中国人民大学国际货币研究所

2016年 第1期 总第39期

刊发日期：2016年1月15日

国际货币评论

International Monetary Review

主编：张　杰

宏观调控再思考　李　扬

人民币汇率与境内外利差间的动态相关性研究　李　标、周先平、帖姗姗

中国影子银行体系发展、利率传导与货币政策调控　许少强、颜永嘉

世界经济新格局下中国金融改革开放　孙鲁军

IMI 顾问委员会

（以姓氏拼音为序）

Edmond Alphandery
Yaseen Anwar
Steve H.Hanke
李若谷
李　扬
Robert A. Mundell
潘功胜
任志刚
苏　宁
王兆星
夏　斌

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、陈卫东、丁志杰、Robert Elsen、郭庆旺、胡学好、纪志宏、焦瑾璞、金煜、Jaya Josie、Rainer Klump、Il Houng Lee、刘珺、陆磊、Daivd Marsh、Juan Carlos Martinez Oliva、Herbert Poenisch、瞿强、Alain Raes、Alfred Schipke、Anoop Singh、Wanda Tseng、涂永红、王永利、魏本华、宣昌能、张杰、张晓朴、张之骧、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

【IMI 动态 • 12 月简讯】

- 12 月 13 日下午，由中国人民大学国际货币研究所（IMI）主办的大金融思想沙龙（第 28 期）在明德主楼 801 会议室举行。本次沙龙特别邀请到温州市副市长、中国人民银行调查统计司副司长王毅博士担任主讲嘉宾，其就“温州金融综合改革与区域风险处置”发表了主题演讲。中国人民银行人事司副司长郑五福出席并进行了点评。沙龙由 IMI 副所长涂永红主持。

- 12 月 15 日下午，由中国人民大学国际货币研究所（IMI）主办的麦金农大讲坛（第 6 期）在明德主楼 830 会议室举行。南非人文科学研究委员会（HSRC）、金砖国家研究中心主任 Jaya Josie 博士担任主讲嘉宾，以“公共基础设施投资：金砖国家视角下的包容性可持续发展”为题发表了主题演讲。讲座由 IMI 学术委员、中国人民银行国际司原司长张之骧主持。

- 12 月 19 日下午，由中国人民大学财政金融学院与国际货币研究所（IMI）联合举办的陶湘国际金融讲堂（第 2 期）在人民大学明德主楼 830 举行。交银国际总经理的洪灏先生就其对全球投资策略的思考进行了主题演讲。IMI 学术委员、外汇管理局原副局长魏本华出席并进行了点评。IMI 副所长涂永红担任讲座主持。

- 近日，上海银行董事长金煜和南非人文科学研究委员会（HSRC）、金砖国家研究中心主任 Jaya Josie 受聘担任 IMI 学术委员。

IMI

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

目 录

【卷 首】

宏观调控再思考 —— 李 扬 01

人民币汇率与境内外利差间的动态相关性研究

——基于发达和新兴市场数据的比较分析 —— 李 标、周先平、帖姗姗 07

继利率市场化、汇率制度改革与资本账户开放顺序安排

——基于 NOEM-DSGE 模型的模拟 —— 胡小文、章上峰 25

中国影子银行体系发展、利率传导与货币政策调控 —— 许少强、颜永嘉 41

控风险与稳增长挤压下的中国货币政策

—— 中国人民大学宏观经济分析与预测课题组、范志勇 59

量化宽松对经济复苏到底有多大的作用 —— 苏 治、黄雨婷、范 为、俞 乔 79

金融危机及其应对政策对我国宏观经济的影响

——基于金融 CGE 模型的模拟分析 —— 范小云 、张景松 、王 博 96

世界经济新格局下中国金融改革开放

——基于资本项目可兑换改革视角的分析 —— 孙鲁军 116

【卷首】

宏观调控再思考

李 扬[1]

宏观调控的金科玉律是“逆风向而动”,但在具体的调控操作过程中，我们首先需要判定“风”的性质：它从哪儿刮来，特征是什么，强度如何，变化趋势怎样，可持续性如何等等。

在 2008 年全球金融危机爆发前 20 余年的全球经济“大稳定”时期,宏观经济理论的发展相对缓慢，宏观调控的实践也比较稳定。格局也比较简单。以美联储为例，在格林斯潘主事的长达 19 年的时间内，美联储货币政策的能事似乎就只是加息或减息，即便在 2002 年“9.11”恐怖袭击的非常时期，格林斯潘也只是启动了备用支付清算系统。这一举措固然突出了支付清算功能对于货币政策乃至整个金融体系的重要性,但显然没有对金融宏观调控理论和实践的发展产生多大的推动作用。

全球金融危机发生以来，理论层面的变化仍然不多，但实践层面的新事物却层出不穷。在这方面，发达经济体有一些新做法，中国也有很多新思路。值此全球经济进入深度调整、中国经济进入新常态的新时期,对近年来国内外宏观调控的理论和实践做些总结,确有必要。

有效宏观调控的前提：准确判断经济波动的性质

对于宏观调控来说，准确判断经济波动的性质至关重要。众所周知，宏观调控的金科玉律是“逆风向而动”。但是，在具体的调控操作过程中，我们首先需要判定“风”的性质：它从哪儿刮来，特征是什么，强度如何，变化趋势怎样，可持续性如何等等。概括说来，经济波动可能有三种情况，一是短期冲击，二是周期性变化，三是长期趋势变化。

倘若判定经济波动源于短期冲击,如石油或大宗产品价格暴涨暴跌,宏观政策应遵循“不过度反应”的准则。这是因为，从政策效果上说，宏观政策不可能对解决当下的经济波动产生多大的作用，但将对今后（明年甚至后年）的经济运行产生较大的影响。因此，如果冲击是短期的和局部性的,采取剧烈的反应不仅无济于事,而且会给今后的政策造成障碍。所以，宏观当局应当谨慎行事。

[1] 李扬，中国人民大学国际货币研究所顾问委员、国家金融与发展实验室理事长、中国社科院原副院长

如果判断经济波动源于周期性变化，那就应当采取应对周期性的调控措施。所谓周期性，系指经济波动具有循环往复的性状，即经济有升有降，而且周而复始。设法“熨平”周期，是针对周期波动的宏观调控政策的要义。确定增长率、物价、就业等宏观调控主要指标的“合意水平”，并采取各类调控手段使上述变量保持稳定，是应对周期波动的宏观调控基本格局。在操作上，实施“单一规则”，即确定货币供给等宏观调控变量的某一稳定水平，无论经济如何波动也不轻易改变，是一种格局；实施“相机抉择”，即灵活、即时地应经济波动实施反向调控，则是另一种格局。近年来，多数国家的宏观调控当局选择使用单一规则来作为“熨平”周期波动的主要政策工具。

如果认定经济的波动呈现出某种长期趋势，使得经济的潜在增长率和资源利用能力长期偏离其目前的均衡位置，并可能形成一种新的均衡位置，宏观调控应当采取比较剧烈的手段。这样做的目的，一方面，是迅速、大规模地对某一不合意的状况给予干预并尽可能予以扭转，另一方面，则是让社会公众迅速产生新的预期并适应新的格局，形成调控当局所希望的一致行动。

本轮全球危机就是一种长期趋势发生变化的长期经济波动。正是认识到这一点，美联储在 2008 年便断定这是一次“百年不遇”的大危机，其基本特征之一，就是存在长期产出缺口。美联储因此就把其宏观政策做到极致：利率水平一下子降到百分之零到零点二五，货币供给量也几乎放到无限。在一定程度上，美国经济恢复在发达经济体中领先，与他们这种宏观调控决策密切相关。美国此次的调控实践值得我们认真思考。因为，中国目前面对的也是一种趋势转变的状况。

价格调控和数量调控：都有市场化和非市场化之分

在国内，一种比较普遍的看法是，“价格”调控手段优于“数量”调控手段。大家都认为，价格调控手段是市场化的、是先进的；而数量调控手段是非市场化的、是落后的，因而是需要改革的。我认为，这误读了价格和数量的关系，误读了市场调控和非市场调控的关系。我们必须清楚：在市场经济的正常状态下，量、价反向变化，是一种常态。举例来说，在市场经济国家中，若要将利率水平向下调整，其具体的路径，就是由货币当局在市场上不断购买有价证券（通常是无风险的国债），并通过这个渠道增加市场上的货币和信用供给。在需求不变的条件下，供给增加，必然引起价格（利率）下降，如此反复施为，市场利率将逐渐被“逼”到“理想”的政策水平，当局的市场购买行动便可停止，一项利率调整的政策便告

完成。应当说，在我们这里，量价之间并无必然联系，因此，利率手段的运用，在多数情况下并不伴随量的变化。这样，我们的政策利率的变化，并没有造成资金供求关系的相应变化，因而那些不受管制的市场中的利率走势就可能就与政策利率不一致，于是会进一步产生套利行为，进而弱化价格调控的效力。揭示市场经济中量、价调控的具体实施过程，我们便可知晓，无论是数量调控还是价格调控，都有市场化和非市场化之分。也就是说，利率手段固然可以被市场化使用，但也是可能被高度行政化使用的。在历史上，我国曾规定过百多种利率，那时，生产红领巾适用一种利率，生产小学生作业本适用另一个利率，如此等等。要说这种利率调控是市场化调控，那显然是不顾事实的。反观当下，我国的利率手段在很多情况下仍然被行政化、非市场化使用着。在我们这里，要调整利率，一般只是“宣布”一下，并不顾及与此对应的数量关系的变化。没有数量变化相配合的价格调控，本质上只是一种再分配手段，而且，其价格调控的效力，当然也就大大下降了。

当然，我们也看到，在本轮危机中，价、量的调控手段在一定情况下可以分离使用，但那是在非常极端情况下发生的事。美国这次搞“量宽”，同时保持利率水平在零上不变，那是因为，经济中已经出现了信用危机。在现实中，发生了货币供应很多，但是不能够有效转变为信用的情况。换言之，货币、信用、金融等等我们惯常混淆使用的概念，根本就不是一回事。由于通过正常的市场机制，不能有效地使货币变成信用，货币当局只好实施量宽，即直接向市场放钱，藉此增加社会信用。

宏观调控有个潜在的重要目标：劳动生产率

传统上，宏观调控有四大目标，即充分就业、物价稳定、经济增长和国际收支平衡。从发展上看，这四大目标其实是逐渐提出并增加到政策清单中去的，而且，在实践上，也从来没有哪个国家的宏观当局平均使用力量去全面追求四大目标同时实现。在现实中，促进就业和反通胀是多数国家宏观调控的主要目标。在有些国家的有些时候，调控当局特别是货币当局甚至就只追求物价稳定，并就此形成“通货膨胀目标制”。然而，这还是体现在面上的目标。如果深入货币当局的宏观调控具体实践过程，就会发现，有个潜在的目标很重要，那就是劳动生产率。我们注意到，美联储前主席格林斯潘做决策，并不单独关注物价、工资率等等的变化，通常，他会将这些变化与劳动生产率的变化相比较。如果劳动生产率的增长超过物价上涨，超过工资率上涨，那么他就认定经济没有问题，货币政策便保持不变。我以为，这里体现一个非常重要的理论，即宏观调控要密切结合实体经济的状况。在这里，劳动生产率代

表了实体经济的一些变化，而货币利率、物价水平的变化则发生在虚拟经济层面。如此，只要这些虚拟经济变量的变化没有对实体经济的变化产生抑制，经济自身就没有大问题，宏观政策就不必有大的动作。

互联网时代，宏观调控的要义是“说实话”

传统上，宏观经济政策特别是货币政策靠的是“货币幻觉”来发挥作用。其传导过程是：调控当局在保密状态下制定一项调控政策并在某一天突然向社会宣布，而这项调控出乎大多数人的意料之外，于是，企业和居民的收入支出格局受到冲击，他们的现金流状况受到冲击，人们因此强烈感觉到自己的经济活动必须进行调整，如此，宏观调控便达到了预期的目标。在理论和实践上，货币幻觉这样一种传导机制很早就受到质疑，如今更不再被人提起。这种变化的理论原因，在于理性预期理论的产生。这种理论认为，企业和市场完全可以理性地预测到调控当局的各种政策及其可能产生的冲击，从而预先行动，使得调控政策“失灵”。在实践上，这种变化是由市场一体化深入发展，是经济不断信息化导致的。

如今，无论是货币市场还是资本市场，无论是债券市场还是信贷市场，无论是国内市场还是全球市场，所有市场都是密切关联的，而且是平滑关联的，任何一个市场中发生的变化都会即时地影响其他市场。尤其是，在互联网经济深入发展的情况下，信息几乎可以即时获得并传导，市场平滑、均匀性已经大大深化。在这种条件下，企业和市场所获得的信息不会少于宏观调控当局，他们有关宏观调控的手段、传导、时机和目标等等的知识也与调控当局相仿，甚至超出。面对这种格局，宏观调控的要义是“说实话”，以期获得社会公众的信任和配合。也就是说，宏观调控政策的透明度和可信度是两个关键要素。例如目前，美国正在我们眼前上演透明度这出戏。美联储早就宣布要加息，并公布了加息的理由，市场也早就根据这一预期进行了调整。到了开会议息之时，又可能有人举出市场走势的变化和若干指标来，说加息时机尚不成熟。如此等等，在近两年的时间内，美国的调控当局同市场、同全球反反复复在博弈。在这样的格局下，等到哪天美联储真正宣布加息了，其影响也没有那么剧烈，因为所有的政策影响都已经产生，所有的调整也均已进行完毕。美联储的例证告诉我们，在市场化一体化、均匀化，在市场信息高度透明化的情况下，调控者和被调控者之间的关系是合作博弈，他们之间反复“对话”，反复“协商”，最终共同实现调控。作为调控者，其功能首先是要引导社会预期，将之引导到调控者的理想方向上来，在信息化社会中，那就需要反复磋商，因而政策必须是透明的，政策必须是可信赖的。还举美联储的例子，每一次开过

议息会后，联储都会公布会议纪要和投票结果，明白地告诉市场，委员们有几人支持加息，几人反对，几人弃权，支持的理由如何，反对的原因是什么，等等，所有这些均记录在案。反观我们这里，宏观调控似乎还是个保密工作，决策依据和决策过程等等，一律不对外公开。政策的调整也大都选择周末宣布、甚至“半夜鸡叫”。更有甚者，某些调控政策还只是在一定时间内，一定范围内“传达”，不对外公开。对此我们可以发问，经济活动是全体企业和居民都参加的活动，调控政策是希望对全体企业和居民都产生作用，为什么不让大家知道实情呢？如果大家不知道实情，又如何能“统一思想”并“认真贯彻落实”呢？我认为，已经到了互联网时代，我们的宏观调控决策机制也应与时俱进了。

忽略货币政策和财政政策协调配合的状况必须改变

货币政策和财政政策的协调配合是一个老故事，也就是说，在任何时期、任何条件下，两者都要密切配合，这是因为，它们的操作对象都是货币资金，而且，在财政部门和金融部门之间，存在着货币资金之间的千丝万缕的联系。应当说，对于这样一个重要问题，近年来我们有所忽视，可以说，至少在宏观调控的决策层面，这个问题并没有被认真、系统地提出来。现在，随着经济进入新常态，忽略两者协调配合的状况必须改变。

为了更好地塑造我国财政货币政策有效配合的框架，我们首先必须分析经济、财政和金融领域发生了哪些重要变化。

一个变化就是，现在我们整个的经济活动都金融化了，或者类金融化了。这就是说，几乎所有的经济活动中都渗透进了金融因素，几乎所有的经济活动都在用金融运行的机制在运作。财政活动的金融化现象也十分明显。现在，一方面，财政支出越来越依靠发债来筹资，另一方面，日益增大的国库资金也日益采取金融运作来进行管理。事实上，去年关于预算法的争论，焦点之一，就是财政、货币两大当局在争夺国库现金的管理权。在国外，国库现金管理早已形成制度，由于国库现金大规模采用金融的办法进行管理，很多国家的财政部事实上在发挥第二央行的功能。问题在于，无论我们是否认识到，巨额财政收支事实上都在发挥货币政策功能。这是客观事实，若我们对此不察，宏观调控的很多问题就会陷入盲目。

反过来说，金融看起来似乎无所不能、无所不在，但是，所有的金融问题归根结底又都是财政问题。这一点，在金融危机期间可以看得十分清楚。关键在于，金融部门出的所有问题，最终都需要使用或依托国家信用来解决，要靠国家的资财来“吸收”金融系统的不良资产。即便像美国这种市场原教旨主义国家，在危机深化到一定程度之时，也不得不采取国有

化的办法来解决问题。所谓金融系统的国有化，就是用财政政策来解决货币金融政策解决不了的问题。

财政政策和货币政策的协调配合问题，我们必须立即启动研究。40 余年前，我国金融学界的泰斗中国人民大学黄达教授写过一本《财政信贷综合平衡导论》的书，其中有一章叫做“犬牙交错的结合部”，描述的就是财政部门和金融部门之间的货币资金关系。老实说，如今搞宏观研究的，很少关注两个部门的资金关系，也很少关注两大政策之间的协调配合问题。

在危机之前，我国的主要任务还是反通胀，有一次在讨论宏观政策时，财政部有一位副部长说：近年来中央国库现金日益增多，增加了央行基础货币的供给，这意味着，财政政策无意间支持了适度从紧的货币政策。应当说，这一表述有着相当深刻的洞察力。遗憾的是，这些年来，我们像这样具有洞察力的研究和政策太少了。

人民币汇率与境内外利差间的动态相关性研究
——基于发达和新兴市场数据的比较分析

李 标[1] 周先平[2] 帖姗姗[3]

【摘 要】本文基于汇率和利差联动机制的理论和多元GARCH模型，分别对人民币与发达市场和新兴市场货币汇率，及其与境内外利差之间的动态关系进行实证分析。利用BEKK-MGARCH模型，发现金融危机以后，人民币对发达市场货币汇率与境内外利差之间的波动传导效应要弱于金融危机前，而人民币对新兴市场货币汇率与境内外利差在金融危机以后，存在显著地波动溢出效应。在相同时期，与人民币对发达市场货币的结果相比，人民币对新兴市场货币汇率与利差之间的波动溢出效应要更强。利用DCC-MGARCH模型，发现人民币对不同市场货币汇率与利差之间均存在紧密的相关性，其中人民币对欧元的相关性最强，而人民币对日元的相关性最弱。

【关键词】BEKK-GARCH模型；DCC-GARCH模型；波动溢出效应

一、问题的提出

2008 年，由于金融全球化的快速发展，美国次贷危机最终演变为全球性的金融危机，对全球经济造成明显冲击，自然中国也不例外。因此，在目前情况下，研究金融市场之间的信息传导是金融研究中的重要课题。利率和汇率分别作为一国货币在国内外价格的直接表现，在经济社会发展中起着至关重要的作用。在开放经济条件下，汇率和利率是促进经济和谐发展、维护国家金融稳定的两大工具。而一国汇率的变化不仅取决于境内的利率水平，还取决于境外的利率水平，即境内外利差的变化对汇率有着重要影响，同时汇率的变动也影响着境内外利差的变动。随着我国金融体制改革的不断推进，人民币汇率与利差之间的关系将越来越密切，然而在经济逐步开放的同时，我国经济也面临更大的潜在风险。因此，在目前情况下，研究汇率与利差之间的联动关系显得特别迫切。对于政府来说，把握汇率与利差的

[1] 李 标，中南财经政法大学金融学院
[2] 周先平，中南财经政法大学金融学院
[3] 帖姗姗，武汉大学经济与管理学院

联动关系，有助于中央银行制定恰当的货币政策以维护国家金融稳定。对于投资者来说，了解汇率与利差的联动关系有助于投资者在全球范围内系统地评估未来收益与风险，从而做出正确的投资决策。对于融资者来说，利率和汇率反映了其在国内外的融资成本，研究汇率与利差的联动关系有助于融资者对经济形势有一个更准确地判断，从而作出更合理的融资决策。

在当前情况下，以美国、英国、日本、欧元区为代表的发达国家仍然是中国主要的贸易伙伴，随着经济全球化的快速发展，以俄国、马来西亚为代表的新兴市场国家与中国的关系也日益密切。因此本文在研究人民币汇率与利差之间的信息传导时，同时对人民币与发达市场、新兴市场货币汇率，及其与利差之间的动态关系进行实证分析，从而全面认识人民币汇率与利差的联动关系。

从国内外的研究文献来看，对于汇率与利差相关性的实证研究比较多，但是由于不同的学者从不同理论和角度出发，采用不同的计量模型，使用的数据样本各不相同，得出的结论也不尽相同。

上个世纪 20 年代，凯恩斯最早提出了利率平价理论，该理论认为境内外的利率水平决定了汇率。由于资本的套利性，在境内外的利率水平不相同的情况下，短期内资金将会自发向能获得高收益的区域流动。随着资本的不断流动，远期的汇率就会不断变化，直到本币资产与外币资产所提供的收益率相等，这时套利活动就会停止，最终境内外利差与远期汇率的升贴水率相等。

对于汇率与利差的联动关系，国外的学者做了大量研究，但还是没有统一的结论。MacDonald 和 Nagayasu (2000)使用 14 个工业国的实际汇率和实际利差数据进行研究，得出在浮动汇率制度下汇率与利差之间存在长期的均衡关系。Bautista(2006)对亚洲 6 个国家的汇率和利差的实际数据进行分析研究，研究显示，汇率与利差之间存在一定的联动关系 。Hacker(2012)利用 Wavelet 方法，得出由于商品价格存在粘性，在短期内汇率和利差的关系表现为负相关，在长期中由于物价水平可以得到充分调整，汇率和利差的关系表现为正相关。Wada (2012)选取英、美、日、加、瑞 5 个国家汇率和利差的数据，并建立经济计量模型，研究显示，汇率与利差存在着长期均衡关系，并且远期汇率的升贴水率与国内外的利差相等，即利率平价理论成立 。

在国内，很多学者也一直在研究汇率与利差之间的关系。赵华(2007)基于 BEKK-GARCH 模型，对人民币汇率与利差之间的动态变化关系进行了细致的研究，结果表明，人民币/美

元汇率与利差在价格和波动层面都不存在信息传导效应，而人民币/日元和人民币/欧元汇率与其利差之间不存在价格上的信息传导效应，但是存在波动层面的双向传导效应。何慧刚(2008)依据汇率利差联动机制,对人民币兑美元实际汇率和中美利差数据进行实证分析,研究表明，汇率与利差互为 granger 原因,且存在长期的均衡关系。颜伟、罗杨依子(2010)对人民币兑美元的实际汇率和中美利差数据进行了实证分析，研究发现人民币实际汇率的变化与中美利差的关系并不符合利率平价理论。郝中中（2015）在结构向量自回归模型的基础上，对人民币兑美元汇率、利差数据进行实证分析，研究得出，人民币汇率对利差的影响是反向的，而利差对人民币汇率的影响是正向的

综合国内外的研究文献来看，大多数文献是针对利率平价理论在中国适用性的研究，不够深入。而且对于汇率与利差之间的关系大多是基于均值层面，基于波动层面的研究很少。最后，在汇率选择上大多数学者选择的是人民币兑美元汇率，种类比较单一。本文的贡献在于从新兴市场和发达市场的角度考虑了该问题，并且分析比较了金融危机前后的差异，在方法上同时使用了 BEKK-GARCH 和 DCC-GARCH 模型，对汇率与利差的动态相关性进行了深入的实证分析。本文的第二分将构建 BEKK 波动传导效应模型及 DCC 动态相关关系模型。第三部分对人民币对发达市场货币汇率、利差数据进行统计描述，并进行实证分析。第四部分对人民币对新兴市场货币汇率、利差数据进行统计描述，并进行实证分析。第五部分提出本文的主要结论和建议。

二、研究方法

在多元 GARCH 模型族中，代表性的模型有 Engle、Kroner（1995）提出的 BEKK-MGARCH 模型（以下简称 BEKK 模型）和 Engle（2002）提出的 DCC-MGARCH 模型（以下简称 DCC 模型）。在现有文献中，BEKK 模型一般被用以解释变量之间的均值和波动溢出效应。因此，本文选择 BEKK 模型研究人民币分别对发达市场和新兴市场货币汇率，及其与利差之间的价格溢出和波动溢出效应。而 DCC 模型主要用以描述序列之间的动态相关系数，因此本文选择使用该模型分别研究人民币对发达市场和新兴市场货币汇率变化率，及其与利差变化率之间的动态相关系数，并分析其变化特征和成因。

（一）BEKK 波动传导效应模型的建立

Engle 和 Kroner（1995）提出了如下形式的 BEKK 模型

$$y_t = \phi_0 + \sum_{i=1}^{p} \phi_i y_{t-i} + \varepsilon_t \tag{1}$$

$$\varepsilon_t = H_t^{1/2} u_t \quad H_t = BB' + C\varepsilon_{t-1}\varepsilon_{t-1}^{'}C' + GH_{t-1}G' \tag{2}$$

$$H_t = \begin{bmatrix} h_{11,t} & h_{12,t} \\ h_{21,t} & h_{22,t} \end{bmatrix},\ B = \begin{bmatrix} b_{11} & 0 \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix},\ C = \begin{bmatrix} c_{11} & c_{12} \\ c_{21} & c_{22} \end{bmatrix},\ G = \begin{bmatrix} g_{11} & g_{12} \\ g_{21} & g_{22} \end{bmatrix}$$

其中，y_t 为 N 维列向量，ε_t 是残差项，u_t 是标准化残差，H 为条件方差—协方差矩阵，B 为下三角形矩阵，C、G 为方阵。

当滞后 1 阶时，均值方程为，

$$\begin{bmatrix} y1,t \\ y2,t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha 1 \\ \alpha 2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a11 & a12 \\ a21 & a22 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y1,t-1 \\ y2,t-1 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon 1,t \\ \varepsilon 2,t \end{bmatrix} \tag{3}$$

以分量方程的形式可以展开为：

$$y_{1,t} = \alpha_1 + a_{11} y_{1,t-1} + a_{12} y_{2,t-1} + \varepsilon_{1,t} \tag{4}$$

$$y_{2,t} = \alpha_2 + a_{21} y_{1,t-1} + a_{22} y_{2,t-1} + \varepsilon_{2,t} \tag{5}$$

其中，α_1和α_2是截距项，a_{11}表示y_1受自身的滞后项的影响，a_{22}表示y_2受自身的滞后项的影响，a_{12}表示变量 2 对变量 1 的价格溢出效应，a_{21}表示变量 1 对变量 2 的价格溢出效应。

将条件方差—协方差矩阵以分量方程的形式表示为

$$\begin{aligned} h_{11,t} = {} & b_{11}^2 + c_{11}^2 \varepsilon_{1,t-1}^2 + 2c_{11}c_{12}\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} + c_{12}^2 \varepsilon_{2,t-1}^2 + g_{11}^2 h_{11,t-1} + \\ & 2g_{11}g_{12}h_{12,t-1} + g_{12}^2 h_{22,t-1} \end{aligned} \tag{6}$$

$$\begin{aligned} h_{12,t} = {} & b_{11}b_{21} + c_{11}c_{21}\varepsilon_{1,t-1}^2 + (c_{11}c_{22} + c_{12}c_{21})\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} + c_{12}c_{22}\varepsilon_{2,t-1}^2 + \\ & g_{11}g_{21}\mathrm{h}_{11,t-1} + (g_{11}g_{22} + g_{12}g_{21})h_{12,t-1} + g_{12}g_{22}h_{22,t-1} \end{aligned} \tag{7}$$

$$\begin{aligned} h_{22,t} = {} & b_{21}^2 + b_{22}^2 + c_{21}^2 \varepsilon_{1,t-1}^2 + 2c_{21}c_{22}\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} + c_{22}^2 \varepsilon_{2,t-1}^2 + g_{21}^2 h_{11,t-1} + \\ & 2g_{21}g_{22}h_{12,t-1} + g_{22}^2 h_{22,t-1} \end{aligned} \tag{8}$$

其中，c_{12}（c_{21}）表示变量 2(1)对变量 1(2)波动率的短期冲击程度，反映了波动的 ARCH 效应。g_{12}(g_{21})表示变量 2(1)对变量 1(2)的波动率传导的持久性，反映了波动的 GARCH 效应。即c_{12}和g_{12}反映了变量 2 对变量 1 的波动溢出效应，c_{21}和g_{21}反映了变量 1 对变量 2

的波动溢出效应。

（二）DCC 动态相关关系模型的建立

Engle（2002）提出了如下形式的 DCC-MVGARCH 模型

$$y_t = \phi_0 + \sum_{i=1}^{p} \phi_i y_{t-i} + \varepsilon_t \tag{9}$$

$$\varepsilon_t \mid \Omega_{t-1} \sim N(0, H_t), \qquad \varepsilon_t = \sqrt{h_t} \bullet u_t \tag{10}$$

$$H_t = D_t R_t D_t = (\rho_{ij} \sqrt{h_{i,t} h_{j,t}}) \tag{11}$$

其中，y_t 为 N 维列向量，ε_t 是残差项，u_t 是标准化残差，Ω_{t-1} 为到时刻 t- 1 为止的信息集，$D_t = diag(\sqrt{h_{it}})$，$h_{it}$ 为单变量 i 用 GARCH 模型得到的方差。为得到 D_t，单独对各个市场收益率序列建立单变量 GARCH (p, q) ，模型如下

$$h_{it} = \omega_i + \sum_{p=1}^{p_i} \alpha_i \varepsilon_{it-p} + \sum_{q=1}^{q_i} \beta_i h_{it-q} \tag{12}$$

R_t 为动态条件相关系数矩阵，其中的元素为动态相关系数 ρ_{ij}

$$\rho_{ij} = \frac{q_{ij,t}}{\sqrt{q_{ii,t} q_{jj,t}}} \tag{13}$$

$$Q_t = (q_{ij,t}) = (1 - \sum_{m=1}^{M} \alpha_m - \sum_{n=1}^{N} \beta_n) \overline{Q} + \sum_{m=1}^{M} \alpha_m (u_{t-m} u'_{t-m}) + \sum_{n=1}^{N} \beta_n Q_{t-n} \tag{14}$$

$$R_t = Q_t^{*-1} Q_t Q_t^{*-1} \tag{15}$$

$$Q_t^* = \begin{bmatrix} \sqrt{q_{11}} & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \sqrt{q_{22}} & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & \sqrt{q_{nn}} \end{bmatrix}$$

其中，$\overline{Q}$ 为标准残差的无条件方差—协方差矩阵，Q*是由对角元素为 $\sqrt{q_{ii,t}}$ 组成的对角矩阵，Q_t 是协方差矩阵，其元素为 $q_{ii,t}$ $q_{jj,t}$ $q_{ij,t}$，α_m 和 β_n 分别为 DCC 模型的系数。

三、人民币对发达市场货币汇率与利差的动态相关性分析

（一）数据说明与描述

（1）数据选取。由于样本的可得性，文中人民币对美元(cnyusd)、人民币对英镑(cnygbp)、人民币对日元(cnyjpy)和人民币对欧元(cnyeur)数据从2006年10月9日至2015年2月27日。汇率数据来自中国人民银行人民币外汇牌价中间价，汇率以直接标价法表示。为了考虑汇率与利差的相互影响，应同时考虑国内外的利率水平。从 SHIBOR 当前的运行情况看，期限在隔夜到1个月之内的交易品种交易量较大，已经塑造出较为完整的利率曲线，可以作为基准利率。所以国内利率选用一周 SHIBOR，外国的基准利率选用一周美元 LIBOR、一周英镑 LIBOR、一周日元 LIBOR、一周欧元 LIBOR，利率数据来自于国泰安数据库和国际清算银行。本文采用 EVIEWS 和 RATS 软件进行分析。

为了保证进入模型的变量平稳性，本文用汇率变化率和利差变化率作为研究对象。其中，人民币汇率变化率为 $r_{1,t}=100*\ln(e_t/e_{t-1})$，其中 e_t 为人民币汇率在 t 时刻的水平。利差变化率为 $r_{2,t}=100*[(i_t-i_t^*)-(i_{t-1}-i_{t-1}^*)]/(i_{t-1}-i_{t-1}^*)$，其中 i_t 是本国利率在 t 时刻的值，i^*_t 表示国外利率在 t 时刻的值。

（2）人民币汇率和利差描述性统计分析。

表 1　人民币对发达市场货币汇率变化率与利差变化率的描述性统计

	变量	均值	最小值	最大值	标准差	偏度	峰度	JB 统计量	P 值
cnyusd	r1	-0.012	-0.433	0.364	0.0829	-0.526	2.716	$7.34*10^2$	0.000
cnygbp	r1	-0.021	-4.074	4.091	0.6000	-0.404	5.903	$3.07*10^3$	0.000
cnyjpy	r1	-0.012	-5.150	3.442	0.6700	-0.300	5.250	$2.41*10^3$	0.000
cnyeur	r1	-0.017	-6.928	3.337	0.6325	-0.490	8.910	$6.95*10^3$	0.000
cnyusd	r2	-3.064	-4585.	1572.	138.98	-25.66	820.58	$5.85*10^7$	0.000
cnygbp	r2	0.367	-1501.	662.7	46.98	-14.07	561.01	$2.73*10^7$	0.000
cnyjpy	r2	-4.317	-10567	301.2	232.31	-45.33	2062.20	$3.69*10^8$	0.000
cnyeur	r2	3.450	-3958.3	7268.8	226.95	15.01	579.53	$2.91*10^7$	0.000

上表反映的是，汇率变化率和利差变化率的基本分析。从汇率变化率的均值来看，以上几组数据，人民币汇率变化率均为负值，说明汇率改革以后，人民币对这几组货币都处于升值阶段。从均值的大小来看，人民币对英镑的升值幅度比较大。从标准差来看，人民币对日元汇率波动最大，人民币对美元汇率波动最小。从利差变化率的均值来看，人民币对美元、日元的利差处于缩小状态，而人民币对英镑、欧元利差处于扩大阶段。从标准差来看，人民币对日元的利差波动最大，人民币对英镑利差波动最小。但从整体上说，利差的波动要大于

汇率的波动。从序列的偏度、峰度及 JB 统计量可以看出，利差变化率和汇率变化率的分布都显著异于正态分布。由平稳性检验结果可知，所有进入模型的序列均为平稳序列。

（二）收益和波动溢出效应研究

对汇率变化率和利差变化率建立的 VAR(1)模型的残差序列进行 ARCH 效应检验，显示人民币对发达市场货币汇率变化率、利差变化率均存在非常显著的 ARCH 效应。因此，接下来用 GARCH 模型对其波动率建模，本文使用 BEKK 模型来分析人民币对发达市场货币汇率与利差之间的价格和波动溢出效应。随着我国汇率市场化进程的深化，可以将汇率改革分为这样几个过程，2005.7.21—2007.5.21，中国实施汇率改革，人民币兑美元的价格浮动幅度为 0.3%。2007.5.22—2008.10.23，人民币兑美元汇率浮动幅度扩大至 0.5%。2008.10.24—2010.8.23，人民币重新紧盯美元。2010.8.24—2012.4.13，人民币兑美元的波动幅度，重新回到 0.5%的水平。 2012.4.16—2014.3.14，人民币兑美元汇率波动幅度扩大至 1%。 2014.3.17—2015.2.27，人民币兑美元的即期汇率波动幅度增加到 2%。因此，为了更细致的考察在不同时段人民币汇率与利率之间的溢出效应，本文将样本分为六个区间，第一阶段 2006.10.9—2007.5.21，第二阶段 2007.5.22—2008.10.23，第三阶段 2008.10.24—2010.8.23，第四阶段 2010.8.24—2012.4.13，第五阶段 2012.4.16—2014.3.14，第六阶段 2014.3.17—2015.2.27。

对各个区间建立的 VAR(1)-BEKK 模型的标准残差进行检验，得出在滞后 10 阶的情况下，LB 统计量的概率值均大于 10%，说明残差中没有显著的自相关。且残差的平方均接受没有自相关的假设，说明残差没有显著的 ARCH 效应，因此所建立的 VAR(1)-BEKK 模型是合理的，消除了序列中的自相关和条件异方差。由于数据序列都不服从正态分布，因此在此模型中采用 t 分布。

表 2　人民币对发达市场货币汇率变化率和利差变化率的 VAR-BEKK 模型估计结果

	参数	区间1	区间2	区间3	区间4	区间5	区间6
第一栏：条件均值方程的参数估计							
cnyusd	a_{12}	**-0.001*** **	-0.00003	-0.000019	**0.000484***	0.0000072	-0.004512
		（-3.928）	（-0.17）	（-0.882）	**（1.9029）**	（1.0476）	（-0.0645）
	a_{21}	0.0002852	-8.14296	**8.25004** **	5.744247	1.6846	0.26004
		（0.0002）	（-0.893）	**（2.1711）**	（1.3404）	（0.4268）	（0.16779）
cnygbp	a_{12}	0.0018596	0.000205	0.0003331	-0.000315	0.001645	0.0003355
		（1.1795）	（1.11413）	（0.2368）	(-0.1955)	（1.17085）	（0.12887）

	a_{21}	**-0.46297***	-0.6383069	0.0284196	-0.002273	0.37540424	0.262322
		（-1.666）	（-0.9297）	（0.1264）	(-0.0021)	（0.53854）	（0.79195）
	a_{12}	-0.001457	0.00000161	0.0033119	0.0003492	-0.000019	0.0029567
cnyjpy		（-0.489）	（0.00156）	（0.6695）	（0.2127）	（-0.60837）	（0.71165）
	a_{21}	0.0384770	-0.47435377	0.0828606	-0.044803	-0.0610463	0.2037474
		（0.0350）	（-0.86267）	（0.6186）	（-0.045）	（-0.11194）	（0.94280）
	a_{12}	-0.000355	-0.0000438	-0.000165	0.0005299	-0.000779	0.0014846
cnyeur		（-1.105）	（-1.3145）	（-1.014）	（0.2984）	（0.38015）	（0.46195）
	a_{21}	0.8300911	-0.8827970	0.4021239	-1.001740	0.43244	0.206269
		（0.8434）	（-0.8645）	（1.5606）	（-0.146）	（0.78492）	（0.84404）
第二栏：条件方差方程的参数估计							
	c_{12}	**-8.69425***	**-949.1****	**17.949*****	0.622012	-94.0137	1.66344
		（-1.735）	**（-2.03）**	**（2.890）**	（0.099）	（-0.8887）	（0.38876）
	g_{12}	3.165213	**-39.425*****	-3.928108	-0.11784	**-23.946*****	-4.48047
cnyusd		（1.1488）	**（-2.8751）**	（-1.12 ）	（-0.04）	**（-2.671）**	(-0.48381)
	c_{21}	-0.001268	**-0.0021*****	-0.000026	-0.00003	0.0000042	-0.001106
		（-1.307）	**（-5.6032）**	（-0.390）	（-0.14）	（0.03256）	（-0.5997）
	g_{21}	0.000041	-0.00010	0.0000004	0.00003	**-0.0042*****	**-0.003129***
		（0.0973）	（-1.4002）	（0.0102）	（0.331）	**(-9.5510)**	**(-1.89135)**
	c_{12}	**-2.7924*****	4.03108672	-0.275342	-2.084295	-0.487986	-1.383647
		(-3.47200)	（0.69864）	（-0.480）	(-1.4084)	（-0.2790）	（-1.339）
	g_{12}	-0.358483	1.57977888	0.1741377	2.4072529	**-13.0723*****	0.0008928
cnygbp		(-0.48187)	（1.28849）	（0.6466）	(1.51791)	**（-3.7347）**	（0.01426）
	c_{21}	**0.008448****	**0.005189****	0.0015750	-0.005831	0.0009903	**-0.0018*****
		(2.05915)	**（2.01514）**	（0.4789）	(-1.4632)	（0.31448）	**（-2.78468）**
	g_{21}	-0.0030269	**0.0011734***	0.0001270	0.0012132	-0.0023507	**-0.00059*****
		(-1.02783)	**（1.88340**）	（0.081 ）	(0.61416)	（-0.64384）	**（-2.80504）**
	c_{12}	2.5871504	3.78429533	-0.064281	**-5.21058***	**-21.9786*****	**-0.96844****
		（0.7805）	（0.54416）	（-0.221）	**（-1.949）**	**（-3.233）**	**(-2.51660)**
	g_{12}	1.41462975	1.71182646	**-0.704*****	**8.17024****	1.227311	**-0.17595*****
cnyjpy		（0.52424）	（1.27166）	**（-3.287**）	**（2.1153）**	（0.8182）	**(-2.84508)**
	c_{21}	-0.009175	0.00858433	0.0142589	-0.007234	-0.0000082	**0.01792*****
		（-1.2860）	（0.69179）	（1.1785）	（-1.312）	（-0.03507）	**(2.67663)**
	g_{21}	0.0026634	0.00610466	**-0.01051***	0.000665	**0.00444*****	**-0.003004****
		（0.41006）	（1.15573）	**（-1.792）**	（0.1247）	**（3.00177）**	**(-2.22800)**
	c_{12}	**12.1442*****	**77.804*****	-0.382369	2.5342179	**-2.60337***	-0.136984
		（3.31616）	**（7.29016）**	（-0.426）	（1.5405）	**（-1.8269）**	（-0.25433）

cnyeur	g_{12}	**3.3701662***	2.5539136	-0.351934	**5.1602*****	0.67818404	0.0404596
		（1.68937）	（1.39548）	（-1.182）	**（2.9575）**	(1.08902)	（0.37741）
	c_{21}	0.00145145	**0.01746*****	**-0.0055****	0.0040394	0.001691	**0.009622***
		（1.32402）	**（5.73039）**	**（-2.404）**	（1.1346）	(0.57290)	**（1.90740）**
	g_{21}	**-0.000608***	**-0.00068*****	**-0.2816****	0.0009341	0.00101684	**-0.0025067***
		（-1.9513）	**（-12.3683）**	**（-8.067）**	（0.3485）	(0.45166)	**（-1.64617）**

注：“***”、“**”、“*”分别表示在1%、5%、10%的水平下显著，括号里的数值为t 统计量。

从条件均值方程的估计结果来看，在区间1，人民币对美元数据中，a_{12}显著，表示在这组数据中，利差对汇率有价格上的溢出效应，在人民币对英镑数据中，a_{21}显著，表示汇率对利差有价格上的溢出效应。在区间3，人民币对美元数据中，a_{21}显著，表示汇率对利差有价格上的溢出效应。在区间4，人民币对美元数据中，a_{12}显著，表示在这组数据中，利差对汇率有价格上的溢出效应。而在其他情况下，汇率与利差之间都不存在明显的价格上的信息传导。原因在于，我国的利率还没有实现完全的市场化，而且我国的资本项目还没有完全开放，汇率的形成机制也不够完善，这些都阻碍了汇率与利差的信息传导。

从条件方差方程的估计结果可以看出汇率与利差在波动层面的溢出效应。

在区间 1，即 2006.10.9—2007.5.21 这段时期，人民币对美元数据中，c_{12}显著，说明利差对汇率存在短期的冲击效应。人民币对英镑数据中，c_{12}、c_{21}显著，说明汇率与利差存在双向的波动溢出效应，但都是短期的冲击效应。人民币对欧元数据中，c_{12}、g_{12}、g_{21}显著，说明利差对汇率既有短期的冲击效应又有长期的持久性影响，而汇率对利差表现出的是长期的持久性影响。1985 至 2007 年间，日本与美国的经济增长率的差异缩小，加上利率、通胀等因素，使得日元对美元汇率始终处于 100~150 之间，因此除日元以外，人民币对发达市场货币汇率与利差之间存在着波动溢出效应。

在区间 2，即 2007.5.22—2008.10.23 这段时期，人民币对美元数据中，c_{12}、g_{12}、c_{21}显著，说明了汇率与利差存在双向波动溢出效应，且利差的冲击不仅会在短期内影响汇率而且会对汇率产生持久性的影响，但汇率对利差是短期的冲击效应。人民币对英镑数据中，c_{21}和g_{21}显著，说明汇率对利差存在波动溢出效应。由于日元对美元汇率的波动幅度在此期间还是处于 100—150 之间，因此人民币对日元汇率与利差不存在波动溢出效应。人民币对欧元

数据中，c_{12}、c_{21}和g_{21}显著，说明利差对汇率是短期的冲击效应，而汇率对利差既有短期冲击效应又有长期持久性影响。从总体上说，由于人民币汇率弹性的增强，相对于区间 1，汇率与利差相互间的波动溢出效应有所提升。

在区间 3，即 2008.10.24—2010.8.23 这段时期，人民币对美元数据中c_{12}显著，意味着利差对汇率仅存在短期冲击效应。人民币对英镑数据中，汇率与利差之间不存在显著的波动溢出效应。人民币对日元数据中，g_{12}和g_{21}显著，说明汇率与利差之间存在相互的波动溢出效应，且都是长期持久性影响。人民币对欧元数据中，c_{21}、g_{21}显著，说明汇率对利差有波动溢出效应。总体上来看，由于金融危机的影响，汇率与利差的波动溢出效应相比于区间 2 显著下降。

在区间 4，即 2010.8.24—2012.4.13 这段时期，人民币对美元及人民币对英镑这两组数据中，汇率与利差之间不存在显著地波动溢出效应。人民币对日元数据中，c_{12}、g_{12}显著，说明利差对汇率有波动溢出效应。人民币对欧元数据中，仅g_{12}显著，说明利差对汇率有波动溢出效应。此阶段中，金融危机的影响还没有完全消除，人民币对发达市场货币汇率与利差的波动溢出效应依然很弱。

在区间 5，即 2012.4.16—2014.3.14 这段时期，人民币对美元数据中，g_{12}、g_{21}显著，说明汇率与利差之间存在双向的波动溢出效应，且都是长期持久性的影响。人民币对英镑数据中，g_{12}显著，说明存在利差对汇率的持久性波动溢出效应。人民币对日元数据中，c_{12}、g_{21}显著，说明利差对汇率是短期冲击效应，而汇率对利差是持久性影响。人民币对欧元数据中，c_{12}显著，说明利差对汇率存在短期的冲击效应。在此期间，由于人民币兑美元汇率波动弹性的进一步扩大，人民币对发达市场货币汇率与利差的波动溢出效应比危机时期显著增强。

在区间 6，即 2014.3.17—2015.2.27 这段时期，人民币对美元数据中，g_{21}显著，说明汇率对利差存在持久性影响。人民币对英镑数据中，c_{21}、g_{21}显著，说明汇率对利差有波动溢出效应。人民币对日元数据中，c_{12}、g_{12}、c_{21}、g_{21}都显著，说明汇率与利差之间在波动层面存在着双向的信息传导关系。人民币对欧元数据中，c_{21}、g_{21}显著，说明汇率对利

差存在波动溢出效应。由于人民币对美元的汇率波动幅度扩到 2%的水平，总体来说，汇率与利差之间的波动溢出效应在一定程度上增强。

（三）人民币与发达市场货币汇率变化率及利差变化率的动态相关系数研究

为进一步分析人民币对发达市场货币汇率与利差之间的联动关系，本文通过 DCC 模型考察人民币汇率变化率与利差变化率的动态相关系数的变化趋势，在设定模型时，均值方程设定为 VAR（1）模型，由于数据序列都不服从正态分布，因此在此模型中采用 t 分布。

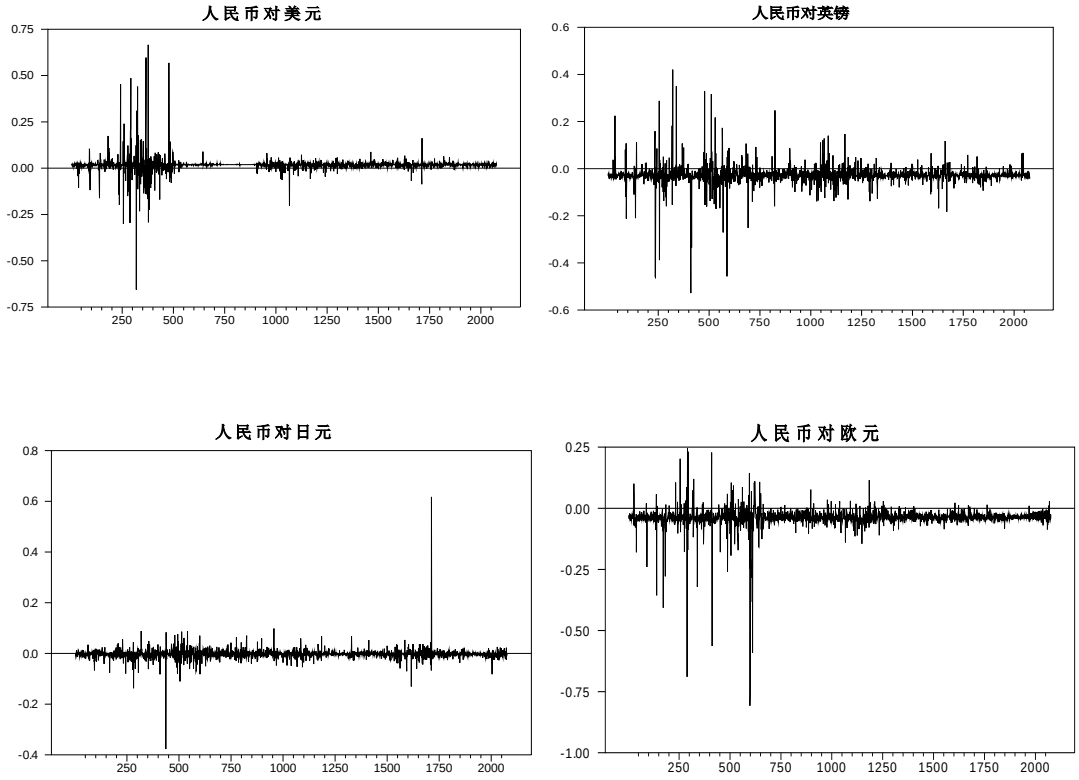


图 1 人民币对发达市场货币汇率变化率与利差变化率的动态相关系数

人民币对美元汇率变化率和中美利差变化率的动态相关系数的均值为 0.0178，人民币对英镑汇率变化率和中英利差变化率的动态相关系数的均值为-0.0276。人民币对日元汇率变化率和中日利差变化率的动态相关系数的均值为-0.0028，人民币对欧元汇率变化率和中欧利差变化率的动态相关系数的均值为-0.0394，利用序列检验原假设：动态相关系数的均值为零，结果均拒绝了原假设，说明人民币对发达市场货币汇率变化率和利差变化率的动态相关系数是显著异于零的，进一步说明汇率与利差之间存在着紧密的动态关联。

人民币对不同的货币汇率变化率与利差变化率的相关系数表现不同。从均值来看，人民币对欧元汇率变化率与利差变化率的相关系数最高，人民币对日元汇率变化率与利差变化率

的相关系数最低。从波动幅度来看，人民币对美元汇率变化率与利差变化率的相关系数波动幅度最大从-0.6558 至 0.6660，人民币对英镑汇率变化率与利差变化率的相关系数的波动幅度最小从-0.5358 至 0.4207。

在不同的时期，汇率变化率与利差变化率的相关系数的差异比较明显。有明显差异的区间 1—150，151—500，500—950，951—1360，1361—1854，1855—2078 对应到具体的时间上，第一阶段 2006.10.9—2007.5.21，第二阶段 2007.5.22—2008.10.23，第三阶段 2008.10.24—2010.8.23，第四阶段 2010.8.24—2012.4.13，第五阶段 2012.4.16—2014.3.31，第六阶段 2014.3.17—2015.2.27。

2005 年 7 月 21 日起，人民银行实施汇率改革，放弃了多年来盯住美元的货币政策，开始实施全新的有管理的浮动汇率制度。该项汇率改革为人民币汇率与境内外利差的联动提供了必要的基础，考虑到汇率改革的稳健性，人民币兑美元汇率的波动幅度较低为 0.3%。

2007 年 5 月 21 日，为了推进汇率改革的进程，人民银行决定将人民币兑美元汇率浮动幅度扩大至 0.5%。这使得人民币汇率与境内外利差之间的关系更为密切。

2008 年中期，由于美国金融危机的影响，为了防止金融危机对我国经济的冲击。人民币升值的趋势停止，并且在危机爆发后，人民币开始重新盯紧美元。

2010 年中期，随着经济的逐步复苏，人民银行决定将人民币兑美元汇率的波动幅度重新调整到危机前的水平即 0.5%。

2012 年 4 月 16 日，人民银行根据全球的经济形势认为应该进一步推进汇率市场化的改革进程，即将人民币兑美元汇率的波动幅度扩大，从原先 0.5%的水平扩大到 1%，这就使得人民币汇率与境内外利差之间的信息传导更为有效。

2013 年 7 月，为了推进利率市场化改革的进程，中国人民银行完全放开了对贷款利率的管制。

2014 年 3 月 17 日，为了进一步完善人民币汇率的价格形成机制，人民银行决定将人民币兑美元汇率波动幅度从原先的 1%扩大到 2%，这为人民币汇率与境内外利差之间的联动创造了有利条件。

总的来看，由于人民币兑美元价格浮动弹性的增强，第二阶段人民币对发达市场货币汇率与利差的相关性较第一阶段明显增强，且随着人民币汇率和利率市场化改革的进一步推进，金融危机后的人民币对发达市场货币汇率与利差的相关性比危机时期有所增强。

四、人民币对新兴市场货币汇率与利差的动态相关性分析

（一）数据说明与描述

（1）数据与变量选择。人民币对卢布（cnyrub）和人民币对林吉特(cnymyr)数据从 2010 年 12 月 1 日至 2015 年 2 月 27 日，汇率数据来自中国人民银行人民币外汇牌价中间价。外国的基准利率选用一周 MIBOR 及一周 KLIBOR，利率数据来自于国泰安数据库和国际清算银行。

（2）人民币汇率和利差描述性统计分析。

表 3　人民币对新兴市场货币汇率变化率与利差变化率的描述性统计

	变量	均值	最小值	最大值	标准差	偏度	峰度	JB 统计量	P 值
cnyrub	r1	-0.072	-10.039	12.625	1.1445	-0.337	30.878	$4.07*10^4$	0.000
cnymyr	r1	-0.018	-2.624	2.806	0.4690	0.2658	5.4841	$1.31*10^3$	0.000
cnyrub	r2	-11.83	-6500	1834	260.27	-16.75	399.65	$6.87*10^6$	0.000
cnymyr	r2	70.18	-11037	64175	2188.2	24.666	717.89	$2.22*10^7$	0.000

从汇率的变化率来看，人民币汇率变化率的均值都为负值，说明人民币对卢布、林吉特处于升值阶段。从均值的大小来看，人民币对卢布的升值幅度稍大。从标准差来看，人民币对卢布汇率的波动也稍大。从利差的变化率来看，人民币对卢布的利差在缩小、人民币对林吉特的利差在扩大。从标准差来看，人民币对林吉特的利差波动比较大。从整体上说，利差的波动要大于汇率的波动。汇率变化率和利差变化率的分布都显著异于正态分布。由平稳性检验结果可知，所有进入模型的序列均为平稳序列。

（二）收益溢出与波动溢出效应研究

对汇率变化率和利差变化率建立的 VAR(1)模型的残差进行 ARCH 效应检验，显示汇率变化率和利差变化率均存在非常显著的 ARCH 效应。因此，接下来用 GARCH 对其波动率建模，同样使用 VAR(1)-BEKK 来分析人民币对新兴市场货币汇率与利差之间的价格和波动溢出效应，为了与发达市场相对应把样本分为三个阶段，第四阶段 2010.12.1—2012.4.13，第五阶段 2012.4.16—2014.3.14，第六阶段 2014.3.17—2015.2.27。

对各个区间建立的 VAR(1)-BEKK 模型的标准化残差进行检验，得出在滞后 10 阶的情况下，LB 统计量的概率值均大于 10%，说明残差中没有显著的自相关。且残差的平方均接受没有自相关的假设，说明残差没有显著的 ARCH 效应，因此所建立的 VAR(1)-BEKK 模型是合理的，消除了序列中的自相关和条件异方差。

表 4　人民币对新兴市场货币汇率变化率和利差变化率的 VAR-BEKK 模型估计结果

	参数	区间 4	区间 5	区间 6
第一栏：条件均值方程的参数估计				
cnyrub	a_{12}	-0.000010 （-0.206）	**-0.001036***** **（-3.912）**	-0.001218 （-0.07129）
	a_{21}	1.888854 （1.0407）	0.292972 （0.49208）	**--0.558830***** **（-2.86119）**
cnymyr	a_{12}	-0.000022 （-1.3809）	0.000001 （0.3689）	**-0.0004246**** **（-2.06039）**
	a_{21}	-5.66100 （-0.9403）	6．0532 （-1.01485）	-0.0129812 （-0.00968）
第二栏：条件方差方程的参数估计				
cnyrub	c_{12}	23.398085 （0.7467）	2.974387 （1.19178）	**-1.011911***** **（-5.37388）**
	g_{12}	**4.45321**** **（2.2938）**	2.00809 （0.4756）	**0.202294*** **（1.92162）**
	c_{21}	**0.0056***** **（10.015）**	**-0.003820**** **（-2.1983）**	0.007173 （0.56213）
	g_{21}	**-0.002***** **（-10.99）**	**-0.002389**** **（2.3818）**	-0.0031922 （-0.48376）
cnymyr	c_{12}	**-4598***** **（-2.675）**	**7590.88***** **（3.60323）**	13.680826 （1.14020）
	g_{12}	-2.24632 （-0.243）	2.752426 （-0.28186）	1.639497 （0.80655）
	c_{21}	**0.0041***** **（3.4649）**	-0.000005 （-0.02436）	**-0.001429***** **（-3.93158）**
	g_{21}	**0.0011***** **（3.5177）**	**-0.00329***** **(5.08757)**	**-0.000411***** **（-6.09885）**

注：“***”、“**”、“*”分别表示在1%、5%、10%的水平下统计显著，括号里的数值为t 统计量。

从条件均值方程的估计结果来看，在区间5，人民币对卢布数据中，a_{12}显著，说明利差对汇率存在单向的价格溢出效应。在区间6，人民币对卢布数据中，a_{21}显著，说明在价格层面存在汇率对利差的信息传导，人民币对林吉特数据中，a_{12}显著，说明在价格层面存在利差对汇率的信息传导关系。

从条件方差方程的估计结果来看，在区间4，人民币对卢布数据中，g_{12}、c_{21}和g_{21}显著，说明利差对汇率波动有持久性影响，而汇率对利差既有短期的冲击效应又有持久性影响。人民币对林吉特数据中，c_{12}、c_{21}和g_{21}显著，利差对汇率是短期的冲击效应，而汇率对利差既有短期冲击效应又有长期持久性影响。由于，人民币对林吉特、卢布的汇率浮动幅度是

5%，因此人民币对新兴市场货币汇率与利差的波动溢出效应比较显著。

在区间 5，人民币对卢布数据中，c_{21}、g_{21}显著，说明汇率对利差存在波动溢出效应。人民币对林吉特数据中，c_{12}和g_{21}显著，说明利差对汇率是短期冲击效应，而汇率对利差是长期持久性影响。在此期间，人民币对卢布、人民币对林吉特汇率与利率的波动溢出效应依然显著。

在区间 6，人民币对卢布数据中，c_{12}和g_{12}显著，反映了利差对汇率既有短期冲击效应，又有长期持久性影响。人民币对林吉特数据中，c_{21}、g_{21}显著，说明汇率对利差存在波动溢出效应。在此阶段中，受原油价格大幅下跌的影响，汇率市场剧烈波动，人民币汇率与利差之间仅存在单向波动溢出效应。

(三)人民币与新兴市场货币汇率变化率同利差变化率的动态相关系数研究

同样用 DCC 模型来深入研究人民币对新兴市场货币汇率与利差的相关性。

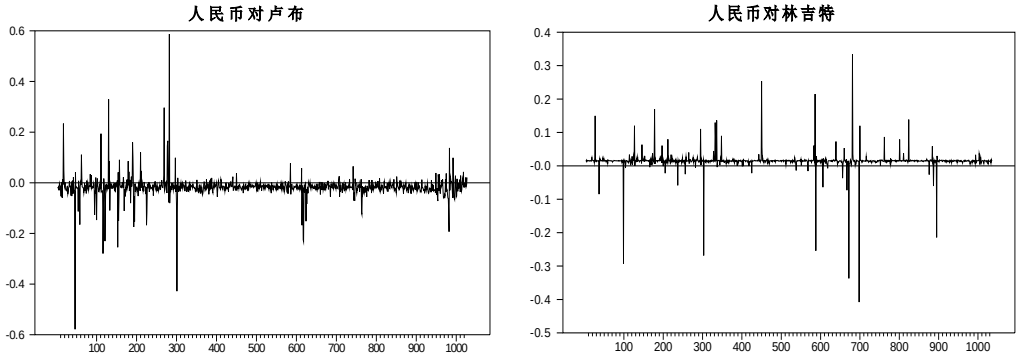


图 2 人民对新兴市场货币汇率变化率与利差变化率的动态相关系数

人民币对卢布汇率变化率和利差变化率的动态相关系数的均值为-0.0177，t 值为-12.0702，p 值接近于零。人民币对林吉特汇率变化率和利差变化率的动态相关系数的均值为 0.0146，t 值为 14.9188，p 值接近于零。说明人民币对新兴市场货币汇率变化率与利差变化率的动态相关系数显著异于零，进一步说明人民币对新兴市场货币汇率和利差之间存在着紧密的动态关联。

人民币对卢布、林吉特的汇率变化率和利差变化率的动态相关系数表现不同。从均值来看，人民币对卢布汇率变化率与利差变化率的相关系数稍高。从波动幅度来看，人民币对卢布汇率变化率和利差变化率的相关系数的波动幅度也比较大，从-0.5784 至 0.5873。

在不同的时段，汇率变化率与利差变化率的动态相关系数不同，而且差别比较明显。与

上述结果相对应，在不同时期中，汇率变化率与利差变化率的动态相关系数表现不同。

2010 年 8 月 19 日和 2010 年 11 月 22 日，银行间市场即期外汇市场先后推出人民币对林吉特和人民币对卢布，且交易价格的浮动区间为 5%，远大于人民币对美元的交易价格浮动区间。

2013 年 7 月，中国人民银行完全放开了对贷款利率的管制，这是利率市场化改革的一大创举。

2014 年 12 月中旬，由于乌克兰危机和原油价格的持续下跌，导致了卢布的大幅贬值，俄罗斯政府为了稳定汇率，大幅提升国内的利率水平。这使得人民币汇率变化率与中俄利差变化率的相关系数明显变大。

总的来看，金融危机以后，人民币对新兴市场货币汇率变化率和利差变化率的动态相关系数的波动幅度比人民币对发达市场货币的稍大。

五、结论和建议

就收益率而言，人民币汇率与利差的信息传导比较弱。在 2006.10.9—2007.5.21 这段时间,人民币对英镑数据中，汇率对利差有一定溢出效应及人民币对美元数据中，利差对汇率有一定影响。在 2008.10.24—2010.8.23 这段时间，人民币对美元数据中，汇率对利差有价格上的溢出效应。在 2010.8.24—2012.4.13 这段时间，人民币对美元数据中，利差对汇率有价格上的溢出效应。在 2012.4.16—2014.3.14 这段时间，人民币对卢布数据中，利差对汇率有一定影响。在 2014.3.17—2015.2.27 这段时间，人民币对卢布数据中，汇率对利差有一定的溢出效应及人民币对林吉特数据中，利差对汇率有一定影响。而在其他情况下，汇率与利差之间均不存在明显的价格上的信息传导关系。

就波动率而言，在 2006.10.9—2007.5.21 这段时间，人民币对美元数据中，存在单向的利差对汇率的波动溢出效应，人民币对英镑、人民对欧元两组数据中存在汇率与利差之间双向的波动溢出效应。在 2007.5.22—2008.10.23 这段时间，由于人民币对美元汇率的波动幅度扩大到 0.5%，汇率与利差之间的波动溢出效应比第一阶段有所增强。人民币对英镑数据中，存在单向的汇率对利差的波动溢出效应。人民币对美元及人民币对欧元两组数据中，均存在汇率与利差的双向波动溢出效应。在 2008.10.24—2010.8.23 这段时间，由于次贷危机的影响，汇率与利差之间的波动溢出效应显著下降。人民币对英镑汇率与利差之间不存在波动层面的相互影响，人民币对美元数据中，仅存在单向的利差对汇率的波动溢出效应。人民币对欧元

数据中，仅存在单向的汇率对利差的影响。人民币对日元数据中，存在汇率与利差的双向波动溢出效应。在 2010.8.24—2012.4.13 这段时间，金融危机的影响还没有完全消除，人民币对发达市场货币汇率与利差之间的相互影响依旧很弱，人民币对美元和人民币对英镑这两组数据中，汇率与利差之间不存在显著地波动溢出效应。人民币对欧元和人民币对日元这两组数据中，仅存在利差对汇率单向的波动溢出效应。人民币对新兴市场货币汇率与利差间存在双向波动溢出效应。在 2012.4.16—2014.3.14 这段时间，由于汇率和利率市场化改革的推进，汇率与利差的波动溢出效应加强。人民币对英镑、人民币对欧元这两组数据中，存在利差对汇率的波动溢出效应。人民币对卢布数据中，存在汇率对利差的波动溢出效应。人民币对美元、人民币对日元和人民币对林吉特这三组数据中，汇率与利差存在双向的波动溢出效应。在 2014.3.17—2015.2.27 这段时间，由于人民币汇率波动弹性的增强，汇率与利差之间的波动溢出效应有所加强。人民币对卢布数据中，存在利差对汇率的波动溢出效应。人民币对日元数据中，汇率与利差之间存在双向波动溢出效应。人民币对其他货币数据中，存在利差对汇率的波动溢出效应。

就动态相关系数而言，人民币对不同市场货币汇率变化率与利差变化率的动态相关系数均显著异于零，说明人民币汇率与利差之间存在着紧密的相关性。且在人民币对发达市场货币数据中，人民币对欧元汇率与中欧利差的相关性最强，而人民币对日元汇率与中日利差的相关性最弱。人民币对新兴市场货币数据中，人民币对卢布汇率与中俄利差的相关性稍强。

就不同市场而言，总体来说，金融危机以后，人民币对发达市场货币汇率与境内外利差之间的波动传导效应要弱于金融危机前，而人民币对新兴市场货币汇率与境内外利差的波动溢出效应比较显著。在相同时期，由于人民币对新兴市场货币汇率的弹性比较大，因此与人民币对发达市场货币的结果相比，人民币对新兴市场货币汇率与境内外利差之间的波动溢出效应要更强，且人民币对新兴市场货币汇率变化率和利差变化率的动态相关系数的波动幅度也稍大。

总的来说，人民币汇率与境内外利差之间具有一定的相关性，它们之间存在一定的波动溢出效应，但是在价格上的信息传导不是太显著，主要是因为我国利率和汇率尚未市场化。因此，本文认为，我国应逐步推进利率市场化改革，完善利率市场化所需要的基础设施。同时逐步放开资本项目管制，加强汇率弹性，有秩序的加快汇率市场化改革的进程。加快实现汇率与利差之间的相互信息传导关系，提高我国货币政策和利率政策的传导效率，使汇率和利率真正成为调节我国经济的重要杠杆，从而促进宏观经济实现内外均衡的理想状态。

参考文献

[1] Bautista，C. C.， The exchange rate-interest differential relationship in six East Asian countries. Economics Letters，Vol.92，No.1，2006.

[2] Dreger，C.， Does the nominal exchange rate regime affect the real interest parity condition. The North American Journal Of Economics and Finance，Vol.21，No.3，2010.

[3] Engle，R.F. and Kroner，K.F.， Multivariate simultaneous generalized ARCH. Econometric Theory，Vol.11，No.1，1995.

[4] Engle，R.， Dynamic conditional correlation: A simple class of multivariate GARCH models. Journal Of Business And Economic Statistics，Vol.20，No.3，2002.

[5] Hacker，R.S.， Karlsson，H.K. and Mansson，K.， The relationship between exchange rates and interest rate differentials: A wavelet approach. The World Economy，Vol.35，No.9，2012.

[6] Wada，T.， The real exchange rate and real interest differentials: The role of the trend-cycle decomposition. Economic Inquiry，Vol.50，No.4，2012.

[7] 郝中中:《人民币汇率与中美利率联动机制分析》,《金融论坛》2015 年第 1 期。

[8] 苏应蓉、李楠:《汇率波动对利率政策经济绩效的影响机理分析》,《宏观经济研究》2014 年第 2 期。

[9] 吴小芹:《中美汇率与中国利率间互动关系研究》,《统计与决策》2013 年第 19 期。

[10] 赵华:《人民币汇率与利率之间的价格和波动溢出效应研究》,《金融研究》2007 年第 3 期。

[11] 赵天荣、李成:《人民币汇率与利率之间的动态关系——基于 VAR-GARCH 模型的实证研究》,《统计研究》2010 年第 2 期。

利率市场化、汇率制度改革与资本账户开放次序安排——基于 NOEM-DSGE 模型的模拟

章上峰[1]　胡小文[2]

【摘 要】本文将包含资本管制的无抛补利率平价理论，融入小型开放经济动态随机一般均衡框架，基于经济波动和脉冲响应函数研究利率市场化、扩大汇率弹性与资本账户开放的次序安排问题。借鉴国际经验与设定情形模拟实证研究发现：保持资本账户开放程度不变，仅仅扩大汇率弹性会导致经济波动增大；扩大汇率弹性与资本账户开放协调推进并且先行完成汇率市场化，既能够减小经济波动，又能够增强货币政策的调控效果。研究认为：要协调推进利率市场化、汇率改革与资本账户开放，最终的次序安排为首先完成利率市场化，然后是汇率市场化，最后完成资本账户开放。

【关键词】利率市场化；资本账户开放；扩大汇率弹性；小型开放经济

一、引 言

我国当前三大金融改革利率市场化、汇率自由化与资本项目开放正逐步协调推进。利率市场化改革自1996年拉开序幕，至今已实现货币市场、资本市场、贴现市场、贷款利率市场化,存款利率还受到1.5倍的上限限制。1994年1月实行以市场供求为基础的、单一的、有管理的浮动汇率制，2005年7月改进人民币汇率形成机制，实行以市场供求为基础、参考一篮子货币进行调节的管理浮动汇率制，2010年6月进一步推进汇率形成机制改革，坚持以市场供求为基础、参考一篮子货币进行调节，并增强人民币汇率弹性。2012—2014年两次扩大波幅，目前汇率已具较高程度的弹性。在利率汇率改革的同时，资本项目改革在按照“统筹规划、循序渐进、先易后难、留有余地”分阶段、有选择地逐步推进。2002—2009 年改革措施达42项，减少FDI进入限制、引入QFII（QDII、RQFII）制度、提高居民购汇额度、放松对外投资管制、改革强制结汇制等，2012 年后进一步加快了资本项目开放速度。

2013年十八届三中全会决议提出“完善人民币汇率市场化形成机制，加快推进利率市场

[1] 章上峰，浙江工商大学经济统计与数量经济研究所
[2] 胡小文，安徽师范大学经济管理学院

化，推动资本市场双向开放，加快实现人民币资本项目可兑换”。近年来，有关我国利率市场化、汇率制度改革和资本账户开放的研究，备受关注且观点交锋不断，争论的焦点主要集中在三者改革的顺序。国际经验表明，三者次序失当易导致内外失衡甚至引发金融危机，如马拉西亚、泰国、韩国、阿根廷、巴西、印度尼西亚等国；另外根据蒙代尔不可能三角定理，在资本完全流动和固定汇率的情形下无法保证货币政策的独立性，这体现在金融自由化改革进程中容易发生货币政策调控能力减弱甚至失效的可能。因此如何安排好三者改革次序、节奏与路径，是一个亟待解决的现实问题。

二、文献综述

20世纪70年代中期南锥体国家率先开启金融自由化之路，此后金融自由化浪潮席卷全球。诸多国家纷纷推动金融自由化改革，放松资本项目管制，但最终结果大相径庭，发达国家大都取得成功，资本项目开放促进了经济发展与金融深化，但发展中国家却往往以爆发危机收场，有的甚至倒退回资本管制状态。经济学家认为失败的原因很大程度归咎于改革排序不当与推进速度过快，其中很多正是因为资本项目开放与利率汇率改革次序失当引发国内经济紊乱而导致危机爆发。

关于利率市场化、汇率自由化与资本项目开放的次序安排，激进论、渐进论和协调论持不同观点。激进论认为因为改革会破坏某些政治集团的既得利益，政治利益集团可能会阻扰改革进度，因此不必过于考虑次序问题，资本项目开放可与利率市场化、汇率自由化同时推进，甚至可早于利率市场化、汇率自由化（Sachs，1994，Quirk，1994)。渐进论认为一项改革以之前改革为基础，并为之后改革创造条件，各项改革需环环相扣，因此这些改革应按一定次序渐进推行，才能为最后阶段的资本项目开放奠定基础。如Funke(1993)、Fischer（1994）、HumPill&Mahmood Pradhan(1995)、Williamson&Mahar(1998)等代表性文章认为应当首先实现对内金融自由化，然后再考虑对外金融自由化，资本项目开放应放在最后阶段。国内学者戴玉宝、蔡飞(2005)认为开放资本市场必须放在利率市场化之后。张宗新(2006)研究认为,首先应进行利率市场化改革，然后逐步开放资本市场，最后推进汇率市场化。黄继炜(2009)提出汇率市场化改革后再实现资本的自由流动。曹勇(2004)认为应利率市场化→汇率自由化→资本项目开放。李晓杰(2013)、鲁政委(2014)等认为应先采取汇率自由化。张春生、蒋海（2015）考虑了18个国际（地区）利率市场化、汇率自由话及资本账户开放完成时间顺序，指出发达经济体一般采取汇率自由化先行以及资本项目开放→汇率自由化→利率自由化模式；而发展

中国家与转型国家一般多采取利率市场化→资本项目开放→汇率自由化以及利率市场化→汇率自由化→资本项目开放模式，尤其以利率市场化→资本项目开放→汇率自由化模式居多，两者相较无疑利率市场化→汇率自由化→资本项目开放模式更安全。协调论认为三者改革并不是简单的先后关系,而是循序渐进、协调推进的关系，主要的代表有何慧刚(2008)、盛松成（2012）等。

已有关于三者市场化完成次序的研究多从定性角度分析，定量分析也主要基于国际经济学中所谓“蒙代尔不可能三角”理论和“利率平价理论”，而“蒙代尔不可能三角”理论只考虑了极端的情况，即完全的货币政策独立、完全的固定汇率和完全的资本自由流动，并没有论及中间情况。现实中几乎所有的国家的资本流动、政策独立性和汇率制度等都是非完全、非绝对的状态存在的。如中国的汇率制度是有管理的浮动汇率制、资本属于半开放，货币政策并非完全独立。因此用该理论分析三者的次序并不完全合适，存在很多争议。

近年来，新开放经济宏观经济学——动态随机一般均衡模型(简称NOEM-DSGE模型）逐渐成为国际宏观经济学的新方法（陈云,（2010）），该模型不仅以宏观经济理论为基础，还强调微观经济机理的传导机制，此外，DSGE模型在一般均衡框架下分析行为主体的决策，可以避免卢卡斯批判，一些学者开始使用该模型来研究汇率、资本开放相关问题。如卞志村和孙俊（2011）、袁申国等（2011）、Guillermo J. Escudé（2014）等。

张春生、蒋海（2015）基于国际经验的分析表明发展中国家与转型国家采取的两种模式均是利率市场化在前，主要区别是汇率自由化与资本账户开放的先后顺序不同。本文借鉴其经验分析，在利率市场化先行完成前提下，将包含资本管制的无抛补利率平价理论，融入小型开放经济动态随机一般均衡模型框架，设置情形模拟，基于经济波动和脉冲响应，分析利率市场化、资本账户开放与扩大汇率弹性的次序安排的政策选择问题。本文以下第二部分构建NOEM-DSGE模型，第三部分为实证分析，最后一部分为本文的结论与政策启示。

三、模型框架

模型主体包括居民、企业和中央银行。居民在面对预算约束的条件下，对消费、劳动力供给和期末资产进行选择,进而达到预期效用函数最优化的目的。企业生产的产品分为两类：最终产品和中间产品。模型假定最终产品市场处于完全竞争状态，而中间产品市场处于垄断竞争状态，并进一步假定企业对中间产品的价格采取Calvo(1983)定价的形式，企业通过对

产品数量和价格的选择达到利润最大化的目的。货币政策由中央银行负责制定并执行，货币政策目标包括物价、经济增长及汇率在合理均衡水平上的稳定。

假设世界由本国和外国构成，本国生产的产品用 H 表示，外国生产的产品用 F 表示，本国和外国生产的产品都包括 H 和 F ，假设 H 和 F 之间的替代弹性为 η 。

（一）居民行为决策

假设国内居民和国外居民拥有相似的效用函数和预算约束，经济中存在无穷同质且无限生命的代表性家庭，代表性家庭的决策问题是选择自己的消费、劳动供给和实际货币持有额的持有量来最大化居民的终生效用。

国内、国外居民分别在其预算约束下最大化其效用函数：

$$\max: E_0\sum_{t=0}^{\infty}\beta^t[\frac{C_t^{1-\sigma}}{1-\sigma}+\frac{(M_t/P_t)^{1-\nu}}{1-\nu}-\frac{N_t^{1+\varphi}}{1+\varphi}] \tag{1}$$

其中，β 为贴现因子，c_t、M_t/P_t、l_t 分别表示居民消费国内产品和消费国外产品的复合消费、实际货币余额、居民劳动时间。σ、ν、ϕ 均大于 0，分别表示消费的跨期替代弹性的倒数、货币需求对利率的弹性的倒数、劳动供给对真实工资的弹性的倒数。消费品篮子为关于国内和国外产品的不变替代弹性（CES）指数形式：

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

这里 $1-\alpha$ 表示进口的外国产品在本国篮子中的权重，$C_{H,t}$ 表示国内居民消费国内产品的数量，$C_{F,t}$ 表示国内居民消费进口商品的数量。参数 $\eta>0$ 表示国内产品与国外产品的替代弹性。

居民消费支出满足：

$$P_tC_t=P_{H,t}C_{H,t}+P_{F,t}C_{F,t} \tag{3}$$

其中，$P_t,P_{H,t},P_{F,t}$ 分别表示消费品总价格，居民消费的国内产品总价格，居民消费的国外产品用人民币表示的总价格。

定义贸易条件为本国产品和外国产品的相对价格，即 $s_t=\frac{P_{F,t}}{P_{H,t}}$，则本国的价格指数方程可以写为：

$$\frac{P_t}{P_{H,t}}=[\alpha+(1-\alpha)s_t^{1-\eta}]^{1/(1-\eta)}\equiv g(t) \tag{4}$$

本国居民可以在消费、本国货币、债券持有以及商品直接选择，即本国居民的预算约束可以由下面的形式表示：

$$P_tC_t + B_t + M_t = R_tB_{t-1} + W_tN_t + M_{t-1} + T_t \quad (5)$$

这里 B_t 是居民在 t 期持有的债券量；W_t 是居民的名义工资；T_t 是一次性转移支付；R_t 表示名义利率。居民效用最大化条件下求得一阶方程为：

$$C_t^{\sigma} N_t^{\varphi} = \frac{W_t}{P_t} \quad (6)$$

$$(\frac{M_t}{P_t})^{-v} C_t^{\sigma} = \frac{R_t - 1}{R_t} \quad (7)$$

$$\beta R_t E_t\{\left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right)^{-\sigma} \frac{P_t}{P_{t+1}}\} = 1 \quad (8)$$

国外家庭的一阶条件与国内家庭的一阶条件式子类似，重点关注国外家庭的消费跨期一阶条件：

$$\beta E_t\{\left(\frac{C_{t+1}^*}{C_t^*}\right)^{-\sigma} \frac{P_t^*}{P_{t+1}^*}\} = \frac{Q_t}{Q_{t+1}R_t} \quad (9)$$

其中 Q_t 表示名义汇率。（8）（9）式子联立，得到最优风险分担条件：

$$\frac{Q_{t+1}P_{t+1}^* C_{t+1}^{-\sigma}}{P_{t+1}(C_{t+1}^*)^{-\sigma}} = \frac{Q_t P_t^* C_t^{-\sigma}}{P_t (C_t^*)^{-\sigma}} \quad (10)$$

上面式子含义是：1 单位货币（无论是本币还是外币）用于购买外国商品篮子和用于购买本国商品篮子所带来的边际效用之比，是不随时间变动的常数。假设本国和外国是对称的，那么这一比值为 1。可以得到：

$$\frac{C_t}{C_t^*} = q_t^{\frac{1}{\sigma}} \quad (11)$$

（二）企业行为决策

厂商问题是在给定的技术和产品需求的约束下，选择最优的定价和产量。垄断竞争厂商的定价方式采取 Calvo 定价，本国代表性厂商的生产函数为：

$$Y_t = Z_t N_t^{\gamma} \quad (12)$$

其中 z_t 为外生技术水平，假设其服从一阶自回归过程：

$$\ln(Z_t) = \rho_z \ln(Z_{t-1}) + \varepsilon_t^z \qquad \varepsilon_t^z \square N(0, \sigma_z^2), 0 < \rho_z < 1 \quad (13)$$

对任意产品 j 的需求为：

$$Y_{H,t}(j)=[\frac{P_{H,t}(j)}{P_t}]^{-\varepsilon}C_t \tag{14}$$

对于处在垄断市场的中间商品，模型假定企业价格设定追寻 Calvo(1983)定价方式，即并不是所有厂商都在同一时间段对自己的价格水平进行调整，假定有 ρ 部分厂商在每一期不能调整产品的价格。厂商问题是在技术约束（12）和需求约束（14）下，选择最优的定价 $P_{H,t}^{\#}$，产量 $Y_{t+k|t}$ 和要素需求 $L_{t+k|t}$ 以最大化利润流现值的期望。由成本最小化问题可以得到厂商的实际边际成本为：

$$mc_t=\frac{1}{\gamma}\omega_t g_t Y_t^{\frac{1-\gamma}{\gamma}}Z_t^{-\frac{1}{\gamma}} \tag{15}$$

定义 $\Pi_{H,t}^{\#}=\frac{P_{H,t}^{\#}}{P_{H,t-1}},\Pi_{H,t}=\frac{P_{H,t}}{P_{H,t-1}},\Pi_t=\frac{P_t}{P_{t-1}}$，经过化简得到（参考张卫平（2012））：

$$\Pi_{H,t}^{1-\eta}=\rho+(1-\rho)(\Pi_{H,t}^{\#})^{1-\eta} \tag{16}$$

以CPI度量的通胀率 Π_t 和本国产品度量的通胀率 $\Pi_{H,t}$ 之间的关系为：

$$\frac{\Pi_t}{\Pi_{H,t}}=\frac{g_t}{g_{t-1}} \tag{17}$$

国外企业行为类似。

（三）融入资本管制的无抛补利率平价

如果资本市场完全开放，资本自由流动，本国利率则完全受制于世界利率水平；相反，如果本国是完全封闭的经济体，不存在资本跨境流动，利率将完全有国内资本市场供求决定。按照 IMF 划分的资本账户来划分，中国是一个资本不完全自由流动的半开放国家。为体现中国的经济特征，本文参考 Edwards（1985），雷达、赵勇（2008），孙立坚(2005)采用融入资本管制的无抛补利率平价描述资本流动的情况：

$$R_t=\omega[R_t^*+E_tQ_{t+1}-Q_t]+(1-\omega)R_t^{'} \tag{18}$$

其中，$R_t,R_t^*,R_t^{'}$ 分别表示现在(半开放状态下)的本国利率，完全开放状态下的外国利率，封闭经济状态下的本国利率。因此 ω 就可看作是实际的资本市场开放程度($0<\omega<1$)。ω 越大，即资本开放程度越大。ω 取值在0到1之间，取值越大表明我国的资本开放程度越高。在进行分析时，ω 值参考雷达、赵勇(2008)取0.6。本文假设完全封闭情况下的利率波动具有平滑性，其变动服从AR(1)过程：

$$R_t^{'} = \rho_R R_{t-1}^{'} \tag{19}$$

（四）央行货币政策

国内有不少文献均将汇率引入到货币政策规则中，进行拓展研究。如王晓天(2007)，卞志村(2008)，袁申国、陈平、刘兰凤(2011)。本文参考以上文献，以利率作为货币政策的操作变量：

$$R_t / R = (R_{t-1} / R)^{\rho_R} (E_t \pi_{t+1} / \pi)^{\varphi_\pi} (y_t / y)^{\varphi_y} (E_t Q_{t+1} / Q_t)^{\varphi_q} \exp(\varepsilon_t^R) \tag{20}$$

该式子表明中央银行采用反馈规则通过调整名义利率 R_t 对预期通膨 $E_t\pi_{t+1}$、产出 y_t 偏离其稳定值做出反应，还对汇率的预期变化 E_tQ_{t+1} 做出调整，式子中 R、π、y 为各自稳定状态值，ε_t^R 为货币政策冲击项。(20)式中引入了汇率项，其反映了本国货币政策对名义汇率变动的敏感度，若系数 $\varphi_q = 0$，表示货币当局不干预汇率的波动，即本国实行完全浮动的汇率制度；若系数 $\varphi_q \neq 0$，表示货币当局面对名义汇率波动会做出反映，相应的汇率制度为一种管理浮动的汇率制度。φ_q 越大表明我国货币政策对汇率波动的管制越强。国外的货币政策用标准的泰勒规则表示。

（五）产品市场均衡

国内

$$Y_t = [\frac{P_{H,t}}{P_t}]^{-\eta} [\alpha C_t + \alpha^* C_t^*] \tag{21}$$

国外

$$Y_t^* = [\frac{P_{F,t}^*}{P_t^*}]^{\eta} [(1-\alpha) C_t^* + \alpha^* C_t] \tag{22}$$

四、实证分析

（一）数据说明

模型中反映稳态特性的参数用校准法，刻画模型动态特征的参数需要用统计方法估计。文中货币政策方程中包含预期变量，使用最小二乘法估计其中的参数不是有效的，常用广义矩估计方法进行估计。广义矩估计方法由于限制条件较少，是目前估计前瞻性方程的有效方法。

估计的参数需要用到的数据主要是国内数据：产出、通胀率、利率、汇率。数据样本选取 1996Q1-2014Q4，数据来源国家统计局网站、中国人民银行网站、CEIC 数据库等。刻画国外动态的参数较少，主要是国外泰勒规则反应系数和技术冲击自回归系数。本文参考美国

实际，用校准法进行估计。

（二）参数校准

大部分参数的赋值借鉴相关研究文献中的参数值。不失一般性设定外生技术水平冲击稳态值为 1。文章表格中 $\pi = P_t / P_{t-1}$，稳态时各期价格相同，故设定稳态通胀为 1；R 和 $R*$ 分别用样本期内的平均值代替；由（11）式得到稳态时 $\beta = 1/R$，国外参数 $\beta*$ 同样如此。$\sigma,\phi,v,\eta,\gamma$ 的取值分别来自于张卫平（2012），ρ_π^*,ρ_y^* 为标准泰勒规则的系数，其取值来自 Taylor (1993)；ρ_z 和 σ_z 的取值来自于金中夏、洪浩、李宏瑾（2013）；$\alpha\alpha;*\rho$ 的取值参考张卫平（2012）和刘斌（2008）。$\sigma_R^Z,\rho_z^*,\sigma_z^*$ 取值也参考刘斌（2008）。

表 1　模型部分参数校准值

π	R	$R*$	σ	ϕ	v	α	$\alpha*$	γ	β
1	1.035	1.01	1.5	1	2	0.75	0.25	0.6	$1/R$
$\beta*$	ρ	η	ρ_π	ρ_y	ρ_z	ρ_z^*	σ_z	σ_z^*	σ_R^Z
$1/R*$	0.75	2	1.5	0.5	0.95	0.95	0.0075	0.0027	0.019

（三）参数估计

广义矩估计能够解决预期变量的方程估计问题，有关该方法在 DSGE 模型中的具体应用可参加刘斌(2008)。估计时变量选择滞后期的通货膨胀、实际利率、名义汇率和产出缺口。估计结果见表 2，t 统计量值和 DW 值可以看出，估计结果是显著的。估计结果与刘斌（2008）结果近似相等。

表 2.　模型动态参数估计结果

ρ_R	φ_π	ϕ_y	ϕ_q	σ_z	R^2	DW
0.68[1.78]	1.08[2.3]	0.37[1.5]	0.2[0.65]	0.023[1.2]	0.59	1.84

注: 方括号内为 t 统计量。

（四）三者改革最终完成时间孰先孰后？

金融自由化过程三者次序处理不当会造成较大的经济波动，甚至是金融危机；蒙代尔不可能三角定理提醒我们，金融自由化过程容易导致货币政策独立性降低，调控效应减弱。因此下面的分析主要是基于这两个方面。用波动性分析来说明如何搭配才能避免较大的经济波动，用脉冲响应分析来说明货币政策的调控效应变动。

1、波动性分析

波动性模拟是指模拟包括各种情形下产出、通胀受到模型中各种冲击同时发生（国内技术冲击、国外技术冲击、国内利率冲击和国外利率冲击）所表现出来的波动，变量波动用标准差表示。为了体现汇率市场化和资本管制协调同步推进，模拟时设置参数 $\omega = 0.6,0.8,1$ 表示资本管制程度逐步降低直到完全放开，$\varphi_q = 0.2,0.1,0$ 表示汇率浮动程度逐步扩大直到完全浮动。

表3　各种情形下的产出和通胀波动值

参数	产出标准差			通胀标准差		
	$\omega = 0.6$	$\omega = 0.8$	$\omega = 1$	$\omega = 0.6$	$\omega = 0.8$	$\omega = 1$
$\Phi_q = 0.2$	0.0200	0.0183	0.0175	0.0091	0.0079	0.0071
$\Phi_q = 0.1$	0.0213	0.0190	0.0177	0.0097	0.0079	0.007
$\Phi_q = 0$	0.0227	0.0198	0.0180	0.0102	0.008	0.0068

当前我国的情形是 $\omega = 0.6$，$\Phi_q = 0.2$，即我国的汇率实行管理的浮动汇率制而资本管制是限制资本流动。通过横向比较：随着资本账户的逐步开放，产出和通胀的波动逐渐减小；资本账户越开放，经济波动越小的主要的原因是，资本账户越开放，个体既可以以物质资本从国家金融市场上获得私人信贷、又可以通过购买国际金融资产为字数财富提供保值的同时降级消费波动，进而达到平滑消费的目的；企业通过国家金融市场可以获得更低的融资成本，增加投资同时缓解产出波动。通过纵向比较：若保持资本账户开放程度不变，而单一的扩大汇率弹性会导致产出和通胀的波动较当前情形 0.018 和 0.0068 大。主要原因是在资本账户开放程度不变下，单一扩大汇率弹性容易导致汇率风险增大，引起外汇投机活动加剧，加剧金融市场的动荡，不利于我国的贸易改善，引起的经济波动就越大。通过对角线值比较：协调推进汇率市场化和资本账户开放，最终实现资本自由流动的完全浮动汇率制，此时的产出波动 0.0180 较当前情况下 0.0200 小,通胀波动 0.0068 较当前情形下 0.0091 小。我国金融自由化改革的最终目标是实现汇率自由化和资本完全开放，由表格可知从当前情形到最终目标，可以先实现资本账户完全开放，然后实现汇率自由化，此时对应的产出和通胀波动先减小后增大；也可以先实现汇率自由化，然后实现资本账户完全开放，此时对应的产出和通胀波动先增大后减小；还可以协调逐步推进两者，实行两者自由化，此时对应的产出和通胀波动逐步减小。因此从经济波动的角度看，逐步协调推进汇率自由化和资本账户开放，有利于经济平稳运行。

2012年2月和4月，央行调查统计司司长盛松成连续撰文勾画出了中国资本账户开放的具体时间蓝图，并提出了协调推进利率、汇率与资本账户开放的观点，被简称为协调推进论，本部分从各种冲击对经济造成的经济波动角度的结论支持了协调推进论。

2、脉冲响应分析

根据张春生、蒋海（2015）的总结，中国可供遵循的路径主要有两种模式：利率市场化→汇率自由化→资本项目开放模式（次序1），利率市场化→资本项目开放→汇率自由化模式（次序2）。两种次序的差异在于资本项目开放和汇率自由化完成时间。下面根据参数ω和φ_q的经济意义设置不同情形刻画次序1和次序2，次序1对应下面的情形1和情形3,次序2对应下面的情形2和情形4。情形1：$\omega=1$和$\varphi_q=0.2$（表示资本账户完全开放，但是汇率管制还是当前状态）；情形2：$\omega=0.6$和$\varphi_q=0$（表示资本管制还是当前状态，汇率完全放开）；情形3：$\omega=1$和$\varphi_q=0.1$（表示资本管制完全放开，汇率管制比当前放松）；情形4：$\omega=0.8$和$\varphi_q=0$（表示资本开放程度比当前放开，汇率完全放开）。情形1和3的主要区别在于情形3能反映出汇率自由化和资本账户开放协调推进，而情形1不能；类似地，情形4能反映出协调推进，而情形2不能。为了比较分析各种情形，设定基准情况为当前情形：$\omega=0.6$，$\varphi_q=0.2$（参数大小反映当前的资本管制程度与汇率浮动状态）。需要说明的是，上面取值$\omega=0.8$和$\varphi_q=0.1$，只是为了反映渐进改革的过程，由于各种情形下的经济效应是与当前情形下进行比较，所以取值只要能反映出渐进改革的过程，仍然能保证结果的规律性。

（1）货币政策调整的冲击效应

货币政策调整的冲击效应包括影响程度和作用时间两个部分。政策的影响程度方面，需要回答的是在哪种情形下货币政策调整能对产出和通胀波动产生最大的影响。在经济的起伏波动中，一种合意的情形是货币政策在该情形下能通过自身的松紧变换最大程度地烫平波动。

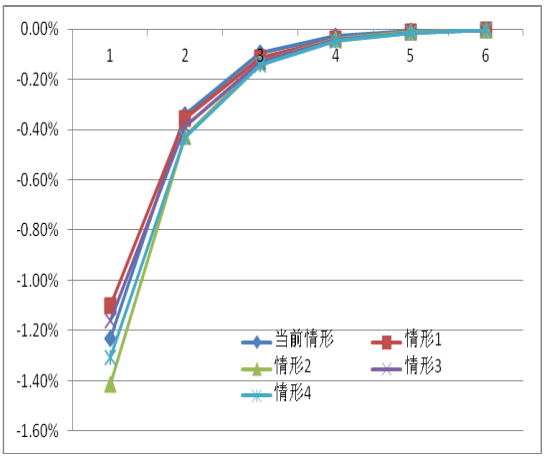


图1　各种情形下利率冲击对产出的影响

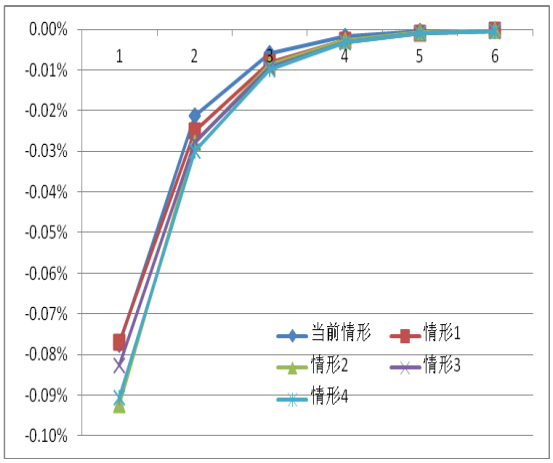


图2　各种情形下利率冲击对通胀的影响

图1和图2表明我国利率在金融改革进程中各种情况下的调控效应。货币政策调控的冲击效应包括影响程度和作用时间两个部分。可以看出，调控绩效的不同主要体现在调控的初始影响程度。政策的影响程度方面，需要回答的是在哪种情形下利率调控对产出和通胀波动产生最大的影响。相比而言，情形2和4下的货币政策调控通胀和产出的效应较当前情形下强，这说明汇率完全放开对于货币政策调控有积极的影响，汇率完全放开对于利率和汇率的联动有积极影响；而在汇率未完全市场化前完全放开资本管制对货币政策调控有消极的影响。

市场化均衡汇率能真实客观反映外汇市场的供求关系，起到调节国际收支的作用,从而正确地引导外汇资源的合理配置。非市场化汇率下开放资本账户，一部分货币将会在另一个供求平衡点上寻求交易，形成实际操作中的平行市场，资本账户开放就不能实现。汇率制度市场化促进资本账户开放进程。高市场化程度的汇率形成机制不仅有利于扩大资本账户开放范围，而且有利于强化资本账户开放性程度（何慧刚，2007）。长期以来的我国的固定汇率影响货币政策作用的发挥。为维持固定汇率，政府在外汇市场上的干预使国内被动实行了扩张的货币政策，从而导致本国货币政策受制，丧失了独立性。因此，汇率市场化改革有利于中国货币政策的独立性，增强货币政策的调控效应。

（2）非货币政策冲击下宏观经济波动分析

除货币政策冲击之外，该经济系统中宏观经济还受到国内外技术冲击、国外货币政策冲击的影响。面对非货币政策冲击，中央银行会选择一种使得宏观经济波动最小的模拟情形，因为较小产出和通胀波动意味着更小的社会福利损失。国内外技术冲击、国外货币政策冲击中国内技术冲击是引起我国经济波动的最重要冲击。因此本部分主要考察国内技术冲击的宏观经济波动。

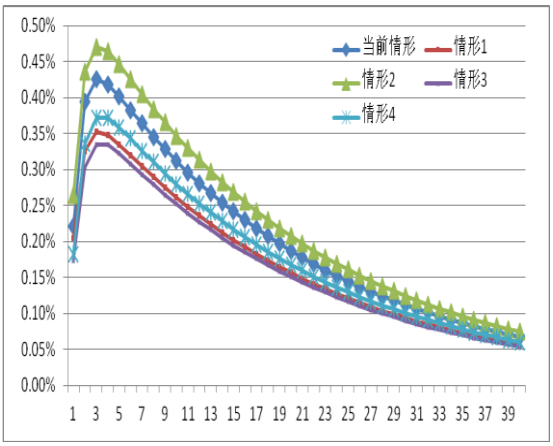


图3　各种情形下国内技术冲击对产出的影响

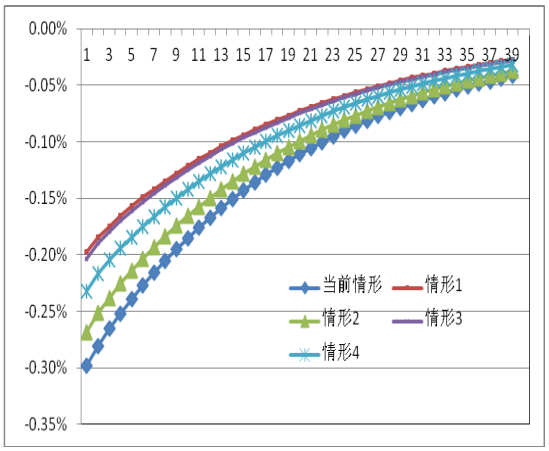


图4　各种情形下国内技术冲击对通胀的影响

图3和图4给出了各种情形下国内技术冲击对产出和通胀的动态影响。观测可以看出，面对1%的国内技术正向冲击，各种情形下受到冲击后的变动方向一致，主要差别在于初始效应。情形1、3、4下的产出和通胀波动都较当前情形下小，而情形2下的产出和通胀波动均较大，说明在当前资本管制程度下，若放开汇率管制实行完全浮动汇率制，会导致经济波动的增大；说明在金融改革过程中，汇率改革和资本账户开放协调推进，在放开资本账户前实现完全浮动汇率制能减小经济波动。

综合货币政策调整的冲击效应和技术的冲击效应，情形 4 是所有情形中最合意的，即汇率和资本管制要协调发展，但是最终完成时间上要先完成汇率市场化，然后完成资本账户完全开放。

当前我国人民币汇率虽然是“浮动”的，但从是历年数据观察，我国的浮动区间过于窄小，而且大多数是单边升值浮动，没有真正意义上的双边浮动。近年来我国贸易顺差使得国内产生巨大的外汇储备，央行为吞吐这些巨额的外汇，不得不被动地超发货币，释放流动性，导致近年央行在货币市场通过各种货币工具不断回收对冲的成本也越来越大，货币政策目标和汇率政策目标存在冲突矛盾，保持货币政策的独立性也受到影响。资本账户方面，在 1996 年实现了经常项目完全可兑换之后，我国开始部署逐步开放资本账户项目。但从学者的测算数据来看，我国资本账户仍然受到了很严格的管制，有学者认为我国资本账户的实际开放程度远落后于国际经验规律下所应达到的水平（王曦、陈中飞、王茜，2015）。结合本文实证研究结论和我国经济现实情况，认为我国应当逐步推进资本账户开放，同时适当加大目前汇率的双边浮动幅度。

五、研究结论与政策启示

本文基于张春生、蒋海（2015）国际经验的分析，在利率市场化先行完成前提下，将包含资本管制的无抛补利率平价理论融入小型开放经济 DSGE 分析框架，设置情形模拟经济波动和脉冲响应分析，分析利率市场化、资本账户开放与扩大汇率弹性的次序安排问题。通过国际经验与实证结果发现：（1）若保持资本账户开放程度不变，而单一的扩大汇率弹性会导致经济的波动较当前情形增大。（2）协调推进汇率市场化和资本账户开放，最终实现资本自由流动的完全浮动汇率制，此时的经济波动较当前情况下减小。（3）资本账户开放与汇率弹性扩大同步协调推进并且汇率市场化先行完成，能够既减小经济波动，又能够增强货币政策的调控效果。结果表明，协调推进三者改革，从完成先后时间上看，先完成利率市场化，然后是汇率市场化，最后完成资本账户开放。

本文通过模型情形模拟，反映出中国资本账户开放与利率、汇率市场化改革是协调推进的关系；并且，在三者相互协调推进的过程中，有一个相对先后次序和重要性问题，模型实证显示，相对于资本账户开放，首先应适当加快汇率市场化改革，有助于形成利率、汇率与资本账户开放改革发展的良性循环，达到事半功倍的效果。加速推进利率、汇率市场化改革的步伐，随着中国利率、汇率市场化改革的渐进完成和步入良性循环轨道，其对资本账户开放也会起着积极促进和示范作用。

从实践上看，我国采取了与印度、澳大利亚、中国台湾、韩国、智利类似的同时渐进模式，这其实就是“协调推进”模式，事实证明协调推进三者改革是成功的，成功抵御了两次金融危机并保持国内宏观经济基本稳定。近期内，我国资本账户开放度还不高，人民币汇率制度宜继续实施有管理的浮动汇率制度。随着经济持续发展和进一步融入国际经济体系，中国应顺应国际货币体系的两大趋势，继续扩大汇率弹性，最终实现完全浮动汇率制；逐步开放资本账户至实现资本完全流动；同时三者改革过程中要采取协调渐进模式，完成时间上选择利率市场化→汇率自由化→资本项目开放模式。

参考文献

[1] 卞志村.开放经济下的最优货币政策，MCI 及在中国的检验[J].数量经济技术经济研究,2008(4): 17-28。

[2] 盛松成.我国加快资本账户开放的条件基本成熟[J].中国金融,2012(5):14-17。

[3] 盛松成. 协调推进利率汇率改革和资本账户开放[J].中国金融,2012(9):9-12。

[4] 陈云，国际宏观经济学的新方法：NOEM-DSGE模型[J].经济学家,2010(2):38-45。

[5] 曹勇.与资本项目开放有关的几个问题的再思考[J].金融研究，2004,（4）:118-122。

[6] 戴玉宝,蔡飞.论中国利率的市场化—兼论利率市场化和汇率市场化的顺序[J].特区经济,2005 (8):154-155。

[7] 何慧刚.中国利率-汇率联动协调机制：利率汇率平价模型视角[J].求索，2007(4):8-11。

[8] 黄继炜.印度的资本流动与资本账户开放[J].金融理论与实践,2009(7):105-110。

[9] 金中夏,洪浩,李宏瑾.利率市场化对货币政策有效性和经济结构调整的影响[J].经济研究,2013 (4):69-81。

[10] 刘斌.我国DSGE 模型的开发及在货币政策分析中的应用[J],金融研究.2008(10)：1-21。

[11] 雷达,赵勇.中国资本账户开放程度的测算[J].经济理论与经济管理,2008(5):5-13。

[12] 李晓杰.协调推进中国利率、汇率与资本账户开放改革理论及SVAR 实证研究[J].宏观经济研究 2013(3):24-31。

[13] 鲁政委.资本项目开放的次序重要吗[R].兴业银行研究报告，2014年9月2日。

[14] 孙立坚.开放经济中的外部冲击效应和汇率安排[M].上海:上海人民出版社,2005，35-40。

[15] 王晓天,张淑娟.开放条件下货币政策目标规则的比较—个简单的理论框架与中国货币政策名义锚的选择[J].金融研究,2007(4):14-29。

[16] 王曦、陈中飞、王茜，我国资本账户加速开放的条件基本成熟了吗[J].国际金融研究,2015(1): 70-82。

[17] 袁申国,陈平,刘兰凤.汇率制度,金融加速器和经济波动[J].经济研究,2010(1):57-70。

[18] 张宗新.金融开放条件下利率改革和汇率改革的协同效应分析[J].国际金融研究,2006(9): 9-14。

[19] 张春生、蒋海，利率市场化、汇率自由化与资本项目开放的次序：理论、经验与选择[J],经济学家，2015(5):52-61。

[20] 张卫平,货币政策理论—基于动态一般均衡方法[M],北京大学出版社，2012第1版：58-62。

[20] Calvo G A., 1983, Staggered prices in a utility-maximizing framework, Journal of monetary Economics, 12(3):383-398.

[21] Funke.Timing and sequencing of reforms: competing views and role of credibility[J], Kyklos, Wiley

Blackwell,1993, 46(3):337-62.

[22] Guillermo J. Escudé, The Possible Trinity: Optimal Interest Rate, Exchange Rate, and Taxes on Capital Flows in a DSGE Model for a Small Open Economy[J],The open-Acess, Open-Assessment E-Journal, Vol. 8,2014-25, June 25, 2014:1-59.

[23] Huw Pill & Mahmood Pradhan, 1995. Financial Indicators and Financial Change in Africa and Asia, IMF Working Papers 95/123, International Monetary Fund.

[24] Quirk. Capital account convertibility: a new model for developing countries[r].IMF working paper 1994, wp/94/81.

[25] Sachs. Understanding shock therapy[M]. Social market foundation occasional paper, no.7, 1994.

[26] S Edwards, M S Khan Interest Rate Determination in Developing Countries: A Conceptual Framework [Z], NBER Working Paper Series No 1531, 1985.

[27] Willamson&Mahar. A survey of financial liberalization[R].Essays in International Finance,No.211, (09) 1998.

The Arrangement of Interest Rate Marketization, Exchange Rate Regime Flexiblization and Capital Account Liberalization—Based on the Simulation of a NOEM-DSGE Model

Abstract: we take no uncovered interest rate parity theory of capital controls into a small open economy dynamic stochastic general equilibrium model framework, to analyze the arrangement order of interest rate liberalization, capital account opening and the exchange rate liberalization based on economic fluctuation, impulse response function and the loss of social welfare. We found that: the capital account openness unchanged, only expand increase exchange rate flexibility can lead to fluctuations in output and larger welfare loss; coordinated promote the liberalization of exchange rate and capital account open, and finally realizes the free capital flows and floating exchange rate system completely, could reduce economic fluctuation; opening capital account and expanding exchange rate flexibility synchronously coordinate can reduce the economic fluctuations, and enhance the control effect of monetary policy. Conclusion shows that coordinated promote market-oriented interest rate reform, capital account opening and exchange rate reform, finally complete the order of the time to arrange the first interest rate liberalization, and liberalization of exchange rate, the last opening capital account.

Key words: interest rate liberalization; Open capital account; Enlarge exchange rate flexibility; NOEM-DSGE model

中国影子银行体系发展、利率传导与货币政策调控

许少强[1] 颜永嘉[2]

【摘 要】影子银行体系的重要特征之一是实施监管套利，反映在其金融产品的定价上，即是突破货币当局对于利率的管制，改变货币政策实施的外部环境，进而对货币政策调控发生作用的渠道和方式产生影响。过去几年间，中国影子银行体系的发展给整个金融体系运行带来的改变，正在印证这一进程。本文基于传统银行体系和影子银行体系的简化资产负债表构建理论模型，推导了影子银行体系发展对不同利率之间传导路径的可能影响，进而采用向量自回归（VAR）方法对理论模型的推论进行了实证检验。结果表明：影子银行体系的发展推动了我国市场化利率的形成、改善了市场化利率的传导、优化了向价格型货币政策调控体系转型的外部环境，但市场化利率传导的效率和效果还有待提高，亟待更多的配套制度予以推进。

【关键词】影子银行体系；利率传导；货币政策调控

一、引 言

利率作为金融产品的价格，在货币政策的传导中历来发挥着举足轻重的作用。从理论的重要性来讲，对货币政策传导机制的讨论主要集中于利率（货币）渠道和银行信贷渠道(Mishkin,1996)。一般意义上货币政策传导的利率渠道发挥作用的基础是发达的金融市场。在这个市场上，各种利率（包括货币市场、债券市场、信贷市场等）的形成高度市场化，相互之间的引领或推动关系紧密。此时，中央银行通过调整政策目标利率，有效影响货币市场上的短期名义利率，顺畅传导到债券市场上的中长期名义利率，有力促使金融机构调整存贷款利率，在价格刚性的条件下必然导致实际利率的变化，从而影响企业和居民的投资、生产和消费行为，并最终对实体经济产生影响。基于这些条件，此利率渠道也可以称之为货币政策传导的市场利率渠道。张晓慧（2012）指出，由于我国尚处在利率市场化的进程中，所谓调整政策目标利率，更多的是指调整金融机构的存贷款基准利率，其对实体经济的影响更为

[1] 许少强，复旦大学经济学院
[2] 颜永嘉，中国人民银行上海总部

迅速和直接。姜再勇、钟正生（2010）定义我国这种非一般意义上的利率渠道为货币政策传导的管制利率渠道，即由中央银行直接规定存贷款基准利率，商业银行在允许的浮动范围内决定实际贷款利率，从而影响投资、生产和消费的融资成本，并最终对实体经济产生影响。在这一渠道中，由于商业银行只能在允许的浮动范围内调整存贷款利率水平，利率市场化程度较低，且货币市场和债券、信贷等市场之间通常相互割裂，不同市场利率之间的联动机制没有成型。

作为规避监管和应对竞争的产物，过去十年来，以银行存款理财化、银行贷款表外化、同业业务异质化为主要特征的中国式影子银行体系蓬勃发展，起到了推动我国利率市场化改革进程的积极作用。黄益平等（2012）认为，以信托贷款为代表的中国式影子银行是金融创新的一种形式，是对金融抑制（实际贷款利率偏低导致企业对信贷的过度需求，实际存款利率甚至为负使居民亲睐银行理财计划）和紧缩货币政策的反应，是一种自下而上的利率市场化形式。巴曙松（2013）认为，当前的影子银行更多的是金融结构发展、融资多元化进程中的一个表现，在现有制度框架下能部分实现我国金融体系中一些无法有效突破的改革目标，比如利率市场化、融资渠道多元化等。实践中，这种推动和突破正在改变不同市场利率之间的割裂状态，强化他们之间的相互关联和有机联动，进而对货币政策调控造成影响。

那么，我国影子银行体系发展对利率市场化改革进程的影响，是通过怎样的路径发生作用的？作用程度如何？给现行的货币政策调控框架又带来怎样的影响？本文借鉴何东、王红林（2011）建立的利率双轨制下的货币政策传导模型，在假设和结构上引入影子银行体系进行了拓展和深化，论证了其发展对不同市场利率之间传导路径的影响，进而采用向量自回归（VAR）方法进行了实证检验，提出了完善货币政策调控框架的建议。

二、文献综述

由于存贷款利率长期受到管制，多数研究成果显示，我国货币政策的利率传导渠道作用并不明显，但随着利率市场化的推进，效力正在逐步显现。盛松成、吴培新（2008）认为，中国各种市场利率的形成表现为：除了存贷款利率外，同一层次的利率是由市场竞争形成的，而不同层次的利率(如同业拆借利率、存贷款利率) 之间由于利率管制而不能根据成本和风险由市场竞争形成，无法形成市场化的传导链条，货币政策也就难以通过利率渠道来传导。宋旺、钟正生（2010）对产出缺口和实际利率构成的扩展 IS 方程进行岭回归分析，结果表明，从 1996 年开始，随着金融脱媒程度的加深，我国货币政策从实际利率到产出的传导逐

渐疏通，利率渠道在我国开始发挥作用。姜再勇、钟正生（2010）从管制利率和市场利率两个角度全面分析了我国货币政策传导的利率渠道，实证结果表明，随着我国利率市场化改革进程的推进，贷款基准利率调整对实际产出和物价水平的效应均降低了，货币政策传导管制利率渠道的效果削弱了，2003 年后我国货币政策传导市场利率渠道的效果发生显著改变，同业拆借利率变动平抑物价和产出波动的效果更强劲、更持续。

近年也有国内外学者将影子银行体系引入到与货币政策相关的分析当中，但很少涉及对货币政策利率传导渠道的深入研究。周莉萍（2011；2012）提出，影子银行体系的证券化业务活动能够提高商业银行的盈利能力，强化其贷款能力乃至货币供给能力，同时对货币市场影响深远，腐蚀了中央银行在货币市场进行调控的基础。Sheng(2011)运用大量时序数据证明了影子银行体系对货币供应量放大的影响，提出应当以广义货币加上影子银行作为货币供应量的新衡量标准。Moe(2014)的研究表明，由价值具有高度波动性的抵押品支持的影子银行体系信用创造活动，使得整个金融体系更加脆弱，中央银行必须采取措施抑制其信用扩张，关键是在经济上行周期中控制准货币的增长。Mazelis（2014）运用 DSGE 模型考察了在影子银行存在的情况下货币政策的信贷渠道传导效应，其中传统银行通过资产负债表渠道对政策冲击产生反应，影子银行通过贷款渠道对政策冲击产生反应，结果表明，影子银行的扩张会显著削弱货币政策的信贷渠道传导效应。裘翔、周强龙（2014）把我国影子银行视为一个“通道”，通过交易结构的设计使商业银行与原本无法获得融资的主体联系起来，在 DNK－DSGE 框架下引入了包含影子银行的金融中介部门，探究了该中介体系对货币政策信贷传导渠道有效性的影响，认为影子银行呈现明显的逆周期特征，削弱了货币政策的有效性。王振、曾辉（2014）将贷款市场引入到传统的 IS-LM 模型中构建 CL-LM 模型，分析了影子银行对货币政策的影响机制，结果表明，影子银行的发展导致货币流通速度的可控性和可测性降低，增大了货币供应量等中介目标的监测难度，并影响到信贷、利率等货币政策传导机制的效果。毛泽盛、许艳梅（2015）将影子银行引入分析货币政策传导信贷渠道的经典 CC-LM 模型，提出影子银行对商业银行的信用中介功能起替代作用，因而会对货币政策产生影响，且造成非对称效应。Funke，Mihaylovski 和 Zhu(2015)构建非线性 DSGE 模型，考察了中国货币政策、传统银行体系、影子银行体系之间的相互作用，以及金融自由化和监管改革对影子银行体系发展的影响，结论认为，利率市场化将使得货币政策传导更为有效，实体经济将能够更好地应对波动性的冲击，而存款将重新回到传统银行体系，进而抑制影子银行体系的扩张。

从已有的文献资料看，鉴于西方国家不存在利率管制，外文文献以及中文文献中对于国

外影子银行体系与货币政策关系的研究集中在其信用创造功能对货币供求等数量指标的影响上。对于中国影子银行体系对货币政策的影响，从信贷视角探讨的文献较多，从利率视角研究的文献很少，对于新的金融环境下各种利率的传导路径以及对货币政策调控的影响关注不多，而在利率市场化不断推进的背景下，这方面的研究尤有现实意义。本文尝试从微观市场参与者（传统的商业银行体系和新兴的影子银行体系）的简化资产负债表入手，通过构建理论模型初步推演影子银行体系发展对于各种利率传导路径的影响，并使用VAR方法对有关推论进行实证检验和评估分析，藉此提出给货币政策调控框架转型带来的启示。

三、理论模型

情形一：传统金融体系下的利率传导

假设1：在无影子银行的传统金融体系中，商业银行是绝对主导的信用供给主体。这基本符合我国2005年以前的金融结构状况。2004年、2005年，我国住户部门的资金来源（负债）中银行贷款占比均为100%，非金融企业部门资金来源（负债）中银行贷款分别占比63.3%和64%（易纲、宋旺，2008）。

假设2：存款利率受到严格管制，贷款利率允许在一定范围内浮动，商业银行具备一定的资产配置自主权。实际上，我国的利率市场化正是按照“先贷款、后存款”的步骤稳步推进的，贷款利率的市场化进程明显快于存款利率，2004年10月放开贷款利率上限，2013年7月取消贷款利率下限，存款利率允许下浮（一直不是紧的约束）但仍施行基准利率上浮倍数上限管理。

假设 3：在银行体系中有 N 个相互独立的商业银行， N 足够大，以致于没有一个商业银行可以拥有影响市场定价的能力（近似完全竞争市场）。商业银行从企业和居民手中吸收存款(D_i)，在信贷市场发放贷款（L_i）。商业银行的资产还包括根据存款准备金率（α ）上缴的法定存款准备金，并可以在货币与债券市场上拆借资金、投资债券等，形成在金融市场上的净头寸（NP_i）。

那么，商业银行 i 的利润最大化条件可以写成如下形式：

$$\tilde{O}_i = \underset{L_i,D_i,NP_i}{Max}\{r_l L_i + r_r a D_i + r_{np} NP_i - r_d D_i - C(D_i, L_i, NP_i)\}$$

式中 r_l 代表贷款利率， r_d 代表存款利率， r_r 是存款准备金利率， r_{np} 是货币与债券市场的市场利率。$C(D_i, L_i, NP_i)$代表银行的经营管理成本，该成本是存贷款和金融市场净

头寸的函数。由于通常贷款利率高于投资于货币和债券市场的收益率，因此NP_i由下式决定：

$$NP_i = D_i - L_i - aD_i$$

由此利润最大化条件可以改写为：

$$\tilde{O}_i = \underset{L_i, D_i, NP_i}{Max}\{r_l L_i + r_r a D_i + r_{np}(D_i - L_i - aD_i) - r_d D_i - C(D_i, L_i, NP_i)\}$$

目标函数分别对D_i、L_i求一阶导数，可以得到以下结果：

对D_i求一阶导数：

$$ar_r + (1-a)r_{np} = r_d + \partial C(D_i, L_i, NP_i)/\partial D_i$$

其中，$\partial C(D_i, L_i, NP_i)/\partial D_i$是存款的边际管理成本。上式的左边是存款的边际收益，等于右边的商业银行吸收存款的成本：存款利息支付r_d加上存款的边际管理成本$\partial C(D_i, L_i, NP_i)/\partial D_i$。

对L_i求一阶导数：

$$r_l = r_{np} + \partial C(D_i, L_i, NP_i)/\partial L_i$$

其中，$\partial C(D_i, L_i, NP_i)/\partial L_i$是贷款的边际管理成本。由上式可知，为了利润最大化，商业银行从贷款中获得的边际收益应该等于其边际成本：贷款的机会成本r_{np}与边际管理成本$\partial C(D_i, L_i, NP_i)/\partial L_i$之和。

通过两个一阶导数直观地看，存款利率与货币和债券市场利率、贷款利率与货币和债券市场利率以及由货币和债券市场利率连接的存款利率和贷款利率之间存在着关联关系，但通过何种路径需要进一步的分析。

在不考虑金融结构变迁（即传统金融体系）的情况下，樊明太（2004）对 1992 年 1 月至 2003 年 4 月期间的银行存款利率、银行贷款利率、同业拆借利率之间的因果关系进行了检验，得出如下结论：三种利率之间的传导过程为银行存款利率 ⟶ 同业拆借利率 ⟶ 银行贷款利率（⟶ 银行存款利率），并提出同业拆借利率是适应相应的存款利率、贷款利率的市场行为。参考上述结论[3]，可以得到：

[3] 尽管此后我国利率市场化进程有序推进，但实际上直到 2013 年底贷款利率管制才完全放开，存款利率上浮从 2014 年起才步入快车道，由此在近年来的业务实践中，商业银行延续着存贷立行、以存定贷的经营模

$$r_{np} = (r_d + \partial C(D_i, L_i, NP_i) / \partial D_i - \alpha r_r) / 1- \alpha$$

进而得到以下结果：

$$r_l = (r_d + \partial C(D_i, L_i, NP_i) / \partial D_i - \alpha r_r) / (1- \alpha)$$
$$+ \partial C(D_i, L_i, NP_i) / \partial L_i$$

推论一：在没有影子银行的传统金融体系下，银行贷款利率主要受管制的存款利率影响，并与贷款、存款的边际管理成本以及存款准备金率、准备金利率（机会成本）等因素相关。这与有关的经验分析是相一致的。盛松成、吴培新（2008）指出，我国央行根据当前及未来一段时期的通货膨胀状况以及其他因素来调整一年期储蓄存款利率，而贷款利率一般是在一年期储蓄存款利率的基础上，根据银行的经营管理成本测算加点而成，因而一年期储蓄存款利率在存贷款利率体系中具有标杆性的作用。在此情况下，货币政策传导的管制利率渠道是容易发挥效力的。

情形二：加入影子银行体系后的利率传导

中国的影子银行体系目前多数是依附于传统商业银行的产物，主要表现为“银行的影子”(殷剑锋，2013)。因为其资金来源或本身就是商业银行的表外负债，或大部分对接商业银行的自有资金或表外理财资金，其资金运用对象则多数本就是商业银行的客户[4]，只是受限于贷存比、资本充足率或信贷政策导向等因素，商业银行无法自己发放贷款，于是就借用这些影子银行实体作为“通道”（从资金来源到资金投向均是由商业银行主导）来完成贷款投放以维护客户关系。也正由于此，不同于上世纪70、80年代在美国信贷市场上发生的情况—大量非银行金融机构介入传统商业银行的信贷领域，加剧了市场竞争，从而引致贷款利率下降（Gordon 和Sellon，2002)，我国非银行金融机构参与信贷市场并没有引致贷款利率的下降，反而推升了贷款利率，因为其进入信贷市场不是替代商业银行而是与商业银行形成了互补关系，服务的客户恰恰是商业银行不能通过表内贷款投放的、风险相对更高的限制类企业，比如房地产公司、地方政府融资平台公司等。

因此，从本质上讲，中国影子银行体系在很大程度上是由商业银行自己或联合其他非银行金融机构将传统存贷款业务平移到资产负债表外形成的，相当于传统商业银行在表外再造了一个类银行体系，拓展了资金来源并以此为基础扩大了信贷投放，不同的是在这个新的类

式，基于假设 3 简化的商业银行资产负债表，2004 年以后传统金融体系下这个传导路径仍可适用。

[4] 从需求方看，在我国长期商业银行绝对主导的融资模式下，企业外源融资渠道基本仅有银行；从供给方看，多数非银行金融机构并没有相应的人才、技术、渠道来自主开发融资产品。

银行体系中，其负债成本不再象存款一样受管制而是市场化的，其资产则是风险更高的类贷款产品，且没有存款准备金率、贷存比、资本充足率等监管指标要求和信贷规模管理、信贷政策导向等限制性要求。

根据这个思路框架，在引入影子银行体系的分析中，首先将商业银行和影子银行体系的资产负债表分开探讨，而后将二者并表考察。

首先，对影子银行体系下的商业银行重新分析。

假设4：在影子银行体系加入后，商业银行的负债端增加了同业负债（ID_i）,资产端增加了同业资产（IL_i）,并均按照市场化利率r_{id}和r_{il}定价。这与商业银行资产负债表的现状是相符合的。

此时，商业银行在货币和债券市场的净头寸变为：

$$NP_i = D_i + ID_i - L_i - IL_i - aD_i$$

商业银行i的利润最大化条件变成如下形式：

$$\tilde{O}_i = \max_{L_i, D_i, IL_i, ID_i, NP_i} \{r_l L_i + r_{il} IL_i + r_r a D_i + r_{np}(D_i + ID_i - L_i - IL_i - aD_i) - r_d D_i - r_{id} ID_i - C(L_i, D_i, IL_i, ID_i, NP_i)\}$$

目标函数分别对D_i、L_i求一阶导数，可以得到以下结果：

$$ar_r + (1-a)r_{np} = r_d + \partial C(D_i, L_i, ID_i, IL_i, NP_i)/\partial D_i$$

$$r_l = r_{np} + \partial C(D_i, L_i, ID_i, IL_i, NP_i)/\partial L_i$$

推论二：同情形一，通过上述两个式子直观地看，银行贷款利率、受管制的存款利率以及货币和债券市场利率之间仍存在着关联关系，但具体路径须通过新的数据进行检验判断（详见下文实证结果），此处仅做经验和理论分析。

实践中，存贷款基准利率由中国人民银行公布，是重要的货币政策调控工具（张晓慧，2012），属于政策利率范畴，2004年10月取消存款利率下限和贷款利率上限以及2013年7月取消贷款利率下限也没有改变这种状况。何东、王红林（2011）的理论校准结果显示，存款基准利率是央行最有力的货币政策工具，使用2004年10月30日至2010年11月15日的逐日数据进行的实证分析结果表明，所有市场（包括货币和债券市场）利率都随着存款基准利率的上升而上升。所以同情形一，从存款利率传导到货币和债券市场利率的渠道应仍是显著存在的。

但是反过来，货币和债券市场利率变化对存贷款基准利率调整是否形成了牵引作用

呢？姚余栋、李宏瑾（2013）指出，我国存贷款基准利率的调整往往是滞后的，在决策当局政策偏好中排在公开市场操作和法定存款准备金率调整之后，近年来货币市场利率对经济和政策的反应灵敏度已大大提高。因此，这种牵引作用正在初步显现。

另外，金融服务行业的竞争程度和主体结构也会影响银行贷款利率水平。在主体垄断、竞争较少的条件下，负债成本的变化较容易传导到银行贷款的价格上。而在影子银行体系快速发展的情况下，商业银行面临更多类型的金融机构竞争，类存款、类贷款产品不断涌现，商业银行的存贷款定价策略必然随之发生变化，导致传导过程更为复杂。

继续将目标函数分别对 ID_i、IL_i 求一阶导数，可以得到以下结果:

$$r_{np} = r_{id} + \partial C(D_i, L_i, ID_i, IL_i, NP_i) / \partial ID_i$$

$$r_{il} = r_{np} + \partial C(D_i, L_i, ID_i, IL_i, NP_i) / \partial IL_i$$

推论三：在这两个式子中出现的同业负债利率、同业资产利率以及货币和债券市场利率均是市场化利率，它们相互影响，即反映出商业银行有相当部分的负债和资产已经实现了完全的市场化定价，由此导致其资产负债表更易受到市场利率波动的影响，市场利率渠道的作用更加彰显。另外，由于同业负债、同业资产等均不在存贷款基准利率管理的调控范围内，管制利率渠道的效力可能被削弱。

其次，对影子银行体系进行单独分析。

假设 5：在影子银行体系中有 N 个相互独立的影子银行实体，N 足够大，以致于没有一个影子银行实体可以拥有影响市场定价的能力（近似完全竞争市场）。对于单个影子银行实体来说，依附于前述的商业银行而存在，其资金来源包括使用市场化利率 r_d^s 吸收的企业和居民类存款（D_i^s）—发行各类资产管理计划，和同业负债（ID_i^S）—主要来源是商业银行，其资金运用主要是发放影子银行贷款（L_i^s）。由于没有存款准备金要求，发放贷款后的剩余资金一部分存放于商业银行形成同业资产（IL_i^s），另有一部分投资于货币和债券市场形成净头寸（NP_i^s），作为流动性储备。与商业银行一样，同业资产和同业负债按照市场化利率 r_{id} 和 r_{il} 定价。

令 $$NP_i^s = D_i^s + ID_i^s - L_i^s - IL_i^s$$

另外，从单个商业银行和其附属的影子银行体系构成的“虚拟”商业银行资产负债平衡考虑，存在以下钩稽关系 $ID_i^s = IL_i$，$IL_i^s = ID_i$。

影子银行实体i的利润最大化条件为如下形式：

$$\tilde{O}_i^s = \underset{L_i^s, IL_i^s, D_i^s, ID_i^s, NP_i^s}{Max} \left\{ r_l^s L_i^s + r_{il} IL_i^s + r_{np}(D_i^s + ID_i^s - L_i^s - IL_i^s) - r_d^s D_i^s - r_{id} ID_i^s - C^s(L_i^s, IL_i^s, D_i^s, ID_i^s, NP_i^s) \right\}$$

目标函数分别对D_i^s、L_i^s、ID_i^s、IL_i^s求一阶导数，可以得到以下结果：

$$r_{np} = r_d^s + \partial C^s(L_i^s, IL_i^s, D_i^s, ID_i^s, NP_i^s) / \partial D_i^s$$

$$r_l^s = r_{np} + \partial C^s(L_i^s, IL_i^s, D_i^s, ID_i^s, NP_i^s) / \partial L_i^s$$

$$r_{np} = r_{id} + \partial C^s(L_i^s, IL_i^s, D_i^s, ID_i^s, NP_i^s) / \partial ID_i^s$$

$$r_{il} = r_{np} + \partial C^s(L_i^s, IL_i^s, D_i^s, ID_i^s, NP_i^s) / \partial IL_i^s$$

推论四：由于上述四个式子中出现的利率全部是市场化利率，可以推定影子银行体系负债端和资产端的定价完全是市场化的，都与货币和债券市场利率紧密相连，使用市场化的利率手段对其发展进行调控是容易取得效果的。同时可以看到，存贷款利率管制无法对其实施影响。

最后，将商业银行和影子银行体系并表进行分析。

假设6：并表后的“虚拟”商业银行实体资金来源包括以受管制利率r_d吸收的企业和居民存款（D_i），这部分存款需按照一定比例（α）缴存准备金，准备金利率为r_r，以市场化利率r_d^s吸收的企业和居民类存款（D_i^s），这部分存款无需缴纳存款准备金，且通常$r_d^s > r_d$。吸收的存款和类存款资金主要用于发放贷款，其中一部分以利率r_l发放商业银行贷款（L_i），一部分以利率r_l^s发放影子银行贷款（L_i^s），且由于影子银行贷款的风险通常高于商业银行贷款，因此$r_l^s > r_l$。此外，资金还可以用于投资货币和债券市场，形成金融市场上的净头寸（NP_i^{bs}），收益率为r_{np}。需要特别说明的是，在将商业银行和影子银行体系合并讨论时，根据前面的钩稽关系，两者之间发生的同业债权债务互相抵销，因此无须再纳入分析。

令 $$NP_i^{bs} = NP_i + NP_i^s = D_i + D_i^s - L_i - L_i^s - aD_i$$

“虚拟”商业银行实体的利润最大化可以如此表述：

$$\tilde{O}_i^{bs} = \underset{D_i, D_i^s, L_i, L_i^s, NP^{bs}}{Max} \begin{Bmatrix} r_l L_i + r_l^s L_i^s + r_r a D_i + r_{np}(D_i + D_i^s - L_i - L_i^s - a D_i) \\ - r_d D_i - r_d^s D_i^s - C^{bs}(D_i, D_i^s, L_i, L_i^s, NP_i^{bs}) \end{Bmatrix}$$

目标函数分别对 D_i、L_i、D_i^s、L_i^s 求一阶导数，可以得到如下结果：

$$a r_r + (1-a) r_{np} = r_d + \partial C^{bs}(D_i, D_i^s, L_i, L_i^s, NP_i^{bs}) / \partial D_i$$

$$r_l = r_{np} + \partial C^{bs}(D_i, D_i^s, L_i, L_i^s, NP_i^{bs}) / \partial L_i$$

$$r_{np} = r_d^s + \partial C^{bs}(D_i, D_i^s, L_i, L_i^s, NP_i^{bs}) / \partial D_i^s$$

$$r_l^s = r_{np} + \partial C^{bs}(D_i, D_i^s, L_i, L_i^s, NP_i^{bs}) / \partial L_i^s$$

推论五：在并入影子银行体系后，“虚拟”商业银行相当一部分的贷款利率开始受到市场化利率的直接影响，货币政策传导的市场利率渠道效力有望更为凸显。另外，相当一部分以市场化利率、通过市场化渠道吸收的类存款负债和发放的类贷款资产均不在传统的货币政策工具调控范围内，管制利率渠道效力可能有所降低。

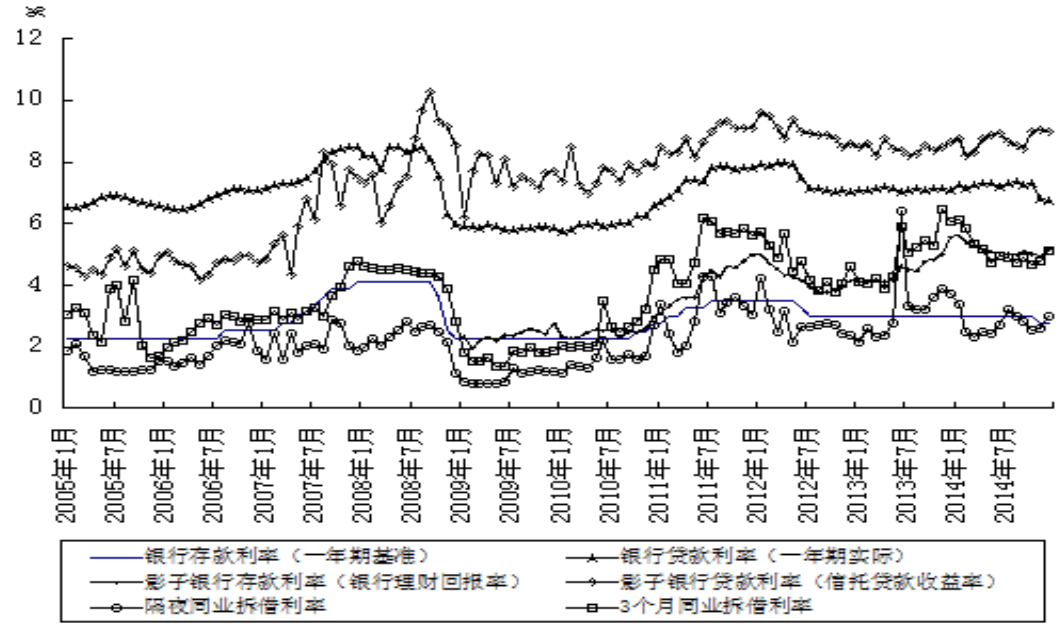
四、实证分析

（一）数据选取

影子银行体系作为一种新型的信用中介形式，其运作模式与传统商业银行发挥信用中介功能时非常相似，即通过短存长贷、期限错配来获取利差收益。在我国的实践中，兴起时间最早、发展规模最大、数据统计最全的影子银行体系以银行理财计划和信托贷款为代表。其中，银行理财计划募集的资金是影子银行体系的主要资金来源，形成类存款，而后通过对接贷款类信托计划发放信托贷款是主要的资金运用渠道，形成类贷款。

因此，本文分别选取银行理财计划（三至六个月占比近九成）回报率代表影子银行存款利率(SDR)，贷款类信托计划（期限多为一至两年）预期收益率代表影子银行贷款利率（SLR），3个月同业拆借利率（IOR_3M）代表同业负债（资产）的成本（收益）—与当前多数同业存款、同业借款、同业存单的期限相吻合，分别与一年期银行存款基准利率（BDR）、一年期银行贷款实际利率（BLR）、隔夜同业拆借利率（IOR）进行对比。其中，贷款类信托计划预期收益率数据取自WIND资讯，其他数据取自CEIC中国经济数据库。一年期银行贷款实际利率通过中国人民银行公布的贷款基准利率以及银行实际执行的贷款利率上浮、基准、下浮占比测算得出。银行理财计划回报率样本区间为2009年1月至2014年12月，其他数据样本

区间为2005年1月至2014年12月。



2005 年以来银行存贷款利率、影子银行存贷款利率和货币市场利率走势

数据来源：CEIC 中国经济数据库、WIND 资讯。

直观地看，有关利率走势与理论模型中的推论基本相符合：一是银行实际贷款利率主要受银行存款基准利率影响，变动趋势基本一致；二是影子银行存款利率明显高于银行存款基准利率，变相突破了管制，且 2011 年以后有明显扩大趋势，加剧了存款的分流；三是影子银行贷款利率，在 2009 年之前并不高于银行贷款利率，2009 年之后信贷规模管理趋紧，影子银行贷款作为银行贷款的补充，出现了相应的规模溢价，也反映了对表外贷款更高风险的一种补偿；四是影子银行存款、贷款利率与隔夜以及 3 个月同业拆借利率的联动性要好于银行存款、贷款利率。

（二）实证检验

向量自回归(VAR)模型将经济系统中每一个变量作为所有变量的滞后项函数来构造模型，用于分析相互关联的时间序列之间的动态冲击，从而解释系统中某一时间序列对其他时间序列造成的影响。这一方法基于时间序列的数据统计性质建模，不再人为地区分内生和外生变量，最大限度地反映经济系统中不同变量之间的相互作用关系，因而被广泛地应用于考察与货币政策相关的多变量影响研究文献中。

因此，为准确评估以上利率之间的相互影响关系，本文使用 VAR 模型进行实证检验，构建内生向量（BLR BDR SDR SLR IOR_3M）'。为防止伪回归现象，首先进行单位根检验，结果显示，除了隔夜同业拆借利率外，其他利率均不是平稳序列，都是一阶单整的 I（1）

序列（表 1）。

表 1 变量单位根检验结果

变量	（C,T,K）	DW 值	ADF 值	5%临界值	1%临界值	结论
BLR	(0,0,0)	2.09	-7.51	-1.94	-2.58	I(1)
BDR	(0,0,0)	2.03	-6.86	-1.94	-2.58	I(1)
SDR	(0,0,0)	1.86	-7.42	-1.95	-2.60	I(1)
SLR	(0,0,0)	2.10	-14.01	-1.94	-2.58	I(1)
IOR_3M	(0,0,0)	2.01	-12.28	-1.94	-2.58	I(1)
IOR	(C,0,1)	2.04	-3.12	-2.89	-3.49	I(0)

注：（C,T,K）表示 ADF 检验式是否包含常数项、时间趋势项和滞后期数，其中滞后期数的选择依据是 DW 值。

据此，对银行贷款利率、银行存款利率、影子银行存款利率、影子银行贷款利率、3 个月同业拆借利率等五个一阶单整变量（鉴于银行理财计划回报率 2009 年以前的数据不可得，因此以上变量统一取 2009 年 1 月至 2014 年 12 月的数据进行分析）进行 Johansen 协整检验。检验结果表明这些变量之间存在着一个协整关系（表 2），即说明它们有着长期均衡关系。

表 2 变量协整检验结果

原假设	特征值	迹统计量	5%临界值	伴随概率
不存在协整关系	0.440220	92.91816	76.97277	0.0019
最多一个协整关系	0.340511	52.30337	54.07904	0.0714
最多两个协整关系	0.186597	23.16305	35.19275	0.5175
最多三个协整关系	0.069683	8.706053	20.26184	0.7633

进而构建协整基础上的向量误差修正（VEC）模型进行进一步的分析。综合使用似然比（LR）、最终预测误差（FPE）、AIC 准则、SC 准则和 HQ 准则等指标选择模型滞后期，结果如下（表 3），多数指标显示最优滞后期为 1 期。

表 3 VAR 模型滞后期选择结果

滞后期	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-86.57605	NA	1.10e-05	2.775032	2.940915	2.840580
1	149.7091	429.6094	1.83e-08*	-3.627549	-2.632251*	-3.234259*
2	166.2621	27.58832	2.40e-08	-3.371579	-1.546866	-2.650548
3	200.4262	51.76382*	1.88e-08	-3.649279*	-0.995152	-2.600508
4	211.0300	14.45967	3.10e-08	-3.213030	0.270512	-1.836517

5	231.4675	24.77271	3.98e-08	-3.074771	1.238185	-1.370517
6	246.9573	16.42863	6.33e-08	-2.786585	2.355786	-0.754590

注：* 表示最优滞后期数。

基于 VAR 模型的滞后期选择结果，对各内生变量进行格兰杰因果关系检验，显示出如下影响链条（表 4）：一是银行存款、贷款利率均是 3 个月同业拆借利率变化的格兰杰原因；二是 3 个月同业拆借利率是影子银行存款利率变化的格兰杰原因；三是影子银行存款利率、银行存款利率均是影子银行贷款利率变化的格兰杰原因；四是影子银行贷款利率对银行存款、贷款利率均形成一定程度的影响；五是银行贷款利率变化会引起银行存款利率变化。

表 4 变量格兰杰因果关系检验结果

原假设	F 统计量	伴随概率
SDR 不是 SLR 的 Granger 原因	13.6862	0.0004
SLR 不是 SDR 的 Granger 原因	0.09495	0.7589
BLR 不是 SLR 的 Granger 原因	2.66018	0.1056
SLR 不是 BLR 的 Granger 原因	5.48660	0.0209
BDR 不是 SLR 的 Granger 原因	4.97411	0.0277
SLR 不是 BDR 的 Granger 原因	4.03186	0.0470
IOR_3M 不是 SLR 的 Granger 原因	2.27461	0.1342
SLR 不是 IOR_3M 的 Granger 原因	0.75902	0.3854
BLR 不是 SDR 的 Granger 原因	0.72767	0.3966
SDR 不是 BLR 的 Granger 原因	0.01978	0.8886
BDR 不是 SDR 的 Granger 原因	1.14423	0.2885
SDR B 不是 DR 的 Granger 原因	0.86159	0.3566
IOR_3M 不是 SDR 的 Granger 原因	7.95006	0.0063
SDR 不是 IOR_3M 的 Granger 原因	0.49429	0.4844
BDR 不是 BLR 的 Granger 原因	0.81001	0.3700
BLR 不是 BDR 的 Granger 原因	3.96180	0.0489
IOR_3M 不是 BLR 的 Granger 原因	0.20348	0.6528
BLR 不是 IOR_3M 的 Granger 原因	4.13532	0.0443
IOR_3M 不是 BDR 的 Granger 原因	0.04038	0.8411
BDR 不是 IOR_3M 的 Granger 原因	4.15792	0.0437

对模型结果进行估计，得到如下协整方程式：

$$BLR_{t-1} = 0.766969^{***} BDR_{t-1} + 0.070451\ SDR_{t-1} + 0.522508^{***} SLR_{t-1} + 0.006977\ IOR_3M_{t-1}$$

以及 VEC（1）方程式：

$$\begin{bmatrix} d(BLR_t) \\ d(BDR_t) \\ d(SDR_t) \\ d(SLR_t) \\ d(IOR_3M_t) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -0.112007 \\ 0.014926 \\ 0.273943 \\ 1.663849^{***} \\ 0.665220 \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} 1 & -0.766969^{***} & -0.070451 & -0.522508^{***} & -0.006977 \\ 1 & -0.766969^{***} & -0.070451 & -0.522508^{***} & -0.006977 \\ 1 & -0.766969^{***} & -0.070451 & -0.522508^{***} & -0.006977 \\ 1 & -0.766969^{***} & -0.070451 & -0.522508^{***} & -0.006977 \\ 1 & -0.766969^{***} & -0.070451 & -0.522508^{***} & -0.006977 \end{bmatrix}$$

$$\times \begin{bmatrix} BLR_{t-1} \\ BDR_{t-1} \\ SDR_{t-1} \\ SLR_{t-1} \\ IOR_3M_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0.224450 & 0.007189 & 0.195347^{**} & -0.017337 & 0.032871 \\ 0.276550^{**} & -0.362375 & 0.100243^{*} & 0.024407 & 0.031074 \\ -0.092313 & 0.102195 & 0.019405 & 0.055189 & 0.106605^{**} \\ -1.160403^{**} & 1.309623 & -0.192064 & 0.066069 & 0.084566 \\ -0.770144 & 1.093410 & 0.375070 & 0.147394 & -0.239753^{*} \end{bmatrix}$$

$$\times \begin{bmatrix} d(BLR_{t-1}) \\ d(BDR_{t-1}) \\ d(SDR_{t-1}) \\ d(SLR_{t-1}) \\ d(IOR_3M_{t-1}) \end{bmatrix}$$

方程式中，*** 、** 、* 分别表示在 1%、5%、10%的显著性水平下拒绝原假设。

从模型估计结果可以得出如下结论：从短期来看，3 个月的同业拆借利率对影子银行存款利率形成一定的正向影响，影子银行存款利率对银行贷款利率形成一定的正向影响，银行贷款利率对于银行存款利率形成一定的正向影响。这符合经济学意义。这表明，在近年来银行贷款利率管制逐步放开的情况下，定价完全市场化的货币市场利率确实开始通过影子银行负债渠道（银行理财资金是主要组成部分）对银行贷款利率形成了一定的传导效应，而银行贷款利率反过来又对银行存款利率的市场化改革形成倒逼，市场利率渠道的传导作用得到一定程度的发挥。

从协整方程反映的长期均衡关系来看，与短期情况不太一致，银行贷款利率受到银行存款利率的影响更为显著，3 个月的同业拆借利率、影子银行存款利率等市场化利率的影响仍然较小且不显著，而影子银行贷款作为银行贷款的补充，二者的利率定价也形成了显著的正向联动关系。这种现象与市场化负债占银行整体负债的比例仍然偏低有关，而且由于货币市

场和信贷市场的量级尚存在较大差距[5]，货币市场资金的融入融出仍然只是影响商业银行资产负债组合的一个较小因素。因此，尽管从短期来看，市场利率渠道的传导作用有所发挥，管制利率渠道的传导作用相应削弱，比如银行存款利率对银行贷款利率的影响较小、对 3 个月同业拆借利率的影响不再显著，但长期内的影响仍然举足轻重。要最终完成利率市场化改革，存款利率上限的放开至关重要，市场利率渠道的作用才能得到更大的发挥。

此外，为进一步考察银行贷款利率、影子银行存款利率、影子银行贷款利率（银行存款利率仍受管制，不做讨论）与隔夜同业拆借市场利率的相互影响关系，取上述利率的一阶差分平稳数据（即月度变化情况)D（BLR）、D（SDR）、D（SLR）与隔夜同业拆借利率 IOR 进行格兰杰因果关系检验（根据 AIC 准则和 SC 准则选择最优滞后期为 1 期），结果表明它们之间不存在影响关系（表 5）。这反映出当前货币市场利率曲线还不完善，短期隔夜利率与中长期 3 个月利率的联动关系并未形成，与上述利率均无法形成有效传导。由此来看，货币政策传导的市场利率渠道外部条件成熟度还有待提高。

表 5 变量格兰杰因果关系检验结果

原假设	F 统计量	伴随概率
IOR 不是 D（BLR）的 Granger 原因	0.11562	0.8909
D（BLR）不是 IOR 的 Granger 原因	2.66139	0.0743
IOR 不是 D（SDR）的 Granger 原因	0.01486	0.9853
D（SDR）不是 IOR 的 Granger 原因	0.57322	0.5666
IOR 不是 D（SLR）的 Granger 原因	0.58160	0.5607
D（SLR）不是 IOR 的 Granger 原因	1.06284	0.3489

五、结 论

时至今日，我国央行提出向市场化利率调节为基础的价格型货币政策调控体系转型的时间并不短，但进展较慢，其中一个重要因素是市场化利率的形成机制、传导机制和调控机制还未成型。经过近二十年的利率市场化改革，有关条件日益成熟。而过去几年影子银行体系的发展，正在加速推动这一进程。

在市场化利率形成方面，起到了突破管制、推进改革的作用。当前，货币市场、债券市场等金融市场利率均已经实现了市场化，存贷款利率上下限全部放开。王国刚（2014）指出，

[5] 根据《中国货币政策执行报告（2014 年第四季度）》，2014 年末人民币贷款余额为 81.7 万亿元，同业拆借市场全年交易量为 37.7 万亿元。

在中国继续推进利率市场化有两条路径可以选择：一是内科手术式调控，即央行不断运用行政机制直接调整银行存贷款利率（包括水平、浮动区间等）来推进；二是外科手术式改革，即通过发展存贷款及其利率的替代产品（如公司债、资产证券化和各种财富管理产品等），运用金融市场的机制力量，从外部推进利率市场化改革。实际上，正如引言和实证分析部分所揭示的，影子银行体系作为一种自下而上的、市场自发的金融创新，恰恰吻合了这种外科手术式改革思路，通过发展表外和同业业务等存贷款替代形式，变相突破了对存贷款利率的管制，加速了利率市场化进程。

在市场化利率传导方面，改善了信贷市场与货币和债券市场利率体系割裂的状况。这个判断在理论模型和实证检验中都得到了体现。一方面，影子银行体系降低了商业银行负债端利率受管制的存款占比，相应提高了商业银行负债成本的市场化定价比例，进而对货币市场的资金价格更为敏感，在主要以负债成本确定资产定价的情况下，贷款利率受货币市场利率的影响更为显著。另一方面，随着影子银行体系的深化发展，更多的非银行金融机构介入传统银行的贷款市场，加剧市场竞争，同样推动着贷款定价的市场化。因为非银行金融机构不能吸收公众存款，其资金来源主要是在公开市场上发行的各种证券，其负债成本能够迅速反映货币和债券市场的流动性变化，从而很快反映到其发放贷款的利率水平上。传统银行要保住市场份额，必须在贷款定价上与其展开竞争，于是也会对货币和债券市场利率更为敏感。

那么，在影子银行体系推动前述两项条件日益成熟的背景下，抓紧构建中央银行的市场化利率调控机制成为能否成功转向价格型调控体系的关键一环。这其中涉及操作目标利率（基准利率）的确定和调控，以及短期利率到中长期利率的传导效果等问题。近年来，这些工作都在不断的实践探索之中。但正如实证部分显示的，目前从货币市场短期利率到中长期利率的传导还不顺畅，且货币市场中长期利率传导到银行贷款利率的效果仍然有限。此外，基准利率的选取一直悬而未决。这决定了货币政策的利率传导渠道要发挥更大的作用还要做好以下基础工作：一是大力发展同业存单市场，继续扩大面向企业和个人的大额存单规模，不断提高商业银行负债产品的市场化定价范围和比例，完善市场化利率形成机制；二是进一步构建市场基准利率体系，更有效地发挥市场利率定价自律机制的作用，形成更为完善的金融市场收益率曲线，疏通市场化利率传导机制；三是持续健全中央银行政策利率体系，完善市场化利率调控机制。

参考文献

[1] 巴曙松.应从金融结构演进角度客观评估影子银行[J].经济纵横，2013(4):27-30

[2] 樊明太.金融结构及其对货币传导机制的影响[J].经济研究，2004(7):27-37

[3] 何东，王红林.利率双轨制与中国货币政策实施[J].金融研究，2011(12):1-18

[4] 黄益平，常健，杨灵修.中国的影子银行会成为另一个次债？[J].国际经济评论，2012(2):42-51

[5] 姜再勇，钟正生.我国货币政策利率传导渠道的体制转换特征—利率市场化改革进程中的考察[J].数量经济技术经济研究，2010(4):62-77

[6] 毛泽盛，许艳梅. 影子银行、信贷渠道与货币政策非对称效应[J].财经论丛，2015 (3):39-47

[7] 裘翔，周强龙.影子银行与货币政策传导[J].经济研究，2014(5):91-105

[8] 盛松成，吴培新.中国货币政策的二元传导机制—“两中介目标、两调控对象”模式研究[J].经济研究，2008(10):37-51

[9] 宋旺，钟正生.我国金融脱媒对货币政策传导机制的影响:1978—2007[J].经济学家，2010(2):80-89

[10] 王国刚.存贷款利率市场化改革的难点、路径选择和应对之策[J].金融评论，2014 (2):1-18

[11] 王振，曾辉.影子银行对货币政策影响的理论与实证分析[J].国际金融研究，2014 (12):58-67

[12] 颜永嘉.影子银行体系的微观机理和宏观效应—一个文献综述[J].国际金融研究，2014[7]:46-53

[13] 姚余栋，李宏瑾.中国货币政策传导信贷渠道的经验研究:总量融资结构的新证据[J].世界经济，2013(3):3-32

[14] 易纲，宋旺.中国金融资产结构演进：1991-2007[J].经济研究，2008[8]:4-15

[15] 殷剑峰，王增武.影子银行与银行的影子—中国理财产品市场发展与评价（2010-2012）[M].北京:社会科学文献出版社，2013

[16] 张晓慧.中国货币政策[M].北京:中国金融出版社，2012

[17] 周莉萍.影子银行体系的信用创造:机制、效应和应对思路[J]. 金融评论，2011(4):37-53

[18] 周莉萍.论影子银行体系国际监管的进展、不足、出路[J].国际金融研究，2012 (1):44-53

[19] Funke, M., Mihaylovski, P., Zhu, HB.Monetary policy transmission in china: a dsge model with parallel shadow banking and interest rate control[J].Social Science Electronic Publishing,2015

[20] Gordon,H.,Sellon,J.The changing U.S. financial system: some implications for the monetary transmission mechanism[J].Economic Review,2002[87]:5-35

[21] Mazelis,F.Monetary Policy Effects on Financial Intermediation via the Regulated and the Shadow Banking Systems[J].SFB Discussion Papers, 2014

[22] Mishkin,FS.The Channels of Monetary Transmission: Lessons for Monetary Policy[J].NBER Working Papers,1996

[23] Moe,TG.Shadow Banking: Policy Challenges for Central Banks[J].SSRN Electronic Journal, 2014

[24] Sheng,A.The erosion of US monetary policy management under shadow banking[C].International Conference on Business and Information,2011

Chinese shadow banking system、interest rate transmission and monetary policy adjustment

Abstract: An important feature of shadow banking system is regulatory arbitrage, which reflected in the pricing of its products, is a breakthrough of monetary authority's control over interest rates. This would change the external environment of monetary policy, and thus the channels and ways of monetary policy acting on macroeconomics. Over the past few years, the changes of Chinese financial system brought about by shadow banking system, have confirmed the process. This paper constructs a theoretical model based on simplified balance sheets of traditional banking system and shadow banking system, derives the effects of shadow banking system on transmission path between different interest rates, further uses vector autoregression (VAR) method to testify the inferences drawn by theoretical model. The results show that shadow banking system has promoted the formation of market-based interest rates, improved market-based interest rate transmission, and optimized the external environment of monetary policy adjustment based on interest rates. However, the efficiency and effectiveness of market-based interest rate transmission has yet to be improved, thus more measures need to be implemented.

Key words: shadow banking system; interest rate transmission; monetary policy adjustment

控风险与稳增长挤压下的中国货币政策[1]

中国人民大学宏观经济分析与预测课题组

【摘 要】当前“名稳实紧”的货币政策已经不能适应我国宏观经济现状，货币政策总体思路亟待调整。过高的债务率所导致的债务-紧缩效应以及目前市场上所采取的“杠杆率硬着陆”的方式不仅加剧了金融市场的潜在系统性风险，而且还导致货币政策陷入传导困境。金融市场上财务软约束、刚性兑付现象大量存在，抬高了无风险利率，而且导致市场丧失风险定价功能。基于上述分析，我们认为当前货币政策取向应该从“名稳实紧”调整为“适度宽松”。在“杠杆率软着陆”的思路下，通过创新货币政策目标，配合市场化改革，尝试探索新型货币政策工具并结合市场监管体系的完善，早日实现经济复苏。

【关键词】新常态；金融风险；经济周期；货币政策

一、前 言

从 2007 年金融危机爆发到 2015 年，全球经历了长达八年的经济萧条期，至今未出现全面好转的迹象。从 2012 年起，国内宏观经济政策的“微刺激”已经常态化，但其效果却处于强烈的递减区域。地方政府在政治新常态的作用下出现庸政、懒政和待政现象，传统产业政策、财政政策和货币政策都失去了抓手。宏观经济政策效果不彰表明一方面当前的宏观经济政策思路和力度可能存在问题；另一方面说明我们此前对全球经济经济萧条的程度可能认识不足。刘元春指出中国宏观经济政策定位在 2008-2012 年和 2012-2014 年在过度“能动主义”和“无为主义”两个极端摇摆徘徊，从过度强调有效需求不足和危机管理向过度强调潜在供给能力下滑和结构性改革转变。宏观经济政策难以适应经济形势变化的要求，反而成为经济波动的根源之一。[1]

2015 年 6 月份中国股票市场的剧烈波动以及 8 月份人民币兑美元中间价出现接近 5%的调整再次将中国的货币政策推向舆论的焦点。尽管资产价格稳定是否应当被纳入常规货币政

[1] 本文是在中国人民大学“中国宏观经济论坛”２０１５年第三季度主报告基础之上修改完成的。
执笔人：范志勇，中国人民大学经济学院

策框架仍然存在争议，但在金融市场出现动荡后，货币政策当局作为 “最终贷款者”都不得不参与到金融市场中。除了稳定金融市场外，中国人民银行近期还面临来自稳定实体经济的重任。2015 年上半年中国宏观经济出现加速回落现象，部分区域和行业甚至出现塌陷式下滑。在此背景下，中央政府要求把“稳增长”放在更为重要的地位，各类“微刺激”政策全面加码，从 2011 年以来一直实施“积极财政+稳健货币”的宏观调控政策组合已经开始作出调整。

与发达经济体不同，我国目前正处于市场化进程之中，市场制度、规则尚需建立和完善。由于当前宏观经济形势的复杂性和此前宏观经济政策定位上的摇摆，货币政策面临重重困局。在当前金融市场动荡和宏观经济下行背景下，我们认为货币政策的基本定位应该从“名稳实紧”向适度宽松转向，特别是在去杠杆的问题上，应该借鉴债务-通缩理论的研究成果，采取“杠杆率软着陆”的模式实现去杠杆。

下文包括以下几个部分：第二小节从当前宏观经济形势和货币政策现状两个角度说明当前“名稳实紧”的货币政策总体思路亟待调整；第三小节着重分析了在金融市场动荡和宏观经济下行压力加剧的背景下货币政策所面临的一系列困局；第四小节对当前中国宏观经济所处的全球背景以及国内总需求和总供给双下跌的局面进行分析，为科学制定货币政策提供依据；第五小节结合金融市场动荡和宏观经济下行压力加剧的现状，分析了货币政策转型的基本思路；最后是具体的政策建议。

二、“名稳实紧”的货币政策总体思路亟待调整

尽管货币政策近期已经进行了调整，但仅是在原有思路上的边际调整。相对整个宏观经济形势而言，我们认为货币政策的整体思路应该进行比较全面的调整。

（一）宏观经济下行趋势表明货币政策尚未实现预期目标

从经济增长率和通货膨胀率这两个最主要的指标来看，中国经济距离全面复苏尚有相当远的距离。

首先、从名义 GDP 和实际 GDP 的增长速度来看，中国经济正面临潜在增速下滑和总需求下降双重风险。2015 年前两个季度实际 GDP 增速均为 7.0%，但 1 季度名义增速率为 5.8%，前两个季度的累计名义增长率为 6.5%，均低于同期的实际 GDP 增长率，由此计算得到 1 季度和前两季度 GDP 平减指数分别为-1.2%和-0.5%。GDP 平减指数综合反映了国内产出的价格变化，这意味着从产出角度衡量中国已经进入了通货紧缩时期。不仅如此，东北和西部部

分地区出现塌方式下滑。2015 年 1 季度，黑龙江、山西和新疆名义增速分别为-3.2%、-2.1%和-4.2%。持续负增长显示部分地区已经陷入萧条。从历史经验来看，改革开放以来 GDP 平减指数出现负数仅发生过三次，分别在 1982 年、1998 以及 2009 年。其中 1998 年二季度到 1999 年四季度，GDP 平减指数平均为-1.25%； 2009 年一季度到四季度，GDP 平减指数平均为-1.4%。中国经济在这些年份都发生了严重的总需求疲软。由此可见，中国经济进入新常态以来不仅面临着潜在增速的下滑，2015 年再次出现 GDP 平减指数负增长表明总需求严重不足。潜在增速下滑和总需求下降严重制约经济复苏。

其次、价格水平增速低位徘徊。经过季节调整后 2015 年 8 月份 CPI 三个月增长年率达到 3.9%，这显示消费者价格有回升趋势。但指数回升主要是由于食品，特别是猪肉价格上升造成的，其他消费品价格上升不明显。猪肉价格上升与生猪供给周期有关，很大程度上是由供给方面的因素造成的。8 月份 PPI 季节调整后的三个月增长年率约为-5%，表明投资需求依然疲软。更重要的是，对于工业企业而言，其产品价格变化对应的是工业品出厂价格指数，如果企业贷款利率下降幅度低于 PPI 下降幅度，那么整个工业生产部门的实际利息负担将继续上升。

（二）货币政策总体上是“名稳实紧”

虽然中国近期的货币政策在名义上保持稳健定位，但是通过对货币条件的分析，可以发现货币政策实质上是一个“名稳实紧”的状况。

首先、货币增长率维持降低水平。2015 年 1 季度和 2 季度 M2 同比增速 3 个月移动平均分别在 12%和 11%左右；其中 4 月份和 5 月份同比增速仅有 10.1%和 10.8%，是亚洲金融危机以来的最低水平。即便在 2000-2001 年中国持续出现通货紧缩的时期，广义货币同比增速移动平均值仍然在 13%左右。由此可见近期货币增长速度处于历史相对较低水平。从经过季节调整后的 M2 三个月环比增长年率来看，新一届政府上任以来也曾经采取过货币政策刺激手段，分别发生在 2013 年的 3 月份和 2014 年的 4 月份。但是由于担心重蹈大规模刺激后遗症的覆辙，这两次“微刺激”并未能持续足够长的时间。而从 5 月份开始，M2 环比增速又出现了一波快速上涨。由于 6 月份之后以股票市场为代表的金融市场出现较大程度的波动，因此货币增速上升究竟是出于稳定股票市场的目的还是宏观政策的调整尚需时日观察。但不可否认的是从 2014 年以来货币供给量增速偏低。

其次、实际利率居高不下。虽然中国人民银行从 2011 年 7 月份就开始逐步降低存贷款基准利率，但由于此间价格指数，特别是生产者价格指数同比下降更快，导致实际利率处于

较高水平，见图 1。2015 年之后以 PPI 计算的实际贷款利率已经持续超过 10%，如此情形仅在 1997 年亚洲金融危机和 2008 年美国次贷危机之后发生过。[2]2008 年由于货币政策的迅速调整，实际利率虽然升幅较大，但持续时间有限。2009 年 6 月份以 PPI 计算的实际贷款利率达到 16.7%，到年底就已接近 0 的水平。而此轮实际利率上升则是从 2012 年年中开始，虽有波动，但一直处于 8%-10%的较高水平。事实上，由于贷款利率上限已经放开，企业得到的名义贷款利率要远高于基准利率水平。例如 2015 年 6 月份，非金融企业及其他部门贷款加权平均利率为 6.04%，其中一般贷款加权平均利率为 6.46%，而同月贷款基准利率平均只有 5.1%。6 月份一般贷款中执行下浮利率的贷款占比为 17.43%，执行基准、上浮利率的贷款占比分别为 15.77%和 66.80%。[3]

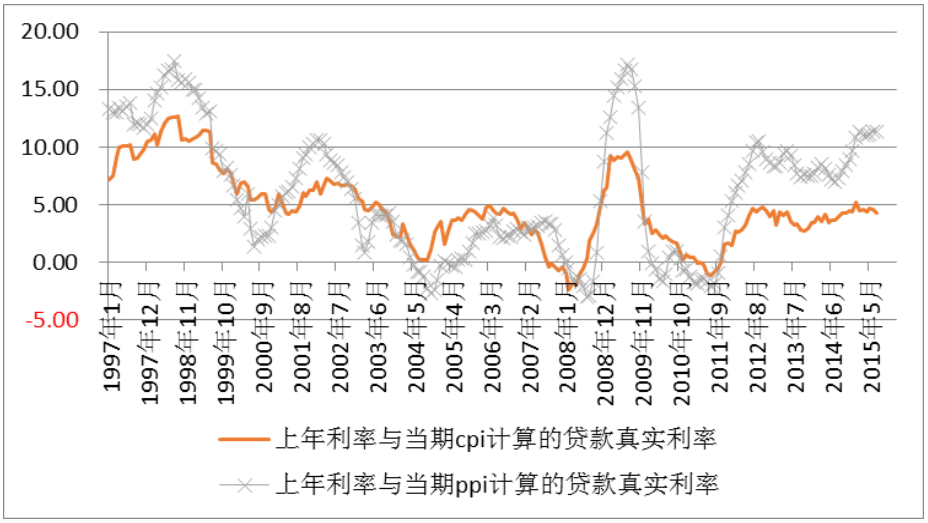


图 1 实际贷款利率(%)

第三、名义有效汇率和实际有效汇率持续升值。自 2014 年年中以来，人民币名义和实际有效汇率均出现持续升值。从 2014 年 5 月份到 2015 年 7 月份，名义有效汇率指数从 110.6 上升至 127.5，在 14 个月时间内上升幅度达到 15%，实际有效汇率指数上升 16%。[4]从纵向历史经验看，当前人民币上涨幅度超过亚洲金融危机爆发后人民币升值的幅度。1997 年 7 月亚洲金融危机爆发后，人民币名义有效汇率指数从 82.9 最高上升至 1998 年 8 月的 95，上升幅度接近 15%，持续时间 13 个月；之后名义有效汇率开始贬值。实际有效汇率指数从 1997 年 7 月的 89.6 上升到 1998 年 1 月 101.6，上升幅度为 13%，持续时间 6 个月；之后之后实际有效汇率开始贬值。2007 年美国次贷危机之后，从 2007 年 12 月到 2009 年 3 月人民币也曾经出现过连续 16 个月的升值窗口，人民币名义有效汇率指数和实际有效汇率指数上升幅

[2] 本文中实际利率的计算方法为上年同月名义利率减去当月 CPI 或者 PPI 同比增长率。
[3] 数据来源：2015 年 2 季度《货币政策执行报告》。
[4] 本节汇率指数数据均来自 BIS，2010 年=100。

度均为 21%。从横向国际比较来看，2014 年年中到 2015 年 7 月份，全球大国货币中，只有美元与人民币汇率指数表现出近似的升值趋势。美元名义和实际有效汇率指数分别升值 15%和 14%。而在此期间，除了英镑出现约 7%的升幅之外，欧元、日元均出现贬值，贬值幅度约在 10%左右；作为金砖国家之一的巴西汇率贬值幅度在 20%以上。

综上所述，无论是从当前的货币供给速度、实际利率水平还是实际汇率走势来看，名义上稳健的货币政策实际上是相对紧缩的状态。货币政策的定位与与中国面临的总需求不足和经济下行状况不匹配，亟待调整。

三、金融动荡与经济萧条背景下货币政策的困局

中国宏观经济现状的复杂性导致货币政策客观上面临着着种种困局，需要对货币政策的基本思路和具体政策进行调整。

（一）“杠杆率硬着陆”阻塞货币政策传导

2007 年之后中国全社会杠杆率出现快速提升。由于我国以间接金融为主，无论是地方政府还是各类企业，相当部分债务均源于银行贷款。即便是今年急剧膨胀的“影子银行”也与传统银行体系存在着紧密联系。随着宏观经济减速以及偿还压力增加，金行系统的坏账率和潜在系统风险都存在上升趋势。沉重的债务负担不仅迟滞了中国经济复苏的脚步，而且银行系统安全问题还影响到全球投资者对中国经济的预期，导致金融市场出现波动，成为悬挂在中国经济之上的一把达摩克利斯之剑。

根据《中国国家资产负债表 2015》披露，截至 2014 年年底地方政府负债规模估计为 30.38 万亿，资产负债率为 28%，与当年 GDP 的比重为 48%。[2]非金融企业债务规模从 2007 年的 30.8 万亿元飙升到 2014 年的 73.8 万亿元，企业债务占 GDP 的比重从 97%升高到 123%的高位。而据刘元春估算，中国总体债务与 GDP 之比从 2008 年的 153%持续升至 2013 的 231%，2014 年和 2015 年预计将达到 242%和 252%。[1]随着宏观经济下行压力加剧，地方政府和企业面临着巨大的财务压力。

研究发现经济繁荣时期银行信贷相对GDP扩张越快，其后在萧条时期导致的后果越严重，经济复苏进程也愈缓慢。面临如此沉重的债务负担和潜在系统风险，“去杠杆”成为维持金融稳定和启动经济复苏的基本要求。然而“去杠杆”的方式如果不科学，可能会引发更大的经济波动或者市场动荡。无论对于实体经济还是虚拟经济，威胁经济安全与复苏的并非债务余额本身，而是超出了企业偿债能力的超额债务。“去杠杆”的过程本质上是要将企业

的债务与净资产的比例降低到安全水平，使得企业的偿债能力上升，以重新获得银行贷款进行投资，迎接下一轮经济复苏和加杠杆。为了阐述方便，我们将“杠杆率”定义为债务余额与净资产的比例：[5]

$$\text{杠杆率} = \text{债务余额}/\text{净资产} \tag{1}$$

降低杠杆率有两种途径。第一种途径是削减企业债务余额，本文将其称为“杠杆率硬着陆”方式。这种方式虽然直接，但无论在金融市场还是在实体经济中都可能引发债务-通缩的恶性循环，债务率的下降示意金融市场动荡和宏观经济萧条为代价。降低杠杆率的第二种途径是增加企业净资产，本文将其称为“杠杆率软着陆”方式。相对于前一种方式软着陆方式可能更能实现在去杠杆的同时保持金融市场和宏观经济的稳定。

在实体经济中，“杠杆率硬着陆”方式的典型案例就是萧条时期的银行惜贷。从微观个体来讲，银行对企业减少甚至提前收回贷款具有个体合理性。但是微观个体的合理性可能导致宏观层面上的非理性结果，这就是“通货-紧缩”的恶性循环机制。在金融市场上，“杠杆率硬着陆”的最新案例是 2015 年 6 月份中国的股市暴跌。随着对违规配资的严查股价下跌引发强制平仓和股价进一步下跌的恶性循环。这种“杠杆率硬着陆”的模式可能导致“债务-紧缩”恶性循环，给整个宏观经济造成沉重的负面影响。

从企业角度看，为了偿还债务，企业不得不出售更多资产，从而造成资产价格和企业价值大幅水，增加了企业倒闭的风险。这就是著名的“债务-通缩” 理论所描述的状况。债务-通缩不仅使得企业贷款需求下降，而且宏观经济投资需求不足。从金融机构角度看，企业资产价格及其利润增减直接影响到金融机构的资产安全及其坏账比例。如果出现大范围企业破产，将会拖累金融机构自身的安全。中国商业银行系统坏账率已从 2014 年 1 季度的 1.04% 升至 2015 年 2 季度的 1.5%。从整个宏观经济角度看，金融企业为了自身资产安全减少信贷供给，将会减少社会总需求。银行减少对家庭和企业的贷款，导致消费需求和投资需求不足，严重拖累总需求，结果造成银行惜贷→总需求不足→经济萧条→投资风险上升→银行进一步惜贷的恶性循环。货币政策角度看，“杠杆率硬着陆”的模式往往会破坏货币传导渠道的破环，导致货币政策传导阻滞。在通货紧缩期间，金融监管机构往往会逆周期地强化金融体系安全监管，加剧信贷供给下降。

（二）常规政策工具在经济下行状态下的有效性被削弱

除了上文中提到的经济下行期间，金融机构由于自身安全减少信贷供给现象之外，还有

[5] 在一般教科书中杠杆率一般表示为(总资产/净资产)，本文中的定义出于叙述方便。

多种因素导致常规政策工具有效性被削弱。

第一、单纯盯住产出缺口和通货膨胀缺口的货币政策规则既无法全面反映中国的宏观经济现状现状，也无法引领货币政策及时调整。作为国外主流的货币政策规则，泰勒规则在技术层面上存在一些困难，主要体现在：首先、均衡实际利率难以确定，需要在经济波动过程中反复测算。其次、产出缺口难以测算，并且在测算上存在较长时滞。第三、盯住消费者价格指数规则虽然得自社会福利函数，但不能反映产出价格变化对收入和福利的影响。

中国经济进入“新常态”本身就意味着经济增长模式和增长趋势可能发生变化。在这种结构调整过程中，测算潜在产出本身就是非常具有挑战性的工作。更重要的是，仅仅盯住产出缺口和通货膨胀并不能全面反映当前中国经济下行和总需求不足的现状。从通货膨胀角度看，尽管 PPI 同比增长率已经连续三年下滑，但泰勒规则所盯住的 CPI 或者核心 CPI 都处于相对稳定的较低水平。但当我们将注意力集中到总需求方向时，可能会发现不一样的结论。2015 年 1 季度名义 GDP 增速仅为 5.8%，前两个季度累计名义增长率为 6.5%，均低于同期的实际 GDP 增长率。根据累计 GDP 增长速度计算得到的 2015 年第一季度和前两季度的 GDP 平减指数分别为-1.2%和 0.5%。这意味着从 GDP 平减指数角度衡量，中国已经进入了全面通货紧缩时期。

我们认为应该在继续关注通货膨胀和产出缺口的同时，将名义GDP增长率作为货币政策关注的目标。名义总需求不足的危害至少体现在三个方面：第一、名义总需求下降直接导致当前收入和就业下降；第二、总需求下降更严重的危害性在于损害了企业的盈利和未来融资的能力，导致货币政策传导机制出现阻塞，阻碍经济复苏的进程；第三、持续的总需求不足将会导致未来供给能力下降，部分劳动者因长期失业退出就业市场，投资不足导致资本存量下降，直接影响未来潜在增长率。

事实上，由于通货膨胀盯住制货币政策规则在金融危机中的表现不佳，危机之后西方一些经济学家提议用其他货币政策规则取代通胀盯住制，希望通过新的货币政策规则增强货币政策反应对宏观经济变化的敏感性，同时降低遭遇非负利率下限失效的概率。其中最热门的备选方案之一就是名义GDP盯住制。在名义GDP盯住规则下，货币当局以名义GDP增长率作为货币政策的中间目标，该目标在设定时由实际GDP增长率目标加上目标通胀率构成。

和通胀盯住规则相比，名义GDP规则有利于维持资产市场稳定从而降低金融危机和常规货币政策失效的可能性。由于资产泡沫的形成往往伴随着名义或者实际产出过快增长，因此与通胀盯住规则相比，名义GDP盯住制对抑制资产泡沫更加有利。而且名义GDP增长率实际

上是通胀率与产出增长率之和，因此该政策规则还使货币政策的单一目标与双重任务得以兼容。与通胀盯住制相比，名义GDP盯住制的优势还体现在：第一，有利于维持劳动市场稳定；第二，可以更加稳健地应对供给冲击，在负面供给冲击下通过提高对通货膨胀的容忍度，避免过度紧缩政策对实体经济产生进一步的负面影响；第三，名义GDP规则还具有较好的可控性和灵活性，既可以维持长期价格水平稳定，抑制货币政策中潜在的动态不一致性问题，又为决策者应对短期冲击预留操作空间。

第二、金融市场扭曲阻塞数量型工具和价格型工具传导。目前，我国货币政策仍然以货币数量作为中间目标。货币供给是由中央银行和以商业银行为核心的金融市场共同完成的。正常情况下，央行通过控制基础货币来影响货币货币总量。在经济面临下行压力，由于风险上升时，出于资产安全考虑，商业银行会出现惜贷现象。加之监管机构通常逆周期地加强金融监管，往往导致经济下行时期信贷供给和货币供给增速下降。此外在中国，货币流通速度通常会在低通胀时期发生周期性下降，进一步削弱了货币数量供给的效果。此外在金融市场发生动荡时，央行作为“最终贷款人”对市场注资，往往会干扰实体经济稳定目标。短期内对金融机构贷款的大幅增加可能会对实体经济贷款需求产生挤出效应。与对实体经济贷款相比，稳定市场的资金带来的是财富的再分配而不是有效需求与经济增长。

在利率市场化进程中，由于市场化工具和体系尚未完善，刚性兑付和财务软约束现象长期存在，价格型工具的作用同样被削弱。首先、刚性兑付现象长期存在，导致无风险利率居高不下。刚性兑付不仅导致金融产品风险和收益不匹配，还人为抬高了市场上的无风险收益率，成为融资成本居高不下的重要原因。其次、刚性兑付下，资金加速流向高收益的理财产品和非标准化债权产品。随着实体经济投资回报率下降，面对高昂的融资成本，实体企业难以从金融市场获得融资。第三、地方融资平台和国有企业存在“财务软约束”，对资金价格不敏感，占用了大量信贷资源，加剧了中小企业“融资难”和“融资贵”现象。第四、我国尚未建立起象美国那样完备的公开市场操作体系，也没有欧洲货币市场的“利率走廊”制度，中央银行无法稳定掌控银行间市场利率，更缺少有效调节长期利率的工具。2015 年以来，虽然短期利率在政策干预下出现下降，但长期利率仍然维持较高水平，抑制消费和投资的增长，见图 2。

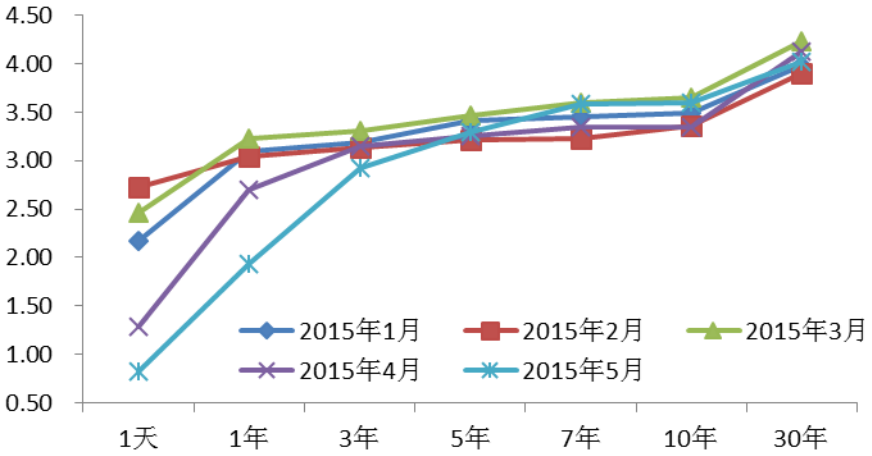


图 2　　债券利率期限结构

资料来源：中国人民银行。

第三、资本流动加速央行内部目标和外部目标之间的冲突。2015 年 3 月份开始，我国外汇占款存量开始出现持续负增长，平均每月下降比例在 1%左右。7 月份金融机构口径外汇占款 23.9 万亿元，同月贸易顺差 430 亿美元，实际利用外资 505.5 亿元人民币。通过计算新增外汇占款和贸易顺差以及实际利用外资总额的差额近似估算资本外流水平可以发现，截至 6 月份累计资金流出已达到 3733 亿美元，超过去年全年 3724 亿美元的水平，7 月份累计资金流出扩大到 4667 亿美元。资本短期内的快速外流无疑会对人民币汇率造成冲击，进而影响到金融市场稳定和宏观经济复苏。从稳定资本流动和汇率的角度看，提高利率是正当的选择；然而从稳定宏观经济的角度看，经济下行时货币政策应该选择降息。内部目标和外部目标之间的冲突显然增加了货币政策的难度。

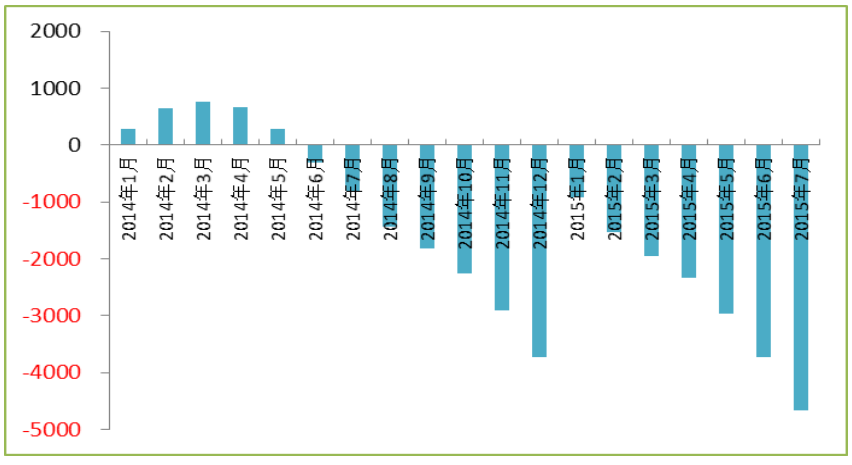


图 3　当年累计资金外流(亿美元)

(三)金融市场安全掣肘货币政策实施

历次金融危机的教训表明货币政策要正常发挥作用的前提是健康的金融体系。金融危机期间的货币政策可以形象地形容为一场金融稳定保卫战。2008 年之后，如何避免系统性风

险成为金融监管部门的关注点，而系统性重要银行是监管的核心。产生系统性风险的机制在于金融体系已经成为相互联结、相互影响的网状结构。一个金融机构出现问题，会通过这种网状结构迅速传递给其他市场参与者，造成灾难性后果。目前金融市场安全影响货币政策实施的表现主要体现在以下几个方面：

首先、金融风险全面加剧，威胁金融市场安全。金融市场作为货币政策传导机制的重要组成部分，其安全性直接决定货币供给渠道是否畅通。随着 2011 年“城投债”、2014 年“超日债”到 2015 年“天威债”违约，中国债务风险开始全面蔓延，传统“借新还旧模式”已处于崩溃的边缘。2015 年之后，信用违约事件更为频繁，违约主体开始向大型企业和国有企业扩展。“ST 湘鄂债”成为国内首支在公募市场上本金违约的债券，“天威债”成为首支国有企业在公募市场上违约的债券。这标志着中国风险全面向深度纵深。

其次、“影子银行”等创新加剧金融风险的同时削弱货币政策效果。金融创新是一把双刃剑，在推动经济发展，提高市场资源配置效率的同时，也可能带来新的风险。近年来，在利益驱动下商业银行通道类业务逐渐扩张，表内业务表外化的趋势有增无减，从早期的银信合作、同行代付到银证合作、银基合作、信托受益权等等，市场上金融创新层出不穷。影子银行规避了存款准备金率、存贷款利率以及存贷比等监管和限制，涉及商业银行、证券公司、信托、资产管理公司和保险公司等多种金融机构。正常情况下，“影子银行”在某种程度上是目前国有垄断银行体系的一个较好的补充。但这一体系最根本的问题却在于其抗风险能力较弱，一旦出现大面积的资金链断裂，其结果将更具有蔓延性和恐慌性，沉重打击实体经济。不仅如此，金融创新不仅削弱了货币当局对基础货币的控制能力，加剧货币乘数的波动性；同时还削弱了货币与宏观经济变量之间的相关性，导致货币政策有效性下降。2013 年货币市场两度上演的“钱荒”很大程度上是由金融机构同业业务造成的。

第三、当前的分业监管模式导致货币当局只能被动适应金融市场变化。2015 年 6 月份开始的股市波动导致金融市场出现较大波动，而场外配资虚拟化正是导致这次股市大震荡的关键因素之一。在泡沫破灭的整个过程中，监管缺位和金融市场制度建设滞后放大了金融市场波动。在整个配资循环中，银行向配资公司提供杠杆资金存在监管；客户从事证券交易存在监管，而恰恰是配资公司构造分级账户及向客户配资这一核心环节却存在监管真空。正是这一监管真空导致市场泡沫未能及时得到预防。分级账户虚拟化是监管失灵的表现。[3]从制度建设的角度看，当市场上出现大面积强制平仓后，由于缺少类似货币市场的“最终贷款人”，导致投资者只能通过抛售股票获得流动性，最终导致市场上由于没有交易对手竟然出现“几

百手的卖单就能封跌停”的局面，货币当局为了市场稳定不得不大量注入流动性。

那么为什么会出现监管真空呢？我国金融市场过去一直采取分业经营和分业监管的模式，近年来，金融市场在混业经营的国际大趋势下也开始混业探索，但监管层面并未做出实质性改变，只不过建立了多部门协调组织而已。当银行开始混业经营，而金融监管仍以分业监管为主基调时，监管真空难免发生。监管缺失导致资产泡沫和风险积累，而货币政策当局对此无能为力。

四、全面认识当前的宏观经济形势

货币政策成功转型的前提是全面、客观地认清当前的宏观经济形势。当前我国经济增速下滑是在由多重因素叠加造成的。在这些因素中，既包括国际经济的超级债务周期、国内潜在产出和总需求的双重下滑，同时也包括财政政策有效性下降等因素。

（一）世界经济正经历超级债务周期与大停滞

随着危机的不断深入，经济学家开始重新思考当前全球的经济形势。“新平庸(New Mediocre)”与“大停滞(New Secular Stagnation)”等观点的提出表明之前经济学家对全球经济萧条的程度可能估计不足。从全球来看，世界各国投资增速超调和贸易增速超调等现象依然在向深度蔓延。这决定了中国 2015 年出现的投资增速的回落、外贸的低迷以及资产价格的上扬等现象并不是中国独有的现象，而是世界结构性大调整和周期性调整的一部分。

从全球视角来看，中国宏观经济指标的变化与全球具有同步性。首先、与全球贸易增速比较，可以发现中国出口增速明显优于全球的出口增速，因此不能简单地把中国贸易增速下滑归结为竞争力下降，而应从全球不平衡逆转和贸易超调等角度来考虑。其次、与全球投资增速比较也可以发现，中国投资增速回落的幅度远远小于世界各国的平均水平以及新兴经济体的平均水平。应该从全球投资超调和超级债务周期以及世界经济再平衡等角度全面思考中国投资增速回落现象，而不应将其完全归结到中国体制性因素之上。从全球视野来看，中国经济许多变化都是世界经济调整的一部分，都与世界变化具有一致性。世界经济的总体走势和周期轮转依然是未来中国经济和转型的核心力量，中国经济调控和治理必须要有全球视角。

（二）中国国内正面临总供给和总需求双重下滑局面

新常态下，中国经济潜在增速下滑已成为理论界的共识。然而 2015 上半年名义 GDP 增速高达 2 个百分点的快速回落以及局部区域和行业塌方式下滑意味着中国经济形势已经

发生质变。特别值得关注的是，GDP 平减指数连续 2 个季度为负意味着中国宏观经济“新常态”已经打破了过去 4 年中一个典型特征——“GDP 增速持续回落，但价格水平保持稳定”。这标志着中国经济回落的核心力量开始从以往趋势性因素大幅度向周期性因素转变，由供给性因素向需求性因素转变，总供给与总需求的失衡已经全面显化，通货紧缩的压力正在加剧。

趋势性因素与周期性因素的叠加导致中国宏观经济面临加速下降的风险。部分区域和部分行业超预期的塌陷暴露出中国经济的脆弱性步入新阶段就决定了因此，中国宏观经济治理一方面要用结构性政策来缓解潜在产出水平下滑的冲击，另一方面要用需求管理政策对冲产出缺口的扩大，更为重要的是要尽可能采取兼顾周期性和结构性问题的包容性政策。

（三）财政政策边际效应甚至整体效应递减

从国内政策层面看，作为宏观政策支柱之一的财政政策同样面临边际效应甚至整体效应递减的局面。财政政策效果递减主要有两重原因：一是地方政府面临客观的债务和财政负担；二是当前加剧的庸政懒政现象。

分析政府赤字目标及其执行情况可以发现，“积极财政政策”的目标并没有得到完全实现。例如 2012-2014 年目标赤字率从 1.5%提高到了 2.1%，而实际赤字率却一直没有超过 1.8%。[4]而中国财政支出增速已经从 2011 年的 21.6%下降到 2014 年的 8.2%，下降幅度达 13.4 个百分点。财政支出增速下滑的原因除了近年财政收入增速减缓之外，地方政府债务高企是不容忽视的原因。在增长主义目标下，财政政策“稳增长”的本质在于鼓励地方政府上项目搞投资，通过投资拉动经济增长。因此积极财政政策要想到位，必须要有地方政府的全面配合。但在目前情况下，地方政府债务负担沉重，房地产调整导致土地出让金大幅缩减，加之“政府债务不得通过企业举借”和“坚决制止地方政府违法违规举债”等政策规定大大限制了地方政府通过投融资平台融资的能力，限制了地方政府筹集配套资金落实中央积极财政政策的能力。

表 1 2009 年来财政政策目标及完成情况

年份	目标赤字(亿元)	实际赤字(亿元)	目标赤字率	实际赤字率	是否完成政策目标
2009	9500	7782	3%	2.25%	否
2010	10500	6773	2.8%	1.66%	否
2011	9000	5373	2%	1.11%	否
2012	8000	8699	1.5%	1.63%	是
2013	12000	11002	2%	1.87%	否
2014	13500	11312	2.1%	1.78%	否

说明：政策目标根据历年政府工作报告整理得到，实际赤字和实际赤字率根据财政部公布的数据计算

得到。

除此之外，传统权贵阶层和利益集团在改革与整顿中受到冲击，地方懒政庸政现象可是出现常态化现象。这种常态化与实体经济的收益下滑、体制调整等因素共同导致了中国宏观经济政策调控的失灵——财政政策名义积极，但实质紧缩；产业政策名义扩张，但迟迟难以到位。要解决地方政府庸政懒政问题，“稳增长”督导和问责制在本质上只是临时措施，必须从制度层面构建新型地方政府与经济发展共融的激励机制，以代替地方政府过去“投资饥渴”的政治经济动力体系。

五、货币政策转型的新思路

根据当前全球及国内的经济形势，在总结此前货币政策得失的基础之上，我们认为可以从以下几个方面思考货币政策的新思路。

(一)通过“杠杆率软着陆”恢复信贷市场功能

债务-通缩理论指出高债务和高杠杆是导致金融体系不稳定的根源。根据这一理论，去杠杆是让经济恢复稳定的重要手段。然而政策当局应该关注的是整体资产负债表而非仅仅是杠杆率本身。不同的资产负债表结构意味着不同的杠杆率均衡水平。金融体系加速器的作用表明恢复金融体系功能能够对实体经济复苏起到重要推动作用。去杠杆只是金融体系功能恢复的手段和表现，经济复苏最终依靠的依然是金融体系正常功能恢复。

由于不同经济体在发展阶段、制度差异和资源禀赋等方面存在巨大差异，并没有统一的合理杠杆率。因此去杠杆除了要规避金融风险之外，更重要的目的还在于重建信贷市场的宽松环境和货币政策传导渠道。从这个角度看，我们认为与通过减少信贷或者企业负债的“杠杆率硬着陆”方式相比，通过增加企业净资产来实现“杠杆率软着陆”可能更有意义。“杠杆率软着陆”不仅可以实现降低金融风险的目的，更重要的是通过增加企业的净资产，提高其偿债能力，能够理顺信贷市场内部关系，恢复信贷市场融资功能，助力总需求和宏观经济复苏。实现“杠杆率软着陆”的根本方式在于增加企业的净资产。其资金来源无非两个，一是依赖外部股权资金注入；二是依赖内源融资，即通过企业利润转增资本金。

就外部股权资金注入而言，我们发现很多国家在企业业绩下滑、宏观去杆杠和资产负债表修复的过程中曾经出现股市快速上升，甚至出现泡沫现象。这表明可以发挥股票市场的融资功能，以达到去杠杆、减负担的作用。正如“长期停滞”理论所阐述的那样，局部泡沫可能是医治总体债务困境的好办法。然而正如刘元春所指出的，利用股市繁荣来达到去杠杆和

启动经济虽然可能是顺应潮流的战略选择，但依然会带来巨大的风险。能否有效驾驭这些风险，不仅关系到宏观去杠杆的成败，也决定是否会造成宏观经济更大的动荡。随着中国股票市场在 2015 年 6 月份之后出现剧烈波动，监管机构已经暂停了新股发行。从目前的情形来看，利用股市繁荣来达到去杠杆和启动经济的目标难以实现。从降低杠杆率的角度看，吸引外资同样具有重要的意义。我国吸引的外资主要以外商直接投资为主。外资注入不会增加企业债务，相反由于增加了企业自有资本反而有利于企业杠杆率的下降和偿债能力的提升，有利于信贷市场功能的恢复。但是无论是股市融资还是外商直接投在，在全社会融资总额中所占的比例相当有限，不足以完全实现去杠杆的目标。

由此可见，解决企业杠杆率过高问题的主要手段还是要依靠企业内源融资，即企业未分配利润转增资本。从恢复企业利润和自有资本金的角度看，主要的政策选择是减税和降息，两者都着眼于企业的财务负担。从财政政策角度看，包括营改增和加速固定资产折旧等方式都可以减少企业税收负担。从货币政策角度看，增加企业利润和自有资本金的方式是通过降息来实现企业财务成本降低。当然这种方式本身的局限性在于：首先、在贷款基准利率放开后，央行货币降息的政策效果是否能有效传达到信贷市场乃至更广义的金融市场可能存在一定的问题；其次、即便是信贷市场利率下降，企业财务成本要想下降也需要在新的贷款合同生效后才能发生，因此这种方式可能会有较长的时滞。

那么包括降息和降准在内的宽松货币政策能够对企业财富成本产生多大影响呢？基于当前 4.6%的一年期基准贷款利率已经是近 20 年以来的最低水平，陈彦斌等假设央行采取两次降息操作，累计降息 0.5 个百分点，其余采用降准操作推高通胀率 2 个百分点的情况下，对比了单一降准和降息与降准相结合两种操作模式降低企业财务成本的效果，见表 2。[4]作者发现如果只采用降准操作，将会降低企业融资成本 0.32 万亿元，减轻企业债务负担 1.48 万亿元，合计 1.8 万亿元。如果同时采用降准和降息操作，将会降低企业融资成本 0.4 万亿元，减轻企业债务负担 1.48 万亿元，并削减偿债利息 0.3 万亿元，合计 2.17 万亿元。如果企业将货币政策带来的收益用于投资，固定资产投资增速将会额外提高 3.5~4.2 个百分点，有助于经济摆脱萧条。考虑到中国经济下行压力和全球萧条严重程度的变化，未来降息的幅度可能比设定的目标更大。

表 2 宽松货币政策给企业带来益处的估算结果（单位：万亿元）

基本信息		情形 1：降准		情形 2：降准+降息	
债务规模	73.8	削减债务负担	1.48	削减债务负担	1.48
				削减债务利息	0.30
融资规模	16.0	降低融资成本	0.32	降低融资成本	0.40
当年偿债规模占比	20%	收益合计	1.80	收益合计	2.17

资料来源：陈彦斌等[4]。

（二）货币政策总基调由“名稳实紧”转为适度宽松

在全球经济萧条和中国经济下滑已成现实的情况下，货币政策的基本定位应该从“名稳实紧”转为适度宽松。通过利弊权衡，我们认为适度的宽松政策将对中国经济复苏产生积极贡献，主要有以下几个方面的原因。

第一、从全球经济的整体环境和中国宏观经济的现状看，我国目前处于潜在增速下滑和有效需求双重打击之下。持续的总需求不足将带来中长期供给和潜在产出水平的下滑。有效需求不足长期存在会通过人力资本加速折旧、物质资本形成速度下降、金融效率弱化以及内在结构性扭曲加大等渠道导致潜在增长速度回落。因此稳定总需求无论对稳定中国当前宏观经济还是未来的经济增长都有重要意义。

第二、宽松的货币政策可以为恢复信贷市场功能和货币政策传导机制创造必要的条件。一方面，通过宽松货币政策推高价格水平可以使一国摆脱通缩状态，降低企业和家庭的实际债务负担，使投资需求和消费需求有所扩张。更重要的是通过企业资产负债表的修复提升企业的偿债能力，有助于恢复货币供给的信贷投放渠道。

第三、在当前宏观经济背景下，宽松的货币政策不会导致此前“四万亿”刺激政策时期的经济过热现象。由于地方政府债务约束，财政政策对宏观经济的刺激力度相对有限，不会导致大规模的派生货币供给增加。其次、在企业债务和银行坏账规模扩大的背景下，金融机构风险意识提升，扩张性货币政策的刺激效应会在金融市场传递过程中一定程度被削弱。

第四、当前我国通货膨胀和股市泡沫整体处于较低水平，为宽松货币政策提供了有利的外部条件。2015 年 8 月份生产者价格指数季节调整后的三个月增长年率约为-5%；消费者价格指数经过季节调整后的三个月增长年率在 3.9%左右，近期虽有较快反弹，但主要受猪肉、蔬菜和蛋类价格较大反弹的影响，剔除食品价格之后的消费者价格指数增长率仍然在较低水平。

第五、科学看待稳增长和调结构的矛盾。对于宽松货币政策一个可能的担忧是“大水漫

灌式”的货币政策可能会加剧我国的产能过剩和重复建设，不利于经济结构的调整。在宏观经济下行和完善的市场退出机制尚未建立起来的背景下，过度紧缩不仅无法完成结构调整目标，还可能造成更大的经济衰退。

（三）市场秩序和微观主体重建

通过软着陆的方式去杠杆本质上是在宏观经济政策引导下通过市场机制实现杠杆率下降。在相对宽松的宏观政策环境下，有竞争力的行业和企业通过盈利或者吸引注资实现资产负债表的修复以及负债能力的重建。。为了帮助更快地实现“杠杆率软着陆”，有以下几个方面的工作需要进行：

首先、加快推进市场化改革进程，完善货币政策向信贷市场的传递渠道。在上文的分析中，我们指出在信贷市场上大量拥有政府隐性担保和具有财务软约束的融资平台和国有企业存在，这些企业不仅对资金需求量大而且对缺少价格弹性，使得信贷市场超额需求长期存在。这导致信贷市场利率居高不下，民营企业和中小企业融资、难融资贵现象常态化。

其次、金融市场利率居高不下的另一个原因是市场上广泛存在的刚性兑付现象。刚性兑付导致金融市场无风险利率居高不下，贷款利率水涨船高。因此要想实现货币政策在信贷市场的顺利传导，必须要有序打破刚性兑付，完善金融市场风险定价功能，并且配合对政府隐性担保和财务软约束的清理，才有可能实现基准利率向信贷市场利率的顺利传递。

第三、加速清理僵尸企业，鼓励通过兼并重组进行债务重组。冯俊新对比了有限债务责任和无限债务责任体制对去杠杆进程的影响，发现在私人债务不具备追索权(non-recourse)的国家更容易通过破产重组恢复信贷市场功能，在这一过程中破产企业的债务灭失，新企业得以以较低的负债率进入信贷市场，因此去杠杆的速度会比较快。[5]当前企业借新债还旧债的现象相当普遍。许多银行贷款仅仅是维持一些僵尸企业的生存，并没有转化为现实的投资需求。特别是在一些地方政府的行政干预下，一些僵尸企业“死而不僵”，大量占用信贷资源，直接决定去杠杆策略的成败。

第四、通过法律手段淘汰落后、过剩产能，强化市场主体重建。宽松货币政策不可避免地在一定程度上产生“大水漫灌”的后果，为了使得货币政策能够更加精准地传递到实体经济，并在尽可能短的时间内发挥作用，应该通过法律而非行政手段加速市场主体重建，淘汰落后产能。

（四）完善多目标广义货币政策框架

2007 年金融危机的爆发使得经济学家和政策制定者深刻认识到“保持价格稳定并不能

避免金融危机的爆发”，货币政策需要有更广阔的视野。危机之后，除了量化宽松等非常规货币政策之外，为了避免金融危机再次爆发，宏观审慎监管成为政策革新的主要方向。在当前“低迷与繁荣、萧条与泡沫并存”的复杂宏观经济形势下，货币政策除了稳增长、促改革和调结构等各项宏观政策目标之外，还应该肩负维护金融安全与推动金融市场改革的任务。维护金融安全并非简单指金融资产价格稳定，而是指货币政策当局和监管机构应该致力于消除金融市场潜在的“系统性风险”。

事实上，货币政策该如何应对资产泡沫在学术界和政策界仍是存在争议的问题，尤其是耶伦之前的历任美联储主席都坚持对资产泡沫采取善意忽略的态度。即便如此，为了避免金融危机的再次爆发，2010 年美国还是通过了《多德-弗兰克法案》，大幅扩充了美联储的监管职权，确立了美联储在美国系统性风险管理和金融监管框架中的核心地位。我国以间接融资为主，银行体系更容易成为系统性风险集聚和爆发的节点，货币政策当局所面临的系统性风险防范压力更加严峻。而且作为新兴市场国家，无论是金融市场还是监管体系尚处于发展阶段，极易发生两者发展速度不匹配的现象。从各国的经验来看，金融创新往往快于监管制度发展。金融体系市场化改革的根本目的是为了提高资源配置效率，但从全球的历史经验看，金融市场化改革和开放的过程也往往伴随着金融危机。

历史上比较严重的经济衰退或者萧条大都伴随着金融危机。金融危机的爆发不仅会葬送多年经济建设的成果，而且会中断既定的改革进程。首先、金融危机无疑会导致国家和个人财富大量缩水。例如美联储在 2012 年 6 月份公布的家庭金融调查报告表明，美国家庭财富净值中值从 2007 年的 12.64 万美元降至 2010 年的 7.73 万美元，下降幅度接近 40%，其中大部分财富缩水与房地产市场泡沫破灭导致房产价值下降有关。[6]其次、金融市场的动荡会干扰常规货币政策的实施。作为金融市场的“最终贷款人”，央行不得不在金融动荡时对金融市场投放大量流动性，必然对社会流动性总量产生不确定影响。投入到金融市场的流动性还可能挤占实体经济的资源。与对实体经济的贷款相比，稳定市场的资金带来的是财富的再分配而不是有效需求与经济增长。为稳定市场而投放的贷款所产生的挤出效应可能会对总需求造成更大的负面影响。第三、从更加宏观的角度看，金融市场的动荡可能迟滞甚至会打乱我国市场化改革的进程。金融体系市场化改革是中国经济改革和发展的客观要求及内生结果。我国的市场化进程属于典型的供给引导型，政府希望通过市场化改革提高经济增长效率，并在改革过程中发挥主导作用。当金融市场发生动荡后，出于经济安全的考虑，政府可能会

[6] 家庭财富净值是指家庭房产、银行账户、股票等资产扣除抵押贷款、信用卡等债务后的差额。美联储自 1989 年每三年针对美国家庭进行调查，详见：http://finance.ifeng.com/gold/jskxsj/20120613/6599271.shtml

暂时中断原有改革进程。例如在 2015 年 6 月份的股市波动后，监管当局暂停了企业 IPO 及一些卖空交易。金融市场动荡以及政府一系列行政干预措施必然对中国的利率和汇率市场化以及人民币国际化等一系列进程造成影响。

根据以上分析，我们认为由于货币当局兼具金融市场的“最终贷款人”和货币政策执行者双重身份，在经济下行和金融市场动荡的背景下，中国人民银行不仅应负责日常货币政策实施，同时还要肩负维护金融安全与推动金融体系市场化改革的重任。在混业经营已成事实的情况下，为避免金融动荡的再次发生，应该重构以央行为核心的统一监管框架。

六、可能的政策选项

结合中国当前的宏观经济和金融市场的现状，我们认为中国货币政策的定位应从此前的“名稳实紧”向适度宽松调整。宽松货币政策不仅有利于增加总需求，还可以减轻政府(尤其是地方政府)和企业的偿债负担，为财政政策腾出空间“稳增长”。未来货币政策可能的选项包括以下几个方面：

第一、降低存贷款基准利率。利率市场化改革后，央行虽然不能直接控制信贷市场贷款利率，但是基准利率下降对于引导信贷市场利率下降仍然可以发挥一定的作用，此外央行还可以通过公开市场操作，利用多种流动性管理工具，降低银行间市场利率，降低金融机构资金成本。降息不仅有直接刺激总需求的作用，根据“杠杆率软着陆”的思路，通过降息降低企业财务成本，推动资产负债表修复和信贷市场功能恢复，还可以帮助疏通货币政策传导渠道。

第二、逐步引导存款准备金率回归正常水平。随着外汇占款逐渐下降，中国基础货币的供给渠道业已发生改变。与经济新常态相适应，存款准备金率也因该逐步恢复到正常水平。在通缩和高债务情形下，降准虽然不能必然带动贷款增加，但是通过存款准备金率下降，可以为信贷市场提供更多的流动性，有利于银行放款。包括降息和降准在内的宽松货币可以稳定消费者和投资者的信心，通过提高通胀预期引导实际利率向其均衡水平收敛。此外，宽松的货币政策也有利于央行通过前瞻性指导进行预期管理。

第三、通过明确盯住名义 GDP 增速保证货币政策宽松的适度性。仅仅盯住产出缺口和通货膨胀的泰勒规则在当前中国可能未必适用。在经济步入新常态初期，潜在增长率的估计仍处于试错过程中；泰勒规则所盯住的 CPI 或者核心 CPI 都处于相对稳定的较低水平。仅从产出缺口和通货膨胀两个目标无法全面反映中国经济的现状，也无法引领货币政策及时调

整。盯住名义 GDP 增长率的优势在于既可以将总需求的稳定作为货币政策的目标，又有利于形成稳定的政策预期。

第四、加强金融市场培育，引导无风险利率回归均衡水平。货币政策在传导过程中之所以遭遇阻滞，与金融市场不健全有关。加强金融市场培育主要包括以下几个方面：第一、通过国有企业改革和政府考核目标改革减少政府隐性担保，提高市场对资金价格的敏感程度，避免国有企业对民营企业的挤出；第二、逐步有序打破金融市场的刚性兑付，培育投资者风险自担意识，实现金融市场无风险利率回归正常。

第五、加强微观市场主体培育，引导货币信贷资金进入实体经济。加强微观市场主体培育主要包括以下几个方面：一、鼓励通过兼并重组消除“僵尸企业”； 二、通过法律手段对不符合国家法律的企业或者落后产能进行淘汰。通过企业重组和落后产能淘汰不仅可以实现企业债务减免，减少企业借新债还旧债现象，还可以引导银行贷款进入生产领域，带动投资和总需求回升。

第六、结合总需求增长目标，探索通过“前瞻性指导”引导公众预期。为了引导公众预期，除了果断采取包括降息、降准等常规性宽松货币政策之外，还可以探索通过前瞻性指导的方式，设定名义 GDP 增长率或者生产者价格指数等参考指标的临界值，引导公众稳定政策预期。

第七、借鉴西方国家非常规货币政策经验，通过市场化手段干预利率期限结构。利率市场化之后，人民银行逐渐丧失对信贷市场利率的直接控制。在当前宏观经济下行和金融市场不稳定的背景下，银行惜贷现象严重，中长期利率居高不下，抬高了企业和政府的融资成本。可以借鉴西方国家非常规货币政策经验，探索央行在二级市场直接购买长期债券的方式进行扭曲操作，将中长期利率降低到合意水平。

第八、重构监管框架，构建维护金融安全与稳定宏观经济兼容的政策框架。市场经济中货币当局兼具金融市场的“最终贷款人”和货币政策执行者双重身份。随着金融市场混业经营既成事实，金融市场安全不仅影响宏观经济稳定而且关系货币政策传导渠道是否通畅。人民银行不仅负责日常货币政策实施，同时还肩负着维护金融安全与推动金融体系市场化改革的重任。因此通过加强事前监管，采取“适度宽松的货币政策”与“金融改革”和“监管强化”的组合，实现金融稳定和经济增长双重目标。

参考文献

[1] 刘元春.低迷与繁荣、萧条与泡沫并存的中国宏观经济[R]. http://ier.ruc.edu.cn/lt_15_02.asp.

[2] 李杨、张晓晶、常欣等.中国国家资产负债表 2015[M].北京：中国社会科学出版社,2015.

[3] 周业安.混业趋势下的分业监管出现了一处真空[N].上海证券报,2015-08-08.

[4] 陈彦斌、陈小亮.通缩、高债务和货币政策财政政策协调[R].http://ier.ruc.edu.cn/lt_15_03.asp.

[5] 冯俊新. 债务通缩理论演变及其对去杠杆问题的启示. [R].http://ier.ruc.edu.cn/lt_15_03.asp.

Monetary Policy with dual targets of stabilizing growth and Preventing Risk under New Normal in China

RUC Research Group of Macroeconomic Analysis and Forecast

Abstract: The debt-deflation effects under the present high leverage ratio situation in China not only aggregate the potential systematic financial risk but also decrease the efficiency of monetary policy. Moreover, the soft budget constrain and the definitely no risk return in financial market increase the no risk interest rate and increase the difficulties and costs of loan borrowing of small and middle size enterprises. Under this circumstance, it is proper to decrease the leverage ratio by increasing the net assets through expansionary monetary policies. So monetary policy stance should turn from tightening to expansionary, and with the help of market original reform to fulfill the dual targets of stabilizing growth and Preventing Risk under New Normal.

Keywords: New Normal; financial risk; business cycle; monetary policy

量化宽松对经济复苏到底有多大的作用？[1]

苏治[2]　黄雨婷[3]　范为[4]　俞乔[5]

【摘　要】2008 年金融危机后的全球性量化宽松在历史上尚属首次，对世界各大经济体迅速产生巨大影响，但量化宽松对经济复苏究竟有多大作用仍存在争议。本文基于量化宽松对全球经济产生影响的典型化事实，提出一种新型影响模式——“脉冲式响应”，运用实体经济虚拟经济相背离的理论分析脉冲式响应的内在作用机理，引入 TVP-BVAR 模型实证分析美联储量化宽松货币政策对美国及中国经济的作用效果。结果表明，超宽松的货币刺激在短期内对挽救金融危机、缓解经济衰退起到至关重要的作用，但长期看并不能持续拉动实体经济产出和就业的增张，不能持续推进经济复苏。挽救金融危机的政策不是通过量化宽松政策刺激投机性需求，而应该是通过财政转移支付、税收减免、大力扶持消费信用等以增加大众的真实收入刺激真实需求。

【关键词】量化宽松；脉冲式响应；TVP-BVAR 模型

一、引 言

2008 年由美国次贷危机引发的全球金融危机导致各国的经济深陷泥潭。美联储率先启动史无前例的数量工具，实施了向市场注入流动性的非常规货币政策，旨在稳定金融市场并进一步促进经济复苏。随后，主要发达国家也实施大规模的量化宽松政策，意在尽快恢复经济繁荣。如此大规模的全球性量化宽松货币政策尚属首次，对世界各大经济体迅速产生巨大影响。从数据来看，前两轮的美联储大规模的资产购买计划帮助美国经济增长率提高了 3 个百分点，并增加了 200 万个就业机会。新兴经济体、发达经济体以及 OECD 工业产出迅速上涨，一些基础商品价格恢复至危机之前的高点。然而，四轮量化宽松之后，经济的复苏更多的表现为虚拟经济持续攀升，实体经济持续萎靡。全球股市快速上涨，发达国家股市屡

[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.1519
[2] 苏　治，中国人民大学国际货币研究所研究员、中央财经大学统计与数学学院副教授
[3] 黄雨婷，中央财经大学管理科学与工程学院硕士研究生
[4] 范　为，清华大学公共管理学院博士后
[5] 俞　乔，清华大学公共管理学院教授、博士生导师

创新高，发展中国家股市也不甘落后；而与此形成鲜明对照的是，全球的实体经济仍然复苏疲弱。2013 年，美国道琼斯指数年涨幅 27%，标准普尔 30%，日经指数 57%，德国 DAX 指数 25%，法国 18%，西班牙 21%，是数十年来最快的年度股市涨幅。但同时实体经济却复苏乏力，主要发达经济体维持低增长，发展中经济体经济增长中枢下移，增长风险加剧。2013 年，美国真实 GDP 增长约为 1.8%，欧元区真实 GDP 增长不到 0.5%，日本真实 GDP 增速 1.8 至 2%。2013 年量化宽松的发起人美联储主席 Bernanke 的态度也变得不甚乐观，“美国经济正朝着正确的方向行进，但没有美联储希望的那么快，美国经济复苏仍相对脆弱”。同年，美联储下调 2013、2014 两年的经济增长和通胀预期，并于 9 月宣布维持 0-0.25%的基础利率以及美元资产购买规模不变。

美联储量化宽松货币政策是否真正的挽救了金融危机？它对经济复苏起到了多大的作用？自美联储量化宽松政策实施起，学界即开始了关于量化宽松政策效果的讨论，目前国内外研究主要集中在量化宽松政策对不同经济体的影响上。国外研究大部分集中于量化宽松对美国经济的正面影响，例如稳定金融市场、促进经济增长等；国内研究主要分析量化宽松政策对中国经济的影响，主要集中于理论探讨量化宽松政策传导机理和退出机制，以及对物价水平的影响，而真正通过实证分析量化宽松政策对中国经济影响的研究较少。极少有研究从虚拟经济与实体经济严重背离的经济背景出发讨论量化宽松政策效果。与以往研究相比，本文的贡献在于：首先，根据近年全球经济历史数据的分析，提出了量化宽松对经济影响的一种新模式——“脉冲式响应机制”，即短期上存在一定的电击式刺激作用，但并未呈现持续上升的趋势；其次，引入改进的 TVP-BVAR 模型进行了实证分析，更清晰有力的刻画了政策影响效果的变化；最后，运用实体经济与虚拟经济背离的相关理论分析美联储量化宽松政策对美国和中国经济造成影响的深层次原因，印证量化宽松政策仍是一种货币现象，体现了“长期货币中性”的内在哲理。一方面本文研究较为深刻地认识到量化宽松政策短期内刺激经济增长，但其效果将随政策实施而衰减，侧面印证“长期货币中性”理论；另一方面，根据目前经济形势，本文提出了不同于非常规货币政策的更为有效的措施，并基于此对新形势下的中国经济政策进行简要评价。

二、文献回顾

虚拟经济与实体经济背离已成为 20 世纪 70 年代以来，全球经济体系的“典型化”特征。大部分学者逐渐认识到虚拟经济与实体经济背离是金融危机频发的重要原因。刘霞辉[1]指出

实体经济与虚拟经济是一对矛盾体，只有它们的协调发展才会减小经济的大幅波动，保持经济的长期增长，而较完善市场条件下，虚拟经济通过金融创新等方式吸引的投资会更多。吴晓求[2]总结虚拟经济与实体经济关系，其中一个观点即“背离论”，资本市场往往会受到非理性行为的诱导，从而呈现出投机性增长过程。当金融资产比实体经济有更高的回报率时，更多的资金将被虚拟经济吸收，造成实体经济投资资金减少，两者发展背离。2008 年金融危机发生之时，正是处于虚拟经济与实体经济严重背离的形势下，发达国家中央银行主要采用了超宽松货币政策，对本国乃至世界经济都造成深远影响。

在全球经济一体化、虚拟经济与实体经济背离的背景下，美联储量化宽松货币政策对本国以及世界经济究竟显现出何种作用效果呢？国外大部分学者认为量化宽松对金融市场的影响是正向的，央行流动性水平的改变对货币市场、外汇市场有积极的作用[3-5]。但量化宽松对宏观经济的整体复苏是否存在正向影响，学者持有不同的看法。一部分学者认为量化宽松对本国实体经济的增长，通货膨胀率与失业率的降低有比较显著的作用，主要归因于在最低零利率的限制下，大规模的资产购买行为能维持长期低利率水平，降低资产买卖价差，即通过传统货币政策传导机制——利率机制发挥作用，同时对股市的高估，较低的汇率都推动了经济的全面复苏[6-8]。很多学者通过测算各国央行大规模性的资产购买行为对长期利率以及其他资产价格的影响，以研究量化宽松的效果。Giannone 等 [7] 认为欧洲央行的政策效果显著，运用 BVAR 测算出政策的实施使得工业产出上升 2%，失业率下降 0.6%。Baumeister 等 [8] 运用 TVP-BVAR 模型以及反事实模拟，表明 US 和 UK 的非常规货币政策能够转移通缩及产出下降的风险并且对经济有冲击作用。Kapetanios 等[9]基于长短期资产组合平衡机制，运用 BVAR，MS-SVAR，TVP-SVAR 三个模型，平均结果显示英国的 QE 对实际 GDP 增长率和 CPI 通胀分别产生 1.5%和 1.25%的尖峰效应。研究都倾向于量化宽松政策有助于增加产出、减少失业率以及通胀的结论[6,9]。并非所有的学者都同意以上观点。一些学者认为量化宽松只能在一定程度上缓解金融危机，但并不能促进经济的持续复苏。Gambacorta 等[10]运用面板 VAR 模型分析自 2008 年金融危机以来八个发达经济体的月度数据，结果显示在零利率限制下，对央行资产负债表的外部冲击会对经济活动和消费价格产生暂时性的冲击，量化宽松对产出的影响与传统货币政策工具效果相似，但对价格的影响程度更小，持续性更弱。Curdia 等[11]运用加入市场分割的 DSGE 模型分析美国 LSAP 对宏观经济变量的影响，结果显示对 GDP 增长率以及通胀存在正向影响，但程度很小，不超过 0.5 个百分点。也有少部分研究对政策效果产生质疑，以 Eggertsson[12]为代表，认为储备金换取长期债券是中性交易

行为，市场参与者会充分利用套利机会，使得不会存在对宏观经济变量的影响。同时有个别学者研究量化宽松对其他经济体产生的影响，结果显示量化宽松仅能对宏观经济提供短暂性支持[10]。

国内针对量化宽松货币政策的研究主要以定性研究为主，包括政策的作用机制[13-15]，政策实施对本国产生的影响[16-20]，量化宽松政策退出时机、机制的选择以及对我国经济的影响几个方面[17,21-25]。盛夏[17]指出量化宽松政策对我国不同部门的冲击时滞不同，且短期影响大于长期影响。国内仅有的定量研究局限于讨论量化宽松对我国物价水平产生的影响，陈磊和侯鹏[26]基于流动性溢出理论，运用面板 VAR 模型、GMM 估计、脉冲响应函数以及方差分解的计量方法，得出本轮金砖国家的通货膨胀很大程度是由国际资本流入引发的流动性过剩导致。齐晓楠等[27]建立了包含中美两国实体经济、虚拟经济相应指标的中国经济联立方程组，并通过政策情景模拟，检验美联储新增国债的规模对人民币有效汇率的影响，结果表明中长期存在正向作用。

针对本轮全球性量化宽松，学者们从政策的影响渠道出发，试图量化分析政策实施带来的经济效果，但缺乏从长期宏观视角研究全球经济表现出的特殊的一致性波动模式。有关美联储多轮量化宽松对我国宏观经济造成影响的实证研究仍较匮乏。本文基于量化宽松对全球经济产生影响的典型化事实，提出一种新型影响模式——“脉冲式响应”，运用实体经济虚拟经济相背离的理论分析脉冲式响应的内在作用机理，引入 TVP-BVAR 模型实证分析美联储量化宽松货币政策对美国及中国经济的作用效果。

三、脉冲式响应的内在机制

由于金融市场体系的不完善，现金流流动性的制约，微观主体较低的敏感度等原因，各国货币政策对经济的刺激往往存在一定时滞，发达国家 GDP 水平达到最高点通常需要 1-2 年[28-30]，我国的时滞稍短，但也需 8-10 个月[17,31-32]。2008 年金融危机之后，全球性的量化宽松政策对经济的刺激呈现出前所未有的特点：每一轮大规模量化宽松政策的出台，都使得大多数经济参与者对未来经济活动的预期变得更加乐观，金融市场迅速调整，实体经济活动也在短时间内快速扩张，货币政策时滞大幅度缩短甚至可以忽略；但是，预期改善所带来的经济恢复和上升过程难以持续，一段时间以后，随着预期改善效应的逐步消失，经济活动出现阶段性的停顿和放缓。最终导致量化宽松刺激背景下，全球经济体的价格水平和实体经济都产生了一种脉冲式的影响模式。本文采用 2007-2013 年 OECD、美国、新兴经济体以及我

国的工业产出等数据对脉冲式影响模式进行初步验证。

从 2007-2013 年 OECD 综合领先指标及工业产值的环比增长率变动情况可以看出（图 1），2009 年全球性的量化宽松货币政策启动后，综合领先指标和工业产值增长率指标均呈现出多轮大幅上升、随后快速下降的脉冲式反应，并不存在长期上升趋势，且所表现出的每一个脉冲正是与各国央行量化宽松的实施一一对应，表明非常规的货币政策的确对全球经济产生了一种全新的作用模式。进一步，从美国的 CPI、PPI 增长率的变化趋势来看（图 2），两者分别在 2009 年二季度以及 2010 年四季度开始出现两次非常明显的脉冲，这与政府宣布大规模增购金融及实物资产的时间几乎是同步的。随着价格水平的上涨，量化宽松推动消费和投资预期，进而拉动实体经济的复苏，最终使得工业产值表现出相类似的变化趋势。

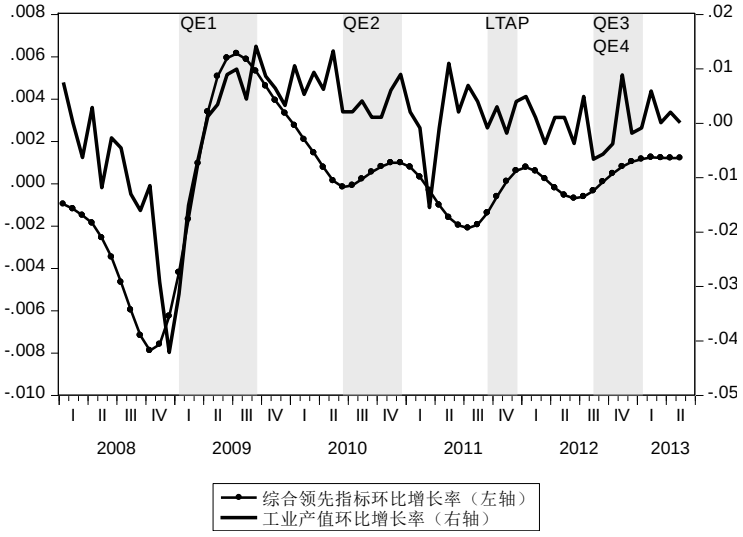


图 1　2008-2013 年 OECD 工业产值、综合领先指标环比增长率

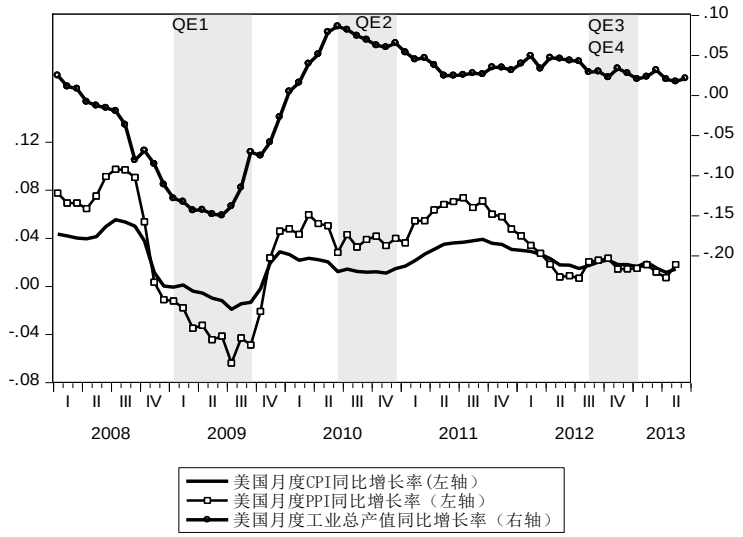


图 2　2008-2013 年美国 PPI、CPI、工业产值月度同比增长率

我们合并巴西、印度、印度尼西亚、俄罗斯、南非几大新兴经济体的 2007-2013 年的出口数据，以反映此轮政策对实体经济的影响（图 3）。2009 年初的量化宽松促使新兴经济体出口数据大幅上升，但至 2010 年 1 月，出口数据便开始出现回落。同样，尽管没有 2009 年的冲击明显，2010 年底的 QE2 也对新兴经济体的出口贸易产生了“电击式刺激”，这一定程度上与新兴经济体高度浮动的汇率制度有关。我国过去几年的数据显示，无论从宏观层面的价格指数（图 4）、出口贸易指数（图 5）还是深入到实体经济主要产业（图 6）的变化趋势都能同样看出与量化宽松政策实施时间的一致性。

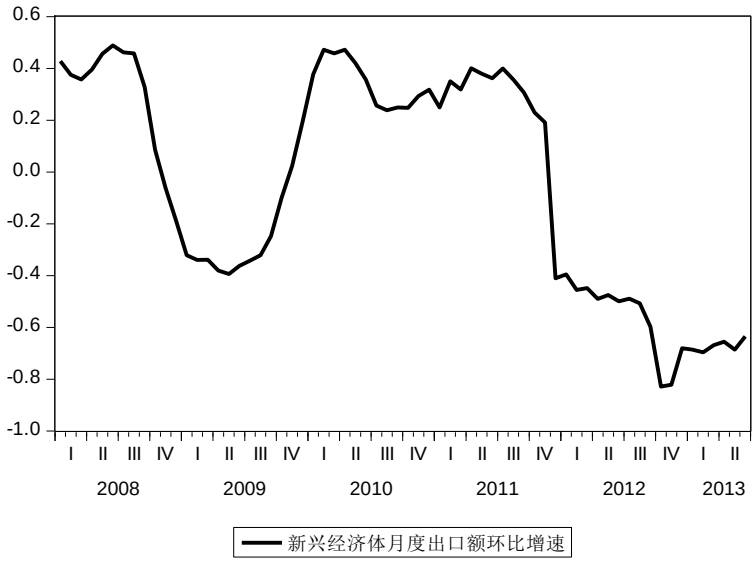


图 3　2008-2013 年新兴经济体月度出口额环比增速

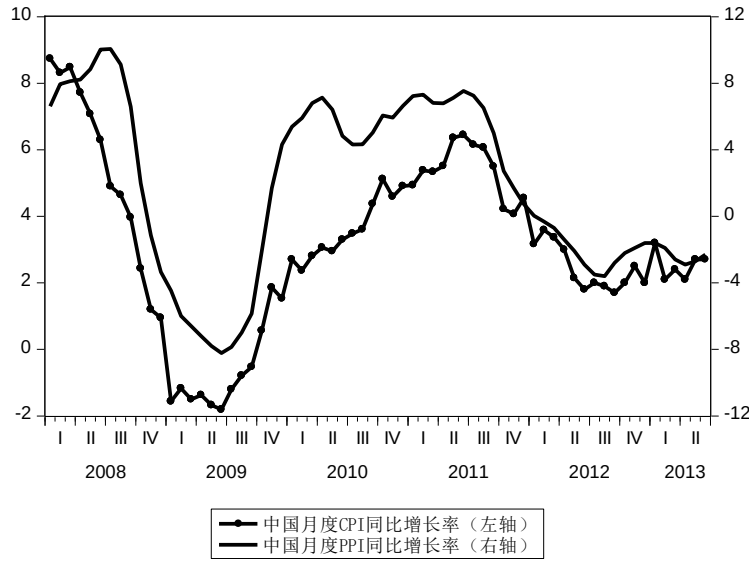


图 4　2008-2013 年中国 PPI、CPI 同比增长率

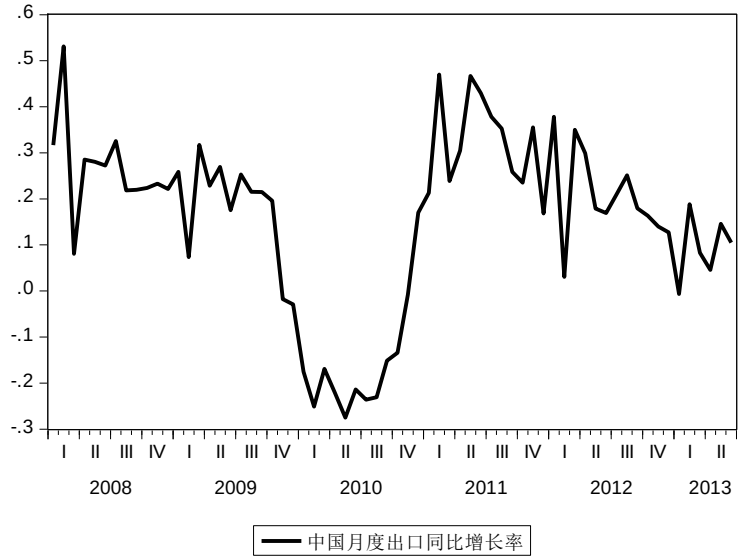


图 5　2008-2013 年中国月度出口同比增长率

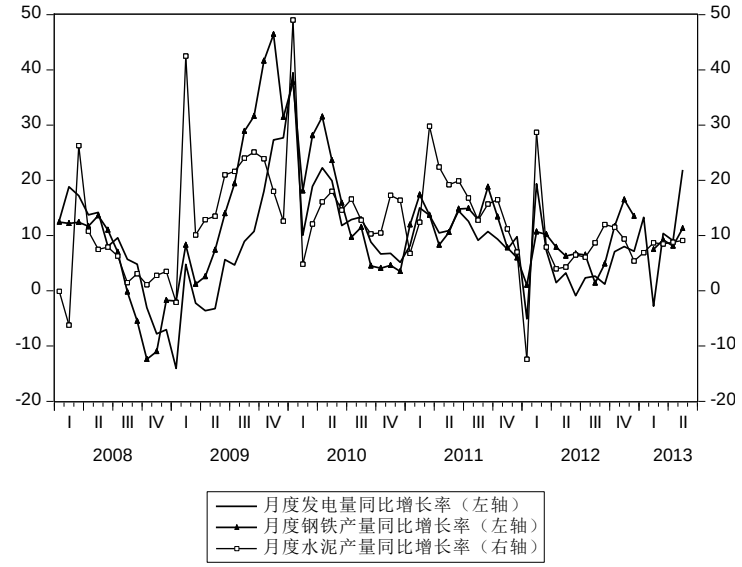


图 6　2008-2013 年中国月度发电量、钢材产量、水泥产量同比增长率

从以上不同层面的历史数据分析中可以看出，量化宽松政策对全球经济体的价格水平和实体经济都产生了一种脉冲式的影响模式。相比于传统的货币政策，该模式有两个显著特点，其一是反应时滞短，每一轮超宽松政策的宣布都先会体现出价格层面的上涨，随后产生预期的改善，最终带动实体经济复苏；其二是该刺激作用并不能持续，随着央行政策的放缓和退出，价格层面短期繁荣迅速衰退，预期效应减弱，实体经济也相应进入减缓阶段。

四、模型及实证

（一）变量及模型的选择

Lenza 等[33]分析表明美联储量化宽松政策主要通过利率传导机制对实体经济产生作用。

关于指标选取，依据 Giannone[7]、Baumeister[8]、Kapetanios[9]等人的研究，本文选取中美两国宏观经济变量工业生产总值增长率（y_t）、消费者物价指数（π_t）以及基准利率（r_t），十年期国债利率与 3 个月期国债利率之差（s_t）作为实证分析变量。其中中美基准利率使用联邦基准利率和中国人民银行发布的基准利率。长短期利差是判断经济运行情况的重要变量，本文选择十年期国债利率与 3 个月期利率之差代表长短期利差[7-13]。沿用 Baumeister 和 Benati[34]最新提出的参数随时间变化且考虑随机波动性的 BVAR（TVP-BVAR）模型，并针对中国市场情况对模型设置做相应调整，运用 MCMC 算法对各时点参数进行估计，分别从时点截面、滞后期截面分析四轮量化宽松对中、美两国实体经济刺激作用的具体模式。模型具体形式如下：

$$Y_t = B_{0,t} + B_{1,t}Y_{t-1} + \cdots + B_{p,t}Y_{t-p} + \mu_t \equiv X_t'\theta_t + \mu_t \quad (1)$$

其中，$Y_t \equiv [y_t, \pi_t, r_t, s_t]'$。沿用以往研究结论，这里 $p=2$，X_t 包括 Y_t 以及其滞后项的变量矩阵，θ_t 包含随时间变化的截距项 $B_{0,t}$ 以及系数矩阵 $B_{1,t}\cdots B_{p,t}$ 的向量，且遵循如下递推过程：

$$p(\theta_t \mid \theta_{t-1}, Q_t) = I(\theta_t) f(\theta_t \mid \theta_{t-1}, Q_t) \quad (2)$$

其中，$I(\theta_t)$ 设定为拒绝不稳定抽样的指标性函数，以保证参数的稳定性，$f(\theta_t \mid \theta_{t-1}, Q_t)$ 遵循如下形式：

$$\theta_t = \theta_{t-1} + \eta_t \quad (3)$$

其中，$\eta_t \equiv [\eta_{1,t}, \eta_{2,t}, ..., \eta_{N*(1+N_p),t}]$ 且 $\eta_t \sim N(0, Q_t)$。同时，在残差的协方差矩阵中引入随机波动率因素。我们假设

$$Q_t \equiv \begin{bmatrix} q_{1,t} & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & q_{2,t} & & 0 \\ \cdots & \cdots & \cdots & \cdots \\ 0 & 0 & \cdots & q_{N*(1+N_p),t} \end{bmatrix} \quad (4)$$

$q_{i,t}(i = 1,2,..., N*(1+N_p))$ 遵循几何随机游走：$\ln q_{i,t} = \ln q_{i,t-1} + \omega_{i.t}$。（1）式残差项 $\mu_t \sim N(0, \Omega_t)$，其中将 Ω_t 因子分解成 $\Omega_t = A_t' H_t (A_t^{-1})'$，$H_t$ 是包含随机波动率的对角阵，以反映结构性冲击的大小，A_t 是下三角矩阵，反映内生变量间关系，定义如下：

$$H_t \equiv \begin{bmatrix} h_{1,t} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & h_{2,t} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & h_{3,t} & ... \\ 0 & 0 & ... & h_{4,t} \end{bmatrix} \qquad A_t \equiv \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ \alpha_{21,t} & 1 & 0 & 0 \\ \alpha_{31,t} & \alpha_{32,t} & 1 & 0 \\ \alpha_{41,t} & \alpha_{42,t} & \alpha_{43,t} & 1 \end{bmatrix} \qquad (5)$$

其中 $h_{1,t}$ 遵循几何随机游走，$\ln h_{i,t} = \ln h_{i,t-1} + v_{i,t}$，$\alpha_t \equiv [\alpha_{21,t},...,\alpha_{43,t}]'$ 遵循无漂移项的随机游走过程：$\alpha_t = \alpha_{t-1} + \tau_t$。

选取 TVP-BVAR 模型[34]作为本文基准模型，是考虑到：一方面金融危机前后，世界各经济体无论是资本市场还是宏观经济均存在大幅震荡，如果沿用传统的固定参数模型，将会造成很大的估计误差；另一方面，传统的 TVP-VAR 模型[34]中状态方程漂移项为常数，并不能很好地反应金融危机时期各变量的波动情况，因此，本文将 TVP 模型中状态方程漂移项分布进行变化，以更精准地进行参数估计。模型设定方面，为保证其收敛，选定前 50000 次迭代为训练期，并采取每 10 次抽样进行 5000 次迭代的方式以降低抽样样本之间的自相关性；同时，通过系数非时变的 BVAR 模型，选取样本区间的前两年数据用于计算 MCMC 的先验分布参数，后五年的数据用于时变的参数估计。在 SVAR 模型的识别过程中，美国数据沿用 Baumeister 和 Benati[34]设定的符号限制，中国数据部分则不考虑最低零利率限制。选取中美两国 2006-2013 年的月度数据[6]进行计量分析，工业生产总值增长率以及消费者物价指数已进行去季节化及平稳化处理。

（二）实证结果

实证分析主要涉及在最低零利率限制下，量化宽松对美国实体经济呈现出的刺激效果以及对中国经济的影响。此外，分别以四次量化宽松政策的宣告时期及整个作用时间段为横截面做分析，以更直观地反应出刺激强度及持续期。以往研究显示，无论从美联储还是欧盟、英国的数据均可得出，量化宽松通常导致利差下降 40-80 个基点[37-38]，因此本文沿用 Baumeister 和 Benati[34]中的方法，将 TVP-BVAR 模型变形为 SVAR 模型，通过对短期利率实施额外约束，对整个样本区间内的利差实施降低 0.5%的非预期性变化，以观察利差本身，工业总产值增长率及消费者物价三个变量参数随时间变化的脉冲响应函数(IRF)，结果如图 7、图 8 所示。

不难发现，随着时间点改变，利差的脉冲模式并不存在明显变化，但是价格指标和产值指标的脉冲反应模式呈现出巨大波动，这一定程度说明针对所选取的样本区间，引入参数随

[6] 数据来源于 wind 和 OECD 数据库

时间变化并且漂移项随机波动化的 VAR 模型拟合效果会更好，反之，传统的固定系数的 VAR 模型则会带来较大误差。此外，通过对比是否存在“最低零利率限制”的脉冲图，美国数据显示在 20 个观测期中，两种情况下脉冲反应的结果差异很大，而中国层面则几乎一致，即可验证针对美国数据的模型中实施两年零利率限制的必要性。从中国数据得出的脉冲响应图也呈现出较大的波动性，但是两国的 CPI 以及工业产值增长率指标均在 2009 年中期、2011 年初呈现出尖峰效应，并且从 2012 年底开始出现上升趋势，这正好对应着每一轮量化宽松宣布实施后的 3-6 个月，中国数据的反应略显滞后，但时间间隔差距不大，一定程度说明这一系列量化宽松刺激作用时滞很短，与传统的货币政策的传导机制也不甚一致。

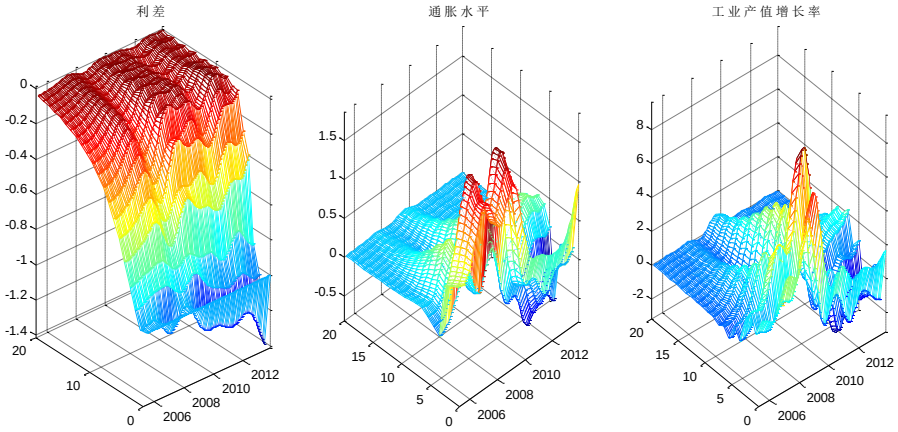


图 7　美国利差、工业总产值增长率、消费者物价指数脉冲响应图

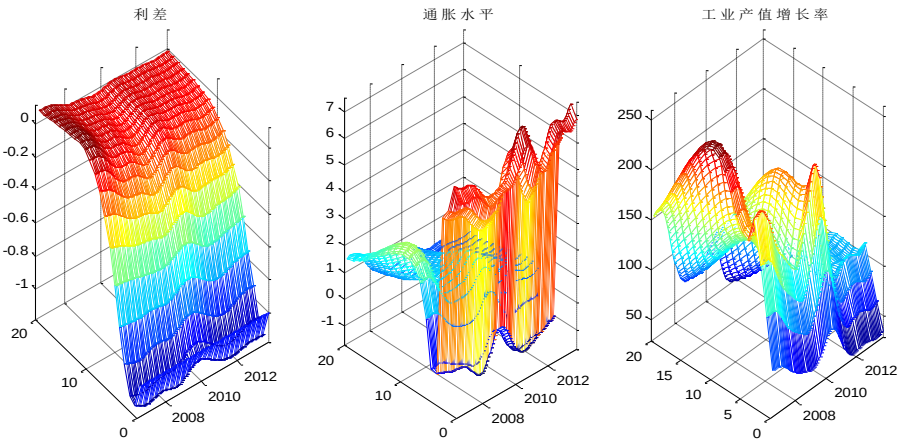


图 8　中国利差、工业总产值增长率、消费者物价指数脉冲响应图

为进一步探讨反应时滞，选取 2008 年 9 月，2010 年 10 月以及 2012 年 12 月三个时间点为起始点进行脉冲响应，美国和中国的结果分别如图 9 和图 10 所示。图 9 可以看出，与第二、三列图相比而言，第一列（2008 年）的两项指标均呈现出一轮强大脉冲式波动，从开始上升到快速下降恢复至初始水平，整个持续期大约仅为半年，并且工业总产值增长率的

最高点达到了 2%，说明量化宽松一定程度上的确振兴了大衰退时期的经济，但作用效果极为有限，长期并不存在持续正向的推进作用；而 2010 年以及 2012 年的两次量化宽松后，实体经济均先存在仅为 2-3 个月的徘徊期，随后 3-4 个月的快速上升以及紧随的下降，刺激效果并不如 QE1 明显，仅达到 0.5%左右，这一方面是因为相对于金融危机之后，实体经济已逐步趋于好转，经济基本面情况提升，另一方面归结于持续的量化宽松政策及不甚理想的作用效果，消费者及投资者的心理预期已有所下降，但总体而言，三轮政策实施之后，美国实体经济均呈现出前所未有的脉冲式波动态势：作用效果强，反应时滞短，波动周期短。实证显示，从我国的实体经济走势来看，也存在类似的脉冲式刺激，约为 3 到 5 个月的提升以及相对缓慢的下降，这与中国应对量化宽松所做出的政策努力是密不可分的。

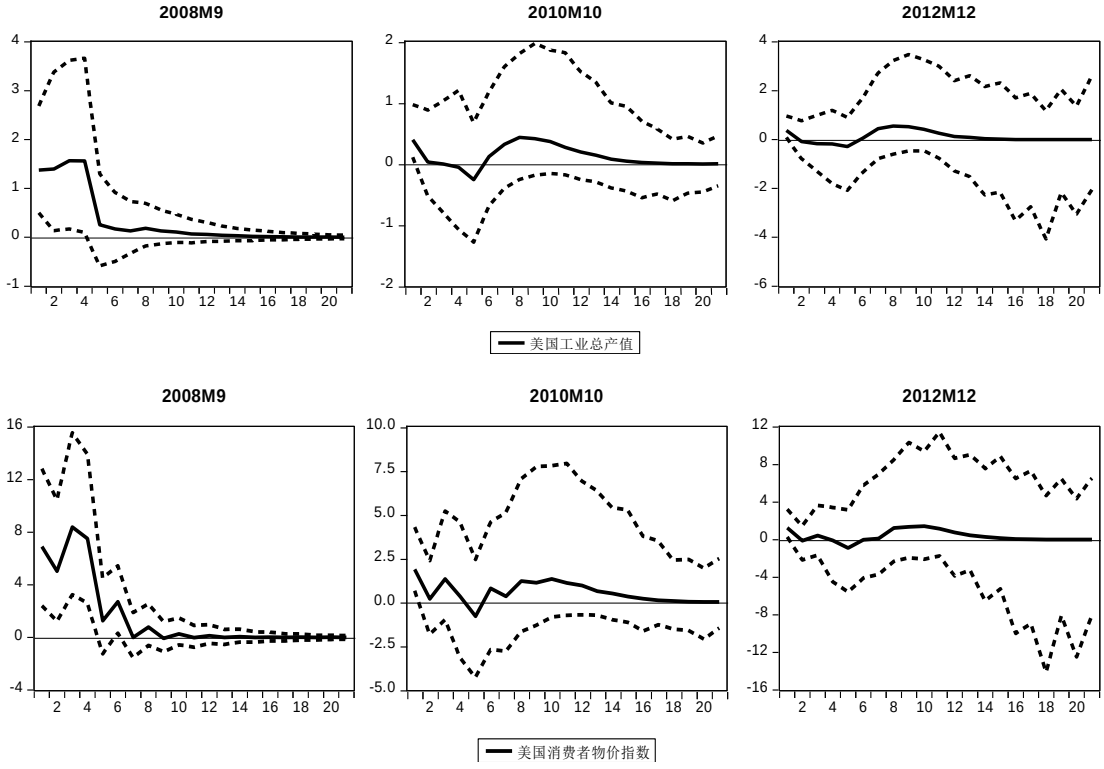
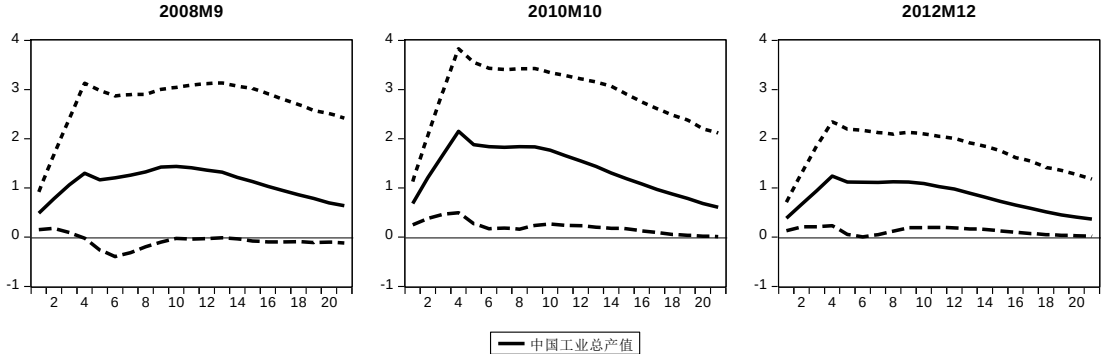


图 9　时点截面上美国消费者物价指数（上图）、工业总产值（下图）脉冲响应图



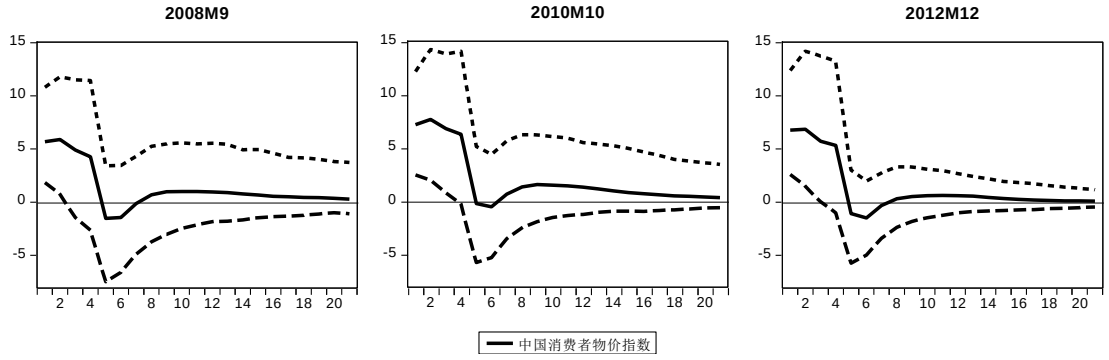


图 10　时点截面上中国消费者物价指数（上图）、工业总产值（下图）脉冲响应图

同时，我们又以政策作用期为截面，分别观测政策实施后六个月、一年以及一年半刺激效果所呈现出的不同态势（图 11 和图 12）。比较发现，价格层面，刺激作用大约在一年之后完全消退，而实体经济层面的作用效果在六个月之后便微乎其微，表明量化宽松并不能真正意义上改善美国的经济状况，只存在一轮持续期很短的刺激作用，其所表现出经济复苏势头的核心原因是美元长期走低，促进美国出口，进而刺激美国制造业和设备投资的短期回暖。而图 12 显示的中国宏观经济的反应则略为不同，对实体经济的冲击在六个月之后的反应最大，在一年及之后的作用效果逐渐衰退，这也进一步说明，量化宽松对中国的经济的刺激存在一定程度的时滞，但是非常短，仅为半年左右。

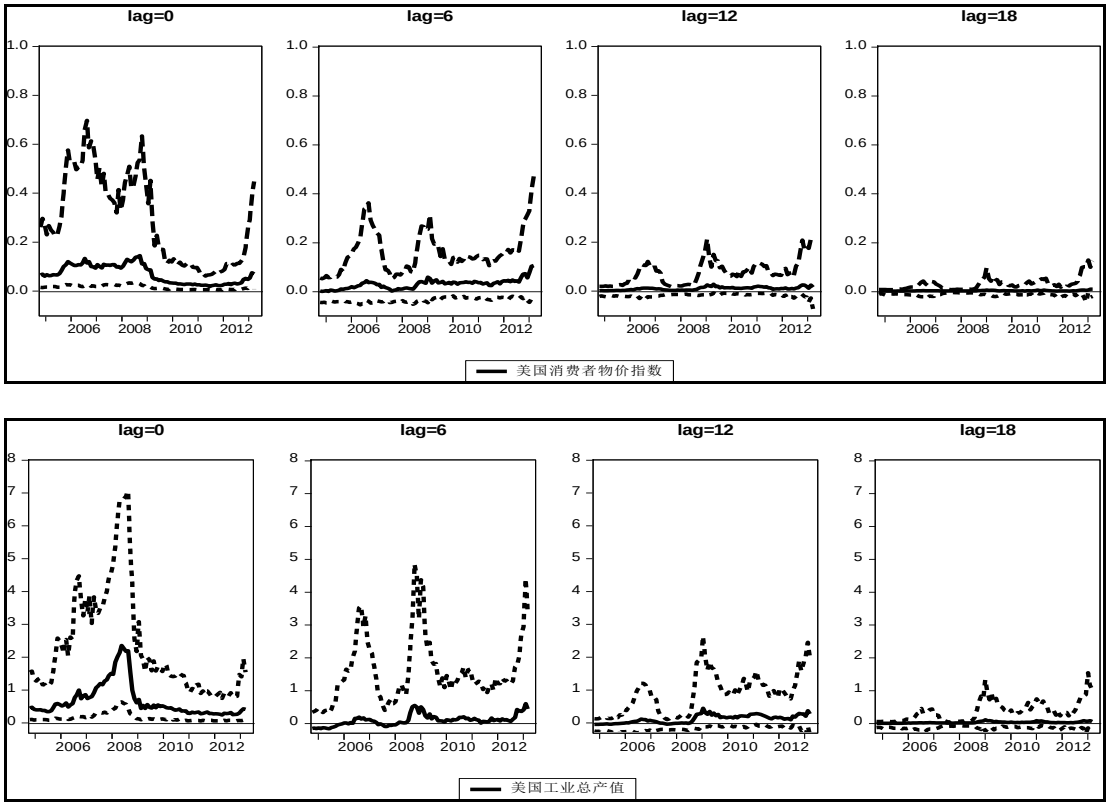


图 11 滞后期截面上美国消费者物价指数（上图）、工业总产值（下图）脉冲响应图

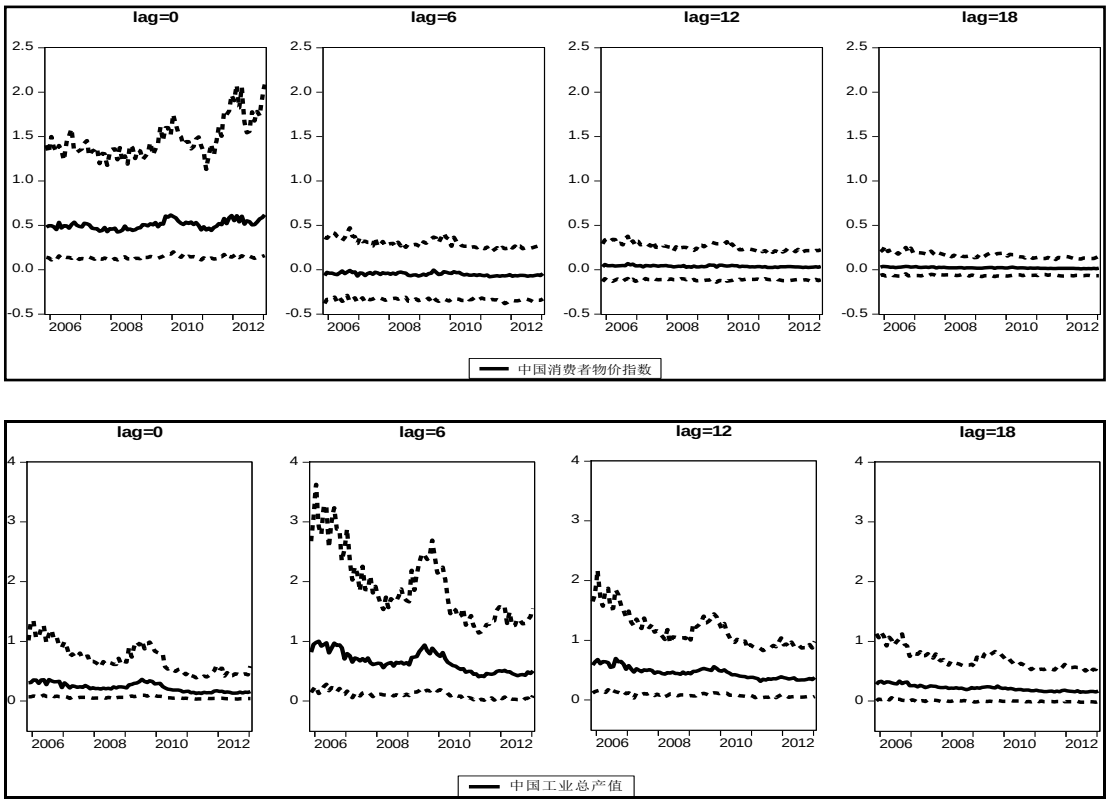


图 12　滞后期截面上中国消费者物价指数（上图）、工业总产值（下图）脉冲响应图

通过以上不同层面的实证分析，美联储的一系列量化宽松无论对美国还是对中国经济均表现出一种新型的脉冲式模式，美国经济的反应时滞几乎为零，中国经济作用时滞也较短。同时，对中美两国经济的促进作用持续期都不到一年，并不能推动经济的长期稳定增长。而造成这一现象的原因是实体经济与虚拟经济的加速背离。结合目前发达国家和发展中国家股市高涨、实体经济发展缓慢的经济形势，量化宽松释放的资金并未真正意义上流入实体经济，用于促进产业的升级，创造价值。如刘霞辉[1]和吴晓求[2]以及其他学者所述，当前虚拟经济与实体经济严重背离，虚拟经济过高的收益率已成事实，量化宽松政策释放的大规模资金于虚拟经济中运转，并不存在流入实体产业的动力，过高的投资需求又进一步推高虚拟经济投资回报率，造成过剩的流动性和金融投机行为，扭曲经济内在价格形成机制，在引起实体经济、虚拟经济加速背离的同时，也呈现出每一轮刺激背后的短暂复兴。

五、结论

本文通过论述量化宽松对宏观经济产生脉冲式响应的典型化事实，运用 TVP-BVAR 模型实证分析了美联储量化宽松政策对美、中宏观经济产生的影响模式和作用机制，得出以下基本结论：

整体而言，量化宽松政策对全球经济都产生了一种新型的“脉冲式刺激”模式，短期内对挽救金融危机、缓解经济衰退起到至关重要的作用，但长期来看，大规模货币资金的投放仅能一定程度维持通胀水平，并不能持续拉动实体经济产出和就业的增长，古典主义提出的“长期货币中性”的内在哲理仍不可小觑。

本文提出的“脉冲式响应”影响模式主要归因于实体经济和虚拟经济的加速背离，多轮量化宽松政策致使金融领域几乎所有指标快速恶性膨胀，金融市场的短期繁荣影响着消费者、投资者的预期改变，造成实体经济的短期回暖。然而过度依赖货币刺激和信用扩张的举措，也必将导致金融市场持续震荡前行而并不会存在长期向好趋势，这严重制约着预期水平的持续改善。实体经济普遍存在的产能过剩压力，劳动生产力持续低下的境况，迫使大量资金流入虚拟经济及房地产领域，以谋求更高的回报，本该进入实体经济体系的资金停滞于金融体系内部，形成虚拟经济“自我循环”的模式，严重威胁着实体经济健康、持续的增长。

目前传统货币政策已然失效，非常规货币政策的效果又不可持续，财政政策的实施必将加重政府债务赤字，面对持续的经济低迷，各国央行该选取何种政策以从根本上促进经济回暖呢？量化宽松政策本质上仍是一种货币现象，在虚拟经济与实体经济严重背离的形势下，货币规模及流动性难以真正意义上左右经济增长，全球规模的量化宽松政策反而会进一步加剧虚拟经济与实体经济背离。本文认为经济全方位复苏的内在真实动力是全社会消费、信贷规模的持续稳定增长，只有当释放的流动性顺利、相对均匀地流向经济体系内的每一个决策单位时，才会促使人们形成永久性收入预期，进而促进个体、企业消费及信贷，最终推进经济的全面稳定复苏。本届中央政府正是上述思想的实践者。在特殊的经济体制下，本届政府结合我国国情开创性地实行以“强化市场，放松管制，改善供给”为主要要义的新型政策思路是极其恰当和合理的，这其中包括改变单纯大规模短期经济刺激方式、引导投资投向有利于结构调整的领域、发展新型城镇化、推进经济结构全面调整等措施，保证中国走上一条重质量、重效益、重协调发展的可持续道路。

参考文献

[1] 刘霞辉.论实体经济与虚拟经济的关系[J]. 世界经济, 2004,(1):37-43

[2] 吴晓求.实体经济与资产价格变动的相关性分析[J]. 中国社会科学, 2006,(6):55-64

[3] Christense J., Rudebusch G. The Response of Interest Rate to Us and UK Quantitative Easing[J]. The Economic Journal, 2012,122(564):385-414

[4] Baba N., Nakashima M., Shigemi Y. et al. The Bank of Japan's Monetary Policy and Bank Risk Premiums in the Money Market[J]. International Journal of Central Banking, 2006,2(1):105-135

[5] Kazuo Ueda. Deleveraging and Monetary Policy: Japan since the 1990s and the United States since 2007[J]. The Journal of Economic Perspectives, 2012,26(3):177-201

[6] Chung H., Laforte J., Reifschneider D., et al. Have We Underestimated the Likelihood and Severity of Zero Lower Bound Events[J]. Journal of Money, Credit and Banking, 2012,44(s1):47-82

[7] Giannone D., Lenza M., Pill H., et al. The ECB and the Interbank Market[J]. The Economic Journal, 2012,122(564):467-486

[8] Baumeister C., Benati L. Unconventional Monetary Policy and the Great Recession: Estimating the Impact of a Compression in the Yield Spread at the Zero Lower Bound[J]. International Journal of Central Banking, 2013,9(2):165-212

[9] Kapetanios G., Mumtaz H., Stevens I., et al. Assessing the Economy-Wide Effects of Quantitative Easing[J]. The Economic Journal, 2012,122(564):316-347

[10] Gambacorta L., Hofmann B., Peersman G. The Effectiveness of Unconventional Monetary Policy at the Zero Lower Bound: A Cross-Country Analysis[J]. Journal of Money, Credit and Banking, 2014,46(4):615-642

[11] Curdia V., Ferrero A., Chen H. The Macroeconomic Effects of Large-Scale Asset Purchase Programs[J]. The Economic Journal, 2012,122(564):289-315

[12] Eggertsson G. B. Zero Bound on Interest Rates and Optimal Monetary Policy[J]. Brookings Papers on Economic Activity, 2003(1):139-233

[13] 潘成夫.量化宽松货币政策的理论、实践与影响[J]. 国际金融研究, 2009,(8):4-9

[14] 刘克崮,翟晨曦.调整五大战略,应对美量化宽松政策[J]. 管理世界, 2011,(4):1-5

[15] 陈静.量化宽松货币政策的传导机制与政策效果研究——基于央行资产负债表的跨国分析[J]. 国际金融研究, 2013,(2):16-25

[16] 周炎,陈昆婷.利差、准备金率与货币增速——量化宽松政策效率的均衡分析[J]. 经济研究,

2012,(7):22-34

[17] 盛夏.美国量化宽松货币政策对中国宏观金融风险的冲击[J]. 管理世界, 2013,(4):174-177

[18] 万志宏,曾刚.量化宽松货币政策的实践——以日本为例[J]. 国际金融研究, 2011,(4):10-17

[19] 欧阳志刚，史焕平. 后金融危机的货币供给过剩及其效应[J]. 经济研究, 2011,(7):102-115

[20] 刘兰芬,韩立岩.量化宽松货币政策对新兴市场国家的溢出效应分析——基于中国和巴西的经验研究[J]. 管理评论, 2014,26(6):13-22

[21] 谭小芬.美联储量化宽松货币政策的退出及其对中国的影响[J]. 国际金融研究, 2010,(2):26-37

[22] 张翠微.从公开市场操作的发展变化分析主要国家央行非常规货币政策的退出机制[J]. 金融研究, 2010,(1):67-76

[23] 刘胜会.中美两国宽松货币政策的比较研究——兼论退出之路[J]. 国际金融研究, 2010,(2):38-47

[24] 陈华,汪洋.经济复苏走势、经济刺激政策及其退出计划有关问题的国内外综述[J]. 管理评论, 2011,23(8):27-35

[25] 张礼卿.量化宽松 II 冲击和中国的政策选择[J]. 国际经济评论, 2011,(1):50-56

[26] 陈磊,侯鹏.量化宽松、流动性溢出与新兴市场通货膨胀[J]. 财经科学, 2011,(10):48-56

[27] 齐晓楠,成思危,汪寿阳等.美联储量化宽松政策对中国经济和人民币汇率的影响[J]. 管理评论, 2013,25(5):3-10

[28] Friedman, M. The Lag in Effect of Monetary Policy[J]. Journal of Political Economy, 1961,69(5):447-466

[29] Gruen D., Romalis J., Chandra N. The Lags of Monetary Policy[J]. Economic Record, 1999,75(3):280-294

[30] Geert Bekaert, G., Hoerova M., Duca M. L. Risk, Uncertainty and Monetary Policy[J]. Journal of Monetary Economics, 2010,60(7):771-788

[31] 肖文伟,杨小娟.货币政策时滞问题实证分析[J]. 系统工程, 2010,28(7):97-101

[32] 闫力,刘克宫,张次兰.货币政策有效性问题研究[J]. 金融研究, 2009,(12):59-71

[33] Lenza M., Pill H., Reichlin L. Monetary Policy in Exceptional Times[J]. Economic Policy, 2010,25(62):295-339

[34] Baumeister C., Benati L. Unconventional Monetary Policy and the Great Recession: Estimating the Macroeconomic Effects of a Spread Compression at the Zero Lower Bound[R]. Bank of Canada Working Papers, 2012

[35] Primiceri G. E. Time-varying Structural Vector Autoregressions and Monetary Policy[J]. The Review of Economic Studies, 2005,72(3):821-852

[36] D'Amico S., English W., López-Salido D., et al. The Federal Reserve's Large-scale Asset Purchase Programs:

Rationale and Effects[J]. The Economic Journal, 2012,122(564):415-446

[37] Gagnon J., Raskin M., Remache J., et al. The Financial Market Effects of the Federal Reserve's Large-Scale Asset Purchases[J]. International Journal of Central Banking, 2011,7(1):3-43

[38] Joyce M., Miles D., Scott A., et al. Quantitative Easing and Unconventional Monetary Policy[J]. The Economic Journal, 2012,222(564):271-288。

How Much Does the Quantitative Easing Affect the Economic Recovery?

Su Zhi Huang Yuting Fan Wei Yu Qiao

Abstract: The global Quantitative Easing after the 2008 financial crisis was the first time in history, and it has huge impact on the world's economy rapidly, but its controversial policy effect has been all around. This paper is based on the fact that quantitative easing impact on the global economics, and puts forward a new kind of influence model - “Pulse Response”, uses the theory of real economy and virtual economy’s deviation to analyze the intrinsic mechanism of impulse response, and also introduces TVP-BVAR model to empirically analyze the effects of the fed's quantitative easing monetary policy on the United States and China. The results show that the ultra-loose monetary stimulus in the short term has played a crucial role in rescuing the financial crisis, and easing the recession, but in the long term it cannot continue to help the entity of economic output and employment rate, also it cannot promote economic recovery continually.

The policy on the rescue of the financial crisis should be through fiscal transfer payments, tax breaks and strongly support for the consumption credit, in order to increase the public's real income and to boost the real demand, rather than through the quantitative easing policy to stimulate speculative demand.

Keywords: Quantitative Easing; Impulse Response; TVP-BVAR model

金融危机及其应对政策对我国宏观经济的影响
——基于金融CGE模型的模拟分析

范小云[1]　张景松[2]　王 博[3]

【摘 要】本文通过构建中国金融 CGE 模型，编制中国金融 SAM 表，模拟了金融危机及其应对政策对中国宏观经济的影响，并对政策效果进行了后验式评价。研究结果表明，大规模投资对增加企业收入、促进 GDP 增长等效果明显，减税政策能明显改善居民福利，虽然调整利率同样可以促进经济的恢复但效果并不十分明显。当经济政策能够提高居民边际消费倾向时，经济升温的步伐将加快。但应对金融危机的刺激政策存在着引发通货膨胀、不能有效刺激出口等风险，所以需要相关后续配套政策对宏观经济进行进一步调整。

【关键词】金融危机；金融可计算一般均衡模型；政策模拟

一、引 言

2008 年美国次贷危机演变为席卷全球的金融危机，直接使美国、日本、欧盟、中国等各大经济体纷纷陷入衰退，各大经济体也分别出台政策刺激经济复苏。对于中国来说，全球金融危机使得中国总体经济增长速度放缓，经济进入新常态，出口、消费和投资三驾马车纷纷前进受阻。正因如此，我国出台了总投资约 4 万亿元人民币的大规模经济刺激计划，主要是通过大力度的基础设施建设、转移支付、减免税收政策等拉动内需，提供大量的就业岗位，完善社会保障体系的建设，提振经济。同时，政府出台了适度宽松的货币政策，接连下调基准利率和存款准备金率，放松信贷约束、扩大贷款规模约 10 万亿元人民币，通过扩大货币总供给来刺激经济快速升温。

时至今日，金融危机对中国经济的强烈冲击已逐渐恢复，但目前仍存在很多问题有待进一步思考。救助问题已经成为应对全球金融危机过程中的一个焦点问题（周小川，2012）。这场全球金融危机对中国各个产业部门和经济主体的冲击到底有多少？中国所施行的大规模固定资产投资、税负减免等财税政策，调整利率、控制信贷规模等货币政策，到底为中国

[1] 范小云，南开大学金融学院教授
[2] 张景松，中国国际金融股份有限公司
[3] 王　博，南开大学金融学院副教授

经济的恢复贡献了多少？面对如此极具破坏力的金融危机，怎样的政策选择才是最适当的？

根据世界银行等机构的研究，相对于 DSGE、Panel-VAR 等方法，CGE 模型方法对外生冲击对经济体的影响测算以及政策模拟具有良好的适用性，能够更细致地分析各经济主体之间的关系、研究冲击对经济结构的影响。Willenbockel and Robinson（2009）、Shaikh（2009）、Twimukye et al.（2010）、Breisinger et al.（2011）都曾针对金融危机对不发达国家造成的冲击进行研究，并主要对扩大政府支出等政策进行了模拟分析。其中，Strutt（2011）的研究相对更具总结意义，其通过动态 GTAP（Global Trade Analysis Project）模型模拟了全球金融危机对国际贸易的冲击。研究显示，金融危机在短期内会使所有国家受损。但长期来看，美国与欧盟等经济体将经历实际 GDP 的持久下降，而其他一些国家和地区的出口品需求将回升，从而收回部分损失。并且金融危机对中国的影响是有限的，从长期来看，此次国际贸易结构的变化将会引致更多的对中国的商品需求和投资需求，而资本积累将会给中国带来更高的实际 GDP。

国内关于该方面的相关研究相对较少。孙翊和王铮（2010）构建了 MReCGE-C（Multi-Regional CGE in China）模型，主要进行区域性分析，分析国家为应对全球金融危机而实施的大规模投资政策对中国东部、中部和西部的不同影响。李猛（2009）则将金融部门加入 CGE 模型，通过简单的动态化，分析了增加公共消费的财政政策、增加公共投资和减少间接税的财政政策与利率浮动等金融自由化政策对我国经济恢复的贡献。

基于此，本文构建了金融可计算一般均衡模型（Financial Computable General Equilibrium Model，金融 CGE 模型），并根据中国 2007 年的投入产出表编制了金融社会核算矩阵，使用通用代数建模系统（General Algebraic Modeling System，GAMS）进行编程，分别模拟全球金融危机的冲击，以及我国 4 万亿经济刺激计划等政策的实施对宏观经济的影响，为后续相关配套政策的出台与走向提供理论支持。通过 CGE 模型横向分析金融危机及其应对政策对宏观经济各个主体的具体影响，并从产业层面详细阐释各种外生冲击所造成的后果。在通用模型的基础上，本文将生产部门按三次产业划分，并划分城镇居民与农村居民，详细设置了各经济主体的税收账户，以便模拟财税政策对三次产业、居民福利等的影响。除此之外，为模拟金融危机对我国金融部门的冲击和货币政策实施的效果，本文通过在模型中添加金融部门。并根据我国金融业以银行为主导的事实，将模型中的金融部门假定为银行，金融产品为存款与贷款，这样便于从更为宏观的角度探查利率、信贷约束等对各经济主体的冲击。在情景选择方面，为保证模拟的真实可靠，本文在总结已有文献的基础上，对金融危机及其应

对政策分别设定了三种情形，较为全面地分析了各种情况对中国宏观经济各部门的冲击。最后，本文进行了稳定性检验，并通过递归动态分析进一步说明了结论与政策建议的适用性。

二、金融 CGE 模型的方程与参数设置

（一）金融 CGE 模型的方程设置

本文在模型中设置了三类生产活动与商品，按照第一产业、第二产业与第三产业划分，便于分析冲击对各个产业的总体影响；将居民群划分为城镇居民与农村居民，可以对比城乡居民的收入、福利等的差距；将投资部门划分为金融、固定资产投资和库存三个部门，而由于数据来源等原因所限，这里的金融部门仅为笼统意义上的银行，金融产品也仅有贷款与存款。本文中金融 CGE 模型方程的设置基于 LHR 模型（Lofgren et al.，2002）、CDF-CGE 模型（霍丽骊等，2006）与张欣（2010）。

金融 CGE 模型的方程中，大写字母表示内生变量，大写字母上加一横线表示外生变量，而小写字母与希腊字母表示参数。

1. 生产模块

国内总产出由中间投入与增加值两部分构成：

$$QA_a = \alpha_a^A[\delta_a^A QVA_a^{\rho_a^A} + (1-\delta_a^A)QINTA_a^{\rho_a^A}]^{\frac{1}{\rho_a^A}}, a \in A \quad (1)$$

$$\frac{PVA_a}{PINTA_a} = \frac{\delta_a^A}{1-\delta_a^A}\left(\frac{QINTA_a}{QVA_a}\right)^{1-\rho_a^A}, a \in A \quad (2)$$

$$(1-ta_a)\cdot PA_a \cdot QA_a = PVA_a \cdot QVA_a + PINTA_a \cdot QINTA_a, a \in A \quad (3)$$

其中，A 为生产活动的集合；PA、PVA 和 PINTA 分别表示生产活动的价格、增加值部分（含增值税）的汇总价格与中间投入的总价格；QA、QVA 和 QINTA 表示生产活动的数量、增加值部分（含增值税）的汇总数量与中间投入的总量；α 表示生产活动的全要素生产率，δ 表示 CES 函数的份额参数，参数 $\rho = 1-1/\varepsilon$，ε 表示 CES 函数的替代弹性；*ta* 表示除增值税外的其他所有生产税税率，这里的其他流转税（包括消费税等）是基于商品价格的价内税。

增加值部分的生产函数假设只投入两种生产要素，即劳动与资本：

$$QVA_a = \alpha_a^{va}[\delta_{La}^{va} QLD_a^{\rho_a^{va}} + (1-\delta_{La}^{va})QKD_a^{\rho_a^{va}}]^{\frac{1}{\rho_a^{va}}}, a \in A \quad (4)$$

$$\frac{WL\cdot(1+tval)}{WK\cdot(1+tvak)}=\frac{\delta_{La}^{va}}{1-\delta_{La}^{va}}(\frac{QKD_a}{QLD_a})^{1-\rho_a^{va}},a\in A \quad (5)$$

$$PVA_a\cdot QVA_a=(1+tval)\cdot WL\cdot QLD_a+(1+tvak)\cdot WK\cdot QKD_a,a\in A \quad (6)$$

其中，WL 与 WK 分别表示劳动力与资本的价格，QLD 与 QKD 分别表示生产活动的劳动需求与资本需求，*tval* 与 *tvak* 分别表示劳动增值税率与资本增值税率。

中间投入部分的生产函数采用 Leontief 形式：

$$QINT_{ca}=ica_{ca}\cdot QINTA_a,a\in A,c\in C \quad (7)$$

$$PINTA_a=\sum_{c\in C}ica_{ca}\cdot PQ_c,a\in A \quad (8)$$

C 表示商品集合。其中，QINT 表示生产活动对商品的中间投入，PQ 表示国内市场商品的价格；*ica* 表示中间投入的投入产出直接消耗系数。

国内的生产活动会最终转换为商品：

$$QA_a=\sum_c sax_{ac}\cdot QX_c \quad (9)$$

$$PX_c=\sum_a sax_{ac}\cdot PA_a \quad (10)$$

其中，PX 与 QX 分别表示国内生产活动产出的商品的价格与数量；*sax* 表示生产活动与商品之间的分配比例。

国内产出的商品被分为国内销售与出口两部分，它们的替代关系用 CET 函数表示：

$$QX_c=\alpha_c^t[\delta_c^tQD_c^{\rho_c^t}+(1-\delta_c^t)QE_c^{\rho_c^t}]^{\frac{1}{\rho_c^t}},\rho_c^t>1,c\in C \quad (11)$$

$$\frac{PD_c}{PE_c}=\frac{\delta_c^t}{1-\delta_c^t}(\frac{QE_c}{QD_c})^{1-\rho_c^t},c\in C \quad (12)$$

$$PX_c\cdot QX_c=PD_c\cdot QD_c+PE_c\cdot QE_c,c\in C \quad (13)$$

$$PE_c=pwe_c\cdot EXR,c\in C \quad (14)$$

其中，PD 与 QD 分别表示国内生产国内使用的商品的价格和数量，PE 与 QE 分别表示国内生产的商品出口的价格和数量；*pwe* 表示出口商品的国际价格，EXR 表示汇率。

国内市场的商品被分为国内生产国内销售与进口两部分，它们之间的替代关系用 Armington 条件表示（Armington，1969）：

$$QQ_c=\alpha_c^q[\delta_c^qQD_c^{\rho_c^q}+(1-\delta_c^q)QM_c^{\rho_c^q}]^{\frac{1}{\rho_c^q}},c\in C及QM_c>0 \quad (15)$$

$$\frac{PD_c}{PM_c}=\frac{\delta_c^q}{1-\delta_c^q}\left(\frac{QM_c}{QD_c}\right)^{1-\rho_c^q},c\in C\text{及}QM_c>0 \quad [4] \tag{16}$$

$$PQ_c\cdot QQ_c=PD_c\cdot QD_c+PM_c\cdot QM_c,c\in C \tag{17}$$

$$PM_c=pwm_c\cdot(1+tm_c)\cdot EXR,c\in C \tag{18}$$

其中，PQ 与 QQ 分别表示国内市场商品的价格和数量，PM 与 QM 分别表示进口商品的价格和数量；*pwm* 表示进口商品的国际价格，*tm* 表示进口税率。

2. 居民模块

居民的收入主要来自于劳动力报酬、资本红利、银行存款利息以及企业、政府与国外部门的转移支付：

$$YH_h=WL\cdot shif_{hl}\cdot QLS+WK\cdot shif_{hk}\cdot QKS+HSINT_h$$

$$+trnsfr_{hent}+trnsfr_{hgov}+trnsfr_{hrow}\cdot EXR,\ h\in H \tag{19}$$

假设居民对商品的需求服从 ELES 模型，即居民首先满足一定的生存需求量，进而将余下的收入在商品与储蓄间进行分配。根据研究，我国居民的理财行为中预防性储蓄占较高比例，特别是对于农村居民而言，所以模型的假设具备一定的现实合理性。

$$PQ_c\cdot QH_{ch}=PQ_c\cdot\gamma_{ch}+\beta_{ch}(EH_h-\sum_c PQ_c\cdot\gamma_{ch}),c\in C,h\in H \tag{20}$$

$$EH_h=mpc_h\cdot(1-ti_h)\cdot YH_h \tag{21}$$

$$HSAV_h=YH_h-EH_h,h\in H \tag{22}$$

H 表示居民群的集合。其中，YH、EH、HSAV 与 HSINT 分别表示居民群的总收入、支出总额、储蓄和利息收入，QH 表示居民群对商品的需求量，QLS 与 QKS 分别表示劳动和资本的总供应量，*shif* 表示分配系数，*trnsfr* 表示转移支付，*mpc* 表示边际消费倾向。

3. 企业模块

企业的收入主要来源于资本收入、银行贷款以及存款利息：

$$YENT=shif_{entk}\cdot WK\cdot QKS+LOANE+ESINT \tag{23}$$

假设企业的固定资产投资总额外生给定，并有部分商品转换为存货：

$$ENTSAV=(1-ti_{ent})YENT-\sum_h trnsfr_{hent}-\overline{EINV}-\sum_c QDST_c-ELINT \tag{24}$$

[4] 当 $QM_c=0$ 时，$QQ_c=QD_c$，$PQ_c=PD_c$。

$$QDST_c = \kappa_c \cdot QX_c, c \in C \quad (25)$$

其中，YENT、EINV、ENTSAV 与 QDST 分别表示企业收入、固定资产投资、储蓄与存货；LOANE、ELINT 与 ESINT 分别表示企业贷款，贷款利息支出与存款利息收入。

4. 政府模块

政府的收入主要是由增值税、所得税等各类税收组成，还包括从资本收入中得到的分成和银行贷款与存款利息等：

$$YG = \sum_a (tval_a \cdot WL \cdot QLD_a + tvak_a \cdot WK \cdot QKD_a) + \sum_h ti_h \cdot YH_h + ti_{ent} \cdot YENT$$
$$+ \sum_a ta_a \cdot PA_a \cdot QA_a + \sum_c tm_c \cdot pwm_c \cdot QM_c \cdot EXR + trnsfr_{gow} \cdot EXR$$
$$+ shif_{gk} \cdot WK \cdot QKS + LOANG + GSINT \quad (26)$$

政府收入主要用于固定的政府采购以及对企业和居民的转移支付：

$$EG = \sum_c PQ_c \cdot \overline{QG_c} + \sum_h trnsfr_{hgov} + trnsfr_{rowg} \quad (27)$$

$$GSAV = YG - EG - GINV - GLINT \quad (28)$$

假设政府投资会按一定比例增长：

$$GINV = (1+\tau) \cdot GINV_0 \quad (29)$$

其中，YG、EG、QG、GINV 和 GSAV 分别表示政府的收入、支出、对商品的需求、固定资产投资和政府储蓄；LOANG、GLINT、和 GSINT 分别表示政府贷款、贷款利息支出和存款利息收入。

5. 金融模块

企业的贷款需求与贷款利率负相关，与资本的边际产出价值正相关：

$$LOANE = \lambda_{ent} \cdot \left(\frac{roc}{1+il}\right)^{\theta_{il}} \cdot \left(\frac{1}{1+RINF}\right)^{\theta_{r\inf}} \quad (30)$$

政府贷款与政府的收入相关：

$$LOANG = \lambda_g \cdot YG \quad (31)$$

我国的金融系统以银行为主导，在利率市场化改革尚未完成之前，本文模型假设存贷款利率为参数而非内生变量：

$$HSINT_h = HSAV_h \cdot is, h \in H \quad (32)$$

$$ESINT = ENTSAV \cdot is \quad (33)$$

(34)

$$ELINT = LOANE \cdot il \tag{35}$$

$$GSINT = GSAV \cdot is \tag{36}$$

$$GLINT = LOANG \cdot il \tag{37}$$

$$FSINT = FSAV \cdot EXR \cdot is \tag{38}$$

银行还会以贷款形式进行固定资产投资：

$$LOANI = TFA - \overline{EINV} - GINV \tag{39}$$

$$FA_c = \frac{\eta_c \cdot TFA}{PQ_c} \tag{40}$$

银行的收入主要表现为各部门在银行的存款总额以及贷款利息，而支出相应地表现为各部门在银行的贷款总额以及存款利息：

$$YB = \sum_h HSAV_h + ENTSAV + GSAV + FSAV \cdot EXR + BLINT \tag{41}$$

$$EB = LOANE + LOANG + LOANI + BSINT \tag{42}$$

其中，RINF、FSAV、FA 和 TFA 分别表示通货膨胀率、国外储蓄、商品的固定资产投资额和全社会固定资产投资总额；LOANI、YB 和 EB 分别表示银行贷款对固定资产的投资、银行收入和支出；FSINT、BSINT 与 BLINT 分别表示国外存款的利息、银行的存款和贷款利息收支；is 与 il 分别表示存贷款利率，λ_{ent} 表示企业贷款系数，λ_g 表示政府贷款占政府收入的比例，roc 表示资本平均收益率，θ_{il} 表示企业贷款收益率与贷款利率的影响参数，$\theta_{r\inf}$ 则表示企业贷款的通胀率影响参数，η 表示商品的固定资产投资份额。

6. 市场均衡模块

在达到一般均衡时，商品市场、要素市场、金融市场、国际市场的外汇收支等将同时出清：

$$QQ_c = \sum_a QINT_{ca} + \sum_h QH_{ch} + \overline{QG_c} + QDST_c + FA_c, c \in C \tag{43}$$

$$\sum_a QLD_a = QLS \tag{44}$$

$$\sum_a QKD_a = QKS \tag{45}$$

$$\sum_c pwm_c \cdot QM_c = \sum_c pwe_c \cdot QE_c + \sum_h trnsfr_{hrow} + trnsfr_{grow} - trnsfr_{rowg} - shif_{rowk} \cdot WK \cdot QKS + FSAV - \frac{FSINT}{EXR} \tag{46}$$

$$YB = EB$$

$$BSINT = \sum_h HSINT_h + ESINT + GSINT + FSINT \quad (47)$$

$$BLINT = ELINT + GLINT \quad (48)$$

根据我国当时的汇率政策及市场波动情况，模型假设市场汇率为固定汇率：

$$EXR = \overline{EXR} \quad (49)$$

7. 宏观闭合模块

本文根据我国作为发展中国家的实际经济状况，采用凯恩斯宏观闭合设置。根据凯恩斯理论，假设存在大量劳动力失业，资本闲置，由要素需求决定要素供给，所以这里设定资本与劳动力的价格外生给定。

$$WL = \overline{WL} = 1 \quad (50)$$

$$WK = \overline{WK} = 1 \quad (51)$$

定义市场中的价格指数：

$$CPI = \sum_c PQ_c \cdot cw_c \quad (52)$$

$$RINF = \frac{CPI - CPI_0}{CPI_0} \quad (53)$$

定义国内生产总值：

$$GDP = \sum_c (\sum_h QH_{ch} + QDST_c + FA_c + \overline{QG_c} + QE_c - QM_c) \quad (54)$$

$$PGDP \cdot GDP = \sum_c PQ_c \cdot (\sum_h QH_{ch} + QDST_c + FA_c + \overline{QG_c}) + \sum_c PE_c \cdot QE_c - \sum_c PM_c \cdot QM_c + \sum_c tm_c \cdot pwm_c \cdot EXR \cdot QM \quad (55)$$

其中，CPI、GDP 和 PGDP 分别表示居民消费价格指数、实际国民生产总值和国民生产总值价格指数。

（二）金融 SAM 表[5]与参数设置

本文中所使用的金融社会核算矩阵是根据 2007 年我国的投入产出表自行编制的，包括生产活动、商品、劳动、资本、居民、企业、金融、政府、国外、固定资产投资、存货、增值税、关税、其他生产税净额等账户，与模型方程相对应。本模型的金融 SAM 表主要从产业层面去阐释数据，并更为细致地表述城镇居民与农村居民、企业、金融、政府、国外等主

[5] 2007 年中国宏观金融 SAM 表由作者自行编制，但限于篇幅本文未提供，如有需要可联系作者索取。

体的税负、投资、银行存贷款等情况。

其中，中间投入、要素需求、进出口等数据均来自于 2007 年投入产出表；直接税和间接税数据来自于 2008 年中国税务年鉴；居民总储蓄、国外的转移支付等数据均来自于 2007 年的资金流量表（实物）；政府对国外的转移支付等数据来自于 2008 年中国统计年鉴中的国际收支平衡表；政府对居民的转移支付等数据来自于 2008 年中国财政年鉴；城镇劳动力人均工薪收入、人均经营净收入，农村劳动力人均工资性收入等数据来自于 2008 年中国劳动统计年鉴、2008 年中国城市（镇）生活与价格年鉴、2008 年中国农村统计年鉴与 2008 年中国农村住户调查年鉴。

金融 SAM 表总体的编制方法来自于中国经济的社会核算矩阵研究小组（1996）；要素报酬在各部门间的分配以及政府的转移支付在居民群间的分配方法等来自徐利（2010）； 最后，通过 GAMS 程序用直接交叉熵法对初始 SAM 进行了平衡。

需要说明的是，由于编制方法的区别、数据来源不同等原因，本文所编制的 SAM 可能存在一些误差，但对最终模拟结果的影响并不大。

本文金融 CGE 模型中的参数主要利用 GAMS 进行校调后获得。而 CES 替代弹性等外生参数，采用了相对较新且较为细致、在中国 CGE 模型中适用性较好的 Zhai and Hertel（2005）的数据；而弗里希参数的设置参考 Frisch（1959）。企业贷款的通货膨胀、收益率与贷款利率影响参数，分别采用计量的 Bootstrap 方法进行估计后获得。

三、不同情景下的模拟结果与模型稳定性分析

（一）金融危机对我国宏观经济的冲击模拟

金融危机主要是通过四个途径来影响中国经济：一是金融危机压缩了国外市场对中国商品与服务的需求，同时各国为保护经济的恢复可能会采取贸易保护主义政策等，这些都会使得中国的出口总额下降，进而通过国际贸易渠道影响到我国的企业收入与居民福利等；二是金融危机使得全球投资者的信心普遍下降，从而使得流入我国外商投资出现相应下降，导致整体的投资规模萎缩；三是通过金融市场的不景气，造成全球范围内流动性的冲击和投资组合的变化，体现在利率、汇率的波动，股市价值缩水等方面；四是金融危机极大地影响了投资者与消费者的心理预期，从一个较长的时间跨度来看，金融危机期间各主体的行为会更为保守，这反而更不利于各经济体的复苏。

为模拟金融危机对我国的冲击，本文设定三种情境，通过进出口价格、全要素生产率

（TFP）、居民的边际消费倾向等参数的变化模拟外生冲击，从而观察整个宏观经济的波动。

危机情况 1：金融危机对中国的间接影响最主要的便是出口方面的冲击，这里假设进出口价格分别下降 5%；

危机情况 2：金融危机也影响了国内产业的生产效率与生产规模，这里设定 TFP 的增长率会下降 2%；

危机情况 3：金融危机也会影响居民的消费行为与预期，这里假设城镇居民和农村居民的边际消费倾向分别下降 5%。

表 1 显示了三种情况下的模拟结果。从整体上看，金融危机对中国经济造成的负面影响极大，在情况 3 下会在原有经济形势的基础上造成 GDP 高达 14%的下降，而且总产出、进出口、要素需求、经济主体收入等都有着不同程度的下降。

从商品市场上来看，国内各产业的产出与进出口几乎都有着一定程度的下降。其中，第二产业受影响最为严重，因为第二产业的产品在出口商品中占比最高，比如服装等制造业生产的非必需品，易受危机的冲击影响。而且，在三种模拟情形中，出口与消费作为“三驾马车”的重要驱动力，它们的低迷对中国经济的影响十分巨大。在危机情况 1 中，进出口价格的下降意味着中国进出口规模的缩减，这会导致各部门产出结构与数量的调整，使得经济的总体形势堪忧；而在危机情况 2 中，TFP 增长率的下降直接导致生产部门增加值部分的产出减少，从而使的各产业的总体生产规模下滑；在危机情况 3 中，居民边际消费倾向的降低使得各部门的生产进行再调整，缩减生产规模减少供给，也间接导致进出口规模的大幅缩水。同时，值得关注的是，在相同条件下，消费相对出口而言对我国经济有着更大的影响，所以这也间接验证了拉动内需对提振中国经济的重要性。

从要素市场上看，金融危机大幅缩减了中国的资本和劳动力需求，在危机情况 1 和 3 下中导致超过 10%的下降。其中，第一、二产业的要素需求受影响较大，造成了大量失业与资本流出，这是因为金融危机造成农产品出口等受阻，并且使得大量制造业工厂倒闭，从而在要素价格相对刚性的情况下缩减了要素需求。根据国家统计局的数据，2009 年我国城镇登记失业人数最高超过了 900 万人，失业率达到 4.3%，仅春节前后就有 2000 万农民工失业返乡。

再从各经济主体的收入状况来看，企业收入大幅缩水，最高达到 15%。近十多年中国经济的出口导向性明显，“世界工厂”逐渐成型，而这次全球金融危机的出现极大地打击了中国企业。出口规模的缩减、FDI 的流失，都使得国内企业的生存举步维艰。另一方面，政

府也由于总产出、其他经济主体收入减少等原因造成其税收收入缩减，从而总体收入减少10%左右。而在短期内政府的支出与固定资产投资额变化不大，但政府储蓄由于受政府收入影响出现较大波动。居民收入相对企业与政府而言下降较少，但农村居民的下降幅度大于城镇居民，这是由于农村居民的恩格尔系数较高，而且受失业等影响较大所致。但从二者的福利损失上来说，城镇居民的福利损失显著大于农村居民，这主要是由于城镇居民的消费弹性较大，商品消费支出锐减造成的。而金融危机对银行的冲击是相对较大的，这是因为金融危机收紧了整个市场的流动性，从而造成贷款额度的减少显著大于储蓄的减少，银行的信贷供给能力减低。而在设定的三种情形中，危机情况 3 对各主体的影响最大，居民消费的锐减造成了巨大的恶性循环。

表 1　金融危机对中国宏观经济的冲击模拟

	各部门总产出			各部门出口情况		
	第一产业	第二产业	第三产业	第一产业	第二产业	第三产业
初始值	48234.609	575880.000	187710.000	607.807	79944.328	11916.500
危机情况 1	-0.098	-0.133	-0.067	-0.024	-0.127	0.013
危机情况 2	-0.041	-0.067	-0.022	0.048	-0.084	0.066
危机情况 3	-0.125	-0.161	-0.112	-0.080	-0.218	-0.061
	各部门进口情况					
	第一产业	第二产业	第三产业	出口总额	进口总额	**GDP**
初始值	2502.567	68280.691	6191.041	92468.635	76974.299	265710.000
危机情况 1	-0.017	0.045	-0.037	-0.108	0.037	-0.115
危机情况 2	-0.112	-0.047	-0.088	-0.064	-0.052	-0.049
危机情况 3	-0.163	-0.094	-0.151	-0.197	-0.101	-0.140
	各部门劳动力需求			各部门资本需求		
	第一产业	第二产业	第三产业	第一产业	第二产业	第三产业
初始值	27155.904	45996.507	36841.351	1480.002	61488.466	54588.722
危机情况 1	-0.110	-0.126	-0.087	-0.142	-0.140	-0.092
危机情况 2	-0.058	-0.053	-0.046	-0.093	-0.075	-0.051
危机情况 3	-0.132	-0.137	-0.124	-0.165	-0.162	-0.129
	劳动力总需求	资本总需求	企业收入	企业储蓄	企业贷款	存货总额
初始值	109993.762	117557.190	131430.000	2357.406	26470.405	6709.413
危机情况 1	-0.109	-0.117	-0.123	-5.882	-0.123	-0.120
危机情况 2	-0.052	-0.064	-0.067	-3.210	-0.067	-0.057
危机情况 3	-0.131	-0.147	-0.153	-7.380	-0.153	-0.148
	居民收入		居民消费		居民储蓄	
	城镇居民	农村居民	城镇居民	农村居民	城镇居民	农村居民

初始值	113650.000	45859.229	72310.959	24352.102	41334.589	21507.127
危机情况 1	-0.073	-0.108	-0.072	-0.107	-0.074	-0.109
危机情况 2	-0.035	-0.053	-0.035	-0.052	-0.036	-0.053
危机情况 3	-0.086	-0.129	-0.132	-0.172	-0.007	-0.081
	政府收入	政府支出	政府储蓄	政府 FAI	FAI 总额	银行收支
初始值	60053.178	47203.857	8528.671	4320.614	114170.000	52263.501
危机情况 1	-0.120	-0.024	-0.715	0.000	-0.107	-0.309
危机情况 2	-0.062	-0.024	-0.304	0.000	-0.075	-0.207
危机情况 3	-0.147	-0.016	-0.947	0.000	-0.102	-0.315
	EV		**CV**			
	城镇居民	农村居民	城镇居民	农村居民	通货膨胀率	
初始值					0.011	
危机情况 1	-3782.944	-2137.721	-3694.207	-2091.367	-0.003	
危机情况 2	-1380.097	-865.340	-1353.831	-850.412	0.005	
危机情况 3	-9265.691	-4074.980	-9181.415	-4047.069	0.016	

注：FAI 表示固定资产投资；EV 表示希克斯等价变量，CV 表示希克斯补偿变量；各变量初始值与 EV、CV 单位均为亿元；其他除通货膨胀率外未标注单位的数据，均表示各种情况下与初始值的变化率。下同。

从总体上来说，全球金融危机对中国经济冲击很大。在凯恩斯宏观闭合下，仅单独从进出口、生产效率与居民消费三个方面来模拟就已经显示出了它对宏观经济各方面的巨大负面影响。这与 Ajakaiye and Fakiyesi（2009）、Ahmed et al.（2010）、Cicowiez and Machicado（2010）、Kyophilavong et al.（2012）对尼日利亚、巴基斯坦、玻利维亚、老挝等发展中国家研究所得的结论类似，但相对而言金融危机对中国的影响较低。而从现实发展来看，金融危机的确降低了国内经济的总需求，影响了企业与家庭的供给能力，所以我国也在 2008 年和 2009 年出台了一系列政策来刺激经济发展，引导市场复苏。

（二）我国应对金融危机的刺激政策的效果分析

为降低金融危机带来的负面影响，我国政府出台了一系列政策，包括总投资约 4 万亿元人民币的大规模经济刺激计划、适度宽松的货币政策等等。其中，财政政策方面主要是增加保障性住房、农村电网、节能减排设备、公路、铁路等基础性建设的投资，同时提高医疗和教育保障，促进高新技术产业发展，并且通过转移支付、削减税收等手段提高居民的消费能力、活跃民间投资；货币政策方面，主要是通过降低存贷款基准利率、放松信贷约束等方式积极地投放货币，从而激活整个金融市场；产业政策方面，通过实施“十大产业振兴计划”，有针对性地投资重点行业和朝阳产业，推动创新和技术进步；就业政策方面，政府投资创造了大量的就业岗位，同时通过转移支付为部分员工的养老保险和失业保险买单。

这里通过设定政府固定资产投资、存贷款利率、银行信贷规模、税率、居民边际消费倾向等相关参数的变化，来模拟这些政策对经济升温的实际效果。

政策情况 1：根据实际情况设置政府的固定资产投资增加 60%，并且引致各产业 TFP 增长率提高 2%；

政策情况 2：假设个人所得税、企业所得税等直接税税率下降 5%，其他生产税等间接税税率也下降 5%；

政策情况 3：根据实际情况将存款利率由 4.14%调整为 2.25%，将贷款利率由 7.47%调整为 5.31%，而根据方程设定，利率调整也代表着信贷约束的放松。

模拟的结果如表 2 所示。从总体上来看，政策促进了经济增长，使得 GDP 最高达到 2.7%的增长。但与金融危机的情况对比变动幅度较小，这是由于本文中模拟的金融危机是设定在某一时点全面爆发，并做出了较为悲观的假设，这也是静态金融 CGE 模型所需要的。而在政策情况模拟中，本文也只采用了某一时点的政策，并未考虑后续的持续性政策，所以表面看起来政策效果一般。并且，在细节设定上，由于具体参数问题，本文在考虑我国的大规模投资政策时，仅设定了政府固定资产投资的增加和 TFP 增长率的提高，这仅仅是政策组合中的一部分；在设置税率变动时，只从宏观角度考虑了这几个税种，并未设置具体的一些流转税的大幅下调；在设置货币政策时，由于文中仅考虑了银行这一金融部门，所以只能从利率和信贷规模角度出发，这也是下一步研究有待改进的地方。

从产出规模来看，经济刺激政策扩大了各产业的产出，但第二产业处于相对的增长弱势地位，这是由于它原本规模大，技术进步、生产效率提高带来的边际收益相对较小。而在进出口方面，出口规模仍是在缩减，而进口规模扩张，特别是在政策情况 1 中，这种变化更加地位，这是由于它原本规模大，技术进步、生产效率提高带来的边际收益相对较小。而在进明显。这一方面是由于国内在政策施行后通货膨胀率上升至 3.8%，物价普遍上升，削弱了商品在国际市场上的价格优势；另一方面是由于政府的固定资产投资增长造成内需旺盛，在短期国内产出扩张速度较慢的情况下，采取进口方式填补内需。

而在要素需求方面，资本需求增加相对明显，而劳动力需求甚至存在着小幅下滑的情况，这是技术进步所导致的要素替代所致。政策情况中并未模拟针对具体产业的就业政策，所以 4 万亿产生的就业岗位增加在模拟中体现的并不明显。而在三大产业中，第三产业的要素需求相对增加较多，这与第三产业自身的出口结构与内销结构有关，这也是符合国家相关的产业政策的。

表 2　应对金融危机的经济政策效果模拟

	各部门总产出			各部门出口情况		
	第一产业	第二产业	第三产业	第一产业	第二产业	第三产业
初始值	48234.609	575880.000	187710.000	607.807	79944.328	11916.500
政策情况 1	0.047	0.023	0.040	0.086	-0.146	0.055
政策情况 2	0.018	0.001	0.029	0.094	-0.051	0.115
政策情况 3	0.011	-0.006	0.019	0.077	-0.077	0.086
	各部门进口情况					
	第一产业	第二产业	第三产业	出口总额	进口总额	**GDP**
初始值	2502.567	68280.691	6191.041	92468.635	76974.299	265710.000
政策情况 1	0.011	0.242	0.028	-0.119	0.218	0.027
政策情况 2	-0.043	0.062	-0.035	-0.029	0.051	0.009
政策情况 3	-0.042	0.076	-0.033	-0.055	0.064	0.003
	各部门劳动力需求			各部门资本需求		
	第一产业	第二产业	第三产业	第一产业	第二产业	第三产业
初始值	27155.904	45996.507	36841.351	1480.002	61488.466	54588.722
政策情况 1	0.048	-0.011	0.024	0.029	0.112	0.051
政策情况 2	0.006	-0.010	0.004	-0.026	0.026	0.008
政策情况 3	0.001	-0.007	-0.003	-0.032	0.015	0.000
	劳动力总需求	资本总需求	企业收入	企业储蓄	企业贷款	存货总额
初始值	109993.762	117557.190	131430.000	2357.406	26470.405	6709.413
政策情况 1	0.015	0.083	0.087	4.405	0.087	0.031
政策情况 2	-0.001	0.017	0.018	1.145	0.018	0.007
政策情况 3	-0.004	0.008	0.008	0.664	0.008	0.000
	居民收入		居民消费		居民储蓄	
	城镇居民	农村居民	城镇居民	农村居民	城镇居民	农村居民
初始值	113650.000	45859.229	72310.959	24352.102	41334.589	21507.127
政策情况 1	0.012	0.021	0.012	0.021	0.011	0.020
政策情况 2	-0.001	0.000	0.000	0.002	-0.003	-0.003
政策情况 3	-0.009	-0.012	-0.009	-0.011	-0.010	-0.012
	政府收入	政府支出	政府储蓄	政府 FAI	FAI 总额	银行收支
初始值	60053.178	47203.857	8528.671	4320.614	114170.000	52263.501
政策情况 1	0.065	-0.004	0.176	0.600	0.349	0.787
政策情况 2	-0.014	-0.022	0.028	0.000	0.076	0.180
政策情况 3	0.004	-0.019	0.128	0.000	0.109	0.228
	EV		**CV**			
	城镇居民	农村居民	城镇居民	农村居民	通货膨胀率	

初始值					0.011
政策情况 1	-62.690	277.361	-66.848	278.599	0.038
政策情况 2	862.086	346.954	845.069	341.284	0.012
政策情况 3	-131.396	-66.335	-132.726	-66.726	0.016

在经济主体收入方面，企业的收入得到很大改善，在政策情况 1 下提高了 8.7%，企业储蓄也有了极大的改善，这说明大规模投资、适度宽松的货币政策等能够为企业的发展提供良好的环境。而除了减税使得政府收入降低外，其他情况下政府的收入都会进一步上升，这也体现了其他各经济主体状况的转好。模拟中的政府支出主要是外生的政府消费，并不包含政府的投资，所以政府支出并未发生较大变化。刺激政策的实施还会使得金融系统更加活跃，银行的收支水平大幅提高，信贷规模也进一步扩大。对于居民来说，其收入和储蓄增长较少，这是因为居民收入主要来源于劳动力和资本的要素支付以及各类转移支付，所以在模拟中变化并不大。但可以发现的是，减税能够使得居民福利得到大幅改善，大规模投资可以改善农村居民的福利状况，缩小城乡差距。而由于我国居民的消费习惯相对比较保守，比较热衷于储蓄，所以利率下降与信贷规模扩张对居民特别是农村居民的收入造成了一定的影响。

从危机情况 3 可以看出，我国经济刺激政策对居民边际消费倾向的提高也将导致宏观经济的加速恢复。总体上来说，我国应对金融危机的政策起到了很好的效果。大规模的投资可以扩大总产出，刺激国内总需求，提高企业收入；而减税将很大程度上利好居民的福利状况，并能大幅刺激第一、三产业的出口；利率的缩减将扩大国内的信贷规模，刺激企业投资和收入规模的提高。这在 Twimukye et al.（2010）对其他国家的研究中也能得到验证。根据国家统计局的数据，2009 年全社会固定资产投资增长 30.1%，新增贷款超过 10 万亿元人民币，并进行了汽车消费税、个人所得税、企业增值税等税收改革，有效地促进了中国经济的恢复，使得 2009 年 GDP 增长率达到 9.2%，两年内拉动 2416 万个就业岗位。

但是，刺激政策也存在着一定的问题：首先，大规模的投资消耗了一部分过剩产能，但并不能有效刺激出口，从而仍存在大量产能需要消化；其次，在应对金融危机的政策中，就业政策仍需要重点关注，由于要素替代、技术升级等原因劳动力可能仍会面临失业风险；再者，产出结构与出口结构都有待改善，降低出口依赖度，鼓励高新科技企业发展，进一步提高全要素生产率，当然这可能会进一步导致就业问题与增长迟缓；而且，大量的基础建设投资与转移支付政策使得政府，特别是地方政府的债务违约风险加剧；最后，利率降低、信贷扩张等导致的货币供给量的增加，将会给宏观经济带来通货膨胀威胁，所以刺激政策的退出与通胀的控制仍是关键。

（三）金融 CGE 模型的稳定性检验

金融 CGE 模型的稳定性是其进行准确测算的前提。本文以金融危机情况 2 为参照，分别设定了四种情况模拟外生参数变化时冲击结果的变化。其中，A 表示将生产函数中中间投入与初始投入之间的替代弹性全部变为 0.3（原模型为 0.6667，0.7692 和 0.8333）；B 表示第二产业生产函数中资本要素与劳动力要素的替代弹性由 1.2112 变为 0.7307；C 表示第二产业生产函数中资本与劳动的替代弹性由 1.2112 变为 1.746；D 表示弗里希参数由-4 变为-3。B 与 C 的变化基于谢杰（2008），D 的变化基于 Frisch（1959）与张欣（2010）。

从检验结果来看，四种情况下外生参数变化对原 CGE 模型影响很小，而且所有变量的变化方向仍然一致，说明金融 CGE 模型的稳定性较好。A 相对而言使得冲击对宏观经济的影响更小，总产出规模等降低得更少；B 与 C 对模拟结果的改变非常小，其中第二产业生产函数中资本要素与劳动力要素的替代弹性减小时使冲击影响减小，而替代弹性扩大使得冲击影响扩大；D 表示当更乐观地看待我国经济收入状况时，经济对危机的承受能力提高，冲击对宏观经济的影响略微下降。

（四）模型的动态化与进一步模拟分析

前文设计的是一个静态金融 CGE 模型，可以进一步用递归动态的方法来模拟我国政策中长期的影响状况。递归动态金融 CGE 模型分析就是在时期 1 施加金融危机的冲击，类似危急情况中模拟的结果，然后从时期 2 开始按照一定的形式进行递归积累，并且施加各期相关应对政策对宏观经济的新冲击[6]。递归动态的分析类似于比较静态分析，即多个静态模型的叠加，其结果便是时期 1 时受金融危机冲击影响中国宏观经济整体下滑，时期 2 受政策影响开始逐渐复苏，各经济变量呈现“对勾型”的运行状态，逐渐超过时期 0 并重新回暖，其相关的政策意义也与静态分析时类似。

四、结论与政策性建议

通过金融 CGE 模型对金融危机冲击的模拟可以看出，金融危机通过缩减我国的出口规模、降低产业部门的生产效率和居民边际消费倾向等方式影响我国的宏观经济，从而使得各部门的产出、进出口大幅下降，企业收入、政府收入、银行收入与居民福利等都下滑严重，造成大量失业。其中，居民消费的下滑与出口规模的缩减对我国经济的负面影响最大。

而通过应对金融危机的政策模拟可以看出，中国经济状况有了一定程度的恢复，各产业

[6] 关于递归动态金融 CGE 模型的构建过程、参数设定及结果分析，限于篇幅，如有需要可联系作者索取。

产出明显增长，企业收入得到较大程度的改善，应对政策整体上取得了较为显著的成效，但第二产业恢复速度较慢，扩大出口规模的难度也较大。其中，减税政策对居民福利的利好较为显著，大规模投资政策对生产部门、金融系统、政府与企业收入等影响较大，调低利率将刺激贷款规模的扩张，但对整体经济的影响不显著。总体来看，在面对金融危机时财政政策相对货币政策取得了更好的效果。进一步讲，促进经济增长的最佳方式仍然是转变经济发展方式，促进内需，特别是促进国内的消费需求，居民边际消费倾向的增加对经济扩张有着极大的促进作用。

但是目前经济刺激政策存在着很多问题，比如通货膨胀、产能过剩、就业问题与政府债务等问题。所以针对前文政策模拟表现出的问题，本文提出以下政策建议：第一，把握政策的实施时间，大规模政府投资政策不是长久之计，应该在适当的时候退出，以免经济过热，出现通货膨胀甚至滞涨；第二，降低我国企业和宏观经济的出口依存度，刺激政策应以提高居民消费，改善企业投资环境为核心；第三，应对金融危机也是调整我国产业结构和出口结构的契机，鼓励企业创新、大力推动高新科技企业发展都是必然趋势，但要注意要素替代与技术进步造成的就业问题的解决，可通过发展第三产业来吸纳大量的低技术劳动力就业；第四，结构性减税非常重要，它能够降低企业负担、增加居民福利，使中国经济向藏富于民迈进；第五，资本积累是经济增长的重要条件，应对危机的政策中资本需求都会有所上升，这便需要合理引导家庭与企业等民间资本进行投资，培养理性的投资观念。

参考文献

[1] 霍丽骊，丛亮和张哲人，2006 ，《CDF-CGE 模型基本结构及应用》,《数量经济技术经济研究》第 1 期，第 117~128 页。

[2] 李猛，2009,《金融危机下中国经济系统的内外部冲击影响——基于虚实两部门一般均衡模型的研究及模拟测算》,《财经研究》第 10 期，第 134~143 页。

[3] 孙翊和王铮，2010,《"后危机"时代中国财政政策的选择——部门投资政策影响建模与分析》,《财经研究》第 3 期，第 4~13 页。

[4] 谢杰，2008,《汇率改革、贸易开放与中国二元经济——基于可计算一般均衡模型（CGE）的分析》，中国农业科学院农业经济与发展研究所 2008 年博士学位论文。

[5] 徐利，2010,《中国税收可计算一般均衡模型研究——兼评增值税转型改革对中国经济的影响》，中国财政经济出版社。

[6] 张欣，2010,《可计算一般均衡模型的基本原理与编程》，格致出版社、上海人民出版社。

[7] 中国经济的社会核算矩阵研究小组，1996,《中国经济的社会核算矩阵》,《数量经济技术经济研究》第 1 期，第 42~48 页。

[8] 周小川，2012,《金融危机中关于救助问题的争论》,《金融研究》第 9 期，第 1~19 页。

[9] Ahmed, S., V. Ahmed and A. Abbas, 2010, "Global Financial Crisis, MDGs and Choices for Pakistan's Inclusive Development", 8th PEP General Meeting.

[10] Ajakaiye, O. and T. Fakiyesi, 2009, "Global Financial Crisis Discussion Series Paper 8: Nigeria", London: Overseas Development Institute.

[11] Armington, P. S., 1969, "A Theory of Demand for Products Distinguished by Place of Production", *International Monetary Fund Staff Papers*, 16(1):159-178.

[12] Breisinger, C., X. Diao, M. H. Collion, 2011, "Impacts of the Triple Global Crisis on Growth and Poverty: The Case of Yemen", *Development Policy Review*, 29 (2):155-184.

[13] Cicowiez, M., and C. G. Machicado, 2010, "Effects of the Global Financial and Economic Crisis on the Bolivian economy: A CGE approach", Institute for Advanced Development Studies, Development Research Working Paper Series No. 10.

[14] Frisch, R., 1959, "A Complete Scheme for Computing All Direct and Cross Demand Elasticities in a Model with Many Sectors", *Econometrica*, 27(2):177-196.

[15] Kyophilavong, P., 2012, "The Impact of Global Financial Crisis on Lao Economy: GTAP Model Approach",

Journal of US-China Public Administration, 9(3):280-289.

[16] Lofgren, H., R. H. Harris and S. Robinson, 2002, "A Standard Computable General Equilibrium(CGE) Model in GAMS", International Food Policy Research Institute: Microcomputers in Policy Research 5.

[17] Shaikh, F. M., 2009, "Financial Crisis in South Asia and Its Impact on Poverty in Pakistan, A Case Study of Sindh by Using CGE-Model", *Journal of Academic Research in Economics*, 1(2):205-218.

[18] Strutt, A. and T. Walmsley, 2011, "Trade and Sectoral Impacts of the Global Financial Crisis: A Dynamic Computable General Equilibrium Analysis", In: Evenett, S. J., M. Mikic and R. Ratnayake(ed.), "Trade-led Growth: A Sound Strategy for Asia", New York: United Nations Publication, pp.281-307.

[19] Twimukye, E., J. M. Matovu, S. Levine, 2010, "Sectoral and Welfare Effects of the Global Economic Crisis on Uganda: A Recursive Dynamic CGE Analysis", Research Series No.73, Economic Policy Research Centre.

[20] Willenbockel, D. and S. Robinson, 2009, "The Global Financial Crisis, LDC Exports and Welfare: Analysis with a World Trade Model", 12th Annual Conference on Global Economic Analysis.

[21] Zhai, F. and T. Hertel, 2005, "Impacts of the Doha Development Agenda on China: The Role of Labor Markets and Complementary Education Reforms", Chapter 10 in Putting Development Back into the Doha Agenda: Poverty Impacts of a WTO Agreement, World Bank Policy Research Working Paper 3702.

Impacts of the Global Financial Crisis and Responsive Policies for China: A Financial CGE Analysis

FAN Xiaoyun ZHANG Jingsong WANG Bo

Abstract: This paper simulates the impacts of the global financial crisis and responsive policies on the macro economy of China by building financial CGE model and establishing financial SAM. Besides, the corresponding comments and advice are given aiming at the conclusions. According to the results, in all the three simulated situations, global financial crisis does have great impact on the macro economy of China, making enormous downturn in total output, the demand for labor and the household welfare. While in the stimulation of the three policies, large-scale of investment has a significantly effect on company profits increase and GDP growth. Meanwhile the tax deduction policy could largely improve citizen welfare and the adjustment of interest could also promote the recovery of economy but the effects seem to be not quite obvious. When the policies could bring the increase of marginal propensity to consume, the economy tends to recover more quickly. But the risks of inflation and failure to stimulating export do exist when facing the financial crisis, so further adjustments on policies for macro economy remain to be made.

Keywords: Financial crisis, Financial CGE model, Policy simulation

世界经济新格局下中国金融改革开放
——基于资本项目可兑换改革视角的分析[1]

孙鲁军[2]

【摘 要】金融危机后，世界经济格局出现了新的变化，为中国稳妥推进人民币资本项目可兑换提供了较好的“窗口”期。资本项目可兑换作为中国金融改革开放的一个重大制度变量，对于进一步推进率市场化和汇率形成机制市场化、消除金融压抑，以及金融市场的开放和深化，进而促进中国由大国经济走向经济金融强国都具有重要的战略意义。

【关键词】资本项目；可兑换；金融改革

一、世界经济格局变化要求中国金融加快改革开放

（一）世界经济格局发生变化，中国大国经济地位和作用逐渐增强

金融危机以来，世界经济格局出现了新的特点，主要表现为：

一是新兴市场经济体快速崛起，中国在世界经济中的地位和作用日益显现。金融危机以来，全球经济复苏的分化导致世界经济格局出现调整，以欧美为主的发达经济体经济缓慢复苏，存在一定的不确定性。以中国为主的新兴市场经济体保持较快的增长，为世界经济注入了新的活力，在世界经济格局中地位和作用日益增强。

二是未来中国在世界经济发展中的地位将进一步增强。目前，中国已是 10 万亿美元的经济体,是世界第二大经济体,尽管近年来经济增长速度有所下行，但仍保持在 7%左右的增速，仍大大高于发达国家的经济增速。即使保持在 6%左右的增速，可以预期在 10 年或 20 年之后，中国经济总量将会赶上甚至超越美国。据英国经济学人智库 2015 年 10 月份发布的最新报告，中国名义国内生产总值将在 2026 年超过美国，成为全球最大的经济体，并将至少保持到 2050 年。

三是世界经济治理机制进入变革期，中国等新兴市场经济体对世界经济格局重构产生重要影响。目前，国际社会正积极推动世界经济治理机制变革，试图通过改革，形成兼顾效率

[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.1520

[2] 孙鲁军，中国人民大学国际货币研究所特约研究员、国新国际投资有限公司董事、国家外汇管理局资本项目管理司原司长

和公平的世界经济治理机制。中国等新兴市场经济体经济实力逐步提升，在世界经济治理体系中要求更大话语权，将对世界经济格局的重构产生重要影响。

（二）大国经济与金融改革开放滞后矛盾凸显，亟待要求中国加快金融改革开放

改革开放三十年多来，中国金融改革开放取得了显著的成绩，但仍存在一些亟待改革的重要问题，主要有：

一是多层次资本市场有待于进一步建立。目前，直接融资占比较低，间接融资仍占主导地位，多层次资本市场建设有待进一步推进。2014 年社会融资规模总额 16.46 万亿元人民币，其中，通过银行体系发放的各类贷款占社会融资规模的 76.83%，企业债券融资和非金融企业境内股票融资仅分别占 14.74%和 2.64%[3]（见下图）。

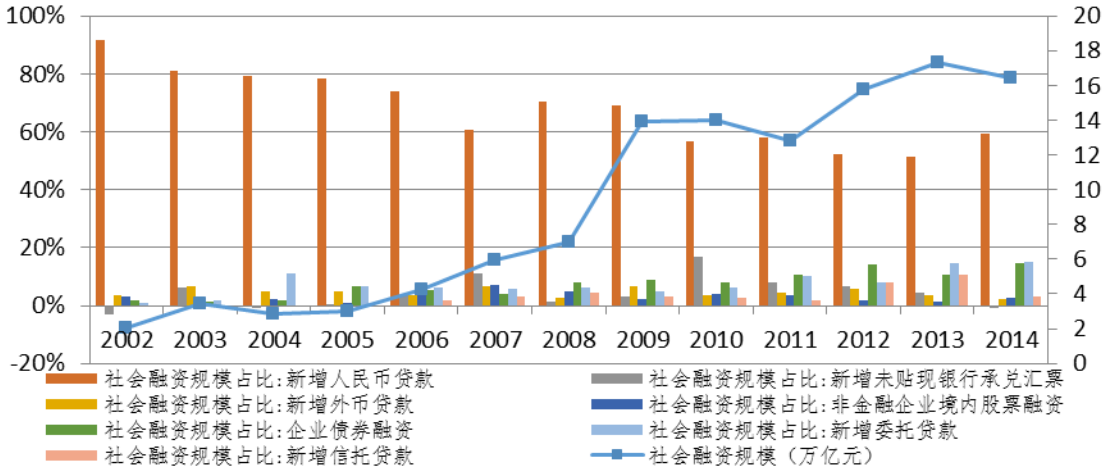


图 1　社会融资规模占比情况（万亿元，%）

数据来源：wind 资讯金融终端

二是跨境投融资规模较小，资本项目和金融市场对外开放有待于进一步提升。近年来，资本项目对外开放程度明显提升，直接投资项下基本实现可兑换，并先后建立 QFII、QDII 和 RQFII 制度，在部分省市试点 QFLP 和 QDLP 制度，初步构建起证券投资双向流动机制，跨境金融投资的规模、产品都有了新的进展，但深度和广度仍明显不足：首先，与实体经济规模相比，中国跨境投融资总规模明显偏小，资本项目和金融市场开放程度仍较低。对外资产负债总规模是反映一国金融开放程度的重要指标。目前，发达国家对外金融资产负债总规模大多在 GDP 的 1.5 倍以上。而中国对外金融资产负债总规模与 GDP 的比例明显偏小；其次，中国对外金融资产结构单一，境内机构海外金融投资规模偏小。2014 年末，中国对外金融资产仍以官方持有的外汇储备为主，占比超过 60%，金融部门和其他私人部门的对外金融资产占比很低，特别是非金融企业和个人的对外证券投资规模很小（见下表）。第三，

[3] 数据来源：wind 资讯金融终端

境外机构参与境内金融市场投资的渠道较少，规模有限。目前，境外机构参与境内资本市场主要是通过 QFII、沪港通以及 B 股投资境内资本市场，并允许境外央行、国际金融组织、主权财富基金投资中国债券市场等。2014 年末，对外金融负债中，直接投资和其他投资（主要为跨境借贷）合计占比接近 90%，以股本和债券投资为主的证券投资占比仅为 11.1%（见下表）。

表 1　中国对外金融资产与负债　　单位：亿美元，%

	总资产	储备资产占比（%）	总负债	直接投资占比（%）	证券投资占比（%）	其他投资占比（%）
2004 年末	9291	66.6	6527	56.5	8.7	34.8
2005 年末	12233	67.5	8156	57.8	9.4	32.8
2006 年末	16905	63.9	10503	58.5	11.5	30.0
2007 年末	24162	64.0	12281	57.3	11.9	30.8
2008 年末	29567	66.5	14629	62.6	11.5	25.9
2009 年末	34369	71.4	19464	67.6	9.8	22.7
2010 年末	41189	70.8	24308	64.6	9．2	26.2
2011 年末	47345	68.8	30461	62.6	8.2	29.2
2012 年末	52132	64.9	33467	61.8	10.0	28.2
2013 年末	59861	64.8	39901	58.4	9.2	31.9
2014 年末	64087	60.8	46323	57.8	11.1	31.1

数据来源：国家外汇管理局

三是利率和汇率仍未市场化。当前，利率市场化取得了明显进展，继放开人民币贷款利率上限后，2015 年 10 月，中国人民银行再度放开了存款利率上限。放开存款利率上限后，人民银行在一段时间内将继续公布存贷款基准利率，作为金融机构利率定价的重要参考，为进一步完善利率调控框架提供一个过渡期。放开存款利率上限标志着中国利率管制基本放开，利率市场化进入新的阶段。

汇率方面，实行的是以市场供求为基础的、参考一篮子货币进行调节的、有管理的浮动汇率制。人民币汇率的市场化和弹性有待进一步提高：首先，汇率水平主要是由外汇市场供求关系决定的，只有外汇市场的供求是真实的，其决定的汇率水平才是可信的、市场化的。当前仍对资本项目实行一定的管理，跨境资金不能完全自由流动，外汇市场的供求关系尚未得到充分真实的反映；其次，汇率波动幅度仍比较窄。最后，人民银行尚未完全退出常态式的外汇市场干预。

2015 年 8 月人民币汇率中间价形成机制调整后，应围绕构建比较完善的以市场供求为基础的、有管理的浮动汇率制度这一目标，进一步推进人民币汇率形成机制改革：加大市场

化决定汇率的力度，适当扩大人民币汇率浮动区间，进一步增强人民币汇率双向浮动弹性。在市场出清的过程中，人民银行应逐步退出常态式的外汇市场干预，使人民币汇率更真实地反映市场供求关系。只有在汇率出现急剧大幅波动的情况下，人民银行才使用货币政策等进入银行间外汇市场进行适当的干预，以保持人民币汇率在合理、均衡水平上的基本稳定。

作为调节资本流动的重要工具，利率和汇率尚未完全市场化，不仅造成资金价格信号失真和扭曲，导致资金的无效配置，制约货币政策的传导，影响货币政策独立性和有效性，而且，如果不能及时地对利率、汇率及其预期变化进行相应调整，还可能导致频繁大规模的资本流出入，不仅不能获得资本项目开放所带来的收益，还会增大跨境资金流动的风险，并对国内经济金融稳定造成影响。

二、资本项目可兑换改革是一国金融改革开放的重要突破口

（一）理论上看，资本项目不可兑换是制约一国金融改革开放的一个重要的因素

Mckinnon 和 Shaw（1973）将发展中国家存在的市场机制作用没有得到充分发挥、金融资产和金融机构形式单一、以及金融管制过多和金融效率低下等，概括为金融压抑。认为金融压抑一个重要的原因就是严格的资本项目管制，以及政府对利率和汇率实行管制，使其失去杠杆作用。金融压抑加剧了金融体系发展不平衡，束缚了金融市场发展，阻滞了储蓄向投资转化，造成资金配置扭曲且效益低下，制约了经济发展。因此，应以金融改革作为核心，通过放开资本管制，取消资本流出入和汇兑限制，促进利率和汇率市场化等，解除金融压抑，拓宽市场主体的融资渠道，促进资金的有效配置，进而促进经济发展。

金融深化理论则认为在政府放弃对金融体系和金融市场过分干预，允许市场机制特别是利率机制自由运行的前提条件下，能有效地动员社会闲散资金并向生产性投资转化，还能引导资金流向效益高的部门和地区，由此形成金融与经济发展相互促进的良性循环。

资本溢出效应理论认为，资本项目开放后，国际资本流动将不再受到严格限制，流动性增加。对于缺少资本的国家而言，资本项目的开放可以带来国内投资的增加，从而对经济增长带来正面的影响，即产生“资本溢出效应”。

Kubota(2009)通过对 1974－2007 年 145 个国家金融市场发展、资本开放等年度数据的分析，发现资本开放促进了私人信贷、银行资产、股票市场和债券市场的发展。总体上看，高度融入国际资本市场，可以促进国内金融市场发展。

（二）实证经验看，资本项目可兑换对于促进金融改革开放意义重大

1、日本。自 20 世纪 60 年代中期开始推进资本交易自由化，先是实行直接投资自由化。放松外国投资者对国内股票投资的限制，将取得国内股票的自动批准限额提高。1970 年 4 月，放开对外证券投资，允许将外国证券纳入证券投资基金，并逐步允许投资者买卖外国证券；逐步开放国内债券市场，允许非居民发行日元外债。1979 年 12 月全面修订外汇法，明确资本交易原则上实行自由化。1998 年，再次修改外汇法，并在外汇法中删除“管理”一词。

在推进资本交易自由化的过程中，对汇率和利率政策也进行了相应的调整。1971 年 8 月实行临时浮动汇率制度，1973 年变为浮动汇率制度。利率方面，1979 年 5 月开始逐步放开利率，1985 年 10 月实行大额定期存款利率自由化。1993 年 6 月完全放开定期存款利率。1994 年 10 月实现了利率自由化。

2、俄罗斯。1992 年经常项目可兑换后，加紧推进资本项目可兑换。1998 年金融危机爆发前，已基本取消了资本项目管制（金融危机爆发后部分资本项目管制被重新引入）。2003 年，提出“自 2007 年起取消境内资本流动的限制，最终实现卢布的完全自由兑换”目标，并采取了一系列放松资本管制措施：全面取消外汇业务限制；取消居民与非居民结算业务的强制资金预留制度；取消在俄罗斯银行汇款特别账户的资本流动限制；取消出口结汇制度；取消对自然人向境外账户汇款的限制；允许俄公民购买境外企业的股份；允许俄公民在外资银行和境外银行开立账户等。2006 年 6 月，通过《外汇调节和外汇监督法》修正案，取消对资本流动的所有限制。2006 年 7 月 1 日，宣布实现资本项目自由兑换。

俄罗斯推进资本项目可兑换改革的一个主要目的就是借势推动国内经济和金融改革以及经济转型，促进俄罗斯货币市场、信贷市场、债券市场的发展，加快向市场经济转型。

（三）几点启示

一是实现资本项目可兑换，可以增强本国经济金融对外开放程度，提升该国在世界经济中的地位。

二是资本项目可兑换对于解除一国国内金融压抑，促进资源合理有效配置，提高资金的使用效益，以及加快该国经济更好地融入世界经济起到积极作用。

三是资本项目可兑换与汇率机制之间具有密切的关系。一国汇率制度的选择应根据不同时期国内外经济金融环境变化，以及资本项目可兑换进程等进行调整。这也验证了“世界上既没有适合所有国家的统一的汇率安排，也没有适应一国任何时期的单一的汇率安排”的结论。

四是推进资本交易自由化的进程看，利率市场化和汇率市场化与资本交易自由化是一个相互促进、相互作用的过程。

三、客观看待资本项目可兑换条件及其风险

目前，学术界对资本项目可兑换应具备的前提条件看法不一，概括起来，主要有：宏观经济稳定、严格的财政制度下财政收支稳定、稳健金融体系和健全金融监管机制，以及充足的外汇储备等。实践中，并不意味着一国必须充分满足上述条件后，才可实现资本项目可兑换。从资本项目可兑换的国际经验看，如日本、俄罗斯、印度等国当时并没有充分满足上述条件，更多的是根据本国的经济金融发展战略，动态地推进资本项目可兑换进程。因此，资本项目可兑换的前提条件是相对的，并不存在充分必要条件。

在讨论资本项目可兑换前提条件时，一个最大的顾虑就是资本项目可兑换可能带来的风险。概括地说，资本项目可兑换可能带来的风险主要集中在以下几个方面：一是跨境资金尤其是短期资本大规模流出入，对汇率和利率产生影响，进而对一国金融稳定和实体经济发展造成影响；二是外债尤其是短期外债大幅增长，出现币种和期限错配的风险；三是跨境金融衍生产品交易可能会放大金融风险

对资本项目可兑换可能带来的风险应认真客观地看待：一是要认真客观地分析和评估资本项目可兑换可能面临的风险，对风险影响进行一定的测算，并提出有效化解或减缓风险的政策措施。二是推进资本项目可兑换进程中，要切实做好相关工作的深度研究和协调，如资本项目可兑换与汇率和利率市场化的关系、金融衍生品管制的放松的节奏把控、资本项目可兑换与跨境资本流动、资本项目可兑换风险评估，以及资本项目可兑换与国内金融监管和政策协同之间的关系等问题。三是要保留必要的手段和工具，实现资本项目可兑换后，可构建以下三个层次风险防线：首先，提升汇率市场化水平。通过扩大汇率浮动区间，增强汇率弹性，并通过汇率的双向浮动“熨平”跨境资本的流动；其次，实施“托宾税”或无息准备金等税收或准税收的手段，抑制短期资本的大规模流动；最后，实施临时性的资本管制措施。在国际收支出现严重失衡时，可采取一些临时性的资本管制措施，对跨境资金流动和汇兑进行必要的管制。

在认识到风险的同时，也不能一味地扩大风险可能带来的影响，否则，改革就会难以前行。要推动资本项目可兑换改革进程，就必须要有一定的风险容忍度，这是每项改革必须要付出的成本和代价。那种试图在各项条件都充分具备的条件下，再来推动资本项目可兑换的

设想，是不现实的，也是不可能的。

另一方面，也应清醒地认识到资本管制措施并不足以应对资本项目可兑换所带来的风险，更不可能确保国家金融安全。首先，资本管制在短期内有一定的效果，但从长期看，随着时间的逐渐推移，资本管制的效果会逐步降低。因此，资本管制只能为宏观经济改革和政策的调整提供“缓冲”的时间。其次，从国际经验看，仅依靠单一的政策工具，如资本管制是无法从根本上解决资本流动管理所带来的问题的。只有依靠宏观经济政策和结构性改革，宏观审慎管理，以及汇率利率和利用外资政策等，同时，辅之于资本管制手段，才能取得根本的效果。再次，应对资本项目可兑换所产生的风险，关键在于提高市场主体的自我风险控制和管理能力，银行和非银行机构应提高其管理资产负债表风险的能力。因此，一味地试图通过各种资本管制措施来保护市场主体可能面临的风险，不但起不到预期的效果，还可能造成资源配置的无效和新的市场扭曲。

四、稳妥推进人民币资本项目可兑换　促进中国金融改革开放

从中国经济金融发展战略看，人民币资本项目可兑换作为总体经济金融改革与开放战略的一个重要组成部分，将会成为一个新的制度变量，对今后一段时间经济金融改革开放，尤其是利率和汇率机制市场化等都将起到积极作用。

作为金融改革重要内容的利率市场化和人民币汇率形成机制市场化改革与资本项目可兑换改革具有相互作用和相互促进的关系。资本项目可兑换进程的推进，客观上要求进一步推进利率市场化和人民币汇率市场化机制的改革，同样，汇率机制市场化改革又可以进一步促进资本项目可兑换改革进程。而汇率机制市场化改革和资本项目可兑换改革进程的推进，则可以进一步促进利率市场化的改革，并着力构建起符合中国国情的货币政策和金融宏观调控框架。

推动资本项目可兑换改革，需要决策者和改革者要有足够的勇气和魄力。对于改革者而言，要对改革方案进行缜密和细致的设计，将风险控制在一定的容忍度内，采取切实有效的政策措施，稳妥推进资本项目可兑换进程。同时，资本项目可兑换是一个动态持续过程，应允许有一个试错的过程，并建立起资本项目可兑换的承诺机制，包括：一是研究制定资本项目可兑换路线图和时间表，并根据国内宏观经济、对外开放以及金融市场改革与发展等实际情况，动态地进行修正和调整。资本项目可兑换的路线图和时间表可适时对社会公布，以增强国内外对中国金融改革开放的信心。同时，也可以将此作为中国政府的一个承诺机制，承

诺中国将根据经济和金融改革与发展的实际情况，采取积极有效的政策措施，稳妥有序地推进人民币资本项目可兑换；二是资本项目可兑换涉及到交易环节和汇兑环节的改革，改革内容涉及方方面面，风险大小也不一，且大多是以前从来没有实行过的。因此，从改革发展战略看，应允许资本项目可兑换改革有一个试错的过程，以更积极稳妥地推进各项改革进程。三是相对于实现资本项目可兑换而言，更为重要的是如何维持资本项目可兑换的状况。这意味着，一旦宣布实现资本项目可兑换后，除了发生国际收支危机外，不可重新启用已取消的资本管制措施和限制性条款，而且，对于仍留存的资本管理的内容只能减少，不得增加。此外，对于任何措施或限制的调整，都应保持一定的透明度。

当前世界经济格局的变化，全球经济再平衡中对中国金融改革开放提供了良好的环境和机遇，要充分利用这一时机，尽快结束国内各种形式的金融管制，形成充分市场化导向的金融制度体系。资本项目可兑换作为中国金融改革开放的一个重大制度变量，将对利率市场化和汇率形成机制市场化，金融调控机制健全，金融市场的开放和深化，进而促进中国由大国经济走向经济金融强国都具有重要的战略意义。

五、稳妥有序地推进人民币资本项目可兑换的政策建议

（一）人民币资本项目可兑换取得实质性进展

IMF 将资本项目交易分为资本和货币市场工具、衍生工具和其他工具、信贷业务、直接投资、直接投资清盘、不动产交易和个人资本交易等 7 大类，11 项和 40 个小项。2012 年初，国家外汇管理局结合我国资本项目对外开放现状，按照可兑换、基本可兑换、部分可兑换和不可兑换四类对资本项目可兑换程度进行评估，结果是：完全可兑换 7 项、基本可兑换 8 项、部分可兑换 19 项、不可兑换 6 项（主要集中在信贷、资本和货币市场以及个人资本交易方面）。总体上看，中国资本项目实现部分可兑换以上的项目占全部交易项目的 85%。

2012 年下半年开始，国家外汇管理局围绕简政放权，推进资本项目便利化，对直接投资、外债管理、对外担保以及资本市场外汇管理业务流程进行全面优化，取消或归并不必要的管理环节，大幅简化审核要件，除了外债和资本市场仍存在个别审批事项外，基本取消了资本项目行政审核，初步构建起以登记为核心，以强化统计监测为手段，以事后核查为重点的新资本项目外汇管理框架。

在简政放权，创新资本项目管理方式的同时，以“促流出”为重点，加大支持境内资本“走出去”力度，改变资本项目非对称开放状态，资本项目可兑换程度得以进一步提升。

（二）稳妥有序地推进人民币资本项目可兑换原则

依照统筹规划、循序渐进、分步推进、留有余地的原则，稳妥有序推进人民币资本项目可兑换。

一是统筹规划。资本项目可兑换改革是一项涉及经济、金融、外汇等多方面的系统工程，包括交易环节和汇兑环节，汇兑环节改革的推进，需要与其他方面改革相互配套。资本项目可兑换的进程也必须与经济发展水平、宏观调控和金融监管能力相适应，与其他经济金融改革统筹考虑和协调推进。

二是循序渐进。资本项目可兑换改革不可能一步到位，应根据中国经济金融改革与开放的战略，逐步加以推进，以使资本项目可兑换的风险控制在最小限度，并取得较大的收益。

三是分步推进。资本项目可兑换应分步进行，即先重点对现存的不可兑换和部分可兑换的项目，如资本市场项下和个人资本项目管理项下进行改革，以实现资本项目基本可兑换，而后，再通过进一步改革，最后实现资本项目可兑换。

四是留有余地。资本项目可兑换并不意味着完全放弃合理的资本管制，仍可以对于一些对经济金融影响较大的项目，如衍生金融产品交易等实行一定的管理。即使实现了资本项目可兑换，也仍可以反洗钱、反恐融资、打击避税天堂、国家安全、宏观审慎管理等名义，保留不同程度的资本管理。而且，一旦出现大规模资本流动的冲击，也还可以恢复一些临时性的管理措施，这在国际上也是被认可的，并不影响货币的可兑换性。

（三）稳妥推进人民币资本项目可兑换的政策建议

一是深化资本项目外汇管理改革，促进贸易和投资便利化。深化资本项目外汇管理改革，进一步简政放权，改革或取消部分现存的资本管制措施，降低管理成本，提高汇兑体系的透明度和效率，促进市场主体在开放环境下合理配置资源、分散风险和提高竞争力，并促进市场经济健康发展。

二是稳妥推进资本项目可兑换的重点放在资本市场和个人资本项目对外开放上。根据人民币资本项目可兑换评估，资本市场和个人资本交易项下的可兑换程度较低。因此，推进资本项目可兑换的着力点应重点放在资本市场和个人资本交易项下对外开放上，即以资本市场开放为重点，进一步提高证券投资项下可兑换程度。及时总结沪港通运行经验，研究开放深港通和建立跨境基金互认机制；大幅提高境外机构参与境内证券投资和资本市场程度，扩大境外机构投资者范围，大幅提高境外机构证券投资额度，逐步提高境外投资者持有 A 股市场比例，放开境外机构证券投资范围限制，并逐步取消合格境外投资者制度，改准入审批制

为登记备案制；研究允许境外机构在境内证券市场发行股票；进一步放宽境外逐步进入境内期货市场的限制，尽快推出国际原油期货交易；进一步提高境外投资者银行间债券市场投资额度，扩大境外投资者主体范围，允许境外长期机构投资者如保险、养老金等进入境内债券市场，条件成熟时，再逐步引入其他类型的境外投资者；研究允许境外金融机构和非银行金融机构在境内发行人民币债券，允许其在境内发行债券募集的人民币留在境内使用，或以人民币或兑换成外汇汇出境外使用。

以扩大境内居民个人用汇自主权为着力点，进一步放松个人资本项目跨境交易，适时选择部分省市开展个人境外直接投资试点（QDII2），可考虑在投资规模控制和账户封闭管理的前提下，允许境内个人投资者开展境外实业投资。在总结试点经验的基础上，再扩大到其他地区或在全国推广，逐步放开对个人资本交易项下的限制。

三是强化跨境资本流出入的统计监测和预警，构建跨境资本流动和外债的宏观审慎管理框架。适应新时期改革开放和市场经济发展要求，研究建立健全跨境资本流动和外债的宏观审慎管理框架，健全和完善跨境资本流出入的统计监测体系，提升对跨境资本流出入统计监测和预警水平；建立健全资本流出入的预警机制，防范跨境资本流出入风险；健全跨境资本流动非现场核查机制，加大非现场核查力度，防范大规模跨境资本流动可能带来的不利影响，维护国家经济金融安全。

四是构建起简明清晰的、符合资本项目可兑换原则的新的资本项目外汇管理法规体系。健全和完善的资本项目外汇管理法律法规体系是顺利推进资本项目可兑换和维持资本项目可兑换的重要保证。目前，资本项目外汇管理法制环境还存在着较多问题，如，法律层级较低，部门规章占有较大比重，且法规比较零散，不成体系。现行的法规与资本项目管理现状对应，主要是采取行政性的手段，与资本项目可兑换存在较大的差距。因此，应对现有的外汇管理法规进行全面清理和调整，逐步构建起简明清晰的、符合资本项目可兑换原则的资本项目外汇管理法规体系。

参考文献

[1] 罗纳德·麦金农（1973）:《经济发展中的货币与资本》，生活•读书•新知三联书店，1997 年.

[2] 爱德华·肖（1973）:《经济发展中的金融深化》，上海三联书店，1988 年.

[3] Prasad, Eswar, Thomas Rumbaugh&Qing Wang(2005), ”Capital Account Liberalization and Exchange Rate Flexibility in China”, IMF Policy Discuss Paper.

[4] Fort,Guillermo Le(2005), ”Capital Account Liberalization and the Real Exchange Rate in Chile”, IMF Working Paper.

IMI 国际货币评论
International Monetary Review

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”，并请注明作者姓名、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

本期责编：赵宣凯　安然　刘南希　徐哲

微博·Weibo　微信·WeChat