

I 国际货币评论

International Monetary Review

主编：张杰

中国债券市场发展进入新阶段

僵尸企业与货币政策降杠杆

经济不确定性会弱化中国货币政策有效性吗

外汇期权信息含量与在岸离岸市场效率

互联网金融资产的多目标投资组合研究

李扬

刘莉亚、刘冲、陈垠帆等

苏治、刘程程、位雪丽

郑振龙、黄珊珊、郭博洋

周光友、罗素梅

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】

- 中国债券市场发展进入新阶段 ————— 李扬 01
- 僵尸企业与货币政策降杠杆 ————— 刘莉亚、刘冲、陈垠帆、周峰、李明辉 08
- 经济不确定性会弱化中国货币政策有效性吗 ————— 苏治、刘程程、位雪丽 31
- 外汇期权信息含量与在岸离岸市场效率 ————— 郑振龙、珊珊、郭博洋 54
- 互联网金融资产的多目标投资组合研究 ————— 周光友、罗素梅 74
- 互联网沟通与股价崩盘风险 ————— 孟庆斌、黄清华、赵大旋、鲁冰 92
- 美联储量化宽松政策对全球资产价格的非平衡溢出效应 ————— 张斐燕 117

中国债券市场发展进入新阶段

李扬¹

在即将过去的2019年中，我们经历了非常复杂的局面。如今已至岁末，有必要对一年来发生的变化做一些总结、分析和探讨。今天，借这个机会，我就债券市场发展的有关问题，同大家做些讨论。

一、我们正经历第四次全球债务浪潮

我们看到，当今世界面临“百年未有之大变局”，这不仅表现在地缘政治、全球经济格局的变局上，也表现在全球治理体系的变局上。在金融领域，与百年不遇之大变局相伴随的，是全球第四次债务浪潮汹涌澎湃，并给全球经济稳定带来了新挑战。根据世行《全球债务浪潮》研究，过去五十年里，全球债务积累已经历经四次浪潮。前三次债务浪潮都发生在新兴经济体和发展中国家，先后是1980年代的拉美债务危机、1990年代的亚洲债务危机和2007-2009年的全球债务危机，这三次债务的急剧积累，均以急剧积累债务的国家和地区爆发金融危机而告终。

本轮债务浪潮与以往不同，因为它主要发生在发达经济体，这些经济体，包括美国、欧洲、日本等等，都是掌握着全球储备货币发行权的国家。面对百年不遇之金融危机和经济持续下行趋势，这些国家当然不愿坐以待毙，亦不愿听任危机蔓延，而是充分利用其储备货币发行国之特权，施行货币“放水”战略。我们看到，十余年来，所有储备货币发行国无例外都采行了货币宽松战略，全球流动性因此而长期泛滥。流动性长期泛滥，自然便引致利率水平长期下行，美联储于2008年将联邦基金利率降至零水平并保持4年在后，2016年日本和欧洲先后采行负利率在后，全球金融市场被它们拖入了前所未有的负利率陷阱。主要储备货币发行国不断释放流动性，经由国际贸易和国际资本流动渠道，源源不断地流入非储备货币国家，进而将全球经济和金融市场带入流动性过剩的境地。

再次呈现差别的是，由于全球经济处于长期下行通道，资本的边际产出亦呈现长期下落格局，货币当局释放出的流动性绝大多数都不会进入实体经济领域，而是滞留在金融和其他流通领域，大体说来，源源不断的货币资金，一部分进入股票市场，遂有股价的不断上涨；另一部分则

¹ 李扬，中国人民大学国际货币研究所顾问委员，中国社科院学部委员，国家金融与发展实验室理事长

进入债券市场，则有债券收益率不断下降，以至于出现负利率，出现长短期债券的收益率出现倒挂。

二、债务不断累积或成新常态

正是源源不断进入债券市场的资金，催生了当前的债务危机，掀起前所未有的债务巨浪，我们看到，2019年上半年，全球债务较2010年增长了7.5万亿美元，总额超过250万亿美元。全年全球债务或创下逾255万亿美元的新纪录。这就是说，全球70亿人口，如今人均负债高达3.25万美元。同时我们也注意到，相对于前几次浪潮而言，当前的低利率似乎缓和了高债务的风险。资料显示，2007~2014年，美国政府债务对其GDP的比重由64%飙升至2014年的104.8%，然而，同期，政府的利息支付占GDP之比，则从3%降至2.7%。如所周知，决定债务是否可持续的关键要素是利息支付，既然利息支付占GDP之比下降，发行更多的美元债务，事实上便没了真正的限制。由此，我们可以发现低增长-高债务-低利率（甚至零利率）-低通胀的新的秘密联系通道。我以为，探讨这些新的关系，是全球经济金融界的新课题。然而，非储备货币发行国的广大新兴经济体和发展中国家的日子就没有那么好过了，它们仍然面临着羸弱的增长前景、不断加大的脆弱性和陷入长期危机的风险。

本轮债务浪潮有很多新的特点，可以说，它意味着一个新的时代开始。最近几年，我在很多场合都发出过这样的“终极之问”：债务越累越多，这个世界究竟会走向何处？在我看来，无非有两个前景：第一个前景，就是确认十年来债务越累越多的情况是非正常状态，是长期施行非常规宏观政策的结果，因此，假以时日，伴随实体经济全面转好，它还会回归常态，于是，我们的任务就是创造条件，促使其尽快回归常态，最终将债务减回初始水平。第二个前景，就是确认当前这种状况是新常态，就是说，日积月累的高额债务不再会随着经济的恢复而回缩到其起初的状态，而可能长期保持着高速膨胀的态势，并进一步与实体经济形成新的均衡状态。我们今天会议的标题叫“全球经济新常态”，其实暗示着我们主办方的一个猜想，或者说我们的一个推断，这就是，我们认为，如今的状态很可能是新常态，因此，从今往后，我们恐怕要在债务日益增多的环境下生活。果若如此，我们的经济和金融生活中便会出现一些新的情况，例如，负利率恐怕就不可避免，这是因为，货币资金太多，债务太多，货币供给太多，供求关系的这种格局，自然会使得债券的收益率发生变化。

然而，既然债务与实体经济发展的均衡关系发生了变化，那么，债务以及由之衍生的货币与金融，进一步，货币金融与实体经济的关系等，就极有可能面临新挑战。我以为，基于货币金

融是应实体经济发展的需要而出现并发展的基本逻辑，鉴于近年来货币金融越来越呈现出“自娱自乐”的发展倾向，货币金融领域必须发生革命性变革，才能证明自身仍然为实体经济发展所需。我以为，变革的力量很可能来自数字货币的发展。因为，我们在数字货币的发展中看到了这样的倾向：货币逐渐找到了回归其本源——作为记账单位和交易的媒介——毕竟，近年来，货币金融的发展已经脱离这一“初心”越来越远了。

三、中国已成为世界第二大债券市场

《全球债务浪潮》是一份大报告，涉及很多内容，我觉得，其中十分重要的内容之一，就是阐述了债券的两面性。债券首先是一个有效的筹资手段。在当今全球经济下行的环境下，经济要想维持稳定，维持经济的增速不那么迅速地下滑，只有依靠投资。但是，经济下行，企业都不愿意投资，于是，只好由政府走向前台，扮演主要的投资者的角色。然而，此时，由于经济下行，恰好又正是政府最没有钱的时候，于是，为投资而筹资，政府便大规模发债，债券市场的蓬勃发展局面就此形成。但是，债券的未清偿额越来越大，积累的风险便越来越多，于是，债券市场规模的扩大，自身便形成对经济和金融正常运行的威胁，这就是债券市场膨胀式发展的不利侧面。

根据世界银行的报告，在第四轮的债务浪潮中，新兴经济体的债务积累有相当一部分归因于中国。目前，我们已超过日本，成为全球第二大债券市场。到2019年末，中国债券市场余额已达到13.81万亿美元，甚至比法国、德国、巴西、印度、俄罗斯和南非六国的债券余额之和（12.35万亿）还要多。

这个世界第二，是好事但也有坏处。说是好事，那是说我国的市场规模很大，各类经济主体要想筹措资金，其操作空间很大，同时，运筹的资金量很大，做金融的有更大的用武之地；说它也有坏处，主要是说，市场规模扩大，同时意味着债务的膨胀，这将增加微观主体和整个宏观金融的风险，也是显然的。

当然，相对于发达经济体而言，中国债券余额与GDP之比（债券市场深度）明显低于日本、美国、英国和法国，但已与德国相当。不过，2008年的危机虽然也导致了发达国家债务上升，但在此之后，它们的债务率并没有进一步明显上升，像德国的债券余额/GDP还出现了明显下降的趋势，而中国却在持续上升。

无论如何，中国债券市场的发展，有力地改变了全球债券市场的格局，因为中国GDP规模非常之大，基于它的债券市场，影响力自然很大。我们在去年就发现，随着中国经济规模的扩

大，随着中国金融对外开放的格局日渐成熟，中国债券市场已经成为全球资本配置的一个重要的场所、重要的渠道、重要的领域。尽管大家对中国未来的实体经济增长有很多悲观的看法，对中国金融风险的积累也有颇多忧虑，但是，对于熟练的投资者而言，只要经济和金融市场有足够大的规模，经济上行、下行都有投资的机会。所以我们看到，境外机构持有的中国债券余额在持续地稳步增加。截止 2019 年 11 月末，境外机构持有的人民币债券余额达到了 2.87 万亿元，占全国债券余额的比重为 3.08%。然而，相较于 2018 年，2019 年的这一占比有所下降，这反映了中美贸易冲突下，人民币贬值以及中国外部经营环境趋于恶化，对债券市场的影响。然而，尽管中国经济面临着种种挑战，但在全球“新平庸”的时代，中国仍是全球表现良好的经济体，相对较高的收益率、中央政府低债务负担率及中国过去化解一轮又一轮潜在系统性金融风险中所积累起来的经验，使得中国债券市场对境外机构仍有较强的吸引力。因此，在今后一段时期内，中国债券市场成为全球投资热土的趋势还不会改变。

四、中国债券市场亟需深化改革

中国债券市场存在的问题很多，事实上，作为国内唯一专业的且持续了 5 年之久的“中国债券论坛”，我们每年都在这里分析中国债券市场的问题，探讨解决方案，今年，我们觉得特别值得指出的，有以下几个问题。

第一个问题就是所有制歧视，民营企业债券与国有企业债券融资不协调，民营企业的债券融资，规模比国企小得多，利率也高得多，各类条件都无法与国有企业相比。中国债券市场更多地是为国有企业服务的。尽管 2010 年至 2016 年，民企与国企在债券发行额以及余额之比等方面都曾持续上升，但最高也不超过 16%，而且，在 2016 年采行降杠杆政策以来，这两个比率还是大幅下降了。这种状况的形成，恐怕并非民营企业没有发行债券融资的意愿，而是诸种实际上限制民企发债的制度、以及债券投资者所谓的“国企信仰”，使民企债券的需求面受到了极为不利的约束。这一点，与我们现在鼓励民营企业发展的方向是不一致的。当然，所有制的问题已经超出了金融、超出了经济的范畴，也不可能通过我们一个领域能够解决，但是我们还是要指出，民营企业受歧视的问题如果长期存在，将从根本上损害中国经济和金融的根基。

第二，债券违约向纵深发展，但债权人（投资者）的保障机制仍然十分落后。回顾中国债券市场，最早的问题是所谓“刚兑”，因为，刚兑的存在，弱化了债券市场的甄别信用和资金配置功能。前几年，我们在这个论坛上大声呼吁：刚兑是这个市场健康发展的一大障碍，而要解决刚兑问题，就是要让违约现实地发生。几年前，违约确实发生了，先是民企，然后扩展到国企和上

市公司，经过了两波浪潮，现在债券违约已经成为我国金融风险的重要表现之一。截止 2019 年 12 月 23 日，全年 177 只债券违约金额已超过 1435 亿元。债券违约金额呈逐年增势。自 2014 年以来，债券违约金额累计达到了 3483 亿元。可是，违约后完成兑付的仅为 314 亿元，违约兑付率不足 10%。这意味着，债券投资者的利益只在很低的程度上才能得到保障，而若不能有效保障投资者利益，债券市场发展的基石就会动摇。深一步看，如果投资者的利益得不到有效保护，违约就有可能演变成一个系统性风险。总之，中国债券市场上的投资者权利保护机制亟待完善。

第三，地方政府债务急剧扩张。近年来，地方政府债券在所有券种中增长最快，这已从根本上改变了中国债券市场的格局，地方政府债券已成为仅次于金融债券的第二大债券品种。我们有一个判断，未来 5 年甚至 10 年，中国经济下行的趋势恐怕难以扭转。在经济下行的趋势下，稳增长显然成为宏观调控的第一要务。然而我们知道，从国内需求的三大因素看，国内消费是相对萎缩的，并且，在如此恶劣的国际环境下，我们的净出口也难以发挥正面的提升经济增长率的作用。于是，稳增长还主要依靠国内投资。但是，在经济下行、投资边际产出下降的背景下，无论是民企还是国企，投资意愿都不强，于是，我们的投资将主要依赖政府，特别要依赖地方政府，恰如 20 多年前的日本一样。地方政府债从无到有，从非法到渐次被“招安”，从缓慢增加到非常迅速地增长，明显地指示出这一趋势。我认为，今后几年，地方政府债规模增加会成为我国债券市场非常显著的一个现象；我们应当学会在这样一个环境中求生存，谋发展。

五、应高度关注地方政府债

中国地方政府债券的膨胀，当然根源于地方政府债务的剧增。包括地方政府在内的中国政府债务的增长，或许都会有助于政府的大规模筹资和投资，从而进一步改善中国的基础设施，稳定宏观经济增长率，但是，鉴于中国地方政府债务管理的理念、体制、机制、政策和手段等等都非常落后，我们有理由担心，这会进一步加大中国现已严重存在的金融风险。

对于地方政府的债券问题，可以从不同角度分析。各地方政府的债券规模、其相对于本地 GDP 的比例、政府债券余额相对于本地财政收入的比例、一般债务余额与一般公共预算的比例、专项债务余额与政府性基金预算收入之比；以及增加了 PPP 项目之后，债券余额加 PPP 对当地 GDP 之比、债券余额加 PPP 对当地财政收入之比，等等，是分析中国地方政府债务的主要指标。我们认为，在将 PPP 项目加进去之后，得到的地方政府债务的指标已经接近事实了。毫无疑问，地方政府债务，一定要同当地的 GDP、当地的财政收入、当地的政府性基金预算收入相比较，才有真正的意义。

综合而言，就风险而论，越是经济落后、财政资源匮乏的地区，其政府债务的风险越大；而经济相对发达、财政资源丰富裕的地区，财政风险就小得多。总的来说，截至目前，中国地方政府的债务问题以及相应的债券问题，尚未构成系统性风险，但是，局部地区，特别是那些经济落后的重债区的问题，已经应当提上高度关注的议程了。

我们认为，在未来的一段不短的时期内，中国政府债务、包括地方政府债务，都将经历一个高速增长的过程。我非常认真地同大家分享这样的看法：今后十余年的中国经济，包括其债券市场的发展，都将步入一个与日本 20 余年前相类似的阶段。所以，认真研究近 30 年来日本经济和金融的发展，分析他们遇到了怎样的问题，都采取了怎样的措施，做对了什么，做错了什么，当然，最重要的是我们要知晓：为了渡过难关，我们应当向日本学什么。

关于中国地方政府债务，我们应当说一句公道话：不是说地方政府的人不懂经济、不懂金融，一定要冒着巨大的风险甚至是冒巨大的政治风险去借钱，而是因为，对于他们来说，有比违规借钱更大的压力存在，比如经济要增长、人民生活要改善，等等。这意味着，在中国现行体制机制下，今后 5-10 年中国经济增长的稳定，主要靠地方政府的投资，而在地方政府财政收入下降的背景下，地方债便成为稳增长的一个非常重要的资金来源。也就是说，地方政府债务不断膨胀，恐怕是今后若干年内的大概率事件。

质言之，地方政府的财政收支矛盾是地方债务扩张的主要原因。在中国，地方政府承担着更大的稳增长、稳投资和稳就业的作用，但在分税制改革后，地方政府的财政收支一直面临着突出的矛盾。然而，“事在地方”，但“钱在中央”，解决这个矛盾，前些年，我们主要依靠中央对地方政府的转移支付，后来发现漏洞过多，开始整顿专项转移支付，但体制矛盾依然存在，于是，地方债就应运而生，而且一发不可收拾。如果我们希望对地方政府的扩张债务行为施以约束，那就必须首先改变决定地方政府行为方式的体制和机制。

另外，中国地方政府间的竞争是地方政府举债冲动的外在压力；地方政府债务风险具有极强的负外部性，则强化了地方政府的道德风险和举债冲动。

六、管理债券市场的风险需要综合施策

我们认为，解决地方债发展中存在的问题，需要综合施策：

第一，作为一切金融要素健康运行的基础，我们一定要深入推进供给侧结构性改革。与此同时，实体经济的发展要稳中求进，不切实际地确定经济增长目标，可能贻害无穷。

第二，要改善中国债券市场结构。在稳杠杆的同时，应当大力支持民营企业合理地增加债券发行，在债券融资方面，促进不同所有制企业之间的竞争中性。

第三，完善债券违约处置机制，加快违约处置进度，切实保护债权人利益。

第四，鉴于地方政府债务将成为我国经济和金融领域中的重大现象，完善债务主体的治理结构就至关重要，这还是我们改革开放之初就已提出的老问题，一定要强化地方政府的预算约束。世界银行和国际货币基金组织最近发表的好几份报告，都特别明确地指出：发展中国家一定要切忌把发债当成免费的午餐。作为体制建设，我们一定要强化预算约束，减少中央政府的隐性担保，规范地方政府行为，阻断隐性债务形成机制。

第五，是一个更广的、更深入的、现在谈起来更敏感的问题，就是“财政赤字货币化”问题，这个问题是全世界都存在的，中国在2019年已经显现，2020年更是回避不了。

总之，在岁末年初，我愿意跟大家分享的看法就是：我国的债券市场发展进入了一个新的阶段。它的规模、结构、影响，以及它对国民经济的渗透，都会达到一个前所未有的程度。更进一步，我国的货币政策、财政政策乃至宏观经济政策整体，都会受到它的强烈影响。因此，加强对债券市场的研究，比以往任何时候都重要。

僵尸企业与货币政策降杠杆

刘莉亚¹ 刘冲² 陈垠帆³ 周峰⁴ 李明辉⁵

【摘要】近年来非金融企业杠杆率的持续攀升与结构性分化引起了各界的广泛关注，僵尸企业杠杆率显著高于正常企业并居高不下，而正常企业中的非国有企业则出现显著的“降杠杆”，且其杠杆率大幅下降的时段恰逢货币政策转向紧缩。本文尝试探讨僵尸企业是否干扰了货币政策传导，进而导致非金融企业降杠杆出现结构分化。理论研究发现：央行通过公开市场操作调节银行资金成本，实现货币政策意图，当僵尸企业以优惠利率从银行获得贷款时，为弥补资金成本，银行会提高正常企业的贷款利率（“信贷成本转嫁效应”），导致正常企业融资被挤出；货币政策紧缩时，僵尸企业在企业中的比重越高，对正常企业贷款利率的转嫁效应越强，正常企业的融资成本更高，从而杠杆率越低。基于企业微观数据，实证分析验证了前述理论机制。本文的研究表明，在“结构性去杠杆”聚焦于所有制差异的同时，更应注重僵尸企业处置，改善信贷资源分配效率，促进宏观调控政策精准发力。

【关键词】货币政策；僵尸企业；利率传导；结构性去杠杆；

一、引言

随着我国经济步入由高速增长向高质量增长转型的经济新常态，非金融企业部门杠杆率持续攀升，严重威胁到经济的稳定发展。企业合理加杠杆在短期内可能有助于维持经济增长(Cecchetti et al.,2011)，但过度加杠杆会导致全要素生产率下降，削弱经济的增长动能(Coricelli et al.,2012)，产生“繁荣-衰退”周期(boom-bust cycle)，在中长期甚至导致失业增加(Giroud and Mueller,2018)。除了影响经济增长，高杠杆还会通过放大并传导经济体中的不利冲击，加剧经济的脆弱性，积累系统性风险，甚至造成更严重的衰退(Bernanke et al.,1999;苟文均等，2016),成为诱发经济金融危机的重要因素(Allen et al.,2002;Schularick and Taylor,2012)。

决策层采取“紧货币”、“严监管”的系列措施对金融与实体部门降杠杆，力图出清僵尸企业(张一林、蒲明，2018)。僵尸企业在多个绩效指标上显著低于正常企业，并以低成本占用大量银行

1 刘莉亚，上海财经大学金融学院、上海国际金融与经济研究院

2 刘冲，上海财经大学金融学院、上海国际金融与经济研究院

3 陈垠帆，上海财经大学金融学院

4 周峰，上海财经大学金融学院

5 李明辉，华东师范大学经济学院

信贷，扭曲信贷资源配置，挤出正常企业投资(谭语嫣等，2017)。从近些年上市非金融企业杠杆率变动来看(见图 1)，僵尸企业杠杆率显著高于正常企业，并且居高不下，而正常企业中，国有企业杠杆率也表现稳定，非国有企业杠杆率则出现明显的趋势下行。若不能有效出清僵尸企业，将不利于经济增长，甚至危及金融稳定，并且非金融企业杠杆率分化是否与僵尸企业存在内在的关联，也值得进一步研究。

通过梳理近年非金融企业杠杆率变动的数据，不难发现非国有企业有两次较大幅度降杠杆(见图 1 阴影框部分)，且与货币政策转向紧缩的时期¹叠加。货币政策的有效传导依赖于资金供求双方在平等条件下实现资金的有效定价(梁斯，2018)，而资金供给偏向与定价扭曲，导致资金在僵尸企业与正常企业之间错配。当货币政策紧缩时，资金更稀缺，可能加剧前述错配。由此，紧缩性货币政策是否是非国有企业降杠杆的重要成因？僵尸企业是否影响了紧缩性货币政策向企业的传导，引起非金融企业杠杆率分化？以及其中的作用机制为何？对前述问题的回答，有助于厘清货币政策到非金融企业杠杆率的传导机理，力促精准施策。我国当前面临国内外经济形势的诸多不确定性，此时推进“结构性去杠杆”，在聚集于所有制差异的同时，更应注重僵尸企业处置，改善信贷资源分配效率，保持“稳增长、调结构、防风险”之间的平衡。

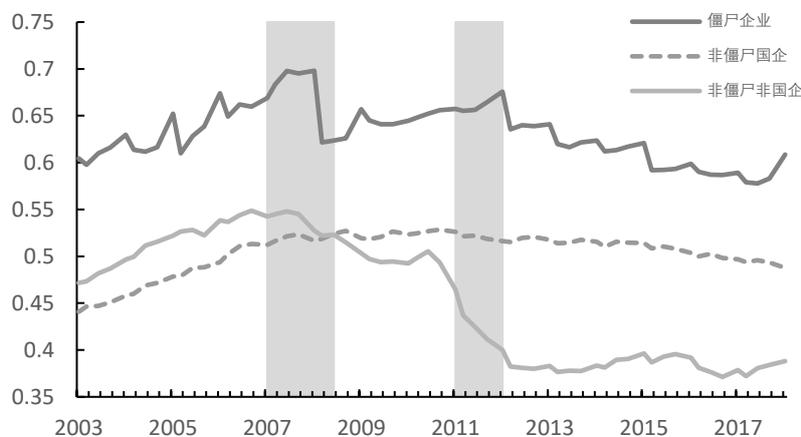


图 1 上市非金融企业杠杆率分化

注：数据来源于 CSMAR 数据库，并经作者计算整理，图中阴影框表示货币政策紧缩时期

本文结合理论与实证对前述问题展开研究。首先，在 Frexias et al.(2008)银行竞争模型的基础上纳入企业部门，分析银行在僵尸企业与正常企业之间的信贷分配行为，推论出本文的研究假说。其次，基于 2004-2013 年中国工业企业数据，计算年度各省份行业层面(“省份-行业”)僵尸企业占比，结合上市公司财务与贷款合约数据，对理论假说进行实证检验。研究发现：随着市场利率的上升(货币政策收紧)，正常企业所在省份-行业僵尸企业占比越高，其贷款利率(融资成本)的抬升

¹ 参考 Shu and Ng(2010)、Sun(2013),并结合中国人民银行的利率调整政策，设定 2007 年 1 季度-2008 年 2 季度、2011 年 1 季度-2011 年四季度为货币政策紧缩期。

效应越强(“信贷成本转嫁效应”),进而杠杆率越低,并且对非国有企业影响更强烈。

本文的边际贡献及可能的创新点概括为三个方面:第一,为当前广受关注的企业杠杆结构性分化现象提供了新的思考方向,紧缩性货币政策强化了僵尸企业的信贷成本转嫁效应,提高了正常企业的融资成本,使得有效率的正常企业面临更严厉的降杠杆;第二,提出了僵尸企业对正常企业投资挤出效应的作用机制,谭语嫣等(2017)研究了僵尸企业挤出了正常企业的投资,而本文进一步研究了这种负外部性的作用机制;第三,根据公司的财务报表计算企业的融资成本,使用企业逐笔贷款合约计算企业贷款利率,从微观层面检验了我国货币政策利率传导机制的存在性。

本文按照如下结构展开:第二部分梳理了相关的文献,阐述了本文的研究与现有研究的区别;第三部分从理论角度阐述了僵尸企业带来的“信贷成本转嫁效应”,并提出研究假说;第四、五、六部分根据上市公司贷款和财务数据对第三部分的研究假说进行实证检验;第七部分总结全文。

二、文献回顾

本文相关的研究涉及到僵尸企业、利率传导以及微观企业去杠杆三方面文献。

(一)僵尸企业的研究

关于僵尸企业的学术研究始于对日本经济停滞的探讨(Hoshi and Kashyap, 2004)。近几年关于僵尸企业的研究主要侧重于两个方面,一是围绕僵尸企业本身,二是关于僵尸企业产生的影响。

僵尸企业指的是那些陷入财务困境,资不抵债,但是依然能够获得债权人的信贷支持或政策补助的企业(Caballero et al., 2008)。实质上,僵尸企业的界定并不唯一,不同的识别方法从不同的角度界定了僵尸企业。Caballero et al. (2008)最早提出了僵尸企业的识别方法(CHK 方法),该方法通过目标企业是否获得信贷补贴这一标准来界定其是否为僵尸企业。在此基础上, Fukuda and Nakamura (2011)纳入“盈利标准”及“持续信贷标准”,构成 FN-CHK 方法。此外,逐步出现了一些新的识别方法, Storz et al. (2017)采取资产收益率为负、净投资为负以及偿债能力(税息折旧及摊销前利润/总负债)低于 5%作为僵尸企业的判定标准。其他测度方法如 Imai (2016)、Schivardi et al. (2017)等。我国学者也提出了一些针对我国企业特征的方法,如聂辉华等(2016)为了排除企业暂时性经营困境的误判,建议将连续两年被 FN-CHK 方法识别的企业认定为僵尸企业。黄少卿、陈彦(2017)在 FN-CHK 标准的基础上,增加了政府补贴、企业多年期的盈利状况和净资产连续增长等标准。依据不同的测度方法得到的僵尸企业的水平值可能存在较大差异,但是所测度的僵尸企业分布很大程度上反映了整体特征与变化趋势,僵尸企业占比的动态变化更值得关注(Gouveia and

Osterhold,2018)。

除了僵尸企业的识别与界定，僵尸企业产生的原因及如何处置也是学者们关注的重点。申广军(2016)从新结构经济学视角出发，实证得出不符合比较优势的企业生产效率低、盈利能力差，更容易成为僵尸企业。方明月等(2018)研究认为中小企业难以通过银行融资，而是采取相互担保借贷以及非正式融资渠道，从而中小企业沦为僵尸企业具有传染性，一家僵尸企业会通过借贷、投资以及用工等渠道传染到更多的企业。蒋灵多等(2018b)研究了市场机制在僵尸企业处置中所发挥的作用，认为外资管制放松促进了僵尸企业复活，从而可以降低各行业的僵尸企业比例。

关于僵尸企业的影响，McGowan et al.(2017)认为僵尸企业会降低企业生产率，加剧资源错配。Gouveia and Osterhold(2018)认为僵尸企业的生产率低于正常企业，并且其退出门槛也显著低于正常企业，扭曲了市场竞争，破坏了行业内部的资源再分配。国内相关领域也开始有了初步探讨，谭语嫣等(2017)实证验证了僵尸企业因占据资源优势而挤出正常企业的投资，对我国僵尸企业的影响做了较好的探讨。李旭超等(2018)研究发现僵尸企业提高了正常企业的实际税负，尤其在财政压力较大的省份更加显著。王永钦等(2018)研究发现僵尸企业显著降低了正常企业的全要素生产率，并且资源约束、外部融资依赖度以及行业集中度会对这种效应起到加强作用。

综上所述，国内外均开始了僵尸企业对实体经济带来的负外部性的研究，主要包括对资本、劳动力、全要素生产率等资源配置的扭曲。国内研究主要涉及到投资、税负以及全要素生产率，本文以紧缩性货币政策产生降杠杆错位这一全新视角为切入点，研究了僵尸企业引发的成本转嫁效应，并进一步拓展了谭语嫣等(2017)的投资负外部性的作用机制。

(二)利率传导的研究

宏观上，姜再勇、钟正生(2010)运用 MS-VAR 模型研究了我国管制利率与市场利率的体制转换问题，管制利率体制转换后贷款基本利率对宏观产出及物价的作用减弱，而市场利率转换后同业拆借利率对产出和物价波动的平滑效应更强。郭豫媚等(2018)检验中国货币政策利率对银行贷款利率的传导效率，发现基准利率是影响金融机构贷款加权平均利率的主要因素。微观上，钱雪松等(2015)运用上市企业的委托贷款微观数据检验了我国的利率传导机制有效性，结果表明货币政策对企业借款利率影响显著，Shibor 在其中起到了中介作用，进一步的，国有企业的借款利率对货币政策变动十分敏感，而非国有企业并不敏感，且长期处在高位。马骏等(2016)构建了 DSGE 模型，研究了政策利率传导的有效性，发现数量管制、贷存比、利率管制等制度限制会扭曲货币政策传导，弱化政策效果。

综上所述，国内有关货币政策利率传导的研究匮乏，大部分研究从宏观角度分析利率与宏观经济变量的关系，缺少微观基础。本文根据上市公司财务报表计算公司层面的债务成本以及逐

笔贷款利率数据，利用这两个维度的数据，检验了我国货币政策利率传导渠道的存在性问题，此外，本文还进一步发现这一传导渠道受到了僵尸企业的影响。

(三)去杠杆的研究

汪勇等(2018)构建了 DSGE 模型，研究了我国纵向产业结构对紧缩型货币政策去杠杆的影响，中央银行提高政策利率会降低国有企业杠杆率，但是会导致非国有企业杠杆率上升，进一步研究发现，纵向产业连带度下降将会扩大国有企业与非金融企业整体杠杆率下降幅度，并减少非国有企业杠杆率上升幅度。蒋灵多、陆毅(2018a)通过以外资管制放松政策为准自然实验的 DID 模型发现，因为银行对国有企业实行软预算约束，导致外资管制放松后国有企业杠杆率显著提高。纪洋等(2018)运用上市企业数据分析了政策不确定性与企业杠杆率分化的关系，发现经济政策不确定性的增加会导致国有企业的杠杆率提高，而非国有企业的杠杆率会下降，杠杆率分化加剧。

综上所述，去杠杆近年来开始受到学者们关注，部分研究涉及到企业杠杆的结构特征，但更多的是侧重于国有与非国有企业的所有制视角。本文图 1 结果表明，单纯的基于所有制划分无法全面反映杠杆分化的结构性特征。本文研究了僵尸企业造成的信贷资源配置扭曲与这一降杠杆错位现象的关系，以及其中的作用机制，填补了这方面研究的空白。

三、理论模型与研究假说

(一)僵尸企业的信贷成本转嫁效应——一个简单的两部门模型

本文在 Frexias et al.(2008)银行完全竞争模型的基础上，构建了存在僵尸企业、正常企业两个部门的代表性银行的借贷分配模型。模型假设银行针对两个部门分别设定贷款利率，针对僵尸企业部门采取非市场化的决策机制，给予僵尸企业优惠贷款利率，并定量分配贷款额度；银行针对正常企业部门，按照市场化原则设定贷款利率，正常企业基于自身最优化决策信贷需求，实现供求均衡。

1. 银行部门

假设银行吸收储户存款发放贷款，并通过银行间市场进行头寸管理。银行的目标函数是最大化其经营利润 Π ：

$$\begin{aligned} \Pi = \underset{D,L}{\text{Max}} \{ & r_Z \cdot \theta \cdot L + r_N \cdot (1-\theta) \cdot L - r_p \cdot MB - r_d \cdot D \} \\ \text{s. t. } & L \leq D + MB \end{aligned} \quad (1)$$

上式中，存款利率为 r_d ，僵尸企业及正常企业的贷款利率分别为 r_Z (假定为外生变量)、 r_N ， MB 表示银行从银行间市场拆借的资金，拆借利率 r_p 由央行货币政策操作决定，对于银行而言属

于外生变量； θ 为僵尸企业占比。银行的总贷款额为 L ，来源于存款 D 和银行间市场拆借 MB 。代表性银行面临约束： $L \leq D + MB$ 。

对(1)式在约束条件下分别对贷款 L 及存款 D 求导，得到银行利益最大化需满足的条件：

$$r_p = r_d \quad (2)$$

$$r_N = r_Z + \frac{r_p - r_Z}{1 - \theta} \quad (3)$$

2.正常企业部门

假设正常企业根据银行设定的贷款利率，决策贷款需求，从而最大化其自身的利润，其目标函数设定如下：

$$\Pi = \underset{L_N}{\text{Max}} \left\{ \Phi_f \cdot (L_N + A_N) - r_N \cdot L_N - \frac{1}{2} \delta \cdot L_N^2 \right\} \quad (4)$$

其中， L_N 为正常企业的贷款额， Φ_f 为企业的资金回报率， A_N 为企业的自有资本，假设为外生给定， δ 为企业贷款的成本系数，且 $\delta > 0$ 。

对(4)式关于贷款 L_N 求导，得到：

$$r_N = \Phi_f - \delta \cdot L_N \quad (5)$$

根据式(3)可得，正常企业的贷款利率与银行间市场利率及僵尸企业占比均相关。假设僵尸企业的优惠贷款利率低于银行间市场利率¹，即 $r_p - r_Z > 0$ ，公式(3)右边第二项为正，僵尸企业的存在会使得正常企业的融资成本增大，本文将此称为僵尸企业对正常企业的信贷成本转嫁效应。僵尸企业因为非市场因素(王万琨和刘小玄，2018)，可以低成本获得融资，而这部分成本被转移至正常企业，使得正常企业的贷款利率提高。将正常企业的贷款利率对银行间市场利率、僵尸企业占比相继求一阶和二阶偏导，可得：

$$\frac{\partial r_N}{\partial r_p} = \frac{1}{1 - \theta} \quad (6)$$

$$\frac{\partial r_N^2}{\partial r_p \partial \theta} = \frac{1}{(1 - \theta)^2} \quad (7)$$

因为 $\theta \in (0,1)$ ，可以得到上述两项偏导数均大于零，式(6)表明正常企业贷款利率与银行间市场利率呈现正相关关系，式(7)则说明当银行间市场利率上升时，正常企业的贷款利率会因僵尸企业的信贷成本转嫁效应而上升的更多，僵尸企业在利率传导过程中施加的这种影响会随着市场中僵尸企业占比的增加而更显著。

1 谭语嫣等(2017)计算得出非僵尸企业的平均融资成本为5.1%，而僵尸企业的融资成本为0.8%，可见僵尸企业融资成本显著低于银行间公开市场利率，因此在本模型中，我们假设代表性僵尸企业的贷款利率低于银行间公开市场利率，即 $r_p - r_Z > 0$ 。

基于以上的模型分析，本文提出如下假说：

假说一：银行间市场利率引导企业贷款利率，即随着银行间市场利率的提高，正常企业贷款利率也随之提高。

假说二：僵尸企业引发的信贷成本转嫁效应随货币政策紧缩而加强，即随着僵尸企业占比的增加，市场利率对正常企业的贷款成本的边际作用增大。

(二)僵尸企业对于政策传导效果的扭曲——企业杠杆角度

央行是市场流动性的总阀门，承担着调节货币供应量的重任，当经济过热、投资冲动过强、企业杠杆水平过高的时候，中央银行会通过紧缩性货币政策平抑经济波动。货币政策并不是完全中性的，喻坤等(2014)发现货币政策冲击会强化企业间融资约束的差异，非国有企业的信贷资源会被相应挤出。饶品贵、姜国华(2013)也发现了类似的货币政策的微观传导机制，在货币政策紧缩时期，非国有企业在银行信贷方面受到的冲击更大。所以，紧缩的货币政策作为一种负向冲击，僵尸企业的存在会造成市场拥挤，破坏自发更新换代的机制(Caballero et al.,2008)，而僵尸企业本身却因为政企合谋、信贷歧视等一系列原因，依旧生命力顽强，相较于一些盈利稳定的非国有企业更容易获得贷款(聂辉华等，2016)。当未来融资可获得性小、融资成本更高时，对现在和未来的投资权衡将会减弱，出现政策不确定性显著降低企业债权融资的现象(才国伟等，2018)。

僵尸企业在货币政策传导过程中引发的信贷成本转嫁效应，很可能对企业杠杆水平产生影响。对上述式(3)、(5)进行联立：

$$\begin{cases} r_N = r_Z + (r_p - r_Z) / (1 - \theta) \\ r_N = \Phi_f - \delta \cdot L_N \end{cases}$$

对联立方程求解得到：

$$L_N = \frac{r_p - r_Z \cdot \theta + \Phi_f \cdot (\theta - 1)}{\delta \cdot (\theta - 1)}$$

则正常企业的杠杆率为：

$$leverage_N = \frac{L_N}{A_N + L_N} = \frac{r_p - r_Z \cdot \theta + \Phi_f \cdot (\theta - 1)}{A_N \delta \cdot (\theta - 1)} \bigg/ \left(A_N + \frac{r_p - r_Z \cdot \theta + \Phi_f \cdot (\theta - 1)}{A_N \delta \cdot (\theta - 1)} \right) \quad (8)$$

将上式正常企业的杠杆率对银行间市场利率、僵尸企业占比分别求一阶和二阶偏导，得到：

$$\frac{\partial leverage_N}{\partial r_p} = \frac{1}{(1 + A_N/L_N)^2} \cdot \frac{A_N}{L_N^2} \cdot \frac{1}{\delta \cdot (\theta - 1)} < 0 \quad (9)$$

$$\frac{\partial leverage_N^2}{\partial r_p \partial \theta} = -\frac{2A_N}{(A_N + L_N)^3} \cdot \frac{\partial L_N}{\partial \theta} \cdot \frac{1}{\delta(\theta - 1)} - \frac{A_N}{(A_N + L_N)^2 \delta(\theta - 1)^2} < 0 \quad (10)$$

根据前文假设, 银行在正常企业与僵尸企业之间分配资源, 随着僵尸企业占比的增加, 对正常企业的贷款量减少, 因此 $\frac{\partial L_N}{\partial \theta} < 0$, 正常企业的自有资金 $A_N > 0$, 经过运算, 式(10)成立。

式(9)表明银行间市场利率的上升对正常企业的杠杆水平产生抑制作用, 式(10)表明僵尸企业的存在会放大市场利率对正常企业杠杆的抑制作用, 即僵尸企业占比越大, 紧缩性货币政策对企业杠杆的抑制作用就会越强。¹因此, 本文提出如下假说:

假说三: 僵尸企业强化了货币紧缩对正常企业杠杆率的抑制, 即随着僵尸企业占比的提高, 紧缩性货币政策促使企业杠杆率下降的更快。

四、数据来源和僵尸企业测度

(一)数据来源

本文使用的样本数据主要包括: 全国工业企业数据、上市公司贷款及财务数据和省份层面宏观经济特征数据。全国工业企业数据来自于《中国工业企业数据库》, 本文选取的样本为其中的制造业企业。本文对该数据做如下处理: 首先, 在样本匹配方面, 本文参照 Brandt et al.(2014)、杨汝岱(2015)的处理方法, 在样本清洗上, 本文参照谢千里等(2008)、谭语嫣等(2017)的做法: (1)剔除从业人数缺失或者小于 10 的样本; (2)与公认会计准则不一致的样本(如利润率大于 1、固定资产净值为负等); (3)剔除重要财务指标缺失的样本(如工业总产值缺失、工业销售产值缺失等)。其次, 鉴于本文的僵尸企业测算方法, 需要使用各企业应付账款指标, 而该指标数据在 1998-2003 时段缺失, 因此本文样本选取的时间段为 2004-2013 年。最后, 由于 2010 年的数据受到广泛质疑, 本文参考聂辉华等(2016), 剔除 2010 年研究样本, 将 2009 年和 2011 年作为连续年份处理。

研究所用的上市公司银行贷款数据和上市公司财务数据来源于国泰安数据库, 时间跨度是 2005 年第一季度到 2013 年第四季度。银行贷款数据去除金额、期限、抵押情况等指标存在缺失的样本后剩余 691 个, 其中工业门类的非僵尸企业贷款数据共 301 个。上市公司财务数据采用季度频率, 包括总资产、总负债、长短期负债、销售额、营业利润、财务费用等指标, 将它们和 WIND 上获取的公司上市、地理和所有制等信息合并。对于连续型解释变量在其分布的第一和第 99 百分位上的观察值进行缩尾调整处理(Winsorize), 并删除上市一年内的样本。由于本文研究的是僵尸企业的存在对非僵尸企业带来的影响, 所以剔除了当期被识别为僵尸企业的样本。工业企

1 据钟宁桦等(2016)的分析, 我国工业企业的负债率总体上不断下降, 但下降幅度因企业的产权属性、企业特征存在显著差异, 资金配置存在越来越强的偏向性, 国有、僵尸企业能够较容易的获得贷款, 进而出现“好杠杆”减少, “坏杠杆”增加的现象。

业数据库中制造业企业占比 90%，为与之匹配，上市公司研究样本也只保留制造业企业，删除缺失值后，总计 22651 个季度财务数据样本(其中 17139 个有债务成本数据)。此外，季度人均 GDP、省份人均 GDP 同比增长率等宏观数据以及其他一些控制变量数据来自国泰安数据库和各省统计年鉴。

(二)僵尸企业识别

国内的僵尸企业识别文献主要以 FN-CHK 测算方法为基础，本文参照 Fukuda and Nakamura(2011)、谭语嫣等(2017)对工业企业中的僵尸企业进行识别。¹

本文采用上市公司样本展开实证检验，为排除企业异质性，进一步区分上市公司中的僵尸企业与非僵尸企业。相较于工业企业数据在完整度上的缺陷，上市公司数据较为全面，本文参考聂辉华等(2016)和黄少卿、陈彦(2017)的方法，在工企识别方法的基础上进行了改进。计算出上市公司当年正常经营下的应付最小利息支出后，可直接通过比较应付最小利息支出和实际财务费用就能进行初步的僵尸企业判定²。在此基础上，我们参考 Fukuda and Nakamura(2011)，当年息税前利润³超过最小利息支出的企业不会被识别为僵尸企业；而不符合“盈利标准”、资产负债率超过 50%且当年借贷有所增加的企业，应识别为僵尸企业。此外，我们参考聂辉华等(2016)，对识别出的僵尸企业进行了“一次性纠正”，所有只在某一年份被识别为僵尸企业，而在前后年份没有被识别出的企业，我们将其视为正常企业遇到暂时经营冲击，从僵尸企业样本中剔除。

五、研究设计与变量说明

(一)模型设计

为更好验证本文观点，基准实证检验从企业逐笔贷款和债务成本两个角度展开，被解释变量分别是上市企业的逐笔贷款利率和季度债务成本。为了更直观的说明僵尸企业的存在对于非僵尸企业的影响，本文在后续实证分析中只保留非僵尸企业的上市公司样本。上市企业作为我国优质企业的代表，如果它们的融资成本也受到地方僵尸企业的影响，那么广大中小企业受到信贷成本转嫁效应的影响将会更强，融资成本将会更高。

1 在利用企业利润信息对僵尸企业校正时，因为息税前利润中已经包含了利息收入，与谭语嫣等(2017)不同，本文采用息税前利润与最小利息支出的差值进行辨别，即 $gapadj_{i,t} = (EBIT_{i,t} - RA_{i,t})/B_{i,t-1}$ ，如果 $gapadj_{i,t} > 0$ ，则纠正为正常企业。限于篇幅，具体识别步骤未在正文列示，如需，可向作者索取。

2 会计准则并没有区分来自不同主体的借款，且利息支出也不仅仅是支付银行贷款的利息，所以很难得出企业实际从银行获得的借款和实际支付银行的利息。本文参照聂辉华等(2016)和黄少卿等(2017)，并且结合企业运营的现实特点，提出了折中的计算方法，分别用短期借款、长期负债来代表 BS 和 BL 。

3 此处用的息税前利润并不是会计上利润总额和利息费用的加总(EBIT)，而是营业利润和利息费用的加总，两者区别在于营业外利润。由于营业外收入中包括政府补助等需扣除项，所以去除。

1.利率传导渠道存在性

本文首先检验企业的债务成本、贷款利率与银行间公开市场利率的关系，以检验我国利率传导渠道的存在性，模型设定如下：

$$debtcost_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 repo_t + \alpha_2 X_{it} + \sum \delta_k + \sum \lambda_j + \sum \gamma_t + u_{it} \quad (11)$$

$$interest_{it} = \beta_0 + \beta_1 repo_t + \beta_2 Z_{it} + \sum \delta_k + v_{it} \quad (12)$$

其中，下标*i*表示上市企业，*t*表示时间， $\sum \delta_k$ 、 $\sum \lambda_j$ 、 $\sum \gamma_t$ 分别为行业固定效应、省份固定效应和季度固定效应，由于逐笔贷款利率样本量较少，故只控制了行业效应。所有样本企业的行业门类均为制造业，行业固定效应控制的是二级行业大类。 X_{it} 、 Z_{it} 为控制变量， u_{it} 、 v_{it} 为扰动项。 $debtcost_{it}$ 为公司*i*的季度债务成本衡量指标，设定为财务费用除以长短期债务总额的平均值(周楷唐等，2017)¹； $interest_{it}$ 是上市企业*i*在*t*年度公告的逐笔贷款利率。自变量 $repo_t$ 是*t*期银行间公开市场利率，选取当期银行间质押式逆回购利率，采用日度、周度、月度频率利率的季度平均值三种指标分别验证。本文选取银行间质押式逆回购利率，因为相较于报价利率Shibor，质押式逆回购利率能更好地反映银行间市场的真实利率。

如果两个模型的估计系数 α_1 、 β_1 都显著为正，则表明企业的贷款利率与银行间公开市场利率正相关，公开市场利率越高，企业的贷款利率也会更高，假说1得到证实。当然，贷款利率的可能影响因素有很多，本文参考周楷唐等(2017)以及纪洋等(2018)设定控制变量。 X_{it} 包括省份层面和公司层面的控制变量，有GDP同比增速、人均GDP(对数)、产权性质虚拟变量、企业规模、销售成长率和有形资产占总资产比重等； Z_{it} 是逐笔贷款利率回归的控制变量，在 X_{it} 基础上还对企业贷款金额(对数)、贷款期限、是否有抵押(虚拟变量)加以控制。

2.货币紧缩下僵尸企业对正常企业贷款利率的影响

在基准模型基础上，本文通过引入交互项，检验僵尸企业的存在是否在利率传导过程中产生影响，起到信贷成本转嫁的作用，具体模型设定如下：

$$debtcost_{ijkt} = \alpha_0 + \alpha_1 repo_t + \alpha_2 repo_t \cdot zombie_{jkt} + \alpha_3 zombie_{jkt} + \alpha_4 X_{ijt} + \sum \delta_k + \sum \lambda_j + \sum \gamma_t + u_{it} \quad (13)$$

$$interest_{ijkt} = \beta_0 + \beta_1 repo_t + \beta_2 repo_t \cdot zombie_{jt} + \beta_3 zombie_{jt} + \beta_4 Z_{ijt} + \sum \delta_k + v_{it} \quad (14)$$

模型(3)、(4)在基准模型基础上添加了僵尸企业占比 $zombie$ 和该项与 $repo_t$ 的交互项。 $zombie_{jkt}$ 是省份*j*行业*k*在*t*期的僵尸企业占比，本文参考聂辉华等(2016)，用数量占比作为省份

1 原文债务成本指标的分子用的是利息支出，但是财报正表中该项科目存在严重缺失，而附表中该项科目的频率为年度，与本文不匹配。考虑到利息支出是财务费用最主要的组成部分，且经统计两者数值上较为接近，故本文用财务费用代替利息支出。

僵尸企业的占比；由于逐笔贷款利率回归样本量较少，单个行业的样本量不多，所以在模型(4)中，所用的僵尸企业占比 $zombie_{jt}$ 仅为省级层面，没有按行业再进行划分。如果两个模型的估计系数 α_2 、 β_2 都显著大于零，则表明随着省份僵尸企业占比的增加，市场利率对正常企业的逐笔贷款成本和整体融资成本的边际作用增强，即僵尸企业在利率传导过程中产生对正常企业的信贷成本转嫁效应，假说 2 得到证实。

接下来，运用上市企业季度样本，进一步研究僵尸企业引发的信贷成本转嫁效应，对企业的融资决策产生怎样的影响。

3. 货币紧缩下僵尸企业对正常企业杠杆率的影响

在前文分析僵尸企业对于利率传导的影响后，我们继续分析僵尸企业的存在是否影响企业的融资意愿(杠杆率)，使得正常企业面临更严厉的降杠杆，具体模型设定如下：

$$lev_{ijkt} = \varphi_0 + \varphi_1 repo_t + \varphi_2 X_{ijt} + \sum \delta_k + \sum \lambda_j + \sum \gamma_t + u_{it} \quad (15)$$

$$lev_{ijkt} = \phi_0 + \phi_1 repo_t + \phi_2 repo_t \cdot zombie_{jkt} + \phi_3 zombie_{jkt} + \phi_4 X_{ijt} + \sum \delta_k + \sum \lambda_j + \sum \gamma_t + v_{it} \quad (16)$$

其中，下标 i 代表企业， j 代表省份， t 代表时间， k 代表行业， $\sum \delta_k$ 、 $\sum \lambda_j$ 、 $\sum \gamma_t$ 分别为行业固定效应、省份固定效应和季度固定效应， u_{it} 、 v_{it} 为扰动项， $repo_t$ 和 $zombie_{jkt}$ 与前述模型一致。 X_{ijt} 为控制变量，与模型(3)一致。模型(5)检验上市企业的杠杆水平与银行间公开市场利率的关系，模型(6)引入僵尸企业占比变量，检验僵尸企业在借贷市场上引发的成本转嫁效应是否对企业的杠杆水平产生影响。如果模型(5)的估计系数 φ_1 ，模型(6)的估计系数 ϕ_1 、 ϕ_2 均显著小于零，表明货币政策对于企业杠杆有显著影响，在紧缩性政策下，企业杠杆率会下降，僵尸企业的比率越高，紧缩货币政策促使企业降杠杆的作用越强，假说 3 得到验证。

(二) 变量说明及数据描述性统计

表 1 给出了上述模型中涉及的各项变量的名称、符号和描述性统计。除了人均 GDP、贷款金额、贷款期限、企业规模，其他变量都是百分数(贷款是否有抵押品、企业产权性质为虚拟变量)。

从表中可以看出各企业各期从金融机构融资的整体平均成本约为 6.78%，上市企业平均的债务成本约为 9.4%，上市企业平均杠杆率为 44.4%。从其余变量的统计性描述可以看出，各解释变量、控制变量都覆盖了较高和较低的数值区间，表明本样本集合能够充分反映不同省份、不同上市企业、不同工业企业的特征。

表1 变量名称、符号和定义

	变量名称	变量符号	样本	均值	标准差	最小值	最大值
因变量	上市企业逐笔贷款利率	interest	301	6.776	2.168	2.3	15
	上市企业债务成本(季度)	debtcost	17139	0.094	0.095	0.038	0.644
	上市企业杠杆率	lev	22651	0.444	0.120	0.008	0.996
自变量	隔夜回购利率(季度)	repo1d	36	2.188	0.856	0.833	3.922
	7天回购利率(季度)	repo1w	36	2.676	1.093	0.953	4.739
	一月回购利率(季度)	repo1m	36	3.180	1.391	0.995	5.909
	僵尸企业比例	zombie	8098	26.3	15.7	0.4	88.9
	贷款金额(对数)	lnamount	301	18.156	1.347	15.425	20.819
	贷款期限	term	301	1.609	1.483	0.08	12
控制变量	抵押	collateral	301	0.372	0.484	0	1
	国企	soe	22651	0.444	0.497	0	1
	销售额同比增长	sale_growth	22651	0.210	0.433	-0.575	2.682
	企业规模(对数)	lnasset	22651	21.649	1.106	18.633	26.647
	固定资产比率	fixed	22651	0.267	0.150	0.001	0.882
	人均GDP(对数)	lnpgdp	275	23.726	10.425	4.840	48.802
	GDP同比增速	gdp_growth	36	0.158	0.049	0.065	0.231

六、实证结果与分析

(一)利率传导与僵尸企业信贷成本转嫁效应

1.利率传导渠道的存在性

模型 1、2 检验企业贷款利率与银行间公开市场利率之间的关系，实证结果如表 2 所示。(1)~(3)列检验公司债务成本与银行间公开市场利率的关系，(4)~(6)列检验公司逐笔贷款利率与银行间公开市场利率的关系。前三列被解释变量是根据公司财务报告计算得出的债务成本，采用了固定效应模型，控制了行业、省份和季度效应。结果显示，三列回归中银行间市场利率均在 1% 显著性水平上为正，银行间公开市场利率的上升会导致公司债务成本的提高，公开市场日度回购利率上升 1%，就会导致公司整体债务成本上升 0.0073%。后三列研究逐笔贷款利率与公开市场利率的关系，结果显示，三列回归中银行间市场利率均在 1% 显著水平上为正，说明银行间公开市场利率的上升会导致企业的贷款利率上升，即货币政策的利率传导渠道存在，假说 1 成立。

控制变量的结果也符合预期。在以逐笔贷款利率作为因变量的回归中，单笔贷款金额越大，也就意味着违约风险更大，成本也会越高。是否有抵押品变量的系数显著为正，可能和企业的特性有关，银企关系一般或者潜在违约可能性相对较大的企业，银行一般会要求贷款担保，所以有抵押品的贷款利率反而也会偏高。公司债务成本角度，除了企业规模、销售增长率和是否为国企外，其他变量与成本都是正相关。

表2 银行间市场利率引导企业贷款利率

	(1) (2) (3)			(4) (5) (6)		
	上市公司债务成本			上市公司逐笔贷款利率		
隔夜回购利率	0.0073*** (0.0011)			0.4738*** (0.1208)		
7天回购利率		0.0070*** (0.0010)			0.4163*** (0.1018)	
一月回购利率			0.0039*** (0.0008)			0.3319*** (0.0822)
贷款金额	—	—	—	0.3315*** (0.1121)	0.3264*** (0.1119)	0.3411*** (0.1112)
贷款期限	—	—	—	-0.0119 (0.0823)	-0.0097 (0.0821)	-0.0050 (0.0822)
是否有抵押	—	—	—	1.0740*** (0.2949)	1.0769*** (0.2942)	1.0540*** (0.2945)
其他控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份、季度固定效应	控制	控制	控制	—	—	—
行业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	17139	17139	17139	301	301	301
R2	0.2204	0.2209	0.2197	0.3178	0.3212	0.3202

注：***、**、*分别代表 1%、5%、10% 的显著性水平，括号中的参数是稳健标准误。

2. 僵尸企业的信贷成本转嫁效应

我们进一步研究在利率传导的过程中，僵尸企业产生的影响，模型 3、4 的实证结果如表 3 所示。正文中的僵尸企业比例均采用数量加权，为了更好的理解存在交互项时市场利率的一次项，本文对僵尸企业比例进行了去中心化处理。

我们发现银行间市场利率依旧在 1% 显著性水平上为正，交互项的系数也都显著为正，且各列结论一致，表明结果稳健。这说明在利率由银行间市场传导至银行借贷市场过程中，僵尸企业使其产生了扭曲。当执行紧缩性货币政策，通过利率市场影响企业借贷成本的时候，僵尸企业的存在会放大政策对于正常企业的影响。僵尸企业部门依旧可以获得成本较低的信贷，使得正常企业的融资成本比预期的更贵，可获得的信贷资源比预期的更少，我们将这种影响称作“信贷成本转嫁效应”，这种效应会随着地区僵尸企业占比的增加而加强，即地区僵尸企业越多，当地企业的融资成本在预期基础上的涨幅越大，假说 2 成立。

表3 僵尸企业对正常企业贷款利率的影响

	(1) (2) (3)			(4) (5) (6)		
	上市公司债务成本			上市公司逐笔贷款利率		
隔夜回购利率	0.0091*** (0.0011)			0.6754*** (0.1623)		
7天回购利率		0.0083*** (0.0010)			0.5321*** (0.1271)	
一月回购利率			0.0052*** (0.0009)			0.4060*** (0.1020)
交互项(隔夜)	0.0608*** (0.0132)			3.6863** (1.5353)		
交互项(7天)		0.0523*** (0.0107)			2.6632** (1.2159)	
交互项(一月)			0.0427*** (0.0107)			1.8940* (0.9781)
僵尸企业占比	-0.0925*** (0.0350)	-0.1029*** (0.0349)	-0.0979*** (0.0323)	-9.1681*** (3.4492)	-8.4910** (3.4944)	-7.5141** (3.4588)
其他控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制

省份、季度固定效应	控制	控制	控制	—	—	—
行业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	17139	17139	17139	301	301	301
R2	0.2221	0.2227	0.2216	0.3312	0.3316	0.3274

注：***、**、*分别代表 1%、5%、10% 的显著性水平，括号中的参数是稳健标准误。下文各回归均同时控制省份、行业、季度固定效应，因篇幅限制，不再列示。

(二)僵尸企业与货币政策降杠杆

1. 基准回归

前文的实证结果发现，在货币政策的利率传导渠道中，僵尸企业会引发信贷成本转嫁效应。紧缩性货币政策很多时候被用来去产能、去杠杆，而僵尸企业在利率传导过程中产生的影响很可能扭曲政策的执行效果。

我们通过模型(5)、(6)来对此假说进行验证，实证结果如表 4 所示。表 4 回归样本取上市公司非僵尸企业季度数据，被解释变量为企业杠杆率，实证结果显示银行间市场利率的系数显著为负，表明利率越高，企业的融资意愿被迫降低，企业杠杆率下降，紧缩性货币政策可以起到降低企业杠杆的作用。值得关注的是，市场利率与僵尸企业比例的交互项也在 1% 显著性水平下为负，表明在紧缩性货币政策下，僵尸企业占比越高，正常企业的去杠杆化越严重，假说 3 得证。该结果在不同市场利率指标下都成立，说明结论是稳健的。

表4 僵尸企业对正常企业杠杆率的影响

	上市企业的杠杆率(季度)					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
隔夜回购利率	-0.0273*** (0.0019)			-0.0290*** (0.0020)		
7天回购利率		-0.0242*** (0.0017)			-0.0251*** (0.0017)	
一月回购利率			-0.0189*** (0.0013)			-0.0200*** (0.0014)
交互项(隔夜)				-0.0840*** (0.0233)		
交互项(7天)					-0.0531*** (0.0189)	
交互项(一月)						-0.0505*** (0.0144)
僵尸企业占比				0.2193*** (0.0630)	0.1780*** (0.0631)	0.1907*** (0.0584)
其他控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	22651	22651	22651	22651	22651	22651
R2	0.2887	0.2890	0.2889	0.2890	0.2892	0.2892

注：***、**、*分别代表 1%、5%、10% 的显著性水平。

2. 分样本检验

2.1 是否为国有企业

如图 1 所示，在货币政策紧缩期，相对于国有企业，非国有企业的杠杆率出现明显下降。为厘清此现象背后的机制，我们对国有企业、非国有企业样本分别加以分析。结果如表 5 所示，无论是国有企业还是非国有企业，银行间市场利率的系数以及交互项系数均显著为负，表明市场利

率的提升对不同所有制企业的杠杆率均有抑制作用，并且僵尸企业均会强化这种作用。但是值得关注的是，非国有企业样本回归中市场利率以及各交互项的系数绝对值均显著大于国有企业样本，这证实了在紧缩性政策降杠杆中，非国有企业受到的影响更大，降杠杆的幅度也更大。

表5 僵尸企业对正常企业杠杆率的影响(分样本)

	上市企业的杠杆率(季度)					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	非国有企业			国有企业		
隔夜回购利率	-0.0292*** (0.0027)			-0.0141*** (0.0029)		
7天回购利率		-0.0254*** (0.0023)			-0.0123*** (0.0024)	
一月回购利率			-0.0201*** (0.0019)			-0.0101*** (0.0019)
交互项(隔夜)	-0.0668** (0.0333)			-0.0511* (0.0308)		
交互项(7天)		-0.0424 (0.0272)			-0.0337 (0.0248)	
交互项(一月)			-0.0422** (0.0209)			-0.0312* (0.0190)
僵尸企业占比	0.3170*** (0.0919)	0.2856*** (0.0927)	0.3013*** (0.0859)	0.0934 (0.0819)	0.0719 (0.0815)	0.0778 (0.0751)
其他控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	12590	12590	12590	10061	10061	10061
R2	0.2895	0.2896	0.2895	0.3022	0.3023	0.3024

注：***、**、*分别代表 1%、5%、10%的显著性水平。

2.2 是否为僵尸企业

前文的研究对象都是非僵尸企业，下面我们加入僵尸企业样本，进一步检验在货币紧缩环境中僵尸企业对不同性质企业杠杆率的异质性影响，结果如表 6 所示。僵尸企业样本回归的交互项系数为正，但是并不显著，和非僵尸企业样本回归中显著为负的交互项形成鲜明对比。这表明银行间市场利率的提高不会降低僵尸企业的杠杆率，僵尸企业依旧可以拿到充足的信贷资源，导致非僵尸企业的杠杆率进一步受到抑制，从而使得在僵尸企业占比较高的环境中，非僵尸企业被迫减少融资(降杠杆)的作用更强。

表 6 僵尸企业对企业杠杆率的影响(分样本)

	上市企业的杠杆率(季度)					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	非僵尸企业			僵尸企业		
隔夜回购利率	-0.0290*** (0.0020)			0.0119* (0.0062)		
7天回购利率		-0.0251*** (0.0017)			0.0094* (0.0054)	
一月回购利率			-0.0200*** (0.0014)			0.0100** (0.0044)
交互项(隔夜)	-0.0840*** (0.0233)			0.0558 (0.0664)		
交互项(7天)		-0.0531*** (0.0189)			0.0379 (0.0545)	
交互项(一月)			-0.0505*** (0.0144)			0.0312 (0.0423)
僵尸企业占比	0.2193*** (0.0630)	0.1780*** (0.0631)	0.1907*** (0.0584)	-0.1764 (0.1671)	-0.1579 (0.1694)	-0.1462 (0.1555)
其他控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	22651	22651	22651	1569	1569	1569
R ²	0.2890	0.2892	0.2892	0.3921	0.3919	0.3927

注：***、**、*分别代表 1%、5%、10%的显著性水平。

(三) 边际效应分析

为进一步论证本文的分析逻辑，我们根据回归模型画出边际效应图进行直观分析。图 2 反映的是在僵尸企业占比不同的情境下，银行间市场利率对于企业债务成本的影响，图中可以看出，市场利率对企业债务成本的边际效应始终为正，且随着僵尸企业占比的提高，市场利率的边际效应逐步增大，表明市场利率对正常企业融资成本的传导，随着僵尸企业占比的升高而增强。图 3 反映的是在僵尸企业占比不同的市场，银行间回购利率对于非僵尸企业杠杆率的影响。可以发现，市场利率的升高对企业杠杆率表现出抑制效应，且随着僵尸企业占比的增大，市场利率的抑制效应逐步增大，表明存在大量僵尸企业情境下，会放大市场利率对于企业杠杆率的抑制。

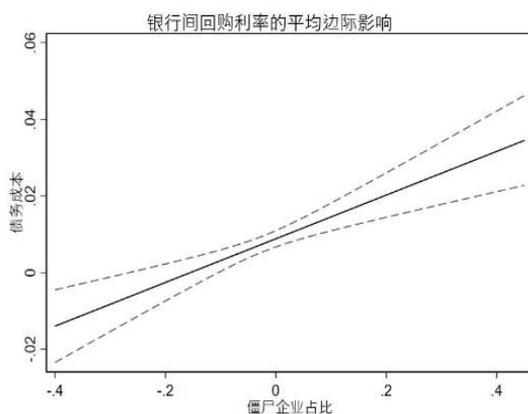


图 2 银行间市场利率对于债务成本的边际效应

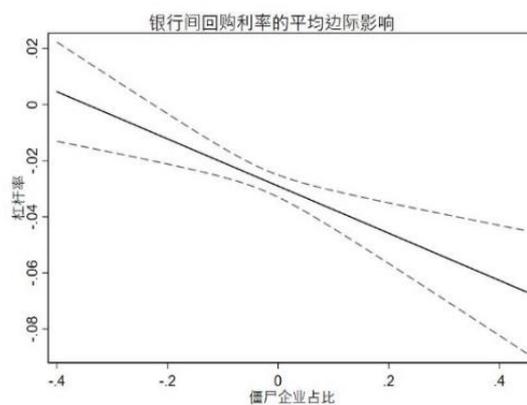


图 3 银行间市场利率对于杠杆率的边际效应

(四) 内生性处理与稳健性检验

1. 内生性处理

僵尸企业是政府、银行和企业等多部门综合作用的结果，虽然在之前的基准回归中，我们

纳入了不同层面控制变量和固定效应，且去除僵尸企业样本尽量消除反向关系的干扰，但仍可能存在遗漏变量和反向因果等内生性问题。针对这一问题，本文通过引入工具变量来处理。市场利率的工具变量选取该变量的滞后项，而僵尸企业占比的工具变量，则参考谭语嫣等(2017)和王永钦等(2018)的方法，选择公司所在省份所在行业样本初期的国有企业占比乘以上年全国国有企业资产负债率，并进行去中心化处理。不同利率和僵尸企业交互项的代理变量，则选取交互项对应的单个代理变量的乘积。经检验，工具变量强有效，实证结果支持假说 2、3。¹

2. 干扰因素排除

为排除可能存在的其他因素的干扰，本文参考 Nunn 等(2017)，在主要回归模型中控制更多因素。国有企业相对于非国有企业，更容易取得信贷资源，所以国有企业比例较多的地区和行业，企业的债务成本和杠杆率可能会趋势性变化。货币政策和财政政策是宏观经济调控常用的两大手段，政府支出占比的变化，也可能对债务成本和杠杆率造成影响。所以，我们在模型(3)和(6)的基础上，添加了经去中心化处理后的各地区分行业的国企占比和政府支出占地区 GDP 的比重，以及他们与对应利率变量的交互项。回归结果进一步证实了假说 2、3。

3. 稳健性检验

本文分别用日度、周度和月度 Shibor 利率的季度平均值作为银行间市场利率的替代指标进行稳健性分析，按照模型(1)~(4)对假说 1~2 进行了再次检验，结果显示关键变量的系数和显著性与 $repo_t$ 作为代理变量时一致。

僵尸企业比例是本文的核心解释变量，为避免识别方法的不同影响结果的稳健性，参照谭语嫣等(2017)的方法对僵尸企业占比指标进行了重新测算，然后按照模型(3)、(4)再次检验僵尸企业在利率传导过程中的信贷成本转嫁效应。系数及显著性水平与前文基本一致。

不同地区之间的金融市场可能存在一定的联系，造成模型误差项的空间相关性，本文参照 Conley(1999)、Hsiang(2010)以及 Monteiro and Rocha(2017)，对基准模型(3)、(6)进行检验，同时进行空间误差修正，结果显示主要解释变量的系数并未发生变化，标准误出现较小的变化，显著性依旧。可见，本文的结果在考虑空间误差修正的情况下仍然是稳健的。

七、结论与建议

本文在 Frexias et al.(2008)的银行竞争模型的基础上考虑僵尸企业部门，分析银行在僵尸企业与正常企业之间的信贷分配行为，推论出本文的核心假说。进一步，利用 2004-2013 年中国工业

¹ 限于篇幅，内生性处理与稳健性检验结果未在正文列示，如需，可向作者索取。

企业数据库，计算各省份各行业各年度的僵尸企业比例，并结合上市企业财务与贷款合约数据，对理论假说加以验证，得出以下主要结论：

第一，降杠杆过程存在多重结构性错位现象。与现有研究大多论述所有制分化不同，本文发现非僵尸企业与正常企业之间的结构性分化更应值得重视，具体表现为僵尸企业杠杆率明显高于正常企业，且长期居高不下。

第二，本文发现僵尸企业与正常企业之间杠杆率的结构性分化与货币政策转向紧缩的时期叠加。实证检验了货币政策利率传导渠道的存在性，当银行间市场利率提高时，企业贷款利率会随之增加。进一步研究表明，僵尸企业干扰了货币政策传导，央行通过公开市场操作调节银行资金成本，实现货币政策意图，当僵尸企业以优惠利率从银行获得贷款，为弥补资金成本，银行会提高正常企业的贷款利率（“信贷成本转嫁效应”），导致正常企业融资被挤出；货币政策紧缩时，僵尸企业在企业中的比重越高，对正常企业贷款利率的转嫁效应越强，

第三，紧缩性货币政策强化僵尸企业的成本转嫁效应，使得有效率的正常企业面临更严厉的降杠杆，而正常企业中的国有企业由于融资渠道较多，缺乏对资金成本的敏感性，货币政策紧缩时其杠杆率受到僵尸企业挤出的影响较小，而非国有企业则往往融资渠道单一，对资金成本更加敏感，成为货币政策紧缩时剧烈降杠杆的承担者。

在稳增长与防风险的背景下，如何实现“稳中降杠杆”，需要厘清宏观调控政策与企业杠杆率之间的逻辑关联，这有助于决策部门精准施策，推动经济由高速增长转向高质量发展。本文研究结论对于稳步推进供给侧结构性改革具有重要的借鉴意义：

第一，加快僵尸企业处置，释放存量占用资金。僵尸企业或是通过政治关联、或是仰仗其对当地就业或增长的贡献等，以低融资成本占用着大量的信贷资源，导致银行采取成本转嫁策略来保证自身的收益，在对低效率僵尸企业的处置过程中，一方面存量占用资金会得到释放，另一方面会减轻信贷成本转嫁效应，降低正常企业的融资成本。

第二，注重多重结构特征，差异化施策。在执行降杠杆政策时，除了考虑国有企业与非国有企业的所有制差异，还要考虑僵尸企业与正常企业之间的结构性差异。这种差异的根源可能是地方政府对僵尸企业的隐形担保，或是银行的理性选择，针对前者减少政府的行政干涉，发挥市场在资源配置中的决定性作用；针对后者，则需要着力完善银行管理者的激励与约束机制。

第三，疏通货币政策传导渠道，需要硬化经济主体预算约束，推进多部门协调。我国货币政策传导渠道仍存在一些阻滞因素，一方面需要硬化经济主体特别是僵尸企业、国有企业的预算约束，提高其财务成本敏感性，另一方面需要多部门协调共进，形成政策合力，逐步消除阻滞因素。

参考文献

- [1]. 才国伟、吴华强、徐信忠, 2018:《政策不确定性对公司投融资行为的影响研究》,《金融研究》第3期。
- [2]. 方明月、张雨潇、聂辉华, 2018:《中小非国有企业成为僵尸企业之谜》,《学术月刊》第3期。
- [3]. 苟文均、袁鹰、漆鑫, 2016:《债务杠杆与系统性风险传染机制——基于CCA模型的分析》,《金融研究》第3期。
- [4]. 郭豫媚、戴贇、彭俞超, 2018:《中国货币政策利率传导效率研究:2008-2017》,《金融研究》第12期。
- [5]. 黄少卿、陈彦, 2017:《中国僵尸企业的分布特征与分类处置》,《中国工业经济》第3期。
- [6]. 蒋灵多、陆毅, 2018a:《市场竞争加剧是否助推国有企业加杠杆》,《中国工业经济》第11期。
- [7]. 蒋灵多、陆毅、陈勇兵, 2018b:《市场机制是否有利于僵尸企业处置:以外资管制放松为例》,《世界经济》第9期。
- [8]. 纪洋、王旭、谭语嫣、黄益平, 2018:《经济政策不确定性、政府隐性担保与企业杠杆率分化》,《经济学(季刊)》第2期。
- [9]. 姜再勇、钟正生, 2010:《我国货币政策利率传导渠道的体制转换特征——利率市场化改革进程中的考察》,《数量经济技术经济研究》第4期。
- [10]. 梁斯, 2018:《利率市场化背景下的货币政策利率传导机制研究》,《金融监管研究》第7期。
- [11]. 李旭超、鲁建坤、金祥荣, 2018:《僵尸企业与税负扭曲》,《管理世界》第4期。
- [12]. 马骏、施康、王红林、王立升, 2016:《利率传导机制的动态研究》,《金融研究》第1期。
- [13]. 聂辉华、江艇、张雨潇、方明月, 2016:《中国僵尸企业研究报告——现状、原因和对策》,人大国发院系列报告第9期。
- [14]. 聂辉华、江艇、杨汝岱, 2012:《中国工业企业数据库的使用现状和潜在问题》,《世界经济》第5期。
- [15]. 钱雪松、杜立、马文涛, 2015:《中国货币政策利率传导有效性研究:中介效应和体制内外差异》,《管理世界》第11期。
- [16]. 饶品贵、姜国华, 2013:《货币政策对银行信贷与商业信用互动关系影响研究》,《经济研究》第1期。
- [17]. 申广军, 2016:《比较优势与僵尸企业:基于新结构经济学视角的研究》,《管理世界》第12期。
- [18]. 谭语嫣、谭之博、黄益平、胡永泰, 2017:《僵尸企业的投资挤出效应:基于中国工业企业的证据》,《经济研究》第5期。
- [19]. 汪勇、马新彬、周俊仰, 2018:《货币政策与异质性企业杠杆率——基于纵向产业结构的视角》,《金融研究》第5期。
- [20]. 王万璐、刘小玄, 2018:《为什么僵尸企业能够长期生存》,《中国工业经济》第10期。

- [21]. 王永钦、李蔚、戴芸, 2018:《僵尸企业如何影响了企业创新?——来自中国工业企业的证据》,《经济研究》第11期。
- [22]. 谢千里、罗斯基、张轶凡, 2008:《中国工业生产率的增长与收敛》,《经济学(季刊)》第3期。
- [23]. 喻坤、李治国、张晓蓉、徐剑刚, 2014:《企业投资效率之谜:融资约束假说与货币政策冲击》,《经济研究》第5期。
- [24]. 杨汝岱, 2015:《中国制造业企业全要素生产率研究》,《经济研究》第2期。
- [25]. 钟宁桦、刘志阔、何嘉鑫、苏楚林, 2016:《我国企业债务的结构性问题》,《经济研究》第7期。
- [26]. 张一林、蒲明, 2018:《债务展期与结构性去杠杆》,《经济研究》第7期。
- [27]. 周楷唐、麻志明、吴联生, 2017:《高管学术经历与公司债务融资成本》,《经济研究》第7期。
- [28]. Allen M, Setser B, Keller C, et al. 2002, "A balance sheet approach to financial crisis", International Monetary Fund.
- [29]. Bernanke B S, Gertler M, Gilchrist S, 1999, "The financial accelerator in a quantitative business cycle framework", Handbook of macroeconomics, 1: 1341-1393.
- [30]. Brandt L, Biesebroeck J V, Zhang Y, 2014, "Challenges of working with the Chinese NBS firm-level data", China Economic Review, 30, 339-352.
- [31]. Cecchetti S G, Mohanty M S, Zampolli F, 2011, "The real effects of debt".
- [32]. Conley T G, 1999, "GMM estimation with cross sectional dependence". Journal of econometrics, 92(1): 1-45.
- [33]. Coricelli F, Driffield N, Pal S, et al., 2012, "When does leverage hurt productivity growth? A firm-level analysis", Journal of international Money and Finance, 31(6), 1674-1694.
- [34]. Caballero R J, Hoshi T, Kashyap A K, 2008, "Zombie Lending and Depressed Restructuring in Japan", American Economic Review, 98(5): 1943-1977.
- [35]. Freixas X, Rochet J C, 2008, "Microeconomics of banking". MIT press.
- [36]. Fukuda S, Nakamura J, 2011, "Why did 'zombie' firms recover in Japan?", The world economy, 34(7), 1124-1137.
- [37]. Giroud X, Mueller H M, 2018, "Firm Leverage and Regional Business Cycles", National Bureau of Economic Research.
- [38]. Gouveia A F, Osterhold C, 2018, "Fear the walking dead: Zombie firms, spillovers and exit barriers", OECD Publishing.
- [39]. Hoshi T, Kashyap A K, 2004, "Japan's financial crisis and economic stagnation", Journal of Economic perspectives, 18(1), 3-26.
- [40]. Hsiang S M, 2010, "Temperatures and cyclones strongly associated with economic production in the Caribbean and Central America". Proceedings of the National Academy of sciences, 107(35): 15367-15372.
- [41]. Imai K, 2016, "A panel study of zombie SMEs in Japan: Identification, borrowing and investment behavior", Journal of the Japanese and International Economics, 39, 91-107.
- [42]. McGowan M A, Andrews D, Millot V, 2017, "Insolvency regimes, zombie firms and capital reallocation".

- [43]. Monteiro J, Rocha R, 2017, "Drug battles and school achievement: evidence from Rio de Janeiro's favelas". *Review of Economics and Statistics*, 99(2): 213-228.
- [44]. Schularick M, Taylor A M, 2012, "Credit booms gone bust: Monetary policy, leverage cycles, and financial crises, 1870-2008", *American Economic Review*, 102(2): 1029-61.
- [45]. Storz M, Koetter M, Setzer R, et al., 2017, "Do we want these two to tango? On zombie firms and stressed banks in Europe".
- [46]. Shu, C. and B. Ng, 2010, "Monetary Stance and Policy Objectives in China: A Narrative Approach", *HKMA China Economic Issues*, NO.1/10.
- [47]. Sun R, 2013, "Does monetary policy matter in China? A narrative approach". *China Economic Review*, 26: 56-74.
- [48]. Schivardi F, Sette E, Tabellini G, 2017, "Credit misallocation during the European financial crisis.
- [49]. Nunn, Nathan, 2017, "Relationship-Specificity, Incomplete Contracts, and the Pattern of Trade." *Quarterly Journal of Economics*, 122.2: 569-600.

Zombie Firms And Monetary Policy to Reduce Leverage

Liu Liya Liu Chong Chen Yinfan Zhou Feng Li Minghui

Summary: As China's economy enters the “new normal” of economic, the leverage ratio of the non-financial firm sector continues to rise, which seriously threatens the stable development of the economy. Rational increases in leverage may help maintain economic growth in the short term (Cecchetti et al.,2011), but excessive increases in leverage will weaken the growth momentum of the economy (Coricelli et al.,2012), produce a “boom-bust” cycle, and even lead to an increase in unemployment in the medium and long term (Giroud and Mueller,2018). In addition, high leverage can also amplify and transmit adverse economic shocks, aggravate the economic vulnerability, even cause more severe recessions (Bernanke et al.,1999; Gou et al.,2016), thus becoming an important factor inducing economic and financial crises (Allen et al.,2002;Schularick and Taylor, 2012).

Policy makers have adopted a series of measures of "tight currency" and "strict supervision" to reduce leverage on the financial and real sectors and tried to clear zombie firms (Zhang and Pu, 2018). Zombie firms have performance indicators that are significantly lower than those of normal firms and occupy a large amount of bank credit at a low cost, and crowd out normal firm investment (Tan et al., 2017). Among listed non-financial firms in recent years, the leverage ratios of zombie firms are significantly higher than those of normal firms and remain high. Among normal firms, the leverage ratio of state-owned firms is stable, while that of non-state-owned firms shows an obvious downward trend. If zombie firms cannot be effectively cleared, it will be detrimental to economic growth and even endanger financial stability. In addition, whether the differentiation of the leverage ratios of non-financial firms is intrinsically related to zombie firms is also worthy of further study.

Data show a substantial reduction of the leverage of non-state-owned firms of twofold, which coincided with the period of monetary policy tightening. The effective transmission of monetary policy depends on the effective pricing of capital (Liang,2018), and the capital supply bias and pricing distortion lead to a mismatch of capital between zombie and normal firms. When monetary policy tightens, capital becomes scarcer, potentially exacerbating this mismatch. Therefore, is tightening monetary policy the main cause of the reduced leverage of non-state-owned firms? Have zombie firms affected the transmission of contractionary monetary policies to firms and caused the differentiation of the leverage ratios of non-financial firms? What are the mechanisms involved? China is currently facing many uncertainties in its domestic and international economic situations. The answers to the above questions will help clarify the transmission mechanism of monetary policy to the leverage ratio of non-financial firms and promote the precise implementation of policies.

This paper combines theoretical and empirical research on the aforementioned issues. First, on the basis of the bank competition model of Frexias et al. (2008), firm departments were included to analyze the credit allocation behavior of banks between zombie and normal firms, and the research hypothesis of this paper was deduced. Second, Using the Industrial Firms dataset from 2004 to 2013, the proportion of zombie firms in each province-industry was calculated, in combination with the

financial and loan contract data of listed companies, to conduct an empirical test on hypothesis. According to research, with the rise of market interest rate (monetary policy tightening), the higher the proportion of zombie firms in the province-industry, the stronger the upward effect of loan interest rate (financing cost) ("credit cost pass-through effect"), the lower the leverage ratio, and the stronger the impact on non-state-owned enterprises.

The paper makes the following contributions. First, it provides a new direction in thinking on the dislocation phenomenon of leverage reduction, which is currently a widespread concern. The tightening monetary policy strengthens the credit cost pass-through effect of zombie firms, improves the financing cost of normal firms, and makes efficient normal firms face more severe leverage reductions. Second, the mechanism of the investment crowding-out effect of zombie firms on normal firms is proposed. Third, based on the financial statements and the loan contract, the financing cost and the interest rate of the company is calculated, the existence of the interest rate transmission mechanism of China's monetary policy is tested from the micro level.

Keywords: Monetary Policy; Zombie Firm; Interest Rate Transmission; Structural Deleverage

经济不确定性会弱化中国货币政策有效性吗

苏治¹ 刘程程² 位雪丽³

【摘要】 本文从理论上厘清了经济不确定性对货币政策有效性的具体影响机制，将中国股市波动率和经济政策不确定性指数(EPU)作为不确定性的度量，构造经济产出和价格水平因子作为货币政策调控效果的衡量指标，系统考察了高低两种经济不确定性情形下的货币政策有效性，并将金融危机前后的差异进行对比。结果显示，不确定性仅会在量上影响货币政策调控效果，并不会改变其作用方向，不确定性会削弱货币政策有效性，这种弱化程度在金融危机后表现得更加明显。本研究对于央行准确把握货币政策调控的方向与力度，避免经济大起大落有重要意义。

【关键词】 经济不确定性；货币政策；经济产出；价格水平；金融危机

一、引言

伴随经济全球化进程的加快，世界经济形势变得复杂多变，经济不确定性因素如影随行，已经引起各国政府和学界的高度关注。回顾全球经济发展历程，2001年的9.11事件、2008年国际金融危机、近期的英国脱欧、重要经济体间的货币政策分化以及地缘政治风险加剧均使得世界经济增长延续低迷态势。中国作为全球第二大经济体，经济活动的不确定性及复杂性也有所增加。2015年中国股灾的爆发产生广泛而巨大的影响；2016年伊始中国经济面临去库存成效低、汇率市场动荡、银行业危机以及资本外流等不确定性，在上述多种因素的叠加效应下，经济下行压力加大；2017年国内债券市场风险与中美贸易摩擦也带来诸多不确定性；2018年也是充满风险及不确定性的一年，特朗普税改政策的推出、美联储货币政策调整以及贸易保护主义的抬头令投资者担忧。整体而言，中国经济发展过程中所面临的不确定性来自国际与国内两个方面：在国际方面，如美联储货币政策调整、中美贸易摩擦及新兴市场经济波动均对中国经济运行造成重要影响；在国内方面，政府为解决资本市场杠杆过高、地方政府债务风险、产能过剩等经济长期累积问题所出台政策的不可预见性，也加大了经济运行中的不确定性。

无论是在不确定性冲击的规模还是频率上，相较于发达国家，发展中国家的受影响的程度更为严重，同时自身抗御风险的能力也较弱，因此，对于发展中国家的经济不确定性的研究有更大意义。上述不确定性在给中国经济运行带来更大压力的同时，也加大了货币政策操作与执行的困难，货币决策的有效性大打折扣。在国内外矛盾叠加、风险隐患交汇

¹ 苏治，中国人民大学国际货币研究所特约研究员、中央财经大学统计与数学学院、金融学院

² 刘程程，中央财经大学统计与数学学院

³ 位雪丽，河南财经政法大学经济学院

的形势下，把握经济不确定性与货币政策工具调控效果之间的关系显得尤为必要，本文将着重研究上述两者间关系，这对于央行准确把握货币政策调控的方向与力度，避免经济大起大落有重要作用。

本文剩余部分结构安排如下：第二部分为文献回顾；第三部分在理论分析基础上提出待检验的研究假说；第四部分为变量选取、数据处理与计量模型；第五部分为计量分析结果及稳健性检验；第六部分为政策建议。

二、文献回顾

经济学界对不确定性问题的关注由来已久（Knight, 1921），但受限于度量中的困难，过去主要停留在理论层面。近年来随着度量方法的完善，学术界围绕不确定性问题的研究快速增长，在企业投资、金融市场及宏观经济等领域都逐渐成为学术焦点（Hassett 和 Sullivan, 2016）。准确量化测度不确定性是分析相关问题的必要前提和关键环节，其中最具代表性的是 Baker 等（2016）提出的经济政策不确定性指数（Economic Policy Uncertainty Index, 简称 EPU）。Jurado 等（2015）提出用多项经济金融数据构造不确定性指标。此外，还有部分学者使用其他的度量方式，如股票市场波动率（Bloom, 2009）、GDP 增长率的标准差（Orlik 和 Veldkamp, 2014）、GDP 增长率的偏度和峰度（Colacito 等, 2016）等。

货币政策的有效性在于运用价格型或数量型工具实现既定的经济调控目标。经济不确定性是引发宏观经济波动的重要因素，不确定性的存在会使货币政策的有效性受到影响。得益于多样化和规范化的不确定性度量方法，关于经济不确定性与货币政策有效性关系的理论及经验研究逐渐丰富。现有关于经济不确定性对货币政策有效性影响的研究可分为两类：一类是考察不确定性对货币政策冲击的微观经济效应，往往基于公司或行为个体数据展开计量检验；另一类是考察不确定性冲击的宏观经济效应，更多涉及针对宏观经济变量的计量分析。就微观经济效应而言，Bloom 等（2007）证实美国较高的股市波动率往往伴随着就业与投资的缩减，这意味着货币政策工具调控效果的弱化。Bloom（2009）从公司层面研究了“911 恐怖袭击”这一不确定性冲击的影响。国内学者王义中和宋敏（2014）、李凤羽和杨墨竹（2015）、段梅（2017）、饶品贵等（2017）考察了中国经济不确定性对企业投资的减弱效应，进一步证实了经济不确定性对中国货币政策有效性的影响。杨铭和干杏娣（2018）基于上市公司数据研究了经济政策不确定性对货币政策就业效应的影响。

就宏观经济效应而言，Tenreyro 和 Thwaites（2016）研究发现经济繁荣期货币政策工具对名义变量和实际变量的调控效果要远好于经济衰退期。Aastveit 等（2017）采用含交互项的 VAR 模型研究经济不确定性对美国货币政策的宏观效应影响，发现高不确定性往往伴随着较弱的政策效应。赵继志和郭敏（2012）使用因子增强型向量自回归模型研究 1998-2011 年全球性因素对中国货币政策有效性的影响及其动态变化过程。刘喜和等（2014）对比考察了不同不确定性条件下货币政策规则对国内通货膨胀和产出的冲击。田磊和林建浩

(2016) 系统考察了中国经济政策不确定性的宏观经济效应, 结果表明中国经济政策不确定性兼具产出效应和通胀效应。庄子罐等 (2016) 运用 DSGE 模型来分析货币政策规则的选择, 研究发现模型参数的不确定性仅会在量上影响货币政策的实施效果。

现有文献往往单独考察微观效应或宏观效应, 并未实现微观层面与宏观层面的结合分析。本文将立足于宏观和微观两个视角, 回答以下三方面问题: 第一, 经济不确定性对中国货币政策有效性的具体影响机制是什么? 第二, 经济不确定性对货币政策有效性的作用程度在 2008 年国际金融危机前后是否存在差异? 第三, 中国宏观经济统计数据质量较差, 容易造成研究结论的偏差, 如何更好地解决这一问题?

和已有文献相比, 本文的边际贡献主要体现在: (1) 系统考察了经济不确定性与中国货币政策有效性之间的关系, 并就 2008 年国际金融危机前后的情况进行对比。(2) 在已有研究的基础上进行拓展, 从微观层面构建货币政策调控下的企业投资模型, 继而过渡到宏观层面, 从理论上厘清经济不确定性与货币政策有效性之间的影响路径, 为后续理论研究提供新的思路。(3) 在进行不确定性度量时, 本文从经济不确定性与政策不确定性两条主线出发, 将中国股市波动率及 EPU 指数作为衡量指标。同时, 考虑到中国的宏观经济数据质量问题, 通过动态因子模型从大量基础经济指标中提取出经济产出因子及价格水平因子, 作为货币政策工具调控效果的衡量, 提高分析结果的准确性。

三、理论分析与研究假说

本节在 Aastveit 等 (2017) 构建的企业投资模型理论框架下, 结合中国企业投资的特点, 考虑更加符合经济运行实际的投资收益概率分布, 同时对经济不确定性进行更合理的定义, 构建货币政策调控下的企业投资局部均衡模型, 试图回答经济不确定性与企业投资需求、总需求及货币政策调控最终目标之间存在何种关系¹。

为保持低通货膨胀水平并使产出保持在趋势路径附近, 中央银行将利率设定为经济产出及通货膨胀对其自然水平偏离的函数, 泰勒规则刻画了央行在产出和价格偏离其目标值时的政策利率调整路径。在进行货币政策问题分析时, 应该更多地借助利率来考察, 实际利率是如何变化的? 这种变化如何影响投资需求²? 投资需求变化会带来总需求变化, 因此会进一步影响货币政策调控的最终目标。为了更好地分析经济不确定性对货币政策工具调控效果的影响, 考虑到投资在中国总需求中占比较高的事实³, 本文将从经济不确定性对中国投资需求的影响出发, 根据利率对投资需求的调节机制, 结合投资需求与总需求之间的

¹ 本节在借鉴 Aastveit 等 (2017) 基本做法的同时, 将投资收益由服从离散型伯努利分布拓展为更为一般的连续型均匀分布, 并采用更加合理及严谨的方差来度量不确定性。

² 本部分所涉及的投资需求主要指企业投资, 未考虑政府投资。

³ 根据世界银行统计数据可知, 2014 年中国固定资本形成占 GDP 比重为 49.16%。经济不确定性对我国投资需求的影响将在很大程度上影响总需求变动, 因此也会影响货币政策的调控效果。

关系，分析经济不确定性与货币政策工具调控效果即政策有效性之间的理论关系。

如图 1 所示，中国央行货币政策的实施主要借助利率工具实现，即通过利率调节来改变投资主体单位借款成本，从而带来社会投资需求的变动。经济不确定性的增加将会导致投资风险加剧，投资主体出于避险心理，投资决策更加谨慎，我们称之为“投资谨慎”效应。在上述效应下，经济不确定性的增加将带来单位利率变动下投资需求变动幅度的下降，即经济不确定性的增加会弱化利率对投资需求的调控效果。一方面，投资需求是货币政策与总需求之间联系的首要环节，另一方面，投资需求在中国总需求中占比较高，因此经济不确定性对投资需求的影响将过渡至总需求。一般情况下，货币政策调控的最终目标即经济产出与价格水平与社会总需求呈现正相关，经济不确定性的影响将进一步正向传导至上述两个调控目标，即经济不确定性的增加将会弱化货币政策有效性¹。

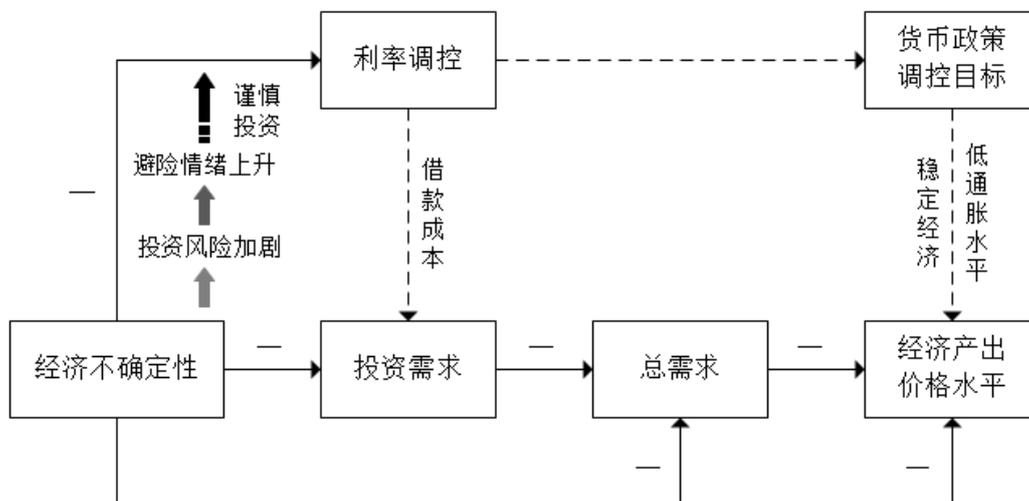


图 1 经济不确定性对货币政策调控效果的影响路径

Aastveit 等 (2017) 在研究经济不确定性对货币政策有效性的影响时，构建了一个货币政策调控下的企业投资局部均衡模型。假定经济运行中存在着三个时期即 $t=0$ ， $t=1$ 和 $t=2$ ，在各期企业 i 面临投资项目 A 的决策机会，相应的投资成本为 c_i ，投资成本在各企业间服从密度为 $1/m$ 的均匀分布，即满足 $\text{prob}(c=c_i)=1/m, i=1,2,\dots,m$ 。假定投资主体取得的收益 e 在 $t=1$ 及 $t=2$ 期相同，均随机并服从伯努利分布，即满足 $\text{prob}(e=e^h)=p$ 且 $\text{prob}(e=e^l)=1-p$ ， e^l 与 e^h 分别为企业在 $t=1$ 及 $t=2$ 期取得投资收益的最低值与最高值， p 为伯努利分布中取得高投资收益的概率。经济不确定性 σ 可表示为 e^h 与 e^l 之差，即 $\sigma = \Delta e = e^h - e^l$ 。同时，假定 $t=1$ 期的投资收益 e 实现后，之前尚未投资的企业可选择在 $t=2$ 期是否进行投资，为保证 A 项目投资开始后不会在 $t=1$ 期终止，假定投资收益 e 实

¹从长期看，经济不确定性的上升会促进企业创新，即存在“投资激励”效应（顾夏铭等，2018）。本文以短期分析为重点，仅考察“投资谨慎”效应。

现后，其资本的转售价格将不会超过收益 e 。此外，假设企业 i 所面临的另一种投资选择为项目 B ，是将成本 c_i 投资于利率为 R 的无风险资产¹。对于上述两种投资项目 A 和 B ，企业 i 仅能在某一时刻执行成本为 c_i 的一笔投资项目，无法遵循利润最大化原则实现某一时刻下的多元化项目投资。

在本文模型中，若企业 i 在 $t=0$ 期进行投资，在 $t=1$ 及 $t=2$ 期该项目将产生相同的收益 e ，此时 e 是随机变动的，假定其服从连续型均匀分布即 $e \sim U(e^l, e^h)$ ²。其中，该投资收益的波动性是由经济不确定性所导致的，投资收益 e 的方差 $\text{Var}(e)$ 可以用来衡量经济不确定性程度的高低 σ ，根据均匀分布的性质可知， $\sigma = \text{Var}(e) = (e^h - e^l)^2 / 12$ 。

为了更好地进行投资决策分析，假定在 A 项目投资收益处于最低值 e^l 与期望收益 $E(e)$ 之间时项目非盈利，即 $c_i > e^* / R + e^* / R^2, e^* \in [e^l, E(e)]$ 时非盈利。仅当第一期实现的投资收益处于期望收益 $E(e)$ 与最高值 e^h 之间时项目盈利，即 $c_i \leq e^* / R, e^* \in (E(e), e^h]$ 时盈利。

若企业 i 在 $t=0$ 期投资 c_i 于项目 A ，至 $t=2$ 期末总收益 π 的净现值为：

$$E(\pi_{i,0}) = E(e) / R + E(e) / R^2 - c_i \quad (1)$$

若企业 i 推迟决策至 $t=1$ 期，意味着在 $t=0$ 期企业投资于项目 B ，此时在 $t=1$ 期该企业获得投资收益 Rc_i ，在 $t=1$ 期末，可依据观测到的 $t=1$ 期的项目 A 取得收益来进行决策。若 $t=1$ 期末可观测 A 项目投资收益为 $e^* \in [e^l, E(e)]$ ，则根据假定，此时企业的投资决策仍为项目 B ，至 $t=2$ 期末取得的投资收益为 R^2c_i ；若 $t=1$ 期末可观测 A 项目投资收益为 $e^* \in (E(e), e^h]$ ，则根据假定，此时企业的投资决策将改为项目 A ，企业将成本 c_i 投资于项目 A 获取收益 e^* ，余下 $(R-1)c_i$ 将继续持有至 $t=2$ 期末。至 $t=2$ 期末，投资企业的期望收益为³：

¹ 此处 $R=1+r$ ，其中 r 为扣除通胀因素后的实际利率。

² 均匀分布的设定表明企业将以等概率取得最低收益 e^l 与最高收益 e^h 区间内的任一取值。

³ 下式中 π 的上标-1 表示企业推迟决策至下一期。

$$\begin{aligned}
& E(\pi_i^{-1}) \\
&= R^2 c_i \int_{e^l}^{E(e)} \frac{1}{e^h - e^l} de + [E(e^*) + (R-1)c_i] \int_{E(e)}^{e^h} \frac{1}{e^h - e^l} de \\
&= R^2 c_i \int_{e^l}^{\frac{e^h+e^l}{2}} \frac{1}{e^h - e^l} de + [E(e^*) + (R-1)c_i] \int_{\frac{e^h+e^l}{2}}^{e^h} \frac{1}{e^h - e^l} de \\
&= \frac{1}{2} R^2 c_i + \frac{1}{2} \left[\frac{E(e) + e^h}{2} + (R-1)c_i \right], e^* \in (E(e), e^h] \tag{2}
\end{aligned}$$

本文余下部分各式的推导均在 $e^* \in (E(e), e^h]$ 的条件下进行。(2) 式可以反映出企业通过推迟投资决策至 $t=1$ 期, 避免了投资项目 A 所引致的非盈利, 而借助投资实际利率为 R 的无风险资产项目 B 获利。上述期望收益贴现后, 其取得收益的净现值为:

$$\begin{aligned}
& E(\pi_{i,0}^{-1}) \\
&= c_i \int_{e^l}^{E(e)} \frac{1}{e^h - e^l} de + \frac{1}{R^2} [E(e^*) + (R-1)c_i] \int_{E(e)}^{e^h} \frac{1}{e^h - e^l} de - c_i \\
&= c_i \int_{e^l}^{\frac{e^h+e^l}{2}} \frac{1}{e^h - e^l} de + \frac{1}{R^2} [E(e^*) + (R-1)c_i] \int_{\frac{e^h+e^l}{2}}^{e^h} \frac{1}{e^h - e^l} de - c_i \\
&= \frac{1}{2} c_i + \frac{1}{2R^2} \left[\frac{E(e) + e^h}{2} + (R-1)c_i \right] - c_i \\
&= -\frac{1}{2} c_i + \frac{1}{2R^2} \left[\frac{E(e) + e^h}{2} + (R-1)c_i \right], e^* \in (E(e), e^h] \tag{3}
\end{aligned}$$

由式 (1) 和 (3) 可知, 企业 i 在 $t=0$ 期投资于 A 项目的条件为: $t=0$ 期的投资收益净现值不低于 $t=1$ 期的投资收益净现值, 即 $E(\pi_{i,0}) \geq E(\pi_{i,0}^{-1})$ 。整理可得, 企业 i 在 $t=0$ 期投资于 A 项目的决策条件为 $c_i \leq \bar{c}$, 其中, $\bar{c} = [2RE(e) + 3E(e) / 2 - e^h / 2] / (R^2 + R - 1)$ 。

由于各企业的投资成本服从密度为 $1/m$ 的均匀分布, 由众多满足条件 $c_i \leq \bar{c}$ 的企业投资组成的 $t=0$ 期的投资需求 I_0 为:

$$I_0 = 1/2 - E(c) / m + [2RE(e) + 3E(e) / 2 - e^h / 2] / (R^2 + R - 1)m \tag{4}$$

为进一步探究 $t=0$ 期投资需求 I_0 与经济不确定性 σ 之间的关系, 假定 σ_1 及 σ_2 分别对应经济不确定性高、低两种情形 ($\sigma_1 > \sigma_2 > 0$), 假定最高投资收益 e^h 取值一定, e^{l1} 和 e^{l2} 分别为上述两种情况下的最低投资收益, 即满足 $e^{l1} = e^h - 2\sqrt{3}\sigma_1$ 且

$$e^{l2} = e^h - 2\sqrt{3\sigma_2}。$$

此时，高低两种不确定性情况下投资需求 I_0 的表达式分别为：

$$\begin{aligned} I_{01} &= 1/2 + \left[\frac{2RE_1(e) + 3E_1(e)/2 - e^h/2}{R^2 + R - 1} - E(c) \right] / m \\ I_{02} &= 1/2 + \left[\frac{2RE_2(e) + 3E_2(e)/2 - e^h/2}{R^2 + R - 1} - E(c) \right] / m \end{aligned} \quad (5)$$

其中， $E_1(e) = e^h - \sqrt{3\sigma_1}$ 和 $E_2(e) = e^h - \sqrt{3\sigma_2}$ 分别对应高低两种不确定性情况下企业投资的期望收益。两种经济不确定性情况下，投资需求的大小关系如式 (6)。

$$\begin{cases} \sigma_1 > \sigma_2 > 0 \\ R^2 + R - 1 > 0 \end{cases} \Rightarrow I_{01} < I_{02} \quad (6)$$

更一般地，投资需求 I_0 与经济不确定性 σ 之间的关系表述为：

$$\frac{\partial I_0}{\partial \sigma} = \frac{-\sqrt{3}(R+3/4)}{m\sqrt{\sigma}(R^2+R-1)} < 0 \quad (7)$$

由式 (7) 可知，不确定性 σ 越高投资需求 I_0 越小，两者呈反向变化。上述关系可以进一步直观地从经济不确定性所带来的投资延迟效应来考察：经济不确定性 σ 越高，投资企业借助项目 A 取得收益的方差 $\text{Var}(e)$ 越大，其错误决策的成本增加，推迟决策所带来的收益亦增加，相应地，由经济不确定性上升带来的延迟效应，减少了投资需求 I_0 。

下面分析经济不确定性 σ 如何影响货币政策工具的调控效果，即经济不确定性分别处于高低两种情况时，利率 R 对投资需求的调控效果有何区别，由 (5) 式可得：

$$\begin{aligned} \frac{\partial I_{01}}{\partial R} &= \frac{(-R^2 - R/2 - 5/4)e^h + (-R^2 - 3R/2 - 7/4)e^{l1}}{m(R^2 + R - 1)^2} \\ \frac{\partial I_{02}}{\partial R} &= \frac{(-R^2 - R/2 - 5/4)e^h + (-R^2 - 3R/2 - 7/4)e^{l2}}{m(R^2 + R - 1)^2} \end{aligned} \quad (8)$$

在上述高低两种不确定性程度下，利率 R 对投资需求的调控效果有以下关系：

$$\begin{cases} e^{l2} > e^{l1} > 0 \\ R^2 + R - 1 > 0 \end{cases} \Rightarrow \frac{\partial I_{02}}{\partial R} < \frac{\partial I_{01}}{\partial R} < 0 \quad (9)$$

更一般地，利率 R 对投资需求的调控效果与经济不确定性 σ 之间的关系可以表述为：

$$\frac{\partial^2 I_0}{\partial R \partial \sigma} = \frac{\partial[\partial I_0 / \partial R]}{\partial \sigma} = \frac{\sqrt{3}(R^2 + 3R/2 + 7/4)}{m\sqrt{\sigma}(R^2 + R - 1)^2} > 0 \quad (10)$$

由 (9) 可知 $\partial I_0 / \partial R < 0$ ，即利率 R 与投资需求 I_0 呈反向变动。由 (10) 可知，经济不确定性 σ 的变动与货币政策工具对投资需求的调控变动同向，并不会改变政策工具对投资需求的调控方向，仅会在量上影响调控效果，即经济不确定性 σ 越高， $|\partial I_0 / \partial R|$ 越小，政策工具的调控效果越差。

考虑到投资需求是货币政策与总需求之间联系的首要环节，利率 R 与投资需求 I_0 的关系可进一步过渡至经济产出 Y ，即满足：

$$\frac{\partial Y_{02}}{\partial R} < \frac{\partial Y_{01}}{\partial R} < 0, \quad \frac{\partial[\partial Y_0 / \partial R]}{\partial \sigma} > 0 \quad (11)$$

由式 (11) 可知，利率与经济产出呈反向变动。同理可知，经济不确定性 σ 的变动与货币政策工具对经济产出的调控变动同向，并不会改变政策工具对经济产出的调控方向，仅会在量上影响调控效果，即经济不确定性 σ 越高， $|\partial Y_0 / \partial R|$ 越小，货币政策调控效果越差。

一般情况下，当经济形势向好时，价格水平处于上行区；经济产出下降时，价格水平处于下行区。因此，货币政策工具对经济产出的调控会进一步正向传导至价格水平 P ，表达式如下：

$$\frac{\partial P_{02}}{\partial R} < \frac{\partial P_{01}}{\partial R} < 0, \quad \frac{\partial[\partial P_0 / \partial R]}{\partial \sigma} > 0 \quad (12)$$

式 (12) 表明，经济不确定性 σ 并不会改变货币政策工具对价格水平的调控方向，仅会在量上影响调控效果，即经济不确定性 σ 越高 $|\partial P_0 / \partial R|$ 越小，货币政策越失效。

2008 年国际金融危机爆发后不确定性冲击的规模与频度均有增加，对应式 (11) 及 (12)，经济不确定性 σ 越高， $|\partial Y_0 / \partial R|$ 和 $|\partial P_0 / \partial R|$ 越小。由此可见，金融危机发生后，经济不确定性对货币政策有效性的弱化程度更强。基于上述理论分析，本文提出如下假说：

假说 1：经济不确定性仅会在量上影响货币政策工具的调控效果，并不会改变其作用方向。

假说 2：经济不确定性会削弱货币政策有效性。即经济不确定性越高，货币政策工具的调控效果越差，政策有效性越低。

假说 3：经济不确定性对货币政策工具调控效果的影响在 2008 年国际金融危机前后存在差异，金融危机后的影响程度明显增强。

四、变量选取与计量模型

(一) 变量选取

本文采用中国股市波动率 (Bloom, 2009) 与 EPU 指数 (Baker 等, 2016) 作为代理变

量，分别衡量中国股票市场与实体经济的不确定性。中国股市波动率为上证综指日度收益率的月度方差序列，原始数据来源于万得数据库。中国经济政策 EPU 指数由斯坦福大学和芝加哥大学联合发布。图2中左图为两个指标标准化处理后序列，右图为原始 EPU 指数¹，数据频度为月度，时间跨度为 2000 年 1 月至 2016 年 9 月。

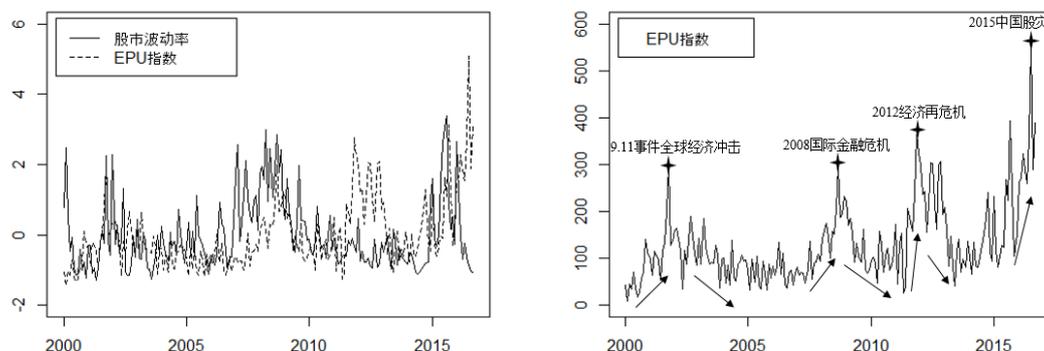


图2 中国股市波动率与 EPU 指数走势

由图2可知，中国经济不确定性的两种度量指标在 2008 年国际金融危机与 2015 年中国股灾等较大事件发生时均能较好地刻画经济的大幅波动，两个指标的走势基本一致，将其作为经济不确定性的代理变量具有合理性。此处需要说明的是，理论分析部分涉及的不确定性更多关注企业所面临的生产或投资条件的不稳定性，股市波动率指标的选取扩大了上述定义的范围，但不失为经济不确定性的合理度量指标（Bloom 等，2007）。事实上，合理的高频企业投资数据较难获取，同时投资企业面临的不确定性因素众多（如税收、政策法规、汇率、技术变革、心理预期等），很难以单一指标穷尽，资产收益率则能刻画更多、更全面的影响投资主体决策的因素，因此其波动率可视为上述多种不确定性影响因素的加权（Leahy 和 Whited，1996）。

股市波动率作为经济不确定性的度量指标也有局限性，该指标包括与经济基本面不相关的噪音信息，如股价泡沫等（Bloom 等，2007）。因此，本文还选取 EPU 指数来度量不确定性。该指数用来测度中国企业投资主体所面临的经济政策环境的不确定性，其序列的许多波峰点与中国重要的政治经济时点相对应。

本文分别考察价格型与数量型两种货币政策工具，所选取的政策工具变量分别为中国 7 天同业拆借利率和广义货币供应量 M2。关于货币政策调控效果的衡量，本文借鉴 Fernald 等（2014）的做法，将中国大量基础经济指标进行缺失数据的补充及新年季节效应处理后纳入动态因子模型，分组提取经济产出因子及价格水平因子，来克服单一指标的不可靠性²。所有的经济指标数据均来自 CEIC 数据库，频度为月度，时间跨度为 2000 年 1 月至 2016 年 9 月。由图 3 可知，本文提取的两个因子与工业总产值、CPI 等传统指标的走势基本一致，

¹此处的标准化处理是对原始序列扣除均值后除以标准差。

²单一指标作为货币政策调控效果衡量指标的不可靠性主要体现在：中国宏观经济数据质量较差，单一指标的数据质量将直接决定着研究结果是否可靠；直接或间接反应货币政策作用效果的指标众多，单一 GDP 或 CPI 指标很难全面地刻画货币政策的综合作用效果；单一指标存在着选择的主观性问题，变量选择的变化有时会导致检验结果发生较大变化。

说明因子构造的效果较好。因子中包含的数据信息更为丰富，将经济产出及价格水平因子作为货币政策调控效果的衡量更具合理性。

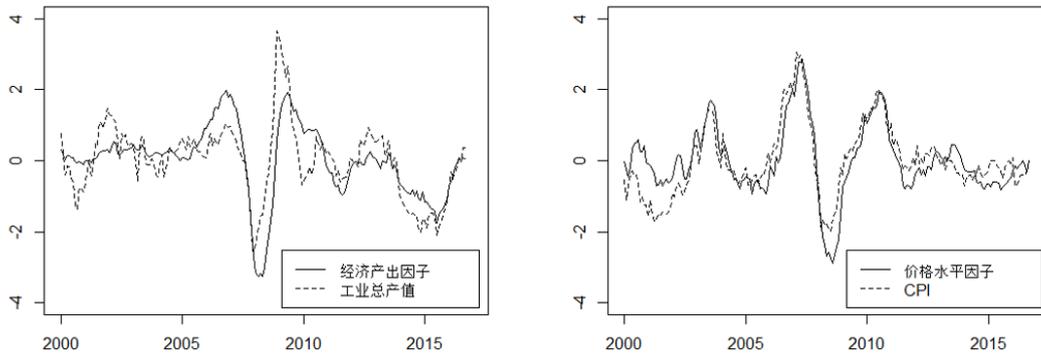


图 3 经济产出因子、价格水平因子与传统指标走势对比

说明：图中工业总产值及 CPI 指标均表示对趋势的偏离程度。

为排除财政政策、国际环境对中国货币政策工具调控效果的影响，本文另选取财政支出、美国工业生产指数、国际大宗商品价格及美国联邦基金利率作为控制变量。其中，财政支出、美国工业生产指数和联邦基金利率数据来源于 CEIC 数据库，CRB 国际大宗商品价格数据来源于万得数据库，各指标数据频度均为月度，时间跨度为 2000 年 1 月至 2016 年 9 月。本文所涉及的各项指标数据见表 1。

表 1 指标数据汇总

	指标名称	起始年月	截止年月	缺失数据个数
经济 不确定性	中国股市波动率	2000/01	2016/09	—
	中国经济政策 EPU 指数	2000/01	2016/09	—
货币 政策工具	中国 7 天同业拆借利率	2000/01	2016/09	—
	广义货币供应量 M2	2000/01	2016/09	—
经济产出指标	工业企业从业人数	2000/12	2016/09	114
	工业总产值	2000/01	2016/09	14
	固定资产投资	2000/01	2016/09	—
	固定资产投资（新建）	2000/01	2016/09	—
	固定资产投资（设备购置）	2004/01	2016/09	48
	居民住房新开工面积	2000/01	2016/09	—
	耗电量	2002/12	2016/09	39
	发电量	2000/01	2016/09	2
	铁路货运量	2000/01	2016/09	—
	粗钢产量	2001/01	2016/09	22
	货车销量	2005/01	2016/09	60
	电子信息制造业产量	2000/01	2016/09	—
	航空旅客数	2000/01	2016/09	—
	采购经理指数	2005/01	2016/09	60
	采购经理指数（商业活动）	2007/01	2016/09	84
	采购经理指数（新订单）	2005/01	2016/09	60
	社会消费品零售总额	2000/01	2016/09	10
	消费者信心指数	2000/01	2016/09	—
	消费者预期指数	2000/01	2016/09	—
	国房景气指数	2004/01	2016/09	54
	美国国债持有量	2000/03	2016/08	3
	贸易差额	2000/01	2016/09	—
	石油、石油产品及相关材料进口	2000/01	2016/09	—
外汇储备	2000/01	2016/09	—	
人民币兑美元汇率	2000/01	2016/09	—	
上交所股票市盈率	2000/01	2016/09	—	

	深交所股票市盈率	2000/01	2016/09	—
	沪深 300 指数	2005/04	2016/09	62
价格指标	居民消费价格指数	2000/01	2016/09	—
	居民消费价格指数（扣除食品和能源）	2006/01	2016/09	72
	居民消费价格指数（食品）	2000/01	2016/09	—
	居民消费价格指数（36 个城市平均）	2002/01	2016/09	24
控制变量	财政支出	2000/01	2016/09	—
	美国工业生产指数	2000/01	2016/09	—
	CRB 国际大宗商品价格	2000/01	2016/09	—
	美国联邦基金利率	2000/01	2016/09	—

（二）计量模型

首先采用动态因子模型，从大量基础经济指标中分组提取经济产出因子和价格水平因子，作为下一步构建 VAR 模型的基础，动态因子模型的表达形式为：

$$S_t = AF_t + \varepsilon_t \quad (13)$$

其中， S_t 为基础经济指标（28 个经济产出指标或 4 个价格指数指标）， F_t 为分组提取的因子（经济产出或价格水平）， A 为载荷系数， ε_t 为残差项。

假定提取的因子与原始基础经济指标分别满足如下线性关系：

$$F_t = A(L)F_{t-1} + \eta_t, \quad S_t = A(L)S_{t-1} + \eta_t \quad (14)$$

其中， F_{t-1} 和 S_{t-1} 为滞后一期的因子和经济指标， $A(L)$ 为滞后项的多项式系数， η_t 为残差项。

对经济产出指标和价格指数指标分别进行如下处理：假定区间 $t_0 - T$ 内各组内基础序列 S_t 均没有缺失数据，利用式（13）和该时间段内基础序列数据估计出潜在因子 F_{t_0} 及载荷系数 A_{t_0} ；利用式（14）中因子满足的线性关系估计出 $t_0 - 1$ 期的因子 F_{t_0-1} ；利用 F_{t_0-1} 及式（13）估计出 $t_0 - 1$ 期的原始基础经济指标 S_{t_0-1} ；根据 $(t_0 - 1) - T$ 时间段内的原始基础经济指标数据重新估计潜在因子 F_{t_0-1} 和载荷系数 A_{t_0-1} ，并重复上述步骤，从后向前逐月迭代，直至补完所有缺失数据；将补全后的原始基础经济指标数据 S_t 进行新年季节效应及标准化处理后，利用式（13）分组提取经济产出及价格水平因子。

为对比经济不确定性分别处于高低两种状态时货币政策的调控效果，本文借鉴 Aastveit 等（2017）的做法，采用加入交互项的 FAVAR 模型，模型表达如下：

$$Y_t = A_0 + \sum_{i=1}^r C_i X_{t-i} + \sum_{i=1}^r (A_i Y_{t-i} + B_i Y_{t-i}^* X_{t-i}) + \sum_{i=1}^r D_i Z_{t-i} + U_t \quad (15)$$

其中， Y_t 为内生变量，主要包括经济产出、价格水平、同业拆借利率（M2）； X_t 为外

生变量，即中国经济不确定性指标； X_{t-i} 及 Y_{t-i} 为对应变量的滞后项， $Y_{t-i}^*X_{t-i}$ 为同业拆借利率（M2）的滞后项与不确定性指标的交互项¹； Z_{t-i} 为控制变量的滞后项，主要包括财政支出、美国工业生产指数、国际大宗商品价格及美国联邦基金利率； U_t 为残差项。

为更直观地考察中国经济不确定性程度的高低对货币政策工具调控效果的影响，同时考虑到中国样本数据长度，参照 Aastveit 等（2017）的做法，将中国经济不确定性指标数据 X_t 按从高到低的降序排列，处于 10%分位点之前的数据记为 X^h ，将其作为高经济不确定性状态下的代表值，90%分位点之后的数据记为 X^l ，将其作为低不确定性状态下的代表值，则高低两种不确定性下的模型表达为：

$$\begin{aligned} Y_t^h &= \tilde{A}_0 + \sum_{i=1}^r \tilde{C}_i X^h + \sum_{i=1}^r (\tilde{A}_i Y_{t-i} + \tilde{B}_i Y_{t-i}^* X^h) + \sum_{i=1}^r \tilde{D}_i Z_{t-i} + \tilde{U}_t \\ Y_t^l &= \tilde{A}_0 + \sum_{i=1}^r \tilde{C}_i X^l + \sum_{i=1}^r (\tilde{A}_i Y_{t-i} + \tilde{B}_i Y_{t-i}^* X^l) + \sum_{i=1}^r \tilde{D}_i Z_{t-i} + \tilde{U}_t \end{aligned} \quad (16)$$

区别于模型（15）， Y_t^h 及 Y_t^l 分别对应于将各时点处经济不确定性指标数据的具体取值替换为特定状态下代表值 X^h 及 X^l 的两种模型形式，经标准化处理后的两种不确定性指标按降序排列后的 10%和 90%分位数见表 2。

表 2 经济不确定性指标的 10%和 90%分位数

分位数	全时间范围 (2000/01-2016/09)		金融危机前 (2000/01-2007/12)		金融危机后 (2008/01-2016/09)	
	股市波动率	EPU 指数	股市波动率	EPU 指数	股市波动率	EPU 指数
10%	1.6017	1.5303	1.1062	0.1014	1.8789	2.0124
90%	-0.9633	-1.0425	-1.0183	-1.1324	-0.8774	-0.6794

在各时点上不确定性处于不同水平，对应数据具有明显的非对称特征，其所属的经济运行状态也不尽相同，货币政策冲击所带来的宏观经济效应（经济变量响应模式）是非线性的。非线性回归模型可被定义为回归方程在不同子样本区间出现的结构性变化，能较好地捕捉经济变量所具有的动态变化特征。但因为非线性模型的估计较为困难，将其转化为不同状态下的线性模型是一种较好的解决办法（Aastveit 等，2017）。

因此，本文借鉴 Aastveit 等（2017）的做法，设定两种不确定性程度下的线性模型，即假定经济运行起始并结束于某一特定的不确定性水平，此时目标变量受冲击后的脉冲响应将不依赖于不确定性水平的具体取值。更具体地，本研究将不确定性指标数据进行降序排序，找到 10%及 90%分位数并将其作为高低两种不确定性情形的分界点，进一步考察不同不确定性水平对货币政策有效性的影响。

¹原则上，模型中的交互项应为经济不确定性指标与各内生变量滞后项的乘积，受限于样本长度及模型估计参数个数，此交互项仅设为货币政策工具变量滞后项与经济不确定性指标滞后项的乘积，旨在考察经济不确定性处于不同水平下，货币政策工具对经济产出和价格水平两目标的冲击差异，即调控效果的变化。

该模型的应用有一定的局限性，即没有全面考虑各时点经济不确定性指标具体取值的动态性，忽略了该指标数据的均值回归问题，可能高估经济不确定性对货币政策有效性的作用程度（Aastveit 等，2017）¹。但该方法的优势在于脉冲响应的计算将不依赖于变量的具体取值，而是以两种特定情况下的效果对比为目的，模型构建强调的不是时间点的概念，更多强调各时间点所对应的经济状态。因此，对于各时间点上不同响应模式的考察将转化为对不确定性高低两种状态下特有响应模式的刻画，研究重点也将由复杂的非线性问题转变为简单的线性问题。采用该模型能克服已有方法的缺陷，能够较好地研究不确定性与中国货币政策有效性的关系。

根据样本数据长度及 BIC 准则，将模型变量滞后阶数设定为 2，并综合贝叶斯统计推断和 Gibbs 抽样算法来实现模型参数的估计。在 Gibbs 抽样算法中，设定迭代次数为 110000 次，预烧期为 10000 次，最终保留 100000 次运算结果，根据其得出修正后的模型参数后验分布，并由此计算出最终参数估计值²。

借鉴 Uhlig（2005）提出的符号约束法完成上述模型的识别³，具体表述如下：

$$A(a) = \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} & a_{13} \\ a_{21} & a_{22} & a_{23} \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} \end{bmatrix} \quad (17)$$

式（17）中 $A(a)$ 为模型的结构影响矩阵，包含的变量依次为经济产出、价格水平及同业拆借利率（M2），第 3 行对应利率（M2）冲击对 3 个变量的当期影响。利用符号约束来判断 $A(a)$ 的第 3 行中各元素的符号是否符合相关经济理论。1 单位的正向利率冲击对经济产出有负向影响，即要求 $a_{31} < 0$ ；对价格水平有负向影响，即要求 $a_{32} < 0$ ；对本身有正向影响，即要求 $a_{33} > 0$ 。根据符号约束法的判断过程，若 $A(a)$ 中第 3 行元素或其相反数满足上述要求，即确定该矩阵可用，否则重新计算，直至找到满足要求的 $A(a)$ 以完成模型的识别过程，在此基础上实现脉冲响应分析。

五、计量结果与分析

（一）经济不确定性对货币政策调控效果的影响

中国股市波动率对利率调控效果的影响如图 4a 所示。在控制中国财政政策、国际环境尤其是美国因素的条件（下文的分析均控制上述因素），股市波动率处于高低两种情形下，

¹该模型的估计结果可作为经济不确定性影响的上限。

²基于贝叶斯法得到模型待估计参数的后验分布，然后取平均值或中位数得到最终参数估计值，本文取中位数。

³当数据长度有限时，严格的等式约束会导致模型的识别估计结果与经济意义严重背离，符号约束法通过将已有经济理论转化为先验信息，借助不等式来约束各变量间关系，能有效地避免上述问题。

给定 1 单位的正向利率冲击，国内经济产出在第 1 期受冲击的幅度分别约为 -7×10^{-3} 和 -18×10^{-3} ，在第 2 期快速回升，之后平稳回升，第 9 期后恢复至稳态值；国内价格水平在第 1 期受到冲击的幅度分别约为 -8×10^{-3} 和 -22×10^{-3} ，之后平稳回升，第 11 期后恢复至稳态值。可见在不确定性处于高低两种情形下，利率对经济目标的调控方向均为负，且随着不确定性的增加，利率对经济产出和价格水平两目标的作用效果减弱，价格型货币政策有效性降低。

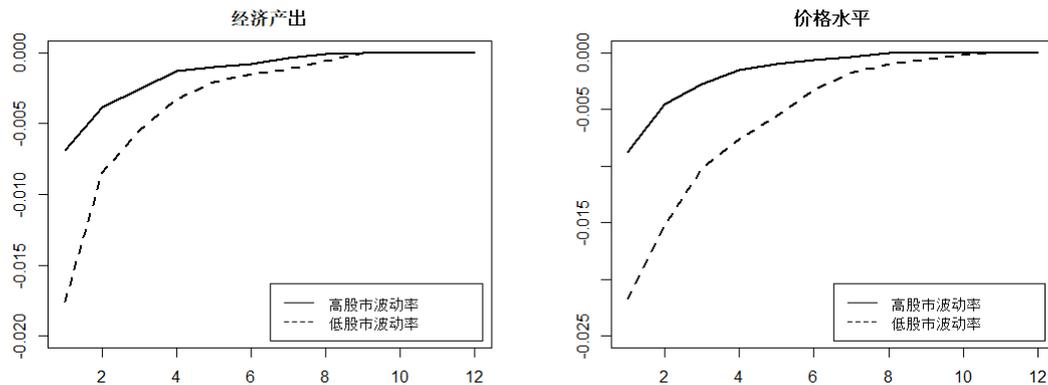


图 4a 中国股市波动率对利率调控效果的影响

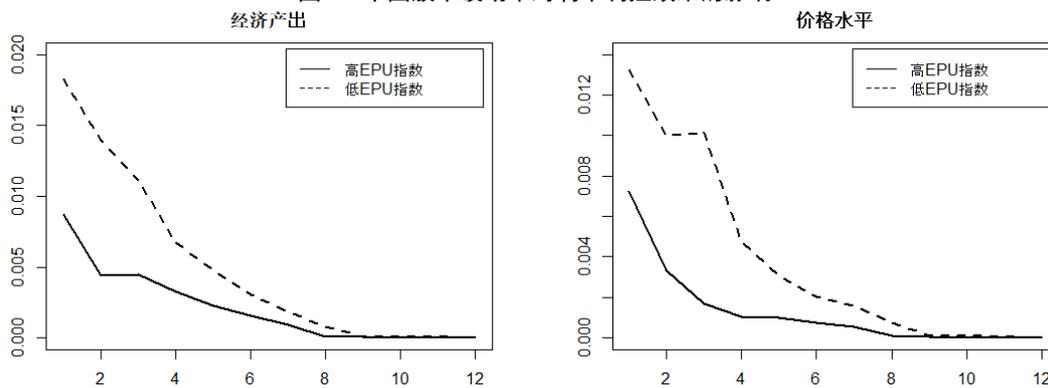


图 4b 中国 EPU 指数对 M2 调控效果的影响

中国 EPU 指数对 M2 调控效果的影响如图 4b 所示。在 EPU 指数处于高低两种情况下，给定 1 单位的正向 M2 冲击，国内经济产出在第 1 期受到冲击的幅度分别约为 9×10^{-3} 和 18×10^{-3} ，在第 2 期快速回落，之后平稳回落，第 9 期后恢复至稳态值；国内价格水平在第 1 期受到冲击的幅度分别约为 8×10^{-3} 和 14×10^{-3} ，之后平稳回落，第 10 期后恢复至稳态值。可见在不确定性处于高低两种情形下，M2 对经济目标的调控方向均为正，且伴随着不确定性增加，M2 对经济产出和价格水平两目标的作用效果减弱，数量型货币政策有效性降低。

综合图 4a 和 4b 可以看出¹：经济不确定性仅会在量上影响货币政策工具调控效果，并不会改变其作用方向。同时，经济不确定性会削弱货币政策有效性。不确定性越高，货币政策工具的调控效果相对越差，政策有效性就越低，从而支持了假说 1 和假说 2。

¹限于篇幅，本文未报告中国 EPU 指数对利率调控效果的影响及股市波动率对 M2 调控效果的影响，有兴趣者可向作者索取。

(二) 金融危机前后不确定性影响的差异

2008 年国际金融危机前后中国股市波动率对利率调控效果的影响见图 5a 及图 5b。金融危机前，在股市波动率处于高低两种情形下，给定 1 单位的正向利率冲击，国内经济产出和价格水平在第 1 期受到冲击的幅度差异较小，且在第 8 期后受冲击程度基本趋同，之后平稳回升至稳态值。金融危机后，在股市波动率处于高低两种情况下，给定 1 单位的正向利率冲击，国内经济产出在第 1 期受到冲击的幅度分别约为 -7×10^{-3} 和 -16×10^{-3} ，在第 2 期快速回升，之后平稳回升，至 12 期末低股市波动率下的冲击幅度仍大于高股市波动率下的冲击幅度；国内价格水平在第 1 期受到冲击的幅度分别约为 -6×10^{-3} 和 -18×10^{-3} ，之后平稳回升至稳态值，至 12 期末低股市波动率下的冲击幅度仍大于高股市波动率下的冲击幅度。由此可以看出，金融危机前后经济不确定性对价格型货币政策工具调控效果的影响差异明显，金融危机后的影响程度明显增强。

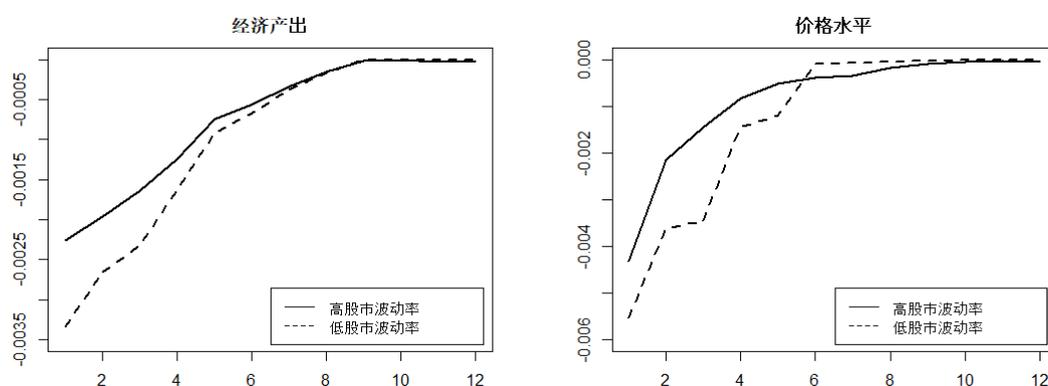


图 5a 金融危机前股市波动率对利率调控效果的影响

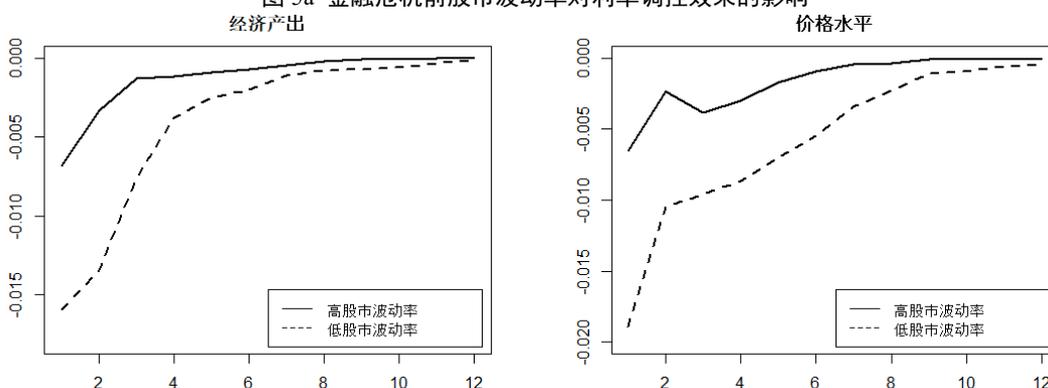


图 5b 金融危机后股市波动率对利率调控效果的影响

说明：金融危机前的时段为 2000 年 1 月至 2007 年 12 月，危机后为 2008 年 1 月至 2016 年 9 月，图 6、图 8 同。

金融危机前后中国 EPU 指数对 M2 调控效果的影响见图 6a、6b。金融危机前在 EPU 指数处于高低两种情形下，给定 1 单位的正向 M2 冲击，国内经济产出和价格水平在第 1 期受到冲击的幅度差异较小，且在第 7 期后受冲击程度基本趋同，之后平稳回落至稳态值。金融危机后，在 EPU 指数处于高低两种情况下，给定 1 单位的正向 M2 冲击，国内经济产出在第 1 期受到冲击的幅度分别约为 6×10^{-3} 和 11×10^{-3} ，在第 2 期快速回落，之后平稳回落至稳态值，至 12 期末低 EPU 指数下的冲击幅度仍大于高 EPU 指数下的冲击幅度；国内价

格水平在第 1 期受到冲击的幅度分别约为 8×10^{-3} 和 14×10^{-3} ，在第 2 期快速回落，之后平稳回落至稳态值。由此可以看出，金融危机前后经济不确定性对数量型货币政策工具调控效果的影响差异明显，金融危机后影响程度明显增强。

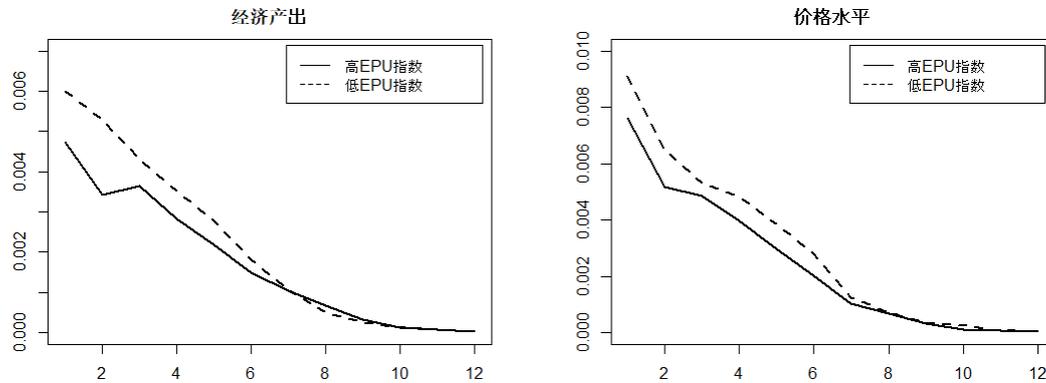


图 6a 金融危机前 EPU 指数对 M2 调控效果的影响

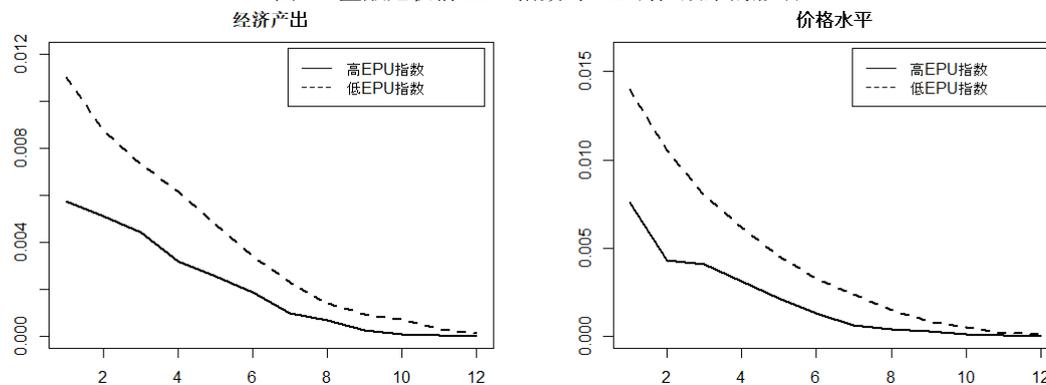


图 6b 金融危机后 EPU 指数对 M2 调控效果的影响

图 5、图 6 的结果表明¹：金融危机前后经济不确定性对货币政策工具调控效果的影响有显著差异，金融危机后影响程度明显增强，从而支持了假说 3。

（三）稳健性检验

经济环境日趋复杂，各变量间关系始终处于变动中，模型参数的固定效应已显示出一定的不合理性。上述高低两种经济不确定性下模型形式的设定并未考虑不确定性指标数据的动态时点效应，在稳健性检验部分，本文依次将全时间范围下的经济不确定性指标、经济产出因子、价格水平因子及货币政策工具变量纳入至 TVP-FAVAR 模型，综合贝叶斯统计推断和 Gibbs 抽样算法来完成参数估计，同样采用符号约束法进行模型识别，在此基础上实现全时间范围下的脉冲响应分析²。最后再按经济不确定性指标数据排序进行高低两种状态对应下的时间点划分，计算两种不确定性分组中，各时间点上经济产出和价格水平对政策变量冲击的平均脉冲响应³。对于金融危机前后阶段两种不确定性分组下货币政策调控效

¹限于篇幅，本文未报告金融危机前后中国 EPU 指数对利率调控效果的影响差异及股市波动率对 M2 调控效果的影响差异，有兴趣者可向作者索取。

²限于篇幅，本文未报告其他稳健性检验结果，有兴趣者可向作者索取。

³本文将全时间范围内经济不确定性指标按降序排序，前 10% 对应的时间点划分为高不确定性情形，后 10% 对应的时间点划分为低不确定性情形。与固定参数 VAR 模型不同，我们关注的是时变系数集合，为达到较好的收敛效果，TVP-

果的考察，我们在对应时间范围内采取相同处理。

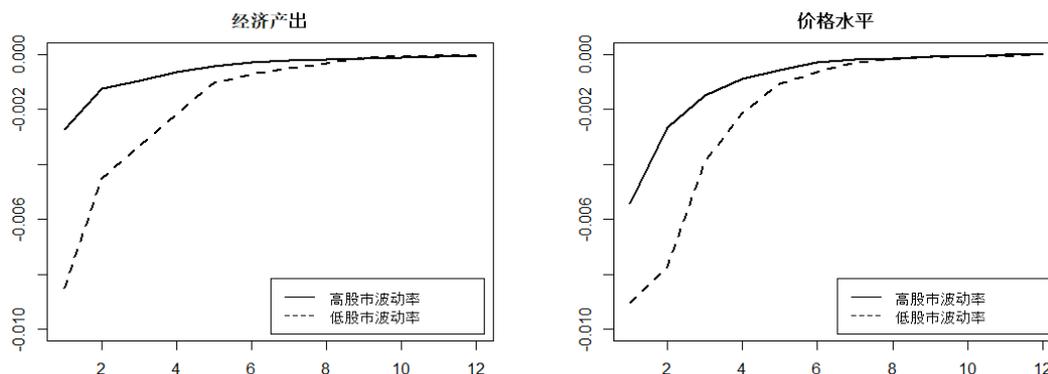


图 7 中国股市波动率对利率调控效果的影响（稳健性检验）

由图 7 可知，综合考虑经济不确定性的内生性以及参数的时变性，在股市波动率处于高低两种情形下，给定 1 单位的正向利率冲击，国内经济产出在第 1 期受到冲击的平均幅度分别约为 -3×10^{-3} 和 -8×10^{-3} ，在第 2 期快速回升，之后平稳回升，第 9 期后恢复至稳态值；国内价格水平在第 1 期受到冲击的平均幅度分别约为 -5×10^{-3} 和 -9×10^{-3} ，在第 2 期快速回升，之后平稳回升，第 7 期后恢复至稳态值。由此可以看出，经济不确定对利率调控效果的影响是稳健的，即不同不确定性程度下，利率对经济目标均为反向调控，且高不确定性往往伴随着价格型货币政策的弱有效性。图 7 的结果也有效地支持假说 1 及假说 2。

由图 8a、图 8b 可知，综合考虑经济不确定性的内生性以及参数的时变性，2008 年国际金融危机前，在股市波动率处于高低两种情形下，给定 1 单位的正向利率冲击，国内经济产出和价格水平在第 1 期受到冲击幅度的差异较小，且在第 6 期后受冲击程度基本趋同，之后平稳回升至稳态值。金融危机后，在股市波动率处于高低两种情况下，给定 1 单位的正向利率冲击，国内经济产出在第 1 期受到冲击的平均幅度分别约为 -4×10^{-3} 和 -11×10^{-3} ，在第 2 期快速回升，之后平稳回升，至 12 期末低股市波动率下的平均冲击幅度仍大于高股市波动率下的平均冲击幅度；国内价格水平在第 1 期受到冲击的平均幅度分别约为 -5×10^{-3} 和 -13×10^{-3} ，在第 2 期快速回升，之后平稳回升，至 12 期末低股市波动率下的平均冲击幅度仍大于高股市波动率下的平均冲击幅度。由此可以看出，金融危机前后经济不确定性对价格型货币政策工具调控效果的影响有明显差异，金融危机后的影响程度明显增强，上述结论有效支持了假说 3。

FAVAR 模型的估计需要更多抽样次数，此处设定为 150000 次，预烧期为 30000 次，最终保留 120000 次运算结果。结合估计出的最终参数可绘制出不同时间点上的 3 维脉冲响应图。对应经济不确定性的高低两种情形，分别计算两种情形所属各时点的平均脉冲响应，可以对应绘制出两种情况下的 2 维脉冲响应图。

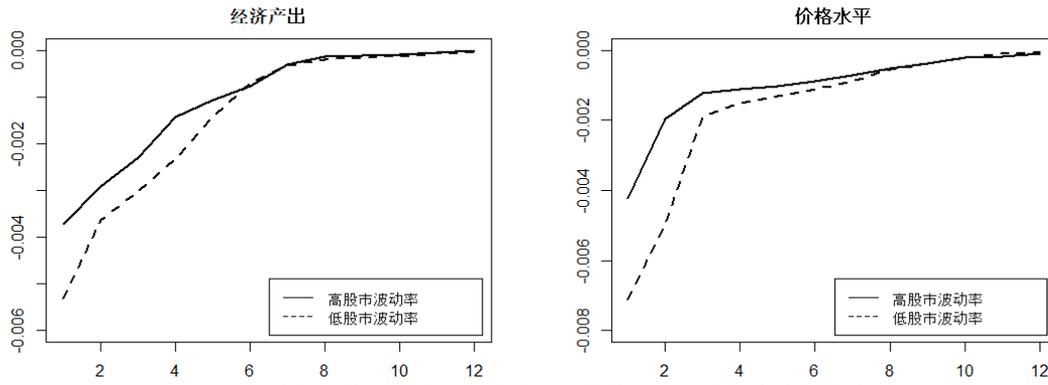


图 8a 金融危机前股市波动率对利率调控效果的影响（稳健性检验）

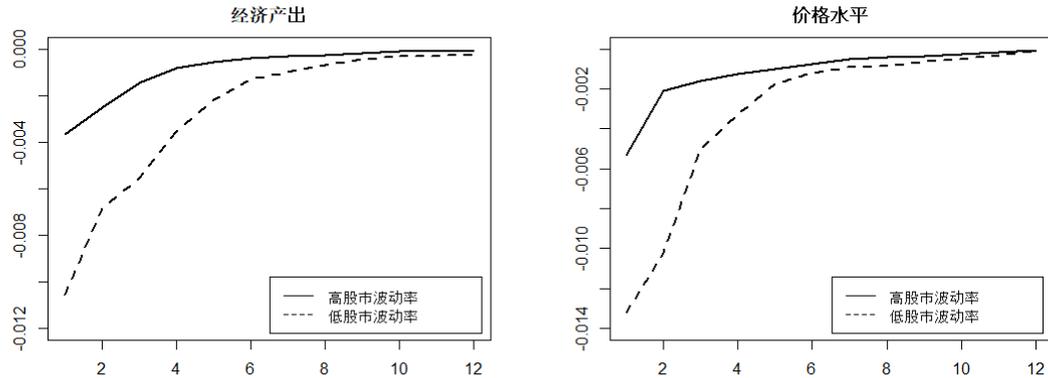


图 8b 金融危机后股市波动率对利率调控效果的影响（稳健性检验）

(四) 组间差异显著性检验

为准确判断经济不确定性是否是影响货币政策有效性的重要因素，判断金融危机前后该因素的作用程度是否存在显著差异，本部分以价格型货币政策工具为例，对上述脉冲响应分析的组间差异进行显著性检验。在脉冲响应分析的第 6 期之后，高低两种经济不确定性情形下的冲击差异逐渐减小，本文选定前 6 期政策利率冲击的强度进行组间差异的检验。就前 6 期政策利率冲击的总体效应而言，高低不确定性两种情形下间脉冲响应差异的 t 检验结果如表 3 所示。

表 3 脉冲响应组间差异的 t 检验

不确定性指标 (1)	经济产出			价格水平		
	高不确定性 (2)	低不确定性 (3)	t 统计量 (4)	高不确定性 (5)	低不确定性 (6)	t 统计量 (7)
股市波动率（全时段）	-0.0027	-0.0064	1.3684	-0.0032	-0.0106	2.4292***
EPU 指数（全时段）	-0.0014	-0.0041	1.5619*	-0.0022	-0.0058	1.5406*
股市波动率（危机前）	-0.0014	-0.0019	1.0304	-0.0016	-0.0026	0.9339
股市波动率（危机后）	-0.0024	-0.0076	1.9826*	-0.0031	-0.0100	3.3242***
EPU 指数（危机前）	-0.0014	-0.0030	0.9730	-0.0040	-0.0055	0.8945
EPU 指数（危机后）	-0.0013	-0.0062	2.3206**	-0.0037	-0.0073	1.4115*
股市波动率（全时段）★	-0.0011	-0.0034	1.8971*	-0.0019	-0.0041	1.3331
股市波动率（危机前）★	-0.0020	-0.0027	0.8539	-0.0017	-0.0030	1.0967
股市波动率（危机后）★	-0.0016	-0.0050	2.2934**	-0.0020	-0.0058	1.7885*

说明：表中标★的 3 种情形为稳健性检验，第 2、3、5 和 6 列分别为经济产出和价格水平在高、低不确定性情形下，前 6 期所受政策利率冲击的均值，第 4 和 7 列为组间差异检验的 t 统计量，*、**和***分别表示在 20%、10%和 5%的显著性水平上显著。

由表 3 可知，从全时段范围来看，以股市波动率作为不确定性衡量指标时，利率对价

格水平的调控效果在高低不确定性两种情形下有显著差异，对应的 t 统计量为 2.4292；以 EPU 指数作为不确定性衡量指标时，利率对经济产出与价格水平的调控效果在高低不确定性两种情形下有显著差异，对应的 t 统计量分别为 1.5619 和 1.5406；在稳健性检验中，利率对经济产出的调控效果在高低不确定性两种情形下有显著差异，对应的 t 统计量为 1.8971。

从金融危机前来看，以股市波动率作为不确定性衡量指标时，利率对经济产出与价格水平的调控效果在高低不确定性两种情形下没有显著差异；以 EPU 指数作为不确定性衡量指标时，利率对经济产出与价格水平的调控效果在高低不确定性两种情形下没有显著差异；在稳健性检验中，不确定性程度对利率的调控效果影响也不显著。从金融危机后来看，以股市波动率作为不确定性衡量指标时，利率对经济产出与价格水平的调控效果在高低不确定性两种情形下有显著差异，对应的 t 统计量分别为 1.9826 和 3.3242；以 EPU 指数作为不确定性衡量指标时，利率对经济产出与价格水平的调控效果在高低不确定性两种情形下有显著差异，对应的 t 统计量分别为 2.3206 和 1.4115；在稳健性检验中，利率对经济产出与价格水平的调控效果在高低不确定性两种情形下有显著差异，对应的 t 统计量分别为 2.2934 和 1.7885。

上述脉冲响应分析中高低不确定性两组间差异的 t 检验较好地支持了本研究的 3 个假说。经济不确定性确实是影响中国货币政策有效性的重要因素，而上述影响在金融危机前后存在显著差异，金融危机后其影响程度更大。

六、结论及政策建议

本文结合中国企业投资的局部均衡模型，首先从理论上厘清了经济不确定性对货币政策工具调控效果的影响机制，指出经济不确定性的增加会导致投资风险加剧，投资者避险情绪上升，利率变动所带来的投资需求变动幅度下降，进一步导致社会总需求的变动幅度下降，继而影响到经济产出与价格水平，从而弱化了货币政策工具的调控效果。在经验研究部分，本文通过对高低两种经济不确定性情况下货币政策调控效果的比较以及 2008 年国际金融危机前后调控效果差异的比较，得出如下主要结论：经济不确定性仅会在量上影响货币政策工具的调控效果，并不会改变其作用方向；不确定性会削弱货币政策有效性，不确定性越高货币政策工具的调控效果越差，政策有效性越低；经济不确定性对货币政策工具调控效果的影响在金融危机前后存在差异，金融危机后不确定性冲击对政策调控效果的影响程度明显增强。

上述结论具有如下重要的政策含义：第一，金融监管部门应密切关注国际国内经济形势，增强政策的预调微调。第二，积极主动地发布与政策相关的有效信息，增强政策制定的公开性、透明性及可预见性，向前置性央行沟通转型，通过前瞻性指引等方式实现央行决策与社会公众预期更高层次的匹配，最大程度地降低由经济政策频繁变动所带来的不确定性。第三，建立前瞻性预警及处理机制，加强对经济运行中不确定性的监测、追踪与分

析，并科学有效地预测经济发展前景，做好政策储备，增强货币政策工具应用的灵活性，从而避免央行政策制定的被动性，实现对外部冲击的及时政策调整，提升政府部门的应对经济形势变化的能力与效率。第四，建立健全重大调控政策统筹协调机制，稳定和完善的以货币政策和财政政策为主导，辅之以产业、消费及投资等各类政策协调配合的宏观政策体系，准确识别各类别政策在约束机制、决策机制及效果功能等方面的差异，有效避免不同政策及监管措施之间的冲突与缺位，增强政策间互补性，形成调控合力，保障经济增长保持在合理区间。

参考文献

- [1]段梅 (2017):《经济政策不确定性会影响货币政策有效性吗——基于信贷渠道的视角》,《当代财经》第6期。
- [2]顾夏铭、陈勇民、潘士远 (2018):《经济政策不确定性与创新——基于我国上市公司的实证分析》,《经济研究》第2期。
- [3]李凤羽、杨墨竹 (2015):《经济政策不确定性会抑制企业投资吗——基于中国经济政策不确定指数的实证研究》,《金融研究》第4期。
- [4]刘喜和、李良健、高明宽 (2014):《不确定条件下我国货币政策工具规则稳健性比较研究》,《国际金融研究》第7期。
- [5]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2期。
- [6]田磊、林建浩 (2016):《经济政策不确定性兼具产出效应和通胀效应吗?来自中国的经验证据》,《南开经济研究》第2期。
- [7]王义忠、宋敏 (2014):《宏观经济不确定性、资金需求与公司投资》,《经济研究》第2期。
- [8]杨铭、干杏娣 (2018):《经济政策不确定性对货币政策有效性影响研究——基于就业的视角》,《统计与信息论坛》第7期。
- [9]赵继志、郭敏 (2012):《全球性因素对中国宏观经济及货币政策有效性的影响》,《国际金融研究》第9期。
- [10]庄子罐、崔小勇、赵晓军 (2016):《不确定性、宏观经济波动与中国货币政策规则选择——基于贝叶斯DSGE模型的数量分析》,《管理世界》第11期。
- [11]Aastveit, A.; Natvik, J. and Sola, S. "Economic Uncertainty and the Influence of Monetary Policy." *Journal of International Money and Finance*, 2017, 76 (9), pp. 50–67.
- [12]Baker, R.; Bloom, N. and Davis, J. "Measuring Economic Policy Uncertainty." *The Quarterly Journal of Economics*, 2016, 131 (4), pp. 1593–1636.
- [13]Bloom, N.; Bond, S. and Van Reenen J. "Uncertainty and Investment Dynamics." *The Review of Economic Studies*, 2007, 74 (2), pp. 391–415.
- [14]Bloom, N. "The Impact of Uncertainty Shocks." *Econometrica*, 2009, 77 (3), pp. 623–685.
- [15]Colacito, R.; Ghysels, E.; Meng, J. and Siwasarit, W. "Skewness in Expected Macro Fundamentals and the Predictability of Equity Returns: Evidence and Theory." *The Review of Financial Studies*, 2016, 29 (8), pp. 2069–2109.
- [16]Fernald, G.; Spiegel, M. and Swanson, T. "Monetary Policy Effectiveness in China: Evidence from a FAVAR Model." *Journal of International Money and Finance*, 2014, 49 (12), pp. 83–103.
- [17]Hassett, A. and Sullivan, J. W. "Policy Uncertainty and the Economy." *SSRN Electronic Journal*, 2016, pp. 1–33.
- [18]Jurado, K.; Ludvigson, C. and Ng, S. "Measuring Uncertainty." *The American Economic Review*, 2015, 105 (3), pp. 1177–1216.
- [19]Knight, H. *Risk, Uncertainty and Profit*. Boston: Houghton Mifflin Company, 1921, pp. 1–235.
- [20]Leahy, J. V. and Whited, M. "The Effect of Uncertainty on Investment: Some Stylized Facts." *Journal of Money, Credit and Banking*, 1996, 28 (1), pp. 64–83.
- [21]Orlik, A. and Veldkamp, L. "Understanding Uncertainty Shocks and the Role of Black Swans." NBER working paper, No. w20445, 2014.
- [22]Tenreiro, S. and Thwaites, G. "Pushing on a String: US Monetary Policy is Less Powerful in Recessions." *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2016, 8 (4), pp. 43–74.

[23]Uhlig,H.“What are the Effects of Monetary Policy on Output? Results from an Agnostic Identification Procedure.”*Journal of Monetary Economics*, 2005, 52 (2), pp. 381–419.

Will Economic Uncertainty Weaken the Effectiveness of China's Monetary Policy?

Su Zhi;Liu Chengcheng;Wei Xueli

Abstract: This paper theoretically clarifies the specific influential path between economic uncertainty and the effectiveness of monetary policy, regards China's stock market volatility and the EPU index as measures of economic uncertainty, constructs the two factors of economic output and price level to measure the policy's regulatory effects, inspects systematically the effectiveness of monetary policy under two cases of high and low degree of uncertainty, and compares the differences before and after the financial crisis. The results show: economic uncertainty will only affect the monetary policy tools' regulatory effect quantitatively, and will not change their roles in the direction; there is a reverse change between the two, that is, economic uncertainty will weaken the policy's effectiveness; the weakening degree mentioned above has become more evident after the financial crisis. This study is of great value for the central bank to avoid the policy passivity under serious economic fluctuations, and enhance the accuracy as well as the effectiveness of decision making.

Key words: Economic Uncertainty; Monetary Policy; Economic Output; Price Level; Financial Crisis

外汇期权信息含量与在岸离岸市场效率

郑振龙¹ 黄珊珊² 郭博洋³

【摘要】央行在“8·11”汇改后放松了汇率中间价的管理，采用更为市场化的方式形成中间价，这种变化对于人民币汇率衍生品市场的影响尚属未知。为此，本文从人民币期权组合的 Black-Scholes 隐含波动率历史报价数据中提取出在岸、离岸市场人民币期权的无模型隐含波动率和风险中性偏度，在将样本划分为汇改前后三个不同的阶段的基础上，检验了期权隐含指标对未来汇率分布的预测能力。实证结果表明，在“8·11”汇改之后，随着人民币中间价形成机制变得更加市场化，期权价格中包含了越来越多关于未来汇率分布的信息，在岸和离岸期权市场的信息效率都有显著提高，意味着人民币中间价形成机制的市场化能显著提升我国金融市场效率。因此，在兼顾金融安全的角度上，稳步促进人民币中间价形成机制市场化进程将有利于我国金融市场效率的提高。

【关键词】外汇期权；汇率改革；信息含量；无模型；人民币汇率

一、引言

2011年4月1日起，我国银行间市场开始进行人民币对外汇期权(下称“在岸人民币期权”)产品的交易。在岸人民币期权的推出，完善了人民币汇率衍生产品的种类。而与在岸人民币期权相比，离岸人民币汇率期权的发展历史则更为久远。其中，在香港、新加坡等市场进行场外交易的人民币无本金交割期权(Non-deliverable Options, NDO)，除交割方式和监管制度存在差异之外，其他主要特征均与在岸人民币期权相似，都是以在岸人民币汇率作为标的资产的欧式期权。而由于外汇管制的存在，在岸外汇交易受到严格监管，只有符合实务原则的企业才能进行在岸人民币期权交易；另一方面，离岸人民币期权市场的参与者虽然可以自由买卖期权，但难以通过期权与现货价格之间的关系进行套利。因此，两个市场的期权报价往往存在持续的差异。这种差异的存在，使得两种期权的隐含信息也有所不同，这为我们对两个市场进行比较提供了一个有趣的视角。

近年来，人民币期权的交易逐渐变得活跃。在此背景下，人民币期权报价中隐含的信息能否有效地预测未来，便成为我们关心的一个重要问题。另外，既然在岸和离岸市场都有以在岸汇率为标的的期权，那么哪个市场的信息效率更高一些？同为对人民币汇率风险进行对冲的场所，在岸和离岸的人民币期权市场之间必然存在一定的竞争和替代关系。两

¹ 郑振龙，厦门大学管理学院

² 黄珊珊，厦门市人民政府国有资产监督管理委员会

³ 郭博洋，招商证券股份有限公司衍生投资部

个市场的效率高，或许将决定谁能进一步发展壮大，进而决定人民币期权定价权的归属。

自 2005 年以来，不少文献对于在岸和离岸人民币市场之间的关系进行了考察。其中，大部分研究着眼于不同市场的汇率之间的联动关系。在 CNH 市场形成前，许多文献考察了在岸即期、在岸远期和离岸无本金交割远期(Non-deliverable Forwards, NDF)三者间的关系，如黄学军和吴冲锋(2006)、代幼渝和杨莹(2007)和陈蓉、郑振龙和龚继海(2009)等等。在 CNH 市场形成后，又有不少学者将 CNH 即期和 CNH 远期汇率纳入考察范围，对在岸和离岸市场的相互影响进行研究，如伍戈和裴诚(2012)、贺晓博和张笑梅(2012)以及周先平和李标(2013)等等。除此之外，也有少数文献对在岸和离岸市场的信息含量进行对比，较有代表性的是陈蓉和郑振龙(2009)关于在岸远期与 NDF 的分析。由于在岸人民币期权推出时间较晚，对其市场有效性进行考察的文献相对较少，例如王琦等(2014)。据笔者所见，目前暂未有文献对在岸和离岸人民币期权的信息含量进行全面的考察。

已有众多文献对发达国家外汇期权市场的信息含量进行检验，如 Malz(1997)、Campa et al.(1998)、Bliss and Panigirtzoglou(2002)、Corte et al.(2011)和 Corte et al. (2016)等等。但由于跨市场套利的存在，自由兑换货币的在岸和离岸市场通常不存在持续的价格差异，因此笔者也未见国外研究从期权隐含信息的角度讨论在岸、离岸市场差异。

在“8·11”汇改前后，央行采取了不同的汇率政策，国内部分学者就汇改对人民币汇率的影响进行了研究。如李政(2017)通过对汇改的成效进行量化考察，发现汇改提升了人民币汇率中间价的市场基准地位；周爱民和韩菲(2017)通过 Copula-CoVaR 模型对内地和香港两地股票市场和外汇市场的风险溢出效应进行度量，发现汇改后股票市场和外汇市场间出现正向风险溢出；周远游等(2017)则基于汇改的视角对人民币汇率的波动异常进行研究，实证结果表明“8·11”汇改令在岸汇率出现结构性变化，在岸汇率波动的市场化程度反而有所下降，类似的文献还有管涛(2017)和 Frankel 和谢丹夏(2017)等。然而“8·11”汇改这一变化对于人民币外汇衍生品市场效率的影响尚属未知。在不同的政策下，市场通过不同的方式形成人民币汇率预期，而期权价格中包含的信息，本质上就是市场对于未来的预期。因此，通过纵向地比较不同时期在岸和离岸外汇期权市场信息含量的变化，我们可以探究：汇改是否提高了人民币期权市场的效率？同时，通过比较不同时期在岸和离岸期权市场效率的相对高低，我们可以进一步探究汇改是否提高人民币期权市场的信息含量？

基于以上几点考虑，本文的基本思路如下：(1)以在岸人民币对美元期权和离岸无本金交割人民币对美元期权作为研究对象，二者的标的都是在岸人民币对美元汇率(即 USD/CNY 汇率)，因此从二者的报价中提取的隐含信息具有可比性；(2)利用无模型(Model-free)方法，从两种期权的报价中分别提取无模型隐含波动率和无模型隐含风险中性偏度(下称“风险中性偏度”)的日度时间序列；(3)根据汇率政策的不同，将样本划分为“8·11”汇改前、汇改初期和汇改后期三个区间，通过单变量回归和包含回归(Encompassing Regression)

的形式，在不同的样本期，考察两市场期权隐含信息的预测能力，通过预测能力的比较对在岸市场和离岸市场的信息含量进行对比，并进一步探究汇改是否能够提高两市场的信息含量。

二、实证设计

(一) 隐含信息提取

我们使用无模型的方法从期权价格中提取隐含信息。该方法的优势在于，我们不需要人为设定标的资产的模型，并且该方法可以将不同行权价上的期权所包含的信息进行加总。

1. 无模型隐含波动率

参照 Corte et al. (2011)和 Corte et al. (2016)等文献的做法，我们使用 Jiang and Tian(2005)的方法计算无模型隐含波动率。具体地，从当前 t 时刻至未来 T 时刻的无模型隐含方差，可用虚值看涨、看跌期权的价格表示为

$$E_t^Q [RV_{t,T}^2] = 2e^{r(T-t)} \left(\int_0^{F_{t,T}} \frac{P_{t,T}(K)}{K^2} dK + \int_{F_{t,T}}^{\infty} \frac{C_{t,T}(K)}{K^2} dK \right) \quad (1)$$

其中 $E_t^Q[\cdot]$ 表示风险中性世界期望， $RV_{t,T}^2$ 表示标的资产在 t 时刻至 T 时刻的已实现方差， $C_{t,T}(K)$ 和 $P_{t,T}(K)$ 分别表示 T 时刻到期、行权价为 K 的看涨和看跌期权在 t 时刻的价格。

要对式(1)的积分进行计算，需要在不同的执行价 K 上有连续的看涨、看跌期权价格。而外汇期权通常为场外交易，利用“Delta-隐含波动率”(下称“Delta-IV”)的报价方式对期权进行报价，行权价相对较少。我们采用相关文献中最为常见的做法对期权报价进行转换。首先，我们对 Delta-IV 期权组合报价进行转换，得到 5 个看涨期权的 Delta-IV 报价；其次，我们对这 5 个报价点之间的波动率微笑(Volatility Smile)进行三次样条差值(Cubic Spline Interpolation)，并对 5 个点之外的范围进行水平外推(Flat Extrapolation)，得到一条连续的 Delta-IV 曲线；随后，我们将上述 Delta-IV 曲线代入 Garman-Kohlhagen 定价公式，即 Black-Scholes 定价公式在外汇期权上的推广形式¹

$$\begin{aligned} c &= e^{-r(T-t)} (F_{t,T} N(d_1) - KN(d_2)) \\ p &= e^{-r(T-t)} (KN(-d_2) - F_{t,T} N(-d_1)) \end{aligned} \quad (2)$$

其中 K 为行权价， T 为期权到期时刻， d_1 和 d_2 的计算公式为

$$\begin{aligned} d_1 &= \frac{\ln(F_{t,T}/K) + 0.5\sigma^2(T-t)}{\sigma\sqrt{T-t}} \\ d_2 &= d_1 - \sigma\sqrt{T-t} \end{aligned} \quad (3)$$

¹ 需要特别指出的是，使用 Black-Scholes 期权定价公式，并不是认为 BS 期权定价模型的假定是符合实际的，仅仅是因为它为市场参与者广泛使用的一种期权价格与隐含波动率之间“转换器”。

其中 σ 为期权的 Black-Scholes 隐含波动率(下称 BS 隐含波动率)。

至此,我们在连续的行权价上得到了一组连续的看涨期权价格。最后,我们将看涨看跌期权平价公式(Put-Call Parity)代入式(1),并用数值积分的方法计算得到

$$E_t^Q [RV_{i,T}^2] \approx 2 \sum_i \frac{C_{i,T}(K_i) e^{r(T-t)} - \max(0, F_{i,T} - K_i)}{K_i^2} \Delta K_i \quad (4)$$

其中 K_i 表示第 i 个期权的行权价, $F_{i,T}$ 表示 t 至 T 时刻的远期汇率。

算出无模型隐含方差之后,通过取平方根得到 t 至 T 时刻的无模型隐含波动率

$$\sigma_i^{MF} = \sqrt{E_t^Q [RV_{i,T}^2]} \quad (5)$$

上标 MF 表示“无模型”,便于与 BS 隐含波动率保持区分。虽然由于凸性的存在,由 Jensen 不等式可知 $E_t^Q [RV_{i,T}] \leq \sqrt{E_t^Q [RV_{i,T}^2]}$,但不少文献指出,上式取等号导致的近似误差非常小,可以忽略不计。

为了更直观地进行比较,我们在本文中计算的所有波动率指标,均进行了年化处理。

2. 无模型风险中性偏度

参考主流文献的做法,我们使用 Bakshi et al.(2003)的方法计算风险中性偏度。记

$R_{i,T} = \ln(S_T / S_t)$ 为 t 时刻至 T 时刻标的资产的对数收益率, Bakshi et al.(2003)推导得到风险中性偏度的表达式

$$Skewness_t = \frac{E_t \left[(R(t,T) - \mu(t,T))^3 \right]}{E_t \left[(R(t,T) - \mu(t,T))^2 \right]^{3/2}} = \frac{e^{r(T-t)} W(t,T) - 3e^{r(T-t)} \mu(t,T) V(t,T) + 2\mu(t,T)^3}{\left(e^{r(T-t)} V(t,T) - \mu(t,T)^2 \right)^{3/2}} \quad (6)$$

其中 $\mu(t,T)$ 为风险中性收益率

$$\mu(t,T) \equiv E_t^Q \ln \left(\frac{S_T}{S_t} \right) = e^{r(T-t)} \left(1 - e^{-r(T-t)} - \frac{V(t,T)}{2} - \frac{W(t,T)}{6} - \frac{X(t,T)}{24} \right) \quad (7)$$

而 $V(t,T)$ 、 $W(t,T)$ 和 $X(t,T)$ 可分别用看涨期权和看跌期权的价格计算得到

$$V(t,\tau) = \int_{S_t}^{\infty} \frac{2(1 - \ln(K/S_t))}{K^2} C_{i,T}(K) dK + \int_0^{S_t} \frac{2(1 + \ln(S_t/K))}{K^2} P_{i,T}(K) dK \quad (8)$$

$$W(t,\tau) = \int_{S_t}^{\infty} \frac{6 \ln(K/S_t) - 3 \ln^2(K/S_t)}{K^2} C_{i,T}(K) dK - \int_0^{S_t} \frac{6 \ln(S_t/K) + 3 \ln^2(S_t/K)}{K^2} P_{i,T}(K) dK \quad (9)$$

$$X(t,\tau) = \int_{S_t}^{\infty} \frac{12 \ln^2(K/S_t) - 4 \ln^3(K/S_t)}{K^2} C_{i,T}(K) dK + \int_0^{S_t} \frac{12 \ln^2(S_t/K) + 4 \ln^3(S_t/K)}{K^2} P_{i,T}(K) dK \quad (10)$$

(二) 预测能力检验

我们采用单变量回归和多变量包含回归的方式,来考察从两个市场分别提取出的指标对于未来汇率分布的预测能力。单变量回归主要检验单个指标的信息含量,多变量回归则

考察不同指标之间的相对重要性，并检验某种指标是否包含了另一种指标的所有信息，这在相关文献中是较为常见的做法，如 Jiang and Tian(2005)。

为了考察期权报价是否包含未来汇率收益率的一阶、二阶和三阶矩的信息，我们构造 3 个不同的模型，分别检验期权隐含信息对汇率的收益率、波动率和尾部风险的预测能力。

1. 预测汇率收益

风险中性偏度反映了相应资产收益率分布的非对称性。风险中性偏度越负偏，说明虚值看跌期权相对于虚值看涨期权定价越高，资产价值下跌的可能性也就越大。为此，学者对期权隐含偏度与当期或未来的标的资产收益率的相关性进行研究。不少文献表明，期权隐含偏度与当期或未来的标的资产收益率相关。例如，较经典的 Malz(1997)就检验了多个货币对的期权隐含偏度对下一期汇率收益的预测能力。因此，本文中我们也使用风险中性偏度对汇率收益率进行预测。

考虑模型

$$R_{i,T} = \alpha + \beta^{On} Skew_{i,On} + \beta^{Off} Skew_{i,Off} + \varepsilon_t \quad (11)$$

其中 $Skew_{On}$ 和 $Skew_{Off}$ 分别表示在岸和离岸风险中性偏度，下标 t 表示观察日期， T 表示期权到期日， $R_{i,T} = \ln(S_T / S_t)$ 为标的汇率在期权存续期间的对数收益率。

我们对假设 $H_0: \beta^{On} = 0$ 或 $H_0: \beta^{Off} = 0$ 进行检验。在单变量回归中，若检验结果拒绝原假设，则风险中性偏度对于汇率收益率有预测能力。在包含回归中，若 $Skew_{On}$ 中关于未来收益率的信息都已包含在 $Skew_{Off}$ 中，则原假设 $H_0: \beta^{On} = 0$ 成立；反之，若 $Skew_{On}$ 包含了 $Skew_{Off}$ 中的所有未来收益率信息，则原假设 $H_0: \beta^{Off} = 0$ 成立。

2. 预测汇率波动

现有的研究常使用历史波动率、Black-Scholes 隐含波动率和无模型隐含波动率对未来波动率进行预测，并比较三者的信息含量。这些研究大多发现，在预测未来波动率时，无模型隐含波动率比 BS 隐含波动率和历史波动率更有效。然而，在人民币期权市场上，无模型隐含波动率是否优于 BS 隐含波动率和历史波动率，我们还不得而知。因此，我们首先在在岸和离岸人民币期权市场上，分别比较 BS 隐含波动率和无模型隐含波动率的信息含量，选出两个市场中信息含量更高的隐含波动率指标；随后，再针对分别选出的两个指标进行包含回归，考察两个市场信息含量的相对高低，并检验它们是否比历史波动率包含更多的信息。

由于无法获取较长期限的汇率日内报价，我们无法利用高频数据计算已实现波动率 (Realized Volatility)。因此，我们使用期权剩余期限内汇率对数收益率的标准差作为未来波动率

$$\sigma_t^{Fut} = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=t+1}^{t+n} (r_i - \bar{r}_i)^2} \quad (12)$$

其中 n 为期权剩余期限的交易日数, $r_i = \ln(S_i / S_{i-1})$ 为 i 日汇率对数收益率, $\bar{r}_i = \frac{1}{n} \sum_{i=t+1}^{t+n} r_i$ 为期权剩余期限内日均对数收益率。同时, 我们将滞后的波动率序列作为历史波动率, 滞后期的长度与期权期限相同。

此外, 由于平价期权成交量大、流动性好, 其价格较为充分地反映了市场预期。因此, 本文在检验 BS 隐含波动率的信息含量时, 使用平价期权的隐含波动率作为 BS 隐含波动率的代表。这在相关文献中也是较为常见的做法。

首先, 我们分别在两个市场上检验两种隐含波动率的信息含量。除了使用波动率的原序列和平方序列进行回归, 为了使变量更接近正态分布, 之前的研究也常使用波动率的对数形式进行回归。参考 Jiang and Tian (2005) 等文献的做法, 我们同时考虑三种模型设定

$$\begin{aligned} \sigma_t^{Fut} &= \alpha_i + \beta_i^{MF} \sigma_{t,i}^{MF} + \beta_i^{BS} \sigma_{t,i}^{BS} + \varepsilon_{t,i} \\ (\sigma_t^{Fut})^2 &= \alpha_i + \beta_i^{MF} (\sigma_{t,i}^{MF})^2 + \beta_i^{BS} (\sigma_{t,i}^{BS})^2 + \varepsilon_{t,i} \\ \ln \sigma_t^{Fut} &= \alpha_i + \beta_i^{MF} \ln \sigma_{t,i}^{MF} + \beta_i^{BS} \ln \sigma_{t,i}^{BS} + \varepsilon_{t,i} \end{aligned} \quad (13)$$

其中 $i \in \{On, Off\}$ 表示从在岸或离岸市场提取出的指标, σ^{MF} 和 σ^{BS} 分别表示无模型隐含波动率和 BS 隐含波动率。由于本文考察的在岸、离岸期权标的均为在岸即期汇率, 因此 σ^{Fut} 没有在岸、离岸之分。

在在岸和离岸市场分别选出最优的波动率指标后, 再考察模型

$$\begin{aligned} \sigma_t^{Fut} &= \alpha_i + \beta^{His} \sigma_t^{His} + \beta^{On} \sigma_{t,On}^* + \beta^{Off} \sigma_{t,Off}^* + \varepsilon_t \\ (\sigma_t^{Fut})^2 &= \alpha_i + \beta^{His} (\sigma_t^{His})^2 + \beta^{On} (\sigma_{t,On}^*)^2 + \beta^{Off} (\sigma_{t,Off}^*)^2 + \varepsilon_t \\ \ln \sigma_t^{Fut} &= \alpha_i + \beta^{His} \ln \sigma_t^{His} + \beta^{On} \ln \sigma_{t,On}^* + \beta^{Off} \ln \sigma_{t,Off}^* + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (14)$$

其中 σ_{On}^* 和 σ_{Off}^* 分别表示在岸和离岸市场的最优隐含波动率指标, 其为式(13)实证结果得出的信息含量最高的隐含波动率指标, σ^{His} 表示历史波动率。

3. 预测汇率尾部风险

风险中性偏度反映了隐含波动率曲线的偏斜程度, 不少学者认为, 其进一步反映出的是投资者对于尾部风险事件的预期。根据这一观点, 我们对风险中性偏度能否预测标的汇率的暴涨暴跌进行考察。

借鉴陈蓉和林秀雀(2016)的研究方法, 我们按以下原则对每个交易日是否出现尾部风险进行判定: 若某日的对数收益率大于区间平均对数收益率加上 2 倍标准差, 则判定该日发生暴涨; 若对数收益率小于平均对数收益率减去 2 倍标准差, 则判定该日发生暴跌。接

下来, 我们根据期权剩余期限内汇率是否发生暴涨或暴跌, 计算 *Tail* 指标——若汇率出现暴涨, 则 $Tail_{Up,t} = 1$; 若汇率出现暴跌, 则 $Tail_{Down,t} = 1$ 。

之后, 我们通过 Logistic 回归来考察在岸、离岸的风险中性偏度是否对尾部事件的发生具有预测能力

$$Logistic(p_{i,t}) = \ln\left(\frac{p_{i,t}}{1-p_{i,t}}\right) = \alpha_i + \beta_i^{On} Skew_{t,On} + \beta_i^{Off} Skew_{t,Off} + \varepsilon_{i,t} \quad (15)$$

其中 $i \in \{Up, Down\}$ 代表尾部风险的类型(暴涨或暴跌), t 表示观察日期, $p_{i,t}$ 表示自 t 日至期权到期日的期限内发生尾部风险事件的概率, 利用 *Tail* 指标计算得出, $Skew_{On}$ 和 $Skew_{Off}$ 分别表示在岸和离岸风险中性偏度。

由于在第二个区间内 $Tail_{Up,t} = 1$ 的样本不足 10 个, 不满足进行 Logistic 回归的条件, 因此我们不在该区间内对预测右尾事件的模型进行回归。

三、样本与数据

(一) 数据选择与处理

本文讨论的在岸和离岸人民币期权都是人民币对美元欧式期权, 标的汇率为 USD/CNY, 即看涨期权表示看涨美元、看跌人民币, 看跌期权表示看跌美元、看涨人民币。出于期权流动性的考虑, 相关研究通常关注到期期限为 1 个月至 3 个月的期权, 且以 1 个月期权为主。因此, 我们选择到期期限为 1 个月的期权作为研究对象, 并使用到期期限为 2 个月的期权进行稳健性检验。

本文选用的在岸、离岸 USDCNY 期权收盘报价以及 USDCNY 即期、远期收盘价数据均来自 Bloomberg。其中, 期权报价均为期权组合的 Delta-IV 报价, 我们首先需要将其转换为单个期权的 Delta-IV 报价¹。由于在岸期权报价在 2014 年 6 月前常出现缺失值, 在 2014 年 6 月 5 日后数据较为完整, 因此本文的样本区间自 2014 年 6 月 5 日开始, 至 2016 年 12 月 27 日, 剔除两市场报价不完整的交易日后, 共计 580 个交易日。

由于境内人民币与外汇不可自由兑换, 人民币市场上的外币利率与境外的外币利率并不一致。参考业内人士梁泓等(2011)的做法, 我们使用与期权到期期限相同的人民币对美元远期隐含美元利率作为外币利率 r_f , 具体计算方法为:

$$r_{f,t} = r_t - \frac{\ln(F_t/S_t)}{T-t} \quad (16)$$

¹ 具体转换方法可参考梁泓等(2011)。

其中 F_t 为与期权到期日相同的远期在 t 时刻价格, S_t 为 t 时刻的即期汇率, r_t 为 t 时刻国内无风险利率。

使用无模型方法提取隐含信息之前, 首先需要检验期权报价是否满足“无套利”条件。为此, 我们参考王琦等(2014)的做法, 我们分别在在岸和离岸市场, 对于 1 个月期权报价是否存在垂直套利空间进行了检验。具体而言, 我们首先检验了 10 Delta 看涨、25 Delta 看涨、ATM、25 Delta 看跌以及 10 Delta 看跌期权之间, 是否存在简单的两期权垂直套利机会; 其次, 我们检验了 10 Delta 看涨、10 Delta 看跌和 ATM 期权组成的蝶式组合是否存在套利机会。结果表明, 无论是在岸还是离岸期权, 均没有任一交易日出现垂直套利空间。因此, 我们认为样本期内的所有期权报价均满足无套利条件。

(二) 区间划分

参考管涛(2016)对于“8·11”汇改前后不同时期汇率政策的总结, 我们以 2015 年 8 月 11 日和 2016 年 1 月 11 日两个时间点, 将样本划分为三个区间。

“8·11”汇改之前, 央行常使用中间价来管理和稳定汇率, 人民币汇率中间价发挥着“锚”的作用。在汇改后的初期, 即 2015 年 8 月至 2016 年 1 月这一阶段, 央行放松了中间价管理, 但没有明确新的中间价报价机制, 市场对于人民币汇率的预期较为混乱。在汇改后期, 即 2016 年 1 月 11 日之后, 央行明确了参考“收盘价+一篮子汇率”的中间价制定规则, 通过更加市场化的手段逐步调节、引导市场预期。

四、实证分析

由于我们的样本期只有 30 个月, 若用不重叠(Non-overlapping)的月度样本进行考察, 仅能够勉强满足进行回归所需要的样本数量, 无法再对样本区间进行划分。因此, 本文使用重叠(Overlapping)的日度样本进行回归, 并用 Newey-West 方法对回归标准误进行调整, 得到自相关和异方差情形下的稳健值。

表 1 是两市场无模型隐含波动率的描述性统计。从中可以看出, 在“8·11”汇改前, 在岸、离岸的无模型隐含波动率均处于较低水平, 且隐含波动率本身的波动也较小。汇改之后, 两市场的隐含波动率均大幅上升, 而离岸隐含波动率的均值和标准差均明显高于在岸, 这可能是由于离岸市场对于市场信息和预期变化更为敏感导致的。关于各样本期内两个变量的平稳性, ADF 检验和 KPSS 检验给出了不同的结果, 但当 ADF 检验不拒绝“存在单位根”的原假设时, KPSS 检验都不拒绝“序列平稳”的原假设。为了与已有的诸多关于无模型隐含波动率信息含量的研究(如 Jiang and Tian(2005)、黄蕙舟和郑振龙(2009)等)保持一致, 也为了对不同区间的回归结果进行更直观的比较, 我们在各样本期内均使用隐含波动率的原序列而不是差分序列进行回归。

表 1 无模型隐含波动率的描述性统计

区间	指标	样本数	均值	标准差	偏度	峰度	最小值	最大值	ADF	KPSS
2014/6/5 至	σ_{On}^{MF}	277	0.0239	0.0069	0.7657	-0.6313	0.0149	0.0409	-1.23	0.32
2015/8/10	σ_{Off}^{MF}	277	0.0207	0.0066	1.1816	0.6703	0.0127	0.0425	-1.81	0.35
2015/8/11 至	σ_{On}^{MF}	96	0.444	0.0066	1.4233	1.5870	0.0361	0.0682	-1.70	0.53
2016/1/10	σ_{Off}^{MF}	96	0.0598	0.0121	1.1093	1.8933	0.0419	0.1076	-4.27***	
2016/1/11 至	σ_{On}^{MF}	207	0.0428	0.0058	0.8300	0.0704	0.0341	0.0614	-2.97**	
2016/12/27	σ_{Off}^{MF}	207	0.0540	0.0113	0.9537	0.5981	0.0376	0.0948	-3.49***	

注：表格中的峰度为超额峰度(Excess Kurtosis)，即样本峰度减 3。若 ADF 检验表明原序列平稳，则不进行 KPSS 检验。ADF 检验的原假设为“存在单位根”；KPSS 检验的原假设为“序列平稳”。*、**和*** 分别表示在 10%、5%和 1%显著水平下拒绝原假设。

表 2 是两市场风险中性偏度的描述性统计。在任一样本区间内，在岸风险中性偏度的均值和标准差均小于离岸市场，说明离岸市场的隐含分布更加正偏，也就是离岸市场上认为人民币贬值的可能性更大，且波动更频繁。由于人民币汇率几乎在整个样本内都存在贬值预期，而离岸市场对于信息的反应更加灵敏，因此该结果符合我们的预期。在第一个区间内，ADF 检验和 KPSS 检验均认为 $Skew_{Off}$ 不平稳，因此我们不在第一个区间内对 $Skew_{Off}$ 进行回归。

表 2 风险中性偏度的描述性统计

区间	指标	样本数	均值	标准差	偏度	峰度	最小值	最大值	ADF	KPSS
2014/6/5 至	$Skew_{On}$	277	0.7378	0.4119	-0.2069	-0.1836	-0.2776	1.9670	-2.67*	
2015/8/10	$Skew_{Off}$	277	1.5957	0.7142	0.4087	-0.9236	0.3307	3.2275	-0.81	1.51*
2015/8/11 至	$Skew_{On}$	96	1.4027	0.2495	-0.1577	-0.8930	0.8715	1.8833	-2.68*	
2016/1/10	$Skew_{Off}$	96	1.7488	0.4418	-0.3669	-0.7460	0.8255	2.4664	-0.43	0.85
2016/1/11 至	$Skew_{On}$	207	0.6136	0.5598	-0.8533	2.4249	-1.7984	1.8288	-4.58***	
2016/12/27	$Skew_{Off}$	207	0.8295	0.6269	-0.3396	0.6853	-1.4007	2.3461	-3.50***	

注：表格中的峰度为超额峰度(Excess Kurtosis)，即样本峰度减 3。若 ADF 检验表明原序列平稳，则不进行 KPSS 检验。ADF 检验的原假设为“存在单位根”；KPSS 检验的原假设为“序列平稳”。*、**和*** 分别表示在 10%、5%和 1%显著水平下拒绝原假设。

(一) 预测汇率收益

表 3 给出了式 [错误!未找到引用源。](#) 的估计结果。

在第一个样本期内，回归结果不拒绝 $\beta^{On} = 0$ 的原假设，因此 $Skew_{On}$ 不包含未来收益率的信息。

在第二个样本期内， $Skew_{On}$ 仍不包含未来收益率的信息，而 $Skew_{Off}$ 中含有未来收益率信息。单变量和双变量回归中， β^{Off} 均显著为负，说明离岸市场的风险中性偏度越高，未来 1 个月 USDCNY 收益率越低，这与市场上美元“避险货币”的属性相符——期权隐含偏度较高时，在风险中性测度下，美元大幅升值(即人民币大幅贬值)的概率相对较高。这时，投资者倾向于立刻卖出人民币、购入美元进行保值，导致汇率在当期出现超调，未来的潜在收益率下降。另外，双变量回归拒绝了 $H_0: \beta^{On} = 0$ ，并且 $\beta^{On} > 0$ ，与单变量回归的结果

相悖，这可能是由于回归存在抑制效应(Suppression effect)，即由于 $Skew_{on}$ 与 $Skew_{off}$ 存在相关性， $Skew_{on}$ 较好地解释了 $Skew_{off}$ 的变动中与未来收益率无关的部分，使模型的拟合优度显著提高。为了避免 $Skew_{on}$ 与 $Skew_{off}$ 之间可能存在的相关性，我们将 $Skew_{off}$ 对 $Skew_{on}$ 进行回归得到残差，并进一步的将未来收益率对 $Skew_{on}$ 和上述所得残差进行回归，回归结果可见表 3 第 5 组，回归结果同样支持上述的推断。因此，不论是从单变量回归还是包含回归来看， $Skew_{off}$ 比 $Skew_{on}$ 显著地包含了更多关于未来收益率的信息。

表 3 风险中性偏度对汇率收益率的预测能力

组别	α	β^{on}	β^{off}	Adj. R^2
2014/6/5 至 2015/8/10				
1	-0.0013(-0.58)	0.0044(1.18)		0.0361
2015/8/11 至 2016/1/10				
2	0.0075(0.86)	-0.0007(-0.1288)		0.0000
3	0.0225***(-3.69)		-0.0092***(-2.95)	0.1872
4	0.0094(1.30)	0.0175***(-4.33)	-0.0157***(-5.41)	0.3095
5	0.0075(1.07)	-0.0007(-0.16)	-0.0157***(-5.41)	0.3095
2016/1/11 至 2016/12/27				
6	0.0088***(-4.95)	-0.0060***(-3.16)		0.1133
7	0.0085***(-4.06)		-0.0044*(-2.43)	0.0851
8	0.0088***(-4.38)	-0.0060*(-1.90)	0.0000(0.01)	0.1090
9	0.0088***(-5.11)	-0.0060***(-3.25)	0.0000(0.01)	0.1090

注：该表为式 [错误!未找到引用源。](#) 的估计结果。括号内为经 Newey-West 调整的 t 统计量，该统计量为考虑了自相关和异方差的稳健值。*、**和***分别表示该系数在 10%、5% 和 1% 的水平下显著异于 0。

在第三个样本期内，从单变量回归来看，在岸、离岸的风险中性偏度均包含未来收益率的信息， $Skew_{on}$ 回归的调整 R^2 略高于 $Skew_{off}$ 。 $\beta^{on}, \beta^{off} < 0$ ，说明在岸期权市场包含的信息也体现出美元相对于人民币的避险属性。在双变量回归中，可能由于受到多重共线性的影响， β^{off} 不显著异于 0，且调整 R^2 反而略低于 $Skew_{on}$ 的单变量回归。为了避免 $Skew_{on}$ 与 $Skew_{off}$ 之间可能存在的相关性，我们同样将 $Skew_{off}$ 对 $Skew_{on}$ 进行回归得到残差，并进一步的将未来收益率对 $Skew_{on}$ 和上述所得残差进行回归，回归结果可见表 3 第 9 组，回归结果同样支持上述的结论。因此我们推断，二者的信息含量较为接近， $Skew_{on}$ 的信息含量略高于 $Skew_{off}$ 。

综上所述，在汇改前，在岸风险中性偏度对未来收益率的预测能力较弱；汇改初期，离岸期权市场包含未来收益率信息，体现出较为明显的信息优势；直到汇改后期，在岸市场的风险中性偏度才对收益率具有显著的预测能力，并且在这一阶段，在岸市场信息含量略高于离岸市场。以上结果表明，从预测未来汇率走势的角度来看，仅放开对于中间价的管理，无益于提高在岸期权市场的效率。只有在央行使用市场化手段引导预期的情况下，在岸市场效率才能进一步提高，从而与离岸市场一样展现出信息效率。

我们使用期限为 2 个月的人民币对美元期权进行稳健性检验¹。结果表明,在汇改前,在岸的 2 个月风险中性偏度对于未来汇率收益没有预测能力;在汇改初期,在岸和离岸风险中性偏度对未来汇率收益的单变量回归系数均为正数,且在岸风险中性偏度对于汇率收益的预测效果较好;在汇改后期,仍然是在岸风险中性偏度优于离岸,而单变量回归的系数均变为负数。以上第一、第三个区间得到的结论与 1 个月风险中性偏度的结论一致,即汇改后信息含量较汇改前有显著提高,且第三个区间在岸风险中性偏度信息含量高于离岸。而第二个区间内,回归系数符号和相对信息含量的结果均与 1 个月风险中性偏度不同,我们推测这是由于这一区间的长度(5 个月)对于 2 个月的期权期限而言相对较短,因此以 2 个月的尺度进行考察时,呈现出的特征与 1 个月的尺度有所不同。

(二) 预测汇率波动

由于篇幅所限,我们不展示式**错误!未找到引用源。**的估计结果。除了汇改初期的离岸市场外,其他回归结果均为无模型隐含波动率优于 BS 隐含波动率,这符合我们的预期。而离岸市场在第二个样本期内出现“异常”,或许是因为“8·11”汇改带来人民币可能大幅贬值的恐慌,导致虚值期权没有包含任何有效的信息,以至于我们加总了不同期权的信息后,其预测能力反而不如平价期权的隐含波动率。表 4、表 5 和表 6 依次展示了三个样本期内式**错误!未找到引用源。**的估计结果。²

表 4 2014/6/5 至 2015/8/10 两市场隐含波动率对未来波动率的预测能力

组别	α	β^{his}	β^{on}	β^{off}	Adj. R^2
1	-4.5059***(-4.27)	-0.0790(-0.30)			0.0004
2	-0.7391(-0.54)		0.9095**(2.36)		0.1055
3	-0.2523(-0.21)			0.9992*** (3.17)	0.1416
4	0.2814(0.25)	-0.6752***(-3.46)	1.9448*** (7.04)		0.2623
5	-0.3452(-0.28)	-0.3993*(-2.02)		1.4105*** (5.10)	0.2194
6	-0.1468(-0.10)		-0.1489(-0.29)	0.8828** (2.52)	0.1395
7	0.5956(0.47)	-0.6364***(-3.23)	1.4065*** (4.40)	0.5558* (1.73)	0.2739
8	-4.5059***(-5.83)	-0.0790(-0.40)	1.9448*** (7.04)		0.2623
9	-4.5059***(-5.30)	-0.0790(-0.37)		1.4105*** (5.11)	0.2194
10	-0.7391(-0.53)		0.9095** (2.36)	0.8828** (2.52)	0.1395
11	-4.5059***(-5.80)	-0.0790(-0.40)	1.9448*** (6.77)	0.5558* (1.73)	0.2739

注:该表为式**错误!未找到引用源。**的估计结果。括号内为经 Newey-West 调整的 t 统计量,该统计量为考虑了自相关和异方差的稳健值。*、**和***分别表示该系数在 10%、5%和 1%的水平下显著异于 0。为了避免可能存在的相关性,组别 8—11 中自变量为每一个自变量对前几个自变量回归所得的残差。如第 8 组中的 β^{off} 对应的数据为在岸隐含波动率对历史波动率回归所得残差,故第 8 组为未来波动率对历史波动率和上述残差回归的结果。

在第一个样本期内,从单变量回归来看,在岸、离岸隐含波动率都仅仅在 $\ln \sigma$ 形式的模型设定下对于未来波动率有预测能力,而历史波动率对于未来波动率的预测效果较差——三种模型设定下系数均不显著异于 0、常数项则显著异于 0。这可能是由于人民币汇率在

¹ 由于篇幅所限,我们不详细展示稳健性检验的结果。

² 由于篇幅所限,式(14)三个方程的实证结论一致,这里我们只展现第三个方程的估计结果。

汇改前波动较为稳定，波动率长期保持在均值水平附近。在 $\ln \sigma$ 形式的双变量回归中，可以看到 β^{On} 和 β^{Off} 的系数均显著异于 0，从表 4 的第 9-11 组回归结果可以看出，剔除历史波动率和在岸波动率信息后的离岸信息对未来波动率的预测系数仍旧显著，可以发现在岸市场和离岸市场对未来波动率均有预测力，且离岸市场隐含波动率的信息含量更丰富。在三变量回归中， β^{On} 和 β^{Off} 的系数均显著异于 0，说明两个市场均没有体现出绝对的信息优势。因此，在第二样本期内，在岸市场和离岸市场对未来波动率均有预测力，离岸市场隐含波动率的信息含量略高于在岸市场。

表 5 2015/8/11 至 2016/1/10 两市场隐含波动率对未来波动率的预测能力

组别	α	β^{His}	β^{On}	β^{Off}	Adj. R^2	
1	-4.9797***(-14.10)	-0.3159***(-3.33)			0.1881	
2	0.3078(0.18)		1.3207**(2.35)		0.1465	
3	-2.0645*(-1.76)			0.6190(1.46)	0.0568	
4	-0.8389(-0.72)	-0.3170***(-4.02)	1.3262*** (3.39)		0.3396	
5	-2.4023***(-2.72)	-0.41***(-4.05)		1.0268*** (2.65)	0.3504	
ln σ	6	0.3079(0.18)	1.3097**(2.17)	0.0122(0.03)	0.1374	
	7	-1.0428(-0.96)	-0.3744***(-3.79)	0.7357* (1.96)	0.6534(1.47)	0.3703
	8	-4.9797***(-16.97)	-0.3159***(-4.01)	1.3262*** (3.39)		0.3396
	9	-4.9797***(-16.64)	-0.3159***(-3.74)		1.0268** (2.65)	0.3504
	10	0.3078(0.18)		1.3207**(2.34)	0.0122(0.03)	0.1374
	11	-4.9797***(-17.8)	-0.3159***(-4.02)	1.3262*** (3.56)	0.6534(1.47)	0.3703

注：该表为式(1)的估计结果。括号内为经 Newey-West 调整的 t 统计量，该统计量为考虑了自相关和异方差的稳健值。*、**和***分别表示该系数在 10%、5% 和 1% 的水平下显著异于 0。为了避免可能存在的相关性，组别 8—11 中自变量为每一个自变量对前几个自变量回归所得的残差。

第二个样本期内，从单变量回归来看， σ_{On}^* 在三种模型设定下都对未来波动率有显著的预测能力，信息含量与第一个样本区间相比有了大幅提升。 β^{His} 在所有的回归中都显著为负，说明该区间内汇率的波动率可能存在较强的均值回复效应——若当前的历史波动率高于平均水平，则未来的波动率很可能低于平均；反之，若当前的历史波动率较低，则未来的波动率可能较高。这一结果与“8·11”汇改后人民币汇率震荡下行的走势相符。两个市场相比较而言， σ_{On}^* 的系数几乎都显著为正，而 σ_{Off}^* 的系数在与 σ_{On}^* 的双变量回归和三变量回归中都不显著，且从表 5 的第 10-11 组回归结果我们可以看出，剔除历史波动率和在岸波动率信息后的离岸信息对未来波动率的预测系数变为不显著；从调整 R^2 来看，在回归中加入 σ_{On}^* 对于拟合效果改善程度明显高于 σ_{Off}^* ，而在 σ_{On}^* 的单变量回归中加入 σ_{Off}^* 后，调整 R^2 并没有得到明显的提高。因此，在第二个样本区间内，在岸市场的隐含波动率信息含量明显高于离岸市场。

表 6 2016/1/11 至 2016/12/27 两市场隐含波动率对未来波动率的预测能力

组别	α	β^{His}	β^{On}	β^{Off}	Adj. R^2
1	-2.1286***(-6.01)	0.3916***(3.86)			0.1653
2	-1.0725(-1.76)		0.7674***(3.88)		0.1593
3	-1.4567***(-4.16)			0.6881***(5.68)	0.3128
4	-1.1818*(-1.94)	0.2284(1.61)	0.4487(1.53)		0.1972
5	-1.3570***(-3.56)	0.0711(0.67)		0.6281***(4.48)	0.3127
6	-1.3574**(-2.24)		0.0543(0.20)	0.6639***(3.88)	0.3099
7	-1.3714**(-2.28)	0.0697(0.58)	0.0092(0.03)	0.6252***(3.78)	0.3093
8	-2.1286***(-6.10)	0.3916***(3.90)	0.4587(1.53)		0.1972
9	-2.1286***(-6.51)	0.3916***(4.16)		0.6282***(4.48)	0.3127
10	-1.5194**(-2.47)		0.6203***(3.12)	0.6639***(3.88)	0.3099
11	-2.1286***(-6.49)	0.3916***(4.15)	0.4587*(1.83)	0.6252***(3.78)	0.3093

注：该表为式错误!未找到引用源。的估计结果。括号内为经 Newey-West 调整的 t 统计量，该统计量为考虑了自相关和异方差的稳健值。*、**和***分别表示该系数在 10%、5% 和 1% 的水平下显著异于 0。为了避免可能存在的相关性，组别 8—11 中自变量为每一个自变量对前几个自变量回归所得的残差。

在第三个样本区间内，首先， β^{On} 和 β^{Off} 在单变量回归中均显著为正，说明两市场的隐含波动率都包含未来波动率的信息。其次， β^{His} 在单变量回归中显著为正，但所有包含回归都不拒绝 $H_0: \beta^{His} = 0$ ，说明两个市场的隐含波动率都已经包含了历史波动率的信息。再次，含有 σ_{On}^* 和 σ_{Off}^* 的回归都拒绝了原假设 $H_0: \beta^{Off} = 0$ 而都不拒绝 $H_0: \beta^{On} = 0$ 。最后，将 σ_{Off}^* 纳入模型可以显著地提高拟合优度，而若是向已包含 σ_{Off}^* 的模型中加入 σ_{On}^* 或 σ^{His} ，拟合优度基本保持不变。此外，在剔除变量之间可能存在的相关性后，表 6 的 8-11 组的回归结果同样支持上面的结论。以上这些结果都说明，离岸市场的隐含波动率充分包含了在岸隐含波动率和历史波动率中的信息，离岸市场存在明显的信息优势。

综合以上结论，我们不难发现：随着汇率中间价形成机制的市场化程度提高，两市场期权隐含波动率的信息含量均有明显提高。若横向比较两市场信息效率的差异，我们发现：在“8·11”汇改前，离岸市场略有信息优势；在汇改初期，在岸市场有明显的信息优势；而在汇改后期，离岸市场存在明显的信息优势，离岸隐含波动率甚至包含了在岸隐含波动率和历史波动率的所有信息。因此，从预测汇率波动的角度来看，若央行不使用公开、明确的方式引导汇率预期，在岸市场可能比离岸市场更好地理解央行意图，并由此受益；若央行采取市场化的方式引导预期，离岸市场可能比在岸市场更多地受益于央行与市场的沟通。

使用 2 个月期权对上述结果进行稳健性检验，我们也得到了完全一致的结论。

(三) 预测汇率尾部风险

表 7 展示了式错误!未找到引用源。的估计结果。首先，在“8·11”汇改前，无论是对暴涨还是暴跌进行预测，回归结果都不拒绝 $\beta^{On} = 0$ 的原假设。 χ^2 检验在 5% 的显著水平下拒绝了模型无效的原假设，说明 $Skew_{On}$ 仅对尾部事件有一定的解释力，信息含量较低。

接下来，我们先从汇改后两个阶段的左尾事件模型入手。各预测模型的伪 R^2 基本都高于 0.2，似然比 χ^2 检验拒绝了所有“模型无效”的原假设，并且单变量回归均拒绝 $\beta = 0$ 的原假设。这些结果表明，两市场风险中性偏度都含有未来左尾事件的信息。从系数的符号来看，所有 β^{on} 和 β^{off} 均为正数，说明风险中性偏度越高，窗口期内发生左尾事件的概率越大——现实中未来概率分布的尾部特征，与我们计算的风险中性偏度所揭示的尾部特征恰好相反。不过，一方面，部分关于风险中性偏度与尾部风险的研究也得到了类似的结果，如陈蓉和林秀雀(2016)对于 S&P 500 股指期权隐含风险中性偏度进行的研究，以及 Conrad et al.(2013)对于个股期权进行的研究。另一方面，这一结果与我们利用风险中性偏度预测未来收率的结果存在一定的一致性。风险中性偏度较高时，人们更加担忧人民币汇率大幅暴跌的风险，倾向于立即买入美元“避险”，使得人民币在短期内出现超调，未来一段时间内出现大幅反弹的可能性上升。两市场相比较来看，在第二个样本期内， $Skew_{off}$ 单变量回归的伪 R^2 明显高于 $Skew_{on}$ ；双变量回归的伪 R^2 相比 $Skew_{off}$ 单变量回归几乎没有提高，并且回归结果不拒绝 $\beta^{on} = 0$ 的原假设。因此，我们认为 $Skew_{off}$ 完全包含了 $Skew_{on}$ 关于左尾事件的所有信息。在第三个样本期内，三个模型的伪 R^2 较接近，且双变量模型不拒绝 $H_0: \beta^{on} = 0$ 或 $H_0: \beta^{off} = 0$ ，说明在岸和离岸的风险中性偏度包含的左尾信息十分接近。

最后，从第三个区间内预测右尾事件的模型来看， $Skew_{on}$ 比 $Skew_{off}$ 包含了更多右尾事件的信息。单变量回归中，不论是模型的伪 R^2 、 β 的显著性以及 χ^2 统计量的 P 值，都表明 $Skew_{on}$ 都是更好的预测指标。双变量回归不拒绝 $\beta^{off} = 0$ 的原假设，说明 $Skew_{on}$ 包含了 $Skew_{off}$ 关于右尾事件的所有信息。不过， β^{on} 的符号为负，表明未来收益率的尾部特征与风险中性偏度揭示的尾部信息再次相反——期权隐含负偏程度越高，未来发生暴涨的概率越大，这与左尾事件模型的回归结果是一致的。这说明，当期权市场预期人民币暴涨概率相对增大时，暴跌的风险已经悄然上升，则人们在预期人民币暴涨概率增大的同时也应该进一步防范暴跌可能带来的风险。

表 7 风险中性偏度对于汇率尾部事件的预测能力

α	β^{On}	β^{Off}	Pseudo R^2	LR	P(LR)
左尾(暴跌):					
2014/6/5 至 2015/8/10					
-0.9822(-1.06)	0.8207(0.76)		0.0511	4.6894	0.0303
2015/8/11 至 2016/1/10					
-9.5305***(-3.07)	7.2229*** (2.78)		0.2175	22.3503	0.0000
-18.6333***(-3.44)		11.2910*** (3.73)	0.5039	51.7835	0.0000
-19.1022***(-3.77)	1.3457(0.60)	10.5447*** (3.06)	0.5085	52.2567	0.0000
2016/1/11 至 2016/12/27					
-2.2974**(-2.30)	2.7097*(1.94)		0.1780	46.7027	0.0000
-2.6411**(-2.55)		2.5605** (2.09)	0.2101	56.0993	0.0000
-2.6509**(-2.41)	0.5785(0.31)	2.1296(1.18)	0.2136	56.1913	0.0000
右尾(暴涨):					
2014/6/5 至 2015/8/10					
0.5430(0.58)	-1.4226(-1.55)		0.0704	14.3347	0.0002
2016/1/11 至 2016/12/27					
0.3460(0.62)	-1.1802**(-2.21)		0.0578	14.8256	0.0001
0.1856(0.26)		-0.6566(-1.11)	0.0225	6.4108	0.0113
0.1792(0.23)	-2.4281*(-1.70)	1.2153(0.80)	0.0722	18.92	0.0001

注：该表为式(1)的估计结果。括号内为经 Newey-West 调整的 t 统计量，该统计量为考虑了自相关和异方差的稳健值。*、**和***分别表示该系数在 10%、5% 和 1% 的水平下显著异于 0。

表中报告的伪 R^2 为 *McFadden's R²*，LR 和 P(LR) 为似然比检验 χ^2 统计量及其对应的 P 值。

根据以上分析，相比“8·11”汇改前，人民币期权市场在汇改之后关于尾部事件的信息含量明显提高。在汇改初期，离岸市场包含的左尾信息显著高于在岸市场，体现出更高的信息效率。在汇改后第二阶段，离岸市场的左尾信息仍略高于在岸市场，而在岸市场包含的右尾信息显著高于离岸市场，因此整体来看，在岸市场的信息效率略优于离岸市场。上述结果，与我们对未来收益率进行预测时的结果一致。

对上述结果进行稳健性检验时，由于在第二个区间内 $Tail_{Up,t} = 1$ 与 $Tail_{Down,t} = 0$ 的样本都不足 10 个，无法进行 Logistic 回归，因此我们不对该样本期进行检验。在第一个区间内，在岸风险中性偏度的系数在两个回归中均不显著异于 0，没有包含有效的信息。在第三个区间内，从左尾事件来看，两市场风险中性偏度都对尾部风险具有预测能力，离岸市场包含了更多信息；而从右尾事件来看，二者对于未来汇率发生暴涨都仅有较弱的解释力度，信息含量接近。稳健性检验的结果，除了在岸风险中性偏度没有在第三个区间内呈现出预测右尾事件的显著信息优势之外，其他部分与前文结论基本一致。

总的来说，人民币期权市场在“8·11”汇改之后的信息含量明显提高，能为汇率政策的制定提供更加可靠的参考。汇率制定者可以通过市场上的无模型隐含波动率和风险中性偏度来观察当前汇率市场的情况并预测未来的汇率市场情况，从而制定相应的风险缓释政策。

五、结论

本文将“8·11”汇改前后的不同阶段划分为三个样本期，对于在岸和离岸人民币对外汇期权的无模型隐含波动率和无模型风险中性偏度的信息含量进行了探讨。首先，我们使用

无模型方法，从在岸和离岸市场分别提取 1 个月人民币对美元期权隐含波动率和风险中性偏度。随后，我们分别在三个样本期内检验两个市场的隐含信息对于未来汇率的收益率、波动率和尾部风险的预测能力，并对两市场的相对信息含量高低，以及不同时期之间两市场信息含量的变化进行了比较。

从风险中性偏度的角度来看，在汇改前，在岸风险中性偏度仅包含部分尾部风险的信息，对于未来汇率变化的预测能力较弱；在汇改初期，离岸市场的风险中性偏度包含了在岸风险中性偏度的所有信息，离岸市场信息效率明显高于在岸市场；在汇改后期，两市场的风险中性偏度都包含未来汇率变化的信息，在岸市场的信息效率略优于离岸市场。

从隐含波动率的角度来看，在汇改前，两市场的隐含波动率对于波动率的预测效果都较弱；在汇改初期，在岸隐含波动率可以显著预测未来的汇率波动，而离岸隐含波动率不包含未来波动率的信息；在汇改后期，两市场隐含波动率均包含未来波动率的信息，而离岸隐含波动率包含了在岸波动率、历史波动率的所有信息，存在明显的信息优势。

在汇改后的两个样本期内，若从隐含波动率和风险中性偏度的角度分别讨论两市场相对效率的高低，得到的结论并不一致。但整体来看，在“8·11”汇改之后，随着人民币中间价形成机制变得更加市场化，期权价格中包含了越来越多关于未来汇率分布的信息，在岸和离岸期权市场的信息效率都有显著提高。意味着，人民币中间价形成机制的市场化能显著提升我国金融市场效率。因此，在兼顾金融安全的角度上，稳步促进人民币中间价形成机制市场化进程将有利于我国金融市场效率的提高。

参考文献

- [1] 陈蓉和林秀雀, 2016, 《波动率偏斜与风险中性偏度能预测尾部风险吗》, 《管理科学学报》第 8 期, 第 113~126 页。
- [2] 陈蓉和郑振龙, 2009, 《结构突变、推定预期与风险溢酬:美元/人民币远期汇率定价偏差的信息含量》, 《世界经济》第 6 期, 第 64~76 页。
- [3] 陈蓉、郑振龙和龚继海, 2009, 《中国应开放人民币 NDF 市场吗?——基于人民币和韩圆的对比研究》, 《国际金融研究》第 6 期, 第 79~89 页。
- [4] 代幼渝和杨莹, 2007, 《人民币境外 NDF 汇率、境内远期汇率与即期汇率的关系的实证研究》, 《国际金融研究》第 10 期, 第 72~80 页。
- [5] Frankel J. 和谢丹夏, 2018, 《基于综合计量技术的人民币汇率制度演化分析》, 《国际金融研究》第 2 期, 第 66~76 页。
- [6] 管涛, 2016, 《汇率的本质》, 中信出版社 2016 年 8 月第一版。
- [7] 管涛, 2017, 《汇率选择“中间解”的中国样本》, 《国际金融研究》第 12 期, 第 77~84 页。
- [8] 贺晓博和张笑梅, 2012, 《境内外人民币外汇市场价格引导关系的实证研究——基于香港、境内和 NDF 市场的数据》, 《国际金融研究》第 6 期, 第 58~66 页。
- [9] 黄学军和吴冲锋, 2006, 《离岸人民币非交割远期与境内即期汇率价格的互动:改革前后》, 《金融研究》第 11 期, 第 83~89 页。
- [10] 黄蕙舟和郑振龙, 2009, 《无模型隐含波动率及其所包含的信息:基于恒生指数期权的经验分析》, 《系统工程理论与实践》第 11 期, 第 46~59 页。
- [11] 李政, 2017, 《“811 汇改”提高了人民币汇率中间价的市场基准地位吗?》, 《金融研究》第 4 期, 第 5~20 页。
- [12] 梁泓、刘道百和张翀, 2011, 《国内人民币期权产品概述及应用》, 《中国货币市场》第 6 期, 第 43~46 页。
- [13] 王琦、储国强和杨小玄, 2014, 《人民币对外汇期权波动率研究》, 《金融研究》第 3 期, 第 69~82 页。
- [14] 伍戈和裴诚, 2012, 《境内外人民币汇率价格关系的定量研究》, 《金融研究》第 9 期, 第 62~73 页。
- [15] 周爱民和韩菲, 2017, 《股票市场和外汇市场间风险溢出效应研究——基于 GARCH 一时变 Copula—CoVaR 模型的分析》, 《国际金融研究》第 11 期, 第 54~64 页。
- [16] 周先平和李标, 2013, 《境内外人民币即期汇率的联动关系——基于 VAR-MVGARCH 的实证分析》, 《国际金融研究》第 5 期, 第 4~14 页。
- [17] 周远游、刘莉亚和盛世杰, 2017, 《基于汇改视角的人民币汇率异常波动研究》, 《国际金融研究》第 5 期, 第 86~96 页。
- [18] Bakshi, G., N. Kapadia, and D. Madan. 2003. “Stock return characteristics, skew laws, and the differential pricing of individual equity options” *Review of Financial Studies*, 16(1):101~143.
- [19] Bliss, R. R. and N. Panigirtzoglou. 2002. “Testing the stability of implied probability density functions” *Journal of Banking & Finance*, 26(2):381~422.
- [20] Campa, J. M., P. H. K. Chang, and R. L. Reider. 1998. “Implied exchange rate distributions: evidence from OTC option markets” *Journal of International Money and Finance*, 17(1):117~160.

- [21] Conrad, J., R. F. Dittmar, and E. Ghysels. 2013. "Ex ante skewness and expected stock returns" *The Journal of Finance*, 68(1):85-124.
- [22] Corte, P. D., T. Ramadorai, and L. Sarno. 2016. "Volatility risk premia and exchange rate predictability" *Journal of Financial Economics*, 120(1):21-40.
- [23] Corte, P. D., L. Sarno, and I. Tsiakas. 2011. "Spot and forward volatility in foreign exchange" *Journal of Financial Economics*, 100(3):496-513.
- [24] Jiang, G. J. and Y. S. Tian. 2005. "The Model-Free Implied Volatility and Its Information Content" *Review of Financial Studies*, 18(4):1305~1342.
- [25] Malz, A M.. 1997. "Option-Implied Probability Distributions and Currency Excess Returns" *Federal Reserve of New York Staff Report 32*, November 1997.

Information Content of Foreign Exchange Options and Onshore/Offshore Market Efficiency

ZHENG Zhenlong HUANG Shanshan GUO Boyang

Summary: The People's Bank of China has been utilizing a more market-oriented way of forming the CNY central parity rate since the reform of exchange rate formation mechanism on August 11th, 2015. Its effect on RMB derivative markets remains unknown. Among RMB FX derivatives, the onshore CNY options and the offshore non-deliverable CNY options share the same underlying asset, that is, the onshore CNY exchange rate. However, there always exist differences in prices between these two options due to regulations that limit onshore-offshore arbitrage, which results in different option-implied FX distributions and information in these two markets. These differences provide a new perspective to compare these two markets.

In this context, whether the information implied in the CNY option quotes can effectively predict the future has become an important issue of our concern. In addition, since options of onshore and offshore markets are based on the same onshore exchange rate, which market is more efficient? Does the FX reform improve the efficiency of the RMB option market?

To compare the market efficiency between onshore and offshore option markets, we select the data of onshore USD/CNY options and the offshore non-deliverable USD/CNY options with both 1 month maturities. The information implied in these options are comparable due to their same underlying asset, the onshore USD/CNY exchange rate. Specifically, we divide our sample into 3 periods which include before the FX reform, the short time after the FX reform and later after the FX reform. Following the literature such as Jiang and Tian (2005) and Bakshi et al. (2003), we extract model-free implied volatility and risk-neutral skewness from both onshore and offshore 1-month USD/CNY options. Based on these information extracted from bid-ask Black-Scholes implied volatility price data of USD/CNY options portfolio, we test the predictability of implied volatility and risk-neutral skewness on the yield, volatility and tail risk of future exchange rate in the three subsamples. We also compare the information content in the two markets and their variation in different periods in order to figure out whether FX reform can improve the information content in both markets. In empirical study, we collect the closed price of onshore and offshore USD/CNY options and the closed price of spot and forward USD/CNY exchange rate from Bloomberg.

From the perspective of risk-neutral skewness, the results show that, before the FX reform, onshore risk-neutral skewness only covers the tail risk information and its predictability of future exchange variation is weak. During the short time after the FX reform, offshore risk-neutral skewness completely covers the information in its onshore counterpart. The information efficiency of offshore market is significantly better than onshore market. Later after the FX reform, risk-neutral skewness in both markets cover information of future exchange variation. The information efficiency of onshore market is slightly better than offshore market.

From the perspective of implied volatility, the results show that, before the FX reform, the predictability of implied volatility on future volatility is weak in both markets. During the short time after the FX reform, onshore implied volatility can significantly predict future volatility of USD/CNY exchange rate. However, offshore implied volatility doesn't cover information about future volatility. Later after the FX reform, implied volatility in both markets cover information about future volatility. And offshore implied volatility covers the whole information about its onshore counterpart and historical volatility. Offshore market is significantly information efficient.

In the two subsamples after the FX reform, we will get different results if we test the information efficiency from the two aspects of implied volatility and risk-neutral skewness, separately. However, as a whole study, after the FX reform, as the central parity rate becomes more market-oriented, FX option prices cover more and more information about future exchange rate distribution. The information efficiency of both onshore and offshore option market has notably increased. These results show that the market-oriented mechanism of CNY central parity rate could enhance the efficiency of Chinese financial market. Therefore, in the perspective of balancing financial security, steadily promoting the market-oriented mechanism process of the CNY central parity rate will be conducive to the improvement of the efficiency of Chinese financial market.

We explore the relationship between onshore and offshore markets from the perspective of option implied information. The conclusions have strong implications on whether we should carry out exchange rate reform and how to promote the reform. However, why do implied volatility and risk neutral skewness produce different results? Are there other factors that affect the information efficiency of the two markets? These issues deserve further exploration in the future.

Keywords: Foreign Exchange Options; Exchange Rate Reform; Information Content; Model-free; RMB Exchange rate

互联网金融资产的多目标投资组合研究

周光友¹ 罗素梅²

【摘要】互联网金融的快速发展和不断创新，正在悄然改变着公众的投资理财行为。本文在分析互联网金融创新下公众流动性偏好、投资行为变化与资产选择的基础上，构建基于 CRRA 期末财富期望效用最大化和 VaR 最小化的多目标投资组合模型。同时引入多目标优化的 NSGA-II 遗传算法，并选择实际数据对模型进行求解，得出最优的互联网金融资产组合。研究表明：（1）互联网金融给传统金融业带来冲击的同时，也改变了人们的流动性偏好、投资行为和资产组合选择。（2）互联网金融在一定程度上调和了金融资产“流动性、收益性和安全性”之间的矛盾，并兼顾了“三性”的相对统一。（3）模型求解结果显示，投资者对互联网金融资产的投资组合为低风险类资产 60% 左右、高风险类资产 40% 左右。

【关键词】互联网金融资产；流动性偏好；投资行为；多目标投资组合

一、引言

根据中国人民银行等十部门发布的《关于促进互联网金融健康发展的指导意见》，“互联网金融是传统金融机构与互联网企业利用互联网技术和信息通信技术实现资金融通、支付、投资和信息中介服务的新型金融业务模式。”³ 近年来，随着互联网金融的快速发展和不断创新，它对传统金融业和投资组合理论产生了较大的冲击。同时互联网金融的发展使得投资者持有同时具有收益率高、流动性强和安全性好的金融资产成为可能，即持有收益高的金融资产可以不损失或很少损失流动性和安全性。因此，在互联网金融创新下，传统金融资产的安全性、流动性和收益性之间的界限并非那么严格，它们之间的“矛盾”也不是不可调和的，也就是说投资者在追求高收益的同时也能兼顾流动性和安全性（如余额宝等产品）。公众为了追求期末财富效用的最大化，其资产组合会更偏向于高收益的金融资产，或者说公众的金融资产组合可以在一定程度上实现安全性、流动性和收益性三者的相对统一，即可实现多目标投资组合。因此传统的投资组合理论很难完全解释互联网金融下的投资组合行为。

在互联网金融发展和金融产品创新的背景下，研究公众的流动性偏好、投资行为与资产选择的变化是一个比较新颖和重要的问题。然而，遗憾的是，现有的相关研究成果相对缺乏，并且与投资组合理论的联系较少。因此，深入探究互联网金融资产的多目标投资组

¹ 周光友，复旦大学经济学院/金融研究院

² 罗素梅，上海财经大学金融学院

³ 引自中国人民银行等十部门 2015 年 7 月 18 日发布的《关于促进互联网金融健康发展的指导意见》，来源：中国人民银行网站。本文的研究基于这个界定。

合就显得非常必要，特别是对互联网金融快速发展的中国来说更是如此。为此，本文以互联网金融创新为视角，在分析公众流动性偏好、投资行为及资产选择的基础上，构建基于互联网金融的多目标投资组合模型，并运用遗传算法 NSGA-II 进行求解，得出互联网金融资产的投资组合，为投资者提供参考。因此，本文的研究具有重要的理论意义和实际价值。

以互联网为代表的现代科学技术使人类现阶段的金融模式产生了巨大变革，不仅影响到了人们的日常消费行为和投资行为，而且对传统金融投资组合理论也带来了挑战。¹ 最早研究资产组合理论的是 Harry Markowitz (1952) 的均值—方差模型和 Roy (1952) 的安全第一理论。随后，其他学者对他们的理论进一步扩展 (Merton, 1971)。同时，Sharpe (1964) 和 Lintner (1969) 在 Arrow-Debreu-McKenzie 一般均衡框架下创建了 CAPM 模型，该模型确认了资产的期望收益和风险之间的关系。然而真正对资产组合决策的一般均衡分析是由 Lucas (1978)、Breedon (1979) 等提出的 CCAPM 模型，该模型对现代资产定价理论产生了巨大的影响。由于 MV 模型存在一些问题，比如没有更好地实现投资组合多元化 (Green and Hollifield, 1992)，以及将交易成本引入投资组合模型中会导致投资组合优化问题变得更加复杂而难以求解 (Brown and Smith, 2011)。因此许多学者又开展了针对求解方法的研究 (Demiguel and Nogales, 2009; Asness et al., 2012)。

关于互联网金融对传统金融影响的研究，Fujiki and Tanaka (2014) 认为无论从商家还是消费者角度，互联网金融在成本和时间方面都优于传统金融。在国内也有很多学者认为，互联网金融会对传统金融和货币政策产生影响 (谢平和尹龙, 2001; 周光友, 2006; 谢平和邹传伟, 2012; 周光友和施怡波, 2015)。网络安全风险感知，特别是移动互联网的网络安全感知有助于我们更好地观察“互联网+”产业的风险特征、资产定价及其市场行为等 (曾建光, 2015)。还有研究表明，互联网金融是对传统金融的延续性创新，其发展的路径依赖性使得东部城市互联网金融总体领先发展，成为传统金融区域非均衡发展的逻辑结果 (姚耀军和施丹燕, 2017)。

综上所述，已有研究已经取得了一些非常有价值的成果，这为本文的研究奠定了基础。但还存在一些不足：一是定性分析较多而定量研究相对较少。二是将互联网金融与传统金融理论相结合的研究还比较少。三是以互联网金融创新为视角，研究公众流动性偏好、资产选择行为及多目标投资组合的文献基本没有。为此，本文首先分析互联网金融创新下的流动性偏好、投资行为变化和资产选择，揭示互联网金融对公众投资行为的影响机制；其次，构建基于 CRRA 期末财富期望效用最大化和 VaR 最小化的多目标投资组合模型；再次，引入多目标优化的 NSGA-II 遗传算法对模型进行求解，得出最优资产组合权重；最后，总结全文研究的主要结论并提出相应的对策建议。

¹ 消费行为是指消费者的需求心理、购买动机、消费意愿等方面心理的与现实诸表现的总和。其最主要的行为表现是购买行为。而投资行为是指各个层次的投资主体在一定经济环境下所从事的投资活动，本文主要指公众进行互联网金融产品的投资活动。

本文的贡献在于：(1) 提出互联网金融在一定程度上实现了金融资产流动性、收益性和安全性相对统一的观点，并对其进行理论分析和数值模拟。(2) 在比较传统金融与互联网金融产品的基础上，构建基于 CRRA 期末财富期望效用最大化和 VaR 最小化的多目标投资组合模型，用于分析互联网金融创新下的公众投资组合行为。(3) 引入多目标优化的 NSGA-II 遗传算法对多目标优化模型进行求解，并运用各类互联网金融产品的实际收益率数据对模型进行数值模拟，得出最优资产组合，从而为公众投资者提供参考。

二、流动性偏好、投资行为改变与资产选择

随着互联网金融的快速发展，各种互联网金融产品创新也层出不穷。本文所指的互联网金融产品，是各种具有经济价值，可通过互联网进行公开交易，且具有准入门槛低、交易便利、交易效率高的金融产品。主要包括互联网货币基金、互联网保险产品、众筹理财产品 and P2P 理财产品。

(一) 互联网金融创新下的流动性偏好及投资行为分析

流动性偏好是指人们宁愿持有流动性高但不能生利的货币，也不愿持有其他虽能生利但较难变现的资产的心理动机（高鸿业，2007）。已有研究表明，以电子货币为代表的互联网金融创新会引起公众流动性偏好的变化，从而改变公众的货币需求行为和货币选择意愿（周光友和张逸佳，2018）。为了更为直观和便于分析，本文对传统公众投资组合行为和互联网金融创新下的互联网金融产品的特点、流动性偏好及公众投资组合行为进行比较，如表 1。

表 1 互联网金融产品的特点、流动性偏好及投资行为比较

项目	内容	传统金融产品投资特点	互联网金融产品投资特点	互联网金融下的流动性偏好及公众投资行为变化
交易效率	交易成本	高	低	互联网金融交易成本下降，交易频率上升，效率提高，公众偏好互联网金融产品投资。
	交易速度	慢	快	
	交易频率	低	高	
交易便利性	交易方式	单一	多样	互联网金融交易方式多样、标的多、门槛低，便利性高，公众偏好互联网金融产品投资。
	交易标的	少	多	
	准入门槛	高	低	
“三性”权衡	安全性	有	有	互联网金融产品在一定程度上实现“三性”相对统一，在不抑制或很少抑制流动性偏好的同时也可获得高收益。
	收益性	低	高	
	流动性	低	高	
风险传导	羊群效应	存在	放大	放大互联网金融公司的流动性风险；风险传导方向由最初的单向传导演变为多向传导或交叉传导；放大群体暗示和群体感染效应。
	多米诺骨牌效应	存在	多向交叉	
	集合行为群体传播机制	存在	放大	

从表 1 可看出，互联网金融创新下的流动性偏好及投资行为具有以下特点：一是交易成本下降带来交易频率上升，交易效率提高；二是金融资产之间的界限变得更加模糊，它们之间的相互转化也相对容易，在不抑制或很少抑制流动性偏好的同时，也可获得较高收

益，所以人们更愿意持有流动性相对较高的金融资产，从而改变了公众的流动性偏好。三是互联网金融产品具有安全性较高、流动性较强和收益率较高的特征，并在一定程度上兼顾“三性”的相对统一，从而公众更愿意投资互联网金融产品，并尽可能地追求多目标投资组合；四是互联网金融风险具有羊群效应、多米诺骨牌效应和集合行为群体传播机制，放大了互联网金融公司的流动性风险、群体暗示和感染效应，风险传导方向也由最初的单向传导演变为多向传导或交叉传导，从而影响公众投资组合行为。因此，互联网金融不仅会改变人们的消费行为、流动性偏好，而且对投资行为也会产生较大的影响。

（二）互联网金融资产选择

随着互联网金融的快速发展及金融产品的不断涌现，可供选择的互联网金融产品可谓琳琅满目。但我们可把这些金融产品按风险程度的不同进行分类。在此，本文结合投资者对不同风险程度资产的投资需求，将互联网金融产品划分为低风险和高风险资产两大类，并进一步细分为四种资产。其中，低风险资产选取互联网货币基金和互联网保险产品作为代表性资产，高风险资产选取 P2P 网贷和众筹融资作为代表性资产，选择它们的原因主要是：

互联网货币基金产品主要由收益率相对较低、但风险较小和流动性较高的金融资产构成，它具有存取方便、收益率相对于活期甚至定期存款高，风险又相对较低的特点（如余额宝、理财通等产品）。互联网保险产品不仅类型众多，期限结构丰富，风险也相对较低，且这些产品也大多通过互联网平台销售（如京东金融平台）。众筹理财产品相对其他互联网金融产品而言，众筹的起步较晚，但发展速度也非常快。它的投资门槛较低，回报率较高，但风险相对较大。主要的众筹网站有京东众筹、淘宝众筹及众筹网等。P2P 网络信贷自 2006 年引入中国以来就有了突飞猛进的发展，并在 2014 年达到了 6000 多家，但在这个过程中也出现了很多问题，经过规范，截止 2019 年 6 月 P2P 平台已经下降到 817 家左右，同时各平台的收益率也不同，一般在 8%-20% 之间。总的来说，P2P 产品具有投资较为便捷、流动性较强、回报率较高，风险相对较大的特点。代表性的 P2P 平台有宜信、人人贷、拍拍贷、平安陆金服等。以上四类互联网金融产品目前深受投资者青睐，并且是代表性较强的产品，因此我们选择它们作为互联网金融资产。

在此划分的基础上，由于每类产品又包括很多不同的产品，相互之间的差别也较大。同时，虽然各类互联网金融产品之间有较大差别，个性化特征非常明显，风险性、流动性、收益性也不尽相同，但它们之间有着较强的替代性，这必然会加大公众在投资互联网金融产品时的选择难度。因此，我们有必要对互联网金融资产进行优化配置和多目标投资组合，从而尽可能地实现其投资效用的最大化。

三、投资组合模型构建

互联网金融资产的投资与传统金融资产投资不完全相同，它可在一定程度上实现高收

益、高流动性和安全性的相对统一，从而在很大程度上缓解风险和收益之间的矛盾，并最终实现投资效用的最大化。因此，互联网金融投资可看作是一个在一定程度上追求高收益、高流动性和安全性相对统一的过程。当然，这也是一个多目标优化的过程，客观上需要我们应用多目标优化模型进行资产配置。为此，本文借鉴罗素梅和赵晓菊（2015）的资产配置模型，选择基于 CRRA 效用函数的期末财富效用最大化目标模型和 VaR 最小化目标模型，并在资产选择过程中综合权衡其他目标和因素，追求多目标体系下互联网金融资产的优化配置。

（一）构建 CRRA 期末财富效用最大化的投资组合模型

1. 选择 CRRA 模型分析投资效用的理由

常数相对风险厌恶（CRRA）效用函数是指相对风险厌恶系数是常数的幂指数效用函数。可表示如下：

$$U(W) = \begin{cases} W^{1-\gamma}/(1-\gamma), (\gamma > 0, \gamma \neq 1) \\ \ln W, (\gamma = 1) \end{cases} \quad (1)$$

式（1）中， W 表示财富水平， γ 表示相对风险厌恶系数。CRRA 效用属于基数效用，从理论上说其效用具有可加性。

CRRA 效用模型是经济学中经典的效用分析模型，广泛应用于消费、投资效用的分析。其基本假设为：（1）投资者是“理性人”，在实际投资决策过程中是风险厌恶的。（2）效用水平以最终的财富水平衡量，偏好关系只与各种资产所能带来的最终财富有关。（3）预期效用建立在投资决策主体的一系列严格公理化假设之上。

选择 CRRA 效用模型分析互联网金融资产优化配置的主要原因是：尽管互联网金融投资要实现多个目标，但期末财富效用最大化是个高度综合的主要目标，而 CRRA 效用的应用环境和可加性特征比较适合分析财富效用问题。另外，CRRA 效用模型的主要假设也与我们在互联网金融资产配置中需要做出的假设条件基本一致，其中包括投资者是“理性人”的假设。理性投资者是很多经济金融模型的基本假设条件，是指能够合理利用自己的有限资源为自己取得最大的效用、利润或社会效益的个人、企业、社会团体和政府机构。本文所指的理性投资者是指在互联网环境和技术支持下，进行互联网金融资产投资组合，并追求投资效用最大化的市场参与者。符合“理性人”的条件，也得到相关文献的支持。

胡金焱和宋唯实（2017）通过期望效用理论深入探究网络借贷投资者是否具有理性意识来对收益与风险进行权衡，并借助 P2P 平台“人人贷”的数据进行实证检验。研究结果与期望效用理论所揭示的理性投资者会具有的行为表现相一致，这说明 P2P 投资者是具有理性意识的。因此，他们会表现出对收益与风险的权衡，并有意识去追求自身期望效用的最大化。廖理等（2014）根据 P2P 违约情况数据，发现市场中的投资者能够借助借款人的公开信息识别相同利率背后所包含的不同违约风险，这说明我国 P2P 信贷市场中的投资者具有良好的风险判断能力，因此，投资者是相对理性的。

2. 构建 CRRA 最大化的投资组合模型

由于互联网金融产品具有起点较低、交易更便捷、灵活性较强的特点，因此互联网金融投资是以追求“收益性、流动性和安全性”在一定程度上的相对统一，并尽可能实现期末财富效用最大化的最终目标。结合上述分析，我们假定互联网金融产品的投资者是追求“期末财富期望效用最大化”的理性人。根据前文的分类，我们把互联网金融产品按风险程度的高低分为低风险和高风险两大类，其中低风险资产为互联网货币基金产品和互联网保险产品，高风险资产为众筹理财产品和 P2P 产品。投资者在互联网金融产品中选择这四类资产，并分别按相应的权重进行投资组合，以实现在一定的投资期末整个资产组合财富的期望效用最大化目标。

根据以上分析，我们建立基于 CRRA 期末财富期望效用最大化的互联网金融资产投资组合模型。首先，假定投资互联网金融产品的期初原始资产为 W_0 ，期末财富为 W 。将期初的 W_0 分别配置到四种不同风险的资产中，即互联网货币基金产品、互联网保险产品、众筹理财产品和 P2P 产品，并用 $A_i(t)(i=1,2,3,4)$ 分别表示这四类资产，当 $t=0$ 时整个投资组合就可以表示为 $W_0(A_1, A_2, A_3, A_4)^T$ 。其次，用 $\alpha_i(t)(i=1,2,3,4)$ 分别表示各类资产的配置权重，若将 W_0 视作 1，整个资产组合可以表示为 $\alpha(\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \alpha_4)^T$ 。最后，用 $r_i(t)(i=1,2,3,4)$ 分别表示各类不同风险资产的名义收益率，用 Δt 表示资产组合的持有期，所有资产在其持有期内都以连续复利收益率计算。目标函数如下：

$$\max E[U(W)] \quad (2)$$

在 CRRA 偏好下，效用函数 $U(W)$ 可表示为：

$$U(W) = \frac{W^{1-\gamma}}{1-\gamma}, \quad (0 < \gamma < 1) \quad (3)$$

式 (3) 中，相对风险厌恶系数 γ 针对不同种类的风险资产是不同的，风险越高， γ 越大，反之则反是。但对于同一风险种类的资产， γ 是常数。因此，本文所划分的四类资产应分别对应四个不同的相对风险厌恶系数，即 $\gamma_i(i=1,2,3,4)$ ， $0 < \gamma_i < 1$ ，且 $\gamma_1 < \gamma_2 < \gamma_3 < \gamma_4$ 。其效用函数可表示为：

$$U(A_i(t)) = \frac{A_i^{1-\gamma_i}(t)}{1-\gamma_i} \quad (4)$$

假定所选择的四类资产是相互独立的，并且各类资产的财富效用是可加的，可得：

$$U(W) = \sum_{i=1}^4 U(A_i(t)) \quad (5)$$

再假定各类风险资产 $A_i(t)(i=1,2,3,4)$ 服从几何布朗运动，其方程可表示为：

$$dA_i(t) = r_i(t)A_i(t)dt + \sigma_i(t)A_i(t)d\omega(t) \quad (6)$$

式 (6) 中, $\sigma_i(t)(i=1,2,3,4)$ 表示各种风险资产 $A_i(t)(i=1,2,3,4)$ 分别对应的收益率标准差, $\omega(t)$ 表示标准布朗运动。

根据式 (6), 并假设各种风险资产的收益率服从连续正态分布, 可得 $\Delta \ln(A_i(t))$ 服从标准正态分布。再假设 $r_i(t) = r_i$, $\sigma_i(t) = \sigma_i$, 可得:

$$\Delta \ln(A_i(t)) \sim N \left[\left(r_i - \frac{1}{2} \sigma_i^2 \right) t, \sigma_i^2 t \right] \quad (7)$$

式 (7) 中均值为 $\left(r_i - \frac{1}{2} \sigma_i^2 \right) t$, 方差为 $\sigma_i^2 t$ 。在各种风险资产的收益率服从连续正态分布的假定下, $E(r_i) = \mu_i$, 则 $\Delta \ln(A_i(t))$ 的期望和方差可表示为:

$$E(\Delta \ln(A_i(t))) = \left(\mu_i - \frac{1}{2} \sigma_i^2 \right) t \quad (8)$$

$$\text{Var}(\Delta \ln(A_i(t))) = \sigma_i^2 t \quad (9)$$

当投资组合的持有期为 Δt 时, 风险资产 $A_i(t)$ 的期望效用函数可表示为:

$$E(U(\Delta \ln A_i(t))) = \frac{\left(\left(\mu_i - \frac{1}{2} \sigma_i^2 \right) t \right)^{1-\gamma_i}}{1-\gamma_i} \quad (10)$$

$$E(U(\Delta A_i(t))) = \exp \left(\frac{\left(\left(\mu_i - \frac{1}{2} \sigma_i^2 \right) t \right)^{1-\gamma_i}}{1-\gamma_i} \right) \quad (11)$$

根据以上假定, $\alpha_i(t)(i=1,2,3,4)$ 分别表示期初配置于互联网金融产品的四类不同风险资产的权重, 且 $\alpha_i(t) = A_i(t)/W_0$, ($t=0$), 当持有期为 Δt 时, 期末财富 W 的期望效用最大化目标函数可表示为:

$$\max \sum_{i=1}^4 \alpha_i E(U(A_i(\Delta t))) = \max \left(\sum_{i=1}^4 \alpha_i \frac{\exp\left(\left(\mu_i - \frac{1}{2} \sigma_i^2\right)\Delta t\right)^{1-\gamma_i}}{1-\gamma_i} \right) \quad (12)$$

式 (12) 的约束条件为:

$$\sum_{i=1}^4 \alpha_i = 1, \quad 0 \leq \alpha_i \leq 1 \quad (13)$$

(二) 构建 VaR 最小化的投资组合模型

由于 VaR 方法具有在综合考虑各种市场风险来源后, 通过计算获得一个高度概括的风险度量值的特点, 它适用于综合衡量包括利率风险、汇率风险、商品价格风险以及金融衍生工具风险等各种市场风险。因此, 我们选择 VaR 方法来综合分析测度互联网金融资产组

合所面临的各种市场风险，从而构建基于VaR最小化的互联网金融资产投资组合模型，并通过模拟求解各类资产的权重。

1. 基本模型

我们假定 W_0 为期初资产组合的原始财富， W 为持有期末资产组合的财富， W^* 为在置信度水平 c 下期末资产组合的最小财富价值，所以资产组合的VaR可表示如下：

$$VaR = E(W) - W^* \quad (14)$$

再假定 r_p 为整个资产组合的收益率， r_p^* 为最小收益率，在以连续复利计息的情况下，期末财富 W 和 W^* 可表示如下：

$$W = W_0 \exp(r_p) \quad (15)$$

$$W^* = W_0 \exp(r_p^*) \quad (16)$$

将式(15)和式(16)代入式(14)，可得：

$$VaR = W_0 \left[E(\exp(r_p)) - \exp(r_p^*) \right] \quad (17)$$

假如资产组合在持有期内的损益服从概率密度函数为 $f(W)$ 的连续分布，则计算资产组合VaR的置信度 c 可表示为：

$$c = \int_W^{\infty} f(W) dW \quad (18)$$

2. 构建VaR最小化的互联网金融资产投资组合模型

结合上文的分析，仍用 $A_i(t) (i=1,2,3,4)$ 分别表示互联网货币基金产品、互联网保险产品、众筹理财产品和P2P产品，在期初 W_0 可表示为：

$$W_0 = A_1(t) + A_2(t) + A_3(t) + A_4(t) \quad (19)$$

若给定互联网金融资产组合中各类风险资产的相应置信水平为 $c_i (i=1,2,3,4)$ ，并假设各种风险资产的收益率服从连续正态分布，可得 $A_i(\Delta t)$ 为对数正态分布，即 $\ln A_i(\Delta t) \sim N\left(\left(\mu_i - \frac{1}{2}\sigma_i^2\right)\Delta t, \sigma_i^2\Delta t\right)$ ，结合式(18)可得：

$$c_i = \int_{-\infty}^{\ln(VaR_{c_i})} f(\ln(\Delta t)) d\Delta t \quad (20)$$

式(20)中， $\ln(VaR_{c_i})$ 表示 $\ln A_i(\Delta t)$ 在置信度 c_i 下的相应VaR值， c_i 可进一步表示为：

$$c_i = \int_{-\infty}^{\frac{\ln(VaR_{c_i}) - \left(\mu_i - \frac{1}{2}\sigma_i^2\right)\Delta t}{\sigma_i\sqrt{\Delta t}}} f\left(\frac{\ln(\Delta t) - \left(\mu_i - \frac{1}{2}\sigma_i^2\right)\Delta t}{\sigma_i\sqrt{\Delta t}}\right) d\Delta t \quad (21)$$

$$c_i = \Phi \left(\ln(VaR_{c_i}) - \frac{(\mu_i - \frac{1}{2}\sigma_i^2)\Delta t}{\sigma_i\sqrt{\Delta t}} \right) \quad (22)$$

$$\ln(VaR_{c_i}) = \frac{(\mu_i - \frac{1}{2}\sigma_i^2)\Delta t}{\sigma_i\sqrt{\Delta t}} + \Phi^{-1}(c_i) \quad (23)$$

将式 (23) 的对数函数转化为指数函数, 可得 VaR_{c_i} 的表达式为:

$$VaR_{c_i} = \exp \left(\frac{(\mu_i - \frac{1}{2}\sigma_i^2)\Delta t}{\sigma_i\sqrt{\Delta t}} + \Phi^{-1}(c_i) \right) \quad (24)$$

根据式 (24), 并引入资产组合中各类资产的权重 $\alpha_i(t)(i=1,2,3,4)$, 可得到资产组合的 VaR 最小化目标函数为:

$$\min \sum_{i=1}^4 \alpha_i VaR_{c_i} = \min \sum_{i=1}^4 \alpha_i \exp \left(\frac{(\mu_i - \frac{1}{2}\sigma_i^2)\Delta t}{\sigma_i\sqrt{\Delta t}} + \Phi^{-1}(c_i) \right) \quad (25)$$

(三) 多目标投资组合模型

将式 (12) 与式 (25) 联合, 可最终得到 $CRRRA$ 效用最大化和 VaR 最小化两个目标函数, 即互联网金融资产投资组合的期末财富效用最大化和市场风险最小化多目标模型:

$$\begin{aligned} \max \sum_{i=1}^4 \alpha_i E(U(A_i(\Delta t))) &= \max \left(\sum_{i=1}^4 \alpha_i \frac{\exp((\mu_i - \frac{1}{2}\sigma_i^2)\Delta t)^{1-\gamma_i}}{1-\gamma_i} \right) \\ \min \sum_{i=1}^4 \alpha_i VaR_{c_i} &= \min \sum_{i=1}^4 \alpha_i \exp \left(\frac{(\mu_i - \frac{1}{2}\sigma_i^2)\Delta t}{\sigma_i\sqrt{\Delta t}} + \Phi^{-1}(c_i) \right) \end{aligned} \quad (26)$$

约束条件为:

$$\sum_{i=1}^4 \alpha_i = 1, \quad 0 \leq \alpha_i^{\min} \leq \alpha_i \leq \alpha_i^{\max} \leq 1 \quad (27)$$

式 (27) 表示互联网金融资产组合的权重之和为 1, 并且各类资产均不允许卖空。通过联合求解多目标投资组合模型, 可得到互联网金融资产投资组合的最优权重。

四、方法与数据

通过上述分析和理论模型构建, 接下来需要求解多目标的互联网金融资产组合最优权重。经过对多种求解方法的比较, 本文运用基于多目标优化的 NSGA-II 遗传算法对目标模型进行求解。

（一）多目标优化遗传算法 NSGA-II

NSGA-II算法的基本思想是：首先，通过随机产生规模为 N 的初始种群，对其进行非支配分类，再通过遗传算法的选择、交叉和变异三个基本的操作后得到下一代种群，并将它们作为第一个子代种群；其次，从第二代种群开始，合并父代种群与子代种群，并对其进行快速非劣前沿分类，同时计算每个非劣前沿等级中的个体聚焦距离，再根据个体间的聚焦距离及非劣前沿的等级选取合适的个体组成新的父代种群；最后，再通过遗传算法中的选择、交叉与变异等同样的操作后再产生新一代的子代种群，依此类推，直到满足程序结束的条件为止。

NSGA-II在求解多目标优化问题时的优点及其普遍适用性，已经被大多数学者广泛认同，因此它已成为目前公认的求解多目标优化问题相对较好的算法之一。由于可以把互联网金融投资也看作是一个多目标优化管理过程，特别是在互联网金融资产的优化配置中，如何实现资产组合的优化，并在最大程度上兼顾收益性、流动性与安全性的相对统一，从而达到期末效用的最大化，是一个非常复杂的多目标优化问题。因此，引入 NSGA-II算法，并选取大量互联网金融产品的实际数据，求解互联网金融资产组合的最优权重是比较适合的。

（二）收益率测算

本文运用 Matlab 工具来求解上述期末财富的期望效用最大化和风险最小化目标模型。为了克服已有研究在设定 NSGA-II算法参数时的主观性，本文通过对各投资标的实际数据进行计算的基础上，结合互联网金融产品中各类资产的特点，分别计算各类资产的收益率，数据来源于 Wind 数据库和网贷之家。

1. 互联网货币基金的收益率

由于互联网货币基金的典型特点是存取方便、收益率相对于活期存款高，风险较低。像余额宝、理财通等这些互联网货币基金满足了投资者对高流动性资产的需求。本文以货币基金为标的指数，从 Wind 数据库上导出 2013 年 6 月 3 日至 2018 年 9 月 30 日 106 支互联网货币基金的年化收益率和年化波动率数据，然后计算出这些产品的年化平均收益率为 2.48%，作为互联网货币基金的收益率。

2. 互联网保险产品的收益率

由于互联网保险产品成立时间较晚，市场上可得数据比较少，为了保证数据的可靠性，本文以京东金融平台上销售的 13 款互联网保险产品为基础，另外选取 4 种荣获“2014 年度最佳互联网保险产品”称号的产品，然后计算出这 17 款产品的平均年化收益率为 6.5%，作为互联网保险产品的收益率。

3. 众筹理财产品的收益率

虽然中国众筹市场发展起步较晚，但从 2012 年以来进入了快速发展阶段，很多互联网金融平台便开发了面向公众的众筹理财产品。本文选取具有代表性的房地产众筹产品、农

业众筹产品、金融众筹产品、酒店众筹产品、电影众筹产品五种类型共计 93 款产品。然后根据这些平台公布的数据，计算出这 93 款产品的平均年化收益率为 14%，作为众筹理财产品的收益率。

4.P2P 产品收益率

综合数据的可得性和 P2P 市场发展的成熟性，本文选取 2014 年 1 月至 2018 年 9 月 P2P 市场的数据，计算出市场综合收益率的平均年化收益率，P2P 数据均来源于网贷之家。为了进一步考虑风险爆发所导致的血本无归等的极端情况，以及克服所选择样本没有充分考虑到已经发生问题的互联网金融平台的不足，我们在考虑问题平台的基础上，重新计算 P2P 网贷的收益率，并通过收益率的变动进一步刻画 P2P 平台的极端风险。为此，我们进一步收集和整理了 2013 年至 2018 年的 P2P 平台的年度数据和 2016 年 1 月至 2018 年 9 月 P2P 问题平台的月度数据（数据来源于网贷之家，经过整理和计算），并绘制了重要指标的变化趋势图（如图 1）。

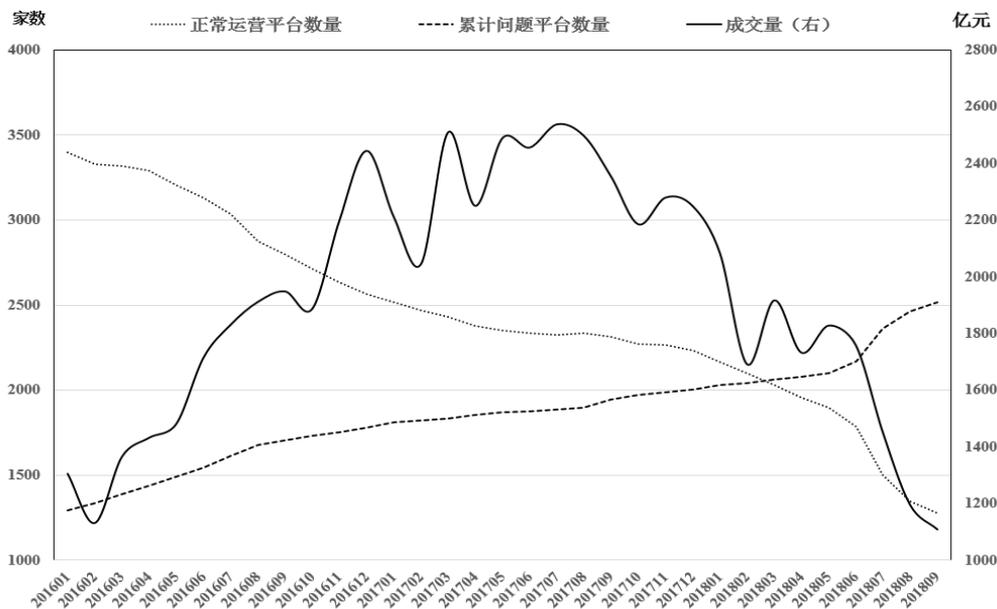


图 1 P2P 平台数量及成交量

从图 1 可以看出，2016 年以来累计问题平台数量不断增加，但它们的规模一般较小，成交量也不大，不过容易爆发极端金融风险。从成交量上看，其间经历了先扬后抑的过程，但与问题平台的增幅相比，成交量下降的幅度相对较小。我们认为互联网平台的风险最终可以通过收益来体现，而综合参考收益率、问题平台占比和成交量是影响收益率和风险的三个主要因素。因此我们在综合考虑问题平台占比、成交量的情况下，重新计算平台的加权平均收益率。计算过程如下：

首先计算出问题平台占累计平台的比例，2016 年 1 月至 2018 年 9 月问题平台占累计平台的月平均占比为 30.5%，说明问题平台的比重较大。接着再计算成交量的变化程度，计算结果发现，平台的成交量从 2016 年 1 月到 2018 年 9 月的总体降幅为 15.08%。最后可计算出问题平台对成交量的影响度，计算公式如下：

$$ID = \frac{NV}{PV} = \frac{FV-BV}{FV+(FV-BV)} \times 100\% \quad (28)$$

式(28)中, ID表示问题平台对成交量的影响度, NV表示未成交量, PV表示潜在成交量, FV表示期末成交量, BV表示期初成交量。通过计算, ID为9.59%。

上述分析表明, 问题平台数量和成交量是影响风险和收益的两个重要因素, 虽然问题平台的数量较多, 占比也较大, 但由于问题平台大多是成交量较小的平台, 对成交量的影响相对较小, 这也说明为什么成交量没有随着问题平台的增加而同比例下降的原因。而成交量虽然也有下降, 但下降的幅度不明显, 这主要是由于大平台的成交量相对稳定并且稳定增长, 部分对冲了由于问题平台增加而减少的成交量, 并且成交量相对问题平台对收益的影响更大。因此, 为了综合问题平台数量和成交量对收益的影响, 我们假定二者对收益的影响权重都为50%, 结合之前计算的问题平台对成交量的影响度和问题平台占比。可进一步计算出问题平台对综合收益率的影响系数, 从而得出调整后的综合收益率。计算公式如下:

$$\bar{R} = R \times [1 - (PP \times 0.5 + ID \times 0.5)] \quad (29)$$

式(29)中, \bar{R} 为调整后的综合收益率; R为调整前的综合收益率, 由2014年1月至2018年9月P2P的综合收益率求算术平均而得, 计算结果为12.39%; PP为问题平台月平均占比30.5%。将它们代入式(29)可得到调整后的综合收益率为9.91%。

此外, 在进行模型求解时, 我们通过调整各类互联网金融资产的风险厌恶系数参数, 从模型设定层面进一步考虑当前互联网金融平台的极端风险。

五、模型求解及结果分析

(一) 参数设定

根据上述分析和测算, 相关参数的计算或估计结果如表2:

表2 相关参数

类型	参数	含义	取值	类型	参数	含义	取值
低风险类	μ_1	A1的期望收益率	0.0248	高风险类	μ_3	A3的期望收益率	0.1400
	μ_2	A2的期望收益率	0.0650		μ_4	A4的期望收益率	0.0991
	γ_1	A1的风险厌恶系数	0.01		γ_3	A3的风险厌恶系数	0.30
	γ_2	A2的风险厌恶系数	0.05		γ_4	A4的风险厌恶系数	0.35
	σ_1	A1的收益率标准差	0.05		σ_3	A3的收益率标准差	0.20
	σ_2	A2的收益率标准差	0.15		σ_4	A4的收益率标准差	0.25
其他参数	c_i	置信度 $c_1=c_2=c_3=c_4$	0.05	其他参数	GEN	新种群规模	200
	Δt	资产组合持有期限	1	P_m	变异概率	0.1	
	POPSIZE	种群规模	500	p_c	交叉概率	0.9	

(二) 模型求解

根据表2中的相关参数, 运用MATLAB编程并计算, 对目标模型式(26)进行求解,

运行结果如图 2:

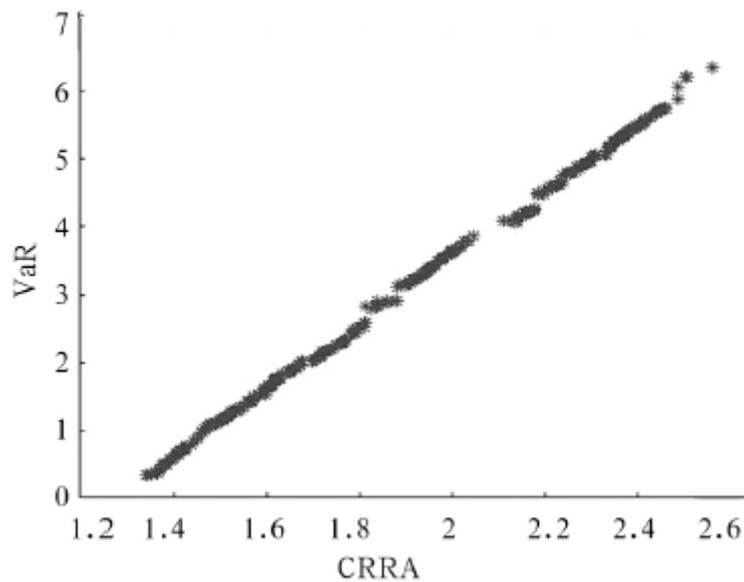


图 2 Pareto 最优解集前沿图

如图 2 所示, Pareto 最优解集是经过多次迭代之后形成的, 种群的分佈像是一条不连续的线段, 并带有一定的趋势, 且波动幅度较小, 也较为集中。这表明, 所有种群已经收敛到一个比较小的区域内, 个体也均匀分佈在这些解集中。相应地, 图中的每个点对应的也就是一个 Pareto 最优解, 同时也较好地保留了边界个体, 因此模型优化的结果是比较理想的。

(三) 结果分析

为了进一步分析 Pareto 最优解集, 从而更清楚地反映各解集的构成及互联网金融资产的最优权重, 我们从 500 组解集中选取代表性较强的 50 组进行深入分析, 限于篇幅, 我们没有在文中

列出这些解集。根据所选解集绘制的资产权重波动区间如图 3。

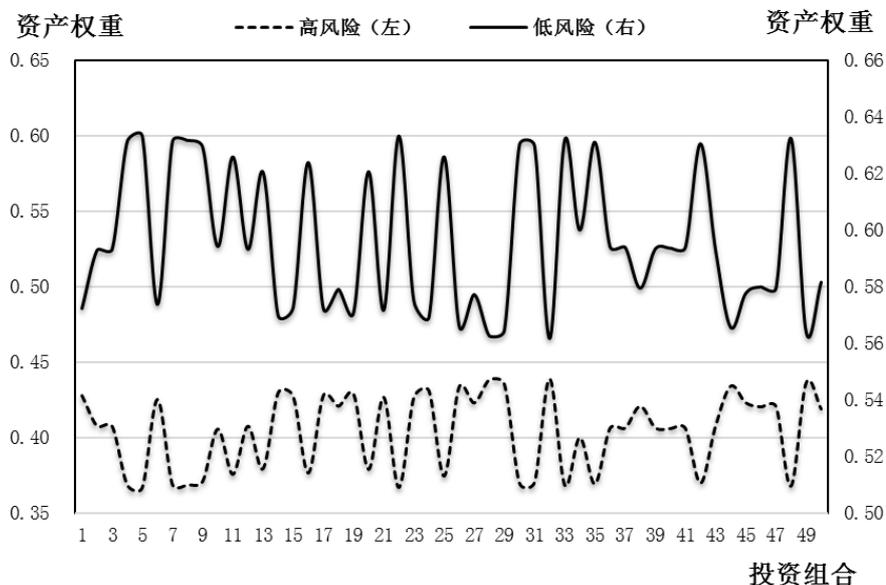


图 3 资产权重的波动区间

从图 3 可以看出，以互联网货币基金和互联网保险产品为代表的低风险类金融资产的投资权重波动较大，均值在 60%左右。这说明以余额宝为代表的宝宝类互联网货币基金在整个资产组合权重中占有非常重要的地位。而以众筹和 P2P 网贷为代表的高风险类金融资产的权重也具有较大的波动区间，但均值在 40%左右。这说明随着我国近年来互联网金融的快速发展，高风险类互联网金融产品以较高的收益率和便利性满足了部分追求高收益投资者的投资需求。

但在 Pareto 最优解集中，由于各种资产的权重之和为 1，因此它们之间是一种此消彼长的关系。而在互联网金融资产的实际投资过程中，由于各种资产权重的区间较大，会造成资产权重调整的随意性，同时也会加大各种资产选择的难度。因此，这种根据区间进行投资组合选择的方案不方便操作，对现实的参考价值有限。为此，我们还需要寻找一种更简洁、更明确、更易于操作的资产优化配置方案。

模型求解结果显示，各解集都是满足风险最小和期末财富期望效用最大条件下的最优解集，从理论上说，每一个解集都是最优结果，因此我们在对互联网金融资产进行优化配置时选取哪一个组合都是可行的。但由于可供选择的结果太多，这无疑又会使投资者在选择最优资产组合时变得无所适从，从而增加选择的难度，因此，过多的最优解或许对投资者来说并非是最优的。为此，为了降低投资决策的难度，我们将各个最优解集进行算术平均，从而得到各类资产的平均权重，并将其作为互联网金融资产优化配置的结果。

计算结果显示，在公众互联网金融资产的投资组合中，低风险类金融资产的权重为 59.62%，其中，互联网货币基金产品为 27.71%，互联网保险产品为 31.91%。而高风险类互联网金融资产的权重为 40.38%，其中，众筹理财产品为 27.91%，P2P 产品为 12.47%。这说明低风险类互联网金融产品受到公众投资者青睐的同时，也能满足部分投资者追求高收益的高风险类互联网金融产品的需求。优化配置结果也表明，在互联网金融资产配置中，投资者应追求“收益性、流动性和安全性”相对统一的多目标投资组合，优化结果符合预期。

六、结论及建议

综合上述分析，可得出以下主要结论，并提出相应的建议。

（一）互联网金融逐步改变人们的消费行为、流动性偏好和投资行为

互联网金融对传统金融的冲击不仅改变着金融业态和服务方式，而且还逐步改变人们的消费行为、流动性偏好和投资行为。一是在互联网金融创新下，各种金融资产之间的界限正在淡化，类似于余额宝之类的产品成为了高收益低风险的产品。利用互联网金融服务，投资者可以较为容易的在各种资产之间进行快速转换，从而实现对各种资产的需求。二是在互联网金融模式下，人们在进行投资时选择权衡的空间更大，可供投资的资产类型也更多，除了考虑收益性和安全性因素外，还会考虑资产的流动性、买卖资产的交易成本。因此，公众在投资决策过程中应充分考虑这些因素对投资行为的影响。

（二）互联网金融资产在一定程度上兼顾了流动性、收益性和安全性的相对统一

由于在互联网金融发展条件下，投资者持有同时兼顾收益率、流动性和安全性的金融资产成为可能，持有收益率较高的金融资产可以不损失或很少损失流动性和安全性。因此，传统金融资产的安全性、流动性和收益性之间的界限并非那么严格，它们之间的“矛盾”也不是不可调和的，也就是说投资者在追求高收益的同时也能兼顾流动性。公众为了追求期末财富效用的最大化，资产组合会更偏向于收益较高的金融资产，或者说公众的金融资产组合可以在一定程度上兼顾安全性、流动性和收益性三者的相对统一。因此，互联网金融企业或金融机构在开发互联网金融产品时应充分体现“三性”相对统一的特点，尽量使所开发的产品具有高收益、高流动性和低风险的优势。在满足多样化投资需求的同时，更好地为广大社会公众提供个性化的金融服务。

（三）通过多目标投资组合，尽可能地实现期末财富效用最大化的综合目标

我们可将互联网金融资产的投资对象按风险高低分为低风险类资产和高风险类资产，并选取代表性的互联网金融产品进行优化配置。由于互联网金融产品在一定程度上兼顾了安全性、流动性和收益性的相对统一，本文通过构建基于 CRRA 期末财富期望效用最大化和 VaR 最小化的多目标投资组合模型，解释互联网金融创新下的公众投资行为。同时，通过引入多目标优化的 NSGA-II 遗传算法对多目标优化模型进行求解，得出最优资产组合为：低风险类金融资产 60%左右，高风险类金融资产 40%左右。这个投资组合可为公众投资互联网金融产品时提供参考。

（四）投资者应遵循“优选平台、分散投资、追求收益、保证安全”的原则

投资者在投资互联网金融产品时，一是选择好的平台是规避风险的第一步，好的平台一般具有存续期长、注册资本高、资金实力强、成交量大等特征；二是要严格遵循分散投资的原则，将资金分散到不同类型（比如国资系、上市系、银行系、民营系等）的平台和同一类型平台下不同类型（信用评级高但类型不同）的产品或借款人，从而达到行业内和平台内风险分散的目的；三是在这些平台的产品中，应选择信用评级高的产品和借款人，最大程度降低违约风险，在此基础上追求投资收益最大化，同时尽可能保证资金的安全。

参考文献

- [1]. 曾建光, 2015, 《网络安全风险感知与互联网金融的资产定价》, 《经济研究》第7期, 第113-145页。
- [2]. 高鸿业, 《西方经济学》(宏观部分): 中国人民大学出版社, 2007年3月第4版, 第494-496页。
- [3]. 胡金焱和宋唯实, 2017, 《P2P借贷中投资者的理性意识与权衡行为—基于“人人贷”数据的实证分析》, 《金融研究》第7期, 第86-104页。
- [4]. 廖理、李梦然和王正位, 2014, 《聪明的投资者: 非完全市场化利率与风险识别—来自P2P网络借贷的证据》, 《经济研究》第7期, 第125-137页。
- [5]. 罗素梅和赵晓菊, 2015, 《超额外汇储备的多目标优化及投资组合研究》, 《财经研究》第1期, 第107-117页。
- [6]. 谢平和刘海二, 2013, 《ICT、移动支付与电子货币》, 《金融研究》第10期, 第1-14页。
- [7]. 谢平和尹龙, 2001, 《网络经济下的金融理论与金融治理》, 《经济研究》第4期, 第24-31页。
- [8]. 谢平和邹传伟, 2012, 《互联网金融模式研究》, 《金融研究》第12期, 第11-22页。
- [9]. 姚耀军和施丹燕, 2017, 《互联网金融区域差异化发展的逻辑与检验—路径依赖与政府干预视角》, 《金融研究》第5期, 第127-142页。
- [10]. 周光友, 2006, 《电子货币发展对货币流通速度的影响—基于协整的实证研究》, 《经济学》(季刊)第4期, 第1219-1234页。
- [11]. 周光友和施怡波, 2015, 《互联网金融发展、电子货币替代与交易性货币需求》, 《金融研究》第5期, 第68-83页。
- [12]. 周光友和张逸佳, 2018, 《持币动机、电子货币替代与货币供给》, 《金融研究》第11期, 第175-190页。
- [13]. Asness, C. S., Andrea, F., and Pedersen, L. H., 2012, Leverage Aversion and Risk Parity. *Financial Analysts Journal*, 68(1):47-59.
- [14]. Breeden, D. T., 1979, “An International Asset Pricing Model with Stochastic Consumption and Investment Opportunities”, *Journal of Financial Economics*, 7(3):265-296.
- [15]. Brown, D. B., and Smith, J. E., 2011, “Dynamic Portfolio Optimization with Transaction Costs: Heuristics and Dual Bounds”, *Management Science*, 57(10):1752-1770.
- [16]. Demiguel, V., and Nogales, F.J. 2009, “Portfolio Selection with Robust Estimation”, *Operations Research*, 57(3):560-577.
- [17]. Fujiki, H., and Tanaka, M., 2014, “Currency Demand, New Technology, and the Adoption of Electronic Money: Micro Evidence from Japan”, *Economics Letters*, 125(1):5-8.
- [18]. Green, R.C. and Hollifield, B., 1992, “When Will Mean-Variance Efficient Portfolios be Well Diversified?” *Journal of Finance*, 47(5):1785-1809.
- [19]. Harry, H. Markowitz. 1952, “Portfolio Selection”, *Journal of Finance*, 7(1):77-99.
- [20]. Lintner, J., 1969, “The Valuation of Risk Asset and Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets”, *The Review of Economics and Statistics*, 51(2):222-224.
- [21]. Lucas, R. 1978, “Asset Prices in an Exchange Economy”, *Economica*, 46(6):1429-1445.
- [22]. Merton, R. C., 1971, “Optimum Consumption and Portfolio Rules in a Continuous-Time Model”, *Journal of Economic Theory*, 3 (4) :373-413.
- [23]. Roy A D. 1952, “Safety First and the Holding of Asset”, *Econometrica*, 20(3): 431-449.
- [24]. Sharpe. W. 1964, “Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Condition of Risk”, *Journal of Finance*, 19(3):425-442.

A Study on Multi-objective Portfolio of Internet Financial Assets

ZHOU Guangyou LUO Sumei

Abstract: In recent years, it is well known that the rapid development and continuous innovation of Internet finance in China have greatly impacted the traditional financial industry and portfolio theory. Against such a backdrop, it is a relatively new and important issue to study the changes of public liquidity preference, investment behavior and asset selection. However, unfortunately, the existing research results are relatively lacking and have little connection with portfolio theory. Based on this, this paper first analyzes the liquidity preference, investment behavior change and asset selection under Internet financial innovation, so as to reveal the influence mechanism of Internet finance on public investment behavior. Secondly, this paper attempts to build a multi-objective portfolio model based on CRRA's expected utility maximization and VaR minimization at the end of the period. Finally, this paper introduced the NSGA - II of multi-objective optimization genetic algorithm to solve the model, it is concluded that the optimal portfolio weights, and put forward the corresponding countermeasures and Suggestions. Therefore, the research of this paper has important theoretical significance and practical value.

A series of research results show that the impact of Internet Finance on traditional finance not only changes the financial pattern and service mode, but also gradually changes people's consumption behavior, liquidity preference and investment behavior. It can be said that Internet finance will make the boundary between financial assets more blurred, and the transformation between them is relatively easy. While it does not restrain or rarely restrain liquidity preference, it can also obtain higher returns. Therefore, people are more willing to hold relatively high liquidity financial assets, thus changing the liquidity preference of the public. Meanwhile, Internet financial products are characterized by safety, liquidity and profitability. To some extent, this achieves the relative unification of "three characteristics", so that the public is more willing to invest in Internet financial products and pursue multi-objective portfolio as much as possible.

In this paper, we construct a multi-objective portfolio selection model of Internet financial assets based on the maximization of expected utility of CRRA and the minimization of VaR, and introduce a multi-objective optimization NSGA-II genetic algorithm to solve the model. In order to overcome the subjectivity of model parameter setting, this paper calculates the return rates of various assets on the basis of calculating the actual data of various assets and combining the characteristics of Internet financial products. The data comes from Wind database and Internet Loan Home. The simulation results show that in the portfolio of public Internet financial assets, the weight of low-risk financial assets is 59.62%, of which 27.71% are Internet Monetary Fund products and 31.91% are Internet insurance products. The weight of high-risk Internet financial assets is 40.38%, of which 27.91% are crowdsourcing products and 12.47% are P2P products. This shows that low-

risk Internet financial products are popular with public investors, while high-risk products meet the investment needs of some investors who pursue high-yield with high yield and convenience.

This paper suggests that the public should follow the principle of "optimizing platform, diversifying investment, pursuing income and ensuring safety" in the process of investment decision-making. Internet financial enterprises or financial institutions should fully reflect the relatively unified characteristics of "three characteristics" when developing Internet financial products. We should try our best to make the developed products have the advantages of high yield, high liquidity and low risk, and better provide personalized financial services for the general public. The People's Bank of China and other regulatory authorities should establish and improve relevant laws and regulations, standardize the development of Internet finance, create a good market environment, promote innovation of Internet financial products, meet diversified investment needs, and safeguard the rights and interests of investors.

The main contributions of this paper are as follows: (1) To some extent, this paper puts forward the view that Internet finance takes into account the relative unity of liquidity, profitability and security of financial assets, and carries out theoretical analysis and numerical simulation. (2) On the basis of comparing traditional financial products with Internet financial products, this paper attempts to construct a multi-objective portfolio model based on CRRA to maximize the expected utility of wealth at the end of the term and to minimize VaR, which can be used to analyze the public Portfolio Behavior under Internet financial innovation. (3) In this paper, multi-objective optimization NSGA-II genetic algorithm is introduced to solve the multi-objective model, and the actual yield data of various Internet financial products are used to simulate the model, and the optimal portfolio is obtained, which can provide reference for public investors.

Keywords: Internet Financial Assets; Liquidity Preference; Investment Behavior; Multi-objective Portfolio

互联网沟通与股价崩盘风险

孟庆斌¹ 黄清华² 赵大旋³ 鲁冰⁴

【摘要】 本文采用 2010 年第 1 季度到 2015 年第 3 季度深交所上市公司作为研究对象，对“互动易”问答平台上企业与投资者沟通的内容与股价崩盘风险之间的关系进行了研究，具体而言，研究投资者提问以及董秘回复的负面语气是否能够降低相应公司股价崩盘风险。研究发现：首先，投资者提问的负面语气能够显著降低公司的股价崩盘风险，董秘回复的负面语气则与股价崩盘风险不相关。其次，机构投资者持股比例较高或持股户数较多的股票，公司股价崩盘风险与投资者提问的负面语气之间的负向关系更强。此外，进一步的分析表明，投资者提问的语气越负面，机构投资者下期的持仓越小，越倾向于卖出股票，且投资者提问的负面语气能够显著的降低信息不对称；投资者正面语气与股价崩盘风险之间不存在显著的相关性。本文研究为管理层与投资者信息交流机制方面的研究，以及崩盘风险方面的文献提供了有益的补充。

【关键词】 “互动易”平台；股价崩盘风险；负面语气

一、引言

股价崩盘严重影响股票市场的健康发展和投资者的财富安全，受到了学者和业界的广泛关注。目前学者主要从交易机制、管理层的动机和公司的外部因素等角度研究股价崩盘风险的影响因素。Hong & Stein(2003)从交易机制的角度出发，认为在存在卖空限制的情况下投资者异质性信念会导致未来股价崩盘，主要由于卖空限制使得悲观的投资者不能通过卖空的方式反映其悲观情绪或负面消息，只有乐观投资者参与交易，使得股价被高估，当负面信息积累到一定程度，超过某一临界值，将集中释放到市场中，导致股价崩盘。部分学者从管理层的角度出发研究发现，股价崩盘产生的主要原因是在信息不对称的情况下（Jin & Myers, 2006; Hutton et al., 2009），管理层基于保护自己的职位和薪酬（LaFond & Watts, 2008; Verrecchia, 2001; Graham et al., 2005; Ball, 2009）、晋升（Piotroski et al., 2011）、期权（Kim et al., 2011a）、掏空（Kim et al., 2011b）、企业社会责任（权小峰等，2015）等动机隐藏公司的负面信息，当隐藏的负面信息超过一定阈值时，负面信息集中释放，导致股价暴跌。还有部分学者从公司的外部因素出发研究发现，分析师面临的利益冲突（许年行等，2012）、机构投资者的羊群效应（许年行等，2013）和机构投资者（曹丰等，2015）加

¹ 孟庆斌，中国人民大学商学院

² 黄清华，中国人民大学商学院

³ 赵大旋，中国人民大学商学院

⁴ 鲁冰，中国注册会计师协会

大了公司与投资者之间的信息不对称，隐藏负面信息，加剧了崩盘风险；王化成等（2015）发现大股东持股比例越大，监督效应越强，降低了崩盘风险。

随着互联网技术的快速发展，深圳证券交易所于 2010 年 1 月 1 日利用互联网技术建立了“上市公司投资者关系互动平台”，为投资者提供了与上市公司更为直接、快捷的沟通方式，使投资者与上市公司之间的互动交流、信息获取、信息鉴别更加容易；2011 年 11 月 12 日深交所推出基于 Web 2.0 平台的升级版，并更名为“互动易”。投资者可以在“互动易”平台上针对上市公司提出问题，公司董秘代表公司根据投资者提出的问题做出相应的回复。“互动易”平台的推出为投资者通过管理层互动方式获取深交所上市公司信息提供了新的渠道，缓解了投资者与上市公司之间的信息不对称，提升了市场的信息效率水平（谭松涛等，2016）。但现有研究更多的是针对“互动易”平台的开通进行研究，对于上市公司与投资者沟通的内容鲜有涉及。同时，仅对开通事件进行研究无法排除其他市场因素的干扰，结论的稳健性存在一定问题。

本文采用 2010 年第 1 季度到 2015 年第 3 季度深交所上市公司作为研究对象，考察了“互动易”平台上企业同投资者之间的沟通对股价崩盘风险的影响，即投资者提问和董秘回复的负面语气对股价崩盘风险的影响。之所以考察问答中的负面语气，是由于：一方面，前人（Das & Chen, 2007; Tetlock, 2007; Tetlock et al., 2008; Li, 2008; Loughran & McDonald, 2011; Davis et al., 2012）研究发现，文章中的负面词汇更能捕捉到文章的基调；另一方面，股价崩盘主要是由于管理层对负面信息的隐藏导致的，考察“互动易”平台上的问答负面情绪有助于对二者之间的关系及其作用机理获得更加清晰的理解。之所以将股价崩盘风险作为研究对象，是由于股价崩盘对股票市场的健康发展影响巨大，而深交所设立这种投资者与管理层之间的沟通平台有助于降低投资者与上市公司之间的信息不对称，促进信息的快速传播，从而缓解股价崩盘风险。

研究发现：首先，投资者提问的负面语气能够显著降低公司的股价崩盘风险，董秘回复的负面语气与股价崩盘风险不相关。这说明投资者提问的负面语气中包含了更多的负面信息，而公司方面的回复则更多流于形式，即使其中也表达出一定的负面语气，也无助于公司负面信息的释放和股价风险的下降，说明企业并没有通过与投资者的线上沟通传达出更多的信息，而投资者则能够通过线上沟通披露出其掌握的负面信息。其次，对于机构投资者持股比例较高或持股户数较多的股票，公司股价崩盘风险与投资者提问的负面语气之间的负向关系更强。这说明机构投资者的存在有助于平台上投资者披露的信息更好的融入股价，提高了股票信息效率。此外，进一步的分析表明，投资者提问的语气越负面，机构投资者下期的持仓越小，越倾向于卖出股票，且投资者提问的负面语气能够显著的降低信息不对称。

本文的理论贡献体现在如下三个方面：其一，以往学者对于企业与投资者沟通的研究主要基于业绩说明会等传统的沟通方式，“互动易”平台则是中国证券市场新兴的一种投资

者与企业之间的线上沟通方式，本文通过研究平台上投资者提问与董秘回复的负面语气对未来股价崩盘风险的影响，证明了这一平台的确有助于稳定市场，降低股价的异常波动，补充了企业与投资者信息交流机制相关的文献。其二，以往学者更多从公司内部管理层的角度出发研究股价崩盘风险的影响因素，而本文则从公司外部信息机制的角度研究了其对股价崩盘风险的影响，发现外部投资者的负面语气能够降低股价崩盘风险，且投资者的负面语气能够通过影响其他投资者的交易行为对股价崩盘风险产生影响。其三，以往的学者（Boehmer & Kelley, 2009; Irvine et al., 2007; Campbell et al., 2009; Hendershott et al., 2015）大多数针对机构投资者进行研究，认为股票市场的价格发现功能由机构投资者主导，少数学者（Chen et al., 2014）发现普通投资者也是有信息发现的能力的。本文证明普通投资者的负面提问能够通过加速负面信息融入股价的速度，从而对资本市场产生影响，丰富了普通投资者方面的理论。

在现实当中，本文的研究有助于为监管部门提供一些政策建议。一方面，未来的市场建设不仅应该继续强调对普通投资者利益的保护，充分调动他们的积极性并发挥其信息挖掘能力也应是我们的监管部门的工作重点。另一方面，本文的研究结论发现，深交所“互动易”平台中投资者提问很好的起到了降低股价崩盘风险，提高信息效率的作用，但公司董秘回复却未能起到类似的作用。其原因不外乎迫于公司压力，董秘无法通过平台传递更多的信息，或董秘根本就只是对投资者提问敷衍了事。因此，未来交易所除了对董秘回复的数量和及时性进行规范之外，还应该提高对董秘回复的质量的要求，促使董秘严肃对待投资者提问的问题，鼓励董秘说实话，从而使“互动易”平台的作用得以充分发挥。

本文剩余部分的结构安排如下，第二部分进行了详细的文献综述和理论分析，并提出研究假设；第三部分介绍主要的变量、数据描述以及研究方法；第四部分对研究假设进行检验并分析其结果；第五和第六部分分别进行进一步研究和稳健性检验；最后一部分为研究结论并提出相应政策启示。

二、文献综述与研究假设

（一）文献综述与制度背景

学术界对股价崩盘风险的影响因素进行了深入的研究，主要分为市场机制、管理层的动机和公司的外部因素这三个方面：其一是通过市场机制进行研究。Hong & Stein(2003)最早在理论上提出，在存在卖空限制的情况下投资者异质性信念会导致未来股价崩盘，这是由于卖空限制使得悲观的投资者不能通过卖空的方式反映其悲观情绪或负面消息，只有乐观投资者参与交易使得股价被高估，当负面信息积累到一定程度，超过某一临界值后集中释放到市场中，导致股价崩盘。之后学者通过一系列的实证研究（Chen et al., 2001; Bris et al., 2007; Chang et al., 2007; 陈国进和张贻军, 2009）证明了这一理论。其二是通过对公司管理层的动机进行研究。学者们发现，管理层基于保护自己的职位和薪酬（LaFond & Watts,

2008; Verrecchia, 2001; Graham et al., 2005; Ball, 2009)、晋升 (Piotroski et al., 2011)、期权 (Kim et al., 2011a)、掏空 (Kim et al., 2011b)、企业社会责任 (权小峰等, 2015) 等动机隐藏公司的负面信息, 当隐藏的负面信息超过一定阈值时, 负面信息集中释放到市场, 最终造成股价崩盘; 并且 Jin & Myers(2006)和 Hutton et al.(2009)认为对于信息不透明的公司, 管理层越容易隐藏负面信息, 引起股价崩盘。其三是从公司的外部因素出发进行研究。研究表明, 分析师面临的利益冲突 (许年行等, 2012)、机构投资者的羊群效应 (许年行等, 2013) 和机构投资者 (曹丰等, 2015) 加大了公司与投资者之间的信息不对称, 隐藏负面信息, 加剧了崩盘风险; 王化成等 (2015) 发现大股东持股比例越大, 监督效应越强, 降低了崩盘风险。综上所述, 卖空限制和投资者异质性信念、管理层的代理问题和信息不对称是引起股价崩盘风险的重要原因。由于本文主要研究深交所“互动易”平台上投资者提问和董秘回复的负面语气对公司未来股价崩盘风险的影响, 并不涉及市场交易机制, 所以本文主要集中于从管理层的代理问题和信息不对称这两个层面进行分析。

深圳证券交易所于 2010 年 1 月 1 日正式推出“互动易”平台。投资者可以在“互动易”平台上针对某个公司提出问题, 相应公司的董秘则会针对所提出的问题进行回复, 同时, 历史的问答信息被保留在平台网站上, 其他投资者也可以通过浏览这些记录获取信息。“互动易”平台的推出极大的缓解了投资者与公司之间的信息不对称问题 (谭松涛等, 2016)。

不同于以往投资者与公司之间的交流方式, “互动易”平台构建了一种更加快速、便捷的交流方式。以往投资者获取信息的主要来源是公司的一些定期报告, 除此之外, 投资者可以通过电话沟通、投资者会议、路演、分析师或投资者日、调研等方式获取信息 (Soltes, 2014; Green et al., 2014; Jung et al., 2014; Kirk & Markov, 2016; Solomon & Soltes, 2015; Cheng et al., 2016; Cheng et al., 2019), 但这些方式成本较高, 因此更多被分析师和机构投资者利用, 而大部分中小投资者则被排除在外。而深圳证券交易所新推出的“互动易”平台服务于所有的投资者, 个人投资者和机构投资者都能够通过平台向上市公司提问, 并浏览其他投资者的提问和董秘的回复。这样一方面投资者能够从董秘的回复获取信息, 另一方面可以通过阅读其他投资者的提问获取信息。

本文主要考察“互动易”平台上投资者与董秘之间提问和回复的负面情绪对股价崩盘风险的影响。之所以考虑负面情绪而不是正面情绪的影响, 是由于一方面前人 (Das & Chen, 2007; Tetlock, 2007; Tetlock et al., 2008; Li, 2008; Loughran & McDonald, 2011; Davis et al., 2012) 研究发现, 文章中的负面词汇更能捕捉到文章的基调; 另一方面, 股价崩盘主要是由于管理层对负面信息的隐藏导致的, 考察“互动易”平台上的问答负面情绪有助于对二者之间的关系及其作用机理获得更加清晰的理解。

(二) 理论分析与研究假设

根据上述文献, 以往研究普遍认为股价崩盘风险与公司负面信息的累积存在紧密的关系。管理层基于保护自己的职位和薪酬 (LaFond & Watts, 2008; Verrecchia, 2001; Graham et

al., 2005; Ball, 2009)、晋升 (Piotroski et al., 2011)、期权 (Kim et al., 2011a)、掏空 (Kim et al., 2011b)、企业社会责任 (权小峰等, 2015) 等动机隐藏公司的负面信息, 随着管理层等内部人隐藏负面信息的逐渐累积, 一旦超过临界点, 大量负面信息终将集中释放, 从而导致股价暴跌致使崩盘 (Jin & Myers, 2006)。可见, 在信息不对称的情况下, 坏消息的累积及瞬间释放是导致股价崩盘风险的一个重要原因。

而深交所“互动易”平台的推出一方面有利于加深投资者对公司晦涩难懂的定期披露文件的理解, 有助于投资者更好的解读公司投资、融资、股利分配等方面的信息; 另一方面, 有利于投资者之间信息的交流, 使得信息流通更加快捷, 从而提高公司的信息透明度。具体而言, “互动易”平台上投资者提问的负面语气对未来股价崩盘风险的影响机制如下。

首先, 随着互联网的发展, 越来越多的学者对基于互联网沟通的方式进行了一系列研究, 前人通过对雅虎股票讨论版、谷歌搜索以及推特等研究发现, 这些互联网沟通方式的确能够有效的传递信息 (Antweiler & Frank, 2004; Blankespoor et al., 2014; Chen et al., 2014), 而且相当一部分信息包含在投资者所发表文章和评论的内容和语气当中。相比于微博、论坛等平台, 本文所研究的“互动易”平台是投资者与上市公司之间的官方沟通平台, 在“互动易”上提问的投资者态度更加严肃和正式, 因而有可能包含更多的信息。

其次, Miller & Skinner(2015)指出, 基于互联网的信息沟通交流方式优化了投资者获取信息、处理信息的方式、方法, 提高了投资者的信息处理能力。与微博、论坛等相似, “互动易”也是一个公开的互联网平台, 当投资者在该平台上的提问包含了公司可能的负面信息时, 就有可能吸引其他投资者的注意, 诱发他们针对相关问题进行更加深入的信息收集和挖掘, 更利于他们处理信息, 从而使得投资者及时通过交易将负面信息反映到股价当中, 从而提高公司的透明度, 降低未来的股价崩盘风险。基于以上分析, 本文提出假设 H1:

H1: 投资者提问的语气越负面, 公司未来的股价崩盘风险越低。

董秘作为公司的管理层, 一方面由于代理问题并不会将真实信息传达给投资者, 更多的是通过乐观语气掩盖公司的负面信息; 另一方面, 部分公司董秘对投资者提问的问题并不认真回复, 而是以敷衍的态度回复, 其回复内容不足以传递出足够的信息, 因此难以缓解公司与投资者之间的信息不对称问题, 有的甚至会加大信息不对称的程度。所以本文认为董秘回复的负面语气并不能显著影响公司未来的股价崩盘风险。基于以上分析, 提出假设 H2:

H2: 公司未来的股价崩盘风险与董秘回复的负面语气不相关。

如果 H1 和 H2 得以验证, 则说明由于投资者提问的负面语气传达的负面信息更多, 其他投资者意识到公司可能存在的负面信息, 对公司的信息进行收集和挖掘, 使得负面信息提前反映在股价中, 降低公司未来的股价崩盘风险。那么到底是机构投资者还是个人投资者在收集和挖掘公司的负面信息呢?

首先, 不同于个人投资者, 机构投资者具有更多的专业知识, 更能够挖掘出报表中所

隐藏的负面信息；同时，机构投资者的信息来源更为广泛，当他们面对不确定的信息时，有更好的渠道与公司沟通。因此，大多数学者认为机构投资者的信息挖掘能力相比于个人投资者更强（Sias & Starks, 1997; Boehmer & Kelley, 2009; Boulatov et al., 2013; Irvine et al., 2006; Campbell et al., 2009; Hendershott et al., 2015）。由此可以推测出，当机构投资者持股比例较高或持股户数较多时，投资者提问的语气越负面公司未来的股价崩盘风险越低。基于以上分析，提出假设 H3a:

H3a: 机构投资者持股比例较高或持股户数较多的股票，股价崩盘风险与投资者提问的负面语气之间的负向关系更强。

虽然大多数学者认为机构投资者的信息收集和挖掘能力比个人投资者强，但是近年来有部分文章认为个人投资者也并未完全不具有信息获取能力。如 Kaniel et al.(2012)发现个人投资者的买（卖）能够显著预测盈余公告附近的正向（负向）异常收益，认为个人投资者也具有信息优势；Kelley & Tetlock (2013)发现激进（市价）和被动（限价）的个人投资者的净买入均能正向预测股票的未来收益率，激进的个人投资者的净买入能预测主要由于其具有信息优势，而被动的则由于个人投资者提供流动性所以受益于股价的临时反转；Kelly & Tetlock(2017)使用来自不同经纪商的个人投资者的交易数据（包括 NASDAQ、AMEX 和 NYSE 的股票）发现个人投资者的卖空行为能够显著的负向预测股票的未来收益率，并且能够持续长达一年；Chen et al.(2014)通过对美国很普遍的个人投资者社交平台（Seeking Alpha）进行文本分析，发现社交平台上发布的文章和评论均能显著的预测未来的股票收益率和盈余意外。综上所述，个人投资者也具有一定的信息收集和挖掘能力。

更为重要的是，机构投资者具有更好的信息获取渠道，当对特定信息感兴趣时，他们可以对企业进行深入调研，甚至可以直接致电公司高管，因此可能对“互动易”平台依赖性较弱。而个人投资者的信息收集途径更少，“互动易”平台更是他们为数不多的与公司高管直接沟通的渠道，因此他们可能更加依赖于“互动易”，更加更关注网络平台上的投资者提问的内容。基于以上分析，可以提出对立假设 H3b:

H3b: 个人投资者持股比例较高或持股户数较多的股票，股价崩盘风险与投资者提问的负面语气之间的负向关系更强。

三、研究设计

（一）变量定义与数据描述

鉴于深交所“互动易”平台（网址为 <http://irm.cninfo.com.cn/szse/index.html>）是 2010 年 1 月 1 日正式运行的以及本文的被解释变量股价崩盘风险使用季度数据进行衡量，所以本文选取 2010 年第 1 季度至 2015 年第 3 季度深圳证券交易所中的所有 A 股股票作为研究对象。同时，虽然上海证券交易所于 2013 年 7 月 5 日建立了有相似功能的“上海 e 互动”平台，但由于“上海 e 互动”平台上只包含董秘回复日期，而无投资者提问日期，无法对投资者提问

进行分析, 因此本文仅采用深交所的“互动易”平台进行研究。在数据处理过程中, 本文剔除了金融行业的公司以及相关数据缺失的样本, 共得到 19154 个公司-季度的观测值。其中投资者的提问内容和董秘的回复内容均来自于深交所“互动易”平台网站, 其余的数据来自于 CSMAR 数据库、Resset 数据库和 Wind 数据库。

1. 被解释变量: 股价崩盘风险。

借鉴已有的研究 (Hutton et al., 2009; Kim et al., 2011a; Kim et al., 2011b; 许年行等, 2012; 许年行等, 2013; 王化成等, 2014; 孟庆斌等, 2018), 本文采用以下方法构建两个衡量股价崩盘风险的指标。

首先, 根据模型(1), 本文利用股票 i 的日收益数据计算股票 i 经过市场调整后的收益率。本文之所以采用日度收益率主要参考孟庆斌等 (2018), 是因为若使用周度收益率来计算季度股价崩盘风险, 会导致每支股票每个季度的估计值最多仅有 12 个, 使得模型估计的结果存在较大的偏差。

$$r_{i,t} = \alpha_i + \beta_{1,i}r_{M,t-2} + \beta_{2,i}r_{M,t-1} + \beta_{3,i}r_{M,t} + \beta_{4,i}r_{M,t+1} + \beta_{5,i}r_{M,t+2} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中, $r_{i,t}$ 为每个季度股票 i 在第 t 天的收益率, $r_{M,t}$ 为市场在第 t 天的经流通市值加权的平均收益率。本文在模型(1)中加入市场收益的滞后项和超前项, 以调整股票非同步性交易的影响 (Dimson, 1979)。因此, 股票 i 在第 t 天经过市场调整后的收益率 $W_{i,t}$ 为: $W_{i,t} = \ln(1 + \varepsilon_{i,t})$, 其中 $\varepsilon_{i,t}$ 为模型(1)中的残差。

第一个衡量股价崩盘风险的指标是是股价上升和下降阶段波动性的差异 ($DUVOL_{i,t}$)。根据股票 i 经过市场调整后日收益率 ($W_{i,t}$) 是否大于季度平均收益将股票收益数据分为上升阶段 (up weeks) 和下降阶段 (down weeks) 两个子样本。使用模型(2)计算 $DUVOL_{i,t}$ 。

$$DUVOL_{i,t} = \ln \left\{ \frac{[(n_u - 1) \sum_{down} W_{i,t}^2]}{[(n_d - 1) \sum_{up} W_{i,t}^2]} \right\} \quad (2)$$

其中, n_u 和 n_d 分别表示经市场调整后的日度收益率 ($W_{i,t}$) 大于和小于季度平均收益的交易日数。 $DUVOL_{i,t}$ 的数值越大, 代表收益率分布更倾向于左偏, 崩盘风险越大。

第二个衡量股价崩盘风险的指标为股票 i 经过市场调整后周收益率的负偏度 ($NCSKEW_{i,t}$), 计算方法如模型(3)所示:

$$NCSKEW_{i,t} = -[n(n-1)^{\frac{3}{2}} \sum W_{i,t}^3] / [(n-1)(n-2) (\sum W_{i,t}^2)^{\frac{3}{2}}] \quad (3)$$

其中, n 为股票 i 每个季度的交易日数。 $NCSKEW_{i,t}$ 的越大, 表示偏态系数负的程度越严重, 股价崩盘风险越大。

2. 解释变量: 投资者提问和董秘回复的负面语气。

以往学者 (Das & Chen, 2007; Tetlock, 2007; Tetlock et al., 2008; Li, 2008; Loughran & McDonald, 2011; Davis et al., 2012) 均通过使用正负面的金融词汇提取出文章中包含的负面词汇, 但是由于中文语法相对更加复杂, 仅仅用词库得出文章的正负面性并不准确。

为此，本文参考汪昌云和武佳薇（2015）、Bowen et al.(2017) 等研究，以北京理工大学张华平教授开发的大数据搜索与挖掘共享平台（NLPIR）¹ 为工具，对互动文本信息逐条进行语义情感分析，逐条得出负面得分，最终得出投资者提问和董秘回复的负面得分。以 NLPIR 为工具进行的情感分析原理如下：第一步，根据已有字典对负面词汇进行自动识别，但已有字典的定义具有一定的主观性而且可能遗漏大量的词汇，因此需要第二步，即根据语意，训练和识别新的负面词汇。这一步主要采用两种方法：一是利用共现关系，采用 Bootstrapping 的策略反复迭代，生成新的情感词及权重；二是情感判别的深度神经网络，基于深度神经网络对情感词进行扩展计算，综合为最终的结果。第三步，重复对以上两步进行迭代，训练出特定语料范围内的负面词汇。第四步，利用人工神经网络进行深度学习，确定负面词汇的权重，并计算出每一段话的语气。需要注意的是，一段语料的语气负面程度并非各个负面词汇打分的叠加，而是这些词汇作为输入变量（ x ），利用非线性算法得到的整段语料的负面得分，这个过程当中不仅要考虑负面词汇，还考虑上下文的关系。本文对部分样本通过人工阅读，将人工阅读的结果与用 NLPIR 为工具进行的情感分析结果进行对比，匹配率达到了 85% 以上。

为了控制提问和回复长短对负面情感的影响，本文用负面得分除以总字数进行标准化。然后本文根据每个季度的投资者提问负面语气中位数将每条投资者提问的负面语气 ($Neg_Question_{i,t}$) 定义为“非常负面”和“一般负面”，分别赋值为 1 和 0；同理，将董秘回复的负面语气 ($Neg_Answer_{i,t}$) 定义为“非常负面”和“一般负面”，同样赋值为 1 和 0。

3. 主要控制变量。

投资者提问和董秘回复的其余控制变量：为了控制投资者提问和董秘回复的其余特征对股价崩盘风险的影响，本文将每季度投资者提问与董秘回复之间平均间隔时间、投资者提问和董秘回复的平均语句长度、投资者提问和董秘回复的总次数作为控制变量。

机构投资者持股比例与持股户数：本文分别从机构投资者持股比例（机构投资者持股数除以流通股股数）和机构投资者持股户数来衡量机构投资者，定义方式如下：每个季度根据所有公司机构投资者持股比例的中位数将样本分为两组，如果公司 i 的机构投资者比例高于中位数，则 $Insti_Fraction_{i,t}$ 为 1，否则为 0；每个季度根据所有公司机构投资者持股户数的中位数将样本分为两组，如果公司 i 的机构投资者比例高于中位数，则 $Insti_Num_{i,t}$ 为 1，否则为 0。

个人投资者持股比例与持股户数：本文从两个方面衡量个人投资者，分别为个人投资者持股比例和个人投资者持股户数，由于本文无法直接计算个人投资者持股比例，所以粗略的认为个人投资者持股比例等于（1-机构投资者持股比例），之后每个季度根据所有公司机构投资者持股比例的中位数将样本分为两组，如果公司 i 的机构投资者比例低于中位数，

¹ 网址为 <http://ictclas.nlpir.org/nlpir/>。

则 $Indi_Fraction_{i,t}$ 为 1, 否则为 0。同理, 个人投资者持股户数等于 (总股东户数-机构投资者持股户数), 之后每个季度根据所有公司个人投资者持股户数的中位数将样本分为两组, 如果公司 i 的个人投资者持股户数比例高于中位数, 则 $Indi_Num_{i,t}$ 为 1, 否则为 0。

4. 其他控制变量。

借鉴已有文献(Hutton et al., 2009; Kim et al., 2011a; Kim et al., 2011b; 许年行等, 2012; 许年行等, 2013; 江轩宇和伊志宏, 2013; 王化成等, 2014), 本文在模型中加入如下控制变量: 去趋势的股票换手率($Dturn_{i,t}$)、股票的平均日特有收益率($Ret_{i,t}$)、股票经市场调整后日收益率 $W_{i,t}$ 的标准差($Sigma_{i,t}$)、公司规模($Size_{i,t}$)、资产负债率($Lev_{i,t}$)、成长性($MB_{i,t}$)、总资产收益率($Roa_{i,t}$)、公司透明度($ABACC_{i,t}$)。此外, 本文在模型中还控制上一期的股价崩盘风险、行业哑变量、年度哑变量、季度哑变量。具体定义见表 1。

表 1 变量定义

变量名称	变量符号	变量定义
被解释变量	$DUVOL_{i,t}$	股价上升和下降阶段波动性的差异, 表示崩盘风险的大小, 具体计算参见式(2), $DUVOL_{i,t}$ 越大, 股价崩盘风险越大
	$NCSKEW_{i,t}$	负偏度, 表示崩盘风险的大小, 具体计算参见式(3), $NCSKEW_{i,t}$ 越大, 股价崩盘风险越大
解释变量	$Neg_Question_{i,t}$	股票 i 在第 t 季度投资者提问的负面得分占总字数的比例大于第 t 季度的中位数则定义为“非常负面”, 取值为 1; 否则定义为和“一般负面”, 取值为 0
	$Neg_Answer_{i,t}$	股票 i 在第 t 季度董秘回复的负面得分占总字数的比例大于第 t 季度的中位数则定义为“非常负面”, 取值为 1; 否则定义为和“一般负面”, 取值为 0
控制变量	$Interval_{i,t}$	股票 i 在 t 季度投资者提问与董秘回复之间平均间隔时间
	$Len_Question_{i,t}$	股票 i 在 t 季度投资者提问的平均字数
	$Len_Answer_{i,t}$	股票 i 在 t 季度董秘回复的平均字数
	$Frequency_Question_{i,t}$	股票 i 在 t 季度投资者提问的总次数
	$Frequency_Answer_{i,t}$	股票 i 在 t 季度董秘回复的总次数
	$Insti_Fraction_{i,t}$	公司 i 的机构投资者持股比例高于中位数, 则为 1, 否则为 0
	$Insti_Num_{i,t}$	公司 i 的机构投资者持股户数高于中位数, 则为 1, 否则为 0
	$Indi_Fraction_{i,t}$	公司 i 的机构投资者持股比例低于中位数, 则为 1, 否则为 0
	$Indi_Num_{i,t}$	公司 i 的个人投资者持股户数高于中位数, 则为 1, 否则为 0
	$Dturn_{i,t}$	股票本季度的日均换手率与上季度的日均换手率之差
	$Ret_{i,t}$	股票的平均日特有收益率
	$Sigma_{i,t}$	股票经市场调整后日收益率 $W_{i,t}$ 的标准差
	$Size_{i,t}$	公司总资产的自然对数
	$Lev_{i,t}$	总负债与总资产之比
	$MB_{i,t}$	市值与账面股东权益之比
$Roa_{i,t}$	本年度的净利润与上年度的总资产之比	
$ABACC_{i,t}$	采用操纵性应计利润的绝对值衡量, 其中可操纵应计利润由修正的 Jones 模型计算得到。	

(二) 实证模型

采用模型(4)检验假设 H1 是否成立, 即投资者提问的语气越负面公司未来的股价崩盘风险越小:

$$CrashRisk_{i,t} = \alpha + \beta_1 \times NegQuestion_{i,t-1} + \gamma \times ControlVariables_{i,t-1} \quad (4)$$

其中， $CrashRisk_{i,t}$ 为股价崩盘风险，由 $DUVOL_{i,t}$ 和 $NCSKEW_{i,t}$ 来度量， $Neg_Question_{i,t-1}$ 表示滞后一期的投资者提问的负面语气， $ControlVariables_{i,t-1}$ 为一组滞后一期的控制变量，具体定义见表 1。如果假设 H1 成立，则 β_1 显著为负。

采用模型(5)检验假设 H2 是否成立，即公司未来的股价崩盘风险与董秘回复的负面语气不相关：

$$CrashRisk_{i,t} = \alpha + \beta_1 \times Neg_Answer_{i,t-1} + \gamma \times ControlVariables_{i,t-1} \quad (5)$$

其中， $Neg_Answer_{i,t-1}$ 表示滞后一期的董秘回复的负面语气。如果假设 H2 成立，则 β_1 不显著。

为了检验假设 H3a，根据机构投资者持股比例 ($Insti_Fraction_{i,t}$) 或机构投资者持股户数 ($Insti_Num_{i,t}$) 将样本分为两个子样本，采用模型(4)分别对两个子样本（较高机构投资者持股比例或持股户数、较低机构投资者持股比例或持股户数）进行估计，得到投资者提问的负面语气 ($Neg_Question_{i,t-1}$) 的系数 $\beta_{1,high_insti}$ 和 β_{1,low_insti} 。如果假设 H3a 成立，则 $\beta_{1,high_insti}$ 明显小于 β_{1,low_insti} 。

为了检验假设 H3b，根据个人投资者持股比例 ($Indi_Fraction_{i,t}$) 或个人投资者持股户数 ($Indi_Num_{i,t}$) 将样本分为两个子样本，采用模型(4)分别对两个子样本（较高个人投资者持股比例或持股户数、较低个人投资者持股比例或持股户数）进行估计得出 $Neg_Question_{i,t-1}$ 的系数 $\beta_{1,high_indi}$ 和 β_{1,low_indi} 。如果假设 H3b 成立，则 $\beta_{1,high_indi}$ 明显小于 β_{1,low_indi} 。

另外，本文借鉴 Peterson(2009)的方法，对本文所有回归模型的标准误差进行了公司层面的群聚调整(Cluster at firm)，且控制了年度效应、季度效应和行业效应。

四、实证结果

(一) 描述性统计分析

表 2 为变量的基本描述性统计，由表 2 可以看到， $DUVOL_{i,t}$ 和 $NCSKEW_{i,t}$ 的均值分别为 -0.416 和 -0.534，标准差分别为 0.469 和 0.701，说明这两个指标在样本公司间存在较大变异性。 $Interval_{i,t-1}$ 的均值为 3.6497，投资者提问与董秘回复之间平均相差 3.65 个工作日，说明董秘回复还是比较及时的；投资者提问的平均字数 ($Len_Question_{i,t-1}$) 为 66.351 个字，每季度投资者平均提问次数 ($Frequency_Question_{i,t-1}$) 为 46.228 次；董秘回复的平均字数 ($Len_Answer_{i,t-1}$) 为 80.942，每季度董秘平均回复次数 ($Frequency_Answer_{i,t-1}$) 为 46.049 次。

表 2 基本描述性统计

变量	观测值	平均值	标准差	最小值	Q1	中位数	Q3	最大值
$DUVOL_{i,t}$	19154	-0.416	0.469	-1.506	-0.736	-0.429	-0.112	0.856
$NCSKEW_{i,t}$	19154	-0.534	0.701	-2.461	-0.945	-0.521	-0.117	1.429
$Neg_Question_{i,t-1}$	19154	0.500	0.500	0	0	0	1	1
$Neg_Answer_{i,t-1}$	19154	0.500	0.500	0	0	0	1	1
$Interval_{i,t-1}$	19154	3.650	8.753	0	1	1.615	3.083	188
$Len_Question_{i,t-1}$	19154	66.351	30.307	3	49	62.714	78.625	753
$Frequency_Question_{i,t-1}$	19154	46.228	76.635	1	7	22	54	1000
$Len_Answer_{i,t-1}$	19154	80.942	61.175	1	46.308	66.563	96.515	1905
$Frequency_Answer_{i,t-1}$	19154	46.049	76.555	1	7	22	53	1130
$Sigma_{i,t-1}$	19154	0.021	0.008	0.008	0.015	0.019	0.025	0.048
$Dturn_{i,t-1}$	19154	-0.133	0.644	-2.502	-0.438	0.003	0.328	0.812
$Ret_{i,t-1}$	19154	-0.024	0.019	-0.114	-0.030	-0.018	-0.011	-0.003
$Size_{i,t-1}$	19154	21.680	1.090	19.632	20.901	21.515	22.266	25.083
$Lev_{i,t-1}$	19154	0.387	0.217	0.032	0.206	0.367	0.556	0.864
$MB_{i,t-1}$	19154	2.503	2.276	0.337	1.047	1.815	3.084	13.931
$Roa_{i,t-1}$	19154	0.028	0.033	-0.051	0.007	0.020	0.042	0.150
$ABACC_{i,t-1}$	19154	0.064	0.063	0.001	0.021	0.044	0.085	0.329

主要变量的 Pearson 相关系数和 Spearman 相关系数显示, $DUVOL_{i,t}$ 与 $NCSKEW_{i,t}$ 的 Pearson 相关系数是 0.876, 在 1% 的水平下显著, 说明这两个衡量股价崩盘风险的指标具有较好的一致性¹。投资者提问的负面语气 ($Neg_Question_{i,t-1}$) 与未来股价崩盘风险 ($DUVOL_{i,t}$ 、 $NCSKEW_{i,t}$) 之间的 Pearson 相关系数分别为 -0.027 和 -0.026, 且在 1% 的水平下显著, 说明在不控制其他因素的影响下, 投资者提问的语气越负面, 未来的股价崩盘风险越低, 初步证明本文的假设 H1。董秘回复的负面语气 ($Neg_Answer_{i,t-1}$) 与未来股价崩盘风险 ($DUVOL_{i,t}$ 、 $NCSKEW_{i,t}$) 之间的 Pearson 相关系数分别为 -0.007 和 -0.006, 并不显著, 说明在不控制其他因素的影响下, 董秘回复的负面语气对未来的股价崩盘风险没有显著影响, 初步证明本文的假设 H2。

另外, 相关系数表表明 $Interval_{i,t-1}$ 、 $Len_Answer_{i,t-1}$ 与 $DUVOL_{i,t}$ 和 $NCSKEW_{i,t}$ 之间没有显著的相关性, 但是 $Frequency_Question_{i,t-1}$ 、 $Frequency_Answer_{i,t-1}$ 与 $DUVOL_{i,t}$ 和 $NCSKEW_{i,t}$ 有显著的负向关系。这说明在不控制其他因素影响的情况下, 投资者提问和董秘回复之间的时间间隔、董秘回复的长度对未来股价崩盘风险没有显著的影响, 但投资者提问和董秘回复的越频繁则公司未来的股价崩盘风险越低。

(二) 投资者提问的负面语气、董秘回复的负面语气与股价崩盘风险

利用模型(4)对假设 H1 进行检验, 结果见表 3。表 3 第(1)和(3)列显示在不控制投资者提问的其他特征的情况下, $Neg_Question_{i,t-1}$ 的系数分别为 -0.023 和 -0.03, 且均在 1% 的水平下显著; 第(2)和(4)列控制了投资者提问的其他特征, $Neg_Question_{i,t-1}$ 的系数仍然显著

¹ 限于篇幅, 相关系数表未在正文中汇报。

为负，证明了本文的假设 H1，即投资者提问的语气越负面，公司未来的股价崩盘风险越小。这些结果说明“互动易”平台上投资者的提问的确具有信息含量，有助于股票隐藏的负面信息的提前反映，降低股票市场暴跌的可能性，稳定市场。

表 3 投资者提问的负面语气与未来股价崩盘风险

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	$DUVOL_{i,t}$		$NCSKEW_{i,t}$	
$Neg_Question_{i,t-1}$	-0.023*** (-3.51)	-0.020*** (-3.10)	-0.030*** (-3.15)	-0.027*** (-2.70)
$Interval_{i,t-1}$		0.000 (0.40)		0.000 (0.21)
$Len_Question_{i,t-1}$		-0.000 (-1.05)		-0.000 (-1.50)
$Frequency_Question_{i,t-1}$		-0.000* (-1.65)		-0.000 (-1.27)
$DUVOL_{i,t-1}$	0.063*** (7.95)	0.063*** (7.98)		
$NCSKEW_{i,t-1}$			0.060*** (7.44)	0.060*** (7.48)
$Sigma_{i,t-1}$	12.321*** (5.87)	12.367*** (5.89)	25.322*** (7.99)	25.347*** (7.99)
$Dturn_{i,t-1}$	0.012** (2.04)	0.013** (2.07)	0.021** (2.22)	0.021** (2.26)
$Ret_{i,t-1}$	3.800*** (4.57)	3.818*** (4.59)	7.853*** (6.44)	7.872*** (6.45)
$Size_{i,t-1}$	0.006 (1.14)	0.007 (1.48)	0.020** (2.56)	0.022*** (2.91)
$Lev_{i,t-1}$	-0.052* (-1.95)	-0.060** (-2.22)	-0.084** (-2.13)	-0.096** (-2.41)
$MB_{i,t-1}$	0.016*** (7.46)	0.016*** (7.50)	0.024*** (7.65)	0.024*** (7.70)
$Roa_{i,t-1}$	0.514*** (3.65)	0.524*** (3.71)	1.019*** (4.98)	1.030*** (5.02)
$Disacc_{i,t-1}$	0.072 (1.26)	0.074 (1.30)	0.147* (1.67)	0.149* (1.69)
Constant	-0.576*** (-4.95)	-0.603*** (-5.20)	-1.111*** (-6.36)	-1.143*** (-6.64)
Quarterdummy	Yes	Yes	Yes	Yes
Industrydummy	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	19154	19154	19154	19154
R-squared	0.09	0.09	0.07	0.07

说明:1.括号内为 t 统计量; 2.t 值已经经过公司层面的群聚调整(Clusteratfirm); 3.*、**、***分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平。(以下各表同)

利用模型(5)对假设 H2 进行检验，检验结果见表 4。表 4 第(1)和(3)列显示在不控制董秘回复的其他特征的情况下， $Neg_Answer_{i,t-1}$ 的系数均为-0.007，但不显著；第(2)和(4)列控制了董秘回复的其他特征， $Neg_Answer_{i,t-1}$ 的系数均为-0.007，仍然不显著，证明了本文提出的假设 H2，即董秘回复的负面语气并不能降低未来的股价崩盘风险。这说明由于迫于公司的压力无法披露更多信息，或者对投资者的提问做出的回复根本就是敷衍，董秘回复的内容信息含量较低，对股价崩盘风险不具有显著的影响。

表 4 董秘回复的负面语气与未来股价崩盘风险

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	$DUVOL_{i,t}$		$NCSKEW_{i,t}$	
$Neg_Answer_{i,t-1}$	-0.007 (-1.04)	-0.007 (-1.05)	-0.007 (-0.67)	-0.007 (-0.71)
$Interval_{i,t-1}$		0.000 (0.37)		0.000 (0.18)
$Len_Answer_{i,t-1}$		-0.000 (-1.63)		-0.000** (-2.03)
$Frequency_Answer_{i,t-1}$		-0.000** (-2.28)		-0.000** (-2.00)
$DUVOL_{i,t-1}$	0.062*** (7.84)	0.062*** (7.86)		
$NCSKEW_{i,t-1}$			0.059*** (7.36)	0.059*** (7.39)
$Sigma_{i,t-1}$	12.598*** (6.01)	12.586*** (6.00)	25.692*** (8.11)	25.647*** (8.08)
$Dturn_{i,t-1}$	0.012** (1.98)	0.012** (2.03)	0.020** (2.17)	0.021** (2.22)
$Ret_{i,t-1}$	3.885*** (4.68)	3.882*** (4.67)	7.963*** (6.54)	7.954*** (6.52)
$Size_{i,t-1}$	0.006 (1.09)	0.008 (1.50)	0.019** (2.53)	0.022*** (2.95)
$Lev_{i,t-1}$	-0.050* (-1.89)	-0.058** (-2.15)	-0.082** (-2.08)	-0.093** (-2.34)
$MB_{i,t-1}$	0.016*** (7.53)	0.016*** (7.61)	0.024*** (7.70)	0.025*** (7.81)
$Roa_{i,t-1}$	0.527*** (3.74)	0.528*** (3.74)	1.038*** (5.08)	1.033*** (5.04)
$Disacc_{i,t-1}$	0.070 (1.24)	0.074 (1.29)	0.145* (1.65)	0.149* (1.68)
Constant	-0.584*** (-5.01)	-0.616*** (-5.29)	-1.124*** (-6.41)	-1.166*** (-6.73)
Quarterdummy	Yes	Yes	Yes	Yes
Industrydummy	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	19154	19154	19154	19154
R-squared	0.09	0.09	0.07	0.07

(三) 机构投资者持股、投资者提问负面语气与股价崩盘风险

上文证明了投资者提问的语气越负面则公司未来的股价崩盘风险越小，说明“互动易”平台中投资者提问能够揭示公司的负面信息，降低未来的股价崩盘风险。那么进一步地，到底是机构投资者在这个过程中进行信息收集和挖掘，还是个人投资者在起作用？针对这个问题，本文在不同机构投资者持股比例或持股户数下，利用模型(4)来考察投资者提问的负面语气对公司未来股价崩盘风险的影响是否有明显差异，从而对该问题进行检验，结果见表 5。

表 5 的第(1)和(2)列显示，在机构投资者持股比例较低的子样本中 $Neg_Question_{i,t-1}$ 的系数为-0.006，并不显著；而在机构投资者持股比例较高的子样本中 $Neg_Question_{i,t-1}$ 的系数为-0.035，且在 1%的水平下显著。且经卡方检验，这两个系数在 5%的水平下存在显著差异。这就说明，投资者提问的负面语气对公司未来股价崩盘风险的负向影响主要在机构投资者持股比例高的样本中起作用，证明了假设 H3a，即机构投资者通过观察互动易平台上投资者的负面提问，针对可能存在的负面信息进行进一步的信息收集和挖掘，从而使负面信息提前反映在股价中，降低了公司未来的股价崩盘风险。这也证明了机构投资者确实起到了信息收集和挖掘的能力，加速信息融入股价的速度，与前人 (Sias &

Starks, 1997; Boehmer & Kelley, 2009; Boehmer & Wu, 2008; Boulatov et al., 2013; Irvine et al., 2007; Campbell et al., 2009; Hendershott et al., 2015) 的观点是一致的。第(3)和(4)列使用 $NCSKEW_{i,t}$ 作为股价崩盘风险的衡量指标, 结论一致。

表 5 投资者提问的负面语气与未来股价崩盘风险 (不同机构投资者持股比例)

变量	(1)		(2)		(3)		(4)	
	$DUVOL_{i,t}$				$NCSKEW_{i,t}$			
	$Insti_Fraction_{i,t}$		$Insti_Fraction_{i,t}$		$Insti_Fraction_{i,t}$		$Insti_Fraction_{i,t}$	
分组变量	=0	=1	=0	=1	=0	=1	=0	=1
$Neg_Question_{i,t-1}$	-0.006	-0.035***	-0.009	-0.044***				
	(-0.66)	(-3.66)	(-0.62)	(-3.11)				
Control Variables	Yes	Yes	Yes	Yes				
Quarter&Industrydummy	Yes	Yes	Yes	Yes				
Observations	9553	9601	9553	9601				
R-squared	0.08	0.1	0.05	0.09				
卡方值	4.44**				2.99*			

说明: 限于篇幅, 本文不再汇报方程中其他解释变量的回归结果。(以下各表同)

利用机构投资者持股户数进行同样的分组对 H3a 进行检验, 结果显示¹, 在机构投资者持股户数较低的子样本中 $Neg_Question_{i,t-1}$ 的系数为-0.002, 并不显著, 而在机构投资者持股户数较高的子样本中 $Neg_Question_{i,t-1}$ 的系数为-0.034, 且在 1% 的水平下显著。且经卡方检验这两个系数在 5% 的水平下具有明显差异, 说明投资者提问的负面语气对未来股价崩盘风险的负向影响主要在机构投资者持股户数较高的样本中起作用。第(3)和(4)列使用 $NCSKEW_{i,t}$ 作为股价崩盘风险的衡量指标, 得出的结论与 $DUVOL_{i,t}$ 一致。这一结果再次证明了假设 H3a。

以上结果发现, 在机构投资者持股比例或持股户数较高的样本中, 投资者提问的负面语气对未来股价崩盘风险的抑制作用更强, 说明机构投资者更善于处理和分析“互动易”平台上的信息。但是上述结果也可能是由于机构投资者和个人投资者关注的股票不同所造成的, 即机构投资者持股比例多与持股少的公司基本面的特征存在差异。为此, 本文采用倾向性匹配得分方法 (PSM) 将每个机构投资者持股比例较多的股票匹配一个基本性质与其最为接近的样本, 以降低样本自选择造成的影响。以匹配后的样本重新进行分样本回归, 结果显示, 在机构投资者持股比例或机构投资者持股户数较高的样本中, 投资者提问负面语气对未来股价崩盘风险的抑制作用更强, 说明本文的研究结果不受样本自选择的影响²。

(四) 个人投资者持股、投资者提问负面语气与股价崩盘风险

本部分对假设 H3b 进行检验, 即在不同个人投资者持股比例和户数的样本中, 投资者提问的负面语气与股价崩盘风险之间的关系是否有所不同。采用模型(4)对不同个人投资者持股比例的样本进行估计, 估计结果见表 6, 由于本文采用 (1-机构投资者持股比例) 作为个人投资者持股比例的代理变量, 因此这里的结果与前文正好相反, 本文仍然将此结果罗列在表 6 中。表 6 第(1)和(2)列显示在个人投资者持股比例较低的子样本中

¹ 限于篇幅, 结果未在正文中汇报。

² 限于篇幅, 结果未在正文中汇报。

$Neg_Question_{i,t-1}$ 的系数为-0.035,且在1%的水平下显著,而在个人投资者持股比例较高的子样本中 $Neg_Question_{i,t-1}$ 的系数为-0.006,并不显著。且经卡方检验这两个系数在5%的水平下有明显差异,说明投资者提问的负面语气对未来股价崩盘风险的负向影响主要在个人投资者持股比例较低的样本中起作用,驳斥了假设H3b。第(3)和(4)列使用 $NCSKEW_{i,t}$ 作为股价崩盘风险的衡量指标,得出的结论与 $DUVOL_{i,t}$ 是一致的。

表 6 投资者提问的负面语气与未来股价崩盘风险 (不同个人投资者持股比例)

变量	(1)		(2)		(3)		(4)	
	$DUVOL_{i,t}$		$DUVOL_{i,t}$		$NCSKEW_{i,t}$		$NCSKEW_{i,t}$	
分组变量	$Indi_Fraction_{i,t}$ =0	$Indi_Fraction_{i,t}$ =1	$Indi_Fraction_{i,t}$ =0	$Indi_Fraction_{i,t}$ =1	$Indi_Fraction_{i,t}$ =0	$Indi_Fraction_{i,t}$ =1	$Indi_Fraction_{i,t}$ =0	$Indi_Fraction_{i,t}$ =1
$Neg_Question_{i,t-1}$	-0.035*** (-3.66)	-0.006 (-0.66)	-0.044*** (-3.11)	-0.009 (-0.62)				
ControlVariables	Yes	Yes	Yes	Yes				
Quarter&Industrydummy	Yes	Yes	Yes	Yes				
Observations	9601	9553	9601	9553				
R-squared	0.1	0.08	0.09	0.05				
卡方值	4.44**				2.99*			

采用模型(4)对不同个人投资者持股户数的样本进行估计,估计结果显示¹,在个人投资者持股户数较低的样本中, $Neg_Question_{i,t-1}$ 的系数为-0.019,在5%的水平下显著,在个人投资者持股户数较高的样本中, $Neg_Question_{i,t-1}$ 的系数为-0.016,在10%的水平下显著。且经卡方检验 $Neg_Question_{i,t-1}$ 的系数在这两个子样本中没有明显差异,驳斥了H3b。采用 $NCSKEW_{i,t}$ 衡量股价崩盘风险得出的结论与 $DUVOL_{i,t}$ 的结论是一致的。

五、进一步研究

(一) 投资者提问的负面语气能否影响机构投资者的交易行为?

上文的回归分析结果显示,机构投资者在投资者提问的负面语气影响公司未来股价崩盘风险的过程中起到了更加重要的作用。为了加深对其影响机理的认识,接下来本文将直接考察投资者提问的负面语气是否会影响到机构投资者的持仓或交易行为。分别以机构投资者的持股比例($Insti_Fraction_{i,t}$)和机构投资者持股比例的变化率($Insti_Change_{i,t}$)作为被解释变量,将投资者提问的负面语气作为解释变量,进行回归分析,结果见表7。

表7第(1)列结果显示,在控制其他变量的情况下,投资者提问的语气越负面则下一期机构投资者的持股比例越小,说明投资者提问的负面语气的确会促使机构投资者卖出股票;第(2)列结果显示,在控制其他变量的情况下,投资者提问的语气越负面,则机构投资者卖出股票的幅度越大。这两个结果说明,投资者提问的负面语气的确会影响到机构投资者的交易行为,促使机构投资者减持相应股票的持股比例,并加大减持的幅度。

¹ 限于篇幅,结果未在正文中汇报。

表 7 投资者负面语气与机构投资者交易行为

变量	(1) <i>Insti_Fraction_{i,t}</i>	(2) <i>Insti_Change_{i,t}</i>
<i>Neg_Question_{i,t-1}</i>	-0.010*** (-3.11)	-0.063* (-1.92)
ControlVariables	Yes	Yes
Quarter&Industrydummy	Yes	Yes
Observations	19154	19154
R-squared	0.07	0.05

(二) 投资者提问的负面语气是否降低了公司的信息不对称程度?

以往学者发现, 股价崩盘风险产生的主要原因是管理层与投资者之间的信息不对称, 信息不对称程度越高管理层越容易隐藏公司的负面信息, 致使公司的股价崩盘风险越大 (Jin & Myers, 2006; Hutton et al., 2009; 潘越等, 2011)。基于此, 本文进一步探讨投资者提问的负面语气对公司的信息不对称程度的影响。

参考 Xiao(2013), 将股票收益率分为两部分: 市场收益率和超额收益率。超额收益率的波动性衡量了公司内部和外部投资者之间的特质性信息的信息不对称程度, 超额收益率的波动性越大, 则信息不对称程度越大。因此, 本文采用每个季度每支股票的收益率与市场收益率之间差值的标准差 ($STD_{i,t}$) 衡量信息不对称。将 $STD_{i,t}$ 作为被解释变量, $Neg_Question_{i,t-1}$ 作为解释变量进行回归, 结果见表 8。表 8 结果显示, $Neg_Question_{i,t-1}$ 的系数为-0.0002, 在 5%的水平下显著, 说明投资者提问的语气越负面, 则公司的信息不对称程度越小。

表 8 投资者提问的负面语气与公司信息不对称

变量	$STD_{i,t}$
$Neg_Question_{i,t-1}$	-0.0002** (-2.38)
ControlVariables	Yes
Quarter&Industrydummy	Yes
Observations	19154
R-squared	0.47

(三) 不同分析师覆盖下, 投资者提问的负面语气与股价崩盘风险

上文证明, 投资者负面语气主要是通过机构投资者的分析与挖掘体现到股价当中。为了进一步加深该结论, 本文考察机构投资者的主要信息提供方——券商分析师在该信息传导过程中的作用。作为资本市场的重要信息挖掘和提供者, 与机构投资者类似, 分析师观察到投资者负面提问时, 也应进行进一步的信息收集和挖掘。因此, 分析师覆盖多的股票, 投资者提问的负面语气与未来股价崩盘风险之间的负向关系也应更加强烈。

为了验证以上推测, 本文按照每个季度公司的分析师跟踪人数 ($Analyst_Num_{i,t}$) 的中位数进行分组, 并分别对分析师跟踪人数较多的样本和较少的样本中利用模型(4)进行回归分析, 结果见表 9。对 $Analyst_Num_{i,t}$ 的定义如下: 如果公司 i 在 t 季度的分析师跟踪人数大于 t 季度所有公司的分析师跟踪人数的中位数, 则 $Analyst_Num_{i,t}$ 为 1, 否则为 0。

表 9 第(1)和(2)列显示, 分析师跟踪人数较多的和分析师跟踪人数较少的样本 $Neg_Question_{i,t-1}$ 的系数分别为-0.034 (在 1%的水平下显著) 和-0.004 (不显著), 并且经卡方检验这两个系数存在显著的差异。这说明投资者提问的负面语气对未来股价崩盘风险

的负向作用主要在分析师跟踪人数多的股票中起作用，证明了上边的推测。进一步的，采用 $NCSKEW_{i,t}$ 衡量股价崩盘风险，并进行相同回归，得出的结论一致。

表 9 投资者提问的负面语气与股价崩盘风险（不同分析师覆盖）

变量	(1)		(2)		(3)		(4)	
	$DUVOL_{i,t}$				$NCSKEW_{i,t}$			
分组变量	$Analyst_Num_{i,t}$ =0	$Analyst_Num_{i,t}$ =1	$Analyst_Num_{i,t}$ =0	$Analyst_Num_{i,t}$ =1	$Analyst_Num_{i,t}$ =0	$Analyst_Num_{i,t}$ =1	$Analyst_Num_{i,t}$ =0	$Analyst_Num_{i,t}$ =1
$Neg_Question_{i,t-1}$	-0.004 (-0.40)	-0.034*** (-3.57)	-0.007 (-0.48)	-0.039*** (-2.93)				
ControlVariables	Yes	Yes	Yes	Yes				
Quarter&Industrydummy	Yes	Yes	Yes	Yes				
Observations	9650	9504	9650	9504				
R-squared	0.08	0.11	0.05	0.08				
卡方值	5.22**				2.73*			

(四) 投资者提问和董秘回复的正面语气是否影响股价崩盘风险？

虽然以往学者（Das & Chen, 2007; Tetlock, 2007; Tetlock et al., 2008; Li, 2008; Loughran & McDonald, 2011; Davis et al., 2012）认为，文章中的负面词汇能够传递更多的信息，但为了增强本文结果的可靠性，本文仍对投资者提问和董秘回复的正面语气对公司未来的股价崩盘风险的影响进行考察。

投资者提问的正面语气（ $Pos_Question_{i,t-1}$ ）和董秘回答的正面语气（ $Pos_Answer_{i,t-1}$ ）的定义上文二者的负面语气（ $Neg_Question_{i,t-1}$ 和 $Neg_Answer_{i,t-1}$ ）相同。本文分别将 $Pos_Question_{i,t-1}$ 和 $Pos_Answer_{i,t-1}$ 作为解释变量，将 $DUVOL_{i,t}$ 和 $NCSKEW_{i,t}$ 作为被解释变量，利用模型(4)和模型(5)进行回归分析，回归结果见表 10。从第(1)和(2)列可以看到，在控制其他变量的情况下，虽然投资者提问的正面语气会显著影响 $DUVOL_{i,t}$ ，但是对 $NCSKEW_{i,t}$ 的影响不显著，总体上来说投资者提问的正面语气对未来股价崩盘风险的正向影响是不稳健的；从第(3)和(4)列也可以看到，在控制其他变量的情况下，董秘回复的正面语气不会显著影响公司未来的股价崩盘风险。综合该结果与表 4 和表 5 可以看到，投资者提问的负面预期有助于传递更多的信息，而投资者对正面语气则不敏感，与以往学者的观点是一致的。

表 10 投资者提问和董秘回复的正面语气与股价崩盘风险

变量	(1)		(2)		(3)		(4)	
	投资者提问				董秘回复			
	$DUVOL_{i,t}$	$NCSKEW_{i,t}$	$DUVOL_{i,t}$	$NCSKEW_{i,t}$	$DUVOL_{i,t}$	$NCSKEW_{i,t}$	$DUVOL_{i,t}$	$NCSKEW_{i,t}$
$Pos_Question_{i,t-1}$	0.015** (2.14)	0.016 (1.51)						
$Pos_Answer_{i,t-1}$			-0.005 (-0.70)	-0.008 (-0.73)				
ControlVariables	Yes	Yes	Yes	Yes				
Quarter&Industrydummy	Yes	Yes	Yes	Yes				
Observations	19154	19154	19154	19154				
R-squared	0.09	0.07	0.09	0.07				

六、稳健性检验

(一) 内生性

虽然尽管模型(4)中解释变量已经滞后一期，在一定程度上克服了内生性对研究结论的影响，但是出于稳健性考虑，本文还将采用两种方法，进一步排除内生性对研究结论的干扰。

1. 工具变量回归

本文采用上一期的市场收益率作为工具变量，其主要原因是：一方面，由于当市场环境越差时，投资者对公司的负面情绪越严重，因此市场收益率与投资者提问的负面语气应存在正相关关系，即市场收益低越高投资者提问的语气越负面，满足了工具变量与内生变量相关的条件；另一方面，由于计算股价崩盘风险时使用的是经过市场调整后的收益率，所以股价崩盘风险与市场收益率没有相关性，满足了工具变量与被解释变量显著不相关的条件。

以上一期的市场收益率作为工具变量进行两阶段最小二乘法（2SLS），得出的结果见表 11。表 11 第(1)列结果显示，市场收益率越高，投资者提问的语气越负面，说明了本文工具变量选择的有效性；第(2)和(3)列结果显示在控制内生性之后，投资者提问的负面语气仍然与未来股价崩盘风险显著负相关，证实了假设 H1，说明本文的结果是稳健的。

表 11 两阶段最小二乘法

变量	(1)	(2)	(3)
	第一阶段回归 <i>Neg_Question_{i,t}</i>	第二阶段回归 <i>DUVOL_{i,t}</i> <i>NCSKEW_{i,t}</i>	
<i>Ret_Market_{i,t-1}</i>	0.169*** (4.30)		
<i>Neg_Question_{i,t-1}</i>		-0.581** (-2.42)	-0.658* (-1.91)
ControlVariables	Yes	Yes	Yes
Quarter&Industrydummy	Yes	Yes	Yes
Observations	19154	19154	19154
R-squared	0.04	0.06	0.05

2. 固定效应模型

为控制可能遗漏的公司的固定因素对本文结果的影响，本文采用固定效应模型对模型(4)进行回归分析，由于控制了公司的固定效应，因此不再需要控制行业效应的影响。结果显示¹，*Neg_Question_{i,t-1}*与未来股价崩盘风险仍然在 1%的水平下显著负相关。该结果说明，本文的研究结果并不是因为遗漏了某些不随时间改变的解解释变量所导致的，证明了本文结果的稳健性。

(二) 其他稳健性检验变换时间区间

为了验证上文实证结果的可靠性，本文还进行了如下的稳健性检验：

第一、本文的研究区间为 2010 年第 1 季度至 2015 年第 3 季度，但是 2015 年中国股票

¹ 限于篇幅，相关结果未在正文中汇报。

市场经历了大幅的上涨和下跌，可能对本文的结果产生一定影响。因此，本文将 2015 年的样本删除，以 2010 年第 1 季度至 2014 年第 4 季度为研究样本，重新对本文的主要结果进行检验，结果与正文结果一致。

第二、参考 Peterson(2009)，采用更加稳健的标准误算法通过在公司层面和时间层面上进行双重聚类，重新估计模型(4)，结果显示，采用了双重聚类法后的结果与正文一致，证明了本文结果的稳健性。

第三、前文按照投资者提问语气的负面程度，将样本分为 2 组。为了保证本文结果的稳健性，本文对 $Neg_Question_{i,t-1}$ 进行重新定义，按照投资者语气的负面程度从大到小，将其分为 5 组，分别取值 4、3、2、1、0。然后，本文用重新定义的 $Neg_Question_{i,t-1}$ 对 $DUVOL_{i,t}$ 和 $NCSKEW_{i,t}$ 分别进行回归分析，结果显示 $Neg_Question_{i,t-1}$ 的系数仍然显著为负。

第四、虽然本文采用了固定效应模型控制了其他遗漏变量对本文结果的影响，但是仍然可能存在本文结果受诸如新闻媒体等影响的可能性，而由于我们使用的是季度数据，因此的确无法准确区分。为了解决这个问题，我们对投资者提问后的短期效应进行了考察，即控制新闻媒体的情况下，研究投资者提问能否对市场产生一定的影响。结果显示，投资者提问的语气越负面，未来股票累计异常收益率越低，说明在控制了公开的媒体信息之后，投资者提问仍然具有信息含量，其所传达的负面信息或负面情绪能够影响其它投资者，从而降低了股票的未来累计异常收益率。

限于篇幅，本文没有报告上述结果，感兴趣的读者可向作者索取。

七、结论与政策启示

本文以 2010 年第 1 季度到 2015 年第 3 季度深交所上市公司作为研究对象，考察了深交所“互动易”网站上企业同投资者沟通对股价崩盘风险的影响，主要是代表公司的董秘和投资者的问答的负面语气能否降低股价崩盘风险。

研究发现：首先，投资者提问的负面语气能够显著降低公司的股价崩盘风险，董秘回复的负面语气则与股价崩盘风险不相关。这说明投资者提问的负面语气中包含了更多的负面信息，而公司方面的回复则更多流于形式，即使其中也表达出一定的负面语气，也无助于公司负面信息的释放和股价风险的下降，说明企业并没有通过与投资者的线上沟通传达出更多的信息，而投资者则能够通过线上沟通披露出其掌握的负面信息。其次，机构投资者持股比例较高或持股户数较多的股票，公司股价崩盘风险与投资者提问的负面语气之间的负向关系更强。这说明机构投资者有助于促进信息更好的融入股价，提高了股价信息效率。此外，进一步的分析表明，投资者提问的语气越负面，机构投资者下期的持仓越小，越倾向于卖出股票，且投资者提问的负面语气能够显著的降低信息不对称；投资者正面语气与股价崩盘风险之间不存在显著的相关性。

本文的研究在理论上对管理层与投资者信息交流机制和股价崩盘风险方面的研究起到了有益的补充和发展。同时，从本文的研究中还可以得到如下的政策启示：首先，之前不少人刻板的认为，普通投资者缺乏对资本市场的理解，除了提供流动性之外对市场信息效率的提高以及市场的稳定毫无贡献。而本文的研究发现，事实上并不是之前我们所认为的那样，普通投资者也能够为股票市场的发展提供增量信息，只是由于这些投资者缺乏可靠的信息获取与表达渠道，他们的这种作用未能充分体现而已。因此，未来的市场建设不仅应该继续强调对普通投资者利益的保护，充分调动他们的积极性并发挥其信息挖掘能力也应是监管部门的工作重点。另一方面，本文的研究结论发现，深交所“互动易”平台中投资者提问很好的起到了降低股价崩盘风险，提高信息效率的作用，但企业的回复却未能起到类似的作用。其原因不外乎迫于公司压力，代表公司的董秘无法通过平台传递更多的信息，或董秘根本就只是对投资者提问敷衍了事。因此，建立监督和考核机制，对“互动易”平台上董秘回答进行规范和评价，充分发挥其信息传递功能，避免其流于形式，也应引起交易所和监管部门的足够重视。

参考文献

- [1]. 曹丰、鲁冰、李争光、徐凯, 2015:《机构投资者降低了股价崩盘风险吗?》,《会计研究》第11期。
- [2]. 陈国进、张贻军, 2009:《异质信念、卖空限制与我国股市的暴跌现象研究》,《金融研究》第4期。
- [3]. 孟庆斌、侯德帅、汪叔夜, 2018:《融券卖空与股价崩盘风险——基于中国股票市场的经验证据》,《管理世界》第4期。
- [4]. 潘越、戴亦一、林超群, 2011:《信息不透明、分析师关注与个股暴跌风险》,《金融研究》第9期。
- [5]. 权小锋、吴世农、尹洪英, 2015:《企业社会责任与股价崩盘风险:“价值利器”或“自利工具”?》,《经济研究》第11期。
- [6]. 谭松涛、阚铎、崔小勇, 2016:《互联网沟通能够改善市场信息效率吗?——基于深交所“互动易”网络平台的研究》,《金融研究》第3期。
- [7]. 汪昌云、武佳薇, 2015:《媒体语气、投资者情绪与IPO定价》,《金融研究》第9期。
- [8]. 王化成、曹丰、叶康涛, 2015:《监督还是掏空:大股东持股比例与股价崩盘风险》,《管理世界》第2期。
- [9]. 许年行、江轩宇、伊志宏、徐信息, 2012:《分析师利益冲突、乐观偏差与股价崩盘风险》,《经济研究》第7期。
- [10]. 许年行、于上尧、伊志宏, 2013:《机构投资者羊群行为与股价崩盘风险》,《管理世界》第7期。
- [11]. Antweiler, W., and M. Z. Frank, 2004, “Is All That Talk Just Noise? The Information Content of Internet Stock Message Boards”, *The Journal of finance*, 59(3): 1259-1294.
- [12]. Ball, R., 2009, “Market and Political/Regulatory Perspectives on the Recent Accounting Scandals”, *Journal of Accounting Research*, 47(2): 277-323.
- [13]. Blankespoor, E., B. P. Miller, and H. D. White, 2014, “Initial Evidence on The Market Impact of the XBRL Mandate”, *Review of Accounting Studies*, 19(4): 1468-1503.
- [14]. Boehmer, E., and E. K. Kelley, 2009, “Institutional Investors and the Informational Efficiency of Prices”, *The Review of Financial Studies*, 22(9): 3563-3594.
- [15]. Boulatov, A., T. Hendershott, and D. Livdan, 2013, “Informed Trading and Portfolio Returns”, *Review of Economic Studies*, 80(1): 35-72.
- [16]. Bowen, R. M., S. Dutta, S. Tang, and P. Zhu, 2018, “Inside the “Black Box” of Private In-House Meetings”, *Review of Accounting Studies*, 23(2): 487-527.
- [17]. Bris, A., W. N. Goetzmann, and N. Zhu, 2007, “Efficiency and the Bear: Short Sales and Markets around the World”,

- Journal of Finance, 62(3): 1029-1079.
- [18]. Campbell, J. Y., T. Ramadorai, and A. Schwartz, 2009, "Caught on Tape: Institutional Trading, Stock Returns, and Earnings Announcements", *Journal of Financial Economics*, 92(1): 66-91.
- [19]. Chang, E. C., 2007, "Short-Sales Constraints and Price Discovery: Evidence from the Hong Kong Market", *Journal of Finance*, 62(5): 2097-2121.
- [20]. Chen, H., P. De, Y. Hu, and B. H. Hwang, 2014, "Wisdom of Crowds: The Value of Stock Opinions Transmitted Through Social Media", *Review of Financial Studies*, 27(5): 1367-1403.
- [21]. Chen, J., H. Hong, and J. C. Stein, 2001, "Forecasting Crashes: Trading Volume, Past Returns, and Conditional Skewness in Stock Prices", *Journal of Financial Economics*, 61(3): 345-381.
- [22]. Cheng, Q., F. Du, B. Y. Wang, and X. Wang, 2019, "Do Corporate Site Visits Impact Stock Prices?", *Contemporary Accounting Research*, 36(1): 359-388.
- [23]. Cheng, Q., F. Du, X. Wang, and Y. Wang, 2016, "Seeing Is Believing: Analysts' Corporate Site Visits", *Review of Accounting Studies*, 21(4): 1-42.
- [24]. Das, S. R., and M. Y. Chen, 2007, "Yahoo! for Amazon: Sentiment Extraction from Small Talk on the Web", *Management Science*, 53(9):1375-1388.
- [25]. Davis, A. K., J. M. Piger, and L. M. Sedor, 2012, "Beyond the Numbers: Measuring the Information Content of Earnings Press Release Language", *Contemporary Accounting Research*, 29(3): 845-868.
- [26]. Dimson, E., 1979, "Risk Measurement When Shares Are Subject to Infrequent Trading", *Journal of Financial Economics*, 7(2): 197-226.
- [27]. Graham, J. R., C. R. Harvey, and S. Rajgopal, 2005, "The Economic Implications of Corporate Financial Reporting", *Journal of accounting and economics*, 40(1): 3-73.
- [28]. Green, T. C., R. Jame, S. Markov, and M. Subasi, 2014, "Access to Management and the Informativeness of Analyst Research", *Journal of Financial Economics*, 114(2): 239-255.
- [29]. Hendershott, T., D. Livdan, and N. Schürhoff, 2015, "Are Institutions Informed About News?", *Journal of Financial Economics*, 117(2): 249-287.
- [30]. Hong, H., and J. C. Stein, 2003, "Differences of Opinion, Short-Sales Constraints, and Market Crashes", *Review of Financial Studies*, 16(2): 487-525.
- [31]. Hutton, A. P., A. J. Marcus, and H. Tehranian, 2009, "Opaque financial reports, R 2, and crash risk", *Journal of*

- financial Economics, 94(1): 67-86.
- [32]. Irvine, P., M. Lipson, and A. Puckett, 2006, “Tipping”, *The Review of Financial Studies*, 20(3): 741-768.
- [33]. Jin, L., and S. C. Myers, 2006, “R2 Around the World: New Theory and New Tests”, *Journal of financial Economics*, 79(2): 257-292.
- [34]. Jung, M. J., MH. F. Wong, and X. F. Zhang, 2014, “Analyst Interest as an Early Indicator of Firm Fundamental Changes and Stock Returns”. *The Accounting Review*, 90(3): 1049-1078.
- [35]. Kaniel, R., S. Liu, G. Saar, and S. Titman, 2012, “Individual Investor Trading and Return Patterns Around Earnings Announcements”, *The Journal of Finance*, 67(2):639-680.
- [36]. Kelley, E. K., and P. C. Tetlock, 2013, “How Wise Are Crowds? Insights from Retail Orders and Stock Returns”, *The Journal of Finance*, 68(3):1229-1265.
- [37]. Kelley, E. K., and P. C. Tetlock, 2017, “Retail Short Selling and Stock Prices”, *The Review of Financial Studies*, 30(3): 801-834.
- [38]. Kim, J. B., Y. Li, and L. Zhang, 2011a, “CFOs Versus CEOs: Equity Incentives and Crashes”, *Journal of Financial Economics*, 101(3):713-730.
- [39]. Kim, J., Y. Li, and L. Zhang, 2011b, “Corporate Tax Avoidance and Stock Price Crash Risk: Firm-level Analysis”, *Journal of Financial Economics*, 100(3): 639-662.
- [40]. Kirk, M. P., and S. Markov, 2016, “Come On Over: Analyst/investor Days as a Disclosure Medium”, *The Accounting Review*, 91(6): 1725-1750.
- [41]. LaFond, R., and R. L. Watts, 2008, “The Information Role of Conservatism”, *The Accounting Review*, 83(2): 447-478.
- [42]. Li, F., 2008, “Annual Report Readability, Current Earnings, and Earnings Persistence”, *Journal of Accounting and Economics*, 45(2-3): 221-247.
- [43]. Loughran, T., and B. McDonald, 2011, “When Is a Liability Not a Liability? Textual Analysis, Dictionaries, and 10-Ks”, *Journal of Finance*, 66(1): 35-65.
- [44]. Miller, G. S., and J. S. Douglas, 2015, “The Evolving Disclosure Landscape: How Changes in Technology, the Media, and Capital Markets Are Affecting Disclosure”, *Journal of Accounting Research*, 53(2): 221-239.
- [45]. Petersen, M. A., 2009, “Estimating Standard Errors in Finance Panel Data Sets: Comparing Approaches”, *The Review of Financial Studies*, 22(1): 435-480.

- [46]. Piotroski, J. D., and T. J. Wong, 2011, "Institutions and Information Environment of Chinese Listed Firms", National Bureau of Economic Research.
- [47]. Sias, R. W., and L. T. Starks, 1997, "Institutions and Individuals at the Turn-of-the-Year", *Journal of Finance*, 52(4): 1543-1562.
- [48]. Solomon, D. H., and E. F. Soltes, 2015, "What Are We Meeting For? The Consequences of Private Meetings with Investors", *The Journal of Law and Economics*, 58(2): 325-355.
- [49]. Soltes, E., 2014, "Private Interaction Between Firm Management and Sell-Side Analysts", *Journal of Accounting Research*, 52(1): 245-272.
- [50]. Tetlock, P. C., 2007, "Giving Content to Investor Sentiment: The Role of Media in the Stock Market", *Journal of Finance*, 62(3): 1139-1168.
- [51]. Tetlock, P. C., M. Saar-Tsechansky, and S. Macskassy, 2008, "More than Words: Quantifying Language to Measure Firms' Fundamentals", *Journal of Finance*, 63(3): 1437-1467.
- [52]. Verrecchia, R. E., 2001, "Essays on Disclosure", *Journal of Accounting and Economics*, 32(1): 97-180.
- [53]. Xiao, G., 2013, "Legal Shareholder Protection and Corporate R&D Investment", *Journal of Corporate Finance*, 23(C): 240-266.

Internet Communication and Stock Crash Risk?

MENG Qing-bin HUANG Qing-hua ZHAO Da-xuan LU Bing

Abstract: Using all the A-share companies listed in ShenZhen Stock Exchange between the first quarter of 2010 and the third quarter of 2015, this paper studies the relationship between stock crash risk and negative tone of investors' questions, board secretaries' answers on the "Hudongyi" Online Communication System. We find that the negative tone of investors' questions can significantly decrease stock crash risk but the negative tone of board secretaries' answers can't. Moreover, the negative relationship between the negative tone of investors' questions and stock crash risk is more pronounced in stocks which are owned by more institutions. Additional analysis show that institutions hold few shares and are prone to sell stocks when the tone of investors' questions is more negative; the negative tone of investors' questions can significantly decrease information asymmetry; there is no significant correlation between positive tone of investors' questions and stock crash risk. This paper enriches literature related to information communication between management and investors and stock crash risk.

Key words: "Hudongyi" online communication system; stock crash risk; negative tone

美联储量化宽松政策对全球资产价格的非平衡溢出效应

张斐燕¹

【摘要】 本文采用全局向量自回归模型分析了美联储 QE 对施行不同货币政策框架、汇率制度和资本流动管理制度国家和地区的不同影响。“货币政策钉住货币供应量+宽松钉住汇率制度+资本账户可兑换”国家货币政策应兼顾本国物价水平稳定，同时加强宏观审慎政策对资产价格的逆周期调节，避免出现实体经济紧缩而金融繁荣的现象；“货币政策钉住通货膨胀+浮动汇率+资本账户可兑换”国家应强化宏观审慎政策对资产价格的调节以应对金融资产泡沫。

【关键词】 美联储量化宽松货币政策；货币政策框架；汇率制度；资本流动管理制度；GVAR 模型

一、引言及文献综述

国际金融危机期间，各国和地区采取扩张性货币政策以应对国内衰退低迷形势，逐渐步入了传统货币政策工具失效的“零利率”状态。为克服本国或地区通货紧缩状态，美联储等发达经济体货币当局先后引入以“零利率”和大规模资产购买为特征的非常规货币政策。实践中，美联储非常规货币政策对全球金融市场产生了显著的溢出效应，且对不同国家和地区资产价格的影响存在很大差异。本文在总结前人的研究基础上，试图从货币制度角度分析美联储非平衡溢出效应产生的原因。

美联储非常规货币政策对全球金融市场资产价格产生了显著的非平衡溢出效应，对不同国家和地区资产价格的溢出效应存在显著差异。不少学者研究发现一国和地区货币当局政策调节“活跃程度”会对溢出效应产生显著影响，那些对国内市场政策调节非常频繁国家和地区受美联储非常规货币政策的影响更小（Fratzcher, 2013; Bernhard & Ebner, 2017）。部分学者认为一国或地区投资者预期会对溢出效应的“信号传导机制”产生影响，具有不同市场预期调节机制的国家和地区对美联储非常规货币政策的反应存在显著差异（Glick & Leduc, 2012）。部分学者对微观金融机构进行了研究，他们认为那些具有稳健经营银行体系的国家和地区受美联储非常规货币政策的影响更小（Fratzcher, 2013）。

¹ 张斐燕，清华大学五道口金融学院

国内外众多学者纷纷建立模型研究美联储量化宽松货币政策对全球金融市场非平衡溢出效应的影响因素。实证研究中，学者们主要采用动态随机一般均衡模型（Dynamic Stochastic General Equilibrium, DSGE）、事件分析法（Event Study Method）、向量自回归模型（Vector Auto Regression model, VAR）和 GVAR 模型，这些方法既可以研究美联储量化宽松货币政策宣布对资产价格指数的即时效应，也可以研究美联储量化宽松货币政策宣布对微观个体的影响（Chen, 2014; Konstantakis & Michaelides, 2014）。一方面，从金融危机时期金融风险传导机制着手，不少学者分析影响溢出效应的金融市场微观结构。他国和地区宏观政策对本国和地区溢出效应与本国和地区金融市场结构密切相关，任何影响本国和地区金融市场结构的因素都会对溢出效应产生显著影响（Covas & Driscoll, 2014）。不少学者分析了一国和地区银行结构和资产证券化情况对他国和地区宏观政策溢出效应的影响，他们认为那些多市场经营银行信贷占比越大的地区受到他国和地区宏观政策溢出效应影响越大，贷款证券化可以有效削弱这种传导机制，但并不能消除这种传导机制影响（Berrospide *et al.*, 2016）。那些拥有稳健银行体系的国家或地区往往具有较高的对外开放程度，他国宏观政策对本国价格体系影响更显著（Xu, 2012; Eickmeier & Ng, 2015）。另一方面，从国与国之间宏观货币制度框架差异着手，部分学者研究不同的政策协调框架对他国宏观政策溢出效应的影响。不少学者在传统的两国模型加入新因素研究两国政策协调的目的和效果。Kara（2016）将两国模型动态化在两国三期模型（Two-Country & Three-Period Model）分析了宏观审慎政策在应对金融危机蔓延中发挥的重要作用，研究表明两国政策协调可以有效减少金融危机成本。

然而，学术界对于美联储量化宽松货币政策溢出效应的研究仅局限于影响结果，并未对产生非平衡溢出效应的原因加以系统分析。本文从货币制度角度出发，分析了施行不同货币政策框架、汇率制度和资本流动管理制度的国家和地区对美联储非常规货币政策的反应。货币政策框架对国际政策溢出效应的影响的研究可以追溯到区域货币协调理论（姜波克，2009）。各国和地区是否具有相同的货币政策目标是衡量建立区域货币协调制度的重要标准。因此，货币政策框架也是影响宏观政策在国际市场之间传递的重要因素。一国或地区扩张性货币政策对那些具有相同货币政策目标的国家或地区的正向效应更显著。汇率制度和资本流动管理制度对国际政策溢出效应的影响分析则最早开始于开放经济下的两国模型（姜波克，2009）。开放经济下的蒙代尔-佛莱明两国模型比较了不同资本流动管理制度和汇率制度下一国或地区的货币政策和财政政策对他国和地区的溢出效应。在资本完全自由流动的前提下，一国扩张性货币政策

会对那些施行浮动汇率制度的国家和地区产生严重的负面影响，却会使那些施行固定汇率制度的国家和地区的产出增加。在固定汇率制度下，一国扩张性货币政策对那些资本账户完全自由流动的国家和地区比那些资本账户完全不开放的国家和地区的溢出效应更大。“不可能三角”理论则更系统地说明资本流动管理制度、汇率制度和货币政策框架三者在国际政策溢出效应中发挥的重要作用。在固定汇率制度+资本完全自由流动制度下，国际政策溢出效应的存在使得一国或地区的货币政策很难实现钉住本国通货膨胀率或货币供应总量的政策目标。

为系统研究货币政策框架、汇率制度和资本流动管理制度三者对美联储非常规货币政策非平衡溢出效应的影响，本文采用 GVAR 模型研究了各国和地区资产价格对美联储量化宽松货币政策的不同反应，进而得出非常规货币政策条件下国际政策协调的依据。GVAR 模型结合了时间序列、面板数据和因素分析模型等技术分析手段，可以同时从国家和地区、长期和短期等不同层面给出清晰地给出政策和冲击的传导路径，因而被广泛运用于分析变量冲击、政策影响和风险管理等诸多领域（Smith & Galesi, 2014; Bussière *et al.*, 2009; Pesaran *et al.*, 2005; Galesi & Lombardi, 2009; Dees *et al.*, 2007; Xu, 2012; Konstantakis & Michaelides, 2014）。GVAR 模型的难点在于“影子利率”的确定，本文取 Wu-Xia 有效联邦基金影子利率（Wu & Xia, 2015）作为美联储大规模资产购买政策的代理变量。从“单一因素”角度出发，本文分别分析了施行不同货币政策框架、汇率制度和资本流动管理制度的国家和地区金融市场资产价格对美联储量化宽松货币政策的不同反应。从“组合因素”角度出发，本文研究美联储非常规货币政策对施行两种经典货币制度（钉住货币供应量的货币政策框架+宽松钉住的汇率制度+资本账户可兑换货币制度和钉住通货膨胀的货币政策框架+浮动汇率+资本账户可兑换货币制度）的国家和地区金融市场价格体系的冲击。以此为基础，本文为非常规货币政策下的国际政策协调提出政策建议。

本文贡献在于以下三点：一是独创性地从货币政策框架、汇率制度和资本流动等货币制度角度出发，系统地给出了美联储量化宽松货币政策非平衡溢出效应产生的原因。二是为新兴市场国家出现的实体经济萎缩而金融市场泡沫结构性失调问题给出了全新的解释。在非常规货币政策盛行的条件下，那些实施货币政策钉住货币供应量+宽松钉住汇率制度+资本项目可兑换组合的国家和地区，即使完全不进行干预，也会自然地出现实体经济紧缩而金融市场资产泡沫等结构性失衡现象。三是为非常规货币政策下的国际政策协调提出了新的方案。在非常规货币政策下，采取钉住货币供应量的货币政策框架、浮动汇率和资本自由流动制度组合的国家和地区应采取结构性调控政策以避免出现实体经济紧缩而金融繁荣的现象。本文的不足之处在于忽略

了金融市场开放程度、资产结构和机构组成等重要因素的研究。同时，由于模型限制，本文也忽视了对全球金融资产价格同期影响的结构性研究。

二、 模型与数据

（一）美联储非常规货币政策

自量化宽松货币政策以来，美联储有效联邦基金利率（EFFR）逐渐逼近零利率水平，难以反映美联储量化宽松货币政策真实情况。为研究美联储量化宽松货币政策的政策效应，学术界采用各种方法对美联储有效联邦基金利率进行了修正。“影子利率”常见的计算方法有两种，一种是当名义利率逼近零利率最低限时，将名义利率看作期权，假设该期权还处于交易状态，根据期限结构和无套利模型反推出其隐含价值（Christensen and Rudebusch, 2014; Black, 1995）。另一种是将反映量化宽松货币政策规模的各种因素结合起来，如货币供应量、活期（定期）存款基准利率、存款准备金率、官方储备、货币当局资产负债结构和规模等，建立一个模拟货币当局基准利率决定的动态模型，将根据动态模型得到联邦基金利率作为“影子利率”（Lombardi and Zhu, 2014）。本文采用 Wu-Xia 有效联邦基金影子利率（Wu and Xia, 2015）作为美联储大规模资产购买政策代理变量，研究了美联储非常规货币政策对全球金融市场的非平衡溢出效应。Wu-Xia 有效联邦基金影子利率在 Black（1995）的基础上建立，被广泛地应用于美联储量化宽松政策效应的分析研究中，如图 1 所示。

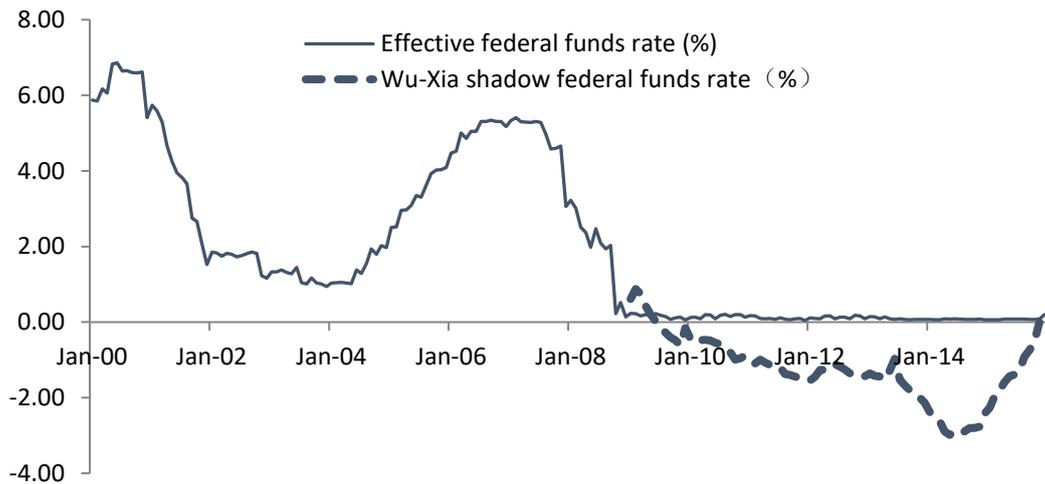


图1 美联储有效联邦基金利率影子利率图

（二）数据来源与描述性统计分析

本文采用 2000 年 1 月到 2016 年 12 月期间的月度数据，数据来源于 IMF、万得、彭博和汤

森路透等数据库。在本文 GVAR 模型中，物价指数、汇率、股票指数和全局变量均取对数形式，长期利率和短期利率（存在负值）不做处理。

1.国内变量。

本文中居民消费者物价指数大多来源于 IMF 网站 IFS 数据库的消费价格指数指数，还有少部分来源于万得、彭博和汤森路透数据库。

本文采用各国货币兑美元的直接汇率作为汇率指标，数据来源于 IFS 数据库。人民币兑美元中间价月平均汇率摘自中国货币网。

本文将政府债券收益率、存款利率、贷款利率作为各国和各地区长期利率的代表变量，数据来源于 IMF 网站 IFS 数据库。

本文将货币市场利率、再贴现利率、短期国债收益率、回购市场利率作为短期利率的代表变量，数据来源于 IFS 数据库和汤森路透数据库。

各国股票指数数据大多采用股权价格指数，数据摘自来源于 IFS 数据库。中国等 19 个国家和地区均采用各国股票市场最具代表性的股票指数收盘价，数据来源于汤森路透和万得数据库。

2.权重矩阵。

在构建区域变量时，本文引入了权重系数。权重数据采用各国国内生产总值在区域总的 GDP 中所占的比例，各国或地区 GDP 数据来源世界银行世界发展指标数据库。

一国对另一国的影响大小取决于该国在另一国进口（出口）中所占的比重。其中，各国进口和出口数据来源于 IMF 贸易流向数据库。

3.全局变量。

本文采用布伦特原油期货收盘价、亨利天然气期货收盘价、铜商品期货收盘价、黄金收盘价等四个变量作为 GVAR 模型全局变量，数据来源于汤森路透数据库。

4.GVAR 模型。

自 21 世纪被发现以来，GVAR 模型借助其强大的系统统计分析能力很快就在学术界占据了极其重要的位置。Pesaran *et al.* (2004) 采用 GVAR 模型在加入了原油价格等全局变量的基础上，分析了美国、英国、德国、法国等 25 个国家的宏观变量之间的相互影响，并将其分成了西欧、南亚、拉美等 11 个地区研究了地区宏观变量之间的相互依赖程度。GVAR 模型功能自此不断扩展，被广泛运用于分析实体经济变量冲击、宏观调控政策影响和证券市场价格分析等诸多领域。

本文将中国、中国香港、美国、新加坡等 42 个国家和地区 ($i=1,2,3,\dots,42$) 的实体物价、股票市场、债券市场和外汇市场作为研究对象, 选取物价指数 (p)、外汇市场汇率 (ex)、股票市场价格指数 (eq)、债券市场短期利率 (sr) 和长期利率 (lr), 分析了美联储量化宽松货币政策对这些国家和地区的资产价格的影响。其中, $x_{it} = (p_{it}, eq_{it}, ex_{it}, sr_{it}, lr_{it})^T$ 为国内变量, $x_{it}^* = (p_{it}^*, eq_{it}^*, ex_{it}^*, sr_{it}^*, lr_{it}^*)^T$ 为国外变量, $Y_{it} = (poil, pcopper, pgas, pgold)^T$ 为全局变量, 包含国际市场上原油 ($poil$)、铜 ($pcopper$)、天然气 ($pgas$) 和黄金 ($pgold$) 的价格。

$x_{i,t}^* = \sum_{j=0}^N w_{ij} x_{ij}^*$, 其中, w_{ij} 为权重系数 ($w_{ii} = 0$), 为第 i 个国家对第 j 个国家的进 (出) 口额占样本中全部国家对第 j 个国家进 (出) 口额的比例, 用来衡量不同国家和地区之间相互关系的密切程度。

$$x_{it} = \alpha_i t + \sum_{j=1}^p \alpha_{ij} x_{i,t-j} + \sum_{j=0}^m \beta_{ij} x_{i,t-j}^* + \sum_{j=1}^p \gamma_{ij} y_{t-j} + e_{it} \quad (17)$$

本文采用 GVAR 模型分别从国家和区域两个层面研究了美联储量化宽松货币政策对全球资产价格的非平衡溢出效应。一方面, 按照货币政策框架、汇率制度和资本流动管理制度分别进行分组, 本文研究了以上“单一因素”在非平衡溢出效应中发挥的作用; 另一方面, 从货币制度实践出发, 本文分析了两种经典的货币制度的国家和地区的资产价格对美联储非常规货币政策的反应, 从而为非常规货币政策下国际政策协调提出政策建议。

(三) 货币制度分组设计

根据 IMF 公布的《汇率制度安排和汇兑限制 2016 年年报》, 本文按照货币政策框架将 42 个国家和地区分成了 6 组, 按照汇率制度分成了 8 组, 按照资本流动管理制度分成了 12 组。在 GVAR 区域类型设置中, 每个组形成的新变量用 $z_{it} = (p_{it}, eq_{it}, ex_{it}, sr_{it}, lr_{it})^T$ 表示, ω_{it} 为各个国家和地区 GDP 在本组 GDP 中所占的比重。在此基础上, 本文研究了不同货币政策制度、汇率制度和资本流动管理制度的国家和地区资产价格对美联储量化宽松货币政策的反应。

$$z_{it} = \alpha_i t + \sum_{j=1}^p \alpha_{ij} z_{i,t-j} + \sum_{j=0}^m \beta_{ij} z_{i,t-j}^* + \sum_{j=1}^p \gamma_{ij} y_{t-j} + e_{it} \quad (18)$$

$$z_{it} = \sum_{l=1}^{N_i} \omega_{lt} x_{lt}$$

1. 货币政策框架。

根据 IMF 公布的《汇率制度安排和汇兑限制 2016 年年报》，本文将 42 个国家和地区分成六组，如表 1 所示。

表1 各国或地区货币政策框架分类表

分类	国家及地区
钉住美元汇率 ¹	中国香港 约旦 黎巴嫩 沙特阿拉伯 委内瑞拉 阿曼 特立尼达和多巴哥
钉住一篮子货币汇率	博茨瓦纳 斐济 科威特 摩洛哥 新加坡
钉住欧元汇率	丹麦
钉住通货膨胀率	澳大利亚 巴西 智利 加拿大 印度尼西亚 冰岛 印度 日本 墨西哥 秘鲁 南非 菲律宾 瑞典 泰国 英国
钉住货币总量	中国 尼日利亚
其他	阿根廷 奥地利 西班牙 爱尔兰 法国 马来西亚 埃及 巴基斯坦 牙买加 瑞士 德国 美国

2. 汇率制度。

根据 IMF 公布的《汇率制度安排和汇兑限制 2016 年年报》，本文按照汇率制度安排将不同的国家和地区分成八组，如表 2 所示。

表2 各国或地区汇率制度安排分类表

分类	国家及地区
货币局制度	中国香港
一般钉住制度	委内瑞拉 阿曼 科威特 摩洛哥 约旦 丹麦 斐济 沙特阿拉伯
爬行钉住汇率制度	博茨瓦纳
其他有管理的钉住制度	马来西亚 中国 巴基斯坦 埃及
特殊汇率制度安排	新加坡 黎巴嫩 特立尼达和多巴哥 尼日利亚
爬行钉住汇率制度	牙买加
浮动汇率制度	巴西 冰岛 印度 秘鲁 印度尼西亚 菲律宾 瑞士 阿根廷 泰国 南非
完全浮动汇率制度	澳大利亚 加拿大 德国 墨西哥 美国 智利 日本 奥地利 英国 爱尔兰 瑞典 西班牙 法国

3. 资本流动管理制度。

《汇率制度安排和汇兑限制 2016 年年报》将涉及跨国资本流动的交易分为资本证券市场交易、货币市场工具等 13 项。本文按照各国完全开放交易项目的数目进行分组，将样本中的国家和地区分为 12 组，如表 3 所示。

¹ 本章和下章中关于样本中国家和地区的分类条目均引自 IMF 公布的《汇率制度安排和汇兑限制 2016 年年报》，不再赘述。

表3 各国或地区资本流动管制程度分类表

分类	国家及地区
G0	斐济 印度
G1	阿根廷 中国 冰岛 马来西亚 摩洛哥 菲律宾 巴基斯坦 委内瑞拉 南非
G2	印度尼西亚 牙买加 黎巴嫩 墨西哥 沙特阿拉伯 泰国
G3	巴西 科威特
G4	奥地利 智利 德国 西班牙 瑞典 瑞士
G5	美国
G6	澳大利亚 埃及 英国
G7	博茨瓦纳 法国 尼日利亚 阿曼
G8	约旦 特立尼达和多巴哥
G9	丹麦 新加坡
G10	加拿大 爱尔兰
G11	日本 秘鲁 黎巴嫩

三、 计量结果

在 Chen *et al.* (2015) 的基础上, 本文从货币政策框架、汇率制度和资本流动等货币制度的“单一因素”和“组合因素”两个层面分析了美联储量化宽松货币政策对不同国家和地区金融资产价格的非平衡溢出效应。按照 GVAR 模型构建要求, 本文对样本数据进行了单位根检验、弱相关性检验、协整检验和脉冲响应分析等。

(一) 基本模型设置

1. 单位根检验。

为了考察建立 GVAR 模型变量之间是否存在长期协整关系, 是否能对模型变量长期联系和短期冲击进行区分, 本文对国内变量、国外变量和全局变量的序列本身、一阶差分和二阶差分进行了单位根检验。单位根检验采用赤池信息准则 (AIC), 最大滞后阶数为 4。各国和地区资产价格之间可能存在长期均衡关系。

2. 弱内生性检验。

GVAR 模型对之所以可以用来分析不同变量冲击在不同国家和地区之间的传导, 是因为 GVAR 模型假设各国和地区模型的国外变量和全局变量存在着弱内生性。本文对所有潜在的国外变量和全局变量的弱内生性进行了检验, 结果显示, 样本中的 42 个国家和地区的国外变量短期和长期利率两者中至少有一个存在弱内生性。

3. 国外变量对国内变量同期影响。

本文在怀特方差—协方差调整矩阵的基础上考察了一国和地区同期国外变量对其相应的国内变量的影响。下表 4 截取了中国等 8 个国家国内变量对相应同期国外变量的弹性系数。法国、

德国、英国、美国等 4 国国外变量对国内相应变量同期影响非常显著。以德国为例，德国股票指数对国外同期股票指数变化非常敏感，国外股票指数每上升 1%，德国股票指数上升 1.43%；德国物价指数对国外同期物价指数弹性系数小于 1，国外物价指数每上升 1%，德国物价指数上升 0.60%。中国、日本、新加坡股票市场价格指数受国外相应变量影响显著，国外股票指数上升 1%，我国股票指数上升 0.61%。尼日利亚国外变量对同期国内变量的影响不显著。

表4 国外变量对国内相应变量的同期影响表

国家及地区	p	Eq	lr	sr
尼日利亚	0.00 [-0.01]	0.26 [1.74]	-0.31 [-0.54]	0.22 [0.57]
中国	0.53 [2.78]	0.61 [3.84]	-0.24 [-0.66]	-0.11 [-1.12]
法国	1.06 [16.02]	1.15 [34.55]	1.22 [11.41]	1.17 [15.95]
德国	0.60 [5.93]	1.43 [22.14]	0.81 [7.60]	1.20 [13.66]
日本	0.12 [1.42]	0.93 [10.62]	0.01 [0.80]	0.03 [2.83]
新加坡	0.16 [1.35]	1.07 [13.60]	0.01 [0.07]	0.01 [0.12]
英国	0.94 [9.81]	0.85 [20.83]	0.50 [2.89]	1.31 [4.48]
美国	0.61 [5.47]	0.89 [15.88]		

4. 协整检验。

本文采用特征根检验和迹检验，在 5% 显著水平下，分别检验了 42 个国家和地区各自的协整模型的个数。协整检验结果显示，印度、尼日利亚和英国等三个国家不存在长期协整关系。澳大利亚等 12 个国家和地区具有 1 个协整方程。智利等 18 个国家具有两个协整关系。奥地利等 7 个国家具有 3 个协整关系。阿根廷等三个国家具有 4 个协整关系。

(二) 货币政策框架

根据开放经济下两国模型，美联储非常规货币政策一方面会迫使他国或地区货币升值，导致出口下降和物价回落，另一方面也会增加他国跨境资本流入，催生资产价格泡沫。然而，一国扩张性货币政策会对不同货币政策目标的国家和地区影响不同，那些与其具有相似货币政策目标的国家受到的负面影响更小（姜波克，2009）。本文实证研究表明，美联储量化宽松货币政策对施行不同货币政策框架的国家和地区的影响不同，具体来看：

1. 钉住货币总量国家和地区的物价指数显著下降而金融资产价格上升，如图 2 所示。冲击发生后，这些地方的物价指数在第 1 期下降 0.0020 个单位标准差¹，第八个月后效应逐渐消失（图 2.c）；利率下降较为明显，长期利率在第 1 期出现显著下降（图 2.d），短期利率持续下降（图

1 本文脉冲响应分析中计数单位为“单位标准差”，不再赘述。

2.e)；股票指数先小幅下降后大幅上升（图 2.a）。由于这些国家的货币政策以钉住货币总量为目标，相对于美联储量化宽松货币政策所导致的美元贬值，其国内货币呈现出较明显的升值态势，引起了一定的跨境资金流入，从而导致国内物价水平在一定时期内回落，而利率水平持续下降。短期来看，货币升值导致出口回落以及物价下行不利于股票市场，然而随着国内利率水平的不断下降，股票市场估值效应逐渐显现，并带动股指较大幅度提升。

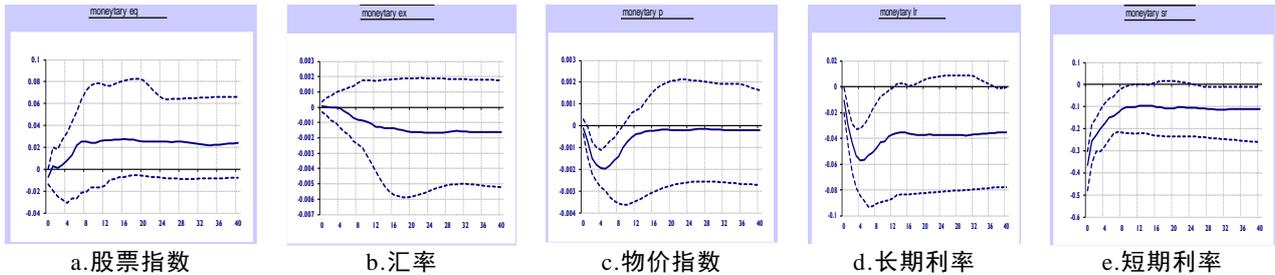


图 2 美联储影子利率负一单位标准差对钉住货币供应量国家资产价格的影响

2.钉住通货膨胀国家和地区的资产价格泡沫现象显著，如图 3 所示。冲击发生后，这些国家和地区短期利率第 1-5 期出现显著下降（图 3.e）；股票市场在小幅下跌后出现持续大幅度上升，达到了 0.0189（图 3.a）；物价指数（图 3.c）和长期利率（图 3.d）影响并不显著。出于钉住通货膨胀的目的，这些国家货币政策相对忽视了资产价格的变化。美联储非常规货币政策，导致相关国家或被动加大货币政策宽松，或承受较强的跨境资本流入。然而，由于美国次贷危机以后，全球总需求均较为疲弱，通胀压力较小，各国货币政策宽松所承受的压力和约束较少，导致大量货币流入资产市场，催生了资产价格泡沫。期间，由于跨境资金扰动导致短期利率下行明显，但由于通胀相对稳定，长端利率受到的扰动相对有限。

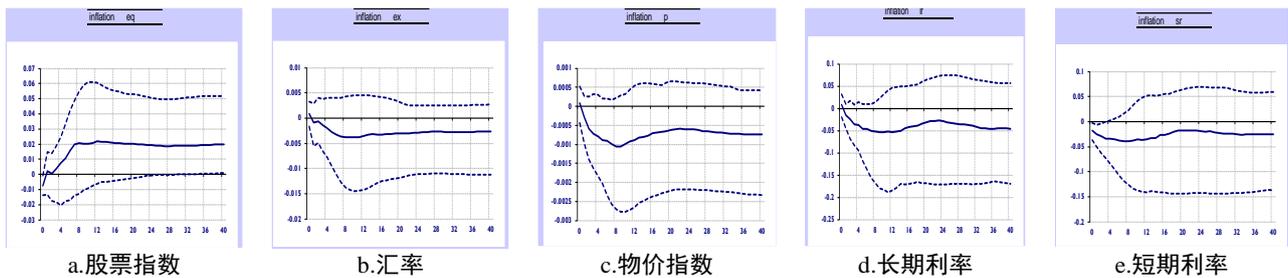


图 3 美联储影子利率负一单位标准差对钉住通货膨胀国家资产价格的影响

3.钉住不同货币汇率国家和地区的影响不同。钉住美元汇率的国家和地区的汇率、物价和短期利率均出现持续较快回落。冲击发生后，这些国家和地区的汇率下降了 0.0017，短期利率即期下降 0.1676。这是因为这些国家经济和政策高度依赖美国，美联储政策调整必然导致其国内政策的同步变化。钉住欧元汇率以及一篮子货币的国家和地区股票指数、物价和利率也在不同程度上出现了一定的变化。冲击发生后，这些国家和地区股票指数不同程度的先小幅下降后大

幅上升（90%显著水平）；短期和长期利率出现了一定的回落，短期利率回落持续时间更长。这与美联储量化宽松以后，相关国家货币升值、跨境资本持续流入等因素有关（影响机理与第一种情形相似）。

（三）汇率制度

根据开放经济下两国模型，美联储非常规货币政策一方面会迫使他国或地区货币升值，导致出口下降和物价回落，另一方面也会增加他国跨境资本流入，催生资产价格泡沫。然而，一国扩张性货币政策会对不同汇率制度的国家和地区影响不同（姜波克，2009）。本文实证研究表明，美联储量化宽松货币政策对不同汇率制度的国家和地区的影响不同，具体来看：

1. 施行浮动或完全浮动（图 4）汇率制度的国家和地区金融资产价格指数上升，物价指数变动不显著。由于这些国家和地区采取浮动汇率制度，相对于美联储量化宽松货币政策所导致的美元贬值，其国内货币呈现出一定的升值态势。同时，汇率的灵活调整和资本账户的高度开放使美联储大规模资产购买政策冲击并没有表现在本国和地区物价的变动，相反通过跨境资本流动对本国和地区股票市场、债券市场产生了较大影响。这些国家和地区股票指数在长期内显著上升，施行浮动汇率的国家和地区股票指数上升 0.0215（图 4.a），长期利率（图 4.d）和短期利率（图 4.e）显著下降，施行完全浮动、浮动汇率制度的国家和地区短期利率分别下降 0.0510、0.0839，长期利率分别下降 0.0306、0.1006。

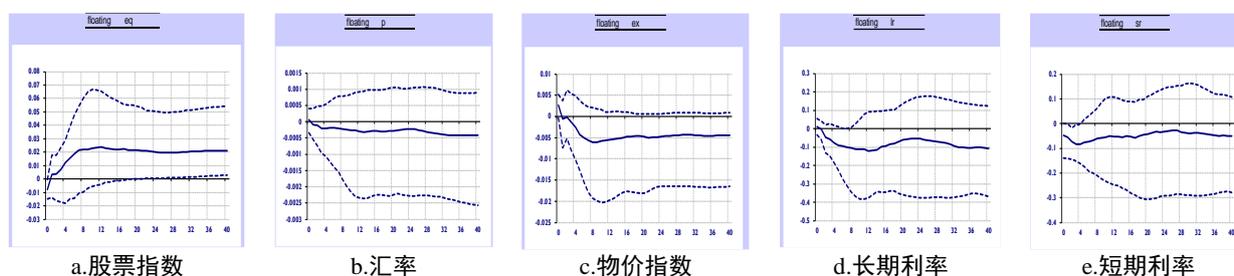


图4 美联储影子利率负一单位标准差对浮动汇率制度国家资产价格的影响

2. 施行宽松钉住汇率制度的国家和地区短期利率显著下降，汇率变化不显著。美联储非常规货币政策一方面会迫使他国或地区货币升值，导致出口下降和物价回落，另一方面也会增加他国跨境资本流入，催生资产价格泡沫。出于宽松钉住汇率要求，这些国家和地区货币当局为控制汇率波动幅度会卖出一定的本国货币，物价有所回调，金融资产价格再度上升。国内价格体系的变化程度与对本国和地区对汇率波动幅度的容忍程度密切相关。此外，贸易途径和资本流动相对调整速度不同，这些国家和地区的长期利率、股票指数、物价和汇率变化趋势存在很大的差异。

3. 施行严格钉住汇率制度的地区物价指数和汇率显著下降，股票指数显著上升而债券价格未发生显著变动，如图 5 所示。冲击发生后，这些国家和地区货币相对于美元升值，汇率指数在第 1-5 期下降约 0.0002（图 5.b）。在严格钉住汇率制度下，受出口下降的影响，这些国家和地区物价指数显著下降，在第 0-3 期下降约 0.0009（图 5.c）。出于严格钉住汇率的要求，这些国家和地区为维持汇率的稳定在外汇市场中卖出本币，金融市场资产价格再次上升，股票指数在第 20 期后上升约 0.0179（90%显著水平）（图 5.a）。

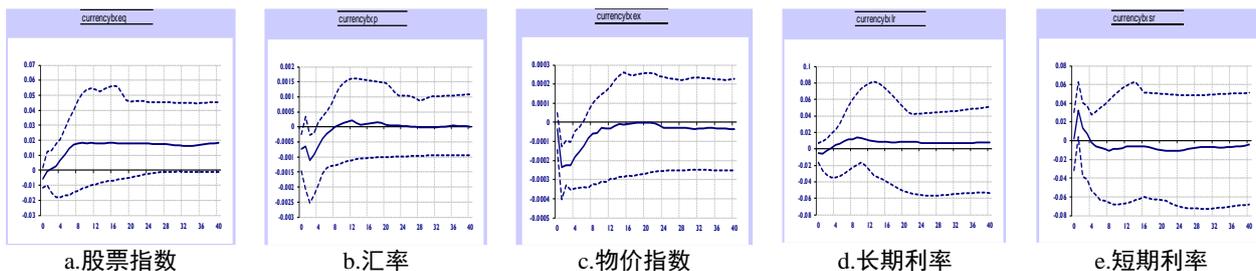


图 5 美联储影子利率负一单位标准差对货币局制度安排国家资产价格的影响

4. 施行其他有管理钉住汇率制度的国家和地区的物价指数、短期和长期利率显著下降，股票指数显著上升（90%显著水平），资产价格调整速度较快（影响机理与第二种情形相似）。

（四）资本流动管理制度

为研究美联储量化宽松货币政策对施行不同资本流动管理制度的国家和地区的影响，本文实证检验了上述十二组不同资本流动管理制度下各国资产价格对美联储有效联邦基金影子利率的冲击反应。研究表明，所有样本国家或地区均没有完全限制国际资本流动，在美联储量化宽松政策以及美元贬值冲击下，几乎所有地区的股票和债券价格均出现了显著上升，长期和短期利率均出现同程度的下降，其中资本账户开放程度高的国家或地区受到的影响尤为显著。具体来看：

1. 资本账户开放程度低的地区（G0、G2 和 G3）汇率下降明显（图 6.a、6.c 和 6.d），而资本账户开放程度高的地区受到的冲击较小（图 6.i、6.j 和 6.k）。这主要是资本项下开放程度越低，汇率弹性越弱，在美元贬值下可能会加剧国内出口压力，导致经济下行和汇率贬值压力。此时为对冲美联储量化宽松政策影响，国内货币政策会被迫转向宽松，加之市场信心不足，极易引起货币超调现象；而资本项下开放程度越高，汇率弹性也往往较高，货币政策独立性较强，可以有效抵御外部环境的冲击，避免汇率过度贬值。

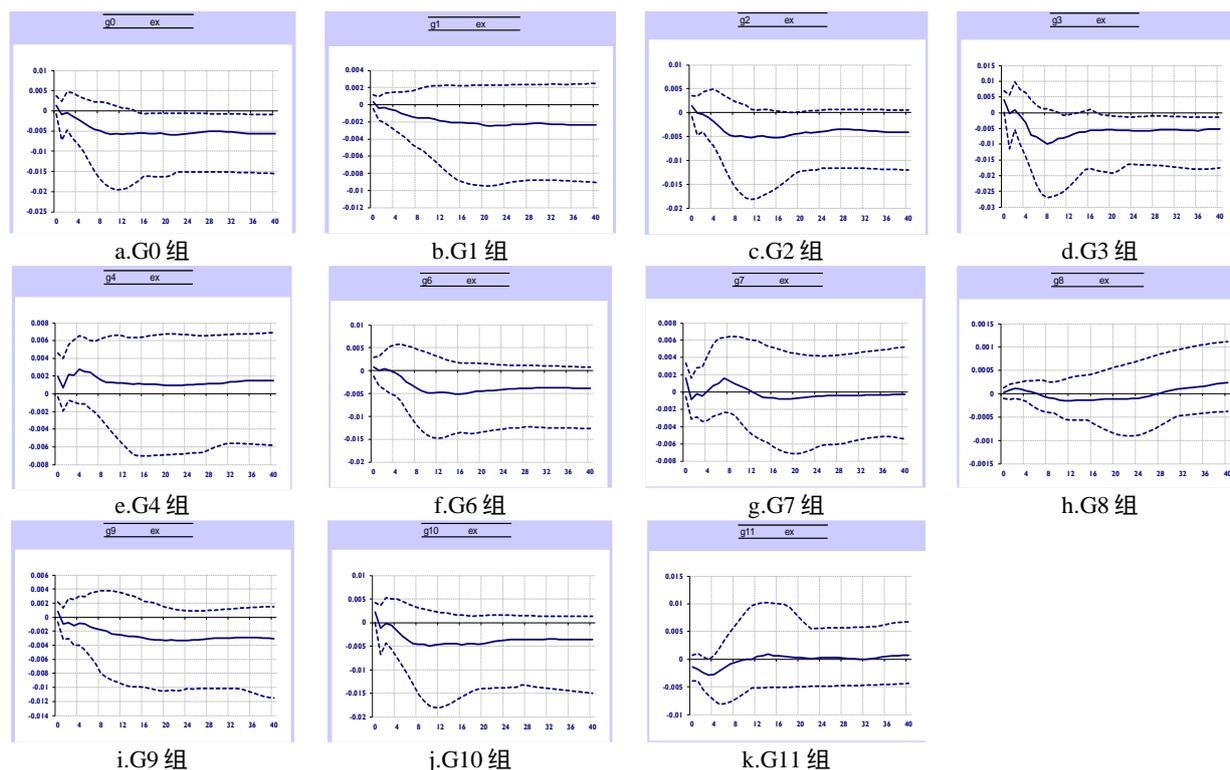


图 6 美联储影子利率负一单位标准差对不同资本管制制度国家汇率的影响

2. 资本账户开放程度低的国家和地区资产价格的调整存在一定的时滞，但持续时间较长。冲击发生后，G0、G2 和 G3 的汇率（图 6.a、6.c 和 6.d）、G6 组物价（图 7.d）、G2 组长期利率（图 7.b）以及 G2 和 G6 组的短期利率（图 7.a 和 7.c）在 5 期以后才开始显著下降，直至实验期结束。这是由于这些地区资本开放程度较低，资本流入不畅，可以在一定时期内抵御美联储的政策冲击，然而即使是最严厉的资本管制措施也不可能完全禁止资本流动，在全球经济金融全球化日益加深的背景下，美联储量化宽松政策最终开始影响到相关国家资产价格，并带来了较为持续、剧烈的冲击。

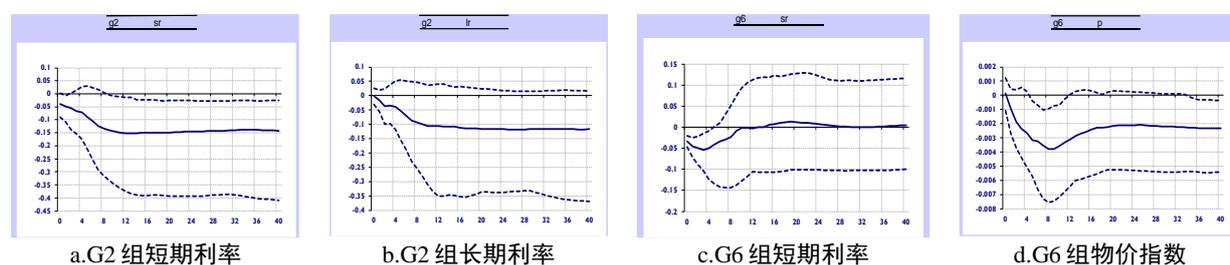


图 7 美联储影子利率负一单位标准差对不同资本管制制度国家资产价格的影响

四、经典货币制度分析

三元悖论认为在资本自由流动和浮动汇率制度的情况下，一国和地区受他国影响而不能完全实现货币政策的独立性。美联储施行量化宽松货币政策的情况下，与货币政策钉住汇率的国家和地区相比，那些钉住货币总量（通货膨胀）的国家和地区会面临稳定汇率或保持货币总量（通货膨胀）的两难选择。因此，美联储量化宽松货币政策会对不同货币政策框架、汇率制度和资本流动管理制度的国家和地区产生不同影响。本文第三部分分析了“单一因素”在美联储非常规货币政策非平衡溢出效应中发挥的作用，本部分继续研究货币政策框架、汇率制度和资本流动管理制度的“组合因素”的影响。

（一）钉住货币总量+宽松钉住汇率制度+资本账户可兑换

对于施行钉住货币供应总量+较为宽松的钉住汇率制度+资本项目可兑换（经典货币制度一）的国家和地区而言，美联储量化宽松政策有可能造成这些国家和地区出现的资产价格非平衡增长的结构性问题，如图8所示。具体而言，美联储非常规货币政策一方面会迫使他国或地区货币升值，导致出口下降和物价回落，另一方面也会增加他国跨境资本流入，催生资产价格泡沫。这些国家和地区物价水平（图8.c）、短期利率（图8.e）和长期利率（图8.d）出现显著下降，债券市场价格指数显著上升，股票市场价格指数呈现显著上升（图8.a）。出于钉住货币供应量的政策目标，这些国家和地区不得不紧缩货币供应量，从而使国内物价进一步下降，出现实体经济紧缩而金融市场泡沫并存的非平衡增长现象。

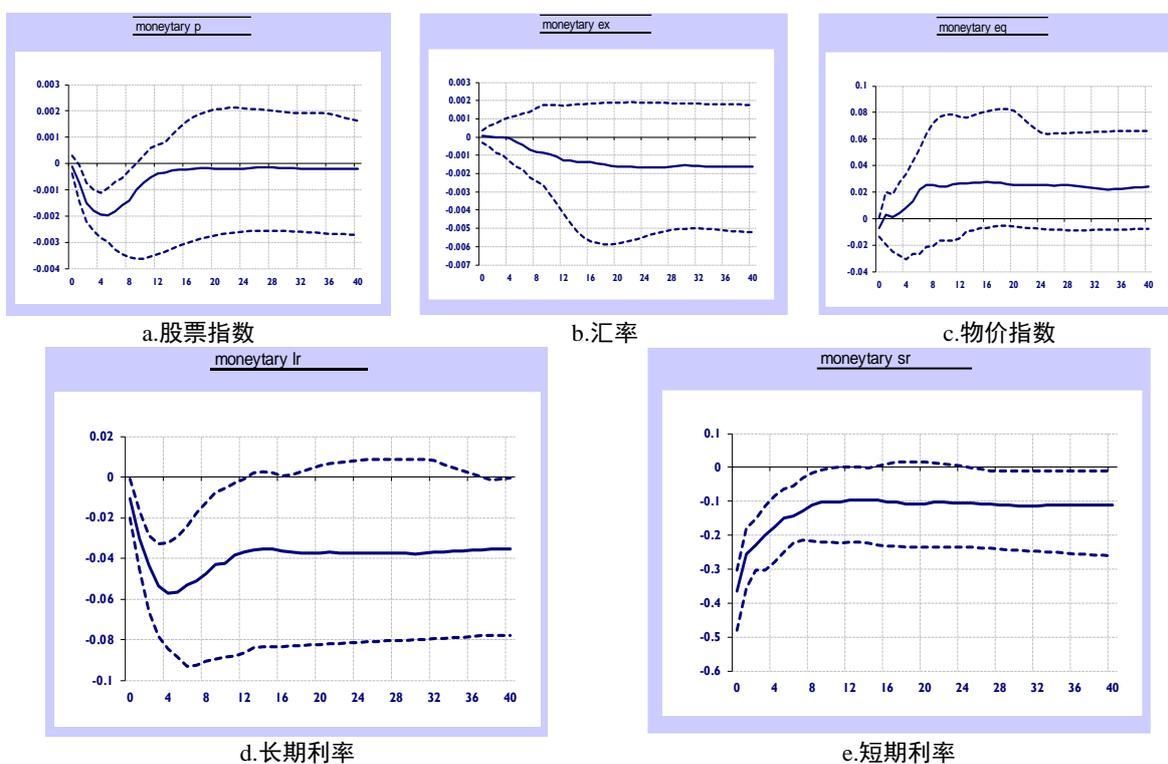


图8 美联储影子利率对施行经典货币制度一的国家和地区股指、汇率、物价、长期和短期利率的影响

（二）钉住通货膨胀+浮动汇率+资本账户可兑换

对于施行钉住通货膨胀+较为灵活的浮动汇率制度+资本项目可兑换货币制度的国家和地区而言，美联储量化宽松政策有可能造成这些国家和地区出现金融市场资产泡沫的问题，如图 9 所示。具体而言，美联储非常规货币政策一方面会迫使他国或地区货币升值，导致出口下降和物价回落，另一方面也会增加他国跨境资本流入，催生资产价格泡沫。这些国家和地区利率出现显著下降，债券市场（图 9.d 和 e）和股票市场（图 9.a）价格指数显著上升。出于钉住通货膨胀的政策目标，这些国家会增加国内货币供应量，从而物价指数（图 9.c）和汇率指数（图 9.b）变化不显著，金融资产价格指数进一步上升，出现金融市场资产泡沫的现象。因此，在非常规货币政策下，施行钉住通货膨胀+浮动汇率制度+资本项目可兑换的国家和地区应密切关注金融市场资产价格泡沫的问题。

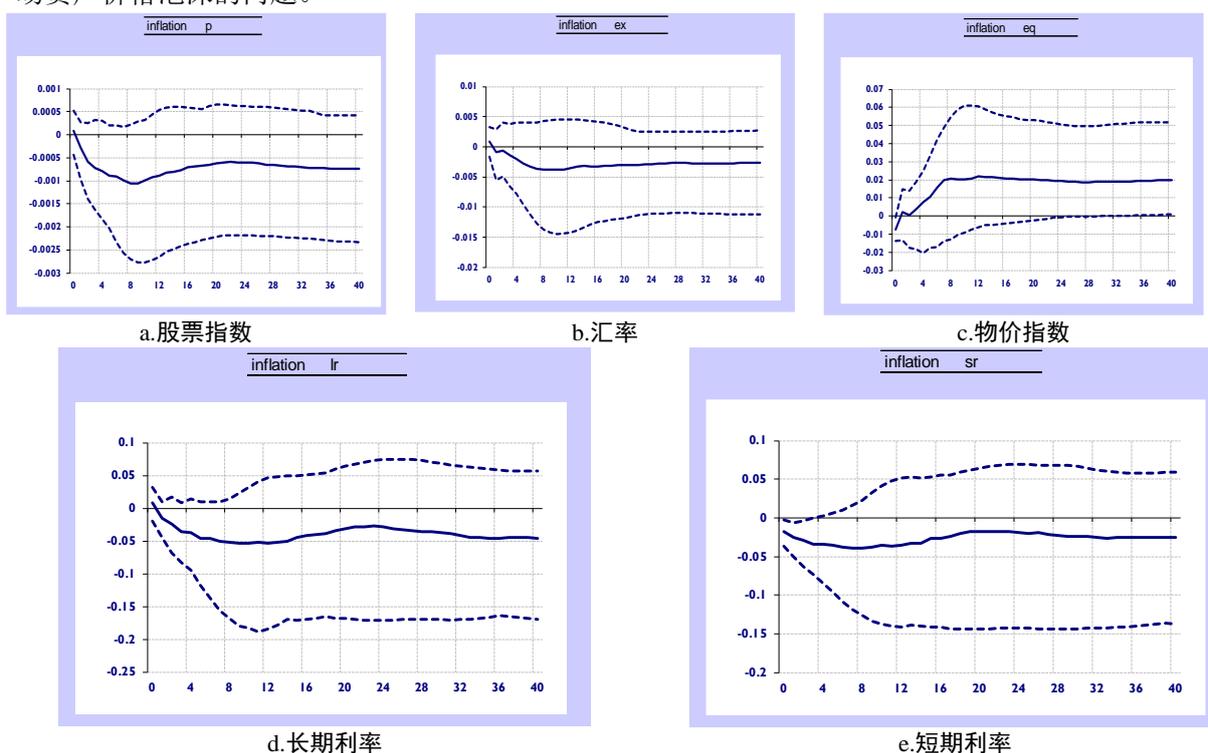


图 9 美联储影子利率对施行经典货币制度二的国家和地区股指、汇率、物价、长期和短期利率的影响

五、 结论与政策建议

本文将有效联邦基金影子利率作为美联储非常规货币政策的代理变量，在 GVAR 框架上分析了美联储量化宽松货币政策对全球资产价格的非平衡溢出效应。从货币政策框架、资本流动和汇率制度“单一因素”和“组合因素”两个角度，本文研究了美联储量化宽松货币政策非平衡溢出效应的影响因素。

施行不同货币政策框架国家资产价格对美联储利率冲击的反应不同。美联储有效联邦基金影子利率对各国和地区的股票指数、物价指数、汇率、短期利率和长期利率均产生了显著的溢

出效应。随着美联储有效联邦基金利率的下降，货币政策钉住货币供应量的国家和地区的物价指数、长期利率和短期利率显著下降，实体经济中物价下降而金融资产价格上升。货币政策钉住通货膨胀的国家股票指数显著上升、长期和短期利率显著下降，金融市场资产泡沫加剧。货币政策钉住非美元汇率国家的利率对美联储利率冲击存在一定的反应时滞，货币政策钉住美元汇率国家的利率只对美联储同期利率冲击存在显著的即期反应。

施行不同汇率制度框架国家和地区金融市场的资产价格对美联储利率冲击的反应也不同。对于施行货币局制度的国家而言，本国或本地区的物价指数和汇率受美联储利率冲击较大。施行浮动或完全浮动汇率制度的国家，通常本国资本账户对外开放程度大，美联储利率的冲击并没有表现在本国货币对美元汇率的变动，相反通过跨国资本流动对本国股票市场、债券市场产生了较大影响。对于那些采取宽松汇率制度的国家，美联储利率的冲击会直接表现在本国货币兑美元的汇率上，同时本国国内物价指数也会有所调整。

施行不同资本流动管制措施国家资产价格对美联储利率冲击的反应不同。各国和地区股票和债券价格出现显著上升，资本账户开放程度较高的国家和地区更显著，开放程度较低的国家调整存在时滞，并出现一定的持续性。资本账户开放程度较低的国家地区的汇率会出现显著下降，开放程度相对较高的国家和地区调整更迅速。

从“组合因素”角度出发，本文分析了美联储量化宽松货币政策对货币政策钉住货币供应量+宽松钉住汇率制度+资本账户可兑换货币制度和货币政策钉住通货膨胀+浮动汇率+资本账户可兑换货币制度的影响。非常规货币政策下，前者会出现实体经济紧缩而金融市场资产泡沫结构性偏移现象，后者易出现金融市场资产泡沫现象。

在非常规货币政策下，各国和地区应该根据自身经济状况和宏观调控目标确立适合自身发展的货币制度框架，夯实宏观审慎政策对本国和地区实体经济和金融市场的调节。

一是协调推进货币政策和宏观审慎政策“双支柱”政策调节力度。一方面，各国和地区货币政策应加强货币政策维持本国和地区物价稳定的政策力度，避免本国和地区实体经济的萎缩；另一方面，各国和地区应加强宏观审慎政策在抑制金融市场价格泡沫中发挥的重要作用，综合运用差别存款准备金率动态调整机制、定向信贷支持、定向降准等结构性调节措施促进实体经济和金融市场的平衡发展。

二是结合宏观政策目标确立合适的货币制度。钉住货币供应量的货币政策框架、宽松钉住的汇率制度和资本账户可兑换制度组合的国家和地区应注意维持本国物价的稳定增长，以避免

本国和地区实体经济的萎缩。同时还应加强宏观审慎政策对金融市场资产价格的调节，抑制本国和地区金融市场泡沫的产生和积累。钉住通货膨胀率的货币政策框架、浮动汇率制度和资本账户可兑换制度组合的国家和地区应注重宏观审慎政策在资产价格调节中的重要作用，运用宏观审慎政策调节工具促进国内资金的优化配置，避免资产泡沫的出现。

我国在下一步的改革中应逐步推进货币政策目标由钉住货币供应量向钉住通货膨胀的转换，协调推进货币政策和宏观审慎政策，不断完善人民币汇率形成机制，充分发挥供给侧改革和宏观审慎政策在结构性调节中发挥的重要作用。

参考文献

- [1]. 姜波克, 2009: 《国际金融新编第四版》, 上海: 复旦大学出版社。
- [2]. Berrospide, J. M., L. K. Black, and W.R. Keeton, 2016, “The Cross-Market Spillover of Economic Shocks through Multimarket Banks”, *Journal of Money Credit and Banking*, 48 (5): 957–988.
- [3]. Black, F., 1995, “Interest Rates as Options”, *Journal of Finance*, 50 (5): 1371-1376.
- [4]. Bussière, M., A. Chudik, and G. Sestieri, 2009, “Modelling Global Trade Flows: Results from a GVAR Model”, *Social Science Electronic Publishing*, 27 (6): 697–711.
- [5]. Chen, H., 2014, “Assessing the Effects of the Zero-Interest-Rate Policy Through the Lens of a Regime-Switching DSGE Model”, *Finance and Economics Discussion*, 19 (1): 59–72.
- [6]. Chen, Q., M. J. Lombardi, A. Ross et al., 2015, “Global Impact of US and Euro Area Unconventional Monetary Policies: A Comparison”, *BIS Working Papers*, No. 259.
- [7]. Christensen, J. H. E., and G. D. Rudebusch, 2014, “Estimating Shadow Rate Term Structure Models with Near-Zero Yields”, *Journal of Financial Econometrics*, 13 (2): 226-259.
- [8]. Covas, F., and J. C. Driscoll, 2014, “Bank Liquidity and Capital Regulation in General Equilibrium”, *Federal Reserve Working Papers*, No. 85.
- [9]. Dees, S., F. D. Mauro, and M. H. Pesaran, 2007, “Exploring the International Linkages of the Euro Area: A Global VAR Analysis”, *Journal of Applied Econometrics*, 22 (1): 1–38.
- [10]. Eickmeier, S., and T. Ng, 2015, “How do US credit supply shocks propagate internationally? A GVAR approach”, *European Economic Review*, 74 (2015): 128-145.
- [11]. Galesi, A., and M. J. Lombardi, 2009, “External Shocks and International Inflation Linkages: A Global VAR Analysis”, *European Central Bank Working Papers*, No. 1062.
- [12]. Kara, G. I., 2016, “Systemic risk, international regulation and the limits of coordination”, *Journal of International Economics*, 99 (2): 192-222.
- [13]. Konstantakis, K. N., and P. G. Michaelides, 2014, “Transmission of the debt crisis: From EU15 to USA or vice versa? A GVAR approach”, *Journal of Economics and Business*, 76 (2014): 115-132.
- [14]. Lombardi, M. J., and F. Zhu, 2014, “A Shadow Policy Rate to Calibrate US Monetary Policy at the Zero Lower Bound”, *BIS Working Papers*, No. 452.
- [15]. Pesaran, M. H., T. Schuermann, and S. M. Weiner, 2004, “Modeling Regional Interdependencies Using a Global

- Error-Correcting Macro econometric Model”, *Journal of Business and Economic Statistics*, 22 (2): 129-162.
- [16]. Pesaran, M. H., B. Treutler, T. Schuermann, 2005, “Global Business Cycles and Credit Risk”, NBER Working Papers, No. 11493.
- [17]. Xu, T. T., 2012, “The Role of Credit in International Business Cycles”, Bank of Canada Working Papers, No. 36.
- [18]. Wu, J. C., and F. D. Xia, 2015, “Measuring the Macroeconomic Impact of Monetary Policy at the Zero Lower Bound”, *Journal of Money, Credit and Banking*, 48 (2-3): 253-291.
- [19]. Fratzscher, M., M. L. Duca, and R. Straub, 2013, “On the International Spillovers of US Quantitative Easing”, European Central Bank Working Papers, No. 1557.
- [20]. Glick, R., and S. Leduc, 2012, “Central Bank Announcements of Asset Purchases and the Impact on Global Financial and Commodity Markets”, *Journal of International Money and Finance*, 31 (8): 2078-2101.
- [21]. Bernhard, S., and T. Ebner, 2017, “Cross-Border Spillover Effects of Unconventional Monetary Policies on Swiss Asset Prices”, *Journal of International Money and Finance*, 75 (2017): 109-127.

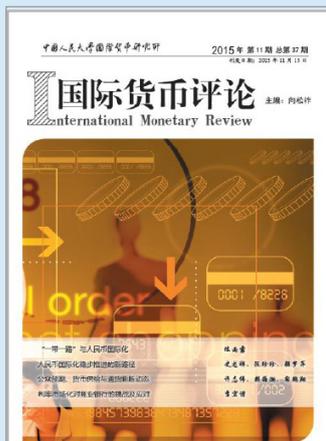
THE IMBALANCE EFFECT OF THE FED'S QUANTITATIVE EASING ON THE GLOBAL FINANCIAL MARKET

ZHANG Feiyan

Abstract: Based on Global Vector Auto-Regression model (GVAR), this paper gives a deep insight into the imbalance effect of the Fed's quantitative easing (QE) on the global financial market. Further researches show that the effects of the QE on the financial markets indexes of other countries are totally different according to their monetary system, such as the monetary policy, the exchange rate regime and the liberalization of capital account. On the condition of the unconventional monetary policy, other countries should change their monetary system depending on their own circumstances. Those countries with monetary policy focusing on the monetary aggregates, soft pegs regime and basic capital accounts liberation may result in the imbalance development of the real economy and the financial markets. While their monetary policies also pay attention to the inflation, these countries need macro-prudential measures to tame financial asset bubbles. Those countries with monetary policy targeting on the inflation, the float exchange rate regime and basic capital accounts liberation will result in financial bubbles. These countries should strengthen macro-prudential measures to tame financial asset bubbles.

Key words: quantitative easing; monetary policy; exchange rate; capital liberation; gvar

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”。

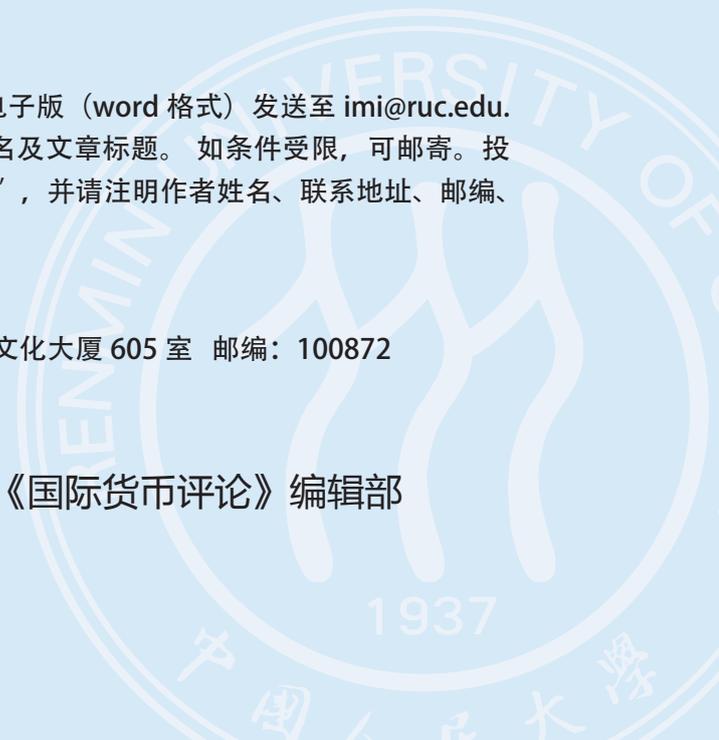
投稿方式：

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