

I 国际货币评论

International Monetary Review

主编: 张 杰



“四个全面”实现中华民族伟大复兴的战略布局
人民币国际化与国际货币体系的稳定
人民币汇率对出口价格的传递效应
美国广义量化宽松政策退出路径分析

陈雨露

范小云、陈雷、王道平

李艳丽、彭红枫

刘澜飏、贾飙、张靖佳



IMI 顾问委员会

苏 宁

王兆星

潘功胜

任志刚

Joseph Yam Chi Kwong

罗伯特·蒙代尔

Robert A. Mundell

罗纳德·麦金农

Ronald I. McKinnon

史蒂夫·汉克

Steve H. Hanke

埃德蒙·阿尔方戴利

Edmond Alphandery

IMI 学术委员会

主任委员：陈雨露

委员（以姓氏拼音为序）

贲圣林、曹彤、郭庆旺、胡学好、

纪志宏、焦瑾璞、Rainer Klump

、Il Houn Lee、刘珺、Daivd

Marsh、Herbert Poenisch、

瞿强、Alfred Schipke、Anoop

Singh、Wanda Tseng、涂永

红、魏本华、宜昌能、张杰、张晓

朴、张之骥、赵海英、赵锡军、周

道许

IMI 管理团队

所 长：张 杰

联席所长：曹 彤

执行所长：贲圣林

副 所 长：涂永红

所长助理：宋 科

【IMI 动态·3 月简讯】

■ 3月17日下午，由中国人民大学财政金融学院货币金融系与国际货币研究所（IMI）主办的大金融思想沙龙（第20期）在文化大厦举行。本次沙龙邀请到摩根大通亚太监管战略主管、国际货币基金组织（IMF）原亚太部门主管Anoop Singh 担任主讲嘉宾。IMI学术委员、国家外汇管理局原副局长、中国驻 IMF 原执行董事魏本华等专家出席。IMI 学术委员、中国人民银行国际司原司长、中国驻 IMF 原执行董事张之骥主持沙龙。

■ 3月20日，由中国人民大学财政金融学院货币金融系与国际货币研究所（IMI）联合主办的大金融思想沙龙（第21期）在文化大厦举行。IMI 学术委员、韩国对外经济政策研究院（KIEP）院长李一衡担任此次沙龙的主讲嘉宾，并发表了以“新常态下的机遇与风险”为主题的学术演讲。国家外汇管理局原副局长、中国驻 IMF 原执行董事魏本华，财政金融学院副教授宋玮担任点评嘉宾。沙龙由中国人民银行国际司原司长、中国驻 IMF 原执行董事张之骥主持。

■ 3月22日上午，《人民币国际化报告2015》外部专家评审会在明德主楼801 会议室召开。会议听取并充分吸收了外部专家组对《人民币国际化报告2015》第三稿的审改意见，对报告内容的充分完善与正式付梓起到了扎实推进的作用。中国人民大学校长、《人民币国际化报告2015》主编陈雨露，国家外汇管理局原副局长魏本华，国家发改委外事司副司长林大建，对外经济研究室主任曲凤杰，中国人民银行货币政策二司副司长郭建伟、处长王佐翌，国新国际投资有限公司专职董事孙鲁军，中国银行国际金融研究所副所长宗良，IMI 副所长涂永红及报告编写组的主要成员参与了评审会。会议由 IMI 学术委员、中国人民大学财政金融学院副院长赵锡军主持。

■ 3月28日，由中国人民大学财政金融学院货币金融系与国际货币研究所（IMI）联合举办的大金融思想沙龙（第22期）暨2014年度内部课题结项发布会（第一期）在明德主楼801 会议室召开。IMI 研究员、财政金融学院货币金融系副主任何青发表了主题演讲。国家外汇管理局原副局长魏本华、IMI 副所长涂永红、中银香港发展规划部副总经理鄂志寰以及 IMI 研究员、货币金融系钱宗鑫老师作为点评嘉宾出席。会议由财政金融学院院长助理王芳副教授主持。



IMI

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

目 录

【卷 首】

四个全面”实现中华民族伟大复兴的战略布局 ————— 陈雨露 01

【人民币国际化】

人民币国际化与国际货币体系的稳定 ————— 范小云、陈雷、王道平 05

政治实力在货币国际化中如何发挥作用？ ————— 伍聪、赵然 32

【人民币汇率】

人民币汇率对出口价格的传递效应

—— 考虑预期与结构变化的分析 ————— 李艳丽、彭红枫 50

经常账户失衡、人民币汇率波动与货币政策冲击

—— 基于中国加工贸易模式的视角 ————— 王君斌、郭新强 70

【货币金融理论与政策】

美国广义量化宽松政策退出路径分析

—— 一个中央银行资产负债表视角 ————— 刘澜飏、贾飙、张靖佳 110

【卷首语】

“四个全面”实现中华民族伟大复兴的战略布局

陈雨露¹

社会主义社会是全面发展的社会。党的十八大以来，以习近平同志为总书记的党中央从坚持和发展中国特色社会主义全局出发，提出并推动形成了全面建成小康社会、全面深化改革、全面依法治国、全面从严治党的重大战略布局。这一重大战略布局既有战略目标，又有战略举措，每一个“全面”都具有重大战略意义。这一重大战略布局是我们党总结我国改革开放历史经验，深入分析我国处于重要战略机遇期、发展进入新阶段的新情况和深层次问题而提出的，具有根本性、全局性，对于实现中华民族伟大复兴的中国梦具有重大而深远的意义。

深刻理解战略目标

中国共产党与西方政党的一个重要区别在于，她不像西方政党在野时只谋求下次竞选获胜，执政后只谋求下届连任，只有近期目标而无远大理想。中国共产党始终代表中国最广大人民的根本利益，既有远大理想或最高纲领即实现共产主义，又有近期目标或最低纲领即建设中国特色社会主义、实现中华民族伟大复兴。因此，她在执政过程中始终坚持远大理想和近期目标、最高纲领和最低纲领的统一，用最高纲领规定前进的方向，用最低纲领表达最高纲领在特定阶段的实践性目标。

近代以来，中华民族面对着两大历史任务：一个是求得民族独立和人民解放；一个是实现国家富强和人民幸福。新中国成立标志着第一个历史任务完成，现在我们正着力完成第二个历史任务。全面建成小康社会是我们党在新世纪确立的战略目标，是社会主义现代化建设“三步走”战略中具有决定性意义的发展阶段。这一目标在党的十六大报告中基本成形，在党的十八大报告中最终确立下来。这一目标是社会全面发展的目标，是中国梦的重要组成部分，反映了中国人民把中国建成富强民主文明和谐的社会主义现代化国家的强烈期盼。

全面建成小康社会战略目标，涉及经济、政治、文化、社会、生态文明建设等各个方面。

¹ 陈雨露，中国人民大学国际货币研究所学术委员会主任，中国人民大学校长

其中，经济建设是中心，政治建设是保障，文化建设是灵魂，社会建设是条件，生态文明建设是基础。这一战略目标是实现中华民族伟大复兴进程中的一个重要里程碑。能否实现这一战略目标，直接关系到中华民族伟大复兴的中国梦能否如期实现。全面建成小康社会前景光明、任务艰巨，还将面临很多挑战，比如：我国发展中还存在不平衡、不协调、不可持续问题；城乡区域发展差距和居民收入分配差距依然较大；教育、就业、医疗、住房、生态环境、食品药品安全、社会治安、执法司法等领域还存在一些突出矛盾。面对这些挑战，我们要按照党的十八大的要求，着力把握发展规律、创新发展理念、破解发展难题，在科学发展中推动经济持续健康发展、人民民主不断扩大、文化软实力显著增强、人民生活水平全面提高、“两型社会”建设取得重大进展。

系统把握战略举措

改革是社会主义发展的动力，是最鲜明的时代特征。全面深化改革是一项复杂的系统工程，任何一个领域的改革都会牵动其他领域，同时也需要其他领域的改革密切配合。党的十八届三中全会对全面深化改革作出系统部署。当前，全面深化改革必须紧紧围绕总目标，即完善和发展中国特色社会主义制度、推进国家治理体系和治理能力现代化，加强顶层设计和整体谋划，加强各项改革关联性、系统性、可行性研究。应在基本确定主要改革举措的基础上，深入研究各领域改革关联性和各项改革举措耦合性，深入论证改革举措可行性，把握好全面深化改革的重大关系，使各项改革举措在目标取向上相互配合、在实施过程中相互促进、在实际成效上相得益彰。必须从全局看问题，看我们提出的各项重大改革举措是否符合全局需要，是否有利于党和国家事业长远发展。对党和人民事业有利的，对最广大人民有利的，对党和国家兴旺发达、长治久安有利的，该改的就要坚定不移改，对历史负责，对人民负责，对国家和民族负责。必须始终把改革创新精神贯彻到治国理政各个环节，立足于国家整体利益、根本利益、长远利益进行整体部署，破除妨碍改革发展的思维定势，推动经济社会持续健康发展。

法律是治国之重器，良法是善治之前提。依法治国，是坚持和发展中国特色社会主义的本质要求和重要保障，是推进国家治理体系和治理能力现代化的必然要求，事关我们党执政兴国，事关人民幸福安康，事关党和国家长治久安。全面依法治国，是我们党在十五大提出依法治国、建设社会主义法治国家之后，对建设法治中国的进一步阐述。党的十八届四中全会对此作了全面具体的部署。全面依法治国，涉及思想观念、体制机制、领导方式和作风

建设等各方面。当前，关键是贯彻落实党的十八届四中全会关于推进依法治国的各项举措，在党的领导下，坚持中国特色社会主义制度，贯彻中国特色社会主义法治理论，形成完备的中国特色社会主义法治体系，坚持依法治国、依法执政、依法行政共同推进，坚持法治国家、法治政府、法治社会一体建设，实现科学立法、严格执法、公正司法、全民守法，推进国家治理体系和治理能力现代化。

中国共产党是执政党，党的领导是中国特色社会主义最本质的特征，是做好党和国家各项工作的根本保证。全面从严治党，就是要落实从严治党责任，坚持思想建党和制度治党紧密结合，严肃党内政治生活，从严管理干部，持续深入改进作风，严明党的纪律，发挥人民监督作用，深入把握从严治党规律，实现党的自我净化、自我完善、自我革新、自我提高，保持和发展党的先进性和纯洁性。

着力做到协调推进

“四个全面”作为实现中华民族伟大复兴的战略布局，是一个有机联系的整体。其中，全面建成小康社会是我们的战略目标，决定着我们的发展方向；全面深化改革、全面依法治国、全面从严治党是三大战略举措，犹如支撑战略目标的三根支柱，缺一不可。“四个全面”相辅相成、相得益彰，统一于党治国理政的伟大实践，统一于建设中国特色社会主义的伟大实践。面向未来，推动改革开放和社会主义现代化建设迈上新台阶，必须协调推进“四个全面”。

协调推进“四个全面”，必须加强顶层设计。协调推进“四个全面”，不仅是工作布局的重大创新，更是思想观念的深刻变革。“四个全面”涵括我们党治国理政的方方面面，协调推进“四个全面”统揽治国理政的全局。应强化问题导向，抓住重大问题和关键问题研究思考，着力研究和解决“四个全面”面临的一系列突出矛盾和问题。尊重人民首创精神，在深入调查研究的基础上提出全面深化改革的顶层设计和总体规划，协调推进经济、政治、文化、社会、生态文明等各方面体制改革，敢于啃硬骨头，敢于涉险滩，坚决破除一切妨碍科学发展的体制机制弊端，激发全社会创造活力，推动国家各项事业发展。加强社会主义法治国家建设的顶层设计，针对法治工作中群众反映强烈的突出问题提出强有力的举措，加快完善中国特色社会主义法治体系，为全面深化改革提供全面的法律保障。加强全面推进党的建设新的伟大工程的顶层设计，分析党的自身建设面临的挑战和存在的问题，把从严治党落到实处，全面提高党的建设科学化水平。

协调推进“四个全面”，必须抓住主要矛盾和矛盾的主要方面。我国是一个大国，地域辽阔，人口众多，各方面和各领域差异大，需要处理的问题多，不能眉毛胡子一把抓，而要突出重点，着力解决主要矛盾和矛盾的主要方面。“十个指头弹钢琴”，注重的是全面，但更讲究的是十个指头的动作要协调配合，否则就是乱弹琴。面对复杂形势和繁重任务，既要有全局观，对各种矛盾做到心中有数；又要优先解决主要矛盾和矛盾的主要方面，以此带动其他矛盾的解决。中央提出协调推进“四个全面”，就是当前党和国家事业发展中必须解决好的主要矛盾。我们既要注重整体谋划，又要注重牵住“牛鼻子”。在工作中，既要讲两点论，又要讲重点论，不能主次不分。协调推进“四个全面”，必须始终围绕战略目标，不能丝毫偏离方向；必须紧紧抓住三大支柱，任何一个支柱都不能软、不能弱。

协调推进“四个全面”，关键是全面从严治党，充分发挥党的领导核心作用。协调推进“四个全面”，是前无古人的伟大事业，是艰巨繁重的系统工程，必须加强党中央的集中统一领导，以保证正确方向、形成强大合力。因此，在“四个全面”中，全面从严治党是关键。只有全面从严治党，才能使我们党更加坚强，在全面建成小康社会、全面深化改革、全面依法治国进程中发挥领导核心作用。只有全面从严治党，才能按照全面深化改革的部署，协调各方面力量，使经济社会发展不断迈上新台阶、取得新进展。党的领导是社会主义法治最根本的保证。全面推进依法治国，必须抓住领导干部这个关键少数。领导干部要做尊法学法守法用法的模范，带动全党全国人民一起努力，在建设中国特色社会主义法治体系、建设社会主义法治国家上不断见到新成效。

【人民币国际化】

人民币国际化与国际货币体系稳定

范小云¹ 陈雷² 王道平³

【摘要】本文基于新开放经济分析框架研究了国际货币体系的稳定性问题。研究发现，国际货币体系的稳定条件是储备货币国家的经济体量足够大，并且储备货币国家偿付能力增长率不低于非储备货币国家的实际产出增长率和储备货币实际收益率；估值效应的存在并不能保证储备货币的稳定；欧元、日元成为国际储备货币并不能稳定国际货币体系，人民币国际化对于国际货币体系稳定具有不可替代的重要作用。

【关键词】人民币国际化；国际货币体系；特里芬难题

一、引言

近现代以来的国际货币体系，都难以规避一个问题，即要么储备货币供给增长难以满足世界经济需求、要么储备货币难以维持币值稳定最终无法避免国际储备货币贬值甚至发生“储备货币危机”的困境。Triffin（1960）对布雷顿森林体系下的这一困境进行了详实的论证，提出了著名的“特里芬难题”⁴。20世纪70年代布雷顿森林体系崩溃后，虽然美元的供给不再受到美国黄金储备的约束，美国可以通过经常账户赤字的形式向全球输出美元，以满足日益增长的国际储备需求（中国经济增长与宏观稳定课题组，2009；张明，2009；王道平和范小云，2011），但是次债危机表明，依靠美国供给全球绝大部分国际储备的“游戏”存在着巨大的风险、并无法避免导致全球金融危机⁵，困扰国际货币体系稳定的难题并没有消除。危机爆发后，美联储推行的量化宽松货币政策和美国面临的财政悬崖，使美元储备资

¹ 范小云，南开大学经济学院金融学系

² 陈雷，南开大学经济学院金融学系

³ 王道平，南开大学经济学院金融学系

⁴ Triffin（1960）认为在布雷顿森林体系下“有两个问题仍然是不可回避的。第一，消除我们的国际收支赤字固然能终止我们货币储备持续恶化的过程，但同时它必然要减少其他国家2/3至3/4的主要储备来源，当今在财政上的黄金供给不足的情况下，正是靠这部分储备来源才满足了世界经济增长所要求的国际清偿能力。第二，过去遗留给我们的巨大的短期债务，很可能给我们健全的经济增长和稳定的政策实施造成障碍。...我们很可能会像英国20年代的情况一样，处于实现国内经济目标，还是为防止黄金流失而维持短期资金的两难选择中。”

⁵ 王道平和范小云（2011）从理论上论述了现行的国际货币体系无法避免全球金融危机。

产的稳定性问题再次成为全球关注的焦点，一些学者甚至担忧可能爆发第三次储备货币危机（Taylor，2013）⁶。

那么，决定国际储备货币稳定的条件有哪些？现行国际货币体系下，作为最主要国际储备货币的美元是否可以维持币值的长期稳定？如果现代国际货币体系下的储备货币具有不稳定性，应该如何增强国际货币体系的稳定性？此外，随着人民币国际化程度日益提高，国际货币体系多极化趋势进一步加强，将有助于国际货币体系稳定还是将加剧不稳定？对这些问题回答十分重要，但是至今尚缺乏从理论上对上述问题的规范论证。

事实上，近年来关于现代国际货币体系下美元储备货币的稳定性问题一直存在争论，形成了截然相反的两派观点。以 Obstfeld and Rogoff（2005；2007）为代表的学者认为美元储备资产是不稳定的，美元将以剧烈贬值的形式调整到均衡水平。另外一派学者从估值效应的角度出发认为美元储备资产是相对稳定的，美国虽然国际收支逆差，但却获得了正的估值效应收益（Gourinchas and Rey，2007；Lane and Shambough，2010），Caballero 等（2008）和 Mendoza 等（2009）的研究则为美国可以持续获得正的估值效应提供了理论支撑，认为金融发展水平的差异使得资本源源不断地从非储备货币国家流向储备货币国家。

上述研究对于研究储备货币的稳定性问题具有很好的参考价值，但上述研究均未充分考虑储备货币的需求问题，而是将研究重点放在对外负债变化的经验统计上。储备货币的需求因素是引发储备资产不可持续的关键，国际货币体系演进的历史经验表明，储备货币发行国的偿付能力最终无法满足储备货币需求，这一矛盾推动了国际货币体系的变革。本文将储备货币需求纳入到储备货币稳定性问题的研究中，具体而言，本文突出强调了非储备货币国家对储备货币的储蓄性需求和预防性需求。

Caballero 等（2008）、徐建伟和姚洋（2010）等的研究揭示了非储备货币国家对储备货币的储蓄性需求。Caballero 等（2008）指出新兴市场等贸易盈余国家的金融发展水平比较低，无法为国内储蓄提供充足的金融资产，盈余国家的资金便会源源不断地流入美国等金融发展水平高的贸易赤字国家，出现了全球失衡、低利率和以美元计价的资产数量急剧增加等现象。徐建伟和姚洋（2010）提出基于金融市场-制造业比较优势的国际分工新形态，美国、英国等主要提供金融服务，中国、日本等国家则提供制造品。在这种新型国际分工下，非储备货币国家基于储蓄需求增加了储备货币的积累。

关于储备货币的预防性需求的研究由来已久。布雷顿森林体系崩溃后，世界汇率制度整

⁶ 前两次储备货币危机分别指 20 世纪 30 年代的英镑危机和 60-70 年代的美元危机，危机中作为储备货币的英镑和美元被大量抛售，储备货币币值出现剧烈的贬值。

体上更加浮动,理论认为这将减少各国对储备货币的需求,但事实上世界外汇储备却迅速增加,特别是在20世纪90年代之后。学者们将这一现象归因于国际资本流动的增加,非储备货币国家为防范资本急停(Sudden Stop)⁷引发货币危机,纷纷增加了外汇储备。Obstfeld等(2008)进一步指出,资本急停会引发货币危机,资本急增(Sudden Flight)⁸的危害更大,资本急停会产生外部枯竭(External Strain),资本急增则会导致内部枯竭(Internal Strain)。非储备国家在进行外汇储备需求决策时,会考虑资本急增的可能性,中央银行持有外汇储备的目的更多的是应对资本急增,保护本国的金融机构,维护本国金融稳定。

储备货币不稳定问题进一步引发了学术界对国际货币体系改革的讨论。Obstfeld(2011)指出储备货币的发行需要财政收入的支撑,国际货币体系改革的根本任务是寻找美元的替代货币提供国际流动性。Farhi等(2011)指出未来的世界是多极化的世界,国际货币体系的多极化也将成为一种趋势,人民币将在国际货币体系中扮演更加重要的角色。Tabor(2013)则进一步指出,人民币国际化将有助于避免储备货币危机的发生,对国际货币体系的稳定性起到至关重要的作用。然而上述研究只停留在论述层面,缺乏科学严谨的理论模型分析。

本文从储备货币供给和需求的视角出发,基于新开放经济分析框架分析了储备货币稳定的条件,并在模型中引入了不确定性和估值效应。理论研究表明,要维持国际储备货币的稳定,储备货币国家的偿付能力增长率应不低于储备货币的实际收益率和非储备货币国家的实际产出增长率,并且储备货币国家应该具有较大的经济体量;不确定性导致了非储备货币国家倾向持有更多国际储备,进而加剧了国际货币体系的不稳定;估值效应对储备货币需求的影响是不确定的,虽然估值效应放松了国际货币体系稳定的实际收益率条件,但实际产出增长率条件决定了国际货币体系的稳定性,估值效应的存在并不能保证储备货币的稳定。基于本文的理论模型,我们对不同国际货币体系的稳定性条件进行了检验,基于现实数据与数值模拟进一步阐释了布雷顿森林体系崩溃和当前国际货币体系不稳定的原因。针对多极化国际货币体系改革,本文研究表明欧元、日元的国际化并不能解决储备货币供给和需求的矛盾,如果人民币成为国际储备货币,将强化储备货币的供给能力,弱化储备货币的需求,这对于国际货币体系的稳定至关重要。

本文结构安排如下:第二部分建立理论模型,分析储备货币稳定的条件;第三部分对不同国际货币体系稳定性条件进行了检验;第四部分论证了人民币国际化对稳定国际货币体系

⁷ 资本急停是指流入某国的外部资本突然大幅度减少,关于资本急停更加详细的述评见范小云等(2011)。

⁸ 资本急增是指国内投资者对外币资产的需求迅速增加,希望将其持有的本币资产兑换为外币资产,可参见Obstfeld等(2008)。

具有不可替代的重要作用；第五部分为结论与政策建议。

二、理论模型

（一）基准模型

现实世界中，储备货币国家居于国际货币体系的中心地位，Rey（2013）描述了全球金融周期现象，表明主要的储备货币国家（美国）的货币政策影响了其他国家的资本流动、资产价格等信用条件，非储备货币国家事实上是世界利率的价格接受者。为分析简化，我们将数量较少的储备货币国家看作一个国家，即储备货币国家 A；数量众多的非储备货币国家看作一个国家，即非储备货币国家 B。这样的假定使我们可以忽略非储备货币国家之间和储备货币国家之间的相互影响，而将注意力集中在两类国家的相互作用上。由于非储备货币国家数量众多且是世界利率的价格接受者，我们使用 Obstfeld 和 Rogoff（1996）的小国开放经济的动态分析框架对储备货币的稳定性进行研究。

1. 非储备货币国家对储备货币的需求

本文讨论储备货币稳定性问题，因而采用广义的储备货币概念，即储备货币包括储备货币国家的所有对外负债。非储备货币国家持有储备货币的目的主要有交易、储蓄和预防。本文重点考虑了非储备货币国家的储蓄性需求与预防性需求，将储备货币作为居民跨期平滑的工具体现了储蓄性需求，将储备货币作为应对产出不确定性的工具体现了预防性需求。由于交易性需求相比其他需求较小，且包含在储蓄性需求和预防性需求中，忽略交易性需求并不会对我们的结论产生显著的影响。

非储备货币国家通过国际收支顺差获得储备货币，国际收支由经常项目与资本项目组成，王道平和范小云（2011）的研究进一步指出，非储备货币国家对国际储备的需求无法通过储备货币国家资本净流出的方式满足，只能通过储备货币国家经常账户赤字的方式⁹，即

$$R_{t+1}^B - R_t^B = CA_{t+1}^B \quad (1)$$

其中， R_t^B 表示非储备货币国家 B 国代表性居民 t 时期末持有的储备货币数量， CA_{t+1}^B 表示 B 国代表性居民 t+1 时期的经常账户差额，形成了该国在储备货币国家的储蓄。

为了模型的简便，这里不考虑政府行为¹⁰，则有

⁹ 布雷顿森林体系解体后，美国的净资本流入在绝大多数年份是正值，显然美国输出储备货币美元的途径不是资本项目。

¹⁰ 在本文的纯禀赋模型中，产出是以不变增长率变化的外生变量。考虑政府购买的情况下，政府购买与产出成固定比例，正文中的产出相应变为居民可支配产出，居民可支配产出仍以相等的不变增长率变化，因

$$CA_{t+1}^B = XM_{t+1}^B + r * R_t^B = Y_{t+1}^B + r * R_t^B - C_{t+1}^B \quad (2)$$

其中, XM_{t+1}^B 表示 B 国代表性居民 t+1 时期的贸易净出口, r 为储备货币实际收益率, Y_{t+1}^B 表示 B 国代表性居民 t+1 期的产出, C_{t+1}^B 表示非储备货币国家 B 国代表性居民 t+1 时期的消费。(2) 式中第一个等式表示经常账户余额由贸易净出口和净要素收入转移两部分组成, 第二个等式中 $Y_{t+1}^B + r * R_t^B$ 表示第 t+1 期的国民生产总值 GNP, 即代表性居民的总收入, 一部分用于本国消费, 另一部分借贷给国外。综合 (1) (2) 两式得

$$C_{t+1}^B = Y_{t+1}^B - R_{t+1}^B + (1+r) * R_t^B \quad (3)$$

上式即为非储备货币国家 B 国代表性居民的消费预算约束, 代表性居民每个时期获得一定的禀赋, 以储备货币作为储蓄工具。假设效用函数是可加总的, 则代表性居民一生的效用函数为

$$U_t^B = E_t \left[\sum_{i=0}^{\infty} \beta^i u^B(C_{t+i}^B) \right] \quad (4)$$

其中, β 为代表性居民的主观贴现因子。求解该最优化问题, 得代表性居民消费的欧拉方程为

$$u^{B'}(C_t^B) = \beta(1+r)u^{B'}(C_{t+1}^B) \quad (5)$$

(5) 式表明代表性居民增加一单位当期消费的边际收益等于边际成本。假设 B 国代表性居民为恒定相对风险厌恶的 (CRRA), 即 $u^B(C) = \frac{C^{1-\delta^B}}{1-\delta^B}$, δ^B 为 B 国代表性居民的相对风险厌恶系数。将预算约束式 (3) 带入 (5), 为了表示的简便, 定义 $\alpha \equiv (1+r)^{1/\delta^B} \beta^{1/\delta^B}$, 得到非储备货币国家 B 国代表性居民愿意持有的储备货币资产的动态方程 (6)。

$$R_{t+1}^B = (1+r+\alpha)R_t^B - \alpha(1+r)R_{t-1}^B + Y_{t+1}^B - \alpha Y_t^B \quad (6)$$

记 $\tilde{R}_t^B = \frac{R_t^B}{Y_t^B}$, 表示非储备货币国家储备货币资产占总产出的比例。假设 B 国产出增长

率为 g^B , 方程 (6) 两边同时除以 Y_t^B , 并整理得

此, 是否考虑政府购买并不影响本文的结论。

$$\tilde{R}_{t+1}^B - \frac{\alpha}{1+g^B} \tilde{R}_t^B + \frac{1+g^B-\alpha}{r-g^B} = \frac{1+r}{1+g^B} (\tilde{R}_t^B - \frac{\alpha}{1+g^B} \tilde{R}_{t-1}^B + \frac{1+g^B-\alpha}{r-g^B})$$

记 $\rho_t \equiv \tilde{R}_t^B - \frac{\alpha}{1+g^B} \tilde{R}_{t-1}^B + \frac{1+g^B-\alpha}{r-g^B}$ ，上式可表示为

$$\rho_{t+1} = \frac{1+r}{1+g^B} \rho_t \quad (7)$$

对 (7) 式迭代累乘得

$$\rho_{t+1} = \left(\frac{1+r}{1+g^B}\right)^t \rho_1$$

将 ρ_t 的定义式代入上式得

$$\tilde{R}_{t+1}^B - \frac{\alpha}{1+g^B} \tilde{R}_t^B + \frac{1+g^B-\alpha}{r-g^B} = \rho_1 \left(\frac{1+r}{1+g^B}\right)^t \quad (8)$$

方程 (8) 为一阶常系数非齐次线性差分方程，其通解为齐次线性差分方程的通解与一个非齐次线性差分方程特解之和，即

$$\tilde{R}_t^B = c * \left(\frac{\alpha}{1+g^B}\right)^t + \frac{\rho_1(1+g^B)}{1+r-\alpha} \left(\frac{1+r}{1+g^B}\right)^t - \frac{1+g^B}{r-g^B} \quad (9)$$

其中， c 为任意常数。将初值 $\tilde{R}_0^B$ 带入 (9)，得

$$c = \tilde{R}_0^B - \frac{\rho_1(1+g^B)}{1+r-\alpha} + \frac{1+g^B}{r-g^B} \quad (10)$$

将 $\tilde{R}_t^B = \frac{R_t^B}{Y_t^B}$ 和 (10) 代入 (9) 得储备货币的需求方程为

$$R_t^B = \left\{ \frac{\rho_1(1+g^B)}{1+r-\alpha} \left(\frac{1+r}{1+g^B}\right)^t + \left[\tilde{R}_0^B - \frac{\rho_1(1+g^B)}{1+r-\alpha} + \frac{1+g^B}{r-g^B} \right] * \left(\frac{\alpha}{1+g^B}\right)^t - \frac{1+g^B}{r-g^B} \right\} * Y_t^B \quad (11)$$

储备货币的需求是非储备货币国家的产出、实际产出增长率和储备货币实际收益率的函数。储备货币的需求随着非储备货币国家的产出增加而增大，储备货币实际收益率、非储备货币国家实际产出增长率对储备货币需求的影响方向并不确定。

2. 储备货币供给与偿付能力

金本位时期，储备货币（黄金）本身具有价值。金本位体系结束后，主权货币成为了储备货币，而主权货币本身没有价值。储备货币国家 A 供给储备货币的能力，即储备货币国

家负债的能力受到其偿付能力的约束（Farhi 等，2011）。

$$R_t^A = k_t * T_t^A, \text{其中 } k_t \leq \bar{k} \quad (12)$$

其中， R_t^A 表示储备货币国家储备货币的供给， T_t^A 表示 A 国的偿付能力， k_t 表示储备货币国家发行储备货币的偿付支撑比例（简称偿付支撑比）， $\bar{k}$ 为可以被接受的最大偿付支撑比。最大偿付支撑比 $\bar{k}$ 受到世界经济运行状况和储备货币可替代性等因素的影响，当经济危机发生时，债权人提供融资的意愿减弱， $\bar{k}$ 下降，欧债危机爆发后各国对欧元的减持恰好说明了这一点；当储备货币可替代性较差时，债权人的选择受到限制， $\bar{k}$ 相对保持在高位，本次金融危机中美元受到追捧的事实说明了这一点。然而 $\bar{k}$ 虽然可以保持在高位，但绝不可能是无限大的，当储备货币国家偿付支撑比超过 $\bar{k}$ ，储备货币国家无法维持储备货币的币值稳定。币值稳定是储备货币的重要特征，是被其他国家广泛接受和使用的前提条件（Farhi 等，2011）。一旦储备货币国家无法维持储备货币的币值稳定，其他国家会减少甚至放弃对这种货币的接受和使用，其储备货币的地位就会逐渐丧失。

布雷顿森林体系下，美元成为新的国际储备货币。布雷顿森林协议规定，美元与黄金保持固定的兑换比例，其他国家货币与美元保持固定的比例。美国为世界提供储备货币，然而，美国的储备货币供给能力并不是无限的，它受到美国偿付能力，即美国持有的黄金储备的约束。随着世界经济的增长，非储备货币国家需要的美元迅速增加，而美国持有的黄金储备数量受到世界黄金开采量的制约，美国的偿付支撑比增加，超过了被接受的最大偿付支撑比，美国无法维持储备货币美元的币值稳定，布雷顿森林体系最终崩溃。

布雷顿森林体系崩溃后，美元的价值不再与黄金挂钩，黄金对储备货币供给的束缚解除。储备货币美元作为一种主权信用货币，其供给能力受到新的偿付能力，即储备货币国家美国财政能力的约束（Farhi 等，2011）。Obstfeld（2011）指出，布雷顿森林体系崩溃前期，非储备货币国家持有的美元储备的数量只占美国 GDP 的 4.3%，在今天看来，这是一个很低的水平。由布雷顿森林体系到现代国际货币体系的转变大幅度增加了储备货币国家的偿付能力，将偿付支撑比大幅度降低。随着世界经济的进一步发展，曾经被认为充分的偿付能力变得越来越难支撑储备货币需求的迅速增长。

3. 储备货币的均衡稳定性

储备货币的均衡条件为

$$R_t^B = R_t^A$$

将储备货币的需求方程（11）与供给方程（12）代入上式得

$$k_t = \left[\frac{\rho_1(1+g^B)}{1+r-\alpha} \left(\frac{1+r}{1+g^B} \right)^t + c * \left(\frac{\alpha}{1+g^B} \right)^t - \frac{1+g^B}{r-g^B} \right] * \frac{Y_t^B}{T_t^A} \quad (13)$$

储备货币的均衡稳定条件是储备货币发行国的偿付支撑比 k_t 收敛。当 k_t 发散时， k_t 会超过最大负债比例 $\bar{k}$ ，储备货币国家无法维持储备货币的币值稳定，储备货币体系不稳定。

k_t 收敛的必要条件是 $\lim_{t \rightarrow \infty} \frac{k_{t+1}}{k_t} \leq 1$ 。

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \frac{k_{t+1}}{k_t} = \lim_{t \rightarrow \infty} \frac{\frac{\rho_1(1+g^B)}{1+r-\alpha} * \left(\frac{1+r}{1+g^B} \right)^{t+1} + c * \left(\frac{\alpha}{1+g^B} \right)^{t+1} - \frac{1+g^B}{r-g^B} * \frac{1+g^B}{1+u^A}}{\frac{\rho_1(1+g^B)}{1+r-\alpha} * \left(\frac{1+r}{1+g^B} \right)^t + c * \left(\frac{\alpha}{1+g^B} \right)^t - \frac{1+g^B}{r-g^B}} \quad (14)$$

其中， u^A 为储备货币国偿付能力增长率。 k_t 收敛的条件是 $r \leq u^A$ 且 $g^B \leq u^A$ （详细推导过程请参见附录）。同时，为了保证偿付能力支撑比 $\bar{k}$ 不会太大，由（13）式我们得到 $\bar{k}$ 保持在合理水平的另一个条件，即储备货币国家偿付能力 T_t^A 应足够大，储备货币国家应该具有较大的经济体量。

结论一：储备货币的均衡稳定条件是储备货币国家的偿付能力增长率不低于储备货币的实际收益率和非储备货币国家的实际产出增长率，储备货币国家应该具有较大的经济体量。

（二）不确定性下储备货币稳定性

基准模型中并没有考虑冲击对产出的影响，忽略了储备货币对减小冲击影响的作用。储备货币能够减少资本急停（Sudden Stop）和资本急增（Sudden Flight）对一国经济带来的不利影响（Obstfeld 等，2008），因而，亚洲金融危机后，遭受了投机资本冲击的亚洲新兴市场国家纷纷增加了外汇储备积累（Bernanke，2005）。假设非储备货币国家 B 的产出遭受随机冲击 μ_t ， $Y_t^{B\hat{a}}$ 为潜在产出，则实际产出 $Y_t^B = \mu_t Y_t^{B\hat{a}}$ 。其中， μ_t 服从均匀分布 $U(\theta_t, 1)$ ，

$$E(\mu_t) = \frac{\theta_t + 1}{2}, \sigma^2(\mu_t) = \frac{(1-\theta_t)^2}{12}, \theta_t \text{ 是 } R_t^B \text{ 的增函数，即储备水平的提高提高了随机冲击的均值、降低了随机冲击的方差。非储备货币国家 B 代表性居民面临的预算约束为}$$

$$C_{t+1}^B = \mu_t Y_t^{B\hat{a}} - R_{t+1}^B + (1+r) * R_t^B \quad (16)$$

对 (16) 式两边同时取期望得

$$E_t(C_{t+1}^B) = \frac{\theta_t + 1}{2} Y_t^{B\hat{a}} - E_t(R_{t+1}^B) + (1+r) * R_t^B \quad (17)$$

最优化问题的欧拉方程为

$$\frac{u^{B'}(C_t^B)}{u^{B'}(C_{t+1}^B)} = \beta(1+r + \frac{1}{2} Y_t^{B\hat{a}} \frac{d\theta_t}{dR_t}) \quad (18)$$

其中 $u^{B'}(C_t^B)$ 为增加一单位储备货币的边际成本, $\beta(1+r + \frac{1}{2} Y_t^{B\hat{a}} \frac{d\theta_t}{dR_t}) u^{B'}(C_{t+1}^B)$ 为增加一单位储备货币的边际收益。

由于 $\frac{d\theta_t}{dR_t} > 0$, 我们得到下列关系,

$$\beta(1+r + \frac{1}{2} Y_t^{B\hat{a}} \frac{d\theta_t}{dR_t}) u^{B'}(C_{t+1}^B) > \beta(1+r) u^{B'}(C_{t+1}^B) \quad (19)$$

上式表明, 相比基准模型, 不确定性下储备货币的边际收益增加。在这种情况下, 非储备货币国家将持有更多的储备货币。在储备货币的供给能力不变的情况下, 由于预防性需求导致的储备货币需求的增加将加深国际货币体系的不稳定。

结论二: 不确定性导致的对储备货币的预防性需求促使非储备货币国家持有更多的储备货币, 进而加剧了国际货币体系的不稳定。

(三) 估值效应与储备货币稳定性

上面的分析中并没有考虑估值效应, 即汇率变动和资产价格变动的影响。储备货币国家通过获得正的估值效应, 特别是通过汇率的贬值在一定程度上缓解了储备货币的不稳定。下面我们通过模型说明估值效应对储备货币稳定性的影响。假设储备货币贬值 $e = \frac{E_{t+1} - E_t}{E_t}$, 其

中 E_t 表示以储备货币表示的非储备国家货币的价格, 即 E_t 的增大意味着储备货币的贬值。

此外, 假设储备货币国家获得的资产价格变动产生的投资收益率为 r' , 则 $r' + e$ 表示储备货币国家的估值效应, 即未实现的损益。非储备货币国家代表性居民面临的储备货币实际收益率变为 $r^n = r - r' - e$, 因而, 非储备货币国家 B 代表性居民的预算约束变为

$$C_{t+1}^B = Y_{t+1}^B - R_{t+1}^B + (1+r^n) * R_t^B \quad (20)$$

为了表示的简便，我们定义三个新变量，即 $\alpha^n \equiv (1+r^n)^{1/\delta^B} \beta^{1/\delta^B}$ 、

$$\rho_t^n \equiv \tilde{R}_t^B - \frac{\alpha}{1+g^B} \tilde{R}_{t-1}^B + \frac{1+g^B-\alpha}{r-g^B}, \quad c^n \equiv \tilde{R}_0^B - \frac{\rho_1^n(1+g^B)}{1+r^n-\alpha} + \frac{1+g^B}{r^n-g^B},$$

则储备货币的需求方程相应变为

$$R_t^B = \left[\frac{\rho_1^n(1+g^B)}{1+r^n-\alpha^n} \left(\frac{1+r^n}{1+g^B} \right)^t + c^n * \left(\frac{\alpha^n}{1+g^B} \right)^t - \frac{1+g^B}{r^n-g^B} \right] * Y_t^B \quad (21)$$

估值效应降低了储备货币的实际收益率，但储备货币实际收益率的降低并不一定会减小储备货币国家对储备货币的需求，最终影响由替代效应、收入效应和财富效应综合作用决定。其中，替代效应是指，储备货币实际利率的下降，使得当期消费相对于未来消费变得廉价，代表性居民将增加当期消费，即减少当期对储备货币的需求。收入效应是指，储备货币实际利率的下降，使得未来收入的现值增加，为了平滑消费，代表性居民增加当期的消费，即减少当期对储备货币的需求。财富效应是指，持有的外部资产的收益随着储备货币实际利率的下降而下降，从而代表性居民减小当期的消费，即增加当期对储备货币的需求。综合以上分析可知，如果替代效应和收入效应的影响大于财富效应，则估值效应减少非储备货币国家对储备货币的需求，即估值效应的存在弱化了储备货币供给与需求的矛盾，增强了国际货币体系的稳定性。如果替代效应和收入效应的影响小于财富效应，估值效应却会增加非储备货币国家对储备货币的需求，反而会激化储备货币供给和需求的矛盾，国际货币体系将更加不稳定。

关于估值效应的讨论是在现代国际货币体系背景下进行的，储备货币的发行摆脱了黄金的限制，储备货币国家的偿付能力为储备货币国家的产出，第 t 期的产出记为 Y_t^A ，因此，储备货币的供给方程为

$$R_t^A = k_t * Y_t^A, \text{ 其中 } k_t \leq \bar{k} \quad (22)$$

由储备货币需求方程（21）和供给方程（22）两式得，储备货币的均衡条件为

$$k_t = \tilde{R}_t^B * \frac{Y_t^B}{Y_t^A} = \tilde{R}_t^B * \frac{Y_0^B}{Y_0^A} * \left(\frac{1+g^B}{1+g^A} \right)^t \quad (23)$$

一般情况下，考虑估值效应的储备货币实际收益率 $r^n < g^B$ ，此时 $\tilde{R}_t^B$ 收敛，

$\lim_{t \rightarrow \infty} \tilde{R}_t^B = \frac{1+g^B}{g^B - r^n}$ 。因而 (23) 式表示的偿付支撑比 k_t 的收敛条件是 $g^A \geq g^B$ ，即储备货

币稳定的条件是储备货币国家的实际产出增长率不低于非储备货币国家的实际产出增长率。对比上文推导得到的国际货币体系稳定性条件发现，估值效应放松了稳定条件中储备货币实际收益率的限制，但实际产出增长率的限制仍然存在，储备货币国家的实际产出增长率不低于非储备货币国家的实际产出增长率仍然是国际货币体系稳定的必要条件。

结论三：估值效应对储备货币需求的影响是不确定的，虽然估值效应放松了国际货币体系稳定的实际收益率条件，但是实际产出增长率条件决定了国际货币体系的稳定性。

三、不同国际货币体系稳定性条件检验

(一) 布雷顿森林体系的稳定性

布雷顿森林体系下，各国货币盯住美元，美元与黄金保持固定的兑换比率。储备货币美元的均衡稳定条件是美国黄金储备增长率不低于美元的实际收益率，且不低于非储备货币国家的实际产出增长率。记 G^A 为美国黄金储备增长率， r_{US} 为储备货币美元的实际收益率，那么储备货币美元的均衡稳定条件为 $r_{US} \leq G^A$ 且 $g^B \leq G^A$ 。

布雷顿森林体系于 1944 年 7 月建立，1971 年 12 月美联储拒绝向国外中央银行出售黄金，布雷顿森林体系宣告崩溃。由于数据的可得性，本文的样本区间为 1951-1971 年。参照陈建奇 (2012)，本文选择美国国库券实际收益率作为储备货币美元实际收益率 r_{US} 的替代指标，该指标由美国国库券年收益率与美国 CPI 指数计算得到¹¹。美国黄金储备增长率 G^A 根据世界黄金协会美国黄金储备绝对值计算得到， G^W 表示世界黄金储备增长率。非储备货币国家实际产出增长率 g^B 根据会议经济委员会总经济数据库 (The Conference Board Total Economy Database) 提供的实际 GDP 中的 GDPGK 序列计算得到¹²。图 1 表明，在绝大多数年份，美元实际收益率和非储备货币国家实际产出增长率均高于美国黄金储备增长率，甚至高于世界黄金储备增长率，黄金储备显然无法支撑储备货币 (美元) 的发行。

¹¹ 美国国库券年收益率与美国 CPI 指数原始数据均来源于 IFS 数据库。

¹² GDPGK 序列以 1990 年为标准，使用美元计价，数据库中包含 123 个国家的数据，使用“Geary-Khamis”购买力平价法进行了调整。选择这一序列的优点在于数据期限长。

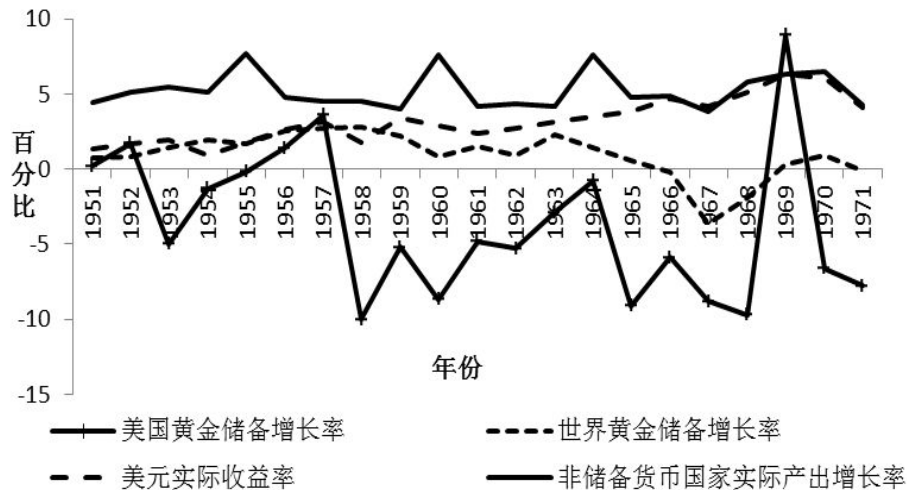


图1 布雷顿森林体系下，储备货币（美元）稳定性指标描述

说明：数据来源于 IFS 数据库、世界黄金协会数据库和会议委员会总经济数据库。

（二）现代国际货币体系的稳定性

现代国际货币体系下，储备货币国家的偿付能力是其财政能力，一国的财政能力与该国的产出相关，也与该国的财政政策密切相关。储备货币国家美国的财政悬崖削弱了其财政能力，然而，本文并不考虑美国的财政悬崖问题，原因在于，一方面美国政府可以通过改革解决财政悬崖问题；另一方面，即使在不考虑这一问题的情况下，美国的储备货币供给能力也无法满足非储备货币国家对储备货币的需求，并不影响本文的结论。现代国际货币体系下，储备货币的均衡稳定条件是储备货币国家的实际产出增长率不低于储备货币的实际收益率，且不低于非储备货币国家的实际产出增长率。本文选择 1972-2012 年的样本区间，储备货币（美元）实际收益率 r_{US} 计算方法同上，储备货币国家实际产出增长率 g^A 、非储备货币国家实际产出增长率 g^B 根据会议委员会总经济数据库提供的实际 GDP 中的 GDPGK 序列计算得到。图 2 表明，2000 年之前，美元实际收益率高于美国实际产出增长率，是国际货币体系不稳定的主要原因；2000 年之后，非储备国家实际产出增长率显著高于美国实际产出增长率，是国际货币体系不稳定的主要原因。

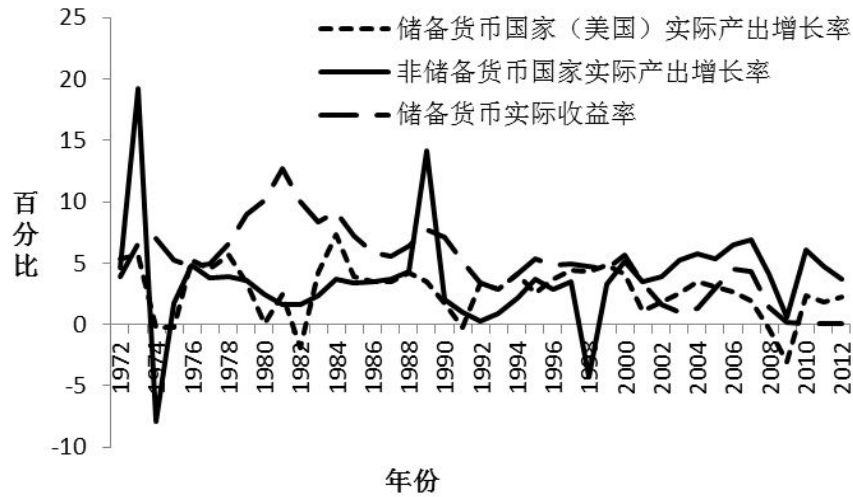


图2 现代国际货币体系下，储备货币（美元）稳定性指标的统计性描述

说明：数据来源于 IFS 数据库和会议委员会总经济数据库。

欧元诞生后，便迅速成为了另一种主要的国际储备货币，IMF 的 COFER 数据库数据显示，2011 年已识别货币组成的外汇储备中，24.7%的比例以欧元形式持有，62.4%的比例以美元形式持有，两者之和达到了 87.1%。我们假设储备货币由美元和欧元组成，保持美元和欧元的权重比为 0.624: 0.247 不变，即假设储备货币中美元占比为 $0.624 / (0.624 + 0.247)$ ，为 0.72，欧元占比 $0.247 / (0.624 + 0.247)$ ，为 0.28。上文表明，2000 年之后，储备货币（美元）不稳定的原因主要是储备货币国家（美国）的实际产出增长低于非储备货币国家的实际产出增长，因此，这里暂不考虑储备货币（美元、欧元）收益率因素，而是将重点放在实际产出增长率条件的分析上。

储备货币实际供给能力增长率（欧、美）的计算公式为 $g_t^A = 0.72g_t^{AU} + 0.28g_t^{AE}$ ，其中 g_t^A 、 g_t^{AU} 和 g_t^{AE} 分别表示储备货币实际供给能力增长率、以不变价格计算的美国产出增长率和欧元区产出增长率。非储备货币国家实际产出增长率的计算公式为

$$g_t^B = \frac{g_t^W Y^W - g_t^{AU} Y^{AU} - g_t^{AE} Y^{AE}}{Y^W - Y^{AU} - Y^{AE}} = \frac{g_t^W - g_t^{AU} Y^{AU} / Y^W - g_t^{AE} Y^{AE} / Y^W}{1 - Y^{AU} / Y^W - Y^{AE} / Y^W}$$

其中 g_t^B 、 g_t^W 、 Y^W 、 Y^{AU} 和 Y^{AE} 分别表示非储备货币国家实际产出增长率、以不变价格计算的世界实际产出增长率、以现价计算的世界产出、美国产出和欧元区产出。理论上 Y^W 、 Y^{AU} 和 Y^{AE} 应该选取以不变价格计算的 GDP，由于数据可得性的限制，这里选用现价计算的数据，但由于以比值形式出现在 g_t^B 的计算式中，因而不会影响 g_t^B 的计算。图 3 表明，

以美元、欧元为主的国际货币体系的储备货币供给能力实际增长率（1999-2018 的平均值为 2.04）显著低于非储备货币国家实际产出增长率（1999-2018 的平均值为 5.43），这说明了为什么欧元成为国际储备货币并没有使得国际货币体系更稳定。

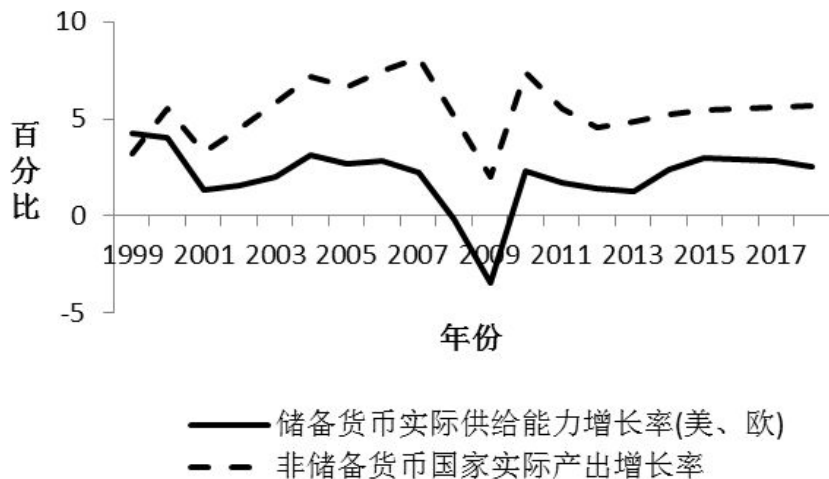


图 3 储备货币（美元+欧元）稳定性指标描述

说明：数据根据 WEO 数据库提供的数据计算得到，2013 年及其之后数据为 WEO 预测值。

（三）估值效应与现代国际货币体系

估值效应放松了国际货币体系稳定的实际收益率条件，但估值效应对储备货币需求的影响是不确定的，即估值效应对国际货币体系稳定性的影响是不确定的。下面我们分别模拟考虑估值效应与未考虑估值效应的情况下储备货币国家偿付支撑比 k_t 的路径，通过比较两种情况下 k_t 的路径分析估值效应对国际货币体系稳定性的影响。

假定主观贴现因子 β 与实际贴现因子相等，即 $\beta = \frac{1}{1+r}$ 。于是 k_t 的路径方程简化为下列三个方程。

$$k_t = \left[\frac{\rho_1(1+g^B)}{r} \left(\frac{1+r}{1+g^B} \right)^t + c * \left(\frac{1}{1+g^B} \right)^t - \frac{1+g^B}{r-g^B} \right] * \frac{Y_t^B}{T_t^A}$$

$$c = \tilde{R}_0^B - \frac{\rho_1(1+g^B)}{r} + \frac{1+g^B}{r-g^B}$$

$$\rho_t \equiv \tilde{R}_t^B - \frac{1}{1+g^B} \tilde{R}_{t-1}^B + \frac{g^B}{r-g^B}$$

现代国际货币体系下，美国为主要的储备货币国家， r'_{US} 、 e_{US} 分别表示储备货币国家

美国获得的资产价格变动产生的投资收益率和储备货币美元汇率的贬值。 r_{US} 、 g^B 、 g^A 选择1972-2010年的平均值¹³。 $r'_{US} + e_{US}$ 根据Lane和Milesi-Ferretti（2007）已更新的数据库计算得到，这里的估值效应为净外部资产的年收益率。 Y_0^B 、 Y_0^A 选择初始期1972年的非储备货币国家（除美国之外的国家）和储备货币国家（美国）的以不变价格计算的产出，为了观察 g^A 、 g^B 、 r_{US} 的变化对 k_t 路径的影响，非储备货币国家初始的美元储备占GDP的比例 $\tilde{R}_0^B$ 、 $\tilde{R}_1^B$ 设定为0和0.01。

表1 参数校准

	r_{US}	$r'_{US} + e_{US}$	g^B	g^A	Y_0^B	Y_0^A	$\tilde{R}_0^B$	$\tilde{R}_1^B$
1972-2010	4.98	53.21	3.70	2.82	12.12	3.35	0	0.01

图4表明长期来看，估值效应放缓了 k_t 的增长，即储备货币实际利率变动的替代效应与收入效应的联合影响大于财富效应。估值效应在一定程度上缓和了储备货币供给和需求的矛盾，这也解释了在储备货币供给和需求矛盾下，现代国际货币体系能够持续如此长时间的原因。图5模拟了现代国际货币体系下，考虑估值效应的更长时间范围内储备货币国家偿付支撑比的路径。图5表明 k_t 在长期是发散的，即估值效应并不能使 k_t 收敛。综上分析表明，尽管估值效应在一定程度上缓和了储备货币供给和需求的矛盾，但是储备货币国家的实际产出增长率不低于非储备货币国家的实际产出增长率仍然是国际货币体系稳定的必要条件，新兴市场国家高增长与储备货币国家增长缓慢的矛盾加剧了现代国际货币体系的不稳定。

¹³ 国际金融危机爆发后，美国等发达经济体纷纷下调了利率，为了排除这一特殊情形的影响，我们使用美国1972-2007年的平均利率重新模拟了 k_t 的路径，模拟结果在附录中给出，模拟结果与正文中给出的结果类似。

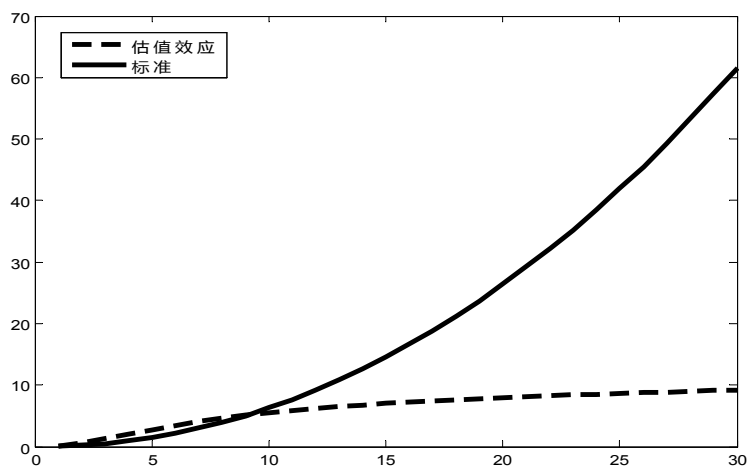


图4 考虑估值效应的储备货币国家（美国）偿付比例模拟

说明：横坐标表示距离冲击的时间，单位为年；纵坐标表示偿付比例的大小，单位为1。

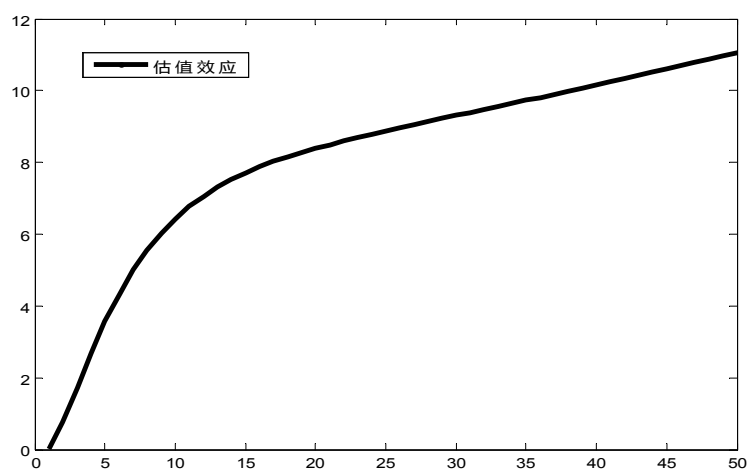


图5 考虑估值效应的更长时间范围内储备货币国家（美国）偿付比例模拟

说明：横坐标表示距离冲击的时间，单位为年；纵坐标表示偿付比例的大小，单位为1。

四、人民币国际化与国际货币体系稳定

迅速增长的储备货币需求与储备货币国家有限财政能力的矛盾表明现代国际货币体系在长期是不稳定，Farhi 等（2011）提出了积极推动建立多极化国际货币体系的改革建议。新的储备货币国家的加入，一方面将增加储备货币的供给能力，另一方面将减小对储备货币的需求，从而有助于缓解储备货币供给与需求不平衡的矛盾。然而，并非任何国家成为新的储备货币国家都能保证国际货币体系的稳定，正如本文前文理论模型所得到的结论，新的储备货币国家首先需要满足的条件是经济体量足够大。以这一条件为遴选标准，我们便排除了

大部分国家，剩下的国家和群体大体有欧元区、日本和中国，这四大经济体 2012 年的 GDP 占到世界总量的近 60%。在上文的论述中，我们发现欧元区加入储备货币国家并没有使得国际货币体系稳定，下面我们分别考察人民币和日元的加入对国际货币体系稳定性的影响。

我们采用敏感性分析的方法，考察以人民币、美元和欧元为国际储备货币的多极化国际货币体系的稳定条件。我们假设美元和欧元在未来的国际货币体系中保持相对比例不变，为 0.624: 0.247，即我们认为这一比例为美元和欧元的一个合理均衡比例。赋予人民币的比例从 5% 开始，每次增加 5%，根据 WEO 数据库提供的 1999-2018 年的数据计算储备货币（人民币、美元、欧元）实际供给增长率与非储备货币国家实际产出增长率（方法同上）¹⁴。计算得到，储备货币实际供给增长率的平均值超过非储备货币国际实际产出增长率平均值人民币占比的临界值为 0.4，即当人民币、美元、欧元占储备货币的比例达到 0.4、0.37、0.23 时，由人民币、美元和欧元为储备货币的国际货币体系是稳定的¹⁵。图 6 描述了这一比例下储备货币实际供给能力增长率（人民币、美元、欧元）和非储备货币国家产出实际增长率的相对关系，表明国际货币体系稳定的条件基本得到满足。

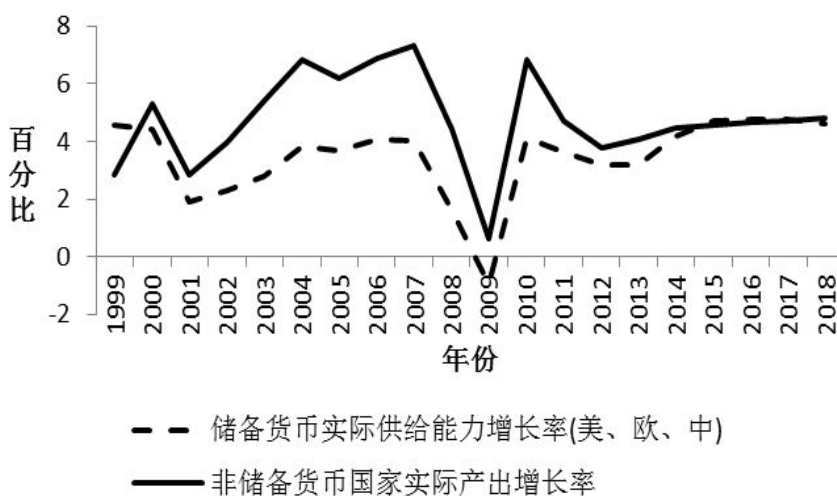


图 6 储备货币（人民币、美元、欧元）稳定性指标描述

说明：数据根据 WEO 数据库提供的数据计算得到，2013 年及其之后数据为 WEO 预测值。

我们进一步对该国际货币体系下储备货币国家偿付支撑比 k_t 的路径进行数值模拟。假

¹⁴ 使用 WEO 数据的好处在于其提供了对未来的较为可信的预测，2013 年及其以后的数据为 WEO 提供预测值。

¹⁵ 若假设储备货币组成中人民币份额的增加全部来自美元份额的降低，欧元的占比保持不变，敏感性分析发现，国际货币体系稳定的临界条件是人民币占比达到 0.40，即当人民币、美元、欧元占比为 0.4: 0.353: 0.247 时，国际货币体系是稳定的。

设储备货币由三种主要货币构成，即人民币、美元和欧元。为了与敏感性分析结果保持一致，样本区间选择为 1999-2018，计算 g^A 和 g^B 的方法同上。由于中国的利率形成机制并非如欧美一样高度市场化，而且人民币成为储备货币将降低中国发行人民币债券的利率，使用已有的人民币利率数据进行加权平均将产生较大的误差，这里我们使用美国的 1999-2012 年的实际收益率替代储备货币的收益率。¹⁶图 7 分别描绘了人民币在储备货币中的权重为 0.4、0.5 和 0.6 三种情况下 k_t 的路径。图 7 表明，随着人民币占比的增加，偿付比例的路径越收敛，人民币的国际化对于稳定国际货币体系十分重要。¹⁷

表 2 参数校准

	r	g^B	g^A	Y_0^B	Y_0^A	$\tilde{R}_0^B$	$\tilde{R}_1^B$
1999-2018	2.21	4.76	4.99	14.06	17.32	0.00	0.01

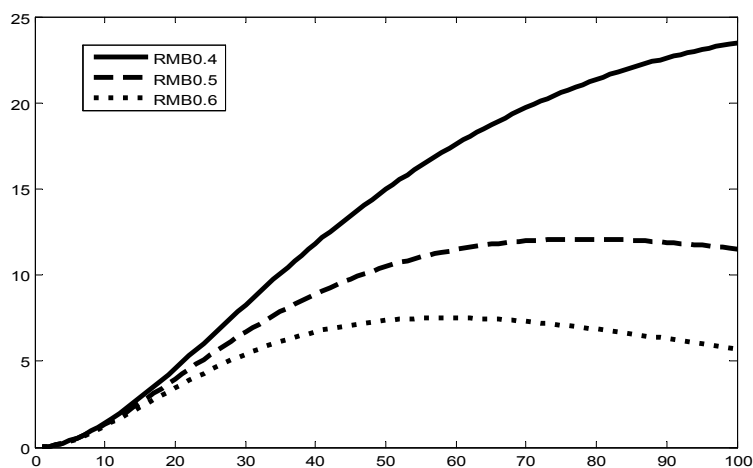


图 7 人民币、美元、欧元为储备货币，储备货币国家偿付比例模拟

说明：横坐标表示距离冲击的时间，单位为年；纵坐标表示偿付比例的大小，单位为 1；RMB0.4 表示人民币在储备货币体系占比为 0.4，其他类同。

若日元成为继美元和欧元之后被广泛接受和使用的储备货币，而人民币并未成为储备货币。我们的敏感性分析发现，无论日元占储备货币组成中的比例如何大，国际货币体系稳定的条件依然无法满足。为了对比人民币与日元对国际货币体系稳定的不同影响，我们模拟了

¹⁶ 国际金融危机爆发后，美国等发达经济体纷纷下调了利率，为了排除这一特殊情形的影响，我们使用美国 1999-2007 年的平均利率重新模拟了 k_t 的路径，模拟结果与正文中给出的结果类似（模拟结果见附录）。

¹⁷ 当人民币占比为 0.4 时，美元与欧元占比分别为 0.37 和 0.23， g^A 为 4.93；当人民币占比为 0.5 时，美元与欧元占比分别为 0.31 和 0.19， g^A 为 5.68；当人民币占比为 0.6 时，美元与欧元占比分别为 0.25 和 0.15， g^A 为 6.43。

这种情况下储备货币国家偿付比例的路径,图8表明该路径发散,而且随着日元占比的增加,路径发散程度增加,国际货币体系稳定性条件无法满足。¹⁸¹⁹

表3 参数校准

	r	g^B	g^A	Y_0^B	Y_0^A	$\tilde{R}_0^B$	$\tilde{R}_1^B$
1999-2018	2.21	6.37	1.55	10.71	20.66	0.00	0.01

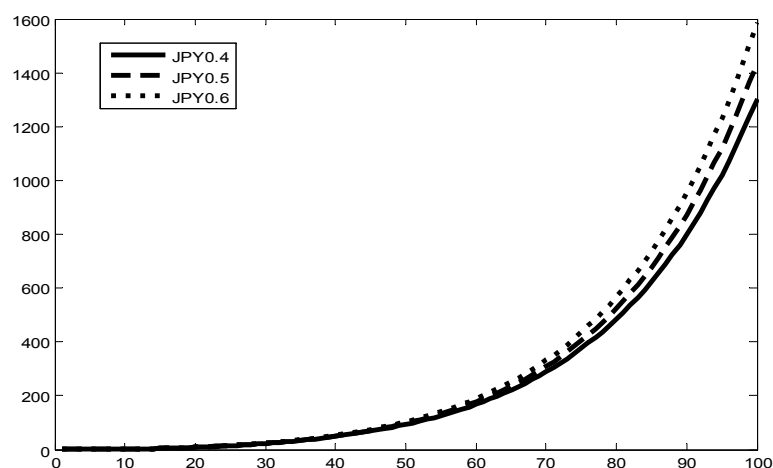


图8 日元、美元、欧元为储备货币,储备货币国家偿付比例模拟

说明:横坐标表示距离冲击的时间,单位为年;纵坐标表示偿付比例的大小,单位为1;JPY0.4表示日元在储备货币体系占比为0.4,其他类同。

下面我们进一步探究多极化的国际货币体系中各主要储备货币占比的决定因素。上文理论模型证明了存在估值效应的情况下,国际货币体系稳定的关键条件为 $g^A \geq g^B$,其中

$$g^B = \frac{g^W Y^W - g^A Y^A}{Y^W - Y^A} = \frac{g^W - g^A * (Y^A / Y^W)}{1 - (Y^A / Y^W)} = g^W * \frac{1 - (g^A / g^W) * (Y^A / Y^W)}{1 - Y^A / Y^W}$$

g^B 受到储备货币国家与世界实际产出增长率的比率 g^A / g^W 和实际产出的比率 Y^A / Y^W 的影响,显然当产出增长率的比率 g^A / g^W 增大时, g^B 减小。为了确定实际产出的

¹⁸ 当日元占比为0.4时,美元与欧元占比分别为0.37和0.23, g^A 为1.55;当日元占比为0.5时,美元与欧元占比分别为0.31和0.19, g^A 为1.45;当日元占比为0.6时,美元与欧元占比分别为0.25和0.15, g^A 为1.35。与之前做法相同,我们使用美国1999-2007年的平均利率重新模拟了 k_t 的路径,模拟结果在附录中给出,模拟结果与正文中给出的结果类似。

¹⁹ 与之前做法相同,我们使用美国1999-2007年的平均利率重新模拟了 k_t 的路径,模拟结果在附录中给出,模拟结果与正文中给出的结果类似。

比率 Y^A / Y^W 对 g^B 的影响，我们进一步将 g^B 的表达式变形为

$$g^B = g^W * (1 - \frac{(g^A / g^W - 1) * (Y^A / Y^W)}{1 - Y^A / Y^W}) = g^W * (1 + \frac{1 - g^A / g^W}{1 / (Y^A / Y^W) - 1})$$

如果 $g^A / g^W > 1$ ，即储备货币国家实际产出增长率高于世界实际产出增长率，那么当实际产出比率 Y^A / Y^W 增大时， g^B 减小；如果 $g^A / g^W < 1$ ，即储备货币国家实际产出增长率低于世界实际产出增长率，那么当实际产出比率 Y^A / Y^W 增大时， g^B 增大。于是，可以得出以下推论：

推论：要想实现多极化国际货币体系的稳定，那么实际产出增长率大的储备货币国家应提供更多的储备货币；如果某个储备货币国家的实际产出增长率高于世界实际产出增长率，那么该国的实际产出越大则应提供越多的储备货币。

就多极化国际货币体系而言，由于中国的实际产出增长率高，且远高于世界实际产出增长率，因此中国应该提供较多的储备货币，且随着中国实际产出总量的增加，其所应提供的储备货币的份额也应相应增加。日本的实际产出增长率较低，日元在储备货币中的占比则不应过大。

综上，多极化国际货币体系将是未来国际货币体系演进的方向，欧元、日元成为国际储备货币并不能保证国际货币体系的稳定，而人民币国际化对于维护国际货币体系的稳定将具有不可替代的重要作用，人民币成为主要国际储备货币将有助于国际货币体系的稳定²⁰。

五、结论与政策建议

本文基于新开放经济分析框架，从储备货币的供给与需求角度出发，分析了国际货币体系稳定的条件。模型分析表明，国际货币体系稳定的条件是储备货币国家的经济体量足够大，并且储备货币国家偿付能力增长率不低于非储备货币国家的实际产出增长率或储备货币实际收益率。储备货币国家偿付能力增长率往往受到一定的限制，如金本位、金汇兑本位和布雷顿森林体系下受到黄金开采量增长的制约，现代国际货币体系下则受到储备货币国家财政偿付能力增长的制约，最终国际货币体系的稳定条件无法满足。估值效应的存在虽然放松了

²⁰ 当然，人民币国际化对于国际货币体系稳定的不可替代作用，是建立在当前中国经济体量足够大和经济增长速度较高的基础之上的，若中国经济体量与世界经济总量以及其他非储备货币国家相比相对缩减、中国经济增长与世界以及其他非储备货币国家经济增长相比速度减缓，那么人民币国际化对国际货币体系的稳定作用将削弱。作者感谢匿名审稿专家对此的建设性修改建议。

储备货币国家偿付能力增长率不低于储备货币实际收益率的约束，但由于非储备货币国家，特别是新兴市场国家的加速增长，国际货币体系稳定的另一个条件，即储备货币国家偿付能力增长率不低于非储备货币国家的实际产出增长率依然不能满足。国际货币体系的多极化，储备货币构成中加入经济增长快的国家的主权信用货币，将有助于提高储备货币国家偿付能力的增长，并降低非储备货币国家的储备货币需求，将有助于国际货币体系的稳定。人民币国际化对于维护国际货币体系的稳定将具有不可替代的重要作用，在对影响储备货币构成比例的因素的讨论中发现，实际产出增长率大的储备货币国家应提供更多的储备货币；如果某个储备货币国家的实际产出增长率高于世界实际产出增长率，那么该国提供的实际产出越大则应提供越多的储备货币。

基于以上研究，积极促进多极化的国际货币体系，将有助于缓解甚至解决现行国际货币体系存在的难以维持储备货币偿付能力、无法避免储备货币贬值甚至发生储备货币危机、国际货币体系长期不稳定的难题。积极促进人民币等经济发展较快、经济体量较大的新兴市场国家的货币国际化，使这些国家的货币在今后的国际货币体系中发挥更大的作用，对于解决国际储备货币供给难题、维持国际储备货币偿付能力和币值稳定、最终维系国际货币体系稳定将有着重要的意义。具体而言，世界各国和国际金融机构如 IMF 等应赋予中国更多的权利与义务，积极支持推进人民币国际化进程，将有助于国际货币金融体系的稳定。

附录

储备货币的均衡稳定条件的推导

Obstfeld 和 Rogoff (1996) 指出消费的净增长率应该低于实际收益率 r ，否则消费函数将无法被定义，效用最大值不存在。我们沿用这一假设，本文的模型中消费的净增长率为 $(1+r)^{1/\sigma^B} \beta^{1/\sigma^B} - 1$ ，即 $(1+r)^{1/\sigma^B} \beta^{1/\sigma^B} - 1 < r$ ，因此 $1+r > (1+r)^{1/\sigma^B} \beta^{1/\sigma^B} \equiv \alpha$ 。此外，传统的文献多假设 $\beta = \frac{1}{1+r}$ ，即主观贴现因子 β 等于实际贴现率 $\frac{1}{1+r}$ 。在这一假定下， $1+r > [\beta(1+r)]^{1/\sigma^B} = 1$ 显然也成立。

情形一：

如果 $r < g^B$ ，那么 $\alpha < 1+g^B$ ， $\lim_{t \rightarrow \infty} (\frac{1+r}{1+g^B})^t = 0$ ， $\lim_{t \rightarrow \infty} (\frac{\alpha}{1+g^B})^t = 0$ 。

$$\begin{aligned} \lim_{t \rightarrow \infty} \frac{k_{t+1}}{k_t} &= \frac{\lim_{t \rightarrow \infty} \frac{\rho(1+g^B)}{1+r-\alpha} * (\frac{1+r}{1+g^B})^{t+1} + \lim_{t \rightarrow \infty} c * (\frac{\alpha}{1+g^B})^{t+1} - \frac{1+g^B}{r-g^B}}{\lim_{t \rightarrow \infty} \frac{\rho(1+g^B)}{1+r-\alpha} * (\frac{1+r}{1+g^B})^t + \lim_{t \rightarrow \infty} c * (\frac{\alpha}{1+g^B})^t - \frac{1+g^B}{r-g^B}} * \frac{1+g^B}{1+u^A} \\ &= \frac{0+0-\frac{1+g^B}{r-g^B}}{0+0-\frac{1+g^B}{r-g^B}} * \frac{1+g^B}{1+u^A} \\ &= \frac{1+g^B}{1+u^A} \end{aligned}$$

由 $\lim_{t \rightarrow \infty} \frac{k_{t+1}}{k_t} \leq 1$ 得， $g^B \leq u^A$ 。

所以在情形一下的稳定性条件是 $r < g^B \leq u^A$ 。

情形二：

如果 $r > g^B$ ，那么 $\lim_{t \rightarrow \infty} (\frac{1+g^B}{1+r})^t = 0$ 。

$$\begin{aligned}
\lim_{t \rightarrow \infty} \frac{k_{t+1}}{k_t} &= \lim_{t \rightarrow \infty} \frac{\frac{\rho(1+g^B)}{1+r-\alpha} + c * \left(\frac{\alpha}{1+r}\right)^{t+1} - \frac{1+g^B}{r-g^B} * \left(\frac{1+g^B}{1+r}\right)^{t+1}}{\frac{\rho(1+g^B)}{1+r-\alpha} * \left(\frac{1+g^B}{1+r}\right) + c * \left(\frac{\alpha}{1+r}\right)^t * \left(\frac{1+g^B}{1+r}\right) - \frac{1+g^B}{r-g^B} * \left(\frac{1+g^B}{1+r}\right)^{t+1}} * \frac{1+g^B}{1+u^A} \\
&= \frac{\frac{\rho(1+g^B)}{1+r-\alpha} + 0 - 0}{\frac{\rho(1+g^B)}{1+r-\alpha} * \left(\frac{1+g^B}{1+r}\right) + 0 - 0} * \frac{1+g^B}{1+u^A} \\
&= \frac{\frac{1+g^B}{1+r}}{1+u^A}
\end{aligned}$$

由 $\lim_{t \rightarrow \infty} \frac{k_{t+1}}{k_t} \leq 1$ 得, $r \leq u^A$ 。

所以在情形二下的稳定条件是 $g^B < r \leq u^A$ 。

情形三:

如果 $r = g^B$, $\lim_{t \rightarrow \infty} \frac{k_{t+1}}{k_t} = \frac{1+g^B}{1+u^A} = \frac{1+r}{1+u^A}$ 。

所以情形三下的稳定条件是 $r = g^B \leq u^A$ 。

综合情形一、二、三得, 稳定条件是 $r \leq u^A$ 且 $g^B \leq u^A$ 。

表4 参数校准

	r_{US}	$r'_{US} + e_{US}$	g^B	g^A	Y_0^B	Y_0^A	$\tilde{R}_0^B$	$\tilde{R}_1^B$
1972-2010	5.62	53.21	3.70	2.82	12.12	3.35	0	0.01

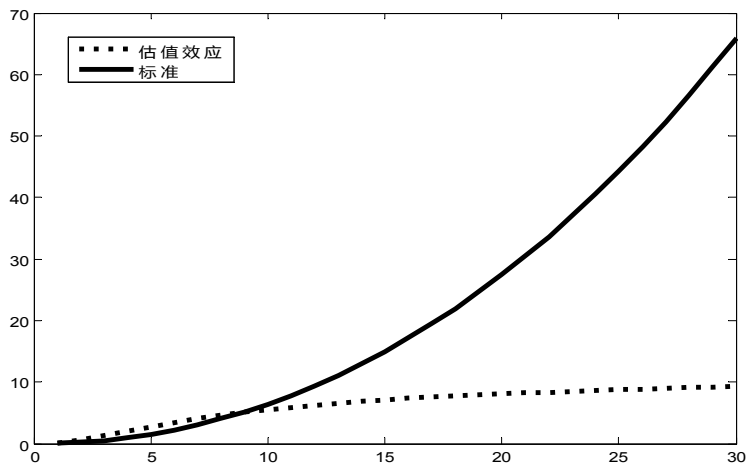


图 9 考虑估值效应的储备货币国家（美国）偿付比例模拟

说明：横坐标表示距离冲击的时间，单位为年；纵坐标表示偿付比例的大小，单位为 1。

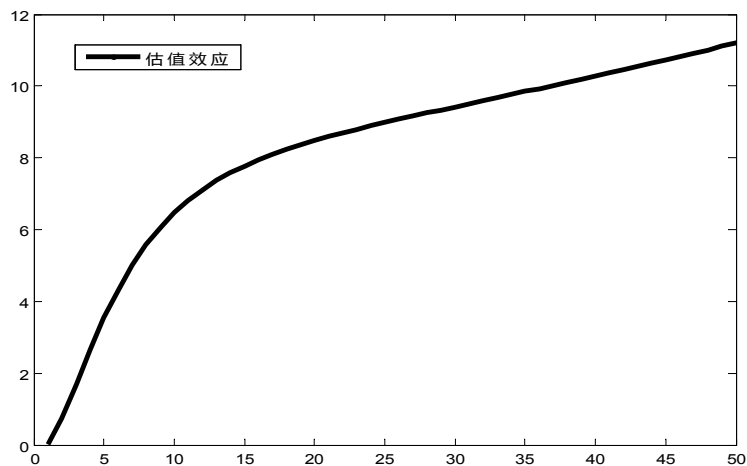


图 10 考虑估值效应的更长时间范围内储备货币国家（美国）偿付比例模拟

说明：横坐标表示距离冲击的时间，单位为年；纵坐标表示偿付比例的大小，单位为 1。

表 5 参数校准

	r	g^B	g^A	Y_0^B	Y_0^A	$\tilde{R}_0^B$	$\tilde{R}_1^B$
1999-2018	3.24	4.76	4.99	14.06	17.32	0.00	0.01

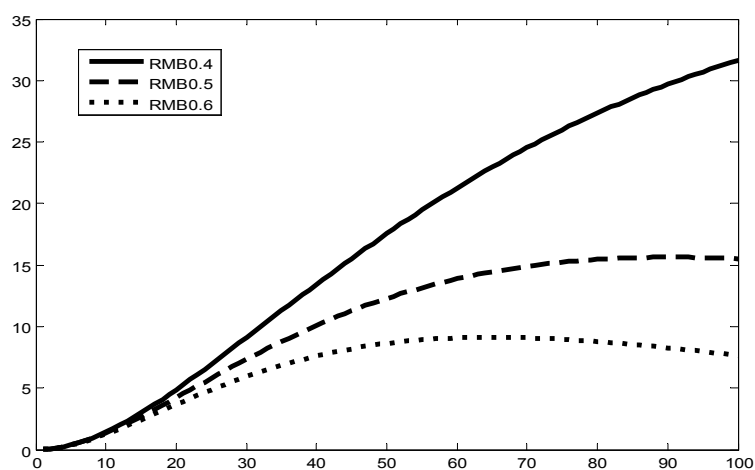


图 11 人民币、美元、欧元为储备货币，储备货币国家偿付比例模拟

说明：横坐标表示距离冲击的时间，单位为年；纵坐标表示偿付比例的大小，单位为 1；RMB0.4 表示人民币在储备货币体系占比为 0.4，其他类同。

表 6 参数校准

	r	g^B	g^A	Y_0^B	Y_0^A	$\tilde{R}_0^B$	$\tilde{R}_1^B$
1999-2018	3.24	6.37	1.55	10.71	20.66	0.00	0.01

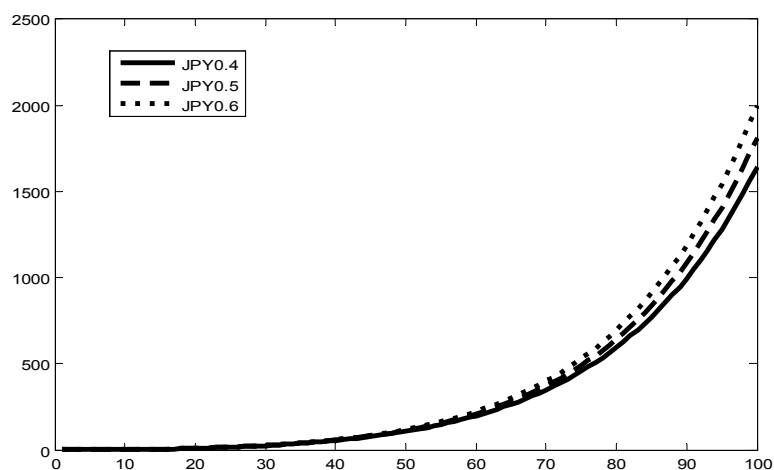


图 12 日元、美元、欧元为储备货币，储备货币国家偿付比例模拟

说明：横坐标表示距离冲击的时间，单位为年；纵坐标表示偿付比例的大小，单位为 1；JPY0.4 表示日元在储备货币体系占比为 0.4，其他类同。

参考文献

- [1] 陈建奇 (2012):《破解“特里芬难题”——主权信用货币充当储备货币的稳定性》,《经济研究》第4期。
- [2] 范小云、潘赛赛、王博 (2011):《国际资本流动突然中断的经济社会影响研究评述》,《经济学动态》第5期。
- [3] 王道平、范小云 (2011):《现行的国际货币体系是否是全球经济失衡和金融危机的原因》,《世界经济》第1期。
- [4] 徐建炜、姚洋 (2010):《国际分工新形态、金融市场发展与全球失衡》,《世界经济》第3期。
- [5] 张明 (2009):《次贷危机对当前国际货币体系的冲击》,《世界经济与政治》第6期。
- [6] 中国经济增长与宏观稳定课题组 (2009):《全球失衡、金融危机与中国经济的复苏》,《经济研究》第5期。
- [7] Bernanke, S. Ben. “The Global Saving Glut and the US Current Account Deficit.” Sandridge Lecture Speech, 2005.
- [8] Caballero, J. Ricardo; Farhi, Emmanuel and Gourinchas, Pierre-Olivier. “An Equilibrium Model of ‘Global Imbalances’ and Low Interest Rates.” American Economic Review, 2008, 98(1), pp. 358-393.
- [9] Farhi, Emmanuel; Gourinchas, Pierre-Olivier and Rey Hélène. “Reforming the International Monetary System.” CEPR, 2011.
- [10] Gourinchas, Pierre-Olivier and Rey Hélène. “International Financial Adjustment.” Journal of Political Economy, 2007, 115(4), pp. 665-703.
- [11] Lane, R. Philip and Milesi-Ferretti M. Gian. “The External Wealth of Nations Mark II: Revised and Extended Estimates of Foreign Assets and Liabilities, 1970-2004.” Journal of International Economics, 2007, 73(2), pp. 223-250.
- [12] Lane, R. Philip and Shambaugh C. Jay. “Financial Exchange Rates and International Currency Exposures.” American Economic Review, 2010, 100(1), pp. 518-540.
- [13] Mendoza, G. Enrique; Quadrini, Vincenzo and Rios-Rull José-Víctor. “Financial Integration, Financial Development and Global Imbalances.” Journal of Political Economy, 2009, 117(3), pp. 371-416.
- [14] Obstfeld, Maurice and Rogoff Kenneth. “Foundations of International Macroeconomics.” MIT Press, 1996.
- [15] Obstfeld, Maurice and Rogoff Kenneth. “Global Current Account Imbalances and Exchange Rate Adjustment.” Brookings Papers on Economic Activity, 2005, No. 1, pp. 67-123.
- [16] Obstfeld, Maurice and Rogoff Kenneth. “The Unsustainable U.S. Current Account Position Revisited” in Richard H. Clarida, ed., G7 Current Account Imbalances: Sustainability and Adjustment. Chicago:

University of Chicago Press, 2007.

- [17] Obstfeld, Maurice; Shambaugh C. Jay and Taylor M. Alan. “Financial Stability, The Trilemma and International Reserves.” NBER working paper 14217, August 2008.
- [18] Obstfeld, Maurice. “The International Monetary System: Living With Asymmetry.” NBER working paper 17641, December 2011.
- [19] Rey, Hélène, “Dilemma not Trilemma: The global financial cycle and monetary policy independence.” London Business School, CEPR and NBER, August 2013.
- [20] Talor M. Alan. “The Future of International Liquidity and the Role of China.” NBER working paper 18771, February 2013.
- [21] Triffin, Robert. “Gold and the Dollar Crisis.” New Haven: Yale University Press, 1960.

政治实力在货币国际化中如何发挥作用？¹

伍 聪² 赵 然³

【摘 要】纵观国际货币体系发展的历史长河，主要国际货币角色转换进程的背后都贯穿着一条清晰的逻辑主线：“强权与强币紧密结合”。货币国际化和政治势力密不可分，从希腊的斯达特到今天的美元和欧元，每一种国际货币都是在继承前身货币特权的同时取代了前身的国际地位。本文从国际货币权力、国际公共商品和币缘政治等角度进行分析，揭示货币国际化与货币发行国政治实力的紧密联系，一国（或地区）的货币要国际化，强大的政治实力是最基本的保障，也是必须要具备的根本因素。本文还依托于美元的相关数据，证明了美国强大的政治军事实力是美元在未来中长期继续保持强势的最有力保障。

【关键词】货币国际化；国际货币权利；霸权稳定；币缘政治

一、引 言

主流经济学认为，货币起源于市场，主要是一种经济现象，货币的主要功能是降低市场交易成本、减少风险和不确定性，承担着交易媒介、计价单位和价值储藏的职能，解决的是经济运行中的“效率”问题。但在现实世界中，我们看到的却是许多货币问题并非完全遵循市场逻辑来演变，并且很多时候与“市场”原则背道而驰。比如，在 1971 年前后，当外国人所持有的美元资产达到 500 亿美元，而美国的黄金储备是 150 亿美元时，许多国家就对美元币值稳定的信心产生动摇，美元遭抛售，美国黄金储备急剧减少，最终导致了布雷顿森林货币体系的崩溃。到了 2013 年，当美国政府公共债务达到 17.75 万亿美元这一天文数字，占美国国内生产总值的 106.8%⁴，并且债务规模还在不断膨胀时，美元贬值的风险明显要远远大于 1971 年，但是美元却没有遭遇抛售，为什么现在的美元资产持有人与 1970 年代如此不同，甘冒如此大的风险？又如从 20 世纪 70 年代至今，已经有许多技术上可行的改革国际货币体系的方案出台，但却从未有一个方案真正被实施过，为什么这些体现效率原则的设计

¹ 本文系中国人民大学国际货币研究所工作论文，编号 IMI Working Papers No.1418

² 伍聪，中国人民大学国际货币研究所研究员，中国人民大学国家发展与战略研究院副院长

³ 赵然，中国人民大学国际货币研究所研究员，首都经济贸易大学金融学院讲师

⁴ 数据来源：<http://www.treasurydirect.gov/govt/reports/pd/histdebt/histdebt.htm>，2014 年 9 月 20 日最后登录。

总是被各国政府所抛弃？所有这些问题的根源在于货币天然是一种权力，除了市场逻辑之外，还有一个政治逻辑，并且后者才是解决问题的关键，才更有助于理解货币问题的本质和现实。

诺贝尔经济学奖得主罗伯特·蒙代尔在其1999年获奖后发表的诺贝尔经济学演讲中曾表示：“货币因素在许多政治事件中起到了决定性的作用，国际货币体系的动荡不安触发了20世纪政坛中的无数次风云变幻”。政治实力在一国（或地区）货币国际化进程中所起到的作用是不容小视的，不能想象一个发行国际货币的国家（或地区）在全球政治经济格局中只占有微不足道的份额。古德哈特（2010）也曾提出相比较交易成本决定货币的选择，更加合理的理论应当是：“各种货币的空间范围决定与经济成本最小化之间几乎没有任何关系，而起决定性作用的是政治主权”。⁵国家货币主权是国家对本国货币行使的最高权利，且是不允许他国进行干涉的排他性权力；而货币国际化是一个主权国家的货币跨越民族国家的政治领域，在其他国家或地区流通并行使国际货币的各种职能。从这两个概念可以看出，一个主权国家使用他国（或地区）发行的国际货币某种意义上是对本国货币主权的部分让渡，允许国际货币发行国（或地区）在本国主权区域内行使他们的国家货币主权。是什么支撑了一国（或地区）的货币主权，毫无疑问是该国（或地区）强劲的政治经济地位，只有拥有强大的政治保障，才能让一个主权国家（或地区）心甘情愿地为国际货币发行国（或地区）让出自己的本国货币主权。所以，一国（或地区）的货币要国际化，强大的政治实力是最根本的保障，也是必须要具备的基础因素。

那么衡量一国（或地区）政治实力最主要的因素是什么呢？本文的定义为：政治实力包括政治活动力和军事实力两个方面，一国（或地区）的政治活动力主要反映在该国（或地区）在世界政治格局中所起到的作用、在国际事务中的规则制定能力、与同盟国之间的关系以及其外交活动能力；而衡量一国（或地区）军事实力的主要指标则包括该国（或地区）军费开支占国民生产总值的比例、现有武装部队规模和军力的总水平等。

国际金融危机爆发后，货币又一次成为国际政治博弈中的焦点，国际货币体系的改革成为各国政府关注和相互角力的中心议题，这其中的核心无疑是美元是否会被取代？国际上和学术界基本都认为，美国强大的政治军事实力没有改变，美元霸权短期内就难以撼动。那么国家霸权和货币霸权有什么关联？国际货币体系的背后是市场的力量还是政治的力量？政治实力究竟如何影响货币国际化？在对这些问题进行回答的基础上，我们才能把握未来国际

⁵ 【英】查尔斯·古德哈特：《古德哈特货币经济学文集（上卷）——货币分析、政策与控制机制》，康以同等译。北京：中国金融出版社，2010年，第42~47页

货币体系演变的方向，而货币背后的政治因素是对上述问题进行分析的关键。

二、货币国际化仅仅遵循市场效率原则吗？

一国货币的国际化，是指价值尺度、交易媒介和储藏手段三个职能，在全球市场上的延伸，本质上是经济一体化和市场自发选择而被世界广泛认可的结果。货币国际化首先是由该国的经济基本面决定的：较大的经济规模和持续的增长趋势是建立交易者对该种货币的信心的经济基础；经济开放度较高、在世界经济中占有重要地位的国家能够获得交易者对该国货币的需求。国际交易者对该种货币的信心和需求，决定了该种货币必然在世界货币体系中发挥越来越重要的作用，并促使该货币最终成为国际货币。

主流经济学也认为，市场力量的推动在货币国际化进程中发挥着巨大作用。蒙代尔（1961）是最早提出最优货币区理论的经济学家，他主张区域内的国家在经济发展水平趋同，贸易联系紧密的基础上逐步实现货币一体化。他认为区域内的规模、范围、市场的广度和深度影响货币的利用规模，货币流通区域越大抵御货币冲击的能力越强。⁶益田安良（1998）提出了一国货币实现国际化需要满足五个条件：（1）拥有一定规模的经济总量，特别是国际贸易水平和资本流动要达到一定的规模；（2）国内物价水平稳定；（3）经常项目收支黑字且对外为纯债权国；（4）没有外汇管制和资本交易限制；（5）拥有自由、开放且发达的金融市场。⁷德耶和洛锡安（Dwyer Jr. and Lothian, 2002）在考察了公元 5 世纪以来的世界货币史后，归纳出国际货币的五个关键特征，分别是：（1）有较高的单位价值；（2）币值长期稳定；（3）主要的经济、贸易大国发行的货币；（4）货币发行国的金融市场较为发达；（5）国际货币是人类行为选择的自然演进结果而非人类计划产生，国际货币是随着世界经济的发展自然发展而来。⁸

此外，其他一些国外学者如 Andrew（1961）、Eichengreen（1994）指出一国货币国际化的推进过程是同其他货币不断竞争的过程，国家经济实力将对最终结果有决定性的作用；Williams（1968）认为货币国际化的实现更多的依赖于国内金融市场的发达程度；Page（1981）提出，一国较大的贸易规模将有助于本国货币国际化的实现；Kenen（1988）提出，货币国际化需要资本的自由流动，资本流动的自由化程度是货币国际化实现的关键因素。⁹

⁶ 蒙代尔著：《蒙代尔经济学文集（第五卷）》，向松祚译，北京：中国金融出版社，2003 年，第 97 页。

⁷ 朴键一、朴光姬：《中韩关系与东北亚经济共同体》，北京：中国社会科学出版社，2006 年，第 76 页。

⁸ Dwyer Jr, Lothian. International Money and Common Currencies in Historical Perspective [R]. Federal Reserve Bank of Atlanta Working Paper. 2002, (7).

⁹ 曲凤杰：《韩国金融开放的经验和教训》[J]，《新金融》2006 年第 8 期。

主流经济学虽然没有完全否认国家的推动作用,但基本上认为可供国家政策发挥的空间很有限,国家的角色是辅助性的,主要是降低形成一个开放的国内金融市场所需要的成本,过多地介入反而会适得其反。他们强调,在全球开放的宏观经济发展背景下,不同国家货币在国际金融与贸易市场上受供求关系决定,进而通过市场竞争逐步走向均衡,也就是不同货币在各类国际交易中的使用所占份额将逐渐保持稳定。当汇率发生变化,生产性资源、商品和劳务将在市场作用下产生边际再分配。货币国际化的动力根源在于市场参与者对效率和利益的追求,以及对交易风险的回避。在此视野下,货币国际化受“市场效率原则”主导。

但是,我们应该看到货币国际化是各国对国际货币的竞争、限制和占有的过程,是国家权力之间的对抗与平衡,首先是一种政治现象。伯格斯特(Bergsten, 1975)指出,如果国际货币的供给国没有强大的政治影响和实力,就难以获得国际上的普遍支持,也不能主导国际经济合作。¹⁰实际上,货币国际化是各国综合国力的反映,是不同国家在全球政治、经济乃至军事舞台上所开展的激烈竞争,也是一个对国家间财富分配格局进行重建的动态过程。由各国货币竞争而最终形成的国际货币体系,实质上是一种金字塔式的全球性资源与财富分配机制。处于塔尖的国际货币发行国,因其在这一全球性分配制度中居于优势地位,而具有影响、控制他国行为的能力,这也被称为“国际货币权力”(international monetary power)¹¹。“国际货币权力”不仅仅是“权利”,也不单纯“为稻粮谋”;它具有“权力”的政治属性,因此不能仅用市场效率原则予以衡量。

国际货币权力的存在,主要来源于国家间经济往来中的一个客观事实,即国际经济失衡。全球化背景下,国家间经济关系时常遭受痛苦震荡。其根本原因在于,只要开放的国际经济仍建立在以不同民族国家为基本经济单位的基础上,任何国家都可能会面临这样一种约束:其对世界其他国家的出口所获取的收入,不足以抵偿其从其他国家进口商品和劳务而必须进行的对外支付¹²。而要解决这种约束,就是在相对价格、收入和汇率等综合影响下,生产性资源、商品和劳务产生边际再分配,其结果往往导致财富的跨国流动。

在国内层面,任何一种调节方式都是有代价甚至是充满“痛苦”的,也都会产生一种国民收入的再分配效应,会损害国内某些阶层或者某些领域从业者的福利,因而任何一种主动调节措施在政府政治层面都是不受欢迎,甚至会遭遇强大的国内阻力。很自然,每一个国家

¹⁰ Bergsten, C Fred. The Dilemmas of the Dollar [M]. The Economics and Politics of United State International Monetary Policy. New York University Press, 1975, p. 43.

¹¹ David M. Andrews, “Monetary Power and Monetary Statecraft,” in David M. Andrews, ed., International Monetary Power, Ithaca and New York: Cornell University Press, 2006, p. 8.

¹² Harold James, International Monetary Cooperation since Bretton Woods, New York: Oxford University Press, 1996, p. 3.

都倾向于让其他国家“主动调节”，而自己“避免”或“推迟”调节。所以说，调节目标、调节对象、调节成本、调节方式等问题，都关乎各个国家的实际利益。利益当前，道德约束就被抛之脑后：谁处于国际货币体系中的优势地位，它就将利用国际货币权力，让他国调、不让自己调。

实际上，一国（或地区）发行的国际货币的全球地位越高，它就越不需要主动调节本国或本地区的国际收支失衡，它可以直接发行国际货币来为本国（或地区）的逆差进行融资。近乎无限的清偿手段不仅可以使国际货币发行国（或地区）可以在宏观层面更加灵活地解决自身的国际收支失衡问题，最大程度地汲取他国的财富，也可以对他国的国际收支调节机制、微观层面经济个体的行为偏好产生决定性的影响，这就是“国际货币权力”的核心。Andrews（2006）和 Helleiner（2006）对“国际货币权力”具体表现形式与机制分类总结如下：¹³

表 1 国际货币权力的表现形式与实施机制

国际货币权力的表现形式		机制
宏观层面	汲取财富	征收国际铸币税、本币的升值与贬值
	保持本国宏观经济政策的独立性	对全球资本市场的控制力、汇率工具的使用
	推迟国际收支失衡的调节	发行、吸引或者借入储备货币
	转移国际收支失衡的调节成本	与其他国家建立共同调节机制，使其他国家共同分担调节成本
微观层面	影响其他国家的金融监管	使用某一国际货币的金融市场的运行和监管规则
	影响国际金融危机的应对	作为最后贷款人
	重塑经济地理	改变与其他经济体之间的交易成本
	认同的形成	国际货币的象征意义、在使用某一国际货币的国家中建立共同的“经济语言”、相互信任的货币协调关系和一种基于货币稳定的共同利益

资料来源：赵柯（2012）。¹⁴

美元就拥有这样的“国际货币权力”。布雷顿森林体系实行“双挂钩”制度，即美元与黄金挂钩、全球货币与美元挂钩，使美元在战后国际货币体系中处于中心地位。美元成为黄金“等价物”，美国承担以官价兑换黄金的义务，各国货币通过美元才能同黄金发生关系。自此，美元承担起世界货币的角色，成为国际清算的支付手段和各国的主要储备货币。美国有句俗语：“你借 100 美元，你在银行手里；你借一亿美元，银行就在你手里。” 根据国际货币基金组织（IMF）公布的数据显示，截至 2014 年 6 月，在全球央行外汇储备中，美元占比近 61%。美国借给了世界各国一半以上的外汇，成为最大的“债务国”，世界当然就“捆

¹³ David M. Andrews, “Monetary Power and Monetary Statecraft,” in David M. Andrews, ed., *International Monetary Power*, p. 12; Eric Helleiner, “Below the State: Micro — Level Monetary Power,” in David M. Andrews, ed., *International Monetary Power*, p. 84.

¹⁴ 赵柯：《货币国际化的政治逻辑——美元危机与德国马克的崛起》，《世界经济与政治》2012 年第 5 期。

绑”在美国手里。美国控制“世界货币”美元，对它拥有“绝对权力”。失去有效监督和约束，美国就不负责任地滥用权力，疯狂透支信誉，毫不顾忌地开动“印钞机”，推动全球货币供给迅速膨胀，导致流动性泛滥，成为国际金融危机爆发的根本原因。

正是因为“国际货币”拥有的“绝对权力”，国际货币的发行国（或地区）都会制定出国际货币战略，有目的地利用“国际货币权力”最大化国家的政治经济利益。在现实的国际政治经济体系中，一些国家竭尽全力保持和推动本国货币的国际化地位和国际化进程以期能够最大限度地获得国际货币权力，而另一些国家则又会通过各种方式来努力遏制他国的这种国际货币权力的过度扩张。Strange（1971）就曾提出由于各国政府的外交行为和国际关系政策将会越来越多地向金融和货币事务倾斜，应当创建一个独立的理论体系，即“国际货币的政治学理论”。¹⁵这也恰恰体现了货币国际化充满了政治因素。由此看出，国家之间的冲突和博弈成为货币国际化的主要推动力量，政治上的大国和强国必然成为国际货币体系的主要塑造者。因此，货币国际化不应看作一个单纯的市场过程，而是更加清楚认识到其背后国家权力的对抗与扩张。

三、国际货币体系的霸权国和公共商品

“公共商品”这个概念最早是亚当·斯密在《国富论》中提出的，他认为一个社会中存在着三种类型的公共商品：正义、安全和公共工程。他站在国家职能的立场上对公共商品问题进行了研究，认为政府的天职是“守夜”，私人或者个体不会主动去完成公共事项，即存在“搭便车”现象，此时需要国家政府出面，运用税收等手段筹集公共资金，并利用公共资金来提供公共商品。

1971年，自由学派的经济学家查尔斯·金德尔伯格在《1929-1939年世界经济萧条》中，首次将“公共商品论”这一概念运用到国际经济学中，将各国的民族利益看作是私人商品，并将世界经济的稳定看作全球商品。此外，他还提出国际公共商品应当包括：和平、开放的贸易体制、统一的度量衡和固定的汇率等。在“国际公共商品”理论基础上，他提出了“霸权稳定论”的观点，认为国际货币体系的稳定需要霸权国，由霸权国提供国际公共商品，其他国家可以“搭便车”。¹⁶在该理论中，“霸权国”是指在军事、政治、经济以及自然资源等方面的实力均远远超过其他国家，并且能够在全世界范围内推行并实现其本国意志的大国。“霸

¹⁵ Strange, S. The Politics of International Currencies. World Politics, 1971, 23 (2): 215-216

¹⁶ 【英】查尔斯·P·金德尔伯格：《1929-1939年世界经济萧条》，宋承先等译，上海：上海译文出版社，1986年，第57页

权体系”则是指由霸权国领导和统治的体系。

1975年，普林斯顿大学的政治学教授罗伯特·吉尔平在《跨国公司与美国霸权》一书中对金德尔伯格的“霸权稳定论”进行了拓展。¹⁷吉尔平指出，世界经济需要一个稳定者，这个稳定者的职责主要有五个方面：（1）为全球的剩余产品提供市场；（2）保证国际资本流向潜在的借方；（3）在金融危机发展到一定程度银行无法正常工作的紧要时期，要充分承担起金融机构最后贷款人的职责；（4）维持国际汇率结构的稳定；（5）协调各国的宏观经济政策，而且还要在必要时与他国分享市场短缺的资源。但是同金德尔伯格的理论不同，吉尔平主要是从民族利益的角度来阐述大国的霸权，强调霸主从国际经济体制中获得的收益将远超过其他国家。发展至今，“霸权稳定理论”已经成为国际政治经济学领域中颇具影响的核心理论之一。

“霸权稳定”的核心思想即是国际经济的真正稳定需要一个世界政府。通常情况下，一个社会的公共商品应该由政府来提供，但是在无政府存在的国际社会，只有大国或霸权国才有能力提供国际社会所需要的公共商品。小国在世界经济体系中仅充当了搭便车者的角色，中等大小的国家虽然有足够的能力损害整个世界经济体系，但是却没有长期稳定它的能力，只有大国既有能力、又有责任来担负起领导并维护全球经济体系的职责。

当然，充当霸权国，除了具备强大的政治经济实力外，还需要有成为霸权国的意愿，即愿意在国际体系范围内为其他国家提供公共物品，从而保障国际政治的稳定和国际经济的繁荣。这里的关键还在于对其自身利益的权衡。英国和美国之所以愿意在其霸权的鼎盛时期，建立并维护开放的国际经济体制，是因为他们从中获取的收益大于支出，而当收不抵支时，霸权国便不会履行这份责任。同时，也不应当仅仅按照国家经济实力的强弱，来确定国家之间的相对地位，而应当同时考虑政治，尤其是军事实力的大小和生产效率的高低。前者代表了一个国家对国际经济体系的影响程度，后者则在很大程度上决定了这个国家与国际经济体系之间的密切程度。一个国家能够从自由贸易中获取的收益会随着生产效率的提高而增加，伴随着收益的增加，该国也会更愿意支持整个国际经济体系。

作为一个理论范式，霸权稳定论在设计上十分巧妙：假设国际经济体系的稳定，有赖于霸权国自愿运用其能力来承担提供公共产品的成本，并允许其他国家搭便车。这种因果关系可以被加以公式化：能力×意愿=稳定。但是现实却远非如此简单，这种理论设计掩盖了霸权国的“利己性”，霸权国追求自我价值和自身利益的欲望和冲动是“原罪”，无法克制。“经济基础决定上层建筑”，任何重大国际事件中，霸权国也都以本国利益为出发点，其背后都

¹⁷ 【美】罗伯特·吉尔平：《跨国公司与美国霸权》，钟飞腾译，北京：东方出版社，2011年，第38页

是政治要素和经济要素之间的协调和均衡。所谓国际公共商品，也只是霸权国实现国家利益的幌子和工具。

（一）为什么霸权国要提供所谓公共产品？

理性是指行为体基于自身的偏好，为达到效用最大化的目标而估算各种行动过程的成本和收益。国际政治经济体系中的行为体偏好，同样是基于它们对自身而非他者福利的估算，寻求在一系列连续且有排序的目标中实现价值最大化。而霸权稳定论中关于霸权力量的道德性建构，只不过是一种粉饰。事实上，霸权国提供所谓公共商品的动机依然是最大限度地满足自身福利，实现自我偏好，确保利益最大化。对于霸权国而言，它在权力分配格局中所拥有的优势地位是令它满意的现状，为使这一现状得以延续，霸权国必须通过建立和维护国际机制（比如贸易机制和货币机制）等方式来确立起国际关系的行为规则。在国际机制的创设阶段，霸权国从各个层面做出对自身有利的制度设计和安排。在机制建成之后，霸权国还会继续以其权势地位来力保自身利益在国际机制中不受伤害并可更大限度地实现。为此而提供的所谓公共产品，并不是道德贡献，而是实现上述目标的工具。

而当霸权国的地位受到挑战时，霸权国为了维护国家利益，会拒绝提供公共物品，甚至率先破坏国际机制。二战以后，美国虽然向国际社会提供了诸如联合国、布雷顿森林体系、国际货币基金组织等公共商品，但是这些机构和体系的创立和维持都是出于美国国家利益的需要。一旦这些公共商品的存在与美国的国家利益相悖时，美国就会变成这种国际秩序的破坏者。20世纪70年代，美国的实力和地位受越南战争的冲击，面临严重的国内社会危机，国内通货膨胀严重，财政赤字激增。在这种形势下，美国为了维护国家利益，单方面终止了布雷顿森林体系所确立的美元和黄金兑换关系，从而使西方国家的股票大跌，国际金融局势动荡。由此观之，霸权国愿意套上提供公共商品的“枷锁”，是因为这是成为最大的取利者所必须付出的成本代价；而卸掉枷锁则是要摆脱对其利益追求的束缚，避免无谓的牺牲。归根结底，霸权国还是理性地“利己”，而非为了“理他”。

（二）究竟是“搭便车”，还是“讲政治”？

霸权国向国际社会提供公共商品，其他国家就可以少付成本、多得收益地“搭便车”吗？这种逻辑貌似合理，但实际却掩盖了事情的本质，忽略了“搭便车”背后的政治因素。二战后，美国确实为一些国家提供了经济援助，但都是附加政治条件的。例如1947年的“杜鲁门主义”和1948年的“马歇尔计划”，名义上都是为了复兴战后欧洲经济，但实际上只为与苏联对抗的国家提供。这种经济援助是将西欧纳入以美国为首的帝国主义阵营，扩大自己

势力范围的手段。“搭便车”仅仅是表面现象，“讲政治”才是最终目的。

以贸易领域为例，二战结束后，美国在与其盟国的贸易关系中实行贸易自由主义，容忍盟国的贸易保护主义。具体来说，美国的国内市场对盟国开放，允许盟国以低价向美国倾销商品，而美国商品则被各种贸易壁垒挡在盟国的市场之外。概言之，也就是所谓接受盟国在贸易关系中对美国的“歧视”做法。美国此举是希望通过贸易来使盟国获得更多的资金以恢复和发展生产，重振经济实力，并且为盟国国内提供更多的就业机会，消减战争结束之后因大量失业而造成的社会动荡，以巩固对美国奉行“友好和遵从”政策的政党在其国内的政治权力。这有助于阻止盟国国内的社会主义政党获取政权，从而遏制苏联势力的进一步扩张。

同时，这种做法也充分展示了美式资本主义的特征：财富与权力紧密相联，在巩固权势地位的同时，也不放弃对财富的保有和追求。如果美国不通过贸易输血的方式促成盟国经济命脉“自我造血”功能的恢复，美国将被迫持续对这些国家投入越来越多的资金与援助。而这些投入的回报率将因为盟国的不断依附而前景渺茫。美国不愿意承受这样的“赔本生意”。容忍盟国对美国商品的贸易壁垒，而对盟国开放美国市场，实际上是一种着眼于未来的投资，争取长期稳定的利益。美国所希望的就是在盟国经济复兴之后，这些国家的国民逐渐培养出对处于产业链中高端的美国商品的消费兴趣和消费能力，同时也增加对美国的经济依赖和情感信任，以此得到对美国作为世界政府的认同。此后，美国的贸易保护主义倾向便日趋强化。

（三）霸权国如何利用国际货币体系获利？

霸权国的货币在国际货币体系中居于核心地位，霸权国主导创设并维护的国际货币机制是国际货币体系有效运作的保证，它们具有调整、创造清偿手段和树立信心的作用，具有影响到各国和其他集团的利益的能力，这也就是霸权国及其创立的机制提供的货币领域的公共商品。霸权国承担建立和维持国际货币机制运行的各种成本，使得从属国可以搭便车。

问题是，无论是调整、创造清偿手段还是树立信心，霸权国都有对本国利益的考虑，要将本国利益和对他国影响做权衡。霸权国货币在整个货币机制设计中居于核心地位，使霸权国获得了在金融和贸易等方面的诸多优势。在调整方面，当出现国际收支失衡的局面时，必须有一种普遍接受的方法使货币恢复平衡，因为各国通货膨胀（或紧缩）的差异会使货币价值发生变化。虽然逆差国或顺差国都可以进行调整，也就是通过逆差国货币贬值或顺差国货币升值来变动汇率；但是每一个国家都会从其自身实际利益出发，考虑调节目标、对象、成本和方式等等问题，而倾向于让其他国家“主动调节”，让自己“避免”或“推迟”调节。因此，霸权国会利用自己的“货币霸权”迫使其他国家承担调整成本，而并不如霸权稳定论所宣扬的是由霸权国单方面作出牺牲。

以现行的国际货币体系为例。1976年，在布雷顿森林体系基础上形成牙买加体系，打破了原有的“双挂钩”，实行了多元本位币和浮动汇率机制。这看似对美元的削弱，但由于美国凭借着强大的国际金融地位和政治话语权，其“世界政府”的地位短期内难以撼动，使得新的国际货币体系不仅没有降低美国的霸主地位，反而合法地放弃了美元本位币所应尽的国际义务，货币发行也不再考虑世界经济的真实需求。特别是牙买加体系实行浮动汇率机制，多种汇率制度并存加剧了汇率体系运行的复杂性，汇率波动和汇率战不断爆发，国际收支不平衡加剧，国际货币体系陷入无序的状态。同时，牙买加体系没有制度化的国际收支调节机制，也没有相应的制裁措施，完全由逆差国自行调节国际收支的失衡。失去了制度约束和道德约束，美国将不再顾及自身的国际收支失衡，而是通过直接发行国际货币即美元，为本国逆差进行融资。结果便显而易见：世界向美国出口产品，美国向世界出口日渐贬值的纸币。至此，国际货币体系成为美国实现国家利益的金融工具。

哪里有不公平，哪里就有反抗。世界经济“霸权守成”和“力量新兴”之间的角力和制衡再次上演，以美元为中心的国际货币体系将受到巨大冲击。“变则通，不变则壅”，世界银行和国际货币基金组织作为美国霸权提供的国际公共商品，也是美元全球霸主地位的执行者，其沉浸在70年来的霸权幻想、不寻求自身改变，以金砖国家为代表的新兴市场也只好“另起炉灶”，成立金砖国家开发银行（简称金砖银行）¹⁸，对国际货币体系进行“包容性改进”。金砖银行为发展中国家基础设施建设和经济社会发展提供中长期贷款，支持发展中国家应对货币汇率风险和财政困难，在一定意义上相当于专门为发展中国家建立了世界银行和国际货币基金组织，从而成为现行国际货币体系“发展中国家层面”的有益补充，这也将打破当前仅由美元霸权为代表的国际货币体系，提升新兴经济体参与全球治理的话语权，推动现行国际金融体系朝着更加公平、合理、多元方向改革发展。

四、“货币名目论”、国家主权和币缘政治

“货币名目论”是在18世纪早期与货币金属论学说的争辩中发展起来的，该学说主要侧重于从主观地、制度的角度去解释货币的起源，它认为货币是人们经过思考、协议或直接为国家政权的结果和产物；货币的使用主要是基于货币发行当局的权力，即流通手段之所以最终会演变为货币，本质上是由于硬币（或更广泛的货币工具）是和君主的地位联系在一起

¹⁸ 2014年7月15日，“金砖五国”中国、俄罗斯、印度、巴西和南非在巴西福塔莱萨签署协议，成立金砖国家开发银行（简称金砖银行），并建立金砖国家应急储备安排。

的，而并不是由于它们恰巧由金、银、铜以及现在的纸所制成。

当代该学说的代表、经济学家古德哈特（2010）提出：“各种货币的空间范围决定与经济成本最小化之间几乎没有任何关系，而起决定性作用的是政治主权”。¹⁹古德哈特（2010）通过将“货币名目论”和“最优货币区理论”进行比较提出，“最优货币区”理论具有明显的理论缺陷，即将国家主权与货币分离，忽略了使货币区和国家边界重合的“政治经济”因素。而在该理论基础上产生的欧元使得历史上传统的货币创造和国家主权之间的关联弱化到一个前所未有的程度，欧洲中央银行与政府之间是绝对独立的。正是由于这样的原因，古德哈特从“货币名目论”的角度提出，欧元区成员国的政府及其财政职能没有随着货币联盟的统一而结合，这种货币集权化和政府在国家层面的非集权化，尤其是主要财政权力仍保留在主权国家手中的现象，是这一体系潜在的风险来源。除了古德哈特以外，Cesarano（1997）同样提出国家主权政治对货币的影响力，并且国家边界应当与均衡货币区相对应。²⁰“货币名目论”还暗含了一点就是法币的价值取决于人们对现任政府的信心，以及继任政府将会如何对待该货币的预期，而与过去和预期的货币供给增长率无关，对该观点进行发展的代表人物为 Mitchell（1903）和 Dacy（1984）。²¹从“货币名目论”角度来看，政府几乎无一例外地掌管了货币创造的主要权力，政府在干预一国货币系统的运行和组织中是不可避免的。

随着经济一体化、金融全球化，世界格局的演变突破了原有的地缘框架，“货币名目论”强调的一国货币与国家主权的关系，逐渐发展成为多国货币与国际货币体系的关系，“币缘政治”理论如此产生。“币缘”是指货币与人们生产、交换及社会生活之间的关系。在全球体系出现以前，各经济体在空间上相对分隔，建立在一国或区域货币基础上的货币关系，本质上是国家内部或区域内部的一种社会关系。在全球化时代，国际货币体系成为全球体系的基础，币缘就成为了在国家之间以及国家与国际货币体系之间的关系。

币缘政治是国家和国际组织在全球货币体系中维护自身利益的行为，是左右当代全球资源配置和利益分配的重要杠杆。与发端于主权、视国家为空间生物、认为地理环境是国家政治行为基本因素的地缘政治不同，作为国家和国际组织在全球货币体系中维护自身利益的行为，币缘政治着眼于国家与国际货币体系之间的政治关系，体现着国家利益和国家力量的对抗。币缘政治更关注于国际关系体系中的货币因素，其核心在于由谁及如何控制币权。国际

¹⁹ 【英】查尔斯·古德哈特. 古德哈特货币经济学文集（上卷）——货币分析、政策与控制机制. 康以同等译. 北京：中国金融出版社，2010年，第42~47页

²⁰ Cesarano, F. Currency Area and Equilibrium. *Open Economics Review*, 1997, 8 (1): 51-59

²¹ Mitchell, W. C.. *A History of the Greenbacks*. University of Chicago Press, 1903

²² Dacy, D.. The Effect of Confidence on Income Velocity in a Politically Unstable Environment: Wartime South Vietnam. *Kyklos*, 1984, 37 (3): 414-423

货币体系成为控制币权的工具，谁控制了国际货币体系，谁就在“币缘政治”中延续了霸权。

因此，在币缘政治框架下，各国不惜通过军事对抗乃至战争来控制币权。当我们追本溯源，研究国际货币体系建立的历史，就发现国际货币体系从最初就是战争的产物，与国际政治格局密切相关，甚至可以说是“浴血奋战”的结果。

（一）滑铁卢战役、维也纳体系与英国的金本位制

1815年滑铁卢战役后，形成了维持欧洲均势格局的维也纳体系，作为主导者之一的英国自然是该体系最大的、直接的受益方，通过割地赔款、构建军事同盟等手段增强了自身综合国力。1816年，即滑铁卢战役的次年，英国便宣布实行金本位制，使得金本位制作为一种货币制度在西方世界首次确立。1819年，在英国国会就选用白银还是黄金作为本位货币的辩论中，著名经济学家李嘉图就是出于对黄金数量的充分信心考虑，使国会同意选用黄金而非白银作为英国的本位货币。试想，如果不是在滑铁卢战役中获取大量战争赔款、在维也纳体系中获取主导地位并赚取足够的黄金储备，英国是绝不能实行金本位制的。1821年英国率先全面实行金本位制。

（二）普法战争、俾斯麦体系与欧洲金本位制

半个多世纪后的普法战争中，刚刚崛起的德国击败了东山再起的法国。普法战争的失败使法国再一次遭到遏制，以法国主导的拉丁货币同盟衰落。意大利完成统一，德国立国并完成统一，俾斯麦体系重新规划了欧洲的政治格局，形成了新的均势。在国际金融领域也形成了新的局面，德国的统一使其迅速成为欧洲强国，同时其金融实力由于获得大量战争赔款而大增，战争结束便宣布实行金本位制，其他国家也陆续实行金本位，使金本位制成为一种以欧洲为中心的国际货币制度。作为最早实行金本位国家的英国，已经处于国际金本位体系的主导地位。

（三）一战与二战期间的过渡时期

20世纪初，迅速崛起的德国破坏了欧洲的国际关系格局，终于引发第一次世界大战。“同盟国”、“协约国”两极体系的战争，再一次严重地影响了国际货币体系，使统一的国际金本位制在经过四十年“黄金时代”之后随即崩溃，破碎成各个列强势力范围内的、局部的金块本位制或金汇兑本位制。因为战争后续影响以及国际政治格局的动荡，一战与二战期间国际货币体系虽然实行了一些临时的、局部的措施，对金本位制进行修补或挽救，但并没有形成全局的、稳定的国际货币制度，直至二战后形成统一的布雷顿森林体系。

（四）二战后的雅尔塔体系与布雷顿森林体系

二战结束后,美国以胜利者和西方世界领导者的角色开始以自身为中心构建政治、经济、贸易、金融等方面的世界体系,并最终形成了雅尔塔体系。布雷顿森林体系作为雅尔塔体系的一个组成部分,是在新的世界政治格局基础上的国际金融格局,或者说是国际政治格局的国际金融体现,是美国在货币领域的“战利品”。

作为布雷顿森林体系的设计方案的“怀特计划”和“凯恩斯计划”都带有“理想设计”的色彩,虽然各有利益倾向,但两个方案设计的世界货币都是超主权货币:“尤尼塔”(Unitas)和“班柯尔”(Bancor)。但国际货币体系终究还是由政治的产物,而政治家们较量的结果最后使得美元成为了世界货币,成为国际清算的支付手段和各国的主要储备货币。布雷顿森林体系作为货币领域的一种国际协定安排,反映的是美国的政治经济霸权。

(五) 20 世纪 70 年代国际政治格局的变化与牙买加体系形成

美元与黄金的脱钩如同摧毁了布雷顿森林大厦的基柱,使其应声倒下。当美国于 1971 年 8 月宣布停止美元兑换黄金时,这意味着一个单方面“撕毁合同”的逃债行为,如果说美国在布雷顿森林体系建立时的设计是“巧取”,那么此时的赖账就是“豪夺”。布雷顿森林体系崩溃之后,国际货币金融关系动荡混乱,美元的国际地位不断下降,出现国际储备多元化状况,许多国家实行浮动汇率制,汇率剧烈波动,全球性国际收支失衡现象日益严重,西方发达国家之间以及发达国家与发展中国家之间矛盾重重、斗争激烈,最终于 1976 年形成牙买加协定。在当时的历史条件下,“黄金非货币化”化解了美国作为国际金融霸主的唯一成本。路径依赖使得世界各国别无选择,历史的惯性使美元仍是世界货币,但是已经没有了兑换黄金的义务。这一行为意味着美国成功摆脱了其作为主导者的责任,成为面向全世界的信用货币的发行者。牙买加协议也标志着商品货币制度的最终结束和信用货币制度的全面展开。

检索历史后,我们可以得出这样的结论:一是历史与实践表明,国际货币体系在本质上是国际政治体系的一个组成部分,其主导权是靠政治实力甚至是军力取得的;军事力量作为政治主权最直接的体现方式,是币缘政治的最重要后盾和保障;二是国际货币体系的重大变化都是在国际政治格局发生重大改变的前提下实现的;三是国际货币体系从来都不是协商的结果,而是综合实力竞争的结果。概而言之,国家、政体、货币之间的关系一直是紧密相连的。货币是国家主权的象征,国际货币体系是币缘政治角逐的结果。

五、美元“牛”势背后的政治逻辑：美国案例分析

正如前文所述,货币是一国主权的象征,货币即政治,政治又是经济的护身符。货币国际化是一种权力,它不仅可以对社会财富进行分配,还能够为货币发行国带来巨大的收益。而货币国际化与货币发行国的政治实力关系紧密,政治实力是货币国际化的关键因素和重要支撑,这便是隐藏在货币背后的政治逻辑。悉数当今世界上各种货币,最能将货币背后的政治逻辑体现得淋漓尽致的便是美元。

美元霸权地位的真正建立始自二次世界大战之后。由于遭受战火的摧残,欧亚经济一蹶不振,相比之下,美国由于其得天独厚的地理优势而成为唯一一个没被战火波及的国家,加之罗斯福总统的新政,使美国成为当时首屈一指的大国。英国经济虽然遭受重创,但在当时英镑仍然是重要的世界货币。为了使美元取代英镑成为首要的世界货币,美国政府以经济援助为条件,通过政治谈判迫使英国提前实现英镑自由兑换。这一谈判的结果是,在英国如期放开英镑兑换限制之际,各国英镑持有者迅速将英镑兑换为美元,使英镑的外汇地位下降,至此英镑的首要世界货币地位终结。以1944年布雷顿森林体系的建立为标志,美元彻底取代英镑成为被官方认可的主导性国际货币。

20世纪60年代开始,美国的国际收支恶化,加之美元与黄金的固定兑换率下降,使美元的价值遭到质疑,但改革国际货币体系的呼声均在美国的政治军事压力下以失败告终。至美国单方面宣布美元停止兑换黄金以及固定汇率制的垮台,标志着战后以美元为中心的货币体系瓦解。在之后的几十年期间,美国依靠其强大的政治、军事、经济、科技实力,使全球石油、粮食等重要战略资源均以美元作为结算标准,逐步扩大了美元的霸权地位,形成了以石油霸权、粮食霸权、美元霸权为核心的联动机制,并强化了以美元为枢纽的全球货币金融体系。由于世界各国对美国的信赖以及美元在国际贸易中的广泛应用,美元享有了比在布雷顿森林体系下更大的权利,真正拥有了制定全球货币政策的霸权。从美元霸权的产生到逐步扩张的过程中可以看出,美国政府的政治影响力起到了至关重要的作用。

2008年国际金融危机后,美元霸权不仅扰乱了全球信用总量、信用创造与真实经济增长之间的平衡关系,更导致新兴市场国家普遍面临输入型通胀、外汇储备贬值等国际金融风险。各个区域国家之间只有通力合作,才能共同抵御危机和风险已经成为国际社会的共识,而以中日为核心的亚洲国家更是积极推进区域经济一体化的战略进程。但正如前面的分析所述,强大的政治经济实力是货币国际化的基本前提,国家霸权支撑了货币霸权。亚洲各国在国际政治体系中的基本格局不变,美国的绝对领导地位在短时间内就是不会发生任何改变的。张云和刘骏民(2009)的研究就曾证明,支持美元霸主地位的是美国强大的政治经济实

力，亚洲短期内难以改变国际政治经济格局；而具体的汇率制度安排则是为美元霸权利益服务的，仅是地缘政治的延续。²³

欧元从问世到欧债危机发生之前一直表现良好，也赢得了市场的认可，但从和美元进行抗衡的角度来说，很多研究都表明美元的国际霸主地位中长期内并不会被欧元取代，如 Eichengreen (2005)，Kenen (2002)，Lim (2006) 和 Posen (2008) 等。Eichengreen (2005) 运用历史数据进行的计量分析表明，欧元作为国际储备货币的职能将超过美元，但这个过程会非常缓慢。²⁴Kenen (2002) 的研究表明欧元并没有突破之前德国马克的国际地位，没有任何证据表明欧元会在短期内替代美元。²⁵Lim (2006) 运用 1999 年至 2005 年的外汇交易市场数据检验了欧元挑战美元国际货币地位的相反观点，结论支持了“网络外部性”的观点，而且美元的优势地位将继续加强。²⁶Posen (2008) 认为虽然美元汇率不如过去坚挺，美国独一无二的政治地位会确保美元的霸主地位，欧元短期内不会取代美元。²⁷

欧元在国际外汇储备中的占比仅次于美元，如果欧元对美元中长期内都难以构成威胁，人民币就更加不可能了。Eichengreen (2005) 提出建立能够吸引国际投资者的稳定且有效的市场，需要货币发行国的央行对其进行持续灵活地管理和发挥最后借款人的作用，显然中国人民银行目前还未达到这样的高度。²⁸Eichengreen (2009) 提出如果人民币现在可以与美元抗衡，那么中国政府就不需要再持有巨额的外汇，而只需要开足马力印钞票就可以实现国际收支平衡，显然，中国尚未开放的资本账户和金融市场无法实现运行国际货币的要求。²⁹此外，Eichengreen (2009) 还表示，2008 年国际金融危机后，美元的国际地位有所下降，但是在可以预见的未来，美元仍将是国际主导货币；欧元会在欧洲地区迅速发展，而人民币在经过漫长的发展后，会成为亚洲主导货币，但是它们都不会对美元造成威胁。

从表 2 可以看出，欧元产生以来并没有从本质上动摇美元在国际外汇储备资产中的绝对统治地位，尤其是在发达国家的外汇储备资产中，美元占比超过 65%，欧元仅为 22% 左右，并且该结构并没有受到此次金融危机的影响。次贷危机过后，很多外国央行都提出希望能够将人民币纳入到他们的储备资产中。人民币作为储备货币的国际接纳范围也随之扩大，包括

²³ 张云、刘骏民：《国际货币体系演变规律和重建原则》，《上海金融》，2009 年第 1 期。

²⁴ Eichengreen, B.. Sterling's Past, Dollar's Future: Historical Perspectives on Reserve Currency Competition. NBER Working Paper, No. 11336, May, 2005

²⁵ Kenen, P. B.. The Euro versus the Dollar: Will There be a Struggle for Dominance. Journal of Policy Modeling, 2002, 24 (4): 347-354

²⁶ Lim, E.G.. The Euro's Challenge to the Dollar: Different Views from Economists and Evidence from COFER and Other Data. IMF Working Paper, WP/06/153, June, 2006

²⁷ Posen, A. S.. It's Not Just About the Money. The International Economy, 2008, Spring: 10-11

²⁸ Eichengreen, B.. Sterling's Past, Dollar's Future: Historical Perspectives on Reserve Currency Competition. NBER Working Paper, No. 11336, May, 2005

²⁹ Eichengreen, B.. The Dollar Dilemma. Development Outreach, 2009, December: 47-49

英国、欧盟在内的越来越多的国家将人民币纳入其官方储备资产的范畴。截至2013年年底，中国人民银行已与23个国家和地区签署货币互换协议，总规模达2.57万亿元，人民币的外汇储备功能进一步增强。但是，2008年国际金融危机以来，美元并没有像之前很多学者预测的那样开始走下坡路，反而在很长一段时间内保持坚挺，尤其是在欧洲债务危机爆发之后，大量资金出于避险考虑回流美国，美元仍然是最优的避险工具。

表2 外汇储备结构

年份	美元	欧元	英镑	日元	瑞士法郎	其他
2000	71.0%	17.9%	2.9%	6.4%	0.2%	1.6%
2001	71.1%	18.3%	2.8%	6.1%	0.3%	1.5%
2002	71.5%	19.2%	2.7%	5.0%	0.3%	1.3%
2003	67.1%	23.8%	2.8%	4.4%	0.4%	1.6%
2004	65.9%	25.2%	2.8%	3.9%	0.2%	2.0%
2005	65.9%	24.8%	3.4%	3.8%	0.2%	1.9%
2006	66.9%	24.1%	3.6%	3.6%	0.1%	1.7%
2007	65.5%	25.1%	4.4%	3.1%	0.2%	1.8%
2008	64.1%	26.3%	4.7%	2.9%	0.2%	1.8%
2009	64.1%	26.4%	4.0%	3.1%	0.1%	2.2%
2010	62.0%	27.7%	4.2%	2.9%	0.1%	3.1%
2011	61.8%	26.0%	3.9%	3.7%	0.1%	4.4%
2012	62.3%	24.7%	3.8%	3.6%	0.1%	5.4%
2013	61.9%	23.9%	4.0%	3.9%	0.1%	6.1%

数据来源：国际货币基金组织 IMF: COFER (Currency Composition of Official Foreign Exchange Reserves) 表格中储备货币构成可以辨识的部分 (Allocated reserves)。

古德哈特(2010)明确指出国际货币发行国必须首先具有强大的政治实力做后盾，军事力量则是政治主权最直接的体现方式。³⁰强大的政府倒台后，会导致铸币的停止或质量下降，以及向易货贸易的倒退。在该理论下，任何区域内的货币都和政府的稳定性有着密切的关系，所以该地区的主权政府将在其国境内维持一种单一货币。该理论暗含的一点是，法币的价值将取决于人们对于现任政府在未来的存续期，以及继任政府将如何对待该货币的预期。因此，支持一国政府存在的最重要后盾就是军事力量的强大。由下表可以看出，美国的军费开支占全球军费开支总额的比重超过40%，足以说明美国政府对军事力量的重视。中国的军费开支现在仅次于美国，但是要达到美国的高度还需要很长的时间和积淀，要在短期内超过美国的军事实力更是无法实现。美国强大的军事实力是美元在未来中长期继续保持强势的最有力保障。

³⁰ 【英】查尔斯·古德哈特. 古德哈特货币经济学文集(上卷)——货币分析、政策与控制机制. 康以同等译. 北京: 中国金融出版社, 2010年, 第42~47页

表 3 全球军费开支国别结构（按 2012 年结构占比进行排序）

国家/地区	绝对量（十亿美元）		增长与结构	
	2011	2012	年增速	占比
全球	1648.23	1750.76	6.22%	100.00%
美国	698.28	711.42	1.88%	40.63%
欧元区	193.49	201.13	3.95%	11.49%
中国	121.12	142.85	17.94%	8.16%
俄罗斯	58.65	71.88	22.56%	4.11%
英国	57.83	63.09	9.09%	3.60%
法国	58.71	62.36	6.22%	3.56%
日本	54.64	59.88	9.60%	3.42%
沙特阿拉伯	45.24	48.53	7.26%	2.77%
印度	46.27	47.66	3.01%	2.72%
德国	44.78	46.62	4.10%	2.66%
其他	269.22	295.35	9.70%	16.87%

数据来源：世界银行 WDI（World Development Indicators）。

通过上文分析可知，美元霸权不仅是美国霸权的一部分，也是美国霸权的经济基础，从而成为美国的核心国家利益。美元霸权短期难以撼动，由美国强大的政治、经济、军事实力联合支撑。只要世界经济政治格局中的美国霸权得不到根本改变，美元霸权就还会持续，美元还会“牛”下去。这也是国际货币的政治逻辑之所在。

六、结 语

本文从国际政治经济学的视角对政治实力和货币国际化之间的关系进行了分析，揭示一国（或地区）的货币要国际化，强大的政治实力是最基本的保障，也是必须要具备的根本因素；政治实力通过国际货币权力、国际公共商品和币缘政治等角度，在货币国际化进程中发挥着重要作用。在理论分析基础之上，依托于美元的相关数据，证明了美国强大的政治军事实力是美元在未来中长期继续保持强势的最有力保障。本文的基本结论如下：

1、主流经济学认为货币国际化完全由市场力量推动是有失偏颇的。本文认为，货币国际化的过程是各国对国际货币的竞争、限制和占有的过程，是国家权力之间的对抗与平衡，首先是一种政治现象。由各国货币竞争而最终形成的国际货币体系，实质上是一种金字塔式的全球性资源与财富分配机制。处于塔尖的国际货币发行国，拥有“国际货币权力”，在这一全球性分配制度中居于优势地位，而具有影响、控制他国行为的能力。因此，货币国际化不应看作一个单纯的市场过程，而是更加清楚认识到其背后国家权力的对抗与扩张。

2、霸权稳定论认为，国际经济的真正稳定需要一个世界政府，由霸权国提供国际公共

商品，其他国家可以“搭便车”。但是这掩盖了霸权国的“利己性”，霸权国追求自我价值和自身利益的欲望和冲动无法克制。霸权国提供所谓公共产品的动机是最大限度地满足自身福利，实现自我偏好，确保利益最大化，并由此设计和安排贸易规则、货币机制、国际关系行为规范等。现行的国际货币体系作为货币领域最重要的国际公共商品，已经成为美国霸权实现国家利益的金融工具。

3、币缘政治强调，在全球化时代，国际货币体系成为全球体系的基础，国家之间的关系基于各国货币之间的关系。国家与国际货币体系之间的政治关系，体现着国家利益和国家力量的对抗。币缘政治更关注国际关系体系中的货币因素，其核心在于由谁及如何控制币权。国际货币体系成为控制币权的工具，谁控制了国际货币体系，谁就在“币缘政治”中延续了霸权。因此，各国不惜通过政治对抗乃至军事战争来控制国际货币体系，最终获得币权。

4、本文归纳的数据表明，美元目前的国际霸主地位中长期内都不会被其他货币所取代，美元仍然是世界主导货币，欧元和人民币目前的发展现状远不足以对美元造成威胁。在现阶段我国对美元的依赖程度依然很高，只有适度摆脱对美元的依赖后，人民币的国际化职能才能有实质性突破。而且美国强大的政治军事实力是美元最有力的保障和支持，也决定了现阶段其他货币不可能超越美元。

5、在当前人民币国际化发展的关键时期，本文认为应当将更多政策向拓宽贸易市场和金融市场发展深度及广度的方向倾斜，改革和完善中国的贸易结构升级和金融体制建设，建立健全与国际接轨的现代贸易结构和金融制度，充分利用上海自贸区、香港和伦敦当前金融市场的国际影响力和人民币离岸中心的特殊优势，最大程度上拓宽人民币的海外金融业务范围和投资渠道，促进人民币金融交易，提升人民币国际影响力。

纵观国际货币体系发展的历史长河，主要国际货币角色转换进程背后都贯穿着一条清晰的逻辑主线：“强权与强币紧密结合”。从希腊的斯达特到今天的美元和欧元，每一种国际货币都是在继承前身货币特权的同时取代了前身的国际地位。政治势力和货币国际化密不可分，霸权国家必定支配霸权货币体系，并且最大限度地利用“货币特权”从国际市场中获取巨额收益。但是，“当我们看到身前的阴影，不要害怕，那是因为身后有阳光”。虽然美元霸权短期难以改变，国际货币体系改革非一蹴而就，道路会曲折艰难；但世界经济发展大趋势、国际金融体系新需求和世界人民对自由民主经济秩序的强烈渴望就是那缕阳光，如旭日初升、势不可挡。历史终将证明，单极世界金融体系不利于世界经济健康发展，欧美主导的全球经济格局正悄然巨变，国际金融体系也将朝着更加公平、合理、多元方向进一步改革发展。

【人民币汇率】

人民币汇率对出口价格的传递效应——考虑预期与结构变化的分析

李艳丽¹ 彭红枫²

【摘要】本文通过一个不完全竞争条件下的两期动态模型，分析了预期的存在对汇率的出口价格传递效应的影响，研究表明汇率预期会通过价格效应和替代效应两个渠道影响到出口需求和价格，且在持续性单向汇率预期和双向汇率预期下汇率预期传递效应存在明显差异。实证检验中，本文利用 Bai and Perron (1998,2003)提出的多重结构突变点检验方法对人民币汇率及预期对中国出口价格的传递效应进行了分析。结果显示：在 1999 年至 2012 年间人民币汇率、汇率预期及其他因素与出口价格之间的关系出现了三次结构性变化；在 2005 年汇改后市场对人民币存在单向升值预期的阶段，汇率预期的替代效应占据主导地位，在其他阶段汇率预期的价格效应占据主导。

【关键词】汇率传递；汇率预期；结果变化

一、引言

1994 年以来，中国在汇率水平和汇率政策方面进行了多次调整，人民币汇率也引起了国际社会的广泛关注，尤其是进入 21 世纪以后，中国的国际收支持续出现大额顺差，人民币开始不断面临来自欧美各国要求升值的压力和市场的升值预期。2005 年 7 月人民币开始了实际的升值之旅，而人民币继续升值的压力和预期一直延续到现在。

欧美要求人民币升值的首要原因是中国的持续贸易顺差，他们认为是人民币币值低估造成了中国的顺差，因此要求人民币升值来缓解中国的出口增长趋势。人民币升值能否解决美国的贸易赤字问题？或者说人民币升值对中国的出口会带来何种影响？这个问题，已经引起了学术界的广泛研究而结果各异。这些研究中的一个重要领域是分析汇率变化对进出口价格的传递效应，但是大部分的相关研究忽略了人民币汇率变化过程中，存在的持续的升值预期

¹ 李艳丽，武汉大学经济与管理学院金融系

² 彭红枫，武汉大学经济与管理学院金融系

对价格的影响,更缺乏对此问题的理论分析。在对一种货币的汇率变化存在广泛且持续的预期的背景下,汇率对进出口价格的传递效应必然受到预期的影响,本文将通过一个不完全竞争条件下的两期动态模型,分析预期的存在对汇率出口价格传递效应的影响,并比较持续性和非持续性汇率预期下汇率传递效应的差异。本文还将利用中国 1999 以来的月度数据,实证分析人民币汇率变化以及汇率预期对出口价格的传递效应。

二、文献综述

20 世纪 80 年代开始,国外开始有大量文献研究汇率对价格的传递效应,这些研究有三个基本结论:汇率传递效应是不完全的,汇率传递程度存在下降的趋势,而且汇率传递程度在不同类型的国家存在差异(Krugman, 1986; Knetter, 1989; Barhoumi, 2006 等)。基于此,更多的文献致力于分析影响汇率传递程度的原因,这些解释包括微观层面的原因,如市场分割的存在、市场结构的差异、沉淀成本的存在、市场份额的重要性、定价货币的选择等(Dornbusch, 1987; Dixit, 1989; Betts 和 Devereux, 1996 等),也包括宏观层面的原因如通货膨胀环境、货币政策以及国家大小与开放程度等(Taylor, 2000; Devereux and Yetman, 2002 等)。

一些学者意识到了汇率变化特点和汇率预期对汇率传递的影响,Krugman (1986) 提出,汇率波动对汇率传递的影响程度取决于汇率的变化是暂时的还是可持续的。如果汇率波动被认为是暂时性的,由于增加销售渠道存在成本、消费者需求反应滞后,以及考虑到出口产品的声誉等原因,出口商都可能更愿意调整其利润加成而不是调整产品价格,因此汇率变化对价格的传递程度较低。Froot 和 Klemperer (1989) 认为,由于企业未来的市场份额取决于今天的定价,所以如果名义汇率的波动是暂时性的,而出口商试图维持一定的市场份额时,汇率的传递程度会降低。Ohno (1990) 指出汇率的变化幅度会影响汇率的传递程度,由于不论是供给还是需求对价格的反应都有滞后,所以现在的定价不仅决定当期的利润也决定以后的市场份额,如果企业定价时更看重长期的收益而不是短期,则只有在汇率变化足够大时企业才会对当期的价格进行调整,而且调整的幅度会小于汇率变化幅度。Devereux 与 Yetman (2002) 提出,汇率的波动幅度与通货膨胀环境一起决定了汇率对通货膨胀的传递程度,汇率波动越大,通货膨胀水平越高,价格的粘性会越小,汇率对价格的传递会越高。实证分析领域,Webber (1999) 对亚太地区 9 个国家汇率对进口价格的长期和短期汇率传递进行了估计,并且分析了汇率波动对汇率传递系数的影响,发现汇率波动性与汇率传递系数之间的

关系明显为负。Campa 与 Goldberg（2002）对 25 个 OECD 国家的进口汇率传递系数进行了估计并分析了影响汇率传递程度的原因，发现汇率波动性越高，汇率对进口价格的传递系数会较大，但是这种相关性很微弱。Barhoumi（2006）对 24 个发展中国家 1980-2003 年间汇率对进口价格的传递进行了实证分析，发现汇率制度对汇率传递程度有显著影响，固定汇率下有较高的汇率传递率。

国内对人民币汇率传递的研究主要集中在从实证角度考察人民币汇率变动对不同层次的物价水平的传递，包括对通货膨胀、进口价格以及出口商品价格传递的实证分析（陈六傅，刘厚俊，2007；倪克勤，曹伟，2009；王胜，李睿君，2009；项后军，许磊，2011 等），这些研究得出的结论可以归纳为：人民币汇率变化对不同层次的价格水平的传递程度不相同，对不同产品的价格传递程度也不同，人民币汇率传递系数小于 1。2005 年后，由于人民币升值预期的出现及其影响的不断扩大，不少学者开始关注汇率预期对价格和贸易的影响。范言慧，潘慧峰，李哲（2008）较早关注了汇率预期对中国贸易差额的影响，指出如果市场存在本币进一步升值的预期，本币升值不仅无法降低贸易顺差，反而会扩大出口和延迟进口。梁立俊，游桂芬（2011）讨论了预期因素作用下进口商和消费者的行为模式，提出在政策干预和汇率走势形成稳定预期的条件下，汇率升值不但不能减少贸易顺差，反而扩大贸易顺差。对于人民币汇率预期对汇率传递的影响，郭妍，张立光（2009）提出汇率预期主要通过货币替代效应、资产价格效应和进口价格效应影响物价水平，并通过递归 VAR 模型检验结果表明，2002 年以来的人民币升值预期对本轮通货膨胀影响显著，其中进口价格效应最强。陈洁，李玉双（2009）研究发现人民币名义有效汇率对物价水平的降低作用远低于人民币升值预期带来的物价上涨程度，而人民币升值在一定程度上强化了升值预期。

现有研究已经充分分析了很多因素对汇率价格传递效应的影响，其中包括汇率波动的特点和汇率预期，不过这些研究都只限于分析已经发生的汇率变化对价格的影响，对汇率预期带来的价格效应研究较少。已有关于人民币汇率预期对贸易差额和价格的影响的研究，主要关注汇率预期对进出口规模和资本流动的影响，没有分析汇率预期作用对贸易价格的传递；而现有的实证分析均假定在观察期内汇率预期对价格的影响是稳定的。本文通过分析消费者和厂商的消费和定价决策，建立一个两期的模型区别分析汇率变化和汇率预期对出口价格的不同影响，并利用中国的数据对在存在人民币升值预期情况下汇率对出口价格的传递进行检验。在实证分析方法上，考虑到人民币在不同阶段实行的汇率政策以及经济环境存在差异，因此汇率及其预期的传递效应可能产生结构性变化，本文使用了 Bai 和 Perron（1998,2003）提出的多重结构变化检验方法。

三、汇率预期与出口价格：理论分析

考虑不完全竞争市场上进口国消费者和出口国厂商的消费选择与定价,消费者在选择当期对进口品的需求时不仅会考虑当期的价格和汇率的变化,还会考虑对汇率变化的预期,汇率预期首先影响到进口消费者的需求决策,进而影响到出口厂商的本外币定价。

(一) 进口消费者需求

消费者可以在当期与下一期之间选择最佳的进口需求,记 t 期消费者对进口商品的需求量为 Q_t , $t+1$ 期消费者对进口商品的需求量为 Q_{t+1} , 消费者的最优选择是实现两期综合效用的最大化, 即

$$Max(U)=Max(Q_t^\alpha+Q_{t+1}^\beta), \quad 1>\alpha>\beta>0 \quad (1)$$

其中 α , β 分别为当期进口和下期进口的效用系数, 且当期进口效用系数大于下期进口的效用系数。

消费者实现效用最大化面临着收入的约束, 如果进口商品的价格为 P , 汇率为 E (汇率表示为 1 单位出口国货币等于若干单位进口国货币), 消费者收入为 R , 则约束条件为

$$P_t E_t Q_t + P_{t+1} E_{t+1} Q_{t+1} = R \quad (2')$$

消费者在 t 期进行进口决定, 由于对 $t+1$ 期的价格和汇率未知, 所以消费者根据对 $t+1$ 期的价格和汇率的预期进行选择。假设下期进口商品的价格不变, 则消费者根据对 $t+1$ 期的汇率的预期进行选择, 我们用 E^e 表示对 $t+1$ 期汇率的预期。另外, 假定进口付款的时间在远期, 所以 t 期的进口的实际支付价格并不是确定的 $P_t E_t$, 而是根据对远期付款时汇率的预期有一浮动, 假定对付款时汇率变化浮动的预期为 ΔE , 且 $E_t + \Delta E = E$, 则 (2') 变为

$$P_t E Q_t + P_{t+1} E^e Q_{t+1} = R \quad (2)$$

根据 (1) 和 (2) 式, 我们可以得到消费者在 t 期与 $t+1$ 期的最优进口需求为

$$\begin{aligned} Q_t &= \left(\frac{\lambda P_t E}{\alpha} \right)^{\frac{1}{\alpha-1}} \\ Q_{t+1} &= \left(\frac{\lambda P_{t+1} E^e}{\beta} \right)^{\frac{1}{\beta-1}} \end{aligned} \quad (3)$$

其中 λ 为拉格朗日乘数。

根据 (2) (3) 以及 $E_t + \Delta E = E$, 我们可以得到当期的进口需求与价格、当期汇率和汇

率预期之间的关系如下

$$Q_t = \frac{R - (P_{t+1}E^e)^{\frac{\beta}{\beta-1}} \left(\frac{\lambda}{\beta}\right)^{\frac{1}{\beta-1}}}{P_t(E_t + \Delta E)} \quad (4)$$

我们很容易看出当期的进口需求与当期价格和即期汇率负相关，即商品的出口价格越贵，出口国货币升值，消费者当期的进口需求会下降。同样，如果预期付款时出口国货币会升值，当期进口需求也会下降。而当期进口需求与下一期汇率预期之间的关系，可以用（4）式对汇率预期 E^e 求导数得到

$$\frac{dQ_t}{dE^e} = \frac{1}{P_t E} \left[\frac{\beta}{1-\beta} \cdot P_{t+1} Q_{t+1} + \frac{E^e}{(1-\beta)\lambda} \cdot P_{t+1} Q_{t+1} \frac{d\lambda}{dE^e} \right] \quad (5)$$

可以证明，（5）式的符号为正，即当期进口需求对汇率预期的导数大于 0，这表明对未来出口国货币升值的预期会增加当期从该国的进口需求。

可见，汇率预期对正常商品进口需求的影响表现在两方面：首先，由于现实中大多数进口合同的付款是在合同签订后的远期，因此即使是当期的进口合同，其需求也会受到汇率变化预期的影响，如果预期未来付款时出口国货币升值，则消费者会降低进口需求；其次，消费者可以选择延期或提前进口，如果预期未来出口国货币升值而引起进口价格上涨，消费者可能选择提前增加进口；而如果预期出口国货币贬值，则可能延迟进口需求。我们把汇率预期对进口品需求影响的两种效应分别称为汇率预期的价格效应和替代效应，且价格效应为负，替代效应为正。

综合以上分析，在收入和价格预期不变的假设下，消费者在当期的进口需求主要取决于四个因素：当期进口商品的出口地价格、当期汇率、对付款期和下期汇率的预期，且与前三个因素成反比，与后一个因素成正比。为便于进一步分析，我们将进口需求函数（4）线性化，并简写为以下形式

$$q_t = a - \delta_1 p_t - \delta_2 e_t - \delta_3 \Delta e + \delta_4 e^E \quad (6)$$

其中 q_t 、 p_t 分别表示出口量、出口价格， e_t 、 Δe 、 e^E 分别表示汇率、对付款日汇率变化的预期和对下期汇率变化的预期。

（二）出口厂商定价和汇率传递

如果市场是不完全竞争的，出口厂商对自己产品有定价权。面对国外消费者对自己产品的需求函数（6），出口厂商根据利润最大化原则来对出口商品定价。出口利润函数为

$$\pi_t = p_t q_t - c \quad (7)$$

出口厂商的生产成本 C 中会包含一部分进口投入品，这在中国尤其典型，中国的许多出口产品属于“三来一补”方式下的产品，因此汇率的变化也会影响到出口商品的生产成本。

假定出口生产成本 C 与汇率 e 之间有如下简单的关系：

$$c = c_0 + \frac{\theta q_t}{e_t}$$

其中 c_0 为其他投入成本， θ 为进口商品的价格系数。出口厂商的利润函数变为：

$$\pi_t = p_t q_t - (c_0 + \frac{\theta q_t}{e_t}) \quad (7')$$

将 (6) 代入，可以得到使 (7') 式实现最大值的定价为

$$p_t = \frac{a - \delta_2 e_t - \delta_3 \Delta e + \delta_4 e^E + \theta \delta_1 / e_t}{2\delta_1} \quad (8)$$

以上即为在出口商和进口商共同作用下实现的均衡出口价格，显然，出口商的出口定价与对付款日汇率预期反相关，与对下期汇率预期正相关。在本币已经升值，仍然存在进一步升值压力的情况下，出口价格会如何变化？这显然取决于本币升值和预期汇率升值的幅度，以及各自对价格的影响力 δ_2 、 δ_3 和 δ_4 以及进口成本系数 θ 。

(8) 式为出口商品的本币定价，当本国货币并不是贸易计价结算货币时，出口厂商需要用外币对商品进行报价。在汇率为 e_t 时，出口商品的外币报价变为

$$\begin{aligned} p^*_t &= p_t \times e_t \\ &= \frac{ae_t - \delta_2 e_t^2 - \delta_3 e_t \Delta e + \delta_4 e^E e_t + \theta \delta_1}{2\delta_1} \end{aligned} \quad (9)$$

根据 (9)，我们可以得到当期汇率、对付款时汇率预期和下期汇率预期对出口商品价格的传递系数分别为：

$$\begin{aligned} EPT &= \frac{dp^*_t}{de_t} \cdot \frac{e_t}{p^*_t} = 1 - \frac{\delta_2 e_t^2 + \theta \delta_1}{ae_t - \delta_2 e_t^2 - \delta_3 e_t \Delta e + \delta_4 e^E e_t + \theta \delta_1} \\ EPT_1 &= \frac{dp^*_t}{d(\Delta e)} \cdot \frac{\Delta e}{p^*_t} = - \frac{\delta_3 \Delta e}{a - \delta_2 e_t - \delta_3 \Delta e + \delta_4 e^E + \theta \delta_1 / e_t} \\ EPT_2 &= \frac{dp^*_t}{de^E} \cdot \frac{e^E}{p^*_t} = \frac{\delta_4 e^E}{a - \delta_2 e_t - \delta_3 \Delta e + \delta_4 e^E + \theta \delta_1 / e_t} \end{aligned} \quad (10)$$

其中 EPT 为汇率变化对出口价格的传递系数， EPT_1 为汇率预期通过价格效应对出口价

格的传递系数，EPT2 为汇率预期通过替代效应对出口价格的传递系数。

综合以上分析，我们得到以下结论

(1) 不仅汇率的变化会影响出口厂商的定价，从而影响到汇率对出口商品价格的传递程度，对汇率变化的预期也会影响出口商品的价格。本币升值会引起出口商品外币价格的上涨，但由此带来的需求下降又会引起出口商品价格的下降。如果本币有升值预期，既会通过出口需求的价格效应引起出口商品价格的下降，也会因为跨期选择引起的对出口需求的替代效应而引起出口商品价格上涨。

(2) 汇率预期不仅自身对进出口价格产生传递效应，还会影响到当期汇率变化对进出口价格的传递程度。根据(10)式，可以看出汇率水平的变化对出口商品的外币价格的汇率传递系数小于1，而且汇率变化对出口商品价格的汇率传递系数还受汇率预期的影响。

(3) 汇率预期对出口价格的传递效应并不确定，最终取决于汇率预期影响出口价格的两个不同渠道的作用的大小。如果对本币的升值预期并不能引起当期对本国商品进口的增加，或增加幅度不明显，则升值预期对出口商品的需求的价格效应会更大，本币升值的预期的总效应会表现为出口价格的下降。反之，则汇率预期对出口商品需求的替代效应会更明显，升值预期的总效应表现为出口价格的上涨。

(三) 汇率预期的持续性与传递效应的结构性变化

1、持续性与非持续性汇率预期的传递效应

汇率预期对进出口价格的影响是否存在及具体表现怎样？我们认为这至少受三个因素影响：第一，汇率预期是否广泛存在。第二，不同市场主体对汇率变化方向的预期是否一致。第三，对汇率变化方向预期的持续性，即同一市场主体对未来不同时期的汇率的变化方向的预期是否一致。在当前浮动汇率制和外汇管制程度不断降低的国际背景下，汇率预期及其影响是广泛存在的；关于市场主体对汇率变化方向的预测是否一致，虽然大量研究发现，市场主体对汇率的预期具有异质性，但是发达的金融市场上存在的很多指标（远期、期货价格等）已经反映了市场主体的综合预期。因此预期的汇率变化方向的持续性成为了影响汇率预期传递效应的主要因素。

考虑对出口国货币汇率在较长时间内存在持续性单向预期的情况，此时对未来汇率升值或贬值方向的预期一致，即 Δe 和 e^E 的符号相同。根据出口商品的本土价格(8)和外币价格(9)，可以看出，相同方向的汇率预期，通过两个不同渠道对价格的传递效应由于方向相反而出现了部分的抵消。通过(10)式，可以得到汇率预期对出口价格的综合传递系数为

$$EPT^*_1 = \frac{\delta_4 e^E - \delta_3 \Delta e}{a - \delta_2 e_t - \delta_3 \Delta e + \delta_4 e^E + \frac{\theta \delta_1}{e_t}} \quad (11)$$

显然在存在持续性单向预期的情况下，汇率预期的综合传递系数的绝对值会小于(10)式中EPT1和EPT2汇率传递系数的绝对值。

相反, 如果对出口国货币未来的汇率变化不存在持续性单向预期, 此时 Δe 和 e^E 会出现反向变化, 那么不同方向的汇率预期反而会对出口价格起到同向的影响。如果预期付款之时出口国货币会升值, 而下一期出口国货币会贬值, 均会导致对当期进口需求的下降和出口厂商定价的下降; 相反的不一致预期则会同时引起对当期进口需求的增加和出口厂商定价的上涨。此时汇率预期对出口价格的综合传递系数的绝对值会大于EPT1和EPT2的汇率传递系数的绝对值。

2、制度和经济环境变化可能引起汇率预期的传递效应发生结构性变化

由于汇率预期对进出口价格传递效应受到上述因素的影响, 一国货币汇率预期对进出口价格的传递效应就存在结构性突变的可能。在以下两种情形下, 汇率预期的传递效应可能会出现比较明显的变化:

(1) 该国经济出现持续的单向变化。根据传统的汇率决定理论, 决定汇率长期走势的基本经济因素包括经济增长、货币政策以及经常账户差额等, 尽管Meese和Rogoff(1983)发现, 随机游走模型在预测汇率的走向时的表现并不比传统的理论模型差, 但他们也没有否定传统的汇率模型的解释作用。Evans和Lyons(2005)明确指出, 即期汇率的不可预测性并不意味着汇率与经济基础没有关系。如果一个经济体的这些经济指标持续出现单向的变化, 如经济持续增长、经常账户持续顺差, 很容易让市场主体形成持续的单向汇率预期。

(2) 该国汇率制度安排出现大的调整。在固定汇率安排下, 除非出现经济基本面的重大变化, 市场对未来汇率基本表现为静态预期, 汇率预期对经济的影响效应不明显。浮动汇率制下, 市场汇率随需求变化可以自由波动, 对未来汇率的预期往往具有双向性, 因此汇率较少出现持续的单向变化预期。而中间汇率制度下最容易产生持续的单向预期, 因为大多数中间汇率制度(如爬行钉住)允许市场汇率变动, 但每次汇率变动都有幅度限制, 一旦出现经济基本面的较大变化, 汇率势必要经过较长时期的多次调整才能基本达到均衡。因此如果一国汇率制度安排出现变化, 汇率预期的特点及效应就很可能发生变化。

四、人民币汇率及预期的传递效应：考虑结构变化的实证分析

(一) BP多重结构变化检验

基于数据可得性, 我们利用1999年以后的数据, 实证分析人民币汇率及其预期对中国出口价格的传递效应。由于在此期间中国经历了2002年加入WTO、2008年国际金融危机冲击等事件, 人民币的汇率政策也经历了较大的改革, 因此汇率及其预期的表现以及汇率传递效应极可能出现结构性的突变。为分析人民币汇率和汇率预期对进出口价格的传递效应, 并刻画和捕捉期间出现的制度变化带来的结构性变化, 本文拟使用Bai and Perron(1998, 2003)提出的多重结构变化点检验方法(简称为BP检验)进行分析。

传统的线性回归假设在观测期内所有变量间的关系是稳定的,因此回归结果在不同时期没有区别。但是现实经济中或者由于经济结构出现变化,或者外部经济出现大的冲击,经济变量间的关系很可能出现突变。Chow (1960) 和 Perron (1989) 较早提出了这一问题,认为在进行变量间关系分析时应该考虑可能存在的结构变化,不过他们都是根据经济运行和数据变化的表现,外生选定一个或多个结构变化点然后进行回归分析,这样的选择不免具有太大的主观性。后来的研究开始考虑根据数据自身的特点,运用算法内生性地寻找结构变化的断点,不过限于技术,早期的该类研究都只考虑一个结构变化点 (Zivot and Andrews, 1992; Andrews and Ploberger, 1994等)。随着计量研究的逐步发展和计算技术的进步,不少研究开始考虑存在多个结构变化点的回归分析,其中 Bai and Perron (1998, 2003) 提出的针对单方程线性回归的多个结构变化点的检验方法被广泛使用,该方法不仅考虑到了变量间关系存在多个结构变化点的情况,还考虑到了残差的自相关和异方差性,以及残差和变量的不同分布等情况,此外该方法允许在结构变化前后只有部分变量的影响系数出现变化,这比其他的方法假设所有的变量在结构变化前后统一出现系数的变化更具有一般性。

BP检验基本的基本原理是,考虑如下形式的具有 m 个结构变化点的多元线性回归方程:

$$\begin{aligned} y_t &= x_t' \beta + z_t' \delta_j + u_t \\ t &= T_{j-1}+1, \dots, T_j \\ j &= 1, 2, \dots, m+1 \end{aligned} \quad (12)$$

其中 y_t 为因变量, x_t ($P \times 1$) 为系数不会出现变化的自变量, z_t ($q \times 1$) 是系数会出现结构性变化的自变量, β 和 δ_j 为系数, u_t 为扰动项, $T_1, \dots, T_m$ 为未知的 m 个结构变化点。如果 $p=0$, 则(12)式为所有自变量系数都会出现结构变化的模型 (pure structural change model)。现在需要估计系数 ($\beta, \delta_1, \delta_2, \dots, \delta_{m+1}, T_1, T_2, \dots, T_m$), 使得(12)式中 $m+1$ 个时间段的总残差平方和最小。

以在不同结构变化点下计算的各时间段残差平方和为基础, Bai和Perron (1998, 2003) 使用sup Wald检验方法, 构造了不同的统计检验量来确定结构变化点的个数和发生时间, 并通过模拟试验得到临界值。第一个检验称为sup $F_T(k; q)$ 检验, 原假设为不存在结构变化点, 备选假设为存在任一主观给定的结构变化点个数 k 。该检验的统计量为:

$$F_T(\lambda_1, \dots, \lambda_k; q) = \left(\frac{T - (k+1)q - p}{kq} \right) \frac{\hat{\delta}' R' (R(\bar{Z}' M_X \bar{Z})^{-1})^{-1} R \hat{\delta}}{SSR_k} \quad (13)$$

其中 $T_i = [T\lambda_i] (i=1, \dots, k)$, $M_X = I - X(X'X)^{-1}X'$, R 是满足 $(R\delta)' = (\delta'_1 - \delta'_2, \dots, \delta'_k - \delta'_{k+1})$ 的

传统矩阵， SSR_k 是备选假设下的残差平方和。

第二个检验为double maximum 检验，原假设仍然为不存在结构变化点，备选假设为在给定一个最高的结构变化点个数情况下（BP设为5个）存在个数未知的结构变化点 m 。构造的统计量有两个：

$$UD_{\max} F_T(M, q) = \max_{1 \leq m \leq M} a_m \sup_{(\lambda_1, \dots, \lambda_m) \in \Lambda_g} F_T(\lambda_1, \dots, \lambda_m; q), \quad a_m \text{ 为一固定的权重}$$

$$WD_{\max} F_T(M, q) = \max_{1 \leq m \leq M} \frac{c(q, \alpha, 1)}{c(q, \alpha, m)} \times \sup_{(\lambda_1, \dots, \lambda_m) \in \Lambda_g} F_T(\lambda_1, \dots, \lambda_m; q) \quad \alpha \text{ 为显著性水平} \quad (14)$$

第三个检验的原假设为存在 l 个结构变化点，备选假设是存在 $l+1$ 个结构变化点，简称为 $\sup F_T(l+1|l)$ 检验。该检验构造的统计量为

$$F_T(l+1|l) = \{S_T(\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_l) - \min_{1 \leq i \leq l+1} \inf_{\tau \in \Lambda_{i,\eta}} S_T(\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_{i-1}, \tau, \hat{T}_i, \dots, \hat{T}_l)\} / \hat{\sigma}^2 \quad (15)$$

其中 $\Lambda_{i,\eta} = \{\tau; \hat{T}_{i-1} + (\hat{T}_i - \hat{T}_{i-1})\eta \leq \tau \leq \hat{T}_i - (\hat{T}_i - \hat{T}_{i-1})\eta\}$, $\hat{\sigma}^2$ 为原假设下方差的一致估计。

(二) 计量模型和数据说明

根据(9)式建立计量分析模型，出口商品的价格形成除了会受到汇率和汇率预期影响外，还直接受其他因素如总需求、生产成本因素的影响，本文建立出口价格的计量模型如下：

$$p_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_t + \alpha_2 e_t + \alpha_3 e_t^E + \alpha_4 s_t + \varepsilon_t \quad (16)$$

式中 p 为出口商品的美元价格； y 为进口国需求水平， s 为本国出口成本， e 为人民币兑美元汇率； e^E 为人民币汇率预期； α_i ($i=1,2,3,4$) 为待估计的系数，其中 α_2 为汇率变化对出口价格的传递系数， α_3 为汇率预期对出口价格的综合传递系数。

分析所用数据为1999年以来的月度数据，除了人民币汇率预期，所用数据均转换为对数形式。其中中国出口商品价格指数 p 和人民币兑美元汇率数据 e 来自中经网统计数据库，出口价格均换算为以2005年全年为基础的指数并在分析之前对其进行了季节性调节，人民币兑美元汇率用当月人民币对美元加权平均汇率表示。对人民币的汇率预期 e^E 用人民币兑美元远期汇率的掉期率表示，掉期率通过境外人民币兑美元 NDF 数据和即期汇率 e 计算得到，掉期率为负值表示市场对人民币有升值的预期，正值表示对人民币有贬值的预期，NDF 数据来自路透交易终端。对于主要进口地需求水平 y ，由于常用的表示总需求水平的国民生产总值数据没有月度数据，我们用中国的前十大贸易伙伴³的月度进口总额表示总需求。虽然进口总额并不能完全反映一国的总需求，但我们分析的是进口需求，用总的进口额表示进

³ 欧盟、美国、日本、东盟、香港、韩国、台湾、澳大利亚、俄罗斯、印度

口需求是比较适当的。本国出口成本 s 用中国生产者价格指数 PPI 表示，数据均来自于中经网统计数据库，同样将其换算为以 2005 年全年为基础的指数。根据理论分析， α_1 ， α_2 ， α_3 ， α_4 分别为进口国总需求、人民币兑美元汇率水平、汇率预期和出口成本对出口价格的影响弹性，其中 α_2 ， α_3 为汇率传递系数，因此先验性的有 $\alpha_1 > 0$ ； $-1 < \alpha_2 < 0$ ； $\alpha_4 > 0$ ， α_3 的符号并不确定，如果汇率预期对出口商品需求的价格效应较大，则有 $\alpha_3 > 0$ ，如果汇率预期对出口商品需求的替代效应较大，则有 $\alpha_3 < 0$ 。

（三）BP 多重结构变化检验结果

运用 BP（1998，2003）检验方法和 1999 年至 2012 年中国的数据对（16）式进行结构突变检验，我们选择了两种检验方法进行检验来确定最终的结构变化点个数和位置，检验结果见表 1。对于汇率预期，我们选择 6 个月期 NDF 数据表示，稍后我们将利用 3 个月和 12 个月期的 NDF 数据对结果进行稳健性检验。

表1 BP多重结构变化检验

总体信息准则检验	breaks	残差平方和	Log-L	Schwarz 标准	LWZ 标准	Sch 标准确定的变化点 3 个：2003M04, 2005M06, 2009M03	LWZ 标准确定的变化点为 2 个：2003M05, 2009M06
	0	0.011990	563.6220	-9.395163	-9.242340		
	1	0.006953	609.3880	-9.756999	-9.419539		
	2	0.004765	641.1354	-9.951945	-9.428387		
	3	0.003678	662.8821	-10.02784	-9.316599		
	4	0.003208	674.3739	-9.981644	-9.081016		
	5	0.003109	677.0104	-9.830032	-8.738147		
supF _T (I+1/I) 检验	breaks	F-statistic	Scaled F-statistic	Critical Value**	(I+1/I) 检验显示存在三个结构变化点； 变化点位置：2003M04；2005M06；2009M03		
	0/1*	31.8869	159.434	18.23			
	1/2*	14.8092	74.0462	19.91			
	2/3*	8.26290	41.3145	20.99			
	3/4	4.08324	20.4162	21.71			

*表示5%显著性水平下显著；**为Bai-Perron (Econometric Journal, 2003)提出的临界值。

根据表 1 的检验结果，如果根据数据的整体信息准则进行判断，在最大结构变化点为 5 的条件下，Schwarz 标准确定的变化点有 3 个，分别位于 2003 年 4 月、2005 年 6 月和 2009 年 3 月，而 LWZ 标准确定的结构变化点只有 2 个，分别位于 2003 年 5 月和 2009 年 6 月。如果根据 supF_T (I+1|I) 检验结果，比较 I 和 $I+1$ 结构变化点，发现在 2 个和 3 个结构变化点进行比较时，拒绝 2 个结构变化点的假设，3 个结构变化点确定的位置与整体信息准则确

定的位置一致。因此，我们最终判定在 1999 年至 2012 年间，中国出口价格 P_x 与人民币汇率 e , y 进口地需求水平 y ，本国出口成本 s ，人民币汇率预期 e^E 之间的结构关系出现了三次结构性变化，位置分别在 2003 年 4 月、2005 年 6 月和 2009 年 3 月。

（四）回归估计

根据 BP 检验结果，我们对存在三个结构变化点的（16）式进行估计。在估计之前，需要对数据的平稳性进行检验，常用的 ADF 平稳性检验假设数据生成过程不存在结构变化，但如果剧烈的外生冲击导致数据生成过程发生结构突变，会导致 ADF 检验失效。因此，我们根据得到的结构性突变点，对出口商品的美元价格 p 、进口国需求水平 y 、本国出口成本 c 、人民币兑美元汇率 e 及人民币汇率预期 e^E 进行去势后的 ADF 检验，结果表明所有数据在 10% 显著性水平下均平稳。

对于存在结构变化的回归估计一般使用的方法有两种，一是采用分段回归估计，二是使用虚拟变量进行估计，由于使用分段回归估计会大大减少估计使用的样本量和自由度，我们采用引入虚拟变量的方法进行回归估计。由于存在三个结构变化点，我们建立存在结构变化的估计模型如下：

$$p_t = \alpha(1, y_t, e_t, e^E, c_t)^T + \beta(1, y_t, e_t, e^E, c_t)^T D_{1t} + \delta(1, y_t, e_t, e^E, c_t)^T D_{2t} + \omega(1, y_t, e_t, e^E, c_t)^T D_{3t} + \varepsilon_t \quad (17)$$

$$\alpha = (\alpha_0, \alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \alpha_4)$$

$$\beta = (\beta_0, \beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4)$$

$$\delta = (\delta_0, \delta_1, \delta_2, \delta_3, \delta_4)$$

$$\omega = (\omega_0, \omega_1, \omega_2, \omega_3, \omega_4)$$

其中， α 表示结构变化前的截距和斜率系数， β 表示第一次结构变化以后截距和斜率发生的偏离， δ 表示第二次结构变化以后截距和斜率发生的偏离， ω 表示第三次结构变化以后截距和斜率发生的偏离。 D_{1t} , D_{2t} 和 D_{3t} 为虚拟变量，BP 检验确定的第一个结构变化点在 2003 年 4 月，第二个结构变化点在 2005 年 6 月，第三个结构变化点在 2009 年 3 月，所以 D_{1t} , D_{2t} 和 D_{3t} 取值分别为：

$$D_{1t} = \begin{cases} 0, & t \leq 2003 \text{年} 4 \text{月} \\ 1, & t > 2003 \text{年} 4 \text{月} \end{cases}, D_{2t} = \begin{cases} 0, & t \leq 2005 \text{年} 6 \text{月} \\ 1, & t > 2005 \text{年} 6 \text{月} \end{cases}, D_{3t} = \begin{cases} 0, & t \leq 2009 \text{年} 3 \text{月} \\ 1, & t > 2009 \text{年} 3 \text{月} \end{cases}$$

我们对（17）式进行估计，逐步去掉不显著的各项，得到估计结果如表2：

表2 考虑多重结构变化的回归估计结果

变量	系数	标准差	t-Statistic	Prob.
----	----	-----	-------------	-------

国际货币评论

International Monetary Review

e	-1.546496***	0.140171	-11.03296	0.0000
e ^E	0.021610***	0.006530	3.309388	0.0012
s	0.673583***	0.065185	10.33345	0.0000
y	-0.142399***	0.037208	-3.827095	0.0002
sD _{1t}	-0.659793***	0.066272	-9.955862	0.0000
yD _{1t}	0.496172***	0.049436	10.03673	0.0000
eD _{2t}	0.760580***	0.103482	7.349857	0.0000
e ^E D _{2t}	-0.026928***	0.010050	-2.679512	0.0082
yD _{2t}	-0.258913***	0.035118	-7.372625	0.0000
eD _{3t}	-0.488714***	0.059671	-8.190200	0.0000
e ^E D _{3t}	0.037005**	0.017064	2.168641	0.0316
sD _{3t}	0.189981***	0.023672	8.025452	0.0000
C	2.431078***	0.151034	16.09618	0.0000

注1: *, **, ***分别表示在10%, 5%, 1%显著性水平下显著。

注2: 通过逐步剔除不显著的各项, D_{1t}、D_{2t}、D_{3t}、e、D_{1t}、e^ED_{2t}、sD_{2t}、yD_{3t}在回归中被剔除。

(五) 估计结果分析

1、2003年4月第一次结构变化。此次人民币汇率和汇率预期对出口价格的影响没有出现显著的变化,而中国出口成本与国外需求对中国出口价格的影响出现了比较大的变化。人民币汇率预期对出口价格的传递效应为正,预期人民币贬值100点引起出口价格平均上升0.02%⁴,这表明汇率预期对出口需求的价格效应在此阶段占据了主导地位,人民币汇率贬值的预期使得进口方预计购买中国出口商品的实际价格下降,从而增加了对中国出口商品的需求,这促进了中国出口价格的上涨。人民币汇率变化对出口价格的影响系数约为-1.55,这说明人民币对美元名义汇率升值导致了中国出口价格出现上涨,且出口价格变化幅度超过了汇率变化幅度。出现这一情况是因为人民币汇率在2005年7月以前基本是固定的,汇率其实对经济没有起到调节作用,汇率变化很小而价格变化很大,所以回归结果显示汇率对价格的传递效应超过了100%。

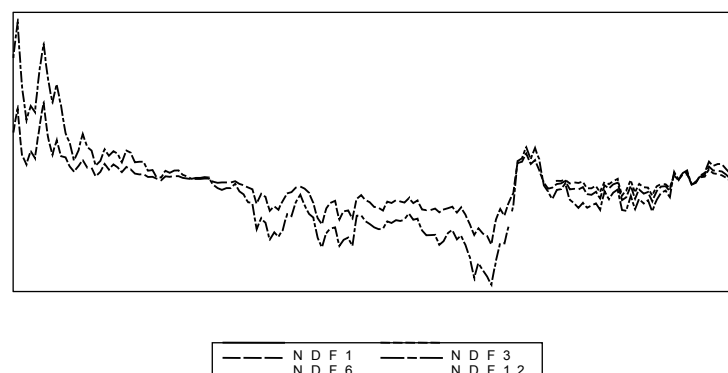
2003年4月以后,主要进口地需求的变化对中国出口价格的影响增加,在此之前国外需求对出口价格的影响系数为负,这与传统经济理论预示的相反,可能是因为这段期间由于中国出口价格的降低促进了需求,而并不是需求的增加降低了出口价格,但2003年4月后国外需求增加开始引起了中国出口价格的上涨,国外需求增加1%引起中国出口价格上涨约0.35%。而国内生产成本对出口价格的影响在2003年4月以后大幅度降低,此前国内PPI上涨1个百分点会引起出口价格上涨约0.67%,之后引起出口价格的上涨幅度降低了约0.66%。为什么国内生产成本对出口价格的影响会下降这么多?这是因为2001年底中国正

⁴ 相当于预期人民币贬值1%,引起中国出口价格上涨0.2%。

式成为 WTO 成员国，中国从此可以在组织内享受到最惠国待遇和国民待遇，使得中国的出口面临的关税及非关税壁垒大大降低，如果把贸易壁垒也计入成本，这一因素大大抵消了国内生产成本上升对出口价格的影响。

2、2005 年 6 月第二次结构变化。除了国内生产成本，这次结构变化前后人民币汇率、汇率预期和进口地需求变化对中国出口价格的影响都出现了显著变化。人民币汇率预期对出口价格的影响从 0.02 变为-0.01，即从之前的预期贴水 100 点引起出口价格平均上升 0.02%，变为预期升水 100 点引起出口价格上涨约 0.01%；人民币汇率变化对出口价格传递系数从 -1.55 变为约-0.79；进口的需求增加 1%引起中国出口价格上涨的幅度从之前的 0.35%下降 0.26%。

出现这次结构变化最主要的原因显然与 2005 年的汇改有关⁵。从人民币汇率预期来看，虽然从 2002 年 11 月开始 NDF 市场上人民币预期开始由贴水变为升水（见图 1），但 2005 年的汇改才使得这种升值预期变成现实，一旦预期在市场能够得到实现，预期的影响会更实际和强烈。而且汇改更增强了市场对人民币的升值预期，虽然人民币兑美元汇率进行了小幅度多频率的升值调整，但是由于人民币汇率升值幅度长期低于市场的预期，所以市场对人民币的升值预期一直持续存在。在持续的升值预期下，汇率预期对出口需求的替代效应占据了主导地位，因为预期未来人民币会进一步升值，国外进口方会将未来的进口提前进行，这加大了对中国当期出口的需求，因此促进了出口价格的上涨，所以汇率预期对出口价格的传递系数变为负数。从汇率的传递效应看，在 2005 年 7 月以后，人民币开始进入有管理的浮动汇率时期，这以后人民币汇率真正开始起到调节经济的作用，包括对进出口价格的影响。人民币升值，导致出口价格出现上涨，汇率传递程度约为 79%。



⁵ 我们检验出结构变化点在 2005 年 6 月，而人民币汇率形成机制的改革启动是在 7 月。实际上，在结构变化检验中，如果检验出结构变化点在 t 期，在判断和估计的时候是将 t 期纳入结构变化之前来处理的，即真正的结构变化时期发生 $t+1$ 期。因此本文检验出的结果表明，此次结构变化的真正时期是在 2005 年 7 月。

图 1 人民币对美元汇率 NDF 走势

(NDF1、NDF3、NDF6、NDF12 分别表示 1 个月、3 个月、6 个月和 12 个月期的 NDF 数据，显示的数据是升贴水幅度。所有 NDF 数据为当月月末报价，数据来源于路透交易终端)

3、2009 年 3 月第三次结构变化。变结构的检验结果表明，2009 年 3 月之后除了国外总需求因素对出口价格影响的变化不显著，其他变量对出口价格的影响系数均产生了显著的变化。人民币汇率预期对出口价格的影响再次变为正，预期人民币贴水 100 点使得出口价格平均上涨约 0.03%；人民币对美元名义汇率对出口价格的影响程度增加了 0.49%；国内 PPI 增加 1%对出口价格的影响在 2009 年 3 月以后出现了上涨，上涨幅度约为 0.19%。

为什么在 2009 年 3 月人民币汇率和汇率预期对出口价格的影响会产生如此大的结构变化？这与 2008 年国际金融危机的冲击和中国国内的经济环境有密切的关系，而这些因素的影响在 2009 年初才表现出来。从人民币汇率预期对出口价格传递系数来看，2009 年 3 月以后人民币汇率预期对出口价格的传递效应由负变正，虽然这一时期人民币汇率预期对出口价格的传递效应与 2005 年 6 月之前符号相同，但其影响力度要大。汇率预期对出口价格的影响效应为正，同样是因为人民币汇率预期对中国出口需求的价格效应超过了替代效应。汇率预期对出口价格的影响力度更大，则是因为 2005 年 6 月之前对人民币汇率的预期均是单向的，2003 年之前市场只存在单向的人民币贬值预期，2003 年后市场只存在单向的人民币升值预期，但 2008 年美国次贷危机波及中国之后市场对人民币的预期出现了双向特点（见图 1），以 2009 年 5 月和 6 月数据为例，人民币一个月期 NDF 为贴水，而三个月期、六个月期以及一年期 NDF 则为升水。根据（11）式，在出现非持续性汇率预期时，汇率预期对出口价格综合传递效应会增大，初期的人民币的贬值预期降低了进口商的当期实际支付成本，而更远期的升值预期又使进口商将下期的进口需求提前，这都会加大对本国出口的需求，使得本期出口价格出现更大幅度的上涨。

从人民币名义汇率来看，2008 年美国次贷危机的影响扩大，中国在世界经济不景气、金融格局动荡的背景下，再次对人民币汇率实行了保守而稳定的政策，从 2008 年 7 月开始人民币兑美元汇率在两年的时间内基本维持了稳定的水平。根据 Froot 和 Klemperer(1989)，在名义汇率波动性较大时汇率的传递效应会比较小，而当汇率的调整被认为是长期的时候汇率的传递效应会比较大。国内黄寿峰，陈浪南（2010）的研究也得出了类似的结论。2008 年出现结构变化的另一个原因是中国出现的高通货膨胀，根据 Taylor(2000)，汇率对价格的传递程度与通货膨胀环境有很大联系，通货膨胀水平越高，汇率的传递程度越高，反之则越低。2008 年上半年中国每个月的通货膨胀率均超过了 7%，高通货膨胀环境加大了人民币汇

率变化对出口价格的传递程度。

本文在以上分析中使用了6个月期的NDF数据来表示汇率预期，为避免数据选取的原因引起分析结果出现偏误，我们使用3个月期NDF和12个月期NDF数据对分析结论进行了稳健性检验，发现检验结果变化非常小。

五、结论和启示

本文在不完全竞争市场的条件下，建立了一个包括进口消费者选择和出口商定价行为的动态模型，考虑到对未来汇率的预期因素，分析了汇率对出口价格的传递效应，分析表明：

(1) 汇率及汇率预期的变化都会影响到出口商品的本土定价，从而使得出口国货币汇率的变化对出口商品价格的传递程度小于1；

(2) 汇率预期会通过价格效应和替代效应两个渠道影响到本期商品的出口价格。汇率预期通过价格效应对出口商品价格的影响为负，通过替代效应对出口商品价格的影响为正，因此汇率预期对出口价格影响的综合效应并不确定；

(3) 对汇率变化的预期是否具有持续性会影响到汇率预期对出口价格影响的综合效应。持续性单向汇率预期下对出口价格的综合效应较小，而双向汇率预期对出口价格的综合效应较大；在一国经济环境和制度发生较大变化时，汇率预期对价格的综合效应可能发生结构性变化。

在理论分析基础上，我们利用中国1999年以来的月度数据，对人民币对美元名义汇率和汇率预期对中国的出口价格的影响进行了实证分析，为刻画其间出现的结构性变化，我们使用了Bai and Perron(1998,2003)提出的多重结构变化检验法，结果显示：

(1) 出口价格与人民币汇率、汇率预期、国外总需求和国内生产成本之间的结构关系在1999年至2012年间一共出现了三次变化，时间点分别位于2003年4月、2005年6月和2009年3月。

(2) 总体来看，在影响出口价格的四个主要因素中，汇率和出口成本的影响程度最大。人民币兑美元名义汇率升值1%引起出口价格上涨约0.765-1.54%，PPI表示的成本增加1%引起出口价格上涨约0.20-0.71%。国外总需求对中国出口价格的影响幅度不大，需求增长1%引起出口价格的上升幅度在0.10-0.35%之间。人民币汇率预期对出口价格有显著的影响，而在不同时期，汇率预期的影响效应表现有很大差异。

(3) 人民币汇率预期对出口价格的传递效应在第二和第三次结构变化前后出现了较大

的变化。2005 年 6 月之前，预期人民币贬值 100 点引起出口价格平均上升 0.02%左右，2005 年 6 月以后变为预期升值 100 点引起出口价格上涨 0.01%。出现这种变化是因为 2005 年 6 月之前汇率预期对出口需求的价格效应占据着主导地位，2005 年汇改后人民币实行的渐进升值政策使得汇率预期的替代效应占据了主导地位，由于预期未来人民币会进一步升值，市场加大了当期对中国出口的需求，因此促进了中国出口价格的上涨。

2009 年 3 月之后人民币汇率预期对出口价格的影响再次变为正，预期人民币贬值 100 点使得出口价格平均上涨约 0.03%。人民币汇率预期的出口价格的影响为正且幅度较大，一是因为人民币汇率预期对中国出口需求的价格效应再次超过了替代效应，二是因为 2008 年后市场对人民币汇率的变化由持续性升值预期变为双向预期，而在存在双向汇率预期时汇率预期对出口价格综合传递效应会增大。

根据本文的分析结论，我们得到以下几点启示：

(1) 目前人民币汇率变化对出口价格的传递程度比较高，因此可以通过适当灵活的汇率安排来调节对外经济的不平衡。但本文的研究结论并不意味着人民币升值就可以降低中国顺差，即使汇率变化对出口价格的传递程度很高，如果出口商品需求的价格弹性低，中国的出口量仍然会很高。如果中国进出口的马歇尔-勒纳条件小于 1，出口量的下降幅度会小于汇率变化带来的价格的上升幅度，中国的贸易顺差仍然会上涨，人民币汇率变化对贸易收支的影响还需要结合中国的进出口需求弹性进行分析。

(2) 在对人民币汇率存在持续性单向升值预期的情况下，升值的预期会引起中国出口价格的进一步上涨，这更不利于中国出口商品的竞争力。由于单向的人民币升值预期还加大了市场针对人民币的投机活动，增加资金流动和经济的不稳定，因此有必要进一步增加人民币汇率的灵活性与波动幅度，适当缓解市场的单向预期压力。

(3) 在影响出口价格的各因素中，生产成本和汇率的影响力度较大。而当前中国出口的劳动力成本优势正在下降，且人民币汇率正处于上升通道，这意味着中国出口的价格从长远看会有一个上涨趋势。虽然这有利于改变中国一直以来廉价出口商品、以资源换取外汇的不利贸易条件局面，但如果中国出口商品的质量、技术以及品牌效应不提高，中国产品的出口前景并不乐观。

参考文献

- [1] 陈洁, 李玉双, 2009, 《汇率变动对中国通货膨胀影响的实证研究》, 《经济与管理》, 11期45-49页。
- [2] 陈六傅、刘厚俊, 2007, 《人民币汇率的价格传递效应—基于VAR模型的实证分析》, 《金融研究》, 第4期1-13页。
- [3] 范言慧、潘慧峰和李哲, 2008, 《人民币升值预期与我国的贸易顺差》, 《国际金融研究》, 第1期 52-59页。
- [4] 郭妍、张立光, 2009, 《汇率预期对中国通货膨胀影响的实证研究》, 《财贸研究》, 第5期 93-101页。
- [5] 黄寿峰、陈浪南, 2010, 《结构变化下人民币汇率对物价传递的效应动态运行及宏观决定》, 《统计研究》, 第4期9-18页。
- [6] 梁立俊, 游桂芬, 2011, 《汇率变动与贸易余额-基于政策干预和预期因素的模型分析和实证研究》, 《国际经贸探索》, 第6期 17-25页。
- [7] 倪克勤, 曹伟, 2009, 《人民币汇率变动的不完全传递研究:理论及实证》, 《金融研究》, 第6期 44-59页。
- [8] 王胜, 李睿君, 2009, 《国际价格竞争与人民币汇率传递的实证研究》, 《金融研究》, 第5期 9-21页。
- [9] 项后军, 许磊, 2011, 《汇率传递与通货膨胀之间的关系存在中国的“本土特征”吗?》, 《金融研究》, 第11期 74-87页。
- [10] Andrews, D. and Ploberger W. 1994, “Optimal Tests When a Nuisance Parameter is Present Only under the Alternative”, *Econometrica*, 62, pp.1383~1414.
- [11] Avinash Dixit, 1989, “Hysteresis, Import Penetration, and Exchange Rate Pass-Through”, *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 104, No. 2 (May, 1989), pp. 205-228.
- [12] Betts, Caroline, and Michael B. Devereux, 1996, “The Exchange Rate in a Model of Pricing-to-Market”, *European Economic Review* 40, pp.1007-1021.
- [13] Dornbusch, Rudiger, 1987, “Exchange rates and prices”. *The American Economic Review* 77, pp.93-106.
- [14] Evans, M., and R. Lyons, 2005, “Meese-Rogoff Redux: Micro-Based Exchange Rate Forecasting”, *American Economic Review* P&P, May.
- [15] Gregory C. Chow, 1960, “Tests of Equality Between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions”. *Econometrica* 28 (3): 591-605
- [16] José Manuel Campa, Linda S. Goldberg, 2002, “Exchange Rate Pass-Through into Import Prices: A Macro

- or Micro Phenomenon?”, NBER Working Paper No. 8934, Issued in May.
- [17] Jushan Bai, Pierre Perron, 1998, “Estimating and testing linear models with multiple structural changes.”, *Econometrica*, Vol. 66, No. 1 (Jan., 1998), pp.47-78.
- [18] Jushan Bai, Pierre Perron, 2003, “Computation and analysis of multiple structural change models”, *Journal of Applied Econometrics*, Econ. 18, pp. 1–22.
- [19] Karim Barhoumi, 2006, “Differences in long run exchange rate pass-through into import prices in developing countries: An empirical investigation”, *Economic Modeling*, 23, pp.926–951.
- [20] Kenichi Ohno, 1990, “Exchange Rate Fluctuations, Pass-Through, and Market Share”, *Staff Papers - International Monetary Fund*, 37(2), pp. 294-310.
- [21] Kenneth A. Froot, Paul D. Klemperer, 1989, “Exchange Rate Pass-Through When Market Share Matters”, *The American Economic Review*, 79(4), pp. 637-654.
- [22] [22]Knetter, M. M., 1989, “Price Discrimination by U.S. and German Exporters”. *American Economic Review* 79, pp.198–210.
- [23] Meese, Richard A., and Kenneth S. Rogoff. 1983. “Empirical exchange rate models of the seventies: Are any fit to survive?”, *Journal of International Economics* 14, pp.3-24.
- [24] Michael B. Devereux, James Yetman, 2002, “Price-Setting and Exchange Rate Pass-Through: Theory and Evidence”, *HKIMR Working Paper No. 22/2002*.
- [25] Mohitosh Kejriwal, Pierre Perron, 2008, “The Limit Distribution of the Estimates in Cointegrated Regression Models with Multiple Structural Changes”, *Journal of Econometrics* 146 (2008) , pp.59–73.
- [26] Paul Krugman, 1986, “Pricing to Market when the Exchange Rate Changes “, *NBER Working Paper Series*, Working Paper No. 1926.
- [27] Perron, Pierre, 1989. "The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis," *Econometrica*, Econometric Society, vol. 57(6), pages 1361-1401, November.
- [28] Taylor, J. B. 2000, “Low inflation, pass-through, and the pricing power of firms”, *European Economic Review*, 44, pp.1389 —1408.
- [29] Webber, A, 1999, “Dynamic and Long Run Responses of Import Prices to the Exchange Rate in the Asia-Pacific”, mimeo, University of Wollongong, Australia.
- [30] Zivot , E. , Andrews , D. ,1992 ,“Further Evidence on the Great Crash , the Oil2price Shock , and the Unit2root Hypothesis”, *Journal of Business and Economic Statistics* , 10 , pp.251 —270.

RMB's Exchange Rate Pass-through to Export Price: Analysis Considering Exchange Rate Expectation and Regime Shift

Li Yanli Peng Hongfeng

(Finance Department, Economics and Management School, Wuhan University)

Abstract: This paper analyzes the influence of exchange rate expectation on export price in imperfect compete market employing a two-period dynamic model, it demonstrates that the exchange rate expectation influences export demand and price through two channels: price effect and substitution effect, and the overall effect is much different under continued and non-continued expectation. In empirical analysis, we use the multiple structural changes tests put forward by Bai and Perron(1998,2003)to analyze the exchange rate and expectation of RMB pass-through to China's export price during 1999 to 2012. The result shows that the relationship among all variables experienced three structural changes during this period, and the substitution effect of expectation prevailed when RMB was continually expected to appreciate after 2005, the price effect prevailed during others periods.

Key words: exchange rate pass-through; exchange rate expectation; regime shift

经常账户失衡、人民币汇率波动与货币政策冲击：基于中国加工贸易模式的视角

王君斌¹ 郭新强²

【摘要】本文选取中国宏观经济月度数据，构建开放经济条件下的稳健SVAR模型，得到中国货币政策冲击对经常账户、人民币汇率和通货膨胀率的动态效应，表现为：人民币实际有效汇率存在“汇率超调”；通货膨胀具有惯性；人民币名义汇率存在“远期贴水偏差”和经常账户的“J曲线效应”取决于货币政策冲击的类型。然后，构建并数值模拟了一个基于中国加工贸易的开放经济模型，发现：在固定汇率制和盯住汇率波动的管理浮动汇率制下，模型可以较好的拟合上述三个经验事实。贸易条件效应、流动性效应和风险溢价是开放经济下中国货币政策的主要传导机制；美国货币政策、国际金融危机和全球经济复苏对中国经常账户平衡、人民币汇率波动和通货膨胀水平具有显著影响。

【关键词】加工贸易；经常账户；人民币汇率；通货膨胀；货币政策

一、引言

改革开放以来，中国逐渐形成了以来料加工、来件装配等为主要特征的加工贸易模式，加工贸易成为中国出口贸易的主导和出口创汇的重要来源，中国逐渐成为“世界工厂”和工业原材料的主要消费国。本文将集中考察在以加工贸易为主的开放经济模式下，中国货币政策对经常账户、人民币汇率和通货膨胀的动态效应；重点考察货币政策的效应，原因有三。第一，在开放经济条件下，货币政策是一国应对国际经济变化、调控国内经济的主要政策工具；第二，虽然关于如何识别货币政策的研究很多，但是在开放经济条件下，对中国货币政策的识别及其传导机制的研究还较少；第三，中国货币政策与人民币汇率机制改革、通货膨胀率等经济问题关系密切，理清中国货币政策对以上变量的动态效应，对于提高货币政策的有效性和针对性具有重要意义。

研究上述问题需要解决三个方面的问题。一是如何全面刻画中国的货币政策和汇率形成

¹ 王君斌，西南财经大学财政税务学院，金融安全协同创新中心

² 郭新强，浙商银行发展研究部

机制。与西方发达国家央行的货币政策相比,中国的货币政策更加复杂,包括价格型货币工具和数量型货币工具(王君斌等,2013)。人民币汇率形成机制的变迁也较为频繁,从1994年至今经历过三次较大的汇率制度调整。目前,关于货币政策工具的选择和人民币汇率形成机制的改革,已经引起了学术界和政策制定者的关注。二是如何得到货币政策影响经常账户、人民币汇率和通货膨胀变动的经验事实。关键是如何从数据中准确识别出中国货币政策冲击。三是弄清楚经验事实背后的货币政策传导机制。

目前,关于以上问题的研究还存在很多争议,主要是由于两方面的原因。一是各种理论模型对以上问题的研究莫衷一是且含混不清,如传统的 Mundell-Flemming-Dornbusch (MFD) 模型本身就没有给出清晰的研究结论。二是随着新开放经济宏观经济学(New Open Economy Macroeconomics, NOEM)的发展,出现了不同于传统的 MFD 模型的研究结论。

关于开放经济条件下货币政策的宏观效应问题,国内研究存在三方面的不足。第一,缺乏对通货膨胀的研究,国内对通货膨胀的研究大多基于封闭经济模型,如冯春平(2002)、欧阳志刚和王世杰(2009)。第二,实证研究中缺乏对货币政策的准确识别,刘斌(2001)给出了封闭经济中货币政策冲击的识别约束,刘尧成等(2010c)采用施加长期约束的BQ分解方法识别了供给冲击、汇率冲击和需求冲击。第三,经验事实和理论分析相分离,从而对基于事实数据的经验结果无法给出相应的经济理论或机理解释,同时基于模型的理论研究也由于缺少经验事实的支持而缺乏可信力。

我们采用的是实证分析和理论研究相统一的研究框架。首先,基于中国宏观经济月度数据,构建SVAR实证模型,通过施加具有经济意义的识别条件,得到货币政策冲击下中国经常账户、人民币汇率和通货膨胀的经验事实。然后,构建符合中国实际的开放经济模型,通过数值模拟来探讨中国货币政策的国际传导机制。

要构建具有现实解释能力的开放经济模型,关键是对中国重要国情特征的刻画。首先,中国加工贸易不仅约占中国进出口总额的50%,而且还是目前中国贸易顺差的最主要来源,由此可知中国具有明显的加工贸易特征。McCallum & Nelson(1999)发现引入加工贸易更能够解释开放经济条件下汇率与通货膨胀率之间的经验事实。Wu(2010)认为对于以劳动密集型加工贸易为主的国家而言,本币实际升值更可能增加进出口。袁伟彦和李文博(2010)认为中国作为外贸依存度较高的国家,目前“两头在外”的加工贸易模式决定了中国进口产品中相当一部分是中间产品,因而本文设定的中国加工贸易模式具有重要的理论和现实意义。其次,在构建经济模型时,我们还引入了消费习惯、投资调整成本、垄断竞争和价格粘

性等现实经济摩擦因素。在中国的现实经济环境中，垄断竞争行业大量存在，如电力、石油、交通通讯等部门，它们的油价、电价、通讯资费等具有一定的名义价格刚性，而且不同性质企业的产品价格调整是非同步的，这也会产生商品价格的粘性现象（陆军和舒元，2002；王君斌，2010；王君斌和王文甫，2010）。因此，从定性角度来看，引入加工贸易、消费习惯、投资调整成本、垄断竞争和价格粘性等经济特征，具有现实合理性。

本文的主要研究结论。第一，基于 SVAR 模型的经验事实。人民币实际有效汇率存在“汇率超调”；通货膨胀具有惯性；人民币名义汇率存在“远期贴水偏差”和经常账户的“J 曲线效应”取决于货币政策冲击的类型。第二，基于加工贸易经济模式的开放经济模型。在固定汇率制和盯住汇率波动的管理浮动汇率制下，该模型可以较好的拟合上述三个经验事实。第三，中国货币政策的国际传导机制。贸易条件效应、流动性效应和风险溢价是开放经济下中国货币政策的主要传导机制；货币政策对人民币名义汇率是否存在“远期贴水偏差”及经常账户是否存在“J 曲线效应”，取决于所实施的货币政策类型；货币政策通过价格粘性下的资本流动和预期导致人民币实际有效汇率超调，通过风险溢价机制导致人民币名义汇率“滞后超调”；货币政策下的通货膨胀惯性主要在于价格粘性下企业的前瞻后顾式定价机制。第四，美国货币政策、国际金融危机和全球经济复苏对中国经常账户平衡、人民币汇率波动和通货膨胀水平具有重要影响。全球经济复苏在改善中国经常账户平衡状况的同时，也带来了短期内通货膨胀的压力。

与以往文献相比，本文存在诸多创新。一是严格识别货币政策冲击，且得出了用于开放经济研究的稳健 SVAR 模型。第二，通过引入加工贸易、消费习惯、投资调整成本、垄断竞争和价格粘性等因素，构建了符合中国国情的加工贸易开放经济模型。第三，区分了价格型货币政策和数量型货币政策，以及不同的汇率机制安排对货币政策宏观效应的影响，这与中国当前的货币政策和汇率形成机制是相吻合的。第四，对经典的国际经济学理论，如“J 曲线效应”、“马歇尔-勒纳条件”、“汇率超调”和“无抛补利率平价”等理论，本文给出了更加具有微观经济基础的理论考察，并检验对中国是否适用。

本文余下结构安排如下：第二部分基于中国宏观经济月度数据的 SVAR 模型，得到中国货币政策冲击下经常账户、人民币汇率和通货膨胀率的经验事实。第三部分构建基于中国加工贸易的开放经济模型。第四部分对校准后的模型进行数值模拟和模型评估。第五部分分析货币政策影响经常账户、人民币汇率和通货膨胀率的传导机制。第六部分总结全文。

二、基于 SVAR 模型的实证研究

经济系统是一个包含诸多内生经济变量的复杂系统，各经济变量之间相互影响，对此 Sims（1980）提出相对于传统的大型宏观计量模型（Large-scale econometric model）而言，向量自回归（Vector Autoregression, VAR）模型更能准确的描述经济系统的统计性质。然而，这种纯统计意义上的描述没有关于经济系统内各变量之间如何作用的经济理论背景，因而无法用于检验经济理论或基于经济理论解释数据，对此更为流行的方法是采用含有经济理论背景的结构式 VAR 模型，即 SVAR 模型。本文即采用该 SVAR 模型在识别货币政策冲击的基础上，分析中国货币政策对经常账户、人民币汇率和通货膨胀的动态效应。下面，我们简要给出 SVAR 模型的设定和识别方法。

（一）SVAR 模型的设定和识别

假设经济可由如下结构向量自回归（Structural Vector Auto-regression Model, SVAR）模型表示：

$$G(L)y_t = e_t \quad \backslash * \text{MERGEFORMAT (1)}$$

这里 $G(L)$ 为滞后算子 L 的矩阵多项式， y_t 为 $n \times 1$ 的数据向量， e_t 为 $n \times 1$ 的结构冲击向量³。

结构冲击向量 e_t 满足序列不相关，其方差 $\text{var}(e_t) = \Lambda$ ，其中 Λ 为对角矩阵，其对角元素为结构冲击的方差，因此结构冲击被假设为彼此无关（Mutually uncorrelated）。

对应于式的 SVAR，存在如下简约式（Reduced form）VAR 模型：

$$y_t = B(L)y_t + u_t \quad \backslash * \text{MERGEFORMAT (2)}$$

其中， $B(L)$ 为不含常数项的滞后算子（Lag operator, L ）矩阵多项式，满足 $\text{var}(u_t) = \Sigma$ 。

根据简约式 VAR 模型的估计参数，得到 SVAR 模型中的结构参数的短期约束方法主要有两种。一种是采用仅施加同期约束条件的 Cholesky 分解（Sims, 1980），即采用递归的约束结构（Recursive restriction structure）得到瓦尔德因果链（Wold-causal chain）。另一种是采用更加灵活的施加同期约束条件的非递归结构（Non-recursive structure），可参见 Blanchard & Watson（1986）、Bernanke（1986）和 Sims（1986）。定义 G_0 为 SVAR 模型的当期系数矩阵（Contemporaneous coefficient matrix）， $G^0(L)$ 为不含当期系数 G^0 的滞后系数矩阵，则 SVAR 模型的系数矩阵可表示如下：

$$G(L) = G^0 + G^0(L) \quad \backslash * \text{MERGEFORMAT (3)}$$

³ 由于所有经济变量均为对其稳态的偏离，我们没有给出模型的常数向量。

通过比较 SVAR 模型和 VAR 模型的结构形式，我们可以得到如下关系：

$$B(L) = -G_0^{-1}G^0(L); e_t = G_0 u_t \quad \backslash * \text{MERGEFORMAT (4)}$$

因此，只要通过 $\Sigma = G_0^{-1}\Lambda(G_0^{-1})'$ 识别出 G_0 ，我们便可以估计出与简约式 VAR 模型相对应的 SVAR 模型。

根据 Sims (1980) 提出的方法， G_0 可以通过对简约式 VAR 模型的协方差矩阵 (Σ) 实施 Cholesky 分解识别出来，此时 G_0 变为表示通过递归约束得到瓦尔德因果链的下三角矩阵。Blandhard & Watson (1986)、Bernanke (1986) 和 Sims (1986) 提出了更加一般的识别 G_0 的方法，即仅通过对协方差矩阵 (Σ) 的最大似然估计得到 Λ 和 G_0 。对于 G_0 的对角元素单位化为 1 的矩阵 Σ 而言，我们还需要施加 $[n \times (n+1)/2 - n = n \times (n-1)/2]$ 个约束条件以识别 $\Sigma = G_0^{-1}\Lambda(G_0^{-1})'$ ，此时 G_0 可以采用任何合理的非递归结构。在本文中我们同时采用递归的识别约束和非递归的识别约束，以检验所识别货币政策冲击的稳健性。

(二) 变量定义和数据处理

选取 1994 年 1 月~2010 年 12 月⁴的 204 期月度时间序列数据⁵，国内经济变量数据来源于中经网统计数据库，汇率数据来源于国际清算银行数据库⁶。下面给出相关变量的具体数据处理过程。

通货膨胀率 (π_t) 定义为消费品价格指数 (CPI_t) 的变动，即 $\pi_t \equiv (CPI_t - CPI_{t-1})/CPI_{t-1}$ 。取对数后的实际工业产值⁷ (Real Industrial Product, RIP_t)，经通货膨胀处理后，采用如下包含时间趋势项和季节哑变量的回归得到其对数波动部分 RIP_t^c (作为产出缺口的代理变量)：

$$RIP_t = \alpha_0 + \alpha_1 \times t + \sum_{i=1}^{11} (\beta_i \times D_i) + RIP_t^c \quad \backslash * \text{MERGEFORMAT (5)}$$

这里，时间趋势项采用线性形式⁸； $D_i (i=1, \dots, 11)$ 表示月度哑变量，用于剔除实际产出波动中的月度因素。

⁴ 数据选择从 1994 年开始，是由于从 1994 年中国开始实施“事实上盯住”美元的汇率制度。同时，2005 年 7 月 21 日，中国进行了参考一篮子货币的有管理的浮动汇率制改革，对此我们在计量回归中通过设置虚拟变量，对可能存在的结构性变动进行了控制。

⁵ 本文选取月度数据，是由于实证研究表明货币政策的政策时滞较短：M1 对 CPI 的时滞为 1~3 个月 (卞志村, 2004)，M2 对 CPI 的时滞为 3~4 个月 (刘远征和唐海滨, 2009)，对 GDP 的时滞为 3~7 个月 (王大树, 1995)。

⁶ 中经网统计数据库网址：www.cei.gov.cn，国际清算银行数据库网址：www.bis.org。

⁷ 出于季度数据可得性的考虑，我们选取工业产值作为月度国内生产总值 (GDP) 的代理变量。

⁸ 计量结果显示，二次时间趋势项 (t^2) 的系数估计在统计意义上不显著。

由于经常账户 (Current Account, CA_t) 有时存在逆差, 因而不能对其进行简单的对数变换。对此, 出于实证变量和模型变量相匹配的考虑, 我们采用以人民币结算的对数名义出口额 (Nominal Exports, NEX_t) 和对数名义进口额 (Nominal Imports, NIM_t) 的差值形式⁹表示经常账户, 其对数周期部分 (CA_t^c) 通过如下回归得到:

$$CA_t = \alpha_0 + \alpha_1 \times t + \sum_{i=1}^{11} (\beta_i \times D_i) + CA_t^c \quad \backslash * \text{MERGEFORMAT (6)}$$

我们选用两种人民币汇率数据, 一种是基于一篮子货币计算的实际有效汇率 (Real Effective Exchange Rate, $REER_t$); 一种是中美双边名义汇率 (Bilateral Nominal Exchange Rate, $BNER_t$), 从而可以考察在参考一篮子货币的管理浮动汇率制和“事实上盯住” (*de facto* pegging) 美元的中间汇率制等不同汇率机制下, 货币政策冲击的宏观经济效应。具体数据处理过程如下, 实际有效汇率的周期波动部分 ($REER_t^c$) 通过选取 $\lambda = 100$ 的 Hodrick-Prescott (HP) 滤波得到; 中美双边名义汇率的周期波动部分 ($BNER_t^c$) 通过年平均化 (Annualized average)¹⁰ 进行平滑处理后得到。需要特别指出的是, 实证中的 $REER_t$ 采用的是间接标价法, 而 $BNER_t$ 采用的则是直接标价法, 即 $REER_t$ 变大表示人民币实际升值、 $BNER_t$ 变大表示人民币名义上贬值; 模型中的汇率, 我们按照惯例均采用直接标价法。

基于中国人民银行的货币政策实践, 我们选取三种政策工具表示货币政策 (Monetary Policy, MP_t) 冲击, 包括名义利率 (R_t)、货币增长率 ($g_{M0,t}$) 和货币供给水平 ($M0_t$)¹¹。具体数据处理过程如下, 名义利率周期波动部分 (R_t^c) 通过年平均化 (Annualized average) 进行平滑处理后得到; 货币增长率的周期部分 ($g_{M0,t}^c$) 定义为货币供给水平周期部分的对数差, 即 $g_{M0,t}^c \equiv M0_t^c - M0_{t-1}^c$; 货币供给水平的对数周期部分 ($M0_t^c$) 可通过如下回归得到:

$$\log(M0_t) = \alpha_0 + \alpha_1 \times t + \sum_{i=1}^{11} (\beta_i \times D_i) + M0_t^c \quad \backslash * \text{MERGEFORMAT (7)}$$

(三) 识别货币政策冲击

本文主要研究中国货币政策, 包括以名义利率为主的价格政策 (谢平等, 2003; 欧阳志刚等, 2009; 袁伟彦等, 2010) 和以货币供给增长率和货币供给水平为主的数量政策 (夏斌

⁹ 可参见 Koray & McMillin (1999) 和 Singh (2002), 他们采用的是名义进出口额比值的对数形式。

¹⁰ Sack (2000) 在用 SVAR 估计美国货币政策效应时, 名义利率的数据就采用对其进行年度平均来平滑而得到的, 本文借鉴了这一方法。

¹¹ 这里选择基础货币量 (M0) 的原因在于, 相对于货币量 (M1) 或 (M2) 而言, 央行更能准确地控制 M0 (可控性更好)。详细讨论可参考 McCallum (1988)、Mehrotra and Sanchez-Fung (2010)。

等, 2001; 盛松成等, 2008; 刘远征等, 2009; 王君斌等, 2013), 对经常账户、人民币汇率 (名义和实际) 和通货膨胀率的影响。

为此, 我们分两步来识别中国货币政策并考查其宏观效应。第一步, 构建两类基本的 SVAR 模型, 即 SVAR-RIP 模型 $[\pi_t \ MP_t^c \ RIP_t^c \ ER_t^c]$ 和 SVAR-CA 模型 $[\pi_t \ MP_t^c \ CA_t^c \ ER_t^c]$, 其中 MP_t^c 表示货币政策 (Monetary Policy) 变量, 包括货币供给水平 (MO_t^c)、货币供给增长率 ($g_{MO,t}^c$) 和名义利率 (R_t); ER_t^c 表示人民币汇率水平, 包括人民币实际有效汇率 ($REER_t^c$) 和中美双边名义汇率 ($BNER_t^c$)。第二步, 通过对以上两类 SVAR 模型的稳健性检验, 一方面得到央行实施货币政策对经常账户、人民币汇率水平和通货膨胀率的动态效应; 另一方面得到用于中国开放经济条件下分析货币政策冲击效应的稳健 SVAR 模型。稳健性的检验包括两个部分¹², 第一, 通过在两类基本 SVAR 模型的基础上, 同时添加一个货币政策变量构建 5 变量 SVAR 模型, 检验 SVAR 实证方法的稳健性; 第二, 对所有的 SVAR 模型分别采用递归约束识别机制和非递归约束识别机制, 以便检验不同识别机制下脉冲反应函数的稳健性。许多实证研究表明在开放经济条件下, 递归识别机制 (Recursive identification scheme) 和非递归识别机制 (Non-recursive identification scheme) 得到的货币政策冲击效应存在差异。例如, Kim & Roubini (2000)、Cushman & Zha (1997) 发现在非递归识别机制下, 货币政策冲击对汇率的效应不同于 Eichenbaum & Evans (1995) 采用递归识别机制的研究结果。我们将同时基于以上两种新增变量的识别约束, 分析货币政策冲击的宏观经济效应, 除非某一约束显著更优。

我们对稳健 SVAR 模型的选择, 主要有三个方面的标准。第一, 如果所采用 SVAR 模型中, 相应国内宏观经济变量对所识别货币政策冲击的脉冲反应与经济学共识或相关实证研究的基本结果相一致 (刘斌, 2001; 刘尧成等, 2010c; 王君斌等, 2010, 2013; Kim & Roubini, 2000; Ivrendi & Guloglu, 2010), 那么该 SVAR 模型是相对稳健的。第二, 对于所含经济变量个数不同、但脉冲反应函数类似的各种 SVAR 模型, 我们选择变量个数较少 (Parsimonious) 的 SVAR 模型, 从而得到更加精简的估计 (Kim, 2001)。第三, 我们选择在同一货币政策冲击下, 脉冲反应函数相对稳健的 SVAR 模型。

下面, 我们具体给出基本 SVAR 模型的两种短期识别约束条件。首先, 根据式, 施加如下非递归识别约束条件:

¹² 有些文献, 如 Kim (2001) 还采用不同数据频率 (Data Frequency) 进行稳健性检验。

$$\begin{bmatrix} u_t^\pi \\ u_t^{MP} \\ u_t^Y \\ u_t^{ER} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & g_{12} & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & g_{24} \\ 0 & 0 & 1 & g_{34} \\ g_{41} & g_{42} & g_{43} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_t^\pi \\ e_t^{MP} \\ e_t^Y \\ e_t^{ER} \end{bmatrix} \quad \backslash * \text{MERGEFORMAT (8)}$$

此时, 零约束个数等于 $n \times (n-1)/2 = 6$, 其中 $n = 4$ 表示内生变量的个数, 这意味着 SVAR 模型恰好识别 (Just-identified)。这里, 结构向量冲击 $e_t = [e_t^\pi \ e_t^{MP} \ e_t^Y \ e_t^{ER}]'$ 分别表示通胀压力冲击 (Inflationary pressure shock)、货币政策冲击、实际经济冲击 (产出或经常账户) 和汇率冲击; u_t 为对应的简约式 VAR 模型的扰动项。

矩阵 G_0 的第 1 行表示通货膨胀率对实际经济冲击和汇率冲击的反应较为迟缓¹³, 却在当期受到货币政策冲击的影响, 此设定与基于 Calvo 式价格设定¹⁴的新凯恩斯菲利普斯曲线 (New Keynesian Phillip Curve, NKPC) 相一致。第 2 行表示货币政策的反应函数 (Monetary Policy Reaction Function, MPRF), 主要基于货币政策制定者的信息可得性, 即人民币汇率的信息可通过人民币外汇交易市场实时得到, 而关于实际产出和通货膨胀率的数据当月内无法得到 (前者每季度发布一次, 后者滞后一月后发布)。第 3 行表示产出缺口 (Output Gap) 受预定消费、投资等的影响, 当期对通胀压力冲击、货币政策冲击和实际经济冲击的反应具有滞后性, 而当期受汇率冲击下进出口变动的影响, 该设定与 Rotemberg & Woodford (1999) 相一致。第 4 行表示人民币汇率当期受经济系统内各种外生结构冲击的影响, 这主要是因为汇率作为前向预期的资产价格, 可以反应各经济变量对汇率的当期经济效应 (Kim & Roubini, 2000)。

其次, 为了检验以上非递归识别机制的稳健性, 我们对内生变量重新排序, 构建相应的 $SVAR-RIP$ 模型 $[MP_t^\pi \ \pi_t \ RIP_t^c \ ER_t^c]'$ 和 $SVAR-CA$ 模型 $[MP_t^c \ \pi_t \ CA_t^c \ ER_t^c]'$, 采用与式相类似的约束假设, 得到如下对应的识别约束:

$$\begin{bmatrix} u_t^{MP} \\ u_t^\pi \\ u_t^Y \\ u_t^{ER} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & g_{14} \\ g_{21} & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & g_{34} \\ g_{41} & g_{42} & g_{43} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_t^{MP} \\ e_t^\pi \\ e_t^Y \\ e_t^{ER} \end{bmatrix} \quad \backslash * \text{MERGEFORMAT (9)}$$

最后, 基于以上处理的中国宏观经济月度数据, 对两类基本的 SVAR 模型及其 5 变量扩

¹³ Goldberg & Knetter (1996) 认为汇率对国内物价水平的影响, 将经历一个相对缓慢的传导过程。

¹⁴ Calvo 式价格设定方程即 NKPC 为 $\pi_t = 1/(1+\beta)\pi_{t-1} + \beta/(1+\beta)E_t\pi_{t+1} + (1-\beta\theta)(1-\theta)/[(1+\beta)\theta]MC$, 该方程推导见下文; 可见, 通货膨胀的变化取决于外生的调整参数 θ 对实际经济冲击和汇率冲击的影响, 因而较为缓慢; 另外, 其变化同时取决于前后值, 因而当期受到货币政策的影响。

展模型，分别采用递归和非递归的两种识别约束进行实证分析，从而得到中国货币政策对经常账户、人民币汇率和通货膨胀率的动态稳健效应。具体的，我们对所有经济变量进行了平稳性检验¹⁵，采用不包含常数项的、滞后 6 期¹⁶的 SVAR 模型，得到不同货币政策冲击下的脉冲反应（如图 1-图 3 所示）。图中实线为脉冲反应函数，虚线为基于 Sims & Zha（1999）进行 2000 次似然估计后得到的 95% 概率区间（Probability Bands，又称 Error Bands）。需要指出的是，图 1、图 2 和图 3 中的人民币对美元的名义汇率是累积脉冲响应。

（四）货币政策冲击的效应

1. 名义利率冲击下的脉冲反应

根据稳健 SVAR 模型的选择标准，我们选取 SVAR-CA 模型 $([\pi_t, R_t, CA_t, ER_t])'$ 作为考察利率冲击的合理模型¹⁷，据此得出央行提高名义利率对经常账户、人民币汇率水平和通货膨胀率的动态效应¹⁸，如图 1 所示。

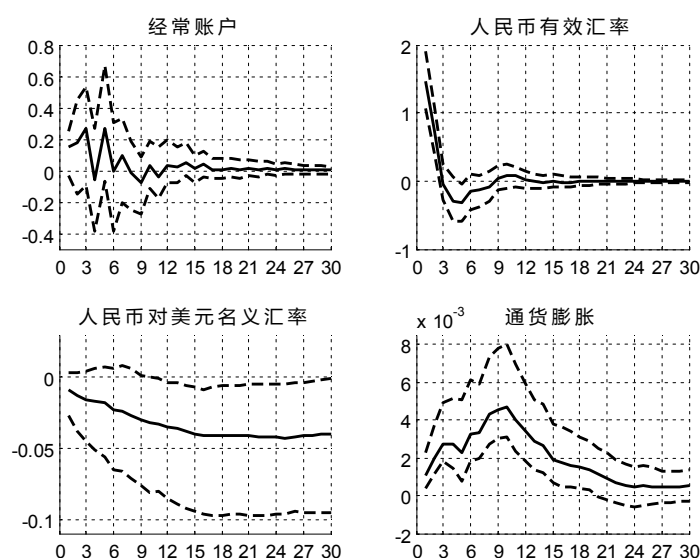


图 1 名义利率正向冲击下各变量的脉冲反应

首先，当央行实施紧缩性货币政策（加息）时，经常账户虽然短期内波动剧烈，但总趋势上表现出先改善后恶化的动态特征，这与 Koray & McMillin（1999）、Lane（2001）、Nadenichek（2006）、Ivrendi & Guloglu（2010）等的研究相一致，由于这一调整过程伴随着当期人民币实际升值，这意味着名义利率冲击下，经常账户存在“J 曲线效应”。其次，

¹⁵ 采用单位根检验统计量，表明所有 SVAR 模型的内生经济变量均为平稳时间序列。

¹⁶ 我们采用 AIC、SIC 等信息准则，辅助选择合理的模型滞后阶数。

¹⁷ 关于在其他 SVAR 模型的货币政策冲击下，经常账户、人民币汇率水平和通货膨胀率的脉冲反应函数可以向作者索取，下同。

¹⁸ 在该 SVAR-CA 模型下，经常账户、人民币汇率和通货膨胀率的脉冲反应与 5 变量 SVAR-CA 的结果相同，故未给出，下同。

人民币实际有效汇率（简称 RMB REER, 下同）当期升值后，立刻贬值，且呈“倒驼峰”形态缓慢收敛到初始稳态水平，这表明 RMB REER 存在汇率超调，这与 Kim(2001)、Ivrendi & Guloglu (2010) 的实证研究相一致；然而，人民币兑美元的双边名义汇率（简称 RMB BNER, 下同）当期升值，之后持续升值到新的稳态水平，这表明 RMB BNER 不存在汇率超调，这与 Eichenbaum & Evans (1995)、Grilli & Roubini (1995) 的实证研究相一致，被称为偏离无抛补利率平价的“远期贴水偏差之谜”（参见 Kim & Roubini, 2000）。最后，当期通货膨胀率上升，然后呈“驼峰”形态缓慢回到稳态，具有很强的持续性，这表明在央行利率货币政策下，中国通货膨胀的变动具有惯性且存在“价格之谜”（参见 Kim & Roubini, 2000），这意味着央行的货币政策受石油价格、外国货币政策和本国通货膨胀压力等外生冲击的影响。

综上所述，当央行实施加息的紧缩性货币政策时，中国的经常账户存在“J 曲线效应”；人民币实际有效汇率存在当期升值后快速贬值的“超调”特征，而人民币名义汇率存在持续升值的“远期贴水偏差之谜”；通货膨胀具有惯性且存在“价格之谜”。对于以上利率货币政策冲击下的经验特征和事实之谜，我们将基于理论模型给出可能的解释并进行经济机理分析。

2. 货币增长率冲击下的脉冲反应

同样，根据稳健 SVAR 模型的选择标准，当央行实施扩张性货币增长率政策时，我们采用 SVAR-CA 模型（ $[\pi_t \ g_{M0,t} \ CA_t \ REER_t]'$ ）得到经常账户和 RMB 实际有效汇率的动态反应；采用 SVAR-RIP 模型（ $[\pi_t \ g_{M0,t} \ RIP_t \ BNER_t]'$ ）得到通货膨胀率和中美双边 RMB 名义汇率的动态反应，如图 2 所示。

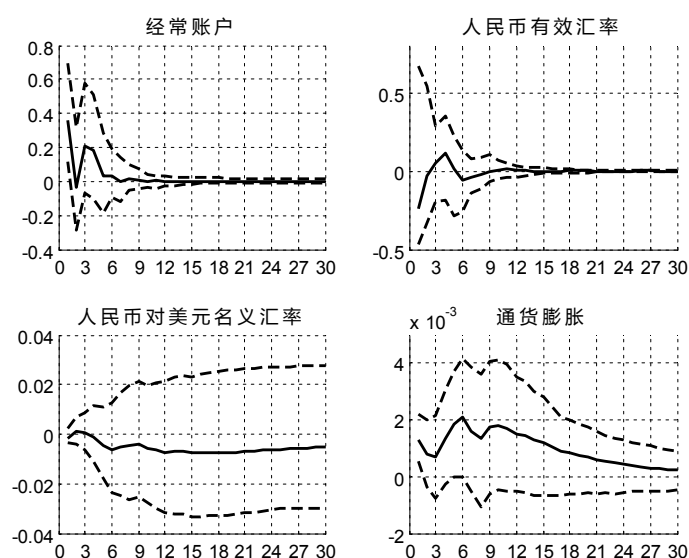


图 2 货币增长率正向冲击下各变量的脉冲反应

首先，当央行实施提高货币增长率的扩张性货币政策时，经常账户总体上表现出先改善后恶化的动态趋势特征，由于这一动态趋势伴随着人民币实际贬值，因而在货币增长率冲击下，经常账户不存在“J 曲线效应”。其次，RMB REER 当期贬值，之后不断升值回归稳态，这表明人民币实际有效汇率存在“汇率超调”；然而，从计量结果来看，RMB BNER 脉冲响应不显著；这是否意味着货币增长率作为外生冲击可能主要是满足国内封闭经济的货币需求。最后，通货膨胀率当期提高，之后呈“驼峰”形态调增，表现出极强的持续性，这表明通货膨胀存在强惯性特征。

综上所述，在央行增加货币增长率的冲击下，经常账户不存在“J 曲线效应”；人民币实际有效汇率存在“汇率超调”；通货膨胀存在强惯性特征。对此，本文将对以上货币增长率冲击下的经验事实，给出理论解释和传导机制分析。

3. 货币供给水平冲击下的脉冲反应

当央行实施扩张性货币供给水平政策时，按照稳健 SVAR 模型的选择标准，我们采用 SVAR-CA 模型 ($[\pi_t, \log M0_t, R_t, CA_t, REER_t]'$) 得到经常账户、RMB 实际有效汇率和通货膨胀率的动态反应；采用 SVAR-CA 模型 ($[\pi_t, \log M0_t, CA_t, BNER_t]'$) 得到中美双边 RMB 名义汇率的动态反应，如图 3 所示。

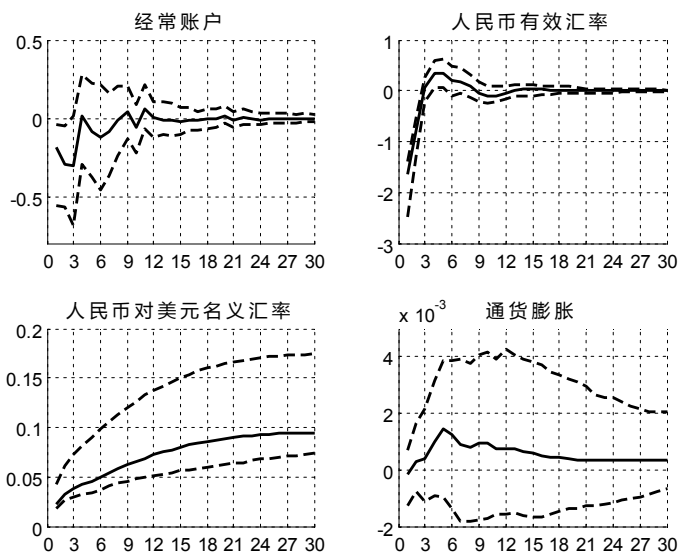


图 3 货币供给水平正向冲击下各变量的脉冲反应

首先，当央行实施增加货币供给水平的扩张性货币政策时，经常账户总体上表现出先恶化后改善的动态趋势特征，由于这一趋势特征伴随着人民币实际贬值，因而在货币供给水平冲击下，经常账户存在“J 曲线效应”。其次，RMB REER 当期贬值，向上驼峰调整后回到

稳态，即人民币实际有效汇率存在“汇率超调”；然而，RMB BNER 当期贬值，继而持续贬值到新的稳态水平，这表明人民币名义汇率存在“远期贴水偏差之谜”，对此需要检验无抛补利率平价是否成立。最后，通货膨胀率当期上升，然后呈“驼峰”形态调整，这表明通货膨胀具有很强的惯性，此时不存在“价格之谜”。

综上所述，在央行增加货币供给水平的扩张性货币政策冲击下，经常账户存在“J 曲线效应”、人民币实际有效汇率存在“汇率超调”、人民币名义汇率存在“远期贴水偏差之谜”、通货膨胀具有强惯性。同样，本文也将对此进行理论解释，并分析该数量型货币政策的传导机制。

值得注意的是，基于以上所采用 SVAR 模型的实证分析，我们发现：VAR-CA 模型是在开放经济条件下，考察中国货币政策宏观经济效应的合理模型，这意味着经常账户的变动是影响中国经济的重要因素。同时，不同货币政策对经常账户、人民币汇率和通货膨胀的动态效应表现出差异性，大体上又可以分为价格性货币政策效应和数量型货币政策效应：在货币政策冲击下，存在人民币实际有效汇率的“汇率超调”、人民币名义汇率的“远期贴水偏差之谜”和通货膨胀惯性等经验事实，当然，人民币名义汇率的“远期贴水偏差之谜”依赖于货币政策类型。

三、中国加工贸易开放经济模型

基于以上经验事实，本文构建中国加工贸易开放经济模型，通过刻画中国的加工贸易模式，考察货币政策对经常账户、人民币汇率和通货膨胀率等宏观经济变量的动态效应。同时，我们引入了消费习惯、投资调整成本、垄断竞争、价格粘性等中国现实经济特征，从而使模型更加符合中国国情，增强了模型的现实解释能力。与众多新开放经济宏观经济学（New Open-Economy Macroeconomics, NOEM）模型中将投资和资本固定或外生化的设定（McCallum & Nelson, 1999； McKibbin & Vines, 2000； Woodford, 2000）不同，本文采用了内生投资的模型设定¹⁹，这与中国投资拉动的经济增长方式相吻合。

（一）家庭

假设经济中存在位于 $[0,1]$ 连续统上可无限期存在的诸多家庭。在 t 期，代表性家庭获得劳动收入、资本收益、转移支付和企业利润，用于消费 C_t 、投资 I_t 、本国债券净支出

¹⁹ 类似的可参见 Chari, Kehoe & McGrattan (2000) 和 Kollmann(1997, 1999)。

$[B_t/(1+r_t)-B_{t-1}]$ 和外国债券净支出 $[Q_t B_t^*(1+\kappa_t)^{-1}(1+r_t^*)^{-1}-Q_t B_t^*]$ 。假设本国居民可以购买外国债券，而本国由于存在资本项目管制，外国无法购买本国债券，这与中国存在资本项目管制的现实特征相吻合。该代表性家庭在预算约束下实现一生效用最大化的优化问题如下：

$$\max_{\{C_t, M_t/P_t^A, N_t, B_t, B_t^*, K_t\}} E_0 \sum_{t=1}^{\infty} \beta^t U(C_t, C_{t-1}, M_t/P_t^A, N_t) \quad \backslash * \text{MERGEFORMAT (10)}$$

满足如下预算约束：

$$C_t + [K_t - (1-\delta)K_{t-1}] + (M_t - M_{t-1})/P_t^A + [Q_t B_t^*(1+\kappa_t)^{-1}(1+r_t^*)^{-1} - Q_t B_{t-1}^*] + [B_t/(1+r_t) - B_{t-1}] = w_t N_t + r_t^k K_{t-1} + TR_t + \Pi_t$$

$$\backslash * \text{MERGEFORMAT (11)}$$

其中， $w_t \equiv W_t/P_t^A$ 表示实际工资水平， r_t^k 表示相对于最终消费品的资本品价格，

$(1+\kappa_t)(1+r_t^*)$ 表示外国债券的回报率， κ_t 表示随机风险溢价， $Q_t \equiv S_t P_t^*/P_t^A$ 表示实际有效汇率

21。瞬时效用函数为

$$U(C_t, C_{t-1}^h, M_t/P_t^A, N_t) = e^{\nu_t} / (1-\sigma) (C_t/C_{t-1}^h)^{1-\sigma} + (M_t/P_t^A)^{1-\gamma_m} / (1-\gamma_m) - N_t^{1+\gamma_n} / (1+\gamma_n), \text{ 其中 } \sigma > 0 \neq 1,$$

$\gamma_m > 0 \neq 1$ ， $h \in [0,1)$ 为习惯偏好因子， C_{t-1} 表示家庭对消费的偏好是时间不可分的，存在习惯消费²²。偏好冲击 ν_t 为总需求冲击的一种。我们采用 Dixit-Stiglitz (1977) 的方法构建复合消费品指数 (Composite consumption index)，即 $C_t = \left[\int_0^1 C_{jt}^{(\xi-1)/\xi} dj \right]^{\xi/(\xi-1)}$ ，其中 C_{jt} 为家庭在 t 期所消费的第 j 类异质消费品，这表示家庭可以消费众多国内商品。风险溢价 κ_t 表示国内居民可以购买外国债券，但需要支付一定的风险溢价 (Risk premium)，这反映了资本项目管制下对无抛补利率平价的暂时或持续偏离。

求解该最优化问题，可以得到关于 C_t 、 M_t/P_t^A 、 N_t 、 B_t 、 B_t^* 、 K_t 和 λ_t 的最优一阶条件

23如下：

$$\text{对 } C_t: e^{\nu_t} C_t^{-\sigma} C_{t-1}^{h(\sigma-1)} - \beta h C_t^{h(\sigma-1)-1} E_t e^{\nu_{t+1}} C_{t+1}^{1-\sigma} = \lambda_t$$

$$\backslash * \text{MERGEFORMAT (12)}$$

这里， λ_t 为拉格朗日乘子，表示具有习惯偏好的家庭在 t 期消费的边际效用。

$$\text{对 } M_t/P_t^A: (M_t/P_t^A)^{-\gamma_m} = \lambda_t - \beta E_t (\lambda_{t+1} P_{t+1}^A / P_{t+1}^A)$$

$$\backslash * \text{MERGEFORMAT (13)}$$

²¹ 特别注意，模型中的实际有效汇率提高，表示本币贬值，这与文中实证部分的实际有效汇率定义相反。

²² 这里我们采用 Carroll et al. (1995) 中习惯消费的特殊形式，该形式为 Fuhrer(2000)的估计所认可。

²³ 这里假设关于家庭累积货币余额、债券和资本的横截条件 (Transversality conditions) 得到满足。其他必须成立的均衡条件包括政府预算约束： $TR_t = (M_t - M_{t-1})/P_t^A + [B_t/(1+r_t) - B_{t-1}]$ 和债券市场出清： $B_t = 0$ 。

该式为家庭的货币余额需求曲线。对于外生的货币供给而言，该式表示货币市场出清的 LM 曲线。

$$\text{对 } N_t: \quad N_t^{\gamma_n} = \lambda_t w_t \quad \backslash * \text{ MERGEFORMAT (14)}$$

该式为家庭的劳动供给曲线。

$$\text{对 } B_t: \quad \lambda_t = \beta E_t \lambda_{t+1} (1 + r_t) \quad \backslash * \text{ MERGEFORMAT (15)}$$

根据式可知，该式为标准的欧拉方程（Euler equation），表示家庭当期放弃 1 单位消费的边际效用损失等于家庭购买本国债券后在下期消费的边际效用收益。

$$\text{对 } B_t^*: \quad Q_t \lambda_t = \beta E_t Q_{t+1} \lambda_{t+1} (1 + \kappa_t) (1 + r_t^*) \quad \backslash * \text{ MERGEFORMAT (16)}$$

该式表示家庭购买外国债券的欧拉方程。

$$\text{对 } K_t: \quad \lambda_t = \beta E_t \lambda_{t+1} (1 - \delta + r_{t+1}^k) \quad \backslash * \text{ MERGEFORMAT (17)}$$

根据式可知，该式表示家庭进行投资决策的动态条件，表示当期进行 1 单位投资而放弃消费所产生的边际效用损失等于下一期新增的 1 单位资本带来的出租和残值出售收入用于消费所带来的边际效用增加。

定义国内和国外（世界）的名义利率分别为： $R_t \equiv r_t + \pi_t$ 和 $R_t^* \equiv r_t^* + \pi_t^*$ ，则根据式和式，可以得到如下风险溢价的利率平价（Risk Premium Interest Parity, RPIP）条件：

$$R_t = R_t^* + E_t \hat{S}_{t+1} - \hat{S}_t + \kappa_t \quad \backslash * \text{ MERGEFORMAT (18)}$$

当不存在风险溢价 κ_t 时，上式变为标准的无抛补利率平价（UIP）公式。

定义对数线性化变量 $\hat{X}_t \equiv \log X_t - \log X$ ，因而 $\hat{S}_t$ 表示名义汇率（ S_t ）对稳态汇率水平（ S ）的偏离。如前所述，随机风险溢价 κ_t 可导致 UIP 的偏离，例如国际金融危机下投资收益的不确定性骤增，从而提高 κ_t ，此时国内利率的提高不一定使本币即期汇率升值。本文假定 R_t^* 、 π_t^* 、 $\hat{Y}_t^*$ 为外生变量，为此我们需要设定以上变量以及技术水平冲击 $\hat{A}_t$ 、风险溢价冲击 κ_t 和偏好冲击 v_t 等外生冲击的时间路径（Law of Motion）。具体的，我们假定以上 6 个外生经济冲击均服从一个 AR(1) 过程，其 AR 系数向量为： $\{\rho_{R^*}, \rho_{\pi^*}, \rho_{Y^*}, \rho_A, \rho_{\kappa}, \rho_v\}$ ，对应随机扰动项的标准差向量为： $\{\sigma_{R^*}, \sigma_{\pi^*}, \sigma_{Y^*}, \sigma_A, \sigma_{\kappa}, \sigma_v\}$ 。

（二）企业

1. 复合最终产品厂商

假设经济中存在一个最终产品厂商，采用 Dixit-Stiglitz 生产函数生产复合最终产品（Composite final product），考虑如下最终产品厂商在给定产量下的成本最小化问题：

$$\min_{\{Y_{jt}\}} \int_0^1 P_{jt} Y_{jt} dj \quad s.t. \quad Y_t^A = \left[\int_0^1 Y_{jt}^{(\eta-1)/\eta} dj \right]^{\eta/(\eta-1)} \quad \text{\textbackslash* MERGEFORMAT (19)}$$

其中 Y_{jt} 表示第 j 类最终产品， $\eta > 1$ 为需求价格弹性。通过求解拉格朗日最优化问题，我们可以得到第 j 类最终消费品的需求函数：

$$Y_{jt} = \left(P_{jt} / P_t^A \right)^{-\eta} Y_t^A \quad \text{\textbackslash* MERGEFORMAT (20)}$$

这里考虑对称均衡，我们省略了下标 j 。通过将式代入 $Y_t^A = \left[\int_0^1 Y_{jt}^{(\eta-1)/\eta} dj \right]^{\eta/(\eta-1)}$ 中整理，

可得如下国内价格指数（Domestic price index），即国内产品的价格指数：

$$P_t^A = \left[\int_0^1 P_{jt}^{1-\eta} dj \right]^{1/(1-\eta)} \quad \text{\textbackslash* MERGEFORMAT (21)}$$

2. 从事加工贸易的厂商

假设经济中存在 $[0,1]$ 之间连续统的垄断竞争厂商，垄断竞争厂商 j 采用生产函数：

$$Y_{jt} = \left[\alpha_1 \left(A_t K_{jt-1}^\phi N_{jt}^{1-\phi} \right)^{\nu_1} + (1-\alpha_1) (IM_t)^{\nu_1} \right]^{1/\nu_1} \quad \text{生产第 } j \text{ 类最终产品，满足 } \alpha_1 \in (0,1], \text{ 且}$$

$\nu_1 \in (-\infty, \infty)$ ，其中 IM_t 为作为生产要素的国外进口商品²⁴，这符合中国以加工贸易为主的贸易模式；外生技术水平冲击 A_t 服从 $AR(1)$ 随机过程： $\log A_t = \rho_A \log A_{t-1} + \varepsilon_{At}$ ， ε_{At} 是一个白噪声过程，且 $\varepsilon_{At} \sim N(0, \sigma_A^2)$ 。

由于垄断竞争厂商具有定价能力，本文采用 Calvo (1983)²⁵ 设置名义价格粘性的方法（即因时而定的粘性定价，Time-dependent sticky pricing）。假设在每一期，可调价厂商有 $(1-\theta)$ 的概率可以调整其当期名义价格，不可调价厂商采用滞后通胀指数（Lagged inflation indexation）的定价方式（Christiano et al., 2005），即 $P_{jt} = \pi_{t-1} P_{j,t-1}$ ，其中概率 θ 外生给定，当期价格调整后能够持续的平均时间为 $1/(1-\theta)$ 期。下面分两步求解加工贸易厂商的最优化问题。

²⁴ 这里的进口商品 IM_t 可以看作是众多进口品的 Dixit-Stiglitz 加总。

²⁵ 关于各种价格粘性最优化生成机制的比较可参见 Roberts (1995)。Fuhrer & Moore (1995) 提出了基于相对实际工资 Relative real wages 的交错工资契约（Staggering wage contracts model）模型，可以更好的揭示通货膨胀惯性（Inflation persistence）。

第一步，为了生产 Y_{jt} ，给定 w_t 和 r_t^k 厂商选择 N_{jt} 、 $K_{j,t-1}$ 和 IM_t 以最小化成本：

$$\min_{\{N_{jt}, K_{j,t-1}, IM_t\}} w_t N_{jt} + r_t^k K_{j,t-1} + Q_t \times IM_t \quad s.t. \left[\alpha_1 (A_t K_{j,t-1}^\phi N_{jt}^{1-\phi})^{\nu_1} + (1-\alpha_1) (IM_{jt})^{\nu_1} \right]^{1/\nu_1} \geq Y_{jt}$$

* MERGEFORMAT (22)

令 MC_t 为关于约束的拉格朗日乘子，求最优一阶条件并整理，可得如下：

$$\text{对 } N_{jt}: \quad w_t = MC_t \times \alpha_1 (1-\phi) Y_{jt}^{1-\nu_1} \times (A_t K_{j,t-1}^\phi)^{\nu_1} N_{jt}^{\nu_1(1-\phi)-1} \quad \text{* MERGEFORMAT (23)}$$

该式为厂商的劳动需求函数，表示实际工资为劳动的边际产出。

$$\text{对 } K_{j,t-1}: \quad r_t^k = MC_t \times \alpha_1 \phi Y_{jt}^{1-\nu_1} \times (A_t N_{jt}^{1-\phi})^{\nu_1} K_{j,t-1}^{\phi\nu_1-1} \quad \text{* MERGEFORMAT (24)}$$

该式为厂商的资本需求函数，表示资本品价格由资本的边际产出决定。

$$\text{对 } IM_t: \quad Q_t = MC_t \times Y_t^{1-\nu_1} \times (1-\alpha_1) (IM_t)^{\nu_1-1} \quad \text{* MERGEFORMAT (25)}$$

该式为国内的进口需求函数，其中进口品的需求弹性为 $1/(1-\nu_1)$ 。考虑对称均衡，可省略下标 j ，且外国对本国出口品的需求函数为：

$$Q_t = MC_t^* \times Y_t^{*1-\nu_1} \times (1-\alpha_1) (EX_t)^{\nu_1-1} \quad \text{* MERGEFORMAT (26)}$$

$$\text{对其对数线性化得: } \hat{Q}_t = \hat{MC}_t^* - (1-\nu_1) \times (\hat{Y}_t^* - EX_t)。$$

其中，出口品的需求弹性为 $1/(1-\nu_1)$ ；外国厂商的边际成本为 $AR(1)$ 过程：

$$\hat{MC}_t^* = \rho_{MC} \times \hat{MC}_{t-1}^* + \varepsilon_{MC}^*, \quad \text{满足 } \varepsilon_{MC}^* \sim N(0, \sigma_{MC}^2)。$$

定义经常账户余额为 $CA_t \equiv EX_t - IM_t \times Q_t$ ，

对数线性化整理可得如下：

$$\hat{CA}_t = EX/CA \times \hat{EX}_t - (EX/CA - 1) \times (\hat{IM}_t + \hat{Q}_t) \quad \text{* MERGEFORMAT (27)}$$

第二步，由于厂商为家庭所有，因而厂商 j 将通过最优定价 P_{jt}^* 以实现企业利润所带来的折现效用总和最大化：

$$\max_{\{P_{jt}^*\}} E_t \sum_{\tau=0}^{\infty} (\beta\theta)^\tau \lambda_{t+\tau} [P_{jt}^* X_{t,t+\tau} - MC_{t+\tau} P_{t+\tau}^A] Y_{j,t+\tau}, \quad s.t. \text{ 式(20)} \quad \text{* MERGEFORMAT (28)}$$

根据产品市场价格函数： $P_t^A = \left[(1-\theta)(P_t^*)^{1-\eta} + \theta(\pi_{t-1} P_{t-1})^{1-\eta} \right]^{1/(1-\eta)}$ ，整理可得如下前瞻后

顾式的混合新凯恩斯菲利普斯曲线（Hybrid New Keynesian Phillips Curve, HNKPC）：

$$\pi_t = 1/(1+\beta)\pi_{t-1} + \beta/(1+\beta)E_t\pi_{t+1} + (1-\beta\theta)(1-\theta)/[(1+\beta)\theta] \hat{MC}_t \quad \text{\textbackslash* MERGEFORMAT (29)}$$

3. 资本累积方程

一国的最终产品被用于消费和实物资本的投资，实物资本积累的演化路径如下：

$$K_t = Z(I_t/K_{t-1})K_{t-1} + (1-\delta)K_{t-1} \quad \text{\textbackslash* MERGEFORMAT (30)}$$

这里， δ 表示资本折旧率； $Z(\cdot)$ 表示投资调整成本函数，满足 $Z'(\cdot) > 0$ ， $Z''(\cdot) < 0$ ²⁶，这与中国固定资产投资规模庞大、重复建设严重等经济现实相吻合。我们采用 Baxter & Crucini（1993）对投资调整成本函数 $Z(\cdot)$ 的设定方法，即在经济处于稳态时 $Z(\cdot)$ 满足： $Z(I/K) = \delta$ ， $Z'(I/K) = 1$ 。如果不存在投资调整成本，则 $Z(I_t/K_{t-1}) = I_t/K_{t-1}$ ，此时式变为标准的资本积累方程： $K_t = I_t + (1-\delta)K_{t-1}$ 。

（三）货币当局

货币当局负责执行货币政策。如前所述，基于中国的货币政策实践，本文将货币政策分为两大类，即价格型货币政策（名义利率政策）和数量型货币政策，后者包括货币增长率政策和货币供给水平政策，分别描述如下。

1. 名义利率政策

首先，中国自 1994 年汇率并轨以来，依次经历了“爬行盯住”美元的汇率制、“事实上盯住”美元的固定汇率制和参考一篮子货币的有管理的浮动汇率制；其次，我们认为经常账户、人民币汇率和通货膨胀率的波动不仅依赖于货币政策冲击，而且依赖于货币政策机制的选择。因此，我们提出了三种利率政策规则：固定汇率制、有管理的浮动汇率制和浮动汇率制。具体如下：

在固定汇率制下，央行实施利率政策以维持固定的名义汇率水平。如果国内名义利率盯住外国（世界）名义利率，即 $R_t = R_t^*$ ，则根据式可知，由于存在风险溢价 κ_t ，因而并不能保证名义汇率的变动为零。对此，我们参照 Benigno & Benigno（2008）的方法，假设国内名义利率不仅盯住外国（世界）名义利率，而且盯住汇率对其目标水平的偏离，即

$$R_t = R_t^* + \tau \hat{S}_t^* + \varepsilon_{Rt} \quad \text{\textbackslash* MERGEFORMAT (31)}$$

26 关于函数 $Z(\cdot)$ 的详细讨论可参见 Lucas & Prescott（1971）、Hayashi（1982）、Abel & Blanchard（1983）。

其中, $\tau > 0$ ²⁷, $\hat{S}_t^* \equiv \log S_t - \log S^*$, 这里 S^* 为目标名义汇率, ε_{Rt} 表示货币政策的非系统反应部分 (Non-systematic reaction component, 下同), 且 $\varepsilon_{Rt} \sim N(0, \sigma_R^2)$ 。上式意味着, 当本币汇率偏离目标水平而升值时, 本国将降低名义利率。

在有管理的浮动汇率制下, 我们考虑两种汇率机制安排。在汇率机制 1 下, 央行实施利率政策以控制名义汇率对目标名义汇率的偏离程度, 即盯住名义汇率目标:

$$R_t = (1 - \lambda_{1R})R + \lambda_{1R}R_{t-1} + (1 - \lambda_{1R})[\lambda_{1\pi}E_t\pi_{t+1} + \lambda_{1y}\hat{y}_t + \lambda_{1s}\hat{S}_t^*] + \varepsilon_{1R,t} \quad (32)$$

其中, R 为名义利率的长期平均稳态水平。当本币汇率偏离目标汇率水平而升值时, 央行将降低利率, 即 $\lambda_{1s} > 0$ 。在机制 2 下, 央行此时不对名义汇率的目标偏离作出反应, 而是对名义汇率的波动 ($\Delta\hat{S}_t$) 作出政策反应, 即盯住名义汇率波动。当 $\Delta\hat{S}_t > 0$ 时, 即本币贬值, 此时 R_t 对应上升, 即央行通过提高本国名义利率平抑本币贬值的压力, 即 $\lambda_{2s} > 0$, 服从:

$$R_t = (1 - \lambda_{2R})R + \lambda_{2R}R_{t-1} + (1 - \lambda_{2R})[\lambda_{2\pi}E_t\pi_{t+1} + \lambda_{2y}\hat{y}_t + \lambda_{2s}\Delta\hat{S}_t] + \varepsilon_{2R,t} \quad (33)$$

在浮动汇率制下, 央行实施利率政策时不对汇率变动作出明显反应, 可以理解为封闭经济条件下的利率政策²⁸, 根据中国的宏观经济数据, 我们发现央行实施利率政策时, 受上一期利率水平、预期通货膨胀率和产出缺口的影响, 具体设定如下:

$$R_t = (1 - \lambda_{3R})R + \lambda_{3R}R_{t-1} + (1 - \lambda_{3R})[\lambda_{3\pi}E_t\pi_{t+1} + \lambda_{3y}\hat{y}_t] + \varepsilon_{3R,t} \quad (34)$$

当 $\lambda_{3R} = 0$ 时, 上式变为标准的泰勒型利率规则。

2. 货币增长率政策

假设货币供应量增长率 $g_t = M_t/M_{t-1}$ 服从如下 AR(1) 的随机过程:

$$\log(g_t) = (1 - \rho_g)\log(g) + \rho_g \log(g_{t-1}) + \varepsilon_{gt} \quad (35)$$

其中, $0 < \rho_g < 1$, g 为稳态下的货币增长率; ε_{gt} 是一个白噪音过程, 且 $\varepsilon_{gt} \sim N(0, \sigma_g^2)$ 。

3. 货币供给水平政策

假设货币供给水平 (M_t) 服从如下 AR(1) 的随机过程:

$$\log(M_t) = (1 - \rho_M)\log(M) + \rho_M \log(M_{t-1}) + \varepsilon_{Mt} \quad (36)$$

其中, $0 < \rho_M < 1$, M 为稳态下的货币供给水平; ε_{Mt} 是一个白噪音过程。

²⁷ 将式代入式整理可得, $E_t S_{t+1} = (1 + \tau)S_t + \varepsilon_{Rt} - \kappa_t$ 。当 $\varepsilon_{Rt} = \kappa_t$ 时, $\tau > 0$, 保证了在任意时期 t , $S_t = S^*$ 。

²⁸ 详尽探讨可参见 Woodford (Chapter 1, 2003)。

(四) 均衡系统

给定经济中的偏好、技术和资源约束，给定状态变量集 $\{K_{t-1}, M_{t-1}, P_{t-1}\}$ 和外生随机变量集 $\{v_t, \kappa_t, A_t, R_t, g_t, M_t, Y_t^*, \pi_t^*, R_t^*, MC_t^*\}$ ，当经济达到系统均衡时，各经济主体均实现了约束下的最优化：家庭是实现预期总效用最大化，各厂商（复合最终品厂商、加工贸易厂商）实现预期总利润最大化，所有市场（产品市场、劳动力市场、资本市场和债券市场）均出清。然后，通过求解以上均衡系统，我们便可以得到相应经济变量的最优均衡路径。

四、参数校准与模型校验

(一) 参数校准

假设在平衡增长路径上的各经济变量的增长率为 0，这一设定并不会影响到模型的预测功能。基于中国宏观经济数据的校准参数如下表 1 所示。

表 1 参数校准的基准值

家庭偏好参数:	$\beta = 0.952$, $h = 0.58$, $\sigma = 1.0$, $\gamma_m = 1.0$, $\gamma_n = 6.16$
生产技术参数:	$\alpha_1 = 0.92$, $v_1 = -2.0$, $\phi = 0.5$, $\delta = 0.0082$, $\theta = 0.92$
价格型货币政策冲击:	$\tau = 0.2$, $\sigma_R = 0.08$; $\lambda_{1R} = 0.92$, $\lambda_{1\pi} = 1.38$, $\lambda_{1y} = 0.67$, $\lambda_{1s} = 0.35$, $\sigma_{1R} = 0.03$; $\lambda_{2R} = 0.84$, $\lambda_{2\pi} = 1.31$, $\lambda_{2y} = 0.78$, $\lambda_{2s} = 0.64$, $\sigma_{2R} = 0.05$; $\lambda_{3R} = 0.75$, $\lambda_{3\pi} = 2.6$, $\lambda_{3y} = 0.3$, $\sigma_{3R} = 0.05$
数量型货币政策冲击:	$\rho_g = 0.42$, $\sigma_g = 0.057$; $\rho_M = 0.80$, $\sigma_M = 0.27$
外国（世界）经济冲击:	$\rho_{Y^*} = 1.0$, $\sigma_{Y^*} = 0.02$; $\rho_{\pi^*} = 0.83$, $\sigma_{\pi^*} = 0.07$; $\rho_{R^*} = 0.79$, $\sigma_{R^*} = 0.04$; $\rho_{MC^*} = 0.0$, $\sigma_{MC^*} = 0.05$
其他经济冲击:	$\rho_v = 0.0$, $\sigma_v = 0.011$; $\rho_\kappa = 0.50$, $\sigma_\kappa = 0.04$; $\rho_A = 0.93$, $\sigma_A = 0.023$

首先，对家庭的偏好参数进行校准。和前文中实证 SVAR 采用月度数据相一致，折现率 β 设定为 0.952，表示稳态时月度资本收益率为 0.5%，这一设定来源于黄贇琳（2005）。我们采用 GMM 方法来估计习惯偏好因子 h ，工具变量的选取参照 Hansen & Singleton（1996）的方法，选取滞后名义利率、滞后工资收入以及消费增长率作为工具变量，估计的 $h = 0.58$ ²⁹。

²⁹ 具体估计过程为：根据劳动的对数线性化一阶条件为 $\hat{\lambda}_t = \gamma_n \hat{N}_t - \hat{w}_t$ ，将其代入消费的对数线性化一阶条件中： $v_t - \beta h E_t \hat{v}_{t+1} + h(\sigma - 1) \hat{C}_{t-1} - [\beta h^2(\sigma - 1) - \beta h + \sigma] \hat{C}_t + \beta h(\sigma - 1) E_t \hat{C}_{t+1} = \hat{\lambda}_t$ ，整理可得如下： $E_t [\beta h(\sigma - 1) \hat{C}_{t+1} - [\beta h^2(\sigma - 1) - \beta h + \sigma] \hat{C}_t + h(\sigma - 1) \hat{C}_{t-1} - \gamma_n \hat{N}_t + \hat{w}_t] + E_t (v_t - \beta h \hat{v}_{t+1}) = 0$ ，这里 $\hat{v}_t$ 为家庭的偏好冲击，可作为残差项处理； $\hat{N}_t$ 为就业的波动部分； $\hat{w}_t$ 为实际工资的波动部分； $\hat{C}_t$ 为消费的波动部分，相关数据的处理过程从略。Fuhrer（2000）基于美国数据分别采用全信息最大似然估计法（Full information maximum likelihood）和 GMM 估计法得到的习惯偏好因子为 0.80、0.90；McCallum & Nelson（1999）中对习惯偏好因子的校准为 0.80。

设定 $\sigma = 1.0$ ³⁰, $\gamma_m = 1.0$, 即效用函数对消费和真实货币持有量取对数形式, 这与国内 RBC 模型有关效用函数的设置相一致, 如李春吉和孟晓宏(2006)。 $1/\gamma_n$ 为 Frish 劳动供给弹性, 一般选取 $\gamma_n \in (0.5, 6)$, 即对应的劳动供给弹性 $1/\gamma_n \in (0.16, 2)$, 如 Zhang(2009) 基于中国宏观季度数据通过 GMM 估计得 $\gamma_n = 6.16$, 其所采用的效用函数也具有习惯偏好, 因而本文据此设定 $\gamma_n = 6.16$ 。

其次, 对有关生产技术的结构参数进行校准。影响产出波动性的生产要素之间的替代弹性为 $1/(1-\nu_1)$, 为了避免相对于实际有效汇率的实际产出产生过度的波动性, 根据 McCallum & Nelson (1999), 我们取 $\nu_1 = -2$ 。 $(1-\alpha_1)$ 决定了作为中间品投入要素的进口品所带来的最终产品增加值, 根据中国海关总署的统计数据, 设定分配参数 $\alpha_1 = 0.92$ 。对于国内要素投入所生产的产品而言, 我们取资本份额 $\phi = 0.5$; Chow & Li (2002) 利用中国 1952~1998 年的数据对总量生产函数进行的估计发现资本份额为 0.5; 国内其他学者对资本份额的估计也在 0.5 左右, 例如张军 (2002) 估计的资本份额为 0.499, 王小鲁和樊纲(2000)估计的资本份额为 0.5。同样, 基于 Zhang (2009), 取 $\theta = 0.92$, 这表示企业平均每一个季度变价一次或每一个月变价 0.33 次, 数值模拟发现脉冲反应对此参数取值不敏感。资本折旧率 $\delta = 0.0083$, 即年折旧率为 10%, 这与国内大多数文献相一致 (陈昆亭、龚六堂, 2006)。

最后, 对各种外生冲击的参数进行校准和估计。Zhang (2009) 在综合 Clarida et al. (1999) 和 Smets & Wouters (2002) 的基础上, 估计了封闭经济条件下中国的泰勒型利率规则。本文在参考以上相关研究的基础上, 基于 1992 年到 2009 年的年平均化月度名义利率数据, 采用 GMM 方法分别基于式、式、式和式估计得到: $\tau = 0.2$, $\sigma_R = 0.08$; $\lambda_{1R} = 0.92$, $\lambda_{1\pi} = 1.38$, $\lambda_{1y} = 0.67$, $\lambda_{1s} = 0.35$, $\sigma_{1R} = 0.03$; $\lambda_{2R} = 0.84$, $\lambda_{2\pi} = 1.31$, $\lambda_{2y} = 0.78$, $\lambda_{2s} = 0.64$, $\sigma_{2R} = 0.045$; $\lambda_{3R} = 0.75$, $\lambda_{3\pi} = 2.6$, $\lambda_{3y} = 0.30$, $\sigma_{3R} = 0.05$ 。基于 1992 年第一个月到 2009 年第十二个月的货币增长率数据, 由式估计得到 $\rho_g = 0.42$, 标准差 $\sigma_g = 0.057$ 。基于 1992 年第一月到 2009 年第十二个月的货币供给水平数据, 由式估计得到, $\rho_M = 0.80$, 标准差为 $\sigma_M = 0.27$ 。关于外国 (世界) 经济冲击, 出于数据可得性和经济意义等两方面的考虑, 我们主要基于美国的相关文献进行参数校准, 根据 McCallum & Nelson (1999), 设定 $\rho_{y^*} = 1.0$ 和 $\sigma_{y^*} = 0.02$; 根据

³⁰ McCallum & Nelson (1999) 对消费跨期替代弹性的估计为 $1/6$, 对应 $\sigma = 6$; 而 Fuhrer (2000) 基于美国数据分别采用全信息最大似然估计法和 GMM 估计法得到的 σ 为 6.11 和 13.02。

Rotemberg & Woodford (1999)、Christiano et al. (2005), 设定 $\rho_{\pi^*} = 0.83$ 和 $\sigma_{\pi^*} = 0.07$; 根据 Clarida et al. (1999), 设定 $\rho_{R^*} = 0.79$ 和 $\sigma_{R^*} = 0.04$ 。假定国内家庭的偏好冲击和国外边际成本冲击均为白噪声过程: $\rho_v = 0.0$ 和 $\rho_{MC^*} = 0$, 根据 Fuhrer (2000) 的估计, 设定 $\sigma_v = 0.011$ 和 $\sigma_{MC^*} = 0.05$ 。根据 Taylor (1993), 设定风险溢价冲击的参数为 $\rho_{\kappa} = 0.50$ 和 $\sigma_{\kappa} = 0.04$ 。基于月度数据的考虑, $\rho_A = 0.93$ (胡永刚、刘芳, 2007), 标准差 σ_A 为 0.021。

(二) 模型求解

首先求解优化问题得到动态均衡系统, 然后对该均衡系统在其稳态处进行对数线性化, 并进行数值模拟, 由此便可以得到在货币政策等各种外生冲击下经常账户、人民币汇率³¹和通货膨胀率的脉冲反应。与实证分析相一致, 模型中名义汇率的脉冲响应也是累积的。

(三) 脉冲反应实验和模型校验

1. 名义利率冲击下的脉冲反应

首先, 考察固定汇率制下央行加息的宏观经济效应, 如图 4 所示, 这里横轴表示月度, 纵轴表示各经济变量偏离稳态的百分比 (下同)。当央行加息 100 个基点时, 伴随着当期一国货币实际升值, 经常账户表现出极短期内 (3 个月) 改善之后恶化的动态特征, 即存在 “J 曲线效应”; 实际有效汇率当期升值后立刻贬值, 并缓慢收敛到初始稳态水平; 累积名义汇率当期升值后, 持续升值到新的稳态水平, 以上均与图 1 中的经验事实相当吻合, 解释了 “远期贴水偏差之谜”。然而, 通货膨胀率当期却是下降的, 因而无法解释 “价格之谜”。

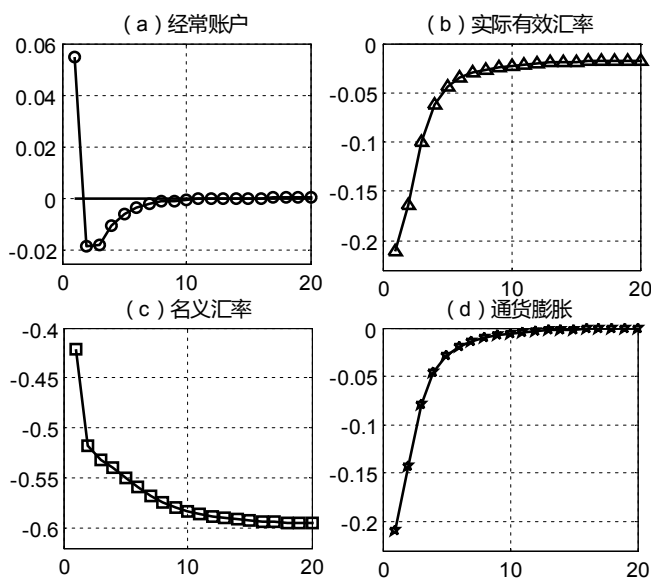


图 4 固定汇率制下央行加息时各变量的脉冲反应

³¹ 特别注意, 这里的实际有效汇率提高, 表示本币贬值, 这与文中实证部分的实际有效汇率定义相反。

其次,考察有管理的浮动汇率制下央行加息的宏观经济效应,具体可分为盯住名义汇率的管理浮动制(机制1)和盯住名义汇率波动的管理浮动制(机制2),分别如图5、图6所示。在汇率机制1下(图5),当央行加息100个基点时,伴随着当期一国货币实际升值,经常账户表现出极短期内(3个月)改善之后恶化的动态特征,即存在“J曲线效应”;实际有效汇率当期升值后,立刻贬值,且呈“倒驼峰”形态缓慢收敛到初始稳态水平,以上均与图1中的经验事实相当吻合。然而,名义汇率当期升值且小幅滞后超调后、持续贬值回归稳态的动态反应和通货膨胀率当期下降的动态反应,同样无法解释图1中的“远期贴水偏差之谜”和“价格之谜”。在汇率机制2下(图6),当央行加息100个基点时,伴随着当期一国货币实际升值,经常账户表现出极短期内(3个月)改善之后恶化的动态特征,即存在“J曲线效应”;实际有效汇率当期升值后立刻贬值,并缓慢收敛到初始稳态水平;名义汇率当期升值后,持续升值到新的稳态水平,以上均与图1中的经验事实相当吻合,解释了“远期贴水偏差之谜”。然而,通货膨胀率当期下降,因而无法解释“价格之谜”。

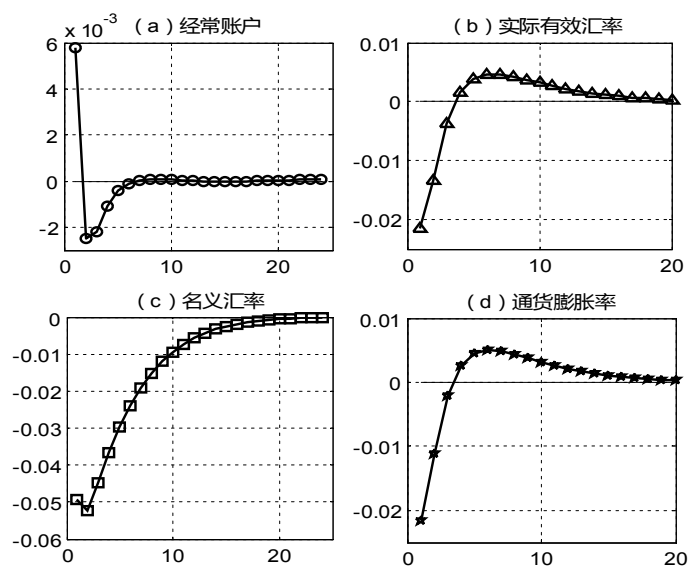


图5 有管理的浮动汇率机制1下,央行加息时各变量的脉冲反应

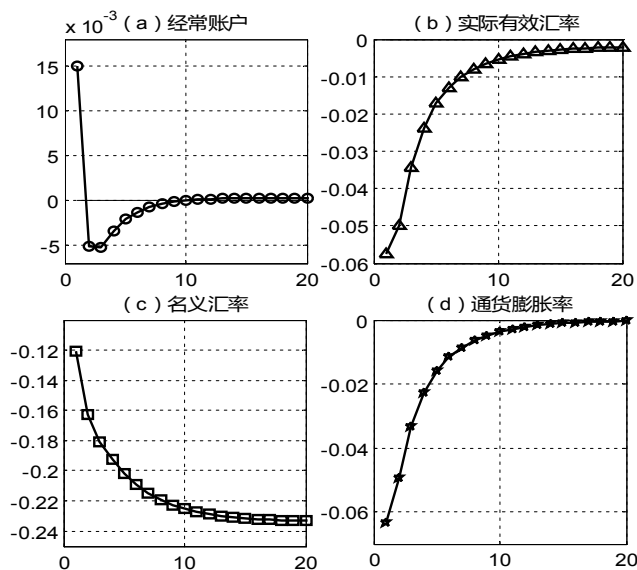


图6 有管理的浮动汇率机制2下，央行加息时各变量的脉冲反应

最后，考察浮动汇率制下央行加息的宏观经济效应，如图7所示。当央行加息100个基点时，伴随着当期一国货币实际升值，经常账户表现出极短期内（3个月）改善之后恶化的动态特征，即存在“J曲线效应”；实际有效汇率当期升值后，立刻贬值，且呈“倒驼峰”形态缓慢收敛到初始稳态水平，以上均与图1中的经验事实相当吻合。然而，名义汇率当期升值后、持续贬值回归稳态的动态反应和通货膨胀率当期下降的动态反应，无法解释图1中的“远期贴水偏差之谜”和“价格之谜”。

综上所述，固定汇率制和盯住名义汇率波动的有管理的浮动汇率制，可以较好的解释央行加息时，中国经常账户的先改善后恶化的倒“J曲线效应”、人民币实际有效汇率的“超调”特征、人民币名义汇率的“远期贴水偏差之谜”和通货膨胀惯性。然而，无法解释加息时通货膨胀上升的“价格之谜”。

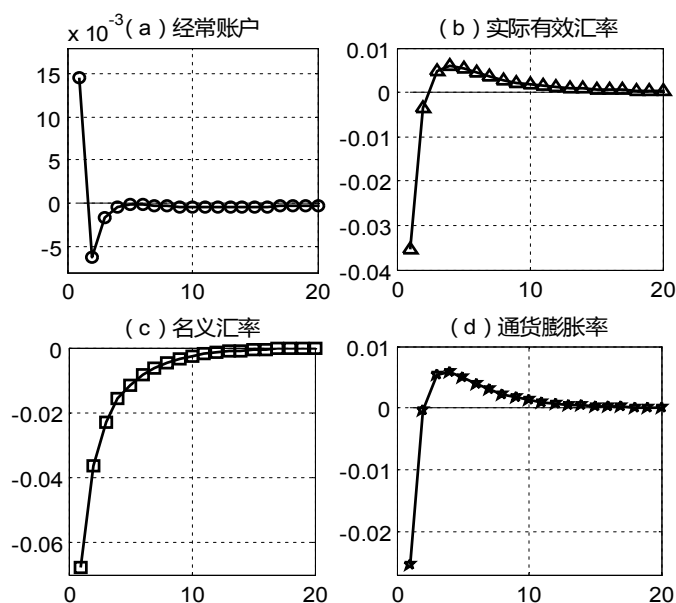


图7 浮动汇率制下央行加息时各变量的脉冲反应

2. 货币增长率冲击下的脉冲反应

如图8所示,当央行实施提高货币增长率的扩张性货币政策时,伴随着一国货币实际贬值,经常账户在极短期(3个月)内表现出当期改善后恶化的动态特征,此时经常账户不存在“J曲线效应”;实际有效汇率当期贬值后持续升值回归稳态;累积名义汇率持续升值到新的稳态水平;通货膨胀率当期提高后呈“驼峰”形态调整,表现出极强的持续性,以上均与图2中的经验事实相一致。由此可见,在央行的货币增长率政策下,本文模型可以有效地解释经常账户的非“J曲线效应”、人民币实际有效汇率的“汇率超调”和通货膨胀惯性等经验事实。

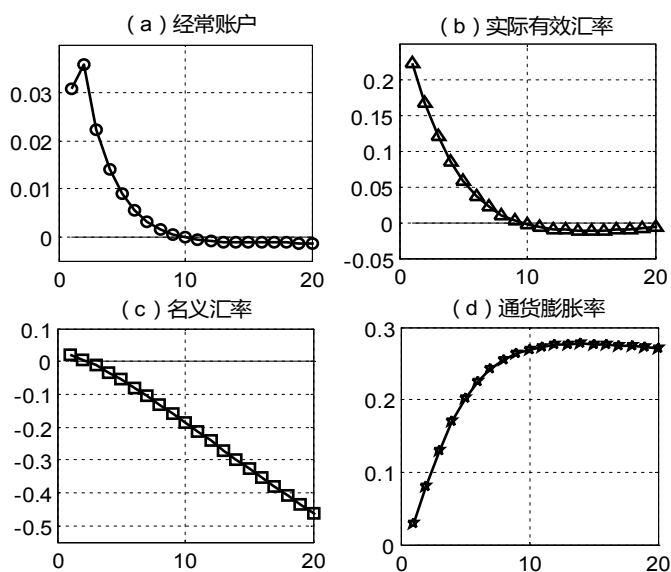


图8 货币增长率正向冲击下各变量的脉冲反应

3. 货币供给水平冲击下的脉冲反应

如图 9 所示, 当央行实施增加货币供给水平的扩张性货币政策时, 伴随着一国货币实际贬值, 经常账户在极短期内 (3 个月) 表现出当期恶化后改善, 此时经常账户存在 “J 曲线效应”; 实际有效汇率当期贬值后, 向下驼峰调整后回到稳态; 累积名义汇率当期贬值后持续贬值到新的稳态水平; 通货膨胀率当期上升后呈 “驼峰” 形态调整, 具有通胀惯性, 以上均与图 2 中的经验事实相一致。由此可见, 在央行的货币供给水平政策下, 所建模型可以有效地解释人民币实际有效汇率的 “汇率超调”、人民币名义汇率的 “远期贴水偏差之谜” 和通货膨胀惯性等经验事实; 而且, 从长期来看, 也可以在一定程度上解释经常账户的 “J 曲线效应”。

根据以上对模型经济和经验事实的拟合分析, 可以发现: 在固定汇率制和盯住汇率波动的管理浮动汇率制下, 利率冲击模型、两类数量型货币冲击模型具有较好的现实解释能力, 这是与中国改革开放以来的汇率机制安排和货币政策实践相一致的。据此, 下文将基于中国加工贸易模型的开放经济模型, 引入上述汇率形成机制, 对不同货币政策的宏观效应进行模拟, 并分析其背后的货币政策传导机制。

为了使结论更加可靠, 我们对相关变量的脉冲反应进行了稳健性检验。具体的, 通过采用不同的模型结构参数来进行数值模拟³²: 选取价格粘性因子 θ 的随机取值区间为 $[0.25, 0.95]$, 表示企业最慢每 20 个月、最快约每 2 个月调价一次; 劳动供给弹性 $(1/\gamma_n)$ 的随机取值区间为 $(1/6, 2)$, 这意味着 $\gamma_n \in (0.5, 6)$; 真实货币余额需求弹性 $(1/\gamma_m)$ 的随机取值区间为 $(1/3, 2)$, 这意味着 $\gamma_m \in (0.5, 3)$; 家庭的习惯偏好因子 h 可取值 $[0.5, 0.8, 0.9]$ 。实验结果表明, 经常账户、汇率水平和通货膨胀的动态轨迹和运动方向均没有显著改变, 模型具有稳健性。

³² 我们在选择模型参数进行数值模拟时, 主要选取了具有代表性的数值, 例如习惯偏好因子之所以取 0.8 和 0.9, 主要是考虑到 Fuhrer (2000) 基于美国数据的估计结果。至于其他可能参数取值的稳健性模拟结果, 可向作者索取。

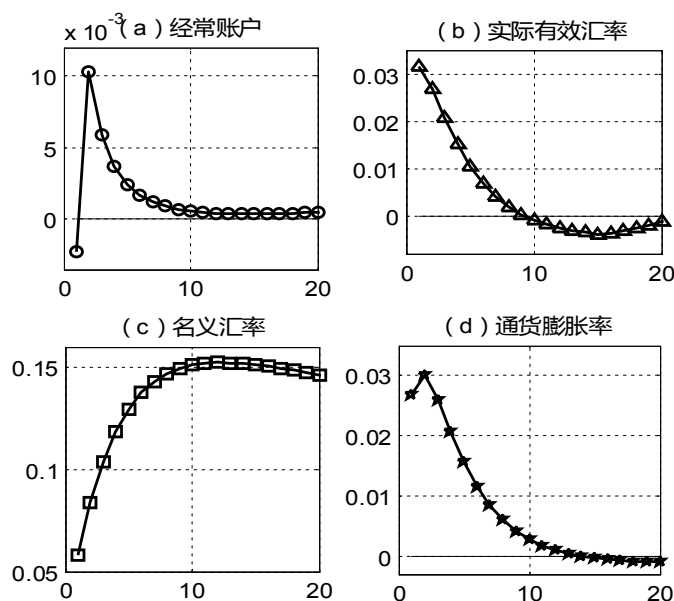


图9 货币供给水平正向冲击下各变量的脉冲反应

(四) “贸易收支弹性理论”检验和宏观经济模拟

关于一国汇率变动与经常账户动态关系的经典理论，主要是指贸易收支弹性理论（马歇尔-勒纳条件）和“J曲线效应”，前者是对汇率和经常账户之间动态关系的比较静态分析，后者则给出了二者随时间变动的动态描述。具体到人民币汇率和经常账户的动态关系研究，国内存在承认贸易收支弹性理论的相关研究（张曙光，2005；卢向前和戴国强，2005；封思贤，2007；刘荣茂等，2007；刘尧成等，2010）和否认贸易收支理论适用于中国的研究（谢建国和陈漓高，2002；扬帆等，2007；林毅夫，2007；贺力平，2008）。由此可见，关于汇率变动和经常账户之间的动态关系研究存在截然相反的两种结论，我们认为可能的解释原因在于存在同时影响二者的第三方共同因素（例如技术冲击、货币政策冲击等），本文着重从货币政策的视角探讨贸易收支弹性理论（马歇尔-勒纳条件）和“J曲线效应”是否能够解释汇率和经常账户的动态关系。

根据本文第二部分的经验事实可知，在名义利率正冲击下，伴随着当期人民币实际有效汇率（RMB REER）的升值，经常账户当期改善后恶化；同时根据参数校准可知，进出口商品的需求弹性之和为： $2 \times 1 / (1 - \nu_1) = 0.67 < 1$ ，因而不满足“马歇尔-勒纳条件”³³，这是由中国以加工贸易为主的进出口商品的需求弹性相对较低所决定的，这表明“贸易收支弹性理论”成立，且存在汇率滞后影响经常账户的“J曲线效应”。在货币增长率正冲击下，伴随着 RMB

³³ 我们通过设定 $\nu = 0.5$ （此时进出口需求弹性之和为 $4 > 1$ ，满足“马歇尔-勒纳条件”），对不同货币政策冲击下实际有效汇率和经常账户变动的“贸易收支弹性理论”进行了稳健性检验，结论同样成立。具体模拟结果可向作者索取。

REER 贬值，经常账户当期改善后恶化，这表明“贸易收支弹性理论”和“J 曲线效应”均不成立。在货币供给水平正冲击下，伴随着 RMB REER 贬值，经常账户当期恶化后改善，这又表明“贸易收支弹性理论”和“J 曲线效应”均成立。“贸易收支弹性理论”和“J 曲线效应”二者都是关于汇率变动与经常账户之间因果关系的经济理论，但从本文的分析来看，汇率与经常账户背后有共同的第三方影响因素，二者之间更多的是互动关系，而非因果关系，因为汇率变动是经济系统中的内生变量，而非外生冲击。

由此可见，“贸易收支弹性理论”和“J 曲线效应”成立与否，不能一概而论，关键取决于货币政策冲击的类型，这与 Mendoza（1995）的研究相一致。

鉴于美国货币政策、国际金融危机和全球经济复苏对中国宏观经济运行的重要影响，我们基于中国加工贸易模式的开放经济模型，考察以上外部经济冲击对中国经常账户、人民币汇率和通货膨胀率等的动态效应，如图 10~图 12 所示。

如图 10 所示，当美国实施降低利率（ R_t^* 下降）的宽松性货币政策时，国内经常账户当期恶化，长期趋向于初始稳态水平；本国实际有效汇率当期升值，之后表现出明显的贬值趋势；本国名义汇率当期升值后，将持续升值到新的稳态水平；通货膨胀率表现出当期上涨，之后经历“驼峰”形态向下偏离稳态的调整后回到初始水平，短期内出现通货紧缩。事实上，2008 年美国等主要经济体实施低利率的经济刺激政策后，中国在 2008~2009 年间的经常账户恶化后同比下降有所减少、人民币对美元名义汇率持续升值 0.09%、通货膨胀率则由 2008 年的 5.9% 下降为 2009 年的 -0.7%。由此可见，中国经济运行的实际情况与本文的模型模拟具有相当的一致性，这也进一步说明本文所构建的中国加工贸易开放经济模型具有较强的现实解释能力。

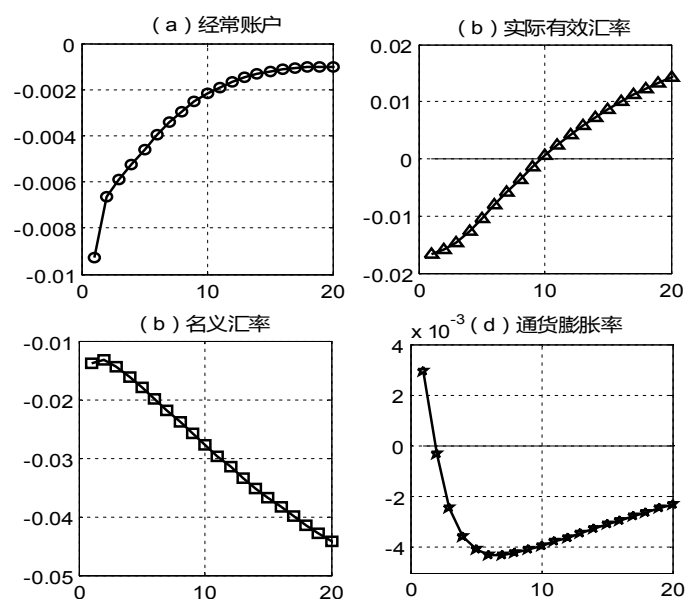


图 10 美国降息的宽松货币政策冲击下各变量的脉冲反应

如图 11 所示,当爆发国际金融危机时(风险溢价 κ_t 提高),国内经常账户当期显著下降,经 10 个月的调整后回到初始稳态水平;本国实际有效汇率当期大幅升值后持续贬值回归初始稳态,表现出“汇率超调”的动态特征;本国名义汇率当期显著升值后持续贬值,然而长期中没有回到初始水平,而是达到升值后的新稳态水平;国内通货膨胀水平当期上升,之后呈“驼峰”形态向下偏离稳态调整后回到初始水平,短期内出现通货紧缩。根据 2008 年 9 月后国际金融危机急剧恶化并在 2009 年蔓延波及中国的实际经济变动,可知:国际金融危机是导致中国经常账户顺差锐减、人民币名义汇率持续大幅升值、2009 年出现通货紧缩等宏观经济变动的重要外部经济因素。

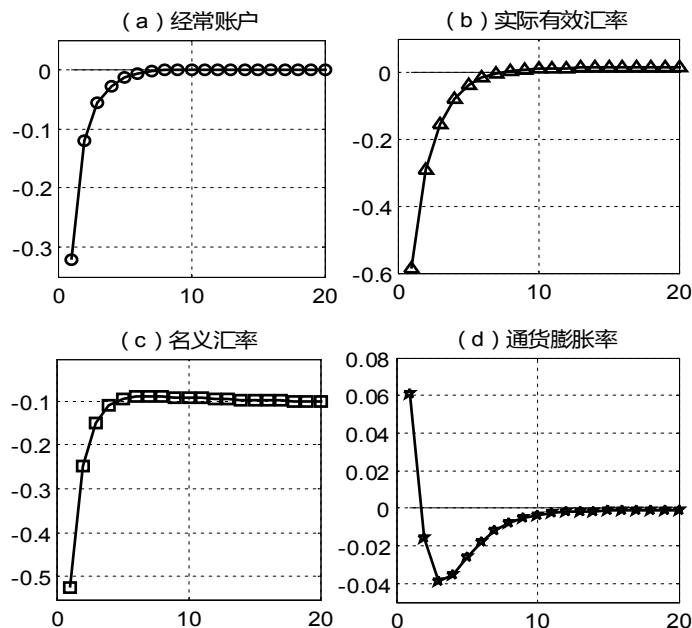


图 11 国际金融危机冲击下各变量的脉冲反应

鉴于以上宏观经济模拟与中国实际经济变动的一致性,在当前全球经济整体复苏但不确定性仍然存在的情况下,基于本文模型进行宏观经济模拟,有助于正确判断未来经济走势,形成关于未来中国经济运行的理性预期,从而增强货币政策实施的前瞻性、针对性和有效性。如图 12 所示,当全球经济复苏时 (Y_t^* 提高),国内经常账户当期改善,并持续 15 个月后回到初始稳态水平;本国实际有效汇率当期小幅升值后将持续升值到新的稳态水平;本国名义汇率当期微弱贬值后持续贬值到新的稳态水平;通货膨胀率当期提高后缓慢回到初始水平。这意味着,全球经济复苏在改善国内经常账户的同时,也会带来人民币实际有效汇率持续升值的压力³⁴和通货膨胀压力。

³⁴ 我们注意到,全球经济复苏在引起本币实际升值的同时,本币名义汇率贬值且经常账户改善,这一方面进一步说明经常账户和汇率之间的关系,需要具体考察外生冲击的类型;另一方面表明全球经济复苏对国内经济的传导机制较为复杂,由于这并非本文所讨论中国货币政策传导机制的重点,因而此处不做分析。

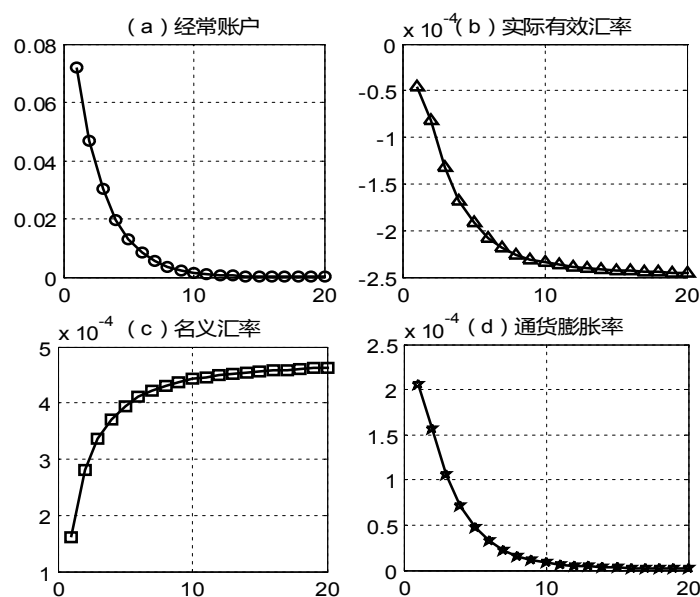


图 12 全球经济复苏冲击下各变量的脉冲反应

五、传导机制分析和政策建议

根据模型的校验分析,我们将在引入固定汇率制和盯住汇率波动的管理浮动汇率制的基础上,基于中国加工贸易模式的开放经济模型,分析中国货币政策导致经常账户的“J 曲线效应”、人民币实际有效汇率超调、人民币名义汇率的“远期贴水偏差之谜”和通货膨胀惯性的货币政策传导机制,并据此给出政策建议。

(一) 基于中国加工贸易经济模型的传导机制分析

首先,分析在不同货币政策冲击下,经常账户的“J 曲线效应”中所蕴含的不同传导机制。当央行实施加息的货币政策时,一方面,本国利率提高引起外国资本流入,通过在国际资本市场上投资本币而使本币升值,此时意味着外国商品和劳务的价格相对较低(贸易条件改善),从而将增加进口、减少出口(经常账户恶化),这称为汇率变动的“支出转换效应”(Expenditure switching effect);另一方面,加息作为紧缩性货币政策,将减少实际产出和居民可支配收入,从而将减少进口,导致贸易平衡的改善,这称为汇率变动的“收入吸收效应”(Income absorption effect)。由此可见,当期经常账户的变动取决于加息后的“支出转换效应”和“收入吸收效应”的相对大小:如果支出转换效应相对较大,则经常账户恶化;如果收入吸收效应较大,则经常账户改善,即存在“J 曲线效应”,此时本币升值将滞后恶化经常账户。同时,由于家庭存在消费习惯、企业定价存在价格粘性,这导致经济中的消费、生产行为在短期内存在“粘性”,进出口量保持不变;但是由于本币贬值,从而以外国货币计

价的出口收入减少，以本币计价的进口支出增加，进而产生贸易平衡先恶化后改善的 J 曲线效应，又称为经常账户的“时滞效应”。值得注意的是，基于参数校准可知，本币贬值改善经常账户的马歇尔-勒纳条件并不满足，因而本币升值并不能当期恶化经常账户；同时，出于加息下对未来本币升值的预期，作为加工贸易厂商的本国进口商将减少订货，进一步改善了当期经常账户。由此可见，央行加息影响经常账户的传导机制主要包括：消费习惯、价格粘性，以及贸易条件变动的“支出转换效应”和“收入吸收效应”。

当央行增加货币供给量时，将降低名义利率，进而通过利率变动影响经常账户的传导机制，同样产生经常账户的“J 曲线效应”。然而，对于货币增长率的货币政策冲击而言，此时将产生更大的流动性效应，即相对于货币供给水平冲击而言，名义利率下降的更多，这是由货币增长率的一次性变动可以更持久的改变货币供给水平。因而，当名义利率大幅度下降时，本币贬值产生的“支出转换效应”将超过“收入吸收效应”，国内居民将增加出口、减少进口，从而当期改善经常账户。由此可见，经常账户在货币增长率冲击下不存在“J 曲线效应”的原因在其流动性效应（Liquidity effect）。

其次，分析人民币实际有效汇率“超调”的货币政策传导机制。由于本文模型含有价格粘性，且在资本项目管制下具有小国开放经济的特征，因而可以用 Dornbusch（1980）所提出的“汇率超调”模型加以解释。具体而言，当经济受到货币政策冲击时，由于存在价格粘性，商品市场价格的调整速度较慢，呈粘性状态；而在汇率波动预期和资本流动的条件下，金融市场的价格调整速度较快，因此实际有效汇率对货币政策冲击的反应较快，偏离了在价格完全弹性情况下调整到位后的购买力平价汇率，出现汇率超调，经过一段时间后，当商品市场的价格充分调整后，汇率则回归到初始稳态水平。根据风险溢价的利率平价公式：

$R_t - R_t^* = E_t \hat{S}_{t+1} - \hat{S}_t + \kappa_t$ 可知，当本国实施加息的紧缩性货币政策时， $R_t - R_t^* > 0$ ，导致本币当期升值（ $\hat{S}_t$ 下降）；同时，这将伴随着 $E_t \hat{S}_{t+1} - \hat{S}_t > 0$ ，即远期汇率将贬值，这也为汇率超调提供了理论支持。由此可见，货币政策冲击导致人民币实际有效汇率超调的传导机制主要在于：价格粘性下的资本流动（Capital mobility）和预期（Expectations）。

再次，分析人民币名义汇率存在“远期贴水偏差”之谜的货币政策传导机制。如果无抛补利率平价成立，那么本国加息将导致本币当期升值后的持续贬值，因为本国较高的利率水平意味着本币将远期贴水。然而本文实证研究发现：在央行货币政策冲击下，国内资产的正利率差（Positive interest differentials on domestic asset, $R_t - R_t^*$ ）伴随着本币的持续升值，大约可持续 24 个月，因而“远期贴水偏差”之谜又称为汇率的“滞后超调”（Delayed

overshooting)。对此,我们认为主要是由于风险溢价的存在,使得远期汇率不能为未来即期汇率的变动提供无偏差的预测。根据风险溢价的利率平价公式: $R_t - R_t^* - \kappa_t = E_t \hat{S}_{t+1} - \hat{S}_t$ 可知,当风险溢价超过超过本国利率差 ($R_t - R_t^* - \kappa_t < 0$) 时,这将伴随着 $E_t \hat{S}_{t+1} - \hat{S}_t < 0$, 即远期汇率将持续升值。由此可见,货币政策冲击导致人民币名义汇率“滞后超调”的传导机制主要在于风险溢价。

最后,分析通货膨胀惯性的货币政策传导机制³⁵。本文采用新凯恩斯菲利普斯(NKPC)曲线来讨论通货膨胀的动态性质。传统的菲利普斯曲线为: $\pi_t = \omega(L)\pi_{t-1} + \phi(L)\hat{y}_t + \varphi(L)\hat{z}_t + \xi_t$, 其中 $\omega(L)$ 、 $\phi(L)$ 和 $\varphi(L)$ 是滞后算子 L 的多项式, π_t 为通货膨胀率, $\hat{y}_t$ 为产出相对趋势的偏离, $\hat{z}_t$ 为其他相关变量,如失业率相对自然失业率的偏离。传统的菲利普斯曲线有两个特征:(1)、过去的通货膨胀率决定当期的通货膨胀率,经济主体表现出后顾式决策(Backward-looking);(2)、当期的通货膨胀率与当期的产出正相关。本文采用前瞻后顾式的混合菲利普斯曲线(HNKPC): $\pi_t = 1/(1+\beta)\pi_{t-1} + \beta/(1+\beta)E_t \pi_{t+1} + (1-\beta\theta)(1-\theta)/[(1+\beta)\theta]\widehat{MC}_t$, 这与 Gali & Gertler (1999) 的研究相一致。

显然,该混合新凯恩斯菲利普斯曲线表明:在经济中既存在部分企业采取前瞻式(Forward-looking)价格决策,又有部分企业采取后顾式价格决策³⁶。直观上讲,厂商在制定本期价格时,同时考虑了过去的价格水平和未来的成本,并总是在修订以前在价格成本加成预期时的偏差,强调了真实边际成本在价格决定中的作用。

在粘性价格模型中,当央行实施扩张性货币政策冲击时,短期内价格不变,引起真实货币余额增加,从而真实利率下降,于是边际效用降低,消费增加,需求增加,刺激厂商增加供给以满足需求,厂商劳动和资本需求增加,要素成本上升,此时厂商的最优选择是提高价格。然而,由于存在粘性价格,只有部分厂商能及时调整价格,因而通货膨胀的攀升将有一个缓慢释放的过程,表现为通货膨胀惯性。

(二) 政策建议

通过引入消费习惯、投资调整成本、价格粘性和加工贸易等中国现实经济因素,本文的加工贸易开放经济模型较好的解释了货币政策下经常账户、人民币汇率和通货膨胀等动态变动的经验事实,因而中央银行在评估其可能的政策效果和实施货币政策时,应该具体考察货

³⁵ 可参见 Fuhrer & Moore (1995)。

³⁶ 薛鹤翔(2010)认为前瞻后顾式混合菲利普斯曲线符合中国经济实际,并据此研究了中国的产出持续性。

币政策的传导机制，特别是要考虑到以上因素的经济效应及其对货币政策传导机制的影响。如上所述，经常账户的变动依赖于货币政策冲击的类型，货币政策对人民币实际汇率和名义汇率的传导机制存在差异，而通货膨胀具有明显的惯性特征，因而央行在实施货币政策时应该根据调控目标具体选择货币政策工具，增强货币政策实施的针对性、灵活性和有效性。

首先，由于在利率政策和货币供给水平政策下，经常账户存在滞后的“J曲线效应”，因而采用货币增长率政策可以更加有效地调控经常账户平衡状况。国际金融危机爆发以来，受国内外经济基本面变化的影响，2009年中国经常项目顺差同比下降35%，对此中国人民银行执行了适度宽松的货币政策，2009年M2和M1增速总体呈上升势头，上半年加速态势更为明显，其中广义货币供应量M2同比增长27.7%，狭义货币供应量M1同比增长32.4%，从而有效的改善了经常账户，截止到2010年第2季度经常项目顺差有所回升并超过第一季度³⁷。

其次，由于货币政策对人民币实际有效汇率存在“超调”、对人民币名义汇率存在“滞后超调”，因而实施货币政策时应该关注对人民币汇率波动的影响。对此，应该进一步完善以市场供求为基础、参考一篮子货币的人民币汇率形成机制，增强人民币汇率弹性，通过实施盯住人民币汇率波动的有管理的浮动汇率制，对人民币汇率浮动进行动态管理和调节，保持人民币汇率在合理均衡水平上的基本稳定。由于高端产品的汇率传递系数较小，因而以市场供求为基础的人民币汇率形成机制，可以引导投资从劳动密集型部门向资本密集和高附加值的部门流动，从而推动贸易结构升级。

最后，由于中国经济中通货膨胀具有明显的惯性特征，对此需要特别关注影响通货膨胀的因素，包括全球经济金融形势，主要发达经济体的货币政策和本国货币供给水平等。目前，国际经济复苏还比较缓慢，我国经济增长较快，通胀预期和价格上行压力不容忽视。受经济复苏不确定性因素的影响，全球各经济体的政策退出较为谨慎，随着原有刺激措施逐步到期，发达经济体开始推出新的经济刺激措施，全球流动性和货币条件仍将宽松，主要经济体将持续放松货币刺激经济的预期强烈，大量资金可能向增长较快的新兴经济体流入。在流动性充裕和通胀预期较强的大背景下，富余资金必然寻找各种途径和出口，潜在的通胀压力须高度关注。由于不同货币政策的宏观效应存在差异，因而需要综合运用多种货币政策工具，合理安排货币政策工具组合、期限结构和操作力度。货币供给要加强流动性管理，使之既要满足经济发展的合理资金需求，又要为价格总水平的基本稳定创造良好的货币环境。由于通货膨

³⁷ 数据来源于《中国货币政策执行报告—2009年第四季度》和《中国货币政策执行报告—2010年第三季度》，中国人民银行网站：www.pbc.gov.cn。

胀存在惯性,所以要切实管理好通胀预期;当通货膨胀惯性加速时,应该由政府进行价格干预,尽管会损失一部分微观经济效率,但对于控制通货膨胀惯性、稳定通货膨胀预期而言,是可以承受的。

六、结 论

本文基于中国宏观经济月度数据,运用结构向量自回归模型,得到中国货币政策冲击对经常账户、人民币汇率和通货膨胀率的动态效应,表现为人民币实际有效汇率存在“汇率超调”,人民币名义汇率存在“远期贴水偏差”,通货膨胀具有惯性,经常账户的“J曲线效应”取决于货币政策冲击类型等经验事实。然后,本文基于加工贸易、消费习惯、粘性价格和投资调整成本等中国经济的现实特征,构建中国加工贸易开放经济模型,在校准和估计模型结构参数的基础上,进行了数值模拟,发现:在固定汇率制和盯住汇率波动的管理浮动汇率制下,中国加工贸易开放经济模型下的利率政策模型、两类数量型货币政策模型均可以较好的拟合上述三个经验事实,这与中国人民银行当前同时采用价格型货币政策和数量型货币政策的现实相一致。最后,基于中国加工贸易开放经济模型,我们模拟了美国货币政策变动、国际金融危机和全球经济复苏等外部冲击对中国宏观经济运行的影响,并具体分析了引起经常账户、人民币汇率和通货膨胀变动的中国货币政策的国际传导机制。

我们主要得到如下研究结论。第一,关于中国货币政策规则和人民币汇率形成机制。一方面,改革开放以来,中国人民银行主要采用的是数量型货币政策,利率政策的传导机制还不完善;另一方面,有管理的人民币浮动汇率机制主要是盯住汇率波动,通过对人民币汇率浮动进行动态管理和调节,保持人民币汇率在合理均衡水平上的基本稳定。第二,关于中国货币政策的国际传导机制。货币政策对经常账户是否存在“J曲线效应”,取决于所实施的货币政策类型,即名义利率政策和货币供给水平政策通过消费习惯、价格粘性以及贸易条件的“支出转换效应”和“收入吸收效应”可以产生“J曲线效应”;而扩张性货币增长率政策的流动性效应占主导,当期降低利率、改善贸易平衡。货币政策通过价格粘性下的资本流动和预期导致人民币实际有效汇率超调,通过风险溢价机制导致人民币名义汇率“滞后超调”。货币政策下的通货膨胀惯性主要在于价格粘性下企业的前瞻后顾式定价机制。第三,美国货币政策、国际金融危机和全球经济复苏等世界经济金融形势对中国经常账户平衡、人民币汇率波动和通货膨胀水平具有重要影响。全球经济复苏在改善中国经常账户平衡状况的同时,也带来了短期内通货膨胀的压力。

上述结论对于正确认识开放经济条件下中国货币政策的传导机制，实施具有前瞻性、灵活性和针对性的货币政策，以改善贸易结构、稳定人民币汇率和管理好通货膨胀预期具有一定的借鉴意义。对此，需要稳步推进人民币利率市场化改革，畅通利率传导机制，提高采用利率工具调控经济的有效性；完善人民币汇率形成机制，在增加人民币汇率弹性的同时，充分发挥汇率走势在引导投资流向、改善贸易结构中的价格杠杆作用；关注发达经济体的经济刺激政策和全球经济复苏等影响价格的不确定性因素，加强通胀预期管理。最后，需要指出的是，虽然文中构建的模型较好的解释了央行加息对经常账户和人民币汇率的动态效应，但是无法解释通货膨胀当期上升的“价格之谜”，一种可能是利率的传导机制不畅，存在各种扭曲，如利率非市场化，因而可以考虑在利率市场化后采用经验事实考察和模型解释等两种研究方法，这将是本文未来的一个研究方向。

参考文献

- [1] 陈昆亭、龚六堂 (2006):《粘滞价格模型以及对中国经济的数值模拟》,《数量经济技术经济研究》第8期。
- [2] 封思贤 (2007):《人民币实际有效汇率的变化对我国进出口的影响》,《数量经济技术经济研究》第4期。
- [3] 冯春平 (2002):《政府货币冲击影响的不对称性研究》,《经济科学》第3期。
- [4] 贺力平 (2008):《人民币实际有效汇率与近年来中国经常账户顺差》,《金融研究》第3期。
- [5] 胡永刚、刘芳 (2007):《劳动调整成本、流动性约束与中国经济波动》,《经济研究》第10期。
- [6] 黄贇琳 (2005):《中国经济周期特征和财政政策效应——一个基于三部门 RBC 模型的实证分析》,《经济研究》第6期。
- [7] 李春吉、孟晓宏 (2006):《中国经济波动——基于新凯恩斯注意垄断竞争模型分析》,《经济研究》第10期。
- [8] 林毅夫 (2007):《关于人民币汇率问题的思考与政策建议》,《世界经济》第3期。
- [9] 刘斌 (2001):《货币政策冲击的识别及我国货币政策有效性的实证分析》,《金融研究》第7期。
- [10] 刘荣茂、何亚峰、黄烁 (2007):《人民币实际有效汇率波动对我国国际收支调节的有效性分析》,《金融研究》第4期。
- [11] 刘尧成、徐晓萍 (2010a):《供求冲击与我国经济外部失衡——基于 DSGE 两国模型的模拟分析》,《财经研究》第3期。
- [12] 刘尧成、徐晓萍 (2010b):《消费替代弹性、经济开放与中国经济外部失衡》,《统计研究》第4期。
- [13] 刘尧成、周继忠、徐晓萍 (2010c):《人民币汇率变动对我国贸易差额的动态影响》,《经济研究》第5期。
- [14] 刘远征、唐海滨 (2009):《货币供应传达对 CPI 的滞后性研究》,《统计与决策》第18期。
- [15] 卢向前、戴国强 (2005):《人民币实际汇率波动对我国进出口的影响 1994-2003》,《经济研究》第5期。
- [16] 陆军、舒元 (2002):《研究货币政策无效性命题在中国的实证研究》,《经济研究》第3期。
- [17] 欧阳志刚、王世杰 (2009):《我国货币政策对通货膨胀与产出的非对称反应》,《经济研究》第9期。
- [18] 盛松成、吴培新 (2008):《中国货币政策的二元传导机制_两中介目标_两调控对象_模式研究》,《经济研究》第10期。
- [19] 王大树, 1995:《对货币时滞的测算与分析》,《经济研究》第3期。

- [20] 王君斌 (2010):《通货膨胀惯性、产出波动于货币政策冲击——基于刚性价格模型的通货膨胀和产出的动态分析》,《世界经济》第3期。
- [21] 王君斌、王文甫 (2010):《非完全竞争市场、技术冲击和中国劳动就业——动态新凯恩斯主义视角》,《管理世界》第1期。
- [22] 王君斌、薛鹤翔 (2010):《扩张性货币政策能刺激就业吗?——刚性工资模型下的劳动力市场动态分析》,《统计研究》第6期。
- [23] 王君斌、郭新强、王宇 (2013):《中国货币政策的工具选取、宏观效应与规则设计》,《金融研究》第8期。
- [24] 王小鲁、樊纲 (2000):《我国工业增长的可持续性》,经济科学出版社。
- [25] 夏斌、廖强 (2001):《货币供应量已不宜作为当前我国货币政策的中介目标》,《经济研究》第8期。
- [26] 谢建国、陈漓高 (2002):《人民币汇率与贸易收支:协整研究与冲击分解》,《世界经济》第9期。
- [27] 谢平、袁沁 (2003):《我国今年利率政策的效果分析》,《经济研究》第5期。
- [28] 薛鹤翔 (2010):《中国产出的持续性——基于刚性和刚性工资模型的动态分析》,《经济学(季刊)》第4期。
- [29] 杨帆、陈明生、董继华、郭玉江 (2007):《人民币升值压力根源探究》,《管理世界》第9期。
- [30] 袁伟彦、李文溥 (2010):《中国货币政策的汇率传递效应及形成机制——基于SVAR与动态一般均衡(DGE)模型的分析》,《经济研究》第12期。
- [31] 张军 (2002):《资本形成、工业化与经济增长:中国的转轨特征》,《经济研究》第6期。
- [32] 张曙光 (2005):《人民币汇率问题:升值及其成本—收益分析》,《经济研究》第5期。
- [33] Abel, A. and O. Blanchard. "An Intertemporal Equilibrium Model of Savings and Investment." *Econometrica*, 1983, 51, pp. 675-692
- [34] Baxter, M and Crucini, M. J. "Explaining Saving-Investment Correlations." *American Economic Review*, 1993, 83(3), pp.416 - 36.
- [35] Benigno, G. and Benigno, P. "Exchange Rate Determination under Interest Rate Rules." *Journal of International Money and Finance*, 2008, 27, pp. 971-993.
- [36] Bernanke, B. S. "Alternative Explanations of the Money Income Correlation." *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 1986, pp. 49-100.
- [37] Blanchard, O. J. and Watson, M. W. "Are Business Cycles All Alike?." in Robert J. Gordon, ed., *The American Business Cycle*, University of Chicago Press, 1986.
- [38] Calvo, G. "Staggered Prices in A Utility Maximizing Framework." *Journal of Monetary Economics*, 1983,

- 12, pp. 383-398.
- [39] Carroll, C.D. ; Overland, J and Weil, D. N. "Saving and Growth with Habit Formation." FEDS, Working Paper No. 95-42, 1995.
- [40] Chari, V. V.; Kehoe, P. J and McGrattan, E. "Can Sticky-Price Models Generate Volatile and Persistent Real Exchange Rates?." NBER Working Paper No.7869, 2000.
- [41] Chow, G. C. and Li, K W. "China Economic Growth: 1952-1998." *Economic Development and Culture Change*, 2002, pp. 247-256.
- [42] Christiano, L. J.; M. Eichenbaum, and C. Evans . "Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy." *Journal of Political Economy*, 2005,113, pp.1-45.
- [43] Clarida, R.; Gali, J and Gertler, M. "The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective." *Journal of Economic Literature*, 1999, 37, pp. 1661-1707.
- [44] Cushman, D. O and Zha, T. "Identifying Monetary Policy in a Small Open Economy under Flexible Exchange Rates." *Journal of Monetary Economics*, 1997, 39, pp.433-448.
- [45] Dixit, A. and J. Stiglitz. "Monopolistic competition and optimum product diversity." *American Economic Review*, 1977, 67, pp.297-308.
- [46] Dornbusch, R. 1980, "Open Economy Macroeconomics." Basic Books, New York, NY.
- [47] Eichenbaum, M and Evans, C. "Some Empirical Evidence on the Effects of Monetary Policy Shocks on Exchange Rates." *Quarterly Journal of Economics*, 1995, 110, pp. 975-1010.
- [48] Fuhrer, J. and Moore, G. "Inflation persistence." *Quarterly Journal of Economics* , 1995,110 (1), 127–159.
- [49] Fuhrer, J. C. "An Optimization-Based Model for Monetary Policy Analysis: Can Habit Formation Help?." Federal Reserve Bank of Boston, Manuscript, 2000.
- [50] Gali, J. and M. Gertler. "Inflation Dynamics: A Structural Econometric Analysis." *Journal of Monetary Economics*, 1999, 44, pp. 195–222.
- [51] Goldberg, P. K and Knetter, M. M. "Goods Prices and Exchange Rates: What Have We Learned?." NBER Working Paper No.5862, 1996.
- [52] Grilli, V. and Roubini, N. "Liquidity and Exchange Rates: Puzzling Evidence from the G-7 Countries." Yale University , Working Paper, 1995.
- [53] Hansen, L. P and Singleton, K. J. "Efficient Estimation of Linear Asset-pricing Models with Moving Average Errors." *Journal of Business and Economic Statistics* , 1996, 14, pp. 53–68.

- [54] Hayashi, F. "Tobin's Marginal q and Average q: A Neoclassical Interpretation." *Econometrica*, 1982, 50, pp. 213-224.
- [55] Ivrendi, M and Guloglu, B. "Monetary Shocks, Exchange Rates and Trade Balances: Evidence from Inflation Targeting Countries." *Economic Modelling*, 2010, 27, pp. 1144-1155.
- [56] Kim, S. "International Transmission of U.S. Monetary Policy Shocks: Evidence from VARs." *Journal of Monetary Economics*, 2001, 48, pp.339-372.
- [57] Kim, S and Roubini, N. "Exchange Rate Anomalies in the Industrial Countries: A Solution with a Structural VAR Approach." *Journal of Monetary Economics*, 2000, 45, pp.561-586.
- [58] Kollmann, R. "Explaining International Comovements of Output and Asset Returns: The Role of Money and Nominal Rigidities." Manuscript, IMF, 1997.
- [59] Kollmann, R. "The Exchange Rate in A Dynamic-Optimizing Current Account Model with Nominal Rigidities: A Quantitative Investigation." Manuscript, IMF, 1999 .
- [60] Koray, F and McMillin, W. D. "Monetary Shocks, the Exchange Rate, and the Trade Balance." *Journal of International Money and Finance*, 1999, 18(6), pp.925-940.
- [61] Lane, P. R. "Money Shocks and the Current Account." In: Calvo, D., Dornbusch, R., Obstfeld, M. (Eds.), *Money, Factor Mobility and Trade: Essays in Honor of Robert Mundell*. MIT Press, Cambridge, MA, 2001, pp. 385-412.
- [62] Lucas, R. E. Jr. and E. Prescott. "Investment under Uncertainty." *Econometrica*, 1971, 39, pp. 659-681.
- [63] McCallum, B., "Robustness properties of a rule for monetary policy." Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 1988,29, pp.173-203.
- [64] McCallum, B. T and Nelson, E. "Nominal Income Targeting in An Open-Economy Optimizing Model." *Journal of Monetary Economics*, 1999, 43, pp. 553-578.
- [65] McKibbin, W. J and Vines, D. "Modelling the Reality: The Need for Both Intertemporal Optimization and Stickiness in Real World Policy Models", *Oxford Review of Economic Policy*, 2000, 16, pp. 106-37
- [66] Mehrotra, A and Sánchez-Fung, J. R. "China's monetary policy and the exchange rate." Federal Reserve Bank Of San Francisco, Working Papering Series 19, 2010.
- [67] Mendoza, E. G. "The Terms of Trade, the Real Exchange Rate, and Economic Fluctuations." *International Economic Review*, 1995, 36, pp. 101-137.
- [68] Nadenichek, J. "The J-Curve Effect: An Examination Using A Structural Vector Error Correction Model." *International Journal of Applied Economics*, 2006, 3(2), pp. 34-47.

- [69] Roberts, J. M. . “New Keynesian Economics and the Phillips Curve.” *Journal of Money, Credit and Banking*, 1995, 27(4), pp. 975-84.
- [70] Rotemberg, J and Woodford, M. “The Cyclical Behavior of Prices and Costs.” NBER Working Papers No. 6909, 1999.
- [71] Sack, B.. “Does the fed act gradually? A VAR Analysis.” *Journal of Monetary Economics* , 2000, 46, pp. 229 - 256.
- [72] Sims, C. A. “Macroeconomics and Reality.” *Econometrica*, 1980, 8, pp.1-48.
- [73] Sims, C. A. “Are Forecasting Models Useable for Policy Analysis?.” Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review, 1986, 10, pp.2-16.
- [74] Sims, C. A and Zha, T. “Error Bands for Impulse Responses.” *Econometria*, 1999, 67, pp. 1113-1155.
- [75] Singh, T. “India's Trade Balance: the Role of Income and Exchange Rates”, *Journal of Policy Modelling*, 2002, 24(5), pp. 437-452.
- [76] Smets, Frank and Wouters, Raf. “Openness, imperfect exchange rate pass-through and monetary policy.” *Journal of Monetary Economics*, 2002, 49(5), pp. 947-981.
- [77] Taylor, J.B. “Discretion versus Policy Rules in Practice.” Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 1993, 39, pp.195—214.
- [78] Woodford, M. “A Neo-Wicksellian Framework for the Analysis of Monetary Policy.” Manuscript, Princeton University, 2000.
- [79] Woodford, M. “Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy”, Princeton University Press, 2003.
- [80] Wu, Y. “Exchange Rates and Prices under Processing Trade: A Macroeconomic Analysis.” *Atlantic Economic Journal*, 2010, 38, pp.345—357.
- [81] Zhang, W. “China’s Monetary Policy: Quantity versus Price Rules.” *Journal of Macroeconomics*, 2009, 31, pp. 1-12.

【货币金融理论与政策】

美国广义量化宽松政策退出路径分析：一个中央银行资产负债表视角

刘澜飏¹ 贾飙² 张靖佳³

【提 要】本文从中央银行资产负债表视角，运用偏离一份额分析方法，对美国广义量化宽松政策的退出路径的实际情况进行分析。从资产项退出路径来看，美联储的退出路径以流动性工具退出为主，证券持有工具反复调整为辅，并在 QE3~QE4 期间加速退出。从负债项退出路径来看，美联储以结构效应退出为主，增长效应依然以商业银行存款准备金大幅增长为主。这表明美联储正逐步压缩非传统资产的规模，其资产结构向更为传统的证券持有工具回归；同时，美联储负债中的主要调节工具是商业银行存款准备金，其规模变化在政策退出过程中具有重要的参考意义。我国在 QE2~4 期间通过对汇率稳定性和国际资本流动的调整控制了美联储量化宽松政策对我国的溢出效应，增强了我国货币政策的独立性。为了应对美联储量化宽松政策退出带来的溢出效应，我国政府应继续增强对国际资本流动的控制，同时增大人民币汇率的调整空间。

【关键词】量化宽松政策；美联储资产负债表；退出路径

一、引言

2013 年 6 月 19 日，美联储主席伯南克正式将美联储广义量化宽松政策的退出提上议程，并建议在 2014 年中旬退出债券购买计划。此后，印度、印尼等新兴市场国家出现大规模的国际资本外流，致使其外汇和股票市场暴跌。同时，巴西、南非和土耳其等国家的抵押品市场受到负面影响。摩根斯坦利前任主席 Stephen Roach 甚至将这种政策退出所带来的新兴市场国家市场震荡称为“全球量化宽松政策退出危机”⁴，认为在过去的五年里，美联储量化宽松政策催生的天量流动性已经以逐利资本的形式流入利率较高的新兴市场国家，造成新兴市

¹ 刘澜飏，南开大学经济学院金融学系教授

² 贾飙，南开大学经济学院金融学系

³ 张靖佳，南开大学 APEC 研究中心

⁴ Stephen Roach, “The Global QE Exit Crisis”, Project Syndicate, September 25, 2013.

场国家经常项目赤字增加。随着量化宽松政策的退出以及联邦基金利率上升通道的开启,逐利资本流动的方向发生变化,造成新兴市场国家经常账户的逆转,进而面临金融危机的风险。然而,2014年10月30日美联储宣布将从11月开始退出债券购买计划,自2008年11月起的量化宽松政策至此暂时画上了句号。

那么,美联储的广义量化宽松政策是如何进入退出阶段的,其退出路径如何?该政策的退出是否会对我国造成相应的影响?目前,对这些问题的研究仍处于设想和推测阶段,缺少基于现实数据的实证分析,而基于美联储资产负债表的实证分析更是尚属空白。

从广义量化宽松政策的退出路径来看,国内外学者们提出了多种设想。2009年7月,伯南克在国会听证会上首次明确提出一种设想,并在同年10月和2010年2、3月对此进行补充,包括七个方面:(1)通过重新设计特别流动工具来降低借款者对这种工具的依赖;(2)使贴现窗口贷款回归正轨;(3)在机构债和房屋抵押证券到期时,由积极赎回改为消极赎回;(4)提高准备金利率;(5)为存款机构提供准备金范畴之外的短期存款;(6)通过准备金回购协议减少美联储持有准备金规模;(7)在传统公开市场操作中赎回或出售证券(Blinder,2009)。此后,学者们针对信贷和量化宽松政策的退出路径进行了激烈的讨论。Bagus(2009)认为美联储贸然减持国债和资产抵押证券会导致商业银行准备金减少,从而影响银行间市场的流动性。他提出美联储应该在减持资产抵押证券等非传统资产同时增持国债,以保证商业银行的准备金仍处于增长状态。当非传统资产不再作为银行在危机救助计划中获得国债的抵押品时,美联储所增持的国债也将从银行的资产负债表中消失,美联储的量化宽松政策随之退出。为了保证银行系统能够有效吸收资产抵押证券,防止再次出现流动性稀缺,美国可以通过政府注资或将美联储持有的非传统资产转化为银行股份来增强银行部门的流动性。Dujovne and Guidotti(2009)认为美联储应该通过公开市场操作减持国债来实现量化宽松政策的退出,同时逐步降低商业银行准备金要求,以保证基础货币的减少不会影响物价的稳定性。此外,美联储应在减少对商业银行的紧急贷款规模的同时,逐步减持非传统资产,并使这些资产的价值恢复到危机之前。同时,美联储需要治理银行的道德风险问题,让银行的行为预期回到危机之前的状态。Levy(2011)阐述了对美联储第二次量化宽松政策(QEII)的退出路径设想。首先,美联储应逐步减少购买国债和资产抵押证券的规模,以收窄信贷和量化宽松政策规模。其次,美联储应逐步减少商业银行准备金,从负债角度逐步退出量化宽松政策。随后,美联储可以运用固定利率全配额的准备金回购工具推高联邦基金利率,使利率进入上升通道。最后,美联储通过出售其持有的非传统资产收缩其资产负债表规

模。但是，目前为止，尚未有学者从美联储资产负债表变化考察美联储目前的广义量化宽松政策退出路径的实际选择。谭小芬（2010）认为美联储在执行广义量化宽松政策退出策略时有以下方法：一是缩小或停止短期流动性工具，包括对金融机构的流动性支持和短期债券的购买，这些工具在到期后会自动回收；二是提高联邦基金目标利率和支付给超额准备金的利率；三是借助其他工具（如逆回购协议、发行美联储债券，或直接出售长期国债、机构债和MBS），吸收银行资产负债表上大量存在的超额准备金，缩小美联储资产负债规模；四是道德劝说。

除广义量化宽松政策的退出路径设想外，美联储在政策退出过程中对中国等新兴市场国家产生的溢出效应也成为学术前沿和焦点。张礼卿（2011）指出美国的QE政策会导致大量的流动性流向新兴市场国家，吹涨资产价格泡沫、造成汇率升值并催生通货膨胀和经济过热风险。而当QE退出时，这些国家又会面临资本流动逆转和资产价格暴跌，严重情况下会导致银行危机或货币危机，类似于墨西哥危机和亚洲金融危机的情形。国际货币基金组织2013年10月发布的全球金融稳定报告（IMF，2013）强调，在美国广义量化宽松政策退出的过程中，新兴市场国家所面临的外部条件更加动荡，其风险溢价也会更高。由于国外投资者对美国政策退出的预期改变，新兴市场可能会面临大规模的资本外流，使该国货币面临贬值压力。由于新兴市场国家大多依靠原材料出口获得经常账户顺差，因此在全球需求下降的背景下，本国货币贬值使原材料价格相应下降，导致新兴市场国家经常账户顺差缩小，甚至出现逆转。IMF建议这些国家紧密监控本国经济的波动，调整宏观经济失衡，有效运用政策工具减少外部冲击带来的影响。肖立晟（2013）也指出美联储货币政策的变化是国际资本流动的风向标。美联储释放流动性时，国际资本大量流入新兴市场；在美联储释放退出量化宽松政策的信息时，市场预期全球流动性下降，引起国际资本大量逃离新兴市场，触发汇率迅速贬值，导致经常账户顺差减少。张明（2011；2013）认为，美国一旦实施退出策略而主动收缩其资产负债表会对中国经济带来三方面的冲击：（1）全球金融市场动荡导致短期资本流动持续流出的风险；（2）全球经济增速下滑导致中国出口增速下降，引起经常账户顺差减少的风险；（3）美国长期国债价值下跌导致外汇储备缩水的风险。王永中（2013）认为美国量化宽松政策退出通过对美元资产价格和收益率的影响而间接影响中国外汇储备资产。

本文以美联储资产负债表数据为基础，将不同种类资产和负债的增长效应和结构效应进行分离，运用份额——偏离分析方法考察了美联储量化宽松政策不同阶段的资产负债表结构和规模变化，揭示了量化宽松政策的退出路径；同时考察了我国货币政策、资本流动和汇率政策在量化宽松政策的不同时期呈现出的不同反应，从“三元悖论”的角度检验了美联储量化

宽松政策对我国货币政策独立性的影响。本文第二部分从美联储资产负债表入手,运用统计分析的方法对美联储资产和负债规模变化的增长效应和结构效应进行描述。第三部分应用偏离一份额分析方法,从资产的增长效应和结构效应揭示了美联储广义量化宽松政策的实际退出路径。最后为结论与政策建议。

二、美联储资产负债规模的增长效应和结构效应：数据分析

虽然学者们对美联储的信贷和量化宽松政策退出路径莫衷一是,但美联储已经在逐步调整其资产负债表以达到政策退出的目的。美联储在2008年11月开始公开宣布购买机构债和机构抵押贷款支持证券,从美联储资产负债表(表1)周数据来看,2008年11月25日美联储的QE1开始起,美联储的资产负债表变化出现了“总体增长,局部退出”的特点。为了更加清晰地揭示美联储目前的广义量化宽松政策退出路径,我们从美联储资产规模变迁的结构效应和增长效应入手,首先以数据观察和分析获得退出路径的整体印象。

表1 美联储资产负债表(简表)

总资产(主要科目)	总负债(主要科目)
证券持有 (Securities held outright)	流通中的现金 (Federal Reserve notes in Circulation)
贷款 (Lending to depository institutions)	商业银行存款准备金 (Term deposits held by depository institutions)
*央行流动性互换 (Central Bank Liquidity Swaps)	商业银行其他存款 (Other deposits held by depository institutions)
*短期拍卖工具 (Term Asset-Backed Securities Loan Facility)	财政部账户 (U.S. Treasury, general account)
*长期资产抵押证券贷款有限公司所持净资产组合 (Net Portfolio Holdings of TALF LLC)	其他存款 (Other deposits)
*为特殊机构提供支持 (Support for specific institutions)	总资本 (Total capital)
外汇储备 (Foreign currency denominated assets)	

资料来源:根据美联储2013年8月“Quarterly Balance Sheet Development Report”公开信息整理。

从增长效应来看,美联储的资产和负债规模维持增长态势。我们以2008年11月25日美联储开始购买机构债等非传统资产为基期,以2013年9月18日为末期,从图中直观考察资产负债项的增长效应。美联储总资产规模呈增长态势,其中证券持有的增长幅度最大(图1)。在上述时间窗口内,美联储资产规模增长约2.07倍,其中证券持有项规模增长约6.10倍,对资产增长的贡献率达到118.29%。证券持有包括传统资产和非传统资产两类,其中前者是联邦债券,后者包括机构债和资产抵押证券。从总体趋势来看,传统资产和非传统资产

的规模都处于上升阶段。其中在上述时间窗口内，联邦债券增长约 3.31 倍，机构债增长约 5.37 倍，资产抵押证券增长约 236.80 倍。相应地，美联储的负债规模总体上也表现出增长趋势，其中商业银行准备金规模增长最为显著（图 2）。在上述时间窗口内，美联储负债规模增长幅度与资产相同。其中，商业银行准备金增长约 22.65 倍，对负债增长的贡献率约为 86.01%。流通中的现金增长约 44.08%，远低于上述美联储主要资产负债表科目的增幅。

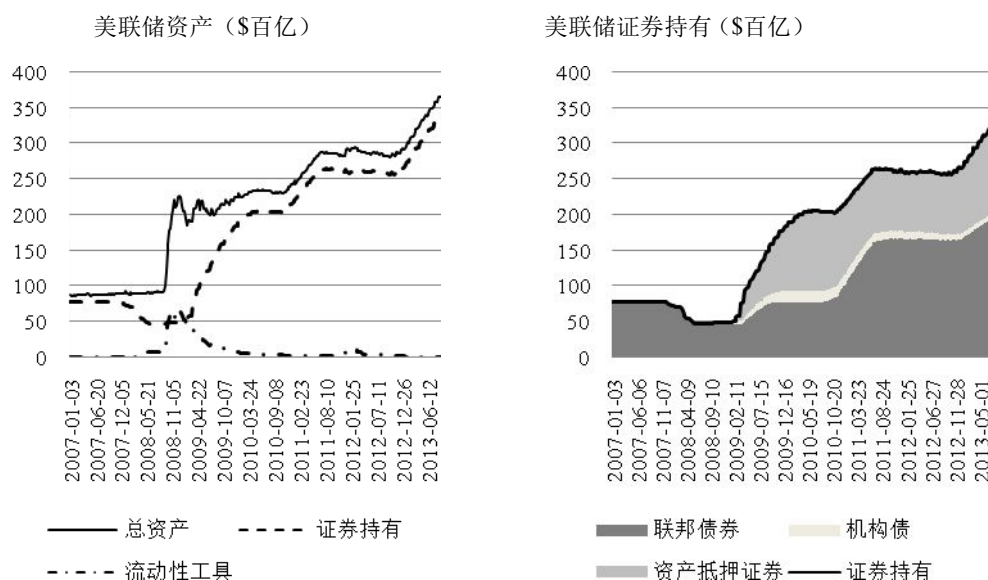


图 1 美联储资产规模变化

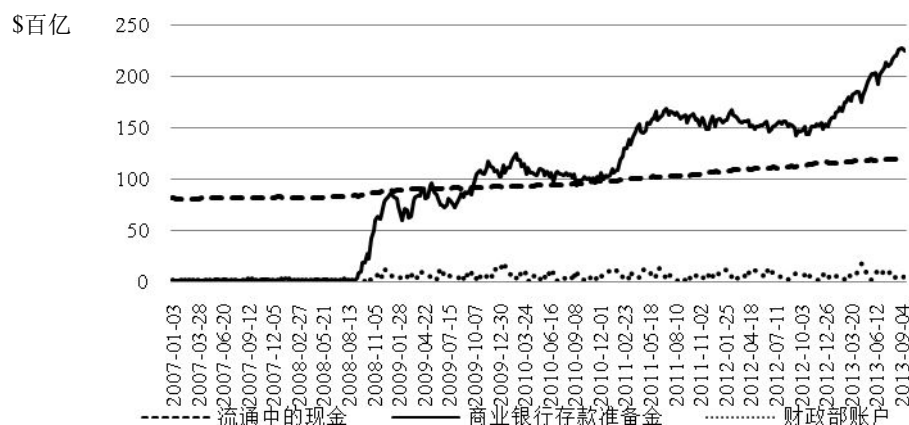


图 2 美联储负债规模变化

从结构效应来看，美联储资产中的流动性工具逐步退出，取而代之的是证券持有项的增长。根据美联储 2013 年 8 月的资产负债表发展季报的规则，流动性工具包括一级信贷、季节信贷、短期拍卖工具和央行流动性互换。其中前两项为传统流动性工具，后两项为信贷宽松工具。从图 3 中可以看出美联储的传统流动性工具占比远小于信贷宽松工具。从上文时间

窗口来看，美联储的流动性工具规模由增长转向收缩，最大增长幅度约为 2.71 倍（2008 年 12 月 17 日），之后到期末缩减幅度约为 99.92%。其中，信贷宽松工具规模最大增长幅度约为 3.11 倍，达到峰值的时间与流动性工具一致，之后到期末缩减幅度约为 99.94%。

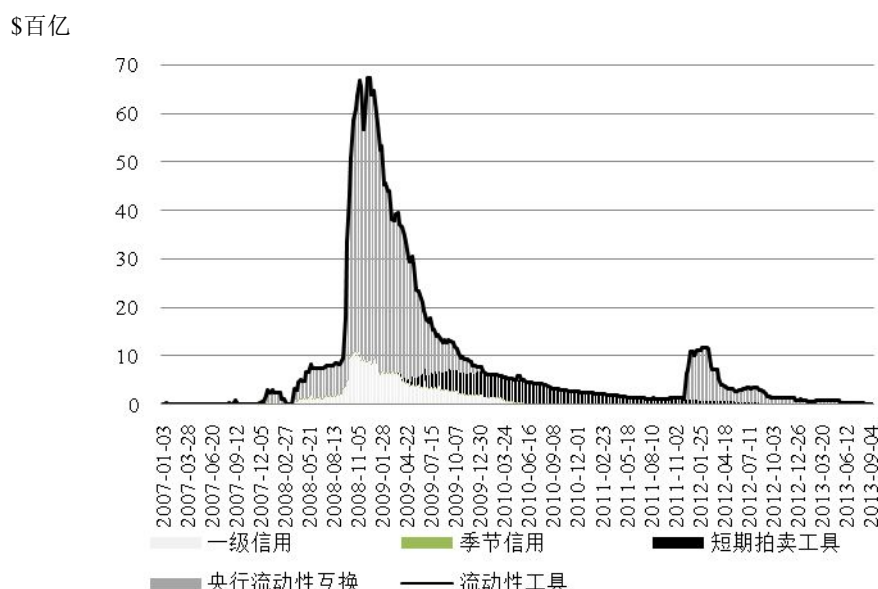


图3 美联储流动性工具变化

直观来看，美联储资产负债表数据走势呈现出显著的增长效应和结构效应。从美联储资产项来看，在其总规模持续增长的同时，以信贷宽松工具为主的流动性工具退出进程已经接近尾声。此外，证券持有正逐步替代流动性工具，成为资产增长中贡献率最大的科目。在证券持有项下，资产抵押证券和联邦债券也保持明显的增长趋势。这说明美联储在选择信贷和量化宽松退出路径时，首先从信贷宽松工具的退入手，以增持资产抵押证券和联邦债券替代信贷宽松工具，继续为银行间市场提供流动性。这与目前学者们提出的多种退出路径方案（Bagus, 2009; Dujovne and Guidotti, 2009; Levy, 2011）存在很大的区别。

那么通过数据分析得到的结果是否能够全面地揭示当前美联储政策退出路径的真实选择呢？数据趋势的背后是否掩藏了另一条信贷和量化宽松政策的退出路径呢？为了进一步分解上述增长效应和结构效应，我们将运用偏离一份额分析方法对不同时期美联储资产的结构变迁效应贡献率进行分析，以考察美联储政策退出的真实路径。

三、美联储广义量化宽松政策退出路径的偏离——份额分析

（一）美联储资产规模的增长效应和结构效应：偏离一份额分析

偏离一份额分析法（Shift-Share Analysis）是分解增长效应和结构效应的有效方法，广泛运用于区域经济学和宏观经济增长分析的研究中（Gallo and Kamarianakis, 2011; Bellini et al., 2013; 刘伟、张辉，2008）。本文首次将该方法运用于中央银行资产负债表的生长效应和结构效应分析中，揭示了目前信贷和量化宽松政策退出的路径选择。根据 Casler(1989)对偏离——份额分析法的理论研究，我们首先构建中央银行资产项规模增长率的分解式。

1. 美联储资产增长率的偏离一份额分析模型

根据上文中得到的美联储资产项“总体增长，局部退出”的特点，我们首先将美联储的资产分为三部分：（1）证券持有，（2）流动性工具，（3）其他资产。假设 t 期美联储资产的总规模为 A^t ，且 A^t 表示在 t 期第 i 部分资产的规模， $i=1,2,3$ 分别代表证券持有、流动性工具和其他资产。 S_i^t 表示在 t 期第 i 部分资产在总资产中的占比， I_i^t-1 表示在 t 期第 i 部分资产相对于基期 τ 的增长率，即：

$$S_i^t = A_i^t / A^t; I_i^t = A_i^t / A_i^\tau \quad (1)$$

假设 τ 为基期， t 为未来期，那么美联储资产的总增长率可以表示为（推导过程见附录）：

$$I^t = \frac{A^t}{A^\tau} = \sum_{i=1}^n I_i^t S_i^\tau \quad (2)$$

为了运用偏离——份额分析法，我们根据 Casler(1989)将公式（2）整理为美联储资产的总增长率相对于0期的增长率，即美联储资产的增长速度：

$$\frac{I^t - I^0}{I^0} = \frac{\sum_{i=1}^n (S_i^\tau - S_i^0) I_i^0 + \sum_{i=1}^n (S_i^\tau - S_i^0) (I_i^t - I_i^0) + \sum_{i=1}^n (I_i^\tau - I_i^0) S_i^0}{I_i^0} \quad (3)$$

下面我们将定义（3）式中的资产增长率的增长效应和结构效应。首先，（3）式中静态结构效应 Λ 为：

$$\Lambda = \frac{\sum_{i=1}^n (S_i^\tau - S_i^0) I_i^0}{I^0} \quad (4)$$

动态结构效应 M 为：

$$M = \frac{\sum_{i=1}^n (S_i^\tau - S_i^0) (I_i^t - I_i^0)}{I^0} \quad (5)$$

增长效应 K 为：

$$K = \frac{\sum_{i=1}^n (I_i^t - I_i^0) S_i^0}{I^0} \quad (6)$$

其中，静态结构效应是指，如果美联储各资产子项增长率不变，那么各资产子项在总资产中的占比发生变化时，对资产总增长率提高的净贡献。该效应用来度量各资产子项的静态结构变动对美联储资产规模增速的影响。动态结构效应是指，当美联储的各资产子项增长率变化时，各资产子项在总资产中的占比发生变化对资产总增长率提高的净贡献。该效应用来度量各资产子项的动态结构变动对美联储资产规模增速的影响。增长效应是指，如果各资产子项在总资产中的占比不变，那么各资产子项增长率的变化对资产总增长率提高的贡献。该效应用来度量剔除结构变化后，各资产子项的增长率变化对资产总增长率提高的贡献。

2. 结构效应和增长效应的度量

根据公式(4)~(6)，我们首先需要确定模型中的零期和基期。为了剔除美联储的利率政策影响，我们将基期定为2008年12月17日，即美联储将联邦基金利率下调至0~0.25%最低水平的当天。此后，美联储在零利率约束的制约下，其利率政策无法发挥市场的调节作用，信贷宽松和量化宽松政策取代了利率政策，成为主要的货币政策工具(Wieland, 2009)。同时，为了考察QE的实施过程中美联储资产的结构效应和增长效应，我们将2008年11月25日作为零期，即美联储宣布QE1开始的当天。

我们选取美联储资产负债表的公开信息数据作为研究对象，从两个层面对美联储资产的结构效应和增长效应进行度量。第一个层面是度量整个量化宽松政策实施过程中上述两种效应的变迁，其时间窗口为2008年11月25日至2013年9月18日。第二个层面则是分别度量四轮量化宽松政策⁵中上述两种效应的变迁，其时间窗口分别为2008年11月25日至2010年3月18日QE1实施期间；2010年11月3日至2011年6月5日QE2实施期间；2012年9月12日至2012年12月5日QE3实施期间；2012年12月13日至2013年9月18日QE4实施期间。

根据公式(4)~(6)，我们计算出美联储资产总增长率和三类资产子项的静态结构效应、动态结构效应和增长效应(附表2)。为了更加直观地呈现美联储资产增长率的结构效应和增长效应，我们将附表2中的绝对数值转化为相对数值，即各项效应在总资产增长率的总变迁效应中所占百分比的形式(表2)。

表2 美联储资产增长率的偏离——份额分析结果(相对值)

⁵ 根据美联储2013年8月发布的“Quarterly Report on Federal Reserve Balance Sheet Developments”，2012年12月12日美联储推出了第四轮量化宽松政策，用来购买长期美国国债。

2008.11.25~2013.09.18	总效应	静态结构效应 Λ	动态结构效应 M	增长效应 K
总资产	100	-12.4186	-115.721	228.1398
(1) 证券持有	114.8156	-18.162	-110.817	243.7945
(2) 流动性工具	-4.04354	4.052921	-4.04032	-4.05614
(3) 其他资产	-10.7721	1.690475	-0.86401	-11.5985

结合 (4) ~ (6) 式的定义, 我们可以清楚地从表 2 中的数据中挖掘出美联储资产增长率在整个量化宽松政策实施过程中的变迁情况。我们先从结构效应层面来考察美联储信贷政策的退出路径。首先, 从静态结构效应来看 ((4) 式), 从 QE1 实施至今, 证券持有和流动性工具增长率的总静态结构效应为负值, 这表明在控制三类资产子项增长率不变的情况下, 证券持有和流动性工具在总资产中的总份额呈现下降趋势。其中, 证券持有的占比下降幅度最大, 达到 18.16%, 超出总下降幅度的 46.25%; 流动性工具的占比上升 4.05 个百分点。这表明在静态结构效应方面, 流动性工具优于证券持有, 即在增长率不变的情况下, 美联储的信贷宽松工具由证券持有向流动性工具转型, 并且信贷宽松政策的总份额下降, 表现出政策退出的迹象。其次, 从动态结构效应来看 ((5) 式), 证券持有和流动性工具增长率的总动态结构效应为负值, 表明在增长率和子项份额同时变动的情况下, 上述两种信贷宽松政策工具的增长率和份额的乘积之和呈下降趋势。其中, 证券持有的综合下降幅度占总下降幅度的 95.76%, 流动性工具则为 34.91%。由此可见, 从动态结构效应来看, 美联储的信贷宽松政策退出十分显著, 并且证券持有的退出幅度远大于流动性工具。这与上文中直观数据分析的结果有所不同。可以说, 在静态结构调整上, 美联储在退出证券持有工具的同时, 转而增加了流动性工具的运用比例; 在动态结构调整上, 美联储以证券持有退出为主, 流动性工具退出为辅, 总体上表现出明显的信贷宽松政策退出效应。

此外, 我们从增长效应层面来考察美联储信贷政策的退出情况。从表 2 中可以看到, 总资产增长率的增长效应十分显著, 其中证券持有的增长效应为正, 而流动性工具的增长效应为负。这表明在控制资产子项在总资产中的占比不变时, 证券的增长率呈显著上升趋势, 而流动性工具的增长率则呈下降趋势。从偏离——份额分析的结果来看, 证券增长速度对总资产增长速度的贡献为 106.86%, 而流动性工具的增速贡献为 -1.78%。由此可见, 在剔除结构变迁后, 美联储资产增速加快的主要原因是证券持有项的显著增长效应, 而流动性工具的增速为负, 显示流动性工具正在逐步退出。

从整个 QE 政策实施的时间窗口来看, 信贷政策的退出路径的确具有数据分析所表现出来的“总体增长, 局部退出”特点。然而值得注意的是, 从结构效应上来看, 证券持有和流动性工具都呈退出态势; 但从增长效应来看, 证券持有增长率仍处于上升通道中, 流动性工

具的退出已成定局。

为了进一步探究美联储信贷政策的退出路径,我们分别在四轮量化宽松政策的时间窗口下分段分析美联储总资产增长率的结构效应和增长效应。我们依然选择2008年12月17日作为基期。同时,我们将每轮QE开始的日期选为每段时间窗口的零期,将结束日期选为每段时间窗口的末期。具体来看,QE1的零期为2008年11月25日,末期为2010年3月18日;QE2的零期为2010年11月3日,末期为2011年6月5日;QE3的零期为2012年9月12日,末期为2012年12月5日;QE4的零期为2012年12月12日,末期为2013年9月13日。同样,我们根据公式(4)~(6)分别计算出四轮量化宽松政策中美联储资产总增长率和三类资产子项的静态结构效应、动态结构效应和增长效应(附表3),并将绝对值结果转化为相对值,即各项效应在总资产增长率的总变迁效应中所占百分比的形式(附表4)

从附表4和图4中可以清晰地看到四轮量化宽松政策在退出路径选择上的趋势。我们先从增长效应角度来分析美联储政策退出路径的选择。首先,总资产增长率的增长效应贡献率呈显著下降趋势。从图4中可以看到,QE1和QE2期间,总资产增长率的增长效应在总效应中的占比(即贡献率)由307.07%大幅下降至22.06%,随后在QE3和QE4期间进一步变为负值,其中QE3期间的相应占比为-1.83%,QE4期间则为-44.47%。该结果明确揭示了在剔除结构变迁的基础上,美联储总资产的增速在四轮量化宽松政策中明显放缓,呈现显著的资产负债表规模退出态势。

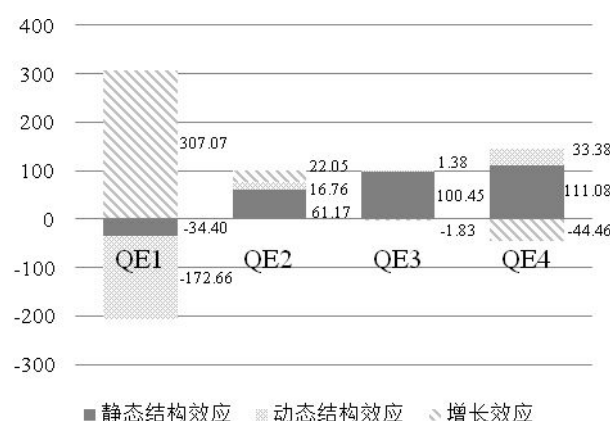


图4 美联储总资产增长率的结构效应和增长效应（相对值）

我们进一步从美联储的资产子项增长效应的变迁情况来考察信贷宽松政策的退出路径。从证券持有项来看(图5),其增长率的增长效应贡献率同样呈现大幅下降态势。我们仍以证券持有项增长率的增长效应在每轮QE期间总效应中的占比(即贡献率)为考察对象,该占比从QE1期间的353.06%下降至QE2期间的-22.09%,说明QE2期间的证券持有项呈现

退出趋势。然而，为了进一步刺激失业率下降，强化市场信心，美联储在 QE3 期间的证券持有增长贡献率重新上升至-1.84%。但随着美国经济各项指标的稳健恢复，在 QE4 期间该贡献率下降至 44.12%，再次表现出显著的退出态势。从流动性工具来看（图 5），其增长率的增长效应贡献率虽然在 QE1 到 QE2 期间由-9.51%转为正数，但之后大致停留在 QE2 期间的水平。根据上述分析，我们发现美联储在增长效应方面的政策退出路径基本如下：在 QE1~QE2 期间，美联储的信贷政策由证券持有转向流动性工具，但在 QE3~QE4 期间，流动性工具的增长效应受到美联储的控制，而证券持有工具成为主要的信贷宽松政策工具。目前，美联储信贷宽松政策的退出进入加速阶段。

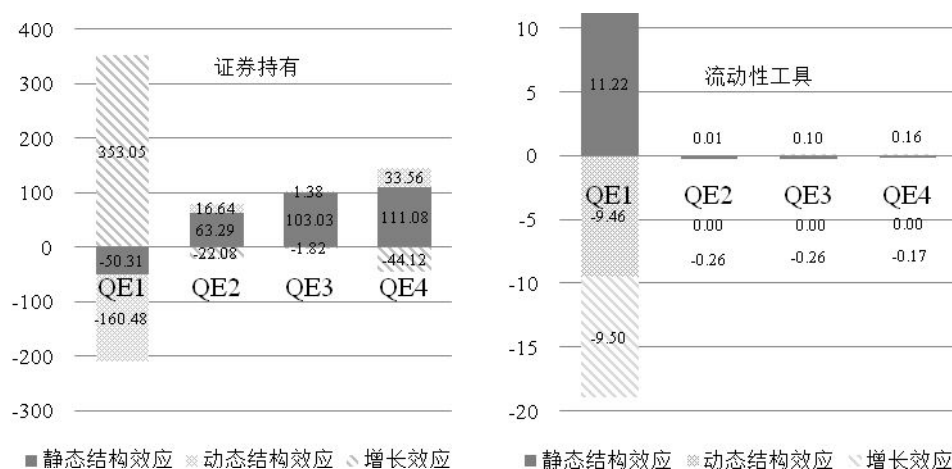


图 5 美联储资产子项增长率的结构效应和增长效应（相对值）

随后，我们继续从结构效应的角度考察美联储政策的退出路径。首先，我们考察美联储总资产增长率的静态结构效应变迁。从图 4 中可以看到，美联储总资产增长率的静态结构效应贡献率从 QE1 期间的负值逐步转为 QE2~QE4 期间的正值，并且逐步增加。其中，QE1 期间该贡献率为-34.40%，QE2 期间上升为 61.18%，随后继续上升至 QE4 期间的 111.08%。这表明在剔除增长效应，控制增长率不变的情况下，美联储总资产的结构在四轮量化宽松政策过程中发生了显著的变化，而这些变化体现在信贷政策工具的静态结构效应的变迁中。

我们对图 5 中信贷政策工具的静态结构效应进行分析，以进一步揭示美联储资产的上述结构变化。证券持有增长率的静态结构效应与总资产的相应效应保持一致，成为总资产增长率的静态结构效应中贡献最大的子项。在 QE1 期间，证券持有增长率的静态结构效应贡献率为-50.31%，占总资产相应效应的 146.25%；QE2 期间，该贡献率大幅上升为 63.30%，占总资产相应效应的 103.46%；QE3 期间，该贡献率继续上升为 103.03%，占总资产相应效应的 102.57%；QE4 期间，该贡献率升至 111.08%，几乎相当于总资产增长率的静态结构效应。

与此不同的是，流动性工具增长率的静态结构效应则呈逐步减少态势，其贡献率从 QE1 期间的 11.23% 下跌至 QE2 期间的 -0.27%，并一直保持在水平附近。总的看来，美联储的信贷政策工具在静态结构效应上具有“总体增长，局部退出，结构调整”的特点，以证券持有工具的占比增长为主，流动性工具的退出为辅，越来越多地运用证券持有工具作为信贷政策工具。

其次，我们考察美联储总资产增长率的动态结构效应变迁。从图 4 来看，美联储总资产增长率的动态结构效应贡献率存在周期性的波动。该指标从 QE1 期间的 -172.67% 上升至 QE2 期间的 16.77%，但随后下降至 QE3 期间的 1.38%，而在 QE4 期间再次上升至 33.39%。这表明美联储总资产在动态结构调整上的退出存在反复，其信贷政策工具的结构变化需要通过资产子项的动态结构效应分析来进一步考察。

我们对图 5 中信贷政策工具的动态结构效应进行分析，以检验退出路径是否同样存在周期性反复。从证券持有的动态结构效应来看，其周期性仍然十分显著。该效应贡献率在 QE1~QE2 期间从 -160.48% 上升至 16.64%，但随后在 QE3 期间下降至 1.39%，而在 QE4 期间再次上升至 33.56%。从流动性工具的动态结构效应来看，其贡献率一直处于上升状态。从 QE1 期间的 -9.47% 一直上升至 QE4 期间的 0.17%。这说明美联储信贷政策工具在退出过程中的周期性主要体现在证券持有工具上，而流动性工具在增长率和结构占比的双重作用下，表现出平缓的动态结构正效应，但该效应的贡献率依然远小于证券持有工具。

综合上述对整个量化宽松政策实施过程和每轮量化宽松政策分别度量的结果来看，我们发现了一个有趣的现象，即美联储的总资产增速缩减和信贷政策退出具有隐蔽性和阶段性。从对整个 QE 实施期间的度量结果来看，结构效应显示出美联储总资产规模增速的退出和信贷宽松政策的退出，其中信贷政策工具由证券持有工具向流动性工具倾斜；而增长效应则显示美联储总资产规模增速大幅提高，在剔除结构因素后并没有退出的迹象，其中证券持有工具增速显著提高，而流动性工具逐步退出，呈现“总体增长，局部退出”的特点。然而，当我们从每轮量化宽松政策分别度量结构效应和增长效应时，发现美联储的退出路径贯穿整个量化宽松政策实施的过程，并且在 QE3~QE4 期间退出的进程出现加速趋势。从结构效应来看，静态结构效应中呈现“总体增长、局部退出、结构调整”的特点，其中证券持有占比增加，流动性工具退出；动态结构效应中，政策退出存在反复，但以退出为主流，其中以证券持有工具的退出呈现反复为主。从增长效应来看，美联储总资产增速呈现退出态势，其中 QE1~QE2 期间，信贷工具由证券持有转向流动性工具，QE3~QE4 期间，证券持有重新成为

最主要的信贷宽松工具。这印证了前文中 Bagus（2009）提出的退出路径设想，即美联储在减持资产抵押证券的同时，增持国债等证券持有类资产。

（二）美联储负债规模的增长效应和结构效应：偏离——份额分析

根据上述美联储资产增长率的偏离——份额分析模型，我们同样将美联储的负债分为三部分：（1）商业存款准备金，（2）流通中的现金，（3）其他负债。同时，我们仍遵循上述模型中对结构效应和增长效应的两个度量层面，从整个量化宽松政策的实施和四轮量化宽松政策等不同的时间窗口对美联储的负债进行相应分析。

从整个量化宽松实施窗口来看（表3），美联储负债增长率的结构效应和增长效应都为正，并未呈现出退出的态势。但从负债子项中可以看到，除商业银行存款准备金之外，流通中现金和其他负债项均不同程度地呈现出退出态势。其中，流通中现金增长率的总效应为负，并且静态和动态结构效应都为负，而增长效应为正。这说明流通中现金的增长率以结构退出效应占主导。与此不同的是，商业银行存款准备金的增长率并未呈现出任何下降的态势，反而在结构效应和增长效应方面都呈现上升的状态。这说明美联储负债项中，商业银行存款准备金从结构占比和规模增长方面都对流通中现金具有挤出作用。

表3 美联储负债增长率的偏离——份额分析结果（相对值）

2008.09.24~2013.09.18	总效应	静态结构效应 Λ	动态结构效应 M	增长效应 K
总负债	100	20.8049	42.93869	36.25642
（1）流通中现金	-9.03578	-21.0213	-9.26623	21.25173
（2）商业银行存款准备金	72.59559	2.413158	54.66216	15.52027
（3）其他	36.4402	39.41301	-2.45724	-0.51558

为了揭示四轮量化宽松政策中美联储负债项的实际变化，我们仍分别对以下四个时间窗口进行分析（附表7）。分析结果表明，美联储负债项增长率的结构效应和增长效应呈现出阶段性差异。从总负债增长率的总静态结构效应来看（图6），QE1~QE3期间该效应指标逐步由负转正，但在QE4期间突然大幅下降至低于QE1期间的水平。其中，流通中现金增长率的静态结构效应呈现出与总负债增长率相同的趋势（图7），这说明在剔除增长因素后，流通中现金的占比在QE1~QE3期间平稳增加，但在QE4期间突然显现出明显的退出态势。与此相比，商业银行存款准备金增长率的静态结构效应在四轮量化宽松政策期间出现反复调整。在QE1~QE2期间，该项占比由正转负，其静态结构效应对总效应的贡献率由13.82%下降至-51.43%。对比流通中现金的相应变化，我们发现这一阶段美联储的负债工具从商业银行存款准备金向流通中现金转移，即通过增加流通中的现金的占比来扩张其负债规模，完成QE操作。QE2~QE3期间，商业银行存款准备金的静态结构效应贡献率由-51.43%转为

3.89%。与此同时，流通中现金的相应效应也在增加，说明这一时期美联储采取“双管齐下”的策略，即同时扩大上述两项重要负债项目的占比，达到QE操作的目的。QE4期间，商业银行存款准备金的静态结构效应贡献率又大幅下降至442.39%，并伴随着流通中现金相应贡献率的下降，这表明美联储在QE4期间收缩了上述两项负债子项的占比，呈现QE的退出态势。

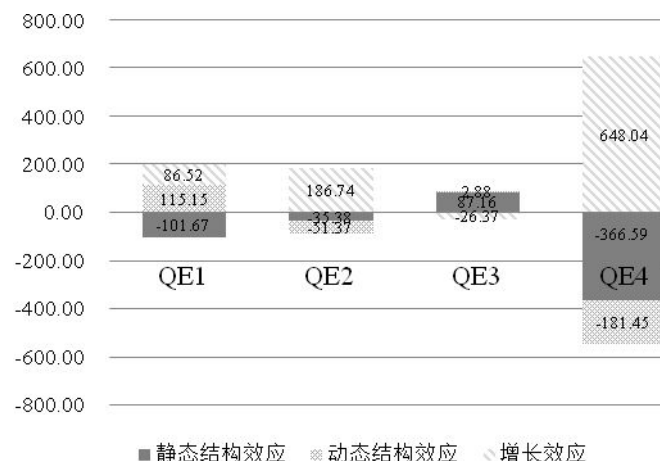


图6 美联储总负债增长率的结构效应和增长效应（相对值）

从动态结构效应来看，总负债增长率呈现波动性（图6）。QE1~QE2期间，该效应指标大幅下降约144.61%，体现其增长和占比共同作用下的退出效应；QE3期间，该效应指标再次上升105.61%，随后在QE4期间再次大幅下降，并且远超QE2期间的下降水平。由此可见，目前美联储负债项从总体上呈现明显的退出态势。从负债子项的相应效应来看（图7），一方面，流通中现金增长率的动态结构效应在QE1~QE3期间持续上升，累计上升100.54%。但在QE4期间，该效应指标下降至-0.52%，虽然仍远高于QE1期间水平，但也呈现出退出的态势。另一方面，商业银行存款准备金增长率的动态结构效应与总负债增长率的变化高度一致。对比图6和图7可以发现，在增长和占比变动的共同作用下，商业银行存款准备金在QE1~QE2期间下降幅度为121.51%，而在QE3期间重新上升至1.44%，随后在QE4期间大幅下降至-201.68%。这表明在剔除增长效应和静态结构效应后，商业银行存款准备金增长率呈现退出态势。

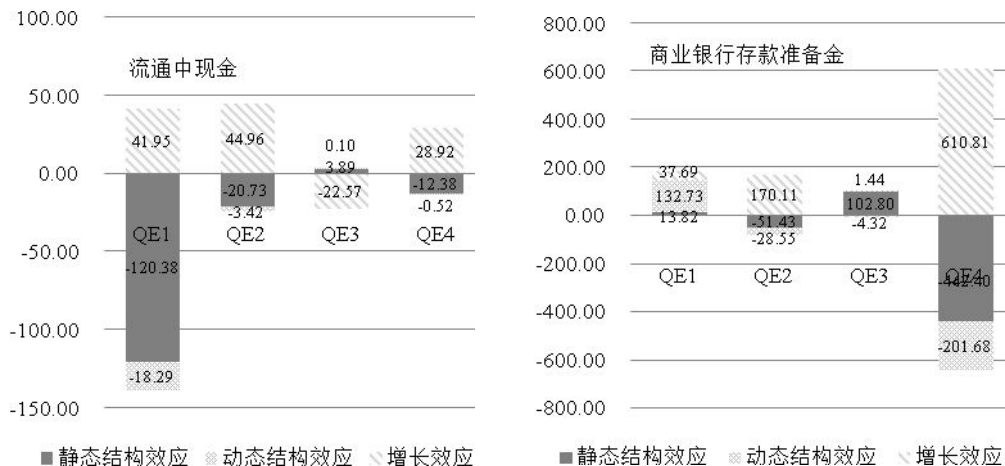


图 7 美联储负债子项增长率的结构效应和增长效应（相对值）

从增长效应来看，美联储总负债增长率也表现出反复态势（图 6），并且其负债子项的相应效应与总负债高度一致（图 7）。在 QE1~QE2 期间，在剔除结构效应后，总负债增长率上升幅度为 115.84%；其中，流通中现金增长率上升幅度为 7.18%，商业银行存款准备金增长率上升幅度为 351.40%。QE3 期间，总负债增长率下降幅度为 114.12%；其中，流通中的现金下降幅度为 150.21%，商业银行存款准备金增长率下降幅度为 102.54%。QE4 期间，总负债增长率再次上升，升幅为 25.58 倍；其中，流通中现金升幅为 2.28 倍，商业银行存款准备金升幅为 142.39 倍。这表明目前美联储总负债的增长率仍处于上升通道中。

值得注意的是，我们对美联储负债项的偏离一份额分析结果与资产项的结果高度一致，即美联储的总负债和狭义量化宽松政策退出同样具有隐蔽性和阶段性。从对整个 QE 实施期间的度量结果来看，美联储负债增长率并未呈现出退出的态势，并且从结构占比角度来看，商业银行存款准备金逐步挤压流通中现金的占比，成为狭义量化宽松政策中的重要负债方工具。但从每轮量化宽松政策窗口分析时，我们同样发现美联储的退出路径贯穿整个量化宽松政策实施的过程，并且存在反复现象。从结构效应来看，总负债在经历了 QE1~QE3 的反复调整后，目前 QE4 期间表现出狭义量化宽松政策退出的现象。其中，流通中现金和商业银行存款准备金的结构效应指标呈现明显的退出效应；而增长效应则显示目前美联储总负债规模增速大幅提高，在剔除结构因素后并没有退出的迹象，其中流通中现金和商业银行存款准备金的增长率在 QE4 期间大幅增加。因此，负债项也大体呈现“总体增长，局部退出，结构调整”的特点。这同样印证了上文中 Bagus（2009）提出的退出路径设想，即美联储应该保证商业银行的准备金仍处于增长状态，从而维持稳定的市场流动性水平。

四、美联储量化宽松政策对我国的溢出效应及应对政策退出的启示

根据国内外学者对美联储量化宽松政策的溢出效应研究,该政策的溢出渠道包括资本流动渠道(Loredana, 2012; Fratzscher et al., 2012; Rey, 2013)、汇率渠道(Portes, 2010; Eichengreen, 2013; Eichengreen and Gupta, 2014)和预期渠道(Alessi and Detken, 2009)。因此,我们从上述三个方面考察美联储不同阶段的量化宽松政策对我国货币政策变量、汇率以及资本流动的影响。

首先,从QE1期间来看,人民币兑美元汇率十分平稳(图8)。与此同时,中国的短期资本流动在美联储QE1初期呈现上升趋势,在QE1末期呈现下降趋势。国内外学者认为,美联储量化宽松政策使新兴市场国家的短期资本流入规模增加,其政策退出会带来短期资本大规模流出(Loredana, 2012; Fratzscher et al., 2012; Rey, 2013)。虽然我国实行对资本账户的管制,但在美联储量化宽松政策初期,我国短期资本流入的反应依然较为明显。同时,图8中的短期资本流入与图9中的货币供应量增长率之间具有相当的协同性,这说明QE1通过短期资本流动渠道对我国货币政策,尤其是广义货币供应量M2产生了一定的影响。从“三元悖论”的角度来看,美联储QE1期间我国虽然保持了汇率的稳定,但资本流动和货币政策独立性依然受到量化宽松政策的影响。

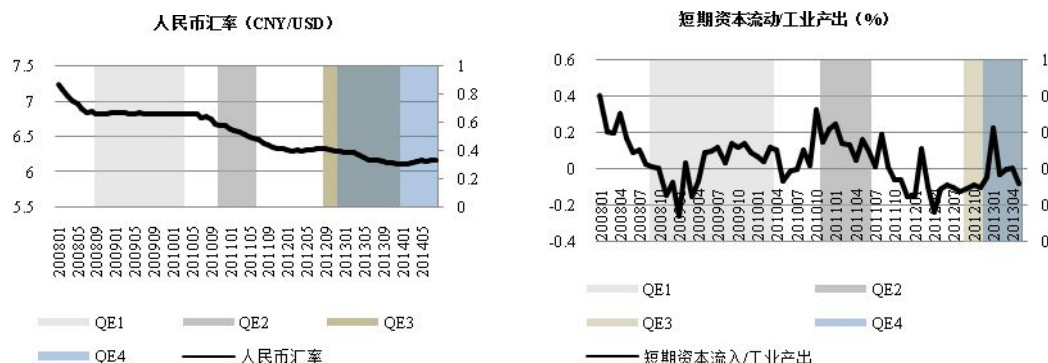


图8 美联储量化宽松政策期间人民币汇率与短期资本流动变化趋势

数据来源:根据EIU Countrydata数据库、谭小芬和张明(2013)数据整理;量化宽松政策时间窗口根据美联储FOMC公布信息整理。

从QE2至QE4期间来看,人民币持续升值,同时短期资本流入规模逐步下降。与此同时,我国广义货币供应量M2的增长率与短期资本流入同步下降,但总体供应量规模依然处于上升趋势。这一方面说明QE2期间我国放弃了汇率的稳定性,并且加强了对资本流入的管制,这在一定程度上控制了货币供应量的增长率,提高了我国货币政策的独立性。从“三

元悖论”角度来看，我国在 QE2 期间通过放弃汇率的稳定性和控制资本流动来维护我国货币政策的独立性，并取得了一定的效果。

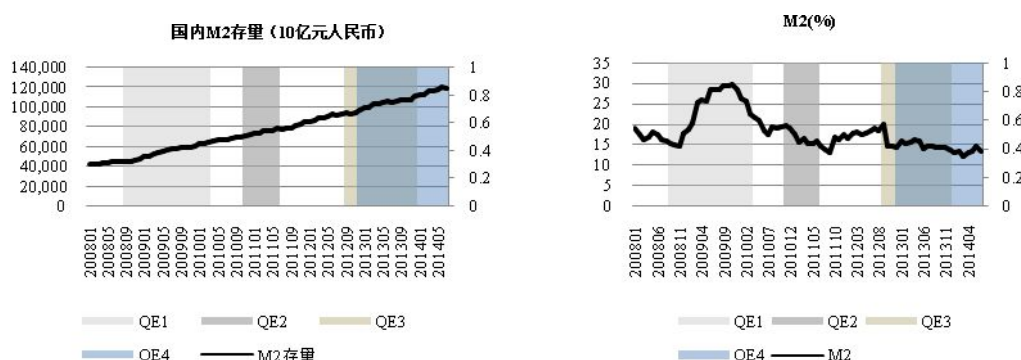


图9 美联储量化宽松政策期间我国货币政策变量变化趋势

数据来源：根据 EIU Countrydata 数据库整理；量化宽松政策时间窗口根据美联储 FOMC 公布信息整理。

从上述分析来看，我国在美联储量化宽松政策的不同时期采取了不同的措施来控制该政策对我国的溢出效应。在 QE1 期间，由于该政策使国际资本大规模流入新兴市场国家，因此我国的资本管制政策并不能够有效消除外部政策冲击带来的溢出效应，导致我国货币政策独立性受到一定程度的影响。在 QE2 至 QE4 期间，我国通过放弃汇率的稳定性和加强对资本流入的控制，从一定程度上提高了我国货币政策的独立性。这也为美联储退出量化宽松政策后，可能对我国带来的资本大规模流出冲击提供了可以运用的政策选择。

五、结论与政策建议

本文对美联储广义量化宽松政策的退出路径进行实际情况分析，从中央银行资产负债表入手，运用偏离一份额分析方法对美联储资产负债表数据进行了深入的实证分析，得到了以下结论：

首先，从美联储广义量化宽松政策的退出路径实际选择来看，我们根据美联储资产和负债的种类和规模将其分解为结构效应和规模效应。从资产的结构效应来看，静态结构效应中美联储的退出路径呈现“总体增长、局部退出、结构调整”的特点，其中证券持有占比增加，流动性工具退出；动态结构效应中，政策退出存在反复，但以退出为主流，其中以证券持有工具的退出呈现反复为主。从增长效应来看，美联储总资产增速呈现退出态势，其中 QE1~QE2 期间，信贷工具中证券持有占比减少，流动性工具占比增加；QE3~QE4 期间，证券持有重新成为最主要的信贷宽松工具。

其次，从负债的结构效应来看，静态结构效应和动态结构效应在四轮量化宽松政策期间

经历了反复调整，最终在目前 QE4 期间呈现出明显的退出现象。其中，流通中现金和商业银行存款准备金的结构效应指标呈现明显的退出状态。从负债的增长效应来看，目前总负债规模增速大幅增加，其中以流通中现金和商业银行存款准备金的增长率大幅提升为主。因此，负债项也呈现“总体增长、局部退出、结构调整”的特点。

总之，我们认为，从资产和负债规模角度来看，美联储广义量化宽松政策在 QE4 期间已经呈现退出趋势。从资产的结构来看，美联储的非传统资产规模逐步收缩，取而代之的是以长期国债和其他较为安全传统的证券资产；相比之下，美联储负债项中流通中现金工具已经由商业银行存款准备金取代。因此，美联储负债项中的商业银行存款准备金规模变化标志着狭义量化宽松政策的实际走向。总而言之，QE3~4 期间，美联储广义量化宽松政策呈现“总体增长、局部退出、结构调整”的特点，并且由于结构调整的惯性，美联储通过以传统资产取代非传统资产的方式逐步修复资产负债表，最终为适时的量化宽松政策退出做好准备。

考虑到美联储量化宽松政策对我国货币政策独立性、汇率和资本流动产生的溢出效应，我们通过考察 QE1 和 QE2~4 期间我国的政策反应进一步提出了 QE 退出后我国应采取的应对政策。在 QE1 期间，由于我国为了维持汇率的稳定，导致我国货币政策独立性受到国际资本流动的影响；在 QE2~4 期间，我国通过放弃汇率的稳定性和加强对资本流入的控制，从一定程度上提高了我国货币政策的独立性。因此，我们认为，在美联储量化宽松政策退出时，政府应加强对国际资本流出的控制，同时适当放宽汇率波动幅度，以应对量化宽松政策退出可能带来的国际资本大规模回流发达国家市场以及美元汇率大幅上升对我国货币供应量的影响，维护我国货币政策独立性。

参考文献

- [1] 刘伟、张辉, 2008:《中国经济增长中的产业结构变迁和技术进步》,《经济研究》第11期。
- [2] 谭小芬, 2010:《美联储量化宽松货币政策的退出及其对中国的影响》,《国际金融研究》第2期。
- [3] 王永中, 2013:《美联储进入和退出量化宽松的节奏与效应》,中国社会科学院世界经济与政治研究所
工作论文11月。
- [4] 肖立晟, 2013:《国际资本动荡, 因美联储而起》,《经济日报》10月22日。
- [5] 张礼卿, 2011:《量化宽松II冲击和中国的政策选择》,《国际经济评论》第1期。
- [6] 张明, 2011:《美国量化宽松政策的退出及其对中国经济的影响》,中国社会科学院世界经济与政治研
究所工作论文5月。
- [7] 张明, 2013:《美联储退出量宽的新变数》,中国社会科学院世界经济与政治研究所工作论文10月。
- [8] 谭小芬, 张明, 2013:《中国短期资本流动的主要驱动因素: 2000-2012》,《世界经济》第11期。
- [9] Alessi, L. and C. Detken, 2009, "Real Time Early Warning Indicators for Costly Asset Price Boom/Bust
Cycles: A Role for Global Liquidity", *ECB Working Paper No. 1039*.
- [10] Bagus, P., 2009, "Central Bank Exit Strategies: The Return to Normalcy, Exit Strategies from the Financial
Crisis," *Global Economic Symposium*.
- [11] Bellini, E., G. Ottaviano, D. Pinelli, G. Prarolo, 2013, "Cultural Diversity and Economic Performance:
Evidence from European Regions, Geography," *Institutions and Regional Economic Performance Advances
in Spatial Science*, 1, 121-141.
- [12] Blinder, A., 2010, "Quantitative Easing: Entrance and Exit Strategies," *Federal Reserve Bank of St. Louis
Review*, 11: 465-480.
- [13] Casler, S. D. 1989, "A Theoretical Context for Shift and Share Analysis", *Regional Studies*, 23(1):43-48.
- [14] Dujovne, N. and P. Guidotti, 2009, "Exit Strategies from the Financial Crisis," *Global Economic Symposium*.
- [15] Eichengreen B., 2013, "Currency War or International Policy Coordination?", *Journal of Policy Modeling*, 5,
1-9.
- [16] Eichengreen, B. and P. Gupta, 2014, "Tapering Talk: The Impact of Expectations of Reduced Federal
Reserve Security Purchases on Emerging Markets," MPRA Paper 53040, University Library of Munich,
Germany.
- [17] Fratzscher, M., M. L. Duca, and R. Straub, 2012, "Quantitative Easing, Portfolio Choice and International
Capital Flows", *ECB Working Paper*.
- [18] Gallo J. and Y. Kamarianakis, 2011, "The Evolution of Regional Productivity Disparities in the European
Union from 1975 to 2002: A Combination of Shift-Share and Spatial Econometrics," *Regional Studies*, 45:

123-139.

- [19] IMF, 2013, "Transition Challenges to Stability," Global Financial Stability Report.
- [20] Levy, M., 2011, "Evaluating QEII: A Rational to Exit," *Shadow Open Market Committee Working Paper*.
- [21] Loredana N. L., 2012, "Trade Flows of Emerging Economies in The Current Economic Context-Developments and Trends", *Ovidius University Annals, Series Economic Sciences*, 12(1), 891-894.
- [22] Portes, R., 2010, "Currency Wars and the Emerging Market Countries", *Global Perspectives on the Seoul G-20 Summit*, 47-51.
- [23] Rey, H., 2013, "Dilemma not Trilemma: The Global Financial Cycle and Monetary Policy Independence," *Working Paper*.
- [24] Wieland V., 2009, "Quantitative Easing: A Rationale and Some Evidence from Japan," *NBER Working Paper* 15565.

附录

1. 美联储资产负债表科目设置

附表 1 美联储资产负债表（科目设置）

总资产（主要科目）	总负债（主要科目）
证券持有（Securities held outright）	流通中的现金（Federal Reserve notes in Circulation）
联邦债券(U.S. Treasury securities)	商业银行存款准备金（Term deposits held by depository institutions）
*机构债（Federal agency debt securities）	商业银行其他存款（Other deposits held by depository institutions）
备忘录：隔夜证券借贷（Overnight securities lending）	财政部账户(U.S. Treasury, general account)
*备忘录：购买资产抵押证券的净额（Net commitments to purchase mortgage-backed securities）	其他存款(Other deposits)
未摊销的证券溢价(Unamortized premiums on securities held outright)	总资本(Total capital)
未摊销的证券贴现（Unamortized discounts on securities held outright）	
贷款（Lending to depository institutions）	
*央行流动性互换（Central Bank Liquidity Swaps）	
*短期拍卖工具（Term Asset-Backed Securities Loan Facility）	
*长期资产抵押证券贷款有限公司所持净资产组合（Net Portfolio Holdings of TALF LLC）	
*为特殊机构提供支持(Support for specific institutions)	
*梅登巷有限公司 I 所持净资产组合（Net Portfolio Holdings of Maiden Lane LLC）	
*梅登巷有限公司 II 所持净资产组合（Net Portfolio Holdings of Maiden Lane II LLC）	
*梅登巷有限公司 III 所持净资产组合（Net Portfolio Holdings of Maiden Lane III LLC）	
外汇储备(Foreign currency denominated assets)	

资料来源：根据美联储 2013 年 8 月“Quarterly Balance Sheet Development Report”公开信息整理。

注：*科目为 2007-2009 年全球金融危机中新增非传统资产负债表项目。

2. 美联储资产增长率的偏离一份额分析模型的推导

$$A^t = \sum_{i=1}^n A_i^t = \sum_{i=1}^n I_i^t A_i^r = \sum_{i=1}^n I_i^t A^r S_i^r \quad (7)$$

$$I^t = \frac{A^t}{A^r} = \sum_{i=1}^n I_i^t S_i^r \quad (8)$$

3. 美联储资产负债增长率偏离—份额分析结果列表

附表2 美联储资产增长率的偏离——份额分析结果（绝对值）

2008.11.25~2013.09.18	总效应	静态结构效应 Λ	动态结构效应 M	增长效应 K
总资产	1.841651	-0.22871	-2.13118	4.201541
(1) 证券持有	2.114503	-0.33448	-2.04086	4.489845
(2) 流动性工具	-0.07447	0.074641	-0.07441	-0.0747
(3) 其他资产	-0.19838	0.031133	-0.01591	-0.2136

附表3 美联储资产增长率的偏离——份额分段分析结果（绝对值）

	总效应	静态结构效应 Λ	动态结构效应 M	增长效应 K
QE1	2008.09.24~2010.10.27			
总资产	0.664784	-0.22871	-1.14787	2.041361499
(1) 证券持有	0.945722	-0.33448	-1.06686	2.34706
(2) 流动性工具	-0.0515	0.074641	-0.06295	-0.0632
(3) 其他资产	-0.22944	0.031133	-0.01806	-0.2425
QE2	2010.11.03~2012.09.05			
总资产	-4.28734	-2.62285	-0.71882	-0.945666208
(1) 证券持有	-2.48021	-2.71367	-0.71345	0.946908698
(2) 流动性工具	0.01079	0.011557	-0.00074	-3.09289E-05
(3) 其他资产	0.07342	0.079267	-0.00464	-0.001211561
QE3	2012.09.12~2012.12.05			
总资产	-2.81912	-2.83198	-0.039	0.051861541
(1) 证券持有	-2.89246	-2.90476	-0.03908	0.051376422
(2) 流动性工具	0.004463	0.007358	-0.00282	-7.31833E-05
(3) 其他资产	0.068882	0.065431	0.002893	0.000558302
QE4	2012.12.12~2013.09.18			
总资产	-2.55363	-2.83662	-0.85254	1.135535149
(1) 证券持有	-2.63859	-2.90822	-0.85712	1.126756577
(2) 流动性工具	0.000125	0.004455	-0.00426	-6.55933E-05
(3) 其他资产	0.084834	0.067146	0.008844	0.008844165

附表4 美联储资产增长率的偏离——份额分段分析结果（相对值）

	总效应	静态结构效应 Λ	动态结构效应 M	增长效应 K
QE1	2008.09.24~2010.10.27			
总资产	100	-34.4032	-172.668	307.071424
(1) 证券持有	142.2601	-50.3141	-160.482	353.0559964

国际货币评论

International Monetary Review

(2) 流动性工具	-7.74735	11.22781	-9.46904	-9.506119203
(3) 其他资产	-34.5127	4.683124	-2.7174	-36.47845312
QE2	2010.11.03~2012.09.05			
总资产	100	61.17661	16.76619	22.0572001
(1) 证券持有	57.84976	63.29503	16.64092	-22.08618056
(2) 流动性工具	-0.25167	-0.26956	0.017164	0.000721403
(3) 其他资产	-1.71249	-1.84887	0.108112	0.028259062
QE3	2012.09.12~2012.12.05			
总资产	100	100.4561	1.38357	-1.839636531
(1) 证券持有	102.6017	103.038	1.386098	-1.822428361
(2) 流动性工具	-0.15831	-0.26099	0.100083	0.002595962
(3) 其他资产	-2.4434	-2.32099	-0.10261	-0.019804132
QE4	2012.12.12~2013.09.18			
总资产	100	111.0819	33.38555	-44.46743121
(1) 证券持有	103.327	111.0819	33.5649	-44.12366329
(2) 流动性工具	-0.00489	-0.17444	0.166984	0.002568627
(3) 其他资产	-3.32211	-2.62943	-0.34634	-0.346336541

附表 5 美联储负债增长率的偏离——份额分析结果（绝对值）

2008.11.25~2013.09.18	总效应	静态结构效应 Λ	动态结构效应 M	增长效应 K
总负债	2.537233	0.527869	1.089455	0.919909842
(1) 流通中现金	-0.22926	-0.533359	-0.23511	0.539205824
(2) 商业银行存款准备金	1.841919	0.061227	1.386906	0.393785442
(3) 其他	0.924573	1	-0.06235	-0.013081425

附表 6 美联储负债增长率的偏离——份额分析结果（绝对值）

	总效应	静态结构效应 Λ	动态结构效应 M	增长效应 K
QE1	2008.09.24~2010.10.27			
总负债	0.44305	-0.450441	0.510171	0.383319856
(1) 流通中现金	-0.42855	-0.533359	-0.08103	0.185845085
(2) 商业银行存款准备金	0.816242	0.061227	0.58805	0.166965402
(3) 其他	0.055354	0.02169	0.003154	0.030509369
QE2	2010.11.03~2012.09.05			
总负债	0.167563	-0.05928	-0.08607	0.312913256
(1) 流通中现金	0.034867	-0.034728	-0.00574	0.075333471
(2) 商业银行存款准备金	0.151027	-0.086171	-0.04785	0.285045247

(3) 其他	-0.01833	0.061619	-0.03248	-0.047465463
QE3	2012.09.12~2012.12.05			
总负债	-0.25753	-0.224459	-0.00742	0.06789966
(1) 流通中现金	-0.04571	-0.010028	-0.00025	0.058127865
(2) 商业银行存款准备金	-0.25731	-0.264729	-0.00371	0.011125538
(3) 其他	0.045486	0.050298	-0.00346	-0.001353743
QE4	2012.12.12~2013.09.18			
总负债	0.059135	-0.216785	-0.1073	0.383220309
(1) 流通中现金	0.009472	-0.007322	-0.00031	0.017104138
(2) 商业银行存款准备金	-0.01967	-0.261611	-0.11926	0.361203199
(3) 其他	0.069334	0.052148	0.012273	0.004912971

附表7 美联储负债增长率的偏离——份额分段分析结果（相对值）

	总效应	静态结构效应 Λ	动态结构效应 M	增长效应 K
QE1	2008.09.24~2010.10.27			
总负债	100	-101.668	115.1497	86.51842
(1) 流通中现金	-96.7264	-120.383	-18.2897	41.94675
(2) 商业银行存款准备金	184.2326	13.81953	132.7276	37.68545
(3) 其他	12.49379	4.895704	0.711871	6.886213
QE2	2010.11.03~2012.09.05			
总负债	100	-35.3779	-51.3657	186.7436
(1) 流通中现金	20.80846	-20.7251	-3.42475	44.9583
(2) 商业银行存款准备金	90.13143	-51.4262	-28.5546	170.1123
(3) 其他	-10.9399	36.77336	-19.3864	-28.3269
QE3	2012.09.12~2012.12.05			
总负债	100	87.15847	2.881309	-26.3657
(1) 流通中现金	17.74919	3.894052	0.099003	-22.5713
(2) 商业银行存款准备金	99.91458	102.7955	1.439169	-4.32009
(3) 其他	-17.6623	-19.5311	1.343137	0.525664
QE4	2012.12.12~2013.09.18			
总负债	100	-366.594	-181.449	648.0431
(1) 流通中现金	16.01778	-12.3814	-0.52473	28.92388
(2) 商业银行存款准备金	-33.2647	-442.397	-201.679	610.8112
(3) 其他	117.2471	88.18427	20.75482	8.30806

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