

I 国际货币评论

International Monetary Review

主编: 张杰



金融风险的源头在高杠杆 去杠杆仍是头等任务

李扬

零利率与负利率的货币政策传导研究

马理、黎妮

跨境资本流动监测预警体系的构建和应用

陈卫东、王有鑫

能源价格不确定性、固定资产投资与中国经济波动

俞剑、程冬、郑文平

货币国际化: 基于成本渠道的影响因素和作用路径研究

彭红枫、谭小玉、祝小全

顾问委员会：（按姓氏拼音排序）

Edmond Alphandery	Yaseen Anwar	陈雨露	陈云贤
Steve H. Hanke	李扬	李若谷	马德伦
Robert A. Mundell	任志刚	潘功胜	苏宁
王兆星	吴清	夏斌	

编委会主任：张杰

编委会委员：（按姓氏拼音排序）

贲圣林	曹彤	陈卫东	丁剑平	丁志杰	鄂志寰
郭庆旺	焦瑾璞	Rainer Klump	IL Hounq Lee	刘珺	陆磊
David Marsh	Herbert Poenisch	瞿强	Alfred Schipke	涂永红	曾颂华
张晓朴	张之骧	赵锡军	庄毓敏		

主 编：张杰
副 主 编：何青 苏治 宋科
编辑部主任：何青
编辑部副主任：赵宣凯 安然
责任编辑：王昊鹏
栏目编辑：叶子瑞
美术编辑：张耘峒

刊 名：国际货币评论

刊 期：月刊

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

地 址：北京市海淀区中关村大街 59 号文化大厦 605 室

邮 编：100872

网 址：www.imi.org.cn

电 话：86-10-62516755

传 真：86-10-62516725

邮 箱：imi@ruc.edu.cn



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

目 录

【卷 首】

金融风险的源头在高杠杆 去杠杆仍是头等任务——李扬 01

零利率与负的货币政策传导研究——马理、黎妮 05

跨境资本流动监测预警体系的构建和应用——陈卫东、王有鑫 27

能源价格不确定性、固资产投与中国经济波动——俞剑、程冬、郑文平 41

货币国际化：基于成本渠道的影响因素和作用路径研究——彭红枫、谭小玉、祝小全 63

利率变动对国际铸币税的影响——徐涛、李乔迁 86

套息交易、汇率波动和货币政策——陈雷、范小云 105

【卷首】**金融风险的源头在高杠杆 去杠杆仍是头等任务**李扬¹

2017年，注定是不平凡的年份，在这一年里，国际形势发生了很大的变化，朱部长会给大家进行详细、专业的阐述。国内市场也有很多波动，也会有专家进行具体阐述。对于发展改革的政策而言，这一年开了三个具有历史意义的会：

一是，7月份的全国金融工作会议，这个会议上给出了非常多的信息。我想在学习、落实中央金融工作会议精神过程中，大家会有很多的体会，其中最突出的就是，防范风险是当前的首要任务。

二是，党的十九大，这次会议确立了习近平同志为核心的党中央领导集体的领导体制，宣布了习近平新时代中国特色社会主义思想理论体系的形成，最近又宣布了新时代习近平中国特色社会主义经济思想的形成。所有这些，在政治、经济、社会、军事、党建、外交等方面都有非常多的扎实的内容。

三是，刚刚闭幕的全国经济工作会议。按说这是年度会议，但由于这个会是在两个规划未来五年发展的划时代的会议之后召开的，所以，此次会议的很多安排具有中长期意义。如，会议指出，“未来三年，主要任务是三大攻坚战”，这就不只是年度安排了。

在会议展开之前，我先用一点时间，向大家汇报一下学习这三个会议精神的体会。内容浩如烟海，我主要就金融，特别是明年经济金融运行有关的几个要点，跟大家汇报一下。

第一，宏观政策格局将持续，货币策略紧。这一点，从这几个会议都可以看出来，积极财政政策方向不变，稳健中性的货币政策也不变。这是中期政策的趋向。

如果将7月份的金融工作会议与此次经济工作会放在一起看，对于货币政策的态势便可有一个判断。7月份金融工作会议上，习主席说：金融风险的源头在杠杆率，因此去杠杆是我们下一步防范和化解风险的抓手和主要任务。关于去杠杆，习主席说了很多内容，说到国

¹李扬，IMI 顾问委员、国家金融与发展实验室理事长、中国社会科学院原副院长

企的关键性作用，讲到地方政府的关键性作用，同时他说：在宏观上，“去杠杆，千招万招，管不住货币供应，就是无用之招。”我们经常会说要管住货币供应，进行宏观调控，如果联系去杠杆这样一个中期任务来看，就有了新的意义。如果任务是去杠杆，现在看来这是确认的，那么货币供应趋紧就是必要条件。这是把几个会议精神放在一起看的综合结论。

第二，经济工作会议刚结束，有些同志跟我说：“看来去杠杆是不谈了。”因为在经济工作会议上，“去杠杆”这个词只出现过一次。但是，大家要注意，在这个会议的《公报》中，非常明确、而且在显著位置上有这样的表述：“今后三年，要重点抓好决胜全面建成小康社会的防范化解重大风险、精准脱贫、污染防治三大攻坚战”，这其实是重申了在十九大报告中习主席的部署，而且相比十九大的阐述而言，防范化解重大风险进一步引申了，指出了重点是防控金融风险。二金融风险的源头在高杠杆，推演下来，去杠杆仍是头等任务。我觉得这一点是非常明确。

关于防范金融风险，会议具体展开了三个层面：一是金融和实体经济；二是金融和房地产；三是金融体系内部的良性循环。这是关于防范化解金融风险给出最新的更加具体的安排。这三个层面都是有丰富的内容和安排，在下一步工作中将会逐步展开。

根据习主席的指示，去杠杆的重点有三个方面：一是国企。我们实验室关于中国杠杆率季度跟踪情况显示，前三季度，中国企业杠杆率是下降的，但其中国企部分去杠杆不理想，更凸显了习主席的判断，即，部分企业，特别是部分国企债务问题多是突出问题。二是地方政府，在这次全国经济工作会上，地方政府债务问题再次成为总书记讲话的重点，而且对于其中地方政府债务问题，他又给予了更加详细的一些阐述，关于 PPP 存在的问题，都明确指出来。这是比较大的问题，在今后三年里，地方政府债务，特别是以各种各样的形式出现的隐性债务问题，成为我们治理的重点之一。三是处置不良资产。既然问题都暴露出来了，要想为未来“两步走”中长期发展打下良好的基础，就必须清除现在的地基，在此意义上，集中用三年时间做好防范和化解金融风险的攻坚战，是为长期发展打基础。这不仅是决战小康社会，而且是落实新两步走战略的序曲。

我希望提请大家注意，美国这次减税，实际上是中长期战略。媒体报道说是 30 年来最大的减税，这是和 30 年前那一次减税比的，那一次减税先是经历了两年痛苦时期，继而迎后来美国二十年的大发展。我们要记住，面对全球大调整，世界大国都在做长期规划，都在致力于理顺体制机制，这是一个全球竞争。当前阻碍我们顺利实现长期目标的问题之一，就是这么多年的金融风险积累了很多，而且基本上没有很好地解决。因此要用三年时间，作为攻坚战去处理好它。

第三，供给侧结构性改革。

这个战略已经提了三年，有诸多解释，也有很多进展。这次经济工作会议非常明确地把今后的供给侧结构性改革用三个字加以概括，即，“破”“立”“降”。

破，破除无效供应，中央文件里第一次说供给侧结构性改革第一个任务是破除无效供应，而且把处置“僵尸”企业作为破除无效供给的重要抓手。“僵尸”企业主要存在于国企领域，所以，一个“破”字，已经对我们未来几年的改革做了非常确定的部署。

立，立科技企业，有创新能力、有发展潜力的企业，需要有很多政策来支持；要培养一批具有创新能力的排头兵企业，尤其强调了军民融合。过去，军民融合最多是在口号上说，体制机制没有落实，但是熟悉世界经济的人都应当知道，美国之所以领先世界一百年，很重要的是军民融合，如“星球大战”等等都是军民融合的典范。道理很简单，最前沿的科技多在军事领域，将这些高新科技全面运用于民间经济，其焕发的潜力是无穷的。习主席领导下，非常明确把军民融合纳入国家战略层面，而且作为供给侧结构性改革主要领域，潜力无穷。我们现在只是刚刚破这个题。

降，这次更明确地说降企业的成本。降成本在今天提，比以往有了更新的含义，因为在大洋彼岸，今天早上报道特朗普已经签署了税改方案，签完了之后去度假了。这意味着，一个历史性任务已经开启，核心就是降低企业成本，核心就是要让企业轻装上阵。与此相比，中国企业负担重，也许我们的税不重，但是费很重，各种社会负担很重。在经济工作会上，给了一个中国特色的描述，即“降低制度性交易成本”，这个或许看不到，但是对企业而言非常沉重，所以“降”也很重要。

第四，房地产市场。

经过二十年来在相当程度上盲目的发展和盲目的调控之后，今天中国的房地产市场终于看到了长效机制。习主席近几年有好几次指示，强调房地产市场一定要建立长效机制，也就是说，现在这种头痛医痛，脚痛医脚的调控方式不能继续下去了。

这次长效机制说了三点：一是，多主体供应，即不只是为了让那些开发商供应。二十多年来，中国城市中的住房只能由开发商供应，单位不能自建房、个人不能自建房，搞了之后就是违规、小产权，“多主体供应”的安排打破了开发商垄断房地产市场的格局，有了竞争。二是，多渠道保障，不是全压在政府头上，也不全压在市场上，有各种各样的方式，如何做等等。三是，租购并举。我作为研究者，从中国有住房市场开始，就一直主张要把“租”给突出出来，因为对于大国来说，如果租房市场不发达的话，落实不了习主席“房子是用来住的，

不是用来炒的”重要论断。因为，只有在租房市场上，才能真实体现出房子是住的本质；而且，只有在租房市场的基础上，通过租金的资本化形成房价、形成租赁市场和购房市场有效联动，这个市场才是健康的。租购并举在政策上提出来只有一年，而且有非常多的争论，值得注意的是，在习主席的部署里，这已经提高到住房市场长效机制的水平上。

据我所知，长效机制背后还可能会有土地制度的安排，我们老是在土地附着物上做文章，不触及土地这个房地产市场的根本，不触及土地的话，就建立不起长效机制。把多主体供应、多渠道保障、租购并举的问题安排好，土地市场再能够从潜在状态被揭示出来的话，房地产市场的长效机制就容易形成。我们应当欢迎这样一个长效机制进入到我们国家房地产市场，免得使房地产市场成为扰动经济增长的因素。在美国和日本，房地产市场一直是经济的扰动因素，我们如何能够像德国一样，摒除房地产市场这个扰动因素呢？这就需要建立长效机制。

第五，污染防治攻坚战。

从今年开始，各级政府都已经感觉到了，污染防治这个事情已经被提到相当高的位置。我到有些省去，领导们都说：防范污染这个问题的严厉等级已经和巡视一样了。各个省份都像对待巡视组一样，对接待上面来关于污染防治的检查组。在这个过程中，大家清晰地感觉到，在习主席为核心的党中央的整个决策体系里，防污染的位置提到非常高的水平。

在经济工作会关于防污染说得很细。先说要恢复绿水青山，不是笼统地说“绿色经济”，而是说恢复绿水青山，才能使绿水青山变成金山银山。这话就说得很深了，也就是说，目前凡是投在绿水青山建设方面的资金，都还不能够有效地创造 GDP，但是，为国家长治久安，这必须做，第一步是恢复绿水青山，然后让绿水青山变成金山银山。实施“十三五”规划的生态保护、大规模国土绿化行动，还要培养一批专门从事生态保护修复的企业，这些都是非常崭新的任务。企业是要创造利润的，但现在只是修复，总体来说还不能够变成金山银山，企业如何运行？绿色发展进入整个国民经济体系之后，会对整个企业体系、利润体系、国民收入产生、创造和分配产生很大的影响，我们必须跟踪这个过程，切实但有步调地发展绿色经济。深入实施“水十条”“土十条”，加快生态文明改革，加快自然资源资产产权制度，研究建立市场化、多元化生态补偿机制，改革生态环境等。我们把前面这一段理解之后，后面所有的安排就都顺理成章了。

总之，今年三个会议后，未来五年的行动方案便已明确，步调也已经有了。对于金融部门来说，防范风险是最近几年的主要任务，目标是清除基础，为未来 2035 年的发展，2050 年的发展奠定良好的机制和体制，这样中国才能够实现到 2050 年成为社会主义强国的目标。

零利率与负利率的货币政策传导研究

马理¹ 黎妮²

【摘要】金融危机中，西方发达国家使用了零利率或者负利率的货币政策。与常规的利率政策不同，零利率与负利率具有特殊而复杂的传导机理，传导效果也具有很大的不确定性。本文首先建立宏观经济模型，分析了差异化的利率调整对企业行为选择与实体经济的影响；然后基于欧元区的大样本数据，使用向量自回归等技术方法，分阶段检验正利率、零利率与负利率的传导效果。结果显示：当利率逼近零值时，企业投资实体经济项目的产出与利率的关联度较小；在负利率前提下，如果企业投资实体经济项目的收益较低，降低利率非但不会促进企业增加实体经济项目的投资，反而可能导致“脱实向虚”形成金融风险。因此，货币政策还需与其他宏观政策相结合，努力提升实体经济项目的回报率，才能引导企业增加投资，并促进供给侧结构性改革的进一步深入。

【关键词】零利率 负利率 传导机理 传导效果

一、引言

金融危机爆发至今已有将近十年，目前世界各国经济复苏的程度各不相同。有些国家如美国，经济出现了较为明显的复苏，但更多的国家如欧洲与日本，却仍然在低谷中徘徊。在这些国家中，危机初期开始实施的宽松货币政策已无法充分达到预期的效果，货币当局不得不提出更加激进的刺激方案。以欧元区为例，在实施了将近两年的零利率之后，欧洲央行于 2014 年 6 月 5 日宣布实施负利率政策，将隔夜存款利率降至-0.1%，当局希望通过进一步降低利率来提升通胀、增加就业，并刺激产出的增长。日本央行也宣布从 2016 年 2 月 16 日起将金融机构存放央行的超额准备金下调至-0.1%。截止到目前，全球共有九个国家或地区开始实施负利率政策，分别为丹麦、匈牙利、欧元区、瑞士、瑞典、挪威、保加利亚、日本和波黑。

¹马理，武汉大学经济与管理学院，教授，博士生导师

²黎妮，武汉大学经济与管理学院

利率调整是世界各国调控宏观经济发展的重要货币政策手段。由于金融危机导致的经济环境剧变，近年来西方发达国家的货币政策一直在频繁调整。很多国家的央行政策利率经历了从正利率到零利率，再到负利率的三阶段过程，货币当局希望通过利率调整来促进经济的复苏与发展。从正利率的实施阶段来看，基本上符合传统的货币经济学理论的预期效果；但在零利率与负利率的实施阶段，利率政策的传导效果一直惹人争议。

早期的理论经济学家们对超低利率特别是负利率大多持否定态度。例如费雪在 1896 年提出了零利率下限约束（Zero Lower Bound，文献中一般简写为 ZLB），他指出如果经济人将货币借出反而收到负的利息，那么居民会倾向于持有现金，投资会因无法融资而下降，导致产出减少与失业增加，因此名义利率不能为负。尽管德国经济学家 Gesell（1949）提出可以通过对商业银行存在央行的超额准备金进行征税，来间接的实现负利率，但他也坚持认为名义利率应当为正值。凯恩斯的“流动性陷阱”理论认为当利率降到足够低时，由于投资回报率过低，因此无论央行增发多少货币，居民都会更愿意持有货币而非购买有价证券或向外投资，此时的流动性偏好趋向于无限大，常规的基于利率调整的货币政策将失效，但凯恩斯也没有预计到并讨论名义利率低于零时的货币政策传导效果。然而，这一轮实施负利率的几个国家，全部突破了经济学家们的理论限制，不断调低利率甚至直接将名义利率调到了零值以下。有些经济学家将超低利率制度视为是对传统利率理论的一种“创新”，也得到了不少国家货币当局的拥护，但是零利率与负利率的传导机理到底是什么样子？他们真的有效么？

研究利率在不同阶段的传导机理和传导效果，具有非常重要的理论与现实意义。首先，可以完善利率传导渠道的理论框架。以往的研究主要是分析利率大于零时的情况，缺乏对零利率与负利率背景下，货币政策的传导机理与传导效果的探索。其次，可以对零利率与负利率调整做出公正的评价。例如，如果推导与检验发现负利率有效，那么证明名义利率可以突破零下限约束，负利率的货币政策确实是一种合理的理论创新；如果推导与检验发现负利率没有效果，那么证明了传统的利率理论的正确性，名义利率不应当突破零下限约束，所谓的实践创新还是需要与经典的理论框架相吻合。再次，可以充分定位危机中的超低利率等货币政策的作用与效果，为各国货币当局评估不同阶段的利率政策的有效性与制定恰当的货币政策提供行动指南，使各国央行能更加理性和更加有效地利用利率工具来达到各自的经济目标。同时，基于零利率与负利率的相关研究也可以为我国深入推进利率市场化与促进供给侧结构性改革的货币政策调控提供有益的借鉴与启示。

关于零利率与负利率的传导机理与传导效果，以往的经济学家们做过一定的研究，但并未达成充分的共识。

有些学者认为零利率与负利率有效。例如，欧洲央行执行理事会成员 Peter Praet (2017) 认为欧元区实施的超低利率的货币政策效果显著，目前银行贷款利率下降到历史低位，家庭、企业贷款增速明显好转，借款人边际消费倾向增加，居民消费开始复苏。Cebiroglu Gökhan (2017) 指出负利率政策可通过控制债务通缩来有效地减缓衰退现象和解决债务危机。Cociuba (2016) 实证检验的结果显示，低利率政策使得风险资产比安全债券更有吸引力，金融机构会因此增加风险投资。Boubaker (2017) 研究了低利率时期的基金投资者的行为，认为在非常规货币政策实施期间，投资者从债券向股票证券的转移更加明显。Harald Hau (2016) 依据欧元区的实证检验结果认为，当实际利率下降时，市场中的基金投资者会将其投资组合从货币市场转移到风险较高的股票市场，这意味着零利率与负利率政策可以鼓励投资者放弃持有安全的政府债券而转而投资风险更高的资产，有利于促进市场投资提升通胀。Yuzo Honda (2017) 考察了日本央行于 2016 年 1 月推出的负利率政策的影响，认为负利率政策有效的刺激了私人住宅投资，并降低长期利率，支持私人非居民投资，同时还可能比较有效的阻止日元升值。

有些学者认为零利率与负利率无效。例如，Claudio Borio (2017) 实证分析了 108 个大型银行的样本特征后指出，在超低利率的环境中，继续降低利率的货币政策将对银行贷款产生较大的负面影响。Yoshino (2017) 认为由于日本经济具有垂直的投资曲线特征，因此日本并不能通过目前的负利率政策来解决其面临的长期货币紧缩问题。Netzén Örn, M. (2017) 实证研究了欧元区部分国家的家庭债务水平，认为在负利率期间，家庭债务水平与利率调整呈现负相关关系，降低利率会加重欧元区的家庭债务，不利于消费。Dominik Stroukal (2016) 考察了房地产市场，认为低利率会加大房地产的泡沫，而进一步调低利率甚至继续压低负利率只会使房地产泡沫膨胀得更大，而且实施零利率和负利率给银行带来的不利影响往往会阻碍货币政策的传递效果。Fatih Tuluk (2016) 认为任何远离零利率储备金的货币政策都会使银行在利率走廊系统下的福利减少，Carlos Arteta (2016) 也认为长时期的负利率政策会对金融稳定构成风险，降低银行和其他金融中介机构的盈利能力。Yves Mersch (2017) 指出，超低利率导致投资者对商业银行的上市公司失去信心，而股价下跌导致的股本成本增加会降低贷款的净回报率，从而促使银行在未来的贷款中变得更加保守。Andreas Jobst (2016) 认为在零利率与负利率政策的背景下，刺激经济需要更多地依赖信贷宽松和扩大央行的资产负债表，而不是大幅度削减政策利率。

还有些学者认为零利率与负利率的效果不确定。例如，Hervé Hannoun (2015) 认为超

低利率的货币政策效果取决于信贷渠道、通货再膨胀渠道、汇率渠道、资产组合调整和风险承担渠道，以及资产估值渠道的此消彼长，但这些渠道的有效性存在非常大的不确定性。

Elliot Aurissergues (2016) 发现长期的低利率可通过企业净值渠道和预防渠道影响企业投资，这两个渠道在实际利率下降时对投资的影响方向相反，因此无法确定降低实际利率能否有效促进企业投资。Christian Grisse (2016) 认为负利率政策的有效性取决于市场参与者是否向下调整他们对长期利率下限位置的预期，若政策利率远离该下限，常规政策对长期利率的传导效果将会有所提升。Fontaine (2017) 分析了加拿大回购市场的数据，认为在低或负的隔夜利率背景下，一般抵押品的回购市场将继续有效地发挥作用，然而当负利率、大量的债券空仓和经济政策出现意外这三种情况同时发生时，可能会导致特定抵押回购市场出现结算失败和难以出清。

近年来，国内学者也对零利率与负利率进行了一定的研究。丁玉 (2017) 分析了欧元区近年来的经济状况，认为负利率政策在短期内达到了一定的政策目标，但对通货膨胀率和企业信贷量收效甚微，而且在长期中，欧元区金融的碎片化、财政分立及负利率本身的副作用等因素可能使其效果大打折扣。郭杨 (2016) 综合分析了五个经济发达体的数据，认为不同经济体的名义负利率政策实施效果存在差异，目前只有部分经济体达到了预期的稳定汇率、抑制通缩的目标。谭小芬 (2016) 通过构建宏观模型，推导发现长期的负利率政策会压低风险溢价，助长投资，造成金融市场的扭曲。管涛 (2016) 认为从信用、资产价格、资产组合、通胀和汇率等传导渠道看，负利率刺激可能难以传导到实体经济。段剑锋 (2016) 提出日本的负利率和经济长期停滞对中国有三点启示，第一是迅速处理僵尸企业，第二是制造业继续转型升级，第三是发展现代服务业，其中发展现代服务业可能更为重要。熊启跃 (2017) 通过对总部位于“负利率”地区的 23 家大型银行的净息差变动情况进行数据检验，发现“负利率”政策并未完全实现促进经济增长和刺激通胀的既定目标，相反却加大了商业银行的经营压力。范志勇 (2017) 认为负利率政策较容易对市场利率和汇率等金融市场变量产生影响，但就实体经济复苏而言，负利率成败的关键在于能否有效增加贷款需求和供给。郑联盛 (2014) 指出欧元区的负利率政策将从贸易渠道、资本渠道和汇率渠道对中国经济产生较为全面的影响，迫使中国面临一个更为复杂的经济环境。

以往学者的研究就不容忽视，但目前看来存在着如下不足：第一，缺乏对零利率与负利率传导机理的理论建模，已有的研究大多没有深入分析超低利率环境下的货币政策的特殊传导机理与过程。第二，缺乏对零利率与负利率货币政策传导效果的严格的统计检验，已有的研究大多数使用的是定性分析或者数据描述，没有建立变量间严格的对应关系。第三，缺

乏超低利率与正利率的传导效果的对比研究，无法给出针对零利率与负利率的科学评判，难以提出让人信服的政策建议。

本文对以往学者的研究不足进行了改进，创新之处体现在：第一，在以往学者的研究基础上建立宏观经济模型，求解正利率、零利率与负利率背景下的企业收益最大化，研究在利率变化的不同阶段，利率调整对企业行为选择与实体经济的影响；第二，基于欧元区的数据，使用向量自回归等技术方法，在相同的数据结构下，分阶段检验与对比了正利率、零利率与负利率的传导效果；第三，探讨超低利率特别是负利率可能带来的负面影响，提出避免资金“脱实向虚”，降低金融风险的政策建议。

二、模型构建

我们将货币经济学中正利率背景下的利率传导机理，拓展至零利率与负利率，讨论超低利率环境下的利率传导机理。考虑跨期的债务融资与投资模型，资本与投资状况如下：

时期	$t-1$ 期	t 期	$t+1$ 期
存量资本		$(1-\theta)K_{t-1}$	$(1-\theta)K_t$
新增投资		I_t	I_{t+1}
当期资本	K_{t-1}	$K_t = (1-\theta)K_{t-1} + I_t$	$K_{t+1} = (1-\theta)K_t + I_{t+1}$

银行贷款与企业投资实体经济项目从 t 期开始。假设企业在 $t-1$ 期有资本存量 K_{t-1} ， θ 是折旧率，到了 t 期，前期的资本存量 K_{t-1} 折旧为 $(1-\theta)K_{t-1}$ ；银行在 t 期向企业贷款，假设企业将贷款全部转化为新增投资 I_t ，则企业在 t 期的当期资本为 $K_t = (1-\theta)K_{t-1} + I_t$ 。银行贷款与企业投资实体经济项目的过程不断持续，在 $t+1$ 期，形成的新资本为（1）式。

$$K_{t+1} = (1-\theta)K_t + I_{t+1} \quad (1)$$

企业在 t 期的产出使用柯布-道格拉斯生产函数表示为(2)式，其中 A 为综合技术水平， α 表示资本产出弹性系数， K 为资本投入， L 为劳动力投入，下标为不同期的标记。

$$Y_t = AK_t^\alpha L_t^{1-\alpha}, \quad \alpha \in (0,1) \quad (2)$$

工资水平用 w 表示，银行贷款利率为 r ，则企业在 t 期的净收益为（3）式。

$$\pi_t = Y_t - w_t L_t - r I_{t-1} \quad (3)$$

假定央行的基准利率为 i ，基准利率一方面可以作为跨期投资的贴现率，另一方面可以引导市场利率的形成，例如商业银行的贷款利率会参考基准利率进行调整。为了简化后续的推导过程避免不必要的繁琐，设置基准利率与市场利率的关系如（4）式，其中 μ 表示基准利率与市场利率的相关性。

$$i = \mu r \quad (4)$$

企业进行 n 期的跨期投资，投资实体经济项目的总利润为跨期利润现值的加总，企业追求（5）式的最大化。

$$\pi = \sum_{t=0}^n \frac{1}{(1+i)^t} \pi_t = \sum_{t=0}^n \frac{1}{(1+\mu r)^t} [Y_t - w_t L_t - r I_{t-1}] \quad (5)$$

（一）正利率时期的企业选择

基于传统的贷款投资理论，此时企业面临的目标函数为（5）式，约束条件为（1）式。我们使用拉格朗日法求极值如（6）式，其中 λ_t 为拉格朗日乘子。

$$\phi = \sum_{t=0}^n \frac{1}{(1+\mu r)^t} [AK_t^\alpha L_t^{1-\alpha} - w_t L_t - r I_{t-1}] + \sum_{t=0}^n \lambda_t [I_t + (1-\theta)K_{t-1} - K_t] \quad (6)$$

企业在 t 期收益最大化时的一阶条件为：

$$\frac{\partial \phi}{\partial I_t} = \frac{-r}{(1+\mu r)^{t+1}} + \lambda_t = 0 \quad (7)$$

$$\frac{\partial \phi}{\partial K_t} = \frac{1}{(1+\mu r)^t} \alpha AK_t^{\alpha-1} L_t^{1-\alpha} + \lambda_{t+1}(1-\theta) - \lambda_t = 0 \quad (8)$$

$$\frac{\partial \phi}{\partial L_t} = \frac{1}{(1+\mu r)^t} [(1-\alpha)AK_t^\alpha L_t^{-\alpha} - w_t] = 0 \quad (9)$$

由（7）式可求出拉格朗日乘子，以及滞后一期的乘子表示为（10）式。

$$\lambda_t = \frac{r}{(1+\mu r)^{t+1}}, \quad \lambda_{t+1} = \frac{r}{(1+\mu r)^{t+2}} \quad (10)$$

将（10）式代入（8）式并与（9）式联立后可得 t 期的资本存量为（11）式。

$$K_t = \frac{\alpha w_t L_t (1+\mu r)^2}{(1-\alpha)r(\theta + \mu r)} \quad (11)$$

当贷款利率为正时，结合（2）与（11）式，企业投资实体经济项目的总产出为（12）式。

$$Y = \sum_{t=0}^n Y_t = \sum_{t=0}^n A \left[\frac{\alpha w_t (1 + \mu r)^2}{(1 - \alpha)r(\theta + \mu r)} \right]^\alpha L_t \quad (12)$$

将 (12) 式对贷款利率 r 求一阶偏导, 得到 (13) 式。

$$\frac{\partial Y}{\partial r} = \frac{\alpha^2}{1 - \alpha} \left[\frac{\alpha(1 + \mu r)}{(1 - \alpha)r(\theta + \mu r)} \right]^{\alpha-1} \frac{-[(1 - \mu^2 r^2)\theta + 2\mu r + 2\mu^2 r^2]}{r^2(\theta + \mu r)^2} \sum_{t=0}^n A w_t^\alpha L_t < 0 \quad (13)$$

由于偏导数小于零, 所以企业投资实体经济项目的总产出将随着贷款利率的下降而上升。

将 (11) 式代入 (1) 式可求出企业投资实体经济项目最大化时的每期固定资产新增投资:

$$I_t = K_t - (1 - \theta)K_{t-1} = \frac{\alpha(1 + \mu r)^2}{(1 - \alpha)r(\theta + \mu r)} [w_t L_t + (\theta - 1)w_{t-1} L_{t-1}] \quad (14)$$

将每期新增投资加总可得到企业投资实体经济项目的总投资为 (15) 式。

$$I = \sum_{t=1}^n I_t = \sum_{t=1}^n (K_t - K_{t-1}) + \theta \sum_{t=1}^n K_t = \frac{\alpha(1 + \mu r)^2}{(1 - \alpha)r(\theta + \mu r)} (w_n L_n - w_0 L_0 + \theta \sum_{t=1}^n w_t L_t) \quad (15)$$

将 (15) 式对贷款利率 r 求一阶偏导, 得到 (16)。

$$\frac{\partial I}{\partial r} = \frac{-\alpha[(1 - \mu^2 r^2)\theta + 2\mu r + 2\mu^2 r^2]}{(1 - \alpha)r^2(\theta + \mu r)^2} (w_n L_n - w_0 L_0 + \theta \sum_{t=1}^n w_t L_t) < 0 \quad (16)$$

由于偏导数小于零, 所以企业投资实体经济项目的总投资将随着贷款利率的下降而上升。

综合 (13) 与 (16) 两式, 得到:

命题 1: 在正利率前提下, 降低利率可以促使企业增加产出, 增加实体经济项目的投资。

(二) 当利率逼近零值时的企业选择

按照命题 1, 贷款利率降低会引导企业增加实体经济项目投资与产出, 但是命题 1 的前提条件是贷款利率要大于零。如果贷款利率过低, 企业投资实体经济项目与产出将与利率无关, 此时降低利率的货币政策会失效, 经济增长与利率调整的敏感度也会越来越低。下面进行推导。

当贷款利率 r 逼近零值时, 企业贷款所需偿还的利息几乎为零, 企业每年新增固定资产投资的资金成本也可忽略不计, 因此与正利率的情况不同, 在计算加总的跨期利润时, 企业面临的目标函数和约束条件变形为:

$$\underset{Max}{\pi} = \sum_{t=0}^n [A K_t^\alpha L_t^{1-\alpha} - w_t L_t] \quad (17)$$

$$s. t. \quad K_{t+1} = I_t + (1-\theta)K_t \quad (18)$$

利用拉格朗日方法求企业投资实体经济项目收益最大化的投资：

$$\phi = \sum_{t=0}^n [AK_t^\alpha L_t^{1-\alpha} - w_t L_t] + \sum_{t=0}^n \lambda_t [I_t + (1-\theta)K_{t-1} - K_t] \quad (19)$$

企业投资实体经济项目收益最大化时的一阶条件为：

$$\frac{\partial \phi}{\partial I_t} = \lambda_t = 0 \quad (20)$$

$$\frac{\partial \phi}{\partial K_t} = \alpha AK_t^{\alpha-1} L_t^{1-\alpha} + \lambda_{t+1}(1-\theta) - \lambda_t = 0 \quad (21)$$

$$\frac{\partial \phi}{\partial L_t} = (1-\alpha)AK_t^\alpha L_t^{-\alpha} - w_t = 0 \quad (22)$$

综合 (20) (21) 和 (22) 式可求出 λ_{t+1} 和 t 期的资本存量 K_t ，得到 (23) 式。

$$\lambda_{t+1} = \frac{\alpha AK_t^{\alpha-1} L_t^{1-\alpha}}{\theta - 1}, \quad K_t = \left(\frac{w_t}{(1-\alpha)A} \right)^{\frac{1}{\alpha}} L_t \quad (23)$$

将 (23) 式带入 (1) 式可求出企业最大化时的每期固定资产新增投资，将每期新增投资加总可得到企业投资实体经济项目的总投资为 (24) 式。

$$I = \sum_{t=1}^n I_t = \sum_{t=1}^n (K_t - K_{t-1}) + \theta \sum_{t=1}^n K_t = \left(\frac{1}{(1-\alpha)A} \right)^{\frac{1}{\alpha}} (w_n^{\frac{1}{\alpha}} L_n - w_0^{\frac{1}{\alpha}} L_0 + \theta \sum_{t=1}^n w_t^{\frac{1}{\alpha}} L_t) \quad (24)$$

综合 (2) 与 (23) 式得到企业的总产出为 (25) 式。

$$Y = \sum_{t=0}^n Y_t = \sum_{t=0}^n \frac{w_t L_t}{1-\alpha} \quad (25)$$

将 (24) 与 (25) 两式对 r 求一阶偏导，得到 (26) 式。

$$\frac{\partial Y}{\partial r} = 0, \quad \frac{\partial I}{\partial r} = 0 \quad (26)$$

由于两个偏导数都等于零，说明当利率逼近零值时，企业投资实体经济项目的总产出与总投资将不随贷款利率的变化而变化。于是得到：

命题 2： 当利率逼近零值时，企业投资实体经济项目的产出与贷款利率的关联度较小，传统的基于利率调整的货币政策将失效。

(三) 负利率时期的企业选择

假设存在负利率。与正利率的情形不同,此时企业贷款非但不需要偿还利息,还有可能获得收益。因此,企业获得贷款后将有两种选择:一是贷款后进行实体经济项目投资,在期末同时获取可能的投资收益与贷款收益;二是贷款后不进行实体经济项目投资,持有贷款到期,最终获取稳定的贷款收益。企业是否向外投资取决于两种选择所获得的利润之差,当第一种选择的收益高于第二种时,企业会进行项目投资;反之,当第二种选择的收益高于第一种时,企业不会进行投资。

1、如果企业投资实体经济项目能够获得足够的收益

企业贷款后进行实体经济项目投资的总收益为(27)式,企业贷款后不进行实体经济项目投资的收益为(28)式。

$$\pi_1 = \sum_{t=0}^n \frac{1}{(1+\mu r)^t} (AK_t^\alpha L_t^{1-\alpha} - w_t L_t - rI_{t-1}) \quad (27)$$

$$\pi_2 = -\sum_{t=0}^n \frac{rI_{t-1}}{(1+\mu r)^t} \quad (28)$$

此时, π_1 将大于 π_2 , 做两者的收益之差 S_1 如(29)式。

$$S_1 = \pi_1 - \pi_2 = \sum_{t=0}^n \frac{1}{(1+\mu r)^t} (AK_t^\alpha L_t^{1-\alpha} - w_t L_t) \quad (29)$$

等式(29)实际上是企业投资实体经济项目的收益,将其对利率 r 求偏导数,得到(30)式。

$$\frac{\partial S_1}{\partial r} = -\sum_{t=0}^n t\mu(1+\mu r)^{-t-1} (AK_t^\alpha L_t^{1-\alpha} - w_t L_t) < 0 \quad (30)$$

等式(30)小于零,意味着当企业投资实体经济项目能够获得足够的收益时,降低利率将会提高企业投资实体经济项目的收益,诱导企业投资实体经济项目。由于一方面可以在期末获得贷款收益,另一方面可以获得实体经济项目的投资收益,因此企业的优选择是尽可能的多贷款,而且会加大投资实体经济项目。

以上分析简洁明了,但可能存在着缺陷。在后金融危机时期,世界各国的经济复苏程度参差不齐,有些国家如美国出现了实质性的复苏,但有些国家例如欧洲与日本经济却持续萧条,就业率与通胀率萎靡不振,这些国家的企业产出极其微薄,加之人力成本上升,所以企业收益不断被压缩。由于实体经济回报率过低,因此实施负利率甚至进一步调低负利率时,企业可能并不会如期增加实体经济项目的投资,企业的行为选择将体现出不一样的变化趋势。

2、如果企业投资实体经济项目不能够获得足够的收益

之前的推导都有个隐含假设，假设企业的所有产出都能顺利的全部转化成收益，所以求解企业收益时都是直接将 $AK_t^\alpha L_t^{1-\alpha}$ 代入 π 进行计算。但正如马克思指出“从商品到货币是惊险的一跃”，企业生产的商品并不一定都能全部顺利的转化成收益，特别是进入金融危机后，居民收入水平下降与消费萎缩，导致企业回款不畅与应收账款增加，企业被迫开始进行大幅度的风险计提，再加之人力成本上升，企业投资实体经济项目的回报率与整体收益持续下降。基于以上分析，我们假定企业投资实体经济项目的收益为（31）式，该式与（27）式的区别在于企业产出的前面添加了一个系数 $(1-\beta)$ ，其中 β 是企业的风险计提的比例， $0 < \beta < 1$ 。

$$\pi_1 = \sum_{t=0}^n \frac{1}{(1+\mu r)^t} \left[(1-\beta)AK_t^\alpha L_t^{1-\alpha} - w_t L_t - rI_{t-1} \right] \quad (31)$$

随着金融危机的进一步深化，企业的风险计提比例越来越高，再加之人力成本上升，于是企业投资实体经济项目的收益开始下滑。如果企业投资实体经济项目的收益“ $(1-\beta)AK_t^\alpha L_t^{1-\alpha} - w_t L_t$ ”大于零，那么推导的结果与之前相同；但当企业投资实体经济项目的收益不断下降甚至小于零时，企业的行为选择就会发生变化。此时， π_2 将大于 π_1 ，仍做两者的收益之差得到 S_2 如（32）式。

$$S_2 = \pi_1 - \pi_2 = \sum_{t=0}^n \frac{1}{(1+\mu r)^t} \left[(1-\beta)AK_t^\alpha L_t^{1-\alpha} - w_t L_t \right] \quad (32)$$

该式是剔除贷款收益之后的企业投资实体经济项目的收益，将其对利率 r 求偏导数，得到（33）

$$\frac{\partial S_2}{\partial r} = - \sum_{t=0}^n t\mu(1+\mu r)^{-t-1} \left[(1-\beta)AK_t^\alpha L_t^{1-\alpha} - w_t L_t \right] > 0 \quad (33)$$

由于（33）式大于零，意味着当利率降低时，企业投资实体经济项目的收益也会下降，因此企业不会再增加实体经济项目的投资。站在企业的角度，由于投资实体经济项目的回报率下降，所以企业会贷款但减少进行投资，一方面可以在期末获得贷款收益，另一方面可以降低投资实体经济项目带来的损失。企业的优选择是尽可能的多贷款，持有到期获得贷款收益，但会减少实体经济项目的投资，在最极端的情况下，企业的实体经济项目投资将降为零。简而言之，就是投得越多亏得越多，所以企业会降低投资甚至不投资实体经济项目。

3、负利率时，企业投资实体经济项目到底与什么因素有关

基于理性人假设，只有当投资有正收益时，企业才会进行投资来谋求收益最大化，所以对企业来说，首先要有正收益才会投资实体经济项目。仔细考察（32）式，该式大于零必须同时满足“ $(1-\beta)AK_t^\alpha L_t^{1-\alpha}$ 比较大”和“ $w_t L_t$ 比较小”两个条件。将 S_2 分别对变量 β 、 w_t 、 A 、 K_t 、 L_t 求偏导并考察相应符号，得到：

$$\frac{\partial S_2}{\partial \beta} < 0, \quad \frac{\partial S_2}{\partial w_t} < 0, \quad \frac{\partial S_2}{\partial A} > 0, \quad \frac{\partial S_2}{\partial K_t} > 0, \quad \frac{\partial S_2}{\partial L_t} = (1-\alpha)(1-\beta)AK_t^\alpha L_t^{-\alpha} - w_t \quad (34)$$

前四个偏导的符号能够确定，而 S_2 对 L_t 的偏导符号取决于等号右边变量的此消彼长。综合考虑五个偏导数，我们发现企业是否投资实体经济项目应满足以下要素：

- （1）企业生产的商品要尽量顺畅的转化为货币，即 β 要比较小；
- （2）工资成本要比较低，即 w_t 要比较小；
- （3）在降低工资成本的前提下，提高综合技术水平 A ；
- （4）在降低工资成本的前提下，增加资本投入 K_t ；
- （5）在降低工资成本的前提下，增加人力投入 L_t ；
- （6）在企业投资实体经济项目可以获得正收益的前提下，降低负利率。

在以上各类要素中，风险调整之后的实体经济项目投资收益大于零，是最根本最重要的因素。如果不能获取正收益，即便增加资本投入、增加人力投入或者提高技术水平，都无法促使企业扩大对实体经济项目的投资。可见在负利率背景下，单纯的进一步降低利率不一定有用，只有当企业投资实体经济项目的回报率为正时，负利率才会收到效果。

有意思的是，负利率时，企业存在着一个无风险的套利机会。举例说明：假设企业从银行贷款 I ，负利率是 r ，意味着企业在期末可以获得 Ir 的额外收益。这笔收益的本意是作为一笔奖励，鼓励企业投资实体经济，但企业有可能不投资实业，而拿着这笔钱做劣后级资金进行高杠杆的金融投资。如果金融资产赢利，高杠杆可以成倍的放大收益；如果金融资产亏本，大不了强行平仓导致劣后级资金被爆仓，将 Ir 全部亏掉，反正 Ir 又不是自己的钱对企业不会产生任何实质性亏损，因此负利率相当于银行给企业提供了一个零风险零成本的套利机会。当越来越多的企业这么做的时候，将不会再有人从实体经济投资，大家都会去投

资虚拟经济，于是出现了“脱实向虚”的现象。企业拿着负利率的收益去博取金融投资的高收益是个体理性，但在宏观经济层面上形成了集体的不理性，虚拟经济开始过度繁荣，一旦泡沫破裂，必将带来金融风险。综合以上推导得到：

命题 3：在负利率前提下，如果企业投资实体经济项目的收益较高，降低利率可以促使企业增加实体经济项目的投资；如果企业投资实体经济项目的收益较低，降低利率非但不会促进企业增加实体经济项目的投资，反而可能导致“脱实向虚”形成金融风险。

以上三个命题分别针对正利率、零利率与负利率背景下，利率调整所可能产生的效果进行了推导与总结，但正确与否尚需要严格的实证检验。

三、模型选择与数据处理

（一）实证模型选择与数据来源

货币经济学指出，货币政策的最终目标是促进经济增长、物价稳定、充分就业与国际收支平衡，近年来越来越多的学者开始将金融稳定加入货币政策最终目标的变量集。由于这些变量之间存在交互影响，而向量自回归（VAR）的统计技术善于处理变量间的交互影响，因此我们使用 VAR 来检验利率调整的货币政策的传导效果。向量自回归统计模型的标准形式为（35）式。

$$Y_t = C + \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \dots + \phi_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (35)$$

其中， Y_t 为 6×1 维内生变量向量，具体为 $Y_t = (r, pro, unem, inflation, balance, dax)^T$ 。 r 为利率； pro 为产出； $unem$ 为失业率； $inflation$ 为通货膨胀率； $balance$ 为国际收支状况； dax 为金融市场波动。 ε_t 为 6×1 维外生变量向量，代表白噪音向量； C 为 6×1 维常数向量； ϕ 为 6×6 维自回归系数矩阵。

目前全球有九个国家或地区实行了负利率政策，分别为丹麦、匈牙利、欧元区、瑞士、瑞典、挪威、保加利亚、日本和波黑。日本从 2016 年 2 月才开始实施负利率，数据区间太短；丹麦等国的数据不全，无法进行严格的统计分析，而且这些国家货币政策的影响力相对较小，所以我们使用欧元区数据来进行检验。欧元区现为世界第二大经济体（根据 2016 年的 IMF 数据，美国 GDP 世界第一，欧元区各国的 GDP 加总后为世界第二，中国 GDP 世界第三），因此针对欧元区的数据进行分析具有很强的代表性与说服力。我们准备设置两个 VAR 模型，第一个 VAR 模型检验正利率时期（2003 年 1 月至 2012 年 6 月）的利率调整效

果，第二个 VAR 模型检验负利率时期（2014 年 6 月至 2016 年 12 月）的利率调整效果，然后通过对比研究不同时期的利率调整的效果差异，来证明命题 1 与命题 3，最后再使用统计描述的方法来证明零利率时期（2012 年 7 月至 2014 年 5 月）的命题 2。本文的样本空间完整的覆盖了欧洲央行利率调整的三个时期，因此得到的结果能很好的体现正利率、零利率与负利率背景下的货币政策调整效果。

表 1 变量符号及定义

变量名	变量定义	对应数据
r	ECB 的基准利率	ECB 的隔夜存款利率
pro	项目产出/社会总产出	欧元区工业生产指数
unem	就业状况	欧元区失业率
inflation	物价水平	欧元区通货膨胀率
balance	净出口	欧元区贸易余额
dax	金融市场状况	德国 DAX 指数

变量集 Y_t 中一共有六个变量：第一个是利率，用欧洲央行基准利率中的隔夜存款利率替代；第二个是生产总值，反映企业投资项目的总产出以及欧元区的总体经济状况，使用工业生产指数来替代；第三个是失业率，用来反映欧元区的就业状况；第四个是通货膨胀率，反映欧元区物价水平的变化；第五个是商品贸易余额，反映欧元区的进、出口状况；第六个是德国股市 DAX 指数，代表欧元区的金融投资状况。各数据序列来源于欧洲央行数据库、全球经济指标数据网和 wind 资讯，变量的具体符号与定义如表 1。

（二）数据处理

1、平稳性检验

我们采用 ADF 单位根检验来验证数据的平稳性。正、负利率时期的检验结果如表 2。

表 2 正、负利率时期的变量平稳性检验结果

利率时期	变量名称	统计量	概率值	结论
正利率	r	-1.619684	0.4692	不平稳
	d(r)	-4.495773	0.0004	平稳***
	pro	-1.245591	0.6525	不平稳
	d(pro)	-4.107992	0.0014	平稳***
	unem	-0.702336	0.8410	不平稳
	d(unem)	-2.889597	0.0498	平稳**
	inflation	-2.737559	0.0710	平稳*
	d(inflation)	-5.248297	0.0000	平稳***
	balance	-2.091033	0.2487	不平稳
	d(balance)	-14.80327	0.0000	平稳***
负利率	dax	-2.011082	0.2818	不平稳
	d(dax)	-9.203397	0.0000	平稳***

	r	-1.058301	0.7188	不平稳
	d(r)	-5.834679	0.0000	平稳***
	pro	-1.700144	0.4206	不平稳
	d(pro)	-3.122209	0.0359	平稳**
	unem	0.597906	0.9872	不平稳
负利率	d(unem)	-7.979647	0.0000	平稳***
	inflation	-1.057114	0.7192	不平稳
	d(inflation)	-4.423590	0.0016	平稳***
	balance	-2.612627	0.1016	不平稳
	d(balance)	-4.215323	0.0030	平稳***
	dax	-1.976209	0.2951	不平稳
	d(dax)	-4.858977	0.0005	平稳***

单位根检验结果显示，正、负利率时期下的六个变量均为一阶单整序列，我们对各变量数据进行一阶差分处理，得到平稳的时间序列。

2、协整检验

本文采用 Johansen 协整检验来判断变量间是否存在协整关系，结果如表 3。数据显示，在 5% 的显著性水平下，正利率时期和负利率时期下的 ECB 隔夜存款利率与企业实体经济项目产值以及其他宏观经济变量之间均存在协整关系，说明上述序列之间存在长期关系，可以进行后续的统计检验。

表 3 Johansen 协整检验结果

利率时期	变量名称	统计量	概率值	结论
正利率时期	0 个协整向量	146.2189	0.0000	拒绝
	最多 1 个协整向量	94.96404	0.0002	拒绝
	最多 2 个协整向量	61.35718	0.0017	拒绝
	最多 3 个协整向量	28.84660	0.0640	接受
负利率时期	0 个协整向量	140.1753	0.0000	拒绝
	最多 1 个协整向量	84.87953	0.0020	拒绝
	最多 2 个协整向量	43.54149	0.1199	接受

3、最优滞后阶数

我们以 AIC 和 SC 信息准则为标准，结合 VAR 模型的稳定性，确定正利率时期的最优滞后阶数为 1 阶，负利率时期的最优滞后阶数为 2 阶。检验结果如表 4。

表 4 最优滞后阶数检验

利率时期	lag	LR	FPE	AIC	SC	HQ
正利率	0	NA	8.455257	19.16205	19.31281	19.22315
	1	1744.036	3.73e-07*	2.224772	3.280097*	2.652501*
	2	57.96723	3.97e-07	2.280714	4.240603	3.075068
负利率	0	NA	7.06e-05	7.468852	7.751741	7.557449
	1	201.7657	9.32e-08	0.780440	2.760662*	1.400621
	2	64.28877*	2.86e-08*	-0.754849*	2.922705	0.396915*

4、格兰杰因果检验

格兰杰因果检验可以用来检验某个变量的滞后期是否对另几个变量的当期值有影响，正、负利率时期各变量间的格兰杰因果检验结果如表 5。

表 5 格兰杰因果检验结果

原假设（变量 X 不是变量 Y 的格兰杰原因）		正利率时期		负利率时期	
变量 X	变量 Y	χ^2 统计量	概率值	χ^2 统计量	概率值
r	pro	3.367246	0.1857	10.53021	0.0052
	unem	5.276458	0.0715	1.285367	0.5259
	inflation	3.355605	0.1868	6.664949	0.0357
	balance	0.872526	0.6464	0.428642	0.8071
	dax	10.70554	0.0047	1.967626	0.3739

观察表 5 相应的 χ^2 统计量和概率值可得：在正利率时期，利率（r）是产出（pro）、失业率（unem）、通货膨胀率（inflation）和金融市场指数（dax）的格兰杰原因，表明在正利率时期，货币当局可通过利率政策的调整，达到影响各项重要宏观经济指标的目的。而在负利率时期，利率（r）只是产出（pro）和通货膨胀率（inflation）的格兰杰原因，表明与正利率时期相比，负利率时期的利率调整影响范围较小，仅仅通过操作利率工具可能难以实现货币当局的经济目标。

四、不同利率阶段的脉冲响应与经济学解释

（一）正利率时期

图 1 显示了在正利率时期，利率（r）的变动对宏观经济指标的冲击效果。第一幅子图为利率对欧元区产出的影响。在前 4 期，利率降低促使产出水平大幅度上升，最大值出现在第 2 期，之后利率下调的影响逐渐减弱，产出的变动幅度也相应减缓。第二幅子图为利率对欧元区通膨率的影响，利率降低在短期内提高了通胀，长期中通胀会震荡回落。第三幅子图为利率对欧元区失业率的影响，虽然失业率初期居高不下，但随着利率降低，失业率也在不断降低。第四幅子图为利率对欧元区净出口的影响，净出口经过短期震荡后缓慢盘升，说明利率降低适当的增加了净出口。第五幅子图为利率对金融市场的影响，数据显示降低利率迅速的刺激了股市上行，并增加了资本市场的波动幅度。

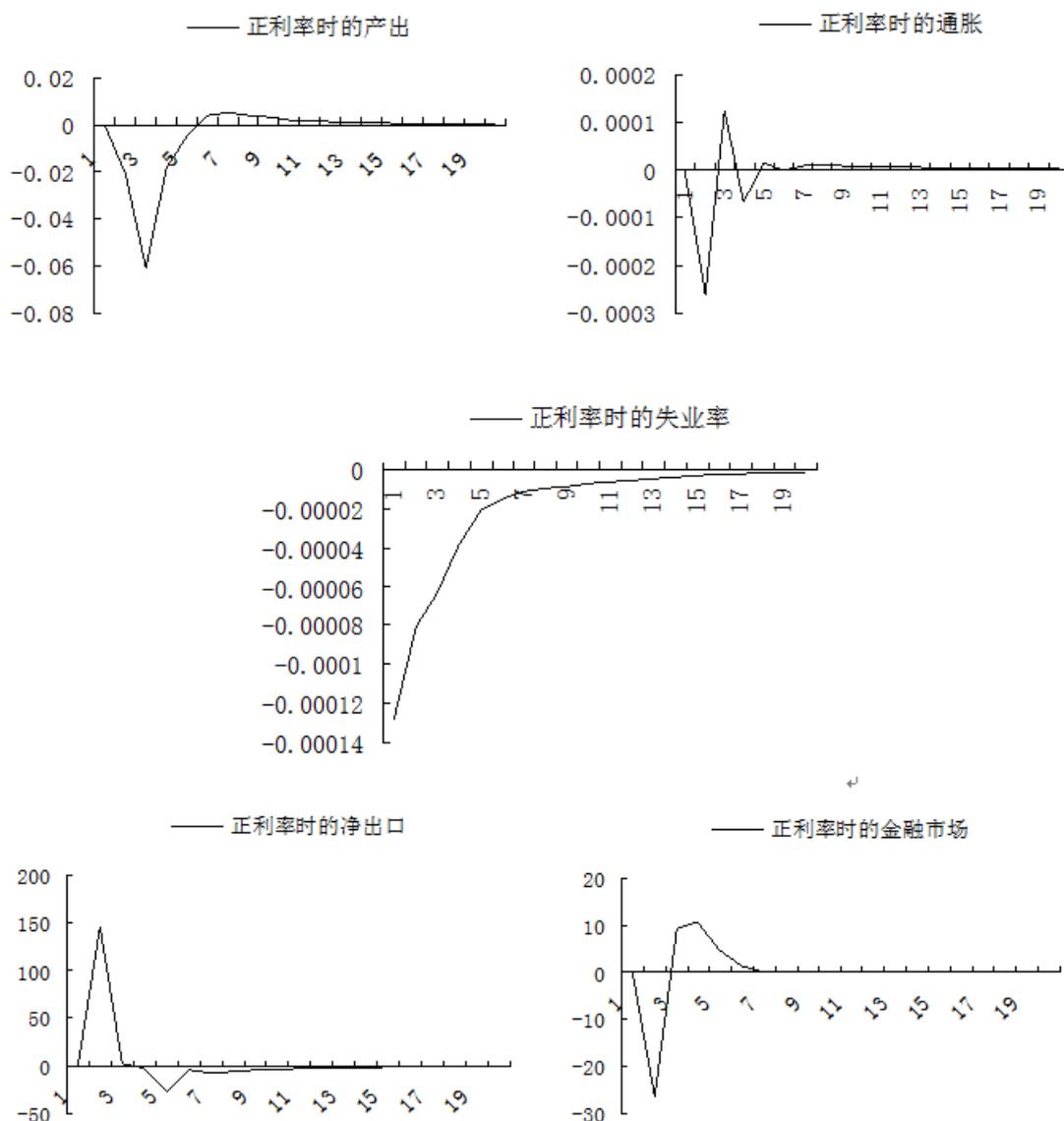


图1 正利率时期的脉冲响应结果

综合来看，正利率背景下，降低利率可以促进企业增加产出、抬升通胀、降低失业率、增加净出口，正面效果明显，因此很好的证明了命题 1 的结论，即正利率前提下，降低利率可以增加企业产出，增加对实体经济项目的投资。

（二）负利率时期

图 2 显示了在负利率时期，利率（ r ）的变动对宏观经济指标的冲击效果。第一幅子图为利率对欧元区产出的影响，利率降低伴随着企业产出的下降，说明利率下降并没有起到促进产出的效果。第二幅子图为利率对欧元区通胀的影响，利率降低时通胀率也降低，说明调低利率不能起到拉抬通胀率的效果。第三幅子图为利率对失业率的影响，利率降低对控制失业率起到了一定的作用。第四幅子图为利率对净出口的影响，降低利率在短期内增加了净出

口,但是数据波动幅度非常大。第五幅子图为利率对金融市场的影响,降低利率的影响不定,振幅也非常大。

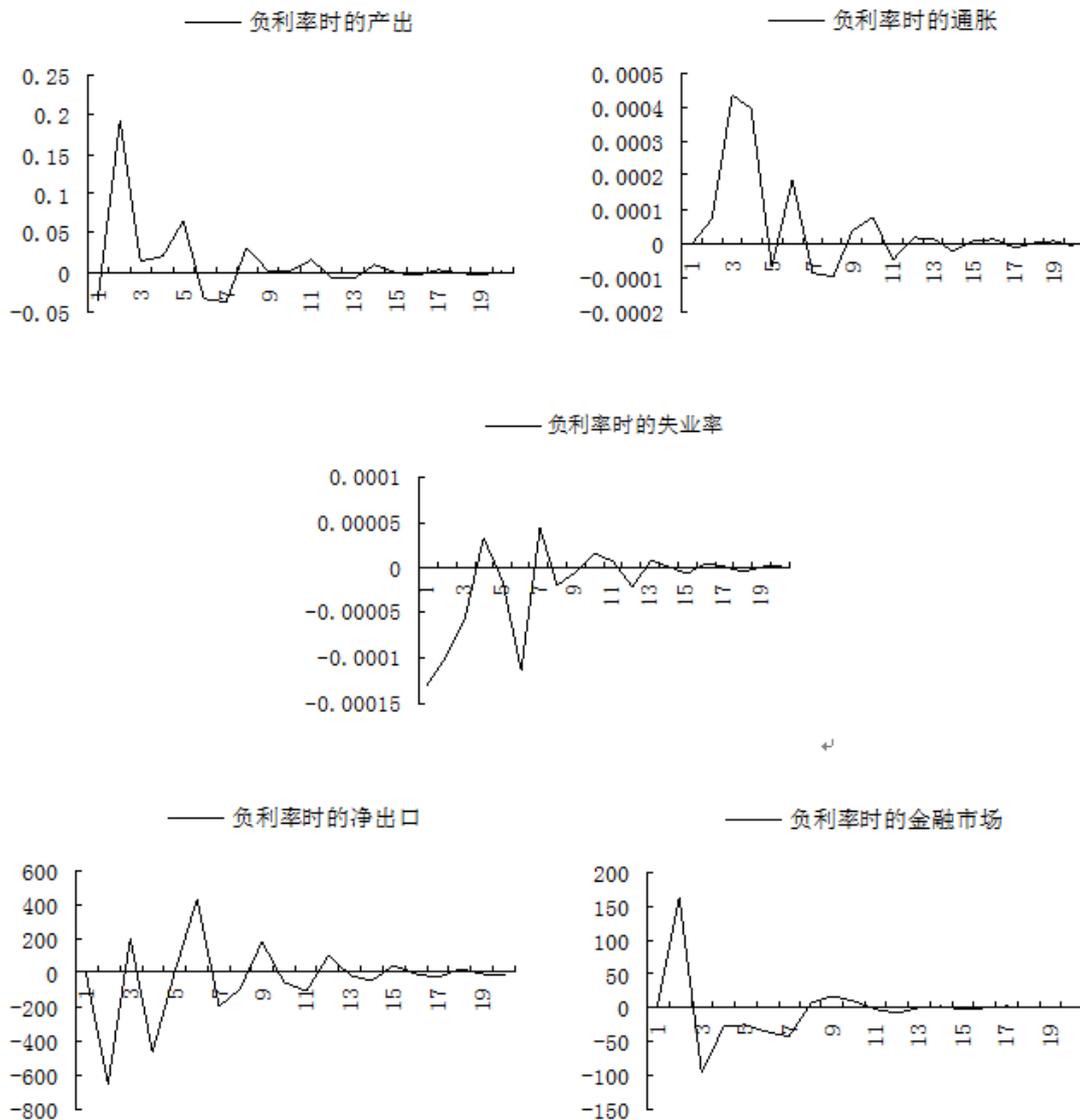


图 2 负利率时期的脉冲响应结果

综合来看,负利率背景下,降低利率虽然对失业率与净出口有一定的促进作用,但整体上看会降低企业产出,也不能够提升通胀率,效果明显差于正利率背景下的利率降低的效果。于是证明了命题 3 的结论,即在负利率的前提下,如果企业投资不能获得充分收益,那么降低利率并不会促使企业增加投资,反而会降低企业产出。

(三) 零利率时期

零利率时,由于利率没有波动率,所以无法利用脉冲响应函数来描绘利率与宏观经济变量之间的相关性。为了能够更加直观地观察全部变量在零利率时期的波动情况,我们将各宏

观经济变量的环比变化率列示在图 3 中。数据显示，在零利率时期，各宏观经济变量都围绕着横轴有一定的波幅，但利率却一直保持零值，这说明宏观经济变量波动与利率没有太大关联。

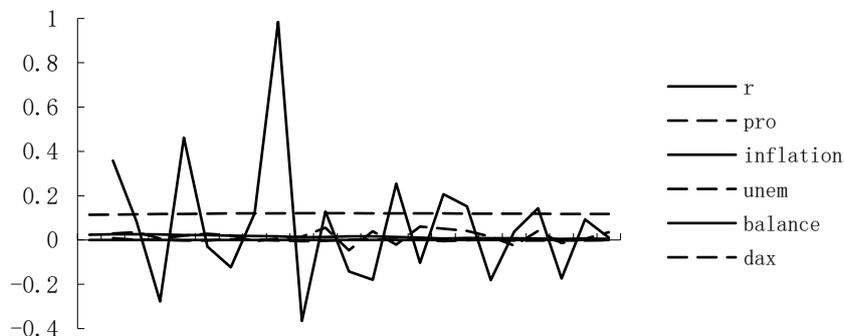


图 3 零利率时期的统计描述

表 6 零利率与宏观经济变量的相关系数矩阵

	balance	dax	infaltion	pro	r	unem
balance	1.000000	0.601742	-0.643650	-0.471203	NA	0.446758
dax	0.601742	1.000000	-0.950320	-0.857867	NA	0.246583
inflation	-0.643650	-0.950320	1.000000	0.865899	NA	-0.380099
pro	-0.471203	-0.857867	0.865899	1.000000	NA	-0.058346
r	NA	NA	NA	NA	NA	NA
unem	0.446758	-0.380099	-0.058346	-0.058346	NA	1.000000

我们再计算出利率与其他宏观经济变量之间的相关系数，得到相关系数矩阵表格，如表 6。数据显示，利率与其他宏观经济变量的相关系数均为 NA，即宏观经济变量的波动与利率无关。图 3 与表 6 的数据检验均验证了命题 2，即在零利率背景下，传统的基于利率调整的货币政策会失效。

将图 1（正利率的脉冲效应）与图 2（负利率的脉冲效应）的五幅子图对应起来观察，整体来看，负利率背景下调低利率的效果远不如正利率背景下调低利率的效果好。例如，正利率时降低利率可以促进产出，负利率时降低利率却会压制产出；正利率时降低利率可以提升通胀，负利率时降低利率会压低通胀；正利率与负利率时降低利率都可以降低失业率，但负利率时的失业率降低存在反复震荡，不如正利率时的失业率降低得直接而坚决，净出口的波动也有类似特征。正利率与负利率时降低利率都会对金融市场产生很大的影响，但负利率时的金融市场涨幅的峰值是正利率时的金融市场涨幅峰值的 3 倍以上，负利率时的金融市场振幅也比正利率时的金融市场振幅要大，说明负利率时，降低利率不但更容易导致资金“脱实向虚”，而且会加大市场波动，导致更大的风险。

五、结论与政策建议

零利率与负利率是金融危机中一些国家货币政策的创新尝试。与常规的正利率背景下的货币政策传导不同,零利率与负利率的货币政策具有非常特殊与复杂的传导机理,在实践中,零利率与负利率的传导效果也具有很大的不确定性。对零利率与负利率的相关研究不但可以完善利率传导渠道的理论框架,对零利率与负利率的货币政策调整做出公正的评价,而且可以充分定位危机中的超低利率等货币政策的作用与效果,为各国货币当局评估不同阶段的利率政策的有效性与制定恰当的货币政策提供行动指南。

本文首先在以往学者的研究基础上建立宏观经济模型,求解正利率、零利率与负利率背景下的企业收益最大化,分析在不同利率阶段,利率的变化对企业行为选择与实体经济的影响;然后,基于欧元区的数据,使用向量自回归等技术方法,分阶段检验与对比了正利率、零利率与负利率的传导效果。研究结论是:

第一,应当重视与深入研究零利率与负利率的传导机理。与常规的正利率背景下的货币政策调整不同,零利率与负利率具有特殊而复杂的传导机理,因此不能将正利率的相关结论简单机械的套用到零利率与负利率的传导分析中来。

第二,在负利率的背景下,继续降低利率并不一定会促使企业加大投资与推动实体经济发展。企业行为选择的关键还是要看实体经济项目的收益状况,只有在带来较大正收益的前提下,负利率才可能起到正面的促进作用。否则,即便政府帮助来增加对企业的资本投入、降低人力投入的成本或者提高生产技术水平,都无法促使企业扩大对实体经济项目的投资。

第三,如果实体经济项目不能带来充分的收益,那么负利率相当于向企业提供了一个零风险零成本的套利机会,企业有可能通过加杠杆的形式将负利率的收益投向虚拟经济,导致资金“脱实向虚”,一旦泡沫破灭会形成巨大的金融风险。

我国当前并没有出现零利率与负利率的货币政策环境,但是近年来由于经济不断下行,实体经济投资的回报率不断下降,企业投资实体经济项目已经难以获得令人满意的收益,此时宏观当局如果仅仅降低利率将难以达到促使企业加大实体投资的目的。从理论上讲,降低利率确实可以降低企业的融资成本,也等于是增加了企业的收益,但当实体经济回报率下降时,企业不一定会将增加的收益运用于新增投资。此时企业可能会有两种选择,第一种是加杠杆把降低利率带来的收益投向虚拟经济,第二种是不做任何投资将收益持有到期获取稳定回报。无论哪种选择都是宏观当局不愿意看到的,前者会导致脱实向虚、增加风险,后者将使货币政策失效,无法达到促进经济的目的。由此可见,在促进实体经济复苏的过程中,增

加项目的投资回报率才是解决问题的关键所在。政府一方面可以通过货币政策降低企业的融资成本，另一方面还需要在需求端进一步拉动以增加企业的投资回报，这样才能有效促进供给侧结构性改革，推动中国经济再次迈上新台阶。

参考文献

- [1] 丁玉. 欧央行负利率政策实施效果研究[J]. 新金融, 2017(1):60-63.
- [2] 段剑锋. 负利率与长期停滞:日本的教训和启示[J].新金融,2016(9):4-7.
- [3] 范志勇, 冯俊新, 刘铭哲. 负利率政策的传导渠道和有效性研究[J]. 经济理论与经济管理, 2017, (2): 13-22.
- [4] 管涛. 负利率能够治通缩吗?[J]. 金融论坛,2016(08): 7-10+50.
- [5] 郭杨. 名义负利率政策是否实现了通胀和汇率调控目标?——基于五个经济体的实证分析[J]. 南方金融,2016,(10):29-37.
- [6] 谭小芬. 负利率政策的理论及实践评估[J]. 中国外汇,2016,(05):14-17.
- [7] 熊启跃, 王书滕.“负利率”与大型银行的净息差管理策略[J]. 金融监管研究, 2017,(2):65-80.
- [8] 郑联盛. 欧洲负利率政策的经济政治根源及对中国的影响[J]. 国际金融, 2014(7):57-61.
- [9] Andreas Jobst and Huidan Lin,2016,“ Negative Interest Rate Policy (NIRP): Implications for Monetary Transmission and bank profitability in the euro area,” IMF working papers 16/172, 2016.
- [10] Boubaker S,Gounopoulos D and Nguyen D K,2017,“Assessing the effects of unconventional monetary policy and low interest rates on pension fund risk incentives,”. Journal of Banking & Finance, 2017,V77:35-52.
- [11] Carlos Arteta,Ayhan Kose,Marc Stocker and Taskin Temel,2016,“Negative Interest Rate Policies: Sources and Implications,” CEPR Discussion Paper No. DP11433.201, <https://ssrn.com/abstract=2823458>
- [12] Cebiroglu G. and Unger S.,2017,“On the Relationship of Money Supply, Consumer Demand and Debt,” Social Science Electronic Publishing,<https://ssrn.com/abstract=2923252>,2017-2-24.
- [13] Christian Grisse,2016,“ Lower bound beliefs and long-term interest rates,” http://198.74.49.97/ijcb2016/4.Grisse_Krogstrup_Schumacher.pdf
- [14] Claudio Borioand Gambacorta L.,2017,“Monetary Policy and Bank Lending in a Low Interest Rate Environment: Diminishing Effectiveness?”Bis Working Papers NO 612, 2017.
- [15] Cociuba S E,Shukayev M and Ueberfeldt A.,2016,“Collateralized borrowing and risk taking at low interest rates,” European Economic Review, 2016, 85:62-83.
- [16] Dominik Stroukal and Božena Kadeřábková,2016,“Negative Interest Rates and Housing Bubbles,”the Civil engineering Journal,2016(4),article no20. http://www.civilengineeringjournal.cz/archive/issues/2016/2016_4/4-2016-0020.pdf
- [17] Elliot Aurissergues,2016,“The missing corporate investment, are low interest rate to blame ?” HAL Id: halshs-01348574,2016,<https://hal-pse.archives-ouvertes.fr/halshs-01348574/document>

- [18] Fatih Tuluk,2016,” Liquidity Management Systems, Negative Interest Rates and Endogenous Theft,”
http://ftuluk.com/assets/ftuluk_research_paper223134.pdf
- [19] Fontaine J, Hatley J and Walton A.,2017,”Repo Market Functioning when the Interest Rate Is Low or Negative,” Bank of Canada Staff Discussion Papers 2017-3,2017.
- [20] Harald Hau and Lai S.,2016,”Asset allocation and monetary policy: Evidence from the Eurozone,” *Ssrn Electronic Journal*, 2016, 120(2):309-329.
- [21] Hervé Hannoun,2015,”Ultra-low or negative interest rate:what they mean for financial stability and growth,”
<https://www.bis.org/speeches/sp150424.pdf>
- [22] Netzén Örn, M. ,2017,”Negative Interest Rate & the Level of Household Debt: A Vector Autoregressive approach in a European perspective,” <http://umu.diva-portal.org/smash/record.jsf?pid=diva2:1077817>
- [23] Peter Praet,2017,”The ECB’s monetary policy: past and present,”<http://www.ecb.europa.eu/press/key/date/2017/html/sp170316.en.html>
- [24] YoshinoNaoyuki, FarhadTaghizadeh–Hesary and Miyamoto Hiroaki,2017,”The Effectiveness of Japan’s Negative Interest Rate Policy,”*ADB Working Paper Series NO.652*,2017.
- [25] Yuzo Honda and Hitoshi Inoue,2017,”The Effectiveness of the Negative Interest Rate Policy in Japan: An Early Assessment,” *Discussion Papers In Economics And Business* 17-02,2017,<http://www2.econ.osaka-u.ac.jp/library/global/dp/1702.pdf>
- [26] Yves Mersch,2017,” Behaving responsibly in a low interest rate environment: A central banker’s perspective,”
<http://www.ecb.europa.eu/press/key/date/2017/html/sp170210.en.html>

跨境资本流动监测预警体系的构建和应用

陈卫东¹ 王有鑫²

【摘要】在我国资本账户逐步开放、人民币跨境流动增加、汇率波动频繁的背景下，构建跨境资本流动监测预警指数对于预防突发性、恐慌性的资本外流，以及汇率调控都具有重要意义。基于全面性、科学性和重要性原则，本文选取宏观经济运行、外部金融状况、外债风险和金融市场 4 大类 19 个指标作为监测预警体系的备选指标，利用格兰杰因果关系检验法和主成分分析法选出跨境资本流动的先行指标和同步指标，构建预警指数；同时利用历史数据和因果关系检验法进行验证，发现预警指数具有较好的预测效果。未来我国跨境资本流动将更加频繁，受利率、汇率、避险情绪等国内外市场指标的影响将越来越大，应构建本外币一体化的跨境资本流动监测预警体系，强化对企业层面跨境资本流动规模和流向的跟踪监测，将能够反映灰色渠道和非法跨境资本流动规模指标纳入监测体系，以全面、真实掌握跨境资本流动情况。

【关键词】跨境资本流动 监测预警体系 主成分分析法

随着市场化发展和各项改革推进，我国面临的跨境资本流动环境日益复杂，仅通过国际收支平衡表很难直接获取真实的跨境资本流动情况，因而对汇率和外汇储备变动做出及时有效预测难度加大。这不仅影响市场主体资产配置和风险规避行为，还会影响监管机构调控精度和效果。本文试图利用主成分分析法构建跨境资本流动监测预警指数，预测未来跨境资本流动方向和规模，在人民币加入 SDR、跨境资本流动愈加频繁多变的背景下，构建预警指数对于预防突发性、恐慌性的资本外流，以及汇率调控都具有重要意义。

一、文献综述

纵观国内外现有研究，目前学者主要关注金融危机和货币危机的预警体系构建，而专门

¹陈卫东，IMI 学术委员，经济学博士，中国银行国际金融研究所所长

²王有鑫，经济学博士，中国银行国际金融研究所研究员

针对跨境资本流动监测预警体系的研究相对较少。然而，二者不可割裂，跨境资本异常流动与金融危机和货币危机之间存在着显著相关性，部分先行或同步指标可同时反映二者变化。因此，现有研究对我国跨境资本流动监测预警指数的建立有着重要的借鉴意义。

Kaminsky（1998）通过检验 20 个国家 102 次金融危机，发现一国经济过于脆弱会导致金融危机发生，此外，基于实际利率与长期趋势的偏离、广义货币与外汇储备总额的比值、产出和资本价格等具体指标构建的指数对于危机有较好的预警功能。Berg（2004）对前人模型中的变量自相关问题做出了改进，认为基于货币高估程度、外汇储备损失、实际利率、外债与出口增长比值等指标构建的指数，对于跨境资本流动引致的危机有较好的预警作用。IMF（2001）建立了新兴经济体脆弱性预警体系（VEE），强调关注包括跨境资本流动在内的国际收支风险，希望在经济处于良好状态下发现其早期脆弱性，并提出相应的政策措施。IMF 和 FSB（2010）基于 VEE 和发达经济体脆弱性预警体系（VEA）建立了联合预警体系（EWEs），以此加强包括资本外部冲击在内的宏观审慎监管。总的来说，国外对跨境资本流动预警体系的针对性研究较少，大多对金融危机整体采取预警监控。

随着我国资本项目逐步开放，国内相关研究逐渐增加。国家外汇管理局（2003）建立“中国资本流动脆弱性分析和预警体系”项目，该项目首先从理论角度对资本流动脆弱性进行详细分析，得出我国建立预警体系的必要性，之后结合韩国、巴西等国资本流动监测预警体系的经验，开发出了高频债务检测系统和市场预期调查系统。在国家外汇管理局这两个预警系统的基础上，赵蓓文（2007）细分建立了包括间接投资、直接投资、对外债务、外汇交易在内的四个子系统的跨境资本流动监测预警指标体系。周豪和温小敏（2010）以宁波市 2001-2009 年涉外经济数据为具体研究对象，发现工业生产总产值、货币信贷政策和人民币实际有效汇率等指标对跨境资本流动存在较为明显的先导作用。洪昊（2010）针对“热钱”跨境流动建立了双向监测预警体系，预警指数中包括外商直接投资对资本总流入比率、中美利差、一年期人民币对美元 NDF 升贴水率等 7 项指标，预警效果总体较好。在此基础上，张俊（2012）将预警系统进一步扩展，运用不同类型指标，分项目建立了“热钱”预警得分模型、外债预警得分模型、经常项目下资金流动预警模型和资本项目下资金流动预警模型，并实证检验了四个模型的稳定性。李伟（2013）以 2000-2012 年数据为基础，将包括国内 PPI 增长率、个人结售汇差额增长率和中国房地产景气指数在内的 9 个先行指标合成了跨境资本流动预警指数，并对预警指数的准确性进行了检验。杨晓蓉（2016）从跨境交易纵向增长对比、内部横向对比和宏观经济增长三个维度选取指标，构建了跨境资本流动监测的综合预警指数，但研究存在数据较少、期限较短和缺乏利率汇率等因素的问题。此外，中国人民银行上海总部跨

境人民币业务部课题组（2016）基于上海自贸区的实践提出了全口径日常监测体系，该体系数据包括资金规模、对外负债、利率监测、中美汇率监测、主体指标检测、本外币指标监测等多个维度，在指标选取层面扩展了现有研究思路，但研究范围局限于上海自贸区。

总体来看，近年来随着我国跨境资本流动规模的增加，对于建立监测预警的需求程度也随之增加，相应预警指数的研究也较为丰富，指数构建的细致程度、涵盖范围和预警的整体效果也不断提升。但是现有研究还存在着以下缺陷：一是研究时间多是在人民币升值周期，主要关注资本流入的风险。而当前人民币处于波动周期，资本账户开放程度提高，资本外流渠道增加，因此需要关注新环境下的资本外流风险。二是现有预警体系大多是基于资本流动分项指标构建的，缺乏对国内宏观环境和国际环境的考量。考虑到当前我国经济处于调整期，同时美联储处于加息缩表周期，如果对国内和国际宏观因素不加考虑，也是不合理和不全面的。三是跨境资本流动不仅受美元指数变动和美联储利率决策影响，同时也与其他 SDR 货币汇率和利率变动有关。2016 年人民币加入 SDR 货币篮子，人民币汇率中间价形成机制也由原来主要盯住美元改为参考 CFETS 一篮子货币汇率指数，因此需要考虑更多币种汇率和利率的变动情况。

因此，基于上述问题本文在以下方面做出了改进：一是样本研究范围更广，数据截止到 2017 年二季度，包含资本流动最新动态；二是在预警指数构建中既包含资本流动分项指标，也包括国内国际宏观环境指标；三是除美元汇率和利率外，在预警指数构建中还增加其他 SDR 货币汇率和利率变动指标，更加全面的反映国际环境变化对我国跨境资本流动的影响；四是扩展研究方法，利用主成分分析法构建预警指数，可以控制指标之间的相关性，利用历史数据和格兰杰因果关系检验法对预警指数和跨境资本流动关系进行因果关系检验，可以验证预警指数的合理性。

二、跨境资本流动监测预警指标的选取原则和方法

跨境资本无序流动会通过一国或地区经济金融指标反映出来。跨境资本流动监测通过观察或跟踪这些指标，诊断金融体系或资本市场的健康程度，即市场脆弱性诊断。跨境资本流动预警就是当部分重要经济或金融指标超过设定的阈值时向市场发出警示信号，以便相关金融机构、监管机构和管理层及时做出应对举措或采取干预行为，规避资本外流损失，如汇率大幅波动、股市崩盘等。因此，对于资本账户开放程度逐渐提高和跨境资本流动日趋频繁的

中国来说，建立全面并有效的跨境资本流动监测和预警体系就显得尤为重要，不仅可以预防危机、削减危机发生之后的经济损失，同时有利于建立有效的宏观审慎监管机制。

（一）预警体系构建思路

构建跨境资本流动监测预警体系主要分三个步骤：一是选择跨境资本流动监测备选指标；二是从备选指标中提炼出先行指标和同步指标，判定先行指标和同步指标的基本思路是比较跨境资本流动和备选指标的因果关系，本文采用格兰杰因果检验方法，以确保指标选取的合理性；三是将多个先行、同步指标合成为预警指数。

本文提取先行、同步指标的具体方法是：如果备选指标是跨境资本流动的单向格兰杰原因，则备选指标为先行指标；如果跨境资本流动是备选指标的单向格兰杰原因，则备选指标为滞后指标；如果备选指标与跨境资本流动互为格兰杰原因或者格兰杰因果检验不显著，则备选指标为同步指标。考虑到实际的预测效果和指标的时间频率，本文所涉及的指标均为季度数据，因此本文在进行格兰杰因果检验时，采用的是滞后一期的结果。

将先行、同步指标合成为预警指数的关键是确定各个指标的权重。由于指标之间通常是互相关联的时间序列变量，直接进行回归分析容易导致多重共线性的问题，因此本文选择利用主成分分析法将多个先行、同步指标进行组合，以形成具有较好预测能力的预警指数。

（二）备选指标选取原则和标准

在已有的关于跨境资本流动监测预警体系的研究文献中，还没有就如何建立指标体系达成统一意见，学者们在研究过程中所选取的指标也各不相同。基于前人的研究成果，同时结合跨境资本流动的特点，本文在跨境资本流动监测预警体系备选指标选取过程中，遵循了以下原则：

第一，全面性。跨境资本流动是由多方面因素共同决定的，本文在构建指标体系过程中，综合考虑宏观经济运行状况、外部金融市场状况、外债风险情况和金融市场运行状况，将外部金融市场发展和内部宏观经济运行状况结合起来，力求指标体系全面性。

第二，科学性。本文在选择指标时，考虑了指标的度量准确性，也尽可能地避免指标之间重复性。同时本文采用了格兰杰因果检验方法进行指标筛选，挑选出跨境资本流动的同步或领先指标。此外，为了降低指标之间相关性，本文还运用了主成分分析方法，挑选出能够包含大多数指标信息的几个主成分，保证跨境资本流动监测预警指标体系的科学性。

第三，重要性。建立跨境资本流动监测预警体系的最主要目的，是为了能较好的控制和防范跨境资本流动特别是短期国际资本流动对我国经济发展造成的不利影响。而在经济发展

过程中，影响跨境资本流动因素很多，本文依据重要性原则，在构建指标体系过程中，主要挑选跨境资本流动的同步或领先指标。

（三）预警指标的确定

在政治体制和社会发展基本稳定的前提下，基于以上原则，同时借鉴前人对跨境资本流动的研究成果，本文挑选了 19 个指标，作为跨境资本流动监测预警体系的备选指标。具体而言，主要分为 4 类：宏观经济运行指标、外部金融状况指标、外债风险指标和金融市场指标。

表 1 跨境资本流动监测预警备选指标

宏观经济运行指标	GDP 增长率 (Growth)、通货膨胀率 (Inflation)
外部金融状况指标	人民币与美元利率差 (Difference)、人民币与日元利差 (Difference one)、人民币与英镑利差 (Difference two)、人民币与欧元利差 (Difference three)、人民币兑美元汇率 (Exchange)、人民币兑英镑汇率 (Exchange one)、人民币兑欧元汇率 (Exchange two) 和人民币兑日元汇率 (Exchange three)、外汇储备 (Reserve)、外汇储备充足率 (Ratio)
外债风险指标	外部负债率 (Debt)、短期外债比率 (Short)、债务担保率 (Guarantee)
金融市场指标	股票市场平均收益率 (Return)、上海银行间同业拆借利率 (Interest)、银行不良贷款率 (Loan)、非储备性质的资本和金融账户 (Account)

一是宏观经济运行指标。经济基本面的变化与跨境资本流动有着密切联系。经济持续快速发展能够增强投资者信心，而经济基本面恶化则会导致投资者恐慌，加大对汇率未来贬值的预期，引发大规模资本流出。由于市场主体反应需要时间，通常经济基本面恶化对跨境资本流动的影响有滞后效应，大约滞后半年左右。本文选取的宏观经济运行指标包括 GDP 增长率和通货膨胀率。

GDP 增长率用于衡量一国经济增长速度，该指标反映了一国经济发展所处的阶段，增长率过高则说明经济过热，增长率过低或者为负时表示一国经济可能进入衰退阶段。

通货膨胀率是衡量一国宏观经济状况是否稳定的重要指标，该指标可以反映央行稳定币值的能力或决心、当前经济发展状况以及货币过量供给对经济产生的影响。通货膨胀率过高，从而形成本币贬值压力，不利于汇率的稳定，同时可能引发大规模跨境资本流出。由于国家统计局没有公布季度通货膨胀率，用以月度环比 CPI（原始数据为以上月为 100，本文将其换算成以上月为 1）连乘的方式计算出季度的环比 CPI，然后计算通货膨胀率，季度实际通货膨胀率=（本季度环比 CPI-1）*100。

二是外部金融状况指标。外部金融状况变化对于跨境资本流动具有直接的引导作用，本文选取的外部金融状况指标包括人民币与美元利差、人民币与日元利差、人民币与英镑利差、人民币与欧元利差、人民币汇率、外汇储备和外汇储备充足率。

人民币与美元利差是用上海银行间同业隔夜拆借利率减去美国联邦基金利率。美国实行和退出量化宽松货币政策对我国经济的溢出渠道之一便是利率，根据利率平价理论，在资本具有充分国际流动性的条件下，投资者的套利行为使得国际金融市场上以不同货币计价的相似资产收益率趋于一致。当前，美联储处于加息周期，会引起跨境资本外流。此外，本文还在指标体系中加入了人民币与日元利差、人民币与英镑利差和人民币与欧元利差。

对于人民币汇率的衡量，本文选用人民币兑美元汇率、人民币兑英镑汇率、人民币兑欧元汇率和人民币兑日元汇率衡量。自 2005 年汇率改革以来，人民币汇率决定机制逐渐趋于市场化，受外汇供求影响增大，汇率水平变动与跨境资本流动走势密切相关。

外汇储备是衡量一国综合国力的重要指标之一，它能够调节国际收支、稳定汇率、保持本币国际信誉、确保国民经济健康发展，同时，外汇储备的波动反映了国内货币供求关系的力量对比。外汇储备作为我国调节国际收支、稳定外汇市场和防范金融风险能力的标志，在当前汇率波动频繁、金融市场动荡不安背景下，具有非同寻常作用。

外汇储备充足率是用外汇储备除以国内生产总值。该指标用于衡量我国外汇储备的充沛程度。适度的外汇储备有利于增强综合国力、有效保护我国金融安全，促进国民经济健康发展。外汇储备不足会显著降低我国金融稳定性，加大发生金融危机可能性，但是外汇储备过快增长或者说过量的外汇储备也会导致经济结构失衡、通货膨胀泡沫等负面效应。

三是外债风险指标。对外债务是一国外部经济风险的直接衡量，根据期限长短又可以将对外债务分为长期外债和短期外债。对外债务具有两面性，一方面，如果利用得当，对外债务可以有效促进一国长期经济增长，特别是在经济发展水平较低、资本积累不足的国家，对外债务更是发挥了重要作用；但是如果利用不好，则很容易导致对外债务积累过多，国家经济风险增大，甚至于引发资本恐慌，出现大规模跨境资本流出危险局面。本文选取的外债风险指标主要有外部负债率、短期外债比率和债务担保率。

外部负债率是外债余额与 GDP 比率，用于测度一国对于外部债务依赖程度，同时也衡量了外债潜在的偿还风险，一般认为，外汇储备是一国债务偿还面临困难时的最后屏障。

短期外债比率是指短期外债占全部外债比率。短期外债流动性高，对跨境资本流动的影响较大，是外债风险的主要来源。

债务担保率是指外汇储备与短期外债比率，用来衡量国家应对突发性、短期债务偿还时的能力。

表 2 备选指标的描述性统计

	平均值	中位数	最小值	最大值	标准差
GDP 增长率	7.99	7.59	6.10	11.90	1.44
通货膨胀率	0.60	0.68	-1.00	2.25	0.83
中美利差	2.18	1.90	0.65	3.81	0.89
中欧利差	2.22	2.40	-0.45	3.90	0.96
中日利差	2.31	2.39	0.62	3.83	0.85
中英利差	1.88	2.06	-0.32	3.45	0.89
人民币兑美元汇率	6.48	6.42	6.12	6.89	0.28
人民币兑欧元汇率	8.23	8.17	6.78	10.10	0.88
人民币兑日元汇率	6.77	6.51	5.06	8.25	1.06
人民币兑英镑汇率	9.91	9.97	8.48	11.21	0.68
外汇储备	31611.02	32252.84	19264.21	39852.99	5538.99
储备充足率	148.11	151.52	97.60	189.26	24.23
外部负债率	39.73	35.25	28.98	69.15	10.55
短期外债比率	68.35	69.36	51.52	79.23	7.40
债务担保率	5.98	5.79	3.16	11.26	2.26
股市收益率	2.43	2.56	-30.19	32.16	13.76
SHIBOR 利率	2.38	2.49	0.83	3.93	0.84
不良贷款率	1.33	1.25	0.90	2.04	0.34
资本金融账户	10.92	188.71	-1658.62	1402.93	849.89

四是金融市场指标。由于资本具有追逐利润的天然特性，一国金融市场发展状况与跨境资本流动关系十分密切。由于我国金融市场尚未实现全面开放，合法的跨境资本进出渠道较少。对于跨境资本流动中的“地下”或灰色渠道，此类跨境资本流动多为短期投机资本，流动性强且风险较大，应当保持密切关注。本文选取的金融市场指标包括股票市场平均收益率、上海银行间同业拆借利率、银行不良贷款率和非储备性质的金融账户。

为了在备选指标中挑选出跨境资本流动的同步指标和先行指标，本文采用格兰杰因果检验方法。检验之前，需要计算每季度的跨境资本流动规模，计算方法参考陈卫东和王有鑫（2016）构建的分析框架，将跨境资本流动分为四部分：扣除储备资产的资本和金融账户变动值、扣除价格因素的官方和民间外汇资产变动值、隐藏在净误差与遗漏项中的资本流动规模以及香港贸易套利资金流动规模。在 2014 年之前，跨境资本以净流入为主，随着 2014 年下半年人民币进入贬值周期，贸易套利资金流入规模逐渐下降，资本和金融账户以及官方和民间外汇资产外流加剧，此消彼长之间跨境资本流动方向由净流入转为净流出（图 1）。进入 2017 年，随着人民币汇率企稳回升，外汇储备重新实现正增长，跨境资本流动也逐渐由

流出再次转为流入，上半年跨境资本净流入 1917.5 亿美元，而去年同期为净流出 2197.3 亿美元。

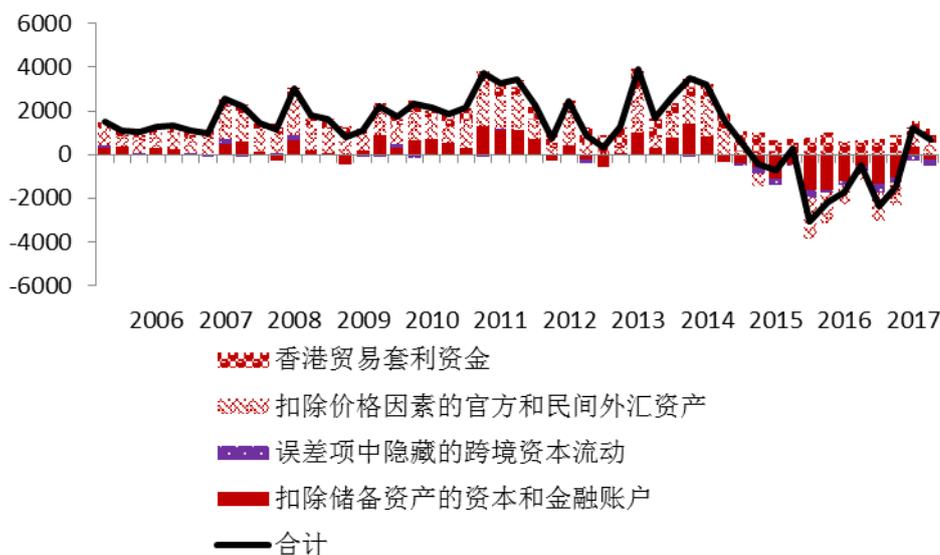


图 1 近十年中国跨境资本流动走势图（单位：亿美元）

在计算出跨境资本流动规模后，利用格兰杰因果关系检验方法筛选预警指标。计算结果见表 3，滞后期均设定为滞后一期。由表 3 可知，GDP 增长率、通货膨胀率、人民币兑美元汇率、外汇储备、外部负债率、股票市场平均收益率、非储备性质的资本和金融账户、人民币兑欧元汇率、人民币兑英镑汇率和人民币与欧元利率差是跨境资本流动的同步指标，人民币与美元利差、外汇储备充足率、上海银行间同业隔夜拆借利率、银行不良贷款率、人民币与日元利率差和人民币与英镑利率差为跨境资本流动的滞后指标，而债务担保率和人民币兑日元汇率则为跨境资本流动的领先指标。接下来本文将利用主成分分析法将跨境资本流动同步和领先指标合成为预警指数。值得一提的是，本文还在指标体系中，加入了前一期的跨境资本流动，以控制跨境资本流动的自相关特征。

表 3 格兰杰因果检验结果

类型	变量
领先指标	债务担保率、人民币兑日元汇率
同步指标	GDP 增长率、通货膨胀率、人民币兑美元汇率、人民币兑欧元汇率、人民币兑英镑汇率、人民币与欧元利率差、外汇储备、外部负债率、股票市场的平均收益率、非储备性质资本和金融账户
滞后指标	人民币与美元利差、人民币与日元利差、人民币与英镑利差、外汇储备充足率、短期外债比率、上海银行间同业拆借利率、银行不良贷款率

三、基于主成分分析法的跨境资本流动监测预警指数

（一）预警指数的计算过程

尽管已经通过格兰杰因果检验方法挑选出跨境资本流动的先行指标和同步指标,但是这些指标不仅和跨境资本流动存在相关关系,指标之间也存在着较强的相关性。因此,为了避免多重共线性对预测效果的影响,本文没有采用大多数研究中通过回归分析来进行预测的方法,而是通过主成分分析法,将跨境资本流动的先行和同步指标合成为预警指数,再利用预警指数来对跨境资本流动走势进行预测。

通过将原本具有一定相关关系的指标转换为互相之间不相关的综合指标,主成分分析不仅消除了不同指标因为量纲不同进而难以比较的问题,还消除了变量之间的相关性所造成的多重共线性问题,起到降低维度的作用。主要原理是将跨境资本流动的先行指标和同步指标进行线性组合,形成新的综合指标,且这些综合指标的选择是根据线性组合的方差来进行判断。第一主成分是在所有的线性组合中方差最大的,在排除了第一主成分(F1)的信息后,再根据方差的大小挑选出第二主成分(F2),需要保证 $Cov(F1,F2)=0$ 。依此类推,在本文的监测预警体系中,共有 13 个指标,因此,可以构造出第三、第四、...、第十三个主成分。

数据处理过程主要分为三步,第一步是通过相关系数矩阵得出相应的特征值和贡献率;第二步是根据特征值和贡献率挑选主成分,一般而言,挑选的是特征值大于 1 的主成分,且这些主成分的累计贡献率应达到 80%以上;第三步是根据挑选出来的主成分,运用因子载荷矩阵来计算跨境资本流动的预警指数。

在进行主成分分析之前,为了消除指标之间不同量纲的影响,本文首先将跨境资本流动的同步指标和先行指标进行标准化,即将原始数据先减去平均值,再除以标准差。接下来本文计算了各主成分的特征值、贡献率和因子载荷矩阵,结果如表 4 和表 5 所示。由于前三个主成分特征值均大于 1,且累计贡献率达到要求,因此本文只采用了前三个主成分因子,并通过因子载荷矩阵来计算预警指数。

表 4 相关系数矩阵的特征值和贡献率

成分	特征值	差分	比例	累计特征值	累计贡献率
1	6.31	4.11	0.49	6.31	0.49
2	2.20	0.81	0.17	8.51	0.65
3	1.39	0.47	0.11	9.89	0.76
4	0.91	0.11	0.07	10.81	0.83
5	0.80	0.32	0.06	11.61	0.89
6	0.48	0.08	0.04	12.09	0.93
7	0.40	0.17	0.03	12.49	0.96
8	0.23	0.08	0.02	12.72	0.98

9	0.15	0.08	0.01	12.87	0.99
10	0.07	0.03	0.01	12.93	1
11	0.04	0.02	0.00	12.97	1
12	0.02	0.01	0.00	12.99	1
13	0.01	--	0.00	13.00	1

表 5 因子载荷矩阵

变量	主成分 1	主成分 2	主成分 3
资本流动	0.741	0.497	-0.125
GDP 增长率	0.684	0.247	0.450
通货膨胀率	0.277	0.237	0.361
中欧利差	-0.563	0.702	0.115
人民币兑美元汇率	0.450	-0.719	0.349
人民币兑欧元汇率	0.963	0.066	-0.056
人民币兑日元汇率	0.797	0.092	0.287
人民币兑英镑汇率	0.802	0.168	-0.142
外汇储备	-0.681	0.681	-0.169
外部负债率	-0.781	-0.234	0.289
债务担保率	0.905	-0.188	-0.282
股市收益率	0.054	-0.257	-0.775
资本金融账户	0.770	0.403	-0.080

通过因子载荷矩阵，可以得到 3 个主成分的数值，本文进一步根据三个因子的贡献率，加权平均得到预警指数（图 2）。值得注意的是，预警指数没有特定的含义，是函数计算结果，其正负并不与跨境资本流动方向完全一致，但有相关性，预警指数越大代表跨境资本流入规模越大或流出规模越小，预警指数越小，代表跨境资本流入规模越小或流出规模越大。因为指数是用来推断标准化之后的跨境资本流动，所以判断到底是资本流入还是资本流出，可以用预警指数计算出对应的真实跨境资本流动规模。随着样本期的后延，计算出来的预警指数数值也会发生一定程度的调整，但这并不影响分析结果，预警指数更多反映的是一种变化趋势和相对变化，单一时点的指数并没有意义，完整时间序列的数据对比才有意义。



图 2 2009 年以来中国跨境资本流动预警指数

（二）预警指数预测效果较好

跨境资本流动预警指数主要利用经济金融指标衡量跨境资本流动情况，因此，指标越能体现市场情况，预警指数准确性越高。考虑到 2009 年我国正式启动跨境贸易人民币结算业务之后，资本账户开放和汇率市场化程度逐步提高，跨境资本流动便利性和渠道增加，预警指数能够较好的反映跨境资本流动，因此，本文考察期从 2009 年开始。

首先，观察标准化之后的跨境资本流动与预警指数走势图，发现二者高度相关，预警指数很好的预测了跨境资本流动趋势（图 3）。为了证明结果的稳健性，本文还利用本文计算的预警指数和跨境资本流动真实值进行了对比，结果发现二者也高度相关，预警指数能够较好地预测跨境资本流动走势，二者相关系数高达 79% 以上（图 4）。以前两个预警指数观测点为例，2009 年第三季度的预警指数为 3.88，高于第二季度的 2.92，说明跨境资本流入规模在扩大，实际上也确实如此，2009 年四季度跨境资本流入规模为 2304 亿美元，高于第三季度的 1747.3 亿美元，滞后一期的预测结果很好。

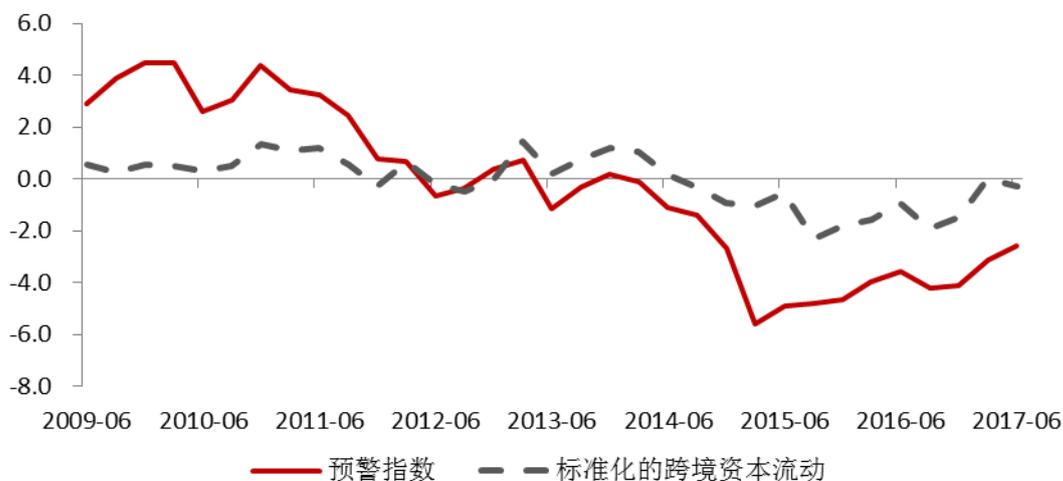


图 3 中国跨境资本流动（标准化之后）和预警指数的走势图

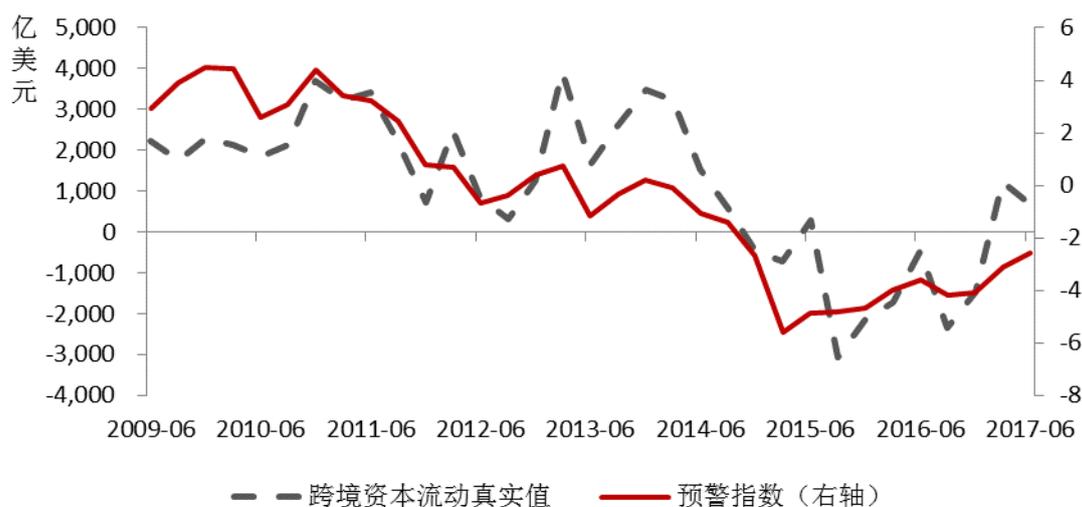


图4 中国跨境资本流动真实值和预警指数的走势图

其次，在有了直观印象之后，进一步对预警指数和跨境资本流动进行格兰杰因果关系检验（表6）。结果表明，在滞后一期的情况下，预警指数是跨境资本流动的格兰杰原因，也就是说，可以运用滞后一期（t-1期）的预警指数，来对下一期（t期）的跨境资本流动进行预测。

表6 跨境资本流动与预警指数的格兰杰因果检验

原假设	F 检验值	P 检验值	结论
预警指数不是跨境资本流动的格兰杰原因	3.97	0.036	领先
跨境资本流动不是预警指数的格兰杰原因	0.66	0.392	

最后，既然预警指数可以预测下一期的跨境资本流动规模，利用2017年第二季度的预警指数，对第三季度的跨境资本流动规模进行预测，通过回归分析及预测，预计2017年三季度可能存在1000亿美元左右的跨境资本流入，规模略超过二季度（695亿美元）。这个结果与三季度以来人民币汇率快速升值、跨境资本流动形势有所好转的现状相符，从各个角度证明预警指数合理性和前瞻性。

四、预警指数应用前景及启示

本文利用主成分分析法构建的跨境资本流动监测预警指数无论从拟合历史数据还是从预测未来数据等方面看，均表现出了较好的预测精确。未来随着资本账户的逐步开放，企业和居民全球资产配置意愿兴起，跨境资本流动将更加频繁，受利率、汇率、避险情绪等市场指标的影响也将越来越大，可以预见，预警指数的重要性将显著提升，对于防范突发性、恐慌性资本外流具有重要意义。

当然，人民币国际化发展也带来新的挑战，随着人民币加入 SDR，跨境资本流动的监测难度也相应提高。主要表现在：一是跨境资本流动渠道增加，风险判定难度加大。随着跨境资本流入流出渠道更加多样和灵活，企业主体收支币种错配、内购外结等形式的套利行为将更加难以监测；同时，银行、证券交易所人民币外汇创新组合产品、人民币计价离岸证券等产品将不断增加，风险敞口进一步扩大，风险识别难度加大。二是人民币将成为跨境资本流动的重要币种，会影响对整体规模和流动方向的判断。美元、欧元、英镑、日元、人民币等货币由于母国汇率、利率和货币政策走势不同，在跨境资本流动中扮演不同的角色，其流动规模和方向在不同阶段会有所差异。2015 年人民币以净回流为主，涉外收付款项下净回流规模为 502.7 亿美元，而 2016 年人民币跨境资本流动方向逆转，由净流入转为净流出，净流出规模达到 3094 亿美元，超过涉外收付款逆差。在美元跨境流动受限的情况下，人民币可能取代美元成为热钱和短期跨境资本流动的主体。三是跨境结算方式变化影响外汇管理效率。目前，外管局主要基于国际收支申报数据和银行结售汇数据对跨境资本流动进行监测，但人民币跨境结算增加和强制结售汇政策取消意味着汇兑环节减少，银行结售汇数据无法全面反映跨境资本流动规模，而企业和个人人民币收支数据仅需做国际收支申报，异常资本流动可能隐藏其中，资金来源和流向无法有效识别，将影响外汇管理效率。

因此，未来方向是要构建本外币一体化的跨境资本流动监测体系。当前我国宏观审慎监管框架主要对外币的跨境流动和跨境交易行为进行监测，而对人民币关注过少，缺乏对资本流向跟踪监测，缺乏预警功能和信息共享机制，监管效率有待提高。忽视对人民币跨境借贷、国际证券投资以及外汇市场操作风险的管控，会放大国内金融市场风险敞口。因此，我国应该建立多部门、多币种的宏观审慎监管框架和应急协调机制，一是加强沟通和信息交流，充分发挥人民银行牵头的金融监管协调部际联席会议的作用，加强对货币市场、资本市场、外汇市场和保险市场跨境资本流动和跨境交易的统一监控，制定有效措施加强对跨市场、跨机构和跨产品资本流动的监管。二是强化对企业层面跨境资本流动规模和流向的跟踪监测，加强主体监管职能，建立以银行为主、企业和个人等主体为辅的数据采集渠道，实现外汇和人民币跨境流动信息的逐笔采集，建立完整的、能够区分币种的跨境资本流动监测数据库，提高监测效率。三是不断完善跨境资本流动监测预警体系，将能够反映灰色渠道或非法跨境资本流动规模的指标纳入监测体系，以全面、真实掌握跨境资本流动情况。

参考文献

- [1] 陈卫东, 王有鑫. 人民币贬值背景下中国跨境资本流动: 渠道、规模、趋势及风险防范[J]. 国际金融研究, 2016 (4): 3-12
- [2] 国家外汇管理局资本流动脆弱性分析和预警体系课题组. 金融脆弱性分析: 中国跨境资本流动监测预警体系构建[M]. 中国商务出版社, 2005
- [3] 洪昊. 我国“热钱”跨境流动风险监测预警体系研究[J]. 浙江大学, 2010
- [4] 李伟, 乔兆颖, 柳光程. 中国跨境资金流动监测预警指标体系研究[J]. 金融理论与实践, 2013 (4): 56-59
- [5] 杨晓蓉, 朱智航, 章鹏. 跨境资金流动监测预警指标体系探析--以蚌埠市为例[J]. 经济视角, 2016 (2): 78-85
- [6] 张俊. 跨境资金流动预警机制与金融宏观调控研究[J]. 山西财经大学, 2012
- [7] 赵蓓文. 基于国际经验的中国跨境资本流动监测预警体系设计[J]. 上海金融, 2007 (5): 73-76
- [8] 周豪, 温小敏. 跨境资金流动风险监测预警指标体系的构建与实证分析[J]. 上海金融, 2010 (5): 73-77
- [9] 中国人民银行上海总部跨境人民币业务部课题组. 开放环境下跨境资金流动宏观审慎管理政策框架研究--基于上海自贸区的实践思考[J]. 上海金融, 2016 (6): 64-73
- [10] Berg A, Coke R. Autocorrelation-Corrected Standard Errors in Panel Probits: An Application to Currency Crisis Prediction[R]. IMF Working Papers, 2004 (39)
- [11] IMF. The IMF-FSB Early Warning Exercise--Design and Methodological Toolkit[R]. Washington, DC: International Monetary Fund, 2010a
- [12] Kaminsky G L. Currency and Banking Crises: The Early Warnings of Distress[J]. International Finance Discussion Papers, 1998, 99 (202): 1-41
- [13] Radelet S, Sachs D. The Onset of the East Asian Financial Crisis[J]. Social Science Electronic Publishing, 2000, 47 (6): 915-929

能源价格不确定性、固定资产投资与中国经济波动

俞剑¹ 程冬² 郑文平³

【摘要】本文采用贝叶斯结构向量自回归模型，利用 2003-2016 年中国宏观经济变量和煤炭与石油价格不确定性的季度数据考察了能源价格不确定性增加对中国经济波动的影响。研究发现：能源价格不确定性是影响中国经济波动的重要因素之一，它能够解释我国 10.75% 的实际国内生产总值波动。同时，能源价格不确定性增加不仅会直接抑制中国的产出水平，而且还会通过降低固定资产投资来间接降低产出水平，高能源依赖度省份受到的抑制效应大于低能源依赖度省份。对此，中国政府会采取扩张的财政政策和货币政策来应对能源价格不确定性增加所带来的负面影响。本文提出，重视能源价格波动的风险冲击，降低传统能源消费依赖度，是规避能源价格不确定性冲击的根本途径。

【关键词】能源价格不确定性 贝叶斯估计 结构向量自回归模型 中国经济波动

一、问题的提出与文献综述

近年来，伴随着我国工业化和城镇化的快速推进，中国经济增长对煤炭和石油等传统化石能源的消费需求不断增强。全国煤炭消费量从 1994 年的 640.4 百万吨（油当量）增加到 2014 年的 1949.3 百万吨（油当量），总体增幅超过 200%。同期，石油消费量从 140.3 百万吨增加到 515.5 百万吨，增幅达到 268%。与此同时，煤炭和石油价格（一阶矩）呈现剧烈波动，而且煤炭和石油价格的不确定性（二阶矩）也在不断增强。目前，已有的文献主要考察能源价格变化对中国经济波动的影响（林伯强和牟敦国，2008），忽视了能源价格波动背后的风险冲击所带来的负面影响。为了弥补这一不足，本文集中考察能源价格不确定性增加对中国经济波动的影响。

能源价格的二阶波动被认为是一种风险冲击，它主要从风险渠道来改变企业投资预期，进而影响一国经济的产出水平。这是因为，能源价格不确定性增加意味着外部风险加大，它

¹俞剑，中央财经大学经济学院，经济学博士

²程冬，范德比尔特大学经济系

³郑文平（通讯作者），对外经济贸易大学国际经济贸易学院

对一国产出水平具有短期抑制效应（Bloom, 2009）。Lee 等（1995）考察了石油价格不确定性冲击对美国宏观经济的影响。他们采用向量自回归模型（VAR）研究发现，在 1949-1992 年间，石油价格剧烈波动引起的不确定性增加对美国产生了显著的负面影响。Ferderer（1996）采用 VAR 模型也得到了相似结果，他指出油价不确定性增加会抑制美国的总产出水平。Ahmed 和 Wadud（2011）采用结构向量自回归模型（SVAR）考察了 1986-2009 年间油价不确定性冲击对马来西亚的影响。结果发现，油价不确定性增加会抑制马来西亚的产出水平。同时，马来西亚政府会采取宽松的货币政策来刺激经济，从而削弱油价不确定性增加所带来的负面影响。Rafiq 等（2009）、Rafiq 和 Salim（2014）、Bilgin 等（2015）采用时间序列和面板数据回归方法考察了油价不确定性对中国、印度、印度尼西亚、马来西亚、菲律宾和泰国等亚洲国家的影响。结果表明，油价不确定性冲击对亚洲各国的产出水平都有显著的负面影响。

事实上，能源价格不确定性增加不仅会给一国经济发展带来负面影响，而且还会间接地通过抑制企业短期投资来进一步影响当前和未来的产出增长潜力（Bernanke, 1983; Bloom 等, 2007; Gulen 和 Ion, 2016）。早在 1983 年，Bernanke 提出了“不可逆投资理论”（Irreversible Investment Theory）。他指出，只要企业投资是满足局部不可逆的，能源价格不确定性增加势必会削弱企业生产和投资的积极性，造成当前投资下降。这是因为能源价格不确定性升高，使得企业延迟投资的期权价值增加。在这种情况下，企业延迟投资的动机增强，造成短期投资下滑。这一观点得到了许多学者的支持。Bloom 等（2007）通过数值模拟研究发现，英国制造业企业的短期投资行为与“不可逆投资理论”是完全吻合的。Gulen 和 Ion（2016）在 Bernanke（1983）的研究基础上进一步指出，如果一个企业的不可逆投资占比越高，则不确定性冲击引发的“怠工效应”（Slow-down Effect）就越显著。

目前，越来越多的文献集中考察了能源价格不确定性冲击对企业投资的传导影响。如 Yoon 和 Ratti（2011）采用误差修正模型分析了 1971-2006 年间能源价格不确定性冲击对美国制造业企业投资的影响。他们发现，当能源价格不确定性增加时，美国制造业企业的销售额增长率提高 20% 只能带动企业投资增加 1.7%。但是，当不存在能源价格不确定性冲击时，销售额增长率提高 20% 能够使得企业投资增加 2.7%。可见，能源价格不确定性增加在一定程度上削弱了需求因素对美国企业投资的正反馈效应。Elder 和 Serletis（2009, 2010）采用 SVAR 模型研究发现，油价不确定性上升会造成加拿大和美国制造业企业的投资下降。通过跨国比较分析，Carrière-Swallow 和 Céspedes（2013）指出，与发达国家相比，能源价格不确定性增加对新兴经济体国家中企业投资的负面冲击更大、持续时间更长。韩国高（2015）

采用 GMM 估计方法和 2003-2014 年中国制造业上市公司数据研究发现, 能源价格不确定性增加通过减弱中国制造业上市公司投资对销售收入增长率的正向反馈来降低投资水平。

鉴于上述分析, 本文将利用 2003-2016 年中国宏观经济变量和煤炭与石油等化石能源价格不确定性的季度数据, 采用结构向量自回归方法 (Structural Vector Auto-regression, SVAR) 来考察能源价格不确定性增加对中国经济波动的影响。同时, 为确保有限样本估计的精度, 我们将通过贝叶斯方法给出点估计的 95% 置信区间。本文的主要目的有两个: 一是在宏观加总层面上, 考察中国实际公共财政支出、货币供应量、通货膨胀率、实际国内生产总值、实际固定资产投资等宏观经济变量对能源价格不确定性增加的脉冲响应, 同时从方差分解的角度探讨能源价格不确定性冲击是否是造成中国经济短期波动的重要因素; 二是根据我国各省能源消费不平衡的特征, 依次考察高能源依赖度省份和低能源依赖度省份的宏观经济变量对能源价格不确定性增加的反应。与既有文献相比, 本文的边际贡献有两点: 一是考察能源价格的二阶波动对中国经济波动的影响, 二是以 2003-2016 年间煤炭和石油在我国一次能源消费结构中的占比为权重, 构建一个综合的能源价格不确定性指标。并在此基础上, 考察我国不同能源依赖度省份的宏观经济变量对能源价格不确定性增加的反应。

本文接下去的结构安排是: 第二部分是经验研究方法的设定, 第三部分是变量选择与数据预处理, 第四部分是经验研究结果与分析, 第五部分是主要结论与政策建议。

二、经验研究方法的设定

本文的研究重点是考察能源价格不确定性冲击对中国经济波动, 特别是对实际国内生产总值和实际固定资产投资的动态影响, 而不是考察实际国内生产总值和实际固定资产投资波动的影响因素是什么。在本文中, 我们建立一个六变量结构向量自回归模型。其中, 宏观经济变量包括实际公共财政支出、货币供应量 (M1)、通货膨胀率、实际国内生产总值和实际固定资产投资。在六变量 SVAR 模型中, 本文采用短期限制来识别结构参数。各个变量的顺序排列依次是能源价格不确定性、实际公共财政支出、货币供应量 (M1)、通货膨胀率、实际国内生产总值和实际固定资产投资。这种排序选择与已有的相关研究是一致的, 如 Sims (1980) 和 Kilian (2009)。具体而言, 本文这样排序的理由和依据是: 能源价格不确定性是本文最为关心影响中国经济波动的外部变量, 将它排在第一位。财政政策和货币政策是我国政府熨平经济波动、增加投资的重要手段。不仅如此, 自改革开放以来, 财政政策在推动地区经济发展和提高投资等方面的作用都强于货币政策, 也就是说, 财政政策在推动地区经

济发展方面起着主导作用（陈安平，2007）。于是，本文将财政政策排在第二位，而将货币政策放在第三位。接着，通货膨胀率会改变固定资产投资的成本进而影响经济波动，因而将它放在实际国内生产总值和实际固定资产投资之前。实际国内生产总值和实际固定资产投资是中国经济发展的两个核心变量。同时，实际国内生产总值从需求方面会影响固定资产投资决策。但是，当期的固定资产投资只能通过资本积累方程来影响下一期的产出水平，因而无法立即影响当期的实际国内生产总值，于是将实际固定资产投资放置在实际国内生产总值之后。于是，本文将上述变量集记为 $\{o_t, g_t, m_t, ir_t, y_t, i_t\}$ 。

接下来，我们建立一个标准的 p 阶向量自回归模型：

$$A_0 Y_t = A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \dots + A_p Y_{t-p} + \varepsilon_t, \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (1)$$

其中 $Y_t = \{o_t, g_t, m_t, ir_t, y_t, i_t\}^T$ 是一个六维的内生变量向量， $\{o_t, g_t, m_t, ir_t, y_t, i_t\}$ 中的六个元素依次代表能源价格不确定性，实际公共财政支出，货币供应量，通货膨胀率，实际国内生产总值，实际固定资产投资； T 是样本的时间跨度，也是内生变量的观测值个数； p 是向量自回归模型的滞后阶数； A_p 是内生变量向量的第 p 阶滞后项所对应的待估计的系数矩阵； ε_t 是随机扰动项组成的一个六维向量，代表六种对应的结构性冲击。假定 ε_t 服从均值为零且方差为 D 的高斯白噪声，即 $\varepsilon_t \sim WN(0, D)$ ，其中 D 为一个 6×6 的对角矩阵。

由于式（1）无法直接采用观测到的实际数据进行估计，因而需要先估计一个简化型的向量自回归模型，然后再引入一些特定的识别条件来识别和估计式（1）中的结构参数，如系数矩阵 A_p 和误差向量的方差协方差矩阵 D 。于是，考虑如下简化型的向量自回归模型：

$$Y_t = B_1 Y_{t-1} + B_2 Y_{t-2} + \dots + B_p Y_{t-p} + u_t, \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (2)$$

其中 $Y_t = \{o_t, g_t, m_t, ir_t, y_t, i_t\}^T$ 与式（1）完全一致； B_p 是简化型模型中内生变量向量的第 p 阶滞后项所对应的待估计的系数矩阵； u_t 是随机扰动项组成的一个六维向量，代表六种对应的简化型冲击。我们假定 u_t 服从均值为零且方差为 Σ 的高斯白噪声，即 $u_t \sim WN(0, \Sigma)$ ，其中 Σ 为一个 6×6 的对称但非对角矩阵。

结构向量自回归模型和简化型向量自回归模型之间的关联性体现在外生冲击、系数矩阵和误差向量的方差协方差矩阵这三个方面，表现为： $A_0^{-1} \varepsilon_t = u_t$ ； $B_i = A_0^{-1} A_i, i = 1, \dots, p$ ； $\Sigma = A_0^{-1} D (A_0^{-1})^T$ 。我们可以采用相互等价的最小二乘法或最大似然法来识别和估计式（2）中的参数。在估计之前，将式（2）改写为数据向量的形式：

$$Y = XB + u \quad (3)$$

其中，因变量和解释变量矩阵为 $Y = \{Y_{p+1}, Y_{p+2}, \dots, Y_T\}^T$ ， $X = \{X_{p+1}, X_{p+2}, \dots, X_T\}^T$ ；矩阵 X 中每个相应的分块矩阵表示为 $X_t = \{1, (Y_{t-1})^T, (Y_{t-2})^T, \dots, (Y_{t-p})^T\}^T$ ；扩大后的系数矩阵

为 $\mathbf{B} = \{c, B_1, B_1, \dots, B_p\}^T$; 误差项矩阵为 $\mathbf{u} = \{u_{p+1}, u_{p+2}, \dots, u_T\}^T$ 。 \mathbf{B} 和 Σ 的最小二乘或者最大似然估计值为: $\hat{\mathbf{B}} = [\mathbf{X}^T \mathbf{X}]^{-1} \mathbf{X}^T \mathbf{Y}$ 和 $\hat{\Sigma} = [\mathbf{Y} - \mathbf{X} \hat{\mathbf{B}}]^T [\mathbf{Y} - \mathbf{X} \hat{\mathbf{B}}] / (T - p)$ 。

在简化型向量自回归模型参数估计的基础上, 本文采用 Sims (1980) 提出的短期限制条件来识别和估计式 (1) 中的结构参数 A_p 和 D 。这种识别条件的选择是与本文所采用的数据结构相一致的。本文的数据频率为季度, 这使得我们可以假定某些结构性冲击 (比如投资冲击) 在同一个季度内不会对其他内生变量 (比如国内生产总值和通货膨胀率) 产生影响。为简单起见, 我们假定 $D = I$, 即 D 为单位矩阵, 则有 $\Sigma = A_0^{-1} (A_0^{-1})^T$ 。 Σ 作为一个 6×6 的对称矩阵, 其自由参数的个数为 21。相比之下, A_0 或 A_0^{-1} 作为一个任意的 6×6 矩阵, 其自由参数的个数为 36。自由参数个数不同, 意味着存在多个 A_0 使得 $\Sigma = A_0^{-1} (A_0^{-1})^T$ 。如何从 Σ 识别出唯一的 A_0^{-1} , 就是结构向量自回归模型中典型的结构参数识别问题。短期限制假定 A_0 是一个下三角矩阵, 这样就使得 Σ 和 A_0 的自由参数的数目相等, 从而能够从 Σ 识别出唯一的 A_0^{-1} 。在估计过程中, 我们通过对 $\hat{\Sigma}$ 做乔林斯基分解 (Cholesky Decomposition) 来得到 A_0^{-1} 的估计值, 并将其记为 \hat{A}_0^{-1} 。

由于上述对 A_0^{-1} 的估计只是点估计, 而且本文的样本量只有 54, 因而通过贝叶斯方法提供一个基于有限样本的区间估计是非常必要的。这也为本文的估计精度提供更为直接和有效的参考标准。鉴于此, 本文将在依据短期限制识别结构参数的基础上, 采用贝叶斯方法来为其构建 95% 的置信区间。假定 B 和 Σ^{-1} 的先验分布 (Prior Distribution) 分别来自于正态和维希特分布 (Wishart Distribution), 即 $B | \Sigma \sim N(B_0, \Sigma \otimes N_0^{-1})$ 和 $\Sigma^{-1} \sim W(S_0^{-1} / \nu_0, \nu_0)$, 则贝叶斯估计的具体过程表述如下:

第一步, 设定先验参数的值, 选取 $B_0 = 0$; $N_0 = 0$; $S_0 = 0$; $\nu_0 = 0$ 。

第二步, 引入数据并按照最小二乘法估计 B 和 Σ , 即得到 \hat{B} 和 $\hat{\Sigma}$ 。在贝叶斯估计中, 我们将其标记为 \hat{B}_T 和 $\hat{\Sigma}_T$ 。

第三步, 计算后验分布 (Posterior Distribution) 的参数, 我们将其记为 B_T , N_T , S_T 和 ν_T 。后验分布可以表示为 $B | \Sigma \sim N(B_T, \Sigma \otimes N_T^{-1})$ 和 $\Sigma^{-1} \sim W(S_T^{-1} / \nu_T, \nu_T)$, 其中后验参数满足:

$$B_T = N_T^{-1} (N_0 B_0 + \mathbf{X}^T \mathbf{X} \hat{B}_T); \quad S_T = \frac{\nu_0}{\nu_T} S_0 + \frac{T-p}{\nu_T} \hat{\Sigma}_T + \frac{1}{\nu_T} (\hat{B}_T - B_0)^T N_0 N_T^{-1} \mathbf{X}^T \mathbf{X} (\hat{B}_T - B_0);$$

$$\nu_T = T - p + \nu_0; \quad N_T = N_0 + \mathbf{X}^T \mathbf{X}.$$

第四步, 对于次数 $i = 1, 2, \dots, M$, 我们从后验分布里面随机抽取 \hat{B} 和 $\hat{\Sigma}$ 。每一次随机抽取后, 我们根据短期限制条件和 $\hat{\Sigma} = \hat{A}_0^{-1} (\hat{A}_0^{-1})^T$ 计算出 \hat{A}_0^{-1} 。假定 $M = 1000$, 则共计有 1000 组 \hat{B} , $\hat{\Sigma}$ 和 \hat{A}_0^{-1} 。

在上述贝叶斯估计的基础上,我们将主要通过脉冲响应和预测误差的方差分解来展示结构向量自回归的结果。脉冲响应表现的是回归模型中一个内生变量在受到某种外生的结构性冲击时,其对冲击反应程度随时间的变化过程。预测误差的方差分解体现的则是各种外生冲击对一个内生变量的预测误差总量方差的贡献程度。在本文中,脉冲响应和预测误差的方差分解能够从不同的侧面反映出能源价格不确定性增加对中国经济波动的影响,因此我们将同时呈现出这两种结果。为节省篇幅,我们将通过贝叶斯方法为脉冲响应的估计结果提供 95% 的置信区间,而预测误差的方差分解仅给出点估计结果。

三、变量选择与数据预处理

(一) 能源价格不确定性的计算

从已有文献来看,测算能源价格不确定性的方法大致有以下两类:一是直接采用由能源价格的历史数据计算得到的方差来衡量价格不确定性,如 Ferderer (1996) 和 Bashar 等 (2013);二是采用 GARCH (1, 1) 或者 GARCH-in-Mean 等计量模型得到的条件方差来刻画价格不确定性,如 Yoon 和 Ratti (2011) 和 Aye 等 (2014)。相比之下,由 GARCH (1, 1) 模型计算得到的条件方差更加相符不确定性的经济学含义。于是,本文采用这一方法来测算能源价格不确定性并进行实证研究。具体步骤如下:

首先,从万德 (Wind) 资讯行业数据库中获得中国秦皇岛港动力煤 (5800K) 平仓价和英国北海布伦特原油现货价格的每周数据,时间跨度是 2003 年 2 月 28 日至 2016 年 6 月 29 日;接着,采用美国劳工部公布的定基 CPI (以 2003 年 2 月=100) 将煤炭和石油的名义价格折算成实际价格并取自然对数;然后,分别采用 GARCH (1, 1) 模型计算得到的条件方差来表示煤炭价格不确定性和石油价格不确定性;最后,根据 2003-2016 年间煤炭与石油在我国一次能源中的消费占比,通过加权平均的方法计算得到一个综合性的能源价格不确定性指标。

(二) 中国宏观经济变量的选择与预处理

本文从中国国家统计局和中国人民银行网站上获得了 2003 年第 1 季度至 2016 年第 2 季度的公共财政支出、货币供应量 (M1)、国内生产总值及其同比增长率、固定资产投资与固定资产投资增长率。然后按照以下步骤计算 SVAR 中使用的宏观经济变量:(1) 由国内生产总值及其同比增长率计算得到实际国内生产总值 (以 2003 年为基期);接着,采用名义国内生产总值除以实际国内生产总值得到国内生产总值平减指数;然后,采用 X-12-ARIMA 方

法对实际国内生产总值进行季节性调整并取自然对数。(2) 由公共财政支出除以国内生产总值平减指数可得实际公共财政支出, 然后采用 X-12-ARIMA 方法对实际公共财政支出进行季节性调整并取自然对数。(3) 由固定资产投资及其同比增长率可以计算得到实际固定资产投资, 然后采用 X-12-ARIMA 方法对实际固定资产投资进行季节性调整并取自然对数。(4) 采用 X-12-ARIMA 方法对货币供应量进行季节性调整并取自然对数。(5) 从中国国家统计局获得 2002 年 10 月至 2016 年 6 月的环比 CPI 数据 (上月=100)。采用连乘的方法将月度环比 CPI 转换为季度环比 CPI; 接着, 计算相邻两个季度的 CPI 变化率, 可以得到 2003 年第 1 季度至 2016 年第 2 季度的通货膨胀率。由于实际国内生产总值、实际公共财政支出、实际固定资产投资与货币供应量都是非平稳的, 本文采用 HP 滤波方法来剔除各个变量的趋势成分, 最终得到各个变量的波动性成分都是平稳的。表 1 是各个变量剔除趋势性成分后的描述性统计。由表 1 可知, 所有变量均为季度数据且观测值个数为 54。其中, 能源价格不确定性的均值最大, 其次是货币供应量和实际固定资产投资, 实际国内生产总值、实际公共财政支出和通货膨胀率的均值排在第四位至第六位。

表 1 剔除趋势性成分后的各个变量描述性统计

变量	o	g	m	ir	y	i
观测值	54	54	54	54	54	54
均值	0.002321	-4.74e-11	1.70e-10	-0.0097568	-9.16e-12	6.87e-12
标准差	0.0055639	0.0389736	0.0401367	1.552282	0.0091468	0.018236
25%分位	0.0005396	-0.0258093	-0.0268392	-1.28751	-0.0061916	-0.0178919
50%分位	0.0009893	-0.0020237	-0.0033148	-0.0459832	0.0001042	-0.0012775
75%分位	0.0019417	0.0197216	0.0233897	1.106123	0.005094	0.0124609

四、经验研究结果与分析

(一) 贝叶斯结构向量自回归结果

图 1 展示了能源价格不确定性的一个标准差冲击对实际公共财政支出、货币供应量、通货膨胀率、实际国内生产总值和实际固定资产投资的单期脉冲响应过程。能源价格不确定性的一个正向标准差冲击对中国实际国内生产总值产生了明显的负面影响, 在滞后一个季度时, 负面影响达到最大值, 随后这种负面影响在滞后 10 个季度左右消失。这表明, 能源价格不确定性增加会显著抑制中国产出水平。该结果与理论预期和现实直觉是相符合的。与此同时, 实际固定资产投资也受到了明显的负面冲击, 这种负面影响在滞后一年左右达到最大值, 此后逐渐消失。Bernanke(1983)从微观视角解释了为什么能源价格不确定性增加会抑制投资。

他指出，能源价格不确定性增加意味着企业生产所面临的外部风险加大，此时，每个企业都倾向于延迟投资来应对外部风险的增加。在这种情况下，企业投资出现短期下滑是不可避免的。由此可见，本文的实证研究结果与不可逆投资理论也是吻合的。

通过实际公共财政支出和货币供应量对能源价格不确定性增加的脉冲响应可以看出，我国政府会采取扩张的财政政策和宽松的货币政策来刺激经济，以削弱能源价格不确定性增加对我国实际国内生产总值和实际固定资产投资的抑制效应。除此之外，能源价格不确定性增加对中国经济的短期抑制效应也会通过通货紧缩反映出来，即通货膨胀率对能源价格不确定性的一个正向标准差冲击的脉冲响应为负。

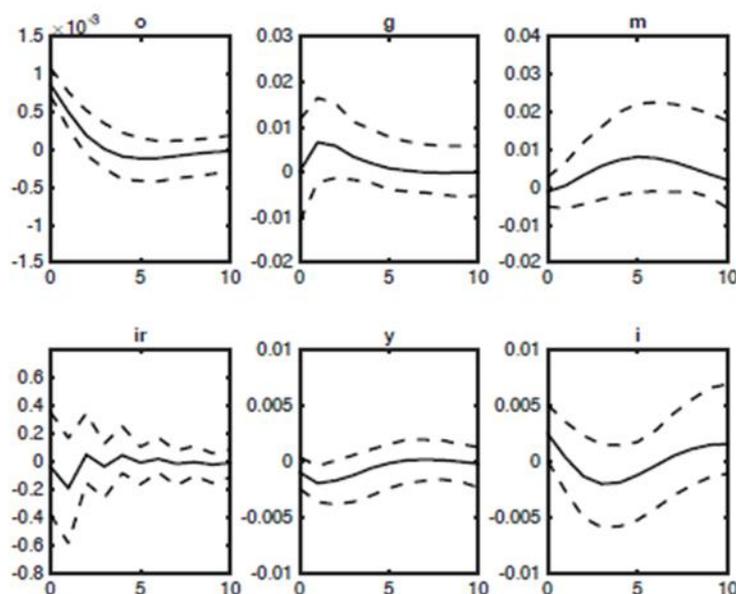


图 1 中国宏观经济变量对能源价格不确定性冲击的脉冲响应

表 2 和表 3 中的 Panel A 展示了我国实际国内生产总值和实际固定资产投资的方差分解结果。一方面，在预测 1 个季度时，实际国内生产总值自身能够解释约 89.7% 的波动，能源价格不确定性对实际国内生产总值波动的解释力度为 3.79%。其他因素对实际国内生产总值波动的解释力度均不足 3%。另一方面，在短期内，我国实际固定资产投资波动主要是由它自身的方差变动来解释。其中，在预测 1 个季度时，实际固定资产投资自身能够解释约 66% 的波动，排在第二位至第四位的依次是实际公共财政支出、通货膨胀率和能源价格不确定性，它们对实际固定资产投资的解释力度分别为 11.68%、9.45% 和 8.52%。然而，实际国内生产总值和货币供应量对实际固定资产投资的解释力度均较弱，不足 4%。

当预测季度的时间跨度不断增加时，能源价格不确定性对实际国内生产总值波动的解释力度不断增强，但是对实际固定资产投资波动的解释力度却有所减弱。具体表现为：能源价

格不确定性对实际国内生产总值波动的解释力度从 3.79% 增加至 11% 左右, 在预测 10 个季度的时间段内, 其平均解释力度达到 10.75%, 成为仅次于实际国内生产总值自身和实际固定资产投资之后的第三个重要因素。能源价格不确定性对实际固定资产投资波动的解释力度从 8.52% 下降到 4.53%, 然后缓慢增加至 6.24%。在预测 10 个季度的时间段内, 能源价格不确定性对实际固定资产投资波动的平均解释力度为 5.98%。由此可见, 能源价格不确定性冲击是解释我国实际国内生产总值波动和实际固定资产投资波动不可忽视的重要因素之一。

表 2 实际国内生产总值波动的方差分解结果

Panel A: 全国层面样本						
预测季度	<i>o</i>	<i>g</i>	<i>m</i>	<i>ir</i>	<i>y</i>	<i>i</i>
1	3.79%	2.50%	2.59%	1.42%	89.70%	0.00%
2	10.10%	4.38%	2.31%	0.85%	80.25%	2.12%
3	12.45%	7.80%	1.93%	1.35%	70.25%	6.21%
4	12.80%	10.78%	1.73%	1.43%	62.16%	11.09%
5	12.17%	11.92%	1.65%	2.00%	57.15%	15.11%
6	11.62%	11.96%	1.73%	2.21%	54.96%	17.53%
7	11.35%	11.63%	2.03%	2.38%	54.28%	18.33%
8	11.25%	11.65%	2.59%	2.37%	53.94%	18.20%
9	11.09%	12.23%	3.33%	2.33%	53.17%	17.86%
10	10.83%	13.09%	4.08%	2.31%	51.90%	17.80%
平均值	10.75%	9.79%	2.40%	1.86%	62.78%	12.43%
Panel B: 高能源依赖度省份						
预测季度	<i>o</i>	<i>g</i>	<i>m</i>	<i>ir</i>	<i>y</i>	<i>i</i>
1	0.57%	2.32%	-	7.61%	89.50%	0.00%
2	2.55%	3.32%	-	6.07%	81.49%	6.58%
3	4.47%	6.55%	-	4.95%	73.53%	10.51%
4	5.46%	8.58%	-	4.49%	69.13%	12.35%
5	5.83%	9.61%	-	4.29%	67.15%	13.11%
6	5.97%	10.06%	-	4.21%	66.32%	13.44%
7	6.01%	10.25%	-	4.18%	65.98%	13.58%
8	6.03%	10.33%	-	4.17%	65.84%	13.64%
9	6.03%	10.36%	-	4.16%	65.78%	13.66%
10	6.03%	10.38%	-	4.16%	65.76%	13.67%
平均值	4.89%	8.18%	-	4.83%	71.05%	11.05%
Panel C: 低能源依赖度省份						
预测季度	<i>o</i>	<i>g</i>	<i>m</i>	<i>ir</i>	<i>y</i>	<i>i</i>
1	2.34%	0.52%	-	15.88%	81.26%	0.00%
2	3.21%	0.76%	-	16.83%	75.48%	3.73%
3	4.91%	4.01%	-	15.25%	68.17%	7.65%
4	5.40%	8.72%	-	14.09%	61.25%	10.54%
5	5.23%	12.09%	-	13.26%	57.25%	12.17%
6	5.04%	14.05%	-	12.86%	55.13%	12.92%

7	4.96%	14.94%	-	12.68%	54.20%	13.22%
8	4.94%	15.30%	-	12.61%	53.82%	13.32%
9	4.95%	15.42%	-	12.59%	53.69%	13.36%
10	4.95%	15.46%	-	12.58%	53.65%	13.36%
平均值	4.59%	10.13%	-	13.86%	61.39%	10.03%

表3 实际固定资产投资波动的方差分解结果

Panel A: 全国层面样本						
预测季度	<i>o</i>	<i>g</i>	<i>m</i>	<i>ir</i>	<i>y</i>	<i>i</i>
1	8.52%	11.68%	1.07%	9.45%	3.70%	65.57%
2	4.78%	12.59%	0.62%	7.83%	12.75%	61.42%
3	4.53%	10.01%	0.63%	7.49%	21.64%	55.70%
4	5.71%	9.17%	1.40%	6.78%	27.28%	49.65%
5	6.57%	11.16%	2.91%	6.12%	28.59%	44.65%
6	6.46%	14.62%	4.69%	5.64%	26.82%	41.76%
7	5.86%	17.65%	6.10%	5.39%	24.27%	40.73%
8	5.49%	19.14%	6.85%	5.37%	22.56%	40.59%
9	5.65%	19.29%	7.01%	5.41%	22.07%	40.57%
10	6.24%	18.74%	6.86%	5.46%	22.38%	40.32%
平均值	5.98%	14.40%	3.81%	6.50%	21.21%	48.10%

Panel B: 高能源依赖度省份						
预测季度	<i>o</i>	<i>g</i>	<i>m</i>	<i>ir</i>	<i>y</i>	<i>i</i>
1	12.07%	15.22%	-	3.64%	3.17%	65.91%
2	10.98%	20.17%	-	7.16%	4.06%	57.64%
3	10.87%	20.31%	-	7.18%	4.51%	57.14%
4	10.98%	20.21%	-	7.30%	4.59%	56.92%
5	11.03%	20.22%	-	7.31%	4.61%	56.83%
6	11.07%	20.23%	-	7.31%	4.61%	56.79%
7	11.08%	20.24%	-	7.31%	4.61%	56.77%
8	11.08%	20.24%	-	7.31%	4.61%	56.77%
9	11.08%	20.24%	-	7.31%	4.61%	56.76%
10	11.08%	20.24%	-	7.31%	4.61%	56.76%
平均值	11.13%	19.73%	-	6.91%	4.40%	57.83%

Panel C: 低能源依赖度省份						
预测季度	<i>o</i>	<i>g</i>	<i>m</i>	<i>ir</i>	<i>y</i>	<i>i</i>
1	1.18%	3.26%	-	1.86%	6.17%	87.53%
2	0.81%	27.64%	-	1.59%	4.47%	65.48%
3	0.89%	32.80%	-	2.56%	3.88%	59.86%
4	1.32%	33.78%	-	2.47%	3.84%	58.59%
5	1.51%	33.96%	-	2.60%	3.90%	58.02%
6	1.60%	33.94%	-	2.60%	3.96%	57.89%
7	1.62%	33.93%	-	2.61%	3.99%	57.85%
8	1.63%	33.92%	-	2.61%	4.00%	57.84%
9	1.63%	33.92%	-	2.61%	4.00%	57.84%
10	1.63%	33.92%	-	2.61%	4.00%	57.84%

平均值	1.38%	30.11%	-	2.41%	4.22%	61.87%
-----	-------	--------	---	-------	-------	--------

实际上,中国各省的能源消费总量截然不同,不同地区间具有明显的能源消费不平衡特征。例如,山东省在 2014 年的煤炭和石油消费量分别达到 39562 万吨和 7816 万吨,然而青海省在 2014 年的煤炭和石油消费量仅为 1816.5 万吨和 143 万吨,消费总量不及山东省的 1/20。在这种情况下,能源价格不确定性增加对不同省份的经济波动影响必然不同。于是,本文以 2005-2014 年间各省在全国能源消费①中的占比均值的中位数为界,将所有省份划分为高能源依赖度省份和低能源依赖度省份两组。具体计算方法如下:

第一,从中国国家统计局获得我国 28 个省、自治区和直辖市(除山西省、贵州省和西藏自治区以外)②的煤炭和石油消费量数据,时间跨度是 2005-2014 年。考虑到每个省份的能源消费总量并非等于煤炭和石油消费总量的简单加总,因而本文需要根据能源折算标准煤的参考系数③来统一量纲,即将煤炭和石油消费量都转换为标准煤消费量,最终得到各个省份的能源消费总量及其在全国能源消费总量中的比重。由表 4 可知,山东省是我国能源消费总量最高的省份,能源消费总量从 2005 年的 23327 万吨标准煤(占全国的 11.13%)增加至 2014 年的 39425 万吨标准煤(占 11.41%),能源消费占比的平均值为 11.25%。紧随其后的是河北省、辽宁省和江苏省,这些省份能源消费占比在 2005-2014 年间的平均值都超过了 7%。其余省份能源消费总量在全国所占比重均低于 7%,海南省和青海省是我国能源消费最少的两个省份。2005-2014 年间,海南省和青海省的能源消费总量在全国能源消费总量中的比重不足 1%,大大低于全国平均水平(均值为 3.57%)。从各省能源消费占比的平均值来看,山东省是青海省的 27.4 倍,这一数据表明我国不同地区能源消费具有非常明显的不平衡特征。进一步分析发现,能源消费占比在全国排名前十四位的省份依次是山东、河北、辽宁、江苏、内蒙古、河南、广东、浙江、黑龙江、陕西、湖北、安徽、新疆,湖南,我们将这些省份标记为“高能源依赖度省份”;能源消费占比排在后十四位的省份依次是四川、吉林、上海、云南、福建、甘肃、天津、江西、广西、宁夏、重庆、北京、海南、青海,我们将它们标记为“低能源依赖度省份”。

表 4 各省能源消费总量在全国能源消费总量中的比重

高能源依赖度省份(前十四位)														
	山 东	河 北	辽 宁	江 苏	内 蒙 古	河 南	广 东	浙 江	黑 龙 江	陕 西	湖 北	安 徽	新 疆	湖 南
单位 年份	%	%	%	%	%	%	%	%	%	%	%	%	%	%
2005	11.13	7.68	8.02	7.39	4.84	6.75	4.99	4.74	4.12	2.91	3.58	3.12	2.42	3.43

国际货币评论

International Monetary Review

2006	11.48	7.16	7.62	7.11	6.91	6.84	5.06	4.75	3.89	3.23	3.55	2.96	2.46	3.22
2007	11.60	7.64	7.52	7.14	5.36	6.98	5.20	4.97	3.87	3.21	3.58	3.03	2.47	3.30
2008	11.82	7.35	7.38	6.87	6.13	6.85	5.25	4.77	3.98	3.38	3.24	3.31	2.60	3.09
2009	11.54	7.49	7.11	6.74	6.25	6.66	5.39	4.68	3.88	3.39	3.33	3.47	2.92	3.04
2010	11.31	7.06	7.00	6.79	6.36	6.46	5.80	4.58	3.83	3.70	3.62	3.34	2.97	2.91
2011	10.63	7.13	6.62	7.01	7.34	6.33	5.73	4.34	3.70	3.68	3.76	3.17	3.14	3.06
2012	10.90	7.12	6.66	6.95	7.60	5.63	5.51	4.10	3.78	4.20	3.66	3.21	3.56	2.88
2013	10.68	7.18	6.48	7.24	7.45	5.63	5.54	4.14	3.65	4.53	3.03	3.50	4.03	2.73
2014	11.41	6.69	6.35	7.02	7.71	5.36	5.49	3.99	3.70	4.73	2.99	3.57	4.44	2.58
平均值	11.25	7.25	7.08	7.03	6.60	6.35	5.40	4.51	3.84	3.69	3.43	3.27	3.10	3.02

低能源依赖度省份（后十四位）

	四 川	吉 林	上 海	云 南	福 建	甘 肃	天 津	江 西	广 西	宁 夏	重 庆	北 京	海 南	青 海
单位 年份	%	%	%	%	%	%	%	%	%	%	%	%	%	%
2005	3.00	2.86	3.15	2.28	1.84	2.12	1.88	1.70	1.30	1.23	1.43	1.59	0.12	0.39
2006	2.90	2.68	2.69	2.28	1.86	2.02	1.71	1.66	1.29	1.18	1.43	1.42	0.24	0.39
2007	3.03	2.61	2.46	2.16	1.94	2.08	1.65	1.69	1.41	1.25	1.45	1.39	0.58	0.43
2008	3.06	2.76	2.54	2.14	1.96	2.02	1.50	1.65	1.34	1.26	1.43	1.35	0.56	0.42
2009	3.27	2.63	2.35	2.27	2.18	1.88	1.49	1.60	1.41	1.32	1.48	1.28	0.57	0.38
2010	2.85	2.67	2.36	2.18	2.17	1.91	1.85	1.68	1.63	1.43	1.49	1.13	0.55	0.36
2011	2.56	2.77	2.19	2.03	2.24	2.01	1.84	1.65	1.93	1.71	1.51	0.96	0.56	0.38
2012	2.60	2.69	2.09	2.04	2.21	1.99	1.73	1.62	2.11	1.84	1.39	0.91	0.58	0.44
2013	2.56	2.59	2.27	2.04	2.10	2.02	1.83	1.73	2.07	1.97	1.21	0.78	0.51	0.49
2014	2.64	2.56	1.94	1.79	2.54	2.00	1.70	1.74	1.98	2.01	1.26	0.79	0.60	0.43
平均值	2.85	2.68	2.40	2.12	2.10	2.01	1.72	1.67	1.65	1.52	1.41	1.16	0.49	0.41

第二，从国家统计局获得 2005-2014 年间我国 28 个省份（除山西省、贵州省和西藏自治区以外）的公共财政支出、国内生产总值及其同比增长率、固定资产投资及其增长率等数据。然后，采用与全国层面相同的处理方法，得到各省的实际公共财政支出、通货膨胀率、实际国内生产总值和实际固定资产投资。接着，通过简单加总的方式得到高能源依赖度省份和低能源依赖度省份的实际公共财政支出、实际国内生产总值和实际固定资产投资。同时，通过算术平均方法计算得到高能源依赖度省份和低能源依赖度省份的通货膨胀率。

（二）高能源依赖度省份的贝叶斯结构向量自回归结果

接下来，本文建立一个五变量^①的贝叶斯结构向量自回归模型考察了能源价格不确定性增加对高能源依赖度省份经济增长的影响。图 2 展示了高能源依赖度省份中宏观经济变量对能源价格不确定性增加的脉冲响应。结果表明，在短期内，能源价格不确定性增加将会显著降低高能源依赖度省份的实际产出水平和实际投资水平，这种抑制效应持续时间长达半年以

上。与此同时,实际公共财政支出对能源价格不确定性增加的脉冲响应为正,表明高能源依赖度省份的地方政府也会采取扩张的财政政策来刺激经济,从而降低能源价格不确定性增加所带来的负面影响。由于能源价格不确定性增加对实际国内生产总值和实际固定资产投资具有短期抑制效应,进而也会引发通货紧缩现象,这与通货膨胀率对能源价格不确定性增加的脉冲响应为负是完全一致的。

表 2 和表 3 中的 Panel B 展示了我国高能源依赖度省份实际国内生产总值和实际固定资产投资的方差分解结果。与全国层面估计结果一样,在短期内,高能源依赖度省份的实际国内生产总值波动和实际固定资产投资波动主要是由它们自身的方差变动来解释。其中,在预测 1 个季度时,实际国内生产总值自身能够解释约 89.5%的波动,通货膨胀率对实际国内生产总值波动的解释力度为 7.6%,其他因素的解释力度均不足 3%。实际固定资产投资自身能够解释约 65.9%的波动,排在第二位的是实际公共财政支出,其解释力度为 15.2%,能源价格不确定性对实际固定资产投资波动的解释力度为 12.1%,远远高于全国层面的估计结果(为 8.52%)。通货膨胀率和实际国内生产总值对实际固定资产投资波动的解释力度还不足 4%。

当预测季度的时间跨度不断增加时,能源价格不确定性对实际国内生产总值波动的解释力度不断增强,从 0.57%增加到 6.03%,但对实际固定资产投资波动的解释力度稳定地维持在 11%-12%左右。在预测 10 个季度的时间段内,能源价格不确定性对高能源依赖度省份的实际国内生产总值波动的平均解释力度为 4.89%,低于全国层面的平均水平(为 10.75%)。与此同时,能源价格不确定性是解释实际固定资产投资波动的第三个重要因素,它对实际固定资产投资波动的平均解释力度为 11.13%,超出全国层面的平均解释力度 5.05 个百分点(后者为 5.98%)。这一结果表明,能源价格不确定性增加对我国高能源依赖度省份的实际固定资产投资的影响力更大。

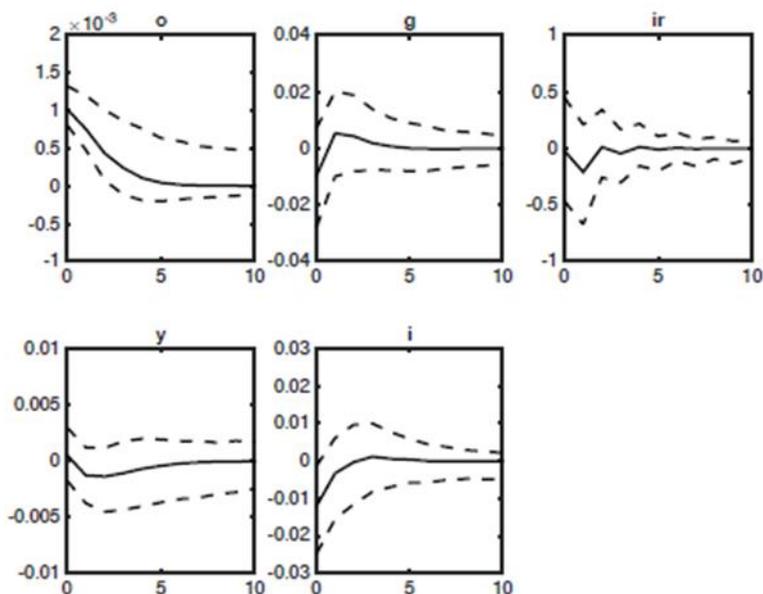


图 2 高能源依赖度省份的宏观经济变量对能源价格不确定性冲击的脉冲响应

(三) 低能源依赖度省份的贝叶斯结构向量自回归结果

图 3 展示了低能源依赖度省份的宏观经济变量对能源价格不确定性增加的脉冲响应。由图 3 可知，能源价格不确定性增加在短期内也会抑制低能源依赖度省份的实际产出水平和投资水平，但是对实际固定资产投资的抑制效应持续时间较短，大约只有一个季度左右。该结果表明，低能源依赖度省份受到能源价格不确定性冲击的负面影响要低于高能源依赖度省份。与高能源依赖度省份的估计结果相类似，低能源依赖度省份的地方政府也会采取扩张的财政政策来应对能源价格不确定性增加所带来的负面影响。同时，还存在着一定的通货紧缩现象。

表 2 和表 3 中的 Panel C 展示了我国低能源依赖度省份实际国内生产总值和实际固定资产投资的方差分解结果。一方面，在预测 1 个季度时，能源价格不确定性能够解释 2.34% 的实际国内生产总值波动，在预测 10 个季度的时间段内，能源价格不确定性对实际国内生产总值波动的平均解释力度为 4.59%，明显低于全国平均水平（为 10.75%）和高能源依赖度省份的平均水平（为 4.89%）。另一方面，在预测 1 个季度时，能源价格不确定性只能解释约 1.18% 的实际固定资产投资波动，超过 87% 的波动由实际固定资产投资自身来解释。在预测 10 个季度的时间段内，实际固定资产投资波动自身的平均解释力度为 61.87%，而能源价格不确定性的平均解释力度仅为 1.38%，远远低于全国平均水平（为 5.98%）和高能源依赖度省份的平均水平（为 11.13%）。由此可见，能源价格不确定性增加对我国低能源依赖度省份的实际国内生产总值和实际固定资产投资波动的影响较弱。

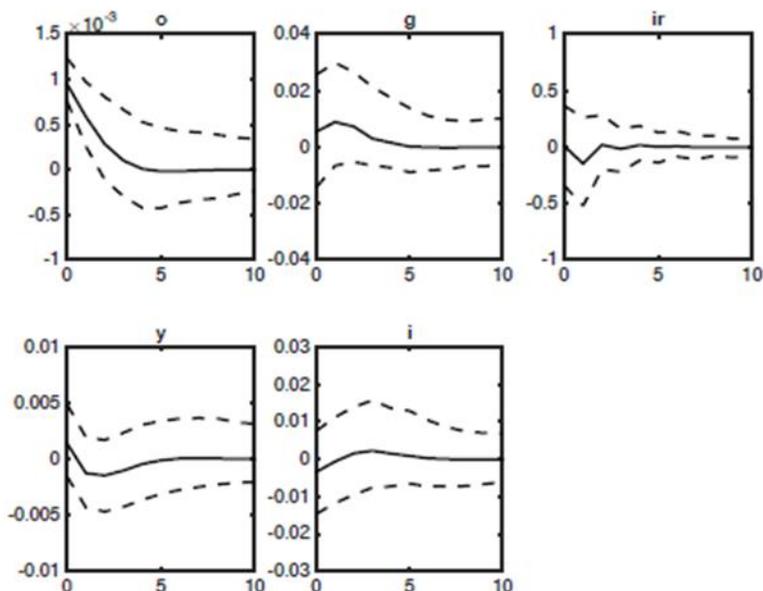


图 3 低能源依赖度省份的宏观经济变量对能源价格不确定性冲击的脉冲响应

综上所述,能源价格不确定性增加对我国实际产出水平和实际投资水平都有显著的短期抑制效应,而且高能源依赖度省份受到的抑制效应要远远超过低能源依赖度省份。能源价格不确定性冲击能够解释我国 10.75%的实际国内生产总值波动和 6%的实际固定资产投资波动。在高能源依赖度省份中,能源价格不确定性冲击对实际国内生产总值波动和实际固定资产投资波动的解释力度分别为 4.89%和 11.13%。在低能源依赖度省份中,能源价格不确定性冲击对实际国内生产总值的解释力度只有 4.59%,对实际固定资产投资波动的解释力度下降至 1.38%。

(四) 稳健性检验

为检验本文结论的可靠性,我们采用能源价格波动的方差来衡量不确定性并进行稳健性检验:第一,我们通过计算两种能源价格不确定性的相关性发现,两者的相关性为 0.82,表明两种方式计算得到的能源价格不确定性是高度相关的。第二,通过脉冲响应分析发现(如图 4 至图 6 所示),能源价格不确定性增加会明显抑制实际产出水平,这一结果无论是在全国层面、高能源依赖度省份还是低能源依赖度省份都是非常显著的。能源价格不确定性增加会抑制全国层面和高能源依赖度省份的实际固定资产投资,但是对低能源依赖度省份实际固定资产投资的抑制效应并不显著。与此同时,我国政府倾向于采用扩张的财政政策和货币政策来刺激经济,从而降低能源价格不确定性增加对宏观经济发展所带来的负面影响。第三,通过方差分解的方法可以得出(如表 5 和表 6 所示),实际国内生产总值波动和实际固定资产投资波动主要由其自身波动来解释。在全国层面上,能源价格不确定性增加对实际国内生

产总值波动和实际固定资产投资波动的解释力度分别为 5%和 11.5%；对高能源依赖度省份来说，能源价格不确定性增加对实际国内生产总值波动和实际固定资产投资波动的解释力度分别是 8.36%和 5.5%；对低能源依赖度省份而言，能源价格不确定性增加对实际国内生产总值波动和实际固定资产投资波动的解释力度分别是 6.81%和 1.75%。由此可见，上述发现和本文之前报告的研究结果大体上是一致的。

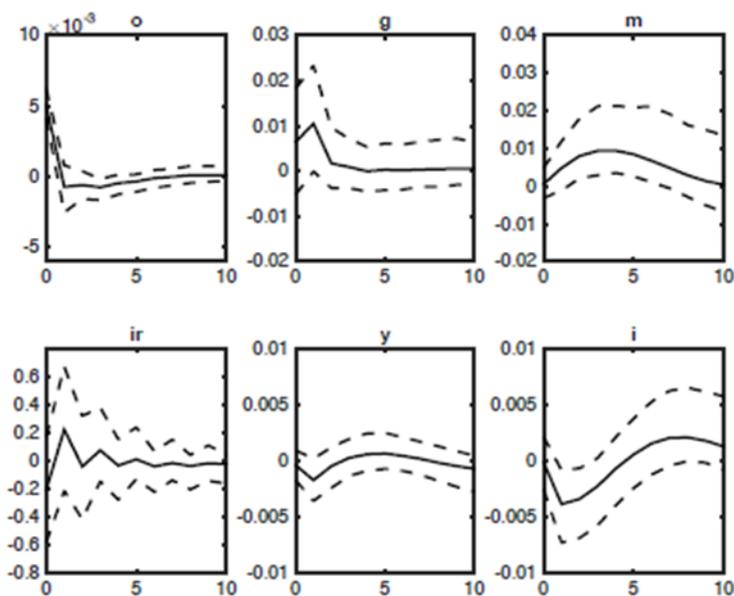


图 4 中国宏观经济变量对能源价格不确定性冲击的脉冲响应

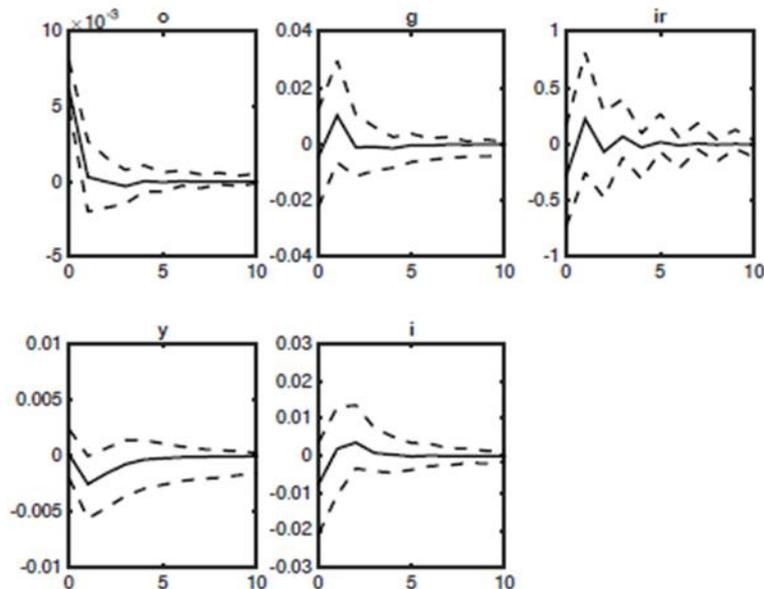


图 5 高能源依赖度省份的宏观经济变量对能源价格不确定性冲击的脉冲响应

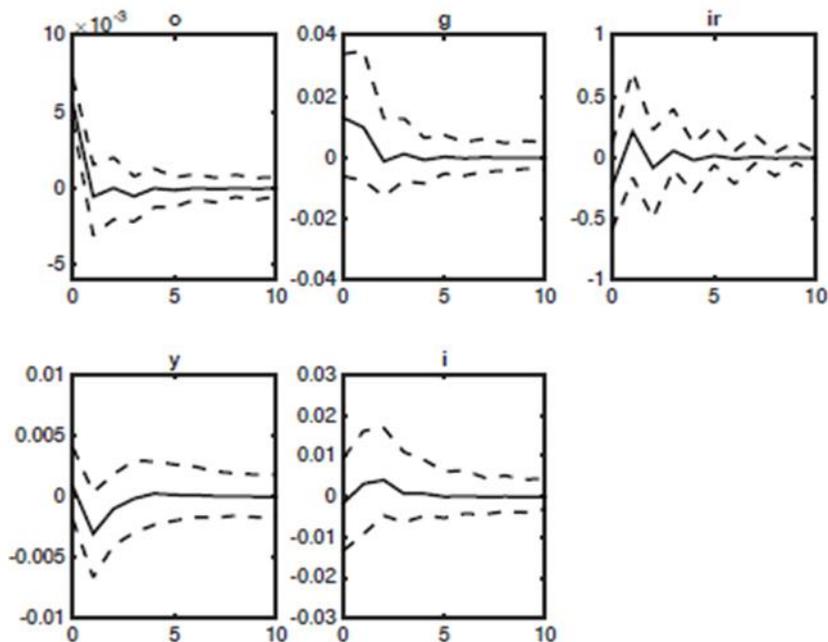


图 6 低能源依赖度省份的宏观经济变量对能源价格不确定性冲击的脉冲响应

表 5 实际国内生产总值波动的方差分解结果

Panel A: 全国层面样本						
预测季度	<i>o</i>	<i>g</i>	<i>m</i>	<i>ir</i>	<i>y</i>	<i>i</i>
1	0.52%	1.35%	1.44%	2.82%	93.88%	0.00%
2	6.44%	5.30%	1.35%	1.73%	83.08%	2.10%
3	5.24%	9.32%	1.13%	1.92%	75.08%	7.31%
4	4.71%	11.76%	1.02%	2.09%	67.09%	13.34%
5	4.98%	12.19%	1.04%	2.74%	61.16%	17.89%
6	5.50%	11.81%	1.27%	3.02%	57.99%	20.41%
7	5.75%	11.48%	1.75%	3.21%	56.72%	21.10%
8	5.71%	11.71%	2.46%	3.18%	56.11%	20.83%
9	5.59%	12.45%	3.27%	3.11%	55.18%	20.40%
10	5.67%	13.31%	3.99%	3.07%	53.70%	20.27%
平均值	5.01%	10.07%	1.87%	2.69%	66.00%	14.37%
Panel B: 高能源依赖度省份						
预测季度	<i>o</i>	<i>g</i>	<i>m</i>	<i>ir</i>	<i>y</i>	<i>i</i>
1	0.04%	1.31%	-	6.10%	92.55%	0.00%
2	8.99%	2.88%	-	5.58%	76.64%	5.92%
3	9.97%	8.10%	-	4.48%	65.59%	11.85%
4	9.55%	11.05%	-	4.02%	61.12%	14.25%
5	9.29%	12.18%	-	3.86%	59.60%	15.07%
6	9.20%	12.58%	-	3.79%	59.07%	15.36%
7	9.16%	12.74%	-	3.76%	58.85%	15.49%
8	9.14%	12.81%	-	3.75%	58.75%	15.54%
9	9.14%	12.85%	-	3.75%	58.70%	15.57%
10	9.13%	12.86%	-	3.74%	58.68%	15.58%

平均值	8.36%	9.94%	-	4.28%	64.95%	12.46%
Panel C: 低能源依赖度省份						
预测季度	<i>o</i>	<i>g</i>	<i>m</i>	<i>ir</i>	<i>y</i>	<i>i</i>
1	1.00%	0.39%	-	11.33%	87.28%	0.00%
2	9.40%	0.80%	-	14.28%	71.62%	3.90%
3	8.84%	5.30%	-	12.60%	59.98%	13.28%
4	7.65%	11.83%	-	11.22%	52.04%	17.25%
5	7.12%	15.66%	-	10.60%	48.07%	18.55%
6	6.91%	17.39%	-	10.33%	46.40%	18.97%
7	6.82%	18.13%	-	10.22%	45.69%	19.14%
8	6.78%	18.44%	-	10.18%	45.39%	19.21%
9	6.77%	18.58%	-	10.16%	45.26%	19.24%
10	6.76%	18.64%	-	10.15%	45.19%	19.26%
平均值	6.81%	12.52%	-	11.11%	54.69%	14.88%

表 6 实际固定资产投资波动的方差分解结果

Panel A: 全国层面样本						
预测季度	<i>o</i>	<i>g</i>	<i>m</i>	<i>ir</i>	<i>y</i>	<i>i</i>
1	0.01%	9.38%	0.66%	8.84%	0.24%	80.88%
2	10.60%	7.65%	0.33%	7.86%	5.69%	67.88%
3	13.99%	5.64%	0.55%	8.02%	12.60%	59.20%
4	14.18%	6.26%	1.53%	7.27%	18.51%	52.25%
5	12.86%	9.36%	3.00%	6.53%	21.27%	46.96%
6	11.79%	12.97%	4.40%	6.03%	20.83%	43.98%
7	11.71%	15.45%	5.30%	5.78%	18.94%	42.81%
8	12.41%	16.33%	5.67%	5.77%	17.40%	42.42%
9	13.35%	16.15%	5.68%	5.80%	16.97%	42.06%
10	14.08%	15.60%	5.54%	5.82%	17.50%	41.46%
平均值	11.50%	11.48%	3.27%	6.77%	15.00%	51.99%
Panel B: 高能源依赖度省份						
预测季度	<i>o</i>	<i>g</i>	<i>m</i>	<i>ir</i>	<i>y</i>	<i>i</i>
1	5.23%	16.35%	-	2.34%	3.61%	72.46%
2	4.50%	21.21%	-	6.75%	4.25%	63.30%
3	5.61%	21.03%	-	6.64%	4.47%	62.26%
4	5.67%	21.03%	-	6.70%	4.48%	62.13%
5	5.67%	21.08%	-	6.72%	4.49%	62.03%
6	5.67%	21.10%	-	6.73%	4.49%	62.01%
7	5.67%	21.10%	-	6.73%	4.50%	62.00%
8	5.67%	21.10%	-	6.73%	4.50%	62.00%
9	5.67%	21.10%	-	6.73%	4.50%	62.00%
10	5.67%	21.10%	-	6.73%	4.50%	62.00%
平均值	5.50%	20.62%	-	6.28%	4.38%	63.22%
Panel C: 低能源依赖度省份						
预测季度	<i>o</i>	<i>g</i>	<i>m</i>	<i>ir</i>	<i>y</i>	<i>i</i>
1	0.34%	2.97%	-	1.78%	7.10%	87.80%

2	0.92%	26.75%	-	1.56%	5.02%	65.74%
3	2.00%	31.58%	-	2.37%	4.37%	59.68%
4	2.02%	32.62%	-	2.32%	4.30%	58.74%
5	2.04%	32.86%	-	2.43%	4.27%	58.40%
6	2.04%	32.94%	-	2.43%	4.27%	58.33%
7	2.04%	32.97%	-	2.44%	4.26%	58.29%
8	2.03%	32.99%	-	2.44%	4.26%	58.27%
9	2.03%	33.00%	-	2.44%	4.26%	58.26%
10	2.03%	33.00%	-	2.44%	4.26%	58.26%
平均值	1.75%	29.17%	-	2.27%	4.64%	62.18%

五、主要结论与政策建议

目前，中国的经济发展阶段决定着以煤炭和石油为主的能源消费结构。根据林伯强等（2010）的测算，至少在 2020 年之前，中国经济的快速增长和城市化进程会使得当前的能源消费结构得以延续。在此背景下，考察煤炭和石油等化石能源的价格不确定性冲击对中国经济波动的影响具有重要的现实意义和指导价值。于是，本文首先采用 GARCH (1, 1) 模型计算得到 2003-2016 年煤炭和石油的价格不确定性，依据煤炭和石油在我国一次能源消费结构中的比重，计算得到一个综合的能源价格不确定性指标。接着，采用贝叶斯结构向量自回归模型，考察了能源价格不确定性增加对我国实际国内生产总值、实际固定资产投资、实际公共财政支出、货币供应量 (M1) 和通货膨胀率等宏观经济变量的影响。研究表明，能源价格不确定性增加对我国实际国内生产总值、实际固定资产投资和通货膨胀率都有显著的短期抑制效应。在这种情况下，我国政府会采取扩张的财政政策和货币政策来应对能源价格不确定性增加对实体经济造成的负面冲击。该结论与许多国外的研究文献是完全一致的，如 Bernanke (1983)、Ahmed 和 Wadud (2011)。与此同时，能源价格不确定性冲击能够解释我国 10.75% 的实际国内生产总值波动和 6% 的实际固定资产投资波动，这说明能源价格不确定性增加是造成我国经济增速下滑的重要因素之一。通过对高能源依赖度省份和低能源依赖度省份的考察发现，能源价格不确定性增加对高能源依赖度省份实际产出水平和实际投资水平的抑制效应要明显高于低能源依赖度省份。进一步分析，能源价格不确定性冲击对高能源依赖度省份的实际国内生产总值波动和实际固定资产投资波动的解释力度分别为 4.89% 和 11.13%，但是对低能源依赖度省份的实际国内生产总值波动和实际固定资产投资波动的解释力度只有 4.59% 和 1.38%。

本文研究结论对于规避能源价格波动的风险冲击，指导我国当前和未来的经济增长具有

重要的政策涵义。一方面，重视能源价格的二阶冲击，不断降低经济发展对煤炭和石油等传统化石能源的巨大依赖性为解决能源价格不确定性冲击抑制我国经济增长的根本途径。如何在实现经济稳增长的同时过渡到一个低煤、低油的能源发展路径显得尤为重要。因此，加快我国经济发展方式转变显得尤为重要。另一方面，能源价格波动对宏观经济的传导途径不仅包括成本渠道，而且还包括风险渠道。因而，需求管理政策（如财政政策和货币政策）不能仅仅盯住能源价格波动的成本传导途径，也要对能源价格波动的风险传播途径引起足够的重视和关注。与此同时，由于能源价格不确定性冲击对山东、河北和辽宁等高能源依赖度省份的抑制效应更强，所以上述地方政府需要采取更加强有力的财政政策来应对外生风险冲击，同时中央政府需要对高能源依赖度省份给予更多的资金支持以帮助其渡过难关。

参考文献

- [1] Ahmed H. J. A., Wadud I. K. M. M., 2011, Role of Oil Price Shocks on Macroeconomic Activities: An SVAR Approach to the Malaysian Economy and Monetary Responses [J], *Energy Policy*, 39(12), 8062~8069.
- [2] Aye G. C., Dadam V., Gupta R., Mamba B., 2014, Oil Price Uncertainty and Manufacturing Production [J], *Energy Economics*, 43(5), 41~47.
- [3] Bashar O. H. M. N., Wadud I. K. M. M., Ahmed H. J. A., 2013, Oil Price Uncertainty, Monetary Policy and the Macroeconomy: The Canadian Perspective[J], *Energy Modelling*, 35 (9), 249~259.
- [4] Bernanke B. S., 1983, Irreversibility, Uncertainty, and Cyclical Investment[J], *Quarterly Journal of Economics*, 98(1), 85~106.
- [5] Bilgin M. H., Gozgor G., Karabulut G., 2015, The Impact of World Energy Price Volatility on Aggregate Economic Activity in Developing Asian Economies[J], *Singapore Economic Review*, 60(1), 1~20.
- [6] Bloom N., Bond, S., van Reene J., 2007, Uncertainty and Investment Dynamics[J], *Review of Economic Studies*, 74(2), 391~415.
- [7] Bloom N., 2009, The Impact of Uncertainty Shocks[J], *Econometrica*, 77(3), 623~685.
- [8] Carrière-Swallow Y., Céspedes, L. F., 2013, The Impact of Uncertainty Shocks in Emerging Economies [J], *Journal of International Economics*, 90(2), 316~325.
- [9] Elder J., Serletis A., 2009, Oil Price Uncertainty in Canada [J], *Energy Economics*, 31(6), 852~856.
- [10] Elder J., Serletis A., 2010, Oil Price Uncertainty [J], *Journal of Money, Credit and Banking*, 42(6), 1137~1159.
- [11] Federer J. P., 1996, Oil Price Volatility and the Macroeconomy [J], *Journal of Macroeconomics*, 18(1), 1~26.
- [12] Gulen H., Ion M., 2016, Policy Uncertainty and Corporate Investment [J], *Review of Financial Studies*, 29(3), 523~564.
- [13] Kilian L., 2009, Not All Oil Price Shocks Are Alike: Disentangling Demand and Supply Shocks in the Crude Oil Market [J], *American Economic Review*, 99 (3), 1053~1069.
- [14] Lee K., Ni S., Ratti R. A., 1995, Oil Shocks and the Macroeconomy: The Role of Price Variability [J], *Energy Journal*, 16(4), 39~56.
- [15] Rafiq S., Salim R., Bloch H., 2009, Impact of Crude Oil Price Volatility on Economic Activities: An Empirical Investigation in the Thai Economy [J], *Resources Policy* 34(3), 121~132.
- [16] Rafiq S., Salim R., 2014, Does Oil Price Volatility Matter for Asian Emerging Economies? [J], *Economic*

Analysis and Policy, 44(4), 417~441.

- [17] Sims C. A., 1980, Macroeconomics and Reality [J], *Econometrica*, 48(1), 1~48.
- [18] Yoon K.H., Ratti R.A., 2011, Energy Price Uncertainty, Energy Intensity and Firm Investment [J], *Energy Economics*, 33(1), 67~78.
- [19] 陈安平:《我国财政货币政策的区域差异效应研究》[J],《数量经济技术经济研究》2007年第6期。
- [20] 韩国高:《能源价格不确定性对中国制造业企业投资影响的实证研究》[J],《资源科学》2015年第7期。
- [21] 林伯强、姚昕、刘希颖:《节能和碳排放约束下的中国能源结构战略调整》[J],《中国社会科学》2010年第1期。
- [22] 林伯强、牟敦国:《能源价格对宏观经济的影响——基于可计算一般均衡(CGE)的分析》[J],《经济研究》2008年第11期。

货币国际化： 基于成本渠道的影响因素和作用路径研究

彭红枫¹ 谭小玉² 祝小全³

【摘要】本文利用国际储备货币的币种结构来度量货币国际化程度，考虑因货币交易需求和原始储备币种分布的差异而产生不同货币之间的转换成本、货币储备不足的短缺成本和过度储备的机会成本，基于效用最大化原则，构建了外汇储备币种选择的因素决定模型。经验结果表明：人民币与现有国际货币具有相似的发展路径，惯性因素和汇率制度改革的影响不容忽视；经济规模仍然是人民币国际化最坚实的根基；成熟的金融市场和网络技术对货币国际化的促进作用会逐渐显现；军事和政治博弈也会影响货币国际化；目前应深化汇率制度改革并稳步推进资本账户开放，进而提高人民币的国际接受程度。

【关键词】货币国际化 国际储备币种 交易成本 汇率制度改革

一、引言

基于中国综合国力和国际影响力的提升，人民币跨境支付体系的建立以及离岸人民币市场的扩容等诸多内部基础，加上金融危机、欧债危机等外部驱动力，国际货币基金组织(IMF)于 2015 年 11 月 30 日宣布将人民币纳入特别提款权(SDR)货币篮子。根据 IMF 公布的数据，人民币以 10.92%的权重，成为 SDR 货币篮子中仅次于美元(权重为 41.73%)和欧元(权重为 30.93%)的第三大货币，这无疑是人民币国际化道路上浓墨重彩的一笔。然而，从国际货币的核心职能即储藏价值职能来看，根据 2017 年 3 月 IMF 公布的官方外汇储备货币构成数据，2016 年底人民币在国际储备中的占比仅为 1.07%左右，与美元(63.96%)和欧元(19.74%)仍然存在较大差距，并且与中国的经济贸易规模在全球的占比并不匹配。究其原因，一方面，美元仍然是国际货币的龙头，日元和德国马克对美元地位的挑战以不敌告终，欧元与美元的竞争也处于白热化状态。这不仅是因为美元有美国强大的综合国力作为

¹彭红枫，武汉大学经济与管理学院

²谭小玉(通讯作者)，武汉大学经济与管理学院

³祝小全，清华大学五道口金融学院

支撑，并且其网络外部性和惯性也会在未来若干年维持甚至强化这一国际地位。另一方面，虽然作为世界第一大贸易国和第二大经济体，中国有较为广阔的贸易网和巨大的经济规模，但缺乏一个成熟、开放、发达的金融市场以及稳定、透明的政治法律框架，同时不完全开放的资本账户和人民币尚未实现可自由兑换等都是人民币国际化进程中不容忽视的掣肘因素。因此，探究货币国际化的路径特征和影响因素，以及影响因素产生作用的具体路径，对于政府部门把握人民币国际化的动态发展过程，并有针对性地制定政策以推进人民币国际化具有重要意义。

本文通过借鉴 Dooley 等（1989）和 Martin 和 Rey（2004）构建的重力模型和因素驱动型模型，从储备货币持有国的角度，考虑因货币交易需求和原始储备币种分布的差异而产生不同货币之间的转换成本、货币储备不足的短缺成本和过度储备的机会成本，根据金融资产交易的效用最大化原则，构建了外汇储备币种选择的因素决定模型，以此探究货币国际化的影响因素及其具体影响路径，进而为人民币国际化的顺利推进提供理论依据和政策建议。

二、文献综述

已有研究通常认为决定一种货币成为国际货币的因素包括：经济规模和贸易比重、金融市场发达程度、币值稳定的信心和网络外部性等。随着对货币国际化的影响因素研究的深入，理论观点和检验方法都在不断丰富，大致可分为以下两类。

第一类，从影响因素的选择来看，近期研究逐渐淡化经济、贸易规模和汇率波动对货币国际化影响，同时强调金融市场的开放和发达程度、货币使用惯性和网络外部性对货币国际化的重要性，并纳入一些贴合宏观经济背景或跨学科变量。黄梅波（2001），Hali 等（2004）认为货币的国际地位与经济规模之间不是一一对应关系，赵然（2012）指出名义汇率的单边升值不再彰显一国货币的强势。石巧荣（2011）通过经验分析发现单纯依靠贸易规模的扩大已经不能推升人民币在各国外汇储备中的占比，金融市场不发达和开放程度较低是市场自发选择下人民币国际化的软肋。进一步地，刘艳靖（2012）认为发达的资本市场在货币国际化进程中扮演着重要角色，一方面可作为吸纳热钱保护实体经济的缓冲垫，另一方面又可作为吸引国际投资者调整投资币种结构的驱动器。赵然（2012）和 Chitu 等（2014）指出这个观点可以由金融危机之后金融市场尤其是国际债券市场的影响力远超过经济实力和币值稳定性得到佐证。从关注货币惯性和网络外部性的研究来看，Greenspan（2001）认为使用国际货币进行投融资的兑换成本更为低廉，王芳等（2015）指出使用国际货币还可以降低交易成本和信息成本。石巧荣（2011）比较了包含和不包含国际金融地位和惯性因素的模型，结果

证明了惯性因素的重要性。Mileva 和 Siegfried (2007) 研究了货币的网络效应导致的市场失灵——即使发行国的宏观经济恶化, 该国际货币的主导地位在短期也不会受到影响。正是由于网络外部性的存在, 货币国际地位的建立和巩固不是一蹴而就的。据此, Chinn 和 Frankel (2008)、Chen 和 Peng (2009) 预测在中短期内, 美元的国际主导地位难以被欧元或人民币所撼动。然而, 部分学者认为惯性并非不可扭转, 正的网络外部性有可能减弱, 并且外部性过强反而过犹不及。丁建平和楚国乐 (2014) 证明了网络外部性的作用并不是无限自我增强的, 当网络外部性超过一定程度时, 其对货币国际化的正向影响反而会削弱。Eichengreen 等 (2016) 发现随着预测周期的延长, 货币使用的惯性和外部性有可能因为新兴经济体的金融创新而弱化或者因为货币之间转换成本的降低而在长期逐渐弱化。此外, 由于货币国际化不仅是国家之间经济实力和贸易规模的较量, 也是政治和军事力量的博弈, 一些学者研究了政治和军事因素对货币国际化的影响。Posen (2008) 强调货币国际化不仅仅是金融问题, 欧元之所以无法取代美元正是由于美国在全球政治和军事上的统治地位。蒙震等 (2013)、彭红枫和谭小玉 (2017) 以军费支出占 GDP 比重衡量一国的军事实力, 证明了其有助于货币国际化。余道先和王云 (2015) 利用人民币境外存量的规模来度量人民币国际化程度, 发现国际收支和衡量灰色经济规模的宏观税率会影响人民币国际化。

第二类, 从计量模型和检验方法来看, 已有研究大多以 Chinn 和 Frankel (2005) 的模型为基础, 通过 Logit 变换来刻画货币国际化的临界点效应, 并解决自变量与因变量之间的非线性相关问题。李稻葵和刘霖林 (2008) 使用固定效应模型对国际贸易结算、国际债券和国际储备的币种构成进行计量分析, 发现经济总量、通货膨胀率、真实利率、汇率波动等因素能显著影响货币国际化水平, 但忽视了惯性因素的影响。Chen 和 Peng (2009) 认为线性模型和非线性模型均有其合理性, 非线性模型可以刻画结构改变点附近的临界性, 而线性模型可以作为长期的稳态均衡, 他们检验了经济规模、金融市场发展、币值稳定性和网络外部性对全球储备货币份额的影响。Lee (2014) 使用随机效应模型进行研究, 但没有考虑欧元区成立的影响。李建军等 (2013) 通过面板 OLS 回归证明了 GDP 占比、惯性和汇率变动率能显著影响货币国际化程度。与上述研究不同, 姜晶晶和孙科 (2015) 认为货币当前的国际化程度可能会依赖于过去的水平, 通过引入滞后项将静态模型扩展为动态模型, 并利用 GMM 法克服内生性, 从而更清晰地刻画了主要货币国际地位的变化趋势。然而, 部分学者对惯性因素的重要性提出了质疑。赵然 (2012) 通过一阶差分矩估计 (DGMM) 和系统矩估计 (SGMM) 法分析了货币国际化的影响因素, 发现当滞后期足够长时, 惯性的作用显

著减弱。目前国际金融市场高度发达，货币的转换成本显著降低，因此不能过分夸大惯性因素对货币国际化的影响。

已有研究为我们提供了很好的启迪，但关于货币国际化的影响因素始终没有统一的结论，并且存在以下两点不足：第一，已有研究很少将人民币加入到经验检验的样本中，大多是利用已经高度国际化的货币进行回归估计来判断可能影响人民币国际化的因素或预测人民币国际化的前景。但目前人民币国际化进程加快致使其对国际货币格局的影响不容小觑，故本文将同时使用包含和不包含人民币数据的样本进行分析。第二，已有研究大多利用静态面板最小二乘法对加入了惯性因素的模型进行估计，这会忽视内生性问题，本文将使用工具变量来克服内生性。此外，本文将同时运用不包含惯性因素的静态模型和包含滞后项的动态模型进行分析，从而更好地检验惯性因素的作用。

三、理论模型

（一）模型的构建基础和研究背景

随着国际货币逐渐多元化，Dooley 等（1989）认为从储备货币持有国角度，考虑国际货币职能和交易特性的研究视角比早期从风险-收益角度来研究储备货币选择更为合理，他们引入了交易成本和效用函数并进行最优化分析，最终得到了储备币种选择的因素决定模型。Portes 和 Rey（2005）借鉴国际贸易理论中的重力模型探讨了不同影响因子对跨境资本流动和货币国际化的影响程度和方向，强调了交易成本和信息成本的主导性，这是因素决定模型的一种补充。姜晶晶和孙科（2015）利用 Dooley 的理论模型分析了欧元区成立和人民币加入国际货币体系后的影响。然而，上述研究仅考虑了储备货币交易成本的两个方面：转换成本和短缺成本，忽视了可能存在的机会成本，对储备币种的分布情况考虑得不够全面，并且没有解释各个影响因素是通过何种渠道来影响储备货币的选择。本文将在已有理论框架的基础上，更全面地考虑储备货币的交易成本和币种分布情况，通过最优化分析得到储备币种结构的影响因素，并进一步阐释各个因素产生作用的路径。

本文将国际货币的交易成本和信息成本分为三大类，第一类是不同储备货币之间的转换成本，第二类是储备货币不足造成的短缺成本，第三类是储备货币过多的机会成本。第一类转换成本依赖于各国金融市场的深度、广度和弹性。如果货币市场的流动性较强，货币结算时的转换就可以省时省力，原始储备的币种结构和交易要求的币种结构之间的差异可以借由国际货币的职能较为轻松地弥补。第二类短缺成本是当某种国际货币储备不足时，需要向货币充足方贷款筹集资金用于结算，可能会因为时间差异而造成交易损失。第三类机会成本

来源于两个方面，一是外汇资产储备过度会制约货币政策的独立性和有效性，二是总储备资产原有多种流通渠道，超过交易需求的部分因为要作为储备货币而不能无限制地投向潜在更高盈利的投资，由此产生了隐性成本。此外，过高的外汇储备可能会导致更大的风险敞口，当持有的储备货币贬值时，外汇储备越多，面临的资产缩水风险越大。有研究指出，外汇储备过度累积会通过货币供给、利率、银行利差等渠道对币值稳定和货币国际化造成负面影响（王劲松等，2011）。日本畸高的外汇储备导致日元的主权信用过度依赖以美元为主的储备资产的支持，使日本面临汇率贬值和通货膨胀的双重风险，削弱了市场对日元的信心，在长期内不利于日元国际化的推进（白钦先和张志文，2011）。由此可见，外汇储备过度带来的成本和风险不容忽视。

（二）基本假设和变量定义

为了使模型精简并具有代表性，本文做出如下假设：

1. 在某一阶段，全球各个国家的储备货币只有两种，记为 $i=1, 2$ ；
2. 两种国际货币不完全可兑换，即兑换存在交易成本；
3. 一国货币资产的原始储备处于合理区间；
4. 一国交易的币种分布为完备事件，即能够取到所有可能出现的交易点。

假设在央行资产负债表上，一国持有储备货币 i 的总资产为 Z_i ，总负债为 F_i ，净资产为 N_i ，则有 $N_i = Z_i - F_i$ 。一国净资产总值为 $M = \sum N_i$ ，即 $M = (Z_1 - F_1) + (Z_2 - F_2)$ 。

两种储备货币的收益率为随机变量 \tilde{R}_i ，期望值为 R_i ，方差为 σ_i^2 ，国际借贷成本依据风险加成定价法，期望值为 $R_i + \omega_i$ ，其中 ω_i 为风险加成收益率的期望值，故储备货币 i 的净资产预期收益为 $R_i Z_i - (R_i + \omega_i) F_i$ 。

（三）模型推导

一国两种储备货币净资产的预期收益总值为：

$$\mu = [R_1 Z_1 - F_1 (R_1 + \omega_1)] + [R_2 Z_2 - F_2 (R_2 + \omega_2)] \quad (1)$$

根据 N 、 Z 和 F 之间的关系，可将上式进一步表示为：

$$\mu = (R_1 + \omega_1) N_1 + (R_2 + \omega_2) N_2 - \omega_1 Z_1 - \omega_2 Z_2 \quad (2)$$

储备净资产的方差为：

$$\sigma^2 = \text{Var}(\tilde{R}_1 N_1 + \tilde{R}_2 N_2) = N_1^2 \sigma_1^2 + N_2^2 \sigma_2^2 + 2N_1 N_2 \sigma_{12}^2 \quad (3)$$

根据假设 3，一国原始储备币种结构位于图 1 中的 Z_0 点，坐标为 (Z_1, Z_2) ；假设储备资产的交易约束为 $X + Y \leq T$ ， T 为大于 Z_0 点储备资产总和的常数，即 $Z_1 + Z_2 < T$ 。单位储备资产的转换成本、短缺成本和机会成本分别为 t ， s ， q 。该国面临的交易币种需求可能落在图 1 的六个不同区域，分别以①、②、③、④、⑤、⑥表示。为了简化参数，在各个区域分别选择代表点 $B(X_1, Y_1)$ ， $C(X_1, Y_2)$ ， $D(X_2, Y_1)$ ， $F(X_1, Y_3)$ ， $G(X_3, Y_1)$ ， $H(X_2, Y_2)$ 。

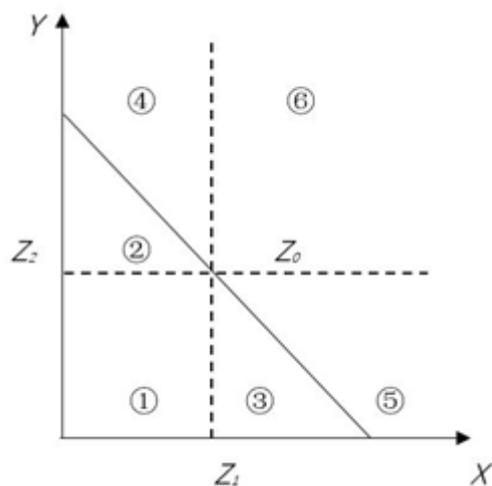


图 1 原始储备币种分布

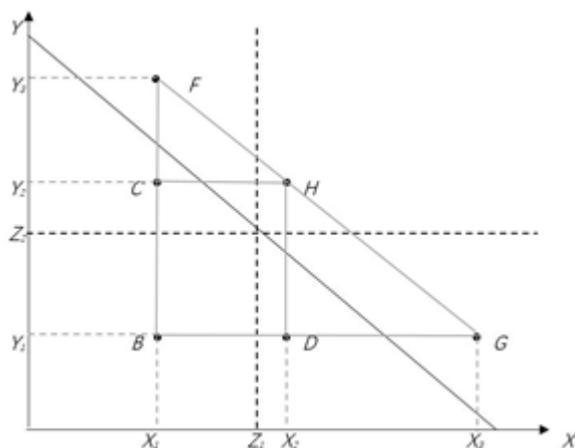


图 2 货币交易需求币种分布

$$\text{参数满足: } X_1 + Y_2 = X_2 + Y_1 < Z_1 + Z_2 < T = X_1 + Y_3 = X_3 + Y_1 = X_2 + Y_2 \quad (4)$$

可以根据世界各国储备货币的实际情况来举例说明图 1 和图 2 中各种分布的合理性，鉴于 IMF 并未公布各国外汇储备的具体币种结构，此处仅根据经济理论进行简单的定性分析。外汇储备的作用是满足国际支付需求和预防性货币需求，前者多用于跨境贸易往来的货币支

付和偿还到期的外债等，后者则多用于稳定汇率和货币流动性、事前预防和事后缓和“黑天鹅”事件造成的冲击，以及避免一国在金融危机等极端情形中遭受内外失衡。1997年东南亚金融危机使大多数亚洲国家遭受重创，由于金融市场不够健全，热钱回流带来短暂的繁荣后迅速转向经济衰退甚至政局动荡。泰国首当其冲，原本采取固定汇率制度，但由于外汇储备不足，此时由交易需求产生的最优储备点可能为 H 点，即处于 Z_0 点却面临着 H 点代表的货币需求，最终因储备货币的补充无法与投机资本流出造成的冲击相抗衡，只能放弃固定汇率制，改为浮动汇率制度，导致泰铢大幅贬值。与之形成鲜明对比的是香港，在大规模做空压力下，其最优储备点可能为 C 点或 D 点，即处于 Z_0 点，面临着 C 点或 D 点代表的货币需求。由于香港能积极动用较为充足的美元外汇储备来干预市场，最终成功阻止了港币长期处于贬值状态的市场群体性恐慌。此外，在当前经济平稳发展的阶段，中国的预防性货币储备总额超过最优规模，相当于处于 Z_0 点，但由交易需求产生的最优储备点可能为 B 点。这不仅制约了中央银行货币政策的独立性，压缩了利率的操作空间，而且抑制了外汇资产用于国际投资和国内建设的主动性，过度储备的机会成本显现出来。中国的外汇储备大部分投向美国国债，其收益率一般低于用于项目建设的贷款利率，两者之差也是机会成本的重要部分。此外，随着经济全球化的加深，跨境贸易往来、货币互换协议和离岸货币交易增加了官方对换汇的需求，跨境旅游和国际交流增加了企业和个人对换汇的需求。即使货币总储备充足，处于 Z_0 点也可能面临着 F 点或 G 点代表的交易需求。下面具体阐述各个交易点对应的成本：

1.如果交易点 $B(X_1, Y_1)$ 落在区域①，则满足 $X_1 < Z_1$ ， $Y_1 < Z_2$ 。此时没有货币的转换成本，也没有因为储备货币短缺造成的交易损失，但存在储备过度的机会成本。 B 点总成本为 $q(Z_1 + Z_2 - X_1 - Y_1)$ ，概率为 P_1 。

2.如果交易点 $C(X_1, Y_2)$ 落在区域②，则满足 $X_1 < Z_1$ ， $Y_2 > Z_2$ ， $X_1 + Y_2 < Z_1 + Z_2$ 。此时有货币1的转换成本，有因为储备货币2短缺造成的交易损失，还有整体储备过度的机会成本。 C 点总成本为 $t(Z_1 - X_1) + s(Y_2 - Z_2) + q(Z_1 + Z_2 - X_1 - Y_2)$ ，概率为 P_2 。

3.如果交易点 $D(X_2, Y_1)$ 落在区域③，则满足 $X_2 > Z_1$ ， $Y_1 < Z_2$ ， $X_2 + Y_1 < Z_1 + Z_2$ 。此时有货币2的转换成本，有因为储备货币1短缺造成的交易损失，还有整体过度储备的机会成本。 D 点总成本为 $s(X_2 - Z_1) + t(Z_2 - Y_1) + q(Z_1 + Z_2 - X_2 - Y_1)$ ，概率为 P_3 。

4.如果交易点 $F(X_1, Y_3)$ 落在区域④，则满足 $X_1 < Z_1$ ， $Y_3 > Z_2$ ， $X_1 + Y_3 = T > Z_1 + Z_2$ 。

此时有货币 1 的转换成本, 有因为储备货币 2 短缺造成的交易损失, 没有整体过度储备的机会成本。F 点总成本为 $t(Z_1 - X_1) + s(Y_3 - Z_2)$, 概率为 p_4 。

5. 如果交易点 $G(X_3, Y_1)$ 落在区域⑤, 则满足 $X_3 > Z_1, Y_1 < Z_2, X_3 + Y_1 = T > Z_1 + Z_2$ 。此时有货币 2 的转换成本, 有因为储备货币 1 短缺造成的交易损失, 没有整体过度储备的机会成本。G 点总成本为 $s(X_3 - Z_1) + t(Z_2 - Y_1)$, 概率为 p_5 。

6. 如果交易点 $H(X_2, Y_2)$ 落在区域⑥, 则满足 $X_2 > Z_1, Y_2 > Z_2, X_2 + Y_2 = T > Z_1 + Z_2$ 。此时只存在两种货币储备不足的短缺成本 $s(X_2 + Y_2 - Z_1 - Z_2)$, 概率为 p_6 。

根据假设 4, 可知:

$$\sum_{n=1}^6 p_n = 1 \quad (5)$$

综上可得原始储备 Z_0 的期望成本为

$$\begin{aligned} E(tsq) = & p_1 q(Z_1 - X_1 + Z_2 - Y_1)^2 + p_2 [t(Z_1 - X_1) + s(Y_2 - Z_2) + q(Z_1 + Z_2 - X_1 - Y_2)]^2 \\ & + p_3 [s(X_2 - Z_1) + t(Z_2 - Y_1) + q(Z_1 + Z_2 - X_2 - Y_1)]^2 + p_4 [t(Z_1 - X_1) + s(Y_3 - Z_2)]^2 \\ & + p_5 [s(X_3 - Z_1) + t(Z_2 - Y_1)]^2 + p_6 [s(X_2 + Y_2 - Z_1 - Z_2)]^2 \end{aligned} \quad (6)$$

在理性经济人的假设下, 总效用函数为:

$$U(\mu, \sigma^2, E(tsq)) = \mu - \beta \sigma^2 - E(tsq) \quad (7)$$

其中, U 与储备净资产收益的期望值 μ 正相关, 与方差 σ^2 负相关, 与期望成本负相关, $\beta > 0$, 反映了理性经济人对风险的偏好程度。因此, 储备货币持有国的最优化问题为:

$$\text{Max } U = \mu - \beta \sigma^2 - E(tsq) \quad \text{st. } M = N_1 + N_2 \quad (8)$$

用消元法消去(7)式中的 N_2 , 可得:

$$\begin{aligned} U = & [(R_2 + \omega_2)M + (R_1 + \omega_1 - R_2 - \omega_2)N_1 - \omega_1 Z_1 - \omega_2 Z_2] - \beta [N_1^2 \sigma_1^2 + (M - N_1)^2 \sigma_2^2 + 2N_1(M - N_1)\sigma_{12}^2] \\ & - p_1 q(Z_1 - X_1 + Z_2 - Y_1)^2 - p_2 [t(Z_1 - X_1) + s(Y_2 - Z_2) + q(Z_1 + Z_2 - X_1 - Y_2)]^2 \\ & - p_3 [s(X_2 - Z_1) + t(Z_2 - Y_1) + q(Z_1 + Z_2 - X_2 - Y_1)]^2 - p_4 [t(Z_1 - X_1) + s(Y_3 - Z_2)]^2 \\ & - p_5 [s(X_3 - Z_1) + t(Z_2 - Y_1)]^2 - p_6 [s(X_2 + Y_2 - Z_1 - Z_2)]^2 \end{aligned} \quad (9)$$

上述效用最大化问题的一阶条件为:

$$\frac{\partial U}{\partial N_1} = R_1 + \omega_1 - R_2 - \omega_2 - 2\beta N_1 \sigma_1^2 + 2\beta(M - N_1)\sigma_2^2 - 2\beta M \sigma_{12}^2 + 4\beta N_1 \sigma_{12}^2 = 0 \quad (10)$$

$$\begin{aligned} \frac{\partial U}{\partial Z_1} = & -\omega_1 - 2p_1q(Z_1 + Z_2 - X_1 - Y_1) - 2p_2[t(Z_1 - X_1) + s(Y_2 - Z_2) + q(Z_1 + Z_2 - X_1 - Y_2)] \cdot (t + q) \\ & - 2p_3[s(X_2 - Z_1) + t(Z_2 - Y_1) + q(Z_1 + Z_2 - X_2 - Y_1)](q - s) - 2p_4t[t(Z_1 - X_1) + s(Y_3 - Z_2)] \\ & + 2p_5s[s(X_3 - Z_1) + t(Z_2 - Y_1)] + 2p_6s^2(X_2 + Y_2 - Z_1 - Z_2) \\ = & 0 \end{aligned} \quad (11)$$

$$\begin{aligned} \frac{\partial U}{\partial Z_2} = & -\omega_2 - 2p_1q(Z_1 + Z_2 - X_1 - Y_1) - 2p_2[t(Z_1 - X_1) + s(Y_2 - Z_2) + q(Z_1 + Z_2 - X_1 - Y_2)] \cdot (q - s) \\ & - 2p_3[s(X_2 - Z_1) + t(Z_2 - Y_1) + q(Z_1 + Z_2 - X_2 - Y_1)](q + t) + 2p_4s[t(Z_1 - X_1) + s(Y_3 - Z_2)] \\ & - 2p_5t[s(X_3 - Z_1) + t(Z_2 - Y_1)] + 2p_6s^2(X_2 + Y_2 - Z_1 - Z_2) \\ = & 0 \end{aligned} \quad (12)$$

记 $V = \sigma_1^2 + \sigma_2^2 - 2\sigma_{12}^2$ ，则由(10)式可得：

$$N_1 = \frac{R_1 + \omega_1 - R_2 - \omega_2}{2\beta V} + \frac{M(\sigma_2^2 - \sigma_{12}^2)}{V} \quad (13)$$

又 $N_1 + N_2 = M$ ，可得：

$$N_2 = \frac{R_2 + \omega_2 - R_1 - \omega_1}{2\beta V} + \frac{M(\sigma_1^2 - \sigma_{12}^2)}{V} \quad (14)$$

由(13)、(14)式可知，一国最优的储备净资产币种结构(N_1 , N_2)的决定因素包括风险偏好系数，期望收益率，收益的方差和协方差，主权风险加成的贷款利息等。

由(11)式可得：

$$K_1 Z_1 + K_2 Z_2 = C_1 \quad (15)$$

其中，常数 C_1 、 K_1 、 K_2 表达式为：

$$\begin{aligned} C_1 = & -\omega_1 + 2p_1q(X_1 + Y_1) + 2p_2(t + q)[(t + q)X_1 + (q - s)Y_2] \\ & + 2p_3(q - s)[(q - s)X_2 + (t + q)Y_1] + 2p_4t(tX_1 - sY_3) \\ & + 2p_5s(sX_3 - tY_1) + 2p_6s^2(X_2 + Y_2) \end{aligned} \quad (16)$$

$$K_1 = 2p_1q + 2p_2(t + q)^2 + 2p_3(q - s)^2 + 2p_4t^2 + 2(p_5 + p_6)s^2 \quad (17)$$

$$K_2 = 2p_1q + 2(p_2 + p_3)(t+q)(q-s) - 2(p_4 + p_5)st + 2p_6s^2 \quad (18)$$

由(12)式可得:

$$K_2Z_1 + K_3Z_2 = C_2 \quad (19)$$

其中, 常数项 C_2 、 K_3 的表达式为:

$$\begin{aligned} C_2 = & -\omega_2 + 2p_1q(X_1 + Y_1) + 2p_2(q-s)[(t+q)X_1 + (q-s)Y_2] \\ & + 2p_3(t+q)[(q-s)X_2 + (t+q)Y_1] - 2p_4s(tX_1 - sY_3) \\ & - 2p_5t(sX_3 - tY_1) + 2p_6s^2(X_2 + Y_2) \end{aligned} \quad (20)$$

$$K_3 = 2p_1q + 2p_2(q-s)^2 + 2p_3(t+q)^2 + 2(p_4 + p_6)s^2 + 2p_5t^2 \quad (21)$$

结合(15)式和(19)式可得:

$$Z_1 = \frac{K_3C_1 - K_2C_2}{K_1K_3 - K_2^2} \quad (22)$$

$$Z_2 = \frac{K_1C_2 - K_2C_1}{K_1K_3 - K_2^2} \quad (23)$$

由(22)式和(23)式可得:

$$\frac{Z_i}{Z} = f(p_n, t, s, q, \omega_i) \quad (24)$$

其中, $i=1, 2$ 且

$$Z = Z_1 + Z_2 = \frac{K_3C_1 - K_2C_2 + K_1C_2 - K_2C_1}{K_1K_3 - K_2^2} \quad (25)$$

由此可见, 一国最优的储备货币资产配置受到货币之间的转换成本、储备不足的短缺成本、储备过度的机会成本、国际借贷成本和交易需求的币种分布等因素的影响, 因此各种可能影响货币储备和交易成本的因素都会对国际储备的币种选择产生影响。

(四) 影响因素对国际储备币种结构的作用方式

基于已有研究成果, 结合(22)式、(23)式和(24)式, 本文将货币国际化影响因素产生作用的路径归纳为以下六种:

第一种路径, 一国的经济实力越强, 贸易规模越大, 越有助于支撑该国货币的广泛流通, 能更加容易地在外汇市场上寻找交易对手, 提升其在国际市场的定价权和话语权, 进而该国越有能力在跨境贸易等国际经济交易中降低货币兑换和储备不足的流动性短缺等交易成本。由此, 第一种路径与国际货币之间的兑换成本和储备不足的短缺成本有关。

第二种路径是第一种路径的延伸,即大国强国的规模报酬效应有可能因为网络外部性和惯性作用而不断固化和自我增强。在国际市场上广泛流通的货币,因为兑换成本较低更有可能得到其他交易者和投资者的青睐,这种货币的国际化使用会逐渐体现出“滚雪球”效应。由此,第二种路径与国际货币的兑换成本有紧密关联。

第三种路径,从价格稳定性的角度考虑,如果一国拥有稳健的经济政策,对外有较为稳定的币值,对内有较为稳定的物价,那么世界各国央行对该国货币有充足的信心,相信这种储备货币资产能达到保值目的并保证合理的收益。一方面,这可以降低超额储备的机会成本,另一方面,可以缓和过度储备在出清和再平衡过程中对国内市场价格的不利冲击。由此,第三种路径与国际货币储备过度的机会成本有关。

第四种路径,从金融市场特征的角度,如果一国的金融市场足够成熟和开放,就能为国际投资者提供更多的投资机会,有助于提高交易效率,降低交易成本和储备不足的短缺成本,并且高度流动性的金融市场有助于增强该国货币的活力和吸引力。同时,一国的网络信息系统越发达,表明该国支持金融信息传递的技术越强,信息传递成本越低,国际货币的交易效率就越高,其他国家会更加倾向于选择该货币作为储备货币,货币兑换和储备不足的短缺成本会随之越低。由此,第四种路径与国际货币的兑换成本和短缺成本有关。

第五种路径,从进出口比重对比的角度,如果一国经常账户余额为正,为了达到国际收支平衡,该国更可能维持资本和金融账户的余额为负,即该国是资本输出国,货币输出是奠定该种货币作为对手国央行储备资产的基础。这种国际收支的循环模式可以减少过度储备造成的损失和冲击。由此,第五种路径与国际货币过度储备的机会成本有关。

第六种路径,从汇率政策的角度考虑,如果一国汇率波动过大,会提高货币的兑换成本。相反,如果汇率波动维持在合理区间内,汇率水平能体现外汇市场供需,汇率调整有一定的灵活性,汇率变动趋势能形成理性的升值预期,其他国家对该种储备货币会产生保值增值的信心。此外,较强的政治和军事实力有助于巩固该国货币的国际地位,增强国际社会持有该国货币的信心,进而降低持有该种储备资产的风险和机会成本。由此,第六种路径与国际货币的兑换成本和过度储备的机会成本有关。

表1 6种储备货币交易成本影响国际储备币种结构的路径

影响路径	具体表现	影响的成本参数	变量
第一种路径	经济实力	t, s	$TY_{n,i,t} / TY_{n,t}$
第二种路径	网络外部性和惯性	t	$Z_{n,i,t-1} / Z_{n,i,t}$

第三种路径	币值稳定性	q	$Var_{i,t}$
第四种路径	金融市场	t, s	$FD_{i,t}$
第五种路径	经常账户	q	$TC_{n,i,t}/TC_{n,t}$
第六种路径	汇率制度等	t, q	$EX_{regime,i,t}$

其中, $n=1, \dots, N$, 表示国家或地区; $i=1, \dots, I$, 表示储备资产的币种; $t=1, \dots, T$, 表示时期。 $TY_{n,i,t}$ 表示第 n 国在 t 时期的总产出中以货币 i 计价的产出占全球以货币 i 计价的总产出的比例, $TY_{n,t}$ 表示第 n 国在 t 时期的总产出占全球总产出的比例, $TY_{n,i,t}/TY_{n,t}$ 反映一国在全球范围内的经济实力。 $Z_{n,i,t}$ 表示第 n 国在 t 时期持有的第 i 种货币计价的储备资产, $Z_{n,i,t-1}$ 是其滞后一期的值, 表示惯性和网络外部性。 $Var_{i,t}$ 表示第 i 种储备货币的发行国在 t 时期的货币价值稳定性, 包括对内的物价稳定和对外汇率稳定。 $FD_{i,t}$ 表示第 i 种储备货币的发行国在 t 时期的金融市场发展程度和金融交易效率的因素。 $TC_{n,i,t}/TC_{n,t}$ 为第 n 国在 t 时期的进出口贸易中以第 i 种货币计价结算的比例。 $EX_{regime,i,t}$ 表示第 i 种储备货币的发行国在 t 时期的汇率政策和制度因素, 包括汇率变动趋势、汇率机制改革、政治脆弱性等。

基于以上六种与货币交易成本相关的影响路径, 可以将货币国际化影响因素和成本参数之间的关系表示如下:

$$cost = g(TY_{n,i,t}/TY_{n,t}, TC_{n,i,t}/TC_{n,t}, Var_{i,t}, FD_{i,t}, EX_{regime,i,t}, Z_{n,i,t-1}/Z_{n,i,t}) \quad (26)$$

其中, $cost = \phi(t, s, q)$ 且 t, s, q 满足

$$\begin{cases} t = g_1(TY_{n,i,t}/TY_{n,t}, FD_{i,t}, EX_{regime,i,t}, Z_{n,i,t-1}/Z_{n,i,t}) \\ s = g_2(TY_{n,i,t}/TY_{n,t}, FD_{i,t}) \\ q = g_3(TC_{n,i,t}/TC_{n,t}, Var_{i,t}, EX_{regime,i,t}) \end{cases} \quad (27)$$

结合(24)式可得:

$$\begin{aligned} \frac{Z_i}{Z} &= f(p_n, t, s, q, \omega_i) \\ &= f\left[p_n, g\left(TY_{n,i,t}/TY_{n,t}, TC_{n,i,t}/TC_{n,t}, Var_{i,t}, FD_{i,t}, EX_{regime,i,t}, Z_{n,i,t-1}/Z_{n,i,t}\right), \omega_i\right] \end{aligned} \quad (28)$$

进一步地, 可以将最优储备币种结构的函数表示为:

$$\begin{aligned} \frac{Z_{n,i,t}}{Z_{n,t}} = & \sum_{i=1,i \neq n}^I \beta_{1,i} \left(\frac{TY_{n,i,t}}{TY_{n,t}} \right) + \sum_{i=1,i \neq n}^I \beta_{2,i} \left(\frac{TC_{n,i,t}}{TC_{n,t}} \right) + \sum_{i=1,i \neq n}^I \beta_{3,i} Var_{i,t} + \sum_{i=1,i \neq n}^I \beta_{4,i} FD_{i,t} \\ & + \sum_{i=1,i \neq n}^I \beta_{5,i} EX_{regime,i,t} + \sum_{i=1,i \neq n}^I \beta_{6,i} \left(\frac{Z_{n,i,t-1}}{Z_{n,i,t}} \right) + p_{n,i,t} + \omega_{n,i,t} + \varepsilon_{n,i,t} \end{aligned} \quad (29)$$

与 Dooley 等（1989）相比，本文从经济基本面、金融市场发展程度和汇率机制改革等宏观背景这三个方面拓展了国际储备币种结构影响因素的种类。

四、经验分析

（一）变量选取和数据说明

本文根据国际货币最核心的职能即储藏价值职能来度量货币的国际化程度，选取的被解释变量为官方外汇储备的货币占比。考虑到欧元诞生的时点和数据的可获得性，本文选取的样本为 1999 年至 2014 年期间美元、欧元、英镑、日元、瑞士法郎和人民币的相关数据。值得注意的是，已有研究很少将人民币纳入经验检验的样本中，然而，随着金融危机的影响不断深化和国内金融改革的逐步推进，人民币国际化进程已取得了一定的成就，目前人民币对国际货币格局的影响不容忽视，因此本文在研究样本中加入了人民币的数据。

根据理论部分对货币国际化影响因素及其影响路径的阐释，本文选取以下解释变量进行分析：货币惯性采用滞后一期的官方外汇储备的货币占比进行衡量；经济实力采用一国 GDP 占全球 GDP 的比例来刻画；贸易规模采用经常账户余额占 GDP 的比例来衡量；币值稳定性包括通货膨胀率衡量的对内价格稳定和汇率波动率衡量的对外价格稳定；对于金融市场发展程度，不同于已有文献通常选用较为片面的指标如金融市场的证券交易量或股票交易总额占 GDP 的比例等作为代理变量，本文根据 Svirydenka（2016）编制的测算一国金融市场深度、可获得性和效率的指标进行加权平均，构造出一个综合指标来衡量；同时，采用一国互联网用户的比例来刻画金融网络技术效率；为了避免汇率基准存在自我影响的问题，汇率因素采用货币实际有效汇率升贬值率来反映货币的收益性并使用汇率波动程度衡量汇率的弹性。

货币国际化不仅是金融领域的问题，还涉及到各国之间政治和军事力量的博弈，因此本文还考虑了军事支出和政治脆弱性的影响。强大的军事实力有助于巩固货币的国际地位，增强国际社会持有该货币的信心。由于军事实力是存量概念，我们选取累积军费支出占 GDP 的比例进行衡量；政治稳定意味着货币发行国信誉良好，主权风险和金融脆弱性得到了较好地监控（姜晶晶和孙科，2015；彭红枫等，2015）。本文选用全球政治暴力恐怖事件数据库

(MPEV) 中的政治脆弱性指数 (SFI)，通过对各个国家的系统性和平事件进行评估得到国家政治脆弱性指数，数值越小表示政治脆弱性越低，在一定程度上也表明政治稳定性越强。

此外，部分研究加入了资本账户开放程度这一变量，大多选用 Chinn-Ito (2006) 测算的指数，但在经验结果中该变量的系数很少显著。同时，在本文的样本期内，除中国之外的样本国家资本账户开放度都已处于较高水平，该指数基本没有变化，并且该指标的构建存在一定的主观性，因此本文不考虑这个变量。本文选取的变量和数据来源见表 2，描述性统计见表 3。

表 2 变量说明和数据来源

影响因素	变量名称	变量说明	数据预处理	数据来源
货币国际化程度	<i>ICshare</i>	官方外汇储备的货币占比	原始数据; Logit 转换	IMF COFER 数据库
网络外部性和惯性因素	<i>L.ICshare</i>	外汇储备货币占比滞后一期	原始数据	IMF COFER 数据库
经济实力	<i>GDPratio</i>	一国基于购买力平价调整后的 GDP 占世界 GDP 的比例	原始数据	IMF IFS 数据库
经常项目	<i>CAratio</i>	一国经常项目余额占该国 GDP 的比例	原始数据	World Bank WDI 数据库
通货膨胀程度	<i>CPI</i>	一国消费物价指数	原始数据	IMF IFS 数据库
汇率波动程度	<i>REERvar</i>	一国货币实际有效汇率的波动程度	用月末汇率的对数差分值计算年度方差	IMF IFS 数据库
金融市场的发展程度	<i>FD</i>	基于多项指标计算的金融市场发展程度指数	以国家为单位的原始数据; 欧元区数据用各国的算术平均值作为替代	Svirydzhenka (2016)
金融网络技术效率	<i>Internet</i>	一国互联网用户的比例	原始数据	World Bank WDI 数据库
汇率变动趋势	<i>REER</i>	汇率升值或贬值率	一阶差分	IMF IFS 数据库
军事支出	<i>Accm</i>	一国累积军费支出占 GDP 的比例	原始数据按年度累加, 消除百分比符号	World Bank WDI 数据库
政治脆弱性指数	<i>SFI</i>	数值越大表示政治环境越脆弱	以国家为单位的原始数据; 欧元区数据用各国的算术平均值作为替代	MEPV 数据库

表 3 变量的描述性统计

变量	均值	标准差	中位数	最小值	最大值
<i>ICshare</i>	0.1656	0.2327	0.0395	0.0008	0.7151
<i>GDPratio</i>	0.0890	0.0672	0.0700	0.0044	0.2107
<i>CAratio</i>	0.0190	0.0613	0.0070	-0.0677	0.2090
<i>CPI</i>	115.6344	41.2373	100.0000	79.6500	236.7120
<i>REERvar</i>	4.1578	4.3478	2.6944	0.4644	30.1428

<i>FD</i>	0.7545	0.1957	0.8562	0.3686	1.0000
<i>Internet</i>	0.5725	0.2535	0.6535	0.0071	0.9161
<i>REER</i>	-0.2506	6.8218	1.2100	-25.2000	0.0861
<i>Accm</i>	16.2244	12.8541	12.3588	0.9737	60.5876
<i>SFI</i>	2.1667	3.3012	1.0000	0.0000	12.0000

(二) 模型设计

综合上述分析，可进一步将(29)式中的解释变量细化表示为：

$$\begin{aligned} \frac{Z_{n,i,t}}{Z_{n,t}} = ICshare_{i,t} = & \mu_i + \beta_1 ICshare_{i,t-1} + \beta_2 GDPratio_{i,t} + \beta_3 CAratio_{i,t} + \beta_4 CPI_{i,t} \\ & + \beta_5 REERvar_{i,t} + \beta_6 FD_{i,t} + \beta_7 Internet_{i,t} + \beta_8 REER_{i,t} + \beta_9 Accm_{i,t} + \beta_{10} SFI_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (30)$$

已有研究大多基于 Chinn 和 Frankel (2005) 的分析框架，通过对储备货币占比进行 Logit 变换来刻画货币国际化进程中的临界现象和非线性特征。但经验分析中通常使用混合面板、固定效应或者随机效应模型进行估计，忽视了惯性因素作为解释变量所引起的内生性问题（货币国际化程度与货币惯性可能存在相互影响）。一些学者提出引入工具变量的广义矩估计法（IV-GMM）解决内生性问题，并得到一致性估计。同时，已有研究对货币惯性的重要性存在质疑。一些学者认为不考虑惯性因素会忽略货币国际化的动态特征，也有学者认为现有研究过度夸大了惯性因素的重要性。因此，本文同时运用不包含惯性因素的静态模型和包含惯性因素的动态面板 GMM 模型进行估计，并对比分析两种模型的估计结果。

基于 Logit 变换的静态模型设置如下：

$$\begin{aligned} \text{Logit}(ICshare_{i,t}) = \ln \frac{ICshare_{i,t}}{1 - ICshare_{i,t}} = & \mu_i + \beta_2 GDPratio_{i,t} + \beta_3 CAratio_{i,t} + \beta_4 CPI_{i,t} \\ & + \beta_5 REERvar_{i,t} + \beta_6 FD_{i,t} + \beta_7 Internet_{i,t} + \beta_8 REER_{i,t} + \beta_9 Accm_{i,t} + \beta_{10} SFI_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (31)$$

基于动态面板广义矩估计的模型设置如下：

$$\begin{aligned} ICshare_{i,t} = & \mu_i + \beta_1 ICshare_{i,t-1} + \beta_2 GDPratio_{i,t} + \beta_3 CAratio_{i,t} + \beta_4 CPI_{i,t} + \beta_5 REERvar_{i,t} \\ & + \beta_6 FD_{i,t} + \beta_7 Internet_{i,t} + \beta_8 REER_{i,t} + \beta_9 Accm_{i,t} + \beta_{10} SFI_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (32)$$

回归结果分别记为 Logit_FE 和 Dynamic_GMM。本文将比较以下四个回归结果：

(1) 1999-2014 年，Logit 变换后的固定效应面板模型，包含美元、欧元、英镑、日元、瑞士法郎，不包含惯性因素；

(2) 1999-2014 年, 动态面板 GMM 模型, 包含美元、欧元、英镑、日元、瑞士法郎, 包含惯性因素;

(3) 1999-2014 年, Logit 变换后的固定效应面板模型, 包含美元、欧元、英镑、日元、瑞士法郎、人民币, 不包含惯性因素;

(4) 1999-2014 年, 动态面板 GMM 模型, 包含美元、欧元、英镑、日元、瑞士法郎、人民币, 包含惯性因素

(三) 估计结果分析

对于静态面板模型, 首先进行 F 检验和 Hausman 检验, 结果显示 p 值均为 0, 都显著拒绝原假设, 说明应建立固定效应模型。对于动态面板模型的估计结果分别直接进行 Sargan 检验, 结果表明没有过度识别问题, 即最终估计结果有效。各个模型的估计结果见表 4。

根据表 4, 比较 (1) 列和 (3) 列或者 (2) 列和 (4) 列的回归结果可知, 加入人民币对系数符号和显著性的影响并不明显。这一方面说明估计结果较为稳健, 另一方面表明人民币与其他国际货币具有相似的趋势特征。同时, 比较 (1) 列和 (2) 列或者 (3) 列和 (4) 列可以发现, 当面板模型由静态变为动态时, 系数的变化较为明显, 动态模型中货币惯性的系数十分显著, 即惯性因素对货币国际化具有重要影响。这说明货币国际化并不是一蹴而就的过程, 惯性因素会促使货币国际化程度不断加深。相比于货币的收益和风险, 各国在跨境贸易往来和金融投资等经济活动中面临的交易成本可能更为重要, 而货币惯性有助于降低这些交易成本, 巩固货币的国际地位。同时, 随着国际经济交易的进行, 已经高度国际化的货币能够继续维持其货币惯性, 可见货币惯性的影响并不会迅速消退。固定效应模型忽略了惯性因素, 可能会使模型的解释能力有所降低。

从各个解释变量来看, GDP 占比的系数都是显著的, 表明经济实力是影响货币国际化的重要因素。对于中国而言, 经济实力的提升有助于增强国际话语权, 降低交易成本, 促使人民币成为国际货币。经常项目余额的系数都不显著, 但是在静态模型和动态模型的回归结果中符号一致。关于经常项目余额对货币国际化的作用方向, 已有研究并没有得到统一的结论, 模型设定和样本选择都会对结果产生影响。在本文的样本中, 系数为负值, 更契合货币国际化程度较高的国家经常项目和资本项目均长期逆差的现实; 但是动态模型中负系数的绝对值明显减小。结合中国的实际, 可以合理推测随着人民币国际化程度加深, 当经常项目为顺差时, 资本与金融项目逆差带来的资本对外输出有助于扩大人民币的流通范围, 进一步提高其国际化程度。

CPI 对货币国际化的作用方向在静态和动态回归中相反, 汇率单向变动趋势和汇率波动

基本呈负向影响。一方面,通货膨胀表明一国货币贬值,国际投资者倾向于减少该货币的储备资产;另一方面,温和的通胀暗示着一国宏观经济繁荣,未来可能对通货膨胀进行有效调控,将其维持在合理区间内。通常而言,汇率越稳定,越有助于增强该国货币在国际市场上的吸引力,但在静态和动态模型的回归结果中,汇率波动性的影响并不显著。有研究指出,名义汇率波动已经不再显著负向影响世界对货币储藏价值的信心,并且汇率持续性单向升值也不再显著促进货币国际化,市场化的汇率波动对货币国际化的消极作用会逐渐减弱(赵然,2012),本文的结果再次证实了这一结论。

表4 四个面板模型的估计结果

变量	(1) 不包含人民币影响的模型		(3) 包含人民币影响的模型	
	不考虑惯性因素	考虑惯性因素	不考虑惯性因素	考虑惯性因素
	Logit_FE	Dynamic_GMM	Logit_FE	Dynamic_GMM
<i>GDPratio</i>	9.2676** (2.61)	53.0532*** (2.77)	6.1568** (2.52)	36.6608*** (2.94)
<i>Caratio</i>	-1.2051 (-1.09)	-0.2036 (-0.04)	-1.3978 (-1.25)	-0.6045 (-0.13)
<i>CPI</i>	0.0007 (0.07)	-0.0671 (-1.29)	0.0021 (0.22)	-0.0811* (-1.88)
<i>REERvar</i>	-0.0498 (-0.05)	-1.3013 (-0.29)	0.1217 (0.15)	-1.6884 (-0.48)
<i>FD</i>	0.0126 (0.79)	0.0932 (1.24)	0.0060 (0.46)	0.0871 (1.36)
<i>Internet</i>	0.0053* (1.68)	0.0039 (0.23)	0.0041 (1.48)	0.0004 (0.00)
<i>REER</i>	-0.0178*** (-2.82)	-0.0117 (-0.42)	-0.0166** (-2.61)	-0.0071 (-0.28)
<i>Accm</i>	0.0059 (1.61)	0.0046 (0.27)	0.0049 (1.36)	-0.0029 (-0.19)
<i>SFI</i>	-0.1337*** (-3.15)	-0.0282 (-0.13)	-0.1036*** (-2.66)	-0.1994 (-1.21)
<i>L.ICshare</i>		0.6036*** (6.44)		0.6242*** (7.74)
常数项	-3.1274** (-2.06)	11.1037 (1.61)	-3.2670*** (-2.71)	11.7759** (2.29)
R ²	0.3641	--	0.4644	--
Sargan 检验	--	61.30	--	75.63
Sargan_P 值	--	0.3934	--	0.2199

金融市场发展程度在动态模型中的系数相对高于静态回归中的系数,但均未通过显著性检验。这可能与本文选用的数据有关,在本文的样本期内,主要储备货币发行国的金融市场

都已经非常发达，开放程度较为类似，难以有效解释不同货币储备占比的差异。但对于中国而言，当实体经济发展到一定阶段后，金融市场的发展可能会替代经济规模成为推动人民币国际化的关键因素，即未来人民币国际化进程中金融市场的作用会逐渐增强。此外，提高金融网络效率对货币国际化的正向作用在四个面板模型中均得到正值系数的支持，但是仅仅在不包含人民币影响的静态面板中显著，在动态面板中没有显著异于零。由此说明，金融网络效率对货币国际化的促进作用在现阶段较为有限，但是可以合理预测，随着金融网络的不断完善，未来这一因素有可能将市场信息更加及时地传递给投资者，减少信息不对称造成的搜寻成本和兑换成本。

静态和动态回归结果中，政治稳定都有助于促进货币国际化。稳定的政局有利于提升一国货币的被接受程度，降低持有该种外汇储备资产的风险和机会成本。除了加入人民币数据的动态面板，其他回归结果中军事支出对货币国际化都具有正向影响，说明一国的军事支出在该国货币国际化进程中发挥着重要作用。合理可观的军事支出表明一国在跨境贸易和投资交易中的主权风险可控，有助于增强他国对该国货币资产的信心，促进货币国际化地位的提升。本文研究的样本中，除了瑞士，其他 5 个国家都是全球军费支出最多的国家之一，说明军费投入是军事实力的重要支撑，但过多的军费支出会形成对有效资金的占用和财政赤字，可能不利于货币国际化的推进，因此军事支出应维持在适度的范围内。

（四）稳健性检验

为了进一步检验模型的稳健性，本文使用两步法估计稳健标准误，再进行 Sargan 检验，结果依然表明工具变量的设定较为合理，没有过度识别问题。同时，鉴于欧元区的超国家属性，本文采用德国数据替代欧元区国家，结果没有显著差异。

考虑到 2005 年、2010 年两次汇率制度改革以及 2008 年全球金融危机可能对人民币国际化进程产生影响，本文在模型中加入年份虚拟变量 Dum-year 进行稳健性检验，估计结果如表 5 所示。

由表 5 可知，在静态模型中金融危机虚拟变量的交叉项中仅有汇率这一项系数显著，说明 2008 年金融危机前后国际货币储备份额没有发生较为显著的结构突变；在动态模型金融危机的交叉项几乎都不显著，表明原有结果是较为稳健的。尽管传统研究结论认为金融危机是货币国际地位转换的拐点，但是根据理论模型部分的分析，我们认为金融危机只是催化剂，货币国际地位的提升是基于诸多因素通过成本渠道逐渐增大货币在国际储备中的占比，因此货币国际化不是一蹴而就的过程。

在动态面板中，加入结构冲击后，除汇率因素和金融市场发展程度之外，其他解释变量

的系数没有太大变化,一方面说明原始模型是较为稳健的,另一方面金融市场的系数变化和汇率因素影响方向的变化也分别表明考虑汇率改革和金融危机的重要性。根据表 5 第 (4) 列的结果,加入 2005 年汇改冲击后,综合考虑汇率波动项和交叉项,汇率波动对货币国际化的作用方向由负变正,说明在 2005 年人民币汇率制度改革后的一段时间内,汇率调整灵活性增强带来的正面影响大于汇率不稳定的负面影响。加入 2010 年汇改冲击后,一方面汇率波动项对货币国际化的促进作用变得显著,表明 2010 年的汇改是对 2005 年的深化,人民币汇率市场化进程在稳步推行;另一方面,汇率波动交叉项的系数显著为负,表明不能过度强调汇率自由波动,汇率的适度稳定和有效调控依然是货币国际化的保障。

如表 5 第 (4) 列所示,在动态面板中,2005 年汇改前,汇率上升趋势对货币国际化的促进作用显著减弱,在 2005 年汇改之后,汇率上升趋势的积极作用又恢复。由表 5 第 (5) (6) 列所示,2008 年金融危机前后,汇率单向上升因素转为负向作用,但是在 2010 年汇改后,汇率上升因素的促进作用再次恢复。由此说明 2005 年汇率机制改革前,人民币呈现大幅的单向升值趋势,同时形成了人民币持续升值预期,但是由于人民币不是完全可兑换的币种,投资者很难直接从人民币升值中直接获利,加上这种升值压力可能会引发输入性通胀和出口贸易减少,单向过度升值趋势不能有效促进货币国际化。但是随着 2005 年汇率机制改革的启动和 2010 年汇率机制改革的深化,人民币国际化进程不断推进,汇率上升的积极影响逐渐显现出来,一定程度的升值也有助于降低人民币资产储备成本和交易成本。

此外,货币国际化影响因素的衡量指标较为繁杂,为了检验模型对指标的敏感性,本文分别用进出口总额占比、股票市场交易总额占 GDP 比例、汇率日度数据的对数差分计算的年度方差、Z-标准化的年军费支出、政治民主程度替换经常项目余额占比、金融市场发展指数、汇率波动程度、军事支出和政治脆弱性指标,估计结果均表现出良好的稳健性。

表 5 包含人民币样本的面板模型中加入虚拟变量

变量	(1) 静态_2005	(2) 静态_2008	(3) 静态_2010	(4) 动态_2005	(5) 动态_2008	(6) 动态_2010
<i>GDPratio</i>	8.1139* (1.97)	7.4839** (2.23)	8.0383*** (2.88)	57.5954** (2.56)	39.9006** (1.96)	35.1776* (1.94)
<i>CAratio</i>	1.6053 (1.01)	-2.3196 (-1.44)	-1.0695 (-0.79)	4.5499 (0.62)	1.2875 (0.17)	-0.3763 (-0.06)
<i>CPI</i>	-0.0099 (-0.88)	-0.0120 (-1.15)	-0.0018 (-0.15)	-0.0496 (-0.87)	-0.0675 (-1.29)	-0.0605 (-0.94)
<i>REERvar</i>	0.0202 (0.89)	0.0032 (0.17)	-0.0031 (-0.40)	-0.2043 (-1.57)	-0.1461 (-1.53)	-0.0069 (-0.21)
<i>FD</i>	-0.1572 (-0.15)	-0.8107 (-0.82)	-0.1320 (-0.14)	-5.7096 (-1.08)	-1.4830 (-0.33)	-0.5126 (-0.12)

<i>Internet</i>	0.0025 (0.46)	0.0017 (0.44)	0.0054 (1.57)	0.0453 (1.22)	-0.0066 (-0.25)	0.0112 (0.45)
<i>REER</i>	-0.0121* (-1.88)	0.0028 (0.63)	0.0023 (0.58)	-0.0506 (-1.54)	-0.0058 (-0.28)	0.0052 (0.29)
<i>Accm</i>	-0.0068 (-0.37)	0.0199 (1.29)	0.0129 (0.72)	-0.1710 (-1.41)	0.0510 (0.58)	0.0367 (0.36)
<i>SFI</i>	-0.0204 (-0.43)	-0.0570 (-1.33)	-0.0727 (-1.65)	0.5443** (2.16)	0.2706 (1.42)	0.1836 (0.92)
<i>GDPratio*D</i>	1.0213 (0.28)	-2.533 (-0.61)	-11.4662* (-1.87)	-7.4726 (-0.41)	-7.4536 (-0.39)	-53.6700** (-2.02)
<i>CAratio*D</i>	-3.1598** (-2.40)	-0.2185 (-0.13)	-2.921 (-1.55)	-3.1002 (-0.48)	-2.3448 (-0.31)	-1.7053 (-0.20)
<i>CPI*D</i>	-0.0066 (-0.92)	-0.0004 (-0.05)	0.0186* (1.81)	-0.0145 (-0.42)	0.0003 (0.01)	0.0713 (1.61)
<i>REERvar*D</i>	-0.0355 (-1.53)	-0.0188 (-0.97)	-0.0386** (-2.56)	0.2030 (1.53)	0.1415 (1.44)	0.0302 (0.47)
<i>FD*D</i>	0.3890 (0.35)	-0.6571 (-0.49)	-3.6065* (-1.98)	2.0571 (0.36)	-1.9662 (-0.30)	-12.6496 (-1.56)
<i>Internet*D</i>	0.0008 (0.09)	0.0198 (1.53)	0.0033 (0.21)	-0.0373 (-0.84)	0.0001 (0.00)	-0.0638 (-0.91)
<i>REER*D</i>	0.0187** (2.48)	0.0162* (1.81)	0.0142 (1.35)	0.0579 (1.53)	-0.0040 (-0.10)	0.0133 (0.29)
<i>Accm*D</i>	0.0321* (1.80)	0.0167 (1.05)	-0.0395* (-1.69)	0.2325** (2.17)	0.0245 (0.33)	-0.0336 (-0.33)
<i>SFI*D</i>	-0.0138 (-0.27)	-0.0912 (-1.17)	0.0509 (0.60)	-0.2527 (-0.93)	0.0419 (0.12)	-0.0473 (-0.12)
<i>Dum-year</i>	0.1864 (0.25)	2.0367* (1.75)	2.8778* (1.79)	0.5701 (0.15)	1.6140 (0.29)	11.1648 (1.55)
常数项	-2.5181* (-1.85)	-1.5560 (-1.13)	-2.9576* (-1.93)	11.2569* (1.73)	11.5165* (1.78)	8.5919 (1.15)
<i>L.ICshare</i>				0.5023*** (4.75)	0.5773*** (5.41)	0.6370*** (6.42)
Sargan检验	--	--	--	61.91	63.91	63.66
Sargan_P值	--	--	--	0.3726	0.2468	0.2536

五、结论

本文从货币交易成本的视角分析了货币国际化的影响因素及其作用路径,构建了外汇储备币种选择的因素决定模型,并以此分析了主要货币国际化程度的影响因素,得到以下结论:货币国际化是一个循序渐进的过程,惯性和网络外部性的作用不容忽视;经济规模是货币国际化的重要驱动力;当经常项目出现顺差时,资本与金融项目逆差带来的资本输出有助于货币国际化,但净出口规模并不是长期可持续的驱动力;金融网络技术效率有助于降低货币交易的信息成本;政治脆弱性指数的改善对货币国际化有显著的积极作用,但是军事支出要控

制在合理区间内。从金融市场因素来看，现阶段，中国金融市场的发展程度与纽约、伦敦和法兰克福等国际金融中心相比有明显差距，这种差距不仅体现在证券交易量、投资品种等方面，还体现在离岸人民币交易中心的缺位和境外人民币回流机制的不完善。虽然本文经验结果中金融市场发展程度对货币国际化的影响不显著，但是可以合理推测，当经济发展到一定程度后，发达的证券交易市场和离岸金融中心会成为人民币国际化的重要推动力。

此外，从汇率因素来看，2005 年和 2010 年两次汇率机制改革对人民币国际化的正向推动作用较为有限，人民币若要与美元、欧元等主要国际货币相抗衡，汇率市场化是一个重要前提。然而，目前官方允许的人民币汇率波动区间仍然限制在 2%，远远低于国际化程度较高的货币的浮动区间。汇改以后，汇率波动对人民币国际化的负面影响并不显著，合理区间内的双向波动提高了汇率调整的灵活性。如果人民币汇率能由更加市场化的机制决定，就能降低货币之间的兑换成本，提高人民币对国际社会的吸引力。汇率市场化也有助于提高资本流动的自由度，进而推进中国资本账户开放，促使人民币加入国际货币的行列。从金融危机的角度看，随着货币发行国与全球主要发达国家经济波动的协同性增强，金融危机不再是货币国际地位转换的拐点，但确实是国际货币多元化的催化剂。

基于上述结论，本文提出以下几点推进人民币国际化的政策建议：

第一，保持经济规模和贸易总量稳定可持续的增长，拓宽人民币的流通渠道，完善人民币回流机制，加强境外人民币存量和境内货币政策的沟通和互动。同时，中国还应完善金融市场建设，稳步有序地开放资本账户，在合理的浮动区间内增强人民币汇率机制的灵活性。

第二，为了避免过度分散离岸人民币的流动性，可将香港建设为担任核心角色的离岸人民币交易中心，巩固其在境外人民币业务上的领头作用。同时，增强市场地理分布的网络性，有条不紊地推进北美、新加坡、台湾等地的人民币离岸市场试点，鼓励人民币金融产品创新，扩大人民币作为投资货币的使用规模，提高人民币对国际社会的吸引力。

第三，维持稳定的政治格局与合理的军事支出，在不挤压生产性支出的前提下扩大国防的正外部性，为人民币“走出去”奠定坚实的政治和军事基础。重视货币国际化进程中的成本因素和技术要求，加速推进人民币跨境支付系统（CIPS）的二期建设，深化与环球同业银行金融电讯协会（SWIFT）的合作与交流，为人民币在全球范围内的交易、结算和储备构建更为集约、高效和安全的平台。

参考文献

- [1] 白钦先、张志文 (2011):《外汇储备规模与本国国际化: 日元的经验研究》,《经济研究》第 10 期。
- [2] 丁剑平、楚国乐 (2014):《货币国际化的影响因子分析——基于面板平滑转换回归 (PSTR) 的研究》,《国际金融研究》第 12 期。
- [3] 黄梅波 (2001):《货币国际化及其决定因素——欧元与美国的比较》,《厦门大学学报》第 2 期。
- [4] 姜晶晶、孙科 (2015):《基于动态面板数据的国际储备币种结构影响因素分析——兼论人民币成为国际储备货币的前景》,《金融研究》第 2 期。
- [5] 李稻葵、刘霖林 (2008):《人民币国际化——计量研究及政策分析》,《金融研究》第 11 期。
- [6] 李建军、甄峰、崔西强 (2013):《人民币国际化发展现状、程度测度及展望评估》,《国际金融研究》第 10 期。
- [7] 刘艳靖 (2012):《国际储备货币演变的计量分析研究——兼论人民币国际化的可行性》,《国际金融研究》第 4 期。
- [8] 蒙震、李金金、曾圣钧 (2013):《国际货币规律探索视角下人民币国际化研究》,《国际金融研究》第 10 期。
- [9] 彭红枫、陈文博、谭小玉 (2015):《人民币国际化研究述评》,《国际金融研究》第 10 期。
- [10] 彭红枫、谭小玉 (2017):《人民币国际化研究: 程度测算与影响因素分析》,《经济研究》第 2 期。
- [11] 石巧荣 (2011):《国际货币竞争格局演进中的人民币国际化前景》,《国际金融研究》第 7 期。
- [12] 王芳、何青、郭俊杰、刘舫舫 (2015):《国际货币的全球分布与人民币国际化研究》,《上海金融》第 5 期。
- [13] 王劲松、巴曙松、杨现领 (2011):《汇率冲击与外汇储备对人民币国际化的动态影响》,《中南财经政法大学学报》第 4 期。
- [14] 余道先, 王云 (2015):《人民币国际化进程的影响因素分析——基于国际收支视角》,《世界经济研究》第 3 期。
- [15] 赵然 (2012):《汇率波动对货币国际化有显著影响吗?》,《国际金融研究》第 11 期。
- [16] Chen, H. and Peng, W. "The Potential of the RMB as an International Currency." China Economic Issues, Hong Kong Monetary Authority, 2009, 1(1), pp. 1-27.
- [17] Chitu, L.; Eichengreen, B. and Mehl, A. "When Did the Dollar Overtake Sterling as the Leading International Currency? Evidence from the Bond Market." Journal of Development Economics, 2014,

- 111(6), pp. 225-245.
- [18] Chinn, M. and Frankel, J. “Will the Euro Eventually Surpass the Dollar as Leading International Reserve Currency.” NBER Working Paper No.11510, 2005.
- [19] Chinn, M. and Frankel, J. “Why the Euro Will Rival the Dollar.” *International Finance*, 2008, 11(1), pp. 49-73.
- [20] Chinn, M. and Ito, H. “What Matters for Financial Development? Capital Controls, Institutions, and Interactions”, *Journal of Development Economics*, 2006, 81(1), pp. 163-192.
- [21] Dooley, M. P.; Lizondo, J. S. and Mathieson, D. J. “The Currency Composition of Foreign Exchange Reserves.” *IMF Economic Review*, 1989, 36(2), pp. 385-434.
- [22] Eichengreen, B. and Kawai, M. “Issues for Renminbi Internationalization: An Overview.” ADBI working paper No. 454, 2014.
- [23] Eichengreen, B.; Chitu, L. and Mehl, A. “Stability or Upheaval? The Currency Composition of International Reserves in the Long Run.” *IMF Economic Review*, 2016, 64(2), pp. 354-380.
- [24] Greenspan, A. “The Euro as an International Currency.” Paper presented at the Euro 50 Group Round Table, Washington, D. C., Nov 2001, pp.1-4.
- [25] Hali, J. E.; Klein, M. W.; Ricci, L. A. and Slok, T. “Capital Account Liberalization and Economic Performance: Survey and Synthesis.” *IMF Economic Review*, 2004, 51(2), pp. 220-256.
- [26] Lee, J. W. “Will the Renminbi Emerge as an International Reserve Currency.” *World Economy*, 2014, 37(1), pp. 42-62.
- [27] Martin, P. and Rey, H. “Financial Super-markets: Size Matters for Asset Trade.” *Journal of International Economics*, 2004, 64(2), pp. 335-361.
- [28] Mileva, E. and Siegfried, N. “Oil Market Structure, Network Effects and the Choice of Currency for Oil Invoicing.” *Energy Policy*, 2007, 44(77), pp. 385-394.
- [29] Portes, R. and Rey, H. “The Determinants of Cross-border Equity Flow.” *Journal of International Economics*, 2005, 65(2), pp. 269-296.
- [30] Posen, A. S. “It’s Not Just About The Money.” *The International Economy*, 2008, 22(2), pp. 32-34.
- [31] Svirydenka, K. “Introducing a New Broad-based Index of Financial Development.” IMF Working Paper No. 16/5, 2016.

利率变动对国际铸币税的影响

徐涛¹ 李乔迁²

【摘要】作为国际储备货币，其中一个重要的收益是货币主权国家将会过得相当规模的国际铸币税。国际铸币税会受到众多因素的影响。本文利用费雪方程式和非抛补利率平价理论构建模型，以储备货币主权国的角度从定性到定量分析了利率水平对于一国国际铸币税的影响。实证结果表明：一国利率水平对该国未来国际铸币税的规模起到负向的影响作用，当期利率的提高会导致下一期国际铸币税的减少，反之亦然。这一结论对于刚刚加入 SDR 一篮子货币，同时正在进行利率市场化改革的中国来说有着重要的启示，中国只有继续推动人民币国际化并维持利率稳定才有可能更好地享受国际铸币税收益。

【关键词】国际铸币税 利率 国际货币 人民币国际化

引言

2015年11月30日，国际货币基金组织 IMF 决定将人民币加入 SDR（特别提款权）一篮子货币。这是自 20 世纪八十年代以后 IMF 第一次调整 SDR 篮子，人民币将作为第一个新兴市场的货币加入美元、欧元、日元、英镑，占 SDR 新货币篮子的 10.92%。新的 SDR 篮子于 2016 年 10 月 1 日生效。

加入 SDR 篮子对内有望继续推动资本项目可兑换，完善人民币汇率形成机制，配合“一带一路”，促进人民币双向应用；对外则有助于加强海外持有人民币的信心，提升人民币国际影响力并进一步加速人民币成为国际储备货币的进程。同时，加入 SDR 货币篮子代表了国际对我国经济发展和货币地位的肯定，是人民币国际化道路上的一个至关重要的里程碑，更是人民币获得的新的机遇。

与此同时，我国利率市场化也在如火如荼的进行当中。2015 年 5 月 11 日起，中国人民银行决定金融机构存款利率浮动区间的上限由存款基准利率的 1.3 倍调整为 1.5 倍。2015 年 8 月 26 日，中国人民银行决定放开一年期以上定期存款的利率浮动上限。2015 年 10 月

¹徐涛，山东大学经济学院金融系主任，教授，经济学博士

²李乔迁，徽商银行合肥分行

24 日，中国人民银行决定对商业银行和农村合作金融机构等不再设置存款利率浮动上限，标志着中国利率市场化改革又向前迈出了重要一步。但是随着金融机构获得更大的利率定价自主性、市场竞争增强，利率的波动性也随之加剧，利率对于经济环境的微小变化都变得极其敏感，这就增加了金融市场的不稳定性，是我国需要未雨绸缪的一大挑战。

加入 SDR 篮子象征着人民币国际化走向了一个新的阶段，也是我国可以通过本国发行的货币获取国际铸币税福利的一个绝好的机遇。据统计，在 2015 年一年当中，美国通过发行可被世界其他国家储备的美元而获得的国际铸币税总额高达 167415 亿美元，这是国际货币发行国享有的特有的权利和福利。随着人民币国际化的步伐加快，人民币被他国储备的数量增加，中国也逐渐从国际铸币税的被征收方转为征收方。因此，在这人民币国际化势头强劲、利率市场化稳步推进的背景下，应该抓住机遇、迎接挑战，在了解利率和国际铸币税之间的关系和规律的前提下，更好地享有人民币国际化带来的益处。

一、国内外文献回顾

（一）国际铸币税的概念

就国际铸币税的定义而言，国内外学者并没有很大的争议，大多将其看做是一国货币超越国界后，该国由于其货币为他国所持有而获得的净收益，是该国从它国获得的资产收益减去利息支出和其他代价后的净值（曹勇，2002；李斌，2005）。这种净收益是多方面的，无论该国购买的是他国的是资本品、普通商品还是金融资产，都会因此而受益。

Michael Dooley 等（2009）认为当今国际经济交往中的抵押担保在实质上就是国际铸币税的征收与支付。例如一国承诺对美国在该国境内的直接投资支付回报，与此同时美国承诺对该国的美元资产支付相应的利息，这就是一种总回报掉期，也就是铸币税的征收，美国在此过程中征收的国际铸币税额等于美国直接投资的价值与其对境外美元资产支付的利息的差额。

更多的学者倾向于将国际铸币税的定义与一国的外汇储备挂钩。刘晓欣、张立平（2007）指出，外汇储备是对国外商品的要求权，是本国居民和企业减少的购买力的部分，因此它的本质就是铸币税。李翀（2014）从国民福利的角度定义了国际铸币税，认为国际铸币税是一个国家凭借自己的货币地位获得的国民福利，等于外国以该国货币持有的国际储备数量减去为此支付的利息金额。在此基础上，作者进一步提出了国际铸币税流量和存量的概念，认为美国征收的国际铸币税是巨额且持续增长的。邓晓兰、梁子皓、黄显林（2014）认为铸币税

的国际流失实质上是一种机会成本，是由于一国货币没有国际化、储备大量他国货币所产生的，是储备货币发行国获得的国际铸币税的组成部分。马荣华（2014）提出国际铸币税也存在收支问题，本国货币在境外流通属于铸币税的收入，而本国对其他国家的货币进行储备属于国际铸币税的支出，二者之差是国际铸币税的净值。

然而也有人认为央行持有的外汇储备不完全属于铸币税收入，仅仅属于一种资产。当且仅当央行发行基础货币换得外汇储备并将其投资，获得的收益才属于铸币税收入（张健华、张怀清，2009）。

在中国大多数经济学学者关注我国每年巨额的国际铸币税支出的同时，少部分学者（刘群，2005）开始放眼于我国由于人民币日益国际化而每年可征收的国际铸币税收入。国际铸币税给一国带来的真正利益在于货币的时间价值，这种时间价值对于征收国来说就是长期的无息贷款。人民币征收的国际铸币税是由人民币在境外的时滞形成的。在人民币回流之前人民币只具有“观念上的购买力”，在回流以后才具有“现实购买力”，但是在“观念购买力”转变为“现实购买力”以前，我国实际上就征收了国际铸币税，获得了货币的时间价值。

（二）国际铸币税的影响因素

影响国际铸币税的因素有许多，其中汇率、利率和通胀率被多次提及。邓晓兰、梁子皓、黄显林（2014）认为美元贬值会造成我国铸币税的国际流失，而美国债券收益率的上升会进一步加剧这一情况。美国公债货币化本身并没有造成我国铸币税的流失，而是其通过多种间接因素如利率、汇率等造成的结果。

然而马荣华（2013）实证后得出结论，国际铸币税逆差与汇率、利率、物价水平、财政赤字规模和净出口不相关，但是和 GDP、货币供给和外汇储备的一阶滞后都是正相关关系。其国际铸币税逆差与 GDP 的同向关系是因为 GDP 增长主要是贸易顺差导致的，而贸易顺差同时会使得我国增加外汇储备，付出更多的铸币税，因此国际铸币税逆差也会扩大。同时，国际贸易顺差对 GDP 的正面影响要大于国际铸币税支出对 GDP 的负面影响，因此要坚持人民币国际化的道路，努力使人民币在更大范围、更多领域流通。

金丽红、杜文洁（2010）指出，影响人民币国际铸币税收入的结构因素包括通胀水平、经济增长和货币化及货币流通的速度。铸币税可以看作是通货膨胀税，税基是储备货币的水平，税率是通胀率。经济增长与铸币税收入通常是正相关的。在低通胀时期，二者显著的正相关；在高通胀时期，二者可能会显示出负相关关系，但实际上将经济增长剔除了通胀影响后通常为负，因此经济增长实际上仍然与铸币税收入正相关。另外，货币化程度越高、货币流通速度越快，铸币税收入也越大，这也是我们如此强调人民币国际化，促使人民币在更大

范围、更多领域流通的重要原因。

（三）国际铸币税的风险与影响

一些学者（徐奇渊、刘力臻，2006；Cohen，2012）认为一国货币国际化的好处基本上都是在国际化的初期得到的。随着时间推移，该国为了维持非居民对本国货币的持有会付出更多利息，逐渐消除了该国净国际铸币税收入，也会给该国带来许多负面影响。刘群、赵登峰、陈勇（2011）指出，国际经济交往会带来铸币税风险、通胀风险和汇率风险。

李斌（2005）认为，国际铸币税固然能带来庞大的利益，但是国际铸币税也存在一个极限值。其主要原因包括：过度发行货币产生的通货膨胀风险、货币的国际信誉下降风险、国内经济波动风险以及货币政策有效性丧失的宏观调控风险。

此外，在一国经济衰落时，国际铸币税可能雪上加霜，引发国际货币秩序的紊乱（李翀，2014），会给储备货币发行国带来铸币税逆转风险（宋芳秀、李庆云，2006）。与美元国际化相比，人民币国际化能给我国带来的直接和间接收益更小、风险更大。由于国际货币地位初期不稳固，人民币铸币税逆转风险非常大，而且会削弱我国经济对外部冲击的抵抗力。

另外，从国际利益分配的角度来看，国际铸币税也造成了极大的不公平，铸币税只能由拥有国际储备币地位的极少数发达国家所占有（李翀，2014）。因此，一国凭借货币的储备地位征收国际铸币税实际上是国际资源的单方面转移。由于铸币税的存在，弱势国家每年都在向储备货币发行国缴纳巨额国际铸币税，经济强国在免费享用国外资源的同时，还可以从货币回流中再次获得融资，转移了通货膨胀率，因此极大地导致了全球利益分配的不均衡。

更极端的思想（范祚军、关伟，2008）认为，国际铸币税的实质与马克思所说的“国际剥削”类似，当今美国就在利用经济手段迫使中国等一系列发展中国家每年上缴巨额的国际铸币税。徐涛、王亚亚（2011）指出，单一主权国家的货币作为主要的国际储备货币会带来一系列不稳定经济因素，也会造成全球利益分配的失衡，国际铸币税问题就是一个主要的方面。美国和中国就是两个典型的例子。

美国凭借美元至高无上的地位向外输出美元，无偿占有境外美元持有者的资源，是国际铸币税的最大受益者（Cohen，2012），这与该国货币在国际上的垄断地位和政治霸权有关（Cohen，1971；Pittaluga，2012）。美国利用国际地位获得的国际铸币税提高了美元资产的流动性，使得美元保持低利率，减少了外债负担、财政赤字成本，增加了资本流动的净收益；美元作为“媒介货币”使美元获得巨额的无息贷款；在境外沉淀了巨额美元使美国无需发行更多货币就能享受更多消费，转嫁了通货膨胀；在经历巨大的经常账户赤字时无须调整国

内经济，经济可以稳定持续发展（曹勇，2002）。虽然这种美元霸权的国际货币秩序在根本上是不稳定的，但是这在短期内也无法从根本上得以改变（徐涛、侯绍泽，2007）。

与此形成对比的是中国目前持有大量的外汇储备，每年都要向发达国家缴纳巨额的国际铸币税，蒙受了巨大的经济损失。尚丽娜（2007）计算出2003年我国因持有别国货币而缴纳的国际铸币税大约为4170亿人民币，占当年我国GDP的3.56%。马荣华（2014）根据计算得出，1996到2010年我国国际铸币税一直处于逆差的状态，且逆差的规模还在不断扩大，也就是我国每年付给其他国家的铸币税越来越多。

二、研究设计

（一）国际铸币税的来源

国际铸币税概念在金本位制的后期才诞生。早在金币本位制时期，人们在进行国际贸易时是用黄金与贸易商品等价交换的，并不存在价值的差别，因此也就没有铸币税。

在金块本位制和金汇兑本位制时期，信用货币的流通成为了可能，人们开始可以使用信用货币即纸币进行贸易。纸币本身是没有价值的，而换取的商品具有一定价值，因此进口方获得了铸币税，而出口方交纳了铸币税。但是由于当时纸币与黄金储备量是关联的，因此不能无限地用纸币换取商品，一个国家获得的国际铸币税也是有限的。

在信用货币制度下，一国能否取得国际铸币税取决于该国货币的储备地位。假如存在两个国家D国和F国，其中F国是储备货币发行国，而D国由于国际经济往来需要必须持有-定的F国货币，这些货币来自于F国向D国购买商品、资本品或金融资产。如果购买的是商品，那么F国就节省了本国生产该商品的资源；如果购买的是资本品或金融资产，F国就可以从中获取-定的收益。虽然D国可能将持有的F国货币投资于F国的存款或国债获取-定收益，但是数额与F国从D国取得的收益是不能比拟的。这时F国取得的或者说D国缴纳的国际铸币税就等于F国在此过程中获得的收益减去支付给D国的利息再减去其它相关管理费用。

为了契合文章的研究主旨，本文所定义的铸币税倾向于在信用货币时代由于频繁的贸易和资本流动所产生的，通过-国凭借国际地位发行储备货币并为-他国所持有，从而几乎无偿地占有他国的产品和资源所获得的经济利益。这种经济利益主要体现在两个方面。

-方面，从经常账户来说，储备货币发行国可以用本国货币直接购买其他国家的商品和服务，而无须进行外汇兑换。该国所支付的本国通货发行成本低廉，甚至可能仅仅是银行存

款的数字而已，因此成本几乎为零。但是，其所获得的却是实实在在的商品与服务，是超过了本国原有生产能力的部分，可以看做是通过“打借条”借取了他国的商品资源。有借必有还，“借条”总有还款的时候，但是由于他国总需要储备一部分该国货币以供本国的贸易和投资，该部分“借款”是否要还、何时还暂且未可知。即使有朝一日真的需要发行国“还款”，发行国也可以通过增发货币等手段，使得本国货币在一定程度内贬值，从而使得巨额的“借款”凭空缩水，直接的结果就是贬值所导致的非储备货币发行国的损失以及储备货币发行国的得益，同时还能把通货膨胀的压力转移到世界其他国家。

另一方面，从资本与金融账户来看，储备货币发行国可以用本国货币购买国外的金融产品和资本品，从而获得经济收益。虽然非国际货币发行国可以将所获得的国际货币转而投资于发行国的存款、债券等，但是所获得的收益远远低于付出的成本。Joshua Aiznman (2015) 认为，中国的净外部金融资产高达 20 亿，但是每年获得的收益基本为负，原因就在于中国通过 60 亿外部金融资产获得的利益远远低于 40 亿外部金融债务付出的成本，同时，国际货币发行国也可以通过获得外国投资而使得资本回流，美国就是最经典的例子。美国在经常账户逆差很高的情况下，利用发达的资本市场和缜密的国债-美元融资体系，实现资本净流入。这既有利实现币值的稳定，也有利于货币政策的主动权和独立权的控制。最重要的是，有了资本账户的融资，美国可以稳定地获得国际铸币税，而无需面临过大的通胀压力。这种优势是由储备货币发行国凭借其经济实力和国际地位所独享的。

因此，非国际货币发行国无论是由于进行正常的国际贸易还是对外投资都必须储备一部分国际货币发行国的货币以便用于国际结算，储备规模由国际经济往来频繁程度和规模大小决定，发行国可以无偿地利用零成本的纸币“借取”国际资源，这就使得储备货币发行国可以稳定地享受“超额消费”和稳定融资的待遇，这种特殊的经济利益在这里就定义为“国际铸币税”。

（二）利率对国际铸币税的影响机制

利率的本质是持有货币的机会成本，它是经济金融中的重要一环，关系着国内和国际的资本运转和流动，对国际铸币税也有着极其重要的影响。这种影响主要体现在国际收支的两个方面。

首先，在经常账户上，利率水平与国际铸币税呈现反向相关的关系。根据多恩布什的汇率超调理论，在短时间内间接汇率会由于利率的提高而大幅度提高，但是随着时间流逝，汇率会下降，恢复到均衡水平。另外，根据非抛补利率平价理论， $\Delta\%E(f/d) = R_f - R_d$ ，一

国的利率与其未来的间接汇率变化呈负相关，也就是利率上升本币预期会贬值。虽然这种关系并不受到无套利条件的约束，汇率的变化幅度不一定恰好等于利率变化幅度，但是这种负向关系是确实存在的。因此，对一个能够发行国际货币的国家来说，随着本国利率上升，本币汇率在长期会下降，本币贬值，使得本国商品和服务的相对价格下降，国外商品和服务的相对价格上升。这在经常账户上的表现就是进口减少、出口增加，净进口水平下降，本国可以享用的超额资源减少，亦即国际铸币税减少了。

此外，在资本和金融账户上，利率与国际铸币税仍然是负相关的关系。利率不仅是持有货币的机会成本，也是投资可以获得的收益的标杆，最直接的体现就是投资于债券等金融产品和资本品的收益率与一国利率水平直接相关。因此，当一国利率上升时，该国际货币发行国的金融产品和直接投资就可以提供更高的回报率，具有更高的吸引力，外国会更多的把钱投入该国获取高收益，该国投资于外国的金融产品和资本品的机会成本同时也更高。因而，发行国从净国际投资中获得的利益是下降的，这就直接导致了该国的国际铸币税下降。

总结来说，国际货币发行国的利率上升在长期会导致其征收的国际铸币税下降。虽然在短时间内利率上升会导致国际资本涌入、间接汇率上升、经常账户逆差恶化、国际铸币税增加，但是由于本文研究的时间跨度是一个季度，并且包含了滞后因素，因此经常账户会更多地受到非抛补利率平价的影响，在利率上升的情况下使得国际铸币税下降。对资本账户来说，无论长期还是短期，利率上升对国际铸币税的逆向影响都是相同的。

（三）模型推导

该部分模型的灵感来自于杨为志（2015）对于国际铸币税与汇率关系的研究。在他的分析基础上，本文的模型又借助了非抛补的利率平价对其进行了进一步的延伸拓展。

20 世纪初期，美国著名经济学家费雪提出了费雪方程，即 $MV = PQ$ ，认为平均的价格水平直接受到流通中货币数量的影响。在此基础上我们假设世界上只有两个主权国家 I 国和 II 国，这两个国家发行的货币分别为 D 币和 F 币。如果这两个国家之间是互相隔离，没有任何经济往来的，那么他们的费雪方程是可以分别表示为： $M_D V_D = P_D Q_D$ 及 $M_F V_F = P_F Q_F$ ，或者同样的， $M_I V_I = P_I Q_I$ 及 $M_{II} V_{II} = P_{II} Q_{II}$ 。但是假设这两个国家之间互相有经济来往，也互相储备了部分对方发行的货币，那么 I 国他们的经济关系可以由下表表示：

I 国

II 国

D 币	$M_{D I} V_{D I} = P_{D I} Q_{D I}$	$M_{D II} V_{D II} = P_{D II} Q_{D II}$
F 币	$M_{F I} V_{F I} = P_{F I} Q_{F I}$	$M_{F II} V_{F II} = P_{F II} Q_{F II}$

也就是说，能代表 I 国本国流通的 D 币的费雪方程是 $M_{D I} V_{D I} = P_{D I} Q_{D I}$ ，代表 I 国流通的外币 F 币的方程式是 $M_{F I} V_{F I} = P_{F I} Q_{F I}$ 。同理，代表 II 国流通的本币的费雪方程是 $M_{D II} V_{D II} = P_{D II} Q_{D II}$ ，外币流通的方程式是 $M_{F II} V_{F II} = P_{F II} Q_{F II}$ 。其中 $M_{D I}$ 为在 I 国流通的 D 币， $M_{F I}$ 为在 I 国流通的 F 币， $M_{D II}$ 是在 II 国流通的 D 币， $M_{F II}$ 是在 II 国流通的 F 币。 $V_{D I}$ 、 $V_{F I}$ 、 $V_{D II}$ 、 $V_{F II}$ 分别为其流通速度。 $P_{D I}$ 、 $P_{F I}$ 、 $P_{D II}$ 、 $P_{F II}$ 是分别在两国流通的两种货币交易的平均价格水平， $Q_{D I}$ 、 $Q_{F I}$ 、 $Q_{D II}$ 、 $Q_{F II}$ 分别为在两国用 D 币和 F 币交易的商品和服务的数量。为了调节不同币种直接价值的差异，我们引入汇率 E ，作为 D 币的直接汇率。当我们从 I 国的角度看问题，并用直接汇率把所有外币单位换算成本币时，上表就可以表示为：

	I 国	II 国
D 币	$M_{D I} V_{D I} = P_{D I} Q_{D I}$	$M_{D II} V_{D II} = P_{D II} Q_{D II}$
F 币	$E * M_{F I} V_{F I} = E * P_{F I} Q_{F I}$	$E * M_{F II} V_{F II} = E * P_{F II} Q_{F II}$

根据费雪方程的含义，我们可以将其引申为，对于一种货币或者一个国家或地区来说，其商品和服务的平均价格水平与交易的数量的乘积就等于这个国家或者这种货币的货币流通数量与流通速度的乘积。这种关系可以通过下面这个方程组来表示：

$$P_D Q_D = P_{D I} Q_{D I} + P_{D II} Q_{D II} = M_{D I} V_{D I} + M_{D II} V_{D II}$$

$$E^* P_F Q_F = E^* (P_{FI} Q_{FI} + P_{FII} Q_{FII}) = E^* (M_{FI} V_{FI} + M_{FII} V_{FII})$$

$$P_I Q_I = P_{DI} Q_{DI} + E^* P_{FI} Q_{FI} = M_{DI} V_{DI} + E^* M_{FI} V_{FI}$$

$$P_{II} Q_{II} = P_{DII} Q_{DII} + P_{FII} Q_{FII} = M_{DII} V_{DII} + E^* M_{FII} V_{FII}$$

这个方程组的 1 式可以理解为 D 货币表示的平均价格和交易商品数量的乘积等于在本国和外国流通的 D 币和其流通速度乘积之和。2 式同理，代表 F 货币表示的平均价格和交易商品数量的乘积转换为 D 币后的价值，等于在本国和外国流通的 F 币和其流通速度乘积之和的 D 币价值。3 式表示在 I 国境内的所有商品的平均价格与所有交易商品数量之积等于在该国流通的 D 币与其流通速度之积加上在该国流通的 F 币与其流通速度和汇率之积。4 式代表在 II 国境内的所有商品的平均价格与所有交易商品数量之积等于在该国流通的 D 币与其流通速度之积加上在该国流通的 F 币与其流通速度和汇率之积。

之前，本文把国际铸币税定义为国际货币发行国通过流通在境外的本国货币所能获得的超额经济利益。因此，根据上表的费雪方程式，我们定义的国际铸币税在数量上可以表示为：

$$S = P_D Q_D - P_I Q_I = (M_{DI} V_{DI} + M_{DII} V_{DII}) - (M_{DI} V_{DI} + E^* M_{FI} V_{FI}) = M_{DII} V_{DII} - E^* M_{FI} V_{FI} \quad (1)$$

$$\text{加入时间因素后，上式可以写成：} \quad S_t = M_{DII,t} V_{DII,t} - E_t^* M_{FI,t} V_{FI,t} \quad (2)$$

在关于利率与汇率关系的理论中，利率平价和弹性价格货币模型都认为一国利率变化会导致该国的币值往相反方向变化。汇率超调模型认为短期内的资本流动使得二者同方向变化，但是在长期有向相反方向移动的趋势并逐步调整到长期均衡状态。

我们在此利用的主要思想是非抛补的利率平价，假设 $F = E_t^c$ ，也就是远期汇率合约的价格总是与人们预期的未来即期汇率相同，因此非抛补利率平价成立。这一方面是为了更好地解释本文的主旨，也可以使得计算更简便明了。弹性价格货币模型中变量过多难以控制，而汇率超调模型只有定性分析，缺少定量分析，都无法更好地为本文所用。

因此，根据非抛补的利率平价定理，一国货币汇率的预期变化幅度为两国利率水平之差，即 $\Delta\% E = R_D - R_F$ ，其中 R_D 、 R_F 分别为 D 币和 F 币的在两国利率，因此在加上时间变量以后，我们可以假设 $E_t = E_{t-1}^* (1 + R_{D,t-1} - R_{F,t-1})$ ，即汇率会在利率变化的一期以后完成调整。

因此，(2) 式可以继续写成：

$$S_t = M_{DII,t} V_{DII,t} - E_{t-1} * (1 + R_{D,t-1} - R_{F,t-1}) * M_{FI,t} V_{FI,t} \quad (3)$$

我们将 $M_{DII,t}$ 记作 $M_{1,t}$ ， $E_{t-1} * M_{FI,t}$ 记作 $\alpha * M_{1,t}$ ，其中 α 在 t 时期是一个常数，且大于零，但是不同时期可以为不同常数，这里的记法仅仅是为了简化公式中下文不必要讨论的成分。同时，我们将 $V_{DII,t}$ 记作 V_1 ，并将 $V_{FI,t}$ 记作 $\beta * V_1$ ，其中 β 也是一个大于零的常数，且根据费雪方程的基本假设，货币流通速度一般是固定不变的，因此 β 不会随着时间而改变， V_1 的取值也不会受到时间 t 的影响。

据此，上式可以简化为：

$$S_t = M_{1,t} V_1 - (1 + R_{D,t-1} - R_{F,t-1}) * (\alpha M_{1,t}) (\beta V_1) \quad (4)$$

将相同的因子提出来后，上式变成了：

$$S_t = M_{1,t} V_1 * [1 - \alpha \beta * (1 + R_{D,t-1} - R_{F,t-1})] \quad (5)$$

由于 $M_{1,t}$ 、 V_1 、 α 、 β 都大于零，因此从上式可以清楚地看出，本国利率 R_D 的系数为负。也就是说一国的利率对其未来国际铸币税水平的影响是负向的。

三、实证分析

(一) 模型设计

根据我们所定义的国际铸币税的本质，以及相关影响因素，我们设计了以下模型：

$$S_{it} = \alpha_{it} + \beta_{1i} * lag_R_{it} + \beta_{2i} * M2_{it} + \beta_{3i} * GDP_{it} + \varepsilon_{it}$$

其中， S_{it} 是第 i 个国家在 t 时期所征收的国际铸币税水平， lag_R_{it} 是第 i 个国家在 t 时期的滞后一期的利率， $M2_{it}$ 代表第 i 个国家在 t 时期的货币发行量， GDP_{it} 是第 i 个国家在 t 时期的生产力水平。 α_{it} 是常数项， β_{1i} 、 β_{2i} 、 β_{3i} 是对于第 i 个国家而言的模型中三个自变量的系数， ε_{it} 是误差项，用于调整等式左右两边的平衡。

本文的研究对象是利率水平对一国一个时期的国际铸币税水平的影响，因此是本文的核心研究对象。其次，我们认为国际铸币税水平与一国一个时期内流通的货币数量也有关系。一方面，一国可能可以通过更多地发行货币从而购买更多的境外商品与劳务或者资本品，从

而获得更多的国际铸币税；另一方面，货币发行数量的过度增加会降低该种货币的国际信用，引发恶性通货膨胀，继而对国际铸币税产生影响。第三，一国的 GDP 水平是一国生产力和国家实力的象征，我们猜想 GDP 可能通过对一国的国际地位的影响，从而间接地对国际铸币税产生影响。

（二）数据选取与处理

考虑到本文研究的是一国对外国国际铸币税的征收情况，因此最相关的数据即为国际货币基金组织 IMF 上的 COFER(currency composition of official foreign exchange reserves)数据，即一国货币被外国作为官方国际储备的数量。这里，COFER 提供了七种货币的数据，分别为美元、欧元、英镑、日元、瑞士法郎、澳大利亚美元和加拿大美元。但是由于澳大利亚美元和加拿大美元的数据都是从 2010 年以后才开始记录，数据量太少，不足以进行科学深入的研究。因此，本文中国际铸币税的数据只选取了前五种货币在各季度各自被储备的存量。COFER 所记录的单位都是百万美元，我们这里为了公式的左右平衡选取了万亿美元作为单位。

此外，每个时期滞后一期的利率水平选取了滞后一期的 LIBOR 数据。原数据来自于 wind 资讯，其中瑞士法郎的 LIBOR 只有三个月期 LIBOR 的月度数据，因此这里我们将五种货币每季度三个月的 LIBOR 月均值取平均值，从而得到每个季度的平均值，转化为季度数据，单位为百分之一。然后将每季度 LIBOR 均值取滞后一期的值，转变为我们需要的数据。

每个国家在某一时期的货币发行量存量数据我们选取的是经季节调整后的 M2 数据。原数据是 wind 资讯公布的月度数据，我们将其取季度平均值，得到季度数据。为了调整美元、欧元、英镑、日元和瑞士法郎各自 M2 的单位问题，我们计算出每个季度 M2 的增长速度，从而增加了各个国家货币 M2 的可对比性。处理后的季节环比增长速度的单位为百分之一。

为了避免各国 GDP 单位不同带来的可比性降低的问题，我们选取 GDP 不变价的环比折年率作为研究数据，排除了价格对 GDP 的影响。该数据来自 wind 资讯，其中美元、欧元、英镑、日元的 GDP 环比折年率都是直接可得的，瑞士的 GDP 环比折年率不可得，因此由其季度环比增长率计算后得出，计算公式为：环比折年率 = $(1 + \text{环比增长率})^4 - 1$ 。

另外，本文的研究时期是从 2001 年第一季度开始，到 2015 年第四季度结束。一方面是因为欧元作为欧元区的主要流通货币其较为完整的数据也是从 20 世纪末才开始记录，并且 COFER 提供的是季度数据，目前可得数据截止到 2015 年第四季度；另一方面是因为这五种

货币的唯一可比的利率只有从 2001 年初开始的 LIBOR 数据。因此，本文的研究时期一共为 60 个时期，亦即本世纪开始后的 60 个季度。

显而易见，我们所利用的数据是一个长面板数据，时间跨度远远大于研究截面的数量，对于可能存在的固定效应，我们可以在模型中加入个体虚拟变量来解决。在本文中的 c1-c5 即为个体虚拟变量。对于可能存在的时间效应，我们可以加入时间趋势项 T 来解决。

处理后的数据的统计结果如下表所示：

表 1 描述性统计

变量名	代表变量	均值	口径	标准差	最小值	最大值
S	国际铸币税	.7841701	全体	1.090861	.0036327	4.359667
			组间	1.087557	.0085181	2.60263
			组内	.4904981	-.7283408	2.541207
lag_R	滞后一期的 LIBOR 利率	1.432323	全体	1.760388	-.7776667	5.952
			组间	1.011236	.1571299	2.7543055
			组内	1.509339	-.8576492	.405343
M2	货币发行速 度	1.353037	全体	1.822131	-3.287285	16.604431
			组间	.4131875	.6204668	.604219
			组内	1.784131	-3.469886	16.42183
GDP	国内生产力 环比折年率	1.389051	全体	3.003766	-15.1	11.2
			组间	.4897504	.7766667	1.79
			组内	2.971546	-14.48762	11.81238

可以看出，除了 S 的组内标准差小于其组间标准差以外，其他几个变量的组内标准差都是大于组间标准差的。原因主要有两点：首先，本文的研究对象是五个发达经济体，包括美国、欧元区、英国、日本和瑞士等，其经济特点、社会结构等都是比较接近的，没有特别大的差异，因此组间的标准差不是很大。另外，我们研究的时间范围是 2001 年第一季度到 2015 年第四季度，中间经历了波及世界范围的经济危机，各大开放的经济体都受到了冲击和震动，因此组内的标准差相对较大。

（三）实证分析结果

1. 面板校正标准误

对于长面板出现的组间异方差和组内同期相关的问题，我们可以利用面板校正标准误（PCSE）来解决，此时的 LSDV 仍然是一致的。回归结果如下：

表 2 PCSE 回归结果

R-squared = 0.8829 , Prob > chi2 = 0.0000			
S	系数	标准差	P 值
lag_R	-.0337572	.0142817	0.018
M2	.0080011	.0091828	0.384
GDP	-.0041436	.0050685	0.414
c2	-1.625004	.0817028	0.000
c3	-2.427855	.1229859	0.000
c4	-2.521278	.1205936	0.000
c5	-2.653426	.1282491	0.000
T	.0159852	.0008709	0.000
con	2.185614	.1056967	0.000

可以看出，自变量对于因变量 S 的解释力度是比较强的。R 方达到 0.8829，且 F 值非常大，F 值的 P 值为 0，因此这个模型对于国际铸币税这一因变量的解释是十分有力且合理的。

具体来看，lag_R 对国际铸币税 S 的影响在 5% 的置信水平下是显著的，斜率约为 -0.0338，也就是说对于美元、欧元、英镑、日元和瑞士法郎而言，三月期的 LIBOR 每增加百分之一，减少的国际铸币税的获得数额大约为 3.38 十亿美元，这与我们之前的逻辑推理相符合。M2 增长率和 GDP 环比折年率对于国际铸币税的影响在 10% 的置信度下不显著。另外，所有个体的虚拟变量都在 1% 的置信度下显著，说明固定效应十分显著，应允许五种货币拥有各自不同的截距项。再者，时间趋势项 T 也在 1% 的置信水平上显著，且系数约为 0.016，说明时间效应十分显著，且这种时间效应是正向的，国际铸币税的数额会随着时间的流逝而增加。

2. 全面 FGLS

为了研究利率水平对一国国际铸币税增长速度的影响，我们对模型做出略微的调整，对因变量 S 取对数得到 lnS，并考虑当期利率水平 R 对因变量的影响。调整后的模型为

$$\ln S_{it} = \alpha_{it} + \beta_{1i} * R_{it} + \beta_{2i} * lag_R_{it} + \beta_{3i} * M2_{it} + \beta_{4i} * GDP_{it} + \varepsilon_{it}$$

，并根据样本数据可能

具有的异方差、自相关和同期相关的问题，使用全面 FGLS，进行实证分析。所获得的分析结果如下：

表 3 全面 FGLS 回归结果

Prob > chi2 = 0.0000			
lnS	系数	标准差	P 值
R	.0154952	.00933	0.097
lag_R	-.0118859	.0088672	0.180
M2	.0020832	.0022858	0.362
GDP	.0000341	.000957	0.972
c2	-1.094972	.0740544	0.000
c3	-2.877989	.0903512	0.000
c4	-2.776	.0469889	0.000
c5	-5.752215	.0872879	0.000
T	.0243046	.0013709	0.000
con	.0783204	.0667788	0.241

根据分析结果可以看出，利率 R 的系数在 10% 的置信度上显著为正，这刚好印证了之前讨论过的，在短期内利率上升会造成币值上升甚至超调，从而导致国际铸币税的增加。而利率滞后项 lag_R 的系数为负数，在 20% 的置信度上显著，这也与我们模型的假设相符，并且说明了当期利率上升一个百分点会导致下一期本国国际铸币税减少 0.012 个百分点。M2 和 GDP 与面板校正标准误的估计相似，都是不太显著的。另外，所有个体的虚拟变量都在 1% 的置信度下显著，说明固定效应十分显著。时间趋势项 T 也在 1% 的置信水平上显著，且系数大于零，再次说明了正向的时间效应十分显著。

3. 变系数模型

由于我们使用的是长面板数据，样本容量较大，因此我们可以让每个个体拥有自己的常数项和时间趋势项，也允许每个个体回归的斜率不同，亦即采用变系数模型。通过对原有模型进行变系数回归，我们得到的结果如下：

表 4 变系数模型回归结果 (1)

S	系数	标准差	P 值
lag_R	-.1235806	.0623068	0.047

M2	.0293058	.0232287	0.207
GDP	-.0249087	.0140706	0.077
参数稳定性检验: $P > \chi^2 = 0$			

从上图的回归结果可以看出，首先，我们设计的模型是具有很强的解释力度的，由于最后一行的参数稳定性检验中 P 值为 0，则我们可以强烈拒绝“参数不变”这一原假设，认为使用变系数模型应该是更加合理的选择。另外，这里总体回归的 lag_R 的系数为负数，且 P 值为 0.047，小于 5%，验证了我们利率对国际铸币税的影响是负向的这一设想。当然，由于是变系数模型，我们的目的是对每一个研究个体进行单独的回归，考察利率对不同个体国际铸币税的影响是否有明显的规律可循。

利用变系数模型对每个个体单独回归的结果如下：

表 5 变系数模型回归结果 (2)

个体一：美元			
S	系数	标准差	P 值
lag_R	-.3304584	.0323898	0.000
M2	.011301	.0277296	0.684
GDP	-.0715323	.0072274	0.000
个体二：欧元			
S	系数	标准差	P 值
lag_R	-.2062184	.0247423	0.000
M2	.0614078	.0276041	0.026
GDP	-.0438317	.0057442	0.000
个体三：英镑			
S	系数	标准差	P 值
lag_R	-.0286847	.004576	0.000
M2	.0031797	.0050027	0.525
GDP	-.0062779	.0013327	0.000
个体四：日元			
S	系数	标准差	P 值
lag_R	-.0492527	.0140133	0.000

M2	.071323	.0231672	0.002
GDP	-.0017758	.0020807	0.393
个体五：瑞士法郎			
S	系数	标准差	P 值
lag_R	-.0032885	.0007292	0.000
M2	.0006823	.0002574	0.008
GDP	-.001126	.0004169	0.007

显然我们可以看出，无论是美元、欧元、英镑、日元还是瑞士法郎，其所能征收的国际铸币税的数量与利率的关系都是负的，lag_R 的系数都是小于零的负数，且 P 值都为 0，也就是说在 1% 的置信度下，lag_R 对国际铸币税的影响都是显著的且是负向的影响关系。以美元为例，lag_R 的系数为-0.3305，可以解释为美国的 LIBOR 利率每上升一个百分点，则下一期的国际铸币税的征收数量将会下降 0.3305 个单位，亦即 3305 亿美元。这一影响在五中货币中间是最大的。对欧元、英镑、日元和瑞士法郎来说，LIBOR 每上升一个单位，下一期各自可获得的国际铸币税的数量将会分别下降约 2062 亿美元、287 亿美元、493 亿美元以及 33 亿美元。这与我们之前的推断是相同的，一国利率的确会对该国的国际铸币税的征收数量产生显著影响，且这种影响是负向的，利率上升，国际铸币税就会下降。

另外，在 5% 的置信度下，M2 对国际铸币税的影响对于欧元、日元和瑞士法郎是显著的，对于美元和英镑是不显著的，但是回归系数都是大于零的。一国有可能通过更多地发行货币，购买国外的商品、服务以及资本品，获得超额消费的能力，征收国际铸币税。这就解释了 M2 对于欧元、日元和瑞士法郎三者的显著情形。但是 M2 可能并不是国际铸币税征收情况的决定性因素，一国不可能通过无限增发货币，持续不断地从他国获得铸币税。过度发行货币会导致恶性通货膨胀、经济结构崩塌，一国的国际地位和货币信用迅速衰减，国际铸币税的征收数量也会下降。因此，M2 对于国际铸币税的影响可能比较模糊，有一正一反两种截然不同的影响，因而造成了对于美元和英镑的不太显著的回归系数。

再者，除了对日本以外，GDP 增长速度对于其他四国国际铸币税征收数量的影响都是负向且显著的，这与一般的猜想不尽相同。一般而言，一国生产能力的提高会使得该国的国际地位提高，应该更有利于该国征收国际铸币税。但是这里负向的影响可能取决于 GDP 增长的来源不同。若一国 GDP 的增长中来源于出口部分的增加抵消了人们预期提高带来的影

响，那么净出口的增加会通过改变经常项目从而减少该国享用他国产品和服务的权利，从而减少国际铸币税的征收。

四、结论

本文认为国际铸币税是由于频繁的贸易和资本流动所产生的，一国凭借国际地位发行货币并为他国所持有，几乎无偿地占有他国的产品和资源所获得的经济利益。在假设远期汇率合约的价格总是与人们预期的未来即期汇率相同以及非抛补利率平价成立的情况下，本文推出利率水平与国际铸币税成反比例关系。

利用 IMF 公布的 COFER 数据中的五种发达国家货币的被储备存量数据以及三月期 LIBOR 的季度平均值，本文通过面板矫正标准误（PCSE）回归、全面 FGLS 和变系数模型等实证方法，印证了我们的假设，即利率水平对国际铸币税水平的影响是显著为负的，利率上升，国际铸币税就会下降。这对于逐渐走向人民币国际化和推行利率市场化的中国有很重要的启示。

为了在人民币国际化的进程中更大程度地享受到国际铸币税给我国带来的福利，一方面，我们要继续推进人民币在经常项目上的跨境使用，通过我国人民银行发行的几乎无成本的人民币进行跨境交易，争取赚取国际铸币税的机会；另一方面，我们也要拓宽人民币跨境的投融资渠道，稳步扩大投资规模，从国际资本账户这一机制上增加我国的国际铸币税的收益，提高我国的社会福利水平。

此外，随着人民币加入 SDR 一篮子货币，我们应该进一步推动人民币资产成为境外央行机构的外汇储备中的重要部分。如此一来，我国就可以持续地享有该部分储备货币给我国带来的国际铸币税收益。但是与此同时，对于国际铸币税的逆转风险也要随时防范，防止由于金融市场不稳定带来的货币回流、国际铸币税流失（李华民，2002）。

更重要的是，在我国利率市场化改革如火如荼的今天，我国也要为未来风云变幻的市场变化做好准备，避免利率的剧烈波动。这不仅需要我国进一步完善金融机构和金融市场，为市场化的推行打造更加夯实的金融微观基础，也要建立有效的监督体系，完善指导利率的法律规章，实现我银行监管的有效性，从而维持宏观经济的稳定，是我国人民更长久地享受国际铸币税给我国带来的积极影响。

参考文献

- [1] 曹勇. 国际铸币税的分配、计算与启示[J]. 华南金融研究, 2002(5):9-12.
- [2] 李斌. 国际货币的铸币税收益[J]. 社会科学家, 2005(5):66-70.
- [3] Dooley M, Folkerts-Landau D, Garber P. Bretton woods ii still defines the international monetary system[J]. Pacific Economic Review, 2009, 14(3): 297-311.
- [4] 刘晓欣, 张立平. 对外贸易中的铸币税及其经济效应[J]. 当代财经, 2007(12):41-44.
- [5] 李翀. 关于国际铸币税收益的再探讨[J]. 南方经济, 2014(1):89-97.
- [6] 邓晓兰, 梁子皓, 黄显林. 美国公债货币化背景下中国铸币税收益的国际流失[J]. 金融经济学研究, 2014(6).
- [7] 马荣华. 开放经济条件下国内铸币税与国际铸币税联动机制分析[J]. 武汉金融, 2014(9):28-31.
- [8] 张健华, 张怀清. 人民银行铸币税的测算和运用:1986—2008[J]. 经济研究, 2009(7):79-90.
- [9] 刘群. 论人民币成为世界货币的可能性[J]. 财经科学, 2005(4):155-161.
- [10] 马荣华. 国际铸币税收支对我国经济影响的实证分析[J]. 新疆财经, 2013(5):5-13.
- [11] 金丽红, 杜文洁. 基于铸币税角度的人民币国际化分析[J]. 上海金融, 2010(7):69-71.
- [12] 徐奇渊, 刘力臻. 货币国际化扩张中的政策行为——基于最优铸币收入的动态分析[J]. 数量经济技术经济研究, 2006(1):34-42.
- [13] Cohen B J. The Benefits and Costs of an International Currency: Getting the Calculus Right[J]. Open Economies Review, 2012, 23(1):13-31.
- [14] 刘群, 赵登峰, 陈勇. 论主权货币充当储备货币的风险[J]. 中国人民大学学报, 2011(4):93-99.
- [15] 宋芳秀, 李庆云. 美元国际铸币税为美国带来的收益和风险分析[J]. 国际经济评论, 2006(4):54-56.
- [16] 范祚军, 关伟. 基于贸易与货币竞争视角的 CAFTA 人民币区域化策略[J]. 国际金融研究, 2008(10):11-19.
- [17] 徐涛, 王亚亚. 解读当今国际货币秩序的新范式——复活的布雷顿森林体系论述评[J]. 国际金融研究, 2011(2):72-79.
- [18] Cohen B J. The seigniorage gain of an international currency: an empirical test[J]. The Quarterly Journal of Economics, 1971: 494-507.
- [19] Pittaluga G B, Seghezza E. Euro vs Dollar: An Improbable Threat[J]. Open Economies Review, 2012, 23(1):89-108
- [20] 徐涛, 侯绍泽. 论美元霸权与当代国际货币秩序[J]. 上海财经大学学报:哲学社会科学版,

2007(6):83-90.

- [21] 尚丽娜. 人民币国际化:从国际铸币税角度分析[J]. 广东金融学院学报, 2007(2):54-57.
- [22] Aizenman J. The internationalization of the RMB, capital market openness, and financial reforms in China[C]. Practical Application of Formal Methods, IEE Colloquium on 2015:7/1-7/2.
- [23] 杨为志. 国际铸币税对汇率的影响机制[D]. 硕士学位论文, 山东大学, 2015.
- [24] 李华民. 铸币税的国际延伸:逆转风险与人民币强势战略[J]. 经济学家, 2002(6):90-95.

套息交易、汇率波动和货币政策

陈雷¹ 范小云²

【摘要】 本文将外汇市场上的微观金融主体，即套息交易者纳入传统的宏观经济模型中，并引入 Brunnermeier 和 Pedersen (2009) 提出的流动性螺旋机制，构建了汇率的金融决定模型，从而基于微观金融主体行为视角形成了对汇率波动现象的理论解释。本文进而提出“货币政策的汇率传染渠道”，即美联储的货币政策影响套息交易者的行为，导致汇率波动，从而引发其它国家货币政策的变动。在此基础上，作者提出并检验了如下两个推论：在汇率制度的浮动程度达到较高水平之后，继续增加汇率制度的浮动程度，会削弱货币政策的独立性；在不同类别的资本项目中，与套息交易密切相关的资本项目的开放会更加显著地削弱货币政策独立性。最后，本文提出如下政策建议：适当的外汇干预是必要的；在资本开放的改革中，应优先开放与套息交易行为相关度较低的资本项目。

【关键词】 套息交易 汇率波动 货币政策 二元悖论 资本管制

一、引言和文献综述

国际金融危机爆发以来，大多数新兴市场和发展中国家汇率发生了剧烈波动，俄罗斯卢布危机是其中较为严重的一例。在这期间，与大多数新兴市场和发展中国家货币不同，人民币在岸汇率基本保持了稳定。而 2015 年 8 月，中国再次启动了人民币汇率市场化改革，明确了人民币汇率中间价的形成机制，随后人民币汇率出现了较为剧烈的波动。

汇率的剧烈波动严重损害了新兴市场和发展中国家的经济运行：一方面，出口导向型的发展战略使得新兴市场和发展中国家的对外依存度很高，汇率的波动对其进出口有着显著的影响；另一方面，新兴市场和发展中国家以外币计价的债务比例较高，汇率的波动影响其资产负债表，进而通过金融加速器作用传染到实体经济。因此，新兴市场和发展中国家普遍存在着“害怕浮动”现象。那么，哪些因素导致了新兴市场和发展中国家汇率的过度波动呢？中

¹陈雷，中山大学国际金融学院

²范小云（通讯作者），南开大学金融学院

国的资本项目开放和人民币汇率形成机制改革正在进行，在这一背景下，我们也需要更加充分地认识和理解汇率的过度波动。

布雷顿森林体系解体后，一些国家采取了浮动汇率制度，这些国家货币的汇率出现了剧烈波动，关于汇率波动的研究开始大量涌现。Dornbusch（1976）提出了著名的汇率超调理论，这一理论建立在凯恩斯框架下，指出在考虑价格黏性调整的情况下，货币冲击会导致汇率的过度调整。Obstfeld 和 Rogoff（1995）为汇率超调模型建立了微观基础。虽然汇率超调理论被视为汇率理论的经典，但是实证检验并不完全支持这一理论。虽然汇率超调理论被视为汇率理论的经典，但是经验检验并不完全支持这一理论。Meese 和 Rogoff（1983）检验了包括汇率超调模型在内的多个汇率决定的货币模型，发现在对未来 1-12 个月汇率的预测中，这些模型的表现均不如随机游走模型。货币模型缺乏对现实汇率的解释力，这促使研究者开始考虑汇率的资产价格属性。Obstfeld 和 Rogoff（1996）建议将汇率与股票价格、债券价格等放在一起进行分析。Burnside（2011）梳理了相关研究，指出传统的因子模型对股票价格具有较好的解释能力，却不适用于汇率，汇率的决定与证券类资产价格的决定存在差异。关于汇率波动决定因素的研究再次停滞不前。

然而，Brunnermeier 等（2008）揭示了这样一个现象，即套息交易者在获得正的套利期望收益的同时，也承担了投机货币突然贬值的风险。Lustig 等（2011）按照远期贴现 构建了六个货币组合，使用主成份分析方法，构建了本币因子和套息交易因子，由于各货币组合对套息交易因子的风险暴露不同，由此产生了套息交易的过度收益。这些研究完善了对汇率决定问题的理解，不同于以往的研究，这些研究指出了套息交易行为在汇率决定中的重要性。Gabaix 和 Maggiori（2015）尝试性地将套息交易者作为重要的代表人加入到传统的宏观模型中，增强了对汇率的解释能力，但该模型对套息交易者行为的刻画比较粗糙，假定套息交易者面临的融资约束比例是外生给定的。

本文在 Gabaix 和 Maggiori（2015）模型的基础上，结合了 Brunnermeier 和 Pedersen（2009）流动性螺旋的思想，引入了保证金制度和在险价值（VaR, Value at Risk）的设定，从而将融资约束比例内生，增强了对汇率过度波动的解释能力。Brunnermeier 和 Pedersen（2009）分析了微观金融主体行为，揭示了市场流动性和融资流动性相互影响的流动性螺旋现象。市场流动性是指投资者以合理的价格将金融资产变现的便利程度；融资流动性是指投资者以合理的成本融资的便利程度。当市场流动性恶化时，投资者融资的抵押资产价格下降，触发投资者融资的最低保证金比例，投资者被迫进行平仓操作，金融资产价格进一步下降，即市场

流动性进一步恶化；同时，融资者 往往会提高保证金比例，即投资者的融资流动性恶化，进一步要求投资者出售金融资产，导致市场流动性进一步恶化。

本文的建模思路如图 1 所示。汇率由资本流动决定，资本流动包括两个方面，一方面是经常项目下的资本流动，另一方面是资本和金融项目下的资本流动。家庭部门对其他国家商品的消费决定了经常项目的资本流动，套息交易者的套息行为决定了资本和金融项目的资本流动，即家庭部门和套息交易者的行为决定了汇率（在扩展模型中，本文也考虑了央行的行为对汇率的影响）。汇率过度波动的源泉在于套息交易者的杠杆操作和顺周期行为。套息交易者采用杠杆工具进行交易，以一定的保证金获得更大规模的外汇资产。当套息交易者持有的外汇资产价格下降时，其需要的保证金数量相应增加，而且市场所要求的保证金比例往往也会提高，进一步要求增加保证金数量。当保证金数量无法满足要求时，套息交易者的外汇资产会被平仓，即大量外汇资产会被出售，进一步降低了外汇资产的价格。在市场流动性和融资流动性的相互强化的作用下，汇率便出现了过度波动。

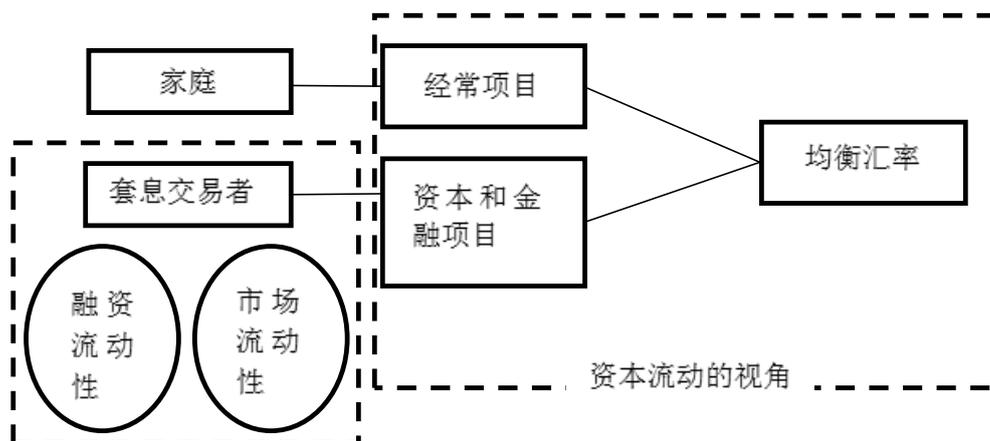


图 1 汇率决定理论图

本文进而指出，美联储的货币政策影响了套息交易者的行为，导致了汇率波动，从而引发其它国家货币政策的变动，本文将这一渠道称为“货币政策的汇率传染渠道”。在此基础上，本文提出两个推论，即随着汇率制度浮动程度的增加，货币政策的独立性可能会削弱；与套息交易密切相关的资本项目的开放对货币政策独立性具有更加显著的削弱作用。第一个推论有助于解答“三元悖论”和“二元悖论”的争论，而第二个推论对于资本开放次序的分析有所帮助。这两个推论的检验间接地检验了本文理论的合理性。

本文的结构安排如下：第二部分构建汇率过度波动的理论模型；第三部分在理论模型的框架下，详细阐述了“货币政策的汇率传染渠道”，并推演出两个可以进行经验检验的推论；第四部分对推论进行了经验检验；第五部分是本文的结论和政策建议。

二、理论模型

本文借鉴 Gabaix 和 Maggiori (2015) 模型的整体框架，构建了两个国家两个时期的模型，即本国和外国在 $t=0,1$ 的模型。不同于传统的汇率决定的货币模型，本文将代表性家庭和套息交易者综合纳入模型中进行分析，强调了套息交易者在汇率决定中的重要性。在 Gabaix 和 Maggiori (2015) 模型的基础上，本文结合了 Brunnermeier 和 Pedersen (2009) 流动性螺旋的思想，引入了保证金制度和在险价值 (VaR, Value at Risk) 的设定，从而更加细致地刻画了套息交易者的杠杆行为和顺周期行为，增强了对汇率过度波动的解释能力。

(一) 家庭

本文采用类似 MIU (Money in Utility) 模型的设定，本国代表性家庭的效用函数为

$$E_0[\theta_0 \log C_0 + \beta \theta_1 \log C_1] \quad (1)$$

其中， β 是代表性家庭的主观贴现率， $C_t (t=0,1)$ 是消费的商品篮子，定义为：

$$C_t \equiv \left[\left(\frac{M_t}{P_t} \right)^{w_t} (C_{NT,t})^{\chi_t} (C_{H,t})^{\alpha_t} (C_{F,t})^{l_t} \right]^{1/\theta_t} \quad (2)$$

其中， M_t 是代表性家庭持有的货币数量， P_t 是一般价格水平， $\frac{M_t}{P_t}$ 表示代表性家庭持有的实际货币余额； $C_{NT,t}$ 、 $C_{H,t}$ 和 $C_{F,t}$ 分别表示代表性家庭消费的不可贸易品、本国可贸易品和外国可贸易品的数量； w_t 、 χ_t 、 α_t 和 l_t 表示代表性家庭对各类商品的偏好系数，它们均为非负数，定义 $\theta_t \equiv w_t + \chi_t + \alpha_t + l_t$ 。

代表性家庭首先考虑当期最优化问题，即在一定收入的情况下，通过对各类消费品数量的选择实现效用最大化。为了处理的简便，将 C_t 进行对数化处理和单调变换，该最优化问题为

$$\begin{aligned} & \text{Max } w_t \log M_t + \chi_t \log C_{NT,t} + \alpha_t \log C_{H,t} + l_t \log C_{F,t} \\ & \text{s.t } M_t + P_{NT,t} C_{NT,t} + P_{H,t} C_{H,t} + P_{F,t} C_{F,t} = TE_t \end{aligned}$$

其中， $P_{NT,t}$ 、 $P_{H,t}$ 和 $P_{F,t}$ 分别表示不可贸易品、本国可贸易品和外国可贸易品的价格， TE_t 表示第 t 期的家庭总支出金额。使用拉格朗日方程的方法求解上述最优化问题，拉格朗日方程为

$$\begin{aligned} \text{Max } L = & w_t \log M_t + \chi_t \log C_{NT,t} + \alpha_t \log C_{H,t} + l_t \log C_{F,t} + \lambda_t (TE_t - M_t - P_{NT,t} C_{NT,t} \\ & - P_{H,t} C_{H,t} - P_{F,t} C_{F,t}) \end{aligned}$$

本文使用拉格朗日方程分别对 M_t 、 $C_{NT,t}$ 、 $C_{H,t}$ 和 $C_{F,t}$ 求偏导，并经过整理，得到下列一阶条件：

$$M_t = \frac{w_t}{\lambda_t} \quad (3)$$

$$P_{NT,t} C_{NT,t} = \frac{\chi_t}{\lambda_t} \quad (4)$$

$$P_{H,t} C_{H,t} = \frac{\alpha_t}{\lambda_t} \quad (5)$$

$$P_{F,t} C_{F,t} = \frac{l_t}{\lambda_t} \quad (6)$$

本文使用 M_t 作为计价单位，定义 $m_t \equiv \frac{M_t}{w_t}$ ，那么本国代表性家庭用于各类消费品的名义支出分别为： $P_{NT,t} C_{NT,t} = \chi_t m_t$ ； $P_{H,t} C_{H,t} = \alpha_t m_t$ ； $P_{F,t} C_{F,t} = l_t m_t$ 。本国代表性家庭用于购买外国可贸易品的消费支出正是本国的进口支出。使用右上标*号表示对应的外国变量，相应地，以外币计算的外国进口支出为 $l_t^* m_t^*$ 。在本文的两国模型框架中，外国进口支出正是本国的出口收入，即本国的以本币计算的出口收入为 $e_t l_t^* m_t^*$ 。其中， e_t 采用直接标价法，表示一单位外币的本币价格， e_t 的上升表示本币的贬值。因此，本文得到以本币计算的本国名义净出口为

$$NX_t = e_t l_t^* m_t^* - l_t m_t \quad (7)$$

由 (7) 式得，本国的名义净出口水平与汇率水平 e_t 、本国和外国货币水平 m_t 和 m_t^* 、以及本国和外的代表性家庭对另外一方生产的可贸易品的偏好系数 l_t 和 l_t^* 相关。这与传统的汇率决定的货币模型结论一致。

此外，代表性家庭还面临着跨期最优化问题，即在收入一定的情况下，合理安排第 0 期和第 1 期消费。该跨期最优化问题可以表述为：

$$\begin{aligned} \text{Max } E_0 [& \theta_0 \log C_0 + \beta \theta_1 \log C_1] \\ \text{s.t. } \sum_{t=0}^1 & R^{-t} (P_{NT,t} Y_{NT,t} + P_{H,t} Y_{H,t}) = \sum_{t=0}^1 R^{-t} (P_{NT,t} C_{NT,t} + P_{H,t} C_{H,t} + P_{F,t} C_{F,t}) \end{aligned}$$

其中， R 表示利率， Y_{NT} 、 Y_H 分别表示本国生产的不可贸易品和可贸易品的数量。利用拉格朗日方法求解上述最优化问题，分别对 $C_{NT,0}$ 和 $C_{NT,1}$ 求偏导，得到下列一阶条件：

$$\chi_0 \frac{1}{C_{NT,0}} + \lambda_t (-P_{NT,0}) = 0$$

$$E_0 \left[\beta \chi_1 \frac{1}{C_{NT,1}} + \lambda_t (-R^{-1} P_{NT,1}) \right] = 0$$

整理上述两式得：

$$R = \frac{E_0 [P_{NT,1} C_{NT,1} / \chi_1]}{P_{NT,0} C_{NT,0} / \chi_0} \beta^{-1} = \frac{E_0 [m_1]}{m_0} \beta^{-1} \quad (8)$$

本文发现，本国利率水平是关于本国各期的货币水平和主观贴现率的函数，第1期货币水平相对于第0期越大，本国利率水平越高。相应地，外国的利率水平 R^* 为：

$$R^* = \frac{E_0 [m_1^*]}{m_0^*} \beta^{*-1} \quad (9)$$

(二) 套息交易者

Gabaix 和 Maggiori (2015) 假定套息交易组合的价值不低于其负债的数量，即套息交易者对债务具有偿付能力，其中套息交易者的负债比率是外生给定的。这样的设定不太符合现实。本文借鉴 Brunnermeier 和 Pedersen (2009) 的流动性螺旋模型，引入保证金制度，对套息交易者的行为进行了更加细致的设定³。为了便于分析，本文首先假设在第0期本国净出口为负，外国净出口为正，套息交易者从外国借入资金，投资于本国资产。在这一假定条件下，第0期本国经常项目逆差，资本和金融项目顺差。在第1期，情况恰好相反，套息交易者起到了跨期平滑的作用。假设套息交易者拥有初始资本 W_0 ，第0期套息交易者从外国借入资金 q_0/e_0 ，投资于本币资产 q_0 。其中， W_0 和 q_0 的计价单位均为本币⁴。那么第1期套息交易者的财富 W_1 为：

$$W_1 = W_0 + E_0 (Re_0 - R^* e_1) q_0 / e_0$$

其中， Re_0 表示借贷一单位外币，投资于本币资产获得的总收益； $E_0 (R^* e_1)$ 表示借贷一单位外币的总成本，因而， $E_0 (Re_0 - R^* e_1)$ 表示借贷一单位外币，投资于本币资产获得的净收益。套息交易者持有的外币头寸数量为 q_0/e_0 ，因而， $E_0 (Re_0 - R^* e_1) q_0 / e_0$ 表示套息交易者通过套息交易获得的净收益。

套息交易者在进行套息交易时，需要缴纳一定比例的保证金。在实际操作中，保证金制度广泛存在。假设保证金缴纳比例为 τ ，那么，套息交易者持有 q_0 的本币头寸需要缴纳的保证金数量为 τq_0 。因此，套息交易者面临的预算约束为 $W_1 \geq \tau q_0$ 。套息交易者的最优化问题为

³下文同时引入了为套息交易者融资的资金提供者，引入了在险价值 (VaR) 机制。套息交易者和资金提供者分别对应了市场流动性和融资流动性，各自的行为共同导致了流动性螺旋的现象。Gabaix 和 Maggiori (2015) 的核心创新点是套息交易者的引入，对套息交易者行为的修正是本文的主要创新点之一。

⁴若无特殊说明，本文变量的计价单位均为本币。

$$\begin{aligned} \text{Max } W_1 &= W_0 + E_0(R e_0 - R^* e_1) q_0 / e_0 \\ \text{s. t } W_1 &\geq \tau q_0 \end{aligned}$$

求解该最优化问题得：

$$q_0 = \frac{W_0}{\tau - E_0(R - R^* e_1 / e_0)} \quad (10)$$

由 (10) 式得，套息交易者持有的头寸 q_0 与其初始资本 W_0 、保证金比例 τ 和套息交易的收益率 $E_0(R - R^* e_1 / e_0)$ 相关。 q_0 与 W_0 成正比，即套息交易者的初始资本越多，其将持有的套息头寸越多； q_0 与 τ 成反比，即套息交易者需要缴纳的保证金比例越高，其将持有的套息头寸越少； q_0 与 $E_0(R - R^* e_1 / e_0)$ 成正比，即套息交易者进行套息交易的收益率越高，其将持有的套息头寸越多。套息交易者持有的套息头寸 q_0 正是套息交易者对本币的需求，因而，套息交易者的初始资本越大、需要缴纳的保证金比例越低以及套息交易的收益率越高都会增加其对本币的需求。方程 (10) 为套息交易者对本币的需求方程。

(三) 汇率均衡

汇率由家庭和套息交易者的行为共同决定，家庭对货币的供需体现为经常项目的变动，套息交易者对货币的供需体现为资本和金融项目的变动。因此，模型中套息交易者的加入，使得该模型不仅能够体现汇率的商品价格属性，也表现了汇率的资产价格属性。当各行为主体对本币的总过度需求为零时，汇率达到均衡，即：

$$e_0 l_0^* m_0^* - l_0 m_0 + q_0 = 0 \quad (11)$$

$$E_0(e_1) l_1^* m_1^* - l_1 m_1 - R q_0 = 0 \quad (12)$$

将方程 (11) 左右两端同时乘以 R ，并与方程 (12) 相加得：

$$R e_0 l_0^* m_0^* - R l_0 m_0 = l_1 m_1 - E_0(e_1) l_1^* m_1^* \quad (13)$$

将套息交易者对本币的需求方程 (10) 代入方程 (11) 得：

$$e_0 l_0^* m_0^* - l_0 m_0 = \frac{W_0}{E_0(R - R^* e_1 / e_0) - \tau} \quad (14)$$

将方程 (13) 和 (14) 进一步整理得：

$$e_0 = -\frac{l_1^* m_1^*}{R l_0^* m_0^*} E_0(e_1) + \frac{l_1 m_1 + R l_0 m_0}{R l_0^* m_0^*} \quad (15)$$

$$W_0 = (l_0 m_0 - e_0 l_0^* m_0^*) [\tau - E_0(R - R^* e_1 / e_0)] \quad (16)$$

由于方程 (16) 并不是线性方程，并不能求得上述方程组的解析解，本文通过图形的方法对该均衡问题进行分析。通过分析发现，方程 (15) 是 e_0 关于 $E_0(e_1)$ 的线性函数，斜率为

负；方程（16）是 e_0 关于 $E_0(e_1)$ 的非线性函数，但是 e_0 和 $E_0(e_1)$ 为单调递增关系⁵。因此，可以使用图 2 近似表示上述两个方程，直线表示方程（15），曲线表示方程（16），曲线和直线相交于 A 点，即为均衡汇率水平。观察方程（15）和（16），保证金比例 τ 和初始资本 W_0 只影响方程（16），而对方程（15）没有影响，即 τ 和 W_0 的变动只影响曲线的移动，而对直线没有影响。这里使用图形分析保证金比例 τ 和初始资本 W_0 对均衡汇率 e_0 的影响。

由方程（16）知，当套息交易者需要缴纳的保证金比例 τ 提高时，在 e_0 不变的情况下， $E_0(e_1)$ 减小，反映在图形中，即曲线向左上方移动。如图 2 所示，均衡点由 A 点移动到 B 点，均衡汇率 e_0 上升，即本币贬值。这是因为保证金比例的提高减少了套息交易者对本币的需求，从而导致了本币贬值。

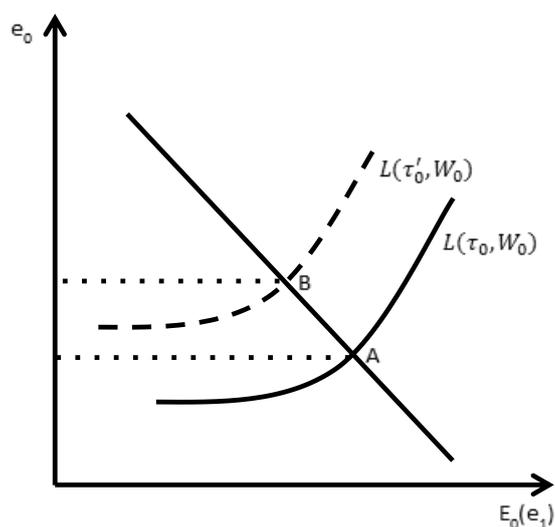


图 2 保证金比例变动对均衡汇率的影响

由方程（16）知，当套息交易者的初始资本 W_0 提高时，由于本国第 0 期净出口 $e_0 l_0^* m_0^* - l_0 m_0 < 0$ ，在 e_0 不变的情况下， $E_0(e_1)$ 增大，反映在图形中，即曲线向右下方移动。如图 3 所示，均衡点由 A 点移动到 B 点，均衡汇率 e_0 下降，即本币升值。这是因为套息交易者初始资本的提高增加了套息交易者对本币的需求，从而导致了本币升值。

⁵观察方程（16）发现，方程的右式是两个因式相乘，即 $(l_0 m_0 - e_0 l_0^* m_0^*)$ 和 $[\tau - E_0(R - R^* e_1/e_0)]$ ，两个因式均为正值，左式是常数。其中， e_0 出现在两个因式中， $E_0(e_1)$ 出现在后一个因式中。当第一个因式中的 e_0 增加时，第一个因式减小。为了保证方程的成立，要求第二个因式增加，即要求 e_1 增加。当第二个因式中的 e_0 增加时，为了保证方程的成立，要求 $E_0(e_1)$ 增加。因此，若 e_0 增加，则 $E_0(e_1)$ 增加， e_0 和 $E_0(e_1)$ 为单调递增关系。

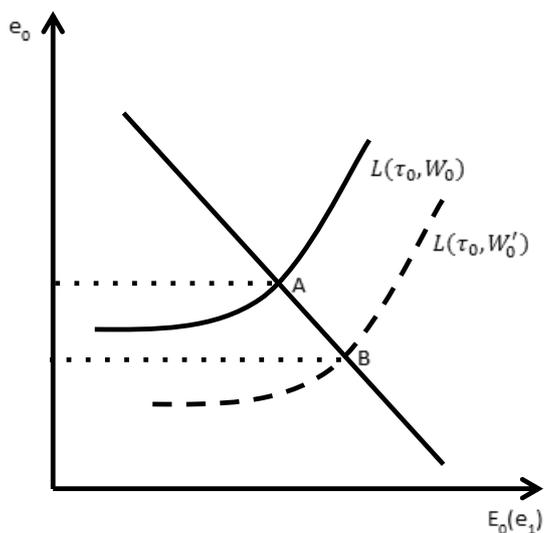


图 3 套息交易者初始资本变动对均衡汇率的影响

本文得到如下结论：

结论一：均衡汇率水平与套息交易者的初始资本、需要缴纳的保证金比例相关，且初始资本越大、保证金比例越低，套息交易的投资货币⁶越升值。

通过将套息交易者纳入到传统宏观模型中，本文识别出了影响汇率的另外两个重要因素，即套息交易者的初始资本和需要缴纳的保证金比例，这对于理解真实的汇率波动具有重要的意义。

（四）汇率过度波动

在前文的模型中，假设套息交易者需要缴纳的保证金比例 τ 是外生给定的，然而，在实践中，保证金比例是动态调整的。假设保证金的设定符合下述 VaR 方法（Brunnermeier 和 Pedersen, 2009），即

$$Pr\{[R^*E_0(e_1) - Re_0] > \tau\} < \pi \quad (17)$$

其中， π 为给定的一个较小的概率值。上式的含义是，套息交易者进行套息交易的预期损失 $R^*E_0(e_1) - Re_0$ 大于保证金比例 τ 的概率小于 π 。其中， $E_0(e_1)$ 是随机变量，金融危机期间，汇率波动的不确定性增强，预期的汇率 $E_0(e_1)$ 的波动性增加，即 $E_0(e_1)$ 的分布的尾部更厚，套息交易的尾部风险增加。因此，金融危机期间，为了满足上述 VaR 条件，套息交易者第 1 期需要缴纳的保证金比例 τ 会相应增加，即套息交易者的融资流动性会恶化。

⁶在本文的设定中，本币为投资货币，外币为融资货币。

由上文结论知道,套息交易者第 1 期需要缴纳的保证金比例增加使得套息交易的投资货币贬值,即 $E_0(e_1)$ 变大⁷。随着 $E_0(e_1)$ 的变大,由(17)式得,套息交易者的预期损失 $R^*E_0(e_1) - Re_0$ 增加,保证金比例 τ 会继续增加。Brunnermeier 和 Pedersen (2009) 将这种融资流动性和市场流动性互相强化的现象称为流动性螺旋 (liquidity spiral)。在本文的模型中,融资流动性是指套息交易者需要缴纳的保证金,保证金比例越高,则融资流动性越差;市场流动性是指套息交易者持有的头寸的收益率,收益率越低,则市场流动性越差。因此,得到了本文的另一个结论,即

结论二: 金融危机期间,保证金比例提高和套息交易的投资货币贬值互相强化,导致了套息交易的投资货币过度贬值。

2014 年 12 月俄罗斯卢布和 2015 年 1 月瑞士法郎汇率出现过度波动,与之相伴而生的现象是,多家对冲基金被迫平仓,损失惨重。随着国际金融一体化的发展,大型跨国金融机构在各国经济发展中的重要性增强,也带来了各国金融周期的趋同。套息交易者是重要的跨国金融主体,随着各国资本项目开放程度的提高,其在各国外汇市场中的参与程度增强,对各国货币汇率的决定能力增强。流动性螺旋现象体现了套息交易者行为的顺周期性,而这种顺周期行为则导致了汇率的波动,特别是金融危机期间,套息交易者的顺周期行为导致了汇率的过度波动。

三、汇率波动与货币政策

上节阐释了套息交易行为导致汇率波动的机制,在此基础上,本节进而探讨货币政策在这一机制中的作用。本节指出,美联储的货币政策变动通过影响套息交易者的行为,导致了发展中国家货币汇率的波动,从而使得这些国家的货币政策做出相应的调整,货币政策独立性下降。本文将这一过程称为“货币政策的汇率传染渠道”。

(一) 美联储货币政策与发展中国家货币汇率波动

Borio 和 Zhu (2012) 提出了货币政策的风险承担渠道,即货币政策会影响机构投资者的风险识别和风险分担能力。刘晓欣和王飞 (2013) 和张强等 (2013) 等文献经验检验了中国货币政策和银行之间存在风险承担渠道。本文借鉴这一思路,从风险调节的角度解答了货

⁷在图 2 中,第 0 期的保证金比例增加使曲线向左上方移动,均衡点由 A 点移动到 B 点, e_0 增大,而 $E_0(e_1)$ 减小。在这里,套息交易者第 1 期需要缴纳的保证金比例增加,使得第 1 期的汇率 e_1 增大,与上文的结论是一致的。

币政策和汇率波动的问题。回顾上文保证金比例的设定公式 (17), 在货币政策风险承担渠道存在的情况下, 货币政策影响概率值 π 的大小。当货币政策宽松时, 机构投资者的风险承受能力增强, 即 π 增大; 当货币政策紧缩时, 机构投资者的风险承受能力削弱, 即 π 减小。概率值 π 的大小将影响保证金比例 τ 的选择, τ 随着 π 的增加而减小。当货币政策宽松时, 保证金比例 τ 减小; 当货币政策紧缩时, 保证金比例 τ 增加。根据上文的结论, 保证金比例的变动会导致汇率的变化。因而, 在货币政策风险承担渠道存在的情况下, 货币政策可以通过对机构投资者风险的调节影响汇率。

由于套息交易者等机构投资者具有全球经营的特性, 其风险承担能力受到主要发达国家, 特别是美国货币政策的影响较大。美国的货币政策宽松或者紧缩将影响这些机构投资者的风险承受能力, 进而影响到保证金比例的设定, 影响其他国家货币的汇率水平。Rey (2013) 描述了全球金融周期现象, 即美国的货币政策引起了全球总资本流动、资产价格的一致性变化。Rey (2013) 并没有给出全球金融周期现象的理论解释, 本文的模型则为这一现象提供了一种解释, 即美国的货币政策影响了机构投资者的风险承担能力和保证金比例的设定, 从而影响到资产的价格, 使之表现出一致性。美国货币政策自 2013 年开始逐渐进入加息周期, 机构投资者的风险承担能力减弱, 套息交易的保证金比例相应增加, 使得新兴市场国家和广大发展中国家货币面临巨大的贬值压力。于是, 得到下述结论:

结论三: 美国的货币政策影响了机构投资者的风险承担能力和保证金比例的设定, 进而影响到各国货币的汇率水平。美国货币政策的调整是引发流动性螺旋的重要诱因, 将加剧各国货币的汇率波动。

(二) 发展中国家货币汇率波动与货币政策应对

发展中国家普遍存在“害怕浮动”现象 (Calvo 和 Reinhart, 2002; 刘晓辉, 2013)。这些国家大多实行外汇干预, 即使采取通货膨胀目标制的国家央行也大多将汇率稳定加入到泰勒规则中 (Ghosh 等, 2016)。发展中国家的货币政策之所以对汇率做出反应, 其原因在于汇率在发展中国家有着重要的地位。Ghosh 等 (2015) 使用 50 个发展中国家 1980-2011 年的数据重新检验了两极化的观点, 发现越来越多的国家选择了管理浮动的汇率制度。

外汇干预指中央银行进入外汇市场进行外汇的买卖, 即中央银行作为新的行为主体参与到汇率的决定中。当金融危机发生时, 本币贬值和保证金比例提高互相强化的情况下, 外汇干预的有效性能否打破 Brunnermeier 和 Pedersen (2009) 提出的流动性螺旋呢? 假设中央银行对本币的需求为 q^c , 新的汇率均衡条件变为:

$$e_0 l_0^* m_0^* - l_0 m_0 + q_0 + q^c = 0$$

$$E_0(e_1) l_1^* m_1^* - l_1 m_1 - R q_0 - R q^c = 0$$

将上述两式整理得:

$$e_0 l_0^* m_0^* - l_0 m_0 + (q_0 + q^c) = 0 \quad (18)$$

$$E_0(e_1) l_1^* m_1^* - l_1 m_1 - R(q_0 + q^c) = 0 \quad (19)$$

上述两式可进一步变形为:

$$e_0 = -\frac{l_1^* m_1^*}{R l_0^* m_0^*} E_0(e_1) + \frac{l_1 m_1 + R l_0 m_0}{R l_0^* m_0^*} \quad (20)$$

$$(e_0 l_0^* m_0^* - l_0 m_0 + q^c)[E_0(R - R^* e_1/e_0) - \tau] = W_0 \quad (21)$$

上述方程组为非线性系统，方程（20）为线性方程，方程（21）为非线性方程。当 q^c 增加时，为了保证方程（21）成立，均衡汇率 e_0 减小，即本币升值。因此，外汇干预政策使得本币升值。

为了更加直观地理解上述结论，分析方程组（18）和（19）发现，中央银行参与外汇市场相当于增加了套息交易者对本币的需求，而且这一需求是稳定的。在市场自发的情况下，本币贬值和保证金比例提高相互增强，套息交易者不断减少本币的头寸，本币出现过度贬值；当中央银行进行外汇干预时，本币的需求增加，本币贬值的趋势得到遏制，套息交易者不再恐慌性地抛售持有的本币头寸，最终本币汇率稳定，即中央银行的外汇干预行为可以打破套息交易者自发形成的流动性螺旋陷阱。

（三）货币政策的汇率传染渠道

美联储货币政策或者政策预期的突然变动，通过风险承担渠道，改变了资金提供者的风险承担能力，导致资金提供者调整了套息交易者的保证金比例。比如，美联储加息预期下，资金提供者的风险承担能力较弱，便会提高套息交易者需要交付的保证金比例，从而诱发融资流动性和市场流动性的相互强化作用，导致汇率的过度波动。面对汇率的过度波动，一国央行往往采取外汇干预措施，导致其货币政策独立性下降。本文将这一渠道称为“货币政策的汇率传染渠道”，即美国货币政策通过造成其他国家货币汇率的过度波动，使得这些国家货币政策被动做出反应（如图4所示）。

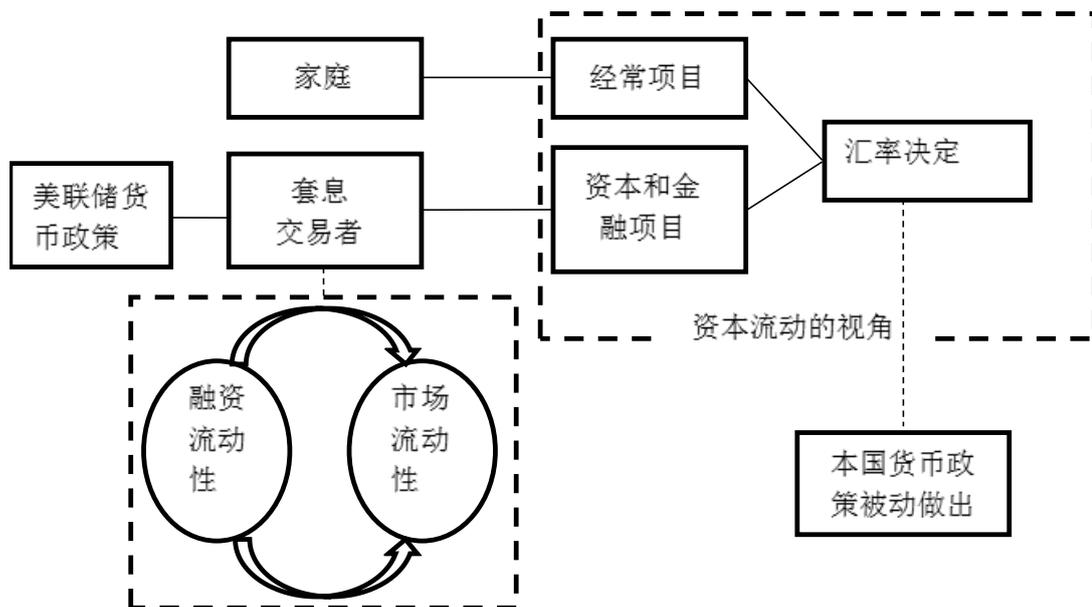


图 4 货币政策的汇率传染渠道

（四）理论推论：三元悖论与二元悖论

在货币政策的汇率传染渠道存在的情况下，采取浮动汇率制度国家的货币汇率会发生过度波动，从而削弱货币政策的独立性。

推论一：随着汇率制度的更加浮动，货币政策的独立性可能会削弱。

这一推论恰好回答了“三元悖论”和“二元悖论”的争论。经典的“三元悖论”理论指出，浮动汇率可以吸收外部冲击，从而增强货币政策独立性。然而，Rey（2013）认为在资本自由流动的情况下，采取浮动汇率制度的国家也无法获得货币政策的独立性，这就是“二元悖论”。关于“三元悖论”和“二元悖论”孰是孰非，至今未有定论。

已有的经验研究大多支持“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; Aizenman 等, 2010; Klein 和 Shambaugh, 2013）。然而，范小云等（2015）认为浮动汇率制度与货币政策独立性的关系是非线性的，随着汇率制度的更加浮动，货币政策独立性先增强，而后削弱。文章使用 Aizenman 等（2010）编制的“三元悖论”指数，应用面板二次项模型和面板门限模型验证了这一命题。虽然范小云等（2015）对“三元悖论”和“二元悖论”之争进行了创新性回答，但文章并没有提供严谨的理论模型来解释浮动汇率削弱货币政策独立性的机制。本文“货币政策的汇率传染渠道”指出，资本自由流动和浮动汇率制度

下，套息交易者的顺周期行为和杠杆操作往往会导致汇率的过度波动，导致货币政策做出反应，从而削弱货币政策独立性。

（五）理论推论：资本管制类别与货币政策独立性

“货币政策的汇率传染渠道”存在的前提条件是，套息交易者拥有投资渠道对货币进行套息交易，这要求一国的投资渠道对外开放。Fernandez 等（2015）编制了资本管制的数据库，将资本项目分为以下 10 类，即权益类项目、债券类项目、货币市场工具、集合投资证券、衍生品、商业信用、金融信贷、金融支持票据、直接投资和房地产。在这 10 类投资渠道中，套息交易者广泛使用的渠道主要有前 5 类，而其他几类项目则主要是依托于贸易的金融服务，或者资产的流动性不好，并不适合套息交易者的套息交易。因此，如果货币政策的汇率传染机制存在，那么不同项目的资本管制将对货币政策独立性产生不同的影响。

推论二：不同类别的资本项目的开放对货币政策独立性的影响不同，权益类项目、债券类项目、货币市场工具、集合投资证券、衍生品的开放（管制）对货币政策独立性影响较大，而商业信用、金融信贷、金融支持票据、直接投资和房地产的开放（管制）对货币政策独立性影响较小。

四、检验结果

由于范小云等（2015）已经验证了本文的第一个推论，这里主要经验检验第二个推论，即资本管制类别与货币政策独立性的关系。

（一）指标选取

1. 货币政策独立性指标（MI）。该指标为第 i 国月度货币市场利率（ i ）和其对应的基准国家 j 国的月度货币市场利率（ j ）的年度相关系数的函数，其定义式为：

$MI=1-(\text{corr}(i_i, i_j)+1)/2$ 。该指标的取值介于 0 和 1 之间，其取值越大，表明货币政策独立性水平越高。

2. 分类别的资本管制指标。该指标根据国际货币基金组织提供的《汇兑安排与汇兑限制报告》整理而来，将资本项目分为 10 个类别，如表 1 所示。通过对各类别资本管制指标的加权平均得到了总体的资本管制指标，即 Ka 指标。各指标的取值均介于 0-1 之间，其取值越大，表明该类别的资本管制程度越高。

表 1 资本项目 10 个类别介绍

子项目名称	子项目介绍
权益类项目（ Eq ）	权益、股票或者其它参与性质的证券，不包括为了获得长期收益的投资，这些投

	资被归于外国直接投资项目。
债券类项目 (Bo)	初始期限超过一年的债券或者其它债务类证券。
货币市场工具 (Mm)	货币市场工具, 包括初始期限一年或者少于一年的证券, 除了存单和汇票。
集合投资证券 (Ci)	集合投资证券, 比如共同基金和投资信托。
衍生品 (De)	衍生品, 包括权证的操作、金融期权和期货、其它金融权益的二级市场操作、债券和其它债务类证券的互换和无任何潜在交易的外汇交易。
商业信用 (Cc)	商业信用, 即与国际贸易和国际服务直接相关的信贷操作。
金融信贷 (Fc)	居民提供的金融信贷和除了商业信用之外的信贷, 包括银行为非居民提供的, 或者非居民向银行提供的。
金融支持票据 (Gs)	居民为非居民 (或者非居民为居民) 提供的保证和金融支持票据, 包括证券质押支付或者合同的履行, 比如权证、履约保证和常设信用证, 也包括金融支持票据, 即被用来作为独立财务操作保证的信用便利。
直接投资 (Di)	直接投资是指为了建立长期经济关系的交易行为, 既包括居民在国外的投资, 也包括非居民在本国的投资。
房地产 (Re)	房地产交易表示与直接投资无关的房地产买卖, 包括金融属性的房地产投资和个人使用目的购买的房地产。

3. 汇率制度稳定性指标 (ERS)。该指标根据一国货币兑换基准国家货币的汇率变动的标准差编制而成, 定义式为 $E = \frac{0.01}{0.01 + \text{stdev}(\Delta \log(\text{exchrates}))}$, 其中 $\text{stdev}(\Delta \log(\text{exchrates}))$ 表示一年内汇率月度变动的标准差。该指标取值介于 0-1 之间, 其取值越大, 表明汇率制度越稳定。

4. 金融发展水平指标 (FD)。本文选择私人信贷占 GDP 的比例表示金融发展水平。该指标取值越大, 表明金融发展水平越高。金融发展水平的不同决定了金融体系对实体经济的影响不同, 进而影响了外部冲击对实体经济的影响, 影响了货币政策的决定。

5. 贸易开放水平 (TO)。本文使用一国的商品贸易进出口总和占 GDP 的比重表示贸易开放水平。该指标取值越大, 表明贸易开放水平越高。贸易开放水平的高低决定了外部冲击的贸易传导渠道是否畅通, 影响了货币政策独立性。

6. 国际储备水平 (RG)。本文使用官方储备资产占 GDP 的比重表示国际储备水平。官方储备资产包括外汇资产、黄金和特别提款权 (SDR) 等。国际储备水平决定了一国干预外汇市场的能力, 国际储备水平越高的国家对外汇市场的干预能力越强, 越能够维持汇率的稳定。这便为货币政策争取了自由的空间, 货币政策独立性提高。

(二) 数据来源和描述性统计

本文使用的货币政策独立性指标、汇率制度稳定性指标来源于 Aizenman 等 (2010), 分类别的资本管制指标来源于 Fernandez 等 (2015), 金融发展水平指标来源于世界银行的全球金融发展数据库 (Global Financial Development Database, GFDD), 其他指标来源于国

际货币基金组织的国际金融统计数据库（International Financial Statistics, IFS）。依据指标的
可得性，本文选取了 1995-2013 年 99 个国家的面板数据⁸。各指标的描述性统计如表 2 所示。

表 2 主要变量的描述性统计

	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
货币政策独立性	1798	0.4053	0.2201	0	1
汇率稳定性	1864	0.6041	0.3186	0	1
金融发展水平	1512	0.5459	0.4811	0.0114	2.8462
贸易开放水平	1833	0.6538	0.4504	0.0862	3.6618
国际储备水平	1808	0.1578	0.1648	0.0015	1.2184
资本管制水平	1881	0.3697	0.3408	0	1
权益类项目	1867	0.3743	0.3904	0	1
债券类项目	1661	0.3645	0.3888	0	1
货币市场工具	1859	0.3569	0.3996	0	1
集合投资证券	1848	0.3519	0.3903	0	1
衍生品	1766	0.3801	0.4282	0	1
商业信用	1873	0.3249	0.4170	0	1
金融信贷	1878	0.3914	0.4394	0	1
金融支持票据	1848	0.3038	0.4114	0	1
直接投资	1881	0.3799	0.4024	0	1
房地产	1865	0.4377	0.3691	0	1

各类别资本管制指标的均值接近，取值均在 0-1 之间。这为比较分析各类别资本管制指
标对货币政策独立性影响提供了便利。

（三）模型估计

考虑到国家异质性因素，本文采用个体效应的面板模型，估计方程如下式：

$$MI_{it} = u_i + \beta_1 \times ERS_{it} + \beta_2 \times X_{it} + \beta_3 \times FD_{it} + \beta_4 \times TO_{it} + \beta_5 \times RG_{it} + \mu_{it}$$

其中， X_{it} 表示各类别资本管制指标，本文分别使用了总体的资本管制指标和 10 种类
别的资本管制指标进行了回归分析，检验不同资本项目管制对货币政策独立性的影响。在模型
估计中，本文使用 Hausman 检验方法决定随机效应模型和固定效应模型的优劣。为了表述
的简便，本文直接给出了经过检验后的最优模型的估计结果，估计结果如表 3 所示。

表 3 资本管制项目对货币政策独立性影响的估计结果⁹

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
汇率稳定性	-0.1482*** (0.0225)	-0.1471*** (0.0225)	-0.1483*** (0.0257)	-0.1482*** (0.0226)	-0.1496*** (0.0226)	-0.1914*** (0.0209)
金融发展水平	-0.1088***	-0.1072***	-0.1001***	-0.1101***	-0.1110***	-0.1321***

⁸由于在构建货币政策独立性指标和汇率制度稳定性指标时，美国是最终的基准国家，因而本文的样本中并不包括美国。

⁹第（6）列的模型为个体随机效应模型，其他列均采用了个体固定效应模型。

	(0.0193)	(0.0192)	(0.0214)	(0.0193)	(0.0192)	(0.0162)
贸易开放水平	-0.0703**	-0.0710**	-0.0914**	-0.0715**	-0.0752**	-0.0627**
	(0.0344)	(0.0345)	(0.0377)	(0.0345)	(0.0347)	(0.0238)
国际储备水平	0.2360***	0.2392***	0.3042***	0.2378***	0.2471***	0.2482***
	(0.0516)	(0.0515)	(0.0572)	(0.0517)	(0.0519)	(0.0472)
资本管制水平	0.0622**					
	(0.0306)					
权益类项目		0.0727***				
		(0.0231)				
债券类项目			0.0417*			
			(0.0223)			
货币市场工具				0.0394*		
				(0.0207)		
集合投资证券					0.0513**	
					(0.0220)	
衍生品						0.0468**
						(0.0164)
常数项	0.5328***	0.5265***	0.5343***	0.5416***	0.5398***	0.5654***
	(0.0307)	(0.0292)	(0.0316)	(0.0291)	(0.0292)	(0.0242)
R ²	0.3402	0.3270	0.3579	0.3500	0.3411	0.3578

表 3 资本管制项目对货币政策独立性影响的估计结果 2

	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
汇率稳定性	-0.1533***	-0.1514***	-0.1593***	-0.1495***	-0.1533***
	(0.0227)	(0.0225)	(0.0231)	(0.0224)	(0.0228)
金融发展水平	-0.1149***	-0.1137***	-0.1148***	-0.1097***	-0.1181***
	(0.0193)	(0.0192)	(0.0194)	(0.0191)	(0.0192)
贸易开放水平	-0.0751**	-0.0740**	-0.0750**	-0.0707**	-0.0724**
	(0.0345)	(0.0344)	(0.0347)	(0.0343)	(0.0345)
国际储备水平	0.2354***	0.2363***	0.2330***	0.2356***	0.2320***
	(0.0520)	(0.0517)	(0.0520)	(0.0515)	(0.0518)
商业信用	-0.0030				
	(0.0198)				
金融信贷		0.0115			
		(0.0182)			
金融支持票据			0.0086		
			(0.0224)		
直接投资				0.0663***	
				(0.0204)	
房地产					-0.0296
					(0.0246)
常数项	0.5662***	0.5580***	0.5656***	0.5330***	0.5777***
	(0.0291)	(0.0280)	(0.0294)	(0.0284)	(0.0303)
R ²	0.3406	0.3440	0.3415	0.3275	0.3457

检验结果发现，汇率制度稳定性、金融发展水平、贸易开放水平和国际储备水平对货币政策独立性具有显著的影响。汇率制度稳定性越高、金融发展水平越高、贸易开放水平越高和国际储备水平越低，都会导致一国货币政策独立性下降。

关于分类别资本项目管制对货币政策的影响，结果基本符合本文理论模型推导出的命题。权益类项目、债券类项目、货币市场工具、集合投资证券、衍生品的开放（管制）对货币政策独立性具有显著的影响；商业信用、金融信贷、金融支持票据和房地产的开放（管制）对货币政策独立性的影响并不显著。对货币政策独立性的影响不显著的四类项目的流动性都不好。商业信用和金融支持票据依托于具体的商业业务，而金融信贷和房地产的二级市场的交易周期都较长。

虽然模型估计结果基本满足命题，但却存在一个特殊的估计结果，即直接投资项目的管制程度对货币政策独立性具有显著性影响。产生这一特殊估计结果的原因可能有两种。其一，直接投资项目的管制程度与权益类等高流动性项目的管制程度具有高度的正相关性，直接投资项目的管制程度与权益类、债券类、货币市场工具、集合投资证券以及衍生品等项目管制程度的相关系数分别为 0.7415、0.6815、0.6898、0.7236 和 0.6466。因此，直接投资项目开放（管制）的国家往往同时也开放（管制）权益类等高流动性项目，于是可能产生虚假回归问题。其二，直接投资项目管制包括直接投资的流入管制、直接投资的流出管制和直接投资的流动性管制三部分。本文使用直接投资管理制的三个子项目分别对货币政策独立性进行回归，结果如表 4 所示。直接投资的流出管制和流入管制变量的系数均不显著，直接投资的流动性管制变量的系数显著为正。这表明直接投资项目管制程度对货币政策独立性的显著正相关关系来源于直接投资的流动性管制部分。

表 4 直接投资项目管制对货币政策独立性影响的估计结果¹⁰

	(1)	(2)	(3)	(4)
汇率稳定性	-0.1495*** (0.0224)	-0.1497*** (0.0225)	-0.1519*** (0.0225)	-0.1515*** (0.0225)
金融发展水平	-0.1097*** (0.0191)	-0.1179*** (0.0191)	-0.1142*** (0.0191)	-0.1139*** (0.0193)
贸易开放水平	-0.0707** (0.0343)	-0.0701** (0.0344)	-0.0728** (0.0344)	-0.0744** (0.0345)
国际储备水平	0.2356*** (0.0515)	0.2322*** (0.0516)	0.2421*** (0.0518)	0.2377*** (0.0517)
直接投资	0.0663*** (0.0204)			

¹⁰经过 Hausman 检验，这里选用的均是个体效应的固定面板模型。

直接投资的流动性		0.0378*** (0.0143)		
直接投资的流出			0.0186 (0.0336)	
直接投资的流入				0.0081 (0.0172)
常数项	0.5330*** (0.0284)	0.5161*** (0.0322)	0.5355*** (0.0336)	0.5593*** (0.0280)
R ²	0.3275	0.3342	0.3514	0.3422

五、结论和政策建议

本文将套息交易者的行为纳入到传统的汇率决定模型中,揭示了影响汇率波动的新因素,即套息交易者的初始资本和缴纳的保证金比例。本文进而将保证金比例内生化,揭示了汇率决定中的流动性螺旋机制,即套息收益率下降和保证金比例上升两者相互强化,最终导致了汇率过度波动。不同于 Dornbusch (1976) 的汇率超调模型中超调现象根源于商品价格黏性的观点,本文的模型所揭示的汇率超调现象来源于套息交易的保证金制度安排。由于本文的汇率决定模型中,既有家庭这种传统的代表人,也有套息交易者这种微观金融主体,因而最终的汇率水平既有商品价格的属性,也表现出资产价格的属性,这更加符合汇率水平变化的真实情况。

本文进而指出,美联储的货币政策冲击诱发了套息交易者的顺周期行为,导致了汇率的过度波动,进而引起了其他国家货币政策做出相应的反应。本文将这一渠道称为“货币政策的汇率传染渠道”,即美联储货币政策冲击通过汇率引发了其他国家货币政策调整。在这一渠道存在的假定下,本文得到了两个相关的推论:随着汇率制度的更加浮动,货币政策的独立性可能会削弱;与套息交易相关的资本项目的开放对货币政策独立性的影响将更加显著。本文的第一个推论有助于解答“三元悖论”和“二元悖论”的争论,为范小云等(2015)的经验研究提供了理论基础。本文经验检验了第二个推论,即与套息交易密切相关的资本项目,如权益类项目、债券类项目、货币市场工具、集合投资证券、衍生品的开放(管制)对货币政策独立性具有更加显著的影响,商业信用、金融信贷、金融支持票据和房地产的开放(管制)对货币政策独立性的影响并不显著。

本文的结论具有较强的政策含义。其一:由于汇率往往会过度波动,因此,汇率制度并非越浮动越好,适当的外汇干预是必要的;其二,不同类别的资本项目的开放对汇率和货币政策的独立性影响不同,在资本项目的开放次序上,应该先开放商业信用、金融信贷、金融

国际货币评论

International Monetary Review

支持票据、直接投资和房地产项目,然后缓慢开放权益类项目、债券类项目、货币市场工具、集合投资证券和衍生品项目。

参考文献

- [1] 范小云、陈雷、祝哲 (2015):《三元悖论还是二元悖论——基于货币政策独立性的汇率制度选择》,《经济学动态》第1期。
- [2] 刘晓辉 (2013):《汇率制度选择的新政治经济学研究综述》,《世界经济》第2期。
- [3] 刘晓欣、王飞 (2013):《中国微观银行特征的货币政策风险承担渠道检验——基于我国银行业的实证研究》,《国际金融研究》第9期。
- [4] 张强、乔煜峰、张宝 (2013):《中国货币政策的银行风险承担渠道存在吗》,《金融研究》第8期。
- [5] Aizenman,J.;Chinn,M. D. and Ito,H.“The Emerging Global Financial Architecture: Tracing and Evaluating the New Patterns of the Trilemma's Configurations.”Journal of International Money and Finance,2010,29(4),pp.615-641.
- [6] Borio,C. and Zhu,H. B. “Capital Regulation, Risk-taking and Monetary Policy: a Missing Link in the Transmission Mechanism?”Journal of Financial Stability, 2012, 8(4), pp.236-251.
- [7] Brunnermeier, M. K.; Nagel, S. and Pedersen, L. H. “Carry Trades and Currency Crashes.”NBER Working Paper No.W14473, 2008.
- [8] Brunnermeier, M. K. and Pedersen, L. H. “Market Liquidity and Funding Liquidity.”Review of Financial Studies, 2009, 22(6), pp.2201-2238.
- [9] Burnside, C. “Carry Trades and Risk.” NBER Working Paper No.W17278, 2011.
- [10] Calvo, G. A. and Reinhart, C. M. “Fear of Floating.” Quarterly Journal of Economics, 2002, 107(2), pp.379-408.
- [11] Cline, N. and Vernengo, M. “Interest Rates, Terms of Trade and Currency Crises: Are We on the Verge of a New Crisis in the Periphery?” PERI Working PaperNo.388, 2015.
- [12] Dornbusch, R. “Expectations and Exchange Rate Dynamics.”The Journal of Political Economy, 1976, 84(6), pp.1161-1176.
- [13] Fernandez, A.; Klein, M. W.; Rebucci, A.; Schindler, M. and Uribe, M. “Capital Control Measures: A New Database.”NBER Working PaperNo.W20970,2015.
- [14] Gabaix, X. and Maggiori, M. “International Liquidity and Exchange Rate Dynamics.” Quarterly Journal of Economics, 2015, 130(3), pp.1369-1420.
- [15] Ghosh, A. R.; Ostry, J. D. and Chamon, M. “Two Targets, Two Instruments: Monetary and Exchange Rate Policies in Emerging Market Economies.”Journal of International Money and Finance,2016, 60(2),

pp.172-196.

- [16] Ghosh, A. R.; Ostry, J. D. and Qureshi, M. S. "Exchange Rate Management and Crisis Susceptibility: A Reassessment." *IMF Economic Review*, 2015, 63(1), pp.238-276.
- [17] Klein, M. W. and Shambaugh, J. C. "Rounding the Corners of the Policy Trilemma: Sources of Monetary Policy Autonomy." *NBER Working Paper No. W19461*, 2013.
- [18] Lustig, H.; Roussanov, N. and Verdelhan, A. "Common Risk Factors in Currency Markets." *Review of Financial Studies*, 2011, 24(11), pp.3731-3777.
- [19] Meese, R. A. and Rogoff, K. "Empirical Exchange Rate Models of the Seventies: Do They Fit Out of Sample?" *Journal of International Economics*, 1983, 14(1), pp.3-24.
- [20] Obstfeld, M. and Rogoff, K. "Exchange Rate Dynamics Redux." *Journal of Political Economy*, 1995, 103(3), pp.624-660.
- [21] Obstfeld, M. and Rogoff, K. *Foundations of International Macroeconomics*. Massachusetts, MIT Press, 1996.
- [22] Rey, H. "Dilemma not Trilemma: the Global Financial Cycle and Monetary Policy Independence." *Jackson Hole Economic Symposium*, 2013.
- [23] Shambaugh, J. C. "The Effect of Fixed Exchange Rates on Monetary Policy." *Quarterly Journal of Economics*, 2004, 119(1), pp.301-352.

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