

I 国际货币评论

International Monetary Review

主编: 张 杰



金融资本的急速增长潜伏着极大风险

人民币境外存量、国际收支与人民币国际化进程

国际货币体系稳定性的技术条件及经验证据影响

三元悖论还是二元悖论

——基于货币政策独立性的最优汇率制度选择

夏 斌

余道先、王 云

陈建奇

范小云、陈 雷、祝 哲



IMI 顾问委员会

(以姓氏拼音为序)

Edmond Alphandery

Yaseen Anwar

Steve H.Hanke

李若谷

李扬

Robert A. Mundell

潘功胜

任志刚

苏宁

王兆星

夏斌

IMI 学术委员会

主任委员：陈雨露

委员（以姓氏拼音为序）

贲圣林、曹彤、陈卫东、丁志杰、Robert Elsen、郭庆旺、胡学好、纪志宏、焦瑾璞、Rainer Klump、Il Hounng Lee、刘珺、陆磊、David Marsh、Juan Carlos Martinez Oliva、Herbert Poenisch、瞿强、Alain Raes、Alfred Schipke、Anoop Singh、Wanda Tseng、涂永红、王永利、魏本华、宣昌能、张杰、张晓朴、张之骧、赵海英、赵锡军、周道许

IMI 管理团队

所长：张杰

联席所长：曹彤

执行所长：贲圣林

副所长：涂永红 宋科

【IMI 动态·9月简讯】

■ 9月8日，由中国人民大学国际货币研究所（IMI）主办，中国工商银行（阿拉木图）股份公司与哈萨克斯坦民族大学联合承办的“《人民币国际化报告2015》发布会暨‘一带一路’建设中的中哈金融合作”研讨会在哈萨克斯坦民族大学会议厅隆重举行。IMI学术委员、中国人民大学财政金融学院副院长赵锡军、IMI副所长涂永红、中国人民银行乌鲁木齐中心支行行长郭建伟、中国人民银行货币政策二司副司长周诚君以及哈萨克斯坦国家银行行长顾问 AKYLZHAN BAIMAGAMBETOV、哈萨克民族大学第一副校长 BURKITBAYEV、中华人民共和国驻阿拉木图总领事张伟、中国工商银行（阿拉木图）股份公司总经理魏晓刚等中哈两国机构领导，6家在哈金融机构、30多位中哈企业负责人，哈萨克民族大学师生代表，人民日报、新华社、中国国际广播电台等中国驻哈媒体和多家当地主流媒体出席发布会。

■ 9月8日上午，IMI副所长涂永红教授和IMI学术委员、中国人民大学财政金融学院副院长赵锡军教授代表国际货币研究所拜访了哈萨克民族大学金融法律学院，并与该学院院长 ERMEKBAYEVA BAYAN ZHUNDIBAEVNA 等5位教授进行了交流座谈。

■ 9月20日，“《中资银行国际化报告2015》发布会”在人民大学举行。IMI执行所长、浙江大学互联网金融研究院院长贲圣林对报告进行解读。中国人民银行金融消费者权益保护局局长焦瑾璞，中国人民大学财政金融学院副院长赵锡军，中银香港发展规划部副总经理鄂志寰等专家学者出席会议并对报告做出精彩点评。发布会由中国银行国际金融研究所常务副所长陈卫东主持。

■ 9月21日，“中德金融经济中心”启动仪式在德国驻华使馆举行。IMI顾问委员、中国人民银行副行长潘功胜，德意志联邦共和国驻华大使柯慕贤，德意志联邦银行董事会成员卡尔-路德维希·缙乐，IMI执行所长贲圣林、学术委员魏本华，德国国际合作机构（GIZ）董事总经理克蕾里亚·里希特，中德金融经济中心联合总裁吕迪格·冯罗森等100余位中外嘉宾出席了典礼。

■ 近日，由鸿儒金融教育基金会设立的首届2015至2016年度“金融学杰出教师奖”的评选工作在中国人民大学、中央财经大学、对外经贸大学、厦门大学、西南财经大学和中南财经政法大学等6所院校进行试点。IMI所长、中国人民大学财政金融学院副院长张杰教授荣获2015至2016年度金融学杰出教师奖。



IMI

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

目 录

【卷 首】

金融资本的急速增长潜伏着极大风险 ————— 夏斌 01

【人民币国际化】

人民币境外存量、国际收支与人民币国际化进程 ————— 余道先、王云 03

国际货币体系稳定性的技术条件及经验证据影响 ————— 陈建奇 24

【货币金融理论与政策】

三元悖论还是二元悖论

——基于货币政策独立性的最优汇率制度选择 ————— 范小云、陈雷、祝哲 40

论通货紧缩的成本：历史回顾 ————— Claudio Borio、Magdalena Erdem 等 59

美国非常规货币政策退出与中国实际产出

——基于信号渠道的国际分析 ————— 白玥明、王自锋、陈钰 77

【卷首语】**金融资本的急速增长潜伏着极大风险**夏斌¹

如何总结 2008 年美国金融危机的教训？有人把它归罪于人性的贪婪、金融高杠杆化、监管不力，说什么的都有。今天我谈些个人看法。

有人说是人性的贪婪。说华尔街的贪婪只是说了现象，掩盖了制度对社会生产活动的重要性。人性贪婪的特点不是现在才有，也不是近几年才有，是人类几千年演化中的自然结果。为什么布雷顿森林体系之后的近六十多年中的贪婪不会产生像今天那么大的、影响全球实体经济的金融危机？而且，贪婪不是华尔街，不是美国人的专利，其他国家的人，其他国家从事投行的人都是有的，但为什么那些国家、那些投行的人不能产生举世惊人的金融危机？所以，贪婪只是人的主观性，贪婪能否酿成大事件，需要有制度的土壤。

至于高管薪酬问题，也是讲人的欲望与动力，也是没有分析清楚薪酬高为什么必然产生大危机的制度土壤。

有人说是高杠杆化。高杠杆确实是催化、放大了美国的次贷危机，但毕竟是技术层次原因，也不是这次美国金融危机现象背后的真正原因。从纯理论分析，高杠杆是撬动、放大金融产品、信用倍数的工具。如果在一个信用可控并愿意控制信用总量的国度内，政府自动愿意控制信用总量，也就是不轻易降低利率，杠杆效应自然会降低，信用总量难以突破。在信用工具结构不均衡情况下，最多是会出现不同信用工具市场份额的变化。问题是，为什么美联储从 2001 年后不断降低利率、听任信用工具不断放大信用倍数？为什么证券监管部门到了 2004 年又主动放弃高杠杆化的限制？这是问题的实质。

有人说是金融监管不力。美国这轮金融危机的爆发，从现在看，全世界都认为确实存在监管不力的因素。但是我要问的是，美国政府和美联储为什么在危机爆发前没有认为是监管不力？反而格林斯潘老在说，要相信美国金融市场的弹性。反而美国一部分主流经济学家老在说，美国高消费、低储蓄的模式是可以持续下去的。说明美国宏观政策最高决策层看重的并不是监管层面的因素，而且要知道，如果要加强监管是有能力的、是可以的，但是就是不想去监管，也不认为应该去监管。而是相信通过不断推进金融全球化战略、打开其他国家金融大门，只要美国保持金融对外是净收益，其他国家的高储蓄、低消费，是能够支撑美国高

¹ 夏斌，中国人民大学国际货币研究所顾问委员会委员、国务院发展研究中心金融研究所名誉所长、国务院参事

消费、低储蓄这一模式永远持续下去。因此，出现了利率的不断下降，出现了消费率的不断上升，不怕不断地寅吃卯粮，这是问题的实质，是美国政府的最大教训。从今天看，金融危机的表面原因是金融监管不力，进一步分析的深层次原因，是美国的宏观政策犯了错误。是美国对这一轮经济全球化没有做好准备，做出了错误判断，拼命扩大信用，弄巧成拙，玩到最后，让自己的后院着火了。

深层次的制度原因是什么？其他国家宏观政策决策失误，往往是造成本国经济的严重下滑，不管是过去的英国、日本，还是亚洲危机中的各国以及俄罗斯、阿根廷。曾经的金融危机都没有出现像这次如此“百年一遇”的，产生这么大的影响。就是今天的欧洲央行区各国和中国，如果主动想不断地寅吃卯粮，能不能犯美国那么大的错误？绝对不能？为什么？因为没有掌握主要的国际贸易结算货币和官方储备货币的发行权。美国掌握了世界货币的发行权，这就为他犯全球化错误提供了制度的可能性。美经常项目赤字/GDP 的比例关系，近几年的变动很能说明问题。这次危机让世界各国看清了，但凡遇到全球化经济的急剧波动，美元的不稳定是个极其重要的因素，因为世界经济周期基本仍是以美元为主导的周期。这次危机让世界各国了解了，当今的国际货币制度是为美国犯这么大的错误提供了制度可能性。

通过美国教训的总结，我国由此得到的启示：

1.长期以出口主导模式的中国经济，当壮大到一定实力后，是不可持续的。在危机一爆发时，布什批评“华尔街喝醉了”，我补充半句：“是谁送的酒？”

2.各种金融工具、金融产品就其实质是技术性的、中性的工具，关键要看如何处理。通过危机使我们看清，要处理好信贷、货币供应与信用这三个层次的关系。而且在杠杆比例高、金融衍生产品交叉销售情况下，什么是一个经济体最大的边界信用度？需要进一步研究。比如，资产证券化就微观而言，可提高金融效率；就宏观而言，在不同环境下其意义是不一样的。

3.金融创新是中国金融过去 30 年发展的动力，金融创新同样是中国金融下一个 30 年发展的动力。但创新什么？何时创新？不是简单、及时模仿当今世界最前沿、最新的金融技术和金融工具。前 30 年中国成功改革正反两方面的经验教训是什么？正如我在 20 多年前的 1988 年中国金融市场十年总结时说的：“每个时期金融市场体系发展什么，要坚持从解决现实矛盾的原则出发。”“改革者的口号应该是：当前能干什么而不是应该干什么。”

4.经济是第一性的，金融毕竟是第二性的，金融事业发展成功与否，不能只看金融的单项指标，重要的，要看经济是否稳定增长的指标。如果经济是稳定健康发展，一定时期内，相对教科书教条所说的金融改革出现了“滞后”、“不规范”、“不发达”，未必是坏事。金融资产增长快，也未必是好事，要看前提条件。过去我们曾把储蓄存款不断增长作为工作总结时的成绩讲。现在，金融市场结构丰富后，当信用快速膨胀时，贷款也许增长不快，但可表现为金融资产的急剧增长，这又往往意味着是潜伏着极大的风险。

【人民币国际化】

人民币境外存量、国际收支与人民币国际化进程

余道先¹ 王云²

【摘要】人民币国际化问题已成为各国学者研究的热点。本文依据弗里德曼货币需求函数设立国内货币需求模型，并基于间接测算法和模型稳定性检验结果，选取1992年至2003年的季度数据估测2004年至2014年季度人民币境外存量，以此作为人民币国际化的衡量标准。在此基础上运用协整理论、Granger因果检验、脉冲分析法等时间序列处理方法对我国现有的国际收支结构、经济规模、实际汇率及人民币国际化之间的动态关系进行实证分析后发现：上述变量之间存在长期稳定的均衡关系，我国经济规模扩大、经常项目顺差和人民币稳步升值有利于推动人民币国际化进程，而资本和金融项目顺差会对人民币国际化产生阻碍作用。因此在发展国民经济及维持人民币币值坚挺的同时，合理调整我国国际收支双顺差结构也是人民币国际化进程的客观要求。

【关键词】人民币国际化；稳定性检验；国际收支结构；协整分析

一、引言

货币国际化是一个由低级到高级循序渐进的过程。20世纪90年代中后期以来，由于我国经济实力的增强以及边贸往来日益密切，人民币逐渐为周边经济体接受和使用。2003年内地与港澳地区分别签订《关于建立更紧密经贸关系的安排》(CEPA)，扩大了人民币向港澳地区的流通规模。2009年4月，我国开始推行跨境贸易人民币结算试点改革政策，正式启动了人民币国际化战略，更加促进了人民币在境外的流通和影响，人民币国际化进入了一个崭新的发展期。但与美元、马克、日元等国际货币相比，人民币的流通规模、范围及影响力仍显不足。并且我国长期以来实行对资本项目“宽入严出”的管制措施，导致自1999年至2013年(除2012年外)，我国国际收支保持双顺差状态，对外资本输出不足，将不利于人民币的国际化进程。本文基于现有研究成果，以国际收支结构为主要研究视角，分析其对

¹ 余道先，武汉大学经济与管理学院

² 王云，武汉大学经济与管理学院

人民币国际化进程的影响，以期为人民币国际化提供有针对性的政策建议。

二、文献综述

（一）人民币国际化程度的度量

多数学者选择人民币境外存量作为人民币国际化程度的度量标准，对人民币境外存量的测算依据测算方法的差异分为直接测算法和间接测算法。直接测算法通常采用边境贸易额、出入境旅游人数和人均消费额等调查资料对境外人民币存量进行直接估计。该方法多应用于早期的人民币国际化研究：李婧等（2004）、中国人民银行人民币现金跨境流动调查课题组（2005）、方志国（2008）、李德运（2010）等学者分别以我国边境贸易额、进出口银行结算额、个人出入境旅游消费等数据对其样本时期内人民币境外存量进行了大致估测。^{[1][2][3][4]}直接测算法虽然原理简单，方便操作，但以跨境经济活动本身相关的货币流量对人民币境外存量进行直接估计具有较大的主观随意性且无法涵盖其它途径流出的人民币数量，得出的数据也往往误差偏大，不易控制。

人民币境外存量的间接测算法主要有季节测算法、生物计量法、最大似然法和扣除本地需求法等。其中具有代表性的方法是霍金斯和梁（Hawkins and Leung）提出的扣除本地需求法，该方法的测算原理如下：封闭情况下，由于不存在货币外流现象。一国货币供给与该国内货币需求大体相等。根据弗里德曼货币需求理论，国内货币需求是由经济发展水平、持有货币的机会成本、物价水平和制度因素等一系列经济变量决定的长期稳定的函数。当一国由封闭状态转为开放状态后，货币在境内外同时流通，此时本国货币供给量应与境内外对该货币的需求总量大体相等。鉴于国内货币需求函数是稳定的，一国货币境外存量规模可以表示为国内货币供给量和国内货币需求量的缺口。^[5]该方法较直接估计法更加准确，因此在当前针对人民币境外存量规模的研究中被广泛采用。如：董继华（2008）运用季度数据对1999年至2005年的人民币境外存量进行估测后得出，人民币境外持有规模呈上升趋势，但季度性波动较大。^[6]李继民（2011）通过建立ARDL模型并将其转为误差修正模型的形式拟合出我国国内货币需求函数，利用季度数据估算出2001年至2008年人民币境外存量，结果显示人民币境外存量呈波动上升的趋势。^[7]陶士贵（2013）以季度数据估测出2006年至2012年人民币境外存量，结果显示，人民币境外存量受人民币跨境交易的影响在波动中上升。^[8]沙文兵（2014）以1992年1月至2003年12月的国内生产总值、价格水平和利率水平为变量建立国内货币需求模型，并通过测算发现，2004年以来，人民币境外存量基本上呈稳步

上升的态势。^[9]

（二）人民币国际化影响因素研究

蒙代尔（Mundell）提出一种较为全面的国际货币衡量标准，他认为一国货币要作为国际货币必须具备如下条件：货币发行国在全球经济、贸易和金融中占较大份额，对外开放度高，无外汇管制，货币政策有连续性和可预见性，币值稳定，有一定的政治、军事实力和充足的黄金及外汇储备等。^[10]在此基础上，弗兰德力和约布斯特（Flandreau and Jobst）、坎南（Kannan）、钱和弗兰克尔（Chin and Frankel）等学者分别从贸易地位、汇率稳定性、国家经济规模和通胀水平等因素出发，更加深入地研究上述因素对国际货币化进程的具体影响。^{[11][12][13]}金融危机爆发后，我国政府正式启动了人民币国际化战略，推出了跨境贸易人民币结算、双边货币互换等一系列推动人民币国际化的政策措施，受到了国内外学者的高度关注，相关研究成果也不断涌现：艾肯格林（Eichengreen）、萨伯拉曼尼和凯斯勒（Subramanian and Kessler）等学者通过实证研究后认为巨大的经济规模和对外贸易流量等因素推动了人民币国际化进程。^{[14][15]}普雷斯特和叶（Prased and Ye）、弗兰克尔（Frankel）、鲍泰利和达杜什（Bottelier and Dadush）等学者以我国资本和金融市场为研究对象，认为当前受控制的人民币汇率、发展不完善的金融市场、严格的资本项目管制和经常项目的结构性盈余等因素都不利于人民币国际化进程。^{[16][17][18]}

我国学者对人民币国际化问题的研究也取得了一定成果。部分学者通过研究当前主要国际货币国际化进程的影响因素，为促进人民币的国际化提出建议，例如：李美洲（2012）通过对货币国际化的静态模型和动态模型进行研究后发现：静态模型中国家经济规模、进出口市场规模、货币的升值及其稳定程度是货币国际化的主要影响因素，而在动态模型中，主要影响货币国际化进程的是历史惯性因素。^[19]白晓燕和邓明明（2013）采用 GMM 模型研究货币国际化的影响因素后发现：强大的国家经济和外贸实力、完善的金融市场、稳定的币值是货币国际化的基石。^[20]钟阳和丁一兵（2013）对货币国际化影响因素和外部性作用进行分析后得出结论：短期利率和实际人均 GDP 是影响某一货币在亚洲市场国际化的重要因素，并且短期利率与货币持有量有反向因果关系，证明了外部性的存在。^[21]杨荣海（2014）以美元、欧元、英镑、日元和瑞士法郎等国际货币为研究对象，重点分析了资本项目的开放对货币国际化进程的影响。^[22]

另一部分学者以间接估测法计算出的人民币境外存量为研究对象，分析人民币国际化进程的影响因素，相关研究成果主要有：陈鑫燕、赵凯和胡佳斐（2012）通过实证分析后发现

跨境人民币业务额和人民币境外存量存在长期协整关系且二者呈正相关。^[23]中国人民银行济南分行国际收支课题组（2012）通过建立 VAR 模型对人民币境外存量和国际收支结构的动态关系进行分析后认为我国国际收支双顺差结构存在着稳定性不强、对外资本输出缓慢等诸多问题，不利于推进人民币国际化进程。^[24]沙文兵（2014）采用协整分析法证明人民币汇率、中国贸易地位和人民币境外存量存在长期协整关系，且贸易地位相较于汇率因素对人民币境外存量的影响程度更大。^[9]

基于对上述文献的归纳和分析可知：首先，国内外学者对人民币国际化进程影响因素的研究多集中于国内生产总值、汇率稳定性、贸易地位等因素，较少有文献将国际收支结构纳入经验研究的范畴；其次，对国内货币需求模型的设定缺乏稳定性检验，难以保证间接测算法中货币需求函数应为长期稳定的函数这一前提条件。因此本文在吸收和借鉴先前学者研究的基础上做出如下改进：通过经验分析及模型稳定性检验设定人民币出现境外流动的分段时点，搜集整理 1992 年至 2014 年相关季度数据，采用时间序列协整分析方法，试图能对人民币境外存量规模进行更为准确、可靠的估计，并以我国国际收支结构为分析角度，以期为人民币国际化提出合理建议。

三、基于扣除本地需求法对人民币境外存量规模的估测

（一）模型建立与变量数据来源

鉴于直接测算法存在主观随意性大、对人民币流动渠道涵盖面不全、样本缺乏时间的连续性和空间的一致性缺陷，本文在对人民币境外存量进行估测时采用扣除本地需求的间接测算法。

使用扣除本地需求法首先要设定国内货币需求函数。古典货币理论对货币需求模型的研究具有代表性的成果为费雪方程式³和剑桥方程式⁴，二者分别从货币的交易手段和资产功能对货币需求予以分析。随后凯恩斯在其所著 *The General Theory of Employment, Interest and Money* 一书中发展了剑桥学派的货币需求理论，将个体货币需求动机分为交易动机、审慎动机和投机动机。^[25]其中由交易动机和审慎动机决定的货币需求主要取决于收入水平，而基

³ 费雪方程式： $MV=PT$ ， M 为一定时期流通货币的平均量； V 为货币流通速度； P 为各类商品价格加权平均数； T 为各类商品交易数量，由此可知货币需求由商品交易量、价格水平和货币流通速度决定。

⁴ 剑桥方程式： $M_d=kPY$ ， M_d 为名义货币需求； k 为以货币形态保有的财富占名义总收入的比例； P 为价格水平； Y 为总收入。剑桥学派认为：处于经济体中的个人对货币需求取决于财富水平、利率变动等诸多因素。

于投资动机的货币需求取决于利率水平，凯恩斯据此提出了凯恩斯货币需求函数⁵。

现代货币主义的代表弗里德曼基于传统货币理论以及剑桥学派和凯恩斯以微观主体行为作为分析起点和把货币看做是受到利率影响的一种资产的观点，提出了弗里德曼需求函数⁶：

$$M_d/P = f(y, w; r_m, r_b, r_e, 1/P \cdot dP/dt; u) \quad (1)$$

式中 M_d/P 为实际货币需求； y 为实际恒久性收入； w 为非人力财富占个人总财富的比率； r_m 为货币预期收益率； r_b 为固定收益的债券利率； r_e 为非固定收益的证券利率； $1/P \cdot dP/dt$ 为预期物价变动率； u 为反应主观偏好、风尚及客观技术与制度等因素的综合变数。由此函数可知，影响货币需求的因素大体分为三类： y, w 代表财富因素； $r_m, r_b, r_e, 1/P \cdot dP/dt$ 在货币需求分析中被统称为机会成本变量，衡量了持有货币的潜在收益或损失； u 则代表多种实际因素的综合变数。

鉴于扣除本地需求法的隐含前提为货币需求函数应具备长期稳定性，故本文基于弗里德曼需求函数选定若干经济变量构建国内货币需求模型。以我国实际国内生产总值 GDP_t/P_t 衡量财富因素；以我国定期存款的名义利率 R_t 衡量机会成本因素；除上述因素外，影响我国货币需求的另外两个重要因素分别为使用货币进行市场交易的货币化程度 X_t 和衡量灰色经济规模的宏观税率 T_t ⁷，本文以上述两变量衡量弗里德曼需求函数中的综合变数 u 。

基于上述分析，本文建立的国内货币需求函数计量模型如下：

$$M_{0t}/P_t = (GDP_t/P_t)^{\alpha_1} X_t^{\alpha_2} R_t^{\alpha_4} e^{(\alpha_0 + \alpha_3 Tax_t)} \quad (2)$$

对 (2) 式进行对数化处理得到国内货币需求半对数模型：

$$\ln(M_{0t}/P_t) = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(GDP_t/P_t) + \alpha_2 \ln X_t + \alpha_3 Tax_t + \alpha_4 \ln R_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

模型变量具体设定和数据来源如下：

M_{0t} ：我国流通中现金的季度末余额，数据来源于中经网数据库 (<http://db.cei.gov.cn>)。

P_t ：我国以上年同季度为基期的 CPI 指数，数据来源于中经网数据库。

GDP_t ：我国国内生产总值季度数据，数据来源于中经网数据库。

X_t ：我国货币化率，由我国货币和准货币的季度末余额 M_2 和对应季度的 GDP 之比表示， M_2 数据来源于 IMF 数据库 (<http://www.imf.org>) 及中经网数据库。

Tax_t ：我国的宏观税率，由我国季度公共财政收入和对应季度 GDP 之比来表示，公共

⁵ 凯恩斯货币需求函数： $M = M_1 + M_2 = L_1(Y) + L_2(r)$ ， M 为货币需求； M_1 为交易和审慎动机决定的货币需求，是收入 Y 的函数； M_2 为投机性货币需求，是利率 r 的函数。

⁶ 本文引用由中国人民大学出版社出版的黄达学者所著《金融学》一书中所采用的弗里德曼货币需求函数。

⁷ 罗戈夫 (Rogoff) 在其文章 “Blessing or Curse? Foreign and Underground Demand for Euro Notes” 中提出：“一国的税率水平与该国的地下经济规模有着显著的正相关关系”。^[26]

财政收入数据来源于中经网数据库。

R_t ：我国一年期定期存款利率，季度数据源于中国人民银行利率数据 (<http://www.pbc.gov.cn>)。

（二）人民币境外存量规模大致估测

本文样本数据区间为 1992 年第 1 季度至 2014 年第 3 季度，对人民币境外存量的估测分为下述三个步骤进行：

1、设定人民币境外流动的分段时点。

由于间接测算法需要将样本数据分为两个时段，其中第一时段假定人民币只在我国境内流通，第二时段出现了人民币跨境流动，故两阶段分段时点的选择尤为重要。国内多数学者认为 1997 年亚洲金融危机使周边国家和地区的货币相继大幅贬值，而人民币币值稳中有升的强势表现增强了非居民持有和使用人民币的信心，因此应以 1997 年作为人民币跨境流动的分段时点并以 1997 年前的经济数据估计国内货币需求模型。但这一分段时点的选择并未考虑到我国 1997 年的经济体制改革，在此期间政府实施了具有实质性的所有制改革⁸、稳步推进国内金融市场规范建设与对外开放⁹，不断完善外贸、外汇改革等一系列经济政策¹⁰，国民经济整体处于调整和转变时期，加之 20 世纪 90 年代中期我国基本完成了价格自由化改革，故 1997 年前后的经济数据可能因为政府的一系列改革措施而存在结构性变化。因此以 1997 年作为人民币出现跨境流动的分段时点可能会导致估计的货币需求模型缺乏长期稳定性，本文通过对样本数据进行 Chow 检验及 Quandt-Andrews 检验对上述观点加以验证。

由于样本数据选用的是 1992 年至 2014 年的季度数据，故本文在进行稳定性检验前对各个变量采用 Census X12 方法进行季节性调整，以消除季节性因素对模型的干扰，使模型估计结果更为可靠。本文首先采用 chow forecast test 对 1997 年前后模型是否存在结构性变化进行检验，检验结果如表 1 所示：

表 1 以 1997 年为分段时点的 chow forecast test 检验结果表

统计量	检验统计值	P 值
F- 统计量	0.708	0.835
似然比统计量	133.763	0.000***

注：***表示在 1% 的显著水平下显著。

由表 1 可知，虽然 chow 检验 F 值不显著，但似然比统计量在 1% 的显著水平下拒绝原

⁸ 1997 年我国政府在所有制结构上确立了“以公有制为主体，多种所有制经济共同发展”的指导理论，施行国有资产重组及现代企业股份制改造等所有制改革措施。

⁹ 1997 年我国金融改革主要包括证券市场的规范与法制建设、维持适度从紧的货币政策、有序推行金融业对外开放和国有专业银行向商业银行转轨进程等。

¹⁰ 外贸、外汇体制改革在 1997 年主要有两个较大动作：一是获国务院批准的首批中外合资外贸公司的诞生；二是经国务院批准，中资企业被逐步允许保留一定限额的外汇收入。

假设，即认为货币需求模型在 1997 年前后存在结构性变化。为了保证检验结果的可靠性，本文采用 Quandt-Andrews 检验方法（剔除 15% 样本观测值）再次对模型进行稳定性检验，检验结果如表 2 所示：

表 2 货币需求模型的 Quandt-Andrews unknown break-point test 检验结果表

统计量	检验统计值	P 值
最大似然比 F- 统计量 (1997Q1)	15.554	0.063*
最大沃尔德 F- 统计量 (1997Q1)	15.554	0.063*
指数似然比 F- 统计量	5.230	0.046**
指数沃尔德 F- 统计量	5.230	0.046**
平均似然比 F- 统计量	6.277	0.112
平均沃尔德 F- 统计量	6.277	0.112

注：*和**分别表示在 10% 和 5% 的显著水平下显著。

从表 2 可以看出，似然比 F- 统计量和沃尔德 F- 统计量都在 1997 年第一季度样本点处达到最大值，且对应 P 值均在 10% 的显著水平下拒绝在该样本点处不存在突变点的原假设，即本文设定的货币需求模型在 1997 年前后模型参数出现了变异。

基于稳定性检验可知，1997 年前后货币需求模型出现结构性变化，故以 1997 年作为人民币出现跨境流动的分段时点将导致估计的货币需求函数缺乏长期稳定性，违背了间接测算法最重要的隐含前提。因此本文通过分析跨境人民币业务的发展过程，将样本数据的分段时点设定为 2003 年，理由如下：首先，加入世贸组织前，人民币主要通过人员往来、边境贸易、边境旅游等方式向我国毗邻国家及港澳台地区流出，其规模较小；其次，加入 WTO 后，我国开始逐步放开人民币流出限制，人民币流动规模有所扩大且主要集中于我国港澳地区，特别是 2003 年内地与香港、澳门特区政府分别签订《关于建立更紧密经贸关系的安排》后，人民币出现了大规模离岸流动，对外流动速度明显加快。学者沙文兵通过其研究也认为应以 2003 年作为人民币跨境流动分段时点¹¹。

本文对 2003 年作为模型分段时点的稳定性检验如表 3 所示：

表 3 以 2003 年为分段时点的 chow forecast test 检验结果表

统计量	检验统计值	P 值
F- 统计量	0.598	0.953
似然比统计量	49.399	0.377

由表 3 可知，chow 检验的 F 值与似然比统计值均不显著，即接受模型在 2003 年不存在突变点的原假设，可以认为货币需求模型在 2003 年前后未发生结构性变化，在此基础上估计出的货币需求函数具有长期稳定性，满足间接测算法的隐含前提。

¹¹ 详见：沙文兵. 汇率变动、贸易地位与人民币境外存量——基于 1994—2012 年月度数据的实证分析[J]. 中国财经政法大学学报, 2014 (1): 3—9

2、估计国内货币需求函数。

基于上述分析，本文假定 1992 年至 2003 年人民币仅在国内流通，2004 年至 2014 年人民币在境内外同时流通。现以我国 1992 年至 2003 年的季度数据对封闭条件下国内货币需求函数进行估计。为了防止时间序列由于非平稳而导致的伪回归问题，首先对各个变量进行单位根检验，检验结果如表 4 所示：

表 4 国内货币需求函数各变量 ADF 检测表

变量	检验方法 (C,T,n)	ADF 值	1%	5%	10%	P 值
$\ln(M_0/P)$	(C,T,0)	-2.142	-4.171	-3.511	-3.186	0.509
$\ln(GDP/P)$	(C,T,0)	-1.385	-4.166	-3.509	-3.184	0.853
$\ln X$	(C,T,0)	-3.417	-4.166	-3.509	-3.184	0.061*
Tax	(C,T,0)	-3.895	-4.166	-3.509	-3.184	0.020**
$\ln R$	(C,T,0)	-2.138	-4.166	-3.509	-3.184	0.512
$D(\ln(M_0/P))$	(C,T,1)	-8.092	-4.171	-3.511	-3.186	0.000***
$D(\ln(GDP/P))$	(C,T,1)	-3.485	-4.176	-3.513	-3.187	0.053*
$D(\ln X)$	(C,T,1)	-9.157	-4.171	-3.511	-3.186	0.000***
$D(Tax)$	(C,T,1)	-10.881	-4.171	-3.511	-3.186	0.000***
$D(\ln R)$	(C,T,1)	-6.392	-4.171	-3.511	-3.186	0.000***

注：D 为差分算子；检验方法中的 C 表示含有截距项，T 表示含有趋势项，n 为变量滞后阶数；*，**和***分别表示在 10%，5%和 1%的显著水平下显著。

由表 4 可知， $\ln(M_0/P)$ ， $\ln(GDP/P)$ 和 $\ln R$ 均为非平稳变量，而经过一阶差分处理后，所有变量均在 10%的显著水平下拒绝零假设，即为一阶单整过程 I(1)，可以进行协整检验。

由于模型变量均为一阶单整，因此本文使用 E-G 协整检验法判断方程 (3) 中因变量与自变量之间是否存在协整关系，并进一步确定方程中变量系数。首先采用我国 1992 年至 2003 年季度数据对已建立的货币需求模型进行普通最小二乘法 (OLS) 回归，得出具体的货币需求函数和模型残差项 e_1 。OLS 回归结果如下：

$$\ln(M_0/P) = 0.629 \ln(GDP/P) + 0.642 \ln X - 1.592 Tax - 0.112 \ln R + 0.685 \quad (4)$$

$$t \text{ 统计值: } (11.077)^{***} \quad (3.838)^{***} \quad (-4.234)^{***} \quad (-4.419)^{***} \quad (4.868)^{***}$$

$$R\text{-squared}=0.996 \quad \text{Adjusted R-squared}=0.996$$

$$F\text{-statistic}=2763.468 \quad \text{Prob}(F\text{-statistic})=0.000$$

通过分析国内货币需求回归方程式可知：模型调整后的 R-squared 为 0.996，说明解释变量对被解释变量有较高的解释程度，方程 F 值为 2763.468，对应 P 值为 0.000，表明方程整体上是显著的。各个解释变量的系数均在 1%的显著水平下显著且系数符号符合经济学理论，模型整体拟合较好。

其次，对方程 (4) 中残差项 e_1 进行单位根检验，若不存在单位根则说明被解释变量与

解释变量间存在协整关系，检验结果如表 5 所示：

表 5 残差 e_t 的单位根检验表

变量	ADF 检验值	1%临界值	5%临界值	10%临界值	P 值	结论
残差 e_t	-4.207	-4.166	-3.509	-3.184	0.009***	平稳

注：***表示在 1% 的显著水平下显著。

由单位根检验可知，残差序列 e_t 在 1% 的显著水平下拒绝存在单位根的原假设，故被解释变量和解释变量存在长期协整关系。

3、基于扣除本地需求法测算 2004Q1——2014Q3 的人民币境外存量。

依据扣除本地需求法，本文将我国 2004 年至 2014 年相应季度数据代入方程 (4)，可测算出该时段国内货币需求规模，测算值与相应时期货币供给量的真实值之间的差额为人民币境外存量的估测值，本文将记作 m 。具体数据如表 6 所示：

表 6 2004 年第 1 季度至 2014 年第 3 季度人民币境外存量规模估测表

时间	数值 真实值	$\ln(M_0/P)$ 预测值	境外人民币存量占 人民币总量的比重 (%)	境外人民币存量 规模 m (亿元)
2004-03	5.233	5.159	1.416	273.333
2004-06	5.199	5.178	0.409	77.828
2004-09	5.273	5.263	0.191	39.288
2004-12	5.345	5.341	0.086	18.564
2005-03	5.332	5.244	1.651	350.748
2005-06	5.324	5.273	0.967	201.579
2005-09	5.397	5.361	0.673	149.947
2005-12	5.466	5.425	0.752	180.690
2006-03	5.450	5.346	1.909	448.150
2006-06	5.443	5.352	1.675	393.009
2006-09	5.534	5.402	2.378	610.740
2006-12	5.573	5.501	1.307	353.929
2007-03	5.580	5.402	3.191	873.852
2007-06	5.551	5.376	3.144	845.052
2007-09	5.611	5.425	3.304	959.048
2007-12	5.652	5.507	2.559	776.363
2008-03	5.638	5.370	4.767	1 450.608
2008-06	5.641	5.384	4.552	1 373.923
2008-09	5.715	5.523	3.354	1 064.157
2008-12	5.823	5.670	2.629	899.676
2009-03	5.834	5.690	2.455	828.329
2009-06	5.835	5.678	2.698	907.766
2009-09	5.916	5.746	2.862	1 052.830
2009-12	5.928	5.838	1.509	577.219
2010-03	5.945	5.752	3.248	1 269.184

2010-06	5.935	5.739	3.298	1 282.889
2010-09	6.001	5.844	2.622	1 097.359
2010-12	6.056	5.922	2.206	984.705
2011-03	6.053	5.759	4.858	2 178.758
2011-06	6.036	5.730	5.070	2 254.983
2011-09	6.097	5.836	4.273	2 014.341
2011-12	6.189	6.003	3.016	1 530.599
2012-03	6.171	5.835	5.450	2 703.212
2012-06	6.179	5.853	5.267	2 595.841
2012-09	6.262	5.995	4.260	2 276.320
2012-12	6.279	6.092	2.975	1 625.950
2013-03	6.298	5.965	5.284	2 930.383
2013-06	6.266	5.950	5.047	2 728.524
2013-09	6.307	6.070	3.749	2 117.765
2013-12	6.348	6.184	2.593	1 518.699
2014-03	6.345	6.029	4.978	2 903.518
2014-06	6.322	6.042	4.424	2 519.307
2014-09	6.361	6.155	3.250	1 912.694

图 1 直观地表示了利用间接测算法估测的 2004 年第 1 季度至 2014 年第 3 季度的人民币境外存量测算结果及其占当季 M_0 比重:

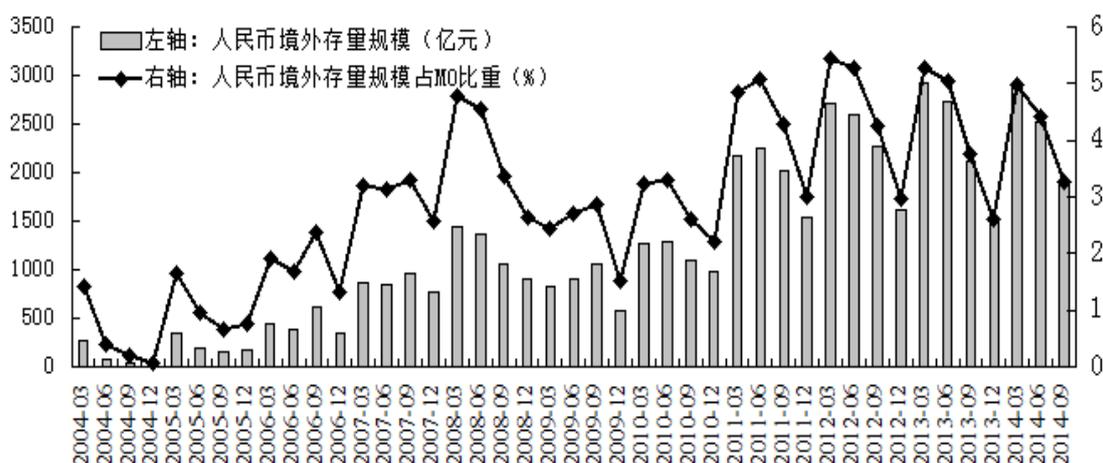


图 1 2004 年第 1 季度至 2014 年第 3 季度人民币境外存量规模图

由图 1 可知,自 2004 年第 1 季度至 2014 年第 3 季度,人民币境外存量均保持正值且呈现波动上升的趋势,其变动趋势以 2005 年、2008 年、2010 年为转变节点,大体经历了四个时期:

自 2004 年第 1 季度至 2005 年第 2 季度,间歇性爆发的禽流感疫情影响了边境贸易与人员往来,导致 2004 年人民币境外存量出现下滑,但于 2005 年初期有所恢复。

2005 年第 3 季度至 2008 年第 2 季度期间,由于我国自 2005 起实施人民币汇率形成机

制改革，推行以市场供求为基础的参考一篮子货币的有管理的浮动汇率制，提高了人民币汇率的浮动性，人民币稳步升值，增强了非居民持有人民币的信心，故该阶段内人民币境外存量有较大幅度的上升。

2008年第3季度起，全球金融危机的爆发导致我国出口贸易和经济增长率出现下滑，我国政府暂时将人民币退出了有管理的浮动汇率制，加之全球金融环境恶化，人民币境外存量呈下滑趋势。

2010年第2季度起，由于人民币跨境贸易结算试点的扩大以及当年第3季度人民币重新回归到有管理的浮动汇率制，一定程度上增强了其他国家对人民币的信心，人民币境外存量再次出现较大幅度的上升。此后由于欧债危机的加剧及美元重新回归强势地位，导致人民币升值势头减弱，人民币境外存量虽保持波动上升趋势，但增速有所放缓。

四、我国国际收支结构对人民币国际化进程影响分析

由图2可知，自1990年至2013年，我国国际收支总差额保持正值且基本呈现不断扩大的趋势。学者陈炳才（2006）基于国际资本流动视角对传统宏观经济理论中的国民收入恒等式进行扩展后提出：一国经常项目差额=国内储蓄-国内投资-（资本流入-资本流出），即经常项目差额+资本项目差额=国内净储蓄。通过分析该式可知，当一国国际收支出现大幅顺差时，在国内表现为净储蓄的增加，即国内资金存量过剩，资本对外输出不足，不利于该国货币的国际化进程。

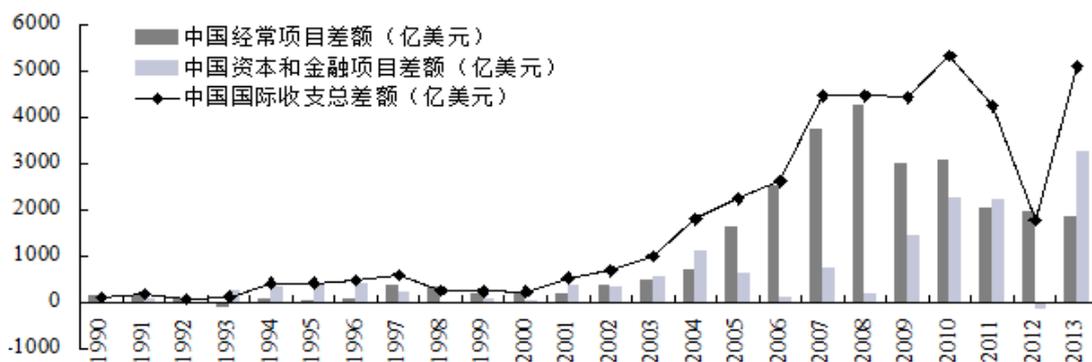


图2 1990年至2013年我国国际收支差额变动图

数据来源：中国国家统计局统计数据库（<http://www.stats.gov.cn/>）年度数据

图2同时反映了我国国际收支结构的变化。从1999年至2013年，除2012年我国资本和金融项目出现逆差之外，其余年份我国一直保持着国际收支项目双顺差。基于国际收支恒等式可知：一国经常项目收支差额（CA）+资本和金融项目收支差额（FA）净误差与遗漏+储备资产增减额。在假设净误差与遗漏项目为0且不考虑政府通过调整外汇储备进行干预的

情况下，一国国际收支均衡条件为： $CA+FA=0$ ，即 $CA=-FA$ 。该式表明在不考虑官方经过外汇储备进行调节的前提下，一国经常项目差额应与其资本和金融项目差额保持规模一致且符号相反。当一国经常项目出现顺差时，有利于增加对外净金融资产和对外净金融债权，提高国家对外支付能力。同时经常项目顺差往往代表一国经济，尤其是制造业发展水平较其他国家处于优势，这对货币国际化有重要的正效应影响。基于国际收支均衡条件，当经常项目出现顺差时，该国资本和金融项目应保持逆差，即为资本输出国，而一国对外资本输出有助于扩大该国货币跨境流动范围，进而增强该国货币的国际地位及推动该货币的国际化进程。而我国由于对资本项目长期“宽入严出”的管制，人民币对外投资尚处于起步阶段，故在经常项目收支出现顺差的同时仍能维持资本和金融项目的顺差状态，即国际收支持续多年呈现双顺差结构，该结构在理论上不利于促进人民币对外流出及人民币国际化进程。

本文现以估测的人民币境外存量规模 m 作为衡量人民币国际化程度的标准，运用时间序列分析法研究我国国际收支结构对人民币国际化进程的影响。由于数据的可获得性，样本区间为 2004 年第 1 季度至 2014 年第 3 季度。设定的被解释变量为人民币境外存量估测值 m ，选取我经济规模、国际收支结构和实际汇率波动率作为解释变量，并对变量的季度数据进行 Census X12 季节性调整，具体模型设定如下：

$$\ln m_t = \beta_0 + \beta_1 Eco-scale_t + \beta_2 cu-account_t + \beta_3 ca-account_t + \beta_4 er-fluctuation_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

模型中设定变量的注解如下：

mt ：由扣除本地需求法计算的人民币境外存量季度数据。

$Eco-scale_t$ ：我国季度 GDP 占当季 20 国集团（G20）GDP 百分比¹²，用以衡量我国经济规模，我国季度 GDP 数据来源于中经网数据库；G20 的 GDP 季度数据来源于 OECD 数据库（<http://stats.oecd.org>）。

$cu-account_t$ ：我国经常项目收支差额占当季 GDP 百分比，经常项目收支差额数据来源于中经网数据库。

$ca-account_t$ ：我国资本和金融项目收支差额占当季 GDP 百分比，资本和金融项目收支差额数据来源于中经网数据库。

$er-fluctuation_t$ ：人民币实际汇率¹³变动率，该变动率是以上一年人民币实际汇率为基期求得，名义汇率季度数据来源于中经网数据库，价格指数数据来源于 OECD 数据库。

在进行协整分析之前需要对各个变量进行单位根检验，具体检验结果如表 7 所示：

¹² 由于世界 GDP 总值季度数据难以获得，本文选取约占世界 GDP 总值 90% 的 20 国集团 GDP 总值的季度数据作为代理变量。

¹³ 人民币实际汇率通过直接标价法下人民币对美元的名义汇率乘以美国与中国的价格水平之比求得。

表 7 人民币国际化影响因素模型相关变量 ADF 检测表

变量	检验方法	ADF 值	1%	5%	10%	P 值
<i>lnm</i>	(C,T,0)	-2.542	-4.192	-3.521	-3.191	0.308
<i>Eco-scale</i>	(C,T,0)	-3.000	-4.199	-3.524	-3.193	0.081*
<i>cu-account</i>	(C,T,0)	-2.996	-4.192	-3.521	-3.191	0.145
<i>ca-account</i>	(C,T,0)	-5.053	-4.192	-3.521	-3.191	0.001***
<i>er-fluctuation</i>	(C,T,0)	-3.455	-4.212	-3.530	-3.196	0.059*
D(<i>lnm</i>)	(C,T,1)	-7.925	-4.199	-3.524	-3.193	0.000***
D(<i>rgdp</i>)	(C,T,1)	-7.847	-4.205	-3.527	-3.195	0.000***
D(<i>cuac</i>)	(C,T,1)	-7.611	-4.199	-3.524	-3.193	0.000***
D(<i>caac</i>)	(C,T,1)	-9.137	-4.199	-3.524	-3.193	0.000***
D(<i>er</i>)	(C,T,1)	-9.729	-4.199	-3.524	-3.193	0.000***

注：D 为差分算子；检验方法中的 C 表示含有截距项，T 表示含有趋势项，n 为变量滞后阶数；*，** 和 *** 分别表示在 10%，5% 和 1% 的显著水平下显著。

由表 7 可知，变量 *lnm* 和 *cu-account* 均为非平稳序列，但经过一阶差分处理之后，所有变量均在 1% 的显著水平下拒绝原假设，即不存在单位根，满足协整分析的前提条件。基于 ADF 检验结果，本文采用 E-G 协整检验法检验方程 (5) 中变量之间是否具有协整关系。首先对方程 (5) 进行普通最小二乘回归，得到回归方程式 (6) 和相应的残差序列 e_2 ；其次，检验该残差序列是否平稳，即是否存在单位根。方程 (5) 回归结果如下：

$$lnm = 1.258Eco-scale + 0.169cu-account - 0.045ca-account - 0.179er-fluctuation + 3.514 \quad (6)$$

t 值: (8.697)** (2.312)** (-0.647) (-2.161)** (6.559)**

R-squared=0.817 Adjusted R-squared=0.800

F-statistic=42.025 Prob(F-statistic)=0.000

由回归结果可知，方程 (6) 修正后的可决系数为 0.800，表明解释变量对被解释变量有较高的解释程度。方程的 F 检验值为 42.025，对应 P 值为 0.000，模型在 1% 的显著水平下具有显著性。除变量 *ca-account* 的系数不显著外，其余变量系数均在 5% 的置信水平下显著且其符号符合经济意义，模型整体拟合较好。现对残差序列 e_2 进行单位根检验，检验结果如表 8 所示：

表 8 残差 e_2 的单位根检验表

变量	ADF 检验值	1%临界值	5%临界值	10%临界值	P 值	结论
残差 e_2	-4.674	-4.199	-3.524	-3.193	0.003***	平稳

注：***表示在 1% 的显著水平下显著。

由表 8 可知，残差序列 e_2 在 1% 的显著水平下拒绝存在单位根假设，表明模型中解释变量与被解释变量之间存在长期协整关系。

对模型回归结果的分析如下：我国 GDP 占 G20 的 GDP 比重每扩大一个百分点会使人民币境外存量增加 1.258%，其系数的绝对值大于其他解释变量系数，说明我国经济规模对

人民币国际化的影响最大;经常项目收支差额占 GDP 比重与人民币境外存量呈正相关关系,经常项目顺差规模每扩大一个百分点,人民币境外存量将扩大 0.169%,与传统货币国际化理论相一致;资本和金融项目收支差额占比每扩大一个百分点,人民币境外存量将减少 0.045%,二者呈负相关关系,符合先前理论分析,本文对其系数不显著的解释为:鉴于我国当前尚不具备完全放开资本项目的条件,政府对资本和金融项目仍采取一定的管制措施,资本并未处于自由流动状态,故变量 *ca-account* 对人民币境外存量影响并不显著;人民币实际汇率较上期每贬值一个百分点,人民币境外存量将相应减少 0.179%,且汇率贬值幅度越大,对人民币境外存量的负效应越明显,相反实际汇率升值会扩大人民币境外存量。

为了进一步分析模型中各变量对人民币境外存量的具体影响,本文在协整分析的基础上建立相关 VAR 模型进行研究。

首先对模型进行 Granger 因果检验,以分析各个解释变量与人民币境外存量之间是否具有短期因果关系,检验结果如表 9 所示:

表 9 各变量格兰杰因果关系检验表

原假设	F-统计值	P 值	结论
<i>Eco-scale</i> 不是 <i>lnm</i> 的 Granger 原因	4.475	0.017**	拒绝
<i>lnm</i> 不是 <i>Eco-scale</i> 的 Granger 原因	4.234	0.023**	拒绝
<i>cu-account</i> 不是 <i>lnm</i> 的 Granger 原因	0.100	0.905	接受
<i>lnm</i> 不是 <i>cu-account</i> 的 Granger 原因	2.550	0.092*	拒绝
<i>ca-account</i> 不是 <i>lnm</i> 的 Granger 原因	5.073	0.012**	拒绝
<i>lnm</i> 不是 <i>ca-account</i> 的 Granger 原因	3.296	0.049**	拒绝
<i>er-fluctuation</i> 不是 <i>lnm</i> 的 Granger 原因	2.723	0.079*	拒绝
<i>lnm</i> 不是 <i>er-fluctuation</i> 的 Granger 原因	5.671	0.007***	拒绝

注:*, **和***分别表示在 10%, 5%和 1%的显著水平下显著。

由表 9 可知,除变量 *cu-account* 外,其余变量与被解释变量 *lnm* 之间均为双向 Granger 因果关系,即经济规模、资本和金融项目收支差额规模及人民币实际汇率波动率可以引起人民币境外存量的格兰杰变化,而 *lnm* 可以单向引起变量 *cu-account* 的变化。

其次,在 Granger 因果分析的基础上建立 VAR 模型。鉴于本文主要研究各个解释变量对人民币境外存量的影响,故只给出关于 lnm_t 的 VAR 估计方程,方程结果如表 10 所示:

表 10 lnm_t 的 VAR 模型系数及标准差统计结果

变量	变量	变量	变量
lnm_t (-1)	0.438*** (0.150)	<i>ca-account</i> _t (-1)	0.027 (0.045)
lnm_t (-2)	0.049 (0.148)	<i>ca-account</i> _t (-2)	-0.105** (0.043)

<i>Eco-scale_t</i> (-1)	0.491*** (0.178)	<i>er-fluctuation_t</i> (-1)	-0.051 (0.056)
<i>Eco-scale_t</i> (-2)	-0.059 (-0.216)	<i>er-fluctuation_t</i> (-2)	-0.106* (0.060)
<i>cu-account_t</i> (-1)	-0.047 (-0.059)	C	2.535*** (0.560)
<i>cu-account_t</i> (-2)	0.087* (0.049)		
R-squared		0.858	
Adjusted R-squared		0.809	
Chi2		242.286	
P>Chi2		0.000	

注：括号内数值为对应变量的标准差，*，**和***分别表示在 10%，5%和 1%的显著水平下显著。

由表 10 可知，模型可决系数为 0.858，拟合优度相对较高，Chi2 值为 242.286，在 1% 的显著水平下通过了检验，表明 $\ln m_t$ 的 VAR 模型整体是显著的。对方程系数的具体分析如下：首先，滞后一期的经济规模变量每提高 1 个百分点将使人民币境外存量扩大 0.491%；其次，滞后两期的经常项目收支占比每提升 1 个百分点将会使人民币境外存量扩大 0.087%；再次，滞后两期的资本和金融项目收支占比每扩大一个百分点将导致人民币境外存量减少 0.105%；最后，滞后两期的人民币实际汇率每贬值一个百分点，将致使人民币境外存量下降 0.106%。综上所述，我国经济规模对人民币国际化具有正向效应且影响力在各个解释变量中最为显著；经常项目收支差额与人民币国际化呈正相关关系，资本和金融项目收支差额与人民币国际化呈负相关关系；人民币实际汇率出现贬值不利于人民币境外存量的扩大。模型整体结果与前文理论分析及协整分析相一致。

鉴于 VAR 模型通常不能很好的反映出一个变量的变化对另一个变量的影响程度，即不能满足关于解释变量对被解释变量的动态交互影响的分析，故本文借助脉冲响应函数做进一步的分析，图 3 为人民币境外存量在收到其他因素冲击后的脉冲响应函数：

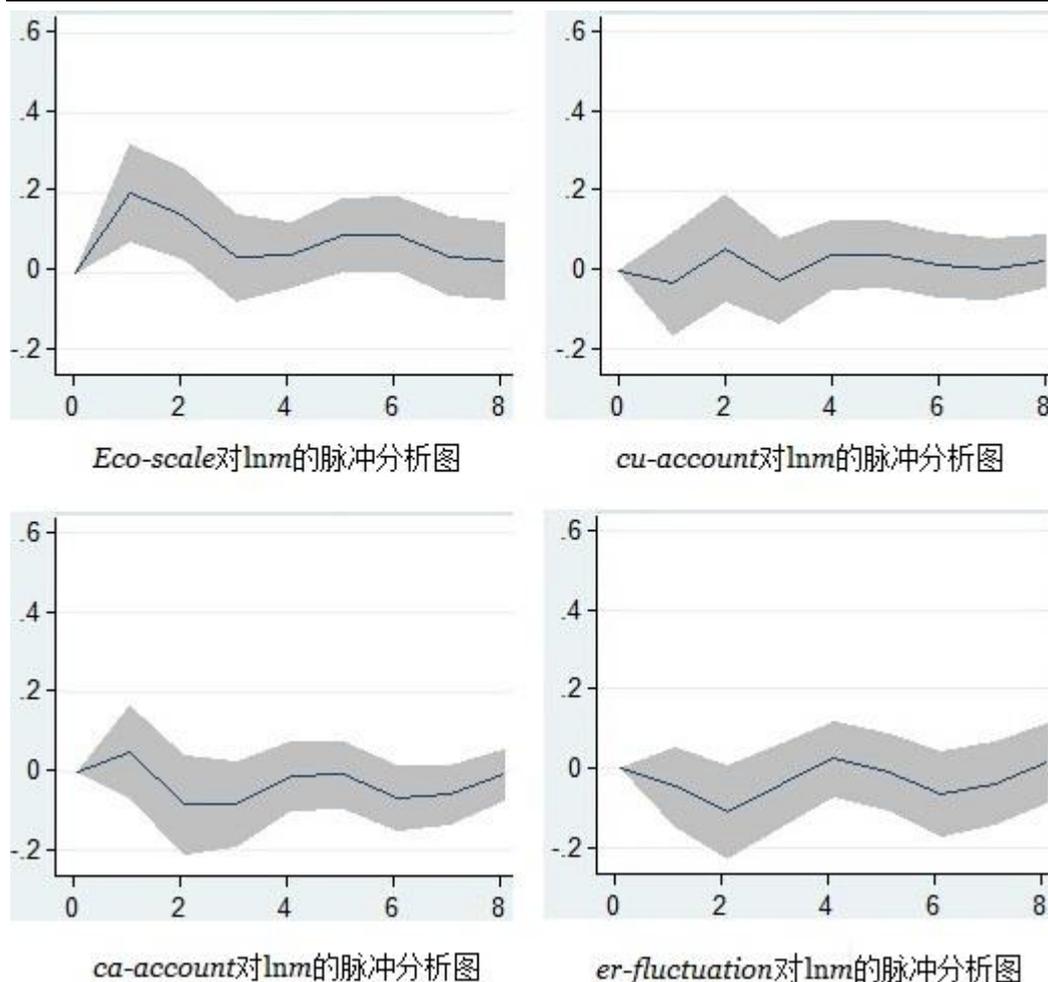


图3 人民币境外存量对各解释变量的脉冲响应函数图

通过分析图3可知：当在本期给 $Eco-scale_t$ 一个正的冲击后，第1期人民币境外存量会有较大幅度增加并出现峰值，随后几期影响逐渐消退，表明我国经济规模受到正冲击时会促进人民币境外存量的增加；在本期给予 $cu-account_t$ 一个标准差的正向冲击时，人民币境外存量在第1期有所下降并在第2期上升至峰值，随后再次出现下降，在4期后基本维持正效应，表明经常项目收支受到正向冲击后在大部分时期有利于扩大人民币境外存量；从关于人民币境外存量对 $ca-account_t$ 的一个标准差新息冲击产生的脉冲响应函数可以看出，在本期给 $ca-account_t$ 一个标准差的正向冲击后，人民币境外存量在第1期有所增加，之后迅速下降并维持负效应直至第8期影响消除，即资本和金融项目收支顺差会减少人民币境外存量，不利于人民币国际化；当给予 $er-fluctuation_t$ 的一个标准差新息冲击时，人民币境外存量立即出现下降且在第二期达到最低点，在随后几期内呈现波动衰减的趋势，表明人民币实际汇率贬值将导致人民币境外存量的减少。脉冲分析结果基本与前文中的协整分析和VAR模型分析一致，符合传统的货币国际化理论。

五、结论与政策建议

本文首先基于 Chow 检验及 Quandt-Andrews 检验设立 2003 年为人民币出现跨境流动的分段时点,以此为基础采用 1992 年至 2003 年季度数据估计出具有长期稳定性的国内货币需求模型,并依据扣除本地需求法测算出 2004 年第 1 季度至 2014 年第 3 季度的人民币境外存量,以此作为衡量人民币国际化的标准。进而采用协整方法、VAR 模型及脉冲响应函数等时间序列分析方法对我国国际收支结构、经济规模、实际汇率波动率及人民币境外存量之间的动态关系进行实证分析后得出如下结论:

首先,基于协整分析可知,人民币境外存量与各个解释变量之间存在长期协整关系。从长期来看,我国经济规模越大,其对人民币境外存量的正效应也越大;经常项目顺差对人民币境外存量的增加有一定的促进作用而资本和金融项目顺差会导致人民币境外存量的下降;实际汇率波动率与人民币境外存量呈负相关关系,表明人民币汇率稳步升值有助于推动人民币国际化进程。

其次,基于 VAR 模型短期动态分析结果表明,经济规模、国际收支结构及汇率波动率对人民币境外存量均有显著影响。滞后一期的经济规模对人民币境外存量具有显著的正效应;滞后两期的经常项目收支差额与人民币境外存量呈正相关,而资本和金融项目收支差额与人民币境外存量呈负相关关系;滞后一期和滞后两期的实际汇率贬值会致使人民币境外存量的减少,对其具有一定的负向影响。

最后,基于 VAR 模型的脉冲响应函数分析结果表明,在滞后的 1~8 期内,我国经济规模及经常项目收支对人民币国际化均具有正向效应,而资本和金融项目收支差额及汇率波动率在滞后期内对人民币境外存量呈现负效应,与协整分析的结论相一致。

本文基于上述实证结果对人民币国际化给出如下政策建议:

(一) 稳步发展国民经济

对一国货币的接受和使用本质上是对支撑该货币的国家经济实力的认可与信心,本文通过实证分析也验证了我国经济规模是影响人民币境外存量的主要因素。因此我国在推进人民币国际化进程中应稳步发展国民经济,优化经济结构,以增强人民币国际化的经济基础。

(二) 合理有序调节我国国际收支双顺差结构

一方面,经常项目顺差是一国货币国际化的重要价值支撑,但顺差规模过大往往伴随国内通胀压力和外汇储备压力,也容易受到逆差国的反倾销反补贴调查,故我国应在维持适度

经常项目顺差的基础上着重提升顺差质量，变出口成本优势为出口竞争力优势；另一方面，对资本和金融项目顺差进行调整、有序推进资本项目的双向开放已成为人民币国际化的客观要求，但基于我国金融市场发展不完整的现状，应稳步深化金融体制改革，在必要的政府监管和控制下有序放松对资本项目的管制，合理调整我国国际收支双顺差结构。

（三）推进人民币汇率改革，保持币值稳定坚挺

人民币稳步升值可以增强非居民持有人民币的信心，有助于人民币国际化进程。故我国应逐步完善人民币汇率的市场形成机制，使人民币汇率越来越趋近合理浮动区间，以稳健的汇率水平作为推进人民币国际化战略的重要保障。

参考文献

- [1] 李婧, 管涛, 何帆. 人民币跨境流通的现状及对中国经济的影响[J]. 管理世界, 2004,9.
- [2] 人民币现金跨境流动调查课题组. 2004年人民币现金跨境流动调查[J]. 中国金融, 2005,6.
- [3] 方志国. 人民币在东盟流通的现状及其策略[J]. 南方金融, 2008,5.
- [4] 李德运, 龚新蜀. 中国新疆与中亚五国边境贸易中人民币区域化初探[J]. 经济视角(下), 2010,4.
- [5] Hawkins, Leung, The Demand and for Hong Kong Dollar[J]. HKMA Quarterly Bulletin, 1997, (5): 2-13.
- [6] 董继华. 人民币境外需求规模估计: 1999-2005[J]. 经济科学, 2008, 1.
- [7] 李继民. 人民币境外存量估计——基于 ARDL 模型的实证分析[J]. 中南财经政法大学学报, 2011, 2.
- [8] 陶士贵, 叶亚飞. 人民币境外存量的估算及其对我国货币供给量的影响——基于人民币跨境交易视角[J]. 财贸经济, 2013, 9.
- [9] 沙文兵. 汇率变动、贸易地位与人民币境外存量——基于 1994—2012 年月度数据的实证分析[J]. 中南财经政法大学学报, 2014, 1.
- [10] Mundell.R.A.. The international financial system and outlook for Asian currency collaboration [J]. The Journal of Finance, 2003(58)3-7.
- [11] Flandreau,M.,Jobst,C.. The Empirics of International Currencies: Evidence from the 19th Century[R], mimeo, November.2005.
- [12] Prakash Kannan(2006), Essays on International Money, ProQuest Dissertations&Theses, p43.
- [13] Chinn, Menzie D. ,Jeffrey A. Frankel.2008, "The Euro May Over the Next 15 Years Surpass the Dollar as Leading International Currency",NBER Working Paper No. 13909.
- [14] Eichengreen B. The renminbi as an international currency[J]. Journal of Policy Modeling 2011, 5: 723-730
- [15] Subramanian, A. , Kessler, M. The Renminbi Bloc is here: Asia Down, Rest of the World to Go?[R]. Peterson Institute for International Economics, Working Paper, 2012, WP 12-19.
- [16] Prasad,E. , Ye,L. The Renminbi's Role in the Global Monetary System[R]. Brookings, 2012, 2.
- [17] Frankel,J. Internationalization of the RMB and Historical Precedents[J]. Journal of Economic Integration, 2012, Vol.27: 329-365
- [18] Bottelier, P., Dadush,U. The Future of the Renminbi as an International Currency[N]. International Economic Bulletin, 2011(2).
- [19] 李美洲. 货币国际化影响因素研究——基于多国面板数据计量分析[J]. 上海金融, 2012, 12.
- [20] 白晓燕, 邓明明. 货币国际化影响因素与作用机制的实证分析[J]. 数量经济技术经济研究, 2013, 12.

- [21] 钟阳, 丁一兵. 货币国际化的影响因素及外部性作用[J]. 上海金融, 2013, 12.
- [22] 杨荣海. 当前货币国际化进程中的资本账户开放路径效应分析[J]. 国际金融研究, 2014, 4.
- [23] 陈鑫燕, 赵凯, 胡佳斐. 跨境贸易人民币业务与境外人民币存量: 一个实证研究[J]. 上海金融, 2012, 3.
- [24] 中国人民银行济南分行国际收支处课题组. 当前我国国际收支结构对人民币国际化进程的影响[J]. 金融发展研究, 2012, 10.
- [25] John Maynard Keynes. The General Theory of Employment, Interest and Money[M]. London: Palgrave Macmillan, 1936.
- [26] Kenneth Rogoff. Blessing or Curse? Foreign and Underground Demand for Euro Notes[J]. Economic Policy, 1998, 26(4):263-303.

The Offshore Stock of RMB, Balance of Payment and the Internationalization of RMB

YU Dao-xian WANG Yun

Abstract: The internationalization of RMB has been the hot point of global academic circle. Based on Friedman money demand function, this paper establishes domestic money demand model. And we use quarterly data between 1992 and 2003 to estimate RMB stock overseas from 2004 to 2014, which is chosen as criterion of the internationalization of RMB, on account of indirect measuring method and inspection results of the model's stability. On this basis, this paper uses time series analysis methods such as Co-integration theory, Granger causality test and pulse analysis to make empirical test on dynamic relation between China's current structure of international payments, scale of economy, real interest rate and internationalization of RMB. The results shows that there are equilibrium relations between variables above, the enlargement of scale of economy, current account surplus and steady appreciation of RMB are helpful to promote the internationalization of RMB, while capital and financial account surplus will hinder the internationalization of RMB. Therefore, besides developing national economy and remaining firm value of RMB, rationally adjusting our nation's double surplus of balance of payments is the objective requirement of the process of internationalization of RMB.

Key words: the internationalization of RMB; test of stability; the structure of international payments; Co-integration analysis

国际货币体系稳定性的技术条件及经验证据

陈建奇¹

【摘要】发达国家财政风险高企引发社会对现代国际货币体系稳定性的担忧。然而，当前国际货币体系是否稳定？该问题对于理解人民币国际化战略及评估我国巨额外汇储备风险具有重大意义。本文对此作深入分析。研究表明，现代国际货币发行国保持本国货币充当国际货币稳定性的条件是其实际经济增长率大于或者等于通货膨胀率与本国货币收益率之和，进一步的实证研究表明，美元、欧元、英镑、日元等国际货币都长时间偏离保持稳定性的可持续水平，欧债危机为代表的发达国家财政问题揭示了国际货币体系不具有稳定性的先兆。国际货币体系潜在不稳定性构成中国等所持外汇储备的安全性问题。对此，我国必须考虑美元主导的巨额外汇储备资产管理模式，中国的应对策略必须兼顾存量外汇资产管理及促进人民币国际化。

【关键词】国际货币体系稳定性；主权信用货币；外汇储备

一、引言

伴随经济全球化深化发展，国际货币体系在开放宏观经济中扮演越来越重要的角色，然而，国际货币体系并没有伴随全球经济发展而同步优化完善。自第二次世界大战以来，国际货币体系尽管经历变革动荡，但并没有改变美国美元主导的基本格局，本次金融危机暴露美国金融体系的内在问题，美元波动引起外界对国际货币体系稳定性的担忧。美国在危机期间连续推出多轮的数量宽松政策背离其维护国际储备货币稳定性的内在职责，而且 2011 年以来持续高涨的美国财政债务丧失 AAA 评级预示美元风险的上升，如何提升国际货币体系稳定性成为社会普遍关心的重大课题。

欧元作为新世纪以来的货币制度重大创新，曾经被视为改变美元主导的国际货币体系不稳定性的重要机制，2000 年后欧元的强劲表现客观上为形成多元竞争的国际货币体系奠定重要的基础。然而，2009 年底希腊财政债务风险升级拉开的欧债危机不仅考验欧元区财政

¹ 陈建奇，中央党校国际战略研究所世经室副主任、副教授

主权信用，更警示欧元体制内在制度问题，欧元区“缺乏财政一体化的货币一体化进程”成为造成欧元区多国抱团陷入财政困境的主因，但构建财政联盟必然需要成员国财政主权的适当让渡，发达国家代议制民主制度注定这一进程漫长而且难有好的结果，由此注定欧债危机的长期性，从而欧元完整性备受关注和质疑。这不仅影响约束美元的欧元的发展，更引发国际货币体系稳定性的波动。

国际货币体系为何经历长期发展却未能实现稳定？影响国际货币体系稳定性的因素是什么？包括 G20 在内的国际平台开始持续关注这些重大问题，中国等新兴国家在金融危机以来逆市上升的国际地位催生对国际货币体系改革的诉求。尽管社会上曾经流行通过创造“世界元”等类似全球货币的方式改革现有国际货币体系，但欧元当前的挑战预示区域货币的艰难，更显示短期内在更广范围内构建全球货币的不可能性。国际货币体系短期内仍然难以突破主权信用货币充当国际储备的基本格局，在此基础上分析国际货币体系稳定性将更加具有现实性和可操作性。因此，本文将延续这种思路，着重研究现代国际货币体系稳定性的技术条件。本文接下来是文献综述，进而将构建理论分析框架，探讨现代国际货币体系稳定性的技术条件，第四部分是实证研究，结合美元、欧元等数据对当前国际货币体系稳定性进行分析，最后重估我国巨额外汇储备资产安全性及其政策选择。

二、文献综述

国际货币体系稳定性的研究可以分为三个阶段，一是金本位时期黄金国际货币体系稳定性的研究；二是布雷顿森林体系时期美元国际储备稳定性的讨论；三是布雷顿森林体系崩溃后外汇储备资产持续上升引发的国际货币稳定性的思考。关于金本位体系稳定性的研究，可以追溯到 Hume（1752）提出的“物价—现金流动机制”，即国际收支波动伴随黄金从逆差国向顺差国的流动，黄金储备变化引起各国商品相对价格调整，促进国际收支平衡，黄金储备重新回流以实现新的均衡。然而，Meade（1955）认为顺差国可以通过“封存”流入的过量黄金来阻止货币供应量上升引起的价格变动，逆差国由于黄金储备不能无限流失而必然单方面承受国际收支失衡的调整压力，结果是逆差国陷入通货紧缩，黄金储备滋生的非对称调整及世界黄金总量外生不足成为金本位制度的内在缺陷。

凯恩斯也认为，金本位制度下国际收支失衡调节重担强加在债务国身上，黄金储备的流动并不能保证国际收支失衡自动调整，基于对金本位制度的修正，凯恩斯提出班考（bancor）为核心的国际清算同盟（International Clearing Union）计划（罗伯特·斯基德尔斯基，2003）。

尽管黄金作为储备资产的缺陷问题仍然存在争论，但主权信用货币对黄金的逐步替代却是不争的事实。在第一次大战之前，英镑一直是重要的储备货币，在第一次世界大战中美国成为世界的净债权人，以此为基础，20世纪20年代初期美元成为能够保持与黄金固定兑换比例的唯一货币，此后美元在国际贸易与国际金融中扮演越来越重要的角色，并逐步被视为国际储备货币（Frankel, 1991）。布雷顿森林体系替代金本位制度后，确立了美元主导国际储备资产的格局，相关研究也就由黄金储备转为美元储备稳定性。

关于布雷顿森林体系下美元国际储备稳定性的研究，最重要的当属比利时经济学家Triffin（1960）提出的“特里芬”难题。Triffin早在1959年华盛顿第87届国会经济会议上提出该论调，他指出，作为储备货币发行国，美国只有通过经常账户顺差才能避免国际流动性短缺。然而，美国经不起自身净储备地位无休止的退化，如果持续发展下去，美元外汇储备必然超过美国黄金储备，外国对美元的信心必将下降，其它国家必然要求大量美元兑换为黄金，美国面临两难的选择。Altman（1961）将上述问题称为“特里芬”难题。Triffin关于美元国际储备稳定性的阐述具有内在逻辑性，而且美元在20世纪60年代中确实爆发了危机，理论与经验的证据使“特里芬”难题得到学术界广泛认可（Kenen, 1960），人们不再关注美元储备稳定性的讨论，而更多的是研究如何通过其它手段应对美元储备“特里芬”难题的方案。

20世纪60年代寻求稳定美元国际储备以挽救布雷顿森林体系的方案成为国际货币体系最重要的问题，这些方案总体上可以归结为三类：一是提高黄金价格；二是创建一种新的储备资产，即某种形式的纸黄金（paper gold）；三是汇率调整以降低各国对美元储备资产的需求（Frankel, 1991）。然而，黄金价格调整会引起其它国家预期未来黄金兑换美元价格的稳定性，促使更多国家将美元兑换成黄金，这样不仅不能解决美国黄金短缺的问题，还可能加速美元的不稳定性。欧洲顺差国担心美元汇率的调整会弱化美国的责任，他们认为美国在危机中的责任不可忽视，调整的成本必须由美国承担，因而，除德国担心汇率低估会导致通货膨胀而采取适当的升值政策外，欧洲其它国家在政策上显得犹豫不决（Solomon, 1977）。

与黄金价格重新确定、汇率调整相比，创建新的储备资产解决美元国际储备稳定性的呼声却显得相对一致²。联邦德国中央银行行长埃明格尔在1966年1月份提出了一个代表德国、意大利及荷兰的方案。他建议在成员国中创建新的储备单位并且由成员国使用。尽管在储备

² 主要发达国家中只有法国的观点存在较大的差异，法国认为考虑到美国与英国的巨大国际收支失衡，政府没有必要创建储备的任何方案，需要的是这些国家必须思考与反思。在法国看来，其希望以黄金替代美元结束美国作为储备货币发行国家拥有的特权，同时反对创建新的储备单位，并建议通过提高黄金价格的方法解决其它国家对储备资产的强烈需求。

创立的具体问题上存在争执，但各国对创建新的储备的提议却没有太大疑义³。1967 年 6 月欧洲经济共同体在巴黎联合会议上提议将新的储备资产称为储备提款权（reserve drawing rights），但当时法国代表建议将储备（reserve）改成特别（special），即特别提款权（SDR, special drawing rights），这种建议在 1967 年 8 月伦敦 G10 部长级会议上得到了美国的同意，1969 年 G10 代表达成一致协议。根据协议的要求，SDR 于 1969 年开始创建（Solomon, 1977）。然而，创建 SDR 储备资产能促进国际储备资产稳定性的前提在于，流动性的两种供给（黄金与 SDR）控制在官方政府与 IMF 之间，而美元储备则可以由美国政府通过国际收支调节进行控制。然而，SDR 创建后几个月证实关于美元供给的假设显然是错了，1970 年外国持有美国国债的数量几乎翻了一番，从 103 亿美元上升到 198 亿美元。到 1971 年又翻了一番。这种问题在 1971 年出现恶化，当年美国单方面宣布关闭美元兑换黄金窗口，布雷顿森林体系崩溃，SDR 的创建并没能实现稳定国际储备的既定目标。

布雷顿森林体系崩溃后，世界转向信用本位制或牙买加体系，美国及其它储备货币发行国通过持续发行储备货币满足其它国家的储备需求，同时面临国际收支问题的国家也可以通过国际资本市场融资的手段获得储备货币，因而，理论上国际流动性不足问题已经消失。然而，从 1970 年后很多国家储备总量不但没有下降反而大幅度上升（Clark and Polak, 2004）。Reinhart and Rogoff（2002）研究也发现，布雷顿森林体系崩溃对国际储备资产需求的影响比预期的低。而且，资本帐户完全开放及浮动汇率制度的国家也希望持有储备资产，因为他们的银行体系暴露在外汇风险之中，世界各国特别是发展中国家必须持有足够储备以应对挤兑风险及资本流动引起的系统脆弱性。世界外汇储备不断上升的事实引起业界对储备资产持续的关注，而且美元作为世界主要初级产品、大宗商品计价及结算货币，美国垄断国际储备货币这一国际公共产品的供给，美元主导储备资产的格局一直未能改变，美元国际储备稳定性的问题依然存在。

基于对美元等主权信用储备货币稳定性的担忧，相关研究大多重新转向创建新的储备货币，以规避主权货币充当国际储备的稳定性问题。Thakur（1994）提出坚挺特别提款权（Hard SDR）方案，提议保持 SDR 与商品劳务表示的购买力的稳定。它的吸引力在于，它是 SDR 一组商品表示的价值稳定，可避免其实际价格受到侵蚀。不过，主要的反对意见认为，不包括在篮子中的商品，其价格的变动将无法保证 SDR 的购买力（李荣谦，2006）。Stiglitz（2002）

³ 当时特立独行的法国也由于两方面的原因而逐步接受这种观点，一是当时其它欧洲国家与美国都倾向于创建储备资产，法国的建议避免受到其它国家的孤立；二是将新的储备资产取名为 SDR，可以有效防止出现一种替代黄金的实际储备资产。1968 年 5 月法国出现五月风暴导致法国国内政治动荡，经济受到严重影响，恶化法国储备地位，法国急需外部援助，这促使其更快接受 IMF 创建储备资产的方案。

提出创设全球货币(Global Greenbacks) 取代美元作为各成员国的储备货币。周小川(2009) 倡导 SDR 发展为超主权储备货币, 得到世界主要发展中国家的支持。联合国专家小组的提案也呼吁世界领导人同意构建替代美元的新的国际储备货币(施建淮, 2009)。

上述研究刻划了国际货币体系演变历程, 布雷顿森林体系的崩溃验证了“特里芬”难题关于主权信用货币作为储备货币潜在不稳定的推测, 布雷顿森林体系崩溃后美元仍然主导国际储备资产的事实也引发学界对主权信用货币充当国际储备的国际货币体系稳定性思考。然而, 相关研究仍然缺乏系统的理论与经验的研究, 本文通过理论及实证角度综合分析现代国际货币体系稳定性。

三、现代国际货币体系稳定性的技术条件分析

关于国际货币体系稳定性技术条件的研究并不多见, 比较规范的研究只有 Kenen(1960) 构建了布雷顿森林体系下美元双挂钩体系稳定性的分析框架, 据此提出提升美元利率或者不断增加美国黄金储备是维持美元双挂钩体系的两种途径, 但并没有给出特定的判断条件, 而且也没有探讨美元双挂钩体系崩溃后的情况。美元危机导致布雷顿森林体系出现动荡, 20 世纪 70 年代美元双挂钩体系崩溃。为适应新的环境, 美元放弃与黄金挂钩, 黄金不再是货币, 而且美元与其他国家货币之间实行灵活的汇率制度, 国际货币体系转向主权信用货币充当储备货币的现代国际货币体系。然而, 在现代国际货币体系下, 缺乏黄金参照的国际货币体系稳定性如何衡量? 由于主权信用货币背靠的是一国的主权, 归根到底是以一国经济作为支撑, 因而主权信用货币充当国际储备的稳定性核心在于主权信用货币与实体经济偏离程度, 为此, 这里将考察国际储备货币与国际储备货币发行国 GDP 的比重变化情况分析现代国际货币体系的稳定性。在此体系下, 非储备货币发行国对国际储备资产的需求通过对国际储备货币发行国的顺差来实现, 即国际储备货币发行国通过国际收支逆差来满足世界各国对国际储备资产的需求, 假设 K 为国际储备货币发行国国际收支逆差, R 为国际储备资产⁴, 那么有

$$\frac{dR}{dt} = K \quad (1)$$

即国际储备变化等于国际储备货币发行国国际收支差额。根据(1)式可以得出国际储备

⁴ 为表达的简单起见, 这里仅讨论一种主权储备货币的情形, 当然对于多种主权储备货币来说, 其分析方法与结论并不会改变, 这具有一定的代表性。

与国际储备货币发行国 GDP 之比的变化率⁵:

$$\frac{db/dt}{b} = \frac{(d/R/GDP)}{R/GDP} = \frac{dt/dR}{R} - \frac{dGDP/dt}{GDP} \quad (2)$$

这里 $b = R/GDP$ 表示国际储备与 GDP 的比例。由(2)可以看出国际储备与 GDP 之比的变化率等于国际储备增长率与 GDP 增长率之差。假设国际储备货币发行国国际收支逆差与 GDP 之比为 k ，即 $k = K/GDP$ ，GDP 增长率为 n ，根据(1)和(2)式可以得出以下关系式:

$$\frac{db/dt}{b} = \frac{d(R/GDP)/dt}{R/GDP} = \frac{dR/dt}{R} - \frac{d(GDP)/dt}{GDP} = \frac{K}{R} - \frac{d(GDP)/dt}{GDP} = \frac{K/GDP}{R/GDP} - \frac{d(GDP)/dt}{GDP} = \frac{k}{b} - n \quad (3)$$

即: $\frac{db/dt}{b} = \frac{k}{b} - n$ ，从而可以得出 $db/dt = k - nb$ ，这是一个一阶线性微分方程，

根据一阶线性微分方程的性质(Fuente, 2000)知道它存在唯一的定常状态 $\bar{b} = \frac{k}{n}$ ，并且该方

程的通解形式⁶是 $b = \bar{b} + C_4 e^{-nt}$ ，即 $b = \frac{k}{n} + C_4 e^{-nt}$ (4)

⁵ 公式(1)与公式(2)的思想主要来自 Kenen (1960)，但 Kenen (1960) 讨论的主要是离散情形，而这里采用了连续意义上的微积分情形，更有一般意义。

⁶ 这里需要考虑两个问题。首先，关于国际储备货币发行国 GDP 增长率 n 为 0 的问题，即国际储备货币发

行国 GDP 保持不变的问题。本节探讨的背景是现代国际货币体系，由于 $\frac{dR}{dt} = K$ ，所以如果国际储备货币发行国以外的国家为了获取国际储备必须保持对国际储备货币发行国的顺差，而国际储备货币发行国

GDP 不变，必然有 $db/dt = d(R/GDP)/dt = (1/GDP) dR/dt = K/(GDP) > 0$ ，从而 $dr/dt > 0$ ，国际储备资产对国际储备货币发行国 GDP 的比重呈线性关系不断上升趋于无穷，这种情况必然难以持续。当然这种情况仅仅是数学上的探讨，在现实中并没有实际意义。因为，在现代国际货币体系下，国际储备货币发行国 GDP 不断变化是常态。

其次，当 k 为常数时，论文后续的求解讨论显然成立，但并不意味着这里 k 就只是恒定不变的常数， k 的选择只是一个参照系，不同的 k 改变的是不同的均衡收敛水平，但并不会改变稳定性的条件。具体来说，如果 k 在 $[k_1, k_2]$ 区间中变动 ($[k_1, k_2]$ 的有界性假定对布雷顿森林体系及现代国际货币体系下是合理的，现实的经验数据并没有出现无界的情形)，那么通过 k 的变动，起决定作用的是 $[k_1, k_2]$ 上确界或者下确界对应的边界模型曲线，其他 k 对应的点都落在边界点 k_1 (或者下确界) 与 k_2 (或者上确界) 对应的

曲线 $b = \frac{k_1}{n} + C_4 e^{-nt}$ 与 $b = \frac{k_2}{n} + C_4 e^{-nt}$ 内，曲线的收敛与否决定于 n ，不同的 k 并不会改变储备资产稳定状态。同时，当 k 取某一特定值 k_0 (在此情况下为常数) 时，满足方程 $db/dt = k_0 - nb$ 的 b 必然是 $db/dt = k_0 - nb$ 与 $b = \frac{k_0}{n} + C_4 e^{-nt}$ 的交点，因而，不同的 k 对应的 b 的变化曲线

必然落在 $[k_1, k_2]$ 上确界或者下确界对应的边界曲线 $b = \frac{k_1}{n} + C_4 e^{-nt}$ 与 $b = \frac{k_2}{n} + C_4 e^{-nt}$ 内，而与 b 的解的形式无关。但由于 $b = \frac{k}{n} + C_4 e^{-nt}$ 的边界模型曲线的收敛条件与 k 的选择无关，决定于 n ，

其中 C_4 为常数。

上面的分析框架表明只要国际储备货币发行国经济不持续衰退就能促使国际储备与 GDP 之比收敛，以此维持国际储备稳定性，然而，外国持有国际储备的同时会进行外汇储备投资运作，获取投资收益，这些投资收益内生推动外汇储备不断上升，因此，需要进一步扩展上述分析框架，纳入国际储备货币收益率变量。基于上述考虑，国际储备变化就来源于两方面的内容，一是国际储备货币发行国一般国际收支逆差引起的国际储备增加 K ，二是国际储备投资收益 Ri ，此处 i 为国际储备货币收益率，则 $dR/dt = K + Ri$ (5)

事实上，上述分析框架还存在一些不足，即 GDP 是名义 GDP 而不是实际 GDP，名义 GDP 可能存在这样一种情况，即国际储备货币发行国通货膨胀快速上涨，由此引起国际储备货币发行国名义 GDP 同比例上升，从而将导致国际储备与名义 GDP 之比下降，国际储备货币发行国通货膨胀对国际储备稳定性的影响无法解释，因而采用国际储备与名义 GDP 的比例来分析国际储备稳定性就可能存在缺陷，未能揭示通货膨胀导致国际储备货币币值稳定的问题。因而，更客观的角度是考虑国际储备与实际 GDP 的相对比重，由于实际 GDP 代表实际的经济增长，以此为参照物既能反映国际储备与实体经济的偏离引起的稳定性问题，也能揭示国际储备货币发行国通货膨胀引起的国际储备货币稳定性问题。为此，下面将进一步分析国际储备与实际 GDP 之比的关系。假定物价指数为 P ，那么国际储备与实际 GDP 比重就是 $r' = R/(GDP/P)$ ，国际储备货币发行国国际收支逆差与实际 GDP 之比为 $k' = K/(GDP/P)$ ，则结合(10)式可以得到：

$$\begin{aligned} \frac{dr'/dt}{r'} &= \frac{d(R/(GDP/P))/dt}{R/(GDP/P)} = \frac{dR/dt}{R} - \frac{d(GDP/P)/dt}{GDP/P} = \frac{K}{R} + i - \frac{d(GDP/P)/dt}{(GDP/P)} \\ &= \frac{K/(GDP/P)}{R/(GDP/P)} + i - \frac{d(GDP/P)/dt}{(GDP/P)} = \frac{k'}{r'} + i - (d(GDP)/GDP - d(P)/P) \\ &= \frac{k'}{r'} + i - (n - \pi) \end{aligned} \quad (6)$$

$$\text{从而，} \frac{dr'/dt}{r'} = \frac{k'}{r'} + i - (n - \pi) \quad (7)$$

这里 π 为通货膨胀率，而 i 仍然表示国际储备货币收益率，根据一阶线性微分方程的性质可以求得该方程的通解为：

$$r' = \frac{k'}{n - \pi - i} + C_6 e^{-(n-\pi-i)t} \quad (8)$$

这里 C_6 为常数。由式(8)可以看出，实际经济增长率与通货膨胀率、国际储备货币收益

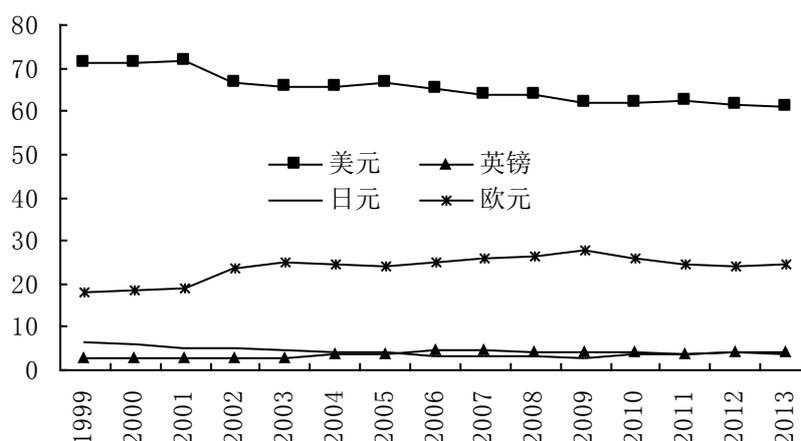
因而这里及后续模型的求解和讨论不失一般性，不会导致模型结论的有偏性。总体来说，这里运用常微分方程来研究问题符合模型简洁扼要的标准，这里考虑的 k 并非简单的常数，而是将其作为一个参照系， k 的变化并不会对稳定性产生影响，因而采用本文的分析框架并不会对结论产生有偏性。

率是决定国际储备稳定性的三个关键因素，当实际经济增长率与通货膨胀率、国际储备货币收益率（利率）之差小于零时，国际储备与实际 GDP 之比将趋向无穷大，从而不具有可持续性，相反的，当实际经济增长率大于或者等于通货膨胀率与国际储备货币收益率之和时，国际储备与实际 GDP 之比的动态路径将收敛，从而具有内在稳定性。于是可以得到现代国际货币体系下兼顾币值稳定的国际储备稳定性命题：

命题：在现代国际货币体系下，当国际货币发行国实际经济增长率大于或者等于通货膨胀率与国际货币收益率之和时，国际储备与实际 GDP 之比的动态路径将收敛，国际货币体系具有内在稳定性；相反的，当实际经济增长率小于通货膨胀率与国际货币收益率之和时，国际货币体系稳定性难以保证。

四、现代国际货币体系稳定性实证分析：多元货币的探讨

布雷顿森林时期美元双挂钩体系崩溃以后，美元无法再利用双挂钩制度保障其国际货币地位，世界金融体系面临波动，先前通过二战后缔结的布雷顿森林协定已名存实亡，世界主要国家尤其是发达国家内部开始质疑美国主导的金融秩序，欧洲希望通过加速推进经济一体化而摆脱或者降低美元双挂钩体系崩溃的影响，日本也着力推进自身的货币金融开放以适应全球新的金融环境。理论上世界各国可以通过竞争的方式改变本国货币在国际货币体系中的地位，美元的地位开始接受挑战。特别是 20 世纪末期欧洲经济一体化进程加速诞生了区域统一货币欧元，此后欧元呈现强劲表现，对美元汇率持续升值，外界希望欧元能发展成为与美元相抗衡的国际货币。尽管欧债危机改变了短期内欧元强势的态势，但欧元在国际货币体系中的地位已经扮演重要地位。图 1 报告 IMF 调查的世界主要国际货币外汇储备结构，数据显示，美元储备在 2013 年仍然占全球外汇储备 61%，而欧元占 24%，日元及英镑都占 4%，表明当前国际货币体系稳定性取决于对上述四种货币稳定性的探讨。



数据来源及说明：数据来自 IMF 网站。

图 1 世界主要国际货币外汇储备结构 (1999-2013, %)

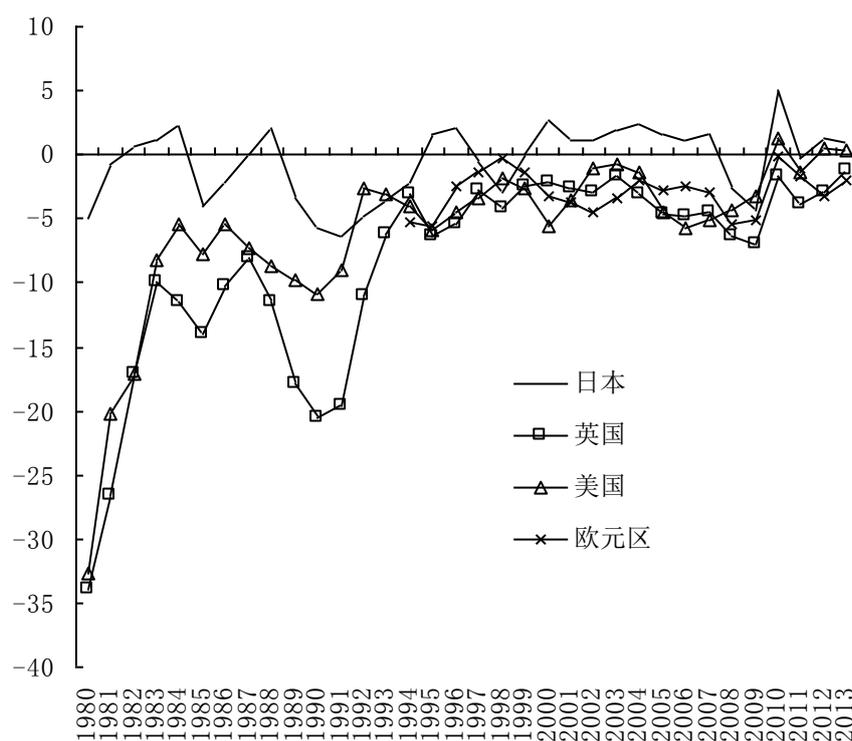
为客观评估上述国际货币的稳定性,这里采取上述分析框架得出的命题所揭示的判断准则。由于命题中采用的收益率是对应的国际货币收益率,但收益率在现实中有多种表现形式,即利率、国债收益率及回购逆回购操作的利率在某些特定情况下都称为收益率,为较客观反映相关结果,这里采取基准利率来替代,因为国债收益率及相关债券的回购逆回购等操作的收益率都是以利率为基础,理论上同期的基准利率小于其他类型的收益率,因而采取这种方式不会导致高估,而只会低估,在本文中能有效避免偏误。

根据上节得出的命题的内容,相关的实证指标包含收益率、经济增长率及通货膨胀率,这里采取 CPI 作为通货膨胀率的指标。由于欧元在 1999 年以后才成立,所以欧元区的相关数据从 1999 年开始,具体测算结果在表 1 中体现。可以看出,在大部分时间里,美国、英国主要国际货币发行国 1980 年以来 GDP 实际增速均值长时期小于 CPI 均值与利率均值之和,而欧元自成立以来也持续出现类似情形,尽管日本经济增长率出现间歇性超过 CPI 与利率之和,但从平均来看,不管是 1980-2013 年还是 1990-2013 年,日本经济增长率均值都小于 CPI 均值与利率均值之和(见图 2),根据命题的结论,美元、欧元及英镑、日本的国际货币稳定性难以保证,由于美元及欧元在当前国际货币中占据主导地位,从而美元的稳定性对于当前国际货币体系的稳定性有着重要影响。当前欧洲经济通缩风险仍未缓解,美国经济持续复苏增长态势能否持续有待观察,未来如果没有出现新的技术革命,那么美欧实际经济增长率小于通货膨胀率与利率之和的趋势可能难以改变,这无疑预示美元欧元国际货币稳定性不容乐观。

表1 主要国际货币发行国或者地区与命题相关的宏观经济指标及其均值 单位：%

时间	主要国际货币发行国或地区 GDP 实际增速				主要国际货币发行国 CPI 与利率之和			
	日本	英国	美国	欧元区	日本	英国	美国	欧元区
1980	2.8	-2.1	-0.3		7.8	31.8	32.4	
1981	4.2	-1.2	2.5		4.9	25.4	22.7	
1982	3.4	2.2	-2.0		2.7	19.3	15.1	
1983	3.1	3.7	4.5		1.9	13.6	12.7	
1984	4.5	2.7	7.2		2.3	14.2	12.7	
1985	6.3	3.6	4.1		10.3	17.6	11.8	
1986	2.8	4.0	3.4		4.9	14.3	8.8	
1987	4.1	4.6	3.2		4.1	12.7	10.4	
1988	7.1	5.0	4.1		5.0	16.6	12.8	
1989	5.4	2.3	3.6		8.7	20.2	13.3	
1990	5.6	0.8	1.9		11.3	21.3	12.7	
1991	3.3	-1.4	-0.3		9.6	18.2	8.7	
1992	0.8	0.1	3.4		5.6	11.1	5.9	
1993	0.2	2.2	2.9		3.7	8.4	5.9	
1994	0.9	4.3	4.1		3.0	7.4	8.1	5.2
1995	1.9	3.1	2.5		0.3	9.3	8.4	5.6
1996	2.6	2.9	3.8	1.5	0.6	8.3	8.2	4.0
1997	1.6	6.2	4.5	2.6	2.2	9.0	7.8	4.0
1998	-2.0	3.8	4.4	2.8	0.9	7.9	6.2	3.1
1999	-0.2	3.7	4.9	2.9	-0.3	6.1	7.5	4.2
2000	2.3	4.5	4.2	3.8	-0.4	6.5	9.8	7.0
2001	0.4	3.2	1.1	2.0	-0.8	5.8	4.6	5.7
2002	0.3	2.7	1.8	0.9	-0.9	5.7	2.8	5.4
2003	1.7	3.5	2.6	0.7	-0.2	5.2	3.3	4.2
2004	2.4	3.0	3.5	2.2	0.0	6.1	4.8	4.3
2005	1.3	3.2	3.4	1.7	-0.3	6.7	7.6	4.5
2006	1.7	2.8	2.7	3.3	0.5	7.4	8.5	5.7
2007	2.2	3.4	1.8	3.0	0.6	7.9	7.1	6.0
2008	-1.0	-0.8	-0.3	0.4	1.6	5.3	4.0	5.8
2009	-5.5	-5.2	-2.8	-4.4	-1.2	2.6	-0.2	0.7
2010	4.7	1.7	2.5	2.0	-0.6	3.8	1.8	2.1
2011	-0.5	1.1	1.8	1.6	-0.2	5.0	3.3	3.3
2012	1.4	0.3	2.8	-0.7	0.1	3.2	2.3	2.6
2013	1.5	1.8	1.9	-0.5	0.5	3.0	1.6	1.5
1980-2013 平均	2.1	2.2	2.6	1.4	2.6	10.8	8.6	4.2
1990-2013 平均	1.1	2.1	2.4	1.4	1.5	7.6	5.9	4.2

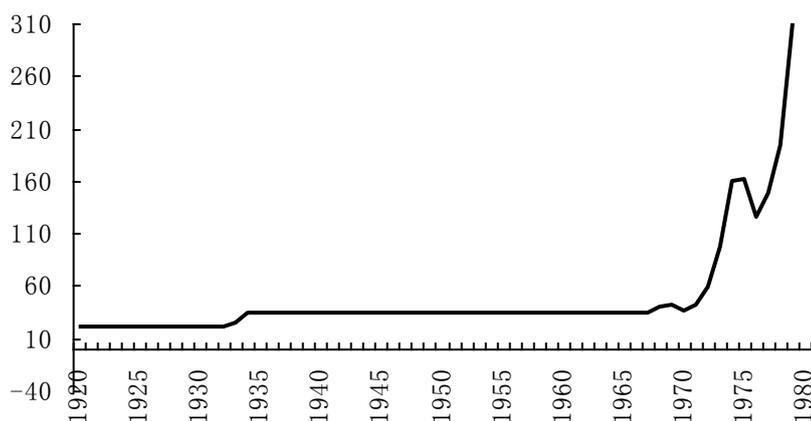
数据说明：日本 CPI 来自 CEIC 月度数据库并采取年度平均测算，其他基础数据来自 OECD 数据库，利率数据采取一年期及以下的相关利率替代，在此基础上作相关测算整理。



数据说明：根据表 1 数据作测算整理。

图 2 主要国际货币发行国或地区 GDP 实际增速与其 CPI 利率之和的差 (1980-2013, %)

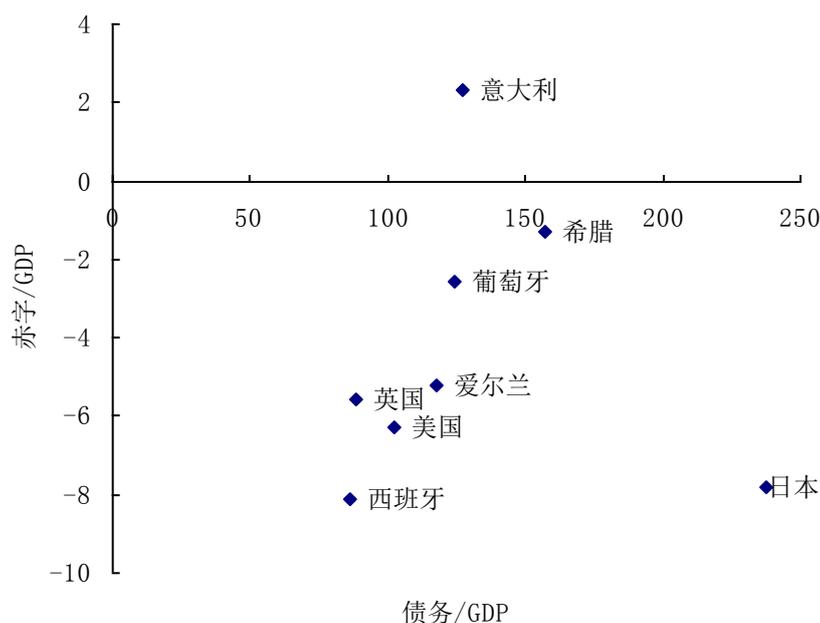
上述运用经验数据实证分析表明，当前国际货币体系稳定性不容乐观。然而，这并不意味着国际货币体系就可能产生危机，因为这毕竟是从理论分析框架得出的判断，还需要看看现实生活中是否曾经出现货币危机的情形。事实上货币危机的例子并不鲜见，在近半个世纪以来最为典型的例子当属 20 世纪 60 年代以来的美元危机。1960 年爆发了美国战后第一次美元危机，1968 年 3 月爆发了第二次美元危机。在经历两次美元危机之后，美国竟然没有采取积极的方式重塑美元地位，而是任其发展，其中还寻求通过 SDR 等“纸黄金”来替代真实黄金，以此推卸责任。在接下来的越南战争中，更是超量发行美元为战争融资，结果导致美元发生第三次危机。图 3 是纽约市场黄金价格，黄金价格从 1970 年每盎司 36 美元上升为 1980 年 613 美元，短短十年间价格上升 16 倍，这从一个侧面反映了美元货币危机可能引起的市场剧烈波动的有力证据。



数据说明：世界财富价值网(measuringworth)。

图3 纽约市场黄金价格(1920-1980, 美元/盎司)

结合当前的国际经济形势看，国际货币体系的不稳定性已经开始逐步暴露出来。美元、欧元、日元等主权信用货币本质上属于相应国家的债务，都是以国家信用为支撑。从而观察主权国际货币发行国债务风险，可以从一个侧面揭示国际货币的稳定性。一方面，希腊、葡萄牙、意大利、西班牙、爱尔兰、塞浦路斯等国抱团陷入危机反映了欧元区货币统一而财政没有一体化所引发的冲突，但财政联盟注定要以成员国主权让渡为代价，这决定了欧元稳定性必将受到挑战，欧债危机的持续演变危及欧元的完整性，不排除短期内部分国家退出欧元区引发欧元震荡的情况。另一方面，从财政状况来看，美国、日本及英国并不比欧猪集团乐观，日本债务负担率已经处于发达国家首位，美国债务负担率也超过了100%以上的水平（见图4），潜在的含义是主要货币发行国的主权债务风险大幅攀升，由此预示主要储备货币国主权信用的不稳定性上升，其支撑的货币稳定性也就难以乐观。



数据来源及说明：基础数据来自 IMF 网站，赤字为流量，代表财政收支的差额，债务为存量，代表政府举借债务余额。

图 4 2013 年主要货币发行国财政状况与欧猪集团比较 (%)

五、我国巨额外汇储备风险重估及政策选择

上述的研究表明，二战后国际货币体系并不稳定。尽管 20 世纪 70 年代以来主权信用货币充当国际货币，结束了美元双挂钩体系，但是主要国际货币发行国并没有履行稳定国际货币的职责，而是任由其偏离保持国际货币稳定性的条件，从表面上看是这些国家为服务于本国经济发展需要而放弃或者背离国际货币稳定性的要求，但实质上在于国际货币体系属于全球公共产品范畴，这种公共产品具有外部性的公共属性，投资与收益难以自动实现有效率的均衡，导致国际货币发行国没有激励去维持国际货币的稳定，因而，在权衡服务于本国经济增长与满足国际货币稳定性需求之间，主权信用货币往往优先服务于国内货币政策目标，促使其偏离国际货币稳定性的条件，而世界并没有明确的制度约束国际货币发行国对国际货币承担相应的稳定责任，主权信用货币充当国际储备资产稳定性将难以保证，当前美欧英日等多种国际货币集体背离稳定性必然对全球国际货币体系稳定性形成冲击，以国际货币为主要形式的中国巨额外汇储备无疑面临较大安全性问题。

中国的应对策略必须兼顾存量外汇资产管理及促进人民币国际化。一方面，将外汇储备投资于实体产业是调整外汇储备资产存量的较为务实的策略。2011 年中国对外投资存量

3659.8 亿美元，仅占 GDP 的 5%，若未来达到世界 30%左右的平均水平，那么对外投资在未来十到二十年将增加 3-5 万亿美元以上，中国将成为世界上对外投资最大的国家。大量的海外投资需要规模巨大的外汇支持，如果不考虑未来企业创汇能力，那么当前的外汇储备还不足以满足未来企业海外投资需求，因而，必须重视外汇储备在新时期服务企业“走出去”的战略需求。但中国外汇储备大多属于官方储备，尽管可以将这些储备通过投资公司转投美国或者其它国家资源类产业，但外汇储备的官方化导致投资往往带有明显的政治色彩，其它国家在审批此类投资时往往极为谨慎，这也导致了外汇储备投资实体经济的困难。因此，需要创新企业“走出去”方式，外汇储备支持企业“走出去”不能采取行政主导的方式，政府重点应放在营造国际投资环境上，强化市场机制的作用，同时实行信贷利息优惠、构建海外投资产业基金等激励措施促进企业积极开展对外直接投资的意愿，培育海外投资的市场主体，降低行政主导所引发的海外投资的障碍。

另一方面，与创新政策消化外汇储备存量相比，中国更为重要的是如何探索体制机制改革，尤其是注重推进人民币国际化，促进外汇储备良性健康发展，获得外汇储备管理的主动权。外汇储备增量持续高企的重要原因在于中国持续多年的出口导向政策，2000 年以来出口持续增长推升顺差持续上升，在汇率调整灵活性仍然比较僵硬的情况下，国际收支顺差就体现为中央银行外汇储备的持续上升。外汇储备增量的调整最终得靠汇率机制改革及出口导向政策的重新反思。根据经典经济学理论，汇率反映国内外产品的相对价格，市场化的汇率调整会影响一国进出口，促使国际收支向均衡状态回归。人民币汇率自 20 世纪 90 年代中期以来开始市场化改革，但中间由于亚洲金融危机、美国金融危机而被迫放缓改革进程，人民币汇率离完全市场化仍然还有一定的距离。为此，需要持续推进这一改革，逐步建立与市场经济相适应的汇率机制，发挥汇率在国际收支中的调整作用，尤其是注重以改革汇率中间价为突破口，增大汇率波动区间，逐步改变央行为维持汇率目标而被动干预汇率进而引发外汇储备波动的行为，增强货币政策独立性，也有助于保障外汇储备规模增量不再上升。在此基础上，稳步推动人民币资本账户可兑换、利率市场化等改革，消除制约人民币国际化的各项约束条件，促使人民币与美元、欧元等国际货币同台竞技，最终实现人民币国际化。

参考文献

- [1] 李荣谦, 2006, 《国际货币与金融(第三版)》, 北京: 中国人民大学出版社。
- [2] 罗伯特.斯基德爾斯基, 2003, 《凯恩斯传》, 上海: 三联书店。
- [3] 施建淮, 2009, 《现行国际货币体系的问题与改革》, 《北京大学CCER中国经济观察》。
- [4] 周小川, 2009, 《关于改革国际货币体系的思考》, <http://www.pbc.gov.cn>。
- [5] 周新民, 1992, 国际货币体系论, 武汉大学出版社。
- [6] D.Hume, Political Discourses, Edinburgh: A. Kincaid & A. Donaldson. 1752.
- [7] C.M.Reinhart and R.Kenneth, The Modern History of Exchange Rate Arrangements: A Reinterpretation, NBER Working Paper 8963.2002.
- [8] J. E.Mead, The Theory of International Economic Policy, London: Oxford University Press, 1955, pp185 - 214.
- [9] J.E.Stiglitz, Global Greenbacks, Economic Times,2002,Vol.22.
- [10] J.Frankel, On The Dollar, Working Paper, 1991.
- [11] J.Frankel, On The Dollar, Working Paper, 1991.
- [12] Kenen, P.B.International Liquidity and the Balance of Payments of a Reserve-Currency Country, The Quarterly Journal of Economics, 1960, 572—586
- [13] Altman, Professor Triffin on international liquidity and the role of the Fund, Staff Papers-International Monetary Fund, 1961, 151-191.
- [14] P.B.Clark and J.J.Polak, International Liquidity and the Role of the SDR in the International Monetary System, IMF Staff Papers, 2004,pp49-71.
- [15] R. Triffin, Gold and the dollar crisis: the future of convertibility, New Haven: Yale University Press, 1960.
- [16] R. Triffin, Gold and the dollar crisis: the future of convertibility, New Haven: Yale University Press, 1960.
- [17] R.Solomon, The International Monetary System 1945-76, New York: Harper and Row, 1977.
- [18] R.Solomon, The International Monetary System 1945-76, New York: Harper and Row, 1977.
- [19] S.Thakur, The "Hard" SDR: An Exploratory Analysis, Staff Papers - International Monetary Fund, 1994,Vol.41,No.3, pp.460-487.

Reassessment on the Stability of International Monetary System and the Risk of the Foreign Exchange Reserves in China

Abstract: This paper focused on the relationship between the stability of the international monetary system after the WWII. And we found some meaningful result. Firstly, we found that there were some conditions making sure the short-term stability of the bretton woods system, but in the long run this system would doom to fail. Secondly, we found, in the current international monetary system, that the real economic growth rate and the inflation rate and the yield of the dollar were important factors affecting the stability international Monetary System. Combining with the positive research, we found that many countries had not adapted to the sustainable condition of the stability of international money. China should take care of the security of the foreign reserve by resorting to different tactics, for example , reforming the foreign exchange management system.

Keywords: International Monetary System Stability; Credit-Based National currency; Foreign Exchange Reserve

【货币金融理论与政策】

三元悖论还是二元悖论

——基于货币政策独立性的最优汇率制度选择

范小云¹ 陈雷² 祝哲³

【摘要】三元悖论和二元悖论争论的焦点是更加浮动的汇率制度是否会增强货币政策的独立性。本文梳理了浮动汇率对货币政策独立性影响的理论逻辑，发现浮动汇率能够吸收外部冲击，增强货币政策的独立性；但是过度的汇率波动则会通过经常项目渠道和资产负债表渠道影响宏观经济，削弱货币政策的独立性。在理论梳理的基础上，我们提出了下述命题，即随着汇率制度的更加浮动，货币政策独立性先增强，之后增强效应减弱甚至变为削弱作用。本文使用二次项模型和面板门限模型，利用 Aizenman et al. (2010) 编制的三元悖论指标等跨国面板数据证明了命题的成立，即基于货币政策独立性视角，存在最优汇率制度。本文进而研究了影响最优汇率制度的因素，发现金融开放水平和金融发展水平越高的国家，其最优汇率制度越浮动。结合我国的实践，我们应试验性地逐渐增加人民币汇率弹性，并关注浮动汇率对宏观经济的影响。

【关键词】三元悖论；二元悖论；汇率制度；货币政策独立性

一、引言与文献

国际金融危机中，美国量化宽松货币政策的实施与退出深刻影响了新兴市场和发展中国家经济运行。Rey (2013) 研究发现，在美国货币政策的影响下，全球总资本流动和信用条件表现出一致的周期性，即全球金融周期现象。Rey (2013) 对全球金融周期现象进行了理论上的延展，指出在资本账户开放的情况下，美国货币政策影响了世界各国的总资本流动和信用条件，各国的货币政策独立性丧失。由于各国货币政策独立性的丧失并不依赖于该国汇率制度的选择，“三元悖论”理论不再成立，取而代之的是“二元悖论”。“二元悖论”被表述为，各国在进行开放经济政策选择时，只能在资本账户开放和货币政策独立两者中选择一个。

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 祝哲，清华大学公共管理学院

“三元悖论”理论是国际金融领域中最重要理论之一，这一理论是各国实施货币政策、汇率政策和资本管制政策的重要依据。在以往的研究中，“三元悖论”理论也受到过质疑。例如，Klein & Shambaugh（2013）提到，现实世界中，大多数国家的政策选择并非位于“不可能三角”的角点，而是广泛使用了中间政策选择。但是，这种质疑只是对“三元悖论”理论的修正，“二元悖论”理论的提出则是从根本上否定了“三元悖论”。

此外，一些重要国家的实践也不符合“三元悖论”理论的预测。例如，欧元区作为一个整体，采取了浮动汇率制度和资本自由流动的政策，按照“三元悖论”的理论预测，欧元区的货币政策独立性应该很高，然而，越来越多的研究指出欧元区的货币政策受到美国货币政策的显著影响。Erceg et al.（2009）分析了 2000-2007 年各国短期利率与美国短期利率的相关程度，发现欧元区的短期利率与美国短期利率的相关程度高于进行外汇干预的亚洲国家，也高于欧元区的商业周期与美国商业周期的相关程度。

那么，“三元悖论”是否真的不成立，开放经济政策选择是否应遵循“二元悖论”呢？“三元悖论”和“二元悖论”争论的焦点是汇率制度是否会影响货币政策的独立性，“三元悖论”指出更加浮动的汇率制度能够增强货币政策独立性，而“二元悖论”认为更加浮动的汇率制度不会影响货币政策独立性。因此，我们将讨论的问题具体化为更加浮动的汇率制度将对货币政策独立性产生怎样的影响。

20 世纪 80、90 年代，拉美、欧洲和亚洲国家爆发了固定汇率危机，这些国家的央行承诺维持相对稳定的汇率。然而，国际资本的冲击使得央行维持汇率稳定的承诺不可信，央行不可能为了维持稳定的汇率而放弃物价稳定和充分就业等目标，Obstfeld（1995）称之为“固定汇率的幻象”。之后，大多数国家采取了较为浮动的汇率制度。浮动汇率制度增强了各国吸收外部冲击的能力，增强了货币政策的独立性。然而，金融一体化的发展增强了宏观经济对汇率的敏感性，汇率变动通过经常项目渠道和资产负债表渠道影响国内宏观经济，货币政策对此做出反应。金融一体化的背景下，汇率的过度浮动也可能会削弱货币政策的独立性。

我们发现，更加浮动的汇率制度可能会增强货币政策的独立性，但汇率的过度浮动也可能会削弱货币政策的独立性，汇率制度稳定性和货币政策独立性之间可能存在着一种非线性的关系，而汇率制度的浮动程度可能正是这种非线性关系的关键。于是，我们提出如下命题：随着汇率制度更加浮动，货币政策的独立性先增强，之后增强效应减弱，甚至变为削弱效应。这一命题的成立也意味着，基于货币政策独立性，存在一个最优汇率制度。

已有的实证研究大多支持“三元悖论”，即更加浮动的汇率制度将增强货币政策的独立

性。Shambaugh (2004) 将各国汇率制度分为盯住汇率制度和非盯住汇率制度；将资本项目开放程度分为开放和不开放，从而构建了四个子样本，通过分析子样本国家与基准国家短期利率的变动关系，得出了支持“三元悖论”的结论。Klein & Shambaugh (2013) 将样本进行了更为细致的划分，将汇率制度分为固定汇率制度、中间汇率制度和浮动汇率制度；将资本项目开放程度分为开放、“墙式管制”(Wall) 和“门式管制”(Gate)。其中，“墙式管制”是指对资产施行长期的管制；“门式管制”是指对资产施行偶尔的管制。这样形成了九个子样本，针对子样本的检验同样得到了支持“三元悖论”的结论。Aizenman et al. (2010) 编制了“三元悖论”指数，包括货币政策独立性指数、金融开放度指数和汇率制度稳定性指数，实证检验表明三个指数存在线性关系，“三元悖论”成立。

上述实证研究对样本的分割逐渐细化，由四个子样本到九个子样本，由离散的样本到连续的样本，然而并没有考察汇率制度稳定性和货币政策独立性之间是否存在非线性关系。本文使用 Aizenman et al. (2010) 编制的连续样本数据，在检验三类指数线性关系的基础上，进一步检验三类指数可能存在的非线性关系。本文使用二次项模型和 Hansen (1999) 的面板门限模型，实证检验汇率制度稳定性与货币政策独立性之间的非线性关系。研究发现，随着汇率制度的更加浮动，货币政策独立性先增强，当汇率制度的浮动到达一个门限时，汇率制度的更加浮动便无法继续增强货币政策的独立性。

本文检验了最优汇率的存在，国内相关研究包括，梅冬州、龚六堂 (2011) 将金融加速器理论推广到小国开放经济中，认为有管理的浮动汇率制度是新兴市场经济国家最合适的汇率制度选择。龚刚、高坚、李炳念 (2012) 通过一个反映发展中国家中央银行行为的动态优化模型证明了，非对称的国际货币体系下，“储备型汇率制度”是发行非国际货币的发展中国家的最优汇率制度选择。本文从货币政策独立性出发，研究了汇率制度选择问题。本文进而研究了影响最优汇率制度选择的因素，发现金融开放水平和金融发展水平越高，最优汇率制度应该越灵活。

二、汇率制度与货币政策独立性：理论逻辑

浮动汇率制度对货币政策独立性既有增强效应，也有削弱效应。增强效应的主要理论基础是利率平价理论，利率平价理论成立也是蒙代尔-弗莱明模型以及众多开放宏观经济模型的重要假设。而浮动汇率制度也可能削弱货币政策独立性，金融一体化下，汇率对利差的敏感程度增强，汇率通过经常项目渠道和资产价格渠道影响宏观经济，对宏观经济的影响增强。

中心国家的货币政策通过影响两国的利差和汇率，进而影响国内的宏观经济，要求货币政策做出相应的反应。下面我们将对这些理论逻辑进行详细的阐述。

（一）浮动汇率制度与货币政策独立性：增强效应

利率平价（Uncovered Interest Parity, UIP）理论认为，两国利率之差应与汇率变动相等，即不存在套利空间。

$$i_t = i_t^* - (s_{t+1} - s_t) \quad (1)$$

其中， i_t 和 i_t^* 分别表示本国和外国的名义利率， s_t 表示名义汇率（以外币表示的本币的价格）的对数。方程（1）可变形为

$$[i_t - (p_{t+1} - p_t)] = [i_t^* - (p_{t+1}^* - p_t^*)] - [(s_{t+1} - s_t) - (p_{t+1}^* - p_t^*) + (p_{t+1} - p_t)]$$

其中， p_t 表示一般物价水平。定义实际利率 $r_t \equiv i_t - (p_{t+1} - p_t)$ 、 $r_t^* \equiv i_t^* - (p_{t+1}^* - p_t^*)$ ，

实际汇率为 $e_t \equiv (s_t - p_t^* + p_t)$ ，则上式变为

$$r_t = r_t^* - (e_{t+1} - e_t) \quad (2)$$

方程（2）即为实际利率平价（Real Interest Parity, RIP）等式。

实证文献大多不支持利率平价理论（Engel, 1996），但随着金融一体化的发展，支持实际利率平价理论的证据越来越多（Obsfeld & Taylor, 2002; Goldberg et al., 2003）。由于本国资产和外国资产的不完全替代性和存在资本管制等因素，利率平价理论并不能完全成立，这里我们参照 Ostry et al.（2012）和姚余栋等（2014）的做法，假设一国的资本净流动与利率平价差异成正比，与上一期资本存量成反比，即

$$\Delta k_t = \gamma_r \cdot (r_t - r_t^* + E_t \Delta e_{t+1}) - \gamma_k k_{t-1} \cdot \gamma_r > 0, \gamma_k > 0 \quad (3)$$

其中， k_t 表示第t期资本流入总量， Δk_t 表示第t期资本流入与第(t-1)期资本流入的差异， $(r_t - r_t^* + E_t \Delta e_{t+1})$ 表示利率平价差异， γ_r 、 γ_k 分别表示资本流动变动对利率平价差异和上一期资本存量的敏感性。当国外利率 r_t^* 发生变动时，在其他条件不变的情况下，利率平价差异发生变动，资本流入（流出）。随着金融一体化的发展，资本流动变动对利率平价差异的敏感性 γ_r 增大，国外利率的微小变动导致利率平价差异的微小变动，利率平价差异的微小变动将导致资本出现大规模的流动。资本流动的突然变动会威胁一国的金融稳定，进而威

胁一国的经济稳定，范小云等（2011）对资本流动的突然变动的影响进行了详细的阐述。各国货币政策当局正在越来越多地关注金融稳定，特别是新兴市场国家，因为中心国家的货币政策变动正在威胁着新兴市场国家宏观经济的稳定（Bayoumi et al., 2014）。更加浮动的汇率制度意味着 $E_t \Delta e_{t+1}$ 能够灵活调整，国外利率 r_t^* 的变动将被预期汇率变动 $E_t \Delta e_{t+1}$ 抵消，更加浮动的汇率制度吸收了国外利率变动的冲击，因而增强了货币政策的独立性。

（二）浮动汇率制度与货币政策独立性：削弱效应

Kamin（2010）指出金融一体化的发展也增强了宏观经济对汇率的敏感性，即汇率的变动将会使物价水平、产出等宏观变量发生较大幅度的波动。Mishkin（2001）指出汇率影响宏观变量主要通过两个渠道，即经常项目渠道和资产负债表渠道。

1. 经常项目渠道

经常项目渠道是汇率影响宏观经济的传统渠道。经常项目余额与实际汇率成反比，与实际产出成反比，即

$$ca_t = -\varphi_\varepsilon e_t - \varphi_y y_t, \varphi_\varepsilon > 0, \varphi_y > 0 \quad (4)$$

其中， ca_t 表示经常项目余额， y_t 表示实际产出， φ_ε 、 φ_y 分别表示经常项目余额对实际汇率和实际产出缺口的敏感性。随着经济全球化的发展，经常项目余额对实际汇率的敏感性 φ_ε 增大，即汇率的微小变动将导致经常项目余额的较大规模的变动，进而导致了总需求的较大规模的变动。更加浮动的汇率制度下，汇率的频繁变动增加了进出口企业对外贸易的成本，增加了经常项目余额的波动，进而导致了总需求的波动。各国贸易联系日益紧密，对外依赖程度增加，汇率变动对总需求的影响增强。为了减缓总需求的剧烈波动，货币政策当局将通过调节短期利率等手段进行干预，因此，更加浮动的汇率制度可能会削弱货币政策的独立性。

2. 资产负债表渠道

随着金融一体化的发展，各国的企业资产负债表中以外币计价的资产和负债比重增加。对于大多数非储备货币国家来说，其企业中资产多以本币计价，负债则以外币计价的比重较大，即非储备货币国家的企业资产负债表的币种结构发生了错配。当汇率发生变动时，企业的净资产的市场价值发生变动。如果汇率贬值非常剧烈，企业的负债的本币价值急剧增加，企业的实际债务负担加重，面临破产的危险。这一逻辑是 Calvo & Reinhart（2002）指出的“害怕浮动论”，即各国由于害怕汇率剧烈波动对本国企业资产负债表的破坏，将采用适当

的货币政策进行调节, 维持汇率的相对稳定, 因而, 更加浮动的汇率制度也可能会削弱货币政策的独立性, 对于拥有大量外部负债的国家更是如此。

Bernanke (1999) 等研究阐述了金融加速器理论, 即由于金融摩擦的存在, 金融活动中的借款人和贷款人之间存在着信息不对称, 因而借款人要求贷款人为贷款提供充足的抵押品。而企业的抵押品价值与经济周期同步, 当经济繁荣时, 抵押品价值增加; 当经济衰退时, 抵押品价值减少。抵押品价值的顺周期性导致了企业的外部融资成本在衰退期增高, 企业的再融资难度增大, 企业的经营状况进一步恶化, 经济衰退加重。此外, 企业经营状况的恶化增加了银行等金融部门不良贷款的比例, 金融部门的违约风险增加, 为了防止挤兑行为的发生, 流动性收紧, 反而更加恶化了企业的融资状况, 经济更加衰退。综上, 当汇率变动破坏了企业的资产负债表时, 金融加速器效应会加剧汇率波动对经济的破坏力, 于是强化了货币政策调节的必要性。此外, 随着金融一体化的发展和金融发展水平的提高, 汇率通过资产负债表渠道对宏观经济的影响越来越强, 这就要求本国的货币政策做出反应, 本国的货币政策独立性削弱。因而, 更加浮动的汇率制度也可能会削弱货币政策的独立性。

由此可见, 浮动汇率制度既可能增强货币政策独立性, 也可能削弱货币政策独立性, 随着汇率制度的更加浮动, 浮动汇率对货币政策独立性的削弱作用得到了增强。有鉴于此, 我们提出如下命题: 随着汇率制度更加浮动, 货币政策的独立性先增强, 之后逐渐减弱, 这就意味着存在最优汇率制度。而影响货币政策独立性的因素还包括, 汇率制度稳定性、金融开放度、贸易开放度和金融发展水平等。

三、汇率制度与货币政策独立性：转折点的存在性

为了检验汇率制度稳定性与货币政策独立性的非线性关系, 本文分别采用了二次项模型和面板门限模型对上文命题进行检验。

(一) 二次项模型

二次项方法是识别非线性关系的基本方法, 具体模型如下:

$$MI_{it} = \theta_1 FO_{it} + \theta_2 ES_{it} + \theta_3 ES_{it} * ES_{it} + \theta_4 TO_{it} + \theta_5 PCG_{it} + \dots + u_i + e_{it} \quad (5)$$

其中, MI 表示货币政策独立性, FO 表示金融开放度, ES 表示汇率制度稳定性。除了考虑三元悖论中金融开放度和汇率制度稳定性对货币政策独立性的影响之外, 我们还加入了下列控制变量, 包括货物和服务进出口总额占 GDP 的比重 TO, 表示贸易开放水平; 私人信

贷占 GDP 的比重 PCG，私人信贷是指商业银行为私人部门提供的信贷，不包括提供给政府和公共企业的信贷和中央银行提供的信贷，我们使用私人信贷占 GDP 的比例表示金融发展水平。此外，商业周期是否趋同和外汇市场干预能力也是影响货币政策独立性的因素，我们分别以不变价格计算的一国总产出增长率 GGR 代表商业周期，以国际储备占 GDP 的比例 RG 代表外汇干预能力。

MI、FO、ES 指标均来自 Aizenman et al. (2010) 构建的三元悖论数据库。货币政策独立性指标 MI 的定义式为： $MI = \frac{1 - corr(i_t, i_j)}{1 - (-1)}$ ，其中， $corr(i_t, i_j)$ 表示为 i 国月度货币市场利率和其对应的基准国家 j 国的月度货币市场利率的年度相关系数，其取值范围是[-1, 1]，当两国的货币政策一致性水平越高， $corr(i_t, i_j)$ 越接近 1，MI 越小，货币政策独立性越低。金融开放度指标 FO 根据 IMF 的《汇率安排与汇兑限制》(Annual Report on Exchange Arrangements and Exchange Restrictions) 报告公布的资本流动各子项目的限制情况编制而成（即 KAOPEN 指数）。汇率制度稳定性指标 ES 根据一国货币兑换基准国家货币的汇率变动标准差编制而成，其定义式为 $ERS = \frac{0.01}{0.01 + stdev(\Delta \log(exchrates))}$ ，其中， $stdev(\Delta \log(exchrates))$ 表示汇率的指数变动的标准差。三个指标均经过标准化处理，取值均在 0-1 之间，随着指标值的增大，货币政策独立性越高，金融开放程度越高，汇率制度越稳定。Aizenman et al. (2010) 给出了更加详细的指标编制方法和相应的数据。PCG 数据来自世界银行的全球金融发展数据库 (Global Financial Development Database, GFDD)，TO、GGR、RG 数据均来自世界银行网站，并经过作者整理得到。样本范围覆盖了 1960-2012 年 195 个国家和地区，由于部分数据缺失，该数据为非平衡面板，但并不影响采用的面板固定效应模型和随机效应模型。

在面板模型的估计中，我们分别使用 F 检验判断了固定效应模型和混合效应模型的优劣，使用 LM 检验判断了随机效应模型和混合效应模型的优劣，使用 Hausman 检验判断了固定效应模型和随机效应模型的优劣。

在全样本的面板模型估计中，我们发现在各模型中随机效应模型均是最好的选择，相应检验的原假设和 p 值在研究分析中给出（需要详细分析数据的读者请通过电子邮箱向作者索取），模型的估计结果如下表 1 所示。

表 1 全样本：二次项模型估计结果

MI				
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)

ES	-0.1057***	-0.1086***	0.0849*	0.1054**	0.1112**
FO	-0.1361***	-0.1075***	-0.1099***	-0.1083***	-0.1065***
ES*ES			-0.1629***	-0.1782***	-0.1837***
TO		-0.0195*	-0.0176*	-0.0135	
PCG		-0.0011***	-0.0010***	-0.0010***	-0.0011***
GGR		0.1062**	0.07630		
RG		0.1207***	0.1096***	0.1076***	0.0916***
常数	0.5719***	0.5895***	0.5492***	0.5441***	0.5349***

注：***、**、*分别表示变量系数在 1%、5%、10%的显著性水平下显著。

第（1）列给出了最基础的三元悖论检验，这一结果与三元悖论的预测相一致。第（2）列中加入了 TO（货物和服务进出口总额占 GDP 的比重）、PCG（私人信贷占 GDP 的比重）、GGR（以不变价格计算的一国总产出增长率）、RG（国际储备占 GDP 的比重）四组控制变量，分别表示贸易开放度、金融发展、商业周期和外汇干预能力对货币政策独立性的影响。回归结果显示，贸易开放度水平越高、金融发展水平越高、国际储备水平越高均会削弱货币政策独立性。

第（3）列引入了二次项 ES*ES，回归结果显示，汇率制度稳定性 ES 的系数变为正，在 10%的显著性水平下显著，而二次项 ES*ES 的系数为负，在 1%的显著性水平下显著，这表明汇率制度稳定性和货币政策独立性存在倒 U 型关系，随着汇率制度更加浮动，货币政策独立性先增强后减弱。因此，我们提出的命题得到了验证。我们在第（4）列、第（5）列中剔除了不显著的解释变量，汇率制度稳定性对货币政策独立性的倒 U 型关系再次得到了证实。

为了进一步分析汇率制度稳定性对货币政策独立性的影响，考虑其与国家发展水平的关系，我们将样本数据拆分为发达国家和发展中国家两组。分组的依据沿用范小云等（2012）的方法，按照联合国开发计划署（The United Nations Development Program）设计的 HDI 指数（Human Development Index）进行分组。HDI 指数由预期寿命、教育程度与生活水平三个方面的指标加权而成，将所有经济体按照得分高低分为非常高、高、中和低四类，HDI 指数处于“非常高”一组的国家为发达国家，其余为发展中国家。分组后，发达国家样本组有 43 个国家，发展中国家样本组有 152 个国家。我们注意到，发达国家的汇率制度较浮动，发展中国家中较少有采用完全浮动汇率制度的国家，因此，在分样本检验中，发达国家样本组汇率制度稳定性与货币政策独立性之间存在倒 U 型关系，而发展中国家样本组则可能不具有这一关系。根据 F 检验、LM 检验和 Hausman 检验的结果，第（1）（2）列模型为面板随机效应模型，第（3）（4）列模型为面板固定效应模型，模型估计结果如下表 2 所示。

表2 发达国家与发展中国家：汇率制度与货币政策独立性

	MI			
	发达国家		发展中国家	
	(1)	(2)	(3)	(4)
ES	-0.2442***	0.3689***	-0.0484***	-0.0417
FO	-0.2244***	-0.1972***	-0.0564***	-0.0566***
ES*ES		-0.5082***		-0.0058
常数	0.6510***	0.4893***	0.5216***	0.5204***

注：***、**、*分别表示变量系数在1%、5%、10%的显著性水平下显著。

第(1)(3)列分别为发达国家和发展中国家样本组的基本的“三元悖论”检验，与全样本的情况一致，子样本的检验支持了“三元悖论”理论。通过对比发达国家样本、发展中国家样本和全样本的“三元悖论”检验情况，我们发现，汇率制度稳定性ES的系数绝对值由大到小排序为发达国家样本、全样本和发展中国家样本，金融开放水平FO的系数绝对值也有相同的排序。这表明发达国家汇率制度稳定性和金融开放水平对货币政策独立性的敏感程度显著高于发展中国家，这与发达国家较高的金融开放水平、金融发展水平和更加浮动的汇率制度相关。

第(2)(4)列中加入了二次项ES*ES，回归结果显示，发达国家样本组ES的系数显著为正，ES*ES的系数显著为负，与全样本情况一致，汇率制度与货币政策独立性之间存在倒U型关系；发展中国家样本组ES和ES*ES的系数均不显著，表明发展中国家汇率制度与货币政策独立性之间不是倒U型关系。这一结果与我们的预测一致，发展中国家汇率制度浮动程度尚未到达结构突变点，因此子样本检验不存在倒U型关系。

我们加入了贸易开放度指标、金融发展水平指标、商业周期指标和外汇干预能力指标等新的解释变量后，模型的估计结果如下表3所示。回归结果显示，发达国家样本与全样本相似，汇率制度稳定性和货币政策独立性存在倒U型关系。

表3 发达国家：二次项模型估计结果

	MI			
	(1)	(2)	(3)	(4)
ES	-0.2442***	-0.2187***	-0.2161***	0.2723***
FO	-0.2244***	-0.1316***	-0.1327***	-0.1237***
ES*ES				-0.4082***
TO		-0.0992***	-0.0912***	-0.0824***
PCG		-0.0011***	-0.0011***	-0.0009***
GGR		0.1433		
RG		0.2321***	0.2280***	0.2031***
常数	0.6510***	0.6839***	0.6848***	0.5474***

注：***、**、*分别表示变量系数在1%、5%、10%的显著性水平下显著。

另外，我们的样本时间跨度了两个国际货币体系时期，即布雷顿森林体系时期（1944-1971）和牙买加体系时期（1972-至今）。不同的国际货币体系下，汇率制度对货币政策独立性的影响可能不同，而我们关注的焦点集中在现代国际货币体系时期，因而我们剔除了1972年之前的样本数据。此外，2008年美国次贷危机爆发，之后迅速波及到世界各国。在应对危机的过程中，主要发达经济体和一些新兴市场国家都采取了宽松的货币政策，各国短期利率的变动较为一致，这种一致性可能会对我们的检验结果产生影响。综合考虑上述两个方面，我们选择1972-2007年的数据进行实证结果的稳健性检验。

表4 二次项模型估计结果（1972-2007）

	MI				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
ES	-0.0886***	-0.0917***	-0.0918***	0.1099**	0.1269***
FO	-0.1372***	-0.1107***	-0.1083***	-0.1121***	-0.1010***
ES*ES				-0.1702***	-0.1821***
TO		-0.0182			
PCG		-0.0011***	-0.0012***	-0.0011***	-0.0011***
GGR		0.0908*	0.0903*	0.0588	
RG		0.0257			
常数	0.5589***	0.5913***	0.5809***	0.5399***	0.5374***

注：***、**、*分别表示变量系数在1%、5%、10%的显著性水平下显著。

模型估计结果如上表所示。第（1）-（4）列的结果与全样本情况相似，这里就不再赘述，我们主要关注第（5）列的回归结果。第（5）列中汇率制度稳定性指标ES显著为正，二次项ES*ES的系数显著为负，表明汇率制度和货币政策稳定性之间存在倒U型关系。

（二）面板门限模型

二次项方法表明汇率制度稳定性与货币政策独立性之间存在倒U型关系，但是两者之间的关系也可能是折线型，即存在门限效应。之前对“三元悖论”的检验中，也认为存在门限效应，但处理方法是人为地设定一个分组依据，将样本划分为简单的几组，进行分样本检验，如Shambaugh（2004）和Klein & Shambaugh（2013）等。这样的处理显然并不严谨，既缺少对门限值的估计，也没有对估计值的显著性进行检验。为了检验汇率制度与货币政策独立性之间是否存在门限效应，我们使用Hansen（1999）的面板门限模型对上文提出的命题重新进行检验。

本文的面板门限模型的设定为：

$$MI_{it} = \theta_1 FO_{it} + \beta_1 ES_{it} * I(ES_{it} \leq \gamma) + \beta_2 ES_{it} * I(ES_{it} > \gamma) + u_i + e_{it} \quad (6)$$

其中， u_i 表示个体固定效应， γ 为门限值。我们选择汇率制度稳定性指标ES为门限变

量，如果门限效应存在，在该模型中，随着汇率制度的更加浮动，汇率制度稳定性对货币政策独立性的影响将发生结构性突变。由于面板门限模型要求平衡面板，我们整理上文中的数据后，最终得到了 1990-2011 年 107 个国家的数据。三个指标的统计性描述如下表 5 所示，三个指标的分布都比较均匀。

表 5 核心变量的统计性描述

	均值	最小值	最大值
MI	0.423	0	0.958
FO	0.513	0	1
ES	0.646	0.005	1

本文采用了 Hansen (1999) 对分位数序列和自助法次数的设定，即分位数序列为 1%，1.25%，...，99%，自助法次数为 300。门限效应的检验结果如下表 6 所示，单门限模型的 p 值为 0.013，即在 5% 置信水平下拒绝不存在门限效应的原假设 $H_0: \beta_1 = \beta_2$ 。而双门限检验的 p 值为 0.610，模型接受原假设，即不存在双门限效应。因此，门限效应的检验结果表明该模型存在且仅存在一个门限值。

表 6 门限效应检验

单门限检验	
F1	30.8
P-Value	0.013
(10%,5%,1% critical values)	(18.5, 21.1, 32.4)
双门限检验	
F1	6.5
P-Value	0.610
(10%,5%,1% critical values)	(12.1, 14.1, 17.4)

门限值的估计为 0.7734，95% 的置信区间为 [0.7152, 0.9758]。Hansen (1999) 再次构建了似然比统计量 LR 检验门限的估计值是否等于真实值，LR 统计量如下所示：

$$LR \equiv [SSR(\hat{\gamma}) - SSR(\hat{\gamma}_0)] / \hat{\sigma}^2$$

原假设为 $H_0: \gamma = \gamma_0$ ，LR 越接近 0，表明越应该接受原假设，即该门限模型的门限值为 γ_0 。图 1 描绘了不同门限值下 LR 的值，直线是临界值，低于该临界值则可以接受原假设。

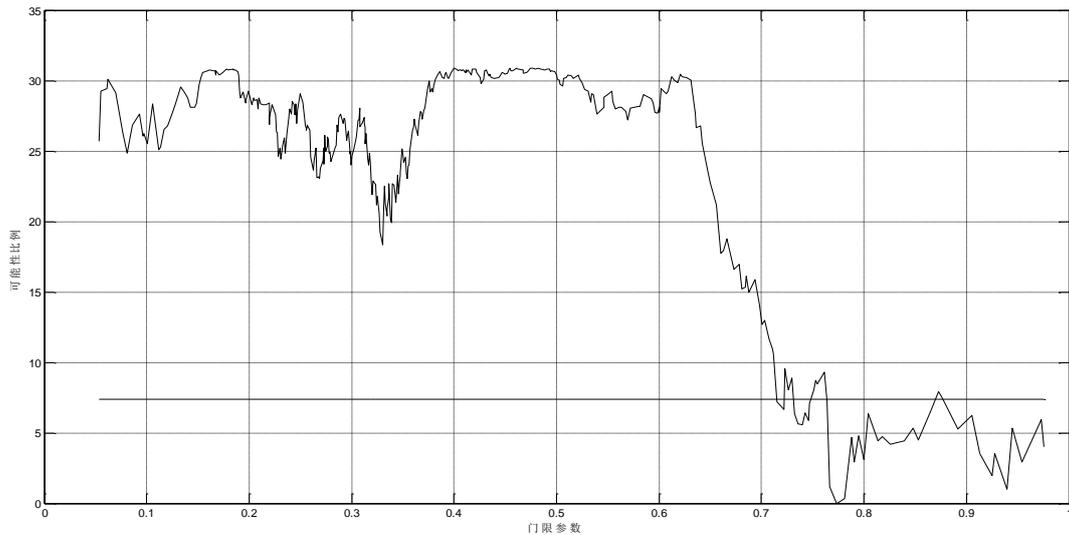


图1 单门限模型中置信区间的构建

为了排除在分组中各组样本数量差别较大导致估计出现偏差的可能性，表7统计了每年中不同区制下的国家占比情况。这类似于 Shambaugh（2004）依据汇率制度对国家的分组，但是我们的分组依据是通过模型估计结果。我们发现，不同区制下的国家比例大体相当，排除了各组样本数量差异较大对估计结果的影响。

表7 每年中不同区制下的国家比例（%）

国家分类	年份										
	1990	1992	1994	1996	1998	2000	2002	2004	2006	2008	2010
$ES \leq 0.7734$	69	65	61	58	54	52	53	49	47	55	55
$ES > 0.7734$	31	35	39	42	46	48	47	51	53	45	45

该面板门限模型的估计结果如表8所示，金融开放水平 FO 的系数在 1% 的显著性水平下显著为负，表明随着金融开放水平的提高，货币政策独立性相应降低； $ES * I(ES > 0.7734)$ 的系数在 1% 的显著性水平下显著，系数为负，表明当汇率制度稳定性大于 0.7734 时，随着汇率制度稳定性降低，即汇率制度越浮动，货币政策独立性越高； $ES * I(ES \leq 0.7734)$ 的系数并不显著。综上所述，随着汇率制度的更加浮动，货币政策的独立性先增强，当汇率制度稳定性降低到一定值时，汇率制度的更加浮动并不能增强货币政策的独立性，我们的命题再次得到了验证。

表8 估计结果：单门限模型

变量	系数	OLS 标准差	White 标准差
FO	-0.1219***	0.0173	0.0179
$ES * I(ES \leq 0.7734)$	-0.0090	0.0278	0.0284
$ES * I(ES > 0.7734)$	-0.1103***	0.0175	0.0177

注：***、**、*分别表示 1%、5% 和 10% 置信水平下显著不为零。

为了减少遗漏变量对模型估计的影响，我们加入了新的可能的解释变量 PCG 和 RG，进一步使用面板门限模型进行检验。由于二次项方法中商业周期 GGR 对货币政策独立性的影响不显著，我们在这里并没有考虑变量 GGR。单门限模型的门限效应检验的 p 值为 0.06，双门限模型的门限效应检验的 p 值为 0.30，因而在 10% 的置信水平下，我们认为存在单门限效应。

表 9 估计结果：单门限模型

变量	系数	OLS 标准差	White 标准差
FO	-0.0908***	0.0194	0.0200
PCG	-0.0011***	0.0002	0.0002
RG	0.0075	0.0429	0.0404
ES*I(ES≤0.7734)	-0.0281	0.0304	0.0308
ES*I(ES>0.7734)	-0.1079***	0.0194	0.0195

注：***、**、*分别表示 1%、5% 和 10% 置信水平下显著不为零。

模型的估计结果如表 9 所示，估计结果显示，解释变量外汇干预能力指标 RG 的系数不显著，因此我们去掉 RG，重新进行面板门限模型的估计。单门限模型的门限效应检验的 p 值为 0.06，双门限模型的门限效应检验的 p 值为 0.30，因而在 10% 的置信水平下，我们认为存在单门限效应。门限值的估计结果显示，门限值为 0.7753，95% 的置信区间为 [0.7193, 0.9392]。

表 10 估计结果：单门限模型

变量	系数	OLS 标准差	White 标准差
FO	-0.0907***	0.0193	0.0200
PCG	-0.0011***	0.0002	0.0002
ES*I(ES≤0.7753)	-0.0280	0.0303	0.0308
ES*I(ES>0.7753)	-0.1079***	0.0194	0.0195

注：***、**、*分别表示 1%、5% 和 10% 置信水平下显著不为零。

新的模型估计结果如表 10 所示，金融开放水平指标 FO 和金融发展指标 PCG 的系数在 1% 的显著性水平下显著为负，表明金融开放水平和金融发展水平的提高削弱了货币政策独立性；ES*I(ES>0.7753) 的系数在 1% 的显著性水平下显著为负，表明当汇率制度稳定性大于 0.7753 时，汇率制度越浮动，货币政策独立性越高；ES*I(ES≤0.7753) 的系数并不显著。这可能反映了随着汇率制度的更加浮动，其对货币政策的削弱作用逐渐增强，抵消了对货币政策的增强作用。因此，随着汇率制度的更加浮动，货币政策独立性先增强，之后该增强效应几乎消失，我们的命题再次得到了验证。

四、汇率制度与货币政策独立性：影响转折点的因素

二次项方法和面板门限方法均证实了汇率制度对货币政策独立性的影响存在转折点,即最优汇率制度的存在。然而我们并没有回答哪些因素会影响转折点大小的问题,即哪些国家的最优汇率制度应该较为浮动,哪些国家的最优汇率制度应该较为固定的问题。为了解决这一问题,我们使用二次项方法进行新的检验,新的模型设定如下:

$$MI_{it} = \theta_1 FO_{it} + \theta_2 ES_{it} + \theta_3 ES_{it} * ES_{it} + \theta_4 TO_{it} + \theta_5 PCG_{it} + \dots + \gamma_1 FO_{it} * ES_{it} + \gamma_2 TO_{it} * ES_{it} + \dots + u_i + e_{it} \quad (7)$$

与之前的模型设定相比,我们新引入了交叉项 FO*ES、TO*ES 和 PCG*ES。根据 F 检验、LM 检验和 Hausman 检验的结果,这里选择了面板随机效应模型,回归结果如下表 11 所示。

表 11 二次项模型估计结果

	MI	
	(1)	(2)
ES	0.1513***	0.1764***
FO	0.0277	
TO	-0.0113	
PCG	-0.0001	
GGR	0.0590	
RG	0.0755***	0.0691***
ES*ES	-0.1055***	-0.1277***
FO*ES	-0.2139***	-0.1740***
TO*ES	0.0129	
PCG*ES	-0.0015***	-0.0015***
常数	0.4698***	0.4676***

注: *、**、***分别表示变量系数在 1%、5%、10%的显著性水平下显著。

第(1)列的回归结果显示,新加入的交叉项中,金融开放水平的交叉项 FO*ES 和金融发展水平的交叉项 PCG*ES 的系数均在 1%的显著性水平下显著为负,而贸易开放水平的交叉项 TO*ES 的系数不显著。第(2)列中只包含了系数显著不为零的解释变量,模型估计结果的表达式如下所示:

$$MI_{it} = 0.4676 + 0.1764ES_{it} - 0.1277ES_{it} * ES_{it} + 0.0691RG_{it} - 0.1740FO_{it} * ES_{it} - 0.0015PCG_{it} * ES_{it}$$

整理上式得:

$$MI_{it} = -0.1277ES_{it} * ES_{it} + (0.1764 - 0.1740FO_{it} - 0.0015PCG_{it}) * ES_{it} + 0.0691RG_{it} + 0.4676$$

上式是一个抛物线，存在极大值。我们进一步得到，使得货币政策独立性最高的最优汇率制度稳定程度为抛物线的极值点处，即 $(0.1764-0.1740FO-0.0015PCG)/(2*0.1277)$ 。随着金融开放水平 FO 和金融发展水平 PCG 的提高，极值点左移，即最优汇率制度应该越浮动。因此，金融开放水平和金融发展水平越高的国家，应该选择更加浮动的汇率制度；换言之，随着一国金融开放水平和金融发展水平的提高，应该选择更加浮动的汇率制度。

然而，PCG（私人信贷占 GDP 的比重）为商业银行贷给私人部门的信用，剔除了提供给公共部门的信用和央行提供的信用，PCG 表示了金融机构的发展水平。金融发展水平不仅包括金融机构的发展水平，也包括金融市场的发展水平。为了更加全面地研究金融发展水平对最优汇率制度选择的影响，我们进一步研究金融市场的发展水平对最优汇率制度选择的影响。我们选择股票市场交易的总市值 SMG 指标表示金融市场的发展水平，数据来源于世界银行的全球金融发展数据库（Global Financial Development Database）。由于股票市场的出现相对较晚，该数据库提供了 1989-2011 年共计 23 年的样本。模型的估计结果如下表 12 所示。

表 12 二次项模型估计结果

	MI	
	(1)	(2)
ES	0.1484**	0.2063***
FO	-0.0198	
TO	-0.0419	
SMG	-0.0001	
GGR	0.0967	
RG	0.1829***	0.1614***
ES*ES	-0.1629***	-0.1714***
FO*ES	-0.2397***	-0.2661***
TO*ES	0.0009	-0.0374*
SMG*ES	-0.0004*	-0.0005***
常数	0.5091***	0.4666***

注：*、**、***分别表示变量系数在 1%、5%、10%的显著性水平下显著。

第（1）列包含了全部可能的解释变量，第（2）列剔除了系数不显著的解释变量，估计结果如上表 12 所示，汇率制度稳定性 ES 在 1%的显著性水平下为正，二次项 ES*ES 在 1%的显著性水平下显著为负，表明汇率制度稳定性与货币政策独立性之间存在倒 U 型关系。交叉项 FO*ES、TO*ES、SMG*ES 的系数均在 1%的显著性水平下显著为负，表明金融开放水平越高、贸易开放水平越高、金融市场的发展水平越高的情况下，最优汇率制度倾向于更加浮动。

综合上述分析,我们发现金融机构发展水平越高,金融市场发展水平越高,都会使得最优汇率制度更加浮动,即金融发展水平提高使得最优汇率制度更加浮动。此外,金融开放水平的提高也使得最优汇率制度更加浮动。这样,我们识别出了两个影响最优汇率制度选择的因素,即金融开放水平和金融发展水平。金融开放水平越高,金融发展水平越高,该国的最优汇率制度倾向于更加浮动。

五、结论与政策启示

本文使用面板二次项模型和面板门限模型,证实了浮动汇率对货币政策独立性的影响存在门限效应,当汇率浮动水平低于门限时,汇率越浮动,货币政策独立性越强;当汇率浮动水平高于门限时,汇率越浮动,货币政策独立性反而削弱。因此,基于货币政策独立性,存在最优的汇率浮动水平。本文进而研究了影响最优汇率制度的因素,发现金融开放水平越高,金融发展水平越高,最优汇率制度应该越浮动。

“二元悖论”的提出挑战了国际金融领域权威的“三元悖论”理论,是国际金融领域前沿的重大问题。本文为这一争论给出了解答,即随着汇率制度更加浮动,货币政策的独立性先增强,之后该增强效应减弱甚至变为削弱效应。本文也扩展了我们对浮动汇率制度的理解,浮动汇率不仅是外部冲击的缓冲器,也可能成为冲击的放大器,浮动汇率通过经常账户渠道和资产负债表渠道对宏观经济的影响力增强。

1994年以来,我国一直在逐步推行汇率市场化改革,我国汇率浮动程度逐渐增强。近年来,随着利率市场化改革的阻力增大,一些观点认为,我国应转而更多地推进汇率市场化改革。本文的研究从货币政策独立性的视角,对这一观点提出了修正性的意见。

首先,我国作为大国,货币政策独立性的重要性不言而喻。随着汇率市场化的推行,汇率浮动程度增强到一定程度可能会削弱货币政策独立性,因此,汇率制度并非越浮动越好,存在一个最优的汇率浮动水平。

其次,伴随着我国金融开放水平和金融发展水平的提高,我国的最优汇率浮动水平增强,即我国应逐渐增强汇率浮动水平。但是,汇率浮动水平的增强需要同金融开放和金融发展水平的提高相适应,即我国的汇率市场化改革不宜推行过快。

最后,我国在推行汇率市场化的过程中,需要密切关注汇率浮动对宏观经济的影响,包括经常项目渠道和资产负债表渠道的影响。建立动态的监测机制,为汇率市场化改革提供指导。

参考文献

- [1] 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。
- [2] 范小云, 王伟, 肖立晟. 2012: 《权益类国际资产组合投资的引力模型分析》, 《世界经济》第 7 期。
- [3] 龚刚, 高坚, 李炳念. 2012: 《储备型汇率制度: 发行非国际货币的发展中国家之选择》, 《经济研究》第 9 期。
- [4] 梅冬洲, 龚六堂. 2011: 《新兴市场经济国家的汇率制度选择》, 《经济研究》第 11 期。
- [5] 姚余栋, 李连发, 辛晓岱. 2014: 《货币政策规则、资本流动与汇率稳定》, 《经济研究》第 1 期。
- [6] Aizenman, Chinn & Ito (2010), "The Emerging Global Financial Architecture: Tracing and Evaluating the New Patterns of the Trilemma's Configurations", *Journal of International Money and Finance*, 29(4): 615-641.
- [7] Bayoumi, Dell'Ariccia, Habermeier, Mancini-Griffoli, Valencia & an IMF Staff Team (2014), "Monetary Policy in the New Normal", IMF SDN/14/3.
- [8] Bernanke, Gertler & Gilchrist (1999), "The financial accelerator in a quantitative business cycle framework", *Handbook of Macroeconomics*, 1: 1342-1385.
- [9] Calvo & Reinhart (2002), "Fear of Floating", *Quarterly Journal of Economics*, 107(2): 379-408.
- [10] Engel, C. (1996), "The Forward Discount Anomaly and the Risk Premium: A Survey of Recent Evidence", *Journal of Empirical Finance*, 3(2): 123-152.
- [11] Erceg, Guerrieri & Kamin (2009), "Did Easy Money in the Dollar Bloc Fuel the Global Commodity Boom?" *International Finance Discussion Paper*, No. 979.
- [12] Goldberg, Lothian & Okunev (2003), "Has International Financial Integration Increased?" *Open Economies Review*, 14: 229-317.
- [13] Hansen, B. (1999), "Threshold Effects in Non-Dynamic Panels: Estimation, Testing and Inference", *Journal of Economics*, 93(2): 345-368.
- [14] Kamin, S. B. (2010), "Financial Globalization and Monetary Policy", *Board of Governors of the Federal Reserve System International Finance Discussion Papers* No.1002.
- [15] Klein & Shambaugh (2013), "Rounding the Corners of the Policy Trilemma: Sources of Monetary Policy Autonomy", NBER working paper No. 19461.
- [16] Mishkin, F.S. (2001), "The Transmission Mechanism and the Role of Asset Prices in Monetary Policy", NBER working paper No. 8617.

-
- [17] Obstfeld & Rogoff (1995), "The Mirage of Fixed Exchange Rates", NBER Working Paper No. 5191.
- [18] Obstfeld & Taylor (2002), "Globalization and Capital Markets", NBER Working Paper No. 8846.
- [19] Ostry, Ghosh & Chamon (2012), "Two Targets, Two Instruments: Monetary and Exchange Rate Policies in Emerging Market Economies", IMF staff discussion note 12/01.
- [20] Rey, H. (2013), "Dilemma not Trilemma: The global financial cycle and monetary policy independence", working paper.
- [21] Shambaugh, J. C. (2004), "The Effect of Fixed Exchange Rates on Monetary Policy", Quarterly Journal of Economics, 119(1): 301-352.

Trilemma or Dilemma: Optimal Exchange Rate Regime for Monetary Policy Independence

Abstract: The Arguments of Trilemma and Dilemma focus on whether more floating exchange rate regime will give more monetary policy independence. We have looked through the theories about the influences of floating exchange rate regime on monetary policy independence, and find that floating exchange rate not only can absorb the external shocks, but also affect domestic macro-economy when the exchange rate fluctuates much more. Floating exchange rate influences macro-economy through the current account and balance sheets, and weaken monetary policy independence further. Under the theories, we propose that more floating exchange rate regime will increase the monetary policy independence, and weaken it when exchange rate fluctuates much more. We take advantage of the quadratic term model and panel threshold model to test the proposal. Our data comes from Aizenman et al. (2010) and the empirical tests agree with our proposal which means that there exists an optimal exchange rate regime for monetary policy independence. Then we study that what factors affect the optimal exchange rate regime, and find that financial openness and financial development matter. More financial openness and higher financial development ask for more floating optimal exchange rate regime. As an application of our conclusions, we suggest that China should float its exchange rate slowly to test whether it has reached the optimal, and take a close look at the influences of more floating exchange rate regime on macro-economy.

Keywords: Dilemma; Exchange Rate Regime; Monetary Policy Independence

论通货紧缩的成本：历史回顾¹

Claudio Borio Magdalena Erdem Andrew Filardo Boris
Hofmann²

【摘要】当商品和服务的价格出现持续下降时，货币成本随之上升，因此会引发关于通货紧缩的担忧。本文基于 1870-2013 年期间 38 个经济体的数据，从实证角度检验了经济增长和通货紧缩之间的历史关系。实证结果表明，通货紧缩与经济增速放缓之间的关系非常薄弱，并且这一关系主要存在于大萧条时期。然而我们发现，经济增长和资产价格下跌之间具有密切的联系，这一关系在第二次世界大战后的房地产市场尤为明显。我们并未发现高负债会引起商品和服务成本的提高，即债务通货紧缩。其中的例外是，房地产价格和私人债务之间相互影响引起的经济下滑。

【关键词】通货紧缩；经济增长；资产价格

引言

近年来，商品和服务价格的持续下降引起了政策方面关于通货紧缩的担忧。对通货紧缩的恐惧源于主流经济学根深蒂固的思想，认为不论在何种背景下，通货紧缩的出现都是经济的潜在“病理”，并会阻碍经济可持续和强有力的扩张。把通货紧缩与经济增长放缓挂钩基于的理论十分简单，即认为通货紧缩意味着整体需求的下降，从而导致消费者和公司收紧开支，并拉低物价、收入和经济产出。然而，通货紧缩也有可能源于供给的增加。例如，商品市场上生产力的提高及竞争的加剧，或油价及劳动力等投入成本的下降。这些因素所引起的通货紧缩会使得价格下跌，并同时增加消费，提高生产力。尽管通货紧缩被普遍视为经济疲软的诱因而非特征，但是二者之间的因果关系并不是显而易见的。一方面，通货紧缩确实会造成产出的下降。名义工资水平的下降将加剧失业率的上升，价格的持续下跌还意味着实际

¹ 本文为非官方翻译稿，原文可从 BIS 网站免费获取“The costs of deflations: a historical perspective” in BIS Quarterly Review, March 2015 (http://www.bis.org/publ/qtrpdf/r_qt1503e.htm)”。

译者：韩丽颖，金融学硕士，供职于中国银行总行风险管理部；瞿亢，管理学硕士，供职于中国银行伦敦分行；刘兰兰，英国诺丁汉大学金融学博士（在读）。本文有删节。

² Claudio Borio, Magdalena Erdem, Andrew Filardo, Boris Hofmann, 供职于国际清算银行（BIS）

利率的上升,从而使公共及私人部门借款人的资产负债表状况恶化——这也是目前历史性高负债水平情况下存在的主要隐患。此外,消费者会降低对价格的预期,并进一步延迟支出。届时,若利率触及零的下限,政府很难通过其他的货币政策来刺激消费。另一方面,通货紧缩实际上可能会促进产出增加。更低的价格意味着居民实际收入及财富增加,并导致商品出口的竞争加剧。³

这一问题的根源在于,不论通货紧缩还是经济增速放缓的特征抑或诱因,其所引起的成本变化最终需要实证来检验。若通货紧缩是一个特征,我们需要探索影响经济增长的潜在因素;若通货紧缩是一个诱因,我们则需要比较不同影响因素之间的显著性。此外,从商品和服务价格层面来看,通货紧缩影响经济增长的推理较为模糊,而资产价格层面的影响则更为直观。研究普遍认为,资产价格层面的通货紧缩会侵蚀社会财富以及抵押品价值,并会削弱需求和产出。然而,这个效应的显著性也需要实证检验来考察。目前,关于商品和服务价格层面通货紧缩的研究存在一个普遍的问题,即不能很好地区分商品和服务价格下跌与资产价格下跌的差异。因此,沿用这样的研究方法有可能会将资产价格下跌造成的成本提高错误地归因于商品和服务层面价格的下跌所致。目前,由于数据的局限性,这个问题尚未得到合理解答。本文的研究解决了这个问题,采用了一个新的样本,含有140多年(1870-2013年)38个国家(地区)的数据。与之前研究的数据相比,我们的数据包含了更为全面的股票和房地产价格以及债务方面的信息。

本文的研究结论主要有三点:首先,在不考虑资产价格变动影响的情况下,研究表明,商品和服务价格下跌与经济增长之间的关系十分微弱,并集中体现在经济大萧条时期。这一发现与以往的研究结果吻合。其次,我们发现,资产价格层面的通货紧缩与经济增长的关系更为明显。一旦将这一因素考虑在内,商品和服务价格层面的通货紧缩和经济增长之间的联系会被进一步削弱。最后,私人部门债务水平的升高会放大房地产价格对经济增长的影响,但这一关系在商品和服务价格层面的通货紧缩并不明显。

本文第一部分简要回顾通货紧缩的历史;第二部分通过验证通货紧缩与产出提高的相关性,剖析通货紧缩的成本;第三部分研究资产价格层面的通货紧缩;第四部分主要研究国家债务上升是否会影响通货紧缩与经济增长的关系;第五部分为结论,简要探讨本文对货币政策的影响,强调了其在当前经济形势分析上的应用。

一、通货紧缩的历史回顾

³ 参照 Smith (2006) 对通货紧缩研究的文献综述。

基于研究目的, 本文将通货紧缩(商品和服务价格层面, 简称“价格通货紧缩”)定义为相应的价格指数的下降。这一定义避开了几个问题。经济学家将价格水平短暂性的变化(例如石油价格下跌)与价格自我维持性的变化进行了区分。“通货紧缩”一词就局限于后者。鉴于通货紧缩本身所具有的消极含义, 有些学者更倾向于将通货紧缩定义为工资-物价螺旋式自我强化的下降过程。本文考虑了实践中区分价格短暂性变化和自我维持性变化的实际困难, 旨在避免错误地使用局限性的定义进行通货紧缩成本的研究。

本文从实际出发, 通过区分短暂性和持续性价格下跌解决了这个问题。我们将持续性通货紧缩定义为价格水平(年消费价格数据, CPI)累积下跌小于五年移动平均值。⁴使用累积价格水平变化而非连续价格水平变化有助于识别价格指数存在的高波动性, 进而判定持续的通货紧缩时期。价格指数的波动性在金本位时期强, 主要是由于这一时期缺乏衡量核心通货膨胀率的指标。

本文通过对长期样本的检验全面地分析了货币制度对通货紧缩成本的影响。这些样本区间包括金本位制时期(1870-1913 年), 这一时期货币与黄金挂钩; 两次世界大战之间(1919-1938 年), 一些国家重新考量了货币与黄金的关系并考虑放弃金本位制; 以及战后时期(1946-2013 年), 金本位制失灵, 各国尝试重建货币体系, 导致通货膨胀率差异很大, 出现了 20 世纪 70 年代的大通胀以及近期非常低甚至为负值的通胀率。本文采用的长期样本有助于分析货币制度对于通货紧缩成本的影响程度。本文对于经济大萧条时期(1930-1933 年)进行了单独的分析, 旨在检验是否这段时期是通货紧缩的一个特例。⁵

图 1 和表 1 提供了通货紧缩的历史数据。众所周知, 通货紧缩在第二次世界大战期间十分普遍。从图 1 可以看出, 历史上持续性的通货紧缩大多发生在这个阶段, 仅有四次发生在战后(日本两次, 中国和中国香港各一次)。⁶也就是说, 短暂性的通货紧缩在战后更为普遍: 样本中 38 个国家(地区)在第二次世界大战后的通货紧缩记录已经超过了 100 次。⁷同样, 表 1 显示, 通货紧缩的强度(以每年平均通缩率变化为标准)以及持续性在第二次世界大

⁴ 这一定义需要首先确定价格的峰值。本文遵循 Borio & Filardo (2004) 所采用的三个步骤: (1) 使用五年移动平均值确定峰值; (2) 使用现有时间序列数据确定当期峰值; (3) 要求峰值要高于之前和之后五年的价格指数水平, 排除短暂性通货紧缩。限定条件的对称性可以确保持续性的通货紧缩时间并不重叠。

⁵ 本文所收集的历史 CPI 数据来自不同的来源(由于篇幅限制, 未列出)。当多个来源的数据可用时, 我们的选择主要基于数据序列的长度、间歇值及是否存在间断及异常值。

⁶ Ha et al. (2003) 以及 Siklos & Zhang (2010) 分析了中国的通货紧缩现象, Yam (2002), Schellekens (2003) 以及 Genberg & Pauwels (2005) 提供了对于中国香港通货紧缩的分析。

⁷ 本文描述的确定峰值的过程将许多国家(地区)在 20 世纪 20 年代的经济形态确定为持续性通货紧缩时期。尽管如此, 仅有少数国家(地区)在这一时期保持稳定或在 20 世纪 20 年代中期呈现短暂的价格上涨, 但这些价格水平都不足以构成一个单独的价格峰值。有必要一提的是, 美国 1920 年前后出现了严重的通货紧缩, 随后在 1923 年和 1926 年之间有较轻微的物价上涨。

战前更为明显。有趣的是，从平均价格及累计价格下跌的程度来看，大萧条时期与其他阶段并无明显差异。原因之一是在此之前价格已经持续下跌多年，其中包括“爵士乐时代”（1920-1929年）在一些国家（地区）的扩散；另一个原因是各国（地区）价格下跌程度差异较大，拉低了这一时期的平均值。

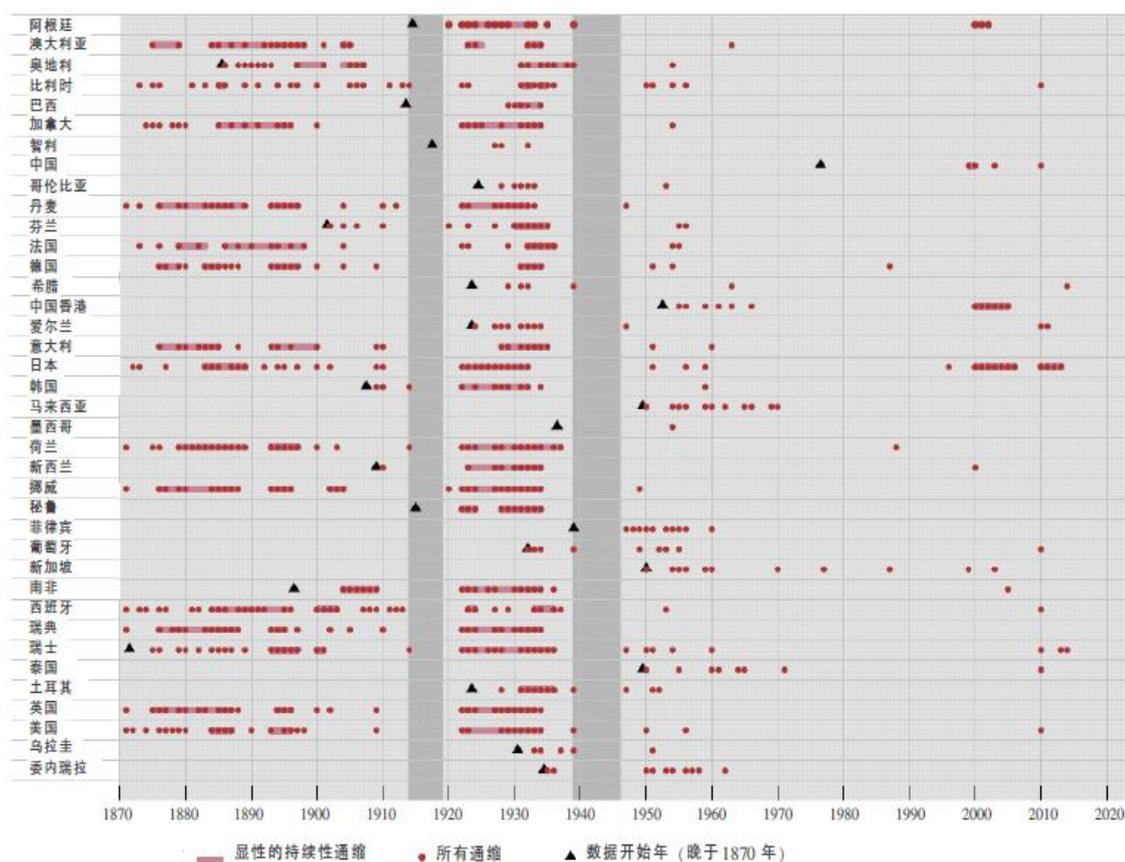


图1 各经济体通货紧缩时间轴

表1 38个经济体商品及货币价格变化统计数据（1870-2013年） 年数据，百分比

	整体样本	金本位时期 (1880-1913)	两战之间 (1920-1938)	1920-1928	1929-1939	大萧条时期 (1930-1933)	二战后 (1947-2013)
总年数							
通胀	3024	368	282	130	152	16	2374
通缩	663	294	240	100	140	99	129
所有通缩							
平均持续年数	2.2	2.1	2.9	2.2	3.0	3.0	1.5
平均通缩率	-3.9	-3.8	-5.0	-5.8	-4.5	-5.4	-1.9
持续性通缩							
次数	66	33	29	22	26	26	5
平均持续年数	7.4	6.8	8.5	5.7	4.8	3.3	4.7
平均通缩率	-3.0	-2.5	-4.0	-3.8	-4.1	-5.1	-0.6
样本国家(地区)数	38	20	32	29	32	32	38

注：38个经济体为：阿根廷、澳大利亚、奥地利、比利时、巴西、加拿大、智利、中国、哥伦比亚、丹麦、芬兰、法国、德国、希腊、中国香港、爱尔兰、意大利、日本、韩国、马来西亚、墨西哥、荷兰、新西兰、挪威、秘鲁、菲律宾、葡萄牙、新加坡、南非、西班牙、瑞典、瑞士、泰国、土耳其、英国、美国、乌拉圭、委内瑞拉。下同。

二、价格下跌与经济增长：是否存在关联性

通货紧缩与经济增长之间的关系是什么？为检验这一关系，本文首先考虑了所有的通缩记录，随后重点关注了持续性通货紧缩的影响。为使跨越不同年份的数据具有可比性，本文采用了人均国民生产总值这一指标来衡量经济增长。这一做法与以往进行长期样本分析的研究一致。也就是说，我们的结果不取决于这一指标的使用。本文初步评估的结果表明，通货紧缩和经济增长并不存在明确的负相关性。如图 2 所示，价格通货紧缩与正的和负的经济增长率都有重合。总的来说，通过对比所有通胀和通缩年份的经济增长率可以发现，通货膨胀时期的平均经济增长率更高（见表 2）。从统计学角度看，两次世界大战期间所出现的差值影响了整个样本的结果。通胀及通缩时期经济增长率的显著性差异仅存在于两次世界大战期间，尤其是在 1929-1938 年（包括了大萧条时期，这一差异高达 4 个百分点）。事实上在战后时期，受短暂性通货紧缩主导的影响，通货紧缩期间的经济增长率反而更高（通缩和通胀时期的平均经济增长率分别为 3.2% 和 2.7%）。

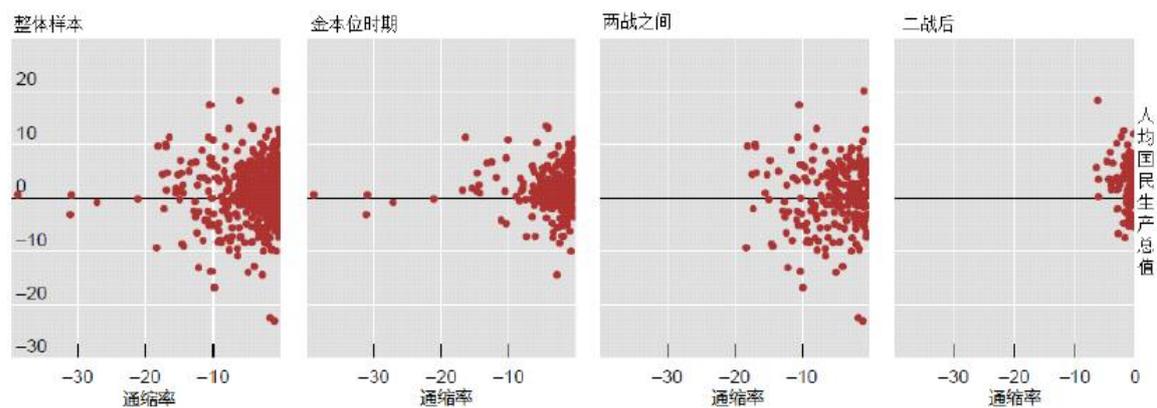


图 2 38 个经济体通货紧缩与经济产出增长相关性分析（1870-2013 年）年数据，百分比

表 2 38 个经济体商品及货币价格与人均国民生产总值（1870-2013 年）年数据，百分比

	整体样本	金本位时期 (1980-1913)	两次大战之间 (1920-1938)	1920-1928	1929-1939	大萧条时期 (1930-1933)	二战后 (1947-2013)
平均增长率							
通缩	1.5	1.5	0.5	2.3	-0.8	-2.2	3.2
通胀	2.7	1.6	3.5	3.5	3.5	0.8	2.7
差值(均值 t 检验)	1.2**	0.1	3.0***	1.2*	4.3***	3.0	-0.5
平均增长率(持续性通缩时期)	1.0	1.3	0.5	2.8	1.7	-3.3	2.1

注：平均增长率即实际人均国民生产总值；差值为通胀和通缩时期平均人均国民生产总值之间的差值；*、***分别表示 t 检验的显著性水平为 10%、1%。

上述分析方法的缺点在于，没有考虑经济背景的不同，将不同持续时间的通货膨胀和通货紧缩作为两个整体进行研究。本文采用了更为科学的检验方法，通过比较价格峰值前后的经济增长来分析持续性通货紧缩的影响。这一研究结果表明，通货紧缩和经济增长放缓只存

在微弱的关联性（见图 3）。价格出现峰值的前后五年经济增长率的巨大差异（3.6%）仅明显存在于两次世界大战之间，也是经济大萧条发生的时期。这一差值也影响了整体样本的结果。金本位时期的经济增长率的差值仅为 0.6%，且不显著。事实上，在战后时期，价格峰值出现后五年的平均经济增长率甚至比前五年高 0.3%，尽管这一差值在统计学上不显著。⁸此外，价格峰值出现后经济增长率的下跌也仅限于两次世界大战之间。鉴于金本位时期通货紧缩发生后经济的增长，以往的一些研究将通货紧缩鉴定为“良性的”（Bordo & Redish, 2004; Atkeson & Kehoe, 2004; Borio & Filardo, 2004; Bordo & Filardo, 2005）。在此基础上，我们可以说战后的通货紧缩也为良性。

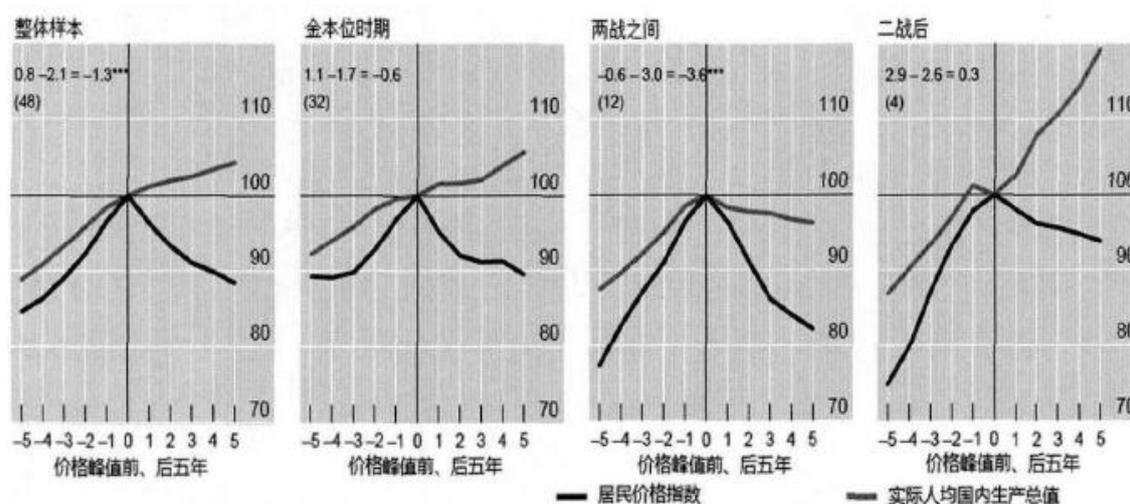


图 3 38 个经济体持续性价格通缩与经济增长趋势（1870-2013 年）

注：（1）价格峰值期变量值=100；（2）图 3 中的数值表示价格峰值出现前后五年内的实际人均国内生产总值（百分比），以及两个时期的差值（百分点）；（3）***表示 t 检验的显著性水平为 1%；（4）括号内数值为检验中所包含的峰值次数；（5）样本数据包括价值峰值时期以及完整的前后五年轨迹期，不包括 1914-1918 年以及 1939-1945 年；（6）西班牙内战时期的观测值也不包括在样本内（1936-1939 年）。

三、商品和货币价格、资产价格通货紧缩：哪个成本更高

如果我们在研究中考虑资产价格的变化，通货紧缩和经济增长的弱关联性是否会受影响？为探究这个问题，本文将研究数据扩展为历史资产价格（房价和股价的波动）。这些数据在以往的研究中鲜有采用。⁹本文的数据建立在 Knoll et al. (2014) 所提供数据的基础上，添加了不同经济体的数据。我们采用了名义资产价格做为研究对象，主要是为了避免采用商

⁸ 由于本文有 4 个样本区间，比较不同样本的差异务必审慎。

⁹ 当样本涵盖不同历史时期时，生产和消费结构的差异很大。与房价相比，土地价格不失为一个更好的变量。不论农业，还是制造业，家庭抵押贷款和商业贷款在经济中权重的变化，土地价格都是重要的影响因素（详见 Rajan & Ramcharan (2015) 分析美国大萧条期间农场土地价格对经济的影响）。关于土地价格的数据更难收集。此外，在分析结果时，读者还需考虑历史房价数据的真实性。因此，不论从何种角度看，我们的研究结果都低估了房地产价格的相关性。

品和服务价格缩减指数的方法所产生的偏差。

本文遵循以往研究中采用的方法做了一系列的检验。我们首先考虑三个价格指数（商品和服务价格、房价、股价）在所有通货膨胀和通货紧缩时期的表现。这一检验将揭示各指数的变化与经济增长关联的方向。然后，我们将研究重点集中在对这三个指数在通货紧缩时期的表现分别进行检验。因此，这一部分的分析可分为两个步骤：首先，提供直观的关联性分析；然后，独立考虑每个指数价格变化的影响，并比较三种类型通货紧缩的差异。

四、对所有通货膨胀和通货紧缩时期的分析

为进一步检验经济增长与商品和服务价格/资产价格之间的相关性，本文采用面板模型对经济增长与各价格指数百分比变化进行了回归分析。此外，回归分析过程中允许通货紧缩与相应指数的相关性发生变化。本文建立的计量模型如下：

$$\Delta y_{i,t} = \alpha_i + \beta_1 \Delta CPI_{i,t} + \beta_2 \Delta PP_{i,t} + \beta_3 \Delta EP_{i,t} + \delta_1 \Delta CPI_{i,t}^{DEF} + \delta_2 \Delta PP_{i,t}^{DEF} + \delta_3 \Delta EP_{i,t}^{DEF} + \varepsilon_i \quad (1)$$

其中， Δy 为人均实际 GDP 的对数变化值； ΔCPI 、 ΔPP 、 ΔEP 分别为消费者价格指数、房价及股价的对数变化值； ΔCPI^{DEF} 、 ΔPP^{DEF} 、 ΔEP^{DEF} 分别为消费者价格指数、房价及股价的对数变化值与虚拟变量的相应交叉项。若价格指数出现在通缩期，则虚拟变量为 1；否则，虚拟变量为 0。

该模型的回归估计系数（ β ）显示了价格变化与经济增长之间的相关性（见表 3）。若交互项的估计系数为正，则表示价格变化与经济增长在价格出现下跌时相关性更强。我们对 1870-2013 年期间（不包括 1914-1918 年及 1939-1945 年）的面板观测值进行了回归。整体样本含有 33 个经济体的数据，主要是由于房价数据在某些年观测值较少。在金本位制时期，样本观测值为 10 个，而两次世界大战期间平均观测值为 15.9 个。¹⁰总的来说，估计结果显示消费者物价指数（CPI）的变化和经济增长的相关性较弱，且受不同的情景影响。¹¹高通胀率伴随高增长仅存在于两次世界大战期间的后半段（1929-1938 年），在此期间 CPI 与通缩交互项的系数明显为正。在其他时期，CPI 与经济增长没有明显的关联性。同时，在第二次世界大战之后的阶段，这一关系明显为负，说明高通胀导致了较低的产出增长。在这一阶

¹⁰ 本文涉及 38 个经济体的数据，其中有 3 个国家没有房价数据（阿根廷、乌拉圭和委内瑞拉），另外有 2 个国家的房价数据历史过短（菲律宾和土耳其）。金本位制时期的国家样本包括澳大利亚、比利时、丹麦、法国、德国、荷兰、西班牙、瑞典、英国和美国。这一时期研究的主要限制因素是缺乏许多国家的股票价格数据。两次大战之间的数据样本与金本位时期一致，并增加了加拿大、芬兰、日本、挪威、瑞士和西班牙（排除其内战时期的观测值）。在每个回归中，每个国家的观测值并不相同，所以本文采用了“不平衡”的面板分析。我们采用特定的常量允许国家间的差异性（“固定效应”方法）。

¹¹ 本文的样本观测值中仅有一个恶性通货膨胀的情况出现：德国在 1922-1924 年。我们在回归中排除了极端观测值。

段，CPI 与通缩交互项的系数并不明显。换言之，价格变化与经济增长的相关性主要受经济大萧条时期的影响。

表 3 通货紧缩与经济增长：回归分析结果

	整体样本	整体样本	金本位时期 (1870-1913)	金本位时期 (1870-1913)	两次大战期间 (1920-1938)	两次大战期间 (1920-1938)	1920-1928	1920-1928	1929-1938	1929-1938	二战后 (1947-2013)	二战后 (1947-2013)
Δ CPI	-0.01	-0.02	0.00	-0.07	0.07	0.04	-0.03	0.00	0.39***	0.02	-0.07***	-0.05***
Δ PP	0.09**	0.09**	0.02	0.01	0.07*	0.09*	0.08***	0.09***	0.00	-0.02	0.11***	0.09**
Δ EP	0.05**	0.01**	0.03	0.02	0.08***	0.00	0.03	-0.03	0.09***	0.02	0.04***	0.01*
Δ CPI ^{DEF}		0.10		0.15		0.10		0.00		0.65**		-0.11
Δ PP ^{DEF}		0.00		0.00		-0.05		-0.10		0.02		0.12**
Δ EP ^{DEF}		0.08**		0.03		0.15*		0.14*		0.12		0.07**
经济体	33	33	10	10	15	15	15	15	15	15	33	33
观测值	2033	2033	305	305	276	276	130	130	146	146	1452	1452
R ²	0.25	0.27	0.03	0.03	0.25	0.29	0.19	0.23	0.47	0.53	0.36	0.39

注：*、**、***分别表示估计值的显著性水平为 10%、5%、1%。为解决横截面数据异方差的问题，模型中的 t 值是基于稳健标准差修正后的值。

相比之下，资产价格变化和经济增长的关系在整个样本区间都呈极明显的正相关，并在大多数小样本区间明显为正。¹²其中唯一的例外出现在金本位时期，反映出了模型中不同变量的年度变化的高波动性。估测值的准确度会由于标准差过大而受到影响。尽管股票和房地产价格变化与经济增长的相关性在不同样本区间差异较大，但第二次世界大战后，二者与经济增长的相关性都明显为正。房地产价格对于经济增长的影响程度在此期间尤为可观。此外，在此期间资产价格与通缩交互项的系数显示，第二次世界大战后，资产价格下跌对经济下滑的影响比其对经济增长的影响更大。¹³

五、持续性通货紧缩分析

如果我们将持续性通缩与经济增长之间的关系进行更深层的分析，这一相关性是否还存在？答案是肯定的。

图 4 和图 5 显示了资产价格层面的通货紧缩与经济增长的相关性，结果与本文之前的分析基本一致。经济增速在房地产和股票价格处于低位时较为缓慢。这一相关性除了金本位时期其他区间基本显著。其中，房地产价格对经济增长的重要性在第二次世界大战后再次凸显。如图 4 所示，房价峰值的出现与不同阶段的经济增长有大约两年的滞后性。图 5 中，股价与经济增长有相似的趋势，只是在两次大战之间的时期经济增长有一定的波动性。

¹² 这一结果与 Goodhart&Hofmann (2006) 一致。他们使用了本文样本区间的某一阶段，比较了商品和服务的价格以及股票价格变化对经济增长的影响。

¹³ Jorda et al. (2014) 指出，第二次世界大战后，房价对于经济增长的影响日益增大，在一定程度上受抵押贷款扩张的影响。信贷规模作为影响房屋价值的重要因素，使得房价的波动对经济活动有更大的影响。

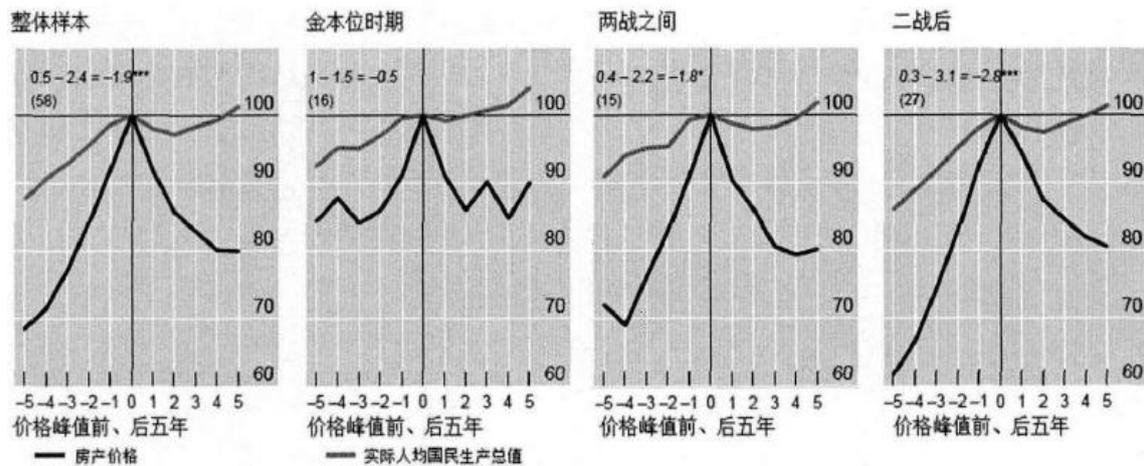


图4 38个经济体持续性房产价格通缩与经济增长趋势(1870-2013年)

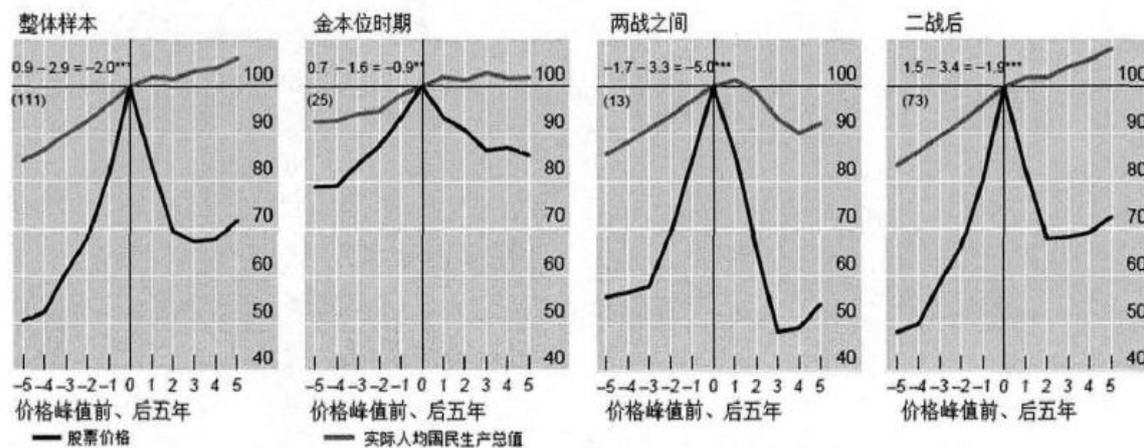


图5 38个经济体持续性股票价格通缩与经济增长趋势(1870-2013年)

注：(1) 价格峰值期变量值=100；(2) 图4和图5中的数字表示房产或股票价格峰值出现的前、后五年内的实际人均国内生产总值(百分比)，以及两个时期之间的差值(百分比)；(3) *、**、***分别表示t检验的显著性水平为10%、5%、1%；(4) 括号中的数字为检验中所包含的峰值次数；(5) 样本数据包括了价值峰值时期以及完整的五年轨迹期，不包括1914-1918年以及1939-1945年；(6) 西班牙内战时期的观测值也不包括在样本中(1936-1939年)。

当我们将不同类型的通货紧缩放在一起进行分析时，资产价格的重要性得到了进一步的体现。在接下来的分析中，本文使用了不同价格指数的峰值作为虚拟变量(价格峰值年虚拟变量取1，其他年取0)，并结合回归模型考察其对不同时期经济增长的变化的影响。¹⁴如前文所述，为确保持续性通货紧缩的时间段不重叠，本文考虑了价格峰值后1-5年之内的经济增长趋势。计量模型如下：

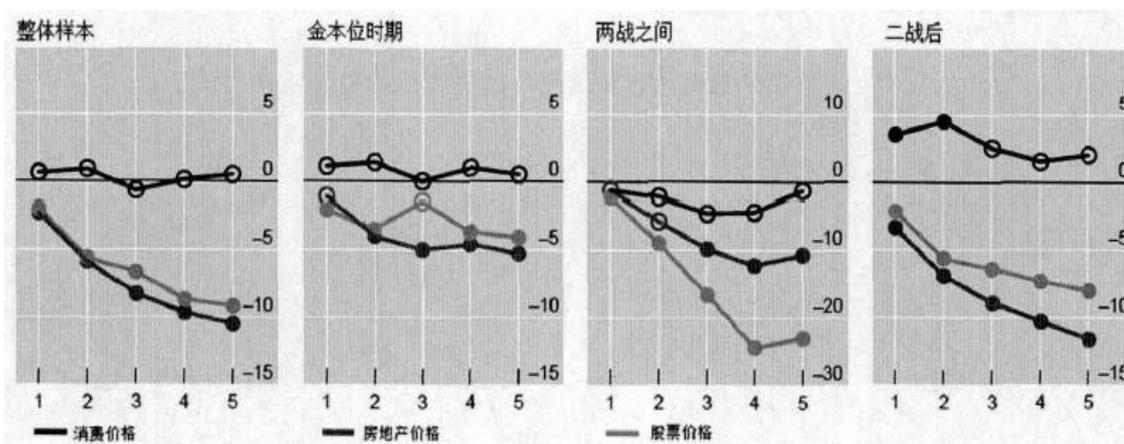
$$(y_{i,t+h}-y_{i,t}) - (y_{i,t}-y_{i,t-h}) = \alpha_i + \beta_1 P_{i,t}^{CPI} + \beta_2 P_{i,t}^{PP} + \beta_3 P_{i,t}^{EP} + \varepsilon_i \quad (2)$$

其中， y 为人均实际GDP的对数值，CPI、PP、EP分别为消费者价格指数、房价及股价的

¹⁴ 本文采用的这一处理方式与 Jord à et al. (2013) 对经济萎缩的分析方式一致。

峰值所对应的虚拟变量。¹⁵

图 6 显示了回归模型 2 所得出的估计回归系数及其统计学意义。在每一个时间区间的图中，三条线分别对应的是商品和服务的价格、房地产价格和股票价格，每条线都显示价格变化与经济增长之间的相关性（价格峰值前后 1-5 年之差）。基线上为实心圆点则表示相关性在统计学意义上是显著的。图 6 所显示的结果又一次与本文的预期相符。当我们以资产价格层面的持续性通货紧缩作为控制变量，并考虑其与各国的平均增长率的变化关系，商品和服务价格层面的持续性通缩与经济增长的关系变得极其微弱，尤其是在两次世界大战期间。尽管持续性价格通缩与经济增长放缓的相关性仅出现在战后时期的事件后一、二年内。相比之下，房地产和股票价格层面的持续性通缩与经济增长的相关性与本文的预期相符，在几乎所有检验区间内，资产价格持续性下降与经济增长关系都存在较紧密的正相关关系。



注：图 6 中显示了价格峰值出现前、后的第 h 年与经济产出相应变化的回归系数（乘以 100 后的结果）。

图 6 价格峰值与经济增长变化

前文的实证结果显示，商品和服务价格通货紧缩与经济增长呈正相关，然而在图 6 第三栏中，结果显示二者并不存在明显的相关性。这主要是由于回归模型中的独立变量是相对于各经济体增速平均值的相对增速，因此独立变量本身与零较为接近。¹⁶ 本文还对只以 CPI 价格作为解释变量的回归模型进行了检验，结果显示其与经济增长并不存在明显的相关性。在经济学意义上，股票和房地产价格峰值对于经济增长放缓的影响是较为明显的。例如，对整体样本来说，在资产价格出现峰值的第五年，累积经济增长约为-10%，这与本文回归模型 1 的结果较为相似。

六、债务通货紧缩与经济增长的关系

¹⁵ 回归模型 2 的观测样本中剔除了两次世界大战的阶段（1914-1918 年和 1939-1945 年），以及西班牙观测样本的内战阶段（1936-1939 年）。

¹⁶ 回归模型 2 使用了固定效应来控制国家（地区）之间的差别。

近年来，全球各经济体的政府和私人债务水平持续累积并创历史新高（见图 7）。这引起了经济学家对商品和服务的产出成本价格通缩即“债务通缩”的关注。债务通缩的原理在于，当价格下跌时借款人的实际债务负担增加，进而引起开支的削减和违约的可能性增加。Fisher（1933）也曾提到“债务通缩”的概念，¹⁷其主要研究对象为企业方面债务引起的通缩，而当今家庭和政府部门的负债更值得关注。自 20 世纪 80 年代金融不稳定性的问题重新出现后，这种类型的债务通缩引起了各方面的普遍担忧（Borio, 2014）。



注：样本国家包括：澳大利亚、比利时、加拿大、丹麦、芬兰、法国、德国、意大利、日本、荷兰、挪威、西班牙、瑞典、瑞士、英国和美国。

图 7 16 国历史债务数据占 GDP 百分比（1870-2013 年）

由于严重的的数据限制（尤其是第二次世界大战前的数据），对债务通缩的长期影响进行实证研究的困难较大。本文所采用的负债数据来自于多个不同的数据库。因此，这部分的分析有一定的局限性。延续上一节中对于价格峰值和持续性通缩的定义，这一节将探讨债务（D）与持续性通缩的交互作用，以及其对经济增长的影响。若债务水平与价格峰值的消极交互项为负值，则表明价格峰值后的经济增速会在债务水平较高时放缓。具体来说，本文所建立的检验的计量模型如下：

$$(y_{i,t+h}-y_{i,t})-(y_{i,t}-y_{i,t-h})=\alpha_i+\beta_1P_{i,t}^{CPI}+\beta_2P_{i,t}^{PP}+\beta_3P_{i,t}^{EP}+\gamma_1P_{i,t}^{CPI}*D+\gamma_2P_{i,t}^{PP}*D+\gamma_3P_{i,t}^{EP}*D+\varepsilon_i \quad (3)$$

其中，D 为政府债务或私人债务。¹⁸本文所采用的衡量政府债务的指标为相应经济体的债务占 GDP 的比率。¹⁹对于私人部门债务，我们采用了两个不同的指标：一个是与 GDP 之比重，

¹⁷ 然而，Fisher（1933）所设想的机制是基于清算及偿还债务对于货币供应（存款）的影响，进而对价格的影响。以往文献中对债务通缩的实证分析并不充分，主要文献有 Bernanke&James（1991），Fackler&Parker（2005），Eichengreen&Mitchener（2003），Schularick&Taylor（2012）以及 Meltzer（2003）。

¹⁸ 本文主要使用地方政府债务来衡量政府债务水平，当数据不充分时则使用中央政府债务。在古典金本位制和两次大战期间，只有中央政府债务数据是可用的。私人部门的债务数据为私营部门的信贷和银行贷款。在古典金本位制和两次大战期间，只有银行贷款数据是可用的。

¹⁹ 为了考虑各国债务不同时间序列数据的可比性，每个经济体的债务为与各自的样本均值的差值，其中三个历史时期的均值为该阶段均值（即金本位时期、两次大战之间和战后时期）。

²⁰另一个则是“超额债务”，也就是私人部门信贷与其长期趋势的偏差（信贷缺口）。这一指标在之前的研究中被认为与金融危机有一定的相关性。²¹

这一部分的研究与前文有所不同，这一节的重点在于分析价格峰值出现后的经济增长所受的债务水平的影响。同时，数据的局限性也影响了实证结果的准确性。例如，在两次世界大战期间，前文中所观测到的商品和服务的价格峰值只有 5 次，房价和股价峰值也只有 10 次和 12 次。因此，回归模型 3 中可用的反映债务水平和经济增长的变化之间关系的观测值十分有限。不可否认，所得的结果有可能出现偏差。由于这个原因，我们更为关注整体样本的结果。

表 4 债务水平、价格峰值与经济增长：回归分析结果

	政府部门债务	私人部门债务	私人部门信贷缺口
P^{CPI}	0.02	0.00	-0.01
P^{HP}	-0.11***	-0.09***	-0.08***
P^{SP}	-0.09***	-0.09***	-0.09***
$P^{CPI} \times D$	0.09	0.16	0.62
$P^{HP} \times D$	0.02	-0.07	-0.27***
$P^{SP} \times D$	0.04	-0.04	-0.22
经济体	33	33	33
观测值	1609	1635	1635
R^2	0.09	0.09	0.09

注：***表示估计值的显著性水平为 1%。为解决横截面数据异方差的问题，模型的 t 值为基于稳健标准差修正后的数值。

如表 4 所示，本文的实证结果并不支持债务通缩假说。从 CPI 峰值与债务水平的交互项来看，其与峰值后五年累积经济增长一直呈正相关。²²相比之下，结果显示高债务会增加房价通货紧缩的成本，尤其是当以债务缺口作为指标时，这一影响更为明显。²³

整体而言，这些结果表明，高负债或一段时间内的过度负债增长并不会增加商品和服务的价格通货紧缩成本。相反，它的确增加了房地产价格通缩的压力，尤其是当私人部门债务水平较高的时候。以往的研究发现，房地产价格崩溃往往会引起较长时间的信贷激增，与本文的发现一致，也说明金融周期的价格变化（尤其是金融危机时期）值得密切关注（Drehmann et al., 2011; Borio, 2014）。

如何解释债务与资产价格之间的相互作用会影响经济增长，而债务与商品和服务价格的相互作用并不明显呢？这或许可以解释为与之相应的财富效应的大小和性质的不同。从现实

²⁰ 这一指标的处理方式与政府部门债务相同，为私人债务与各自的样本均值的差值。

²¹ 本文信贷缺口的计算采用了两面 Hodrick-Prescott 滤波器，平滑参数为 1600。这一方法是依据数据移动平均方法的原理，详见 Drehmann et al. (2011)。

²² 其他时间区间的结果与这一结果基本相同，具体细节请联系作者。

²³ 其他时期的结果确认了房地产价格对经济增长的影响不断增大。

角度看，资产价格通货紧缩所造成的净财富损失更为明显。考虑一下 2008 年金融危机时期美国的情况。若我们使用 Case-Shiller 房价指数和标准普尔 500 指数作为危机前后房屋和股票价值变化的基准，那么经济所遭受的损失分别为 9.1 万亿和 11.3 万亿美元。然而，假设美国的 CPI 连续三年出现 1% 的通货紧缩，所造成的公共和私人债务增加的实际价值约为 1.1 万亿美元。²⁴另外，这两者所导致的经济损失的性质也不尽相同。资产价格通货紧缩代表社会总的净财富减少，而商品和服务价格下跌主要是财富的重新分配。²⁵以政府部门的债务为例，债务负担越重反而反映了债券持有人的实际购买力增大。

七、结论

本文使用了 1870-2013 年期间 38 个经济体的历史数据分析了通货紧缩对经济增长的影响。本文的实证结果对以往研究关于商品和服务价格通货紧缩的观点提出了质疑。我们发现，即使是持续性紧缩对经济放缓也没有明显的影响。结果表明，资产价格通货紧缩，尤其是房价层面的紧缩实际上有助于第二次世界大战后的经济增长。同时，我们还发现，以往研究中所假设的债务和商品价格通缩的交互作用对经济增长影响并不存在，但是其与资产价格通缩的交互作用则在较大程度上影响过去的经济放缓。

由于数据有限，本文所得的结果存在不可避免的局限性。因此，本文在研究中只考虑商品和服务价格通缩、资产价格通缩以及债务水平几个因素对经济增长的影响。同时，由于持续性通缩在战后时期出现较少，且与债务水平的增长有一定的重叠性，本文中所提出的结论还需要更多数据的检验。即便如此，本文的结果对于当前与未来的政策仍有一定的参考价值。

首先，我们认为，关于通货紧缩对经济大萧条影响而退出通货紧缩会使经济增长放缓的观点并不准确。本文的结果表明，经济大萧条时期的情况只是一个特例。这一特殊时期的异常值对于整体样本的结果造成了偏差，而且这一阶段价格的变化主要是商品和服务层面价格的变化，而不是资产价格下跌或银行危机所致。其次，当考虑通货紧缩出现时政策方面的对策时，应该对引起通货紧缩的关键驱动因素进行解读，这有助于辨别其中的风险和收益。因此，政策当局对于通货紧缩需要进行更审慎的处理。最后，我们认为，决策者更需密切关注资产价格的波动，尤其是房价与私人部门信贷的交互影响。

关于如何应对金融周期的问题实质上是更为宏观的政策问题，因此不在本文的分析范

²⁴ 然而，假定通胀预期为 2%，所有现有债务的水平都将变成现在的 3 倍，但是这一数值相对于资产价格引起的损失依然较小。

²⁵ 房地产与股票或一般商品不同的是，其经常作为抵押物，因此与债务违约的相关性更强。这使得房地产价格持续性通缩所造成的损失更大（Borio, 2014a）。

围。以往的研究（Borio, 2014a, b）发现，政策的制定应该首先考虑限制金融泡沫的累积，尤其是谨防信贷和房地产价格上涨存在不可控的关联性，这些都会成为引发金融危机的诱因。笔者认为，当金融系统稳定且经济处于市场繁荣期时，政策当局应当优先考虑如何处理债务增加和资产质量风险暴露的关系，而不是依靠传统过于激进的政策进行长时间的宏观经济调节。这将更有利于经济保持可持续增长。

参考文献

- [1] Ahearne, A., et.al. Preventing Deflation: Lessons from Japan's Experiences in the 1990s[R]. Board of Governors of the Federal Reserve System, International Finance Discussion Papers, 2002 (729)
- [2] Atkeson, A., Kehoe, P. Deflation and Depression: Is There an Empirical Link? [R]. NBER Working Papers, 2004 (10268): 99-103
- [3] Bernanke, B. Nonmonetary Effects of the Financial Crisis in the Propagation of the Great Depression[R]. NBER Working Papers, 1983 (1054): 257-76
- [4] Bernanke, B. The Macroeconomics of the Great Depression[R]. NBER Working Papers, 1995 (4814): 1-28
- [5] Bernanke, B., James, H. The Gold Standard, Deflation, and Financial Crisis in the Great Depression: An International Comparison[M]. Financial Markets and Financial Crises, 1991: 33-68
- [6] Bordo, M. and Filardo, A. Deflation and Monetary Policy in a Historical Perspective: Remembering the Past or Being Condemned to Repeat It? [R]. Economic Policy, 2005: 799-844
- [7] Bordo, M. and Redish, A. Is Deflation Depressing: Evidence from the Classical Gold Standard[M]. Cambridge University Press, 2004: 191-212
- [8] Borio, C. The Financial Cycle and Macroeconomics: What Have We Learnt? [R]. BIS Working Papers, 2012 (395)
- [9] Borio, C. Monetary Policy and Financial Stability: What Role in Prevention and Recovery? [R]. BIS Working Papers, 2014 (440)
- [10] Borio, C. and Filardo A. Looking Back at The International Deflation Record[R]. BIS Working Papers, 2004 (152)
- [11] Borio, C. and Lowe P. Asset Prices, Financial and Monetary Stability: Exploring the Nexus[R]. BIS Working Papers Brzoza-Brzezina, M, 2003, "Estimating the Natural Rate of Interest: A SVAR Approach", Economics Working Paper Archive at WUSTL. 2002 (114)
- [12] Drehmann, M. Borio C. and Tsatsaronis K. Anchoring Countercyclical Capital Buffers: The Role of Credit Aggregates[J]. International Journal of Central Banking, 2011, 7 (4): 189-239
- [13] Eichengreen, B. Golden Fetters: The Gold Standard And The Great Depression, 1919-1939[M]. Oxford University Press, 1992: 1-468
- [14] Eichengreen, B. and Mitchener K. The Great Depression As A Credit Boom Gone Wrong[R]. BIS Working Papers, 2003 (137)

- [15] Fackler, J. and Parker R. Was Debt Deflation Operative During the Great Depression? [J]. *Economic Inquiry*, 2005, 43 (1): 67-78
- [16] Fisher, I. *The Debt-deflation Theory of Great Depressions*[M]. Martino Publishing, 1933
- [17] Friedman, M. and Schwartz, A. *A Monetary History of The United States, 1867-1960*[M]. Princeton University Press, 1963
- [18] Friedman, M. and Schwartz, A. *The Great Contraction, 1929-33*[M]. Princeton University Press, 1969
- [19] Genberg, H and Pauwels L. *Wage-price Dynamics and Deflation in Hong Kong*[JR]. HEI Working Papers, 2004
- [20] Goodhart, C. and Hofmann B. *Goods and Asset Price Deflations, in House Prices and the Macroeconomy*[M]. Oxford University Press, 2006: Chapter 5.
- [21] Ha, J. and Shu C. *The Causes of Inflation and Deflation in Mainland China*[R]. Hong Kong Monetary Authority, 2003: 23-31
- [22] Ito, T. and Mishkin F. *Two Decades of Japanese Monetary Policy and the Deflation Problem*[R]. NBER Working Papers, 2004 (10878)
- [23] Jord à O., Schularick M. and Taylor A. *When Credit Bites Back*[R]. Federal Reserve Bank of San Francisco Working Papers, 2012 (2011-27)
- [24] Jord à O., Schularick M. and Taylor A. *The Great Mortgaging: Housing Finance, Crises, and Business Cycles*[R]. NBER Working Papers, 2014 (20501)
- [25] Knoll, K. Schularick M. and Steger T. *No Price Like Home: Global House Prices, 1870-2012*[R]. CEPR Discussion Papers, 2014 (10166)
- [26] Meltzer, A. *The History of The Federal Reserve*[M]. University of Chicago Press, 2003, 2010
- [27] Nishizaki, K., Sekine T. and Ueno Y. *Chronic Deflation in Japan*[R]. Bank of Japan Working Paper Series, 2012 (12-E-6)
- [28] Rajan, R. and Ramcharan R. *The Anatomy of a Credit Crisis: The Boom and Bust in Farm Land Prices in The United States in The 1920s*[R]. NBER Working Papers, 2012 (18027)
- [29] Schellekens, P. *Deflation in Hong Kong SAR*[R]. IMF Working Papers, 2003 (WPI/03/77)
- [30] Schularick, M. and Taylor A. *Credit Booms Gone Bust: Monetary Policy, Leverage Cycles, and Financial Crises*,[R]. NBER Working Papers, 2009 (15512)
- [31] Shirakawa, M. *Is Inflation (or Deflation) Always And Everywhere? A Monetary Phenomenon?* [R]. BIS Papers, 2014 (77)

-
- [32] Siklos, P. and Zhang Y. Identifying the Shocks Driving Inflation in China [J]. Pacific Economic Review, 2010, 15 (2): 204-223
- [33] Smith, G. The Apectre of Deflation: A Review of Empirical Evidence[J]. Canadian Journal of Economics, 2006, 39 (4): 1041-1072
- [34] Temin, P. Lessons From The Great Depression[M]. MIT Press, 1989
- [35] Yam, J. Deflation: Causes[R]. Hong Kong Monetary Authority, 2002

The costs of deflations: a historical perspective

Abstract: Concerns about deflation-falling prices of goods and services-are rooted in the view that it is very costly. We test the historical link between output growth and deflation in a sample covering 140 years for up to 38 economies. The evidence suggests that this link is weak and derives largely from the Great Depression. But we find a stronger link between output growth and asset price deflations, particularly during postwar property price deflations. We fail to uncover evidence that high debt has so far raised the cost of goods and services price deflations, in so-called debt deflations. The most damaging interaction appears to be between property price deflations and private debt.

Key Words: Deflation; Economic Growth; Asset Price

美国非常规货币政策退出与中国实际产出

——基于信号渠道的国际分析

白玥明¹ 王自锋² 陈钰³

【摘要】 本文将政策预期影响扩展到国际货币政策溢出效应，进行理论分析，并通过构建 VEC 模型和 EGARCH 模型对美联储非常规货币政策通过信号渠道对中国实际产出的影响进行了实证检验。结果表明：非常规货币政策的实施会通过影响中国私人部门预期的方式影响中国实际产出，美联储货币政策信号冲击会对中国实际产出产生显著影响。从文章的经验分析可以推测，非常规货币政策的退出会通过信号渠道对中国实际产出产生负向冲击，紧缩性货币政策信号的发出会对中国实际产出的稳定产生不利影响。根据理论及实证分析结论，本文提出了相关政策建议。

【关键词】 非常规货币政策；实际产出；信号渠道；VEC 模型；EGARCH 模型

引言

基于传统的货币政策溢出理论，一国货币政策可以通过资本市场渠道和国际贸易渠道对他国经济造成溢出效应。但应当认识到的是，随着信息化程度的提高和人们认识水平的提高，国外货币政策信息的发布有可能对市场主体预期产生冲击，从而影响实际经济变量，本文定义这一传导渠道为“信号渠道”。美国与中国经济联系密切，非常规货币政策持续时间较长、周期完整，对其基于信号渠道对中国经济的溢出效应的检验也更具有代表性。在当今的货币政策调整政策中，引导公众预期已成为货币政策的一个重要方面，美联储每一次政策出台和与公众的沟通不仅会对国内的市场产生强烈的影响，也会对国际市场、中国市场产生冲击。本文就美联储货币政策信号对中国实体经济的冲击入手，讨论了美国非常规政策退出对中国实际产出的影响。

美国非常规货币政策实施期间，通过信号渠道对中国实体经济造成了怎样的影响？美联

¹ 白玥明，南开大学国际经济与贸易系

² 王自锋，南开大学国际经济与贸易系

³ 陈钰，南开大学国际经济与贸易系

储已正式宣布结束非常规货币政策，加息预期升温。这些消息的发布又会对中国实体经济造成怎样的冲击？这些问题的解答不仅是一个现实问题，对研究全球性宽松货币环境下各国货币政策对中国实体经济的冲击更具有重要的借鉴意义。而今中国货币政策向非常规方向发展，这些货币政策信号的冲击效果对本国市场的影响应该更为显著，本文也将为研究这一问题提供方法上的借鉴。

本文的主要贡献在于：从理论上给出了基于信号渠道的国际货币政策溢出效应传导机制，丰富了传统的国际货币政策溢出效应理论，并以美国的非常规货币政策退出作为切入点进行了实证检验；重点考察了美国非常规货币政策带来的预期效应对中国实体经济的冲击作用，扩展了美国货币政策对中国经济影响的传导渠道；构建了美国非常规货币政策信号的测量指标，对这一政策的性质进行了量化，为研究这类政策提供了新视角。本文结构安排如下：第一部分是相关研究的文献综述；第二部分是信号渠道传导机制理论分析；第三部分是实证分析；第四部分是结论。

一、文献综述

非常规货币政策是在经济环境十分恶劣，政府无法利用降息等常规手段对经济进行调控时，通过增加货币市场上的供应量以缓解通货紧缩的一种货币政策（王东，2009）。美联储一方面将联邦基金目标利率维持在接近于零的水平，另一方面扩大资产负债表规模、调整资产负债表结构，从而增加流动性，给市场带来积极影响（陈敏强，2010）。许多学者证明，非常规货币政策的实施有助于美国摆脱通货紧缩和零利率下限的困境（Hörmann M., Schabert A., 2011；伍桂和何帆，2013）。

虽然非常规货币政策对美国金融系统的稳定做出了重大贡献，但不应让经济的长期发展依赖于这一特殊政策，其带来的过多流动性可能会引起通货膨胀、美联储政策的独立性降低及市场价格扭曲等问题（戴金平和张华宁 2010；Reis R., 2010），因此美联储作为政策实施者应该考虑其退出机制，让经济逐渐恢复到依靠自身持续发展的轨道上来（Shirakawa M., 2009；Tefaselassie M.F., 2009）。该政策退出可以分为修复金融机构的资产负债表与修复企业和家庭的资产负债表两个阶段，采用缩小或停止短期流动性工具、提高联邦基金目标利率以及其他工具等方法，同时需要加强国家间的协调与沟通，以避免负面的溢出效应（谭小芬，2010；潘敏和缪海斌，2010）。

美国与中国经济联系密切，非常规货币政策的实施对中国经济的影响也十分明显。从理

论层面来看,政策实施期间,中国面临了人民币汇率升值压力、外汇资产储备价值大幅度缩水、输入性通货膨胀等问题(王东,2009;王晓雷和刘昊虹,2011),这些影响直接或间接地增加了中国的生产成本,导致“中国制造”的国际市场竞争力弱化,对中国的产出具有一定负面影响(刘克崧和翟晨曦,2011)。从经验层面来看,已有学者通过实证分析证明非常规货币政策对中国汇率、产出和通胀产生了显著影响(李自磊和张云,2014),其中对中国产出和物价均存在正向影响,对前者的影响大于后者(陈晓莉和孙晓红,2012)。Johansson A. C. (2009)运用 Granger 因果检验证明美国非常规货币政策,尤其是联邦基金利率冲击对中国的产出有显著影响,而对中国物价水平的溢出效应甚至强于对美国国内物价的直接影响(王自锋和白玥明,2013)。

非常规货币政策退出给中国带来的影响同样不可小觑,汪慧等(2013)认为这一政策的中止将在一定程度上动摇全球经济复苏的稳定,短期国际资本流动发生逆转、其他国家效仿美国实施退出政策、美元重新走强致使大宗商品的价格回落等经济现象也随之而来。而这些又会给中国提出货币政策、汇率政策、外汇储备的调整和通胀水平改变等难题(谭小芬,2010;张彬和李柏林,2014)。刘澜飏和文艺(2014)则认为,美国非常规政策退出,亚太经济体在长期内会表现出货币量收缩、资产价格下跌、实际汇率贬值和贸易余额上升等现象,主要影响金融和货币市场。具体来看,美国非常规货币政策实施期间大量热钱流入中国市场尤其是房地产市场,一旦热钱撤离,中国利率上升和房地产泡沫刺破将对中国的金融体系产生巨大的冲击(易宪容,2014)。

在美国非常规货币政策的传导渠道方面,学者们的研究主要从其对其国内经济的影响和对其他国家经济的影响两方面展开。综合来看,该政策对其美国实体经济的非常规传导渠道可以分为两个:资产负债表渠道和信号渠道。资产负债表渠道指的是联储通过大规模的资产购买活动,用优质资产替换掉私人部门资产负债表中的风险资产,改善其资产负债表状况和融资条件,从而稳定市场,促进经济复苏;信号渠道指的是联储通过政策沟通,影响私人部门对货币政策的预期,从而影响利率预期、通货膨胀预期及对市场的信心,进而影响总需求,对实体经济产生刺激作用(Borio, 2010; Cecioni M. et al., 2011; 伍桂和何帆, 2013)。目前学者有关美国非常规货币政策对中国经济影响的研究主要从传统意义上展开,可以分为资本市场和国际贸易两个传导渠道,这是本文信号渠道发生作用的前提假设,将在后文的理论分析中详细阐述。

从国内外相关文献可以看出,学者们研究非常规货币政策对本国的影响时扩展到了非常

规渠道，但研究对国外经济的影响时还局限在传统渠道。本文对非常规货币政策的溢出效应向非常规渠道进行了扩展，并着眼于当下非常规货币政策退出的现实情况进行相应的推断，接下来将就信号渠道传导的理论机制进行详细说明，并进行经验层面上的分析。

二、信号渠道传导机制

本文借鉴了美国非常规货币政策对本国经济的非常规影响渠道，重新思考了其对中国经济的影响。由于联储购买的是本国企业的高风险和低流动性资产，可以起到化解财务危机的作用，但不会购买国外企业的资产，所以不会通过资产负债表渠道对中国经济产生影响；而非常规货币政策实施期间，美联储公开动作频频，政策制定和实施的频率也很高，甚至通过公开会议纪要及召开新闻发布会等方式与公众产生较多的沟通，这些旨在引导本国市场预期的行动不可避免地会影响到包括中国在内的国际市场的预期，因此有理由相信美联储的非常规货币政策会通过信号渠道影响中国实体经济。非常规货币政策的主要操作对象是其资产负债表，由于其资产负债表规模数据是每周公布的，中国境内的私人投资者可以根据这些信息及时对经济前景进行预判，这些都保证了本文所论述的传导机制的畅通。

信号渠道传导机制指的是联储通过发布货币政策和进行政策沟通，影响私人部门对未来联储货币政策决策的预期，从而影响市场对经济前景的预期，进而对实体经济产生实在的影响，这一策略在国内宏观经济管理中已经被广泛应用，最早始于 20 世纪 70 年代的理性预期革命。而本文所探讨的信号渠道连接了美联储货币政策与中国实体经济，是将政策预期管理扩展到国际间政策溢出效应的一次大胆尝试，其前提是中国的私人部门对于传统意义上美国非常规货币政策对中国经济的溢出效应及传统传导渠道是充分了解的，这一点在该政策推出已经六年、公共传媒相当发达的今天容易实现的。

根据传统传导渠道的逻辑，美国非常规货币政策的实施会从资本市场和国际贸易两方面给中国宏观经济带来影响。资本市场传导渠道下，中美间利差和汇率差导致的热钱流入，保持人民币汇率稳定的需求使得中国被动增加货币供应，从而影响实体经济；国际贸易传导渠道下，美国实体经济的复苏对中国企业会带来出口竞争和进口拉动的双重作用，而其对国际大宗商品的影响也会对中国高度对外依赖的市场产生冲击。根据以往学者的经验研究，中国实际产出受美国货币政策溢出的净效应是正面的（陈晓莉和孙晓红，2012），这一点从各新兴国家对美国量化宽松政策的退出持负面意见的现实情况也能反映出来。

在信号渠道传导机制下，中国私人部门会根据美联储的政策动向对中国经济情况进行预

期。美联储非常规货币政策的扩张会给中国境内投资者带来产出增加的预期，对市场前景持乐观态度，从而增加投资，而国外资金的流入会进一步助长这种投资行为，进一步扩大生产，最终实现产出的增加。而该政策的退出信号则给中国境内投资者带来了产出减少的预期，这一悲观态度会带来投资的减少，之前流入中国境内的国际资本流出也会带来雪上加霜的效应，生产就会进一步收缩，综合来看实际产出就会受到负面冲击。

由于美联储所发布的并不都是扩张性货币政策的信号，而其发布信号这种行为本身常常会导致资本市场和贵金属市场的剧烈波动，以至于全球经济环境常常因美联储政策动向的改变产生巨大变化，因此笔者推测信号的发布是不利于各国经济稳定的。对于实体经济而言，其稳定增长更需要稳定的市场环境和信贷关系，如果受到外界较强的干扰，正常的生产过程不可避免地会受到影响。如果需要全盘考虑美联储通过信号渠道对中国实体经济的影响，不仅需要考察信号的内容，也需要关注发信号行为本身。

目前美国非常规货币政策已经正式退出，在退出该政策造成的溢出效应通过传统渠道传导到中国之前，紧缩性货币政策的发布将通过信号渠道对中国经济产生影响。首先联储缩减资产负债表规模给中国私人部门带来的低产出预期可能会影响市场信心，形成减少投资和商业活动的压力，对中国实体经济产生负面影响，这对于决策层来说将是一个宏观经济管理上的挑战；其次美联储发布紧缩性政策信号本身可能会对中国实际产出产生较快的冲击作用，由于信号的发出明显加大了资本市场的的不稳定性，笔者推测从经济稳定的角度来看其对实体经济的冲击也应该是负面的。

本文在历史数据的基础上，对这些问题进行了详细的经验研究，并给出了相应的预测：首先建立包含对中国实际产出和物价预期的向量误差修正模型（VECM），并通过脉冲响应和方差分解的方法对信号渠道加以分析，证实这一效应的存在；然后在 EGARCH 模型中引入虚拟变量，观察美联储货币政策信号发出对中国实际产出的影响，并构造美联储的货币政策宽松度指数，研究不同货币政策信号是否会给中国经济带来不同方向的影响；最后本文综合上述研究，预测目前美联储非常规货币政策的退出将会通过信号渠道对中国实体经济产生何种影响。

三、实证分析

（一）变量选择和数据来源

在应用 VAR 类模型时，有学者选择从经典的经济理论模型出发推出其 VAR 表达式，也

有学者选择从理论逻辑出发直接将考察的变量引入模型 (Sims C. A., 1980; Campbell J. Y., 1997), 本文则是基于既有研究基础上的扩展, 将需要考察的变量引入模型。VEC 模型中包含了美联储资产负债表规模 (UB)、美国实际产出 (UYR)、中国实际产出的预期 (CYRF)、中国物价水平的预期 (CCPIF)、中国实际产出 (CYR) 中国物价指数 (CCPI)。本文对政策信号冲击的分析采用了 EGARCH 模型, 除主要的研究对象中国实际产出 (CYR)、美联储发布货币政策信号 (S) 和其宽松程度 (SIG) 外, 还控制了中国的货币供应量 (CM2)、中国利率 (CI) 和中国物价水平 (CCPI)。

与以往学者的研究一致, 本文将美联储资产负债表规模作为美联储非常规货币政策实施力度的度量, 同时为了控制美国实体经济层面的影响, 将美国实际产出引入模型, 这也多见于相关学者的研究 (陈磊和侯鹏, 2011; 李自磊, 2013; 王自锋和白玥明, 2013)。本文采用美国工业生产指数代表美国实际产出, 并用美国消费者价格指数平减为实际值。衡量物价预期的变量如通胀预期在类似研究中比较常见, 于 VAR 类模型中多置于实际物价指数之前 (陈涤非, 2011; 卞志村和张义, 2012)。本文出于验证理论框架的目的, 在模型中引入了实际产出预期变量和实际产出, 实际产出采用工业增加值指标代表, 根据 2005 年公布的月度名义值数据和后来公布的同比增长率数据计算得出, 并用物价指数平减为实际值。实际产出预期与物价预期一起作为中国投资者预期的两个主要考察方面, 是本文重点考察的环节。

本文根据美联储推出非常规货币政策的时间, 选取 2008 年 9 月至 2014 年 5 月的月度数据进行计量分析。美联储资产负债表规模和美国工业产出指数数据来源于美联储网站, 中国货币供应量、中国工业增加值同比增长率及中美价格指数数据均来源于 EIU CountryData 数据库, 2005 年中国工业增加值名义值来源于 CCER 数据库。实际产出预期和物价预期采用北京大学国家发展研究院公布的朗润预测统计数据计算, 来源于北京大学国家发展研究院网站, 这是目前相对权威的预测指标, 预测能力明显好于中国人民银行的预测 (李永宁等, 2013)。中国利率数据采用全国银行间同业拆借市场 7 天加权平均利率, 来源于中经网数据库。有关测度美联储发布货币政策信号其宽松程度的指标均由其每月发布的政策信息量化计算得出, 原始信息通过谷歌搜索引擎逐月搜索功能得到, 计算方法于下文详细说明。本文中用到的物价指数及其预期原数据都是同比指数, 均转化为以 2008 年 1 月为基期的定基指数, 用到的存量数据均转化为十亿美元或十亿人民币为单位, 除政策制定的变量外, 所有序列均经过了季节调整, 本文的数据处理和计量分析均使用 EViews8 软件进行。

(二) VEC 模型分析

1. 单位根检验和协整检验

VEC 模型的结果对变量排序十分敏感, 本文对模型中变量的排序参考了以往学者的研究经验。模型选取的变量共分为两类, 一类是美国经济变量, 另一类是中国经济变量。由于本文考查美国的非常规货币政策对中国经济的影响, 美国经济变量排序在前是符合实际的, 这一点与以往学者研究美国经济冲击对中国的影响选择排序是一致的 (陈磊和侯鹏, 2011; 李自磊, 2013; 王自锋和白玥明, 2013)。本文对中国经济变量的排序遵循了预期变量在前、实际变量在后的原则, 这也符合学者们的研究思路 (陈涤非, 2011; 卞志村和张义, 2012)。但学者们有关产出和物价变量的先后问题并没有一般性的原则, 因此本文先遵循产出变量在前、物价变量在后的原则 (UB、UYR、CYRF、CCPIF、CYR、CCPI) 进行排序和后续分析, 然后遵循物价变量在前、产出变量在后的原则 (UB、UYR、CCPIF、CYRF、CCPI、CYR) 进行稳健性检验。

宏观经济变量大多非平稳, 故需要对相关经济变量的时间序列的平稳性进行检验。本文首先对各变量取对数以消除可能存在的异方差, 得到本节模型中引入的相关变量: LNUB、LNUYR、LNCYRF、LNCPIF、LNCYR、LNCPI。各时间序列及其一阶差分的 ADF 检验结果表明, 六个变量均为一阶单整序列, 这种情况下可以采用其差分值构建 VAR 模型, 但差分过程会丢失很多互动信息。而当变量间存在长期稳定关系时, 可以从基础 VAR 模型出发, 导出其对应的“向量误差修正表示法”, 建立 VEC (Vector Error Correction) 模型。故本文采用 Johansen (1988) 协整检验方法, 对本文六个变量的协整关系进行检验。协整检验结果如表 1 所示, 表明存在 2 个协整关系, 即变量间存在 2 个长期稳定关系, 可以建立 VEC 模型。这表明美联储资产负债表的规模变动会对中国宏观经济变量产生长期稳定影响, 这与两国间密切的经济贸易联系不无关系, 当然也与本文所研究的信号渠道影响机制的作用分不开。为了进一步证实结果的稳健性, 我们进行了美联储资产负债表规模分别与中国产出、中国物价建立的单方程协整模型估计, 证明这几个变量间的长期稳定关系是存在的。

表 1 Johansen 协整检验结果

原假设	迹统计量	5%临界值	p 值	最大特征值统计量	5%临界值	p 值
None *	132.6727	69.8189	0.0000***	71.0875	33.8769	0.0000***
At most 1 *	61.5852	47.8561	0.0016***	32.4193	27.5843	0.0110**
At most 2	29.1658	29.7971	0.0590	15.6781	21.1316	0.2442

2. 模型建立

本文在对应 VAR 模型的 LR、AIC、SC 法则判定结果的基础上，兼顾经济意义的考虑，确定 VEC 模型的滞后阶数为 2 阶。单位根检验表明，除 VEC 模型本身所假设的单位根外，伴随矩阵的所有特征值均落在单位圆内，故是稳定的。经检验，由协整向量得到的 2 个线性组合都是平稳的。由于 VEC 模型中系数估计结果并不是需要重点关注的方面，受篇幅限制协整方程系数及短期关系方程系数均未列出，接下来借助脉冲响应函数和方差分解方法，分析变量之间的短期关系。

3. 脉冲响应分析

本文中脉冲响应分析采用 Cholesky 分解方法实现，结果如图 1 所示。我们看到中国实际产出（右上）和其预期（左上）都会对美联储资产负债表规模的冲击产生正向反应。但是相对而言，实际产出预期受冲击幅度更大，最高达到了 0.0048，反应也更快，在第三期就达到了最大值；实际产出受冲击幅度最高只有 0.0016，不到前者的一半，且在第六期达到最大，比前者晚了三期。这说明美联储资产负债表的扩张可以带来中国产出上升的预期，并确实地促进中国实际产出水平的上升，但上升幅度不及预期。由实际产出水平对其预期冲击的反应（左下）我们可以看出，产出预期的上升可以带动产出水平真实地上升，这一冲击在第四期达到最大。这些结果符合我们之前的理论预期，美联储资产负债表规模的扩大使中国投资者产生了实际产出增加的预期，并在这一预期的带动下增加投资、扩大市场规模，引起产出水平真实的增加。本文在右下方图中给出了实际产出水平对物价水平脉冲响应分析图，可以看出实际产出水平对物价水平的冲击产生负向反应，这也是符合经济理论的，进一步证实了的本节观点。

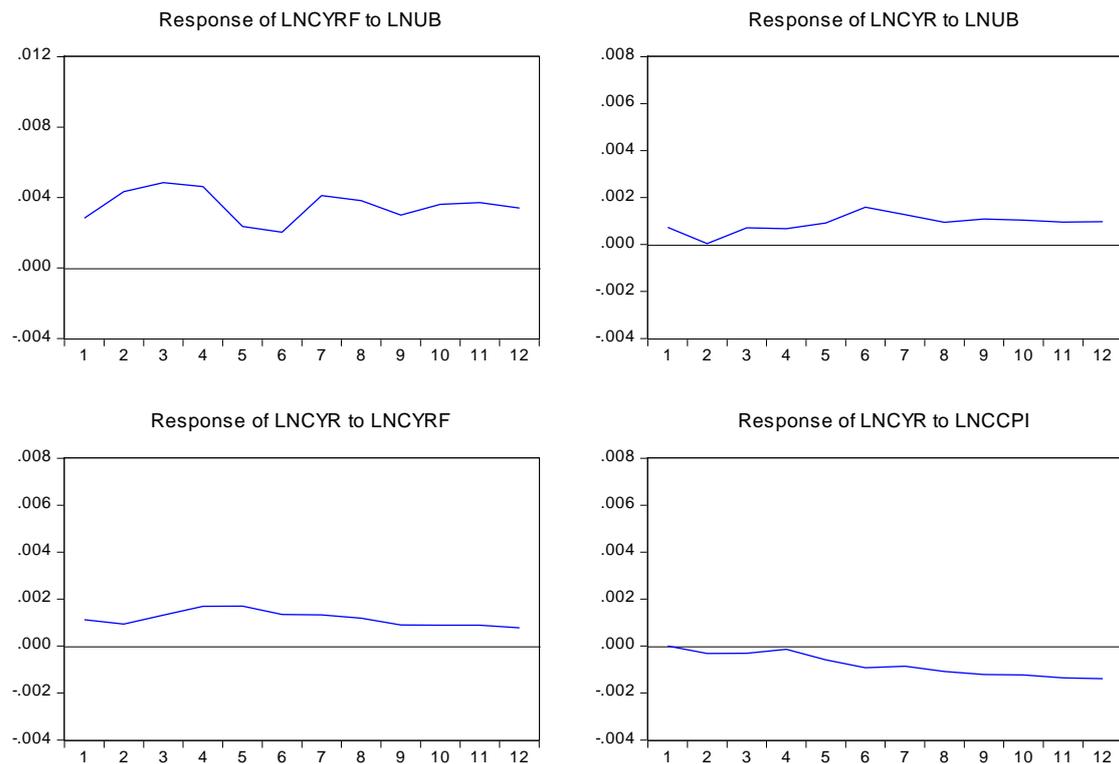


图1 脉冲响应函数

美国非常规货币政策退出必然带来资产负债表的收缩，由本节脉冲响应分析我们推测，这将会使中国投资者产生实际产出下降的预期，因而减少投资、缩小市场规模，从而减少中国的实际产出，因此非常规货币政策的退出会通过信号渠道对中国实际产出产生负面影响。

4. 方差分解分析

本文对中国实际产出预测误差进行方差分解，以分析美国非常规货币政策对我国实际产出的影响程度。从中我们可以看到，美联储资产负债表规模的贡献率先降后升，美国实际产出的贡献率总体上一直处于上升趋势，美国两个变量对中国实际产出变化的贡献率之和在第12期达到17.2612%，这说明在信号传导渠道下，美国经济对中国实际产出有着较大的影响。而对经济的预期变量贡献率则从最开始的总和为17.2423%一直下降，在第12期预期变量贡献率之和仅为6.1916%，说明预期变量起到的是短期的引导作用，其对实体经济的影响会随时间延长而迅速减少，反而实际经济变量的影响随时间有逐渐增大的趋势。

表2 方差分解分析

期数	LNUB	LNUYR	LNCYRF	LNCCPIF	LNCYR	LNCCPI
1	1.7849	5.4813	4.2033	13.0390	75.4914	0.0000
2	0.7305	10.2121	2.9101	7.3436	78.6676	0.1361
3	0.7773	11.7930	2.8980	4.1287	80.2584	0.1447
4	0.7447	14.1095	3.3616	4.6182	77.0602	0.1059
5	0.8625	14.7447	3.5644	4.5378	76.0860	0.2047

6	1.3962	14.9086	3.3001	3.9808	76.0114	0.4028
7	1.5447	15.5978	3.1598	4.0349	75.1541	0.5087
8	1.5149	15.8142	3.0103	3.9989	74.9816	0.6801
9	1.5405	15.7348	2.7847	3.8823	75.1981	0.8596
10	1.5513	15.7990	2.6164	3.8892	75.1311	1.0132
11	1.5388	15.7963	2.4852	3.8657	75.1311	1.1836
12	1.5327	15.7285	2.3513	3.8403	75.2074	1.3399

5. 稳健性检验

上文提到，VEC 模型的结果与内生变量顺序有很大关系，出于检验模型稳健性的目的，本文将内生变量顺序调整如下：LNUB、LNUYR、LNCCPIF、LNCYRF、LNCCPI、LNCYR。经过检验发现，这种假设下脉冲响应和方差分解所反映的动态关系与前文基本一致，表明本节的模型是稳健的。

（三）EGARCH 模型分析

1. 测度美联储货币政策信号的指标建立

本文考察美联储货币政策信号对中国投资者预期的影响，中国投资者必须首先获得美联储的政策信息，也就是我们通过谷歌搜索引擎所获得的美联储所有能影响公众预期的货币政策新闻，这些新闻包括了有关利率调整、资产购买、流动性释放、非常规货币政策是否延续及主持该政策的美联储主席伯南克是否连任的消息。相同的新闻常常被不同的媒体重复报道，本文仅采用最早报道，以避免数据的重复。

本文按照货币政策的松紧对新闻信息进行分类，即宽松货币政策信号（其赋值为+1）、紧缩货币政策信号（其赋值为-1）。宽松货币政策信号包括维持低水平基准利率、增加资产购买、投放流动性、延缓 QE 政策退出及伯南克连任等新闻；紧缩货币政策信号包括维持高水平基准利率、减少资产购买、回收流动性、考虑 QE 政策退出等新闻，统计结果如表 3 所示。表中显示，美联储在非常规货币政策实施期间主要发布宽松货币政策信号，在 82 个政策信号中占到了 69.5%，对应地紧缩性货币政策占到了 30.5%。

表 3 美联储政策信号

数值	次数	比例 (%)
+1	57	69.5
-1	25	30.5
总计	82	100

本文对每月美联储货币政策信号值的计算方法如（1）式，其中 S_t 表示在第 t 期美联储政策信号的数值， S 则表示第 t 期美联储政策信号的总数， S_t/S 则代表第 t 期美联储货币政策的最终信号值。另外并非每月都有货币政策信号发出，故本文还引入了一个虚拟变量 S_t 表示每期

是否有货币政策新闻,如果该月有符合货币政策信号标准的新闻信息发出,那么 S 赋值为 1,反之则赋值为 0。

$$SIG_t = \sum n_t / N_t \quad (1)$$

2. 模型设定和估计

本文首先建立了自回归模型并进行了条件异方差检验,发现存在条件异方差效应,确定使用 ARCH 族模型。ARCH 族模型由 Engle (1982) 提出,可以同时考察水平值和方差值,是时间序列模型的一个重要改进,但实际操作中 GARCH 模型为确保条件方差大于零,通常需要对方差方程的系数施加复杂的限制条件。EGARCH 模型是由 Nelson (1991) 提出的相对较新的模型,克服了 GARCH 模型这一缺点,无需对方差方程的系数进行限制,同时其中所含的杠杆项可以衡量波动性的非对称效应,这也是本文选择使用 EGARCH 模型的原因,模型设置如下所示:

$$DLNCYR_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \beta_i DLNCYR_{t-i} + \sum_{i=1}^j \phi_i X_t^i + \gamma_1 S_t + \gamma_2 SIG_t + \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_t^2) \quad (2)$$

$$\ln \sigma_t^2 = \varphi_0 + \varphi_1 \ln \sigma_{t-1}^2 + \varphi_2 \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right| + \varphi_3 \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + \sum_{i=1}^j \eta_i X_t^i + \delta_1 S_t + \delta_2 SIG_t \quad (3)$$

其中, $DLNCYR_t$ 表示中国实际产出对数差分, X_t^i 为控制变量集, S_t 表示美联储的政策信号存在与否的虚拟变量, SIG_t 表示美联储货币政策信号。考虑货币市场均衡的一个良好描述由 (4) 关系式给出,其中 M 是货币供给, P 是价格水平, Y 表示实际产出水平, i 为名义利率, λ 和 ϕ 分别是货币需求的利率半弹性和产出弹性。对其取对数,化简可得 (5) 式,可以看出实际产出与货币供应量、价格水平、名义利率密切相关,因此本节选择中国广义货币供应量 $M2$ ($CM2$)、中国消费者物价指数 ($CCPI$) 和中国利率水平 (CI) 作为控制变量。 X_t^i 同时进入均值方程 (2) 和方差方程 (3)。均值方程 (2) 的误差项符合均值为 0,条件方差为 σ_t^2 的正态分布。

$$\frac{M}{P} = e^{-\lambda i} Y^\phi \quad (4)$$

$$\phi \ln Y - \ln M - \lambda i + \ln P = 0 \quad (5)$$

本文首先运用 ADF 检验判断各个变量的平稳性,决定采用 CYR 、 $CM2$ 、 $CCPI$ 对数值

的差分形式、CI 的差分形式，并使用 AIC 和 SC 准则判定 EGARCH (p, q) 模型中 p 和 q 的阶数及 AR 项的阶数，最终决定采用 EGARCH (1, 1) 形式。对模型残差序列进行条件异方差的 ARCH LM 检验可知，残差序列已无 ARCH 效应，同时也通过了残差正态性检验和 Q 检验，这说明本节所建立的模型是合适的。

3. 经验分析结果及经济学解释

如表 4 所示，美联储货币政策信号可以显著影响中国实际产出，变量 S 的 t 统计量仅在均值方程中显著，而变量 SIG 的 t 统计量在均值方程和方差方程中都显著。在加入信号冲击的模型的均值方程中，变量 S 的系数为负数，说明美联储发布政策变动信号会减少中国实际产出。这一点在上文理论说明中已有所解释，发信号的行为常常导致资本市场的剧烈波动，不利于各国经济稳定，干扰正常生产，因此会减少中国实际产出。变量 SIG 的系数为正数，但绝对值小于 S，说明联储扩张性货币政策会增加中国实际产出，这与上文 VEC 模型的分析结果一致。但我们应看到的是，在信号冲击层面，在某一月美联储发布一个扩张性货币政策信号给中国实际产出带来的净效应是负的，这说明积极的信号冲击带来的产出增加程度不足以弥补其带来的干扰，美联储在发布政策信号时应该担当起大国的责任，考虑对全球经济的影响。在方差方程中，美联储发布宽松货币政策信号会显著增加中国实际产出的波动，这说明在信号渠道下联储的扩张性货币政策助长了中国实体经济的不稳定性。如果美国非常规货币政策退出，则意味着发出紧缩性货币政策信号，根据本节模型这将导致中国实际产出水平下降，但波动性会因流动性减少而减少。

表 4 EGARCH (1, 1) 模型参数估计结果

变量	基准模型	加入信号冲击	稳健性检验
均值方程			
DLNCM2	0.1737***	0.0508	
DCI	-0.0007*	-0.0015***	-0.0008*
DLNCCPI	-0.4435***	-0.6959***	-0.9028***
S		-0.0047***	-0.0067***
SIG		0.0017***	0.0015***
AR(1)	0.1375*	0.3886***	0.2336***
AR(3)	0.2232**	0.2818***	0.3534***
方差方程			
DLNCM2	45.2840	25.3010	
DCI	0.3126	0.0512	0.1915
DLNCCPI	-359.4259***	-62.6197	-123.7242**
S		0.4824	-1.2391
SIG		0.8145**	0.6218*
Akaike IC	-7.9335	-8.1365	-8.1520

Schwarz Criterion	-7.5058	-7.5771	-7.6663
-------------------	---------	---------	---------

注释：***表示 T 统计量值在 1% 的显著性水平上显著，**表示 T 统计量值在 5% 的显著性水平上显著，*表示 T 统计量值在 10% 的显著性水平上显著。

4. 稳健性检验

本文通过去掉部分控制变量（如不显著的 DLNCM2）的方法进行稳健性检验，可以看到其余变量依然是显著的，符号也与原来模型保持一致，所估计参数的大小基本不变，因此认为本节的模型是稳健的。

四、结论

本文将政策预期管理策略扩展到国际间的货币政策溢出效应，提出了信号渠道可能的影响方式，并通过构建 VEC 模型和 EGARCH 模型，在控制美国和中国经济影响因素后，就美国非常规货币政策通过信号渠道对我国实际产出的影响进行了实证分析。结果表明，扩张性的非常规货币政策通过信号渠道对我国的实际产出水平形成了正向冲击，其原因在于美联储扩张性货币政策信号的发出使中国投资者形成了增大的实际产出预期，从而在乐观的前景预期下扩大投资 and 市场规模，引起实际产出的增加。但进一步的经验分析证明，美联储货币政策信号的发出影响到了中国实际产出的稳定增长。

基于本文的研究成果，我们推测美联储非常规货币政策的退出会通过信号渠道对中国实际产出带来负面影响：一方面联储缩减资产负债表规模给中国私人部门带来的减低实际产出预期会影响市场信心，减少投资和商业活动，从而加剧实体经济的萧条，给中国宏观经济管理带来困难；另一方面美联储发布紧缩性货币政策信号本身会对中国实际产出产生紧缩压力，在信息传播几乎没有时滞的今天有着不能忽视的影响。根据理论和实证分析，本文提出以下政策建议：首先，为了应对国外货币政策调整的冲击，应该适度采取与之对冲的经济政策稳定预期，保证实体经济的稳定；其次，应该关注媒体尤其是网络的信息，防止不利于经济稳定的信号大范围传播；最后，应敦促美国等大国采取负责任的态度，避免频繁的货币政策调整对国际市场和他国经济造成冲击。

参考文献

- [1] 卞志村, 张义. 央行信息披露, 实际干预与通胀预期管理[J]. 经济研究, 2013 (12) : 15-28.
- [2] 陈涤非, 李红玲, 王海慧, 张建平. 通胀预期形成机理研究——基于 SVAR 模型的实证分析[J]. 国际金融研究, 2011 (3) : 29-36.
- [3] 陈磊, 侯鹏. 量化宽松, 流动性溢出与新兴市场通货膨胀[J]. 财经科学, 2011 (10) : 48-56.
- [4] 陈敏强. 2009 年美欧英日央行非常规货币政策及其效应比较分析[J]. 国际金融研究, 2010 (7) : 4-18.
- [5] 陈晓莉, 孙晓红. 美国数量宽松货币政策对中国宏观经济的影响分析[J]. 经济科学, 2012 (1) : 12-26.
- [6] 戴金平, 张华宁. 后危机时代美国非传统货币政策的退出机制[J]. 财经科学, 2010 (6) : 1-9.
- [7] 李自磊, 张云. 美国量化宽松政策对金砖四国溢出效应的比较研究——基于 SVAR 模型的跨国分析[J]. 财经科学, 2014 (4) : 22-31.
- [8] 李永宁, 黄明皓, 郭玉清, 王晓峰. 中央银行预期管理的前提, 方法和效果: 国际比较和中国实证研究[J]. 世界经济研究, 2013 (10): 14-19.
- [9] 刘克崧, 翟晨曦. 调整五大战略, 应对美量化宽松政策[J]. 管理世界, 2011 (4) : 1-5.
- [10] 刘澜飏, 文艺. 美国量化宽松货币政策退出对亚太经济体的影响[J]. 南开学报 (哲学社会科学版), 2014 (2) : 142-150.
- [11] 潘敏, 缪海斌. 经济复苏下的非常规货币政策退出——理论分析与中国的选择[J]. 世界经济研究, 2010 (12) : 24-29.
- [12] 谭小芬. 美联储量化宽松货币政策的退出及其对中国的影响[J]. 国际金融研究, 2010 (2) : 26-37.
- [13] 汪慧, 丁建臣, 李岩. 美国量化宽松政策的中止效应与退出预期[J]. 亚太经济, 2013 (5) : 62-66.
- [14] 王东. “定量宽松”政策的实质及对中国的影响[J]. 财经科学, 2009 (7) : 42-49.
- [15] 王晓雷, 刘昊虹. 量化宽松货币政策下美国的消费投资与全球流动性泛滥[J]. 财经科学, 2011 (2) : 1-9.
- [16] 王自锋, 白玥明. 量化宽松政策对中美通货膨胀的差异影响研究[J]. 世界经济研究, 2013 (11) : 16-20.
- [17] 伍桂, 何帆. 非常规货币政策的传导机制与实践效果: 文献综述[J]. 国际金融研究, 2013 (7) : 18-29.
- [18] 易宪容. 美联储量化宽松货币政策退出的经济分析[J]. 国际金融研究, 2014 (1) : 12-24.
- [19] 张彬, 李柏林. 美联储量化宽松货币政策退出及其对中国经济影响[J]. 南开学报 (哲学社会科学版), 2014 (2) : 151-160.
- [20] Borio C, Disyatat P. Unconventional Monetary Policies: An Appraisal[R]. The Manchester School, 2010 (78): 53-89.
- [21] Campbell J Y. The Econometrics of Financial Markets. Princeton University Press[M], 1997.
- [22] Cecioni M, Ferrero G, Secchi A. Unconventional Monetary Policy in Theory and in Practice[J]. Bank of Italy

- Occasional Paper, 2011 (102): 1-40.
- [23] Engle R F. Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation[J]. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1982 (4): 987-1007.
- [24] Hörmann M, Schabert A. When is Quantitative Easing Effective?[R]. Tinbergen Institute Discussion Paper, 2011.
- [25] Johansen S. Statistical Analysis of Cointegration Vectors[J]. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 1988 (2): 231-254.
- [26] Johansson A C. Is US Money Causing China's Output?[J]. *China Economic Review*, 2009 (4): 732-741.
- [27] Nelson D B. Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach[J]. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1991 (4): 347-370.
- [28] Reis R. Interpreting the Unconventional Us Monetary Policy of 2007-09[R]. National Bureau of Economic Research, 2010.
- [29] Shirakawa M. Unconventional Monetary Policy—Central Banks: Facing the Challenges and Learning the Lessons[C] Speech at Conference Co-hosted by the People's Bank of China and the Bank for International Settlements, Shanghai. 2009.
- [30] Sims C A. Macroeconomics and Reality[J]. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1980: 1-48.
- [31] Tesfaselassie M F. Looking Forward: Exiting Unconventional Monetary Policy[M] *The Crisis and Beyond*. Kiel: Kiel Institute for the World Economy, 2009: 50-55.

The Retreating of Unconventional Monetary Policy of US and Real Output of China: International Analysis based on Signal Channel

Abstract: This paper extends from the effect of policy anticipation to the analysis of international monetary policy spillover effect. VEC Model and EGARCH Model are used to test the effect of Fed's unconventional monetary policy empirically to China's real output through the signal channel. The result shows that unconventional monetary policy affect China's real output by affecting China's private department anticipation while the signal impact of Fed's monetary policy has obvious effect on China's real output. Assuming from the empirical analysis, the exit of unconventional monetary policy has negative impact on China's real output through the signal channel and the signal of tight-money policy will have adverse impact on the stability of China's real output.

Keywords: Unconventional Monetary Policy; Real Output; Signal Channel; VEC Model; EGARCH Model

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：赵宣凯 安然 徐哲