0677 (0.0481)	-0.0544 (0.0376)
comlangij	0.0317** (0.0136)	0.0266** (0.0118)	0.0500*** (0.0154)	0.0293** (0.0132)
常数项	-0.2146 (0.1839)	-0.5982** (0.2284)	-0.5322** (0.2232)	-0.4058* (0.2332)
观测值	816	822	846	805
调整后的 R2	0.3612	0.4389	0.4020	0.3926

注：（1）加入了 **fc**（各地区外汇交易量的排名）以检验主要金融中心效应；（2）加入了 **euro**（流入国是否属于欧元区）以检验货币区效应；（3）加入了 **continent**（流入国和流出国是否属于同一个大洲）以检验地区效应；（4）将所有的控制变量都加入，同时检验三种效应。括号里的数字为标准误差；***、**、* 分别代表在 1%、5%、10% 程度上显著。

五、人民币的地区分布模拟

在基准模型（4）的基础上，本文模拟了 2001、2004、2007、2010、2013 年人民币在 5 个国际主要离岸金融中心的分布比重的理论值。我们假定基准模型（4）中的回归参数不变，将 2001、2004、2007、2010 和 2013 年中国与美国等国家和地区的双边贸易、资金往来以及人口、人均 GDP 等数据代入模型中，模拟了人民币在美国、英国、日本、中国香港以及新加坡¹⁶这五个国家和地区分布比重（见图 1）。

从图 1 中可以发现，人民币在上述五个国际主要离岸中心分布比重的理论值从 2001 年的 37.65% 上升至超过 2013 年的接近 50%，与近年来全球外汇交易量更加集中于上述五大离岸金融中心的趋势吻合。然而，与人民币目前的实际境外交易和分布情况相比，模拟的结果与现实情况存在较大差异。根据模拟结果，人民币在美国的分布比重应高于香港，而在英国和日本的交易比重则高于新加坡。但 2013 年 6 月份的统计结果显示，全球离岸人民币存量接近 9000 亿元，其中香港约为 6000 亿元，新加坡约为 1000 亿元，而人民币在其他地区的存量则相对较少。

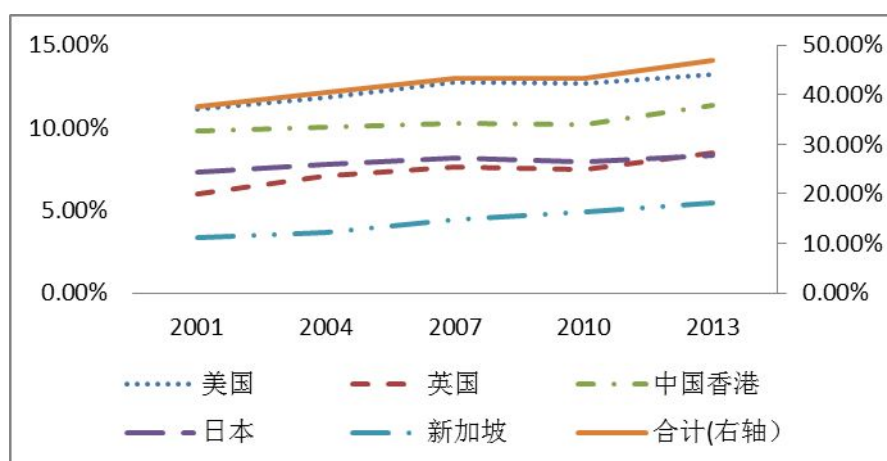


图 1 人民币在国际主要离岸金融中心的分布比重

说明:资料来源于国际清算银行(BIS) Triennial Central Bank Survey of Foreign Exchange and Derivatives Market Activity, 经作者加工得到。

近年来，中国香港和新加坡一直扮演者人民币离岸金融中心的重要角色，也是仅有的两个拥有人民币清算行的国家和地区。因此，这种清算结算的便捷性使得人民币在香港和新加坡的交易成本相对较低。与此同时，由于中国香港和新加坡与中国有着较为相似的语言文化传统，当地对人民币的接受程度也相对较高。因此，大量的人民币海外交易发生在中国香港

¹⁶ 国际清算银行(BIS) 2013 年 9 月份的报告显示，美国、英国、日本、新加坡以及香港五个国际金融中心的外汇交易额占全球外汇交易额的比重从 2001 年的约 60% 上升到 70% 左右的水平。因此，本文认为选择以上五个国家和地区来进行人民币分布比重的模拟是具有代表性的。

和新加坡。

不过,从货币国际化发展的路径来看,人民币要成为主要的国际货币,必须在国际主要金融中心建立人民币离岸市场,因为这能够提高国外进出口商、投资者对人民币的认可度和接受度(He and McCauley, 2010)。从美元国际化发展的经验来看,欧洲美元货币市场以及欧洲美元债券市场的发展促使外国投资者在当地更大程度地使用美元作为交易货币。2010 年的 BIS 报告表明,大约 80% 的美元外汇交易量(包括即期和远期、掉期、期权等衍生工具)在美国境外的离岸市场实现。与此同时,美元在当地交易额的上升促进了美元清算结算体系不断提升,从而降低了美元的交易成本,进一步地增加美元在当地使用的便利性,反过来又提高美元在当地的交易比重。

因此,通过建立人民币离岸市场,可以加速人民币在该地区的接受程度和使用频率,从而促进人民币在全球各地区的合理分布,形成全球性的货币网络。首先,离岸市场的建设为外国投资者提供了更大的便利性,能够促进大量“第三方”使用人民币交易。从美元发展的经验来看,大量的海外美元外汇交易都与美国国内的经济无关,而是为了解决其他国家之间的贸易、投资结算需求以及外汇储备需求。因此,如果人民币离岸市场能在地域上进一步拓展,那么将有利于该地区的进出口商和投资者相互进行人民币的清算结算,从而可以降低交易成本。其次,离岸市场建设能够提高人民币交易的安全性,增加该地区投资者使用人民币的信心。从美元的发展路径来看,遍布全球的美元离岸市场保证了美元得以 24 小时交易,从而在一定程度上降低了美元清算结算的风险,提高了进出口商和投资者对于使用美元的信心。最后,离岸市场的建设能够促进本国居民和外国居民持有人民币的资产¹⁷。在人民币离岸市场发展成熟以后,原本流入中国的资金就可能会选择在离岸市场进行人民币计量的金融产品的交易,从而增加人民币在海外的交易量。

事实上,中国与英国、美国以及日本在金融、贸易额并不显著低于香港和新加坡,而英国、美国以及日本这三个国家的人口总量和经济规模也远高于香港和新加坡。因此,从理论上而言,人民币在上述三个地方应该有着较高的交易比重。但是,由于当前人民币的离岸市场主要集中在香港和新加坡,绝大部分的人民币交易都发生在香港和新加坡等亚洲地区。而制约人民币离岸市场在英国、美国等国发展的重要原因包括:一是政策障碍,即资本管制未完全放开,人民币汇率和利率的市场化未完全实现;二是市场供求制约,即从供给上缺乏足够的优质离岸人民币产品,而人民币的流动性不足,以及以人民币计价的商品数量较少也抑

¹⁷ 为了分散风险,投资者会选择在离岸市场购买以该货币计价的资产(He and McCauley, 2010)。

制了海外投资者对人民币的需求。三是海外清算结算交易系统建设的滞后,即现有技术不能满足欧美时区清算需求等具体技术问题。因此,有关部门要进一步推动人民币利率和汇率改革、丰富和发展海外人民币金融产品以及完善人民币海外清算结算系统,从而进一步发展人民币离岸市场,完善人民币在全球范围内的分布,提高人民币的国际化程度。此外,本文的研究结果也表明,语言文化对于提高国际货币在国外的交易有着重要的积极影响。因此,我国可以通过进一步推广孔子学院,增加中华文化在国外的影响力,提高外国居民对于中国的认同感,从而提升人民币国际化的程度。

六、结论

综上所述,由于国际货币的网络外部性以及其自身作为一种资产的特性,国际货币的交易成本和信息成本对于国际货币的地区分布有着重要的影响。具体而言,国际货币在全球范围内的分布受到两国贸易金融交易、流入国的经济规模、金融发展程度、法律体系以及语言文化等因素的影响。不过,地理距离的对国际货币地区分布的作用则不显著。

其中,之所以货币流出国和流入国的贸易和资本往来具有重要性,是因为货币在国际范围内的流动需要经济交易作为载体,才能扩大国际货币在当地的流通和使用规模,从而发挥规模经济效应。同理,货币流入国的人口总量和人均 GDP 越高,流入国对于国际货币的需求也越高,从而更有利于发挥国际货币流通的规模经济效应。金融发展程度、法律体系则通过影响国际货币在当地的交易成本以及信息成本,从而间接地对国际货币的全球分布产生显著影响。最后,相同的语言文化习惯有利于提高货币流入国对于国际货币的认同感,提高流入国居民持有国际货币的意愿,从而增加货币在当地的交易比重。与此同时,本文的稳健性检验结果表明,在更换样本范围、替换哑变量以及控制数据中的特殊效应的情况下,基准模型的结果依然是显著的。

在人民币已经成为区域主要国际货币的基础上,我国要通过在英国、美国等发达国家和地区建立人民币离岸市场,推广汉语文化来扩大人民币在全球范围内的交易范围,从而提高人民币在国外的交易比重,最终推动人民币国际化进程稳步发展。

参考文献

- [1] 陈雨露、王芳、杨明, 2005: 《作为国家竞争战略的货币国际化: 美元的经验证据—兼论人民币的国际化问题》, 《经济研究》第 2 期, 第 35-44 页。
- [2] Chen, Z. and M. S. Khan, 1997, “Patterns of Capital Flows to Emerging Markets: A Theoretical Perspective”, *IMF Working Paper*, No. 97/13.
- [3] Chinn, M. and J. Frankel, 2008, “Why the Euro Will Rival the Dollar”, *International Finance*, Vol.11, No.1, 49-73.
- [4] Cohen, B. J., 1996, “Optimum Currency Area Theory: Bringing the Market Back In”, in B. J. Cohen, ed., *International Trade & Finance: New Frontiers for Research*, Cambridge University Press, New York, 216-244.
- [5] Dowd, K. and D. Greenaway, 1993, “Currency Competition, Network Externalities and Switching Costs: Towards an Alternative View of Optimum Currency Areas”, *The Economic Journal*, Vol.103, No.420, 1180-1189.
- [6] Flandreau, M. and C. Jobst, 2009, “The Empirics of International Currencies: Network Externalities, History and Persistence”, *The Economic Journal*, Vol.119, No.537, 643-664.
- [7] Ghosh, S. and H. Wolf, 2000, “Is There a Curse of Location? Spatial Determinants of Capital Flows to Emerging Markets”, in S. Edwards, ed., *Capital Flows and the Emerging Economies: Theory, Evidence, and Controversies*, University of Chicago Press.
- [8] Hattari, R. and R. S. Rajan, 2011, “How Different Are FDI and FPI Flows: Does Distance Alter the Composition of Capital Flows?”, *HKIMR Working Paper*, No. 09/2011.
- [9] He, D. and R. N. McCauley, 2010, “Offshore Markets for the Domestic Currency: Monetary and Financial Stability Issues”, *BIS Working Papers*, No. 320.
- [10] Herrmann, S. and D. Mihaljek, 2010, “The Determinants of Cross-border Bank Flows to Emerging Markets: New empirical Evidence on The Spread of Financial Crises”, *BIS Working Papers*, No. 315.
- [11] Kindleberger, C., 1967, “The Politics of International Money and World Language”, *Essays in International Finance*, Princeton University Press.
- [12] Krugman, P., 1984, “The International Role of the Dollar: Theory and Prospect”, in J. Bilson and R. Marston, eds., *Exchange Rate Theory and Practice*, Chicago University Press.
- [13] Martin, P. and H. Rey, 2004, “Financial Super-markets: Size Matters for Asset Trade”, *Journal of*

- International Economics*, Vol.64, No.2, 335-361.
- [14] Mundell, R. A., 1983, "International Monetary Reform: The Optimal Mix in Big Countries", in J. Tobin, ed., *Macroeconomics, Prices and Quantities*, The Brookings Institution, Washington.
- [15] Portes, R. and H. Rey, 2005, "The Determinants of Cross-border Equity Flows", *Journal of International Economics*, Vol.65, No.2, 269-296.
- [16] Portes, R., H. Rey and Y. Oh, 2001, "Information and capital flows: the determinants of transactions in financial assets", *European Economic Review*, Vol.45, No.4, 783-796.
- [17] Prasad, E., R. Rajan and A. Subramanian, 2006, "Patterns of International Capital Flows and Their Implications for Economic Development", in *Proceedings of the 2006 Jackson Hole Symposium*, Federal Reserve Bank of Kansas City, 119-158.
- [18] Reinert, K. A., 2012, *An Introduction to International Economics: New Perspectives on the World Economy*, Cambridge University Press, New York.
- [19] Rose, A. K. and M. M. Spiegel, 2007, "Offshore Financial Centers: Parasites or Symbionts?", *The Economic Journal*, Vol.117, No.523, 1310-1335.
- [20] Tavlas, G. S., 1997, "The International Use of the US Dollar: An Optimum Currency Area Perspective", *The World Economy*, Vol.20, No.6, 709-747.
- [21] Warnock, F. E. and M. Mason, 2001, "The Geography of Capital Flows: What We Can Learn from Benchmark Surveys of Foreign Equity Holdings", *FRB International Finance Discussion Papers*, No. 688.
- [22] Yomogida, M., 2006, "International Capital Movements: Who Gains and Who Loses?", *Asia-Pacific Journal of Accounting & Economics*, Vol.13, No.2, 123-134.

Global Distribution of International Currencies and RMB Internationalization

Abstract: This paper analyzes the factors that contribute to the geographical distribution of international currency based on the gravity model by examining a panel data of currency trading from 1995 to 2013. We show that the trade and capital flows between the source and destination country, the economic size and legal system of the destination country, and whether the two countries use a common language play very important roles. However, distance might impose a negative but insignificant effect. Furthermore, the distribution of the international currencies is disproportional in that they tend to be more concentrated on major financial centers. Based on the empirical studies, we simulate the theoretical global distribution of RMB, which is illuminating for policy decisions.

Keywords: Currency Internationalization; Distribution of International Currency; Gravity Model

【金融改革与发展】

中国普惠金融发展进程及实证研究¹

焦瑾璞 黄亭亭 汪天都 张韶华 王瑱²

【摘要】本文研究了中国普惠金融的发展现状，并与国际水平进行比较。在借鉴国际经验的基础上，结合中国国情，在金融服务的“可获得性”、“使用情况”及“服务质量”3个维度下，建立包含19个指标的普惠金融指标体系，使用层次分析法确定指标权重，采集各省数据，计算2013年中国的普惠金融发展指数，对各省的普惠金融发展水平进行比较，对各项指标的得分情况进行分析和解读，并提出政策建议。本文是文献中首次对全国各地普惠金融发展水平展开了定量评估和实证分析的尝试。该项目研究对探寻我国普惠金融发展方向具有理论和政策含义。

【关键词】普惠金融；指标体系；普惠金融发展指数；层次分析法

一、引言

联合国把普惠金融（financial inclusion，亦译为包容性金融）定义为能有效、全方位地为社会所有阶层和群体提供服务的金融体系。这一概念最早被联合国用于“2005 国际小额信贷年”的宣传中，后被联合国和世界银行大力推行，主要包括四个方面的内容：一是家庭和企业以合理的成本获取较广泛的金融服务；二是金融机构稳健，要求内控严密、接受市场监督以及健全的审慎监管；三是金融业实现可持续发展，确保长期提供金融服务；四是增强金融服务的竞争性，为消费者提供多样化的选择。

普惠金融最初的基本形态是小额信贷和微型金融，经过多年发展，已基本涵盖了储蓄、支付、保险、理财和信贷等金融产品和服务。其中有的侧重交易的便利，有的侧重居民生活的改善，而有的则侧重对创业投资的支持。无论采取哪种方式，普惠金融最终都将着力于提高资源配置效率和增进社会福利。从理论到实践，全世界对发展普惠金融已达成共识并列出路线图和时间表。世界银行敦促各国政策制定者推动普惠金融建设，关注有益于贫困人口、

¹ 本文系中国人民大学国际货币研究所工作论文，编号 IMI Working Papers No.1501

² 焦瑾璞，中国人民大学国际货币研究所学术委员、中国人民银行金融消费者权益保护局局长
黄亭亭、汪天都、张韶华、王瑱，中国人民银行金融消费者权益保护局，本文内容为作者个人观点。

妇女及其他弱势人群的产品，到 2020 年实现为所有工作年龄的成人普及金融服务的目标；目前已有 50 多个国家设立了促进普惠金融发展的明确目标。

推动中国普惠金融的发展，首先要解决发展的出发点和落脚点，即准确把握中国普惠金融服务的对象以及发展处于什么阶段的问题。目前，中国有四类群体的金融服务需要得到加强，最大的困难群体是农户，特别是贫困地区农户的基础金融服务不足（存取款难、汇款难、贷款难等）问题突出；第二类群体是低薪工人，特别是农民工；第三类群体是小微企业；第四类群体是失业人员。后三类群体普遍存在“贷款难”的问题。

中国与世界的普惠金融发展存在差距，各地发展进程也不相同，需要客观评价作为制定政策和推进工作的基础。本文的贡献在于对中国普惠金融的发展历程和最新进展进行全面的分析和深入的研究，在此基础上建立符合中国国情的普惠金融指标体系，对全国各地的普惠金融发展水平进行全面的测算和评价，并针对目前存在的问题，提出多项政策建议。

二、文献综述

普惠金融与金融排斥是一个问题的两个方面。金融排斥特指银行关闭分支机构而影响了民众对银行服务的可获性（Leyshon 和 Thrift, 1993, 1994, 1995），从反面揭示了普惠金融问题的缘起。受各种因素影响，大量人口被排斥在正规金融服务门槛之外，现实中的金融排斥现象以美国历史上发生的“划红线”拒贷为典型代表。20 世纪 90 年代开始，越来越多的研究开始关注某些特定社会阶层无法获取现代支付服务及其他金融服务的情况。据世界银行（2012）估计，目前全球大约有 27 亿成年人得不到任何正规的金融服务。金融排斥是一个复杂的、动态化过程，不能以单一原因解释，可能是暂时，也可能是长期的。从宏观层面来说，经济发达程度是影响一国普惠金融的重要原因；而从微观层面来说，地理、基础设施、金融意识、交易成本等因素均有可能产生显著影响。

正是由于要克服金融排斥，才出现了普惠金融的概念——在金融机构成本可负担前提下，通过不断竞争和创新，以保证金融服务排斥对象逐步获得其需求的相关服务。焦瑾璞（2010）指出：普惠金融体系的提出，是现代金融理论的一大突破，一定程度上颠覆了金融主要为富人服务的传统理念，使人们转变对传统金融体系的认识：庞大的弱势群体应该与富人一样得到共同的、公平的金融服务的权利。因此，构建普惠金融体系，对于完善现代金融体系，有效运用金融手段促进经济可持续发展，帮助农村和城市地区低收入群体提高生活水平、降低贫困程度具有重要的意义。

普惠金融的发展经历了一个逐步深化的过程。焦瑾璞（2014）指出：国际上最初重点关注的是银行信贷可获得性，有时将保险业纳入范畴，但较少涉及证券业；但近年国际组织开始着眼于“宽内涵”、“多维度”的普惠金融，广泛涵盖支付、存款、贷款、保险、养老金和证券市场领域，实现金融服务主体多元化，发展手机银行、银行代理，发展小额存款、小额贷款、小额保险，降低国际汇款成本，完善征信和支付体系，加强金融诚信体系建设，推进数字化金融创新，探索发展风险创投和创业板市场以及加强金融消费者保护和金融消费者教育等，视角越来越广泛。

普惠金融的概念引入中国后，一直受到高度的重视。2013 年 11 月，中国共产党第十八届三中全会通过《中共中央关于全面深化改革若干重大问题的决定》，正式提出“发展普惠金融，鼓励金融创新，丰富金融市场层次和产品”。中国人民银行行长周小川（2013）提出：“切实推动包容性金融发展，让金融改革发展的成果惠及广大人民群众”。

世界银行扶贫协商小组和中国普惠金融工作组对中国的金融普惠状况进行评价（Sparreboom 和 Duflos, 2012），认为有所改善，但还不充分：银行账户和银行卡的使用如今已很普遍，但要使这些基本的银行服务覆盖至最贫困人口，仍有许多工作要做，64%的成年人拥有银行账户，银行卡普及率已达到 35%，最贫穷的五分之一人口中只有 39%拥有银行账户；尽管农户贷款和中小企业贷款最近几年有所增长，但远未满足市场有效需求，有 58%的农户和 16%的中小企业能获得银行贷款。从实际情况看，对于贷款面的评估过于乐观。

当前对普惠金融发展状况做出定量评测的研究还较少，印度经济学家 Mandira Sarma（2010）借鉴联合国人类发展指数（HDI）的构建方法，以银行渗透度、金融服务可利用性和使用状况为主要指标，来衡量不同国家普惠金融的基本状况，其中拥有银行账户的人口比例表示银行渗透度，人均拥有银行营业点数或 ATM 机数表示金融服务可利用性，存贷款 GDP 占比表示使用状况。王伟等（2011）根据 Sarma（2010）的金融普惠指数运用 2008 年的数据测算中国金融排除度（由于数据原因，只用了三维中的两维变量来测算），在中国 31 个省份中，9.7%的省份金融排除度低，54.8%的省份遭受了严重的金融排除，其余省份遭受了中等程度的金融排除。

许多国家和国际组织积极研究设计全球层面的普惠金融指标，取得了一些阶段性成果，主要有两种趋势：国际货币基金组织、普惠金融联盟（AFI）、芬玛克信托（FinMark Trust）等主要从正规金融服务的可获得性、使用情况等维度设计普惠金融指标（表 1）；世界银行开发的全球普惠金融核心指标则主要按银行账户的使用情况以及储蓄、借款、支付、保险等具体业务分类来评估和监测普惠金融实践情况（表 2）。

继 2012 年 G20 领导人洛斯卡沃斯峰会通过 G20 普惠金融基础性指标体系之后,2013 年,普惠金融全球合作伙伴 (GPFI) 在 G20 框架下制定了更为全面的普惠金融指标体系。在基础性指标体系之上,引入金融服务质量指标,特别关注金融知识以及消费者保护,并扩大了衡量金融服务使用情况的指标范围。该指标体系结合各国国情,将有助于政策制定者全面监控本国和全球普惠金融发展水平,并评估其政策影响力。

表 1 AFI 普惠金融指标体系

可获得性	获取正规金融服务的能力,开立和使用账户的潜在障碍	每万成年人拥有的网点数
		拥有网点的行政区比例
		拥有网点的行政区的人口占比
使用情况	金融服务和产品的实际使用情况	拥有存款账户的成年人比例
		拥有贷款账户的成年人比例

表 2 世界银行普惠金融指标体系

银行账户 使用情况	在正规机构拥有账户的成年人比例
	开立账户的目的 (个人或企业)
	交易频率 (存款或取款)
	服务获取途径 (ATM 机、分支机构等)
储蓄	最近 12 个月内在正规金融机构存款的成年人比例
	最近 12 个月内在非正规存款组织存款的成年人比例
	最近 12 个月内在以其他方式存款的成年人比例
借款	最近 12 个月内在正规金融机构借款的成年人比例
	最近 12 个月内在非正规渠道 (如家人和朋友) 借款的成年人比例
	为购房而借款的成年人比例
支付	最近 12 个月内在使用正规账户接收工资或政府付款的成年人比例
	最近 12 个月内在使用手机支付或收款的成年人比例
	最近 12 个月内在使用正规账户异地汇款或者接收汇款的成年人比例
保险	个人购买健康保险的成年人比例
	从事农业,为庄稼、牲畜购买保险的成年人比例

GPFI 提出,普惠金融应从三方面衡量:金融服务的获取、使用以及质量 (表 3)。GPFI 鼓励各国收集本国数据对指标进行补充。在选择普惠金融指标时,数据的可获得性、可持续性和稳健性是关键标准,同时还应考虑数据的全面性和适当性。综合来看,该方案划分的 3

个维度能够比较科学、全面地反映普惠金融发展水平。在具体指标的选取上，AFI、世界银行等提供的方案也具有较大的参考价值。

表 3 GFI 普惠金融指标体系¹

金融服务 使用情况	享有正规银行服务的成年人	在正规金融机构持有账户的成年人比例
		每千成年人中存款人数或存款账户数
	在正规金融机构发生信贷业务的成年人	在正规金融机构有未偿贷款的成年人比例
		每千成年人借款人数或未偿贷款笔数
	购买保险的成年人	每千成年人中保单持有人数
	非现金交易	人均非现金零售交易笔数
	使用移动设备进行交易	使用移动设备进行支付的成年人比例
	高频率使用账户	高频率使用银行账户的成年人比例 ²
	储蓄倾向	过去一年内在金融机构存款
	汇款	收到国内外汇款的成年人比例
金融服务 可获得性	享有正规银行服务的企业	在正规金融机构持有账户的中小企业比例
		中小企业的存款账户数量和占比
	在正规金融机构有未偿贷款或授信额度的企业	有未偿贷款或授信额度的中小企业比例
		中小企业未偿贷款笔数和占比
	服务网点	每十万成年人拥有的商业银行分支机构数
		每十万居民拥有的或每千平方公里 ATM 数
金融产品与 服务的质量		每十万居民拥有的 POS 终端数
	电子资金账户	用于移动支付的电子资金账户数
	服务网点的互通性	ATM 机具的互通性（ATM 网络是否关联）
		POS 终端的互通性（POS 终端是否关联）
	金融知识	对于基本金融概念的掌握程度
	金融行为	紧急融资来源
	信息披露要求	披露指数（包括语言简明易懂、使用当地语言、明确贷款手续费等要求）
	纠纷解决机制	反映内部和外部纠纷解决机制的指数 ³
	使用成本	开立基本活期账户的平均成本
		持有基本银行活期账户的平均成本（年费）
		信用转账的平均成本
	贷款障碍	上一笔贷款需提供抵押品的中小企业比例
		信贷市场中的信息障碍

三、中国普惠金融发展现状

¹ 2 高频率是指每月至少 3 次使用个人账户进行支付。

³ 内部纠纷解决机制主要指金融机构处理投诉的法规或监管规定（包括及时性、可获得性、处理投诉的程序要求等）；外部纠纷解决机制主要指第三方（如监管机构、金融督察服务组织或类似机构）提供的可负担的、高效的纠纷解决机制。

早在改革开放之前，中国普惠金融就出现了农村信用社等形式的初级萌芽，但自 90 年代初才正式开启了其发展进程。参照国际经验、有关研究成果以及中国经济发展的特点，中国普惠金融实践历程迄今为止大致可以划分为公益性小额信贷、发展性微型金融、综合性普惠金融和创新性互联网金融四个阶段（表 4）。

表 4 中国普惠金融的主要发展阶段

发展阶段	标志性事件	主要特征
公益性小额信贷 (20 世纪 90 年代)	1993 年，中国社科院农村发展研究所所在河北易县建立了中国首家小额信贷机构——扶贫经济合作社，以改善贫困农户的经济状况和社会地位。	小额信贷主要资金来源是个人或国际机构的捐助以及软贷款，致力于改善农村地区的贫困状况，体现了普惠金融的基本理念。
发展性微型金融 (2000-2005 年)	中国人民银行提出采取“一次核定、随用随贷、余额控制、周转使用”的管理办法，开展基于农户信誉，无需抵押或担保的贷款，并建立农户贷款档案，农户小额信贷得以全面开展。	随着该时期再就业和创业过程产生的大量资金需求，正规的金融机构开始全面介入小额信贷业务，形成了较有规模的微型金融体系，为促进就业和改善居民生活作出了贡献。
综合性普惠金融 (2006-2010 年)	2005 年中央“一号文件”明确提出“有条件的地方，可以探索建立更加贴近农民和农村需要、由自然人或企业发起的小额信贷组织”。	小额信贷组织和村镇银行迅速兴起；银行金融服务体系逐步将小微企业纳入服务范围；普惠金融服务体系提供包括支付、汇款、借贷、典当等综合金融服务，并有网络化、移动化发展趋势。
创新性互联网金融 (2011 年至今)	余额宝等新型互联网金融产品为广大群众提供了互联网支付、互联网借贷以及互联网理财等丰富多样的金融服务。	互联网金融得到迅速发展，形成了所谓“以第三方支付、移动支付替代传统支付，以 P2P 信贷代替传统存贷款业务，以众筹融资代替传统证券业务”的三大趋势。

向被传统金融体系忽视的群体提供金融服务是建成小康社会的必要条件，经过多年的发展，中国普惠金融的发展取得积极成效，已收获了不少阶段性成果。

（一）出台普惠金融发展政策措施

为解决普惠金融“成本高、风险高”的核心问题，中国政府推动出台财政扶持政策，对成本费用相对较高的特殊地域、特殊业务或特殊机构予以一定的财政补贴和税收优惠。实施激励性金融政策，灵活运用支农支小再贷款、再贴现、差别存款准备金率等多种货币政策工具，鼓励和引导金融机构不断加大对“三农”、小微企业的信贷投入。进一步加大对扶贫、灾后恢复重建、就业、助学、少数民族、农民工等民生领域的金融支持和服务，促进少数民

族加快发展和充分就业目标的实现。初步形成了正向激励的财税、金融政策相结合的扶持政策体系，在一定程度上弥补了市场配置机制的不足。

（二）全面加快金融基础设施建设

1. 金融服务覆盖面不断扩大

截至 2013 年末，全国银行业金融机构网点总数达 21.03 万个，自助设备总数达到 62.69 万台。县域银行业物理网点 11 万个，24 个省实现了乡镇基础金融服务全覆盖，并已覆盖全国近三分之二的行政村。证券机构服务网点基本覆盖地级市。县区保险分支机构增至 6.7 万家，农村保险服务网点增至 2.2 万个，覆盖全部县域和大部分乡镇。

2. 新型金融机构发展迅速

截至 2013 年末，全国已组建村镇银行 1071 家，贷款余额 3632 亿元；农村资金互助社 49 家，贷款余额 12 亿元；贷款公司 14 家，贷款余额 16 亿元。小额贷款公司 7839 家，贷款余额 8191 亿元。截至 201 年底，全国共组建 1134 家新型农村金融机构，其中包括 1071 家村镇银行、14 家贷款公司和 49 家农村资金互助社，地处中西部地区的占比达 62%，各项贷款余额中农户贷款和小微企业贷款合计占比 90%。截至 2014 年 3 月末，全国共有小额贷款公司 8127 家，贷款余额 8444 亿元。

3. 支付体系日益完善

2013 年，人民银行第二代支付系统上线，提高了支付效率和安全性。同时，大力发展非现金支付工具、电子支付工具的推广运用。截至 2013 年末，全国银行卡累计发卡量 42.14 亿张，人均拥有银行卡 3.11 张。2013 年全年，全国共发生汇兑、委托收款、托收承付等结算业务 18.69 亿笔，金额 896.5 万亿元。

4. 征信体系建设规范发展

深入开展“信用村”、“信用户”、“信用乡镇”建设。截至 2013 年末，金融信用信息基础数据库已为 8.2 亿自然人、1859.6 万户企业建立了信用档案，其中，为 243 万户小微企业和 1.51 亿农户建立了信用档案。

（三）不断加大金融改革创新力度

银行业不断拓宽担保物渠道，目前全国已有 28 个省（区、市）开展了林权抵押贷款。截至 2013 年末，全国林权抵押贷款余额 574 亿元。农村土地承包经营权和宅基地使用权抵押融资同时在重庆、黑龙江、浙江、湖北、四川、安徽、贵州等七地顺利试点，累计发放土地承包经营权抵押贷款 119.39 亿元。证券公司降低一般投资者参与资本市场门槛，取消基金产品通道管制，推进期货公司、保险机构参与基金销售，鼓励中小企业通过多种债务融资

工具融资。保险机构将服务对象扩展到农村人口，开发特色农产品保险，全面推广农村小额人身保险。

（四）持续强化金融消费权益保护

近两年，“一行三会”均成立了专门的金融消费者（投资者）保护机构，逐步建立健全保护消费者的长效机制。人民银行、证监会、保监会建立了专门的投诉热线，银监会也公开了专门咨询电话，积极受理金融消费者（投资者）的咨询和投诉。通过多种方式，积极开展内容丰富、主题鲜明的金融消费权益保护宣传教育活动，使更多的金融消费者享受金融改革发展的成果，强化风险意识和责任，帮助金融消费者树立“买者有责，卖者余责”的理念。

四、中国普惠金融发展水平的国际比较

世界银行发布的 2012 年全球普惠金融数据库，涵盖 148 个经济体，使用银行账户、支付行为、储蓄方式、贷款模式和保险决策等指标来反映普惠金融发展状况，通过分析五项指标，发现中国金融基础设施建设和参与储蓄等具有优势，然而，在金融手段的利用、创新以及贷款满足度方面依然存在差距。

（一）账户普及率高，但使用效率低

截至 2012 年末，中国的个人银行结算账户 48.78 亿户，同比增长 19.5%，人均 3.66 个账户；41%的成年人有借记卡，高于世界平均水平 10.6 个百分点。中国 63.8%的成年人在正规金融机构开立账户，比世界平均水平高 13.3 个百分点，与同是上中等收入国家相比，也高了 6.6 个百分点。开立账户与教育和收入呈正相关，受过高中以上教育的 81.9%拥有账户，高于只受过初等以下教育 25.2 个百分点；高收入人群的开户率超过低收入的 28.3 个百分点；从地域看，城市的高于农村的 24.1 个百分点（图 1）。

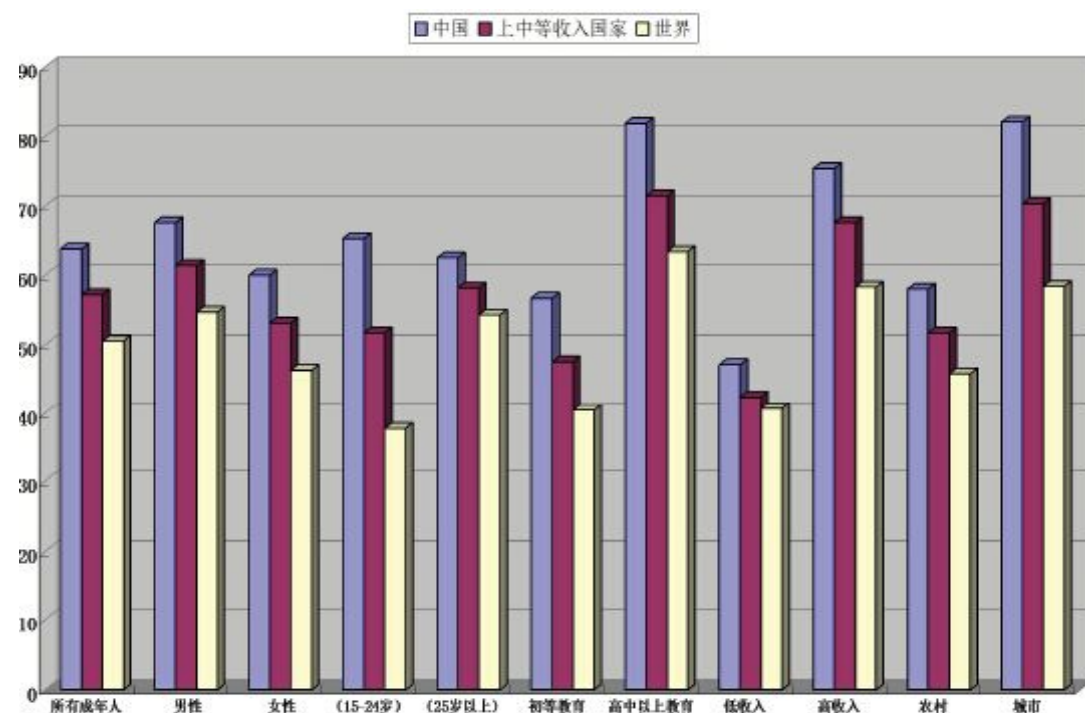


图1 中国和世界个人银行账户开户对比

中国的个人银行账户在1个月之内没有发生存取款业务的有16.4%，高于世界平均水平8.7个百分点；办理存、取款业务主要依靠银行柜台，占比分别为77.1%和62.9%，分别比世界平均水平高7.2和15.2个百分点（表5）。

表5 中国和世界个人银行账户利用对比

	中国	中、高收入国家	世界
1月之内没有存取款业务	16.4%	11.8%	7.7%
1月之内没有存款业务	23.5%	18.1%	12.8%
1月之内1-2次存款业务	61.0%	64.9%	65.4%
1月之内3次以上存款业务	7.2%	9.6%	16.0%
1月之内没有取款业务	23.8%	17.6%	13.9%
1月之内1-2次取款业务	52.7%	54.7%	51.7%
1月之内3次以上取款业务	13.5%	19.2%	27.4%
主要以ATM存款	15.4%	17.7%	13.6%
主要以银行柜台存款	77.1%	66.4%	69.9%
主要以银行代理存款	1.3%	1.2%	3.1%

中国的银行账户参与商业活动依然不足，用于商业支付、领取薪资和政府补贴的比率分

别为 2.6%、18.7%和 7%，低于世界平均水平 5.3、2.2 和 5.9 个百分点；用于汇兑则较活跃，收款、汇款占比高于世界平均水平 1.9 和 0.6 个百分点（图 2）。

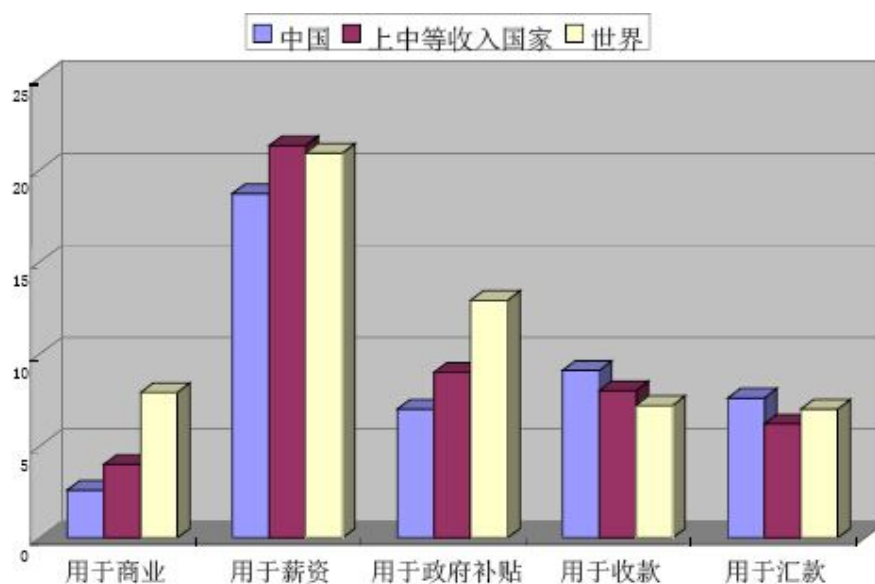


图 2 个人银行账户用途

（二）储蓄习惯强于世界

截至 2012 年末，中国有过储蓄的成年人占比 38.4%，比世界平均高 2.5 个百分点；中国在正规金融机构储蓄的占 32.1%，比世界平均高 9.7 个百分点；中国为未来支出和应急储蓄的比率分别为 26.8%和 26.9%（图 3）。



图 3 储蓄方式和动机



图 4 贷款方式

（三）贷款方式较为多元

在中国，获取贷款的渠道十分多样化，除了向正规金融机构贷款以外，更多的人倾向于利用熟人社会关系。截至 2012 年末，中国从正规金融机构获得过贷款的成年人占比为 7.3%，

低于世界平均水平 1.7 个百分点；从亲朋好友获得过贷款的成年人占比为 25%，高于世界平均水平 2.2 个百分点；此外，还有一定比例的成年人是通过民间借贷机构融资（图 4）。

五、普惠金融指标体系：评估普惠金融发展水平

（一）普惠金融指标体系的作用

在国际认可的战略框架和指标设计原则下，根据中国经济金融发展实际，设立清晰、合理、有效的普惠金融战略目标，并建立一套与之相匹配的指标体系，是一项具有重要理论和实践意义的基础性工作。通过建立普惠金融指标体系，可以客观和科学地反映中国普惠金融发展的实际状况，为制定普惠金融政策提供决策依据。

普惠金融指标是普惠金融体系建设中的衡量标尺。首先，具体化、数量化的普惠金融指标体系能够避免定性描述所存在的主观性强、随意性大、评估结果模糊等弊端，从而比较客观、科学地反映普惠金融实际状况。其次，战略制定者和政策实施者通过普惠金融指标体系的评估结果，能够更加合理地设定普惠金融战略目标和政策重点，还可根据指标的动态监测情况，适时调整阶段性目标与具体政策。第三，具备可比性的普惠金融指标体系能客观反映本国或地区在不同指标上与标杆国家或地区的差距，为借鉴先进经验提供数据参考。

（二）数据与指标选取

评价维度的选取大致遵循了 GPFI 方案的架构，包含金融服务的“可获得性”、“使用情况”以“服务质量”3 个评价维度。具体指标的选取在充分借鉴和吸收国际主流成果的基础上，考虑到中国农业大国、人口大国等特点，结合中国在普惠金融领域的实践，增加了一些具有中国特色的、符合中国实际的指标，如助农取款服务点覆盖率、农户/小微企业贷款获得率、个人/企业征信档案建档率等，最终在 3 个维度下共设计了 19 个指标，组成了中国的普惠金融指标体系。对于每项指标，在各省采集了 2013 年度的数据（表 6）。

表 6 普惠金融指标体系 2013 年度数据的描述性统计

指标	观测数	平均值	标准差	最大值	最小值	中位数
银行网点乡镇覆盖率	31	0.89	0.20	1.00	0.12	1.00
助农取款服务点覆盖率	31	0.82	0.23	1.00	0.11	0.88
银行网点密度	31	0.28	0.54	2.43	0.01	0.10
ATM 密度	31	1.31	3.16	13.10	0.02	0.26
POS 密度	31	29.46	98.89	548.10	0.20	2.95
银行卡联网通用率	31	0.79	0.23	1.00	0.23	0.89
金融从业人员密度	31	10.93	32.44	177.44	0.20	1.72
银行个人结算账户人均开户量	31	4.17	2.52	12.66	1.09	3.28
银行卡人均持卡量	31	3.07	1.35	6.38	1.01	2.73
银行卡渗透率	31	0.44	0.11	0.75	0.11	0.45
农户贷款获得率	31	0.26	0.22	0.78	0.04	0.22
小微企业贷款获得率	31	0.28	0.17	0.81	0.01	0.28
农户贷款户均贷款额(万元)	31	12.24	9.94	45.10	0.81	9.82
小微企业贷款户均贷款额(万元)	31	1094.44	1741.03	9153.06	34.28	465.14
农业保险普及率	31	0.63	0.49	2.53	0.01	0.48
商业保险普及率	31	0.88	1.02	5.81	0.05	0.61
个人信用档案建档率	31	0.53	0.12	0.72	0.12	0.54
企业信用档案建档率	31	0.61	0.21	1.13	0.19	0.63
金融服务投诉率(次/万人)	31	2.31	1.85	7.14	0.02	1.93

此外,鉴于中国各省之间自然条件、人口密度、经济发展水平等方面的差异较大,在指标设计中尽可能地将与普惠金融无关的因素对结果的影响剔除。例如,银行网点密度是以每万人每平方公里银行网点的数量来计算,既考虑了人口密度因素,又考虑了地理密度因素。如果只计算前者,则会低估河南、安徽等农业人口大省的金融服务可获得性,而高估西部人烟稀少地区;如果只计算后者,则会产生相反的偏差。

(三) 确定指标权重——层次分析法

普惠金融指标体系由多个维度构成,这些维度又由若干个指标构成,指标之间的比较结

果会影响各指标在普惠金融指标体系中的权重,因此必须从不同角度通过分析所有指标之间的重要性和结构关系来确定指标的权重。确定指标权重的方法有多种,如层次分析法、变异系数法、专家打分法等。考虑到指标间的相互影响和结构层次,选用层次分析法来构建实证模型较为合适。变异系数法主要以指标本身区分度作为指标赋权的标准,难以准确反映指标在普惠金融方面的实际重要性;而专家打分法又太过主观,对各项指标重要程度进行区分的精确度不够。相比而言,层次分析法是一种主、客观相结合的赋权法,能够较为精确地反映出指标的相对重要性。

层次分析法(AHP——The Analytic Hierarchy Process)是一种系统分析与决策的综合评价方法,它较合理地解决了定性问题定量化的处理过程。AHP 的主要特点是通过建立递阶层次结构,把人们的判断转化为若干因素两两之间的重要性比较,从而把难于量化的定性判断转化为可操作的定量判断。其本质是一种思维方式,它把复杂问题分解成多个组成因素,又将这些因素按支配关系分别形成递阶层次结构,通过两两比较的方法确定决策方案相对重要度的总的排序。整个过程体现了人决策思维的基本特征,即分解、判断、综合,克服了其它方法回避决策者主观判断的缺点。AHP 的基本原理主要是将与决策相关的因素分解成三个层次:决策层(目标层)、中间层(准则层)和方案层(评价指标层),构造层次分析模型,通过专家问卷进行调查,形成判定矩阵,检验判定矩阵的一致性。若判定矩阵通过一致性检验,则可以接受判定矩阵,得出各指标的权重值,若未通过,则调整判定矩阵的元素值,直至通过一致性检验为止。在构造判定矩阵、为矩阵赋值时,常用的是 1-9 标度法,即在比较两个因素时,根据相对关系的强弱,用数字 1-9 来为判定矩阵的每个元素赋值(表 7)。

表 7 判定矩阵标度含义

标度	含义
1	表示两个因素相比,具有相同重要性
3	表示两个因素相比,前者比后者稍重要
5	表示两个因素相比,前者比后者明显重要
7	表示两个因素相比,前者比后者强烈重要
9	表示两个因素相比,前者比后者极端重要
2, 4, 6, 8	表示上述相邻判断的中间值
倒数	若因素 i 与 j 的重要性之比为 x,则因素 j 与 i 的重要性之比为 1/x

在运用判定矩阵确定各指标权重时,实际上就是构造判断矩阵的权重向量。权重向量是一个列向量,其每行元素的值代表判定矩阵对应指标的权重。可以采用特征向量法来求权重向量:构造非零向量 W , 使其为 A 对应于特征值的特征向量,即

$$AW = \lambda_{\max} W$$

$\lambda_{\max}$ 为判定矩阵 A 的最大特征值。即可求得判定矩阵 A 的权重向量 W 。

在检验判定矩阵的一致性时，涉及的指标有一致性指标 CI 、平均随机一致性指标 RI 和一致性比率 CR ，其中，

$$CI = (\lambda_{\max} - n) / (n - 1)$$

n 为判定矩阵维数。

RI 是多次（一般 500 次以上）从 1-9 及其倒数中随机抽取数字构造 n 阶正互反矩阵，求出判定矩阵最大特征值之后，取其算术平均数得到的。 CR 为 CI 与 RI 之比，当 CR 小于 0.1 时，判定矩阵是可以接受的，否则需对判定矩阵进行修正，直至 CR 小于 0.1 为止。

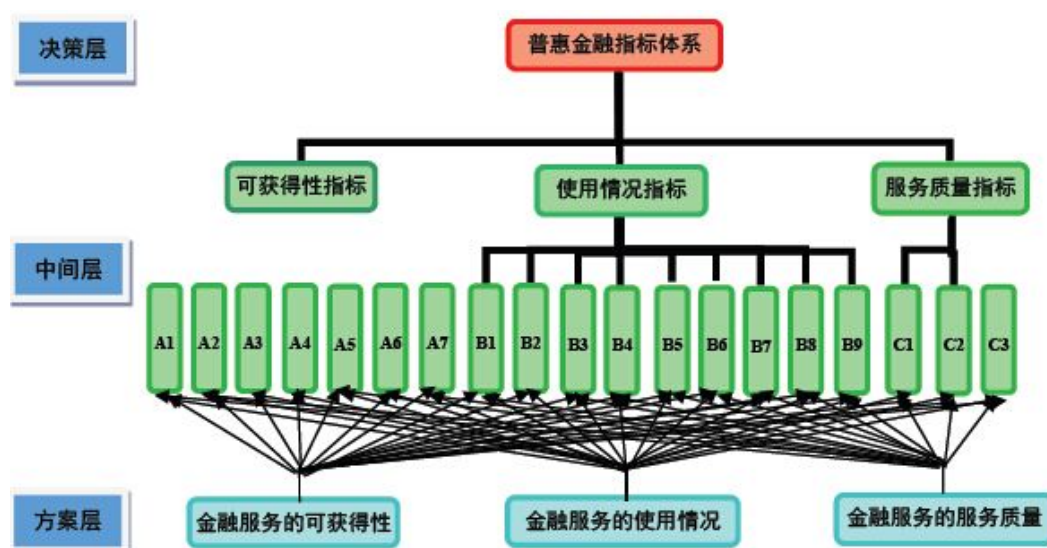


图 5 普惠金融指标体系的 AHP 模型

在本文的 AHP 模型中，将决策层目标设定为“普惠金融指标体系”，中间层要素由“可获得性”、“使用情况”和“服务质量”组成，其中“可获得性”由 A1-A7 的 7 项指标构成；“使用情况”由 B1-B9 的 9 项指标构成；“服务质量”由 C1-C3 的 3 项指标构成（图 5）。

根据构建的普惠金融指标体系模型，涉及到 4 个判定矩阵，分别是普惠金融指标体系判定矩阵、“可获得性”判定矩阵、“使用情况”判定矩阵、“服务质量”判定矩阵。运用上述方法，求得各判定矩阵的最大特征值和权重向量。检验 4 个判定矩阵，发现其一致性比例系数 CR 均小于 0.10，因此可以认定这 4 个判定矩阵的一致性是可以接受的。然后再综合各判定矩阵，得出普惠金融指标体系中各指标的权重（表 8）。

表 8 普惠金融指标及权重

维度	指标	权重
可获得性 (总权重: 0.4434)	银行网点乡镇覆盖率 (A1)	0.1433
	助农取款服务点覆盖率 (A2)	0.0918
	银行网点密度 (A3)	0.0528
	ATM 密度 (A4)	0.0528
	POS 密度 (A5)	0.0528
	银行卡联网通用率 (A6)	0.0304
	金融从业人员密度 (A7)	0.0195
使用情况 (总权重: 0.3874)	银行个人结算账户人均开户量 (B1)	0.0572
	银行卡人均持卡量 (B2)	0.0529
	银行卡渗透率 (B3)	0.0529
	农户贷款获得率 (B4)	0.0454
	小微企业贷款获得率 (B5)	0.0420
	农户贷款户均贷款额 (B6)	0.0286
	小微企业贷款户均贷款额 (B7)	0.0319
	农业保险普及率 (B8)	0.0389
	商业保险普及率 (B9)	0.0377
服务质量 (总权重: 0.1692)	个人信用档案建档率 (C1)	0.0913
	企业信用档案建档率 (C2)	0.0503
	金融服务投诉率 (C3)	0.0276

(四) 普惠金融发展指数计算结果

由于各评价指标的计量单位和经济意义不同,不具有直接可比性,故而使用线性阈值法对其进行无量纲化处理⁴,计算公式为:

$$P_i = w_i (x_i - m_i) / (M_i - m_i)$$

$i=1, 2, \dots, N$ 。其中, P_i 、 w_i 、 x_i 、 M_i 和 m_i 分别表示第 i 个指标的无量纲化测度值、权重、实际测量值、最大值和最小值。最后用欧氏距离法计算出 2013 年度全国各省(自治

⁴ 阈值是衡量事物的一些特殊指标值,比如极大值、极小值、平均值等。阈值法是用指标实际值与阈值相比以得到指标评价值的无量纲化方法。

区、直辖市)的普惠金融发展指数(图6):

$$IFI = 1 - \sqrt{(w_1 - p_1)^2 + (w_2 - p_2)^2 + \dots + (w_N - p_N)^2} / \sqrt{w_1^2 + w_2^2 + \dots + w_N^2}$$

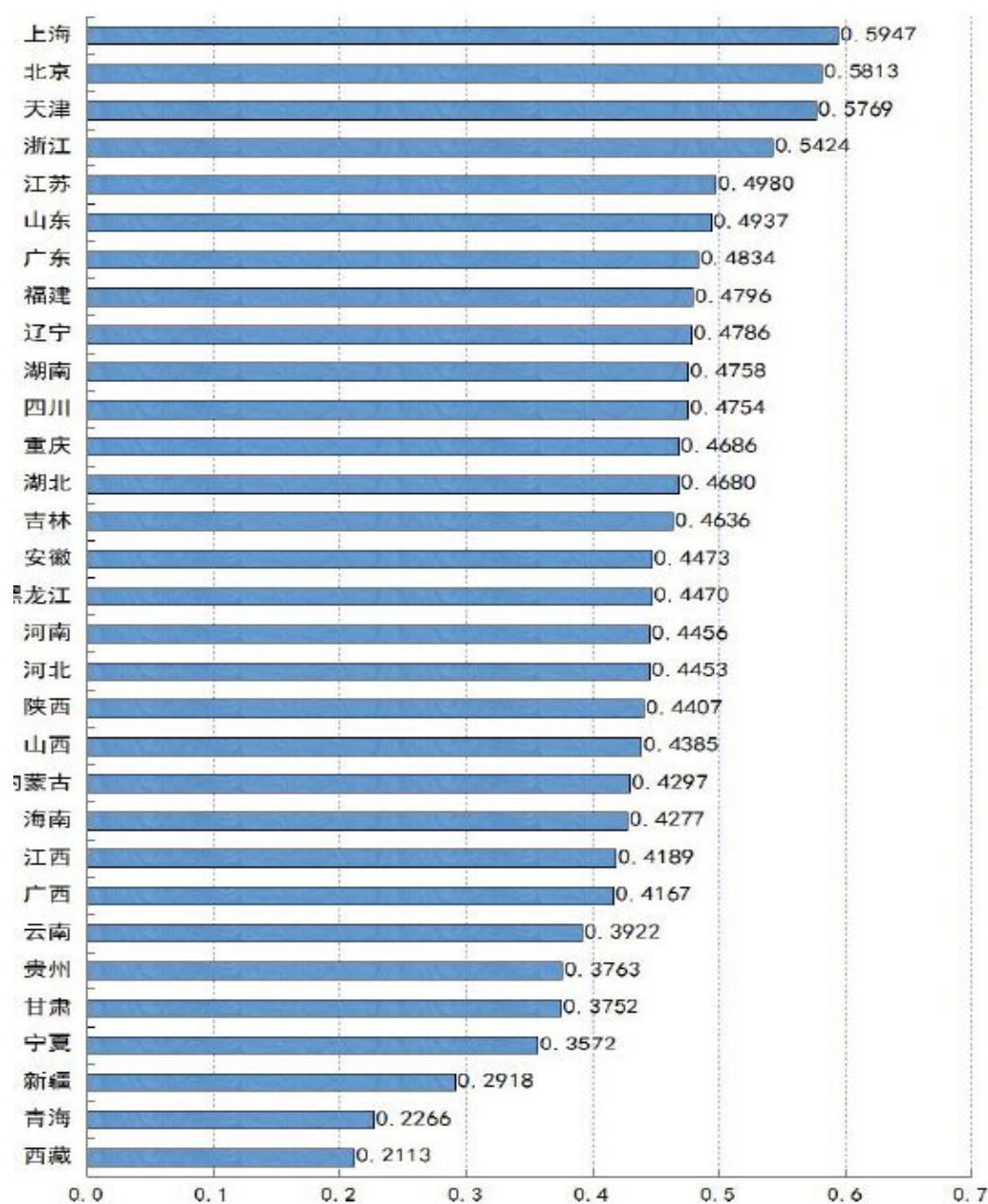


图6 2013 年度中国各地区普惠金融发展指数

(五) 各地普惠金融发展水平评价

普惠金融发展指数只是一个相对指数,侧重于纵向时间序列和横向地区之间的比较,指数本身的数值不代表普惠金融程度的具体大小,而只是说明在所分析的区域或时期之间普惠金融发展水平的差距。普惠金融发展指数为1,并不能说明金融普惠水平已达到最高水平,

指数为 0，也不意味普惠水平最低。

从计算结果看，中国各地区普惠金融发展水平存在较大差异(图 7)，并且与经济发展水平基本呈现出正相关关系(图 8)，上海、北京、天津的普惠金融发展指数在全国处于领先地位，而西藏、青海等西部地区排名靠后。

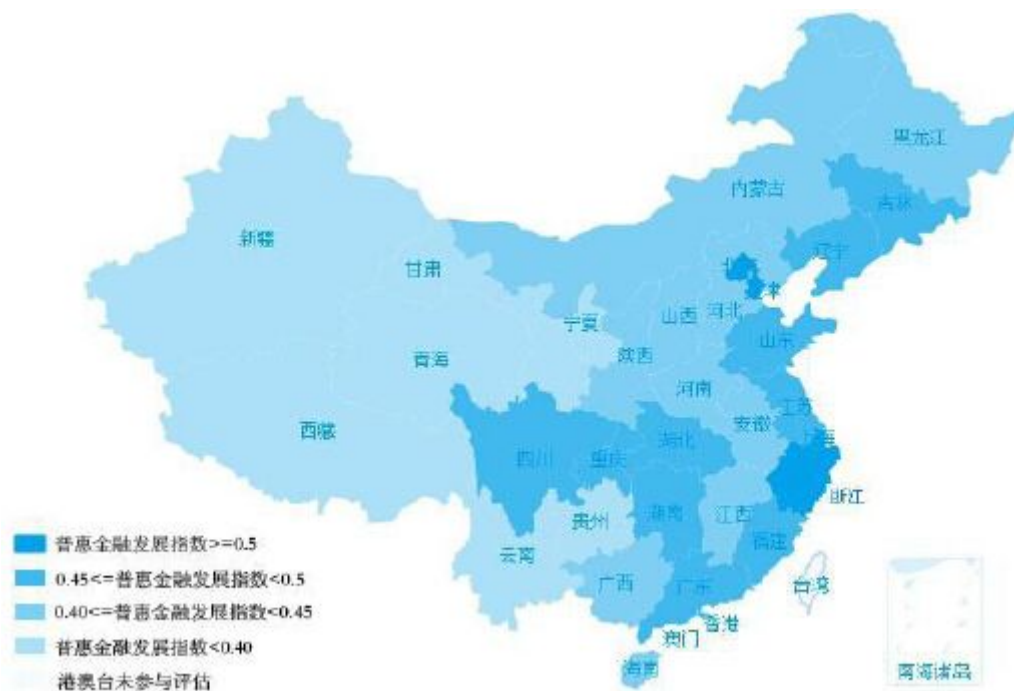


图 7 2013 年度中国各地区普惠金融发展指数水平

东部各省份中，浙江、江苏、山东、广东等传统经济大省的普惠金融发展指数排名靠前，与其人均 GDP 排名基本相符。西部各省份中，四川排名靠前，显著高于其人均 GDP 排名，这主要是得益于其各项指标没有明显的短板，并且企业和个人信用档案建档率都处于全国比较领先的位置，反映了人民银行成都分行积极推动农村、中小企业信用体系建设的工作进展，如将非银行小额贷款组织纳入中小企业信用数据采集范围、在贫困地区开展家庭农场等新型农村经济主体信用建设等。内蒙古等资源大省的普惠金融发展指数排名显著落后于其人均 GDP 排名，主要是由于这些地区经济较大依赖于采矿业等资源主导型产业，而金融服务业的发展相对滞后。西藏、青海排名全国最后两位。相较而言，尽管西藏的银行网点乡镇覆盖率等指标有待提高，但农户贷款获得率等指标相对尚可。这主要是由于当地出台的一系列支持普惠金融的措施，例如农行西藏分行推出流动金融服务以补充物理网点的不足，上门提供存、贷款等业务，打通高原金融服务“最后一公里”。青海虽然大多数指标同样落后，但其助农取款服务点覆盖率达到 100%，与人民银行西宁中支改善农牧地区支付服务环境、推进助农取款服务点建设工作有关。

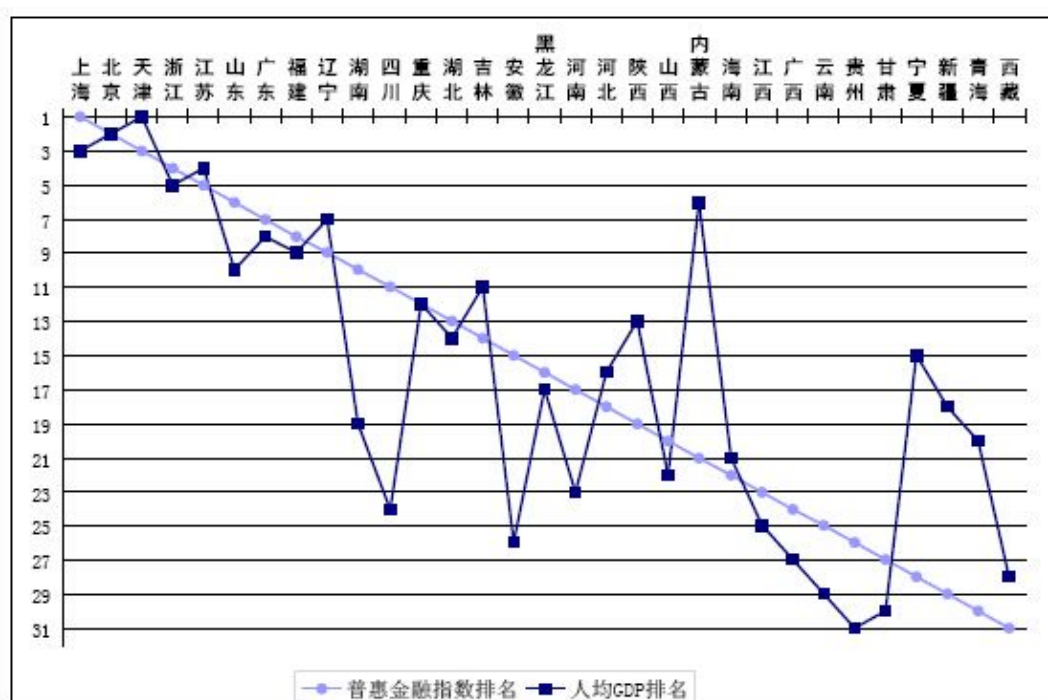


图 8 2013 年度各省普惠金融发展指数与人均 GDP 排名对比

（六）各项指标分析与解读

分维度看，“可获得性”维度的得分差距不大（图 9），除去新疆、青海、西藏之外，其余各省份得分较为接近，并且与经济发展水平的相关性较强；“服务质量”维度的得分相差十分明显（图 10），并且与经济发展水平的相关性较弱；“使用情况”维度介于前两者之间（图 11）。这说明尽管金融服务的可获得性受基础设施等物质条件影响较大、改变的弹性较小，但金融服务质量与使用情况对物质条件的依赖度相对较小、改变的弹性较大。因此，“可获得性”方面（如银行网点密度）的改善主要依赖于经济实物投入，而“服务质量”（如金融服务投诉率）和“使用情况”（如农户贷款获得率）两方面的改善则更多的需要依赖于观念进步和制度建设。

“可获得性”维度的 7 项指标可分为两类：第一类是银行网点乡镇覆盖率和助农取款服务点覆盖率两项针对农村地区的指标，与普惠金融的关系最为密切，权重也最高。其中，河南等 18 个省份的银行网点覆盖率达到到了 100%；甘肃、江西、西藏、青海的银行网点覆盖率不足 80%，位列全国后四位。福建等 10 个省份的助农取款服务点覆盖率达到到了 100%；新疆、西藏、上海、北京的助农取款服务点覆盖率不足 50%，前两者主要是由于地广人稀，交通不便，故尚未能全面铺开，后者则是由于其农村地区常规的银行网点已足够密集，无须依赖助农取款服务点。第二类是银行网点密度、ATM 密度、POS 密度、银行卡联网通用率、

金融从业人员密度等 5 项反映整个区域内金融基础设施的指标，总体来看与区域经济发展水平呈密切的正相关。

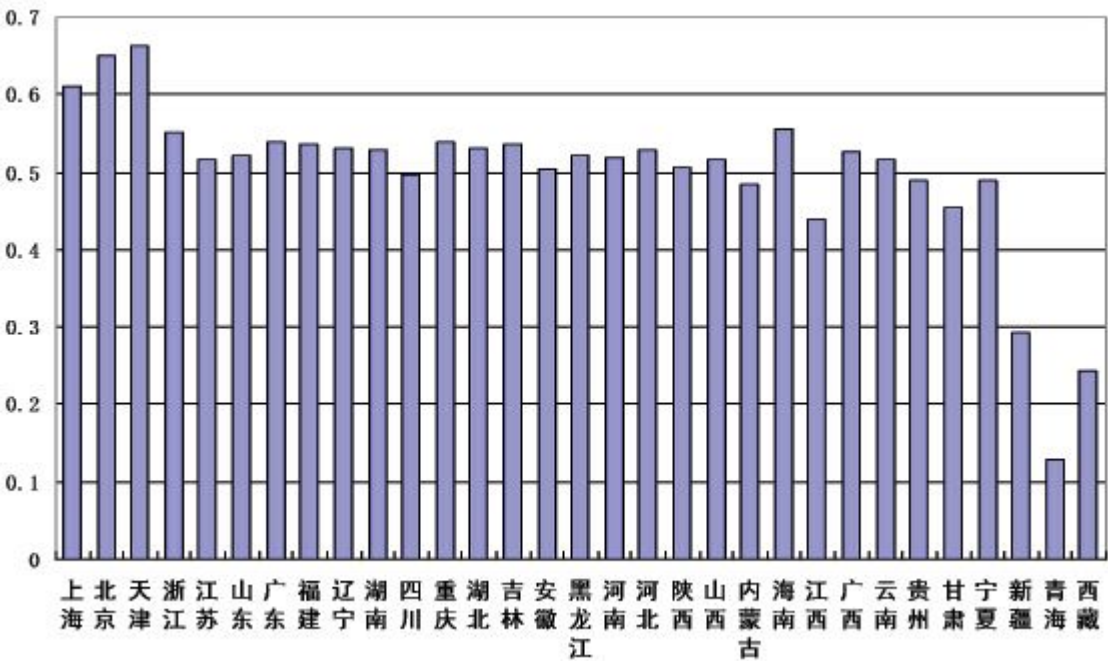


图 9 2013 年度各省“可获得性”维度得分情况

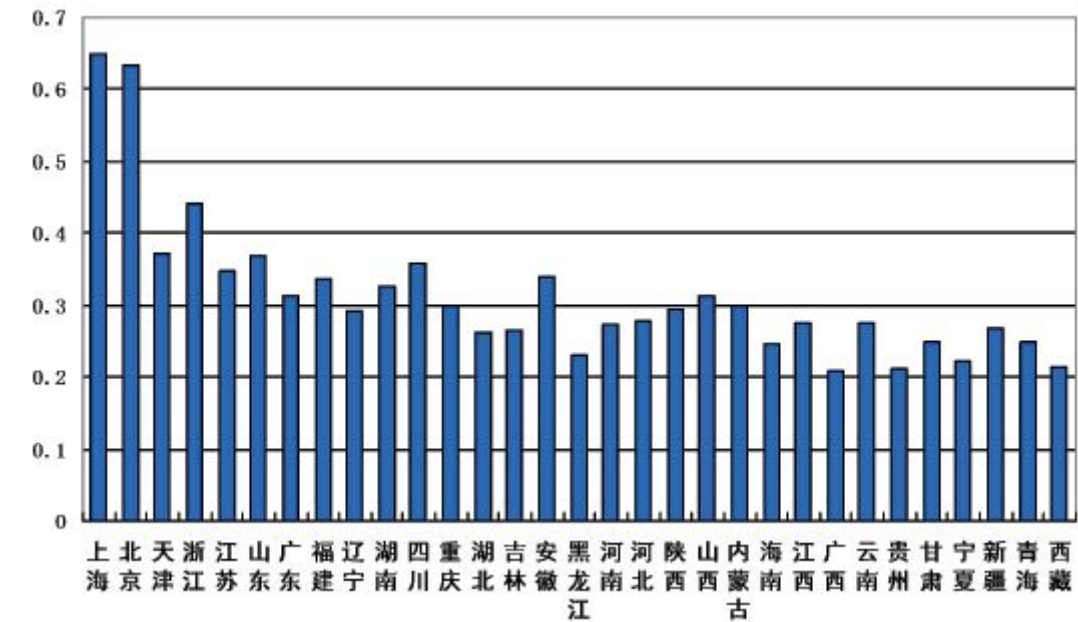


图 10 2013 年度各省“使用情况”维度得分情况

“使用情况”维度的 9 项指标可分为三类：第一类是银行个人结算账户人均开户量、银行卡人均持卡量和银行卡渗透率等 3 项反映银行账户和银行卡使用情况的指标。前两项最高的是上海，分别达到了 12.66 个和 6.38 张，最低的西藏仅为 1.09 个和 1.01 张，相

差巨大。银行卡渗透率最高的海南达到了 79%，这主要是由于当地的支柱产业——旅游业（包括酒店、餐饮、机票等）中大部分交易都是以刷卡消费的形式完成，而最低的吉林则仅为 12%，相差也十分明显。第二类是农业保险普及率和商业保险普及率，二者同样与区域经济发展水平呈密切的正相关。第三类是小微企业贷款获得率、农户贷款获得率、小微企业贷款户均贷款额、农户贷款户均贷款额等 4 项反映金融“支农支小”的指标。在支农方面，上海、北京、西藏等得分居全国前列，而天津、广东、青海等得分靠后；在支小方面，安徽、四川、湖北等得分居全国前列，而海南、青海、广西等得分靠后。

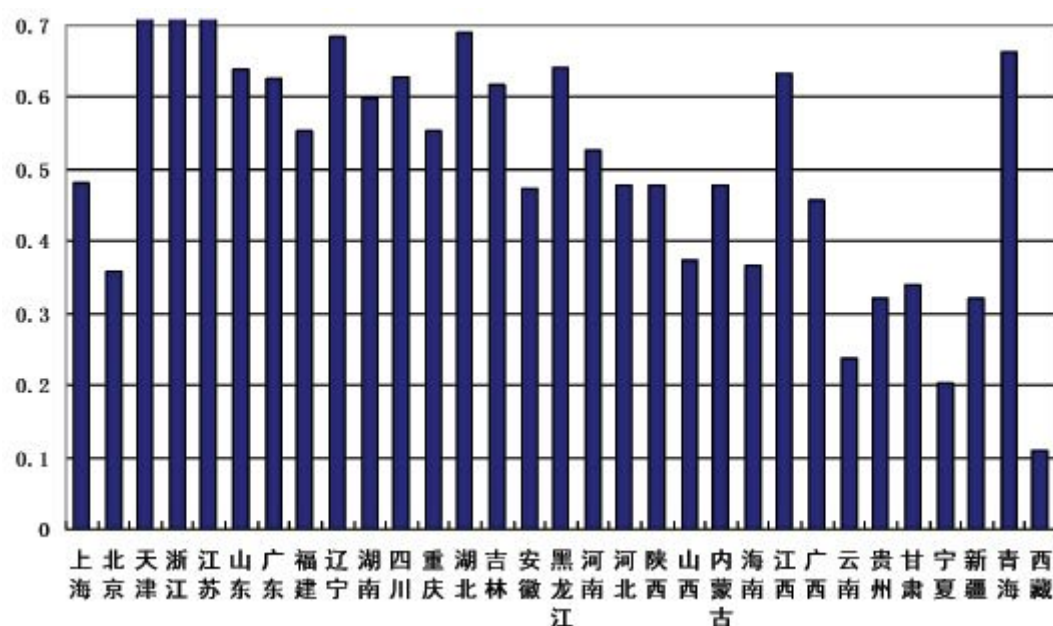


图 11 2013 年度各省“服务质量”维度得分情况

“服务质量”维度的 3 项指标可分为两类：第一类是个人信用档案建档率和企业信用档案建档率两项征信服务指标。四川、浙江、江苏两项均超过 70%，居全国前列；山西的个人信用建档率不足 30%，北京、上海、海南的企业信用档案建档率不足 30%，处于全国靠后位置，其中北京和上海主要是由于企业基数较大所导致。第二类是金融服务投诉率指标，其中广东、西藏、湖北得分较高；浙江、天津、重庆得分较低。

六、普惠金融发展面临的问题与对策

中国全面加快普惠金融发展的条件已经具备，潜力巨大。但是，我们要清醒地认识到，目前各方面仍然存在一些薄弱环节和制约因素，建议尽快采取相应的对策。

（一）推进金融改革，构建普惠金融顶层设计

普惠金融与维护金融体系稳定、促进经济可持续发展、缓解社会贫富差距等方面关系均十分密切。从相关国际组织的要求看，在探索构建国际普惠金融战略规划的同时，也要求在国家层面考虑构建战略规划。近年来，一些国家专门成立了“普惠金融委员会”或在中央银行内部专门设立普惠金融部门，统一布局，研究制定出台阶段性的普惠金融战略规划。中国目前没有建立相应的组织领导体系，推进普惠金融的职责比较分散，缺乏有效的制度法律体系和协调沟通机制。

中国需要明确普惠金融发展的目标和改革路线图，制定普惠金融改革发展的方案，完善相关法律法规，消除制度障碍，构建“全覆盖、低成本、可持续”的普惠金融体系的建设蓝图。通过加强宣传，逐步提高政府部门、金融机构、普通公众的战略意识和认知度，在全社会层面形成统一理念和扶持合力。

（二）建立统计制度，完善普惠金融指标体系

普惠金融指标体系涉及的数据较多，而现行金融业统计体系中未针对普惠金融建立专项统计，相应数据分散在不同部门，部门之间的数据合作与分享机制欠缺，数据可得性较差。这需要人民银行与银监、证监、保监、统计、工商等部门进行沟通协调和数据共享，建设常态化的普惠金融数据统计工作机制，有效采集数据，定期更新数据，在有条件的地区可以尝试建立标准化的普惠金融数据库。按照城乡基本公共服务均等化的要求，把普惠金融指标体系纳入全面建成小康社会统计监测指标体系，并适时发布中国普惠金融发展指数白皮书。

同时，普惠金融指标体系应是一个动态的体系，能够反映中国普惠金融每年的发展变化情况。这需要对指标体系定期进行动态追踪、优化完善、推陈出新，剔除效果不佳或不合时宜的指标，并伴随着金融改革进程和金融创新发展在相关领域（例如移动金融）增设新的指标。未来，除银行业服务内容之外，应该更多地覆盖保险、证券等其他金融服务。部分地区推动开展的特色普惠金融工作（如人民银行南平中支推动的金融服务示范村建设）在当地取得良好的成效，但又不属传统、常规意义上的金融服务工作，难以在普适性的指标体系中反映。可以在全国性指标体系的基础上，鼓励各地从实际出发，构建本地区的指标体系，根据当地特色增选指标，科学、全面地评价当地普惠金融发展状况，建设更加全面、丰富的普惠金融指标体系。

（三）鼓励金融创新，推动普惠金融多元服务

统筹发挥好不同类型金融服务提供者的作用，在风险可控的前提下，鼓励开发创新型金融产品，满足消费者的需求。发挥市场在金融资源配置中的决定性作用，促进社会性与商业性相结合，加强市场导向并防范风险，以“用更少、为更多”的方式推动提供覆盖广、可持

续、高效优质的金融服务。推进利率市场化改革并借助存款保险制度，使有真实需求的个人和企业能够以合理的价格，方便及时和有尊严地获取全面的高质量金融服务。在稳妥试点基础上，发展农村土地承包经营权和宅基地使用权抵押贷款；推广针对小微企业的各种动产和无形资产抵质押贷款，解决弱势群体抵押物不足的问题。鼓励商业银行单独设立小微企业贷款风险和利润考核体系，或小微企业贷款专营机构。允许不同类型的企业法人和自然人投资参与新型微型金融机构，激发民间资本活力。大力发展贴近市场和微观经济主体的小型金融机构，形成多元化、富有竞争的金融服务体系，切实降低金融服务成本和费用，为农户、小微企业和贫困群体提供质优价廉的金融服务。发挥小型金融机构经营机制灵活、信息沟通便捷、管理扁平化和决策链条短等诸多优势，使小微金融服务涵盖储蓄、贷款、支付、汇款、证券、保险和养老金等其他诸多业务。使广大群众真正享受“负担得起”、“最适合自己的金融产品和服务”。

（四）推广移动金融，打造普惠金融高效载体

移动金融在信息获取、传输、共享的效率和成本方面具有巨大优势，是信息化金融、数字化金融的集中体现。2013 年，中国手机用户总数突破 10 亿，其中智能手机用户 3.5 亿，移动互联网用户突破 8 亿，而且继续保持迅速增长态势。可见，中国发展移动金融的基础条件已经具备。但是，中国的互联网金融目前尚处于“野蛮生长”阶段，亟待规范。

中国可以借鉴国际经验，将移动技术作为普惠金融的重要载体，加强产业指引和业务监管，加快推进包括个人信息保护、电子签名、电子认证等方面的立法。大力发展电子化金融产品，在农村继续推广移动支付和助农取款终端，解决农村地区物理网点不足等问题，提升农户金融服务便利性。简化农村地区开户手续，探讨手机远程开户的可能实现方式。持续优化农村地区移动支付发展基础环境，激励移动支付服务机构积极开拓农村市场，探索建立对移动支付服务机构在农村地区的支付服务效果评价机制。进一步提升农村地区银行卡服务水平，鼓励发放信用卡或提供分期付款服务，满足农户的小额资金需求。优化升级无网点银行服务，满足农民小额转账、汇款、取现、缴费等基础性、必需性的金融服务需求。

（五）健全监管政策，促进普惠金融持续发展

营造一个让金融机构实现商业可持续的政策环境，是普惠发展的重要前提。国际上呼吁建立“比例监管”（Proportional Supervision）体系，也称“分类”或“有差别”的监管框架。中国为支持普惠金融发展，在现行金融监管和宏观调控政策中已经设计了一些差异化扶持措施，但是，针对目前中西部落后地区金融服务不足的情况，监管部门还应积极探索普惠金融

差异化的监管技术和制度，在金融机构准入条件、注册资本、银行信贷规模限制、存款准备金率、再贷款利率、信贷产品贴息水平、资本市场上市融资条件、政策性农业保险等方面考虑建立更加带有倾斜性安排的“特惠机制”，进一步加大差异化政策扶持。通过宽严相济的差别化监管，引导各类金融机构主动提供普惠金融服务。设置分层监管结构，针对特定产品和服务（如向中小企业提供的）调整监管模式，促进监管多样化。

财政补贴政策方面，应该对处于集中连片特困地区的农户和小微型企业贷款，给以一定比例的补贴。税收政策方面，应对农户和小微企业贷款给予税收优惠，优惠税率可因各地经济发展情况不同而有所差别。坚持以正向激励为主，不断完善以财政、税收、监管和产业政策有机结合的长期化、制度化的农村金融和小微金融政策扶持体系，形成稳定的政策预期。将税费优惠、财政资金支持、风险拨备、呆坏账核销等支持政策真正嵌入差异化监管制度。

（六）加强消费保护，实现普惠金融最终目标

2008 年金融危机后，宏观审慎监管，微观审慎监管和金融消费者保护成为金融监管体制改革的三大重要支柱。金融消费者保护和金融消费者教育无疑是中国发展普惠金融的重大内容之一。中国在“一行三会”成立了四个金融消费者（投资者）保护部门，这在全世界是独一无二的。金融消费者保护部门如何加强与普通消费者保护部门的协调，四个金融消费者（投资者）保护部门之间如何加强协调，金融监管部门内部各业务部门如何加强协调，均是摆在我们面前的重要任务。

应进一步整合金融消费者保护、金融教育和普惠金融政策，提升政策影响力。针对普惠金融的发展采取有效的消费者保护措施，提供畅通的咨询投诉受理渠道，妥善处理金融消费纠纷，使弱势群体在获取金融服务过程中遭受侵权时，可以得到及时保护。例如，针对农村无网点银行业务投诉难的问题，手机银行服务提供商可在用于金融交易的手机系统内设置简单的投诉机制；在代理商存在不当行为时可要求金融机构承担责任等。

负责任的普惠金融也要求消费者更好地了解金融，掌握金融知识，更好地利用金融产品。在申请贷款时，金融教育可以发挥很大作用，让弱势群体更好管理自身资产，避免过度负债。应进一步加强金融教育战略的有效性和可持续性，在教育内容中包含对金融创新如无网点银行业务、互联网金融等的知识普及，并提高消费者防范金融诈骗、防范非法金融集资的意识与能力。重视对金融教育项目的评估，提升教育质量。

参考文献

- [1] 焦瑾璞, 2010, 《构建普惠金融体系的重要性》, 《中国金融》第 10 期 12-13 页。
- [2] 焦瑾璞, 2014, 《我国普惠金融现状及未来发展》, 《金融电子化》第 11 期 15-17 页。
- [3] 王伟, 田杰, 李鹏, 2011, 《我国金融排除度的空间差异及影响因素分析》, 《西南金融》第 3 期 13-17 页。
- [4] 周小川, 2013, 《践行党的群众路线推进包容性金融发展》, 《求是》第 18 期 11-14 页。
- [5] Leyshon, A. and Thrift, N., 1993, "The restructuring of the UK financial services industry in the 1990s: a reversal of fortune?", *Journal of Rural Studies*, 9, pp.223-241.
- [6] Leyshon, A. and Thrift, N., 1994, "Access to financial services and financial infrastructure withdrawal: problems and policies", *Area*, 26, pp.268-275.
- [7] Leyshon, A. and Thrift, N., 1995, "Geographies of financial exclusion: financial abandonment in Britain and the United States". *Transactions of the Institute of British Geographers, New Series*, 20, pp.312-341.
- [8] Sarma, 2008, M. "Index of Financial Inclusion".
- [9] Sparreboom, P. and Duflos, E., 2012, "Financial Inclusion in the People's Republic of China: An analysis of existing research and public data", *China Papers on Inclusiveness* No.7.
- [10] The World Bank, 2012, "The Little Data Book on Financial Inclusion".
- [11] The World Bank, 2014, "Global Financial Report: Financial Inclusion".

Development of China Inclusive Finance and Empirical Studies

Jiao-jinpu Huang-tingting Wang-tiandu Zhang-shaohua Wang Zhen

Abstract: This paper develops a set of indicators to measure financial inclusion in China. Based on the international experience and China's local context, we establish an indicator system of financial inclusion consisting of 19 indicators under three dimensions: accessibility, usage and quality of financial services. We employ the Analytic Hierarchy Process to determine the weights of the indicators, gather data from all provinces, and calculate the 2013 China Financial Inclusion Development Index by which we can compare the financial inclusion levels across regions. We analyze and explain the levels of these indicators, and provide policy recommendations for improvement. This paper is the first formal attempt to measure financial inclusion at the provincial level in China. It has both theoretical and policy implications for future development of financial inclusion in China.

Key Words: Inclusive Finance; indicator system; inclusive finance development index; Analytic Hierarchy Process

中资银行国际化的价值效应：源于市场机会还是监管套利？——来自中国资本市场的证据

许 荣¹ 徐星美² 计兴辰³

【摘 要】关于银行跨国经营的价值效应来源，现有理论存在着“市场机会”与“监管套利”两种解释。本文运用事件研究法，以中资银行 2006 年以来的全部国际化事件为样本考察了国际化的价值效应。结果显示，中国资本市场对监管套利机会做出显著正向反应，但并未对市场机会做出反应。研究结论在考虑目标市场债权人保护水平的影响后依然成立。本文提供的监管套利的价值效应证据为监管部门积极参与国际金融监管合作而非监管竞争提供了政策依据。

【关键词】中资银行；国际化；监管套利

一、引 言

金融全球化是近半个世纪以来国际金融市场发展的主题之一，而中国的金融国际化则在近年来备受瞩目。中国的金融国际化的一个重要表现是中资银行通过设立代表处、开设海外分支机构以及并购东道国银行等途径不断加速国际化进程⁴。然而，中资银行如火如荼的国际化行为是否及如何创造价值，现有研究尚未提供较为一致的答案。一种解释认为，客户市场需求国际化是商业银行海外直接投资的直接驱动力（Williams, 2002），银行作为提供专业服务的部门，其国际化的本质是为客户在国际化成长过程中提供所需的支持服务（Hitt et al., 2006），因此资本市场将对为母国与东道国间频繁的贸易往来提供国际化金融服务的银行做出正面反应。另一种解释认为，商业银行国际化行为反映了资本套利空间（Karolyi & Taboada, 2011; Dong, Song & Tao, 2011），银行通过跨国并购选择监管要求相对宽松的经济体从事经营活动，从而可以部分或全部逃避母国的严格监管，母国资本市场的投资者对这一套利机会给予正面评价。中资银行国际化事件的价值效应符合上述哪种解释有待实证研究的回

¹ 许荣，中国人民大学财政金融学院教授

² 徐星美，中国人民大学国际学院讲师

³ 计兴辰，法国 KEGDE 商学院金融学硕士生

⁴ 据上市银行年报显示，截至 2012 年 12 月 31 日，中国 16 家上市中资银行在亚洲、欧洲、美洲、非洲和大洋洲 49 个国家与地区开设了 1050 余家分支机构，海外总资产近 10000 亿美元。

答,因为这既有助于评估中资银行国际化能否更好地服务于实体经济的需求,还有助于甄别国际化行为是否反映监管套利空间以及后者能否被资本市场定价,从而影响监管部门的政策制定。

中资银行近 10 年来丰富的国际化实践为检验上述假说提供了有价值的实证研究场景。第一,中资银行国际化的目标方特征存在显著的异质性。从经济发展水平看,既包括美国、英国和日本等发达经济体,也包括巴西、南非和阿根廷等新兴经济体;从对银行的监管要求看,既有要求严格的美国、新加坡和巴基斯坦等国家,也有要求宽松的新西兰、马来西亚和加拿大等国家;从债权人保护水平看,既有保护水平较高的英国、香港和新西兰等经济体,也有卢森堡、安哥拉和卡塔尔等保护水平较低的国家。第二,进行国际化的中资银行间也存在一定差异。从银行类型看,既有国有商业银行也有股份制商业银行;从国际化路径看,既有开设分支机构也有并购东道国银行等;从国际化时机看,2008 年金融危机前后均有国际化行为发生。

本文采用改进的事件研究法对中资银行 2006-2014 年间的全部 55 起国际化事件公告的短期市场反应展开研究,分析市场机会与监管要求对中资银行国际化的价值效应。研究表明:第一,在中资银行国际化事件公告的超额收益中,并未发现市场机会的价值效应;第二,中资银行国际化事件公告的超额收益随着目标方的监管要求(体现为对资本充足率的监管和对银行活动的监管两个维度)降低而增加,这说明中国资本市场对中资银行国际化形成的监管套利空间予以积极反应,这为上文监管套利的解释提供了客观证据。研究还进一步考察了资本监管要求差异对银行海外机构的风险和盈利的影响。以中国工商银行为例的数据分析表明,当海外分支位于监管要求较低的国家/地区时,其风险和业绩水平都相对较高,反之亦然,这为监管套利的经济影响提供了较为直观的证据。

由于已有研究发现目标国投资者保护水平显著影响并购方的市场反应以及风险水平(Starks & Wei,2004; Bris et al.,2008; Hagendorff et al.,2008; 张健华和王鹏,2012),本文在稳健性检验中对此进行了考察,结果显示在控制了债权人保护水平的影响后研究发现仍然存在,并且模型解释力有所提高。

本文可能的贡献主要体现在以下两个方面。一方面,通过国际化事件公告的短期市场反应比较了中资银行国际化进程中市场机会和监管要求的价值效应。Howcroft et al.(2010)指出,商业银行国际化是一个包含经济和政治等多方面因素的复杂动态过程,市场机会和监管要求是两个最为关键的驱动力,本文提供了中国资本市场对监管套利机会给予积极反应的证据。另一方面,研究为监管部门实施全球范围内的金融监管合作提供了证据支持。银行国际

化意味着资源在不同的监管环境中流动因而构成评估监管约束效应的有效情境,本文发现中资银行国际化的市场反应中包含了对监管套利机会的定价,由于监管套利最终使得即便每个国家都有实质性的监管规定,金融机构依然向着杠杆增加和过度风险迈进(Acharya et al.,2009; 陈启清, 2008; 宋永明, 2009; 黄国平, 2014),而这将有损一国和全球范围的金融稳定,因此本文为加强国际金融监管合作而非监管竞争提供了政策依据。

二、文献综述及研究假设的提出

(一) 市场机会与国际化的价值效应

客户需求国际化直接驱动商业银行经营海外业务。我国经济的高速增长使得对资源和资金的需求不断增长,在国家“走出去”政策的强有力支持下,越来越多的企业在世界范围内拓展采购和销售,从事投资或并购,这对商业银行的服务方式和服务内容都提出了更高的要求。商业银行不仅要为中国企业的跨国经营提供支付结算、贸易融资等传统服务,还要在证券承销、并购咨询等投行业务,外汇、利率、衍生品等金融市场业务,财务规划与财务顾问、股权投资等资产管理业务上提供更为复杂的综合性金融服务方案,这使得商业银行国际化成为必然的战略选择。

商业银行国际化中的市场机会可区分为“贸易引导型”和“投资引导型”,前者指出金融机构国际化主要源于支持配合本国企业的海外贸易活动,后者提出跨国公司并购和国际间直接投资的扩张促使了金融机构国际化业务的发展,金融机构国际化又进一步引导跨国公司的经营活动(Aliber et al., 1984; Levine et al., 1998)。近年来信息处理和通信技术的发展、非金融企业跨国贸易和投资活动的日益频繁为银行国际化提供了快速发展的基础(Berger et al., 2001; 陈璐, 2005)。研究外资银行进入发展中国家的动因发现,东道国与母国的贸易往来越多、东道国的投资机会越多,母国银行进入东道国的动机越强;母国银行的规模越大、效率越高、业绩越佳,它也更有可能向发展中国家扩张(Clarke et al., 2003; 丁慧, 2009)。上述因素从一个或多个方面表明市场机会对于商业银行国际化的推动作用,据此提出:

假设 1: 目标方市场及客户对国际化金融服务的需求越强,中资银行国际化事件的超额收益越高。

(二) 监管要求与国际化的价值效应

商业银行在一国金融体系中具有特殊重要性,对银行的监管失效将造成世界范围内经济

发展和社会福利的净损失，2008 年爆发的国际金融危机是一个典型例子。然而，加强全球金融监管合作的大背景难以掩盖这一现实，即一个经济体的银行监管实践体现了其对经济发展水平、金融开放程度和国家宏观战略等方面的统筹考虑，同一经济体在不同时期的监管要求必然存在异质性，不同经济体在同一时期的监管实践同样存在异质性，这使得银行国际化成为改变监管约束情境的重要机制。

诸多文献研究了监管差异在银行国际化进程中的角色。首先，监管要求影响银行国际化的资金流向。Houston, Lin & Ma (2012) 从国际资本流动的角度提供了资金向监管较弱地区转移的证据。他们基于 1996-2007 年间 26 个 OECD 成员国和对应的 120 个国家的数据，采用银行是否可以从事实业、监管部门独立于政府的程度、审计和信息披露透明度以及监管部门可行使的权力这四个指标，研究银行活动限制和资本监管要求对国家间资金流向的影响，发现一国对银行活动限制越多，资本监管要求越高，则资金流出越多，反之亦然。Karolyi & Taboada (2011) 发现了银行通过跨国并购逃避严格资本监管的证据。他们基于 1995-2012 年间 80 多个国家的 7297 个国内并购和 916 个跨国并购交易，分析不同经济体的监管差异对跨国并购市场的影响。结果显示，当 A 国较 B 国监管要求更加严格时，A 国的银行通常是并购发起方，资金向监管要求较低的 B 国转移。Dong et al. (2011) 基于 1990-2007 年间 2000 多例银行跨国并购交易，通过年度资金流向、并购溢价和长期业绩三个视角也发现了银行向监管较弱地区扩张的证据，他们称之为银行监管的“放纵的竞争 (Competition in laxity)”。

监管要求还影响银行的风险承担。通常而言，严格的资本要求、存款保险制度、银行经营活动限制可以降低银行的风险 (Laeven & Levine, 2009)，Carbo et al. (2012) 则发现监管要求差异可以解释银行国际化前后的风险变化，他们分析了发达经济体欧盟 1993-2004 年间 165 个银行并购事件，通过银行杠杆弹性以及基于期权的内含卖空溢价来衡量资产风险，发现并购后主并银行杠杆弹性提高，并购方获得了与目标方存在监管差异而产生的利益，风险也随之增加。Ongena et al. (2013) 通过 16 个东欧国家数据考查了一国监管规定对该国银行提供海外贷款的影响，他们发现在严格限制银行活动和资本要求的国家中，银行提供的海外贷款的风险更高。

Barth et al. (2004, 2006, 2008, 2012) 在世界范围内的连续调查表明，各经济体对银行监管要求的差异至少体现在两个方面，一是对资本充足率的监管要求，二是对银行活动的外部治理强度。本文预期银行在监管要求较弱的国家/地区进行国际化至少可以带来两方面收益：一是规避母国较高的资本金要求，用较小的资本金从事与母国风险相同的业务，或用同样的资本金覆盖更高风险的业务，资本利用效率提高；二是从事业务活动时面临的外部监管更少，

盈利空间增大。Hagendorff et al. (2008) 指出银行国际化事件公告的市场反应体现出投资者对这一交易净收益的整体评估, 因此我们认为资本市场会对这一潜在的收益做出价值反应, 据此提出:

假设 2: 当目标方的资本充足率监管要求更为宽松, 目标方对银行活动的外部监管更为宽松, 中资银行国际化事件的超额收益越高。

三、研究设计

(一) 样本描述

本文研究对象为我国商业银行 2006 年 1 月至 2014 年 5 月期间发生的全部国际化事件 55 起⁵, 样本具有较好的代表性。从银行数量看, 样本共包含 10 家上市银行, 占我国全部 16 家上市银行的 62.5%; 从资产占比看, 以 2012 年为例发生国际化行为的样本银行当年末总资产达 78.01 万亿元, 占当年我国上市银行总资产的 75.09%; 从盈利能力看, 2012 年发生国际化行为的银行净利润为 9580.8 亿元, 占当年我国上市银行净利润的 76.67%。从发生国际化的银行类型看, 既包括中、农、工、建等大型国有商业银行, 也有招商、浦发、民生、兴业等股份制商业银行的活跃身影。在国际化路径的选择上, 开设海外分支和跨国并购均呈现出蓬勃发展态势, 两者分别占国际化事件的 2/3 和 1/3 左右。同时, 中资银行国际化在始于美国后波及全球的金融危机后呈加速趋势, 2008 年以来的国际化事件占比达 87.27%。表 1A 描述了中资银行国际化发起方、类型及年份分布。

⁵ 搜集的数据表明 1998 年至 2005 年期间商业银行跨国并购多为零星发生共计 9 起, 其年份分布在 1998 年 (2 起), 2000 年 (1 起), 2001 年 (4 起), 2002 年 (1 起), 2003 年 (1 起); 另外我国大型国有商业银行在 A 股市场公开发行始于 2006 年, 因此选择 2006 年作为样本的起始年份。

表 1A 中资银行国际化进程一览

国际化发起方分布			国际化类型及年份分布				
银行	事件	占比	年份	分支	并购	合计	占比
中国工商银行	25	45.45%	2006	0	3	3	5.45%
中国银行	8	14.55%	2007	1	3	4	7.27%
中国农业银行	8	14.55%	2008	5	3	8	14.55%
中国建设银行	4	7.27%	2009	3	1	4	7.27%
交通银行	1	1.82%	2010	3	2	5	9.09%
招商银行	3	5.45%	2011	9	2	11	20.00%
民生银行	2	3.64%	2012	9	0	9	16.36%
浦发银行	2	3.64%	2013	7	2	9	16.36%
兴业银行	1	1.82%	2014	0	2	2	3.64%
光大银行	1	1.82%					
合计	55	100%	合计	37	18	55	100%

资料来源：手工收集上市银行年报和公告数据整理。

样本中的目标方共包含 31 个经济体，它们在经济发展水平、与我国的双边贸易往来以及监管要求等方面各有特征。第一，目标方经济发展水平存在差异。位于发达经济体的国际化事件共 31 起占比为 56.36%，包括美国、英国、日本、比利时、瑞士等发达国家；余下 24 起事件中，既有近年来成为亚太经济增长主力的老挝、柬埔寨、缅甸、越南等国家，也有巴西、阿根廷、秘鲁等南美新兴经济体，还包括近年来经济增长相对放缓的印度尼西亚、泰国等。第二，目标方对银行的监管要求存在差异，监管要求与经济发达程度的关系相对复杂。在发达经济体中，既有监管要求很高者（如新加坡资本监管要求指数为 7.33，为样本次高值），也有监管要求很低者（如新西兰 2.83，为样本最低值）；在欠发达经济体中，既有监管要求较低者（如马来西亚 3.67，为样本次低值），同样也有监管要求很高者（如巴基斯坦 8.18，为样本最高值）。第三，中国与目标方的双边贸易繁荣程度存在差异，样本中包括双边贸易往来频繁的经济体如美国、中国香港、韩国等，也包括贸易往来相对较少的卡塔尔、卢森堡和科威特等国家。主要指标的分组统计参见表 1B。

表 1B 中资银行国际化进程中的目标方特征

	A.中国向目标方的出口额			B.中国从目标方的进口额			C.经济发达程度 ⁶		
	<均值	≥均值	T 值	<均值	≥均值	T 值	<均值	≥均值	T 值
样本数量	28	27		26	29		24	31	
样本占比	50.91%	49.09%		47.27%	52.73%		43.64%	56.36%	
均值	15.91	18.72		15.42	18.29		-	-	
超额收益率	0.003	-0.001	1.25	0.006	-0.001	1.53*	0.006	-0.006	2.84***
	D.资本监管要求			E.对银行活动的外部治理			F.债权人保护水平		
	<均值	≥均值	T 值	<均值	≥均值	T 值	<均值	≥均值	T 值
样本数量	26	29		21	34		26	29	
样本占比	47.27%	52.73%		38.18%	61.82%		47.27%	52.73%	
均值	4.97	6.77		14.01	15.34		4.92	9.28	
超额收益率	0.003	-0.004	1.50*	0.000	-0.001	0.22	0.006	-0.007	3.44***

注：***、**、*分别代表在 1%、5%、10% 的程度上显著，T 值为 Welch 检验 T 值。

（二）变量设定

1. 异常收益率 (Ab_ret)

事件研究法是国际学术界研究公司并购、新股发行等行为的反应的主流方法。事件研究法围绕事件日前后不同事件窗的收益率变化来确定是否存在异常收益 (Abnormal Return)，从而判断该事件对反映公司价值的股价的影响方向和幅度。事件窗口的选择直接影响研究结果的准确性，若窗口过小会错过事件早期的市场反应，窗口过大则掺杂了其他事件，两者都会降低市场反应与事件间的相关性。为了克服这一局限性，本文在计算银行国际化事件的异常收益率做如下改进：第一，将事件公告日确定为事件日，设置事件窗口为公告日前后的两个交易日，即 -1 天和 +1 天，据此计算出事件银行的实际收益率为 $R_i = (P_{i,n+1} - P_{i,n-1}) / P_{i,n-1}$ ；第二，以相同事件窗内银行板块整体收益率作为正常收益率，即 $R_m = (P_{m,n+1} - P_{m,n-1}) / P_{m,n-1}$ ；第三，将事件银行实际收益率与银行板块正常收益率相减，得出异常收益率，即 $Ab_ret = R_i - R_m$ 。

2. 市场机会 (Market)

我们通过两个维度四个指标来刻画市场机会，一是我国与目标方的双边贸易繁荣程度，

⁶ 经济发达程度≥均值组包括所有发达经济体，依据国际货币基金组织的世界经济展望报告中关于发达经济体 (Advanced economies) 的界定，<均值组为欠发达经济体。

二是目标方自身对外贸易的发展程度。前者通过我国与目标方各年份货物和服务的出口贸易额取对数（Bi_export）和进口贸易额取对数（Bi_import）进行刻画，数据来源于联合国贸易和发展会议数据库（UNCTADstat）⁷；后者分别采用目标方的货物和服务的出口增长率（Exp_growth）与进口增长率（Imp_growth）刻画，数据来源于世界银行数据库 World Bank Indicator⁸。

3. 监管要求（Regulation）

Barth et al.（2004,2006,2008,2012）持续跟踪调查生成资本监管指数（Capital Regulatory Index）和对银行的外部治理指数（External Governance Index）。资本监管指数由两个指标构成：一是经济体对银行必须持有的资本数量的监管严格程度；二是经济体是否允许除现金、政府债券及借贷资金以外的资产作为银行的监管资本，以及监管部门是否对监管资本的来源进行验证。资本监管指数（Cap_regu）范围从 1 至 8，数值越高表明该经济体对资本的监管要求愈加严格。对银行的外部治理指数反映了经济体对银行活动的外部监管强度，包含如下四个维度：对银行外部审计的强度，财务报告的透明性，银行遵循的会计准则是基于个体还是合并报表层面以及信用评级机构及债权人对银行的监督。外部治理指数（Ext_gov）范围从 1 至 19，数值越高表明该经济体对银行活动的外部监管越严格。Karolyi et al.（2011）和 Houston et al.（2012）在资本套利与银行跨国并购、国际资本流动的研究中均采用了上述数据，本文也以这两个指标刻画目标方的监管要求。

4. 控制变量（Control variables）

目标方特征对银行资本流动产生重要影响。借鉴 Hagendorff et al.（2008），Acharya et al.（2011）和 Houston et al.（2012），我们在模型中控制如下因素⁹：1）目标方的国家和银行业特征；2）发起方的盈利能力和风险水平；3）目标方与发起方的语言文化差异、地理距离；4）2008 年金融危机的影响。国家层面数据来自 World Bank Indicator，银行业数据来自 Barth et al.（2008,2012）。

⁷ 数据来源：<http://unctadstat.unctad.org/wds/ReportFolders/reportFolders.aspx>，2014 年的两项国际化行为涉及的中国与香港、中国与南非的出口额和进口额因目前数据尚不可获得，用 2013 年数据予以替代。

⁸ 数据来源：<http://data.worldbank.org/indicator>。

⁹ Houston et al.（2012）还同时控制了目标方银行的规模和盈利能力，我们在模型中未予纳入的原因在于，样本中海外并购的占比较小为 33%，且并购的目标方包括新加坡飞机租赁公司（中国银行 2006 年 12 月 14 日公告）和瑞士和瑞达基金（中国银行 2008 年 7 月 30 日公告）等非银金融机构，因此能够收集到的反映目标方银行规模和盈利能力的数据过少，对此我们采用目标方的银行业集中度和开放度两个指标做一定的弥补。

表 2 主要变量定义表

变量类别			变量名	变量定义
被解释变量			Ab_ret	银行国际化事件的异常收益率
解释变量			Bi_export	我国与目标方当年货物和服务的出口额取对数
			Bi_import	我国与目标方当年货物和服务的进口额取对数
			Exp_growth	目标方的货物和服务出口增长率
			Imp_growth	目标方的货物和服务进口增长率
			Cap_regu	目标方的资本监管要求（1-8），8 代表资本监管要求最严格
			Cap_diff	资本监管要求指数差异（中国-目标方）
			Ext_gov	目标方对银行的外部治理指数（1-19），19 代表监管要求最高
			Gov_diff	对银行的外部治理指数差异 ¹⁰ （中国-目标方）
			Cred_prot	目标方的债权人保护水平（0-10），10 代表债权人保护力度最高
			Prot_diff	债权人保护水平指数差异（中国-目标方）
控制变量	目标方特征	国家层面	GDP/ GDP_diff	目标方的人均 GDP/中国与目标方的人均 GDP 差异
			GDP_growth/ GDP_growth_diff	目标方的 GDP 年增长率/中国与目标方的 GDP 年增长率差异
			Inflat/ Inflat_diff	目标方的通货膨胀水平（按 GDP 平减）/中国与目标方的通货膨胀水平差异
	银行层面		Concen_Top5	银行业集中度，目标方前 5 大银行的资产占银行业总资产的比例
			Fore_bank	银行业开放度，目标方外资银行总资产占银行业总资产的比例
	发起方	盈利能力	Fee	发起方的手续费收入占营业收入比例 ¹¹
		风险水平	Nonperm	发起方的不良贷款率
	其他	语言	Language	发起方与目标方是否有相同语言，有=1，否则=0
		距离	Distance	发起方与目标方的地理距离取对数
		金融危机	Crisis	如果事件发生年份为 2008 年及以后=1，否则=0

（三）描述性统计与相关系数

表 3A 给出了主要变量的描述性统计。异常收益率（Ab_ret）均值为-0.001，标准差为 0.016，异常收益最高达到 2.7%，而最低为-5.4%，说明投资者对样本银行国际化事件的反应

¹⁰ Barth et al（2012）缺失中国对银行活动的外部治理指数，我们先采用经济体的样本均值作为替代，其中 2006-2008 年样本均值为 15.42，2009-2014 年为 15.85，再与目标方指数相减求得差异值。

¹¹ 在我国银行业存在着利率管制的背景下，手续费收入占比相对于主要受利息收入影响的净资产收益率可能更加反映一家银行业务范围的广度和竞争力。下文稳健性检验中采用 ROE 刻画盈利能力，结论依然成立。

有较大差异。我国与目标方的出口额（Bi_export）、进口额（Bi_import），目标方的资本监管要求（Cap_regu）、对银行的外部治理指数（Ext_gov）等均存在较大差异。表 3B 的相关系数说明变量之间整体上不存在严重的多重共线性¹²。

表 3A 主要变量的描述性统计

variable	样本数	均值	中位数	标准差	最小值	最大值
Ab_ret	55	-0.001	0.002	0.016	-0.054	0.027
Bi_export	55	17.290	17.200	1.726	13.073	19.680
Bi_import	55	16.934	17.120	1.828	12.027	19.466
Exp_growth	55	0.041	0.031	0.038	-0.041	0.173
Imp_growth	55	0.047	0.035	0.049	-0.028	0.189
Cap_regu	55	5.949	6.280	1.094	2.830	8.180
Ext_gov	55	14.830	14.830	0.956	12.000	17.500
Cred_prot	55	7.218	8.000	2.492	3.000	10.000
GDP	55	4.323	4.565	0.543	2.943	5.016
GDP_growth	55	0.035	0.029	0.033	-0.048	0.177
Inflation	55	0.042	0.031	0.056	-0.152	0.229
Concen_top5	55	0.604	0.619	0.144	0.336	0.927
Fore_bank	55	0.251	0.217	0.203	0.000	0.977
Fee	55	0.173	0.180	0.034	0.090	0.220
Nonperm	55	0.015	0.011	0.008	0.004	0.040
Language	55	0.200	0.000	0.404	0.000	1.000
Distance	55	5.286	5.520	1.522	1.450	6.960
Crisis	55	0.873	1.000	0.336	0.000	1.000

¹² 变量 Bi_export 与 Bi_import 的相关系数为 0.86，下文将分别纳入模型。

表 3B 主要变量的相关系数

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1 Ab_ret	1											
2 Bi_export	-0.29	1										
3 Bi_import	-0.24	0.86	1									
4 Exp_growth	0.02	0.00	-0.22	1								
5 Imp_growth	0.11	-0.11	-0.16	0.58	1							
6 Cap_regu	-0.18	0.05	-0.07	0.15	-0.05	1						
7 Ext_gov	-0.11	-0.08	0.07	-0.19	0.01	0.02	1					
8 Cred_prot	-0.41	0.62	0.47	0.00	-0.37	-0.09	-0.20	1				
9 Concen_top5	-0.05	-0.43	-0.28	0.15	0.14	-0.05	-0.13	-0.16	1			
10 Fore_bank	-0.18	-0.37	-0.43	0.02	0.12	-0.02	-0.05	0.05	0.38	1		
11 Fee	0.45	-0.30	-0.20	-0.07	0.08	-0.13	0.04	-0.28	0.02	0.09	1	
12 Nonperm	-0.26	-0.09	-0.14	0.02	-0.13	0.17	-0.03	-0.01	0.02	-0.03	-0.56	1

四、结果分析

（一）市场机会、监管要求与国际化事件的市场反应

为了检验市场机会和监管要求对中资银行国际化事件的价值效应，我们设立回归模型如（1）所示。回归采用稳健性标准误，并在单个目标经济体层面进行聚类以反映个体因素影响，回归控制年度固定效应（限于篇幅未列示）。

$$Ab_ret_a = \alpha + \beta Market_t + \delta Regulation_t + \phi Controlvars_{a,t} + \varepsilon$$

（1）

其中，Ab_ret 表示中资银行国际化事件的异常收益率，Market 表示市场机会，包括 Bi_export、Bi_import、Exp_growth 和 Imp_growth 四个变量；Regulation 表示监管要求，包括 Cap_regu 和 Ext_gov 两个变量。控制变量刻画参见表 2。

表 4 列（1）列示了未考虑市场机会和监管要求的回归结果，可以看出发起方的超额收益与自身的盈利能力正相关，发起方的盈利能力越强，国际化事件的市场反应越好；发起方的超额收益与目标方银行业开放程度负相关，可能在于一国信贷市场的对外开放程度越高竞争越激烈，市场会对银行的盈利空间缩小做出价值反应。列（2）和列（3）分别考察了市场机会的价值效应¹³，可以看到 Bi_export、Bi_import、Exp_growth 及 Imp_growth 四个变量

¹³ 我国与目标方的出口额(Bi_export)和我国与目标方的进口额(Bi_import)这两个变量相关系数高达 0.85，

均不显著。列(4)考察了监管要求的价值效应,结果显示随着目标方资本监管要求(Cap_regu)和对银行的外部治理(Ext_gov)降低,发起方的超额收益会提高,两者分别在5%和10%的显著性水平下负相关。以资本监管要求为例,当目标方的资本监管要求降低一个单位,发起方的异常收益率将提高0.3%,考虑到国际化事件的异常收益率中位数仅为0.2%,资本监管要求的价值效应不容忽视。列(5)将市场机会和监管要求一并纳入模型¹⁴,反映市场机会的变量依然不显著,而反映监管要求的两个变量依然显著。列(6)以中国与目标方的监管要求差异作为自变量,结果显示中国的资本监管要求越是高于目标方(Cap_diff变大),国际化事件的价值效应越强;中国对银行的外部治理越是高于目标方(Gov_diff变大),国际化事件的超额收益率越是增加。

上述回归结果表明:第一,从市场机会与监管要求对中资银行国际化的价值效应来看,资本市场的定价并未充分反映市场机会——我国与目标方的双边贸易繁荣程度以及目标方的国际贸易进程;相反,资本市场对目标方的监管要求给予了定价。第二,投资者对目标方监管要求的定价符合“监管套利”的解释。目标方的资本充足率监管和对银行的外部治理要求越低,意味着发起方银行可以在东道国用同样的资本从事比母国风险更高的业务,或者用较少的资本覆盖与母国同样风险的业务,相对宽松的银行外部治理提供了助力,国际化银行可以利用套利机会获得无风险收益。短期市场反应的证据表明,我国资本市场的投资者能够识别中资银行国际化进程中蕴含的监管套利机会。

为避免多重共线性分别进行回归。

¹⁴ 我们在列(5)构造了变量 Bi_trade (Bi_export 与 Bi_import 相加求平均值)以便和监管要求变量同时进行回归。

表 4 市场机会、监管要求对中资银行国际化的价值效应

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	non	export	import	regu	both	both_diff
bi_export		-0.001 (-0.73)				
bi_import			-0.002 (-1.22)			
bi_trade					-0.001 (-0.71)	-0.001 (-0.88)
exp_growth		-0.014 (-0.25)	-0.035 (-0.69)		-0.025 (-0.66)	-0.009 (-0.18)
imp_growth		0.012 (0.36)	0.018 (0.60)		0.013 (0.54)	-0.001 (-0.02)
cap_regu				-0.003** (-2.36)	-0.003* (-2.01)	
ext_gov				-0.003* (-1.74)	-0.003* (-1.83)	
cap_diff						0.003* (1.97)
gov_diff						0.003* (1.91)
concen_top5	-0.008 (-0.78)	-0.011 (-1.09)	-0.010 (-1.12)	-0.008 (-0.89)	-0.010 (-1.02)	-0.009 (-0.87)
fore_bank	-0.024*** (-2.98)	-0.026** (-2.72)	-0.028*** (-2.92)	-0.025*** (-3.47)	-0.027*** (-3.51)	-0.029*** (-3.68)
fee	0.170*** (3.35)	0.157*** (2.85)	0.158*** (2.93)	0.160*** (2.91)	0.149** (2.49)	0.118* (1.78)
nonperm	-0.091 (-0.27)	-0.138 (-0.36)	-0.154 (-0.41)	-0.076 (-0.24)	-0.117 (-0.33)	0.010 (0.03)
language	-0.013** (-2.23)	-0.010 (-1.46)	-0.007 (-1.04)	-0.014** (-2.64)	-0.011* (-1.79)	-0.012* (-1.84)
distance	-0.004** (-2.23)	-0.003 (-1.51)	-0.003 (-1.35)	-0.004** (-2.61)	-0.003* (-1.81)	-0.003 (-1.58)
crisis	0.005 (0.57)	0.004 (0.44)	0.004 (0.45)	0.005 (0.59)	0.005 (0.49)	0.004 (0.46)
GDP	-0.003 (-0.84)	-0.002 (-0.46)	-0.002 (-0.39)	-0.004 (-1.19)	-0.003 (-0.75)	

GDP_growth	0.042 (0.60)	0.033 (0.45)	0.040 (0.56)	0.004 (0.06)	0.002 (0.03)	
inflat	0.031 (0.52)	0.030 (0.50)	0.029 (0.47)	0.060 (0.85)	0.058 (0.79)	
GDP_diff						0.003 (0.71)
GDP_growth_diff						-0.008 (-0.13)
inflat_diff						-0.041 (-0.65)
N	55	55	55	55	55	55
r2_a	0.254	0.207	0.215	0.300	0.252	0.240
F	4.230	4.000	4.764	8.358	9.784	7.409

注：***、**、*分别表示在 1%、5%、10%的水平下显著。

（二）监管要求对海外机构风险与业绩的影响

已有文献指出，监管要求差异除了影响市场反应外还会影响银行的风险和业绩，比如监管套利动机进一步增加并购事件后目标银行的风险（Carbo et al., 2012）。相较于考察国际化事件后总行的风险水平和业绩指标，直接考察各海外分支机构的风险和业绩指标的噪音较小，原因在于中资银行的风险和业绩指标还受到除国际化行为以外的诸多因素影响，此外各家银行的国际化进程及密集程度并不同步¹⁵。因此，我们手工收集了所有上市银行年报中披露的海外分支机构的总资产、净资产和净利润数据¹⁶，并计算了海外分支机构的财务杠杆（A/E）和净资产报酬率（ROE）。考虑到样本的代表性和数据的可获得性，我们最终选取了中国工商银行作为分析对象¹⁷，结果表明从总体上看，资本监管要求越低，海外机构以财务杠杆刻画的风险越大，以净资产收益率刻画的业绩越高，这为资本监管套利的经济影响提供了较为直观的证据。

¹⁵ 比如有的银行开设海外分支机构获当地监管部门核准后马上开始业务经营，而另一些银行则并未立即开业；国有大行的国际化进程已有 10 余年历史，而股份制银行的国际化大多处于起步阶段。

¹⁶ 各项数据按照当年最后一个交易日的外汇汇率统一折算为美元。

¹⁷ 首先，在 55 起中资银行国际化事件中工商银行共计 25 起，占样本总数的 45.45%；其次，从年报数据来看，工商银行关于海外机构总资产、净资产和净利润信息最早于 2006 年开始披露（工银亚洲 1 家），披露的海外分支机构信息也最为全面，如 2013 年共披露了 13 个分支机构数据。再次，对于个别年份数据缺失，我们采用了次年数据补充。最后，这部分研究包括了 2006 年之前成立的分支机构数据。

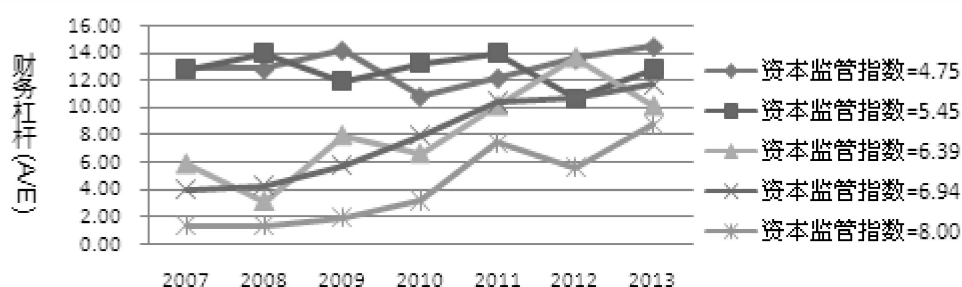


图1 资本监管要求与工行海外机构财务杠杆

数据来源：手工收集中国工商银行年度报告并整理分析。

我们分别选取了资本监管指数低（4.75）、较低（5.45）、中等（6.39）、较高（6.94）、高（8.00）五个组别刻画监管要求差异，图1描述了在不同的资本监管要求下工行海外分支机构的财务杠杆。从时间维度看，随着时间推移海外机构的财务杠杆水平总体上逐渐提高，这呼应其正常运营不断扩大的现实。从组间差异看，整体上来说，当资本监管要求较为宽松时，海外机构的财务杠杆相对更高；而当资本监管要求趋于严格时，海外机构的财务杠杆相对更低。

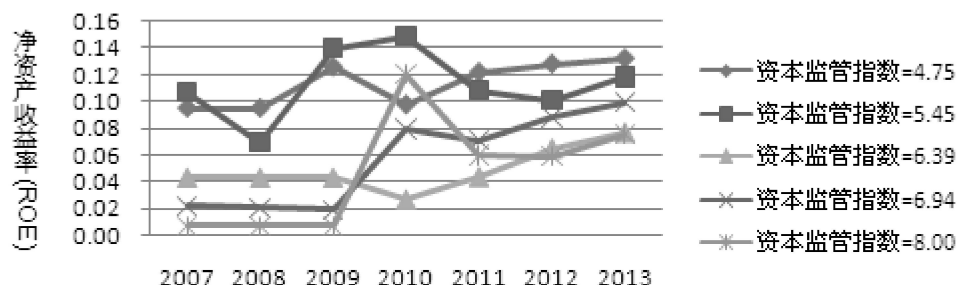


图2 资本监管要求与工行海外机构净资产收益率

数据来源：手工收集中国工商银行年度报告并整理分析。

图2描述了资本监管要求与工行海外机构净资产收益率的关系。尽管个别数据存在波动¹⁸，但整体上依然不难发现，一是随着时间推移海外机构的净资产收益率呈现不断提高态势；二是当海外机构处于资本监管要求较低的地区时其净资产收益率相对较高，而处于监管要求较高的地区时其净资产收益率较低。

（三）稳健性检验

1. 债权人保护水平的影响

¹⁸ 如资本监管指数=8.00的系列中2010年ROE高达12%（工银俄罗斯），而其在其他年份ROE均不超过7%，我们在分析中保留了这一较为异常的数据。

已有研究指出,国家间投资者保护的实质性差异对各国金融体系和公司治理机制设计产生重要影响 (La Porta et al., 1998; Djankov et al., 2007), 这种差异有助于解释投资者对于相似事件的迥异反应 (Rossi & Volpin, 2004; Moeller et al., 2005), 甚至部分决定了投资者在银行并购宣告时刻对股票价值增长潜力的预期 (Hagendorff et al., 2008)。Starks & Wei (2004) 指出当目标国的投资者保护较差时, 代理问题和信息不对称更加严重, 带来的控制权私人收益更高, 并购方股东需要就面临的内部人掠夺风险得到补偿, 因而形成并购超额收益; Bris et al. (2008) 也发现并购方的投资者保护水平越高 (即目标方水平越低), 则跨国并购 (相较于国内并购) 的溢价更高。Hagendorff et al. (2008) 专门考察了欧洲和美国 313 起银行跨国并购, 发现并购交易的股价反应与投资者保护水平呈负相关, 当目标方为投资者保护水平相对 (美国和加拿大) 较低的欧洲时, 发起方并购公告的市场反应更好, 说明股东对发起方承担的高风险予以补偿。国内学者张健华和王鹏 (2012) 利用我国 166 家城市商业银行 1999-2009 年数据也发现了较高的投资者保护增加了以 Z 值刻画的银行风险。Houston et al. (2012) 则发现尽管国际资本流动存在着监管套利动机, 银行资金依然倾向于投资者保护制度更加健全的国家, 表现在较强的债权人保护、较强的产权保护以及良好的投资者信息共享会吸引更多的资金流入。

因此, 一个自然的问题是, 上文观察到的监管要求对中资银行国际化的价值效应, 是否只是资本市场对目标方债权人保护水平的价值反应呢? 换句话说, 如果将债权人保护水平对中资银行国际化收益的影响同时纳入模型, 是否还能观察到上述监管要求的价值效应? 本文将对此展开检验。

表 5 结果表明上文结论是比较稳健的。仅包含目标方债权人保护水平的列 (1) 显示, 债权人保护水平确实对发起方的异常收益率有显著影响。平均来看, 债权人保护水平每降低一个单位, 发起方的异常收益率将增加 0.1%。列 (2) 同时包括了目标方债权人保护水平、资本监管要求和对银行的外部治理三个变量的回归结果显示, 国际化发起方的异常收益率依然随着目标方资本监管要求 (Cap_regu) 的放松而增加, 随着目标方对银行的外部治理 (Ext_gov) 放松而增加。同时, Ext_gov 的显著性水平还从表 4 中的 10% 提高到 5%, 说明上文中监管要求的价值效应是比较稳健的。列 (2) 还显示债权人保护水平 (Cred_prot) 的显著性水平也从原来的 10% 提高到 5%, 同时模型的解释力提高了近 6 个百分点, 这也有助于支持我们的发现。列 (3) 将债权人保护水平、监管要求以及市场机会的因素一并纳入, 也得到了相似结果。此外, 发起方外资开放程度 (Fore_bank)、中资银行盈利能力 (Fee) 等变量依然显著。

表 5 考虑债权人保护水平的稳健性检验¹⁹

	(1)	(2)	(3)
	prot	prot_regu	all
cred_prot	-0.001*	-0.001**	-0.002*
	(-2.00)	(-2.23)	(-1.76)
cap_regu		-0.003**	-0.003**
		(-2.68)	(-2.53)
ext_gov		-0.003**	-0.003**
		(-2.33)	(-2.33)
bi_trade			0.000
			(0.17)
exp_growth			0.018
			(0.42)
imp_growth			-0.037
			(-0.86)
concen_top5	-0.012	-0.014	-0.015
	(-1.20)	(-1.40)	(-1.18)
fore_bank	-0.021**	-0.021***	-0.019**
	(-2.46)	(-2.81)	(-2.38)
fee	0.152***	0.137**	0.131**
	(3.02)	(2.42)	(2.15)
nonperm	-0.106	-0.099	-0.107
	(-0.32)	(-0.33)	(-0.33)
N	55	55	55
r2_a	0.258	0.314	0.268
F	4.735	15.121	12.028

注：***、**、*分别表示在 1%、5%、10%的水平下显著。

2. 变量设计的影响

我们进一步考察变量选择会否影响本文的研究发现。首先，我们采用了净资产收益率（ROE）、管理费用占营业收入比例（Expe）分别刻画发起行的盈利能力和经营管理水平；其次，我们采用杠杆率（Lev）以及银行风险（beta）²⁰分别作为对发起行风险水平的刻画；最后，考虑回归模型采用发起方当年的手续费收入占比（Fee）和不良贷款率（Nonperm）可能存在内生性问题，我们分别对 Fee 和 Nonperm 进行滞后一期处理。表 6 的回归结果表

¹⁹ 为节省篇幅，表 5 中只报告了主要变量的回归结果。

²⁰ 我们分别采用了按照银行总市值和流通股市值计算的 beta 值进行回归，结果不存在差异，此处列示的是按照总市值计算的 beta 值。

明原有结论整体上较为稳健。

表 6 变量设计的稳健性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	Roe	Expe	Lev	Beta	Lag
cap_regu	-0.003*	-0.002	-0.003*	-0.003*	-0.003*
	(-2.01)	(-1.39)	(-1.95)	(-2.00)	(-1.85)
ext_gov	-0.003**	-0.003*	-0.003*	-0.003*	-0.003**
	(-2.17)	(-1.95)	(-1.89)	(-1.71)	(-2.12)
roe	-0.085				
	(-0.62)				
nonperm	-0.547	-0.348			
	(-0.92)	(-0.93)			
expe		-0.109			
		(-0.99)			
fee			0.172**	0.217***	
			(2.19)	(3.94)	
lev			-0.210		
			(-0.50)		
beta				0.019*	
				(1.90)	
L.fee					-0.118
					(-0.50)
L.nonperm					-0.014
					(-0.23)
N	55	55	55	55	55
r2_a	0.203	0.241	0.255	0.310	0.168
F	39.185	21.247	10.734	9.213	51.186

注：***、**、*分别表示在 1%、5%、10%的水平下显著。

五、结论

本文利用 2006-2014 年中资银行 55 起国际化事件检验了市场机会和监管差异对于中资银行国际化的价值效应的解释力。结果表明，中国资本市场对于市场机会并未做出充分的价值反应，但对监管差异形成的套利空间做出了积极的市场反应，监管差异越大，套利空间越大，市场反应越为正面。上述价值效应在控制了债权人保护水平的影响后依然成立。

在以银行为主导的金融体系中，客观评估中资银行国际化的成败得失用以指导未来国际

化实践显得尤为重要，本文通过短期市场反应的证据提供如下启示。第一，在中资银行国际化进程中，需要进一步发挥市场机会的推动作用，中资银行国际化布局应当呼应我国企业的全球化布局，努力为跨国经营企业提供投资银行、资产管理、财务顾问与咨询等综合性金融服务，从而使得金融更好地助推实体经济。第二，对于在监管要求较低的目标方从事经营活动的中资银行海外机构，我国监管部门应该加强国际金融监管合作，因为监管套利空间的存在最终将使得尽管各国都有实质性的监管规定，但金融机构的杠杆和风险依然不断增加，这将有损一国乃至全球的金融稳定。

参考文献

- [1] 陈璐, 2005, 《银行并购实证研究的发展及方法论演进》, 《金融研究》第 1 期 164-174 页。
- [2] 陈启清, 2008, 《竞争还是合作: 国际金融监管的博弈论分析》, 《金融研究》第 10 期 187-197 页。
- [3] 丁慧, 2009, 《银行并购后经营业绩实证研究》, 《金融研究》第 7 期 52-65 页。
- [4] 黄国平, 2014, 《监管资本、经济资本及监管套利——妥协与对抗中演进的巴塞尔协议》, 《经济学(季刊)》第 3 期 863-886 页。
- [5] 宋永明, 2009, 《监管资本套利和国际金融危机——对 2007-2009 年国际金融危机成因的分析》, 《金融研究》第 12 期 81-90 页。
- [6] 张健华和王鹏, 2012, 《银行风险、贷款规模与法律保护水平》, 《经济研究》第 5 期 18-30 页。
- [7] Aliber, Z. R., 1984, "International Banking: A Survey", *Journal of Money, Credit, and Banking*, 11, pp.322-335.
- [8] Acharya, V., Wachtel, P. and Walter, I., 2009, "International Alignment of Financial Sector Regulation", *Financial Markets, Institutions, and Instruments*, 18, pp.188-190.
- [9] Acharya, V., Amihud, Y. and Litov L., 2011, "Creditor Rights and Corporate Risk Taking", *Journal of Financial Economics*, 102, pp.150-166.
- [10] Barth, J., Caprio, G. and Levine, R., 2004, "Bank regulation and supervision: what works best?", *Journal of Financial Intermediation*, 13, pp.205-248.
- [11] Barth, J., Caprio, G. and Levine, R., 2006, "Rethinking Bank Supervision and Regulation: Until Angels Govern", Cambridge University Press.
- [12] Barth, J., Caprio, G. and Levine, R., 2008, "Bank Regulations Are Changing: For Better or Worse?", *World Bank Policy Research Working Paper*, No. 4646.
- [13] Barth, J., Caprio, G. and Levine, R., 2012, "The Evolution and Impact of Bank Regulations", *World Bank Policy Research Working Paper*, No. 6288.
- [14] Berger, A.N., De Young, R. and Udell, G.F., 2001, "Efficiency Barriers to the Consolidation of the European Financial Services Industry", *European Financial Management*, 7, pp.117-130.
- [15] Bris, A. and Cabolis, C., 2008, "The Value of Investor Protection: Firm Evidence from Cross-Border Mergers", *Review of Financial Studies*, 21, pp.605-648.
- [16] Carbo-Valverde, S., Kane, E.J. and Rodriguez-Fernandez, F., 2012, "Regulatory Arbitrage in Cross-Border Banking Mergers within the EU", *Journal of Money, Credit, and Banking*, 44, pp.1609-1629.
- [17] Clarke, G., Cull, C., Peria M.S.M. and Sánchez S., 2003, "Foreign Bank Entry: Experience, Implications for

- Developing Economies, and Agenda for Further Research”, The World Bank Research Observer, 18, pp.25-59.
- [18] Dahlquist, M., Pinkowitz, L.F., Stulz, R.M. and Williamson, R., 2003, “Corporate Governance and the Home Bias”, The Journal of Financial and Quantitative Analysis, 38, pp.87-110.
- [19] Djankov, S., McLiesh, C. and Shleifer, A., 2007, “Private Credit in 129 Countries”, Journal of Financial Economics, 84, pp. 299–329.
- [20] Dong, H., Song, F. and Tao, L., 2011, “Regulatory Arbitrage: Evidence from Bank Cross-Border M&As”, Unpublished Working Paper, University of Hong Kong.
- [21] Fernandes, N., Ugor L. and Darius M., 2010, “Escape from New York: The Market Impact of Loosing Disclosure Requirements”, Journal of Financial Economics, 95, pp.129-147.
- [22] Hagendorff, J., Collins, M. and Keasey, K., 2008, “Investor Protection and the Value Effects of Bank Merger Announcements in Europe and the US”, Journal of Banking and Finance, 32, pp.1333-1348.
- [23] Hitt, M.A., 2006, “The Importance of Resources in the International of Professional Service Firms: the Good, the Bad, and the Ugly”, Academy of Management Journal, 49, pp.1137-1157.
- [24] Houston, J.F., Lin, C. and Ma, Y., 2012, “Regulatory Arbitrage and International Bank Flows”, Journal of Finance, 67, pp.1845-1895.
- [25] Howcorft, J.B., UI-Haq, R. and Hammerton R., 2010, “Bank Regulation and the Process of Internationalization: A Study of Japanese Bank Entry Into London”, Service Industries Journal, 30, pp.1359-1375.
- [26] Karolyi G.A. and Taboada A.G., 2011, “The Role of Regulation in Cross-Border Bank Acquisitions: Is It Really a Race to the Bottom”, Unpublished working paper, Cornell University and University of Tennessee.
- [27] La Porta, Rafael, Florencio López de Silanes, Andrei Shleifer and Robert W. Vishny, 1998, “Law and Finance”, Journal of Political Economy, 106, pp.1113-1155.
- [28] Laeven, L. and Levine, R., 2009, “Bank Governance, Regulation and Risk Taking”, Journal of Financial Economics, 93, pp.259-275.
- [29] Levine, R., 1998, “The Legal Environments, Banks, and Long-Run Economic Growth”, Journal of Money, Credit, and Banking, 30, pp.734-758.
- [30] Moeller, S.B. and Schlingemann, F.B., 2005, “Global Diversification and Bidder Gains: A Comparison between Cross-Border and Domestic Acquisitions”, Journal of Banking and Finance, 29, pp.533–564.
- [31] Ongena, S., Popov, A. and Udell, G.F., 2013, “When the Cat's Away the Mice Will Play: Does Regulation at

Home Affect Bank Risk Taking Abroad?”, *Journal of Financial Economics*, 108, pp.727-750.

[32] Rossi, S., and Volpin, P.F., 2004, “Cross-Country Determinants of Mergers and Acquisitions”, *Journal of Financial Economics*, 74, pp.277-304.

[33] Starks, L.T. and Wei, K.D., 2004, “Cross-Border Mergers and Differences in Corporate Governance”, Unpublished Working Paper, University of Texas at Austin.

[34] Williams, B, 2002, “The Defensive Expansion Approach to Multinational Banking: Evidence to Data”, *Financial Markets Institutions and Instruments*, 11, pp.127-203.

The Value Effects of Commercial Banks Internationalization: from market forces or regulation arbitrage?——Evidence from capital market in China

Xu Rong Xu Xingmei Ji Xingchen

Abstract: Market forces and regulation arbitrage are two explanations for the value effects of bank internationalization in global financial markets. We use event study method to examine these two explanations respectively, based on all bank internationalization events since 2006. The result shows Chinese capital market gives high abnormal returns for capital arbitrage opportunity, but doesn't respond to market forces. The finding remains robust when considering the value effect of creditor protection in target country. This research indicates that participating in cooperation rather than competition in international financial supervision and regulation should be a beneficial decision according to arbitrage evidence.

Key words: Chinese commercial banks; Internationalization; Regulation arbitrage

【货币金融理论与政策】

利率双轨制、金融改革与最优货币政策

张 勇¹ 李政军² 龚六堂³

【摘要】本文将利率双轨制引入带融资溢价的新凯恩斯 DSGE 模型，以福利最大化为标准，分析了利率双轨制的效率、利率双轨制的改革以及与利率双轨制相配套的最优货币政策。研究发现，利率双轨制的效率不仅与金融市场的扭曲程度直接相关，而且更取决于产品市场的扭曲程度。政府应该不断降低产品市场和金融市场的扭曲，直到利率双轨制不再有效率时，再一举取消双轨制才是福利损失最小的。在短期，利率双轨制决定了货币政策主要是通过管制利率渠道来传导，溢价比稳态提高时管制利率对溢价偏离做正向反应和溢价比稳态降低时管制利率对溢价偏离做轻微负向反应的相机反应规则优于单一反应规则。

【关键词】利率双轨制；货币政策；投资的需求效应

一、引言

在我国，央行管制的储蓄存款利率和货币、债券市场利率共存。根据中国人民银行公布的年度报告，笔者计算得出我国过去 10 年平均的国有银行信贷融资占社会总融资的 75% 以上，说明存款利率管制的国有银行信贷融资(下文称为管制融资)成为融资主体，自由定价的市场融资则处于次要地位。市场利率由市场融资的供求关系决定，而市场融资在社会总融资中的占比很低，导致我国市场利率与社会总融资需求之间的相关性降低，这就决定了利率双轨制下，我国货币政策的利率传导渠道被削弱。该判断也与很多经验研究一致，例如，蒋瑛琨等(2005)、Laurens & Maino (2007)等认为，中国的主要经济变量几乎不对市场利率和货币需求量 M_1 作显著反应，而广义货币需求量 M_2 与主要经济变量的相关性较强。

既然中国的主要经济变量几乎不对货币需求量 M_1 作显著反应，Zhang(2009)、Zhang(2012)等用 M_1 来模拟我国的货币需求就是不恰当的，并且他们也没有从社会福利的角

¹ 张勇，北京大学光华管理学院

² 李政军，南京师范大学商学院

³ 龚六堂，北京大学光华管理学院

度搜索最优货币政策，而是用中国的相关数据估计出各自的新凯恩斯 DSGE 模型来比较不同货币政策对应的脉冲响应路径。刘斌(2003)、Liu & Zhang(2010) 用中国的相关数据估计出简单的总量模型作为约束，求解特定社会福利函数对应的福利最大化的最优货币政策，但是他们的模型没有微观基础，所以不能用他们自己的模型严格地推导出他们所依赖的社会福利函数，从而不能保证他们估计出来的约束模型和目标福利函数之间是严格内在一致的。这些关于中国货币政策的理论模型还有另外两方面的不足：忽略了市场利率传导渠道的退化和管制利率渠道对中国货币政策传导的决定性影响；没有包含与金融部门摩擦关系紧密的信贷传导渠道和资产价格传导渠道，从而忽略了金融部门摩擦对货币政策的影响。

本文将利率双轨制引入带融资溢价的新凯恩斯 DSGE 模型，并用 M_2 (M_1 简化为 0) 来模拟我国货币需求，以社会福利最大化为标准，分析同时包含双轨利率传导渠道、信贷传导渠道和资产价格传导渠道的最优货币政策。利率双轨制在我国长期存在绝不是偶然的，什么样的经济采用利率双轨制才是有效率的？利率双轨制改革与金融市场改革以及产品市场改革有什么关系？在本文中，这两个问题与双轨制下的最优货币政策问题是三位一体的：只有双轨制是有效率的，实施双轨制下的最优货币政策才有意义；只有执行最优货币政策，才能体现双轨制效率；双轨制效率变化又与金融市场和产品市场的变革紧密相关。

在本文模型中，国有银行以政府规定的存款利率吸收存款，并以市场价格贷款给生产性企业。国有银行有国家信用担保，不需要积累自有资产来作信用担保，不以利润最大化为目标，故不存在融资预算约束，国有银行的盈亏都由税收来平衡。考虑到现实中我国国有商业银行仅仅是预算软约束的，国家需要配合使用多种管制手段和操作工具才能实现对管制融资的有效调控，并且国有商业银行的资金配置效率低于市场私有金融机构，所以本文假定模型中的国有银行融资存在额外的效率损失，即管制融资额外调控损失和相对于私有金融部门的资金配置效率损失。假定与国有银行并存的私有金融中介也通过发行债券向家庭融资，并以市场价格贷款给生产性企业。

本文参考 Angeloni & Faia(2013)的融资决策机制，推导出一个简单的市场融资溢价方程。本文的研究表明，利率双轨制的效率不仅与融资扭曲程度相关，融资扭曲越高，双轨制效率越高，而且更取决于垄断扭曲程度，垄断扭曲越高，双轨制效率越高；只要双轨制是有效率的，最优管制融资规模就是很高的，经济发展模式就是比较粗放的；双轨制的效率是内生决定的，双轨制本身不应该成为改革的突破口，政府应该不断降低垄断扭曲和融资扭曲直到双轨制不再有效率时再一举取消双轨制才是福利损失最小的。在短期，双轨制决定了货币政策主要通过管制利率来传导，溢价比稳态提高时管制利率对溢价做正向反应和溢价比稳态降低

时管制利率对溢价做轻微负向反应的相机反应规则优于单一反应规则。

接下来第二部分是模型描述，第三部分是模型校准，第四部分分析长期福利、双轨制效率和经济改革，第五部分是动态分析，第六部分是结论和政策建议，最后是参考文献。

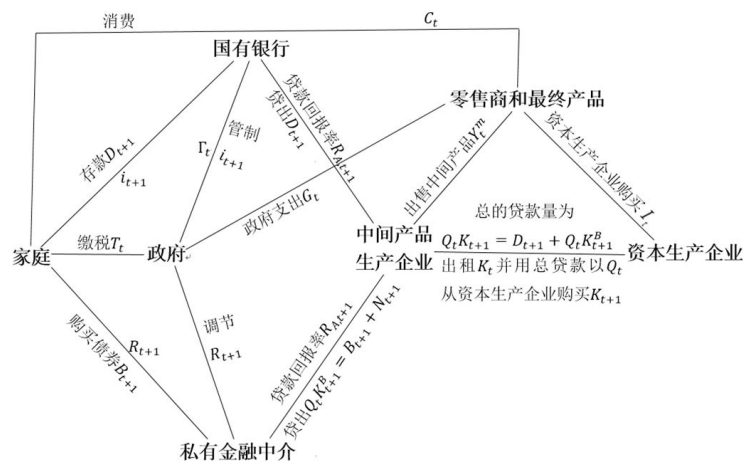
二、基本模型

1. 家庭(模型整体结构参见下段右侧的模型结构图)

代表性家庭提供劳动、消费并储蓄。家庭在时期 t 的条件期望福利为 Wel_t ，有

$$Wel_t = E_t \sum_{j=0}^{+\infty} \beta^j \left[\ln(C_{t+j}) + \chi \ln(1 - L_{t+j}) + \eta \ln\left(\frac{D_{t+j}}{P_{t-1+j}}\right) \right], \quad 0 < \beta < 1, \quad \chi, \eta > 0$$

* MERGEFORMAT (1)



模型结构图

其中 β 为主观贴现率， C_t 和 L_t 分别表示家庭消费和劳动供给， P_t 表示最终产品价格， D_t 表示家庭在 $t-1$ 时期持有的国有银行存款，持有 D_t 的隔期名义利率为 i_t 。家庭在 $t-1$ 时期还持有私有金融中介发行的债券 B_t ，持有每一单位债券要付出一个额外的搜索或代理成本 ν ，我们用 R_t 来表示家庭持有 B_t 的隔期名义利率。 D_t 进入效用函数以保证国有银行存款和债券之间是不完全替代的。家庭是非金融企业和私有金融中介的所有者，我们用 Π_t 来表示企业和金融中介转移到家庭的名义净财富。预算约束为

$$P_{t+j} C_{t+j} + D_{t+1+j} + (1 + \nu) B_{t+1+j} + T_{t+j} = W_{t+j} L_{t+j} + i_{t+j} D_{t+j} + R_{t+j} B_{t+j} + \Pi_{t+j} \quad \backslash * \text{MERGEFORMAT (2)}$$

$j = 0, 1, 2, \dots, \infty$ ，其中 W_{t+j} 为名义工资， T_{t+j} 为名义总额税。

在时期 t ，家庭受约束于方程(2)，最大化条件期望福利 Wel_t 。最优性条件如下，

$$\chi \frac{1}{1-L_t} = \frac{1}{C_t} \frac{W_t}{P_t} \quad \backslash * \text{MERGEFORMAT (3)}$$

$$\frac{\eta P_t}{D_{t+1}} + i_{t+1} E_t \frac{1}{C_{t+1} \pi_{t+1}} = \frac{1}{\beta C_t} \quad \backslash * \text{MERGEFORMAT (4)}$$

$$R_{t+1} E_t \frac{1}{C_{t+1} \pi_{t+1}} = (1+\nu) \frac{1}{\beta C_t} \quad \backslash * \text{MERGEFORMAT (5)}$$

方程(3)给出了劳动力供给函数, 方程(4)决定了家庭最优存款数量, 方程(5)是欧拉方程, 当 $\nu=0$ 时, 方程(5)就退化为传统的欧拉方程。

2. 私有金融中介

私有金融中介向家庭发行债券融资, 并以市场价格贷款给生产企业。金融中介部门在 t 时期末的总负债就是家庭持有的债券数量 B_{t+1} , 用 N_{t+1} 表示私有金融中介部门在 t 时期末 $t+1$ 时期初的总净资产, Q_t 表示时期 t 的资本(或股权)的价格, K_{t+1}^B 表示 t 时期末 $t+1$ 时期初中间产品生产企业抵押在私有金融中介名下的总股权(企业股权等于其资本量), 则 t 时期末 $t+1$ 时期初私有金融中介部门的总资产为 $Q_t K_{t+1}^B = B_{t+1} + N_{t+1}$ 。 $S_{t+1} = B_{t+1} / (Q_t K_{t+1}^B)$ 就是 t 时期末金融中介部门的资产负债率。根据 Angeloni & Faia(2013), 在金融系统内部存在一个期望为 0 的、在区间 $[-h, h]$ 上均匀分布的收益扰动 $x_{j,t}$ 。设第 j 个私有金融中介在 $t+1$ 时期的资本收益率为 $R_{A,t+1} + x_{j,t+1}$, 则 $R_{A,t+1}$ 为金融中介部门在 $t+1$ 时期的平均资产收益率。

给定金融中介在 $t+1$ 时期的平均资产收益率 $R_{A,t+1}$, 如果 $R_{A,t+1} + x_{j,t+1} \geq R_{t+1} S_{t+1}$, 那么该金融中介自有资产的毛收益为 $(R_{A,t+1} + x_{j,t+1} - R_{t+1} S_{t+1}) Q_t K_{j,t+1}^B$ 。假定当自有资产的毛收益为正时, 金融中介支付一个经营成本, 且经营成本是毛收益的一个比例 θ , θ 为 0 到 1 之间的常数, 则该金融中介的经营成本为 $\theta (R_{A,t+1} + x_{j,t+1} - R_{t+1} S_{t+1}) Q_t K_{j,t+1}^B$, 自有资产的净收益为 $(1-\theta) (R_{A,t+1} + x_{j,t+1} - R_{t+1} S_{t+1}) Q_t K_{j,t+1}^B$, 自有资产净收益分摊在总资产上的资产收益率为 $(1-\theta)(R_{A,t+1} + x_{j,t+1} - R_{t+1} S_{t+1})$ 。扣除经营成本 $\theta (R_{A,t+1} + x_{j,t+1} - R_{t+1} S_{t+1}) Q_t K_{j,t+1}^B$ 后的总资产收益为 $[R_{A,t+1} + x_{j,t+1} - \theta(R_{A,t+1} + x_{j,t+1} - R_{t+1} S_{t+1})] Q_t K_{j,t+1}^B = [(1-\theta)(R_{A,t+1} + x_{j,t+1}) + \theta R_{t+1} S_{t+1}] Q_t K_{j,t+1}^B$, 总资产收益率为 $(1-\theta)(R_{A,t+1} + x_{j,t+1}) + \theta R_{t+1} S_{t+1}$ 。如果 $R_{A,t+1} + x_{j,t+1} < R_{t+1} S_{t+1}$, 那么该金融中介资不抵债, 将破产清算, 这时该金融中介自有资产的收益率为 0。假定清算会造成损耗, 清算成本为总资产收益的一个比例 λ , λ 为 0 到 1 之间的常数, 且 $\theta < \lambda < 1$, 则清算成本为 $\lambda(R_{A,t+1} + x_{j,t+1}) Q_t K_{j,t+1}^B$, 总资产收益为 $(1-\lambda)(R_{A,t+1} + x_{j,t+1}) Q_t K_{j,t+1}^B$, 总资产收益率为

$$(1-\lambda)(R_{A,t+1} + x_{j,t+1})。$$

根据 Angeloni & Faia(2013)，假定金融中介的代理人选择资产负债率 S_{t+1} 来最大化其期望的总资产收益率。那么期望总资产收益率可表示为

$$\frac{1}{2h} \int_{-h}^{R_{t+1}S_{t+1}-R_{A,t+1}} [(1-\lambda)(R_{A,t+1} + x_{j,t+1})] dx_{j,t+1} + \frac{1}{2h} \int_{R_{t+1}S_{t+1}-R_{A,t+1}}^h [(1-\theta)(R_{A,t+1} + x_{j,t+1}) + \theta R_{t+1}S_{t+1}] dx_{j,t+1}$$

左边积分项是被破产清算的金融中介的资产收益率加权和，右边积分项是未破产的金融中介的资产收益率加权和。最优性一阶条件为

$$S_{t+1} = \frac{(h + R_{A,t+1})}{(\lambda/\theta + 1)R_{t+1}} \quad \backslash * \text{MERGEFORMAT (6)}$$

为保证一阶条件的有效性，要求 $R_{A,t+1} - h \leq R_{t+1}S_{t+1} \leq R_{A,t+1} + h$ ，也就是，

$$-h \leq R_{A,t+1} \leq (1 + 2\theta/\lambda)h \quad \backslash * \text{MERGEFORMAT (7)}$$

给定 h ，最优资产负债率 S_{t+1} 是 R_{t+1} 的减函数，因为 R_{t+1} 的增加提高了破产的概率，尽管 R_{t+1} 的增加提高了未破产时的收益，但却未能够补偿破产概率增加导致的损失。最优的 S_{t+1} 是 $R_{A,t+1}$ 的增函数，因为 $R_{A,t+1}$ 的增加不仅增加了每一中情况下的资金的收益率，而且降低了破产的概率。在方程(6)中，给定 R_{t+1} ， $\frac{\lambda}{\theta}$ 的值越高，也就是清算成本相对于经营成本的相对水平越高，特定的最优资产负债率 S_{t+1} 对应的融资溢价($R_{A,t+1}/R_{t+1}$)越高。如果给定 R_{t+1} ，特定的最优资产负债率 S_{t+1} 对应的融资溢价越高，我们就称金融市场的融资扭曲程度越高，那么令 $dis = \frac{\lambda}{\theta}$ ，则 dis 就成为衡量金融市场的融资扭曲程度的指数， dis 的值越大，金融市场的融资扭曲程度越高。被破产清算的金融中介的自有资产收益为 0，用 $R_{c,t}$ 表示整个私有金融中介部门的自有资产净收益分摊在总资产上的资产收益率，则 $R_{c,t}$ 就是对未破产的金融中介的自有资产净收益分摊在该金融中介总资产上的资产收益率求加权和，有

$$R_{c,t} = \frac{1}{2h} \int_{R_t S_t - R_{A,t}}^h (1-\theta)[R_{A,t} + x_{j,t} - R_t S_t] dx_{j,t} = \frac{1-\theta}{4h} [h + R_{A,t} - R_t S_t]^2 \quad \backslash * \text{MERGEFORMAT (8)}$$

为防止金融中介资产无限增大，假定其自然死亡率为 $1-\gamma$ 。家庭将数量为 ωD_{t+1} 作为新生金融中介的启动资金，其中 ω 是常数。则 t 时期末的金融中介净资产 N_{t+1} 的值为 t 时期末

的总资产 $Q_{t-1}K_t^B$ 乘以 $R_{c,t}$ ，再乘以存活率 γ ，加上新的启动资金。即

$$N_{t+1} = \gamma R_{c,t} Q_{t-1} K_t^B + \omega D_{t+1} \quad \backslash * \text{MERGEFORMAT (9)}$$

$$Q_t K_{t+1}^B = \frac{N_{t+1}}{1 - S_{t+1}} \quad \backslash * \text{MERGEFORMAT (10)}$$

$$B_{t+1} = Q_t K_{t+1}^B S_{t+1} \quad \backslash * \text{MERGEFORMAT (11)}$$

(10)式是 t 时期末总资产与净资产的关系，(11)式是 t 时期末总债务与总资产的关系。令 Δ_t 为金融中介总的经营成本和清算成本之和与名义总资产比率，则

$$\Delta_t = \frac{\lambda}{4h} \left[R_t^2 S_t^2 - (R_{A,t} - h)^2 \right] + \frac{\theta}{4h} (R_{A,t} + h - R_t S_t)^2 \quad \backslash * \text{MERGEFORMAT (12)}$$

3. 国有银行

国有银行不存在融资预算约束(详见引言)，以管制利率吸收全部意愿的家庭存款，以市场价格贷款给企业。国有银行管制融资是缺乏效率的，参照 Gertler & Karadi(2011)，本文假定分摊到单位融资上的效率损失为常数 τ 。记时期 t 国有银行的利润为 Γ_t ，则

$$\Gamma_t = D_t (R_{A,t} - i_t - \tau) \quad \backslash * \text{MERGEFORMAT (13)}$$

4. 中间产品生产企业和资本生产商

中间产品企业以相同价格从国有银行和私有金融中介贷款购买资本生产中间产品并出售给零售商。根据 Angeloni & Faia(2013)，中间产品企业用全部股权(或资本)收益作抵押获得贷款，从而无风险地获得零利润。中间产品产量为 Y_t^m ，价格为 P_t^m ，生产函数为

$$Y_t^m = A_t K_t^\alpha L_t^{1-\alpha} \quad \backslash * \text{MERGEFORMAT (14)}$$

中间产品生产企业按照劳动的边际收益等于工资的原则雇佣劳动，有

$$(1 - \alpha) \frac{P_t^m Y_t^m}{P_t L_t} = \frac{W_t}{P_t} \quad \backslash * \text{MERGEFORMAT (15)}$$

资本生产商购买投资品 I_t 并从中间产品企业租用 K_t 生产新的资本。生产函数为

$$K_{t+1} - (1 - \delta) K_t = \Phi(I_t / K_t) K_t \quad \backslash * \text{MERGEFORMAT (16)}$$

资本租金率为 $\bar{Q}_t$ ，则资本生产者目标为给定 K_t ，选择 I_t ， $\text{Max } Q_t \Phi(I_t / K_t) K_t - I_t P_t - \bar{Q}_t K_t$ ，

$\Phi(\cdot)$ 为递增的、凹的资本调整成本函数。一阶条件为

$$Q_t = [\Phi'(I_t / K_t)]^{-1} P_t \quad \backslash * \text{MERGEFORMAT (17)}$$

假定资本生产企业是完全竞争的，则零利润条件为

$$Q_t \left[\Phi \left(\frac{I_t}{K_t} \right) - \Phi' \left(\frac{I_t}{K_t} \right) \frac{I_t}{K_t} \right] = \bar{Q}_t \quad \backslash * \text{MERGEFORMAT (18)}$$

现在可以写出 t 时期末中间产品企业的单位股权(或资本)在 $t+1$ 时期的收益率为

$$R_{A,t+1} = \frac{\alpha P_{t+1}^m \frac{Y_{t+1}^m}{K_{t+1}} + (1-\delta) Q_{t+1} + \bar{Q}_{t+1}}{Q_t} \quad \backslash * \text{MERGEFORMAT (19)}$$

5. 零售商

零售商以一比一的技术将中间产品 $Y_{j,t}^m$ 转化为零售品 $Y_{j,t}$, 最终产品 Y_t 由零售品打包而成, 打包函数为 $Y_t = \left[\int_0^1 Y_{j,t}^{(\varepsilon-1)/\varepsilon} dj \right]^{\varepsilon/(\varepsilon-1)}$ 。假定每一时期特定零售商能够自由调整价格的概率为 $1-\xi$ 。用 P_t^* 表示时期 t 的最优定价, 则零售商一阶条件可表达为

$$x_t^1 = \left(\frac{P_t^*}{P_t} \right)^{1-\varepsilon} Y_t + \xi \beta E_t \frac{C_t}{C_{t+1}} \left(\frac{P_t^*}{P_{t+1}^*} \right)^{1-\varepsilon} x_{t+1}^1 \quad \backslash * \text{MERGEFORMAT (20)}$$

$$x_t^2 = \left(\frac{P_t^*}{P_t} \right)^{-\varepsilon} \frac{P_t^m}{P_t} Y_t + \xi \beta E_t \frac{C_t}{C_{t+1}} \left(\frac{P_t^*}{P_{t+1}^*} \right)^{-\varepsilon} x_{t+1}^2 \quad \backslash * \text{MERGEFORMAT (21)}$$

$$x_t^1 - \mu x_t^2 = 0 \quad \backslash * \text{MERGEFORMAT (22)}$$

其中 x_t^1 和 x_t^2 为辅助变量, 详参 Schmitt-Grohe & Uribe(2007)。最后有如下会计等式成立,

$$P_t = \left[(1-\xi) (P_t^*)^{1-\varepsilon} + \xi (P_{t-1})^{1-\varepsilon} \right]^{1/(1-\varepsilon)} \quad \backslash * \text{MERGEFORMAT (23)}$$

6. 政府部门

政府收入由税收和国有银行利润构成, G_t 为实际政府支出, 政府平衡预算, 则

$$T_t + \Gamma_t = P_t G_t \quad \backslash * \text{MERGEFORMAT (24)}$$

政府按照泰勒规则调节市场利率,

$$\ln \left(\frac{R_{t+1}}{R} \right) = \phi_\pi \ln \left(\frac{\pi_{t+1}}{\pi} \right) + \phi_Y \ln \left(\frac{Y_t}{Y} \right) + \phi_R \ln \left(\frac{R_t}{R} \right) \quad \backslash * \text{MERGEFORMAT (25)}$$

其中不带下标的变量表示各变量的稳态值, ϕ_π 、 ϕ_Y 和 ϕ_R 为参数。由于溢价反映投资效率, 政府管制利率对溢价做出反应。根据方程(6), 溢价和资产负债率(或杠杆率)之间存在正相关的函数关系, 管制利率对溢价做出反应就等价于对资产负债率 S 做出反应。所以

$$\ln(i_{t+1}/i) = \phi_S (S_{t+1}) \ln(S_{t+1}/S) + \phi_i \ln(i_t/i) \quad \backslash * \text{MERGEFORMAT (26)}$$

其中不带下标的变量表示各变量的稳态值, ϕ_l 和 ϕ_s 为参数。如果实施相机规则, $\phi_s(S_{t+1})$ 就可以与 S_{t+1} 相关, 如果限制在单一规则上, $\phi_s(S_{t+1})$ 就是与 S_{t+1} 无关的常数。

7. 商品市场出清、资金市场出清和通胀定义方程

$$Y_t = C_t + I_t + G_t + \Delta_t Q_{t-1} K_t^B + \nu \frac{B_{t+1}}{P_t} + \tau \frac{D_t}{P_{t-1}} \quad \backslash * \text{MERGEFORMAT (27)}$$

$$Q_t K_{t+1} = D_{t+1} + Q_t K_{t+1}^B \quad \backslash * \text{MERGEFORMAT (28)}$$

$$P_{t+1} = P_t \pi_{t+1} \quad \backslash * \text{MERGEFORMAT (29)}$$

8. 外生冲击 (u 为随机项, 无下标变量为相应变量的稳态值)

$$\ln\left(\frac{G_{t+1}}{G}\right) = \rho_G \ln\left(\frac{G_t}{G}\right) + u_{G,t+1} \quad \backslash * \text{MERGEFORMAT (30)}$$

$$\ln\left(\frac{A_{t+1}}{A}\right) = \rho_A \ln\left(\frac{A_t}{A}\right) + u_{A,t+1} \quad \backslash * \text{MERGEFORMAT (31)}$$

9. 均衡

最后参照 Faia & Monacelli(2007)将家庭在时期 t 的条件期望福利 Wel_t 递归表达为

$$Wel_t = \ln(C_t) + \chi \ln(1 - L_t) + \eta \ln\left(\frac{D_t}{P_{t-1}}\right) + \beta E_t Wel_{t+1} \quad \backslash * \text{MERGEFORMAT (32)}$$

模型包括 C_t 、 D_{t+1} 、 L_t 、 S_{t+1} 、 $R_{c,t}$ 、 N_{t+1} 、 K_{t+1}^B 、 B_{t+1} 、 Δ_t 、 W_t 、 $R_{A,t+1}$ 、 I_t 、 K_{t+1} 、 π_t 、 Y_t 、 P_t^* 、 x_t^1 、 x_t^2 、 Γ_t 、 R_{t+1} 、 i_{t+1} 、 T_t 、 P_t^m 、 Q_t 、 $\bar{Q}_t$ 、 P_t 、 Wel_t 、 G_t 和 A_t 共 29 个总量变量, 对应的 29 个方程为(3)—(6)和(8)—(32), 构成一个完备的一阶随机差分系统。

三、模型校准

时间以季度为单位。遵循 Angeloni & Faia(2013), 本文设定资本调整成本函数 $\Phi_t = \frac{I_t}{K_t} - \frac{\phi_k}{2} \left(\frac{I_t}{K_t} - \delta \right)^2$, 其中 $\phi_k = 5$ 。根据 BGG (1999) 等经典文献, 确定主观贴现率 $\beta=0.99$ 、资本折旧率 $\delta=0.025$ 。选择休闲的偏好权重 $\chi=3$, 使得均衡的劳动力落在合理的范围内。综合吕光明 (2011)、袁申国等(2011)和相关西方经典文献, 并考虑我国资本产出的变化趋势, 确定资本产出份额 $\alpha=1/3$ 。与 Gertler & Karadi(2011)和 Gertler et al.(2007)相接近, 零售商每期不能调价的概率 $\xi=0.8$, 即每次定价的平均寿命为 5 个季度。参照 Schmitt-Grohe & Uribe(2007), 外生冲击的序列相关系数 $\rho_G = \rho_A = 0.85$ 。因 $dis=\lambda/\theta$, 可令 $\theta=\lambda=0$ 使得 $\Delta=0$ 来

简化计算。金融中介启动资金占储蓄存款的比例 $\omega=0.01$ ，金融机构存活率 $\gamma=0.92$ 。

家庭储蓄存款的偏好权重 $\eta=0.002$ ，如果 η 的取值太小，储蓄存款和债券之间的替代性就会太强，从而银行部门无法以较低利率吸收较多存款；如果 η 的取值太大，家庭储蓄的意愿就太强，消费的意愿就太低。这两种情况都与现实不符。

反映家庭持有债券付出的代理或搜索成本的参数 $\nu=0.01$ ，参数 ν 的取值不影响债券和储蓄存款之间替代性的强弱，但是会影响私有中介部门融资相对于管制融资而言的效率。我们通过对参数 τ 的校准来最终锁定管制融资相对于私有融资的效率，所以参数 ν 的取值实际上仅仅影响两种资产的均衡利差，可以使得均衡利差与现实经济更加匹配。

与 Angeloni & Faia(2013)相同，本文确定金融系统内部收益扰动大小的参数 $h=0.6$ ，因为根据方程(7)，括号里面的大小在 2 左右，取 $h=0.5$ 以下会不满足有效性条件，当 $h=0.7$ 甚至更大时，动态系统的反应太过强烈。

国有银行管制融资的效率损失 $\tau=0.028$ 。当 $\tau \leq 0.025$ 时，管制融资效率太高，导致管制融资的最优规模太大；当 $\tau \geq 0.032$ 时，管制融资效率显得太低，使得双轨制几乎没有效率。这两种情况都与现实不符。稳态时的技术水平 $A=1$ ，政府支出与产出的比例 $G/Y=0.2$ 。

四、长期福利、双轨制效率与经济改革

假设政府的稳态通胀目标 $\pi=1$ 。政府选择 i 最大化稳态的社会福利 Wel ，根据方程(4)，稳态时 $\eta C = (1/\beta - i)D > 0$ ，有 $i < 1/\beta \approx 1.01$ 。根据方程(5)，可推得稳态市场利率 $R = (1+\nu)/\beta$ ，不随管制利率 i 改变，同时国有银行融资不受融资成本的约束，融资需求总是等于家庭意愿的存款供给，从而替代效应和收入效应都意味着， i 越大管制融资规模越大。新增管制融资只会部分挤出私有中介融资，于是 i 越大社会总融资越高，意味着政府可以通过提高(降低)管制利率 i 提高(降低)社会总融资。

用 $dk = D/K$ 表示稳态时的管制融资 D 占社会总融资 K 的比例。给定垄断加成 $\mu=1.25$ 和除融资扭曲指数 dis 外的已经校准参数，当 dis 分别等于 2、1.9 和 1.8 时，对应的最大化长期福利的最优管制利率 i 分别等于 1.009756、1.0026 和 1.0021，最优管制融资比例 dk 分别等于 0.64、0.046 和 0.04，最优福利水平分别等于 -199.35、-198.29 和 -196.41。可见金融市场扭曲程度越高，对应的最优管制利率和最优管制融资比例越高，最优社会福利越低。

图 1(横轴为管制利率，纵轴为稳态福利)显示，当 $dis=2$ 时，随着管制利率的增加福利

先是近乎不变, 然后开始降低, 到达一个最低点以后转而急剧上升, 在图形上形成一个凸出尖角, 并在尖角的顶点($i = 1.009756$)达到全局最大值, 到达这个尖角的顶点之后, 福利便开始急速下降。 $dis = 1.9$ 时, 除了尖角顶点对应的福利不再是全局最大值外($i = 1.0026$ 对应的福利才是全局最优的), 整条曲线的变化趋势与 $dis = 2$ 完全相同。当 $dis = 1.8$ 时, 随着管制利率的增加福利先是近乎不变, 然后一路降低, $i = 1.0021$ 时的福利是全局最优的。

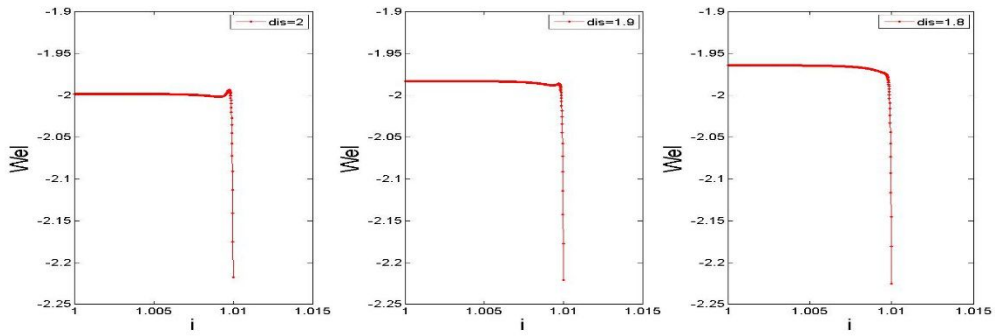


图1 $\mu=1.25$ 且 dis 分别等于 2、1.9 和 1.8 对应的利率-福利曲线

进一步画出更多不同 dis 值对应的利率-福利曲线图后, 笔者发现, 随着 dis 的降低, 利率-福利曲线的凸出尖角不断下塌, 直至完全消失(图 1 中尖角就是由高到低到无), 所以随着融资扭曲指数 dis 降低不断下塌的尖角顶点会从 dis 的某一个较低取值开始不再是全局最大值, 也就是这个尖角顶点对应的福利开始低于某个较低管制利率所对应的福利。因为凸出尖角顶点总是在逼近利率边界($1/\beta$)的高管制利率水平处出现, 所以随着 dis 的降低, 最优管制利率会从接近 1.01($1/\beta$)的高位突然降到 $i = 1.003$ 左右的超低利率水平, 从而最优的管制融资比例也应该直接从一个高水平直线跌落到一个极低比例。事实是不是这样呢? 图 2 是不同 dis 对应的最大化稳态福利的最优管制融资比例 dk 。从市场扭曲指数 dis 降低至 1.94 开始, 最优的管制融资规模从 60% 以上的高位突然直线跌落至 5% 以下的极低比例。

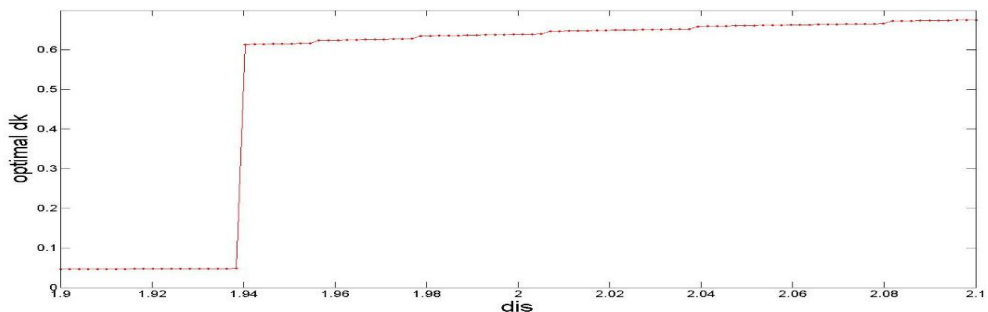


图2 $\mu=1.25$ 时, 不同 dis 对应的最优管制融资比例 dk

如果没有这个凸出尖角, 比如图 1 中 $dis = 1.8$ 时, 高管制融资规模就不是最优的, 那么

为什么图 1 中 $dis = 2$ 对应的利率-福利曲线在已经下降的情况下转而随着管制利率的提高加速上升形成凸出尖角呢? 本文发现这与产品市场垄断导致的供给不足有关。

图 3 是在固定 $dis = 2$ 时, 零售商垄断定价加成 μ 分别等于 1.15、1.35 和 1.5 时的利率-福利曲线。当垄断扭曲较低(即 μ 较低)时, 比如 $\mu=1.15$ 时, 曲线从一开始便一路下降, 尖角消失。当垄断扭曲逐步提高时, 比如 μ 分别等于 1.35 和 1.5 时, 尖角越来越凸出。

投资同时具有产出效应和需求效应。投资的产出效应, 即新增资本的产出能力, 取决于资本的边际产出, 随着总资本存量的增加递减, 当资本存量达到一定水平时, 产出效应就降到次要地位或忽略不计。投资的需求效应, 即新增投资需求对福利的影响, 取决于存量资本的高低和垄断扭曲的高低。存量资本越高, 总供给弹性越大, 新增投资需求引致的净产出(新增产出减去用于新增资本积累的部分)增加就越大, 而产品市场垄断扭曲越高(即零售商定价加成 μ 越大), 产品的社会成本和市场成本的差越大, 新增净产出引致的福利增加就越大。当投资的需求效应占主导, 且存量资本不是非常高(比如 i 在 1.005 到 1.009 之间)时, 尽管投资需求引致的净产出增加较小, 如果这时垄断扭曲足够地高, 比如 $\mu = 1.5$ 时, 净产出增加引致的效用增加就大于劳动投入增加引致的净负效用, 福利会随管制利率的增加而增加, 而如果这时垄断扭曲不是很高, 比如 $\mu = 1.25$ 时(见图 1), 净产出增加引致的效用增加就补偿不了劳动投入增加引致的净负效用, 福利会随管制利率的增加而减少, 所以其对应的利率-福利曲线在中间出现一段下降。当资本存量较高(比如 i 在 1.0092 到 1.0097 之间)时, 投资需求引致的净产出增加较大, 无论 $\mu=1.25$ 、1.35 还是 1.5, 利率-福利曲线都随着管制利率的提高而上升(到达尖角顶点之前)。当垄断扭曲足够地高, 比如 $\mu = 1.5$ 时, 无论资本存量高低, 利率-福利曲线单调上升(到达尖角顶点之前)。当垄断扭曲非常低时, 比如 $\mu = 1.15$ 时, 无论资本存量高低, 福利随利率单调下降, 于是利率-福利曲线的尖角彻底消失。因为资本存量的高低对投资需求引致的净产出增加的影响主要取决于生产技术, 与垄断扭曲没有直接关系, 所以图 3 中形成差异如此巨大的利率-福利曲线的主要原因在于不同垄断扭曲下相同净产出增加引致的福利增加不同。垄断扭曲越高, 净产出增加引致的福利增加越大, 扩大投资的好处就越大, 对应的曲线尖角就越是凸出。根据图 1, 当 $dis = 1.8$ 且 $\mu=1.25$ 时, 尖角消失, 最优的管制融资比例低于 5%。不过当取 $\mu = 1.35$ 或 1.5 时, 曲线尖角重新出现(图略), 意味着即使融资扭曲较低, 只要垄断扭曲足够地高, 最优的管制融资比例就是高的。

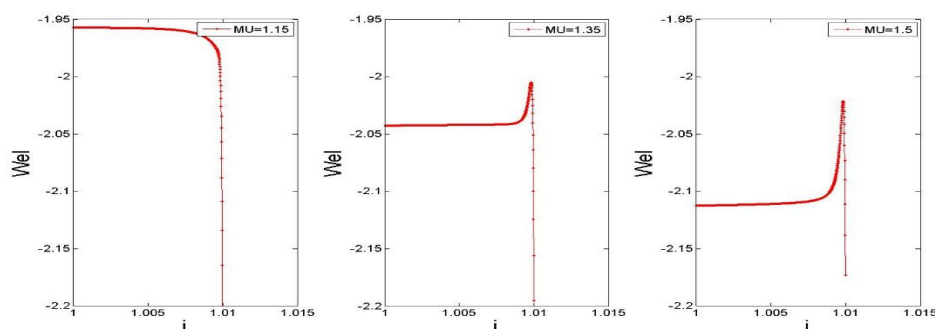


图3 $dis = 2$ 且 μ 分别等于 1.15、1.35 和 1.5 对应的利率-福利曲线

当管制利率 i 逼近其边界时, 挤出效应越来越弱, 资本存量和投资会随管制利率的提高加速增长, 只要垄断扭曲足够地高, 社会福利就会出现加速增长, 在曲线图上形成一个凸出尖角。不过, 当利率到达尖角顶点后, 利率继续提高, 就会导致资本过度积累, 新增产出甚至不足以维持新增投资, 导致消费和福利快速降低。

当尖角的顶点是全局最优点时, 尖角越是凸出, 最优管制利率相对于低管制利率的福利获益也就越大, 我们就称这时的利率双轨制效率越高, 反之, 双轨制就越没有效率。凸出的尖角不仅随着融资扭曲的降低下塌, 而且更随着垄断扭曲的降低而下塌, 意味着双轨制的效率是内生的, 不仅随着融资扭曲的降低而下降, 更随着垄断扭曲的降低而下降。如果政府能够不断降低融资扭曲和垄断扭曲, 那么利率-福利曲线的尖角就会不断下塌, 最终会到达这样一个达临界点, 在这一点上, 最优的管制融资规模突然跳降至一个极低值, 5%以下。前面为了计算的简化, 本文一直假定分摊到单位融资上的管制融资效率损失为常数 τ 。但是当管制融资规模骤然降低到 5%以下, 分摊到单位融资上的管制融资监管及操作成本实际上会突然增大, 所以最优融资规模的骤然降低实际上意味着直接取消双轨制的时机已经成熟, 应该快刀斩乱麻, 在较短时间内结束双轨制。

最后, 当 $\mu=1.25$, dis 分别等于 2 和 1.8 时, 最优管制利率对应的资本产出比分别为 5.16 和 4.14。当 dis 等于 2, μ 分别等于 1.5、1.35 和 1.15 时, 最优管制利率对应的资本产出比分别为 5.77、5.36 和 3.12。所以双轨制效率越高, 稳态福利最大化的资本产出比就越高, 经济模式就越是高投资粗放模式, 反之, 经济模式就越是集约。

五、动态福利分析

本文选取产品市场垄断扭曲水平 $\mu=1.25$, 融资扭曲指数 $dis=2$, 对应的长期最优管制融资比例为 $dk=0.64$ (与我国的经济特征相接近), 并运用 Klein(2000)的算法求解模型在此稳

态附近的对数线性逼近解。本文给定一个简单的泰勒市场利率规则($\phi_\pi = 3, \phi_R = 0.8$ 和 $\phi_Y = 0$), 比较其与不同管制利率规则进行政策组合对应的条件期望收益的差异。下文所有图形时间轴的单位都是季度, 纵轴各变量的单位都是变量当期值偏离稳态值的基点数(basis points), 初始期为 $t=1$ 。

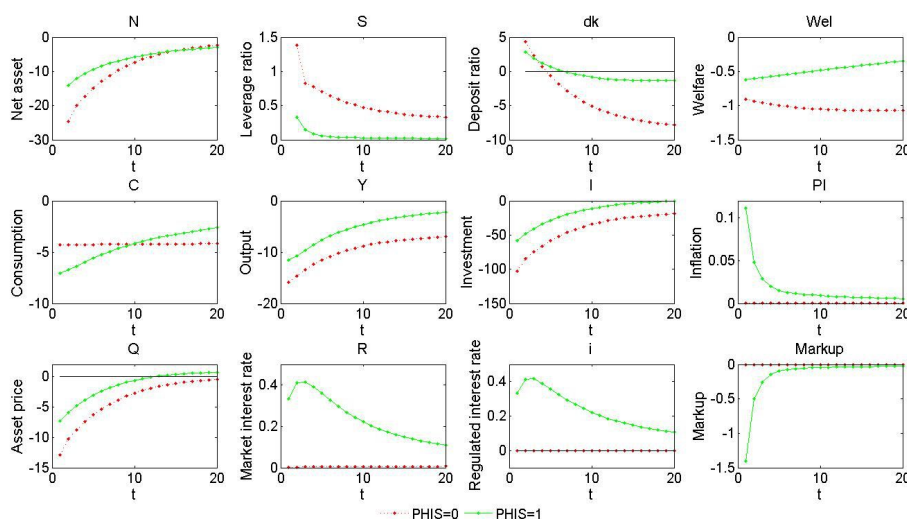


图 4 技术 A_t 的初始值比稳态值降低 10 个基点对应的脉冲反应图

图 4 是技术 A_t 的初始值从稳态值降低 10 个基点时, ($\phi_S=1, \phi_I=0.8$)和($\phi_S=0$)分别对应的脉冲反应图。技术水平降低减少资本的边际产出, 降低投资的收益率, 由于相对高的初始(稳态)杠杆率, 金融中介的净资产减少, 增加了其破产的概率, 从而融资溢价上升, 社会投资下降。社会投资下降又导致资产价格 Q 下跌, 资产价格下跌导致投资的收益率进一步降低, 金融中介的净资产进一步减少, 溢价进一步上升, 投资进一步下降, 所以金融机构的资产负债表和资产价格机制构成经济循环下跌的一个加速器。看红色虚线($\phi_S=0$)显示的各变量在冲击后的初始反应, 图(1,1)显示金融机构净资产 N 降低 25 个基点, 图(1,2)显示金融机构资产负债率上升 1.4 个基点, 资产价格(图(3,1))下降 13 个基点, 产出(图(2,2))下降 17 个基点, 初始期望福利 Wel (图(1,4))下降 0.9 个基点。管制利率对溢价偏离作出正向反应后(比较整条绿色实线($\phi_S=1, \phi_I=0.8$)和红色虚线), 第(3,3)幅图显示管制利率上升, 图(1,3)显示管制利率上升引致管制融资比例 $dk_t = D_t / (Q_{t-1} K_t)$ 上升, 管制融资的提高通过挤出效应压低溢价, 社会总投资上升, 从而资产价格上升。资产价格上升进一步提高投资收益, 从而金融机构的净资产(图(1,1))上升, 溢价进一步降低(图(1,2)), 于是投资进一步上升, 最终产出大幅上升(图(2,2))。第(1,4)幅图告诉我们, 管制利率对溢价作出正反应后, 初始条件期望福利的降低幅

度减少了 0.3 个基点，意味着管制利率对溢价正反应的一阶收益为正。

图 5 是技术 A_t 初始值比稳态上升 10 个基点的正向技术冲击的脉冲反应图。生产率的上升提高资产收益率，使得金融中介净资产的增加，导致溢价比稳态降低 (图(1,2))，管制利率对溢价偏离(负向偏离)作正向反应 (比较整条红色虚线和绿色实线($\phi_s=1$ 、 $\phi_i=0.8$))就意味着管制利率降低，管制融资比例(图(1,3))减少，压低社会总投资和资产价格，导致产出降低，最终图(1,4)显示初始一阶条件期望福利的增幅比管制利率不对溢价反应时($\phi_s=0$)减少了 0.3 个基点(即管制利率对溢价正反应的一阶收益为负)。进一步可以发现，图 5 是图 4 关于横轴(时间轴)的对称图，也就是红色虚线和绿色实线都与负向技术冲击下的数量变化完全相同而方向恰好相反。如果在正技术冲击下管制利率对溢价偏离不做反应，即 $\phi_s=0$ ，这样图 5 的两条脉冲线就完全重合，管制利率对溢价偏离做正向反应导致的福利损失不复存在。所以不妨假定政府实行这样一个相机反应规则：当溢价正向偏离稳态时取($\phi_s=1$ 、 $\phi_i=0.8$)，反之取($\phi_s=0$)。这样在发生正技术冲击时，相机反应规则下的期望收益和正向反应规则($\phi_s=1$ 、 $\phi_i=0.8$)下的期望收益是一阶等价的，而在发生负的冲击时，相机规则下的期望收益是严格一阶高于正向反应($\phi_s=1$ 、 $\phi_i=0.8$)的。这意味着，对于技术的不确定性，如果个体关心状态变量的随机分布或者高阶矩，而非一阶矩，那么相机反应规则的无条件期望收益(或初始状态为稳态的条件期望收益)严格高阶优于正向反应规则。基于一阶逼近的线性性质推而广之，不论何种类型的不确定性(组合)，对于任意的单一反应规则，都可以用上述方法构造一个无条件期望收益(或初始状态为稳态的条件期望收益)严格高阶优于它的简单相机反应规则。

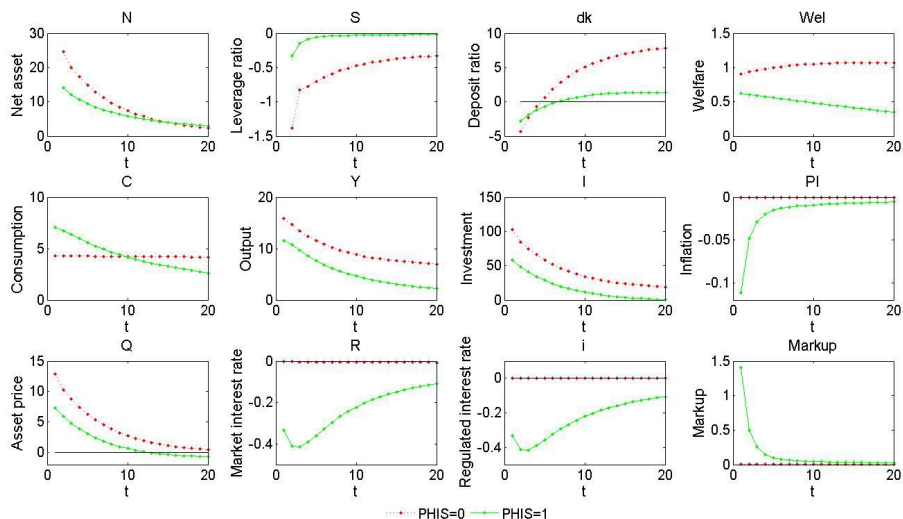


图 5 技术 A_t 初始值从稳态上升 10 个基点对应的脉冲反应图

图 6 是政府支出初始值从稳态增加 100 个基点的脉冲反应图。初始政府支出的增加减少

了家庭可用于储蓄的财富，从而初始投资减少，导致初始资产价格降低，资产价格的降低导致投资收益率降低，从而金融中介初始资产减少，增加了其破产的概率，推高溢价，引发投资进一步减少，资产价格进一步降低，投资收益进一步降低，金融中介净资产进一步降低。看红色虚线显示的各变量在冲击后的初始反应，图(1,1)显示金融机构净资产 N_t 降低 25 个基点，图(1,2)显示金融机构资产负债率上升 2 个基点，资产价格(图(3,1))下降 13 个基点。由于政府支出需求的增加，尽管投资需求减少，但总需求仍然略有上升，从而总产出仍然暂时高于稳态。产出相对稳态的增加小于政府支出的增加，所以消费低于稳态。随着政府支出的减少，溢价却降低缓慢，从而投资恢复缓慢，导致总需求以较快速度降低，使得产出很快跌到稳态水平以下，且恢复缓慢。管制利率对溢价作正向的反应后，第(3,3)幅图显示管制利率上升，第(1,3)幅图显示管制利率上升引致管制融资比例上升，管制融资的提高通过挤出效应压低溢价，社会总投资上升，从而资产价格上升。资产价格上升进一步提高投资收益，提高金融机构的净资产(图(1,1))，进一步压低溢价，拉升投资(图(2,3))，最终产出大幅上升(图(2,2))。图(1,4)显示初始条件期望福利的降低幅度减少了 0.25 个基点(政策反应的一阶收益为正)。

与图 4 和图 5 之间的对称关系完全相同，政府支出初始值从稳态降低 100 个基点的脉冲图与图 6 的图像关于横轴完全对称(图形略)，意味着初始政府支出降低的条件下，同样的对溢价做正向反应的管制利率规则的一阶收益完全相反(一阶收益为负)。

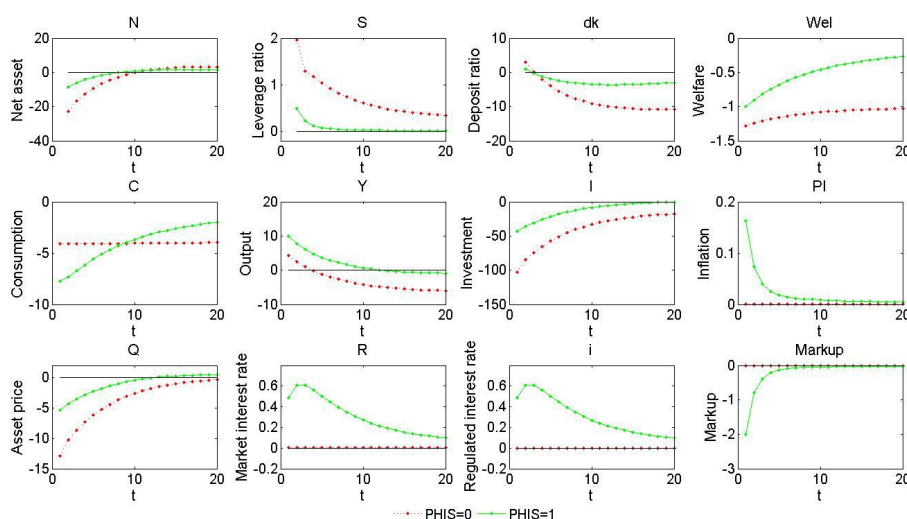


图 6 政府支出初始值从稳态增加 100 个基点的混合脉冲反应图

本文还进一步模拟了名义需求 R 的冲击，发现与冲击的种类无关，只要溢价比稳态提高，社会投资就相对不足，管制利率就应该对溢价做正向反应，提高管制利率和管制融资，

压低溢价，拉抬社会总投资，提高产出。反之，如果溢价比稳态降低，管制利率对溢价做正向反应意味着压低管制利率和管制融资，降低投资和福利。计算发现，溢价比稳态降低时的最优反应是管制利率对溢价偏离做轻微的负反应(而非不反应)，小幅度地提高管制利率和管制融资，因为溢价较低意味着投资收益率也较低，大幅度地提高管制利率拉升社会投资得不偿失。根据前面关于相机规则的结论，如果不存在模型以外的成本，就无需判别冲击的类型，溢价比稳态高时管制利率对溢价做正向反应和溢价比稳态低时管制利率对溢价做轻微负向反应的相机反应规则高阶优于单一反应规则。最后，读者对比上文所有脉冲图中的图(3,2)和图(3,3)可以发现，市场利率的变动趋势基本被管制利率的变动趋势决定，意味着施行不同的泰勒规则的差异是很小的，货币政策的市场利率传导功能大大削弱，管制利率传导渠道起主要作用。所以本文给定一个简单的泰勒市场利率规则，比较其与不同的管制利率规则进行政策组合对应的条件期望福利不会产生分析目标上的较大损失。

六、结论和政策建议

最后结合我国金融市场和产品市场现状以及广泛存在的预算软约束对本文的结论作进一步总结和拓展。首先，给定其它条件不变，垄断扭曲越高，双轨制的效率越高。根据樊纲等(2012)，虽然我国市场化改革取得了不小成就，但市场化改革进程还远远没有完成：政府对经济过度干预，要素、带有公共属性的产业和很多其它重要产业市场发育不足，民营经济面临制约等。所以我国产品市场的市场化不足，垄断扭曲高于发达市场经济体。

其次，给定其它条件不变，融资扭曲越高，双轨制的效率越高。我国股票、债券市场发展滞后，直接融资规模小；非国有金融服务发展缓慢，仍然有太多政策性限制；金融市场的资金配置功能弱，行政性干预过度。总之，我国融资扭曲较高。

最后，我国国有商业银行的预算软约束和国有企业及地方融资平台的预算软约束构成我国实施利率双轨制的基础。央行首先通过管制利率和相应数量工具的配合调控国有商业银行的信贷规模，然后国有商业银行的信贷通过预算软约束的国有企业和地方融资平台直接转化为投资。这种从银行到企业投资的资金传导机制规避了市场上存在的双重融资溢价扭曲对融资需求的削弱，即金融部门摩擦(Gertler & Karadi, 2011)产生的融资溢价扭曲和企业部门摩擦(BGG, 1999)产生的融资溢价扭曲。出于简化目的，本文在模型中忽略了企业部门的融资扭曲，并且用国有银行部门的预算无约束替代了实际的预算软约束，同时假定央行调控预算软约束的国有商业银行信贷规模的成本包含在国有融资效率损失 τ 中。

既然双轨制的效率是内生决定的，双轨制本身就不应该成为改革的突破口，政府应该不断降低垄断扭曲和融资扭曲直到双轨制不再有效率时再一举取消双轨制才是福利损失最小的。在金融市场和商品市场效率没有根本性提高、非金融部门的预算软约束没有根除的条件下硬化国有商业银行的预算软约束，推动利率市场化改革，不仅高的市场扭曲会推高融资溢价和融资成本，而且预算软约束的国有企业和地方融资平台会进一步挤压对利率敏感的私有部门的融资机会，加剧资金分配的无效率，这也是近期我国利率市场化步伐放缓的根源。

打破产业垄断，使国有企业真正成为自我约束和自我激励的市场经济主体，不断增强市场配置资源的功能；增加直接融资的比例，减少政府对私有融资部门的干预，降低金融市场制度性摩擦，提高金融市场的运转效率。只有金融市场和商品市场的效率得到根本性提高，才能真正成功地取消我国商业银行的预算软约束并实现完全的利率市场化。

本文的研究也表明，只要双轨制是有效率的，稳态福利最大化的资本产出比就是很高的，经济发展模式就是比较粗放的，说明利率双轨制为核心的金融体制和投资主导型的经济发展模式是相辅相成的，意味着只有提高金融市场和商品市场的效率并最终废除利率双轨制后才能从根本上解决我国经济发展模式偏于粗放的问题。

在短期，利率双轨制决定了货币政策主要通过管制利率渠道来传导，市场利率渠道处于次要地位，溢价比稳态提高时管制利率对溢价做正向反应和溢价比稳态降低时管制利率对溢价做轻微负向反应的相机反应规则优于单一反应规则。溢价高企时，社会投资不足，提高管制利率增加管制融资来弥补私有市场融资的不足，与美联储采用的非传统货币政策(Gertler & Karadi, 2011)异曲同工。在溢价较低时，社会融资较高，则不需要进一步大幅压低利率提高社会融资，因为这时的投资的收益率已经很低。

参考文献

- [1] 樊纲、王小鲁和朱恒鹏, 2012: 《中国市场化指数: 各地区市场化相对进程 2011 年报告》, 经济科学出版社
- [2] 吕光明, 2011: 《中国劳动收入份额的测算研究: 1993—2008》, 《统计研究》第 12 期
- [3] 蒋瑛琨、刘艳武、赵振全, 2005: 《货币渠道与信贷渠道传导机制有效性的实证分析》, 《金融研究》第 5 期
- [4] 刘斌, 2003: 《最优货币政策规则的选择及在我国的应用》, 《经济研究》第 9 期
- [5] 袁中国、陈平和刘兰凤, 2011: 《汇率制度、金融加速器和经济波动》, 《经济研究》第 1 期
- [6] Angeloni I, Faia E. "Capital regulation and monetary policy with fragile banks." *Journal of Monetary Economics*, 2013.
- [7] Bernanke B S, Gertler M, Gilchrist S. "The financial accelerator in a quantitative business cycle framework." *Handbook of macroeconomics*, 1999, 1: 1341-1393.
- [8] Faia, Ester, and Tommaso Monacelli. "Optimal interest rate rules, asset prices, and credit frictions." *Journal of Economic Dynamics and Control* 31.10 (2007): 3228-3254.
- [9] Gertler, Mark, and Peter Karadi. "A model of unconventional monetary policy." *Journal of Monetary Economics* 58.1 (2011): 17-34.
- [10] Gertler, Mark, Simon Gilchrist, and Fabio M. Natalucci. "External constraints on monetary policy and the financial accelerator." *Journal of Money, Credit and Banking* 39.2 - 3 (2007): 295-330.
- [11] Guoxiong Zhang. "Quantity Rule versus Price Rule for the Monetary Policy of China: A Regime Switching DSGE Approach." working paper, 2012.
- [12] Klein, Paul. "Using the generalized Schur form to solve a multivariate linear rational expectations model." *Journal of Economic Dynamics and Control* 24.10 (2000): 1405-1423.
- [13] Laurens, Bernard J. and Rodolfo Maino, (2007): China: Strengthening Monetary Policy Implementation, IMF Working Paper, WP/07/14, International Monetary Fund, Washington DC.
- [14] Liu, Li-gang, and Wenlang Zhang. "A New Keynesian model for analysing monetary policy in Mainland China." *Journal of Asian Economics*, 21.6 (2010): 540-551.
- [15] Schmitt-Grohe, Stephanie, and Martin Uribe. "Solving dynamic general equilibrium models using a second-order approximation to the policy function." *Journal of economic dynamics and control* 28.4 (2004): 755-775.
- [16] Schmitt-Grohé, Stephanie, and Martin Uribe. "Optimal simple and implementable monetary and fiscal

rules." *Journal of monetary Economics*, 54.6 (2007): 1702-1725.

- [17] Zhang W. "China's monetary policy: Quantity versus price rules." *Journal of Macroeconomics*, 2009, 31(3): 473-484.

Dual-track Interest Rate System, Financial Reform and the Optimal Monetary Policy

Yong Zhang Zhengjun li Liutang Gong

Abstract: This paper introduces the dual-track interest rate system into the New Keynesian DSGE model to analyze the efficiency of it, the reform of it and the optimal monetary policy. We find out that the efficiency of the dual-track system is not only correlated to the distortion of financial market but also to that of product market. To minimize the welfare cost, the government should decrease the distortion of the two markets until the dual-track system becomes inefficient and abolish it as soon as it becomes inefficient. In the short run, the monetary policy transmits mainly through the channel of regulated interest rates. The discretionary-reacting rule obtains more than the sole-reacting rule in a higher order.

Key Words: dual-track system; monetary policy; demand effect of investmen

中国市场化改革与货币政策有效性演变——基于 DSGE 的模型分析

林仁文¹ 杨 熠²

【摘 要】中国正进行市场化改革，经济结构在缓慢改变，这意味着中国货币政策的有效性可能随之变动。然而已有的货币政策理论大多基于完全市场经济，而未考虑到转型经济体中的非市场因素，从而难以解释中国的情形。本文基于 DSGE 模型，从要素配置市场化及行业准入限制逐步放开角度，考察了中国市场化进程中的货币政策有效性。本文模型较好地拟合了中国的实际经济，根据模拟结果，我们发现在中国市场化进程中：（1）对于国企经济，贷款基准利率的作用将逐步减小，而存款基准利率和存款准备金率的作用会逐步提高；（2）对于民企经济，存、贷款基准利率，以及存款准备金率的作用，都将逐渐减小；（3）对于总体经济，贷款基准利率的作用将逐步减少，而存款基准利率和存款准备金率的作用，将在改革前期不断上升，在改革后期逐步下降；（4）在市场化改革的不同阶段，针对不同的政策目标，最有效的货币政策工具将有所差异。因此，央行需要根据不同的市场化程度，对各政策目标实施相应的政策工具，以提高货币政策的针对性、有效性，并加强政策工具间的协调配合。

【关键词】中国市场化改革；货币政策有效性的改变；DSGE 模型

一、引 言

随着市场化改革的逐步深入，中国的经济结构正在缓慢改变，这意味着中国货币政策的有效性可能随之变动，央行需要重新考虑政策工具的选择。少数学者已经进行了相关研究。Koivu(2009)的研究发现，随着中国金融和经济变革，贷款基准利率的作用有所上升。然而，该文章的不足之处在于，未考察存款基准利率的作用；并且中国存、贷款基准利率的调整往往是同时、同方向的，因此文中可能高估了贷款基准利率的作用。Zhang(2009)认为，随着中国经济逐步以市场为导向，“数量”工具³变得越来越不具有操作性，表现在通胀与货币量

¹ 林仁文，上海对外经贸大学，上海财经大学经济学院

² 杨熠，华东政法大学，上海财经大学金融学院

³ “数量”工具主要指存款准备金率；相应的“价格”工具主要指存款基准利率和贷款基准利率。

的相关性逐步减小,而通胀和利率间的关系却更加紧密。Feyzioğlu et al.(2009)也指出,利率自由化将提高货币对于货币政策的传导作用。

那么,中国市场化改革过程中,货币政策工具的有效性将怎样改变呢?在不同的市场化阶段,针对不同的政策目标,采取何种政策工具更为有效呢?很少有文章进行相关研究。并且,已有的货币政策理论大多基于完全市场经济,而未考虑到转型经济体中的非市场因素,从而难以给出满意的答案。

因此,非常有必要从理论角度完善前人的研究,以进一步考察中国转型时期,货币政策有效性的演变。本文基于 DSGE 模型,从要素配置市场化及行业准入限制逐步放开的角度,考察了中国市场化进程中的货币政策有效性。本文模型较好地拟合了中国的实际经济,尤其是国有和民营企业在经济体中的相对低位。根据模拟结果,我们发现在中国市场化进程中:

(1) 对于国企经济,贷款基准利率的作用将逐步减小,而存款基准利率和存款准备金率的作用会逐步提高;(2) 对于民企经济,存、贷款基准利率,以及存款准备金率的作用,都将逐渐减小;(3) 对于总体经济,贷款基准利率的作用将逐步减少,而存款基准利率和存款准备金率的作用,将在改革前期不断上升,在改革后期逐步下降;(4) 在市场化改革的不同阶段,针对不同的政策目标,最有效的货币政策工具将有所差异。当市场化改革完成时,贷款基准利率趋于失效,而存款基准利率将成为最有效的政策工具。

因此,在不同的市场化阶段、针对不同的政策目标,央行需要采取相应的政策工具,以提高货币政策的针对性、有效性,并加强政策工具间的协调配合。

文章的结构如下:第二部分,构建转型经济体的 DSGE 模型;第三部分,参数校准;第四部分,在考察模型对实际经济解释力的基础上,分析在不同的市场化阶段,各货币政策工具对经济的影响;第五部分,结论与政策建议。

二、模型

本文基于 DSGE 模型,构建了包括国有企业、民营企业的非市场经济体,以考察在不同的市场化改革阶段,货币政策工具对经济体的影响。

具体而言,模型中存在 3 类市场分割,以构建非市场化经济:(1) 劳动力市场的分割,不同的家庭分别向不同类型的企业提供劳动;(2) 资金市场的分割,在以银行为主体的信贷市场中,国有企业(state owned enterprises)按非市场利率(R_t^s)贷款,而民营企业(privately

owned enterprises) 按市场利率 (R_t^m) 贷款;⁴ (3) 进入行业的分割, 国企可以进入各个行业, 而民企受到行业准入的限制。

本文假设在市场化过程中, 劳动市场、资金市场和行业准入的市场化改革同步进行。模型采用参数 θ ($0 \leq \theta \leq 1$) 表示市场化程度, 即市场分割的打破程度: 当 $\theta = 0$ 时, 市场完全分割, 要素不能自由流动; 当 $0 < \theta < 1$ 时, 市场不完全分割, 部分要素 (劳动、资金) 开始在市场间自由流动, 行业准入的限制也逐渐放开; 当 $\theta = 1$ 时, 市场分割完全打破, 要素实现自由流动, 行业准入限制完全放开, 此时完全市场化。

本文假设在市场化过程中, 劳动市场、资金市场和行业准入的市场化改革同步进行。模型采用参数 θ ($0 \leq \theta \leq 1$) 表示相对于研究基期的市场化程度, 即市场分割的打破程度: $\theta = 0$ 表示, 相对于基期, 市场分割和要素自由流动的程度不变; 当 $0 < \theta < 1$ 时, 市场分割情况有所改善, 部分要素 (劳动、资金) 开始在市场间自由流动, 行业准入的限制也逐渐放开; 当 $\theta = 1$ 时, 市场分割完全打破, 要素实现自由流动, 行业准入限制完全放开, 此时完全市场化。

(一) 家庭

家庭分为: 家庭 1 和家庭 2。劳动力市场的分割体现在: 市场化改革前, 家庭 1 只向国企提高劳动, 家庭 2 只向民企提供劳动; 但随着市场化改革的逐步深入, 越来越多的家庭 (家庭 1 和家庭 2) 将可以自由选择向国企或者民企提供劳动。

家庭 1 包括, 家庭 1a 和家庭 1b。其中, 家庭 1a 只能向国企提供劳动, 占家庭 1 数量的 $(1 - \theta)$ 。家庭 1b 可以选国企或者民企提供劳动, 占家庭 1 数量的 θ 。其中 θ ($0 \leq \theta \leq 1$) 描述市场化改革推进程度⁵。

家庭 1a 的目标方程为:

$$\max E_t \left\{ \sum_{t=0}^{\infty} \beta_{h1}^t [\log(C_{1a,t}) + \mu_{h1} \log(1 - H_{1a,t}^i) + \mu_{d1} \log(Deposit_{1a,t}) + \mu_g \log(C_{g,t})] \right\}$$

4 中国资金市场的利率双轨制特征, 在许多调查报告中有体现。如(中国企业家调查系统,2011)指出, 约 70% 的国有控股公司和中央直属企业, 从银行贷款的利率等于、或者低于贷款基准利率。而同时, 如《2011 广东省中小企业融资调研报告》(广东省中小企业局,2011)以及谢平、陆磊(2003)、朱琼华(2012)的调查表明, 民营企业的银行贷款利率同民间借贷利率差别不大。

⁵ θ 的含义。在本文中, $\theta = 0$, 并不表示市场化程度为 0, 而是代表了 1992-2007 年中国经济的平均市场化程度, 是本文的研究起点。此后, θ 值的不断提高, 则表示, 相对于研究起点市场化程度继续提高。作者感谢匿名审稿人指正了这一点。

(1)

其中, $C_{1a,t}$ 为家庭 1a 的消费。 $Deposit_{1a,t}$ 为家庭 1a 的存款。存款是广义货币的一种形式, 此处, 存款进入效用函数可以视作货币进入效用函数的一类情况(Gali,2009)。也有文献将存款作为财富进入家庭的效用函数(Markowitz(1952); (Kurz,1968); (Gong and Zou,2001))。我们将存款放入消费者效用函数, 也有利于解释在中国实际存款利率小于 0 的情况下, 中国消费者仍愿意存款的现象⁶。 $H_{1a,t}^s$ 为家庭 1a 向国企 (state owned firm) 提供的劳动。而 $C_{g,t}$ 指政府消费, 包括教育、医疗和社会保障等项目, 能够增加家庭的效用水平。家庭 1a 的预算约束条件为:

$$w_t^s H_{1a,t}^s + Deposit_{1a,t-1} \frac{1+R_{save,t}}{1+\pi_t} = C_{1a,t} + Deposit_{1a,t} \quad (2)$$

其中, w_t^s 指国有企业所支付的工资。 $R_{save,t}$ 指家庭的存款利率。 π_t 指通货膨胀率。

家庭 1b 的目标方程为:

$$\max E_t \left\{ \sum_{t=0}^{\infty} \beta_t^t [\log(C_{1b,t}) + \mu_{h1} \log(1 - H_{1b,t}^s - H_{1b,t}^p) + \mu_{d1} \log(Deposit_{1b,t}) + \mu_g \log(C_{g,t})] \right\} \quad (3)$$

其中, $H_{1b,t}^s$ 指家庭 1b 向国企提供的劳动, $H_{1b,t}^p$ 指家庭 1b 向民企提供的劳动。家庭 1b 可以自由选择向国企、民企提供的劳动, 以最大化自身的效用。家庭 1b 的预算约束条件为:

$$w_t^s H_{1b,t}^s + w_t^p H_{1b,t}^p + Deposit_{1b,t-1} \frac{1+R_{save,t}}{1+\pi_t} = C_{1b,t} + Deposit_{1b,t} \quad (4)$$

其中, w_t^s 指国企支付的工资, w_t^p 指民企支付的工资。

家庭 2 包括, 家庭 2a 和家庭 2b。其中, 家庭 2a 只能向民企提供劳动, 占家庭 2 数量的 $(1-\theta)$ 。家庭 2b 可以选择向国企或者民企提供劳动, 占家庭 2 数量的 θ 。 θ ($0 \leq \theta \leq 1$) 为经济体的市场化程度。

家庭 2a 的目标方程为:

6 我们将存款放入家庭效用函数的原因在于, 家庭财富 (存款) 不仅可以用于消费, 还能够保障生活质量并带来社会地位等, 同样能够为家庭带来效用(龚六堂等,2005; Kurz,1968)。

$$\max E_t \left\{ \sum_{t=0}^{\infty} \beta_{h2}^t [\log(C_{2a,t}) + \mu_{h2} \log(1 - H_{2a,t}^p) + \mu_{d2} \log(Deposit_{2a,t}) + \mu_g \log(C_{g,t})] \right\} \quad (5)$$

其中, $H_{2a,t}^p$ 为家庭 2a 向民企提供的劳动。家庭 2a 的预算约束条件为:

$$w_t^p H_{2a,t}^p + Deposit_{2a,t-1} \frac{1+R_{save,t}}{1+\pi_t} = C_{2a,t} + Deposit_{2a,t} \quad (6)$$

其中, w_t^p 指民企所支付的工资。 $R_{save,t}$ 指家庭的存款利率。 π_t 指通货膨胀率。

家庭 2b 的目标方程为:

$$\max E_t \left\{ \sum_{t=0}^{\infty} \beta_{h2}^t [\log(C_{2b,t}) + \mu_{h2} \log(1 - H_{2a,t}^s - H_{2b,t}^p) + \mu_{d2} \log(Deposit_{2b,t}) + \mu_g \log(C_{g,t})] \right\} \quad (7)$$

其中, $H_{2b,t}^s$ 指家庭 2b 向国企提供的劳动, $H_{2b,t}^p$ 指家庭 2b 向民企提供的劳动。家庭 2b 可以自由选择向国企、民企提供的劳动, 以最大化自身的效用。家庭 2b 的预算约束条件为:

$$w_t^s H_{2a,t}^s + w_t^p H_{2b,t}^p + Deposit_{2b,t-1} \frac{1+R_{save,t}}{1+\pi_t} = C_{2b,t} + Deposit_{2b,t} \quad (8)$$

其中, w_t^s 指国企支付的工资, w_t^p 指民企支付的工资。

(二) 厂商

厂商包括: 国有企业和民营企业。两类企业的融资市场是分割的, 并且民企发展受到行业准入的限制。融资市场 (即资金市场) 的分割主要体现在: 国企按照非市场利率 (R_t^s) 贷款, 而民企按照更高的市场化利率 (R_t^m) 贷款。行业准入的限制主要体现在: 国企可以进入各个行业, 而民企的行业准入受到限制, 这使得企业分布表现为, 国企主要处于资本密集型行业, 而民企主要处于劳动密集型行业。

然而随着市场化改革的深入, 国企、民企在贷款利率和行业准入上的差异将逐渐减小: 国企贷款利率将逐步接近市场利率, 并在市场化改革完成时 ($\theta = 1$), 完全等于市场利率; 而民企的行业限制也逐步放开, 当市场化改革完成时, 民企可以进入各个行业发展。

此外, 两类企业还存在以下不同: (1) 资产负债率 (m) 不同, 银行允许国企采取更高的财务杠杆; (2) 贴现率 (β) 不同, 民企的贴现率高于国企, 这是由于民企受到更多

的信贷约束，因而会更为耐心，以通过自身财富积累等渠道获取资金。

1. 国有企业

参照 Gerali et al.(2010)，我们假定国企最大化关于企业家消费的效用函数。国企的目标方程为：

$$\max E_t \{ \sum_{t=0}^{\infty} \beta_t^s \log(C_t^s) \} \quad (9)$$

其中， β_t^s 为国企贴现率， C_t^s 为国企支付给其管理者的报酬，以及用于社会福利等项目的支出。本文假设企业的目标是极大化企业家的福利水平，而文献中通常假定企业利润极大化。两者尽管在形式上并不相同，但在实质上具有等价性。由于前者在数学上较为简便。因此我们参照 Gerali et al.(2010)和 Andrés and Arce(2012)，在文中加以采用。

根据已有文献的普遍做法，生产函数采用如下柯布一道格拉斯形式：

$$Y_t^s = Z_t^s (K_{t-1}^s)^{\alpha^s} (N_t^s)^{1-\alpha^s} \quad (10)$$

其中， Y_t^s 为国企的产出， Z_t^s 为国企的技术。 K_t^s 为国企的资本，参照 Gerali et al.(2010)， K_t^s 为国企自身拥有。 N_t^s 为国企的劳动。 α^s 为资本收入份额。

假定技术水平 Z_t^s 服从如下一阶自回归过程：

$$\log(Z_t^s) = \rho^s \log(Z_{t-1}^s) + e_{z,t}^s, |\rho^s| < 1, e_{z,t}^s : i.i.d.(0, \sigma^s), \quad (11)$$

其中， ρ^s 为技术冲击的自回归系数， $e_{z,t}^s$ 为随机扰动，服从均值为 0，方差为 σ^s 的独立同分布。

国企的资本演进方程为：

$$K_t^s = (1 - \delta) K_{t-1}^s + Inv_t^s \quad (12)$$

其中， Inv_t^s 指国有企业的投资。

劳动总量方程为：

$$N_t^s = (1 - \theta) Q_1 H_{1a,t}^s + \theta Q_1 H_{1b,t}^s + \theta Q_2 H_{2b,t}^s \quad (13)$$

其中， Q_1 和 Q_2 ，分别指家庭 1 和家庭 2 的数量。当市场化程度为 θ 时， $(1 - \theta)$ 比例的家庭 1（家庭 1a）仍只能向国企提供劳动 $H_{1a,t}^s$ ，而 θ 比例的家庭 1（家庭 1b）和 θ 比例的家庭 2

(家庭 2b) 可以自由选择 在 国企或 民企 劳动。家庭 1b 向 国企 提供的 劳动 为 $H_{1b,t}^s (\geq 0)$,

家庭 2b 向 国企 提供的 劳动 为 $H_{2b,t}^s (\geq 0)$ 。

国有企业的资源约束方程为:

$$(1 - \tau^s)Y_t^s + Loan_t^s + (1 - \delta)K_{t-1}^s - w_t^s N_t^s - Loan_{t-1}^s \frac{1+R_t^s}{1+\pi_t} - C_t^s - K_t^s - \left(\varphi^s \left(\frac{N_t^s}{N_{t-1}^s} - 1 \right) K_{t-1}^s \right)^2 = 0 \quad (14)$$

其中, τ^s 指 国企 的 税率, δ 为 折旧 率。国有 企业 按照 非 市场化 利率 R_t^s 获得 银行 贷款。

$\left(\varphi^s \left(\frac{N_t^s}{N_{t-1}^s} - 1 \right) K_{t-1}^s \right)^2$ 是 劳动 调节 成本⁷, 当 厂商 的 劳动 投入 量 偏离 上期 值 时 将 产生 调节 成本,

其中 $\varphi^s (> 0)$ 为 劳动 调节 成本 参数, φ^s 越大 表明 就业 变动 导致 的 成本 越高。

国企 的 贷款 约束 方程 为:

$$Loan_t^s \frac{1+R_t^s}{1+\pi_t} = m^s K_t^s \quad (15)$$

其中, m^s 为 国企 的 资产 负债 率。公式 (15) 表明 国企 贷款 将 受到 抵押 资产 (K_t^s) 价值 的 限制 (Gerali et al., 2010)。

为 刻画 国企 贷款 利率 的 市场化 过程, 我们 假设 国企 利率 R_t^s 为:

$$R_t^s = \theta R_t^m + (1 - \theta) R_{loan,t} \quad (16)$$

其中, $R_{loan,t}$ 为 贷款 基准 利率, 由 央行 外生 决定, 是 非 市场化 利率。 R_t^m 为 市场化 的 贷款 利率, 也是 民企 的 贷款 利率。公式 (16) 用于 描述 国企 贷款 利率 R_t^s 的 市场化 程度。随着 改革 深入, 即 θ 由 0 趋近 1, 国企 贷款 利率 R_t^s 将 向 市场化 利率 R_t^m 趋近。

2. 民营企业

参照 Gerali et al.(2010), 我们 假定 民营企业 最大化 企业家 消费 的 效用 函数。其 目标 方程 为:

$$\max E_t \{ \sum_{t=0}^{\infty} \beta_p^t \log(C_t^p) \} \quad (17)$$

⁷ 关于 劳动 调整 成本 的 设置, 本文 参考 了 Wen(2004)。

其中, β_p^t 为主观贴现率, C_t^p 为民营企业家的消费。

民企的技术演进方程为：

$$Y_t^p = Z_t^p (K_{t-1}^p)^{\alpha^p} (\eta N_t^p)^{1-\alpha^p} \quad (18)$$

Y_t^p 为民企的产出, Z_t^p 为民企的技术水平。 K_t^p 为民企的资本, 为民营企业家自身拥有 (Gerali et al., 2010)。 N_t^p 为民企的劳动。 α^p 为民企的资本收入份额。

其中, η 指民企的一单位劳动相对于国企的生产效率。我们引入相对生产效率 η 是考虑到, 国企、民企微观机制的不同, 可能导致生产效率的差别 (Song et al., 2011)。国企的代理人监管能力较弱, 因此为减少资产流失, 国企不会将经营权力下放给代理人; 民企的代理人监管能力较强, 因此民企更愿意将企业交由经理管理。而经理往往更了解企业的运行状况, 这使得一单位的劳动在民企发挥更高的生产率 ($\eta > 1$)。

假定技术水平 Z_t^p 服从如下一阶自回归过程:

$$\log(Z_t^p) = \rho^p \log(Z_{t-1}^p) + e_{z,t}^p, |\rho^p| < 1, e_{z,t}^p: i.i.d. (0, \sigma^p), \quad (19)$$

其中, ρ^p 为技术冲击的自回归系数, $e_{z,t}^p$ 为随机扰动, 服从均值为 0, 方差为 σ^p 的独立同分布。

民企资本的演进方程为:

$$K_t^p = (1 - \delta) K_{t-1}^p + Inv_t^p \quad (20)$$

其中, Inv_t^p 指民营企业的投资。

民企劳动总量方程为:

$$N_t^p = (1 - \theta) Q_2 H_{2a,t}^p + \theta Q_1 H_{1b,t}^p + \theta Q_2 H_{2b,t}^p \quad (21)$$

其中, $H_{2a,t}^p$ 为家庭 2a 向民企提供的劳动, $H_{1b,t}^p$ 为家庭 1b 向民企提供的劳动, $H_{2b,t}^p$ 为家庭 2b 向民企提供的劳动。

为刻画行业准入门槛向民企开放的过程, 民企的资本收入份额 α^p 方程为:

$$\alpha^p = \theta \bar{\alpha} + (1 - \theta) \alpha_{original}^s \quad (22)$$

其中， α^p 指民企的资本收入份额， $\alpha_{original}^s$ 是市场化改革前的民企资本收入份额，而 $\bar{\alpha}$ 指社会平均的资本收入份额。改革越深入，民企可以进入的行业越多，其资本收入份额（ α^p ）也越接近社会平均水平（ $\bar{\alpha}$ ）。

民企的资源约束方程为：

$$(1 - \tau^p)Y_t^p + Loan_t^p + (1 - \delta)K_{t-1}^p - w_t^p N_t^p - Loan_{t-1}^p \frac{1+R_t^m}{1+\pi_t} - C_t^p - K_t^p - \left(\varphi^p \left(\frac{N_t^p}{N_{t-1}^p} - 1 \right) K_{t-1}^p \right)^2 = 0 \quad (23)$$

其中， τ^p 指民企的税率， δ 为折旧率。民企按照市场化利率 R_t^m 获得银行贷款。

$\left(\varphi^p \left(\frac{N_t^p}{N_{t-1}^p} - 1 \right) K_{t-1}^p \right)^2$ 是劳动调节成本，当厂商的劳动偏离上期值时将产生调整成本。其中 $\varphi^p (> 0)$ 为劳动调节成本参数， φ^p 越大表明就业变动导致的成本越高。

由于民企的贷款将受到抵押资产（ K ）价值的限制，我们参照 Gerali et al.(2010)，设定民企的贷款约束方程为：

$$Loan_t^p \frac{1+R_t^m}{1+\pi_t} = m^p K_t^p \quad (24)$$

其中， m^p 为民企的资产负债率。

（三）银行

参照罗时空、龚六堂(2013)，银行的经营，需要满足关于本金和利润的两种约束条件⁸。

在本金约束方面，银行从家庭获得存款，扣除存款准备金后，剩余资金用于：向国企、民企发放贷款，以及购买政府债券。

$$\{[(1 - \theta)Q_1]Deposit_{1a,t} + (\theta Q_1)Deposit_{1b,t} + [(1 - \theta)Q_2]Deposit_{2a,t} + (\theta Q_2)Deposit_{2b,t}\}(1 - b_t) = Loan_t^s + Loan_t^p + Bond_t \quad (25)$$

其中， b_t 指存款准备金率， $Bond_t$ 为银行购买的政府债券。

在利润约束方面，银行从企业贷款和国债中获取利息收益，用以支付存款的利息成本，并保持一定的利润率 $premium$ 用于支付运营费用。

⁸ 本文对银行的利润约束和本金约束，与罗时空和龚六堂（2013）所指的平衡预算条件和资金市场出清条件实质上是一致的。

$$\{[(1-\theta)Q_1]Deposit_{1a,t-1} + (\theta Q_1)Deposit_{1b,t-1} + [(1-\theta)Q_2]Deposit_{2a,t-1} + (\theta Q_2)Deposit_{2b,t-1}\}(R_{save,t} + premium) = Loan_{t-1}^s R_t^s + Loan_{t-1}^p R_t^m + Bond_{t-1} R_{d,t} \quad (26)$$

其中, $R_{save,t}$ 指家庭的存款利率, 由银行设定。 $premium$ 为银行的利润率, $R_{d,t}$ 为存款基准利率。根据 Gerali et al.(2010)的研究, 我们假设银行可以按照存款基准利率 $R_{d,t}$, 向政府贷到任意数量的钱。因此, 在套利原理的作用下, 资金要素市场化的任何阶段, 银行的存款利率都等于存款基准利率, 即 $R_{save,t} = R_{d,t}$ 。银行以非市场化利率 (R_t^s) 向国企提供贷款; 以市场化利率 $R_{m,t}$ 向民企提供贷款; 并以存款基准利率 $R_{d,t}$ 购买政府债券。

(四) 政府

政府的资金来自: 向企业征税, 向银行出售国债。除偿还上期国债外, 这些资金将用于政府投资和政府消费。其中, 政府投资属于社会总投资的一部分; 政府消费包括教育、医疗等社会福利的消费性支出, 进入家庭的效用函数。政府的预算平衡方程为:

$$\tau^s Y_t^s + \tau^p Y_t^p + Bond_t = Cg_t + Bond_{t-1} \frac{1+R_{d,t}}{1+\pi_t} \quad (27)$$

其中, Cg_t 为政府消费, 其方程为:

$$Cg_t = G_t (1 - mg) \quad (28)$$

其中, Cg_t 为政府消费, $(1 - mg)$ 为政府支出中用于政府消费的比例。相应的, 政府投资的方程为:

$$Inv g_t = G_t mg \quad (29)$$

其中, $Inv g_t$ 为政府投资, G_t 为政府支出, mg 为政府支出中用于政府投资的比例。

(五) 经济总体

经济体的总产出方程为:

$$Y_t = Y_t^s + Y_t^p \quad (30)$$

其中, 总产出 Y_t 为国企产出和民企产出的总合, 但不包含政府投资 $Inv g_t$ 的贡献。这是由于严成、龚六堂(2009)发现, 中国生产性公共支出并不一定总能促进经济增长, 可能的原因在于: 生产性公共支出的规模超出了地区经济的合适范围, 或者其使用效率较低。因此在本文

的模型中，政府投资属于社会总投资的一部分，但却没对总产出 Y_t 做出贡献。

经济体的其它总量方程分别为：

$$Inv_t = Inv_t^s + Inv_t^p \quad (31)$$

$$K_t = K_t^s + K_t^p \quad (32)$$

$$H_t = ((1 - \theta)Q_1)H_{1a,t}^s + (\theta Q_1)(H_{1b,t}^s + H_{1b,t}^p) + ((1 - \theta)Q_2)H_{2a,t}^p + (\theta Q_2)(H_{2a,t}^p + H_{2b,t}^p) \quad (33)$$

$$Loan_t = Loan_t^s + Loan_t^p \quad (34)$$

$$Deposit_t = (1 - \theta)Q_1 Deposit_{1a,t} + \theta Q_1 Deposit_{1b,t} + (1 - \theta)Q_2 Deposit_{2a,t} + \theta Q_2 Deposit_{2b,t} \quad (35)$$

$$C_t = (1 - \theta)Q_1 C_{1a,t} + \theta Q_1 C_{1b,t} + (1 - \theta)Q_2 C_{2a,t} + \theta Q_2 C_{2b,t} \quad (36)$$

在上述各式中， Inv_t 指企业的总投资， K_t 指企业的总资本， H_t 指企业的总劳动， $Loan_t$ 指企业的总贷款。 $Deposit_t$ 为家庭的总存款， C_t 为家庭的总消费。

（六）货币政策冲击

我们依据泰勒规则，设定中国控制政策利率和存款准备金率的行为规则。根据《中国人民银行法》，中国货币政策目标是保持货币币值的稳定，并以此促进经济增长。因此，本文在参考 Zhang(2009)的基础上，设立了同时包含货币政策的价格工具和数量工具的泰勒公式。根据 Zhang(2009)的研究结果，同时包含货币政策的价格工具和数量工具能够较好地拟合中国的实际数据。

$$\tilde{\pi}_t = \gamma_0 E_t \tilde{\pi}_{t+1} + \gamma_1 \tilde{Y}_t + \gamma_2 \tilde{R}_{d,t-1} + \gamma_3 \tilde{R}_{loan,t-1} + \gamma_4 \tilde{b}_{t-1} + \chi_t \quad (37)$$

$$\chi_t = \theta \chi_{t-1} + \varepsilon_t \quad 0 < \theta < 1 \quad (38)$$

其中， $\tilde{\pi}_t$ 为通货膨胀率对其稳态值的偏离。 $\tilde{Y}_t$ 为产出的实际增长率。 $\tilde{R}_{d,t}$ ， $\tilde{R}_{loan,t}$ 和 $\tilde{b}_t$ ，

分别为存款基准利率、贷款基准利率以及存款准备金率对其稳态值的偏离。 χ_t 为残差，服从

AR(1)过程。

参照 Bernanke and Gertler(1995)与 Gerali et al.(2010)，三类货币政策冲击分别为：

$$R_{loan,t} = R_{loan} + e_{Rloan,t}$$

$$R_{d,t} = R_d + e_{Rd,t}$$

$$b_t = b + e_{b,t}$$

其中, $R_{loan,t}$ 、 $R_{d,t}$ 和 b_t 分别为贷款基准利率、存款基准利率和存款准备金率, R_{loan} 、 R_d 和 b 为相应的均值, $e_{Rloan,t}$ 、 $e_{Rd,t}$ 和 $e_{b,t}$ 为外生冲击。存贷款基准利率和存款准备金率受央行控制, 由央行调整。但由于央行实施货币政策前, 往往不会预先通知, 因此对于经济中的其他个体而言, 央行的政策调整可以近似看作外生随机冲击 (shock)。当央行实施货币政策时, 将调整相应的政策工具 (即施加外生冲击), 从而对经济体产生影响。

三、参数校准和模型的模拟效果

本文依据 1992-2007 年间的中国宏观经济数据, 对模型进行参数校准。本文的时间窗口始于 1992 年, 是由于相关统计数据的口径在 1992 年前后有较大的调整, 并且 1992 年前后的中国经济结构也发生了重大转变。时间窗口止于 2007 年, 主要原因是数据的可得性。例如, 中国的资本存量, 缺少相关的官方统计数据, 而研究者的估值也大多截至到 2007 年之前(雷辉,2009; 张军等,2004)。同时, 为方便描述市场改革进程, 本文设研究起点 $\theta = 0$ 。

1. 技术冲击参数

本文根据 1992-2007 年间的索洛剩余序列, 估算得到技术冲击参数。由于缺乏国企和民企的产出、资本等数据, 我们将估算全国经济的技术冲击参数 ρ , 以代替国企、民企的技术冲击参数 ρ^s 和 ρ^p 。

同 Bai et al.(2006)、Song et al.(2011)等研究一致, 我们设经济总体中的资本收入份额 $\bar{\alpha} = 0.5$, 劳动收入份额也为 0.5。索洛剩余

$$S_t = \ln(GDP_t) - 0.5 * \ln(K_t) - 0.5 * \ln(H_t) \quad (1)$$

其中, 国内生产总值 GDP_t 采用中国统计年鉴数据, 资本存量 K_t 采用雷辉(2009)的数据⁹,

9 此外, 我们还采用了张军等(2004)估计的资本存量, 估计结果相近。

劳动投入 H_t 采用全国就业人数¹⁰。我们对索罗剩余序列 S_t 进行剔除趋势处理，并对其短期波动部分进行一阶自回归，得到技术冲击参数 $\rho = 0.61$ ，其标准差为0.02。该估值同胡永刚、刘方(2007)，以及陈晓光、张宇麟(2010)的估算结果接近。因此本文设 $\rho^s = \rho^p = \rho = 0.61$ 。

2. 贴现率

参照国内外大多数文献，本文设家庭 1 的贴现率 $\beta_{h1} = 0.99$ ，家庭 2 的贴现率 $\beta_{h2} = 0.99$ 。关于国有企业的贴现率，本文参考 Carmichael et al.(1999)对发展中国家的校准结果，取国企贴现率 $\beta_s = 0.9$ 。关于民营企业的贴现率，由于中国民企在信贷市场上受到诸多约束，主要依赖自身财富积累等渠道获取资金(于明晟等,2011)，因此本文设民企的贴现率 $\beta_p = 0.989$ ，略低于家庭 1 和家庭 2。

3. 资本收入份额

目前，中国的国企主要集中在资本密集型行业，如石油、电力、燃气等行业；而民企主要集中在劳动密集型行业，如纺织业、服装业等领域(陈晓光、张宇麟,2010)。因此，本文在估算国企和民企资本收入份额时，参考了不同行业的投入产出数据。数据来源为陈诗一(2011)估算的各工业行业增加值、资本存量和从业人数的数据，数据的时间跨度为 1992-2007 年。根据估算结果，本文设国企的资本收入份额 $\alpha^p = 0.7$ ，而民企的资本收入份额 $\alpha_{original}^p = 0.35$ 。

4. 资产负债率

统计年鉴尚未披露全国范围内的国其和民企的资产负债率数据，因此本文将根据相关数据进行推算。全国工商联(2012)的报告显示，2006 年以来民企 500 强的资产负债率一直保持在 70%以下，低于中国企业 500 强将近 20 个百分点。此外，国资委研究局于 2011 年首度披露：半数以上央企的平均负债率超过 65%，民航、发电、军工等产业央企的资产负债率远高于国际公认水平。据此，本文设国企和民企的资产负债率分别为 $m^s = 0.91$ 和 $m^p = 0.6$ 。

5. 税率

《中国财政政策报告 2009/2010》(高培勇(2010)显示，2007-2009 年间按全口径计算的中国政府财政收入约占 GDP 的三分之一，因此本文设民企的税率 $\tau^p = 0.33$ ；而国企除缴税

10 全国就业人数的数据来自《新中国六十年统计资料汇编》。

外，还替政府承担了部分社会福利项目，因此本文设国企的税率 $\tau^s = 0.4$ 。

6. 政府支出中的投资比例

政府投资包括：农林水事务、交通运输、采掘电力信息等事务以及一般公共服务等项目。根据历年的《中国统计年鉴》，政府投资占财政支出的 50%左右，因此我们设政府支出中的政府投资比例 $mg = 0.5$ 。

7. 家庭效用函数中的参数

在参考 Christensen and Dib(2008)校准值的基础上，本文取家庭 1 的闲暇参数 $\mu_{h1} = 5.5$ ，家庭 2 的闲暇参数 $\mu_{h2} = 0.5$ ，并取家庭 1 的存款参数 $\mu_{d1} = 0.3$ ，家庭 2 的存款参数 $\mu_{d2} = 0.7$ 。此外，历年《中国统计年鉴》表明，约一半的政府消费是用于教育、医疗、社会保障等直接惠及民众的项目，类似于直接增加居民消费，因此本文取家庭效用函数中的政府消费参数 $\mu_g = 0.5$ 。

8. 政策利率和存款准备金率

贷款基准利率 $R_{loan,t}$ ，存款基准利率 $R_{d,t}$ ，存款准备金率 b_t ，由央行外生决定。根据央行公布的历年数据，本文取均衡时的 $R_{loan} = 0.06$ ， $R_d = 0.03$ ， $b = 0.2$ 。

9. 通货膨胀率决定公式中的参数

关于公式（37）和（38）的参数校准，本文采用季度数据加以估计。未采用年度数据的原因是，年度数据量较少，因而难以估计得到可靠的参数结果。

其中，存、贷款基准利率和存款准备金率数据，来自央行公布的历年数据。季度 GDP、通货膨胀率（CPI）的数据来自中经网统计数据库¹¹。本文估计得 $\gamma_0 = 0.31$ ， $\gamma_1 = -0.00083$ ， $\gamma_2 = -0.16$ ， $\gamma_3 = -0.27$ ， $\gamma_4 = -0.069$ 。

10. 其他参数的取值

国企和民企的资本折旧率 δ 设为 0.1(黄贇琳,2005; 许伟、陈斌开,2009; Song et al.,2011)。 π_t 指通货膨胀率，由于中国 1992-2007 年的 CPI 及 PPI 的均值都接近 6%，因此本文取均衡

¹¹ 1992-2007 年间的季度 GDP 平减指数尚未公布，由本文根据季度 GDP 同比增速和 CPI 环比指数估算得到。本文根据季度名义 GDP 和季度 GDP 平减指数，计算得到季度实际 GDP 的增长率（公式（37）中的 $\hat{Y}_t$ ）。

时的 $\pi = 0.06$ 。 η 为民企的一单位劳动相对于国企的生产效率，在参考 Song et al.(2011)校准值的基础上，同时考虑到本文研究时段、模型设定上的差异，以及模拟结果的合理性，本文设 $\eta = 5.4$ 。参数 φ 反映劳动力调整成本的大小（ $\varphi > 0$ ）。考虑到民企的人员流动远远高于国企，并且为了使模拟得到的就业与产出波动的相对标准差接近实际值，本文取国企的劳动力调整参数 $\varphi^s = 2.5$ ，民企的劳动力调整参数 $\varphi^p = 0$ 。设家庭 1 的数量 $Q_1 = 1$ ，设家庭 2 的数量 $Q_2 = 1$ 。模型中 $premium$ 表示银行的利润率，各上市银行的历年财务报表¹²表明，银行的利息净收入占存款总额的 2.5%左右，因此本文设 $premium = 0.025$ 。

综上所述，模型的参数校准表如下：

表 1 参数校准结果

家庭的参数	国企的参数	民企的参数	其他参数
$\beta_{h1} = 0.99$	$\beta_s = 0.9$	$\beta_p = 0.989$	$b = 0.2$
$\beta_{h2} = 0.99$	$\alpha^s = 0.7$	$\alpha_{original}^p = 0.35$	$R_d = 0.03$
$\mu_{h1} = 5.5$	$m^s = 0.91$	$m^p = 0.6$	$R_{loan} = 0.06$
$\mu_{h2} = 0.5$	$\tau^s = 0.4$	$\tau^p = 0.33$	$\pi = 0.06$
$\mu_{d1} = 0.3$	$\rho^s = 0.61$	$\rho^p = 0.61$	$premium = 0.025$
$\mu_{d2} = 0.7$	$\varphi^s = 2.5$	$\varphi^p = 0$	$\bar{\alpha} = 0.5$
$\mu_g = 0.5$	$\delta = 0.1$	$\eta = 5.4$	$Q_1 = 1$
			$Q_2 = 1$

四、数值模拟结果的分析

（一）数值模拟结果与实际经济数据的匹配

为考察本文模型对实体经济的解释力，本文将从各变量均衡时的比例关系、各变量同产出的相关系数以及相对标准差三个方面，比较模型模拟结果与实际经济数据。

1. 各变量均衡时比例关系的比较

12 上市银行的报表资料来自 CSMAR 数据库。

各变量均衡时比例关系的模拟值和实际值,如表 2 所示。由于统计年鉴中没有民营企业的分类数据,因此我们将从相关的调查报告中,推算得到国企、民企和经济总体间各变量关系的实际值。

表 2: 均衡时的变量及各变量间的关系

	模拟的均衡值	实际值
民企的银行贷款利率 R^m (市场化利率)	16.15%	约 15%
民企各指标占经济总量的比重:		
产出 (Y^p/Y)	54.85%	约 50%
劳动 (H^p/H)	80.53%	约 80%
贷款 ($Loan^p/Loan$)	22.18%	约 20%
民企与国企的工资比例 (w^p/w^s)	71.05%	约 60%

本文模拟得到民企的银行贷款利率,即市场化利率 R^m 的均衡值为 16.15%。这同实际经济情况基本吻合。谢平、陆磊(2003)、朱琼华(2012)的调查表明,民营企业的银行贷款利率在 15%左右。而王兆霞(2012)也指出,民企从银行融资的成本很高,除贷款利息和大量费用外,绝大多数金融机构在放款时,还以预留利息的名义扣除部分贷款本金,使得民企实际得到的贷款只有本金的 80%。同时,中国企业家调查系统(2011)显示,60.3%的民营企业和家族企业的银行贷款利率高于基准利率,并且大多数民企还需向银行缴纳规定利率之外的额外费用。据此,本文推测民企的银行贷款利率在 15%左右。

模拟结果还表明,民企对社会总产出与总就业的贡献非常大:均衡时的民企产出占总产出的 54.85%,同时民营经济的劳动力也占到了总劳动的 80.53%。这同实际经济基本一致。全国工商联(2012)发布的《2012 中国民营企业 500 强调研分析报告》显示,目前我国非公经济产值占国内生产总值的比重超过一半,并提供了 80%以上的城镇就业岗位和 90%以上的新增就业岗位。《中国民营经济发展报告(2005—2006)》(黄孟复,2004)也指出,2005 年民营经济在 GDP 中的比重达到 65%,占城镇就业人口的比例达到 75%以上。

但与产出、就业贡献不相称的是,民营企业仅获得了小部分银行贷款:本文模拟结果表明,均衡时的民企贷款仅占总贷款量的 22.18%。该结果同实际经济情况也是基本吻合的。有文献表明(笑威,2003),银行将近 90%的信贷投给了国有企业。近年来,银行对民企的贷款量虽然有所增加,但民企贷款的比例仍然较低。

同时根据模拟结果,均衡下的民企劳动报酬只占国企的 71.05%,该结果同实际经济情

况基本相符。根据国家统计局公布的数据，2008-2011 年城镇私营单位就业人员的年平均工资占国企的 60%左右。

以上我们就利率、产出、劳动等指标比较了数值模拟结果与实际经济数据，结果表明本文模型能较好地解释实际经济。

2. 各变量同产出的相关系数及相对标准差的比较

如表 3 和表 4，本文比较了各变量同产出的相关系数及相对标准差。这两项进行的是经济总量数据之间的比较。

表 3 各变量与产出的同期相关系数

	实际值	模拟值	模拟值/实际值			
			本文	黄颢琳	胡永刚	陈晓光
产出	1.00	1.00	100%	100%	100%	100%
投资	0.92	0.90	98%	76%	87%	113%
资本	0.91	0.98	108%	93%	38%	83%
消费	0.69	0.97	140%	115%	86%	38%
劳动	-0.83	0.83	-99%	76%	888%	-64%

表 4 各变量与产出的相对标准差

	实际值	模拟值	模拟值/实际值			
			本文	黄颢琳	胡永刚	陈晓光
产出	1.00	1.00	100%	100%	1.00%	100%
投资	1.98	1.63	82%	93%	107%	57%
资本	1.76	1.57	89%	102%	36%	30%
消费	1.27	0.53	42%	136%	28%	97%
劳动	0.06	0.12	216%	164%	100%	100%

注释：（1）“模拟值/实际值”指的是，各篇文章的模拟值同其实际值间的比例。本文采用该比例来度量模型对于实际经济的解释力。根据这一比值，本文模型对实际经济的解释力与前人的研究结果相近。其中，本文采用黄颢琳(2005)、胡永刚、刘方(2007)和陈晓光、张宇麟(2010)的研究结果，作为参照标准。

（2）所有数据均指，物价指数折算后的实际数据。我们对各变量进行了对数线性化，并使用HP滤波得到其波动部分，以得到最终结果。其中，投资指实际的固定资本形成总额。

资料来源：资本数据来自雷辉(2009)，我们也对张军等(2004)估算的资本存量数据进行了相应处理，结果相近。其他数据来自《新中国六十年统计资料汇编》，历年的《中国统计年鉴》和《中国固定资本统计年鉴》。

各变量同产出的相关性及其相对标准差的比较结果表明（表 3 和表 4），本文模拟结果对实际经济数据的解释力，与前人的研究结果相近。

以上是为考察本文模型的模拟效果（即模型对实体经济的解释力），文中从各变量均衡

时的比例关系、各变量同产出的相关系数以及相对标准差三个方面，进行了考察。比较结果表明，本文模型能较好地拟合中国实际经济，尤其是国企和民企经济在经济总体中的相对地位。

（二）市场化过程中的货币政策有效性

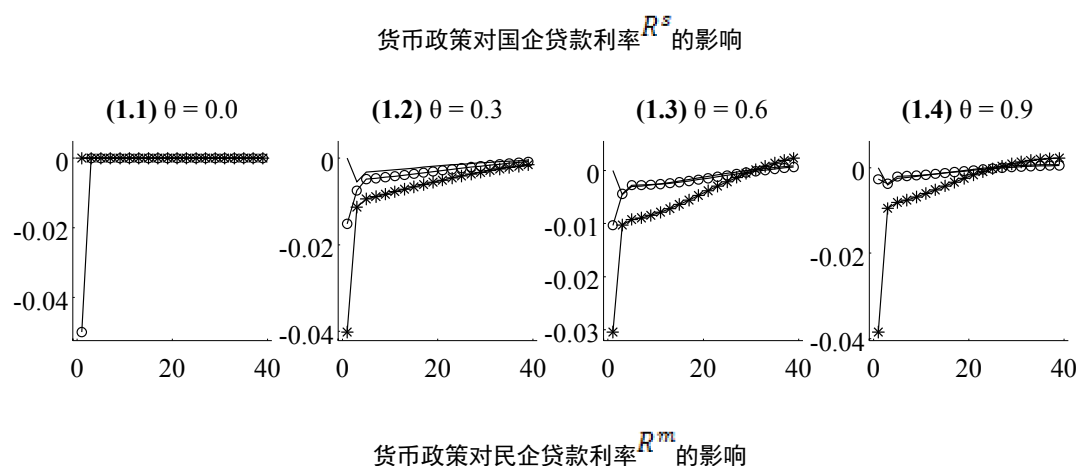
以下我们将根据模型的模拟结果，分析中国的市场化改革过程中，扩张性的货币政策对经济的影响程度的演变（紧缩性货币政策的作用则相反）。央行的货币政策工具主要包括：贷款基准利率，存款基准利率和存款准备金率。

根据中国人民银行的历年调整资料¹³，我们将分别考察三类政策工具的影响：政策I，贷款基准利率下调0.3%（0.3个百分点）；政策II，存款基准利率下调0.3%；政策III，存款准备金率下调1%时，信贷市场、经济个体和经济总体所受到的影响。

1. 货币政策对信贷市场的影响

（1）货币政策对贷款利率的影响（图1）

市场化改革的进程中，贷款利率存在双轨制，包括：非市场化利率（国企的贷款利率 R^s ），以及市场化利率（民企的贷款利率 R^m ）。但随着市场化改革的不断深入，国企贷款利率的市场化程度将不断提高，并于改革完成时达到市场化的利率水平，此时利率双轨制也将消失。



13 根据中国人民银行公布的历史数据，央行每次调整存、贷款基准利率的幅度通常都在0.3%左右，并且存、贷款基准利率的调整往往同时发生、方向相同。而央行每次调整存款准备金率的幅度通常为0.5%-1%。

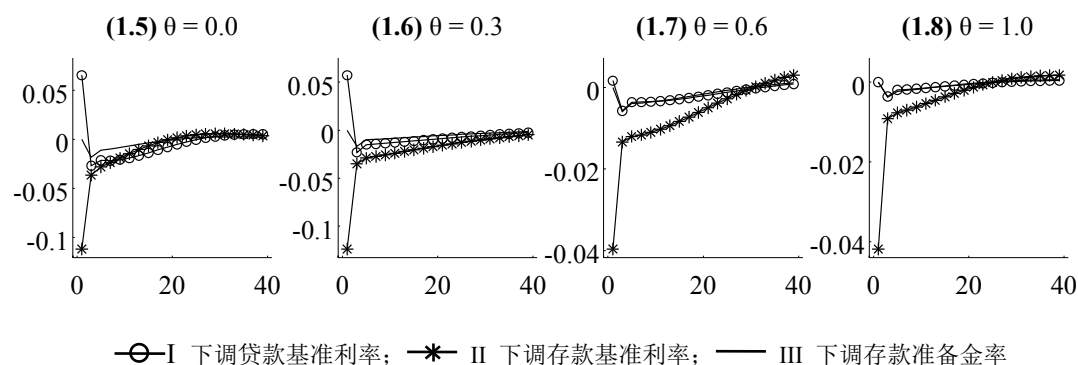


图 1 各市场化改革阶段下的货币政策对利率的影响

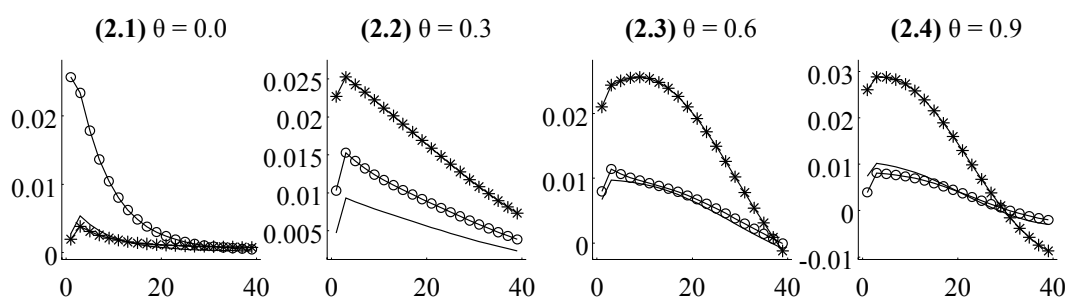
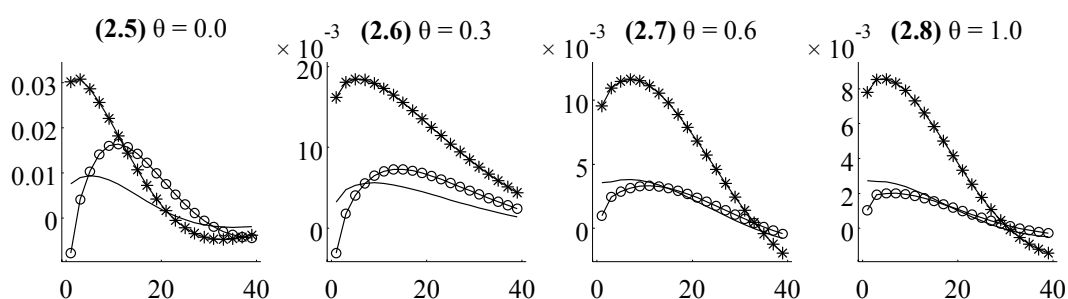
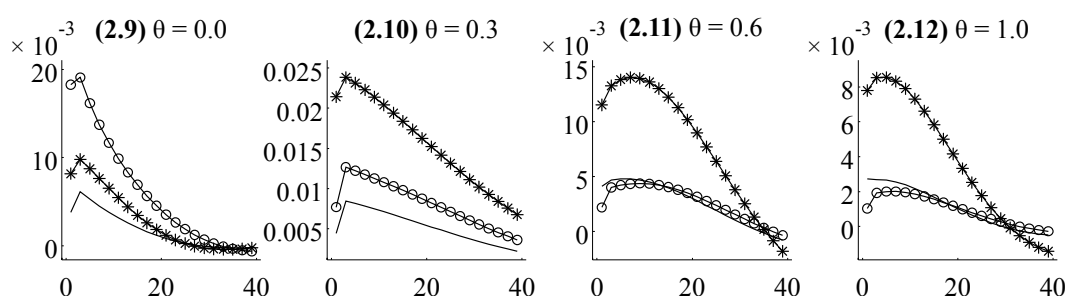
随着市场化改革的深入，货币政策对市场化利率、非市场化利率的影响，将会发生变动。

图 1.1-1.4 显示了，货币政策对非市场化利率（国企的贷款利率 R^s ）的影响。随着市场化改革的推进（ θ 逐步趋近于 1），贷款基准利率的作用将逐步减弱，存款基准利率的影响将逐步增强。而存款准备金率的作用，在市场化初期（ $0 \leq \theta \leq 0.3$ ）不断上升；在市场化中后期（ $0.3 < \theta \leq 1$ ），其效用略有降低。

图 1.5-1.8 显示了，货币政策对市场化利率（民企的贷款利率 R^m ）的影响。存、贷款基准利率和存款准备金率的作用都将不断减弱。

就货币政策的有效性而言，在不同的市场化阶段，针对不同的政策目标，最有效工具将有所不同。如果要降低国企贷款利率（非市场化利率），那么市场化改革初期（ $0 \leq \theta \leq 0.1$ ，如图 1.1）下调贷款基准利率（政策 I）最为有效；而自市场化改革的前期开始（ $\theta = 0.2$ ，如图 1.2），下调存款基准利率（政策 II）将更为有效。而如果要在短期内降低民企贷款利率（市场利率），那么在改革的各个阶段，下调存款基准利率（政策 II）都是最有效的政策工具。

（2）货币政策对贷款量的影响（图 2）

货币政策对国企贷款量 $Loan^S$ 的影响货币政策对民企贷款量 $Loan^P$ 的影响货币政策对总贷款量 $Loan$ 的影响

—○— I 下调贷款基准利率；—*— II 下调存款基准利率；—— III 下调存款准备金率

图 2 各市场化改革阶段，货币政策对贷款量的影响

市场化改革过程中，货币政策对国企、民企贷款，以及总贷款的影响，也将发生变动。

图 2.1-2.4 显示了，货币政策对国企贷款的影响。随着市场化改革的深入，贷款基准利率的影响越来越小；而存款基准利率，以及存款准备金率的作用将越来越大。

图 2.5-2.8 显示了，货币政策对民企贷款的影响。随着市场化改革的深入，存、贷款基准利率，以及存款准备金率的影响都将越来越弱。

图 2.9-2.12 显示了，货币政策对总贷款的影响。随着市场化改革的深入，贷款基准利率

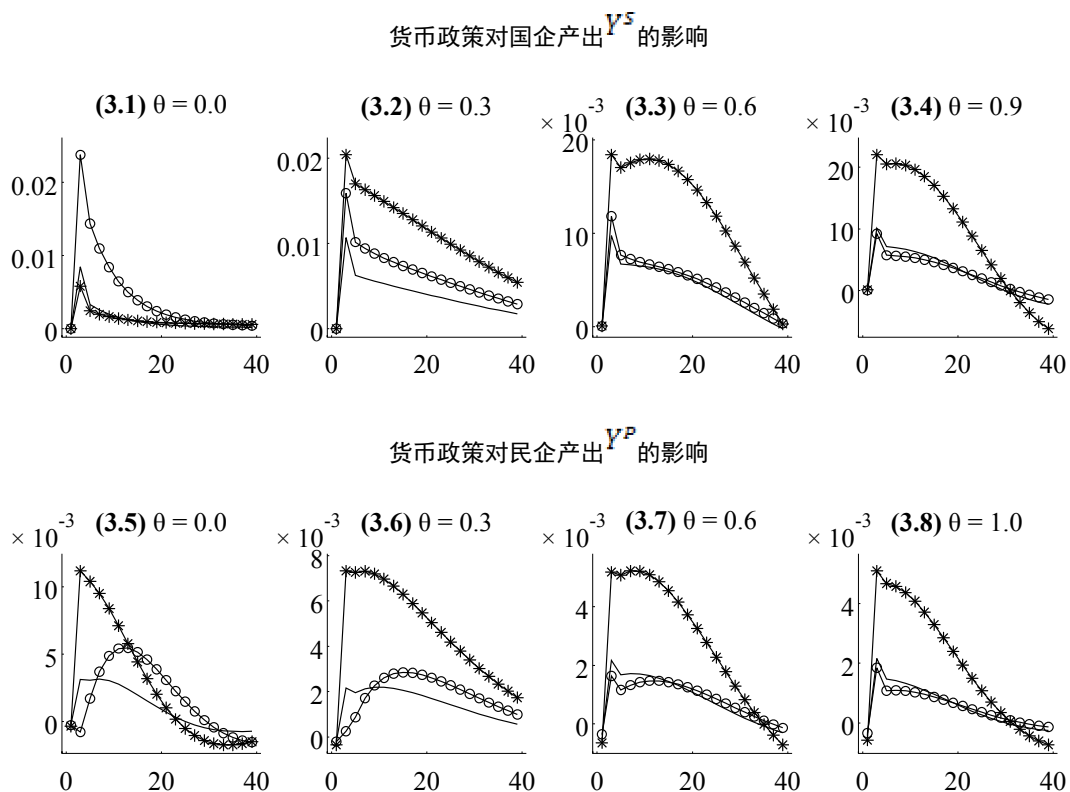
的影响越来越小；而存款基准利率以及存款准备金率，在市场化改革的初期（ $0 \leq \theta \leq 0.3$ ），两者的作用将会上升，而在市场化改革的中后期（ $0.3 < \theta \leq 1$ ），两者的作用将会逐步下降。

就货币政策的有效性而言，不同市场化阶段的最有效政策工具是不同的。如果要促进国企贷款，那么市场化改革前（ $0 \leq \theta \leq 0.1$ ），下调贷款基准利率（政策 I）最为有效；当市场化改革深入到一定程度后（ $0.2 \leq \theta \leq 1$ ），下调存款基准利率（政策 II）将更为有效。如果要促进民企贷款，那么在改革的各个阶段，都是降低存款基准利率（政策 II）更为有效。而如果要促进总贷款，那么在市场化改革开始前（ $\theta = 0$ ），下调贷款基准利率（政策 I）最有效；而在市场化改革深入到一定程度后（ $0.1 \leq \theta \leq 1$ ），下调贷款基准利率（政策 II）将更有效。

2. 货币政策对实体经济的影响

扩张性货币政策的目标在于，通过促进投资和消费，从而刺激产出。根据本文的模拟结果，中国的货币政策具有推动经济的作用，但在不同的市场化阶段，对于各目标的影响不尽相同。

（1）货币政策对产出的影响（图 3）



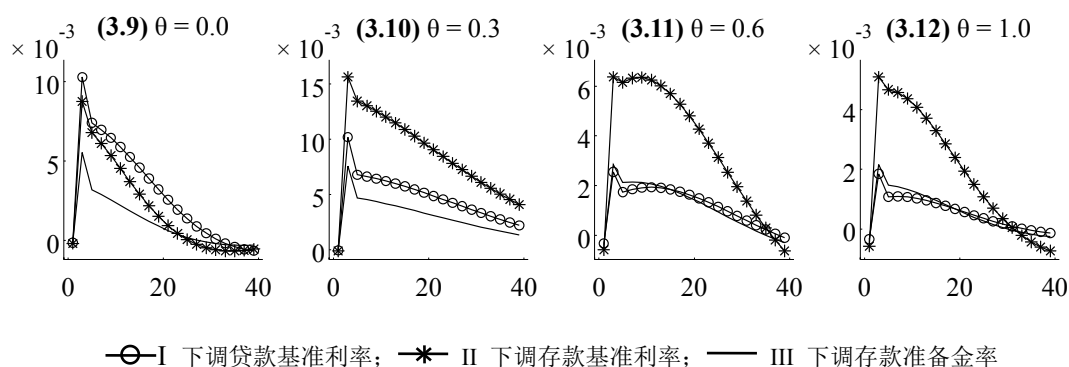
货币政策对总产出 Y 的影响

图 3 各市场化改革阶段，货币政策对产出的影响

市场化改革过程中，货币政策对国企、民企产出，以及总产出的作用，也在发生变动。

图 3.1-3.4 显示了，货币政策对国企产出的影响。随着市场化改革的深入，贷款基准利率的影响越来越小；而存款基准利率，以及存款准备金率的作用将越来越大。

图 3.5-3.8 显示了，货币政策对民企产出的影响。随着市场化改革的深入，存、贷款基准利率，以及存款准备金率的作用都将越来越弱。

图 3.9-3.12 显示了，货币政策对总产出的影响。随着市场化改革的深入，贷款基准利率的影响逐渐下降；而存款基准利率以及存款准备金率的影响，在改革初期 ($0 \leq \theta \leq 0.3$) 将会逐步上升，而在改革的中后期 ($0.3 \leq \theta \leq 1.0$) 将会逐渐下降。

就货币政策的有效性而言，如果要促进国企产出或总产出，那么市场化改革前 ($\theta = 0$ ，如图 3.1)，下调贷款基准利率（政策 I）最为有效；而自市场化改革的前期开始 ($\theta = 0.2$ ，如图 3.4)，下调存款基准利率（政策 II）将更为有效。而如果要促进民企产出，那么在改革的各个阶段，降低存款基准利率（政策 II）都最为有效。

（2）货币政策对资本的影响（图 4）

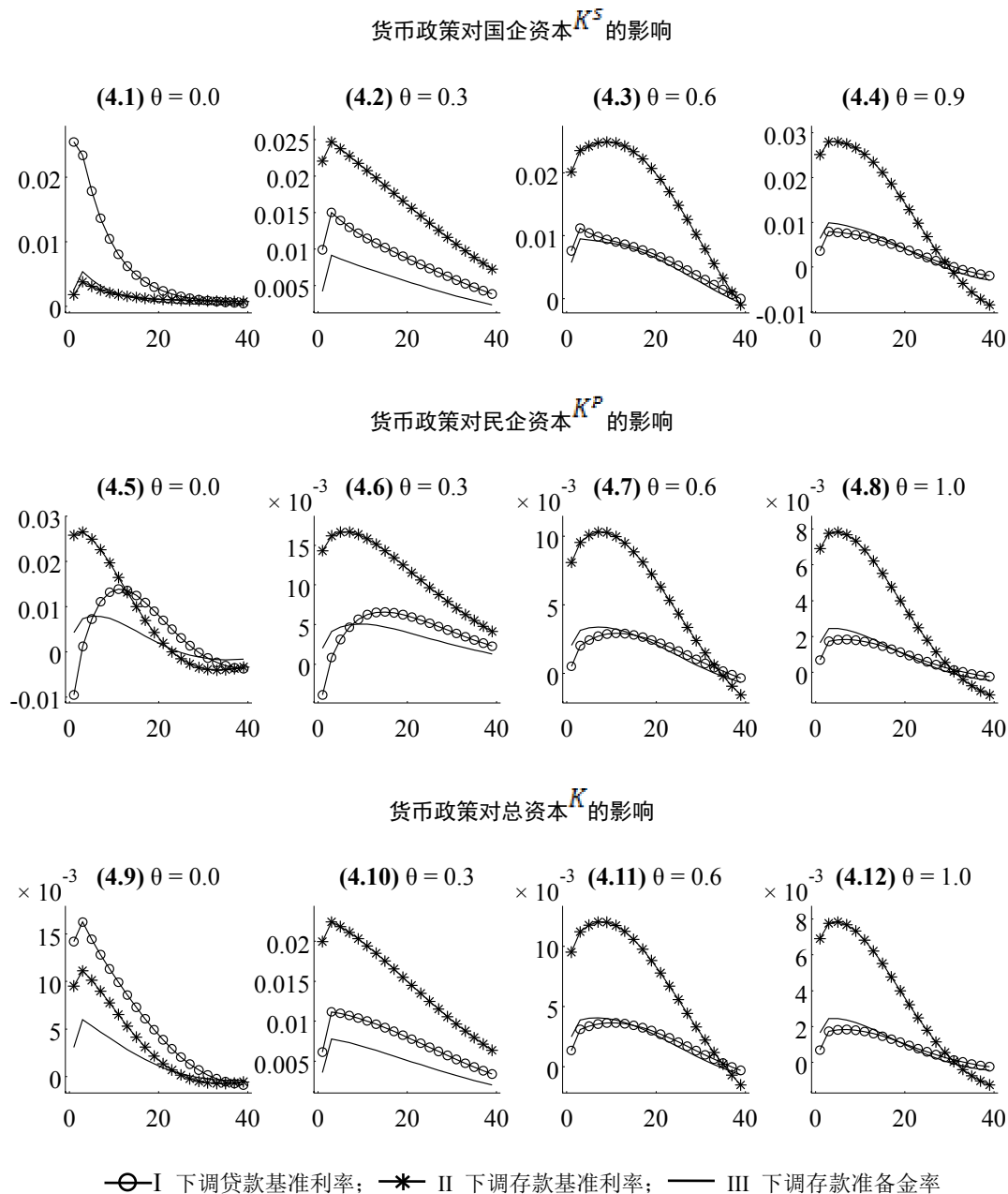


图5 各市场化改革阶段，货币政策对资本的影响

随着市场化改革的深入，货币政策对国企资本、民企资本，以及总资本的影响作用，也将发生变动。

图 3.1-3.4 显示了，货币政策对国企资本的影响。随着市场化改革的深入，贷款基准利率的影响越来越小；而存款基准利率，以及存款准备金率的作用将越来越大。

图 3.5-3.8 显示了，货币政策对民企资本的影响。随着市场化改革的深入，存、贷款基准利率，以及存款准备金率的作用都将越来越弱。

图 3.9-3.12 显示了，货币政策对企业总资本的影响。随着市场化改革的深入，贷款基准

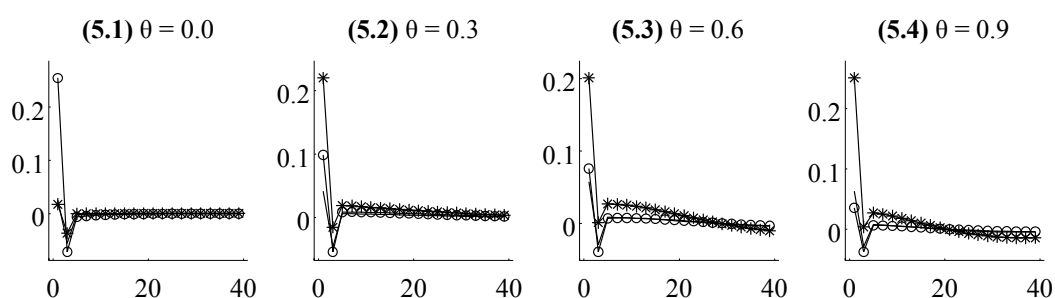
利率的影响逐渐下降；而存款基准利率和存款准备金率的作用，将在改革初期（ $0 \leq \theta \leq 0.3$ ）

逐步上升，在改革中后期（ $0.3 < \theta \leq 1$ ）逐渐下降。

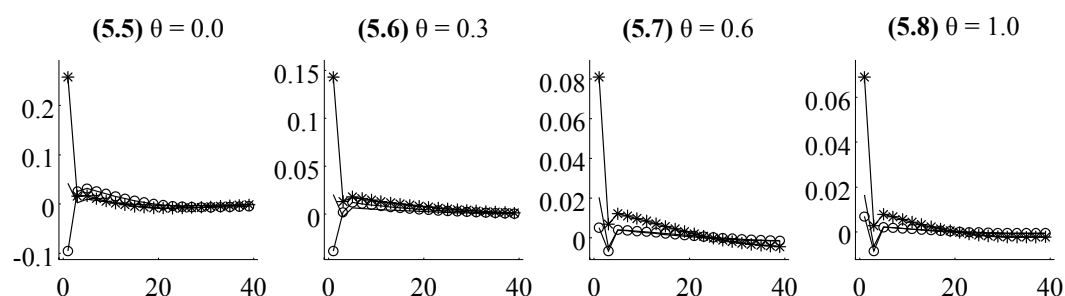
就货币政策的有效性而言，如果要促进国企资本，那么市场化改革初期（ $0 \leq \theta \leq 0.1$ ），下调贷款基准利率（政策 I）最为有效；而改革深入到一定阶段后（ $0.2 \leq \theta \leq 1$ ），下调存款基准利率（政策 II）将更为有效。如果要促进民企资本，那么在改革的各阶段，降低存款基准利率（政策 II）都是最为有效。而如果要促进总资本，在市场化改革前（ $\theta = 0$ ），下调贷款基准利率（政策 I）最为有效；而改革初期直至改革完成（ $0.1 \leq \theta \leq 1$ ），都将是下调存款基准利率（政策 II）更有效。

（3）货币政策对投资的影响（图 5）

货币政策对国企投资 Inv^S 的影响



货币政策对民企投资 Inv^P 的影响



货币政策对总投资 Inv 的影响

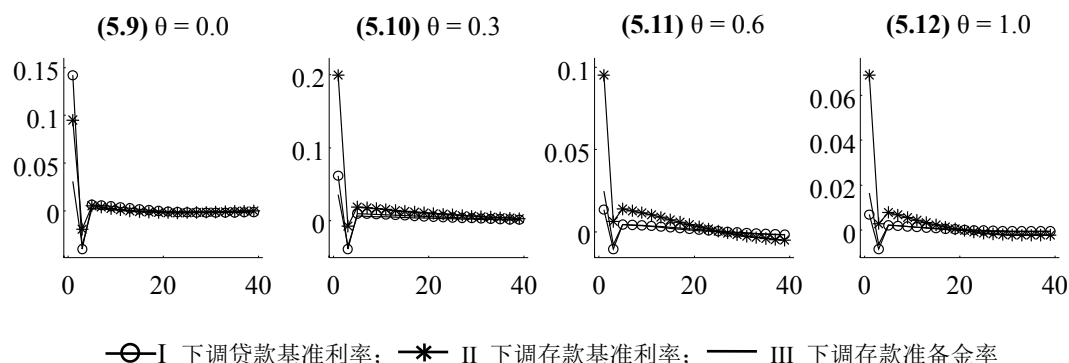


图 5 各市场化改革阶段，货币政策对投资的影响

市场化改革过程中，货币政策对国企、民企投资，以及总投资的作用，也在发生变动。

图 5.1-5.4 显示了，货币政策对国企投资的影响。随着市场化改革的深入，贷款基准利率的影响越来越小；而存款基准利率以及存款准备金率，两者的作用将越来越大。

图 5.5-5.8 显示了，货币政策对民企投资的影响。随着市场化改革的深入，存、贷款基准利率，以及存款准备金率的作用都将越来越弱。

图 5.9-5.12 显示了，货币政策对总投资的影响。随着市场化改革的深入，贷款基准利率的影响逐渐下降；而存款基准利率的作用，将在改革初期 ($0 \leq \theta \leq 0.3$) 逐步上升，在改革中后期 ($0.3 < \theta \leq 1$) 逐渐下降；同样的，存款准备金率的影响，将在改革初期 ($0 \leq \theta \leq 0.4$) 逐步上升，在改革中后期 ($0.4 < \theta \leq 1$) 逐渐减少。

就货币政策的有效性而言，如果要促进国企投资，那么市场化改革初期 ($0 \leq \theta \leq 0.1$)，下调贷款基准利率（政策 I）最为有效；而自市场化改革的前期开始 ($0.2 \leq \theta \leq 1$)，下调存款基准利率（政策 II）将更为有效。如果要促进民企投资，那么在改革的各阶段，都是降低存款基准利率（政策 II）都是最为有效。而如果要促进总投资，那么市场化改革初期 ($0 \leq \theta < 0.1$)，下调贷款基准利率（政策 I）最为有效；而随着市场化改革的深入 ($0.1 \leq \theta \leq 1$)，下调存款基准利率（政策 II）将更为有效。

(4) 货币政策对消费的影响（图 6）

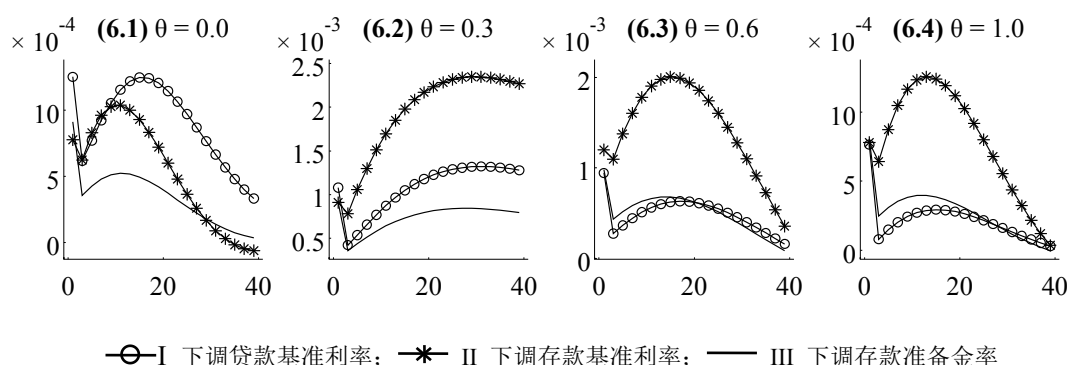


图 6 各市场化改革阶段，货币政策对居民消费的影响

市场化改革过程中，对于家庭总消费的影响，货币政策的有效性也将发生变动：随着市场化改革的深入，贷款基准利率的影响越来越小；存款基准利率和存款准备金率的影响，在市场化改革的初期（ $0 \leq \theta \leq 0.5$ ）都将逐步上升，而在市场化改革的中后期（ $0.5 < \theta \leq 1$ ）都将逐渐下降。

就货币政策的有效性而言，如果要促进家庭消费，那么市场化改革初期（ $0 \leq \theta \leq 0.3$ ），

短期内是下调贷款基准利率（政策 I）较为有效；但自市场化改革的前期开始（ $0.4 \leq \theta \leq 1$ ），

下调存款基准利率（政策 II）将更为有效。

3. 市场化改革对货币政策有效性的影响：基于单渠道视角

（1）劳动力市场的单渠道改革

此处考察“逐步打破劳动力市场分割”的单渠道改革，即使得国企、民企间的劳动可以逐步实现自由流动。

根据数值模拟结果，我们发现，劳动力市场的单渠道改革，势必引发利率化市场的改革。

这是因为，在市场化改革的前期（ $\theta = 0.4$ ），市场化利率将持续下跌、直至低于非市场化利率的情况。此时，非市场化利率失去低成本的优势，利率双轨制也相应消失。因此，我们难以考察劳动市场的单渠道改革，只好考察劳动力市场和信贷市场双渠道改革。

以下是劳动力市场和信贷市场双渠道改革，对货币政策有效性的影响。

货币政策对民企贷款利率 R^m 的影响

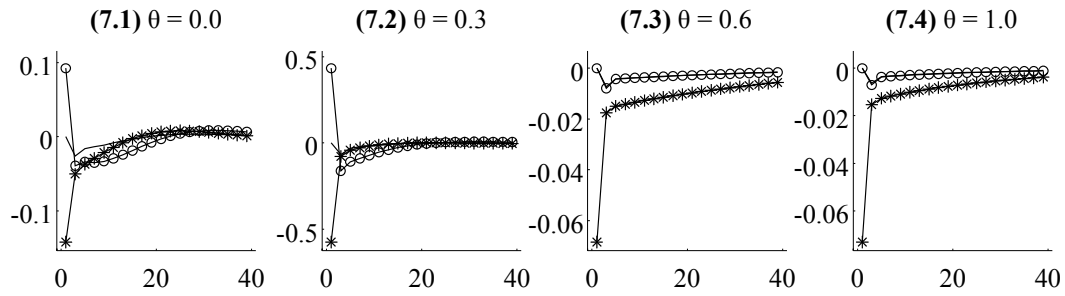


图 7.1-7.4 显示了，改革进程中货币政策对市场化利率 R^m 的影响。存、贷款基准利率和存款准备金率的作用，在市场化改革的初期 ($0 \leq \theta \leq 0.3$) 都将逐步上升，而在市场化改革的中后期 ($0.3 < \theta \leq 1$) 都将逐渐下降。就货币政策的有效性而言，如果要在短期内降

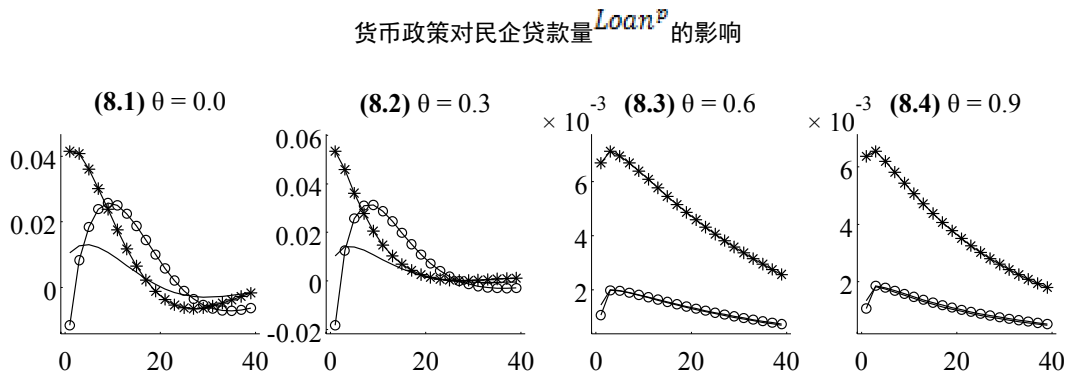
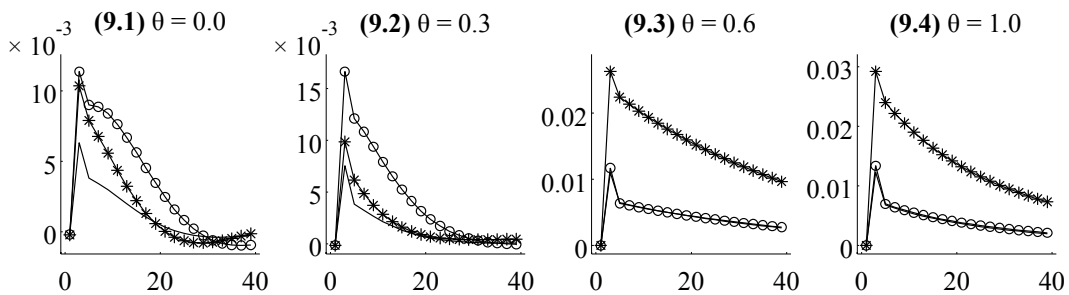


图 8.1-8.4 显示了，改革进程中货币政策对总产出 Y 的影响。在市场化改革的初期 ($0 \leq \theta \leq 0.3$) 都将逐步上升，而在市场化改革的中后期 ($0.3 < \theta \leq 1$) 都将逐渐下降。就货币政策的有效性而言，如果要在短期内降



—○— I 下调贷款基准利率；—*— II 下调存款基准利率；—— III 下调存款准备金率

图 7, 8, 9 劳动力和信贷市场双渠道改革各阶段，货币政策对主要变量的影响

注：当 $\theta = 0.6$ 或者 1 时，政策 II 和政策 III 的脉冲响应函数基本接近，在图中不易分辨。

图 7.1-7.4 显示了，改革进程中货币政策对市场化利率 R^m 的影响。存、贷款基准利率和存款准备金率的作用，在市场化改革的初期 ($0 \leq \theta \leq 0.3$) 都将逐步上升，而在市场化改革的中后期 ($0.3 < \theta \leq 1$) 都将逐渐下降。就货币政策的有效性而言，如果要在短期内降

低民企贷款利率（市场利率 R^m ），那么在改革的各个阶段，下调存款基准利率（政策 II）都是最有效的政策工具。

图 8.1-8.4 显示了，改革进程中货币政策对民企贷款量 $Loan^p$ 的影响。存、贷款基准利率的影响，在市场化改革的初期（ $0 \leq \theta \leq 0.3$ ）将逐步提高，而在市场化改革的中后期（ $0.3 < \theta \leq 1$ ）都将逐渐下降。。而存款准备金率的影响逐步减弱。就货币政策的有效性而言，如果要在促进民企贷款量，那么在改革的各个阶段，下调存款基准利率（政策 II）都是最有效的政策工具。

图 9.1-9.4 显示了，改革进程中货币政策对社会总产出 Y 的影响。随着市场化改革的深入，贷款基准利率的作用先增强、后减弱，而存款基准利率和存款准备金率的影响将逐步增强。就货币政策的有效性而言，如果要促进社会总产出，那么在市场化改革的初期（ $0 \leq \theta \leq 0.3$ ），下调贷款基准利率（政策 I）最有效；在市场化改革的中后期（ $0.3 < \theta \leq 1$ ），下调存款基准利率（政策 II）最有效。

（2）信贷市场的单渠道改革

此处考察“逐步打破资金市场分割”的单渠道改革，使得国企的贷款利率逐步接近、直至达到市场化利率，以消除利率双轨制。

根据数值模拟结果，我们发现，尽管我们可以计算得到利率市场单渠道改革的稳态值，但是当改革进行到一定程度后（ $\theta \geq 0.4$ ），由于模型线性化系统不满足 BK 条件（Blanchard and Kahn （1980） conditions），Dynare 无法求解线性系统，从而无法给出全部改革阶段下的货币政策有效性结果。我们认为，无法求解的原因可能是，基准模型校准时，所用数据包含了多渠道同步改革的情形。基于这样的多渠道改革基准模型，来讨论单渠道改革，可能是模型无法得解的重要原因。同时我们猜测，利率单渠道改革到一定程度，可能带来经济整体的不稳定、引发其他方面的变革。

(3) 行业准入的单渠道改革

此处考察“逐步放开行业准入限制”的单渠道改革，即使得民企逐步进入水利、电力、交通等资本密集型行业。

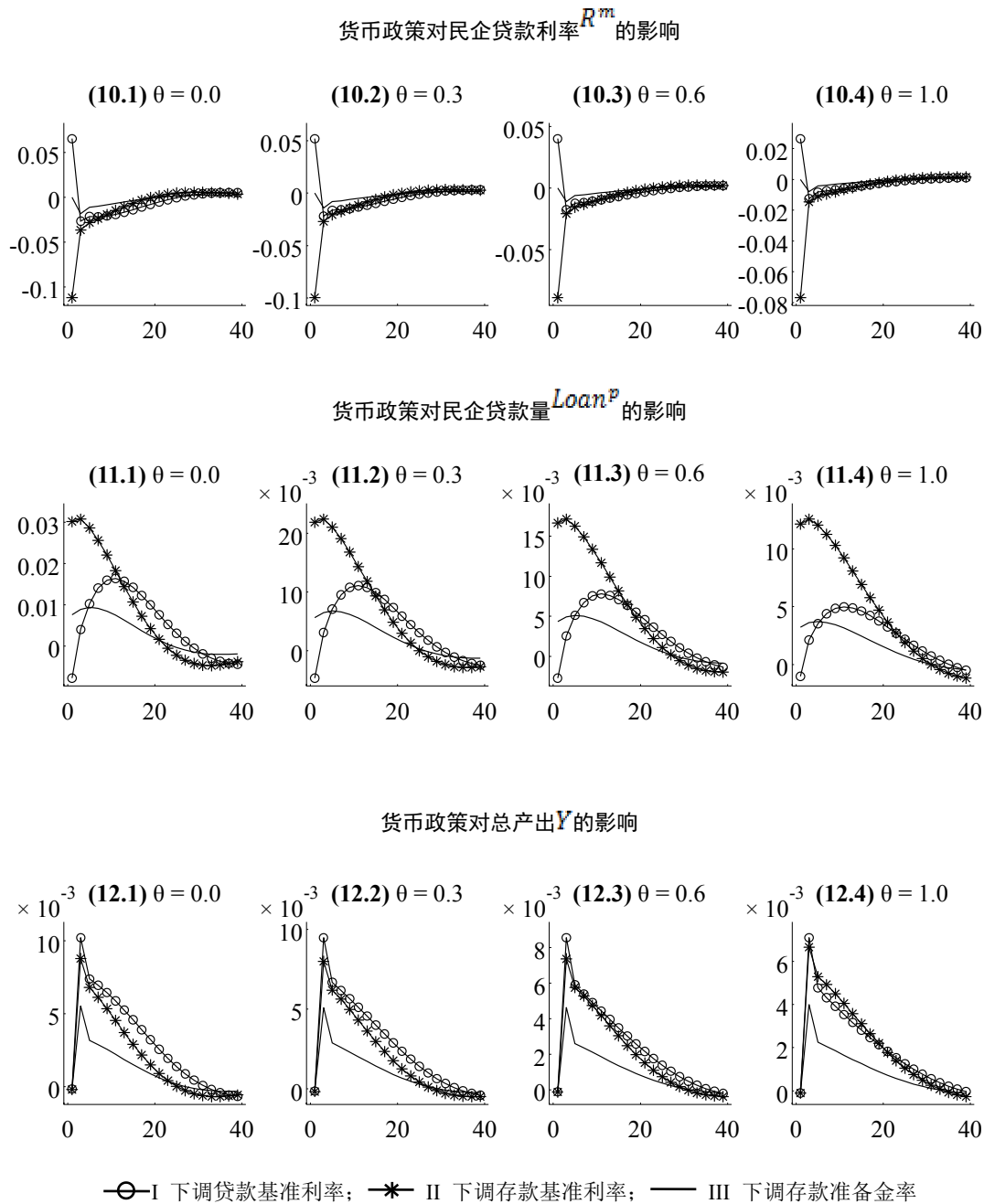


图 10, 11, 12 行业准入改革各阶段，货币政策对主要变量的影响

图 10.1-10.4 显示了，改革进程中货币政策对市场化利率 R^m 的影响。随着市场化改革的深入，存、贷款基准利率和存款准备金率的作用都将逐渐减小。就货币政策的有效性而言，

如果要在短期内降低民企贷款利率（市场利率 R^m ），那么在改革的各个阶段，下调存款基准利率（政策 II）都是最有效的政策工具。

图 11.1-11.4 显示了，改革进程中货币政策对民企贷款量 $Loan^p$ 的影响。随着市场化改革的深入，存、贷款基准利率，以及存款准备金率的影响均逐步下降。就货币政策的有效性而言，如果要在促进民企贷款量，那么在改革的各个阶段，下调存款基准利率（政策 II）都是最有效的政策工具。

图 12.1-12.4 显示了，改革进程中货币政策对社会总产出 Y 的影响。随着市场化改革的深入，存、贷款基准利率和存款准备金率的作用均有所减小。就货币政策的有效性而言，如果要促进社会总产出，那么几乎在市场化改革的全部时期，都是下调贷款基准利率（政策 I）最有效。

五、结论与政策建议

本文基于 DSGE 模型，从要素配置市场化及行业准入限制逐步放开的角度，考察了中国市场化进程中的货币政策有效性。本文模型较好地拟合了中国的实际经济，尤其是国有和民营企业在经济体中的相对低位。根据模拟结果，我们发现在中国市场化进程中：（1）对于国企经济，贷款基准利率的作用将逐步减小，而存款基准利率和存款准备金率的作用会逐步提高；（2）对于民企经济，存、贷款基准利率，以及存款准备金率的作用，都将逐渐减小；（3）对于总体经济，贷款基准利率的作用将逐步减少，而存款基准利率和存款准备金率的作用，将在改革前期不断上升，在改革后期逐步下降；（4）在市场化改革的不同阶段，针对不同的政策目标，最有效的货币政策工具将有所差异。当市场化改革完成时，贷款基准利率趋于失效，而存款基准利率将成为最有效的政策工具。

本文的政策建议是，在不同的市场化阶段、针对不同的政策目标，央行需要采取相应的政策工具，以提高货币政策的针对性、有效性，并加强政策工具间的协调配合。（本文原载于《管理世界》2014 年第 6 期）

参考文献

- [1] 陈诗一:《中国工业分行业统计数据估算:1980—2008》,《经济学(季刊)》,2011年第3期。
- [2] 陈晓光、张宇麟:《信贷约束,政府消费与中国实际经济周期》,《经济研究》,2010年第12期。
- [3] 高培勇:《中国财政政策报告 2009/2010》,中国财政经济出版社,2010年。
- [4] 胡永刚、刘方:《劳动调整成本,流动性约束与中国经济波动》,《经济研究》,2007年第10期。
- [5] 黄孟复:《中国民营经济发展报告No.3(2005~2006)》,社会科学文献出版社,2004年。
- [6] 黄贇琳:《中国经济周期特征与财政政策效应》,《经济研究》,2005年第6期。
- [7] 雷辉:《我国资本存量测算及投资效率的研究》,《经济学家》,2009年第6期。
- [8] 罗时空、龚六堂:《金融抑制、金融摩擦与企业债务融资的经济周期性》,《经济研究》,2013年第增1期。
- [9] 全国工商联:《2012中国民营企业500强调研分析报告》,2012年。
- [10] 王兆霞:《后危机视角下民营企业融资问题研究》,《中外企业家》,2012年第5期。
- [11] 笑威:《四大国有商业银行困局》,《中国经济快讯》,2003年第5期。
- [12] 谢平、陆磊:《中国金融腐败研究:从定性到定量》,《比较》,2003年第8期。
- [13] 许伟、陈斌开:《银行信贷与中国经济波动:1993—2005》,《经济学(季刊)》,2009年第3期。
- [14] 严成、龚六堂:《财政支出,税收与长期经济增长》,《经济研究》,2009年第6期。
- [15] 于明晟、马璐瑶、王力涛、王小莉、毛红杏、毛晓峰、王伟、王志新、王忠明、王菲:《我国中小企业发展调查报告》,2011年。
- [16] 张军、吴桂英、张吉鹏:《中国省际物质资本存量估算:1952-2000》,《经济研究》,2004年第10期。
- [17] 中国企业家调查系统:《资本市场与中国企业家成长:现状与未来、问题与建议——2011•中国企业经营者成长与发展专题调查报告》,《经济界》,2011年第3期。
- [18] 朱琮华:《温州一家民企自述迷茫:15%年贷款利率重压》,《21世纪经济报道》,2012年。
- [19] Andrés J., Arce O., 2012, "Banking Competition, Housing Prices and Macroeconomic Stability*", *The Economic Journal*, Vol.122. No.565, pp.1346~1372.
- [20] Bai C. E., Hsieh C. T., Qian Y., 2006, "The return to capital in China", *NBER Working Paper*.
- [21] Bernanke B. S., Gertler M., 1995, "Inside the black box: the credit channel of monetary policy transmission", *The Journal of Economic Perspectives*, Vol.9. No.4, pp.27~48.
- [22] Carmichael B., Keita S., Samson L., 1999, "Liquidity constraints and business cycles in developing economies", *Review of Economic Dynamics*, Vol.2. No.2, pp.370~402.
- [23] Christensen I., Dib A., 2008, "The financial accelerator in an estimated New Keynesian model", *Review of*

- Economic Dynamics*, Vol.11. No.1, pp.155~178.
- [24] Feyzioglu T., Porter N., Takáts E., 2009, Interest rate liberalization in China. International Monetary Fund.
- [25] Galí J., 2009, Monetary Policy, inflation, and the Business Cycle: An introduction to the new Keynesian Framework. Princeton University Press.
- [26] Gerali A., Neri S., Sessa L., Signoretti F. M., 2010, "Credit and Banking in a DSGE Model of the Euro Area", *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol.42, pp.107~141.
- [27] Gong L., Zou H., 2001, "Money, Social Status, and Capital Accumulation in a Cash-in-Advance Model.", *Journal of Money, Credit & Banking (Ohio State University Press)*, Vol.33. No.2.
- [28] Koivu T., 2009, "Has the Chinese economy become more sensitive to interest rates? Studying credit demand in China", *China economic review*, Vol.20. No.3, pp.455~470.
- [29] Kurz M., 1968, "The general instability of a class of competitive growth processes", *The Review of Economic Studies*, Vol.35. No.2, pp.155~174.
- [30] Markowitz H., 1952, "The utility of wealth", *The Journal of Political Economy*, pp.151~158.
- [31] Song Z., Storesletten K., Zilibotti F., 2011, "Growing like China", *The American Economic Review*, Vol.101. No.1, pp.196~233.
- [32] Zhang W., 2009, "China's monetary policy: Quantity versus price rules", *Journal of Macroeconomics*, Vol.31. No.3, pp.473~484.

China's Market-oriented Reform and the Change of Monetary Policy's Effectiveness

Lin Renwen Yang Yi

Abstract: China's economic structure is changing slowly with the market-oriented reforms, and the effectiveness of monetary policy in China may also change correspondingly. However, most of the existing monetary policy theories focus on free market economy, making it difficult to explain the situation in China. Based on DSGE model, this paper studies the effectiveness of China's monetary policy during the process of market-oriented reform, from the perspective of factors' markets reform. The model fit the data well, and we found that, in the course of reform: (1) for the state-owned economy, the role of the benchmark lending rate will be reduced gradually, while the effectiveness of benchmark deposit interest rates and deposit reserve rate will gradually enhance; (2) for the private enterprises, the roles of the benchmark lending rate, deposit and reserve rate will lose power by degrees; (3) for the overall economy, the role of the benchmark lending rate will be gradually reduced, and the roles of the benchmark deposit interest rates and deposit reserve rate, rise early, decline later in the course of reform; (4) For different policy objectives, the most effective monetary policy tool will vary across different stages of the reform. Therefore, the central bank should apply the monetary policy tools accordingly.

Key words: China's market-oriented reform; Change of monetary policy's effectiveness; DSGE Model

影子银行与货币政策传导

裘翔¹ 周强龙²

【摘要】本文在一个 DNK-DSGE 框架下引入了包含影子银行的金融中介部门，将影子银行视为商业银行信贷投放体系在高风险领域的延伸，并探究了该中介体系对于货币政策传导有效性的影响。本文的研究发现，正向的利率冲击虽然抑制了商业银行信贷并降低了低风险企业的杠杆，却引起影子银行体系的扩张以及高风险企业的加杠杆行为，负向的利率冲击则恰好相反。影子银行呈现明显的逆周期特征，在对传统间接融资体系形成有益补充的同时，也削弱了货币政策的有效性。此外，影子银行经营者的风险偏好以及经营者、所有者之间的代理问题会对影子银行利率和宏观经济变量产生明显的影响。

【关键词】影子银行；动态随机一般均衡；货币政策

一、引言

2008 年金融危机的爆发让全球的监管层和投资者将目光投向了快速增长十余年的影子银行体系（Shadow Banking System）。何为影子银行，目前尚没有一个统一的定义。按照金融稳定理事会（Financial Stability Board, 2011）的界定，影子银行实际上就是游离于监管体系之外的信用中介活动。国际货币基金组织（IMF, 2012）则认为其本质是风险转换（Risk Transformation）并降低交易对手风险（Counterparty Risks），最主要的影子银行行为包括证券化和抵押品中介化（Collateral Intermediation）。Pozsar et al. (2012) 认为 2008 年冲击美国的影子银行体系由投行和经纪商组成，通过资产支持证券（Asset-backed Securities）和担保债务凭证（Collateralized Debt Obligations, CDO）等手段将信贷资产出表并转移风险，同时通过同业回购协议（Repurchase Agreements, Repos）吸收短期资金并放大杠杆。

从美国影子银行体系的产生原因来看，很多学者认为机构投资者的可投资现金远远超过了短期政府债券和其它安全投资品种的供给。这些资金追求安全和高流动性的资产，导致了原有风险资产体系的重构（证券化，打包，分层），从而满足了这些投资需求（Greenwood et al., 2012; Pozsar, 2011）。Bario & Zhu (2008) 以及 Adrian & Shin (2011) 的风险承担

¹ 裘翔，复旦大学经济学院

² 周强龙，复旦大学经济学院

渠道（Risk-taking Channel）理论认为长期低利率的环境推升了资产价格，促使影子银行不断扩张资产负债表。近期兴起的关于安全资产（Safe Asset）的讨论则提供了另一个角度的解释。例如，Gorton et al.（2012）的研究发现市场对于安全资产的需求相对于 GDP 的比例长期来看都比较稳定，如果安全资产的供应跟不上经济增长的速度，就会催生将安全资产和其它资产打包再出售的需求。因此，证券化成为“美式”影子银行最核心的关键词。此外，从微观角度来看，产生诸如 CDO 之类的投资工具很重要的一个原因是市场对信贷类资产定价时只考虑了预期违约率，忽略了基础资产违约与经济状态之间的协方差，这使得 CDO 高等级层（Senior Tranche）的风险溢价被严重低估，发行此类结构化产品变得有利可图，因此这些产品的滋生可以看作是一个套利行为（Coval et al., 2009）。同传统银行体系一样，影子银行体系内生脆弱性也源自期限错配，只是形式上有所不同。“美式”影子银行体系是通过抵押、证券化和庞大的回购交易市场构成的：短期回购市场提供了大量低成本资金，疏通了证券化资产的发行，反过来又以资产支持证券作为抵押物，进一步扩大融资和发行规模，从而形成了一个极易受到外部流动性冲击的闭环（Gorton & Metrick, 2012）。Gai et al.（2011）利用复杂动力系统方法展示了这个体系的崩塌过程。

尽管有关影子银行产生原因的解释不尽相同，但其本质上仍是一种信用中介活动（Pozsar et al., 2012）。这就意味着 Bernanke（1983）、Bernanke & Gertler（1989）等提出的货币政策信贷传导渠道同样适用于影子银行体系。大量学者已经开始关注金融中介部门对传统宏观经济模型的重要意义。Bernanke, Gertler & Gilchrist³（1999）将“金融加速器”（Financial Accelerator）机制引入了动态随机一般均衡（Dynamic Stochastic General Equilibrium）框架，近期的 Christiano, Motto & Rostagno（2010）⁴，Gertler & Karadi（2011），Dedola et al.（2013）都在模型中引入了独立的金融中介部门。然而，这些研究关注的仍然是商业银行体系。尽管危机以后影子银行得到了充分的讨论，却鲜有学者对其进行建模。Meeks et al.（2012）将资产证券化的过程引入到金融中介部门，Verona et al.（2011）则在 CMR（2010）模型的基础上，假定一个完全竞争的影子银行体系，扮演类似于投资银行的角色，可以帮助低风险企业发债，但代理问题以及银行家的风险偏好会扭曲利率定价的过程。

中国的影子银行产生于 2010 到 2011 年间信贷大幅紧缩的背景之下，一方面是为了规避“定向式”的行政管制，另一方面则是为了逃避金融监管。在 2010 年到 2012 年中国经济下行的三年间，影子银行体系膨胀了三倍有余⁵，其逆周期性和西方影子银行体系的顺周期性形成鲜明对比。在监管层对信贷总量和结构同时进行调控的过程中，商业银行通过理财产品、

³ 下文简称 BGG（1999）。

⁴ 下文简称 CMR（2010）。

⁵ 根据高盛高华证券的测算，影子银行规模从 2009 年末的 7.2 万亿元增长到 2012 年末的 22.6 万亿元。根据高华的统计口径，影子银行信贷包括了小额贷款/典当，非正规贷款，信托贷款，委托贷款以及部分公司债券（界定为非标的部分）。该口径与我们自己的测算有所出入（譬如我们考虑了票据业务以及券商资产管理中的通道业务，并没有包括债券），但因高华的口径能够获得更长的时序，故引用其数据以表明变化趋势。虽然组成结构不同，但其 2012 年的测算规模（22.56 万亿元）与我们 22.8 万亿元的测算相差不大。

银信合作、银证合作以及近期膨胀的同业业务将信贷资产出表，提供给原本无法通过正常渠道获得商业银行贷款的机构和企业，譬如地方融资平台和房地产开发企业。如果拆分影子银行的结构，可以发现几乎所有的影子银行机构和业务模式都与商业银行在资金链上存在紧密的联系⁶。因此，中国的影子银行与国外以证券化和金融创新为基础的影子银行存在明显的区别，中国的影子银行模式本质上和商业银行的经营模式是类似的，是能够提供信用转换、期限转换和流动性转换的金融中介，不同之处是其缺乏流动性供给（不能吸收存款）、监管和“最后贷款人”等保障。这样的影子银行模式是根植于中国商业银行系统的，商业银行扮演了其流动性提供者的角色，通过影子银行的运作，这些流动性被注入无法从商业银行体系或正规直接融资体系获得融资支持的实体。

可惜的是，尽管目前国内无论学界还是业界都已对影子银行进行了广泛的讨论（李波、伍戈，2011；毛泽盛、万亚兰，2012），但多限于国外经验的介绍以及对国内情况的定性讨论，还未有将影子银行与货币政策的执行和传导联系起来的规范性研究。为了准确地分析这一问题，不仅需要对影子银行本身的行为进行描述，还要对其在整个宏观经济中起到的作用，以及其对货币政策传导的影响和反馈作用作出描述，这需要采用一个一般均衡的框架来进行探讨⁷。为此，本文将 Christiano et al. (2010) 包含银行体系的动态随机一般均衡模型作为分析的基础工具，并对模型的金融中介体系进行了重构，以刻画“中国式”的影子银行体系。

首先，本文将金融中介体系拆分为商业银行和影子银行系统，把影子银行视为一个“通道”，是商业银行体系的延伸，承担的仍然是发放贷款的职能。具体来讲，本文的模型假设影子银行不能直接从居民部门吸收存款，而是从商业银行获得融资，并根据融资成本以及自身的风险偏好，设定利率和抵押率，将资金贷给实体企业，通过利差来获得收益。事实上，中国大量影子银行的业务模式（如传统的银信合作、银证合作、委托贷款、信托贷款、同业代付、第三方过桥贷款，以及近两年兴起的券商资管通道、基金子公司通道、票据资产和信托受益权的“信贷资产转同业资产”模式），无论交易结构和参与方如何变化，资金的最终来源方都是商业银行，资金的最终去向大都是无法直接从商业银行获得贷款的融资主体。影子银行通过交易结构的设计使商业银行与原本无法从商业银行融资的主体联系起来。根据这些特点，本文将影子银行部门和商业银行部门设计在同一条间接融资链上，而在 Verona et al.(2011)的模型下，影子银行与商业银行是分属直接融资和间接融资链条的平行结构，规模是顺周期变化的，而我们的模型结果却显示商业银行是顺周期的，影子银行是逆周期的。事实上，在 2009 年大规模宽松之后，商业银行信贷受到政策限制而影子银行信贷却在高利率的环境下快速扩张。显然，这是用西方已有的理论模型所无法解释的现象，而本文的模型结果很好地吻合了这一点。

⁶ 学界的测算如王浣力和李建军（2013），业界及各类政府智囊自 2012 年以来已经对影子银行的构成及各自的规模做了详尽的分析。

⁷ Gennaioli et al. (2013) 探讨了一个均衡模型，但模型的设定围绕着证券化展开，与中国的实际相距甚远。

其次，本文假设存在两种类型的企业：高风险企业和低风险企业，其中商业银行只能向低风险企业贷款，但影子银行可以直接向高风险企业提供融资。做这样的设定主要基于两个方面的考虑：

第一，中国政府和监管层从 2011 年以来对以房地产企业和地方政府融资平台为代表的高风险融资主体出台了一系列信贷收紧举措，使其难以直接从商业银行获得贷款，被迫求助于影子银行。那么影子银行向这些高风险企业提供的融资是否与商业银行有关呢？从以下一组数据可以看出这个问题：银监会主席尚福林在 2014 年初指出目前有 20 家银行涉及房地产类贷款已达 20.9 万亿元，而中国人民银行发布的《2013 年金融机构贷款投向统计报告》则显示主要金融机构人民币房地产贷款余额为 14.61 万亿元。“涉及房地产类贷款”与“人民币房地产贷款”相差有 6.3 万亿元之巨，足以说明大量的融资主体是无法直接从商业银行直接获得贷款融资的，但通过其他渠道获得的资金也大都出自商业银行。同样典型的就是规模巨大的地方政府融资平台贷款⁸。这些是我们在模型中设定“商业银行无法直接向高风险企业提供贷款”的重要依据。

第二，从中国商业银行的经营属性来看，在稳定的利差环境、有限的信贷资源、存款保险制度不完善的情况下，其本身更倾向于向规模较大、建账完整、抵押担保完善的风险较低的企业提供贷款。从微观经营层面来看，指导信贷经理投放贷款的核心要素是潜在的呆坏账率，而不是贷款的利率水平。基于以上两点原因，在本文的模型中我们假设“商业银行只能向低风险企业提供贷款，而影子银行可以向高风险企业提供贷款，影子银行的融资来源于商业银行”。

最后，本文假设垄断竞争的金融中介体系，这使得模型设定、一阶条件的推导、模型内涵以及相应的结论与经典的带“金融加速器”机制的模型具有显著的区别。以往的文献在建模时都假设完全竞争的金融中介机构(CMR, 2010; Verona et al., 2011; 国内有王立勇等, 2012; 以及袁申国等, 2011)，这样贷款合约就由企业最优化得到的一阶条件来确定。后文将看到当假设垄断竞争的金融中介时，企业将被迫接受贷款合约，并且高风险企业和影子银行的融资行为具有明显的逆周期性，这是以往的模型所无法解释的。事实上，垄断竞争的影子银行和商业银行体系恰恰更加贴近中国的实际情况，这主要基于两方面的原因，一个是信贷市场的摩擦，另一个是金融机构强大议价能力。对于第一个方面，中国的影子银行体系推高了实体企业的融资成本。同时，由于影子银行的业务模式千差万别，这些融资产品显然也存在异质性。由于存在中介成本与异质性，用传统文献（如 BGG, 1999）的完全竞争的金融中介去对影子银行建模并不合适，而垄断竞争的金融中介，由于存在垄断利润加成和产品异质性，则更适合用来描述中国影子银行体系。假设垄断竞争的另一方面原因是中国金融中介机构的强大议价能力，这在近几年融资需求旺盛而信贷管控严格的背景下尤其明显。

⁸ 自国务院在 2010 年 6 月下发《关于加强地方政府融资平台公司管理有关问题的通知》以来，人民银行、银监会先后出台一系列举措控制融资平台贷款，这些举措很大程度上限制了银行向地方政府融资平台直接提供贷款。

基于上述分析, 本文扩展了 Christiano et al. (2010) 包含银行体系的动态随机一般均衡模型, 借鉴了 Verona et al. (2011) 对于风险异质性企业的划分, 引入一个具有中国特点的影子银行体系。在模型中我们将影子银行视为商业银行体系的延伸。影子银行从商业银行体系融入资金, 向无法从商业银行体系获得信贷的高风险企业融出资金。本文的研究结果表明, 影子银行体系与商业银行体系对利率冲击具有完全不同的反应, 正向的利率冲击会抑制商业银行信贷, 但刺激影子银行部门的扩张, 负向的利率冲击则恰好相反。央行利率政策的有效性受到影子银行的负面影响, 尤其当央行希望通过加息抑制信贷和投资时, 影子银行信贷反而会膨胀, 同时经济中的高风险企业会扩大借贷规模, 一定程度上削弱了央行货币政策的执行效果。此外, 通过在模型中引入风险偏好和单边支付机制 (Side Payments), 我们还得到有关货币政策风险承担渠道和委托代理问题的一些结论。

本文其它部分安排如下: 第二部分具体阐述本文采用的 DSGE 模型, 并着重讲解影子银行体系; 第三部分描述参数的校准和估计结果; 第四部分通过脉冲响应来检验和分析影子银行对货币政策传导效果的影响; 第五部分对文章的基本结论进行总结。

二、模型构建及求解

为了刻画具有中国特点的影子银行模式, 我们在本文中构建的金融中介部门 (Financial Intermediary Sector) 既包括了传统商业银行, 也包括了影子银行。经济体中存在两类企业: 高风险企业 (占比 η) 和低风险企业 (占比 $1-\eta$)。商业银行只能直接向低风险企业提供贷款, 同时可以向垄断竞争的影子银行提供流动性, 由后者向高风险企业提供贷款。低风险企业不存在违约风险, 而高风险企业的资本回报率则存在不确定性, 在受到的冲击足够大时将出现违约, 此时影子银行将该企业的剩余资产清算。

影子银行的经营者相对于商业银行的经营者要更倾向于承担风险, 当高风险企业的净资产状况改善时, 影子银行的经营者对于收回贷款的前景更为乐观, 以至于他们更倾向立即降低利率以吸引更多的企业向其融资。这样的机制反映了我们通常提到的风险承担渠道 (Bario & Zhu, 2008)。国内许多实证研究也表明在中国同样存在这种渠道 (牛晓健、裘翔, 2013; 张雪兰、何德旭, 2012)。参考 Verona et al. (2011) 的研究, 本文用风险偏好 (Risk Appetite) 来反映风险承担渠道。

现实中影子银行的经营者往往会尽可能地压低融资利率以争取好的项目 (经理人的业绩与奖金与项目规模和数量有关, 而不是利率水平), 但这实际上降低了对影子银行的风险补偿, 对于股东是不利的。因此, 影子银行的经营者实际上面临着股东利益与个人利益的权衡。为了在模型中引入这一委托代理冲突, 我们考虑一个单边支付机制 (Side Payments): 高风险企业会提供给影子银行经营者一笔私下的单边支付, 经营者将贷款利率压得越低, 这笔支

付的额度越高。出于稳健性的考虑，我们同时检验了去除这一机制后的模型结果，发现并不影响本文的其它结论。

本节我们先从金融中介体系以及高风险企业和低风险企业入手，逐步介绍本文的模型。由于家庭部门、中间品生产商、资本品生产商和最终商品生产商的设定都沿用了典型的粘性价格动态一般均衡框架，限于篇幅本文只列示主要结果⁹。

1. 高风险企业与影子银行

高风险企业在每期根据经营情况决定产能利用率 $u_t^{H,h}$ （Capital Utilization），获得资本品的经营租金 $r_t^{k,H}$ ，在期末将所持经折旧后的资本品出售，并决定下一期的生产规模，购买相应的存量资本品 $\bar{K}_{t+1}^{H,h}$ 。企业在调整产能利用率时会产生调整成本 $a(u_t^{H,h}) \equiv (r^{k,H} / \sigma_a^H) [e^{\sigma_a^H (u_t^{H,h} - 1)} - 1]$ ，其中 $r^{k,H}$ 是资本收益率的稳态水平， $\sigma_a^H = a''(1) / a'(1)$ 是大于零的参数，控制了成本函数的凸度。此外，高风险企业每期实现的收益会遭遇一个冲击 $\omega_t^{H,h}$ ，并且有 $\ln(\omega_t^{H,h}) \sim N(-\sigma^2 / 2, \sigma^2)$ 。当企业 h 在完成当期经营后，以 $Q_{k,t}$ 的价格出售存量资本，因此，企业当期的名义总回报率为¹⁰：

$$1 + R_t^{k,H,h} = \{[u_t^{H,h} r_t^{k,H} - a(u_t^{H,h})] P_t + (1 - \delta) Q_{k,t}\} / Q_{k,t-1} \omega_t^{H,h} \quad (1)$$

这些企业期末购买资本品的资金一方面来自自身留存收益的积累，一方面来自外源融资。于是企业依靠外源融资来弥补投资资金缺口，表示为 $BI_{t+1}^{H,h} = Q_{k,t} \bar{K}_{t+1}^{H,h} - N_{t+1}^{H,h}$ ， $N_{t+1}^{H,h}$ 是企业的净资产。对于影子银行，假定其处于垄断竞争的业态，具有差异性，因此企业需要选择自身借款的分布以最小化借款成本。假设第 z 家影子银行的融资利率为 $R_{t+1}^{Shadow}(z)$ ，则企业最小化借款成本的一阶条件为：

$$BI_{t+1}^{H,h}(z) = \left((1 + R_{t+1}^{Shadow}(z)) / (1 + R_{t+1}^{Shadow}) \right)^{-\epsilon_{t+1}^{Shadow}} BI_{t+1}^{H,h} \quad (2)$$

由于存在信息不对称，银行事前只知道 $\omega_{t+1}^{H,h}$ 的分布，审计 $\omega_{t+1}^{H,h}$ 实际的值需要支付相当于企业总收益 μ 比例的监控成本¹¹，对于整个影子银行体系，存在一个临界的 $\bar{\omega}_{t+1}^{H,h}$ ，当 $\omega_{t+1}^{H,h} < \bar{\omega}_{t+1}^{H,h}$ 时企业 h 无力偿还贷款，银行被迫清算其资产。这个临界条件可以表示为：

$$\bar{\omega}_{t+1}^{H,h} (1 + R_{t+1}^{k,H,h}) Q_{k,t} \bar{K}_{t+1}^{H,h} = (1 + R_{t+1}^{Shadow}) BI_{t+1}^{H,h} \quad (3)$$

与 Bernanke et al. (1999) 不同，本文中的 $\bar{\omega}_t^{H,h}$ 是取决于银行最大化利润决策的内生变量¹²。由于 $\bar{\omega}_t^{H,h}$ 是银行单方面决定的，亦可以被看作是银行设定的一个抵押率（Loan-to-Value Ratio），即贷款额度占总抵押资产价值的比例（这里潜在的假定是企业所有的资产都作为

⁹ 详细的推导过程可以参见 Christiano et al. (2010)，本文的所有的一阶条件可参见工作论文版本。

¹⁰ 由于 $\omega_t^{H,h}$ 服从对数正态分布并且所有的企业是对称的，下文会省略总回报率的角标。

¹¹ 也可以理解为企业破产清算后银行损失的资产比例。

¹² 完全竞争的金融中介假设下，模型会多一个条件，即银行获得的经济利润为零，垄断竞争下则不能施加该约束。此时需要银行的一阶条件来确定抵押率的水平。

抵押)。银行之所以需要设定一个 $\bar{\omega}_t^{H,h}$ 是为了保证企业在遭受资本冲击时, 即使企业破产清算, 银行也预期能够全额收回贷款本息, 实际上是一个最简单的风控措施¹³。影子银行选择贷款利率及抵押率并最大化自身利润, 可以得到:

$$1 + R_{t+1}^{shadow} = \frac{\varepsilon_{t+1}^{shadow} (1 + R_{t+1}^{com})}{(\varepsilon_{t+1}^{shadow} - 1)[1 - F_t(\bar{\omega}_{t+1}^{H,h})]} \quad (4)$$

$$[1 - F(\bar{\omega}_{t+1}^{H,h})] / \varepsilon_{t+1}^{shadow} - \mu \bar{\omega}_{t+1}^{H,h} F'(\bar{\omega}_{t+1}^{H,h}) = 0 \quad (5)$$

其中 $F(\bullet)$ 是 $\omega_{t+1}^{H,h}$ 的累积概率分布函数。观察 (5) 式可以发现 $\bar{\omega}_t^{H,h}$ 完全取决于贷款利率弹性, 而不是 BGG (1999) 和 CMR (2010) 中的 $R_{t+1}^{k,H,h}$ 。也就是说, 处于垄断地位的影子银行在设定利率时是不考虑企业盈利能力的, 只在风险可控的情况下设定理想的贷款利率。高风险企业的借债行为是被动的, 对贷款合约的拟定没有任何议价能力。(4) 式反映了影子银行在融资成本上的利率加成, 与贷款的利率需求弹性和冲击的临界值有关。利率需求弹性越小, 影子银行利率则越高。此外, $\bar{\omega}_{t+1}^{H,h}$ 越大, 利率越高。事实上, 利率本身反映了影子银行对信用风险要求的风险补偿水平, 而抵押率则从“安全边际”的角度提供了一种风险控制手段。风险补偿越高, 通过抵押率来吸收风险的需求就越低, 抵押率也就可以随之放松, 反之亦然。后文实证部分将对此机制做更详细的解释。采用成本加成的定价方式就使我们更方便地引入风险偏好和单边支付 (Side Payments) 的因素: 只需改变贷款的利率需求弹性。假设影子银行经营者的风险偏好服从如下动态模式:

$$\chi_t = \rho_\chi \chi_{t-1} + (1 - \rho_\chi)[\bar{\chi} + \alpha_\chi (N_{t+1}^{H,h} - N^{H,h})] \quad (6)$$

其中 $\bar{\chi}$ 是风险偏好的稳态值。从 (6) 式可以看出, 经营者的风险偏好服从自回归的模式, 同时也会对企业净资产的状况作出反应, 净资产越充足, χ 越大。假设不包含风险偏好和单边支付的情况下, 贷款的利率需求弹性为恒定值 $\varepsilon^{shadow,n}$ 。则在考虑风险偏好的情况下,

$$\varepsilon_{t+1}^{shadow,risk} = \varepsilon^{shadow,n} (1 + \chi_t) \quad (7)$$

此外, 假定企业主会根据影子银行实际提供的利率 R_{t+1}^{shadow} 与初始状态下的利率之间的差额来决定向银行家单边支付的金额。也就是说融资利率 R_{t+1}^{shadow} 越小, 单边支付的额度越高:

$$sidepayments_{t+1} = \Omega (R_{t+1}^{shadow,n} - R_{t+1}^{shadow}) V_{t+1}^{H,h} \quad (8)$$

其中 Ω 是正的参数, $V_{t+1}^{H,h}$ 是风险企业的总资产价值。这部分资金由企业主从企业自身的利润中抽出, 支付给影子银行的经营者个人。然而影子银行的经营者却不能为了一己私利以过低的贷款利率损害股东的利益, 否则很可能被解雇或遭到其它形式的惩罚。根据前文的分析, 贷款的利率需求弹性越大时影子银行利率越小, 因此当 ε 越接近 $\varepsilon^{shadow,risk}$, R_{t+1}^{shadow} 越小, 单

¹³ 事实上中国的银行业目前主要的资产业务仍然围绕着抵、质押贷款展开, 抵押率的设定是合约中非常重要的一环。

边支付的额度越大；而当 ε 趋近于 $\varepsilon^{shadow,n}$ 时， R_{t+1}^{shadow} 越接近 $R_{t+1}^{shadow,n}$ ，单边支付的额度越小。

因此，影子银行经营者对于自身利益和股东利益之间的权衡就相当于设定一个 $\varepsilon_{t+1}^{shadow}$ ，并在 $(\varepsilon_{t+1}^{shadow,risk} - \varepsilon_{t+1}^{shadow})$ 与 $(\varepsilon_{t+1}^{shadow} - \varepsilon^{shadow,n})$ 之间做权衡。该决策问题的一阶条件为：

$$\varepsilon_{t+1}^{shadow} = \varepsilon^{shadow,n} (1 + \kappa \chi_t) \quad (9)$$

其中， κ 是介于 0 和 1 之间的相对权重。如果我们假设不存在单边支付机制，那么 $\varepsilon_{t+1}^{shadow} = \varepsilon_{t+1}^{shadow,risk} = \varepsilon^{shadow,n} (1 + \chi_t)$ 。至此，我们就完成了影子银行对利率进行定价的过程。

(4) 和 (5) 式构成了一份完整的影子银行贷款合同，利率水平与影子银行经营者的风险偏好、对私人利益的喜好程度以及高风险企业的盈利能力有关。此外，为了排除企业完全靠自身留存收益进行投资的情形，我们假定每期末有 $1 - \gamma^H$ 的企业会终止经营，并将资产悉数转移给家庭部门。为了保持企业数目的恒定，又有 $1 - \gamma^H$ 的新企业进入，此时家庭部门提供给这些新企业有限的启动资本 $W_t^{new,H,h}$ 。

2. 低风险企业与商业银行

类似高风险企业，低风险企业也需要决定产能利用率并最小化融资成本，可以得到相应的一阶条件¹⁴。对于商业银行，融资来源于居民部门的存款，利率则由央行进行调整。商业银行在满足存款准备金率的前提下，向三个行为主体提供融资支持：低风险的企业、影子银行和地方政府。在本文的模型中我们假设政府的支出完全由地方政府承担，同时向银行进行融资以弥补收支缺口。地方政府和影子银行各自面临着最小化融资成本的问题，商业银行则最大化自身的利润，商业银行的一阶条件为：

$$1 + R_{t+1}^{com} = [\varepsilon^{com} / (\varepsilon^{com} - 1)] (1 + R_{t+1}^f) \quad (10)$$

(10) 式确定了商业银行的最优贷款利率。注意到模型中的影子银行相对于商业银行不存在违约的风险，这是出于简化模型的考虑。由于影子银行的信贷资产配置是分散的，所以在模型中，只有当影子银行的净利润降到零以下才意味着现实中的违约，此时商业银行将遭受损失。即使不考虑违约的情形，影子银行利润的动态过程也能够解释现实中可能发生的状况，不会影响本文的主要结论。因此，本文的模型假定影子银行不存在违约的情况。在下文的参数设定基础上，我们发现稳态的影子银行利润为正，意味着稳态下影子银行不会出现违约。

与高风险企业类似，低风险企业每一期会有 $1 - \gamma^L$ 的退出比率，并且有 $1 - \gamma^L$ 的新企业携着 $W_t^{new,L,l}$ 的资本进入。

3. 家庭部门

本文的模型中存在一个代表性家庭，企业家和银行家都是家庭成员，无论是企业还是银行最终都由这个家庭所有。代表性家庭提供异质性的劳动获得劳动收入，进行消费或储蓄。第 j 个代表性家庭的最优化问题如下：

¹⁴ 由于这些一阶条件与高风险企业的类似，限于篇幅，此处省去。

$$\max_{\{C_{t+\tau}, D_{t+\tau}\}} E_t \sum_{\tau=0}^{\infty} \beta^{\tau} [\ln(C_{t+\tau} - bC_{t+\tau-1}) - \psi_L(h_{j,t+\tau}^{1+\sigma_L}/(1+\sigma_L))] \quad (11)$$

其中 $h_{j,t+\tau}$ 为工作时长, σ_L 为 Frisch 劳动供给弹性, ψ_L 为劳动负效用的权重。家庭的预算约束为:

$$\begin{aligned} (1+R_t^f)P_t D_{t-1} + W_{j,t} h_{j,t} + (1-\gamma^H)[1-\Omega(R_t^{shadow,n} - R_t^{shadow})]\eta W_t^{H,h} + (1-\gamma^L)(1-\eta)W_t^{L,l} \\ + P_t \Pi_t^{SB} + P_t \Pi_t^{CB} + P_t \Pi_t^{IGP} = P_t D_t + P_t C_t + \eta W_t^{new,H,h} + (1-\eta)W_t^{new,L,l} + P_t T_t \end{aligned} \quad (12)$$

预算约束的等号左边为收入项, 右边为支出项, T_t 为税收转移支付。

本文中我们假定劳动具有异质性, 工资具有粘性, 每期只有 $1-\xi_w$ 的比例可以调整其工资水平。根据 Erceg et al. (2000), 对于第 i 家雇佣者, 劳动需求服从如下加总方式:

$$L_{i,t} = \left[\int_0^1 (h_{j,t})^{1/\lambda_w} dj \right]^{\lambda_w}, \text{ 其中 } \lambda_w \text{ 反映了工资加成的水平, 工资的加总模式为 } W_t = \left[\int_0^1 (W_{j,t})^{1/(1-\lambda_w)} dj \right]^{1-\lambda_w}。$$

对于在当期不能重新定价的家庭, 工资服从如下动态过程: $W_{j,t} = W_{j,t-1}(\bar{\pi})^{\xi_w}(\pi_{t-1})^{1-\xi_w}$ 。

4. 最终商品生产商、中间品生产商与资本品生产商

最终商品生产者购入中间产品 $Y_{i,t}$, 生产最终直接用于消费的产品 Y_t , 加总方式为

$$Y_t = \left[\int_0^1 Y_{i,t}^{1/\lambda_f} di \right]^{\lambda_f}。 \text{ 中间品厂商的定价服从 Calvo (1983) 的模式, 假定 } 1-\xi_p \text{ 比例的企业可以}$$

重新定价 (使得 $P_{i,t} = \tilde{P}_{i,t}$, 其中 $\tilde{P}_{i,t}$ 是最优的价格水平), 无法重定价的企业产品价格服从如下指数形式 $P_{i,t} = P_{i,t-1}(\bar{\pi})^{\xi_p}(\pi_{t-1})^{1-\xi_p}$ 。

考虑到投资调整成本的存在, 我们在模型中引入资本品生产商。假设资本品生产商是完全竞争的, 旧的资本可以一比一的生产新资本, 而增加投资需要考虑调整成本的存在, 假设经成本调整后的资本水平净增加为 $F(I_t, I_{t-1})$, 参考 Christiano et al. (2005), 本文中

$$F(I_t, I_{t-1}) = \left[1 - (\Psi/2)(I_t/I_{t-1} - 1)^2 \right] I_t。$$

5. 政府与中央银行

为刻画现实中政府部门对经济活动的调控行为, 本文假设经济中存在一个具有“稳增长”目标的地方政府, 地方政府每一期的支出是总产出水平的一定比例 ($\eta_g Y_t$)。此外, 地方政府还会监测每一期投资的增长速度, 当增速低于目标增速 ($\bar{\gamma}_g$) 时, 地方政府会扩大支出; 当增速过快时, 则会削减支出:

$$G_t = \left[1 - (I_t/I_{t-1} - \bar{\gamma}_g)^{\gamma^{FP}} \right] \eta_g Y_t \quad (13)$$

其中 $\gamma^{FP} \geq 0$ 是调控意愿对于投资增速波动的敏感性。受制于税制安排, 地方政府每期只能收取最终产出一定的比例作为税收: $T_t = \eta_T Y_t$, 其中 η_T 是固定的参数。这就意味着政府为了实现目标支出规模 G_t , 当税收不足时必须进行融资。地方政府的收入一方面来源于一次性

的税收，一方面来源于向商业银行的贷款，因此预算约束为：

$$G_t + (1 + R_t^{com})B_{t-1}^G = B_t^G + T_t \quad (14)$$

中央银行通常关注的目标是通胀和产出缺口，但随着金融危机的爆发，近些年金融稳定的目标也被越来越多地被提到央行议事日程上（Nier，2009）。因此，本文中的央行除了通胀和产出缺口外，还会对信用利差的波动做出反应（CMR（2010）认为信用利差反映了风险冲击的变化，与本文的设定相似的有 Curdia & Woodford（2009）及马勇（2013））。这里的信用利差被定义为商业银行或影子银行的利率相对于无风险基准利率的差额：

$CS_t^{SB} = R_t^{shadow} - R_t^f$ ， $CS_t^{CB} = R_t^{com} - R_t^f$ 。令 $CS_t \equiv CS_t^x$ ，其中 $x=SB,CB$ ，于是央行的利率政策可以定义为：

$$R_t^f = (R_{t-1}^f)^{\tilde{\rho}_{IR}} \left[R^f \left(\frac{E_t(\pi_{t+1})}{\bar{\pi}} \right)^{\alpha_\pi} \left(\frac{Y_t}{\bar{Y}} \right)^{\alpha_y} \left(\frac{CS_t}{\bar{CS}} \right)^{\alpha_{CS}} \right]^{(1-\tilde{\rho}_{IR})} \varepsilon_t^{IR} \quad (15)$$

其中 $\tilde{\rho}_{IR}$ 反映了利率的平滑程度， R^f 、 π 、 $\bar{Y}$ 和 $\bar{CS}$ 分别是政策利率、通胀、产出和信用利差的稳态均衡水平， ε_t^{IR} 是外生的冲击。信用利差既可以是 CS_t^{CB} ，也可以是 CS_t^{SB} ，下文用于参数估计的基准模型采用 CS_t^{CB} ¹⁵。

三、参数校准

由于本文大部分参数是带“金融加速器”的 DSGE 模型中常见的，且已有大量国内文献作参考¹⁶，因此本文对于常见的参数按照以往的文献进行赋值，而对于文中新出现的参数结合中国的实际情况进行校准，对于不确定的参数利用贝叶斯方法进行估计。本文的参数估计及数值模拟部分均通过 Dynare 4.3.2 软件实现。

1. 参数校准

为了能够较为方便地解出稳态解，参考 Christiano et al.（2003）的方法，我们将高风险企业稳态时的资本收益率（ $r^{k,H}$ ）设为外生变量，根据 CCER“中国经济观察”研究组（2007）的研究成果，令 $r^{k,H}$ 为 0.035¹⁷。同时，将劳动负效用的权重 ψ_L 设为内生变量，最终通过稳态解出。模型中通过校准赋值的参数及其依据参见表 1¹⁸。

¹⁵ 通过敏感性测试我们发现，央行盯住不同利差时其它内生变量的动态过程几乎无差异。此外，出于稳健性的考虑，我们在货币政策规则去除信用利差的情况下重新做了模拟估计，得到的结果也与本文基准模型的结果完全一致。出于篇幅考虑，不再列出脉冲响应图示。

¹⁶ 类似的有关“金融加速器”的研究可参见王立勇等（2012）、袁申国等（2011）和杜清源、龚六堂（2005）。

¹⁷ 季度值，如不做特殊说明，下文出现的利率都为季度值。

¹⁸ 限于篇幅，此处只报告参数校准结果，参数校准的具体依据可参见本文的工作论文版本。

表 1 参数赋值结果

符号	参数描述	数值	符号	参数描述	数值
β	时间偏好	0.9936	γ^L	企业退出率	0.85
σ_L	劳动供给弹性的倒数	0.524	γ^H		0.9
B	消费习惯参数	0.63	w^{new}	新创业资本	0.01
ξ_w	工资粘性参数	0.025	η	高风险企业相对规模	0.286
λ_w	工资加成率	1.05	Ω	单边支付的比例	0.2
ι_w	工资指数对于稳态通胀的权重	0.35	$\varepsilon^{shadow,n}$	影子银行贷款利率弹性	168.8
α	资本产出弹性	0.4	ρ_χ	风险偏好的持续性	0.71
ξ_p	价格粘性	0.248	α_χ	风险偏好对净资产敏感性	40
ι	价格指数对于稳态通胀的权重	0.16	$\bar{\chi}$	稳态时的风险偏好	0
λ_f	中间商品替代弹性	1.2	κ	私人利益偏好权重	0.5
δ	资本折旧率	0.025	ε^{com}	商业银行贷款利率弹性	103.6
ρ	企业出租资本的替代弹性	26.98	η_g	政府支出占 GDP 比重	0.2
μ	银行监督成本比例	0.12	η_T	税收占 GDP 比重	0.209
σ	资本冲击的标准差	0.42			

2. 贝叶斯估计

剩下需要进行估计的参数共有 12 个¹⁹。由于模型中只引入了技术和货币政策两种冲击，为了满足贝叶斯估计的要求，本文选取国内生产总值和银行间市场七天同业拆借利率作为 y_t 和 R_t^f 观测变量，样本区间为 2000 年 1 季度至 2013 年 2 季度。国内生产总值数据经季节调整并通过消费价格指数调整为实际值。参数估计结果见表 2。

表 2 参数贝叶斯估计结果

参数	参数说明	先验分布			后验分布			
		类型	均值	标准差	均值	标准差	90%置信区间	
α_π	货币政策对通胀反应	Normal	0.9	0.5	1.0628	0.0471	0.6894	1.4079
α_y	货币政策对产出波动反应	Beta	0.2	0.1	0.1533	0.0182	0.0484	0.239
α_{CS}	货币政策对利差波动反应	Beta	0.2	0.1	0.1783	0.014	0.1086	0.2526
$\tilde{\rho}^{IR}$	利率平滑系数	Beta	0.9	0.1	0.7752	0.0167	0.6297	0.8951
Ψ	投资调整成本函数凸度	Normal	20	10	28.92	1.2352	22.02	35.45
Υ^{FP}	财政政策对投资波动反应	Normal	30	10	27.57	1.0557	23.12	32.78
σ_a^H	产能利用率调整成本曲率	Normal	15	5	16.72	0.4355	11.60	21.42
σ_a^L	产能利用率调整成本曲率	Normal	15	5	14.91	0.2463	10.95	18.98
$\rho_{\varepsilon,IR}$	货币政策冲击平滑系数	Beta	0.5	0.1	0.3875	0.0154	0.2536	0.522

¹⁹ 值得说明的是，本文模型的稳态解在未线性化的情况下也可以解出，并且完全不取决于这 12 个待估参数。此外，我们做了大量敏感性测试，除了财政对投资波动的敏感性系数 Υ^{FP} ，模型的动态结果并未受到这些参数很大影响。针对财政参数，后文将另作讨论，展示 $\Upsilon^{FP}=0$ 时的情形。

ρ_A	技术冲击平滑系数	Beta	0.5	0.1	0.4073	0.0136	0.2542	0.5688
σ_{IR}	货币政策冲击的标准差	InvGamma	0.01	2	0.2384	0.0235	0.1998	0.2768
σ_A	技术冲击的标准差	InvGamma	0.01	2	0.062	0.0114	0.0405	0.0836

四、实证检验

本文的模型假设了一个根据投资增速而变化的财政支出规则： $G_t = [1 - (I_t/I_{t-1} - \bar{I}_g)Y^{FP}] \eta_g Y_t$ 。然而我们的实证结果显示，这样的财政规则会导致政府支出在投资增速偏离目标值后持续呈现周期性的波动，难以收敛至均值，这就导致其它诸多宏观经济变量的脉冲响应也呈现波动状。这是因为在这种机制下，财政政策实施主体关注的仅仅是实际投资增速和目标增速之间的偏离，但并不关心增速的变化趋势，这就导致其很难根据经济的实际运行状况选择恰当的支出水平，贸然刺激措施反而加剧了经济过热。随之而来的紧缩措施又加剧了经济的收缩，最终导致经济在两种极端状态之间来回循环波动，即使政府的投资增速目标处于稳态水平，实体经济也很难回到稳态水平。为此，我们在下文的分析中剥离了这种机制，假定一个更为简单的外生的财政支出规则： $G_t = \eta_g Y_t$ 。

在简单的财政支出规则下，经济变量的脉冲响应见图1。

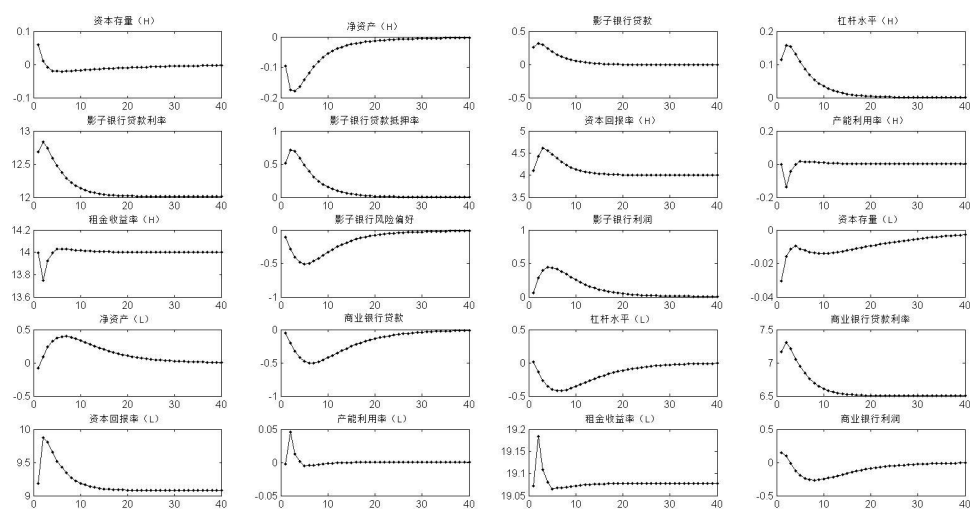


图1 一个单位波动率的正向利率冲击下相关经济变量的脉冲响应

注：一个单位的波动率对应约65个基点的基准利率变化。上图中贷款利率、资本回报率和租金收益率为年化的利率水平（单位：%），其它变量均为相对稳态的偏离程度（单位：%）。（H）代表高风险企业的相应变量，（L）代表低风险企业的相应变量。

产出、投资、通胀等总量指标的动态过程符合通常的模型结果和经济现象，正向的利率冲击会导致产出、投资、通胀、资产价格以及资本存量向下偏离稳态。但在加息的过程中，企业总的净资产水平在冲击后仅短暂向下偏离稳态，随后迅速上升，再逐步收敛至稳态水平。

与此同时,可以发现总体的信贷水平却是向下的²⁰。虽然企业总体的净资产水平在上升,但从图 1 中可以发现在加息过程中低风险企业净资产水平上升,杠杆下降,而高风险企业反而在加杠杆(净资产下降)。低风险企业的净资产最高时相较稳态水平向上偏离约 40 个基点,高风险企业向下偏离约 17 个基点,因此最终整体的净资产水平上升约 23 个基点。与此相对应的是商业银行贷款规模的下降和影子银行贷款规模的上升(利润的变化类似)。加息催动了影子银行规模的扩张。

从货币政策调控的角度来看,由于影子银行体系的存在,央行紧缩政策的效果受到一定影响。传统的利率传导渠道理论表明央行加息会抑制企业的投资行为,也就同时降低了企业对金融中介部门的信贷需求。然而,由于高风险企业无法从商业银行直接获得贷款,就必须求助于处于垄断地位的影子银行,并被迫接受完全由影子银行设定的贷款合约。央行的加息行为使影子银行利率也连带上升,实际上就为影子银行提供了更高的风险补偿。因为影子银行本身还会设定一个利率加成,在能够获得可观的风险补偿的情况下,影子银行经营者倾向于放宽抵押率要求(抵押率上升),从而降低了高风险企业的借贷成本(等价值的抵押资产可以获得更高的贷款额度)。抵押率上升带来的借贷成本下降效应超过了影子银行利率上升带来的成本上升效应,因此高风险企业的综合借贷成本下降,也就刺激了这类企业的借贷行为。虽然央行的加息行为最终抑制了经济整体的信贷规模,但影子银行系统逆周期的扩张行为降低了央行货币政策的执行效果。

为了更清晰地看到这背后的机制,我们将两类企业净资产的动态过程表示成静态实际变量的形式以进行比较静态分析:

$$n^{H,h} = \frac{[(1+R^{shadow}) - \bar{\omega}^{H,h}(1+R^{k,H})] \bar{K}^{H,h}}{1+R^{shadow} \bar{\pi}} \quad (16)$$

$$n^{L,l} = \frac{\gamma^L \frac{K^{L,l}}{\bar{\pi}} (R^{k,L} - R^{com}) + w_t^{new,L,l}}{1 - \gamma^L (1+R^{com})} \quad (17)$$

对 (17) 式求 R^{com} 的偏导, 易于得到 $\frac{\partial n^{L,l}}{\partial R^{com}} = \frac{\gamma^L \frac{K^{L,l}}{\bar{\pi}} R^{k,L} + \gamma^L w_t^{new,L,l}}{[1 - \gamma^L (1+R^{com})]^2} > 0$ 。商业银行贷款利率

的上升显著提高了低风险企业的外部融资成本,从最大化企业价值的角度出发,此时最好的选择就是降低自身的借贷规模,减少投资。由于收益减少的幅度低于企业节约的财务费用(利息费用),企业的净资产会增加。对于高风险企业,这个关系则不那么明显。这是因为 R^{shadow} 虽然受到基准利率的影响(基准利率 $\rightarrow$ 商业银行贷款利率 $\rightarrow$ 影子银行利率),但其自身还受到抵押率 $\omega^{H,h}$ (Loan-to-Value Ratio) 的影响。我们忽略贷款利率弹性的变化,将 R^{shadow} 表示为 $\omega^{H,h}$ 的函数,并对 (16) 式两边取抵押率 $\omega^{H,h}$ 的偏导,可以得到:

²⁰ 由于总量经济变量的动态过程与传统文献相一致,限于篇幅,此处未报告这些结果。下文将重点分析与两类银行和两类企业相关变量的动态过程。

$$\frac{\partial n^{H,h}}{\partial \omega^{H,h}} = \frac{\varepsilon^{shadow} - 1}{\varepsilon^{shadow}} \frac{1 + R^{k,H}}{1 + R^{com}} (F(\omega^{H,h}) + F'(\omega^{H,h})\omega^{H,h} - 1) \quad (18)$$

很明显, $\frac{\partial n^{H,h}}{\partial \omega^{H,h}}$ 的符号取决于 $F(\omega^{H,h}) + F'(\omega^{H,h})\omega^{H,h} - 1$ 的符号, 与 $\omega^{H,h}$ 的大小有关。通过解非线性方程可以发现当 $\omega^{H,h}$ 小于约 0.7 时, $F(\omega^{H,h}) + F'(\omega^{H,h})\omega^{H,h} - 1 < 0$, 从而高风险企业的净资产随着抵押率的上升而下降。而在稳态时, 抵押率的值约为 0.327, 明显小于 0.7。因此, 在本文模型的参数赋值范围内, $\partial n^{H,h} / \partial \omega^{H,h} < 0$, 高风险企业的净资产水平随着贷款抵押率的上升而下降。

虽然高风险企业会因外部融资成本提高而倾向于减少外部融资, 但抵押率的上升实际上使贷款合约的标准明显降低, 综合成本下降, 向影子银行贷款变得更为划算。因此, 上文的分析表明在一个有违约风险, 并且由抵押贷款主导的垄断竞争银行体系内, 加息并不一定意味着企业会缩减借贷规模, 企业的决策很大程度上依赖银行对于抵押率的设定: 抵押率越高, 贷款的综合成本越低, 反之亦然。如果加息的过程中抵押率不断上升, 高风险企业反而会会增加借款, 因为用同样规模的资产相较过去能够从影子银行借到更多的钱。正如前文提到的, 不同于 BGG (1999) 设定的完全竞争的银行体系, 本文的银行体系呈现垄断竞争的特征: 贷款合约由银行拟定, 企业只能被动接受。根据影子银行的一阶条件: $(1 - F(\bar{\omega}_{t+1}^{H,h})) / \varepsilon_{t+1}^{shadow} - \mu \bar{\omega}_{t+1}^{H,h} F'(\bar{\omega}_{t+1}^{H,h}) = 0$, 抵押率完全取决于贷款需求弹性 $\varepsilon_{t+1}^{shadow}$, 而 $\varepsilon_{t+1}^{shadow}$ 取决于影子银行的风险偏好。易于发现 $(1 - F(\bar{\omega}_{t+1}^{H,h})) / [\mu \bar{\omega}_{t+1}^{H,h} F'(\bar{\omega}_{t+1}^{H,h})]$ 是随着 $\bar{\omega}_{t+1}^{H,h}$ 的增加而递减的²¹, 也就意味着 $\varepsilon_{t+1}^{shadow}$ 的降低会导致抵押率 $\bar{\omega}_{t+1}^{H,h}$ 的升高。因此, 结合图 1 的脉冲响应结果, 我们发现, 加息的冲击会通过影响高风险企业的资产状况降低影子银行风险偏好²², 进而使贷款的利率弹性降低, 推升抵押率, 最终导致高风险企业综合融资成本的下降, 影子银行贷款的规模上升。

综合以上分析对比来看, 商业银行贷款利率的上升提高了低风险企业的外部融资成本, 从最大化企业利润的角度来看, 应当缩减借贷规模并降低投资。对于高风险企业则存在两种效应: 一方面融资利率的提高使高风险企业倾向于降低借贷和投资规模, 另一方面又使企业贷款合约的标准明显降低, 企业以同等价值的资产能够从影子银行获得更多的贷款, 使得融资约束放松, 贷款的综合成本下降, 向影子银行贷款此时变得更为划算。但影子银行为什么会在央行加息紧缩宏观经济的时候降低贷款条件呢? 实际上, 垄断竞争的影子银行是通过设定一个时变的利润加成来进行贷款利率定价的。这个利润加成水平随着贷款利率需求弹性的降低而提高, 因为此时高风险企业的融资需求对利率的上升并不敏感。这样一来影子银行就通过利差的提高来抵补了放松贷款条件带来的风险(潜在的损失), 同时又扩大了贷款规模, 增加了利润, 最终产生了影子银行逆周期生长的现象。

²¹ 本文通过 Matlab 进行数值运算得到此结果。

²² 这是符合风险承担渠道理论预测的现象, 详见 Adrian & Shin (2011)。

上述分析均是在一个正向的利率冲击（加息）的背景下展开的，反映的是央行收紧货币政策时宏观经济变量、企业投资行为及银行信贷投放的变化。另一个我们关心的问题则是：在持续低利率的环境下，货币政策风险承担渠道是否对影子银行体系也产生效果？影子银行是否会在这种环境下承担更多的风险？为此，我们设定了不同持续性的利率冲击（表现在利率冲击的自回归系数上），以检验经济变量对冲击持续性的敏感程度（见图 2）。

从图 2 中可以看到，当降息冲击的持续性增加时（ $\rho_{\varepsilon, IR}$ 增加），产出、投资、信贷等总量指标向上偏离稳态的幅度更大，均显示出“过热”的迹象。但观察两类企业可以发现，虽然商业银行和影子银行的利率都明显下降，但导致信贷膨胀的主要是商业银行系统，影子银行的信贷在收缩，高风险企业的杠杆也在下降。而且随着低利率持续性的增强，这种差异显得更加明显。这种现象异于国外的影子银行系统的原因在于，中国的影子银行承担的仍然是传统商业银行的信用中介角色，对影子银行的需求来源于实体企业的投资需求，而不是国外低息环境下资金的逐利需求。因此，影子银行膨胀与否不仅取决于利率，还取决于贷款合约的其他要素（如抵押率），以及经济体中不能从商业银行直接获得贷款的企业的规模。此外，从研究货币政策风险承担渠道的角度来看，低利率虽然使得银行风险偏好上升，但并非是导致银行风险承担水平上升的唯一条件，另一个关键因素是抵押率，有时对抵押率的分析比利率更加重要。因此，在做有关风险承担渠道的实证研究过程中，控制住抵押率是提高结论稳健性的重要一步。

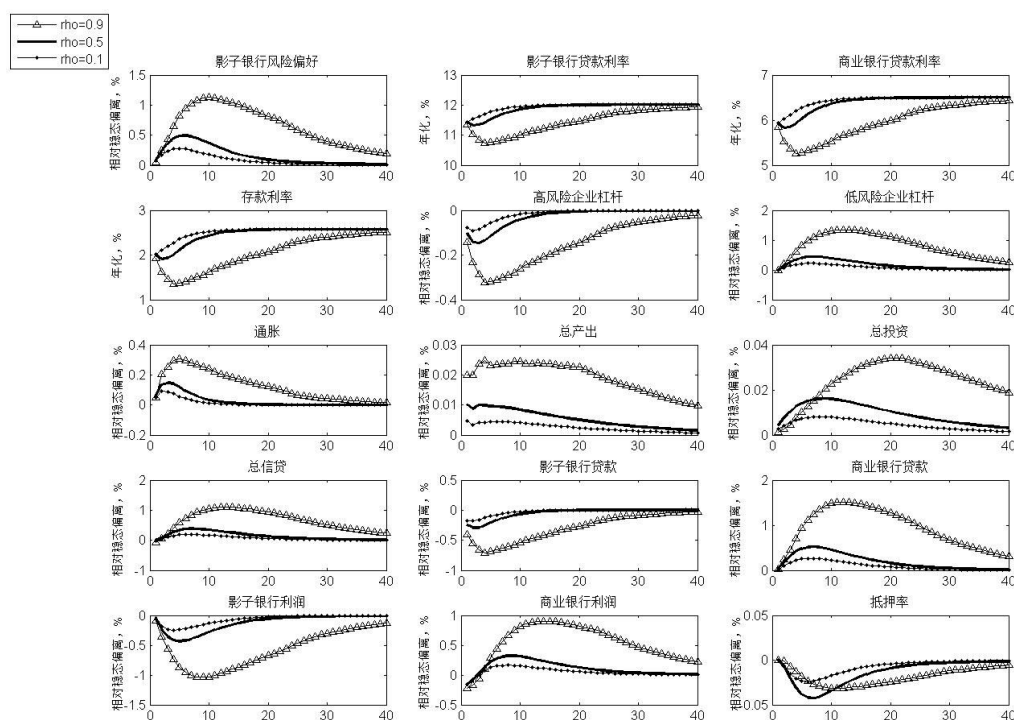


图 2 一个单位波动率的负向利率冲击下部分经济变量的脉冲响应

注： $\rho(\tilde{\rho}^{IR})$ 是外生利率冲击的自回归系数，反映冲击的持续性， $\rho(\tilde{\rho}^{IR})$ 越大，冲击衰减速度越慢，持续性越强。

最后，本文的模型中引入了单边支付机制，用于反映影子银行体系内部委托代理问题对其运行产生的影响。为了更直观地展现这一机制，我们对比了不同单边支付强度下经济变量对负向利率冲击的脉冲响应结果（见图3）。

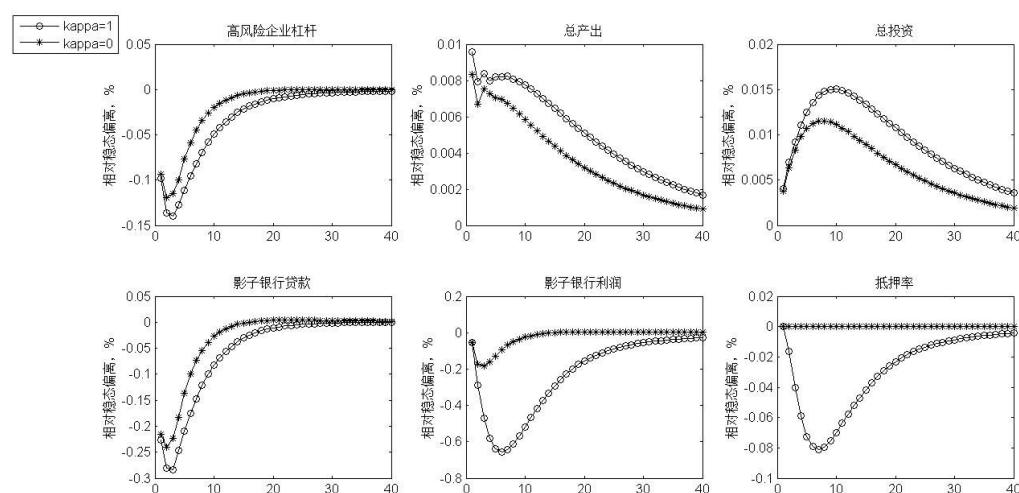


图3 一个单位波动率的负向利率冲击下部分经济变量的脉冲响应

注： κ (κ) 反映影子银行经营者对于自身利益的重视程度， κ (κ) 越大，经营者越考虑自身的利益； κ (κ) 越小，经营者越考虑股东的利益。

这里有必要再次强调一下单边支付的机制：企业主为了能够从影子银行获得利率更低的贷款，答应支付给银行家一笔费用，这笔费用可以看作是私底下的“行贿”行为，其规模取决于银行家能够给予企业的利率优惠幅度。从图3中可以看出，当存在这样一个单边支付机制时（ $\kappa=1$ ），影子银行的利润被转移到私人银行家，因此遭受到更大幅度的下滑。对比两种状况，“行贿”行为存在时反而能够刺激更高的产出和投资水平，同时又能够控制影子银行的信贷扩张。实际上，由于“行贿”行为的存在，高风险企业获得了更优惠的贷款条件，降低了融资成本从而减轻了债务负担；影子银行损失的利润进入了银行家的私人口袋，直接形成了最终商品的消费，刺激了需求。本质上，影子银行的出现就是金融中介体系效率缺失的表现，而垄断竞争的影子银行体系又加剧了效率损失。因此，“行贿”机制降低了影子银行的实际议价能力，从而减少了效率损失，经济中其它行为主体实际上从“行贿”机制中获得了利益，而这部分利益最终是由影子银行让渡的。此外，当 $\kappa=1$ 时，影子银行最大限度地降低了抵押率，也就最大程度上控制了贷款的风险（当 $\kappa=0$ 时，抵押率不随外部冲击的变化而变化）。对影子银行所有者来讲，正是代理问题的存在导致其需要降低违约率来防范经营者放松贷款利率所产生的额外风险，因此 κ 越大，抵押率下降的幅度也就越大。影子银行体系内两权分离带来的代理问题虽然使得影子银行股东的利益受到了损失，但同时降低了由垄断竞争带来

的效率损失。这是因为在确定贷款利率时,影子银行依靠其垄断地位设定了更高的利率,增加了企业的信用溢价,而“行贿”机制的存在降低了这部分信用溢价。

出于稳健性的考虑,我们也考察了 $\kappa=0$ 的情况,此时影子银行经营者只考虑股东利益。实证结果显示,除了抵押率和影子银行利润,其他变量的动态过程与是否引入单边支付机制并没有显著的关系,影子银行的规模仍然呈现逆周期运动的态势。加入单边支付机制后抵押率上升幅度明显更大,意味着贷款条件更加放松,与此同时影子银行利润则更小,反映了所有者和经营者之间的委托代理问题。但同时这两个变量脉冲响应的轨迹和方向都是类似的。模型其它的结论也都不受单边支付机制的影响²³。

五、 结论与启示

已有的经济学研究已经认识到金融中介体系的存在及其对宏观经济运行和金融体系稳定可能造成的影响,在规范的宏观经济学模型中引入能够刻画包括影子银行体系在内的金融部门,能够更好地评价这个体系的作用,解释经济现实并分析货币政策的传导效果。鉴于此,本文基于DNK-DSGE模型框架,研究了传统商业银行体系与影子银行体系并存环境下货币政策冲击对经济体的影响和传导过程,得到的主要结论如下:

(1) 高风险企业部门与低风险企业部门会在货币政策的冲击下产生明显的分化。加息过程中高风险企业净资产水平下降,杠杆升高,而低风险企业净资产水平上升,出现去杠杆行为。与此相对应,商业银行贷款规模下降而影子银行贷款的规模上升,加息驱动了影子银行规模的扩张。

(2) 影子银行体系影响了货币政策传导的有效性,这在央行的加息周期中表现得非常明显。具体来讲,影子银行在加息冲击下反而会放松贷款条件,导致高风险企业综合借贷成本降低,从而刺激高风险企业加杠杆并增加投资。影子银行的这种逆周期行为,削弱了央行原本旨在抑制投资的货币政策的效果。

此外,本文还发现长期的低利率环境会提高银行的风险偏好,但却不一定引发银行承担更高的风险。研究结果显示抵押率是另一个关键的因素,银行信贷规模的变动不仅取决于利率,还取决于抵押率等贷款合约的其他要素。因此,针对货币政策风险承担渠道的实证研究还需要考虑银行抵押率的因素,才能得到更为稳健的结论。最后,高风险企业与影子银行经营者之间的单边支付机制,能够刺激更高的产出和投资水平,同时又能够在一定程度上控制影子银行的信贷扩张。

中国影子银行体系与“美式”影子银行的性质存在着很大的区别,作为传统商业银行的补充,中国的影子银行是依附于商业银行体系的,其发展与中国利率市场化不完全有直接关系。

²³ 我们感谢匿名审稿人对单边支付假设稳健性的提醒。限于篇幅,此处未报告稳健性检验的具体结果。

中国传统的商业银行体系受制于监管和自身风险控制的约束，难以对经济中高风险实体提供充足的信贷支持，影子银行体系恰恰弥补了这点不足。然而影子银行自身的逆周期扩张行为很大程度上降低了货币政策执行效果，并且在紧缩的经济环境下不断集聚风险，因此央行及其他监管机构一方面需要密切监控影子银行的规模，另一方面需要大力推进利率市场化，放宽金融机构准入限制，完善金融中介体系，从根本上解决影子银行膨胀的动因，使影子银行体系“阳光化”。

从进一步研究的角度来看，本文主要是在封闭经济环境下研究考虑影子银行部门影响的货币政策传导和实施效果，下一步可以考虑开放经济的情景。

参考文献

- [1] 杜清源、龚六堂, 2005: 《带金融加速器的 RBC 模型》, 《金融研究》第 4 期。
- [2] 李波、伍戈, 2011: 《影子银行的信用创造功能及其对货币政策的挑战》, 《金融研究》第 12 期。
- [3] 毛泽盛、万亚兰, 2012: 《中国影子银行与银行体系稳定性阈值效应研究》, 《国际金融研究》第 11 期。
- [4] 马勇, 2013, 《植入金融因素的 DSGE 模型与宏观审慎货币政策规则》, 《世界经济》第 7 期。
- [5] 牛晓健、裘翔, 2013: 《利率与银行风险承担——基于中国上市银行的实证研究》, 《金融研究》第 4 期。
- [6] 王淦力、李建军, 2013: 《中国影子银行的规模、风险评估与监管对策》, 《中央财经大学学报》第 5 期。
- [7] 王立勇、张良贵、刘文革, 2012: 《不同粘性条件下金融加速器效应的经验研究》, 《经济研究》第 10 期。
- [8] 袁中国、陈平、刘兰凤, 2011: 《汇率制度、金融加速器和经济波动》, 《经济研究》第 1 期。
- [9] 张雪兰、何德旭, 2012: 《货币政策立场与银行风险承担——基于中国银行业的实证研究(2000-2010)》, 《经济研究》第 5 期。
- [10] CCER“中国经济观察”研究组, 2007: 《我国资本回报率估测(1978-2006)》, 《经济学(季刊)》第 3 期。
- [11] Adrian, T., and H.S. Shin, 2011, “Financial Intermediaries and Monetary Economics”, *Handbook of Monetary Economics*, Vol. 3A, 601-650.
- [12] Bernanke, B.S., 1983, “Nonmonetary Effects of the Financial Crisis in Propagation of the Great Depression”, *American Economic Review*, 73(3), 257-276.
- [13] Bernanke, B.S., and M. Gertler, 1989, “Agency Costs, Net Worth, and Business Fluctuations”, *American Economic Review*, 79(1), 14-31.
- [14] Bernanke, B.S., and M. Gertler, S.Gilchrist, 1999, “The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework”, *Handbook of Macroeconomics*, 1341-1393.
- [15] Borio, C., and H. Zhu, 2008, “Capital Regulation, Risk-taking and Monetary Policy: A Missing Link in the Transition Mechanism”, BIS Working Paper, No.268.
- [16] Calvo, G.A., 1983, “Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework”, *Journal of Monetary Economics*, 12(3), 383-398.
- [17] Christiano, L., R. Motto, and M. Rostagno, 2010, “Financial Factors in Economic Fluctuations”, European Central Bank Working Paper Series, No.1192.
- [18] Christiano, L.J., M. Eichenbaum, and C.L. Evans, 2005, “Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy”, *Journal of Political Economy*, 113(1), 1-45.
- [19] Christiano, L.J., R. Motto, and M. Rostagno, 2003, “The Great Depression and the Friedman-Schwartz Hypothesis”, *Journal of Money, Credit, and Banking*, 35(6), 1119-1197.
- [20] Coval, J.D., J.W. Jurek, and E. Stafford, 2009, “Economic Catastrophe Bonds”, *American Economic Review*, 99(3), 628-666.
- [21] Curdia, V., and M. Woodford, 2010, “Credit Spreads and Monetary Policy”, *Journal of Money, Credit and Banking*, 42(1), 3-35.
- [22] Dedola, L., P. Karadi, and G. Lombardo, 2013, “Global Implications of National Unconventional Policies”,

- Journal of Monetary Economics*, 60(1), 66-85.
- [23] Erceg, C.J., D.W. Henderson, and A.T. Levin, 2000, "Optimal Monetary Policy with Staggered Wage and Price Contracts", *Journal of Monetary Economics*, 46(2), 281-313.
 - [24] Financial Stability Board, 2011, "Shadow Banking: Strengthening Oversight and Regulation", Recommendations of the Financial Stability Board.
 - [25] Gai P., A. Haldane, and S. Kapadia, 2011, "Complexity, Concentration, and Contagion", *Journal of Monetary Economics*, 58(5), 453-470.
 - [26] Gennaioli, N., A. Shleifer, and R.W. Vishny, 2013, "A Model of Shadow Banking", *Journal of Finance*, 68(4), 1331-1363.
 - [27] Gertler, M. and P. Karadi, 2011, "A Model of Unconventional Monetary Policy", *Journal of Monetary Economics*, 58(1), 17-34.
 - [28] Gorton G., and A. Metrick, 2012, "Securitized Banking and the Run on Repo", *Journal of Financial Economics*, 104(3), 425-451.
 - [29] Gorton G., S. Lewellen, and A. Metrick, 2012, "The Safe-Asset Share", *American Economic Review: Papers & Proceedings*, 102(3), 101-06.
 - [30] Greenwood, R.M., S.G. Hanson, and J.C. Stein, 2012, "A Comparative-Advantage Approach to Government Debt Maturity", Harvard Business School Working Paper, No.11-035.
 - [31] International Monetary Fund, 2012, "Shadow Banking: Economics and Policy", IMF Staff Discussion Note.
 - [32] Meeks R., B. Nelson, and P. Alessandri, 2012, "Shadow Banks and Macroeconomic Instability", European Economic Association 2012 Parallel Meetings.
 - [33] Nier E., 2009, "Financial Stability Frameworks and the Role of Central Banks: Lessons From the Crisis", IMF Working Paper, No.09/70.
 - [34] Pozsar, Z., T. Adrian, A. Ashcraft, and H. Boesky, 2012, "Shadow Banking", Federal Reserve Bank of New York Staff Reports, No.458.
 - [35] Pozsar, Z., 2011, "Institutional Cash Pools and the Triffin Dilemma of the U.S. Banking System", IMF Working Paper, No.11/190.
 - [36] Verona, F., M.F. Martins, and I. Drumond, 2011, "Monetary Policy Shocks in a DSGE Model with A Shadow Banking System," CEF.UP Working Papers, No.1101.

Shadow Banking and Monetary Policy Transmission

Qiu Xiang and Zhou Qianglong

Abstract: This paper incorporates a shadow banking sector, which plays an essential role in high risk credit market, in a DNK-DSGE framework. We argue that Chinese shadow banking system is just an extension of conventional commercial banking system, and study how such financial system affects the effectiveness of monetary policy transmission. We find that after a positive interest rate shock, commercial banking system is depressed and low risk firms reduce their leverage ratios. Nevertheless, shadow banks expand their credit to high risk firms under such contraction environment. After a negative interest rate shock, the opposite is just true. Although shadow banking system plays a complementary role in financial intermediaries sector, its countercyclical behavior means that it may weaken the effectiveness of monetary policy. In addition, risk appetites of shadow bankers and agency problem will affect shadow bank interest rate and other macro-variables significantly.

Keywords: Shadow Banking; Dynamic Stochastic General Equilibrium; Monetary Policy

货币政策冲击的非对称影响

刘骏民 王兴¹

【摘要】论文研究了美国 GDP 的历史数据，可以发现美国近 30 年来的虚拟化趋势明显。本文的目标是论证货币政策冲击对实体经济和虚拟经济的不同影响。首先阐述了虚拟经济与实体经济相比，其创造 GDP 的特殊方式及其自行膨胀的机制，以及在此基础上货币数量对其 GDP 创造的特殊作用方式；其次，利用结构向量自回归模型对货币政策冲击对虚拟经济和实体经济的不同影响进行了计量分析，最终得出了货币政策冲击对虚拟经济的影响要大于对实体经济的影响这一结论。

【关键词】货币中性；虚拟经济；GDP 创造

一、引言

传统货币经济学理论认为在长期货币是中性的，货币政策冲击只会影响名义变量而不影响实际变量（实际 GDP）。只有在短期，货币政策才可能发挥作用。短期货币的作用机制也是间接的，通过利率的变化调节存贷款，从而调节储蓄转化为投资的速度和规模，直接导致实体经济增长的是投资，货币只是在短期可以影响它从而影响整个经济体。金融业起中介作用，并不创造真实财富。这一理论与我们发现的事实相冲突，我们的研究发现，在长期，货币对真实 GDP 是有直接影响的，其主要原因产生于货币对虚拟经济与实体经济的作用不同，而虚拟经济本身直接创造 GDP 的方式受到货币多寡的直接影响。

二、文献综述

传统货币经济学理论大多认为货币在长期是中性的。Boschen & Mills(1995)^[2]发现在美国，永久性货币冲击对 GDP 的永久性变动没有影响。McCandless & Weber(1995)^[6]利用110个国家的数据做出了的结论表明货币供应量与实际经济增长之间的相关系数在-0.050—-0.014之间，几乎不相关。但对于 OECD 国家而言，货币供应量与实际经济增长却显著相关，相关系数在0.511—0.707之间。Bullard & Keating(1995)^[1]考察了58个国家二战后的数据，结果认为，将样本作为一个整体，通货膨胀的永久性变化对产出的永久性影响是微

¹ 刘骏民、王兴，南开大学虚拟经济与管理研究中心

弱的，在低通货膨胀国家中，有一些证据表明，通货膨胀对产出具有正影响，而在通货膨胀较高的国家，其影响为零或者为负。这与 McCandless & Weber(1995)^[6]的研究结果几乎一致。也就是说，当数据样本为全球110个国家是，货币中性的结论十分显著，当用于少量发达国家时，货币中性就不是十分确定的了，当 McCandless & Weber 只用21个 OECD 国家时，货币在长期也呈现出与实际 GDP 的显著相关性。对此他们并没有给出确定的解释，仅仅是说可能因为发达国家的货币政策是根据实际 GDP 增长来确定的。

本文提供了一个新的视角，即虚拟经济的视角，从此视角看货币政策的作用就会为上述现象提供一个新的解释，并揭示出新的事实和新的趋势。

三、实体经济与虚拟经济 GDP 创造过程中货币机制的差异

传统经济理论认为只有实体经济才能创造真实产出，虚拟经济对真实产出的贡献是间接的，仅在于其辅助作用，如银行将居民储蓄转化为投资，企业通过技术创新将增加的各种要素投入转化为产品推动真实经济增长。随着金融业的不断发展货币的功能也在逐渐演化，但是真实经济过程与这种理论有严重的冲突。货币及其使用技术（金融创新）不但影响实体经济也会直接创造真实 GDP。这一方面与统计核算 GDP 的方法有关，另一方面随着经济虚拟化货币越来越充当着 GDP 创造的动力。

（一）SNA 中实际 GDP 的核算逻辑

货币中性是说，当我们衡量一个产品的真实价值时，应将货币因素剔除。例如，生产面粉，第一年 1000 吨，价格如果是 1000 元一吨的话，价值 100 万元，如果第二年面粉产量增加了 200 吨，为 1200 吨，且价格不变，真实财富就增加了 20%。其原意是指 20 吨/1000 吨=20%。即真实产量增长了 20%。如果第二年因为价格上升了 20%，每吨售价从 1000 元上涨到 1200 元，虽然产量并没变还是 1000 吨，总销售价值为 120 万元，增加了 20%。但是真实财富并没有增加，面粉还是 1000 吨。于是剔除货币因素之后的 GDP 才是真实 GDP。货币多寡只影响名义值，不影响实际值，即货币中性的真实逻辑也在于此。

表 1 美国各产业 GDP 占比（1950—2010 年）

单位：%

年份	实体经济										虚拟经济			一般服务业				
	农林牧渔	采矿业	公用事业	建筑业	制造业	仓储运输	信息产业	批发	零售	总计	金融、房地产业	职业服务业	总计	教育、医疗、救助	娱乐、休闲、餐饮	政府服务业	其他服务业	总计

国际货币评论

International Monetary Review

1950	6.77	2.59	1.60	4.39	27.03	5.89	2.72	6.33	8.78	66.10	11.40	3.91	15.32	2.04	2.96	10.76	2.83	18.58
1960	3.78	1.90	2.19	4.45	25.35	4.45	3.04	6.63	7.85	59.64	14.14	4.69	18.83	2.74	2.76	13.17	2.87	21.53
1970	2.63	1.43	2.02	4.83	22.67	3.86	3.37	6.55	7.97	55.34	14.63	5.41	20.04	3.94	2.83	15.25	2.60	24.62
1980	2.22	3.27	2.15	4.67	19.95	3.67	3.55	6.77	7.20	53.46	15.86	6.68	22.54	5.01	2.99	13.76	2.24	24.00
1990	1.67	1.46	2.46	4.28	16.33	2.92	3.88	5.99	6.87	45.86	17.96	9.82	27.78	6.66	3.36	13.88	2.46	26.36
2000	0.96	1.09	1.75	4.70	14.23	3.03	4.20	6.21	6.90	43.05	20.07	11.22	31.30	6.81	3.83	12.21	2.79	25.65
2010	1.08	1.65	1.82	3.52	11.72	2.77	4.29	5.49	6.09	38.43	20.70	12.27	32.97	8.76	3.83	13.55	2.46	28.59

数据来源：美国国家经济分析局网站 (http://www.bea.gov/industry/gdpbyind_data.htm) 相关数据

整理

但是从核算逻辑看，制造业的面粉生产是一种投入产出关系，餐饮业等服务业也是投入产出关系，它们都是要投入原材料和设备，加工后获得产出，销售之后获得收入，其中净收入（工资和利润）被计入 GDP。这个逻辑也适用于金融房地产服务业，它们也是一种投入产出关系，银行要有投入和各种成本，靠其经营技术或技巧提高效率，其产出销售之后获得收入，其净收入也要计入 GDP。正是这个逻辑导致当代 SNA 核算系统每年都要核算出金融房地产业直接创造的 GDP。同样可以用 GDP 缩减价格指数缩减，之后得到真实 GDP。也就是不包括货币因素的 GDP。表 1 给出了美国名义计算的各行业创造 GDP 占美国 GDP 的比例。由于是占比，名义值和实际值计算的占比基本没有差别。目前，官方统计部门还没有提供虚拟经济部门特殊的 GDP 缩减指数。如果各部门统一用一个 CPI 或其他物价指数缩减名义 GDP 以得到实际 GDP，按名义 GDP 和实际 GDP 计算的各行业 GDP 占比就不会有差别。但无论怎样计算，美国官方统计数据（其他国家也一样）明确告诉人们，金融和房地产服务业是直接创造 GDP 的。

（二）货币怎样在银行业直接创造 GDP

在当代经济中，货币的具体形式是现钞、M1 和 M2 等，现钞加上活期存款（银行科开支票的活期账户及借记卡等账户）为 M1，M1 再加上定期存款为 M2。这就是说，货币中除去包含少量的现钞之外，主要是不同种类和期限的存款。由于有现钞不是存款是货币，所以货币不能等同于存款，但是存款却完全被包括在货币定义中，所以所有存款都是货币。对于银行来说，存款是其原料是投入中最主要的部分，购买这个原料所付的成本就是为此支付的存款利息，贷款则是银行的基本产品。银行不过是将存款加工为贷款的企业，存贷款之间的价值差额减去银行业的其他投入成本就是其创造的净产出，也是其净收入，它们会转化为工资利润被计入 GDP。银行存款也是银行的负债，由于生存的需要，银行的负债增加，一定会导致其资产——贷款增加，不可能设想银行存款增加了贷款却不增加。存款既然是银行的原材料，是银行价值创造的投入，当货币增加时，只要不是仅仅增加现钞，而主要是存款增

加,就意味着银行投入原材料增加,它必然会引起投入更多的劳动和其他投入,以增加其产出——贷款和其他中介服务。这必然意味着净收入增加,工资和利润增加。货币增加直接导致银行业中介服务增加,包括贷款和其他服务,其中有名义的增量,但主要不是名义的,是真实的银行资本和员工提供的服务量的增加,也就是银行业创造的真实 GDP 增加。

我们必须记住银行业生产过程与制造业和一般服务业生产过程之间的关键差别。在制造业和一般服务业中,货币是交易媒介,企业只有通过交易媒介才能获得要素投入,然后在一定技术水平下生产出产品或服务,最后获得收入。而银行业与实体经济和一般服务业的根本区别在于其“生产过程”不需要媒介,因为其投入的存款和产出的贷款都是同一种东西——货币,产出与投入之间没有任何“质”的差异,只是数量不同。银行所有的净收入(包括工资和利润)都来自存贷差,而所谓存贷差本质上就是在同一笔货币上的加价罢了。银行将储户存入的同一笔货币转贷给企业,这个过程中银行贷出的是储户的同一笔货币,只是银行找企业要的利息率要高于银行给储户的利息率罢了。只要货币总量增加,存款就增加,这必然引起贷款增加和银行的存贷差增加,于是银行业的劳动和其他投入增加,银行提供的服务增加,工资和利润增加,银行创造的 GDP 增加。货币就是这样通过银行的特殊生产过程来创造 GDP 的。当中央银行实行扩张性财政政策的时候,货币量大幅度增加,银行业存款增加,银行业直接创造的 GDP 就增加,当然从银行获得贷款的实体经济也会因此购入更多生产资料,提供更多产品,从而增加实体经济创造的 GDP。如果银行业直接增加的 GDP 与其他行业增加的 GDP 相同,就可以观测到货币与实际 GDP 同步增加的计量结果,如果银行业增加的 GDP 比其他实体经济高,就可以观测到虚拟经济与货币相关程度大于实体经济的结果。当然,如果通货膨胀率持续很高,这个结果就会受到较严重的干扰。

(三) 交易额及重复交易与虚拟经济的 GDP 创造

在证券业中,货币创造 GDP 的基本方式与交易量有密切关系,而在金融业和房地产业中重复交易要比实体经济和其他服务业多得多,这就为货币在金融房地产业创造 GDP 提供的巨大的空间。例如,在股票二级市场上,当进入股市的资金大量增加的时候,股票的交易额也会大幅度上升,按交易额提供的中介服务会增加,证券公司,交易所提供的交易服务量增大,在佣金价格不变的情况下,按交易额收取的各种佣金、服务费都会增加,这些增加的服务收入减去必要的成本之后的净收入也会增加,它们会形成增加的利润和工资被直接计入证券业创造的 GDP,这就是在证券业中货币变量直接创造 GDP 的一种具体方式。在金融业中重复交易是十分突出的,虽然重复交易本身不计入 GDP,但由此而引起的所有中介服务

不是重复交易，它们必须被计入新增加的价值。例如，价值 100 万的股票在一天内被重复买卖 100 次，一天的交易额为 1 亿元，这个 1 亿元的交易额不被计入 GDP，但 100 次 100 万交易的中介服务不是重复交易，而是提供的服务总量，则需要核算其创造的总价值，同时也必须按总交易额来 1 亿元来提取中介费。假定费率是 0.1%，为 1 亿元提供的服务价值就是 10 万元，它会被计入 GDP。房地产交易也是如此，一栋住宅的重复交易次数越多，房地产服务业的服务提供量越大，房地产服务业创造的 GDP 越大，这与房地产服务的价格（服务佣金率）无关。在制造业中销售多是一次性的，重复交易不但很少，而且被看做是对财富创造的重复计算从 GDP 的核算中剔除。但在金融和房地产业，重复交易却是增加金融服务的一种方式，推动金融业服务量（而不是价格）的大幅度增加。这就是货币推动实际 GDP 增长的另一种重要方式。

从宏观角度看，重复交易频繁的领域主要有证券（股票和和其他有价证券）二级市场，外汇市场和衍生品市场，实物期货以及不动产及文物交易市场等等。在这些行业重复交易越多，实际发生的金融服务以及其他中介服务就越多，利润和工资就越多，这个领域由货币变量和名义变量增加直接引起的实际 GDP 也就越大。只有在计划经济的核算体系 MPS 中，整个金融业和房地产服务业甚至商业才被看做是不生产的，被整体排除在真实财富创造领域之外。只要用 SNA 系统核算国民财富，货币就可以在虚拟经济领域通过服务量增加直接创造出 GDP。

（四）金融创新对 GDP 的贡献方式

在金融业中，金融杠杆则是用少量资金撬动大量资金或完成大量交易的方法，于是金融杠杆的使用与增加货币数量有异曲同工之效。金融创新的核心就是创造利用金融杠杆创造新资产，提高资金利用效率的技术。

在实体经济中，生产要素投入和科技创新是其经济增长的基本动力和源泉。在金融房地产服务业中，货币作为第一推动力，在其 GDP 创造中起着最基础的作用，而货币利用的技术水平就是金融创新能力，金融创新能力的核心就是利用金融杠杆的技术。硅谷和其他高科技行业依靠科技创新来增加利润，华尔街则依靠“金融创新”来增加利润。从宏观角度看，金融创新往往要比科技创新更能创造利润，因为金融创新包括利用科技创新的一切成果，信息、收入流、甚至概念来创造“资产”获取收入。正是金融杠杆的使用可以使得微软的收入流被市场放大为巨额资产（股票市值）。科技创新也只有与现代金融业结合在一起，科技成果才能在创造收入流 GDP 的同时，通过收入流资本化在将其转化为巨额资产，在上市转化为巨额资产价值时还会产生发行股票产生的收入流，同时还会通过二级市场的重复交易，在二级市

场引发金融服务创造 GDP。如果没有金融业，后面的 GDP 和收入就不会存在。

金融杠杆有两种主要形式，第一种形式是用借来的钱去做各种交易。如银行业自有资金与其存款和其他负债总额的比例就是银行用少量自有资金去撬动巨额资产的杠杆率，又如期货交易的保证金比率也是期货交易中用少量资金撬动巨额交易的杠杆率。房地产按揭、炒股票的融资融券等等都属此例。这种金融杠杆的风险十分明显，往往被金融监管机构和金融机构自身的风险管理者严格加以限制。另一种是将收入流证券化，也就是将定期稳定获得的收入流资本化为可以销售的金融资产。理论上收入流除以一个贴现率就是这个收入流的市场价格，贴现率通常是用某个市场利息率，也就是小的收入流被资本化为巨额财富的一个金融杠杆。如 100 万美元的年收入流，除以年利息率 5%，这个收入流的市场价格是 2000 万美元。股市、债券市场、以及其他收入流的资本化大都属于这类杠杆，它是少量现金流幻化为巨额证券的基本方式。在这个过程中，出售（或抵押）收入流的买者获得了每年 100 万的现金流，付出了 2000 万美元的现金，卖者这 100 万的收入则资本化为 2000 万美元的资产，如果是企业上市，企业还要保留一部分股权，如果原企业所有者要持有 50% 的股份，他卖出另一半股份后还可以受到 1000 万美元的现金。从宏观角度看，原来的收入流并没有变化，却增加了 2000 万美元新的资产以及证券公司收取的服务费。无论是以收入流为抵押发行债券还是企业凭借稳定的收入流在证券交易所上市，或是其他收入流证券化，资产成倍增加的同时现金流也会增加。其宏观条件仅仅是有没有增加的货币或延长的金融杠杆来支撑新增资产的发行。

这种收入流的资本化不但可以将实体经济的收入流变成资产，也可以将各种金融房地产服务业活动的收入流资本化为资产。如住宅抵押贷款（包括次级贷款）的证券化，金融资产再打包的 ABS、CDO、CDS 等等。金融创新创造出大量金融资产，于是金融资产的膨胀带来了金融业表外业务膨胀，场外交易膨胀，投机活动猖獗。金融创新既可以将收入流放大为巨额资产，也可以盘活长期沉淀的资产，甚至可以凭借科技题材，重组题材以及其他可开发为经济活动的题材创造出新的资产，在金融工程复杂的衍生物设计中有大量人们几乎无法弄懂的资产，这些资产创造和销售的过程不但增加资产，也可以引起金融服务的数量增加，从而增加金融业创造的 GDP 和新的收入流。

金融创新对于金融房地产服务业如同科技创新对于实体经济一样，可以直接为其 GDP 的创造提供新技术，增加同量货币创造 GDP 的能力，而不必仅仅通过“储蓄转化为投资”的

效率提高²。由于金融房地产服务业不再是简单的分享实体经济的收入，而是放大它形成巨额资产和新的收入流，再加上金融房地产服务业自身的收入流也可以被金融杠杆的叠加应用来资本化，这就注定了金融房地产服务业创造财富的能力要比实体经济大。我们可以得出结论：

货币增加会直接导致金融业的投入增加，引起金融业 GDP 增加，而金融创新则提高货币资金创造净收入的效率，从而强化虚拟经济的 GDP 创造能力。这样，美国经济增长其实有两个动力，一是科技创新，二是金融创新，经济越是去工业化，科技创新就越是要让位于金融创新。

（五）自我膨胀的虚拟经济

如果美国的金融房地产服务业是为美国的实体经济服务的，在实体经济创造的 GDP 不断下降的同时，金融房地产服务业创造的 GDP 也应是下降的。但在现实中却完全不是如此，如表 1 所示，从 1950 年到 2010 年，美国实体经济 GDP 占比从 66%下降到了 38%，下降了 42%，虚拟经济创造的 GDP 占比则从 15%上升到 33%，上升了 120%，一般服务业的 GDP 占比从 19%上升到了 29%，上升了 52%。在实体经济 GDP 占比下降的同时，一般服务业 GDP 占比上升 52%的幅度不能解释虚拟经济 GDP 占比增长 120%的大幅度上升。也就是说在实体经济 GDP 占比大幅度下降的同时，虚拟经济创造 GDP 占比的大幅度上升不能用一般服务业的小幅度上升来解释。唯一的解释就是虚拟经济有自我膨胀的性质。也就是说不能将虚拟经济看做是单纯为实体经济和一般服务业服务的，它可以突破实体经济和一般服务业对金融房地产业的需求限制而自行膨胀。在各行各业之间的相互需求曾经是各行业大小的重要约束条件，但对金融房地产业来说这个约束是可以冲破的。

第一，金融房地产服务业创造的工资与利润中，至少有相当一部分，属于金融房地产服务业内部的相互服务，如证券公司与银行间的相互服务，房地产服务业与证券公司的相互服务等，这些活动与实体经济活动并不直接相关，其纯收入却被直接计入 GDP。第二，还有一部分类似金融机构自营收入的活动甚至连金融机构的相互服务都不是，这些活动的利润来自炒作资产的差价，与赌博的赢钱性质相同，其中的纯收入也被计入 GDP。自营的收入的不增加任何产品，也不增加金融服务，却大幅度地创造收入和增加利润。第三，各行各业参与的金融活动中有越来越多的部分与本行业的生产活动无关。“以钱生钱”要比制造业靠生产产品赚钱快得多，也多得多，这些刺激了美国的几乎所有行业都参与金融投资（和投机）活动。第四，金融房地产业的“生产”与制造业和一般服务业不同，制造业要受到稀缺资

²注：“储蓄转化为投资的效率提高”是主流经济学唯一可以接收的金融活动对 GDP 创造产生影响的机制。

源和技术水平的限制，一般服务业主要受到生活必须品和精神需求客观限制，只有金融房地产也用钱生钱的生产方式不受资源资源和人们消费极限的限制，将人们的贪欲与货币生钱的无限能力连接在一起。一方面重复交易理论上没有上限，另一方面失去了贵金属基础的货币发行也没有上限，金融房地产业的膨胀就失去了来自内部的约束。

货币数量与实体经济和一般服务业之间的相对关系则决定着物价水平。但是在金融房地产业则不然，货币主要不是决定金融房地产中介服务的价格，而是主要影响其服务数量。因此货币增加对虚拟经济来说则主要是增加其服务数量和货币收入。虽然虚拟经济本身不存在重复交易的上限，也由于金融创新和金融杠杆的广泛应用其交易也不受货币供应量的限制。但并不是毫无限制，它创造 GDP 的能力来自外部的制约。以赌博业为例，赌博是重复交易的典型市场，按主流经济学的观点，赌场中的服务人员提供的服务是与其他服务一样创造价值的。如果一个经济体主要是靠赌博业来获取收入，赌博经济能否增长就取决于两个关键问题：第一，赌资是否可以持续增加，也就是进入赌场的货币流是否可以不断增加，赌场的规模和收入依赖于此。第二，除去赌博之外其他生活必须品能否获得。参与赌博的人需要吃喝，提供赌博服务的人也需要吃喝。资金的扩张渠道，生活必需品和其他奢侈品的来源就十分重要了。

各国虚拟经济的发展水平不同，货币供应量增加造成的经济后果也是完全不同的。在只有实体经济的情况下，或虚拟经济几乎可以忽略不计的情况下，货币增加主要是引起通货膨胀，如津巴布韦。如果虚拟经济比较发达，在货币大幅度增加的时候，由于实体经济不能直接利用货币创造利润，其吸收货币的能力相对小，而金融房地产则可以直接利用货币创造 GDP，也就是用钱生钱，因此大量资金会流入金融房地产业。流入金融房地产业的货币量越大，其创造的 GDP 越多。但是这也两种情况：一是造成泡沫经济使得资产价格大幅度上升，如日本；二是为金融创新创造条件，随着金融创新不断增加，金融资产的数量不断增加，这是物价不会普遍上涨，资产价格也不会大幅度上升，但金融杠杆则会不断叠加在一起不断延伸，如美国和英国。在日本，泡沫经济破灭后进入了长期萧条，在美国，金融危机和此后的去杠杆化也使美国经济陷入衰退和复苏乏力的境地。

（六）实体经济与虚拟经济人均 GDP 创造力的差别

通过对实体经济和虚拟经济创造 GDP 过程的分析，我们可以看出二者创造利润能力的显著差异。我们根据表 1 挑出 2010 年 GDP 占比最大的前五个行业，依次为金融房地产业（20.7%），政府服务业（13.55%），职业服务业（12.27%），制造业（11.72%），医疗教

育（8.76%）。农林、采矿、公用因其各自 GDP 占比不到 2%，对美国经济的影响已经远不如上述行业。观察其人均 GDP 以则可以看见美国当代虚拟经济与实体经济相比 GDP 创造能力的差别。见表 2，在 GDP 占比最大的前五个行业中，金融房地产业人均 GDP 为 38.88 万美元，政府服务业的人均 GDP 为 7.88 万美元，职业服务业为 10.51 万美元，制造业为 14.76 万美元，医疗教育为 6.44 万美元。提出 GDP 占比不到 2% 的行业之后，按人均 GDP 排序，依次为，金融房地产业，信息行业（22.92 万美元），制造业，批发业（14.44 万美元），职业服务业。从总量看，虚拟经济的人均 GDP 最高为 17.26 万美元，传统实体经济的人均 GDP 其次为 10.77 万美元，一般服务业人均 GDP 最低，为 6.06 万美元。

表 2 1950—2010 年美国各行业人均创造的 GDP 单位：万美元

年份	总就业人口 人均GDP	实体经济										虚拟经济			一般服务业				
		农林牧渔	采矿	公用	建筑	制造	仓储运输	信息	批发	零售	均值	金融 房地产	职业 服务业	均值	教育 医疗	餐饮 娱乐	政府 服务	其他 服务	均值
1950	1.41	0.79	0.85	1.07	0.53	0.55	0.60	0.58	0.79	0.53	0.60	1.77	0.66	1.23	0.38	0.34	0.36	0.23	0.33
1960	1.88	0.95	1.50	2.33	0.78	0.84	0.88	1.04	1.24	0.68	0.89	2.80	0.96	1.87	0.56	0.47	0.56	0.34	0.50
1970	2.72	1.85	2.49	3.78	1.35	1.28	1.44	1.77	1.90	1.01	1.38	4.10	1.36	2.61	0.93	0.68	0.93	0.55	0.83
1980	5.70	3.69	9.21	9.08	2.88	2.90	3.37	4.17	4.00	1.87	3.02	8.26	2.72	4.97	1.83	1.30	1.99	1.28	1.72
1990	9.33	6.78	12.88	19.28	4.61	5.37	4.93	8.25	6.32	2.97	5.00	14.86	4.78	8.07	3.34	2.13	3.69	2.48	3.08
2000	7.23	7.18	20.90	28.89	6.79	8.19	6.75	11.54	10.68	4.43	7.18	25.40	6.68	11.70	4.38	3.23	5.26	4.12	4.30
2005	9.03	10.58	34.46	37.37	8.05	11.02	8.38	19.15	12.49	5.41	9.10	31.44	8.55	14.51	5.44	3.75	6.57	4.52	5.17
2010	10.65	12.35	36.96	47.90	8.87	14.76	9.52	22.92	14.44	6.00	10.77	38.88	10.51	17.26	6.44	4.21	7.88	5.29	6.07

数据来源：根据美国国家经济分析局网站 ([http://www. Bea. Gov/industry/gdpbyind_data. htm](http://www.Bea.Gov/industry/gdpbyind_data.htm))

和美国劳工统计局 (<http://www.bls.gov/>) 数据整理所得。

四、 计量分析

（一）变量选择和数据来源

基于文章的研究内容，我们以美国为主要对象来分析货币政策冲击的非对称影响。将来源于联合国数据库的各行业 GDP 按实体经济和虚拟经济进行分类并加总，并使用 GDP 平减指数将实体经济和虚拟经济转换为实际值。进一步地我们将上述两个指标从年度数据转换为季度数据。刘骏民（2008）^[8]认为股票、房地产、大宗商品期货市场、收藏品市场以及外汇市场和金融期货市场都是虚拟经济运行的经常性领域。而股票市场对货币政策反应最为敏感，因此我们将股票价格指数作为衡量虚拟经济价格的指标。此外，制造业占据实体经济的绝大部分，因此将生产者价格指数作为衡量实体经济价格的指标。季度股票价格指数及季度生产者价格指数来源于 OECD 数据库。我们将货币发行量设定为货币政策工具。Christiano, Eichenbaum, and Evans(1999)^[3]在用 M0, M1 和 M2 等货币总量的统计变动来识别货币政策冲击时得出以下结论：与基于 M0 和 M1 的政策冲击度量相比，M2 的脉冲反应函数得到了更加精确的估计，且使用 M2 作为政策工具变量得到的估计结果是稳健的。因此，我们使用 M2 作为政策冲击的度量。联邦基金利率数据来源于 OECD 数据库，M2 数据来源于联合国数据库。六个变量的数据均为 1970 年第一季度至 2010 年第四季度的季度时间序列数据。

（二）SVAR 模型设定

VAR 模型建立在变量平稳或者具有协整关系的基础上，为了避免直接使用非平稳时间序列进行计量回归所带来的伪回归，必须对所有变量进行平稳性检验。我们首先对各变量取对数以消除其可能存在的异方差特性，并把相关变量定义为 RST（代表实体经济实际值）、RXN（代表虚拟经济实际值）、SPRICE（代表股票价格指数）、PPI（代表生产者价格指数）、M2（代表广义货币发行量）、FFRATE（代表联邦基金利率）。表 3 列出了各时间序列及其一阶差分序列的 ADF 检验结果，其中三元组(c, t, n)分别表示检验方程的截距项，线性趋势项以及滞后阶数。

表 3 各序列 ADF 检验结果

变量	检验类型(c, t, n)	ADF统计量	5%临界值	结论
RST _t	(0, 0, 0)	-0.86869	-3.487845	不平稳
△RST _t	(0, 0, 0)	-9.823485	-3.487845	平稳
RXN _t	(0, 0, 0)	-0.423088	-3.487845	不平稳
△RXN _t	(0, 0, 0)	-9.648719	-3.487845	平稳
SPRICE _t	(0, 0, 0)	2.022898	-3.487845	不平稳
△SPRICE _t	(0, 0, 0)	-8.832175	-3.487845	平稳

PPI _t	(0, 0, 0)	2.502432	-3.487845	不平稳
△PPI _t	(c, 0, 0)	-4.165656	-3.487845	平稳
M2 _t	(0, 0, 0)	2.704686	-3.487845	不平稳
△M2 _t	(c, 0, 0)	-3.535663	-3.487845	平稳
FFRATE _t	(0, 0, 0)	-1.501708	-3.487845	不平稳
△FFRATE _t	(0, 0, 0)	-4.341582	-3.487845	平稳

检验结果表明，在5%的显著水平下，上述六个变量的时间序列均无理由拒绝存在单位根的原假设，为非平稳序列。但它们的一阶差分序列则都显著拒绝了存在单位根的原假设，为平稳序列。

在模型设定之前，必须确定最佳滞后阶数。滞后阶数越大越能够有效反映模型的动态特征，但过大的滞后阶数也会导致由于待估参数增多而损失自由度的问题。适当的滞后期，不仅能够减小随机误差的相关性导致的估计非一致性，还可以避免损失过多的自由度。本文采用LR、FPE、AIC、SC、HQ五个评价标准对SVAR模型的滞后期进行判断。检验结果如表4、表5所示。表4检验了货币政策冲击对虚拟经济的影响这一模型（模型1）的最佳滞后阶数，表5检验了货币政策冲击对实体经济的影响这一模型（模型2）的最佳滞后阶数。根据检验结果，确定前一模型的最佳滞后期为2期，后一模型的最佳滞后阶数为4期。

表 4 最佳滞后阶数（模型 1）

滞后阶数	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	NA	6.21e-05	1.665087	1.743288	1.696849
1	2766.519	8.42e-13	-16.45110	-16.06010	-16.29229
2	139.8425	4.00e-13	-17.19729	-16.49347*	-16.91143*
3	26.07293	4.09e-13	-17.17449	-16.15787	-16.76158
4	46.72257	3.60e-13	-17.30549	-15.97607	-16.76554
5	36.6506*	3.38e-13*	-17.37185*	-15.72962	-16.70485
6	24.25260	3.46e-13	-17.35186	-15.39682	-16.55780

注：*表示每一列标准中选择的滞后阶数。

表 5 最佳滞后阶数（模型 2）

滞后阶数	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	NA	5.76e-05	1.589100	1.667302	1.620862
1	2714.554	1.10e-12	-16.18295	-15.79194	-16.02414
2	157.5287	4.63e-13	-17.04944	-16.34563*	-16.76359
3	47.76311	4.08e-13	-17.17832	-16.16171	-16.76542*
4	45.7339*	3.61e-13*	-17.30222*	-15.97279	-16.76226
5	25.81945	3.67e-13	-17.28834	-15.64611	-16.62134

6	21.43910	3.84e-13	-17.24687	-15.29184	-16.45282
---	----------	----------	-----------	-----------	-----------

注：*表示每一列标准中选择的滞后阶数。

在检验了变量的平稳性以及模型的滞后阶数之后便可设定 SVAR 模型。我们将模型 1 和模型 2 分别设定为如下形式：

$$AX_t = B_0 + B_1X_{t-1} + B_2X_{t-2} + B_3X_{t-3} + B_4X_{t-4} + B\varepsilon_t \quad (1)$$

$$AY_t = B_0 + B_1Y_{t-1} + B_2Y_{t-2} + B_3Y_{t-3} + B_4Y_{t-4} + B\varepsilon_t \quad (2)$$

其中，（1）中的 X_t 为包含虚拟经济实际值、股票价格指数、联邦基金利率及 M2 四个内生变量的列向量，（2）中的 Y_t 为包含实体经济实际值、股票价格指数、联邦基金利率及 M2 四个内生变量的列向量，B 矩阵各元素为各内生变量对当前冲击的反应系数， ε_t 为白噪声且为 SVAR 模型的扰动项。与此同时，为了使模型能够被估计，需要对以上两式进行变换，并且要对 A 和 B 矩阵进行约束：

$$X_t = A_0 + A_1X_{t-1} + A_2X_{t-2} + A_3X_{t-3} + A_4X_{t-4} + u_t \quad (3)$$

$$Y_t = A_0 + A_1Y_{t-1} + A_2Y_{t-2} + A_3Y_{t-3} + A_4Y_{t-4} + u_t \quad (4)$$

其中， u_t 为结构式冲击，是 ε_t 的线性组合($u_t = A^{-1}B\varepsilon_t$)。

我们采用 Johansen(1995)^[12] 基于向量自回归模型的协整检验方法对本文两个模型中变量的长期稳定关系分别进行检验。由于已经确定 SVAR 模型的滞后阶数分别为 2 和 4，则 Johansen 检验的滞后阶数为 1 和 3，检验结果表明两个模型均存在协整关系，如表 6、表 7 所示，这说明变量之间存在长期稳定关系。此外，VAR 模型特征根的倒数均落在单位圆内，说明模型是稳定的。

表 6 Johansen 协整检验结果（模型 1）

原假设	迹统计量	5%临界值	P值	最大特征根统计量	5%临界值	P值
None	70.72783	47.85613	0.0001	41.97361	27.58434	0.0004
At most 1	28.75422	29.79707	0.0656	16.40588	21.13162	0.2020
At most 2	12.34834	15.49471	0.1410	10.15537	14.26460	0.2019
At most 3	2.192977	3.841466	0.1386	2.192977	3.841466	0.1386

注：*表示在 5% 的显著水平下拒绝原假设。

表 7 Johansen 协整检验结果（模型 2）

原假设	迹统计量	5%临界值	P值	最大特征根 统计量	5%临界值	P值
None	84.51687	63.87610	0.0002*	37.72396	32.11832	0.0093*
At most 1	46.75389	42.91525	0.0125*	24.69068	25.82321	0.0700
At most 2	23.25776	25.87211	0.0879	13.40618	19.38704	0.2964
At most 3	8.264371	12.51798	0.1093	10.42254	12.51798	0.1093

注：*表示在 5%的显著水平下拒绝原假设。

（三）SVAR 模型的识别条件

在进行 SVAR 模型估计时，最为重要的是设定结构参数可识别的约束条件。根据本文对货币政策冲击影响机制的分析，我们设定的识别条件如下：假设虚拟经济实际值在当期只受自身影响， a_{12}, a_{13}, a_{14} 为 0；假设联邦基金利率和货币供应量不会对股票价格产生即期影响， a_{23} 和 a_{24} 为 0；假设货币供应量不会对联邦基金利率产生即期影响， a_{34} 为 0。SVAR 扰动项与结构冲击项的关系如下：

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ a_{21} & 1 & 0 & 0 \\ a_{31} & a_{32} & 1 & 0 \\ a_{41} & a_{42} & a_{43} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_t^{RXN} \\ u_t^{SPRICE} \\ u_t^{FFRATE} \\ u_t^{M2} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{11} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & b_{22} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & b_{33} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & b_{44} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_t^{RXN} \\ \varepsilon_t^{SPRICE} \\ \varepsilon_t^{FFRATE} \\ \varepsilon_t^{M2} \end{bmatrix}$$

（四）脉冲响应分析

脉冲响应函数用来分析当模型受到某种冲击时，随机扰动项的一个标准冲击对其余变量即期及远期的影响，它可以形象的描绘出变量间的动态交互作用及效应。图 1 中，横轴表示冲击作用的滞后期数（单位：季度），纵轴分别表示响应幅度，实线表示脉冲响应函数，虚线表示正负两倍标准差偏离。给 M2 一个正向冲击，虚拟经济的实际值从当期开始不断上升，而实体经济则在经历了约三个季度的下降之后呈现上升趋势。二者的增加范围存在明显差别。此外，M2 的正向冲击使股票价格与生产者价格指数分别产生负的和正的响应。下面将具体分析图 1 的内容，以揭示变量间的动态关系。

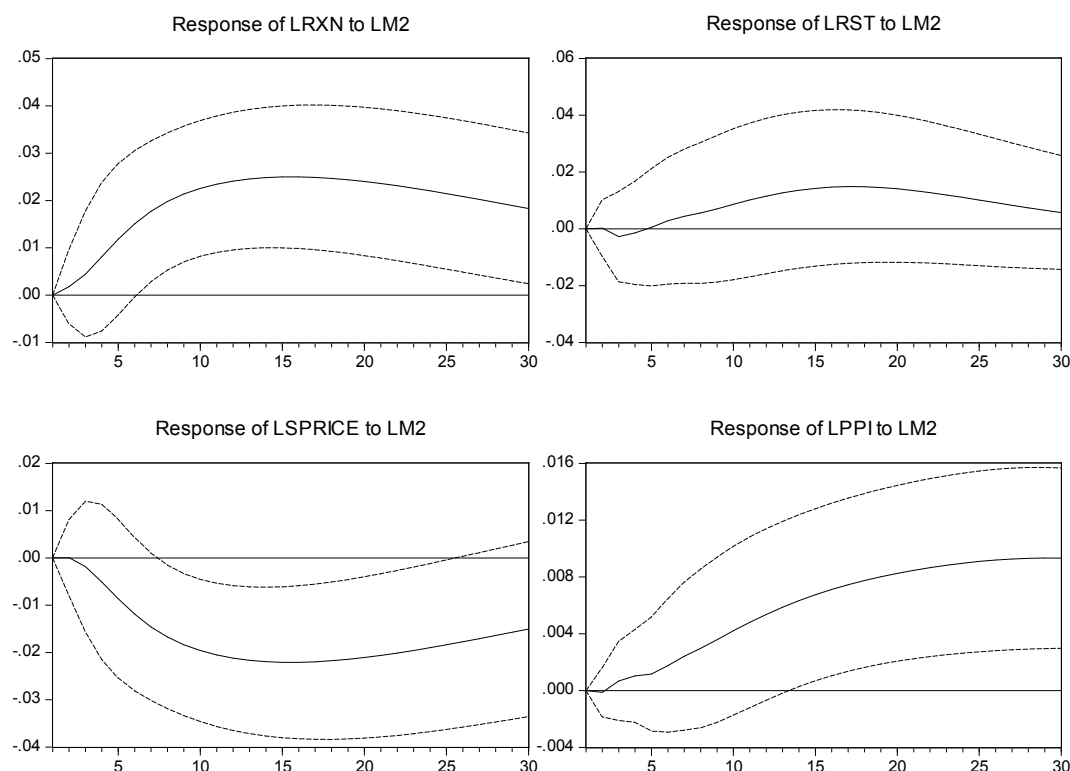


图 1 脉冲响应函数

如图 1 左图所示,从虚拟经济实际值对货币供应量一个标准差新息的冲击产生的脉冲响应函数可以看出,当在本期给 M2 一个正的冲击,虚拟经济实际值从即期开始响应,之后逐渐上升,在第 15 期达到了最大正响应值之后开始下降。这表明,货币政策在受到一个正的冲击之后,它会促进虚拟经济实际值的增加,这种正的促进作用在持续相当长一段时间后开始减弱。造成上述现象的原因在于,当货币增加的时候:如果虚拟经济不发达,就会发生物价上涨,如津巴布韦;如果虚拟经济比较发达,就会发生金融资产价格与房地产价格的膨胀和一定程度的物价上涨,如日本的泡沫经济;如果虚拟经济很发达,就会通过金融创新和金融杠杆来增加金融产品的品种和数量,大量资金会滞留在虚拟经济各市场中不断进行交易,这样的经济体既没有物价膨胀也不会有大幅度的资产价格的膨胀,却会有金融杠杆的不断延长。由于虚拟经济的产值也是要计入 GDP 的,所以这就使得虚拟经济的实际值不断增加,而且增加的趋势持续相当长的时间。图 1 中股票价格随着虚拟经济实际值的上升而下降,原因在于货币大量进入虚拟经济领域,交易量不断增加,交易价格下降。

如图 1 右图所示,从实体经济实际值对货币供应量一个标准差新息的冲击产生的脉冲响应函数可以看出,当在本期给 M2 一个正的冲击后,实体经济实际值从第 1 期开始响应,出现轻微下降后从第 3 期开始上升,在 17 期达到最大响应值后开始下降。与左图相比,实体

经济实际值响应滞后于虚拟经济的响应，且显著地小于虚拟经济实际值的幅度。造成这一鲜明对比的原因在于：虚拟经济创造 GDP 没有实际生产过程的约束且，它可以利用金融杠杆来放大货币利润，而实体经济却有一个实际的生产过程，必须有基本的物质条件作支撑，要遵循技术过程的一切约束。所以货币在进入实体经济领域后创造产值较慢，尤其是当实体部门也开始不断虚拟化后（如福特汽车公司利润的大部分是由经营信贷和租赁业务所得），实体经济创造产值就更慢了。

五、 结论与政策含义

在美国经济虚拟化背景下，必须给货币非中性结论一个合乎现实的解释。本文的研究结果表明，虚拟经济和实体经济运行方式是不同，虚拟经济直接创造 GDP 的过程不同于实体经济，在虚拟经济中货币可以作为原料投入直接增加 GDP，重复交易也可以直接创造出高端服务业的净产值，而金融创新则是提高货币创造利润和纯收入的技术，当虚拟经济创造 GDP 的能力超过实体经济的时候，虚拟经济在 GDP 中的比重就会长期呈现上升的趋势。随着虚拟经济在 GDP 中占比的不断上升，货币对实际 GDP 的影响就会不断增强。通过计量分析我们也论证了货币对实体经济与虚拟经济的不对称影响，这也为货币非中性提供了一个有力的论证。资本趋利是经济走向的基本动力，这就造成了高价值创造的取向，当实体经济价值创造力小于虚拟经济的时候，经济虚拟化就会成为一个必然的趋势。其政策含义在于，货币数量是货币政策一个直接影响虚拟经济兴衰的力量，长期宽松的货币政策必然更有利于虚拟经济的发展，造成美国经济的“去工业化”和“经济虚拟化”。当美国危机爆发之后，虚拟经济首当其冲会受到巨大打击，美国联邦储备持续五年向经济注资的基本作用不是增大实体经济，而是恢复虚拟经济的活力。从长期看美国要恢复实体经济，实现“再工业化”就不能仅仅通过货币政策来调整经济，必须考虑到货币对实体经济与虚拟经济的不对称影响，从结构性政策入手来调整美国经济。

参考文献

- [1] Bullard J, Keating J W. The long-run relationship between inflation and output in postwar economies[J]. Journal of Monetary Economics, 1995, 36(3): 477-496.
- [2] Boschen J F, Mills L O. Tests of long-run neutrality using permanent monetary and real shocks[J]. Journal of Monetary Economics, 1995, 35(1): 25-44.
- [3] Christiano L J, Eichenbaum M, Evans C L. Monetary policy shocks: What have we learned and to what end?[J]. Handbook of macroeconomics, 1999, 1: 65-148.
- [4] Fisher M E, Seater J J. Long-run neutrality and superneutrality in an ARIMA framework[J]. The American Economic Review, 1993: 402-415.
- [5] Johansen, S. Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models[J]. Econometrica, 1995 (59) : 1551-1580.
- [6] McCandless G T, Weber W E. Some monetary facts[J]. Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review, 1995, 19(3): 2-11.
- [7] 成思危. 虚拟经济与金融危机[J]. 管理科学学报, 1999, 1(1).
- [8] 刘骏民. 虚拟经济的经济学[J]. 开放导报, 2008, 6: 5-11.
- [9] 刘骏民. 经济增长、货币中性与资源配置理论的困惑——虚拟经济研究的基础理论框架[J]. 政治经济学评论, 2011, 10: 43-63.
- [10] 刘斌. 货币政策冲击的识别及我国货币政策有效性的实证分析[J]. 金融研究, 2001 (7): 1-9.
- [11] 陆军, 舒元. 长期货币中性: 理论及其中国的实证[J]. 金融研究, 2002 (6): 32-40.
- [12] 张卫平, 李天栋. 中国的货币在长期是中性的吗?——基于 Fisher-Seater 定义的研究[J]. 经济研究, 2012 (4): 89-100.

Analysis of asymmetric effects of monetary policy shocks ——The verification of GDP creating directly by virtual economy

Liu Junmin Wang Xing

Abstract: This paper studies the historical data of America GDP and finds that virtual trend in American is obvious in recent 30 years. This paper analyzes the different effects of monetary policy shocks on the real economy and virtual economy. First of all, we explained the special way of GDP creating by virtual economy and its self expansion mechanism comparing with real economy. Based on this, we interpreted the special effect of money quantity on GDP creating. Then we made an empirical study of the different influence of the impact of monetary policy on the real economy and virtual economy using the structural vector auto regression model. Finally, we made a conclusion that the impact of monetary policy on virtual economy is greater than the impact on the real economy.

Keywords: Monetary neutrality; virtual economy; GDP creating

征稿启事



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

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

作品要求：

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

投稿方式：

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

邮寄地址：

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

《国际货币评论》编辑部



刊 名：国际货币评论

刊 期：月刊

主 编：张 杰

副 主 编：苏 治 宋 科

主办单位：中国人民大学国际货币研究所

出版单位：《国际货币评论》编辑部

北京市海淀区中关村大街 59 号
文化大厦 605 室, 100872

电 话：86-10-62516755

邮 箱：imi@ruc.edu.cn

INTERNATIONAL MONETARY REVIEW

Monthly

XIANG Songzuo

Su Zhi Song Ke

International Monetary Institute of RUC

Department of International Monetary Review

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

Tel: 86-10-62516755

E-mail: imi@ruc.edu.cn

内部交流 仅供参考 未经许可 不得转载



微博·Weibo



微信·WeChat

本期责编：安然 刘南希