

I 国际货币评论

International Monetary Review

主编：张杰



如何认识和化解系统性金融风险

证券融资交易国际监管改革进展及对我国的启示与借鉴

未预期货币政策与股票市场——基于媒体数据的实证研究

结构转型、金融危机与中国劳动收入份额的变化

公共资本投资、内生经济增长与最优政府债务规模

夏斌

李文红、贾君怡

朱小能、周磊

刘亚琳、茅锐、姚洋

闫光东、廖为鼎

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：叶子瑞
美术编辑：张耘峒

刊 名：国际货币评论
刊 期：月刊
主办单位：中国人民大学国际货币研究所
出版单位：《国际货币评论》编辑部
地 址：北京市海淀区中关村大街 59 号文化大厦 605 室
邮 编：100872
网 址：www.imi.org.cn
电 话：86-10-62516755
传 真：86-10-62516725
邮 箱：imi@ruc.edu.cn



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

目 录

【卷 首】

如何认识和化解系统性金融风险 —— 夏斌 01

证券融资交易国际监管改革进展及对我国的启示与借鉴 —— 李文红、贾君怡 17

未预期货币政策与股票市场

—— 基于媒体数据的实证研究 —— 朱小能、周磊 35

负利率真的有效吗？

—— 基于欧洲央行与欧元区国家的实证检验 —— 马理、李书灏、文程浩 57

结构转型、金融危机与中国劳动收入份额的变化 —— 刘亚琳、茅锐、姚洋 77

预期和风险溢价的启示

—— 中国国债收益率曲线分解研究 —— 卢霖、刘卓识 107

公共资本投资、内生经济增长与最优政府债务规模 —— 闫先东、廖为鼎 127

【卷首】**如何认识和化解系统性金融风险**夏斌¹

【编者按】守住不发生系统性金融风险是十九大报告关注的重要问题之一，也是近年来中国杠杆率不断提高、经济增速放缓背景下凸显的潜在风险。中国人民大学国际货币研究所顾问委员、国务院发展研究中心金融研究所名誉所长夏斌在近日的演讲中，详细探讨了对系统性金融风险的认知及如何化解系统性风险。具体来说，当前防范系统性金融风险被放在十分重要的位置，主要原因在于，经济下行转型期是金融风险的高发期，以及系统性风险具有隐蔽性、传染快的特征，需要防微杜渐。当前中国的系统性风险隐患主要体现在房地产泡沫风险、地方债务风险、产能过剩风险、和金融机构隐藏风险等，其中房地产风险源自于其社会融资中的地位以及房地产价格长效机制的缺乏。对于如何坚决守住不发生系统性风险的底线，作者提出了四个原则，包括止血、共担、成本、时间原则，在实施上，需要从降低 M2 增速，建立稳住房价、形成长效机制的工作协调小组，以及加强金融监管机制等几个方面来着手防控系统性金融风险。

今天很高兴就宏观经济形势中的一个视角——系统性金融风险问题，和大家交流自己的一些研究心得。

关于系统性金融风险问题的研究，早在 2013 年我曾讲过，在杠杆率不断提高、经济增速放慢的过程中，“国民经济的资金运用效益在明显下降”，“当前中国已经存在事实上的金融危机现象……泡沫为什么没破，危机为什么没爆发？靠的是多发货币来掩盖。目前整个中国社会存在相当程度上的道德风险，包括地方政府、银行、企业、个人投资者……大家心照不宣，靠着这个可怕的预期……流动性最终是一种信任，是一种预期……预期一变，传统的流动性即刻烟消云散，危机马上爆发。”

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

什么是道德风险？比如新官不理旧账，地方政府为了项目不断筹钱，有的官员借钱时本来就没打算还钱。银行正规渠道搞不到钱，就通过信托公司发理财产品，信托公司为了赚 1.5%或 2%的管理费，帮你设计产品销售。信托没有柜台就借银行柜台销售。银行代理销售，从中拿一点“销售渠道费”。至于到时候政府能否还钱，信托公司、银行认为跟我没关系，政府是债务人，信托与银行是纯中介。这种信托财产最后卖到老百姓手里，大妈大娘搞不懂，也不想去搞懂，反正是共产党政府借的钱。她们认为政府不怕借钱，国家的信托机构、银行又帮着在推销，你们国家机构都不怕，我老百姓怕啥？你敢卖，我就敢买。你们又要“维稳”。这就是我说的，由于整个社会存在道德风险，必然产生很大的金融风险。

2014年2月，我在北大国发院搞的一次论坛上又提出，“当前中国经济的困境是什么？问题集中在三方面，即产能过剩、房地产泡沫投资、地方基建的债务风险。从金融层面讲，这三个问题集中表现为金融业的风险……僵尸企业问题不解决……既影响了经济结构和发展方式的转变，客观上又加剧了全社会的资金紧张局面。”在市场出清问题上，“要有底线思维，要守住不发生系统性风险的底线。……目前又不敢完全市场出清，因为要防止震动过大，防止自动引起不可驾驭的系统性风险的爆发。”

进入2014年前五个月，面对房市开始出现一些转折苗子，住建部有些人发出了房市下跌是“正常调整”的论调，言外之意，下跌是临时的，房价还要涨。而地方政府仍在一味扩大投资，追求GDP增长，正是在这样背景下，当年6月，本人直截了当以《当前的经济困局和应急对策》为题目写文章，开宗名义，向国务院大胆谏言：对经济形势不能持“一片大好”的看法。相反，要看到当前经济事实上已处于“困局”。全文按照“当前经济走势关键看房市”、“房市下跌已成必然定势”、“系统性风险的引发、传导及其后果”、“非常时期需要非常政策”四个段落，提出了我国系统性风险可能会如何被触发、传导及其带来的后果是什么？我们如何作好预案，防止经济崩盘（猝死），或者防止不崩盘而转为另一种形式的长期低迷（僵死），提出了15条对策建议。就是这篇文章内容，后被自媒体标题党以《国务院参事夏斌：2015年中国经济将面临严重衰退》为名，分别在2014年第三季度间、后又在2015年2月的微信圈疯转。为此，本人还受到了国务院原某个领导的批评。

到了2014年11月底，在中央提出“新常态”、“三期叠加”的重大判断基础上，我写文章批驳了对经济形势“盲目乐观”和“过渡悲观”的两种倾向。并直截了当地提出：“防止一系列债权债务链断裂现象的蔓延，这是当务之急，这是大局”。要有防范系统性风险的底线思维。要允许一些企业破产出清，但是绝对不能导致系统性风险的爆发。

到了 2015 年，在《十三五时期防范系统性风险的认识和思路》一文中，明确指出了“当前我国未爆发系统性风险，是因为已采取了一些国家危机后采取的救助与化解政策。”“在化解风险方面，中国当前的国情有特殊的优势。”“由于相关的市场约束仍然‘不硬’或尚不明确，因此各种债权债务纠纷和拖欠行为尚存在大量‘可协商’、‘需改善’的空间……为我国政府利用当前的条件……可以做到一边买单整顿、一边制定规矩，为防范更大的风险积聚和系统性风险的爆发赢得时间。”在此文中，还特别提出了化解存量风险的“四原则”和防范增量风险的“三个原则”。

到了 2016 年，社会上对系统性风险问题的议论开始多起来了。我在很多场合经常讲三句话：第一句，中国绝对不会爆发美国式的金融危机。即美国危机时有大批银行倒闭，中国不会出现这种现象。因为我们早就明白而且已经采取了措施。只要把银行特别是把五大银行稳住，给与充足的流动性，中国银行体系和经济就能稳住。第二句话，从实际债务链角度看风险，中国已经存在系统性风险的隐患（有专家劝我不要“危机”两字，用“隐患”较妥），之所以没有爆发，是因为有些地方政府对该企业不让破产，想办法“资产重组”（其实不是真正意义上的重组）。在去产能过程中，没有表现大量的失业是因为对工人作了安置，中央财政又给了贴补资金，同时，央行的银根基本也是松的。说穿了，是用银行的货币在托着。第三句话，如果再不抓紧“真改革”，“温水煮青蛙”，最后会不知不觉地把我们 38 年国家和老百姓积累的一大批财富慢慢侵蚀掉。

今天，党的十九大把防控金融风险问题作为全党决胜小康社会“三大攻坚战”之一的重大任务又一次提出，为什么如此重视？下面我讲三个问题。第一，当前中央为什么特别重视系统性金融风险问题？第二，系统性风险隐患到底表现在哪里？第三，怎样坚决守住不发生系统性风险的底线？

一、当前中央为什么特别重视系统性金融风险问题？

为什么特别重视？就是因为风险隐患太大了。党中央就金融风险问题专门开会研究，十九大不是第一次。

早在 1997 年 11 月 17-19 日召开的第一次中央工作会议，重点就是整顿金融秩序，防范系统性金融风险。亚洲金融危机发生于 1997 年 7 月 1 日和 2 日的泰铢贬值，而之前的 1997 年 4 月份，中央政治局就布置了要在 11 月底开会，研究布局解决中国的系统性风险问题。当时突出的风险是：一是国有银行不良资产比例高；二是非银行金融机构的不良资产比例

更高，少数非金融机构已经濒临破产倒闭。今天中国有 60 家左右信托机构，而当时却有 239 家。在整顿中有些公司被关闭、破产、被转制，有些管理层人员该抓的抓，进监狱的进监狱，处理掉了 180 多家公司。三是一些地方和部门增设大量的非法金融机构，非法集资严重，挤兑风潮时有发生；四是股票、期货市场违法违规行为大量存在，一些地方擅自设立股票交易场所；五是不少金融机构和人员违规经营、账外活动、诈骗犯罪、大案要案越来越多。这是上个世纪 90 年代末中央召开的第一次金融工作会议时对当时中国金融风险的概括描述。

当时中央还提出了“三大目标”和“15 条措施”，要求力争用三年左右时间（到 2000 年），大体建立与社会主义市场经济发展相适应的金融机构体系、金融市场体系和金融调控监管体系。保监会就是根据“15 条措施”的要求后来成立的。

20 年过去了，“三大体系”建成了没有？20 年过去了，中央又为什么高度重视金融风险？我的观点是：

1、经济下行转型期是金融风险的高发期



图 1 1992-1999 年与 2007-2016 年的 GDP 增长率

如图一，把中国 1992 年到 1999 年的 GDP 增长曲线，和 2007 年到 2016 年的增长曲线比较看，两条曲线都是从高处到低处，基本都跌掉了一半的增长速度。1992 年春，小平南巡讲话之后，当年中国增长达到 14.2%，同时伴随海南的泡沫经济，全国开发区热、房地产热、非法集资热。1992、1993、1994 年，M2 分别增长 31.3%、33.3%和 34.5%，其后时滞一年的 CPI，分别猛涨到 14.7%、24.1%、17.1%。全国形成了一个很大的系统性风险。在此背景下，1993 年中央决定由国务院副总理、中央政治局常委朱镕基同志兼任中国人民银行行长，大刀阔斧整顿金融，经济好容易逐年慢慢“软着陆”。但到 1997 年召开金融工作会议前夕，风险也开始集中暴露了。

中国经济增长的第三个大周期，最高点是 2007 年的 14.2%左右，2008 年开始往下走。2009 年初，针对中国经济快速下行的压力，国际上美国等国采取了货币宽松政策，当时温总理提出了“出手要快、要狠、要准”，随即采取了以四万亿为核心的一揽子货币财政刺激计划。对此，后来不少专家“马后炮”，说这个不对那个不对。实事求是说，我认为这叫“不生孩子不知道肚子痛”，“不当家不知道柴米贵”。针对 2007 年中国经济增长达到 14.2%，2008 年全球遭遇美国百年一遇大危机的冲击，2009 年第一季度经济增长一下子跌到了 6% 点儿，当年南方又发生“冻雨”。从珠三角、长三角纷纷传到北京的信息，是一大批中小企业、民营企业的订单突然中断，一大批企业要停产停工，2000 万农民工过完年又要返城上班，怎们办？在此背景之下，我认为，作为大国总理，谁当总理谁都着急。因此迅速采取宽松政策的刺激是正常的，无论是从经济考量还是从社会、政治稳定的角度考量都是必需的。问题是，后来宽松政策持续的时间太长，改革和结构的调整又迟迟没跟上。在 2009 年 7 月 7 号国务院召集的专家座谈会上，我看了上半年的数据，感觉有点紧张，因为到 2009 年 5 月，银行超额储备从 5.1%下降到 1.5%左右，M2 增长上升到 25.7%，6 月底 M2 增速 28.5%，比去年同期高 11.2 个点。接近 1992 年海南泡沫时 32%的增速。在这背景下，我建议，2009 年下半年，为了稳定信心，国务院对外宽松政策的口号可以保持不变，实质上应“及时发出稳住货币的信号”。具体什么叫宽松？什么叫适度？“由央行进行适当的解释”。遗憾的是，如图一所示，经济增长曲线低处与高处相比，跌去了一半，但是货币供应速度却仍是快速增长。经济往下走，货币增量甚至不变也是容易发生金融风险的。当然，货币发行多并不意味必然是风险大。进一步分析，为什么经济下行时是风险高发期？还需一层一层来“剥皮”、推理分析。

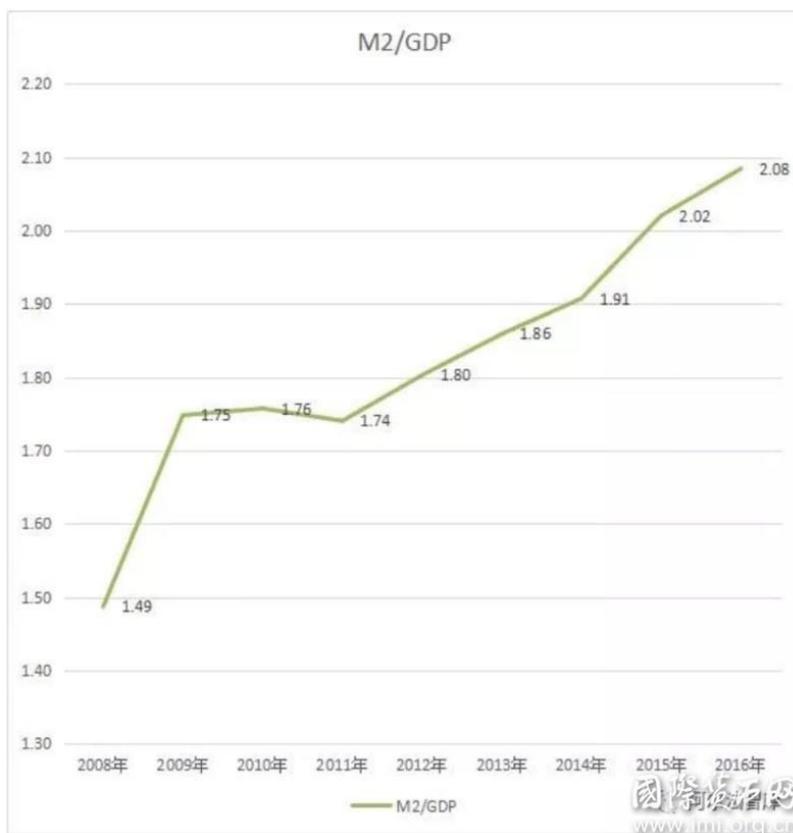


图 2 建国以来的 M2 增量变化和 2008-2016 年 M2/GDP 变化

2009 年开始货币到底增发了多少？见图表二，中华人民共和国从 1949 年建国到 2008 年 60 年间，M2 累计增长到 47.5 万亿，2009 到 2012 年 4 年，实行宽松政策，四年放了 50 万亿，也就是说从 1949 年建国到 2012 年一共累计发了 97.5 万亿，其中一半是这四年投放的。2013 到 2017 年 5 年，又投放了 70 多万亿，到 2017 年底，整个市场上货币总共是 167.7 万亿，其中，有 120 多万亿是近 9 年投放的。

如此速度的货币投放，是多了还是少？还需从另一个相对指标看，即看 M2/GDP 的比例。从 2008 年的 1.49 上升到 2016 年的 2.08。远远高于美国、日本。从 2008 年到 2009 年

一年内突然上了一个大台阶，之后从 2011 年后逐年连续快速提高。有专家说这个指标不一定能说明问题。中国这个比例高，中国有中国的客观原因。比如因为中国的 M2 口径和国外口径不一样，中国又是一个高储蓄率国家，而且资本市场不发达，融资方式以间接融资为主等等。但是我们知道，发货币的目的是为了促进经济增长，要有新的产出，那么从产出、效益角度分析，可以进一步分析货币是否多了。

市场经济是一种信用经济。那么多的钱被谁在持有，以什么方式持有，持有状况发生了什么变化呢？全社会杠杆率从 2009 年始发生了重大变化。2008 年杠杆率为 139.1%，到 2016 年为 257%，上升了约 180%，2017 年增长势头有所减缓，但是仍很高。非金融企业负债总规模，2010 年到 2015 年平均增长 16.6%，比同期名义 GDP 增长快 6%。

债务经济是信用经济的一种表现形式，可以说借钱多并不能简单判断好与坏。关键要看借了那么多钱有没有产出？能不能还钱？这可以分析增量资本产出比等指标。每增一元 GDP 所需的投资，从 2010 年的 4.2 元增加到 2015 年的 6.7 元，说明产出、效益是在明显下降。因此可以下结论：面对经济增速持续的下行，持续过多的货币投放，必然表现为企业亏损或者破产增加，失业压力加大。因为经济增速下来后，相对过去的销售收入就会下来。销售收入下来，意味着利润就下来。利润下来，意味着按原来与银行签的合同要还的利息甚至本金就还不上。再加上中国大型僵尸国企问题不解决，基本垄断了资金配置，中小企业、小微企业的融资压力就更大，马上就会暴露问题。因此既然要搞市场经济就应明白，当经济增速下行时，如果货币增速不相应下降，创新和技术进步的效应又顶不住经济下行压力时，金融风险的产生是必然的。如果此时不增加不良贷款、不暴露风险，这才是怪事。这就是我想讲的，为什么在经济速度下行时是金融风险高发期的简单道理。

2、系统性风险的特征

风险，有个体风险与系统性风险。个体风险从一个企业的财务报表分析，好识别些。系统性风险不好识别。就像当前中国有没有房地产泡沫、资产泡沫？公说公理，婆说婆理。原因是这和系统性风险本身的特征相关的。

系统性风险的第一个特征是隐蔽性。有没有风险？不爆发前是不容易被识别的。只要货币政策是持续地松下去，在一定时期内，支付链不断，风险不会马上爆发。因此隐蔽性是货币供应在边际上的松与紧相关的。美国自 2000 年纳斯达克泡沫破了，经济从 4% 左右下跌到零点几，2001 年开始降息，连续降了 13 次，从 6% 多降到 2004 年底的不到 1%。之后，担忧通货膨胀，开始逐步加息，加到一定的地步，边际上看似加息不多，但累积到

一定地步，金融衍生产品支付链断了，一系列连锁反应就爆发了金融危机。但在爆发前夕美联储和很多经济学家不认为美国会发生金融危机。总认为当时与 1929-1933 年相比，“这次不一样”。

第二特征是传染快。1997 年的亚洲金融危机是从 7 月初的泰铢贬值开始，一个国家一个国家传染，是迅速传染到亚洲多国，影响全球经济的。我们 2013 年的“钱荒”，银行同业利率一天之内飙升到 30%，天下奇观，整个市场都恐慌了，四大银行都不往外借钱了。2015 年的股灾，“熔断”政策一出来，好多人几天内就输掉了半辈子积累的财富甚至更多的财富，遭灭顶之灾，个别的跳楼自杀，惨不忍睹。

因此，鉴于系统性风险的隐蔽性、传染快的特征，基于一些人迟迟对于此问题的轻视、麻木，中央是居安思危的。早在 2017 年初提出“稳中求进”工作总基调时，已非常明确地提出“要处理一批金融风险”，即对一些僵尸企业该不救的就不救了。

到了 2017 年 4 月 25 号，中央政治局在集体学习时又尖锐指出：“金融稳、经济稳”，也就是说金融不稳，经济是稳不下来的。明确指出了中国当前金融问题的严重性，提出了要“切实把维护金融安全作为治国理政的一件大事。”要坚决“守住不发生系统性风险底线。”

时隔半年时间，十九大报告在布局 2018-2020 年三年全面建成小康社会决胜期的重大任务时进一步指出：“要坚决打好防范化解重大风险、精准扶贫、污染防治的攻坚战，使全面建成小康社会得到人民认可、经得起历史检验”。十九大后，当时我指出，媒体与舆论对“三大攻坚战”的认识与宣传是远远不够的。十九大在布局决胜小康社会提出的三大攻坚战中，污染问题是处理人与自然的的关系，是涉及环境问题，脱贫问题是处理好分配问题，更多意义是涉及社会公平这一社会学的问题。而在经济领域中，改革、开放、稳定各个方面，国企改革、一带一路、“三块地”改革、结构调整、金融改革、新旧动能转化等等，工作千头万绪，任务繁重复杂，党中央没提任何其他方面，却唯独突出了防范化解重大风险问题。可见，此问题的严重性和紧迫性。并严肃地指到，能否打好此攻坚战，直接涉及是能否得到人民认可、经得起历史检验这一过去从未提出过的历史高度。

时隔两个月，中央生怕社会上对此认识还不够，在其后的中央经济工作会议上又进一步明确指出，“防范化解重大风险，重点是防控金融风险。”

这句话如何理解？讲风险不是指其他风险，就是系统性金融风险，经济危机的风险。其中，当前我最看重的、最关注的金融风险问题是房市问题。房市泡沫如果一破，意味着什么？我开玩笑说，意味着如果你在北京北四环内有两室一厅一套房子，原以为能卖个八

百万、一千万，泡沫一破，短时间内只值三、四百万。如果你是首付借钱买房的，逃都来不及，只能把房子扔了。我也听说北京燕郊已有个别年轻人因房价下跌，跌破首付，房也不要了，直接走人。因此房价一崩，由此会引起一连串支付问题，会爆发系统性的问题。这个现象在日本、香港都已出现过。我们如果守不住底线，爆发了系统性风险，意味着对中产阶级是一个重大的打击。所以我认为，中央对这一问题看得很清楚，看得很准，问题提得很尖锐，把要害问题都指了出来。并号召，一定要守住系统性风险的底线。

二、当前的金融风险隐患表现在哪里？

最近，微信圈传社科院某专家说，中国的家底能够经得起 1.5 次的危机。这也许是标题党搞的标题。中国如果爆发危机，实际损失会是多少？对中国社会的经济、政治历史进程又会发生什么样的重大变化？这能用现在时点上的资产评估作静态推算吗？我前面讲了，系统性风险的爆发是突发性的，传递非常快，临时变卖资产是来不及的，卖不出好价的。2015 年股灾恐怕大家都有记忆。当然，我希望中国不出问题，不会爆发危机，寄希望再安安稳稳发展 10 年、15 年。坚持发展的势头、发展的逻辑不变，那么到 2030 年前后，中国 GDP 总量绝对是“老大”。但是，眼前这一关怎么过？不是难过的“关口”，中央绝不会用决胜时期“攻坚战”之类的词，绝不会提到“人民的认可、历史的检验”这一历史的高度。对风险问题认识上不去，就容易出事。如果能看到风险，并采取有力的防范和化解措施，就不会爆发危机。只有看不到危机险象才会有真实危机的爆发。当然，除了认识外，操作层面还有很多事要做。

我认为，系统性风险的爆发，是由个别的、分散的、局部的风险，在一定条件的催化下，在某个时点，经过一系列环节的风险传递和连锁反应，才会呈现出全局性、系统性特征。但是在风险没有爆发前，不会马上形成对全社会资产负债表的“缩表”效应。不会对宏观经济总量，如 GDP、总需求、总投资、破产、失业等宏观指标的直线下降形成巨大的冲击。然而，危机一旦爆发，像 1929 年-1933 年美国大危机，后果是一下子使失业率提高到 25%，工业生产总值 1932 年比 1929 年下降了 46.2%，农民总收入下降了 57%。中国如果处理不好当前的风险隐患，风险一爆发，照样会有一大批企业要破产，要退出市场，工人失业会大量增加，银行不良资产是直线增加，全社会的资产负债表就会严重“缩表”。

当前，风险的隐患具体到底在哪里？根据经济学的理论和各国危机的教训，可以从两个角度来思考。第一个角度，是从宏观数据动态变化中寻找蛛丝马迹；第二个角度，可以

从最终影响货币支付链中断时链条上的相关产业、局部数据中寻找线索，顺藤摸瓜，从而把握大局。从宏观数据看，就是前面提到的 M2/GDP、全社会杠杆率、增量资本产出率等债务、效益指标看，可以得出中国确实存在系统性风险隐患的结论。从支付链和行业角度，我们来进一步分析。

1、首先我最关注的是房地产泡沫风险。房地产有泡沫社会上一直持有不同意见，有人说有泡沫，有人说没有，意见非常不统一。我今天不从大家经常用的指标，如居民房屋拥有率、房屋供给需求指标、房价收入比指标等进行分析，这方面是众说纷纭。下面我仅从两个视角作补充性分析。

一是中国涉及房产、土地的贷款和融资到底有多少？从银行授信的品种分析，涉及房子贷款的有房地产开发贷款和按揭贷款。官方统计，2016 年底，这两项贷款共有余额 26.7 万亿，占全部银行贷款余额的 25%。2016 年新增贷款 5.7 万亿，占全部新增数量约 45%。从 2016 年底的存量来看（甚至从 2017 年的存量来看），我也认为不高。监管界曾说，银行做过压力测试，能经受住房价下降 40%，我认为这有点扯了。

担保保证方式	
房产、厂房、土地抵押贷款	(30%-40%)
担保、互保贷款	(30%-40%)
质押贷款	(约10%)
信用贷款	(20%-30%)

表 1 银行贷款担保保证方式结构

理由是以上所说涉房两项贷款合计占 25%，是按银行的授信品种统计的。实际操作中，银行大量的贷款是以担保保证方式发放的。其中，用房产、厂房、土地做抵押贷款，要占到整个贷款的 30%到 40%；用担保、互保形式做的贷款占 30%到 40%；质押贷款仅占约 10%。其中，这些通过担保保证方式发放的贷款，其资金来源又通过同业市场，大资管业务、P2P、互联网金融等一道又一道复杂的环节进入了房地产投资。有多少？没人能统计清楚。而真正的信用贷款（不用任何抵押担保的），只占到 20%到 30%。从这个角度说，现在的银行能接受的抵押、质押和担保品主要是土地、商铺、厂房、楼房等，机器设备基本派不上用。因此真正和房价、地价相关的贷款共占多少？我估计有 70%左右甚至更高。而且，越是中小银行，信用放款的比率越低。中小银行资本实力落弱，没有抵押、质押物，

基本不给贷款。在房子属于资产被看中的状态下，如果资产价格跌 20%或者 30%，意味着有多少银行的贷款就贬值，有多少不良贷款将产生？

二是“房子是用来住的，不是用来炒的”，我认为这是中央针对过去近十年房地产政策“碎片化”教训提出的一个重大纠错决策。我在 2009 年曾呼吁过，中国的房地产市场健康发展方向应以消费品为导向。应鼓励买房是为了住，是为了买“使用价值”，而不是像买股票一样，是为了卖股票而买股票，是买资产，来赚价格差。但是，现实是中国经济已被房地产市场绑架了，我在 2010 年说，中国房地产市场如果不整，中国早晚要出大事。2015 年我又说，如果现在整狠了，马上就出事。现在看，就是这么棘手。这次我相信中央对房地产市场是为住不为炒的方向是坚定不移的，对建立长效机制的态度也是坚定不移地。因为不扭转此方向，中国经济长期没法太平。

那么什么叫长效机制？具体有哪些内容？官方并没有统一的说法。我理解，起码有以下几点内容。

第一，首先，对买不起房的，就不应该刺激他去借钱买房，而是鼓励他去租房。在此方面要学德国经验，要鼓励多推出些租赁房，要出一系列政策，让租房者能安心去长期租房。

第二，房屋商品化、市场化是方向。有点钱的人就按市场化去买房。暂有困难不能付全款的，首付比例怎么定？我认为不应该把首付政策按现在宏观调控手段来经常浮动。可以按两个大学毕业生夫妻，结婚二十年的收入积累多少，倒过来计算他 20 年前房贷首付的比例。因为他们是长期增长中产阶层的主体，有就业的基本保障。如果这层群体长期有还款风险，就不正常了。首付比例一定，应以国务院条例的方式公布，不应该让商业银行按市场竞争方式自定，这会助长房价波动。这也是真正保护弱势、中产的群体利益。

第三，税收手段。对于第一第二套首付房、改善房，税收应是象征性的。对持更多的房就上重税，上的让你不敢轻易多持空房不住。至于从第三套还是第四套房上重税可以进一步研究。因为现实生活中，有时持第四套房未必是在从事炒房。比如一个广东老板很有钱，在广州有了第二套改善房，但是他的分公司在上海浦东，长跑上海做业务，为了工作想在上海再买一套小房子常住，这绝不是炒房。等子女考上清华、北大，当妈妈的又想到北京陪读，想在北京买一套 70 平方的房子，起码住上四年。这些都是正常的住房需求，绝对不为了炒房，可以给予支持。这类买房客观上都是推动投资与就业，有利于经济增长。其后更多的买房，属于炒资产的，就一律上重税。

第四，土地供应政策是否应调整？在城镇化过程中各城市人口的流动多少不一样，土地供应政策是否应“人地挂钩”？怎么“人地挂钩”？

第五，现地方债务风险与地方长期的“土地财政”收入相关。如果土地供应政策和房市其它长效机制逐步出台，地方政府债务风险问题是否会凸显？怎么解决？这涉及中央与地方财政关系怎么调整？这是长效机制建设中最后又必然遇到的大问题。

第六，教育资源政策是否也应配合？比如北京优质学校要凭户口就近入学。家长为孩子不输在“起跑线”则不惜成本，因此好学区房价越涨越高，有的一平方米卖到 35 万，这种状况不是其他房价政策调控所能解决的，怎么办？解决教育资源公平分配的政策怎么跟上？

以上所说涉及长效机制这么多内容，什么时候出台？是一齐出台还是逐步出台？如何配合？至今没有一个统一的部门在研究。所以我呼吁，应尽快建立一个房地产调控长效机制的统筹研究小组，应由国务院领导挂帅，由住房城乡建设部、人民银行、银保监会、发改委、财政部甚至包括教育部等几个部门共同组合，目标就是建立长效机制。眼下有的政策措施是解决短期问题，是非市场行政措施，长期下去怎么收场？每一项措施有否违背长效机制方向？我们再也做一天和尚撞一天钟，再也不能让头痛医头，脚痛医脚的现象继续下去了。

如果我们是从以上两个视角去认真解决问题，倒过来看，现在的房市有否泡沫风险，我想自然就容易想明白了。

2、其次讲讲地方政府债务风险。官方数据是 2016 年 27 万亿，这风险是可控的。但是近几年地方债实际上是在猛增。通过明股实债，表外举债、购买服务等方式，借地方平台、PPP、产业基金等各种形式举债，有的是在套银行贷款。因此地方政府到底欠多少债？国务院不停地对此组织展开调查，而且中央最近又严肃表态，对地方债务要“终身问制”。说明什么？说明此问题是相当的严重，绝不要小看。

3、关于产能过剩的风险。企业杠杆率 2016 年是 166%，负债是 123.5 万亿，如果按照一年期基准利率 4.75%算，每年利息要 6 万亿。如果按照有专家统计的社会平均融资成本 7.6%计算，利息却高达 9.4 万亿。从宏观看，仅企业借债付息就接近或者超过全国当年新增 GDP 的 6.8 万亿了，这样的经济能维持下去吗？企业要维持下去就要不停地借钱，那么总有一天要出事。为此，从 2016 年开始，中央下决心去产能，去库存，并下达了硬性的指标。

4、金融机构隐藏的风险。从企业、地方风险到金融机构风险，这是一个问题的两个方面。实体经济表现的是地方政府项目问题、房地产泡沫、产能过剩，最终反映的都是银行资产风险的问题。

第一是不良贷款率。按照政府部门公布的不良贷款率是约 2%，看起来不高，而且大银行资本充足率在全球银行中间是高的，银行的不良贷款拨备覆盖率达也到 150%多，看起来都不错，但是，这是静态的分析。随着去杠杆、去产能、去库存的进程加快，针对前一阵子部分无序创新的金融整顿工作到位，意味着要释放、要暴露一些风险。其结果，有些企业必然要破产，有些非法集资案要暴露，过去银行表外业务形成的银行账账会增加。因此，从动态角度说，不良贷款到底为多少，现在都不好说，起码比统计公布的高。高盛曾估计起码有 7%到 8%。

第二是债券违约。2015 年有 25 家大型企业违约，2016 年违约企业数翻倍。比如东北特钢、大连机床、中铁物资等等，有几百亿债券到期还不了，但是最后谁也没有破产。我是从银行监管部门出来的，我想肯定是“重组”了。怎么重组？债权人、股东、地方政府，几个部门被迫坐下来谈。如果要破产，地方政府资本金输了，机构债权人向市场筹集的钱没法交代了，银行几十亿上百亿贷款就没了，而且工人失业了，社会不稳了，怎么交代？重组肯定是资本方的政府部门请大家帮忙，债转股、拖延还款，或者银行再增加点贷款。这样问题真的解决了？有的僵尸企业产品仍没市场，没竞争力，隐患实际上并没解决。

此外，还有不少看不清的风险，有许多也难以统计。我们的银行、证券、保险、基金、直投、私募等一共八类机构，前几年都在搞大资产管理业务，涉及上百万亿资金，业务方式不规范，风险很大，现在都正进行整顿。而且整顿文件规定的整顿期限一拖再拖。至今整顿文件“中央深改委”已通过，但征求了几次意见的资管规范文件仍未公布于世，说明此问题相当严重，很难收拾。还有校园贷、P2P、非法集资、庞氏骗局、暴力催收等等，前几年忽视监管、监管不力，部分无序创新产生的金融乱象，集聚了一大批风险隐患。前几天我在东直门外一家餐厅吃饭，看到餐厅厕所男士小便池上竟仍然还贴着广告：“要贷款找 XX”、“要贷款打 XX 电话”等等，这种现象前几年太多了。金融搞到这种状况我觉得简直不可思议。现在要整顿，什么叫整顿？就是要付代价，要输掉一部分机构和人的钱。到底输掉多少钱？输掉个人钱对社会稳定意味着什么？输掉机构钱，资产负债表要“缩水”，对经济增长意味着什么？现在还很难说清楚。

三、如何坚决守住不爆发系统性风险的底线？

2015年，在“十三五”规划之前，我写过一篇文章，是根据自己在央行工作经验提出的一些政策建议。一是对存量风险怎么办？我提出了四个原则：

一是止血原则。对法规不健全而产生的风险，应尽快完善法规进行整顿，尽快堵漏洞。边立规矩，边化风险，坚决做到存量风险只减不增。比如说P2P，马上停下整顿，不能让它再毫无规矩地干了。再比如，对地方债、网络贷、大资管，应尽快出台监管规定加以改善或制止，这叫止血原则。

二是共担原则。谁欠债谁还，中央财政坚决不兜底。万里长城不能出现一个缺口，决不能后退一步。1997年中央处理金融风险是很有经验的。一旦中央政府给钱了，那就会没完没了，整个社会已经存在的巨大道德风险就会进一步蔓延。在这个问题上，一定要教训市场，教训老百姓，教训地方政府，教训金融机构，谁欠钱谁还，还不了砸锅卖铁也要还，家破人亡也得还，中央绝不能拿纳税人的钱帮着还钱。共担原则就是谁的孩子谁抱，个人、地方政府、金融机构、企业，按规定该谁承担就谁承担，只有这样，才能彻底打破道德风险，打破市场上不该有的幻想。规范未来，约束未来。在这方面，电视媒体应大力宣传，家喻户晓，这是今后防风险的一项极其重要的屏障。

三是成本原则。针对地方巨额债务的还本付息压力，为了降低利息成本，怎么办？项目有未来收益的可设法债转股，或者债券置换，把长期债券变成短期债券，把地方债券变成中央债券。中央债利率成本低，可省不少利息。

四是时间原则。尽管2007年以来中国的经济增长跌去了一半左右，但是我们和日本、美国、德国相比，这些国家的增长高的也都不到3%，我们是大国经济体中绝对的高增长。如果能够持续保持6%的增长，甚至是5.5%的增长，就意味着国家财政、企业有收入。因此从全局看，只要把新的债务成本压在一定的低水平下，从长期看，就可以慢慢化解存量风险。

那么如何从根本上防止增量风险？我认为当前的金融风险不仅仅是金融圈的事，而是整个经济的事，是金融与经济的关系问题。

第一，要想办法把M2增速降下来，降到个位数。去年最后一两个月份货币供应量已降到了9%左右，个别月份更低。过去长期是两位数的增长。现经济已经跌到了6%点几的水平，因此不能再靠货币两位数的高增长来维持经济增长了。当然，在实际专业操作上，

不仅要讲 M2，还要讲社会融资总量指标。货币一紧或回归常态，风险问题就会慢慢暴露，那就坚持暴露什么问题就解决什么问题的原则，这是解决增量风险所必须坚持的原则。不能再多用多发货币来掩盖稳增长和防风险之间的矛盾了，也不能再去积累新的风险隐患。

第二，要尽快建立稳住房价、形成长效机制的工作协调小组。房市泡沫问题是当今中国经济最大的问题，也是最难解决的问题。建立房市长效机制，又涉及方方面面的内容，有租房政策、首付政策、利率政策、税收政策、土地供应政策、中央和地方财政关系政策等等。长期以来在“土地财政”中，收益大头地方政府拿了，农民拿小头，现在在“三块地”改革中，要慢慢改过来，有些土地收益要回归农民，让农民富起来。因此，地方政府的土地收入要减少，最后财政的窟窿会必然暴露，所以讲长效机制，不仅仅是住建部的事，一定是涉及人民银行、银保监会、发改委、国土部、财政部等方方面面的政策。因此我建议国务院应尽快成立协调小组，统筹考虑房地产市场长效机制建立，让中国的房地产泡沫慢慢破。

当然，这是我一个非常良好的愿望。因为在 2011 年，我曾跟索罗斯和“金砖四国”概念提出者吉姆·奥尼尔分别交谈过。针对当时的中国房地产状况，在国内很多人不承认房市有泡沫情况下，我说我承认有泡沫。但是物理学上说的泡沫一刺就破，我们房市的泡沫能不能慢慢泄气、慢慢破？他们俩分别给我的回答是，历史上从来没有过，除非你们中国政府厉害。所以，我非常希望长效机制要尽快推出，推出要有策略，要想方设法使中国经济在稳定增长中渡过这个难关。因为这直接关系到中国发展的历史进程。当然，这个难关真的能不能渡过，现在还存在着不确定性。

所以各部门出台部门政策要非常地谨慎。目前北上广深大部分买房人，都是偏重于买房子的资产属性。对资产属性变动非常敏感。某个官员文章稍提到房产税，社会上就会捕风捉影，放大讨论，以至引起房价波动。可见当前的房价涨跌与人们的预期已紧紧有关。我曾说，预期影响力已远远大于货币供应量的影响力。因此，如何坚定不移地、逐步有策略、有序地推出长效机制的各项政策，是直接涉及当前中国能不能守住系统性风险底线的核心内容，是一场博弈。手持多余货币的老百姓怎么想？政策怎么办？既要改制度，又不能出事，让它慢慢调过来，谈何容易。由于长效机制的政策涉及多个部门，每项政策都可能影响预期，因此每一方政策都需要多方认证，小心推出，以防主动引爆系统性风险。

第三、金融监管机制怎么加强、怎么协调？前两年监管不力，协调机制出问题，各部门拼命鼓励搞理财创新，现在又拼命抓紧监管。针对此情况，需强调当前抓紧速度修复完

善体制，进行监管纠错，亡羊补牢，方向是对的，但一定要小心谨慎，要了解各部门监管政策同时出台，其效应不是一加一等于二，而是大于二。多项监管政策措施的同时出台，其效应肯定是有叠加的。不要因为政策措施过度或配合不当而引发不应该产生的突发事件。

第四、要真正加快改革与创新，推进结构性改革。现在很多风险往往是经济结构失衡和资源错配的外在表现，要改善经济失衡必须优化结构。优化结构又要靠改革，靠创新。因此，金融的问题说到底还是实体经济结构、发展动力不合理的反映。

以上关于存量风险和增量风险防控的思想是基于 2015 年前的情况而提出的。当前，应根据新的情况可以有所调整补充。

小结今天讲的内容：

第一句话，风险已经存在。决策层对此要有高度认识，要承认，要面对，这是现实。经济增速下来以后，问题是必然要暴露的。

第二句话，风险必须释放。风险不释放，资产负债表“不缩表”，经济结构转型这道坎就过不去。

第三句话，风险释放是要付代价的。输掉的钱由谁来付？是企业、金融机构、个人、地方政府还是中央政府？是按市场法规付，即经济主体破产倒闭时清算？还是政府主导下商量、协商解决？决策层事先心中要有底。

第四句话，化解风险要有信心。我国经过几十年长期发展积累的财富雄厚，未来增长潜力又不低，因此有能力、也应有信心化解风险。

第五句话，有信心并不意味可轻视大意。如果释放风险措施不当，底线没有守住，泡沫一破，资产价格大跌，人民和国家几十年积累的财富可能一下子缩水了，那我们的执政，就对不起人民，就经不起历史的检验。

第六句话，化解风险的关键是决策者的认知和执政水平。当前重点是房地产长效机制和加强金融监管这两个方面。措施要细，要接地气，要统筹兼顾，不能让监管调控措施反而成为风险爆发导火索。从这个意义上讲，调控不是纯书本理论，而是一门艺术，是基于对中国国情真正了解基础上的决策。决策层既要敢担当，又要有很高的决策能力和执行能力。

证券融资交易国际监管改革进展及对我国的启示与借鉴

李文红¹ 贾君怡²

【摘要】此次国际金融危机表明，影子银行由于缺乏监管、信息不透明、资本覆盖和流动性储备不足，成为系统性风险的重要来源。危机后，金融稳定理事会（FSB）和巴塞尔银行监管委员会等国际标准制定机构协调合作，制定了加强影子银行监测和监管的一揽子政策措施。其中，针对证券融资交易的流动性风险、杠杆风险、交叉传染风险和顺周期效应，提出了一系列监管措施建议，旨在防范证券融资交易的潜在系统性风险，维护全球金融稳定。我国在证券融资交易方面发布实施了一系列法规制度，但近期发生的“国海证券”等事件也暴露出部分证券融资交易行为不规范、反复开展证券融资交易产生流动性错配和杠杆风险、监管框架不够系统完整等问题，对金融市场稳定运行造成了一定的负面影响。本文论述了危机后国际标准制定机构提出的证券融资交易监管框架，结合我国业务发展情况和存在的问题，提出了完善我国证券融资业务监管的相关建议。

【关键词】证券融资交易；回购与逆回购交易；证券借贷业务；保证金融资；质押品再投资与再质押；折扣系数

一、引言

此次国际金融危机表明，影子银行由于缺乏监管、信息不透明、资本覆盖和流动性储备不足，成为系统性风险的重要来源。危机后，按照二十国集团要求，金融稳定理事会（FSB）与巴塞尔银行监管委员会等国际标准制定机构协调合作，分别在五个领域研究制定了加强影子银行监测和监管的一揽子政策措施，即传统银行与影子银行的业务关系、货币市场基金、资产证券化、证券融资交易（securities financing transactions, SFTs）以及其他影子银行机构和业务。

证券融资交易在促进价格发现、增加市场流动性、丰富金融机构资产负债管理方式的同时，也增加了金融机构的流动性转换、期限错配和杠杆程度。危机期间，在住房抵押贷款

¹ 李文红，中国人民大学国际货币研究所学术委员，中国银监会业务创新监管协作部主任；

² 贾君怡，北京大学博士后流动站，银监会博士后工作站；

款违约率不断上升、房贷支持证券价格持续下跌的情况下，大量以房贷支持证券为质押品的证券融资交易需要追加质押品，引发金融机构折价抛售资产并产生“挤兑”风潮，推动了危机的进一步蔓延和深化。金融稳定理事会于 2013 年 8 月发布《加强影子银行监测和监管——关于防范证券借贷和回购交易影子银行风险的监管框架》，2015 年 11 月发布《将影子银行转为稳健的市场融资方式——关于非集中清算证券融资交易折扣系数的监管框架》（FSB，2013 和 2015），针对证券融资交易的流动性风险、杠杆风险、交叉传染风险和顺周期效应，提出了一系列监管措施建议，旨在防范证券融资交易的潜在系统性风险，维护全球金融稳定。

近年来，回购与逆回购、债券借贷、融资融券等证券融资交易在我国快速发展，已成为各类金融机构和资管产品广泛开展的市场交易，成为其增加杠杆水平、提高收益水平的重要途径。虽然我国在证券融资交易方面发布实施了一系列法规制度，但近期发生的“国海证券”等事件也暴露出部分证券融资交易行为不规范、反复开展证券融资交易产生流动性错配和杠杆风险、监管框架不够系统完整等问题，对金融市场稳定运行造成了一定的负面影响。本文梳理、论述了金融稳定理事会和巴塞尔银行监管委员会等国际标准制定机构提出的证券融资交易监管框架，结合我国业务发展情况和存在的问题，提出了完善我国证券融资业务监管的相关建议。

二、国际证券融资交易概况和主要风险

（一）业务概况

证券融资交易是指通过市场估值确定交易合约价值、要求融入方提供现金或证券作为质押品的交易，主要包括回购与逆回购交易、证券借贷（securities lending）和保证金融资（margin lending）三类业务。

1. 回购与逆回购交易

回购是指以证券为质押品、向交易对手融入资金的业务，如我国的质押式回购、买断式回购等。对于收到证券质押品、融出资金的交易对手，该交易即为逆回购业务。回购与逆回购是金融机构重要的短期融资工具，并对债券等金融资产的定价产生重要影响。此次国际金融危机发生之后，国际回购市场急剧萎缩，如欧洲回购交易规模从 2007 年 6 月历史峰值 6.7 万亿欧元大幅降至 2008 年末的 4.6 万亿欧元。近年来，随着实体经济和金融市场的逐渐恢复，国际回购市场正逐步回升至危机前水平。截至 2016 年末，欧洲回购市场规模已

回升至 5.7 万亿欧元。(FSB, 2013; ICMA, 2017)

国际上的大部分回购交易与我国的买断式回购类似, 质押品接受方可以对质押证券再次进行使用, 如将其作为质押品再进行回购融资、开展证券借贷和做空交易等。在会计处理方面, 由于质押品提供方约定未来将购回质押证券, 仍承担质押证券的风险、享有其经济收益, 根据国际会计准则, 质押品提供方应继续将其计入资产负债表, 质押品接受方则将其计为表外项目。

2. 证券借贷业务

证券借贷是指向交易对手借出证券、收到现金或证券作为质押品的证券融资交易, 如我国银行间市场的债券借贷、交易所市场的融券业务等。从形式上看, 回购与逆回购和证券借贷的交易结果非常相似, 尤其是回购交易与以现金为质押品的证券借贷相比较, 均表现为交易一方获得证券、另一方获得现金。两者的主要区别在于: 在驱动因素方面, 回购与逆回购是资金驱动型交易, 由资金融入方发起并承担融资成本; 证券借贷是证券驱动型交易, 由证券融入方发起并承担证券借贷成本。在质押品类型方面, 回购与逆回购的质押品主要是政府债券等固定收益类产品, 证券借贷的质押品则以股票为主。

3. 保证金融资

保证金融资是指投资者向金融机构融入资金, 用于购买证券并以该证券作为质押品的交易, 如我国证券交易所市场的股票融资业务等。国际上, 大部分保证金融资交易是由大型商业银行、证券公司等金融机构向对冲基金、私募基金、高净值投资者等具有专业投资能力的客户提供的融资服务。

在回购与逆回购、证券借贷、保证金融资三类证券融资交易中, 质押品接受方在符合相关条件的前提下, 可以对收到的现金或证券质押品再次进行运用, 即再使用 (reuse)。运用方式包括: 一是将现金质押品用于再投资 (re-investment); 二是通过回购交易, 将证券质押品用于再融资, 即再质押 (rehypothecation)。

(二) 主要风险

1. 现金质押品再投资的流动性风险

目前, 国际上一半以上的证券借贷业务以现金作为质押品。危机前, 一些大型金融机构将通过证券借贷业务获取的现金质押品再用于购买资产支持证券等中长期资产。这类交易实际上已具有流动性转换和期限转换等影子银行特征, 但未纳入资本和流动性等审慎监

管，存在较大的风险隐患。危机期间，随着资产支持证券价格下跌，一些证券借贷交易的再投资业务蒙受巨额损失，导致合约到期时因无法足额返还现金质押品而发生违约，并将风险传导至交易对手和其他关联机构，产生了严重的系统性影响。

2. 证券质押品再质押的杠杆风险和交叉传染风险

证券质押品的反复运用，会增加金融体系的整体杠杆水平，增强金融机构之间的关联性，导致风险交叉传染，这也是贝尔斯登、雷曼兄弟等机构陷入困境的重要原因。危机前，一方面，金融机构将通过证券融资交易融入的证券再用于回购融资和做空等自营交易，导致杠杆水平不断增加。另一方面，随着现金和证券质押品的反复运用，金融机构间的关联性加深、交叉传染风险加大。例如，雷曼兄弟破产后，向其融出资金和证券的机构难以及时通过处置质押品降低损失，接受其保证金融资的众多对冲基金也因无法收回质押品而被迫调整投资组合，进一步加剧了风险蔓延和金融市场波动。

3. 质押品估值与管理存在不足，难以应对资产价格大幅下跌风险

金融机构在反复使用质押证券的同时，未能采取有效的资产估值与管理措施，如未能及时、准确地对质押证券按照市场价格重估市值，或者采用假设条件、参数设置不够审慎合理的模型估算市值，导致房贷支持证券等资产价格在危机早期走低的迹象未得到足够重视，最终造成部分金融机构巨额损失和市场恐慌，这也是引发此次国际金融危机的一个重要原因。

4. 顺周期效应

金融机构开展证券融资交易，会设置合格交易对手标准、合格质押品范围、折扣系数（haircuts）等风险管控措施。其中，融出方通常不会借出与质押证券市值等量的资金或证券，而是扣减一定数量后确定融出资金或证券的数额，扣减数量与质押品市值的比值即为折扣系数，如在用市值 100 元的证券为质押品融入 95 元资金的交易中，折扣系数为 5%。折扣系数的功能类似于资本要求，用于控制证券融资交易的杠杆水平，降低因质押证券市场价格下跌而可能造成的损失。证券融资交易的折扣系数越小，可融入的资金或证券越多，杠杆水平也就越高。

上述风险管控措施有利于降低单体机构风险、保护融出方利益，但也会使证券融资交易表现出“随市场上行而扩张、随市场下行而收缩”的顺周期性。在市场上行期，金融机构往往会放松交易对手和合格质押品标准、降低折扣系数，导致融出规模增加、杠杆水平提

高, 从而进一步助长市场乐观情绪和价格泡沫。在市场下行期, 随着交易对手标准趋严、合格质押品范围收窄和折扣系数提高, 融入方为满足质押品追加要求, 不得不折价抛售资产, 从而进一步加剧市场流动性紧张情况 (李文红, 2011)。

三、国际银行监管规则中关于证券融资交易的相关规定

在巴塞尔委员会制定的资本、杠杆率和流动性监管框架中, 均由专门章节对证券融资交易的处理做出了规定。

(一) 资本监管

在资本监管框架下, 商业银行应对开展证券融资交易形成的交易对手信用风险 (counterparty credit risk) 计提监管资本。交易对手信用风险是指在完成交易现金流结算之前, 由于交易对手信用状况发生变化, 导致其违约带来直接损失, 或导致其信用等级下调而带来估值损失。与一般意义上的信用风险主要针对银行账户中的贷款、债券等资产不同, 交易对手信用风险主要针对证券融资交易和衍生产品业务。

2004年6月, 巴塞尔委员会发布《第二版巴塞尔协议》(BCBS, 2004), 首次将交易对手信用风险纳入资本监管框架, 商业银行可采用标准法或内部评级法计量证券融资交易的交易对手信用风险加权资产。其中, 风险权重根据信用风险标准法或内部评级法计量; 合格质押品的风险缓释作用主要体现为风险暴露减少或风险权重降低。在标准法下, 需要对银行账户和交易账户的证券融资交易分别计算风险加权资产。

(二) 杠杆率监管

金融体系过度扩张、金融机构过度承担风险所导致的杠杆水平过高, 被广泛认为是此次金融危机发生的重要原因。危机后“去杠杆”过程的艰巨性及其对实体经济造成的负面冲击, 也使控制金融体系的杠杆水平成为金融监管的重要目标。尽管危机前西方主要商业银行的资本充足率处于较高水平, 但其杠杆水平仍在不断增加, 表明单靠风险加权的资本充足率监管难以有效控制银行杠杆水平 (李文红, 2011)。2010年12月, 巴塞尔银行监管委员会发布《第三版巴塞尔协议》(BCBS, 2010), 在风险加权资本充足率之外, 引入简单、透明、不具有风险敏感性的杠杆率指标, 以更有效地控制银行及银行体系的杠杆水平。

巴塞尔委员会的杠杆率监管框架也对证券融资交易的处理做出了专门规定。巴塞尔委员会认为, 从此次危机来看, 证券融资交易是银行加杠杆的重要方式, 危机前的《第二版巴塞尔协议》对证券融资交易的资本要求过低, 不利于有效控制单体机构和整个银行体系

的杠杆水平。根据巴塞尔委员会 2014 年 1 月发布的杠杆率修订框架——《第三版巴塞尔协议：杠杆率框架和披露要求》（BCBS, 2014），证券融资交易在纳入杠杆率分母（调整后的表内外资产余额）计算时，所形成的资产余额包括两部分：一是依据会计方法计量的证券融资交易总额，只允许有限的净额结算，即仅在符合相关条件时，对于与同一交易对手的应收和应付现金才能进行轧差。二是交易对手信用风险敞口，采用《第二版巴塞尔协议》框架下证券融资交易的标准法计算。此外，对于符合买断（卖断）会计出表条件的证券融资交易，巴塞尔委员会认为其实质仍为回购交易，虽然在会计处理中允许出表，但在计算杠杆率时仍需视为回购交易计入资产余额。

（三）流动性风险监管

此次国际金融危机期间，许多银行虽然资本比较充足，但仍因缺乏流动性而陷入困境，金融市场也出现了从流动性过剩到紧缺的迅速逆转。危机后，国际上对流动性风险管理和监管予以前所未有的重视。巴塞尔委员会于 2008 年对《稳健的流动性风险管理与监管原则》（BCBS, 2008）进行修订，进一步强化了流动性风险管理的定性要求；2010 年发布《第三版巴塞尔协议：流动性风险计量、标准和监测的国际框架》（BCBS, 2010），首次提出了流动性覆盖率（Liquidity Coverage Ratio, LCR）和净稳定资金比例（Net Stable Funding Ratio, NSFR）两项流动性风险定量监管标准。流动性覆盖率和净稳定资金比例规则中均对证券融资交易做出了专门规定。

流动性覆盖率是银行合格优质流动性资产与未来 30 天现金净流出量的比值，在正常情况下不得低于 100%，旨在确保银行储备充足的合格优质流动性资产来抵御短期流动性冲击。在流动性覆盖率框架下，一是对同业融资业务（涉及与各类金融机构开展的证券融资交易）采用更为审慎的风险系数，以约束银行对短期批发融资的依赖。二是按照质押证券的流动性和信用质量确定现金流出系数，证券的变现能力越强、流动性越好、信用等级越高，用其作为质押品的相关融资的流出系数越低。三是不认可银行运用质押品再进行质押融资所获得的资金流入，将现金流入系数定为 0%（李文红和徐洁勤，2014）。

净稳定资金比例是商业银行可用稳定资金与所需稳定资金的比值，不得低于 100%，其作为一项中长期结构性流动性指标，目的是引导银行减少资金运用与资金来源的期限错配，增加长期稳定的资金来源。在净稳定资金比例框架下，一是对于回购等融入资金的证券融资交易，所质押的证券若根据会计准则计入银行表内（此为绝大多数国家的会计准则要求），则应纳入所需稳定资金计算范畴。二是对于 6 个月以内的证券融资交易等短期同业融资采

用不对称处理，将可用稳定资金系数设为 0%，即不认可其为融入方的稳定资金来源；将所需稳定资金系数设为 10%—15%，要求融出方为此匹配相应的稳定资金来源。

四、金融稳定理事会关于加强证券融资交易监管的政策建议

资本和流动性监管框架下对证券融资交易的规定仅适用于银行机构，但除此之外，大量非银行金融机构也是活跃的证券融资交易参与者，并成为影子银行体系的重要组成部分。为有效管控影子银行风险、确保市场公平竞争，金融稳定理事会将证券融资交易作为五大影子银行领域，研究制定了适用于所有市场参与者的国际监管标准，于 2013 年 8 月和 2015 年 11 月先后发布《加强影子银行监测和监管—关于防范证券借贷和回购交易影子银行风险的监管框架》（FSB，2013）和《将影子银行转为稳健的市场融资方式—关于非集中清算证券融资交易折扣系数的监管框架》（FSB，2015），构建了证券融资交易的全面监管框架，主要包括五个部分：一是现金质押品再投资的基本原则以及在风险管控、压力测试和信息披露等方面的监管标准，二是对证券质押品再质押的基本要求，三是质押品估值与管理的监管标准，四是定性与定量结合的折扣系数监管标准，五是信息披露、集中清算和法律制度等金融基础设施建设。

（一）强化对现金质押品再投资活动的监管

针对证券融资交易中证券借贷业务的现金质押品再投资活动，金融稳定理事会从基本原则、风险管控措施、压力测试、信息披露四个方面制定了最低监管标准（表 1），旨在限制金融机构为提高投资回报而将现金质押品投资于高风险、长周期资产，并对期限较短、交易对手可随时终止的证券借贷业务，进一步强化了再投资监管要求。上述监管标准适用于不受资本和流动性监管的非银行金融机构，如公募基金、养老基金、保险公司等。

表 1 现金质押品再投资的最低监管标准

基本原则	<p>监管机构应要求金融机构按照以下原则开展现金质押品再投资业务：</p> <ol style="list-style-type: none"> 1. 流动性。金融机构应制定现金质押品再投资策略，充分考虑现金质押品提供方随时终止交易并收回现金质押品的可能性，采取相应的流动性风险管控措施，确保所投资资产能够满足合理、可预期的现金质押品收回要求。 2. 安全性。再投资资产应为流动性好、价格透明度高、变现能力强的资产，以降低市场流动性紧张情况下因变现资产而造成损失的可能性，最大程度地保障本金的安全性。 3. 一致性。再投资策略应与金融机构的总体投资管理政策相一致，避免出现新型风险敞口，并确保再投资规模与金融机构的总体业务规模相匹配。 4. 规范性。金融机构应根据本监管标准，针对所有现金质押品提供方制定现金质押品的再投资策略，按照内部管理程序实施审批、定期修订并形成正式文件。
-------------	--

风险 管控 措施	<p>监管机构应当对再投资业务提出以下风险管控要求，有效控制期限错配：</p> <ol style="list-style-type: none"> 1. 资产组合。应规定资产组合中高流动性、低信用风险资产不得低于一定比例，如短期存款、政府债券等高流动性资产和隔夜拆借、以高流动性资产为质押的逆回购等短期交易。 2. 投资期限。对资产组合的加权平均期限（Weighted Average Maturity, WAM）和加权平均回收期（Weighted Average Life, WAL）设定上限，还可考虑对单项资产的剩余期限设定上限，该上限可以根据该资产流动性的不同而调整。 3. 资产集中度。可从以下维度对资产组合规定集中度限额：证券类型、单一证券、证券发行人、交易对手等，对低流动性资产的集中度限制应更加严格。
压力 测试	<p>监管机构应要求金融机构对再投资业务实施压力测试：</p> <ol style="list-style-type: none"> 1. 设定一系列压力情景，检验其能否通过变现部分或全部资产，持续满足预期和非预期的现金质押品归还要求。 2. 压力情景应涵盖利率的不利变动、归还大规模的现金质押品、投资者大规模赎回、资产组合信用质量发生变化等情形。
信 息 披 露 报 送	<p>监管机构应要求金融机构定期向客户进行信息披露、向监管机构报送现金质押品再投资业务的相关信息：</p> <ol style="list-style-type: none"> 1. 现金或现金等价物占比 2. 非流动性资产定义与占比 3. 投资组合的 WAM 和 WAL 4. 单项投资的最大剩余存续期限 5. 对某一类型证券、单一证券、单一证券发行人的最大风险暴露 6. 有质押和无质押风险暴露的划分情况 7. 逆回购交易中所接受质押品的分布情况 8. 投资组合的平均收益率 9. 压力测试结果

（二）规范证券质押品再质押行为

将客户提供的质押证券再次用于质押融资，是金融机构重要的加杠杆途径。金融稳定理事会从机构资质、资产用途、信息披露三方面对质押证券再质押行为提出了监管要求：一是只有满足相关流动性监管要求的金融机构才能再次使用客户提交的质押证券；二是金融机构使用质押证券融入的资金和证券，只能用于满足客户的融资需求，不得用于证券投资、卖空等自营交易；三是金融机构应当向客户充分披露质押证券的再质押情况，使客户充分了解金融机构倒闭时相关资产所面临的风险。同时，金融稳定理事会还建议各国对质押证券的再质押予以限制。实践中，美国证监会规定，金融机构再次用于质押的证券不得超过交易对手对其净负债的 140%；英国虽然尚未出台相关监管规定，但危机后金融机构普遍在合约中对再进行质押的证券规模进行限制。

此外，金融稳定理事会于 2017 年 1 月发布了《关于非现金质押品再使用情况的衡量指标》（FSB, 2017），构建了衡量质押品再使用情况的指标矩阵，旨在加强对质押品再使用情况的风险监测、分析和预警。

（三）加强质押品估值与管理

金融稳定理事会对证券融资交易的质押品估值与管理提出了最低监管标准：一是只能接受在交易对手违约时能满足相关要求的质押品，包括：占有质押品不存在法律和监管障

碍，能够对质押品进行估值定价，以及对质押品实施适当的风险管理。二是应对最大交易对手违约等突发事件制定应急计划，明确在交易对手违约后如何管理质押品，确保质押品有序变现。三是对质押品和借出证券应当至少每日重估市值，并在可变保证金（variation margin）超过最低数额的情况下，至少逐日交换可变保证金。

（四）提出折扣系数最低定性和定量监管标准

在金融监管历史上，金融稳定理事会首次提出了定性与定量相结合的证券融资交易折扣系数监管标准（适用于非集中清算的证券融资交易），主要为实现以下目标：一是控制银行体系之外由证券融资交易产生的杠杆。其中，设定最低定量标准与对银行机构实施资本监管具有类似作用，是针对证券融资交易的核心监管要求，通过限制融入的资金或证券规模来控制金融机构的杠杆水平。二是缓解顺周期性。尤其是在市场上行期间，弱化金融机构下调折扣系数、加大杠杆操作的冲动；在市场下行期间，减少价格下跌导致的损失，缓解资产抛售压力。三是促进提高质押品的整体质量。通过对质量较低的质押品设定更高的折扣系数，促进市场主体减少使用高风险、低流动性、结构复杂的质押品。折扣系数定性和定量监管标准均适用于实施非中央清算的资金驱动型证券融资交易和不满足相关条件的证券驱动型交易。其中，定性标准适用于上述交易中的所有参与主体，各国应当在 2017 年年底之前实施；为防止与现行资本和流动性定量监管标准叠加，定量标准仅适用于上述交易中，融入方为不受资本和流动性监管的非银行金融机构，各国应当在 2018 年年底之前实施。

1. 折扣系数定性监管要求

一是折扣系数的设定主要考虑质押品的市场风险，为缓解证券融资交易的顺周期效应，应使用长期样本数据和较高置信水平确定折扣系数。计量折扣系数不能采用少于 2 年的短期样本数据，所用数据应至少覆盖一个压力期（如此次国际金融危机），这一要求比《第三版巴塞尔协议》更为严格，后者规定样本区间不得少于 2 年。金融稳定理事会在计量不同证券的折扣系数时，就采用了至少为 5 年的样本区间，以覆盖此次国际金融危机这一压力期。同时，应设定较高的置信水平，确保在市场价格大幅下跌时，通过变现质押品能够覆盖交易对手违约所造成的损失。

二是除市场风险外，折扣系数设定还需综合考虑其他因素。（1）质押品特征，包括证券类型、剩余期限、价格敏感性、结构复杂性、估值频率、证券发行人信用状况和压力情

况下的流动性等，并充分考虑因交易对手违约和证券清算导致质押品持有期延长的可能性，对质押品持有期予以审慎估计；（2）交易对手情况，如交易对手的信用状况、对该交易对手已形成的风险暴露等；（3）清算风险，尤其是对规模较大、集中度较高的敞口进行清算所面临的不确定性；（4）货币错配风险，在质押品与风险暴露币种不一致的情况下，应根据两种货币汇率的历史波动情况调整折扣系数大小。

2. 折扣系数最低定量监管标准

对于折扣系数最低定量监管标准，金融稳定理事会从首次公开征求意见到最终定稿，历时两年多时间，其间开展了两次全球定量测算。最后，在综合平衡简单性与风险敏感性的基础上，区分质押证券类型和剩余期限，规定了最低折扣系数（**错误!未找到引用源。**）。金融机构可在此基础上采用更高的折扣系数。其中，质押证券的债性越强，折扣系数越小，可融入资金或证券规模越大；股性越强或结构越复杂，折扣系数越大，可融入资金或证券规模越小；剩余期限越长，折扣系数越大。证券组合的折扣系数不得低于所有单一证券折扣系数的加权平均值（权重为证券余额）。

表 1 折扣系数最低定量监管标准

质押证券剩余期限		最低折扣系数	
		公司或其他发行方	证券化产品
债券	小于等于 1 年	0.5%	1%
	1-5 年	1.5%	4%
	5-10 年	3%	6%
	大于 10 年	4%	7%
主要股票指数的成分股 (main index equity)		6%	
其他适用范围内的证券		10%	

此外，监管当局还可以将折扣系数作为一项宏观审慎监管工具，综合考虑本国金融市场和系统性风险状况，决定是否提高最低折扣系数水平，如欧央行和澳大利亚储备银行已着手研究引入逆周期折扣系数，建立证券融资交易的逆周期调节机制（Constâncio, 2016; Battistini, 2016）。

金融稳定理事会规定，证券融资交易的折扣系数最低定量监管标准，应强制适用于融入方为不受资本和流动性监管的非银行金融机构开展的以非政府债券为质押品、实施非中央清算的证券融资交易。鉴于银行机构已纳入资本和流动性监管，再对其实施折扣系数最低定量监管标准，可能会造成监管标准叠加重复，金融稳定理事会不强制要求实施。另外，

折扣系数最低定量标准主要针对回购、保证金融资等资金驱动型业务，证券驱动型的证券借贷交易在满足一定条件的情况下可以豁免，条件包括以现金为质押品，质押品再投资满足相关最低标准，或者不存在期限错配和流动性错配等。

对于适用证券融资交易折扣系数最低定量监管标准，即融入方为非银行金融机构的情形，金融稳定理事会又根据融出方区分了两种情况：一是若融出方为非银行金融机构（非银行—非银行交易），各国可根据该类证券融资交易的规模和系统重要性，决定具体的折扣系数实施路径。二是若融出方为银行机构（银行—非银行交易），金融稳定理事会请巴塞尔委员会对《第三版巴塞尔协议》进行修订，将折扣系数最低定量标准纳入证券融资交易的资本监管框架。为此，巴塞尔委员会于 2015 年 11 月发布了《非中央清算证券融资交易的折扣系数最低定量标准》（征求意见稿），对于实际折扣系数低于最低标准的证券融资交易，拟大幅提高资本要求。各国监管当局既可以实施调整后的资本监管框架，也可以要求银行机构直接实施最低折扣系数监管标准。

（五）加强金融基础设施建设

在信息报送和披露方面，各国监管当局应收集更全面、更详细的证券融资交易数据。金融稳定理事会负责制定数据报送标准和程序，汇总全球范围的信息，并分析证券融资交易的全球发展趋势。同时，各国应强化信息披露要求，尤其是对于广泛参与证券融资交易的基金管理人，要求其加强对投资者的信息披露，促进提高市场透明度和监管有效性。

在集中清算方面，建议监管当局综合评估收益和成本，在证券融资交易的适当领域，如大型金融机构之间形成的规模较大、以国债为主要质押品的批发性回购市场引入中央清算机制，以降低金融体系内部的关联性，防范系统性风险。

在法律框架方面，目前，一些国家/地区的破产法允许对回购交易豁免“自动冻结”（automatic stay）安排，即在交易一方申请破产后，其交易对手无需等待破产清算程序结束，就可以按照合约处置质押品、结清债务。这虽然有利于控制回购市场的风险传染，但也可能导致大规模的资产抛售、引发系统性风险。鉴此，金融稳定理事会提出缩小豁免“自动冻结”的回购交易的范围、设立质押品专业处置机构等建议，但考虑到实施难度较大，暂时可不作为现阶段的优先考虑。

五、我国证券融资交易基本情况

我国证券融资交易主要包括回购与逆回购交易、债券借贷和融资融券。其中，回购与

逆回购是最主要的证券融资交易，债券借贷和融资融券业务规模较小，但近年来发展较快。除金融机构外，各类资管产品也已成为证券融资交易的活跃交易者，并将其作为增加杠杆、提高收益水平的重要方式。

（一）回购与逆回购交易（卖出回购与买入返售业务）

1. 债券回购交易

我国绝大部分回购与逆回购交易以债券作为质押品，债券回购可分为质押式回购和买断式回购两类。在质押式回购中，质押债券被冻结于债券提供方在债券登记托管机构的账户，交易双方均无法动用。在买断式回购中，质押债券从债券提供方账户过户至接受方账户，接受方可再次使用质押债券，如其作为质押品进行回购融资、开展证券借贷和做空交易等。与国际上买断式回购占据主体地位不同的是，我国的债券回购交易以质押式回购为主，交易规模和业务余额占比均在 90%以上。

同时，我国债券回购交易以银行间市场为主、交易所市场为辅，但近年来交易所市场规模和占比不断上升。2016 年，债券回购交易总计为 730 万亿元，其中银行间市场 500 万亿元，同比增加 24%，市场占比为 68%。交易所市场债券回购交易为 230 万亿元，同比增加 84%；市场占比为 32%，同比提高 8 个百分点。需要关注的是，近年来，各类资管产品的债券回购交易日益活跃，市场占比不断提高。以银行间市场为例，资管产品作为资金净融入方，2016 年的回购和逆回购交易规模分别为 67 万亿元和 32 万亿元，较 2015 年分别增长 69%和 88%；占银行间市场债券回购交易的比例分别为 13%和 6%，较 2015 年分别提高 3 个和 4 个百分点。

2. 股票质押式回购交易

股票质押式回购是指资金融入方以所持有的股票进行质押，向证券公司融入资金，并约定在未来返还资金、解除质押的交易。与债券回购相比，股票质押式回购具有以下特点：一是交易场所和资金提供主体较为有限。股票质押式回购仅在交易所市场开展，最主要的资金提供方是证券公司、证券公司子公司及其所发行的资管计划。二是业务期限较长，资金用途较广。绝大部分股票质押式回购的期限在 1 年以上，最长为 3 年；资金用途也较为广泛，除证券投资外，还可以用于定向增发、生产经营和实业投资等。

（二）证券借贷业务

我国证券借贷业务主要包括债券借贷交易和交易所市场的融券交易。

1. 债券借贷交易

中国人民银行于 2006 年推出债券借贷业务，初期受参与机构较少、市场机制不健全等因素影响，业务发展较为缓慢。近年来，随着市场交易机制不断完善，债券借贷业务快速发展，交易规模从 2014 年的 3962 亿元增加至 2016 年的 1.6 万亿元，年均增速约 110%。债券借贷交易的标的债券以利率债为主，国债、政策性金融债和地方政府债合计占比约 99%，交易期限以 1-2 个月为主。债券借贷交易灵活度较高，折扣系数、借贷费用等交易要素均由双方协商确定。2015 年 3 月，交易所市场也开始开展证券借贷业务试点。

2. 股票借贷交易（融券业务）

证券公司在交易所市场开展的融券业务即为股票借贷交易，是指向客户融出股票供其卖出，并收取现金或股票质押品的业务活动。受证券公司券源有限、市场做空需求不足等因素影响，我国融券业务发展比较缓慢。

（三）保证金融资（融资业务）

我国的保证金融资主要指证券公司在交易所市场开展的股票交易融资业务，即向客户融出资金供其买入股票并收取股票作为质押品。证监会于 2010 年推出的融资融券业务试点，即为股票保证金融资和融券业务的统称。近年来，我国的融资融券交易快速发展，2015 年交易规模突破 35 万亿元、业务余额升至近 2 万亿元；2016 年发展有所放缓，交易规模和业务余额分别降至 12 万亿元和 9391 亿元。在融资融券业务中，融资交易占绝对主导，2016 年交易规模 11.5 万亿元、余额 9356 亿元，市场占比均超过 99%；融券交易规模 836 亿元、余额 35 亿元。

与国际做法类似，我国的融资融券交易也实行保证金制度。证券交易所统一制定保证金比例、可充抵保证金证券及其折扣系数等交易要素的最低标准，证券公司可在遵守最低标准基础上，根据投资者资质、证券市场运行情况等对融资融券交易实行动态化、差异化风险管理。

六、我国证券融资交易存在的主要问题和风险

（一）证券融资交易行为不规范，存在风险隐患

近年来，部分金融机构开展了一些名为“债券代持”、实为“债券回购”的交易，如 2013 年“债市风暴”中发现甲类账户代持丙类账户债券实现利益输送，2016 年国海证券公司债券代持发生违约风波等。该类交易包含现券卖出和私下远期购回安排，发起方将债券卖给代持方，同时私下约定未来以特定价格购回该债券并支付一定利息，其本质上属于买断式回购交易，但通过“抽屉协议”、“合成交易”等方式，表现为两笔形式上“独立”的债券买卖交易。债券代持的发起方多为小型证券公司、基金管理公司、私募基金、城商行等中小金融机构，为达到便捷融入资金、做大规模、调节投资损益、放大交易杠杆提高收益等目的，将债券回购交易代之以“债券代持”名义，规避金融机构内部关于标的证券、交易对手和审批流程等制度规定，以及监管机构关于债券回购、投资交易的融入规模、期限、资金投向、保证金、折扣系数等交易规则和资本、拨备等审慎监管要求。由于交易中仅达成口头约定或签订抽屉协议，加之部分交易为交易员个人行为，违约后可能出现当事人“不认账”甚至跑路等问题，面临很高的交易对手风险。同时，此类交易主要依靠金融机构甚至交易员的声誉维持运行，信用基础和法律保障薄弱，信息不明、底数不清，个别违约事件易引发连锁效应，顷刻间破坏市场信心，造成大规模违约和市场流动性紧张。

（二）反复开展证券融资交易产生流动性错配和杠杆风险

为了提高投资收益，部分金融机构和资管产品通过回购和证券借贷融入短期资金，投资期限较长的债券以获取息差收入，再通过反复开展交易，进一步加大杠杆水平。若市场利率持续上升、债券价格不断下跌，期限错配较严重或杠杆水平较高的金融机构、资管产品发生流动性风险的可能性加大，因“去杠杆”而抛售资产也易引发市场大幅波动。这也是我国债券市场在 2016 年四季度出现大幅调整的原因之一（李文红和王场，2017）。

（三）监管框架不够系统完整

证券融资交易涉及各类金融机构、债券和股票等各类证券以及银行间市场和交易所等多个交易场所，接受人民银行、银监会、证监会和保监会从不同角度实施的监督管理。“一行三会”分别从机构监管或市场监管角度，出于审慎监管或行为监管目的，制定和实施了一系列监管规定，如银监会在资本和流动性监管框架中对证券融资交易提出的资本计提、杠杆率计量、流动性覆盖率和净稳定资金比例计算规则，人民银行关于银行间债券市场的债券回购、债券借贷交易规则，证监会关于交易所市场的债券回购、股票质押式回购、债券借贷、股票融资融券交易等交易规则，以及“一行三会”共同发布的关于规范金融机构同业

业务、主要涉及回购与逆回购业务的相关要求等。目前，我国尚未对各类金融机构开展的回购与逆回购、证券借贷和融资融券等业务，将其统一归为证券融资交易进行整体的监管框架设计；不同金融机构和不同交易场所之间的监管标准不一致，也产生了监管空白和套利空间。

折扣系数监管在证券融资监管框架中居于核心地位。目前，我国尚未引入金融稳定理事会 2015 年发布的证券融资交易折扣系数定性和定量监管标准，实施系统的折扣系数监管制度。实践中，市场参与者也未建立良好的折扣系数内部管理政策和程序，在选取样本数据、确定置信水平，以及综合考虑质押品特征、交易对手情况、清算风险等因素设定折扣系数方面，还缺乏基本的规范，可能导致质押证券难以充分覆盖交易对手的违约损失。同时，银行间和交易所市场的定量监管规定也存在差异，交易双方往往随着市场波动顺势调整折扣系数，使折扣系数设定具有潜在的顺周期性，在市场剧烈波动时可能产生较强的助涨助跌效应。

七、政策建议

（一）督促金融机构加强内控合规管理，按照业务实质实施风险管控和监督管理

各金融监管部门应督促金融机构加强内控制度建设，强化合规管理，对于包括证券融资交易在内的各项业务按照实质重于形式原则，穿透业务名称和形式去分析、界定业务本质，并以此明确和实施相应的内部审批和风险管控制度，确保具有相似经济功能的业务活动适用相同的内部风险管理要求和流程（李文红，2017）。如对于“债券代持”交易，不论其采用何种名称或形式，都应根据业务实质认定为“买断式回购”。对于发起方，应将相关债券在表内进行会计核算，相应计提资本、拨备或风险准备，并遵守金融机构内部和监管部门关于标的证券、交易对手、融入规模、期限、资金投向、保证金、折扣系数等各项规定。金融监管部门应加强监督检查，对于未能按照业务实质实施风险管控的金融机构强化整改惩罚，还原业务实质进行会计核算，计提资本、拨备或风险准备，促进金融机构合规审慎经营和市场规范发展。

（二）引入证券融资交易国际标准，构建系统完整的监管框架

建议对“一行三会”与证券融资交易相关的法规制度进行全面梳理，结合我国金融业实际，实施金融稳定理事会等国际标准制定机构关于证券融资交易的定性和定量监管标准，构建系统完整的证券融资交易监管框架，对各类金融机构和资管产品的回购、逆回购和证

券借贷业务等证券融资交易进行系统性的规范。除了在银行监管框架下，进一步完善证券融资交易的资本、杠杆率和流动性定量监管规则外，还应重点对以下领域进行规范：

一是加强对融入资金再投资和质押证券再质押活动的监管，防范流动性错配和杠杆风险。尽快规范我国金融机构和各类资管产品在金融市场通过反复回购加杠杆的行为，从资产组合、投资期限、资产集中度等方面，对融入资金的再投资活动提出限制性要求，严格控制融入资金使用用途；从机构资质、资产用途等方面对质押证券再质押行为提出监管要求，必要时还可以考虑按照金融稳定理事会的建议，参考相关国家做法，对金融机构再次使用的质押证券规定比例上限。同时，加强质押证券的估值与管理，完善压力测试，强化信息披露，加强风险监测和预警，防范市场不利变动引发的流动性和去杠杆风险。

二是建立统一的折扣系数监管框架，控制证券融资交易杠杆水平，缓解顺周期效应。尽快实施金融稳定理事会关于折扣系数的最低定性和定量监管标准。在定性监管方面，针对折扣系数设定所采用的样本数据、置信水平和需综合考虑的质押品特征、交易对手情况、清算风险等因素等提出要求。在定量监管方面，制定统一的证券融资交易折扣系数最低定量监管标准，市场参与者在遵守最低标准基础上，综合考虑其他因素审慎决策折扣系数水平。通过对高风险、低流动性证券赋予较高的折扣系数，引导市场主体使用低风险、高流动性资产作为证券融资交易的质押品。

另外，鉴于证券融资交易具有较强的跨行业、跨市场特征，建议“一行三会”加强政策协调和信息交流，完善法律框架，推进金融市场基础设施建设，既促进提高市场交易效率，也确保守住系统性风险底线，共同维护金融稳定。

参考文献

- [1] 李文红, 2011, 《宏观审慎监管框架下的逆周期政策研究》, 中国金融出版社。
- [2] 李文红, 2017, 《金融科技牌照管理的国际借鉴》, 《中国金融》第 18 期, 第 19~23 页。
- [3] 李文红, 王珏, 2017, 《资管业务监管的国际经验》, 《中国金融》第 5 期, 第 42~44 页。
- [4] 李文红, 徐洁勤, 2014, 《完善流动性风险治理—〈商业银行流动性风险管理办法(试行)解读〉》, 《中国金融》第 5 期, 第 37~40 页。
- [5] BCBS, 2004. “International Convergence of Capital Measurement and Capital Standard: A Revised Framework”.
- [6] BCBS, 2008. “Principles for Sound Liquidity Risk Management and Supervision”.
- [7] BCBS, 2010. “Basel III: A Global Regulatory Framework for More Resilient Banks and Banking System”.
- [8] BCBS, 2010. “Basel III: International Framework for Liquidity Risk Measurement, Standards and Monitoring”.
- [9] BCBS, 2014. “Basel III: Leverage Ratio Framework and Disclosure Requirements”.
- [10] BCBS, 2015. “Haircut Floors for Non-centrally Cleared Securities Financing Transactions”.
- [11] FSB, 2013. “Strengthening Oversight and Regulation of Shadow Banking - Policy Framework for Addressing Shadow Banking Risks in Securities Lending and Repos”.
- [12] FSB, 2015. “Transforming Shadow Banking into Resilient Market-based Finance: Regulatory Framework for Haircuts on Non-centrally Cleared Securities Financing Transactions”.
- [13] FSB, 2017. “Transforming Shadow Banking into Resilient Market-based Finance Non-Cash Collateral Re-Use: Measure and Metrics”.
- [14] International Capital Market Association, 2017. “European Repo Market Survey”, No. 32: 7~8
- [15] Battistini, N., Grill, M., Marmara, P., and van der Veer, K. 2016. “A Case for Macroprudential Margins and Haircuts.” Financial Stability Review, 6:110~119.
- [16] Vítor Constâncio. 2016. “Margins and Haircuts as a Macroprudential Tool”, Remarks at the ESRB Conference on Macroprudential Margins and Haircuts, Frankfurt am Main.

International Regulatory Reforms for Securities Financing Transactions and Implications for China

Wenhong Li, Junyi Jia

Abstract: As reflected by the recent global financial crisis, shadow banking has become an important source of systemic risks due to its lack of regulation, transparency, as well as capital and liquidity buffers. In the aftermath of the financial crisis, the Financial Stability Board, working together with other international standard setting organizations such as the Basel Committee on Banking Supervision, formulated the policy framework to strengthen oversight and regulation of shadow banking. As an integral part of this framework, policy recommendations to address liquidity mismatch, leverage, contagion risks and pro-cyclicality in securities financing transactions (SFTs) have been introduced to enhance global financial stability. In China, a series of regulations and rules for the SFTs have been implemented. However, several cases including that of the Sealand Securities Company in 2016 revealed various problems in the SFTs framework, such as liquidity mismatch, leverage, non-compliance and weaknesses in the SFTs regulation. This paper analyzes the international SFTs regulatory framework developed after the financial crisis and proposes recommendations on how to improve the SFTs regulation and supervision in China.

Key word: Securities Financing Transactions, Repo and Reverse Repo Transactions, Securities Lending, Margin Lending, Collateral Reinvestment and Rehypotheation, Haircuts

未预期货币政策与股票市场

——基于媒体数据的实证研究

朱小能¹ 周磊²

【摘要】经济理论和各国经验表明，股票市场对货币政策操作的反应对货币政策的有效性以及金融稳定具有重要意义。本文基于媒体数据对货币政策预期和未预期部分进行了分解，应用事件研究法，考察了未预期货币政策对股票市场的影响，并探索了该影响的经济机制。分析表明：第一，未预期货币政策对沪深股市有显著的负向影响，1%的未预期降准会引起上证综指上涨 0.806%，深证成指上涨 0.831%。未预期基准利率调整的影响略大于准备金率调整；第二，货币政策对股票市场的影响存在非对称性，宽松货币政策对股市的影响大于紧缩货币政策；第三，货币政策对股票市场的影响主要通过影响预期未来超额收益率实现。

【关键词】未预期货币政策；非对称性；作用机制

一、引言

进入新世纪的十几年，世界金融市场经历了一系列的动荡，并引发了严重的经济危机。反思危机，各国宽松的货币政策被普遍认为是资产价格泡沫形成和金融危机爆发的重要原因之一。由此引发了政界和学界对各国央行宽松货币政策的口诛笔伐，“撼动了了虚幻、舒适的中央银行世界的根基”（Borio,2011）。然而，危机爆发之后，全球央行都试图利用货币政策来重振经济增长：世界各国先后推出了一轮又一轮的量化宽松政策，并导致各国短期利率长期徘徊在零下界附近，欧洲央行、日本央行和德国央行等甚至实行了史无前例的负利率。时至今日，量化宽松政策依然未完全退出市场，各国加息的步伐依然缓慢。从这一系列的事件中，即使是央行调控的怀疑者也明白，货币政策攸关金融稳定，对股票市场有重大影响。

就国内情况而言，随着我国股票市场的迅速扩张，股票市场对国内经济的影响力迅速上升，股票价格波动的效应大大超出了对股票市场自身的影响，其在货币政策中起到的作

¹ 朱小能，上海财经大学金融学院教授；

² 周磊，上海财经大学金融学院研究生；

用日益受到重视，近几年央行一系列的货币政策报告都在强调货币政策要抑制资产泡沫，防止股票市场大起大落，并“牢牢守住不发生系统性金融风险的底线”（周小川，2016）。在此背景下，货币政策与股票市场的关系重新成为当前货币理论研究中最前沿的问题之一。

鉴于货币政策和股票市场关系的重要性，国内学者对该问题进行了大量有意义的研究。但大多早期的研究都发现货币政策对股票市场影响较弱。钱小安（1999）指出沪指、深指与货币供应量的相关性较弱。易纲、王召（2002）构建了一个封闭经济下拥有完善资本市场的货币政策股市传导机制模型，发现无论长期和短期，扩张性货币政策都会导致股票价格上涨。孙华好、马跃（2003）构建了包含广义货币供应量、央行利率、股市值、股价、真实 GDP、消费价格指数的动态滚动 VAR 模型对利率以及货币供应量与股票收益率之间的关系进行了实证分析，发现货币供应量对股票回报率没有显著影响，利率对股票回报率的影响则不稳定。郭金龙、李文军（2004）发现利率变动与股市价格的变动存在一定的负相关，但是短期效应较小。周晖（2010）发现货币供应量与股票价格联动不稳定，相互影响剧烈波动。从不对称性上看，国内研究主要集中于货币政策工具的选择以及货币政策操作方向。董直庆、王林辉（2008）发现相较于货币供应量冲击，实际利率冲击对股市的影响更大，持续时间更长。贺晓波、许晓帆（2009）发现在股市不同阶段，利率和货币供应量对股市的影响存在非对称性。方舟、倪玉娟和庄金良（2011）利用马尔可夫区制转移模型验证了货币政策对股票收益率的非对称影响。陈继勇、袁威、肖卫国（2013）发现利率、信贷增长率和货币供应总量对股票市场收益率的影响存在明显差异。然而上述模型都是在线性模型的基础上考察了货币政策与股票市场的关系，并没有考虑可能存在的非线性关系，张勇、涂雪梅、周浩（2015）指出市场主体预期形成方式具有时变性，会影响到未预期货币政策对资本市场影响的力度。张小宇、刘金全、刘敏慧（2013）对股票收益率、货币政策以及产出之间的动态关系进行检验，发现三者动态调整过程存在明显的非线性特征，并利用 ST-SVAR 模型进行了广义脉冲响应分析，发现扩张性货币政策对股票市场的拉动效果大于紧缩性货币政策对市场的抑制效果。孙俊（2013）发现紧缩性和扩张性货币政策效果存在差异，同时还依赖于宏观经济所处的特定区制。

纵观国内已有文献，在货币政策影响股票市场方面，并没有得到一致性的结论，国内学者对于货币政策能否有效影响股票市场的问题仍旧存在着较大的争议，并且现有文献对于货币政策影响股票市场的渠道鲜有研究。对于货币政策影响股票市场效果和渠道没有定论的主要原因有以下几个方面：（1）股票市场等资本市场会对货币政策提前做出反应。由

于预期的货币政策已经被市场提前消化，因此预期的货币政策变化对资本市场的影响和未预期货币政策对资本市场的影响是有区别的。如果我们不能有效区分货币政策预期与冲击，那么将很难得出关于货币政策和股票市场关系的正确结论；（2）内生性的存在。货币政策会影响资本市场，与此同时资本市场的波动也会影响货币政策的制定和实施，特别是在金融危机等市场大幅波动时期；（3）同步性的存在。货币政策和资本市场会同时对实体经济波动做出反应，这进一步增加了货币政策与资本市场关系研究的难度。

通过有效地区分货币政策预期和冲击，并辅以事件窗口期的选择，能较好地解决内生性、同步性和市场提前反应等问题。通过分解货币政策预期，进而利用未预期货币政策进行研究，股票市场对货币政策提前反应的问题就能迎刃而解。同时，区分货币政策预期与冲击在很大程度上也能解决内生性问题。从事先的角度看，股票市场对货币政策的影响包含在货币政策预期中，因此利用未预期货币政策研究货币政策对股票市场影响就较少受内生性问题的干扰。此外，在事件研究法中，通过将样本窗口缩短为货币政策调整公告公布后一个交易日，可以避开其它经济信息发布时间，这就在很大程度上解决货币政策与股票市场同时对其它经济因素做出反应的问题。为了有效区分货币政策预期和冲击，美联储前主席伯南克和他的合作者克纳（Bernanke and Kuttner, 2005）利用联邦基金利率期货合约分解货币政策预期和冲击，较好的解决了内生性和同步性等问题。他们研究发现，未预期利率下降 25 个基点，股票市场上涨 1%。

国内学者也注意到了在货币政策和股票市场关系研究中区分政策预期和冲击的重要性。易纲、王召（2002）在模型中就使用了未预期的货币政策变动来衡量其对股票市场的影响。王曦、王茜、陈中飞（2016）在其研究中也区分了货币政策预期与冲击对通货膨胀影响的差异。现有研究中，区分货币政策预期与冲击的方法主要是各类计量模型，这些模型普遍引入了理性预期、无遗漏变量、同质预期、线性关系以及正态分布等假设，因此方法上有一定的局限。伯南克和克纳的方法虽然有效，但由于我国目前缺乏货币政策相关的利率衍生品，利用利率衍生品的交易数据来计算未预期货币政策的方法在我国并不可行。

在缺乏利率衍生品的情况下，如何能有效分解货币政策预期和冲击呢？本文的方法是利用媒体数据。货币政策被认为是影响股票市场最重要的因素之一，市场参与者往往会对货币政策进行大量预测，这些预测被各种财经媒体记录在案。我们翻阅过去 23 年的主流财经媒体，收集了公开发表的量化货币政策预测来计算货币政策预期，以此构建了未预期货币政策指标。然后从未预期货币政策的视角分析了货币政策对股票市场的影响。分析表明，

1%未预期的降息会使上证综指上涨 1.152%，深证成指上涨 1.187%，未预期降准的影响略低于降息。本文还进一步分析了货币政策对股市影响的不对称性，实证结果表明，“宽松”货币政策对股票市场的影响要大于“紧缩”货币政策。

本文研究的另一个重点是货币政策对股票市场影响的传导路径。Campbell（1991）和 Campbell and Ammer（1993）利用对数线性化的方法将股票超额收益率分解为预期未来股利、预期未来实际利率以及预期未来超额收益三部分，并构建了 VAR 模型用于分解股票收益率。Bernanke and Kuttner（2005）在此基础上，引入了外生的未预期货币政策，并发现未预期货币政策对股票市场的影响主要通过预期超额收益和预期股利传导。目前国内学者大多研究货币政策如何通过股票市场实体经济产生影响，而关于货币政策对股票市场影响的机理研究则相对匮乏。本文利用 Bernanke and Kuttner 的方法，将未预期货币政策引入 VAR 模型，发现我国货币政策对股票市场的影响主要通过预期未来超额收益率实现，预期股利贡献较小。

本文的具体结构如下，第二部分详述了未预期货币政策分解的方法。第三部分通过实证分析研究未预期货币政策对股票市场的影响及影响的不对称性。第四部分通过 VAR 模型的方差分解以及外生变量对各部分影响分析未预期货币政策对股票市场影响的传导路径。第五部分为总结。

二、未预期货币政策的分解方法

（一）传统方法

第一种方法是早期西方学者常用的方法，这一阶段的学者大多利用货币供应总量来衡量货币政策，在实证中利用 ARIMA 模型预测货币供应增长率作为货币政策预期，进而利用实际的货币增长率减去预测值来构造未预期货币政策。ARIMA 模型的核心思想是将预测对象的时间序列视为一个随机序列，并通过一定的数学模型来近似估计这个序列，利用预测对象的时间序列数据便可以得到其未来的预测值。例如，Urich & Wachtel（1981）利用 AR（2）模型预测货币供应增长率，Grossman（1981）则选择了 AR（1,2,3,52,53）模型，而 Cornell（1983）则选用了 ARIMA（1,1）及 ARIMA（0,2）模型。通过不同模型构建的货币政策预期存在明显的差异，学界也一直没有明确界定何种模型能够最优的衡量货币政策预期。因此，早期的这种方法虽然能够在一定程度上预测货币供应增长率，但是通过计量模型来构建货币政策预期存在一定天然的缺陷，比如模型的选择和理性预期、同质预

期等假设。

20 世纪 80 年代以后利率逐渐取代货币供应量成为货币政策的主要中介目标。在货币政策的实施中，央行往往通过公开市场操作影响目标利率，通过利率的传导影响金融资产价格，然后通过托宾 Q 渠道和财富效应渠道等作用于实体经济。因为要具备可控性、可预测性等性质，目标利率基本上是短期的市场利率。各类研究也基本用短期利率作为货币政策的代理变量，因此第一种方法逐渐退出主流研究，近期货货币政策的分解主要围绕短期利率展开。

第二种方法则是 Kuttner (2001) 提出的，利用联邦基金利率期货合约来计算未预期货币政策。联邦基金期货市场于 1989 年创立，交易品种为 1-5 个月的联邦基金期货，以及现货月联邦基金利率期货合约。Krueger and Kuttner (1996) 发现联邦基金利率期货能够有效的预测利率的变动。

联邦基金利率期货合约的价格通过交易日前当月隔夜联邦基金利率的平均值以及未来预期隔夜联邦基金利率加权平均得到。因此，前一天和当天期货价格的变动反映的就是未预期货币政策。为反映在不同交易日当月剩余时间的不同，期货价格变动需要进行一定的调整，具体定义如下：

$$\Delta i^u = \frac{D}{D-d} (f_{m,d}^0 - f_{m,d-1}^0) \quad (1)$$

其中， Δi^u 为未预期联邦基金利率变动， $f_{m,d}^0$ 为当月的期货合约远期利率，D 为当月天数，d 为货币政策公告日的后一个交易日。而货币政策预期则表达为

$$\Delta i^e = \Delta i - \Delta i^u \quad (2)$$

其中， Δi 为实际货币政策变动， Δi^e 为货币政策预期。Bernanke and Blinder (1992) 提出联邦基金利率是货币政策的合意度量指标后，国外大多数学者都采用这种方法分解未预期货币政策(例如：Zhu, 2013)。

第三种分解方法则是国内实务界常用的方法。由于国内市场缺乏相应的短期利率期货产品，因此第二种方法在中国并不可行。为了从市场数据中提取出中国货币政策预期，郭晔、黄振、王蕴 (2016) 提出运用银行间债券市场固息债与以 SHIBOR 为基础利率的浮息债的到期收益率的利差作为未来货币政策的变动预期。浮息债券的票面利率由基础利率和利差两部分组成，随基准利率浮动，当货币政策做出调整时，浮息债券未来的现金流和折现率同向变动，因此基准利率调整对浮息债券价格影响较小。固定息票债券未来现金流固

定，折现率随基准利率变动，基准利率调整对其影响较大。因此固息债与浮息债的到期收益率的利差能在一定程度上反映市场对货币政策的预期。此方法综合考虑了我国现状，运用了实务界常用的方法来分解未预期货币政策，但比较遗憾的是我国债券市场起步较晚，目前以 SHIBOR 为基础利率的浮息债无论从品种还是规模来看都偏小，交易量偏低，流动性较差，价格的波动幅度较小，因此有效数据的长度较短，仅能利用 2008 年下半年开始的数据进行研究。

（二）本文所用的方法：基于媒体数据的未预期货币政策衡量

利率政策是我国货币政策的重要组成部分，也是货币政策实施的主要手段之一。中国人民银行根据货币政策实施的需要，适时的运用利率工具，对利率水平和利率结构进行调整，进而影响社会资金供求状况，最终实现促进经济增长和抑制通货膨胀的目标。1993 年的十四届三中全会上，国家正式确立了利率市场化的改革目标，利率水平成为货币政策的调控目标。在各种利率指标中，一年期存款基准利率是央行利率政策的一个重要指标，因此本文选择该利率进行研究。

央行的另一种重要货币政策工具是存款准备金率。中央银行通过调整存款准备金率，可以影响金融机构的信贷扩张能力，从而间接调控货币供应量。1993 年，中国人民银行首次向社会公布货币供应量指标。1996 年起，人民银行采用货币供应量作为货币政策的调控目标。1998 年人民银行取消了信贷规模控制，进一步确立了货币供应量作为中间目标的地位。因此本文同时选择了存款准备金率进行研究。根据我国货币政策的实际情况，我们的样本开始时间选为 1993 年。

基准利率和存款准备金率影响股票市场的机理稍有不同。利率对股票价格的影响主要通过 3 种渠道实现：（1）资产替代效应：利率下降会导致投资者持有的安全资产过高，因此会更加倾向于高风险高收益的股票，在供给一定的情况下，需求的增加必然导致股票价格的上涨。（2）成本效应：对企业而言，利率下降会引起企业融资成本的下降，导致企业利润增加，具体表现为企业股票价格的上涨；对投资者而言，利率下降将对依靠银行信贷进行股票抵押买卖和实行保证金交易的短期股票交易产生较大影响，减少交易成本，增加股票需求，从而使股价上升。（3）股票定价效应：股票的定价公式为其预期收益现金流的风险调整贴现值，该原理要求股票价格等于股票预期收益的折现值。下调基准利率，无风险利率会随之降低，股票的内在价值上升推动股价上涨。股价的上涨使投资者获得更多的

投资收益，会降低投资者的风险厌恶程度，使得风险溢价降低，进一步推动股票价格上涨。

货币供应总量对股票价格的影响通过影响资产结构实现。一般认为，货币供给的增加会使个人和企业的货币持有量增加，导致其资产结构由原来的均衡状态变为非均衡状态。资产结构的非均衡会引发新一轮的资产调整，减少货币持有量，增加非货币资产。如果货币供应量增加，引起股票与货币之间发生替代关系，将导致股票价格上升；相反，如果货币供应量减少，将导致股票价格下跌。

本文选取准备金率和基准利率作为货币政策代理变量，用于衡量货币政策的变化。在每次中国人民银行公布准备金率和基准利率调整前，都会有大量的投资机构和经济学家对货币政策变化进行预测。这些事先的预测被各种媒体以书面的形式记录下来，通过统计这些定量的预测我们便能够计算货币政策预期。通过国家新闻出版广电总局在 2015 年公布的中国“百强报刊”排名以及 2007-2008 年中国报纸出版行业研究年度报告中的十大主流财经类报纸排行，我们最终选定了《中国经济时报》《中国财经报》、《证券时报》、《经济观察报》、《中国经营报》、《上海证券报》、《第一财经日报》、《21 世纪经济报道》、《中国证券报》以及《金融时报》十大主流媒体进行研究。通过对这些影响力较大的主流媒体的统计，我们翻阅了近万份经济类报纸和杂志，查找了历年来货币政策公布前七天市场上关于货币政策变动的量化预测，并用这些定量的预测来计算货币政策预期。未预期货币政策为实际政策变动与预期部分的差值。由于货币政策调整的时间具有不确定性，本文采用事件分析的方法，选取历次一年期存款基准利率以及存款准备金率公告调整后一个交易日作为事件窗口，分析货币政策对股票市场的影响。

三、股票市场对货币政策反应的实证分析

（一）数据说明

1. 股票市场收益率。本文选取上海证券综合指数和深圳证券交易所成分股价指数这两大最具有代表性的指数来衡量股票市场。上海证券综合指数以上交所挂牌上市的全部股票为计算范围，以发行量为权数的加权综合股价指数，以 1990 年 12 月 19 日为基日，基日指数定为 100，反映了上海证券交易所上市股票变动的综合情况。深圳证券交易所成分股价指数以 500 家代表性的上市公司作为样本股，以自由流通股本为权数，以加权平均法计算，以 1994 年 7 月 20 日为基日，基日指数定为 1000 点，反映了深圳市场的运行特征。上

海证券综合指数和深圳证券交易所成分股价指数数据来自 WIND 数据库。本文选取货币政策公布日之后的首个交易日作为衡量股市反应的事件窗口，股市收益率的计算公式为：

$$return_t = (P_t - P_{t-1})/P_{t-1} \quad (3)$$

其中， P_t 为货币政策公告日后首个交易日的指数收盘价； P_{t-1} 为货币政策公布日前一个交易日的指数收盘价。

2. 未预期货币政策。本文选取存款准备金率和基准利率作为货币政策的代理变量，分别构建了我国未预期货币政策 ΔDR^u 、 ΔRR^u ，分别表示未预期存款准备金率冲击和未预期基准利率冲击。未预期货币政策的计算公式为：

$$\text{未预期货币政策} = \text{货币政策实际变化} - \text{货币政策预期}$$

其中，货币政策预期为货币政策变动公告前 7 天主流财经媒体上发表的对于货币政策变动的量化预测，通过手工搜集获得。货币政策的实际变化为货币政策变动公告的实际值，来自人民银行公告。在样本选择上，本文以 1993 年 5 月中国人民银行上调存款基准利率作为第一个事件样本，2016 年 3 月中国人民银行普遍下调金融机构存款准备金率 0.5 个百分点作为最后一个事件样本，在样本期间，共发生一年期存款基准利率调整 35 次，存款准备金率调整 46 次，最终得到一个包含 81 个事件的样本。具体的变量符号及定义见表 1。

表 1 变量定义

名称	符号	定义
上证指数收益率	sh_return	货币政策调整后上海证券综合指数首个交易日的收益率
深证成份指数收益率	sz_return	货币政策调整后深圳证券交易所成分股价指数首个交易日的收益率
存款基准利率实际变化	ΔDR	1 年期存款基准利率的实际变化值
存款准备金率实际变化	ΔRR	1 年期存款准备金率的实际变化值
存款基准利率预期	ΔDR^e	十大主流媒体在存款基准利率变动公告前七天预测值的加权平均
存款准备金率预期	ΔRR^e	十大主流媒体在存款准备金率变动公告前七天预测值的加权平均
未预期存款基准利率	ΔDR^u	实际存款基准利率变动减去预期
未预期存款准备金率	ΔRR^u	实际存款准备金率变动减去预期

基于上述各主要变量的解释与描述，本文对相关数据进行了分解与计算，描述性统计见表 2。在样本中，共发生一年期存款基准利率调整 35 次，存款准备金率调整 46 次。其中共发生 47 次加息、加准事件，34 次降息、降准事件。

表 2 变量描述性统计 (单位: %)

变量	均值	标准差	中位数	最大值	最小值	观测数
sh_return	-0.25	1.97	0.01	3.81	-7.73	81
sz_return	-0.17	2.22	0.01	5.38	-8.25	81
ΔDR	-0.18	0.78	-0.25	1.8	-1.8	35
ΔRR	0.09	0.97	0.5	1	-5	46
ΔDR^e	0.02	0.94	-0.18	3.7	-1.08	35
ΔRR^e	0.07	0.80	0.29	1.1	-3.1	46
ΔDR^u	-0.20	0.71	-0.07	1.7	-1.9	35
ΔRR^u	0.01	1.07	0	3.6	-5	46

(二) 基本结果

为了研究货币政策对股票市场的影响, 本文选取货币政策调整公告公布后一天作为窗口期¹, 计算股票市场对未预期货币政策的反应。本文通过事件研究法来分析货币政策变化对股票市场的影响。首先, 以存款基准利率和准备金率的总变动作为研究对象, 在不分解货币政策的前提下, 分析其对股市的影响。其次, 为进一步研究货币政策的影响, 利用前文已分解的货币政策预期和未预期部分对股票回报率变化进行分析。因此, 我们构建了实证模型 (4) (5) 和 (6) (7), 其中 (4) (5) 没有区分未预期货币政策与货币政策预期, (6) (7) 区分了未预期货币政策与货币政策预期。

$$H_t = a + b\Delta RR_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$H_t = a + b\Delta DR_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

其中, H_t 为股市收益率, ΔRR_t 、 ΔDR_t 分别为实际存款基准利率和存款准备金率变动。

$$H_t = a + b^e \Delta RR_t^e + b^u \Delta RR_t^u + \varepsilon_t \quad (6)$$

$$H_t = a + b^e \Delta DR_t^e + b^u \Delta DR_t^u + \varepsilon_t \quad (7)$$

其中, ΔRR_t^e 和 ΔDR_t^e 分别为存款准备金率预期和存款基准利率预期, ΔRR_t^u 和 ΔDR_t^u 则分别

¹由于货币政策公告通常在股票市场收盘以后发布, 因此我们利用公告后一个交易日的股票回报率进行研究。

表 3 基本回归结果

	sh_return		sz_return	
	(a)	(b)	(c)	(d)
constant	-0.167 (0.352)	-0.285 (0.114)	-0.246 (0.257)	-0.252 (0.240)
ΔRR	0.084 (0.475)		-0.029 (0.483)	
ΔRR^e	-	0.614 (0.143)	-	0.548* (0.097)
ΔRR^u	-	-0.806** (0.059)	-	-0.831*** (0.010)
R^2	0.0026	0.2573	0.0032	0.1947

	sh_return		sz_return	
	(a)	(b)	(c)	(d)
constant	-0.317 (0.183)	-0.295* (0.098)	-0.217 (0.169)	-0.251 (0.179)
ΔDR	0.160 (0.276)		-0.152 (0.237)	
ΔDR^e	-	0.758 (0.146)	-	0.746 (0.135)
ΔDR^u	-	-1.152*** (0.002)	-	-1.187*** (0.003)
R^2	0.0068	0.3095	0.0034	0.2586

注：***, **, *分别代表在 1%, 5%, 10%显著性水平下显著。括号内数值表示对应系数 p 值。

为未预期存款准备金率和未预期存款基准利率。 ε_t 表示回归模型的残差项。

具体的回归结果如表 3，其中 (a) 和 (c) 列为回归 (4) (5) 分别采用上海证券综合指数和深圳证券交易所成分股价指数得出的结果，(b) 和 (d) 列则为回归 (6) (7) 采用上述两个指数得到的结果。

回归 (4) (5) 的结果计算了货币政策总体变动对股票市场的影响。首先检查上证指数对货币政策的反应。从 (a) 列中我们发现准备金率变动的系数为 0.084，基准利率变动的系数为 0.160。从传统的货币理论来看，加息或者上调存款准备金率应该引起股票下跌，即回归系数应为负。在未区分货币政策预期与冲击的情况下，得到的结果似乎与理论相悖，虽然该回归系数的 p 值表明其在统计上并不显著。这一结果与我国早期学者的一些研究结论相似。例如，许钧华、李启亚等 (2001) 也发现 M1 增加对沪市有负面影响。从 (b) 列深市的结果来看，准备金率变动的系数为-0.029，基准利率变动的系数为-0.152，这一结果与经济理论的预测相一致，但该结果统计上不显著。事实上，回归的 R^2 都小于 1%，说明在未区分未预期货币政策和预期的情况下，货币政策对股票市场基本没有解释能力。

从 (b) 列的结果中我们可以发现，在区分货币政策预期和未预期未预期货币政策之后，与经济理论预测相一致，我们发现 1%未预期的降准或是降息会引起上海证券综合指数上涨

0.806%和 1.152%，且结果分别在 5%和 1%统计水平上显著。相比之下，预期到的货币政策变化对股票市场没有显著的影响。深市的结果与沪市基本一致，从（d）列中我们可以看出未预期货币政策的系数同样显著为负，1%未预期到的降准或降息会导致深证成份指数上涨 0.831%和 1.187%。这些结果与预期理论相符，由于预期到的货币政策变化会被前瞻性金融市场提前消化，这一部分无法对股票市场造成影响，而未预期货币政策则会对股票市场造成较大的影响。总体而言，我们的结果表明了区分未预期货币政策和预期对研究货币政策如何影响股票市场的重要性。此外，从（b）（d）列的结果中我们还可以发现，未预期基准利率变动对股市的影响大于未预期准备金率变动。事实上，利率变动对股票市场有双重影响，它既影响股票市场的流动性，也影响折现率和未来现金流，而且这些影响对股价的作用是同方向的，因此有叠加效应。存款准备金率主要影响股票市场的流动性，但不直接影响折现率和未来现金流。因此，利率变动对股票市场影响较存款准备金率的影响大是符合预期的。

（三）货币政策对股市影响的非对称性

货币政策对股票市场影响研究的另一个重点是非对称性，主要体现在货币政策工具的选择以及货币政策的操作方向。上文的基本回归中我们已经分析了不同货币政策工具对股市影响的非对称性，这一部分主要研究货币政策操作方向对股市影响的非对称性。近年来大量学者指出由于市场主体预期形成具有时变性，货币政策与股票市场之间存在非线性关系（周晖，2010；张勇、涂雪梅、周浩，2015），因此我们参照张小宇、刘金全、刘慧悦（2013）提出的非线性 ST-SVAR 模型，通过 LM 检验及脉冲响应函数分析了股市收益率对不同方向的货币政策冲击的反应。本文采用 ST-SVAR 模型的原因有二：一是股票市场对货币政策变动反应较为迅速，ST-SVAR 模型允许变量当期值对股市收益率造成影响。二是 ST-SVAR 模型可以选择不同的转移变量和转移函数形式，能够更好的识别变量间的非线性动态调整机制。

首先，构建包含未预期货币政策冲击和股市收益率的 p 阶二元 VAR 和 SVAR 模型：

$$x_t = c + \Phi_1 x_{t-1} + \Phi_2 x_{t-2} + \dots + \Phi_p x_{t-p} + \varepsilon_t \quad (8)$$

$$Bx_t = c + \Phi_1 x_{t-1} + \Phi_2 x_{t-2} + \dots + \Phi_p x_{t-p} + \varepsilon_t \quad (9)$$

$$B = \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ \delta & 1 \end{pmatrix} \quad (10)$$

其中 $x_t = (\Delta MP^u, return)'$ ¹, 其中 ΔMP^u 为未预期货币政策冲击, 分别为 ΔRR^u 和 ΔDR^u ², 测度货币政策的未预期松紧, $return$ 为股市收益率, 分别为 sh_return 和 sz_return 。c 为 2×1 的截距向量, 扰动项 $\varepsilon_t \sim i.i.d.N(0, \Omega)$, Ω 为 ε_t 的方差协方差矩阵, 表示股票收益率受当期的未预期货币政策影响, 而货币政策不受股票收益率的当期影响。在此基础上构建 ST-SVAR 模型

$$\begin{aligned} \Delta MP_t^u = & (\alpha_0 + \sum_{j=1}^p \alpha_{1j} \Delta MP_{t-j}^u + \sum_{j=2}^p \alpha_{2j} return_{t-j}) (1 - F(s_{1t-d}; \lambda_1, c_1)) \\ & + (\alpha_0^* + \sum_{j=1}^p \alpha_{1j}^* \Delta MP_{t-j}^u + \sum_{j=2}^p \alpha_{2j}^* return_{t-j}) F(s_{1t-d}; \lambda_1, c_1) + \varepsilon_{1t} \end{aligned} \quad (11)$$

$$\begin{aligned} return_t = & (\beta_0 + \sum_{j=1}^p \beta_{1j} \Delta MP_{t-j}^u + \sum_{j=2}^p \beta_{2j} return_{t-j}) (1 - F(s_{2t-d}; \lambda_2, c_2)) \\ & + (\beta_0^* + \sum_{j=0}^p \beta_{2j}^* \Delta MP_{t-j}^u + \sum_{j=0}^p \beta_{2j}^* return_{t-j}) F(s_{2t-d}; \lambda_2, c_2) + \varepsilon_{2t} \end{aligned} \quad (12)$$

其中 $F(s_{t-d}; \gamma, c)$ ³ 为转移函数, s_{t-d} 为转移变量, d 为滞后参数, γ 为斜率参数, 测度变量由一个区制向另一个区制转换的平滑程度, γ 越大表明区制转换速度越快。

本文将未预期货币政策拆分为未预期准备金率变动及未预期基准利率变动, 股市收益率也选取了沪市和深市两个指数, 因此本文构建了四个 ST-SVAR 模型, 下文以未预期存款基准变动和上证指数收益率构建的模型为例, 由于其他三个模型的结果没有显著差异, 故略。

根据常用的 ST-SVAR 建模步骤, 我们通过 AIC 以及 SC 信息准则, 确定 VAR 模型的最优滞后阶数为 3 阶。理论上讲, VAR 模型的最优滞后阶数并不一定是非线性 ST-SVAR 模型的最优滞后阶数, 但可以最为选择的参考。张小宇、刘金全、刘慧悦 (2013) 等大多数学者都采用了这种方法, 因此本文将 ST-SVAR 模型的滞后阶数也设定为 3 阶。分别将式 (11) 和式 (12) 中包含的解释变量作为转移变量, 进行标准的 LM 线性检验, 沿用张小宇、刘金全、刘慧悦 (2013) 的方法, 对 (12) 式在 $\lambda=0$ 处进行三阶泰勒近似:

$$return_t = \theta_0 X + \theta_1 X_{3t-d} + \theta_2 X_{3t-d}^2 + \theta_3 X_{3t-d}^3 + v_t \quad (13)$$

其中 $X = (1, \Delta MP_t^u, \Delta MP_{t-1}^u, \dots, \Delta MP_{t-p}^u, return_{t-1}, \dots, return_{t-p})'$, 随机误差项 v 包含 (12) 式中的随机误差项以及泰勒展开余项。

¹ 采用单位根检验对序列的平稳性进行检验, 检验结果表明两个序列均为平稳序列, 检验结果略。

² 因为 VAR 需要时间序列数据, 因此此处及第四部分所用未预期货币政策均为月度数据。

³ 本文直接采用了逻辑函数的形式。

对应的原假设为:

$$H_0: \eta = \theta_2 = \theta_3 = 0 \quad (14)$$

检验结果如表 4。对于股票收益率方程，sh_return_{t-3} 作为转移变量时，标准 LM 线性检验以 10% 的显著性水平拒绝模型为线性的原假设，因此我们将 sh_return_{t-3} 作为股票收益率方程的转移变量。类似的，按照最小显著性概率原则，将 sh_return_{t-3} 作为未预期准备金率变动方程的转移变量。

转移变量	未预期准备金率变动方程	股票收益率方程
	LM_S	LM_S
ΔDR_t^u		1.8704** (0.0214)
ΔDR_{t-1}^u	0.9135 (0.6075)	1.2729 (0.2154)
ΔDR_{t-2}^u	1.1133 (0.3603)	0.9516 (0.5568)
ΔDR_{t-3}^u	0.5602 (0.9637)	0.9675 (0.536)
sh_return _{t-1}	1.3632 (0.1567)	1.0799 (0.3973)
sh_return _{t-2}	0.9871 (0.5105)	1.6073* (0.0621)
sh_return _{t-3}	1.5022* (0.0934)	2.2811*** (0.0039)

表 4 LM 检验结果

注：LM_S 表示标准 LM 检验，对于每个转移变量，第一行的数字为对应检验的 F 分布的拉格朗日乘子检验统计量，括号中的数字为 P 值。***，**，* 分别代表在 1%，5%，10% 显著性水平下显著。

由于非线性模型的估计结果对初值依赖较大，通过格点搜索的方法，我们确定股票收益率方程中斜率参数的初值约为 0.15，位置参数 c 的初值约为 -10，并在此基础上对 ST-SVAR 模型进行了参数估计，并计算了脉冲响应函数，利用 bootstrap 抽样方法分别计算了股票收益率对正向未预期货币政策冲击和反向冲击的累积脉冲响应函数，抽样次数为 1000 次，并利用中位数绘制了相应的冲击反应曲线。图 1 为上证综指收益率对未预期基准利率冲击的脉冲响应函数，其中实线为未预期货币政策负向冲击，虚线为未预期货币政策正向冲击，为了能够更清晰的呈现正向与负向冲击的关系，我们对未预期正向冲击的影响取相反数。未预期货币政策为货币政策变动实际值与预期的差异，因此未预期货币政策的正负向冲击可以表述为未预期“紧缩”货币政策和未预期“宽松”货币政策，低于市场预期的降息

也可以将其定义为紧缩性未预期货币政策，而低于市场预期的加息则属于扩张性未预期货币政策。从图中可以明显的发现，未预期“宽松”货币政策对股市的影响大于未预期“紧缩”货币政策。未预期货币政策对股市收益率在前五期的影响较大，随后逐渐降低逐渐趋于 0。

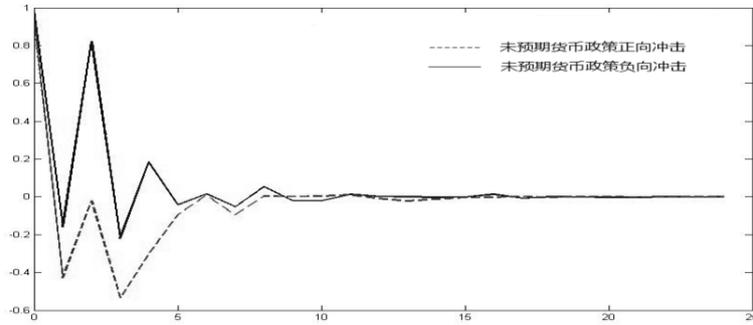


图 1 对未预期基准利率冲击的脉冲响应函数

四、货币政策对股市影响传导机制的实证研究

上述回归结果表明未预期货币政策确实会对股票市场造成影响。本部分我们将进一步研究货币政策影响股票市场的传导机制。通常来讲，未预期货币政策通过三种渠道影响股票市场。一是通过影响预期未来股利，未预期到的降息或降准会导致预期未来股利的增加，从而导致收益率提高。二是通过影响未来预期实际利率，未预期到的降息或降准会导致预期未来实际利率下降，贴现率的降低也会导致收益率提高。三则是通过影响预期持有股票的超额收益。Campbell（1991）详述了解析股票超额收益率的方法。

首先定义股票收益率为 H_{t+1} ：

$$1 + H_{t+1} = (P_{t+1} + D_t) / P_t \quad (15)$$

其中 P 为股票价格， D 为股利。两边取对数，并令 $h_{t+1} = \ln(1 + H_{t+1})$ 得到：

$$h_{t+1} = \ln(P_{t+1} + D_t) - \ln(P_t) \quad (16)$$

接着对 $\ln(P_{t+1} + D_t)$ 做一阶泰勒展开得到：

$$\Delta \ln(P_{t+1} + D_t) \approx \rho \Delta p_{t+1} + (1 - \rho) \Delta d_t \quad (17)$$

其中， ρ 为稳态下的 $P/(P+D)$ ，将（17）式加总我们可以得到：

$$\ln(P_{t+1} + D_t) \approx k + \rho p_{t+1} + (1 - \rho) d_t \quad (18)$$

将（18）式代回 h_{t+1} ，并令 $\delta_t = d_t - p_t$ ，然后递推可得：

$$h_{t+1} \approx k - \rho \delta_{t+1} + \delta_t + \Delta d_t \approx k + (1 - \rho L^{-1}) \delta_t + \Delta d_t \quad (19)$$

$$\delta_t = (1 - \rho L^{-1})^{-1}(h_{t+1} - \Delta d_t - k) = \sum_{i=0}^{\infty} (h_{t+1+i} - \Delta d_{t+i}) - k(1 - \rho) \quad (20)$$

将 δ_t 、 δ_{t+1} 代入公式 (20)，我们可以得到：

$$h_{t+1} - E_t h_{t+1} = -\sum_{i=1}^{\infty} \rho^i (E_{t+1} - E_t) h_{t+1+i} + \sum_{i=0}^{\infty} \rho^i (E_{t+1} - E_t) \Delta d_{t+1+i} \quad (21)$$

我们的研究对象是股票的超额收益率，因此需要进行进一步的分解。假定 r 为无风险利率的对数 $r = \ln(1+R_f)$ ， y 为超额收益率的对数 $y = \ln(1+R_e)$ ，则 $h_{t+1} = r_{t+1} + y_{t+1}$ 。根据无风险利率的定义 $r_{t+1} = E_t r_{t+1}$ 我们可以得到 $y_{t+1} - E_t y_{t+1} = h_{t+1} - E_t h_{t+1}$ ，因此 (21) 式又可以表达为：

$$y_{t+1} - E_t y_{t+1} = -\sum_{i=1}^{\infty} \rho^i (E_{t+1} - E_t) (y_{t+1+i} + r_{t+1+i}) + \sum_{i=0}^{\infty} \rho^i (E_{t+1} - E_t) \Delta d_{t+1+i} \quad (22)$$

$$y_{t+1} - E_t y_{t+1} = -\sum_{i=1}^{\infty} \rho^i (E_{t+1} - E_t) y_{t+1+i} - \sum_{i=1}^{\infty} \rho^i (E_{t+1} - E_t) r_{t+1+i} + \sum_{i=0}^{\infty} \rho^i (E_{t+1} - E_t) \Delta d_{t+1+i} \quad (23)$$

其中， E_t 为 t 期形成的预期， Δ 为一阶差分。 ρ 为贴现因子，Campbell and Ammer (1991) 指出 ρ 是超额收益率和预期修正之间的会计恒等式，并没有实际的经济含义，因此本文沿用了 Campbell and Ammer (1993) 的做法，将 ρ 设定为 0.9962。并将其简化为

$$e_{t+1}^y = \tilde{e}_{t+1}^d - \tilde{e}_{t+1}^r - \tilde{e}_{t+1}^y \quad (24)$$

其中， e_{t+1}^y 、 \tilde{e}_{t+1}^d 、 \tilde{e}_{t+1}^r 、 \tilde{e}_{t+1}^y 分别表示股市未预期超额收益率 $y_{t+1} - E_t y_{t+1}$ ，股利加权预期误差 ($\sum_{i=0}^{\infty} \rho^i (E_{t+1} - E_t) \Delta d_{t+1+i}$)，实际利率加权预期误差 ($\sum_{i=1}^{\infty} \rho^i (E_{t+1} - E_t) r_{t+1+i}$) 和超额收益率加权预期误差 ($\sum_{i=1}^{\infty} \rho^i (E_{t+1} - E_t) y_{t+1+i}$)。 (23) 式需要用到超额收益率、真实利率、股息率未来的预测值，因此我们选用 Sim (1980) 提出的向量自回归模型 (VAR) 来估计各变量未来的预测值，此模型将系统中每一个内生变量作为系统中所有内生变量的滞后值来构建模型，主要用于预测和分析随机扰动对系统的动态冲击。在构建 VAR 模型时，我们需要加入超额收益率、实际利率、股息率以及其他能够预测它们的变量。具体变量选择参照 Campbell and Ammer (1993)，在模型中纳入了六个变量：股市超额收益率 EER (经过 CPI 调整的沪深 300 指数的收益率减去实际利率)、实际利率 RIR (经过 CPI 调整的上海银行间 1 月期同业拆借利率)、相对票据利率 RBR (6 月期的票据利率减去 12 个月的移动平均值)、票据利率变化 CIBR (6 月期票据利率的月度变化值)、股息率 DPR 以及长短期国债利差 SP (10 年期和 1 月期国债收益率之差)。以上数据均为月度数据，时间区间从 2008 年 3 月至 2016 年 3 月，最终得到包含 107 个样本的时间序列数据。

从 AIC, HQ, SC 和对数似然估计值规则来看，VAR (2) 的拟合效果最优，因此我们

构建一个滞后两阶，包含上述六个变量的 VAR (2) 模型，Campbell and Ammer(1993) 指出滞后 p 阶的 VAR (p) 模型都可以简化为 (25) 式，因此出于表述方便，下文直接用 (25) 式进行分析。

$$Z_{t+1} = AZ_t + \omega_{t+1} \quad (25)$$

其中， Z_t 是包含以上 6 个变量的 $6p \times 1$ 的向量，其中 p 为滞后阶数。 Z_{t+1} 用上式表示时，预期未来各变量可表述为：

$$\begin{aligned} e_{t+1}^y &= s_y \omega_{t+1} \\ \tilde{e}_{t+1}^y &= s_y \rho A (I - \rho A)^{-1} \omega_{t+1} \\ \tilde{e}_{t+1}^r &= s_r (I - \rho A)^{-1} \omega_{t+1} \end{aligned} \quad (26)$$

其中 s_y 、 s_r 为 $1 \times np$ 的选择矩阵。

(一) 数据平稳性检验

我们首先要对股市超额收益率、真实利率、相对贴现率、贴现率变化、股息率以及 10 年期和 1 月期国债收益率之差的序列平稳性进行检验，表 5 单位根检验结果，模型的前五个变量均为平稳序列，10 年期与 1 月期国债收益率之差 SP 只在 10% 的水平下显著平稳。因此进一步考虑整个 VAR 模型的平稳性，若原数据未经处理直接进行 VAR 分析，所得模型的特征根有两个落在了单位圆之外，若将 10 年期与 1 月期国债收益率之差序列进行一阶差分，所得模型的特征根均落在单位圆内，VAR 模型平稳。

表 5 变量的平稳性检验

变量	t 统计量
EER	-8.51***
RIR	-3.21**
RBR	-2.06**
CIBR	-8.00***
DPR	-9.59***
SP	-3.31*

注：***，**，* 分别代表在 1%，5%，10% 显著性水平下显著。

(二) 股市收益率的方差分解

(24) 式将当月的股市超额收益率分解为股利加权预期误差、实际利率加权误差以及超额收益率加权误差三部分，三者可能存在相关性，因此当月股市超额收益率的方差可以分解为三者方差以及协方差。

$$\begin{aligned} \text{Var}(e_{t+1}^y) &= \text{Var}(\tilde{e}_{t+1}^d) + \text{Var}(\tilde{e}_{t+1}^r) + \text{Var}(\tilde{e}_{t+1}^y) \\ &\quad - 2\text{Cov}(\tilde{e}_{t+1}^d, \tilde{e}_{t+1}^r) - 2\text{Cov}(\tilde{e}_{t+1}^d, \tilde{e}_{t+1}^y) + 2\text{Cov}(\tilde{e}_{t+1}^r, \tilde{e}_{t+1}^y) \end{aligned} \quad (27)$$

通过方差分解，我们可以分析股利加权预期误差、实际利率加权误差以及超额收益率加权误差对于当月股市超额收益率波动的相对贡献。具体结果见表 6，本文的结果与 Bernanke and Kuttner (2005) 的结果差异较大。从各因素的贡献份额来看，股利加权预期误差和超额收益率加权误差的贡献分别为 28.7% 和 50.8%，超额收益率加权误差的贡献远超股利加权预期误差。而 Bernanke and Kuttner (2005) 用美国 1989-2002 年的数据发现，股利加权预期误差和超额收益率加权误差的贡献分别为 31.9% 和 38%。比较两国可以发现我国超额收益率加权误差的贡献大于美国，股利加权预期误差的贡献略低于美国，主要的原因应该在于美国股市超额收益率更难预测，体现在美国的 R^2 几乎为 0，由于超额收益率更难预测，Campbell-Ammer 的方法会赋予股利加权预期误差更大的贡献。此外实际利率加权误差的贡献值非常小，仅为 2.2 并且不显著。

表 6 VAR 方差分解结果

	Total	Share
Var(excess return)	29.3	
Var(dividends)	8.4	0.287(2.01)
Var(real rate)	2.2	0.075(0.57)
Var(future returns)	14.9	0.508(2.536)
-2Cov(dividends, real rate)	-0.7	-0.024(0.39)
-2Cov(dividends, future excess return)	3.7	0.126(1.48)
2Cov(future excess return, real rate)	0.8	0.027(0.72)
R^2 from excess return equation	0.03	

(三) 未预期货币政策的影响

为了分析货币政策预期偏差的影响，本文将未预期货币政策以外生变量的形式纳入了分析框架，构建以下模型：

$$Z_{t+1} = AZ_t + \phi \Delta MP_{t+1}^u + \omega_{t+1}^\perp \quad (28)$$

其中 ϕ 是一个 $1 \times n$ 的向量，反应了 Z_t 中的变量对未预期货币政策的即期反应，新的扰动项 ω_{t+1}^\perp 与未预期货币政策正交。这样做可以将 VAR 模型中 $t+1$ 期的残差分解为与货币政策相关的部分 $\phi \Delta MP_{t+1}^u$ 以及其他影响因素。 ΔMP_{t+1}^u 为市场在 t 期做出预测的误差，它应该与 z_t 不相关。因此，通过 VAR 估计变量，然后将未预期货币政策变动与 VAR 前一期的预测误差回归就可以计算出 A 和 ϕ 。沿用 Bernanke and Kuttner (2005) 的方法，我们通过公

式直接计算了股利加权预期误差、实际利率加权误差以及超额收益率加权误差和未预期货币政策的相关系数，以 \tilde{e}_{t+1}^y 为例，

$$\tilde{e}_{t+1}^y = s_y \rho A (1 - \rho A)^{-1} \omega_{t+1} = s_y \rho A (1 - \rho A)^{-1} (\phi \Delta MP_{t+1}^u + \omega_{t+1}^\perp) \quad (29)$$

超额收益率加权误差对未预期货币政策变动的系数为： $s_y \rho A (1 - \rho A)^{-1} \phi$ 。类似的，实际利率加权误差对未预期货币政策变动的系数为 $s_r \rho A (1 - \rho A)^{-1} \phi$ ，股利加权预期误差对未预期货币政策变动的系数为 $(s_y + s_r) (1 - \rho A)^{-1} \phi$ 。通过 VAR 模型对各变量预期未来值的估计以及 A 和 ϕ 就可以计算出三者与未预期货币政策的相关系数，具体的结果见表 7。未预期货币政策对超额收益率加权误差有显著影响，几乎占对当期超额收益率影响的绝大部分，对股利加权预期误差的影响相对较小。而实际利率加权误差占比小于 1%且结果不显著。由此可见，我国未预期货币政策对股市的影响主要通过影响未来超额收益率实现，预期未来股利有一定影响但相对较小。

表 7 未预期货币政策对股利加权预期误差、实际利率加权误差以及超额收益率加权误差的影响

	ΔRR^u	ΔDR^u
Current excess return	-12.18(2.77)	-11.60(2.58)
Future excess returns	9.20(2.15)	8.62(2.12)
Real interest rate	0.63(1.12)	0.64(0.81)
Dividends	-2.20 (1.90)	-2.36(1.97)

五、总结

本文利用媒体数据衡量了市场投资主体对于未来货币政策变动走向的预期，在此基础上分解出了未预期货币政策，研究其对股票市场收益率的影响以及影响的非对称性。实证结果表明：

第一、未预期货币政策对沪深股市有显著的负向影响，1%的未预期降准会引起上证综指上涨 0.806%，深证成指上涨 0.831%；1%的未预期降息会引起上证综指上涨 1.152%，深证成指上涨 1.187%。而预期到的货币政策变动对股市不存在显著影响，该结论与经济理论相符。

第二、货币政策对股票市场影响的非对称性体现在政策工具的选择以及松紧程度。由于利率变动同时影响市场流动性、折现率和未来现金流，而存款准备金率只影响市场流动性，因此利率变动对股票市场造成的影响显著大于存款准备金率变动。此外，我们也发现

未预期“宽松”货币政策对股票市场的影响大于未预期“紧缩”货币政策对市场的影响。

第三、进一步在 VAR 模型的框架下研究了货币政策对股票市场影响的具体传导机制。本文发现货币政策主要通过预期未来超额收益率影响股市，预期未来股利影响相对较小。

基于上述结论，本文认为，在利率市场化的背景下，我国货币政策对于股票市场的影响将日趋突出。为了更加有效地实现对股市调控职能，货币政策可以关注两方面：

首先，考虑适当引入货币政策规则，加强预期管理。一直以来，我国实行相机抉择的货币政策，这种货币政策较为灵活，但未预期货币政策也较大。货币政策规则更加透明，利率更容易预测，造成的未预期货币政策也较小。因此，央行可考虑适当引入货币政策规则，辅之以加强货币政策的透明度，通过舆论和窗口指导引导市场预期，就能更好地引导股票市场预期，防止股市暴涨暴跌，防范金融风险。

其次，合理制定经济周期不同阶段的调控政策，促进股票市场健康发展。我们的研究表明，扩张性货币政策是相对有效的，而紧缩性货币政策效果较弱。因此，在该非对称性存在的情况下，应建立健全不同阶段的调控政策，避免股票市场不必要的波动，促进股票市场健康平稳发展。

综上所述，本文提出了基于媒体预测分解货币政策的方法，并收集了相关数据，解决了国内缺乏相关利率衍生品无法构建未预期货币政策的问题，对于进一步认识未预期货币政策提供了一条有效途径。同时，本文对解释货币政策影响股票市场的渠道进行了探索，对于理解货币政策传导机制有一定的帮助，也对完善货币政策操作手段具有一定的借鉴意义。基于媒体预测数据，未来还可以研究未预期货币政策对公司债和企业债收益率的影响，这有助于我们进一步理解货币政策的传导机制。

参考文献

- [1] 陈继勇、袁威和肖卫国, 2013, 《流动性、资产价格波动的隐含信息和货币政策选择——基于中国股票市场与房地产市场的实证分析》, 《经济研究》第11期, 第43-55页。
- [2] 董直庆和王林辉, 2008, 《财政货币政策和我国股市关联性: 基于脉冲响应函数和方差分解的对比检验》, 《税务与经济》第5期, 第17-22页。
- [3] 方舟、倪玉娟和庄金良, 2011, 《货币政策冲击对股票市场流动性的影响——基于Markov区制转换VAR模型的实证研究》, 《金融研究》第7期: 第43-56页。
- [4] 郭金龙和李文军, 2004, 《我国股票市场发展与货币政策互动关系的实证分析》, 《数量经济技术经济研究》第6期, 第18-27页。
- [5] 郭晔、黄振和王蕴, 2016, 《未预期货币政策与企业债券信用利差——基于固浮利差分解的研究》, 《金融研究》第6期, 第67-80页。
- [6] 贺晓波和许晓帆, 2009, 《货币政策对资产价格冲击效果透视》, 《财经科学》第10期, 第27-34页。
- [7] 钱小安, 1999, 《通货紧缩的原因、危害与对策》, 《金融研究》第9期, 第28-33页。
- [8] 孙华妤和马跃, 2003, 《中国货币政策与股票市场的关系》, 《经济研究》第7期, 第44-53页。
- [9] 孙俊, 2013, 《货币政策转向与非对称效应研究》, 《金融研究》第6期: 第60-73页。
- [10] 王曦、王茜和陈中飞, 2016, 《货币政策预期与通货膨胀管理——基于消息冲击的DSGE分析》, 《经济研究》第2期, 第16-29页。
- [11] 许均华和李启亚, 2001, 《宏观政策对我国股市影响的实证研究》, 《经济研究》第9期, 第12-21页。
- [12] 易纲和王召, 2002, 《货币政策与金融资产价格》, 《经济研究》第3期, 第13-20页。
- [13] 张小宇、刘金全和刘慧悦, 2013, 《货币政策与股票收益率的非线性影响机制研究》, 《金融研究》第1期, 第38-52页。
- [14] 张勇、涂雪梅和周浩, 2015, 《货币政策、时变预期与融资成本》, 《统计研究》第5期: 第32-39页。
- [15] 周晖, 2010, 《货币政策、股票资产价格与经济增长》, 《金融研究》第2期, 第91-101页。
- [16] Bernanke Ben S. and Blinder Alan S. 1992. "The federal funds rate and the channels of monetary transmission" *The American Economic Review*, 82(4):901-921.
- [17] Bernanke Ben S. and Kuttner Kenneth N. 2005. "What explains the stock market's reaction to Federal Reserve policy?" *The Journal of finance*, 60(3):1221-1257.
- [18] Campbell John Y. 1990. "A variance decomposition for stock returns" *Economic Journal*, 101(405):157-179.
- [19] Campbell John Y. 1987. "Stock returns and the term structure" *Journal of financial economics*, 18(2):373-399.

- [20] Campbell John Y. and Ammer John. 1993. "What moves the stock and bond markets? A variance decomposition for long-term asset returns" *The Journal of Finance*, 48(1):3-37.
- [21] Fama Eugene F. and Schwert G. William. 1977. "Asset returns and inflation " *Journal of financial economics*, 5(2):115-146.
- [22] Grossman Jacob. 1981. "The" rationality" of money supply expectations and the short-run response of interest rates to monetary surprises" *Journal of Money, Credit and Banking*, 13(4):409-424.
- [23] Krueger Joel T. and Kuttner Kenneth N. 1996. "The Fed funds futures rate as a predictor of Federal Reserve policy" *Journal of Futures Markets*, 16(8):865-879.
- [24] Sims Christopher A. 1980. "Macroeconomics and reality" *Econometrica*, 48(1):1-48.
- [25] Ulrich Thomas and Wachtel Paul. 1981. "Market response to the weekly money supply announcements in the 1970s" *The Journal of Finance*, 36(5):1063-1072.
- [26] Zhu Xiaoneng. 2013. "Credit spread changes and monetary policy surprises: the evidence from the Fed funds futures market" *Journal of Futures Markets*, 33(2):103-128.

Unanticipated Monetary Policy and Stock Market:

Empirical Evidence from Media Forecasts

Zhu.Xiaoneng, Zhou Lei

Abstract: This paper uses media data to decompose monetary policy changes into expected and unexpected components. We then analyze the impact of changes in monetary policy on equity returns. Furthermore, we also explore the economic mechanism through which monetary policy affects the stock market. We have some interesting findings: (1) on average, a hypothetical unanticipated 1% cut in the required reserve rate is associated with about 0.806% increase in the Shanghai composite index, and 0.831% increase in the Shenzhen composite index, and the effects of change in deposit rate is even larger. (2) we categorize monetary policy into different types regarding the sign of surprise and investigate the asymmetric effects on stock market. (3) The effects of unanticipated monetary policy actions on expected future excess return account for the largest part of the response of stock prices.

Key Words: Unanticipated monetary policy; Asymmetric effects; Economic mechanism

负利率真的有效吗？

——基于欧洲央行与欧元区国家的实证检验

马理¹ 李书灏² 文程浩³

【摘要】负利率是一种极具争议的货币政策，尽管目前已有多个国家在实施负利率，但其政策效果尚有待严格的检验。本文基于欧元区主要国家 2003 年 1 月至 2015 年 12 月的数据，使用面板向量自回归（PVAR）的方法分析了欧洲央行货币政策的实施效果。结论显示：调低利率的货币政策在危机中效果并不理想，负利率难以达到促进经济复苏与消除通缩的作用，比较而言扩充流动性的货币政策效果更显著；欧洲央行的宽松货币政策对经常项目顺差国产生了较好的影响，但逆差国需要更艰苦的结构调整与自身改革才能解决问题。虽然突破零利率下限约束的负利率被视为是一种对传统利率理论的“创新”，但整体来看实施效果并不如人意；货币政策需要与财税政策和产业政策协调，才能充分发挥宏观调控职能，才能为促进经济复苏与结构调整营造良好的金融与货币环境。

【关键词】负利率；量化宽松；欧洲央行；效果检验；

一、引言

2014 年 6 月 5 日，欧洲央行宣布将隔夜存款利率降至-0.1%，欧元区的负利率制度正式登台。欧洲央行实施负利率制度其实是一种颇为无奈的选择，2008 年美国次贷危机爆发之后，很快波及到欧洲，欧元区通胀率一度跌破零点。为了避免经济衰退，欧洲央行积极应对，将隔夜存款利率从高点 3.25% 调低到 0.25%，断崖式的利率调整将欧元区的通胀率迅速拉升至 3.0% 左右，较好的抵御了次贷危机的第一波不利冲击。但是 2010 年开始，希腊爆发了主权债务危机并迅速在欧洲蔓延，欧元区经济再次遭受重创，欧洲央行前期的利率调整成果化为乌有。此时由于利率已经逼近零值，常规的基于利率调整的货币政策已经陷入降无可降的状态，欧元区开始寻求量化宽松等非常规的货币政策手段，在一级市场和二级市场购买符合要求的债券并持有到期，以增加市场流动性。从 2010 年 5 月至 2016 年 1 月，欧

¹ 马理，武汉大学经济与管理学院金融系教授；

² 李书灏，武汉大学经济与管理学院研究生；

³ 文程浩，武汉大学经济与管理学院研究生；

洲央行仅通过资产购买计划所持有的证券余额量就达到了 8600 亿欧元。然而，通胀水平还是持续下滑，2015 年 1 月欧元区的通胀水平甚至跌至-0.6%，与欧洲央行预期 2%的通胀目标相差越来越远。在此背景下，欧洲央行重新回到利率调节的轨道，尝试将利率调整到零值以下，当局希望通过负利率，逼迫商业银行等金融机构加大对企业与个人的贷款，增加对外投资以促进欧元区经济的复苏。

早期的理论经济学家们对负利率大多持否定态度。例如费雪在 1896 年提出了零利率下限约束（Zero Lower Bound，文献中一般简称为 ZLB），他指出如果经济人将货币借出反而收到负的利息，那么居民会倾向于持有现金，投资会因无法融资而下降，导致产出减少与失业增加，因此名义利率不能为负。尽管德国经济学家 Gesell（1958）提出可以通过对商业银行存在央行的超额准备金进行征税，来间接的实现负利率，但他也坚持认为名义利率应当为正值。然而，这一轮实施负利率的几个国家，大多都是直接将名义利率调到了零值以下，因此当前的负利率制度被视为是对传统利率理论的一种“创新”，但是突破了名义利率零下限的负利率真的有效么？

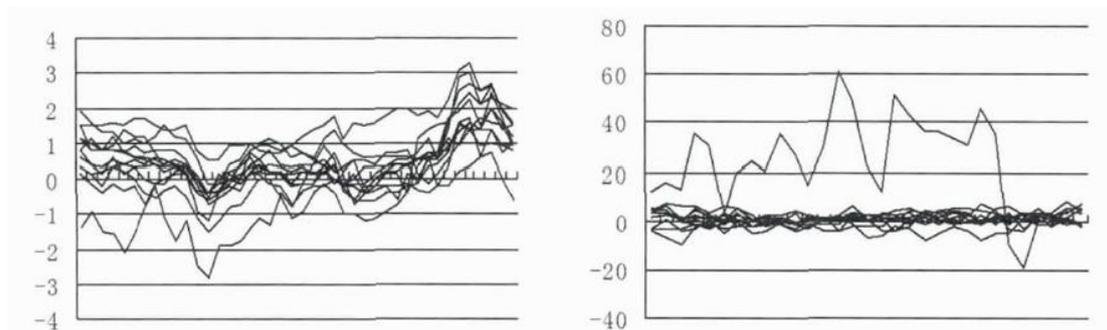


图 1 实施负利率以来欧元区主要国家的通胀率（左）与产出指数同比（右）

资料来源：欧盟统计局

图 1 给出了欧洲央行实施负利率以来，欧元区十二个主要国家的通胀与产出的情况，数据显示各国的通胀率基本上在零值附近窄幅波动，产出除了爱尔兰振幅较大之外，其他国家的产出均几乎完全收敛到了零点。日本的情况也差不多，从 2016 年 2 月 1 日开始实施负利率以来，通胀与产出等宏观数据仍无多大起色，日本政府与央行的设计目标远未实现。来自于欧元区与日本的数据都说明，负利率在目前可能尚未达到拉升通胀率与促进经济复苏的效果。但与此形成对比的是，各国货币当局的态度却非常乐观，欧洲央行行长德拉吉与日本央行行长黑田东彦在多个场合反复宣扬负利率有效，并表达了有可能将负利率进一步压低的政策意图。

在此背景下，使用科学的统计方法，实证检验负利率的货币政策的传导效果具有非常重

要的研究意义。研究的理论意义在于：如果检验发现负利率有效，那么证明名义利率可以突破零下限约束，负利率的货币政策确实是一种合理的理论创新；如果检验发现负利率没有效果，那么证明了传统的利率理论的正确性，名义利率不应当突破零下限约束，所谓的实践创新还是需要与经典的理论框架相吻合。研究的实践意义在于：充分定位危机中的负利率、量化宽松等货币政策的作用与效果，为各国货币当局评估不同类型货币政策的有效性与制定恰当的货币政策提供行动指南。基于负利率实施国的相关研究也为我国促进供给侧结构性改革的货币政策选择提供了有益的借鉴与启示。

二、文献综述

当前，全球已经有多家央行实行了负利率政策，各国实施负利率的方式各有不同：一种是直接将政策利率下调为负，例如瑞典央行与欧洲央行；另外一种则是设置包含负利率的分级利率体系，例如丹麦央行、瑞士央行与日本央行。日本目前实施的是三级利率体系，首先对基础余额部分（Basic Balance）使用 0.1% 的正利率，其次对宏观附加余额部分（Macro Add-on）使用 0% 的零利率，最后对政策利率的余额部分（Policy-Rate Balance）使用 -0.1% 的负利率。中央银行对商业银行的超额存款准备金征收负利率，政策意图是不鼓励商业银行将资金转存央行，敦促商业银行向外投资，迫使流动性进入实体经济。

有些经济学家认为负利率制度有效。如 Constâncio（2016）比较了负利率实施后欧元区各国非金融企业贷款利率走势，认为负利率有效引导与降低了借款成本，同时国别间的息差有减小的趋势。Bech 和 Malkhozov（2016）研究了实施负利率的三个北欧国家，并通过数据分析认为货币市场短期利率较好的反映了央行温和的负基准利率，温和的负利率影响效果与正利率的影响区别不大，其原因在于由于通货膨胀的存在，正常的市场环境中可能本来就存在着一个低于零的有效利率。Scheiber et al.（2016）也检验了丹麦、瑞典与瑞士实施负利率后的数据，发现负利率并没有降低银行营利性，且挤兑和信贷减少的风险不大。欧洲央行行长 Draghi（2016）与日本央行行长黑田东彦（2016）是负利率制度的坚定鼓吹者，他们认为过去几十年间世界经济的快速发展使得全球总储蓄量远超过投资量，加之后期资本投入以及生产增长速度减慢，市场可接受的资金成本降低，市场利率环境也就被压低，因此继续下调利率直至负值是恢复经济不可避免的途径，即使在短期内通胀率与币值波动对负利率反映甚微，但负利率仍然具有可行性，并在未来有继续下调的空间。

有些经济学家认为负利率制度无效。如 Randow 和 Kennedy（2016）认为，当面临名义

负利率时，储户可能不会像利率为正时那样简单的通过比较利率高低来决定提现或储蓄，储户会认为在名义利率为负时，不管它如何波动，囤积现金都是一种最好的选择，此时银行会面临挤兑风险；处理这种风险，通常银行会自己吸收负利率给储户带来的损失，即维持对储户的正储蓄利率，进而压缩了存贷利润，让银行变得惜贷。Heidert 和 Said（2016）认为负利率造成的惜贷很大可能会发生于高储蓄结构的银行，因为高储蓄让其利润受负利率冲击更大，该类银行会寻求其他更具风险的投资途径而非贷款，由此会给信贷供给和市场稳定带来双重打击。Soble（2016）分析认为日本央行的负利率虽然让资金成本达到了新低，但并没有遏止通缩困境，如果通缩继续加深，会让生产者利润更加稀薄，此时即便再具吸引力的借贷成本也会让企业难以承担，从而抑制整个信贷过程。Wijnhoven 和 Kes（2016）认为由于目前消费者与企业对欧洲央行政策失去信心，因此欧洲央行进一步降低负利率不会导致消费和投资增加，继续执行负利率会让银行陷入进退两难的困境。King（2016）认为负利率过于激进，继续实施负利率会威胁金融稳定，特别是加大房地产市场泡沫。

有些经济学家则认为负利率制度的作用具有不确定性。Cœuré（2014）指出，在正常情况下，货币市场的短期利率会追踪央行的政策利率（如欧洲央行的隔夜存款利率），如果将政策利率降低，货币市场短期利率就跟着降低，而由于市场预期的作用，短期利率又会引导长期利率下降，进而降低整个货币市场均衡利率，但是负利率能否最终引导实体部门借贷成本下降目前看来还是个未知数，原因在于信用、期限结构、管理等风险带来了不确定的影响。针对是否有挤兑风险，Greeley（2015）指出即使实施负利率，出于保管现金的安全性以及便利性的考虑，储户并不会都选择提现而脱离银行。考虑到储蓄的刚需性，银行维持正储蓄利率的压力并不会很大，加上适当的风险溢价，银行惜贷情况也会得到缓解，因此负利率是否最终导致实体部门流动性增加具有不确定性。Alsterlind 和 Armeliusdeng（2015）指出，目前很多国家或区域在实施负利率时会同时实施量化宽松等非常规政策，因此负利率政策效果变得难以确定。

以往学者的研究成就不容忽视，但目前看来存在着如下不足：首先，对负利率制度的定性描述较多，而定量研究非常稀少，尤其缺乏对负利率政策效果的严格的统计检验，很显然，若是没有充分的实证证据做支撑，难以对负利率制度的未来发展做出使人信服判断。其次，没有对研究对象进行科学的分类，比如在分析欧洲央行的货币政策时，由于历史的原因，不同国家之间差异巨大，因此将欧元区的国家看成一个研究整体有可能遗漏货

币政策的区域效应，难以制定科学有效的异质性调控政策。再次，大多数研究是单独论证负利率制度的传导效果，而没有将负利率政策放到宏观的调控政策体系中去进行分析，既缺乏与量化宽松等其他种类的宽松货币政策的对比，也缺乏在完整的时间脉络背景下的前后利率政策如正利率、零利率与负利率的效果对比，难以对负利率制度提出完整而公正的评价。

本文对以往学者的研究不足进行了改进，创新之处体现在：第一，基于欧元区主要国家 2003 年 1 月至 2015 年 12 月的数据，使用面板向量自回归（PVAR）的统计方法严格检验了欧洲央行货币政策的实施效果。第二，根据欧洲国家的发展历史以及数十年来欧元区各国的经常账户盈余状况将样本国家分成经常账户顺差国和经常账户逆差国两组，排除了简单的地域分类法给检验结果带来的干扰。第三，使用统一的技术模型，将负利率放入完整的经济周期中进行研究，对比了利率调整的货币政策与流动性调节的货币政策的不同传导效果，并基于统计结果提出相应的政策建议。

三、变量选取与模型确定

（一）变量选取

货币经济学指出，货币政策的最终目标主要是经济增长、物价稳定、充分就业与国际收支平衡。因此，本文研究的欧洲央行货币政策的最终目标也是这四类，分别用生产指数、调和物价指数、失业率，以及货物和服务贸易余额来替代。以上变量的具体定义与来源请见表 1。本文希望在完整的经济周期背景下，研究欧洲央行货币政策的传导效果，分析负利率能否有效促进欧元区经济复苏，并在比较超低利率与量化宽松在不同国家产生的区域效应的基础上，提出适当的政策建议，相关结论也能为中国的货币政策制定提供有益的借鉴与启示。

1998 年 6 月，欧洲央行在法兰克福正式成立，欧盟当时的 11 个成员国：德国、法国、意大利、荷兰、比利时、卢森堡、爱尔兰、西班牙、葡萄牙、奥地利和芬兰，达到了“马斯特里赫特条约”确立的欧洲经济一体化并向欧元过渡的四项统一标准，成为使用欧元的首批欧元区国家。2001 年，希腊成为第 12 个进入欧元区的国家。截止 2015 年底，欧元区共有 19 个成员国，另有 9 个国家和地区采用欧元作为当地的单一货币。

本文使用了发起成立欧元区的 11 个国家和希腊，一共 12 个国家的数据进行研究。有两个原因：一是因为这些国家的数据具有延续性与完备性，能充分体现在长期中欧洲央行

货币政策的稳定传导效果，避免短期波动给货币政策传导效果带来的异常效应，而希腊之后的下一个国家斯洛文尼亚一直到 2007 年才加入欧元区，其他国家更在此之后，数据不完备且不稳定；二是因为这 12 个国家在欧元区中经济实力占绝对优势¹，因此使用这些国家的数据来研究欧洲央行的货币政策的传导效果充分有效，获得的结果也具有可信性与说服力。

表 1 变量及数据来源

变量名	变量含义	对应数据	数据来源
Benchmark R	ECB 的基准利率	ECB 存款基准利率	欧盟统计局
R	各国名义利率	对非金融机构的贷款利率	法兰西银行
r	各国实际利率	经通货膨胀调整后的利率	法兰西银行
debt	ECB 的流动性冲击	ECB 持有的购债量的价值（余额）	欧洲央行数据库
pro	产出	生产指数（同比）	欧盟统计局
hicp	物价	调和物价指数（同比）	欧盟统计局
unem	就业	失业率	欧盟统计局
balance	净出口	货物和服务贸易余额	欧盟统计局

欧洲央行的货币政策主要分成利率调整与流动性调节两类。前者用欧洲央行的存款基准利率替代，后者用欧洲央行持有的债券量即购债量指标替代。时间从 2003 年 1 月至 2015 年 12 月²，完整的覆盖了欧元区初创期、次贷危机冲击期、欧洲主权债务危机时期以及世界经济的缓慢复苏期。欧洲央行从 2014 年 6 月开始实施负利率政策，若仅仅分析负利率实施以来的数据特征，由于时间跨度太短将无法得出充分稳定的统计特征，因此本文试图使用统一的技术模型，将负利率放入完整的经济周期中进行研究，数据跨度了欧洲央行利率调整的不同时期（正利率、零利率与负利率）以及流动性调整的不同时期（欧洲央行的正常购债量与欧洲央行的超大规模购债量即量化宽松），可以对比研究利率调整的货币政策与流动性调节的货币政策的不同传导效果，这种数据处理方式的优点是样本量大、时间跨度

¹ 从 2006 年至 2015 年，本文选取的 12 个欧元区国家的 GDP 占欧元区主要组成国整体 GDP 的比例，分别是 98.27%、98.05%、97.90%、98.01%、97.94%、97.85%、97.81%、97.88% 与 97.86%，占到欧元区经济总量的绝大部分。数据来源：欧盟统计局。

² 论文写作的最初设计是准备检验负利率实施以来的数据，但是在搜集完数据之后发现了难题，那就是样本空间过小。欧洲央行是 2014 年 6 月才实施负利率，本文收集月频数据，样本量少，不足以得到充分有效的统计结果。此时，有两种处理方式。第一种是增加数据频率，例如将月频数据改为日频数据，但这似乎不现实。货币政策最终目标包括经济增长、物价稳定、充分就业、国际收支平衡与金融稳定，这些数据序列除了金融稳定可用资本市场数据替代得到日频数据之外，其他的变量序列无法增加数据频率，如果通过插值法填补数据空缺容易产生不必要的噪声干扰，难以充分反映负利率的冲击效果，因此基于日频数据的处理方法难以进行下去。第二种则是将样本空间扩充到自欧洲央行成立以来，有数据至近期的整个时间段，并使用统一的技术模型，将负利率放入完整的经济周期中进行研究，对比利率调整的货币政策与流动性调节的货币政策的不同传导效果，并基于统计结果提出相应的政策建议。经过认真思考与权衡，本文选择了后者即现在正文中的处理方式。

长，能够得到令人信服的欧元区货币政策调整的检验结果。

（二）模型确定

在 Love 和 Zicchino (2006) 的研究基础上，本文使用面板向量自回归 (Panel VAR) 的统计技术，来研究欧洲央行货币政策的传导效果。PVAR 擅长于挖掘面板类型的数据序列的统计特征，便于将分组后的研究对象纳入统一的框架中，考察欧洲央行的货币政策与最终目标之间的动态相关性。模型设置如下：

$$Y_{i,t} = \Gamma_0 + \sum_{j=1}^n \Gamma_j Z_{i,t-j} + \eta_i + \varphi_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中， i 代表第 i 个国家， t 代表时间，变量集 $Y_{i,t} = (r, \text{debet}, \text{output}, \text{unem}, \text{hicp}, \text{balance})^{-1}$ ，符号的含义请见表 1。 η_i 是个体效应向量， φ_t 是时间效应向量， $\varepsilon_{i,t}$ 是残差向量。

本文选取的 12 个国家是欧元区的主要组成国，但它们相互之间的经济状况差异很大。历史上，意大利、希腊、葡萄牙等国在欧洲新教改革、启蒙运动和工业革命等方面相对滞后，因此逐渐在经济结构、社会结构等方面与欧洲其他国家形成了差异。德国、荷兰、比利时等国有较完善的产业体系，而意大利、希腊、葡萄牙等国则集中于旅游等服务型行业。但是简单的从地域上划分国家群体并不够准确，Holinski & Kool (2012) 和 Tsagkano & Siriopoulos (2015) 的研究指出，在欧元区，经常账户盈余状况类似的国家在经济决策上表现出较强的一致性。因此，结合欧洲国家历史发展差异以及数十年来欧元区各国的经常账户盈余状况（数据来源：欧盟统计局），本文将样本国家分成经常账户顺差国和经常账户逆差国两组。具体分组如下：经常账户顺差国包含德国、荷兰、比利时、奥地利、芬兰和卢森堡，经常账户逆差国包含法国、葡萄牙、意大利、爱尔兰、希腊和西班牙，区域内的各国经济行为有较强的相似性与统一性。

由于央行只能调整名义利率，而影响实体经济发展的是实际利率，因此本文研究的利率调整的传导渠道是“名义利率→实际利率→最终变量”，并将其与流动性调节的传导渠道“流动性调节→最终变量”相比较，寻找差异并给出相关政策建议。

论文论证的逻辑是：将利率调整与流动性冲击两种货币政策放在统一的模型框架下做比较研究，如果相对于流动性冲击而言，降低利率可以更好的促进欧元区的经济适当增长、通胀水平温和上涨、就业率持续攀升、国际收支状况良好和金融市场稳定，那么可以认为在欧元区内，利率调整比流动性冲击更有效，应当继续降低利率来促进经济复苏。但是，

如果相对于流动性冲击而言，降低利率并不能得到上面结果的话，那么说明在欧元区内，利率调整的效果不如流动性冲击，欧洲央行应当把政策重点放在流动性冲击上，而不应当继续通过压低利率来刺激经济，也就是说继续压低负利率是没有太多效果的。

四、数据分析与最优滞后期

(一) 平稳性检验

对各数据序列进行平稳性检验。其中， r 、 $output$ 、 $unem$ 、 $hicp$ 与 $balance$ 是面板数据，使用 LLC 检验法和 IPS 检验法； $debt$ 是时间序列数据，使用 ADF 检验法。相关检验结果如表 2 所示。LLC 和 IPS 检验法显示，对于经常账户顺差国，变量 $balance$ 和 $unem$ 是一阶单整序列，而 r 、 pro 和 $hicp$ 是平稳序列；对于经常账户逆差国，变量 r 、 $hicp$ 、 $balance$ 和 $unem$ 是一阶单整序列， pro 是平稳序列；同时，变量 $debt$ 是一阶单整序列。为了保证模型估计的有效性，本文将采用变量的一阶差分序列进行估计。

表 2 平稳性检验

Pooled data(H0:Unit root)							
	stat	r	pro	hicp	unem	balance	
经常账户 顺差国	LLC test	t-value	-6.114*	-11.700***	-6.333**	-1.013	-10.163**
		t-star	-1.633	-7.875	-1.715	0.764	-7.392
		W(t-bar)	-2.827***	-9.654***	-3.290***	-2.758***	-7.358
	IPS test	t-bar	-2.526	-4.932	-2.689	-2.502	-4.123
		stat	dr	dpro	dhcpi	dunem	dbalance
		t-value	-22.961***	-32.690***	-22.198***	-19.411***	-37.153**
LLC test	t-star	-19.666	-30.820	-18.741	-18.114	-36.544	
	W(t-bar)	-22.404***	-33.527***	-21.434***	-18.138***	-38.348**	
	t-bar	-9.425	-13.344	-9.083	-7.921	-15.043	
经常账户 逆差国	LLC test	t-value	-4.478	-10.816***	-5.379	-1.560***	-6.599
		t-star	-0.694	-6.453	-1.153	0.918	-3.403
		W(t-bar)	-1.605*	-8.287***	-2.627***	2.301	-5.220**
	IPS test	t-bar	-2.095	-4.450	-2.456	-0.719	-3.369
		stat	dr	dpro	dhcpi	dunem	dbalance
		t-value	-25.176***	-34.754***	-25.753***	-11.610***	-39.645**
LLC test	t-star	-23.011	-32.733	-23.577	-8.101	-37.305	
	W(t-bar)	-24.703***	-35.602***	-25.320***	-10.047***	-41.245**	
	t-bar	-10.235	-14.075	-10.452	-5.070	-16.064	
Time series(H0:Unit root)							
Methods	stat	debt		ddebt			
ADF	Z(t)	-2.382		-5.893***			
	5% critical value	-3.470		-2.900			

注：***，**和*分别表示在1%，5%和10%的显著性水平下显著。下同。

(二) 格兰杰因果检验

表 3 格兰杰因果检验

变量 X	变量 Y	贸易顺差国		贸易逆差国	
		chi2	Prob	chi2	Prob
dr	ddebt	11.061	0.004	25.737	0.000
	dpro	4.789	0.091	1.559	0.669
	dhicp	3.502	0.174	2.631	0.452
	dunem	0.666	0.717	1.158	0.763
	dbalance	3.365	0.186	4.856	0.183
ddebt	dr	0.393	0.822	0.119	0.990
	dpro	8.561	0.014	0.936	0.817
	dhicp	3.223	0.200	1.361	0.715
	dunem	1.197	0.550	10.326	0.016
	dbalance	3.195	0.202	2.611	0.456
dpro	dr	7.999	0.018	7.682	0.053
	ddebt	12.662	0.002	5.955	0.114
dhicp	dr	8.128	0.017	0.772	0.856
	ddebt	10.993	0.004	30.300	0.000
dunem	dr	3.259	0.196	5.544	0.136
	ddebt	0.512	0.774	9.347	0.025
dbalance	dr	0.617	0.735	0.900	0.825
	ddebt	2.453	0.293	11.161	0.011

格兰杰因果检验的结果如表 3 所示。在两组国家中，流动性冲击都是实际利率变动的格兰杰原因，但实际利率变动都不是流动性调整的格兰杰原因。对于经常账户顺差国，实际利率与流动性调整是产出和物价的格兰杰原因，但不是失业率和净出口的格兰杰原因。对于经常账户逆差国，实际利率调整仅是产出的格兰杰因果，但流动性调整是物价、失业率、净出口的格兰杰原因。综合来看，实际利率和流动性调整对最终变量的影响在经常账户顺差国中大致相同，而在经常账户逆差国中，流动性调整的作用要强于实际利率调整的效果。格兰杰因果检验的结果符合货币经济学的理论解释，说明货币政策的最终目标之间存在相互冲突，而且体现出区域效应特征，后续的研究将在格兰杰因果检验的基础上进一步验证欧洲央行不同的货币政策对最终变量的差异化影响。

(三) 选择最优滞后阶数

表 4 最优滞后阶数选择

	lag	AIC	BIC	HQIC
经常账户顺差国	1	2.709	3.366*	2.968
	2	2.419	3.416	2.812*
	3	2.307	3.649	2.837
	4	2.273*	3.968	2.942
经常账户逆差国	1	5.542	6.199	5.801
	2	5.103	6.099*	5.496
	3	4.953*	6.295	5.483*
	4	5.000	6.695	5.669

在建立 PVAR 模型之前，需要对两组模型进行最优滞后阶数的判断，以此保证模型估计的有效性。检验结果如表 4 所示。根据 AIC, BIC 和 HQIC 准则，得到经常账户顺差国模型的最优滞后阶数为 2，经常账户逆差国的最优滞后阶数为 3。

五、脉冲响应

(一) 流动性冲击与实际利率波动之间的交互影响

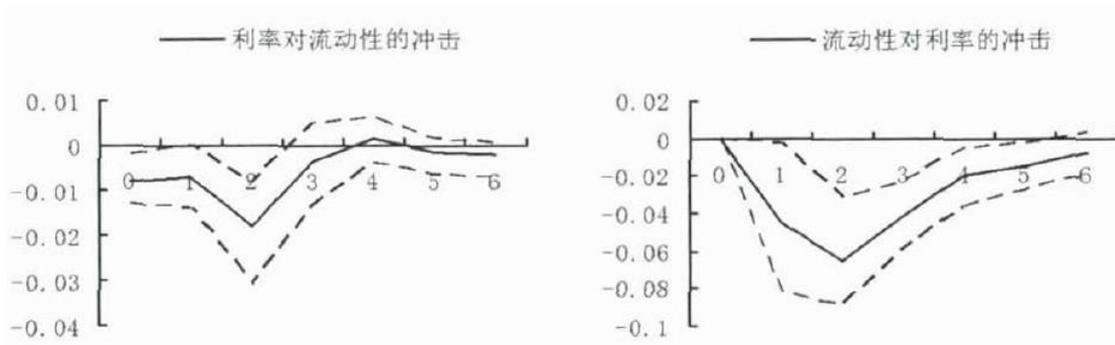


图 2 经常账户顺差国实际利率与流动性冲击之间的脉冲响应

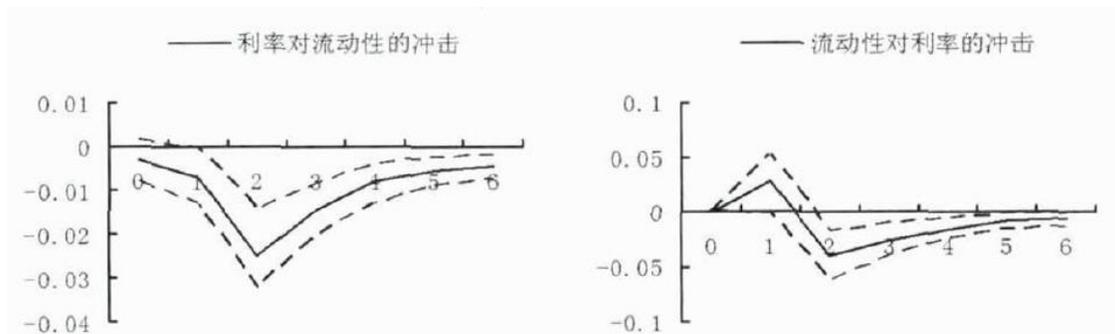


图 3 经常账户逆差国实际利率与流动性冲击之间的脉冲响应

图 2 和图 3 分别显示经常账户顺差国与经常账户逆差国的状况。在顺差国，实际利率下降导致央行流动性上升，且在 2 期后该影响逐渐加大；央行流动性上升如加大宽松力度

将导致实际利率在大约 2 期后下降。在逆差国，实际利率下降导致央行流动性上升，但该影响的持续性与幅度弱于顺差国；同时，央行流动性上升即更大幅度的宽松政策将导致利率下行，而且该影响幅度显著大于顺差国。综合来看，在经常账户顺差国和逆差国中，实际利率波动和流动性冲击之间的交互关系较为一致，但在影响的持续性与幅度上存在区别：实际利率波动的影响在经常账户顺差国的持续性较长，而流动性冲击的影响在经常账户逆差国中的持续性较大；并且在两个区域中，流动性冲击对实际利率的影响幅度都要大于实际利率波动对流动性冲击的影响幅度。

（二）实际利率波动对最终目标的影响

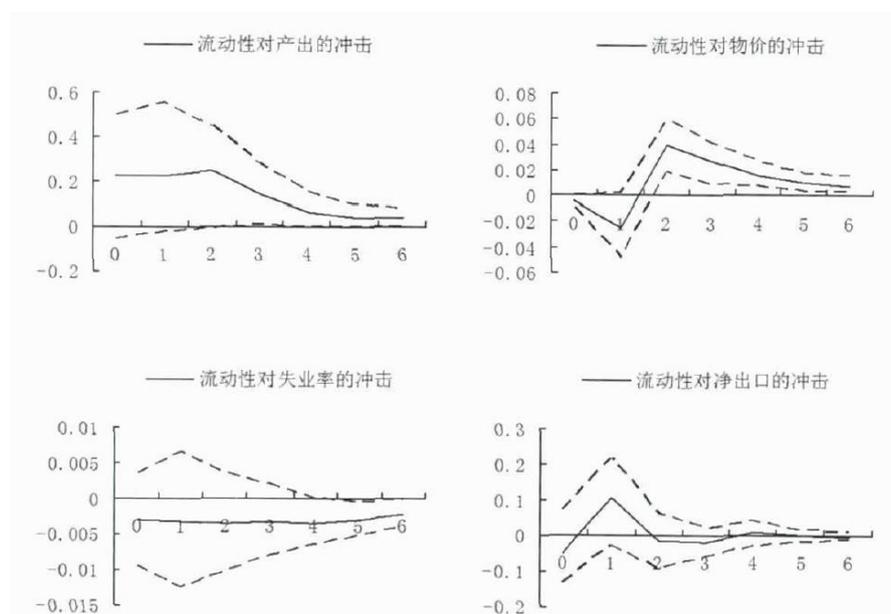


图 4 经常账户顺差国最终变量对实际利率的脉冲响应

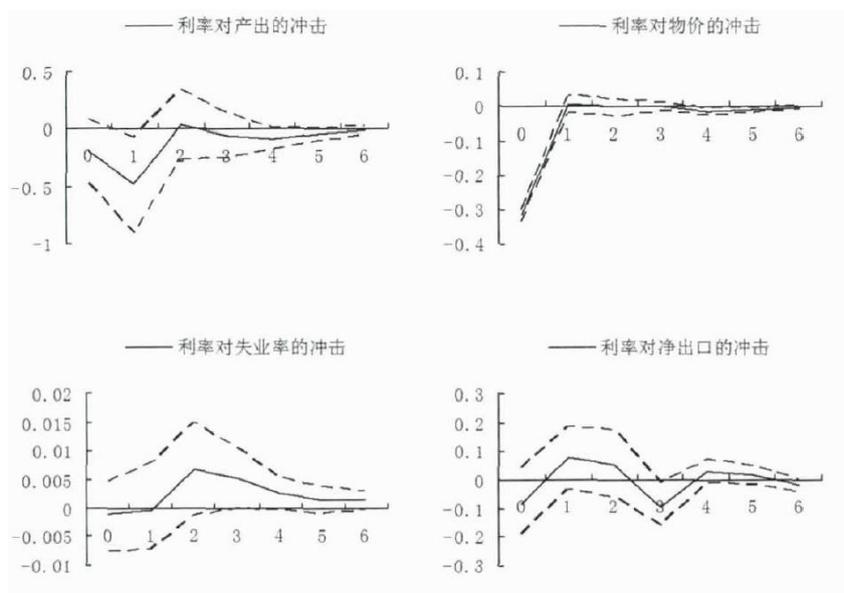


图 5 经常账户逆差国最终变量对实际利率的脉冲响应

图 4 和图 5 分别显示经常账户顺差国与逆差国的实际利率的调整效果。在经常账户顺差国中，实际利率下降对产出的短期影响明显，在 1 到 2 期内出现正增长，之后影响虽然减弱但仍保持在正值；实际利率下降导致物价在当期迅速上涨，但影响很快减弱，不过也仍然保持在正值；实际利率下降导致失业率在滞后 1 期后开始下降，且作用持久；实际利率下降导致净出口出现波动但无太明显的趋势特征。

在经常账户逆差国中，实际利率下降导致了产出波动但并无太多有益的影响；实际利率下降导致物价短期迅速增长但很快减弱稳定在零点上方；实际利率下降对就业的影响大且持久，失业率下降明显而稳定；实际利率下降对净出口的作用方向不明显。

综合来看，不论在经常账户顺差国还是逆差国，实际利率下降对就业均产生了显著且持久的正面效应，即失业率不断下降；实际利率下降在短期内能推动价格上涨但效应短暂；净出口会出现波动但是没有明显的长期变化趋势。在经常账户顺差国，实际利率下降可以提高产出，但在经常贸易逆差国却无法提高产出而没有产生有益的影响。整体而言，实际利率下降对经常账户顺差国的正效应要强于经常账户逆差国。

（三）流动性冲击对最终目标的影响

图 6 和图 7 分别显示经常账户顺差国与逆差国的最终目标变量对流动性冲击的脉冲响应。在经常账户顺差国，流动性上升导致了产出的迅速上升，而且该影响一直十分持久；物价在滞后 1 期之后开始上涨并一直维持正向影响；流动性上升稳定的降低了失业率；流动性上升在短期内促进了净出口的上升，但长期中影响不明显。

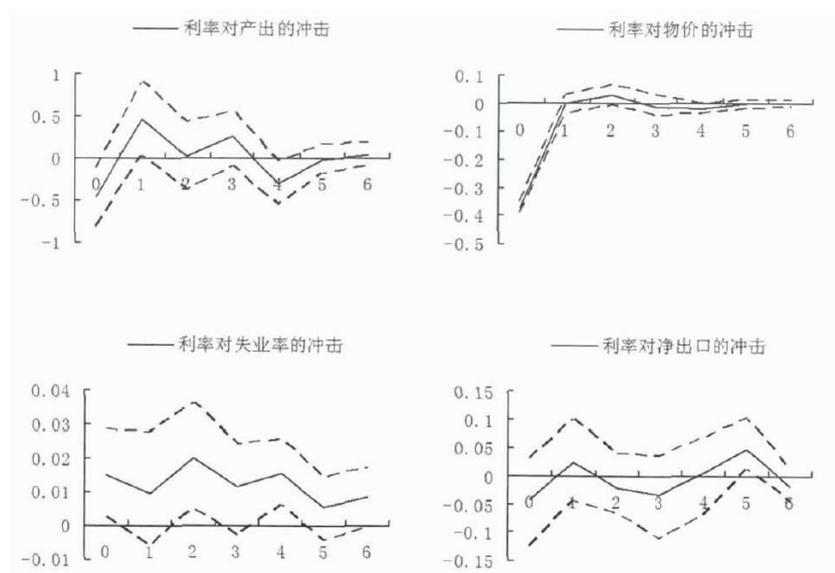


图 6 经常账户顺差国最终变量对购债量的脉冲响应

与顺差国相比，流动性冲击对经常账户逆差国的影响却差强人意。流动性上升在初期给产出带来了正向影响，但长期中产出又回到了零值以下；物价在短期内出现明显上涨且作用持久；流动性上升在初期对失业率有压低作用，但长期中的失业率仍然居高不下；净出口在初期上升但很快又下降，最终在零值附近徘徊。

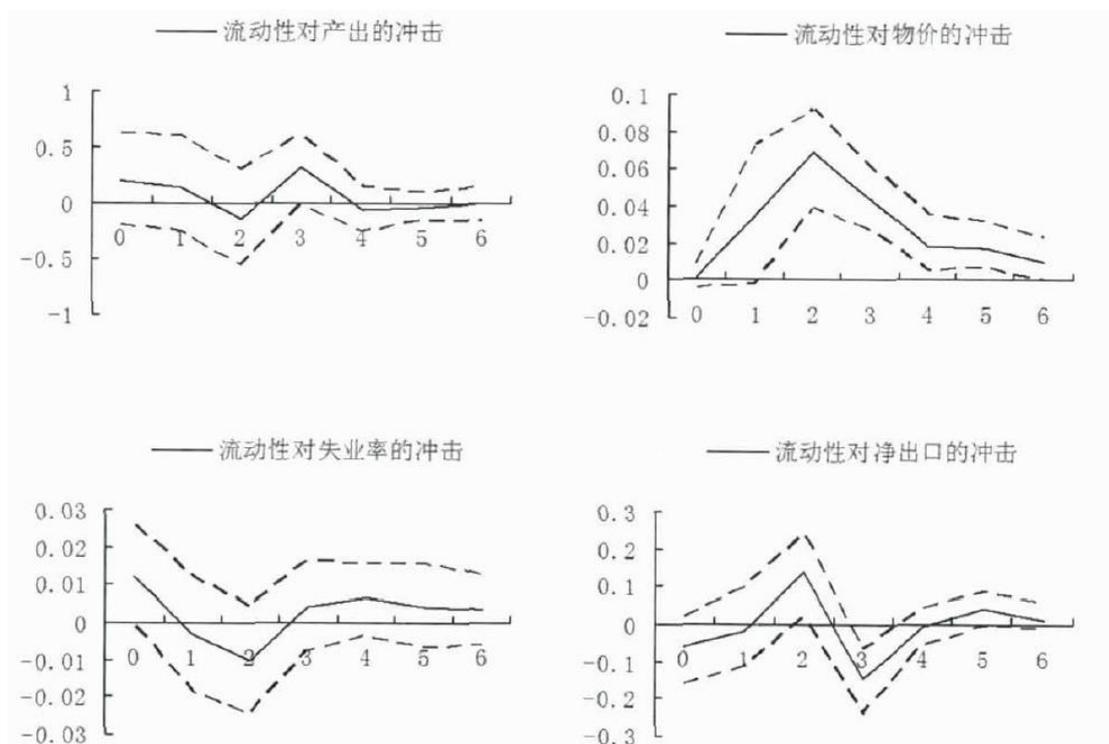


图7 经常账户逆差国最终变量对流动性冲击的脉冲响应

综合来看，流动性冲击的货币政策在经常账户顺差国的效果要明显强于经常账户逆差国。除了短期迅猛的推高物价之外，流动性冲击在逆差国几乎没有产生什么有益的影响；与此形成对比的是，流动性冲击不但对经常账户顺差国的生产、物价、失业率等各方面产生了正效应，而且持续期均比较长。比较实际利率下降与流动性调整带来的不同的冲击效果，可以看出经常账户顺差国的脉冲响应要显著强于经常账户逆差国；同时，不论考察受到明显冲击的最终变量个数，还是考察受到明显冲击的持续性，流动性冲击的政策效果都要强于利率调整所产生的政策效果。

（四）名义利率对实际利率的影响

以上检验了实际利率对最终变量的影响，但仍然不够。由于央行只能调整名义利率，因此还需要探究名义利率与实际利率之间的相关性与传导效果。

表 5 名义利率与实际利率的关系

	经常账户顺差国		经常账户逆差国	
名义利率与实际利率相关系数	比利时	0.353792	爱尔兰	-0.0739
	德国	0.444413	希腊	0.246223
	卢森堡	-0.20606	西班牙	0.018377
	荷兰	0.608287	法国	0.42915
	奥地利	0.622741	意大利	0.330797
	芬兰	0.499717	葡萄牙	0.258415
	均值	0.387148	0.20151	

表 5 的数据显示：首先，欧洲央行的名义利率调整与实际利率波动之间具有正相关性（除了两个经济体量相对较小的国家卢森堡与爱尔兰之外，其他国家的名义利率与实际利率间的相关系数都是正值）；其次，经常账户顺差国的相关系数均值为 0.387，说明平均而言顺差国的名义利率调整效果有 38.7%能够传导到实际利率，而经常账户逆差国的相关系数均值为 0.202，说明平均来看逆差国的名义利率调整效果只有 20.2%能够传导到实际利率环节。

本文主要检验欧洲央行的两条货币政策传导渠道的效果，一条是“流动性冲击→最终变量”，另一条是“名义利率→实际利率→最终变量”。脉冲检验结果显示，实际利率下降对最终变量的影响要弱于流动性冲击对最终变量的影响，再考虑到欧洲央行调整名义利率的货币政策效果传导到实际利率环节还有大幅度衰减，因此利率下降的宽松货币政策对欧元区经济的复苏与发展的作用偏弱，与此形成对比的是，流动性冲击对最终变量的影响效果要更强大且持续时间更长。由此可见，在当前形势下，进一步降低利率继续推进负利率可能含义不大，实体经济并不能从不断下行的利率走廊中获得充分收益，负利率并不是拉动经济复苏和消除通缩的法宝。

六、结论与政策建议

负利率是近年来，多国央行推出的一种极具争议的货币政策。本文使用 2003 年 1 月至 2015 年 12 月欧元区的 12 个主要国家的数据，对包含负利率与量化宽松的欧洲央行货币政策的传导效果进行了严格的统计检验。时间区间跨度欧元区初创期、次贷危机冲击期、欧洲主权债务危机时期以及世界经济的缓慢复苏期，通过对比分析，得到如下系列结论：

第一，流动性冲击与实际利率波动存在交互影响，但流动性冲击对实际利率波动的影响更大。

第二，实际利率调整的政策效果并不明显，经常项目顺差国的效果要略强于经常项目逆差国。在顺差国，实际利率的下降导致产出增加，价格短期上涨但很快回归零值，失业率下降，净出口出现波动但无太明显的趋势；在逆差国，实际利率下降对产出没有产生太多明显的影响，价格短期上涨但很快归于零，失业率下降，净出口出现波动但无太明显的趋势特征。

第三，流动性冲击的政策效果相对明显，经常项目顺差国要强于经常项目逆差国。在顺差国，欧洲央行的流动性冲击导致产出上升且持续，价格上涨，失业率下降而稳定，净出口也出现短期上升；在逆差国，欧洲央行的流动性冲击对产出的影响较小，价格上升，在初期对失业率有压低但长期效果不理想，净出口初期上升但很快又下降。

第四，名义利率对实际利率有正向引导作用，顺差国要强于逆差国。在当前形势下，进一步降低名义利率继续推进负利率含义不大，实体经济并不能从不断下行的利率走廊中获得充分收益，负利率并不是拉动经济复苏和消除通缩的法宝。若欧元区经济持续萧条，应加大量化宽松的力度而不是继续推进负利率。

第五，欧元区的经常项目逆差国（法国、葡萄牙、意大利、爱尔兰、希腊和西班牙）问题较大，量化宽松与负利率等货币政策似乎都难以产生好的效果，应当进行艰苦的产业升级与结构调整，提高来自于实体经济的税收收入，同时努力压缩政府支出、改革高福利制度，才能从根本上解决问题。

基于欧元区货币政策的实证检验结果，得到以下借鉴与启示：

首先，证明了货币经济学中传统的利率理论的正确性。费雪早在 1896 年就提出了零利率下限约束，他认为如果经济人将货币借出反而收到负的利息，那么居民会倾向于持有现金，投资会因无法融资而下降，导致产出减少与失业增加，因此名义利率不能为负。凯恩斯更是在此基础上提出了著名的流动性陷阱理论，经济学家们研究了第二次世界大战之后的美国名义利率，发现每一次名义利率达到零点附近都会导致宏观政策传导效果的失真与经济的急剧波动。目前，多个国家的央行开始实施负利率政策，虽然突破零利率下限约束被视为是一种对传统利率理论的“创新”，但整体来看实际效果并不如人意，不但对实体经济复苏没有太大作用，而且压缩了商业银行的利润，有可能伤害金融体系的稳定与健康。

其次，凸显了货币政策的局限性，货币政策不是万能也不应当成为万能的宏观调控工具。在后金融危机时代，结构调整已成为世界各国经济发展的主流，例如欧元区中目前最艰难的几个国家，更需要的是自身的结构调整与经济转型，而来自于外部的货币政策并不

能彻底拯救他们。但是从近年来世界各国宏观调控的实践来看，货币政策似乎有过度使用的倾向。货币经济学指出货币政策强于调总量而弱于调结构，尽管货币政策具有一定的调结构的功能（近年来美联储的扭曲操作、欧洲央行的完全货币交易政策、英格兰银行的融资换贷款协议，以及中国人民银行的定向降准、定时降准、PSL、MLF 等都是利用货币政策进行结构调整的有益尝试），但调结构并不是货币政策的强项，货币政策还需要与财税政策以及产业政策相协调，充分利用政策组合的效用最优化，稳中求进，才能充分实现结构调整的职能，从而为我国的供给侧结构性改革营造良好的金融与货币环境。

参考文献

- [1] Alsterlind J, Armelius H, Forsman D. How Far Can The Repo Rate Be Cut?. Sveriges Riksbank Working Paper, 2015 (11)
- [2] Bech M L, Malkhozov A. How Have Central Banks Implemented Negative Policy rates?[J]. BIS Quarterly Review, 2016 (3): 31-44
- [3] Cœuré B. Life Below Zero: Learning About Negative Interest Rates[EB/OL].
<http://www.ecb.europa.eu/press/key/date/2014/html/sp140909.en.html>, 2014-09-09.
- [4] Coibion O, Gorodnichenko Y, Wieland J. The Optimal Inflation Rate In New Keynesian Models: Should Central Banks Raise Their Inflation Targets In Light Of The Zero Lower Bound?[J]. The Review of Economic Studies, 2016, 79(4): 1371-1406
- [5] Constâncio V. The Challenge Of Low Real Interest Rates For Monetary Policy[EB/OL].
<https://www.ecb.europa.eu/press/key/date/2016/html/sp160615.en.html>, 2016-06-15
- [6] Draghi M. Addressing The Causes Of Low Interest Rates[EB/OL].
<https://www.ecb.europa.eu/press/key/date/2016/html/sp160502.en.html>, 2016-05-02
- [7] Fisher I. 1896, Appreciation and Interest: A Study Of The Influence of Monetary Appreciation And Depreciation On The Rate Of Interest With Applications To The Bimetallic Controversy And The Theory Of Interest[M]. Published by American Economic Association
- [8] Gesell S. 1958, The Natural Economic Order[M]. Published by Peter Owen Ltd
- [9] Greeley B. The Great Negative Rates Experiment[EB/OL].
<http://www.bloomberg.com/news/articles/2015-10-22/the-great-negative-rates-experiment>, 2015-10-22
- [10] Heider F, Saidi F, Schepens G. Life Below Zero: Bank Lending Under Negative Policy Rates[J/OL]. Social Science Electronic Publishing, <http://ssrn.com/abstract=2788204>, 2016-09-01
- [11] Holinski N, Kool C J M, Muysken J. Persistent Macroeconomic Imbalances In the Euro area: Causes and Consequences[J]. Federal Reserve Bank of St. Louis Review, 2012, 94(1): 1-20
- [12] King M. Sweden Cuts Rates Deeper Into Negative Territory, Says May Go Further[EB/OL].
<http://www.bloomberg.com/news/articles/2016-02-11/swedish-central-bank-unleashes-more-stimulus-after-krona-warning>, 2016-02-11
- [13] Kuroda H. The Bank of Japan unveils new monetary tools[EB/OL].
<http://www.economist.com/news/finance-economics/21707512-bank-promises-keep-long-term-rates-zero-and-lift->

inflation-over-2, 2016-09-21

[14] Love I, Zicchino L. Financial Development and Dynamic Investment Behavior: Evidence From Panel VAR[J].

The Quarterly Review of Economics and Finance, 2006, 46(2): 190-210

[15] Randow J, Kennedy S. Negative Interest Rates Less Than Zero[EB/OL].

<https://www.bloomberg.com/quicktake/negative-interest-rates>, 2016-06-06

[16] Scheiber T, Silgoner M A, Stern C. The Development of Bank Profitability In Denmark, Sweden and Switzerland During A Period Of Ultra-low And Negative Interest Rates[J]. Focus on European Economic Integration, ,

2016 (3): 8-28

[17]Soble J. Japan's Negative Interest Rates Explained[EB/OL].

http://www.nytimes.com/2016/09/21/business/international/japan-boj-negative-interest-rates.html?_r=0, 2016-9-

20

[18] Tsagkanos A, Siriopoulos C. Stock Markets And Industrial Production In North And South Of Euro-zone:

Asymmetric Effects Via Threshold Cointegration Approach[J]. The Journal of Economic Asymmetries,2015, 12(2):

162-172

[19]Wijnhoven G, Kes J. Negative Interest Rate Policy Of The ECB And Other Central banks[EB/OL].

<https://www.ecb.europa.eu/paym/groups/pdf/mmccg/20160315/2016-03->

[15_MMCG_Item_2_ii_Negative_Interest_Rate_Policy_of_the_ECB_ING.pdf?1db63ee463edf82e17c0b8e92a0b5](https://www.ecb.europa.eu/paym/groups/pdf/mmccg/20160315/2016-03-15_MMCG_Item_2_ii_Negative_Interest_Rate_Policy_of_the_ECB_ING.pdf?1db63ee463edf82e17c0b8e92a0b5)

[e1b, 2016-03](https://www.ecb.europa.eu/paym/groups/pdf/mmccg/20160315/2016-03-15_MMCG_Item_2_ii_Negative_Interest_Rate_Policy_of_the_ECB_ING.pdf?1db63ee463edf82e17c0b8e92a0b5)

Is the Negative Interest Rate Effective?

—Evidence from the Eurozone

Li MA, Shuying LI, Chenghao Wen

Abstract: This paper sheds light on the impacts of the monetary policies released by the European Central Bank from the Jan 2003 to the Dec 2015, twelve main Eurozone countries in an analytical framework of the Panel Vector Auto Regression (PVAR). It shows that QE and interest rates have two-way interactive effects on each other, while the former has more significant impacts on the later. Both policy tools have more significant impacts on the current-account-surplus economies than on the current-account-deficit economies. Moreover, nominal interest rates have positive effects on real interest rates, and such effects are stronger in the current-account-surplus economies than in the current-account-deficit economies. It concludes that the QE should be a more suitable policy instrument for the ECB than the negative real interest rate, however, the exogenous expansionary monetary policies cannot solve economic problems in current-account-deficit economies.

Key words: Negative Interest Rate, QE, ECB, Effect

结构转型、金融危机与中国劳动收入份额的变化

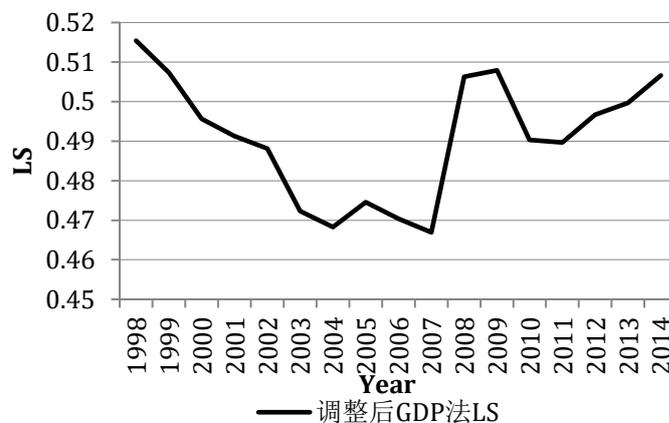
刘亚琳¹ 茅锐² 姚洋³

【摘要】 本文从结构转型和金融危机两个方面解释我国劳动收入占国民收入份额的 U 型变化趋势。在 Mao and Yao(2012)构建的三部门动态一般均衡模型的基础上, 本文推导出第二产业就业人数占比的倒 U 型变化会导致 GDP 中劳动收入份额的 U 型变化规律。数值研究显示, 在不考虑 2008 年金融危机冲击的情况下, 我国第二产业就业人数占比的转折点将发生在 2020 年, 而劳动收入份额的转折点将推迟到 2030 年。当考虑 2008 年全球金融危机对各产业 TFP 增长率的影响时, 分段拟合的劳动收入份额则与实际数据高度吻合。

【关键词】 劳动收入份额; 结构转型; U 型规律;

一、引言

近年来, 吸引经济学界的一个问题是如何解释我国劳动收入占国民收入份额的变化。从上世纪 90 年代开始到全球金融危机之前, 这一份额呈下降趋势。**错误!未找到引用源。**显示了 1998-2014 年的情况。1998 年, 这一份额为 0.515, 到 2007 年达到最低点 0.467。金融危机之后, 这一份额开始上升, 中间虽然有波动, 但到 2014 年仍然恢复到 0.51 左右。也就是说, 以金融危机为转折点, 我国的劳动收入份额呈现一个 U 型走势。本文的目的是从经济结构变化和全球金融危机两个角度对这个 U 型曲线给出一个解释。



¹ 刘亚琳, 北京大学国家发展研究院和中国经济研究中心;

² 姚洋, 北京大学国家发展研究院和中国经济研究中心;

³ 茅锐, 浙江大学公共管理学院和卡特中心。

图 1 中国 1998-2014 年劳动收入份额变化趋势

数据来源：国家统计局，分省年度数据汇总。

注释：文献中关于劳动收入份额（LS）的定义主要有两种：GDP 法——劳动者报酬占收入法 GDP 的比重（没有扣除生产税净额）；要素法——劳动者报酬占要素成本法增加值之比（即 GDP 中扣除生产税净额后的部分）。本图使用的是 GDP 法。图中的“调整”是指，根据白重恩等（2009）、陈宇峰等（2013），考虑到 2004 年统计口径的变化，将 2004 年及之后年份的劳动者报酬统一提高了 6.3%。

学术界对劳动收入份额的研究可以追溯到李嘉图（Ricardo, 1821）和其他的古典经济学家（Krueger, 1999）。在新古典增长理论的框架下，长期中各要素收入在总收入中所占的比例保持平稳，这被称为“卡尔多事实”（Kaldor, 1961）。然而，无论是跨国的横截面研究还是对中国数据的时间序列研究都表明，劳动收入份额并非恒定不变；其变化与经济结构转型，特别是库兹涅茨事实（Kuznets, 1955）所刻画的工业部门就业份额的倒 U 型变化密切相关。具体来说，在发达国家中，劳动收入份额与经济发展水平正相关，而在发展中国家中，两者负相关；总体而言，劳动收入份额与经济发展水平呈现出 U 型规律，与工业就业份额和经济发展水平间的倒 U 型关系正好相反（Harrison, 2005；白重恩和钱震杰，2010）。对中国历史数据的实证研究也表明，经济结构转型是解释劳动收入变化的重要原因。这些研究主要是从两个角度展开的。第一个角度是对劳动收入份额进行分解，分为结构影响和产业影响等。这一研究思路源于 Solow（1958），与之相类似的还有 Young（2010）。白重恩和钱震杰（2009）的研究表明，产业结构变化的影响是导致我国劳动收入份额在金融危机之前下降的主要因素。他们发现，在剔除了 2004 年统计核算方法的影响之后，1995-2003 年结构转型使总体劳动收入份额下降 3.36%，而各产业劳动收入份额降低的贡献为 2.12%。另一个研究角度是利用计量方法直接探究劳动收入份额的影响因素。王晓霞和白重恩（2014）归纳了影响劳动收入份额的三个最根本因素：经济结构转型、有偏技术进步和产品与要素市场扭曲。白重恩和钱震杰（2010）利用 1985-2003 年的中国省际面板数据对劳动收入份额进行回归分析，发现当经济结构从农业转向非农业时劳动收入份额下降，当从工业转向服务业时劳动收入份额上升。

在理论研究方面，一些文章对劳动收入的 U 型曲线进行了解释。李稻葵、刘霖霖和王红领（2009）在刘易斯二元经济理论的框架下构建了一个简单的两部门静态模型，分析劳动力从农业部门向工业部门转移的过程中各部门劳动边际生产率和产出的变化，推导出劳动收入份额与人均产出之间的 U 型关系。龚刚和杨光（2010）则认为劳动力市场并非是出

清的，他们在新凯恩斯主义框架下借助一个具有凯恩斯-哈罗德特征的非均衡宏观动态模型，证明了工资性收入占国民收入比重的 U 型变化趋势。不过，该模型认为劳动收入份额下降的主要原因是二元结构下劳动力的无限供给及由此带来的工资粘性，而不是结构转型。

与以往文献不同，本文使用的模型是一个动态一般均衡三部门模型，完整地考虑了结构变化对劳动收入份额变化的影响，并得到了劳动收入 U 型曲线的显式解。另外，本文用这个模型对中国进行了数值研究，并研究了金融危机对我国劳动收入占比的影响。

在本文的模型中，劳动收入占比的 U 型曲线的形成机制如下。第一产业的劳动收入份额最高，其次分别是第三产业和第二产业。劳动收入占国民收入的份额可以看作各产业劳动收入份额以各产业在 GDP 中的占比为权重的加权平均值，所以，产业结构变化将决定劳动收入份额的变化。由于各产业就业占比不受短期价格的影响，且与各自产业的 GDP 占比高度相关，本文将研究就业占比对劳动收入份额的影响。总体而言，第一产业和第三产业的就业比例越高，则劳动收入占国民收入的份额越高；第二产业的比例则具有相反的作用。本文用我国省级数据所做的实证分析证明了这些结论。结构变化的一般规律是，第一产业的就业和增加值份额持续下降，第三产业的就业和增加值份额持续上升，而第二产业的这两个份额呈现出先上升、后下降的倒 U 型趋势。由于其非线性特征，第二产业的变化对劳动收入占比起着关键性作用，与它的倒 U 型趋势相对，劳动收入占比会呈现 U 型变化趋势。

本文对结构变化的解释是基于三大产业的技术进步率差异做出的。世界各国的一般规律是，第一产业（农业）的技术进步率最高，第二产业（工业）次之，第三产业（服务业）最低（Duarte and Restuccia, 2010; Mao and Yao, 2012）。我国的情况也不例外。本文首先对我国 1998-2012 年期间三大产业的平均技术进步率进行了校准，然后利用这些估计模拟了我国的产业结构和劳动收入份额的变化，发现第二产业的就业峰值要等到 2020 年才会来到，而劳动收入份额的转折点更是到等到 2030 年左右。这与图 1 显示的实际情况有较大的偏差。一个可能的原因是 2008 年金融危机加速了我国的结构变化。金融危机之后，世界需求增速急剧萎缩，极大地影响了我国的出口，降低了工业的技术进步率，这样，用 1998-2012 年之间的技术进步平均值来模拟我国的结构变化会带来偏差。为此，本文把 1998-2012 年这段时期分成 2008 年前后两段，把美国的三大产业技术进步率在这两个时段的波动均值作为相应时段内我国相应产业技术进步获得的外部冲击，分别重新模拟我国的劳动收入份额在两个时段的变化。结果显示，新的模拟劳动收入份额与实际劳动收入份额高度拟合。

本文余下部分的安排如下。第 2 节首先进行一个探索性的计量研究，检验三次产业份额

的变化分别对劳动收入份额的影响，为本文的后续研究提供直观的理解；第 3 节利用 Mao and Yao (2012)的三部门动态宏观模型，得到劳动收入份额变化 U 型趋势的显示解；接下来的第 4 节利用中国省际的汇总数据对我国的总体情况进行数值分析，模拟**错误!未找到引用源**。中劳动收入份额的 U 型变化曲线，并进行敏感性分析；最后，第 5 节总结全文。

二、探索性的实证分析

本节利用 1998-2014 年中国按行政区划分的省级面板数据，检验三次产业占比对劳动收入份额的影响。这个检验是探索性的，目的不是得到三次产业的变动和劳动收入份额之间的因果关系，而是呈现它们之间的相关关系。三次产业的变动和劳动收入份额的变动都是内生于经济增长过程之中的，要探究它们之间的因果关系必须求助于理论模型的帮助。本节的目的是建立三次产业变动和劳动收入份额之间的直观关系，以便帮助读者理解理论模型的机制。

（一）数据描述与计量模型

本节使用的是国家统计局网站提供的 31 个省（直辖市、自治区）级单位 1998-2014 年的平衡面板数据。¹ 其中，被解释变量劳动收入份额（LS）的定义采用的是劳动者报酬占收入法 GDP 的比重，没有扣除生产税净额，故在回归的控制变量中也没有再引入间接税。此外，需要注意的是，在原始数据的处理中，考虑到 2004 年统计口径的变化，参考白重恩等（2009）、陈宇峰等（2013）的处理方法，本文将 2004 年及之后年份的劳动者报酬统一提高了 6.3%。**错误!未找到引用源**。显示的数据是将全国各省劳动者报酬之和与各省汇总的 GDP 之比作为全国的劳动收入份额。**错误!未找到引用源**。显示了中国三次产业结构变化的趋势，数据直接来自于国家统计局网站提供的按三次产业分全国加总就业人员数。可以看出，第一产业的就业份额持续下降，第三产业的就业份额持续上升，第二产业的就业份额在 2012 年之前上升，但 2007 年之后的增长速度有所下降，2012 年之后有所下降。也就是说，我国的第二产业的就业峰值可能已经过去了。第一、二和三产业的平均劳动收入份额分别为 0.8425、0.3853 和 0.4530（具体计算过程参见 4.1 节），而全国总体的劳动收入份额是各产业劳动收入份额以各自产业增加值占比为权重的加权平均，因此，可以初步推测，第一和第三产业占比对劳动收入份额的影响是正向的，而第二产业占比的影响是负向的。

¹ 不包括台湾省、香港特别行政区和澳门特别行政区。

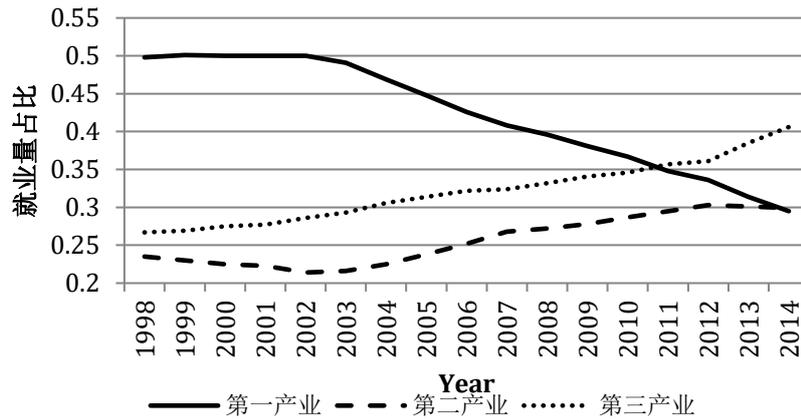


图 2 1998 年-2014 年三次产业就业量占比变化趋势

数据来源：国家统计局 <http://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=C01> .

接下来，本文利用 1998-2014 年的分省数据分析产业份额对劳动收入份额的作用。参考白重恩和钱震杰（2010）的设定，本文使用如下基准计量模型：

$$y_{it} = b_0 + b_1 shA_{it} + b_2 shX_{it} + gZ_{it} + m_i + h_t + e_{it} \quad (2)$$

其中， i 代表省份， t 代表年份； y_{it} 表示劳动收入份额的对数变换。由于劳动收入份额 LS_{it} 的取值范围为 $(0, 1)$ ，为避免对计量分析带来的偏差，在使用非 Tobit 模型进行回归时，本文将其进行 Logistic 变换，定义因变量 $y_{it} = \ln(LS_{it} / (1 - LS_{it}))$ ，其取值范围变为 $(-\infty, +\infty)$ 。此外， shA_{it} 代表第一产业占 GDP 的比重，为避免共线性， shX_{it} 表示第二产业占 GDP 的比重 (shM_{it}) 或第三产业占 GDP 的比重 (shS_{it})。以上三个解释变量前的系数 b_1 和 b_2 为本文所关心的。式中的 Z_{it} 表示控制变量，包括投资率（投资占 GDP 的比例， $INVR$ ）、贸易依存度（进出口占 GDP 比例， $TRADE$ ）¹、取对数后的人均 GDP 及其二次项 ($\ln PGDP$ 和 $\ln PGDP_2$)。最后， b_0 是截距项； m_i 是难以观测的省份特征，不随时间变化而变化； h_t 是难以观测的随时间变化而变化的变量； e_{it} 是误差项。以上各可观察变量的统计信息详见。

表 2。

¹ 考虑到人民币汇率非市场定价，本文所用的进出口数字为美元数，因此，严格地说， $TRADE$ 不是进出口占 GDP 的比例。参见白重恩等（2010）。

表 2 变量描述统计表

变量名	符号表示	均值	标准差	最小值	最大值
劳动收入份额对数变换	$\ln(LS_{it} / (1 - LS_{it}))$	0.081	0.291	-0.636	0.992
第一产业占比	shA_{it}	0.137	0.072	0.005	0.364
第二产业占比	shM_{it}	0.451	0.083	0.197	0.590
第三产业占比	shS_{it}	0.412	0.077	0.283	0.779
人均 GDP	$\ln PGDP$	9.714	0.838	7.768	11.564
投资率	$INVR$	0.535	0.207	0.233	1.242
贸易依存度	$TRADE$	0.402	0.475	0.027	2.256

表 3 为被解释变量与表示产业结构的解释变量之间的相关系数矩阵。很显然，劳动收入份额与第一和第三产业占比正相关、与第二产业占比负相关，初步验证了之前的推测。

Correlation	$\ln(LS_{it} / (1 - LS_{it}))$	shA_{it}	shM_{it}	shS_{it}
$\ln(LS_{it} / (1 - LS_{it}))$	1			
shA_{it}	0.447	1		
shM_{it}	-0.415	-0.512	1	
shS_{it}	0.029	-0.382	-0.598	1

表 3 劳动收入份额与产业结构相关关系

(二) 实证结果

根据以上分析，预期我们的计量模型中系数 b_1 应大于 0，而当 shX_{it} 取 shM_{it} 时， $b_2 < 0$ ；当 shX_{it} 取 shS_{it} 时， $b_2 > 0$ 。

表 4 显示的是第一、二产业的回归结果。第 (1)、(2) 列使用固定效应模型，第 (1) 列没有加入控制变量，第 (2) 列加入了控制变量。第 (3) 列重复第 (2) 列的回归，但使用了差分 GMM 模型。后者增加了滞后一年的被解释变量作为解释变量之一，同时用滞后 0 到 3 年的投资率作为 GMM 的工具变量，第 (4)、(5)、(6) 列重复前三列的回归，但直接

使用劳动收入份额作为被解释变量，考虑到该份额的取值范围为 (0, 1)，故采用了 Tobit 模型和 Random-Tobit 模型。就统计显著性而言，无论使用何种估计方法以及是否加入控制变量，第二产业就业占比都对劳动收入份额具有显著和稳定的负向影响。使用固定效应模型时，第一产业的影响为正但不显著，但其他模型得到的结果都是显著的。表 5 将第二产业占比换成了第三产业占比。可以发现，无论使用哪个模型，第一产业就业占比对劳动收入份额的影响都是显著且正的，而第三产业就业占比也对劳动收入份额具有显著和稳定的正向影响。

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	FE	FE	Difference	Tobit	Tobit
	$\ln(LS_{it}/(1-L_{it}))$	$\ln(LS_{it}/(1-L_{it}))$	$\ln(LS_{it}/(1-L_{it}))$	LS_{it}	LS_{it}
<i>shA_{it}</i>	0.372 (0.512)	0.085 (0.535)	3.943** (1.597)	0.272*** (0.052)	0.316*** (0.085)
<i>shM_{it}</i>	-1.510*** (0.281)	-0.903*** (0.322)	-0.870*** (0.231)	-0.219*** (0.044)	-0.262*** (0.046)
<i>lnPGDP</i>		-0.418 (0.342)	0.954** (0.455)		-0.183** (0.080)
<i>lnPGDP_2</i>		-0.001 (0.016)	-0.034 (0.022)		0.009** (0.004)
<i>INVR</i>		0.055 (0.108)	-0.284*** (0.067)		0.181*** (0.020)
<i>TRADE</i>		-0.020 (0.067)	0.055 (0.062)		0.014 (0.010)
个体固定效应	是	是	否	否	否
时间固定效应	是	是	否	否	否
N	527	527	403	527	527
R^2	0.241	0.273			

表 4 第一、二产业回归结果

注：括号内为标准误，* p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01。

其他控制变量对劳动收入份额的影响方向和显著性均不够稳定。其中，人均 GDP 的一次项的系数为负，二次项系数为正，在两个 Tobit 模型中更为显著，说明随着收入水平的提高，劳动收入份额呈 U 型变化。投资率在差分 GMM 模型中对劳动收入份额的影响显著为

负，而在 Tobit 及 Random-Tobit 模型中则显著为正。贸易依存度的影响在各个回归中均不显著。

以差分 GMM 回归结果为例，本文所关注的几个系数的经济含义都比较显著。

表 4 第 (3) 列的结果表明，当其他条件保持不变时，第一产业占比增加 0.1，相应的总体劳动收入份额将增加 0.10；第二产业占比增加 0.1 时，则总体劳动收入份额减少 0.07。表 5 第 (3) 列的结果则说明，当其他条件保持不变时，第一产业占比和第三产业占比分别增加 0.1，相应的总体劳动收入份额将分别增加 0.10 和 0.07。

表 5 第一、三产业回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	FE	FE	Difference GMM	Tobit	Tobit
	$\ln(LS_{it}/(1-L_{S_{it}}))$	$\ln(LS_{it}/(1-L_{S_{it}}))$	$\ln(LS_{it}/(1-L_{S_{it}}))$	LS_{it}	LS_{it}
<i>shA_{it}</i>	1.882*** (0.395)	0.989** (0.495)	4.812*** (1.483)	0.491*** (0.054)	0.578*** (0.084)
<i>shS_{it}</i>	1.510*** (0.281)	0.903*** (0.322)	0.869*** (0.231)	0.219*** (0.044)	0.262*** (0.046)
<i>lnPGDP</i>		-0.418 (0.342)	0.953** (0.455)		-0.183** (0.080)
<i>lnPGDP_2</i>		-0.001 (0.016)	-0.034 (0.022)		0.009** (0.004)
<i>INVR</i>		0.055 (0.108)	-0.284*** (0.067)		0.181*** (0.020)
<i>TRADE</i>		-0.020 (0.067)	0.055 (0.062)		0.014 (0.010)
个体固定效应	是	是	否	否	否
时间固定效应	是	是	否	否	否
N	527	527	403	527	527
<i>R</i> ²	0.241	0.273			

注：括号内为标准误，* p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01。

总之，本节探索性的计量分析表明，劳动收入份额与第一和第三产业就业比重之间存在显著和稳定的正相关关系，与第二产业比重之间存在显著和稳定的负相关关系。自上世纪九十年代初期以来，我国的经济结构发生了重大变化，本节的结果说明，这些变化极有可能对我国的总体劳动收入份额产生重大影响。然而，正如本节开始所指出的，要确立结

构变化和劳动收入份额之间的因果关系，我们必须求助于理论模型。这是下一节的工作。

三、理论模型

(一) 模型设定

本文的理论模型参考 Mao & Yao (2012) 建立的三部门动态一般均衡模型，从结构转型的角度研究劳动收入份额的变化规律。首先简单回顾一下 Mao & Yao(2012)中所设立的模型。

1. 消费者

考虑一个产品市场开放经济体，该经济体的产品市场完全竞争且对外完全开放¹，但资本的跨境流动是有限的，利率由本国决定。² 该经济没有人口增长。假设代表性家户的效用函数为 CRRA 形式，并无弹性地提供 1 单位劳动。它的即期效用函数为：

$$u(c(t)) = (1 - \theta)^{-1} [c(t)^{1-\theta} - 1] \quad (3)$$

其中， $c(t)$ 为即期消费， $\theta \in (0, 1)$ 为相对风险厌恶系数。代表性家户在如下预算约束下最大化它的无限期效用贴现之和：

$$\dot{K}(t) + \delta K(t) + c(t) \leq w(t) + R(t)K(t) \quad (4)$$

其中， $K(t)$ 表示资本存量， $w(t)$ 表示工资， $R(t)$ 表示资本的边际产出， δ 表示折旧率。

2. 生产者

在生产者方面，最终产品的生产函数采用 CES 形式：

$$Y(t) = f \left[g Z_1(t)^{\frac{1-e}{e}} + (1-g) Z_2(t)^{\frac{1-e}{e}} \right]^{\frac{e(1-h)}{1-h}} + (1-f) Z_3(t)^{\frac{1-h}{h}} \quad (5)$$

其中， $Z_i(t)$, $i=1,2,3$ 分别表示社会所需第一、二、三产业的中间投入产品； $0 < e, h < 1$

分别为第一产业与第二产业产品的替代弹性以及第三产业与第一产业及第二产业的替代弹

¹产品市场开放模型是否适用于中国是一个尚待讨论的问题。根据已有的研究(Li, Ma and Xu, 2015; 王雅琦、戴觅和徐建炜, 2015)，中国进出口产品价格的汇率传递非常有限，说明我国企业在外贸方面没有显著的定价权。因此，把中国近似地看作一个开放产品经济是合适的。

²在资本市场方面，我国实施资本管制，因此假设利率由国内市场决定是合理的。

性； g 和 f 代表不同产品的权重。三大产业的生产函数为 C-D 形式，且第一产业的生产要素为土地 ($T_1(t)$) 和劳动 ($L_1(t)$)，第二、三产业的生产要素为劳动 ($L_2(t)$ 、 $L_3(t)$) 和资本 ($K_2(t)$ 、 $K_3(t)$)。三个产业的生产函数分别为：

$$Y_1(t) = M_1(t)T_1(t)^{1-a_1}L_1(t)^{a_1}, \quad (6)$$

$$Y_2(t) = M_2(t)K_2(t)^{1-a_2}L_2(t)^{a_2}, \quad (7)$$

$$Y_3(t) = M_3(t)K_3(t)^{1-a_3}L_3(t)^{a_3}. \quad (8)$$

其中， M_i 为各产业的 TFP 指数， $0 < a_i < 1$ 为各产业的劳动收入份额。假设技术进步外生给定，三个部门的 TFP 增长率 g_{M_i} ， $i = 1, 2, 3$ 为常数。进一步假设：

$$(A1) \alpha_1 > \alpha_3 > \alpha_2^1,$$

$$(A2) g_{M_i} \equiv \frac{\dot{M}_i}{M_i} \text{ 为常数, 且 } g_{M_2} > g_{M_3}^2,$$

$$(A3) g_{M_1} < \frac{(1-a_2)^2 - (1-a_1)(1-a_3)}{(1-a_2)(a_3-a_2)}g_{M_2} + \frac{1-a_2}{a_3}g_{M_3} - \frac{(1-h)(1-a_1)}{a_3}(a_3g_{M_2} - a_2g_{M_3}).^3, \text{ 即}$$

g_{M_1} 相比于 g_{M_2} 和 g_{M_3} 不是太快。

即在劳动份额方面，第一产业的最高，第三产业次之，第二产业的最低；而在技术进步率方面，第二产业比第三产业快，第一产业可以是最快的，但不能非常快。根据 Mao and Yao (2012) 的结果，美国和韩国的数据符合这三个假设；下节将看到，中国数据也支持这三个假设。此外，该模型成立的假设还包括： $g_{P_2}(t) = g_{P_2}^4$ ，即第二产业的价格增长率为常数；

¹ 该假设较 Mao & Yao (2012) 中的假设 1 ($a_3 > a_2, a_1 > a_2$) 更为严格。

² 该假设对应于 Mao & Yao (2012) 中的假设 3 和假设 5 ($a_3g_{M_2} - a_2g_{M_3} > 0$)，但本文假设更为严格。

³ 该假设即为 Mao & Yao (2012) 中的假设 6。

⁴ 该假设对应于 Mao & Yao (2012) 中的假设 2 和假设 7。

为保证模型横截条件成立的 $r \geq \frac{1-q}{a_3} g_{M_3}$ ¹, 其中 r 为年均贴现率; 以及 $\eta < \varepsilon < 1$ ², 即第一产业与第二产业产品的替代弹性要大于第三产业与第一产业及第二产业的替代弹性, 但均应小于 1。从本文后续的数值模拟结果可知, 利用中国数据满足本文所用理论模型的全部假设条件。

3. 出清条件

模型中第一、二产业的产品为可贸易品, 第三产业的产品为不可贸易品。以 $X_i(t)$ 表示两个可贸易部门的净出口, 则中间产品市场出清条件是:

$$Z_1(t) = Y_1(t) + X_1(t), \quad (9)$$

$$Z_2(t) = Y_2(t) + X_2(t), \quad (10)$$

$$Z_3(t) = Y_3(t). \quad (11)$$

以 $P_1(t)$ 和 $P_2(t)$ 分别表示第一、第二产业产品的价格, 它们由国际市场决定。国际收支平衡条件是:

$$P_1(t)X_1(t) + P_2(t)X_2(t) = 0. \quad (12)$$

最后, 假设土地的总量和三个产业的劳动力总量不随时间变化, 因此均标准化为 1; 由于国际收支平衡, 国内储蓄因而等于国内资本需求, 利率由国内市场决定。如此, 要素市场出清条件是:

$$T_1(t) = T(t) \circ 1 \quad (13)$$

$$\dot{\mathbf{a}}_{i=1}^{i=3} L_i(t) = L(t) \circ 1 \quad (14)$$

$$\dot{\mathbf{a}}_{j=2}^{j=3} K_j(t) = K(t) \quad (15)$$

¹ 该假设为 Mao & Yao (2012) 中的假设 4。

² 该假设对应于 Mao & Yao (2012) 中的假设 8。

4. 模型求解

这个模型的动态由三个产业的 TFP 增长以及家户的储蓄行为所推动，各期需要求解的内生变量为 $\{c(t), \dot{K}(t), L_i(t), K_j(t), R^T(t), W(t), R(t), P_3(t), P(t)\}$ ，其中 $R^T(t)$ 为土地租金。根据福利经济学第一定理，可以将上述竞争市场模型转化为社会计划者问题，得到稳态下的解。¹ 特别地，第三产业价格增长率为：

$$g_{P_3}(t) = \frac{\dot{a}_2}{a_3 - a_2} + \frac{1}{1 + B_1(t)} \left(\frac{\dot{a}_3}{a_3 - a_2} - \frac{B_2(t)}{1 + B_1(t)} g_{P_2}(t) \right) + \frac{a_3 g_{M_2} - a_2 g_{M_3}}{a_3 - a_2} \quad (16)$$

其中 $B_1(t)$ 是一个随时间下降并趋近于零的正数²。因此，在假设 (A1) 和 (A2) 之下，很容易证明，第三产业的价格上升，但上升速度下降，并最终收敛到 $g_{M_2} - \alpha_2 g_{M_3} / \alpha_3$ 。

本文最为关注的是三次产业就业结构的变化。首先，Mao and Yao (2012) 证明，第一产业的就业量随时间下降。这背后的经济直觉是，第一产业的技术进步具有两个效应，一个是提高劳动边际产出，但是由于第一产业受制于土地数量不变这一约束，而使得劳动的产出为边际报酬递减的，故即使第一产业的技术进步很高，也可能导致劳动力流失；另一个效应是压低第一产业产品相对于第三产业产品的价格，因而挤出劳动力。因而当假设 (A3) 成立的时候，第二个效应占据主导，第一产业不断失去劳动力。其次，第二和第三产业就业量的变化可以表示为：

$$\dot{l}_2(t) = (-\dot{l}_1(t)) \left[\frac{\alpha_3 + B_1(t)}{\alpha_2} \right]^{-1} \left(\frac{\alpha_3 + B_1(t)}{\alpha_1} \right) - \left[\frac{\alpha_3 + B_1(t)}{\alpha_2} \right]^{-1} l_3(t) (-\dot{B}_1(t)), \quad (17)$$

$$\dot{l}_3 = (-\dot{l}_1(t)) \left[\frac{\alpha_3 + B_1(t)}{\alpha_2} \right]^{-1} \left(\frac{\alpha_3}{\alpha_2} - \frac{\alpha_3}{\alpha_1} \right) + \left[\frac{\alpha_3 + B_1(t)}{\alpha_2} \right]^{-1} l_3(t) (-\dot{B}_1(t)). \quad (18)$$

¹模型求解的具体过程见本文附录。

$${}^2 B_1(t) = t_2^{-1} e^{-(1-h) \left(\int_0^t g_{P_3}(s) ds \right)} \left[1 + t_1 e^{(1-e) \left(\int_0^t g_{P_2}(s) ds \right)} \right]^{\frac{1-h}{1-e}},$$

$$B_2(t) = t_1 t_2^{-1} e^{(1-e) \left(\int_0^t g_{P_2}(s) ds \right) - (1-h) \left(\int_0^t g_{P_3}(s) ds \right)} \left(1 + t_1^e P_2(0)^{\frac{1-e}{e}} \right)^{\frac{e(e-h)}{1-e}}. \text{ 其中 } t_1 = \left(\frac{1-g}{g} \right)^e \left(\frac{P_2(0)}{P_1(0)} \right)^{1-e} \text{ 以及}$$

$$t_2 = g^{-\frac{e(1-h)}{1-e}} \left(\frac{1-f}{f} \right)^h \left(\frac{P_3(0)}{P_1(0)} \right)^{1-h}, \text{ 其他符号含义均与本文所定义的保持一致。}$$

很明显，第二和第三产业在争夺从第一产业挤出的劳动力，两个产业的就业量的变化都受到两个力量的影响，一个是生产率效应（两式右边大括号里的第一项），一个是价格效应（两式右边大括号里的第二项）。前者与第一产业的劳动力挤出有关，对于第二和第三产业的效果都是正的；后者与第三产业的价格有关，是不可贸易的服务业价格水平的相对上升所带来的就业效应，对于第二产业是负的，对于第三产业是正的，绝对量刚好相等。因此，第三产业的就业量一直上升，第二产业的就业量需要看生产率效应和价格效应哪个更大。由于 $B_1(t)$ 随时间而下降，因此生产率效应随时间变小；价格效应的变化更为复杂，不仅涉及 $B_1(t)$ 的变化，而且涉及第三产业价格和就业量的变化，但 Mao and Yao (2012) 的定理 4 证明，价格效应随时间上升。因此，第二产业的就业量的变化随时间先为正，然后转负，即第二产业的就业量本身经历一个由上升到下降的倒 U 型过程。

（二）劳动收入份额的 U 型变化规律

在以上结论的基础上，本文进一步考察经济体中劳动收入份额的变化情况。首先，三次产业各自的劳动收入份额按照定义可以表示为： $a_i = w l_i / p_i y_i$ ，又因为总产出等于三次产业产出之和： $py = \sum_i p_i y_i$ ，那么，总体劳动收入份额的倒数可以表示为各产业劳动收入份额倒数的加权平均，其权重为各产业就业量，即：

$$\frac{1}{a} = \frac{l_1}{a_1} + \frac{l_2}{a_2} + \frac{l_3}{a_3}. \quad (19)$$

根据劳动市场出清条件 $l_1 + l_2 + l_3 = 1$ ，上式可以化简为：

$$\frac{1}{a} = -\frac{a_1 - a_3}{a_1 a_3} l_1 + \frac{a_3 - a_2}{a_2 a_3} l_2 + \frac{1}{a_3}. \quad (20)$$

由等式（19）及各产业就业量变化率之和为零这一条件，可以得到以第一产业和第二产业就业量占比变化为函数的总体劳动收入份额的增长率：

$$\hat{\alpha} = \frac{\alpha}{\alpha_3} \left[\frac{\alpha_1 - \alpha_3}{\alpha_1} i_1 - \frac{\alpha_3 - \alpha_2}{\alpha_2} i_2 \right]. \quad (21)$$

根据假设（A1），很容易得到下面的结论：（1）如果第二产业就业比例上升，则 $\hat{\alpha}$ 为

负，即劳动收入份额下降；（2）当第二产业就业比例下降速度足够快的时候， $\hat{\alpha}$ 变成正数，即劳动收入份额上升。这样，第二产业就业比例的倒 U 型变化保证了劳动收入份额的正 U 型变化。但是，两条曲线的转折点不是重合的；（20）式表明，劳动收入份额的转折点晚于第二产业就业比例的转折点。

四、数值模拟

本节应用上述模型解释图 1 所显示的中国劳动收入份额的变化。我们首先在模型中估计 1998-2012 年间三大产业的平均 TFP 增长率，¹ 并据此模拟我国在这个阶段及其后一段时间的劳动收入份额的变化。值得注意的是，这个模拟没有考虑美国次贷危机引起的对我国的冲击。

（一）模型拟合

国家统计局不公布全国三大产业的劳动收入份额的数据，但公布分省的数据，因此，本文所使用的全国三大产业的劳动收入份额是由分省数据加总平均而成的。其中，1998-2004 年各省分行业收入法 GDP 数据来自《中国国内生产总值核算历史资料：1952-2004》；2005 年之后各省分行业劳动者报酬数据来自各省统计年鉴。在 1998-2012 年间，三大产业的简单平均劳动收入份额 a_1 、 a_2 、 a_3 分别为：0.8425²、0.3853 和 0.4530，三者的关系满足假设（A1）： $\alpha_1 > \alpha_3 > \alpha_2$ 。³ 本节用到的其他数据均来自于中国统计局网站。⁴

在供给方，除各产业劳动收入份额的数据外，还需要估计各产业 TFP 的增长率。本文利用原模型设定中三次产业生产函数方程的变型式，得到第一产业的估计式：

$$\ln Y_1(t) - \alpha_1 \ln L_1(t) = M_1(0) + g_1 t \quad (22)$$

¹ 由于各产业劳动收入份额数据来自各省统计年鉴，截至论文写作时，其相关数据在 2012 年及之前较为完整。

² 白重恩，钱震杰（2009）最后得到的行业内劳动收入份额中，农业的在 1994、1995、2002、2003 和 2004 年分别为 0.8728、0.8833、0.8712、0.8607 和 0.8654，等等。罗长远，张军（2009）认为，“1993-2004 年：第一产业劳动收入占比从 1993 年的 86% 升至 1996 年的 87%，然后一路降至 2003 年的 83%，再在 2004 年反弹至 91%”。

³ 此处需要说明的是，本文所用数据中第二产业包括建筑业，但其价格不受国际供求影响，而本文所用模型假设第二产业的价格是可变的。但是，从统计数据来看，由于建筑业较工业占比较小，且此处统计得到的第二产业劳动收入份额与白重恩等（2009）中所列工业劳动收入份额范围相符，而小于其测得的建筑业劳动收入份额（0.60 左右）。故单从数据来看，本文利用包含建筑业的第二产业相关数据进行模型拟合对结果影响不会太大。

⁴ 国家统计局 URL: <http://data.stats.gov.cn> .

以及第二、三产业的估计式:

$$\ln \left[\frac{P_j(t)}{R(t)} \right] + \alpha_j \ln \left[\frac{P_j(t)Y_j(t)}{L_j(t)R(t)} \right] = M_j(0) + g_j t \quad j = 2, 3 \quad (23)$$

在两式中, $M_j(0)$, $j = 1, 2, 3$ 是三个产业起始年份的技术水平, $P_j(t)$ $j = 1, 2, 3$ 是它们各年的价格指数, $R(t)$ 是全国的利率¹。在剔除异常值之后, 本文回归得到的全国第一、二、三产业 TFP 增长率的平均值 g_1 、 g_2 、 g_3 分别为 10.29%、1.77%、0.15%。任若恩和孙琳琳

(2009)、杨汝岱 (2015) 以及杨勇 (2008) 等估计第一产业 TFP 增长率的取值范围为 2.00% - 7.00%, 第二产业为 1.00%-6.00%, 第三产业为 0.10%-7.30%。本文对第一产业的估计值高于这些研究得到的估计, 可能是因为本文没有考虑到土地数量的变化, 因而高估了 TFP 的贡献。

需求方的两个主要参数是一、二产业间的替代弹性 ε 和第三产业与第一或第二产业之间的替代弹性 η , 估计公式是:

$$\ln \frac{P_2(t)Z_2(t)}{P_1(t)Z_1(t)} = \ln t_1 + (1 - e) \ln \frac{P_2(t)P_1(0)}{P_2(0)P_1(t)} \quad (24)$$

$$\ln \frac{P_3(t)Z_3(t)}{P_1(t)Z_1(t) + P_2(t)Z_2(t)} = \ln t_2 + (1 - h) \ln \frac{P_3(t)P_1(0)}{P_3(0)P_1(t)} \frac{1}{\varepsilon} + \frac{P_2(t)Z_2(t)}{P_1(t)Z_1(t)} \frac{1 - e}{\varepsilon} \quad (25)$$

其中, τ_1 和 τ_2 是起始年份消费调整后的价格比率。有对 (23) 式的估计可以得到 ε 和 τ_1 , 将 ε 代入 (24) 式, 则可以得到 η 和 τ_2 的估计值。具体回归结果见表 6。

此外, 模型中所使用的第二产业价格增长率采用国家统计局网站中 1998-2014 年工业生产者出厂价格指数并经过 HP 滤波处理后的增长率。本文得到的 g_{p_2} 为 -0.488%。其他偏好参数与 Mao and Yao (2012) 相同。

¹ 该利用使用的是 WDI 数据库中的真实利率 (real interest rate), 数据来源: <http://data.worldbank.org/indicator/FR.INR.RINR>。

表 6 需求方参数估计结果

		1	2
一、二产业的替代弹性	ρ	0.1931*** [-0.0409, 0.4271]	
第三产业与其他产业的替代弹性	h		0.1754*** [-0.1455, 0.4963]
消费调整后的价格比率	t_1	1.0656*** [1.0517, 1.0795]	
	t_2		1.0627*** [1.0430, 1.0826]
T		1998-2014	1998-2014
N		17	17
Adjust R_square		0.7682	0.6377

注：中括号内为 95% 的置信区间，* $p < 0.1$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$

基于以上供给方及需求方所估计的各参数，代入第 3 节的模型中进行数值模拟后得到全国三次产业就业量变化和总体劳动份额变化的拟合图，分别见**错误!未找到引用源。**、图 3 1998 年-2040 年三次产业就业量占比拟合图

。**错误!未找到引用源。**说明本文模型拟合的中国经济具有结构转型的特点：第一产业就业量占比不断下降，第二产业就业量占比呈现倒 U 型，而第三产业就业量占比趋势则是不断上升的。其中，第二产业就业量占比的倒 U 型转折点出现在 2020 年左右，说明如果不考虑次贷危机的影响，中国结构转型将出现在 2020 年。图 3 1998 年-2040 年三次产业就业量占比拟合图

所呈现出的劳动收入份额变化趋势呈现 U 型，转折点出现在 2030 年左右，晚于劳动力份额的转折点，与理论模型的推理结果一致。

模型拟合的就业份额和劳动收入份额的转折点均晚于实际发生的情况。**错误!未找到引用源。**显示，我国总体劳动收入份额在 2008 年出现拐点。这可能和 2008 年美国次贷危机有关。次贷危机引发全球金融危机，此后全球经济一直低迷，消费一蹶不振。作为世界经济大国，同时又是世界最大的商品贸易国的中国不可避免地受到了金融危机的影响，故本文对三大产业 TFP 增长率的平均估计可能不能反映危机前后的变化。下面我们把 1998-2012 年分成 1998-2007 年和 2008-2012 年两个时期，对我们的基准 TFP 估计进行矫正。

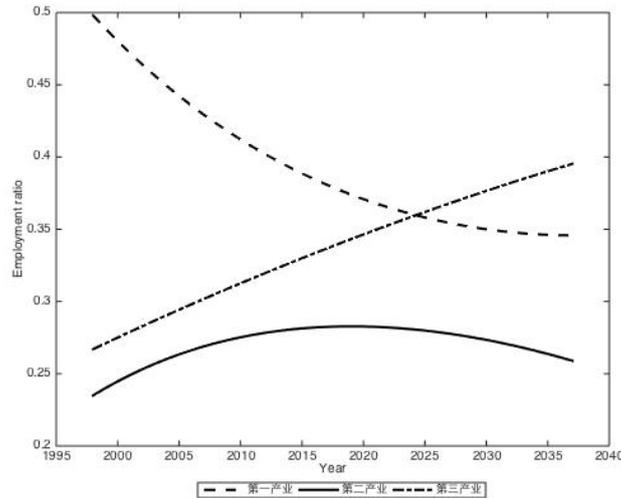


图 3 1998 年-2040 年三次产业就业量占比拟合图

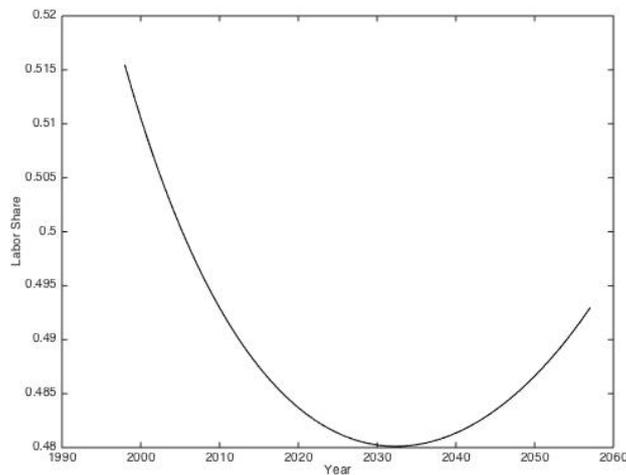


图 4 劳动收入份额拟合图（基准）

注：在基准拟合图中，各参数取值分别为： $a_1=0.8425$ 、 $a_2=0.3853$ 、 $a_3=0.4530$ ， $g_1=10.29\%$ 、 $g_2=1.77\%$ 、 $g_3=0.15\%$ ， $\theta=0.193$ 、 $h=0.175$ 、 $t_1=1.066$ 、 $t_2=1.063$ ， $g_{P_2}=-0.488\%$ 。

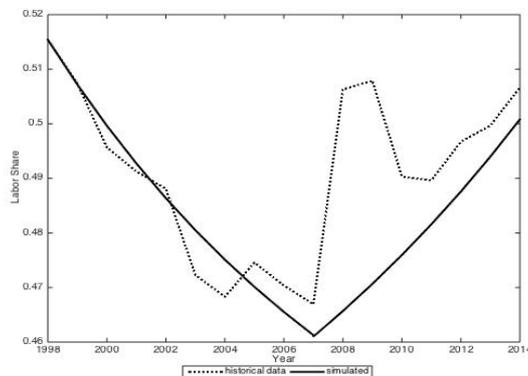
由于美国是世界经济第一大国，同时又是 2008 年金融危机的首发国，利用其 TFP 增长率的波动来衡量中国 TFP 增长率所受的外生冲击是简单而又不失代表性的方法。并且这样做能够排除由于国内其他可能的影响因素所带来的中国三次产业 TFP 的偏差，而仅考虑金融危机的影响。于是，本文利用美国 TFP 增长率在 1998-2010 年偏离历史长期 TFP 增长率（本文采用 1993 年-2010 年 TFP 增长率的平均值）的差值的平均数来衡量外生冲击的大小。

¹ 在 1998-2007 年期间，美国第一、二和第三产业 TFP 增长率和长期历史值之间的平均偏差分

¹ 数据来源：EUKLEMS database，URL：<http://www.worldklems.net/data.htm>。

别为-0.075%、+0.139%和+0.149%；2008-2010年期间的相应数值为+0.198%、-0.582%和-0.108%。这些波动不会完全传导到我国，但在2008年之前，我国和美国之间的联系非常紧密，2001-2008年期间我国的出口增长了四倍，美国增长的需求无疑起到了至关重要的作用。基于此，我们假定1998-2007年期间我国接受美国TFP增长率波动的50%，因而，矫正之后的我国三大产业的TFP增长率为基准估计加上美国1998-2007年间三大产业偏离其历史趋势平均偏差的50%。在2008年之后，我国和美国之间的联系减弱，为此我们假定2008年之后我国只接受美国TFP增长率波动的20%。由此，矫正之后1998-2007年间第一、二、三产业TFP增长率分别为10.25%、1.84%和0.22%，矫正之后2007年-2014年间的相应数值分别为10.33%、1.65%和0.13%。其他参数不变。

在上述矫正的TFP增长率的基础上，**错误!未找到引用源。**显示了我国劳动收入份额以2008年为界的分段拟合曲线，并与实际曲线进行了对比。可以看到，前后两段的拟合都比较好，但前段比后段拟合更好。在本文基准模型的拟合中，我国劳动收入份额由下降转为上升的拐点大约发生在2030年左右。由于2008年金融危机的影响，我国实际数据中总体劳动收入份额在2008年就出现拐点。对此可能的解释是，全球金融危机限制了第二、三产业的发展，劳动收入份额占比最大的第一产业重新获得了相对优势。第二产业就业占比停滞以及第一产业占比上升均使得经济总体劳动收入份额增加，拐点提前。由于现实中劳动力转移存在摩擦，特别是政府有保就业的倾向，因而表面上金融危机没有对就业量产生太大冲击（**错误!未找到引用源。**中各产业就业占比在2008年没有出现异常变化）。但是，在现实中这种冲击表现在单位劳动力的劳动时间缩短，从而达到与减少第二、三产业就业量相同的效果。本文的理论模型在考虑了现实中不可忽略的外生冲击后，其数值模拟的结果



与现实数据拟合较为理想。

图5 劳动收入份额拟合图（调整后）

注：图中虚线所描述的是中国1998-2014年总体劳动收入份额实际变化趋势，实线则为本文模型所拟

合的劳动收入份额变化趋势图。关于该拟合图中所使用的参数，除三次产业 TFP 增长率在 2007 年前、后考虑了冲击项的影响外，其他参数值同图 3 1998 年-2040 年三次产业就业量占比拟合图

。TFP 平均增长率在 1998 年-2007 年为： $g_1=10.25\%$ 、 $g_2=1.84\%$ 、 $g_3=0.22\%$ ；在 2007 年-2014 年分别为： $g_1=10.33\%$ 、 $g_2=1.65\%$ 、 $g_3=0.13\%$ 。

在以上分析中，我们没有区分自我雇佣者的混合收入和劳动收入，这将导致计算出的各产业劳动收入份额存在一定偏差，特别是对于第一产业的劳动收入份额偏差较大。接下来，我们参考以往文献的做法¹，剔除第一产业劳动报酬中的资本收入后，使用本文模型进行重新拟合。文献中在分离混合收入中的劳动收入时最常用的一种方法是任意假设混合收入中的一定比例（如 0%、25%、75%和 100%等）作为劳动收入，而其中 75%这一比例又是被应用最多的。按照该方法，我们得到的第一产业劳动收入份额为 0.5617²。此时，根据本文公式（7）得到第一产业的 TFP 增长率变为 $g_1=1.92\%$ ，其他参数与之前保持一致，我们得到的拟合结果如图 5*。我们的模型依然可以较好地拟合劳动收入份额的 U 型变化趋势，由此我们可以直观地看到，是否考虑第一产业中混合收入和劳动收入的差别并不会改变本文的基本结果。

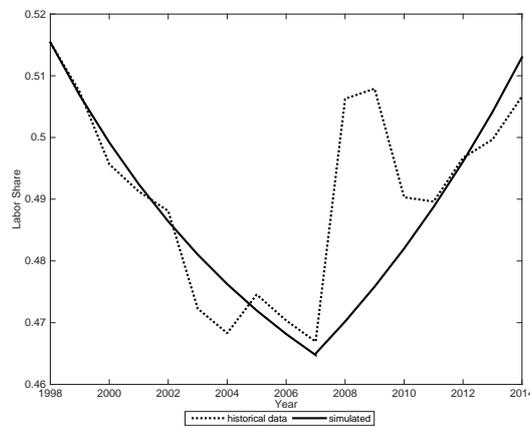


图 5* 劳动收入份额拟合图（区分第一产业混合收入和劳动收入）

（二）敏感性分析

本文在数值模拟过程中所估计的参数有 g_1 、 g_2 、 g_3 、 e 、 h 、 t_1 、 t_2 ，为排除估计参数的取值对模型拟合可能产生的决定性影响，在本节分别采用以上 7 个参数在一定范围

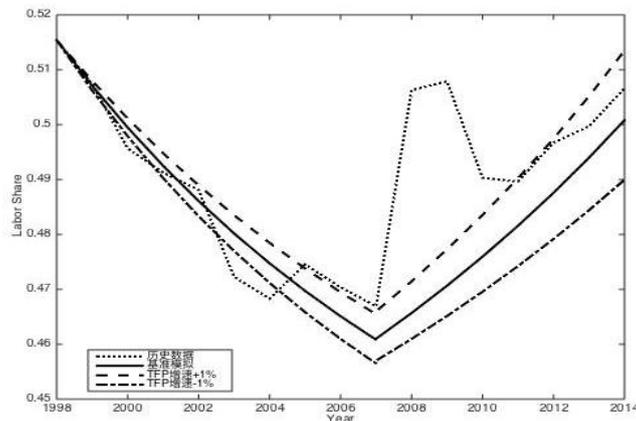
¹ Gollin (2002), 李清华 (2013), 李琦 (2012), 李荣坦 (2015) 等。

² 李荣坦 (2015) 利用不同于我们使用的计算方法所得到的农业劳动收入份额也在 0.5 左右。

内的不同取值对理论模型进行重新拟合。

首先选取 4.1 节中估计的第一、二产业 TFP 增长率上、下偏离 1%的变化和第三产业 TFP 增长率上、下偏离 10%的变化，模拟当第一、二、三产业 TFP 平均增长率取不同值时对劳动收入份额变化趋势的影响。由**错误!未找到引用源。**可以直观地看到，模型对第一、二产业 TFP 增长率取值的变化极为敏感。TFP 增长率上偏或下偏 1%，意味着第一产业 TFP 增速只变化约 0.1 个百分点，但由此导致的劳动收入份额的变化却很明显。根据基准模拟的结果，2008 年之后的拟合劳动收入份额低于实际值。由图 6.1 可以看到，在其他条件保持不变的情况下，第一产业 TFP 增长率提高 1%，可以使劳动收入份额在 2008 年之后基本上和历史数据重合。第一产业 TFP 增速上升产生两个效果，一个是第一产业劳动力的效率提高，另一个是第一产业产品的价格下降，前者吸引劳动力，后者挤出劳动力。在其他条件不变、特别是其他两个产业的 TFP 增速不变的情况下，第一个效应占主导地位，从而提高整体劳动收入份额。相反，第一产业 TFP 增长率下降 1%，则会把劳动收入份额压低到基准拟合值以下。与预期一致，第二产业 TFP 对劳动收入份额的影响和第一产业 TFP 的影响刚好相反。第二产业的 TFP 增速越高，则该产业就越具备对第三产业的竞争力，吸引更多的劳动力。第二产业 TFP 增长率变动 1%意味着它上浮或下浮 0.02 个百分点，但图 6.2 显示，由此引起的劳动收入份额的变化却比第一产业 TFP 变动所引起的变化更显著一些。这个差别的原因在于，第一产业 TFP 变动的部分地会被第三产业就业的变动所抵消，因为这两个产业就业对劳动收入份额的影响是同方向的；而当第二产业的 TFP 增速发生变动的时候，并存在抵消的力量。

和第一、二产业相比，第三产业 TFP 增长率的变动对劳动收入份额的影响非常小。图 6.3 显示，即使它上浮或下浮 10%（即 0.02 个百分点），劳动收入份额的变化也是微乎其微。这里的原因可能是，第三产业 TFP 增速的提高一方面增强该产业面对第二产业在生产率方



面的竞争优势，另一方面又抑制自身产品价格的提高，两者相互抵消。

图 6.1 第一产业 TFP 增速敏感性分析

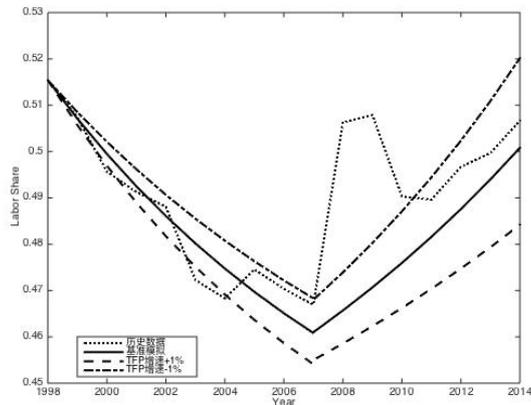


图 6.2 第二产业 TFP 增速敏感性分析

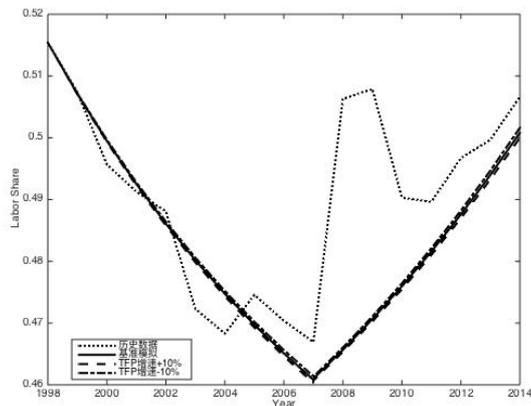


图 6.3 第三产业 TFP 增速敏感性分析

接下来，我们选取表 6 中需求方各参数上、下偏离 20% 的变化，依次拟合参数 e 、 h 、 t_1 和 t_2 不同取值时的劳动收入份额变化，相应的结果参见[错误!未找到引用源。](#)。首先，相对于供给方参数的变动，该模型拟合的结果对需求方参数的变动不敏感；其次，对需求方各参数变动进行横向比较发现，第三产业与另外两个产业之间的替代弹性 η 的变动对模型拟合的形状有相对较大的影响，而其他参数的影响几乎可以忽略。由此进一步肯定了本文模型的出发点，即供给侧的技术进步率是决定经济结构变化的主要因素。

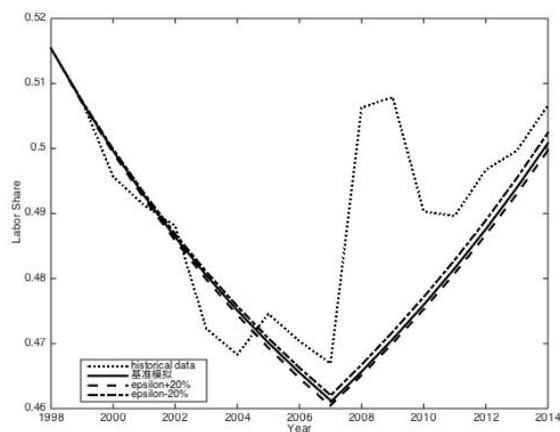


图 7.1 第一、二产业替代弹性敏感性分析

注：图中 ϵ 即为第一产业和第二产业间替代弹性。

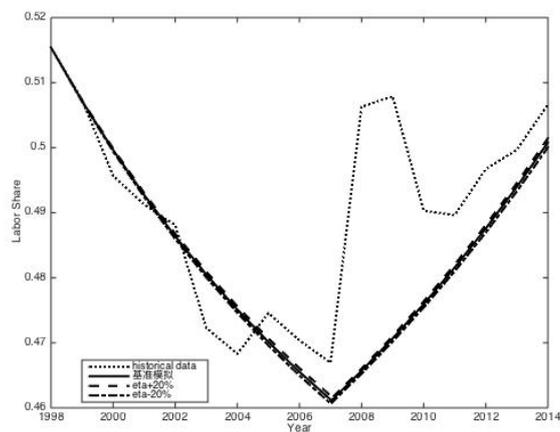
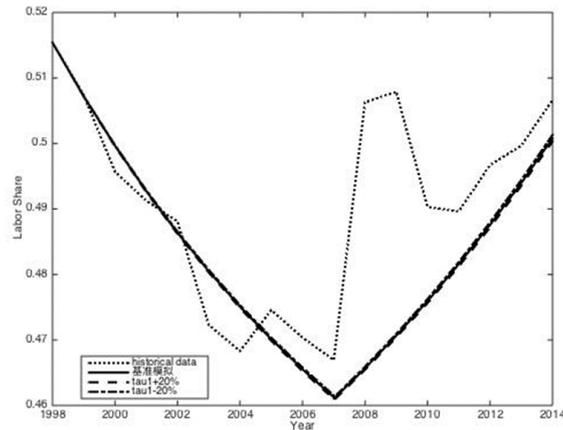
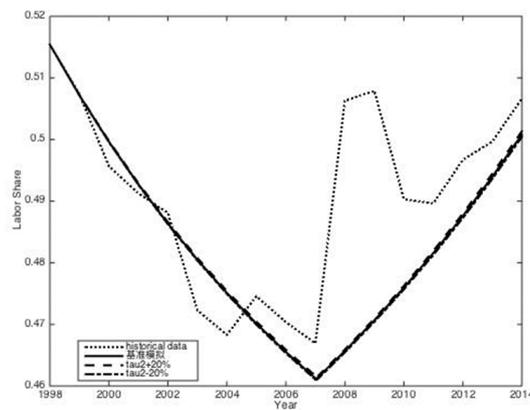


图 7.2 第三产业与第一、二产业替代弹性敏感性分析

注：图中 η 为第三产业与第一产业及第二产业的替代弹性。

图 7.3 价格比率 τ_1 (τ_{a1}) 敏感性分析图 7.4 价格比率 τ_2 (τ_{a2}) 敏感性分析

注：图中 $\tau_{a1}(t_1)$ 是经消费调整后第二产业相对第一产业的初始价格比。

注：图中 $\tau_{a2}(t_2)$ 即为经消费调整后第三产业相对第一产业的初始价格比。

五、结论

本文通过简单计量回归以及模型拟合的方法，研究了我国经济结构变化对劳动收入份额的影响，并探究了全球金融危机在其中起到的作用。本文在第 2 节的探索性实证结果表明，第一产业和第三产业就业占比上升提高总体劳动收入份额，第二产业就业占比上升降低总体劳动收入份额。在三次产业经历结构转型的过程中，第一产业就业占比不断下降，第二产业就业占比先上升后下降，第三产业就业占比不断上升。本文的动态一般均衡模型证明，当第一、二、三次产业各自的劳动收入份额之间满足 $\alpha_1 > \alpha_3 > \alpha_2$ 的关系时，总体劳动收入份额就会呈现 U 型变化趋势。在此基础上，本文对我国进行了数值模拟，更为直

观地将模型中刻画的 U 型劳动收入份额表现出来。但是，利用本文模型估计得到的我国总体劳动收入份额的 U 型拐点应该出现在 2030 年左右，大大晚于实际发生的时间（2007 年）。本文认为，这是由于 2008 年金融危机导致各产业 TFP 增长率较之前发生了显著变化。当考虑外部冲击对各产业 TFP 增长率产生的影响之后，本文的模拟结果能够较好地贴近劳动收入份额变化的历史数据。

本文的研究不仅丰富了劳动收入份额方面的文献，而且有助于我们理解中国经济正在发生的结构转型。上世纪八十年代以来，我国的工业化开始普遍开花，但 1997 年的亚洲金融危机导致工业化的短暂倒退，入世之后，我国的工业化进程加速，经济实现了飞速增长。伴随着高速增长，我国经济也出现了较为严重的结构失衡，其中之一就是劳动收入份额下降。本文的研究表明，这一现象可以由工业化进程来解释。工业化进程提高第二产业的份额，而第二产业的劳动收入份额较低，从而导致全社会劳动收入份额的下降。本文的模型模拟结果表明，如果没有全球金融危机，我国的工业化进程将持续到 2020 年，而劳动份额下降将持续到 2030 年。但是，全球金融危机中断了我国的工业化进程，第二产业份额提前下降，劳动收入份额提前上升。从这个意义上来说，我国目前发生的经济结构再平衡不是我国经济结构自我演化的结果，而是全球金融危机强加的。

参考文献

- [1] Acemoglu, Daron, and Veronica Guerrieri. "Capital deepening and nonbalanced economic growth." *Journal of political Economy* 116.3 (2008): 467-498.
- [2] 白重恩、钱震杰 (2009). "国民收入的要素分配:统计数据背后的故事." *经济研究*(03): 27-41.
- [3] 白重恩、钱震杰 (2010). "劳动收入份额决定因素:来自中国省际面板数据的证据." *世界经济*(12): 3-27.
- [4] 陈宇峰、贵斌威、陈启清 (2013). "技术偏向与中国劳动收入份额的再考察." *经济研究*(06): 113-126.
- [5] Duarte, Margarida, and Diego Restuccia. "The Role of the Structural Transformation in Aggregate Productivity." *The Quarterly Journal of Economics* 125, no. 1 (2010): 129-73.
- [6] Gollin, D. (2002). "Getting Income Shares Right." *Journal of Political Economy* 110(2): 458-474.
- [7] 龚刚、杨光 (2010). "论工资性收入占国民收入比例的演变." *管理世界*(05): 45-55+187-188.
- [8] Harrison, A. (2005). *Has Globalization Eroded Labor's Share? Some Cross-Country Evidence*, University Library of Munich, Germany.
- [9] 李稻葵、刘霖林、王红领 (2009). "GDP 中劳动份额演变的 U 型规律." *经济研究*(01): 70-82.
- [10] Li, H., H. Ma and Y. Xu (2015). "How do exchange rate movements affect Chinese exports? — A firm-level investigation." *Journal of International Economics* 97(1): 148-161.
- [11] Li, H., D. Xie and H.-F. Zou (2000). "Dynamics of income distribution." *Canadian Journal of Economics/Revue canadienne d'économique* 33(4): 937-961.
- [12] 李琦. 中国劳动份额再估计[J]. *统计研究*, 2012, (10): 23-29.
- [13] 李清华. 中国功能性分配格局的国际比较研究[J]. *统计研究*, 2013, (04): 21-29.
- [14] 李荣坦. 中国的劳动收入份额在下降吗——兼论产业结构变化的影响[J]. *社会科学研究*, 2015, (04): 28-34.
- [15] Krueger, A. B. (1999), "Measuring labor's share", *American Economic Review* 89(2): 45-51.
- [16] Kuznets, S. (1955). "Economic Growth and Income Inequality." *The American Economic Review* 45(1): 1-28.
- [17] 罗长远、张军 (2009). "经济发展中的劳动收入占比:基于中国产业数据的实证研究." *中国社会科学*(04): 65-79+206.
- [18] MaO, R. U. I. and Y. Yao (2012). "STRUCTURAL CHANGE IN A SMALL OPEN ECONOMY: AN APPLICATION TO SOUTH KOREA." *Pacific Economic Review* 17(1): 29-56.
- [19] N., Kaldor. (1961). *Capital accumulation and economic growth*[M], Palgrave Macmillan UK.
- [20] Ricardo, D. (1821), "On the Principles of Political Economy and Taxation", London: J.M. Dent.
- [21] 任若恩、孙琳琳 (2009). "我国行业层次的 TFP 估计:1981—2000." *经济学(季刊)*(03): 925-950.

- [22] Solow, R. M. (1958). "A Skeptical Note on the Constancy of Relative Shares." *The American Economic Review* 48(4): 618-631.
- [23] 王晓霞、白重恩 (2014). "劳动收入份额格局及其影响因素研究进展." *经济学动态*(03): 107-115.
- [24] 吴晗、杨飞、程瑶 (2014). "中国劳动报酬份额下降的影响因素:一个综述." *劳动经济研究*(06): 173-192.
- [25] 王雅琦、戴觅、徐建炜. 汇率、产品质量与出口价格[J]. *世界经济*, 2015, 05: 17-35.
- [26] 杨汝岱 (2015). "中国制造业企业全要素生产率研究." *经济研究*(02): 61-74.
- [27] 杨勇 (2008). "中国服务业全要素生产率再测算." *世界经济*(10): 46-55.
- [28] Young, A. T. (2010). "One of the things we know that ain't so: Is US labor's share relatively stable?" *Journal of Macroeconomics* 32(1): 90-102.
- [29] 尹恒、龚六堂、邹恒甫 (2005). "收入分配不平等与经济增长:回到库兹涅茨假说." *经济研究*(04): 17-22.
- [30] 周明海 (2014). "实际劳动收入份额变动的估算及其变动趋势." *中国人口科学*(01): 108-116+128.
- [31] Zuleta, H. and A. Young (2007). Labor's shares - aggregate and industry: accounting for both in a model of unbalanced growth with induced innovation, UNIVERSIDAD DEL ROSARIO.

附录:

模型求解 (参考 Mao & Yao, 2012)

本文模型求解过程可以分解为三个阶段。第一阶段是进行静态均衡的求解, 通过最大化最终产出得到三次产业均衡时的就业量以及最优的总产出。接下来, 是从社会计划者角度求解动态均衡, 通过最大化效用函数得到最优消费和投资决策, 即求得消费和资本增长率。第三阶段建立在均衡增长路径上, 得到第三产业价格增长率, 从而可以表示在均衡路径上三次产业就业量的变化。

第一阶段

由竞争性的产品市场可得:

$$\frac{Z_2}{Z_1} = \left(\frac{1-g}{g}\right)^e \left(\frac{P_2}{P_1}\right)^{-e}, \quad \frac{Z_3}{Z_1} = g^{\frac{e(1-h)}{1-e}} \left(\frac{1-f}{f}\right)^h \left(\frac{P_3}{P_1}\right)^{-h} \left[1 + \left(\frac{1-g}{g}\right)^e \left(\frac{P_2}{P_1}\right)^{1-e}\right]^{\frac{e-h}{1-e}}.$$

其中, 各变量的含义与文中定义一致, 下同。

以及总价格指数和最终产品:

$$P = \left\{1 + g^{\frac{e(1-h)}{1-e}} \left(\frac{f}{1-f}\right)^h \left(\frac{P_1}{P_3}\right)^{1-h} \left[1 + \left(\frac{1-g}{g}\right)^e \left(\frac{P_2}{P_1}\right)^{1-e}\right]^{\frac{1-h}{1-e}}\right\}^{\frac{1}{1-h}} (1-f)^{\frac{h}{1-h}} P_3,$$

$$F(P_3, K) = \max_{\{Z_1, Z_2, Z_3\}} Y = \left[\frac{(1-f)P}{P_3}\right]^h Y_3.$$

因此, 均衡时三次产业的就业量就可以分别表示为:

$$l_1(P_3) = a_1^{\frac{1}{1-a_1}} a_2^{\frac{a_2(1-a_3)}{(1-a_1)(a_3-a_2)}} a_3^{\frac{a_3(1-a_2)}{(1-a_1)(a_3-a_2)}} (1-a_2)^{\frac{(1-a_2)(1-a_3)}{(1-a_1)(a_3-a_2)}} (1-a_3)^{\frac{(1-a_2)(1-a_3)}{(1-a_1)(a_3-a_2)}} \\ (P_1 M_1)^{\frac{1}{1-a_1}} (P_2 M_2)^{\frac{1-a_3}{(1-a_2)(a_3-a_2)}} (P_3 M_3)^{\frac{1-a_2}{(1-a_1)(a_3-a_2)}},$$

$$l_2(P_3, K) = -\alpha_2(1-\alpha_3)(\alpha_3-\alpha_2)^{-1}(1-l_1) \\ + \alpha_2^{\frac{\alpha_3}{\alpha_3-\alpha_2}} \alpha_3^{\frac{\alpha_2}{\alpha_3-\alpha_2}} (1-\alpha_2)^{\frac{1-\alpha_2}{\alpha_3-\alpha_2}} (1-\alpha_3)^{\frac{1-\alpha_3}{\alpha_3-\alpha_2}} (\alpha_3-\alpha_2)^{-1} K \left(\frac{P_3 M_3}{P_2 M_2}\right)^{\frac{1}{\alpha_3-\alpha_2}},$$

$$l_3(P_3, K) = a_3(1 - a_2)(a_3 - a_2)^{-1}(1 - l_1) - a_2^{\frac{a_3}{a_3 - a_2}} a_3^{\frac{a_2}{a_3 - a_2}} (1 - a_2)^{\frac{1 - a_2}{a_3 - a_2}} (1 - a_3)^{\frac{1 - a_3}{a_3 - a_2}} (a_3 - a_2)^{-1} K \left(\frac{P_3 M_3}{P_2 M_2} \right)^{\frac{1}{a_3 - a_2}}.$$

最后，根据文中所提到的国际收支平衡条件，得到资本和第三产业价格的关系为：

$$\alpha_1^{-1} l_1(P_3) + \alpha_2^{-1} l_2(P_3, K) = \alpha_3^{-1} B_1(P_3) l_3(P_3, K)$$

其中， $B_1(P_3) = g^{\frac{e(1-h)}{1-e}} \left(\frac{f}{1-f} \right)^h \left(\frac{P_1}{P_3} \right)^{1-h} \left[1 + \left(\frac{1-g}{g} \right)^e \left(\frac{P_2}{P_1} \right)^{1-e} \right]^{\frac{1-h}{1-e}}$ ，将其代入到最大化产出中，

便可以得到最优的总产出 $F(K)$ 。

第二阶段

利用第一阶段所得的 $F(K)$ ，求解以下动态方程：

$$\begin{aligned} & \max_{\{c(t), K(t)\}_{t=0}} \int_0^{\infty} u(c(t)) e^{-\rho t} dt \\ & \text{s.t. } \dot{K}(t) + \delta K(t) + c(t) = \Phi(K(t), t), \text{ and } K_0 > 0. \end{aligned}$$

利用汉密尔顿方程求解得到最优的消费为：

$$\dot{c}(t) = \theta^{-1} \left[r(K(t), t) - \rho - \delta \right] c(t)$$

其中，利率 $r(K(t), t) = P(K(t), t)^{-1} R(K(t), t)$ 。

其次，参考 Acemoglu & Guerrieri (2008)，假设 $\tilde{c}(t) = M_3(t)^{-\alpha_3^{-1}} c(t)$ ，

$\tilde{K}(t) = M_3(t)^{-\alpha_3^{-1}} K(t)$ ，得到消费和资本的增长率：

$$\begin{aligned} g_{\tilde{c}}(t) & \equiv \frac{\dot{\tilde{c}}(t)}{\tilde{c}(t)} = \frac{r(\tilde{K}(t) M_3(t)^{\alpha_3^{-1}}, t) - \delta - \rho}{\theta} - \frac{g_{M_3}}{\alpha_3}, \\ g_{\tilde{K}}(t) & \equiv \frac{\dot{\tilde{K}}(t)}{\tilde{K}(t)} = \left(\tilde{K}(t) M_3(t)^{\alpha_3^{-1}} \right)^{-1} \Phi \left(\tilde{K}(t) M_3(t)^{\alpha_3^{-1}}, t \right) - \frac{\tilde{c}(t)}{\tilde{K}(t)} - \delta - \frac{g_{M_3}}{\alpha_3}. \end{aligned}$$

第三阶段

本文主要关注在均衡增长路径上三次产业就业量的变化情况，所以假设当经济处于均衡增长路径上，由消费增长率等于零可得：

$$r^* = \frac{\theta g_{M_3}}{\alpha_3} + \rho + \delta$$

此外, 定义两个经消费调整后的初始价格指数:

$$t_1 = \left(\frac{1-g}{g} \right)^e \left(\frac{P_2(0)}{P_1(0)} \right)^{1-e} \quad \text{和} \quad t_2 = g^{-\frac{e(1-h)}{1-e}} \left(\frac{1-f}{f} \right)^h \left(\frac{P_3(0)}{P_1(0)} \right)^{1-h},$$

那么, 定义第二产业的价格增长率 $g_{P_2}(t) \equiv \frac{\dot{P}_2(t)}{P_2(t)}$, 则之前所设定的 B_1 即可表示为:

$$B_1(t) = \tau_2^{-1} e^{-(1-\eta) \left(\int_0^t g_{P_3}(s) ds \right)} \left[1 + \tau_1 e^{(1-\varepsilon) \left(\int_0^t g_{P_2}(s) ds \right)} \right]^{\frac{1-\eta}{1-\varepsilon}}$$

最终可将均衡路径上第三产业的价格增长率表示为:

$$g_{P_3}(t) = \frac{a_2}{a_3 - a_2} + \frac{1}{1 + B_1(t)} \frac{a_3}{a_3 - a_2} - \frac{B_2(t)}{1 + B_1(t)} g_{P_2}(t) + \frac{a_3 g_{M_2} - a_2 g_{M_3}}{a_3 - a_2}$$

其中, $B_2(t) = t_1 t_2^{-1} e^{(1-\varepsilon) \left(\int_0^t g_{P_2}(s) ds \right) - (1-h) \left(\int_0^t g_{P_3}(s) ds \right)} \left(1 + t_1^e P_2(0)^{-\frac{1-e}{e}} \right)^{\frac{e(e-h)}{1-e}}$ 表示第二产业的初始价格指数。

于是, 在第一阶段静态分析中所得到的三次产业就业量的变化便可相应地表示如下:

$$g_{l_1}(t) = \frac{g_{M_1}}{1 - a_1} + \frac{1 - a_3}{(1 - a_2)(a_3 - a_2)} (g_{P_2}(t) + g_{M_2}) - \frac{1 - a_2}{(1 - a_1)(a_3 - a_2)} (g_{P_3}(t) + g_{M_3}),$$

$$i_2(t) = (-i_1(t)) \left[\frac{\alpha_3}{\alpha_2} + B_1(t) \right]^{-1} \left(\frac{\alpha_3}{\alpha_1} + B_1(t) \right) - \left[\frac{\alpha_3}{\alpha_2} + B_1(t) \right]^{-1} l_3(t) (-\dot{B}_1(t)),$$

$$i_3 = (-i_1(t)) \left[\frac{\alpha_3}{\alpha_2} + B_1(t) \right]^{-1} \left(\frac{\alpha_3}{\alpha_2} - \frac{\alpha_3}{\alpha_1} \right) + \left[\frac{\alpha_3}{\alpha_2} + B_1(t) \right]^{-1} l_3(t) (-\dot{B}_1(t)).$$

Structural Transformation, Financial Crisis and China's Labor Share

Yalin Liu, Yang Yao, Rui Mao

Abstract: This paper provides an explanation for the U-shaped trend of China's share of labor income in national income from the perspective of economic transformation and financial crisis. Based on the three-sector dynamic general equilibrium model of Mao and Yao (2012), this paper deduces that the share of industrial employment follows an inverted U-shaped curve and will lead to a U-shaped trajectory for the share of labor income. Our quantitative study shows that, without considering the impact of the financial crisis in 2008, the share of industrial employment would reach the highest point in 2020, while the share of labor income would do the same until 2030. When the impact of the 2008 global financial crisis on the sectoral TFP growth rates is taken into consideration, the fitted labor share becomes highly consistent with the actual data.

Key words: Labor Share, Economic Transformation, U-shaped Curve

预期和风险溢价的启示

——中国国债收益率曲线分解研究

卢霖¹ 刘卓识²

【摘要】虽然国内国债收益率曲线的研究在这些年已取得长足进展，但是关于估算和分解收益曲线中所隐含的政策预期和风险溢价成分方面的学术研究尚处于起步阶段。鉴于分解国债收益率的众多实际和理论上的意义，本文采用无套利期限结构模型框架来研究对收益率曲线分解，以期在此领域投石问路。我们的实证研究首先从利率预期角度解读中国式“格林斯潘之谜”（即我国中长端利率收益率长期偏低，且对短期利率反应不敏感）；其次探讨了中长期利率波动之源——风险溢价。我们结果显示：第一，我国偏低的中长期国债利率主要反映了未来短期利率预期偏低；对短期利率反应不敏感主要反映了我国短期利率较强的均值回归特性。第二，我国中长期收益率波动性主要来自于风险溢价成分，短期利率预期成分一直相对稳定；而风险溢价不仅受到国内因素的影响（特别是国内 CPI 通货膨胀），也受到国际因素的影响（特别是美国债 10 年利率）。

【关键词】国债收益率；利率预期；风险溢价；收益率分解；期限模型；

一、引言

近年来我国国债收益率曲线在金融市场的重要性日益突显：一方面，随着利率市场化改革的深入推进，国债收益率曲线所包涵的未来政策利率预期信息正被越来越多市场参与者所重视。另一方面，公司债 / 企业债市场的迅速壮大也进一步提升了国债收益率作为基准无风险折现率的重要地位。

国内学术界关于我国国债收益率曲线的研究在这些年也有长足进展，特别是对于货币政策对收益率曲线的影响，以及收益曲线对宏观经济的预测力方面的研究。马骏等（2016）研究表明我国短期利率变化对中长期收益率的影响程度比其他主要国家约低 25% 左右，但

¹ 卢霖，东北财经大学金融学院；

² 刘卓识，中国人民大学国际货币研究所研究员；

我国债收益率曲线可以作为预测未来利、经济增长和通胀趋势工具。郭涛和宋德勇（2008）的研究结果显示中国利率期限结构能够为研究制定货币政策提供大量有用的信息。

然而学术界中关于如何分解我国收益曲线中的预期和风险溢价成分的相关研究仍然非常缺乏。大量国外相关研究显示收益曲线不仅包涵未来政策利率预期信息，也包括风险溢价（Duffee(2002),CuthbertsonandNitzsche(2005), Adrian, Crump and Moench (2013), Joyce, Lildholdtand Sorensen(2010)）。风险溢价反映了债券投资者对承担市场回报不确定性风险而要求的回报。债券投资回报的不确定性并不是指未来现金流的不确定性（通常债券投资的现金流是完全确定的），其回报不确定性主要是相对于未来无风险短期利率的滚动回报。不论是预期短期利率还是风险溢价，两者均包含了大量有价值的前瞻性信息。

关于收益率曲线进行分解的相关研究有许多实际和理论意义。首先，通过分解我们可以了解国债收益率变化背后的驱动原因是预期主导还是风险溢价主导，以协助货币政策制定者了解其政策效力。其次，风险溢价体现了市场参与者对利率 / 通货膨胀风险及其补偿态度，因此研究国债溢价变动有利于跟踪和理解市场对风险情绪的变化。另外，对于风险中性投资者而言，公允国债收益率应该只取决于未来短期利率预期，风险溢价过高意味着国债利率被严重高估，反之意味着被低估。政府可以通过评估风险溢价水平来优化发债期限结构，降低融资成本。

本文采用无套利利率期限结构模型框架来研究对收益率曲线分解。期限结构模型最早发端于 Vasicek(1977)，其中短期利率变化遵循 Ornstein-Uhlenbeck 过程。而 Cox, Ingersoll and Ross(1985) 在其基础上引入平方根过程假设，克服了 Vasicek 模型中短期利率可能为负的缺陷¹。然而上面两种模型都是单因子模型，Duffie and Kan (1996), Dai and Singleton (2000), and Duffee (2002)等学者进一步拓展，开发出一系列多因子期限结构模型。然而这些模型的因子大多为潜在因子（Latent Factors），估算过程较为复杂，而且存在过度识别（Over Identification）问题。最新一代期限结构模型，比如 Joslin, Singleton, and Zhu（2011）（简称 JSZ），和 Adrian, Crump and Moench（2013）（简称 ACM），则致力于解决过度识别问题，并简化模型估算方法。

本文的模型估算采用 Adrian, Crump 和 Moench（ACM）提出的分步回归估算法。和以往模型（包括 JSZ 模型）通过最大可能估计（Maximum Likelihood Estimation, MLE）的主

¹2008 年全球金融危机后，各大央行大力推进宽松货币政策，一些欧洲国家的利率降至负数。在这种情况下，允许利率为负的模型特性反而成为优势。

流估算方法不同，ACM 通过普通最小二乘法（OLS）回归来估算模型参数。该方法的主要优势包括：（1）回归法估算有分析解，无需求助数值解，因此速度快捷、估算结果稳定；（2）ACM 估算法避免了最大可能估计法中有关利率曲线估计模型误差的不合适假设，即利率曲线估计模型中误差项之间不存在序列相关性的假设。但是为了确保估算结果的严谨性和稳定性，我们还进行了如下两种交叉比较分析：（1）与其他主流模型（如 JSZ）的结果比较；（2）与不同样本区间估算的结果比较。上述分析肯定了 ACM 模型估算结果的稳定性和严谨性。

我们通过 ACM 模型的利率分解结果来探讨当下我国国债市场的两个热点问题。第一，解读中国式“格林斯潘之谜”，即长端利率长期偏低，且对短期利率变化缺乏敏锐反应；第二，探索中长期利率波动之源——风险溢价，并分析国际国内宏观因素对其影响。我们结果显示：我国偏低的中长期国债利率主要反映了未来短期利率预期偏低；对短期利率反应不敏感主要反映了我国短期利率较强的均值回归特性。我国中长期收益率波动性主要来自于风险溢价成分，短期利率预期成分一直相对稳定；而风险溢价不仅受到国内因素的影响（特别是国内 CPI 通货膨胀），也受到国际因素的影响（特别是美国债 10 年利率）。

我们论文具体结构如下：第二节介绍了 ACM 模型框架，第三节讨论了本文所用数据以及模型估算细节（譬如所用因子数和模型稳定性分析），第四节对模型实证结果进行分析，第五节给出了论文结论。

二、模型框架

本文采用 Adrian, Crump and Moench（2013）（ACM）所提出分步回归估算法来分解收益率曲线。ACM 模型基于标准的动态期限结构模型框架¹，假设短期无风险利率 r_t 是 K 维状态变量 \mathbf{x}_t 的线性方程

$$r_t = j_0 + \mathbf{j}_1 \mathbf{x}_t. \quad (1)$$

其中 \mathbf{x}_t 在真实概率测度（P）下遵循以下随机仿射结构方程

$$\mathbf{x}_t = \boldsymbol{\mu} + \boldsymbol{\Phi} \mathbf{x}_{t-1} + \mathbf{v}_t, \mathbf{v}_t \sim N(\mathbf{0}, \boldsymbol{\Sigma}). \quad (2)$$

根据期限结构模型的无套利假设， n 期零息债券 $P_{n,t}$ 在 t 时刻的价格等于 $n-1$ 期债券 $P_{n-1,t+1}$ 在 $t+1$ 时刻价格的折现预期：

$$P_{n,t} = E_t (M_{t+1} P_{n-1,t+1}). \quad (3)$$

¹即指 Gaussian dynamic term structure model (GDTSM)。

其中 M_{t+1} 是随机折现因子，其定义如下：

$$M_{t+1} = \exp\left(-\frac{1}{2}\boldsymbol{\lambda}'_t\boldsymbol{\lambda}_t - r_t - \boldsymbol{\lambda}'_t\boldsymbol{\Sigma}^{-1/2}\mathbf{v}_{t+1}\right). \quad (4)$$

我们设定 t 时刻的风险价格 $\boldsymbol{\lambda}_t$ 是状态变量 \mathbf{x}_t 的一个线性方程：

$$\boldsymbol{\lambda}_t = \boldsymbol{\Sigma}^{-1/2}(\boldsymbol{\lambda}_0 + \boldsymbol{\Lambda}_1\mathbf{x}_t).$$

投资者如果持有 n 期零息债券一个时期，他在 t 至 $t+1$ 时刻获得的超额收益如下：

$$rx_{n-1,t+1} = \log P_{n+1,t-1} - \log P_{n,t} - r_t.$$

根据 ACM，我们最终可以把上述超额收益公式转化成下面的模型

$$rx_{n-1,t+1} = E_t(rx_{n-1,t+1}) + \boldsymbol{\beta}'_{n-1,t}\mathbf{v}_{t+1} + e_{n-1,t+1}.$$

其中 $\boldsymbol{\beta}'_{n-1,t} = \text{Cov}_t(rx_{n-1,t+1}, \mathbf{v}'_{t+1})\boldsymbol{\Sigma}^{-1}$ ，而误差项 $e_{n-1,t+1}$ 满足独立同分布 (i. i. d)， $e_{n-1,t+1} \sim N(0, \sigma^2)$ 。另外在利率水平和因素呈线性关系的假设下，ACM 指出 $\boldsymbol{\beta}'_{n-1,t}$ 其实是一个常数 $\boldsymbol{\beta}'_{n-1}$ 。上述债券当期超额收益公式可以写成下面的线性方程：

$$rx_{n-1,t+1} = \boldsymbol{\beta}'_{n-1}(\boldsymbol{\lambda}_0 + \boldsymbol{\Lambda}_1\mathbf{x}_t) - \frac{1}{2}(\boldsymbol{\beta}'_{n-1}\boldsymbol{\Sigma}\boldsymbol{\beta}_{n-1} + \sigma^2) + \boldsymbol{\beta}'_{n-1}\mathbf{v}_{t+1} + e_{n-1,t+1} \quad (5)$$

我们可以把不同期限和时期的上述超额收益公式整合成一个系统方程

$$\mathbf{rx} = \boldsymbol{\beta}' (\boldsymbol{\lambda}_0\mathbf{1}'_T + \boldsymbol{\Lambda}_1\mathbf{X}_-) - \frac{1}{2}(\mathbf{B}^*\text{vec}(\boldsymbol{\Sigma}) + \sigma^2\mathbf{1}'_N)\mathbf{1}'_T + \boldsymbol{\beta}'\mathbf{V} + \mathbf{E} \quad (6)$$

其中 \mathbf{rx} 是一个 $N \times T$ 的债券当期超额收益矩阵， $\boldsymbol{\beta} = [\boldsymbol{\beta}_1\boldsymbol{\beta}_2 \dots \boldsymbol{\beta}_N]$ 是一个 $K \times N$ 因素负荷矩阵， $\mathbf{1}_T$ 和 $\mathbf{1}_N$ 分别是 $T \times 1$ 和 $N \times 1$ 的只包含 1 的向量， $\mathbf{X}_- = [\mathbf{x}_0\mathbf{x}_1\mathbf{x}_2 \dots \mathbf{x}_{T-1}]$ 是一个 $K \times T$ 的状态因子矩阵， $\mathbf{B}^* = [\text{vec}(\boldsymbol{\beta}_1\boldsymbol{\beta}'_1) \dots \text{vec}(\boldsymbol{\beta}_N\boldsymbol{\beta}'_N)]'$ 是一个 $N \times K^2$ 矩阵， $\mathbf{V} = [\mathbf{v}_1\mathbf{v}_2\mathbf{v}_3 \dots \mathbf{v}_T]$ 是个 $K \times T$ 矩阵， \mathbf{E} 是误差项 $e_{n,t}$ 组成的 $N \times T$ 矩阵。

和标准期限结构模型一样，在 ACM 模型框架下我们也可以将 n 期即期利率 $y_{n,t}$ 表达成状态变量的线性方程¹：

$$y_{n,t} = -\log P_{n,t}/n = (c_n + \mathbf{d}_n\mathbf{x}_t)/n \quad (7)$$

其中 c_n, \mathbf{d}_n 的解如下：

$$\begin{aligned} \mathbf{d}_n &= \mathbf{j}_1 + \mathbf{d}_{n-1} (\boldsymbol{\Phi} - \boldsymbol{\Lambda}_1) \\ c_n &= j_0 + c_{n-1} + \mathbf{d}_{n-1} (\boldsymbol{\mu} - \boldsymbol{\lambda}_0) - 0.5(\mathbf{d}_{n-1}\boldsymbol{\Sigma}\mathbf{d}_{n-1} + \sigma^2) \end{aligned}$$

上述解的初始条件为： $\mathbf{d}_1 = \mathbf{j}_1$ ； $c_1 = 0$ 。

根据上述零息债券公式 (3) 和 (4) 以及递归演算，我们可以将零息债券重新表述为

¹具体推导细节不再赘述，请参考 Adrian, Crump 和 Moench (2013)。

$$\begin{aligned} \log P_{n,t} = & -E_t \left(\sum_{i=0}^{i=n-1} r_{t+i} \right) - E_t \left(\sum_{i=0}^{i=n-1} E_{t+i} \left(\frac{1}{2} \lambda'_{t+i} \lambda_{t+i} \right) \right) \\ & + E_t \left(\sum_{i=0}^{i=n-1} COV_{t+i} (\log M_{t+1+i}, \log P_{n-1-i,t+1+i}) \right) \end{aligned} \quad (8)$$

所以即期利率可写成:

$$\begin{aligned} y_{n,t} = & \frac{1}{n} E_t \left(\sum_{i=0}^{i=n-1} r_{t+i} \right) + \frac{1}{n} E_t \left(\sum_{i=0}^{i=n-1} E_{t+i} \left(\frac{1}{2} \lambda'_{t+i} \lambda_{t+i} \right) \right) \\ & - \frac{1}{n} E_t \left(\sum_{i=0}^{i=n-1} COV_{t+i} (\log M_{t+1+i}, \log P_{n-1-i,t+1+i}) \right) \end{aligned}$$

上述方程等号右边第一部分反映了短期利率预期, 而第二加第三项反映了风险溢价。所以我们可以将即期利率分解成预期和风险溢价两部分:

$$y_{n,t} = \text{短期利率预期 (n 期, 时间 t)} + \text{风险溢价 (n 期, 时间 t)}$$

其中,

$$\text{短期利率预期 (n 期, 时间 t)} = \frac{1}{n} E_t \left(\sum_{i=0}^{i=n-1} r_{t+i} \right) = \frac{1}{n} (\bar{c}_n + \bar{\mathbf{d}}_n \mathbf{x}_t)$$

风险溢价 (n 期, 时间 t)

$$\begin{aligned} &= \frac{1}{n} E_t \left(\sum_{i=0}^{i=n-1} E_{t+i} \left(\frac{1}{2} \lambda'_{t+i} \lambda_{t+i} \right) \right) \\ &\quad - \frac{1}{n} E_t \left(\sum_{i=0}^{i=n-1} COV_{t+i} (\log M_{t+1+i}, \log P_{n-1-i,t+1+i}) \right) \\ &= y_{n,t} - \text{短期利率预期 (n 期, 时间 t)} \end{aligned}$$

其中短期利率预期公式里 $\bar{c}_n = j_0 + \bar{c}_{n-1} + \bar{\mathbf{d}}_{n-1} \boldsymbol{\mu}$, $\bar{\mathbf{d}}_n = \mathbf{j}_1 + \bar{\mathbf{d}}_{n-1} \boldsymbol{\Phi}$, 初始条件是 $\bar{c}_1 = 0$, $\bar{\mathbf{d}}_1 = \mathbf{j}_1$ 。

三、数据与模型估算

(一) 数据

本文使用的国债利率数据来自中债公司估算的即期国债收益率, 样本为月度 (月末) 数据, 其区间从 2002 年 1 月至 2015 年 12 月, 包括 168 个月份。国债利率包括 1 月、1 年、2 年、3 年、4 年、直至 10 年, 共 11 个期限。图 1 显示了 1 年、5 年和 10 年的即期收益率。

我们可以看到，自 2002 年以来，国债收益率大致已经走过了 4 个小周期，分别是 2002 年-2006 年，2006 年-2009 年，2009 年-2013 年，2013 年—2015 年（样本结束之年）。表 1 显示了国债收益率的统计摘要，其中 2 年、5 年和 10 年利率曲线的均值分别为 2.71%、3.17% 和 3.62%，标准差为 0.72%、0.60%、和 0.57%。

表 1 中国国债即期收益率统计摘要

美国国债即期利率 (%) 期限 (月)	均值	标准差	最大值	最小值
1	2.24	0.81	4.77	0.73
12	2.51	0.75	4.22	0.96
24	2.71	0.72	4.34	1.17
36	2.89	0.67	4.42	1.32
48	3.05	0.63	4.51	1.56
60	3.17	0.60	4.46	1.81
72	3.31	0.60	4.66	2.00
84	3.40	0.58	4.74	2.17
96	3.49	0.58	4.96	2.28
108	3.56	0.57	5.16	2.33
120	3.62	0.57	5.34	2.38

资料来源：Wind 咨询，作者计算

注：样本区间从 2002 年 1 月至 2015 年 12 月。

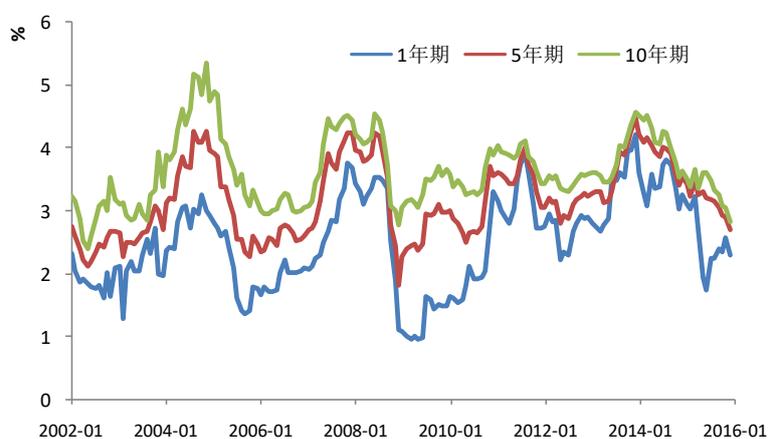


图1 中国国债即期收益率：1年、5年和10年（2002年1月-2015年12月）

资料来源：Wind 咨询

（二）模型估算方法

本文的模型估算采用 Adrian, Crump 和 Moench (ACM) 提出的分步回归估算法。和以往通过最大可能估计 (Maximum Likelihood Estimation, MLE) 的主流估算方法不同, ACM 通过普通最小二乘法 (OLS) 回归来估算模型参数。该方法的主要优势包括: (1) 回归法估算有分析解, 无求助数值解, 因此速度快捷、估算结果稳定; (2) ACM 估算方法避免了最大可能估计法中有关利率曲线估计模型误差的不合适假设, 即利率曲线估计模型中误差项之间不存在序列相关性的假设。ACM 分析表明在此假设条件下, 对债券超额收益的预测将受到负面影响。

我们将在下面简单介绍一下 ACM 模型具体估算方法, 更多技术细节请参考 Adrian, Crump 和 Moench (2013)。

第一步: 通过普通最小二乘法 (OLS) 估算状态变量动态方程 (即公式 (2))。我们用主成分分析 (Principal components analysis, PCA) 方法从所有不同期限利率中提取出 K 个主成分以代表状态变量。在本步骤中, 我们将估算出 $\hat{\Phi}$, $\hat{\Sigma}$, 以及误差项 \hat{v}_t 。

第二步: 我们将超额收益系统方程 (6) 重新写成下面的简约形式模型

$$r\mathbf{x} = \mathbf{a}'\mathbf{1}_T + \beta'\hat{\mathbf{V}} + \mathbf{c}\mathbf{x}_- + \mathbf{E} \quad (9)$$

其中模型里的 $\hat{\mathbf{V}} = [\hat{v}_1 \hat{v}_2 \hat{v}_3 \dots \hat{v}_T]$ 可以通过第一步的回归估算获得。在本步, 我们通过回归法估算出 $[\hat{\mathbf{a}} \hat{\beta}' \hat{\mathbf{c}}]$, 以及 $\hat{\sigma}^2 = \text{trace}(\hat{\mathbf{E}}\hat{\mathbf{E}}')/NT$, 并通过 $\hat{\beta}$ 来构建公式 (6) 里的 \mathbf{B}^* 。

第三步: 我们在这一步通过横截面回归估算出风险价格参数 λ_0 和 Λ_1 。根据公式 (6) 和 (9), 我们可知 $\mathbf{a} = \beta' \lambda_0 - (\mathbf{B}^* \text{vec}(\Sigma) + \sigma^2 \mathbf{1}'_N) / 2$, $\mathbf{c} = \beta' \Lambda_1$ 。通过回归分析得到

$$\hat{\lambda}_0 = (\hat{\beta}\hat{\beta}')^{-1} \hat{\beta}(\hat{\mathbf{a}} + (\mathbf{B}^* \text{vec}(\Sigma) + \sigma^2 \mathbf{1}'_N) / 2) \quad (10)$$

$$\hat{\Lambda}_1 = (\hat{\beta}\hat{\beta}')^{-1} \hat{\beta}\mathbf{c} \quad (11)$$

第四步: 通过回归法估算短期无风险利率模型 (公式 (1), 加上误差项得到下面模型) 的参数 j_0 和 j_1 。

$$r_t = j_0 + j_1 \mathbf{x}_t + \epsilon_t \quad (12)$$

（三）确定主成分因素个数

在 ACM 模型中, 状态变量 (即因子) 是根据主成分分析法从所有不同期限利率数据中提取出来的。表 2 显示前五个主成分对总方差贡献率分别达到 88.5%、9.4%、1.4%、0.4% 和 0.1%, 这 5 个主成分对总方差的累计贡献率已经达到 99.9%。因此我们认为模型中合理

的因子个数最多不会超过5个。同时主流利率期限结构文献认为拟合利率曲线常常需要3个因子，比如水平因子、斜率因子和曲度因子。为了确定具体的因子个数，我们比较了3、4、和5个因子模型的拟合度，以及利率分解结果。首先，从模型拟合利率数据的角度来看3因子模型明显不如4因子和5因子模型（主要根据均方差评估，具体见表3），但是4因子和5因子模型对利率数据拟合度较为相似，对于不同期限利率的拟合度互有高下。其次，通过比较4因子和5因子模型的利率分解结果（图2），我们发现这两个模型所分解的5年和10年利率的预期成分和风险溢价非常类似，几无分别。根据上述分析，我们选择4因子模型（即 $K=4$ ）为默认模型，这是因为在拟合数据，分解结果非常类似的条件下，我们优先考虑因子更少（即更简化）的模型。

（四）交叉比较分析

但是为了确保估算结果的严谨性和稳定性，我们还进行了如下两种交叉比较分析：

（1）与其他主流模型（如JSZ）的结果比较；（2）与不同样本区间估算的结果比较。

1. **不同模型估算比较：**我们通过JSZ模型¹重新对中国收益率曲线进行分解，并将其和ACM进行比较。图3显示了这两个模型所分解的5年和10年利率的预期成分和风险溢价。我们发现两者结果差别微乎其微。

2. **不同样本估算比较：**我们比较了全样本（从2002年1月至2015年12月）和部分样本（即全球金融危机后，从2008年9月至2015年12月）的模型估算结果（见图4）。我们发现虽然全样本和部分样本的模型分解结果有一定温和分歧，但是差别主要体现在预期或风险溢价的绝对水平，而他们的趋势走向则非常类似。

总体来看，上述两种交叉比较分析显示了ACM模型估算结果的稳定性和严谨性。

¹我们在估算JSZ模型时，同样采用4个因子，以便于和默认4因子ACM模型比较。另外，估算JZS模型不需要采用所用期限的利率（这一点和ACM模型有所区别），我们最后采用的期限包括1月、1年、2年、3年、5年、7年、10年。

表 2 国债收益率曲线主成分对总方差贡献

第 k 个主成分	第 k 个主成分对总方差贡献	前 k 个主成分对总方差累计贡献
1	88.539%	88.539%
2	9.399%	97.939%
3	1.441%	99.380%
4	0.440%	99.820%
5	0.088%	99.908%
6	0.037%	99.945%
7	0.024%	99.968%
8	0.019%	99.987%
9	0.007%	99.994%
10	0.005%	99.999%
11	0.001%	100.000%

注：样本区间从 2002 年 1 月至 2015 年 12 月。

表 3 国债即期利率拟合优度测试—不同因子个数 ACM 模型的均方根

	3 个因子模型	4 个因子模型	5 个因子模型
10 年期利率	0.095	0.039	0.034
5 年期利率	0.118	0.040	0.056
2 年期利率	0.105	0.028	0.057

注：样本区间从 2002 年 1 月至 2015 年 12 月。

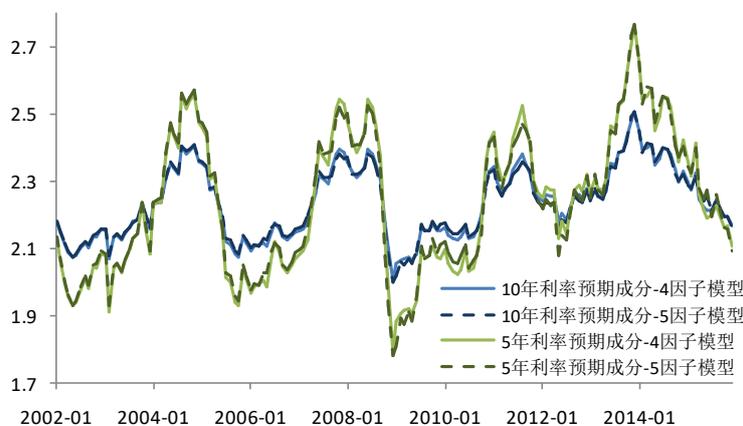


图 2 不同因子模型国债收益率分解比较

(A) 4 因子和 5 因子模型估算的利率预期成分比较

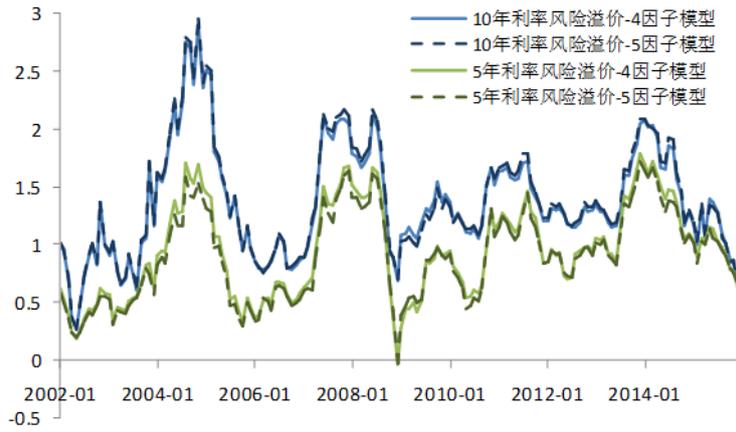


图2 不同因子模型国债收益率分解比较
(B) 4因子和5因子模型估算的风险溢价比较

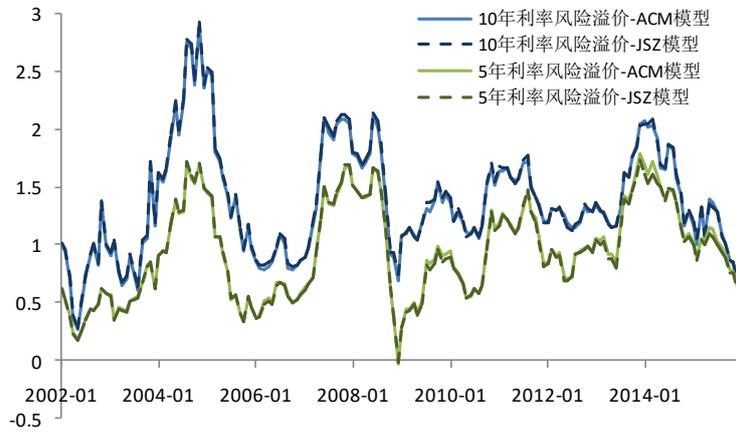


图3 不同大类模型国债收益率分解比较
(A) JSZ和ACM模型估算的利率预期成分比较

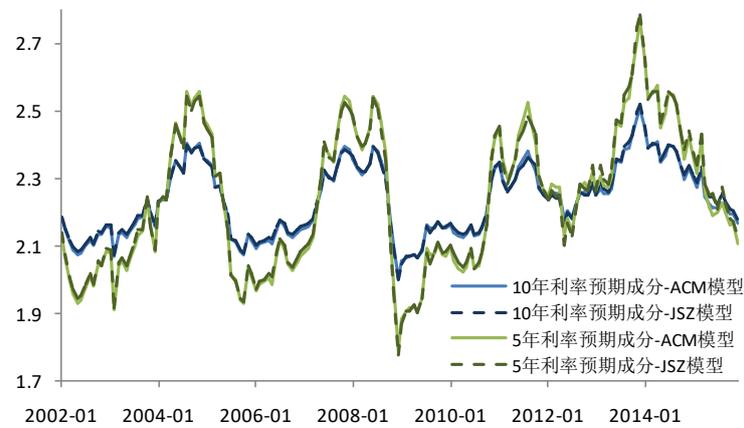


图3 不同大类模型国债收益率分解比较
(B) 4因子和5因子模型估算的风险溢价比较

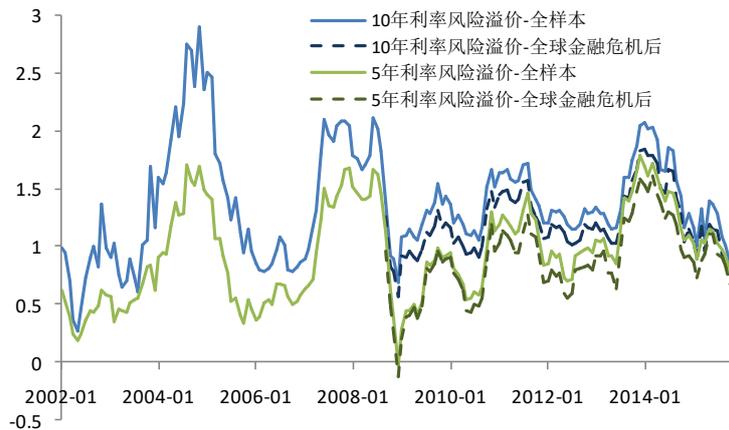


图4 不同样本估算的国债收益率分解比较

(A) 全样本和全球金融危机后样本估算的利率预期成分比较

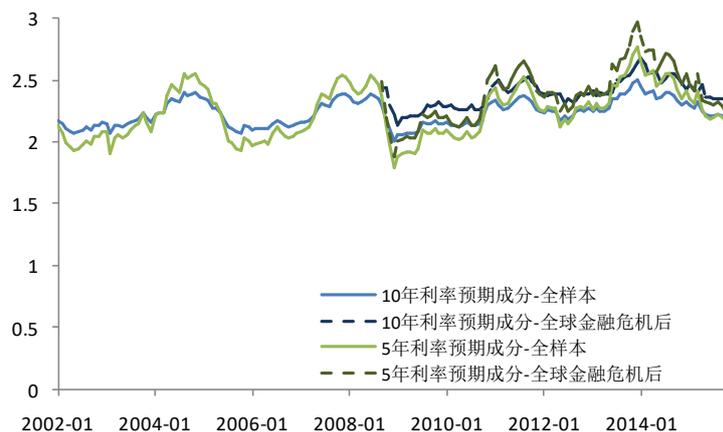


图4 不同样本估算的国债收益率分解比较

(B) 全样本和全球金融危机后样本估算的风险溢价比较

四、实证结果与分析

在本节，我们通过 4 因子 ACM 模型（基准模型）的利率分解结果来探讨当下我国国债市场的两个热点问题。第一，解读中国式“格林斯潘之谜”，即长端利率长期偏低，且对短期利率变化缺乏敏锐反应；第二，探索中长期利率波动之源——风险溢价，并分析国际国内宏观因素对其影响。

（一）从利率预期角度解读中国式“格林斯潘之谜”

我国中长端利率收益率长期偏低，且对短期利率反应不敏感，被称为中国式“格林斯潘之谜”。最初“格林斯潘利率之谜”指的是当时美联储主席格林斯潘主导的2004-2006年的美元加息周期中，美国出现了短期利率上升，长期无风险利率却下降的情况。

我国中长期利率水平明显偏低主要是相对于经济实际增长速度和净资产回报率而言。样本内，我国10年期利率平均值只有3.62%，而最高也不过5.34%，而同期我国实际GDP年化增速和税后净资产回报的均值都处在10%左右。然而，样本内短期国债利率更低，1年即期利率平均只有2.51%，略低于同期1年期存款基准利率和7天回购利率的均值（前者为2.64%，后者为2.76%）。由此来看，我国长期利率虽然绝对水平偏低，但是依然显著高于短期利率。因此，我们认为我国长期利率偏低可能更多反映了未来短期利率持续走低的预期。为了证实上述猜想，我们将5年和10年即期利率分解成未来短期利率预期和风险溢价部分（图5）。我们发现5年和10年即期利率（绿线）其实还要显著高于其相关期限未来短期利率预期的均值（红线）。图中未来短期利率预期部分走势非常稳定，围绕在2.24%水平附近波动。这一结果确认了中长期利率绝对水平偏低主要反映了未来短期利率持续走低的预期。

我们的结论有别于过去一些文献（如姚余栋，李宏瑾，2011；张雪莹，2014），这些过往研究将长期利率低迷归因于长期经济增长率下降、通货膨胀稳定、人口老龄化等长期宏观因素、以及长期债券供给不足等市场结构性原因。我们认为这些原因不能完全解释长期利率偏低，一是上述宏观因素也适用于金融危机前一些国外发达国家，但他们的长期利率在金融危机前相当长时间内高于我国；二是长期债券规模偏小导致的供给不足虽然会一定程度压低长期利率水平，但恐怕也不是主导因素，否则在国债发行量激增的某些时段（例如2015年），长期利率也不会出现不涨反跌的现象。

我国长期利率对短期利率亦缺乏敏锐的反映。马骏等（2016）认为这与国债发行结构的缺陷、对投资者准入的过度管制、衍生品市场不发达、商业银行市场化定价能力缺失等问题有关。上述原因固然重要，但是我们认为更关键的因素恐怕和我国短期利率较强的均值回归特性有关。图6 比较了我国7天回购利率与国外（美国、日本、欧元区）主要短期利率，可以看到我国短期利率均值回归特性显著强于国外。样本内美日欧短期利率的均值回归速度(基于AR(1)模型)¹分别为0.002，0.045，0.004，远低于我国7天回购的0.215。由于我

¹均值回归速度计算基于如下 AR(1)模型： $y(t) = a + b \cdot y(t-1) + \text{err}$ ，其中 $y(t)$ 是一国的短期利率。均值回归速度即等于 $(1-b)$ 。均值回归速度越高，时间序列 $y(t)$ 越快回归均值。

国短期利率回归均值偏快，所以当前短期利率变化对未来利率预期的影响较为有限，对于长期利率的传导因此也较弱。

（二）探索中长期利率波动之源——风险溢价

由于短期利率预期成分一直相对稳定，我国中长期利率波动性的主要来源是风险溢价成分，这一点在图5中有清晰的反映。事实上，风险溢价也是影响美国国债收益率的一个重要因素。其实最初美国“格林斯潘之谜”的来源正是因为美联储于2004年升息后，风险溢价回落抵消了升息预期影响，导致其对长期利率的压制。因此研究哪些因素影响风险溢价对于判断中长期利率的短期走势具有重要意义。

总体来看，可能影响风险溢价的因素众多，包括基本面因素（比如通货膨胀、经济增长），货币政策因素（比如降息、准备金率调整和货币供给），和国际因素（比如美元走势、美国国债市场）等。接下来本文会通过回归量化分析，着重研究上述因素对我国国债利率隐含风险溢价的影响。表 4 和表 5 显示了回归量化分析的具体解释标量和估算结果，通过分析我们发现：

（1）、我国中长期国债收益率风险溢价不仅受到国内因素的影响，也受到国际因素的影响。显著的国内因素包括：CPI 通货膨胀、基准利率、和 M1 货币供给；而显著的国际因素包括美国联邦基金利率、美国长期国债收益率、非农就业、和美国 CPI 通货膨胀。一个有趣的现象是具有显著解释力的国际变量甚至多于国内变量。譬如在全样本分析中，能显著影响我国 5 年期国债收益率风险溢价的国内变量有两个：国内 CPI 通货膨胀和一年期存款基准利率，而国际变量有三个：美国 10 年利率、联储基金利率、和非农就业（见表 4）。对于我国 10 年期国债收益率风险溢价，显著的国内变量也是两个：国内 CPI 通货膨胀和 M1 货币供给，国际变量也是三个：美国 10 年利率、联储基金利率、和美国通货膨胀（见表 5）。上述结果显示，CPI 通货膨胀是最重要国内因素，美国联邦基金利率和美国长期国债收益率则是最重要的国际因素，此三个变量对我国 5 年和 10 年期国债收益率风险溢价均有显著解释力。

表 4 中国 5 年期国债收益率风险溢价模型

	全样本		全球金融危机前 2002 年 1 月—2008 年 9 月		全球金融危机后 2008 年 10 月—2015 年 12 月	
	估算系数	t-value	估算系数	t-value	估算系数	t-value
常数	2.574	1.092	-21.621**	-6.915	5.365**	2.456
中国 CPI 通货膨胀（同比）	0.118**	5.325	0.066**	3.496	0.012	0.306
中国 PPI 通货膨胀（同比）	-0.014	-1.095	0.012	0.85	-0.006	-0.302
中国工业产出（同比）	0.005	0.422	0.004	0.51	0.018	0.987
中国 1 年期存款基准利率	0.180**	2.237	0.327**	2.353	-0.12	-0.899
中国人民银行存款准备金率	-0.035	-0.858	0.274**	5.202	0.085	1.506
中国新增贷款	0.038	0.414	0.039	0.333	-0.024	-0.33
中国货币供给 m2（同比）	-0.012	-0.981	-0.054**	-4.296	-0.007	-0.31
中国货币供给 m1（同比）	-0.003	-0.455	0.031**	3.966	-0.002	-0.187
美元 / 人民币汇率	-0.313	-1.229	2.373**	7.155	-1.022**	-3.905
美国 10 年利率	0.204**	3.898	0.084	1.409	0.347**	5.436
美联储基金利率	-0.093**	-4.045	0.007	0.348	0.099	0.272
美国 CPI 通货膨胀（同比）	-0.03	-0.847	0.063*	1.875	-0.015	-0.372
美国工业产出（同比）	0.049	1.335	0.042	1.437	0.121**	2.736
美国非农就业数据	0.343**	2.419	-0.077	-0.455	-0.161	-0.911

注：**指 5% 显著性水平；*指 10% 显著性水平。

表 5 中国 10 年期国债收益率风险溢价模型

	全样本		全球金融危机前 2002 年 1 月—2008 年 9 月		全球金融危机后 2008 年 10 月—2015 年 12 月	
	估算系数	t-value	估算系数	t-value	估算系数	t-value
常数	-2.513	-0.757	-35.058**	-7.001	4.964**	2.225
中国 CPI 通货膨胀（同比）	0.145**	4.65	0.109**	3.593	-0.006	-0.156
中国 PPI 通货膨胀（同比）	0.002	0.107	0.022	0.941	0.013	0.708
中国工业产出（同比）	0.009	0.624	0.009	0.813	0.03*	1.627
中国 1 年期存款基准利率	0.076	0.667	0.313	1.407	-0.005	-0.034
中国人民银行存款准备金率	0.043	0.749	0.431**	5.121	0.033	0.574
中国新增贷款	0.095	0.741	-0.017	-0.09	0.027	0.351
中国货币供给 m2（同比）	0.011	0.606	-0.083**	-4.142	0.012	0.528
中国货币供给 m1（同比）	-0.017*	-1.821	0.034**	2.679	-0.016*	-1.676
美元 / 人民币汇率	0.318	0.887	3.98**	7.494	-0.809**	-3.029
美国 10 年利率	0.181**	2.457	0.037	0.388	0.324**	4.961
美联储基金利率	-0.076**	-2.332	0.059*	1.803	-0.345	-0.93
美国 CPI 通货膨胀（同比）	-0.089*	-1.78	0.105*	1.957	-0.029	-0.729
美国工业产出（同比）	0.066	1.265	0.056	1.215	0.097**	2.151
美国非农就业数据	0.201	1.009	-0.231	-0.857	-0.152	-0.842

注：**指 5% 显著性水平；*指 10% 显著性水平。

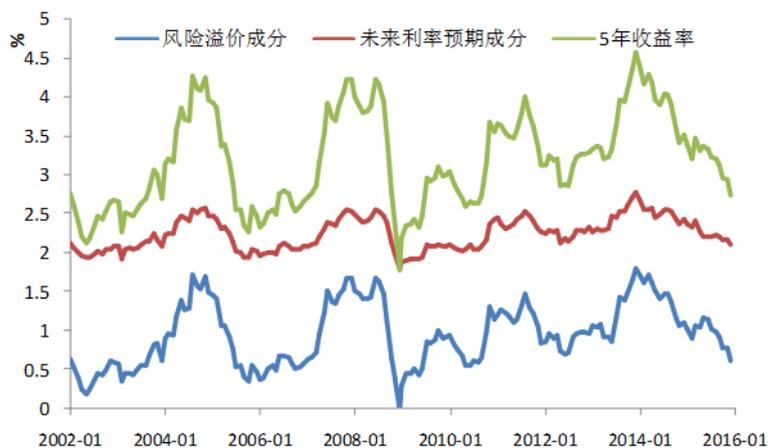


图 5 中国国债即期收益率分解图

(A) 5 年收益率分解



图 5 中国国债即期收益率分解图

(B) 10 年收益率分解

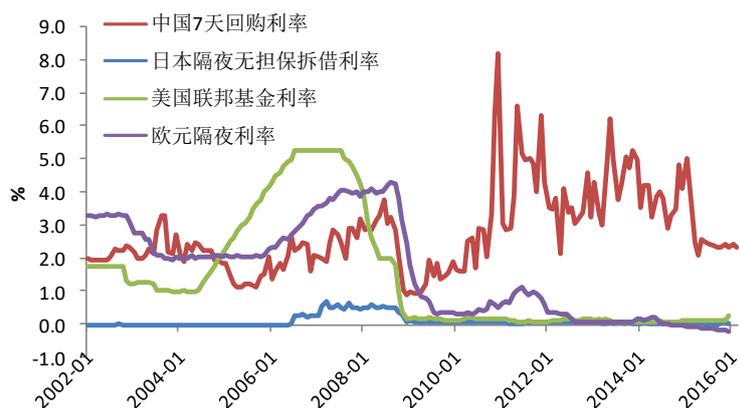


图 6 中外短期利率

(2)、在 2008 年全球金融危机之前，影响我国中长期收益率风险溢价的主要是国内因素。比如对于 5 年期风险溢价，有显著影响力的因子有 7 个，其中国内因素占 5 个（包括

CPI通货膨胀、PPI通货膨胀、一年期存款基准利率、存款准备金、M1货币供给和M2货币供给)，而国际因素只占两个（美元人民币汇率、和美国CPI通货膨胀）。对于10年期风险溢价，尽管国内因素数据有所减弱。**但是在2008年全球金融危机之后，国内因素让步于国际因素。**影响我国中长期收益率溢价的主要是三个国际因素，即中美汇率、美国10年期国债利率、和美国工业产出。比如对于5年期风险溢价，有显著影响力的因子有3个，而且全部是上述国际因素。对于10年期风险溢价，国内因素数据上升至两个（中国工业产出、和M1货币供给），但上述三个国际因素依然保持显著解释力。

(3)、中国CPI通货膨胀和美国10年利率是影响我国中长期风险溢价最重要的两个经济变量。图7/8分别比较了我国10年期风险溢价与国内CPI通货膨胀和美国10年利率，显示出风险溢价和这两个变量较强的相关性。表3/4的分析结果也显示这两个变量的显著性明显高于其他变量。首先，在5年和10年期国债风险溢价的3个不同样本回归分析中，只有这两个变量在至少两个回归模型中达到5%显著性水平，并且回归结果符号一致。其次，我们将3个样本回归结果中的T-value（衡量变量显著性的参数）取均值，其中排在前两名的就是中国CPI通货膨胀和美国10年利（注：前者在10年期风险溢价模型中排第一，后者在5年期模型中排第一）。具体来看，CPI上涨会提升中长期风险溢价，这意味着风险溢价的一部分其实反映了通货膨胀风险。另外，美国10年利率上涨也会引发我国中长期风险溢价上涨，因此美国量化宽松通过压低美国国债收益率也间接压低了我国利率曲线，特别是长期利率。

(4)、虽然人民币/美元汇率因素在全样本回归分析中对中长期风险溢价解释力并不显著，但是在金融危机前后两个子样本中，汇率的影响却非常显著。这其实是由于全球金融危机前后汇率对风险溢价影响的方向正好相反。危机前，人民币升值大致对应风险溢价下跌，而危机后人民币贬值则对应风险溢价下跌。具体来看（见图9），我国本世纪的汇改始于2005年7月21日，在“721汇改”后，人民币汇率不再完全盯住美元，此后人民币对美元平稳升值，于是引发热钱涌入，迅速压低风险溢价，令利率下滑。2008年金融危机爆发后，为了稳定国内市场，人民币兑美元汇率在两年内保持不变。直到2010年6月19日宣布重启汇率改革以及同年7月开启离岸人民币市场后，人民币汇率的双向波动机制才初步形成。619汇改后，人民币重新启动平稳升值，此后风险溢价波动较大，缺乏清晰相关性。不过2014年年中后，汇率和风险溢价相关性大幅升高，反映了人民币汇率贬值和实体经济走弱引发央行释放大量流动性，国债风险溢价因此被压制，国债利率也随之下跌。

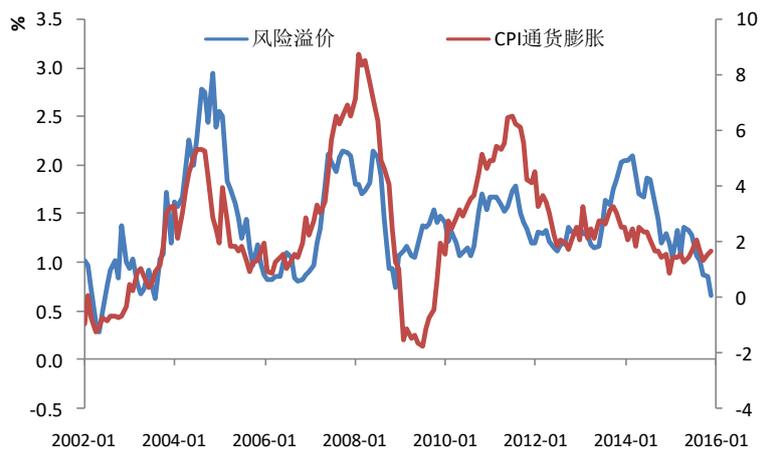


图7 比较中国国债（10年）风险溢价成分与通货膨胀



图8 比较中国国债（10年）风险溢价成分与美国10年国债利率

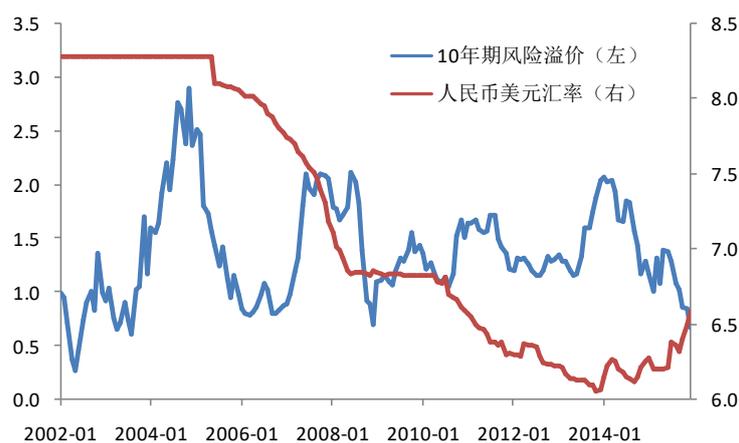


图9 比较中国国债风险溢价与中美汇率

五、结论

大量国外相关研究显示收益曲线不仅包涵未来政策利率预期信息，也包括风险溢价。然而学术界关于如何分解我国收益率曲线中的预期和风险溢价成分的相关研究仍然非常缺

乏。本文采用 Adrian, Crump 和 Moench (ACM, 2013) 提出的最新无套利期限结构模型框架对我国国债收益率曲线进行分解, 并通过相关实证结果来探讨当下我国国债市场热点问题。首先, 我国中长端利率收益率长期偏低, 且对短期利率反应不敏感, 被称为中国式“格林斯潘之谜”。我们结果显示, 我国偏低的中长期国债利率主要反映了未来短期利率预期偏低; 对短期利率反应不敏感主要反映了我国短期利率较强的均值回归特性。其次, 根据利率分解结果, 我国中长期收益率波动性主要来自于风险溢价成分, 而短期利率预期成分一直相对稳定。进一步通过回归分析, 我们发现风险溢价不仅受到国内因素的影响 (特别是国内 CPI 通货膨胀), 也受到国际因素的影响 (特别是美国债 10 年利率)。而且, 在 2008 年全球金融危机之前, 影响我国中长期收益率风险溢价的主要是国内因素, 但是在危机之后, 国内因素让步于国际因素。我们还发现全球金融危机前后汇率对风险溢价影响的方向正好相反。危机前, 人民币升值大致对应风险溢价下跌, 而危机后人民币贬值则对应风险溢价下跌。

参考文献

- [1]郭涛, 宋德勇, 2008, 《中国利率期限结构的货币政策含义》, 经济研究, 2008 年第 3 期。
- [2]马骏, 洪浩, 贾彦东, 张施杭胤, 李宏瑾, 安国俊, 2014, 《收益率曲线在货币政策传导中的作用》, 中国人民银行工作论文, No. 2016/1。
- [3]姚余栋, 李宏瑾, 2011, 《中国式“格林斯潘之谜”》, 财经杂志, 2011/12。
- [4]张雪莹, 2014, 国债期限溢价的影响因素研究——兼论中国式“格林斯潘之谜”, 债券, 2014 年第 10 期。
- [5]Adrian, T., Richard K. Crump and Emanuel Moench, 2013, “Pricing the term structure with linear regressions”, *Journal of Financial Economics*, 110(1), pp110-138.
- [6]Cox, J., J. Ingersoll, and S. Ross, 1985, “A Theory of the Term Structure of Interest Rates,” *Econometrica*, 53, 385—407.
- [7]Cuthbertson, K and Nitzsche, D, 2005, *Quantitative financial economics*, Wiley.
- [8]Dai, Q., and K. Singleton, 2000, “Specification Analysis of Affine Term Structure Models,” *Journal of Finance*, 55, 415—41.
- [9]Dai, Q. and K. J. Singleton, 2002, “Expectation puzzles, time-varying risk premia, and affine models of the term structure,” *Journal of financial Economics*, 63(3), pp415-441.
- [10]Duffee, G. R., 2002, “Term Premia and Interest Rate Forecasts in Affine Models”, *Journal of Finance*, 57(1), pp. 405—443
- [12]Duffie, D., and R. Kan, 1996, “A Yield-Factor Model of Interest Rates,” *Mathematical Finance*, 6, 379—406.
- [13]Joslin, S., Singleton, K. J. and Zhu, H., 2011, “A New Perspective on Gaussian Dynamic Term Structure Models”, *Review of Financial Studies*, 24(3), pp. 926—970
- [14]Joyce, M, Lildholdt, P and Sorensen, S, 2010, ‘Extracting inflation expectations and inflation risk premia from the term structure: a joint model of the UK nominal and real yield curves’, *Journal of Banking and Finance*, Vol 34, pp. 281—294
- [15]Vasicek, O., 1977, “An Equilibrium Characterisation of the Term Structure,” *Journal of Financial Economics*, 5, 177—188.

What the expectation and risk premium can tell us about?

——The decomposition of Chinese government bond yield curves

Lin LU, Zhuoshi LIU

Abstract: The general research on Chinese government bond yield curve has made great progress in recent years, yet the academic research of yield curve decomposition, ie. the study that looks into the implied expectation and risk premium components of the yield curve, is still at its early stage. This paper employs the non-arbitrage term structure model framework to study the decomposition of the yield curve in an attempt to shed light into the research area. Our work intends to deepen our understanding of the so-called “Chinese-style Greenspan Puzzle” (low level of long term yield and lack of sensitivity to the changes in short term rates) from the perspective of interest rate expectations, and also explores the driving forces behind the Risk premium (which is the major source of the long rate fluctuations). Our empirical results show that: Firstly, China's low-level of long-term government bond yield mainly reflects the fact that the expected China's future short-term interest rate path has been very low during the whole sample. The lack of sensitivity of the long yield to the changes in short term rates can be attributed to the strong mean reversion property of the short term rates. Secondly, China's long yield volatility is mainly driven by the risk premium component given that the short rate expectation component has been relatively stable. The risk premium is not only affected by domestic macro factors (especially domestic CPI inflation), but also by international factors (the US 10 year government yield in particular).

Key words: government bond yield, interest rate expectations, risk premium, yield curve decomposition, term structure model

公共资本投资、内生经济增长与最优政府债务规模

闫先东¹ 廖为鼎²

【摘要】 本文基于一个具有内生增长机制的三部门世代交叠模型，讨论了政府举债为公共投资进行融资时经济的长期均衡；同时，通过数值模拟方法考察了我国的均衡政府债务规模及其影响因素。结果表明：特定条件下，经济系统存在一个正的均衡政府债务-产出比重，该债务比重水平受公共投资-产出比重、公共投资的债务融资比重、民间资本产出弹性等参数影响明显；但是，均衡政府债务比重并不是无限上升的，当上述参数超过特定临界值时，经济系统无法达到均衡，政府债务-产出之比将持续上升，财政将不可持续；另外，当民间资本产出弹性较低时，较高的均衡政府债务比重可能导致经济运行动态无效率。数值模拟结果还显示，基于不同的假设情形，我国的均衡政府债务-产出比重均在不同程度上高于当前实际的政府债务规模，这为我国在未来期间实施扩张性财政政策提供了有利的依据。

【关键词】 政府债务；世代交叠模型；动态无效率

一、前言

2008 年国际金融危机以来，随着我国经济运行呈阶梯式下滑态势，宏观调控部门强化了实施扩张性财政政策的政策导向，有力地支持了实现经济“稳增长”的政策目标。值得关注的是，持续实施较大规模的赤字财政政策还导致了近年来我国政府债务规模的较快上升，根据财政部和审计署披露的数据，不考虑隐性负债因素，2015 年末，我国的政府债务规模与 GDP 之比为 38.9%，比 2008 年约上升了 11.3 个百分点，其中，2008 年地方政府负有偿还责任债务余额约为 3.5 万亿元，2015 年则达到 16 万亿元，年均增长 24.3%。大规模扩张性财政政策虽然在短期内能较好发挥“逆周期”熨平经济波动的作用，但政府债务规模较快上升在中长期内是否会挤出民间资本投资，抑制长期经济增长潜力？是否会挤出未来期间

¹ 闫先东，中国人民大学国际货币研究所学术委员，中国人民银行调查统计司副司长；

² 廖为鼎，中国人民银行广州分行

居民消费，降低居民福利水平？财政运行是否具有可持续性？上述问题可以归结为对于一国合理的政府债务规模问题的讨论。

从现有的文献来看，根据巴罗-李嘉图等价定理，在严格的假设条件下，政府通过举债和征税为支出进行融资是无差异的，这意味着理论上的政府债务上限由累积政府支出规模决定，在早期的宏观经济学模型中，政府支出特指政府消费，且一般假定为外生变量，因而合理的政府债务具有外生性和任意性。^[1]由于巴罗-李嘉图等价定理的相关假设前提相当严格，在理论上，围绕着放松巴罗-李嘉图等价定理的各项前提假设，相关研究对政府债务存在的合理性及其均衡水平展开了讨论。具有代表性的观点包括：

一是税收存在扭曲效应，债务融资部分地替代税收有助于改善居民的福利。巴罗(Barro)证明了当政府面临税收征集成本时，最优的税收融资条件是保持预期的税率水平稳定，因而政府临时性的支出增长应该举债融资，在特定的政府支出水平下，存在一个公债发行的最优时间路径，即临时性的支出改变与债务比率正相关，收入改变与债务比率负相关，合理的债务水平取决于临时性的政府支出对正常的支出水平偏离。^[2]

二是金融市场存在摩擦性因素，政府在金融市场上进行融资的交易成本低于私人部门，政府举债有助于降低金融摩擦导致的相关成本和福利损失。伍德福德(Woodford)建立的包含流动性约束的模型中，经济主体为应对未来的收入冲击而额外持有流动性资产，政府举债有助于降低居民部门持有较多流动性资产的机会成本，避免私人部门投资不足或投资过度，提高居民的消费水平，实现居民的福利水平最大化的目标决定了最优政府债务规模。^[3]韦布(Webb)、艾耶甘瑞和麦克格兰恩特(Aiyagari and Mcgrattan)、霍姆斯特姆和蒂罗尔(Holmstrom and Tirole)、林细细和龚六堂、卡拉佩拉和威廉姆森(Carapella and Williamson)等基于金融市场的不完全性、借贷双方面临道德风险问题等假设前提构建模型，结果表明政府举债融资有助于改善金融市场效率，政府的最优债务水平取决于其对市场效率的边际改善水平。^{[4][5][6][7]}

三是经济主体生命是有限期的，政府债务可以作为代际之间进行资源交换的一种工具进而有助于优化代际之间的资源配置，确保经济运行的动态有效性。戴蒙德(Diamond)建立的世代交叠模型中，由于经济主体获得劳动收入在时间分布上是非连续的，分散决策条件下，经济主体优化配置其年轻时期和老年时期消费水平的行为可能导致过度储蓄，投资的边际效率水平因而较低，经济处于动态无效率水平。如果政府当前的支出部分通过向当代人举债进行融资，并由对下一代人的征税来偿还债务，这实际上是政府通过债务融资的形

式将后代的一部分资源转移给当代人消费，进而有助于经济主体降低年轻时期的储蓄率，稳态的人均消费水平将上升，当经济增长处于黄金增长路径时，政府债务规模达到最优。^[8]其他文献如布劳宁格(Brauninger)在一个世代交叠模型中引入政府债务，模型中企业的生产函数为 AK 形式，政府通过举债融资用于消费支出，模型结论表明，政府购买比率为固定水平时，当政府赤字融资比率低于临界值水平时，经济运行存在平衡增长路径，均衡的政府债务水平为正。^[9]

四是在内生增长理论框架下引入政府生产性支出，在内生化政府支出的前提下考察政府债务对经济增长和居民福利的影响。其他文献如林双林(Shuanglin Lin)、莫拉加和维达尔(Moraga and Vidal)、矢田(Yakita)、贾俊雪和郭庆旺在世代交叠的分析框架下引入了政府的生产性支出，政府的公共人力资本支出和公共基础设施建设将提高当代及后代私人投资的边际收益，同时也将提高各代的工资率水平，结果表明，通过债务融资的方式为政府的生产性支出融资有助于降低私人部门过度低效投资，同时提高公共人力资本支出及基础设施建设水平，改善经济效率，模型在稳态水平下的政府债务水平可以看作是最优政府债务规模。^{[10][11][12][13]}格雷纳和塞姆莱尔(Greiner and Semmler)基于一个内生增长模型，分析了不同的财政政策对稳态经济增长率的影响，结果表明，在较多部分利息支出通过债务融资来实现的政府预算体制中，只要让公共债务与私人资本的比例保持稳定，通过增加赤字融资来实现公共投资有利于经济增长，由于上述预算体制下赤字融资的不断增长将导致较高的政府债务水平，进而对私人资本具有挤出效应，一旦用于利息支出的债务融资超过一定水平，与正的债务水平相伴的稳态经济增长率将不存在。^[14]

除了理论文献外，研究政府债务与经济增长之间关系的实证文献较为丰富，相关研究对于判断一国合理的政府债务区间具有参考意义，而由于使用的数据样本、变量选择、式设置以及估计方法存在差异，实证文献得到结论各不相同。如，阿方索和雅勒(Afonson and Jalles)基于新古典经济增长理论的经验检验式，使用了155个国家在1970-2008年间的面板数据检验了政府债务与经济增长之间的关系，主要得到以下结论：当一国政府债务比率高于90%时，债务比率每上升10%，对产出的影响平均为-0.2%，当一国政府债务比率低于30%时，债务比率每上升10%，对产出的影响平均为正的0.1%；住户债务负担与政府债务负担同时较高时，产出水平较低。^[15]郭步超和王博使用了31个发达国家与21个新兴市场国家1970-2011年的数据，同样是在新古典增长理论经验检验模型中加入了政府债务比率的二次项，分别估算了发达国家与新兴市场国家政府债务对经济增长影响的转折点，结果表

明，发达国家政府债务比率转折点在98%至106%之间，新兴市场国家的政府债务转折点明显要更高，在126%至129%之间。^[16]

现有的文献研究表明，决定一国最优政府规模的因素众多且相关因素是动态变化的，因而，对一国最优政府债务规模的合理评估有必要在特定的假设前提及基于相关经济的实际运行参数进行模拟。本文借鉴矢田(Yakita)的研究思路,建立了一个包含内生增长的世代交叠模型，模型的主要特点体现在：一是自戴蒙德(Diamond)开创性地基于世代交叠模型讨论了政府债务对经济运行的动态有效性的影响以来，世代交叠模型成为了研究政府债务问题最为重要的分析框架，本文延续了相关研究传统。^{[12][8]}二是本文模型中的政府支出只包含公共资本投资支出，不包含政府消费及相关转移支付，政府债务融资的用途也仅限于公共资本投资，相当于部分国家实施的财政预算“黄金规则”，这也与我国政府债务投向的实际情况较好相符。如，根据2013年全国政府性债务审计结果，在已支出的政府负有偿还责任的债务中，用于市政建设、土地收储、交通运输、保障性住房、教科文卫、农林水利、生态建设等基础性、公益性项目等公共资本支出占86.77%。

本文的第二部分内容主要为模型框架的建立，并对均衡政府债务存在性进行讨论，第三部分的内容主要是基于模型的结果及我国经济运行相关参数，对我国最优政府债务规模进行测算，第四部分是本文的主要结论。

二、理论模型

(一) 个人

代表性的个体共生存两期，即，青年时期和老年时期。个人只在青年时期劳动，并获得工资收入，政府按照一定的税收比率对青年时期的劳动收入和老年时期的利息收入征税。代表性个体在青年时期消费一部分收入，剩余的收入被储蓄用于老年时期的消费，个体的行为在特定的收入约束下，实现一生效用最大化，代表性个体行为可以表述为：

$$\underset{c_t, c_{t+1}}{\text{Max}} U = (1 - \rho) \ln c_t + \rho \ln c_{t+1} \quad (26)$$

$$\text{S.t. } c_{t+1} = [1 + (1 - \tau_t)r_{t+1}][1 - \tau_t]w_t - c_t \quad (27)$$

其中， c_t 和 c_{t+1} 分别为生于 t 期的个人在 t 期和 $t+1$ 期的消费， r_{t+1} 为 $t+1$ 期的利率水平， w_t 为 t 期每单位有效劳动的工资收入， ρ 表示不同时期消费在效应函数中的权重系数，

其中 $0 < \rho < 1$, τ_t 为政府在 t 期对工资收入以及利息收入进行征税的税率¹。根据拉格朗日函数求解个人实现一生效用最大化的一阶条件, 可以进一步得到 t 期的人均储蓄水平为:

$$s_t = (1 - \tau_t)\rho w_t \quad (28)$$

(二) 企业

代表性企业的生产技术表示为 $Y_t^j = \tilde{A}_t(K_t^j)^\alpha(G_t L_t^j)^{1-\alpha}$, 其中, Y_t^j , K_t^j , L_t^j 分别为代表性企业在 t 期的产出、民间资本存量及劳动投入, G_t 为公共资本存量, 这里, 本文假定公共资本属于纯公共品, 即具有非排他性和非竞争性, 因而公共资本须由政府投资形成, 且公共资本的存在将提高民间资本投资的边际生产率, 缓解人均民间资本存量边际递减效应, 进而实现经济的内生增长。不考虑民间资本和公共资本的折旧问题, 由代表性企业利润最大化行为可以得到 t 期民间资本的利率水平 r_t 及劳动工资率水平 w_t :

$$\partial Y_t^j / \partial K_t^j = \alpha(Y_t^j / K_t^j) = r_t \quad (29)$$

$$\partial Y_t^j / \partial L_t^j = (1 - \alpha)(Y_t^j / L_t^j) = w_t \quad (30)$$

(三) 政府

假定政府部门主要负责公共资本投资, 不考虑政府消费和政府转移支付, 从政府部门预算约束来看, 预算支出主要包括新增公共资本投资支出和债务偿还本息支出, 预算收入主要包括对当期劳动收入和利息收入实施征税的税收收入、举债收入, t 期的政府预算约束可以表示为:

$$(D_{t+1} - D_t) + \tau_t(w_t + r_t s_{t-1})L_t = (G_{t+1} - G_t) + r_t D_t \quad (31)$$

假定政府新增公共资本投资占当期产出 Y_t 的比例固定, 为 θ , 其中 $0 < \theta < 1$ 。新增公共资本投资的资金来源中, 比例为 λ 的部分来源于举债融资, 其中, $0 < \lambda < 1$, 其他则来源于税收收入。另外, 假定政府债务存量导致的利息支出只能通过当期税收收入来偿还。该假定与我国当前的债务管理体制较为符合, 《国务院关于加强地方政府性债务管理的意见》(国发〔2014〕43号)规定, “地方政府举借的债务, 只能用于公益性资本支出和适度

¹ 本文参照相关文献的普遍做法, 假定经济中存在单一的收入税率, 即对工资收入和资本利息收入征税的税率相等, 这有助于简化模型的推导。如果将两种收入的税率设定为不相等, 将对模型的均衡结果产生影响, 但数值模拟结果显示, 该假定的调整对均衡政府债务规模区间的测算结果影响较小, 因而, 出于简化模型推导的需要, 仍然可以将两种收入的税率视为等同。

归还存量债务，不得用于经常性支出。”由于利息偿还属于经常性支出，该部分支出只能通过非债务性财政收入资金来偿还，在本文的模型中非债务性财政收入即为税收收入。上述政府投资和融资行为可以表示为：

$$G_{t+1} - G_t = \theta Y_t \quad (32)$$

$$D_{t+1} - D_t = \lambda(G_{t+1} - G_t) = \lambda\theta Y_t \quad (33)$$

根据式（6），式（7），式（8），可以得到：

$$\tau_t Y_t = \theta(1 - \lambda)Y_t + (1 - \tau_t)r_t D_t \quad (34)$$

式（9）的含义为，政府当期的税收收入一部分用于偿还政府当期利息支出，另外一部分用于新增公共资本投资。

（四）市场均衡

1、生产部门均衡。由于企业具有同质化特点，对代表性企业行为进行加总得到总体市场中生产部门的最优化生产条件，即：

$$r_t = \alpha A_t (G_t / K_t)^{1-\alpha} = \alpha (Y_t / K_t) \quad (35)$$

$$w_t = (1 - \alpha) A_t (G_t / K_t)^{1-\alpha} K_t = (1 - \alpha) (Y_t / L_t) \quad (36)$$

其中 $K_t = \sum_j K_t^j$ ， $L_t = \sum_j L_t^j$ ， $Y_t = \sum_j Y_t^j$ ， $A_t = \bar{A}_t L_t^{1-\alpha}$

2、资产市场均衡。私人部门持有的资产包括民间资本和政府债券，在标准的世代交叠模型中，假定劳动年龄人口持有资产，且资产总额等于劳动年龄人口的储蓄总额，即：

$$K_{t+1} + D_{t+1} = s_t L_t \quad (37)$$

（五）主要经济变量的动态学及其长期均衡分析

1、经济系统的动态学式。根据式（7）及式（10），公共债务存量的动态式可以表示为：

$$\frac{D_{t+1}}{D_t} = 1 + \lambda\theta A_t (G_t / K_t)^{1-\alpha} (K_t / D_t) \quad (38)$$

在政府投资比重 θ 及债务融资比率 λ 外生给定前提下，本文假定税率 τ_t 是内生的，且 τ_t 需满足式（9），同时根据式（10）中给定的利率水平 r_t ，可以得到：

$$\frac{D_{t+1}}{D_t} = 1 + \lambda\theta A_t (G_t / K_t)^{1-\alpha} (K_t / D_t) \quad (39)$$

由式 (3) 决定的储蓄水平 s_t , 式 (9) 决定的利率水平 r_t , 式 (14) 决定的税率水平 τ_t , 及资产市场均衡条件式 (12), 可以得到民间资本存量的动态学方程:

$$\frac{K_{t+1}}{K_t} = \left[\frac{1-\theta(1-\lambda)}{1+\alpha(D_t/K_t)} \rho(1-\alpha) - \lambda\theta \right] A_t (G_t/K_t)^{1-\alpha} - (D_t/K_t) \quad (40)$$

根据式 (7) 决定的公共资本投资及式 (10), 公共资本存量的动态学方程可以表示为:

$$\frac{G_{t+1}}{G_t} = 1 + \theta A_t (G_t/K_t)^{-\alpha} \quad (41)$$

整个经济系统的动态学可以由民间资本存量 K_t 、公共资本存量 G_t 以及政府债务 D_t 三个状态变量的相互关系决定。根据稳态增长路径的定义, 当上述三个状态变量增速相等时, 经济运行达到稳态水平, 状态变量的稳态增长率可以定义为:

$$\frac{K_{t+1}}{K_t} = \frac{G_{t+1}}{G_t} = \frac{D_{t+1}}{D_t} = 1 + \gamma \quad (42)$$

为了刻画状态变量之间的相互关系, 本文定义 $g_t = G_t/K_t$, $x_t = D_t/K_t$, 进一步可以用 x_t 和 g_t 的动态关系来刻画经济系统实现稳态经济增长的条件以及转移动态路径, 根据式

(15) 和式 (16) 可得到变量 g_t 的动态学方程:

$$\frac{g_{t+1}}{g_t} = \frac{G_{t+1}/K_{t+1}}{G_t/K_t} = \frac{1 + \theta A_t g_t^{-\alpha}}{\left[\frac{1-\theta(1-\lambda)}{1+\alpha x_t} \rho(1-\alpha) - \lambda\theta \right] A_t g_t^{1-\alpha} - x_t} \quad (43)$$

根据式 (13) 和式 (15) 可以得到变量 x_t 的动态学方程:

$$\frac{x_{t+1}}{x_t} = \frac{D_{t+1}/K_{t+1}}{D_t/K_t} = \frac{1 + \lambda\theta A_t (g_t^{1-\alpha}/x_t)}{\left[\frac{1-\theta(1-\lambda)}{1+\alpha x_t} \rho(1-\alpha) - \lambda\theta \right] A_t g_t^{1-\alpha} - x_t} \quad (44)$$

在稳态增长路径上, 可以得到:

$$g_{t+1}/g_t = 1 \quad (45)$$

$$x_{t+1}/x_t = 1 \quad (46)$$

同时满足上述式 (20) 和式 (21) 的一组参数 (g^*, x^*) , 即为稳态水平下的公共资本存量与民间资本存量之比以及政府债务与民间资本存量之比, 根据上述参数又可以得到稳态时政府债务规模与总产出之比。

2、经济系统均衡解的存在性。为了进一步讨论经济系统稳态解的存在性问题, 根据式

(18), 式 (20) 可以表示为:

$$1 + \theta A g_t^{-\alpha} + x_t = \left[\frac{1 - \theta(1 - \lambda)}{1 + \alpha x_t} \rho(1 - \alpha) - \lambda \theta \right] A_t g_t^{1 - \alpha} \quad (47)$$

对式 (22) 两边求微分, 整理得到:

$$\frac{d g_t}{d x_t} = \frac{A_t g_t^{1 - \alpha} \frac{1 - \theta(1 - \lambda)}{(1 + \alpha x_t)} \rho(1 - \alpha) + 1}{(1 - \alpha) A_t g_t^{-\alpha} \left[\frac{1 - \theta(1 - \lambda)}{1 + \alpha x_t} \rho(1 - \alpha) - \lambda \theta \right] + \alpha \theta A_t g_t^{-\alpha - 1}} \quad (48)$$

由于参数 α , θ , λ , ρ 的取值范围都在区间 (0,1) 上, 参数 A_t 大于 0, 且根据式

(22), $\frac{1 - \theta(1 - \lambda)}{1 + \alpha x_t} \rho(1 - \alpha) - \lambda \theta > 0$, 因而本文可知式 (23) 中的 $d g_t / d x_t > 0$ 。

根据式 (19), 式 (21) 可以表示为:

$$1 + \lambda \theta A_t (g_t^{1 - \alpha} / x_t) + x_t = \left[\frac{1 - \theta(1 - \lambda)}{1 + \alpha x_t} \rho(1 - \alpha) - \lambda \theta \right] A_t g_t^{1 - \alpha} \quad (49)$$

对式 (24) 两边求微分, 并整理得到:

$$\frac{d g_t}{d x_t} = \frac{\left[\frac{1 - \theta(1 - \lambda)}{(1 + \alpha x_t)^2} \rho(1 - \alpha) \alpha - \frac{\lambda \theta}{x_t^2} \right] A_t g_t^{1 - \alpha} + 1}{(1 - \alpha) A_t g_t^{-\alpha} \left\{ \left[\frac{1 - \theta(1 - \lambda)}{1 + \alpha x_t} \rho(1 - \alpha) - \lambda \theta \right] - \frac{\lambda \theta}{x_t} \right\}} \quad (50)$$

由于参数 α 在区间 (0,1) 上, 根据式 (24), $\left[\frac{1 - \theta(1 - \lambda)}{1 + \alpha x_t} \rho(1 - \alpha) - \lambda \theta \right] - \frac{\lambda \theta}{x_t} > 0$, 则等式

(25) 右边表达式的分母项大于零, $d g_t / d x_t$ 的符号取决于右边表达式的分子项的符号, 容易证明, 令式 (24) 左边表达式为 $\eta(g_t, x_t)$, 右边表达式为 $\varepsilon(g_t, x_t)$, 当 $\partial \varepsilon(g_t, x_t) / \partial x_t < 0$ 时, 即当 x_t 的取值较小时, 式 (25) 中 $d g_t / d x_t$ 的符号为负, 当 $\partial \varepsilon(g_t, x_t) / \partial x_t > 0$ 时, 即当 x_t 的取值较大时, 式 (24) 中 $d g_t / d x_t$ 的符号为正。

如图 1, 可以用曲线 XX 表示式 (22) 中 g_t 和 x_t 的关系, 用曲线 GG 表示式 (24) 中 g_t 和 x_t 的关系, 根据前文的推导, 曲线 XX 的斜率大于零, 曲线 GG 的斜率先小于零, 然后再大于零。由此可见, 讨论由式 (22) 和式 (24) 组成的动态系统的稳态解, 可以分为三种情况: 第一种情况是曲线 XX 和 GG 不相交, 这种情况下经济系统不存在均衡点, 从经济学意义来看, 经济运行不是处于最优状态; 第二种情况是曲线 XX 和 GG 相切, 这种情况下经济系统有一个均衡点, 这是经济系统存在均衡解的一种特殊情形; 第三种情况是曲线 XX 和 GG 相交, 这时, 经济系统有两个均衡点, 这是经济运行存在均衡解时的普遍情形

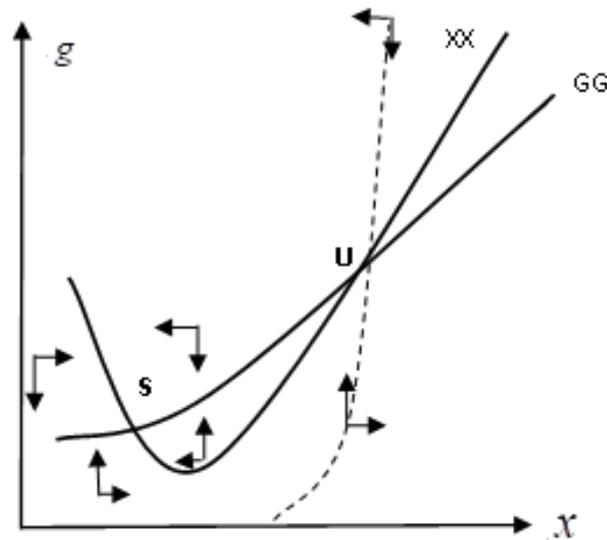


图 1

3、关于选择均衡解的讨论。如图 1，当 XX 和 GG 分别相交时，经济系统存在两个均衡点 S 和 U，其中，与均衡点 U 相比，在均衡点 S 上，公共资本存量与民间资本存量之比 g ，以及政府债务规模与民间资本存量之比 x ，均相对较小。分别在均衡点 S 和 U 上进行一阶泰勒展开，进而得到一阶泰勒展开式的特征式，可以进一步证明，均衡点 S 对应的特征式，存在两个绝对值均小于 1 的实数根，表明均衡点 S 是局部稳定均衡点；均衡点 U 对应的特征式，其中一个实数根的绝对值小于 1，另外一个实数根的绝对值大于 1，表明均衡点 U 是鞍点稳定均衡点。根据局部稳定均衡点动态学特征，当经济系统的初始位置对均衡点 S 在任意方向上的偏离幅度低于一定水平时，经济系统最终将向局部稳定均衡点 S 收敛。相比之下，经济系统向鞍点稳定均衡点 U 收敛的条件更加严格，即经济系统存在唯一的路径向鞍点稳定均衡点收敛，如图 1，只有当经济的初始点位置在由虚线所表示的鞍点路径上时，经济系统将向均衡 U 收敛，否则，经济系统将向均衡点 S 收敛，或将发散。由于经济到达鞍点稳定均衡路径的唯一性，经济一旦偏离鞍点稳定均衡点，系统也只有在特定条件下才能恢复至原稳定状态，鞍点稳定均衡具有内在不稳定性，因而，本文选择稳定性更好的局部稳定均衡点 S 作为政府实施财政政策促进经济在均衡状态下运行的政策目标，本文将围绕均衡点 S 所对应的相关参数对最优政府债务规模进行讨论。

4、经济系统均衡与动态效率问题。在标准的世代交叠模型中，由于居民的劳动收入获得是非连续分布的，存在居民过度储蓄进而导致经济的动态无效率问题。本文在标准的世代交叠模型基础上引入了公共资本投资以及政府债务融资，由于政府的相关行为参数是外生的，同时对居民储蓄行为产生影响，模型中导致居民过度储蓄的因素并没有内在消除，

因而本文模型的均衡结果不能排除动态无效存在的可能性。根据相关文献如菲尔普斯 (Phelps)对动态效率的定义, 设定稳态时居民消费最大化时家庭部门的储蓄水平为经济的最优储蓄水平, 当经济的储蓄水平高于最优储蓄水平时, 经济处于动态无效率, 反之, 经济则是动态有效的。^[17]

由于本文模型假定人口数量不变, 人均最大化消费等同于经济的总消费水平最大化, 总消费水平 $C_t = F(K_t, G_t, L_t) - (K_{t+1} - K_t) - (G_{t+1} - G_t)$, 由于稳态时满足 $K_{t+1} - K_t = \gamma K_t$, $G_{t+1} - G_t = \gamma G_t = \gamma g_t K_t$, 进而可以得到最大化稳态时的人均消费水平条件为 $r_{golden} = F'_K(K_t, G_t, L_t) = \gamma(1 + g_t)$, 因而, 经济均衡满足动态效率的条件为民间资本边际产出水平 $r_t \geq r_{golden} = \gamma(1 + g_t)$ 。进一步可以得到, 由于 $r_t = \alpha A_t g_t^{1-\alpha}$, $\gamma = \theta A_t g_t^{-\alpha}$, 且由于 $g_t \geq 0$, 动态效率条件可以表示为 $g_t \geq \theta / (\alpha - \theta)$, 且 $\alpha > \theta$, 即当公共资本存量与民间资本存量之比大于阈值水平 $\theta / (\alpha - \theta)$ 时, 经济系统才不会因为居民的过度储蓄而导致动态无效。

三、数值模拟

(一) 参数设定

经济系统的长期均衡点 S 由式 (22) 和式 (24) 共同决定, 由于上述式构成了较复杂的非线性式组, 无法求得解析解, 本文借助数值模拟的方法讨论不同经济运行条件下政府债务规模的长期均衡水平。为了进行数值模拟, 本文需要对模型中相关参数进行赋值, 本文首先以中国经济样本为依据得到近 30 年来相关参数取值的平均水平, 并将其设定为本文在基准情形下测算均衡政府债务规模的参数值, 另外, 本文还将进一步考察相关参数改变时的均衡政府债务规模。

由于本文构建的是两期世代交叠模型, 参照克鲁瓦和米歇尔 (Croix and Michel) 的做法, 本文假设每期的时间跨度为 30 年。^[18]对于效用函数中的权重系数 ρ 的取值, 根据贾俊雪、郭庆旺的做法^[13], 代表性个体效用的年贴现率取值为 0.99, 这意味着 ρ 的取值为 0.43¹。对于民间资本的产出弹性 α , 相关文献中, 如吴国培、王伟斌和张习宁没有区分民间资本存量和公共资本存量, 估算得到我国整体资本产出弹性约 0.5。^[19]部分估算我国公共资本的产出弹性的文献中, 范九利和白暴力使用 1996-2000 年的分省数据, 估算得到我国基础设施产出弹性为 0.19, 郭庆旺和贾俊雪基于 1978-2004 年的数据估算得到公共物质资本产出弹

¹ $\rho = 0.99^{30} / (1 + 0.99^{30})$

性为 0.18，其他文献如经济增长前沿课题组利用生产函数法得到我国民间物质资本的产出弹性为 0.31，贾俊雪和郭庆旺中民间资本产出弹性的取值为 0.35。^{[20][21][22][13]}综合来看，本文在基准情形下对民间资本产出弹性的取值为 0.31。

对于新增公共资本投资占当期产出 Y_t 的比例 θ 的取值，首先，本文将公共资本投资的范围界定为世界银行所划定的基础设施投资行业，结合历年《中国统计年鉴》的可得数据，从行业分布来看，本文的公共资本投资为我国固定资产投资统计中的“电力、燃气及水的生产和供应业”，“交通运输、仓储和邮政业”，“信息传输、计算机服务与软件业”，“水利、环境和公共设施管理业”四个科目下的固定资产投资；同时，由于上述行业中固定资产投资部分属于民间投资，本文根据各行业固定资产投资隶属关系，将上述行业中由国有控股企业完成的固定资产投资界定为本文的公共资本投资。另外，从固定资产投资的统计数据口径来看，目前能获得的分行业数据是全社会固定资产投资数据，但单豪杰强调了在估算我国资本存量时，用支出法 GDP 核算中的固定资本形成总额来衡量当年新发生的固定资产投资额更合理。^[23]由于年度固定资本形成总额数据没有分行业数据，本文基于相关权重对分行业全社会固定资产投资数据进行调整，得到分行业的固定资本形成总额数据，调整的权重为历年支出法 GDP 核算中固定资产形成总额与全社会固定资产投资总额之比。根据估算得到的 2003-2015 年基础设施行业固定资产形成总额数据及相关年度的名义 GDP，本文计算得到 2003-2015 年基础设施行业投资占 GDP 的平均比重为 8.6%，本文将其作为 θ 在基准情形下的取值。

对于公共资本投资的资金来源中的债务融资比例 λ 的取值，由于根据固定资产投资资金来源统计数据难以合理确定相关行业投资的债务融资比重，本文根据我国固定资产投资项目资本金制度规定来确定基准情形下公共资本投资的债务融资比重。为约束固定资产投资项目投资风险，我国于 1996 年建立固定资产投资项目资本金制度，从对基础设施投资项目的资本金比例规定来看，1996 年颁布的《国务院关于固定资产投资项目试行资本金制度的通知》规定，交通运输项目资本金最低比例为 35%，其他项目为 20%；2009 年颁布的《国务院关于调整固定资产投资项目资本金比例的通知》规定，机场、港口、沿海及内河航运项目，最低资本金比例调整为 30%，铁路、公路、城市轨道交通项目最低资本金比例调整为 25%，其他项目为 20%；2015 年颁布的《关于调整和完善固定资产投资项目资本金制度的通知》规定，城市轨道交通项目最低资本金比例调整为 20%，港口、沿海及内河航运、机场项目最低资本金比例调整为 25%，铁路、公路项目最低资本金比例调整为 20%，其他项

目为 20%。根据我国资本金制度相关规定, 本文折中选取 75%作为基准情形下我国公共资本投资的债务融资比重。

关于参数 A 的取值, 根据式 (10) 可以得到 $A_t = (Y_t / K_t) / (G_t / K_t)^{1-\alpha}$, 因而确定 A 取值的关键是估算民间资本存量和公共资本存量水平。本文借鉴吴国培、王伟斌和张习宁、金戈的方法估算我国全部资本存量规模及基础设施资本存量规模, [19][24]全部资本存量与基础设施资本存量之差即为民间资本存量。由于本文中每期跨度为 30 年, 因而根据式 (10) 计算 A 的数值时, 相关参数值应该取 30 年期的数值。其中, 由于产出 Y_t 是流量指标, 将 30 年期的产出进行加总, 得到 30 年期的产出规模。公共资本存量 G_t 和民间资本存量 K_t 是存量指标, 由于生产函数中的资本存量是实际使用概念, 本文的转换方法是分别将 1978-2007 年间公共资本存量和民间资本存量的平均值加上平均资本折旧, 得到 30 年期间实际使用公共资本存量和民间资本存量规模。在折旧率选取上, 相关文献差异较大, 从 0%至 10%不等, 本文使用 1978 年以来收入法 GDP 核算中的固定资产折旧序列与固定资本存量之比作为折旧率, 同时, 本文假定公共资本存量和民间资本存量的折旧率相同, 约为 6%, 转换为 30 年的折旧率为 1.8。根据上述计算思路, 得到基准情形下 A 的取值为 20。

(二) 数值模拟结果

基于上文对相关参数的设定, 本文运用 Matlab 对式 (22) 和 (24) 进行数值模拟, 首先, 本文可以通过式 (22) 和 (24) 求解到公共资本存量与民间资本存量之比 g_t , 由于 $D_t / Y_t = (D_t / K_t)(K_t / Y_t) = \lambda A_t^{-1} g_t^\alpha$, 进而可以得到均衡时的政府债务规模与产出 Y_t 之比。需要指出的是, 上述求解得到的政府债务规模比率的时期跨度为 30 年期, 该指标的分母为流量指标 Y_t , 代表着 30 年期的产出水平。为将 30 年期的政府债务比重转换为时间跨度为 1 年期的政府债务规模比率, 需要对分母项产出 Y_t 做简单算术平均, 分子项中的政府债务规模由于是存量指标, 保持不变。

1、基准情形下的均衡政府债务规模。根据前文的参数设定, 当模型的全部参数取值为基准水平时, 可以计算得到均衡政府规模与产出水平之比为 113.9%, 该债务比例为在近年来的平均技术条件和财政政策约束条件下的最优政府债务规模。基准情形下, 当经济系统达到稳态时, 民间资本边际产出水平为 6.9%。根据前文的结论, 在基准参数取值条件下, 当人均消费水平最大化时, 民间资本边际产出水平为 5.1%, 低于经济稳态时实际的民间资本边际产出水平, 表明经济在稳态时是动态有效的。

2、公共资本投资比例 θ 对均衡政府债务规模的影响。如表 1, θ 之外其他参数的取值都保持在基准情形下, 当 θ 取值较小时, θ 取值与均衡政府债务规模呈正比关系, 且均衡政府债务规模水平受 θ 取值变化的影响明显。其中, 当公共资本投资比例仅为 1% 时, 均衡的政府债务规模占产出 Y 的比重达 61.9%, 比基准情形低 52%; 当公共资本投资比例上升到 9.6% 时, 均衡的政府债务规模占产出 Y 的比重则上升到 131.7%, 比基准情形高 17.8%, 平均来看, 公共资本投资每上升 1%, 均衡债务规模比重将上升 15.1 个百分点。公共投资比重 θ 与均衡政府债务规模呈正比的原因在于, 公共投资比重上升将导致公共资本与民间资本存量之比上升, 这一方面将改善民间资本的边际产出水平, 提高产出增长率; 另一方面, 当公共资本投资的债务融资比例既定时, 较高的公共资本投资比重将导致政府债务规模和债务利率呈上升态势, 政府部门为偿还债务利息, 需要提高对家庭部门征税的税率, 从而对民间投资产生具有挤出效应, 进而抑制了产出增长率。当公共资本投资比重较小时, 公共投资比重上升对民间资本边际产出水平的改善效应占据主导, 进而在总体上对产出增长率具有正向促进作用, 但产出增长率的上升幅度仍然低于政府债务的增长速度, 因而, 此时均衡政府债务比重与公共投资比重呈正比例关系, 当公共资本投资比重上升到较高水平时, 经济运行保持在高增长率和高债务水平的均衡组合上。另外, 从经济效率的角度来看, 当其他参数取值为基准水平, 公共资本投资比重 θ 的取值小于 9.6% 时, 经济运行均处于动态有效率状态, 如表 1 中, θ 的各取值水平下, 稳态的民间资本边际产出水平均大于人均消费最大化时民间资本的边际产出水平。

其他条件保持在基准情形, 当公共资本投资比例超过 9.6% 时, 经济系统无均衡解, 这意味政府的财政政策目标和其他经济部门的运行目标存在冲突, 导致经济运行无法达到均衡状态。政府部门无法进一步提高公共资本投资比重及债务比重的原因在于, 当公共资本投资比重较高时, 增加公共资本投资对民间资本边际产出水平的改善水平将趋于下降, 对产出增长的促进作用也趋缓; 同时, 为了偿还更多的债务利息, 政府部门需要大幅提高税率, 进而导致对民间资本投资的过度挤出, 民间投资下降进一步制约产出增长率上升, 如果财政政策参数不调整, 经济将进入产出增长率下降和债务水平持续上升的不利循环, 债务产出比重无法在特定水平上保持稳定。

表 1 不同的公共资本投资比重水平下各参数的均衡水平(单位: %)

公共资本投资比重 (θ)	政府债务规模与 产出之比 (D_t/Y_t)	产出增长率 (γ)	税率 (τ_t)	公共资本与民间 资本存量之比 (g_t)	人均消费水平最大化时民 间资本的边际产出水平 (r_{golden})	民间资本的边 际产出水平 (r_t)
1	61.9	1	3.5	14.5	1.2	3.3
2	69.2	1.7	5.1	20.8	2	3.8
3	75.6	2.1	6.8	27.8	2.6	4.3
4	81.7	2.5	8.6	35.7	3.1	4.8
5	87.7	2.8	10.6	44.8	3.6	5.2
6	93.9	3	12.8	55.8	4	5.6
7	100.5	3.2	15.4	69.5	4.4	6
8	108.2	3.3	18.7	88.2	4.8	6.5
8.6	113.9	3.4	21.2	104.1	5.1	6.9
9	118.6	3.4	23.4	118.7	5.3	7.2
9.6	131.7	3.3	29.6	166.3	5.8	7.9

3、公共投资的债务融资比例 λ 对均衡政府债务规模的影响。如表 2，当 λ 之外的其他参数保持为基准取值水平时，债务融资比例 λ 与均衡政府债务水平呈正比，债务融资比重变化对均衡政府债务规模影响明显。其中，当债务融资比重仅为 5% 时，均衡的政府债务规模占产出 Y_t 的比重为 6%，比基准情形低 107.9 个百分点；当债务融资比重上升到 81% 时，均衡的政府规模占产出 Y_t 的比重为 134.3%，比基准情形高 20.4 个百分点，平均来看，公共投资债务融资比重每上升 1 个百分点，均衡政府债务规模占产出比重将上升 1.7 个百分点。债务融资比重上升将导致均衡政府债务比重上升的原因在于，一方面，在特定的公共投资水平下，债务融资比重上升将导致政府债务规模上升；另一方面，债务融资规模上升将挤出部分民间投资并同时推升公共资本和民间资本存量之比，虽然公共资本与民间资本存量之比上升导致民间资本边际产出水平上升，但仍然难以遏制民间投资规模下降所带来的总产出增长率下降态势，债务规模上升及产出增长下降进而导致政府债务占产出比重趋于上升。从经济效率来看，当其他参数保持在基准水平，公共投资债务融资比重低于 81% 时，经济系统在均衡状态下均是动态有效率的，均衡状态下民间资本的边际产出水平大于人均消费最大化时的民间资本边际产出水平。其他参数保持在基准水平，当公共投资的债务融资比例超过 81% 时，经济系统将无法达到均衡，政府债务比重亦不能在特定水平上保持稳定。原因与公共投资比重较高时类似。

表 2 不同的公共债务融资比重水平下各参数的均衡水平 (单位: %)

公共投资债务 融资比重 (λ)	政府债务与产出之 比 (D_t/Y_t)	产出增长率 (γ)	税率 (τ_t)	公共资本与民间 资本存量之比 (g_t)	人均消费水平最大化时民 间资本的边际产出水平 (r_{golden})	民间资本的边际 产出水平 (r_t)
5	6	3.9	8.8	47.6	4.9	5.3
10	12	3.9	9.1	49.1	4.9	5.4
20	24.6	3.8	9.8	52.4	4.9	5.5
30	37.7	3.8	10.7	56.4	4.9	5.6
40	51.6	3.7	11.9	61.5	4.9	5.8
50	66.6	3.7	13.4	68	4.9	6
60	83	3.6	15.6	77.2	5	6.3
70	102.2	3.5	18.8	91.8	5.1	6.6
75	113.9	3.4	21.2	104.1	5.1	6.9
80	129.5	3.2	25.4	128	5.2	7.3
81	134.3	3.2	27	138.2	5.3	7.5

4、民间资本产出弹性 α 对均衡政府债务规模的影响。如表 3, α 之外的其他参数保持在基准情形时, α 与均衡债务规模之间先呈反比后呈正比的关系, 且 α 的取值对均衡债务规模影响明显。从具体的数值来看, 当 α 的取值为 0.05 时, 均衡债务规模占产出 Y_t 的比重为 108.2%; 当 α 的取值上升到临界值水平 0.17 时, 均衡债务规模占产出 Y_t 的比重下降至 102.6%; 当 α 的取值超过 0.17 时, 均衡债务比重呈上升态势, 其中, 当 α 的取值上升至 0.33 时, 均衡债务规模占产出 Y_t 的比重上升至 123%, 比基准情形高 9 个百分点。而当 α 的取值超过 0.33 时, 经济系统将无法达到均衡水平, 不存在均衡的政府债务水平。导致上述变化的原因在于, 当民间资本产出弹性 α 较小时, α 上升意味着民间资本的边际产出水平上升, 进而有助于推升产出增长率, 产出水平的较快增长导致均衡的债务比重下降; 当民间资本产出弹性 α 上升到一定水平时, α 的进一步上升一方面有助于民间资本的边际产出水平继续上升, 但同时, 由于民间资本的边际产出水平相对于公共资本的边际产出水平持续改善, 继续保持较高的公共资本投资比重将对民间投资带来较大的挤出效应, 进而阻碍了产出水平增长, 产出增长放缓导致政府债务规模占产出的比重上升。当民间资本产出弹性达到较高水平时, 较高的政府投资比重对产出增长的抑制更加明显, 同时, 较高的债务水平导致政府为偿还高利息而提高税率, 对民间投资和产出增长带来进一步抑制, 经济系统进入政府债务比重上升和产出增长率下降的不利循环, 无法实现政府债务比重的稳定。

表 3 不同的民间资本产出弹性水平下各参数的均衡水平（单位：%）

民间资本产出弹性 (α)	政府债务与产出之比 (D_t/Y_t)	产出增长率 (γ)	税率 (τ_t)	公共资本与民间资本存量之比 (g_t)	人均消费水平最大化时民间资本的边际产出水平 (r_{golden})	民间资本的边际产出水平 (r_t)
5	108.2	3.5	3.8	45.9	4.4	1.3
9	105.5	3.5	5.3	49.1	4.5	2.2
13	103.6	3.6	7	53	4.6	3.1
17	102.6	3.6	8.9	58.1	4.7	3.9
21	102.7	3.6	11.2	64.9	4.8	4.7
25	104.6	3.6	14.2	74.7	4.9	5.5
29	109.3	3.5	18.2	90.5	5	6.4
31	113.9	3.4	21.2	104.1	5.1	6.9
33	123	3.2	26.1	130.9	5.2	7.6

从经济效率来看，当 α 高于 0.21 时，基准情形下的财政政策参数则能够确保经济系统在均衡状态下是动态有效的，即均衡状态下民间资本的边际产出水平大于人均消费最大化时的民间资本产出水平。当 α 低于 0.21，其他参数取值为基准水平时，经济系统在均衡状态下是动态无效的，即此时的民间资本边际产出水平偏低，家庭部门存在过度储蓄。根据前文所讨论的经济系统满足动态效率条件，导致动态无效的原因主要是公共投资比重过高，如本文在基准情形下设定的公共投资比重 θ 为 8.6%，当民间资本产出弹性 α 小于 8.6% 时， θ 大于 α ，不满足动态效率条件；另外，当民间资本产出弹性大于 8.6% 时，虽然满足条件 $\theta < \alpha$ ，但仍可能不满足条件 $g_t \geq \theta / (\alpha - \theta)$ 。模拟结果显示，当 α 较小时，其他参数取值不变，将政府公共投资比重 θ 取值降低至一定水平时，经济系统在均衡时能够达到动态有效，此时的均衡政府债务比重相比于各参数为基准取值时更低。如当 α 等于 0.17 时， θ 取值为 8.6%，均衡政府债务规模为 102.6%，但此时为动态无效的；将 θ 的取值降低至 0.03 时，其他取值不变，均衡政府债务规模降低至 88.1%，且满足动态有效率条件。

5、有关于最优政府债务比重区间的讨论。由于模型中的参数 θ ， λ ， α 均为外生变量，其中，参数 θ 和 λ 刻画了政府采取的财政政策措施， α 反映了经济部门的生产技术特征，理论上，上述三个外生变量能够同时调整。同时，由于单个的参数的变化可能导致模型无均衡解，政府债务比重因而存在上限，这同样适应于多个参数同时变化时的情形。为了讨论我国政府债务比重的合理区间，本文首先设定模型中相关参数的取值区间。本文根据 2003 年以来政府相关部门在基础设施行业完成的固定资本形成额占 GDP 比重设定参数 θ 的上下限，根据测算，2011 年我国基建行业固定资本形成额占 GDP 比重为 8%，为历年来最低水平，2009 年达到 10.5%，为历年来最高水平，因而本文设定参数 θ 的取值区间为

[8%,10.5%]。关于公共投资债务融资比重 λ 的取值区间, 根据我国对各行业固定资产投资项目资本金制度的规定, 本文将前文中设定的基准情形取值 75%作为 λ 的取值下限, 而项目资本金制度允许部分基建行业的债务融资比重最高达到 80%, 本文将 80%作为 λ 的取值下限, 因而本文设定参数 λ 的取值区间为[75%,80%]。反映生产技术特征参数 α 取值保持在基准取值水平不变。

根据参数取值区间设定, 本文采取数值模拟的方法考察和比较不同参数组合水平下的均衡政府债务规模, 得到我国的最优政府债务比重区间。根据不同的公共投资比重和债务融资比重取值组合, 可以得到相应的均衡政府债务比重水平。值得注意的是, 虽然公共投资比重 θ 的取值上限为 10.5%, 但根据本文对参数 λ 的取值区间设定, 为了确保经济运行能够达到均衡状态, 公共投资比重 θ 无法达到其上限取值水平, 如当公共投资债务融资比重 λ 为 80%时, 公共投资比重的最大取值为 8.8%, 当公共投资债务融资比重 λ 取值较低时, 公共投资比重 θ 的可行取值水平较大, 但依然比本文设定的取值上限水平更低。根据数值模拟结果, 当公共投资比重 θ 和债务融资比重 λ 均为本文设定参数取值下限, 即分别为 8%和 75%时, 均衡政府债务比重为 108.2%, 是所有参数取值情形下的最小值; 当债务融资 λ 为 79%时, 经济在均衡状态下能达到的公共投资比重上限为 9%, 此时经济的均衡政府债务比重达到 137.4%, 是所有参数取值情形下的最大值。另外, 模拟结果还被表明, 本文设定的参数取值区间内, 各参数组合下, 经济达到均衡时的民间资本边际产出水平平均大于个人消费最大化时的民间资本边际产出水平, 这意味着, 各参数组合下, 经济达到均衡时, 经济处于动态有效率状态。因而, 根据本文的模型假定和参数设定, 我国的最优政府债务比重取值区间为[108.2%, 137.4%]。

四、结论

本文基于一个包含政府、企业、家庭三部门, 具有内生增长的世代交叠模型, 假定政府可以通过举债融资进行公共资本投资, 给定政府投资比例以及债务融资比例条件下, 讨论了经济运行的平衡增长路径、均衡政府债务规模的存在性及其影响因素。基于模型的推导结果, 本文基于改革开放以来中国经济的数据样本进行数值模拟, 讨论了相关参数变化对我国的均衡政府债务水平影响以及我国的最优政府债务规模取值区间, 主要结论包括:

第一, 特定条件下, 经济系统存在一个正的均衡政府债务比重, 该债务比重水平受公共投资比重、公共投资的债务融资比重、民间资本产出弹性等参数影响明显。当政府债务

比重达到均衡水平时，整个经济系统运行在稳态增长路径上，财政运行满足预算约束条件，具有可持续性，政府债务与产出比重保持不变。数值模拟结果显示，当其他参数取值为基准情形时，政府公共投资比重与均衡债务规模呈正比，公共投资债务融资比重与均衡债务规模呈正比，民间资本产出弹性与均衡债务规模先呈正比后呈反比关系。理论上，政府部门可以根据政策目标的需要，如实现不同的经济增长率水平，通过提高公共资本投资占比或公共资本投资的债务融资比重，使经济系统达到比基准情形下达到更高均衡政府债务比重；另外，公共资本产出弹性上升，即提高公共资本投资效率将有助于实现更高的均衡政府债务比重，财政政策扩张空间将进一步扩大。但是，均衡的政府债务比重并不是无限上升的，当相关参数超过特定临界值时，经济系统无法达到均衡，政府债务与产出之比将发散，无法稳定在一个较高的水平上，财政将不可持续。因而，根据本文的模型设定，均衡政府债务比重的存在性条件将构成财政政策扩张的硬约束，从财政可持续性来看，政府债务扩张存在上限。

第二，民间资本产出弹性较低时，较高的均衡政府债务比重可能导致经济运行动态无效率。政府可以通过举债融资提高公共资本投资比重，改善民间资本产出水平及提高经济增长率，但在民间资本产出弹性较低时，提高公共资本投资比重对民间资本产出水平的改善有限，相比之下，政府增加债务融资进行投资的行为对家庭部门消费产生较大的挤出效应，较高的政府债务比重导致家庭的消费低于最优水平，降低均衡债务比重长期内有助于提高家庭消费水平。

第三，模拟结果显示，我国财政政策仍存在一定的扩张空间。基准情形下，当各参数按照近年来的平均水平取值时，经济系统的均衡政府债务占产出的比重为 113.9%；当公共投资比重在近年最高及最低水平之间取值，公共投资债务融资比重按照各行业固定资产投资项目债务融资上限的最高水平和平均水平取上下限时，我国的均衡政府债务比重合理区间为[108.2%,137.4%]。从发达国家实际的政府债务水平来看，2015 年，美国的政府债务比重为 105.83%，欧元区为 90.67%，英国为 89.3%，日本为 248.06%，与当前发达国家实际的政府债务水平相比，本文测算得到的最优政府债务比重区间处于适中水平。与发生主权债务危机国家的政府债务比重相比，2012 年，希腊的政府债务比重达到 160%，2002 年阿根廷政府债务比重为 137.5%，明显高于本文测算得到的最优政府债务区间的中间值水平。更为重要的是，无论是在各发达国家，还是在发生主权债务危机的相关国家，较高比重的政府债务并非用于公共资本投资，而是用于财政转移支付和政府消费，而本文测算假定全

部政府债务都用于公共投资。如，本文测算设定的公共资本投资占 GDP 的比重为 8%至 10%，均衡时公共资本存量占 GDP 的比重达到 144%至 174%。相比之下，美国近 20 年以来的公共投资占 GDP 比重平均为 3.9%，欧元区为 4.4%，日本为 5.8%，发生主权债务危机的希腊在 2010 年至 2013 年间公共投资占 GDP 的平均比重为 1.5%；同时，根据坎普斯（Kamps）的测算结果，1990 至 2001 年，OECD 国家公共资本存量占 GDP 的平均比重为 54%，美国为 53%，日本为 108%，发生主权债务危机的希腊平均为 50%。^[25]总体来看，无论是公共投资占 GDP 的比重还是公共资本存量占 GDP 的比重，各国的实际水平均明显低于本文测算条件和测算结果，而债务资金用途的不同将对债务可持续性状况带来重要的影响，基于本文的结论，政府债务用于公共投资有利于维持较高的均衡债务比重。根据官方披露的数据，截至 2015 年底，我国政府负有直接偿还责任债务余额占 GDP 比重为 39.4%，考虑到地方政府的或有债务，全国政府债务负担率也仅达到 41.5%。因而，无论是根据本文基准情形下的均衡债务比重水平，还是基于均衡政府债务比重的合理区间水平，当前我国的政府债务比重仍存在上升空间。值得注意的是，当前财政部门公布的政府债务规模数据可能低估实际的政府债务规模，相关部门调研显示，部分地方融资平台进行公益性或准公益性投资而发生债务融资并未纳入政府性债务，但债务的本息偿还最终将由财政承担，这部分未纳入现有政府债务余额的债务存量将限制政府债务进一步扩张的空间。

本文的分析框架和结论对于讨论当前我国财政政策效应及政策空间具有借鉴意义，需要指出的是，本文理论框架的建立仍然是基于一系列简化假设，为了进行更一般的分析，可以从多个角度拓展现有框架，如在动态增长模型中引入公共资本的拥挤效应因素，金融市场的摩擦因素，及弹性的劳动供给等。

参考文献

- [1] R. J. Barro. Are Government Bonds Net Wealth?[J]. *Journal of Political Economy*, 1974, 82(6).
- [2] R. J. Barro. On the Determination of the Public Debt[J]. *Journal of Political Economy*, 1979, 87(5).
- [3] M. Woodford. Public Debt as Private Liquidity[J]. *American Economic Review*, 1990, 80(2).
- [4] S. R. Aiyagari, E. R. McGrattan. The optimum quantity of debt[J]. *Journal of Monetary Economics*, 1998, 42(3).
- [5] B. Holmström, J. Tirole. Private and Public Supply of Liquidity[J]. *Journal of Political Economy*, 1998, 106(1).
- [6] 林细细, 龚六堂. 中国债务的福利损失分析[J]. *经济研究*, 2007, (1).
- [7] F. Carapella, S. Williamson. Credit Markets, Limited Commitment, and Government Debt[J]. *Review of Economic Studies*, 2015, 82(3).
- [8] P. A. Diamond. National Debt in a Neoclassical Growth Model[J]. *American Economic Review*, 1965, 55(5).
- [9] M. Bräuninger. The Budget Deficit, Public Debt and Endogenous Growth[J]. *Journal of Public Economic Theory*, 2005, 7(5).
- [10] Shuanglin Lin. Government Debt and Economic Growth in an Overlapping Generations Model[J]. *Southern Economic Journal*, 2000, 3.
- [11] J. F. Moraga, J. P. Vidal. Fiscal Sustainability and Public Debt in an Endogenous Growth Model[Z]. Frankfurt: European Central Bank Working Paper Series, 2004.
- [12] A. Yakita. Sustainability Of Public Debt, Public Capital Formation, and Endogenous Growth in an Overlapping Generations Setting[J]. *Journal of Public Economics*, 2008, 92.
- [13] 贾俊雪, 郭庆旺. 财政规则、经济增长与政府债务规模[J]. *世界经济*, 2011, (1).
- [14] A. Greiner, W. Semmler. Endogenous Growth, Government Debt and Budgetary Regimes[J]. *Journal of Macroeconomics*, 2000, 20(3).
- [15] A. Afonso, J. T. Jalles. Growth and Productivity: The Role of Government Debt[J]. *International Review of Economics and Finance*, 2013, 25.
- [16] 郭步超, 王博. 政府债务与经济增长: 基于资本回报率的门槛效应分析[J]. *世界经济*, 2014, (9).
- [17] E. S. Phelps. The Ramsey Problem and the Golden Rule of Accumulation, Cowles Foundation Discussion Papers, 1965.

- [18] D. Croix, P. Michel. A Theory of Economic Growth: Dynamics and Policy in Overlapping Generations [M]. Cambridge: Cambridge University Press, 2002.
- [19] 吴国培, 王伟斌, 张习宁. 新常态下的中国经济增长潜力分析. 金融研究, 2015, (8).
- [20] 范九利, 白暴力. 基础设施资本对经济增长的影响——二级三要素 CES 生产函数法估计[J]. 经济论坛, 2004, (1).
- [21] 郭庆旺, 贾俊雪. 政府公共资本投资的长期经济增长效应[J]. 经济研究, 2006, (7).
- [22] 经济增长前沿课题组. 政策的供给效应与经济发展[J]. 经济研究, 2004, (9).
- [23] 单豪杰. 中国资本存量 K 的再估算: 1952 - 2006 年[J]. 数量经济与技术经济研究, 2008, (10).
- [24] 金戈. 中国基础设施资本存量估算[J]. 经济研究, 2012, (4).
- [25] C. Kamps. New Estimates of Government Net Capital Stocks for 22 OECD Countries, 1960-2001[J]. IMF Staff Papers, 2006, 53.

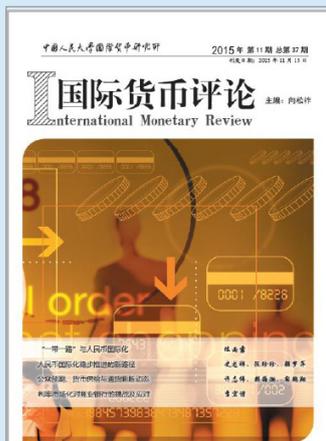
PUBLIC INVESTMENT, ENDOGENOUS GROWTH, AND THE OPTIMUM QUANTITY OF GOVERNMENT DEBT

YAN Xian-dong, LIAO Wei-ding

Abstract: Based on a three sectors overlapping generations model with endogenous growth mechanism, this paper discusses long-term equilibrium of the economy in which government borrows finance for public investment. At the same time, we study China's equilibrium government debt scale and its influence factors through numerical simulation method. The following conclusions are found: firstly, there is a positive equilibrium government debt to output ratio in the economy system under certain conditions, which is affected definitely by the parameters of public investment to output ratio, proportion of debt financing in public investment and private capital output elasticity. Secondly, the equilibrium government debt ratio can't rise unlimitedly, as the economy would lose equilibrium, government debt to output ratio will continue to rise, and the fiscal policy will be unsustainable, when the mentioned parameters exceed the specific critical values. Thirdly, when the private capital output elasticity is relatively low, the high equilibrium government debt can lead to dynamic inefficiency of the economy. Additionally, the numerical simulation shows that, based on the different assumptions, currently the equilibrium government debt to output ratios in China are higher than the actual debt ratio, which provides a favorable basis for the future implementation of the expansionary fiscal policy.

Key words: government debt; overlapping generations model; dynamic inefficient

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