

国际货币评论

International Monetary Review

主编: 张杰

金融要顺应新常态

实体经济低波动与金融去杠杆

欧元区非常规货币政策的实施及其绩效述评

人民币汇率预期、短期国际资本流动与房价

一带一路沿线自由贸易协定与中国 FTA 网络构建

李扬

汤铎铎、张莹

刘程、佟家栋

朱益楠、丁冰茜、闫帅

彭羽、沈玉良

顾问委员会：（按姓氏拼音排序）

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

编委会主任：张杰

编委会委员：（按姓氏拼音排序）

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

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

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



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

目 录

【卷首】

金融要顺应新常态——李扬 01

实体经济低波动与金融去杠杆

——2017 年中国宏观经济中期报告——汤铎铎、张莹 04

欧元区非常规货币政策的实施及其绩效述评——刘程、佟家栋 26

人民币汇率预期、短期国际资本流动与房价——朱孟楠、丁冰茜、闫帅 47

一带一路沿线自由贸易协定与中国 FTA 网络构建——彭羽、沈玉良 66

中国经济增长的长期趋势与经济新常态的数量描述——王少平、杨洋 81

我国市场基准利率的选择与培育

——基于价格型货币政策传导渠道的分析——李维林、朱文君 100

【卷首】**金融要顺应新常态**李扬¹**金融风险的表现广度和深度上都达到了前所未有的状态**

最近七八年的时间里发生了许多规模大、影响烈的事件，可以和全球危机相媲美，更重要的是我们对所有的事情，都没有一个很好的解释。因为这样的阴影，无论是汇市、债市、股市、房地产市场、还是货币市场的这些事态，都极有可能在一天之内就回归。

回顾了历史之后，金融工作会得出一个判断：中国金融业进入了风险集中的爆发期。习主席总结了五个特点：金融风险点多面广，违纪违规乱象丛生，结构失衡问题突出，各类风险隐患较多，脆弱性明显上升。金融风险的表现广度和深度上都达到了前所未有的状态。

这么多的现象集中的出现，当然是一系列的体制机制，这次金融工作会总结了三类原因，一个是周期性的原因，我国经济金融经济上一轮扩张期后进入了下行清算期。这里需要注意，第一，下行，行在下行，之前是上行，现在是下行。第二，下行期的主要任务是清算。

第二个是结构性的原因，实体经济工序失衡、金融业内部失衡，金融和实体经济循环不畅。首先是实体经济失衡；然后是金融体系失衡，在这个基础上是金融和实体经济循环不畅；第三是体制性原因，一些市场行为出现异化，道德风险明显上升，而金融监管很不适应。不仅如此，中国国内出现的情况，是和国际环境是相互呼应的。所以在金融工作会又有一个表述，叫做当前中国的三个矛盾的叠加是国际金融危机影响扩散的结果，就是把中国的问题和全球的问题连在一起了。

国际货币基金组织在去年讲，2007 年之前全球杠杆率的上升主要由发达经济体导致，2007 年之后全球杠杆率的上升则主要归因于发展中国家。对于这样凶险的一年不能够不查的，我们一直在密切的关注这个事情。在这一次金融工作会上终于采取了一系列的重大的战略举措。

金融机构杠杆率和房地产市场以及居民的杠杆率，与美国金融危机前相似

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

关于中国金融风险还可以从不同的角度加以概括。具体来说特别值得关注的有八大金融风险：一是金融杠杆率和流动性风险，二是信用风险，三是影子银行风险，四是违法犯罪风险，五是外部冲击风险，六是房地产泡沫的风险，七是地方政府隐性债务风险，八是部分国企债务风险。地方政府隐性债务风险和部分国企的债务风险的问题，这一次非常明确的在全国金融工作会议上提出了。

为了了解它的严重性，我们把它在美国的危机前和危机后的几个指标进行对比，主要比两个指标，一个就是金融机构的杠杆率。还有一个就是房地产市场以及居民的杠杆率。不用多说，极其相似。中国现在正沿着美国危机之前的那些轨迹一步一步在走。美国的债务，金融部门率危机之前逐步上升，到了触发危机再下来，中国是不断积累。我们金融工作会做的就是使得金融风险的积累不致于爆发危机。

居民部门也是这样，这里用居民部门负债对劳动报酬比杠杆率准确得多。我们居民部门实际上是两块，一块就是居民的债务问题。还有一个就是居民的主要债务是在房地产市场上。我们看完全相同的趋势。

既然相同就有意义。当今世界上两大最大的国家，中国和美国均存在着明显的金融周期。金融周期和其他周期相比，是一个更强的周期，基本上主导我们整个经济的运行。而且两个金融周期有极大的相似之处，只不过我们比它滞后了 6-8 年。

仔细分析两国金融周期以及考虑主要举措，我国自年初开始的对金融部门的严厉整合，上一次叫金融风暴，更加猛烈的还会在后来。7 年前美国通过的多德弗兰克法案的精神和举措就是这样的。

多德弗兰克法案关于立法精神问题，重在构建监管架构，有基础问题，保护投资者、消费者和纳税人的利益。成立了金融稳定监督委员会，同时也有金融委员会，稳定的委员会，其他的委员会，对系统的重要性做出统一监管，放在主要协调的内容，而且限制大银行的自营交易。加强对衍生品和对冲基金的监管，统一保险监管，大大加强保险监管。建立有序清算机构，以终结大而不倒。

整顿金融业，实体经济会得以复苏

既然做了中美比较，就要知道美国后来发生了什么。

有三个事态非常值得关注。第一个事态就是金融部门经历了严峻的大调整，主要有三个指标可以显示这一点。一，杠杆率从 2007 年的 113% 下降到 83% 左右，下降 1/3。银行总数

减少到 6000 家以下，我们知道美国的银行历来是数以万计。同期资产有为增，就是在危机之后整个金融体系的资产规模扩张不快。三，危机之前兴风作浪的五大商业银行仅存其二，有一个倒闭了，有两个合并了。其他的金融机构在危机之前，基本上都有很发达的投资银行部门，现在基本上全部撤销人员遣散，美国的金融体系的整治是非常严厉的。

第二个现象，金融血流成河的现象，金融的金融，股市、债市、信贷的市场保持稳定的发展势头，金融业回归简单、标准，恢复了本原，找回了初心。美国的今天就是明天的中国市场。

第三个现象，金融业是这样的动荡，在金融业相对萎缩的同时，服务业、制造业、高科技产业、房地产业等实体经济部门逐渐改变衰退走上恢复之路。也就是说美国金融的整顿，美国金融相对萎缩的时候，实体经济发展了。实体经济恢复了。这三个现象，就是危机那个时候的金融体系。

美国处理金融风险恢复实体经济的经历是值得考虑的，习主席在这次金融工作会上就看到了这样一句话：整顿过程中，金融业要付出代价，要经历痛苦，这是已经告诉我们的。

实体经济低波动与金融去杠杆

——2017 年中国宏观经济中期报告

汤铎铎¹张莹²

【摘要】全球金融危机爆发以来，我国经济出现两个明显特征：一是增长和通胀的低波动；二是在传统金融体系之外成长出体量相近的影子银行体系。这和美国 1982 年至 2007 年的大稳定时期颇为相似。大稳定使得美国的政策制定者忽视了金融风险和金融监管，为后来的大衰退埋下伏笔。我国影子银行发展非常迅猛，导致了资产价格剧烈波动、资金脱实向虚和全社会杠杆率攀升等问题，增加了供给侧结构性改革的难度和复杂性。2016 年下半年开启的金融去杠杆，其实质是对影子银行的规范和监管。目前来看，我国的金融去杠杆取得了初步成效，实体经济也维持了稳中向好的趋势。未来在珍视和保持实体经济低波动态势的同时，我们需要继续探索新的货币政策和金融监管框架，积极预防金融风险，促进金融业更好地服务于实体经济。

【关键词】低波动 金融去杠杆 货币政策 宏观审慎政策

一、引言

2017 年上半年，我国实体经济稳中向好，金融去杠杆取得初步成效，全球经济也出现了复苏迹象。上半年我国国内生产总值 381490 亿元，增长 6.9%，超出市场预期。在增速回升的同时，我国实体经济增长有四个特点：1) 高技术产业发展迅猛，有力地带动了经济增长。从工业增加值看，上半年高技术产业和装备制造业增加值同比分别增长 13.1% 和 11.5%，分别比规模以上工业快 6.2 和 4.6 个百分点；从固定资产投资看，高技术制造业和高技术服务业投资同比分别增长 21.5% 和 22.3%，分别快于全部投资 12.9 和 13.7 个百分点。2) 民间投资增速恢复。上半年，民间投资 170239 亿元，增长 7.2%，比上年同期加快 4.4 个百分点，占全部投资的比重为 60.7%。3) 工业企业利润恢复增长。上半年全国规模以上工业企业实

¹汤铎铎，中国社会科学院经济研究所

²张莹，中国社会科学院经济研究所

现利润总额 36337.5 亿元，同比增长 22%，比上年同期加快 15.8 个百分点。4) 对外贸易恢复增长。上半年进出口总额 131412 亿元，同比增长 19.6%。上半年货物和服务净出口对经济增长的贡献率为 3.9%。

2016 年下半年开启的金融去杠杆进程取得了初步成效。所谓金融去杠杆，其实质是通过金融创新和影子银行的规范和监管，遏制金融部门过快加杠杆。2017 年 6 月末，我国广义货币 (M2) 余额 163.13 万亿元，同比增长 9.4%，增速比上年同期低 2.4 个百分点；银行业总资产 240.4 万亿元，同比增长 10.8%，增速比上年同期低 4.6 个百分点；银行业同业资产 58.1 万亿元，同比增长 6.3%，增速比去年同期低 13.8 个百分点。在金融业杠杆得到遏制的同时，实体经济杠杆率则大体趋于稳定。表 1 是我国实体部门杠杆率，即政府、居民和非金融企业部门期末总债务与当期 GDP (2017 年一季度为四个季度滚动 GDP) 的比值。2017 年一季度末，我国中央政府债务余额 12 万亿元，为当期 GDP 的 15.7%，比 2016 年年末下降 0.4 个百分点；地方政府债务余额为 16.8 万亿元，为当期 GDP 的 22%，比 2016 年年末下降 0.7 个百分点；二者加总后得到 2017 年一季度末中国政府部门杠杆率为 37.7%，比 2016 年年末下降 1.1 个百分点，比上年同期下降 0.4 个百分点。住户部门期末未偿贷款余额 35.2 万亿元，杠杆率为 46.1%，比 2016 年年末提高 1.2 个百分点，比上年同期提高 5.7 个百分点。非金融企业部门期末债务余额 120.4 万亿元，杠杆率为 157.8%，比 2016 年年末提高 2.7 个百分点；剔除与地方政府部门债务重合的部分后，非金融企业部门债务余额 117.3 万亿元，杠杆率为 153.7%，比 2016 年年末提高 3.2 个百分点，比上年同期提高 3.7 个百分点。政府、居民和非金融企业三个部门加总，得到实体部门杠杆率为 237.5%，比 2016 年年末上升 3.3 个百分点，比上年同期上升 9 个百分点。

表 1 中国经济实体部门杠杆率 (%)

	政府	居民	非金融 企业	合计		政府	居民	非金融 企业	合计
1996	22.7	3.1	83.7	109.5	2007	43.2	19.1	97.2	159.5
1997	24.7	3.0	92.5	120.2	2008	40.6	18.2	98.0	156.8
1998	28.4	3.9	99.4	131.7	2009	48.9	24.0	98.6	171.5
1999	32.6	5.1	100.3	138.0	2010	49.1	28.0	101.4	178.5
2000	33.2	7.4	93.7	134.3	2011	51.9	28.1	100.0	180.0

2001	35.4	9.9	93.4	138.7	2012	53.0	31.0	113.0	197.0
2002	38.0	14.1	101.7	153.8	2013	58.0	35.0	121.0	214.0
2003	39.2	17.7	108.8	165.7	2014	58.0	36.0	123.1	217.1
2004	39.5	18.3	102.7	160.5	2015	39.4	39.9	147.1	226.4
2005	40.6	17.1	94.8	152.5	2016	38.8	44.9	150.5	234.2
2006	40.5	17.8	100.4	158.7	2017Q1	37.7	46.1	153.7	237.5

从全球经济看，发达经济体正逐步走出通缩，进入温和复苏阶段；新兴经济体的情况也明显好转，去年新兴经济体增长指数大幅低于历史平均水平，如今已攀升到 2013 年初以来的最高水平。根据国际货币基金组织的预测，2017 年世界经济增速为 3.5%，其中发达国家平均增速为 2.0%，发展中国家平均增速为 4.5%。中国 GDP 增速预计为 6.7%，美国 GDP 增速预计为 2.2%。

表 2 全球主要经济体经济增长率 (%)

国家/地区	2011-2015 平均	2016	2017e	2018e
世界	3.5	3.1	3.5	3.6
新兴市场和发展中经济体				
中国	7.8	6.7	6.7	6.4
印度	6.9	7.4	7.2	7.7
东盟五国 ¹	5.2	5.1	5.2	5.3
俄罗斯	1.1	-0.2	1.4	1.4
巴西	0.3	-3.6	0.2	1.7
发达经济体				
美国	2.0	1.7	2.2	2.1
日本	1.0	1.0	1.2	0.6
德国	1.7	1.8	1.6	1.5
英国	2.0	2.2	2.0	1.5
法国	1.0	1.3	1.4	1.6
加拿大	2.0	1.7	1.9	2.0
澳大利亚	2.7	2.4	3.1	3.0

2017 年上半年，我国经济有三方面的问题比较突出，值得特别关注：1) 我国 PPI 与 CPI 背离，出现大幅异动；2) 我国的金融去杠杆进程和所谓监管风暴；3) 美联储加息和缩表将对我国造成的影响。本文后面的部分将依次探讨这三个问题，最后是总结和政策建议。

二、CPI 和 PPI 的背离与实体低波动

（一）我国 CPI 和 PPI 的双背离

我国经济近期出现的一个引人注目的现象是，PPI 的运动与 GDP 和 CPI 的运动出现背离。如图 1 所示，从 2015 年开始，我国实际 GDP 增长率连续 10 个季度处于 6.7% 至 7% 的区间，仍在所谓“L 型”的底部徘徊。同时，近几年来 CPI 也一直大致在 2.5% 以下小幅波动，显得波澜不惊。然而，相较于 GDP 和 CPI 的平稳，PPI 却出现了大幅剧烈波动。首先，从 2012 年 3 月变负，到 2016 年 9 月转正，PPI 经历了长达 54 个月的负增长，最大跌幅一度逼近 6%；其次，从 2015 年 9 月的最低点 -5.95%，一路增长到 2017 年 2 月的最高点 7.8%，PPI 在短短一年半的时间里大涨近 14%；最后，如图 2 所示，如果以 2012 年 1 月为基期，那么这轮调整的相对价格差在 2016 年 2 月达到最大，PPI 相较于 CPI 下降 21.5%，到 2017 年 5 月这一缺口缩小到 15.5%。

需要特别强调的是，CPI 和 PPI 的这种背离不光是相关性的背离，同时也是波动性的背离，即双背离。一方面，CPI 和 PPI 由以前的强正相关变为弱正相关，甚至不相关；另一方面，PPI 保持了以前的高波动性，CPI 的波动性则明显降低，并且这又和 GDP 波动性的降低密切相关，这在图 1 中非常明显。从指数构成上看，CPI 显然更能体现实体经济的状况，其与 GDP 的密切关系也证明了这一点。PPI 则和国际大宗商品价格密切相关，因为大宗商品交易具有金融属性，也使得 PPI 的变动具有较强的金融属性。因此，CPI 和 PPI 的双背离某种程度上体现了实体和金融的背离，或者说经济周期和金融周期的背离。

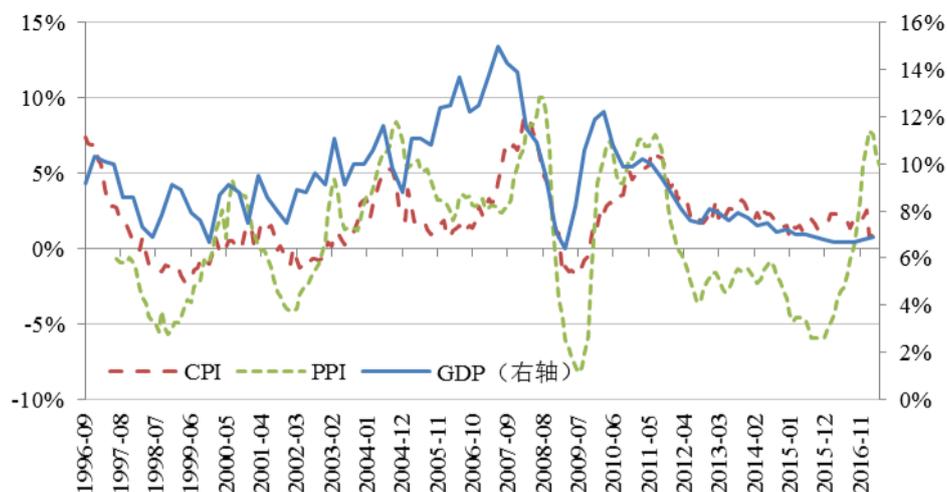


图 1 中国 PPI 与 GDP 和 CPI 双背离

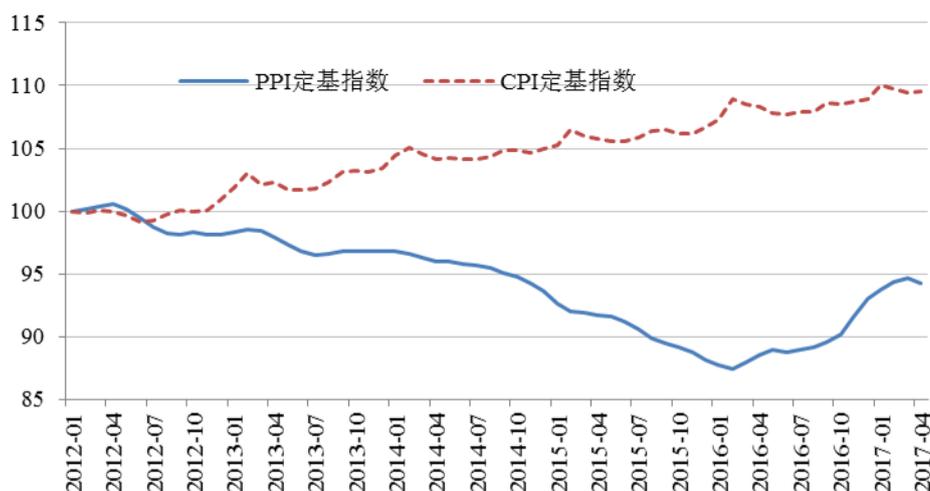


图2 中国CPI和PPI定基指数（2012年1月为100）

（二）各大经济体PPI与大宗商品价格的同步性

我国的PPI与GDP和CPI出现双背离的同时，却仍然与美国PPI和全球大宗商品指数保持了非常“亲密”的关系。如图3所示，在所述我国PPI的异动时期，其与美国PPI仍然保持了高度同步的关系。在1997年7月至2017年5月的样本范围内，我国PPI和美国PPI的相关系数高达0.8937。同时，二者又都和全球大宗商品价格的变动密切相关。从WIND编制的商品指数看，我国PPI和大宗商品指数的相关系数为0.5365，和领先3个月的大宗商品指数的相关系数最高，为0.6637；美国PPI和大宗商品指数的相关系数为0.4864，和领先3个月的大宗商品指数的相关系数最高，为0.5807。也就是说，作为世界前两大经济体，中国和美国的工业品价格变动趋势近20年来高度一致，而且，二者又同时受全球大宗商品价格变动的影响。而大宗商品价格变动最终比较充分地传递到工业品价格，一般需要3个月的时间。

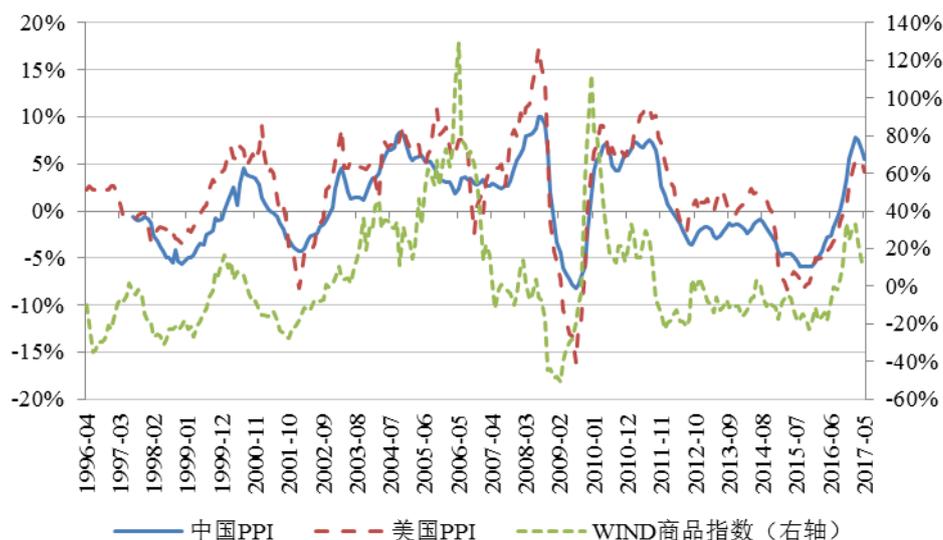


图 3 中国、美国 PPI 与国际大宗商品价格指数

从全球范围看，中美工业品价格指数的这种高度同步并非个别现象，而是一种全球性现象。其他主要经济体的工业品价格，也受到国际大宗商品价格波动的很大影响。欧元区和日本的 PPI 近期的表现，也和中美高度相似。表 3 总结了 1997 年 7 月至 2017 年 5 月中国、美国、欧元区和日本的工业品价格指数（PPI），以及国际大宗商品价格指数相互之间的相关系数。显然，各国工业品价格的变动相当一致，全球同此凉热。表 3 分为右上区和左下区，对角线是自相关系数，均为 1。右上区是各变量的当期相关系数。从中可知，中国、美国和欧元区三大经济体的 PPI 相关系数均大于 0.8，显示出高度的相关性。日本 PPI 与三大经济体 PPI 的相关性稍弱，但是相关系数也都在 0.6 以上。从大宗商品价格指数看，其与各国 PPI 的相关性依照中国、美国、欧元区和日本的顺序递减，即与中国的相关性最强，与日本的相关性最弱。左下区则刻画各变量的领先或滞后关系，即考察一个变量的领先和滞后项与另一个变量的相关系数，最大值所在的项即为相应的领先或滞后关系。比如，领先 3 个月的大宗商品价格与中国和美国的 PPI 相关系数最大，分别为 0.6637 和 0.5807，后面括号里的“-3”即表示大宗商品价格领先 3 期，即 3 个月。同理可知，大宗商品价格领先欧元区和日本的工业品价格 6 个月，相关系数分别为 0.5033 和 0.5837；中国和美国的工业品价格同步变动，欧元区和日本的工业品价格同步变动；美国工业品价格领先欧元区 1 个月，领先日本 2 个月；中国工业品价格变动领先欧元区 2 个月，领先日本 1 个月。

表 3 工业品价格指数（PPI）和大宗商品价格指数交叉相关分析

	大宗商品	中国	美国	欧元区	日本
大宗商品	1	0.5365	0.4864	0.3513	0.2543
中国	0.6637 (-3)	1	0.8937	0.8213	0.6663

美国	0.5807 (-3)	0.8937 (0)	1	0.8520	0.7078
欧元区	0.5033 (-6)	0.8468 (-2)	0.8770 (-1)	1	0.6780
日本	0.5837 (-6)	0.6910 (-1)	0.7615 (-2)	0.6780 (0)	1

(三) 现有研究及其局限

虽然我国 PPI 和国际大宗商品价格以及其他各大经济体 PPI 的联动关系很早就开始了 (图 3), 但是, 其与我国 CPI 和 GDP 的脱离却是最近几年才有的事 (图 1)。在 2012 年之前, 我国的 PPI 和 CPI 也是高度相关的。在 1997 年 7 月至 2011 年 12 月的样本区间, 二者的相关系数高达 0.8034。由于 PPI 的波幅大于 CPI, 所以, 在此期间 PPI 从下往上穿过 CPI 常常被看作通胀信号, 而 PPI 从上往下穿过 CPI 则常常被看作通缩信号。在加入 2012 年之后的 65 个观测值后, 即在 1997 年 7 月至 2017 年 5 月的样本区间, 二者的相关系数下降到 0.6587。而在 2012 年 1 月至 2017 年 5 月的样本区间, 二者的相关系数仅为 0.0656, 几乎不相关。因此, 从近期的实践看, 前述经验法显然已经失灵。当 2011 年 10 月 PPI 从上往下穿过 CPI 之后, PPI 的持续负增长并没有进一步拉低 CPI; 同样, 当 2016 年 11 月 PPI 从下往上穿过 CPI 之后, PPI 的连续上涨也没有拉高 CPI。那么, 究竟应该如何理解二者近期表现出的这种双背离呢?

有很多研究者注意到了这一现象。伍戈、曹红钢 (2014) 从结构性通货膨胀视角进行研究, 致力于解释 CPI/PPI 比值的变动, 结果表明: 在供给方面, 贸易部门相对非贸易部门劳动生产率的快速提升, 加剧了中国通胀的结构性不平衡程度, 体现了巴拉萨—萨缪尔森效应的影响; 在需求方面, 诸如政府支出、居民收入和货币因素等也能解释结构性通胀的变化; 此外, 大宗商品价格冲击也显著影响结构性通胀。邹静娴 (2016) 认为, 二者的这种脱离会影响政策制定者对总体经济形势的判断, 通过对比其他国家在典型通货紧缩时期同样出现的 CPI 和 PPI 背离, 指出我国 2012 年到 2015 年的情形更接近通缩。刘凤良等 (2017) 认为, 此次二者方向性的持续分化是前所未有的新现象, 这一新特征是此次反危机中政府主导的投资率迅速提高累积产生的经济结构变化的结果, 其中, 总需求结构的调整是 CPI 与 PPI 分化的诱因, 供给侧的部门间资源转移障碍是分化的放大器。这次 CPI 与 PPI 的方向性分化更多反映了我国经济结构的深层次问题。

这些研究从不同角度对这一现象做了有价值的分析, 不过, 也都存在一定的局限性。首先, 在这些研究进行的时候, 还没有出现 PPI 大幅上涨, CPI 仍旧岿然不动的情形。因此, 很多研究者只注意到了二者相关性的背离, 而没有关注波动性的背离。其次, 伍戈、曹红钢 (2014) 和刘凤良等 (2017) 虽然都注意到了大宗商品价格的因素, 但是重视程度都不够,

尤其没有关注到大宗商品价格会同时影响各大开放经济的 PPI，从而这些经济体的 PPI 彼此也是高度相关的。再次，这些研究缺乏国际对比视角。邹静娴（2016）虽然考察了不同国家的几个 PPI 和 CPI 出现分离的时期，但遗憾的是由于过于关注通缩，选取的都是通缩时期，而没有考察对我国而言更有对比价值的美国 1980 年以来的情形。最后，由于缺乏国际比较，也没有关注波动性背离，这些研究没有注意到上世纪末以来西方经济学界关于低通胀、价格传递（pass-through）、通胀预期以致大稳定（the Great Moderation）等问题的大量研究，这些研究对我国当下具有深刻的借鉴意义。

图 1 和图 2 显示了我国 PPI 近期的大幅飙升，表 3 刻画了大宗商品价格和四大经济体工业品价格的高度相关。这说明，各大经济体 PPI 的变动虽然也受到国内因素的影响，但国际市场的影响却是决定性的。近几十年来，经济全球化迅猛发展，WTO 的原则和框架所向披靡，国际间的各种自由贸易协定如雨后春笋般不断建立，因此，各国工业品价格和国际大宗商品价格的这种同步性并不难理解。另外，由于套期保值的需要，国际大宗商品已经发展出了成熟完备的期货交易市场，这使得大宗商品价格变动具有了很强的金融属性。大宗商品价格和各国 PPI 的同步性和高波动性，体现了国际金融周期对各国经济的影响。至此，需要回答的问题是，为什么在 2012 年之前的很长时间内，在我国大宗商品价格和 PPI 的变动很大程度上能够传导到 CPI，而现在这种传导似乎一定程度上被阻断了，从而使得 CPI 保持了超常的稳定性？在回答这个问题之前，需要指出的是，度量生活成本的 CPI 才是居民和政策制定者关注的重点。既然 PPI 很大程度上并非操之在我，那 CPI 和 PPI“绝缘”而保持低位高度稳定，达成物价稳定的宏观经济目标，这显然是政策制定者所乐见的。

（四）大稳定的启示

如图 4 所示，美国的 PPI 与 CPI 和 GDP 在 1980 年以后也出现了双背离现象。不考虑两次世界大战和大萧条时期，从相关性看，在 1950 年至 1980 年，美国 PPI 和 CPI 的相关系数高达 0.8971，在 1981 年至 2016 年则降至 0.6021。更为明显的是波动性的变化。在 1950 年至 1980 年 CPI 的方差为 3.57%，在 1981 年至 2016 年下降到 1.82%，下降了近一半。在 1950 年至 1980 年 PPI 的方差为 5.19%，在 1981 年至 2016 年则为 4.12%，变化要小一些。也就是说，在 1980 年之前，美国的 PPI 可以较好的传导到 CPI，而在此之后，这种传导性无论在方向上还是幅度上都明显下降了。伴随着温和通胀而来的是稳定的增长和低频的温和衰退，这正是政策制定者梦寐以求的局面。Taylor（1998）称 1982 年至 20 世纪末为美国的长期繁荣时期（the Long Boom），当然，更广为人知的是称呼是大稳定（the Great Moderation）

(Bernanke, 2004)。最终的大稳定时期被很多学者定格在 1982 年至 2007 年。

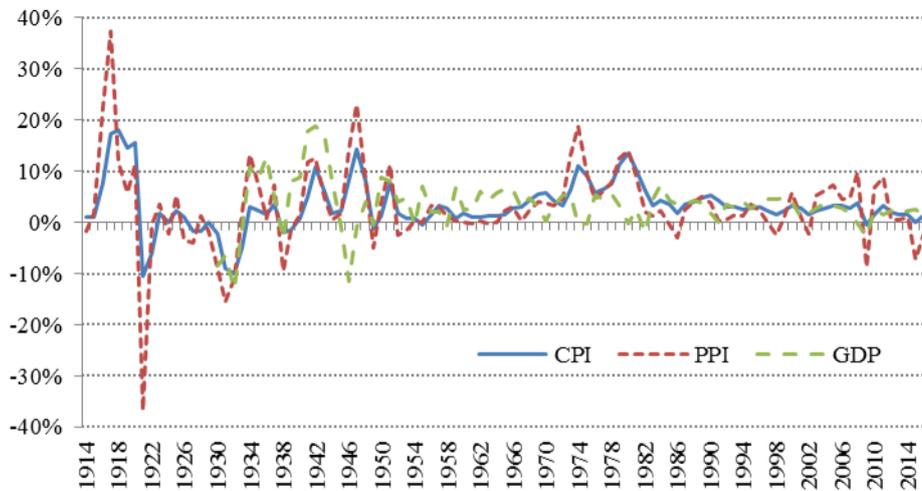


图 4 美国 CPI 与 PPI 的脱离

对大稳定的解释充满争议，主要有三种意见，即好运气、结构性变化和货币政策的改进 (Bernanke, 2004)。Taylor (1998) 和 Bernanke (2004) 都是最后一种意见的支持者，即认为货币当局对经济运行的理解更加正确，以及相应的政策操作策略的改变，是促成大稳定的主要原因。而在这种解释中，稳定的低通胀 (CPI) 是重要一环。Taylor (2000) 指出，更加稳定的低通胀和通胀的持续性下降相关联，实际上，美国当时的低通胀时期也是通胀的持续性较低的时期。货币政策通过营造低通胀环境，降低通胀的持续性，最终改变了企业的通胀预期和定价策略。如果预期到货币当局会全力维护低通胀环境，而上游的局部涨价不可持续，那么企业就不会贸然提价，引发全面涨价。Bernanke (2004) 也提到了大量相关研究，指出在低通胀和通胀预期稳定的时候，大宗商品价格冲击不会像其他时候那样完全传递到最终产品。

我国 PPI 和 CPI 的脱离很大程度上应该也和近些年的低通胀 (CPI) 环境密切相关，而促成这种低通胀环境的大致有三方面因素。一是“四万亿”刺激计划之后，政策制定者对我国经济有了更加清醒的认识。从“三期叠加”到新常态，再到供给侧结构性改革，宏观经济政策总体上保持了克制，没有再进行大规模刺激。二是全球金融危机爆发至今，我国迅速发展出了与传统金融体系体量相近的影子银行体系。在居民资产配置方式更加多元，部分资金滞留在影子银行体系内追逐高风险资产，资金链条不断拉长的情况下，实体经济遭受到的金融冲击客观上得到分散和缓冲，风险只是在金融领域不断积累。三是全球经济虽然复苏缓慢，但是却相对稳定，没有再爆发超预期的重大经济事件。

从传统宏观经济理论的角度看，实体经济的这种低波动正是政策制定者追求的目标，因

此，我们要珍视来之不易的低通胀环境和低通胀预期。然而，从另一方面看，大稳定一定程度上麻痹了美国货币政策当局的神经，使其忽视了资产价格波动和金融业监管，而这最终成为次贷危机和全球金融危机的一大诱因。除了金融风险的不断累积，大稳定期间美国的生产率也由此前的每年 2% 下降到每年 1%，财富和收入分配加速恶化（Taylor, 1998）。这些无疑都是值得我们反思和警醒的。

三、影子银行和金融去杠杆

（一）金融去杠杆的国际背景

在美国 1982 年至 2007 年的大稳定时期，除了产出和通胀的低波动，另一个引人注目的现象是金融业的快速增长。无论从金融业增加值占 GDP 比重，还是金融资产数量，抑或是金融业就业和平均工资来看，这一点都非常明显（Greenwood and Scharfstein, 2013）。从金融增加值占 GDP 比重看，在美国 1950 年这一比值是 2.8%，1980 年为 4.9%，2006 年达到峰值 8.3%。从金融资产数量看，1980 年美国金融资产是 GDP 的 5 倍，到 2007 年翻了一番，达到 GDP 的 10 倍。从就业和平均工资看，在 1980 年美国金融业平均工资和其他行业基本持平，到 2006 年，金融业平均工资比其他行业高出 70%。高工资把最优秀的人才都吸引到了金融业。

Greenwood and Scharfstein（2013）的研究表明，在此期间美国金融业增长的主要来源有两个，即证券业的资产管理业务和银行业的家庭信贷业务。共同基金、养老金和交易所基金等传统资产管理业务在 1997 年之前快速增长，此后便维持稳定。从 1990 年开始，对冲基金、私募股权（private equity）和风险资本（venture capital）开始迅猛增长，从几乎可以忽略不计到掌管超过 2 万亿美元资产，收取不菲的管理费用。另外，在此期间大宗商品和金融衍生品交易带给证券业的收入也迅猛增长。从 1980 年到 2007 年，美国银行业传统的存贷款业务稳中稍降，其收入占 GDP 的比重略高于 2%。迅速增长的是中间业务的收入，尤其是与消费信贷和房屋按揭贷款相关的经纪费。在此期间，企业信贷变化不大，家庭信贷（主要是按揭贷款）的增长异常迅猛，从 1980 年占 GDP 的 48% 增长到 2007 年的占 GDP 的 99%。不过，银行持有的家庭贷款份额变化并不大，大致还在 40% 以上，新增贷款都被证券化了，成为所谓资产支持证券（asset-backed security）。

无论贷款证券化的原因何在，其结果是导致了贷款数量的巨大增长。更重要的是，证券化和影子银行的兴起密切相关。影子银行负债端的各类短期债务工具，不受存款保险制度的

保护，而且，影子银行也不能享受美联储作为最后贷款人可能提供的流动性支持。这都增加金融系统的风险。当然，影子银行最受诟病的地方是加长了信用链条的环节，使得金融体系更加复杂，也更加脆弱。信用链条长度可以用全社会总负债与资金最终使用者总负债的比值来度量。根据 Greenwood and Scharfstein (2013) 的计算，在美国这一比值从 1980 年的 1.8 增长到 2007 年的 2.2。美国 2007 年爆发的金融危机其实主要是影子银行危机。美国金融业的增长和影子银行的兴起并非偶然现象，很多国家在不同历史时期也都出现过类似情况 (Philippon and Reshef, 2013)。

对金融业增长的评价充满了争议。在全球金融危机之前，在金融创新和金融发展的名义下，基本上正面评价占据主导地位，有活力的金融市场被认为是促进经济增长和保持宏观稳定的关键。不过，在危机后各种反思和质疑逐渐多了起来。比如，Greenwood and Scharfstein (2013) 指出，在美国，资产管理和家庭信贷的增长是以高额管理费和金融稳定为代价的。Philippon and Reshef (2013) 的研究表明，从很多国家的长时段数据看，金融业规模和经济增长之间并没有确定的相关关系。Turner (2010) 更是对最近二三十年发达国家的金融发展提出质疑，认为与其说这些金融活动向实体经济传送了经济价值，还不如说是从实体经济抽取了租金。在这种大背景下，针对金融业的宏观审慎政策被提上了议事日程，如何构建传统货币政策和宏观审慎政策相互协调、相互配合的新政策框架，成为近几年国内外的理论和实践热点 (Galati and Moessner, 2013; 张晓慧, 2017)。

(二) 我国金融业的规模增长和结构变化

新世纪以来，我国金融业经历了一个快速增长时期。如图 5 所示，从金融业总资产占 GDP 的比重看，从 2004 年的 2.55 倍增长到 2016 年的 3.85 倍。从金融增加值占 GDP 比重看，从 2005 年的低点 3.99% 增长到了 2015 年的高点 8.4%，2016 年略有回落。对比金融业平均工资和全社会平均工资，在 1992 年之前二者基本持平，有些年份金融业还要低于全社会平均。1993 年的金融业工资制度改革，使得金融业平均工资相对全社会提高了 40%-50%。此后，金融业平均工资稳步增长，在 2010 年至 2014 年间接近全社会平均工资的 2 倍，最近两年才开始有所下滑。2015 年金融业平均工资是全社会平均工资的 1.85 倍，2016 年进一步降到 1.74 倍。金融业平均工资的下降可能有以下几个原因：1) 2015 年股灾后证券行业从业人员收入下降较多；2) 2015 年实施的国企高管限薪令对金融业影响较大；3) IT 等新兴行业的平均工资近几年上涨较快，已经超过了金融业；4) 近几年兴起的一些新兴金融业态，其从业人员的工资可能没有纳入统计。

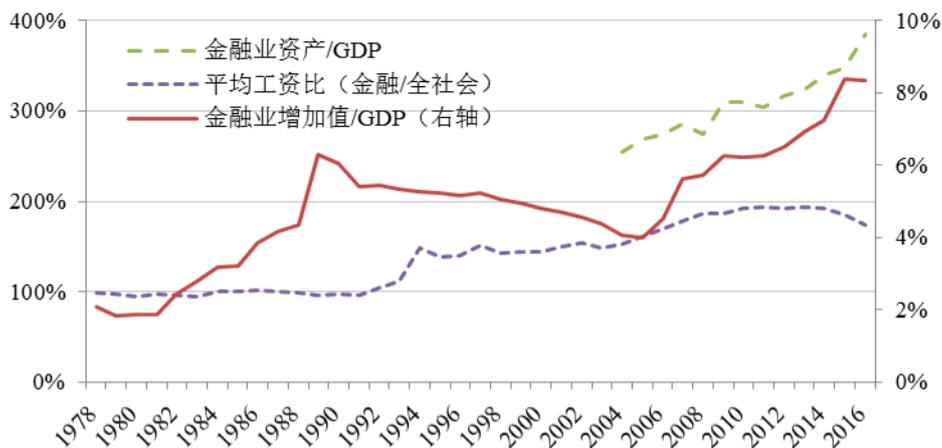


图 5 中国金融业规模

近几年来,我国金融业除了规模增长外,在结构上也有很多新的变化。由于我国金融业仍然以间接融资为主,银行业资产占金融总资产的比例在 90%以上,因此,了解了银行业的资产和负债的结构变化,也就大致可以窥见我国金融业的总体发展态势。不过,从最近几年的发展来看,单纯考察银行业资产负债表已经不能满足需要,银行业的表外业务规模已经大到不容忽视的地步。根据中国人民银行(2017)《中国金融稳定报告 2017》,截至 2016 年年末,银行业金融机构表外业务余额 253.52 万亿元(含托管资产表外部分),表外资产规模相当于表内总资产规模的 109.16%,比上年末提高 12.04 个百分点。

图 6 显示的是我国其他存款性公司(相当于剔除央行后的银行业)资产负债表的资产端。其中,其他资产、对政府债权、储备资产和国外资产四项相对稳定,合计占总资产的比重在 25%上下。对中央银行债权主要由中央银行票据构成,央票一段时期内曾是我国中央银行回收过剩流动性的有力工具。对中央银行债权占银行业总资产的比重在 2007 年和 2009 年都曾一度超过 8%,此后随着我国外汇占款的逐渐回落,央票也逐步停发,目前该项目占总资产的比重已经接近于零。对非金融机构债权对应企业贷款,这是银行业最传统的业务。该项目在 2005 年一季度为 17.7 万亿元,占总资产的 54%,到 2017 年 6 月为 86.7 万亿元,占总资产的 36.1%,下降了近 18 个百分点。对应央票和企业贷款下降的,是居民部门贷款和同业资产的上升。对其他居民部门债权大致对应住户贷款,该项目在 2005 年一季度为 2.1 万亿元,占总资产的 6.3%,到 2017 年 6 月为 36.7 万亿元,占总资产的 15.3%,上涨了近 9 个百分点。同业资产有两个科目,即对其他存款性公司债权和对其他金融机构债权,前者发生在银行业之间,后者发生在银行与证券、保险等其他金融机构之间。二者合计在 2005 年一季度占总资产的 10.8%,到 2017 年 6 月占总资产的 24.2%,上涨了 13.4 个百分点。因此,从

表内资产端看，居民部门贷款和同业资产的增长是银行业资产扩张的两大主要来源，而传统的对企业贷款业务相对萎缩。

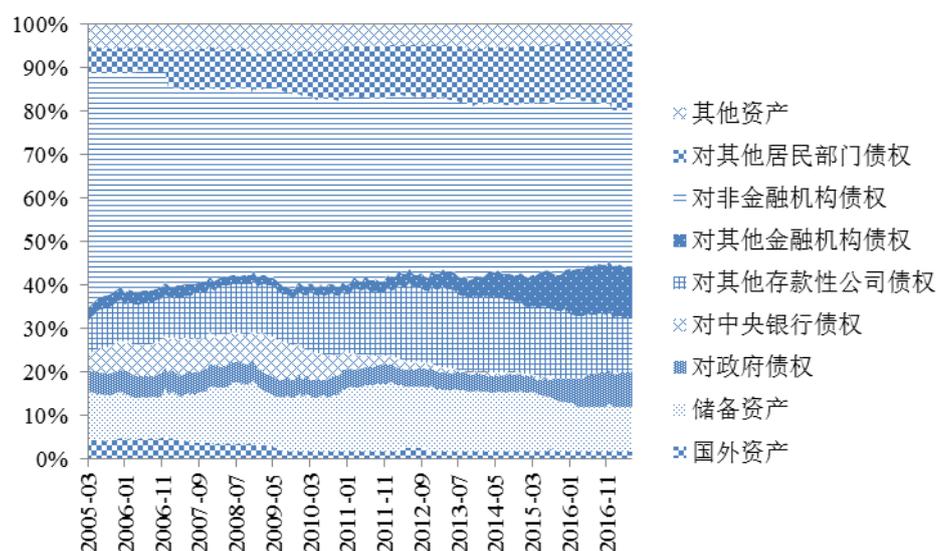


图6 我国其他存款性公司资产负债表（资产端）

图7显示的是我国其他存款性公司资产负债表的负债端。其中最大的项目是对非金融机构及住户负债，主要对应单位和个人在银行的存款。该项目在2005年一季度占总负债的76.6%，到2017年6月占总负债的62%，下降了14.6个百分点。图7将该项目分成两部分，即对非金融机构负债（包括单位活期存款、单位定期存款、不纳入广义货币的存款和本项目中的其他负债）和个人存款（对应居民储蓄存款）。前者在总负债中的占比相当稳定，大致在35%左右；个人存款则变动较大，2005年一季度占总负债的39.4%，到2017年6月只占总负债的26.7%，下降了12.7个百分点。也就是说，对非金融机构及住户负债占总负债比重的下降，主要是由居民储蓄存款的下降造成的。与此相对应，同业负债（包括对其他存款性公司负债和对其他金融性公司负债）、债券发行和其他负债三项的占比均有所上升，三项合计2005年一季度占总负债的15.8%，到2017年6月占总负债的31.4%，上升了15.6个百分点。需要注意的是，在我国的其他存款性公司资产负债表中，同业资产并不等于同业负债，后者要小很多。主要原因是一些交易在资产方计入同业资产，在负债方却并不计入同业负债，而是记为其他科目。比如，持有同业存单计入同业资产，但是发行同业存单则计入债券发行。从同业资产和同业负债的巨大差额看，银行业有很多同业负债隐藏在债券发行和其他负债科目下，以规避同业负债规模不超过总负债规模三分之一的监管约束。另外，对中央银行负债项目近期有比较明显的上升，应该主要反映了央行最新创设的几个公开市场操作工具的余额，2017年6月为9万亿元，占总负债的3.8%。从实收资本看，其占总负债的比重从2005年

一季度的 3.13%，下降到 2017 年 6 月的 2%，这也说明银行业的总体杠杆率近些年上升很快，只是在最近几个月相对稳定。总之，从表内负债端看，银行业负债的扩张主要来自同业负债（包括隐藏在其他科目下的部分），而传统上占比最大的居民储蓄存款则下降较快。

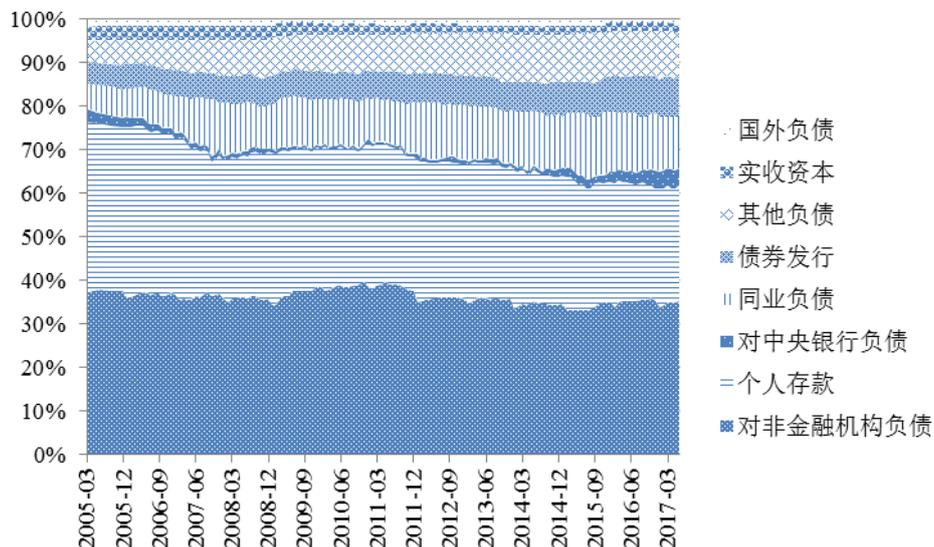


图 7 我国其他存款性公司资产负债表（负债端）

在我国银行业主导的传统金融体系中，银行的资金来源主要是居民储蓄存款，银行的资金运用主要是企业贷款。银行作为金融中介，将实体经济的储蓄转化为投资。目前来看，这种传统融资模式正在遭受挑战而日趋萎缩，居民储蓄存款占总负债的比重已经下降到 26.7%，企业贷款占总资产的比重已经下降到 36.1%，代之而来的是更加多元化的融资手段和更加复杂的业务模式。显然，随着我国经济的不断发展，传统银行业已经不能满足越来越多元化的金融服务需求。就资金供给方而言，存款已经远远不能满足需求，需要发展多元化的金融产品和专业的资产管理业务；就资金需求方而言，除了大型企业和国有企业，中小企业、私营企业和居民户的资金需求越来越强烈，而银行业传统的业务模式无法满足这些需求。经济发展导致的对金融服务的新需求促进了金融发展和金融创新，而金融发展和金融创新无疑又会进一步促进经济发展。然而，金融是力量和脆弱性的结合（Bagehot, 1873），金融体系越复杂就越脆弱，这给金融风险防范和金融监管带来了巨大挑战。

（三）影子银行和金融监管

从我国银行业的资产负债表看，传统的居民储蓄和企业贷款占比明显下降，代之而来的是同业资产和负债的上升以及个人贷款的上升。表内项目其实已经给出了明确信号，表明传统金融服务已经不能满足经济发展带来的新需求。为了满足这些需求，逐利的金融企业势必会摆脱原有的业务模式和监管框架，寻求创新。这些金融创新虽然在表内已露端倪，但是为

了规避监管，其主要业务活动都是在表外进行的。这些业务活动和相关机构，可以统称为影子银行。与美国影子银行以非银行金融机构为主，依托资产证券化和金融衍生品的业务模式不同，我国的影子银行由银行主导，实质是传统存贷款业务的变相和异化，即存款变理财、贷款借同业渠道出表，也被称为银行的影子。虽然中美的影子银行具有明显差异，但是其本质都是经济发展带来新的需求，从而激发了各类金融创新。

根据中国人民银行（2017）《中国金融稳定报告 2017》，截至 2016 年末，银行表内、表外理财产品资金余额分别为 5.9 万亿元、23.1 万亿元；信托公司受托管理的资金信托余额为 17.5 万亿元；公募基金、私募基金、证券公司资产管理计划、基金及其子公司资产管理计划、保险资产管理计划的规模分别为 9.2 万亿元、10.2 万亿元、17.6 万亿元、16.9 万亿元、1.7 万亿元。剔除交叉持有的因素后，各行业金融机构资产管理业务总规模约 60 多万亿元。而同期，我国居民储蓄存款也是 60 万亿。

从资产端看，截至 2016 年年末，银行业金融机构表外业务余额 253.5 万亿元（含托管资产表外部分），而表内资产也才 230 万亿。当然，不是所有的表外业务都是影子银行。根据穆迪的测算，我国影子银行的规模 2011 年为 19.2 万亿元，是银行业表内总资产的 16.9%；2016 年为 64.5 万亿，是银行业表内总资产的 28%。方正证券估算的我国影子银行规模口径更大一些，2010 年为 15.5 万亿元，是银行业表内总资产的 16.1%；2016 年为 95.9 万亿，是银行业表内总资产的 41.6%。

可见，从全球金融危机爆发至今 10 年左右的时间里，我国发展出了与传统金融体系体量相近的影子银行体系。这是在我国经济当前发展阶段，居民资产配置需求和企业、居民融资需求变化所推动的，有其合理性和必然性。然而，由于发展过快和配套改革不到位，这一进程也导致了诸多弊端，积累了巨大的金融风险。首先，由于国家隐性担保的存在，影子银行体系部分支持了房地产企业、地方融资平台和一些“两高一剩”僵尸企业，导致地方政府和企业杠杆率攀升，增加了相关改革的难度和复杂性；其次，在传统的金融业分业经营理念下，银行业资金不会直接作用于资产价格，影子银行的发展一定程度上打破了这一壁垒，资产管理业务增加了资产价格的波动和相关金融风险；再次，在资产价格快速上涨，实体经济疲弱、收益下降的时期，影子银行导致了资金脱实向虚，长期滞留在金融业内部，追逐高风险资产；最后，影子银行体系客观上方便了资金的跨境流动，增加了监管难度，影响我国的汇率稳定和经济对外平衡。

面对以上种种弊端和乱象，我国政府开始探索和实施针对影子银行的监管。金融监管和金融创新实际上是一个既相互制约、又相互促进的动态博弈过程。监管激发了规避监管的金

融创新，而金融创新带来新的金融风险，又引发新一轮的监管措施。我国自 2008 年以来的影子银行和金融监管发展，正是这样一个过程。在简单的业务模式遭受监管制约之后，金融机构就开发出更复杂的模式来规避监管，监管部门则再出新规来规范这些新业务。从银信合作、信贷出表，到银银、银证多渠道合作、非标融资，再到银基合作、资金链条进一步拉长，我国影子银行已经经历了多个发展阶段，而监管机构的各种监管新规也层出不穷。2015 年 12 月，中央经济工作会议提出供给侧结构性改革，推动“三去一降一补”五大重点任务。2016 年 5 月 9 日，权威人士第三度在《人民日报》发声，明确指出，“树不能长到天上，高杠杆必然带来高风险，控制不好就会引发系统性金融危机，导致经济负增长，甚至让老百姓储蓄泡汤，那就要命了。”自此，“一行三会”开始推进金融市场去杠杆进程，出台了一系列监管文件。力道之猛，涉及之广，被称为“史上最严金融监管风暴”。

目前来看，这些措施的直接后果有两方面。第一，影子银行规模和金融业杠杆率水平得到遏制。这在 M2、银行业总资产和银行业同业资产等指标上均有所表现。第二，资金利率攀升。银行间同业拆借加权利率(7 天)从 2016 年 6 月的 2.48%，上升到 2017 年 6 月的 3.33%；十年期国债到期收益率则从 2016 年 6 月的 2.95%，上升到 2017 年 6 月的 3.57%。影子银行监管和金融去杠杆，短期内必然会造成信用收缩，影响实体经济，对此要有清醒认识。不能因为信用收缩就否定金融去杠杆，当然，金融去杠杆也要注意方法和力度，不能影响实体经济的稳定。

四、美联储货币政策正常化与中国货币政策转型之困

(一) 美联储货币政策正常化

受美国二季度经济提速和劳动力市场持续改善的影响，美联储货币政策正常化节奏明显加快。6 月 15 日美联储宣布将联邦基金利率目标区间上调 25 个基点至 1%~1.25%，这是自 2015 年 12 月以来的第四次加息，也是 2017 年年内第三次加息。同时，美联储还公布了缩表计划。当前美联储的资产负债表规模约为 4.5 万亿美元，是全球金融危机前的 5 倍，无论是资产端还是负债端的构成均与危机前有着显著差异。危机前资产项下主要为美国国债，如今 40% 为住房抵押贷款支持证券 (Mortgage-backed Securities, MBS)；危机前负债项下 90% 为货币，存款准备金仅为 2%，如今货币占比仅为 33%，准备金则上升至 60%，其中约 2.4 万亿美元为超额准备金。

如果说货币政策正常化意味着回归到危机前的货币政策执行机制，那么美联储就必须大

幅缩减其资产负债表。危机前，美联储资产负债表规模由现金需求和法定存款准备金所决定，美联储通过调整存款准备金规模来达到其设定的联邦基金利率目标，因此，资产负债表同联邦基金利率高度相关。然而，如今面对如此大规模的超额准备金，美联储很难将联邦基金利率升至设定的目标区间，货币政策有效性受到制约。在联邦基金利率仍为美联储首要政策工具的情况下，当联邦基金利率正常化进展滞后时，美联储计划通过停止到期债券本金再投资的方式来缩表。其缩表计划为，每个月缩减 60 亿美元国债、40 亿美元机构债和 MBS，每三个月按此比例再增加 100 亿的规模，直至达到每月减持 300 亿美元国债、200 亿美元机构债和 MBS 的上限。如果今年 9 月开始缩表，那么到 2020 年 9 月资产负债表规模将缩减三分之一。

市场普遍预期今年 12 月美联储会再加息 25 个基点，明年可能还会加息 3 次。加拿大央行跟随美联储，宣布了 7 年来的首次加息，随后，英国、欧洲和日本央行也纷纷发出择机加息和退出量化宽松的信号。然而，7 月特朗普新医改法案在国会受挫，导致特朗普新政前景存疑，通胀上升预期落空的可能性加大。未来美国经济继续向好和走弱的可能性相当，美联储加息步伐的不确定性也随之上升。

（二）中国货币政策转型之困

近年来随着人民币国际化战略的不断推进，我国资本账户逐步走向开放。为保持货币政策的独立性，我国央行正在从实行多年的爬行钉住美元、严格的资本管制和货币供给目标的政策组合，向浮动汇率、利率目标、适度资本管制和宏观审慎的政策组合逐步转型。然而，2015 年 10 月央行放开对存款利率的管制后，至今市场化的利率形成机制仍不完善。基准利率仍不明确，利率走廊机制还在探索之中，中央银行的利率调控能力有限，货币政策向利率目标转型的条件尚不成熟。与此同时，随着中国经济步入新常态，国内资本回报率下降，私人部门对外投资需求高涨，人民币贬值预期上升。2015 年至 2016 年，在其他新兴市场经济体整体呈资本净流入的情况下，如果将国际收支平衡表中的净误差与遗漏计为资本流出，我国私人部门资本净流出规模达到 1.3 万亿美元。

去年底以来，特朗普政府上台、美联储加息节奏加快，我国面临着较大的贸易再平衡压力和外部货币环境趋紧约束。贸易再平衡要求人民币汇率稳定，然而国内外利差缩小会造成套利资本流出和外汇储备下降，导致人民币贬值预期。为防范跨境资本流动对国内金融市场和宏观经济稳定造成的冲击，保持汇率稳定，央行选择收紧资本管制，暂时回归传统政策框架。同时，由于外汇占款规模持续下降，央行的基础货币投放方式也回到 2001 年前以再贷款为主的调控方式，并新创设了许多再贷款工具，如支小与支农再贷款、扶贫再贷款、常备

借贷便利、中期借贷便利、抵押补充贷款等。

对人民币汇率和外部再平衡的压力主要来自美国。根据美国经济分析局公布的数据，2016 年美国非石油产品贸易赤字接近危机前水平，约为 GDP 的 3.6%，货物贸易赤字为 7400 亿美元，其中 47% 来自中国。全年对华货物与服务贸易逆差为 3093 亿美元，约为其贸易赤字的 61%。今年上半年中美货物贸易不平衡继续恶化，同比增长 8.4%。由此可见，中美贸易不平衡已经达到历史性高度，而人民币汇率低估被特朗普政府认为是重要因素之一。2014 年至 2016 年人民币兑美元汇率贬值 14.8%。为避免同美国的贸易战，我国汇率政策不得不重回爬行钉住美元的传统机制。同时，为稳定市场预期，减少汇率干预成本，央行引入逆周期调节因子，形成基于前日收盘价、一篮子货币汇率变动和逆周期调节因子的人民币汇率中间价新机制。在此背景之下，今年上半年人民币兑美元汇率升值 2.8%，同期人民币对一篮子货币（CFETS 指数）贬值 5.8%，人民币实际有效汇率（REER）贬值 3.5%，名义有效汇率（NEER）贬值 2.7%（图 8）。如果下半年美元继续走弱，预计这一态势将得以延续。

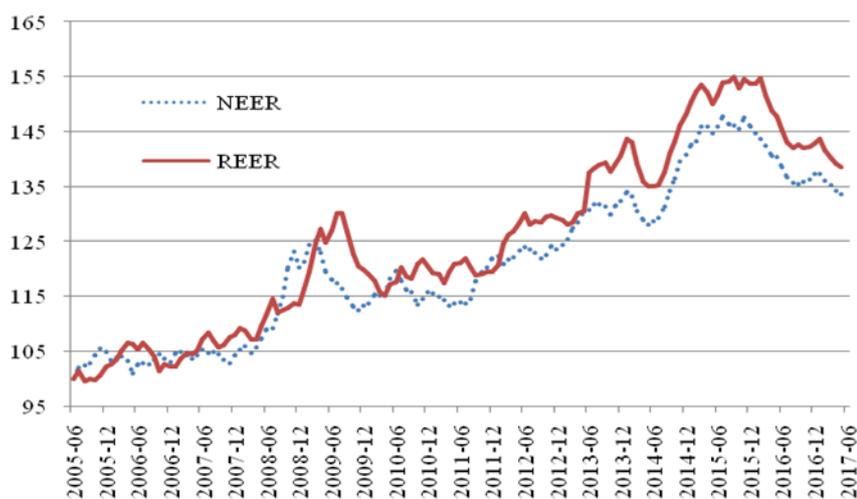


图 8 人民币名义与实际有效汇率 (2005.6=100)

目前央行重回传统政策框架是三难困境下的现实选择，也是外部再平衡和稳中求进政策目标下的权宜之计。下半年货币政策总体原则应为相机而动，基调是稳汇率、防风险和紧平衡。未来在继续推进利率市场化的基础上，货币政策将逐步实现向利率目标的转型。

（三）跨境资本流动强监管与国际收支

为防范跨境资本流动风险，加强外汇市场监管，2016 年底以来外管局和央行等主要监管部门密集出台了一系列措施。截至 6 月 30 日，仅外管局公布的涉及外汇管理的规定就多达 217 件，涉及综合管理、经常项目外汇管理、资本项目外汇管理、金融机构外汇业务监管、

人民币汇率与外汇市场、国际收支与外汇统计、外汇检查与法规适用、外汇科技管理等 8 大类。虚假贸易、非理性投资、地下钱庄、内保外贷、资金池、蚂蚁搬家等资金出境渠道均受到严格监管。境内企业对外投资如涉及资金出境，需要经发改委、商务部、外管局和央行四部委审查、批准和备案。在此背景下，外汇储备变动趋于稳定，截至 2017 年 6 月末，央行口径的外汇储备规模连续五个月回升，达到 30568 亿美元。

但分析跨境资本流动主要还应基于国际收支平衡表和银行结售汇数据。根据外管局公布的国际收支平衡表，今年 1 季度，我国经常账户和非储备性质的金融账户再现双顺差，分别为 184 亿美元和 368 亿美元。但是，官方储备资产却下降了 26 亿美元，同时净误差与遗漏项（Net error and omissions, NEO）为-577 亿美元。这意味着私人部门资本流出并未在资本账户统计中得到真实体现，目前难以断言究竟是资本净流入还是净流出。

从净误差与遗漏项来看，我国的国际收支统计可能已经失真。2016 年净误差与遗漏项为货物与服务贸易进出口总额的 5.4%，今年 1 季度进一步扩大至 5.6%，已经大大超出 IMF 设定的货物贸易总额的 5% 的合理范围。如图 9 所示，近 20 年来，我国只有在亚洲金融危机后出现过此等比例的统计误差。由于我国对外贸易规模已今非昔比，当前国际收支的统计误差已高达 GDP 的 2%。而且，自 2014 年 2 季度以来净误差与遗漏项已经连续 12 个季度出现负向偏误。如果以年度衡量，那么这一偏误自 2009 年以来已持续 8 年之久。如此大规模和长时间的单方向偏误，可能会对国际收支形势判断以及相关政策制定产生误导，相关统计规则和报告制度亟需改进。此外，在 2014 年初人民币开始单边贬值的情况下，经常账户“旅行”项下资金流出规模却逐年上升居高不下，这一现象也较为异常。故真实的国际收支情况可能是货物贸易盈余被低估，服务贸易赤字被高估，资本流出规模被显著低估。

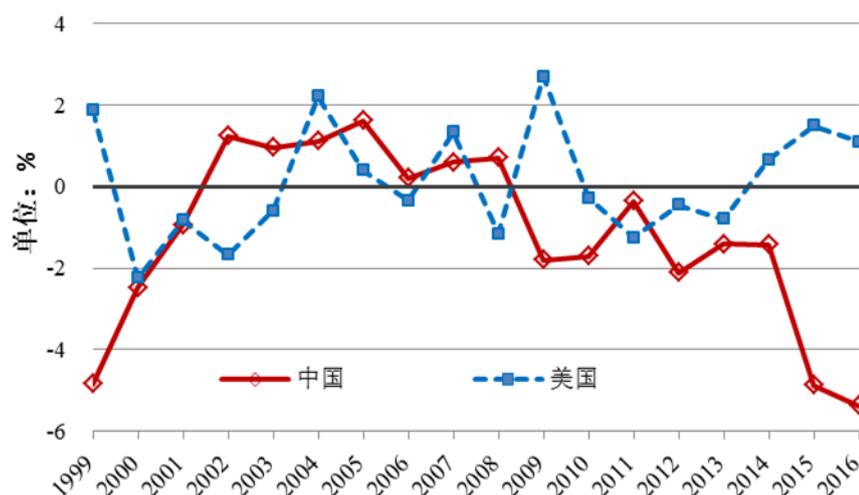


图 9 国际收支统计误差同贸易总额之比

如果将我国近期的统计误差计为资本流出，则会得到双向资本流动趋于平衡，但资本流出并未显著收敛的结论。如表 4 所示，2017 年 1 季度，修正后的私人部门资本为净流出 209 亿美元，同比大幅收窄 83%。但是，这主要是因为资本流入的大幅上升，修正后的资本流出为 1124 亿美元，仅比去年同期收窄 0.4%。资本流入的大幅上升主要是因为 1 季度短期外债上升和非金融部门股权投资增加。其中，货币与存款增加 477 亿美元，短期贷款增加 233 亿美元，非金融部门股权投资流入为 314 亿美元。

表 4 我国私人部门跨境资本流动规模估算（亿美元）

	资本流入	资本流出	NEO	资本流出 ¹ (修正)	净值 ²	净值 (修正)
2014	4115	4629	-669	5298	-514	-1183
2015	-1010	3335	-2130	5465	-4345	-6475
2016	2441	6611	-2227	8838	-4170	-6397
2017Q1	915	547	-577	1124	368	-209

如果观察银行结售汇数据，也可得到相似的结论。外管局最新公布的数据显示上半年即期结售汇逆差 938 亿美元，同比大幅收窄 46%，但这主要是因为人民币汇率回稳，结汇意愿上升带来的即期结汇额上升 6.3%，而即期售汇额仅下降 3.8%。一旦人民币汇率贬值预期升温，这一脆弱的平衡有可能会被再度打破，资本管制的长期效果有限。

尽管资本管制的有效性存疑，但其对经济活动的抑制效应已经开始显现。根据商务部公布的数据，2017 年上半年新设外商投资企业数量同比增加 12.3%，但以美元计算的实际投资金额却同比下降 5.4%。欧盟、美国、韩国、东盟、“一带一路”沿线国家对我国直接投资金额同比分别下降 11.2%，43.6%，45.8%，18.5%，17.6%。资本管制对我国对外直接投资的影响更加显著，今年上半年我国对外非金融类直接投资大幅下滑 45.8%。在当前复杂的国际国内形势下，加强对跨境资本流动的监管有其必要性和合理性，但在实际执行过程中应当避免简单化和一刀切，争取将其对经济活动的抑制效应降到最低，避免累及实体经济。

五、结论和政策建议

从“三期叠加”到经济发展新常态，再到供给侧结构性改革，围绕着经济增长的速度变化、结构优化和动力转换，决策层对现阶段我国经济发展特征的理解逐步加深。2012 年后，我国经济在周期波动方面呈现出的另一个明显特征，即增长和通胀的低波动，目前并没有引起

足够重视。这一特征在 CPI 和 PPI 的双背离中凸显出来，反应了实体和金融的不平衡，以及经济周期和金融周期的不同步。美国 1982 年至 2007 年的大稳定时期，基本特征就是增长和通胀的低波动，而这是政策制定者所乐见的。因为熨平经济周期，正是传统宏观经济政策孜孜以求的目标。2007 年爆发的金融危机，使得传统宏观经济政策框架备受质疑，也将金融监管推到了前台。我国实体经济低波动未来如何发展，其持续性如何，需要进一步观察；而至于其成因和影响，则需要更加深入细致的研究。

美国大稳定时期的另一特征，是以影子银行为主的金融体系的急剧膨胀。而我国在短短数年间，也成长出了体量与传统金融体系相近的影子银行体系。我国的影子银行虽然在形式上和美国有很大不同，但是其规避监管和积累风险的本质却并无二致。影子银行是经济发展到一定阶段金融服务需求多元化的产物，有其合理性和必然性。但是，相关业务造成的种种乱象和弊端决不可轻视。我国 2016 年下半年开始的金融去杠杆，其实质是对影子银行的规范和监管。目前来看，相关措施已经初见成效。

从外部看，美联储货币政策正常化已经影响到我国货币政策转型的进程。当前我国汇率趋于稳定，跨境资本流动也趋于平衡。但是，这种平衡是脆弱的，因为维持平衡需要仰仗加强资本管制和人民币美元重新挂钩，而这都是权宜之计。未来随着美联储加息和缩表进程的推进，如果国内储蓄相对过剩、实体经济投资回报率下降的趋势没有改变，加上居民部门资产配置多元化驱动下对外投资需求的上升，资本外流和汇率贬值的压力可能会再现。

2017 年 7 月 14 日至 15 日，第五次全国金融工作会议在京召开。这次会议的召开体现了我国对金融问题的高度关注，而金融监管的思路也进一步明确。设立国务院金融稳定发展委员会，表明当前的分业监管和分段监管已经不能适应影子银行的监管，需要向强化综合监管，突出功能监管和行为监管的方向迈进，加强金融监管的专业性、统一性和穿透性。这次会议的召开表明，我国正在着手解决金融业过度膨胀带来的种种乱象和问题，避免重蹈美国和其他发达国家的覆辙。

参考文献

- [1] Bagehot, Walter, 1873, *Lombard Street: A Description of the Money Market*, Henry S. King & Co.
- [2] Bernanke, B., 2004, “The Great Moderation,” Speech at the meetings of the Eastern Economic Association, Washington D.C., February 20.
- [3] Board of Governors of the Federal Reserve System, 2017, “Monetary Policy Report,” Washington D.C., July.
- [4] Galati, G. and R Moessner, 2013, “Macroprudential policy—a literature review,” *Journal of Economic Surveys*, Vol. 27, No. 5, pp. 846–878
- [5] Greenwood, Robin and David Scharfstein, 2013, “The Growth of Finance,” *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 27, No. 2, pp. 3–28.
- [6] IMF, 2017, “World Economic Outlook Update: Gaining Momentum?” Washington D.C., April.
- [7] Philippon, Thomas, and Ariell Reshef, 2013, “An International Look at the Growth of Modern Finance,” *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 27(2), pp. 73–96.
- [8] Taylor, John B., 1998, “Monetary policy and the long boom,” *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, November/December, pp. 3-11.
- [9] Taylor, John B., 2000, “Low inflation, pass-through, and the pricing power of firms,” *European Economic Review*, Vol. 44, pp. 1389-1408.
- [10] Turner, Adair, 2010, “What Do Banks Do? Why do Credit Booms and Busts Occur and What Can Public Policy Do about It?” Chap. 1 in *The Future of Finance*, edited by Adair Turner et al., London School of Economics.
- [11] 刘凤良、章潇萌、于泽, 2017: 《高投资、结构失衡与价格指数二元分化》, 《金融研究》第 2 期。
- [12] 伍戈、曹红钢, 2014: 《中国的结构性通货膨胀研究——基于 CPI 与 PPI 的相对变化》, 《金融研究》第 6 期。
- [13] 张晓慧, 2017: 《宏观审慎政策在中国的探索》, 《中国金融》第 11 期。
- [14] 中国人民银行, 2017: 《中国金融稳定报告 2017》, 中国金融出版社。
- [15] 邹静娴, 2016: 《中国 CPI、PPI 的分化与通缩》, 《国际经济评论》第 4 期。

欧元区非常规货币政策的实施及其绩效述评

刘程¹佟家栋²

【摘要】在全球实施过非常规货币政策的四大经济体中，欧元区是体量最大、政策工具最为复杂的一个。囿于欧盟特定的法律、历史和制度因素，以及货币与财政、金融一体化进程的失衡，欧洲央行在量化宽松政策的推出时机、进程和结构安排等方面较其他国家而言均体现出诸多不同。本文认为，货币、金融与财政三个领域一体化程度的失衡、市场融资结构、“最终贷款人”授权的缺失以及对“定向主权债务救济”的担忧是造成欧元区非常规政策在很长时间里呈现保守和折衷特征的关键原因。这些因素既影响了欧央行设计和推出非标准化措施的时机和力度，也对其货币政策目标的实现效果产生了重要影响。文章通过回溯全球金融危机爆发以来欧央行的货币政策实践历程，分析了其货币刺激政策特殊结构的成因，并对其绩效进行了评价。

【关键词】欧元区 非常规货币政策 量化宽松 长期再融资 主权债务

一、引言

2008 年全球性金融危机对各主要经济体的冲击十分严重，传统货币政策工具成效不彰。为摆脱资产负债表循环收缩型衰退，避免经济陷入长期停滞，各发达国家的央行纷纷实行了不同形式的非常规货币政策（Unconventional Monetary Policy, UMP）。美联储在 2008 年底到达零利率下限时引入了大规模资产购买计划（Large Scale Asset Purchase, LSAP），以缓解商业银行由于自有资本不足所导致的信贷紧缩，并为金融体系注入充足流动性。英国央行在 2009 年 3 月启动了大规模国债及企业债购买计划。日本央行于 2013 年开启了量化与质化宽松相结合的货币刺激政策。欧元区是最后一个加入非常规货币政策阵营的发达经济体。2015 年 1 月，为摆脱持续困扰欧元区经济多年的主权债务及通缩压力，欧洲央行（ECB）宣布启动规模达 1.1 万亿欧元的资产购置计划，随后实施并持续至今。由于欧元区在制度、法律及市场一体化结构等方面的特殊性，其 UMP 在规模、手段、时机和绩效等方面与其他三个单

¹刘程，南开大学经济学院

²佟家栋，南开大学经济学院

一主权国家央行有显著的差异。图 1 以经济体量为标尺，比较了 2008 年危机后美国、英国和欧元区在实施量化宽松力度方面的差异。无论在危机早期的首轮购买还是总资产购买规模方面，与自身的经济体量相比，欧央行的操作力度均显著偏于保守。英、美国两国的首轮资产收购占总产出比例分别达到了 14% 和 12%，欧元区则仅为 5.2%，不足前两者的一半。其总购置规模的总产出占比为 18.5%，也远不及前二者的 29.6% 和 27.2%。此外，欧央行在推出 UMP 的时机方面也略显滞后。这些因素都对其政策绩效产生了不利影响。

本文试从制度约束和一体化市场内部的结构异质性视角对欧央行在非常规货币政策所表现出的保守和迟滞进行分析。根据宽松工具的性质不同，将 2009-2016 年间欧央行推出的所有非标准化货币措施划分为准量化宽松和量化宽松两大类，并对其推出背景、动因和实施效果进行了分析。文章结构安排如下：第二部分分析了欧央行货币政策实施及其面临的制度与市场约束以及其政策操作难点。第三和第四节分别详细阐述了欧央行实施非常规货币政策的两个阶段中的政策演进及其背景。第五部分从定量视角，梳理总结了已有的对欧元区非常规货币政策实施效果的经验结论。最后是本文的结论。

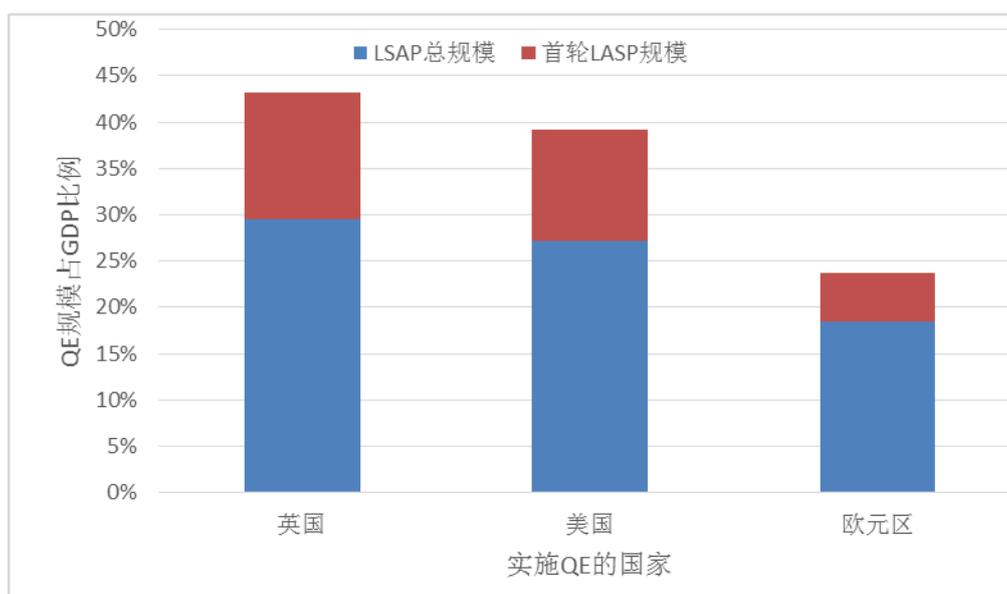


图 1 英国、美国及欧元区实施量化宽松的规模差异

二、欧洲央行货币政策面临的约束

欧央行 UMP 的设计框架和实施进展，与欧元区内的法律制度安排和市场结构有关。总体而言，欧央行的货币政策操作可视为由其内部和外部约束同时决定。其中内部约束主要来自欧盟框架下的法律和制度，而外部约束则来自欧元区的市场结构异质性。在危机期间，

这两种约束都对欧央行的政策效果极为不利。与美联储、日本央行和英格兰银行相比，欧央行要应对的是一个尚处于一体化进程中的超主权组织内部的危机，因而面临三方面的约束，即金融市场分割、经济周期不同步和财政联盟支撑的缺失。首先，危机前欧元区尚未完成金融市场一体化，而危机对金融系统的破坏又使得域内一体化程度大幅倒退，使得央行统一的货币政策工具在各个分割的市场（国家）内体现为不一致的效果。其次，危机前后经济复苏的不同步使得央行难以依靠单一工具来满足各成员国差异化甚至方向相反的经济诉求。如采取折衷的政策手段则事实上是以处于分化两极的成员福利损失为代价。最后，由于财政一体化尚未达成，任何有利于缓解部分国家主权债务紧张的措施都无法避免引发“公共池问题”的担忧，这极大地限制了 ECB 的行动时机和力度，甚至导致了政策的夭折和反复。

（一）欧元体系（Eurosystem）的制度约束

欧元体系由欧央行和欧元区内的各成员国的国家央行（National Central Banks, NCBs）共同组成。欧央行管理委员会（Governing Council of the ECB）是负责整个欧元体系货币政策的形成与决策的核心机构。欧央行的设计理念高度重视独立性，而在金融监管和特殊救济方面则相对薄弱。为尽可能避免遭受各成员国政府的干预，ECB 在设立之初即通过各种立法措施确保其独立推行自主货币政策的地位。但与其他单一主权央行的职能相比，欧央行在超主权的微观金融监管以及最终贷款人（Lender of Last Resort）授权方面存在着较为明显的制度缺失。对于一个正处于一体化进程之中超主权组织而言，出于对个别成员国可能主导货币政策以及潜在“公共池问题”的担忧，这种制度安排有其合理性，但在面对重大系统性金融危机时，其不利的一面暴露无遗。

来自三个方面的约束使得欧央行在 UMP 导入等重大问题上面临更大的阻力和争议，并表现出行动迟缓和力度保守的特点。首先，欧央行管理委员会制度设计中的多样性原则及成员国代表权原则与欧央行的独立性原则之间的博弈不可避免地会影响后者的决策效率。欧央行在决策过程中不得不在各成员国的利益中进行权衡，并确保其政策能够在管理委员会中达成一致。同时欧央行还要力图在政策设计和实施期间保持独立性，避免来自成员国政府或欧盟内其他超主权机构的政治影响破坏其公信力和声誉。而这种多重权衡的结果往往是政策推出的时机都偏于滞后，或力度偏于保守。

其次，“利润（损失）共担原则”是最终形成欧央行 UMP 框架的重要制度基石。该原则意味着由 UMP 所可能导致的各国央行的损失，将由各成员国的财政系统按比例共同承担。因此，与单一主权国家央行不同，欧央行的任何 UMP 设计都必须事先估算各成员国的财政承受能力并就可能的损失承担份额与欧盟委员会及各成员国央行达成一致。同时，由于金融

援助和宽松工具最终事实上均指向外围国家，但按照经济比例，由此可能产生的损失却主要由大国承担，这种不对称性让央行内部的协商难度大为增加。

最后也是更为重要的，欧央行的任何政策工具都不能逾越欧盟的法律框架。而后者既明确规定了欧央行不能对任何成员国及其地方政府的财政预算进行直接融资，也没有为欧央行预留最终贷款人的角色。这是导致 ECB 不能像美、日、英等国的央行一样在危机爆发时相机自行实施大规模 UMP 的核心原因。这一制度设计既是基于利益共担原则，也是对潜在的“道德风险”行为的阻遏，但却未能考虑到危机的应对问题。欧盟对欧央行的唯一授权是确保欧元区价格稳定，这是后者可以实施 UMP 的唯一法律基础。然而，如何将大规模资产（特别是主权债务）收购与抵押融资与对财政直接融资行为区别开来，仍缺乏广泛共识。财政联盟的缺失使得欧央行在其政策实施的每一步都面临着巨大的协商成本和政治压力。此外，不同于主权国家的单一主权债务评级，各成员国主权债务等级相差悬殊，任何涉及公共部门的 LSAP 都意味着欧元区内的福利转移和再分配，这增加了欧央行内的决策阻力。

事实上，一体化货币政策与分散化财政政策的制度架构一直是欧洲一体化模式中的重要缺陷，其不仅为欧债危机的爆发埋下伏笔，也导致了危机后救助过程中极高的交易成本。欧盟试图通过《马约》对成员财政行为的严格约束来间接支持欧央行的价格稳定立场，但当某些 UMP 对成员国的财政成本具有显著影响时，这一体系设计的缺陷已经暴露无疑。此外，无限量购买国债将使欧央行的资产负债表面临巨大的不确定风险。充当一国政府的最后贷款人与充当一家银行的最后贷款人的政策含义截然不同。央行向银行贷款的前提是后者能够提供高质量的抵押品，一旦银行违约，抵押品将为央行权益提供保护。而欧央行购买欧元区国家债券却并不能将后者的税收收入充当抵押品。

（二）欧元区金融市场结构的特殊性及其在危机后的分化

欧元区成立后，银行信贷融资在社会融资中一直占据主导地位，这也为主权债务危机爆发后的“去一体化”问题埋下伏笔，抵押资产的崩溃使得融资渠道越来越局限于各国内部而非欧元统一市场。由于同业拆借市场受创严重，欧央行的货币政策效果大为削弱。因此欧央行最初的各种非常规工具重心均指向银行间的流动性和同业渠道的恢复。许多金融机构被重组和合并，但也导致银行资产和偿付能力更进一步向“中心国家”集中。随着欧央行刺激政策的推进，另一个市场结构的重大变化出现了：原本在欧元区内占主导地位的间接融资逐步被直接融资所取代；同时，债券市场结构由主权债务占主导转变为公司债占主导（见图 2），这对欧央行 UMP 的有效性产生了重要影响。危机爆发前，欧洲非金融企业融资的 70% 以上来

自银行信贷，但危机后欧元区银行业整体非但不再是企业融资的主要来源，反而从社会中大规模撤回资金。考虑到在此期间银行业还通过各种常规及非常规工具从欧央行获取了巨量长短期融资，这种信贷收缩行为更令人惊讶，进而也凸显出传统货币政策的失效以及推出 LASP 的必然性。

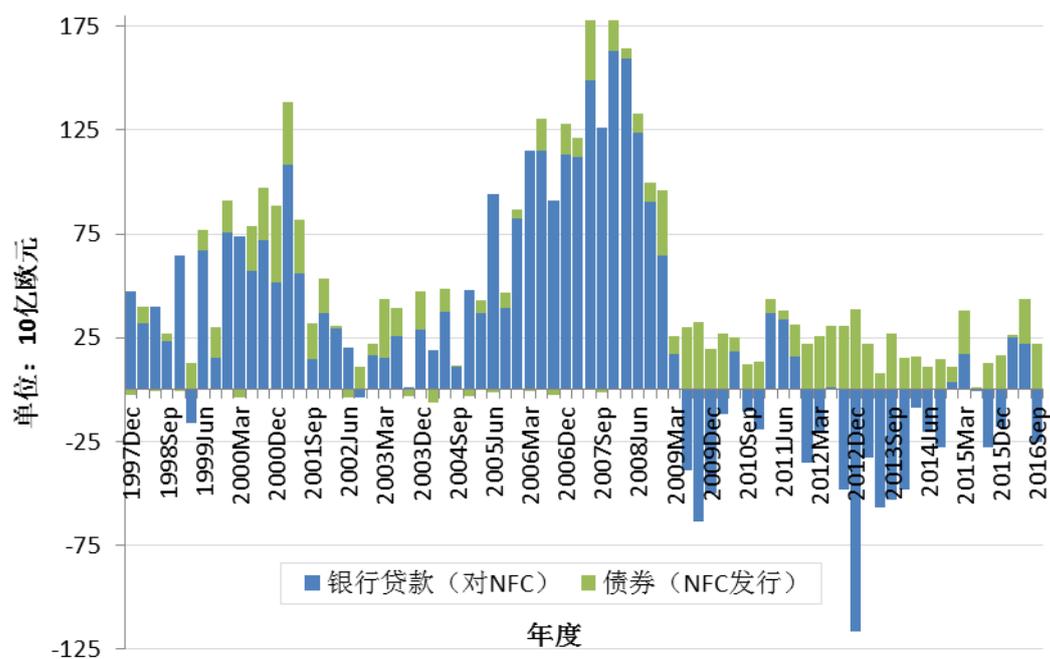


图 2 欧元区企业融资结构变化 (1997-2016)

基于欧盟的法律框架约束，欧央行的任何政策工具必须严格遵循一体化的方针，确保以完全一致的操作方式影响所有成员国。然而在危机期间欧元区内的市场分割是显著的，尤其是在财政薄弱的“外围国家”。银行和国家之间，以及成员国政府债务之间的传染限制了欧央行的操作范围。成员国债务水平的不同导致了资本大规模地从外围逃向中心国家。因而与英、美、日央行不同，欧央行推出的 UMP 从一开始即带有浓厚的“定向主权债务救济”色彩，而非传统价格型货币政策工具的替代品。这也意味着各成员国从欧央行的量化宽松政策中获得的收益是相差悬殊的，这不但使得欧央行的宽松政策饱受非议，也让政策在设计阶段就面临重重困难。

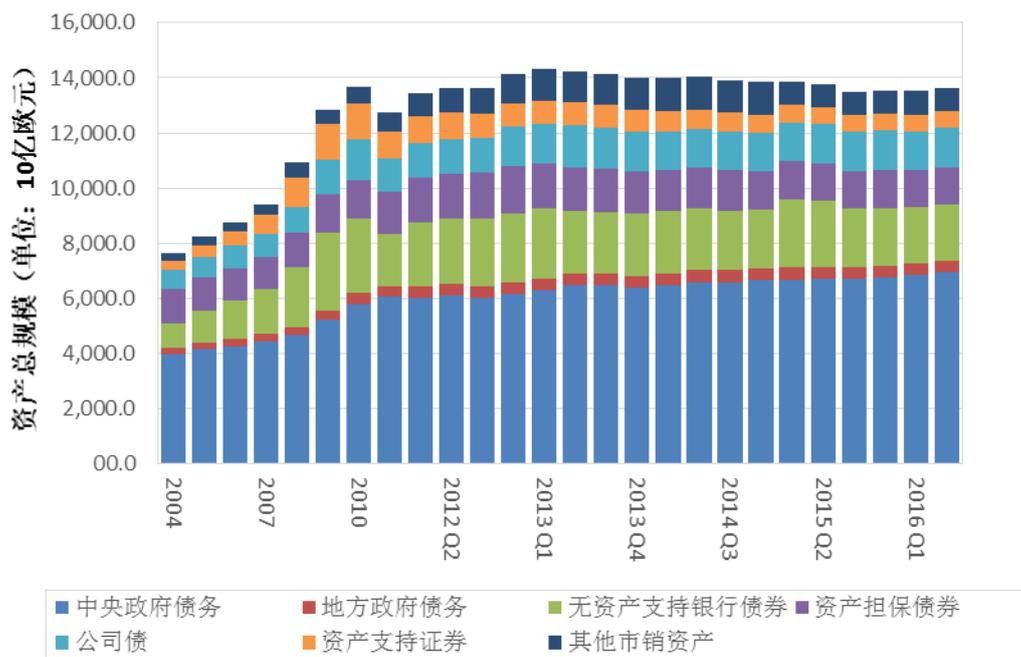


图 3 欧央行合格担保资产的结构变化（2004-2016）

在随后的央行 LSAP 过程中，欧元区各国银行业持有的合格担保资产的界定和可获得性至关重要。可被接受的金融工具和相对规模由欧央行的资格标准以及银行与主权债务的性质共同决定，传统的资格标准大大限制了资产收购的规模和范围。因而随着政策实践的推进，央行不得不多次放宽资格标准。银行部门的经营能力与 LSAP 过程中的抵押要求紧密相关，并直接影响整个欧元区的债务融资能力。欧元区成立之初，出于市场一体化的方针，ECB 划定所有成员国主权债券均属于同一等级的合格资产。然而危机深刻揭示了成员国主权债务的风险异质性，尤其是在政府债券占合格市场资产的最大部分的情况下，这给欧央行量化宽松政策的框架设计产生了极大的阻碍。图 3 显示，危机爆发后，欧央行先是大幅扩张主权债务合格范围，进而逐步将无资产支持的银行债务、资产担保债券和公司债纳入采购范围。其操作的折衷和谨慎性与另外三个实施量化宽松的央行形成了鲜明对比，同时反映了成员国之间的激烈博弈。

三、欧央行非常规货币政策的第一阶段

（一）危机前的货币政策工具

危机前，欧央行的三种传统政策工具是政策利率、公开市场操作和最低准备金要求。首先，在政策利率方面，欧央行通过三种关键性融资利率来引导市场预期，即边际贷款融资利

率（MLF）、存款便利融资利率（DF）以及主要再融资利率（MRO）。其次，欧央行通过公开市场操作（OMO）进一步从短期和长期来对市场利率施加影响，适时补充或收紧资金流动性。其主要投资组合是再融资操作（MRO）和长期再融资操作（LTRO）。最后，在银行总杠杆方面，欧央行的最低准备金要求（MRR）极少进行调整，约占银行总负债的2%左右。欧央行向市场和银行部门提供固定配额的流动性。危机前MRO和LTRO的利率水平主要取决于资金固定供应背景下的资金需求。但危机后由于市场流动性的频繁枯竭，使得欧央行不得不将招标机制改为固定利率完全分配。由于长期以来的间接融资体系特征，使得欧央行货币政策的有效性高度依赖于MLF和MRO等工具透过银行向市场传导短期和长期利率预期的通畅程度。而欧元区主权债务危机的爆发恰恰使得银行这一传导媒介遭受了重创。正如前文图1所显示，危机后欧洲银行业向市场投放的信贷资源远远小于其收回的资源。这意味着欧央行的政策意图在很大程度上被阻断在了银行层面。

图4和图5反映了危机爆发后这种传统货币政策传导机制的瓦解。其中图4显示了在启动实质性UMP之前欧央行传统利率工具在三个阶段中的失效。首先，2008年10月ECB下调官方利率后，希腊境内市场加权移动平均融资成本的下降速度与深度显著背离于ECB的指导利率及其他成员国内的利率；其次，ECB在2011年至2012年中开启危机后的第二次利率下降通道，但在长达一年多的时间里，德国与法国的市场利率与西班牙、意大利和希腊的市场利率出现并保持了显著的分歧；最后，在从2012年中向最终负利率（2014年6月）的下降通道中，西班牙、意大利和希腊的融资利率压缩速度显著慢于德国和法国。所有这些在此前欧元区统一市场内罕见的现象均反映出了欧央行传统利率手段在一个高度分割和“去一体化”市场中的无效性。图5进一步阐释了在这一阶段中欧央行所面临的困境，以及推动非常规货币政策出台的动因。由于传统货币政策工具已无法通过关键性利率指针经由银行信贷、资产价格和长期利率的间接传导渠道对消费和投资产生影响，央行唯有通过非标准化工具来施加影响。最主要的可行工具是LSAP，因其可以绕过间接渠道，直接作用于资产价格、银行长期融资渠道上，并通过不同形式的资产购买选择性逐步挤压市场中的无风险资产需求，迫使其转移至风险资产，进而刺激消费和投资。LSAP还可以直接影响汇率和价格预期，这些均有助于刺激总产出。同时，无论在推出QE之前和之后，欧央行从未停止尝试通过各种创新性工具打通银行信贷渠道，恢复传统货币工具的传导机制。

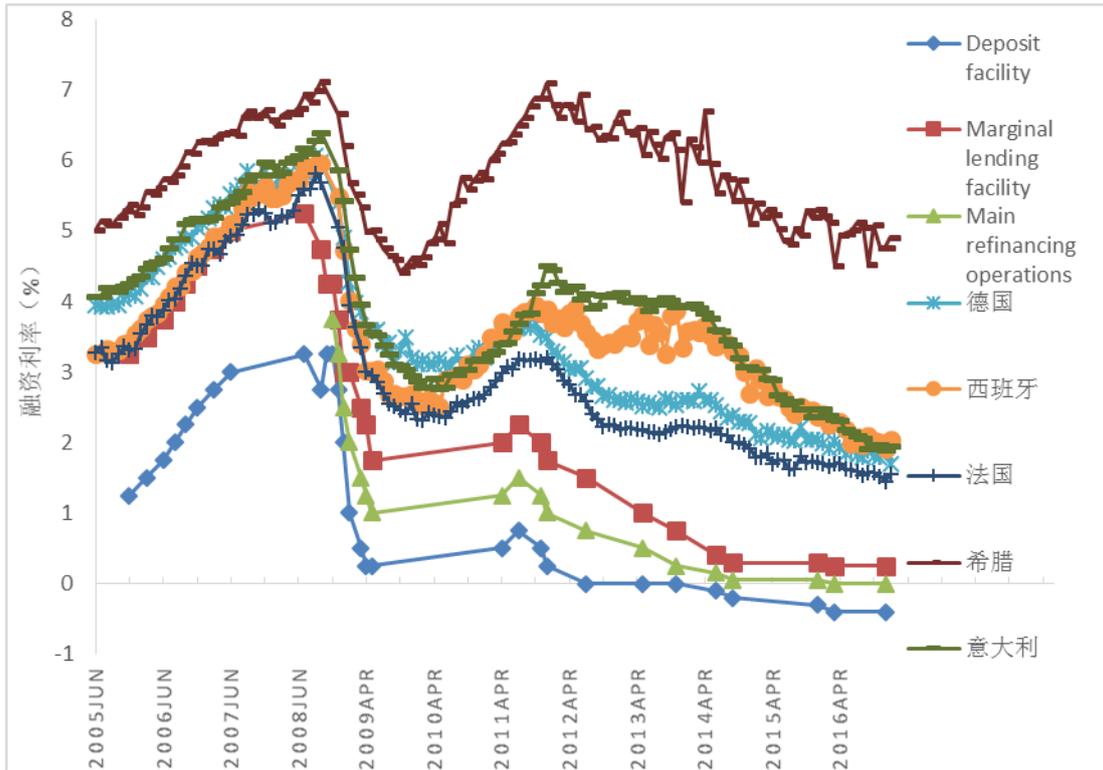


图 4 欧元区核心利率与融资成本分化 (2005-2016)

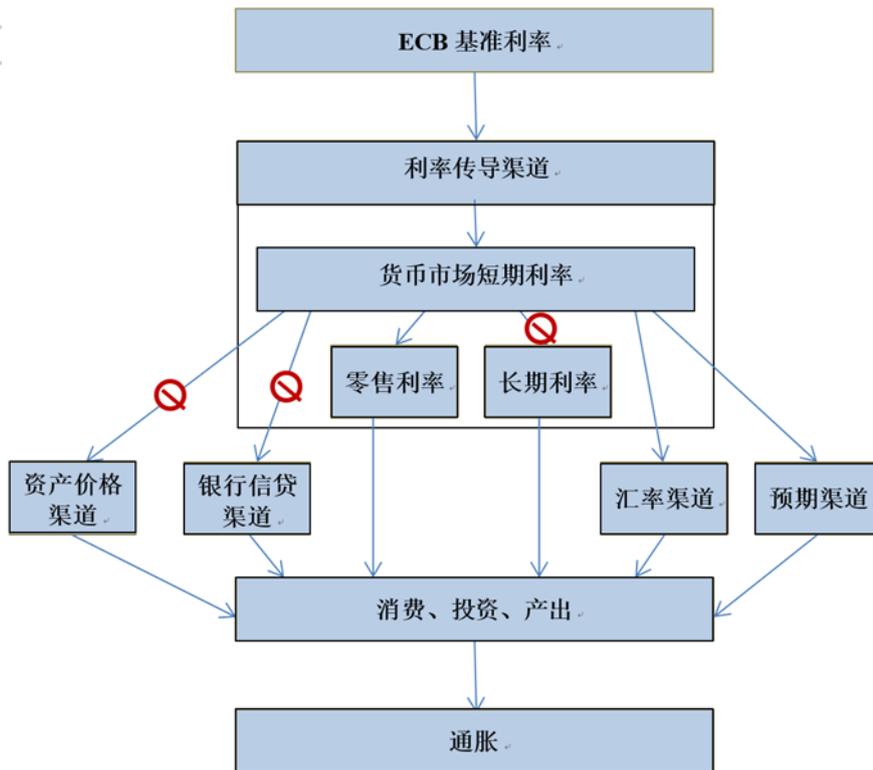


图 5 欧元区传统货币工具的失效及非常规工具影响路径

危机后欧央行开始采取一系列措施提高银行间贷款渠道的流动性,包括大幅降低政策利

率，扩张经常性融资便利，及加强信贷。随着利率下调接近极限，欧央行推出了信用增强便利，主要目标是重新建立银行间流动性拆解及抵押渠道，从而疏通传统货币工具在银行间的传导路径，并持续为该系统提供流动性。在观察到各种工具效果不彰后，开始尝试通过 UMP 改变汇率和市场的利率预期。

（二）“准量化宽松”阶段

1. 非常规 LTROs:

危机后欧央行对传统 LTRO 工具进行了多次修改以适应市场需求。核心目的是向几近干涸的银行同业拆借市场提供确定性和流动性。2009 年 6 月，ECB 首次实质性突破传统，开始实施三轮以固定利率招标方式进行的一年期无限额 LTRO。2011 年 12 月，欧央行在将存款准备比率从 2% 降低到 1% 的同时，进一步将 LTRO 期限拓展至 36 个月从而形成“超长期再融资操作”（VLTRO）。就实际效果和展期能力而言，这一工具可被视为“准量化宽松”。这些非常规举措产生了央行预期之外的两个结果。在消极方面，商业银行大规模增加了在欧央行的超额存款准备。这导致央行注入的流动性并没有引起预期中的银行间市场或非金融部门的主动信贷扩张，而是还原为央行负债。而在积极方面，金融机构开始利用廉价央行资金购买其他高回报资产，大幅增加的套息交易（Carry Trade）在一定程度上缓和了部分外围国家的中期主权债务成本压力。此外，VLTRO 操作通过协助银行去杠杆化过程，从而对部分成员国的主权债务产生了积极短期效应。综合而言，尽管欧央行的资产负债表规模在 VLTRO 下从 2.4 万亿大幅扩张到 3 万亿欧元，并对主权债务市场产生了一定的积极影响，但始终未能从根本上有效修复欧元区的整体信贷能力。为弥补这一缺陷，2016 年 6 月欧央行进一步扩大再融资操作，推出第二轮四批目标长期再融资操作（TLTRO）。

2. 资产担保债券购买计划（CBPP1 和 CBPP2）

由于 LTRO 仍属于自动冲销式工具，且不能直接作用于银行资产负债表体系，欧央行在扩张再融资市场的同时也引入了资产担保债券购买计划（CBPP），从而直接进入一级和二级的债券市场来影响私人部门融资成本。CBPP 共被引入了三次。第一阶段（CBPP1：2009 年 7 月-2010 年 6 月，总规模 600 亿欧元）的目标是压低银行间市场利率，并扩大对非金融部门的信贷。CBPP 起初并未被设计为量化宽松，欧央行试图通过对等量的 LTROs 置换来维持资产负债表规模不变，但后来并未完全遵守这一原则。CBPP1 在一定程度上平复了欧元区资产支持债券市场，特别是危机中的外围国家。实施期间，欧元区共有 1500 亿欧元的新增资产担保债券发行。第二阶段（CBPP2：2011 年 11 月-2012 年 10 月）在欧债危机愈演愈烈的 2011 年底启动，原设计规模 400 亿欧元，但由于欧盟内部意见难以协调，且新增资

产担保债券发行不足,导致最终仅购置了 164 亿欧元,未能完全实现预期目标。第三次 CPBB 于 2014 年 10 月开始。

3. 债券市场计划 (SMP)

2010 年 5 月推出的 SMP 计划的收购目标为主权债务,目的是通过压低国债利率,间接舒缓银行部门的资金压力。该计划的官方意图不是支持特定成员国发行的债券,而是试图遏制市场失灵,并恢复市场深度和流动性。由于 SMP 设计的冲销过程较为复杂,并引起了欧盟内对欧央行在试图实施 QE 政策的批评和政治压力。2010 年 5 月至 2011 年 2 月,该计划仅购买了希腊,爱尔兰和葡萄牙等主权债务危机严重的经济体的债务。到 2011 年 8 月,由于危机的加剧和扩散,欧央行不得不开始购买西班牙和意大利国债。由于来自以德国为首的中心成员国政府的反对压力,SMP 被迫于 2012 年 9 月终止,累计总规模为 2142 亿欧元。反对国家的理由仍是 SMP 计划事实上补贴了高债务国家(特别是意大利和西班牙)的财政预算。迫于强大的政治压力,欧央行不得不再次推出修订版的宽松工具——直接货币交易计划(Outright Monetary Transactions, OMT)。

4. 直接货币交易计划 (OMTs)

诞生于 2012 年 8 月的 OMT 计划同样属于冲销式主权债务购买工具,但相比 SMP 增加了一些新的设计:首先,OMT 仅能在二级市场实施,目标是债券收益率曲线的短端,因此严格将购买范围限制在 1-3 年到期的短久期国债,欧央行对收购的范围和期限有决定权。其次,不设定对其他债权人的优先购买权,这就避免了在 SMP 时期被广为诟病的“挤出效应”。最后,作为对中心国家的妥协,OMT 还嵌入了财政整肃条款。参与 OMT 计划的国家必须与欧盟委员会签署谅解备忘录,确保维护签约国财政可持续性的经济改革计划。尽管如此,德国仍对坚决反对这一方案,认为 OMT 是在直接资助成员国主权政府,违反了《马约》,并上诉至欧盟法院。欧盟法院最终在 2015 年 7 月达成了支持欧央行的裁决,OMT 就此正式合法化。

四、欧央行非常规货币政策的第二阶段(量化宽松阶段)

尽管第一阶段的宽松政策在政府债务纾困方面取得一定的效果,但未能从根本上解决信贷渠道阻断和通缩的问题,欧央行不得不启动更为激进的政策工具,不仅包含了标准的量化宽松手段,还包括了前所未有的负利率政策。这也成为欧元区 UMP 实践两阶段的分水岭。

(一) 负利率 (NIRP)

危机后的漫长衰退过程中，通缩一直是笼罩在欧元区挥之不去的阴影。调和消费物价指数（HICP）从2011年末开始下降，在2015年1月达到-1%。图6显示了2012年后欧盟和欧元区通缩的进展及深度。而《马约》赋予欧央行的使命是将物价维持在低于但接近2%的水平。理论上通缩是一种危机时期的市场自发调整，有助于降低工资并恢复一国的商品和劳务竞争力，但固定资产的长折旧期属性使得通缩对投资和生产的破坏具有持续性。在欧元区，货币政策面临的另一个难题在于，由于非贸易品的存在，导致国家间无法充分套利，所以各成员国的通缩压力异质性可以在长期维持。这意味着在整个欧元区奉行一致性的货币政策将无助于熨平国别间的通胀差异。

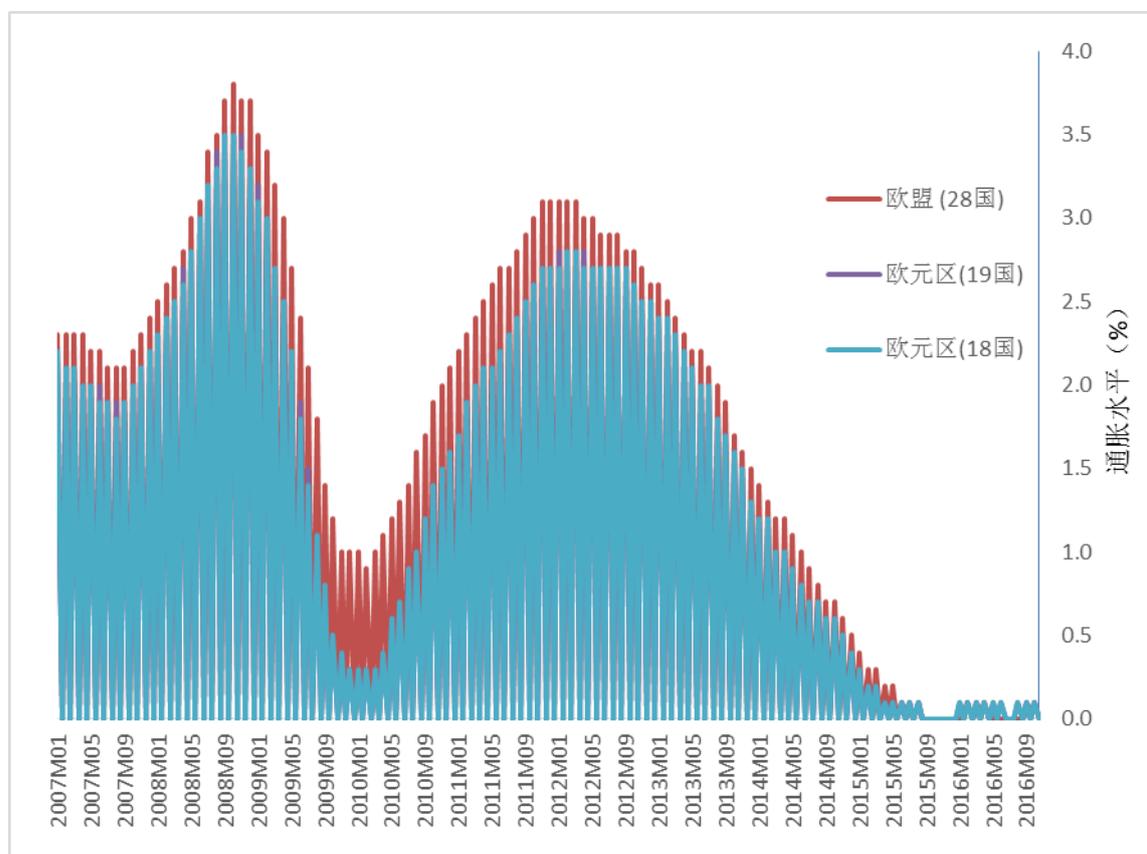


图6 欧元区（欧盟）2007-2016 通胀水平变化

2012年7月，欧央行基准利率已降至零下限，边际融资利率已经为负值。通胀的持续下降意味着实际利率的不断攀升，从而严重威胁了货币政策的有效性。欧央行不得不将政策重点开始转向极端的量化宽松操作。2014年6月，欧央行将存款便利工具利率（商业银行在ECB的隔夜存款利率）由0降至-0.10%。9月，进一步降至-0.20%。负利率是与TLTROs计划同时公布的，体现出了欧央行试图打通信贷渠道的政策决心。

（二）定向长期再融资计划（TLTRO）

2014 年 6 月启动的四年期 TLTRO 再融资计划（共四批）引入了一个特别的操作模式，即金融机构收到的央行融资资金与其对非金融部门和居民部门的信贷释放规模正相关。这种将经济激励措施纳入 QE 的设计，是欧央行的一个大胆创新和尝试，理论上这将更有利于信贷流入实体部门。同时也表明欧央行意识到 QE 的终极目标并非修复银行资产负债表，而是重建私人部门的融资能力。欧央行原计划在 2016 年 6 月到 2018 年 9 月之间进行八次 TLTRO，上限为欧元区非金融私人部门总贷款余额的 7%。但由于通缩的进一步恶化，2016 年 3 月欧央行启动了更为激进的 TLRO II（共四批），将银行的再融资上限提升到了贷款总规模的 30%。并将最惠利率压低至 DF 水平。

（三）CBPP3 和 ABSPP

为配合负利率政策，欧央行进一步引入了两项初始计划期限为两年的风险资产收购计划，CBPP3 和资产支持证券收购计划（ABSPP）。CBPP3 于 2014 年 10 月启动，原定持续至 2016 年 9 月。在此期间，欧央行每月购买总额约 100 亿欧元的抵押债券和资产支持证券（债券评级放宽至 BBB-）。截至 2017 年 3 月，CBPP3 净收购余额已达到 2138 亿欧元，远远超过上两次收购计划的总和。与 CBPP3 同时启动的 ABSPP 于 2014 年 11 月开始，该计划旨在通过鼓励银行将信贷证券化后转售来增强信贷资源周转并刺激信贷恢复。截至 2017 年 3 月，央行手持该计划余额为 238 亿欧元。

（四）扩张资产收购计划（EAPP）：PSPP 和 CSPP

2015 年 1 月，欧元区的年通胀率仍接近 -1%，资产购买计划和负利率并未显著改善通缩。1 月 22 日，欧央行宣布扩张资产购买计划（EAPP），其中包括大规模的公共部门采购计划（PSPP），以及 2016 年 6 月启动的企业部门资产收购计划（CSPP）。PSPP 是一个每月高达 500 亿欧元的政府和超主权机构债务的购买计划，目标资产期限为 2 年至 30 年。这样连同之前启动的 ABSPP 和 CBPP3 计划，欧央行每月购买约 600-800 亿欧元的不同类型的债券资产。PSPP 将覆盖欧元区金融资产的 20%。按照风险共担原则，EAPP 的损失由成员国各国央行和财政部承担，表明央行力图避免风险从高债务国家转移到中心国家（如德国、法国）。

欧元区的财政结构及其资格标准表明，鉴于公共部门债务的深度，主权采购计划基本上是影响市场的唯一手段。表 1 显示了截至 2017 年 3 月欧央行所持有的所有未到期非常规政策工具的规模。图 6 显示了欧央行 UMP 的实施过程及其结构。通过规模比较可以很清晰的看出，无论融资工具如何创新和变化，主权债务收购（如第一阶段的 SMP 和第二阶段的 PSPP）自始至终都是欧央行操作的重心所在。这再次佐证了前文关于欧央行与其他三大央行量化宽

松模式的一个重要差异，即定向主权债务救济特征。其经济结果是在欧元区内部进行了事实上的财政转移和再分配。也正是基于这种经济后果，无论是在第一阶段的 SMP 和 OMT 计划，还是第二阶段 EAPP 过程中，欧央行的 QE 操作推进过程都可谓步履维艰。在一个拥有 19 个独立财政预算的成员国的货币联盟中进行大规模的资产收购，任何择时、择机和择权的行为无疑都会引起巨大的争议。

表 1 欧央行当前持有未到期的非常规政策工具头寸（2017 年 3 月）

非常规货币工具	央行持有头寸 (单位: 亿欧元)
资产担保债券购买计划 1 (Covered Bond Purchase Program 1)	107
资产担保债券购买计划 2 (Covered Bond Purchase Program 2)	66
资产担保债券购买计划 3 (Covered Bond Purchase Program 3)	2138
资产支持证券购买计划 (Asset-backed Securities Purchase Program)	238
企业部门购买计划 (Corporate Sector Purchase Program)	704
公共部门购买计划 (Public Sector Purchase Program)	14194
债券市场计划 (Securities Markets Program)	994
合计规模	18441

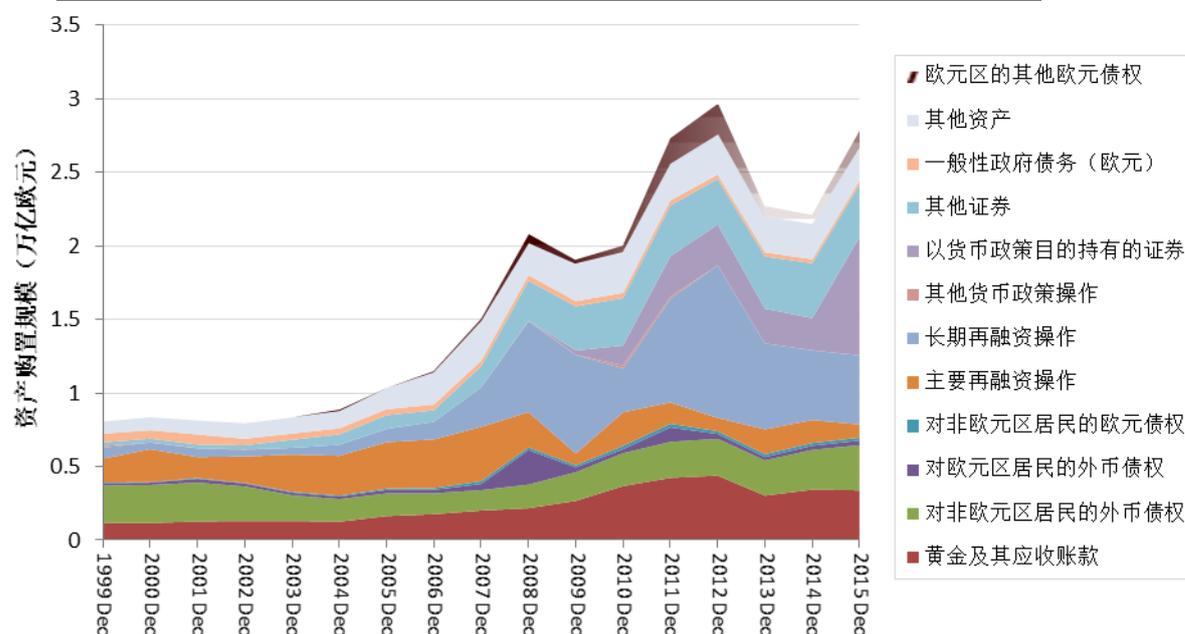


图 7: 欧央行非常规货币政策演进及资产结构的变化 (1999-2016)

五、非常规货币政策的实施效果

理论上欧央行的 UMP 主要从两个方面发挥作用：首先是信号效应。央行释放购买资产的信号，有助于将通胀预期调整至更接近央行中长期目标的位置，并逆转衰退中实际利率上升的态势。传递流动性将持续宽松的信号还有助于收益率曲线更为平坦，并纠正实际利率对收益率曲线的偏离。在全球货币政策走向出现分歧的背景下，QE 还有助于推动欧元汇率下行，从而增强竞争力。其次是资产组合平衡效应，尽管欧央行仅购入有限的高质量证券，但预期将通过投资组合的平衡效应直接和间接地影响整个金融体系。LSAP 不仅提升无风险证券的价格（所有金融产品定价的基础），增加其稀缺性，还迫使投资者转向包括主权债和企业债在内的各类风险资产。债务、权益融资成本以及欧元汇率的下降将共同帮助企业提高盈利能力。但实际的效果必须通过定量手段予以识别。

学者们运用不同的方法，对欧元区非常规货币政策及其对利率、通胀、产出等方面的影响进行了研究，主要基于 VAR 模型、事件研究方法和其他回归技术。多数研究表明这些政策的实施对经济复苏具有积极作用，但也有少量研究认为效果并不显著。此外，相当多的研究表明欧元区 UMP 效果对不同经济指标，甚至不同经济体的传导机制均有显著差异。通过与英、美等国 UMP 的有效性的比较发现，欧元区的绩效影响要小于前二者。

1. 基于向量自回归模型的研究结论

许多学者通过 VAR 模型研究美、英、日和欧元区非常规货币政策对利率、通货膨胀、产出等的影响。Lenza 等 (2010) 分析了欧央行首次实施固定利率全额分配 LTRO 的影响，使用贝叶斯 VAR 模型发现 UMP 对利差压缩的效果与标准货币政策在对贷款和利率的影响方面大致相似。Tomasz (2016) 采用同样方法研究 QE 对欧元区实际 GDP 和核心 CPI 的影响，并采用了更新的数据（2012 年 6 月-2016 年 4 月），结果表明如果没有欧央行的第一轮量化宽松政策，实际 GDP 和核心 CPI 将分别下降 1.3% 和 0.9%。而脉冲响应分析表明 QE 主要是通过资产组合再平衡、信号效应、信贷宽松和汇率效应传播的。并发现了西班牙在 QE 中的获益显著大于其他重债国。

Manfred (2015) 构建了一个标准的宏观金融 VAR 模型，通过一组真实和金融控制变量，发现常规和非常规政策工具能够帮助缓解金融压力，但对通胀和经济增长的影响是温和的。Boris (2015) 使用带内生源转换概率的 Markov-switching VAR 模型，分析了引发意大利、爱尔兰、西班牙和葡萄牙等国的利率传递中断的原因，并证实了欧央行的 UMP 对意大利的短期积极影响显著大于其他国家。Tobias 等 (2016) 探讨了 LSAP 计划对政府债券净供应量的冲击如何影响欧元区利率期限结构。通过小型宏观金融 BVAR 模型估计了 ECB 启动 EAPP 的影

响，发现通过久期渠道使欧元区 10 年期国债收益率平均下降了 30 个基点，而对 2016 年产出缺口和通胀的影响分别是 0.2% 和 0.3%。Oxana (2016) 运用标准货币 VAR 模型，通过一个包含常规和非常规货币政策的合成指数比较了欧元区两种政策的经济影响。发现 UMP 的传导与常规政策差异主要体现在价格反应更灵敏方面，但对总产出的影响更为迟缓。

2. 基于事件研究方法的结论

Rivolta (2014) 采用事件研究方法分析了欧央行自 2007 年以来非常规货币政策措施的影响，通过 10 个欧元区国家和 6 个欧元区外国家的国债收益率对比来评估货币政策传导机制。最后发现 UMP 能够有效地控制债券利差，但其效果在货币联盟内因国家而异，且随着时间的推移有显著变化。Gasto (2014) 的事件研究发现 UMP 恶化了美国、欧元区和英国的银行业的中期信贷风险。Matteo (2015) 发现 2008-2012 年间的 UMP 显著压缩了爱尔兰、意大利、葡萄牙、西班牙等国与德国国债的利差，但对希腊的效果不明显。此外，在欧央行第一阶段的工具中，SMP 启动声明显著影响了这五个欧元区国家的主权风险预期，而 OMT 的启动声明仅在意大利和西班牙产生了显著影响。

Reinder (2016) 使用股指期货价格来捕捉 1999-2015 期间欧央行在市场预期之外的 (surprised) 常规和非常规货币政策消息对股票市场的影响。发现 UMP 显著影响了 EURO STOXX 50 指数，还证实了显著的信用传输效果。Urszula 等(2012)运用基于事件的回归分析评估 ECB 在 2007 到 2012 年间实施的 UMP 对银行和政府借贷成本的影响。结果表明主权债券购买计划有效地压低了长期借贷成本。John(2016)发现通过抑制长期主权债务收益率，QE 有效地降低了公共债务负担，减轻了政府预算限制并有助于降低还本付息的成本。但研究同时发现欧元区 QE 对核心成员国的国债收益率影响远小于美国和英国的 QE。其对国民收入、就业和通胀的影响也更弱。

3. 基于对违约风险影响的研究

Auray 等(2015) 通过构建一个包含银行间市场和主权违约风险的两国模型量化了 UMP 对欧洲经济的动态影响。模型表明，旨在减少主权债务利差的非常规政策在稳定经济和防止衰退加深方面显著有效。Fabian 等 (2016) 评估了 2010-2011 年欧元区 5 个主权债券市场中 SMP 计划的影响。除了发行量效应，发现每购买千分之一的未偿还债务在五年内有每年约 3 个基点的收益率下降效果。且对大多数国家，债券收益率波动和尾部风险在 SMP 购买日显著降低。Giulio(2016)借助 STCC-GARCH 模型研究了 2006-2015 年期间主权和银行违约风险之间联系的时间变化，并使用主要国际银行和主权发行人的信用违约掉期 (CDS) 利差作为四个欧洲国家的指标。结果显示 QE 直接影响意大利和西班牙 CDS 债券利差的变化，从而

对政府和银行间的风险关系产生影响。Mary(2015)使用 2009-2012 年 138 个欧元区银行的面板数据,运用 DID 方法研究了 VLTROs 对私人非金融部门信贷和欧元区政府债券投资的影响。发现对持有更多主权债务的银行,2011 年开始的 VLTRO 使其在信贷上有所扩张,而 2012 年的第二轮 VLTRO 的信贷效应不明显。

4. 基于利率及利差的影响评估

Julia(2016)研究了主权债务危机期间货币政策对欧元区银行贷款利率的传递效应 (pass-through)。发现传统扩张性货币政策无法降低银行贷款利息。UMP 有助于降低贷款利率,但效果并不持久。Lubom íra (2015)研究发现了两种 UMP (中央银行的流动性扩张和二级市场直接购买)对收益率曲线影响在大小和方向方面有所不同。具体来说,二级市场直接购买使收益率曲线快速变低变平,而流动性扩张的作用则更弱且时间更短,甚至使收益率曲线变陡峭。总体而言 UMP 是有效的。Cordemans 等(2016)发现欧元区量化宽松政策总体上对经济有着积极的作用。资产购买计划降低了金融市场中不同部门债券的名义收益率。但另一方面,实际收益率下降引起的欧元贬值效应并未加大出口。Giulio(2016)通过 ESTAR/LSTAR 模型研究了 8 个欧洲国家的利率传递效应。发现南欧国家银行融资成本的变化能直接影响长期的传递效应。这表明,欧央行的 UMP 通过降低利差,可以在一定程度上缓和欧元区银行体系内的市场分割。

Giannone 等(2012)通过研究银行间中介交易扩张的影响分析了欧元区非正常货币政策的影响。实证模型的模拟表明,欧央行对货币市场的干预对欧洲地区的经济活动更广泛和间接地产生了显著影响,支持了宏观经济和就业。Ronald (2016)研究了对无担保和有担保货币市场所采取的非常规货币措施的影响。发现无担保货币市场大幅萎缩,不再具有欧元区的代表性。危机后,有担保货币市场价值大大增加。两个市场都对第一个 VLTRO 计划有显著反应。另外 QE 显著增加了核心银行的过剩流动性。

还有一些研究对欧元区及英、美、日等国的 UMP 做了对比。Yevgeniya(2015)检验了自 2008 年以来实施的 UMP 对全球流动性的影响。其中日本的 UMP 与全球流动性有正向联系而和证券发行负相关;英国的 UMP 有正相关联系;而美国和欧元区的 UMP 效果更加复杂。Klaus-Jürgen 等(2015)比较了欧元区 UMP 相对美国和英国的差别,发现前者刺激经济增长和提高通胀的效果显著低于英、美两国。并认为以银行为主导的金融系统,以及成员经济状况的异质性是造成这一差异的主要原因。Christophe (2015)认为欧元区与英、美的一个重要不同点在于前者启动 UMP 时经济已经陷入通缩,因此需要 ECB 和政府有更大力度的行动

和合作，然而这正是欧元区内最具挑战的关键环节。

六、结论

伴随着欧洲市场一体化程度的不断加深，财政与金融制度层面统合相对滞后导致的经济结构失衡不仅促成了危机的爆发，也让危机后的救援步履维艰。相较于美、英、日等国，充分一体化的财政和金融联盟的缺位，使得货币政策成为欧元区在超国家主权层面少数可以倚重的政策工具之一。在传统货币工具失去操作空间后，欧央行尽其所能地在货币政策领域进行了多种形式的创新和探索。囿于金融市场分割、经济周期不同步和“最终贷款人”授权的缺失，欧央行在 UMP 操作的力度上偏于保守，在时机上略显迟滞。

危机后市场一体化程度的大幅倒退，使得央行统一的货币政策工具无法在各个分割的市场内达成一致的穿透力和预期效果。各成员国衰退与复苏周期的不同步也让央行在应对多方向经济诉求时顾虑重重。在危机初期欧央行倾向于采用的折衷性手段事实上是以延缓解决两极成员的诉求为代价。此外，由于区内的财政一体化尚未最终达成，任何有利于缓解部分国家主权债务紧张的措施都无法避免引发对“公共池问题”的担忧。针对“定向主权债务救济”的抵制也在很大程度上限制了欧央行的行动时机和力度，甚至还导致了政策的夭折和反复。大量经验研究通过宏观向量自回归、倍差法和事件分析技术对欧元区 UMP 在利差、违约风险、融资成本、总产出和通胀等方面的影响进行了测算，大部分研究发现 UMP 有效的同时也指出了其在区内影响的异质性，部分研究还发现欧元区 UMP 的效果在总体上显著低于英国和美国。

欧洲联盟是人类现代社会迄今为止最大规模的一体化实验，过往的历史也充分表明每一次区域内的危机都是欧盟走向深度整合的契机。经过多年的徘徊，当前欧洲经济在多个领域呈现出企稳回升的良好态势。随着欧央行在非常规货币政策领域的不断探索和经验积累，以及欧元区在金融监管和财政领域的整合不断向深层次推进，人们有理由相信非常规货币政策的积极效果还将不断显露，并对未来欧元区的经济复苏抱有更为强劲的信心。

参考文献

- [1] 丁纯,李君扬. 欧债危机的表现、影响、治理与展望[J]. 同济大学学报(社会科学版). 2013, 24(6): 24-34.
- [2] 刘程,佟家栋. 欧洲主权债务与金融系统危机——基于“新三元冲突”视角的研究[J];欧洲研究, 2011(06): 1-26.
- [3] 陆晓明. 欧元区与美国量化宽松政策特征、效果及影响比较分析[J]. 国际金融研究, 2015(04): 45-51.
- [4] "欧洲转型与世界格局"课题组. 欧洲转型:趋势、危机与调整[J]. 欧洲研究, 2013(01): 1-24.
- [5] 王铁军. 欧洲经贸联盟与欧元区货币权力结构的失衡[J]. 欧洲研究, 2014(02): 48-64.
- [6] 王玉柱. 欧元区通胀差异及对经济失衡的影响[J]. 欧洲研究, 2013, (04):1-18.
- [7] 伍桂,何帆. 非常规货币政策的传导机制与实践效果:文献综述[J]. 国际金融研究, 2013, (07):18-29.
- [8] 肖立晟,肖然. 量化宽松货币政策对公共债务管理的影响、风险及其启示[J]. 国际经济评论, 2014, (05):119-132.
- [9] 徐聪. 从欧债危机看欧央行的独立性困境[J]. 欧洲研究. 2012(04): 15-32.
- [10] 余南平. 后金融危机时期欧美经济复苏差异比较——以金融结构为视角[J]. 欧洲研究, 2014(03): 47-68.
- [11] 张海冰. 从欧债危机应对看全球经济治理的新趋势[J]. 欧洲研究. 2013(03): 17-30.
- [12] 张靖佳,刘澜飏,王博. 金融危机、非传统货币政策与中央银行资产负债表——探究美欧两大中央银行非传统货币政策之谜[J]. 经济学(季刊), 2016(02):527-548.
- [13] 张亦春,胡晓. 非常规货币政策探讨及金融危机下的实践[J]. 国际金融研究, 2010(03):27-33.
- [14] Altavilla C., Giannone D., Lenza M., & European Central Bank. The Financial and Macroeconomic Effects of OMT Announcements [R]. Frankfurt am Main: European Central Bank, 2014.
- [15] Ansgar B., Daniel C., Thomas O. Did Quantitative Easing Affect Interest Rates Outside the US? New Evidence Based on Interest Rate Differentials [R]. Ruhr Economic Papers, Working paper, 2016, No. 600.
- [16] Auray S., Eyquem A., Xiaofei M. Banks' Funding, Sovereign Risk and Unconventional Monetary Policies [R]. The Anglo-French-Italian Macroeconomics Workshop, Working paper, 2015.
- [17] Babecká O., Claeys P., Vašíček B. Spillover of the ECB's Monetary Policy Outside the Euro Area: How Different Is Conventional From Unconventional Policy? [J]. Journal of Policy Modeling, 2016, 38:199-225.
- [18] Baumeistera C., Benati L. Unconventional Monetary Policy and the Great Recession - Estimating the Macroeconomic Effects of a Spread Compression at the Zero Lower Bound [J]. International Journal of Central Banking, 2013, 9(2):165-212.
- [19] Blagov B., Funke M., Moessner R. Modelling the Time-variation in Euro Area Lending Spreads [R]. Bank

- for International Settlements, Working Paper, 2015, No.526.
- [20] Blot C., Creel J., Hubert P., Labondance F. The QE Experience: Worth a Try? [R]. OFCE Briefing Paper, 2015: 1-21.
- [21] Borstel J.V., Eickmeier S., Krippner L. The Interest Rate Pass-through in the Euro Area during the Sovereign Debt Crisis [J]. *Journal of International Money and Finance*, 2016, 68:386-402.
- [22] Cifarelli G., Paladino G. Time-varying Mark-up and the ECB Monetary Policy Transmission in a Highly Non Linear Framework [J]. *International Review of Economics & Finance*, 2016, 45:247-62.
- [23] Cifarelli G., Paladino G. The Impact of Unconventional Monetary Policy on the Sovereign Bank Nexus within and Across EU Countries. A Time-varying Conditional Correlation Analysis [R]. *Universita' degli Studi di Firenze, Dipartimento di Scienze per l'Economia e l'Impresa, Working Papers – Economics*, 2016, No.10/2016.
- [24] Cordemans N., Deroose M., Kasongo M., Stevens A. The ABC of Quantitative Easing or the Basics of Central Bank Asset Purchases [J]. *Economic Review*, 2016 (i):29-41
- [25] Cúrdia V., Woodford M. The Central-bank Balance Sheet as an Instrument of Monetary Policy [J]. *Journal of Monetary Economics*, 2011, 58:54-79.
- [26] De Grauwe P. The ECB can save the Euro – but it has to change its business model[Z], *INTE Blog*, 30 July, 2012.
- [27] Driffill J. Unconventional Monetary Policy in the Euro Zone [J]. *Open Economies Review*, 2016, 27(2):387-404.
- [28] Edward S., The Passing of Dual Federalism[J]. *Virginia Law Review*, Vol.36, 1950, pp.1-24
- [29] Eichengreen B., Feldman R., Liebman J., Hagene J., Wyploszt C. Public Debts: Nuts, Bolts and Worries [R]. *Geneva Reports on the World Economy, Centre for Economic Policy Research*, 2011.
- [30] Eser F., Schwaab B. Evaluating the Impact of Unconventional Monetary Policy Measures: Empirical Evidence from the ECB's Securities Markets Programme [J]. *Journal of Financial Economics*, 2016, 119:147-67.
- [31] Everet M. International Liquidity and the European Sovereign Debt Crisis: Was Euro Area Unconventional Monetary Policy Successful? [R]. *Real Estate Markets, Financial Crisis, and Economic Growth: An Integrated Economic Approach, Working Paper*, 2015 No.23.
- [32] Falagiarda M., and Reitz S. Announcements of ECB Unconventional Programs: Implications for the Sovereign Spreads of Stressed Euro Area Countries [J]. *Journal of International Money and Finance*, 2015,

- 53:276-95.
- [33] Gern K-J., Janssen N., Kooths S., Wolters M. Quantitative Easing in the Euro Area: Transmission Channels and Risks [J]. *Intereconomics*, 2015, 50:206-12.
- [34] Gertler L. Interactions of Unconventional Monetary Policy Measures with the Euro Area Yield Curve [J]. *Czech Journal of Economics and Finance (Finance a uver)*, 2015, 65(2): 106-26.
- [35] Giannone D., Lenza M., Pill H., Reichlin L. The ECB and the Interbank Market [R]. European Central Bank, Working paper, 2012, No 1496.
- [36] Hachula M., Piffer M., Rieth M. Unconventional Monetary Policy, Fiscal Side Effects and Euro Area (Im)balances [R]. DIW Berlin, German Institute for Economic Research, Working paper, 2016, No. 1596.
- [37] Haitisma R., Unalmis D. Jakob H. The Impact of the ECB's Conventional and Unconventional Monetary Policies on Stock Markets [R]. Research and Monetary Policy Department & Central Bank of the Republic of Turkey. Working paper, 2016, No.16/05.
- [38] Heijmans R., Heuver R., Gorgi Z. How to Monitor the Exit from the Eurosystem's Unconventional Monetary Policy: Is EONIA Dead and Gone? [R]. DNB Working paper, 2016, No.504.
- [39] Koo R. Balance Sheet Recession: Japan's Struggle with Uncharted Economics and Its Global Implications[R]. John Wiley & Sons, 2003.
- [40] Korniyenko Y., Loukoianova E. The Impact of Unconventional Monetary Policy Measures by the Systemic Four on Global Liquidity and Monetary Conditions [R]. International Monetary Fund, IMF Working Paper, 2014, No. 15287.
- [41] Kremer M. Macroeconomic Effects of Financial Stress and the Role of Monetary Policy: a VAR Analysis for the Euro Area [J]. *International Economics and Economic Policy*, 2015, 13:105-38.
- [42] Krishnamurthy A., Vissing-Jorgensen A. The Effects of Quantitative Easing on Interest Rates: Channels and Implications for Policy [R]. National Bureau of Economic Research, Inc., NBER Working paper, 2011, No.17555.
- [43] Lambert F., Ueda K. The Effects of Unconventional Monetary Policies on Bank Soundness [R]. International Monetary Fund, IMF Working Paper, 2014, No. 14/152.
- [44] Lombardi D. & Manuela M. Domestic Preferences and European Banking Supervision: Germany, Italy and the Single Supervisory Mechanism, *West European Politics*, 2016, 39:3, 462-82.
- [45] Lenza M., Pill H., Reichlin L. Monetary Policy in Exceptional Times [J]. *Economic Policy*, 2010,

25:295-339.

- [46] Pascual AG., Wieladek T. The European Central Bank's QE: A New Hope [R]. Center for Economic Studies & Ifo Institute, CESifo Working Paper, 2016, No. 5946.
- [47] Peersman G. Macroeconomic Effects of Unconventional Monetary Policy in the Euro Area [R]. Working Papers of Faculty of Economics and Business Administration, Ghent University, Belgium, 2011.
- [48] Rivolta G. An Event Study Analysis of ECB Unconventional Monetary Policy [R]. Università degli Studi di Milano, Working paper, 2014.
- [49] Szczerbowicz U. The ECB Unconventional Monetary Policies: Have They Lowered Market Borrowing Costs for Banks and Governments? [R]. CEPR Research Center, Working paper, 2012, No 2012-36.
- [50] Tobias S. Blattner Michael A. S. Joyce. Net Debt Supply Shocks in the Euro Area and the Implications for QE [R]. European Central Bank, Working paper, 2016, No 1957.

人民币汇率预期、短期国际资本流动与房价

朱孟楠¹ 丁冰茜² 闫帅³

【摘要】2015 年 8 月，央行进行中间价形成机制改革，人民币汇率预期的波动增强，短期国际资本流动及房价随之呈现出不同的特征。本文探索了三者间的传导机制，发现人民币汇率预期升值会促进短期国际资本流入，而流入的短期国际资本对房价的影响却与汇率预期的波动强度有关。文章采用 TVP-SV-VAR 模型对 2010 年 7 月至 2016 年 12 月的月度数据进行了实证研究，发现在两次汇改后，汇率预期波动较大，人民币汇率预期升值冲击通过短期国际资本流动更多地作用于房地产的需求端，使房价加速上涨。基于在不同汇率预期波动条件下三者的互动关系特征，本文从人民币汇率预期管理、短期国际资本的管理和引导以及综合管理机制的建立的角度提出政策建议。

【关键词】人民币汇率预期 房价 短期国际资本流动 TVP-SV-VAR

一、引言

2005 年 7 月 21 日，央行宣布我国开始实行以市场供求为基础、参考一篮子货币进行调节、有管理的浮动汇率制度，当日人民币对美元汇率上调 2%，人民币汇率进入单边升值阶段。此轮升值持续近 9 年，截至 2013 年 12 月末，人民币对美元汇率累计升值 2.18 元，年复合增长率达 3.3%，累计增长率为 24.8%。2014 年，人民币汇率升跌互见，贬值预期初见端倪，引起了学术界和实际部门的关注。2015 年 8 月 11 日，央行再次进行汇改，宣布调整中间价报价机制，要求做市商参考上日银行间外汇市场收盘汇率提供报价，目的是使汇率决定机制进一步市场化，充分反映外汇市场的供求。新的汇改及 2015 年底美国的加息政策，使得投资者对人民币贬值的预期增强，人民币卖压增强，人民币汇率不断走低，截至 2016 年底，汇率已贬值 11%。如果美元再次加息，再加上国内外经济金融局势的变化以及“黑天

¹朱孟楠，厦门大学经济学院副院长

²丁冰茜，厦门大学经济学院国际金融学硕士研究生

³闫帅，厦门大学经济学院国际金融学硕士研究生

鹅”事件的出现，汇率预期的波动可能由此增强，国际资本亦可能出现较大规模流动，如果这样，最后也必然影响到股票市场与房地产市场。

汇率预期的变动如何影响短期国际资本的去向？短期国际资本流动与房价之间存在怎样的关系？汇率预期、短期国际资本流动和房价的关系变动对我国整体经济会有怎样的影响？应如何采取对应的政策措施？上述问题的回答对于探究三者的联系、找出稳定房价的方法具有重要的意义，本文拟对这些关键性问题作进一步的深入探讨。文章结构安排如下：第二部分对已有文献进行归纳总结；第三部分就汇率预期影响房价的传导机制进行讨论；第四、五部分建立人民币汇率预期、房价及中间影响因素的 TVP-SV-VAR 模型，并对实证结果做出分析；第六部分总结并提出政策建议。

二、文献综述

目前，学者们已经对汇率、资本流动和资产价格（主要是股价）的关系做出了较多研究，但对汇率预期、资本流动与房价的关系研究不足。近几年，随着汇率形成越来越市场化，汇率预期的重要性日益凸显，部分学者开始将目光聚集到汇率预期、资本流动与房价三者的关系上。

对汇率预期与资本流动关系的研究表明汇率预期升值会促进国际资本流入。Martin 和 Morrison（2008）对中国的“热钱”问题进行探讨，认为中美利差和人民币汇率升值预期是国际游资流入中国的主要原因。李天栋（2005）、刘敏（2013）等用实证模型证实了人民币汇率的升值预期有利于国际资本的吸收。田涛（2016）使用 DCC-Garch 模型对人民币汇率波动率、人民币汇率预期变动率和短期国际资本流动之间的动态相关性进行检验，发现在 2005、2010 年汇改后，人民币汇率变动增强，短期国际资本流动与人民币汇率预期变动率的相关关系显著。

对资本流动与房价关系的研究表明，不同国家情况不同，国际资本流入对中国房地产市场有显著影响。Kim 和 Yang(2006)使用 VAR 模型对韩国资本流动与资产价格的关系，发现资本流入对股价有显著影响，而对房价的影响并不明显。Guo 和 Huang（2010）运用相同的方法对中国的房地产市场进行研究，发现热钱推动了资产价格上涨，是中国房地产价格波动的重要贡献者。Tillmann（2013）研究了亚洲国家的资本流入规模与资产价格的关系，发现国际资本流入对房价和股价均有显著影响，且对这些国家或地区的房价的影响是对 OECD 国家房价的影响的两倍。Ghosh 和 Reitz（2013）实证表明在汇率失衡、金融市场不稳定时，

由于房地产的投机或避险属性，热钱大量流入从而抬高房价。国内徐滇庆（2009）也表达了海外避难资金流入中国会促使房价上涨的观点。

对汇率预期与房价关系的研究较少。杜敏杰等（2007）在土地价格的现值理论上建立房价波动与汇率波动的模型，发现持续的人民币升值预期会使房价持续上涨。谢太峰等（2013）用 VAR 模型证实人民币汇率及汇率预期与我国房价之间存在因果关系。从国际经验来看，汇率与房价的关系并不确定，韩国（1991-1998）、台湾（1994-2001）、新加坡（1996-1998）、泰国（1997-1999），汇率和房价呈正相关；而美国（2002-2008）、印度（2009-2014），汇率和房价反向变动。

总之，在研究汇率预期、短期国际资本流动与房价的关系方面，许多学者做出了重要的贡献，但国内相关研究依然非常不足，且大部分学者研究两两之间的关系，很少将三者同时考虑并分析。本文基于已有的文献基础，在传统的供求理论分析框架下，建立随机波动时变参数向量自回归模型，专门探讨人民币汇率预期、短期国际资本流动与房价的动态关系。

本文可能的创新在于：第一，将短期国际资本流动对房价的影响分解为供给端和需求端的作用，并利用房屋新开工面积和销售面积数据的处理数据进行实证检验，完善了国际资本流动对房价影响的路径，是对现有研究的有益补充；第二，本文认为汇率预期、短期国际资本流动与房价的关系不是固定不变的，于是放弃传统的 VAR 改用 TVP-SV-VAR 模型进行探究，结果证实了三者关系的时变性，并发现汇率升值预期在汇率波动大的时期对房价的促进作用胜于平稳时期，这一方法和结论丰富了国内相关方面的研究，有助于政府政策的选择。

三、传导机制

汇率预期影响房价的路径有三条，分别是通过国际资本流动、国内货币供给和经济增长。本文主要探讨的是以国际资本流动为中间因素的影响路径，且由于相对于长期国际资本，短期资本对于汇率预期变动的反应更敏感、更迅速，本文仅分析短期国际资本流动的影响。

1. 人民币汇率预期对短期国际资本流动的影响

受汇率和资产收益率是短期国际资本流动最主要的因素，其决定式可表达为：

$$\begin{aligned} CF_{it} &= G(EX_t^e, RD_{it}, Z_{jit}) \\ &= \gamma_0 + \gamma_1 EX_t^e + \gamma_2 RD_{it} + \sum_{j=3}^n \gamma_j Z_{jit} \end{aligned} \quad (1)$$

其中， $\gamma_1 > 0, \gamma_2 > 0$ ， CF_{it} 表示 t 期流入 i 地区房市场的短期国际资本， EX_t^e 表示 t 期的汇率预期（直接标价法）， RD_{it} 表示在 t 期人民币资产和美元资产的收益率之差， Z_{jit} 表示影

响短期国际资本流动的其他变量； n 为其他变量的数量。

根据传统的无抛补利率平价理论，如果两国存在利差，国际资本会流出低利率国家，流入高利率国家，直到套利空间消失，直到套利空间消失。因此，直接标价法下 RD_{it} 可表示

$$RD_{it} = r - r^* = EX_t^e + \delta \quad (2)$$

r 、 r^* 分别表示 t 期国内外利率， δ 表示 t 期的风险溢价。

把 (2) 带入 (1)，短期资本流动可表示为：

$$CF_{it} = \gamma_0 + (\gamma_1 + \gamma_2)EX_t^e + \sum_{j=3}^n \gamma_j Z_{jit} + \gamma_2 \delta \quad (3)$$

$\gamma_1 + \gamma_2 > 0$ ，也就是说在人民币存在升值预期时，短期国际资本流入会增多；反之，短期国际资本流入会减少。

人民币汇率预期变动时，企业主要出于避险或套利、套汇的目的调整外汇数量。在当前金融市场格局下，企业主要通过调整外汇存贷款进行外汇数量调整。当预期人民币汇率升值时，进口企业通过外汇贷款进口货物商品，在人民币升值后购汇偿还贷款的成本减少；出口企业会提前获取外汇贷款并结汇，用未来货款的外汇收入偿还贷款以增加收入。随着中国金融市场的开发和发展，外汇期货期权的推出，进出口企业越来越多通过买卖外汇衍生品以期达到套期保值的目的，减少外汇风险。当然，企业也试图利用汇率的变动实现收益的最大化。同时，当中美资金成本有明显差异的时候，利用外汇贷款还可以获取利差。例如，当美元贷款实际利率低于人民币贷款实际利率时，通过在美国市场借入美元，然后将美元换成人民币，等同于获得人民币贷款，而贷款资金成本大大下降。

由于中国实行较为严格的资本管控，同时短期国际资本还受到资金成本、国际市场的风险偏好等因素的影响，人民币汇率预期对短期国际资本的影响并非简单的一一对应关系。本文在假设其他影响因素不变的条件下，研究人民币汇率预期与短期国际资本流动的关系。

2.短期国际资本流动对房价的影响

目前我国投资渠道不够多元化，股市和房市是我国最主要的资本投资市场。而基于我国具体国情，房地产市场具有很多股票市场不具有的优势。首先，我国正处于全力向城市化转变的时期，房屋的刚性需求和有限供给之间的矛盾短期内难以改变，加上我国房地产市场一直延续上涨的态势，对房价上涨的预期也是长期稳定存在的；其次，股票的价格弹性比房地产大，对股价的预期极易因外部冲击和宏观经济形势的变化而波动。基于此，当国际资本流入时，房地产市场对股票市场的替代作用明显，资本大量流入房地产市场。这也是近年来房价一路飘升，而股市持续低迷的重要原因之一。

房价 P 可分解为： $P=P_0+P'$ 。其中 P_0 是基本价值，即房价中由经济基本面决定的部分，

主要受土地价格的影响，而土地作为有限资源，其价格确定涉及政府行为，不属于本文研究范围，本文将 P_0 设为固定值。 P' 是房价中偏离基本价值的部分，由房地产投资供求决定，短期国际资本流入对投资供求的影响、进而对 P' 的影响即为本文的主要探讨方向。

流入我国房地产市场的短期国际资本一方面会通过贷款、外资基金等方式向国内房地产商融资，资金进入房地产供给端，抑制房价的上涨。另一方面通过（1）购买商品房后，再进行出租或出售；（2）通过收购不良资产，打包处置，将其证券化变现盈利；（3）将不良资产进行重组，获得租金收入的方式影响房地产市场的投资需求，从而正向作用于 P' ，推动了房价的上升。另一方面，国内资本的“羊群效应”更是进一步放大了这一效应。

房地产需求函数简化为：

$$\begin{aligned} D_{it} &= Y(CF_{it}, P_{it}, X_{jit}) \\ &= \alpha_0 + \alpha_1 CF_{it} + f(P_{it}) + \sum_{j=2}^n \alpha_j M_{jit} \end{aligned} \quad (4)$$

其中， $\alpha_1 > 0$ ， $\alpha_2 > 0$ ， y_{it} 表示 i 地区 t 期的人均收入， $\alpha_2 CF_{it}$ 表示流入房地产需求端的短期国际资本， P_{it} 表示 i 地区 t 期房价； M_{jit} 表示决定房地产需求的其他变量，如贷款利率、人均收入等； n 为其他变量的数量。 $f(P_{it})$ 表示房地产需求市场对于房价的函数结构，由于房价升高时，一方面，买不起房的人更多，房地产需求减少，另一方面，担心房价会越来越高的心理促使更多人想尽办法早买房，房地产需求增加，因此房地产需求与房价不是简单的正向或负向关系，函数结构未知。

房地产市场供给函数简化为：

$$\begin{aligned} S_{it} &= G(CF_{it}, P_{it}, X_{jit}) \\ &= \beta_0 + \beta_1 CF_{it} + g(P_{it}) + \sum_{j=2}^n \beta_j N_{jit} \end{aligned} \quad (5)$$

其中， $\beta_1 > 0$ ， $\beta_2 > 0$ ， $\beta_2 CF_{it}$ 表示流入房地产供给端的短期国际资本， P_{it} 表示 i 地区 t 期房价； N_{jit} 表示决定房地产供给的其他变量，如房屋存货、土地价格、人力资本价格等； n 为其他变量的数量。 $g(P_{it})$ 表示房地产供给市场对于房价的函数结构，由于房价升高时，一方面，建房收益增加，房地产供给增加，另一方面，房价过高，开始下跌的可能性增大，房地产供给减少，因此房地产供给与房价也不是简单的正向或负向关系，函数结构未知。

房地产价格影响因素较为复杂，房价变动不仅受到需求和供给的直接影响，同时政府调控、土地供给等也是影响房价的重要因素，短期国际资本流动仅是影响房地产需求和供给的其中一个因素。由于本文只研究短期资本流动与房价的关系，因此假设其他因素 M_{jit} 、 N_{jit} 不变。当房地产市场长期均衡时， $D_{it} = S_{it}$ ，得到：

$$\left(\frac{\partial g}{\partial P_{it}} - \frac{\partial f}{\partial P_{it}}\right) * \frac{\partial P_{it}}{\partial CF_{it}} = \alpha_1 - \beta_1 \quad (6)$$

短期国际资本流动对房价的影响是不确定的,取决于流入的短期国际资本更多的是进入供给端还是需求端,以及房地产需求和房地产供给市场与房价的函数结构。当 $\alpha_1 > \beta_1$ 且 $\frac{\partial g}{\partial P_{it}} > \frac{\partial f}{\partial P_{it}}$,或 $\alpha_1 < \beta_1$ 且 $\frac{\partial g}{\partial P_{it}} < \frac{\partial f}{\partial P_{it}}$ 时,短期国际资本流入增加会导致房价上升,反之房价会下跌。多数学者在认为需求端影响更大的前提下做出研究,结果表明短期国际资本流入会促进房价的上涨,如朱孟楠等(2010)、李芳等(2014),即在 $\alpha_1 > \beta_1$ 时有 $\frac{\partial P_{it}}{\partial CF_{it}} > 0$,由此不妨假设 $\frac{\partial g}{\partial P_{it}} > \frac{\partial f}{\partial P_{it}}$ 。事实上,资金进入供给端和需求端的情况都会存在, $\alpha_1 > \beta_1$ 时,房价上涨; $\alpha_1 < \beta_1$ 时,房价下跌。即便房价表现为上涨,也就是说 $\alpha_1 > \beta_1$,供给端的作用也会使 $\alpha_1 - \beta_1$ 减小,使房价上涨速度放缓。过去学者没有重视供给端的原因可能是,与开发投资(影响房地产市场的供给)相比,置业投资(影响房地产市场的需求)投资周期相对较短,收益较快,更受短期国际资本的青睐,进入需求端的量更大,影响也更大,掩盖了供给的影响,总体表现为房价上涨。也可能是房地产供给对房价的影响存在滞后,一时没有反映出来,没有得到学者们的足够关注。

通过以上分析,可以发现,人民币汇率预期、短期国际资本流动与房价三者的关系不是固定不变的,在不同的条件下会有不同的表现。汇率预期升值会促进短期资本的流入,而短期资本流入既可以促进房价的上涨,也可以抑制房价的上涨,有时甚至会引起房价的下跌。

四、模型及数据说明

理论分析表明,汇率预期以短期国际资本流动为中介对房价产生影响,并且人民币汇率预期、短期国际资本流动与房价变动率之间的关系具有时变性。在这部分,本文首先建立包含人民币汇率预期、房价以及中间传导因素短期国际资本流动在内的 TVP-SV-VAR 模型来具体分析人民币汇率预期对房价变动的影响,然后用同样的模型对房地产供给端、需求端进行检验。

1. 计量模型

(1) VAR 模型

$$\text{基本的 VAR 模型: } Ay_t = B_1 Y_{t-1} + \dots + B_k Y_{t-k} + \mu_t, t = s+1, \dots, n \quad (7)$$

其中, y_t 是 $K \times 1$ 维的变量向量, A, B_1, \dots, B_k 是 $K \times K$ 维的系数向量, μ_t 是 $K \times 1$ 维的随

机扰动项。

假设矩阵 A 为主对角线均为 1 的下三角阵，即

$$A = \begin{bmatrix} 1 & 0 & \cdots & 0 \\ a_{21} & 1 & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & 0 \\ a_{k1} & a_{k2} & \cdots & 1 \end{bmatrix}$$

再假设 A 可逆，(13) 式可改写成：

$$y_t = C_1 Y_{t-1} + \cdots + C_s Y_{t-s} + A^{-1} \sum \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim N(0, I_k) \quad (8)$$

其中， $C_i = A^{-1} B_i, i = 1, 2, \dots, s$ ，且

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_1 & & & \\ & \sigma_2 & & \\ & & \ddots & \\ & & & \sigma_k \end{bmatrix}$$

其中， $\sigma_i (i = 1, \dots, k)$ 为结构冲击标准差。将 C_i 中各要素按列堆积成 $k^2 s \times 1$ 维向量 β ，

并定义 $X_t = I_k \otimes (y'_{t-1}, \dots, y'_{t-s})$ ， \otimes 表示克罗内克积，模型可表示为：

$$y_t = X_t \beta + A^{-1} \sum \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim N(0, I_k) \quad (9)$$

(2) TVP-SV-VAR 模型

当式 (9) 中的所有参数（系数 β ，参数 A 和对角矩阵）都是随时间变化时，即为

$$\text{TVP-SV-VAR 模型。即：} y_t = X_t \beta_t + A_t^{-1} \sum \varepsilon_t \quad (10)$$

矩阵下三角的元素的堆积向量为 a_t ，对数随机波动率矩阵为 $h_t = (h_{1t}, \dots, h_{kt})'$ ，设 $h_{jt} = \ln \sigma_{jt}^2$ ，其中 $j = 1, \dots, k$ ， $t = s+1, \dots, n$ 。假设 TVP-SV-VAR 模型中的所有参数服从随机游走过程，即

$$\begin{pmatrix} \beta_{t+1} \\ \alpha_{t+1} \\ h_{t+1} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \beta_t \\ \alpha_t \\ h_t \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \mu_{\beta_t} \\ \mu_{\alpha_t} \\ \mu_{h_t} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_t \\ \mu_{\beta_t} \\ \mu_{\alpha_t} \\ \mu_{h_t} \end{pmatrix} \sim \begin{pmatrix} 0, & \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \sum \beta & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \sum \alpha & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \sum h \end{pmatrix} \end{pmatrix}$$

其中， $\beta_{t+1} \sim N(\mu_{\beta_0}, \sum \beta_0)$ ， $\alpha_{t+1} \sim N(\mu_{\alpha_0}, \sum \alpha_0)$ ， $h_{t+1} \sim N(\mu_{h_0}, \sum h_0)$ 。假设参数冲击

不相关，且 $\sum \beta$ 、 $\sum \alpha$ 、 $\sum h$ 均为对角矩阵。

本文实证分两轮进行。第一轮涉及三个变量，即 $k=3$ ，分别是人民币汇率预期、短期国际资本流动和房价变动，即 $y_t = (EX_t, CF_t, H_t)'$ 。第二轮进行检验，同样涉及三个变量，分别是人民币汇率预期、短期国际资本流动和房地产需求/房地产供给，即 $y_t = (EX_t, CF_t, H_{Dt})'$ 及 $y_t = (EX_t, CF_t, H_{St})'$ 。同时沿用吴丽华（2013）、杨冬（2014）等的方法，用贝叶斯估计进行模型估计，并将马尔科夫蒙特卡洛（MCMC）方法纳入模型。

2.数据选取及来源

已有文献表明，汇率预期可用人民币 NDF 数据来表现，本文使用直接标价法下的 1 个月期人民币 NDF 数据，主要依据是这一期限 NDF 的成交最为活跃（Ma, Ho 和 McCauley,2004）。本文将人民币汇率预期 EX 用月均 1 月期人民币 NDF 买入价与月均美元兑人民币汇率之差表示。房价用百城住宅价格指数替代，房价变动 H 为当期房价相对上一期房价的变动率。短期国际资本流动用非贸易及 FDI 的资本流动表示，为了消除异方差，对其取自然对数，表示为 CF。由于无法获取 2010 年 7 月以前的房价数据，本文使用 2010 年 7 月到 2016 年 11 月的月度数据，同时使用 Census X12 加法对每组数据进行季节调整。以上所有数据来自 wind 数据库。

五、基于 TVP-SV-VAR 模型的实证分析

1.单位根检验

TVP-SV-VAR 模型建立在平稳的时间序列数据的基础上，不平稳的数据会使结果存在较大误差，因此在实证前，本文采用 ADF 检验方法对各个序列进行平稳性检验。由表 1 可见，人民币汇率预期序列在 10% 的显著性水平下平稳，短期国际资本流动序列在 5% 的显著性水平下平稳，房价变动经一阶差分平稳。

表 1 序列单位根检验

变量	检验	ADF 值	1%临界值	5%临界值	10%临界值	P 值	结论
H	(C, T, 0)	-2.774	-3.519	-2.900	-2.587	0.0668	不平稳
ΔH	(C, T, 0)	-9.237	-3.520	-2.901	-2.588	0.0000***	平稳
CF	(C, T, 0)	-3.848	-3.519	-2.900	-2.587	0.0038***	平稳
EX	(C, T, 0)	-3.072	-3.519	-2.900	-2.587	0.0329**	平稳

2. 格兰杰因果关系与协整检验

表 2 格兰杰因果检验

原假设	观察值	滞后阶数	F 统计量	P 值
短期国际资本流动不是人民币汇率预期变动的格兰杰原因	77	1	2.64215	0.1083
人民币汇率预期变动不是短期国际资本流动的格兰杰原因			3.4115	0.0688**
房价变动不是人民币汇率预期变动的格兰杰原因	75	3	1.8331	0.1493
人民币汇率预期变动不是房价变动的格兰杰原因			3.1027	0.0323***
短期国际资本流动不是房价变动的格兰杰原因	71	7	4.2165	0.0009***
房价变动不是短期国际资本流动的格兰杰原因			0.6774	0.6903

表 3 Johansen and Juselius 检验

原假设	特征值	迹统计量	临界值 5%显著水平	P 值
无*	0.298975	38.22077	29.79707	0.0043
至多 1 个	0.121257	11.93512	15.49471	0.1601
至多 2 个	0.031516	2.369699	3.841466	0.1237

格兰杰因果关系检验显示,每两个变量间存在一个格兰杰因果关系,表明变量间存在协整。协整检验同样在 1% 的显著性水平下拒绝了没有协整关系的零假设。可知,所使用的时间序列数据是平稳的。

3. 滞后阶选择

确定 VAR 模型的滞后阶时要权衡两个因素,一是尽可能选择多的滞后期来保证模型解释变量的全面性;二是使模型有足够的自由度。本文综合考虑 VAR 模型滞后阶选择标准(LR、FPE、AIC),将滞后阶选取为 2。

4. 参数估计结果分析

基于模型设定,利用 MCMC 方法进行 20000 次抽样,得到 TVP-VS-VAR 模型的参数估计结果,如图 1 和表 4 所示。图 2 可以看出,对模型处理后,样本自相关性减弱,样本路径显示抽样数据基本平稳,后验分布更加集中,表明模型产生了有效、不相关的样本数据。

从表 4 可以看到,无效影响因素的最大值为 58.92,远小于抽样次数 20000 次,说明在连续抽样 20000 次条件下,至少得到大约 339 (20000/58.92) 个不相关样本,这意味着得到的样本个数对于模型的后验推断足够多,同样表明模型为所有参数产生了有效样本。根据参数 Geweke 的 CD 收敛诊断值判断收敛性,不能拒绝收敛于后验分布的零假设(5%的临界值

是 1.96)，表明样本期间马尔科夫链趋于集中。根据以上判断可知模型估计有效。

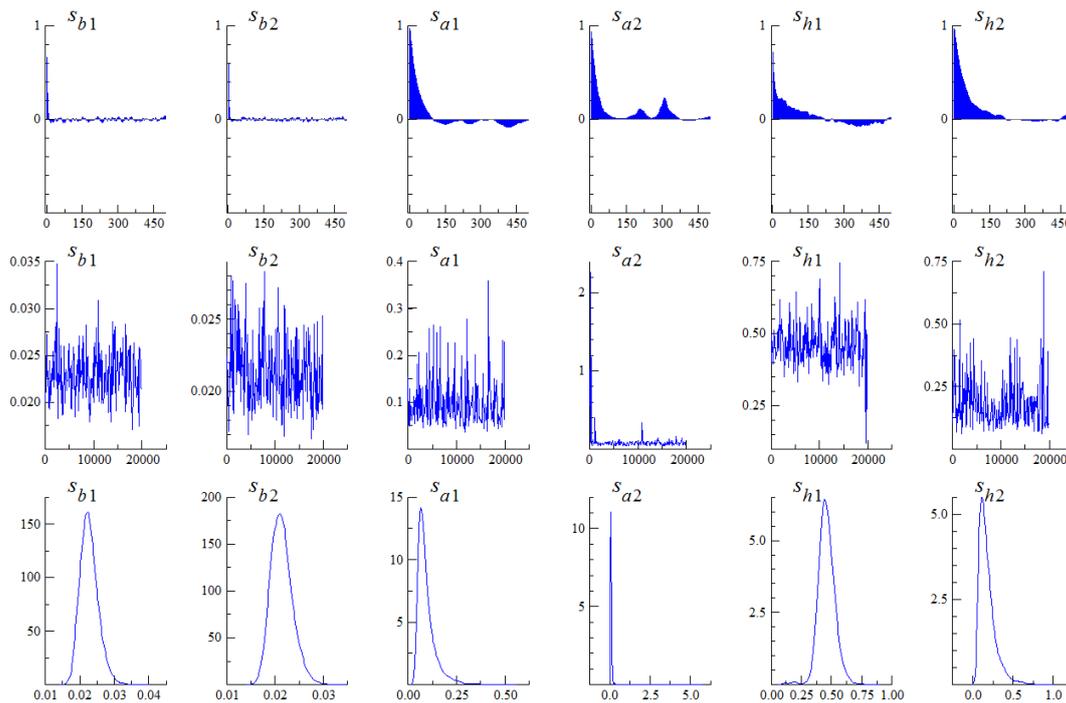


图 1 TVP-SV-VAR 模型参数的估计结果

表 4 参数估计结果

参数	后验均值	标准差	95%置信区间	CD	非有效置信因素
sb1	0.0169	0.0015	[0.0143, 0.0199]	0.2	1.83
sb2	0.0404	0.0103	[0.0260, 0.0627]	0.128	9.41
sa1	0.0945	0.0477	[0.0410, 0.2389]	0.531	45.74
sa2	0.0717	0.0221	[0.0426, 0.1251]	0.278	4.47
sh1	0.2486	0.2045	[0.0777, 0.9277]	0.014	58.92
sh2	0.4153	0.0808	[0.2838, 0.6015]	0.005	21.42

5.时变参数特征分析

在 TVP-SV-VAR 中，参数估计值会随时间变动，相较传统的 VAR，更能恰当反映变量间关系，在图像中表现为随时间变化的走势曲线。

(1) 人民币汇率预期及其波动率的特征分析

由图 2 第一个子图可知，在 2012-2014（含 2012、2014）年间，人民币汇率预期平稳，2012 年前和 2014 年后（不含 2012、2014）出现较大波动。2012 年前人民币汇率预期的波动与 2010 年的汇改有很大关系。2008 年金融危机爆发，为抵御国际金融危机，央行采取实际盯住美元、适当收窄人民币波动幅度的汇率做法，保持人民币的稳定；2010 年，全球经济复苏，央行重启人民币机制改革，强调“在 2005 年汇改基础上进一步推进人民币汇率形

成机制改革，人民币汇率不进行一次性重估调整，坚持以市场供求为基础，参考一篮子货币进行调节”。汇改重启扩大了人民币的波动幅度，增大了人民币汇率的弹性，人民币汇率预期也随之出现较大变动。2014 年后人民币汇率预期的大幅波动是受到 811 汇改的影响。811 汇改调整了中间价报价机制，加大了市场决定汇率的力度，增加了人民币汇率双向浮动的弹性，对政府调控提出了更高的要求，承受了更多的下行压力，汇率预期有转向的可能。811 汇改后，人们开始适应这种变化，预期波动降低，2016 年因美国加息信息频传，人民币汇率预期再次出现波动。

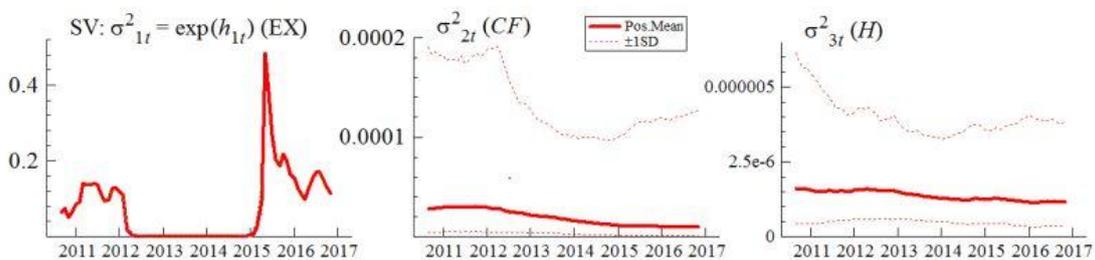


图 2 三个变量变动及波动的时变特征

为了更准确地表征人民币汇率预期的变化特征，选取 2010 年 6 月到 2016 年 12 月的 1 月期人民币 NDF 日度数据，使用 GARCH (1,1) 模型拟合人民币汇率预期的每日波动，然后取均值得到每月人民币汇率预期波动，如图 3 所示。

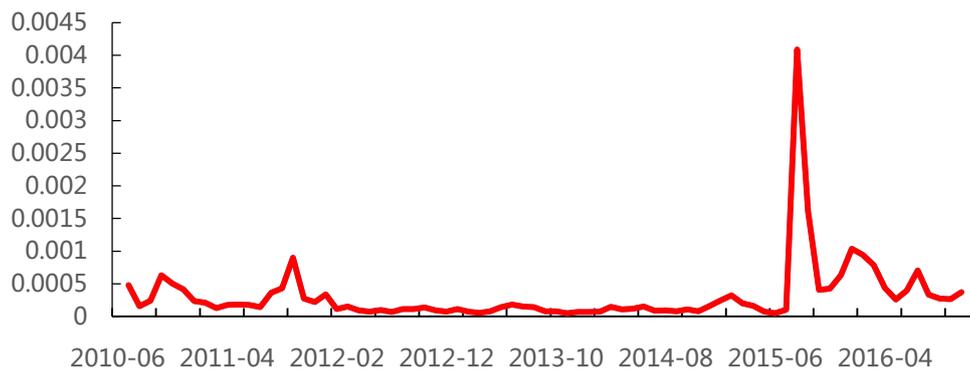


图 3 人民币汇率预期波动

(2) 短期国际资本流动及其波动率的特征分析

图 2 (2) 显示，2011 年以来，短期国际资本的随机波动率很小，低于 0.00005。2012 年后波动持续下降，逐渐接近于 0，由于中国实行严格的国际资本管理制度，短期国际资本

流动没有发生较大波动。

(3) 关于房价及其波动率的特征分析

由图 2 (3) 可以看出, 在整个样本区间内, 房价的波动也处于较为稳定的水平, 波动率保持在 0.000025 以下, 这与国家对于房地产的稳定政策有关, 且房价是特殊商品, 对于普通大众为刚性需求, 因此房价波动处于平稳状态。

(4) 变量影响关系的时变特征分析

图 5 反映了人民币汇率预期、短期国际资本流动和房价的同期影响关系的时变特征。图 4 (1) 可见, 人民币汇率预期与短期国际资本流动的相关系数为正, 且数值稳定在 7.5 左右, 表明人民币汇率预期对短期国际资本流动存在较大影响, 且两者呈同向变动, 预期升值, 资本流入增加, 预期贬值, 资本流入减少。将图 4 (2) 和图 4 (3) 相比较, 发现在 2010、2015 年汇改后, 人民币汇率预期对于房价变动的的影响增大, 同时短期国际资本流动对于房价变动的的影响也增大, 两者的影响趋势一致, 本文有理由将短期国际资本流动看作汇率预期与房价的中介因素, 这一观点在此实证中得到了验证。因为如图 4 所示, 短期国际资本流动与人民币汇率预期之间没有表现出随时间变化的明显特征, 那么人民币汇率预期对房价的影响就来源于短期国际资本流动对房价的影响。可见, 人民币汇率预期通过国际资本流动这一因素对房价产生影响, 国际资本流动正是汇率预期和房价的中间影响因素。图 4 (2) 显示, 在 2011-2014 年间, 人民币汇率预期对房价的影响系数在零上下波动, 几近于零, 我们预测在人民币汇率预期波动较小时, 人民币汇率预期冲击通过短期国际资本流动主要影响了房地产的供给端, 而房地产供给对房价的影响存在 2 个月时滞, 影响时间为 7-13 个月, 因此当期人民币汇率预期对当期房价变动的的影响较小; 而在 2010、2015 汇改时期, 人民币汇率预期波动较大, 人民币汇率预期通过短期国际资本流动主要影响到房地产的需求端, 需求端不存在时滞, 因而对当期房价变动的的影响较大。

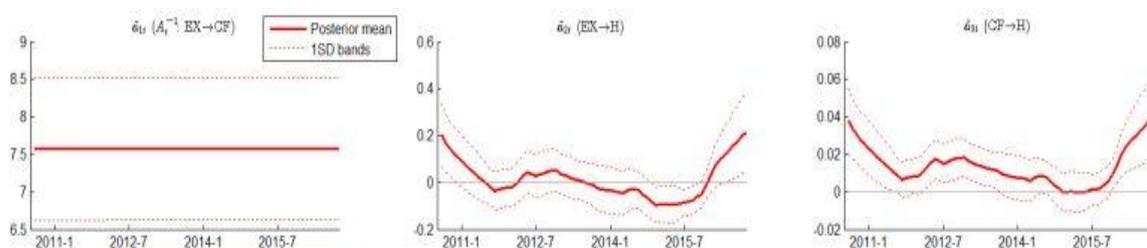


图 4 三个变量同期影响关系的时变特征

6. 时变脉冲响应分析

图 5 和图 6 是对 TVP-SV-VAR 模型进行两种类型冲击的脉冲响应图, 图 5 是在不同时期

点上进行冲击，三个时点分别是 2011 年 1 月、2013 年 7 月与 2015 年 12 月，分别取自 2010 年汇改后、2012 年至 2014 年汇率预期平稳时期和 2015 年汇改后。图 7 是在不同提前期进行冲击，三个提前期分别是 1 期，6 期和 12 期。

(1) 不同时点一单位冲击的脉冲响应函数

图 5 是在不同时点上进行冲击的脉冲响应函数，由图可见，虽然冲击时点不同，但脉冲响应的变化趋势是一致的，且任一变量都会对其他变量的冲击当期产生响应。

给定人民币汇率预期单位标准正向冲击，在三个时点对短期国际资本流动都会产生一个正向的影响，即人民币汇率预期升值对短期国际资本流入有促进作用，影响在第 4 期减弱一半，在 10 期时几乎为零。

给定人民币汇率预期单位标准正向冲击，房价增速的三个脉冲响应都表现为先增后减，如前文所说，一单位人民币升值预期冲击同时作用于供给端和需求端，因供给反应缓慢，需求反应提前表现，房价上涨。观察 0 期系数，发现在 2010 年、2015 年汇改后，人民币升值预期冲击对当期房价变动的的影响相对于平稳期更大，且在前几期的影响为正，说明人民币汇率预期波动大时，流入需求端的国际资本增多，促使房价更快速地增长。当然，人民币升值预期的冲击同时也作用于供给端，只是反应存在滞后。在 2011 年 1 月，人民币升值预期的冲击传递到房地产供给端，大约 9 期后才体现于房价，房价出现降低现象；2016 年 1 月，人民币升值预期的冲击传递到房地产供给端，大约 4 期后才体现于房价。观察到，在 2013 年 7 月，人民币升值预期的冲击 2 期传递到房地产供给端使得房价增速降低，降低的程度远大于汇改时期，且影响大约持续到 20 期之后。这也印证了前文所说，在人民币汇率预期发生较大波动时，通过短期国际资本流动主要作用于房地产需求端，需求大幅增多促使房价增速扩大；而在人民币汇率预期较为平稳的时期，主要作用于房地产供给端，供给大幅增多使得房价增速降低。

给定短期国际资本流动单位标准正向冲击，对人民币汇率预期的影响在第一期达到最大，同时在 2010 年汇改后的影响较大，而在 2015 年汇改后的影响与 2013 年稳定时期无明显差异，说明 2015 年汇改在增加透明度后短期国际资本流动的冲击对人民币汇率预期的影响减弱。短期国际资本流动冲击对于房价变动的的影响在 2011 年 1 月和 2016 年 1 月较大，且对房价变动的的影响恒为正值，说明短期国际资本流动的直接冲击对于房地产的供给端的影响很小

甚至可能没有影响，“单纯”的短期国际资本流动冲击促进房价上涨⁴，房价增速放缓可能有供给端的影响，也可能只是因为需求端的冲击随时间消减了，房价没有降低表现，无法确定是否进入供给端。可见，只有由人民币升值预期冲击引起的短期国际资本流动才会明显作用于房地产供给端。

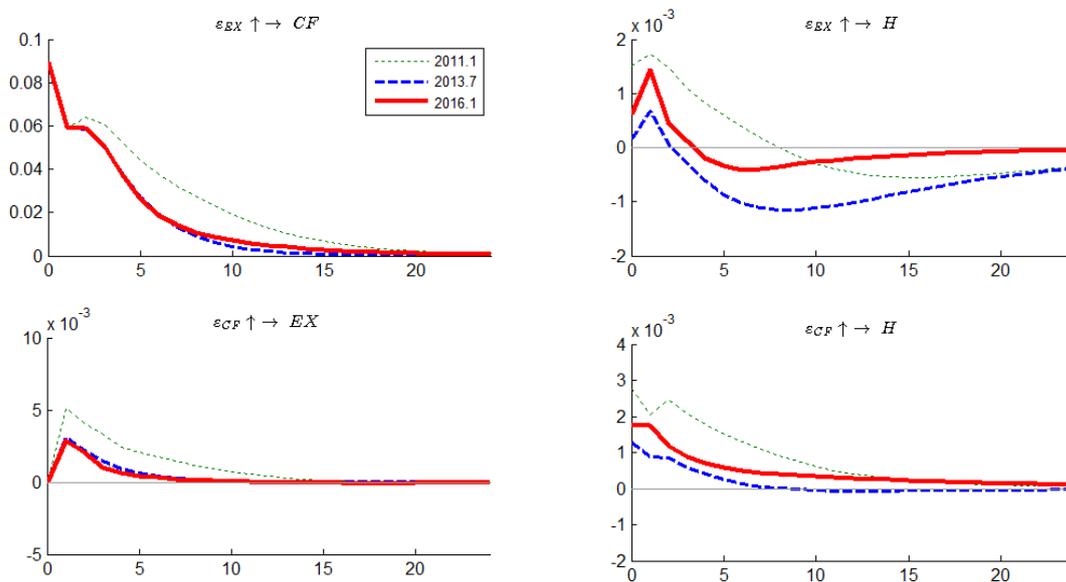


图 5 不同时点冲击的脉冲响应函数

(2) 不同提前期一单位冲击的脉冲响应时变特征分析

图 6 为不同提前期一单位标准正向冲击形成的脉冲响应的时间序列。

不同提前期给定人民币汇率预期一个正的冲击。由图 6 (1) 可见，提前 1 期的人民币升值预期冲击对于短期国际资本流动的影响为正，且不随时间发生改变，说明在不同时期，提前 1 期的人民币升值预期冲击对短期国际资本流动产生相同的影响。提前 6 期和提前 12 期的人民币升值预期冲击对于短期国际资本流动的影响从 2010 年 7 月开始不断减小，在 2015 年 9 月之后开始增大，但最终影响还是小于 2010 年汇改，说明人民币汇率预期对短期国际资本的影响会随着人民币汇率预期波动的增大而增大，而 2015 年汇改后，人民币定价机制的更加合理化使得人民币升值预期冲击对短期资本流动的影响的持续性降低。

不同提前期给定人民币汇率预期一个正的冲击。从图 6 (2) 可以看出，对于提前 1 期的冲击，各个时点对于房价变动的影响恒为正，且在 2010 年汇改后和 2015 年汇改后的影响较大，主要是人民币升值预期冲击通过短期国际资本流动作用于房地产需求端造成的，资本

⁴ “单纯”的短期国际资本流动冲击是指直接对短期国际资本流动一个正向冲击，而不是由人民币汇率预期变动冲击引起的短期国际资本流动的冲击。

流入增加购房需求,使得房价增速在短时期内较快增长。对于提前 6 期和提前 12 期的冲击,在两次汇改后对于房价变动的影晌为正,说明在人民币汇率预期波动较大的时期,人民币升值预期冲击主要作用于房地产需求端,且持续的时间较长。而在 2012 年到 2015 年汇改前的人民币汇率预期处于较为稳定的时期,人民币升值预期冲击主要通过短期国际资本流入房地产供给端,房地产供应增加,从而抑制 6 期和 12 期后的房价增速,甚至使得房价降低。这与本文前面的分析相一致,在人民币汇率预期波动较大的时期,一单位人民币升值预期冲击会导致短期资本流入增加,且较多进入了房地产的需求端,促使房价增速增大。

不同提前期给定短期国际资本流动 CF 一个正的冲击,观察图 6 (4) 和 6 (2),发现短期国际资本对于房价的影响趋势与人民币升值预期冲击对于房价的影响趋势一致,说明短期国际资本流动是人民币汇率预期影响房价的中间变量。而短期国际资本流动冲击对于人民币汇率预期的影响较为恒定,且持续时间在 6 个月以内。

不同提前期的冲击与不同时点的冲击下三者间的动态关系保持一致。

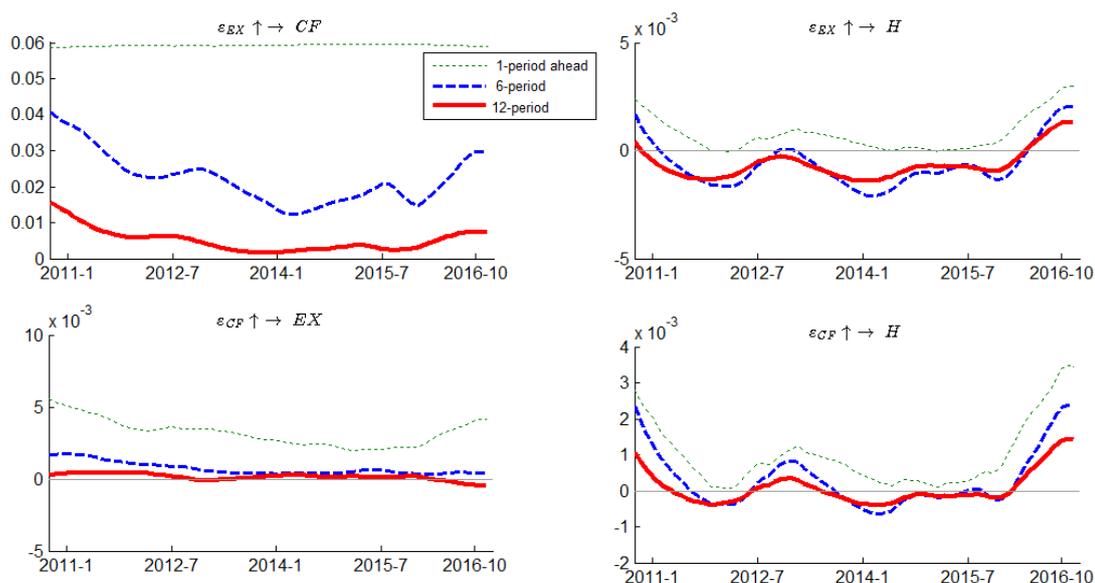


图 6 不同提前期冲击的脉冲响应函数

7. 人民币汇率预期对房地产供求影响的证明

为了验证人民币汇率预期通过短期国际资本流动对房地产的供求产生了影响,本文继续使用 TVP-SV-VAR 模型对三者关系进行分析。其中房地产供给采用房屋新开工面积累计值的同比增速,同时运用非参数核密度回归方法对 1 月份数据进行插值补齐;考虑到房地产供给会影响到房地产的销售,房地产需求采用商品房销售面积累计值减去滞后一年的房屋新开工面积累计值,代表当月去库存的面积,同样运用非参数核密度回归方法对 1 月份数据进行

插值补齐，由于去库存面积在某些月份为负值，故不能采用同比增速的方法，本文采用取差值并求取对数的方法刻画房地产需求的变化。数据来自 wind 数据库。房地产需求用 HD 表示，房地产供给用 HS 表示，两者均在 5% 的显著性水平下通过了单位根检验。

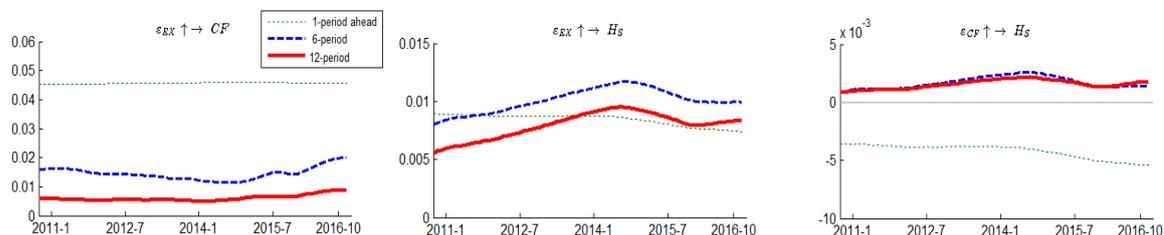


图 7 对房地产供给端不同时点冲击的脉冲响应函数

从图 7 可以看出，在 2010 年汇改后，一单位人民币升值预期冲击通过促进短期国际资本流入对房地产供给产生正的影响，且在 2011-2014 年人民币汇率预期平稳波动时期，人民币升值预期冲击对于房地产供给的影响在增强，而 2015 年汇改后，人民币升值预期冲击对房地产供给的影响系数变小。结果印证了前文提出的假设，在人民币汇率预期波动平稳时，人民币升值预期冲击通过作用于短期国际资本流动流入房地产供给端，从而促使房地产供应增加，房价增速下降。

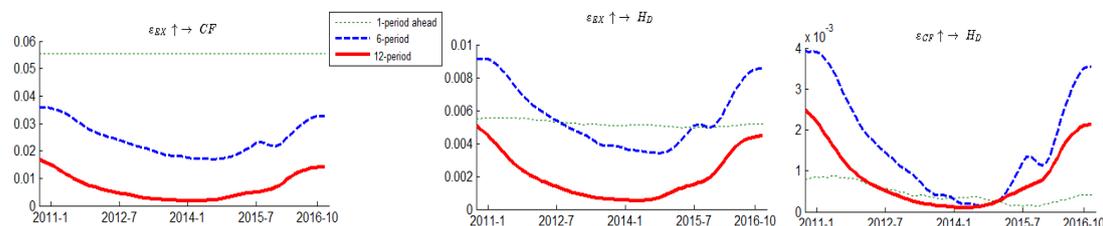


图 8 对房地产需求端不同时点冲击的脉冲响应函数

从图 8 可以看出，一单位人民币升值预期冲击在不同时期对于房地产需求的影响变动较房地产供给的影响更大。在两次汇改后，人民币升值预期冲击作用于房地产需求的影响增大，说明汇率预期波动较大的时期，人民币升值预期冲击通过短期国际资本流动主要作用于房地产需求端，且影响系数较平稳时期显著增大，这也印证了前文内容，在两次汇改之后，汇率预期波动较大，人民币升值预期显著影响房价增速。

六、结论与政策建议

实证分析的结果表明：（1）短期国际资本流动是重要的中间因素；（2）汇率预期升值，

短期国际资本流入增加,流入的短期国际资本对房价的影响与汇率预期的波动强度有关;(3)在 2010 年和 2015 年汇改后,汇率预期波动较大,人民币汇率升值预期冲击通过短期国际资本流动更多地作用于房地产的需求端,房价增速加快,在两次汇改之间,人民币汇率预期的波动较小,人民币汇率升值预期冲击通过短期国际资本流动更多地作用于房地产供给端,房价增速放缓。根据理论和实证分析的结论,本文提出以下政策建议:

1.加强汇率预期的管理

由前文论述可知人民币升值预期波动大时,汇率预期对房价增速的影响增大,因此,保持汇率预期稳定有利于房价的稳定,有利于资本市场的稳定。政策制定者有必要提高政策出台的透明度、增强政策实行的可信度,及时、恰当地与市场沟通其政策意图,促进投资者形成稳定的人民币汇率预期,防止政策突袭带来市场的过度反应。

2.加强短期国际资本流动的管理

短期国际资本流动作为重要的中间因素,对房价和资本市场的稳定有着重大意义。在当前国际资本继续外流的形势下,外管局应该对短期资本流动的动向和规模进行密切监控,建立应对大量国际短期资本流出冲击的预警机制。还可以采取诸如税收政策、结售汇政策等手段,保持短期国际资本平稳流动、减少短期资本流动带来的冲击。

3.对短期国际资本流动进行适当引导

实证表明,短期国际资本的流向会对房价产生重要影响。汇率预期波动大时,人民币汇率升值预期冲击使得短期国际资本流动更多地流入房地产需求端,房价增速加快;汇率预期波动小时,人民币汇率升值预期冲击使得短期国际资本更多地流入房地产供给端,房价增速放缓。因此,在当前人民币汇率预期波动较大的时期,政府可灵活运用诸如限购政策、廉租房建设补贴政策,对国际资本的流向进行引导,减小短期国际资本流动对需求端的冲击。

4.建立汇率预期、短期国际资本流动的综合管理机制

人民币汇率预期、短期国际资本流动与房价的关系随时间而改变,在不同的条件下呈现出不同的状态,因此,政策层需要充分关注三者的相互影响,根据政府政策目标,建立汇率预期、短期国际资本流动的综合管理机制,改善管理效果。

参考文献

- [1] Dooley M.P.. Capital Flight: A Response to Differences in Financial Risks[J]. IMF Economic Review, 1988,35(3), pp. 422-436.
- [2] Ghosh S., Reitz S.. Capital Flows, Financial Asset Prices and Real Financial Market Exchange Rate: A Case Study for an Emerging Market, India[j]. Journal of Reviews on Global Economics, 2013, 2, pp. 158-171.
- [3] Guo F., Huang Y.S.. Does “hot money” drive China’s real estate and stock markets[J]. International Review of Economics and Finance,2010,19(1), pp. 452-466.
- [4] Hau H., Rey H.. Exchange Rate, Equity Prices and Capital Flows[J]. Review of Financial Studies,2002, 19(1), pp. 273-317.
- [5] Kim S., Yang D.Y.. Do Capital Inflows Matter to Asset Prices? The Case of Korea[J]. Asian Economic Journal,2006,23, pp. 323-348.
- [6] Ma G., Ho C., McCauley R.N.. The markets for non-deliverable forwards in Asian currencies[J]. BIS Quarterly Review,2004, pp. 81-94.
- [7] Martin M.F., Morrison W.M.. China’s “Hot Money” Problems[J]. Congressional Research Service Report for Congress, no.rs22921,2008.
- [8] Miller N.G., Michael A.S., Nicholas O.. Japanese Purchases, Exchange Rate, and Speculation in Residential Real Estate Markets[J]. Journal of Real Estate Research,1988,3(3), pp. 39-49.
- [9] Primiceri G.E.. Time Varying Structural Vector Autoregressions and Monetary Policy[J]. Review of Economic Studies,2013,72(3), pp. 821-852.
- [10] Tillmann P.. Capital Inflows and Asset Prices: Evidence from Emerging Asia[J]. Journal of Banking and Finance,2013,37(3), pp. 717-729.
- [11] Wang C.H., Hwang J.T., Chung, C.P. Do short-term international capital inflows drive China’s asset markets[J]. The Quarterly Review of Economics and Finance,2016,60, pp. 115-124.
- [12] 杜敏杰,刘霞辉.人民币升值预期与房价变动[J].世界经济,2007(1).
- [13] 李芳,李秋娟.人民币汇率与房地产价格的互动关系——基于 2005-2012 年月度数据的 MS-VAR 模型分析[J].国际金融研究,2014(3).
- [14] 李天栋,许少强,朱奇.FDI 的流向、汇率预期的自我强化与冲销式干预的有效性[J].世界经济,2005(7).
- [15] 刘敏.汇率水平、波动及预期对我国吸收外商直接投资的影响分析[J].经济问题探索,2013(10).

- [16] 谭小芬,林木材.人民币升值预期与中国房地产价格变动的实证研究[J].中国软科学,2013(8).
- [17] 田涛.人民币汇率制度变迁对我国短期资本流动的影响——基于汇率预期与汇率波动的视角[J].管理评论, 2016(6).
- [18] 王成.人民币升值预期、热钱流入与中国房地产价格变动的实证分析[J].统计与决策,2016(3).
- [19] 王申,陶士贵.人民币汇率、短期国际资本流动与资产价格[J].金融论坛,2015 (7) .
- [20] 吴丽华,傅广敏.人民币汇率、短期资本与股价互动[J].经济研究, 2014 年(11).
- [21] 杨冬,张月红.人民币实际汇率、短期国际资本与资产价格——基于时变参数向量自回归模型[J].国际贸易问题,2014(7).
- [22] 袁东,何秋谷,赵波.实际有效汇率、“热钱”流动与房屋价格——理论与实证[J].金融研究,2015(9).
- [23] 赵然,苏治.升值预期真的驱动国际游资流入中国了吗——基于四重套利和边限协整模型的新证据[J].金融研究, 2012(6).
- [24] 朱孟楠,刘林.短期国际资本流动、汇率与资产价格——基于汇改后数据的实证研究[J].财贸经济, 2010(5).
- [25] 谢太峰,赵树佺.人民币汇率及汇率预期与我国房地产价格关系的实证分析[J].征信, 2013(9).
- [26] 罗晟,徐滇庆:本轮房价上涨主要是海外避难资金流入[N].东方早报, 2009-08-07 (2) .

一带一路沿线自由贸易协定与中国 FTA 网络构建

彭羽¹沈玉良²

【摘要】全球化二次松绑的背景下，跨国公司全球化经营呼唤国际投资贸易新规则，这些规则主要通过欧、美签署的自贸协定中的 WTO-X 条款体现。“一带一路”沿线国家广泛参与了全球 FTA 网络，其协定的规则水平因美、日、欧、俄等不同主导国家类型的不同而呈现明显差异。当前，中国与“一带一路”沿线国家签署的 FTA 较少，规则深度上与美、日、欧类型协定尚有较大差距。未来应根据双边全球价值链紧密程度优先选择 FTA 伙伴国，同时基于差异化原则，根据“一带一路”沿线国家的经济发展阶段和现有规则水平，加快推进中国与这些国家间不同规则水平层次的自贸协定网络，为拓展中国企业与“一带一路”沿线国家间的投资贸易往来提供规则保障。

【关键词】一带一路 自由贸易协定 WTO 深化条款 超越 WTO 条款

一、全球范围内自由贸易协定的发展趋势及动因

信息与通信技术 (ICT) 革新和全球化二次松绑，推进了全球分工的进一步细化和深入，跨国公司全球化业务运作对投资、服务和贸易一体化的新规则提出了迫切需求，这促进了全球范围内自贸协定的快速发展。

1、全球自由贸易协定的发展趋势

1948 年签署的关税与贸易总协定 (GATT)，是全球范围内第一个多边贸易协定，通过八轮的谈判，货物贸易自由化程度大大提高，从而推动了全球第一个国际性贸易组织——WTO 的成立。但 WTO 成立以后，由于成员方众多，各方利益难以得到有效协调，在多边贸易自由化的继续推进方面举步维艰；20 世纪 90 年代以后，信息与通信技术 (ICT) 的迅速发展使世界进入新一轮经济全球化时代，全球供应链需要有新的贸易、投资制度安排，因此进入 21 世纪以来，自由贸易协定 (Free trade agreement, FTA) 呈现快速增长的态势。

根据 WTO 的统计，从 1948 年到 1994 年间，向 GATT 通知的自由贸易协定 (FTAs) 共

¹彭羽，上海社会科学院世界经济研究所

²沈玉良，上海社会科学院世界经济研究所

有 31 个(与货物贸易有关的)。而自 1995 年 WTO 成立到 2000 年 6 年间就新增了 31 个 FTA；2000 年以后，FTA 更是迅猛增长。截止到 2017 年 3 月，通知 WTO/GATT 的自由贸易协定已增加到 286 个；每个国家都至少参加 1 个以上的自由贸易协定，当今世界版图的绝大部分已经被各种类型的 FTA 所覆盖。

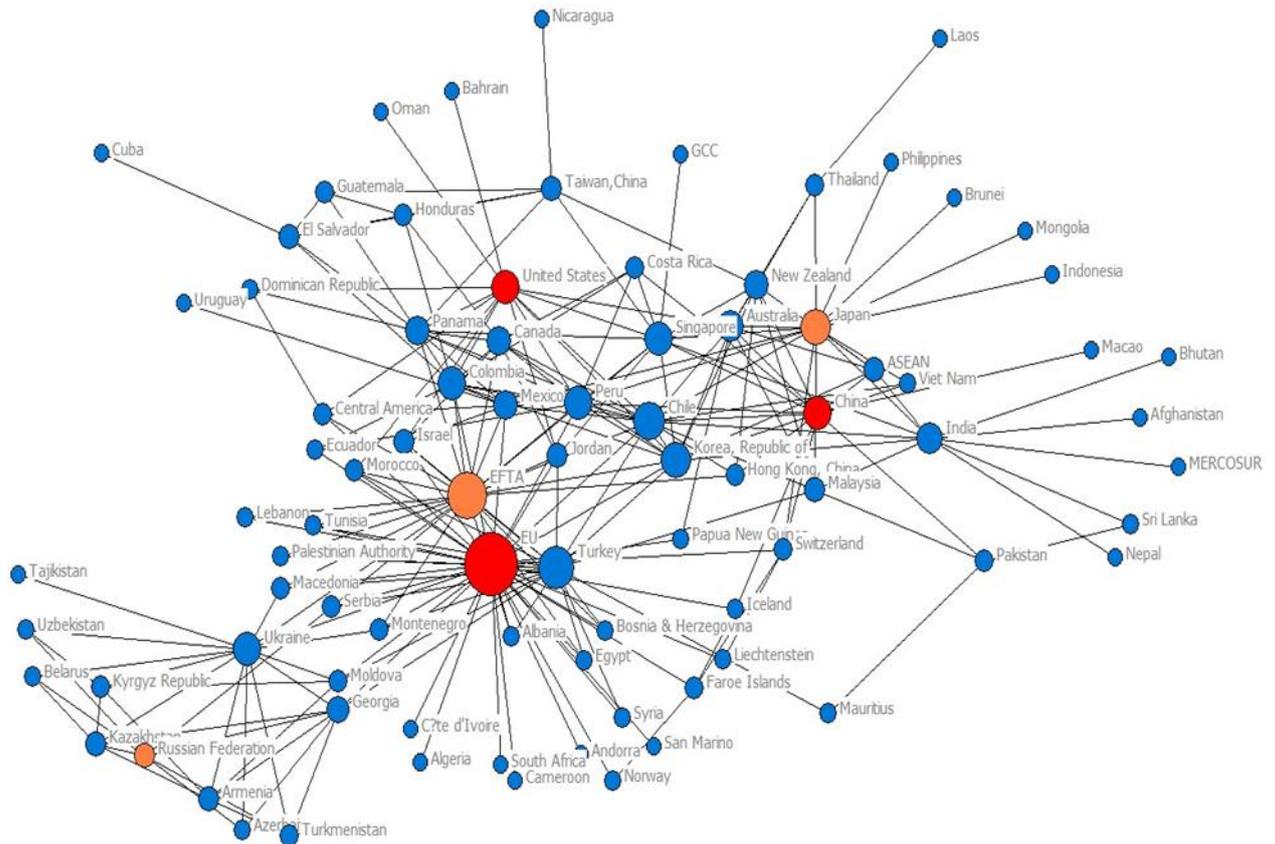


图 1 全球 FTA 网络图（截止 2017 年 3 月）

FTA 不仅在数量上增长迅速，它们在协定内容上也比 WTO 多边框架有了更多延伸和拓展，FTA 中的规则条款可以分为“WTO+”和“WTO-X”两大类（Horn et al., 2010），前者是基于 WTO 框架下条款义务承诺的深入和拓展，而后者则在条款内容上完全超越了 WTO 框架，这意味着协定方需要在一些全新的领域做出承诺。

根据 WTO 秘书处对全球 92 个代表性 FTA 涉及 WTO+条款和 WTO-X 条款的分布来看，这些代表性协定中涉及 WTO+领域最多的十个条款分别是：工业关税、农业关税、海关管理、反倾销、反补贴、出口税、TBT、GATS、TRIPS、国家援助；涉及 WTO-X 最多的十个条款分别是：竞争政策、知识产权、投资、资本流动、环境法律、农业、研究和技术、区域合作、教育培训、能源等。

从规则深度上看，WTO-X 条款很大程度上代表了全球贸易投资新规则的发展趋势，这

些条款存在的一个共同点是,几乎都涉及到了国内规制(包括国内监管制度及相关法律法规)的问题,例如投资、竞争政策等 WTO-X 条款对协定参与国国内投资监管的公正、透明甚至投资争端解决等都提出了很高的要求。总体而言, WTO-X 条款体现了规则重心从关境间转变到关境内的重要趋势(WTO,2011),由于发达国家国内投资贸易规则制度的完善程度普遍高于发展中国家,因此与欧美国家相比,发展中国家对 WTO-X 条款的总体接受程度和热情不高。这一点可以从条款的法律约束力方面得到佐证,与 FTA 中涉及的 WTO+条款内容几乎都具有法律效力相比,大多数 FTA 涉及的 WTO-X 的条款中只有竞争政策、知识产权、投资、资本流动等少数几个条款具有法律效力。

2、全球自由贸易协定的发展动因

全球化分工的进一步深入和跨国公司全球化的业务运作需求是全球自贸协定发展的根本动因(沈玉良等,2016)。信息与通讯技术的革新推动全球价值链向纵深方向发展,使得跨国公司可以通过将产品生产的各个环节分布在全球多个国家或地区完成,早期必须安排在步行距离范围内的生产环节,由于 ICT 技术的支撑也可以呈全球化分布。原材料、中间品和最终品在不同国家生产的同时,必然伴随着大量的跨国公司 FDI 流动,同时由于产品复杂程度的提升,与生产和消费有关的服务及技术人员的跨境移动也变得十分频繁(Baldwin, 2011)。确切地说,当前的贸易已经从以前简单的国与国之间的货物贸易,转变为贸易、投资和服务的交织存在和相互作用,这催生了贸易、投资和服务一体化的全球贸易投资新规则。

20 世纪 80 年代以前简单的最终品跨境贸易,只需要简单的国际贸易规则,如 GATT 早期主要讨论货物关税削减以及反倾销、反补贴等议题;然而,20 世纪 90 年代以后,贸易、投资和服务一体化的背景下,需要更加复杂的国际贸易规则,这些规则的主题远远超出货物关税的范畴,甚至已经深入到关境内的监管制度等领域。以投资、贸易、服务一体化为核心的全球生产网络的形成和深化,使得参与国存在极为强烈的扩大投资贸易自由化的微观需求和内在动力。传统的国际贸易理论的内含假设是,一国仅从事最终品贸易,从而该国国内生产商希望通过贸易壁垒寻求保护。然而,现实中有许多经济部门越来越依赖于中间品的进口投入,进而希望降低贸易壁垒获取更为廉价的进口中间品,从而降低生产成本。许多实证分析也表明,当一些国家有大量的企业参与到这种全球化生产网络中时,它们通常有更多的单边贸易自由化的压力(WTO,2011)。全球分工进一步深入、离岸外包和中间品贸易的盛行需要深度一体化,即通过自由贸易协定来解决参与国的贸易合作问题,部分学者已通过建立严格的理论模型证明中间品的外包激励了双边贸易协定的产生(Antràs & Foley, 2011; Antràs & Staiger, 2012 等);这些观点也在其后的大量实证分析文献中得到侧面验证(Andreas 等,

2014; Kohl 等, 2016)。

二、“一带一路”沿线国家 FTA 分布和规则异质性

“一带一路”沿线区域内和区域间签署的自贸协定复杂多样, 是经济大国争夺的重要区域, 由于大国主导的自贸协定在经济发展阶段和开放程度、历史和文化等方面的差异, 因而“一带一路”沿线国家的自贸协定表现出不同的规则异质性。

(一) “一带一路”沿线 FTA 的地理分布

根据 WTO-RTA 数据库, 我们梳理了“一带一路”沿线自贸协定的基本分布情况。“一带一路”沿线国家内部之间签署的自贸协定和“一带一路”沿线国家与非“一带一路”沿线国家签署的自贸协定数量大体相当, “一带一路”沿线国家内部相互签署的自贸协定为 66 个, 与其他区域签署的协定 75 个。从具体区域分布看, “一带一路”沿线内部的自贸协定主要集中在中东欧和西亚, 中东欧地区在 FTA 签署方面比较活跃的国家是乌克兰和俄罗斯, 分别与一带一路沿线内部国家签署了 12 个和 7 个自贸协定; 西亚区域签署 FTA 比较活跃的国家是土耳其和格鲁吉亚, 二者分别与一带一路沿线内部国家签署了 11 个和 8 个自贸协定。

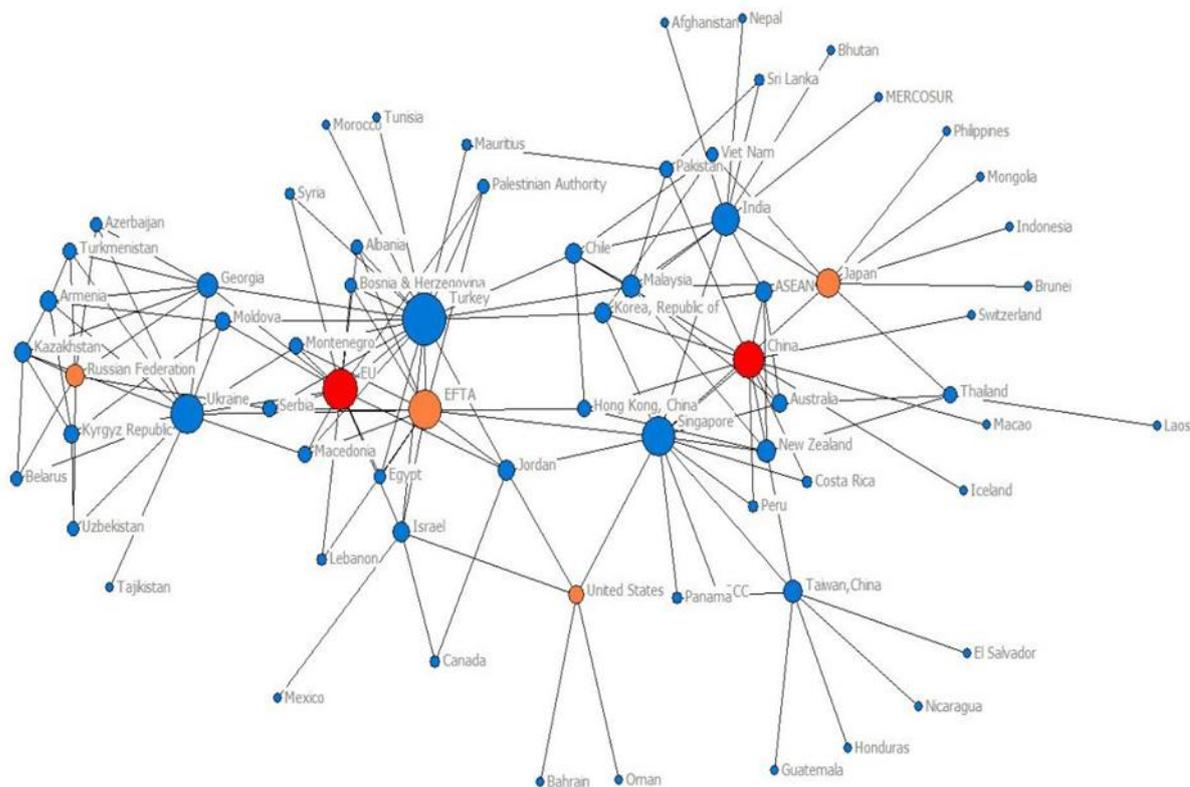


图 2 一带一路沿线国家签署生效的 FTA (截止到 2017 年 3 月)

从“一带一路”沿线国家与非沿线国家签署的自贸协定看, 主要集中在东南亚和西亚区

域，所签署的自贸协定分别是 22 个和 21 个。新加坡是东南亚区域中与非沿线区域签署 FTA 最多的国家，共签署了 10 个自贸协定；土耳其是西亚区域中与非沿线区域签署 FTA 最多的国家，共签署了 8 个自贸协定。

表 1 “一带一路”沿线自贸协定分布

数量 区域	数量 (个)	占比	数量 区域	数量 (个)	占比
“一带一路”沿 线国家内部	66	—	与非“一带一 路”沿线国家	75	100.0%
东南亚	10	15.2%	东南亚	22	29.3%
中亚	22	33.3%	中亚	2	2.7%
西亚	26	39.4%	西亚	21	28.0%
南亚	13	19.7%	南亚	4	5.3%
中东欧	27	40.9%	中东欧	11	18.7%
其他	6	9.1%	其他	12	16.0%

(二) 主要经济体与“一带一路”沿线国家签署的自贸协定

美国、欧盟、日本、俄罗斯等主要经济体与“一带一路”沿线国家签署的自贸协定存在显著差异。美国与“一带一路”沿线签署的自贸协定主要在东南亚和西亚这两个区域，美国与东南亚地区的自贸协定，是 2003 年美国与新加坡签署的 FTA，这体现了美国跨国公司利益在东南亚的延伸，实际上 TPP 协定也体现了美国在亚太区域的供应链贸易利益。美国在西亚地区，分别与以色列、约旦、阿曼和巴林四个国家签署了 FTA，这体现了美国在中东地区的利益，以色列是美国的传统盟友，而其他三个国家则是全球主要的在原油产出国。

欧盟与“一带一路”沿线国家签署的自贸协定主要在西亚和中东欧地区，特别是中东欧地区，几乎与所有欧盟以外的中东欧国家签署了自贸协定，其次是西亚地区，其中包括欧盟与其传统盟友以色列，还包括与土耳其、约旦、黎巴嫩、格鲁吉亚、叙利亚等国家。欧盟与东南亚、中亚和南亚地区则没有签署任何自贸协定。

表 2 美国、欧盟与“一带一路”沿线国家签署的自贸协定

与美国签署的 自贸协定	数量	占比	与欧盟签署的自 贸协定	数量	占比
东南亚	1	20%	东南亚	0	0
中亚	0	0	中亚	0	0
西亚	4	80%	西亚	6	46.2%
南亚	0	0	南亚	0	0
中东欧	0	0	中东欧	7	53.8%
其他	0	0	其他	0	0
合计	5	100%	合计	13	100%

俄罗斯与“一带一路”沿线国家签署的自贸协定主要集中在中亚和西亚这两个区域,由于前苏联在 20 世纪 90 年代以后出现的巨变以及俄罗斯在融入经济全球化进程的步伐相对缓慢,因而其签署自贸协定伙伴国的地理区域分布是比较集中和局限的,主要分布在中亚地区、西亚和中东欧区域,而且这些区域签署的协定几乎都集中在货物贸易领域。

日本与“一带一路”沿线国家签署的自贸协定则主要分布于东南亚地区(80%的协定集中于该区域),这与东亚一体化的生产网络密切相关,东南亚地区是日本对外直接投资的重要区域之一,目前东南亚地区占日本全部对外投资存量的比重达 15%以上(日本 JETRO 统计),超过了在中国内地和中国香港投资的比重。

表 3 日本、俄罗斯与“一带一路”沿线国家签署的自贸协定

与日本签署的自贸协定	数量	占比	与俄罗斯签署的自贸协定	数量	占比
东南亚	8	80%	东南亚	0	0.0%
中亚	0	0	中亚	2	28.6%
西亚	0	0	西亚	2	28.6%
南亚	1	10%	南亚	0	0.0%
中东欧	0	0	中东欧	2	28.6%
其他	1	10%	其他	1	14.3%
合计	10	100%	合计	7	100%

(三) 主要经济体与“一带一路”沿线自贸协定规则的异质性

我们采用 Horn et al. (2010) 的方法,在 WTO(2011)报告选取的全球范围内 92 个代表性 PTA 的基础上,补充了 8 个最近年份签署的代表性 FTA,并对 100 个 FTA 的规则深度进行了比较。考虑到全球主要经济体在“一带一路”沿线国家的影响力,我们选择美国、欧盟、日本和俄罗斯作为分析对象。

四个主要经济体与“一带一路”沿线国家签署的 FTA 中,在 WTO+领域的条款数量(包括有约束力的条款)方面没有呈现出明显的差异,这反映了 WTO 多边框架下的一般性贸易规则(货物领域、GATS 框架下的服务贸易和知识产权等)在全球范围内已经基本普及和趋同。但是,在代表国际投资贸易新规则发展方向的 WTO-X 领域,四个经济体之间的差异显著(表 4)。根据这些协定规则的差异性,大致可以归结为三种类型。

表 4 全球 100 个代表性 FTA 的规则深度比较

国家/领域	有法律约束力的 WTO+ (个)	有法律约束力的 WTO+ 比重	有法律约束力的 WTO-X (个)	有法律约束力的 WTO-X 比重	计入样本 (个)
全球平均	8.9	92.7%	3.9	48.1%	100

“一带一路”沿线国家	8.8	92.6%	3.1	43.1%	56
美国与“一带一路”沿线国家	10.0	95.2%	3.5	92.1%	4
欧盟与“一带一路”沿线国家	8.9	88.1%	2.7	21.6%	14
日本与“一带一路”沿线国家	9.8	97.0%	4.5	64.3%	8
俄罗斯与“一带一路”沿线国家	7.0	100.0%	2.0	42.9%	3

1、规则水平较高的协定类型：美国、日本与“一带一路”沿线国家自贸协定

WTO-X 领域中规则较深的是美国和日本，其与“一带一路”沿线国家签署的有法律约束力的 WTO-X 条款平均个数分别为 3.5 个和 4.5 个。从具体规则条款看，美国的 WTO-X 领域主要涵盖投资、资本流动、知识产权、环境、劳工、反腐败等领域，且都具有法律约束力（例如美国-阿曼）；日本的 WTO-X 领域主要体现在投资、知识产权、竞争政策、自然人移动等领域（例如日本-越南）。

尽管，美国和日本在 WTO-X 领域的规则都反映了两国跨国公司在“一带一路”沿线国家投资的核心利益，但美国规则更体现了其规则范本的全球一致性，即其规则条款在不同签署对象中的差异不会很大（即无论美国与哪个国家签署，都基本以美国范本为主），侧面体现了美国在全球投资贸易规则中的全球话语权和影响力。相对而言，日本在 WTO-X 领域的规则与东亚生产网络高度相关，基于日本跨国公司在东亚供应链的核心利益，使得其一定程度上“忽略”环境、劳工等可能对东亚生产网络有短期负面影响的条款。同时，与美国不同的是，日本的 WTO-X 规则条款也体现了较强的灵活性，例如投资章节中是否采用负面清单模式，在日本与不同东盟国家中的协定中各有不同，日本与新加坡、印度尼西亚、马来西亚采用了负面清单模式，而与越南、泰国则采用了正面清单模式。

2、规则领域较广的协定类型：欧盟与“一带一路”沿线国家自贸协定

欧盟与“一带一路”沿线国家签署的贸易协定涵盖的领域较广，尤其是在 WTO-X 领域。欧盟与美国、日本的明显区别在于，其签署的协定中虽然涉及 WTO-X 条款个数较多（平均为 12.5 个），但是具有法律约束力的条款很少（平均为 2.7 个），出现明显的法律通胀（Legal inflation）现象，这种状况在欧盟最近与“一带一路”沿线国家签署的协定中也没有明显改观（例如欧盟-乌克兰等）。欧盟与“一带一路”沿线国家中有法律约束力的条款最常见的包括竞争政策、资本流动、投资、知识产权等几个条款。无法律约束力的条款则主要表现在能源、人权、反洗钱、政治对话、区域合作、社会议题等多个领域，这反映了欧盟试图维持和扩大其在前殖民地及其他发展中国家中的地区影响力，但受其自身整体实力弱化等因素的限制，

只能通过这种基于合作而非法律执行的方式推动其区域战略。

从 WTO-X 条款来看, 欧盟(欧共体)与“一带一路”代表性 FTA 涉及的有法律约束力的条款主要包括竞争政策、IPR、资本流动、投资等, 其他较少出现的条款包括法律相似性、社会事务、文化合作、金融援助、非法移民等几个领域。与欧共体相比, 美国虽然总体涉及的有法律约束力的 WTO-X 条款更少, 但是相对更为集中于环境法、IPR、劳工政策、投资、资本流动、反腐败等条款。与欧共体类型相比, 美国在环境法和劳工政策等这两个普遍被欧共体社会文化所高度认可和意图推广的 WTO-X 领域, 都签署了有约束力的条款, 这从侧面反映了美国对贸易伙伴国内规制方面的影响力和渗透力, 而欧共体则在“监管制度输出”方面显得心有余而力不足。

3、GVC 基础偏弱的协定类型: 俄罗斯与“一带一路”沿线国家自贸协定

与美国、日本、欧盟等经济体相比, 俄罗斯在自贸协定的签署数量方面有明显的差距。根据 WTO-RTA 数据库显示, 俄罗斯先后签署了 7 个协定, 包括俄罗斯与阿塞拜疆、塞尔维亚、土库曼斯坦、乌兹别克斯坦等 4 个国家签署的双边自贸协定, 俄罗斯-白俄罗斯-哈萨克斯坦之间的关税同盟, 欧亚经济联盟以及欧盟经济联盟与越南达成的 FTA。

总的来看, 欧亚经济联盟成员国之间的经济贸易依赖程度不深。对俄罗斯来说, 其他五个欧亚经济联盟成员国在其进出口贸易中的比重只在 7% 左右, 这些国家并非俄罗斯的主要进出口贸易伙伴国。由于这些国家都是资源丰裕型国家, 因而与俄罗斯的产业有一定的同质性, 成员方开展经济贸易合作的全球价值链基础相对较弱, 加上近年来俄罗斯的经济主要依靠初级产品进入全球价值链体系, 导致其对欧亚经济联盟其他成员国的经济领头羊作用不明显。

与美国和欧盟所主导的 FTA 规则相比, 欧亚经济联盟条约从内容到形式都与前二者有明显不同。具体来说, 可以归纳为以下几个特点。第一, 管理机构层面设计: 欧亚经济联盟建立了超国家常设管理机构——欧亚经济委员会 (Supreme Eurasian Economic Council), 同时还设立欧亚政府间理事会、欧亚经济委员会、欧亚经济联盟法院等几个超国家机构, 试图通过超国家常设机构的形式, 加强成员国之间的协调和监管政策的一致性。第二, 从规则文本看, 欧亚经济联盟涉及领域非常广泛, 涵盖二十大领域, 采用正文和议定书 (PROTOCOL) 相结合的规则描述方式, 这种文本模式与其他如美国和欧盟类型协定均有明显区别; 此外, 从文本规则表述看, 较少出现 WTO、GATT 中规则条款的通行表述词汇 (尽管实质内容上有所重叠)。第三, 从规则内容看, 由于欧亚经济联盟成立初衷是为了成立一体化程度非常

高的超国家联合体，因此涉及的规则领域远远超过了 WTO 的框架，不仅签署统一关税政策条款，而且还包括统一的宏观经济政策、统一的金融政策、能源政策、联盟内部人员流动、技术协调、统计协调等政策。第四，从规则的约束性看，欧亚经济联盟条约与成员国签署的其他国际条约一同构成联盟一级法，但是当与其他国际条约发生冲突时，联盟条约具有优先权（魏彦蓉，2017）。从具体条款的法律约束性看，绝大多数条款均具有法律约束力。

三、中国与“一带一路”沿线国家的 FTA 及国际规则比较

双边经贸合作紧密度和全球价值链联系的强弱程度，是推进中国与“一带一路”沿线国家 FTA 建设的重要基础。目前，中国与“一带一路”沿线国家仅签署 4 个自贸协定，且在协定的规则水平上，与欧美国家和这些沿线国家间的 FTA 存在一定的差距。

1、中国与“一带一路”沿线国家进出口贸易及全球价值链联系

一带一路沿线国家在我国进出口贸易中的作用日益重要。从 1995 年到 2016 年，中国与“一带一路”沿线国家进出口贸易总额从 384.3 亿美元增长到 9782.8 亿美元，在中国对外贸易的占比从 13.68% 增长到 26.55%，二十年间的所占比重几乎翻了一番。其中，中国对沿线国家的出口总额从 201 亿美元增长到 6116.5 亿美元，占比从 13.51% 增长到 29.16%；进口总额从 183.3 亿美元增长到 3666.2 亿美元，占比从 13.88% 增加到 23.09%。

从我国与“一带一路”沿线国家的双边进出口来看，其贸易规模的差异性显著。我国与“一带一路沿线”国家的贸易中，进出口 700 亿美元以上的国家有 5 个，主要集中在东南亚地区和印度，这说明中国与这些国家共同构成了全球价值链体系中的一个部分，即中国与东南亚经济体之间的深度一体化体系，集中表现为以装配供应链为主体的区域供应链贸易体系。进出口在 400-699 亿美元的国家有 6 个，主要包括俄罗斯、伊朗、沙特、阿联酋等资源型国家，这些国家主要通过资源出口嵌入全球价值链，而中国是全球生产和消费大国，因此对能源进口的需求量较大，从而这些资源型国家与中国之间的双边贸易亦很紧密。从与其他沿线国家贸易来看，双边贸易规模整体偏小，超过 100 亿美元的只有 22 个，占 34.37%，而低于 100 亿美元的国家有 42 个，其中 10 亿美元以下的有 16 个国家。

表 5 中国与“一带一路”沿线国家的双边贸易额（2016 年）

双边贸易规模	国家
700 亿美元以上(5 个)	马来西亚、越南、泰国、印度、新加坡
400-600 亿美元(6 个)	俄罗斯、伊朗、印尼、菲律宾、沙特、阿联酋

100-399 亿美元 (11 个)	土耳其、巴基斯坦、伊拉克、波兰、孟加拉、阿曼、哈萨克斯坦、以色列、缅甸、埃及、捷克
10-99 亿美元 (26 个)	科威特、匈牙利、乌克兰、土库曼斯坦、吉尔吉斯、卡塔尔、斯洛伐克、罗马尼亚、柬埔寨、斯里兰卡、蒙古、乌兹别克斯坦、约旦、希腊、斯洛文尼亚、黎巴嫩、老挝、也门、塔吉克斯坦、保加利亚、白俄罗斯、立陶宛、拉脱维亚、克罗地亚、爱沙尼亚、叙利亚
10 亿美元以下 (16)	尼泊尔、巴林、文莱、格鲁吉亚、阿塞拜疆、阿尔巴尼亚、塞尔维亚、阿富汗、亚美尼亚、马尔代夫、东帝汶、黑山、马其顿、波黑、摩尔多瓦、不丹

从中国与“一带一路”沿线国家的 GVC 联系来看,根据 WTO 官方发布的 WTO-GVC 统计工作组的最新测算结果,中国与 14 个沿线国家之间的 GVC 联系较为紧密。其中,与中国 GVC 联系最强的国家主要集中在东盟,包括马来西亚、菲律宾、越南、印度尼西亚、新加坡、泰国和柬埔寨,这 7 个东盟成员国的 GVC 前向联系 (Forward GVC participation) 中排名首位的国家都无一例外是中国,在 GVC 的后向联系 (Backward GVC participation) 中,中国也进入这些国家的前三位。印度、俄罗斯和沙特也是与中国 GVC 联系相对比较紧密的国家,在这些国家的 GVC 前向和后向联系中,中国都进入了前三位。与上述国家相比而言,匈牙利、波兰、土耳其与中国的 GVC 联系相对更弱一些,只在 GVC 前向或后向联系方面与中国存在明显的 GVC 关系 (即仅存在明显的单向 GVC 联系),且中国都不是这些国家最重要的 GVC 联系伙伴国。

表 6 中国与“一带一路”沿线国家的 GVC 联系

国家/GVC 联系	伙伴国与中国的 GVC 联系			
	前向联系 (%)	中国排序	后向联系 (%)	中国排序
柬埔寨	16.5	1	32.5	1
匈牙利	5.6	3	—	—
印度	14.7	1	8.5	3
印度尼西亚	18.3	1	10.4	2
以色列	14.3	1	6.5	2
马来西亚	29.8	1	11.2	2
菲律宾	32.4	1	10.2	3
波兰	—	—	6.3	3
俄罗斯	8.2	2	10.1	2
沙特	14.2	2	6.1	3
新加坡	21.4	1	7.4	2

泰国	27.3	1	10.4	2
土耳其	8.1	3	—	—
越南	21.5	1	17.4	1

2、中国与“一带一路”沿线国家签署的自贸协定

到目前为止，我国已对外签署 15 个自贸协定，涉及“一带一路”沿线国家共签署 4 个自贸协定，其中海上丝绸之路是中国与东盟、中国与新加坡之间的自贸协定；丝绸之路经济带主要是中国-巴基斯坦以及最新签署的中国-格鲁吉亚自贸协定。目前正在谈判的自贸协定一共有 11 个，其中 7 个涉及到“一带一路”沿线国家，主要有三种不同的类型，一种是区域型自由贸易协定，这种类型主要包括《区域全面经济伙伴关系协定》(RCEP)和中国-海合会自贸协定；第二种类型是自贸协定的升级谈判，主要是中国-巴基斯坦自贸协定第二阶段谈判及中国-新加坡自贸协定升级谈判；第三种类型是与“一带一路”沿线国家的双边自贸协定谈判，主要包括中国—以色列、中国—斯里兰卡以及中国-马尔代夫之间的 FTA 谈判。正在研究中的自贸协定则主要是中国-孟加拉、中国-尼泊尔、中国-摩尔多瓦和中国-蒙古自贸协定。

表 7 中国已经签署、正在谈判和研究中的“一带一路”自贸协定

已经签署的自贸协定	正在谈判的自贸协定	正在研究的自贸协定
中国-东盟（2002）	《区域全面经济伙伴关系协定》(RCEP)	中国-孟加拉
中国-巴基斯坦（2006）	中国-海合会	中国-尼泊尔
中国-新加坡（2008）	中国-斯里兰卡	中国-摩尔多瓦
中国-东盟（“10+1”）升级（2015）	中国-巴基斯坦自贸协定第二阶段谈判	中国-蒙古
中国-格鲁吉亚（2017）	中国-以色列	
	中国-马尔代夫	
	中国-新加坡自贸协定升级谈判	

3、中国与“一带一路”沿线国家 FTA 规则的国际比较

经济全球化使全球价值链处于不断的深化过程中，从制造业开始演化到服务业，这样出现了欧美主导下的高水平自贸协定，在 21 世纪以来由于多边贸易谈判的停滞不前而显著增加。相对而言，中国签署的自贸协定与同时期的欧美自贸协定在贸易自由化的广度和深度方面尚有距离，这种差距同样反映在与一带一路沿线国家签署的协定中。

以下我们对中国与新加坡、东盟和巴基斯坦签署的自贸协定进行规则水平的国际比较，三个伙伴国正好代表了“一带一路”沿线国家的高、中、低不同阶段的经济发展水平。

如表 8 所示，从中国-新加坡自贸协定看，与美国-新加坡协定相比，规则差距主要体现

在 WTO-X 条款领域。中国-新加坡协定涉及的 WTO-X 条款仅涵盖投资、自然人移动、经济合作等少数几个领域（其中经济合作条款无法律约束力），而美国-新加坡自贸协定则包含了跨境服务、电信、金融、商务人员临时移动、竞争政策、国有企业、知识产权、电子商务、投资、劳工、环境等多个 WTO-X 条款，基本上反映了美式自贸协定的最高水平。

从中国-东盟和日本-东盟协定中涵盖的 WTO+和 WTO-X 条款来看，差异不大，以 WTO+ 领域的规则居多，且涉及条款数量较少；这与东盟内部国家之间经济发展参差不齐有关，因而总体规则水平不高。但是，考虑到东盟单个国家层面上，日本分别与新加坡、马来西亚、越南、泰国、菲律宾、印度尼西亚、文莱等 7 个东盟成员国签署了双边协定，且涵盖了竞争政策、知识产权、投资等多个 WTO-X 条款，规则水平相对较高，而中国仅与新加坡一个东盟成员国签署双边协定。

从中国-巴基斯坦自贸协定看，由于美国、日本和欧盟等主要经济体都没有与巴基斯坦签署自贸协定，我们选取马来西亚-巴基斯坦 FTA 进行比较。经比较后发现，在 WTO+ 领域，马来西亚-巴基斯坦 FTA 涉及的条款领域更多，例如海关管理、服务贸易（GATS+）和知识产权等几个条款在中-巴 FTA 中没有出现；在 WTO-X 领域，两个自贸协定涉及领域都不多，但是马来西亚-巴基斯坦在投资章节采用了负面清单列表的模式，至少投资领域的规则水平要高于中-巴 FTA。

表 8 中国与沿线国家 FTA 规则的国际比较

伙伴国经济发展阶段	协定名称	生效时间	WTO+领域	WTO-X 领域
经济发展阶段 水平较高 —新加坡	中国-新加坡	2009 年	货物关税、原产地规则、 海关程序、TBT、SPS、 贸易救济、服务贸易 (GATS+)	投资、自然人移动、经济 合作*
	美国-新加坡	2004 年	货物关税、原产地规则、 海关管理、TBT、保障措 施、政府采购	跨境服务、电信、金融、 商务人员临时移动、竞争 政策、国有企业、知识产 权、电子商务、投资、劳 工、环境
经济发展阶段 水平中等 —东盟	中国-东盟	2003 年 /2015 年 (升级)	货物关税、原产地规则、 保障措施、服务贸易 (GATS+)	投资*
	日本-东盟	2008 年	货物关税、原产地规则、 TBT、SPS、海关管理*	投资、经济合作
	日本-越南等 7 个东盟成	2004-2016 年	货物关税、原产地规则、 TBT、SPS、海关管理、	知识产权、投资、竞争政 策等

	员方的双边协定		服务贸易	
经济发展阶段水平较低—巴基斯坦	中国-巴基斯坦	2007 年	工业关税、农业关税、原产地规则、贸易救济、TBT、SPS	投资
	马来西亚-巴基斯坦	2008 年	工业关税、农业关税、原产地规则、海关管理、贸易救济、服务贸易 (GATS+)、SPS、TBT、知识产权	投资 (负面清单列表)、经济合作*

四、中国与“一带一路”沿线国家的自贸协定网络构建

加快实施自由贸易区战略成为中国新一轮对外开放的重要内容，党的十八大提出加快实施自由贸易区战略，十八届三中、五中全会进一步要求以周边为基础加快实施自由贸易区战略，形成面向全球的高标准自由贸易区网络。2015 年 12 月，《国务院关于加快实施自由贸易区战略的若干意见》（国发〔2015〕69 号）明确指出，“重点加快与周边、“一带一路”沿线以及产能合作重点国家、地区和区域经济集团商建自由贸易区”。因此，要依据国务院《关于加快实施自由贸易区战略的若干意见》，将中国与“一带一路”沿线国家自贸协定构建作为面向全球的高标准自由贸易区网络体系的重要部分。

首先，应以双边的全球价值链联系为基础，作为优先选择自贸协定伙伴国的重要依据。根据前述 WTO-GVC 统计工作组关于 GVC 国别联系的最新测算结果，东盟国家与我国之间存在非常紧密的 GVC 前向和后向联系。虽然，我国已与东盟签署了自贸协定，并于 2015 年底签署了协定升级版，但由于东盟各成员国之间的经济发展差异巨大，中国-东盟 FTA 仅能体现东盟成员国开放度的平均水平。为此，我国应借鉴日本在东盟地区 FTA 网络建设的经验，在目前中国-东盟 FTA、中国-新加坡 FTA 基础上，选择马来西亚、泰国等国作为双边 FTA 伙伴国的对象，研究其可行性。同时，对于印度、俄罗斯、沙特等与中国 GVC 联系密切的国家，也应开展中国与这些国家之间 FTA 的可行性研究，以上三国正好覆盖南亚、西亚和中东欧等三个不同区域，且都属于区域性大国，这样有利于形成覆盖“一带一路沿线”区域支点国家的 FTA 网络。

其次，要以企业需求为导向，通过中国与“一带一路”沿线国家的自贸协定提升双方在全球价值链中的位置。建设高水平的自贸区，并不是标准越高越好，而是看是否适合双方企业的内在需求，既要在中国企业全球价值链的位置，也要看自贸协定谈判对象国在全球价值链的位置以及这些国家与其他国家已签署的自贸协定。由于“一带一路”沿线国家地区在经济

发展阶段、要素禀赋、营商环境等方面差异很大，因此在协定内容和议题方面，要根据不同区域、不同国家的不同需求，形成差异性的自贸协定。

再次，需借鉴欧美高水平自贸协定的经验，推动中国与“一带一路”沿线国家的区域价值链建设。要结合“一带一路”沿线国家的中长期发展战略，以货物-服务-投资的互联体为纽带，供应链体系构建为载体，推动贸易自由化和便利化。在货物领域，要基于供应链贸易角度进行规则设计，反映从市场准入到货物销售、再制造、维修、服务等多个环节的贸易自由化和便利化；在服务贸易领域，要形成基于信息与通讯技术下的服务供应链体系的形成，从专业服务、运输服务、旅行服务到金融服务都要体现跨境贸易的新趋势；在投资领域，构建符合可持续发展目标的投资规则，这些都需要建立供应链为导向的政府监管一致性，通过这些规则的形成，目的是推动“一带一路”沿线国家根据本国的经济发展阶段通过区域供应链融入到全球价值链之中。

最后，中国与“一带一路”沿线的国家自贸区建设，要将经济全球化以来双方的贸易投资制度经验纳入自贸协定中，形成世界贸易组织的深化条款和超越条款。货物贸易领域方面，以跨境电子商务为突破口，形成自贸协定中的货物监管制度创新经验。可以根据“一带一路”沿线各国的货物监管制度特点，形成基于跨境电子商务的监管制度优化和贸易便利化水平提升的规则条款。投资领域方面，在中国与“一带一路”沿线国家自贸协定无法达到实施全面负面清单制度的情况下，可以通过“经济合作”章节中的工业园区建设体现投资自由化和投资便利化。在服务领域，通过金融跨境服务、电信服务等领域的双边合作为议题，推进人民币国际化进程。

参考文献

- [1] Antràs, Pol, and Fritz C Foley. Regional Trade Integration and Multinational Firm Strategies[M] In Costs and Benefits of Economic Integration in Asia, Robert J Barro and Lee, Jong-Wha, Ch. 8. Oxford, New York: Oxford University Press,2011.
- [2] Antràs, Pol, and Robert W Staiger. Offshoring and the Role of Trade Agreements[J].American Economic Review,2012,102 (7): 3140-3183.
- [3]Antràs, Pol, and Robert W Staiger. 2012. Trade Agreements and the Nature of Price Determination[J]. American Economic Review Papers and Proceedings ,2012,102 (3): 470-476.
- [4] Dür,Andreas,Baccini,Leonardo and Elsig,Manfred. The design of international trade agreements: introducing a new dataset[J].The Review of International Organizations, 2014,9(3). pp. 353-375.
- [5]Henrik Horn, Petros C. Mavroidis and André Sapir , Beyond the WTO? An Anatomy of EU and US Preferential Trade Agreements[J].World Economy, 2010,33 (11),pp.1565–88.
- [6]Petri, Peter A. and Plummer, Michael G., The Economic Effects of the Trans-Pacific Partnership: New Estimates (January 1, 2016). Peterson Institute for International Economics Working Paper No. 16-2; East-West Center Workshop on Mega-Regionalism - New Challenges for Trade and Innovation.
- [7]Richard Baldwin, “21st Century Regionalism: Filling the Gap between 21st Century Trade and 20th Century Trade Rules”, WTO Staff Working Paper ERSD-2011-08, May 2011.
- [8]Tristan Kohl, Steven Brakman and Harry Garretsen , Do Trade Agreements Stimulate International Trade Differently? Evidence from 296 Trade Agreements[J].The World Economy,Volume 39,Issue 1, January 2016,pp:97 - 131.
- [9]WTO , World Trade Report 2011:The WTO and Preferential Trade Agreements: From Co-Existence to Coherence.World Trade Organization (WTO), 2011, pp:50-91.
- [10] 沈玉良,彭羽,李墨丝. 国际贸易新规则与我国自贸试验区制度创新的发展方向[J].经济体制改革, 2016 (6): 33-38.
- [11] 魏彦蓉, 欧亚经济联盟的法律体系和框架[N].国际商报, 2017-01-16 期第 4 版.

中国经济增长的长期趋势与经济新常态的数量描述

王少平¹杨洋²

【摘要】本文根据研究目的而构建 GDP 等宏观经济变量的协整系统，将简约的协整 VECM 模型转换为结构 VECM，继而转换成包含有协整信息的 VMA，通过 VMA 识别长期和短期冲击并分解长期趋势。根据长期趋势的演变和 GDP 的分布而推断经济新常态的数量特征。由此产生的主要结论为：GDP 长期趋势呈现出结构性下移，其平均增幅从 2001 年至 2009 年的 9.88%，下降到 2010 年至 2014 年的 7.85%。这一结果揭示了 2010 年以来经济增长持续下降的源头，其隐含的意义之一是宏观经济形成了部分弱供给特征。基于长期趋势的结构性下移，本文推断长期趋势和 GDP 增速的取值范围，据此检验 GDP 增速服从截尾正态分布，由此计算 GDP 的长期趋势分布于 5.5%—7.5% 之间，GDP 增速具有 91.5% 的概率稳定在 6%—7.5% 的区间。这一结论意味着，我国 GDP 增速的持续下滑将止于 6% 以上；GDP 增长速度正在从 10% 左右减速至 6%—7.5% 之间，这是经济新常态的主要特征。

【关键词】长期趋势 减速换挡 协整 新常态

一、研究动机与文献

我国经济正处于“三期叠加”的时期。“三期叠加”首要的是经济增长进入减速换挡期，2015 年 11 月召开的中央财经领导小组会议提出了“加强供给侧结构性改革”。由此提出的问题是，供给侧结构性改革和经济减速换挡的理论和现实依据是什么？近几年来，GDP 增长速度从 2010 年的 10.6%，持续下降到 2014 年的 7.3%。经济增速持续下降的源头是哪里，如何扭转经济增长持续下滑，GDP 增速可能稳定在什么区间？如何从数量的角度描述经济新常态的特征？为研究上述问题，本文构建由 GDP 组成的宏观经济的协整系统，继而根据协整的同趋势理论而识别冲击并且分解 GDP 的长期趋势，针对 2010 年以来长期趋势的演变，推断提炼出经济减速换挡的数量特征，根据 GDP 增速的截尾正态分布而计算具有最大概率

¹王少平，华中科技大学经济学院

²杨洋，华中科技大学经济学院博士研究生

的增长区间，其结果不仅为经济减速换挡提供实证证据，揭示了经济新常态的主要特征，并且为经济新常态提供理论与现实的解释。

在经济学文献中，经济增长存在着长期趋势（Phillips, 2010）几乎是没有争议的命题。但是，由于长期趋势的不可观测性，如何定义和估计长期趋势，就成为宏观经济和宏观计量长期的研究焦点。Blanchard & Fischer（1989），Taylor（2000）认为诸如技术进步和创新、制度变革等长期经济增长因素对实际经济增长变量产生持久性的影响，这种影响不随时间而消失；而诸如货币、预期变化等短期经济波动因素对实际经济增长只具有短暂的影响，并且随时间而衰减至零。这一方向具有里程碑的研究成果是，Blanchard & Quah（1989，简称 BQ）提出了基于结构向量自回归（SVAR）模型而分解长期趋势的理论，其主要思想和内容是，通过约束短期冲击对实际经济增长变量没有长期影响而将冲击识别为长期和短期冲击，累加长期冲击效应形成长期趋势，其主要内涵是长期经济增长因素的变化。BQ 分解相比于 HP 滤波、BN 分解等单变量的分解方法，其优势是利用了多个宏观经济变量之间的相互影响而分解趋势。Claus（2003）的研究表明，BQ 方法解决了 HP 滤波分解方法在样本尾部估计精度较差的问题。Mazzi et al.（2008）的研究证实 BQ 方法实时估计的可靠性优于基于生产函数的分解方法。在国内研究中，郭红兵和陈平（2010）的研究表明基于三个变量 SVAR 模型的 BQ 分解结果要优于基于两个变量 SVAR 模型的分解结果，从而说明增加有用变量的信息，可以改善长期趋势的估计精度。欧阳志刚和史焕平（2010）利用 BQ 方法研究表明国际金融危机后我国经济增长的长期趋势下行。

但是，BQ 分解理论要求数据的平稳性而形成明显的局限。针对这一局限，King et al.（1991，以下简称为 KPSW 理论）基于 BQ 的长期和短期冲击定义，提出了基于宏观变量的协整而分解 GDP 长期趋势的理论。因此，KPSW 与 BQ 分解方法具有相同的冲击定义和识别条件，因而具有相同的长期趋势定义（累加长期冲击效应形成的趋势），但 KPSW 理论是针对宏观经济变量的单位根（I(1)）的数据特征和长期协整关系（取决于如何组建宏观系统和检验）而基于协整 VECM 模型的分解，因此应用 KPSW 分解 GDP 的长期趋势，比较而言更具有针对性，分解结果更精确。Schumacher（2002）通过建立 GDP、消费、经济领先指标和利率之间的协整关系，应用 KPSW 理论分解出欧洲地区 GDP 的长期趋势。Centoni et al.（2007）应用 KPSW 理论和国际经济协同关系分解美国、日本、加拿大和欧洲地区经济增长的长期趋势。Mitchell et al.（2008）通过建立 GDP、消费、投资三个变量的协整 VECM 模型，基于此应用 KPSW 理论估计出欧洲地区 GDP 的长期趋势，其结果表明 KPSW 理论实时估计结果比 HP 滤波方法更加稳健。Lettau & Ludvigson（2013）基于美国宏观经济变量的

协整系统，应用 KPSW 分解的结果表明，国际金融危机后美国消费的长期趋势下滑。

本文的主要内容和内在逻辑可以概括为，其一是构建我国 GDP 等宏观经济变量的协整并基于此而分解 GDP 的长期趋势；其二是基于长期趋势的结构性下移而分析中国宏观经济 2010 年以来的主要特征；其三是基于长期趋势和短期成分的下行而推断经济增长速度的取值区间，继而检验 GDP 增速服从（左右）截尾的正态分布，由此计算具有最大概率的增长区间。基于上述而提炼经济新常态的主要特征。本文第 2 部分阐述相关的经济理论和长期趋势的分解方法，第 3 部分是经济新常态的数量描述，第 4 部分为结论。

二、经济增长的长期趋势的理论定义及其分解方法

无论是考察中国还是美国或者欧洲的经济数据都可以发现，尽管在不同的时期经历曲折、徘徊甚至衰退，从长期看，大多数国家或者地区的 GDP（总量）总体上形成了比较清晰的趋势。这一实际的经济现象意味着，GDP 数据中蕴含着长期趋势。从计量经济学的文献看，随着非平稳单位根（I(1)）理论的提出，大量的研究证实，GDP 等绝大多数宏观经济变量具有 I(1) 的趋势特征。Beveridge & Nelson (1981) 证明，数据生成过程为 I(1) 的 GDP，其长期趋势界定为随时间而增长的确定性时间趋势加上由随机游走所构成的随机趋势。特别的，Stock & Watson (1988) 提出了著名的协整系统的共同趋势理论，即由 n 个 I(1) 变量组成的协整系统具有 r 个协整关系，这一协整系统就存在着 $n-r$ 个共同趋势。这一结论为分解协整系统的长期趋势奠定了理论基础。从经济理论看，目前学术界对于长期趋势的理论定义和内涵还不尽一致 (Phillips, 2010)。Blanchard & Fischer (1989) 将长期趋势表述为，经济增长的长期趋势主要源于技术进步和创新、制度变革等在内的长期经济增长因素形成的长期冲击。本文根据这一定义而分析长期趋势及其分解结果的内涵。从以上长期趋势的理论界定可知，GDP 的长期趋势由确定性趋势和随机趋势组成，而确定性趋势表示随时间而稳定增长的成分，其主要内涵是随时间而稳定增加的长期经济增长因素效应，如劳动者素质的持续提高等长期因素；而 GDP 的随机趋势则来源于对 GDP 具有持久冲击效应的随机冲击，对应长期经济增长因素随机变化的部分，诸如技术创新、新的经济业态、新产品等对产出的冲击效应。参考 King et al. (1991) 的研究，本文分解 GDP 的长期趋势，基于 GDP、消费、投资和净出口等宏观变量的协整（待检验）和共同趋势与冲击而展开。

1. 经济增长的协整系统及其冲击

记 X_t 是包括 GDP 等 I(1) 变量组成的 n 维宏观经济系统，假设系统的变量之间存在 r 个

协整关系，记协整系统的结构冲击为 u_t ，简约冲击为 ε_t ，且 $\varepsilon_t \sim iid(0, \Sigma)$ ，结构误差修正模型 (SVECM) 为：

$$\Delta X_t = \mu + \alpha\beta' X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + Bu_t \quad (1)$$

其中 α 和 β 是 $n \times r$ 维的调节与协整系数的满秩矩阵。结构模型与简约模型之间的关系是： $\varepsilon_t = Bu_t$ ， $u_t \sim iid(0, I)$ 。应用 B 将 (1) 转换为简约 VECM 模型，就简化为去掉 (1) 中的结构约束 B 。为识别随机冲击和分解长期趋势，首先基于协整对没有直接经济学含义的 ε_t 施加相关的结构约束 B ，由此赋予协整系统的结构新息 u_t 具体的经济含义。

基于协整系统的共同趋势理论，King et al. (1991) 的研究证实， X_t 的 $n-r$ 个共同趋势来源于 $n-r$ 个长期冲击，而剩余的 r 个冲击则是短期冲击。于是，协整系统的冲击 u_t 对应的分为两类冲击：一类冲击对宏观变量产生持久影响，故称这一类随机冲击为长期冲击，长期冲击效应形成宏观变量的随机趋势，其主要内涵是技术进步和创新、制度变革等长期经济增长因素随机变化的冲击效应。另一类冲击只具有短期影响，其冲击效应随时间迅速衰减至零，故称这一类随机冲击为短期冲击，短期冲击效应形成宏观变量的短期成分，其特征是对宏观变量趋势的短暂偏离，大量经济学文献认为，短期冲击主要包括货币、预期的变化（张卫平和李天栋，2012；Lorenzoni，2009），短期冲击效应是其对实际经济增长变量产生的短期影响。Ouyang & Peng (2015) 的研究表明，2008 年四万亿刺激没有产生长期的经济增长效应。说明短期刺激政策在很大程度上体现为短期冲击，从而形成短期成分。Blanchard & Fischer (1989) 将短期冲击效应形成的短期成分称为周期。众所周知，经济理论界对经济周期的界定和来源还不尽相同。具有代表性的理论认为，周期现象是经济体内自我生成的（即内生的）、确定性的、系统性的自我反复现象（龚刚和高阳，2013）。DSGE 理论模型则将经济周期看成是由随机的外生冲击所造成的。为了避免理论上的歧义，本文将短期冲击效应称之为宏观变量的短期成分。根据上述概念，记 $u = (u_1, u_2, \dots, u_n)'$ ， u_i 表示第 i 个结构冲击，如果 u_i 满足

$$\lim_{h \rightarrow \infty} \partial E_t(X_{t+h}) / \partial u_{it} \neq 0 \quad (2)$$

则 u_i 定义为长期冲击。否则， u_i 为短期冲击，则有

$$\lim_{h \rightarrow \infty} \partial E_t(X_{t+h}) / \partial u_{it} = 0 \quad (3)$$

为识别冲击, 需要将 (1) 表述为关于 X_t 的向量移动平均 (VMA) 的形式。为此, 记 β 和 α 所对应的正交补矩阵分别为 β_{\perp} 和 α_{\perp} , 使用恒等式 $\beta_{\perp}(\beta_{\perp}'\beta_{\perp})^{-1}\beta_{\perp}' + \beta(\beta'\beta)^{-1}\beta' = I$, 有 $\Delta X_t = \beta_{\perp}(\beta_{\perp}'\beta_{\perp})^{-1}\beta_{\perp}'\Delta X_t + \beta(\beta'\beta)^{-1}\beta'\Delta X_t$, 对其进行累加计算, 得到:

$$X_t = \beta_{\perp}(\beta_{\perp}'\beta_{\perp})^{-1}\sum_{i=1}^t\beta_{\perp}'\Delta X_i + \beta(\beta'\beta)^{-1}\beta'X_t + \beta_{\perp}(\beta_{\perp}'\beta_{\perp})^{-1}\beta_{\perp}'X_0 \quad (4)$$

其中的 $\beta_{\perp}'\Delta X_t$ 和 $\beta'X_t$ 都是平稳变量, 因此可将其表述为 VMA。记

$$C = \beta_{\perp}(\alpha_{\perp}'(I - \sum_{i=1}^{p-1}\Gamma_i)\beta_{\perp})^{-1}\alpha_{\perp}' \quad (5)$$

将 $\beta_{\perp}'\Delta X_t$ 和 $\beta'X_t$ 的 VMA 和 (5) 带入 (4), 即可将 (1) 转换为对应的 VMA 表述 (Johansen, 1995):

$$X_t = C\sum_{i=1}^t Bu_i + C^*(L)Bu_t + C\mu t + C^*(L)\mu + \zeta_0 \quad (6)$$

$C^*(L) = C_0^* + C_1^*L + C_2^*L^2 + \dots$ 是滞后多项式, 且 $\lim_{h \rightarrow \infty} C_h^* = 0$, ζ_0 表示初始条件。

为识别冲击, 将 X_t 递推 h 期并且取期望后求偏导, 令 h 趋于无穷, 同时记矩阵 C 和 B 的积矩阵为 M , 有:

$$\lim_{h \rightarrow \infty} \partial E_t(X_{t+h}) / \partial u_t = C \times B + \lim_{h \rightarrow \infty} C_h^* \times B = C \times B = M \quad (7)$$

式 (7) 表明, 矩阵 M 度量了结构冲击 u_t 对 X_t 无穷远期水平值的影响, M^{ji} (第 j 行第 i 列的元素) 表示的是 u_t 对第 j 个变量无穷远期水平值的影响。根据冲击的定义, 如果 M^{ji} 的元素不为零, 对应的 u_t 即为长期冲击, 否则是短期冲击。

2. 长期趋势的定义与分解

从前面的理论分析可知, 长期冲击效应累积形成长期趋势, n 维 I(1) 变量之间存在 r 个协整关系, 则协整系统 X_t 存在 $n-r$ 个共同趋势, 并且这些共同趋势来源于 $n-r$ 个长期冲击。据此, X_t 中存在着 $n-r$ 个长期冲击和 r 个短期冲击。于是, 分解 GDP 的长期趋势, 首先是从 n 个结构冲击中识别出 $n-r$ 个长期冲击。为此, 基于协整的共同趋势理论, 约束前 $n-r$ 个结构冲击 $(u_1, \dots, u_{n-r})'$ 为长期冲击, 后 r 个结构冲击 $(u_{n-r+1}, \dots, u_n)'$ 为短期冲击, 这等价于约束矩阵 M 后 r 列元素为零。由此得到约束条件:

$$C_i \times B_j = 0 \quad j = n-r+1, n-r+2, \dots, n \quad i = 1, 2, \dots, n \quad (8)$$

其中 C_i 表示矩阵 C 的第 i 行, B_j 是矩阵 B 的第 j 列。由于 C 的秩为 $n-r$, 因此 (8) 式包含 $(n-r)r$ 个线性独立的方程, 亦即约束条件。根据估计的结构 VECM (1) 计算协整系数矩阵和调节系数矩阵的正交补矩阵, 在此基础上即可根据 (5) 计算矩阵 C , 代入 (8) 而求解 B , 继而将结果代入 (7) 估计识别矩阵 M 。 M 中不为零的列表明了对应的结构冲击对经济增长产生了持久效应, 长期冲击效应因此而形成长期趋势; M 中元素全部为零的列对应的冲击, 对经济增长产生的效应随着时间而衰减至零, 因而是短期冲击。据此将结构冲击识别为长期冲击 $(u_1, \dots, u_{n-r})'$ 和短期冲击 $(u_{n-r+1}, \dots, u_n)'$ 。在此基础上, 计算长期冲击效应并且估计 GDP 的长期趋势。

由于 $\Delta X_t \sim I(0)$, 由 Wold 表述定理, ΔX_t 的结构 VECM (1) 可以表述为结构 VMA 形式:

$$\Delta X_t = \delta + A(L)u_t = \delta + A_0 u_t + A_1 u_{t-1} + A_2 u_{t-2} + \dots \quad (9)$$

其中 A_k 为滞后 k 阶的系数矩阵, 为估计由长期冲击效应所形成的趋势, 记 $A_{k,i}$ 为 A_k 的第 i 列, 基于此将 (9) 按 u_i ($i=1, \dots, n$) 标量表述:

$$\Delta X_t = \delta + (A_{0,1} + A_{1,1}L + A_{2,1}L^2 + \dots)u_{1t} + \dots + (A_{0,n} + A_{1,n}L + A_{2,n}L^2 + \dots)u_{nt} \quad (10)$$

(10) 将 ΔX_t 分解为所有随机结构冲击的效应之和。进一步, 为了使 (10) 式的无穷和 (冲击效应) 可计算, 我们定义 $\Delta I_{it} = \sum_{j=0}^{t-1} A_{j,i} u_{i,t-j}$, 表示第 i 个冲击 u_i 在时刻 t 对 ΔX_t 的冲击效应, 记初始条件对随机冲击效应的影响为 $\Delta S_{0t} = \sum_{j=t}^{\infty} A_j u_{t-j}$, (10) 式可以写成:

$$\Delta X_t = \delta + \Delta I_{1t} + \Delta I_{2t} + \dots + \Delta I_{nt} + \Delta S_{0t} \quad (11)$$

由 ΔI_{it} 的定义, 有 $I_{it} = \sum_{j=0}^{t-1} A_{j,i} u_{i,t-j} + I_{i,t-1}$, 表示 u_i 在时刻 t 对 X_t 产生的冲击效应, 基于此对式 (11) 进行迭代累加:

$$X_t = X_0 + \delta t + I_{1t} + I_{2t} + \dots + I_{nt} + S_{0t} \quad (12)$$

(12) 中的 δ 就是 X_t 随着时间而变化的趋势的速率, 且 $\delta = C\mu$ (Johansen, 1995)。由于后 r 个结构冲击 $(u_{n-r+1}, \dots, u_n)'$ 识别为短期冲击, 对变量的影响是使其短暂的偏离于长期趋势, 因此其冲击效应形成围绕着长期趋势而波动的短期成分 CY_t , 定义为

$$CY_t = I_{n-r+1,t} + I_{n-r+2,t} + \dots + I_{nt} \quad (13)$$

按照 Blanchard & Fischer (1989), Taylor (2000) 的解释, 短期成分主要代表的是

货币冲击、预期变化等短期经济因素形成的效应。

(12) 中的 $X_0 + \delta t$ 为时间趋势, 记为 DT_t 。前 $n-r$ 个结构冲击 $(u_1, \dots, u_{n-r})'$ 识别为长期冲击, 对 I(1) 变量产生持久冲击效应, 因此其冲击效应形成随机趋势 ST_t , 其值等于 $I_{1,t} + I_{2,t} + \dots + I_{n-r,t}$, 代表长期经济增长因素的随机变化所形成的增长效应, 于是, 协整系统的长期趋势 (LT_t) 的理论定义为

$$LT_t = DT_t + ST_t = X_0 + \delta t + I_{1,t} + I_{2,t} + \dots + I_{n-r,t} \quad (14)$$

三、中国经济的长期趋势与经济新常态的数量描述

本文主要以 GDP 的长期趋势为研究对象, 根据长期趋势的演变, 推断其变动的范围。为此, 我们首先构成并且检验 GDP 等宏观经济变量的协整系统。

1. 我国经济增长的协整系统

(1) 变量的定义及单位根 I(1) 特征。基于经济理论, 本文选取国内生产总值 (GDP)、消费、投资和净出口额 4 个宏观经济变量, 构成宏观经济系统, 样本区间是 1978 年至 2014 年, 数据来源于中国统计局网站。从文献看, King et al. (1991) 证明了产出、消费和投资之间存在共同趋势。Mitchellet al. (2008) 通过建立 GDP、消费、投资三个变量的协整系统并且基于此分解欧洲 GDP 的长期趋势。鉴于改革开放以来对外贸易对经济增长产生了重要作用、以及协整是否存在的需要, 本文在 King et al. (1991) 等上述研究的基础上增加了净出口变量。为使 4 个变量具有统一可比较的口径, 我们以 1978 年为基期, 根据每年的实际 GDP 增长率计算以 1978 为基年的年度实际 GDP。进一步, 根据经济理论和 GDP 的核算方式, 使用最终消费支出、资本形成总额和净出口额对实际 GDP 的贡献率折算出每年的实际消费、实际投资与实际净出口, 对实际 GDP、实际消费和实际投资取对数后再乘以 100, 分别记为 $LNGDP$ 、 LNC 、 LNI 。参考 Garcia-Cicco et al. (2010) 对实际净出口的数据处理方法, 将其除以 GDP 得到净出口占 GDP 的比重, 记为 NEX 。上述 4 个经过数据处理的变量形成了本文的研究对象, 简记为 $X = (LNGDP, LNC, LNI, NEX)'$, 为方便, 其中的变量依次简称为 GDP、消费、投资和净出口。为节省篇幅, 我们只列出 GDP 的 (对数) 数据图 (图 1)。其他 3 个变量的数据图与之类似。

从数据图直观的看出，GDP 等宏观变量随着时间而增长，基于这一特征，本文使用含截距和时间趋势的 ADF 和 PP 方法对变量进行单位根检验，两种检验的结论为，GDP、消费、投资和净出口均为含有确定性趋势和随机趋势的单位根(I(1))变量。这一结果表明，GDP 等变量的数据中包含有确定性的时间趋势和随机趋势。为分解长期趋势，本文首先检验这些变量之间是否协整。

(2)经济增长的协整系统和随机冲击。本文使用 Johansen 协整检验，检验 X 是否协整。根据 AIC 和 SIC 信息准则，VECM 模型的滞后阶选为 1。检验结果证实 GDP 等 4 个变量之间存在 2 个协整关系，估计的简约 VECM 模型为：

表 1 VECM 模型的估计

截距 $\hat{\mu}$	调节系数矩阵 $\hat{\alpha}$		协整系数矩阵 $\hat{\beta}$		滞后项系数矩阵 $\hat{\Gamma}_1$			
2.38	1.94	-1.01	1	0	2.93	-1.37	-0.83	-1.97
5.01	5.35	-3.29	0	1	-1.21	0.97	0.66	1.48
-6.58	9.24	-5.04	-0.90	-0.83	7.99	-4.11	-2.15	-5.49
1.56	-4.67	2.82	-2.09	-1.96	0.45	-0.27	-0.33	-0.57

表 1 的 VECM 模型对应简约残差(冲击) ε_t ，为了求出协整系统的结构冲击 u_t ，还需要估计识别矩阵 B 。为此，需要基于协整而得到约束条件。由协整系统的共同趋势表述可知，协整系统中 4 个 I(1) 变量由于 2 个协整关系而拥有 2 个共同趋势。因此，根据 (8) 式将 4 个结构冲击分为 2 个长期冲击和 2 个短期冲击，由此得到 4 个约束条件。

对于 (1) 而言，识别矩阵 B 为 4 维矩阵，共有 16 个待估参数，因此，为估计 B 的元素，共需要构建 16 个线性无关的方程(结构约束条件)。记 Σ_{ij} 是简约冲击 ε_t 的协方差矩阵 Σ 第 i 行第 j 列的元素，基于结构冲击之间相互正交，有：

$$B \times B' = \Sigma \quad (15)$$

并由 Σ 的对称性而形成 10 个线性无关的方程 $B_{i \cdot} \times B_{j \cdot}' = \Sigma_{ij} (i=1,2,3,4 \quad j=1,2,\dots,i)$ 。进一步，参考 King et al. (1991) 的研究，形成类似递归识别的约束条件 $B_{12} = 0$ 和 $B_{34} = 0$ 。

由方程 (8)、(15) 和递归条件一共组成 16 个线性无关的约束条件。为估计由 (5) 定义的矩阵 C ，根据表 1 中 VECM 的估计结果，我们计算协整和调节系数矩阵的正交补 $\hat{\beta}_\perp$ 和 $\hat{\alpha}_\perp$ ，将其代入公式 (5) 计算矩阵 C 。将 C 代入 (8)、(15) 而估计矩阵 B 的元素，基于此即可估计 $M = C \times B$ 。表 2 给出了矩阵 C 、 B 和 M 的估计结果。

表 2 我国经济增长的协整系统的冲击效应

矩阵 C 的估计				矩阵 B 的估计				矩阵 $M = C \times B$ 的估计			
9.26	-4.38	-3.21	-7.52	1.49	0	0.78	0.13	2.79	0.06	0	0
8.40	-3.95	-2.91	-6.79	1.05	0.28	0.51	-0.97	2.58	0.09	0	0
25.77	-14.64	-9.16	-24.21	1.11	-2.52	2.95	0	3.69	-2.87	0	0
-6.69	4.22	2.42	6.85	0.39	0.90	-0.60	0.73	-0.26	1.27	0	0

由前述,分解长期趋势的关键在于识别协整系统具有持久冲击效应的长期随机冲击。为识别长期和短期冲击,根据(7)的定义,我们考察矩阵。表2显示,前2列的元素非零,这就说明, u_1 和 u_2 对 X 的冲击效应随着时间不衰减,基于定义(2), u_1 和 u_2 被识别为长期冲击,因此 u_1 和 u_2 的冲击效应形成宏观变量的趋势。而矩阵第3列和第4列的全部元素为0,说明 u_3 和 u_4 对 X 的水平值没有持久性的冲击效应,其冲击效应随时间而衰减至零,基于定义(3), u_3 和 u_4 为短期冲击。 u_3 和 u_4 的冲击效应使得宏观变量短暂地偏离长期趋势,形成短期成分。

2. 中国经济增长的长期趋势及其结构性下移

(1) GDP 长期趋势的结构下移并且牵引经济增长速度的持续下滑

为分解 GDP 的长期趋势,我们首先基于简约 VECM 模型的残差 ε_t 和表 2 中的矩阵 B , 通过 $u_t = B^{-1}\varepsilon_t$ 而计算结构冲击 u_t , 根据 $\delta = C\mu$ 并应用表 1 中 VECM 截距 μ 和表 2 中的矩阵 C 而估计时间趋势的系数,即 VMA 的截距 δ , 基于上述,将 SVECM (1) 转换为 u_t 的 VMA 形式(亦即(9)的估计结果):

$$\begin{bmatrix} \Delta \text{LNGDP}_t \\ \Delta \text{LNC}_t \\ \Delta \text{LNI}_t \\ \Delta \text{NEX}_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 9.43 \\ 8.70 \\ 10.38 \\ 0.04 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 1.49 & 0 & 0.78 & 0.13 \\ 1.05 & 0.28 & 0.51 & -0.97 \\ 1.11 & -2.52 & 2.95 & 0 \\ 0.39 & 0.90 & -0.60 & 0.73 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \\ u_{3t} \\ u_{4t} \end{bmatrix} + \dots \quad (16)$$

根据(16)式可得到 $\delta = (9.43, 8.70, 10.38, 0.04)'$, 据此确定 GDP 的确定性时间趋势为 $822.42 + 9.43t$, 即, GDP 形成了随时间以 9.43 个百分点增长的时间趋势。进一步,为了估计经济增长的随机趋势,需要计算长期冲击效应。将(16)代入冲击效应分解公式(11),即可将 ΔX_t 分解为不同的冲击效应。将冲击效应按(12)进行累加,基于公式(13)和(14)最终将协整系统 X 中的 GDP 分解为长期趋势和围绕着长期趋势而波动的短期成分。为简洁,我们将几个重要时期和年份的长期趋势、随机趋势和短期成分的值在表 3 中给出。而 GDP 的长期趋势增长率、实际 GDP 的增长率(对数 GDP 的差分 ΔLNGDP)、随机趋势及其短期成分的全部结果由图 1 给出。

表3 我国 GDP 长期趋势的分解结果

区间 (平均值) /典型年份	长期趋势 增长率	随机趋势 增长率	短期成分 增长率	$\Delta LNGDP$	长期 趋势	随机 趋势	短期 成分
1997—2000	8.67	-0.75	-0.62	7.93	1011.20	4.99	-0.86
2001—2009	9.88	0.45	0.09	9.97	1069.99	2.52	0.23
2010—2014	7.85	-1.57	0.35	8.21	1137.60	4.15	0.33
1992	11.22	1.80	2.02	13.37	944.80	-0.15	0.70
2006	12.92	3.49	-0.93	11.96	1079.42	2.52	0.99
2008	10.87	1.44	-1.65	9.17	1104.81	9.06	-1.86
2010	9.44	0.01	0.65	10.08	1122.53	7.92	-0.66
2011	8.32	-1.10	0.74	9.08	1130.85	6.82	0.08
2014	7.60	-1.83	-0.55	7.05	1152.35	0.05	0.44

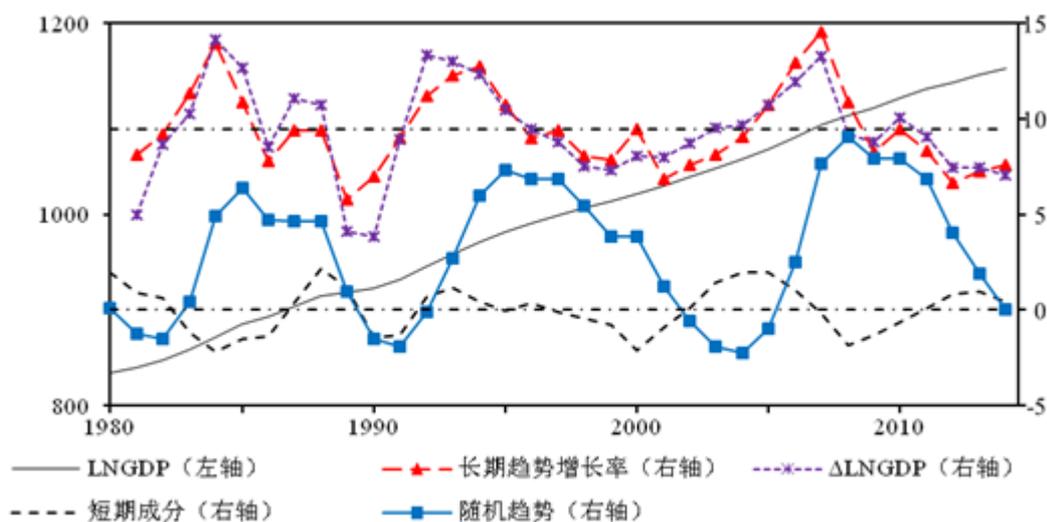


图1 GDP 长期趋势的数据图

图1和表3的结果清晰地表明，实际GDP数据被分解为长期趋势与短期成分，短期成分围绕长期趋势而波动。整体来看，长期趋势最重要的特征是结构性下移：2001年至2009年，GDP长期趋势的平均增幅为9.88%，而2010年至2014年，长期趋势平均增幅下降至7.85%，从年度增速看，2010年的年度增长率是9.44%，而2014年则下降到7.6%。这一组数据表明，我国GDP的长期趋势呈现出结构性下移。长期趋势的结构持续下移，牵引经济增长速度的持续下滑。因此，这一结论，揭示了我国经济增长速度从2010年以来持续下滑的源头。因此，适时的减速换挡，是主动地适应我国经济增长的长期趋势的结构性下移。

(2) GDP 长期趋势结构变化的现实特征

图1显示，长期趋势和随机趋势有3次叠加上升过程，这3次上升过程在很大程度上可以归结为当时经济结构优化和重大的制度性改革以及当时技术水平的快速提升。典型的是，1992年确立社会主义市场经济体制，经济特区以及沿海地区外向型经济随之快速增长，大

量的外资企业和中小企业的组建和发展,大批农民工进城务工、经济增长要素随之流动,从而形成了一系列促进经济持续增长的长期冲击,导致长期趋势和随机趋势上升。另一方面,长期趋势和随机趋势分别于 1988 和 1997 年的 2 次下降,主要源于我国经济转轨过程中特定的历史条件和改革。如 1997 年前后,大量中小型国有企业由于不适应市场经济而改组或者倒闭,形成了负向的冲击,导致长期趋势和随机趋势持续下降。以上的分析表明,本文分解的随机趋势和长期趋势,比较准确的刻画了我国经济增长的典型事实和主要特征。这一结果也意味着,基于协整而分解 GDP 的长期趋势的科学性。因此,长期趋势基本准确的反映了长期经济增长因素的变化。图 1 和表 3 的结果还表明, GDP 形成了随时间以 9.43 个百分点增长的确定性时间趋势。这一结果揭示了我国改革开放以来,持续的科技进步和技术创新,劳动力素质的不断提高、改革开放的不断深入等一系列随时间而稳定增加的长期经济增长因素,导致 GDP 总量形成了随着时间而增长的确定性趋势。

(3) 我国 GDP 长期趋势结构性下移所蕴含的意义

根据 Blanchard & Fischer (1989), Schumacher (2002), Mitchell et al. (2008) 关于经济增长的长期趋势的理论解释,长期趋势主要来源于技术创新与科技进步、制度变革等长期经济增长因素形成的长期冲击。从我国经济现实考察,我国 GDP 长期趋势的结构性下移,主要源于以下因素:其一,资本和劳动力投入增速持续下降,在一定程度上引导了长期趋势的下降。中国经济增长前沿课题组(2014)研究表明大规模工业化扩张放缓和城市化向成熟阶段演进导致我国资本形成的增速下滑。从投资的角度看,数据显示,2010-2014 年实际固定资产投资平均增长率为 15.23%,这一增长速度不仅明显地低于 1992-1995 年期间的 20.5%,也低于 2005-2007 年期间的 22.07%,但是这两个时期对应的长期趋势的平均增长率都大于 9.43%;进一步,15.23%的投资增速也低于 1992-2007 年以及 2001-2007 年的投资平均增长率(分别为 16.78%和 20.08%)。陆明涛等(2016)基于多国历史统计数据,研究证实资本增长率在 2009 年达到峰值后将持续下降,冲击我国潜在经济增长率结构下移。这一结论与本文分解得到的 2010 年后长期趋势的结构性下移相互印证。以上的分析表明,投资增速放缓,累及 GDP 的长期趋势。中国第六次人口普查数据显示,2011 年,15-59 岁的中国劳动年龄人口绝对数量开始逐年递减,同年抚养比开始上升(陆旻和蔡昉,2014)。人口老龄化等因素导致我国人力资本存量(总受教育年限)的年均增速从 1978-2007 年的 2.82%大幅下降至 2011-2013 年的 1.16%(白重恩和张琼,2015)。中国劳动力总量和人口结构的变化,意味着支撑中国高速增长的人口红利逐渐消失。其二,为实现节能减排目标而实施限停

产等，形成了负向的冲击效应。中国经济增长前沿课题组（2012）研究发现节能减排冲击导致 2011-2015 年 GDP 增长率每年下降 1%。其三，自主创新能力不足，技术进步的速度变慢，弱化了经济的长期增长因素。中国经济增长前沿课题组（2014）认为，我国的自主创新机制尚未形成，而引进型技术进步的空间逐渐缩小，技术进步的速度也就开始下降。蔡跃洲和付一夫（2017）基于增长核算的方法发现，中国经济的技术进步速度从 1980-2010 年的 3.66% 大幅下降至 2010-2014 年的 0.90%，这一结论隐含了创新和技术进步速度下降，推动长期趋势的结构性下移。其四，产业结构的变化导致我国经济从“结构性加速”向“结构性减速”转换，而“结构性减速”在一定程度上直接导致长期趋势的结构性下移（参见李扬和张晓晶，2015）。中国经济增长前沿课题组（2012）研究证实中国第三产业的劳动生产率明显低于第二产业的劳动生产率，导致整体经济的生产率增速下降，从而对经济增长速度产生“结构性减速”效应。韩永辉等（2016）利用非参数面板模型，从实证的角度证实中国经济从“结构性加速”转变为“结构性减速”的理论假说。“结构性减速”、投资增速下降和节能减排约束等因素，抑制长期趋势在 2010 年前后的上升并形成持续的结构性下降。其五，全球经济增长的趋势衰减，形成了国际性的负向冲击。金融危机之后世界经济出现的趋势性下滑。Gordon（2015）研究表明技术进步增速下滑等供给侧因素将导致美国经济陷入“长期停滞”。总括上述分析，我国 GDP 长期趋势的结构下移，与长期增长因素的主要变化基本吻合。

特别是 2010 年以来，长期趋势的结构（速度）从 2010 年的 9.44% 大幅下降到 2014 年的 7.6%，揭示了我国资本和人力资本增速的下降、结构性减速、人口红利的减弱等长期因素对经济的冲击效应。无论是从理论还是我国的现实考察，资本和人力资本存量等长期增长因素，都是促进经济长期增长的供给型因素。从这个角度看，长期趋势的结构性下移所派生的意义是，2010 年以来我国宏观经济呈现出弱供给的特征。长期趋势的结构性下移及其弱供给的内涵，与蔡昉（2013）的研究相互印证。蔡昉认为，2010 年以来 GDP 潜在增长率的持续下滑，主要源于人口红利消失等经济供给侧因素的制约，我国宏观经济因而处于弱供给的状态。于是，本文从长期趋势的结构性下移的内涵而认证了蔡昉（2013）的结论。长期趋势的结构下移还与中国经济增长前沿课题组（2014）的研究吻合，他们认为我国经济增长减速的主要原因是资本积累和技术进步的速度下降、人口红利消失。因此，长期趋势的结构性下移在很大程度上揭示了宏观经济 2010 年以来的弱供给特征。从这个角度看，GDP 长期趋势的结构性下移，可以作为加强供给侧结构性改革的计量证据。

3. 中国 GDP 长期趋势的结构性下移与短期成分下行相互叠加

（1）GDP 短期成分的变化

根据Blanchard & Fischer (1989), Taylor (2000)关于短期成分的界定和解释, GDP短期成分, 主要来源于货币、预期变化等短期冲击。图1和表3的结果表明, 1992年上升的短期成分对GDP增长的贡献达到2.02%, 对应当时货币快速增长、乐观预期等短期因素的变化。2006年下降的短期成分对GDP增长的影响是-0.93%, 对应当时紧缩性的货币政策。众所周知, 为应对金融危机的冲击, 我国当时实施了一系列的经济刺激, 其主要内容是货币扩张和投资刺激, 与之对应的是, GDP短期成分在2010-2012年连续上升, 其水平值从2010年的-0.66上升到2012年的0.82, 其中2011年短期成分的增长率为0.74% (国际金融危机后短期成分的最大增幅)。但与此同时, 长期趋势和随机趋势仍然在持续结构性下移。这就表明, 应对金融危机的刺激, 在很大程度上是短期冲击。

(2) 我国经济运行形成了长期趋势的结构下移与短期成分下行的双重叠加

由前述, 长期趋势的结构从2010年以来持续下移, 尽管应对金融危机的短期冲击推动GDP短期成分的水平值从2010年的-0.66连续上升到2012年的0.82, 但短期成分的上升并不能逆转长期趋势的下行。因此, 我国的宏观经济在2010年至2012年形成了长期趋势结构性下移和短期成分上升的组合。但是, 随着刺激效应的衰退和刺激政策的退出, 短期成分从2013年开始持续下降, 2014年的短期成分下降0.55, 而2014年的长期趋势增长率持续下降到7.6%, 由此而形成长期趋势的结构下移与短期成分下行相叠加。这一特征意味着, 2014年及其后续2-3年, 我国经济运行将继续长期趋势的结构下移与短期成分下行叠加的格局, 但是, 下行的幅度明显萎缩。这也是我国当前宏观经济重要的特征。这一特征意味着, 遏制当前的经济增速持续下滑, 以刺激需求而扭转短期成分的下行也是必要的宏观措施。

4. 中国经济新常态的数量描述

总括上述, 我国GDP的长期趋势的结构持续下移, 并且形成了与短期成分下降相叠加的格局。具有典型意义的时间节点是2014年, 当年GDP的长期趋势下降到7.6%, 其中的随机趋势下降1.83, 短期成分下降幅度达到0.55。于是, 2014年GDP的对数增长率分解为 $9.43-1.83-0.55 (=7.05)$ 。上述结果清晰地揭示了2014年经济增长的下降, 主要源于长期趋势的下降与下行短期成分的叠加。面对下降的长期趋势与短期成分叠加, 我们必须回答的问题是, 长期趋势的结构下移与短期成分的下行是否以及如何延续? 经济减速换挡将换至什么挡位? 经济增速将稳定在什么区间? 不难看出, 这些问题也是从数量的角度描述经济新常态。

(1) GDP长期趋势的结构将下移至5.5%—7.5%

我们考察长期趋势和随机趋势的演变。

其一，长期趋势的降幅收窄，意味着长期趋势渐趋稳定。由前述，长期趋势增长率从2010年的9.44%下降到2014年的7.6%。分年度看，2012年长期趋势增长率为6.66%，相比2010年下降了2.78个百分点，2013年长期趋势增长率为7.25%，相比2010年下降了2.19个百分点，2014年相比2010年则进一步下降了1.84个百分点。这一系列数据说明长期趋势下移的幅度正在明显缩小。这就隐含了长期趋势的结构即将趋于基本稳定。

其二，GDP长期趋势的结构将下移至5.5%—7.5%。从表1可知，短期成分的下行已经部分的抵消长期趋势和确定性趋势成分。2014年，随机趋势和短期成分的下降总共抵消了时间趋势增长率的25%，推动长期趋势的结构下移至7.6%。针对上述长期趋势和短期成分的相互影响的分析，本文基于两个条件，推断GDP的长期趋势的取值范围。第一个条件是时间趋势的结构向下突变25%。这一条件来源于GDP的确定性趋势正在被随机趋势和短期成分所抵消，基于2014年的结果，假设确定性时间趋势结构改变为7.07%（亦即时间趋势的增长率（斜率）下移25%，共下降2.36个百分点）。进一步，2010年至2014年随机趋势下降幅度的均值为1.57，依此推断，长期趋势的增长率最低可能下降到5.5%（7.07-1.57）左右。由于这一数据源于时间趋势的结构向下突变25%，并且随机趋势继续下降1.57，因此，我们将5.5%作为长期趋势增长率的下限值。第二个条件是长期趋势的结构基本稳定。2014年长期趋势的年度结构为7.6%，随机趋势下降的幅度假设为0.79（1.57的一半），据此递推分解，后续的时间趋势的结构大致稳定在8.25%左右（下移了1.18个百分点），据此，长期趋势的结构自然延伸至7.5%。这一数据相对于2014年而言，仅仅下移0.1%，这一下移的幅度显然不构成长期趋势结构的向下突变而是现有结构的自然延伸，因而是一种比较理想的状态，故作为长期趋势可能取值的上限。至此，本文提炼出GDP的长期趋势增长率的取值范围为5.5%—7.5%。

（2）经济新常态下GDP增长率的取值范围为4.9%-8.3%

进一步，本文基于长期趋势的结构性下移，推断GDP增长率可能的取值范围。为此，再次考察短期成分波动可知，2014年的短期成分的下降幅度达到0.55，鉴于“微刺激”政策的实施，本文假设后续的波动小于或者等于0.55，将其与长期趋势的下限值（5.5）合并，形成GDP增长率的下限值为4.9%（5.5-0.55）。另一方面，从表3和图1可知，国际金融危机后短期成分的最大增幅出现在2011年，高达0.74。但是，随着经济新常态下不可能实施与应对金融危机相同或者类似的强刺激政策，导致短期成分不可能出现与2011年相似的急剧上升。据此，本文取0.74作为短期成分上升幅度的上限，将其与长期趋势增长率的上限值相加，形成GDP增长率的上限值为8.3%。这样就形成新常态下经济增长速度可能的取值范围为4.9%—8.3%。

(3) GDP增速将以91.5%的概率稳定在6%—7.5%之间。

为寻找经济增长概率最大的区间亦即经济增长可能稳定的区间,本文基于GDP长期趋势的结构性下移和它的取值范围,对GDP增速的历史数据,检验其是否服从“截尾”正态分布(参见Barr & Sherrill, 1999)并且基于此计算概率最大的增长区间。我们使用Lilliefors(Lilliefors, 1967)等方法进行检验。这一检验的基本思想是拟合待检验的数据的经验分布函数,并与正态分布函数进行比较,检验数据是否服从正态分布:

$$D = \max_z |F^*(Z) - S_N(Z)| \quad (17)$$

其中 $S_N(Z)$ 是数据的经验分布函数,由样本中小于 Z 的数据所占的比例构成, $F^*(z)$ 是均值为 μ^* ,标准差为 σ^* 的正态分布函数, μ^* 和 σ^* 分别代表GDP增速数据的样本均值和标准差。在正态分布原假设成立时,根据大数定理, D 依概率收敛到零。将样本期的数据代入(17),通过蒙特卡罗模拟得到其临界值,基于此计算检验统计量 D 的p值为38%,因此接受正态分布原假设³,即GDP增速服从正态分布。

进一步,我们根据截尾的正态分布,计算具有最大概率的增长速度:为此,我们假设经济新常态下经济增速服从上限(记为 ξ_1)为8.3%,下限(记为 ξ_2)为4.9%,据此计算经济增速落在区间 (η_1, η_2) 的概率为:

$$p = [\Phi((\eta_2 - \mu) / \sigma) - \Phi((\eta_1 - \mu) / \sigma)] / [\Phi((\xi_1 - \mu) / \sigma) - \Phi((\xi_2 - \mu) / \sigma)] \quad (18)$$

其中 $\Phi(\cdot)$ 是标准正态分布的累积分布函数, μ 是上限和下限的均值6.6%。由前述,2012至2015年实际GDP同比增长率从7.7%持续下降至6.9%,基于这一现实,本文将标准差 σ 取2012至2015年的样本标准差0.4,代入(18)计算经济增长速度落在不同区间的概率,其结果为:GDP增速将以91.5%的概率(最大概率)落在区间6%—7.5%⁴。这一结果有两重含义,其一是后续若干年,我国经济增速将主要聚集于7个百分点左右;其二是出现低于6或者高于7.5个百分点的增速仅仅是概率各为4.25%的小概率事件。从这个意义来说,经济新常态下的经济增长,将稳定在6%—7.5%之间;经济增速将从10%左右的挡位换至6%—7.5%左右。本文认为,这一结果具体的揭示了我国经济新常态重要的数量特征。

(4) 新常态下的宏观经济管理

³Jarque-Bera 正态分布检验统计量的 p 值为 97%, 同样接受正态分布的原假设。

⁴对应原始口径增长率,而原始口径增长率 6%、6.9%和 7.5%对应的对数增长率分别为 5.83%、6.67%和 7.23%。

从本文分解结果看, 2001年至2009年, 长期趋势的平均增长率为9.88%, 而2010年至2012年仅为8.14%, 上述两个典型时期相比较, 长期趋势下降了1.74个百分点, 但是对应的短期成分的增长幅度只上升了0.62个百分点, 仅仅抵消了GDP同期下降幅度(1.12个百分点)的55%。这一系列的数据表明, 经济刺激尽管在短期可以带动短期成分的上升, 但上升的短期成分不可能抵消长期趋势的下降。而根据Blanchard & Fischer (1989) 界定的长期趋势的内涵, GDP的长期趋势主要源于技术进步和创新、制度变革等长期经济增长因素的变化。于是, 长期趋势的内涵以及我国的长期趋势和短期成分的变化启示我们, 新常态下的宏观经济管理, 应将过去以刺激政策为主的宏观调控转变为培养和促进长期经济增长因素为主的宏观经济管理, 其主要内涵为, 进一步发展和完善鼓励创新和科技进步的政策和措施, 不断提高经济增长的科技含量; 进一步提高基础教育、职业教育和高等教育的办学水平和质量, 不断提高人力资本水平; 促进创业创新, 发展经济新业态而不断形成新的供给因素; 坚持以市场配置资源为主的理念, 不断提高市场配置资源的效率; 努力推动经济结构和产业结构的调整和升级, 使之不断适应全球性的技术进步和结构调整。沿用Blanchard & Fischer (1989) 关于长期趋势及其内涵的要义, 以及蔡昉(2013)关于2010年后潜在经济增速下滑的供给侧的分析, 经济新常态的宏观经济管理, 也可以解释为从主要使用刺激的宏观调控转变为加强供给侧结构性改革为主的宏观经济管理。

但是, 加强供给侧管理为主并不是完全放弃适度刺激政策, 由于短期成分波动来源于短期经济波动因素的改变, 当短期成分下行时可适时适度的刺激经济, 促使短期成分的上升。表3显示, 2014年下降的短期成分导致实际GDP增长率下降了0.55个百分点, 因此2014年可以作为适度刺激经济的时间节点并且延续至短期成分止跌回升。

四、结论与意义

本文的主要结论及其蕴含的意义概括如下:

第一, 我国GDP的长期趋势发生结构性下移: 2001年至2009年期间, GDP的长期趋势的年均增长率为9.88%, 而2010年至2014年则下移到7.85%, 2014年更是下降到7.6个百分点。我国现阶段GDP增长速度的持续下降, 主要源于长期趋势的结构性下移。GDP的短期成分从2013年开始向下波动, 2014年短期成分下降幅度达到0.55, 形成下降的短期成分与长期趋势相互重合, 我国现阶段处于长期趋势的结构性下移和短期成分下降的叠加期。

这一结果表明，我国 GDP 增速持续下降来源于长期趋势的结构性下移，遏制经济增长的持续下降最为重要的途径是通过促进和培育长期经济增长因素而促进经济的长期增长，通过实时适度刺激而扭转短期成分的下降。

第二，驱动我国 GDP 长期趋势结构性下移的主要因素是资本积累和技术进步的速度下降、人口红利消失、结构性减速、以及世界经济趋势的衰退等长期的经济因素，亦即经济增长的供给因素。从这个角度来说，长期趋势的结构下移隐含了对应的宏观经济的弱供给特征，因此，长期趋势的结构下移，亦可以作为供给侧结构性改革的计量证据。

第三，我国 GDP 的增长速度将以 91.5% 的概率稳定在 6%—7.5% 之间。基于长期趋势的结构性下移，本文提炼出 GDP 长期趋势的取值范围是 5.5—7.5 个百分点，GDP 增长率的取值范围为 4.9%—8.3%。在此基础上，经检验证实 GDP 增长率服从截尾正态分布，据此计算，GDP 增长速度将以 91.5% 的概率在 6%—7.5% 之间取值，而小于 6 个百分点和大于 7.5 个百分点的增长都是小概率事件，其概率均为 4.25%。这一组数据描述了经济新常态的数量特征。本文据此认为，GDP 的 6—7.5 个百分点的增长区间不仅是经济增长的稳定区间，也是经济增速从 10% 左右换挡至 6%—7.5% 之间的证据。

第四，经济新常态的宏观经济管理，应从过去的刺激为主的宏观调控转变为促进和培育长期经济增长因素和加强供给侧的结构性改革为主；与此同时，在 GDP 的短期成分下行或者周期性下滑，实时适度的实施刺激性调控。

参考文献

- [1] 白重恩、张琼, 2015:《中国生产率估计及其波动分解》,《世界经济》第12期。
- [2] 蔡昉, 2013:《认识中国经济的短期和长期视角》,《经济学动态》第5期。
- [3] 蔡跃洲、付一夫, 2017:《全要素生产率增长中的技术效应与结构效应》,《经济研究》工作论文。
- [4] 龚刚、高阳, 2013:《理解商业周期:基于稳定和非稳定机制的视角》,《经济研究》第11期。
- [5] 郭红兵、陈平, 2010:《基于SVAR的中国产出缺口估计及评价》,《数量经济技术经济研究》第5期。
- [6] 韩永辉、黄亮雄、邹建华, 2016:《中国经济结构性减速时代的来临》,《统计研究》第5期。
- [7] 李扬、张晓晶, 2015:《“新常态”:经济发展的逻辑与前景》,《经济研究》第5期。
- [8] 陆明涛、袁富华、张平, 2016:《经济增长的结构性冲击与增长效率》,《世界经济》第1期。
- [9] 欧阳志刚、史焕平, 2010:《中国经济增长与通胀的随机冲击效应》,《经济研究》第7期。
- [10] 张卫平、李天栋, 2012:《中国的货币在长期是中性的吗?》,《经济研究》第4期。
- [11] 张晓晶, 2016:《发达经济体“新平庸”与我国应对方略》,《当代经济》第3期。
- [12] 中国经济增长前沿课题组, 2012:《中国经济长期增长路径、效率与潜在增长水平》,《经济研究》第11期。
- [13] 中国经济增长前沿课题组, 2014:《中国经济增长的低效率冲击与减速治理》,《经济研究》第12期。
- [14] Barr D R, and Sherrill E T, 1999, “Mean and Variance of Truncated Normal Distributions”, *American Statistician*, 53(4), 357-361.
- [15] Beveridge S, and Nelson C R, 1981, “A New Approach to Decomposition of Economic Time Series into Permanent and Transitory Components with Particular Attention to Measurement of the ‘Business Cycle’”, *Journal of Monetary Economics*, 7(2), 151-174.
- [16] Blanchard O J, and Fischer S, 1989, *Lectures On Macroeconomics*, MIT press.
- [17] Blanchard, O. J, and Quah, D, 1989, “The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances”, *American Economic Review*, 79 (4), 655-673.
- [18] Centoni M, Cubadda G and Hecq A, 2007, “Common Shocks, Common Dynamics, and the International Business Cycle”, *Economic Modelling*, 24(1), 149-166.
- [19] Claus I, 2003, “Estimating Potential Output for New Zealand”, *Applied Economics*, 35(7), 751-760.
- [20] Garc ía-Cicco J, Pancrazi R, and Uribe M, 2010, “Real Business Cycles in Emerging Countries”, *American Economic Review*, 100(5), 2510-2531.
- [21] Gordon R J, 2015, “Secular Stagnation: A Supply-Side View”, *American Economic Review*, 105(5), 54-59.
- [22] Johansen S, 1995, *Likelihood-Based Inference In Cointegrated Vector Autoregressive Models*, Oxford

University Press.

- [23] King R, Plosser C I, Stock J H, and Watson, M. W., 1991, “Stochastic Trends and Economic Fluctuations”, *American Economic Review*, 81(4), 819-840.
- [24] Lettau M, and Ludvigson S C, 2013, “Shocks and Crashes”, *NBER Macroeconomics Annual*, 28(1), 293-354.
- [25] Lilliefors H W, 1967, “On the Kolmogorov-Smirnov Test for Normality with Mean and Variance Unknown”, *Journal of the American Statistical Association*, 62(318), 399-402.
- [26] Lorenzoni G, 2009, “A Theory of Demand Shocks”, *American Economic Review*, 99(5), 2050-2084.
- [27] Mazzi, G. L., Reynès, F., Lemoine, M., and Veroni, P., 2008, “Real Time Estimation of Potential Output and Output Gap for the Euro-Area: Comparing Production Function with Unobserved Components and SVAR Approaches”, working paper
- [28] Mitchell J, Mazzi G L, and Moauro F, 2008, “Structural VAR Based Estimates of the Euro Area Output Gap: Theoretical Considerations and Empirical Evidences”, working paper.
- [29] Ouyang M, and Peng Y, 2015, “The Treatment-Effect Estimation: A Case Study of the 2008 Economic Stimulus Package of China”, *Journal of Econometrics*, 188(2), 545-557.
- [30] Phillips P C B, 2010, “The Mysteries of Trend”, *Macroeconomic Review*, 10, 82-89.
- [31] Schumacher C, 2002, “Forecasting Trend Output in the Euro Area”, *Journal of Forecasting*, 21(8), 543-558.
- [32] Stock J H, Watson M W, 1988, “Testing for Common Trends”, *Journal of the American statistical Association*, 83(404), 1097-1107.
- [33] Taylor J B, 2000, “Teaching Modern Macroeconomics at the Principles Level”, *American Economic Review*, 90(2), 90-94.

我国市场基准利率的选择与培育

——基于价格型货币政策传导渠道的分析

李维林¹朱文君²

【摘要】基准利率的合理确定对促进金融的发展具有重要意义，这种利率既是金融市场的投资者和参与者进行金融决策的参照体，又是货币当局制定和实施金融政策必须高度关注和利用的对象。本文采用 2006—2016 年 Shibor、同业拆借率、债券回购利率数据，立足于价格型货币政策传导渠道框架，从利率各品种之间的联动性及基准利率地位、市场利率与货币政策利率的关系两方面分析三种利率在扮演基准利率中的地位和作用。结果表明，对于期限在三个月以内的短期，Shibor 更适合作为基准利率，其优势体现在报价的连续性、应用的广泛性、对货币政策传导及宏观经济调控的有效性；但其中长期的基准性尚待加强。

【关键词】基准利率 Shibor 多元向量自回归 VECM

一、引言

基准利率作为利率体系的核心，可以反映和影响货币市场其他利率的变化，充当央行货币政策的传导工具。当前，我国着力构建利率走廊，将调控手段由价格调控转向数量调控。作为利率走廊的核心，基准利率的合理确定及培育将有利于货币政策的落实，促进金融发展。此外，随着利率体系的逐步完善，我国基准利率与宏观经济和货币政策之间的联系将更加紧密。一方面，基准利率与宏观经济变量之间具有较高关联性，使得基准利率作为货币政策中介目标的重要参考成为可能。另一方面，货币政策对基准利率有着显著影响，又使得我们通过基准利率来考察货币政策效果成为可能。这对分析、判断宏观经济态势及预期，制定切实可行的货币政策有重要意义。

我国利率市场建设起步较晚，发展还不成熟，形成了多种利率并行的利率体系，并在不同时期选择了不同的利率作为基准利率，如存款利率、债券回购利率、同业拆借利率等等，

¹李维林，山东大学经济学院

²朱文君，恒丰银行总行

但是仍没有形成一致公认的基准利率。金融机构在进行产品定价时参照的基准利率并不统一，影响了金融产品创新的步伐。随着利率市场化的深入，我国将逐步实现以市场基准利率为核心的利率体系，那么，面对目前众多的基准利率品种，如何判断其基准属性，进一步的发展和培育成为当前研究的重点。

本文将研究框架构建在价格型货币政策的传导机制，一是将基准利率选择与货币政策相结合，在兼顾基准性的同时，更注重传导枢纽功能；二是对利率数据采取了分段分析，比较清楚的呈现出金融危机前后，基准利率间地位和相互关系的变化；三是将货币政策利率做短期和中期的区别，从动态视角研究基准利率对不同期限政策利率冲击的反应灵敏度（速度与强度）和恢复短期均衡的能力。以上创新点均提高了本文分析结果的可信性和现实意义。本文的研究成果有利于市场主体把握我国基准利率的基准性水平、波动特征以及基准利率与央行货币政策之间的关系，为进一步培育市场基准利率提供参考。

二、文献综述

已有很多学者对基准利率问题进行了研究，试图选择合适的利率作为我国当前的基准利率。研究方法主要分为定性和定量分析：前者通过探究基准利率的性质，比较不同利率的形成机制、参与方、成交量等方面的优劣；后者主要通过模型，利用统计结果展现利率间的相互影响关系。

温斌(2004)从交易量和交易主体、与货币供应量和国民经济相关系数等七个方面分析，发现银行间同业拆借利率和债券回购市场利率均可以作为基准利率。戴国强(2006)从统计分析角度对相关利率关系做了 Granger 因果检验，发现银行间债券市场利率适于作为当前中国金融市场短期基准利率。蒋贤锋(2008)利用均值-方差法探究各项利率是否在有效前沿，发现相比于银行间隔夜拆借利率和回购利率，活期存款利率有效性更强，应该作为基准利率。

由于分析的标准不同，仅对当时可得的有限品种、期限的利率进行实证研究，很容易得出以上矛盾的结论，这也佐证了 Gürkaynak 和 Sack(2007)的观点，为后续研究提供了积极有益的视角和方法。自 2007 年 Shibor 公开运营之后，Shibor 被普遍认为是当前基准利率的最优选择。继以上研究，彭红枫(2010)对主要利率品种构建 VAR 模型分析，格兰杰因果检验显示虽然银行间债券回购利率仍为主要的格兰杰因，但 shibor 已逐步具备基准利率的性质。梁琪(2010)采用协整及 VECM 模型，并同样做了因果检验，得出相似结论。叶永刚(2012)探究了政策性利率与市场利率的关系，分别用央票利率和 Shibor 做代表，通过

协整分析发现两者之间的正向均衡关系。项卫星(2014)较全面地采用已有分析方法的同时,利用 EGARCH 模型证明了 Shibor 具有良好的基准利率属性。

上述研究是对基准利率培育的有益探索,并且得出了较一致的结论。但仍存两方面不足:一是随着利率市场的发展,利率间的相互影响也在发展变化,如短期利率和长期利率之间存在协整关系(Campbell 和 Shiller, 1991),而上述文献对这一动态过程的体现较少。二是随着经济环境的变化,对基准利率属性的侧重也会有所变化(He 和 Wang, 2011)。当前,利率不仅对货币市场,对整个资本市场也发挥着广泛影响。作为间接宏观调控的传导渠道,基准利率应体现并传导宏观经济变化的信号。

三、我国基准利率选择的基础性分析

2007 年 1 月 4 日,上海银行间同业拆借利率(Shibor)由全国同业拆借中心对外正式发布,被广泛认为是金融市场的基准利率。在此之前,1996 年公布的中国同业拆借利率(Chibor)一直被视为我国的基准利率。此外,银行间债券回购利率(RepOr)也被美国等多个国家作为市场基准利率。三个利率体系在报价团、价格生成方式等方面存在诸多差异。

首先进行定性分析。从连续性上看,Shibor 与另外两个利率相比的一大特点是,Shibor 是基于报价形成的利率体系,而 RepOr 和 Ibor 是基于交易报价形成的。这就保证了利率的连续性,以及期限结构的完整性。从交易主体上看,Shibor 由 16 家高信用等级的商业银行报价生成,成员精干且信用度高;RepOr 的报价团包括了场外债券市场中各种类型的投资者,具有较广的涵盖范围和较强的市场相关性。虽然后者更能反映市场资金供求的变化,但缺乏连续性,使得在应用范围上,Shibor 更具优势。

接下来进行定量分析。对 Shibor、Ibor、RepOr 的日度交易数据做统计性描述,作为本文由浅入深地认识经济变量的窗口。对不同期限的日度交易数据进行统计性描述。每种利率均包含隔夜、1 周、3 个月数据(分别用 001、007、090 表示),这样我们一共有 9 种利率。其中,样本期为 2007 年 1 月至 2016 年 3 月。结果如表 1 所示:

表 1 各期限利率数据统计性描述

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
R001	2349	2.365508	1.069003	0.8077	11.7436
S001	2349	2.357333	1.066458	0.8008	13.444
I001	2344	2.379462	1.074698	0.8064	13.8284
R007	2349	3.004648	1.273797	0.872	11.622
S007	2349	2.98596	1.260769	0.88	11

I007	2345	3.095558	1.284195	0.8855	12.2521
R090	1768	4.048831	1.336132	0.93	9.7946
S090	2349	3.740924	1.257841	1.2044	6.4611
I090	1777	4.154481	1.301048	1.1164	9.8942

在 2007 年 1 月至 2016 年 3 月 24 日(2349 个交易日), Shibor 在各期限上的报价均连续, 而 Repor 和 Ibor 在 3 个月利率的交易期限里, 出现了价格不连续的情况, 并且期限越长, 交易频率越低, 尤其是 6 个月及以上期限的利率, 一半以上的交易日无交易, 表明在期限的长端, Repor 和 Ibor 并不适合作为基准利率。从这一点可以看出 Shibor 在报价连续性上的优势。从整体利率均值来看, 随着期限的延长, 利率水平也逐步提高, 表明初步具备了合理的利率期限结构。

对于 3 个月以内同一期限的利率均值来看, Shibor, Repor, Ibor 依次提高。首先, Ibor 在利率生成机制上, 没有相应资产作抵押, 属于信用拆借, 而 Repor 生成于有价证券抵押基础上, 并且一般为信用等级较高的国债, 属于质押拆借, 风险要远低于信用拆借, 因此 Ibor 的利率报价高于 Repor。其次, Shibor 报价团成员的信用等级要高于 Repor 的报价团成员, 较高的信用等级为低利率提供了空间, 并且 Shibor 采用的是报价而非成交价, 不受成交的风险因素影响, 剔除了风险溢价, 使得 Shibor 低于 Repor。

从方差波动来看, 隔夜利率的方差低于 7 天利率, 其中, Shibor 隔夜拆借利率的方差最小, 波动性低于其他利率, 是最平稳的利率品种。当期限在 3 个月及以上时, 方差随着期限的延长逐渐减小, 由于利率水平随时间增加, 此时根据均值-方差关系可以发现, 高利率水平与低方差相对应, 表明该期限内的利率缺乏有效性。Repor 与 Ibor 方差较低可能因为样本值较少, 但 Shibor 具有连续报价, 依然出现该现象, 表明在利率的长端, 银行间市场利率的有效性还需要加强。

进一步研究利率之间的相互关系。从 2007 年到 2016 年, 在这一较长的时间跨度里, 包含了 2008 年经济危机前中后多个时期的情况, 经济环境发生了较大的变化, 加上利率市场化的推进和资本市场的发展, 对于不同种类、期限的利率, 相互之间的关系也会发生变化。使用长时间跨度数据反映的是整体情况, 但不能体现结构性的变化。因此, 本文将分时间段研究利率间的关系。以按照经济环境的变化并尽量将样本等分为原则, 本文将 2009 年 10 月 30 日和 2012 年 6 月 8 日为节点, 将其划分为三个时期: 2007.01—2009.10 包含了金融危机发生前后一年, 2009.10—2012.06 为危机后经济恢复阶段, 2012.06—2016.03 作为利率市场化阶段。2012 年 6 月 8 日降息与利率浮动范围扩大调整同步展开, 存款利率上限放宽为 1.1

倍, 贷款利率下限降低为 0.8 倍, 随后频繁扩大存贷款利率浮动范围, 进入利率市场化阶段。首先对分段后的利率进行平稳性检验, 结果均拒绝存在单位根的原假设, 为平稳的时间序列, 进一步按照 AIC 及 SIC 准则选择合理的滞后阶数, 做 VAR 模型并进行格兰杰因果检验, 结果如表 2 所示:

表 2 主要短期利率的格兰杰因果检验

原假设	001			007		
	Stage1	Stage2	Stage3	Stage1	Stage2	Stage3
Repor 不是 Shibor 的格兰杰因	拒绝	拒绝	拒绝	拒绝	拒绝	拒绝
Ibor 不是 Shibor 的格兰杰因	接受	拒绝	拒绝	拒绝	接受	接受
Shibor 不是 Repor 的格兰杰因	拒绝	拒绝	拒绝	接受	接受	拒绝
Ibor 不是 Repor 的格兰杰因	接受	拒绝	拒绝	拒绝	接受	接受
Shibor 不是 ibor 的格兰杰因	拒绝	拒绝	拒绝	接受	接受	拒绝
Repor 不是 ibor 的格兰杰因	拒绝	拒绝	拒绝	拒绝	拒绝	拒绝

分时段研究后的结果与已有文献长时间序列作出的结果近似, Shibor、Repor 和 Ibor 之间有较强的互动关系, 并进一步更清晰地展现出相互关系的变化。

隔夜利率。只有在第一阶段, Ibor 不能在 5% 的水平下拒绝原假设, 不是 Shibor 和 Repor 的格兰杰因。可能的解释原因是金融危机期间, 银行间拆借利率由于缺少有价证券作抵押, 使得交易并不活跃, 而银行间质押式回购市场和 Shibor 由于较高的信用情况, 成为短期资金借贷的主要场所, 报价互相参考, 并且受 Ibor 的影响较小。危机后, Shibor、Repor 和 Ibor 恢复相互影响关系。

周利率。周利率在分段研究后的结果反映出三种利率之间因果关系的变化。在 2007—2009 年, Shibor 的报价参照了 Repor 和 Ibor, 并对这两个利率没有显著影响, 基准性并不明显。2009 年到 2012 年 Shibor 仍然没有发挥基准带动作用, 值得注意。Ibor 从此之后就不再是 Shibor 和 Repor 的格兰杰因, 表明 Shibor 运行之后, 逐渐代替了 Ibor, 但仍然参照 Repor 报价。从 2012 年至今, Shibor 拒绝原假设, 成为 Repor 和 Ibor 的格兰杰因, 并与 Repor 互相影响, Shibor 已经逐渐具备了基准性。综合来说, 周利率上, Ibor 由格兰杰因变为非格兰杰因, 而 Shibor 由非格兰杰因变为格兰杰因, Repor 始终稳定地作为格兰杰因, 说明在周利率上, Repor 对 Shibor 和 Ibor 有稳定的影响。此外随着 Shibor 市场的逐渐完善, Shibor 在周利率市场上的基础地位也得到巩固和提高, 但下一阶段 Shibor 报价行还有待于提高报价水平。

四、我国基准利率选择的传导性分析

在利率市场化的大背景下,以利率为中介指标的货币政策传导机制的实现依赖于基准利率和宏观经济的关系。货币市场基准利率与宏观经济指标之间只有具备较高的相关性,中央银行才能通过对基准利率的调控,影响宏观经济的变化,实现货币政策意图。基准利率一方面要能够体现货币政策,另一方面要与经济体相关,反映出经济中的货币供需情况,并将货币政策传递给经济体。

本文将侧重于分析基准利率对货币政策的传导性。目前央行调控的主要措施有:调整存款准备金率、再贷款、再贴现、调整存贷款利率、公开市场操作等。其中存款准备金率、存贷款利率和公开市场操作是最常用、影响力度较大的货币手段,而公开市场业务操作与其他两大政策工具相比,由于其具有灵活性、微调性和主动性的特点,目前已成为我国主要的货币政策工具,并且也是未来货币政策工具的重点发展方向。因此,从公开市场业务的角度出发,研究基准利率受货币政策的影响程度,是选择基准利率的重要指标。从央行发行利率与市场利率的走势来看,二者趋势相似,存在一定的协整关系。

本文选取 7 天公开市场操作利率和 3 个月央票利率作为政策性利率。目前对央行政策利率的研究多采用 3 个月央票利率,然而,随着货币政策的细腻化和灵活度的增强,短期隔夜、7 天、14 天、28 天的正逆回购的使用也更加频繁。因此,本文将区分短期与中期的政策利率,分别研究基准利率对这两类货币政策的传导能力。(1) 7 天公开市场操作利率。央行通过多种工具,构建利率走廊,以希望引导短期市场的利率走向。有学者提出,可以正回购利率为下限,逆回购为上限,构建利率走廊,以引导 Repor007 在区间内波动。但目前,央行的公开市场操作具有明显的阶段性特点,如 2014 年,为对冲流动性,更多的采取正回购,2015 年,为注入流动性,普遍开展逆回购。难以在同一时间点形成政策性引导通道。因此,本文将正逆回购利率直接作为短期政策利率目标值,通过定期公布的方式来引导市场利率。数据区间为 2006 年 10 月—2016 年 3 月周利率,取周内回购利率的算术平均值,对于数据缺失月份,用 14 天及 28 天短期利率替代补齐,缺少交易数据则延续上一周观测值。(2) 3 个月央票利率,在没有央票发行期间,采取 3 个月正逆回购利率填补,如果均无央票和回购业务,则延续上一期观测值。数据区间为 2006 年 10 月—2013 年 6 月。以上数据均来源于国泰安数据库。

通过 ADF 单位根检验判定变量平稳性。频率为周的隔夜 Shibor、隔夜 Repor、7 天 Shibor、7 天 Repor、7 天回购利率均值、3 个月 Repor 为平稳时间序列,其余为一阶单整序列。对短期利率平稳的时间序列组,即隔夜和 7 天利率组直接构建 VAR 模型,对中期利率非平稳时

间序列，即 3 个月利率，进行一阶差分处理后构建 VAR 模型。根据 AIC，SBIC 信息准则选择滞后阶数，经检验，模型不存在自相关，VAR 系统特征值均在单位圆内，为平稳过程，系统稳定。基于上述 VAR 系统，进一步对序列做格兰杰因果检验，结果如表 3 所示：

表 3 政策利率对市场利率的格兰杰因果检验

源变量	被传导变量	Chi2	滞后阶数	P 值	是否为格兰杰因
P007	R001	27.928	5	0.000	是
	S001	25.207	5	0.000	是
	R007	9.9203	4	0.042	是
	S007	13.399	5	0.020	是
	R090	16.372	4	0.003	是
P090	S090	2.6401	5	0.755	不是
	R001	1.3052	3	0.728	不是
	S001	1.2777	3	0.734	不是
	R007	7.6969	3	0.074	是
	S007	6.5034	3	0.090	是
P090	R090	6.582	3	0.086	是
	S090	13.177	4	0.010	是

从格兰杰因果检验结果中可以发现，基准利率受短期和中期货币政策影响的情况是不同的。短期公开市场操作能够在 1% 的置信水平下影响隔夜市场利率、7 天市场利率，同时也是 3 个月银行间质押式回购利率的格兰杰因，但不是 3 个月 Shibor 的格兰杰因；对 3 个月央票利率的检验结果略有不同，是 7 天和 3 个月市场利率的格兰杰因，但不是隔夜市场利率的格兰杰因。也就是说，隔夜市场利率对短期公开市场操作的传导能力强于对中期政策利率，3 个月市场利率对中期政策利率的传导能力要强于对短期公开市场操作，而 7 天市场利率能够同时受两种期限政策利率的影响。

由于 3 个月数据为非平稳时间序列，为了探究基准率与政策利率的短期、长期均衡关系，本文将采用协整分析，该方法可分为 EG 两步法和 MLE 法：EG-ADF 方法第一步的估计误差会被带到第二步中，故不是最有效率的方法，而 MLE 能够同时估计长期和短期参数，更便于 STATA 处理，因此本文采用 MLE 法。依据 AIC, SIC 准则，确定最优势滞后阶数，分别建立两变量误差修正 VECM 模型，可得到长期均衡关系（表 4）和短期均衡关系（表 5）。

表 4 长期协整关系

变量	OLS		协整	
	长期系数	长期常数	长期系数	长期常数
R001	0.768***	0.365**	0.946***	0.007
S001	0.761***	0.375***	0.954***	0.014
R007	0.981***	0.385**	1.157***	0.021

S007	0.981***	0.382**	1.135***	0.060
R090	1.334***	0.268*	1.552***	-0.077
S090	1.360***	0.129	1.758***	-0.670

从以上数据可以看到，市场利率与央票发行利率间存在长期的正相关关系。从均衡系数中可以看出，由于隔夜利率的时间期限要短于 3 个月，因此隔夜利率系数均小于 1。而 3 个月市场利率的系数均大于 1，3 个月的市场利率高于 3 个月央票利率，这一价差可以认为是与央票利率相比的信用风险溢价。可以看出，市场的隔夜利率和 3 个月利率之间存在固定的利率差，这反映出市场利率在报价时参考了央票利率的价格，体现了央行公开市场操作的意图。对二者做格兰杰因果检验，可以发现央票利率为市场利率的单向格兰杰因，市场利率能在一定程度上反映央票利率的变动，体现出央行的政策意图，一方面使得市场利率能够对货币市场未来利率的变动做出很好的预期，为金融市场参与者提供参考标准；另一方面倘若市场利率的报价受央票利率的影响过大，会丧失利率的市场性，使得利率偏离市场真实利率水平，从而影响基准利率作用的发挥。

表 5 利率短期均衡关系

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
VARIABLES	D_r001	D_s001	D_r007	D_s007	D_r090
L_ce1	-0.188***	-0.173***	-0.235***	-0.230***	-0.0726**
LD.P090	0.00530	0.0476	1.519**	1.594**	0.501*
L2D.P090	-0.0727	-0.0829	-0.836	-0.849	0.130
L3D.P090	0.586	0.559	0.867	0.866	0.538*
Observations	345	345	345	345	347

一是政策性利率波动的影响，可以从上表 D.P090 的滞后项发现，系数越小，该市场利率对央票利率波动的消化能力越强。从一阶滞后项 LD.P090 的系数显著性，可以发现只有 7 天和 3 个月利率在 10% 的置信水平受上一期央票发行利率变动的影响，隔夜利率系数并不显著。从影响程度来看，央票利率对 7 天影响大于 3 个月，对隔夜利率的影响最小。

首先，隔夜市场利率对中期政策利率的反应并不敏感，在上表中体现为极小的系数，可以较快吸收政策利率变动的影响，即本期央票利率的波动对下一期市场利率的影响被降至低水平，本文认为其原因在于：（1）隔夜市场利率主要受金融机构资金头寸的充裕程度影响，而 3 个月央票对头寸的直接影响力度往往小于操作更频繁的短期公开市场操作。（2）3 个月央票利率反映出央行对中期利率水平的调控，从利率期限结构的形成和传导上来看，该利率更适于作为中期甚至更长期的市场利率参照，而反向对超短期隔夜利率的影响比较有限。上

文的 VAR 模型实证检验结果也显示，3 个月央票利率对隔夜市场利率的影响较弱，与此处分析吻合。

其次，7 天市场利率受政策利率变动的影 响是显著且持久的。政策利率的变动对下一期的影响不但没有缩小，反而被放大，体现在一阶滞后项系数显著大于 1，这也体现在脉冲响应图中，央票利率变动对 7 天利率的冲击能够持续 15 期以上，而对隔夜和 3 个月利率的影响则仅能持续 10 期左右。

再次，Repor 各期限利率的系数要小于 Shibor，表明对央票利率变动的吸收消化能力更强，但同时也说明，Shibor 更容易受到央行货币政策的调控。可能的原因是 Repor 作为交易利率，报价受更多市场因素影响，蕴含了微观经济主体应对政策变动的主观能动性，而 Shibor 作为报价利率，不受成交因素约束，报价团能更清晰的给出货币政策导向下的利率水平。

二是受偏离均衡水平的影响。误差修正项的系数越大，当偏离均衡时，回调的力度也越大。可以看到，7 天利率的误差修正机制调整力度最强，其次为隔夜市场利率，3 个月的调整力度较弱。此外，从市场利率间的比较来看，隔夜利率、7 天回购利率，Repor 对长期均衡的调整力度均大于 Shibor，其对央票利率影响的调整能力强于 Shibor。

综合上述分析，Shibor、Repor 与中期政策利率存在长期均衡关系，市场利率能够体现政策利率的变化。可以得到两个结论，一是隔夜市场利率对中期政策利率变动不敏感，7 天利率则受影响显著且持久，对 3 个月利率的影响会相对迟缓；二是 Repor 对中期政策利率变动的吸收和恢复均衡能力更强，蕴含了微观经济主体应对政策变动的主观能动性，Shibor 则更能体现货币当局的政策调控意图。

在 VECM 系统稳健的基础上，进一步做脉冲响应分析，从动态角度研究基准利率在受到中期政策利率冲击后的反应能力和调整速度（图 1）。

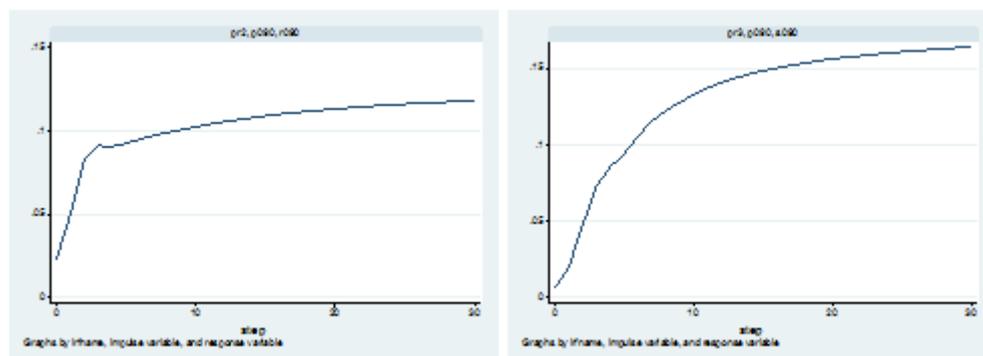


图 1 3 个月央票利率与 R090、S090 脉冲图

2006 年至今，货币市场利率（Shibor、Repur）能够较好地传导政策利率。两者协整，政策利率的变化能够引起市场基准利率水平的调整，组成的 VECM 系统平稳并且整体显著。从脉冲响应图来看，P090 对 R090 的影响在 0.12 个点，对 Shibor 的影响在 0.17 个点。1 单位政策利率上升在五周之内会引起 3 个月 Repur 利率约 0.8 单位的上升，20 周以内 1.2 单位的上升，且这种影响具有长期性。Shibor 的反应更和缓，逐渐调整并向均衡靠近，但受影响程度更深。此结果同时印证了上文的分析，即 Repur 面对政策利率冲击时，对相对利率变化的反应灵敏，吸收调整能力强，使得绝对利率水平较快调整到位，这同样也体现在其波动性即方差略大于 Shibor。但也值得注意，虽然 Repur 的调整能力更强，但其在均衡时呈现的受政策影响程度小于 Shibor，亦如前文分析，这一特性可能与其是交易利率有关。

五、结论及政策建议

本文立足于价格型货币政策传导渠道这一框架，从各利率品种之间的联动性及基准利率地位、市场利率与货币政策利率的关系两个方面，对 Shibor、银行同业拆借利率、银行间债券回购利率运行情况定性和定量分析，我们得到以下结论：

第一，从报价方式，报价机构，期限结构以及波动性等方面来看，Shibor 报价具有连续性、专业性、完整性和稳定性，使其在充当基准利率上更具优势。虽然银行间质押式回购利率的参与主体更具市场性特点，但在实际应用的广度上，Shibor 被更广泛地应用于金融产品的开发，已成为 3 个月以下短期利率和金融产品的主要参考利率，使其在金融市场的地位也不断提升。

第二，Shibor 与其他市场利率、政策利率都具有很强的相关关系。Shibor 在利率市场化改革之后，地位得到巩固和提高，开始对银行间债券回购利率产生影响，但后者仍是金融市场很重要的利率品种，得益于较大的交易量和广泛的市场参与主体，银行质押式回购利率始终对 Shibor 有影响。在利率市场化之前，Shibor 报价主要参照了银行间债券回购市场利率，同业拆借率也有一定影响。但在利率市场化全面开展之后，Shibor 逐渐替代了同业拆借利率，具备了一定基准利率的特点。

第三，基准利率对政策利率的传导及回调能力，有以下结论：（1）市场利率对短期和中期的货币政策反应是不同的。当央行采取短期公开市场正逆回购操作时，市场隔夜利率和 7 天利率反应最敏感，3 个月利率反应并不明显；当央行公开发发 3 个月央票时，市场隔夜利率不敏感，7 天利率则受影响显著且持久，3 个月利率也受影响但弱于 7 天利率。从利率期

限结构的形成和传导上来看，中期政策利率多通过7天和3个月市场利率传导，反向对超短期隔夜利率的影响比较有限。(2)Shibor和Repor都能够发挥政策利率传导作用，区别在于，对于政策利率相对值（一阶差分）的变动，Repor反应灵敏，吸收调整能力强，使得绝对利率水平较快调整到短期均衡水平，这同样也体现在其波动性即方差，略大于Shibor。相比较下，Shibor反应较为和缓，逐步向稳定状态靠近。(3)对于政策利率绝对值的变动，虽然Repor的调整能力更强，但其在均衡时呈现的受政策影响程度小于Shibor，可能的原因是Repor作为交易利率，报价受更多市场因素影响，蕴含了微观经济主体应对政策变动的主观能动性，而Shibor作为报价利率，不受成交因素约束，报价更能清晰明确体现货币当局的政策调控意图。进一步总结，在价格型货币政策传导过程中，Repor反应灵敏，调整迅速到位但不至于过度；Shibor和缓稳定，更易受到调控且程度较深。

目前我国的货币政策调控采取了数量、价格和宏观审慎政策结合的模式。随着利率市场化的深入和市场主体利率敏感性的增强，价格型货币政策的传导效率和落实效果有望进一步增强。在利率管制基本取消的当下，让市场在金融资源配置中发挥更重要的作用，货币当局可以疏通货币传导渠道，培育健全合理的基准利率，将有利于进一步提高政策的有效性和灵活性。综合以上分析，为了进一步培育市场基准利率，本文提出如下政策建议：第一，增进shibor报价的有效性。Shibor由报价生成，报价行的报价能力直接影响利率的有效性，在没有真实交易约束的情况下，要提高对报价行的报价水平，增强shibor独立运行能力。此外，要弥补shibor在中长期基准性的不足，考虑利用银行间回购利率做基准利率。第二，增强shibor在金融市场的基准性。将Shibor作为金融市场短期利率的基准，以此为核心构建利率走廊，进一步引导市场利率水平。由此，央行只需通过多种公开市场操作调控shibor，就能影响整个资金市场价格，实现增强Shibor基准性与提高利率走廊有效性的相互促进。第三，丰富政策调控方式，疏通利率传导机制。一方面，在货币政策由数量型调整向价格型调整转变过程中，需要更多的通过影响基准利率来调控经济，这从客观上要求丰富调控手段，增强货币政策工具对于基准利率的引导和调控作用。另一方面，基准利率作为连接货币政策行为与微观经济主体的桥梁，是间接调控方式下的重要媒介，要疏通利率传导渠道，使基准利率更灵敏地将政策导向与市场预期结合起来，实现调控金融变量，影响宏观经济运行的目标。

参考文献

- [1] 陈汉鹏、戴金平:《Shibor 作为中国基准利率的可行性研究》,《管理世界》2014 年第 10 期。
- [2] 戴国强、梁福涛:《中国金融市场基准利率选择的经验分析》,《世界经济》2006 年第 4 期。
- [3] 蒋贤锋、王贺、史永东:《我国金融市场中基准利率的选择》,《金融研究》2008 年第 10 期。
- [4] 李社环:《适应我国利率全面市场化的基准利率的研究》,《财经研究》2001 年第 4 期。
- [5] 梁琪、张孝岩、过新伟:《中国金融市场基准利率的培育——基于构建完整基准收益率曲线的实证分析》,《金融研究》2010 年第 9 期。
- [6] 刘金全、王勇、张鹤:《利率期限结构与宏观经济因素的动态相依性——基于 VAR 模型的经验研究》,《财经研财经研究》2007 年第 5 期。
- [7] 刘义圣、郭志:《利率市场化进程中利率规则在中国的适用性分析》,《宏观经济研究》2016 年第 2 期。
- [8] 彭红枫、鲁维洁:《中国金融市场基准利率的选择研究》,《管理世界》2010 年第 11 期。
- [9] 时光、高珂:《对 SHIBOR 作为我国货币市场基准利率的有效性检验》,《财经科学》2012 年第 2 期。
- [10] 王志栋:《中国货币市场基准利率选择的实证研究》,《投资研究》第 2012 年第 1 期。
- [11] 温彬:《我国利率市场化后基准利率选择的实证研究》,《国际金融研究》2004 年第 11 期。
- [12] 项卫星、李宏瑾:《货币市场基准利率的性质及对 Shibor 的实证研究》,《经济评论》2014 年第 1 期。
- [13] 徐寒飞:《利率非对称传导关系与利率政策的效率》,《世界经济》2004 年第 8 期。
- [14] 熊海芳、王志强:《给予市场利率的利率偏离与央行学习行文》,《宏观经济研究》2014 年第 11 期。
- [15] 叶永刚、陈勃特:《中国政策利率调控对市场基准利率的影响研究》,《管理世界》2012 年第 4 期。
- [16] 郑振龙、莫天瑜:《政策利率引导市场利率的走势吗——央票发行利率与央票市场利率双向互动关系研究》,《财贸经济》2011 年第 1 期。
- [17] Campbell, J. and Shiller, R., Yield spreads and interest rate movements. Review Of Economic Studies, Vol.58, No.3, 1991.
- [18] Gürkaynak, R. and Sack, B., Market-based measures of monetary policy expectations. Journal Of Business And Economic Statistics, Vol.25, No.2, 2007.
- [19] He, D. and Wang, H., Dual-track interest rates and the conduct of monetary policy in China. Journal Of Financial Research, Vol.23, No.4, 2011.

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

