

I 国际货币评论

International Monetary Review

主编: 张杰



奋力抵达中国资本市场彼岸

吴晓求

中国外汇市场 70 年:发展历程与主要经验

王国刚、林楠

以防泡沫为目标的汇率管理模型

孙国峰、刘畅

系统性风险、抛售博弈与宏观审慎政策

方意、黄丽灵

货币政策调控框架转型、财政乘数非线性变动 与新时代财政工具选择

卞志村等

127 €	221,75 €	125,82 €
50 €	270,82 €	113,14 €
0 €	296,31 €	148,07 €
108,20 €	262,12 €	166,68 €
90,85 €	122,00 €	208,61 €
97,40 €		

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：黄辉煌

栏目编辑：颜子惠

美术编辑：包 晗

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】

- 奋力抵达中国资本市场彼岸 ————— 吴晓求 01
- 中国外汇市场 70 年：发展历程与主要经验 ————— 王国刚、林楠 07
- 以防泡沫为目标的汇率管理模型 ————— 孙国峰、刘畅 21
- 系统性风险、抛售博弈与宏观审慎政策 ————— 方意、黄丽灵 47
- 货币政策调控框架转型、财政乘数非线性变动 与新时代财政工具选择 — 卞志村、赵亮、丁慧 70
- “一带一路”倡议的对外投资促进效应
- 基于 2005-2016 年中国企业绿地投资的双重差分检验 —— 吕越、陆毅、吴嵩博、王勇 93
- 监管套利、信息透明度与银行的影子
- 基于中国商业银行理财产品业务的角度 ————— 刘莉亚、黄叶菴、周 边 113

奋力抵达中国资本市场彼岸

吴晓求¹

习近平总书记指出，“只有回看走过的路、比较别人的路、远眺前行的路，弄清楚我们从哪儿来、往哪儿去，很多问题才能看得深、把得准”。那么，中国的资本市场是从哪里来、往哪儿去呢？从哪里来？历史已经告诉了我们。1990年，为了闯出一条路，我们建立了沪深两个证券交易所，我国资本市场是从改革中来的。那么要往哪儿去？彼岸在哪儿？在建设一个具有成长性、能够使投资者有很好预期的资本市场的同时，我们还必须知道中国资本市场前行的彼岸，那就是建设全球新的国际金融中心。我们必须为此付出努力。

辨清中国资本市场的彼岸，首先要探究中国为什么要发展资本市场，要发展一个怎样的资本市场，制约中国资本市场发展的因素，以及如何抵达中国资本市场的彼岸等问题。

一、中国为什么要发展资本市场

只有从现代金融体系的形成和经济持续稳定发展的制度基础去理解中国为什么要发展资本市场，从金融演进的规律、金融结构变动趋势的角度去把握中国资本市场的发展，从金融改革开放具有特别重要作用的角度去设计发展资本市场，我们的资本市场才能够走得更远。

金融体系具有支付清算、资金融通、资源配置、风险消除、信息提供、激励解决功能。在资本市场缺乏或不发达的金融体系中，商业银行承担了最重要的融资功能。如果仅从融资角度看，我们没有必要也很难从理论上得出发展资本市场的必要性。因为，资本市场的融资能力，至少在中国，远比强大的商业银行体系逊色得多。那么，为什么要发展资本市场呢？这里面一定有传统金融体系所不能取代、不能比拟而又特别重要的功能，这个功能对推进一国金融结构演变和金融体系现代化具有重要的推动作用，就是基于风险分散的财富管理功能。

资本市场发展的基本逻辑是从融资到分散风险、财富管理功能的演变。从广义上说，资本市场不仅包括股票市场、债权市场，也包括股票市场前端的各种创业资本或风险资本业态，它们连接着股票市场，与资本市场有着高度的契合性。如果我们沿着这个思路会发现，资本市场真正的功能不是融资功能，而是促进产业结构升级换代，是推动企业成长的重要力量。这可以

¹ 吴晓求，中国人民大学副校长

从两个角度来看。一是资本市场本身是经济发展和人均收入水平提高之后的产物。新中国的股票市场产生于 20 世纪 90 年代初，从经济逻辑说，那时还难以得出必须发展一个强大资本市场的结论。进入 21 世纪特别是加入世贸组织后，中国经济获得了快速发展，我们才具备了大力发展资本市场的经济基础。二是在资本市场发展早期，通过 IPO 增加上市公司数量、扩大资本市场规模是正常的。此时的资本市场虽然从形式上看表现为融资，其实质已表现为社会提供多样化的可自由选择的组合资产，这是资本市场的本质。通过资本市场这样一种金融机制，可以丰富社会可交易和可组合的金融资产。

资本市场是现代金融的枢纽。在资本市场这个现代金融的基石和平台上，无论是国有企业还是民营企业，都可以逐步改造成现代企业。没有资本市场，大型国有商业银行存量风险可能仍然很大。资本市场有利于提高企业透明度。各国有大型商业银行正是由于纷纷上市才改造成现代商业银行的。也正是因为上市商业银行整体上比较健康，才决定了中国金融体系的健康发展。与此同时，我们制定了高标准的商业银行监管准则，即中国版的“巴塞尔协议III”，银行监管严格按标准进行。上市银行的健康有助于资本市场的良性发展，我们得益于有一个与时俱进、符合现代金融理念的监管准则和体系。

资本市场可以改变风险形成的机制，客观上可减轻金融体系的风险。资本市场有配置风险的功能，风险随时都在释放。资本市场的发展使得金融风险由存量化变为流量化，从而使风险得以配置，可以管理。资本市场的价格波动实质上是在释放风险。传统金融缺乏分散风险机制，风险就会累积，表面上的平静并不意味着风险不存在。累积到极限就会发生金融机构的破产，这会使社会信心受到严重影响，也可能会演变成金融危机。从这个角度讲，发展好资本市场是非常迫切的使命。有一种观点认为股票价格上涨就是风险的累积，下跌就是风险释放，实际上是对资本市场理论和实践的背离。美国是金融市场最发达的国家，也是金融危机发生最多的国家，但是美国的金融体系始终保持着较高的竞争力和弹性。每一次金融危机都是其金融能力的整合过程，其免疫力和能力比危机前还强大。中国金融改革的目标就是要形成一个有韧性有弹性的金融体系。即使出现了金融危机，也会有一种风险释放机制。我们所要建立的金融体系就要有这样的风险组合机制和风险免疫能力，风险过后有顽强的再生能力。为此，就必须进行结构性改革。

二、中国要发展一个什么样的资本市场

这里从对资本市场发展的两个核心理念的认识偏差谈起。

一是上市标准重视未来的成长性。资本市场的本质不应当单纯为融资者服务，而是要保护投资者的利益。投资者来到这个市场，是要对自身的资产进行保值增值，其收益率至少要超过国债和企业债。在规则 and 标准层面，企业上市后要有成长性，要考虑未来发展。今天是辉煌的，甚至达到了历史顶峰，定价很高，未来成长性就会很有限，除非有极强的再生能力及极强的创新能力。由于中国一大批创新性企业到海外市场上市，海外市场才有了很好的成长。企业上市只是手段和机制。企业成为上市公司后要注重未来发展，如果只是奔着“套现”而来，那这个企业、这个市场就不会有前途。从这个角度看，推出注册制基础上的科创板意义重大，意味着我们终于找到了发展资本市场的本来含义。科创板对上市公司有特殊的要求，既有产业的要求，也对上市标准作了重新调整，如没有必须盈利的要求，亏损企业也可以上市。资本市场的灵魂是透明度，只要信息公开和透明，应该相信市场会对企业给予合理定价的，投资者行为是理性的。监管最重要的职能就是保证市场上所有的信息特别是上市公司的信息是真实的、充分的，这是资本市场透明度的核心要点。

二是欢迎任何成分的机构投资者。保险资金历来是发达资本市场重要的机构投资者。保险资金虽然也会配置企业债、公司债、金融债和国债，这些固定收益投资，大体能够计算出每年的收益率，但只配置这些还是不够的。保险是以其资产未来的成长性为前提的，没有这个前提就难以实现保险的功能。所以，保险资金必须配置那些流动性好、有较高成长性的资产。资本市场上只要是机构投资者都应该受到欢迎。机构投资者的加入有利于改善投资者结构和市场生态。这对上市公司也是一个压力，机构投资者专业能力强，它们的增加有利于促进上市公司治理结构的改善。

三、如何发展中国的资本市场

建立起中国资本市场发展的逻辑起点后，就不难看清楚应采取的具体措施。

一是重新审视资本市场的法律制度体系。中国资本市场要有科技创新的理念，要有后工业化的概念，要有信息社会的思维。所以，从刑法、公司法、证券法到股票发行条例、交易规则、并购重组、信息披露、退市准则等都应修订完善。这意味着对资本市场的理解应该有脱胎换骨式的变化。比如，很多高科技企业有其股权结构的特殊性，往往创新能力很强，有很好的未来预期，但如果股份过于稀释或者要进入的资本过大，创始人就可能被取代，成为小股东或

者出局。在制度上一定要想办法让这些掌握核心技术的少数股东掌握公司发展航向。所以公司法、证券法要有一些特殊条款。这是这对立法机构的重大挑战，对中国法学界也是重大考验。

二是本着对投资者负责的理念，建立处罚机制严格、处罚标准高的资本市场。现在技术很发达，比较容易查证。一旦出现违法行为，就要让违法者付出高昂的代价。历史上一段相当长的时期内，中国资本市场上虚假信息披露、假并购重组、操纵市场、内幕交易等违法行为屡有发生。实践中，向银行骗取贷款，判刑往往比较恰当。而资本市场的欺诈比银行骗贷所带来的危害大得多，涉及成千上万投资人的利益，以往过轻的处罚是不公平的。对资本市场严重的违法行为不但要罚得违法者倾家荡产，重者还要让其失去人身自由，终身监禁。现代社会是法治社会，制定了法律就要严格执行。因此，法律要修改，违规违法的处罚标准要提高。让投资者、企业家们只有通过自己的能力合法创造财富。

三是鼓励企业的并购重组行为。长期以来，我们重视 IPO，不重视并购重组对上市公司的价值，不理解并购重组对资本市场成长性的作用，误以为资本市场的成长是通过 IPO 规模扩大实现的。市场真正成长的力量，除来自上市公司自身发展和创新外，更重要的是来自并购重组。世界 500 强企业成为跨国公司多数是通过并购重组实现的。通过对上游资源、下游产品或者横向扩张进行并购重组，可以提升企业的市场价值。资本市场的要义，就在于资本市场有对存量资源再配置、再重组的能力，企业通过并购重组迅速扩大规模，继而提升市场竞争力，提高市场定价能力。企业价值的提升，除了科技创新、自身再生能力提高外，并购重组是最重要的机制。发展中国家资本市场成长的重要力量来自并购重组。

四是提高退市效率。市场上有一些质地很差的上市公司，价格反复大幅度波动，扰乱了资本市场的价值观，扭曲了市场的定价功能，这类企业必须迅速退市。市场要有一个吐故纳新、淘汰落后的机制，以维持市场的正常秩序。只有这样，资本市场才能找到适当的定价标准。

四、中国发展资本市场的障碍

没有发达的资本市场，中国金融会处在落后状态，中国经济也难以有持续发展的动力。增量很重要，用好存量更重要。没有发达的资本市场，我们就没有一个让存量资产有效成长的机制。增量的增加很难让一个国家、让人民富裕起来。社会要有一种机制，让长期累积下的存量资产，具有成长性。美国社会为什么积累了那么多财富？是因为其金融体系中形成了一个有效

的存量资产成长机制。纽交所、纳斯达克市场是非常重要的存量资产成长的平台。从科学理性的角度上看，我们的确应当好好思考哪些因素制约了中国资本市场的发展。

第一，可能是法律体系或法律结构。法律体系的不完善在很大层面上制约了资本市场的发展，使那些有成长性的公司在中国内地市场不能上市，因为这些创新型公司达不到现行的上市标准。

第二，可能是某些文化传统观念。一个民族的文化是在漫长的历史中形成的。在现代社会，如果你特别厌恶风险，可能会失去机会，因为风险与机会是并存的。要得到机会，只有不断提升风险管理能力。在一个正常市场中，不会长期出现风险小而收益大的失衡状态，反之亦然。现代社会的特征就是风险与收益在多层次、多结构中形成动态均衡，市场创造了机会而不仅仅是带来了风险。从历史演进角度看，文化是在变化的，喜欢在风险中把握机会的人会越来越多，而资本市场适应了这种要求。

第三，可能是语言。有观点认为，英文的交易成本低，中文的交易成本高。英文的招股说明书相对容易，要让外国人做中文招股说明书可能很难。但是，懂英语的中国人越来越多，懂中文的外国人也会越来越多，随着社会的发展，这种交易成本会越来越低。从这个意义上说，我并不认同语言差异是我们发展资本市场一个特别大的障碍。

无可否认，上述三个制约因素都正在改变和完善，但这需要时间，可能比发达国家所需要的时间长很多，但只要耐心、有毅力，我们就一定能实现目标。

五、中国资本市场的彼岸在哪里

综上所述，中国资本市场的彼岸就是建造新的国际金融中心，成为人民币计价的资产交易中心和财富管理中心。中国的金融市场，上海也好，深圳也好，共同构筑了中国的资本市场，在一个可预见的将来，它们的功能应近似于纽约市场的功能，成为全球重要的财富管理中心。这就是中国资本市场的彼岸。

经济最后的竞争点体现在金融能力的竞争、全球资源配置能力的竞争，以及化解金融风险能力的竞争。彼岸找到了，到达那个彼岸就是中华民族伟大复兴的核心标志。

从时间循环和大历史周期看，这个全球新的国际金融中心非中国莫属。历史演进表明，在全球资本市场漫长的发展过程中，新的国际金融中心正在向中国移动。从 16 世纪的威尼斯、17 世纪的阿姆斯特丹，到 18 世纪的伦敦，再到 19 世纪后半叶开始的纽约，全球金融中心随着国

际经济格局的变化而移动。国际金融中心的这种漂移过程与经济规模、经济竞争力、国际贸易都有密切关系。一百多年来，虽然历经了1929~1933年的经济危机，但整体看，美国经济是持续发展的，这成就了美国今天的霸主地位。是什么力量在起作用？不可忽视的是金融的力量，金融市场的力量，更有美元的力量。

今天，我们仍然要保持开放的态度，要善于学习他人的成功经验，成功国家一定有成功国家的秘诀。我们不但要向美国、日本、欧洲等发达经济体学习，也要向印度、非洲等发展中经济体学习。当然，我们也有很多值得别人总结、学习的地方。比如我们如何从一个贫穷、落后的国家发展成全面小康、正在迈向现代化的国家，这些经验值得总结。要实现中华民族崛起的中国梦，我们就必须坚持改革开放，坚持解放思想、实事求是，坚持走社会主义市场经济道路。只有这样，我们才能到达资本市场的彼岸。

中国外汇市场 70 年：发展历程与主要经验¹

王国刚² 林楠³

【摘要】中国外汇市场发展和人民币汇率改革紧密相连，70 年来大致经历了三个历史时期。其中，外汇市场发展经历了艰难探索、形成发展和创新发展三个时期；人民币汇率形成机制经历了行政定价的单一汇率体制、探索人民币汇率形成机制和人民币汇率市场化改革等三个时期。中国外汇市场发展 70 年历史经验表明：应坚持维护国家主权和人民利益，坚持为经济发展服务的总方向，坚持稳步有序推进外汇市场建设的策略，坚持货币政策操作的创新，坚持守住不发生系统性金融风险的底线。

【关键词】外汇市场；汇率市场化改革；主要经验；

当今世界，几乎每个国家的发展都与国际社会密切相联。这既由自然禀赋资源的差别性所决定，也由科技、管理、信息、经验和外交等的差异性所决定，还由制度、市场、人文、历史等的异质性所决定。有国际经济交往，就需要有外汇，也就有了外汇市场的存在发展。新中国 70 年，外汇是中国经济发展中不可或缺的经济资源，外汇机制始终贯穿于经济发展的每个阶段，也是中国经济主权的重要表现。⁴有一种说法，认为改革开放之前的 30 年计划经济期间，中国实行的是闭关锁国政策，几乎没有国际经济往来。其潜台词是，在这一时期，中国没有（或几乎没有）外汇机制，但这显然不符合历史事实。事实上，改革开放前，中国虽然没有公开的外汇交易市场，但有着明确的外汇管理制度和汇率体系。1978 年改革开放之后，外汇市场在体制转型中逐步成长，到 1994 年之后才初步形成；与此相比，汇率体系的市场化形成机制在 2005 年汇改后才迈出决定性的第一步，迄今仍有待改革的进一步深化。中国 70 年的实践证明，外汇机制依托于实体经济并服务于实体经济，它受到经济体制的严重制约，但归根到底由经济发展的内在要求和国际化水平所决定。

一、中国外汇市场发展的历史演进

¹ 本文系中国人民大学国际货币研究所工作论文，编号 IMI Working Paper No.1926

² 王国刚，中国人民大学国际货币研究所学术委员，中国人民大学财政金融学院教授

³ 林楠，中国人民大学国际货币研究所研究员，中国社会科学院金融研究所

⁴ 外汇机制主要由三部分构成：外汇管理制度、汇率体系和外汇交易市场。它们虽然紧密相连，但又各有侧重和特点。

在新中国 70 历程中，外汇市场发展大致经历了艰难探索期、形成发展期、创新拓展期等三个历史时期。根据发展的特点不同，每个历史时期又可分为若干阶段。

第一个历史时期为 1949-1978 年的 29 年，是艰难探索的过程。这一时期的基本背景是，受计划经济体制制约，中央政府对外汇收支实行高度集中的指令性计划管理，由此，不存在外汇市场。伴随经济体制围绕管理权的收放经历三次较大调整，外汇资源的配置也对应发生了变动。其中，各项外汇收入必须售给国家，用汇实行计划分配，体现了“收”；“外汇分成”则体现了“放”。这一时期大致上可分为三个阶段：

第一阶段（1949-1953 年）为人民币法定地位确立中的外汇集中管理阶段。

新中国建立之前，中国的货币主权曾受到帝国主义列强的严重侵犯，在上海、北京、天津等主要城市流通的美钞高达 3 亿美元。建国后如何在全国范围内建立人民币本币制度成为首要任务。为了使人民币成为唯一法定货币，迅速占领生产、交易和消费等市场，中央和各级政府采取了一系列措施整顿币制。此后，很快就从根本上扭转了旧中国外汇收支长期逆差的局面，在国际贸易上也取得了主动权。1950 年中国人民银行开始公布全国统一的人民币汇率。其中，人民币对美元汇率是根据人民币对美元的出口商品比价、进口商品比价和华侨日用品生活费比价三者的加权平均数来确定，同时，按照国际市场相对价格水平的变动进行调整。1951 年开始，当时的中央贸易部依据重要性制度，将出口货物分为甲、乙、丙三类，并制定相应的政策，即甲类出口货物与重要的进口货物交换，乙类的出口货物与次要的进口货物交换，丙类的出口货物则换成货物或出口后收取瑞士法郎、英镑等外汇，记账外汇由此产生。

第二阶段（1953-1958 年）为探索外汇平衡机制阶段。1953 年，中国进入“一五”计划实施时期。鉴于各项进口工业设备和建设器材所需外汇主要是靠出口农产品换来的，1955 年，陈云强调指出，应增强工业品出口换汇，以支持进口机器搞建设。1957 年，为了鼓励各地方积极完成出口计划并争取超额出口，中央决定实行外汇分成，将所得外汇分别给地方一定比例的提成。与此同时，在经济工作“三大平衡”（即“财政、信贷和物资”的各自平衡和彼此间的综合平衡）的基础上，加上了外汇平衡，从而形成了国民经济四大平衡（即“财政、信贷、物资和外汇”综合平衡）的指导思想。

第三阶段（1958-1978 年）为曲折前行的艰难探索阶段。1958 年以后近 20 年间，中国经济经历了“大跃进”、“三年自然灾害”和“文化大革命”的坎坷曲折，国民经济的各主要比例关系严重失衡，国际上 1971 年以后布雷顿森林体系崩溃引致西方国家开始采取浮动汇率制，但中国

外汇机制的形成依然坚韧推进。主要表现有三：一是除对个别外币公开贬值或升值外，人民币汇率基本上稳定。二是外汇收入增长。1963 年、1964 年、1965 年的 3 年间，随着对外贸易复苏，银行的外贸贷款持续增加（1963 年为 27 亿元，1964 年为 39 亿元，1965 年 53 亿元），银行的外汇收入也迅速增加，积极支持了外贸扩大进出口业务所需资金。三是汇率定价机制调整。1968 年，中国开始尝试使用人民币在对外贸易中计价结算，以避免汇率风险。1972 年 6 月 23 日，随着英镑浮动，中国改按“一篮子货币”计算调整人民币汇价，在维持人民币名义有效汇率基本稳定的基础上对人民币汇率作相应调整。

第二个历史时期为 1978-2013 年的 35 年，是中国外汇市场形成发展的过程。这一时期的简要背景是，1978 年底，中国迈出了改革开放的步伐。在建立社会主义市场经济新体制过程中，建立中国外汇市场是开放型经济体系中不可或缺的内容。这一时期的外汇市场建设大致可分为三个阶段：

第一阶段（1978-1989 年）为中国外汇市场的尝试性发展阶段。1979 年以前，中国的外汇业务由中国银行统一经营。随着改革开放步伐的迈出，1979 年以后，中国开始逐步建立健全外汇管理机构和多家金融机构经营外汇体制，同时，开始实行外汇留成（即允许企业保留部分额度或现汇外汇留成）制度。1980 年 10 月，中国银行开始办理外汇调剂业务。1981 年 8 月，以外汇额度有偿调剂为特点的交易市场开始形成。1985 年，随着贸易结算价的取消，外汇调剂市场加速发展。1985 年 11 月，深圳率先设立了外汇调剂中心；1988 年 9 月，上海开办了外汇调剂公开市场，实行公开竞价交易和集中清算制度，同时放开了外汇调剂市场汇率，令其随市场供求状况浮动。伴随着调剂外汇的汇率放开，中国人民银行通过制定“外汇调剂用汇指导序列”对调剂外汇的用途（或外汇市场准入）加以引导，市场调节作用日益增强。由此，中国外汇市场的尝试性形态（外汇调剂市场）基本形成。

第二阶段（1989-1994 年）为外汇市场基本框架的形成阶段。主要表现有三：一是汇率双轨制的形成。随着外汇调剂业务的扩展，中国实际上形成了官方汇率和市场汇率并存的局面。1991 年 4 月 9 日以后，官方汇率由此前的大幅度一次性调整转为小步缓慢调整。从 1992 年下半年，外汇调剂市场出现人民币汇价急剧贬值。1993 年 7 月 12 日，中国人民银行第一次入市干预外汇调剂市场，平抑汇价，使得人民币对美元的汇率基本稳定在 1 美元合 8.6 元到 8.8 元人民币之间。二是居民个人介入外汇交易。1991 年 11 月，放开了居民个人持有的外汇参与外汇调剂的限制，以满足居民用汇需求。三是外汇调剂市场的功能增强。到 1993 年末，受外汇调剂市场汇

率调节的外汇收支活动占到了 80%。在这一阶段，外汇调剂市场虽然有了明显发展，其功能也在扩展，但它还只是一个初级形式的外汇市场，尚不属于以金融机构为主体的充分贯彻市场机制的外汇市场。1993 年 11 月，党的十四届三中全会通过的《关于建立社会主义市场经济体制若干问题的决定》明确要求：“改革外汇管理体制，建立以市场为基础的有管理的浮动汇率制度和统一规范的外汇市场。逐步使人民币成为可兑换的货币。”

第三阶段（1994-2013 年）为外汇市场的市场化发展阶段。1994 年 1 月 1 日，中国实行人民币汇率的并轨（即由官方汇率和市场汇率并存的“双轨”格局转为单一市场汇率），推出了以市场供求为基础的单一的有管理的浮动汇率制。同时，实行了银行结售汇制度，企业、个人符合规定的外汇收支按照市场汇率在银行办理兑换，形成了银行与客户间的零售外汇市场。1994 年 4 月，全国统一的银行间外汇市场（即中国外汇交易中心系统）在上海正式成立运营。从此，中国外汇市场进入了新的发展阶段。

1994 年以后的中国外汇市场是一个双层市场体系，即银行零售外汇市场（即企业和个人在银行办理结售汇业务）和全国统一的银行间外汇市场（即银行之间平盘结售汇头寸并开展自营交易）并存的格局，但在 2005 年汇改之后，这一体系发生了从银行零售外汇市场为主到银行间外汇市场为主的转变。

2005 年 7 月 21 日的汇率改革，是中国外汇市场向市场化方向发展的一个关键性节点。此次汇改后，中国人民银行出台了一系列配套措施，推进了外汇市场建设，外汇市场的市场机制逐步形成，其中包括：通过建立外汇一级交易商制度，完善人民币汇率间接调控体系；通过引入国际通行的询价交易方式、做市商制度，改进人民币汇率中间价的形成方式，促进了银行间即期外汇市场的发展；银行间人民币远期市场、调期市场也取得长足发展。从交易工具看，2005 年前仅有即期和远期两类产品，目前已扩大至即期、远期、外汇掉期、货币掉期和期权产品，具备了国际市场基础产品体系。从交易币种看，从此前的人民币对美元、欧元、日元和港元 4 种交易货币逐步增加至涵盖中国跨境收支的主要结算货币。交易品种和币种的不断丰富，满足了多样化汇率风险管理需求。从市场主体看，2005 年汇改前，中国外汇市场相对封闭。2005 年汇改后，银行间外汇市场已打破了原先单一的银行参与者结构，市场主体不断扩大，形成了多样化的市场主体层次。从交易模式看，2005 年前银行间外汇市场采用电子集中竞价单一模式，现已形成电子集中竞价、电子双边询价、做市商制度和货币经纪公司声讯经纪服务多样化的交易模式。从基础设施看，2005 年以后中国外汇市场已在场外交易中尝试开展集中净额清算，交易

报告库建设初具雏形，中国外汇交易中心作为交易主平台和定价中心、上海清算所作为中央对手集中清算机构的专业化服务功能日益成熟。

从交易量看，经过 1994-2004 的 10 年发展，2004 年中国外汇市场交易量达到 9583 亿美元（其中，银行零售外汇市场和银行间外汇市场分别为 7493 亿和 2090 亿美元）。与此相比，经过 2004-2013 的近 10 年发展，2013 年外汇市场交易量达到 11.2 万亿美元，其中，银行零售外汇市场和银行间外汇市场分别为 3.72 万亿和 7.53 万亿美元（较 2004 年分别增长 4 倍和 35 倍）。¹

第三个历史时期为 2013 年至今，是中国外汇市场创新发展时期。迄今为止，这一时期大致可分为两个阶段：经济新常态下的外汇市场稳步发展和新时代下的外汇市场深化改革。

从第一阶段看，党的十八大以后，中国经济发展进入“三期叠加”（即增长速度换挡期、结构调整阵痛期和前期刺激政策消化期）的“新常态”阶段。习近平总书记指出：“要把适应新常态、把握新常态、引领新常态作为贯穿发展全局和全过程的大逻辑”。在“新常态”下，中国外汇供求在波动中趋向基本平衡。主要特点有五：

第一，进一步明确了外汇市场改革的方向。2013 年 11 月，党的十八届三中全会通过《关于全面深化改革若干重大问题的决定》强调：“建设统一开放、竞争有序的市场体系，是使市场在资源配置中起决定性作用的基础”，要“建立健全宏观审慎管理框架下的外债和资本流动管理体系”。这实际上，进一步明确了外汇管理的目标和职能，为进一步深化外汇市场发展指明了方向。

第二，企业结汇意愿减弱。2014 年以后，从银行和企业结汇意愿来看，受当时美联储的量宽政策退出和美元指数走强影响，银行和企业结汇意愿下降而购汇意愿增强，私人部门和金融机构的外汇存款增长较为明显并且波动明显高于其它时期。综合来看，外汇市场供求虽基本上趋于平衡，但跨境资金却经历了从净流入到基本平衡再到净流出的转变。

第三，稳步发展遇到挑战。2015 年下半年以后，中国外汇市场经历了一轮高强度的外部冲击。自 2015 年 8 月 11 日人民币对美元汇率中间价贬值近 2% 后，人民币汇率贬值与 2015 年 12 月至 2016 年 1 月中国股市异常波动相互叠加，中国外汇储备快速下降，汇率波动和跨境资本流动外部冲击风险加大。从守住底线看，外汇市场非理性波动成为宏观审慎管理的系统性风险来源之一。2016 年中期以后，中国外汇管理部门采取果断措施，稳住了人民币汇率走势。

第四，人民币加入特别提款权。2016 年 10 月 1 日，人民币“入篮”SDR 正式生效。这既为人民币国际化提供了良好的契机，也要求中国金融市场加大对外开放力度。为支持人民币“入

¹王春英、贾宁，2014：“中国外汇市场发展回顾与展望（上）”，《清华金融评论》第 4 期。

篮”，2015年7月中国人民银行向境外央行、国际金融组织、主权财富基金开放了银行间债券市场，2015年9月又向这些国际机构开放了银行间外汇市场。截至2015年9月，已有27家境外央行类机构进入银行间外汇市场。

第五，外汇市场的功能更加明确。2016年3月通过的“十三五”规划纲要明确提出：中国应努力做到“对外开放深度广度不断提高，全球配置资源能力进一步增强，进出口结构不断优化，国际收支基本平衡。”由此，对外汇管理和外汇市场提出了更高的要求。

从第二阶段看，进入新时代以后，中国外汇市场改革发展更加重视制度性建设和防范系统性金融风险，有效维护国家金融安全。

2017年5月，《中国外汇市场准则》正式发布，这是中国外汇市场自律机制的基础性制度，意味着中国外汇市场规则的国际化又迈出了重要一步，有助于进一步提高人民币汇率形成机制的市场化程度。

2017年7月，习近平总书记在第五次全国金融工作会议上强调“要坚定深化金融。要优化金融机构体系，完善国有金融资本管理，完善外汇市场体制机制。”

2019年2月22日，在主持中央政治局第十三次集体学习时，习近平总书记强调指出：“防范化解金融风险特别是防止发生系统性金融风险，是金融工作的根本性任务”。对外汇市场而言，主要任务是把防范化解外汇领域的各种风险隐患放到更加重要的位置，坚持综合平衡、科学监管，切实维护国际收支平衡和外汇市场稳定。

二、人民币汇率形成机制的历史演进

人民币汇率与中国外汇市场相辅相成、紧密相连。一方面外汇市场又是人民币汇率形成机制显示和验证的主要场所，它直接制约着人民币汇率形成机制的有效性程度；另一方面，有什么样的汇率形成机制就会有什么样的外汇市场，由此，人民币汇率的形成机制直接制约着中国外汇市场的发展方向和功能发挥。新中国70年，伴随着中国外汇市场的从无到有、培育和发展，人民币汇率形成机制也在调整 and 变化之中。在高度集中计划经济体制下，由于不存在外汇市场，人民币汇率仅仅是充当核算工具而并没有发挥经济杠杆的作用，人民币汇率水平的调整主要由行政机制决定。改革开放以后，人民币汇率体制经过了由官定汇率到市场决定，从固定汇率到有管理浮动的演变。70年间，人民币汇率形成机制大致经历了三个历史时期：

第一个历史时期为1949-1978年的29年，是行政定价的单一汇率体制。在计划经济时期，

中国经济的国际交往较少，难以论及外部均衡，人民币汇率体制经历单一盯住英镑、盯住一篮子货币再到单一盯住美元的演变，同时，经历了以下三个阶段的调整：

第一阶段为 1949 年前夕至 1953 年初的 4 年，是实行单一浮动官定汇率阶段。人民币从诞生的第一天起就没有与黄金建立直接联系（即没有规定含金量）。1949 年 1 月在天津一度对美元挂牌，以中国大宗商品进出口商品与美国同类商品的物价值之比作为主要依据，并随两国物价的变化进行调整。在 1953 年前的经济恢复时期，采取“物价对比法”，即先分别计算出口商品理论比价、进口商品理论比价和侨汇购买力比价，然后，以出口商品的理论比价加上一定的利润为依据，参照进口商品理论比价和侨汇购买力比价具体确定人民币汇率水平。从 1949 年到 1953 年初，人民币汇率“先抑后扬”，随着国内外相对物价的变动不断调整。

第二阶段为 1953-1972 年的 19 年，是实行单一固定官方汇率阶段。1953 年后，中国进入“一五”计划时期，开始实行高度集中的计划经济体制。在此条件下，汇率主要不是作为调节进出口以及外汇收支的经济杠杆，更多是作为外贸经营的一种内部核算工具。根据外汇收支指令性计划管理和布雷顿森林体系下固定汇率制的基本要求，中国实行了单一盯住英镑的固定汇率制（同时，保持 1 美元=2.46 元人民币的汇价水平），官方汇率仅用于非贸易外汇的结算，对进出口不起调节作用。人民币官方汇率坚持稳定的方针，在原定的汇率基础上，参照西方各国公布的汇率进行有限调整，由此，逐渐与国内物价水平相脱离。

第三阶段为 1972-1978 年的 6 年，是实行“一篮子货币”为基础的单一浮动官定汇率阶段。1971 年 8 月，美国单方面宣布美元与黄金脱钩，标志着布雷顿森林体系的解体，各主要外汇的价格频繁浮动，鉴此，中国于 1972 年 6 月 23 日开始改按“一篮子货币”计算调整人民币汇率的机制，构成“货币篮子”的主要货币是美元、日元、英镑和马克。到 1975 年 11 月，人民币汇率主要定在了美元集团和当时西德马克集团货币汇率的中间线上，选取美元、马克等 13 种货币加权平均（后来，又逐渐以美元为主导）。以“一篮子货币”计算的单一浮动官定汇率，参照了主要西方国家货币汇率的变动情况进行调整，以保障出口收汇不会因西方国家货币贬值而遭受损失。

第二个历史时期为 1978-2005 年的 27 年，是人民币汇率形成机制的探索时期。1979 年之后，随着中国对外开放的日益扩大和对外经济活动的展开，外部平衡问题逐步显现，由此，汇率问题日益重要。这一时期大致可分为两个阶段：

第一阶段为 1978-1994 年的 16 年，是汇率双轨制阶段。1979 年，国务院决定改革汇率制度，

除了人民币汇率官方牌价外，还实行贸易内部结算价，由此，汇率双轨制正式形成。在此体制下，中国实行了外汇留成制，即外汇由国家集中管理、统一平衡、保证重点使用，但为了调动创汇积极性，给创汇单位一定比例的留成外汇额度并可参与“调剂”。1980年，国务院批准中国银行开办外汇调剂业务，1985年，各地先后设立外汇调剂中心，市场化机制逐步引入汇率形成过程。

1978-1985年间，中国的汇率双轨制主要表现为内部双轨固定汇率制。在这种汇率制度下，官方汇率（1美元=1.5元人民币）用于非贸易外汇结算，而贸易则采取内部结算价（1美元=2.8元人民币），由此，官方汇率沿用先前的“一篮子货币”计算调整，内部结算汇率根据出口换汇成本来制定。进入80年代以后，美元走软，人民币汇率升值，1980年达到1美元=1.5元人民币；伴随美元升值，人民对美元汇率由1981年7月的1.50下调至1984年7月的2.30（贬值了53.4%），到1984年12月已下调至2.79（基本上与内部结算价持平）。

从1985年1月1日起，中国正式取消贸易内部结算价。伴随着外汇调剂市场建立和外汇调剂价格的形成，人民币汇率形成机制开始发生变化，汇率的调节功能逐渐形成。到1993年底，中国已有121个外汇调剂中心（其中18个为公开调剂市场），允许持有留成外汇的单位把多余的外汇额度转让给缺汇单位，汇率由买卖双方根据外汇供求状况议定，中国人民银行适度进行市场干预，外汇调剂市场的交易规模达到官方市场的4倍，全国全部进出口收付汇80%以上通过外汇调剂市场价格结算。

第二阶段为1994-2005年的11年，是单一汇率基础上的市场化探索阶段。1994年1月1日，人民币官方汇率与外汇调剂价格正式并轨，同时在全国建立统一的银行间外汇市场，这标志着人民币汇率形成机制开始转向以市场供求为基础的新阶段。在这一阶段，企业和个人可以按规定向指定银行买卖外汇，银行进入银行间外汇市场进行交易，推进市场汇率的形成，同时，中国人民银行运用行政机制设定汇率浮动范围，通过调控市场保持人民币汇率稳定。此后，虽然也还有一些技术层面的后续改革举措出台，但企业部门和居民部门的持汇限制、外汇交易限制这两个基础性特征始终未变。

从1994年起，中国开始实行以市场供求为基础的、单一的、有管理的汇率制。在汇价变化方面，1994年汇率并轨时，汇率为1美元=8.7元人民币；1997年亚洲金融危机后，升值为1美元=8.28元人民币，累计升值4.8%。从1997年至2005年7月，人民币事实上盯住单一美元并在较窄的范围内波动。在外汇管理方面，1996年12月实现了人民币经常项目基本可兑换，但同时

实施强制性结汇和有条件售汇的外汇管理机制。

2003 年 10 月，党的十六届三中全会确定了人民币汇率改革的总体目标，即建立健全以市场供求为基础的、有管理的浮动汇率体制，保持人民币汇率在合理、均衡水平上的基本稳定。2005 年 7 月 21 日起，中国迈出了汇率市场化改革的关键一步，开始实行以市场供求为基础、参考一篮子货币进行调节、有管理浮动汇率制。人民币对美元升值 2%（从之前的 1 美元=8.28 元人民币调整为 1 美元=8.11 元人民币），人民币汇率不再盯住单一美元，而是按照中国对外经贸发展的实际情况，选择若干主要货币，赋予相应权重，组成货币篮子，以市场供求为基础，参考一篮子货币计算人民币有效汇率的变化。在此基础上，对人民币汇率（人民币对美元名义汇率）进行管理和调节，维护人民币汇率在合理均衡水平上的基本稳定。此后，汇率形成机制灵活性不断提高，人民币汇率弹性不断增强，外汇市场也不断发展。

第三个历史时期为 2005 年以后，是人民币汇率形成机制的市场化改革推进时期，中国推出了一系列改革和完善汇率人民币市场化形成机制的举措，主要包括：

2005 年 11 月 24 日，国家外管局出台《银行间外汇市场做市商指引（暂行）》和《关于在银行间外汇市场推出即期询价交易有关问题的通知》，实施在银行间外汇市场引入做市商制度，决定于 2006 年第一个交易日（即 1 月 4 日）在银行间即期外汇市场引入询价交易方式。2006 年 1 月 3 日，中国人民银行出台《关于进一步完善银行间即期外汇市场的公告》，宣布自 2006 年 1 月 4 日起，在银行间即期外汇市场上引入询价交易（OTC）方式，并保留撮合方式。

2007 年 5 月 18 日，中国人民银行发布了《关于扩大银行间即期外汇市场人民币兑美元交易价浮动幅度的公告》，宣布自 2007 年 5 月 21 日起将银行间即期外汇市场人民币兑美元交易价日浮动幅度由 0.3%扩大至 0.5%。

2007 年 8 月，中国开始实行意愿结售汇制。2008 年国际金融危机影响扩大后，人民币汇率自 2008 年 7 月起开始实际盯住美元，人民币汇率再度收窄了浮动区间（在 6.81-6.86 元人民币/1 美元的小幅范围内波动）。2010 年 6 月 19 日，中国人民银行宣布进一步推进人民币汇率形成机制改革，增强人民币汇率弹性，实现汇率波动正常化，退出阶段性盯住美元政策。坚持以市场供求为基础，参考一篮子货币进行调节，继续按照已公布的外汇市场汇率浮动区间，对人民币汇率进行动态管理和调节。

2012 年 4 月 14 日，银行间即期外汇市场人民币兑美元交易价浮动幅度由 0.5%扩大至 1%，以利于人民币汇率弹性的提升。

2015年8月11日，中国人民银行宣布完善人民币汇率中间价形成机制，做市商在每日银行间外汇市场开盘前，参考上日银行间外汇市场收盘汇率，综合考虑外汇供求情况以及国际主要货币汇率变化向中国外汇交易中心提供中间价报价。当日，人民币兑美元汇率中间价报价在上日收盘汇率6.2097元的基础上出现约200个基点的贬值。

2015年12月11日，中国外汇交易中心发布人民币汇率指数，强调要加大参考一篮子货币的力度，以更好地保持人民币对一篮子货币汇率基本稳定。基于这一原则，初步形成了“收盘汇率+一篮子货币汇率变化”的人民币兑美元汇率中间价形成机制。

2016年4月29日，中共中央政治局会议强调，要保持人民币汇率基本稳定，逐步形成以市场供求为基础、双向浮动、有弹性的汇率运行机制。

2017年5月，外汇市场自律机制在人民币中间价报价模型中引入“逆周期因子”，人民币对美元汇率中间价形成机制由“收盘价+一篮子货币汇率变化”调整为“收盘价+一篮子货币汇率变化+逆周期因子”。2017年8月，《人民币兑美元汇率中间价报价行中间价报价自律规范》的公告发布，进一步明确了人民币兑美元汇率中间价报价新模型，即报价行应依据“人民币对美元汇率中间价=上日收盘汇率+一篮子货币汇率变化+逆周期因子”的原则建立人民币兑美元中间价报价计算模型，并根据模型的计算结果报价。

2017年10月，党的十九大报告强调：要继续深化“汇率市场化改革”，既指明了人民币汇率改革的方向，又指出了这一改革依然任重道远。

三、中国外汇市场发展的历史经验

在一个经历了百年战乱、满目疮痍的发展中大国探索建立社会主义市场经济新体制，是人类历史上前所未有的伟大创举。在这个过程中，建立起与实体经济发展、市场经济相适应的外汇市场，在国际金融发展史中也是前无古人之壮举。70年来，坚持服务国民经济发展的总取向，在实践中不断探索、持续创新，中国闯出了一条适合本国国情的外汇市场建设之路，给发展中国家留下了可供借鉴的历史经验。

第一，坚持维护国家主权和人民利益。外汇机制是一国（或地区）经济主权的重要组成部分，应以有利于经济可持续发展、人民生活水平持续提高为宗旨。从实践结果看，一些发展中国家（尤其是拉美国家），大量引入外资（甚至以引入外资为主）发展国民经济，在初期曾有较为快速的经济增长和人民生活的改善。但因重要的（乃至主要的）经济命脉为外资所掌控，

帝国主义列强不仅提出了诸多经济和非经济的苛刻要求，甚至操控了这些国家的政界和政局，由此，引致了政局动荡、经济徘徊（乃至倒退）、社会生活秩序不稳等众多问题。与此不同，中国从建国起就选择了另一条道路。在外汇紧缺的条件下，通过发展经济，加大出口创汇力度，增加购买海外先进设备等的的能力。改革开放以后，在加大引进外资的同时，始终坚持自力更生为主的方针。20 世纪 90 年代中期，虽然资金紧缺已转为资金相对过剩，但中国继续坚持对外开放、引进外资和加大汇率形成机制改革的力度。2003 年，在国际上刮起一阵要求人民币升值浪潮的背景下，中国明确指出汇率制度是国家主权的构成部分。汇率制度的选择和汇率形成机制的改革，应审时度势，依据国内经济发展、人民生活水平改善和国际经济交往需要等各方面因素的具体要求而确定。纵观 70 年的历程，与战后快速发展的新兴工业国相比，虽然中国外汇市场的建设和汇率形成机制的调整在一段时间内步子慢了点，但基本没有走弯路，没有给国内经济增长和体制改革带来严重的负面影响。

第二，坚持为经济发展服务的总方向。70 年间，在经济发展水平提高、体制机制改革深化、对外经济交往扩大的过程中，中国的外汇机制有了很大变化，但不论是外汇管理体制、汇率形成机制还是外汇市场发展都始终牢记“服务实体经济”这一基本使命。在计划经济时期，“外汇平衡”与“物资、财政、信贷”等并列为四大平衡，既反映了外汇机制在国民经济发展中的重要地位，也体现了外汇机制应以推进“物资、财政、信贷”的平衡为取向。在改革开放时期，随着对外经济交往快速扩展，从进口替代到出口导向再到开放型经济，从引进外资到引进先进科技再到引进现代管理，从引进来到走出去再到“一带一路”的实施，中国的外汇管理体制、外汇市场建设和汇率形成机制选择都紧紧围绕增强国民经济实力、提高国际竞争力和改善人民生活水平而展开。

第三，坚持稳步有序推进外汇市场建设的策略。1992 年 10 月，中共十四大明确提出了建立社会主义市场经济新体制之后，改革汇率机制、建设外汇市场就已提到议事日程。面对国内外各种要求一步到位的呼声，但中国并不急于求成，而是选择了稳步有序推进外汇管理体制、外汇市场建设的策略。具体表现在，根据国内外经济金融情势的变化，在 1994 年实现了汇率并轨，同时，抓紧建立了外汇交易市场，紧接着在 1996 年实现了经常项下的人民币可兑换；2005 年 7 月汇改之后，加快外汇管理体制、汇率形成机制和外汇市场建设的步伐，同时，逐步放开了对外资进入中国股市、债市和其他金融市场的交易限制。2015 年以后，在美国退出量化宽松、美元升值的背景下，人民币汇率波动加大且显示了加速贬值的走势，中国随即调整了外

汇管理方式，完善了人民币汇率中间价形成机制，同时，增强了外汇储备在支持人民币汇率稳定方面的“压舱石”机制，促使了人民币汇率走稳。毋庸赘述，中国外汇市场要充分发挥国际金融市场所具有的各项功能，成为国际经济金融活动中具有举足轻重影响力的汇率市场，还有诸多不完善之处和需要深化改革之处，但这些问题都应在“稳中求进”的过程中逐步有序地解决。一旦离开了“稳”，在混乱中就只能“欲速不达”。面对国际经贸摩擦的严峻挑战，情形更是如此。

第四，坚持货币政策操作的创新。2005年汇改之后，中国贸易顺差快速扩大。按照西方经济理论，这将引致本币发行增速、经济过热、通货膨胀等一系列效应，给经济金融的健康运行留下严重隐患。但中国有效展开了货币政策操作创新，主要运用法定存款准备金率和发行央行债券等机制，对冲了外汇占款，由此，既克服了巨额外汇资金流入可能给经济金融运行带来的冲击，又保障了外汇市场的稳定运行。2015年以后，中国外汇储备急剧减少，按照西方理论，这将引致本币发行突降、经济金融的全面紧缩，但中国在降低法定存款准备金率的同时，创新短期借贷便利和中期借贷便利等工具，增强了对商业银行等金融机构的放款，保障了经济金融运行中的流动性供给，也保障了人民币汇价的基本稳定。

第五，坚持守住不发生系统性金融风险的底线。70年间，国际市场风云变幻，国际政治经济态势和发展趋势也发生了很大的变化。仅就金融危机而言，就有1982年以后的拉美债务危机、1990年以后的日本泡沫经济破灭、1992年的英国英镑危机、1997年的东南亚金融危机、2008年的美国金融危机、2009年以后的希腊主权债务危机和欧洲债务危机等等。系统性金融风险的爆发，不仅给当事国经济社会带来灾难性后果，而且严重冲击了国际经济和国际金融的运行态势。面对国际经济和国际金融可能给中国经济金融带来的各种风险冲击，中国立足于本国经济发展这一大局，采取了一系列有效的应对举措，既防范了国际金融危机在中国境内的蔓延，又积极促进了相关国家或地区应对国际金融危机的协调行动。在亚洲金融危机期间，中国明确宣布“人民币不贬值”，支持了东南亚国家应对金融危机的行动；在美国金融危机爆发之后，中国既有效利用G20机制，积极介入国际协调，运用汇率、利率等举措，推进国际资本流动的稳定，又及时出台“扩大内需，刺激经济”的举措，稳住国内经济，促进国际经济和国际金融进入稳定运行区间。总的来看，这得益于时刻保持防范金融风险的警惕并及时选择相关举措化解对应的金融风险，得益于对国际资本流动的严格监管，中国没有因国际金融危机的严重冲击而迟滞了改革发展的步伐，中国外汇市场得以稳步有序地运行和拓展。

参考文献

- [1] 习近平, 2017:《习近平谈治国理政(第二卷)》, 外文出版社。
- [2] 丁志杰、严灏、丁玥, 2018:“人民币汇率市场化改革四十年:进程、经验与展望”,《管理世界》第 10 期。
- [3] 李扬等, 2015:《新中国金融 60 年》, 中国财政出版社。
- [4] 孙天琦等, 2018:《外汇管理体制改革与创新》, 中国金融出版社。
- [5] 王春英, 2014:“夯实做市商制度建设 协力推进外汇市场发展”,《中国货币市场》第 7 期。
- [6] 王春英、贾宁, 2014:“中国外汇市场发展回顾与展望(上)”,《清华金融评论》第 4 期。
- [7] 王国刚等, 2015:《中国金融体系改革的总体构架和可选之策》, 中国社会科学出版社。
- [8] 吴念鲁、陈全庚, 2002:《人民币汇率研究(修订本)》, 中国金融出版社。
- [9] 赵志君, 2018:“人民币汇率改革历程及基本经验”,《改革》第 7 期。
- [10] 中国人民银行, 2008:《中国人民银行六十年:1948-2008》, 中国金融出版社。

70 Years of China's Foreign Exchange Market Development: History and Experience

WANG Guogang LIN Nan

Abstract: The reform of the RMB exchange rate is closely linked to the development of China's foreign exchange market. Both of them have three historical periods in the past 70 years. The development of China's foreign exchange market has experienced three stages of difficult exploration, formation development and innovation development. The RMB exchange rate formation mechanism has experienced three periods: administrative pricing of single exchange rate system, exploration of the RMB exchange rate formation mechanism, and RMB exchange rate market-based reform. The 70-year history of China's foreign exchange market shows that we should uphold the sovereignty of the country and the interests of the people, adhere to the general direction of serving the economic development, adhere to the strategy of steadily and orderly promoting the construction of the foreign exchange market, adhere to the innovation of monetary policy operation, and persist in forestall systemic financial risks.

Keywords: Foreign Exchange Market; Exchange Rate Market-based Reform; Major Experience;

以防泡沫为目标的汇率管理模型

孙国峰¹ 刘畅²

【摘要】在有管理的浮动汇率制度下中央银行如何管理汇率一直是一个难题。本文基于外汇市场异质性预期，提出了以“防泡沫”为目标、结合央行直接干预和外汇市场宏观审慎政策的央行汇率管理模型——“防泡沫的双工具模型”。通过宏观冲击随机游走的模拟，我们证明了相较于传统的外汇干预模型，防泡沫的双工具模型在防范泡沫风险和降低干预成本方面都显著更优，而且结果稳健，是有管理的浮动汇率制度下央行管理汇率的最佳方法。

【关键词】异质性预期；外汇干预；宏观审慎政策；

一、引言

外汇市场和其他金融市场有所不同，具有明显的异质性预期特征，即外汇市场上有两类参与者：均值回归的基本面交易者和不参考基本面的投机性交易者，而投机性交易者的参与是导致外汇市场过度波动的重要原因。比如，2014 年美联储宣布退出量化宽松货币政策时，全球外汇市场都对这一信息做出了反应。从基本面的角度看，美联储退出量化宽松货币政策意味着美元相对于其他货币走强，其他货币相对于美元应当贬值。然而，外汇市场异质性预期的程度决定了该外汇市场在面对冲击时是否表现出剧烈波动的特质。市场成熟度较高的发达经济体货币如欧元、英镑和瑞士法郎等虽然均相对于美元贬值，但其贬值幅度基本与其基本面汇率的贬值幅度相一致，并没有出现巨大的汇率泡沫。然而，市场成熟度较低、市场中避险衍生品较少且信息不对称严重，同时又较为开放的新兴经济体在美联储退出量化宽松货币政策和加息后，经历了剧烈的外汇市场波动。巴西雷亚尔和南非兰特均在其后一年内急剧贬值，其贬值程度远高于基本面汇率水平应有的贬值程度，更多的是由于市场恐慌情绪蔓延，追涨杀跌的投机性交易者主导市场导致的巨大汇率贬值泡沫。

在实践中，货币当局对汇率的管理可能是为了实现某一具体的汇率目标，但从有管理的浮动汇率制度出发，央行对汇率的管理应当不是关注某一具体的汇率水平，而应当是防止汇率的

1 孙国峰，中国人民银行金融研究所

2 刘畅，西南财经大学中国金融研究中心

过度波动，即出现泡沫。然而，传统的干预策略，如逆风干预、目标区间干预等，存在着许多弊病。逆风干预是简单的反市场趋势干预，但是并非所有的市场趋势都会产生泡沫，因此频繁操作不利于市场机制发挥作用。目标区间干预的优点是只有在泡沫超过一定程度时才进行市场反向操作，降低了干预频率。但类似于逆风干预，其干预量仅取决于汇率上期变化程度而不考虑泡沫严重程度。因此，传统干预手段的一个潜在风险在于可能出现干预不足的情况，这会导致泡沫倾向不能及时得到抑制而进一步扩大，这不仅会带来可能的市场风险，更意味着如果要使用央行干预手段使得市场恢复理智，需要更大的成本，央行干预防范泡沫风险的效果不稳健。此外，不论是逆风干预，还是目标区间干预，都存在即使央行不干预，市场继续运行下去也不会出现泡沫的情形。从防泡沫的角度看，这种情况下的央行干预是不必要的。因此，由于存在非必要的干预和不及时的干预，逆风干预以及目标区间干预的干预成本并不是最小的。

既然汇率管理的目的不是为了维持某一汇率水平，而是为了防止出现泡沫，那么就应当针对可能出现泡沫的外汇市场进行管理。如果中央银行只在有可能产生泡沫的情况下对汇率进行管理，并且对于任何潜在泡沫都能及时防范，就会使得干预成本最小化。这种使得干预成本最小化且结果稳健的汇率管理模型就是最优的汇率管理模型。为此，本文提出了防泡沫的央行直接干预方法，将央行干预目标聚焦到外汇市场风险的防控上，仅在外汇市场泡沫已经达到一定程度且预期将进一步扩大时进行干预，而且干预量为期望外汇市场泡沫不继续扩大所需要的最小干预量，以此保证央行仅在有必要时进行干预，且一次性达到干预目标，从而稳定有效地防范泡沫。

为了减少外汇市场投机性泡沫出现的频率及降低其严重程度，本文在央行防泡沫直接干预的基础上进一步引入了针对外汇市场的宏观审慎政策。对投机性交易者的借贷进行一定程度的约束，以有效降低投机性交易者在外汇市场的参与规模，限制投机性泡沫的出现和扩大，进而减少央行为防范投机性泡沫膨胀和破灭而进入市场进行直接干预的频率与干预成本。

结合防泡沫直接干预和针对外汇市场的宏观审慎政策，央行能够以最小成本达到维持外汇市场理性、防范外汇泡沫的管理目的。在本文中，我们将该模型命名为“防泡沫的双工具模型”。相较于传统的外汇市场管理模式，防泡沫的双工具模型在降低干预成本和维持市场理性方面都更优。对于外汇市场存在明显异质性预期而且采取有管理的浮动汇率体制的经济体而言，该外汇管理模型具有理论与实践的双重意义。

本文余下部分安排如下：第二部分梳理国内外相关研究成果；第三部分构建了基于异质性

预期的防泡沫的双工具模型；第四部分通过对所构建模型进行数据模拟，我们证实了相较于传统的逆风干预与目标区间干预，本文提出的防泡沫的双工具模型在降低干预成本与有效防范外汇市场泡沫上均更优；第五部分总结全文。

二、文献综述

（一）外汇市场的异质性预期研究

20 世纪 90 年代开始，研究者们对基于有效市场假设的汇率理论模型失效原因展开讨论。他们认为，以往的汇率理论模型之所以不能很好地解释汇率波动的厚尾性以及脱离基本面等异常现象是因为没有将外汇市场交易者预期的异质性纳入考虑。Frankel and Froot (1986, 1990) 发现，外汇市场交易者的汇率预期具有非理性特征，外汇市场上存在着适应性预期的投机性交易者和均值回归预期的基本面交易者。基于金融机构发布的汇率预期调查数据，许多学者 (Macdonald and Marsh, 1996; Menkhoff *et al.*, 2009; de Jong *et al.*, 2010; Jongen *et al.*, 2012) 同样证实了汇率预期的显著异质性，他们发现包含异质性预期的汇率模型的预测能力显著优于 Meese and Rogoff (1983) 提出的随机游走模型。而针对人民币市场，李晓峰等 (2011) 采用金融机构的调查数据实证分析发现，在人民币市场中，基本面交易者占比大约在 13%—32%，而投机性交易者占比大约在 75%。李晓峰和陈华 (2012) 同样发现 2005 年汇改后中国外汇市场存在明显的异质性，技术分析者在市场中占据了主导地位。

外汇市场交易者的异质性预期主要来源于两种效应：其一是外汇交易者对同一信息集合的不同解读，即预期的异质效应；其二为由于存在信息不对称，不同交易者拥有不同信息集，即预期的个体效应。Ito (1990) 使用日元兑美元的机构汇率预期数据实证检验发现，市场参与者的预期异质性是由显著的“个体效应”导致的，且个体效应具有“一厢情愿的期望”特征：出口商预期日元贬值而进口商预期日元升值。Macdonald and Marsh (1996) 利用国际调查数据库证实外汇预测者的异质性预期来源于对广泛可用信息的个体差异性解读，即预期的差异来源于预期的异质效应。Bénassy-Quéré *et al.* (2003) 同样证实了异质效应的存在。Dreger and Stadtmann (2008) 的实证研究提供了关于预期异质性来源的解释，他们认为对基本面的期望差异会导致对汇率动态的不同预期。

近年来，以 De Grauwe 为代表的学者基于交易者有限理性假设，将行为金融的研究方法引入汇率决定模型，在汇率决定理论上进行了拓展和突破。De Grauwe and Grimaldi (2005, 2006)

将市场交易者分为两种类型，并通过该异质性预期汇率模型，证明了汇率大部分时间与其基本面背离，呈现出混沌的运动状态。他们的模拟结果与真实汇率表现有相同的特征。Manzan and Westerhoff（2007）在描述投机性交易者的预期时，加入了汇率偏离基本面汇率的程度并使用主要货币对美元的月度数据进行实证检验。他们发现，短期汇率具有不可预测性，但就长期而言，该模型的预测数据与实际情况相吻合。为了更好地拟合实际数据，特别是外汇远期溢价的数据，许多学者（Ellen *et al.*, 2013; Spronk *et al.*, 2013）在异质性预期模型中加入了携带交易者。也有许多学者就异质性预期外汇模型的设定细节做了进一步探索。Bauer *et al.*（2009）对异质性预期在浮动和目标区间这两种不同的汇率制度下的运作模式进行了探讨。De Grauwe and Markiewicz（2013）则就外汇市场参与者的转换机制进行了深入研究，他们重点比较了统计回归和盈利转向这两种学习机制，并试图比较哪种学习机制在描述汇率动态时更优。

（二）央行外汇干预

外汇干预是指货币当局为了影响汇率而在外汇市场上进行的外汇资产买卖行为。从宏观平衡来看外汇干预的必要性问题，常用的分析框架是不可能三角理论。传统的不可能三角理论认为完全自由浮动的汇率制度可以赋予货币政策完全的独立性，因此一国如果选择完全的货币政策独立性，就不需要对汇率进行管理。孙国峰（2010）提出了“二元悖论”，认为不可能三角形的三点中最重要的是资本管制与货币政策这两点，而自由的资本流动与独立的货币政策不可兼得，因此实质上应当是“不可能的两点”，所以只能通过资本管制实现独立的货币政策。如果资本自由流动或者近似于自由流动的话，实现独立货币政策的难度就会加大。Rey（2013）进一步论述了传统的“不可能三角”理论可能并不成立，实际情况很有可能是“二元悖论”，即汇率制度从“不可能三角”中消失，货币当局只能在“资本自由流动”和“独立的货币政策”间二选一。孙国峰（2015）论证了完全浮动的汇率不能保证完全独立的货币政策。“二元悖论”突出了资本流动，但该理论过于忽视汇率在调节国内外资金供求方面发挥的重要作用，使得独立货币政策的实现完全依赖于对资本流动的管理。为了解决这一缺陷，孙国峰和李文喆（2017）提出了“不等边不可能三角形”理论，通过对汇率的部分管理和对资本流动的宏观审慎政策，央行才可以拥有独立的货币政策。“不等边不可能三角”理论从宏观平衡角度论证了央行外汇干预的必要性。

学者也从微观角度对央行外汇干预的有效性进行分析。Dominguez and Frankel（1993）通过资产组合渠道理论模型分析，发现央行通过在外汇市场上进行买卖操作可以改变国内外资产的相对稀缺性，而相对稀缺性的调整会改变国内外资产的相对价格，并进一步起到调整汇率水平

的作用，因此央行冲销式外汇干预在一定程度上可以对汇率产生影响。基于异质性预期假设，学者们对央行干预的有效性进行了实证检验。Reitz（2005）认为央行的外汇干预会向存在异质性预期的外汇市场中的交易者释放信号，使得交易者在基本面交易策略和投机性交易策略之间切换，从而达到影响汇率的作用。Beine *et al.*（2009）在噪音交易者的模型中加入了央行的逆风干预，发现当逆风干预强度增加时，汇率偏离基本面汇率波动的幅度下降。Maatoug *et al.*（2011）使用 1983—2008 年间的澳元汇率数据得出了类似结论，他们认为央行的冲销式外汇干预对于市场是有效的。当市场上投机性交易者占优时，央行的干预能有效地帮助市场恢复理性。

就国内研究而言，李晓峰和魏英辉（2009）探讨了在异质性预期下央行偶发性干预、逆风干预与目标区间干预的有效性。他们认为未来央行干预应遵循一定的干预规则，并逐渐放开波动区间。李晓峰和陈华（2010）发现，2006 年 7 月起人民币汇率变动幅度放大的两年间，央行干预强度减弱增加了投机性交易者保持原来特征的概率和其相对于基本面交易者的占比。司登奎等（2016）使用指令流模型对央行外汇干预的效应进行研究，发现汇率预期与央行外汇干预对人民币即期汇率具有显著的短期和长期非对称影响。无论在长期还是短期内，人民币即期汇率均更易受升值预期影响。央行的正向外汇干预在遏制人民币升值方面具有一定效果，但负向外汇干预不仅不会遏制人民币贬值，反而会助推人民币进一步贬值。

（三）文献小结与研究目的

总的来说，通过实证检验，国内外学者均证实异质性预期是外汇市场的重要特征之一。异质性预期对于汇率波动的厚尾现象、波动聚集以及汇率不断偏离基本面汇率均有着很好的解释能力，而央行的外汇干预对于防范外汇风险、促进市场理性有着重要的意义。然而，已有文献大多停留在对外汇市场非理性的描述和对外汇干预必要性的论证上，并没有针对异质性预期的外汇市场提出行之有效的外汇管理模式。因此，基于汇率市场异质性预期假说，本文提出了以防泡沫为目标的汇率管理模型，意图以最小化的成本防范由投机性交易者带来的外汇市场投机泡沫。

三、基于异质性预期的防泡沫的双工具模型

在本部分中，我们将构建基于异质性预期的防泡沫的双工具模型。本部分由前后两部分组成。前部分包括前三小节，主要介绍了异质性预期的汇率模型和传统的外汇干预手段。具体来说，第一节讨论外汇市场投资人的最优资产组合，第二节引入外汇市场的异质性预期，第三节

讨论传统的央行外汇干预方式。基于外汇市场的异质性预期，我们在本部分中的第四—第六小节构建了防泡沫的双工具模型，其中第四节构建了针对存在异质性预期的外汇市场进行的防泡沫直接干预模型，第五节在异质性预期的外汇市场中引入了宏观审慎监管，而在第六节中，则将央行的防泡沫直接干预与宏观审慎监管结合，构建了异质性预期市场的防泡沫的双工具模型。

(一) 最优资产组合

在最优资产组合模型构建中，本文以 De Grauwe and Grimaldi (2006) 的模型作为基本框架，我们对外汇市场的交易者进行如下设置。 i 型交易者在 $t+1$ 时刻的效用由其期望财富与其期望财富的条件方差共同决定：

$$U(W_{t+1}^i) = E_t^i(W_{t+1}^i) - \frac{1}{2}\mu V_t^i(W_{t+1}^i), \quad (1)$$

其中， $E_t^i(\cdot)$ 是 i 型交易者在 t 时刻的期望。 W_{t+1}^i 是 i 型交易者在 $t+1$ 时刻拥有的总财富。 μ 为风险厌恶系数。 $V_t^i(W_{t+1}^i)$ 是 i 型交易者在 $t+1$ 时拥有的总财富 W_{t+1}^i 的条件方差。投资国内资产的收益和国外资产的收益之和构成了 i 型交易者在时间 $t+1$ 时拥有的总财富：

$$W_{t+1}^i = (1+r_t^*)s_{t+1}d_{i,t}^* + (1+r_t)d_{i,t}, \quad (2)$$

其中， r_t 是 t 时刻起的本币资产回报率。 r_t^* 是 t 时刻起的外币资产回报率。 s_{t+1} 是 $t+1$ 时刻的汇率。 $d_{i,t}^*$ 是 i 型交易者在 t 时刻持有的外国资产份数。 $d_{i,t}$ 是 i 型交易者在 t 时刻持有的本国资产份数。其中， $d_{i,t} = W_t^i - s_t d_{i,t}^*$ 。

将 W_{t+1}^i 的计算公式 (2) 代入效用函数中，最大化效用函数可得：

$$d_{i,t}^* = \frac{(1+r_t^*)E_t^i(s_{t+1}) - (1+r_t)s_t}{\mu\sigma_{i,t}^2}, \quad (3)$$

其中， $\sigma_{i,t}^2 = (1+r_t^*)^2 V_t^i(s_{t+1})$ 。由式 (3) 可以看出， i 型交易者在时刻 t 对下期汇率的预测 $E_t^i(s_{t+1})$ 以及条件方差 $\sigma_{i,t}^2$ 共同决定了 i 型交易者时刻 t 的最优外国资产持有量 $d_{i,t}^*$ 。

因此，我们可以加和得出时刻 t 的外国资产的总需求 D_t^* ：

$$D_t^* = \sum_i^N n_{i,t} d_{i,t}^*, \quad (4)$$

其中 $n_{i,t}$ 为 i 型交易者数量。市场均衡时，供需相等：

$$D_t^* = X_t = X_{c,t} + \Delta X_t, \quad (5)$$

其中， X_t 为 t 时刻的外汇总供给。外汇总供给有两个渠道， $X_{c,t}$ 表示由经常账户净差额决定的外汇净供给，而 ΔX_t 表示央行的外汇买卖数量。将 $d_{i,t}^*$ 的表达式代入市场均衡等式可求得：

$$s_t = \frac{(1+r_t^*)}{(1+r_t)} \frac{1}{\sum_i n_{i,t} \frac{1}{\sigma_{i,t}^2}} \left[\sum_i n_{i,t} \frac{E_t^i(s_{t+1})}{\sigma_{i,t}^2} - \frac{\mu}{(1+r_t^*)} (X_{c,t} + \Delta X_t) \right]. \quad (6)$$

沿用李晓峰和魏英辉（2009）的方式，对汇率形成机制加入随机扰动，可得汇率为

$$s_t = \frac{(1+r_t^*)}{(1+r_t)} \frac{1}{\sum_i n_{i,t} \frac{1}{\sigma_{i,t}^2}} \left(\sum_i n_{i,t} \frac{E_t^i(s_{t+1})}{\sigma_{i,t}^2} - \frac{\mu}{(1+r_t^*)} (X_{c,t} + \Delta X_t) \right) + v_t, \quad v_t \sim N(0, \sigma_v^2) \quad (7)$$

其中， v_t 为外汇市场的随机扰动项。

（二）异质性预期

假设市场上存在两类不同的交易者：均值回归的基本面交易者和不参考基本面的投机性交易者。

基本面交易者以基本面信息为准绳，认为汇率有均值回归的特点，因此对未来汇率变动的预期取决于实际汇率偏离基本面汇率水平的程度。 $E_t^f(s_{t+1})$ 是基本面交易者在 t 时刻对于下期汇率 s_{t+1} 的期望，其计算方式如下：

$$E_t^f(s_{t+1}) = s_{t-1} - \varphi^f (s_{t-1} - f_{t-1}), \quad 0 < \varphi^f < 1, \quad (8)$$

其中， f_{t-1} 为 $t-1$ 时刻的基本面汇率。式（8）中，系数 φ^f 为基本面汇率对汇率预期影响的权重。 φ^f 越大，未来汇率与当期汇率的关联越小，与基本面汇率的关联越大，汇率均值回归的速度越快。此外，式（8）包含了一个重要假设前提，即当基本面交易者在 t 期预测 $t+1$ 期汇率时，其已知信息为 $t-1$ 期的汇率及基本面汇率。由上小节可得， s_t 由 t 期关于下期汇率的预期 $E_t^i(s_{t+1})$ 和外汇总供给共同决定。因此，所有交易者对于 $t+1$ 期的预测都先于 t 期汇率形成。

我们的汇率决定模型是基于外汇市场投资者资产配置最优化行为建立的。沿用前人的研究方法（李晓峰和陈华，2012；Spronk *et al.*, 2013），我们使用无抛补利率平价理论来求解基本面汇率：

$$f_{t-1} = \frac{(1+r_{t-1})}{(1+r_{t-1}^*)} f_{t-2} + \varepsilon_{t-1}, \quad \varepsilon_{t-1} \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2), \quad (9)$$

其中， ε_{t-1} 是来自经济基本面的冲击。

投机性交易者对未来汇率的预期 $E_t^c(s_{t+1})$ 取决于上期汇率 s_{t-1} 相对于再之前一期汇率 s_{t-2} 的变动。他们认为汇率的走势会延续到下一期，且预期系数与泡沫程度有关。因此，他们的汇率预期为：

$$E_t^c(s_{t+1}) = s_{t-1} + \varphi^{c*} |B_{t-1}| (s_{t-1} - s_{t-2}), \quad \varphi^{c*} > 0, \quad (10)$$

$$B_{t-1} = s_{t-1} - f_{t-1}, \quad (11)$$

其中, B_{t-1} 为 $t-1$ 时刻的外汇泡沫程度, 其定义如式 (11) 所示。

定义 $\omega_{f,t}$ 和 $\omega_{c,t}$ 分别为基本面交易者和投机性交易者的市场占比, 其中 $\omega_{i,t} = n_{i,t} / \sum_i n_{i,t}$ 。

$\omega_{f,t}$ 和 $\omega_{c,t}$ 满足 $0 < \omega_{f,t} < 1$ 和 $\omega_{c,t} + \omega_{f,t} = 1$ 。 $\omega_{f,t}$ 和 $\omega_{c,t}$ 与泡沫状态紧密相关。当泡沫处于膨胀状态时, 持续的单向汇率变动使得基本面交易者不能获利, 导致其对市场不再具有信心而暂时转变为投机性交易者。当泡沫处于破灭状态时, 外汇汇率逼近基本面汇率水平, 基本面交易者获利, 更多的投机性交易者暂时地转变为基本面交易者。我们使用由 Brock and Hommes (1997) 提出切换机制来实现这个想法。这种机制将投机性交易者和基本面交易者的占比 $\omega_{c,t}$ 和 $\omega_{f,t}$ 定义为外汇交易规则相对盈利能力的函数, 即:

$$\omega_{c,t} = \frac{e^{\gamma\pi'_{c,t}}}{e^{\gamma\pi'_{c,t}} + e^{\gamma\pi'_{f,t}}}, \quad (12)$$

$$\omega_{f,t} = \frac{e^{\gamma\pi'_{f,t}}}{e^{\gamma\pi'_{c,t}} + e^{\gamma\pi'_{f,t}}}, \quad (13)$$

$$\pi'_{c,t} = \pi_{c,t} - \mu\sigma_{c,t}^2, \quad (14)$$

$$\pi'_{f,t} = \pi_{f,t} - \mu\sigma_{f,t}^2, \quad (15)$$

其中, $\pi'_{c,t}$ 和 $\pi'_{f,t}$ 为使用投机性交易策略和使用基本面交易策略的 t 期调整后收益, γ 是决定转向更有利可图规则的惯性度量。

没有调整的利润 $\pi_{i,t}$ 定义为 t 时刻已知的投资 1 单位外币资产在上期的经济收益:

$$\pi_{i,t} = [s_{t-1}(1 + r_{t-2}^*) - s_{t-2}((1 + r_{t-2}))] \text{sgn}[(1 + r_{t-2}^*)E_{t-2}^i(s_{t-1}) - (1 + r_{t-2})s_{t-2}],$$

$$\text{sgn}(x) = \begin{cases} 1 & \text{for } x > 0 \\ 0 & \text{for } x = 0 \\ -1 & \text{for } x < 0 \end{cases}, \quad i = c, f, \quad (16)$$

其中, 转换为本币计价的收益为 $s_{t-1}(1 + r_{t-2}^*)$, 而若是没有购买外币资产, 投资本币资产的机会成本为 $s_{t-2}(1 + r_{t-2})$ 。

关于波动率 $\sigma_{i,t}^2$, 其计算方式如式 (17) 所示:

$$\sigma_{i,t}^2 = \sum_{k=1}^{\infty} \rho(1 - \rho)^{k-1} [E_{t-k-1}^i(s_{t-k}) - s_{t-k}]^2, \quad 0 < \rho < 1, \quad (17)$$

其中, $\rho(1 - \rho)^k$ 是 $t-k$ 期估计偏差的权重, ρ 是估计偏差的记忆参数。因此, 对于投机性交易者而言, 其波动率为:

$$\sigma_{c,t}^2 = (1 - \rho)\sigma_{c,t-1}^2 + \rho[E_{t-2}^c(s_{t-1}) - s_{t-1}]^2. \quad (18)$$

对于基本面交易者而言, 他们除了考虑预期与实际值之间的方差, 也将汇率偏离基本面的

程度纳入考量。因为基本面交易者认为，汇率偏离基本面越远，汇率越倾向于回归。因此，对于基本面交易者而言，其波动率为：

$$\sigma_{f,t}^2 = \sum_{k=1}^{\infty} \rho(1-\rho)^{k-1} \frac{[E_{t-k-1}^f(s_{t-k}) - s_{t-k}]^2}{1+(s_{t-k}-f_{t-k})^2}, 0 < \rho < 1. \quad (19)$$

类似的，我们可以将汇率波动率改写为：

$$\sigma_{f,t}^2 = (1-\rho)\sigma_{f,t-1}^2 + \rho \frac{[E_{t-2}^f(s_{t-1}) - s_{t-1}]^2}{1+(s_{t-1}-f_{t-1})^2}. \quad (20)$$

(三) 逆风干预模型与目标区间干预模型

我们沿用前人的方法（李晓峰和魏英辉，2009；Beine *et al.*，2009），设定央行的逆风外汇干预方式表达如下：

$$\Delta X_t = \alpha \Delta s_{t-1}, \quad \alpha > 0, \quad (21)$$

其中， α 是央行干预强度系数。

我们进一步假设央行的逆风干预不随时发生，仅在外汇偏离幅度超过一定程度 M 时进行（李晓峰和魏英辉，2009），即央行采用目标区间的外汇干预方式。具体的，目标区间的外汇干预方式可以表达如下：

$$\Delta X_t = \begin{cases} \alpha \Delta s_{t-1}, & |s_{t-1} - f_{t-1}| > M \\ 0, & |s_{t-1} - f_{t-1}| \leq M \end{cases}, \alpha > 0. \quad (22)$$

(四) 防泡沫的央行直接干预模型

为了防范可能出现并扩大的投机性泡沫，央行需要在适当的时机进行干预，然而传统的外汇干预方式存在许多不足。逆风干预需要频繁干预，不符合市场化的汇率形成机制这一基本制度。目标区间干预进行了一些优化，仅在汇率波动偏离基本面汇率达到一定程度时进行，但是其干预程度仅与上期的汇率走势变化程度相关，而并不参考汇率泡沫的严重程度，因此目标区间干预可能存在时而干预过度，时而干预不足的情况，其防范投机性泡沫的效果并不稳定。因此，本文针对市场何时需要央行干预，央行需要给市场注入或者吸收多大的外汇流动性才可以最有效地防范外汇投机泡沫的问题，提出了防泡沫的央行直接干预模型。

寻找汇率自由波动而央行必须出面干预的时机，此时， $\Delta X_t = 0$ 。设定 $X_{c,t} = 0$ 简化模型， $E(B_t)$ 为没有央行干预时，市场总体对于汇率泡沫的预期。

当外汇市场泡沫已经达到一定程度 ($|B_{t-1}| > M$) 且无央行干预的泡沫预期将进一步扩大时 ($|E(B_t)| > |B_{t-1}|$)，央行需要进行防泡沫的外汇干预。

具体的，当 $B_{t-1} > 0$ ，若 $|B_{t-1}| > M$ 且 $E(B_t) > B_{t-1}$ ，则泡沫已经超过一定规模，且当汇率

自由浮动时期期望的下期泡沫将大于本期，市场汇率将自发地不断偏离基本面汇率使得市场风险加剧。因此，央行应及时入市调控，使得汇率回到能够自主调节的范围内。反之，期望的下期泡沫小于本期，市场汇率仍然呈现出均值回归特质，无须央行参与。

当 $B_{t-1} < 0$ ，若 $|B_{t-1}| > M$ 且 $E(B_t) < B_{t-1}$ 时，则泡沫已经超过一定规模，且当汇率自由浮动时市场预期的泡沫亦将不断扩大。为了促使汇率回到均值回归的区域，央行应进行外汇干预。

在确认了需要干预的时机后，再对央行干预方式和干预程度进行讨论。

防泡沫干预的干预量为使得泡沫预期绝对值不大于当期泡沫绝对值的最小央行干预量。

具体的，当 $B_{t-1} > 0$ ， $|B_{t-1}| > M$ 且 $E(B_t) > B_{t-1}$ 时，央行进行外汇干预 $\Delta X_t \neq 0$ 。干预的目标是使得干预后的当期泡沫期望值小于等于上期的泡沫实现值：

$$E(B_t)^* = E(S_t)^* - E(f_t) \leq B_{t-1} = s_{t-1} - f_{t-1}, \quad (23)$$

其中， $E(B_t)^*$ 是存在央行干预时，市场总体对于汇率泡沫的预期。 $E(S_t)^*$ 是存在央行干预时，市场总体对于汇率水平的预期。

代入汇率的期望以及基本面汇率的期望可得：

$$\frac{(1+r_t^*)}{(1+r_t)} \frac{1}{\sum_i^N n_{i,t} \frac{1}{\sigma_{i,t}^2}} \left(\sum_i^N n_{i,t} \frac{E_t^i(S_{t+1})}{\sigma_{i,t}^2} - \frac{\mu}{(1+r_t^*)} \Delta X_t \right) - \frac{(1+r_t)}{(1+r_t^*)} f_{t-1} \leq s_{t-1} - f_{t-1}, \quad (24)$$

化简可得央行的最小干预量为：

$$\Delta X_t \geq R_t^* (\theta_{c,t} \varphi^{c*} |B_{t-1}| (s_{t-1} - s_{t-2}) - \theta_{f,t} \varphi^f B_{t-1}) + (r_t^* - r_t) (\theta_{c,t} + \theta_{f,t}) A_t > 0 \quad (25)$$

其中， $\theta_{c,t} = \frac{n_{c,t}}{\mu \sigma_{c,t}^2}$ ， $\theta_{f,t} = \frac{n_{f,t}}{\mu \sigma_{f,t}^2}$ ， $A_t = \frac{(1+r_t)}{(1+r_t^*)} f_{t-1} + s_{t-1}$ ， $R_t^* = (1+r_t^*)$ 。

当 $B_{t-1} < 0$ ， $|B_{t-1}| > M$ 且 $E(B_t) < B_{t-1}$ 时，央行进行外汇干预 $\Delta X_t \neq 0$ 。干预目的是使得干预后的本期泡沫期望较上期泡沫程度降低：

$$E(B_t)^* = E(S_t)^* - E(f_t) \geq B_{t-1} = s_{t-1} - f_{t-1} \quad (26)$$

代入汇率的期望以及基本面汇率的期望可得：

$$\frac{(1+r_t^*)}{(1+r_t)} \frac{1}{\sum_i^N n_{i,t} \frac{1}{\sigma_{i,t}^2}} \left(\sum_i^N n_{i,t} \frac{E_t^i(S_{t+1})}{\sigma_{i,t}^2} - \frac{\mu}{(1+r_t^*)} \Delta X_t \right) - \frac{(1+r_t)}{(1+r_t^*)} f_{t-1} \geq s_{t-1} - f_{t-1} \quad (27)$$

所以化简可得央行的干预量为：

$$\Delta X_t \leq R_t^* [\theta_{c,t} \varphi^{c*} |B_{t-1}| (s_{t-1} - s_{t-2}) - \theta_{f,t} \varphi^f B_{t-1}] + (r_t^* - r_t) (\theta_{c,t} + \theta_{f,t}) A_t < 0 \quad (28)$$

(五) 外汇市场的宏观审慎政策

在没有宏观审慎政策的情况下，我们假设交易者没有信贷约束。也就是说，无论其上期累计的资产有多少，交易者都可以不受其资产规模限制地购买理论最优量的外汇资产和本币资产。

考虑到非理性交易者借钱炒汇是造成外汇市场泡沫膨胀和风险加剧的重要原因，因此通过宏观审慎政策对投机性交易者的借贷进行一定限制可以防范外汇市场的投机性泡沫。我们延用 Korinek and Sandri (2016) 的方式，对交易者的借款总额进行一定程度的限制。对投机性交易者，设置其本币计量的借款总量不超过 t 期资产的 β 倍：

$$\text{当 } d_{c,t}^* < 0 \text{ 时, } -s_t d_{c,t}^* \leq \beta W_t^c = \beta[(1+r_{t-1}^*)s_t d_{c,t-1}^* + (1+r_{t-1})d_{c,t-1}], \quad (29)$$

$$\text{当 } d_{c,t} < 0 \text{ 时, } -d_{c,t} \leq \beta W_t^c = \beta[(1+r_{t-1}^*)s_t d_{c,t-1}^* + (1+r_{t-1})d_{c,t-1}] \quad (30)$$

由于存在针对投机性交易者的宏观审慎政策，投机性交易者的最优外汇持有量为根据有约束的最大化目标函数求得的最优解：

$$\begin{aligned} \text{Max } U(W_{t+1}^i) &= E_{t+1}^i(W_{t+1}^i) - \frac{1}{2}\mu V_t^i(W_{t+1}^i), \\ \text{s. t. } 0 &\leq \beta[(1+r_{t-1}^*)s_t d_{c,t-1}^* + (1+r_{t-1})d_{c,t-1}] + d_{c,t}, \quad \lambda_{c,t} \\ 0 &\leq \beta[(1+r_{t-1}^*)s_t d_{c,t-1}^* + (1+r_{t-1})d_{c,t-1}] + s_t d_{c,t}^*, \quad \lambda_{c,t}^* \end{aligned} \quad (31)$$

其中， $\tilde{d}_{c,t}^*$ 为没有宏观审慎杠杆率限制时，投机性投资者在 t 期的最优外币资产持有量。当 $-\tilde{d}_{c,t}^* > \beta[(1+r_{t-1}^*)d_{c,t-1}^* + \frac{1}{s_t}(1+r_{t-1})d_{c,t-1}]$ 时，杠杆约束对外币借款起作用， $\lambda_{c,t}^* \neq 0$ 。所以投机性交易者外汇需求为：

$$d_{c,t}^* = -\beta[(1+r_{t-1}^*)d_{c,t-1}^* + \frac{1}{s_t}(1+r_{t-1})d_{c,t-1}]. \quad (32)$$

市场均衡时，供需相等。代入 $d_{c,t}^*$ 和 $d_{f,t}^*$ 并化简，可求得 s_t 为：

$$s_t = \left[\frac{\Omega_t}{2\theta_{f,t}R_t} - \frac{n_{c,t}R_{t-1}^*}{2\theta_{f,t}R_t} \beta d_{c,t-1}^* \right] + \frac{1}{2\theta_{f,t}R_t} \sqrt{[\Omega_t - \beta R_{t-1}^* n_{c,t} d_{c,t-1}^*]^2 - \beta + v_t} \quad (33)$$

其中， $R_t^* = 1 + r_t^*$ ， $R_t = 1 + r_t$ ， $C_t = 4\theta_{f,t}R_tR_{t-1}n_{c,t}d_{c,t-1}$ ， $\Omega_t = \theta_{f,t}R_t^*E_t^f(s_{t+1}) - (X_{c,t} + \Delta X_t)$ 。

为了使得 s_t 存在，需保证根号内式子大于等于 0。在实际计算模拟过程中，该条件均得到满足。为了防止 s_t 出现负值，我们仅取根号前为加号的解。

当 $-\beta[(1+r_{t-1}^*)d_{c,t-1}^* + \frac{1}{s_t}(1+r_{t-1})d_{c,t-1}] \leq \tilde{d}_{c,t}^* \leq (\beta+1)[(1+r_{t-1}^*)d_{c,t-1}^* + \frac{1}{s_t}(1+r_{t-1})d_{c,t-1}]$ 时，约束不起作用， $\lambda_{c,t} = \lambda_{c,t}^* = 0$ 。因此，汇率与没有宏观审慎政策时的汇率相同。

$\tilde{d}_{c,t}$ 为没有宏观审慎杠杆率限制时，投机性投资者在 t 期的最优本币资产持有量。当 $-\tilde{d}_{c,t} > \beta[(1+r_{t-1}^*)s_t d_{c,t-1}^* + (1+r_{t-1})d_{c,t-1}]$ 时，杠杆约束对本币借贷起作用， $\lambda_{c,t} \neq 0$ 。此时，投机性交易者借本币的需要受到限制：

$$-\tilde{d}_{c,t} = \beta[(1+r_{t-1}^*)s_t d_{c,t-1}^* + (1+r_{t-1})d_{c,t-1}]. \quad (34)$$

又因为本币资产等于总资产减去外币资产，因此可得投机性交易者当期的外汇资产为：

$$d_{c,t}^* = (\beta + 1)[(1 + r_{t-1}^*)d_{c,t-1}^* + \frac{1}{s_t}(1 + r_{t-1})d_{c,t-1}]. \quad (35)$$

根据外汇市场的供需平衡，代入两种交易者的最优外汇资产持有量，可求得：

$$s_t = \left[\frac{\Omega_t}{2\theta_{f,t}R_t} + \frac{n_{c,t}R_{t-1}^*(\beta+1)}{2\theta_{f,t}R_t} d_{c,t-1}^* \right] + \frac{1}{2\theta_{f,t}R_t} \times \sqrt{[\Omega_t + (\beta + 1)R_{t-1}^*n_{c,t}d_{c,t-1}^*]^2 + C_t(\beta + 1) + v_t}. \quad (36)$$

其中，我们仅保留根号前为加号的 s_t 解，以保证其为正数。

（六）防泡沫的双工具模型

这一汇率管理模型是以防泡沫为目标，将宏观审慎政策和防泡沫的央行直接干预相结合而形成的，以下称“防泡沫的双工具模型”。我们同样使用 $X_{c,t} = 0$ 简化后的模型研究实施宏观审慎政策后，央行需要进行外汇干预的时机和程度。

当宏观审慎政策对投机性交易者的外币借贷起到约束作用时，央行是否干预需要根据泡沫变化程度确定。

当 $B_{t-1} > 0$ 时，干预信号为 $|B_{t-1}| > M$ 且 $E(B_t) > B_{t-1}$ 。在投机性交易者最优外币借贷量超过持有资产的杠杆约束时，这种情况不会发生。

当 $B_{t-1} < 0$ 时，干预信号为 $|B_{t-1}| > M$ 且 $E(B_t) < B_{t-1}$ 。若央行不及时进行外汇干预，则泡沫会进一步扩大。干预目标为 $E(B_t)^* \geq B_{t-1}$ ，所以央行的外汇干预为：

$$\Delta X_t \leq -\beta n_{c,t} \left[\frac{R_{t-1}d_{c,t-1}}{A_t - f_{t-1}} + R_{t-1}^*d_{c,t-1}^* \right] + \theta_{f,t}(r_t^* - r_t)A_t - \theta_{f,t}R_t^*\varphi^f B_{t-1} < 0 \quad (37)$$

对于宏观审慎政策没有起约束作用的情况而言，汇率以及央行干预时机和没有宏观审慎政策的情况一致。

而当宏观审慎政策对投机性交易者的本币资产借贷起到约束作用时，央行同样根据汇率市场的泡沫变化趋势来决定是否进行外汇干预。

当 $B_{t-1} > 0$ 时，若 $|B_{t-1}| > M$ 且 $E(B_t) > B_{t-1}$ 需要央行干预。此时，央行的外汇市场干预目标为 $E(B_t)^* \leq B_{t-1}$ ，所以：

$$\Delta X_t \geq n_{c,t}(\beta + 1) \left(\frac{R_{t-1}d_{c,t-1}}{A_t - f_{t-1}} + R_{t-1}^*d_{c,t-1}^* \right) + \theta_{f,t}(r_t^* - r_t)A_t - \theta_{f,t}R_t^*\varphi^f B_{t-1} > 0. \quad (38)$$

当 $B_{t-1} < 0$ 时，在 $|B_{t-1}| > M$ 且 $E(B_t) < B_{t-1}$ 时进行干预。但当投机性交易者的最优本币借贷量超过了宏观审慎政策限制的总量时，这样的情况亦不会发生，因此不作讨论。

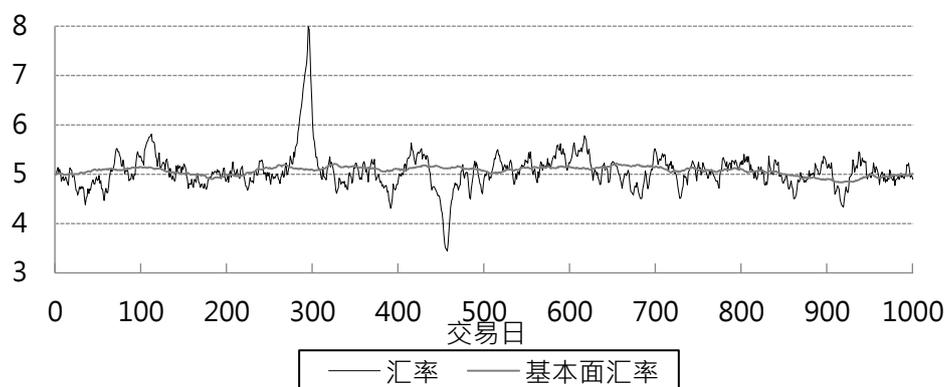
四、模拟结果比较

为了更加清晰地展示防泡沫的双工具模型在降低外汇干预成本与防范外汇市场泡沫上的效果，本部分基于外汇异质性预期，通过宏观冲击随机游走的方式模拟了无外汇干预、传统的逆风干预、目标区间干预以及防泡沫的双工具模型下的汇率和基本面汇率的走势以及央行干预情况。

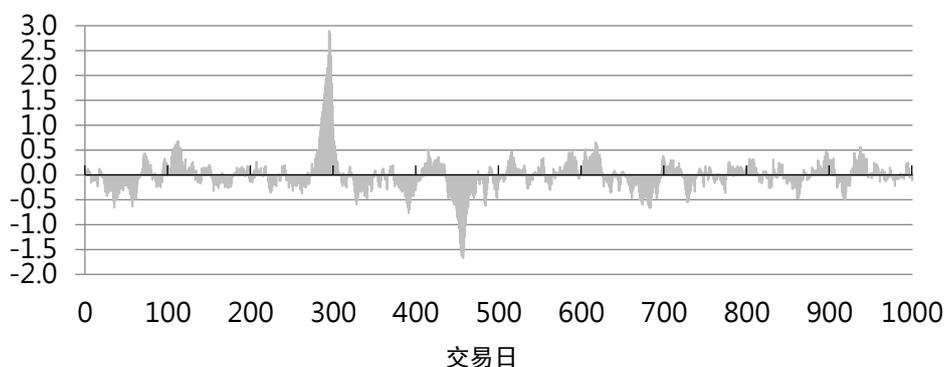
我们使用 R 语言编程，对汇率波动进行 1000 个交易日的模拟。图像展示的均为一次模拟结果。在稳健性检验中，我们重复了 40 次随机模拟并用表格展示了每次模拟中的最大外汇泡沫以及央行干预成本，以确保结论的稳健性。参数设置详见附录，参数值设定参考了 De Grauwe and Grimaldi (2006) 以及李晓峰和魏英辉 (2009) 的模拟参数。

(一) 无央行干预

图 1 展示的是无央行干预的模拟情况。图 1 (a) 是模拟期间汇率与基本面汇率的走势。图 1 (b) 是存在异质性预期的外汇市场在无央行干预时的泡沫变化走势。如图所示，在较长时间内汇率均围绕基本面汇率做较小的波动，市场具有一定的自我调节能力。但是，在 300 天和 480 天附近，外汇市场出现了较大的泡沫。因此，存在异质性预期的外汇市场需要一定的管理，央行的适当干预对于维持市场理性与防范外汇泡沫风险有着重要作用。



(a) 无干预时汇率与基本面汇率走势

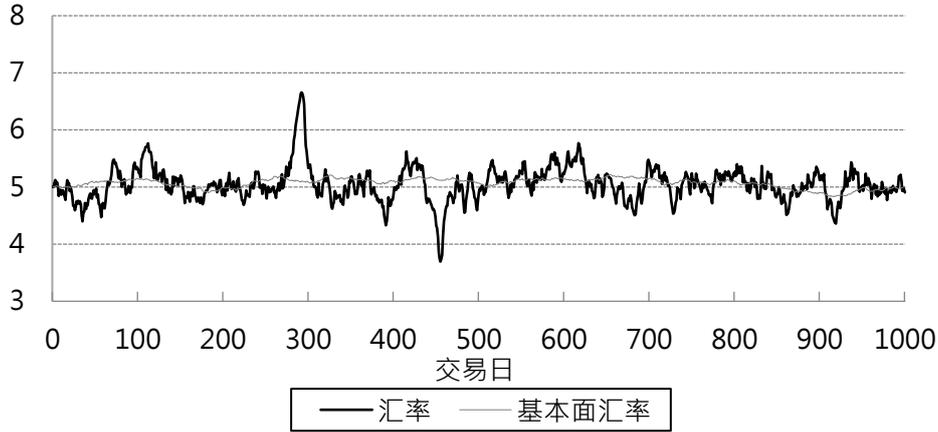


(b) 无干预时泡沫程度

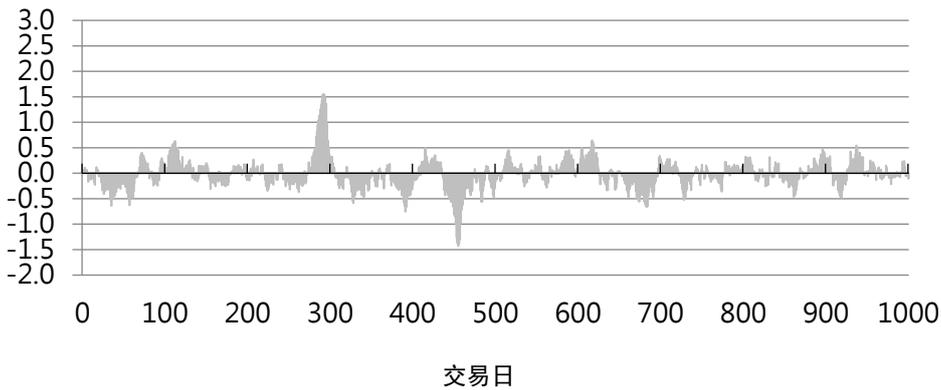
图 1 无央行干预情况

(二) 逆风干预与目标区间干预

按照理论部分所述的干预规则，我们对外汇市场进行了强度为 2 的逆风干预，结果如图 2 (a) —图 2 (c) 所示。我们也对外汇市场进行了目标区间 M 为 0.5，强度为 2 的目标区间干预，模拟结果如图 2 (d) —图 2 (f) 所示。

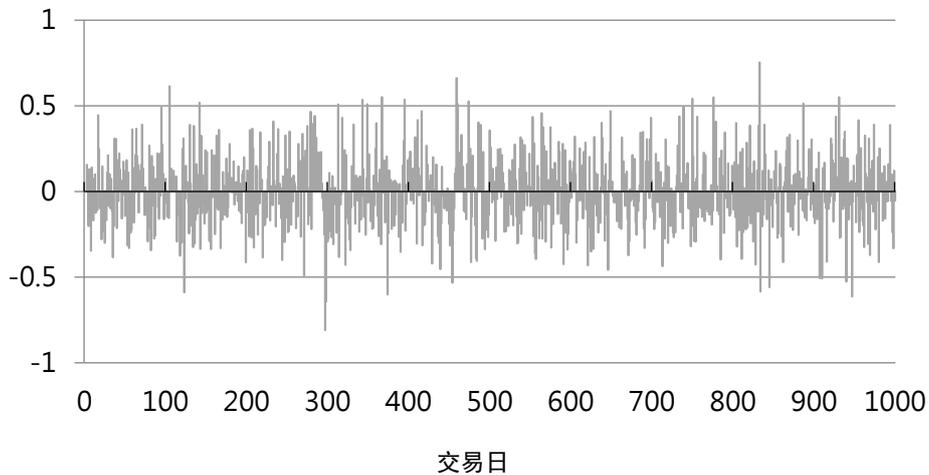


(a) 逆风干预时汇率与基本面汇率走势

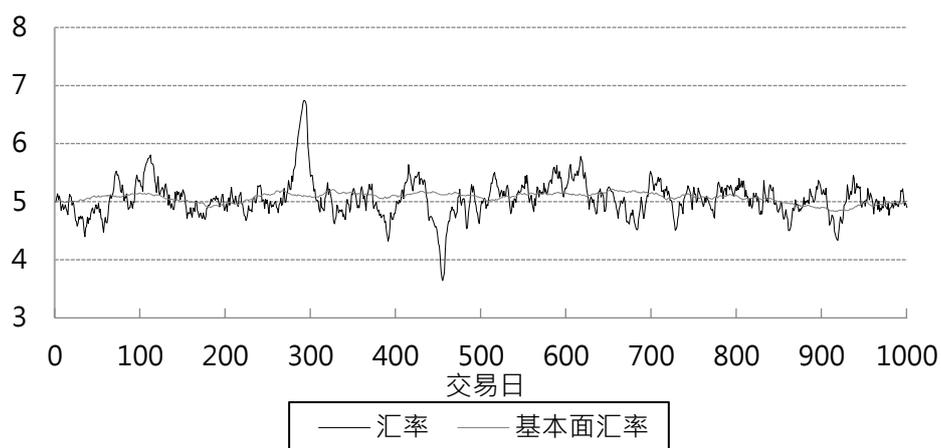


(b) 逆风干预时汇率泡沫程度

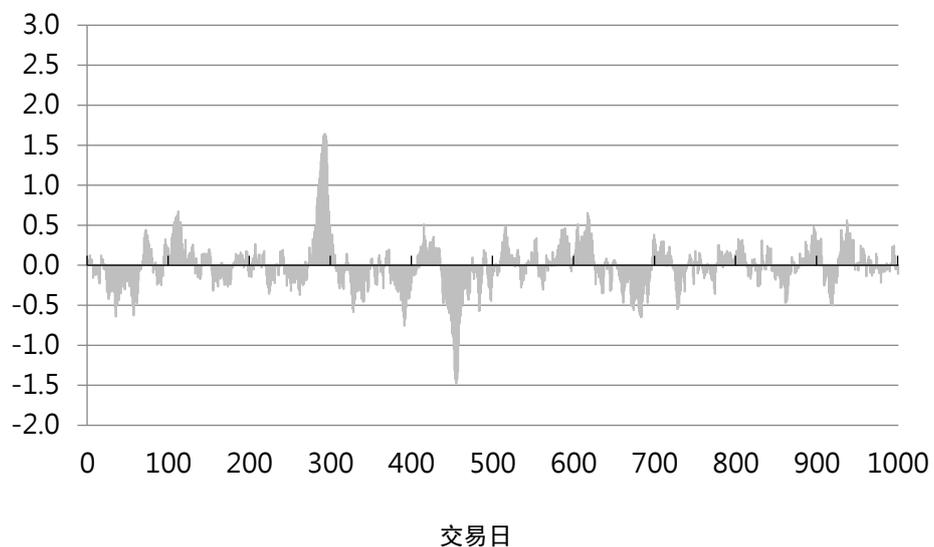
图 2 逆风干预与目标区间干预



(c) 逆风干预时央行干预

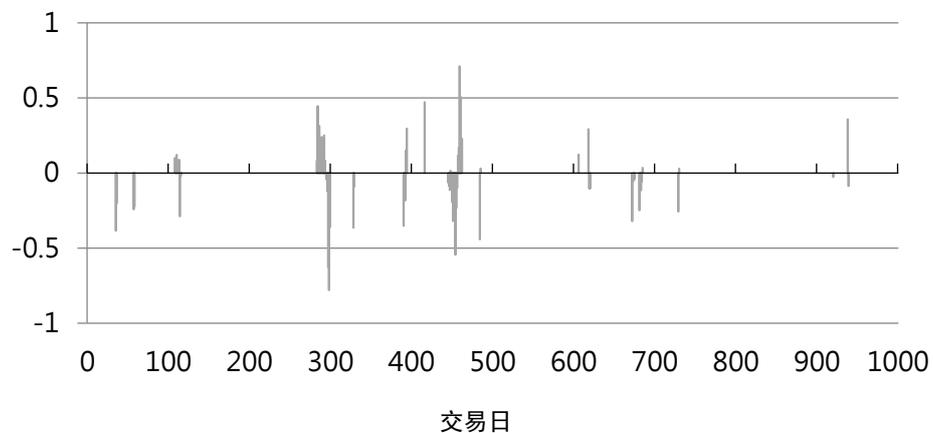


(d) 目标区间干预时汇率与基本面汇率走势



(e) 目标区间干预时汇率泡沫程度

图 2 逆风干预与目标区间干预 (续)



(f) 目标区间干预时央行干预

图 2 逆风干预与目标区间干预 (续)

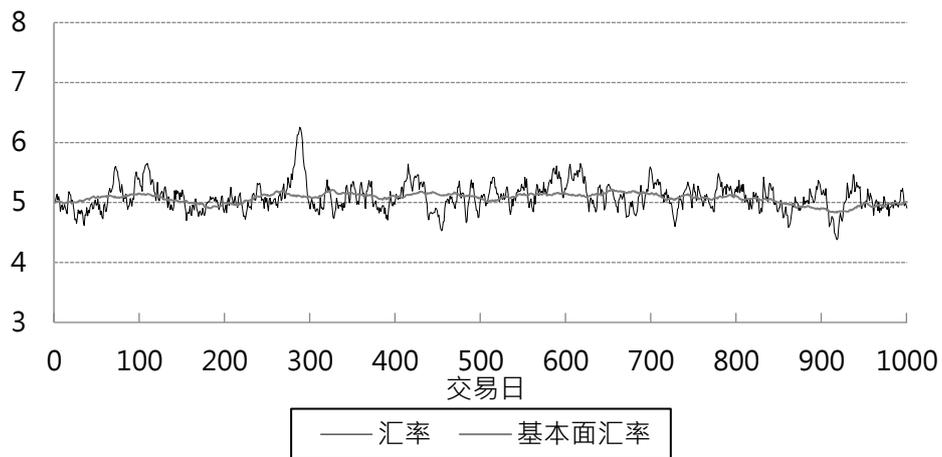
由图 2 (a), 图 2 (d) 与图 1 (a) 的对比我们可以看出, 相较于完全无干预, 逆风干预和目标区间干预可以在一定程度上减小汇率的偏离程度。但是, 如图 2 (c) 和图 2 (f) 所示, 逆风干预和目标区间干预需要央行的频繁介入。在强度为 2 的干预下, 逆风干预的干预成本绝对值总和为 170.26, 而目标区间干预的成本绝对值总和为 14.93。比较逆风干预与目标区间干预可以看出, 由于目标区间干预仅在外汇波动超过一定程度时进行, 其干预成本较低, 而干预效果类似于逆风干预。因此, 就这两种方法而言, 目标区间干预是更优选择。

(三) 防泡沫的双工具模型

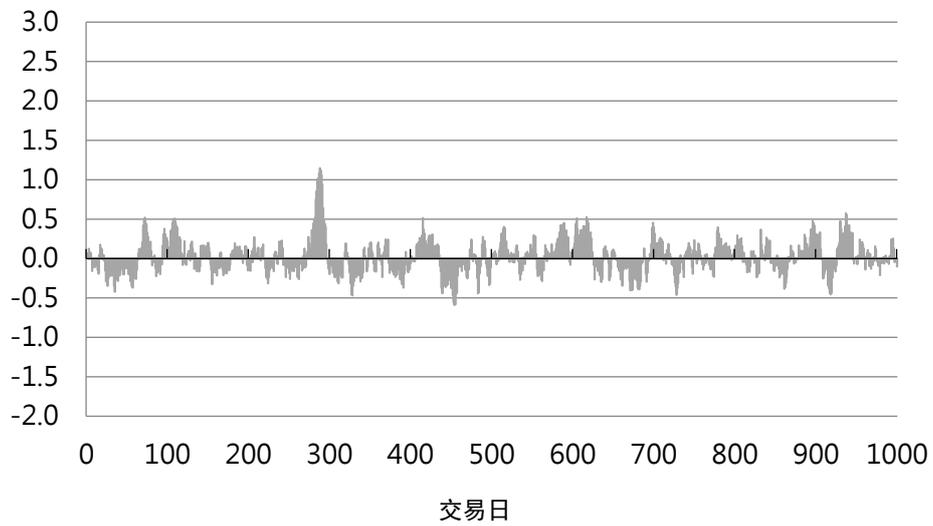
在图 3 中, 我们展示了防泡沫的双工具模型对于外汇泡沫的防范效果及其干预成本。其中, 针对投机性交易者的借贷杠杆约束为 20%。图 3 (a) 是模拟期间汇率与基本面汇率走势。图 3 (b) 是模拟区间的泡沫变化走势。图 3 (c) 展示了在模拟区间内央行的干预。图 3 (d) 展示了在宏观审慎政策作用下, 投机性交易者的借贷需求被约束的频率。其中, 数字 1 代表宏观审慎政策对外币借贷起到约束作用, 2 代表宏观审慎约束条件没有发挥作用, 而 3 代表宏观审慎政策对本币借贷起到了约束作用。

如图 3 (b) 所示, 使用防泡沫的双工具模型进行汇率管理时, 外汇市场的投机泡沫得到有效控制。在模拟时间段内, 外汇市场的波动始终在一定范围内, 没有出现巨大的泡沫。

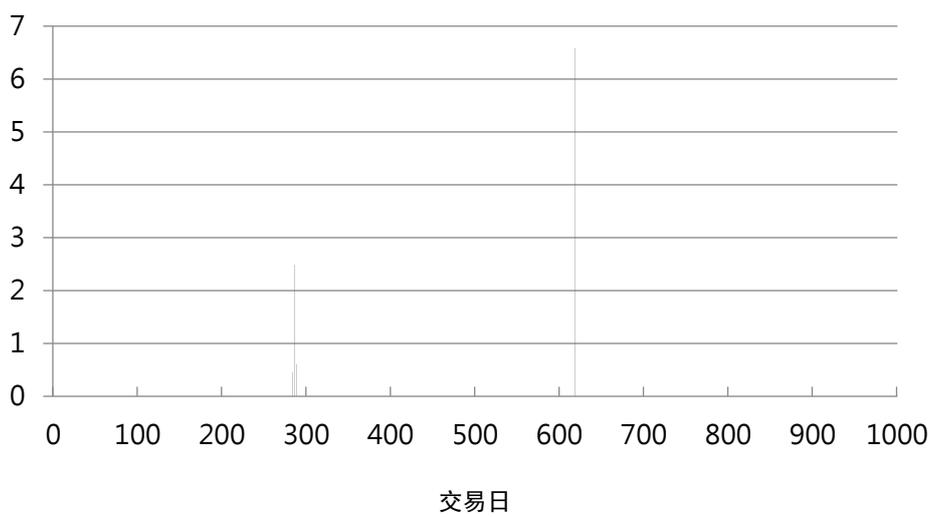
如图 3 (c) 所示, 在模拟区间内, 使用防泡沫的双工具模型, 央行干预频率大幅下降。在模拟时间段内, 央行的直接干预的成本绝对值总额降至 10.29, 而目标区间干预与逆风干预的同模拟区间干预成本绝对值总额分别为 14.93 和 170.26。使用防泡沫的双工具模型出现的最大汇率泡沫为 1.15, 而使用逆风干预和目标区间干预时出现的最大泡沫分别为 1.55 和 1.64。因此, 宏观审慎防泡沫外汇干预模型在防范泡沫效果以及降低央行干预成本方面均表现更优, 也更加稳健。由图 3 (d) 可知, 在模拟过程中, 由于存在宏观审慎政策, 投机性交易者的借贷需求受到了约束。



(a) 防泡沫的双工具模型下汇率与基本面汇率走势

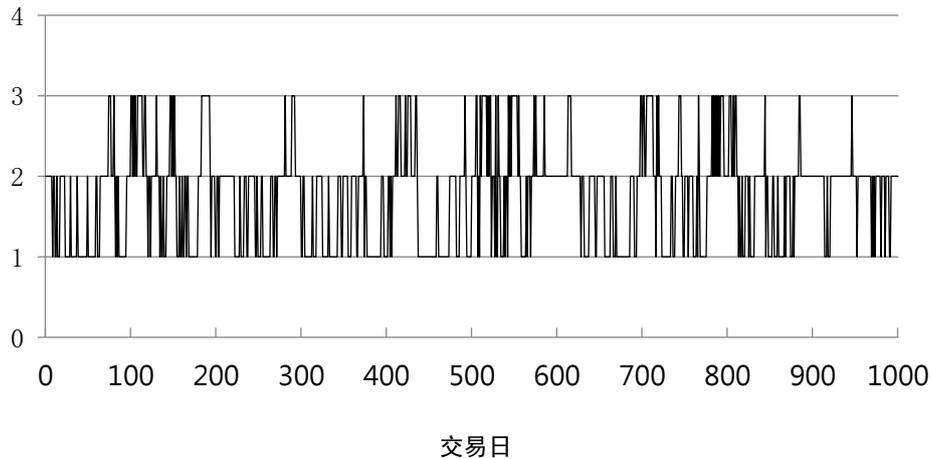


(b) 防泡沫的双工具模型下汇率泡沫程度



(c) 防泡沫的双工具模型下央行干预

图 3 防泡沫的双工具模型



(d) 防泡沫的双工具模型下资产选择受限情况

图 3 防泡沫的双工具模型（续）

图中展示的为一次模拟的结果。为了保证结论的稳健性，我们共进行了 40 次模拟，并对比在逆风干预、目标区间干预和防泡沫的双工具模型下，央行的干预成本与模拟期间出现的最大泡沫。表 1 展示了在不同的干预方式下出现的最大泡沫，而表 2 展示了在对应的模拟中需要央行干预的成本。因为成本存在正负相抵的情况，我们对每次干预成本均取绝对值再进一步加总。

综合分析表 1 和表 2，我们发现，使用防泡沫的双工具模型能够以最小成本稳健地降低外汇市场出现投机性泡沫的风险。对于外汇市场有较强投机氛围的经济体而言，这是一种成本低而风险小的外汇管理模式。

表 1 不同干预方式下泡沫程度对比

泡沫程度	无干预	逆风干预			目标区间干预			防泡沫的双工具模型		
		$\alpha=0.5$	$\alpha=1$	$\alpha=2$	$\alpha=0.5$	$\alpha=1$	$\alpha=2$	10%	15%	20%
模拟 1	-1.716	-1.679	-1.645	-1.584	-1.683	-1.652	-1.595	-0.997	-1.057	-1.133
模拟 2	1.949	1.758	1.612	1.41	1.782	1.652	1.462	-1.076	-1.131	-1.169
模拟 3	0.928	0.92	0.913	0.897	0.921	0.913	0.899	0.596	0.602	0.594
模拟 4	1.828	1.699	1.611	1.477	1.705	1.619	1.491	0.784	0.81	0.822
模拟 5	2.51	2.172	1.923	1.595	2.172	1.923	1.595	0.752	0.751	-0.815
模拟 6	-2.749	-2.548	-2.378	-2.122	-2.57	-2.416	-2.182	-0.719	-0.727	-0.795
模拟 7	-0.777	-0.774	-0.771	-0.764	-0.776	-0.776	-0.774	0.677	0.675	0.667
模拟 8	-1.921	-1.876	-1.836	-1.764	-1.876	-1.836	-1.761	1.106	1.12	1.108
模拟 9	-2.099	-1.867	-6.823	-1.742	-1.881	-7.73	-1.835	-0.768	-0.764	-0.765
模拟 10	1.806	1.772	1.74	1.692	1.772	1.744	1.681	0.626	0.625	0.597
模拟 11	-1.751	-1.739	-1.652	-1.516	-1.744	-1.658	-1.52	0.634	0.632	-0.644
模拟 12	1.83	1.647	1.527	1.343	1.651	1.526	1.331	1.324	1.319	1.326
模拟 13	-1.701	-1.613	-1.541	-1.426	-1.623	-1.557	-1.453	-0.606	-0.616	-0.615
模拟 14	5.657	3.198	2.06	1.592	3.432	2.357	1.637	0.864	0.859	0.812
模拟 15	1.046	1.023	1.002	0.964	1.033	1.021	0.999	1	0.994	0.988
模拟 16	2.079	1.879	1.738	1.516	1.886	1.746	1.518	1.055	1.008	0.991
模拟 17	1.667	1.622	1.57	1.481	1.631	1.598	1.54	0.739	-0.74	-0.762
模拟 18	-1.771	-1.723	-1.682	-1.63	-1.74	-1.712	-1.681	0.731	0.773	0.73
模拟 19	-3.44	-3.006	-9.628	-5.383	-3.125	-2.923	-10.203	0.793	0.81	0.811
模拟 20	-1.829	-1.716	-1.625	-1.476	-1.72	-1.631	-1.486	-1.256	0.688	0.688

模拟 21	-0.918	-0.9	-0.883	-0.852	-0.904	-0.89	-0.866	0.601	0.593	0.603
模拟 22	-1.802	-1.629	-1.514	-1.36	-1.638	-1.522	-1.433	0.829	0.826	0.797
模拟 23	-1.772	-1.612	-1.481	-1.291	-1.611	-1.479	-1.288	0.718	0.747	0.76
模拟 24	-1.798	-1.716	-1.802	-1.697	-1.726	-1.82	-1.725	0.941	0.94	0.938
模拟 25	-1.925	-1.903	-1.792	-1.708	-1.918	-1.82	-1.762	0.602	-0.603	-0.618
模拟 26	3.025	2.704	2.433	1.903	2.705	2.435	1.91	0.652	0.655	0.657
模拟 27	0.987	0.943	0.924	0.905	0.984	0.98	0.973	0.576	0.572	0.576
模拟 28	-3.228	-1.79	-1.674	-1.525	-1.78	-1.659	-1.536	0.78	0.85	0.863
模拟 29	-3.228	-1.79	-1.674	-1.525	-1.78	-1.659	-1.536	0.78	0.85	0.863
模拟 30	-2.066	-1.842	-1.722	-1.601	-1.84	-1.724	-1.616	0.796	0.789	0.784
模拟 31	-1.976	-1.793	-1.659	-1.464	-1.816	-1.695	-1.513	0.568	0.935	0.895
模拟 32	-1.924	-1.841	-1.773	-1.768	-1.904	-1.83	-1.797	1.258	1.268	1.176
模拟 33	-2.325	-2.154	-2.017	-1.833	-2.179	-2.066	-1.9	0.537	0.601	0.586
模拟 34	-1.807	-1.744	-1.688	-1.592	-1.75	-1.699	-1.61	0.649	0.653	0.649
模拟 35	-1.888	-1.608	-1.417	-1.223	-1.626	-1.444	-1.248	-0.709	-0.731	-0.771
模拟 36	-0.957	-0.944	-0.932	-0.911	-0.955	-0.952	-0.947	-0.633	-0.633	-0.633
模拟 37	4.922	3.118	2.354	1.603	3.271	2.518	1.665	0.628	1.179	1.168
模拟 38	2.444	2.047	1.921	1.763	2.055	1.934	1.78	0.79	0.748	0.741
模拟 39	-0.913	-0.896	-0.882	-0.857	-0.9	-0.887	-0.865	0.668	0.646	0.635
模拟 40	2.896	2.174	1.823	1.549	2.29	1.97	1.641	1.156	1.15	1.147

表 2 不同干预方式成本对比

成本 对比	逆风干预			目标区间干预			防泡沫的双工具模型		
	$\alpha=0.5$	$\alpha=1$	$\alpha=2$	$\alpha=0.5$	$\alpha=1$	$\alpha=2$	10%	15%	20%
模拟 1	41.95	83.84	167.8	3.18	6.28	12.39	15.67	16.15	18.56
模拟 2	41.86	83.44	166.66	4.21	7.82	14.85	14.38	14.42	14.29
模拟 3	39.16	78.31	156.7	1.44	2.88	5.73	6.03	5.98	6.03
模拟 4	41.61	82.93	165.08	4.33	8.39	15.68	2.35	2.51	0.54
模拟 5	43.39	86.42	172.33	5.66	10.58	19.68	11.89	13.67	19.25
模拟 6	42.55	84.77	168.69	5.71	11.08	20.71	0	0.06	3.64
模拟 7	40.63	81.33	163.03	2.5	5.03	10.17	1.35	1.34	1.3
模拟 8	41.77	83.4	166.44	5.48	10.79	20.64	5.15	5.11	5.1
模拟 9	42.28	93.25	167.46	5.11	21.62	19.4	0	0	0
模拟 10	42.85	85.59	170.82	3.11	6.18	12.07	2.56	0.21	2.6
模拟 11	39.79	79.48	158.94	3.17	6.23	11.55	0.13	0.13	0.13
模拟 12	41.73	83.31	166.59	5.64	10.9	20.64	20.13	22.14	20.07
模拟 13	41.49	82.81	165.47	3.36	6.57	11.72	0	0	0
模拟 14	43.15	84.07	167.16	5.01	7.89	11.89	0.1	0.06	0
模拟 15	40.91	81.77	163.87	3.27	6.18	12.29	5.24	5.2	5.17
模拟 16	40.46	80.67	160.73	4.93	9.54	17.44	3.46	0.5	0.43
模拟 17	40.04	79.97	159.39	4.59	8.82	16.72	19.23	13.78	18.66
模拟 18	41.76	83.42	166.7	4.93	9.64	18.54	8.48	4.06	3.72
模拟 19	43.05	98.2	179.58	4.94	9.35	47.17	7.59	6.32	6.2
模拟 20	41.07	81.94	163.24	3.78	7.34	14.14	0	0	0
模拟 21	39.8	79.54	159.1	1.9	3.79	7.53	0	0	0
模拟 22	41.99	83.81	167.16	4.28	8.38	16.28	0.11	0.11	0.1
模拟 23	40.78	81.31	162.19	4.13	8.01	15.01	16.9	16.45	16.4
模拟 24	41.05	82.22	163.98	3.73	7.64	14.86	2.74	2.94	3.06
模拟 25	40.99	81.87	163.75	4.48	8.72	16.99	0	0	0

模拟 26	42.94	85.28	168.35	7.21	13.7	24.44	0	0	0
模拟 27	41.53	83.2	166.76	3.28	6.01	12.06	0	0	0
模拟 28	41.88	83.96	167.78	4.29	8.33	15.16	0	0	0.05
模拟 29	41.88	83.96	167.78	4.29	8.33	15.16	0	0	0.05
模拟 30	41.49	82.82	165.2	4	7.7	14.66	13.22	13.17	13.42
模拟 31	41.06	81.76	162.72	5.39	10.41	19.5	0	7.66	7.35
模拟 32	40.9	81.6	162.91	4.66	9.08	17.48	7.16	7.17	4.85
模拟 33	42.78	85.24	169.96	4.42	8.24	15.46	0	0.01	0
模拟 34	41.25	82.31	164.2	3.72	7.15	13.97	2.86	2.85	2.81
模拟 35	41.43	82.61	164.91	3.3	6.34	12.33	0	0	0
模拟 36	41.11	82.14	164.16	2.06	4.12	8.26	0	0	0
模拟 37	42.41	83.13	164.2	5.92	10.71	17.45	2.6	7.45	7.41
模拟 38	41.24	82.22	163.65	3.52	6.76	12.67	1.06	0.75	0.72
模拟 39	39.46	78.74	157.62	3.6	7.19	13.66	0	4.87	4.96
模拟 40	43.14	85.6	170.26	4.67	8.52	14.93	10.29	9.71	10.14

五、结论

对于市场成熟度不高、交易者普遍存在异质性预期的外汇市场而言，央行的适当干预对于维持市场稳定不可或缺。然而，传统的外汇干预方式并不能有效满足防范汇率泡沫的要求。目标区间干预以及逆风干预仅仅考虑上期汇率走势，而不参考整个泡沫程度。因此，当外汇市场泡沫在短期内产生较大变化时，可能存在干预不足而泡沫幅度进一步扩大的现象。为解决有管理浮动汇率制度下央行有效的外汇干预方式问题，本文提出了以防泡沫为目标的汇率管理模型，将央行管理汇率的重点放到防范投机泡沫上。在防泡沫的目标下，央行管理汇率有两种方式——直接干预和宏观审慎政策。

在防泡沫的目标下，央行的直接干预仅在投机性泡沫已经超过一定范畴且预期继续膨胀时从反泡沫的方向进行，其干预量为使得投机性泡沫的期望值不再进一步扩大的最小干预量。央行的直接干预阻止了投机性交易者从单向的汇率走势中进一步获利，迫使他们从投机性交易者转变为基本面交易者，即转变交易方向为趋向基本面汇率。而当汇率走势重新变为回归基本面汇率的方向时，央行就不再进行干预，让市场自我调节机制充分发挥作用。这种以防泡沫为目标的针对性干预方式对于防范投机泡沫有稳定的效果，同时还可以发挥汇率调节市场供求的作用。

在防泡沫的目标下，央行还可以实施宏观审慎政策以控制外汇市场的杠杆率。由于非理性交易者借钱炒汇是造成外汇市场泡沫膨胀和风险加剧的重要原因，因此，本文创新性地在外汇市场中引入宏观审慎政策。央行对投机性交易者的借贷进行一定限制可以有效防止外汇市场的

投机性泡沫，并进而减少央行的干预成本。宏观审慎政策约束了投机性交易者在外汇市场中的参与规模，使得市场上的投机性资本占比不会过大，而投机性资本影响的泡沫性外汇涨跌幅度有限，又进一步减少了对于更多投机性交易者的吸引。

基于防泡沫目标下央行两类工具的分析，本文提出央行在防泡沫目标下综合运用直接干预和宏观审慎政策两类工具能够以最小的成本保证外汇市场既由市场决定汇率的基本走势，又无较大的泡沫风险，本文将这一模型称为“防泡沫的双工具模型”。央行有直接干预和宏观审慎政策两类工具，这两类工具抑制外汇市场泡沫的作用机制不同，其中，宏观审慎政策可以有效阻止泡沫的产生，直接干预可以有效防止已经出现的泡沫进一步扩大。对于外汇市场有较强投机氛围、采取有管理浮动汇率制度的经济体而言，防泡沫的双工具模型是一种成本低而风险小的汇率管理模式。本研究的政策含义在于：

一是关于央行干预的时机。汇率超调是央行干预的必要条件，但不是充分条件。在汇率趋近但没有越过基本面汇率时，央行不需要干预。当汇率越过基本面汇率，即汇率出现超调时，央行也不需要立即干预，应当让市场力量发挥作用，汇率可能会自己回到基本面汇率。只有当汇率超调，且汇率预期发散速度快于即期汇率发散速度时，央行才需要干预。

二是关于央行干预的方式。比较好的干预方式是保持汇率稳定，即不让汇率继续朝原有方向运行，投机者不再盈利后会转为投资者，从而让市场力量自己发挥作用推动汇率返回基本面汇率。干预数量取决于预期发散速度与即期汇率变化速度之差。当汇率转向后，央行就不再继续干预。当再次出现汇率超调且汇率预期发散速度快于即期汇率发散速度时，央行才需要再次干预。

三是关于宏观审慎政策和央行直接干预的相互配合。宏观审慎政策控制外汇市场杠杆水平，可以减少泡沫发生频率和严重程度，配合以防泡沫为目标的央行直接干预，可以降低干预成本。

参考文献

- [1]. Bauer, C., P. De Grauwe, and S. Reitz, “Exchange rate dynamics in a target zone—A heterogeneous expectations approach”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 2009, 33 (2), 329-344.
- [2]. Beine, M., P. De Grauwe, and M. Grimaldi, “The impact of FX central bank intervention in a noise trading framework”, *Journal of Banking & Finance*, 2009, 33 (7), 1187–1195.
- [3]. Bénassy-Quéré, A., S. Larribeau, and R. Macdonald, “Models of exchange rate expectations: how much heterogeneity?”, *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*, 2003, 13 (2), 113-136.
- [4]. Brock, W. A., and C. H. Hommes, “A Rational Route to Randomness”, *Econometrica*, 1997, 65 (5), 1059-1095.
- [5]. De Grauwe, P., and A. Markiewicz, “Learning to forecast the exchange rate: Two competing approaches”, *Journal of International Money and Finance*, 2013, 32 (5), 42-76.
- [6]. De Grauwe, P., and M. Grimaldi, “Exchange rate puzzles: A tale of switching attractors”, *European Economic Review*, 2006, 50 (1), 1-33.
- [7]. De Grauwe, P., and M. Grimaldi, “Heterogeneity of agents, transactions costs and the exchange rate”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 2005, 29(4), 691-719.
- [8]. de Jong, E., W. F. C. Verschoor, and R. C. J. Zwinkels, “Heterogeneity of agents and exchange rate dynamics: Evidence from the EMS”, *Journal of International Money and Finance*, 2010, 29 (8) , 1652-1669.
- [9]. Dominguez, K. M., and J. A. Frankel, “Does foreign-exchange intervention matter? The portfolio effect”, *American Economic Review*, 1993, 83 (5) , 1356-1369.
- [10]. Dreger, C., and G. Stadtmann, “What drives heterogeneity in foreign exchange rate expectations: insights from a new survey”, *International Journal of Finance & Economics*, 2008, 13 (4) , 360-367.
- [11]. Ellen, S. T., W. F. C. Verschoor, and R. C. J. Zwinkels, “Dynamic expectation formation in the foreign exchange market”, *Journal of International Money and Finance*, 2013, 37 (4) , 75-97.
- [12]. Frankel, J. A., and K. A. Froot, “Chartists, Fundamentalists, and Trading in the Foreign Exchange Market”, *American Economic Review*, 1990, 80 (2) , 181-185.
- [13]. Frankel, J. A., and K. A. Froot, “The Dollar as an Irrational Speculative Bubble: a Tale of Fundamentalists”, NBER Working Papers, 1986.
- [14]. Ito, T., “Foreign exchange rate expectations: micro survey data”, *American Economic Review*, 1990, 80 (3), 434-449.

- [15]. Jongen, R., W. F. C. Verschoor, C. C. P. Wolff, and R. C. J. Zwinkels, "Explaining dispersion in foreign exchange expectations: A heterogeneous agent approach", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 2012, 36 (5) ,719-735.
- [16]. Korinek A., and D. Sandri, "Capital controls or macroprudential regulation?", *Journal of International Economics*, 2016, 99 (218) ,27-42.
- [17]. 李晓峰、陈华, "行为金融视角下的人民币汇率决定模型研究", 《管理科学学报》, 2012 年第 8 期, 第 72-83 页。
- [18]. 李晓峰、陈华, "交易者预期异质性、央行干预效力与人民币汇率变动——汇改后人民币汇率的形成机理研究", 《金融研究》, 2010 年第 8 期, 第 49-67 页。
- [19]. 李晓峰、钱利珍、黎琦嘉, "人民币汇率预期特征研究——基于调查数据的实证分析", 《国际金融研究》, 2011 年第 12 期, 第 47-58 页。
- [20]. 李晓峰、魏英辉, "基于行为金融理论的中央银行外汇干预策略研究", 《南开经济研究》, 2009 年第 1 期, 第 3-21 页。
- [21]. Maatoug, A. B., I. Fatnassi, and A. Omri, "Sterilised interventions within a heterogeneous expectation exchange rate model: evidence from the Reserve Bank of Australia", *The Australian Economic Review*, 2011, 44 (3) , 258-268.
- [22]. Macdonald, R., and I. W. Marsh, "Currency forecasters are heterogeneous: confirmation and consequences", *Journal of International Money & Finance*, 1996, 15 (5) , 665-685.
- [23]. Manzan, S., and F. H. Westerhoff, "Heterogeneous expectations, exchange rate dynamics and predictability", *Journal of Economic Behavior & Organization*, 2007, 64 (1) , 111-128.
- [24]. Meese, R.A., and K. Rogoff, "Empirical exchange rate models of the seventies: Do they fit out of sample?", *Journal of International Economics*, 1983, 14 (1) , 3-24.
- [25]. Menkhoff, L., R. R. Rebitzky, and M. Schröder, "Heterogeneity in exchange rate expectations: Evidence on the chartist-fundamentalist approach", *Journal of Economic Behavior & Organization*, 2009, 70 (1-2) , 241-252.
- [26]. Reitz, S., "Central Bank Intervention and Heterogeneous Exchange Rate Expectations: Evidence from the Daily DEM/US-Dollar Exchange Rate", *Open Economies Review*, 2005, 16 (1) , 33-50.
- [27]. Rey, Hélène, "Dilemma not trilemma: the global financial cycle and monetary policy independence, " *Proceedings-Economic Policy Symposium-Jackson Hole*, 2013.
- [28]. 司登奎、江春和李小林, "基于汇率预期与央行外汇干预的汇率动态决定: 理论分析与经验研究", 《统计研

- 究》，2016年第9期，第13-21页。
- [29]. Spronk, R., W. F. C. Verschoor, and R. C. J. Zwinkels, “Carry trade and foreign exchange rate puzzles”, *European Economic Review*, 2013, 60 (60) , 17-31.
- [30]. 孙国峰, “关于不可能三角理论的思考”, 中国金融 40 人论坛“双周圆桌”第 20 期“人民币汇率改革路径选择”, 北京, 2010 年 1 月 24 日。
- [31]. 孙国峰、孙碧波, “人民币均衡汇率测算: 基于 DSGE 模型的实证研究”, 《金融研究》2013 年第 8 期, 第 70-83 页。
- [32]. Sun, G., *Reforms in China's Monetary Policy: A Frontbencher's Perspective*, New York: Palgrave Macmillan, 2015.
- [33]. 孙国峰、尹航、柴航, “全局最优视角下的货币政策国际协调”, 《金融研究》2017 年第 3 期, 第 54-71 页。
- [34]. 孙国峰、李文喆, “货币政策、汇率和资本流动——从‘等边三角形’到‘不等边三角形’”, 《中国人民银行工作论文》2017 年第 3 号。

附录

附表 1 列出了模型中各参数以及各参数含义、取值范围、对模型进行模拟的实际取值。

附表 1 参数设置

参数	定义	取值范畴	实际取值
φ^f	基本面交易者预期汇率调整到基本面汇率的速度	[0,1]	0.2
φ^{c*}	投机性交易者根据过去汇率和泡沫程度外推未来汇率程度	[0,+∞]	0.8
α	干预强度系数	[0,+∞]	2
M	目标区间, 汇率偏离基本面汇率超过该值加以干预	[0,+∞]	0.5
γ	两种策略转向敏感度	[0,+∞]	5
μ	风险厌恶系数	[0,+∞]	1
ρ	记忆参数	[0,1]	0.5
r_t^*	外币资产的收益率	[0,+∞]	0
r_t	本币资产的收益率	[0,+∞]	0
$\sigma_{f,1}, \sigma_{c,1}$	基本面交易者与投机性交易者初始波动率标准差	[0,+∞]	0.1
f_1	基本面汇率初始值	[-∞,+∞]	5
σ_ε	基本面汇率白噪音标准差	[0,+∞]	0.01
s_1	汇率初始值	[-∞,+∞]	5
σ_s	汇率白噪音标准差	[0,+∞]	0.1
β	宏观审慎政策的投机交易者可借款占总资产比重	[0,+∞]	20%
$d_{f,1}^*$	基本面交易者期初持有的外国资产	[0,+∞]	1
$d_{c,1}^*$	投机性交易者期初持有的外国资产	[0,+∞]	1
$d_{f,1}$	基本面交易者期初持有的本国资产	[0,+∞]	5
$d_{c,1}$	投机性交易者期初持有的本国资产	[0,+∞]	5
$\sum_i^N n_{i,t}$	市场参与者总数	[0,+∞]	标准化为 1

Anti-bubble Foreign Exchange Rate Management Model

Guofeng Sun Chang Liu

Abstract: Foreign exchange rate management under managed floating exchange rate regime is always a difficult problem. Based on the heterogeneous expectations, we develop an anti-bubble dual tool foreign exchange management model in the foreign exchange market. This model combines the central bank foreign exchange intervention with the macro-prudential policy against speculators. Through stochastic simulations, we verify that compared to the traditional foreign exchange intervention models, anti-bubble dual tool intervention model is significantly better for preventing the bubble risks and reducing the intervention costs and is the optimal choice for the central bank in markets with speculators.

Key Words: heterogeneous expectations; foreign exchange intervention; macro-prudential policy;

系统性风险、抛售博弈与宏观审慎政策

方意¹ 黄丽灵²

【摘要】 遭遇负向冲击，银行会依据资产的流动性差异选择资产进行抛售并因此形成风险传染。微观审慎抛售是先出售流动性程度较弱的资产，宏观审慎抛售则是先出售流动性程度较强的资产，且微观审慎抛售作为纳什均衡结果会导致更高的系统性风险。本文发现，宏观审慎政策本质上是一种导致银行合作的激励机制。基于此理念，通过博弈论分析并结合构建的系统性风险指标测度出“窗口指导”、“流动性注入”等宏观审慎政策的时变政策成本与收益，发现“窗口指导”政策优于“流动性注入”政策，并以此提出宏观审慎政策的实施顺序。通过总结分析政策实践情况，论证了上述宏观审慎政策的可行性及实施顺序的合理性。

【关键词】 系统性风险；资产价格传染；宏观审慎政策成本；抛售博弈；

一、引言

2007 年至 2009 年爆发的全球金融危机使得系统性风险这一领域重新得到学界和业界的重视。此次危机的主要特征表现为：危机爆发之前，金融机构通过购买共同资产等渠道显著强化了金融机构之间关联性以及随之而来的金融体系脆弱性。在后危机时期，各国监管当局开始思索金融机构之间关联性增强对系统性金融风险的重要驱动作用，并据此提出宏观审慎政策的概念。

宏观审慎政策与微观审慎政策存在本质差异。后者重点关注单家机构（主要是银行）自身的稳健性，其通过资本充足率、不良贷款率等指标对单家机构的日常运营进行限制，以保证单家机构面对冲击的稳健性。前者则是着眼于金融系统整体稳定性，通过考虑金融系统的网络关联性以及在压力时期银行机构自救行为导致的“合成谬误”等问题，通过对传统宏观金融政策（货币政策、微观审慎政策）宏观审慎化以重点关注系统性金融风险的防范和化解。

鉴于宏观审慎政策在调控系统性金融风险方面存在优势，该政策已经成为中国维持金融稳定的核心政策。令人遗憾的是，关于宏观审慎政策仍有三个问题没有得到解答。第一，微观和宏观审慎政策的视角和着力点的本质差异，是否会对银行机构在面临外部冲击时的行为选择产

¹ 方意，中央财经大学金融学院

² 黄丽灵，北京大学汇丰商学院

生重要影响，进而会给金融系统带来什么样的后果？第二，相比微观审慎政策，宏观审慎政策的实施能够为金融体系的稳定带来多少收益？第三，不同宏观审慎政策的实施成本及收益是多少？

从中国角度来看，尽管在全球金融危机期间中国金融体系并未出现系统性危机，但中国的系统性风险隐患仍然存在。党的十九大要求“健全金融监管体系，守住不发生系统性金融风险的底线”，并强调要通过宏观审慎政策防范化解极端的系统性风险，其重要性可见一斑。因此，科学、量化地分析宏观审慎政策的作用机理和成本收益，可以为中国监管机构打赢防范系统性金融风险攻坚战提供更为合理的依据。

与本研究相关的参考文献主要包括两方面。第一方面，宏观审慎政策的相关研究，主要包括三大类。（1）有效性研究。部分学者（如方意，2016a）在构建完系统性风险指标之后，尝试通过对部分模型参数的调整来评估宏观审慎政策的有效性。尽管这种研究在一定程度上能窥测出宏观审慎政策的效果，但模型中并未直接纳入宏观审慎政策。还有部分学者利用博弈框架分析金融稳定问题，如童中文等（2018）。然而，这些研究并没有与系统性风险指标相结合，也没有量化宏观审慎政策成本。（2）改进带金融摩擦的 DSGE 模型以分析宏观审慎政策传导机制。部分学者将现有含金融摩擦 DSGE 模型的核心方程进行相应修改，以适合宏观审慎政策分析。修改方式主要包括对核心方程参数“时变化”并将其赋予宏观审慎政策含义以及在核心方程中纳入宏观审慎政策监管成本等。（3）宏观审慎政策的监管成本研究。有部分学者直接纳入宏观审慎政策成本进行分析。关于第（2）类和第（3）类的研究，具体请参考方意（2016b）给出的文献综述。

整体来看，这一方面的研究存在两方面不足。（1）现有研究主要局限于时间维度信贷膨胀、房价波动等方面，而与系统性风险积累与实现的内在机理以及由于关联性导致的传染风险涉及不多。（2）改进 DSGE 模型对金融机构之间的关联性考虑不足。这类模型主要考虑的是金融部门整体与宏观经济之间的顺周期机制，也即时间维度宏观审慎政策，而难以研究空间维度宏观审慎政策。这类模型落脚点为金融部门，很少考虑银行自身的风险以及银行体系系统性风险，宏观审慎政策目标大多为稳定实体经济，而非控制银行体系系统性风险。

第二方面，系统性金融风险的度量研究。目前，研究系统性风险的模型主要有银行间资产负债网络模型与尾部依赖模型（方意，2016a）。其中，尾部依赖模型是基于金融市场高频数据度量系统性风险的模型。例如基于条件在险价值（ $\Delta CoVaR$ ）（Adrian & Brunnermeier, 2016；杨

子晖等, 2018; 李明辉和黄叶芑, 2017; 方意等, 2018)、预期损失 (ES) (杨子晖等, 2019)、边际期望损失 (MES) 与系统期望损失 (SES) (Acharya et al., 2017; 范小云等, 2011)、SRISK (Brownlees & Engle, 2017; 方意等, 2012; 梁琪等, 2013)、 $\Delta CoES$ (李政等, 2019)、或有要求权 (CCA) (范小云等, 2013; 唐文进和苏帆, 2017; 范小云等, 2018)、非线性 Granger 检验 (方意, 2015) 等方法构建的系统风险模型。然而, 尾部依赖模型是一种近似“黑箱”的理论, 无法精确观测系统性风险的传染与生成过程。

幸运的是, 银行间资产负债网络模型可弥补尾部依赖模型无法刻画风险生成机理的缺点。该类模型详细模拟了系统性风险的传染过程, 可用于研究系统性风险积累与实现的具体机理及影响系统性风险的各类因素 (Greenwood et al., 2015)。根据银行业务对资产负债表主要部分 (银行间资产、银行间负债、流动性资产、非流动性资产和权益) 影响的差异性, 可将网络模型分为两类 (方意, 2016a)。第一类是传统的银行间资产负债直接关联网络模型 (马君潞等 2007; 范小云等, 2012; 方意, 2017)。该模型主要围绕银行间资产、银行间负债与权益展开。该模型重点关注金融机构因互相借贷而形成的直接关联性。第二类是适用于现代金融市场体系的资产价格传染模型 (也称间接关联网络模型)。该模型重点关注金融机构资产的流动性以及由于金融机构持有相似的资产组合而形成间接关联性。相较于银行间资产负债直接关联模型, 资产价格传染模型更贴合实际 (方意和郑子文, 2016)。这源于, 由银行间直接关联导致系统性危机的可能性微乎其微。同时, 间接关联诱发的风险传染才是导致金融危机的根本原因。

然而, 这一方面的研究不足之处在于: 学者在研究宏观审慎政策与系统性风险之间的关系时多为定性分析, 即研究各类宏观审慎政策的作用机制, 例如 Borio et al. (2013)、Allen & Carletti (2012) 等。

基于以上分析, 本文通过构建资产价格传染模型用以测度银行体系系统性风险, 并以该模型为基础量化宏观审慎政策实施对系统性风险的影响, 从而测算政策实施的收益及成本。具体而言, 本文主要做了以下工作: (1) 借助博弈模型对比分析微观和宏观审慎政策下银行机构的行为选择差异性, 刻画宏观审慎政策对系统性风险的传导机制。(2) 度量宏观审慎政策实施的收益与成本, 为评估宏观审慎政策的实施效果提供量化工具。(3) 提出以激励机制为核心的宏观审慎政策理念, 通过测算政策成本提出政策实施的优先级别, 从理论和实践两个视角阐述两类宏观审慎政策实施的合理性问题。

二、理论模型、度量指标与系统性风险测度结果

本部分首先介绍理论模型。具体而言，基于四个基本假设、四类抛售规则，以资产价格传染机制为基础构建系统性风险模型，并在模型基础上构建系统性风险指标。其次，在理论模型和风险指标基础上，以中国银行业为例进行系统性风险测度，并对测度结果进行分析。

（一）理论模型与指标

本文主要在 Greenwood et al. (2015) 基础上构建系统性风险传染模型。在该模型中，银行通过抛售资产进行去杠杆操作。此外，根据 Duarte & Eisenbach (2013) 对资产的划分，本文定义现金、政府债券等流动性强、安全性高的资产为流动性资产，将其他流动性较差的资产定义为非流动性资产。借鉴 Cifuentes et al. (2005)，假设抛售流动性资产没有价格折扣，抛售非流动性资产存在一定的价格折扣。

1. 基本假设

本文模型主要基于以下四个基本假设：

假设 I：银行受监管杠杆约束（方意，2016a）。监管杠杆是指监管当局设定的杠杆要求。在监管杠杆模型中，仅当冲击达到一定水平时，才会诱发抛售。该假设与 Greenwood et al. (2015) 不同。

假设 II：抛售资产会造成资产价格下降，且资产收益率与抛售资产数量之间呈线性关系。该假设遵循 Greenwood et al. (2015) 设定。在保证模型结果趋势一致情况下，线性关系有利于简化模型。

假设 III：银行仅考虑自身最优化，并不考虑其决策对其他金融机构造成的负外部性。借鉴 Cifuentes et al. (2005)，本文认为银行仅考虑自身最优化，并不考虑其决策对其他银行造成的负外部性。然而，这将导致银行个体决策与集体表现上存在偏差。为修正该偏差，本文借鉴 Cont & Schaanning (2014)，根据传染损失形成原因，将传染损失定义为以下两类：（1）资产抛售损失，即被抛售的资产在抛售过程中遭遇的损失。（2）盯市损失，即未被抛售的资产由于资产价格下跌而遭遇的损失。盯市损失是负外部性的重要来源。

假设 IV：银行只存在技术性破产，而不实际破产。当银行亏损过大或不良资产率过高时，为防止破产，政府往往会通过一系列措施对银行施以援手。因此，本文假设银行只存在技术性破产，而不实际破产。也即，银行技术性破产时，剩余资产不被抛售，从而不对资产价格产生影响。本文未将金融机构破产后的资产列入抛售范围内。

2. 模型机制

假定银行体系中一共存在 $i=1,2,3,\dots,N$ 家金融机构，拥有 $k=1,2,3,\dots,K$ 项资产。本文采用多轮传染，以 $t=0,1,2,\dots,T$ 表示银行体系资产价格传染轮数。其中， $t=0$ 为未遭遇冲击的初始状态。假定在初始时期，银行体系遭受负向冲击 $F_t=[f_{1,t}, f_{2,t}, \dots, f_{k,t}]$ ($f_{k,t} \geq 0$)，该冲击为资产收益率冲击。遭受冲击后，由于银行资产价值盯市，从而造成权益损失以及银行杠杆上升（方意和陈敏，2019）。由于受监管杠杆约束，当银行杠杆高于监管杠杆时，银行必须通过抛售资产的方式去杠杆。在多轮传染条件下，一轮资产抛售结束后，将确认资产抛售损失后的银行资产作为下一轮银行的初始资产规模。本文从银行资产端出发，将银行遭受的盯市损失作为下一轮资产抛售的初始冲击，从而开始进行新一轮的资产抛售。模型最终的状态是所有银行都破产（对应着不收敛情形）或未破产银行不再需要进行去杠杆操作为止（对应着收敛情形）。

3. 抛售规则

本文考虑四类资产抛售规则：（1）按现有资产比例抛售资产（基准模型），指的是以最新的各项资产比例为抛售依据。（2）按初始比例抛售资产（Greenwood et al., 2015）。这一规则指的是以遭遇外部冲击之前的各项资产比例为依据。（3）先抛售非流动性资产。按照资产的流动性从小到大排序，先抛售流动性程度最差的资产，待此资产抛售完毕，如还需抛售资产时，再抛售流动性程度稍好的资产。（4）先抛售流动性资产。按照资产流动性从大到小排序，先抛售流动性程度最好的资产，待此资产抛售完毕，如还需抛售资产时，再抛售流动性程度稍差的资产。由于按初始比例抛售资产会高估抛售资产数量，本文选择按现有比例出售资产作为基准模型的抛售规则，以弥补 Greenwood et al. (2015) 使用按初始比例出售资产的缺陷，并为后续对比先出售非流动性资产、先出售流动性资产等抛售规则提供基准。

4. 模型构建

在 $t=0$ 时，银行遭受初始外部冲击，此时第 i 家银行持有的总资产价值为 $a_{i,0}$ ，总负债价值为 $d_{i,0}$ ，初始权益为 $e_{i,0}$ ，第 k 项资产占第 i 家银行资产的权重为 $m_{i,0}^k (= a_{i,0}^k / a_{i,0})$ 。 $l_{k,z}$ 为第 k 项资产在样本期 z 时 (z 代表样本年份) 的流动性折扣率参数。在每轮传染中，银行 i 抛售的第 k 项资产量为 $C_{i,t}^k$ 。每轮传染结束后，银行 i 遭受的总损失为 $LOSS_{i,t}$ 。若银行 i 在第 t 轮传染结束后破产，则计入破产银行集合中。模型的具体步骤如下所示：

第一步，确定初始冲击导致的损失并更新银行资产、权益数量及资产持有比例等。具体而言，在 $t=0$ 时，银行 i 遭受初始负向冲击后，资产价值下降进而导致银行权益遭受损失 ($LOSS_{i,0}^0$)，

可称为直接损失):

$$LOSS_{i,0}^{DL} = a_{i,0} \sum_{k=1}^K m_{i,0}^k f_{k,0} \quad (1)$$

在 $t=0$ 时, 由于银行只遭受冲击而不抛售资产, 因此银行在该轮遭受的总损失等于直接损失, 即:

$$LOSS_{i,0} = LOSS_{i,0}^{DL} \quad (2)$$

在 $t=1,2,3,\dots,T$ 时, 由于银行遭受的都是传染损失, 因此银行 i 的总损失 ($LOSS_{i,t}$) 等于该轮遭受的传染损失之和。

遭受冲击之后, 银行 i 持有的资产价格下降, 从而总资产价值和权益下降, 各项资产的比例也发生变化。因此, 需将总资产、权益等扣减遭受的损失, 同时更新根据各类资产遭受损失的情况重新计算资产比例, 以 $a'_{i,t}$ 、 $e'_{i,t}$ 、 $m'_{i,t}^k$ 代表更新后的总资产、权益及资产比例。

第二步, 确定抛售资产数量及抛售行为对资产价格的总影响。 遭遇冲击后, 银行杠杆率下降。若杠杆率降低至 LEV 之下, 如式 (3) 所示, 为达监管要求, 银行将进行资产抛售。

$$e'_{i,t} / a'_{i,t} \leq LEV \quad (3)$$

假设资产价格随着资产的逐步抛售而连续变动, 而不是一次性下跌。为此, 在计算抛售损失时, 本文以资产抛售后资产收益率与资产抛售数量之积的 $1/2$ 作为损失的近似值 (Cont & Schaanning, 2015)。在现有研究中, 方意 (2016a) 只考虑了资产抛售损失, 因此低估了传染损失。Greenwood et al. (2015) 与 Duarte & Eisenbach (2015) 则没有考虑资产抛售损失, 只考虑剩余资产的盯市损失。本文同时考虑资产抛售损失和盯市损失。

在遭受冲击后, 假设银行 i 决定出售第 k 项资产占银行持有的第 k 项资产总量的比例为 $\rho_{i,t}^k$ 。

$\rho_{i,t}^k$ 实际上代表了银行抛售资产的抛售策略, 如式 (4) 所示。

$$\left\{ \begin{array}{l} \text{先抛售流动性资产} \left\{ \begin{array}{l} \rho_{i,t}^k \leq 1, k \text{ 代表流动性资产} \\ \rho_{i,t}^k = 0, k \text{ 代表非流动性资产} \end{array} \right. \\ \text{先抛售非流动性资产} \left\{ \begin{array}{l} \rho_{i,t}^k \leq 1, k \text{ 代表非流动性资产} \\ \rho_{i,t}^k = 0, k \text{ 代表流动性资产} \end{array} \right. \\ \text{按现有比例抛售资产: } \rho_{i,t}^1 = \rho_{i,t}^2 = \dots = \rho_{i,t}^K \\ \text{按初始比例抛售资产: } \rho_{i,t}^1 = \rho_{i,t}^2 = \dots = \rho_{i,t}^K \end{array} \right. \quad (4)$$

假设 $C_{i,t}$ 代表银行 i 抛售的资产总量, $C_{i,t}^k$ 代表银行 i 持有的第 k 项资产的被抛售量。那么,

需抛售的资产总量 ($C_{i,t}$) 为:

$$C_{i,t} = \sum_{k=1}^K \rho_{i,t}^k m_{i,t}^k a'_{i,t} \quad (5)$$

结合资产流动性折扣率系数 ($l_{k,z}$), 假设银行做抛售决策时会考虑自身抛售行为造成的资产抛售损失 (也即事前资产抛售损失), 为 $\frac{1}{2} \sum_{k=1}^K l_{k,z} (C_{i,t}^k)^2$ 。

银行抛售资产的目标为使得杠杆率达到 LEV , 如式 (6)。方意 (2016a) 在确定资产抛售数量时并未考虑银行抛售行为的负外部性。对比式 (7) 可发现, 由于银行未考虑抛售行为的负外部性, 其抛售的资产数量将小于考虑负外部性时应抛售的数量, 从而低估传染力度。

$$(e'_{i,t} - \frac{1}{2} \sum_{k=1}^K l_{k,z} (C_{i,t}^k)^2) / (a'_{i,t} - C_{i,t}) = LEV \quad (6)$$

$$e_{i,t} / (a_{i,t} - C_{i,t}) = LEV \quad (7)$$

根据式 (6), 再结合银行所选择的抛售规则, 可以得出银行所需抛售的每项资产的数量 $C_{i,t}^k$ 。结合前文可知, 在计算银行体系总溢出损失时, 还需要考虑各家银行独立决策的结果在整个银行体系层面的表现, 据此对各家银行事前损失与实际损失之间的偏差进行修正。考虑在第 t 轮时, 银行体系中资产 k 的总抛售量对该资产的价格影响 (Price Impact, $PI_{k,t}$):

$$PI_{k,t} = l_{k,z} \sum_{i=1}^N \rho_{i,t}^k m_{i,t}^k a'_{i,t} \quad (8)$$

第三步, 校准资产抛售数量并求取真实的 $PI_{k,t}^r$ 。在抛售资产过程中, 银行很可能因损失过大而破产, 因此需对抛售数量进行校正。也即, 需判断银行是否在抛售过程中权益金即亏损为 0。若亏损为 0, 则取其权益金为 0 时的抛售资产数量为最终抛售数量, 从而计算每项资产抛售总量 $C_{i,t}^{k,r}$ 及对应的资产抛售比例 $\rho_{i,t}^{k,r}$, 并确定真实的 $PI_{k,t}^r$, 具体如式 (9) 所示。

$$e'_{i,t} - \frac{1}{2} \sum_{k=1}^K (l_{k,z} \sum_{i=1}^N C_{i,t}^{k,r}) C_{i,t}^{k,r} = 0 \quad (9)$$

第四步, 确定各银行遭受的资产抛售损失, 更新资产、权益等, 及确定下一轮的初始冲击大小。求取 $PI_{k,t}^r$ 后, 可计算银行 i 遭受的资产抛售损失 ($LOSS_{i,t}^{FS}$), 如下所示:

$$LOSS_{i,t}^{FS} = \frac{1}{2} \sum_{k=1}^K PI_{i,k}^r \rho_{i,t}^{k,r} m_{i,t}^k a'_{i,t} \quad (10)$$

本文从资产端出发，充分考虑资产价格的传染效应，将上一轮资产价格下跌作为下一轮的初始冲击。在计算下一轮初始损失时，即计算银行的盯市损失（ $LOSS_{i,t}^{IS}$ ）时需对资产、权益等进行更新。也即，将 $a'_{i,t}$ 扣减该轮抛售资产量，将 $e'_{i,t}$ 扣减该轮资产抛售损失（ $LOSS_{i,t}^{FS}$ ），以 $a_{i,t+1}$ 、 $e_{i,t+1}$ 表示。随后，更新资产比例，以 $m_{i,t+1}^k$ 表示。

若上一轮传染结束后存在未破产银行，那么其遭受的盯市损失还将引发新一轮资产抛售。由前文可知，本文将盯市损失作为下一轮的初始冲击，即：

$$LOSS_{i,t}^{IS} = \sum_{k=1}^K PI_{k,t}^r m_{i,t+1}^k a_{i,t+1} \quad (11)$$

若银行在第 t 轮传染过程中和第 $t+1$ 轮冲击后都未破产，则银行在第 t 轮时遭受的总溢出损失如下：

$$LOSS_{i,t} = LOSS_{i,t}^{IS} + LOSS_{i,t}^{FS} \quad (12)$$

若银行在第 t 轮传染过程中发生破产，即银行遭受的传染损失大于银行权益总额，银行将破产，且无法全额偿付部分债务。

第五步，确定每轮传染中银行遭受的总溢出损失。考虑到中国银行业的特殊情况，结合假设IV，本文将银行遭受的总溢出损失分为四种情况：（1）若在第 $t-1$ 轮时，银行 i 已破产，那么银行 i 退出银行网络并计入破产银行集。（2）若在第 t 轮时，银行 i 在遭受初始冲击后存活，但是在后续的资产抛售损失过大而破产，那么银行 i 在第 t 轮遭受的总溢出损失等于其剩余的权益总值。（3）若银行 i 在第 t 轮遭遇初始冲击损失与资产抛售损失后仍未破产，但后续的盯市损失过大而破产，则该轮的总溢出损失等于其余下的权益总值。（4）若银行在遭受下一轮初始冲击后仍然存活，则该银行所遭受的传染损失总额则为资产抛售损失与盯市损失之和。上述情况，实际上是扣减由于初始冲击造成的权益损失后，主要考虑溢出效应导致的权益损失，用公式表达如下所示：

$$LOSS_{i,t} = \begin{cases} e'_{i,t}, e'_{i,t} \geq 0 \ \& \ e'_{i,t} \leq LOSS_{i,t}^{FS}, t > 0 \\ e'_{i,t}, e'_{i,t} > LOSS_{i,t}^{FS} \ \& \ e_{i,t+1} \leq LOSS_{i,t}^{IS}, t > 0 \\ LOSS_{i,t}^{FS} + LOSS_{i,t}^{IS}, e_{i,t+1} > LOSS_{i,t}^{IS}, t > 0 \end{cases} \quad (13)$$

因此，在第 t 轮中，银行体系所遭受的总溢出损失如下：

$$LOSS_t = \sum_{i=1}^N LOSS_{i,t}, t \geq 1 \quad (14)$$

关于银行体系系统性风险度量指标，本文采纳方意（2016a）构建的 SR 指标。 SR 指标是金

融体系总溢出损失与初始权益总额比值。具体公式如下：

$$SR = \sum_{i \geq 1} LOSS_i / \sum_{i=1}^N E_{i,0} \quad (15)$$

其中， $LOSS_i$ 是银行体系每轮遭受的总溢出损失， $E_{i,0}$ 是银行 i 遭遇冲击之前的初始权益总额。 SR 指标包含多轮传染损失，能更加准确地反映金融体系在某个特定初始冲击下遭受的传染损失，优于 Greenwood et al. (2015) 构建的总脆弱性指标 (AV 指标)。

(二) 中国银行业系统性风险特征

在进行相应的数据处理和参数校准后（具体结果备索），根据 2009 年至 2016 年 13 家上市银行¹的年报数据，在相应的参数设定下进行网络模拟，可以从系统性风险指标 (SR)、银行体系总溢出损失、模拟破产银行数量等三个角度探讨中国银行业风险特征。

首先，本文发现中国银行业风险具有显著的两阶段特征。据图 1，在整个样本期间，中国的 SR 指标与银行体系总溢出损失的变动趋势基本一致，整体呈现下降趋势，且表现出显著的两阶段特征。具体而言，在 2009 年至 2012 年期间，这两个指标数值均处于高位，波动幅度也较大，本文将此阶段定义为高风险阶段；2013 年至 2016 年间，系统性风险快速下降，随后稳定在 5% 以下的较低水平，且波动幅度较小，本文将此阶段定义为低风险阶段。特别地，进入 2016 年后，两个指标均有所回升。

其次，对比 SR 指标和银行体系总溢出损失指标，可以发现 SR 指标作为一个相对指标表现出较强的优越性。由于银行体系总溢出损失是一个绝对指标，其规模受银行体系初始资本规模大小影响，而 SR 指标剔除了银行初始资本规模对系统性风险大小的影响，能更为准确地反映银行体系的系统性风险水平。



图 1 银行体系系统性风险 SR 指标和总溢出损失

¹ 包括工商银行、建设银行、中国银行、农业银行、交通银行、招商银行、民生银行、平安银行、华夏银行、光大银行、兴业银行、中信银行、浦发银行。

再次，破产银行数量指标仅可识别存在破产时的系统性风险，但 SR 指标可测算任何情况下的系统性风险。本文测算的破产银行数量结果为，分别在 2009 年与 2010 年出现银行破产，其余年份未发生破产。这说明，降价抛售传染过程中并不必然存在银行破产现象。此外，在本文的破产银行数量结果中，银行破产现象是在第 2 轮传染以后的传染轮数中发生。由此表明：只考虑第一轮传染损失将严重低估风险传染结果，所以 Greenwood et al. (2015) 构建的指标存在严重不足。

三、抛售博弈与微观审慎抛售下的系统性风险

本部分首先分析不同抛售规则下银行体系系统性风险的差异，并发现在“微观审慎”抛售规则下，系统性风险更高。其次，为探究微观审慎与宏观审慎之间的内在联系，本部分利用博弈论分析框架对银行个体理性与集体理性的策略选择及其导致的损失和系统性风险情况进行分析。

（一）抛售规则与银行体系系统性风险

在抛售资产时，银行可选择不同的抛售规则。然而，不同的抛售规则将导致截然不同的系统性风险结果。首先，考虑银行先抛售非流动性资产的情况。如图 2 所示，当模型设定为先抛售非流动性资产的抛售规则时， SR 指标显著高于其余两种抛售规则下的结果，并且在 2009 年至 2012 年期间持续处于 40% 以上的较高水平。其次，考虑银行先抛售流动性资产的情况。如图 2 所示，银行先抛售流动性资产时， SR 指标远低于基准模型以及抛售规则 2 的结果，基本在 0.80% 水平以下。原因在于，先抛售流动性资产具有两种正向作用：（1）缓冲作用。资产抛售时，给定总抛售数量，先抛售流动性资产造成负外部性较低，为后续可能要抛售的非流动性资产提供“缓冲”作用。（2）“救市”作用。抛售流动性资产并不会产生传染效应，可使得整个银行体系传染损失最小。

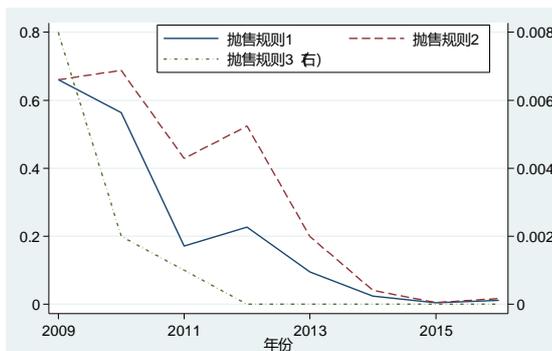


图 2 三种抛售规则下的 SR 指标结果

注：抛售规则 1 代表按现有比例抛售资产（本文基准模型）；抛售规则 2 代表先出售非流动性资产的抛售规则；抛售规则 3 代表先出售流动性资产的抛售规则。

（二）银行降价抛售博弈

1. 理论分析

据图 2 及前文分析可知，先抛售流动性资产相对于先抛售非流动性资产可显著降低银行体系系统性风险。然而，在实践过程中，若不存在监管部门强制规定，各银行不会选择先抛售流动性资产。为解释该结果，本文将网络模型与博弈相结合。该博弈的具体情境为：遭遇外部冲击后，为满足监管杠杆要求银行需要抛售资产，且银行有两种可选行动：先抛售非流动性资产的行动；先抛售流动性资产的行动。为模型求解方便，这里仅考虑两家银行（银行 A 与银行 B）的情形。

为求解模型，本文假设持有流动性资产存在“影子”收益。也即，持有流动性资产会获得流动性窖藏收益。该假设的合理性在于：（1）银行具有流动性窖藏动机。当金融体系遭受较强的负向冲击时，为避免陷入流动性危机，银行往往会进行流动性窖藏，且银行流动性窖藏行为还具有传染性。（2）银行流动性窖藏行为能为银行自身带来流动性窖藏收益。首先，相对于流动性较差的资产，银行保留流动性较好的资产可享受更高的流动性溢价。其次，进行流动性窖藏可降低银行自身的预期损失。此外，在确定预期损失时，本模型设定银行先抛售流动性资产数量的 33.5% 为损失的流动性窖藏收益。其目的是将最严重的后果考虑在内，保证模拟结果的可靠性。“33.5%”这一比例设定的原因为：当银行都选择先抛售非流动性资产时，在模拟过程中，资产收益率最低约为-33.5%。

表 1 银行降价抛售博弈累积传染损失

		B	
		先抛售非流动性资产	先抛售流动性资产
A	先抛售非流动性资产	$(Loss_{1,A}, Loss_{1,B})$	$(Loss_{2,A}, Loss_{3,B})$
	先抛售流动性资产	$(Loss_{3,A}, Loss_{2,B})$	$(Loss_{4,A}, Loss_{4,B})$

结合模型，可将银行降价抛售博弈的预期损失矩阵表示出来，如表 1 所示。其中， $Loss_{1,A}$ 与 $Loss_{2,A}$ ($Loss_{1,A} > 0$, $Loss_{2,A} > 0$) 代表在银行 B 选择两种不同行动时，银行 A 先抛售非流动性资产遭受的损失。其他变量依此类推。同时，结合负外部性的定义以及图 2 所示各类抛售规则

下的系统性风险情况，可以发现在预期收益矩阵中，存在 $Loss_{2,A} < Loss_{1,A} < Loss_{4,A} < Loss_{3,A}$ 的关系（B 银行在各类情形下的预期损失也存在此关系）。

总体而言，先抛售非流动性资产的行动对于两家银行都是占优策略。此时，博弈的纳什均衡是一种“囚徒困境”。若将该博弈拓展至 N 家银行，在缺乏监管部门强制规定时， N 家银行进行独立决策，每家银行选择先抛售非流动性资产也是唯一的纳什均衡，理由同上。

2. 银行降价抛售博弈的实证模拟

以上分析皆为理论探讨，接下来利用真实的银行业数据以及前述的理论模型进行实证模拟。这里将银行 A 看作中国银行体系中传染性较高的五家大型商业银行——工商银行、农业银行、中国银行、建设银行及交通银行，将银行 B 看作其余 8 家银行。原因在于：（1）中国银行体系具有聚类性质。从资产规模、资产结构、风险偏好以及受监管情况等几方面而言，大型商业银行是一类银行，股份制银行是另一类银行。（2）将同类型银行简化为一家银行可简化博弈模型以及博弈结果计算过程。

随后，分别测算两类银行在四种不同的行动组合下的系统性风险水平及银行各自遭受的损失。为节省篇幅，选择系统性风险 SR 指标最高的年份（2009 年）进行分析，其他年份结果完全类似。其中，表 2 是 SR 指标结果。据表 2 可知，两家银行选择[先抛售流动性资产，先抛售流动性资产]这一策略组合导致的系统性风险水平最低。这个策略组合实际上具有“宏观审慎”性质，先抛售流动性资产的抛售行为则为“宏观审慎抛售”。具体而言，“宏观审慎抛售”是各金融机构为集体理性、考虑整体最优化出发所选择的抛售策略，使得系统性风险最小。为此，定义上述策略组合的博弈结果则为“宏观审慎均衡”。

表 2 2009 年银行降价抛售博弈 SR 指标

		B	
		先抛售非流动性资产	先抛售流动性资产
A	先抛售非流动性资产	66.0%	66.0%
	先抛售流动性资产	39.8%	0.75%

然而，结合表 2 与前文分析可知，若两家银行均选择其占优策略时，[先抛售非流动性资产，先抛售非流动性资产]这一行动组合将使得银行体系系统性风险最高。这从实证角度论证了：银行的占优策略实际上具有微观审慎性，先抛售非流动性资产的抛售实为微观审慎抛售。具体而言，“微观审慎抛售”是各金融机构为个体理性、仅考虑自身最优化所选的抛售策略，极易导致金融危机。为此，定义上述策略组合的博弈结果为“微观审慎均衡”。

3. 从微观审慎均衡至宏观审慎均衡的过渡过程

进一步而言，宏观审慎均衡与微观审慎均衡的系统性风险结果是两种极端情况。事实上，这两种极端情况之间还存在过渡状态。为此，假设遭受冲击后，银行首先抛售一定比例的流动性资产。当考虑的抛售流动性资产比例由 0% 增长至 100% 时，博弈结果逐渐由微观审慎均衡向宏观审慎均衡转移。本文以每种先抛售流动性资产占比下的系统性风险指标（ SR ）相对于微观审慎抛售下 SR 指标结果的差值来观察博弈均衡结果的转变。这是银行体系整体的优化结果，可将优化带来的差值称之为收益。

为了更好地展示结果，本文以包络线的形式呈现最终结果。包络线是指由所有样本年份的收益结果集合在每个不同抛售占比的最大值点所形成的平滑曲线。如图 3 所示，该结果佐证了前述理论分析结果。也即，先抛售部分流动性资产可降低金融体系整体的系统性风险，并使博弈结果由微观审慎均衡逐步向宏观审慎均衡移动。此外，如图 3 所示，当收益小于 35%（图示虚线处）时，收益增速较快。此后，收益增速逐渐放缓。增速放缓的主要原因在于收益大于 35% 时，网络中只剩部分受初始冲击影响较大的银行，若此时要提升收益需抛售更多的流动性资产。

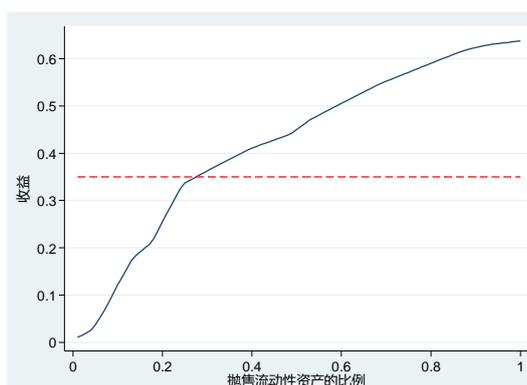


图 3 抛售不同比例的流动性资产对银行体系整体收益的影响

四、宏观审慎政策的收益与成本分析

由第三部分分析可知，微观审慎抛售是纳什均衡，是集体非理性的表现。然而，公共部门的参与能促进银行间达成合作均衡，从而避免发生上述情况。因此，本文在此部分论证促使宏观审慎均衡结果成为纳什均衡的宏观审慎政策，并量化宏观审慎政策的成本与收益。

（一）宏观审慎政策的理论分析

本文引入宏观审慎当局作为介入博弈的第三方（或公共部门），并基于“激励机制”理念提出宏观审慎政策。本文的宏观审慎政策包括两类：事前的宏观审慎政策与事后的宏观审慎政策。事前的宏观审慎政策，指的是宏观审慎当局通过实施“奖励”或者“惩罚”的政策措施劝诱银

行进行宏观审慎抛售。这类政策比较类似于实践中宏观审慎当局实施的“窗口指导”政策，因此本文将其称为宏观审慎“窗口指导”政策。事后的宏观审慎政策，指宏观审慎当局作为抛售非流动性资产的银行交易对手方，缓解其抛售非流动性资产压力，进而降低其抛售非流动性资产动机的政策。这类政策类似于全球金融危机期间中央银行实施的“流动性”注入政策，因此本文将其称为宏观审慎“流动性注入”政策。

在“窗口指导”政策中，宏观审慎当局实际上是信号发送者——发送“奖励”或“惩罚”的承诺。银行实际上是信号接收者，在接收信息后，其根据宏观审慎当局承诺的“奖励”或“惩罚”选择自身的最优行动。在“窗口指导”政策下，如若银行不执行宏观审慎抛售，则对其进行“惩罚”，进而导致银行的微观审慎抛售预期损失增加 y ($y > 0$)。如若银行执行宏观审慎抛售，则对其进行“奖励”，使得银行进行宏观审慎抛售的预期损失减少 x ($x > 0$)。因此，当同时满足以下两个条件时，银行 A 会选择宏观审慎抛售，如式 (17) 所示。由于奖励和惩罚对称，当 y 或 $x+y$ 满足式 (17) 时，具有同样效果。银行 B 亦是如此。此外，由式 (17) 还可看出，各国的宏观审慎当局还可根据自身特征在 x 与 y 之间进行权衡。

$$\begin{cases} x > Loss_{1,A} - Loss_{3,A} + LA_{1,A} \\ x > Loss_{2,A} - Loss_{4,A} + LA_{2,A} \end{cases} \quad (16)$$

根据前文分析可知，“流动性注入”政策是一种事后的宏观审慎政策。在该政策中，宏观审慎当局作为资产市场中的买方，其通过增持非流动性资产进而提高非流动性资产流动性，使得非流动性资产的流动性折扣率参数减小，从而导致银行抛售资产行为对资产价格的影响变小，进而使得各银行遭受的传染损失都降低。

对比“窗口指导”政策和流动性注入政策可以发现：由于“奖励”和“惩罚”对称，因此“窗口指导”的政策成本是包含宏观审慎当局在内的整个金融体系的总成本。在实施“流动性注入”政策时，宏观审慎当局直接购买非流动性资产，仅考虑宏观审慎当局付出的实际成本。这源于，“窗口指导”政策与“流动性注入”政策的实施方式存在差异，导致两者政策成本的承担主体也存在差异。

(二) 宏观审慎政策成本与收益的度量

以上两种政策均可使得宏观审慎抛售成为纳什均衡，但在实际操作中，政策实施者还需要考虑实施政策的成本和收益，从而确定适宜的宏观审慎政策。因此，本部分对宏观审慎政策的成本与收益进行度量，并根据度量结果分析影响政策成本的主要原因以及政策成本与收益的关系，据此得出了宏观审慎政策实施的优先顺序。

1. 宏观审慎政策成本与收益计算方法

为确定“窗口指导”政策以及“流动性注入”政策成本与收益，本文利用前文数据计算每年各项政策促使纳什均衡结果为宏观审慎均衡时所需付出的成本以及银行体系整体获得的收益。在此，收益由两种均衡下的银行体系的资本金总损失的差异表示。

在计算“窗口指导”政策成本时，本文首先利用前文模型分别计算两类银行选择不同策略时的传染损失。随后，根据“窗口指导”政策的均衡条件分别计算使得两类银行选择宏观审慎抛售时的政策成本。最后，加总得到“窗口指导”政策的总成本，并进行标准化处理，即利用成本与该年银行体系权益总额的比例作为最终结果。

在计算“流动性注入”政策成本时，在计算“流动性注入”政策成本时，借鉴 Capponi & Larrson (2015)，本文将宏观审慎当局看作潜在买者，以其买入资产的规模 (SA_t) 作为政策变量。随后，调整买入资产的规模，并根据式 (18) 计算宏观审慎当局进入市场后资产的流动性折扣率参数 ($l'_{k,t}$)，从而计算最终的系统性风险情况，并以买入资产的规模作为政策成本。具体步骤备索。

$$l'_{k,t} = h_k \bar{l}_k / (w_t + SA_t) \quad (17)$$

2. 宏观审慎政策成本与收益的结果与分析

图 4.1 是实施“流动性注入”政策与“窗口指导”政策时的政策成本。如图 4.1 所示，“窗口指导”政策的政策成本总体呈下降趋势，且与 SR 指标处于同一数量级，且与银行体系系统性风险相关性极高。然而，“流动性注入”政策的政策成本极高，且其对系统性风险的小波动并不敏感。此外，在 2011 年时，“流动性注入”政策的政策成本出现了跳跃式下降。随后，政策成本变化则较为平滑，呈现出连续性。“流动性注入”政策成本出现大幅度跳跃变动与其政策特点及银行破产有直接联系。具体而言：(1) “流动性注入”政策的政策目的不允许出现银行破产，从而在模拟过程中出现银行破产时，宏观审慎当局必须投入大量资金购买资产以避免出现银行破产，进而 2009 年的流动性注入成本非常高。(2) 在 2010 年时，政策成本跳跃式下降的主要原因为 2010 年时银行体系银行破产数量大大降低。

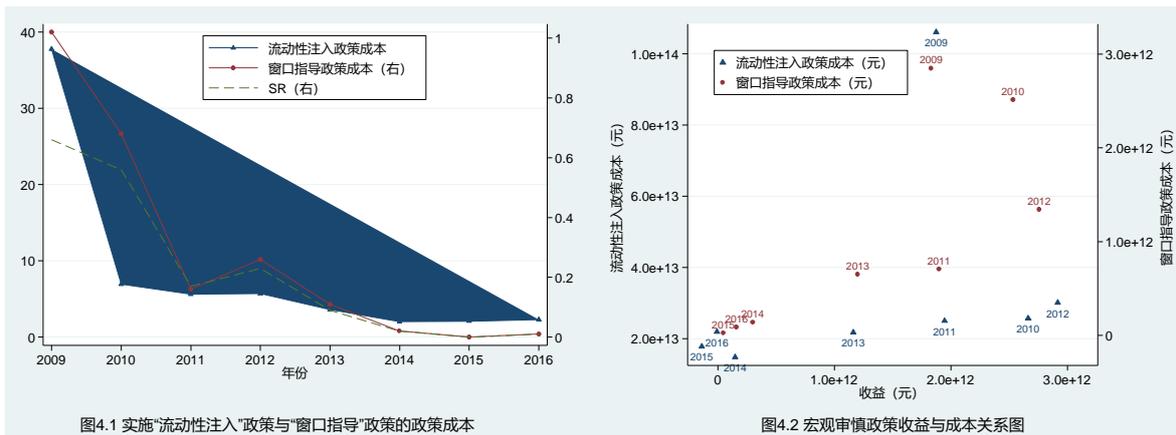


图4.1 实施“流动性注入”政策与“窗口指导”政策的政策成本

图4.2 宏观审慎政策收益与成本关系图

图 4 宏观审慎政策成本、收益结果

相较于“流动性注入”政策，“窗口指导”政策的政策成本较低，且与银行体系系统性风险相关性极高。原因在于，遭受外部冲击后，银行需要抛售非流动性资产以达到监管杠杆要求，进而使得非流动性资产价格的下跌幅度预期越高。为此，系统性风险水平越高的情形下，往往意味着作为“危险资产”的非流动性资产的“危险程度”越高，进而金融机构进一步抛售非流动性资产的动机越强。因此，越高的系统性风险水平，宏观审慎当局对银行的奖励或者惩罚承诺必须越高才能使得宏观审慎抛售为纳什均衡。

除了考察宏观审慎政策的政策成本演进趋势外，本文还将宏观审慎政策的成本与收益进行对比分析，发现政策成本与政策收益间呈现聚类效应。如图 4.2 所示，处于低风险阶段的样本点集中聚集于图形左下角，样本点分布十分集中。处于高风险阶段的样本点则散布在图形右半侧。总体看来，在获得同等收益的情况下，也即系统性风险下降相同水平时，“窗口指导”政策的成本更低，尤其在高风险阶段更具有优势。此外，宏观审慎当局实施高成本的“流动性注入”政策以维持金融稳定，这在某种程度上类似于一种政府“背书”，很可能导致银行事前风险承担增加。长期来看，“流动性注入”政策的政策目的将极易诱发银行的道德风险，从而导致系统性风险不断积累。

3.宏观审慎政策实施的优先顺序

根据前文可知，在获得同等收益的情况下，“窗口指导”政策的政策成本远低于“流动性注入”政策，且“流动性注入”政策极易诱发道德风险，导致银行增加风险承担。因此，理论而言，宏观审慎当局应当优先考虑实施“窗口指导”政策。然而，“窗口指导”政策作为事前制定的政策，在某些极端情况下很可能成为不可置信的承诺。综上所述，为避免出现“囚徒困境”与银行道德风险，降低宏观审慎实施成本，本文认为宏观审慎当局应当同时具备“窗口指导”

和“流动性注入”两方面的政策，并区分实施时的优先顺序。在一般市场压力情形时，宏观审慎当局可优先通过窗口指导来劝诱机构投放正外部性资产，但宏观审慎当局不能过度依赖银行的“自救行为”。在市场压力过大，机构的“自救”行为无法达到维护金融稳定的目标时，中央银行再启动“流动性注入”政策，向市场进行量化宽松的流动性注入，防止系统性风险进一步扩散。这样可避免银行出现道德风险。

（三）宏观审慎政策实施实践

前文主要从理论上分析了宏观审慎政策的性质、实施机理以及量化政策成本等，本部分结合政策实践情况对宏观审慎政策的主要实施模式及适用情况等进行分析。

从历史经验来看，国内外都曾通过各种不同形式实施过“流动性注入”政策，但实施的频率较低。进一步总结可以发现“流动性注入”政策主要有两种不同的实施模式。第一种模式为以信贷方式向金融机构或市场注入流动性，即信贷模式。金融机构可根据自身情况以合格的非流动性资产作为抵押品获取流动性。该种模式未被前文政策理论分析过，其主要作用机制为：通过将部分非流动性资产抵押或置换给宏观审慎当局，减少金融机构所抛售的非流动性资产数量，从而降低系统性风险。第二种模式为以直接购买金融资产的方式向金融机构或市场注入流动性，即资产购置模式。在该模式中，宏观审慎当局具有绝对主动权。前文政策理论分析中所采用的即为这种模式。

后危机时代，各国央行推出了大量创新型货币工具并购买了大量金融资产对市场进行流动性注入（具体结果备索）。例如对比各国“流动性注入”政策实施效果和引入节点，本文发现：

（1）实施“流动性注入”政策的时间节点往往处于较为严重的金融危机期间或之后。（2）资产购置模式较信贷模式而言具有见效快的优点。此外，结合前文模型结果可知，传染轮数越多，外生冲击所导致的溢出损失将越高。见效快的资产购置模式更为适宜与应对金融危机或较大的外生冲击。因此，本文的政策理论部分仅考虑资产购置模式。

目前，“窗口指导”政策也主要具有两种实施模式。第一种模式为“公开”模式，例如宏观审慎当局通过公共平台或媒体平台与外界进行政策沟通。尽管在该模式下，宏观审慎当局几乎无需付出成本，但由于现实因素较为复杂，该模式最终可达的政策效果难以估量。第二种模式为“指导”模式。该模式与本文分析的“窗口指导”政策一致。也即，宏观审慎当局直接指导金融机构从而影响金融机构的行为。此外，结合前文理论分析，各国宏观审慎当局可在当前的“窗口指导”政策体系下，通过设定合适的惩罚或奖励来改变金融机构不同策略选择下的期望

收益，并充分运用其监管体系，增加“窗口指导”的置信度，从而达到更强的政策效果。在政策实践中，各国宏观审慎当局一般将该政策用于平抑较小的市场波动或在危机前夕引导金融机构的行为，且仅在该政策失效时才采用“流动性注入”政策。

综上，基于各国政策实践情况的梳理发现：政策成本和政策性质的差异导致宏观审慎政策的使用频率以及顺序存在差别，进而印证前述关于宏观审慎政策实施的优先顺序的分析。

五、结论与政策建议

本文将度量系统性风险的网络模型与博弈相结合，首次从空间维度量化宏观审慎政策有效性。本文提出并论证了：宏观审慎政策本质上是促使银行合作结果为纳什均衡的一种激励手段。基于该理念和原创的理论模型，可以从影响系统性风险视角量化宏观审慎政策的收益与成本。具体而言，本文得到的结论如下：

第一，本文提出全新的宏观审慎政策理念，并利用该理念结合博弈论以及构建的系统性风险指标量化了宏观审慎政策成本与收益。本文认为宏观审慎政策是一种促进银行合作的激励机制。具体体现为，宏观审慎政策通过激励银行实施宏观抛售，并使得宏观审慎抛售是纳什均衡。基于该于该激励机制，本文通过博弈分析框架并结合系统性风险指标量化了“窗口指导”政策和“流动性注入”政策的政策成本。

实证结果发现，“窗口指导”政策的政策成本与系统性风险指标（SR）处于同一数量级，且与系统性风险高度相关。原因在于，越高的系统性风险水平，宏观审慎当局对银行的奖励或者惩罚承诺必须越高才能使得宏观审慎抛售为纳什均衡。最终使得“窗口指导”政策的政策成本与系统性风险高度相关。“流动性注入”政策的政策成本极高，处于每年资本金规模的2倍至38倍之间，且其与系统性风险的相关性相对于“窗口指导”政策更弱。原因在于，模型模拟过程中破产情况的出现以及技术性破产的模型设定。此外，政策成本与政策收益间呈现聚类效应，低风险阶段的样本点聚集于左下角，高风险阶段样本点聚集于右上角。这源于，高风险阶段的系统性风险水平远高于低风险阶段，若要达到宏观审慎均衡，则需付出较高的成本。不同阶段系统性水平的差异导致单位收益所需付出的成本存在较大差异，从而导致样本点的聚类效应。

第二，基于宏观审慎政策成本与政策收益之间的关系，本文提出了宏观审慎政策实施顺序。本文认为宏观审慎当局可在一般市场压力情形下实施宏观审慎“窗口指导”政策，而在市场压力过大时实施宏观审慎“流动性注入”政策。原因在于，“流动性注入”政策的政策成本高且单

位成本的收益较低，易发生道德风险，而“窗口指导”政策是事前承诺，在市场压力过大时，该政策的承诺很可能不可置信。此外，

基于上述结论以及本文的相关论述，为尽可能限制系统性风险，有效实施宏观审慎政策，本文认为宏观审慎当局应该做好以下几点：

(1) 关注银行部门交易对手方的资产规模等，以掌握整体市场的流动性水平。首先，根据本文的理论模型，银行交易对手方的资产规模非常影响银行持有资产的流动性折扣率参数，而该参数对银行体系系统性风险非常大。此外，由本文的分析过程可知，宏观审慎政策的实施成本还与该指标紧密相关。影响着银行资产抛售行为对资产价格水平的影响，即对系统性风险水平影响大。其次，根据资产流动性折扣率参数的校准过程可知，非银行部门的资产规模对宏观审慎政策的政策成本有着重要影响。

(2) 应保持足够的信誉或威信，拥有充足的资金水平。在实施宏观审慎政策时，应掌握银行持有各类资产的头寸及抛售资产的情况。这是宏观审慎政策顺利实施的必要条件。

参考文献

- [1]. 范小云、段月姣和杨昊晰, 2018, 《人口结构与系统性风险测度及监管——以利率为纽带的视角》, 《经济研究》, 第 8 期, 第 52~67 页。
- [2]. 范小云、方意和王道平, 2013, 《我国银行系统性风险的动态特征及系统重要性银行甄别——基于 CCA 与 DAG 相结合的分析》, 《金融研究》, 第 11 期, 第 82~95 页。
- [3]. 范小云、王道平和方意, 2011, 《我国金融机构的系统性风险贡献测度与监管——基于边际风险贡献与杠杆率的研究》, 《南开经济研究》, 第 4 期, 第 3~20 页。
- [4]. 范小云、王道平和刘澜飏, 2012, 《规模、关联性与中国系统重要性银行的衡量》, 《金融研究》, 第 11 期, 第 16~30 页。
- [5]. 方意, 2015, 《主板与中小板、创业板市场之间的非线性研究:“市场分割”抑或“危机传染”?》, 《经济学(季刊)》, 第 4 期, 第 373~402 页。
- [6]. 方意, 2016a, 《系统性风险的传染渠道与度量研究——兼论宏观审慎政策实施》, 《管理世界》, 第 8 期, 第 32~57 页。
- [7]. 方意, 2016b, 《宏观审慎政策有效性研究》, 《世界经济》, 第 8 期, 第 25~49 页。
- [8]. 方意, 2017, 《中国银行业系统性风险研究——宏观审慎视角下的三个压力测试》, 《经济理论与经济管理》, 第 2 期, 第 48~66 页。
- [9]. 方意、陈敏和杨熾平, 2018, 《金融市场对银行业系统性风险的溢出效应及渠道识别研究》, 《南开经济研究》, 第 5 期, 第 58~75 页。
- [10]. 方意、赵胜民和王道平, 2012, 《我国金融机构系统性风险测度——基于 DGC-GARCH 模型的研究》, 《金融监管研究》, 第 11 期, 第 26~42 页。
- [11]. 方意和陈敏, 2019, 《经济波动、银行风险承担与中国金融周期》, 《世界经济》, 第 2 期, 第 3~25 页。
- [12]. 方意和郑子文, 2016, 《系统性风险在银行间的传染路径研究——基于持有共同资产网络模型》, 《国际金融研究》, 第 6 期, 第 61~72 页。
- [13]. 李明辉和黄叶范, 2017, 《商业银行系统性风险溢出及系统重要性研究——来自中国 16 家上市银行 CoVaR 的证据》, 《华东师范大学学报(哲学社会科学版)》, 第 5 期, 第 106~116 页。
- [14]. 李政、梁琪和方意, 2019, 《中国金融部门间系统性风险溢出的监测预警研究——基于下行和上行 ΔCoES 指标的实现与优化》, 《金融研究》, 第 2 期, 第 40~58 页。
- [15]. 梁琪、李政和郝项超, 2013, 《我国系统重要性金融机构的识别与监管——基于系统性风险指数 SRISK 方

- 法的分析》，《金融研究》，第 9 期，第 56~70 页。
- [16]. 马君潞、范小云和曹元涛，2007，《中国银行间市场双边传染的风险估测及其系统性特征分析》，《经济研究》，第 1 期，第 68~78 页。
- [17]. 唐文进和苏帆，2017，《极端金融事件对系统性风险的影响分析——以中国银行部门为例》，《经济研究》，第 4 期，第 17~33 页。
- [18]. 童中文、解晓洋和邓熳利，2018，《中国银行业系统性风险的“社会性消化”机制研究》，《经济研究》，第 2 期，第 124~139 页。
- [19]. 杨子晖、陈雨恬和陈里璇，2019，《极端金融风险的有效测度与非线性传染》，《经济研究》，第 5 期，第 63~80 页。
- [20]. 杨子晖、陈雨恬和谢锐楷，2018，《我国金融机构系统性金融风险度量与跨部门风险溢出效应研究》，《金融研究》，第 10 期，第 19~37 页。
- [21]. Acharya, V. V., V. Viral, L.H. Pedersen, T. Philippon and M. Richardson, 2017, “Measuring Systemic Risk”, *Review Of Financial Studies*, Vol.30, 2-47.
- [22]. Adrian, T. and M. K. Brunnermeier, 2016, “CoVaR”, *American Economic Review*, Vol.106, 1705-1741.
- [23]. Allen, F., & Carletti, E, 2012 “Systemic risk and macroprudential regulation”, In *The Global Macro Economy and Finance* (pp. 191-210), Palgrave Macmillan, London.
- [24]. Borio, Claudio E. V. , P. Disyatat , and M. Juselius, 2013, “Rethinking Potential Output: Embedding Information About the Financial Cycle”, *Oxford Economic Papers*, 69(3).
- [25]. Brownlees, C. and R. F. Engle, 2017, “SRISK: A Conditional Capital Shortfall Measure of Systemic Risk”, *Review Of Financial Studies*, Vol.30, 48-79.
- [26]. Capponi, A. and M. Larsson, 2015, “Price Contagion through Balance Sheet Linkages”, *Review Of Asset Pricing Studies*, Vol.5, 227-253.
- [27]. Cifuentes, R., G. Ferrucci and H. S. Shin, 2005, “Liquidity risk and contagion”, *Journal of the European Economic Association*, Vol.3, 556-566.
- [28]. Cont, R. and E. Schaanning, 2014, “Fire Sales and Price Mediated Contagion: Modeling, Monitoring and Prudential Policy”, *Working Paper*, https://www.stochastic.uni-hannover.de/fileadmin/institut/pdf/LUH_Cont.pdf.
- [29]. Cont, R. and E. Schaanning, 2015, “A threshold model for fire sales and price-mediated contagion”, *Working Paper*, http://sfi.epfl.ch/files/content/sites/sfi/files/shared/Swissquote%20Conference%202015/Schaanning_amamef.pdf.

- [30]. Duarte, F. and T. M. Eisenbach, 2013, “Fire-sale spillovers and systemic risk”, Federal Reserve Bank of New York, *Staff Reports* No. 1409841.
- [31]. Greenwood, R., A. Landier and D. Thesmar, 2015, “Vulnerable banks”, *Journal of Financial Economics*, Vol.115, 471-485.

Systemic Risk, the Fire-sale Game and Macro-prudential Policy

Yi Fang, Liling Huang

Abstract: When a bank experiences a negative shock, it can set the fire-sale rule according to the assets liquidity. Finally, the behaviour of banks comes to contagion risk. Selling illiquidity assets first is micro-prudential, and selling liquidity assets firstly is macro-prudential. When banks choose micro-prudential fire-sale which is a Nash Equilibrium, it leads to higher systemic risk level than banks choosing macro-prudential fire-sale. We propose that macro-prudential policy is an incentive mechanism essentially. Based on this idea, combining game theory with *SR* index which come from the network model, we can measure the time-variant costs and benefits of the Window-guidance policy and the Liquidity Injection policy. The results show that the Window-guidance policy is much better than the Liquidity Injection policy. Based on these results, we propose the implementation order of macro-prudential policies. Through summarizing and analyzing the policy practice, we demonstrate the feasibility of the above macro-prudential policy and the rationality of the prior implementation order of the policies.

Key Words: Systemic Risk; Price Mediated Contagion; Cost of Macro-prudential Policy, the Fire-sale Game

货币政策调控框架转型、财政乘数非线性变动 与新时代财政工具选择¹

卞志村² 赵亮³ 丁慧⁴

【摘要】中国货币政策调控框架正从数量型为主向价格型为主转型，货币政策的变动会影响到财政乘数。本文在新凯恩斯框架下构建 DSGE 模型，建立权重可调的混合型货币政策规则，考察货币政策调控框架渐进转型过程中政府投资、政府消费、投资补贴、消费税、资本收益税和劳动税等六类结构性财政工具调控效果变动情况。研究表明，货币政策调控框架转型会显著影响财政乘数，且财政乘数随转型进程非线性变动，其机理在于货币政策转型影响财政冲击对私人资本的挤出效应强度。中国经济发展进入新时代，需要构建高效协同的宏观调控框架，财政政策应密切关注货币政策调控框架转型进程，以保证调控力度恰当、干预效果合意；对财政工具的选择应更加重视结构性减税与投资补贴，以改善民生福祉、激发经济活力；财政调控应有增有减，以维持预算平衡、防范化解政府债务风险。

【关键词】货币政策框架；混合规则；数量规则；价格规则；财政工具

一、引言

中国货币政策调控框架正从数量型为主向价格型为主渐进转型。一方面，中国货币需求近年来愈加不稳定，继续以货币供应量作为货币政策中介目标，可能引致价格和产出的大幅波动，这已成为推动货币政策调控框架转型的内生力量（伍戈和连飞，2016）。另一方面，习近平总书记在党的十九大报告中指出，新时代下要加快完善社会主义市场经济体制，加快要素市场化改革，深化利率和汇率市场化改革。一般而言，在利率市场化条件下，价格渠道较之数量渠道传导货币政策更为高效。为此，《国民经济和社会发展第十三个五年规划》作出顶层设计：“构建目标利率和利率走廊机制，推动货币政策由数量型为主向价格型为主转变”。货币政策调控框架呈现渐进转型特征，数量型与价格型调控将会在相当长的时期内并存并重。从近年货币政策操

1 本文转载自《经济研究》2019年第9期

2 卞志村，南京财经大学金融学院

3 赵亮，南京大学商学院

4 丁慧，南京财经大学金融学院

作实践看，价格型工具运用愈加频繁，SLF、MLF 等工具已常态化运作；与此同时，央行 2018 年三次定向降准，2019 年 1 月 15 日和 25 日两次下调存款准备金率各 0.5 个百分点，表明央行对数量型工具的运用并未偏废。从政策前瞻上看，中国人民银行在《2018 年第四季度货币政策执行报告》中表示，下一阶段要实施好稳健中性的货币政策，保持流动性合理充裕；同时继续深入推进利率和汇率市场化改革，增强利率调控能力。这些表述说明，未来央行对“量”“价”调控仍会协同并重。

货币政策调控框架转型会影响财政政策的调控效果。毋庸置疑，货币政策与财政政策存在交互影响，这已被自凯恩斯以来的经济学家所反复确证。研究表明，适当的货币政策可以改善财政政策作用效果（朱军，2014；贾俊雪和郭庆旺，2012），为财政调控创造和节省政策空间（陈小亮和马啸，2016），货币政策规则的变动还会影响到财政乘数（简志宏等，2011）。由此，财政当局也应密切关注货币政策调控框架渐进转型的进程，加强政策协同，以期发挥财政调控的最大效能。

以往文献探讨货币政策对财政调控效果的影响，大多对比货币政策“松”与“紧”、“主动”与“被动”条件下的情形，而鲜有文献着眼于货币政策“价”与“量”两类调控框架下财政工具的效果差异。在货币政策调控框架渐进转型的背景下，结构性财政工具的调控效能将如何变化？这一变化的机理何在？政府又应如何甄选最优财政工具？这些问题尚缺乏系统而深入的探究。为此，本文构建动态随机一般均衡模型，引入兼含数量型与价格型特征且权重渐进可调的混合型货币政策规则，对货币政策调控框架转型进程中各类结构性财政工具调控效果的变动情况进行分析，并尝试阐述其背后的经济机理。

二、文献综述

结构性财政工具选择问题是近年来财政领域的研究热点之一，工具选择会影响到财政调控的宏观经济效应。此类文献通常将财政支出细分为政府投资（又称生产性支出）、政府消费（又称非生产性支出、服务性支出）、投资补贴、转移支付四类工具，将税收抽象为消费税、投资税、资本收益税、劳动税四类工具。此类研究大致可分为两类范式，一类从具体的经济问题出发，考察不同财政工具对企业杠杆率（吕炜等，2016）、物价水平（郭长林，2016）、产业结构（严成樑等，2016；储德银和建克成，2014）、社会福利（黄贇琳和朱保华，2015）等的异质性影响；另一类从财政工具出发，考察各类结构性财政工具的宏观经济效应，据以甄选更优的财政工具。

Forni et al. (2009) 认为对消费和劳动减税可以有效刺激消费和经济增长，而对资本收益减税则在中长期利好投资与产出。卞志村和胡恒强 (2016)、卞志村和杨源源 (2016)、杨源源 (2017) 综合考察各类结构性财政支出与收入冲击的宏观经济效应，认为总体上减税的政策效果优于财政支出扩张，我国财政调控应逐步由大规模支出刺激向结构性减税转变，以促进需求结构向消费驱动转型。

财政政策的调控效果会受到货币政策的影响。在经典的 IS-LM 分析框架中，当表征货币市场均衡的 LM 曲线发生扭转时，财政乘数相应变动，这深刻而形象地表现出货币政策会影响财政调控效果的经济思想。简志宏等 (2011) 同样认为，货币供应机制会影响到财政支出乘数，且货币政策参数对财政乘数起到决定性作用，其影响更甚于财政规则。从经验事实上看，货币政策态势会影响财政支出的调控效果 (刘贵生和高士成，2013)。格林斯潘时期美国资本市场参与率提升、货币政策更加积极，是导致其财政政策有效性在 80 年代后期出现下降的原因 (Bilbiie et al., 2006)。有学者从政策互动视角解释这一交互影响的形成机制。朱柏松等 (2014) 认为，财政和货币政策并不独立，二者之间存在内生的联动性。陈小亮和马啸 (2016) 指出，选取合适的货币政策，可以为财政调控创造和节省政策空间。另有学者从货币政策影响财政政策的传导渠道和挤出效应的视角进行分析。苏平贵 (2003) 认为，利率管理体制对财政政策的传导机制和效应有重要影响，相同的财政政策在不同利率管理体制下的传导机制和效应存在差异。李永友和周达军 (2007) 认为，财政政策的作用效果不仅取决于财政自身的调控方向和力度，还取决于私人投资需求对财政政策变化的敏感程度，即挤出效应强度。由此，货币政策的相机变化会通过利率机制对财政调控产生抵消作用。

对数量型和价格型货币政策调控框架下经济运行动态的对比研究较为丰富，但研究视角大多聚焦于甄选最优货币政策规则，仅有少数文献关注于两类框架下财政调控效果的差异¹。卞志村和胡恒强 (2015) 认为价格型规则更有助于熨平经济波动、维持产出稳定，而数量型规则更利于物价稳定。汪潘义等 (2014) 认为在熨平经济波动方面，价格型规则更具优势，且社会福利损失更小；而在促进经济增长方面，数量型规则更优。Zhang (2009)、尹雷和杨源源 (2017)、楚尔鸣和许先普 (2012)、张杰平 (2012)、王君斌等 (2013) 认为在应对外部冲击时，价格型

¹ 需说明，货币政策调控框架与货币政策规则并不等同。“框架”反映了中央银行运用利率工具和货币数量工具的取向，而对工具的运用可能依据不同的规则。例如，在数量型框架下有弗里德曼规则 (固定增长规则)、麦卡勒姆规则、产出规则、通胀目标规则；在价格型框架下有泰勒规则、产出规则、通胀目标规则等。为便于行文表述，本文将既有文献中以货币供应量为调控目标的规则统称为“数量型规则”，以利率为调控目标的规则统称为“价格型规则”。

货币政策规则始终是更优选择。此类研究的政策建议较为相似，认为央行应更加重视价格型工具的运用，但同时数量型工具仍有价值、不应贸然偏废。就财政政策效果而言，贾俊雪和郭庆旺（2012）认为，财政支出冲击对社会福利的影响在泰勒规则和通胀目标规则下存在差异。朱军（2014）在 DSGE 框架下对比了五种财政政策规则和两种货币政策规则相互搭配下的经济运行动态，结果显示在同一货币政策规则、不同财政政策规则下，经济运行状况相似；而在不同货币政策规则、同一财政政策规则下，消费、通胀、债务等宏观经济变量的冲击响应方式存在显著差异。

总结现有文献可见，目前在新凯恩斯主义框架下讨论货币政策调控框架转型对经济运行影响的文献较为丰富，且学者已经关注到“转型”对财政工具调控效果的影响，但该领域研究仍存在待完善之处。第一，在对货币政策调控框架的刻画上，既有研究通常平行构建数量型与价格型两类货币政策规则，藉此对比分析内生经济变量在两类货币政策调控框架下的运行动态。但在实践中，数量型和价格型货币政策工具并非非此即彼的互斥关系，二者呈现并存并重、协同发力的特征，表现为混合型货币政策规则（伍戈和连飞，2016；王曦等，2017）；我国货币政策调控框架转型也并非跳跃式，而是在相当长的时期内渐进过渡。第二，以往研究多数关注于评判数量型和价格型货币政策规则在平抑经济波动中的作用，落脚于甄选最优货币政策规则，而鲜有关注货币政策调控框架转型对财政政策效果的影响。第三，尽管少量文献论及货币政策调控框架转型对财政政策效果的影响，但并未对背后的经济机理进行深入系统的考察。针对以上问题，本文拟从三个方面丰富现有研究：第一，有别于以往文献简单对比两类货币政策框架下经济运行方式的做法，本文通过设定权重渐变可调的混合型货币政策规则，考察货币政策调控框架渐进转型进程中财政政策效果的变动路径；第二，在研究视角上，本文着重于考察货币政策调控框架转型进程中结构性财政工具调控效果的变动情况，这实际上反映了货币政策对财政乘数的影响；第三，本文运用一个局部均衡模型对货币政策影响财政乘数的经济机理给出解释。

三、新凯恩斯框架下的 DSGE 模型构建

（一）家庭部门

代表性家庭均匀分布在连续统 $[0,1]$ 上，满足同质、理性假定，其效用来源于总消费、闲暇和持有实际货币余额。家庭消费具有惯性，即消费的效用取决于相比上期的增量部分。家庭通过持有货币和购买存续 1 期的债券实现跨期资源配置，并在预算约束下选择最优的消费、劳动、

资本存量、债券持有量、名义货币持有量以实现跨期效用现值最大化。

家庭最大化自身的目标效用函数：

$$\max_{C_t, N_t, K_t, B_t, M_t} E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[\frac{1}{1-\sigma_C} (TC_t - hTC_{t-1})^{1-\sigma_C} - \chi_N \frac{1}{1+\sigma_N} N_t^{1+\sigma_N} + \chi_M \frac{1}{1-\sigma_M} \left(\frac{M_t}{P_t} \right)^{1-\sigma_M} \right] \quad (1)$$

家庭面临的预算约束：

$$(1+\tau_{c,t}) \cdot C_t + (1+\tau_{i,t}) \cdot [K_t - (1-\delta)K_{t-1}] + \frac{M_t}{P_t} + \frac{B_t}{R_t P_t} = \frac{M_{t-1}}{P_t} + \frac{B_{t-1}}{P_t} + (1-\tau_{k,t})r_t^k K_{t-1} + (1-\tau_{n,t})w_t N_t + \Pi_t \quad (2)$$

其中， TC_t 、 N_t 、 M_t 、 K_t 、 B_t 分别为家庭的总消费、劳动供给、名义货币持有量、资本存量和债券持有量。家庭总消费由个人消费 C_t 和政府消费 GC_t 以 CES 函数形式加总得到，即

$TC = [C_t^{\theta_{tc}} + GC_t^{\theta_{tc}}]^{\frac{1}{\theta_{tc}}}$ ；资本积累方程为 $K_t = (1-\delta)K_{t-1} + I_t$ ¹。 P_t 为价格水平， w_t 、 R_t 和 r_t^k 分别为工资率、利率和资本收益率， $\tau_{i,t}$ 、 $\tau_{c,t}$ 、 $\tau_{k,t}$ 和 $\tau_{n,t}$ 分别为投资补贴率²、消费税率、资本收益税率和劳动税率， Π_t 为家庭从中间品厂商获得的利润。

其中， $\tau_{i,t}$ 、 $\tau_{c,t}$ 、 $\tau_{k,t}$ 和 $\tau_{n,t}$ 分别为投资补贴率²、消费税率、资本收益税率和劳动税率， Π_t 为家庭从中间品厂商获得的利润。

(1) 式参数中， β 为主观贴现因子， h 为消费习惯参数， σ_C 、 σ_N 、 σ_M 分别为总消费替代弹性倒数、Frisch 劳动供给弹性倒数、货币持有的替代弹性倒数。 χ_N 和 χ_M 分别为效用函数中劳动和实际货币持有的相对权重； δ 为私人资本的折旧率。参数满足 $\beta \in (0,1)$ ， $\delta, h \in [0,1]$ ， σ_C 、 σ_N 、 σ_M 、 χ_N 、 $\chi_M > 0$ 。

求解上述优化问题并对代表性家庭求积分，经代数运算可以得到居民总体选择消费、劳动、名义货币持有量、资本存量的一阶条件：

$$\frac{(TC_t - hTC_{t-1})^{-\sigma_C} TC_t^{1-\theta_{tc}} C_t^{\theta_{tc}-1}}{(TC_{t+1} - hTC_t)^{-\sigma_C} TC_{t+1}^{1-\theta_{tc}} C_{t+1}^{\theta_{tc}-1}} \cdot \frac{1+\tau_{c,t+1}}{1+\tau_{c,t}} = \frac{\beta R_t}{\pi_{t+1}} \quad (3)$$

$$\frac{\chi_N N_t^{\sigma_N}}{(1-\tau_{n,t})w_t} = \frac{(TC_t - hTC_{t-1})^{-\sigma_C} TC_t^{1-\theta_{tc}} C_t^{\theta_{tc}-1}}{1+\tau_{c,t}} \quad (4)$$

$$\chi_M \left(\frac{M_t}{P_t} \right)^{-\sigma_M} = \frac{R_t - 1}{R_t} \left[(TC_t - hTC_{t-1})^{-\sigma_C} TC_t^{1-\theta_{tc}} C_t^{\theta_{tc}-1} \frac{1}{1+\tau_{c,t}} \right] \quad (5)$$

$$\frac{R_t}{\pi_{t+1}} (1+\tau_{i,t}) = (1+\tau_{i,t+1})(1-\delta) + (1-\tau_{k,t+1})r_{t+1}^k \quad (6)$$

(二) 厂商部门

最终品厂商在完全竞争市场上使用中间品 Y_j 来生产最终品 Y_t ，生产技术为 $Y_t = \left[\int_0^1 Y_j^{\frac{\eta-1}{\eta}} dj \right]^{\frac{\eta}{\eta-1}}$ ，

其中 η 为各中间品的替代弹性。求解最终品厂商的利润最大化问题，可得中间品的需求函数

1 本文时序设定为：投资发生在期末；各类外生冲击均发生在期初。

2 为保证模型易读、变量设置风格统一，投资补贴率 $\tau_{i,t}$ 的设定方式与税率的设定方式相一致，但本文通过参数校准将其稳态值设为负值，实际上表现为投资补贴。

$Y_{jt} = (P_{jt}/P_t)^{-\eta} Y_t$ 和市场价格指数 $P_t = [\int_0^1 P_{jt}^{1-\eta} dj]^{1-\eta}$ 。

中间品厂商 j 在垄断竞争市场上使用劳动、私人资本和政府资本生产中间品 Y_{jt} ，分别为劳动和私人资本支付工资和租金，但可以无偿使用政府资本。生产函数为柯布-道格拉斯形式 $Y_{jt} = A_t \cdot K_{j,t-1}^\alpha \cdot N_{j,t}^{1-\alpha} \cdot GK_{t-1}^{\alpha_{GK}}$ ，技术水平 A_t 服从 $A_t = \rho_A A_{t-1} + v_t^A$ ，技术冲击 $v_t^A \sim N(0, \sigma_A^2)$ 。政府资本由政府投资积累形成，有 $GK_t = (1 - \delta_{GK}) GK_{t-1} + GI_t$ 。参数 α 、 α_{GK} 、 δ_{GK} 分别为私人资本产出弹性、政府资本产出弹性和政府资本的折旧率。内生变量 Y_{jt} 、 GK_t 和 GI_t 分别表示中间品 j 产出、政府资本存量和政府投资。

求解中间品厂商的成本最小化问题，可以得到要素市场出清条件 $w_t = (1 - \alpha) \cdot MC_t \cdot Y_{jt} / N_{j,t}$ ， $r_t^k = \alpha \cdot MC_t \cdot Y_{jt} / K_{j,t-1}$ ，其中 MC_t 为边际成本。对生产函数、要素反需求函数关于 j 积分，可得到总量水平上各变量间的数量关系。

本文对价格动态的设定参考 Calvo (1983) 但略有差异。在每一期，中间品厂商 j 有 ω 的概率以简单规则设定价格 $P_{jt}^s = P_{j,t-1} \pi_{t-1}$ ，即参考上期通胀水平调整本期价格水平；有 $1 - \omega$ 的概率通过求解利润最大化问题 $\max_{P_{jt}^s} E_t \sum_{i=0}^{\infty} \omega^i \Delta_{t,t+i} (\frac{P_{j,t+i}^s}{P_{t+i}} - MC_{t+i}) Y_{j,t+i}$ 重新设定价格水平 P_{jt}^s ，并在未来各期以简单规则调整价格。 ω 独立于历史更新次数， $\Delta_{t,t+i}$ 为从第 t 期到 $t+i$ 期的折现系数，由 $\Delta_{t,t+i} = \beta^i \cdot \lambda_{t+i} / \lambda_t$ 确定，其中 λ_t 为影子价格。对 j 积分，得到价格指数 $P_t = [(1 - \omega) P_t^{s1-\eta} + \omega P_t^{s1-\eta}]^{1-\eta}$ ；求解中间品企业利润最大化问题，可以得到最优价格为：

$$P_t^* = P_{jt}^* = \frac{\eta}{\eta - 1} \cdot \frac{E_t \sum_{s=0}^{\infty} \beta^s \omega^s \lambda_{t+s} MC_{t+s} (\frac{P_{t+s}^*}{P_{t+s-1}})^{\eta} Y_{t+s}}{E_t \sum_{s=0}^{\infty} \beta^s \omega^s \lambda_{t+s} (\frac{P_{t+s}^*}{P_{t+s-1}})^{\eta-1} Y_{t+s}} \quad (7)$$

(三) 财政部门

本文将财政支出细分为政府投资、政府消费和投资补贴，将财政收入细分为消费税、资本收益税和劳动税。需特别说明的是，中国政府鼓励私人投资，例如对固定资产投资进行补贴、支持“双创”，因而“投资税”实质上表现为投资补贴，构成财政支出的一部分。此外，新增货币供应构成财政当局的铸币税收入，进入政府预算约束方程。政府通过上述四类税收和发行存续 1 期的债券为财政支出融资，用之于政府投资、政府消费、投资补贴和偿付到期债务。政府预算约

束方程可表示为：

$$GC_t + GI_t = \tau_{c,t} \cdot C_t + \tau_{i,t} \cdot I_t + \tau_{k,t} \cdot r_t^k \cdot K_{t-1} + \tau_{n,t} \cdot w_t \cdot N_t + \left(\frac{B_t}{P_t R_t} - \frac{B_{t-1}}{P_t} \right) + \frac{M_t - M_{t-1}}{P_t} \quad (8)$$

王国静和田国强（2014）认为，忽略财政内生性可能导致财政政策宏观经济效应估计有偏。为此，本文参照其设定将财政操作内生化的，财政支出规则¹设定为如下形式：

$$GI_t = -\psi_{GI} Y_t - \phi_{GI} B_{t-1} + u_t^{GI}, u_t^{GI} = \rho_{GI} u_{t-1}^{GI} + v_t^{GI} \quad (9)$$

$$GC_t = -\psi_{GC} Y_t - \phi_{GC} B_{t-1} + u_t^{GC}, u_t^{GC} = \rho_{GC} u_{t-1}^{GC} + v_t^{GC} \quad (10)$$

$$\hat{\tau}_{i,t} = -\psi_i Y_t - \phi_i B_{t-1} + u_t^i, u_t^i = \rho_i u_{t-1}^i + v_t^i \quad (11)$$

其中，“ $\hat{\tau}$ ”表示各变量对自身稳态值的偏离率，下同。各政策反应参数 ψ_{GI} 、 ψ_{GC} 、 ψ_i 、 ϕ_{GI} 、 ϕ_{GC} 和 ϕ_i 均非负，分别刻画了各财政支出变量对产出缺口和债务缺口的反应程度。 u_t^{GI} 、 u_t^{GC} 和 u_t^i 为财政支出冲击，服从一阶自回归过程， ρ_{GI} 、 ρ_{GC} 和 ρ_i 分别为对应的一阶自回归系数。假定外生冲击源 v_t^{GI} 、 v_t^{GC} 和 v_t^i 相互独立且服从均值为 0、标准差分别为 σ_{GI} 、 σ_{GC} 和 σ_i 的正态分布。

参照 Leeper et al.（2010），本文将消费、资本、劳动三类税收规则设定为：

$$\hat{\tau}_{c,t} = \psi_c Y_t + \phi_c B_{t-1} + u_t^c, u_t^c = \rho_c u_{t-1}^c - v_t^c \quad (12)$$

$$\hat{\tau}_{k,t} = \psi_k Y_t + \phi_k B_{t-1} + u_t^k, u_t^k = \rho_k u_{t-1}^k - v_t^k \quad (13)$$

$$\hat{\tau}_{n,t} = \psi_n Y_t + \phi_n B_{t-1} + u_t^n, u_t^n = \rho_n u_{t-1}^n - v_t^n \quad (14)$$

政策反应参数 ψ_c 、 ψ_k 、 ψ_n 、 ϕ_c 、 ϕ_k 、 ϕ_n 分别刻画消费税、资本收益税、劳动税税率对产出缺口和债务缺口的反应程度， u_t^c 、 u_t^k 、 u_t^n 表示税收政策冲击，服从一阶自回归过程， ρ_c 、 ρ_k 、 ρ_n 分别为对应的一阶自回归系数，假定外生冲击源 v_t^c 、 v_t^k 、 v_t^n 相互独立且服从均值为 0、标准差分别为 σ_c 、 σ_k 和 σ_n 的正态分布。

（四）货币部门

中国货币政策调控框架转型呈现渐进特征，为刻画这一渐变过程，本文参照王曦等（2017）的做法，设定如下混合型货币政策规则：

¹ Leeper et al.（2010）和朱军（2014）的研究表明，在不同的财政规则下，经济运行方式基本相同。这表明财政规则的具体设定形式并不重要。此处的重点在于引入财政冲击，并不暗示财政政策旨在稳定产出与政府债务波动。

$$\begin{aligned} \gamma R_t + (1-\gamma)(-\hat{z}_t) = & \gamma \rho_r R_{t-1} + (1-\gamma)\rho_z(-\hat{z}_t) + [\gamma(1-\rho_r)\varphi_\pi^r + (1-\gamma)(1-\rho_z)\varphi_\pi^m] \cdot \pi_t \\ & + [\gamma(1-\rho_r)\varphi_y^r + (1-\gamma)(1-\rho_z)\varphi_y^m] \cdot Y + u_t^{mp} \end{aligned} \quad (15)$$

其中, $z_t = M_t/M_{t-1}$ 为货币供给增长率, γ 为价格型成分在混合型货币政策规则中的相对权重, $\rho_r \in (0,1)$ 为价格型规则惯性, $\rho_z \in (0,1)$ 为货币供给平滑系数, φ_π^r 和 φ_y^r 分别为价格型规则下货币政策对通胀和产出缺口的反应系数, φ_π^m 和 φ_y^m 分别为数量型规则下货币政策对通胀和产出缺口的反应系数。 u_t^{mp} 为混合型货币政策冲击, 服从一阶自回归过程 $u_t^{mp} = \rho_{mp} u_{t-1}^{mp} - v_t^{mp}$, $v_t^{mp} \sim N(0, \sigma_{mp}^2)$ 。

需要说明的是, γ 并不是央行某次货币政策操作中使用价格型政策工具的比例, 而是反映在平均水平上央行对价格型政策工具的相对偏好 (王曦等, 2017)。特别地, 在 $\gamma=0$ 和 $\gamma=1$ 两种情形下, 上述混合型货币政策规则分别退化为单一的数量型规则和泰勒规则。

(五) 一般均衡

经济体供求相等, 因而有 $Y_t = C_t + I_t + GC_t + GI_t$ 。

四、参数校准与估计

为客观反映我国经济运行状况, 本文参照既有文献和中国统计数据, 对描述经济稳态的参数进行校准, 对财政和货币政策规则参数运用贝叶斯方法进行估计。本文以季度为时间单位进行参数校准与估计, 所得参数满足 Blanchard-Kahn 条件, 模型存在唯一稳定均衡解。

(一) 参数校准

家庭部门的参数校准。参照卞志村和杨源源 (2016), 本文取居民消费习惯参数 $h=0.7$, 取跨期消费替代弹性的倒数 $\sigma_c=2$, 取居民消费和政府消费之间的替代弹性 $\theta_{TC}=1$ 。对于居民跨期贴现率, 本文取 $\beta=0.99$; 相应的, 稳态时的利率水平为其倒数, 即 $R_{ss}=1.01$ 。参照郭新强和胡永刚 (2012), 取劳动供给弹性倒数 $\sigma_N=3$; 参照 Zhang (2009), 取持有货币的跨期替代弹性倒数 $\sigma_M=3.13$ 。以往研究通常认为, 私人资本和政府资本具有不同的折旧率, 考虑到我国当前正处于产业结构转型升级进程当中, 私人资本折旧率相对较高, 本文取 $\delta_k=0.025$; 政府投资性支出主要用于基础设施建设, 形成的社会公共资本较之私人资本而言使用年限更长、折旧率更低, 本文取公共资本折旧率 $\delta_{CK}=0.0125$ 。

企业部门的参数校准。参照郭新强和胡永刚 (2012), 取价格粘性系数 $\omega=0.75$, 即每季度约有四分之一的企业可以调整价格; 取生产函数中资本产出弹性 $\alpha=0.6$, 取政府公共资本产出弹

性 $\alpha_{GK}=0.16$ 。厂商稳态时价格加成约 11%，由此设定中间品替代弹性 $\eta=10$ ，这与王曦等（2017）的结果一致。

经济稳态值的参数校准。不失一般性，本文将价格水平的稳态值单位化为 $P_{ss}=1$ 。稳态时居民消费、居民投资、政府消费和政府投资占经济体总产出的比重依据中国经济数据计算得出，分别为 $C_{ss}/Y_{ss}=0.467$ 、 $I_{ss}/Y_{ss}=0.336$ 、 $GC_{ss}/Y_{ss}=0.074$ 、 $GI_{ss}/Y_{ss}=0.123$ 。稳态时政府债券和居民持有货币余额占产出的比重分别利用政府债券托管余额和 M0¹存量除以同期 GDP 进行计算，估计得到的结果为 $B_{ss}/Y_{ss}=0.226$ ， $M_{ss}/Y_{ss}=0.41$ 。对于消费、资本利得、劳动税税率的稳态值，岳树民和李静（2011）利用我国数据进行了测算，本文参照他们的估计结果取 $\tau_{c,ss}=0.125$ 、 $\tau_{k,ss}=0.22$ 、 $\tau_{n,ss}=0.07$ 。依惯常做法，设定技术水平和货币政策冲击的自回归系数为 $\rho_A=\rho_{mp}=0.8$ 。其他稳态参数均由上述参数和经济稳态关系推导得出。

（二）参数估计

当前学界缺乏对财政规则和混合型货币政策规则参数的共识，因而主观地进行参数校准可能导致参数选取有偏。为此，本文通过贝叶斯方法估计政策参数。为保证识别性，本文选取与政策规则相关的变量作为观测变量，包括国债余额 B_t 、通胀率 π_t 、政府消费 GC_t 、政府投资 GI_t 、产出 Y_t 和利率 R_t ，样本区间为 2007 年第一季度至 2017 年第三季度。国债余额数据选择政府债券托管量作为代理变量；通胀率使用 CPI 季度环比增速（由月度环比增速连乘套算得到）；政府消费的统计口径包括一般公共服务、文化体育与传媒、医疗卫生与计划生育、节能环保和城乡社区事务；政府投资的统计口径包括教育、科学技术、农林水事务、交通运输²；产出取 GDP（现价）；利率取 Shibor（一周）当季各交易日算术平均值，除以 4 再加 1 得到季度化毛利率。由于我国财政部门不公布 12 月份数据，故依惯常做法用年度数据减去前三季度数据得到四季度数据；各名义变量均除以定基 CPI 得到实际值；所有变量以 X-13 方法进行季节调整。对于没有趋势的平稳序列（利率和通胀率），取对数后进行去均值处理得到偏离率；对于存在趋势性成分的序列，

1 文献中常用的货币存量口径有 M0 和 M2，本文选择 M0 基于以下考虑：参数 M_{ss}/Y_{ss} 出现在政府预算约束方程中，用于表征铸币税与其他税收渠道的相对权重，M0 是铸币税的更合意测度，使用 M2 会显著高估铸币税的影响。另需解释说明的是，对货币口径的选择暗含货币政策中介目标 z_t 的口径。由于当前尚缺乏对混合型货币规则传导机制进行深入探究的文献，本文对此进行了简化处理，未在模型中同时刻画狭义与广义货币。

2 划分依据的标准是，财政支出中能提高社会生产力的部分归类于政府投资，改善民生福祉、提升居民效用的部分归类于政府消费。特别地，教育提高了劳动者素质，形成了高质量的人力资本，因而归于政府投资部分。2009 年和 2016 年，财政预算分类口径两次扩容，新增了“粮油物资储备等管理事务”“资源勘探电力信息等事务”“金融监管”和“债务付息”类目。考虑到这些支出类目通常并不会被用作财政调控工具，为保证样本分类口径统一，本文数据未对此进行调整。

取对数后进行 HP 滤波并取周期成分得到各变量偏离率。

对于参数的先验分布，定义域在 $[0,1]$ 之间的自回归系数设定为 Beta 分布，定义域在 $[0,+\infty)$ 上的政策参数设定为 Gamma 分布。各参数先验均值和方差参照卞志村和杨源源（2016）、Leeper et al.（2010）、王国静和田国强（2014）设定。中国财政调控有较强的相机抉择成分，因而本文对财政政策规则的自回归系数附加 0.9 的上限约束¹。表 1 列示参数的先验分布和后验估计结果。

表 1 参数先验分布与后验估计结果

参数	分布类型	先验均值	先验标准差	后验均值	90%置信区间
ψ_{GI}	Gamma	0.4	0.2	0.3786	[0.0910, 0.6855]
ψ_{GC}	Gamma	0.4	0.2	0.3797	[0.0869, 0.6368]
ψ_c	Gamma	0.4	0.2	0.3940	[0.0956, 0.6618]
ψ_i	Gamma	0.4	0.2	0.3934	[0.1009, 0.6663]
ψ_k	Gamma	0.4	0.2	0.4721	[0.1103, 0.8650]
ψ_n	Gamma	0.4	0.2	0.4254	[0.1139, 0.7248]
ϕ_{GI}	Gamma	0.4	0.2	0.3222	[0.1438, 0.4994]
ϕ_{GC}	Gamma	0.4	0.2	0.2111	[0.0584, 0.3635]
ϕ_c	Gamma	0.4	0.2	0.4206	[0.1013, 0.7228]
ϕ_i	Gamma	0.4	0.2	0.4370	[0.0881, 0.7150]
ϕ_k	Gamma	0.4	0.2	0.3486	[0.1262, 0.6007]
ϕ_n	Gamma	0.4	0.2	0.3673	[0.0766, 0.6524]
ρ_{GI}	Beta	0.5	0.1	0.4929	[0.3473, 0.6268]
ρ_{GC}	Beta	0.5	0.1	0.3542	[0.2351, 0.4781]
ρ_c	Beta	0.5	0.1	0.4492	[0.2648, 0.6365]
ρ_i	Beta	0.5	0.1	0.2749	[0.1786, 0.3545]
ρ_k	Beta	0.5	0.1	0.3664	[0.2095, 0.5419]
ρ_n	Beta	0.5	0.1	0.4857	[0.3061, 0.6537]
φ_{π}^r	Gamma	1.5	0.2	2.0562	[1.6382, 2.4821]
φ_{π}^m	Gamma	1.5	0.2	1.7194	[1.3497, 2.0892]
φ_y^r	Gamma	0.5	0.1	0.7222	[0.5018, 0.9445]
φ_y^m	Gamma	0.5	0.1	0.5864	[0.3845, 0.7826]
ρ_r	Beta	0.5	0.1	0.2280	[0.1357, 0.3170]
ρ_z	Beta	0.5	0.1	0.6471	[0.5521, 0.7381]

五、货币政策调控框架渐进转型下财政冲击的动态模拟分析

本文将政府支出细分为政府投资、政府消费和投资补贴三类，政府收入细分为消费税、资本收益税和劳动税三类。对于政府支出，本文考察 0.01 单位正向冲击（即财政支出较稳态扩张 1%）下各经济变量在未来 20 期内的响应；对于税收，则考察 0.01 单位负向冲击（即税率较稳态

¹ 需要说明的是，无论是否存在这一约束，估计结果均相似。此外，后验均值大多远小于 0.9，亦说明该约束未扭曲参数估计。

下调 1%) 下的响应。将冲击单位化为 0.01 而不使用估计得到的一倍标准差, 目的在于使各财政工具的调控效果具有横向可比性。此时脉冲响应实际上反映了在既定政策强度下各财政工具的乘数效应大小。价格型工具的权重 γ 从 0 至 1 以 0.05 为间隔渐进调整。

(一) 结构性财政冲击下各内生变量的脉冲响应分析¹

在图 1 至图 6 中, 每幅图的 9 幅子图从左到右、从上到下依次为私人投资、劳动、利率、资本收益率、工资率、国债余额、总消费、总产出和通胀率在结构性财政冲击下的脉冲响应。坐标系左、右、上三轴分别为 γ 值、时期 t 和脉冲响应值。

1. 政府投资冲击

图 1 为政府投资冲击下各内生变量的脉冲响应图。由图可见, 政府投资显著挤出了私人投资。政府投资从需求侧拉动产出并推高通胀率, 央行对产出和通胀缺口作出反应, 提升利率, 经由“利率-资本收益率平价”和“资本收益率-工资率平价”传导至要素价格, 进而增加当期要素供给。财政扩张推升国债余额, 在未来几期, 受限于政府预算约束, 内生化的财政变量对债务和产出缺口作出反应, 引起财政紧缩进而降低要素价格和劳动供给, 产出和消费随之下降。

从货币政策视角看, 随着货币政策调控框架由数量型向价格型渐进转向, 利率的脉冲响应逐步增大, 反映出逆周期货币政策的传导渠道从货币供应量向利率转变。资本收益率、工资率和通胀率在冲击当期的响应逐步趋缓, 表明价格型货币政策调控框架更有助于稳定要素和商品价格。从财政政策视角看, 产出的脉冲响应随“转型”而减弱, 表明政府投资对经济的提振作用即政府投资乘数随“转型”而下降。

值得特别关注的是, 当货币政策调控框架转型进程越过一定“门限”后 (在本文参数校准值下为 γ 超过 0.7), 随着“转型”的进一步推进, 各经济变量的脉冲响应随 γ 的变动速度呈现显著加快趋势, 这一非线性特征反映出货币政策调控框架转型的“量变”积累到一定程度后会引起财政乘数的“质变”。这一规律对于各类财政工具均适用, 下文不再重复赘述。这一非线性特征的经济机理留待本文第六节讨论。

¹ 彩色高清原图及部分公式推导过程可向作者索取。

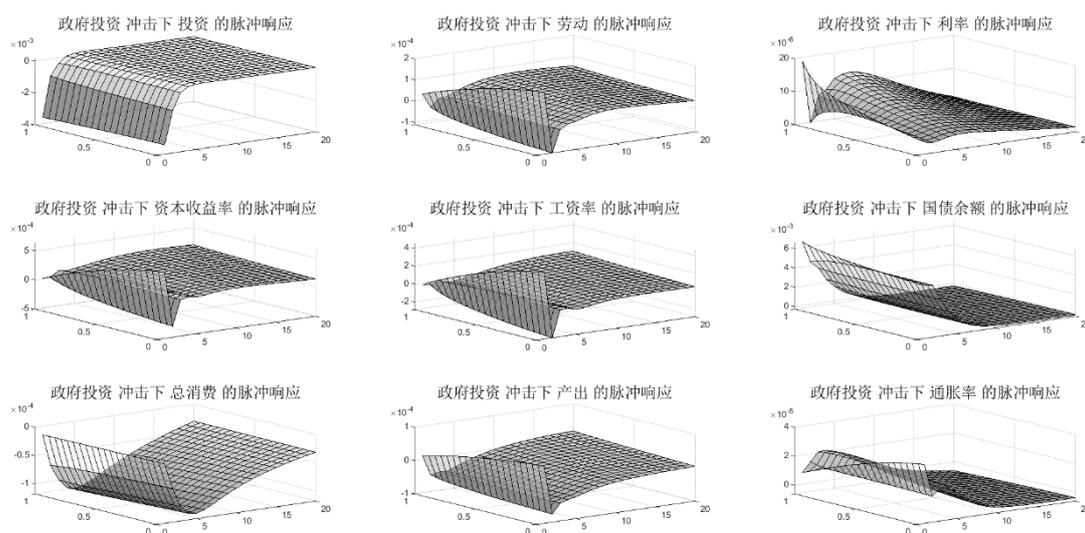


图 1 政府投资性支出冲击脉冲响应

2. 政府消费冲击

图 2 为政府消费冲击下各内生变量的脉冲响应图。政府消费性支出增加提升了当期居民总消费水平，但由于同时挤出了私人消费，总消费的增加幅度与政策强度相比相对较小。为维持政府预算平衡，一方面当期国债余额大幅上升，另一方面其他财政支出项目相应紧缩，投资补贴下降、劳动税和资本收益税税率上升，继而引起当期私人投资、要素价格和劳动供给下降。对要素的“挤出”降低了经济体的总产出。

随着货币政策调控框架从数量型向价格型渐进转向，与分析政府投资时的结论相似，利率传导渠道在逆周期调节中发挥愈加重要的作用。从货币政策视角看，随着货币政策调控框架向价格型转向，要素价格在冲击后偏离稳态幅度逐步缩小，向稳态回复速度加快，表明价格型调控框架更有助于稳定要素市场。更进一步地，要素市场稳定确保了产出和通胀的稳定。从财政政策视角看，总消费的脉冲响应随 γ 的变动并不明显，表明“转型”对政府消费的总消费乘数影响不显著；产出的脉冲响应随 γ 的变动明显改变，表明“转型”显著影响了政府消费的产出乘数。

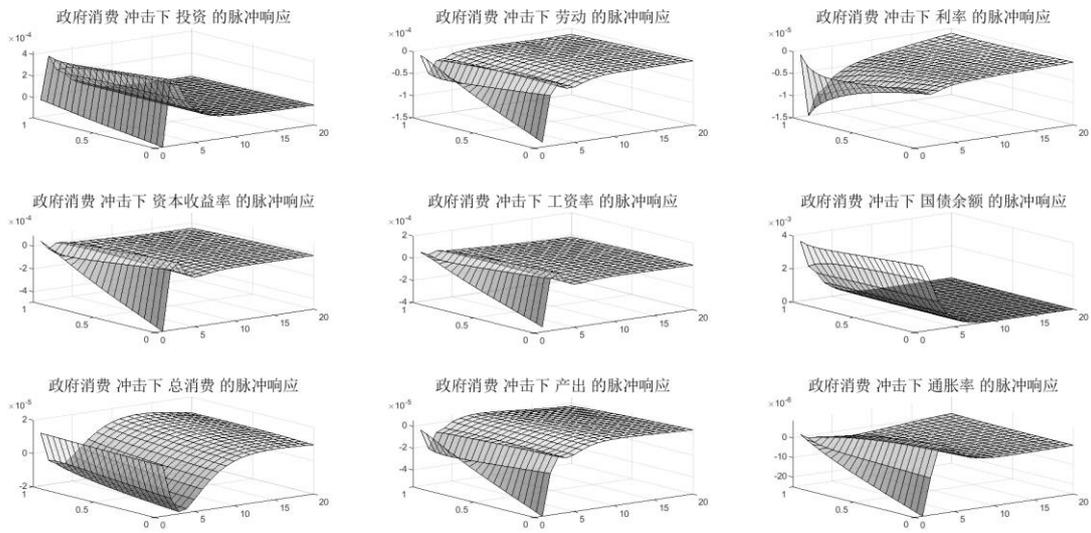


图2 政府消费性支出冲击脉冲响应

3. 投资补贴冲击

图3为政府投资补贴冲击下各内生变量的脉冲响应图。随着投资补贴的增加，当期私人投资上升，从需求侧带动产出上升，继而引致劳动需求量、要素价格和物价水平的上涨。但高涨的产出和积累的国债余额会促使财政政策全面紧缩，产出、通胀、要素价格等变量在未来几期经历负向超调后趋于平稳。特别地，价格型货币政策调控框架下私人投资在当期本应有更高的脉冲响应值，但利率的显著正向响应挤出了私人投资。在下一期，利率快速回复稳态，私人投资的正向响应才充分显现出来，同时又挤出了私人消费。这暗示财政工具对私人投资的挤出效应可能在货币政策调控框架向价格型转向的过程中得到强化。

随着货币政策调控框架从数量型向价格型渐进转向，从货币政策视角看，通胀率回复稳态的过程更为平缓，超调现象得到改善，表明价格型货币政策在平抑物价波动中效果更优。从财政政策视角看，伴随 γ 的增加，第2期私人投资的脉冲响应值由负转正并显著增大，表明价格型货币政策规则下投资补贴可以更广泛地带动民间资本。

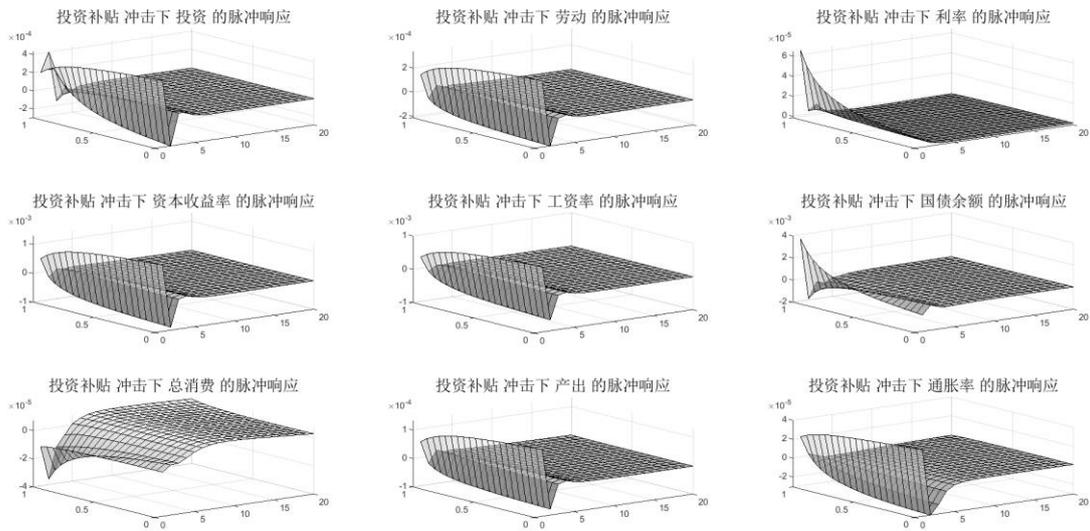


图 3 政府投资补贴冲击脉冲响应

4. 消费税减税冲击

图 4 为消费税减税冲击下各内生变量的脉冲响应图。由图分析，政府消费减税有效促进了私人消费，带动总消费水平提升，但同时挤出了私人投资。总体而言，冲击当期消费提升与投资挤出二者相抵，产出水平与要素价格基本不变。当期投资被挤出导致下期资本存量下降，引起下期产出下滑；货币政策对产出缺口作出反应，利率随之下降。在未来几期内，消费惯性促使居民消费水平从高位缓慢下降，被挤出的投资则快速回升，居民在预算约束下会对要素索要更高的报酬，引起要素价格的超调进而推高通胀水平。

伴随货币政策调控框架渐进转型，利率的响应幅度显著增大。总体而言，政府消费减税的乘数效应对货币政策调控框架转型并不敏感。

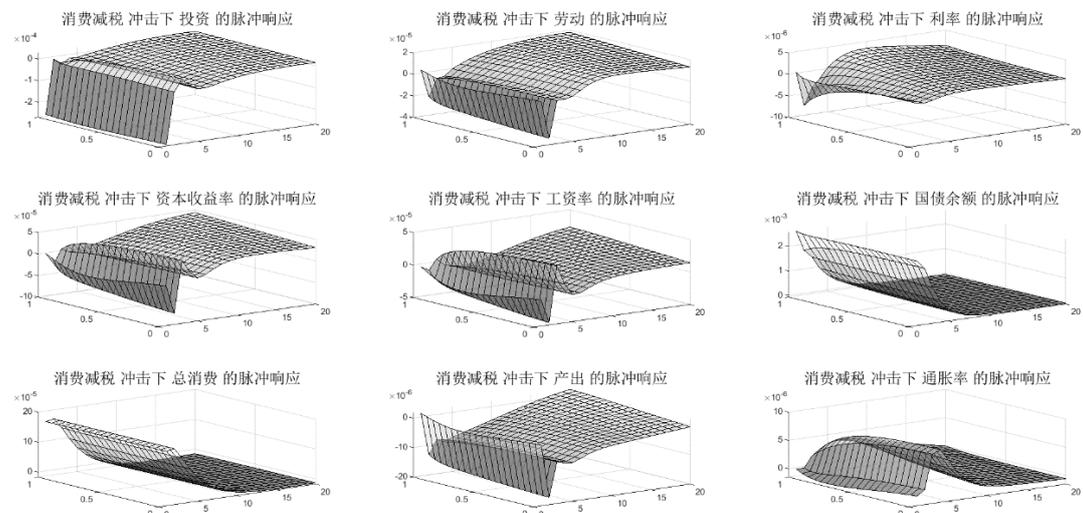


图 4 政府消费税减税冲击脉冲响应

5. 资本收益税减税冲击

图5为资本收益税减税冲击下各内生变量的脉冲响应图。资本来源于以往的投资积累，资本收益减税实质上等价于放松了居民当期的预算约束，这引起当期消费、投资等普遍增加，带动产出上升。在下一期，各财政工具对国债余额作出反应，引致经济收缩。

随着货币政策调控框架由数量型向价格型渐进转向，要素价格、要素供给和产出均呈倒U型变动：伴随转型进程，正向响应幅度先增加，达到拐点后出现下降。原因可能在于，央行对正向产出缺口会作出两种反应，即提升利率和减少货币投放。前者通过价格传导渠道（利率-资本收益率平价和资本收益率-工资率平价）带动要素价格上升，增加投资和劳动供给；后者则进入家庭预算约束方程，通过数量渠道（减少货币余额的逆财富效应）对冲了减税对家庭预算约束的放松效果。以极端情形为例分析，在完全数量型框架下，经由利率渠道推升要素价格的机制不复存在，故要素价格较低，要素供给相应较少；在完全价格型框架下，基于家庭预算约束冲销减税效应的渠道不复存在，家庭预算约束更为宽松（即影子价格较低），居民要求的要素报酬和相应的要素供给也较低。在“转型”过程中要素价格和要素供给都相对较高，由此形成了倒U型形态¹。

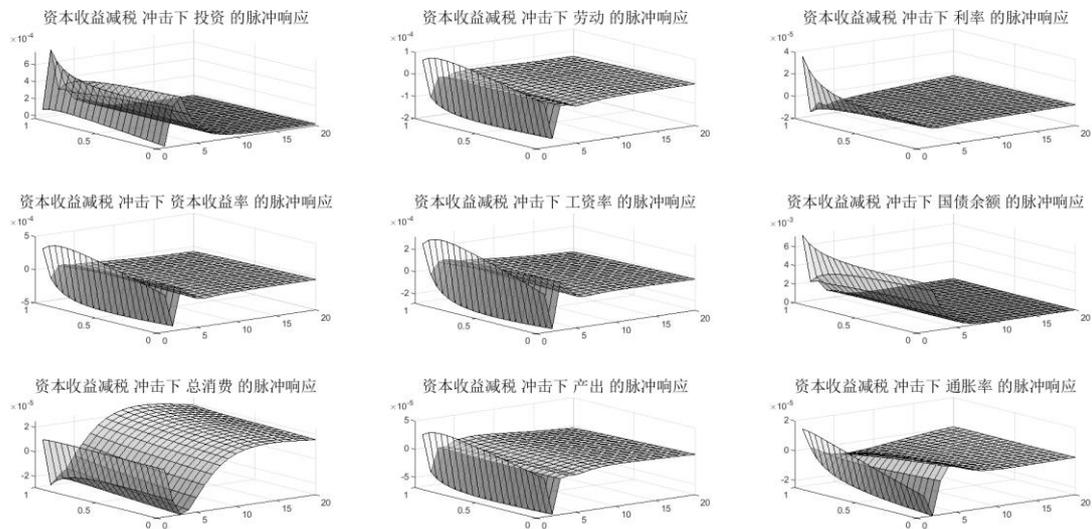


图5 政府资本收益税减税冲击脉冲响应

6. 劳动税减税冲击

图6为劳动税减税冲击下各内生变量的脉冲响应图。在冲击当期，利率、要素价格和物价水

¹ 事实上，这一现象对于其他财政工具也同样存在。但其他财政工具会引起居民决策的变动，这一效应作为“矛盾的次要方面”湮没于总效应的“背景辐射”之中。对于资本收益减税，由于资本是由之前的投资所决定、独立于当期决策的前定变量，故资本收益减税未扭曲当期居民决策，这一效应方在“纯净”的背景中得以显现。

平下降，投资、劳动供给、国债余额、总消费和产出上升。从原理上看，劳动减税增加了居民实际获得的劳动报酬，从而增加了劳动要素供给，资本要素供给即投资同步增加，二者共同作用，带动产出水平增长。劳动减税降低了企业的边际成本，带动要素价格和通胀水平下降。受消费惯性影响，总消费回复稳态较其他变量更慢。

随着货币政策调控框架由数量型向价格型渐进转向，利率的响应幅度显著增大，由此引起跨期消费决策的变动。利率的负向响应会使居民倾向于减少当期消费而转向投资和储蓄，这导致价格型调控框架下当期投资增加，进而影响劳动、产出、通胀等变量。

（二）结构性财政冲击下各内生变量脉冲响应的方差分解

图 7 为各内生变量在财政冲击下脉冲响应的方差分解结果。横轴 γ 为混合型货币政策规则中价格型成分的相对权重，纵轴为各财政冲击的方差贡献度。在既定的 0.01 单位标准差冲击下，方差贡献度反映了各种财政工具对目标变量的影响能力¹。

从预测方差分解结果看，政府投资冲击是影响私人投资（约 90%）、总消费（约 50%）、劳动供给（约 30%）、利率（约 40%）、资本收益率（约 30%）、工资率（约 20%）、产出（约 40%）和通胀（约 40%）的重要因素。特别是对私人投资而言，政府投资的挤出效应占绝对主导地位，其他财政工具的影响占比很小。这一结果与我国的现实情况较为吻合，政府投资长期以来是我国财政调控工具箱中最为常用且最为有力的工具，在逆周期调节中使用频繁、成效显著。

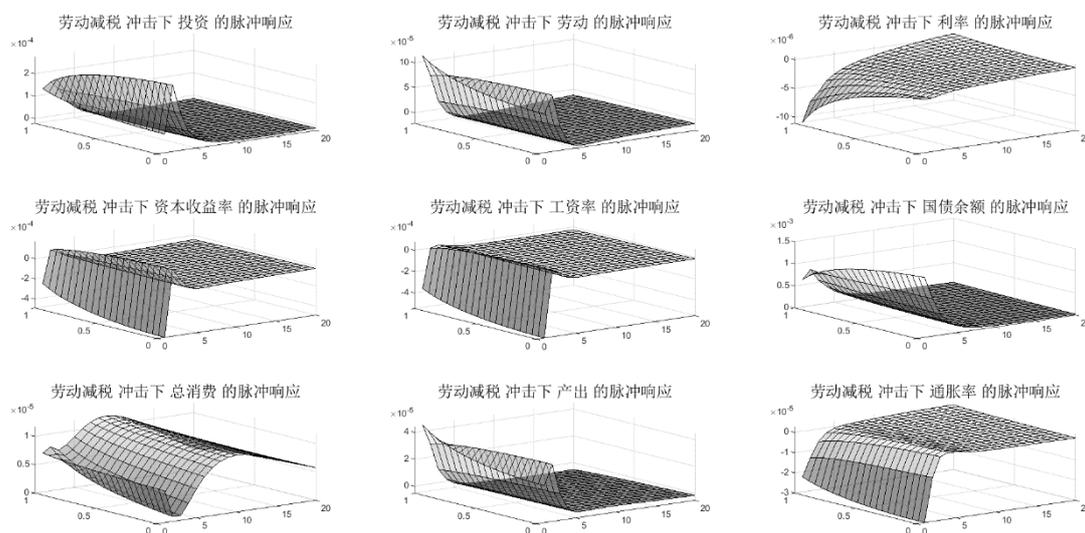


图 6 政府劳动税减税冲击脉冲响应

¹ 但需明确，这种“影响”可能并不是合意的。部分“影响”是诸如挤出效应的负向影响，因而并不能简单地说方差占比较高的工具就是调控能力强的工具，而需结合前文对冲击响应的分析综合研判。

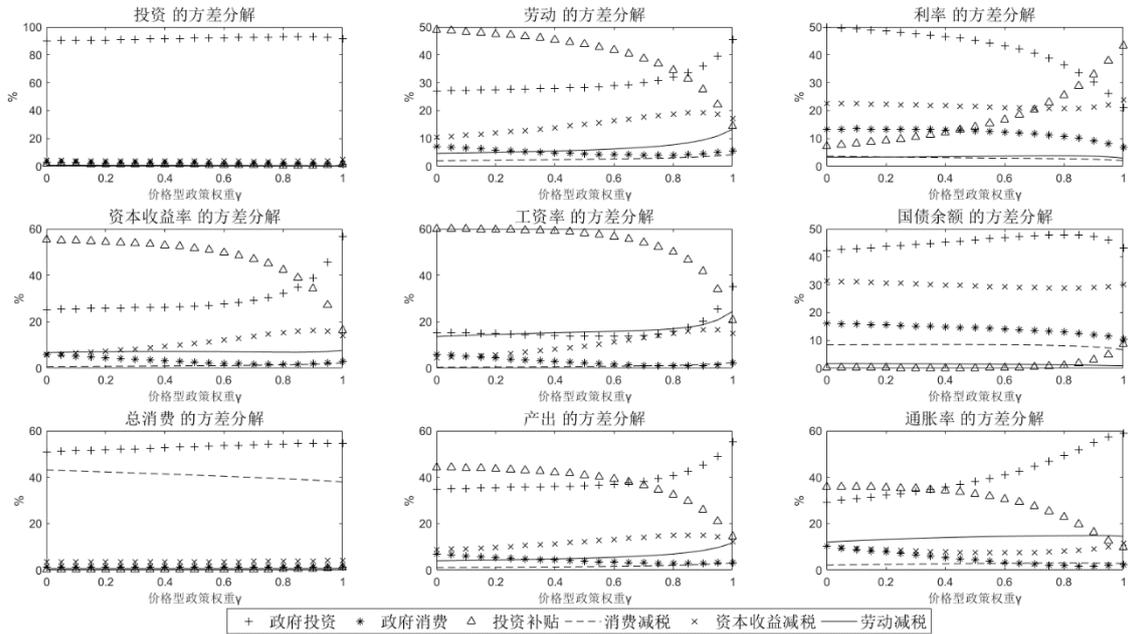


图7 各变量脉冲响应的方差分解

政府消费冲击贡献了约 15%的国债余额波动方差，约 10%的利率波动方差，但对其他内生变量影响很小。由于存在消费惯性，居民会尽可能平滑跨期消费，故政府消费扩张将显著挤出私人消费，而对其他内生变量影响有限。从政策实践上看，纳入政府消费统计口径的一般公共服务、文化体育与传媒、医疗卫生与计划生育、节能环保和城乡社区事务等支出类目通常并不会用于逆周期宏观调控，对经济运行的影响整体而言也相对较小。

投资补贴冲击对要素价格（资本收益率和工资率）的方差贡献约 20%-60%，对劳动供给的方差贡献约 20%-50%，对利率的方差贡献约 10%-40%，对产出和通胀的贡献约 20%-40%，对其他变量的贡献相对较小。整体而言，投资补贴对各内生经济变量的影响较为显著。

消费减税是影响总消费的重要因素，解释了约 40%的总消费波动方差，而对其他变量的影响程度相对较小。资本收益税减税贡献了约 30%的国债余额波动方差，约 20%的利率波动方差，约 10%的劳动和产出波动方差，对其他变量的影响相对较小。劳动减税对劳动、工资率、产出和通胀率的波动方差贡献度在 10%左右，对其他变量的方差贡献程度相对较小。

随着货币政策调控框架由数量型向价格型渐进转向，各变量方差分解结果随之变动，尤以政府投资、投资补贴冲击方差贡献度的变动幅度最大。这一变化同样呈现非线性特征，即在货币政策调控框架转型进程越过 0.7 的“门限”后，各冲击方差贡献度的变动速度将显著加快。

六、对财政乘数非线性变动机制的讨论

伴随货币政策调控框架的渐进转型，财政冲击下各内生变量的响应即财政乘数表现出非线性的变动路径。由此可提出两个问题：其一，货币政策转型为何会影响财政乘数？其二，财政乘数的变动为何是非线性的？

本文认为，产生上述现象的机理在于，“转型”影响了财政工具对私人资本的挤出效应强度，而挤出效应强度的变化改变了财政乘数。以政府投资冲击为例，冲击后产出上升，货币政策对正向产出缺口作出反应，以 γ 的比例采用价格型工具进行逆周期调控，提升利率；利率经“利率-资本收益率平价”传导至要素价格，增加企业生产的边际成本；企业在“边际收益=边际成本”的决策标准下减少对要素的需求，进而降低产出。由此，货币反馈渠道减小了财政乘数，且对资本的挤出程度取决于央行运用价格型工具的比例 γ 。机理简示于图 8。

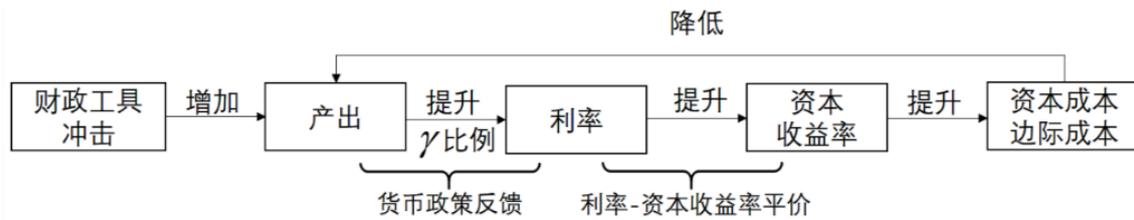


图 8 货币政策调控框架转型影响财政乘数的机理

更深入地，本文以政府投资为例，使用一个局部均衡模型刻画这种机制。需说明，为了获得解析解，该模型较前文 DSGE 模型进行了大幅简化，抽象掉了诸如技术进步（令 $A_t = 0$ ）、劳动力市场（令 $N_t = 0$ ）、财政政策的内生反馈、货币投放的财富效应等诸多影响因素。但这一模型仍然可以合理而写意地表现出这种非线性影响机制。

企业生产函数为 $Y_t = A_t \cdot K_t^\alpha \cdot N_t^{1-\alpha} \cdot GK_t^{\alpha_{GK}}$ ¹，政府资本运动方程为 $GK_t = (1 - \delta_{GK})GK_{t-1} + GI_t$ 。给政府投资 GI_t 以正向冲击 ε_{GI} ，可知 GK_t 增加 $\delta\varepsilon_{GI}$ ， Y_t 增加 $\alpha_{GK}\delta\varepsilon_{GI}$ 。假如不存在货币政策反馈渠道，则政府投资乘数就是 $\alpha_{GK}\delta$ 。

考虑引入货币政策的情形。货币政策规则简化为 $R_t = \gamma\phi Y_t$ ，其中 γ 为运用利率工具的比例， ϕ 为政策参数。当 $\gamma=0$ 时，利率对产出完全不作反应，等价于数量规则；当 $\gamma=1$ 时，利率对产出

¹ 注意到，此处模型与前文 DSGE 部分的时序设定不同，当期政府支出冲击可以影响到当期的资本存量、进而影响到当期产出。这一调整旨在简化分析，并不改变经济机理。

作出完全反应，等价于价格规则。

在政府投资冲击 ε_{Gt} 下，产出波动可表示为 $Y_t = \alpha K_t + \alpha_{GK} \delta \varepsilon_{Gt}$ 。政府投资会挤出私人资本 K_t ，由此降低政策乘数。接下来本文推导这种挤出效应。

将产出表达式代入货币政策规则，得到 $R_t = \gamma \varphi (\alpha K_t + \alpha_{GK} \delta \varepsilon_{Gt})$ 。家庭部门选择资本的一阶条件给出“利率-资本收益率平价” $r_t^k = R_t - 1 + \delta$ ，选择国债的一阶条件给出稳态关系 $R_{ss} = 1/\beta$ ，因而可得出居民的资本收益率 $\hat{r}_t^k = \frac{1}{1-\beta+\beta\delta} \gamma \varphi (\alpha K_t + \alpha_{GK} \delta \varepsilon_{Gt})$ ，亦即企业的资本成本率。

企业的边际收益为 $MR_t^k = (\alpha - 1)K_t + \alpha_{GK} GK_t$ ，要素需求决策基于“边际成本=边际收益”，得到资本需求函数 $K_t = \frac{\alpha_{GK}}{1-\alpha} GK_t - \frac{1}{1-\alpha} r_t^k$ ，即 $K_t = \frac{\alpha_{GK}}{1-\alpha} GK_t - \frac{1}{1-\alpha} [\frac{1}{1-\beta+\beta\delta} \gamma \varphi (\alpha K_t + \alpha_{GK} \delta \varepsilon_{Gt})]$ 。消项化简得到 $K_t = \kappa \alpha_{GK} \delta \varepsilon_{Gt}$ ，其中 $\kappa = \frac{1-\beta+\beta\delta-\gamma\varphi}{(1-\alpha)(1-\beta+\beta\delta)+\gamma\varphi\alpha}$ 。系数 $\kappa \alpha_{GK} \delta$ 反映了政府投资对私人资本的挤出效应强度。分析 κ 可知，货币政策对产出缺口的反应越强烈（ φ 越大）、价格型工具占比越高（ γ 越大），挤出效应越强。这与李永友和周达军（2007）、简志宏等（2011）的结论一致。

将由政府投资冲击表出的资本代入生产函数，得到财政乘数表达式 $Y_t = (\alpha\kappa+1)\alpha_{GK} \delta \varepsilon_{Gt}$ 。可见，一单位政府投资冲击会带来产出 $(\alpha\kappa+1)\alpha_{GK} \delta$ 倍的增长。与没有货币政策反馈渠道的情形相比，多出的 $\alpha\kappa\alpha_{GK} \delta$ 部分反映了政府投资挤出私人资本对产出乘数的影响。分析 κ 的构成可知，这是一个关于价格型工具占比 γ 和货币政策参数 φ 的方程，这从理论上说明了货币政策会影响财政乘数。

进一步分析还可揭示两点。其一， $\kappa = \frac{1-\beta+\beta\delta-\gamma\varphi}{(1-\alpha)(1-\beta+\beta\delta)+\gamma\varphi\alpha}$ 是一个关于价格型工具占比 γ 的非线性方程，这表明财政乘数随“转型”而非线性变动的特征是内生于经济体本身的，这种非线性动态并不会因为参数选取或研究范式的改变而消失。其二，货币调控框架转型实际上导致了政府投资对私人资本从“挤入”到“挤出”的质变：在数量型工具占主导地位（ $0 \leq \gamma < [1-\beta(1-\delta)]/\varphi$ ）时，政府投资对私人资本和产出表现为挤入效应；当价格型工具比重足够大（ $[1-\beta(1-\delta)]/\varphi < \gamma \leq 1$ ）时，表现为挤出效应。伴随渐进“转型”进程，挤入效应逐渐减小至 0，继而反向表现为挤出效应并逐步增大。

七、政策评价标准、最优工具选择与政策建议

甄选更优政策工具，首先需明确评价标准。本文认为，评价结构性财政工具的调控效果，不宜简单套用 DSGE 框架下惯用的二次型福利损失分析。一方面，财政政策不是稳定性政策。财政工具的运用服务于既定（外生）的政策目标，并非被动地平抑产出、通胀或债务波动¹。为达到既定政策目标，政府相机抉择主动行事，允许经济出现一定的波动，两个最为典型的案例是“战时经济”与“赶超战略”。特别地，政府在经济下行期以财政工具稳定经济，此时财政工具亦不是被动地按某种财政规则对产出下滑作出反应，而是将“提振产出”作为政策目标并主动行事，以正向财政冲击对冲负向需求冲击，这与“稳定器”型的政策存在根本区别。另一方面，财政政策是多工具、多目标政策，新时代下财政调控目标日益多元化，愈加关注人民生活、产业结构等深层次、结构性问题，因而不宜宏观笼统地将政策评价标准局限于福利函数中的少数几项维度，更不能因某些政策目标难以量化就在福利分析中有意忽略。

本文认为，对财政工具的评价应更多关注于“财政乘数”的大小，即在相同的政策成本下，何种工具可以更高效地实现既定政策意图。更具体而言，这一评价标准包含三方面内涵：第一，对比应基于相同的政策强度或政策成本，关注于政策的效率而非总量上的强弱；第二，对工具的评价应针对特定的政策意图，脱离具体调控目标而谈论结构性财政工具的有效性是无意义的；第三，在货币政策调控框架渐进转型的背景下，还需将货币政策对财政政策作用效果的影响纳入考虑。

习近平总书记在党的十九大报告中提出，中国特色社会主义进入了新时代，社会主要矛盾已经转化为人民日益增长的美好生活需要和不平衡不充分的发展之间的矛盾。基于前文脉冲响应和方差分解结果研判，宜以消费减税增进居民消费，以改善民生福祉、满足人民群众日益增长的对美好生活的向往；拿捏政府投资的规模和力度，避免对居民效用造成挤出。十九大报告提出要提高人民收入水平，“坚持按劳分配原则，完善按要素分配的体制机制……坚持在经济增长的同时实现居民收入同步增长、在劳动生产率提高的同时实现劳动报酬同步提高。拓宽居民劳动收入和财产性收入渠道”。为此，一方面应深入推进工资税和资本收益税减税，从居民支出侧“节流”；另一方面应通过投资补贴促进社会财富创造，从收入侧“开源”。十九大报告要求“毫不动摇鼓励、支持、引导非公有制经济发展，使市场在资源配置中起决定性作用”。这要求政府以投资补贴激发民间资本活力，支持非公有制经济发展，凝聚经济发展最大合力；同时审慎把握政府投资的力与度，避免对民间资本的挤出和对资源配置的扭曲。伴随货币政策调控框架由

¹ 需说明，在 DSGE 模型中引入财政规则，旨在刻画财政工具的内生性，即在调控中兼顾宏观经济因素。这是在 DSGE 中引入财政工具的惯常做法，并不表示财政工具目标是盯住产出和债务。

数量型为主向价格型为主转型，政府投资对民间资本的挤出效应会进一步增强，财政部门运用政府投资工具需更加谨慎。

依据研究结论，本文提出以下政策建议：

第一，对财政工具的运用应更加重视结构性减税和投资补贴，特别注重以消费减税改善民生福祉、增强消费对经济发展的基础性作用；以投资补贴激发经济活力，推动经济发展质量变革、效率变革、动力变革。

第二，要不断完善宏观调控体系，构建高效协调的宏观调控框架。货币政策调控框架由数量型向价格型渐进转向会显著影响财政工具的调控效果，且这一影响具有非线性特征：在“转型”达到一定程度后，财政调控效果随“转型”的变动速度会显著加快。这要求财政部门密切关注货币政策动向、调控框架转型及利率市场化改革进程，以保证调控力度恰当、干预效果合意。

第三，加快建立规范透明、标准科学、约束有力的预算制度，努力拓展政策空间。财政政策空间有限，全面扩张的财政政策不可持续。当期财政赤字势必诱发未来的财政紧缩，这会导致财政政策的反复和经济波动的扩大。近年来中国政府债务规模持续攀升，“赤字红利”已近枯竭，财政调控受到掣肘。对此，一方面应在财政工具的选择上有增有减，在施行结构性减税的同时控制财政支出规模，积极稳妥、审慎规范地推进 PPP 等社会资本运用模式，为宏观调控争取政策空间；另一方面还需完善财政政策与宏观审慎政策之间的协调机制，防范化解政府债务特别是地方债中潜藏的重大风险。

第四，政府投资仍然是调控经济运行的最重要手段之一，财政工具的调整不能矫枉过正。须正确看待政府投资在优化供给结构、转换增长动力中的重要意义，其作用不可偏废。

参考文献

- [1]. 卞志村、胡恒强, 2015:《中国货币政策工具的选择:数量型还是价格型?——基于 DSGE 模型的分析》,《国际金融研究》第 6 期。
- [2]. 卞志村、胡恒强, 2016:《结构性减税、财政支出扩张与中国经济波动》,《金融评论》第 4 期。
- [3]. 卞志村、杨源源, 2016:《结构性财政调控与新常态下财政工具选择》,《经济研究》第 3 期。
- [4]. 陈小亮、马啸, 2016:《“债务-通缩”风险与货币政策财政政策协调》,《经济研究》第 8 期。
- [5]. 储德银、建克成, 2014:《财政政策与产业结构调整——基于总量与结构效应双重视角的实证分析》,《经济学家》第 2 期。
- [6]. 楚尔鸣、许先普, 2012:《中国最优货币政策规则选择——基于新凯恩斯主义 DSGE 模型分析》,《湘潭大学学报(哲学社会科学版)》第 4 期。
- [7]. 郭新强、胡永刚, 2012:《中国财政支出与财政支出结构偏向的就业效应》,《经济研究》第 2 期。
- [8]. 郭长林, 2016:《被遗忘的总供给:财政政策扩张一定会导致通货膨胀吗?》,《经济研究》第 2 期。
- [9]. 黄贇琳、朱保华, 2015:《中国的实际经济周期与税收政策效应》,《经济研究》第 3 期。
- [10]. 贾俊雪、郭庆旺, 2012:《财政支出类型、财政政策作用机理与最优财政货币政策规则》,《世界经济》第 11 期。
- [11]. 简志宏、李霜、鲁娟, 2011:《货币供应机制与财政支出的乘数效应——基于 DSGE 的分析》,《中国管理科学》第 2 期。
- [12]. 李永友、周达军, 2007:《投资需求、利率机制与我国财政政策的有效性》,《数量经济技术经济研究》第 5 期。
- [13]. 刘贵生、高士成, 2013:《我国财政支出调控效果的实证分析——基于财政政策与货币政策综合分析的视角》,《金融研究》第 3 期。
- [14]. 吕炜、高帅雄、周潮, 2016:《投资建设性支出还是保障性支出——去杠杆背景下的财政政策实施研究》,《中国工业经济》第 8 期。
- [15]. 苏平贵, 2003:《利率管理体制与财政政策传导机制及效应——兼论利率市场化改革过程中财政政策的调整与转变》,《财政研究》第 7 期。
- [16]. 汪潘义、李长花、胡小文、徐龙斌, 2014:《数量型还是价格型货币政策比较——基于利率市场化角度的分析》,《华东经济管理》第 9 期。
- [17]. 王国静、田国强, 2014:《政府支出乘数》,《经济研究》第 9 期。

- [18]. 王君斌、郭新强、王宇, 2013: 《中国货币政策的工具选取、宏观效应与规则设计》, 《金融研究》第 8 期。
- [19]. 王立勇、徐晓莉, 2018: 《纳入企业异质性与金融摩擦特征的政府支出乘数研究》, 《经济研究》第 8 期。
- [20]. 王曦、汪玲、彭玉磊、宋晓飞, 2017: 《中国货币政策规则的比较分析——基于 DSGE 模型的三规则视角》, 《经济研究》第 9 期。
- [21]. 伍戈、连飞, 2016: 《中国货币政策转型研究: 基于数量与价格混合规则的探索》, 《世界经济》第 3 期。
- [22]. 严成樑、吴应军、杨龙见, 2016: 《财政支出与产业结构变迁》, 《经济科学》第 1 期。
- [23]. 杨源源, 2017: 《财政支出结构、通货膨胀与非李嘉图制度——基于 DSGE 模型的分析》, 《财政研究》第 1 期。
- [24]. 尹雷、杨源源, 2017: 《中国货币政策调控效率与政策工具最优选择——基于 DSGE 模型的分析》, 《当代经济科学》第 4 期。
- [25]. 岳树民、李静, 2011: 《对我国劳动、资本、消费课税的比较及分析》, 《涉外税务》第 6 期。
- [26]. 张杰平, 2012: 《DSGE 模型框架下我国货币政策规则的比较分析》, 《上海经济研究》第 3 期。
- [27]. 朱柏松、简志宏、李霜, 2014: 《动态随机一般均衡下货币供应和财政政策的联动机制研究》, 《投资研究》第 6 期。
- [28]. 朱军, 2014: 《我国财政政策和货币政策规则选择与搭配研究》, 《广东财经大学学报》第 4 期。
- [29]. Bilbiie, F. O., A. Meier, and G. J. Muller, 2006, "What Accounts for the Changes in U.S. Fiscal Policy Transmission?" European Central Bank Working Paper, No. 582.
- [30]. Calvo, G. A., 1983, "Staggered Prices in a Utility-maximizing Framework", *Journal of Monetary Economics*, 12(3), 383-398.
- [31]. Forni, L., L. Monteforte and L. Sessa, 2009, "The General Equilibrium Effect of Fiscal Policy: Estimates for the Euro Area", *Journal of Public Economics*, 93(3-4), 559-585.
- [32]. Leeper E. M., M. Plante, and N. Traum, 2010, "Dynamics of Fiscal Financing in the United States", *Journal of Econometrics*, 156(2), 304-321.
- [33]. Zhang, W. L., 2009, "China's Monetary Policy: Quantity Versus Price Rules", *Journal of Macroeconomics*, 31(3), 473-484.

“一带一路”倡议的对外投资促进效应¹

——基于 2005-2016 年中国企业绿地投资的双重差分检验

吕越² 陆毅³ 吴嵩博⁴ 王勇⁵

【摘要】 本文采用目前可获得数据中较为详实和准确的 2005-2016 年《全球企业绿地投资数据库》，运用事件评估的有效识别方法——双重差分法对“一带一路”倡议的投资促进效应进行全方位的评析。研究的主要结论是：首先，“一带一路”倡议实施显著促进了中国企业对外绿地投资的增长，“一带一路”沿线国家的投资项目数增长幅度达 32%左右，且一系列的有效性和稳健性检验均表明这一促进效应显著存在。其次，“一带一路”倡议对中国企业绿地投资的积极促进效应会通过“五通”实现，即设施联通、政策沟通、资金融通、贸易畅通、民心相通。再次，通过异质性分析发现，在地理上，“一带一路”倡议更显著的促进“海上丝绸之路”沿线国家和与中国邻近“一带一路”国家的投资增长，且对高政治风险国家的投资不存在显著的促进效应。从投资动态来看，现阶段“一带一路”倡议的投资促进效应主要表现为集约边际的扩张，即主要带动已有投资基础或投资项目国家的投资增长。此外，基于三重差分估计的结果来看，在行业上，该倡议的对外投资促进效应主要集中在能源、交通和通信等基础设施相关领域；在投资来源上，该倡议尚未对“一带一路”重点省份产生立竿见影的投资促进效应。

【关键词】 “一带一路”；对外直接投资；双重差分；绿地投资；“五通”；

一、引言

2013年9月，中共中央总书记、国家主席习近平出访哈萨克斯坦时首次提出“一带一路”战略构想，至此深远影响中国经济转型升级关键时期的国家级顶层设计步入务实阶段。事实上，共建“一带一路”倡议从提出起，就旨在开创中国对外开放新格局。其中，拓展相互投资领域，加快投资便利化进程，鼓励本国企业参与沿线国家基础设施建设和产业投资是“一带一路”倡议合

1 本文转载自《经济研究》2019年第9期

2 吕越，对外经济贸易大学中国WTO研究院

3 陆毅，清华大学经济管理学院

4 吴嵩博，对外经济贸易大学国际经济贸易学院

5 王勇，环境保护部环境与经济政策研究中心

作的重点领域，这必将对中国企业“走出去”的目标国、重点产业、投资模式等产生重要影响。据商务部的统计资料显示，2013年至2018年，中国企业对“一带一路”沿线国家直接投资超过900亿美元，年均增长5.2%¹。除了这些突出的总量数据之外，我们更加迫切想知道的是，提出五年多的“一带一路”倡议是否存在对企业对外直接投资（Outward Foreign Direct Investment, 简称OFDI）的实际促进效应，如果存在其内在影响机制是什么，以及是否存在异质性的促进效果——主要投资模式、重点产业、目标国家类型等差异性，从而有助于理清当前“一带一路”倡议实施的效果及潜在问题，为实现从对外投资大国到对外投资强国的历史性跨越提供重要理论依据。

现有针对中国对外直接投资问题的研究主要从三个角度开展：第一，着重于考察东道国的经济因素（罗伟和葛顺奇，2013；陈健和徐康宁，2009）、自然资源（陈健和徐康宁，2009；阎大颖，2013）、区位因素（Buckley et al, 2007）、政治制度（Globerman & Shapiro, 2002；王永钦等，2014）等方面的因素对中国对外直接投资的影响。第二，也有少数研究从母国本身发展状况对OFDI影响的角度进行研究，如余官胜(2015)基于动机异质性的视角研究了我国企业的对外直接投资受东道国金融发展水平的影响，结果表明总体上东道国的金融发展在规模层面上能对我国企业的对外直接投资产生正向影响。第三，还有学者从国家间经贸合作的视角探讨诸如双边投资协定（BIT）（宗芳宇等，2012；杨宏恩等，2016）对我国对外直接投资的影响。然而，遗憾的是，现有研究尚未对特定政策事件的投资促进效应进行全面的评析，尤其是以此作为因果识别机制的切入点，这为我们的研究提供了一个可能的突破空间。

“一带一路”倡议主要涉及65个沿线国家和地区，这为我们通过特定政策事件评估对外投资促进效应提供了有效的准自然实验。本文基于2003-2016年中国绿地投资数据，采用双重差分法，以“一带一路”倡议提出为政策事件，准确评估其对中国企业“走出去”的影响及作用机制。为了配合识别方法的需要，我们将2003-2016年《全球绿地投资数据库》和世界银行《World Development Index》、《Worldwide Governance Indicators》数据库对接生成一套合并数据。之所以选择绿地投资作为研究对象，是因为根据《全球绿地投资数据库》提供的数据来看，中国针对“一带一路”国家的绿地投资比非“一带一路”国家的绿地投资项目数高了近一倍左右。同时，我们还对《中国对外投资统计公报》的数据进行分析，该数据从2015年起汇报对一带一路沿线经济体的并购投资流量。我们发现“一带一路”经济体并非中国企业发生并购的主要目标对象，2015-2017年间对“一带一路”经济体的并购流量仅占当年并购总额的4.9%-17%，且这些投资的数额仅

1 新华网：我国对“一带一路”沿线国家直接投资超900亿美元，http://www.xinhuanet.com/fortune/2019-04/18/c_1124386214.htm

相当于当年的 OFDI 流量总额的 3.4%-10.3%。因此对于“一带一路”国家而言绿地投资是主要的，故考察一带一路战略对绿地投资的带动作用更有现实意义，这也是我们研究选取绿地投资作为研究对象的关键所在。

在已有研究基础上，本文的边际贡献主要体现在以下几个方面：其一，较之以往“一带一路”研究主要考察投资目标国环境的可行性分析——如谭秀杰和周茂荣（2015）运用随机前沿引力模型对“海上丝绸之路”贸易潜力的考察，以及张亚斌（2015）就沿线国家的贸易便利化水平的测算所不同，本文创新性地采用双重差分法对“一带一路”倡议的实施效果进行系统评估，从事后分析的视角准确识别“一带一路”倡议的投资促进效果以及效果的异质性特征。其二，我们的研究不仅对“一带一路”倡议是否有积极的投资效应进行了考察，还对倡议如何促进对外直接投资的内在机理进行了深入分析，从而得以将研究的深度从“是什么”推进到“为什么”的维度，且是现有文献中较早对“一带一路”倡议的“五通”机制进行全面深入探讨的研究。其三，我们采用的 2003-2016 年《全球绿地投资数据库》是目前可获得的较为完整真实的企业层面全球绿地投资数据库¹，该数据库较为完整地记录了当前中国所有对外直接投资的每一个实际投资项目，可以真实有效的描绘中国企业对外绿地投资的全貌。目前微观企业层面对外直接投资研究中较多使用的商务部《境外投资企业名录》数据，但该数据库只报告了获得商务部审批有投资资格的企业名录，并不是实际投资项目的数据。这就存在仅仅通过《名录》是无法确定该企业获得权限后是否当年就进行投资甚至可能存在企业实际没有投资的情况，那么《名录》数据在反映中国企业实际走出去的情况时必然存在偏差。这也是本文所选取的数据库的核心优势所在——可以获得企业真实的海外投资项目信息，而不仅仅是投资审批权限的信息²。此外，在稳健性分析中，我们也采用了商务部《境外投资企业名录》的企业数据和商务部《对外直接投资统计公报》的投资额数据进行了稳健性检验，以确保实证结论的严谨性³。

本文后续内容包括：第二部分为文献综述和机制分析；第三部分为研究的实证方法和数据说明；第四部分为实证结果分析；最后是本文的结论和政策意涵。

二、文献综述和机制分析

1 目前，该数据已经成为多个国际组织和研究机构如 UNCTAD、World Banks、NBER, Economic Intelligence Unit、以及大型咨询公司和超过 100 个国家政府部门的主要绿地投资数据来源（Desbordes and Wei, 2017）。

2 此处，感谢审稿人的有益建议。

3 由于篇幅限制，此处的稳健性检验未在正文中报告，感兴趣的读者可以向作者索要回归结果。

“一带一路”倡议不仅仅是一个自由贸易协定，而是一个以开放为导向，冀望通过加强交通、能源和网络等基础设施的互联互通建设，促进经济要素有序自由流动、资源高效配置和市场深度融合，开展更大范围、更高水平、更深层次的区域合作，服务于中国对外开放新体制的构建和更高水平的“走出去”战略目标。自“一带一路”倡议实施以来，中国企业对沿线国家的投资迅猛增长，那么，“一带一路”倡议是通过何种渠道促进中国企业“走出去”的呢？

跨国公司的区位选择理论最早就企业国际化区位选择问题进行了深入的阐述。Dunning (2008) 的研究较早的指出跨国公司开展海外投资的动机是为了寻求市场、效率（新技术达到成本降低）、资源（包括战略性资产）。此后，大量研究关注了中国企业对外直接投资问题的研究，Buckley et al.(2007)认为除了三个经典因素外，政治风险、文化距离、汇率、通货膨胀、国际贸易也是影响企业投资决策的关键因素。Pradhan (2011) 在前述研究的基础上分析东道国是否同中国签订双边投资协议和避免双重征税协议以及东道国是否为离岸金融中心等因素对中国 FDI 区位分布的影响。此外，阎大颖(2013)认为基础设施建设的完善，有助于降低要素周转和信息获取等多方面的成本，提高企业的盈利机会，从而吸引更多的外商投资。新进的研究开始更加关注海外市场的不确定性对企业国际化行为的影响，因此除了跨国公司对外直接投资的直接动因之外，消除不确定性和避免风险是企业对外直接投资中必须要着重考虑的问题。Bloom et al.(2007)认为，由于存在不确定性，企业预测的准确性会有所降低，从而导致企业的投资偏向于谨慎。国内外学者如 Conconi et al.(2016)、饶品贵等(2017)等在实证层面发现了不确定性与企业投资之间存在明显的负相关关系。

为数不多，但日益增加的针对“一带一路”倡议与企业对外直接投资问题的讨论，是与我们的研究最为相关的一支文献。现有从“一带一路”倡议角度对企业对外直接投资问题的研究主要是从投资的决定因素展开分析，包括：（1）东道国的制度和环境因素。贺娅萍和徐康宁（2018）、张相伟和龙小宁（2018）等分别考察了东道国的营商环境、贸易壁垒等对中国企业对沿线国家投资的影响。（2）企业自身的竞争优势。崔远森等（2018）和张静等（2018）基于异质性贸易理论，分别考察了出口经验和贸易成本对中国企业在“一带一路”沿线国家直接投资的作用机制。（3）东道国和母国的制度或地理距离。方慧和赵甜（2017）以及沈坤荣和金刚（2018）分别考察了地理距离和制度距离如何影响中国企业在“一带一路”国家的直接投资问题。此外，与我们的研究最为相关的是 Du & Zhang(2018)采用微观企业数据研究了“一带一路”倡议对企业海外并购的影响，研究发现国有企业在基础设施领域的投资占据主导地位，非国有企业在非基础设施领

域占据主导地位。然而，遗憾的是，现有研究针对“一带一路”倡议是否以及如何促进中国企业海外绿地投资以及“走出去”的内在机制尚未展开系统性的分析，更缺乏较为严谨的因果识别考察。

“一带一路”倡议从提出伊始就将政策沟通、设施联通、贸易畅通、资金融通、民心相通作为主要内容。我们认为“五通”的推进过程中，部分建设如设施联通等本身就是基础设施投资的内容，更为重要的是“五通”建设的内容——政治关系、基础设施、资金支持、文化交流都会多角度全方位地为中国企业对外直接投资提供关键助力。因此，基于现有跨国公司区位选择的研究，结合“一带一路”倡议的现有研究文献，我们将从“一带一路”倡议所提出的“五通”展开机制研究，他们不仅是影响中国企业对“一带一路”投资的关键驱动因素，还会在很大程度上起到消除不确定性和降低外部风险的积极作用。具体来说：

1、设施联通

设施联通是合作发展的基础，也是“一带一路”建设的优先领域。根据《“一带一路”大数据报告(2017)》，中国已与 43 个“一带一路”沿线国家实现空中直航；中欧班列累计开行突破 5000 列，到达欧洲 11 个国家 29 座城市。基础设施对投资的促进作用可以从降低成本和提高收益两个角度来解释 (Donaldson & Hornbeck, 2016)。大量的关于中国企业对外直接投资的实证研究也证实了，基础设施建设对企业对外投资的积极促进作用，如王丽和张岩(2013)等。事实上，除了针对改善“一带一路”沿线国家基础设施建设的投资本身会带动响应国家政策号召的国有企业以及其他与之配套的民营企业投资外，沿线国家基础设施条件的改善本身也会成为吸引中国企业对沿线国家开展 FDI 的重要原因 (Du & Zhang, 2018)。

2、政策沟通

政策沟通是“一带一路”建设的重要保障。根据国家发改委的统计，2017 年，中国与“一带一路”沿线国家元首首脑访问 43 次，与 11 个国家签署 15 份推动双边关系发展文件。高峰论坛期间，18 个“一带一路”沿线国家首脑访华，中国与相关国家签署 270 多项经贸等多领域合作文件¹。现有文献已发现，区域间的合作是有效缓解国家间政治关系的重要途径，如孙忆和孙宇辰(2017)发现 FTA(Free Trade Agreement)改善了中国与周边国家的政治关系；Mansfield & Pevehouse(2000)指出 PTA(Preferential Trading Arrangements)减少了成员国发生冲突的可能性。同时，良好的政治关系可以弥合国家之间的制度环境差异，从而促进投资的有序开展。Buckley et al.(2007)的研究指

¹ 国家发改委，“一带一路”五年来取得六方面成效 <http://economy.caijing.com.cn/20180809/4498391.shtml>

出东道国的政治风险、汇率、通货膨胀、国际贸易是影响中国企业对外投资决策的关键因素。

3、资金融通

资金融通是“一带一路”建设的重要支撑。2015年12月份，中国倡议筹建的亚洲基础设施投资银行成立，成为“一带一路”资金融通的重要平台。截至2018年，亚投行成员国扩展至87个，已投资28个项目，投资总额54.3亿美元¹。同时，根据国家发改委统计，截至2018年6月，我国在7个沿线国家建立了人民币清算安排，已有11家中资银行在27个沿线国家设立了71家一级机构²。现有文献已经发现金融因素是决定企业国际化行为的关键因素之一（Manova, 2008）。进一步的，Desbordes & Wei（2014）系统探讨了母国和东道国金融发展对对外直接投资的影响。来自中国的经验证据也支持了金融发展对企业对外直接投资的影响，如余官胜（2015）发现东道国金融发展有助于推动对外直接投资增长。进一步的，吕越等（2019）指出，“一带一路”沿线东道国和母国的金融发展都有利于促进中国企业的对外直接投资。

4、贸易畅通

贸易畅通是推进“一带一路”建设的重点内容。根据国家信息中心发布的《“一带一路”贸易合作大数据报告2018》，2017年，中国与“一带一路”国家的进出口总额达到14403.2亿美元，同比增长13.4%，高于我国整体外贸增速5.9个百分点，占中国进出口贸易总额的36.2%。此外，与沿线国家自贸区建设不断加强，截至2018年8月，我国已与13个沿线国家签署或升级了5个自贸协定。Globerman & Shapiro（1999）的研究发现通过一系列促进贸易的政府措施尤其是贸易自由化政策将会在很大程度上带动针对沿线国家的投资和跨国经济合作。新近的研究如Conconi et al.（2016）对比利时企业数据的分析，发现过去的出口经验会促进企业的对外直接投资。进一步的，来自中国的经验证据也发现了贸易对投资的积极促进效应。Buckley et al.（2007）认为贸易是影响中国企业对外投资的重要影响因素。崔远森等（2018）还发现过去出口经验能显著提升企业对“一带一路”国家的对外直接投资。

5、民心相通

民心相通是“一带一路”建设的重要内容，也是关键基础。根据《“一带一路”大数据报告（2017）》，我国各地与海外重要城市之间建立的友好城市关系共计2315个，平均每个省/自治区/直辖市缔结75个友好城市。由于国际市场的复杂性和跨国文化和制度的多样性，使得企业在海外经营时可能面临更多风险——如文化距离等，这些风险的存在会导致企业对外直接投资面临

1 人民网，“资金融通：形式多样 成果斐然”，<http://finance.people.com.cn/n1/2018/0910/c1004-30284474.html>

2 国家发改委，“一带一路”五年来取得六方面成效 <http://economy.caijing.com.cn/20180809/4498391.shtml>

更多的不确定性。从文化距离与企业国际化经营的一般关系而言，类似于地理距离，文化距离会直接影响到国家之间的贸易和投资的成本(Sala et al., 2008)。来自中国的经验证据，如蒋冠宏（2015）等研究均发现文化距离与中国企业 OFDI 的经营风险之间呈现 U 型趋势。此外，针对“一带一路”倡议的研究也发现文化距离会影响企业“走出去”，如曾麒玥和龚璞（2017）依据 Hofstede 文化维度数据库测算国家间的文化距离，发现文化距离对出口存在显著影响。

三、实证方法和数据

（一）计量模型设定

“一带一路”东接太平洋，西联波罗的海，贯穿亚欧非，覆盖中亚、西亚、北非、东南亚、南亚和中东欧 65 国，分别涉及东盟 11 国、西亚 18 国、南亚 8 国、中亚 5 国、独联体 7 国以及中东欧 16 国。其中，海上丝绸之路沿线国家 25 个，陆上丝绸之路国家 40 个¹。本文将采用双重差分法，以“一带一路”倡议提出作为准自然实验，考察其对中国企业“走出去”的带动作用。借鉴 Lu 和 Yu（2015）的做法，选取“一带一路”沿线国家作为处理组，非“一带一路”沿线国家作为对照组，构建如下双重差分模型：

$$\begin{aligned} y_{ct} &= \beta \text{silkdum}_{ct} + \mathbf{X}_{ct}\gamma + \alpha_c + \psi_t + \varepsilon_{ct} \\ \text{silkdum}_{ct} &= \text{silkrad}_c \cdot \text{post}_t \end{aligned} \quad (1)$$

方程（1）为考虑了时间和国家固定效应的双重差分估计模型。

其中， y_{ct} 表示中国企业对特定东道国经济体的绿地投资项目数量（经过对数变换）。 post_t 为处理效应时期虚拟变量，由于“一带一路”倡议在 2013 年提出，故将 2013 年及之后年份的 post_t 设定为 1，之前的年份设定为 0。 silkrad_c 是处理组虚拟变量，表示东道国是否为“一带一路”沿线国家，如果是沿线国家将该变量设定为 1，否则为 0。 silkdum_{ct} 表示“一带一路”倡议提出后时期虚拟变量与处理组虚拟变量的交互项，也是双重差分法关注的核心变量。 \mathbf{X}_{ct} 是一组随时间

1 海上丝绸之路航线大体分为三段，分别是东南亚航线、南亚及波斯湾航线、红海湾及印度洋西岸航线（陈万灵和何传添，2014）。将该沿线的国家界定为海上丝绸之路沿线国家，其它“一带一路”国家界定为陆上丝绸之路国家。其中海上丝路国家为：巴林、孟加拉国、文莱、柬埔寨、埃及、印度、印度尼西亚、伊朗、伊拉克、科威特、老挝、马来西亚、缅甸、阿曼、巴基斯坦、菲律宾、沙特阿拉伯、新加坡、斯里兰卡、泰国、阿联酋、越南、也门、马尔代夫、卡塔尔；陆上丝路国家为：土耳其、叙利亚、约旦、黎巴嫩、以色列、希腊、塞浦路斯、尼泊尔、阿富汗、哈萨克斯坦、乌兹别克斯坦、土库曼斯坦、塔吉克斯坦、吉尔吉斯斯坦、俄罗斯、乌克兰、白俄罗斯、格鲁吉亚、阿塞拜疆、亚美尼亚、摩尔多瓦、波兰、立陶宛、爱沙尼亚、拉脱维亚、捷克、斯洛伐克、匈牙利、斯洛文尼亚、克罗地亚、波黑、黑山、塞尔维亚、阿尔巴尼亚、罗马尼亚、保加利亚、马其顿、不丹、巴勒斯坦。

变化的东道国特征变量。 ψ_t 表示年度固定效应， α_c 为国家固定效应， ε_{ct} 为随机误差项。我们关注核心解释变量的系数 β ，其经济含义可解释为“一带一路”倡议对于中国企业海外绿地投资项目的增长率。

我们的控制变量 X_{ct} 包含：（1）目的地的经济规模（GDP 取对数， $\ln gdp$ ）和人均收入水平（人均 GDP 对数， $\ln pgdp$ ）；（2）GDP 增长率（ gdp_growth ），增长率越高，商业机会越多，对于企业投资更具有吸引力；（3）根据王永钦等（2014）的研究，我们控制了东道国的关键制度变量，包括：腐败控制（ $corruption$ ）、监管质量（ $regulation$ ）、政府效率（ $government$ ）以及法制水平（ law ）。

（二）数据说明

本文采用了 fDi Markets 提供的 2005-2016 年《全球对外绿地投资数据库》、世界银行《World Development Index》和《Worldwide Governance Indicators》数据库的合并数据。其中 fDi Markets 数据库由金融时报开发于 2003 年，是汇集全球企业开展海外绿地投资业务最全信息的数据库，涵盖了全球范围内所有国家的绿地投资项目。因此，我们可以基于这个目前可获得的较为全面的绿地投资数据考察中国当前的海外投资项目情况。由于中国对外直接投资主要发生在 2005 年以后，所以我们将样本的时间维度设定为 2005-2016 年，样本的观测为 2328 个，其中包含了 199 个国家和地区的相关信息，涉及 60 个“一带一路”沿线国家¹。

四、实证结果分析

（一）基准回归结果

在本部分，我们将考察“一带一路”倡议实施对中国企业“走出去”的实际影响效应。具体来说，我们根据方程 1 的设定对倡议实施的投资效应进行检验，同时控制国家和年份的固定效应以及国家层面的控制变量，结果见表 1。表 1 的第一至三列汇报了使用新增项目作为因变量的回归结果。为了结果的稳健性，在第四列中我们使用项目存量作为因变量。我们进一步考虑了潜在的内生性问题。相比其他国家，对一带一路沿线国家的投资可能具有某种固有的变化趋势，而非“一带一路”倡议带来的政策效果，例如，许多沿线国家是发展中经济体，这些经济体投资环境的逐渐改善会使得中国企业更愿意对其进行投资。忽略处理组因变量的潜在趋势变化将产生遗漏变量偏误，并使估计结果不可信。参考 Li et al.(2016)的方法，在表 1 的第三列中我们加入陆上丝绸之

¹ 由于数据缺失，不包括不丹、马尔代夫、卡塔尔、巴勒斯坦、黑山。

路以及海上丝绸之路与时间趋势的交互项。上述交互项控制了对陆上丝路与海上丝路处理组国家投资项目数量自身可能的变化趋势。通过表 1 的结果可以发现,“一带一路”倡议对于企业投资具有显著正向的政策效应。无论使用项目流量还是项目存量作为度量,“一带一路”倡议提出后处理组国家的投资项目均有显著提升。值得注意的是,对数变换后的因变量可被解释为项目数量百分比的变化,由于非沿线国家的项目存量显著高于一带一路沿线国家,因此项目存量的百分比变动会受到现有项目数量的影响。从这一角度来看,项目数量的流量更为符合 DID 模型的共同趋势假设要求,因此,选取项目流量作为因变量更为合适。综上,表 1 的结果与我们的预期一致。

表 1 基准回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>silk_dum</i>	0.1590**	0.1364**	0.3130***	0.1704***
	(0.0631)	(0.0665)	(0.0941)	(0.0640)
国家控制变量	否	是	是	否
国家固定效应	是	是	是	是
年度固定效应	是	是	是	是
控制组时间趋势	否	否	是	否
聚类数量	194	177	177	194
样本数	2,328	2,063	2,063	2,328
R ²	0.740	0.739	0.742	0.751

注: (1) 括号中为聚类到国家层面的标准误, * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 。下表同; (2) 后续所有回归结果均控制了国家和年度固定效应, 受篇幅限制, 在回归结果表格中将不重复汇报。

(二) DID 估计的有效性分析

基准模型报告的实证结果可行性取决于倍差法估计的有效性。因此, 在本部分中, 我们将进行一系列有效性检验, 包括平行趋势检验和若干安慰剂检验。

1. 平行趋势检验

双重差分的前提假设就是, 在政策事件发生前, 处理组和对照组的变化趋势应该是一致的。为此, 借鉴 Liu 和 Qiu (2016) 的研究方法, 我们对处理组和对照组的变化趋势进行进一步考察。具体采用的实证方程设定如下:

$$y_{ct} = \beta_k \sum_{k \geq -5}^{3+} \text{silkroad}_c \cdot \text{year}_{2013+k} + X_{ct}\gamma + \alpha_c + \psi_t + \varepsilon_{ct}$$

其中 year_t 为年度虚拟变量, 对于当年观测值为 1, 其他年份观测值为 0。其它变量与基准模型一致。我们检验了 2013 年一带一路倡议提出之前 5 年直到我们样本最后一年的趋势变化。图 1 汇报了分析结果。从结果来看, 我们发现 2013 年以前的所有回归结果均不显著, 即表明在“一带一路”倡议实施前, 处理组和对照组的变化趋势是一致的, 不存在显著的差异。而在 2013 年及

之后，处理组国家的项目数量相比控制组显著上升。因此，本文采用的样本通过了双重差分法估计所需的平行趋势检验。

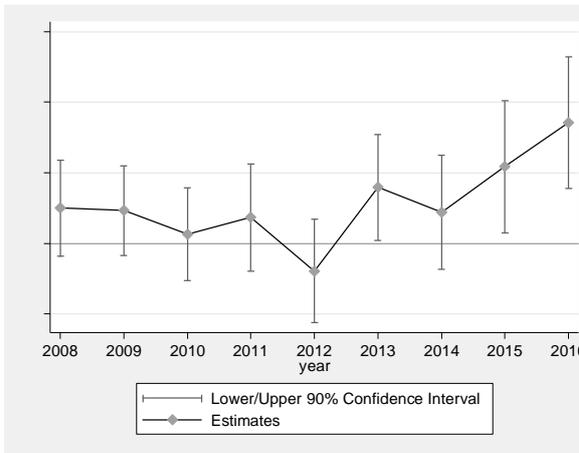


图1 平行趋势检验结果

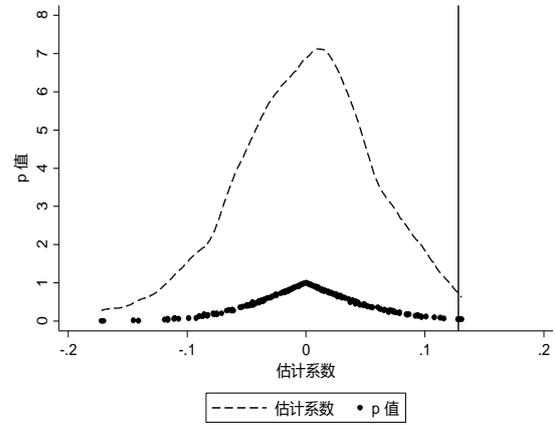


图2 随机分配处理组的估计系数和 p 值

2. 安慰剂检验

2.1 安慰剂检验一：假设政策事件发生在 2013 年之前

类似 Topalova (2010)，我们的第一个安慰剂检验为将“一带一路”倡议推行的政策事件设定在 2013 年之前的某个时期，且样本期设定在 2005-2013 年以考察是否仍然存在投资促进的效应。正如前述分析所言，倍差法使用的前提条件是在政策冲击之前企业的投资行为没有出现较大的差异，因此我们预期如果将政策冲击设定在 2013 年之前的某个时期，那么我们关心的核心变量的估计系数将不显著。如果我们得到的结果与预期相反，那么就意味着确实存在某些潜在的不可观察因素也会驱动中国企业“走出去”，而不仅仅是因为“一带一路”倡议实施带来的促进效应。为了确保实证结果的稳健性，我们分别将政策冲击时间设定为 2006、2007、2008、2009、2010、2011、2012 年，表 2 中的 (1) 至 (7) 列分别汇报了相应的估计结果。根据表 2，可以发现我们关心的核心变量的估计系数并不显著，因此我们可以排除其他潜在的不可观测因素对本文研究框架中企业对外直接投资行为的影响。

表 2 安慰剂检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
silk_dum	0.0608	0.0322	0.0477	0.0525	0.0073	0.0193	0.0655
	(0.0758)	(0.0666)	(0.0593)	(0.0600)	(0.0619)	(0.0618)	(0.0590)
国家控制变量	是	是	是	是	是	是	是
样本数	1,254	1,254	1,254	1,254	1,254	1,254	1,254
R ²	0.7764	0.7763	0.7764	0.7765	0.7762	0.7762	0.7765

2.2 安慰剂检验二：随机抽取实验组国家

导致我们估计结果偏误的另外一个可能原因是遗漏国家-时间层面的变量。借鉴 Cai et

al.(2016)、La Ferrara et al.(2012)等的研究思路, 我们通过从样本中随机抽取“一带一路”沿线国家对本文的主要结果进行安慰剂检验。本文的样本共包含 199 个国家和地区, 其中 60 个为“一带一路”沿线经济体。据此, 我们首先从 199 个国家和地区中随机选取 60 个经济体, 将其设定为“伪”处理组“一带一路”沿线经济体, 并将剩余国家设定为“非一带一路”沿线经济体, 从而构建一个安慰剂检验的虚拟变量 $silkroad_c^{false}$ 。之后我们构建安慰剂检验交叉项 $silkroad_c^{false} \times post_t$ 。由于“伪”处理组是随机生成的, 因此安慰剂检验交叉项应该不会对模型因变量产生显著影响, 即 $\beta^{false} = 0$ 。也就是说, 如果没有显著的遗漏变量偏差, 安慰剂处理变量的回归系数不会显著偏离零点。反之, 如果 β^{false} 的估计系数在统计上显著偏离于零则表明我们的模型设定存在识别偏误。同时, 为了确保其他小概率事件对估计结果的干扰, 我们重复了 200 次上述过程进行回归分析。图 2 汇报了 200 次随机生成处理组的估计系数核密度以及对应 p 值的分布。可以发现, 这些回归系数的均值接近于 0 (系数为 -0.0002), 且绝大部分的 p 值大于 0.1。同时, 图 2 中竖线代表的实际估计系数在安慰剂检验的估计系数中明显属于异常值。综合来看, 我们的估计结果并没有因为遗漏变量导致严重的偏误。

(三) 异质性分析

接下来, 考虑到企业对外直接投资行为在很多维度上存在的异质性特征, 我们在本节中详细讨论可能的异质性因素对“一带一路”倡议的投资促进效应的影响。

1. 海上与陆上丝绸之路的区分考察

从路线和运输方式来看, 一带一路分为海上丝绸之路和陆上丝绸之路。其中海上丝绸之路包括中国至东南亚航线、中国至南亚及波斯湾航线、中国至红海湾及印度洋西岸航线。陆上丝绸之路则包括东北方向的中蒙俄经济带和西北方向的通过新的亚欧大陆桥向西通过新疆连接哈萨克及其中亚、西亚、中东欧等国家。我们认为, 虽然同为“一带一路”倡议实施背景下的沿线国家, 但是无论从倡议落实本身的侧重点以及沿线国家的发展水平和历史因素都存在巨大的差异, 有必要予以区分考察。我们首先按照陈万灵和何传添 (2014) 的方法识别出属于海上丝绸之路经济带的沿线国家, 然后将其他的一带一路沿线国家界定为陆上丝绸之路经济带, 再进行分组回归, 结果列于表 3 中, 其中 (1) 列的对照组包括其他陆上一带一路国家, (2) 列的对照组不包括其他陆上一带一路国家。(3) 列的对照组包括其他海上一带一路国家, (4) 的对照组不包括其他海上一带一路国家。从回归结果来看, “一带一路”倡议对中国对外投资的影响主要体现在海上丝绸之路沿线国家, 对陆上丝绸之路沿线国家的效应尚未显著呈现, 这一结果在考

虑两种不同对照组选择、区分总项目和新建项目的情况依旧稳健成立。

表 3 海上与陆上丝绸之路以及邻近与非邻近“一带一路”国家的区分考察

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	海上丝绸之路		陆上丝绸之路		邻近国家	非邻近国家
silk_dum	0.1786*	0.2050**	0.0690	0.1005	0.4154**	0.0919
	(0.0958)	(0.0968)	(0.0876)	(0.0896)	(0.1831)	(0.0718)
国家控制变量	是	是	是	是	是	是
样本数	1,683	1,341	1,683	1,469	1,227	1,573
R2	0.7707	0.8037	0.7699	0.7454	0.7872	0.7722

2. 邻近一带一路国家与非邻近一带一路国家的区分考察

基于引力模型，地理距离一直是影响企业对外直接投资和国际贸易的重要影响因素，已有文献已经对地理距离如何影响企业国际化行为展开了诸多讨论（如 Tinbergen, 1962）。因此，我们认为有必要将“一带一路”沿线国家按照地理距离的远近做进一步的区分考察。将与中国邻近的“一带一路”沿线国家（邻近“一带一路”国家的定义为与中国存在陆地接壤的国家）界定为：俄罗斯、蒙古、哈萨克斯坦、吉尔吉斯斯坦、塔吉克斯坦、阿富汗、巴基斯坦、印度、尼泊尔、不丹、缅甸、老挝和越南，其他则为非临近的“一带一路”沿线国家。我们发现，总体而言，“一带一路”倡议显著增进了对邻近“一带一路”国家的投资，而对非邻近“一带一路”国家投资促进效应的影响相对有限¹。

3. 高低风险国家的区分考察

由于投资的不可逆性，不确定性和高风险是阻碍企业对外直接投资的关键因素（Conconi et al. 2016）。因此，在本部分中我们将进一步考察引入国家政治风险因素后，“一带一路”倡议如何影响企业对外投资。为了更好测度目标国家政治风险，我们借鉴 Conconi et al. (2016)，采用 PRS 集团（Political Risk Services Group）公布的 ICRG（International Country Risk Guide）提供了 140 个发达国家和新兴市场经济体的政治、经济和金融风险评级和预测，本文使用该数据库提供的政治风险评级指标，具体是政府稳定、投资项目政治风险、宗教与政治风险以及民主化程度四个指标²，通过匹配最终获得 138 个国家的研究样本。我们按照政治风险指标进行分类设置，其中若各指标值位于中位数以上，即为高风险国家，反之为低风险国家。表 4（1）、（3）列表示政治风险较低的国家样本，（2）、（4）列表示政治风险较高的国家样本。从回归结果可以看出，

¹由于篇幅限制，正文中并未汇报此项结果，感兴趣的读者请联系作者提供

² PRS 模型是用于预测和量化政治和国家风险的有效系统，NBER 的诸多学者已该模型的准确性和实际相关性进行了反向测试，该可靠模型为 100 个国家提供了有效的预测。

<https://www.prsgroup.com/explore-our-products/international-country-risk-guide/>。

在政治风险较高的国家，“一带一路”倡议的投资促进效应并未得到有效的发挥，其表现为估计系数显著为负或即使不显著也为负这一估计结果。因此，值得重视的是在推行“一带一路”倡议实施时，有效的风险管控应进一步加强，从而为更多的企业对外投资提供保障。

表 4 高低风险国家的区分考察

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	政府稳定		投资项目		宗教政治		民主化程度	
	低风险	高风险	低风险	高风险	低风险	高风险	低风险	高风险
silk_dum	0.1960*	0.0680	0.3365**	-0.0332	0.2157*	-0.0593	0.3241***	-0.0585
	(0.1066)	(0.1439)	(0.1371)	(0.1103)	(0.1174)	(0.1289)	(0.1064)	(0.1283)
国家控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
样本数	633	637	573	697	505	765	611	659
R ²	0.7695	0.7818	0.6551	0.8123	0.7576	0.7852	0.7416	0.7941

4. 企业投资存续类型的区分考察

借鉴 Conconi et al. (2016) 方法，我们将中国企业对外直接投资分为三种类型：（1）将“一带一路”政策发生前中国已经进行投资，且在样本期内尚未退出的国家界定为持续投资国家（continue）；（2）将之前已经发生投资行为，但在接下来连续五年内未发生投资的国家界定为终止投资国家，即投资退出（exit）；（3）针对之前未发生投资行为的国家进行的投资界定为投资进入（enter），包括投资退出后再进行的投资。根据样本时期，将 2003-2007 年间进行投资的国家界定为之前发生过投资行为。为此，针对投资动态的回归样本为 2007-2016 年。具体回归结果列于表 5，我们发现，总体来说，“一带一路”的投资效应主要是通过对已有投资国家的延续投资增长来实现，表现为在持续存在投资的目标国样本中，“一带一路”倡议实施显著促进了总项目和新建项目的投资增长。这与 Nocke & Yeaple (2007) 所强调的以往投资经历对企业后续投资行为存在巨大影响的发现类似，开展新的投资项目需要克服更多的固定成本，必然会面临更多的不确定性和风险，因此现阶段“一带一路”倡议的投资促进效应主要表现为在集约边际的扩张也是符合倡议开展初期的实际情况。

表 5 企业投资存续类型的区分考察

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	持续存在投资		投资进入		投资退出	
silk_dum	0.2456***	0.1987**	-0.0284	-0.0331	0.0401**	0.0397*
	(0.0742)	(0.0835)	(0.0195)	(0.0221)	(0.0168)	(0.0209)
国家控制变量	是	是	是	是	是	是
样本数	1,676	1,123	1,940	1,355	1,940	1,355
R ²	0.8164	0.8218	0.0806	0.1108	0.0984	0.1195

（四）进一步的考察：基于行业-国家和省份-国家维度的三重倍差法分析

《推动共建丝绸之路经济带和 21 世纪海上丝绸之路的愿景与行动》明确了基础设施互联互

通是“一带一路”建设的优先领域。包括标准对接、交通贯通、能源联通和信息畅通，涉及铁路、港口、机场、电站、输电和输油输气管道、通信设施等。根据 fDi Markets 提供的投资项目行业分类，这些基础设施建设涉及煤、油和天然气、可再生能源、建筑材料、通信、运输以及仓储行业。由于“一带一路”倡议于 2013 年提出，目前尚属前期推进阶段，基础设施建设涉及的重点行业即为一带一路建设的优先领域，为此采用三重差分法分析来进一步考察“一带一路”倡议对不同行业的异质性投资效应。为此，我们将基准方程（1）分别拓展为：

$$y_{cit} = \beta silk_dum_sector_{cit} + \eta_1 silkroad_c \cdot dumyear_t + \eta_2 silkroad_c \cdot sector_i + \eta_3 sector_i \cdot dumyear_t + X'_{ct} \phi + \gamma_t + \kappa_c + \lambda_i + \varepsilon_{cit}$$

$$y_{cjt} = \beta silk_dum_province_{cjt} + \eta_1 silkroad_c \cdot dumyear_t + \eta_2 silkroad_c \cdot province_j + \eta_3 province_j \cdot dumyear_t + X'_{ct} \phi + \gamma_t + \kappa_c + \lambda_j + \varepsilon_{cjt}$$

其中 $silk_dum_sector_{cit} = silkroad_c \times sector_i \times dumyear_t$ ，也就是特定行业和前述一带一路经济体与冲击年份变量的三重交叉项。 $sector_i$ 为虚拟变量， $sector_i = 1$ 表示前述的重点行业，否则为 0。类似地， $silk_dum_province_{cjt} = silkroad_c \times province_j \times dumyear_t$ ，也就是特定省份和前述一带一路与冲击年份变量的三重交叉项， $province_j$ 为虚拟变量， $province_j = 1$ 表示前述的重点省份，否则为 0。 λ_i 和 λ_j 分别表示行业和省份固定效应，其他变量与基准模型一致。

首先，我们考察对重点行业的影响效应是否超过其他行业，估计结果列于表 6。其中，第一列仅控制了模型（5）中的核心解释变量及交互项，第二至在第一列的基础上控制了国家、行业和年度固定效应，第三列进一步加入了国家层面的控制变量。表 6 的回归结果显示，在不同模型设定下，三重交叉项 $silk_dum_sector_{cit}$ 在统计上都是正向显著的。“一带一路”倡议实施显著地增加了对沿线国家的优先领域行业的投资，这一影响效应超过了对其他一般行业的影响。

表 6 基于行业-国家-年份维度的三重倍差法分析

	(1)	(2)	(3)
$silk_dum_sector$	0.0241**	0.0241**	0.0250**
	(0.0110)	(0.0110)	(0.0103)
方程中其他交互项	是	是	是
方程中其他虚拟变量	是	否	否
国家控制变量	否	否	是
国家固定效应	否	是	是
行业固定效应	否	是	是
年份固定效应	否	是	是
样本数	93, 132	93, 132	65, 637
R ²	0.0051	0.1575	0.1487

此外，该文件还重点圈定了 18 个省，包括新疆、陕西、甘肃、宁夏、青海、内蒙古等西北的 6 省，黑龙江、吉林、辽宁等东北 3 省，广西、云南、西藏等西南 3 省，上海、福建、广东、浙江、海南等 5 省，内陆地区则是重庆。我们继续考察“一带一路”倡议对不同省份对外投资的影

响。由于 18 个重点省份圈定时间为 2015 年 3 月底¹，因此我们这一部分的分析使用 2015 年作为政策事件的时间节点，对回归方程（5）进行了实证分析，结果列于表 7。根据回归结果，“一带一路”倡议引致的重点省份对外投资并没有显著多于非重点省份。这个结论在很大程度上与我们的样本区间只到 2016 年有关，因为重点省份政策才推出一年的确可能存在政策效果尚不显著和时滞性问题。因此，针对这一问题有必要在后续的研究中展开进一步的跟踪讨论和分析，尤其是待更长时间维度的数据可以获得以后，政策效果的评估将会更加准确和全面。

表 7 基于省份-国家-年份维度的三重倍差法分析

	(1)	(2)	(3)
<code>silk_dum_province</code>	-0.0110	-0.0110	-0.0074
	(0.0074)	(0.0074)	(0.0097)
方程中其他交互项	是	是	是
方程中其他虚拟变量	是	否	否
国家控制变量	否	否	是
国家固定效应	否	是	是
省份固定效应	否	是	是
年份固定效应	否	是	是
样本数	76,416	76,416	49,024
R ²	0.0064	0.1793	0.1756

（六）机制分析

基于前述文献综合和机制分析，我们分别从政策沟通、贸易畅通、资金融通、设施联通以及民心相通五个角度对一带一路促进中国企业 OFDI 的机制进行了探索。表 8 汇报了一带一路促进互联互通的机制分析结果。（1）在表 8 的第一列中，我们参考张建红等（2012），使用双边高级官员互访数量（`Invisit`，访问、问候以及第三国会晤之和的对数变换）作为政策沟通的代理变量。数据来自外交部网站手动收集得到。（2）在第二列中我们使用 WITS 发布的贸易密集度指数衡量中国与各经济体之间贸易联系的紧密程度（`trade_intensity`）²。该指数越高，说明中国与目标经济体的贸易联系越为紧密。（3）在第三列中我们考虑了中国参与目标经济体金融发展的情况（`findev`），使用中资银行在目标经济体的全部分支机构数量作为资金融通的代理变量。该数据是通过各主要中资银行网站手工收集得到。（4）在第四列中我们使用中国与目标经济体之间的直飞航班数量作为设施联通的代理变量（`airline`），对设施联通的政策效果进行分析。数据来

1 由于重点省份的确定时间为 2015 年，导致我们的数据区间能涵盖的政策效应时间段比较有限（仅到 2016 年）。但我们的研究不失为对“一带一路”倡议政策的有效评估提供了最早期的经验证据，同时我们也发现重点省份圈定的投资效应在短期中未显现出来，也恰好说明这一政策的影响可能有时滞性问题，因此更有效的评析重点省份圈定的效应必然需要更完善的时间维度数据。

2 数据来源：https://wits.worldbank.org/trade_outcomes.html，我们使用 WITS 中的 COMTRADE 中国报告数据生成该指数。产品分类代码使用 HS2002，更高版本的 HS 代码均转换为该版本。

自国际民航组织（ICAO）。（5）在第五列中，我们根据联合国教科文组织（UNESCO）发布的《2009年 UNESCO 文化统计框架》识别了中国货物出口中的文化商品（culture_goods）。出口数据来自 UN COMTRADE 提供的 2007-2015 年中国货物出口统计¹。我们使用纯文化商品以及文化产品支持材料与设备两类产品出口之和分别作为因变量带入模型。此外，考虑到控制组因变量潜在的变动趋势，我们参考表 1 第三列基准模型的做法，加入处理组与时间趋势的交互项加以控制，估计结果列于表 8 中。

在表 8 第一列中我们检验了“一带一路”倡议对于政策沟通的影响。可以发现，倡议提出后，中国与沿线经济体双边及多边政策沟通频率明显提升。这表明“一带一路”倡议在政策沟通方面的机制是显著的。第二列从贸易联系视角汇报了“一带一路”倡议对于贸易畅通的政策效应。可以发现，中国在沿线经济体对外贸易中的联系密切程度在倡议实施后显著提高。这显示出“一带一路”倡议对于完善沿线经济体贸易畅通能力起到积极作用。第三列从金融发展角度检验了“一带一路”倡议对中国与沿线国家资金融通便利程度的政策效果。可以发现，相比其他经济体，中资银行金融机构在沿线经济体分支机构数量显著增加。这一结果显示倡议对中国以及沿线经济体资金融通的积极影响。第四列考察了倡议对于设施联通的影响。构建基础设施互联互通网络是倡议中设施联通的核心内容²。我们从民用航空航班角度衡量设施联通的政策效果。第四列显示，倡议实施后，中国与沿线经济体之间的直飞民航航班数量相比其他经济体显著增加。这不仅表明倡议对中国与沿线经济体的互联互通程度的积极政策效果，也表明便捷的人员、文件以及货物互联互通网络为中国企业在“一带一路”沿线开展海外绿地投资创造了积极的条件。最后，第五至六列分别汇报了上述两种口径文化商品出口回归结果。可以发现，“一带一路”倡议提出后，由于文化沟通有所加强，沿线国家进口中国文化商品的规模显著提升。这一效应无论是从纯文化商品还是广义文化商品来看均显著。

表 8 “一带一路”倡议的“五通”机制检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Invisit	trade_intensity	findev	airline	culture_goods	
silk_dum	0.0909**	1.2787***	0.9531***	0.6882***	0.3213**	0.2293**
	(0.0391)	(0.1815)	(0.1521)	(0.0283)	(0.1600)	(0.1096)
国家控制变量	是	是	是	是	是	是
样本数	2,052	2,198	2,052	907	1,636	1,636

1 我们使用 HS2007 版本识别文化商品，并对 2012 年之后的 HS2012 版本编码进行了转换。

2 《习近平在第二届“一带一路”国际合作高峰论坛开幕式上的主旨演讲》，

http://www.xinhuanet.com/silkroad/2019-04/26/c_1124420187.htm

四、结论和政策意涵

本文采用目前可获得数据中较为完整和准确的 2003-2016 年《全球绿地投资数据库》，运用事件评估的有效识别方法——双重差分法对“一带一路”倡议的投资促进效应进行全方位的评析。我们的研究的主要结论是：

首先，“一带一路”倡议实施显著促进了中国企业对外绿地投资的增长，“一带一路”沿线国家的投资项目数增长幅度高达 15.9%-31.3%。该实证结果通过了双重差分有效性的检验——安慰剂检验、平行趋势检验、多重固定效应控制以及多重稳健性检验——对调整样本期以及替换原有数据为《公报》和《名录》数据库。其次，“一带一路”倡议对中国企业绿地投资的积极促进效应会通过“五通”实现，即设施联通、政策沟通、资金融通、贸易畅通、民心相通是“一带一路”倡议促进对外直接投资的有效机制。再次，通过异质性分析，我们发现“一带一路”倡议的对外投资促进效应更明显地表现为针对海上丝绸之路沿线国家和邻近“一带一路”国家的投资增长。此外，当目标国家面临较高政治风险时，“一带一路”倡议实施的积极投资促进效应无法体现。从投资动态来看，现阶段“一带一路”倡议的投资促进效应主要表现为集约边际的扩张，即主要带动已有投资基础或投资项目国家的投资增长。最后，本文进一步地基于行业-国家和省份-国家维度的三重差分法研究发现，“一带一路”倡议的对外投资效应主要集中在煤、油和天然气、可再生能源、建筑材料、通信、运输以及仓储行业。但是，该倡议并未对“一带一路”的重点省份产生立竿见影的对外投资促进效应，这也是今后政策实施所亟需关注的重点。

2013 年提出共建新丝绸之路经济带和 21 世纪海上丝绸之路经济带的合作倡议，即“一带一路”倡议，旨在开创中国对外开放新格局，其中又以鼓励本国企业参与沿线国家基础设施建设和产业投资为倡议合作重点。“一带一路”倡议历时已五年有余，有效的促进了中国企业对沿线国家的直接投资，尤其是在海上丝路沿线国家、重点支持产业和已有投资基础的项目拓展方面表现最为突出。同时，需注意当前倡议实施中，对“一带一路”重点省份的投资激励效应仍然有限，且投资增长方式还是以集约型为主，今后倡议的调整方向应以如何加快广延边际投资增长以及切实推动经济落后地区重点省份对外直接投资增长为重心。最后，值得重视的是在推行“一带一路”倡议实施时，有效的风险管控应进一步加强，从而为更多的企业对外投资提供保障。

参考文献

- [1]. 曾麒麟、龚璞, 2017: 《文化距离对中国核心文化产品出口集中度的影响研究——以“一带一路”沿线国家为例》,《国际商务(对外经济贸易大学学报)》,第 05 期。
- [2]. 陈健、徐康宁, 2009: 《跨国公司研发全球化:动因、地域分布及其影响因素分析》,《经济学(季刊)》,第 03 期。
- [3]. 陈万灵、何传添, 2014: 《海上丝绸之路的各方博弈及其经贸定位》,《改革》,第 03 期。
- [4]. 崔远森、方霞、沈璐敏, 2018: 《出口经验能促进中国对“一带一路”国家的直接投资吗——基于微观企业面板数据的实证检验》,《国际贸易问题》,第 09 期。
- [5]. 方慧、赵甜, 2017: 《中国企业对“一带一路”国家国际化经营方式研究——基于国家距离视角的考察》,《管理世界》,第 07 期。
- [6]. 贺娅萍、徐康宁, 2018: 《“一带一路”沿线国家的经济制度对中国 Ofdi 的影响研究》,《国际贸易问题》,第 01 期。
- [7]. 蒋冠宏, 2015: 《制度差异、文化距离与中国企业对外直接投资风险》,《世界经济研究》,第 08 期。
- [8]. 罗伟、葛顺奇, 2013: 《中国对外直接投资区位分布及其决定因素——基于水平型投资的研究》,《经济学(季刊)》,第 04 期。
- [9]. 吕越、娄承蓉、吕云龙、王勇, 2019: 《金融发展与“一带一路”沿线国家绿地投资——基于母国和目标市场特征的异质性分析》,《世界经济文汇》,第 02 期。
- [10]. 饶品贵、岳衡、姜国华, 2017: 《经济政策不确定性与企业投资行为研究》,《世界经济》,第 02 期。
- [11]. 沈坤荣、金刚, 2018: 《制度差异、“一带一路”倡议与中国大型对外投资——基于投资边际、模式与成败的三重视角》,《经济理论与经济管理》,第 08 期。
- [12]. 孙忆、孙宇辰, 2017: 《自由贸易协定能提升国家间亲密度吗?——基于中国周边 Fta 的实证分析》,《世界经济与政治》,第 04 期。
- [13]. 谭秀杰、周茂荣, 2015: 《21 世纪“海上丝绸之路”贸易潜力及其影响因素——基于随机前沿引力模型的实证研究》,《国际贸易问题》,第 02 期。
- [14]. 王丽、张岩, 2016: 《对外直接投资与母国产业结构升级之间的关系研究——基于 1990~2014 年 Oecd 国家的样本数据考察》,《世界经济研究》,第 11 期。
- [15]. 王永钦、杜巨澜、王凯, 2014: 《中国对外直接投资区位选择的决定因素:制度、税负和资源禀赋》,《经济研究》,第 12 期。

- [16]. 阎大颖, 2013: 《中国企业对外直接投资的区位选择及其决定因素》, 《国际贸易问题》, 第 07 期。
- [17]. 杨宏恩、孟庆强、王晶、李浩, 2016: 《双边投资协定对中国对外直接投资的影响: 基于投资协定异质性的视角》, 《管理世界》, 第 04 期。
- [18]. 余官胜, 2015: 《东道国金融发展和我国企业对外直接投资——基于动机异质性视角的实证研究》, 《国际贸易问题》, 第 03 期。
- [19]. 张建红、姜建刚, 2012: 《双边政治关系对中国对外直接投资的影响研究》, 《世界经济与政治》, 第 12 期。
- [20]. 张静、孙乾坤、武拉平, 2018: 《贸易成本能够抑制对外直接投资吗——以“一带一路”沿线国家数据为例》, 《国际经贸探索》, 第 06 期。
- [21]. 张相伟、龙小宁, 2018: 《中国对外直接投资具有跨越贸易壁垒的动机吗》, 《国际贸易问题》, 第 01 期。
- [22]. 张亚斌, 2016: 《“一带一路”投资便利化与中国对外直接投资选择——基于跨国面板数据及投资引力模型的实证研究》, 《国际贸易问题》, 第 09 期。
- [23]. 宗芳宇、路江涌、武常岐, 2012: 《双边投资协定、制度环境和企业对外直接投资区位选择》, 《经济研究》, 第 05 期。
- [24]. Bloom, N. and Van Reenen, J., 2007, "Measuring and Explaining Management Practices Across Firms and Countries", *The Quarterly Journal of Economics*, 122(4): 1351-1408.
- [25]. Buckley, P. J., Clegg, L. J., Cross, A. R., Liu, X., Voss, H. and Zheng, P., 2007, "The Determinants of Chinese Outward Foreign Direct Investment", *Journal of International Business Studies*, 38(4): 499-518.
- [26]. Cai, X., Lu, Y., Wu, M. and Yu, L., 2016, "Does Environmental Regulation Drive Away Inbound Foreign Direct Investment? Evidence from a Quasi-Natural Experiment in China", *Journal of Development Economics*, 123: 73-85.
- [27]. Conconi, P., Sapir, A. and Zanardi, M., 2016, "The Internationalization Process of Firms: From Exports to FDI", *Journal of International Economics*, 99: 16-30.
- [28]. Desbordes, R. and Wei, S., 2017, "The Effects of Financial Development on Foreign Direct Investment", *Journal of Development Economics*, 127: 153-168.
- [29]. Donaldson, D. and Hornbeck, R., 2016, "Railroads and American Economic Growth: A “Market Access” Approach", *The Quarterly Journal of Economics*, 131(2): 799-858.
- [30]. Du, J. and Zhang, Y., 2018, "Does One Belt One Road Initiative Promote Chinese Overseas Direct Investment?", *China Economic Review*, 47: 189-205.
- [31]. Dunning, J., 2008, *Multinational Enterprises and the Global Economy*, Edward Elgar.

- [32]. Gliberman, S. and Shapiro, D., 2002, "Global Foreign Direct Investment Flows: The Role of Governance Infrastructure", *World Development*, 30(11): 1899-1919.
- [33]. La Ferrara, E., Chong, A. and Duryea, S., 2012, "Soap Operas and Fertility: Evidence from Brazil", *American Economic Journal: Applied Economics*, 4(4): 1-31.
- [34]. Li, P., Lu, Y. and Wang, J., 2016, "Does Flattening Government Improve Economic Performance? Evidence from China", *Journal of Development Economics*, 123: 18-37.
- [35]. Liu, Q. and Qiu, L. D., 2016, "Intermediate Input Imports and Innovations: Evidence from Chinese Firms' Patent Filings", *Journal of International Economics*, 103: 166-183.
- [36]. Lu, Y. and Yu, L., 2015, "Trade Liberalization and Markup Dispersion: Evidence from China's WTO Accession", *American Economic Journal: Applied Economics*, 7(4): 221-253.
- [37]. Manova, K., 2008, "Credit Constraints, Equity Market Liberalizations and International Trade", *Journal of International Economics*, 76(1): 33-47.
- [38]. Mansfield, E. D. and Pevehouse, J. C., 2000, "Trade Blocs, Trade Flows, and International Conflict", *International Organization*, 54(04): 775-808.
- [39]. Nocke, V. and Yeaple, S., 2007, "Cross-Border Mergers and Acquisitions Vs. Greenfield Foreign Direct Investment: The Role of Firm Heterogeneity", *Journal of International Economics*, 72(2): 336-365.
- [40]. Pradhan, J. P., 2011, "Emerging Multinationals: A Comparison of Chinese and Indian Outward Foreign Direct Investment", *Institutions and Economies*, 3(1): 113-148.
- [41]. Sala, L., Söderström, U. and Trigari, A., 2008, "Monetary Policy under Uncertainty in an Estimated Model with Labor Market Frictions", *Journal of Monetary Economics*, 55(5): 983-1006.
- [42]. Tinbergen, J., 1962, *Shaping the World Economy: Suggestions for an International Economic Policy* Er-, Twentieth Century Fund.
- [43]. Topalova, P., 2010, "Factor Immobility and Regional Impacts of Trade Liberalization: Evidence on Poverty from India", *American Economic Journal: Applied Economics*, 2(4): 1-41.

监管套利、信息透明度与银行的影子

——基于中国商业银行理财产品业务的角度

刘莉亚¹ 黄叶苞² 周边³

【摘要】 本文通过构建理财产品供给-需求模型，得到提升理财产品透明度能够缓解影子银行风险承担行为，但不一定会抑制银行表外理财业务发展的理论结果。利用 2006-2016 年理财产品的数据对理论模型进行实证检验，结果表明监管套利是商业银行大力扩张表外理财业务的动因之一，银行透明度和理财产品透明度的提高能够缓解监管压力导致的影子银行过度风险承担行为，但不必然会抑制银行理财产品业务的发展。最后，本文基于实证结果提出了相关政策建议。

【关键词】 理财产品；监管套利；透明度；

一、引言

整顿混业经营，金融监管补短板是 2017 年的重要监管目标。长期以来一直处于监管缺位状态的影子银行系统，则是此次“金融监管补短板”的重中之重。中国的影子银行产生于 2011-2013 年间信贷大幅紧缩的背景之下，一方面是为了规避“定向式”的行政管制，另一方面则是为了逃避金融监管。这样的影子银行模式根植于中国商业银行系统，通过理财产品提供流动性，将资金注入无法从商业银行体系或正规直接融资体系获得融资支持的实体。因此要想解决中国的影子银行乱象，核心就是加强理财产品的监管。但让监管层始料未及的是，2017 年对银行理财产品的监管收紧后，国有大行、股份制银行、城商行等各类银行纷纷赎回委外资金，并波及券商、资管和基金，导致专户不计成本抛售债券，引发了 2017 年 4 月整个金融市场的动荡。

这也迫使监管层不得不思考一个问题：如何才能既加强银行理财产品的监管，又能避免监管快速收紧导致的市场动荡。2017 年 3 月，银监会主席郭树清提出治理银行理财产品问题应当从提高资管产品的透明度入手，通过缩短金融产品链条的方式，使得所谓“影子银行”去掉

¹ 刘莉亚，上海财经大学金融学院，上海市金融信息技术研究重点实验室

² 黄叶苞，中国人民银行上海总部

³ 周边，上海财经大学金融学院

“影子”，减少一些隐藏于其他形式的资金，“逐步让理财产品公开透明”¹。2018年4月27日中国人民银行联合银证保监会和国家外汇管理局联合发布的《关于规范金融机构资产管理业务的指导意见》（以下简称“资管新规”）及9月28日银保监会颁布的《商业银行理财业务监督管理办法》（以下简称“理财新规”）对理财产品信息披露的要求便沿用了这一思路。

在上述研究背景下，本文以国内银行理财产品为切入点，从监管套利的角度研究我国商业银行参与影子银行体系的问题，重点探讨提高透明度降低理财产品风险的机理，并进行了实证检验。

本文的主要贡献体现在：（1）建立了关于银行理财产品的供给-需求模型，得到了监管套利是影子银行发展和风险承担加剧的重要驱动因素，而银行透明度能够缓解风险承担行为，但不必然遏制影子银行发展的理论结论。（2）利用理财产品层面数据对理论模型的结论进行实证检验，证实提高透明度可以在不抑制理财产品发展的前提下，控制理财产品风险。

二、文献综述

（一）国内外影子银行的界定

金融稳定理事会FSB(2011)将影子银行宽泛地定义为“常规银行系统之外的从事信用中介功能的实体或者活动”，其主要特征是存在于监管体系之外的与商业银行相对应的金融机构与信用中介（颜永嘉，2014）。这类影子银行持有证券化资产ABS、担保债务凭证CDO等复杂衍生金融工具，将资产打包、分层、出表，具有信用转换、期限转化和流动性转化的职能（Poszar et al., 2011），在美国和欧洲最为发达（FSB, 2013）。

中国的影子银行体系出现较晚，但发展速度极快。与欧美影子银行一样，中国的影子银行也呈现出以类信贷业务为主、与银行业务密切相关等信用中介特征，但由于缺乏实质性的证券化过程以及发达的衍生品市场，中国式影子银行仍不是真正意义上的影子银行（李波，伍戈，2011），具有对传统银行业务相互替代与相互依附的特征（袁增霆，2011）。大量政府智库报告以及学者研究都发现，中国影子银行的资金主要来源于传统商业银行，而银行理财产品是中国影子银行体系中最主要的组成成分，是规避信贷管制而产生的（李波，伍戈，2011；王滢力，李建军，2013），值得高度关注。

¹ 《国新办就银行业支持供给侧结构性改革有关情况举行发布会》，新华社，2017年3月2日，<http://www.xinhuanet.com/talking/20170302z/index.htm>

不难看出，欧美影子银行更侧重于金融创新，其核心是“证券化”；而中国的影子银行则是监管趋严背景下政策套利的产物，其资金主要来源于传统商业银行，以理财产品为最主要组成成分。

（二）监管套利与影子银行

学界普遍认为影子银行产生的重要原因是监管套利¹（Pozsar et al., 2011; Schwarcz, 2012）。这主要是由于监管者和金融机构之间存在信息不对称，监管者无法时刻监测银行的行为，再加上监管制度的制定具有时滞性，使得在一段时间内监管套利行为无法避免。与此同时，对非银行金融机构监管的滞后，也使得此类机构介入到影子银行体系中来。Plantin(2014)认为紧缩的资本要求可能会引起影子银行业务的激增，从而导致正规银行和影子银行的整体风险更大。

中国影子银行的诞生与 2009 年的“四万亿”刺激计划有着直接的联系（Chen et al, 2016），最初以城投债以及地方融资平台等形式出现在公众视野中（Hachem & Song, 2016）。但是中国影子银行之所以能够飞速发展，主要还是因为中国对于金融业的监管不断趋严。中国的影子银行是一种典型的政策套利产物（Hachem & Song, 2016），祝继高等（2016）发现商业银行向影子银行体系融出资金的一个重要动机就是规避信贷发放能力受监管限制而对业绩造成的负面影响。郭晔和赵静（2017）发现银行面临的存贷比和资本充足率监管约束越大，银行通过影子银行应对竞争的行为越激进。万晓莉等（2016）则认为我国影子银行监管套利模式的演变是与监管措施不断博弈的结果，但根本动因体现为监管资本套利、存贷比套利以及信贷额度和投向套利。甚至有部分机构为了应付银行季末各项考核要求，利用理财产品让存款集中到期，掩盖带来流动性风险（Cai & Garica-Herrero, 2016）。

（三）信息不对称与影子银行

大部分学者认为信息不对称是引起影子银行风险增加的重要原因（Schwarcz, 2012; Baily et al, 2008; Gennaioli et al, 2013; Schwarcz, 2012; Reiss, 2012）。Adrian & Ashcraft（2012）指出，资产证券化在市场中产生的最重要的摩擦便是投资者和发行人之间关于产品的信息不对称，缺乏政府背书的流动性和信贷导致影子银行存在天然的脆弱性。Wagner(2008)通过构建理论模型发现，商业银行的管理者会利用金融衍生品来规避监管，并且金融衍生品的使用会降低商业银行的透明度。

¹ 所谓监管套利（Regulatory Arbitrage）是由于监管、法律制度不同或信息不对称所导致的交易主体潜在的经济行为不能被有效监督，为减少成本或捕获盈利机会所设计的一系列金融交易，其为高昂的法律成本的副产品。对于市场而言，监管即为税收的一种形式——监管税收，而市场参与者存在规避或最小化税收的动机，由此引发监管套利。

在我国，信息不对称导致风险增加的这一现象更加严重。理财资产配置中相当部分基础资产都呈现了低透明度、低流动性、高风险的特征，尤其是非标资产投资和对接资本市场投资，具体资金投向、真实风险水平难以评估（廖岷和郭晓夏，2017）。李建军，薛莹（2014）认为信托公司部门是主要的风险源，银行部门是系统性风险最主要的承担者，观测期内影子银行部门系统性风险整体呈现上升趋势，而降低影子银行风险的重要解决办法之一就是提高影子银行的信息披露。

综上所述，中国影子银行是以商业银行理财产品为主体，是监管趋严背景下监管套利的产物，由于自身的高度不透明性，在监管体系外积累了大量的风险。然而囿于数据的可获得性，目前国内学者对于影子银行的研究主要集中于规模的估算（王淳力和李建军，2013；吕健，2014；孙国峰和贾君怡，2015，对于中国影子银行的实证研究也多以委托贷款、信托为主，理财产品层面的实证研究相对较少。

三、理论模型的构建和研究假说的提出

本文通过构建理财产品的供给-需求模型，试图回答不断趋严的金融监管会对银行理财产品产生怎样的影响，以及提高信息透明度能否切实降低银行理财产品风险，遏制银行监管套利。理论模型的基本思想是：银行为理财产品的供给端，受监管和规模约束，其目标是最大化银行的表内外总净财富，最终作出有关理财产品利率-供给量的决策；投资者为理财产品需求端，根据信息披露程度和观测到的收益率来推断产品的真实风险，其目标是最大化自身的净收益，最终作出有关理财产品收益率与需求购买量的决策。供给端和需求端共同决定出清的均衡利率与数量。

（一）理财产品供给端模型建立

2008年金融危机爆发后，中国银监会顺应巴塞尔III协议，确立资本充足率、流动性水平、存贷比指标等多种要求为一体的监管体系。虽然这些监管措施一定程度上抑制了银行从事高风险投资的可能，但也导致了银行惜贷的行为，客观上减少了银行的可贷资金。在这样的背景下，本文基于 Monti-Klein 框架，构建理财产品供给端模型。在我国，银行的业务主要包括表内传统业务和表外理财产品业务两大块，假设银行的效用函数为 CARA(constant absolute risk aversion)形式，即 $U(\tilde{W}) = -e^{-\gamma\tilde{W}}$ 。

$$\tilde{W} = \tilde{r}_L L - r_D D + (\beta \tilde{r}_{wmp} + \tilde{r}_\varepsilon) A$$

其中, \tilde{W} 为银行净财富, L 为传统贷款业务, D 为存款, A 为理财产品的标的资产, 亦为发行的理财产品规模。 \tilde{r}_L 为贷款利率, $\tilde{r}_L \sim N(r_L, \sigma_L^2)$; r_D 为存款利率; \tilde{r}_{wmp} 是理财产品投资标的的收益率, 本文假定理财融资全部投向表外资产标的; \tilde{r}_ε 服从正态分布且与 \tilde{r}_{wmp} 相互独立, $\tilde{r}_\varepsilon \sim N(\bar{r}_\varepsilon, \sigma_\varepsilon^2)$ 代表了银行因为理财信息不透明而获得的监管套利收益。 β 则反映了银行的议价能力, 即银行能从理财产品资金投资收益中抽取的比例, β 越大, 银行议价能力越强, 从中抽取的收益越多。在我国, 国有大型银行的议价能力要强于中小银行, 因此 β 也可以作为衡量银行异质性的代理变量。

所以银行的目标是最大化效用函数:

$$\max_{L,D,A,Q} -\exp\left\{-\gamma[r_L L - r_D D + (\beta\bar{r}_{wmp} + \bar{r}_\varepsilon)A] + \frac{\gamma^2}{2}Var(\tilde{W})\right\}$$

假定 α 为受到监管后银行的惜贷程度, 银行的监管压力越大, α 越小, 银行惜贷行为更加严重, 因此有约束 1:

$$L \leq \alpha D \quad \text{约束 1}$$

同时市场上可投资标的有限, 银行的表内外业务总量一定, 即银行规模不能无限扩张, 假设 T 为可投项目总规模, 有约束 2:

$$A + L \leq T \quad \text{约束 2}$$

由于 $r_L > r_D$, 所以约束 1 收紧 (binding)。即 $L = \alpha D$, 表内所有可用资金都会投放到各类资产业务中, 直到没有项目可以投为止。最大化问题 (1) 简化为:

$$\max_{L,A} -\exp\left\{-\gamma\left[\left(r_L - \frac{r_D}{\alpha}\right)L + (\beta\bar{r}_{wmp} + \bar{r}_\varepsilon)A\right] + \frac{\gamma^2}{2}Var(\tilde{W})\right\}$$

$$A + L \leq T$$

从 (2) 式可以看到, 每单位表内资金的成本 $\frac{r_D}{\alpha}$ 随着监管的上升 (α 下降) 而上升, 因为资金的成本不仅包括存款利率, 还包括比例为 $1 - \alpha$ 的资金由于受监管而无法进行风险-回报的投资。同时银行能够获取的收益与银行的议价能力息息相关, β 越大, 银行从理财产品中获得的收益就越大, 效用就越高。对于相同的资产组合, 银行的效用随着风险厌恶程度的上升而下降。资产的风险 $Var(\tilde{W})$ 越大, 效用越低。

$$\text{令 } Var(\tilde{W}) = qL^2 + p\beta^2 A^2 + sA\beta L. \quad q = \sigma_L^2, \quad p = \sigma_{wmp}^2 + \frac{1}{\beta^2}\sigma_\varepsilon^2, \quad s = 2\text{cov}[\tilde{r}_L, \tilde{r}_{wmp} + \frac{1}{\beta}\tilde{r}_\varepsilon],$$

为表内表外的联合风险, 求解方程可得理财产品的供给函数:

$$\text{supply} = A^* = \frac{T\left(q - \frac{s\beta}{2}\right)\gamma - \left(r_L - \frac{r_D}{\alpha}\right) + \beta\bar{r}_{wmp} + \bar{r}_\varepsilon}{(\beta^2 p + q - s\beta)\gamma}$$

根据 (4) 式对 A^* 分别求 \bar{r}_{wmp} 、 γ 、 α 和 $\beta\bar{r}_{wmp}$ 偏导, 可以得到

$$\frac{\partial A}{\partial \bar{r}_{wmp}} = \frac{\beta}{(\beta^2 p + q - s\beta)\gamma}$$

$$\frac{\partial A}{\partial \gamma} = \frac{\left(r_L - \frac{r_D}{\alpha}\right) - \beta \bar{r}_{wmp}}{(\beta^2 p + q - s\beta)\gamma^2} \quad (2)$$

$$\frac{\partial A}{\partial \alpha} = \frac{-\left(\frac{r_D}{\alpha^2}\right)}{(\beta^2 p + q - s\beta)\gamma} \quad (3)$$

$$\frac{\partial A}{\partial \bar{r}_\varepsilon} = -\frac{1}{(\beta^2 p + q - s\beta)\gamma} \quad (4)$$

由于方差矩阵是正定矩阵，所以 $\beta^2 p + q - s\beta > 0^1$ ，进而 $\frac{\partial A}{\partial \bar{r}_{wmp}} > 0$ ，即理财产品平均投资回报率越高，银行越有动机发行理财产品。由于表外的期望利润率略高于表内贷款业务，所以（6）式分子大于零， $\frac{\partial A}{\partial \gamma} < 0$ ，即银行的风险厌恶程度越高，表外扩张冲动越低。同理 $\frac{\partial A}{\partial \alpha} < 0$ 也成立，即表内监管趋严，表外理财产品规模更大。从（8）中我们发现 $\frac{\partial A}{\partial \bar{r}_\varepsilon} > 0$ ，说明对于银行而言，银行若能通过理财产品的信息不透明获取更多收益的话，商业银行就更有动力发行理财产品。

（二）理财产品需求端模型建立

借鉴 Stein（1989）、Scharfstein & Stein（1990）、Hermalin & Weisbach（2007）的信号模型，假设投资者和银行间存在信息不对称，只有银行资产管理部门清楚理财产品的真实投资收益情况 \tilde{r}_A ，同时投资者还需要与银行对理财产品资金的投资收益进行分成，投资者获取 $1 - \beta$ 部分的投资收益。因此投资者能观测到的收益率为理财收益分成和噪音 ε 组成：

$$\tilde{X} = (1 - \beta)\tilde{r}_{wmp} + \varepsilon$$

假设资产收益率和噪声均服从正态分布且相互独立， $\varepsilon \sim N(0, \epsilon^2)$ 。噪声的波动率 ϵ^2 越高，信息不透明度越高，投资者可观测收益率的不准确性相对越高，对产品的信任度也越低。根据独立正态分布的性质， $\tilde{X} \sim N((1 - \beta)\bar{r}_{wmp}, (1 - \beta)^2 \sigma_{wmp}^2)$ 。

投资者观测到 \tilde{X} 时会推断真实收益率期望 $E[\tilde{r}_{wmp} | \tilde{X}]$ 和方差 $\text{Var}[\tilde{r}_{wmp} | \tilde{X}]$ 。根据贝叶斯更新法则（Bayesian updating Rule），投资者更新信念后可以得到：

$$E[(1 - \beta)\tilde{r}_{wmp} | \tilde{X}] = \frac{\epsilon^2(1 - \beta)\bar{r}_{wmp} + (1 - \beta)^2 \sigma_{wmp}^2 \tilde{X}}{(1 - \beta)^2 \sigma_{wmp}^2 + \epsilon^2}$$

$$\text{Var}[(1 - \beta)\tilde{r}_{wmp} | \tilde{X}] = \frac{(1 - \beta)^2 \sigma_{wmp}^2 \epsilon^2}{(1 - \beta)^2 \sigma_{wmp}^2 + \epsilon^2}$$

假设投资者关于理财产品的期望效用函数为期望-方差形式， $U = E[\tilde{r}_{wmp} | \tilde{X}] - \rho_i \text{Var}[\tilde{r}_{wmp} | \tilde{X}]$ 。由于投资者总是对高安全性和高流动性资产具有无弹性且大量的需求

¹ $\beta^2 p + q - s\beta = \beta^2 \left(\sigma_{wmp}^2 + \frac{1}{\beta^2} \sigma_\varepsilon^2\right) + \sigma_L^2 - 2\text{cov}[\tilde{r}_L, \beta \tilde{r}_{wmp} + \tilde{r}_\varepsilon] = \text{Var}(-\tilde{r}_L, \beta \tilde{r}_{wmp} + \tilde{r}_\varepsilon)$ ，为资产组合 $(-\tilde{r}_L, \beta \tilde{r}_{wmp} + \tilde{r}_\varepsilon)$ 的方差，故为正定。

(Greenwood et al,2010; Krishnamurthy & Vissing-Jorgensen, 2012), 本文假定投资者对于存款的需求是无限的, 完全由银行的供给决定。所以风险厌恶成本为 $\rho_i \text{Var}[(1-\beta)\tilde{r}_{wmp}|\tilde{X}]$ 。假定投资者的风险厌恶程度 ρ_i 具有异质性且均匀分布, $\rho_i \sim U[0,1]$ 。 ρ_i 越小, 风险厌恶越小, 风险带来的负效用越少。由于资产具有可替代性, 假设只有当理财产品的净收益超过特定水平时, 即决定理财产品总需求量的边际投资者的净收益当且仅当满足 $E[(1-\beta)\tilde{r}_{wmp}|\tilde{X}] - \rho_i \text{Var}[(1-\beta)\tilde{r}_{wmp}|\tilde{X}] = R_f$ 时, 投资者才会购买该理财产品。该边际投资者的风险厌恶程度为:

$$\rho_i^* = \frac{E[(1-\beta)\tilde{r}_{wmp}|\tilde{X}] - R_f}{\text{Var}[(1-\beta)\tilde{r}_{wmp}|\tilde{X}]}$$

即给定 $E[\tilde{r}_{wmp}|\tilde{X}]$, 只有风险厌恶 ρ_i 低于 ρ_i^* 的投资者才会购买理财产品。假定投资者拥有可投资金额 M , 则理财产品的总需求为:

$$\text{Demand} = \rho_i^* M = \left[\frac{1}{(1-\beta)\sigma^2} \tilde{r}_{wmp} + \frac{1}{\epsilon^2} \tilde{X} - \frac{(1-\beta)^2\sigma^2 + \epsilon^2}{(1-\beta)^2\sigma^2\epsilon^2} R_f \right] M$$

关于 (11) 求 \tilde{r}_{wmp} 、 ϵ^2 的偏导可得

$$\frac{\partial \text{Demand}^*}{\partial \tilde{r}_{wmp}} = \frac{M}{(1-\beta)\sigma^2}$$

$$\frac{\partial \text{Demand}^*}{\partial \epsilon^2} = -\frac{\tilde{X} - R_f}{\epsilon^4} M \quad (5)$$

$$\frac{\partial \text{Demand}^*}{\partial (1-\beta)} = \frac{M}{\sigma^2} \left[\frac{2R_f}{(1-\beta)^3} - \frac{\tilde{r}_{wmp}}{(1-\beta)^2} \right] \quad (6)$$

$\frac{\partial \text{Demand}^*}{\partial \tilde{r}_{wmp}} > 0$ 恒成立, 表明当投资人从理财产品最终获取的收益率越高, 投资者对理财产品的需求越高。由于非危机的一般情况下, (13) 式中银行给出的信号 \tilde{X} 高于无风险收益率 R_f , 否则没人愿意购买, 所以 $\frac{\partial \text{Demand}^*}{\partial \epsilon^2} < 0$ 恒成立。这说明不透明程度越高, 投资者对理财产品的需求越低。(14) 式中, $R_f < \tilde{r}_{wmp}$ 恒成立, 因此 $\frac{\partial \text{Demand}^*}{\partial (1-\beta)} = \frac{M}{\sigma^2} \left[\frac{2R_f}{(1-\beta)^3} - \frac{\tilde{r}_{wmp}}{(1-\beta)^2} \right] > \frac{M\tilde{r}_{wmp}}{\sigma^2(1-\beta)^2} \left[\frac{2}{(1-\beta)} - 1 \right] > 0$ 恒成立。这说明投资者的议价能力越强, 获取的投资收益比例越高, 对理财产品的需求也越高。

(三) 均衡分析

在市场出清的条件下, 会得到市场上最终确立的对于理财产品平均收益率以及理财产品规模的均衡解。联立 (4) 和 (11) 式可以求得 (\hat{r}_{wmp}, \hat{A})

$$\hat{r}_{wmp} = \frac{\left[T \left(p - \frac{s\beta}{2} \right) \gamma - \left(r_L - \frac{r_D}{\alpha} \right) + \bar{r}_\epsilon \right] (1-\beta)\sigma^2 + \left[\frac{(1-\beta)^2\sigma^2 + \epsilon^2}{(1-\beta)\epsilon^2} R_f - \frac{(1-\beta)\sigma^2}{\epsilon^2} \tilde{X} \right] (\beta^2 p + q - s\beta) \gamma M}{(\beta^2 p + q - s\beta) \gamma M - (1-\beta)\beta\sigma^2}$$

$$\hat{A} = \frac{\left[T \left(p - \frac{s\beta}{2} \right) \gamma - \left(r_L - \frac{r_D}{\alpha} \right) + \bar{r}_\epsilon \right] (1-\beta) - \frac{(1-\beta)^2\sigma^2 + \epsilon^2}{(1-\beta)\epsilon^2} R_f + \frac{(1-\beta)\sigma^2}{\epsilon^2} \tilde{X}}{(\beta^2 p + q - s\beta) \gamma M - (1-\beta)\beta\sigma^2} M$$

由 (15) (16) 式可得, \hat{r}_{wmp} 是 α 的减函数, ϵ^2 的增函数, \bar{r}_ϵ 的增函数; \hat{A} 是关于 α 和 ϵ^2 的减函数, \bar{r}_ϵ 的增函数。

从(15)、(16)式可知,监管压力变大(α 下降)将会导致更高的理财产品发行规模和产品标的资产收益率,因为监管压力增加的时候,银行不得不更多地通过开展表外业务来抵补受监管约束而未能被发放的贷款资产所造成的损失。除此之外,监管压力越大,表内贷款的成本 $\frac{r^D}{\alpha}$ 越高,为弥补损失,表外理财产品的利率将更高,所要承担的超额风险越高。

信息不透明度 ϵ^2 对于商业银行理财产品规模和风险的影响则需要分开进行讨论。一方面不透明度对理财产品规模的影响极其有限的,从(16)式中可以发现,(16)式分子大括号内的前半部分远大于后半部分,而不透明度 ϵ^2 仅出现在后半部分,所以 ϵ^2 对于商业银行理财产品均衡规模的影响可以忽略不计。

另一方面不透明度 ϵ^2 对于理财产品风险的影响十分显著。首先, ϵ^2 越高,投资者对理财产品质量的评估越不准确,边际投资者的风险厌恶程度会下降,投资者对理财产品的需求会下降。同时,投资者需要更高的回报率来弥补不确定性造成的效用的损失,所以理财产品的风险也会上升。其次,银行透明度越低,银行更容易通过各类资管计划(包括券商、基金、信托、保险、期货等)违规转让等方式实现不良资产非洁净出表或虚假出表,人为调节监管指标。所以银行对理财产品的供给会上升。最后透明度越低,银行相对于投资者更具有项目私有信息的优势,其资产标的的收益率可以更高,对应的理财产品的利率及风险也会上升。

综上所述,各参数对均衡数量和利率的影响机制总结如表1所示。

表1 模型的机制

变量		作用机制	\hat{r}_{wmp}	\hat{A}
监管力度 \uparrow		1. 表内资产的机会成本变高 2. 资产的表外溢出效应更高	\uparrow	\uparrow
透明度 \uparrow	供给端 $r_\epsilon \downarrow$	1. 更不容易人为调节监管指标,监管套利的动机下降 2. 资金流向披露更清晰,私有信息优势带来的收益下降	\downarrow	\downarrow
	需求端 $\epsilon^2 \downarrow$	1. 投资者评价越准确,要求的风险补偿越低 2. 边际投资者的风险厌恶程度上升,需求总量上升	\downarrow	\uparrow

基于此,本文提出了如下可供检验的假设:(1)监管套利假说。银行受到的监管压力越大,就越有扩张表外理财产品业务进行监管套利的动机;并且其表外理财产品业务风险也越高。具体来说就是贷存比监管压力越大,流动性监管压力越大,资本监管压力越大,银行越有动机从事高风险影子银行活动。(2)信息不对称假说。信息不对称程度的提高不一定会增加理财产品的均衡规模,但是会导致银行出于监管套利的动机采取过度影子银行风险承担的行为。

四、实证设计与准备

（一）数据来源

本文利用中国理财网搜集了 2006 年至 2016 年中国境内所有理财产品数据，共计 427,213 条。数据包含理财产品的名称、发行单位、风险、收益率、发行日期、计息日期、时间长度、规模、币种等基本信息。银行层面数据主要来源于 CSMAR 国泰安数据库。经过匹配后，筛选出信息较为完全的表外理财产品样本 24410 个。宏观经济层面数据包括国家房地产景气指数、季度 GDP 增长指数和货币投放量 M1, 这些数据来源于中经网数据库以及国家统计局。

（二）回归模型建立

本文使用固定效应面板回归解决不可观测的银行个体特征所可能带来的内生性问题，同时还控制了时间效应。根据假设本文设立以下四组回归模型：

$$IssueNumber_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot Pressure_{i,t} + \alpha_2 control_{i,t} + \epsilon_{i,t}$$

$$ShadowRisk_{i,j,t} = \beta_0 + \beta_1 \cdot Pressure_{i,t} + \beta_2 \cdot Regulation_{i,t} \cdot Pressure_{i,t} + \beta_3 Regulation_{i,t} + \beta_4 \cdot control_{i,t} + \epsilon_{i,j,t}$$

$$IssueNumber_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 \cdot Pressure_{i,t} + \gamma_2 \cdot Pressure_{i,t} \cdot Opaque_{i,t} + \gamma_3 Opaque_{i,t} + \gamma_4 \cdot control_{i,t} + \epsilon_{i,t}$$

$$ShadowRisk_{i,j,t} = \theta_0 + \theta_1 \cdot Pressure_{i,t} + \theta_2 \cdot Pressure_{i,t} \cdot Opaque_{i,t} + \theta_3 Opaque_{i,t} + \theta_4 \cdot control_{i,t} + \epsilon_{i,j,t}$$

其中， $IssueNumber_{i,t}$ 为银行 i 在时间 t 发行的理财产品总数量，代表表外扩张冲动。 $ShadowRisk_{i,j,t}$ 为银行 i 在时间 t 发行的第 j 个理财产品的调整后的风险加成，衡量影子银行风险承担行为。 $Pressure_{i,t}$ 为包含银行存贷比指标 ($LTDR$)、资本充足率指标 (CAR)、核心一级资本充足率指标 ($Tier1_CAR$) 和流动性监管指标 ($NSFR$) 的列向量。 $Regulation_{i,t}$ 是对角线为以上监管指标要求发生变化日期的哑变量的对角矩阵。 $Opaque_{i,t}$ 为银行 i 在时间 t 时的不透明度。 $control_{i,t}$ 为包含控制变量列向量。具体的含义如下：

1. 被解释变量

表外理财产品扩张冲动 ($IssueNumber_{i,t}$)：本文采用银行每个季度发行的理财产品数量相对于资产的值来衡量影子银行扩张的代理变量。考虑到以月度为单位波动过大，而以年度为单位样本量过小，最终选择每季度发行的理财产品数量。除以银行资产则是为了消除银行规模对于理财发行数量的影响。

影子银行风险承担 ($ShadowRisk_{i,j,t}$): 调整后的理财产品风险加成。商业银行在发行理财产品时一般会披露银行的预期收益率、最低认购金额、计划管理期限等指标。本文认为该回归方程的残差可以捕捉不能被定价因素解释的超额预期收益率, 即该理财产品的风险。

2. 解释变量

监管压力指标 ($Pressure_{i,t}$): 包含银行存贷比指标 ($LTDR$)、资本监管指标 (资本充足率 CAR 、核心一级资本充足率 $Tier1_CAR$) 和流动性监管指标 ($NSFR$)。 $LTDR$ 越高说明其越接近 75% 的存贷比监管要求警戒线, 其贷款发放上限压力越高, 存贷比监管压力更大; CAR 和 $Tier1_CAR$ 指标越低, 说明其资本缓冲越少, 资本监管压力更大; $NSFR$ 指标为 Basel III¹ 协议提出的商业银行长期监管指标。 $NSFR$ 指标越低说明其流动性错配程度越高, 流动性监管压力越大。本文预期, 各项监管压力越大, 影子银行扩张 ($IssueNumber_{i,t}$) 和风险承担 ($ShadowRisk_{i,j,t}$) 将越大。

监管要求变化 ($Regulation_{i,t}$): 当银监会对监管要求的严厉程度进行调整时, 本文预期银行出于监管套利的动机采取过度影子银行风险承担的行为会被削弱或加强。对应三大监管项目, 本文根据其监管力度的调整时间设置三个哑变量²。A. 存贷比监管哑变量 ($LTDR\ dummy$), 2009 年 1 月 10 日, 中国银监会对部分信贷监管政策进行了调整, 对资本充足率和拨备覆盖率良好的中小银行, 允许有条件适当突破存贷比。因此本文将 2009 年 1 月 10 日之后的中小银行样本取 1, 其余取 0, 并预期存贷比监管要求的放松将降低监管压力对影子银行风险承担的边际贡献。B. 资本监管哑变量 ($CAR\ dummy$), 2012 年 1 月 1 日中国版巴塞尔 III 的新监管标准开始执行, 对于商业银行的资本监管提出了更高的要求, 资本监管压力变大, 因此本文将 2012 年 1 月 1 日之后的样本取 1, 其余取 0, 并预期资本监管力度的加强将激励银行从事风险更高的理财产品活动。C. 流动性监管哑变量 ($NSFR\ dummy$), 2011 年 4 月 27 日, 银监会颁布了《中国银监会关于中国银行业实施新监管标准的指导意见》, 引入了 $NSFR$ 这一流动性监管指标, 因此本文将 2011 年 4 月 27 日之后的样本取 1, 其余取 0, 并预期 $NSFR$ 流动性监管实施后, 银行监管套利的动机更强, 理财产品风险越高。

不透明度指标 ($Opaque_{i,t}$): 本文采用两种不透明度指标, 财务不透明指标和产品不透明指标。(1) 财务不透明指标 ($Opaque_bank$)。本文参考 Bushman et al.(2015)、Jiang et al(2016)和 Flannery, Kwan and Nimalendran (2004), 利用不良贷款拨备的调整模型计算银行的盈余披露质

¹ 《第三版巴塞尔协议: 流动性风险计量标准和监测的国际框架》, 巴塞尔委员会, 2010 年 12 月

² 哑变量在对角矩阵上所处的行列数和相应监管指标在 $Pressure_{i,t}$ 上的行数一致。

量，用来衡量银行的（不）透明度。¹具体操作方法为进行了控制了年度固定效应的全行业不良贷款拨备（*LLP*）因素的稳健标准差回归（robust standard error），取残差绝对值衡量与正常拨备的偏离程度。使用的因素包括不良贷款率（*NPA*）、资本利润率（*ROE*）和银行资产对数（ $\ln(asset)$ ）。*Opaque_bank*_{*i,t*}越高，透明度越低。（2）产品不透明指标（*Opaque_off*）。考虑到各家银行理财产品信息的披露程度并不相同，很显然披露了更多信息的理财产品的透明度更高，因此本文利用每家银行一年内理财产品披露信息的平均缺漏程度作为表外理财产品透明度的代理变量。具体来说，本文通过观察理财产品的合作类型、预期年收益率下限、预计最高年收益率、收益获取方式、保本比率、保证收益、业务模式、投资对象、是否结构性、是否可质押、提前赎回权和流动性这 12 项理财产品关键信息的披露情况，然后统计每家银行每年披露的所有理财产品的各个指标缺失的数量，记为 *Opaque_off*_{*i,t*}，该指标越高，说明缺漏的指标数量越多，透明度越低。本文预期不论是财务还是产品，随着银行不透明度的上升，银行的扩张不一定上升，但会加剧风险承担行为。

控制变量（*control*_{*i,t*}）：包含银行层面、宏观层面的变量。其中银行层面的变量包括资产规模的对数（*lnasset*）、不良贷款率、成本收入比例（业务及管理费用 / 营业收入），分别用以控制规模效应、银行风险和经营效率。宏观层面变量包括 GDP 季度增长率、国房景气指数和货币供应量 M1，分别用以控制经济形势、房地产热度和货币宽松程度对理财产品数量和风险的影响。

各变量定义如下：

表 2 变量定义

指标	变量名	释义
被解释变量		
表外理财产品扩张冲动	<i>IssueNumber</i> _{<i>i,t</i>}	银行每个季度发行的理财产品数量相对于资产的值
影子银行风险承担	<i>ShadowRisk</i> _{<i>i,j,t</i>}	调整后的理财产品风险加成，具体操作见上文
解释变量		
监管压力指标 (<i>Pressure</i> _{<i>i,t</i>})	<i>LTDR</i>	银行存贷比指标，预期符号为+
	<i>CAR</i>	资本充足率，预期符号为一
	<i>Tier1_CAR</i>	核心一级资本充足率，预期符号为一
	<i>NSFR</i>	流动性监管指标，预期符号为一
监管要求变化 (<i>Regulation</i> _{<i>i,t</i>})	<i>LTDR dummy</i>	存贷比监管哑变量，将 2009 年 1 月 10 日之后的中小银行样本取 1，其余取 0

¹具体回归方程为： $LLP_{i,t} = \mu_0 + \mu_1 L.LLP_{i,t} + \mu_2 D.NPA_{i,t} + \mu_3 NPA_{i,t} + \mu_4 ROE_{i,t} + \mu_5 Tier1CAR_{i,t} + \mu_6 L.\ln(asset)_{i,t} + i.year + \epsilon_{i,t}$ ，其中 L 和 D 分别为滞后和差分算子。该模型基本思想是在控制各项因素后，银行的不良贷款拨备偏离正常水平的程度（绝对值）越高，其通过不良拨备水平来调整银行账面盈余的行为越明显，银行透明度越差。

	<i>CAR dummy</i>	资本监管哑变量，将 2012 年 1 月 1 日之后的样本取 1，其余取 0
	<i>NSFR dummy</i>	流动性监管哑变量，将 2011 年 4 月 27 日之后的样本取 1，其余取 0
透明度指标 (<i>Opaque_{i,t}</i>)	<i>Opaque_bank</i>	银行的不良贷款拨备偏离正常水平的程度（绝对值），反映银行表内的透明度，具体操作见正文
	<i>Opaque_off</i>	银行理财产品的缺漏程度，反映银行表外的透明度，具体操作见正文
控制变量		
银行层面	<i>lnasset</i>	资产规模的对数
	<i>NPL_Ratio</i>	不良贷款率
	<i>efficiency</i>	成本收入比例（业务及管理费用 / 营业收入）
宏观层面	<i>rgdp_q</i>	GDP 季度环比增长率
	<i>estate_index</i>	月度国房景气指数
	<i>MI</i>	月度货币投放量

五、实证结果及分析

（一）描述性统计

本文的存贷比指标(*LTDR*)方面，全样本均值为 63.56%，符合 75% 的存贷比要求。资本充足率指标方面（包括资本充足率以及核心资本充足率），样本的资本充足率表现非常好，其中资本充足率均值为 12.72%，而核心资本充足率则高达 10.510%。如此高的资本充足率主要是因为我国银行业在 1990 年代曾经经历过严重的呆坏账，导致我国对于银行资本充足率非常重视，并要求严格控制不良贷款。流动性监管指标 (*NSFR*) 样本均值为 1.174。不良贷款率 (*npl_ratio*) 相对较低，与我国银行业较为严格的不良贷款控制有关。对于透明度而言，*Efficiency* 反映成本收入比例，均值为 33.45。透明度指标方面，银行透明度的均值为 0.004，并且最大值与均值十分接近，说明银行透明度都较高，且差距不大；但是银行表外透明度指标均值为 3.373，最小值为 1，最大值为 8，说明银行自愿进行披露时，各银行之间披露意愿差距较大。在对银行分类别观察后发现，无论是银行自身透明度还是表外透明度，最高的都是国有控股大型商业银行，最低的是农商银行，这与国有银行的系统重要性大、受到的关注高、信息披露更完整、监管更加频繁有关，与直觉也相符合。

表 3 描述性统计

Variable	单位	Obs	Mean	Std.Dev.	Min	Max
ShadowRisk	%	24,110	-0.006	0.592	-5.172	8.491
IssueNumber	笔数/资产	1,813	127.600	251.000	1.000	3227.000
LTDR	%	215	63.560	8.809	34.400	76.420
NSFR	倍	235	1.174	0.226	0.005	2.206
CAR	%	235	12.720	1.707	8.840	18.840
Tier1_CAR	%	232	10.510	1.890	6.560	18.170
Opaque_bank	元	136	0.004	0.005	0.000	0.051
Opaque_off	个	126	3.373	1.424	1	8
lnasset	ln(元)	235	22800	45600	121	222000
npl_ratio	%	235	1.182	0.564	0.110	4.780
Efficiency	%	235	33.450	6.921	18.460	68.320
m1	万元	80	283316	62731	126258	400953
estate index	-	80	98.39	4.238	92.43	106.6
rgdp q	%	29	109	2.326	106.8	115

(二) 回归结果

1. 监管套利与理财产品的扩张和风险

(1) 管套利与理财产品扩张

表 4 因变量选用银行表外理财产品的季度发行只数作为理财产品扩张冲动的代理变量。从第 1、5、6 列的回归系数可知，银行表内业务的存贷比指标 (*LTDR*) 系数显著为正。这一结果表明 *LTDR* 越高，其可继续发放的贷款越少，受 75% 的存贷比监管要求的压力就越大，银行扩大其表外理财业务规模的动机越大。从第 2 列的结果可以看出，流动性监管指标 (*NSFR*) 系数显著为负。5、6 列中 *NSFR* 虽然不显著，但依然为负。这表明 *NSFR* 指标越低，其表内稳定的资金来源相对越少，流动性错配程度越高，流动性监管压力越大，那么银行通过理财产品滚动融资、构建资金池的方式给中长期项目进行融资的动机越大。从第 3 到 6 列回归系数可知，银行资本充足率 (*CAR*)、核心资本充足率 (*Tier1_CAR*) 系数显著为负。这主要是由于银行资本充足率 (*CAR*)、核心资本充足率 (*Tier1_CAR*) 指标越低，其缓冲资本越少，银行与其想办法降低风险加权资产总量，不如绕道通过影子银行进行投资来释放指标空间。

所以表 4 结果验证了本文的监管套利假说：银行的监管压力越大，就越有扩张表外理财产品业务的监管套利动机。

表 4 监管套利与影子银行扩张

被解释变量：影子银行扩张冲动 ($IssueNumber_{i,t}$)						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
LTDR	0.016***				0.013**	0.011*
	2.93				2.26	1.93
NSFR		-0.353**			-0.163	-0.119
		-2.52			-1.10	-0.79
CAR			-0.050***		-0.039***	
			-4.99		-3.77	
Tier1_CAR				-0.046***		-0.036***
				-4.54		-3.38
lnasset	0.276*	0.092	-0.142	-0.188	0.076	0.023
	1.85	0.72	-1.06	-1.36	0.49	0.14
npl_ratio	-0.098*	-0.065	-0.067	-0.05	-0.093*	-0.079
	-1.79	-1.31	-1.36	-1.01	-1.69	-1.44
rgdp_q	0.001	0.004	0.004	0.005	0.001	0.003
	0.04	0.11	0.11	0.11	0.03	0.07
m1	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***
	5.65	5.62	5.71	5.84	5.73	5.81
estate_index	-0.009	-0.009	-0.01	-0.01	-0.009	-0.011
	-0.40	-0.41	-0.45	-0.48	-0.44	-0.50
efficiency	-0.652***	-0.056*	-0.049*	-0.049*	-0.562***	-0.551***
	-5.67	-1.94	-1.70	-1.70	-4.81	-4.66
_cons	-32.127***	-26.836***	-20.698***	-19.703***	-26.259***	-25.039***
	-6.52	-6.05	-4.53	-4.19	-5.11	-4.78
个体效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年度效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
adj. R2	0.335	0.302	0.309	0.306	0.341	0.336
统计量	1637	1764	1760	1739	1633	1616

注：p<0.1, **p<0.05, ***p<0.01, 下同

(2) 监管套利与理财产品风险承担

影子银行中暗藏的风险除了其庞大的规模外，价格方面的异常收益率也值得被关注，而更高的超额收益率往往意味着银行更高的风险承担。从表 5 第 1-6 列回归的 *LTDR*、*NSFR*、*CAR*、*Tier1_CAR* 的系数可知，监管套利不仅会导致表外理财产品业务的迅速扩张，还会提高产品的超额收益率，加剧银行的风险承担。

表 5 的第 5、6 列回归结果显示，中存贷比指标与政策的交乘项 (*LTDR_x*) 系数显著为负。第 1 列中 *LTDR_x* 系数虽然不显著，但依旧为负。这说明 2009 年 1 月 10 日银监会放松了对中小银行的存贷比外部监管要求，降低了这些银行的监管压力，进而降低了监管套利动机对银行风险承担的边际贡献，从而进一步验证了监管套利假说。

表 5 监管套利、监管压力和影子银行风险承担

被解释变量：影子银行风险承担 ($ShadowRisk_{i,j,t}$)						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
LTDR	0.006***				0.010***	0.010***
	2.63				3.79	3.94
LTDR_x	-0.001				-0.006*	-0.007**
	-0.43				-1.86	-2.06
NSFR		-1.053**			-0.608	-0.781
		-2.01			-1.16	-1.47
NSFR_x		1.465***			1.114**	1.255**
		2.8			2.12	2.37
NSFR dummy		-0.672			-0.359	-0.501
		-1.18			-0.63	-0.87
CAR			-0.048***		-0.036**	
			-2.91		-2.12	
CAR_x			-0.015		-0.024	
			-0.95		-1.49	
tier1 dummy			0.496**	0.605***	0.588***	0.669***
			2.37	3.58	2.73	3.83
Tier1_CAR				0.008		0.026
				0.47		1.54
tier1_x				-0.030*		-0.039**
				-1.89		-2.37
lnasset	0.985***	0.742***	0.448***	0.671***	0.594***	0.834***
	15.17	13.62	7.04	9.76	8.15	10.39
npl_ratio	0.229***	0.221***	0.215***	0.231***	0.172***	0.182***
	10.62	10.84	10.48	11.01	7.94	8.27
rgdp_q	0.157***	0.211***	0.163***	0.166***	0.163***	0.165***
	7.68	10.58	8.01	8.18	7.64	7.71
m1	-0.000***	-0.000***	-0.000***	-0.000***	-0.000***	-0.000***
	-15.20	-16.06	-16.03	-15.92	-15.82	-15.65
estate_index	-0.051***	-0.051***	-0.053***	-0.052***	-0.049***	-0.049***
	-10.78	-11.04	-11.48	-11.31	-10.52	-10.32
efficiency	0.007***	0.012***	0.006***	0.009***	0.009***	0.010***
	4.01	6.05	1.53	3.15	3.35	4.83
_cons	-38.251***	-36.729***	-23.515***	-30.656***	-27.792***	-35.030***
	-13.67	-14.34	-8.43	-10.67	-9.02	-10.95
个体效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年度效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
adj. R2	0.023	0.035	0.031	0.027	0.039	0.035
统计量	22800	24110	24110	24099	22800	22798

表 5 的第 2、5、6 列回归中 *NSFR* 与流动性监管哑变量交乘项的系数为正，与预期相反，这可能是因为 2011 年 4 月 27 日发布的《中国银监会关于中国银行业实施新监管标准的指导意见》并没有受到业界的重视，从而削弱了监管套利动机对银行表外风险承担的边际效应。

Tier1_CAR 与资本监管哑变量的交乘项系数显著为负，而 *CAR* 与资本监管哑变量交乘项不显著。这可能是因为相较于 Basel II，Basel III 和“中国版 Basel III”的重点主要放在对核心一级资本充足率的调整和实施上，而总资本充足率最低要求仍然维持在 8% 不变。所以当核心一级资本充足率要求提高时，银行资本监管压力外生变大，从而开辟表外业务规避监管，开出更高的预

期收益率以吸引投资者投资的动机越大。为了实现预期收益率的承诺，银行不得不匹配风险更高的项目以回收资金，从而增加了银行的风险承担。此处结果验证了监管套利假说。

以上回归系数显示，银行监管压力越大，商业银行的表外理财产品业务风险越高。外部监管要求外生变严或放松，银行的监管套利动机将上升或下降，银行的表外风险承担也随之上升和下降，从而验证了本文的监管套利假说。

2. 信息透明度、监管套利与理财产品的扩张和风险

(1) 银行财务透明度、监管套利与理财产品扩张及风险

从前文理论机制（表 1）可知，信息透明度下降对均衡产品规模的影响取决于供给端和需求端两种效应的相对大小，但对风险承担的影响一定会正。

从表 6 Panel A 中的 *Opaque_bank* 系数可知，当银行财务透明度下降（*Opaque_bank* 变高）时，银行扩张理财产品规模的动机并不稳定。当加入所有变量时，第 5 和 6 列的回归系数甚至不再显著。但表 6 的 panel B 中 *Opaque_bank* 系数显著为正¹，说明当银行财务透明度下降时，投资者对理财产品安全性的质疑将推高边际投资者的预期收益率，最终加剧理财产品的风险承担。所以这一结果验证了信息不对称假说。

当我们加入监管指标与财务透明度的交乘项来关注财务透明度对监管套利边际效应的影响时，一方面，从 panel A 回归结果第 2、3、4 列可以看出，NSFR 和总资本充足率、一级核心资本充足率的交乘项系数显著为负，第 5、6 列回归中各系数虽不再显著但方向不变，说明财务透明度的降低会加剧表外理财业务的扩张冲动。另一方面，panel B 风险承担的回归结果中第 5 和 6 列显示 *LTDR*、*NSFR*、*CAR* 和 *Tier1_CAR* 与 *Opaque_bank* 的交乘项系数均为负，说明银行财务透明度的降低会加剧存贷比、流动性和资本充足率考核压力对于银行出于监管套利的动机而增加理财产品风险承担的边际影响。

¹只有第 2 列回归的 *Opaque_bank* 系数为负，原因可能是变量缺失问题，所以本文的结论主要基于加入全部样本的第 5 和第 6 列回归的结果。

表 6 监管套利、表内透明度和影子银行扩张与风险¹

Panel A: 被解释变量: 影子银行扩张 ($IssueNumber_{i,t}$)						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Opaque_bank	-126.526*	192.863**	69.914*	21.34	5.606	13.486
	-1.82	2.56	1.81	0.77	0.03	0.08
LTDR	0.004				-0.001	0.002
	0.44				-0.06	0.15
LTDR_Opaque_bank	2.165*				2	1.519
	1.87				1.27	0.97
NSFR		0.085			-0.206	-0.119
		0.21			-0.41	-0.24
NSFR_Opaque_bank		-164.835**			-46.93	-68.103
		-2.51			-0.56	-0.82
CAR			-0.021		0	
			-1.04		0.02	
CAR_Opaque_bank			-5.454*		-5.920*	
			-1.70		-1.76	
Tier1_CAR				-0.035*		-0.016
				-1.82		-0.73
tier1_Opaque_bank				-1.74		-2.682
				-0.62		-0.92
cons	-35.928***	-42.865***	-33.888***	-34.154***	-33.218***	-33.440***
	-3.95	-5.64	-4.39	-4.40	-3.59	-3.62
adj. R2	0.312	0.241	0.235	0.234	0.316	0.315
统计量	865	945	945	941	865	861
Panel B: 被解释变量: 影子银行风险承担 ($ShadowRisk_{i,j,t}$)						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Opaque_bank	181.045***	-139.489***	13.903	29.298**	332.214***	340.699***
	10.12	-6.08	0.84	2.43	5.09	5.02
LTDR	0.006*				-0.007*	-0.002
	1.68				-1.83	-0.40
LTDR_Opaque_bank	-3.041***				-3.873***	-3.778***
	-10.15				-8.10	-7.50
NSFR		0.145			0.968***	1.084***
		1.2			4.51	4.77
NSFR_Opaque_bank		121.584***			-17.283	-82.574**
		6.04			-0.41	-1.97
CAR			-0.061***		-0.104***	
			-7.01		-9.27	
CAR_opaque_bank			-1.226		-7.350***	
			-0.87		-4.06	
Tier1_CAR				-0.056***		-0.078***
				-6.28		-7.10
tier1_opaque_bank				-3.303**		-2.856*
				-2.54		-1.68
cons	-40.014***	-37.653***	-37.40***	-34.809***	-11.275**	-19.131***
	-9.54	-10.75	-10.17	-9.11	-2.19	-3.45
adj. R2	0.074	0.078	0.075	0.075	0.089	0.084
统计量	13619	14834	14834	14834	13619	13619
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
个体效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年度效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES

综上, 表 6 的实证结果支持了本文监管套利假说和信息不对称假说。反过来说, 银行财务透明度能够缓解监管压力导致的过度风险承担行为, 但是对于表外业务的总量发展并无显著影响。

¹控制变量结果与前一节结果无差异, 囿于篇幅限制不再展示。

这主要是由于更高的透明度意味着资金流向也会越清晰，其进行监管套利的空间越小，风险承担行为因此受到了限制。所以提高透明度是降低影子银行体系风险的重要监管手段。

(1) 银行产品透明度、监管套利与理财产品扩张及风险

与表 6 的结果相似，从表 7 Panel A 依旧可以看到，*Opaque_off* 的系数不稳定，在 3-6 列回归中甚至不再显著，而 Panel B 的 *Opaque_off* 系数除回归 (1) 以外均显著为正¹。这说明银行产品透明度越低，产品的风险承担越高。*Opaque_off* 的系数再次验证了信息不对称假说。表 7 Panel A 只有 Tier1_CAR 的回归系数与前文一致，因此只能部分地说明监管套利假说。

当我们加入监管指标与产品透明度的交乘项来关注透明度对监管套利边际效应的影响时，一方面，panel A 的结果显示，存贷比交乘项系数为正，*NSFR* 交乘项技术为负，其余交乘项系数不显著。这说明，透明度的降低会增强银行出于存贷比监管和流动性监管套利的理财产品规模扩张冲动，但是无法降低出于资本监管套利的扩张冲动。而另一方面，与表 6 Panel B 结果相似，存贷比 (*LTDR*) 与产品透明度的交乘项显著为正，风险资本充足率 (*CAR*)、核心资本充足率 (*Tier1_CAR*)、流动性监管指标 (*NSFR*) 与产品透明度的交乘项保持显著负相关关系。说明产品透明度的下降会扩大存贷比监管、资本充足率监管、流动性监管套利对理财产品风险承担的影响的边际效应。

综上所述，若提高银行财务和理财产品的透明度，银行出于各类监管套利动机导致的过度风险承担行为都会被削弱，监管套利假说和信息不对称假说得到验证。

¹只有回归 1 的银行财务透明度指标系数为负，原因可能是变量遗漏问题，所以本文的结论主要基于加入全部样本的第 5 和 6 回归的结果，结果更为可靠。

表 7 监管套利、表外透明度和影子银行扩张与风险

Panel A: 被解释变量: 影子银行扩张冲动 ($IssueNumber_{i,t}$)						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Opaque_off	-0.792***	0.299**	0.04	-0.051	-0.238	-0.371
	-4.17	2.3	0.31	-0.48	-0.73	-1.14
LTDR	-0.022*				-0.01	-0.009
	-1.95				-0.79	-0.69
LTDR_Opaque_off	0.012***				0.008**	0.007*
	3.94				2.31	1.89
NSFR		0.741*			0.703	0.621
		1.74			1.46	1.29
NSFR_Opaque_off		-0.298***			-0.228*	-0.199
		-2.75			-1.87	-1.62
CAR			-0.026		-0.025	
			-0.75		-0.71	
CAR_Opaque_off			-0.007		-0.003	
			-0.74		-0.33	
Tier1_CAR				-0.05		-0.075**
				-1.51		-2.19
tier1_opaque_off				0.001		0.012
				0.1		1.25
_cons	-30.378***	-28.331***	-21.163***	-19.191***	-27.987***	-24.685***
	-6.17	-6.32	-4.48	-3.98	-5.16	-4.48
adj. R2	0.345	0.328	0.331	0.32	0.353	0.34
统计量	1930	2096	2092	2063	1926	1905
Panel B: 被解释变量: 影子银行风险承担 ($ShadowRisk_{i,j,t}$)						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Opaque_off	-0.200***	0.503***	0.123***	0.108***	1.246***	1.139***
	-3.28	11.54	3.52	3.11	12.38	11.79
LTDR	-0.010***				-0.004	-0.006**
	-3.26				-1.25	-2.11
LTDR_opaque_off	0.003***				0	0.001
	2.77				0.01	0.81
NSFR		2.007***			2.743***	2.602***
		15.14			18.4	17.61
NSFR_opaque_off		-0.463***			-0.665***	-0.615***
		-12.22			-15.62	-14.56
CAR			0.011		0.094***	
			1.42		9.8	
CAR_opaque_off			-0.011***		-0.040***	
			-4.12		-11.90	
Tier1_CAR				0.013		0.125***
				1.58		11.41
tier1_opaque_off				-0.012***		-0.051***
				-3.79		-12.44
cons	0.752***	-2.192***	-0.097	-0.077	-3.975***	-3.678***
	3.76	-14.58	-0.97	-0.87	-12.77	-12.19
adj. R2	0.003	0.008	0.002	0.002	0.018	0.018
统计量	24177	26117	26117	26094	24177	24163
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
个体效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年度效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES

(三) 稳健性检验

本文做了如下稳健性检验：(1) 计算影子银行风险时将因变量预期管理期和理财产品募集资金下限分别换为实际管理期和认购最低金额以增强影子银行风险度量的稳健性。(2) 使用 PLS 方法进行回归以增强计量方法的稳健性。(3) 使用 PLS 方法时除了控制年度和银行，进一

步控制了银行所有制属性，剔除不同性质的银行之间存在的异质性差别。(4) 添加了 PPI 和利率市场化节点两个宏观控制变量。虽然由于样本缺失导致样本量下降为 4790，但结果与正文结果差异不大。

六、结论与建议

首先，本文分别构建关于理财产品供给和需求的理论模型，刻画了监管套利以及信息透明度在银行理财产品价格形成机制中扮演的角色，得到了透明度能够缓解理财产品风险承担行为，但不一定会抑制理财产品业务发展的理论结果。之后本文对这一结果进行了实证检验，实证结果证明，商业银行为规避监管，有意识地扩张表外理财产品业务进行监管套利的动机，并且这种监管套利行为使得其表外理财产品业务风险加大。当监管要求发生或严或松的变化时，银行的表外风险承担行为也会相应发生变化。所以本文的结论为“资管新规”信息披露要求提供了理论和现实依据，证明提高透明度是我国理财产品监管的重要手段。据此，本文提出以下几点建议：

(1) 重点关注监管达标压力较大的商业银行。从实证的结果来看，监管压力更大的银行扩张其表外理财业务的动机越大，这类银行的理财产品风险也更高。因此监管层要做到事前干预，预防此类银行出于规避监管的动机进行不良资产非洁净出表或虚假出表，通过调整贷款分类、重组贷款、虚假盘活等做法掩盖不良贷款率，人为调节监管指标的现象。

(2) 提高理财产品业务的信息透明度，建立更为明确的信息披露制度。本文的研究表明，信息不对称会导致风险不易被发现，系统性风险积聚较快；而信息披露能有效降低风险，释放危险因素，同时提高商业银行参与影子银行业务的门槛。因此监管层应大力建设商业银行的信息公开披露制度，明确资金流向和用途，限制银行监管套利的空间。这样不仅有利于监管层了解商业银行的真实监管达标程度，也有利于投资者识别项目风险，从而预防由于流动性冲击带来的金融危机。

参考文献

- [1] Acharya, V. V., Qian, J. Q. and Yang, Z., 2016, "In the Shadow of Banks: Wealth Management Products and Issuing Banks' Risk in China", Working Paper.
- [2] Adrian, T. and Ashcraft, A. B., 2012, "Shadow Banking: A Review of the Literature", Federal Reserve Bank of New York Staff Reports.
- [3] Baily, M. N., Elmendorf, D. W. and Litan, R. E., 2008, "The Great Credit Squeeze: How It Happened, How to Prevent Another", Discussion Paper.
- [4] Benjamin E. Hermalin & Michael S. Weisbach, 2007. "Transparency and Corporate Governance," NBER Working Papers.
- [5] Bushman, Robert M.; Williams, Christopher D., 2015, "Delayed Expected Loss Recognition and the Risk Profile of Banks", *Journal of Accounting Research*, 53(3): 511-553.
- [6] Cai, J., A. García-Herrero and Le Xia, Regulatory arbitrage and window-dressing in the shadow banking activities: evidence from China's Wealth Management. Global Research Unit, 2016.
- [7] Chen, K., Ren, J. and Zha, T., 2016b, "What we Learn From China's Rising Shadow Banking: Exploring the Nexus of Monetary Tightening and Banks' Role in Entrusted Lending", National Bureau of Economic Research.
- [8] Diamond, D. W. and Rajan, R. G., 2001, "Liquidity Risk, Liquidity Creation, and Financial Fragility: A Theory of Banking", *Journal of Political Economy*, 109(2): 287-327.
- [9] Ditchkus, L. V., Sierra, E. and Reed, B. J., 2011, "The Role of Managerial Prudence in Bank Loan Loss Provisioning", *Journal of Managerial Issues*, 23(4): 447.
- [10] Flannery, Mark J., Kwan, Simon H. and Nimalendran, M., 2004, "Market evidence on the opaqueness of banking firms' assets", *Journal of Financial Economics*, 71(3): 419-460.
- [11] Fsb, 2011, "Shadow Banking Scoping the Issues".
- [12] Fsb, 2013, "Global Shadow Banking Monitoring Report".
- [13] Gennaioli, N., Shleifer, A. and Vishny, R. W., 2013, "A Model of Shadow Banking", *The Journal of Finance*, 68(4): 1331-1363.
- [14] 郭晔、赵静, 《存款竞争、影子银行与银行系统风险——基于中国上市银行微观数据的实证研究》, 《金融研究》, 2017年第6期, 第81-94页。
- [15] Hachem, K. and Song, Z. M., 2016, "Liquidity Regulation and Unintended Financial Transformation in China",

Working Paper.

- [16] 何平、刘泽豪、方志玮,2017:《影子银行、流动性与社会融资规模》,《经济学(季刊)》,第4期,第45-72页。
- [17] Jiang, L., Levine, R. and Lin, C., 2016, "Competition and Bank Opacity", Working Paper.
- [18] John, K., Saunders, A. and Senbet, L. W., 2000, "A Theory of Bank Regulation and Management Compensation", *The Review of Financial Studies*, 13(1): 95-125.
- [19] Krishnamurthy A, Vissing-Jorgensen A. The aggregate demand for treasury debt[J]. *Journal of Political Economy*, 2012, 120(2): 233-267.
- [20] 廖岷与郭晓夏,《我国商业银行异化创新业务风险分析及监管建议》,《国际金融研究》,2017年第4期,第66-75页。
- [21] 李波、伍戈,2011:《影子银行的信用创造功能及其对货币政策的挑战》,《金融研究》,第12期,第77-84页。
- [22] 李建军、薛莹,2014:《中国影子银行部门系统性成险的形成、影响与应对》,《数量经济技术经济研究》,第8期,第117-130页。
- [23] 林琳、曹勇、肖寒,2016:《中国式影子银行下的金融系统脆弱性》,《经济学(季刊)》,第3期,第1113-1136页。
- [24] 吕健,2014:《影子银行推动地方政府债务增长了吗》,《财贸经济》,第8期,第38-48页。
- [25] Nersisyan, Y. and Wray, L. R., 2010, "The Global Financial Crisis and the Shift to Shadow Banking", Working Paper.
- [26] Plantin, G., 2014, "Shadow Banking and Bank Capital Regulation", *Review of Financial Studies*, 28(1): 146-175.
- [27] Pozsar, Z. and Singh, M., 2011, "The Nonbank-Bank Nexus and the Shadow Banking System", IMF Working Paper.
- [28] 袭翔、周强龙,2014:《影子银行与货币政策传导》,《经济研究》,第5期,第91~105页。
- [29] Reiss, D. J., 2012, "Consumer Protection Out of the Shadows of Shadow Banking: The Role of the Consumer Financial Protection Bureau", Working Paper.
- [30] Schwarcz, S. L., 2012, "Regulating Shadow Banking" *Review of Banking and Financial Law*, 31(1):619-642.
- [31] Scharfstein, David S, and Jeremy C Stein. 1990. "Herd Behavior and Investment." *American Economic Review*

80 (Jun.): 465-479.

[31] Stein, Jeremy C. 1989. "Efficient Capital Markets, Inefficient Firms: A Model of Myopic Corporate Behavior." Quarterly Journal of Economics 104 (Dec.): 655-669

[32] 孙国峰与贾君怡, 《中国影子银行界定及其规模测算——基于信用货币创造的视角》, 《中国社会科学》, 2015年第11期, 第92-110+207页。

[33] Verona, F., Martins, M. M. F. and Drumond, I., 2011, "Monetary Policy Shocks in a DSGE Model with a Shadow Banking System", CEF.UP Working Paper, (1).

[34] Wagner, W., 2008, "Financial development and the opacity of banks", Economics Letters, 97(1): 6-10

[35] 万晓莉、郑棣、郑建华、严予若, 《中国影子银行监管套利演变路径及动因研究》, 《经济学家》, 2016年第8期, 第38-45页。

[36] 王浚力、李建军, 2013: 《中国影子银行的规模、风险评估与监管对策研究》, 《中央财经大学学报》, 第5期, 第20-25页。

[37] 王达, 2012: 《论美国影子银行体系的发展、运作、影响及监管》, 《国际金融研究》, 第01期, 第35-43页。

[38] 颜永嘉, 2014: 《影子银行体系的微观机理和宏观效应——一个文献综述》, 《国际金融研究》, 第7期, 第46-53页。

[39] 袁增霆, 2011: 《中外影子银行体系的本质与监管》, 《中国金融》, 第1期, 第81-82页。

[40] 朱孟楠、侯哲, 2014: 《中国商业银行资金错配问题研究——基于“钱荒”背景下的思考》, 《国际金融研究》, 第04期, 第62-69页。

[41] 祝继高, 胡诗阳与陆正飞, 商业银行从事影子银行业务的影响因素与经济后果——基于影子银行体系资金融出方的实证研究》, 《金融研究》, 2016第1期, 第66-82页。

Regulatory Arbitrage, Bank Opacity and Risk Taking of Chinese Shadow Banking

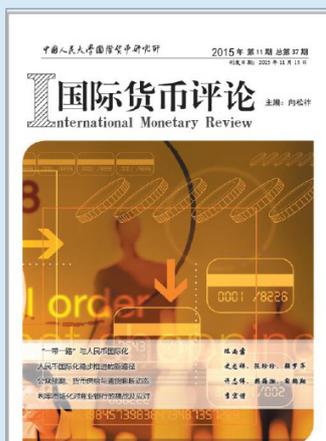
---From the Perspective of Wealth Management Products

Liya Liu Yen Huang Bian Zhou

Abstract: We set up a general equilibrium model about Chinese wealth management products (WMPs) which are deeply rooted in the traditional Chinese commercial banks. According to the model we lodge out two hypotheses: Regulatory Arbitrage Hypothesis and Information Asymmetry Hypothesis. We test the hypothesis by using the data of Chinese wealth management products during 2006 to 2015. We find that regulatory arbitrage is the main driver of WMP's rapid expansion. The more pressure of the regulation, the more incentive for the commercial banks to issue the off-balance-WMPs and take the risk. When the regulatory standard became strict or loose, the effect of regulatory arbitrage on marginal risk taking behavior becomes reinforced or reduced. We also argue that transparency can moderate the drive-up behavior. Some relevant suggestions are provided to solve the problems of over-expansion and risk taking behavior according to the results.

Key Words: Wealth management products, Regulatory arbitrage, Bank opacity;

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”。

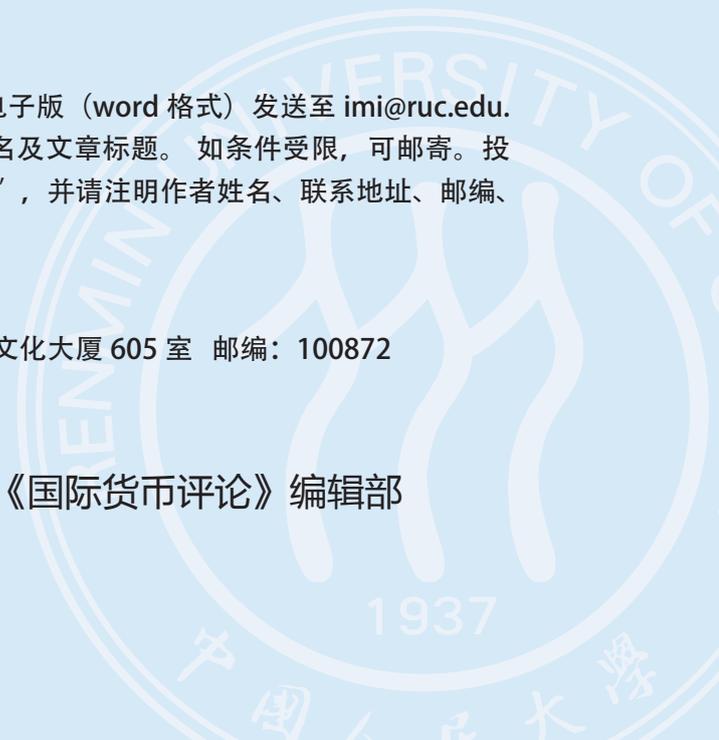
投稿方式：

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





元素征信 专业的信用大数据服务商

北京|上海|深圳|辽宁|陕西|云南|山西|天津|河北|湖北
山东|广西|贵州|南京

地址：北京市海淀区北坞村路23号创新园北区5号楼
电话：010-82602070