

中国人民大学国际货币研究所

2015 年 第 9 期 总第 35 期

刊发日期: 2015 年 9 月 15 日

I 国际货币评论

International Monetary Review

主编: 张 杰

人民币国际化由中国经济和贸易实力决定

国际货币体系改革有无终极最优解

人民币国际化战略下中国货币政策溢出效应分析

国际货币环境下利率政策与汇率政策协调

李若谷

管 涛

涂永红、荣 晨、吴雨微

金中夏、洪 浩



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、Rainer Klump、
Il Houn 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

副 所 长：涂永红 宋 科

【IMI 动态·7 月简讯】

7 月 18 日，由中国人民大学与交通银行联合主办，中国人民大学国际货币研究所（IMI）承办，欧、美、亚多家智库协办的“2015 国际货币论坛暨《人民币国际化报告》发布会”在人民大学隆重举行。中国人民大学校长陈雨露，中国人民银行副行长潘功胜，中国进出口银行原董事长李若谷，国家金融与发展实验室理事长、中国社会科学院经济学部主任李扬，国务院发展研究中心金融研究所名誉所长、国务院参事夏斌，中国国际金融学会副会长吴念鲁，中国人民大学副校长查显友，交通银行公司业务总监吕本献，以及巴基斯坦央行原行长 Yaseen Anwar，国际货币基金组织（IMF）驻华首席代表 Alfred Schipke，环球银行金融电信协会（SWIFT）亚太区主管 Alain Raes，国际清算银行亚太区经济与金融市场部主管 Frank Packer，摩根大通亚太监管战略主管、IMF 原亚太区主管 Anoop Singh，意大利国家统计局原局长、佛罗伦萨大学教授 Luigi Biggeri，德国驻华使馆经济参赞 Robert Elsen，日本银行驻华首席代表 Tomoyuki Fukumoto，韩国对外经济政策研究院副院长 Hyeol Lim，泰国银行驻华首席代表 Supradit Tangprasert，马来西亚中央银行驻华首席代表 Albert C.K. See，土耳其中央银行驻华经济参赞 Ozlen Savkar 等来自欧、美、亚 23 个国家和地区的近 200 位海内外著名专家学者出席了论坛。



IMI

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

目 录

【卷 首】

人民币国际化由中国经济和贸易实力决定 ————— 李若谷 01

【人民币国际化】

国际货币体系改革有无终极最优解

——从 N-1 问题看超主权储备货币的发展前景 ————— 管涛 03

人民币国际化战略下中国货币政策溢出效应分析

——对东盟宏观经济的影响 ————— 涂永红、荣晨、吴雨微 13

【货币金融理论与政策】

货币政策工具与货币市场基准利率

——基于中国的实证研究 ————— 郭强、李向前、付志刚 28

国际货币环境下利率政策与汇率政策协调 ————— 金中夏、洪浩 42

基于政策工具视角的我国货币政策冲击效应研究 ————— 陈浪南、田磊 63

中国货币政策通胀指标的选择研究

——基于消费者货币定价的动态随机一般均衡分析 ————— 王爱俭、刘珏 85

【卷首语】**人民币国际化由中国经济和贸易实力决定****李若谷¹**

长期以来，人们在讨论人民币国际化时的一个大前提，就是资本账户的完全可兑换。而在笔者看来，虽然资本账户的完全可兑换和人民币的国际化确有关联，但这里存在两个不同的问题。

从国际经验来看，一个货币的国际化 and 资本账户的是否开放，并不是紧密相连的，回顾马克、日元这些货币的国际化过程可知，它们同样是在资本账户有所管制的情况下实现的。上世纪60年代，美国也对资本账户有所限制。但这些管控并没有影响马克、日元、美元的国际化。因此，一个货币是不是国际化，与资本账户的可兑换没有完全必然和紧密的联系。那么，它最基本的条件究竟是什么？笔者认为，是一国经济的实力、贸易的实力。

最近大家都在讨论关于人民币加入SDR（特别提款权）篮子的问题，笔者认为不必太纠结。在SDR这个篮子中，美元只占41.9%，欧元占37.4%。二者在权重中不分伯仲，但是在国际使用上却是天壤之别：美元使用在60%-70%之间，欧元只有20%多。此外，日元早就进入了SDR篮子，但日元在国际中的使用、外汇储备中的使用只占4%，它加入SDR以后，不仅没有增加在国际储备中的份额，反而还下降了，这源于日本的经济出了问题。

人民币国际化是由中国的经济实力和贸易实力决定的。首先，中国一方面要有强大的制造业，制造业必须是高质量的有创新性的，在世界上是有唯一性的产业。中国出口商品的质量、技术、品牌、销售渠道都要成为在国际上有竞争力的才行。另一方面，中国一定要成为国际的市场，也就是说，中国需要强大的进口能力，要成为国际上一切优秀产品、高质量产品竞争的市场，我们才会有发言权、定价权。此外，在人民币国际化进程当中，按照市场原则，高效管理运行的资本市场，或者叫金融市场也是非常关键的。

其次，我们来看人民币国际化与“一带一路”的建设之间的关系。作为中国构建全方位对外发展的一个新格局的两大战略，二者相辅相成，“一带一路”是人民币国际化重要的推动力量，“一带一路”以政策沟通、道路连通、贸易畅通、货币流通、民心相通为宗旨，货币流通作为重要的组成部分，为人民币在“一带一路”区域使用和推广提供了更广泛、便利

¹ 李若谷，中国人民大学国际货币研究所顾问委员会委员、中国进出口银行原董事长、行长

的机会。作为区内一直最坚挺的货币，人民币能在大宗商品贸易、丝路基金、亚投行、基础设施建设、产业园建设等方面发挥重大的作用。

再次，在“一带一路”的合作中，资金始终是一个最重要的问题，没有资金就无法实现“一带一路”的建设和合作。从中国 30 多年的经验来看，固定资产投资是拉动经济增长的主要动力，从 1980 年到 2014 年，我国固定资产投资 300 多万亿元人民币，拉动了人均 GDP 从 461 元增加到现在的 46530 元。

“一带一路”沿线国家有 40 亿人口，经济总量约 21 万亿美元，要实现工业化、城镇化，完成“一带一路”的构想，恐怕需要 10 多万亿美元的投资。中国实际上是“一带一路”建设的重要出资方。目前我国储蓄率在 50%左右，储蓄存款 54 万亿元，因此在“一带一路”建设项目上，无论是投资还是贷款都要使用人民币，推动“一带一路”的建设，也推动人民币的国际化。

最后，要充分调动各方面的力量，来建设“一带一路”构想。因为它涉及的地域非常之广，国家也多，建设过程也较为复杂。在资金投入、政策对接等方面，只凭中国一国之力是不可能完成的。因此必须动员沿线沿路国家积极参与共同努力完成这一构想。中国要发挥四两拨千斤的作用，充分调动沿路沿线国家的资金、人力、物力集区域之合力共谋大局，共襄盛举。因此，笔者认为，“一带一路”与人民币国际化这两个事情相得益彰、相互融合，一定会取得非常丰硕的成果。

【人民币国际化】

国际货币体系改革有无终极最优解 ——从 N-1 问题看超主权储备货币的发展前景

管 涛¹

【摘 要】本次国际金融危机引发了人们对于现行不公平的国际货币体系的反思，发展超主权储备货币成为长远看取代美元本位的一个选项。然而，鉴于对外负债一直是国际清偿能力创造的主要来源，N-1假设决定了必然至少有一个经济体贸易或者经常项目收支为负，才可能解决这个问题。金本位和最优共同货币区——欧元区的实践表明，无论是基于实物本位还是信用本位的超主权货币选择，都不能很好地解决国际收支的有序调节问题。由此，超主权货币可能并非国际货币体系改革的唯一终极最优解，而只是诸多选择中的一个备选项。

【关键词】N-1问题；超主权储备货币；特里芬难题；对外负债；国际清偿能力创造；国际货币体系改革；最优解

2007年初美国次贷危机爆发，2008年底演变成全球金融海啸和世界经济衰退。本轮国际金融危机的影响延续至今，再次凸显了现行国际货币体系安排“我的美元、你的问题”的不平等性。危机后，美国更加霸气外泄，进一步充分地享受着美元的“过度特权”²。本次危机肇始于美国，美国却能以近乎零的成本向国际市场融资，美元国际储备货币的老大地位稳固，欧元、日元等货币却风雨飘摇。危机后，美国政策更加偏向国内失业和通胀等对内目标，而忽视对外目标，放纵美元汇率大起大落，不论美联储推出还是退出量化宽松货币政策，其他经济体尤其是新兴市场都饱受汇率波动和资本流动的冲击。

为此，金融危机伊始，国际社会就开始反思以信用本位为特征的美元主导的国际储备货币体系。周小川在其署名文章中开宗明义地指出，此次国际金融危机的爆发与蔓延使我们再次面对一个古老且悬而未决的问题，那就是什么样的国际储备货币才能保持全球金融稳定、

¹ 管 涛，中国金融四十人论坛高级研究员

² 段军山、刘璐：“美元‘嚣张的特权’分析及展望”，《江淮论坛》2014年第1期，第82-89页；巴里·艾森格林：《嚣张的特权：美元的兴衰和货币的未来》，中信出版社2011年12月出版。

促进世界经济发展，并明确提出了发展超主权储备货币体系，充分发挥特别提款权（SDR）作用的主张。³斯蒂格利茨领衔的联合国改革委员会对此给予了积极响应，也主张要扩大 SDR 在国际货币体系中的地位。⁴黄金作为历史上的超主权货币曾经长期存在，目前国际社会也有恢复金本位的提议。⁵甚至还有天才的经济学家提出了更有创意的、更为激进的超主权货币形式，如发行纸黄金，⁶成立世界中央银行，发行全球单一新货币，或建立基于美元、欧元、日元三方货币联盟的世界新货币的倡议等。⁷超主权储备货币的概念一面世，也招致了不少反对或者质疑的声音。艾亚尔认为，SDR 本身只是货币的衍生品，不具有货币属性，没有 GDP 也没有主权国家那样的征税能力。⁸克拉克和波拉克以及威廉姆森则认为，由于存在网络效应和路径依赖等问题，任何新的货币都难以迅速为私人部门所接受。⁹另外，由于既得利益的政治阻力，任何形式的超主权储备货币推出，都可能会面临较大的制度和技术障碍。¹⁰

那么，厘清国际货币体系（International Monetary System, IMS）尤其是国际储备货币体系改革，是否存在一个一劳永逸的终极最优解，这不仅有理论意义更有政策含义，对于推动下一步全球经济治理改革具有重大参考价值。以下，本文拟从三个方面来对此进行阐述。首先是剖析国际清偿能力产生的基础，其次是从 N-1 角度分析超主权储备货币的局限性，最后得出一些结论。

对外负债是国际清偿能力创造的主要来源

国际货币体系是各国政府为适应国际贸易与国际支付的需要，对货币在国际范围内发挥世界货币职能所确定的原则、采取的措施和建立的组织形式的总称。其中，国际货币或者储备货币的确定、国际收支调节机制的安排，以及汇率制度的选择，构成国际货币体系架构的

³ 周小川：“关于改革国际货币体系的思考”，《中国金融》2009 年第 7 期，第 8~9 页。

⁴ 约瑟夫 E 斯蒂格利茨等著：《斯蒂格利茨报告：后危机时代的国际货币体系与金融体系改革》，新华出版社 2011 年 4 月出版。

⁵ 保罗·南森：《重返金本位：纸币的危机与黄金的魅力》，人民邮电出版社，2012 年 6 月出版。

⁶ 林毅夫：“国际货币体系改革的路径：点评”，载吴晓灵和乔伊德主编：《国际货币体系改革：过去、现在和未来》，上海远东出版社 2013 年 10 月出版，第 76~79 页。

⁷ 李永宁、郑润祥、黄明皓：“超主权货币、多元国际货币体系、人民币国际化和中国核心利益”，《国际金融研究》，2010 年第 7 期，第 30~42 页；李海英、石建勋：“国外关于国际货币体系改革研究的最新动态”，《国外社会科学》，2012 年第 2 期，第 109~116 页。

⁸ Aiyar, Swaminathan, *An International Monetary Fund Currency to Rival the Dollar?*, Washington DC: Cato Institute, 2009.

⁹ Clark, P.B. and J.J. Polak, 'International Liquidity and the Role of the SDR in the International Monetary System', *IMF Working Paper* No. 02/217, 2002; Williamson, John, 'Why SDRs Could Rival the Dollar', *PIIE Policy Brief*, No. PB09-20, September 2009.

¹⁰ 董彦岭、陈琳、孙晓丹、王菲菲：“超主权货币：理论演进与实践发展”，《国际金融研究》2010 年第 4 期，第 4~11 页。

重要内容。¹¹

1960年，美国经济学家罗伯特·特里芬在其《黄金与美元危机——自由兑换的未来》一书中提出，美国需要通过长期贸易逆差为他国提供国际清偿能力，与维持美元国际信誉需要美国贸易长期顺差的要求形成一个悖论。这一保证流动性供给与稳定对外币值之间的内在矛盾，被称为储备货币发行国所面临的“特里芬难题”。

1960年代，伴随着美国财政赤字膨胀，货物贸易顺差急剧减少，国际货币体系从“美元荒”转为“美元灾”，固定汇率制下的“特里芬难题”导致美元危机频频爆发。尽管1960年代后期采取了建立黄金总库、创设特别提款权等一系列分担美元储备货币压力的补救措施，但仍不能阻止1970年代布雷顿森林体系的逐步解体：1971年尼克松冲击，美元与黄金脱钩；1973年牙买加会议，各国货币与美元脱钩。这一段国际金融演进史，生动地演绎了“特里芬难题”的发展历程。¹²

总结货币国际化的历史，本币对外输出主要有两种形式：一种是货币发行国贸易逆差，通过经常项目输出本币；一种是货币发行国贸易顺差，通过资本项目输出本币。“特里芬难题”的本质，实际就是强调储备货币发行国通过贸易逆差、对外负债，创造国际清偿能力。¹³然而，历史地看，英国、美国、联邦德国、日本等国的货币国际化初期，都是从贸易顺差开始的。即使当今七大主要储备货币，美元、欧元、日元、英镑、加拿大元、澳大利亚元和瑞士法郎，其货币在已披露的外汇储备资产中占到95%以上，七国包括货物贸易在内的经常项目收支状况也不尽相同。其中，德国、日本、瑞士经常项目长期顺差，美国、英国、澳大利亚长期逆差，加拿大则时而顺差、时而逆差。

¹¹ 李扬：《国际货币体系变革及人民币国际化》，<http://www1.ahu.edu.cn/czss/shownews104.html>，2009年11月23日。

¹² 吴晓灵、乔伊德主编：《国际货币体系改革：过去、现在和未来》，上海远东出版社，2013年10月出版，第170~196页。

¹³ 即使两次世界大战之前，国际货币体系长期处于金本位时代，基于“黄金输送点”，贸易逆差国向顺差国的黄金输出，实际也是以减少本国黄金储备的方式，为顺差国增加当时的国际清偿能力。

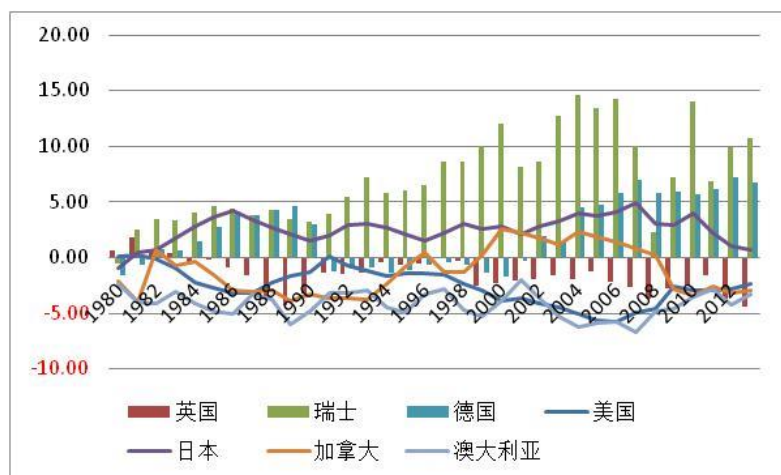


图 1 1980–2013 年主要储备货币发行国经常项目收支/GDP (%)

资料来源：IMF, *World Economic Outlook database*, Washington DC, April 2015.

储备货币是最高层次的货币国际化。储备货币除了作为价值尺度和交易媒介之外，还有非常重要的价值贮藏功能。本币被境外以储备资产形式持有越多（主要是债券特别是政府债券），也就意味着境外对本国货币的需求越多、资本流入越多（见公式 1）。从这个意义上讲，只有贸易或经常项目逆差，输出本币，才能成为储备货币。这时，货币国际化与国际收支平衡形成了良好的契合。反过来，如果一个国家的资本流入长期用于弥补贸易或者经常项目赤字，该国就难以形成外汇储备的积累。正如 1950 年代的马歇尔计划，充其量帮助欧洲盟国解决了进口美国商品的支付能力问题，惟有到后期这些国家转为贸易顺差，才开始形成外汇储备的增加。

经常项目逆差 = 对外净负债增加 = 资本项目顺差（含官方储备资产变动，下同）

= 私人部门净负债（或净资产）+ 官方部门净负债（境外官方持有本币储备资产增加）——（公式 1）

虽然以资本项目渠道输出本币的方式，也可以促进本币成为储备货币，但有可能对本币成为主要储备货币形成制约。在经常项目顺差的情况下，如果私人部门对外资本净输出，境外官方持有的本币储备资产增加，意味着官方部门对外净负债增多，这将部分抵消私人部门资本输出的努力；如果私人部门对外资本净输入，境外官方持有的本币储备资产增加，则必然进一步推高本国官方外汇储备资产的积累，也就是官方渠道的外汇资产运用需进一步增加。这时，货币国际化给国际收支平衡增加而非减轻压力，最终导致本币的国际化有违减轻对储备货币依赖的初衷。上世纪八九十年代，日元国际化的鼎盛时期，也正是其外汇储备快速积累的时期（见图 1）。

经常项目顺差=对外净债权增加=资本项目逆差

=私人部门净资产+官方部门净负债(境外官方持有本币储备资产增加形成的对外负债增加)——(公式2)

经常项目顺差=对外净债权增加=资本项目逆差

=私人部门净负债+官方部门净资产(境外官方持有本币储备资产增加,进一步推高官方外汇储备资产积累)——(公式3)

1970 年代初期,布雷顿森林体系崩溃以后,国际货币体系进入了牙买加体系时代。这是一个无体系的时代,黄金非货币化,固定汇率与浮动汇率均合法化。然而,牙买加体系依然没有摆脱“特里芬难题”的魔咒。¹⁴

2007 年美国次贷危机本质仍是一次国际收支危机。首先,次贷危机本质是由次级贷款及其衍生品大规模违约,引发的债务危机。其次,美国次贷危机前后正是美国近年来经常项目赤字最大、新兴市场外汇储备积累较快的时期(见图1和图2)。而新兴市场积累了大量预防性的外汇储备,大举投资美国国债,压低了美国长期利率(形成长短期利率倒挂的“格林斯潘困惑”),助推了美国资产泡沫。再次,次贷危机正式宣告了“你买我商品、我买你国债”的国际经济双循环体系,也就是新布雷顿森林体系的瓦解。经常项目逆差国增加储蓄、减少赤字,经常项目顺差国增加消费、减少盈余,全球经济再平衡成为二十国集团多次呼吁的,促进世界经济均衡、强劲增长的一剂良药。之所以这次债务危机不再伴随着美元的货币危机,主要是因为美国不用再像“双挂钩”体系下那样,去捍卫某个固定的汇率水平。

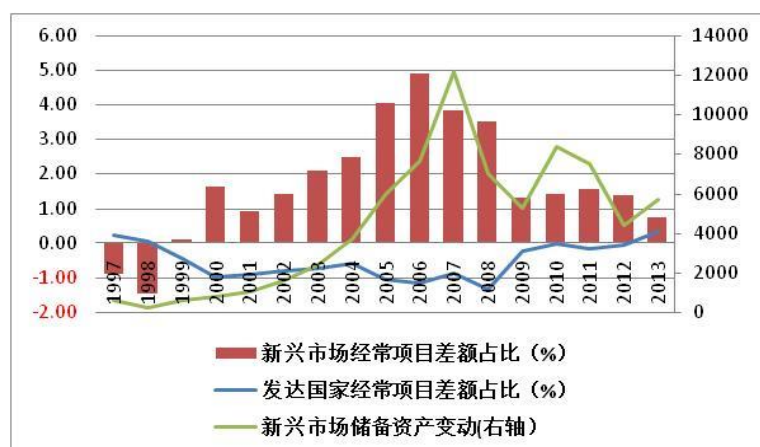


图2 1997-2013年发达国家和新兴市场经常项目收支与外汇储备资产变动情况(%; 亿美元)

资料来源: IMF, *World Economic Outlook database*, Washington DC, April 2015.

¹⁴ 吴晓灵、伍戈:“‘新怀特计划’还是‘新凯恩斯计划’:如何构建稳定与有效的国际货币体系”,《探索与争鸣》2014年第8期,第62页;李翀、王立荣:“超主权国际货币构建方案的比较与设想”,《北京师范大学学报(社会科学版)》2011年第2期,第109~115页。

超主权储备货币发展绕不开的N-1问题

如前所述，对外负债仍是储备货币输出、国际清偿能力创造的主要渠道，这就存在国际收支平衡范畴的“N-1”问题。

所谓国际收支平衡范畴的 N-1 问题¹⁵，有跨境资本流动和货物贸易或经常项目收支两个维度。跨境资本流动维度是指，如果一些国家要持有储备货币（即增加外汇储备），那么至少需要有一个其他国家作为储备货币发行国必须是资本净流入，也就是对外负债增加，同时也就意味着这个国家必须是货物贸易或者经常项目逆差。反之，储备货币持有国则是资本净流出，货物贸易或者经常项目顺差（见表 1 和 2）。理论上，储备货币的持有（或外汇储备增加）与储备货币的输出是一种镜像关系，即在全球范围内，N-1 个国家的外汇储备积累之和必然等于第 N 个国家的储备货币输出（即资本项目顺差）。如果没有至少一个这样的国家以对外负债的方式输出本币，则任何国家都不可能积累外汇储备。

表 1 储备货币持有国的国际收支平衡简表（第六版表式）

经常项目收支状况	正值，为顺差。
资本项目收支状况	负值，为逆差。
其中：非储备资产的资本项目收支状况	私人资本流动简化处理为零。
储备资产变动情况	负值，为储备资产增加，官方对外投资增多。
国际收支总差额	经常项目与资本项目差额相抵，为零。

表 2 储备货币发行国的国际收支平衡简表（第六版表式）

经常项目收支状况	负值，为逆差。
资本项目收支状况	正值，为顺差。
其中：非储备资产的资本项目收支状况	正值，为顺差。其中，境外持有的外汇储备增加，官方外来投资增多；私人资本流动简化处理，为零。
储备资产变动情况	为零。
国际收支总差额	经常项目与资本项目差额相抵，为零。

货物贸易或经常项目收支维度是指，如果一些国家要实现货物贸易或者经常项目收支顺差，那么至少需要一个其他国家货物贸易或者经常项目收支逆差。而这个逆差国的货币就有可能通过对外负债创造国际清偿能力，而成为主要储备货币。反之，顺差国可以官方外汇储备运用的方式，对冲货物贸易或者经常项目收支顺差。理论上，经常项目顺差与逆差也是一种镜像关系，即在全球范围内，N-1 个国家的经常项目顺差之和必然等于第 N 个国家的经常

¹⁵ 汇率政策领域也存在 N-1 的问题，即所有国家都可以选择汇率的升值或者贬值，而唯有关键货币（vehicle currency）发行国没有汇率水平选择的自由。正如只有看多边汇率，即各种形式的美元指数，才能判断美元汇率的强弱，而其他货币包括欧元、英镑、日元等，只要看它们对美元的双边汇率，就基本可以判断其强弱走势。

项目逆差。否则，如果没有至少一个这样的逆差国，则所有国家必然都是经常项目收支相抵，差额为零。长期以来，美国正是以经常项目持续逆差为代价，扮演着这样一个非常重要的、无可替代的世界最后消费者的角色。尽管这与前一个维度有所不同，却殊途同归，最后国际收支平衡结构均可以归于表1和表2显示的情形。

再者，国际经济交易是一个经济利益中心（即居民）与另一个经济利益中心（即非居民）之间的经济往来。任何超主权储备货币制度的设计，相关金融机构都只能起到居间资金融通的作用，它既无义务也无能力直接承接这些主权之间的债权债务关系。所以，无论何种超主权储备货币制度，国际收支调节机制安排都是不能回避的问题。而从历史上人类超主权货币的两次伟大实践看，均缺乏有效的、成功的国际收支调节机制。

一次是实物本位下金本位制的实践。黄金扮演天然的超主权储备货币的角色，其不是主权国家发行的却是超越主权国家使用的。金本位制下的国际收支调节机制是“黄金输送点”。

所谓黄金输送点，是指在金本位制下，汇率的上涨或下跌超过一定界限时，将引起黄金的输出或输入，从而起到自动调节汇率水平和贸易收支的作用。一是随着黄金输出量或输入量的增加，将减轻外汇市场供给和需求的压力，缩小汇率上下波动的幅度，并使其逐渐恢复或接近铸币平价，这样就起到了自动调节汇率的作用。二是黄金的输出入还影响贸易对手国的相对购买力。对于顺差国来讲，黄金输入意味着货币投放增多，通货膨胀、物价上升；对于逆差国来讲，黄金输出意味着货币投放减少，通货紧缩、物价下降。根据购买力平价理论，境内外相对购买力的变化，也将起到平衡贸易收支的作用。

20 世纪初，三大诱因导致金本位制土崩瓦解：一是黄金生产量的增长幅度远远低于商品生产增长的幅度，极大地削弱了金铸币流通的基础。二是到 1913 年末，美、英、德、法、俄五国占有世界黄金存量的 2/3。黄金存量大部分为少数强国所掌握，削弱了其他国家金币流通的基础。三是第一次世界大战爆发，黄金被参战国集中用于购买军火，并停止自由输出和银行券兑现。金本位崩溃造成了货币滥发、竞争性贬值、外汇管制、贸易管制等恶果，并最终促成了 1940 年代美国主导的，以国际货币基金组织、世界银行、关贸总协定（世界贸易组织）为支柱的，基于规则的、合作的国际经济金融新秩序的建立。

另一次是信用本位下共同货币——欧元区的实践。欧元是当今重要的超主权储备货币，超越欧盟主权国家发行，在 19 个成员主权国家使用，是仅次于美元的第二大国际储备货币。Target II 则是欧元区内一项重要的国际收支调节机制安排。

所谓 Target II 是指“泛欧第二代实时全额自动清算系统”，即欧元区银行间支付系统。

该系统由欧央行、成员国以及金融机构组成，通过环球同业银行金融电讯协会（SWIFT）网络组成统一清算平台，进行自动实时清算，以提高欧元支付效率与安全性，便利单一货币政策实施。Target II 并非欧央行独立的货币政策操作，但因其特殊的运作机制，而成为欧元区经常项目逆差国弥补收支缺口的重要渠道。逆差国央行通过该机制向顺差国央行“再融资”，低利率、无期限与额度限制。截至 2011 年 9 月末，希腊、爱尔兰、西班牙、葡萄牙和意大利五国央行通过 Target II 向欧央行拆借了约 4700 亿欧元。2007 年末，德国央行通过 Target II 向欧央行提供了 200 多亿欧元贷款，2011 年末升至 4633 亿欧元；2006 年以前，该项债权只占德央行资产的 7%，2011 年底占到了 55%，超过了欧洲稳定基金和其他援助计划的贷款规模。¹⁶

梅勒和费里认为，欧债危机实质也是国际收支危机。¹⁷通过 Target II 的调节机制，希腊、西班牙等逆差国的经常项目逆差，就成为欧元区内如德国等顺差国的对外净债权。这种调节机制带来了以下风险和挑战：一是低成本、低痛苦的融资，将减轻逆差国调整的压力，助长道德风险；二是官方渠道的资本流入掩盖或挤出私人部门的资本流出，将延缓欧元区的经常项目调整；三是顺差国为逆差国的无条件融资，将增加逆差国的退出成本，加大欧元区的传染效应。

欧元区的国际收支危机也只有债务危机，却没有伴随着货币危机。一方面是因为南北欧的差异，导致资本从南欧流向北欧，没有酿成欧元大幅贬值。只是在欧央行近期货币刺激较为明显后，欧元才整体出现较大幅度的调整。另一方面是因为欧元区内虽然是不可撤销的固定汇率安排，但欧元对外汇率自由浮动，也不存在固守某个汇率水平的义务，令索罗斯们再没有像当年欧洲货币危机那样一战成名的机会。

拟议中的各种超主权储备货币设计方案，¹⁸大体都没有超出上述两个实物本位或者信用本位货币的范畴。而在国际收支调节机制安排上，无论是以逆差国单向调节为主的非对称调节，还是以顺逆差国双向调节为主的对称调节，均各有利弊。凯恩斯计划的一个鲜明特点，就是强调国际收支的对称调节机制安排。然而，正如特里芬所指出的，如果顺差国承担了如此广泛的关于积累班柯（Bancor）的义务，那么它就会受到通货膨胀的威胁，同时凯恩斯计

¹⁶ 王信、李俊：“欧元区央行间资金融通与国际收支失衡调整及危机应对”，《国际经济评论》，2012 年第 3 期，第 86~98 页。

¹⁷ Merler, Silvia and Jean Pisani-Ferry, *Sudden Stop in the Euro Area*, <http://www.brugel.org/publications/pubilcation-detail/pubilcation/718-sudden-stop-in-the-euro-area/>, March 29, 2012.

¹⁸ 中国人民银行研究局课题组：“关于国际货币体系改革的文献综述”，《金融发展评论》，2010 年第 3 期，第 143-158 页；李翀、王立荣：“超主权国际货币构建方案的比较与设想”，《北京师范大学学报（社会科学版）》2011 年第 2 期，第 109~115 页；吴晓灵、乔伊德主编：《国际货币体系改革：过去、现在和未来》，上海远东出版社，2013 年 10 月出版。

划自动赋予了逆差国很大的借贷便利，这也会减轻它的调整压力。¹⁹而不正是今天欧元区所面临欧债危机困境的真实写照吗？

主要结论

第一，超主权货币主导的国际货币体系可能只是理想目标，而不一定是现实选择。正如银行业发端于负债业务一样，经常项目逆差、对外负债创造国际清偿能力，也是超主权储备货币绕不开的坎儿。同时，这不仅涉及如何确定储备货币，还关乎如何设计国际收支调节机制的问题。无论是基于实物本位还是信用本位的人类实践，迄今为止均没有给出令人满意的答案。

第二，超主权储备货币不能主导但并非说其在未来国际货币体系中没有进一步的发展空间。正如既没有适合所有国家唯一的最优汇率制度安排，也没有适合一个国家任何时期的单一的最优汇率制度安排一样，国际储备货币体系可能也没有最优解。单极的或者多极的，实物本位或者信用本位、主权的或者超主权的国际储备货币体系均有利有弊。现有的超主权储备货币，包括 SDR、黄金等，甚至不排除还可能创设新的超主权货币，与欧元一样都有可能成为多元化储备货币体系中的备选。甚至，基于前述 N-1 问题的思路，吸收顺差国的外汇储备资产转换为 SDR，再借贷给逆差国以平衡国际收支，做大、做实 SDR 可替代账户，²⁰也可能值得尝试。当然，这并不意味着最终要用 SDR 可替代账户去完全取代美元。

第三，汇率制度选择也是国际货币体系构建的一项重要内容。随着货币可兑换和国际化程度逐步提高，全球经济金融一体化日益深入，本币汇率形成的市场化至关重要。国际经验表明，只要采取固定或者僵化的汇率安排，就会受到货币攻击。无论大国还是小国，均概莫能外。虽然经济体量大、外汇储备多的经济体具有较强的抗风险能力，但上世纪六七十年代美国经济总量、黄金储备世界第一，仍无法挽救美元危机，最终导致了布雷顿森林体系瓦解。

第四，中国的现实选择，一要既稳步扩大人民币跨境使用，在多元化国际储备货币体系中发展中占有一席之地；二要顺其自然推动人民币加入 SDR 货币篮子，增加参与国际货币体系改革的话语权；三要加快内部改革和调整，形成改革与开放双轮驱动，相辅相成、相得益彰。

21

¹⁹ Triffin, Robert, *Gold and the Dollar Crisis* (revised edition), New Haven: Yale University Press, 1961.

²⁰ 张一平、盛斌：“替代账户与国际货币体系改革”，《国际贸易问题》2011年第11期，第129~136页。

²¹ 管涛：“坚持改革与开放双轮驱动，稳步开放中国资本账户”，《国际金融》2013年第10期，第3~5页。

Addressing the Prospects of Super-sovereign Reserve Currency by N-1 Hypothesis: is it a final optimal solution to IMS reform?

Guan Tao

Abstract: The unsettled international financial crisis ignites the rethinking about current unfair international monetary system. The expanding usage of super-sovereign currency is proposed as an alternative to dollar standard characterized IMS in the long run. As the increase of external liabilities has been the major resource of international liquidity creation so far, at least one economic entity should be in net capital inflow or current account deficit according to N-1 hypothesis. The evolution under both gold standard and optimal common currency area (i.e. Euro zone) reveals that there is no perfect and orderly BOP adjustment mechanism either under physical standard or credit standard super-sovereign currency system. Therefore, super-sovereign currency might only be one among multiple choices rather than an ultimate optimal solution to IMS reform.

Key words: N-1 hypothesis; super-sovereign reserve currency; Triffin dilemma; external liabilities; international liquidity creation; international monetary system (IMS) reform; optimal solution

人民币国际化战略下中国货币政策溢出效应分析

——对东盟宏观经济的影响

涂永红¹ 荣 晨² 吴雨薇³

【摘 要】在中国-东盟自贸区建成后，中国的货币政策通过国际贸易渠道对东盟产生了越来越多的溢出效应。本文运用向量自回归（VAR）模型，研究了人民币国际化战略实施之后，中国货币政策对东盟国家经济的影响。研究表明，中国货币政策对东盟国家产生了积极的输出效应，能够促进其进出口贸易和产值增长。东盟国家的货币数量也受到中国货币政策变化的较大影响。因此，中国在制定货币政策时，应该在一定程度上顾及到对东盟和周边国家的溢出效应，东盟国家也应该加强与中国的协商和政策协调。

【关键词】货币政策；溢出效应；宏观经济；向量自回归

一、引 言

2002年11月4日，《中国与东盟全面经济合作框架协议》签署，中国—东盟自贸区建设正式启动，区域经济一体化进程加速，目前中国已成为东盟的最大贸易伙伴。随着“一带一路”战略的实施，东盟国家作为与中国经贸往来最为频繁和改善基础设施需求巨大的区域合作伙伴，是互联互通的重要枢纽。

人民币国际化战略自2009年启动以来，历时5年有余，在贸易结算、资本市场交易方面取得了世人瞩目的成就，2014年中国对外贸易的1/4是使用人民币结算的，人民币已经成为美元、欧元、英镑和日元之后的全球第五大最常用货币。与其他地区相比，人民币在东盟国家的接受度较高，人民币的跨境结算俨然成为中国与东盟经贸合作的重要载体。探索中国的货币政策对外部经济体的影响，以东盟为切入点，无论是基于地缘政治还是考虑经贸合作，都将是合理的选择；从人民币国际化对世界经济的未来影响力来看，以东盟为视角研究中国

¹ 涂永红，中国人民大学国际货币研究所副所长，中国人民大学财政金融学院教授

² 荣 晨，中国人民大学财政金融学院博士研究生

³ 吴雨薇，中国人民大学财政金融学院博士研究生

货币政策的溢出效益也是一个强有力的过渡和铺垫。因此在世界经济一体化成为当今世界经济发展的主流的情况下，在《中共中央关于全面深化改革若干重大问题的决定》提出构建开放型经济新体制、以开放促改革的背景下，在推进“一带一路”建设和实施人民币国际化战略的基础上，研究人民币国际化战略实施之后中国货币政策对东盟宏观经济的影响具有重要的现实价值，捕捉中国货币政策对东南亚经济体产生的冲击具有重大的战略意义。这既补充了国内对该问题研究的文献，也为政府有关部门制定相关政策措施提供科学依据。

二、文献综述

（一）核心国家具有明显的货币政策溢出效应

IS-LM-BP 模型阐述了开放经济下一国货币政策对其他国家产生的溢出效应，经济结构不同的国家可能获得有益的输出效应，也可能获得有害的以邻为壑效应。目前国内外关于货币政策溢出效应的研究较为丰富，但基本上都是围绕储备货币发行国进行的，其中绝大多数都是研究美国货币政策变化对外部经济体的影响。Frankel 和 Rockett（1988）发现美国的扩张性货币政策对欧洲经济增长具有以邻为壑效应。分解到各个指标看，美元流动性增加引起欧洲货币供应量增加以及物价上升，在短期内则对产出增加和汇率上升具有正向影响（Sousa 和 Zaghini, 2006）。Kim 和 Roubini（2000）和 Kim（2001）基于 VAR 模型进行实证研究发现，通过贸易和利率渠道，美国的货币政策对 G7 的其余六国的产出增长有输出效应。拉美国家受到美国货币政策变化冲击后，利率和汇率迅猛上涨（Mackowiak, 2007），其溢出效应高于美国供给变化和实际需求变化造成的影响（Canova, 2005）。吴宏和刘威（2009）、王艳和张鹏（2012）、丁志国等（2012）、刘锐（2013）、边卫红等（2013）、宾建成等（2013）、齐晓楠等（2013）、何国华和彭意（2014）、贺俊等（2014）从出口、信贷市场、价格体系、汇率、产出等角度研究了美国货币政策对中国宏观经济的影响。

（二）货币政策溢出效应的传导机制

基于相关文献的梳理，发现货币政策的溢出效应主要通过国际贸易、国际资本流动、大宗商品价格和金融市场等渠道发生作用。

国际贸易渠道。一国调整货币政策往往导致本币对外的币值变化，直接影响该国的进出口收支，并给贸易伙伴国的国际收支造成相反的影响，进而对其收入造成冲击，使其采取国际收支调节措施，进一步引起货币数量、汇率和价格指数的变化。李增来和梁东黎（2011）的研究表明，在短期美国的货币政策变化对中国的贸易收支差额具有正效应，长期则产生负

效应。

国际资本流动渠道。一国调整货币政策后带来利率变化,改变了国内外的利差,在资本流动较少受到限制的情况下,将引发套利性资本流动,使得其他国家的货币供求关系受到冲击,正常的投资、消费活动受到影响,迫使其他国家调整货币政策来应对资本流动。如美国宽松的货币政策使得加拿大的利率在短期内提高,产出水平显著下降(Cushman 和 Zha, 1997);美国四轮量化宽松政策对中国跨境资本流动也具有显著影响,持续时间大致为半年(万淼, 2014)。

大宗商品价格渠道。随着国际经济一体化和金融、期货市场的发展,一方面能源、基础原材料、农产品等国际大宗商品价格变动对国内物价水平的影响力越来越大,另一方面国际大宗商品的价格变动除了受供求关系影响外,越来越多地受到国际流动性增减的影响。美国实行的量化宽松货币政策对美国国内物价的直接影响较小,但是对中国通货膨胀的溢出效应较大(王自锋和白玥明, 2013);赵玉和张玉(2014)认为美国量化宽松政策对能源市场的传导机制产生扭曲,使得国内外能源市场的均衡状态发生偏离。

(三) 中国对东盟的影响不断加强

一些文献分析了中国的直接投资和货币对东盟的影响。Busakom et al. (2003)选取1985-2001年8个亚洲经济体的数据进行实证研究,发现中国与亚洲经济体的直接投资水平正相关;中国吸收的直接投资越多,对国际资本流入东盟的带动作用越大(陈建勇等, 2008)。中国进行人民币汇率制度改革后,人民币对泰铢和新加坡元的影响程度仅次于美元(Shu et al. 2007)。人民币对亚洲区域货币的影响已经超过日元(Takatoshi, 2007)。Wilson (2007)、丁剑平和杨飞(2007)认为,人民币参照货币篮子的调整对整个亚洲产生了影响,对亚洲货币集体降低美元权重发挥了重要作用。卢孔标(2013)的定量分析表明,人民币已经成为新加坡和马来西亚等国家汇率的参照货币。区域贸易一体化促进了人民币影响力的扩大(Arvind 和 Martin, 2012)。Henning (2012)发现,一些东盟如菲律宾、新加坡、马来西亚和泰国等已基本形成人民币区。

三、中国与东盟的合作现状及研究假设

(一) 中国与东盟的合作现状

东盟对中国的贸易依赖度显著提高。2009 年东南亚十国⁴的进出口总额为 1.5 万亿美元，对华贸易额 0.18 万亿美元，占总额的比例达到 11.7%，中国首次超过欧盟成为东南亚十国的最大贸易伙伴。2013 年，东南亚十国对中国的进出口总额持续增至 0.38 万亿美元，占东南亚进出口总额的比例上升至 14.8%，至少比美国和日本高出 4 个百分点。

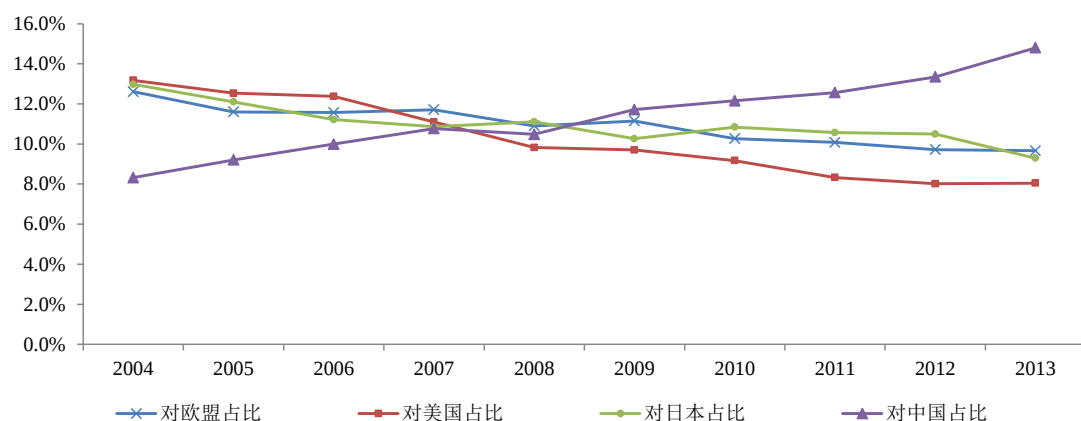


图 1 东南亚十国对四大经济体的进出口占比

中国对东盟的直接投资明显增长。2008-2013 年期间，中国对东盟的直接投资净额由 24.8 亿美元增至 72.7 亿美元，直接投资存量由 64.9 亿美元增至 356.7 亿美元，保持逐年增加的态势；此外，中国对东盟的制造业投资占对东盟投资的比重有 6.9% 上升至 16.4%。

表 1 中国对东盟的直接投资净额和存量

	中国对东盟的直接投资净额(亿美元)						中国对东盟的直接投资存量(亿美元)					
	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2008	2009	2010	2011	2012	2013
文莱	0.02	0.1	0.2	0.2	0.0	0.1	0.1	0.2	0.5	0.7	0.7	0.7
缅甸	2.3	3.8	8.8	2.2	7.5	4.8	5.0	9.3	19.5	21.8	30.9	35.7
柬埔寨	2.1	2.2	4.7	5.7	5.6	5.0	3.9	6.3	11.3	17.6	23.2	28.5
印度尼西亚	1.7	2.3	2.0	5.9	13.6	15.6	5.4	8.0	11.5	16.9	31.0	46.6
老挝	0.9	2.0	3.1	4.6	8.1	7.8	3.1	5.4	8.5	12.8	19.3	27.7
马来西亚	0.3	0.5	1.6	1.0	2.0	6.2	3.6	4.8	7.1	8.0	10.3	16.9
菲律宾	0.3	0.4	2.4	2.7	0.8	0.5	0.9	1.4	3.9	5.0	5.9	6.9
新加坡	15.5	14.1	11.2	32.7	15.2	20.3	33.4	48.6	60.7	106.0	123.8	147.5
泰国	0.5	0.5	7.0	2.3	4.8	7.6	4.4	4.5	10.8	13.1	21.3	24.7
越南	1.2	1.1	3.1	1.9	3.5	4.8	5.2	7.3	9.9	12.9	16.0	21.7
合计	24.8	27.0	44.1	59.1	61.0	72.7	64.9	95.7	143.5	214.6	282.4	356.7

资料来源：《中国对外投资合作发展报告 2014》。

中国与东盟加强货币互换合作。自 2009 年以来，为了支持双边贸易和直接投资，以及向金融市场提供短期流动性，中国人民银行分别与马来西亚、印度尼西亚、新加坡和泰国中

⁴ 东南亚十国：菲律宾、柬埔寨、老挝、马来西亚、泰国、新加坡、印尼、越南、文莱和缅甸。

央银行签署了双边货币互换协议。而且还在吉隆坡和曼谷确定了人民币业务清算行,为中马、中泰两国企业和金融机构使用人民币进行跨境贸易、直接投资提供更大的便利。

(二) 2009 年以来的中国货币政策变迁

2009 年以来,主要工业国陷入严重的衰退,开始实行量化宽松政策,国际需求大幅萎缩,为了降低汇率风险,保护中国的金融安全,人民币国际化正式启航。与此同时,中国开始了艰难的经济转型升级,中国的货币政策在应对国内外复杂的环境中不断地进行着适应性调整,以确保政策目标得到实现。

货币政策总基调由适度宽松转向稳健。2009-2010 年,面对极其复杂的国内外形势,中国人民银行坚持适度宽松的货币政策, M_2 同比增长分别达到 27.7%和 19.7%。2011 年以来,为处理好速度、结构、物价三者的关系,货币政策转向稳健, M_2 增速保持在低于 14%的水平; 2014 年 M_2 余额 122.8 万亿元,同比增长 12.2%。

表 2 货币政策总基调的变迁

时间	货币政策基调	M_2 余额(万亿元)	同比增长(%)
2009	适度宽松	60.6	27.7
2010	适度宽松	72.6	19.7
2011	稳健, 适时适度预调微调	85.2	13.6
2012	稳健, 前瞻性进行预调微调	97.4	13.8
2013	稳健, 适时适度预调微调	110.7	13.6
2014	稳健, 用调结构的方式 适时适度预调微调	122.8	12.2

资料来源: 货币政策执行报告。

传统货币政策工具向新型货币政策工具过度。在经济新常态下,为更有效地应对复杂多变的经济形势,增强主动提供基础货币的能力,保持流动性合理充裕,中国人民银行开始创设新型货币政策工具,如中期借贷便利(MLF)、押补充贷款工具(PSL)和常备借贷便利(SLF)等得到频繁使用,引导金融机构向实体经济部门提供低成本资金。

(三) 研究假设

鉴于中国的资本账户尚未完全开放,对热钱流动和个人资本交易还存在一定的限制,因此中国的货币政策变化较少通过国际资本流动渠道对东盟产生溢出效应。如上所述,中国与东盟之间的贸易和直接投资显著增加,东盟对中国有较高的贸易依存度,而且人民币在东盟的使用程度相对较高,中国货币政策变化很快会通过贸易渠道、大宗商品价格渠道对东盟造成冲击。当然,由于当前国际大宗商品主要以美元计价结算,中国货币政策变化对大宗商品

价格的影响力较弱，通过这条渠道给东盟物价水平的影响也会较小。实际上，中国货币政策变化主要是通过贸易渠道对东盟产生溢出效应的。由于商品市场的价格具有粘滞性，这种冲击造成的影响通常不会在短期内显现，需要一定的时间。

因此，本文提出如下假设：

假设 1：中国的货币政策对东盟的宏观经济具有显著的溢出效应。

假设 2：中国货币政策的溢出效应主要通过国际贸易渠道传递，对与贸易相关的领域及经济变量影响较大。

四、模型选择和数据说明

（一）实证方法

在讨论某一变量的变化对其他变量的影响时，向量自回归模型（VAR）是应用最为广泛的计量模型，其形式可表示为

$$\Delta \mathbf{p}_t = C(L)\mathbf{e}_t \quad (1)$$

其中 $\Delta = 1 - L$ ，为一阶差分算子， $\mathbf{p}_t = (p_t^1, p_t^2, \dots, p_t^n)'$ ，其元素 $p_t^i (1 \leq i \leq m)$ 表示 t 时刻第 i 个经济变量的数值， $\mathbf{e}_t = (e_t^1, e_t^2, \dots, e_t^n)'$ ，其元素 e_{it} 为第 i 个变量的回归误差，满足 $E(\mathbf{e}_t) = 0$ 以及

$$E(\mathbf{e}_t \mathbf{e}_s') = \begin{cases} 0 & \text{if } t \neq s \\ \Sigma & \text{否则} \end{cases}$$

Σ 为协方差矩阵。在现实当中，经济变量数据一般为一阶单整的时间序列，若利用向量自回归模型对各变量之间的相互影响进行研究，则需要这些变量之间存在协整关系。若存在（假设协整矩阵为 $\alpha_{n \times r}$ ，即 $\alpha' \mathbf{p}_t$ 为平稳序列，设且其秩为 r ），根据格兰杰定理（Granger Representation Theorem, Engle 和 Granger, 1987），可将 $\mathbf{p}_t$ 表示为向量误差修正（Vector Error Correction）形式：

$$\Delta \mathbf{p}_t = \gamma \alpha' \mathbf{p}_{t-1} + \sum_{i=1}^m \Gamma_i(L) \Delta \mathbf{p}_{t-i} + \mathbf{e}_t, \quad (2)$$

其中 γ 为调整系数矩阵（秩为 r 的 $r \times n$ 矩阵）。当某一经济变量受到外生冲击时，其他变量会通过(2)式所建立的系统对其做出响应，通过研究其冲击响应函数，就可以分析变量之间的相互影响程度以及影响随时间演进的路径。

传统的经济计量方法往往是以经济理论为基础来描述变量间的关系，然而，经济理论通常并不足以对变量之间的动态联系提供一个严密的说明，而且内生变量既可以出现在方程的左端也可以出现在方程的右端，从而使得估计和推断变得更加复杂，向量自回归（VAR）较

好的解决了以上问题，因此本文也采用向量自回归模型（VAR）进行实证研究。

（二）数据说明及描述性统计

本文旨在分析中国货币政策对东盟⁵宏观经济的冲击。考虑到 2009 年 7 月跨境贸易人民币结算试点正式启动，为保持制度的一致性，规避政策因素带来的影响，同时基于数据的可得性，本文选取 2009 年 7 月至 2014 年 5 月的月度数据作为实证研究的样本区间。基于货币政策溢出效应的贸易渠道，选择的变量包括货币供应量增速、经济增速、通货膨胀率、汇率和贸易增速。由于只有越南、泰国、马来西亚、印度尼西亚和新加坡等 5 个国家能够提供相关变量的完整时间序列，而且这 5 国的经济总量占东盟的 86% 左右（如图 2 所示），因此本文用这五个国家代表东盟。

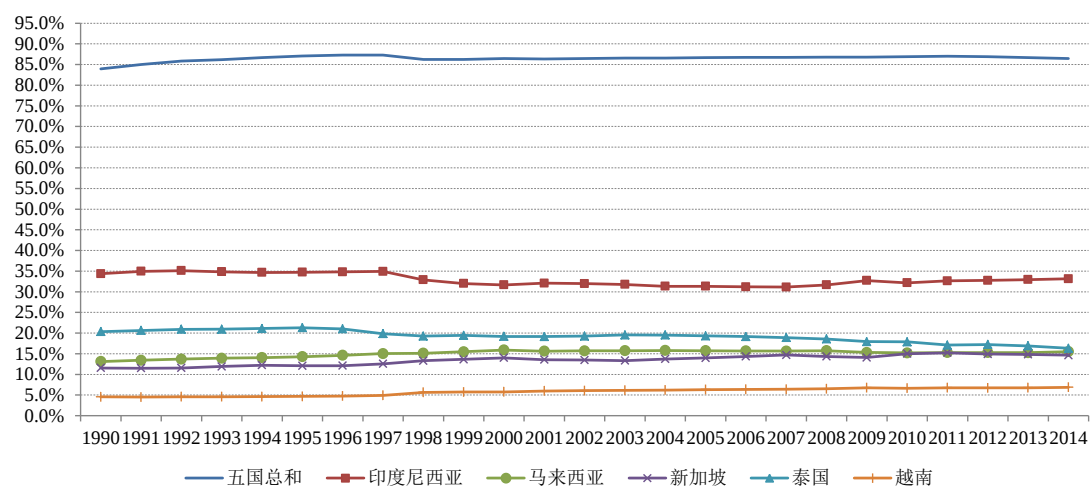


图2 各国家实际GDP、五国经济总量占东南亚十国的比重

通常，反映货币政策的指标有数量指标和价格指标，分别由货币供应量和利率表示。由于中国的利率市场化尚未完成，加上资本市场在中国金融体系中的份额相对较小，因此我们选择数量指标即 M_2 的增速 (cm_2g) 来反映中国货币政策变化。相应地，对于东盟国家而言，选择 M_2 的增速 (em_2g) 作为货币供应量指标；由于 GDP 的月度数据难以获得，选择工业增加值增速 ($eing$) 作为反映产出变化的指标；选择综合反映各类商品价格的标题通货膨胀率⁶ ($einf$) 作为反映物价变化的指标；选择汇率指数⁷ ($eexr$) 作为反映汇率变化的指标；选择商品进口增速 ($eimg$) 和商品出口增速 ($eexg$) 作为反映贸易变化的指标。中国的数据来

⁵ 东盟五国总共包括 11 个国家：越南、老挝、柬埔寨、泰国、缅甸、马来西亚、印度尼西亚、文莱、菲律宾、东帝汶（2002 年 5 月 20 日，东帝汶民主共和国正式成立）和新加坡。

⁶ 标题通货膨胀率 (Headline Inflation Rate) 是在消费者物价指数、生产者物价指数、批发物价指数、商品价格指数、GDP 平减指数、个人消费支出价格指数基础上计算的一个综合反映物价水平的指标。

⁷ 汇率指数 (Exchange Rate Index) 以 2006 年 1 月的美元/当地货币的汇率作为基期，计算环比增速，数值变大表示美元升值。

源于中国国家统计局，东盟五国的数据来源于亚洲开发银行。

在实证分析中，为了更加科学地将东盟五国作为一个整体来研究，我们采用加权平均的方法，对各指标进行整合。由于五国在东盟经济总量中的比重比较稳定，因此将 2009-2014 年五国占东盟经济总量的年均份额作为各国的权重，即印度尼西亚、马来西亚、新加坡、泰国和越南的权重分别为 32.72%、15.30%、14.79%、17.22%、6.76%。

上述中国和东盟五国的经济变量的各序列描述性统计见表 3。

表 3 变量描述性统计(2009 年 7 月至 2014 年 5 月)

		均值	中位数	标准差	偏度	峰度	JB
中国	M ₂ 增速(%)	17.969	16.645	4.687	1.291	3.743	17.735***
	M ₂ 增速(%)	10.748	10.975	1.832	-0.588	2.328	4.505*
东盟五国	经济增速(%)	4.349	3.153	5.628	0.971	3.925	11.374***
	通货膨胀(%)	3.561	3.823	1.178	-1.164	4.542	19.172***
	汇率指数	96.316	97.666	4.064	-0.445	2.294	3.175
	商品进口增速(%)	10.729	8.070	15.797	0.050	2.921	0.040
	商品出口增速(%)	9.004	3.362	14.534	0.080	2.170	1.758

注：(1)***、**、*分别表示在 1%、5%、10%的水平下显著，(2)JB 为检验样本是否服从正态分布

Jarque-Bera 统计量。

五、实证结果及分析

(一) 单位根和协整检验

为进行实证研究，首先对各变量进行平稳性检验。本文选用 ADF 方法进行单位根检验，为规避单一检验方法可能会出现失误，检验回归式中有常数项、常数项和趋势项、既无常数项也无趋势项三种情况。由表 4 可以看出，总体而言，在 5%的显著性水平下，东盟五国的 M₂ 增速 (em_{2g})、汇率指数 (eexr) 均为 I(1)序列，而中国的 M₂ 增速 (cm_{2g}) 和东盟五国的经济增速 (eing)、通货膨胀 (einf)、商品进口增速 (eimg)、商品出口增速 (eexg) 为 I(0) 序列。因此，如果要运用回归模型研究各序列之间的稳定关系，就需要各序列之间存在协整性。

表4 单位根检验

变量	C		C+T		O	
	t 统计量	P 值	t 统计量	P 值	t 统计量	P 值
cm ₂ g	-2.0789	0.2538	-1.9990	0.5895	-2.0104**	0.0434
Δcm ₂ g	-7.9859***	0.0000	-8.1140***	0.0000	-7.7141***	0.0000
em ₂ g	-0.2793	0.9212	0.0934	0.9965	-1.1401	0.2287
Δem ₂ g	-7.8078***	0.0000	-6.1106***	0.0000	-7.6290***	0.0000
eing	-3.6553***	0.0074	-3.9697**	0.0152	-2.7576***	0.0066
Δeing	-9.5295***	0.0000	-5.6845***	0.0001	-9.6155***	0.0000
einf	-2.9354**	0.0475	-2.6308	0.2688	0.6824	0.8604
Δinf	-5.0403***	0.0001	-5.3283***	0.0003	-4.9438***	0.0000
eexr	-1.4528	0.5501	-2.0775	0.5469	-0.1316	0.6340
Δeexr	-4.9323***	0.0001	-5.4265***	0.0002	-4.9770***	0.0000
eimg	-2.3167	0.1703	-4.5478***	0.0030	-1.4472	0.1366
Δeimg	-3.0252**	0.0385	-3.1768*	0.0994	-3.0518***	0.0029
eexg	-1.9562	0.3049	-4.2294***	0.0077	-1.4576	0.1340
Δeexg	-4.0541***	0.0024	-4.0885**	0.0113	-4.1208***	0.0001

注：(1)Δ表示一阶差分序列，C、C+T、O 分别表示回归式中包含常数项、常数项和趋势项、既无常数项也无趋势项；(2)***、**、*分别表示在 1%、5%、10%的水平下显著。

本文利用 Johanson 协整性检验方法进行检验，在 5%的显著性水平下，七个序列中存在一个协整关系。此外，VAR 模型所有单位根的模都小于 1，该模型是稳定的。

表5 Johanson 协整检验结果

原假设	特征根	迹统计量
不存在协整关系#	0.7342	125.6154***
至多存在一个协整关系#	0.5631	95.7537***
至多存在两个协整关系#	0.3656	69.8189*
至多存在三个协整关系	0.2901	47.8561
至多存在四个协整关系	0.2349	29.7971
至多存在五个协整关系	0.0974	15.4947
至多存在六个协整关系	0.0030	3.8415

注：***、**、*分别表示在 1%、5%、10%的水平下显著。

(二) 脉冲响应分析

为检验中国货币政策变化对东盟五国各经济指标的影响，采用脉冲响应函数的方法，求取中国的 M₂ 增速 (cm₂g) 对东盟五国的 M₂ 增速 (em₂g)、经济增速 (eing)、通货膨胀 (einf)、汇率指数 (eexr)、商品进口增速 (eimg) 和商品出口增速 (eexg) 六个指标的冲击影响。结果如图 3 所示。长期来看，中国 M₂ 增速提高 1 个百分点，东盟五国的 M₂ 增速、经济增速、通货膨胀、汇率指数、商品进口增速和商品出口增速均呈现正向的响应。

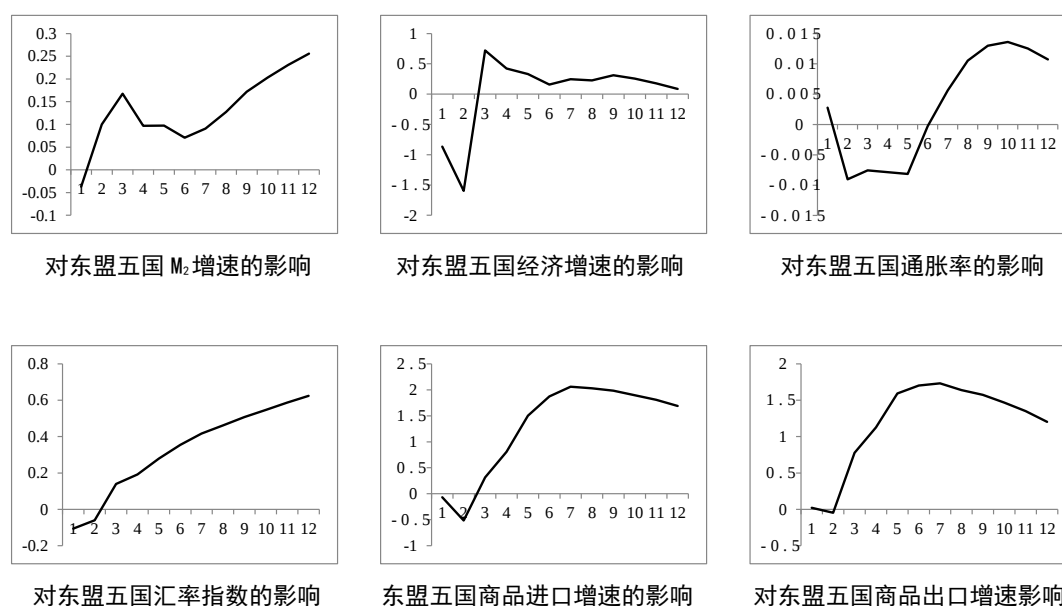


图3 中国 M_2 增速对东南亚宏观经济的影响

脉冲分析显示，中国的货币政策对东盟国家的经济增长具有正面的输出效应，带动了东盟国家扩大进出口贸易，并且有利于促进其经济增长。

值得一提的是，中国实行扩张性的货币政策，有可能引起人民币对美元的贬值预期。东盟国家的货币主要是盯住美元的，因而表现为汇率指数上升，这些国家的货币对美元贬值。此外，中国实施宽松的货币政策对东盟国家通货膨胀的影响不好判断，通货膨胀率在初期下降，中长期则表现为上升。

（三）方差分解

VAR 模型的脉冲响应反映了中国货币政策对东盟五国经济指标的影响状况，揭示了中国货币政策变化引起东南亚宏观经济变化的方向；VAR 模型的方差分解则进一步揭示了导致东盟五国宏观经济发生变化的国内外因素的长期影响力。（见表6）

方差分解的结果表明，从1年即12期的时间长度看，中国 M_2 增速对东盟五国进口和出口增长的贡献度分别为26.15%和19.64%；对东盟五国的 M_2 、经济、汇率指数增速的贡献度分别为17.22%、17.63%、19.43%。实际上，中国的货币政策变化对东盟国家的通货膨胀率变化的影响几乎为零。

表6 东盟五国经济指标波动的方差分解结果

(%)

时期	指标	M ₂ 增速	经济增速	通胀率	汇率指数	商品进口增速	商品出口增速
3	中国 M ₂ 增速	10.60	19.11	0.09	0.86	1.90	2.54
	东南亚内部	89.40	80.89	99.91	99.14	98.10	97.46
6	中国 M ₂ 增速	8.59	17.64	0.08	4.61	12.35	11.23
	东南亚内部	91.41	82.36	99.92	95.39	87.65	88.77
9	中国 M ₂ 增速	11.30	17.76	0.14	12.24	21.26	16.82
	东南亚内部	88.70	82.24	99.86	87.76	78.74	83.18
12	中国 M ₂ 增速	17.22	17.63	0.23	19.43	26.15	19.64
	东南亚内部	82.78	82.37	99.77	80.57	73.85	80.36

六、结论与建议

本文选择全球金融危机之后，特别是中国开启人民币国际化之后的时期进行研究。由于东盟国家与中国经济一体化的进程正在加速，而且该地区是接受和使用人民币程度较高的地区，因此我们选取 2009 年 7 月至 2014 年 5 月期间中国的货币数量指标，分析中国货币政策对东盟国家的溢出效应，并得出了如下研究结论。

第一，中国的货币政策对东盟国家具有显著溢出效应，突出表现为对其经济增长具有正面的输出效应，促进了这些国家的经济总量增长。换言之，中国实施的货币政策在促进中国与东盟共同繁荣中发挥了积极的作用。

第二，中国的货币政策对东盟国家的进出口增长具有较大的影响。中国实行宽松的货币政策后，刺激国内消费增长，部分消费来自于进口，因而会带动东盟国家的对华出口。与此同时，宽松的货币政策有利于投资，增加了中国企业的出口能力，也会带动东盟国家的对华进口。当然这种影响存在着一定的时间差异和时滞，东盟的出口几乎与中国的货币数量同步增长，而东盟的进口在短期内先下降，过 2 个月后增幅逐渐由负转正。

第三，尽管东盟国家的货币数量变化主要取决于国内因素，但是中国货币政策变化也是一个主要的外部影响因素，在其变化中的贡献度超过 1/6。因此，东盟国家在一定程度上实行与中国类似的货币政策。

第四，中国的货币政策对东盟国家的通货膨胀几乎没有影响。中国的宽松货币政策一定程度上会带动东盟国家货币对美元贬值，这也会间接促进这些国家增加出口。

基于上述研究，我们建议，由于中国的货币政策已经开始对周边国家产生溢出效应，中国作为亚洲区域大国，在制定和实施货币政策时，除了主要考虑国内经济发展的需要，还应

该在一定程度上将东盟国家和周边国家的宏观经济、政策状况考虑进去，尽量避免对东盟国家级周边国家造成以邻为壑的溢出效应。

此外，东盟国家也应该加强与中国的协商和政策协调。在制定经济发展以及货币政策时，东盟国家必须综合考虑国内和国际两方面的因素，特别需要统筹和兼顾来自美国、中国以及日本的多重政策溢出效应，确保实现政策目标，在充分就业的前提下实现经济快速发展。

参考文献

- [1] Arvind Subramanian, Martin Kessler, 2012, “The Renminbi Bloc is Here: Asia Down, Rest of the World to Go”? Working Paper 12-19. Washington: Peterson Institute for International Economics.
- [2] Busakom C., Fung, K.C., Hitomi I. and Alan S., 2003, “International Competition for Foreign Direct Investment: the Case of China”, Draft: University of California(Santa Cruz) and University of Hong Kong.
- [3] Canova F., 2005. “The Transmission of U.S. Shocks to Latin America”, *Journal of Applied Economics*, vol. 20, pp. 229-251.
- [4] Cushman D., Zha T., 1997. “Identifying Monetary Policy in a Small Open Economy under Flexible Exchange Rates”, *Journal of Monetary Economics*, 39:433-448.
- [5] C. Randall Henning, 2012, “Choice and Coercion in East Asian Exchange Rate Regimes”, PIIE Working Paper 12-15. Washington: Peterson Institute for International Economics.
- [6] Jeffrey A. Frankel, Katherine E. Rockett, 1988. “International Macroeconomic Policy Coordination when Policy Makers Do not Agree on the True Model”, *American Economic Review*, 78:314-340.
- [7] Kim S., Roubini N., 2000. “Exchange Rate Anomalies in the Industrial Countries: a Solution with a Structural VAR Approach”, *Journal of Monetary Economics*, vol. 45, pp. 561-586.
- [8] Mackowiak B., 2007. “External Shocks, U.S. Monetary Policy and Macroeconomic Fluctuations in Emerging Markets”, *Journal of Monetary Economics*, vol. 54, pp. 2512-2520.
- [9] Peter Wilson, 2007, “Exchange Rate Cooperation in East Asia—Why a Basket Approach may be best”, SCAPE Working Paper Series, Paper No. 07.
- [10] Shu, C., Chow N., and Chan J., 2007, “Impact of the Renminbi Exchange Rate on Asian Currencies”, *China Economic Issues*, Number 3, June.
- [11] Sousa J.M., Zaghini A., 2006. “Global Monetary Policy Shocks in the G5: a SVAR Approach”, CFS Working Paper Series.
- [12] Soyoung Kim, 2001. “International Transmission of U.S. Monetary Policy Shocks: Evidence from VAR’s”, *Journal of Monetary Economics*, vol. 48, pp. 339-372.
- [13] Takatoshi Ito, 2007, “The Influence of the Renminbi on Exchange Rate Policies of Other Asian Countries”, In *Debating China’s Exchange Rate Policy*, eds. Morris Goldstein and Nicholas R. Lardy. Washington: Peterson Institute for International Economics.
- [14] 边卫红,陆晓明,高玉伟,陶川.美国量化宽松货币政策调整的影响及对策[J].国际金融研究,2013(9):21-28.
- [15] 宾建成,詹花秀,王凯.美国量化宽松货币政策对中国短期资本流动的影响分析[J].财经理论与实

- 践,2013(2):15-19.
- [16] 丁剑平,杨飞.人民币汇率参照货币篮子与东亚货币联动的研究[J].国际金融研究,2007(7):36-42.
- [17] 丁志国,徐德财,赵晶.美国货币政策对中国价格体系的影响机理[J].数量经济技术经济研究,2012(8):3-18.
- [18] 何国华,彭意.美、日货币政策对中国产出的溢出效应研究[J].国际金融研究,2014(2):19-28.
- [19] 韩宝庆.中国企业对东南亚水电业的投资及其风险防控[J].国际经济合作,2011(12):46-51.
- [20] 贺俊,胡家连,张玉娟.美国货币政策对中国宏观经济的影响[J].经济理论与经济管理,2014(6):84-87.
- [21] 李增来,梁东黎.美国货币政策对中国经济动态冲击效应研究——SVAR模型的一个应用[J].经济与管理研究,2011(3):77-83.
- [22] 刘锐.美国量化宽松货币政策对中国经济的影响及对策[J].财经问题研究,2013(5):3-7.
- [23] 刘澜飏,文艺.美国量化宽松货币政策退出对亚太经济体的影响[J].南开学报(哲学社会科学版),2014(2):142-150.
- [24] 卢孔标.人民币汇率对东南亚经济体货币的影响分析[J].海南金融,2013(5):23-28.
- [25] 齐晓楠,成思危,汪寿阳,李自然.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(5):3-10.
- [26] 万淼.美国四轮量化宽松货币政策对我国跨境资本流动的影响分析[J].经济数学,2014(3):48-55.
- [27] 王艳,张鹏.美国货币政策对中国信贷市场的溢出效应研究[J].投资研究,2012(2):155-160.
- [28] 王自锋,白玥明.量化宽松政策对中美通货膨胀的差异影响研究[J].世界经济研究,2013(11):15-20.
- [29] 吴宏,刘威.美国货币政策的国际传递效应及其影响的实证研究[J].数量经济技术经济研究,2009(6):42-52.
- [30] 杨小平,孙仲文.中国货币在东南亚区域化的历史进程——中国货币文化对东南亚的影响[J].中国金融,2009(5):78-79.
- [31] 赵玉,张玉.美国量化宽松政策冲击下国际能源价格波动与传导研究[J].资源科学,2014(8):1590-1599.

Research on of Spillover Effects of China's Monetary Policy in the Context of Implementation of RMB Internationalization Strategy: The Impact on Southeast Asian Countries' Macro economy

TU Yonghong RONG Chen WU Yuwei

Abstract: Using vector autoregressive (VAR) model, this paper studied effect of China's monetary policy on Southeast Asian countries' macro economy after implementation of RMB Internationalization Strategy. China's monetary policy had have spillover effects on Southeast Asian countries through international trade channels. In general, Southeast Asian countries' macroeconomic indicators, such as economic growth, trade growth, money supply will increase along with M_2 increase in China. Thus, spillover effect should be concerned as China makes monetary policy, Southeast Asian countries should consult with China and make their policy consistent with China to gain more healthy economic growth.

Keywords: Monetary Policy; spillover effect; Macro Economy; Vector Auto Regression

【货币金融理论与政策】

货币政策工具与货币市场基准利率

——基于中国的实证研究

郭 强¹ 李向前² 付志刚³

【摘 要】随着利率市场化逐步推进，多数中央银行建立了能有效引导和调控市场利率的政策操作框架。基于中国货币政策的实施框架，运用 EGARCH 模型，本文实证研究中国人民银行各种货币政策工具对超短端 Shibor 的影响，结果表明，中国人民银行公开市场操作与调整法定存款准备金率，使得 Shibor 水平朝中央银行预期的方向变化；而中央银行沟通对 Shibor 水平与 Shibor 波动性的影响，与中央银行预期并不完全一致。

【关键词】公开市场操作；央行票据；中央银行沟通；上海银行间同业拆放利率

一、引 言

2007 年 1 月 4 日，中国人民银行正式推出上海银行间同业拆放利率（Shibor），旨在进一步推动利率市场化改革，培育中国货币市场基准利率体系，提高金融机构自主定价能力，指导货币市场产品定价，完善货币政策传导机制。总体来看，Shibor 走势较为清晰地反映了宏观调控政策的实施效果，同时与货币市场其他利率的相关度也在不断提高，Shibor 在货币政策传导渠道中的重要作用得以进一步显现（张晓慧，2011）。Shibor 在中国货币市场的基准利率地位逐步确立，Shibor 体现了报价行对资金成本、市场资金供求及货币政策预期等因素的综合考虑，对货币市场具有较强的影响力，为金融市场产品定价提供了基准，在商业银行内外部定价中发挥重要作用。

在近十几年来，中国人民银行主要综合运用公开市场操作、调整法定存款准备金率等政策工具，同时，通过中央银行沟通预调微调，影响批发市场上的市场基准利率，从而影响商业银行存贷款利率。在完善货币政策传导机制中，Shibor 成为中国的基准利率，一个必要条件就是中国人民银行能够通过政策工具，能够影响 Shibor，使得 Shibor 能够符合货币政策

¹ 郭 强，天津财经大学经济学院

² 李向前，天津财经大学经济学院

³ 付志刚，湖南商学院数学与统计学院

意图。

基于中国货币政策的实施框架，我们运用 EGARCH 模型，实证研究中国人民银行各种货币政策工具对超短端 Shibor 的影响，结果表明，中国人民银行公开市场操作与调整法定存款准备金率，使得 Shibor 水平朝中央银行预期的方向变化；而中央银行沟通的效果还有待进一步提升。

二、相关文献回顾

随着利率市场化的推进，金融市场替代中央银行成为基准利率提供者的重要性日益突出，市场基准利率体系建设承担了多项职能，既为银行提供定价基准，引导建立银行内部定价和资金转移体系，也为中央银行提供利率间接调控的操作目标和监测指标。由于存在较大的外部正效应，基准利率体系建设具有公共产品的特征。为建立基于商业信用的短端基准利率，在借鉴伦敦、东京、香港和新加坡等国际金融市场基准利率形成机制的基础上，经过一年时间的摸索、酝酿和 3 个月的试运行，2007 年 1 月 4 日，Shibor 正式上线（易纲，2009a）。

在利率市场化进程中，多数中央银行建立了能有效引导和调控市场利率的政策操作框架。在中国，目前存在多重基准利率，即货币市场基准利率，也就是 Shibor（1 年期以下）、中央银行公布的存贷款基准利率（5 年期以下）和国债收益率（1~50 年期），这三种利率是金融机构参照的主要基准利率，作用于金融机构不同的资金来源和运用过程中。在利率市场化进程中，中国正在追求的货币政策操作框架是：中央银行主要综合运用各种数量和价格手段的综合运用，在银行间市场决定某种短期利率，通过这种短期利率影响国债收益率曲线，进而影响所有市场利率，最终影响经济增长、物价水平和就业等实体经济目标（金中夏，2014）。对中国货币市场和 Shibor 运行以来情况的考察表明，Shibor 具备了货币市场基准利率的基本特征（项卫星、李宏瑾，2014）。Shibor 期限结构的变化存在明显的市场分割现象，3 个月期限以内的利率变化和 3 个月期限及其以上的利率变化是分割的，3 个月以内的短端 Shibor 充分反映了市场资金供求的变化，3 个月及其以上中长端 Shibor 更多地反映了市场对未来利率走势的预期（中国人民银行货币政策分析小组，2008）。于建忠、刘湘成（2009）的实证结果证实，中央银行的货币政策取向通过影响资金供求与市场对利率走势的预期，影响 Shibor 的定价。李宏瑾、项卫星（2010）的研究表明，央行票据利率与债券抵押式回购利率以及 Shibor 有着长期稳定的协整关系。何东、王红林（2011）的分析表明，在货币市场和债券市场，中国的货币政策工具和发达国家地基本一致：主要通过公开市场操作和央行

票据发行，引导公众预期，来影响短期货币市场利率和长期利率曲线，其中，对货币市场利率影响最大的政策工具是存款基准利率和法定存款准备金率，而公开市场操作和央行票据发行的影响相对较小。马骏、王红林（2014）的研究结果显示，存款准备金率弱化政策利率对银行存贷利率的传导效率。

过去二十多年，货币政策最显著的进展之一，是中央银行与市场参与机构、个人的沟通越来越富有经验，而且这种沟通也越来越重要，中央银行沟通已经成为货币政策工具箱的关键组成部分（Garcia-Herrero and Girardin, 2013）。这是因为：不管是价格性还是数量性货币政策工具都具有台阶性（周小川，2014），在台阶之间，可以通过中央银行沟通预调微调。就中国人民银行的信息沟通对 Shibor 的影响而言，中央银行沟通可以引导银行间市场朝着预期的方向发展（Garcia-Herrero and Girardin, 2013）。中央银行沟通对短期利率有显著的影响，对中长期利率产生一定的影响，但是，效果并不明显（张强、胡荣尚，2014），中央信息银行沟通对短期收益率的影响，小于货币政策行动的效应（冀志斌、宋清华，2012）。中央银行沟通对短期利率水平和波动性产生影响微弱，对短期利率水平影响的方向符合中央银行预期，但是，对短期利率波动性影响的方向却不符合中央银行预期（吴国培、潘再见，2014）。

经济学界关于中国的货币政策工具对 Shibor 影响的研究，已经取得丰硕的成果。运用 EGARCH 模型，结合中国货币政策操作的实际，在以下三方面与上述研究有所区别：在样本区间的选择上，选择 2007 年初 Shibor 正式运用至 2013 年年底；在被解释变量的选择上，侧重于分析具有平稳性的超短端利率；在选择对 Shibor 的影响因素上，侧重于货币政策工具对 Shibor 的影响。

本文的其他部分安排如下：第三部分介绍中国货币政策的实施框架，为实证研究的变量选取提供现实依据；第四部分说明实证模型、变量设定与数据来源；第五部分运用 EGARCH 模型实证检验中央货币政策工具对市场基准利率的关系；第六部分得出本文的结论，并指出未来研究方向。

三、中国货币政策的实施框架

中国在近十几年来，中央银行主要综合运用公开市场操作、调整法定存款准备金率等数量型货币政策工具，同时，通过中央银行沟通预调微调，共同影响批发市场上的市场基准利率，从而影响商业银行存贷款利率（如图 1 所示），进而宏观调控中国经济。

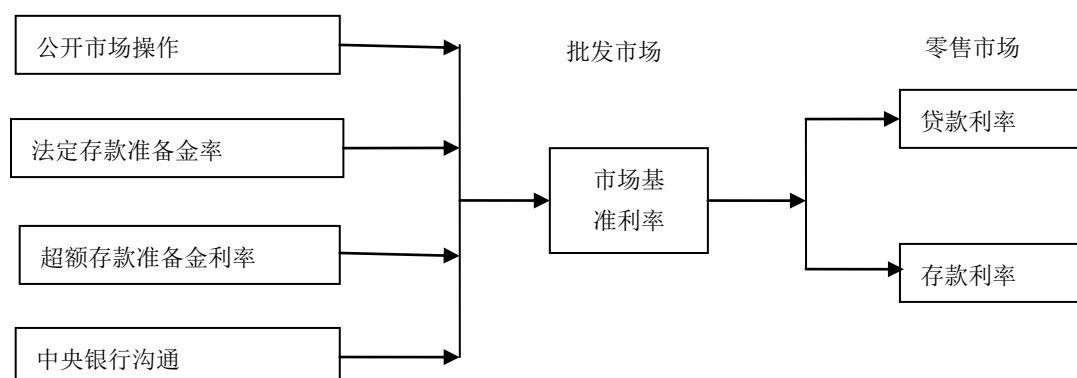


图 1 中国货币政策的实施框架

中央银行综合运用多种货币政策工具，加强商业银行体系流动性管理。1990 年代以来，特别是自从进入 21 世纪以来，在经济全球化的背景之下，全球化发展过程中跨国外包、供应链重组加速以及国内资源禀赋竞争优势，以及实施出口导向的发展战略，围绕此战略长期形成的财政体制、收入分配体制、贸易体制、价格体制、汇率体制等因素，导致中国的出口鼓励政策和结构性原因导致中国保持经常项目顺差，中国的引资优惠政策，以及中国对资本流出仍保留较为严格的限制；与此同时，民间对外投资特别是金融投资水平较低，无法对冲经常项目顺差，造成了国际资本流动对于国际收支调节作用的缺失，它们共同作用导致中国的资本项目顺差。经常项目顺差与资本项目顺差组成的“双顺差”规模出现迅速扩大的趋势，在此经济背景下，中国人民银行创造性地以发行央行票据为主，开展大规模的公开市场操作⁴；连续主动调整（主要是提高）法定存款准备金率，深度冻结流动性等措施，对冲外汇占款过快增长，加强商业银行体系流动性管理，控制货币信贷总量（易纲，2009b），通过提高法定存款准备金率来对冲外汇占款，在对金融机构的整体关系上虽然没有紧缩效应，但它有效防范了通过巨额“货币发行”对冲外汇占款可能引致的通货膨胀、经济过热和一系列经济社会问题。从这个意义上说，它维护了中国金融运行秩序的稳定，支持了国民经济稳步持续发展，因此，是积极有效的（王国刚，2012）。简言之，中国人民银行主要是进行公开市场操作影响基础货币，通过调整法定存款准备金率，影响货币乘数，进而控制货币供应量。在商业银行体系流动性相对充裕时期，作为货币市场资金的机会成本，超额存款准备金利率也会影响货币市场基准利率走势。

⁴ 得益于灵活性和市场化强兼具的特点，公开市场操作成为人民银行最早选择的对冲工具。起初主要是开展正回购操作以及现券卖断，不过，这很快受到了央行持有债券资产规模的约束。为此，人民银行积极开展公开市场操作工具创新，从 2003 年 4 月起发行央行票据。央行票据具有无风险、期限短、流动性高等特点，弥补了中国债券市场短期工具不足的缺陷，为金融机构提供了较好的流动性管理工具和投资标的。定期发行央行票据还有助于形成连续的无风险收益率曲线，从而为推进利率市场化创造了条件（周小川，2013）。

中央银行加强与公众的信息沟通，引导和稳定市场预期。1980 年代以后，主要经济体中央银行也开始强调政策的规则性和透明度，更加注重稳定预期在政策调控中的作用，其核心就是建立起对货币政策的信心和公信力。在有效引导预期的情况下，货币政策可能会达到事半功倍的效果，从而显著改善政策传导，提高政策的有效性。而实施价格型调控的一个优势，也在于其透明度相对更高，有利于稳定市场预期。加强信息沟通，是中央银行货币政策操作理念上的革命（Yellen, 2012）。特别是，为了应对大衰退，加强货币政策沟通越来越重要（Bernake, 2013）。同时，随着中央银行独立性的增加与金融市场自由化，中央银行沟通越来越重要，作为货币政策工具，中央银行沟通已经成为货币政策的核心（Draghi, 2014）。中央银行沟通是一种对预期的引导，中央银行的信息沟通效果和货币政策干预的效果密切相关、可以替代（周小川，2014）。国际金融危机之后，鉴于社会公众不能用过去的经验形成通货膨胀预期与未来货币政策预期，“升级版”中央银行沟通——前瞻指引⁵，吸引了越来越多的学术研究的注意力。随着金融市场的不断发展，中国人民银行越来越增加货币政策透明度，就中国中央银行沟通方式而言，主要有以下几种：每个季度，中国人民银行货币政策分析小组都会及时总结上一季度货币政策执行情况，并介绍下一阶段货币政策思路；每年年末，中国人民银行行长发表新年致辞，介绍下一年度的货币政策总体取向；受国务院委托，中国人民银行不定期向全国人大常委会报告关于加强金融宏观调控情况；举行记者招待会，中国人民银行就经济发展和宏观调控问题答记者问；在主流媒体、各种会议或者官方网站撰写文章，中国人民银行行长专门发表对货币政策取向的看法；在会议间隙，接受记者采访，透露货币政策取向。媒体报道这些消息，经济学家与金融市场参与者深入解读其中的信息，从而有助于形成金融市场参与者与社会公众的政策预期，对货币市场基准利率产生影响。

四、实证模型与数据描述

（一）实证模型

一般来说，与正态分布相比，金融市场上的时间序列数据分布，表现出有偏、尖峰、厚尾的特征。其回归误差项可能具有异方差性，对于具有这种特征的数据拟合，采用某种类型的 ARCH 模型，比方差相等的标准回归模型能够更好地刻画回归方程的异方差性，估计的

⁵ 前瞻指引是美联储进行信息沟通的一项政策创新，就政策利率未来的可能走势与公众进行沟通，进而管理市场对未来政策的预期，是中央银行纯粹的信息沟通。前瞻指引可以分为三代：第一代是定性地描述未来可能选取的路径，比如中央银行表示政策利率会维持“一段时间”或者“更长一段时间”；第二代是日期指引，即中央银行表示可能在某个时间点之前，维持政策利率不变；第三代是以经济状况为参照的前瞻指引，即中央银行承诺在经济状况达到某个水平前，维持政策利率不变（Carney, 2013）。

结果更加有效。

借鉴 Nelson(1991)的研究,我们选择使用标准的 EGARCH(1,1)模型,因为它不仅可以修正偏态、尖峰态和资产价格随时间变动的波动性,而且在方差方程中不需要对右端系数施加非负的限制。

$$r_t = \alpha + \beta r_{t-1} + \gamma COM1_t + \delta MNS_t + \theta Re_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\ln(h_t) = \omega + \varphi_1 \ln(h_{t-1}) + \varphi_2 \left(\left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \right| - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right) + \varphi_3 \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} + \tau COM2_t \quad (2)$$

等式(1)是均值方程, r_t 表示 t 时刻的利率, α 为常数项; r_{t-1} 表示 $t-1$ 时刻的利率, $COM1_t$ 表示中央银行沟通, Re_t 表示法定存款准备金, MNS_t 表示货币净投放, ε_t 是误差项, 服从均值为 0, 方差为 h_t 的正态分布。均值方程反映中央银行沟通对货币市场利率水平的影响。

等式(2)是条件方差方程, $\varepsilon_t = \sqrt{h_t} v_t$, $COM2_t$ 是信息沟通的虚拟变量, 中央银行沟通时, 取值为 1, 否则, 取值为 0。条件方差方程反映中央银行沟通对货币市场利率波动性的影响。

(二) 变量设定与数据来源

1、货币市场基准利率

利率市场化改革方向是, 中央银行主要通过公开市场操作和其他各种数量性和价格性货币政策工具, 在银行间市场决定某种短期利率, 通过这种短期利率影响国债收益率曲线, 进而影响所有市场利率, 最终影响家庭消费、企业投资、通货膨胀和就业目标等实体经济目标。

中国处在利率市场化的过渡时期。上海银行间同业拆借利率(Shibor)自 2007 年 1 个月 4 日正式运行, 几年来, 总体运行良好, 是金融机构参照的主要基准利率, 已经成为中国金融市场上重要的指标性利率, 较为充分地反映了货币市场走势、银行体系流动性状况和政策调控预期, 在浮动利率债券、衍生产品定价上发挥了基准作用, 并为拆借及回购交易、票据、短期融资券等产品提供了定价参考(周小川, 2013)。Shibor 在调整资源配置和传导货币政策中的作用显著增强, 同时, 在各个期限的 Shibor 中, 只有隔夜 Shibor、1 周 Shibor 与 2 周 Shibor 的时间序列是平稳的⁶, 鉴于此, 我们选择隔夜 Shibor 作为市场基准利率, 在

⁶ 银行间市场报价的风险溢价由期限溢价、信用溢价、银行流动性溢价与市场流动性溢价共同构成, 其中期限溢价是对时间的补偿, 信用溢价是对借款银行可能存在的违约风险的补偿, 银行流动性溢价是单个贷出银行获得即期资金的成本, 市场流动性溢价包括一般市场流动性和微量溢价。其中, 从学术研究的角度来看, 无论是经济学者还是决策当局对期限溢价是如何决定的认识并不深入, 难以预测期限溢价的变化是

初始检验中，选择隔夜 Shibor，也就是 $Shibor1$ ；在稳健性检验中，分别选择 1 周 Shibor ($Shibor1w$) 与 2 周 Shibor ($Shibor2w$)，数据来自 Wind 资讯。

2、货币政策工具

通过公开市场操作，中国人民银行收回银行体系多余流动性。公开市场操作是灵活调控货币供应量的有效方式，中国人民银行公开市场操作的对象主要有两类，央行票据与（逆）回购协议，中国人民银行不定期地发行央行票据与（逆）回购操作，投放或者回笼基础货币，调整银行间市场流动性，考虑到银行间市场的央行票据到期、正回购到期、逆回购、发行央行票据发行、正回购、逆回购到期等因素，本文选择货币净投放 (MNS) 作为公开市场操作的代理变量，货币净投放 (MNS) 的数据来自 Wind 资讯。

在中国流动性充裕的条件下，小幅提高法定存款准备金率属于适量微调，是加强流动性管理、保持货币政策主动性和有效性的必要举措。⁷根据经济结构调整的需要，中国实施了差别准备金动态调整机制，加强流动性管理，优化信贷结构。本文选择大型存款类金融机构法定存款准备金率 (Re) 作为法定存款准备金率的代理变量，大型存款类金融机构法定存款准备金率 (Re) 的数据来自 Wind 资讯。

中央银行沟通的形式有很多种。现有研究都是在搜集货币政策执行报告、货币政策委员会召开例会后的新闻稿、货币政策委员会委员接受记者采访或者发表主旨演讲等资料的基础上，对其进行量化，进行分析。参考吴国培、潘再见（2014）与张强、胡荣尚（2014）的研究方法，搜集货币政策执行报告与周小川⁸的发言，作为中央银行沟通事件。在中国人民银行官网上，搜集每个季度的货币政策执行报告，共计 23 份；在 Wind 资讯中，输入新闻标题为“周小川”，检索周小川的发言，然后，筛选搜集信息，去掉周小川关于金融改革、经济改革，以及重复报道等方面的信息，剩下关于货币政策取向、对经济形势的看法等与货币政策直接相关的信息，共计 70 条。在均值方程中，根据讲话内容，运用内容分析法对中

利率剧烈波动的一大因素（Bernanke, 2013）。

⁷ 需要说明的是，适度调整超额存款准备金利率，可以影响商业银行在缴足法定准备金以后存放超额准备金的积极性，达到加强市场流动性管理的目的。但是，在样本区间中，超额存款准备金利率只调整了一次，而银行间市场利率波动幅度较大，并且非常频繁，若把超额存款准备金利率作为解释变量，会影响实证结果的有效性。

⁸ 周小川的经济学理论造诣颇高，曾荣获“孙冶方经济学论文奖”，“安子介国际贸易著作奖”与“中国经济理论创新奖”，同时，在所选的样本区间中，他一直担任货币政策委员会主席，具有丰富的货币政策操作经验。从国际经验来看，Kohn 和 Sack(2004)所做的一项开创性研究发现，联邦公开市场委员会公开声明和美联储主席格林斯潘的国会听证会证词都会影响金融资产价格。Reeves 和 Sawicki(2007)在分析英格兰银行信息沟通上，也得出类似的结论。

央银行沟通（*COM*）量化：紧缩性货币政策赋值为 1，中性货币政策赋值为 0，宽松性货币政策赋值为-1；如果中央银行没有对金融市场沟通信息，赋值为 0。在条件方差方程中，如果中央银行当天发表讲话，对金融市场沟通信息，赋值为 1；如果中央银行当天没有发表讲话，没有对金融市场沟通信息，赋值为 0。

（三）数据描述

从表 1 的各变量基本统计结果可以看到，各变量的偏度都不为零，峰度系数不为 3，表现出有偏、尖峰、厚尾的特征，说明这些变量不服从正态分布。

表 1 各变量的描述性统计

变量	最大值	最小值	标准差	偏度	峰度系数
<i>Shibor1</i>	13.44400	0.800800	1.168086	1.985368	11.93478
<i>Shibor1w</i>	11.00400	0.881500	1.374694	1.176719	5.846506
<i>Shibor2w</i>	13.57860	0.905000	1.493114	0.920757	5.020545
<i>COM1</i>	1.000000	-1.000000	0.191502	2.417702	26.53097
<i>COM2</i>	1.000000	0.000000	0.223537	4.002966	17.02374
<i>MNS</i>	1324.000	-1820.000	236.1834	-0.510320	16.95682
<i>Re</i>	19.50000	9.500000	2.618995	-0.600107	2.371232

从表 2 中国人民银行沟通的货币政策意图统计的结果可以看出，在 93 次中央银行沟通中，具有紧缩性倾向的有 34 次，宽松性倾向的有 19 次，中性倾向的有 40 次。

表 2 中国人民银行沟通的货币政策意图统计

货币政策意图	紧缩	宽松	中性	合计
次数	34	19	40	93

五、实证检验与结果分析

（一）初始检验

1、平稳性检验

为了防止伪回归，首先对各变量进行平稳性检验。本文采用 ADF 单位根检验法对解释变量与被解释变量进行平稳性检验，表 3 报告了各变量的平稳性检验结果。隔夜 Shibor、1 周 Shibor、2 周 Shibor（*Shibor1w*）、中央银行沟通、货币净投放的时间序列都是平稳的，

但是，大型存款类金融机构法定存款准备金率并不平稳，但是一阶差分（ $Re\Delta Re$ ）后的时间序列平稳。

表 3 单位根检验结果

变量	检验形式 (C, T, L)	ADF 统计量	P 值
$Shibor1$	(C, 0, 24)	-7.299768 ***	0.0000
$Shibor1w$	(C, 0, 24)	-7.613270***	0.0000
$Shibor2w$	(C, 0, 24)	-3.956806***	0.0000
$COM1$	(C, 0, 24)	-41.17967***	0.0000
$COM2$	(C, 0, 24)	-42.85545***	0.0000
MNS	(C, 0, 24)	-7.665360***	0.0000
Re	(C, 0, 24)	-2.478330	0.1210
$Re\Delta Re$	(C, 0, 24)	-42.63875***	0.0000

注：***表示 1%水平下的显著水平。

2、货币政策工具对银行间市场的影响

如表 4 所示，从均值方程来看，上期隔夜 Shibor 对当期隔夜 Shibor 的回归系数是 0.994665，并且回归系数显著，这意味着，隔夜 Shibor 明显地具有自回归特征，隔夜 Shibor 明显受上一期隔夜 Shibor 的影响。货币净投放对隔夜 Shibor 的回归系数是-1.01E-05，并且回归系数显著，其经济意义是：货币净投放为正，向银行间市场投放货币，隔夜 Shibor 降低；货币净投放为负，从银行间市场回笼货币，隔夜 Shibor 升高，这与货币市场的资金供求理论完全符合。法定存款准备金率的调整对隔夜 Shibor 的回归系数是 0.130634，并且回归系数显著，提高法定存款准备金率可以冻结银行间市场上的流动性，进而提升市场基准利率，反之，则否，这与货币市场的资金供求理论完全符合。中央银行沟通对隔夜 Shibor 水平的影响为负，并且回归系数显著。其经济含义是，中央银行向金融市场透露采取紧缩性货币政策时，隔夜 Shibor 有所下降；中央银行向金融市场透露采取宽松性货币政策时，隔夜 Shibor 有所上升。这表明，货币市场参与者并不完全根据中央银行沟通的意图，从事金融交易，因此，为了提高中央银行沟通的有效性，需要中央银行加强货币政策的前瞻性，注重对货币政策的预调。从方差方程来看，中央银行沟通对隔夜 Shibor 波动性影响的回归系数为

-0.095737，并且回归系数显著，其经济含义是，中央银行向金融市场信息沟通时，能够平抑隔夜 Shibor 的波动。

综合上述回归结果，可以看出，公开市场操作与调整法定存款准备金率可以对隔夜 Shibor 水平产生影响，隔夜 Shibor 水平朝着中国人民银行预期的方向变化；而隔夜 Shibor 水平并不朝着中国人民银行预期的方向变化，但是，中央银行向金融市场信息沟通时，能够平抑隔夜 Shibor 的波动。

表 4 货币政策工具对隔夜 Shibor 的影响

均值方程	变量	回归系数
	$COM1$	-0.010146 (0.4345)
	r_{t-1}	0.994665 (0.0000)
	MNS	-1.01E-05 (0.0000)
	ΔRe	0.130634 (0.0000)
	条件方差方程	回归系数
	$COM2$	-0.095737 (0.0000)
	$ln(h_{t-1})$	0.994156 (0.0000)
	$\left \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \right - \sqrt{\frac{2}{\pi}}$	-0.020705 (0.0000)
	$\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}}$	0.385041 (0.0000)

注：括号内为 P 值。下同。

（二）稳健性检验

为了证实初始检验结果的稳健性，我们考察货币政策工具对 1 周 Shibor 与 2 周 Shibor 的影响。如表 5 所示，从均值方程来看，与对隔夜 Shibor 的影响趋势相一致，货币净投放对 1 周 Shibor 与 2 周 Shibor 与 1 个月 Shibor 产生显著的负向影响；与对隔夜 Shibor 的影响趋势相一致，法定存款准备金率的调整对 1 周 Shibor 与 2 周 Shibor 产生显著的正向影响。但是，中央银行沟通对 1 周 Shibor 水平的影响显著为负，对 2 周 Shibor 水平的影响为负，但并不显著。从方差方程来看，中央银行沟通对 1 周 Shibor 波动性的影响为负，但是不显

著：中央银行沟通对 2 周 Shibor 波动性的影响显著为正。无论是对 1 周 Shibor 波动性产生不显著的负向影响，还是对 2 周 Shibor 波动性产生显著的正向影响，这些实证结果都表明，货币市场参与者并不完全根据中央银行沟通的意图，从事金融交易。

表 5 货币政策工具对 1 周 Shibor 与 2 周 Shibor 的影响

		1 周 Shibor	2 周 Shibor
	变量	回归系数	回归系数
c. 均值方程		-0.018311	-0.010146
	$COM1$	(0.0000)	(0.4345)
	r_{t-1}	0.998548	0.995047
		(0.0000)	(0.0000)
	MNS	-3.91E-05	-4.44E-05
d. 条件方差方程		(0.0002)	(0.0000)
	ΔRe	0.105238	-0.323246
		(0.000)	(0.0000)
	$COM2$	-0.011478	0.991169
		(0.7281)	(0.0000)
	$ln(h_{t-1})$	0.990859	0.203811
		(0.0000)	(0.0000)
	$\left \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \right - \sqrt{\frac{2}{\pi}}$	0.180111	0.170672 (0.0000)
		(0.0000)	
	$\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}}$	0.236148	-0.323246
		(0.0000)	(0.0000)

六、结论及未来研究方向

市场基准利率作为金融市场产品定价的参照，是利率市场化最为重要的金融基础设施之一。运用 EGARCH 模型，基于货币政策工具对市场基准利率的影响本文测算中央银行沟通效力。本文的实证研究表明，公开市场操作与调整法定存款准备金率可以对隔夜 Shibor、1 周 Shibor 与 2 周 Shibor 水平产生影响，隔夜 Shibor 水平朝着中国人民银行预期的方向变化；而中央银行向金融市场信息沟通时，隔夜 Shibor、1 周 Shibor 与 2 周 Shibor 水平并不朝着中国人民银行预期的方向变化，在平抑 Shibor 的波动方面，并没有得出稳健的结论。其政策含义是，市场基准利率具有复杂多变的特点，中国人民银行应该进一步提高透明度，适时向市场传递央行对宏观经济的分析判断，及时披露货币政策工具完善和使用情况，更加主动地呼应社会热点和市场关切，宣示政策立场，适度提示风险，从而，提高货币政策的可预测性，引导和稳定好 Shibor 报价行关于未来政策变动的预期，提升 Shibor 报价行的报价质量，提

高 Shibor 的基准性，拓展银行间市场的深度和宽度，在价格性或者数量性货币政策工具的台阶性之间，发挥作用。

货币政策的功能是为市场利率提供目标利率，而市场力量则围绕这个短期锚利率决定“期限溢价”和“信用溢价”，从而建立完整的收益曲线。但是，中国还未形成由市场基准利率和各种期限的国债收益率所构成的无风险收益率曲线。本文主要是侧重于中国的货币政策工具对市场基准利率的影响，事实上，影响利率的因素很多，既有经济政策的冲击，又有经济形势的作用，还有商业银行自身的行为；既有预期到的因素，也有未预期到的因素，在以后的研究中，需要统筹考虑这些因素的影响。同时，本文主要货币政策工具的超短期效应，而没有考虑货币政策工具的长期效果，未来的研究需要思考这一问题。在利率市场化的过程中，中央银行调整存贷款利率作为基准利率与培育市场基准利率作为基准利率并存的情况，这两种基准利率的相互影响，也是需要考虑。

参考文献

- [1] 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 (10): 1-18.
- [2] 冀志斌, 宋清华. 中央银行沟通的金融市场效应——基于中国数据的实证分析[J]. 宏观经济研究, 2012 (9): 45-53.
- [3] 金中夏. 国债收益率曲线与货币政策传导[J]. 中国金融, 2014 (14): 21-23.
- [4] 李宏瑾, 项卫星. 中央银行基准利率、公开市场操作与间接货币调控[J]. 财贸经济, 2010 (4): 13-19.
- [5] 马骏, 王红林. 政策利率传导机制的理论模型[R]. 中国人民银行工作论文 No.2014/1.
- [6] 王国刚. 中国货币政策调控工具的操作机理: 2001——2010[J]. 中国社会科学, 2012 (4): 62-82.
- [7] 吴国培, 潘再见. 中央银行沟通对金融资产价格的影响——基于中国的实证研究[J]. 金融研究, 2014 (5): 34-47.
- [8] 项卫星, 李宏瑾. 货币市场基准利率的性质及对 Shibor 的实证研究[J]. 经济评论, 2014 (1): 107-117.
- [9] 易纲. 中国改革开放三十年的利率市场化进程[J]. 金融研究, 2009a (1): 1-14.
- [10] 易纲. 中国金融改革思考录[M]. 北京: 商务印书馆, 2009b: 103-126.
- [11] 于建忠, 刘湘成. Shibor 定价理论模型研究及其应用[J]. 金融研究, 2009 (2): 40-53.
- [12] 张晓慧. 全面提升 Shibor 货币市场基准利率地位[J]. 中国金融, 2011 (12): 23-25.
- [13] 张强, 胡荣尚. 中央银行沟通对利率期限结构的影响[J]. 国际金融研究, 2014 (6): 10-20.
- [14] 中国人民银行货币政策分析小组. 2007 年第四季度中国货币政策执行报告[R]. 北京: 中国金融出版社, 2008: 19-20.
- [15] 周小川. 新世纪以来中国货币政策的主要特点[J]. 中国金融, 2013 (2): 9-14.
- [16] 周小川. 2008 年金融危机以来货币政策框架的演变[EB/OL].
<http://news.hexun.com/2014-05-12/164713302.html>.
- [17] Bernanke Ben S. Communication and Monetary Policy[Z]. Speech at At the National Economists Club Annual Dinner, Herbert Stein Memorial Lecture, Washington, D.C.2013.
- [18] Carney Mark. Monetary Policy After the Fall[Z]. Remarks at Eric J. Hanson Memorial Lecture, University of Alberta, Edmonton, Alberta.2013.
- [19] Draghi Mario. Central bank communication[Z]. Speech at the PR Manager of the Year Award.2014.
- [20] Garcia-Herrero Alicia and Girardin Eric. China's Monetary Policy Communication: Money Markets not only Listen, They also Understand[R]. HKIMR Working Paper No.02/2013. 2013.
- [21] Yellen Janet L. Revolution and Evolution in Central Bank Communications[Z]. Speech delivered at the Haas School of Business, University of California, Berkeley.2012.

The Tools of Monetary Policy and the Benchmark Interest Rates of Monetary Market: An Empirical Study Based on China

Guo Qiang Li Xiangqian Fu Zhigang

Abstract: With interest rate liberalization step by step, most of the central banks have established a policy framework to guide and regulate the market interest rate effectively. Based on the implementation on the framework of China's monetary policy, using EGARCH model, the paper researches on impacts, which monetary policy tools of the People's Bank of China on the Ultra short term of the Shibor, the results show that the open market operation and adjustment of the statutory deposit reserve rate, influence the level of Shibor towards the expected direction of the People's Bank of China, however, the influence of central bank communication on level and volatility of Shibor is not completely consistent with the central bank expected.

Keywords: Open Market Operations; Central Bank Bills; Central Bank Communication; Shibor

国际货币环境下利率政策与汇率政策协调

金中夏¹ 洪浩²

【摘要】本文通过构建、校准、估计和模拟新凯恩斯两国（本国和外国）开放经济动态随机一般均衡(DSGE)模型,分析并解释我国均衡利率和均衡汇率形成机制及其主要变动原因,指出均衡利率和均衡汇率之间的内在联系,探讨了两种均衡之间的相互作用、相互影响及其所包含的政策含义。主要结论如下:第一,在不考虑外国利率状态的情况下(如封闭经济模型和小国开放经济模型),本国利率与汇率偏离和达到均衡的情况应同时存在,当本国汇率(利率)偏离均衡时,本国利率(汇率)也会偏离均衡。本国利率上升(或下降)压力与本国货币升值(或贬值)压力同时存在。因此,在估计与分析均衡利率和均衡汇率时,应充分考虑两者之间的关系,通过本国利率与汇率政策的协调配合,同时达到本国利率和汇率的均衡。第二,在国际货币环境下,汇率均衡不仅与本国利率是否处于均衡状态相关,还与外国利率是否处于均衡状态有关。当外国利率失衡时,如果两国货币政策之间缺乏一定的协调配合机制,本国利率和汇率的同时均衡将成为一个不可能完成的任务。第三,利率和汇率失衡后的动态最优调整路径取决于利率和汇率相对于各自均衡状态的失衡程度,应先调整失衡程度较重者,后调整失衡程度较轻者。

【关键词】均衡汇率;均衡利率;货币政策;两国 DSGE 模型

一、引言

在计算和分析均衡利率时,大部分研究仅仅考虑了封闭经济条件下的利率决定因素,忽视了外部经济条件的变化,如短期国际资本流动等,对均衡利率产生的影响。在开放经济条件下,通过这种方法计算出的均衡利率不足以使宏观经济达到长期的稳定与均衡。同时,在计算和分析均衡汇率时,虽然大部分研究会考虑到相关的利率水平,但其所运用的利率未必是经济的均衡利率,这种情况下获得的均衡汇率也不是真正意义上的均衡汇率。在开放经济条件下,利率均衡并不能保证汇率均衡,两者会相互作用,互相影响。因此,构建一个有关

¹ 金中夏, 中国驻国际货币基金组织执行董事、中国人民银行金融研究所原所长

² 洪浩, 中国人民银行金融研究所博士后

均衡利率和均衡汇率的统一分析框架就显得十分必要。

本文基于动态随机一般均衡的视角,将均衡利率和均衡汇率定义为使两国经济体中的家庭和企业同时达到行为优化,宏观经济中所有市场同时达到均衡状态的价格水平。均衡利率是指在稳态上使产出缺口为零,在动态上不影响产出缺口变动,与自然利率相等的利率水平。均衡汇率是指可以满足(均衡)利率平价的汇率水平。在以上分析框架中,本国均衡利率、外国均衡利率和两国间均衡汇率三个变量之间会相互影响、互相作用。均衡利率与均衡汇率密切相关,利率失衡会导致汇率失衡,而汇率失衡也会反应到利率失衡当中。在分析和估算其中任何一个指标时,必须考虑其它两个指标的状态。

有关均衡利率的研究,最早可以追溯至19世纪末瑞典经济学家Wicksell提出的“自然利率”理论。自然利率是指对商品价格中性,既不会使之上涨,也不会使之下跌的利率水平(Wicksell, 1965)。根据古典学派经济学家的观点,货币利率与自然利率偏离是宏观经济波动的主要根源。为了使经济保持在潜在产出水平的同时实现价格稳定,中央银行所设定的政策利率应当与自然利率相符,而均衡利率通常是指实现潜在产出和稳定通胀的利率水平。所以,自然利率通常也被认为是均衡利率。Taylor(1993)利用理性预期模型对西方七个国家数据的动态随机模拟分析表明,根据实际产出和价格水平与政策目标的差距进行利率调整,最有利于中央银行保持产出和价格稳定。因此,货币政策遵循泰勒规则,经济就会保持长期稳定的可持续增长状态,如果政策利率长期偏离规则利率水平,经济增长和物价稳定就可能反受其害。Taylor(1999)提出可以通过利率的实际值与规则值之间的缺口来衡量“政策偏误”,并以此作为评价和判断货币政策的依据。

对于均衡利率的估算,主要有以下三种方法:一是计量经济滤波法。这种方法将实际市场利率分为长期均衡与短期波动。由于各种随机冲击的存在,使得实际利率往往偏离长期均衡利率,并围绕长期均衡利率上下波动。基于这一思想,可以运用不同的滤波(主要是HP和BP滤波),将实际利率进行平滑,剔除其波动成分,从而获得均衡利率。这种方法的缺点在于其不需要考虑变量间的关系,缺乏经济学理论基础,无法解释影响均衡利率波动的各种原因。

二是宏观计量经济模型法。该方法主要基于实际利率与其他经济变量的关系来估测均衡利率。主要包括两种模型。第一种是结构向量自回归模型(SVAR)。如Brzoza-Brzezina(2003)利用SVAR模型估算了美国1996—2002年间的均衡利率,发现均衡利率具有很强的波动性,并且是一个顺周期变量。第二种是状态空间模型(State-Space)。如Laubach & Williams(2003)

利用 IS 曲线和新凯恩斯菲利普斯曲线构建了状态空间模型，对美国 1961—2004 年间的均衡利率进行了估算。结果表明，期间美国的均衡利率变化显著，且主要受潜在经济增长率变动的影响。这一研究结果将均衡利率与潜在增长率联系起来，认为两者的变化存在一定的相关性。运用宏观经济计量法计算均衡利率的主要缺陷在于计量经济模型难以克服理性预期所带来的 Lucas 批判和时间不一致性问题，其计算结果并不能成为政策制定的依据。

三是宏观数量经济模型法。该方法主要是通过构建一个 DSGE 模型，在充分考虑外生冲击和经济理论的前提下，对均衡利率进行估算。由于 DSGE 模型既有良好的理论基础和结构特征，又有良好的数据拟合和预测能力，越来越多的国内外学者倾向于使用 DSGE 模型来估算均衡利率。如，Neiss & Nelson(2001)，Justiniano & Primiceri(2010)，金中夏和洪浩(2013)等。综合来看，即便 DSGE 模型可以在避免 Lucas 批判和时间不一致性的基础上，通过经济学原理计算并解释均衡利率波动原因及其形成机制，但大部分通过 DSGE 模型对均衡利率的研究仍存在以下两个问题：首先，在封闭经济条件下研究均衡利率，从而忽视了外部经济条件变化对均衡利率所产生的影响；其次，即使将均衡利率的研究拓展到开放经济条件下，如金中夏和洪浩(2013)，在计算和分析均衡利率时，也没有考虑均衡汇率的问题，意味着当利率达到均衡状态时，汇率有可能并未达到均衡的状态，这种情况下的均衡利率并不是真正的或稳定的均衡利率，不足以使宏观经济达到长期稳定。

均衡汇率的概念最早由凯恩斯在 1935 年提出，认为均衡汇率应该是固定或保持在某一水平上，在一定时期内使国际收支维持均衡并且不引起国际储备净额变动的汇率水平。其对均衡汇率的定义主要强调不受干预的基本经济体条件，并且侧重国际收支的流量分析。Nurkes(1945)从实际汇率角度明确提出均衡汇率的概念，将均衡汇率定义为内外部同时达到均衡时的汇率。Swan(1963)在 Nurkse 思想的基础上，提出了分析汇率均衡的宏观经济均衡分析法(Macroeconomic Balance Method)，这种方法将汇率定义为在中期使宏观经济内外部均衡相一致的汇率水平。其中，内部均衡是指充分就业，外部均衡是指国际收支平衡。宏观经济均衡法也是国际货币基金组织（IMF）评估汇率的方法之一。其原理是根据经济基本面估计“经常账户差额标准”，再根据现行汇率估计的中期经常账户差额与经常账户差额标准之差判断所需要的实际汇率调整幅度。其后，Williamson 于 1983 年在 Swan 研究的基础上提出了基本因素均衡汇率模型(Fundamental Equilibrium Exchange Rate, FEER)，将均衡汇率定义为同宏观经济均衡一致时的实际有效汇率。宏观经济均衡同时包括内部均衡和外部均衡。内部均衡是指同充分就业和低的、可持续的通货膨胀率相一致时的产出水平。外部均衡是指

当各国保持内部均衡时，在各国之间出现的意愿的、可持续的资本净流动。

与 Swan 的宏观经济均衡分析法在分析中仅仅利用经常项目代替国际收支不同，基本因素均衡汇率分析法引入了资本账户，将均衡汇率定义为与宏观经济内外均衡相一致的实际有效汇率。Clark & MacDonald(1998)通过计量经济学的方法将实际有效汇率解释为具有长期持续效应的经济基本因素向量、中期影响实际汇率的经济基本因素向量、短期影响实际汇率的暂时性因素向量和随机扰动项，这种方法通过解释汇率的周期性变动来测算均衡汇率。

Stein(1994, 1995)将均衡汇率定义为在不考虑周期性因素、投机性资本流动和国际储备变动的情况下，由实际基本经济因素决定的能够使国际收支实现均衡的实际汇率。Edwards(1989, 1994)将均衡汇率定义为给定其它变量的可持续或均衡值，使内外部同时实现均衡的贸易品对非贸易品的相对价格。该方法认为经济基本面决定均衡汇率水平，一般情况下，IMF 通过对经济基本面与实际汇率的面板数据进行回归，可以直接估算出各国的均衡汇率。

以上几种计算均衡汇率方法的主要思路是，首先通过宏观经济计量法发现汇率与各宏观经济变量之间的关系，再通过各宏观经济变量的中长期均衡水平推算汇率均衡水平。这种方法存在的主要问题是，在对均衡汇率进行定义与计算时，并没有充分考虑到理性预期情况下的 Lucas 批判和时间不一致性问题，汇率与宏观经济变量之间的关系可能受到均衡汇率自身的影响，其计算结果可能无法为宏观经济政策的制定提供真正有效的建议。同时，虽然在计算均衡汇率时会考虑到利率水平，但并没有考虑其是否处于均衡状态，而且也没有探讨均衡汇率与均衡利率之间的关系。

本文通过构建、校准、估计和模拟 Clarida et al.(2002)新凯恩斯两国 DSGE 模型，计算、分析、解释我国均衡利率和均衡汇率形成机制及其波动主要原因，提出了均衡利率和均衡汇率之间的互动和内在联系，探讨了两种均衡之间的相互作用、相互影响的规律及其所包含的政策含义。本文的创新之处在于，通过对 Clarida et al.(2002)的模型进行拓展，引入利率平价理论和费雪方程，将名义汇率变动引入本国货币政策反应函数，从而引入均衡利率和均衡汇率相互作用机制及其数理关系。具体安排如下：第二部分简单介绍 Clarida et al.(2002)两国 DSGE 模型；第三部分对模型参数进行估计和校准；第四部分通过模型脉冲响应分析模型的内在机制，利用模型数值模拟结果分析我国利率和汇率失衡的主要原因与阶段，并在 DSGE 框架下探讨利率与汇率失衡后的最优动态调整路径；第五部分给出结论和政策建议。

二、两国动态随机一般均衡模型

假定宏观经济中包含两个经济体（国家）：本国和外国，两国除了大小不同之外不存在其他的差别。经济体中的居民数量存在于区间 $[0, 1]$ 的连续分布上，其中本国拥有居民的数量是 $1-\gamma$ ，外国拥有居民的数量是 γ 。每个国家包含四个典型经济代理人：居民消费者、中间商品厂商、最终商品厂商和中央银行。两国居民偏好和企业生产技术一致，每个国家居民消费者的消费需求中同时包括国内生产商品和进口商品。居民同时持有本国和外国政府的无风险债券。

商品生产分为两个阶段：首先，经济体中存在的有差异性的中间商品厂商利用在劳动市场上雇用的劳动力和在资本市场上租借的资本存量，通过 Cobb-Douglas 生产函数生产中间商品，然后在垄断竞争市场将中间商品卖给最终商品厂商。中间商品厂商面对的是垄断竞争市场，具有制定中间商品价格的权力。其次，最终商品厂商利用 Dixit-Stiglitz CES aggregators 将中间商品进行加总，并在最终商品市场卖给居民消费者。最终商品市场是完全竞争市场。

中央银行负责制定并执行货币政策，两国货币政策都服从泰勒规则，并且具有相似的反应函数，但反应函数中的内容并不完全相同，外国货币政策执行工具（名义利率）主要考虑通货膨胀率缺口和产出缺口的变化，而本国货币政策利率在考虑通胀和产出缺口变化的同时，还需要考虑两国间名义汇率的变动情况。

最后，由于仅包括价格黏性的经济模型并不能体现通货膨胀率和产出缺口的替代效应，因此，我们假定居民是劳动力市场供给的垄断者，具有制定名义工资的权利，从而通过居民最优行为将居民工资黏性加入模型，使模型可以体现出通胀和产出缺口的替代关系。下面主要介绍本国经济行为方程，除非特别强调，外国经济行为方程基本相同。所有涉及到外国的经济变量都以带“*”表示³。

（一）模型动态行为方程

模型动态行为方程由居民消费者、最终商品厂商和中间商品厂商的最优化行为一阶条件合并及替代所组成。在下面的动态行为方程表达式中，任意变量 $\hat{x}_t = \log(x_t) - \log(x^{ss})$ ，表示在稳态值 x^{ss} 附近对 x_t 进行对数线性化。

方程（1）表示实际汇率、名义汇率和通货膨胀率之间的关系；方程（2）表示利率平价理论；方程（3）和（4）分别是本国和外国费雪方程式，将以上方程合并，可获得实际利率

³ 受篇幅所限，这里省略对模型微观基础的描述，感兴趣的读者可向作者索取。

平价方程(5)。由方程(5)可知,在同时考虑费雪方程和利率平价理论的基础上,两国实际汇率变化与两国实际利率相关。当利率平价中的利率为均衡利率时,利率平价所决定的汇率即为均衡汇率。

$$E_t \hat{q}_{t+1} - \hat{q}_t = E_t \hat{e}_{t+1} - \hat{e}_{t-1} + E_t \hat{\pi}_{t+1}^* - E_t \hat{\pi}_{t+1} \quad (1)$$

$$\hat{R}_t - \hat{R}_t^* = E_t \hat{e}_{t+1} - \hat{e}_t \quad (2)$$

$$\hat{R}_t - E_t \hat{\pi}_{t+1} = \hat{r}_t \quad (3)$$

$$\hat{R}_t^* - E_t \hat{\pi}_{t+1}^* = \hat{r}_t^* \quad (4)$$

$$E_t \hat{q}_{t+1} - \hat{q}_t = (\hat{R}_t - E_t \hat{\pi}_{t+1}) - (\hat{R}_t^* - E_t \hat{\pi}_{t+1}^*) = \hat{r}_t - \hat{r}_t^* \quad (5)$$

方程(H1) — (H8)组成了本国经济体动态行为方程。方程(H1)是本国总需求方程,它显示本国产出缺口与实际利率存在负相关关系,与自然利率存在正相关关系。实际利率上升和自然利率下降会降低产出缺口,抑制总需求;而实际利率下降和自然利率上升会提高产出缺口,刺激总需求。方程(H2)是本国自然利率决定方程。由方程(H2)可知,本国自然利率同时受到本国预期潜在增长率和外国预期经济增长率的影响。外国预期经济增长率可通过影响本国自然利率水平影响本国总需求。外国预期经济增长率的提高会提高本国自然利率,在本国货币政策利率保持稳定,实际利率不变的情况下,实际利率缺口增加,刺激本国总需求。方程(H3)是本国产出缺口计算公式,产出缺口等于实际产出减去潜在产出。方程(H4)是本国潜在产出决定方程,由方程(H4)可知,本国潜在产出主要受到本国企业全要素生产率和外国产出的影响。方程(H5)是本国总供给方程,显示了本国产出缺口与本国通货膨胀率之间的关系。根据总供给方程,模型中通货膨胀率由产出缺口决定,产出缺口越大,通货膨胀率越高。假定两国货币政策反应方程服从泰勒规则,方程(H6)是货币政策反应方程的具体形式。考虑到两国在货币政策目标上的区别⁴,本国货币政策反应函数中包含了名义汇率变动($\rho_{\Delta e} \neq 0$),而外国的货币政策方程则没有包含汇率变动这一因素($\rho_{\Delta e} = 0$)。方程(H7) — (H9)是模型中本国外生变量(总需求冲击、总供给冲击和全要素生产率冲击)的一阶自回归过程。

$$\tilde{y}_t = E_t \tilde{y}_{t+1} - (\sigma_c - \kappa_0)^{-1} (\hat{r}_t - \bar{r}_t) + i s_t \quad (H1)$$

⁴ 我国货币政策目标包括较低的通货膨胀率、充分就业、经济增长和国际收支平衡。美联储货币政策目标是较低的通胀水平与充分的就业水平。

$$\bar{rr}_t = (\sigma_c - \kappa_0) E_t \Delta \bar{y}_{t+1} + \kappa_0 E_t \Delta y_{t+1}^* \quad (\text{H2})$$

$$\tilde{y}_t = y_t - \bar{y}_t \quad (\text{H3})$$

$$\bar{y}_t = \kappa^{-1} [(1 + \sigma_n) a_t - \kappa_0 y_t^*] \quad (\text{H4})$$

$$\hat{\pi}_t = \beta E_t \hat{\pi}_{t+1} + \delta \kappa \tilde{y}_t + u_t \quad (\text{H5})$$

$$\hat{R}_t = \rho_\pi \hat{\pi}_t + \rho_y \tilde{y}_t + \rho_{\Delta e} (\hat{e}_t - \hat{e}_{t-1}) + \varepsilon_t^R \quad (\text{H6})$$

$$is_t = \rho_{is} is_{t-1} + \varepsilon_t^{is} \quad (\text{H7})$$

$$a_t = \rho_a a_{t-1} + \varepsilon_t^a \quad (\text{H8})$$

$$u_t = \rho_u u_{t-1} + \varepsilon_t^u \quad (\text{H9})$$

其中, $\tilde{y}_t$ 和 $\bar{y}_t$ 是本国产出缺口和潜在总产出, r_t 和 $\bar{rr}$ 是本国实际利率和自然利率, ε_t^R 、 is_t 、 a_t 、 u_t 分别是本国货币政策冲击、总需求冲击、企业技术冲击和总供给冲击⁵。

三、模型参数估计和校准

(一) 模型参数估计

我们分别运用模型校准和贝叶斯估计法获取模型参数值。首先, 对于不易通过模型稳态方程并利用校准法所获得的参数值, 我们运用贝叶斯估计法对其进行估计。这些参数包括: 本国和外国居民消费弹性逆 (σ_c 、 σ_c^*)、本国和外国劳动力供给弹性逆 (σ_n 、 σ_n^*)、本国和外国保持价格不变的中间厂商比例 (θ 、 θ^*)、本国和外国居民消费需求中进口商品所占比重 (γ 、 γ^*)、两国中央银行货币政策反应参数及本国和外国外生变量自回归参数及其标准差。

假定模型中本国指中国, 外国指美国。在运用贝叶斯估计法对模型参数进行估计时, 模型中本国通货膨胀率和本国货币政策利率分别由我国 CPI 环比增长率和 7 天银行间质押回购利率表示。相比于一般 CPI 增长率, 美联储更加注重核心 CPI 增长率。因此, 模型中外国通货膨胀率和货币政策利率水平由美国核心 CPI 环比增长率和 3 月期美国国债收益率表

⁵ 由于外国经济体与本国经济体具有对称性 (货币政策除外), 本国经济体动态行为方程中的本国经济变量加上“*”即可表示外国经济变量和外国经济体行为方程。因此, 外国经济体行为方程就不在这里另行描述, 如有读者需要, 可发邮件向作者索取。

示。最后，利用美元兑人民币平均名义汇率，以 2000 年 1 月为定基月（=100），通过 CPI 环比数据，获得中国和美国 CPI 指数，再根据方程（9）有关实际汇率的定义，计算出美元兑人民币实际汇率水平。将美元兑人民币实际汇率作为模型中的实际汇率。以上五个变量为模型估计时所涉及的可观测变量。数据样本期为 2001 年 1 月—2013 年 6 月，频率是月度数据，来源为 Wind 数据库。

为了与模型方程保持一致，所有观测变量通过 HP 滤波除去趋势因素。对于贝叶斯估计法中所涉及的待估参数的先验分布的设定，主要参考 Smets & Wouters（2007）在利用贝叶斯估计法估计新凯恩斯 DSGE 模型参数时对外生变量及其标准差的设定，及 Lubik & Schorfheide（2007）通过贝叶斯估计法估计开放条件下新凯恩斯 DSGE 模型时对货币政策反应函数参数的设定。

表 1 模型参数贝叶斯估计结果

模型参数	先验分布	事后均值	事后区间
σ_c	$\Gamma (2, 0.5)$	2.9123	[2.6024, 3.4181]
σ_n	$\Gamma (1, 0.5)$	0.9881	[0.7692, 1.1836]
θ	$B (0.95, 0.025)$	0.9505	[0.9255, 0.9713]
γ	$B (0.25, 0.05)$	0.2555	[0.2367, 0.2780]
σ_c^*	$\Gamma (2, 0.5)$	2.4206	[1.6960, 3.1416]
σ_n^*	$\Gamma (1, 0.5)$	0.4206	[0.1789, 0.7496]
θ^*	$B (0.92, 0.025)$	0.9379	[0.9279, 0.9471]
γ^*	$B (0.15, 0.05)$	0.0936	[0.0666, 0.1189]
ρ_R	$B (0.5, 0.2)$	0.9658	[0.9368, 0.9951]
ρ_π	$\Gamma (0.75, 0.25)$	0.1721	[0.1152, 0.2222]
ρ_{y_t}	$\Gamma (0.25, 0.13)$	0.0830	[0.0489, 0.1196]
$\rho_{\Delta e}$	$\Gamma (0.25, 0.13)$	0.0760	[0.0385, 0.1085]
ρ_{R^*}	$B (0.5, 0.2)$	0.9021	[0.8396, 0.9619]
ρ_{π^*}	$\Gamma (0.75, 0.25)$	0.4952	[0.3485, 0.6303]
$\rho_{y_t^*}$	$\Gamma (0.25, 0.13)$	0.0939	[0.0445, 0.1364]

表 1 总结了利用贝叶斯估计法对模型待估参数进行估计后所获得的可以同时体现两国居民和企业最优行为的参数值以及两国中央银行货币政策反应参数。表 2 概括了根据贝叶斯估计法对模型进行估计后所获得的外生变量的一阶自回归参数及其标准差。由表 1 和 2 可知：

第一，本国居民跨期消费替代弹性低于外国居民跨期消费替代弹性，意味着相同的实际利率变动对美国居民消费增长率的影响大于对我国居民消费增长率的影响；

第二，本国居民劳动力供给弹性小于外国劳动力供给弹性，意味着我国劳动力供给对实际工资变动的敏感度不如美国劳动力供给对实际工资变动的敏感度；

第三，我国价格黏性略高于美国的价格黏性，美国所有价格的调整时间为 16 个月，而

我国所有价格的调整时间为 20 个月；

第四，在本国和外国居民消费者的消费需求中，外国和本国消费品所占比重分别为 25.55%和 9.36%，略高于 2012 年我国进口商品总额占 GDP 比重（22%），也低于美国 2000—2012 年平均进口商品总额占 GDP 比重（16%）。

最后，两国中央银行货币政策方程的估计结果表明：（1）我国和美国货币政策利率都具有较强的惯性。我国货币政策利率存在较强惯性的主要原因可能是由于存款利率仍处于管制阶段市场化暂未完成，而美国利率也存在较强惯性的主要原因在于金融危机后，美联储自 2008 年 12 月一直维持其货币政策利率在 0—0.25%区间，在较长的一段时间里保持超低的利率水平。（2）美国货币政策利率对通货膨胀率变动的反应程度，高于我国货币政策利率对通货膨胀率变动的反应。（3）我国货币政策利率对通货膨胀率变动的反应系数是对产出缺口和汇率变动的 2 倍左右，符合我国央行一贯强调的通货膨胀率是我国货币政策主要目标的态势。

表 2 模型外生变量贝叶斯估计结果

模型参数	先验分布	事后均值	事后区间
ρ_z	B (0.8, 0.1)	0.9956	[0.9917, 0.9993]
ρ_u	B (0.5, 0.2)	0.8000	[0.7358, 0.8621]
ρ_{is}	B (0.5, 0.2)	0.8423	[0.7576, 0.9018]
ρ_z^*	B (0.8, 0.1)	0.9444	[0.9107, 0.9815]
ρ_u^*	B (0.5, 0.2)	0.9074	[0.8860, 0.9296]
ρ_{is}^*	B (0.5, 0.2)	0.4967	[0.3163, 0.7123]
σ_t^π	Γ^{-1} (0.1, 4)	0.1645	[0.1064, 0.2314]
σ_t^z	Γ^{-1} (0.1, 4)	1.7623	[1.4119, 2.0976]
σ_t^y	Γ^{-1} (0.1, 4)	0.3871	[0.3238, 0.4695]
σ_t^R	Γ^{-1} (0.5, 4)	1.5604	[1.4294, 1.6946]
$\sigma_t^{\pi^*}$	Γ^{-1} (0.1, 4)	0.0239	[0.0188, 0.0292]
$\sigma_t^{z^*}$	Γ^{-1} (0.1, 4)	0.0833	[0.0237, 0.1590]
$\sigma_t^{y^*}$	Γ^{-1} (0.1, 4)	0.5778	[0.0252, 1.1534]
$\sigma_t^{R^*}$	Γ^{-1} (0.5, 4)	1.2907	[1.1068, 1.4384]

注：表 1 和表 2 中 $B(\mu, \sigma)$ 、 $\Gamma(\mu, \sigma)$ 和 $\Gamma^{-1}(\mu, \sigma)$ 分别表示均值为 μ 、方差为 σ 的 beta 分布、gamma 分布和逆 gamma 分布

（二）模型参数校准

利用贝叶斯估计法对模型中的一些参数进行估计后，还需要对模型主要方程中的另一些参数进行校准和计算。表 3 显示了利用贝叶斯估计法得到的模型结构化参数所进行计算的模型参数结果。

首先，我国 7 天银行间质押回购年化利率和美国 3 月期年化国债收益率显示本国和外国居民的贴现因子 (β 、 β^*) 分别为 0.9725 和 0.9862。其次，数据显示中美两国劳动者报酬

占国民收入比重分别为 0.5 和 0.64，意味着 Cobb-Douglas 生产函数中资本所占比重分别为 0.5 (α) 和 0.36 (α^*)。最后，对本国和外国总需求曲线中实际利率缺口对经济增长率的弹性逆 σ_0 和 σ_0^* ，以及本国和外国的菲利普斯曲线斜率 λ 和 λ^* 的计算结果表明：实际利率缺口变动对美国产出的影响大于对我国产出的影响。同时，我国菲利普斯曲线较为扁平，意味着我国通货膨胀率对经济增长的敏感度不高。

表 3 模型中本国和外国参数校准

β	κ_0	κ	σ_0	δ	λ
0.9725	0.4886	4.3890	0.4126	0.0039	0.0173
β^*	κ_0^*	κ^*	σ_0^*	δ^*	λ^*
0.9862	0.1330	2.9742	0.4371	0.0050	0.0148

四、模型脉冲响应与数值模拟分析

(一) 模型脉冲响应

为了更好的了解并解释实际利率和实际汇率失衡的主要原因。本文首先通过模型脉冲响应结果分析模型的内在机制。由于模型中的外生冲击较多，为了节省篇幅，仅在这里分析本国货币政策和需求冲击脉冲响应。⁶

图 1 描绘了本国扩张性货币政策冲击的脉冲响应。由图可知，扩张性货币政策会降低本国货币政策利率，并通过费雪方程降低本国实际利率。本国实际利率的下降会通过总需求曲线刺激本国总需求，从而导致产出缺口上升。产出缺口的上升通过新凯恩斯菲利普斯曲线导致通货膨胀率的提高，继而通过货币政策反应方程要求货币政策利率上升。同时，本国扩张性的货币政策导致的本国名义利率下降会通过利率平价方程促使外国货币政策利率降低。但外国货币政策利率下降并没有像本国货币政策利率降低后通过实际利率变动促使外国总需求的提高，从而促进外国产出缺口的上升。这主要是由于本国货币政策利率的降低通过导致本国产出增加，促使外国潜在产出和自然利率下降。外国自然利率的下降扩大了外国实际利率缺口，抵消了外国名义利率下降通过外国实际利率对外国实际利率缺口的作用，导致外国名义利率变动后外国实际利率缺口减少，从而导致外国产出缺口的降低。外国产出缺口的下

⁶ 对于模型中其它外生冲击的脉冲响应结果，在这里就不再进行论述。如有读者需要，可发邮件向作者索取。

降通过外国新凯恩斯菲利普斯曲线降低了通货膨胀率,从而满足了外国货币政策利率降低的需要。

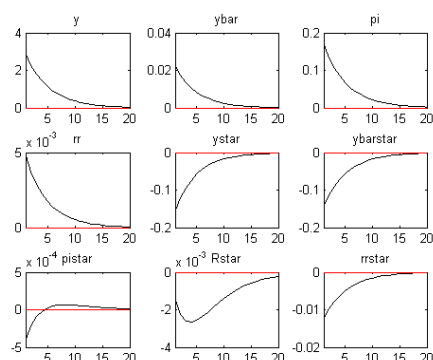


图 1 本国货币政策冲击的脉冲响应

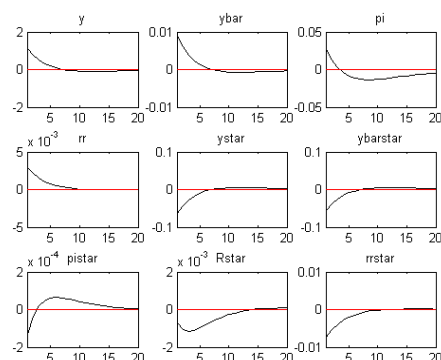


图 2 本国总需求冲击的脉冲响应

图 2 反映了本国总需求冲击的脉冲响应。由图可知,本国总需求冲击通过总需求曲线导致本国产出缺口上升,产出缺口的上升再通过总供给曲线导致通货膨胀率上升。根据本国货币政策反应方程,这要求本国货币政策利率的提高。同时,本国潜在产出和本国产出缺口的上升意味着本国总产出的增加。本国总产出的增加降低了外国潜在产出,外国潜在产出的下降会提高外国自然利率水平,而本国总产出的增加又会降低外国自然利率水平。由于本国总产出对外国自然利率的(负向)作用大于外国潜在产出变动对外国自然利率的(正向)作用,所以外国自然利率下降。外国自然利率的下降会通过外国总需求方程导致外国产出缺口下降,从而导致外国总产出下降,最后通过总供给曲线和货币政策反应方程降低通货膨胀率和货币政策利率。

(二) 模型数值模拟

下面,我们通过对模型数值模拟后的均衡利率和均衡汇率与我国实际利率和美元兑人民币实际汇率的变动情况,探讨我国利率与汇率形成机制及其偏离均衡的主要原因。

图 3 刻画了美元兑人民币实际汇率、模型均衡实际汇率及二者差距的变动情况,样本区间为 2001 年 1 月—2013 年 6 月。由图可知,虽然自 2005 年 7 月汇改以来,美元兑人民币汇率波动幅度增强,但样本期美元兑人民币实际汇率波动的幅度还是小于模型均衡实际汇率的波动幅度,意味着美元兑人民币汇率波动弹性有待增强。同时,2005 年汇改前,美元兑人民币实际汇率偏离均衡程度较高,人民币存在低估的状况。2005 年汇改后,人民币实际汇率逐渐接近均衡水平,被低估程度出现明显改善。2007 年全球金融危机后,人民币对美元实际汇率开始围绕模型均衡实际汇率上下波动,意味着人民币对美元实际汇率已趋向均衡。

图4描绘了我国实际利率和实际汇率自2001年1月—2013年6月相对于模型均衡利率和均衡汇率的偏离情况。⁷由图可知,在样本期内的大部分时间段,当实际汇率偏离均衡时,实际利率也会偏离均衡状态,反之亦然。图4中显示了以下利率与汇率失衡的几种组合:

一是如果利率在横轴之上,汇率在横轴之下;即利率高于均衡(本国存在降息压力)、汇率低于均衡(本国货币高估,存在贬值压力),如2008.08—2008.12, 2009.05—2009.10, 2012.09—2012.11;

二是如果利率在横轴之下,汇率在横轴之上;即利率低于均衡(本国存在升息压力)、汇率高于均衡(本国货币低估,存在升值压力),如2003.12—2005.08, 2007.01—2008.07, 2009.11—2012.04。

根据模型中的实际利率平价,当外国实际利率处于均衡水平时,本国实际利率与实际汇率偏离各自均衡的情况应该同时存在。当本国利率高于均衡利率时(本国利率存在降息压力),汇率会低于均衡水平(本国货币存在实际贬值压力)。相反的情况也成立。这可以解释以上两种情况。

三是如果两条线都在横轴以上,即利率和汇率同时高于均衡水平(本国降息压力和本币升值压力并存),如2002.02—2003.11, 2006.05—2006.12。

四是如果两条线都在横轴以下,即利率和汇率同时低于均衡水平(本国升息压力和本币贬值压力并存),如2009.01—2009.04, 2009.11—2010.04。

第三和第四种情况看似难以理解,但可以从本文模型中得到解释。根据实际利率平价,决定两国汇率走向的关键,不是任何一国国内实际利率与其自身均衡水平的差距,而是两国之间实际利率水平的差距。不仅本国实际利率可能偏离均衡,外国实际利率也可能偏离均衡,并且其偏离均衡的程度即使在同一方向上也可能大于本国利率失衡的程度。

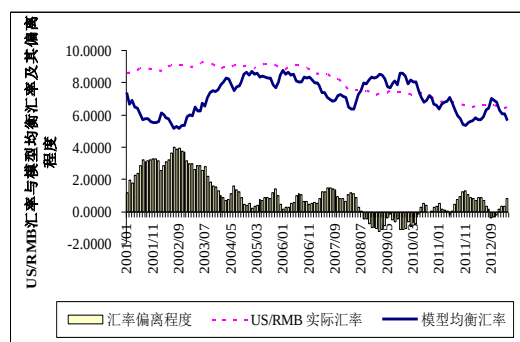


图3 US/RMB 实际汇率与模型均衡汇率

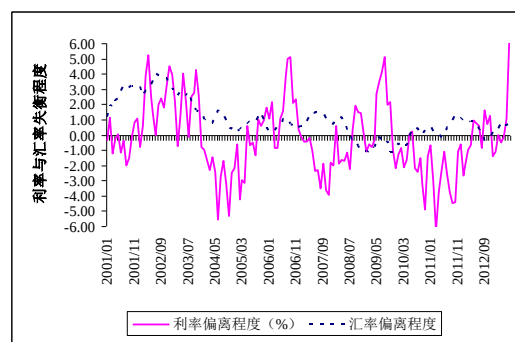


图4 利率与汇率失衡

⁷ 利率失衡等于实际利率减均衡利率;汇率失衡等于实际汇率减去均衡汇率。

例如，如果本国实际利率和实际汇率都高于各自均衡水平（本国实际利率过高，存在降息压力；同时本国货币存在实际升值压力），那么根据实际利率平价可以推论，当本国货币存在升值压力时，必然对应着一个负的本外币实际利差。造成本外币实际利差为负值的原因，可能是外国实际利率偏高程度大于本国实际利率偏高程度。上述局面意味着本国利率政策面临两难选择：如果从国内均衡利率水平看，应当降息；但从国内外实际利差为负值，汇率被低估的角度看，又应当升息。从根本上解决这一问题的途径，就应当是本国和外国同时降息，而且外国降息的幅度还要大于本国，从而在国内外降息的同时还能增大国内外的利差，同时使本币实际升值。如果只有本国利率可调、而外国利率不配合调整，则本国无法同时实现利率和汇率的均衡：要么降息达到利率均衡但加剧汇率失衡，要么升息加剧利率失衡但实现汇率均衡。

与上述情况相反，如果本国实际利率和实际汇率低于均衡的情况同时存在（本国实际利率过低，存在升息压力，同时本国货币被高估存在实际贬值压力），那么根据实际利率平价，本国货币存在贬值压力时，必然对应着一个国内外实际利差的正值。在本国实际利率低于均衡时，本外币实际利差仍出现正值的条件，可能是外国实际利率也低于均衡，而且偏低的程度更大。这时，本国利率政策也面临两难选择：如果升息可以减少利率失衡，但会加剧汇率失衡；如果降息可以减少汇率失衡，但会加剧利率失衡。这时根本的解决办法应是本国和外国都升息，而且外国升息幅度要更大，从而使本外币实际利差减小。如果外国利率不能调整，则本国不可能同时实现利率和汇率的均衡。因此，在缺乏国家之间货币政策协调配合的国际货币环境下，外国利率的失衡必然反映在本国利率或汇率的失衡当中。在这种情况下，仅仅通过本国利率政策和汇率政策的调整并不能实现本国利率和汇率的同时均衡。汇率均衡不仅与本国利率是否处于均衡相关，还与外国利率是否处在均衡有关。

（三）动态一般均衡框架下利率与汇率失衡的调整路径

下面我们在本文所构建的两国动态一般均衡框架下，基于不同的汇率和利率失衡情景，并根据对均衡汇率和均衡利率有关定义，分析汇率均衡与利率均衡之间的动态关系及它们偏离均衡后的调整路径（见图 5）。

方程（H1）和（F1）建议的利率均衡曲线显示：本国（外国）均衡利率与本国（外国）自然利率存在正相关关系⁸。自然利率上升、实际均衡利率上升；自然利率下降、实际均衡利率下降。在均衡利率的基础上，方程（35）建议的汇率均衡曲线显示：在给定预期汇率的

⁸ 利率均衡关系意味着图 5 中的竖轴表示本国或外国实际利率水平，而横轴表示本国或外国的自然利率水平。

情况下，本国均衡汇率与均衡利率存在负相关关系⁹。如果本国均衡利率上升，则均衡汇率下降，表现为本国货币名义汇率升值；本国实际均衡利率下降，均衡汇率上升，本国货币贬值。利率均衡曲线与汇率均衡曲线的交点（图5中的A点）显示了汇率与利率同时到达均衡时的稳定的均衡状态。除A点外，利率与汇率均衡曲线上的其它点都不属于稳定的均衡状态。

假定实际利率高于本国自然利率、且汇率低于均衡汇率¹⁰的情况（见图5中B点）。由于失衡必须通过汇率或利率的均衡曲线进行调整，¹¹汇率与利率失衡的调整路径主要有以下两种：第一种是在利率失衡不变的情况下，汇率下降（本币升值）使汇率首先处于均衡状态（C点），然后由C点通过利率下降和汇率上升（本币贬值）移动到利率和汇率同时均衡的状态（A点）。另一种是在保持汇率失衡不变的情况下，利率下降使利率首先处于均衡状态（D点），再由D点通过利率下降和汇率上升（本币贬值）移动到利率和汇率同时均衡的稳定状态。由图可知，汇率与利率处于B点这种失衡状态下的最佳调整路径是第二种（通过D点到达A点而非C点），因为这种调整路径的距离最短，成本也最低。

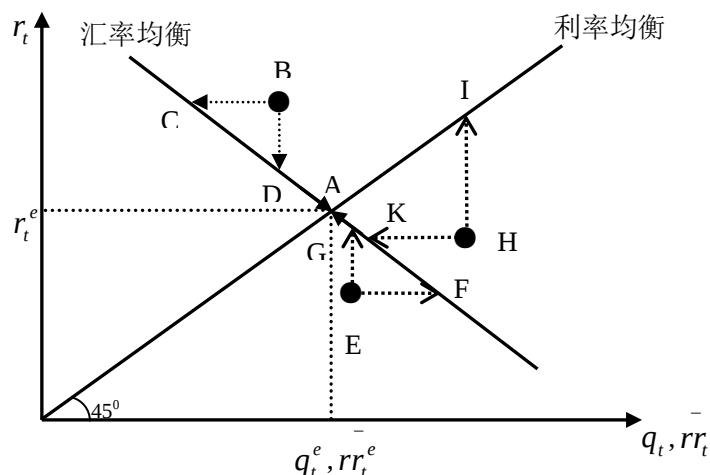


图5 利率与汇率失衡的动态调整路径分析

由此可知，当利率低于本国自然利率、汇率高于均衡汇率¹²，并且利率失衡较为严重时（E点），最优调整路径应为首先促使利率上升到使现有汇率变得均衡水平（G点），再由G

⁹ 汇率均衡关系意味着图5中的竖轴表示本国或外国实际利率水平，而横轴表示本国和外国之间的汇率水平。

¹⁰ 在此图中汇率低于均衡汇率表示本国货币具有贬值压力，汇率高于均衡汇率显示本国货币具有升值压力。

¹¹ 这主要是由于失衡发生后，失衡点通过利率或汇率曲线调整到均衡状态A点的路径是最优且稳定的路径。

¹² 这时存在两种可能的状况，分别由图5中的E点和H点表示。

点通过进一步的调整使利率上升和汇率下降（本国货币升值）达到利率和汇率同时均衡的最优状态。与之相反，当汇率失衡较为严重时（H 点），最优调整路径应是首先促使汇率下降（本国货币升值）达到现有利率水平下的均衡汇率水平（K 点），然后再由 K 点通过利率上升和汇率的进一步下降（本国货币的进一步升值）达到利率和汇率同时均衡的最优状态。综上所述，在充分考虑到利率与汇率均衡相互影响、互相作用的前提下，利率与汇率失衡后的动态最优调整路径需要基于其失衡严重程度进行调整：如汇率失衡较为严重，则先调整汇率达到均衡；如利率失衡较为严重，则先调整利率达到均衡。当外国宽松的货币政策降低名义利率，从而通过压低实际利率，达到促进经济增长的目的时，可能会使其自身（外国）实际利率水平低于其自然利率（即外国利率失衡）。在这种情况下，如果两国货币政策之间缺乏一定的协调配合和机制，本国实际利率和实际汇率的同时均衡将成为一个不可能完成的任务。这与图 4 中利率与汇率失衡的第三种情况一致。

这主要是由于外国实际利率下降首先会通过总需求曲线刺激外国总需求，导致外国产出缺口上升。在潜在产出不变的情况下，外国实际产出增加。产出缺口上升会通过总供给曲线提高外国通货膨胀率。将方程（F4）代入到方程（F2）后可知，本国自然利率主要受到本国全要素生产率和外国产出的影响。在本国全要素生产率（外生变量）不变的情况下，外国产出与本国自然利率存在负相关关系。所以，外国扩张性的货币政策（利率的失衡）会通过提高外国实际产出，会对本国自然利率产生抑制作用，导致本国自然利率下降。而本国自然利率的下降会通过扩大本国利率缺口，抑制本国总需求，降低本国产出缺口，从而降低本国通货膨胀率。根据本国货币政策反应方程，本国产出缺口和通货膨胀率的降低，要求本国货币政策利率下降，以达到恢复本国总需求的目的。在这种情况下，本国有以下两种方式可以考虑：

一是通过低估本国货币（促使汇率失衡）的方法达到恢复本国总需求的目的。具体过程如下：降低本国货币政策名义利率，促使本国实际利率下降幅度等于资金回报率的降低程度，从而保持本国货币政策态势不变（这时本国实际利率的调整幅度小于外国实际利率的调整幅度）。根据模型中的实际利率平价关系，这意味着两国间的汇率将处于失衡的状态（本国货币被低估，存在升值压力）；二是通过大幅压低本国实际利率的方法（促使利率失衡）达到恢复本国经济增长的目的。具体过程如下：调整本国货币政策名义利率，促使实际利率下降幅度大于本国资金回报率的降低程度，在保持汇率均衡状态的同时，引起本国实际利率失衡，从而刺激本国总需求。因此，在缺乏国家之间货币政策协调配合的国际货币环境下，外国实

际利率的失衡必然反映在本国实际利率或汇率的失衡。

五、结 论

本文在动态随机一般均衡框架下,通过构建、估计、校准和模拟两国动态随机一般均衡模型,解释并分析了均衡利率与均衡汇率的形成机制及其主要影响因素、利率与汇率失衡的主要原因、由失衡向均衡调整的最优动态调整路径,指出均衡利率和均衡汇率之间的相互关系,探讨了两种均衡之间的相互作用、相互影响及其对我国宏观经济政策的启示。根据模型模拟结果,自2001年来的大部分时间段,存在外国利率处于均衡水平,本国利率高于(或低于)均衡水平(本国利率存在降息或升息压力),汇率低于(或高于)均衡水平(本国货币存在贬值或升值压力)的情况。从图4上看,利率和汇率失衡分别位于横轴上下两侧。这种情况下,本国可以通过自身利率政策和汇率政策的协调配合保证本国利率和汇率的同时均衡。同时,也存在外国利率失衡从而导致本国利率和汇率失衡的情况。从图4上看,利率和汇率失衡同时位于横轴的上方或横轴的下方。在这种情况下,根据以上分析,仅仅通过本国利率政策和汇率政策的协调配合无法达到本国利率和汇率同时均衡的目的。但是,我们通过仔细观察后发现,在样本期内,由外国利率失衡而引起我国利率和汇率失衡的情况较少,在大多数情况下,我国利率和汇率的失衡是在外国利率处于均衡的状态下发生的。因此,进一步提高我国利率政策和汇率政策的协调配合,将有利于降低和减少我国利率和汇率的失衡程度和失衡状况。

参考文献

- [1] 金中夏, 2012: 《寻找中国的均衡利率》, 《经济研究》, 工作论文 WP325。
- [2] 金中夏, 洪浩, 2013: 《开放条件下均衡利率形成机制---基于动态随机一般均衡模型对中国利率变动规律的解释》, 《金融研究》第 7 期。
- [3] Brzoza-Brzezina, M, 2003, “Estimating the Natural Rate of Interest: A SVAR Approach”, Economics Working Paper Archive at WUSTL.
- [4] Clarida, R, Gali, J, and Gertler, M2002, “A Simple Framework for International Monetary Policy Analysis”, Journal of Monetary Economics, 49, 879-904.
- [5] Clark, P., and B MacDonald, R, 1998, “Exchange Rates and Economic Fundamentals: A Methodological Comparison of BEERs and FEERs”, IMF working paper.
- [6] Edwards, S, 1989, “Real Exchange Rate in the Developing Countries: Concept and Measurement”, National Bureau of Economic Research Working Paper 2950.
- [7] Edwards, S, 1994, “Real and Monetary Determinants of Real Exchange Rate Behaviour: Theory and Evidence from Developing Countries”, Chapter 4 in Estimating equilibrium exchange rate, ed. by J Williamson (Washington: Institute for international economics).
- [8] Garnier, J., B.R Wilhelmsen, 2005, “The Natural Real Interest Rate and the Output Gap in the Euro Area: A Joint Estimation”, European Central Bank Working Paper.
- [9] John Williamson, 1983, “The Exchange Rate System”, institute for international economics, MIT Press.
- [10] Justiniano, Alejandro, and Giorgio E. Primiceri, 2010, “Measuring the Equilibrium Real Interest Rate”, Federal Reserve Bank of Chicago Economic Perspectives, 14-27.
- [11] Laubach, Thomas, and John C. Williams, 2003, “Measuring the Natural Rate of Interest”, Review of Economics and Statistics, 85(4), 1063-1070.
- [12] Lubik, and Schorfheide, 2007, “Do Central Banks Respond to Exchange Rate Movements? A Structural Investigation”, Journal of Monetary Economics, 54, 1069-1087.
- [13] Neiss, Katharine, and Edward Nelson, 2001, “The Real Interest Rate Gap as an Inflation Indicator”, Bank of England Working Paper, 130.
- [14] Nurkes, R., 1945, “Conditions of International Monetary Equilibrium”, Essays in international finance, Princeton University Press.
- [15] Swan, T “Long run problems of the Balance of Payments”, in Arndt, H and Corden, W (eds) The Australian

- Economy, Cheshire, Melbourne, 1963 (10): 35-40.
- [16] Stein, J. L., 1994, "The Natural Real Exchange Rate of the US Dollar and Determinants of Capital Flows", In John Williamson, Ed. Estimating equilibrium exchange rates, institute for international economics, Washington, D. C..
- [17] Stein, J. L., 1995, "The Fundamental Determinants of the Real Exchange Rate of the US Dollar Relative to the Other G-7 Countries", IMF working paper, WP/95/81, Washington.
- [18] Smets, F., and Wouters, R, 2007, "Shocks and Frictions in US Business Cycles: A Bayesian DSGE Approach", ECB Working Paper No 722.
- [19] Taylor, J., 1993, "Macroeconomic Policy in a World Economy: From Econometric Design to Practical Operation", New York: W.W. Norton.
- [20] Taylor, J., 1999, "A Historical Analysis of Monetary Policy Rules", in Monetary Policy Rules, Taylor, J. (ed.), NBER, 319-348. Chicago: University of Chicago Press.
- [21] Wicksell, 1965, Interest and Prices, Hahn, R.(Tans.), Kelley: New York.

Interest Rate and Exchange Rate Policy Coordination Under International Monetary Environment

Jin Zhongxia and Hong Hao

Abstract: This paper constructs, estimates, calibrates and simulates two-country DSGE model to analyze and explain the formation mechanism of equilibrium exchange rate and interest rate and the main reasons of disequilibrium were happened. Base on model simulation, the main conclusions includes: firstly, in closed or small open economy, with foreign interest rate been considered as exogenous variable, domestic interest rate and exchange rate achieve equilibrium at the same time. When exchange rate deviates from its equilibrium level, domestic interest rate would miss its equilibrium level as well, and vice versa. The pressure of domestic interest rate increases and currency appreciation appear simultaneously. It suggests that when estimating and calculating equilibrium exchange rate and interest rate, the relations between exchange rate and interest rate have to be taken into account. By coordinating and cooperating domestic interest rate and exchange rate policy, achieve domestic interest rate and exchange rate equilibrium simultaneously. Secondly, under international monetary environment, whether exchange rate will achieve its equilibrium level is not only associates with the state of domestic interest rate, but also relates to the state of foreign interest rate. When foreign interest rate imbalance, and there is lack of coordination and cooperation mechanisms between the two country's monetary policy, the domestic interest rate and exchange rate equilibrium will become an impossible task. Thirdly, for the optimal path adjustment of exchange rate and interest rate imbalances, the model suggests that it should adjust the one which has more disequilibrium than the other.

Key Words: Equilibrium Exchange Rate; Equilibrium Interest Rate; Monetary Policy

基于政策工具视角的我国货币政策冲击效应研究

陈浪南¹ 田磊²

【摘要】本文在SVAR框架下构建一种混合识别法以考察主要货币政策工具（公开市场业务、准备金率、利率工具）实施的冲击对产出和价格的影响。研究发现：（1）紧缩性货币政策冲击对产出和价格施加负向影响；公开市场卖出或提高准备金率引致的冲击对产出有更强的影响；利率工具冲击使价格经历一个更持久的下跌过程；（2）准备金率冲击和公开市场冲击对产出预测方差有更大解释份额，而利率冲击对价格的长期预测方差有更强解释力。

【关键词】货币政策；贝叶斯估计；符号限制识别法

一、引言与文献回顾

近年来，中国人民银行频繁运用多种政策工具实施紧缩或扩张的货币政策以应对产出和价格水平的波动。例如，在2006年第2季度至2008年第2季度的9个季度内，央行17次提高存款准备金率，8次提高基准利率；而在接下来的2个季度内，央行又先后数次降低存款准备金率和基准利率。与之对应的是，第一时间段内GDP季度同比平均增长率超过15%，CPI指数从1.26%的低点升至8.02%的高点；而2008年第3-4季度的GDP同比增长率和CPI指数则呈现显著下降趋势。那么，我国货币政策对产出和价格水平产生影响的强度和持续时间如何？不同政策工具实施的货币政策对产出和价格水平的影响有何异同？央行有无必要继续采用这种政策工具组合模式或做出改变？本文试图通过实证检验对上述问题做出回答。

理论上，央行可利用一种或多种政策工具（公开市场业务、再贴现率和准备金要求）通过中介目标变量（包括储备总量和利率两类）作用于最终变量来实施货币政策。比如，央行可通过公开市场卖出、提高准备金率或提高基准利率来施行紧缩性货币政策。具有明显政策意义的问题是，由某种政策工具实施的货币政策的效果如何？不同政策工具的效力有何差异？然而，研究这一主题的文献并不多。主要原因很可能在于，在20世纪80年代至此次金融危机前的较长时间段里，发达国家的中央银行主要利用一种政策工具即公开市场操作来施

¹ 陈浪南，中山大学岭南学院经济研究所

² 田磊，浙江理工大学经济管理学院

行货币政策。在美国，美联储首先设定目标联邦基金利率，然后通过公开市场业务操作使联邦基金利率逼近目标利率；再贴现率很少被使用；存款准备金率因被认为效力太大也很少被使用 (Mishkin, 2007), 因此，研究美国货币政策冲击效应的文献，比如 Christiano et al.(1996)、Bernanke & Mihov (1998)、Uhlig(2005)等都没有识别是哪一种货币政策工具实施的冲击。其他发达国家存在着类似的情形。

然而，我国正处于经济转型期，还未形成完善的货币政策传递渠道。为实现诸如稳定物价和促进增长的政策目标，我国货币当局常常综合使用几种政策工具(Zhang, 2009)。公开市场业务、准备金率和商业银行存贷款基准利率是中国人民银行常用的三种货币政策工具(Qin et al, 2005)。参考已有文献的分类，本文将通过直接调控基础货币或货币供应量的公开市场业务和准备金率称作数量型货币政策工具，将通过商业银行影响借贷行为和投资消费行为的利率工具称作价格型货币政策工具。

已有文献研究货币政策冲击效应的标准范式是，在 SVAR 框架下选择一个或几个工具目标变量作为货币政策变量，将工具目标变量的创新(innovations)看作货币政策冲击并利用传统的识别结构冲击的方法识别出(Christiano, Eichenbaum & Evans, 1999)。在研究欧美发达国家的货币政策时，非借出储备(non-borrowed reserves)或狭义货币供给被选作代表货币供给量冲击的政策变量；基准利率(比如联邦基金利率)被选作代表资金价格的政策变量(Christiano, Eichenbaum & Evans, 1996; Bernanke & Mihov, 1998 ; Ramaswamy & Sloek ,1998; Mojon & Peersman ,2003)。而在关于中国货币政策的研究文献中，货币政策变量的选择则多种多样。货币供给量 M2 或 M1 (Sun, Ford, & Dickinson, 2010; Fan, Yu, & Zhang, 2010)、信贷总量 (Dickinson & Liu,2007)、存贷款基准利率或它们的线性组合(Koivu,2009)，都已被选作过货币政策变量。这种方法仅能识别出货币政策冲击的发生，并不能进一步探究是哪一种政策工具实施的冲击，进而不能比较研究不同政策工具的有效性。需要提及的是，Qin et al.(2005)评估了中国人民银行的三种主要政策工具的作用效力，发现三种政策工具实施的货币政策冲击对实际产出的影响很小，但对价格和货币总量的影响显著。

国内学者也已从多个角度对我国货币政策的冲击效应进行了研究。陆军、舒元(2002)³发现预期到的与未预期到的货币政策都影响产出。赵进文、闵捷(2005)⁴、刘金全、郑挺国(2006)⁵、王立勇、张代强、刘文革(2009)⁶发现我国货币政策冲击在效果上表现出明显的

³陆军、舒元，“货币政策无效性命题在中国的实证研究”，《经济研究》，2002年第2期，第21-25页。

⁴赵进文、闵捷，“央行货币政策操作效果非对称性实证研究”，《经济研究》，2005年第2期，第26-34页。

⁵刘金全、郑挺国，“我国货币政策冲击对实际产出周期波动的非对称影响分析”，《数量经济技术经济研究》，2006年第10期，第24-33。

非对称性。孔丹凤等(2007)⁷的研究表明,沿海省份对货币政策的反应强于内陆省份。刘斌(2001)⁸通过构建 SVAR 模型识别货币政策冲击,发现冲击在短期会对实体经济部门产生影响,而对物价、货币供应量及贷款产生永久性影响。袁伟彦、李文溥(2010)⁹利用 SVAR 模型分析我国货币政策的汇率传递效应,发现传递效应明显,利率上升后价格下跌。王君斌等(2011)¹⁰利用 SVAR 模型考察扩张性货币政策冲击对产出、价格和消费的动态影响。结果表明,产出呈驼峰型增长后,经历倒驼峰型的超调过程,具有很强的产出持续性;通胀率上升且表现出很强惯性。上述文献从多视角研究了我国货币政策对产出和价格的影响,然而,许多文章并未运用识别结构冲击的 SVAR 来考察货币政策冲击的效果,这可能导致不能正确识别货币政策冲击。而且,运用 SVAR 模型的文献均是利用传统结构冲击识别法,未能进一步识别出政策工具。需要指出的是,赵文胜、张屹山(2012)¹¹利用 uhlig(2005)提出的符号限制识别法识别出货币政策冲击,并考察其对人民币汇率的影响,但也未将货币政策工具与冲击联系起来。

有关到结构冲击识别方法, Rubio-Ramirez et al. (2010) 根据施加约束对象的不同将识别结构冲击的方法分为两大类。一类是将识别条件施加在 VAR 模型的结构参数上, Christiano et al.(1996)提出的三角识别法和 Sims (1986), Bernanke & Mihov(1998), Sims & Zha (2006)等分别提出的非三角识别方法归于此类;第二类识别方法将约束条件施加在脉冲响应上, Blanchard & Quah (1989)、Gali (1992)属于此类。特别的,新近提出并正被广泛应用的符号限制识别方法,包括 Faust(1998)、Canova & Nicol(2002) 和 Uhlig(2005)也属于此类识别方法。相对于符号限制识别方法, Fry & Pagan(2011)将第一类和第二类中的 Blanchard & Quah (1989) 和 Gali (1992)称作传统识别方法。

作为传统识别方法的补充或替代,符号限制识别法的优点有:符号限制识别法根据经典经济学模型或广被接受的经验事实明确设定识别假设(或者说,明确呈现先验理论假设“p priori theorizing”),同时对感兴趣的内生变量的脉冲响应符号不做设定,而是让数据本身“说话”。这种做法厘清了识别假设和实证结论,最大程度的减弱了实证结果对特定识别假

⁶王立勇、张代强、刘文革,“开放经济下我国非线性货币政策的非对称效应研究”,《经济研究》,2010年第9期,第4-15页。

⁷孔丹凤、Bienvenido S.Cortes、秦大忠,“中国货币政策省际效果的实证分析:1980-2004”,《金融研究》,2007年第12期,第17-25页。

⁸刘斌,“货币政策冲击识别及我国货币政策有效性的实证分析”,《金融研究》,2001年第7期,第1-9页。

⁹袁伟彦、李文溥,“中国货币政策汇率传递效应及形成机制”,《管理世界》,2010年第12期,第53-64页。

¹⁰王君斌、郭新强、蔡建波,“扩张性货币政策下的产出超调、消费抑制和通货膨胀惯性”,《管理世界》,2011年第3期,第7-21页。

¹¹赵文胜、张屹山,“货币政策冲击与人民币汇率动态”,《金融研究》,2012年第8期,第1-14页。

设的依赖，让数据本身决定实证结果(Uhlig, 2005,p383-384)。正是由于符号限制识别法的识别假设立足于被学界广泛接受的先验理论假设,而不是像传统识别法中的递归识别假设依附于具体的内生变量排序，从而使符号限制识别法得到的实证结果更加稳健可信(Peersman, 2005)。

当然，符号限制识别法也有缺点，比如多重模型问题和多重冲击问题(Fry & Pagan, 2011)，特别是不能唯一识别问题（non-unique）被认为是主要的缺点（Bjornland、2009）。Fry & Pagan(2011)认为，当变量被同时影响（比如利率和汇率同时被影响）进而导致传统的循环识别方法难以施加短期参数约束时，可使用符号限制法识别结构冲击；而当单独识别货币政策冲击时，对参数施加短期约束的传统识别方法比较适合；而在更一般的情形下，当单独用零约束条件或符号约束条件无法达到识别目的时，Fry & Pagan(2011)建议把几种识别约束条件（主要包括零约束和符号限制约束）结合起来构建恰当的混合识别条件，以实现更好的识别。

显然，要识别由哪一种政策工具实施的货币政策冲击，单纯用符号限制识别法或传统识别法是不够的，需要构建由符号约束和零约束组成识别条件的混合识别法。鉴于此，本文试图通过构建一种混合识别方法，在一个 6 变量的 SVAR 模型中识别出由不同货币政策工具实施的冲击并比较每种冲击对产出和价格的影响。其中，混合识别法的识别条件是由识别紧缩性货币政策冲击的符号约束条件和一些根据三种货币政策工具特征设定的零约束识别条件构成。

余文安排如下，第二部分是 SVAR 下的传统识别法和符号限制识别法，第三部分是样本数据和混合识别法，第四部分是实证结果与分析，第五部分是研究结论和政策建议。

二、SVAR 框架下的冲击识别方法

（一）简约型 VAR

简约型 VAR 如下：

$$Y_t = B_{(1)}Y_{t-1} + B_{(2)}Y_{t-2} + \cdots + B_{(p)}Y_{t-p} + u_t, t = 1, \cdots, T \quad (1)$$

Y_t 是 $n \times 1$ 的内生变量向量， p 是滞后阶数， T 为样本长度， $B_{(i)}$ 为 $n \times n$ 系数矩阵， u_t 为协方差矩阵为 Σ 的白噪声。有时常数项或趋势项会加入 (1) 式。 u_t 的元素没有明确的经济意义，为此需引入 SVAR 模型。假设 ε_t 为 $n \times 1$ 的基本面冲击向量并且 $u_t = A\varepsilon_t$ ，

$\text{var}(\varepsilon_t) = I_n$, $\text{var}(u_t) = \Sigma = A\text{var}(\varepsilon_t)A' = AA'$, 即 n 个基本面冲击被假设为相互独立且方差被正规化为 1。

(二) 传统识别法

对变量之间的即时关系(contemporaneous relationships)添加约束是传统识别法的常用做法, 由于 A 的第 j 列表示第 j 个, 大小为一标准差的冲击(又称基本面冲击)对所有内生变量的当期影响, 因而识别一个冲击对内生变量的当期影响就是要识别 A 的某一行。 A 被设定为满秩矩阵, 即冲击的个数等于内生变量的个数。由 $AA' = \Sigma$ 可知识别 A 还需 $n(n-1)/2$ 个约束条件。比如 Christiano et al.(1996)提出的三角识别法将 A 设定为下三角矩阵, 即 Σ 的 Cholesky 分解。

(三) 符号限制识别法

近年来, 越来越多的实证研究者开始使用通过限制脉冲响应符号产生符合条件的脉冲响应集合的不可知识别方法(agnostic approaches)。Faust (1998), Canova & Nicolo (2002), 和 Uhlig (2005)分别提出了基本思想相同但形式稍微不同的符号限制识别法。实现符号约束识别法的基本思路是: 令 $B = [B_{(1)}, B_{(2)}, \dots, B_{(p)}]'$ 表示 (1) 式的系数矩阵, A 为 Σ 的 Cholesky 分解矩阵, $QQ' = I_n$ 为正交矩阵, 实现符号限制识别法等价于寻找正交矩阵集合 $Q \in \mathcal{Q}$, 使 $[B, Q' * A]$ 对应的脉冲响应函数满足符号限制条件 (Fry & Pagan, 2011; Rubio-Ramirez et al. 2010), Uhlig(2005)的估计方法具体地体现了这一思路。

首先给出一些定义。如果 $AA' = \Sigma$ 且 a 是 A 的某一行, 则 a 称作冲击向量, $a = \tilde{A}\alpha$, 其中 $\tilde{A}\tilde{A}' = \Sigma$ 且 α 为 n 维单位向量。Uhlig(2005)呈现的符号约束识别条件是: 一个紧缩性货币政策冲击不会引起价格上升和 M1 增加, 但会引起市场决定的短期利率增加¹²。这一假设意味着, 对于给定的时期 K , 利率对紧缩性货币政策冲击的脉冲响应是非负的, 而价格和 M1 的脉冲响应是非正的¹³。用 $\Theta(\hat{B}, \hat{\Sigma}, K)$ 表示符合符号限制的货币政策冲击向量的集合, 其中 $\hat{B} = [\hat{B}_1, \hat{B}_2, \dots, \hat{B}_p]$ 和 $\hat{\Sigma}$ 是 VAR 的 OLS 系数矩阵估计和协方差矩阵估计。

在贝叶斯估计框架下, Uhlig(2005)分三步实施符号约束识别法。第一步, Uhlig(2005)从 VAR 模型参数 (B, Σ) 的无约束 Normal-Wishart 后验分布和形式为单位球空间均匀分布的

¹²在中国可以假设一个紧缩性的货币政策冲击会引起银行间同业拆借利率上升。

¹³这里的符号约束仅应用于第 0 期至第 K 期的脉冲响应。

后验分布中抽取参数 (B, Σ, α) 。特别的, 不同于传统识别方法, a 的先验分布独立于 VAR 变量的排序, 即符号限制识别法产生的脉冲响应结果不会因 VAR 中变量顺序的变化而变化。第二步, 根据 $a = \tilde{A}(\Sigma)\alpha$ 求出 a 并计算每一个内生变量对 a 的脉冲响应。第三步, 检查产生的脉冲响应是否满足符号约束条件, 若满足则保留 a 的这一抽样, 否则丢弃这一抽样。重复 1-3 步足够多的次数, 然后根据得到的 a 的样本集计算相关统计量。

三、数据和混合识别法

(一) 数据

本文选取两类内生变量: ①一类变量是考察中国货币政策冲击效应时必需的内生变量, 这些变量对货币政策冲击的脉冲响应反映了货币政策冲击区别于其他基本面冲击的特征。在 Christiano et al.(1996)、Bernanke & Mihov (1998)等经典文献的 VAR 模型中, 产出、价格水平、货币市场基准利率、非借出储备是必需的 4 个内生变量, Uhlig(2005)提出的符号限制识别假设也是对上述变量的脉冲响应的符号进行设定。根据中国货币政策实践, 本文 VAR 模型中对应的此类变量是产出、CPI、M1、银行间隔夜拆借利率; ②一类变量是识别公开市场业务、准备金率和利率工具三类货币政策冲击所需要的变量, 此类变量分别是: 一年期贷款基准利率、非借出储备, 即本文的 VAR 模型包括 6 个内生变量。Fan et al.(2010) 认为真实货币供给量能更好地反映实际经济情况, 我们参照他们的做法将非借出储备和 M1 进行去通胀处理。6 变量数据均为月度数据, 样本区间为 2001 年 1 月至 2011 年 9 月, 6 变量原始数据均来自 wind 数据终端。

各变量选取和处理方法如下:

(1) 产出用工业增加值表示。需要说明的是, 国家统计局从 2006 年 12 月开始只发布工业增加值年度同比增长率而不再发布现价水平值, 本文根据国家统计局网站上公布的工业增加值年度同比增长率公式计算出 2006 年 12 月至 2011 年 9 月的现价水平值, 然后用基期为 2001 年 1 月的 CPI 环比序列去除通货膨胀因素得到实际产出。

(2) 在我国, M1 是中国人民银行设定的货币政策中介目标, 被定义为 M0 加上企事业单位活期存款。M1 反映居民和企业流动资金松紧变化, 是经济周期波动的先行指标, 因此, 已有的利用 VAR 模型研究中国货币政策冲击的文献, M1 或 M2 均是不可或缺的变量。根据经济理论和广被接受的经验事实 (Mishkin, 2007; Christiano et al.1996), 公开市场操作、调整准备金率和基准利率均能引致 M1 的变化, 由此本文的混合识别法设定紧缩性货币政策冲

击不会引致 M1 增加。

(3) 银行间隔夜拆借利率是我国重要的货币市场利率, 它的变动反映商业银行流动性变化。随着中国货币市场不断发展, 代表利率市场化方向的银行间同业拆借利率日益引起市场参与者和央行的关注, 并正在成为中国货币政策的一个重要工具目标变量。许多文献在 VAR 模型中将银行间同业拆借利率作为价格型货币政策变量 (Sun et al., 2010; Porter 和 Xu, 2009; 何东和王红林¹⁴, 2011)。

(4) 非借出储备指的是商业银行在央行的总储备减去央行对商业银行的再贴现贷款, 其与基础货币正相关 (Mishkin, 2007), 它的变动可由央行通过公开市场操作完全控制: 公开市场卖出将导致非借出储备下降。本文中, 非借出储备定义为货币当局资产负债表中的 ‘其他存款性公司存款’ 减去 ‘对其他存款性公司债权’。本文构建非借出储备时间序列并将其引入 VAR 模型的主要目的是为了识别央行通过公开市场卖出实施的紧缩性货币政策冲击, 换句话说, 非借出储备对应公开市场操作货币政策冲击。但只有力度足够大的公开市场卖出引致的紧缩性货币政策冲击能够产生符合符号约束条件的脉冲响应。

(5) 一年期金融机构贷款利率是我国的基准利率, 名义上由中国人民银行管制, 这是中国在货币政策工具方面与成熟市场经济国家的重要区别。在实践中, 人民银行常常根据宏观经济环境主动或被动地调整贷款基准利率, 此点意味着该基准利率与产出和 CPI 等关键宏观经济变量以一种非完全的市场决定的方式相互作用, 因此许多文献将贷款基准利率作为价格型货币政策变量引入 VAR 模型 (Koivu, 2009)。另一方面, 尽管中国的利率市场化改革在稳步推进, 商业银行可在贷款基准利率 [0.9 1.7] 倍的范围内对贷款定价, 但在多数情况下, 实际合同中的贷款利率仍跟随贷款基准利率的变化而变化, 因此, 中国人民银行在样本期内仍通过调整贷款基准利率施行货币政策, 同时, Porter & Xu (2009) 的研究表明, 贷款基准利率的波动对银行间同业拆借利率的波动具有重要影响。在本文的混合识别法中, 央行通过提高一年期贷款基准利率施行价格型紧缩货币政策。

估计 VAR 模型前, 首先对原始数据进行季节调整、利率数据之外的对数化、平稳性检验 (所有变量均为 I(1) 过程)。然后利用 R 中的 “VARS” 软件包考察 VAR 模型的滞后阶数。HQ 准则和 FPE 准则均显示 $p = 2$ ¹⁵。最后用不包括常数项的滞后阶数为 2 的 VAR 模型拟合样本数据 (水平值), 如上所述, “纯符号限制法” 是利用贝叶斯方法估计 VAR 模型, 而贝叶

¹⁴ 何东和王红林, “利率双轨制和中国货币政策实施”, 《金融研究》, 2011 年第 12 期, 第 1-18 页。

¹⁵ Canova (2010) 总结说: 相比于 AIC 和 BIC 准则, HQ 准则是最可取的。同时, 我们取 $p = 6$ 做稳健性检验, 实证结果稳健。

斯估计方法对非平稳数据是免疫的(Uhlig,2005)。

(二)混合识别法

要识别由公开市场卖出、提高法定准备金率和提高基准利率分别实施的三种紧缩性货币政策冲击,仅使用 Uhlig (2005) 提出的符号限制约束条件是不够的,因为其只能识别出货币政策冲击,而不能进一步识别出是哪一种政策工具实施的冲击,鉴于此,本文设定一些零约束并与 Uhlig (2005) 的符号限制约束一起构建混合识别法。本文使用 Uhlig(2005)的估计框架并做适当修改以实现混合识别法。

混合识别法的基本思路是:设定常规的符号限制识别条件用来区别货币政策冲击和其它结构冲击;对公开市场业务、准备金率和利率工具三种货币政策冲击施加于内生变量的即时影响分别设定短期约束条件,以识别出每一种货币政策工具冲击。

根据一些被普遍接受的经验事实(Uhlig,2005; Rafiqand,2008),本文设定常规的符号限制识别条件:紧缩性货币政策冲击不会引起价格上升和 M1 增加,但会引起市场决定的短期利率上升。

根据三种货币政策工具特点,本文设定如下短期约束识别条件:①中国人民银行可通过公开市场操作调控“非借出储备”,即通过公开市场卖出减少“非借出储备”。其他条件不变情况下,“非借出储备”减少导致基础货币减少,进而导致货币供给量 M1 减少。②法定准备金率通过改变货币乘数来调控货币供给量 M1。其他条件不变情况下,提高法定准备金率将导致货币供给量 M1 下降,同时本文认为,提高法定准备金不会导致存款金融机构在央行的总储备立刻增加,特别是在我国存款金融机构普遍拥有较高超额准备金率的情况下(Maino & Laurens, 2007)。据此本文假设提高法定准备金率不对非借出储备产生当期影响。③如前文所述,中国人民银行经常通过直接提高贷款基准利率来施行紧缩性货币政策,显而易见,本文设定的用于识别货币政策冲击的符号限制识别条件和贷款基准利率升高条件可以识别出该类货币政策冲击。另一方面,尽管 VAR 模型施加了贷款基准利率与其他内生变量同期变化的潜在约束,但基准利率的变化需要人民银行“激活”的事实仍然给我们充分的理由做如下识别假定:当人民银行实施公开市场卖出或提高法定准备金率时,贷款基准利率不做即时反应。这个设定将利率工具冲击与公开市场业务冲击、提高法定准备金率冲击区别开。上述符号限制和短期约束识别假设总结在表 1 中。

表 1 符号限制和短期约束识别条件

GDP	价格	一年期商业贷款基准利率	非借出储备	隔夜同业拆借利率	M1
-----	----	-------------	-------	----------	----

公开市场卖出	$\square$	≤ 0	当 $k=0$ 时 为 0 其他条件下为 $\square$	< 0	> 0	≤ 0
提高准备金率	$\square$	≤ 0	当 $k=0$ 时 为 0 其他条件下为 $\square$	当 $k=0$ 时 为 0 其他条件下为 $\square$	> 0	≤ 0
提高基准利率	$\square$	≤ 0	> 0	$\square$	> 0	≤ 0

说明：给定脉冲响应时期 k ，相关内生变量对某一货币政策工具实施的紧缩性货币政策冲击的脉冲响应被设定为非正 (≤ 0)、为正 (> 0) 和没有限定 $\square$

为了更加直观地呈现混合识别法的约束条件，借鉴 Mumtaz & Surico (2009)的做法，本文用一个结构式模型说明表 1 中的当期约束条件。如前文所述，VAR 模型中包括实际产出 (lv)、CPI(lc)、一年期贷款基准利率(i)、非借出储备(nb)、M1(lm)、银行间隔夜拆借利率(di)共 6 个内生变量，对应的，简化式 VAR 模型中的新息 $u_t(6 \times 1)$ 可写为 $u_t = (u_{lv} \ u_{lc} \ u_i \ u_{nb} \ u_{lm} \ u_{di})'$ ，结构新息 $\varepsilon_t(6 \times 1)$ 则可写为 $\varepsilon_t = (\varepsilon_{AD} \ \varepsilon_{AS} \ \varepsilon_i \ \varepsilon_{oms} \ \varepsilon_{rrr} \ \varepsilon_x)'$ ，其中， ε_{AD} 表示总需求冲击、 ε_{AS} 表示总供给冲击、 ε_i 表示提高一年期贷款基准利率引致的紧缩性货币政策冲击、 ε_{oms} 表示公开市场卖出引致的紧缩性货币政策冲击、 ε_{rrr} 表示提高准备金率引致的紧缩性货币政策冲击、 ε_x 则表示仅对银行间隔夜拆借利率具有当期影响的结构冲击。此时，就可将表 1 中呈现的短期约束识别条件用结构式模型表示出，同时，根据 AS-AD 模型设定总需求和总供给冲击对相关内生变量的当期影响符号，即总需求冲击 ε_{AD} 发生当期，产出和价格水平正向变动，货币政策变量正向变动；总供给冲击 ε_{AS} 发生当期，引致产出正向变动价格水平负向变动 (Peersman 2005; Mumtaz & Surico 2009)。由此对 A 施加如下约束：

$$\begin{pmatrix} u_{lv} \\ u_{lc} \\ u_i \\ u_{nb} \\ u_{lm} \\ u_{di} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} + & + & 0 & 0 & 0 & 0 \\ + & - & 0 & 0 & 0 & 0 \\ + & \times & + & 0 & 0 & 0 \\ + & \times & - & - & 0 & 0 \\ + & \times & - & - & - & 0 \\ + & \times & + & + & + & + \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_{AD} \\ \varepsilon_{AS} \\ \varepsilon_i \\ \varepsilon_{oms} \\ \varepsilon_{rrr} \\ \varepsilon_x \end{pmatrix} \quad (2)$$

其中，“ $\times$ ”表示影响不确定，“+”表示正向影响，“-”表示负向影响，“0”表示不产生影响。

为了更清楚地说明混合识别法的作用机制, 本文呈现下面的识别步骤¹⁶: 首先利用常规的符号限制识别条件把货币政策冲击与其他三类结构冲击区别开, 识别出货币政策冲击; 接着, 利用“公开市场卖出冲击引致非借出储备当期下降, 同时不对基准利率产生当期影响”的识别条件识别出公开市场卖出冲击; 利用“提高金融机构一年期贷款利率导致基准利率当期升高”的识别条件识别出提高基准利率货币政策冲击, 也就是说, 本文的 SVAR 模型中有两类数量型货币政策冲击, 一类价格型货币政策冲击, 当一类货币政策冲击未对基准利率产生当期影响时, 可以推知其是数量型冲击, 再则, 如果此种数量型冲击未对非借出储备产生当期影响, 则可推知其是由提高准备金率引致的冲击, 即用排除策略识别出准备金率冲击¹⁷。

四、实证结果与分析

Scholl & Uhlig(2008)认为使用符号限制识别方法研究货币政策冲击时太长或太短的脉冲响应限制期限都不合适并建议选择中间值, 一般取 $k=5$ 。参考已有文献, 本文将 $k=5$ 时的实证结果作为基准结果。

(一) 脉冲响应

各内生变量对公开市场卖出冲击、提高法定准备金率冲击和提高贷款基准利率冲击的脉冲响应呈现于图 1-3。从图 1-3 可以看出: ①紧缩货币政策冲击导致产出下降, 其中数量型货币政策工具冲击的产出效应强于利率工具冲击对应的产出效应。②紧缩货币政策冲击导致价格下降, 相比于数量型政策工具冲击, 价格在利率工具冲击下呈现一个更加持续和缓慢的下降过程。③在紧缩货币政策冲击下, 非借出储备、M1、银行间隔夜拆解利率和一年期贷款基准利率的脉冲响应均与相关经济理论和经验事实相符¹⁸。

对于实际产出, 三种货币政策工具冲击下的脉冲响应形状类似, 但大小和关键点有区别。在由公开市场卖出实施的紧缩冲击下, 实际产出即时下降近 1%, 然后在冲击发生后的 1-2 个月内回调至-0.75%左右, 在冲击发生大约 6 个月后到达脉冲响应的最低点, 随后在接下来

¹⁶ 在实际识别过程中, uhlig (2005) 一步就实现了识别, 此处的识别步骤只是为了更清楚地说明每个识别条件的作用。

¹⁷ 需要说明的是, 上述分析表明非借出储备对应公开市场业务冲击, 一年期贷款基准利率对应利率货币政策冲击, 那么, 为何没有内生变量对应准备金率货币政策冲击呢? 事实上, 在符号限制识别法下, 内生变量和结构冲击并不需要呈现一一对应关系。例如, Enders et al.(2011)利用 Uhlig (2005)符号限制识别法, 在一个 8 变量的 VAR 模型中识别三种结构冲击(财政政策冲击、货币政策冲击和技术冲击), 8 个内生变量中并没有具体的哪一个变量与技术冲击明确对应, 然而, 符号限制识别法可通过对相关内生变量(私人消费、产出、投资和名义利率)的脉冲响应符号进行设定以识别出技术冲击, 同样的道理, 本文的混合识别法可识别出准备金率货币政策冲击。

¹⁸ 现实中, 以 1 年期贷款利率为代表的管制利率的变动需要中国人民银行调节, 此点意味着: 当中国人民银行利用公开市场卖出或提高法定准备金率实施紧缩货币政策冲击时, 1 年期贷款利率的变动不大可能有大的变化, 从图 1、图 2 的脉冲响应可知, 尽管符号为负, 1 年期贷款利率的变动幅度很小, 且较快速地回复到稳态水平, 因此, 本文认为 1 年期贷款基准利率的脉冲响应结果是可以接受的。

的4年半时间里经历一个缓慢又持续的回复过程,5年后实际产出几乎回复到冲击前水平。在由提高准备金率引致的紧缩冲击下,实际产出的即时下降幅度和回调幅度都显得更大一些,脉冲响应的最低点出现在冲击发生2-3个月后。本文试图以两种货币政策工具在传导机制方面的特征为切入点解释上述差异。首先,央行实施公开市场卖出操作,卖出一定数量的证券给银行,银行在央行的总储备减少,假定央行的再贴现贷款当期不变,则总储备减少将引致非借出储备当期减少,随着时间推移,总储备减少通过货币乘数效应引致货币供给量(M1)减少,进而产生紧缩性货币政策冲击。当央行在公开市场上出售一定数量的证券来实施公开市场卖出时,是部分而不是所有的商业银行中标买到证券,也就是说,这一操作最初只影响一部分银行的流动性,其需要一段时间将流动性紧缩效应扩展到整个银行系统,这一特征有可能削弱该类冲击的当期效应。其次,当央行提高法定准备金率时,商业银行在当期可使用超额准备金缴纳法定准备金的增加部分,由此金融机构在央行的总储备并未发生变化,假定央行的再贴现贷款当期不变,则非借出储备当期不变,然而,法定准备金率的提高导致货币乘数降低,随着时间的推移,同样数量的基础货币创造出的货币供给量将减少,进而产生紧缩性货币政策效果。当央行提高法定准备金率时,紧缩冲击是对所有银行(或某一类银行)产生相同又迅速的影响,这一特征很可能引致此类冲击对银行系统产生更强更迅速的流动性紧缩效应¹⁹。

尽管由利率工具实施的紧缩性冲击对实际产出的影响明显弱于数量型政策工具冲击对应的影响,但提高利率产生的负向冲击效应仍清晰可辨。本文的这一结论不同于Uhlig(2005)、Rafiq & Mallick (2008)从发达国家实证中得到的货币中性结果,也不同于利率政策对中国实体经济影响较小的结论(Koivu,2009)。事实上,过去十余年,高利率敏感性消费,诸如汽车、房地产信贷消费,占居民总消费的比例逐步提高,同时,工业增加值中非国有企业占比在2001年为81.9%,而在2009年这一比例超过91.7%,显然,非国有企业投资行为具有更高利率敏感性。消费和非国有企业投资是我国总需求的重要组成部分,因而在过去十余年利率政策可通过总需求对产出和价格水平产生重要影响。

对于价格,数量型货币政策工具冲击施加的影响与利率工具冲击对应的影响有比较明显的差异。在公开市场卖出冲击下,价格即时下降0.1%左右,然后在接下来的一年内比较平滑地下降到-0.2%左右的低点,之后就经历一个非常微弱的驼峰型下降过程;在提高准备金率的冲击下,价格呈现出比较类似的脉冲响应过程,一个可辨的区别是冲击发生后价格更快地下降到相对低的水平;而在利率工具冲击下,价格经历一个漫长的持续性下跌过程,从冲

¹⁹ 需要特别说明的是,本文中的非借出储备和M1已进行去通胀处理,因而在图1-2中两变量的脉冲响应并未呈现明显的,逐渐减弱的过程,若使用名义非借出储备和M1,则2变量对应的脉冲响应将呈现与理论预测一致的动态变化过程。相关结果备案。

击发生时的-0.1%缓慢下降到5年后的-0.3%，这一结果符合经典的利率作用机制和 Bernanke & Gertler(1995)提出的信贷作用机制。

总的说来，脉冲响应结果表明，数量型货币政策工具实施的冲击对产出和价格发生作用迅速，初期影响较大；利率工具冲击对产出和价格发生作用缓慢，初期影响较弱，但对价格的影响效力持久，这一结果与人们对两类政策工具作用特征的常识判断相符。

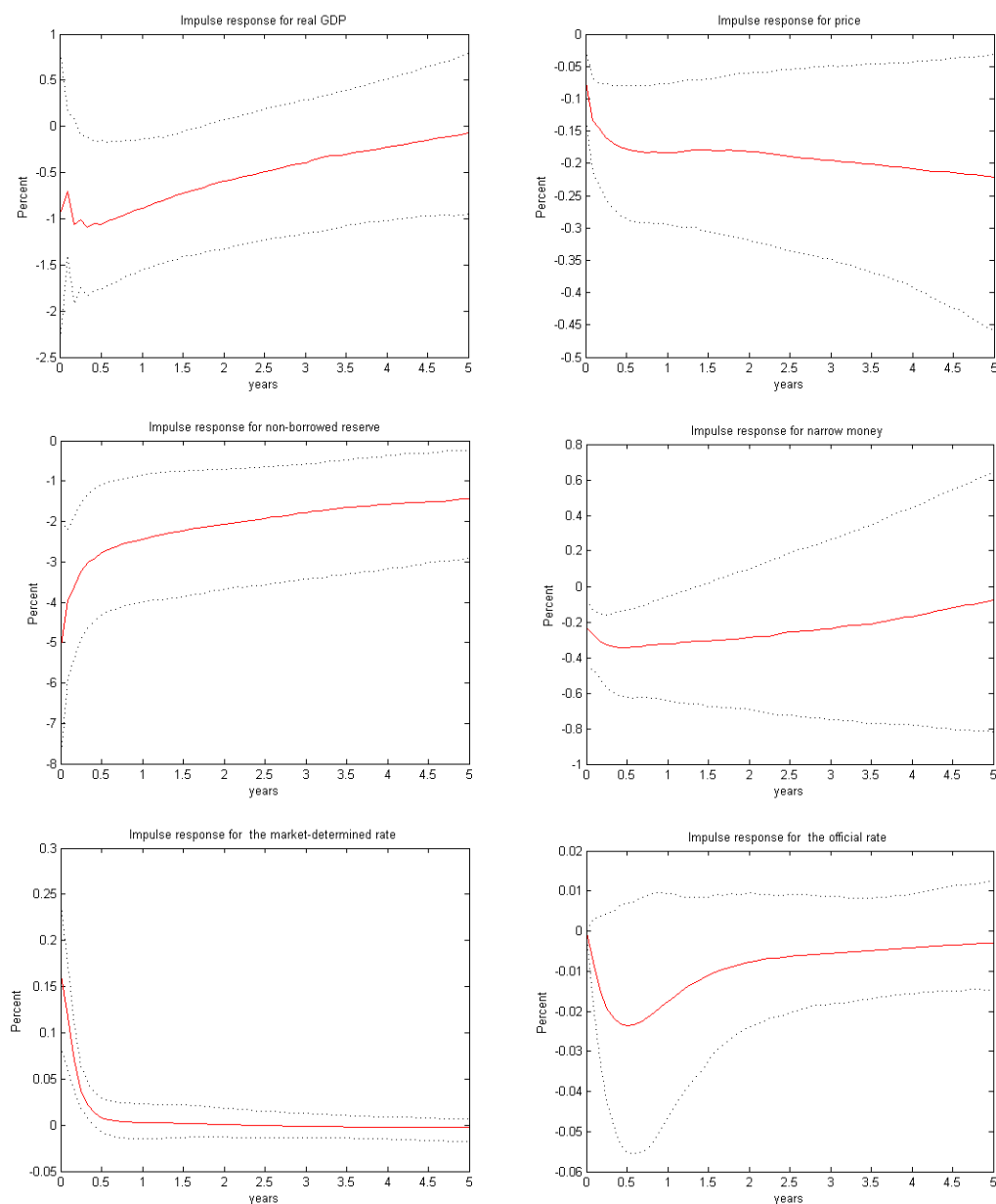


图1 公开市场卖出引致冲击的脉冲响应

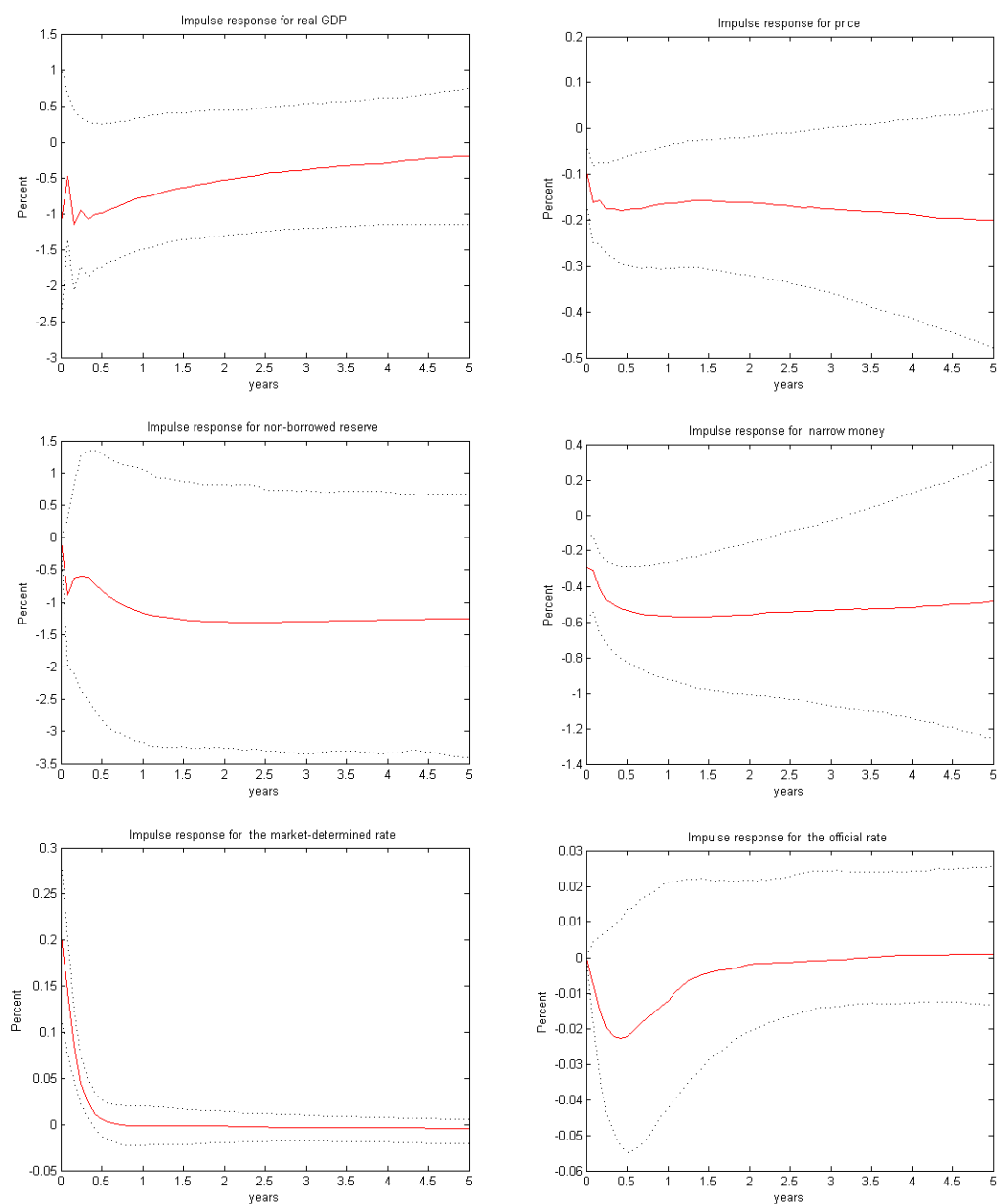
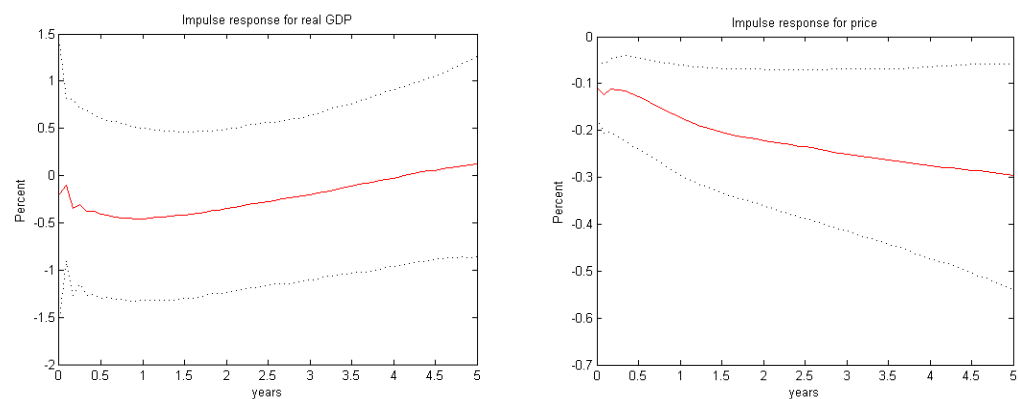


图2 提高准备金率引致冲击的脉冲响应



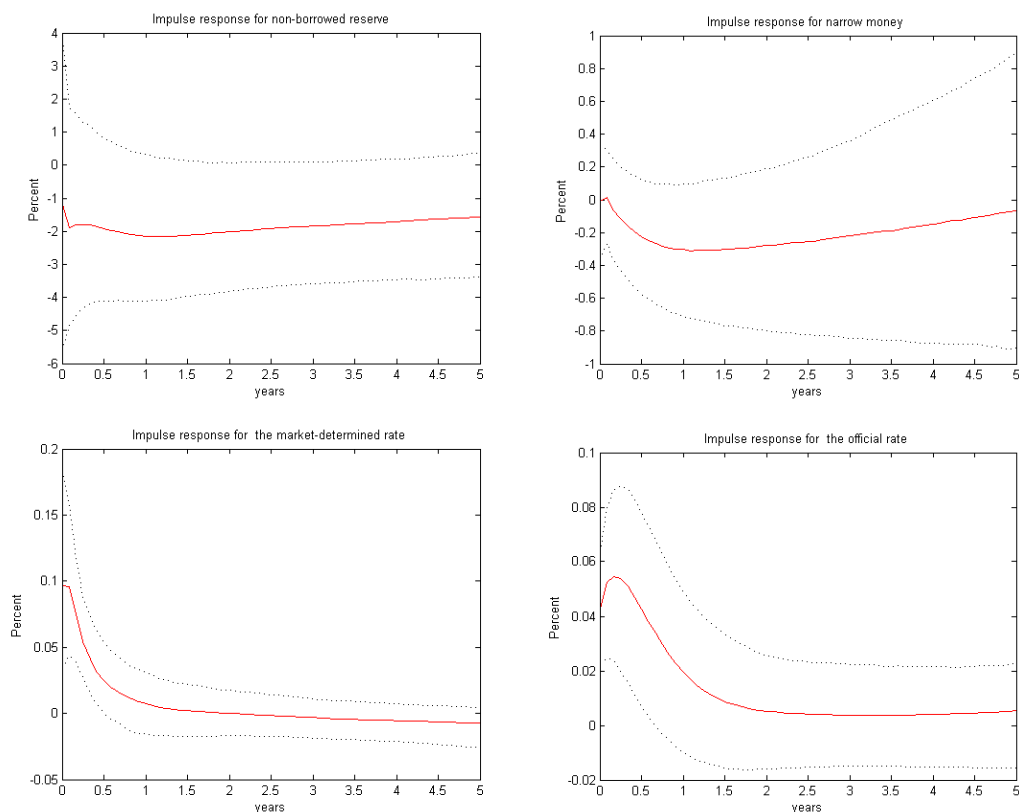


图 3 提高贷款基准利率引致冲击的脉冲响应

(二) 方差分解

表 2 概括了方差分解结果，与脉冲响应结果相对应，方差分解结果与每种货币政策工具的特点相符。在实际产出方差分解中，数量型政策工具引致的冲击，特别是提高准备金率引致的冲击，对实际产出预测方差的解释份额要明显大于价格型政策工具引致冲击对应的解释份额，冲击发生后的一年内，数量型政策工具引致冲击的解释份额约为价格型政策工具冲击解释份额的 2 倍；从时间维度分析，三种冲击对实际产出预测方差解释份额的峰值均在冲击发生后 6 个月左右的时点出现。

价格方差分解结果显示，相比于数量型货币政策工具冲击，利率工具冲击拥有更大的长期预测方差解释份额，此结果表明由利率工具实施的紧缩性货币政策对价格有更持久的影响。

表 2 方差分解结果

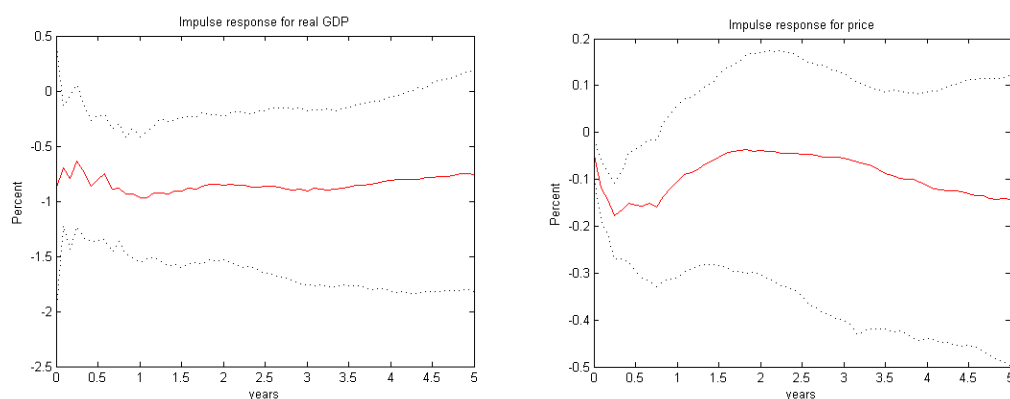
政策工具	公开市场卖出	提高法定准备金率	提高贷款基准利率
产出			
当月	0.1	0.15	0.057
6 个月后	0.19	0.22	0.073
12 个月后	0.12	0.11	0.058

36 个月后	0.042	0.064	0.048
价格			
当月	0.041	0.061	0.1
6 个月后	0.088	0.054	0.05
12 个月后	0.076	0.051	0.091
36 个月后	0.081	0.053	0.147

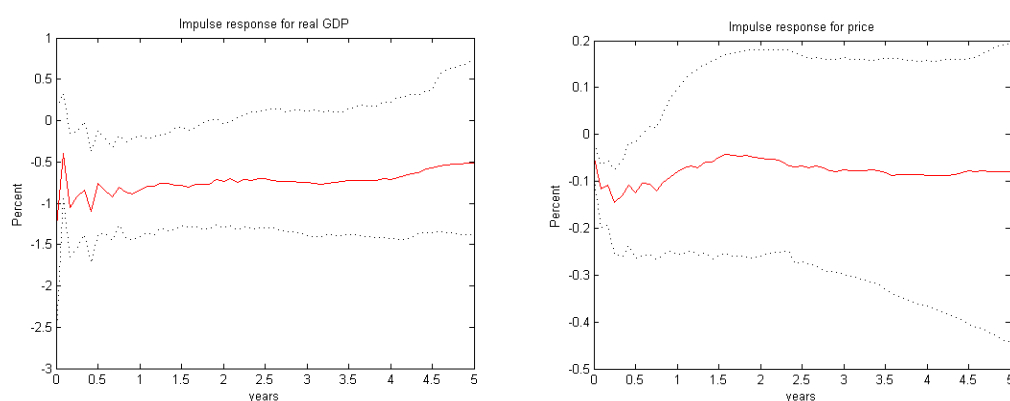
(三) 稳健性检验

取 VAR 模型的滞后阶数为 6 对基准结果进行稳健性检验²⁰。如图 4 所示, 实际产出和价格的脉冲响应结果在总体上保持稳健, 尽管在公开市场卖出和提高准备金率情形下价格的脉冲响应出现了较明显的驼峰型。

公开市场卖出引致冲击的脉冲响应



提高准备金率引致冲击的脉冲响应



²⁰我们还分别做了利用 7 天同业拆借利率代替隔夜拆借利率、利用名义非借出储备和 M1 进入 VAR; 将常数项放入 VAR, 两种稳健性检验, 发现本文呈现的主要结论保持稳健。结果备索。

提高贷款基准利率引致冲击的脉冲响应

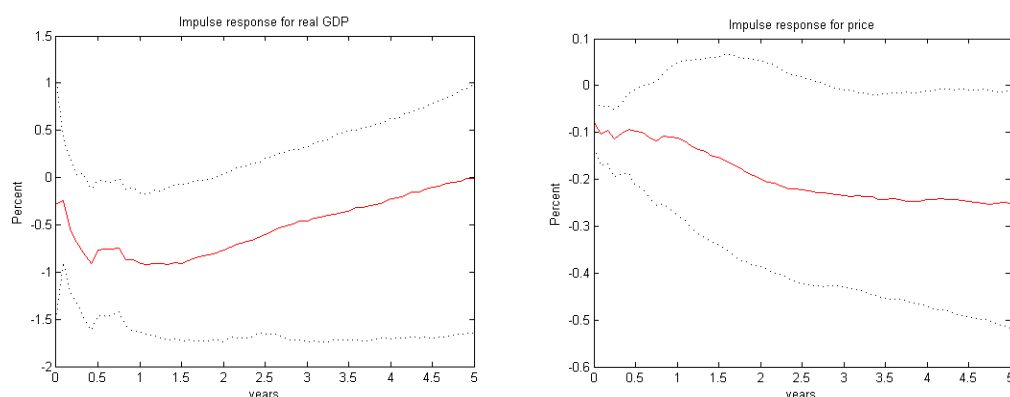


图 4 稳健性检验结果

(四) 与 Cholesky 分解识别法比较

作为对比,分别以非借出储备和一年期贷款基准利率作为货币政策变量,利用 Cholesky 分解识别法(Christiano et al, 1996)考察紧缩性货币政策冲击的影响。两种设定对应的 VAR 变量顺序分别为 $(lv_t, lc_t, i_t, nb_t, di_t, lm_t)$ 和 $(lv_t, lc_t, i_t, di_t, nb_t, lm_t)$ 。图 5 呈现了两种设定下实际产出和价格的脉冲响应²¹,对比图 5 和图 1-3,发现两种识别方法下的结果在本质上是一致的,但也有明显的区别。

对于实际产出,由于 Cholesky 分解识别法设定产出的最初反应为 0,导致其在冲击发生初期的下降幅度小于混合识别法下对应的下降幅度,但随着脉冲响应期限 k 的增大,以非借出储备作为货币政策变量的脉冲响应与混合识别法下的脉冲响应越发相似。然而,一年期贷款基准利率情形下的产出脉冲响应并未出现混和识别法下的明显回复现象。

Uhlig(2005)认为,是否设定产出的最初反应为 0 是造成冲击发生初期两种识别法脉冲响应结果不同的关键原因。Peersman(2005)指出:传统识别法产生的脉冲响应是符号限制识别法中满足符号限制条件的脉冲响应的一个样本点,由此可解释两种方法对应的脉冲响应在数值上的差异。

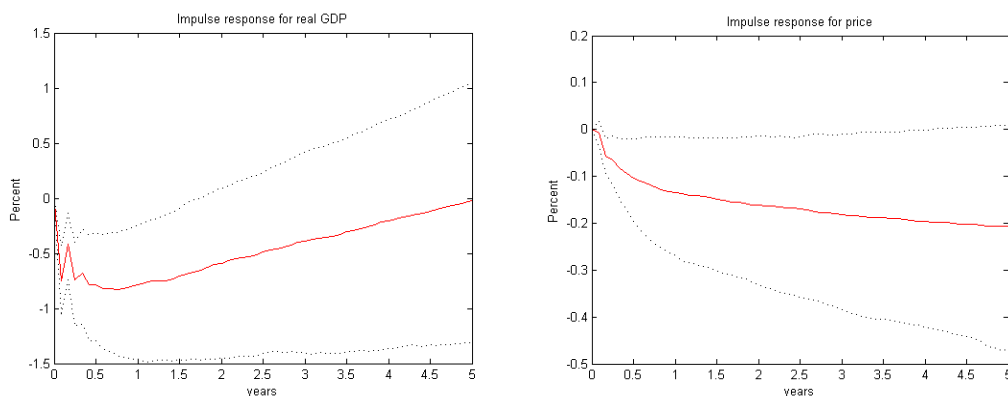
对于价格,Cholesky 分解识别法中出现的经典“price puzzle”现象在一年期贷款基准利率作为货币政策变量时出现而在非借出储备情形下未出现,这一结果与 Christiano et al.(1996)用美国数据得出的结果一致。

尽管未给出,Cholesky 分解识别法产生的其他内生变量的脉冲响应和方差分解结果大多与混合识别法对应的结果一致,也与传统观点和经验事实相符。

²¹其他内生变量的脉冲响应和方差分解结果备案。

上述结果一方面说明 Cholesky 分解识别法分别利用非借出储备和一年期贷款基准利率作为数量型和价格型货币政策变量的做法是合适的, 另一方面说明混合识别法对不同货币政策工具实施的冲击进行了准确的识别。

非借出储备作为货币政策变量时的脉冲响应



基准贷款利率作为货币政策变量时的脉冲响应

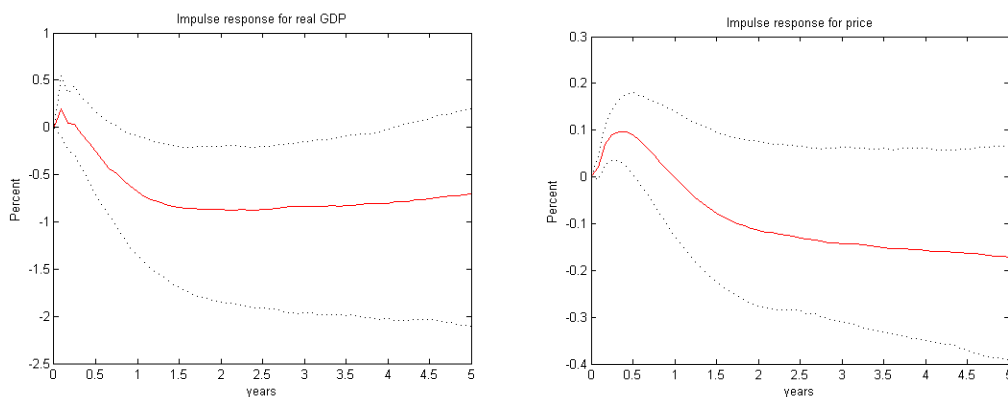


图5 Cholesky 分解识别法下脉冲响应结果

五、结论和政策启示

本文在 SVAR 框架下构建一种结合纯符号限制识别条件和传统识别条件的混合识别法, 考察分别由公开市场操作、准备金率和利率工具实施的货币政策冲击对产出和价格的影响。这种混合识别方法不仅可以考察货币政策冲击的效果, 而且可以将冲击与央行的某一政策工具联系起来, 从而可以考察货币政策工具的作用特征。

实证结果发现, 由数量型货币政策工具实施的紧缩冲击对实际产出有更强的影响; 由价格型货币政策工具实施的紧缩冲击对实际产出的影响相对较弱, 但对价格有更持续的影响。总体而言, 混合识别法下产生的实证结果与传统观点相符, 更为重要的是, 每种货币政策工具对应的结果与该种工具的特征相符。

考虑到我国货币政策的主要目标是保持物价稳定并以此促进经济增长,建议央行今后在实施紧缩性货币政策时可更多地利用利率工具。这是因为,与公开市场卖出和提高准备金率相比,提高利率有更大的概率使价格经历一个持续时间长的下跌过程。同时,公开市场业务操作和准备金率也不可或缺,但使用准备金率时应注意可能引致的经济过度波动。

参考文献

- [1] Bernanke, B. S. and M. Gertler, 1995, "Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission." *The Journal of Economic Perspectives* 9(4): 27-48.
- [2] Bernanke, B. S. and I. Mihov, 1998, "Measuring Monetary Policy", *The Quarterly Journal of Economics*, 113(3): 869-902.
- [3] Blanchard, O. J. and D. Quah, 1989, "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances", *American Economic Review*, 79(4): 655-673.
- [4] Bjornland, 2009, "Monetary policy and exchange rate overshooting: Dornbusch was right after all", *Journal of International Economics* 79 :64-77
- [5] Canova, F., 2010, "VAR models with applications to the transmission of monetary policy shocks", lecture material in http://www.crei.cat/people/canova/var_uab.pdf.
- [6] Canova, F., Nicol, G.D., 2002, "Monetary disturbances matter for business fluctuations in the G-7", *Journal of Monetary Economics*, 49: 1131-1159.
- [7] Christiano, L.J., Eichenbaum, M., Evans, C., 1996, "The effects of monetary policy shocks: evidence from the flow of funds", *Review of Economics and Statistics*, 78, 16-34.
- [8] Christiano, L.J., Eichenbaum, M., Evans, C., 1999, "Monetary policy shocks: what have we learned and to what end?", *Handbook of Macroeconomics*, edition 1, 65.
- [9] Dickinson, David, and Jia Liu, 2007, "The Real Effects of Monetary Policy in China: An Empirical Analysis," *China Economic Review*, 18, 87-111.
- [10] Enders, Z., G. J. Müller, et al, 2011, "How do fiscal and technology shocks affect real exchange rates?: New evidence for the United States." *Journal of International Economics* 83(1): 53-69.
- [11] Fan, L., Yu, Y., Zhang, C., 2010, "An empirical evaluation of China's monetary policies", *Journal of Macroeconomics* 33:358-371.
- [12] Faust, J., 1998, "The robustness of identified VAR conclusions about money", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 49:207-244.
- [13] Faust, J., Rogers, J.H., 2003. "Monetary policy's role in exchange rate behavior". *Journal of Monetary Economics* 50:1403-1424.
- [14] Fry, R., Pagan, A., 2011, "Sign restrictions in structural vector auto-regressions: a critical review", *Journal of Economic Literature*, 49(4):938-960.

- [15] Gali, J., 1992, "How well does the IS-LM model fit postwar US data?" *The Quarterly Journal of Economics*, 107(2): 709.
- [16] He, Dong and Wang, Honglin, "Dual-track Interest Rates And Conducts of Monetary Policy In China", *Journal of Finance Research*, 2011(12), 1-18. (in Chinese)
- [17] Koivu, T., 2009, "Has the Chinese economy become more sensitive to interest rates? Studying credit demand in China." *China Economic Review*, 20:455-470.
- [18] Kong DanFeng, Bienvenido S. Cortes, Qin DaZhong, "An Empirical Investigation Of Monetary Policy's effect On Provinces In China: 1980-2004", *Journal of Finance Research*, 2007(12), 17-25. (in Chinese)
- [19] Lu Jun and Shu Yuan, "An Empirical Study about Monetary Policy's ineffectiveness In China", *Economic Research Journal*, 2002(2), 21-25. (in Chinese)
- [20] Liu Bin, "An Identification Of China's Monetary Policy Shocks", *Journal of Finance Research*, 2001(7), 1-9. (in Chinese)
- [21] Liu JinQuan and Zheng TingGuo, "A Study of Chinese Monetary Policy's Asymmetric Effect On Real Output", *Journal Of Quantitative And Technical Economics*, 2006(10), 24-33. (in Chinese)
- [22] Maino, R., Laurens, B., 2007, "China: Strengthening Monetary Policy Implementation", IMF Working Papers 7014, 1-51.
- [23] Mishkin, F.S., 2007, "The economics of money, banking, and financial markets", Pearson education.
- [24] Mojon B, Peersman G. 2003, "A VAR description of the effects of monetary policy in the individual countries of the euro area", *Monetary policy transmission in the Euro area*, 56.
- [25] Mumtaz, H. and P. Surico, 2009, "The Transmission of International Shocks: A Factor - Augmented VAR Approach." *Journal of Money, Credit and Banking* 41: 71-100
- [26] Nathan Porter and TengTeng Xu, 2009, "What Drives China's Interbank Market", IMF Working Paper.
- [27] Peersman, G., 2005, "What caused the early millennium slowdown? Evidence based on vector autoregressions", *Journal of Applied Econometrics*, 20, 185-207.
- [28] Rafiqand, S., 2008, "The effect of monetary policy on output in EMU3: A sign restriction approach", *Journal of Macroeconomics* 30, 1756-1791.
- [29] Ramaswamy R, Sloek T, 1998, "The real effects of monetary policy in the European Union: What are the differences?" *Staff Papers-International Monetary Fund*, 374-396.
- [30] Porter, Nathan and Xu, TengTeng, 2009, "What Drives China's Interbank Market?", *IMF Working Papers*, WP/09/189.

- [31] Qin, Duo, Pilipinas Quising, Xinhua He, and Shigou Liu, 2005, "Modeling Monetary Policy Transmission and Policy in China," *Journal of Policy Modeling*, 27, 157-175.
- [32] Rafiqand, S., 2008, "The effect of monetary policy on output in EMU3: A sign restriction approach", *Journal of Macroeconomics*, 30, 1756-1791.
- [33] Rubio-Ramirez, J.F., Waggoner, D.F., Zha, T., 2010, "Structural vector autoregressions: Theory of identification and algorithms for inference", *Review of Economic Studies* 77, 665-696.
- [34] Scholl, A., Uhlig, H., 2008, "New evidence on the puzzles: Results from agnostic identification on monetary policy and exchange rates", *Journal of International Economics*, 76, 1-13.
- [35] Sims, C. A. ,1986,"Are forecasting models usable for policy analysis?", *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, 10(1): 2-16.
- [36] Sims, C. A. and T. Zha,2006, "Were there regime switches in US monetary policy?" *American Economic Review*, 96(1): 54-81.
- [37] Sun, L., Ford, J., Dickinson, D.G 2010, "Bank loans and the effects of monetary policy in China: VAR/VECM approach". *China Economic Review* ,21, 65-97.
- [38] Uhlig, H., 1994, "What macroeconomists should know about unit roots: a Bayesian perspective", *Econometric Theory* 10, 645-671.
- [39] Uhlig, H., 2005, "What are the effects of monetary policy on output? Results from an agnostic identification procedure", *Journal of Monetary Economics* 52, 381-419.
- [40] Wang JunBin、Guo XinQiang、Cai JianBo, "The Output Overshooting、Consumption Restrained and Inflation Inertia Under Expansionary Monetary Policy", *Management World*, 2011(3),7-21. (in Chinese)
- [41] Wang LiYong、Zhang DaiQiang、Liu WenGe,"A Research On Asymmetric Effects of Chinese Nonlinear Monetary Policy In Open Circumstances", *Economic Research Journal*, 2010(9), 4-15. (in Chinese)
- [42] Yuan WeiYan Li WenFu, "The Effects Of China's Monetary Policy On Exchange Rate", *Management World*, 2010(12), 53-64. (in Chinese)
- [43] Zhao JinWen、Wen Jie,"An Empirical Research Of China Monetary Policy Operations' Asymmetric Effects", *Economic Research Journal*, 2005(2), 26-34. (in Chinese)
- [44] Zhao WenSheng、Zhang Yishan, "Monetary Policy Shocks and RMB Exchange Dynamics", *Journal of Finance Research*, 2012(8), 1-14. (in Chinese).
- [45] Zhang, W., 2009, "China's monetary policy: Quantity versus price rules", *Journal of Macroeconomics* 31,

Effects of China's monetary policy shocks: a perspective of instruments

Langnan Chen Lei Tian

Abstract: We evaluate and compare effectiveness of main instruments (i.e. open market operation, required reserve ratio and interest rates) of the PBOC through developing a mixed identification method that combines pure sign restrictions with some short restrictions in a structural VAR model. We find a contractionary monetary policy shock exerts negative effects on real output and price. In terms of impulse responses and variance decomposition, RRR and open market operation shocks bring stronger effects on real output while interest rate shock influences price dynamics more powerfully.

中国货币政策通胀指标的选择研究

——基于消费者货币定价的动态随机一般均衡分析

王爱俭¹ 刘 珏²

【摘要】通胀指标的选择是货币当局长期关心的重要问题。本文在消费者货币定价模式的基础上构建了一个开放经济条件的两国动态随机一般均衡（DSGE）模型，通过实证模拟考察在技术冲击条件下央行盯住消费者价格指数对中国经济主要宏观经济变量的影响，并进一步探讨冲击的理论传导机制。模拟显示，技术冲击对两国的消费者价格指数没有影响，并且在货币政策约束下能够使短期出现剧烈波动的PPI指数迅速恢复平稳。在技术进步的冲击下，央行实施盯住消费者价格指数的最优货币政策能够有效维持经济增长、改善贸易条件、维护汇率稳定，说明盯住消费者价格指数的最优货币政策在本国货币定价模式下更加合理。

【关键词】消费者货币定价；通胀指标；动态随机一般均衡模型

一、引言

在动态考察宏观经济波动问题时，通胀指标往往受到政策制定者与经济参与者的广泛关注。在市场经济体制下，通胀指标可以十分明确地反映市场供求关系变动的信息，从而进一步指导政策制定者和经济参与者采取下一步的行动。在央行的货币政策框架中，通胀水平的监测始终占据着不可动摇的核心地位，无论是欧美等金融发达国家还是如印度、巴西这样的发展中国家，他们密切关注着通胀水平的变化。即使当前中国面临着经济增长速度放缓的风险，央行也由于通胀水平的相对稳定并没有放松政策。

在通货膨胀指标选择过程中，政策制定者们（特别是实施通货膨胀目标制的国家）在选择观测指标时往往在盯住消费者价格指数（Consumer Price Index, CPI）还是生产者价格指数（Producer Price Index, PPI）之间存在争议。在过去很长一段时期内，大部分中央银行一般将PPI作为通货膨胀的替代指标进行监测，其主要原因在于PPI指数反映生产环节的价格

¹ 王爱俭，天津财经大学副校长，天津财经大学金融系教授，中国滨海协同创新中心主任

² 刘 珏，天津财经大学博士研究生

水平，具有较高的市场敏感度，而央行在监测 PPI 指数时更能够把控通胀水平的变化趋势，从而提高决策的准确率。随着全球经济一体化的迅速推进，汇率波动在国际贸易过程中的作用愈发显著，各国的商品生产部门（特别是进出口企业）在进行商品定价过程中，其定价行为也开始由生产者货币定价（Producer Currency Pricing, PCP）转变成为消费者货币定价（Local Currency Pricing, LCP）。生产者货币定价实质上是一种通过出口商国家货币进行计价的定价方式，此时汇率波动对最终消费者的传递效应是完全的，即一价定律成立；消费者货币定价事实上是一种通过进口商国家货币进行计价的定价方式，出口商制定商品价格时不考虑汇率波动影响，可以充分利用价格歧视策略获取最大收益，此时一价定律不成立。中国在国际贸易体系中的地位逐步提高，使其在对外贸易过程中本国厂商也逐渐掌握了更多的商品定价权。对于厂商自身来说，通过价格歧视所获得的垄断利润必然高于一般竞争条件下获得的一般利润，因此中国的厂商开始更多地通过消费者货币定价模式进行商品定价。一旦厂商的定价模式发生改变，必然会对整个宏观经济带来影响，而央行如果仍然维持以 PPI 为核心的通胀指标体系是否合理成为了下一步需要研究的重要问题。

二、文献综述

从现有文献整理情况来看，Gali & Monacelli（2005）构建了一个生产者货币定价模式下的小型开放经济动态随机一般均衡模型，并对盯住 PPI、盯住 CPI 以及固定汇率制度三种货币政策进行比较，发现只有盯住 PPI 的货币政策与央行的最优货币政策最为接近。Benigno（2006）在 PCP 定价模式下构建了一个两国的动态随机一般均衡模型，也证明了盯住 PPI 的货币政策能够使福利成本函数达到最小值，从而使央行的效用最大化。然而，由于存在大量实证数据的支持，一些涉及新开放宏观经济模型（NOEM）的论文中开始将重心放在消费者货币定价条件下最优货币政策分析之中。Monacelli（2005）在 Gali（2005）论文中 DSGE 模型的基础上利用消费者货币定价条件构建了一个含有一价定律缺口因素的新凯恩斯菲利普斯曲线（New Keynes Phillips Curve, NKPC），并通过这一曲线说明了最优货币政策无法实现产出缺口与通货膨胀之间的权衡关，这一结论与 Gali（2005）恰恰相反。同时他还强调，由于在新凯恩斯菲利普斯曲线（NKPC）中包含了一价定律缺口因素，他认为最优货币政策应当盯住一价定律缺口。Devereux, Lane, and Xu（2006）证明了 CPI 指数的稳定与不可贸易品价格稳定和固定汇率制度相比更能够实现家庭部门效用最大化。Devereux and Engel（2003）通过构建一个含有最优货币政策条件的动态随机一般均衡模型证明了在消费者货币

定价条件下实行固定汇率制度能够使福利成本达到最小,因此央行盯住汇率波动才是最优货币政策。Corsetti, Dedola, and Leduc (2007) 在模型中同时引入上游企业和下游企业后,发现货币政策在盯住 CPI 时能够实现家庭效用最大化。他们进一步通过对多种政策制度进行比较,发现严格盯住 CPI 通胀目标符合最优货币政策,同时也能实现福利成本最小,但他们也暗示完全盯住名义汇率并不意味着 CPI 将会完全稳定,同时他们也并未明晰通货膨胀与产出缺口之间的关系。在国内,贺力平,樊纲和胡嘉妮(2008)通过中国的实际数据证明了 CPI 对 PPI 存在单向的引导作用,间接证明了央行实施盯住 CPI 政策的可行性。而侯成琪,龚六堂和张维迎(2011)借用 Bryan & Cecchetti (1993) 的观点提出 CPI 通胀率包含由非货币事件所造成的暂时性噪声,使得 CPI 通胀率不适合作为货币政策的通货膨胀目标。他们认为在 CPI 通胀率的基础上利用统计的方法去掉 CPI 通胀率中的暂时性波动因素,提取其中的核心 CPI 通胀率作为通货膨胀目标将更具说服力。还有一部分国内学者,如王雅炯(2012),张焕明(2012),陈刚(2013),李永宁、黄明皓、郭玉清、郑润祥(2013)以及刘明(2014)等在利用通货膨胀指标进行实证检验时都将 CPI 作为通胀指标的替代数据,但他们并没有阐述用 CPI 作为通胀指标的合理性。

从实际情况来看,国内大部分文献对于通胀指标的选择方面并没有十分深刻的理论依据,特别是在现代宏观经济理论框架逐步开始重视微观基础的条件下,从微观层面分析通胀指标选择的合理性显得尤为重要。为明确在消费者货币定价模式下应盯住哪种通货膨胀指标(CPI 还是 PPI),本文构建一个消费者货币定价条件下的 DSGE 模型来设置一个两国经济系统,旨在剖析消费者货币定价模式下央行通胀目标由 PPI 转向 CPI 的合理性,为央行货币政策目标体系的改进与修正提供理论基础。

三、消费者货币定价模式下央行最优通胀指标的选择

基于 Monacelli (2005) 构建的小型开放模型,同时借鉴了张卫平(2012)关于开放经济条件下贸易开放度的分析,我们构建一个两国的经典 DSGE 模型,将名义价格刚性与不完全竞争因素纳入模型,并且满足所有商品都是可贸易品的假设。

假设该经济系统包含了两个对称的国家——A 国和 B 国。A 国生产的一系列差异化产品为 h , $h=[0,n]$, 而 B 国生产的一系列差异化产品为 f , $f=(n,1]$ 。在本国货币定价条件下,由于一国的厂商可以分别对在本国出售的商品和外国出口的商品进行差别性自主定价,因此

一价定律不成立，但购买力平价成立³。即 $P_t(h) = e_t P_t^*(h)$, $P_t(f) = e_t P_t^*(f)$ 不一定成立，进一步， $P_{A,t} = e_t P_{A,t}^*$, $P_{B,t} = e_t P_{B,t}^*$ 也不一定成立（所有 B 国变量符号均加上*）。其中 $P_t(h)$ 表示以 A 国货币计价的 A 国生产的一般商品价格， $P_t(f)$ 表示以 B 国货币计价的 B 国生产的一般商品价格， $P_{A,t} \equiv [(\frac{1}{\omega}) \int_0^{\eta} P_t(h)^{1-\epsilon} dh]^{\frac{1}{1-\epsilon}}$ 和 $P_{B,t} \equiv [(\frac{1}{1-\omega}) \int_{\eta}^1 P_t(f)^{1-\epsilon} dh]^{\frac{1}{1-\epsilon}}$ 分别表示 A 国与 B 国的价格指数。 e_t 表示名义汇率， ϵ 表示一国产品之间的替代弹性，且 $\epsilon > 1$ 。

（一）家庭部门

首先构建 A 国代表型家庭的效用函数：

$$U = E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t [\frac{1}{1-\sigma} C_t^{1-\sigma} - \frac{1}{1+\varphi} L_t^{1+\varphi} + \frac{\chi}{1-\alpha} m_t^{1-\alpha}] \quad (1)$$

其中 C 表示消费，L 表示劳动，m 表示实际货币余额数量， E_0 表示预期， $\beta \in (0,1)$ 表示贴现因子， σ 表示相对风险规避系数， φ 表示劳动供给弹性的倒数， α 表示实际货币余额的需求弹性。 C_t 表示个人消费： $C_t = [\omega^{\frac{1}{\eta}} C_{A,t}^{\frac{\eta-1}{\eta}} + (1-\omega)^{\frac{1}{\eta}} C_{B,t}^{\frac{\eta-1}{\eta}}]^{\frac{\eta}{\eta-1}}$ ，其中

$$C_{A,t} = [(\frac{1}{\omega})^{1/\epsilon} \int_0^{\eta} C_t(h)^{\frac{\epsilon-1}{\epsilon}} dh]^{\frac{\epsilon}{\epsilon-1}}, C_{B,t} = [(\frac{1}{1-\omega})^{1/\epsilon} \int_{\eta}^1 C_t(f)^{\frac{\epsilon-1}{\epsilon}} dh]^{\frac{\epsilon}{\epsilon-1}},$$

他们表现为 Dixit & Stiglitz (1977) 指数的形式。 η 表示 A 国与 B 国之间商品的替代弹性， $1-\omega$ 表示进口商品在本国篮子中的权重，它取决于国外的经济规模以及本国的贸易开放程度。

在 A 国，家庭部门的预算约束为：

$$M_{t-1} + B_t + W_t L_t - Z_t - P_t C_t \geq \sum \mu(s_{t+1}|s_t) B_{t+1}(s_{t+1}) + M_t \quad (2)$$

其中 μ 表示动态折现因子， B_t 表示家庭购买债券投资组合的名义收益， $\mu(s_{t+1}|s_t)$ 表示家庭拥有在自然状态为 s_{t+1} 下索取 B_{t+1} 单位本币的权利， M_t 表示名义货币余额， W_t 表示名义工

³ 一价定律与购买力平价之间并不存在任何冲突，一价定律表示的是某一种商品在两国出售的价格用统一货币表示时应当是相等的，而购买力平价表示的是一揽子商品的价格指数用同一种货币表示时应当相等。因此，当购买力平价成立而一价定律不成立时，一种商品通过价格歧视所获得的额外收益将会被另一种或一揽子商品由于价格歧视所遭受的损失抵消。

资, Z_t 表示税收。以上的预算约束说明了家庭的债券投资组合收益与劳动工资收入的总和在剔除税收后一定不能低于家庭的消费与投资支出。进一步定义消费者价格指数 CPI 为:

$P_t = [\omega p_{A,t}^{1-\eta} + (1-\omega)p_{B,t}^{1-\eta}]^{\frac{1}{1-\eta}}$, 其对数线性化并转变成为通货膨胀的形式后可得:

$$\pi_{CPI,t} = \omega \pi_{A,t} + (1-\omega) \pi_{B,t} \quad (3)$$

其中 $\pi_{CPI,t} = p_t - p_{t-1}$ 表示 A 国生产商品的物价变化, 即 A 国 CPI 指数, 它是由国内生产并在国内销售的商品价格变动 $\pi_{A,t} = p_{A,t} - p_{A,t-1}$ 和国外生产并在国内销售的商品价格变动 $\pi_{B,t} = p_{B,t} - p_{B,t-1}$ 构成的。

代表性家庭在预算约束的基础上使自身的效用水平达到最大化, 得到消费跨期最优化条件和劳动跨期最优选择:

$$\begin{aligned} \frac{1}{R_t} &= \beta E_t \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\sigma} \left(\frac{P_t}{P_{t+1}} \right) \\ C_t^\sigma L_t^\varphi &= \frac{W_t}{P_t} \\ \chi m_t^{-\alpha} C_t^\sigma &= \frac{R_t - 1}{R_t} \end{aligned} \quad (4)$$

第一个式子即为家庭部门的 Euler 方程, 表明了代表性家庭的消费跨期最优行为选择条件。其中 R 表示名义利率, 且 $R_t^{-1} = E_t(\mu_{t,t+1})$ 。第二个式子为家庭的劳动跨期最优行为选择条件, 其中 $\frac{W_t}{P_t}$ 表示实际工资, 第三个式子为家庭持有货币的最优选择条件。

假设非抛补利率平价条件成立, 能够得到国内外利率水平之间的关系:

$$R_t = R_t^* E_t \left(\frac{e_{t+1}}{e_t} \right) \quad (5)$$

联立家庭的消费跨期最优行为选择条件与利率平价条件, 并经过迭代和对数线性化处理, 可以得到基于非抛补利率平价的非抛补利率平价条件的对数线性化形式:

可得到基于非抛补利率平价条件下的 Euler 方程:

$$\frac{C_t}{C_t^*} = \tau Q_t^{-\sigma} \quad (6)$$

该式表示代表性家庭的最优风险分担条件，其中 $Q_t = \frac{e_t P_t^*}{P_t}$ ，表示实际汇率； τ 是由迭代过程中的动态系数，它的取值由 C_0 决定。将（6）式进行对数线性化处理，得到基于非抛补利率平价的家庭最优风险分担条件的对数线性化形式：

$$c_t - c_t^* = \frac{1}{\sigma} q_t \quad (7)$$

其中 q_t 表示实际汇率的对数线性化形式。从上式可以看出，A 国与 B 国之间的消费缺口取决于实际汇率，当实际汇率上升时，意味着 A 国货币贬值，此时消费缺口将会增大；当实际汇率下降时，意味着 A 国货币升值，此时消费缺口将会缩小；当一价定律成立，实际汇率为 0，表明国内商品价格与国外商品价格在相同货币计价时相等，不存在消费缺口。

（二）厂商部门

厂商部门的定价行为我们主要借鉴黄志刚（2009）对厂商行为的刻画，并在他的厂商定价行为基础上进行改进。黄志刚将本国企业分为非贸易部门与出口部门，其中非贸易部门生产的商品仅在国内销售，出口部门只负责生产出口商品。随着企业对外交流程度的逐步加深，其商品生产不会只用于出口或内销，因此这里假设厂商部门生产商品同时销往国内和国外，其获得的利润也由国内和国外两部分构成。

假设产品市场处于垄断竞争环境，且每个生产厂商通过一种线性的技术来生产可区分商品，因此厂商的生产函数用公式表示如下：

$$Y_t(h) = A_t L_t(h) \quad (8)$$

其中 A_t 表示 A 国的生产技术，且该技术具有随机特性，服从 AR(1) 分布。与完全竞争厂商不同，垄断竞争厂商除了面临技术约束外，还面临需求约束，即在 $Y_t = C_t$ 的条件下，可以得到市场整体的商品需求约束：

$$Y_t(h) = C_t(h) + C_t^*(h) \quad (9)$$

进一步，我们假设厂商在定价过程中使用 Calvo 定价模型，用参数 θ 表示每一期不能调整价格的企业比例。此外，我们还假设每个厂商都能够对生产的产品实施国内外的价格歧

视策略,这意味着厂商对国内销售商品的定价与国外销售商品的定价用同一货币衡量时存在差别。因此,厂商问题是在技术约束(8)式和需求约束(9)式选择最优的定价 $\widehat{P}_{A,t}$ 和 $\widehat{P}_{A,t}^*$ 、和边际成本, MCN_t , 使其国内和国外销售利润的和最大, 用式子表示如下:

$$\max_{\widehat{P}_{A,t}, \widehat{P}_{A,t}^*} \sum_{k=0}^{\infty} \theta^k E_t \left\{ \mu_{t,t+k} \left(\frac{\widehat{P}_{A,t}}{\widehat{P}_{A,t+k}} \right)^{-\varepsilon} C_{A,t+k} \omega [\widehat{P}_{A,t} - MCN_{t+k}] + \mu_{t,t+k} \left(\frac{\widehat{P}_{A,t}^*}{\widehat{P}_{A,t+k}^*} \right)^{-\varepsilon} C_{A,t+k}^* (1 - \omega) [\widehat{P}_{A,t}^* - MCN_{t+k}] \right\} \quad (10)$$

$\widehat{P}_{A,t}$ 和 $\widehat{P}_{A,t}^*$ 分别表示A国生产的商品在A国的出售定价和A国生产的商品在B国的出售定价, MCN_t 为A国厂商的名义边际成本。由于本国货币定价条件与国内外商品定价歧视条件的存在, 厂商能够对国内外销售的商品自主定价, 因此可以分别求得国内外商品的最优定价方程(即一阶最优条件):

$$\begin{aligned} \widehat{P}_{A,t} &= \frac{E_t \sum_{k=0}^{\infty} \omega \theta^k \mu_{t,t+k} * \zeta MC_{t+k}^n (P_{A,t+k})^{\varepsilon} C_{A,t+k}}{E_t \sum_{k=0}^{\infty} \omega \theta^k \mu_{t,t+k} (P_{A,t+k})^{\varepsilon} C_{A,t+k}} \\ \widehat{P}_{A,t}^* &= \frac{E_t \sum_{k=0}^{\infty} (1-\omega) \theta^k \mu_{t,t+k} * \zeta MC_{t+k}^n (P_{A,t+k}^*)^{\varepsilon} C_{A,t+k}^*}{E_t \sum_{k=0}^{\infty} (1-\omega) \theta^k \mu_{t,t+k} (P_{A,t+k}^*)^{\varepsilon} C_{A,t+k}^*} \end{aligned} \quad (11)$$

其中 $\zeta = \frac{\theta}{\theta-1}$, $\mu_{t,t+k} = \beta^k \left(\frac{C_{t+k}}{C_t} \right)^{-\sigma} \frac{P_t}{P_{t+k}}$ 。设 $P_{p,t}$ 表示A国的PPI指数, 则 $MC_t = \frac{W_t}{A_t P_{p,t}}$ 表示实

际边际成本, 且名义边际成本 $MCN_t = P_{p,t} MC_t$ 。进一步定义 $P_{p,t} = \omega P_{A,t} + (1-\omega)(\Delta \widehat{e}_t + P_{A,t}^*)$,

则将其表示成价格变动的形式为:

$$\pi_{PPI,t} = \omega \pi_{A,t} + (1-\omega)(\Delta \widehat{e}_t + \pi_{A,t}^*) \quad (12)$$

央行货币政策的主要目标包含稳定物价与经济增长, 在分析经济增长问题时往往需要考察产出缺口对经济增长的重要作用, 因此我们这里从厂商的角度进一步考察决定产出缺口的重要变量——潜在产出水平的推导。已知粘性价格条件下实际边际成本方程为:

$$MC_t = C_t^{\sigma} L_t^{\varphi} A_t^{-1} \left(\frac{P_{p,t}}{P_t} \right)^{-1} = Y_t^{\sigma-\varphi} A_t^{\varphi-1} \left(\frac{P_{p,t}}{P_t} \right)^{-1} \quad (13)$$

在弹性价格条件下实际边际成本方程变成：

$$1/\zeta = \bar{Y}_t^{\sigma-\varphi} A_t^{\varphi-1} \left(\frac{P_{p,t}}{P_t} \right) \quad (14)$$

这里实际边际成本变成了一个定值，其中 $\bar{Y}_t$ 表示 A 国潜在产出，可以利用稳态求解方法得到潜在产出水平（对数线性化形式）为

$$\bar{y}_t = \frac{[\eta(\sigma + \frac{\varphi}{\omega}) + 1][\frac{\eta}{\omega}(1 + \varphi)]a_t - (\sigma\eta - 1)[\eta(\sigma + \frac{\varphi}{\omega}) + 1]a_t^*}{[\eta(\sigma + \frac{\varphi}{\omega}) + 1]^2 - (\sigma\eta - 1)^2} \quad (15)$$

上式说明了 A 国的潜在产出水平不仅取决于国内的生产技术，由于经济的外向性，国外生产技术的变化也会对 A 国的潜在产出带来影响。定义产出缺口为实际产出对潜在产出的偏

离，即 $x_t = \frac{y_t}{\bar{y}_t}$ ，对数线性化后记为：

$$x_t = y_t - \bar{y}_t \quad (16)$$

（三）贸易条件

赵玉敏，郭培兴，王婷（2002）认为贸易条件是衡量一国一定时期出口盈利能力（相对于进口）的重要指标。在开放经济条件特别是两国经济模型设定下考察货币政策的实施对贸易条件的影响效果，有助于体现货币政策的效率问题，从而判断最优货币政策的合理性。赵玉敏，郭培兴，王婷（2002）定义贸易条件为一国出口与进口的交换比价，用公式表示为

$T_t = \frac{P_{B,t}}{e_t P_{A,t}^*}$ ，将其进行对数线性化处理得：

$$\hat{T}_t = P_{B,t} - \hat{e}_t - P_{A,t}^* \quad (17)$$

其中 $\hat{T}_t = \ln T_t$ 。将（17）式和商品的消费需求方程⁴代入市场商品约束条件，对数线性化后可得：

$$y_t = c_t + \omega\eta\hat{T}_t + (1 - \omega)(\eta - \frac{1}{\sigma})q_t \quad (18)$$

⁴ 根据任意商品在预算约束下的最优分配原则可得 A 国商品的需求方程：

$C_t(h) = \frac{1}{\omega} (\frac{P_{A,t}^*}{P_{A,t}})^{-\eta} C_{A,t}$ ， $C_t(f) = \frac{1}{1-\omega} (\frac{P_{B,t}}{P_{A,t}^*})^{-\eta} C_{A,t}$ ，进行加总后还可得到国内外加总的商品消费需求方程：

$C_{A,t} = \omega (\frac{P_{A,t}^*}{P_t})^{-\eta} C_t$ ， $C_{B,t} = (1 - \omega) (\frac{P_{B,t}}{P_t})^{-\eta} C_t$ 。同理也可得国外的对应方程。

该式表示 A 国在消费者货币定价模式下含有贸易条件因素的商品约束方程，同样方法也能够得到 B 国在消费者货币定价模式下含有贸易条件因素的商品约束方程。将两国的市场出清方程联立可解得：

$$\hat{T}_t = \frac{1}{\eta}(y_t - y_t^*) - q_t \quad (19)$$

上式清楚地说明了贸易条件与相对产出之间的关系：当 A 国产出高于 B 国产出，且汇率不变时，A 国贸易条件改善；当 A 国产出低于 B 国产出，同样汇率条件不变时，A 国的贸易条件将会恶化。

（四）央行部门

在建立中央银行政策模型过程中，我们构建最优货币政策目标规则来实现货币政策目标。本文假设央行制定和实施货币政策主要有以下三点目标：稳定通胀水平，稳定产出以及稳定贸易条件。参考张卫平（2012）对最优目标规则的设定，首先构造最优货币政策的拉格朗日目标函数：

$$L = \frac{1}{2}E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left\{ \frac{1}{2}[\pi_{CPI,t}^2 + \frac{\kappa}{\epsilon}(x_t - x^*)^2 + \Phi(\hat{T}_t - \bar{T}_t)^2] + MC_t[\pi_t - \beta\pi_{t+1} - \kappa x_t] \right\} \quad (20)$$

其中 Φ 表示损失函数中贸易条件的灵敏程度，此外 $x^* = \frac{1-\xi^{-1}}{\sigma+\varphi}$ 表示产出缺口的目标值， $\bar{T}_t$

表示稳态条件下的贸易条件， $\kappa = \frac{(1-\theta)(1-\beta\theta)(\sigma+\varphi)}{\theta}$ 。上式反映了央行在制定货币政策时的政

策取向：尽可能维持低通胀水平、减少平均产出缺口以及使贸易条件尽可能保持在完全产出情况。在维持低通胀水平方面，我们延续前面的模型假设，即以盯住 CPI 作为操作目标来熨平经济波动。A 国央行损失函数的一阶最优条件为：

$$\pi_{CPI,t} + MC_t - MC_{t-1} = 0 \quad (21)$$

$$\frac{\kappa}{\epsilon}(x_t - x^*) - \kappa MC_t = 0 \quad (22)$$

$$\hat{T}_t - \bar{T}_t = 0 \quad (23)$$

(21)、(22) 与 (23) 式描述了产出缺口、CPI 以及贸易条件对有效水平偏离的均衡路径。

(21) 与 (22) 式表示在最优货币政策条件下，产出缺口和通货膨胀之间的关系，而 (23) 式则说

明使贸易条件偏离完全产出情况的缺口保持稳定是货币政策的最优选择,这一结论与商品之间的替代弹性以及相对风险规避程度无关。

(五) 政府政策与市场均衡

这里只列出了 A 国经济系统的均衡方程, B 国形式与 A 国一样, 在这里不再列出。假设政府角度不考虑政府实施购买支出的政策, 则政府的预算约束为:

$$M_t - M_{t-1} + Z_t = 0 \quad (24)$$

央行货币政策规则即

$$\pi_{CPI,t} + MC_t - MC_{t-1} = 0 \quad (25)$$

$$\frac{\kappa}{\epsilon}(x_t - x^*) - \kappa MC_t = 0 \quad (26)$$

$$\hat{T}_t - \bar{T}_t = 0 \quad (27)$$

产品市场均衡为:

$$Y_t = C_t \quad (28)$$

劳动市场均衡为:

$$L_t = \int_0^n L_t(h) dh = \int_0^n \frac{Y_t(h)}{Z_t} dh = \frac{Y_t}{Z_t} \int_0^n \left(\frac{P_t(h)}{P_t}\right)^\eta dh \quad (29)$$

四、模型的参数估计与模拟结果分析

(一) 待估计参数的校准取值结果

在构建完成整个系统模型后, 下一步应当对模型中的各参数进行选取和估计。由于本文主要从定性角度考察央行最优货币政策选择的合理性, 参数选取的变化只会在数值上有所影响, 因此主要通过校准的方式选择待估计参数。在参数估计和选取过程中, 根据 Obstfeld & Rogoff (2005) 文献中关于贴现率的设置, 本文设 $\beta = 0.995$; 家庭部门的消费偏好弹性表示的是消费者在跨期消费时的选择, 由于不同国家和地区的消费习惯不同, 因此该参数的取值存在不一致性, 但绝大部分文献的取值均大于 1。这里我们主要参考许伟和陈斌开 (2009) 所校准的消费偏好结果, 取 $\sigma = 2$ 。劳动供给弹性表示家庭对于工作与闲暇之间的选择, 因此该参数的取值也通常都大于 1, 这里参考郭庆旺和贾俊雪 (2010) 的结果, 我们取劳动供

给弹性 $\varphi = 1.2$ 。本国进口商品与自产商品的替代弹性选择方面，参照刘斌（2008）的估计结果，这里取校准值 $\eta=3$ 。尽管从对外贸易开放度参数选取方面，不同的外向度决定了技术冲击对两国宏观经济变量影响的对称性，这里为了计算方便，我们假设 A 国和 B 国贸易开放程度相同，即 $\omega = 0.5$ 。在价格粘性参数的选择上面，运用 Calvo（1983）的方法，我们设 $\theta = 0.91$ 。而在技术冲击的自回归系数选择上，借鉴毛彦军和王晓芳（2012）和 Gerali et al（2010）的设定方法，我们取 $\rho = 0.65$ 。所有参数估计结果如下：

表 1 待估计参数的取值情况

待估计参数	β	φ	σ	η	θ	ρ	ω
取值	0.995	1.2	2	1.2	0.91	0.65	0.5

2. 技术冲击对各变量影响情况分析

由于本文主要考察中国最优货币政策的选择及其效果问题，因此重点从本国技术冲击出发，分析一单位本国的正向技术冲击将会对各宏观经济变量产生怎样的影响。在该过程中，我们重点从直接目标、间接目标以及中间变量三个方面进行分析，考察货币政策效果。

（1）最优货币政策条件下技术冲击对直接目标变量的影响效果

由于最优货币政策的盯住目标是通胀水平，因此该部分重点分析技术冲击对 CPI 和 PPI 的影响。图 1 显示的是一单位本国正向技术冲击对 PPI 的影响情况，从图中可以看出，A 国的 PPI 先是产生了 0.9 单位的负向冲击，然后迅速提高并超过平稳水平，在第 2 期左右达到 0、2.4 单位的峰值，最后缓慢向平稳水平回落，到第 20 期恢复均衡水平，而 B 国 PPI 指数的波动情况与 A 国恰好相反，首先出现 0.9 单位的正向冲击，并迅速下降超过平稳水平，在 -2.4 单位处达到峰值，最后逐步恢复平稳。因此可以认为 A 国技术的正向冲击在盯住 CPI 的最优货币政策条件下不能实现 PPI 的稳定，尽管在短期内会造成 PPI 的大幅波动，但持续时间较短，能够在较短时间内使 PPI 迅速恢复到平稳状态。

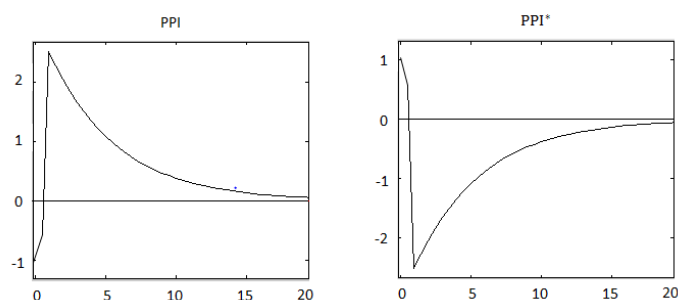


图 1 A 国技术冲击对两国 PPI 指数影响情况

再看技术冲击对 CPI 的影响情况。如图 2 所示，A 国 1 单位正向技术冲击无论对 A 国还是 B 国的 CPI 都没有造成任何波动。主要原因是模型中央行部门的最优货币政策将 CPI 作为损失函数中的通胀指标，即央行以盯住 CPI 为政策取向。因此可以认为在盯住 CPI 方面央行的最优货币政策是完全有效的。

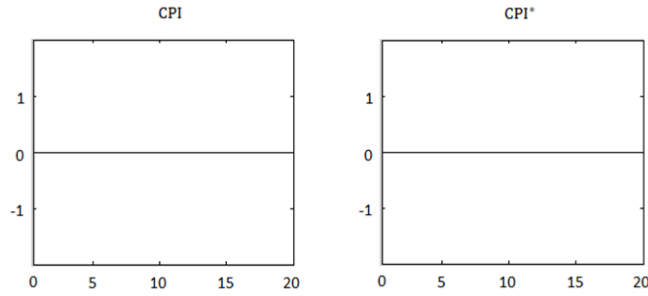


图 2 A 国技术冲击对两国 CPI 指数影响情况

技术冲击在盯住 CPI 的货币政策条件下呈现出的 PPI 与 CPI 的变化结果可以通过构建新凯恩斯菲利普斯曲线（NKPC）来解释：为方便分析与描述，这里的方程用矩阵的形式表示。联立 (8)、(11)、(12)、(13) 和 (15) 式，我们可以得到一个基于 PPI 的新凯恩斯菲利普斯曲线：

$$\pi_{PPI,t} = \beta E_t(\pi_{PPI,t+1}) + G X_t + H I_t \quad (30)$$

其中 $G = \left(\frac{\omega \delta [\eta(\sigma + 2\varphi) + 1]}{\eta}, \frac{(1 - \omega) \delta (\sigma \eta - 1)}{\eta} \right)$, $X_t = \begin{pmatrix} x_t \\ x_t^* \end{pmatrix}$, $H = (\omega, -\omega\beta)$, $I_t = \begin{pmatrix} \Delta e_t \\ \Delta e_{t+1} \end{pmatrix}$,

$\delta = \frac{(1 - \beta\theta)(1 - \theta)}{\theta}$ 。上式可以看出，基于 PPI 的 NKPC 由三个部分组成：PPI 指数的滞后项、产

出缺口 X_t 以及汇率 I_t 。名义汇率作为 NKPC 的特殊影响因素，其变动也将使 NKPC 产生漂移：对 A 国而言，当名义汇率上升时，NKPC 将会向右移动，而当名义汇率下降时，NKPC 将会向左移动。在上述方程约束下，央行仅盯住 PPI 指数来达到潜在产出水平必须还要实现汇率的稳定，这在很大程度上加大了央行货币政策调控的难度。

同理我们也可以构建一个基于 CPI 的新凯恩斯菲利普斯曲线：

$$\pi_{CPI,t} = \beta E_t(\pi_{CPI,t+1}) + G' X_t \quad (31)$$

其中 $G' = (\omega \delta (\sigma + \varphi), (1 - \omega) \delta (\sigma + \varphi))$ 。该式由两部分组成：CPI 的滞后项和产出缺口 X_t 。基于 CPI 的 NKPC 不包含汇率因素（事实上这里从客观上已经形成了一种固定汇率制

度)，因此产出缺口与CPI指数之间存在单一的权衡关系，央行在这种条件下实施盯住CPI指数的政策能够有效地稳定产出缺口，进而保证经济稳定增长。

（2）最优货币政策条件下技术冲击对间接目标变量的影响效果

中国人民银行在制定与实施货币政策时，尽管已经不再把经济增长作为货币政策的首要目标，但“保增长”的客观需求仍然存在。在本文的最优货币政策函数中就充分体现产出缺口对中国央行货币政策的重要性，但稳定产出缺口目标时由于产出缺口数据的不可获得性，央行并不能在货币政策目标体系中找出直接的替代指标，只能通过间接盯住某些目标来实现产出缺口的稳定，本文模型中央行正是通过盯住CPI而间接实现了盯住产出缺口的目标。

对于两国产出情况来说，图3中A国受1单位正向技术冲击使A国产出受到5.8单位正向冲击，并在此后经过20期时间缓慢恢复平稳水平，而B国在受到A国技术冲击后遭受到5.8单位的负向冲击，直到20期才恢复到0水平，这与一般经济学理论分析向一致。对于产出缺口（图4）而言，A国与B国的产出缺口变化呈完全对称态势：A国1单位正向技术冲击为A国产出缺口带来2.98单位正向影响，在随后的20期内逐步恢复到0稳态处；B国受这一技术冲击后产出缺口出现2.98单位负向影响，也在随后20期内回到均衡状态。因此可以得出结论：盯住CPI的货币政策能够使正向的技术冲击在短期内为经济增长提供动力，并在长期实现央行的“保增长”目标。

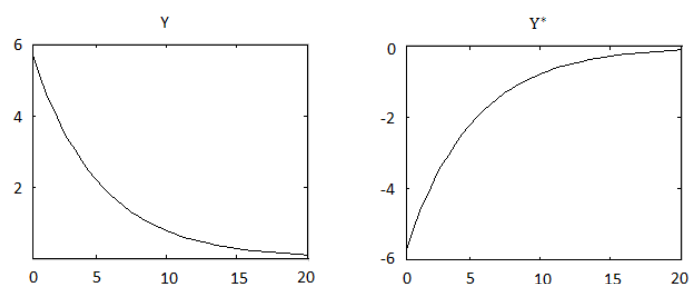


图3 A国技术冲击对两国产出影响情况

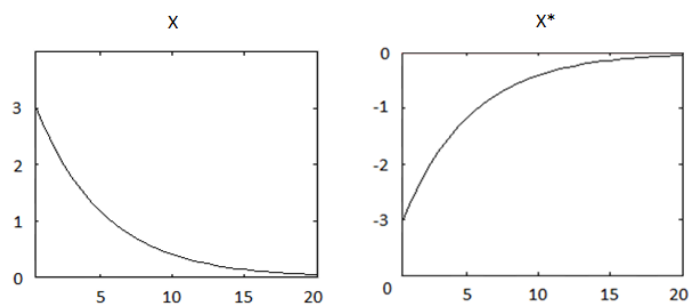


图4 A国技术冲击对两国产出缺口影响情况

上述冲击结果可以通过产出的技术方程解释。联立(4)、(8)、(9)和实际边际成本定义式我们可以得到含有实际边际成本与技术因素的产出方程为：

$$Y_t = A_t^{\frac{1+\varphi}{\sigma+\varphi}} MC_t^{\frac{1}{\sigma+\varphi}} \quad (31)$$

在实际边际成本不变的条件下，产出 Y 与技术 A 之间成正相关关系，因此 A 国的正向技术冲击必然会对 A 国的产出带来瞬时的正向影响。对于 B 国来说， A 国的正向技术进步意味着 A 国在有限的资源约束下相对 B 国能够生产并消耗更多的商品，所以 A 国的正向技术冲击将对 B 国产出造成瞬时的负向影响，并且基于 $\omega = 0.5$ ，即两国贸易开放度完全相同的条件下，二者冲击反应呈对称状。在已求得产出的技术方程后，进一步联立(15)和(16)式可以发现产出缺口在技术冲击影响下所表现出的反应趋势也与产出相似，只不过由于参数设定的不同，冲击的敏感程度存在差异。

(3) 最优货币政策条件下技术冲击对中间变量的影响效果

图 5 反映了技术冲击对名义汇率的影响效果。脉冲响应表现为一条在 0 稳态处的水平直线，说明 A 国技术冲击对名义汇率不会带来任何影响。这是由于购买力平价的成立，使国内外消费者计价的商品价格之比与名义汇率相等，而根据上文分析结果可知，央行的最优货币政策使 CPI 在技术冲击条件下不发生任何变动，因此名义汇率事实上也不会出现波动。事实上，在消费者货币定价条件下实施盯住 CPI 的最优货币政策与央行实施固定汇率政策的效果是一致的，只不过在本文构建的模型环境下，这种固定汇率制度是一种以附加形式出现的客观结果。在贸易冲击方面， A 国 1 单位正向技术冲击将会使两国的贸易条件出现 1.61 单位的正向变动，而在随后缓慢恢复到 0 稳态处，说明本国技术冲击将会在短期内改善贸易条件，但长期来看只要不出现新的冲击必然会恢复到原有的均衡状态。

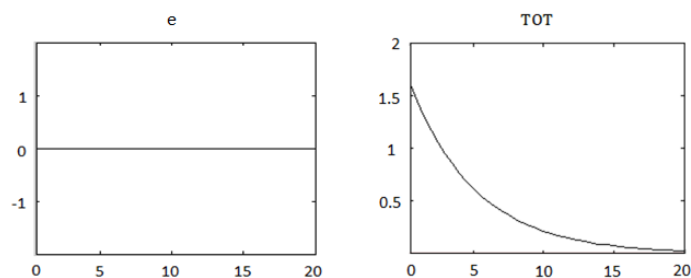


图 5 A 国技术冲击对名义汇率与贸易条件影响情况

从理论层面进一步分析技术冲击对贸易条件的影响。首先由于购买力平价成立，实际汇率为 1（对数线性化后为 0），那么带入含有相对产出的贸易条件方程（对数线性化结果）可得：

$$\hat{\tau}_t = \frac{(y_t - y_t^*)}{\eta} \quad (32)$$

（32）式可以看出贸易条件与相对产出之间存在正相关关系，而根据上文技术冲击对产出的影响效应分析结果可以发现，正向的技术冲击会使 A 国产出增速瞬时增加，B 国产出增速瞬时减少，因此两国的相对产出增速也会增加，最终使得贸易条件改善。

最后考察名义利率的变化情况。1 单位正向技术冲击将会使 A 国利率产生 2.8 单位负向变动，并在随后时间内逐步恢复均衡状态，这一结果与一般经济学分析的结论相同，而 B 国利率的变化情况与 A 国相同，主要原因是利率平价的成立，使两国的利率之比等于预期汇率的变化，上文证明了技术冲击下名义汇率不会发生改变，因此两国的利率波动将会呈现完全相同的情况。

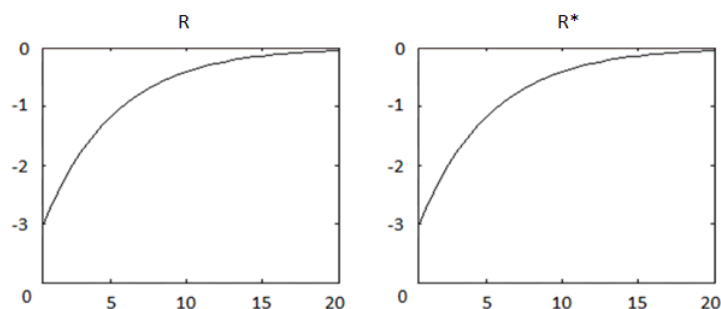


图 6 A 国技术冲击对两国名义利率影响情况

五、结 论

从实际情况来看，我国厂商的定价行为开始出现由 PCP 定价模式转变成 LCP 定价模式的趋势。基于厂商定价行为的转换，央行在选择由商品价格决定的通胀指标时必然会发生改变。通胀指标的选择从本质上是为了实现央行物价稳定的货币政策目标，那么选择何种物价指数作为通胀指标将直接关系到货币政策的有效性。本文构建了一个开放经济条件下的两国动态随机一般均衡（DSGE）模型，通过计算央行的最优货币政策福利损失，构建了含有汇率因素的新凯恩斯菲利普斯曲线，并考察了技术冲击对宏观经济波动的影响，并得出如下主要结论：第一，消费者货币定价条件下的最优货币政策应当是一种盯住 CPI 指数的货币政策。脉冲响应分析结果表明技术冲击对两国的 CPI 指数没有影响，并且能够迅速熨平 PPI 指数出现

的短期剧烈反应,体现这种政策策略能够在一定程度上有效地抑制外部冲击条件下通胀水平的波动;第二,在固定汇率制度下央行选择 PPI 指数作为通胀指标才能够实现货币政策效用的最大化。在新凯恩斯菲利普斯曲线中, PPI 指数的变化不仅取决于产出缺口,还包含了汇率因素,当汇率不发生变化时产出缺口与 PPI 指数之间才会存在权衡的关系,此时央行盯住 PPI 事实上也就是稳定了产出缺口。但实际上中国的汇率制度自 2005 年已转变成有管理的浮动汇率制度,且人民币汇率在近十年间已升值 20%左右,因此选择 PPI 指数作为通胀指标已经不满足实际条件。第三,消费者货币定价条件下的最优货币政策事实上使得央行在盯住 CPI 指标与选择固定汇率制度所得到的结果是相同的。尽管本文没有明确地设置两国汇率制度是固定的还是浮动的,但从模型的模拟运行结果来看,这种最优货币政策事实上就是一种变相的固定汇率制度。从技术冲击的模拟结果来看,本国的技术冲击在最优货币政策条件下并没有使汇率发生任何变化,说明这种盯住 CPI 指标的货币政策变相地盯住了名义汇率。尽管这一结论从实际情况来看并不符合目前中国经济运行的结果,但从长期来看,当人民币汇率达到合意的均衡水平时必然会出现上述模拟所带来的结果。

中国目前正受到经济结构调整所带来的不景气影响,当前已不适宜将经济增长作为最重要的货币政策目标,从欧美发达经济体的经验来看,通胀水平的变化才是今后央行最需注意的宏观经济指标。因此,基于上述结论我们建议:

第一,要把握通胀水平指标体系中不同指数的权重关系。本文探讨的是厂商只采用消费者货币定价模式进行生产与定价,得出的结论是央行应当完全盯住 CPI 指数,但 Monacelli (2005) 构建的模型说明了在生产者定价模式条件下央行应当盯住 PPI 指数。在经济运行过程中,两种定价模式的共存才是常态,因此无论是 CPI 指数还是 PPI 指数都值得货币当局关注,而要想制定出最优的货币政策必须确定市场上厂商定价模式选择的比重,以此来为两种指标赋予权重,才能使货币政策的调控更加的有效与合理。

第二,要加强有管理的浮动汇率制度的实施,尽快实现人民币汇率在有效合理区间内波动。本文构建的新凯恩斯菲利普斯曲线中包含了汇率因素,这就使得汇率变动将会带动总供给曲线的漂移,如果汇率长期处于极不稳定状态,不仅加大了我国对外贸易的不确定性,更加不利于央行掌握供给曲线的变化规律,从而无法及时制定有效地货币政策实现相应的政策目标。

最后,本文在分析盯住 CPI 指数的货币政策有效性时,重点考察的是技术冲击(即供给冲击)对整个经济造成的波动。受限于篇幅,本文并没有分析货币冲击、消费冲击以及劳动

冲击（即需求冲击）对经济系统的影响，因此也未考量选取 CPI 指数作为通胀指标的合理性，这也是下一步需要深入研究的重要方向。

参考文献

- [1] Benigno, P., & Benigno, G.(2006) Designing targeting rules for international monetary policy cooperation. *Journal of Monetary Economics*, 53:473-506
- [2] Calvo G. (1983) Staggered Prices in a Utility Maximizing Framework. *Journal of Monetary Economics*, 3: 83-98
- [3] Corsetti, G., Dedola, L., & Leduc, S(2007) Optimal monetary policy and the sources of local-currency price stability. In *International dimensions of monetary policy*. Chicago, IL: University of Chicago Press.
- [4] Devereux, M. B., & Engel, C.(2003) Monetary policy in the open economy revisited: Price setting and exchange rate flexibility. *Review of Economic Studies*, 70:765-784
- [5] Devereux, M. B., Lane, P. R., & Xu, J. (2006) Exchange rates and monetary policy in emerging market economies. *Economic Journal*, 116:478-506
- [6] Ferrero, A.(2009) Fiscal and monetary rules for a currency union. *Journal of International Economics*, 77:1–10
- [7] Gali, J., & Monacelli, T.(2005) Monetary policy and exchange rate volatility in a small open economy. *Review of Economic Studies*, 72:707-734
- [8] Gerali, A., Neri, S., Sessa, L. and F. Signoretti.(2010) Credit and Banking in a DSGE Model of the Euro Area. *Journal of Money, Credit and Banking*, 42(6):107-41
- [9] Monacelli, T.(2005) Monetary policy in a low pass-through environment. *Journal of Money, Credit and Banking*, 37:1047-1066
- [10] Woodford, M. (2003). *Interest and prices*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- [11] 汴志村, 2007: 《通货膨胀目标制: 理论、实践及在中国的检验》, 《金融研究》第 9 期
- [12] 贺力平, 樊纲, 胡嘉妮, 2008: 《消费者价格指数与生产者价格指数: 谁带动谁? 》, 《经济研究》第 11 期
- [13] 郭庆旺, 贾俊雪, 2004: 《中国潜在产出与产出缺口的估算》, 《经济研究》第 5 期
- [14] 郭玉敏, 郭培兴, 王婷, 2002: 《总体趋于恶化——中国贸易条件变化趋势分析》, 《国际贸易》第 7 期
- [15] 黄志刚, 2009: 《加工贸易经济中的汇率传递: 一个 DSGE 模型分析》, 《金融研究》第 11 期
- [16] 贾俊雪, 郭庆旺, 2010: 《市场权利, 财政支出结构与最优货币政策》, 《经济研究》11 期
- [17] 李宾, 曾志雄, 2009: 《中国全要素生产率变动的再推算: 1978—2007》, 《数量经济技术经济研究》, 第 3 期
- [18] 李扬, 周素芳, 2002: 《中国货币政策中介目标的选择》, 《银行家》, 第 7 期

- [19] 刘斌, 2002: 《我国货币供应量与产出、物价间相互关系的实证研究》, 《金融研究》第7期
- [20] 刘斌, 2008: 《DSGE模型在我国货币政策中的应用》, 《金融研究》第9期
- [21] 裴平, 熊彭, 2006: 《经济开放度对中国货币政策有效性的影响: 基于1985—2004年交叉数据的分析》, 《世界经济》, 第5期
- [22] 王立勇, 张良贵, 2011: 《开放条件下我国货币政策有效性的经验分析》, 《数量经济技术经济研究》, 第8期
- [23] 毛彦军, 王晓芳, 徐文成, 2013: 《消费约束与货币政策的宏观经济效应——基于动态随机一般均衡模型的分析》, 《南开经济研究》第1期
- [24] 许伟, 陈斌开, 2009: 《银行信贷与中国经济波动: 1993—2005》, 《经济学季刊》第2期
- [25] 张卫平, 2012: 《货币政策理论——基于动态一般均衡方法》, 北京大学出版社

征稿启事



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

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

作品要求:

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

投稿方式:

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

邮寄地址:

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

《国际货币评论》编辑部



刊 名：国际货币评论

刊 期：月刊

主 编：张 杰

副 主 编：苏 治 宋 科

主办单位：中国人民大学国际货币研究所

出版单位：《国际货币评论》编辑部

北京市海淀区中关村大街 59 号
文化大厦 605 室, 100872

电 话：86-10-62516755

邮 箱：imi@ruc.edu.cn

INTERNATIONAL MONETARY REVIEW

Monthly

XIANG Songzuo

Su Zhi Song Ke

International Monetary Institute of RUC

Department of International Monetary Review

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

Tel: 86-10-62516755

E-mail: imi@ruc.edu.cn

内部交流 仅供参考 未经许可 不得转载



微博·Weibo



微信·WeChat

本期责编：安然 刘南希