

I 国际货币评论

International Monetary Review

主编：张 杰



以信用为基础的金融科技有助于普惠的实现

“一带一路”投融资机制建设：中国如何更有效地参与

经济新周期之辨——需求、供给与债务

监管压力、经济周期与宏观审慎政策效果

离岸人民币区域影响力研究——基于信息溢出的视角

王忠民

徐奇渊、杨盼盼、肖立晟

王 彬

马 勇、姚 驰

尹力博、吴 优

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）

龚圣林	曹 彤	陈卫东	丁剑平 丁志杰	鄂志寰
郭庆旺	焦瑾璞	Rainer Klump	IL HOUNG 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：张耘峯

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】

以信用为基础的金融科技有助于普惠的实现	王忠民	01
我国国际收支的金融调整渠道分析	丁志杰、李少昆、张堃	06
中央银行信息披露与通货膨胀预期管理		
——我国央行信息披露指数的构建与实证检验	闫先东、高文博	13
“一带一路”投融资机制建设：中国如何更有效地参与	徐奇渊、杨盼盼、肖立晟	30
经济新周期之辨——需求、供给与债务	王彬	44
监管压力、经济周期与宏观审慎政策效果	马勇、姚驰	68
离岸人民币区域影响力研究		
——基于信息溢出的视角	尹力博、吴优	84
不确定性与中国出口增长	鲁晓东、刘京军	103

【卷首】**以信用为基础的金融科技有助于普惠的实现**王忠民¹**一、引言**

我们在探讨金融科技和银行转型的时候，都是把金融和科技作为一个争取新的盈利通道、业务方式和成长空间的工具。大数据时代的来临，尤其是数字化时代的来临，使得银行由原来的线下业务，转变为线上线下业务同时进行，银行因此而称自己为数字化银行，甚至是智能银行，这样就把新科技带来的所有场景全部都放到银行原有业务和新开发的业务当中来。国有银行这样做的目的是利用新科技在与小银行的竞争中占据优势地位，四大国有银行的盈利模式和垄断性决定了其在金融科技方面的投入一定会超过其他银行，而拥有最大云端客户群体的工商银行又在四大国有银行中占据了优势。

二、金融科技企业的监管

小银行由于缺乏竞争优势而转向投资业务，开展涉及所有消费端口的消费金融业务。小银行为了去中介化，在双创环节中鼓励中小企业开展消费金融业务，称自己为直销银行，甚至直接称为科技而不是银行。例如蚂蚁刚开始的名字叫蚂蚁金服，后来直接叫蚂蚁科技。科技能穿透和抵达的金融业务他们都可以做，把科技本身、科技的应用场景和包括大数据、云计算、区块链在内的应用模式都应用到金融业务中，而且目前都是用这个方法去穿透金融业务的。蚂蚁科技最初只让做消费端口，每笔支付有一定的限额，后来开发了理财产品余额宝从而进入了货币市场。虽然余额宝上限是每个人十万，但是一个十万、两个十万……，最终也能达到一百万甚至更多，有人在余额宝打理了一百万以上。把钱数字化后，名字是什么不重要，无非是用技术解决规模的问题。

¹王忠民，中国人民大学国际货币研究所顾问委员、全国社会保障基金理事会副理事长

在这个竞争的过程中也产生了一些争吵和矛盾，最大的冲突就是监管部门认为，应当对开展银行业务的企业当银行对待，提出他们要有存款准备金等要求，将银行所有的监管措施都施加到这种企业上，这对所有以现金管理为端口的银行都是有压力的，至少会导致盈利水平大幅下跌。而企业认为把他们当银行监管必须要将对银行所有可以进入的资金渠道也要对他们开放，这就意味着机构业务、政府业务、社保业务等企业都能进入，企业就相当于没有发牌照的银行。如果这样的话，原来科技注入的那些因素当中产生的效率替代了银行多少，没有用银行的监管办法时企业的替代率比较高，采用银行监管后虽然替代率有所下降但还是高于银行的替代率。如果引入新的大量的资金流和资金业务进来，就可以从规模扩张中的效率产生大量的业务替代，这就是我们最担心的一种情况。

三、金融科技与普惠

今天我们看来，科技以及科技背后的金融成为了大家竞争以抢占市场、渠道和逻辑的一种工具和方法，科技如果能渗透到一切渠道当中，效率高就可以分享，而互联网在效率高的时候却可以赋能，因为他的用户多。对于国有银行而言，银行业务效率提高后，消费者并不会增加多少，但是当手机变移动支付时，移动支付上面的钱不存进银行就有利息收入，而且还比银行利息高，这就是以科技为手段抢占市场。以最快的速度获得流量，然后再从无限的维度去延伸，而且延伸的更快更多，用分享赋能的方式不断拓展，最后就发展成了一个生态公司，而且监管部门还不能轻易关掉这个公司，即使监管部门出台某种政策，还有考虑到市场是否允许。

这个场景背后的逻辑是，金融是干什么的？这个问题中的基础的是银行是干什么的，再基础一点就是人民银行是干什么的，而所有问题都集中到一点，那就是信用。把全中国过去、现在和未来的人的劳动和财富积聚的产物货币化之后变成一个信用背后的平台，在过去不论是货币、资本、还是债权，都必须以资本的形式存在；而现在工作和资本获得的回报，都是货币化的产物，这个货币背后是所有货币的信用场景，货币化打通了你我他在时间、空间上的隔阂，而货币化的背后就是所有的一切都基于信用。

在这个逻辑中有三个基本的状况：

第一，如果我们新的既有的金融没有站在这个基础之上的话，我们一定会对谁做金融和谁用新科技做金融产生分歧。如果没有好的信用场景，并且用新科技的名目或者利用新科技知识去做金融的话，人们一定会用差的信用去挣钱。P2P是好事情，可以实现去中介、点对

点的直接信贷，可以降低交易成本，但是也存在欺诈行为，而且诈骗速度很快。一切基于自然人和自然人衍生出的金融货币化的信用逻辑当中，一旦没有正向的逻辑，负向效应一定是最大化的。例如 ICO，通过发布一个虚拟货币，甚至连你要拿什么去 ICO，未来你给所有买你东西的人提供了什么服务和什么基础性的内容你都不清楚，ICO 背后的基础信用坍塌了，而不是 ICO 本身出了问题的。金融的任何一个架构，不管是货币架构、债权架构、股权架构，一定是做最快的创新，创新之后去欺诈，然后溜之大吉。

第二，因为所有的区块链点对点，所有的记录永恒，如果所有的东西都永恒的话，信用就会成为一个永恒，而且可以变成资本化价值化的东西，甚至还可以利用互联网公司进行 360 度延伸实现价值化。比如蚂蚁的消费者，利用蚂蚁的芝麻信用积分，就可以不交押金就能消费共享自行车，这无非是信用资本化应用的场景而已。我们说的每一句话做的每件事情都是信用场景，你失信一次，将永远没有市场，没有相信你的话，你做一次坏事情，你的信用就是负值。需要注意的是信用是行为金融，此行为一旦发生永远不可撤销，负的行为一定会使你的信用减值，而且最后减到你根本没有金融生存空间和社会生存空间。

第三，金融如何实现普惠？如果金融的第一场景货币产生了以后，让所有人的经济行为、财富行为、时间空间、过去财富积累以及追求未来财富增长的冲动创新和交易，都建立在信用基础之上，这就是货币产生之初的目的。当货币这样的时候，我们才发现基于信用的货币，才是货币的最根本的场景和要求，不管是用黄金做发行准备还是用比特币也做准备，如果信用基础是牢固的，即使货币的物理形态发生变化，用什么形式的货币做准备都没关系。而人们最担心的就是货币底端的信用不行，才要求用黄金或者其他形式做准备，最后发现主权是可以保证大家信用的。除了金融场景之外有法律的、社会的、政治的场景，用主权保证信用，而主权崩塌的唯一货币场景就是货币全部崩塌。例如我在津巴布韦用一美元买了一张数不清楚有多少个零的一张货币，这就是信用崩塌了。即使在主权货币下构建信用，主权背后的信用场景能不能始终维持，在把它变成纸币以后的信用是否不被破坏，主权的压力也是很大的。一旦被破坏就破坏了主权和所有的信用交织关系，这个交织关系是过去、现在、未来的你我他，包括在这个主权下任何一个场景下的其他方面的任何一个人。

因此货币要普惠就必须坚持以信用为基础的原则，这个基础原则通过两种逻辑来衡量。要坚持普惠，一是不能排除所有用货币化的东西的人，信用之外的其他标准都不能介入其中，只有信用一个纬度；二是，在本身的货币场景内不能有差异格局。任何人的单位货币都是

等值的、无差异的，有差序格局就相当于在货币的信用基础中加入了其他标准。这两个逻辑是很完整的闭环系统。有了这两点了以后，我们再看信用的延伸。

四、金融场景的信用延伸和普惠

人类会把金融场景不断的延伸，让货币化持续进行，所以我总觉得是 4+1 的场景，第一个延伸是货币端口，货币的发行、货币的信用传递、货币的流动性等这些东西都是基于货币端口的信用，不管谁都可以做，但是一定是货币拥有者的支付权利、消费权利、理财权利，这是毫无疑问的。第一个场景是货币场景，第二个场景就是杠杆率。作为芸芸大众，在房价低的时候没有用杠杆低压贷款去买房，现在房价贵了只能望洋兴叹。当我们把杠杆的所有场景对任何一个自然人和公司做的时候，一定是金融从货币端口到杠杆的信用端口，这背后的信用逻辑其实是不合理的信用场景。第三个场景是股权的端口，这个杠杆跟在债权当中的杠杆不一样，过去几年来我们中国人玩的是股权的信用空间紊乱和信用空间交织，无数人在这中间获益了。第四个场景就是最大的衍生品端口，衍生品就是为了缓释风险，如果没有风险管理市场，风险规避市场，我们面对的风险只有一个东西，做还是不做？债权清理还是不清理？一切风险都是你不能往前走的障碍，当有了缓释风险的时候你就做，无非是把风险再缓释出去。

为什么是 4+1 呢？是金融科技使金融在数据达到了这种程度，过去的情况是你的财富不进入大数据里头就不是财富，在没有云端的时候，数据管理是紊乱的，有了云端的时候，可以有各种链和算法，有一种算法一定在这个链当中形成一个有机的组织点，突然就有了区块链，效果高到了这种程度，你可以无数次的重复，而且可以去中介。新科技在面对金融的时候不仅可以发现新的金融链接，产生新的产品市场，还可以去中介，把所有的中间费用全部去掉。它的逻辑是在原来的四个场景中开辟了今天的 4+1 模式，这要比衍生品还要快，还要先进，而且在国外已经成熟了，只是移植过来而已。这个金融场景一定是把我们过去场景的其他东西全部替代了，因为过去的场景是在特殊的场景之下，效率和替代率都较低，即使利用新科技开展新业务，也不赋能，最关键的是即使你使用了新科技，新科技还不归具体的这个人。如果说一个金融机构最重要的领头人，干好这件事情都没得到有效的利益分享的话，即使干了这件事情他都觉没意思，而今天的金融科技恰好在这个角度来看。

如果按照这样的场景做的话，金融才真正普惠，才能让参与的每一个人、交易的双方以及场景不断延伸，而且历史就是这样从货币、债权、股权、衍生品到金融科技这样一个逻辑

延伸，所有这些东西都是我们今天的金融，一定要让科技和金融结合，才达到普惠。如果达到了普惠，我们再看，今天所有这些东西在普惠中国人的同时，一定要抓住一个点，使每个人金融背后的信用可记载、可累计、可价值化，使负信用也可记载、也无处可逃，这样才穿透了中国市场，才真正惠及每一个人。如果把信用基础做好以后，就能普惠到天下所有的人，除此之外其他的偏好性普惠全是错的，而所有的偏离了信用的东西，恰好是打破了公开和普惠的格局，才会带来新的金融寻租，而科技和金融结合起来的寻租行为找到新的负信用场景，才会把事情办好。如果这样进行风险管理，才是中国人的金融科技，如果不注意普惠真正触达的逻辑，不注意信用基础的根本的价值，我们可能把最好的工具用到最坏的方面，使局部人获益，而不是普惠。

我国国际收支的金融调整渠道分析

丁志杰¹ 李少昆² 张堃³

【摘要】随着跨境资本流动范围和规模的扩大，金融调整渠道对我国经济内外均衡的影响也不断增强。本文将存量估值效应纳入金融调整渠道，运用官方公开的国际账户数据测算我国金融调整渠道的规模，构建跨境资本流动效益分析框架，探讨国际金融危机的影响，并提出政策建议。

一、我国国际收支金融调整渠道测算

国际收支金融调整渠道是相对于贸易而言的，是指对外资产负债的收益成本对国际收支和对外资产负债状况的影响。金融调整渠道包括两个部分：一是国际收支平衡表经常账户中的投资收益。投资收益的贷方记录的是对外资产的收益，借方记录的是对外负债的成本。二是存量估值效应。存量估值效应是指资产价格和汇率变动导致的对外资产负债存量的价值变动。根据国际收支统计规则，国际收支平衡表只记录当期的经济交易，因此国际收支平衡表中的投资收益不包括存量估值效应。然而，存量估值效应作为跨境资本流动的结果，实实在在地影响一国对外资产负债头寸。国际收支平衡表上的投资收益相当于投资的利息，存量估值效应相当于投资的资本利得。为了区别于在国际收支平衡表上已经被反映的投资收益，也把存量估值效应称为表外的投资收益。

存量估值效应的测算涉及国际收支平衡表和国际投资头寸表。国际投资头寸表和国际收支平衡表金融账户的项目是一样的，前者反映的是对外资产负债存量。用本期期末的存量减去上一期期末的存量可得到当期的各项变动，而国际收支平衡表金融账户反映的是当期交易产生的对外资产负债变动，两者之差即存量估值效应。例如，国际投资头寸表显示 2015 年末我国外汇储备为 33304 亿美元，相比 2014 年末的 38430 亿美元，减少 5126 亿美元，但国际收支平衡表显示只减少 3423 亿美元，两者相差 1703 亿美元，这就是存量估值效应导致的外汇储备缩水。

¹丁志杰，中国人民大学国际货币研究所学术委员、对外经济贸易大学校长助理

²李少昆，对外经济贸易大学金融学院

³张堃，对外经济贸易大学金融学院

上述测算方法的一个争议是对国际收支平衡表中净误差与遗漏项的处理。该测算方法的一个隐含前提是把净误差与遗漏视同经常性交易。在发达国家，由于不存在资本管制，净误差与遗漏主要反映未统计到的经常性交易，所以这种测算方法争议不大。然而，在包括我国在内的新兴市场国家，都或多或少地存在着资本管制，净误差与遗漏的很大一部分甚至主要是未统计的逃避管制的跨境资本流动。例如，2008 年以前我国净误差与遗漏项下余额在贷方，之后转为借方，一定程度上反映了逃避管制的跨境资本流动从流入转向流出。考虑到在统计时存量和流量的误差与遗漏是大体一致的，未统计的跨境资本流量也不会在存量中体现，那么将净误差与遗漏视为经常性交易依然是合理的，影响的主要是对外净头寸的准确程度。

我国存量估值效应测算还涉及国际储备中货币黄金的处理。国际收支平衡表显示，除 2009 年我国黄金储备增加 49 亿美元外，其他年份均为 0，但国际投资头寸表以及央行其他渠道的数据显示黄金储备不断增加。原因在于我国央行增持黄金储备主要是在国内市场进行的，因此这部分黄金价值的变动不属于存量估值效应，故在测算时需要加以剔除。

基于上述测算方法，对我国国际收支金融调整渠道的规模进行计算，结果如表 1 所示。可以看出，尽管资产负债的估值效应均小于相应的表内资产收益和负债成本，但是对净投资收益的影响要大得多。我国官方公布的国际投资头寸表始于 2004 年，并显示一直是债权国，对外资产大于负债。然而，2005-2016 年，由于对外资产收益率低于对外负债成本，表内净投资收益大多数年份是逆差，累计高达 4142 亿美元，同时表外估值效应还存在 7237 亿美元逆差，合计逆差 11379 亿美元。

表 1 2005-2016 年我国国际收支金融调整渠道规模

单位：亿美元

	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	合计
表内净投资收益	-176	-71	37	222	-157	-381	-853	-352	-945	-125	-691	-650	-4142
资产收益	359	502	766	1027	990	1288	1277	1500	1662	2095	1893	1984	15343
负债成本	536	574	729	805	1147	1669	2130	1851	2607	2219	2584	2634	19485
表外估值效应	-282	-151	1736	-1367	-2244	-30	-1323	417	571	-5616	-415	1467	-7237
资产估值效应	-411	71	838	-681	365	174	-28	753	1372	-1277	-2931	856	-897
负债估值效应	-128	222	-898	686	2610	203	1295	336	801	4339	-2516	-611	6340

金融调整渠道一定程度上解释了我国顺差哪里去了的疑问。把投资收益以外的经常账户称为非利息经常账户，把表内投资收益和存量估值效应合并成金融调整渠道，形成广义的投资收益项。2005-2016 年，我国非利息经常账户顺差累计 32695 亿美元，加上资本（品）账

户顺差累计 356 亿美元，减去净误差与遗漏项下逆差 7019 亿美元，再减去金融调整渠道项下逆差 11379 亿美元，只剩下 14653 亿美元顺差转化为对外净资产的增加，转化率只有 44.82%。其中，主要是金融调整渠道的逆差吞噬了大部分非利息经常账户顺差。尤其是 2014 年，我国非利息经常账户顺差超过 2000 亿美元，但由于金融调整渠道的逆差高达 5700 多亿美元，对外净资产反而下降 3000 多亿美元，国际收支变成事实上的经常账户逆差。因此，必须高度重视金融调整渠道的影响。

二、基于金融调整渠道的跨境资本流动效益分析

从表 1 可以看出，相对于表内投资收益项，表外估值效应波动大，很不稳定。一是由于汇率变动频繁且方向不定。在把不同币种的资产组合折算成同一种货币时价值就会出现变化；即使是币种相同的不同类型资产，其价格变动特点也有很大差异。二是我国国际收支统计方法的完善和统计口径的统一是个渐进的过程。到 2015 年才基本实现按照市场价值法对主要资产负债进行统计，在某些年份体现的存量估值效应可能是过去某一时期的结果。例如，2014 年以前我国对外证券投资是按照历史成本法统计的，改按市场价值法后 2014 年证券投资负债项下就出现 3000 多亿美元的存量估值效应，这实际上是历年来我国公司境外上市股权负债增加的结果。

有鉴于此，为了消除统计造成的异常情况，我们根据金融调整渠道规模和对外资产负债年度数据计算我国不同时期的对外资产收益率和对外负债成本，即区间财务绩效指标。同时假定对外资产负债的变动是匀速的，以使用简单算术平均数对作为分母的对外净资产、对外资产和对外负债进行处理，计算结果如表 2 所示。

表 2 2005-2016 年我国跨境资本流动区间财务绩效状况

	2005	~2006	~2007	~2008	~2009	~2010	~2011	~2012	~2013	~2014	~2015	~2016
净资产收益率	-13.57%	-7.97%	6.23%	-0.17%	-5.40%	-4.70%	-6.52%	-5.26%	-4.72%	-8.47%	-8.31%	-6.96%
表内	-5.22%	-2.90%	-1.20%	0.04%	-0.32%	-0.86%	-1.79%	-1.83%	-2.36%	-2.14%	-2.38%	-2.53%
表外	-8.35%	-5.07%	7.43%	-0.21%	-5.08%	-3.84%	-4.74%	-3.43%	-2.36%	-6.33%	-5.93%	-4.43%
资产收益率	-0.48%	2.07%	4.67%	3.42%	3.68%	3.74%	3.53%	3.75%	4.08%	3.60%	2.80%	3.03%
表内	3.35%	3.42%	3.57%	3.67%	3.51%	3.49%	3.35%	3.29%	3.23%	3.26%	3.23%	3.22%
表外	-3.83%	-1.35%	1.09%	-0.25%	0.18%	0.25%	0.18%	0.46%	0.85%	0.33%	-0.42%	-0.19%
负债成本	5.55%	7.22%	3.69%	6.08%	10.73%	10.14%	10.74%	9.85%	9.73%	10.76%	8.91%	8.25%
表内	7.30%	6.66%	6.55%	6.37%	6.47%	6.79%	7.04%	6.75%	6.83%	6.47%	6.31%	6.23%
表外	-1.75%	0.56%	-2.86%	-0.28%	4.25%	3.35%	3.70%	3.09%	2.91%	4.29%	2.60%	2.03%

表 2 显示在各个时期我国对外资产收益率远低于负债成本，收益成本严重倒挂，同时对外净资产收益率持续为负，表明我国长期以倒贴的方式对外输出储蓄。针对这种情况，一些

学者将之贴上“不成熟债权国”标签。不成熟债权国是国际经济学的一个术语，用来描述一些国家国际收支特定阶段的情况，即从债务国转向债权国的过程中，正的对外净资产与负的投资收益并存的情况。从表象上看，我国跨境资本流动绩效指标符合不成熟债权国的特征。

然而，不成熟债权国不能完全解释我国的情况。按照不成熟债权国理论，随着时间的推移和国际收支阶段性变化，跨境资本流动的效益会逐渐改善，投资收益将由负转正。根据国际金融危机发展进程将 2005-2016 年分为三个阶段：危机爆发前的 2005-2007 年、危机期间的 2008-2014 年和后危机时代的 2015-2016 年，分别计算其跨境资本流动财务绩效指标。表 3 的计算结果显示，国际金融危机期间我国跨境资本流动效益严重恶化，后危机时代虽有明显改善但仍不及危机前水平，和理论的结论并不一致。这表明跨境资本流动效益低下并非必然，而是和特定的国内外经济金融环境以及我国的有关政策应对有很大关系。

表 3 2005-2016 年我国跨境资本流动分阶段财务绩效状况

	2005-2007	2008-2014	2015-2016
净资产收益率	6.23%	-10.74%	-0.89%
表内	-1.20%	-2.28%	-4.11%
表外	7.43%	-8.46%	3.23%
资产收益率	4.67%	3.44%	1.44%
表内	3.57%	3.22%	3.10%
表外	1.09%	0.22%	-1.66%
负债成本	3.69%	11.79%	2.27%
表内	6.55%	6.45%	5.65%
表外	-2.86%	5.33%	-3.39%

危机之前的三年里，我国净资产收益率为正且对外资产收益率高于对外负债成本。除了统计不完善因素外，跟资本账户开放状态有很大关系。此前我国长期存在比较严格的外汇管理，1996 年实现人民币经常项目可兑换，1997 年亚洲金融危机的爆发使得人民币资本项目可兑换处于停滞状态，跨境资本流动主要服从于贸易和利用外商直接投资等真实商业需求。2005 年后资本项目可兑换进程加速，目标也是改变宽进严出的管理模式，以形成大体均衡的双向资本流动格局。因此，这一阶段纯金融性交易特别是投机性资本流入有限，我国对外净资产规模几乎和经常账户顺差同步增加。

危机期间的七年里，受国内外形势发生重大变化的影响，我国跨境资本流动效益恶化，净资产收益率达到-10%以下。首先，发达国家纷纷实施量化宽松的货币政策，释放出来的流动性大量涌入新兴市场国家，造成包括我国在内的全球新兴市场国家资本过度流入。其次，人民币离岸市场的出现和发展，在推进人民币国际化进程的同时，也便利了投机性和套利性资本流入，包括跨境套利活动。在这一阶段，我国对外负债中，存量估值效应最大的不是外

商直接投资，而是其他投资中的货币和存款、贷款两个子项，合计高达 4347 亿美元，其次是证券投资项下的 3596 亿美元。图 1 显示，尽管 2009 年以后我国对外净资产增长势头放缓，但对外负债的增加推动对外资产被动增加。危机后我国对外资产的收益率有所下降但降幅不大，负债成本却显著提高至两位数，导致我国跨境资本流动效益迅速恶化，金融调整渠道产生了 12182 亿美元的逆差，吞噬了同期绝大部分非利息经常账户顺差，造成顺差不增资的状况，顺差哪里去了的疑问由此而来。

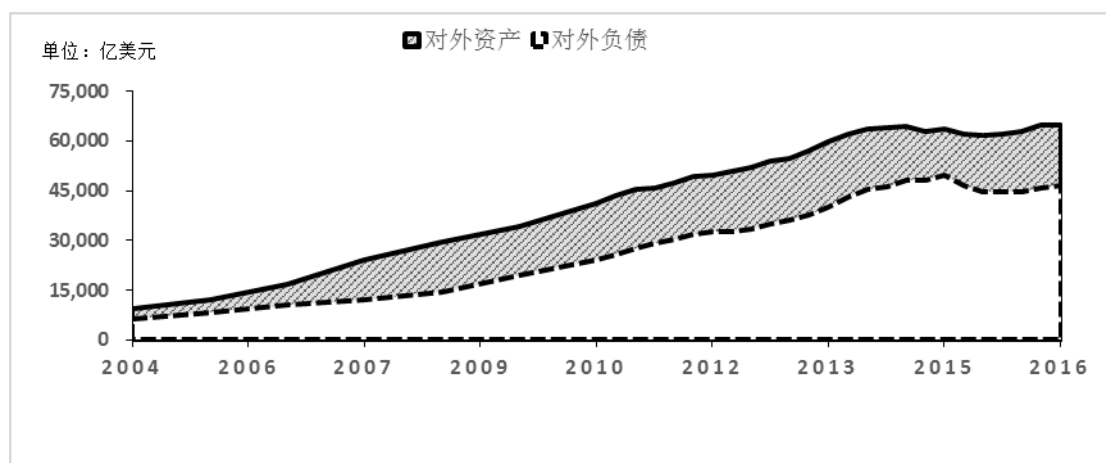


图 1 2004-2016 年我国对外资产负债变动情况

国际金融危机爆发，恰逢我国资本账户开放从利用外商直接投资为主的生产性资本转向包括放松金融性资本流入的更高程度开放。危机期间跨境资本流动效益恶化的原因是综合性的，还有待更深入地探讨，也有待放在更长时期内进行考察。一个很值得关注的问题是：国际金融危机爆发后我国经济增长放缓，从高速转向中高速，但对外负债成本在危机期间平均高达 11.79%，远高于我国经济增长速度。如果外资对我国经济的贡献低于其所得，那么这种国际资本的流入对经济发展将是有害的，即所谓的利用外资引致的贫困增长。尽管这种现象并不是普遍存在的，但一旦出现，将引发严重后果。

美联储退出量化宽松标志着进入后危机时代，我国跨境资本流动方向及其效益状况也发生了转变。危机期间的过度流入转为资本净流出，人民币汇率也经历了 10% 左右的贬值。尽管这一阶段我国对外资产收益率进一步下降，但人民币贬值使得人民币形式的对外负债出现较大缩水，从而使得对外负债成本急剧下降，对外净资产的收益率显著改善，回到 -1% 左右的水平，我国重新进入经常账户顺差和对外净资产增长并行的轨道。2015-2016 年，在存量估值效应使得我国对外资产缩水 2075 亿美元的情况下，由于同期对外负债缩水更大，净估值效应为正的 1052 亿美元。值得注意的是，这一状态是非常态，是在外汇形势恶化情况下发生的。未来对外净资产收益率是否会持续走高，仍有待观察。

三、提高我国跨境资本流动效益的政策建议

随着我国对外开放的深入，融入全球化程度的加深，甚至成为主导全球化的重要力量，提高跨境资本流动效益成为亟待解决的问题。国际金融危机的教训是深刻的，也为反思并优化有关政策提供了基础。基于前文分析，结合对金融调整渠道的进一步观察，提出如下政策建议。

（一）以金融调整渠道为基础，构建跨境资本流动效益分析框架。国际收支平衡表中的投资收益并非跨境资本流动的收益成本的全部，存量估值效应尽管被视为未实现的损益，但是其影响正随着金融开放度的提高而日益增强。纳入存量估值效应的金融调整渠道才能反映跨境资本流动效益的全貌。金融调整渠道是跨境资本流动对经常账户影响的体现，在分析经常账户状况时应拓展到包括存量估值效应。这不仅有助于全面分析跨境资本流动效益，将国际收支平衡表和国际投资头寸表的分析有机统一起来，也有利于缓解国际社会对我国经常账户顺差的不当指责。随着国际收支统计的完善，我国有必要公布以人民币为记账单位的国际投资头寸表，以便更好地将国际账户分析与国内经济发展结合起来。

（二）坚持以我为主的原则，提高境外资本流入管理的灵活性。提高外国资本跨境流动的自由度，并不必然有利于经济发展。风险的累积一般发生在资本过度流入阶段，但问题的爆发却发生在之后的流动逆转，资本流入环节的管理容易被忽视。因此，有必要在资本流入阶段进行前置性管理，稳健开放资本账户，同时储备政策工具抑制过度流入，针对国内外经济形势变化适时适度调整政策，尽量避免采取限制流出的事后补救性措施。

（三）继续稳步扩大我国对外直接投资，提高对外资产收益率。我国对外资产配置一直处于被动状态，这也是其收益率不高的重要原因。在对外资产中，直接投资的主动性最强，因此其收益也相对较高。2008-2014 年，我国对外直接投资因估值效应带来 2986 亿美元收益，相对应的是所有对外资产增值只有 678 亿美元。即使在 2015-2016 年，所有对外资产因估值效应缩水 2075 亿美元的情况下，对外直接投资资产依然有 430 亿美元的增值。因此，在控制以不正当资产转移为目的的对外投资的同时，继续放松企业对外直接投资的限制，特别是“一带一路”沿线国家的投资，提高对外直接投资在我国对外资产中的比重。

（四）调整人民币国际化路径，提高对外资产配置的主动性。资本账户开放和人民币国际化密切关联但又有重要区别。资本账户开放提高跨境资本流动性，有助于推动货币国际化但并不必然带来货币国际化程度实质性提高。货币国际化更多是综合经济金融实力和货币竞争优势的体现。这一点在人民币国际化前期被忽略，将资本账户开放等同于人民币国际化。

在实际推进过程中，通过贸易渠道输出人民币，再用金融账户回流人民币，结果造成我国人民币计价的对外负债和以美元计价的国外资产同时增加，使得我国对外资产配置被动性进一步强化。在境内外利差较大的情况下，在财务绩效上得不偿失。2008-2014年，我国对外资产和负债的两端，都出现了以千亿美元计的估值效应损失。在人民币国际化已经取得重要进展的情况下，其路径需要调整。要以提高人民币国际接受性为出发点，扩大以人民币为载体的对外投资，使用人民币直接对外输出储蓄和投资，直接到海外配置资产，以金融账户输出人民币，再以贸易或金融账户回流人民币，从而提高我国对外资产配置的主动性，降低外币在对外资产配置中的比重，人民币国际化的收益和稳定性才会得到实质性提高。

（五）科学理性认识外汇储备的作用，继续有序降储。外汇储备一直是我国主要的对外资产，占比长期过半，跨境资本流动效益低与此有一定关系。在国际金融危机期间，由于资本流入，我国外汇储备被动增长，对应的是对外负债增加，其持有成本高昂。在我国外汇储备通过货币化方式取得的情况下，外汇储备增长还会自发引起外汇储备需求增加。外汇储备不是多多益善，对于巨额外汇储备带来的问题过去已有部分共识。但是外汇储备的下降使得认识又开始模糊起来，加上把外汇储备视作财富的错误观念不自觉抬头，外汇储备管理政策似乎出现一定的摇摆。事实上，外汇储备的主要作用是预防性的，不应承担过多的职能。目前我国外汇储备依然是充足的，而且国际收支非利息经常账户顺差还会持续一段时间，是未来对外投资所需外汇的来源。外汇储备规模管理的重要性远大于外汇储备收益管理，后者提升的空间并不大。要加强外汇储备规模管理，避免以负债的形式积累外汇储备，有序降低外汇储备在我国对外资产中的比重，才能真正提高我国对外资产的整体收益率。

中央银行信息披露与通货膨胀预期管理

——我国央行信息披露指数的构建与实证检验

闫先东¹ 高文博²

【摘要】本文从中国人民银行各期货币政策执行情况报告中筛选出有关物价判断的措辞,并通过方差分析方法构建了我国央行信息披露指数。随后利用SVAR模型实证检验了产出缺口、传统货币政策工具、央行信息披露行为等变量对公众通胀预期的影响。结果表明:除物价变动、产出缺口、传统货币政策工具以外,央行信息披露行为同样可以对通胀预期产生显著的影响,并且效果要优于传统的价格型以及数量型货币政策工具。央行可以通过加强与市场的沟通,达到管理通货膨胀预期的效果。

【关键词】信息披露 通货膨胀 中央银行预期管理

一、引言

微观主体对未来的预期直接影响储蓄、投资、消费等经济行为,进而反映到实体经济、金融运行过程中来,对实体经济产生影响。如何管理引导公众预期成为各国宏观经济管理部门政策实施的重点,公众预期管理逐渐成为各国货币政策能否有效执行的重要因素。2007年国际金融危机之后,西方主要经济体的中央银行在利率接近零下限的情况下,鉴于全球主要经济体宏观经济金融运行的不确定性、脆弱性、复杂性,为进一步刺激疲软的经济,纷纷加大预期管理的力度,给市场提供一个稳定、可预期的货币环境,促进经济复苏和金融部门的稳健运行。预期管理在各国央行货币政策中的作用凸显,预期管理成为货币政策操作的重要工具之一。甚至有学者指出预期管理已经成为货币政策的本质(Woodford, 2011)。如何对公众预期做出合理的政策引导和干预更成为理论研究的重点。各国央行也在加强与市场主体的信息沟通,引导市场预期。美联储通过联邦公开市场委员会声明、会议纪要、联储理事演讲、采访、新闻发布会等形式发表对于货币政策的看法。联邦公开市场委员会例行发布的

¹闫先东,中国人民大学国际货币研究所学术委员,中国人民银行调查统计司副司长

²高文博,经济学硕士,供职于中国人民银行福州中心支行

新闻稿中多次提及低利率政策的未来持续期，以此作为前瞻性货币政策指引，引导公众预期。欧央行通过新闻发布会、发布预测信息、前瞻性指引等多渠道多方式与公众进行信息沟通，引导公众预期。英格兰银行通过定期发布货币政策委员会的会议纪要、官方预测报告、行长或其他官员讲话、接受媒体采访等来引导公众预期。2013 年 8 月，在持续量化宽松的背景下，英格兰银行也开始实行前瞻性指引，进一步稳定市场预期，保持低利率的环境。

近年来，随着我国利率市场化进程的加速、金融脱媒愈演愈烈，央行宏观调控面临的挑战增多，传统的货币政策工具在宏观调控中面临一些瓶颈，央行引导公众预期的重要性凸显。近年来，人民银行在加强与市场沟通、引导公众预期方面做了一些有益的探索。2001 年，成立了货币政策分析小组，按季发布《中国货币政策执行报告》，报告涉及货币信贷运行基本情况以及经济金融面临的主要问题，报告的发布在引导市场预期方面发挥了良好作用。央行高级官员也通过报告、声明、讲话、采访等方式更加频繁地与市场沟通未来货币政策的取向。

与此同时，保持物价稳定是我国央行的政策目标，通货膨胀预期是金融市场最为关注的焦点问题之一。中央银行决策者可能采取的政策工具、节奏和力度等直接影响金融市场的走势（巴曙松，2010）。我国央行一直以来高度重视稳定通货膨胀预期，加强通货膨胀预期管理。2005 年以来，我国政府每年都会在年初的政府工作报告中公布当年的通胀目标。2010 年 1 季度，人民银行在货币政策执行报告中首次以专栏的形式提到了“通货膨胀预期管理”，2010 年 2 季度报告中明确指出“价格走势的不确定性较大，需加强通胀预期管理”。可见，人民银行已经开始通过信息披露行为引导市场主体的通货膨胀预期。为检验央行信息披露行为的政策干预效果，本文从人民银行各期货币政策执行情况报告中筛选出具有区分度的有关物价判断的措辞，并通过方差分析等方法构建我国央行信息披露指数，以此考察我国央行信息披露行为对于通货膨胀预期的影响效果，并提出相关的政策建议。

二、文献综述

对通货膨胀预期管理是否有效的研究主要有两个方面。一是讨论通货膨胀目标能否成功锚定通货膨胀预期。Johnson（2003）估计了在宣布通货膨胀目标制前的预期通货膨胀以及在通货膨胀目标制下的预期通货膨胀，这两个预期通货膨胀之差就可以用来测量通货膨胀目标制的效果；结果表明在宣布通货膨胀目标后，澳大利亚、加拿大、新西兰和瑞典的预期通货膨胀水平大大降低，而英国却没有。Johnson（2003）对通货膨胀目标制国家和非通货膨

胀目标制国家进行了比较,在控制各国的通货膨胀趋势、商业周期效应后,发现在通货膨胀目标制国家通货膨胀预期会下降,而非通货膨胀目标制国家却没有;Levin (2004) 等研究表明,在非通货膨胀目标制国家,长期的通货膨胀预期与滞后三年期通货膨胀的移动平均显著相关,而在通货膨胀目标制国家却不是这样,这表明通胀目标制国家的预期通货膨胀与现实中的通货膨胀没有关联,即长期的通货膨胀预期可以被锚定。然而,Castelnuovo 等(2003) 却对通货膨胀目标制锚定长期通货膨胀预期的效果存在怀疑。他们发现,在研究样本中,长期通货膨胀预期在非通货膨胀目标制国家也能被很好的锚定。二是传统货币政策工具以及中央信息披露行为对于通货膨胀预期的影响,央行能否有效的影响公众的通货膨胀预期。

Kuttner and Posen (1999) 研究了英国、加拿大、新西兰等通货膨胀目标制国家中央银行信息披露行为与通货膨胀预期之间的关系,发现相关国家央行的信息披露能够比较有效地引导公众的通胀预期,达到管理通货膨胀预期的效果。Ullrich (2008) 分析欧央行信息披露对公众通货膨胀预期的影响,研究表明欧央行信息披露行为能够解释公众通货膨胀预期的形成。Filipozzi (2009) 研究认为欧央行的信息沟通与利率平滑操作有助于市场预测未来的货币政策,形成稳定的通货膨胀预期。Ehrmann 等(2010) 则发现欧央行的沟通行为对市场主体关于通胀预期的判断影响不大。

国内方面,肖曼君、周平(2009) 构建了我国 2001 年 1 季度~2008 年 3 季度的中央银行信息披露指数并进行了实证分析,研究表明虽然我国央行的信息披露对公众通货膨胀预期及通货膨胀预期偏差的影响存在着一定的滞后与波动,但中央银行信息披露能够比较有效地引导公众预期。李云峰(2012) 发现正的中央银行沟通冲击能有效降低通货膨胀预期以及名义通货膨胀率且时滞较短;正的实际干预(包括银行贷款利率、央票利率及货币供应量)冲击,在短期内不但不能降低通货膨胀预期及名义通货膨胀率,反而会加剧通货膨胀,出现“价格之谜”现象。熊海芳、王志强(2012) 发现公开市场操作、存贷款利率调整和存款准备金调整三种货币政策操作对通货膨胀预期的影响存在明显差异;央行例行沟通对通胀预期没有影响,央行行长讲话会加大通胀预期波动,通胀预期管理效果不佳。卞志村、张义(2012) 研究发现,央行信息披露比传统货币政策工具在引导居民预期方面时滞更短,但利率工具对通胀预期的影响程度从长期来看大于信息披露。

综上所述,国外关于央行信息披露与通胀预期管理之间关系的研究已经比较丰富了,国内这方面的文献相对较少,国内现有的文献在研究内容与研究数据方面均略显不足。现有的实证模型中测量通货膨胀预期的做法较为单一,主要是使用中国人民银行的储户调查数据,衡量

住户部门的通货膨胀预期，最新的实证研究使用的数据也仅截止到 2011 年。近几年人民银行在与市场沟通方面做出了不少努力，实证研究的数据也需要更新，研究结果可靠性、稳健性需要进一步的检验。因此，本文拟从构建我国央行信息披露指数着手，运用央行的经济调查数据以及国债收益率的期限结构数据综合衡量公众的通货膨胀预期以及金融市场主体的通货膨胀预期，并从货币经济学的基本理论出发，使用 2001 年第 1 季度至 2015 年第 4 季度的数据，进一步考察央行信息披露行为与传统货币政策工具对于通货膨胀预期影响的差异。

三、通货膨胀预期与央行信息披露的量化

（一）公众通货膨胀预期的量化——基于调查数据法

观测或者度量通胀预期一直是通货膨胀预期研究的难题。目前，测算居民部门通胀预期常用的方法主要是通过调查数据法，美国、欧盟、日本也广泛应用这种方法衡量通胀预期。美国密歇根大学 ISR、路透、彭博等机构都会定期发布类似的调查。国内人民银行调查统计司也按季度开展城镇储户问卷调查。调查中关于物价预期的问题为“未来 3 个月，您预计物价水平将比现在？”，候选选项分别为：“上升”、“基本不变”、“下降”、“看不准”。通过分别赋予“上升”、“基本不变”、“下降”、“看不准”四个选项不同的权重，然后进行加权求和，以求和的结果作为物价的预期指数。因此，本文搜集 2001 年 1 季度至 2015 年 4 季度“未来物价预期指数”数据，并对其进行 X12 加法季节调整，作为衡量公众通货膨胀预期的指标。

（二）金融市场主体通货膨胀预期的量化——基于国债收益率的期限结构

金融市场参与者是对通货膨胀最为敏感的群体，他们对于未来通货膨胀的预期会极为迅速在金融市场上体现出来，主要表现为债券收益率曲线的水平移动以及长短期利差的变化，因此债券的期限结构中蕴含了金融市场主体的通货膨胀预期信息。Mishkin (1990a, 1990b)，Fama (1990) 的研究证实，分析未来通货膨胀的走势可以使用利率的期限结构数据。Diebold (2005) 的研究也表明，美国国债收益率曲线的水平因子与通货膨胀率高度相关。郭涛和宋德勇 (2008) 研究认为我国国债收益率曲线的水平因子与未来 6 个月的通货膨胀率具有较强的正相关关系。朱世武和陈健恒 (2003) 的实证研究也表明，Nelson-Siegel 模型适合作为我国利率期限结构的拟合方法。因此，本文使用 Nelson-Siegel 模型拟国债收益率曲线，测算国债收益率曲线的水平因子，作为衡量公众通货膨胀预期的第二组指标。

Nelson-Siegel 模型设定隐含的瞬时远期收益率曲线函数表达式为：

$$f(m, \beta) = \beta_0 + \beta_1 \exp\left(\frac{-m}{\tau_1}\right) + \beta_2 \frac{m}{\tau_1} \exp\left(\frac{-m}{\tau_1}\right) \quad (1)$$

其中, $\beta = (\beta_0, \beta_1, \beta_2, \tau_1)'$ 是描述收益率曲线的参数向量, m 是到期时间, $f(m, \beta)$ 是到期期限为 m 的远期利率。 β_0 代表利率曲线的长期水平, 称为长期因子; 由于 β_1 也反映利率曲线的斜度, 因此也被称为斜度因子; β_2 称为曲度因子。我们测算了 2002 年 2 季度到 2015 年 4 季度国债收益率曲线的水平因子时序, 并对其进行 X12 加法季节调整。

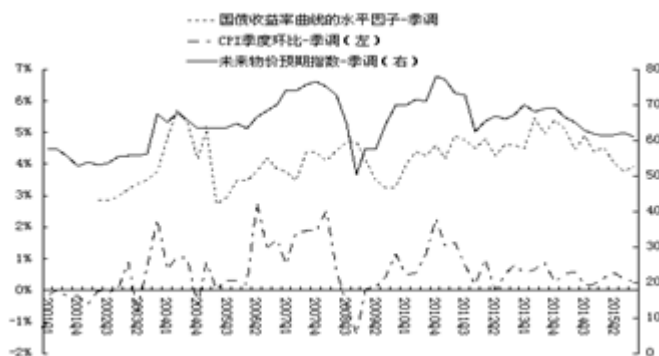


图 1 通货膨胀率与通货膨胀预期指数的变化

对于通货膨胀的衡量, 本文采用居民消费价格指数的季度环比序列度量值。由于国家统计局仅公布了 CPI 的月度环比数据, 我们以 2000 年 1 季度数据作为基数, 通过连乘方法获得通货膨胀 2001 年 1 季度至 2015 年 4 季度 CPI 季度环比变化的时序图 (图 1)。从图 1 中可以看出, 无论是居民的物价预期指数还是国债收益率曲线的水平因子均与 CPI 的季度环比数据表现出了较好的一致性。

(三) 央行信息披露的量化

本文借鉴 Heinemann and Ulrich (2005)、卞志村和张义 (2012) 的研究, 构建央行信息披露指数, 具体的步骤如下:

1、从各期的货币政策执行报告中挑选反映央行通胀预期的措辞。本文搜集了 2001 年第一季度至 2015 年第四季度合计 60 期中国货币政策执行报告中人民银行用于表述未来物价走势以及货币政策趋势的各种典型措辞, 并且统计各个措辞在每期报告中出现的频率, 并将央行的措辞分为三类。第一类, 关于物价判断的措辞。其中, 通胀/通货膨胀风险、通胀/通货膨胀压力、控制/抑制/防止通货膨胀、物价过快/加快上涨、上涨压力/上行压力/上行风险可以视为央行表明通货膨胀风险的措辞; 物价下降/走低、通货紧缩视为央行表明通货紧缩风险的措辞; 物价稳定/平稳视为央行对物价较为中性的判断。第二类, 央行关于货币政策基调的措辞。包括了稳健的货币政策、从紧/收紧的货币政策、宽松的货币政策。第三类, 关于货币政策工具的措辞。包括了上调基准利率/存款准备金率、下调基准利率/存款准备金率、

维持基准利率/存款准备金率。

表 1 货币政策执行情况报告中关于物价及货币政策常用的措辞

物价判断	通货膨胀	通胀/通货膨胀风险 通胀/通货膨胀压力 控制/抑制/防止通货膨胀 物价过快/加快上涨 上涨压力/上行压力/上行风险
	通货紧缩	物价下降/走低 通货紧缩
	中 性	物价稳定/平稳
货币政策	货币政策基调	稳健的货币政策 从紧/收紧的货币政策 宽松的货币政策
	货币政策工具	上调基准利率/存款准备金率 下调基准利率/存款准备金率 维持基准利率/存款准备金率

2、筛选有区分度的措辞。依据存贷款基准利率和法定准备金率的调整情况，将货币政策分为政策紧缩、政策中性、政策扩张等三种类型。为了解哪些措辞具有明显的区分度，我们借助于 ANOVA 方差分析的方法，分析措辞的区分度。ANOVA 方差分析主要利用 F-检验统计方法，分析这些措辞在货币政策不同时期出现的频率是否存在显著的不同。如果 F-检验的结果表明各时期这些措辞的出现频率在 5%的水平上显著不同，那么这些措辞可以用于建立中央银行信息披露指数。

表 2 货币政策执行情况报告主要措辞的方差分析

主要措辞	F	显著性水平	η^2
通货膨胀的措辞	11.981**	0.000	0.296
通货紧缩的措辞	0.360	0.700	0.013
物价中性的措辞	0.110	0.896	0.004
稳健的货币政策	3.308*	0.044	0.104
从紧的货币政策	5.584**	0.006	0.164
宽松的货币政策	13.406**	0.000	0.320
上调（利率或准备金）	16.841**	0.000	0.371
下调（利率或准备金）	3.939*	0.025	0.121
维 持	0.228	0.797	0.008

从表 2 可以看出，通货膨胀、稳健的货币政策、从紧的货币政策、宽松的货币政策、上调（利率或准备金）、下调（利率或准备金）均在 5%的显著性水平下显著，其余措辞均在 5%的显著性水平下不显著。在央行的货币政策执行情况报告中，央行有关物价判断，如“通胀/通货膨胀风险”、“通胀/通货膨胀压力”、“控制/抑制/防止通货膨胀”、“物价过快/加快上涨”、“上涨压力/上行压力/上行风险”；有关货币政策的“稳健/从紧/收紧/宽松的货币政策”、“上调/下调基准利率/存款准备金”等措辞均具有较强的区分度。而“物价下降/走低”、“通货紧缩”、“物价平稳/稳定”、“维持（利率或准备金）不变”等措辞区分度较低。因此，我们将这 6 种在

5%的显著性水平下显著的措辞作为基础，构建央行信息披露指数（EI）。

3、构建我国央行信息披露指数。首先，我们要确定各类措辞在央行信息披露指数（EI）中所代表的符号。我们假设正号表示该措辞在货币经济政策宽松时期的出现频率大于中性时期以及紧缩时期的出现频率，负号则表示该措辞在货币经济政策紧缩时期的出现频率大于中性时期以及宽松时期的出现频率。其次，我们以（ η^2 ）作为各项措辞的权重，其中 η^2 值等于组间离均差平方和除以总离均差平方和。同时我们将各个时期措辞出现频率进行标准化处理，然后对每一期的各个措辞次数进行加权求和处理，得到各期中央银行信息披露指数。具体指数的构建如下：

$$EI_i = \sum_{i=1}^n \frac{fre(x_{i,t}) - mean(x_i)}{sd(x_i)} \times sign(x_i) \times \eta^2(x_i) \quad (2)$$

代表 $fre(x_{i,t})$ 措辞 i 在 t 期出现的频率； $mean(x_i)$ 表示措辞 i 在各个时期出现频率的均值； $sd(x_i)$ 表示措辞 i 在各个时期出现频率的标准差； $sign(x_i)$ 表示措辞 i 的符号。“通货膨胀”、“宽松的货币政策”、“下调（利率或准备金）”时取正值（1），“从紧的货币政策”和“上调（利率或准备金）”时取负值（-1）； $\eta^2(x_i)$ 为措辞 i 所占的权重。EI 数值越高意味着央行传递给市场主体的通货膨胀预期越高，EI 数值越低意味着央行传递给市场主体的通货膨胀预期越低。图 2 绘制了 2001 年至 2015 年央行信息披露指数与央行调查的居民物价预期指数的关系图，从图中可以看出，本文构建的央行信息披露指数与居民物价预期指数表现出了较强的反向相关性，证明了本文构建的信息披露指数具有较强的合理性。

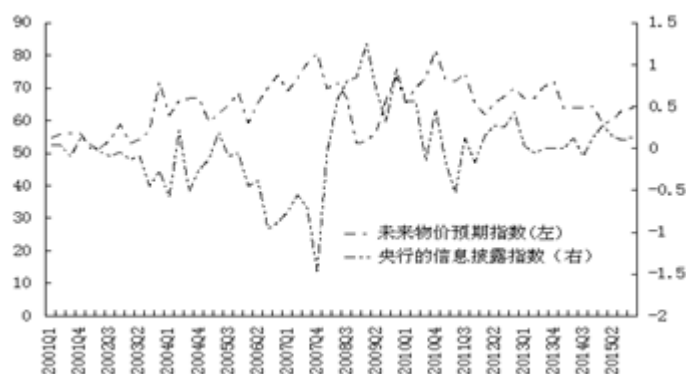


图 2 通货膨胀率与通货膨胀预期指数的变化

四、我国通胀预期形成机制分析：模型构建

（一）模型的构建

1、菲利普斯曲线

菲利普斯曲线最初是由通货膨胀和失业率两个维度刻画。随着理论不断发展，奥肯定律被引入模型，构建了通货膨胀与产出缺口之间的菲利普斯模型。当假定通货膨胀预期是基于以往通货膨胀水平时（适应性预期），以往的通胀率 π_{t-1} 可以表示在 t 时刻的通胀预期，菲利普斯曲线可以表示为（3）， Y 表示实际产出水平， Y^* 表示潜在产出水平。

$$\pi_t = a_1 \pi_{t-1} + a_2 \left(\frac{Y - Y^*}{Y^*} \right) \quad (3)$$

通胀预期不再仅依赖于过去的信息，而依赖于对通胀的预期 π_t^* ，模型可以修正如（4）。

$$\pi_t = a_1 \pi_t^* + a_2 \left(\frac{Y - Y^*}{Y^*} \right) \quad (4)$$

2、通胀预期形成机制

陈彦斌（2008）、范爱军和韩青（2009）的研究均表明，我国的通胀预期主要是适应性预期，则通胀预期形成机制可表示为：

$$\pi_t^* = C + \beta^* \pi_{t-1}^* + \beta \pi_{t-1} + \varepsilon_t^* \quad (5)$$

由于受各种因素的制约，经济主体并不能对通货膨胀有非常确定的认识或预期。在现实经济运行中，经济主体不仅是根据自身经验自我认知，有时更多的是通过吸收各种信息进行学习、认知。由于中央银行在通货膨胀调控中的重要地位，中央银行对公众的通货膨胀预期的形成会起到举足轻重的作用，央行信息沟通行为同样可以对通胀预期产生影响，通胀预期形成机制可表示为（6）， EI 表示央行的信息沟通行为：

$$\pi_t^* = C + \beta^* \pi_{t-1}^* + \beta \pi_{t-1} + \beta_e EI_{t-1} + \varepsilon_t^* \quad (6)$$

3、货币政策规则

目前的文献中，价格型货币政策主要是使用泰勒规则，泰勒规则可以表述为：

$$i_t - \pi_t = R + \theta_1 (\pi_t - \pi_t^e) + \theta_2 \left(\frac{Y - Y^*}{Y^*} \right)_t \quad (7)$$

i_t 代表央行设定的官方利率， R 表示平均短期实际利率， π_t 代表通货膨胀率，

$(\pi_t - \pi_t^e)$ 代表实际通货膨胀水平偏离目标通胀水平的程度， $\left(\frac{Y - Y^*}{Y^*} \right)_t$ 代表产出缺口。

而我国长期使用的是数量型货币政策规则，即货币总量战略。在货币总量战略下，货币存量的目标增长率可以表述为：

$$\overline{M}_t^m = \pi_t + \overline{Y}_t - \overline{V}_t \quad (8)$$

$\overline{M}_t^m$ 表示货币供应量的目标增长率， $\overline{Y}_t$ 代表实际经济的增长率， $\pi_t + \overline{Y}_t$ 可以表示名义经济增长率， $\overline{V}_t$ 是货币流通速度的变化率。

从目前我国央行货币政策的实际操作来看，数量型货币政策工具与价格型货币政策工具都在使用。在这一基础上，我们设定修正的泰勒规则模型：

$$i_t = (1 - \varphi_1)\pi_t + \varphi_1(\overline{M}_t^m - \overline{Y}_t + \overline{V}_t) + R + \theta_1(\pi_t - \pi_t^e) + \theta_2\left(\frac{Y - Y^*}{Y^*}\right)_t \quad (9)$$

4、货币政策与通货膨胀预期模型

因此，在数量型以及货币政策工具下，通货膨胀均是央行重要的目标标量，央行的货币政策工具也可以实现对通货膨胀的调控。由于通货膨胀预期受到上一期通货膨胀的影响。因此，现行的货币政策框架下，可以构建方程如下：

$$\pi_t^* = C + \beta^* \pi_{t-1}^* + \frac{\beta}{1 + \theta_1 - \varphi_1} (i_{t-1} - \varphi_1(\overline{M}_{t-1}^m - \overline{Y}_{t-1} + \overline{V}_{t-1}) - R + \theta_1 \pi_{t-1}^e - \theta_2 \left(\frac{Y - Y^*}{Y^*}\right)_{t-1}) + \beta_e EI_{t-1} + \varepsilon_t^* \quad (10)$$

从公式中可以看出影响公众通货膨胀预期的，主要是公众上一期的通货膨胀预期，这主要体现了适应性预期的特征。货币供应量的增长率、央行的政策利率、央行的信息披露、潜在产出水平、货币流通速度的变化等变量也可以影响公众的通货膨胀预期。此外，通货膨胀目标等外生因素也可以影响通货膨胀预期。

（一）样本选取与数据处理说明

根据上文的理论分析，同时排除一些外生变量，最终本文构建的通货膨胀预期模型包括通货膨胀率、产出缺口以及现行货币政策框架下数量型及价格型货币政策工具、央行的信息沟通行为等。模型中央行的政策可以分为三类，第一类数量型货币政策工具，侧重直接调控货币供应量，文献中通常将货币供应量作为数量型货币工具的代理变量；第二类价格型货币政策工具，通常以 1 年期贷款基准利率作为代理变量；第三类为央行的信息沟通手段，本文使用央行信息披露指数作为代理变量。

本文分析时间跨度从 2001 年第 1 季度至 2015 年第 4 季度，本文采用的数据包括上文测算得到的央行信息披露指数、通胀预期数据、CPI 的季度环比数据、央行信息披露指数、一

年期贷款基准利率、广义货币供应量以及季度的产出缺口数据。其中，居民通胀预期指数、贷款基准利率和广义货币供应量来源于中国人民银行网站。产出缺口为实际产出与潜在产出之差与潜在产出的比值。总产出为国家统计局公布的按不变价格计算的季度 GDP 数据，我们使用 HP 滤波方法得到季度 GDP 的潜在值，并据此计算出产出缺口。模型具体变量的名称以及数据来源见表 3。为消除可能的季节因素影响，我们对所有变量都进行了 X12 加法季节调整。

表 3 模型变量名称及其含义

变量名称	实际含义	数据来源
<i>RECPI</i>	居民未来物价预期指数	中国人民银行
<i>LEVEL</i>	国债收益率曲线的水平因子	本文测算
<i>HCPI</i>	居民消费价格季度环比增速	根据国家统计局数据计算
<i>EI</i>	中央银行信息披露指数	根据人民银行数据计算
<i>GAPGDP</i>	产出缺口	根据国家统计局数据计算
<i>GM2</i>	广义货币供应量同比增速	中国人民银行
<i>LR</i>	一年贷款基准利率	中国人民银行

（三）数据的平稳性检验

在模型回归计算前，利用 ADF 单位根检验方法，确定相关变量的平稳性。计算结果表明，国债收益率曲线的水平因子、通货膨胀率、中央银行信息披露指数、产出缺口、居民未来价格预期指数等变量均通过了平稳性检验，在 5% 的显著性水平下平稳。货币供给量同比增速、1 年期贷款基准利率等变量在 5% 的显著性水平上非平稳，但其一阶差分序列平稳。我们将上述变量以及处理后变量纳入回归模型。

五、通货膨胀预期的 SVAR 模型及脉冲响应分析

（一）SVAR 模型的构建

为研究央行信息披露行为对通货膨胀预期的影响，可以使用 VAR 模型考察两者之间的关系，一般的 k 元 p 阶 VAR 模型可以写为：

$$y_t = A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + \varepsilon_t, \quad (11)$$

ε_t 为 k 维信息向量，方程也可以写为：

$$y_t = C(L)\varepsilon_t, \quad (12)$$

其中， $C(L) = C_0 + C_1 L + C_2 L^2 + \dots + C_p L^p$ ， $C_0 = I_K$

但是，传统的 VAR 模型没有给出变量的当期关系，而是隐藏在误差项的相关关系结构

中，而 SVAR 模型则包含了变量之间的当期关系。为了明确变量的当期关系，可以将 k 元 p 阶模型转变为结构形式，结构向量自回归模型 SVAR (p) 可以表示为：

$$A_0 y_t = A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + u_t \quad (13)$$

A_0 为 k 阶矩阵，反映了变量同期间的结构关系，方程也可以写为：

$$y_t = D(L)u_t \quad (14)$$

其中， $D(L) = D_0 + D_1 L + D_2 L^2 + \dots + D_p L^p$ ， $D_0 = A_0^{-1}$

$$C(L)\varepsilon_t = D(L)u_t \quad (15)$$

该式被称为典型的 SVAR 模型，由式 $C_0 = I_k$ 可知 $\varepsilon_t = Bu_t$ ，可以通过直接对 B 施加约束来识别模型，由于 $B = A^{-1}$ ，同样也可以通过对 A 施加约束来识别。为了能够识别模型，完全估计 A 需要对估计参数施加 k^2 个约束，但现有方程只能提供 $k(k+1)/2$ 个约束，故还应再施加 $k(k-1)/2$ 个约束。

(二) SVAR 模型的识别

根据上文的分析，我们对通货膨胀预期、通货膨胀率、中央银行信息披露指数、产出缺口、广义货币供应量、一年贷款基准利率等 6 个变量建立 SVAR 模型。根据 AIC 和 SC 准则，选择 SVAR 模型的滞后阶数为 1。由于内生变量共有 6 个，因此要对矩阵 $A = (6 \times 6 \text{ 方阵})$ 添加 $(6 \times 6 - 6)/2 = 15$ 个约束。基于上文的理论分析及我国实际制度特征，设定了如下识别条件：

(1) 根据上文的理论分析，当期的通货膨胀预期在上一期形成，不受当期各个经济变量的影响，因此有 $a_{12}=a_{13}=a_{14}=a_{15}=a_{16}=0$ ；(2) 由于当季的货币政策执行报告一般要在下一个季度第二个月份中旬才能够对外披露，因此当季的信息披露行为对于当季的宏观经济数据不存在影响，因此可以设定 $a_{26}=a_{36}=a_{46}=a_{56}=0$ ；(3) 央行的货币政策有一定的滞后性，先影响消费与投资，继而影响产出与通货膨胀，数量型货币政策工具、价格型货币政策工具对当期通货膨胀与产出缺口的影响很小， $a_{24}=a_{25}=a_{34}=a_{35}=0$ ；(4) 货币政策执行报告的发布有一定的滞后性，当季的货币政策报告中涵盖了当季的经济数据，所以央行的信息披露行为会受到即期宏观经济因素的影响。基准利率以及 M2 虽然也会受即期宏观经济因素影响，但它们之间当期影响很小， $a_{43}=a_{53}=0$ 。

（三）脉冲响应分析

我们以城镇储户问卷调查中的未来物价预期指数作为衡量通货膨胀预期的指标，评估央行信息披露行为对市场主体预期的影响效应。我们对上述变量进行 SVAR 模型计算，并绘制了脉冲相应图（图 3）。在脉冲响应图中，横轴表示冲击发生的时间间隔，纵轴表示被解释变量受到 1 个标准差信息冲击的响应程度。我们选取脉冲响应函数的滞后期为 10 个季度，图 3 分别给出了通货膨胀预期对来自本身、居民消费价格季度环比增速、国内生产总值的产出缺口、央行信息披露指数、M2 的增长率、1 年期贷款基准利率等因素冲击的响应。

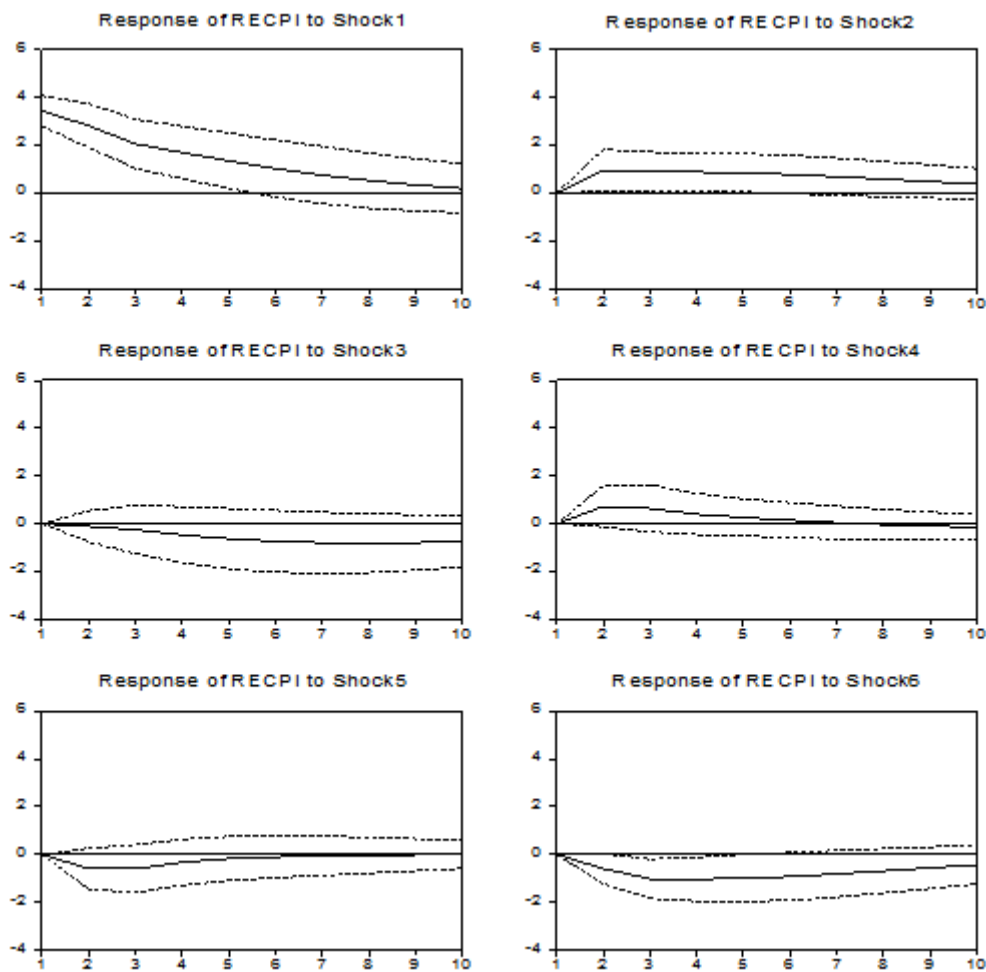


图 3 通货膨胀预期（RECPI）对各变量的脉冲响应图

1、居民通胀预期对于自身的冲击反应最为迅速，反应的程度也较为剧烈，对于 1 个标准差的冲击响应在第 1 期反应最大，随后逐渐衰减，正向的冲击作用持续时间超过了 10 个季度。这体现了预期的自我强化功能。

2、居民消费价格 1 个正的标准差冲击的效应大约在第 2 个季度达到峰值，随后开始缓慢衰减，影响持续时间超过了 10 个季度左右，表明物价的上升会强化通货膨胀预期。

3、产出缺口 1 个正的标准差冲击的效应在第 6 个季度达到最大值。产出缺口的扩大表明经济偏热，市场主体预期产出缺口的持续扩大意味着央行可能会收紧货币政策，使总产出回到潜在水平，从而降低市场主体的通货膨胀预期。

4、来自广义货币供应量增长率 1 个正的标准差的冲击的效应在第 2 个季度达到峰值，随后开始衰减，持续时间在 7 个季度左右。货币供应量的增加会加重居民对于通货膨胀的担忧，提高了市场主体的通货膨胀预期。

5、1 年期基准贷款利率 1 个正的标准差的冲击能够使通胀预期下降，3 个季度后达到最大值，随后开始衰减，负向的影响持续时间在 6 个季度左右。这说明价格型货币政策工具的调整同样可以改变市场主体的通货膨胀预期，但影响的时间较短。

6、来自央行信息披露指数 1 个正的标准差的冲击会对市场主体的通胀预期产生负向影响。负向影响逐渐加强并在 4 个季度之后达到峰值，随后开始衰减，但影响持续时间较久。央行信息披露行为能够减少中央银行决策层与私人部门之间的信息不对称，起到引导通胀预期的作用，其影响程度及影响持久性均要优于传统的货币政策工具。

（四）模型稳健性检验

本文同时使用国债收益率曲线的水平因子作为衡量通货膨胀预期的指标，评估央行信息披露行为对市场主体通胀预期的影响，同时也作为实证结果的稳健性检验。我们进行 SVAR 模型计算，结果发现，各个变量对通货膨胀预期影响效应与图 3 基本是一致的。央行信息披露行为对于国债收益率曲线的水平因子的影响同样显著。模型同样表明，传统数量型以及价格型货币政策工具在通胀预期管理中的作用不如央行信息披露行为显著。

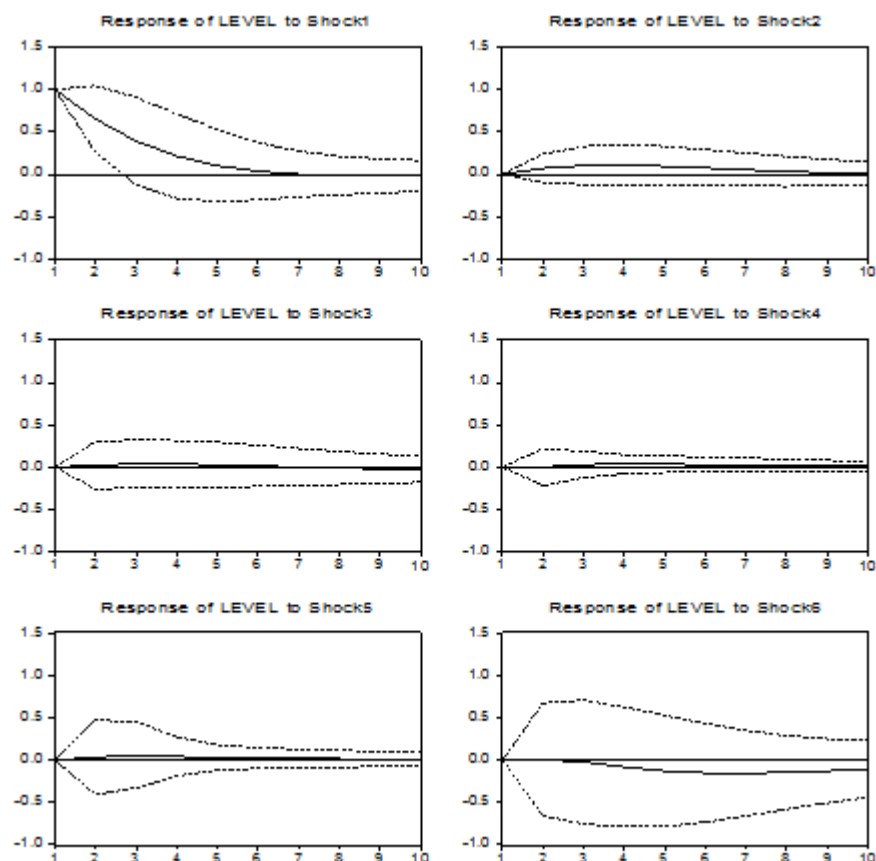


图4 通货膨胀预期（RECPI）对各变量的脉冲响应图

六、主要结论及政策涵义

通过上文的分析可以发现，在央行各期的货币政策执行情况报告中，有关物价判断以及货币政策操作的一些措辞具有较强的区分度，可以为市场认知、识别。本文使用方差分析方法筛选出了这些措辞，并由此构建了央行信息披露指数。在此基础上，本文采用SVAR模型实证检验物价水平、产出缺口、传统价格型以及数量型货币政策工具、央行信息披露行为等变量对通胀预期的影响，结果表明除物价水平、产出缺口、传统型货币政策工具以外，央行信息披露行为同样可以对通胀预期产生显著的影响，且其影响时间持续更久，影响效果要优于传统的货币政策工具。目前，我国的货币政策框架正在由数量型向价格型转变，数量型货币政策工具的作用逐渐减弱，中央银行对于公众预期管理的重要性越发凸显，有效引导公众预期成为货币政策的重要环节。本文的实证结果表明我国央行通过及时的信息披露可以有效减少央行与市场主体之间的信息不对称，降低异质性预期，起到引导预期的作用。

从各国央行预期管理的经验和我国的实践来看，我国央行在预期管理方面尚有许多的工作需要完善。首先，虽然《中国人民银行法》明确规定了我国货币政策的最终目标，但在实

际操作实践中，央行缺乏一个明确固定的长期“名义锚”，市场主体难以对货币政策形成长期一致预期，增加了预期管理的成本，降低了货币政策的效力。其次，我国的金融市场不完善，预期管理通过影响公众对未来资产价格预期进而影响实体经济，预期需要通过金融市场进行传导。由于我国金融市场的广度深度不够，预期管理的传导和反馈渠道受限。再者，虽然我国央行越来越注重与市场沟通，但制度化的沟通模式还不健全。

未来，我国央行应更加注重货币稳定，稳定通胀预期。致力于提高货币政策目标形成机制、决策机制的透明度，增强市场主体对货币政策目标、决策过程的理解，消除市场上的异质预期。央行还需要进一步提升预测分析能力，定期向社会发布权威的经济金融预测信息，向市场传递精度更高的信息，提高货币政策目标的可信度。同时，央行也应当扩大金融市场的规模，提高金融市场流动性，提升市场的风险定价能力，疏通预期管理的传导渠道。

参考文献

- [1] 巴曙松、郑弘, 2010, 《中国的通胀预期: 形成与管理的挑战》, 《海南金融》第 6 期, 第 4~7 页。
- [2] 卞志村、张义, 2012, 《央行信息披露、实际干预与通胀预期管理》, 《经济研究》第 12 期, 第 15~28 页。
- [3] 陈彦斌, 2008, 《中国新凯恩斯菲利普斯曲线研究》, 《经济研究》第 12 期, 第 50~64 页。
- [4] 范爱军、韩青, 2009, 《菲利普斯曲线与中国通胀动态拟合》, 《金融研究》第 9 期, 第 55~71 页。
- [5] 郭涛、宋德勇, 2008, 《中国利率期限结构的货币政策含义》, 《经济研究》第 3 期, 第 39~47 页。
- [6] 李云峰, 2012, 《中央银行沟通、实际干预与通货膨胀稳定》, 《国际金融研究》第 4 期, 第 15-23 页。
- [7] 肖曼君、周平, 2009, 《央行信息披露对通货膨胀预期及其偏差的影响——基于人民银行的信息披露指数分析》, 《财经理论与实践》第 5 期, 第 5~11 页。
- [8] 熊海芳、王志强, 2012, 《货币政策意外、利率期限结构与通货膨胀预期管理》, 《世界经济》第 6 期, 第 30~55 页。
- [9] 朱世武、陈健恒, 2003, 《交易所国债利率期限结构实证研究》, 《金融研究》第 10 期, 第 63~73 页。
- [10] Castelnovo, E., S. N. Altinari and D. R. Palenzuela, 2003, “Definition Stability, Range and Point Inflation Targets: The Anchoring of Long-Run Inflation Expectations” European Central Bank Working Paper, NO:4390.
- [11] Diebold, R., 2005, “The Macroeconomic and the Yield Curve: A Dynamic Latent Factor Approach”, Forthcoming, Journal of Econometric.
- [12] Ehrmann, M., S. Eijffinger and M. Fratzscher, 2010, “The Role of Central Bank Transparency for Guiding Private Sector Forecasts” European Central Bank Working Paper, NO:1146.
- [13] Fama, E.F., 1990, “Term Structure Forecasts of Interest Rates, Inflation, and Real Returns” Journal of Monetary Economics, 90(25):59~76.
- [14] Filipozzi, F., 2009, “Market-Based Measures of Monetary Policy Expectations and Their Evolution since the Introduction of the Euro” Economic Notes, 38(3):137~167.
- [15] Heinemann, F. and K. Ulrich, 2005, “Does It Pay to Watch Central Bankers’ Lips? The Information Content of ECB Wording” Center for European Economic Research, Discussion Paper, NO:05~70.
- [16] Johnson, D.R., 2003, “The Effect of Inflation Targets on the Level of Expected Inflation in Five Countries” Review of Economics and Statistics, 55(4):1076~1081.
- [17] Johnson, D.R., 2003, “The Effect of Inflation Targeting on the Behavior Level of Expected Inflation:

- Evidence from an 11 Country Panel” *Journal of Monetary Economics*, 49(8): 1493~1519.
- [18] Kuttner, K.N. and A.S.Posen, 1999, “Does Talk Matter After All? Inflation Targeting and Central Bank Behavior” *CFS Working Paper*, 33:3~56.
- [19] Levin, A.T., F. M., Natalucci and J.M. Piger, 2004, “The Macroeconomic Effects of Inflation Targeting” *Federal Reserve Bank of St.Louis Review*, 86(40):51~80.
- [20] Mishkin, F.S., 1990a, “The Information in the Longer Maturity Term Structure about Future Inflation” *Quarterly Journal of Economics*, 25(2):815~828.
- [21] Mishkin, F.S., 1990b, “What Does the Term Structure Tell Us about Future Inflation?” *Journal of Monetary Economics*, 55(4):77~95.
- [22] Ullrich, K., 2008, “Inflation Expectations of Experts and ECB Communication” *North American Journal of Economics and Finance*, 19:93~108.
- [23] Woodford, M., 2011, “Methods of Policy Accommodation at the Interest Rate Lower Bound” *Columbia University*.

“一带一路”投融资机制建设： 中国如何更有效地参与

徐奇渊¹ 杨盼盼² 肖立晟³

【摘要】“一带一路”倡议已进入具体推进、落地阶段。在此过程中，“一带一路”国家的投资需求巨大，但潜在风险也值得关注。本文提供了三个角度，对中国参与建设共赢、可持续的一带一路投融资机制提出了建议：第一，投资主体借力借势布局。中资银行业在非洲的布局分析，说明了中资金融机构的布局还可以利用现有国际金融中心之间的竞争关系，为拓展布局找到新空间。第二，绑定各方投资伙伴的利益。马歇尔计划特殊账户机制的启示，就是要将相关方的利益进行绑定，推动一带路线上的双边合作、第三方合作。其三，对投资对象需要约法三章。以津巴布韦使用人民币提议为例，相关思考的启示是：投资对象国必须整肃金融纪律，改善营商环境，培育具有国际竞争力的有效产能。

【关键词】一带一路 投融资机制 投资需求 风险

引言

2013年，习近平主席在出访中亚、东南亚国家期间，分别提出了“丝绸之路经济带”、“21世纪海上丝绸之路”的共建倡议，引发了国际社会的关注。“一带一路”倡议已经提出3年多，2017年1月17日，习近平主席在达沃斯世界经济论坛发表的开幕主旨演讲对其进行了总结：至今已有100多个国家和国际组织积极响应支持，40多个国家和国际组织同中国签署合作协议，中国企业对沿线国家投资达到500多亿美元（习近平，2017）。这些数据体现了“一带一路”倡议所取得的进展和在国际范围内获得的认可。

关于“一带一路”倡议的内涵，2015年3月国家发展改革委、外交部、商务部联合发布的《推动共建丝绸之路经济带和21世纪海上丝绸之路的愿景与行动》进行了具体阐述。其中的“五通”，即政策沟通、设施联通、贸易畅通、资金融通、民心相通，是对“一带一路”

¹徐奇渊，中国社会科学院世界经济与政治研究所研究员

²杨盼盼，中国社会科学院世界经济与政治研究所副研究员

³肖立晟，中国社会科学院世界经济与政治研究所副研究员

内涵的重要概括。“五通”当中的资金融通，是“一带一路”建设的重要支撑。“一带一路”沿线国家，尤其是一些发展中国家，迫切需要深化金融合作，推动国际货币、金融体系的稳定，发展投融资体系和信用体系建设。

2008 年全球金融危机之后，在全球经济陷入长期停滞（secular stagnation）的背景下，发展中国家本身建设的资金需求就在趋于上升；而与此同时，发达国家的国内金融市场普遍面临严峻挑战，对发展中国家提供投资（尤其是长期基础设施投资）的能力出现下降；此外，原有国际多边开发性金融机构的投资能力也远远无法满足发展中国家，尤其是“一带一路”沿线国家的长期建设资金需求。在此背景下，“一带一路”倡议所涵盖的“资金融通”内容，必然引发沿线国家的高度关注。例如，丝路基金、亚投行、金砖国家新开发银行等等新机制的成立，引发了“一带一路”沿线国家的强烈反响。

但是，“一带一路”国家的投融资机制建设当中，也面临着诸多风险与挑战。本文第一部分就对这些巨大投资需求及其蕴含的风险进行了分析。实际上，这些风险和挑战也已经引起了学界广泛的关注。那么如何应对这些问题，从而使“一带一路”倡议下的投融资机制具有可持续性？本文的第二至第四部分，将从三个角度对“一带一路”投融资机制的建设进行分析。这三个角度包括：马歇尔计划的启示（第二部分）、关于津巴布韦建议引入人民币的提议（第三部分）、中资银行在非洲进行布局的思考（第四部分）。这四个角度未必全面，但是将为我们建设性的思考“一带一路”投融资机制，尤其是中国如何有效地参与其中，提供了现实的切入点。

一、巨大的投资需求和风险并存

“一带一路”区域的基础设施项目投资需求巨大，其中以“设施联通”当中的交通基础设施项目最为重要，很多研究机构都对全球在未来 15 年间这方面的投资需求进行了测算。不过各机构的测算结果差异很大，从波士顿咨询公司的 7 万亿美元，到布鲁金斯的 27.2-31.4 万亿美元，差异达到 4 倍左右。不过 OECD（2012），UNCTAD（2014），World Bank（2013）的结果则更接近较小值的情形（表 1）。但即便按照测算的下限来看，全球基础设施项目投资需求也非常巨大。

表 1 对交通基础设施投资需求的测算（2015-2030 年）：2015 年不变价, 万亿美元

	交通基础设施	国家范围
Brookings (2016)	27.2-31.4	全球
Mckinsey Global Institute (2013)	25.8	全球

New Climate Economy,2014	14.8	全球
OECD (2012)	9.6	全球
UN Sustainable Development Solutions Network (2015)	9.5	全球
UNCTAD (2014)	5.3-11.7	全球
IWEP (2017)	7.3	全球
Boston Consulting Group (2010)	7.0	全球
World Bank (2013)	4.1	发展中国家
IWEP (2017)	2.9	“一带一路”沿线国家
国务院发展研究中心课题组 (2017)	1.4	“一带一路”沿线国家 (除中国之外)

我们的研究团队对一带一路的交通基础设施投资需求进行了测算，在我们测算的基准（benchmark）情形中：2016年至2030年期间，一带一路国家的投资需求将达到2.9万亿美元（IWEP,2017）。

从空间角度来看测算结果，我们可以观察“一带一路”建设的六大国际经济合作走廊，其交通基础设施建设的投资需求分别为：中巴走廊250亿美元，中蒙俄走廊990亿美元，中国-中南半岛1640亿美元，孟中印缅经济走廊1950亿美元，新亚欧大陆桥7470亿美元，中国-中亚-西亚走廊7920亿美元。

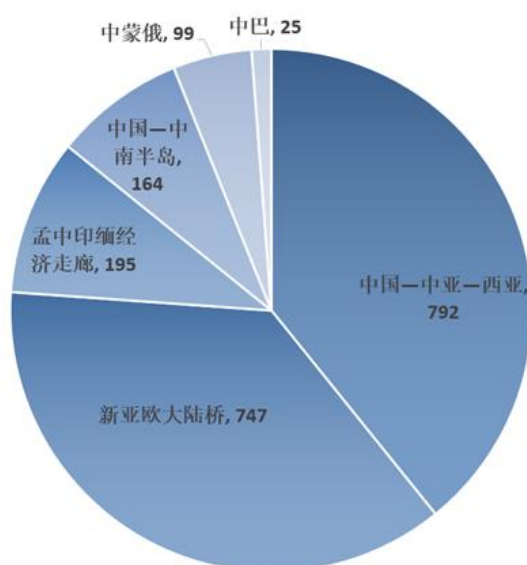


图1 六大走廊的交通基础设施投资需求：2016-2030（2015年不变价美元, 10亿）

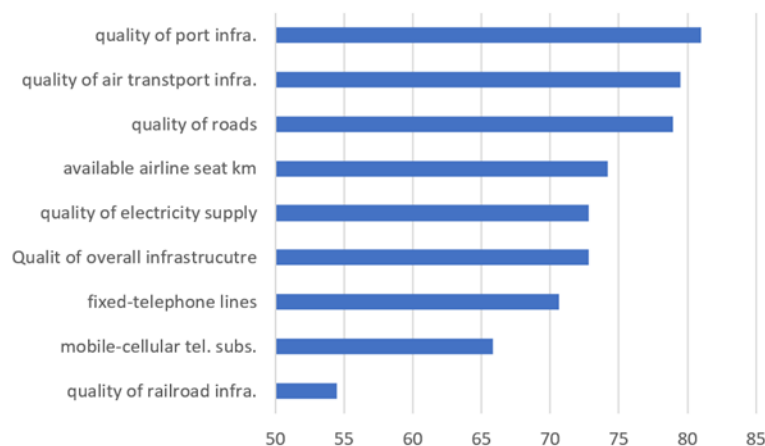


图 2 一带一路国家各项基础设施排名的平均值

从分项基础设施来看，一带一路国家的各项基础设施发展水平也并不均衡，海港、航空、公路、电力、固定电话等领域的基础设施发展水平都低于全球平均水平。尤其是海港、航空、公路的发展水平，都显著滞后于全球平均发展水平。这些领域都急需更多建设资金的投入。

但是需要并不等于有效需求。很多发展中国家政治环境不稳，社会矛盾和制度问题根深蒂固，财政和货币纪律失控。这类国家和经济体，对基础设施投资也可能会有较大的需要，但却未必有充足的偿付能力。Xu, Gao and Liu (2016)根据“一带一路”沿线国家的融资需要测算，将其与国家主权信用评级数据库进行对接、并剔除中国本身，从而得到了中国之外、发展中国家总体融资需求的信用分布情况。研究结果显示：如果发展中国家的主权信用评级没有大的变化，那么 2020 年的基建投资总体融资需要当中，有 16%来自于无评级国家，35%来自于投机级国家，只有 50%来自于投资级国家。同时，2020 年的基建投资总体融资缺口当中，投资级国家占比更低，只有 39%，剩下的六成都来自于投机级国家（44%）或者是无评级国家（18%）。

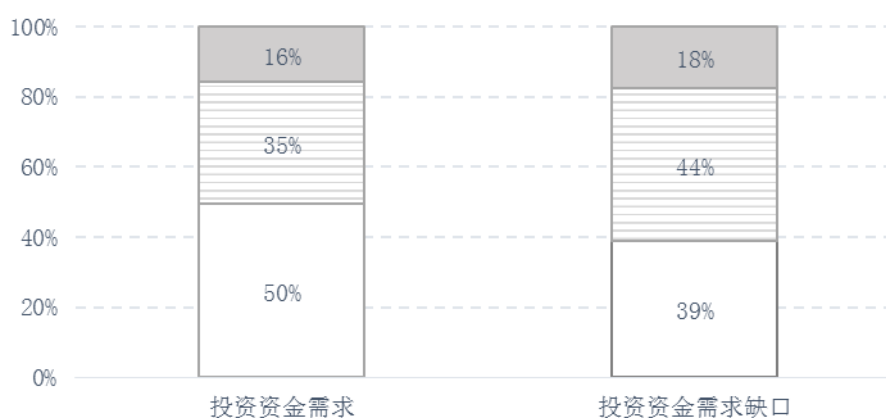


图 3 发展中国家基建投资：资金需求及其缺口的主权信用评级结构

可见，在参与“一带一路”投融资机制建设过程中，中国将面临较大的风险。不过我们也要看到，不同类型项目在投融资机制方面也是有差异的，有些项目本身具有可持续的收入来源，即便在信用评级不高的国家也可能具有可持续的投资条件。甚至我们还可以对不同类型的项目进行打包、整合，使得没有收入来源的项目和有持续收入来源的项目相结合，从而构建更具有包容性的、普惠性的投融资机制。在这方面，中国的开发性金融机构不仅在国内，而且在国际范围也已经做了很多有益的尝试。

以上我们主要介绍了基础设施的投资需求，但是，在中国参与一带一路投融资机制建设的过程中，所涉及的资金需求远不止于基础设施建设。还包括更大范围官方主导的发展融资，以及企业和私人部门参与的商业投资项目。如果从这些更宽的领域来看，所涉及的投融资需求还将更为巨大。事实上也是如此，在上述领域，中国在一带一路沿线国家已经积累了极为可观的投资存量。在“一带一路”倡议的背景下，中国对发展中国家的投资和贷款规模还将继续快速上升。

而“一带一路”国家的巨大投资需求背后，隐含着巨大风险和不确定性，在此背景下，如何确保中国对外投资和贷款的安全——这是中国对外提供投资的底限，同时也是中国资本可持续地发挥国际影响力的基本条件。为此，中国需要完善领事保护制度，完善事前评估和预警，加强海外军事存在。除此之外，我们还可以从以投资项目、投资伙伴、投资对象、投资主体这四个角度做进一步的分析。首先，从投资伙伴的角度，笔者将基于马歇尔计划的历史经验，就如何整合投资伙伴的利益，创造更为友好的投资环境进行探讨。其次，从投资的接受对象角度，尤其是政府合作层面，如何使得中国参与的投融资机制建设具有可持续性、更为健康？就这个问题，我们将以津巴布韦为例，探讨东道国需要配合推进的改革措施。最后，从投资主体的角度出发，中资金融机构是一带一路投融资机制建设的直接推动者，笔者将以其在非洲的布局为例，给出“借力借势”的布局思路。

二、马歇尔计划的启示：双边和第三方合作、绑定各方利益

西方国家在国际游戏规则中几个世纪的长袖善舞，对现阶段的中国政策也有诸多启示。虽然“一带一路”倡议绝非“中国版马歇尔计划”（金玲，2015），但这并不妨碍我们在投融资机制、方法论层面汲取一些经验。

首先，在推动对象国经济改革方面，马歇尔计划给出了可置信的惩罚机制。

二战后，美国向欧洲国家推出马歇尔计划，着力于维护市场机制发挥作用，为受援国经

济可持续发展创造制度条件。西欧长期的战时管制影响深远，在战后艰难复苏的过程各种管制中并未自然减少，相反，甚至出现了更多的管制和利益集团之间的内耗。“马歇尔计划”则要求受援国做出更加市场化的承诺，这些承诺包括：放松价格管制、平衡政府预算、保持金融稳定、保持汇率在合理水平、降低和消除配额和各种贸易管制。这就从外部约束的角度，打破了西欧国家走向管制和计划经济的惯性，为西欧经济起飞创造了良好基础（De Long and Barry Eichengreen, 1991）。

与此同时，提供融资的计划也要包含可置信的惩罚机制。美国在战后的马歇尔计划当中就加入了可置信的惩罚机制。当时，美国要求受援国每接受1美元的援助，就要在对应账户中存入相应规模的本币，而这个账户的资金，用途就由美国政府说了算。这意味着，美国政府每1美元的援助，都有可供支配的2美元真实资源。这种干预真实存在。例如，1948年美国拒绝法国动用这个对应账户，直到法国新任政府承诺预算平衡措施。又如，西德政府的账户资金也曾面临延期使用的情况，直到其重新回到遵守财政纪律的正轨上。

当然，马歇尔计划的弦外之音，只是要让西欧国家重返到战前的市场竞争体系——从这个角度而言，如果要对现有发展中国家的经济体系进行重塑，难度肯定更大。甚至如果直接照搬马歇尔计划的作法，也容易招致对方国家的反弹。但是马歇尔计划的核心，是将美国提供的资金与东道国的资金进行一种强制绑定。在这样的约束条件下，双方的利益就形成了一致。因此，我们未必学习马歇尔计划的特别账户机制，但是可以参考这种利益绑定机制。

第二，利用双边或第三方合作机制缓解潜在压力和风险。

实际上，引入更多的参与方，这就是一种利益绑定机制。以国际银团贷款为例，该业务是国际金融市场上最重要的融资方式之一。根据汤姆森财务公司（Thomson Financial）的统计，2000年开始，全球银团贷款就已经大大超过债券和股票融资，国际上重大的项目建设、兼并收购几乎无一例外地采用国际银团贷款进行融资。2015年全年，全球银团贷款额高达4.7万亿美元，除了纽约和伦敦两大中心之外，香港是第三大国际银团贷款中心。

通过国际银团贷款提供融资，中国可以引进多样的银团投资者。尤其是以下三类投资者：

（1）欧美或香港特别行政区的优质合作方。以香港为例，香港银团贷款业务经过40余年的发展已较为成熟，产生了以花旗、汇丰、渣打为代表的牵头行和参与行，其在贷款风险评估、贷款分销、定价、审查等方面形成了一整套完善的制度体系。香港发展国际银团贷款业务在操作上不存在任何制度障碍或技术难题，从而能够为国内金融业走出去分担资金压力，尤其是减少或分散商业风险。（2）东道国的当地或者该区域的金融机构，如果东道国的金融机构

在其中占有可观的份额比例，也将有助于减少或避免商业风险和政治风险。（3）中国金融业的同业机构，引入这类机构既可以分担资金压力、分散风险，还能够使中国金融业同业机构在走出去的过程中形成一致的利益共同体，从而缓解互相恶性竞争的现象。

在此基础上，还可以做更多的制度安排，以确保中国投资安全。例如，在投资项目破产清算的情况下，对于优先偿还顺序的安排，应将中国银行业机构设置于较为优先的位置，同时把东道国本国机构置于较后的位置，从而使东道国金融机构的利益与中国金融机构的利益绑定，进一步达到减少政治风险、商业风险的效果。

进一步地，还可以推进国际银团贷款的证券化，提高二级市场流动性。中国发展国际银团贷款业务，不能只注重银团贷款的发起阶段，还需要积极探索推进国际银团贷款的证券化，提高二级市场的流动性，从而减少资金占用、提高资金的回报率。从国际经验看，银团贷款的证券化形式主要有两种：一是以可转让贷款便利为主要载体的初级模式。在此模式下，国际银团贷款的牵头行与参与行之间、参与行和参与行之间、参与行和非参与行之间可以进行贷款出售和转让。这种证券化模式在一定程度上可以分散风险，提升银行资产的流动性，但参与主体主要局限于大中型商业银行，交易不够活跃。另一种是设立 SPV 的高级模式。在此模式下，原有贷款从贷款市场（信用市场）转移到资本市场，不仅能够解决银行资金流动性的问题，更重要的是使商业银行不再扮演风险中心的角色，而让那些风险偏好的投资者成为风险的真正承担者，有利于在维护银行业稳健运行的同时促进资本市场的繁荣。

此外，更为广泛的第三方合作，还可以（1）发挥欧美国家在技术、金融网络方面的比较优势；（2）减少国际社会对中国推行新殖民主义的猜疑心理；（3）提高透明度，减少中国对外投资项目在环境评估、人权问题等领域面临的批评；（4）增加东道国的违约成本、更大程度上保护中国投资的安全性。

三、津巴布韦关于引入人民币提议的启示：融资条件约法三章

2015 年初，津巴布韦副总统姆南加古瓦提议，“使用人民币作为津巴布韦法定货币”。对此，中国应该做出何种选择？

我们需要从三个层面进行分析：其一，津方提出这一建议的出发点何在，这一建议对津方的核心利益在哪里？其二，如果中方接受津方建议，那么人民币在津成为法定货币，这种移植的货币体系是否具有内在可持续性，或者其可持续性条件是什么？其三，如果考虑更长远一些，人民币在津的货币体系，是否可以复制到其他地区，这种复制可能存在什么问题？

针对津的问题，本文主要从前两个层面展开分析。

津方提议人民币作为其法定货币，其意在于建立起人民币主导的法定货币体系。在这次提议之前，美元、英镑、南非兰特、人民币、日元、澳元、印度卢比、博茨瓦纳普拉、欧元，这 9 种货币都是津的法定支付货币，其中已然包括了人民币。不过目前的货币体系中，美元仍处于主导。而当时津副总统在重要会晤场合给出这一提议，显然是要大幅提升人民币在津的地位。结合津方对中国投资的期待、津方长期以来饱受英美制裁，以及外债形势严峻等背景，我们不难理解津的提议。但是津方提议，其意图可能并不在于解决货币问题本身。

在引入外国货币之前，津巴布韦面临严重的通胀。2002 年，津步入 100% 的通胀率时代，2006 年上升到 1000% 以上，2007 年的通胀率超过百分之 2 万，2008 年甚至高达百分之 220 万！后来的 100 万亿津元，在日本央行的货币博物馆也是个稀罕物。

高通胀的背后是货币政策为财政赤字融资，财政赤字的背后则是长期以来的内外交困：津巴布韦长期以来经济衰败，更遭受西方国家和国际组织的制裁。

2009 年 4 月之后，津巴布韦陆续引入 9 种外国货币作为其法定支付货币。津巴布韦的通胀率迅速转向稳定。2010 至 2012 年，津通胀率一直维持在 3% 到 4% 的合意水平；在初级产品价格大幅下降的情况下，2013 年、2014 年，津通胀率分别为 1.63%、-0.22%。可见货币改革后，津的通胀率已经进入到正常区间。津的人民币提议，意图并不在于解决货币问题本身。

津方提议，很可能是出于财政角度的考虑。2009 年之前，津通过超高恶性通胀向财政赤字提供融资，这只是拆了东墙补西墙。而此后津引入外国法定货币，虽然根治了通胀问题，但是在赤字财政缺乏根本变化的情况下，这种货币改革等于拆回了西墙、来补东墙。

由于根本矛盾并没有解决，等到货币体系回到健康状态的同时，津政府却发现：赤字财政面临着凶险的境地。2013 年 1 月 31 日，津财政部陷入财政枯竭，支付完当期公务员的薪水之后，公共账户上仅余 217 美元。另一方面，津巴布韦的财政赤字过度依赖外资，这导致了财政赤字在很大程度上转化成了政府外债。

在 2009 年货币改革，失去了铸币税手段之后，政府外债余额从 2008 年的 53 亿美元，上升到了 2013 年的 82 亿美元，增量达 29 亿美元，同年政府外债余额占 GDP 比例为 61%！而在 1995 年至 2008 年期间，因为可以通过高通胀获取铸币税，公共外债余额仅从 50 亿美元上升至 53 亿，增量为 3 亿美元。可见，失去通胀这种隐形税收之后，政府赤字更加严重依赖于外债了。

与此同时，赤字财政用于大规模刺激消费，并没有形成有效的生产能力，供给端一直面临瓶颈。因此，十多年来津巴布韦持续面临严重的国际收支失衡，2011年至2013年，经常账户赤字占GDP比例持续超过20%！

总之，2009年的货币改革虽然成功缓解了通胀，却截断了赤字财政的无限融资渠道，也失去了汇率对国际收支失衡调整的政策渠道。按目前的状况，津方的财政状况、国际收支失衡都将难以持续，两个领域的风险都在迅速积累。

津急需改变当前的货币体系，但选择有限。

虽然物价稳定，但出于财政目的，目前的货币体系也必须要进行改变。

一种选择是，回到2009年之前的状态，通过超高通胀率来为赤字财政融资。但是这种做法已经被证明具有很大政治风险，显然行不通。

另一种选择就是在引进外国货币的道路上，更进一步。也就是干脆选择某种国际货币（美元、日元、英镑、欧元，以及正在做大的人民币等）作为主导的法定货币。比如说美国，假如津以出让货币主权为条件，美国可能出于两个原因以零成本、或者低成本向津提供美元：第一，印刷美元的直接成本几乎为零。第二，达成协议之后，美国有义务帮助津维持货币体系的基本稳定，提供充足的流动性。

但是，津巴布韦在美国的独裁国家黑名单上，以美为首的西方国家都不可能和津达成这种协议。而且，从经济上考虑，以津目前的经济基本面，即使一次性向其提供充足的美元流动性，在津美元也会通过外债偿还、国际收支逆差等渠道大量漏出，直到流动性再次枯竭。而外流的美元，将形成美国的对外负债。

对中国而言也是如此。如果中国无条件对津货币体系托底，将面临长期沉重负担。

如果中国向津提供一次性充足的人民币流动性，这种成本固然有限，但是，如果津巴布韦无法解决目前的产能瓶颈、持续的国际收支逆差，以及严重依赖于外债的赤字财政，那么在津人民币的流通就存在巨大的外部漏出窟窿。

按目前的状况，如果津的对外贸易全部使用人民币结算，则津每年通过国际收支逆差漏出的外汇将达200亿人民币左右，如果考虑外债偿还，则情况更为严重。津采用人民币作为法定货币，也就意味着中国对津的金融体系要进行托底、维稳，那每年的货币漏出就会成为中国的沉重负担。

当然，这并不是说中国完全不可能接受津方的提议。在满足以下条件的情况下，中国仍然可以考虑帮助津建立起人民币主导的货币体系：

第一，津应整肃财政纪律，减少对扩张性财政政策的依赖，严格控制财政赤字和外债规

模。第二，津尽快采取改革措施，整治、改善营商环境，吸引 FDI 投资，通过这一渠道在中短期积累外汇，在中长期形成有效产能。第三，津需要制订中长期规划，充分利用其资源优势，形成有优势、大规模的出口产业链。同时，为国际收支实现平衡制订实施步骤和具体时间目标。

四、非洲中资银行业布局：更好地整合区域和国际金融资源

新世纪以来，非洲国家经济发展迅速，成为全球市场的一大亮点。与此同时，我国金融机构也开始在非洲积极布局。2007 年，中国工商银行以 55 亿美元收购南非标准银行 20% 股份，之后又进一步参股，成为南非标准银行最大股东，间接覆盖了非洲 20 个国家的网络。2011 年 6 月，中国人民银行与非洲开发银行签署了涵盖基础设施、农业、清洁能源等方面的双边合作协议。2014 年 3 月，中国国家开发银行与英国巴克莱银行和法国兴业银行签署合作协议，为扩展非洲业务铺平了道路。此外，中国银行、中国建设银行、中国农业银行等金融机构也纷纷在非洲启动了布局。

和其他的新兴经济体、发展中国家一样，非洲的金融市场体系不成熟。非但如此，非洲国家经历的殖民历史时期较长、独立时期较短，经济和金融体系与历史宗主国的关系仍然较为密切。在这样的高成长经济体布局，就需要对其政治、经济、金融生态环境较为了解，从而以合适的切入点进行金融布局。

从商业银行体系来看，非洲的银行机构可分为三类：第一类是本地银行，如南非标准银行，在网点覆盖近 20 个非洲国家；第二类是原宗主国大型银行在非洲开设的分支机构，如法国的商业银行，是非洲银行的主力之一；第三类是外资银行，如美国花旗银行集团，它于 20 世纪 60 年代中期后进入非洲市场；和新近以中国为代表的新兴经济体的银行。

在此，我们给出中资金融机构布局非洲的两大方向：一方面，从北向南，以巴黎金融市场作为欧洲与非洲的连接点，布局中非和西非 14 国的金融市场，这类布局主要涉及的是法语区国家。另一方面，从南向北，通过参股和控股南非金融机构，对南部和中部非洲国家的金融机构进行布局，这类布局主要涉及的是英语区国家。后者的一个例子，就是工商银行通过南非标准银行，为其在非洲的布局打开了空间。

（一）从南向北：南非是辐射非洲的起点

从非洲主要国家的政治经济环境来看，南非地区政治环境相对稳定，中南双边经贸发展迅猛，南非的人民币离岸业务发展更加具有长期稳定的优势。从南非的金融体系本身来看，

南非不但拥有健全的制度和法律体系，在国际上有良好的信誉，而且也拥有相当完备的金融体系和基础设施，金融监管体系也较为成熟。

此外，南非也是历史上英属非洲殖民地发展相对较好的地区，和其他历史上的英属非洲殖民地也有密切联系。比如历史上的英属南非公司曾经直接管理过津巴布韦和赞比亚（即历史上的南罗得西亚、北罗得西亚），再如，南非兰特也在莱索托、斯威士兰、纳米比亚作为流通货币，充当区域金融体系稳定的核心。以南非标准银行为例，其分支机构和网点也覆盖了近 20 个非洲国家。

作为历史上的宗主国，英国的一些银行在非洲也有着较广泛的网点覆盖，例如英国巴克莱银行在南非、博茨瓦纳，肯尼亚、坦桑尼亚、乌干达、赞比亚和加纳有分支机构，在毛里求斯和塞舌尔等海岛也有业务活动。

以此为背景，中国银行业在非洲从南向北的布局，大体可以有三种模式：其一，可以借鉴中国工商银行在南非、中国银行在肯尼亚的清算业务开展路径，发挥中资银行海外机构的清算代理行的作用，加快人民币全球清算和结算网络的形成。其二，借鉴工商银行收购南非标准银行的模式，与南非或其他非洲本土银行合作，搭建人民币跨境贸易结算和投资的平台，间接辐射其他非洲国家。其三，与英国银行合作，在银行间建立起委托、代理的业务关系，甚至更为紧密的合作安排，包括参股、控股等形式，通过英国银行的网络来实现短期内对非洲市场的覆盖，实现共赢。

（二）从北向南：巴黎是欧洲与非洲的连接点

在人民币离岸市场、以及中资金融机构的海外布局的过程当中，北美和欧洲的金融市场较为成熟，是布局的重点选择。在此过程当中，美国态度相对消极，欧洲各个金融中心则态度积极、甚至踊跃。

欧洲的诸多国际金融中心当中，伦敦、巴黎、卢森堡、法兰克福等各具特色。伦敦一直处于全球金融中心的核心地位，理所当然的成为中资金融机构在欧洲布局的首选。但是作为重要的金融中心，巴黎也同样值得关注。对于巴黎的金融圈人士而言，他们甚至认为，巴黎在人民币离岸市场的建设、中资金融机构布局等方面，有着伦敦无法具备的先天优势。

与欧洲其他的国际金融中心相比，巴黎的独特的优势在于：巴黎为非洲 14 个法郎区国家提供着相当规模的金融服务。由于历史原因，非洲有 14 个国家组成的法郎区，包括中非货币联盟(CEMAC)和西非货币联盟(WAEMU)，其货币获法国财政部保证可自由兑换为欧元。因此，中资金融机构布局巴黎，不但有助于在欧元区开展金融业务，而且还间接有助于在中部和西部非洲拓展金融业务。

法郎区国家的背景

在独立之前，这些法郎区国家多为法国的殖民地，最早也直接使用法国法郎作为流通货币。1945 年起，这些国家开始使用非洲殖民地法郎（Colonies francaises d’Afrique）作为通用货币，该货币与法国法郎保持固定平价，简称非洲法郎或非郎。

进入 20 世纪 60 年代，原法属赤道非洲国家组团建立了中非货币联盟(CEMAC)，成员国包括赤道几内亚、刚果共和国、加蓬、喀麦隆、乍得以及中非共和国；原法属西非殖民地国家建立了西非货币联盟(WAEMU)，成员国包括贝宁、布基纳法索、多哥、几内亚比绍、科特迪瓦、马里、尼日尔以及塞内加尔。

目前，中非国家银行（BEAC）为中非货币联盟(CEMAC)国家的中央银行，其法定货币为“中非金融合作法郎”，俗称中非法郎(Central African CFA franc)；西非中央银行(BCEAO)为西非货币联盟（WAEMU）国家的中央银行，其法定货币为“非洲金融共同体法郎”，俗称西非法郎（FCFA）。各国中央银行均在法国财政部设立“业务账户”，并将其大部分外汇储备存入这个账户，以保证其货币与欧元的自由可兑换，而法国财政部则扮演着法郎区央行盟主的角色。在欧元区诞生之前，非洲法郎一直与法国法郎直接挂钩，其后改为与欧元直接挂钩，但是这种货币合作机制始终是根本。

布局法郎区国家之困

中资银行要在这些法郎区国家布局，一方面有日益密切的经贸关系作为基础；但是另一方面，中国与这些国家的双边金融合作较少，银行网点布局也几乎是白纸一张。中资机构布局非洲法郎区国家面临举目无亲的处境。

具体而言，从双边经贸关系看，目前，非洲法郎区国家均与中国建立起较为密切的双边经贸联系。据中国商务部统计，中国和这些非洲法郎区国家的双边贸易规模每年可达 200 多亿美元的规模、双边进出口贸易具有较强的互补性。同时，对于这些国家而言，毫无疑问，中国都是这些国家的重要贸易伙伴。一般而言，中国占到这些国家对外贸易总量的 20%左右。此外，我国还对非洲法郎区内各成员国开展了大规模的经贸援助与合作项目，项目主要集中于基础设施建设领域，如水电站、公路、工厂、医院、体育场建设项目等。与此同时，中国地质工程总公司、中国葛洲坝集团公司、中兴公司、华为公司等大型中国企业已在部分非洲法郎区成员国内开展业务。

但是另外一面，中国与非洲法郎区国家的双边金融缺少合作。由于历史的原因，这些国家的金融体系与法国尤其是巴黎金融市场紧密相联。另一方面，中资银行在非洲法郎区国家

的布局也基本是空白，例如，中国工商银行通过参股南非标准银行，间接覆盖了非洲南部和中部的 20 个国家，但是在非洲法郎区国家也缺乏网点布局。这种情况，反过来又制约了中国与非洲法郎区国家的经贸往来和直接投资。

布局法郎区国家之解

在现行货币制度下，中非货币联盟(CEMAC)与西非货币联盟(WAEMU)在各自的成员国之间已实现了跨境资金的自由流动，我国商业银行只需在联盟内任意一个成员国境内获得外汇从业资格，就能够为联盟内其他成员国的企业和居民提供外汇兑换服务。

因此，为规避相关国家的政治风险，提高相关谈判的效率，我国政府可以通过加强与法国在非洲运营银行合作，加强与非洲本地投资者的金融联系，增强互信程度。然后，发挥巴黎作为全球人民币离岸市场的作用，在中非贸易之间增加人民币计价和结算的比重，并且增加对非洲的人民币直接投资。

最后，可在中非货币联盟(CEMAC)与西非货币联盟(WAEMU)中各自选择 1-2 个国家作为重点合作对象，引导有条件的中资银行在相关地区进行网点布局并从事人民币挂牌兑换业务。从目前情况看，中非货币联盟(CEMAC)中的刚果共和国、喀麦隆与西非货币联盟(WAEMU)中的多哥较适合成为人民币与非洲法郎的重点合作伙伴。

五、结论

“一带一路”国家的投资需求巨大，而其中潜在的风险也值得我们关注。本文提供的三个案例，从以下三个角度为一带一路投融资机制的建设提供了启示：投资主体、投资伙伴、投资对象。其中：

第一，投资主体的借力借势。中资银行业在非洲的布局分析，说明了投资主体的布局除了独立布点之外，还可以借力借势，通过伦敦、巴黎这样的现有国际金融中心、国际金融网络，在非洲这样的地区进行布局。利用现有国际金融中心之间的竞争，为中资金融机构业务的布局拓展找到新的空间。

第二，投资伙伴方面需要绑定各方利益。马歇尔计划的特殊账户机制给我们的启示，就是要将各个相关方的利益进行绑定。而推动一带一路线上的双边合作、第三方合作，这不但有利于增加资金来源，发挥欧美国家在技术、金融市场方面的比较优势，减少国际社会对中国推行新殖民主义的猜疑心理，而且也有助于提高透明度，减少中国对外投资项目在环境评估、人权问题等领域面临的批评，最后也有利于增加东道国的违约成本、更大程度上保护中

国投资的安全性。

第三，投资对象方面需要对融资条件约法三章。津巴布韦关于使用人民币的提议，对我们的启示是：如果要确立可持续的投融资合作关系，投资对象国在宏观经济政策方面，必须整肃财政、货币政策的纪律，减少对扩张性财政、货币政策的依赖，严控财政赤字和外债规模；同时还需要采取改革措施，整治、改善营商环境，积极吸引 FDI 投资；培育具有国际竞争力的产业链、真正形成有效产能。

经济新周期之辨——需求、供给与债务¹

王彬²

【摘要】传统的库存、设备投资与房地产投资都很难在需求面开启新的经济周期。去产能政策弱化库存周期；制造业设备投资面临着诸多约束，如内外需求扩张力温和、货币融资条件趋紧、较高的企业债务、去产能等政策。人口、城镇化等基本因素决定着我国房地产投资高速期已过。供给端来看，在经历了之前 2013-2015 年经济需求低迷、2016 年以来的去过剩产能政策，工业生产领域整体上处于一个结构性的弱出清状态，但仅仅是产能领域的供需改善很难成为经济新周期开启的充分条件。债务角度来看，我国非金融部门宏观杠杆率上行趋势没有改变，非金融企业高杠杆的问题突出，居民部门杠杆上升速度较快。2009 年以来，市场出清较为彻底、总体债务率下降最为明显的只有美国。我国目前尚未经历完整的债务周期。党的十九大提出我国主要社会矛盾已经出现转变，经济发展中的不平衡、不充分问题将成为未来政策制定的基础。展望未来，供给端改革是解决社会主要矛盾与经济新周期开始的必由之路。

一、需求端看经济周期——库存、设备与房地产

1.1 库存实际扩张受到去产能政策抑制

需求层面的经济周期经常被提及的是库存、设备与房地产投资周期，分别对应的是基钦周期、朱格拉周期和库兹涅茨周期。库存变化是需求层面经济短周期波动的重要因素。存货的概念比库存更大，包括了库存商品、库存材料、半成品及配件等。库存作为存货最重要的组成部分，存货变化可以近似代表库存变化，存货增加一般在最终资本形成中占 3-4% 左右。2016 年最终资本形成对 GDP 的累计同比拉动为 2.8 个百分点，可以估算存货增加对 GDP 的累计同比拉动大约为 0.1 个百分点。2017 年我国 GDP 增长目标为 6.5% 左右，前三季度累计同比增速实际值为 6.9%，0.1 个百分点在 GDP 目标与实际增速差距中占据了四分之一的部分，因此库存投资变化对短期内 GDP 波动的影响不容忽视。需要注意的是，2016 年初开始，我国开始在部分工业生产领域推进去过剩产能，在经济回暖、工业品价格大幅上升的背

¹本文刊发在《新金融评论》总第 32 期

²王彬，中国人民大学国际货币研究所研究员，中国工商银行总行投资银行部研究中心宏观经济首席分析师

景下,去产能政策限制了相关行业库存的扩张,这也是本轮经济 2016 年以来企稳回升但 PMI 产成品库存回升力度弱于以往的一个重要原因。实际上,如果剔除 PPI 同比大幅上涨的价格因素,2016 年以来的产成品库存实际增速没有表现出与名义增速相同的趋势,产成品库存实际增速的回升力度显著弱于名义增速。进一步分行业来看,剔除价格扰动后的各行业库存实际增速在去产能前(2015 年)后(2017 年)的比较可以发现,煤炭、石油、黑色金属、有色等行业在 2017 年的实际库存比去产能前的 2015 年出现了显著的大幅下降,其他非去产能行业的实际库存在去产能前后也出现了变化,但整体反差与变化幅度没有前者明显。此外,2016 年以来随着经济的回暖,在中下游行业的通用设备制造、交通工具制造、电子、仪器仪表、计算机与信息技术等行业的实际库存较 2015 年增加明显,这是经济回暖后这些行业主动补库存的自然结果。可以推断,如果没有强力的去产能政策,上游相关行业至少不会出现如此反经济需求扩张周期、实际库存大幅下降的局面,这些行业很可能会再次扩张产能,形成库存的进一步上升,由此会进一步推高 GDP 增速,也就是说,去产能政策的强力执行不仅对库存周期的反弹形成压制,也在一定程度上对当前经济增速构成了约束。

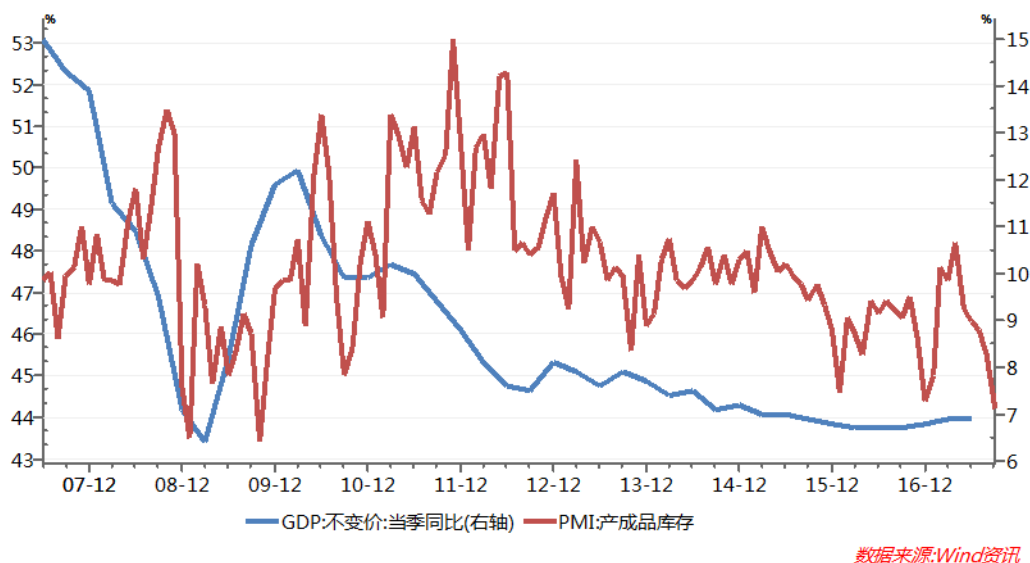


图 1: 库存周期(基钦周期)

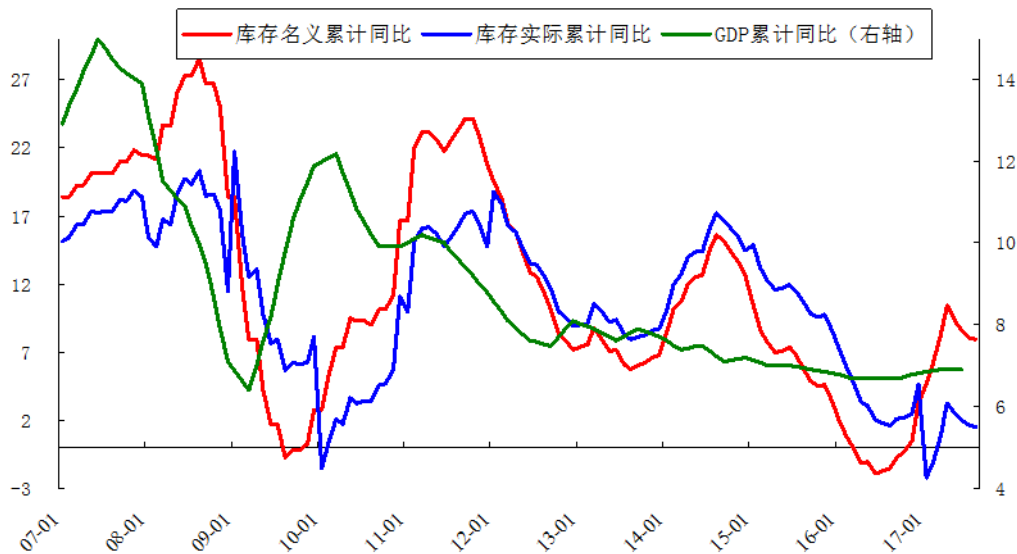


图 2：产成品库存实际增速没有表现出与名义增速相同的趋势

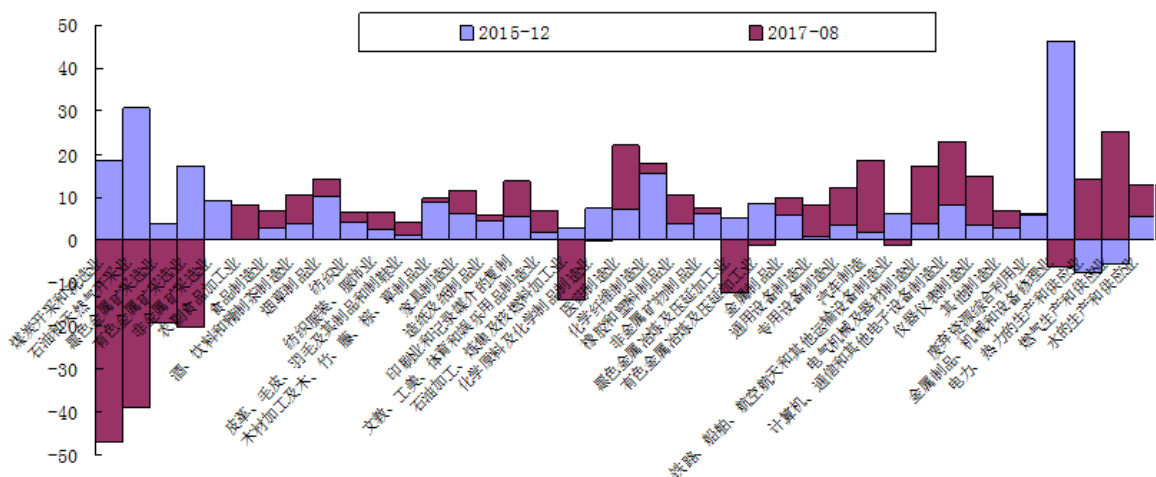


图 3：剔除价格扰动后的各行业库存实际增速在去产能前后的比较

1.2 设备投资扩张缺乏足够的终端需求推动

当前国内外终端需求回升较为温和，基础并不够强劲，这是限制设备投资扩张的最根本因素。三季度，我国经济增长当季同比 6.8%，比 2017 年上两个季度略低，显示经济本轮扩张可能已经开始边际放缓。实际上，2017 二季度以来，消费、投资、出口和工业增加值等数据多次减速、加速，出现反复的波动，其下行走势在 7、8 月之后才逐步被确认。尽管 9 月当月的投资、工业生产等数据比 8 月有所回升，但经济扩张回落的态势已经基本可以验证，这与我们在一季度预判的当时经济增长处于扩张顶点的结论基本一致。从总需求的各分项部门看，货物与服务贸易净出口对经济增长累计同比的拉动比二季度降低了 0.1 个百分点，但消费部门则上升了 0.1，最终资本形成与二季度持平。制造业与贸易部门关系密切，出口扩

张会带动制造业投资的增长。本轮全球经济从 2016 年二季度以后逐渐表现出复苏态势，其中有两个重要推动因素，一是 2016 年以来的我国需求扩张对欧美出口的拉动，表现为欧美净出口在经济增长中正向作用加强，而欧美经济的扩张反过来又拉动了我国的出口需求，二是欧美私人部门在前期去杠杆后开始部分修复杠杆率。但从长期来看，这些弱复苏都已经进入了下半场。我国国内需求扩张在上半年已过顶部，美国家庭实际工资增长乏力、持续的欧元升值与通胀回落使得欧元区货币金融条件正在转差。此外，人民币兑美元汇率从 2017 年 5 月以后开始了持续升值，人民币中间价形成机制正在从原有的兑美元贬多升少的格局转变为双向波动均在加强，5 月初至今，人民币兑美元和 CFETS 篮子货币升值显著，出口需求的基本面因素和人民币汇率持续升值使得我国出口部门扩张受到滞后影响，这对我国制造业投资也是不利因素。制造业投资放缓与民间投资减速也具有很强的相关性，民间投资占据了制造业投资的大部分，对经济形势、融资成本约束较为敏感。本轮经济回升是弱复苏，内外需求扩张力度较为温和，去产能等政策也限制了相关行业投资，工业企业利润显著分化，2017 年以来货币融资条件趋紧都抑制了制造业投资的进一步扩张。

我国较高的企业债务负担也约束着设备投资的扩张。尽管 2016 年以来，企业债务负担边际上有所改善，但微观资产负债率和宏观杠杆率仍然处于较高水平。此外，环保限产、去产能等在钢铁、有色等行业进入实质阶段，这对相关行业的生产和设备投资都形成了制约，成为近期导致制造业投资下行的的重要因素。

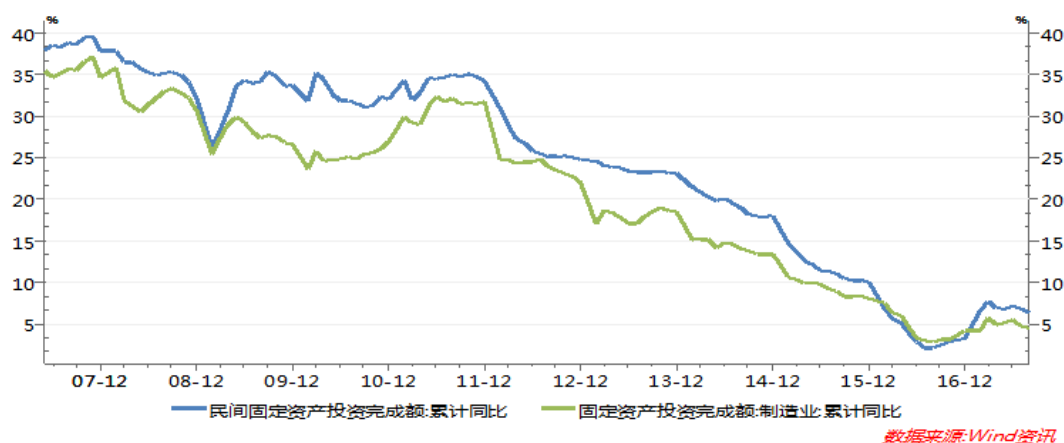


图 4: 制造业投资与民间固定资产投资

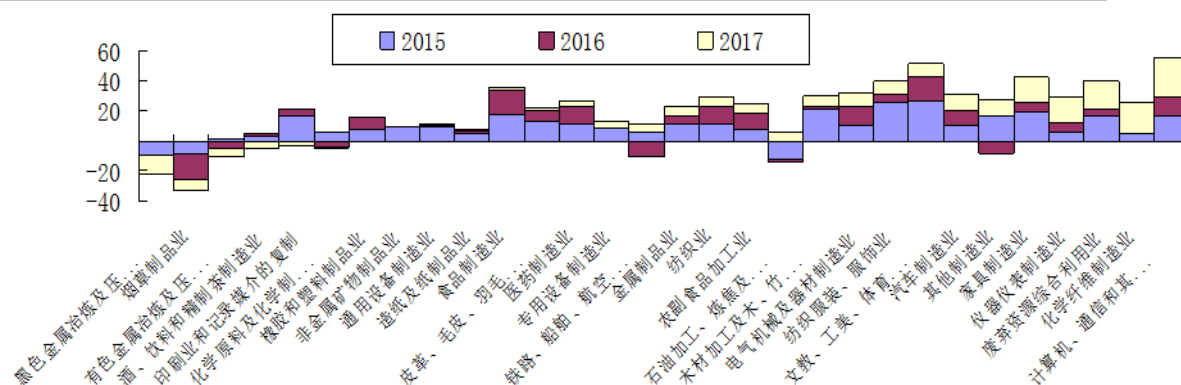


图 5：制造业各行业投资增速

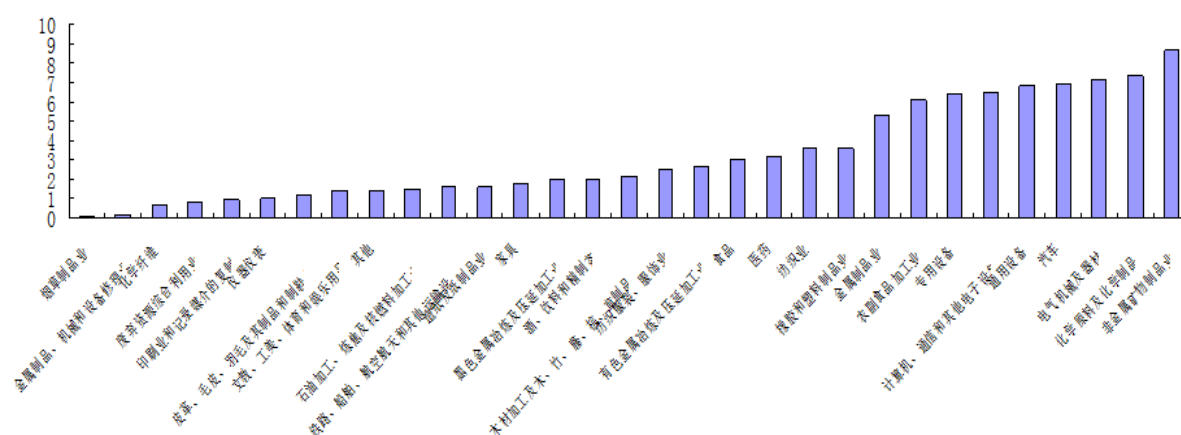


图 6：制造业各行业投资额占比

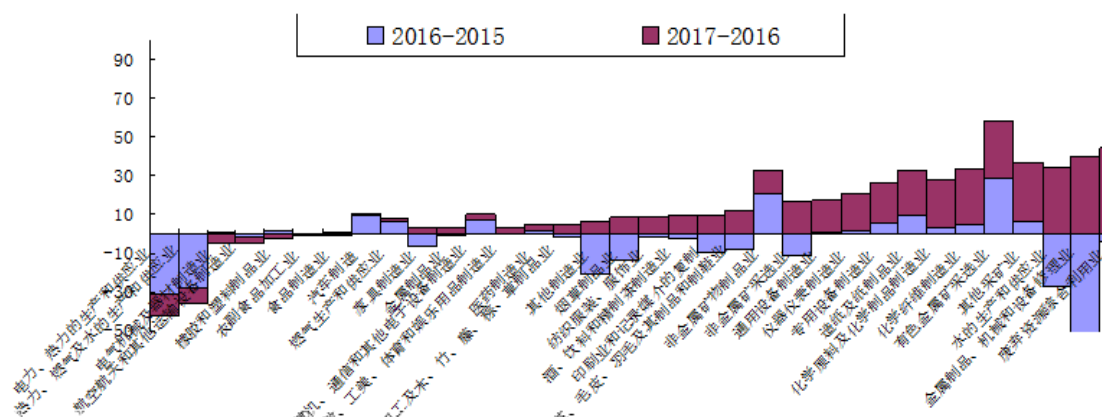


图 7：非去产能行业的利润情况

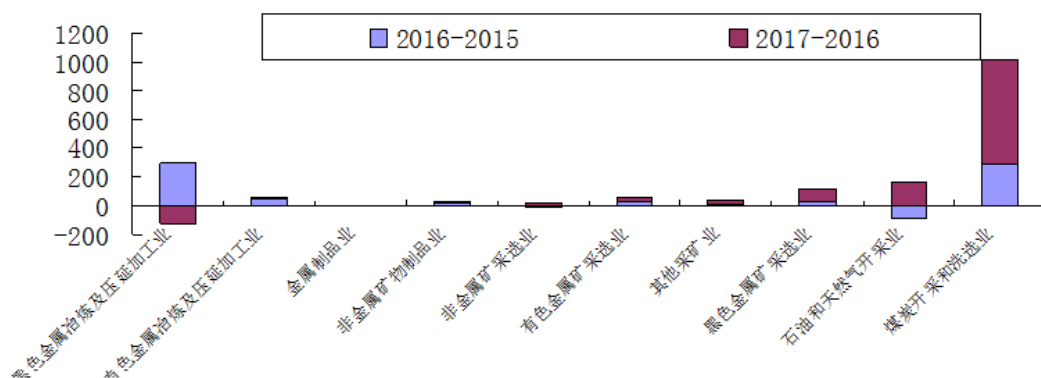
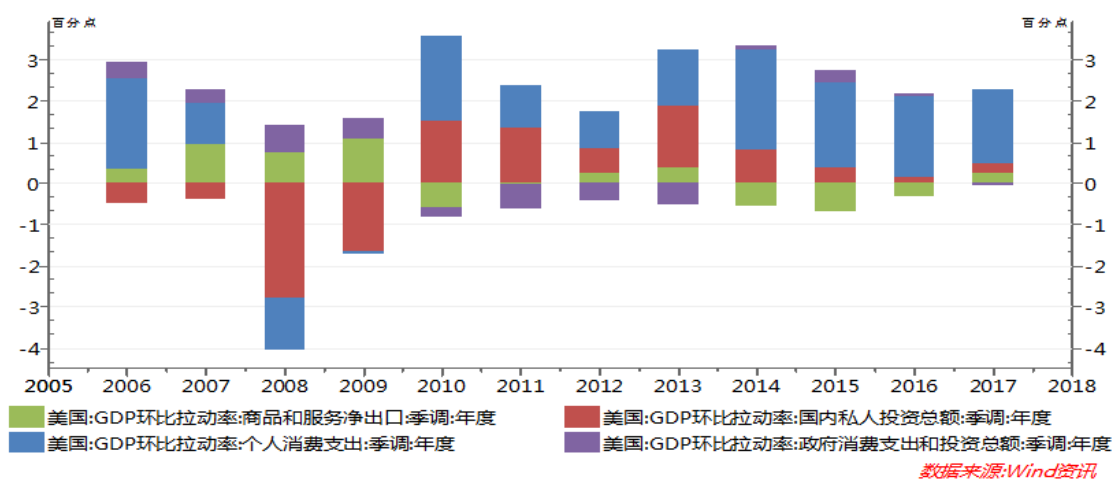


图 8：去产能行业的利润情况



数据来源:Wind资讯

图 9：美国 GDP 环比增速的结构

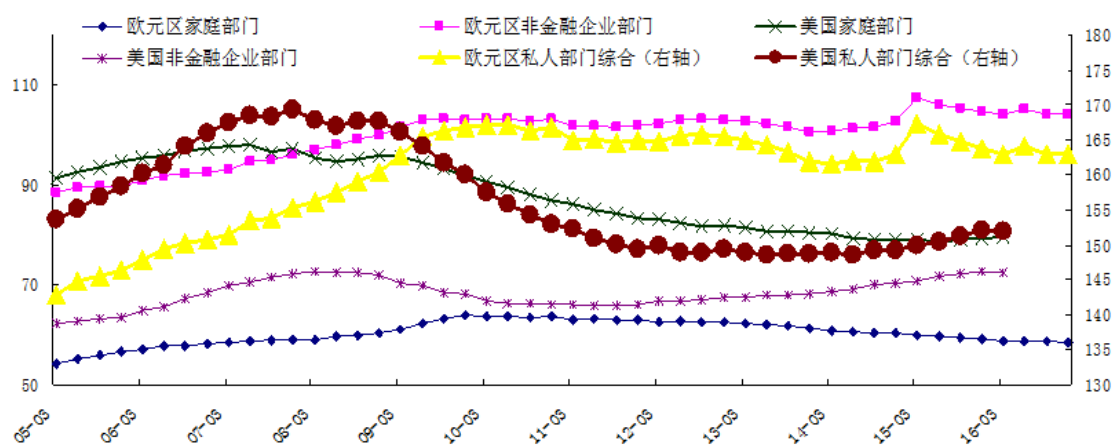


图 10：欧美私人部门杠杆

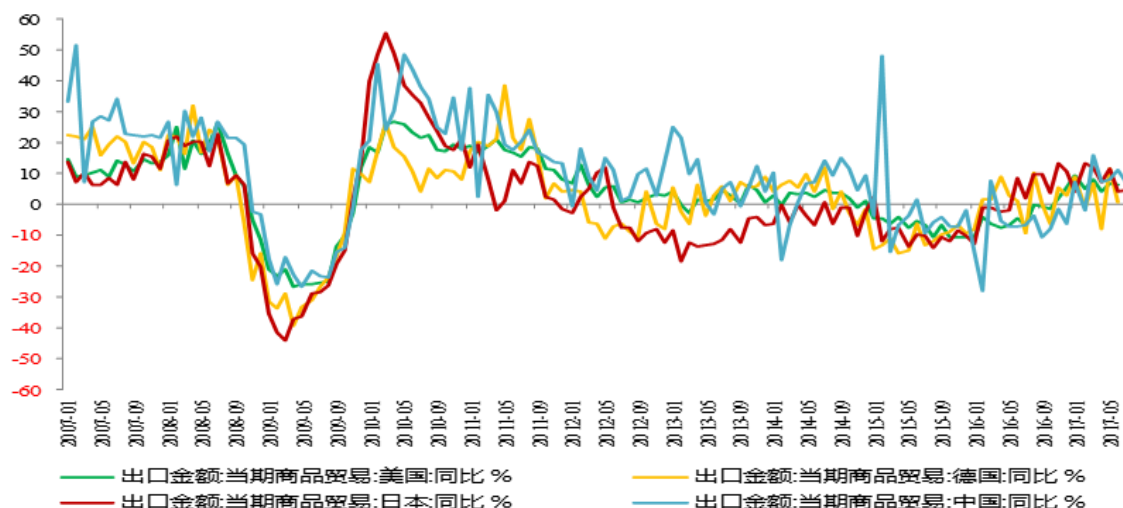


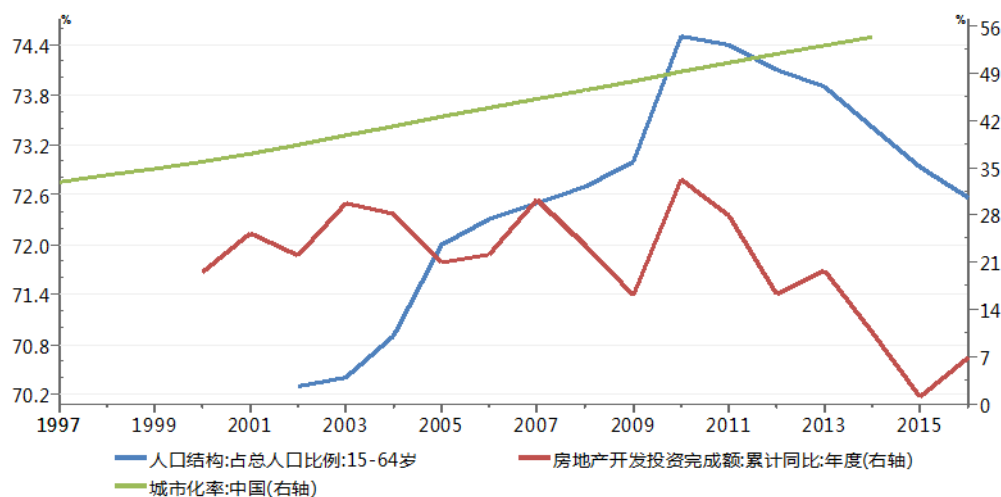
图 11：国际贸易扩张在 2017 年二季度开始放缓

1.3 房地产周期的决定因素——人口、城镇化与货币金融条件

我们可以从三个方面来看待地产周期：人口因素、城镇化进程和货币金融条件。从我国人口结构比例来看，15-64 岁人口比例从 2010 年开始趋势性下降，未来劳动力占总人口比例将会逐步减少，购房人口数和住房需求也会随之减弱；供给方面，目前已建和在建住宅面积与住宅销售面积之间存在较大缺口，我国人均住房面积也与发达国家相差无几，未来提升空间有限，房地产市场面临较大的去库存压力。另一方面，从城镇化率角度看，我国城镇化水平与发达国家相比仍然有较大的提升空间，这意味着人口集中的区域地产价格仍有持续的支撑动力。人口愈加集中也意味着另一些区域人口的净流出，这些地方的地产开发面临更多的调整压力。

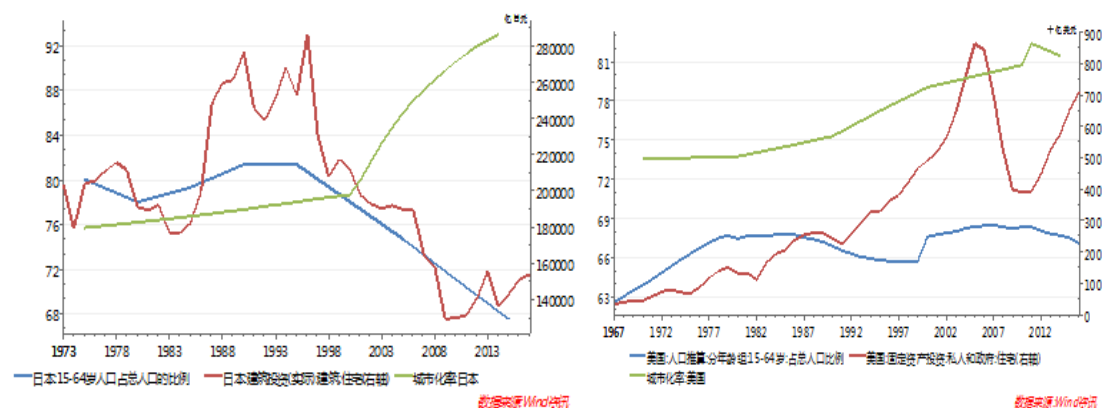
从以往经验来看，房地产价格是房地产投资的先行指标，两者关系密切，房地产价格波动很大程度上决定着房地产投资走势。从全球视角来看，横向从房价收入比、房价租金比以及住房空置率等指标看，我国房地产价格已经逐步远离市场的基本面因素。因此，仅从基本面因素来看，未来房地产价格高速增长的基础条件已经不再。但是，从货币金融方面来看，房地产价格未来依然面临很大的不确定性，非基本面因素在房地产价格中的作用将会越来越显著。2016 年以来，房地产价格出现了新一轮分化式的上涨，这主要依赖于持续的购房鼓励政策出台和宽松的货币政策，很大程度上是对未来住房需求的提前透支。以 2008 年金融危机为分界点，之前的房地产价格持续上涨来自住房需求基本面因素的推动更多，金融危机特别是 2010 年我国人口红利拐点出现之后，房地产价格上涨来自基本面以外的政策刺激、货币金融条件宽松等因素的影响更多，房地产作为资产品的属性明显加强。未来房地产价格增长将会呈现出更加分化的格局，稳增长压力下的货币宽松将会持续，部分热点地区房价成

为坚挺的孤岛。这些热点地区的房价由于其稀缺性将会受到城镇化率进一步提高带来的基本面因素和货币金融因素的共同支撑，但广大的三四线地区将更多决定于基本面因素，净流出地区面临价格调整压力。



数据来源: Wind 资讯

图 12: 我国 15-64 岁人口比例、城市化率与房地产开发投资增速



数据来源: Wind 资讯

图 13: 日本、美国 15-64 岁人口比例、城市化率与房地产开发投资

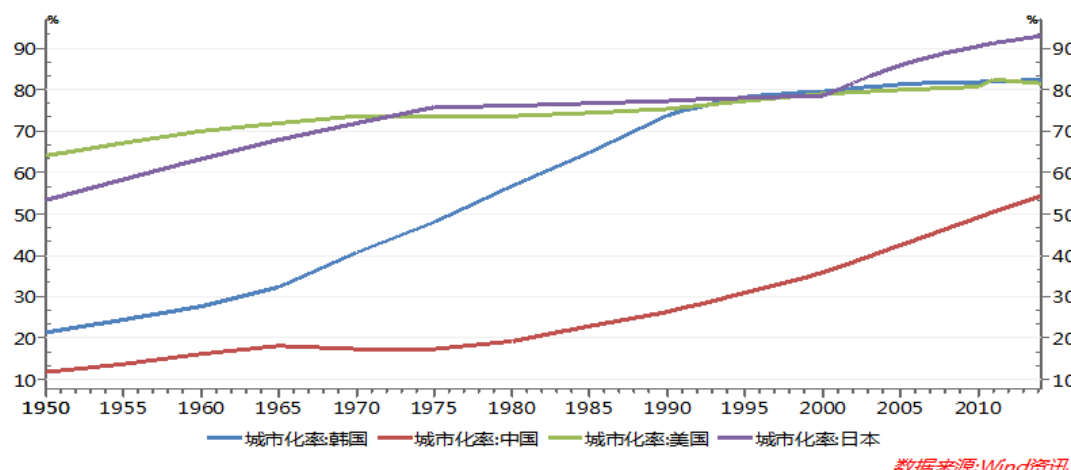


图 14: 我国城市化率与其他国家的比较

1.4 房地产投资与外需是当前经济总需求企稳的主要因素

三季度经济增速小幅下行，主要受到 7、8 月数据连续下行的拖累。9 月当月固定资产投资、工业增加值均出现反弹，分别为 6.21% 和 6.6%，但仍难以完全对冲前两个月的下行，从而使第三季度当季经济增速比前两个季度微降 0.1 个百分点。从需求方面看经济增长，其中消费需求对经济同比增长的拉动分别是 4.5 和 4.1 个百分点。其他需求如最终资本形成和净出口的拉动为 2.3 和 0.2 个百分点。如果仅从数据大小来看，消费需求确实是经济增长中贡献最大的，但消费的波动性一直不大，相对稳定。2013 年以来，消费需求在经济增长中的年度拉动分别是 3.9、3.8、4.6、4.3、4.5 个百分点，但最终资本形成与净出口近五年以来对经济增长的拉动则表现出显著的趋势性和波动性，其中最终资本形成对经济增长的拉动近五年以来分别是 4.2、3.6、2.99、2.8、2.3 个百分点，下行趋势明显；净出口对经济增长的拉动近五年以来分别是 -0.3、0、-0.12、-0.5、0.2 个百分点，波动幅度显著。因此，从以上数据事实可以看出，需求层面的固定资产投资、净出口才是导致经济增长波动的最主要因素，去年下半年以来经济回温的主要需求动力也正是房地产投资的回升与外部需求的转好。由此综合来看，我国消费需求尽管占比最大且增长较快，但这是不能企稳经济增长的，其相对稳定的增速与日益扩大的总需求占比恰恰反映的是投资效率的持续下降与贸易部门的波动。投资需求、出口与工业生产的相对高波动性和较大的趋势变化才是我国本轮经济也是以往历次经济企稳的关键变量。因此，研判未来经济走势，依然应当更多关注投资、贸易部门。

本轮经济正处于自 2016 年下半年以来弱复苏的后半段。推动当前经济企稳的两大因素是外部需求的改善和房地产投资的恢复。从外部需求来看，金融危机冲击后，欧美私人部门经历了去杠杆后，重新开始了缓慢的加杠杆过程。从美国家庭部门杠杆率来看，2014 年开始逐渐筑底之后逐渐缓慢回升。欧元区经济家庭部门杠杆变动过程滞后于美国，目前大约处

于筑底过程，未来也可能有所恢复。发达经济体的需求转好是我国出口回升的主要因素。未来一段时期内，全球经济弱复苏的进程仍然可以持续，这是我国出口回暖的基本面因素。从内部需求来看，虽然基建、制造业投资增速在回落，但房地产投资在9月仍然维持了较高的增速，与一二线城市迥异的三四线城市房地产开发投资成为当前房地产投资增速的主要推动力。消费在经济增长中的贡献虽然是第一位的，但消费一直比较稳定，其占比变化通常是投资、贸易带来的被动变化。近两月的货币金融数据表明实体经济部门融资并不差，宏观经济数据虽然不及预期，但仍在可以接受的范围，整体经济运行表现出较强的韧性，其主要驱动因素外需与房地产投资的相对稳定。需要关注的是，这两大因素自身也面临一些不确定因素的影响，如贸易保护主义可能加剧、人民币汇率近期持续升值对出口的影响，房地产销售、投资融资条件的后续变化等。

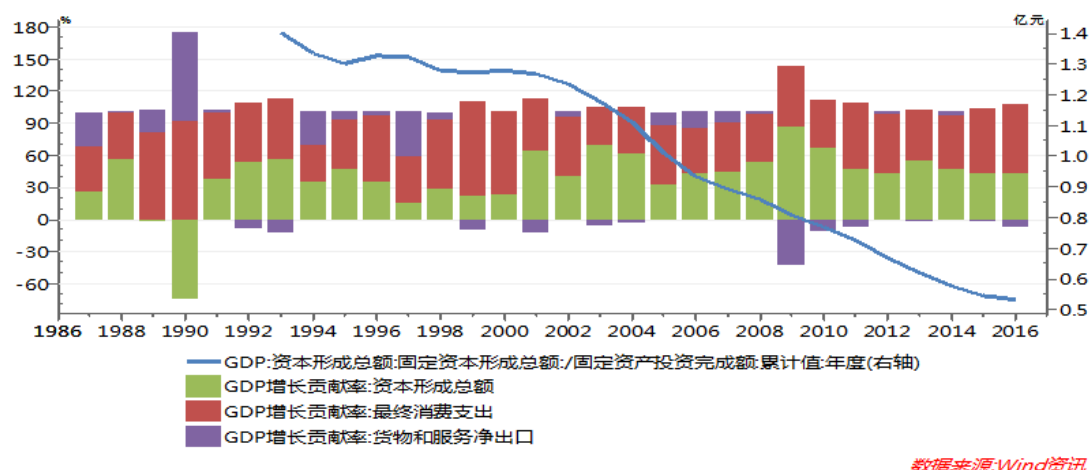


图 15: 投资效率持续下降推升消费对 GDP 的贡献率

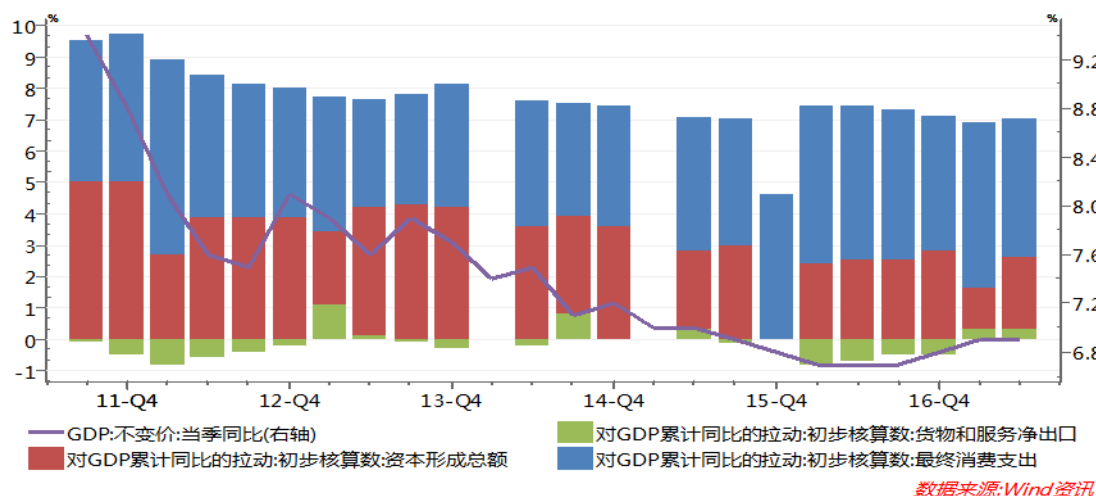


图 16: 贸易部门复苏是上半年我国经济增长超预期的重要推动力

二、从供给端看经济周期——基于工业过剩产能去化的视角

从供给端观察经济周期的逻辑是，面对需求端的下行，通过供给端压缩产能、形成供给收缩可能会促进形成新的供需平衡。之所以选取工业生产（工业是第二产业的代表性部门）作为供给端的观察窗口，是因为工业生产是经济总供给波动的最关键变量。尽管当前第三产业发展迅速，但其在经济增长中的作用与总需求中的消费类似，对经济增长贡献的占比最大但波动性显著小于工业生产。2013 年以来，工业生产对经济增长的拉动从 3.8 个百分点持续下降，直至 2017 年企稳至 2.5，降幅高达 1.3 个百分点，但此期间的服务业拉动则从 3.7 上升至 4.1，增幅仅为 0.4 个百分点，因此工业生产的波动是供给层面经济增长波动的最主要因素，工业部门增加值的回落对总供给的变化几乎是决定性。

2016 年以来，我国在若干工业生产领域推进供给侧改革，压降过剩产能，涉及的行业主要集中在上游和部分中游工业领域，包括煤炭、钢铁、有色金属的采矿与生产等。同时，伴随着我国经济在 2016 年二季度以后逐渐企稳和增长超预期，工业品出厂价格 PPI 开始大幅回升。价格是市场供需双方力量对比博弈的信号，如何从各行业 PPI 显著分化的事实中解构出行业供需之间的变化对价格的影响特征，在部分行业进行供给侧去过剩产能是否带动了行业供需新平衡的转换呢？这些问题对于从供给端理解经济新周期无疑具有积极的参考意义。

2.1 各行业市场供需层面分解的逻辑框架

我们可以通过一个简单的统一框架来回答这一问题。其大致的逻辑是，行业出厂价格 PPI 是供给与需求共同决定。行业需求可以用行业实际销售量进行表征，行业供给由于没有直接的变量可以度量，因此可以认为，行业 PPI 在剔除需求因素后得到的时间序列就能够代表行业供给的变化情况。行业主营业务剔除行业 PPI 后可以得到行业实际销售量。本文基于 40 个主要行业的数据，对各行业实际销售量同比变化对行业 PPI 同比变化进行面板回归，得到的残差即为各行业的供给冲击变化情况，如果残差为正，说明供给端冲击对 PPI 具有推升作用，说明供给端产能收缩带动 PPI 上涨；相反，如果残差是负值，说明供给端存在产能过剩，PPI 由此被拉低。回归模型中的行业销售量*回归系数代表了需求端对行业 PPI 的影响，与供给端的逻辑相似，如果行业销售量*回归系数为正，说明需求拉动 PPI 上升，如果是负值，则说明需求疲软，带动 PPI 下降。

2.2 三个时期考察行业供给端冲击的特征

为了便于对比，本文数据区间是 2006Q2-2017Q2，分别考察了三个特征时期：2006-2008

年我国金融危机前经济处于出口+投资双轮驱动的需求过热时期，2009-2011 我国为应对外部金融危机实施的大规模经济刺激时期，2016 年以来我国在若干工业领域开始推进供给侧改革、去过剩产能时期。

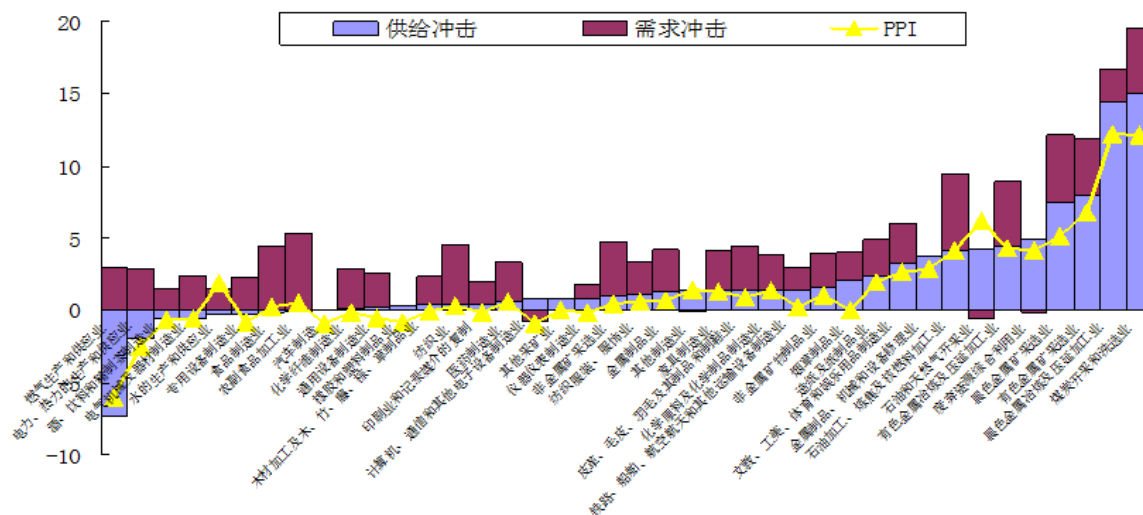


图 17：各行业供给与需求冲击与各行业 PPI（供给侧去产能时期）

从回归结果得到的图示中可以看到，在 2016 年以来的去产能时期中，那些 PPI 越高的行业，其供给端产能收缩的推升作用也越强，需求端对这些行业 PPI 的拉动作用相对低于供给端。这些行业主要是煤炭开采，黑色金属矿采，黑色金属冶炼与压延加工，有色金属冶炼与压延加工，有色金属矿采，石油和天然气开采，石油加工、炼焦及核燃料加工等，这些与本轮去过剩产能的相关上中行业基本一致，显示出供给端冲击对推动行业 PPI 的作用大于经济回暖带来的需求端拉动。对比另外两个时期，四万亿期间，我国 PPI 同样大幅上升，其中供给因素在行业 PPI 上升中作用大于需求的行业包括石油和天然气开采，化学纤维制造，橡胶与塑料制品，纺织，金属制品、机械和设备制造。金融危机前，供给因素在我国行业 PPI 上升中作用大于需求的行业包括石油和天然气开采，黑色金属冶炼与压延加工，农副食品加工，黑色金属矿采，橡胶与塑料制品，金属制品、机械和设备制造。后两个时期的供给端冲击在 PPI 上升中贡献占优的行业涉及的行业链条范围相对较为分散，这表明后两个时期的供给短缺可能更多是行业内生驱动。

更为值得关注的是，三个时期，只有四万亿时期存在广泛的行业供给端带动 PPI 下降的特征，金融危机前各行业供给端整体对 PPI 是推升的，说明当时的供给相对滞后与旺盛的总需求。四万亿时期的图示结果反应出，当时大规模生产投资形成的新增产能对行业价格的压制，但另一方面，四万亿时期总需求大规模扩张则更大力度的拉升了 PPI，由此形成出当时需求扩张与新增产能对行业 PPI 的正反两方面的作用。当然，2012 年以后随着经济总需求

的逐步回落，之前的新增产能转变为过剩产能，最终导致了 2013-2015 年以来的 PPI 持续大幅负增长。

需要指出的是，2013-2015 年期间，由于经济政策相对中性，需求回落导致很多行业出现产能自然收缩和出清，由此形成了新的供需平衡。作为证据，我们在供给侧去过剩产能回归结果中看到，这一时期除去燃气、电力和水的生产等相关基础设施行业外，其他大部分在四万亿时期供给冲击负值的行业在本轮去产能时期，供给端冲击几乎归零或者转为正向，说明此时行业供给对行业 PPI 已经基本没有压制的作用了，这些行业很多又是民营经济较为活跃的领域。

综上所述，可以认为，2016 年以来，除水电燃气等个别行业存在较大的供给负冲击之外，煤炭钢铁有色等行业在国家推进的去产能政策下出现了供给的收缩与部分产能出清，其他多数相关行业则在 2013-2015 年期间在一定程度上实现了自然的市场出清过程。

2.3 生产领域供给端出清不足以启动经济新周期

结合以上研究结论，从供给端来看，在经历了之前 2013-2015 年经济需求低迷、2016 年以来的去过剩产能政策，工业生产领域整体上处于一个结构性的弱出清状态，这并不是一个完全市场化的出清过程。如果从工业行业的供给端来看，当前经济确实可以说是站在一个新的出清起点上，但是这很难成为经济新周期开启的充分条件。原因在于，第一，当前过剩产能行业的生产收缩很难说是市场化的，其产能收缩程度可能会偏离市场均衡，或者在外部限制压力减弱后，地方利益等因素可能会使得产能可能重新扩张，导致供需失衡。第二，工业企业虽然产能得到一定出清，但从债务角度来看，我国非金融企业特别是国有企业较高的宏观杠杆率仍然没有得到系统性地有效改善，作为微观主体的企业没有实现在过剩生产、高杠杆率层面的双重出清，当前完成的仅仅是生产层面的部分出清，未来国企去产能、降杠杆仍将持续中。第三，内外部需求虽然未来大幅下行的风险不大，但也基本处于扩张的顶点，总需求边际放缓的大背景下，工业生产领域的产能收缩只是使得供需达到新的均衡点，未来新经济周期出现必然是需求层面或者是制度供给的显著改观，这些在短期内难有突破。

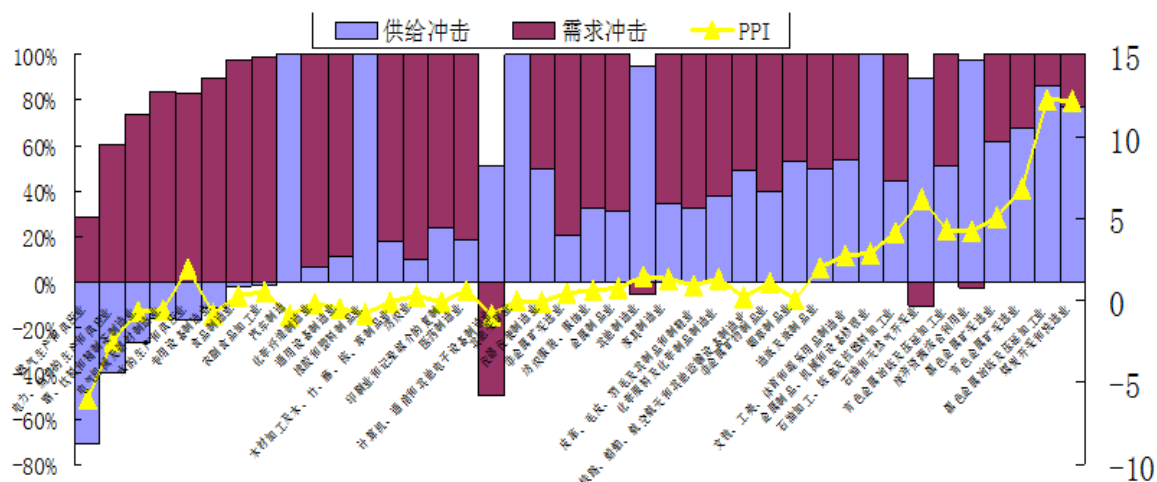


图 18: 各行业供给与需求冲击对 PPI 的贡献程度（供给侧去产能时期，PPI 右轴）

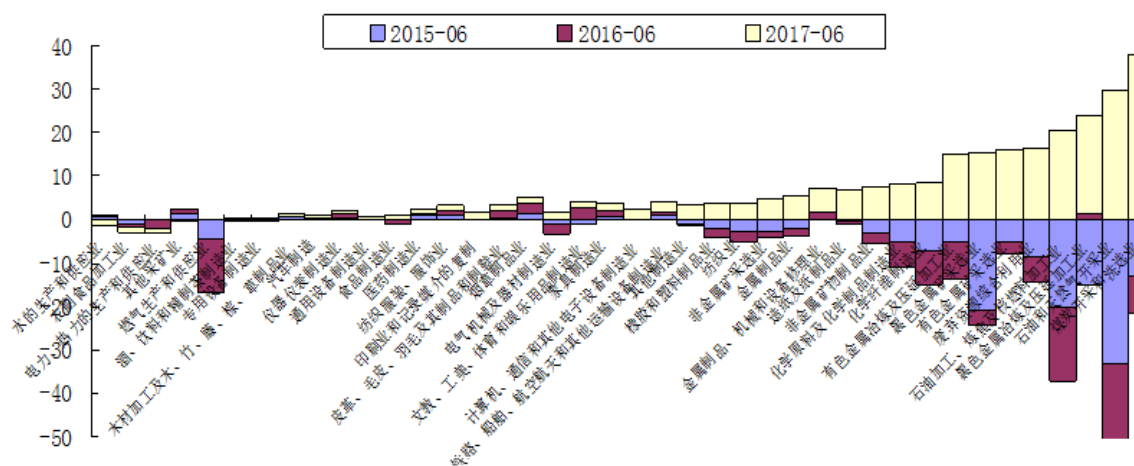


图 19: 各行业供给端冲击的年度变化情况（供给侧去产能时期）

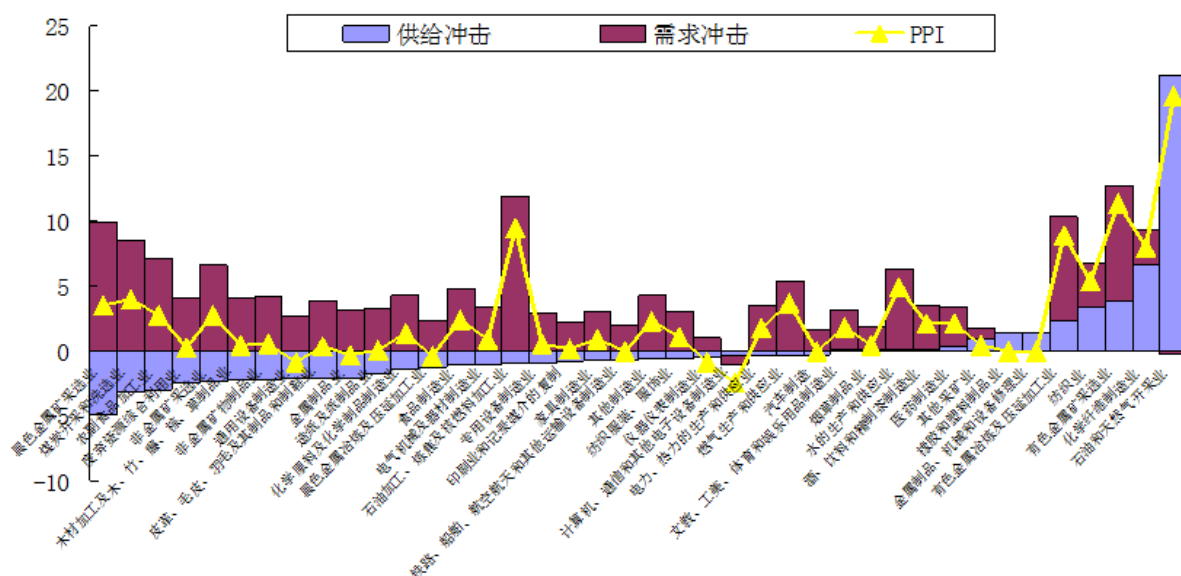


图 20：各行业供给与需求冲击与各行业 PPI（四万亿时期）

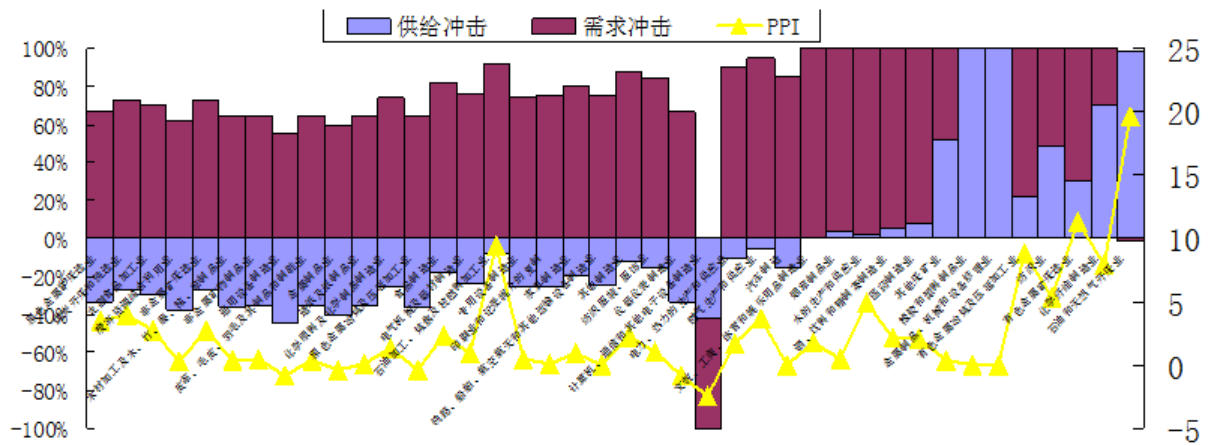


图 21：各行业供给与需求冲击对 PPI 的贡献程度（四万亿时期，PPI 右轴）

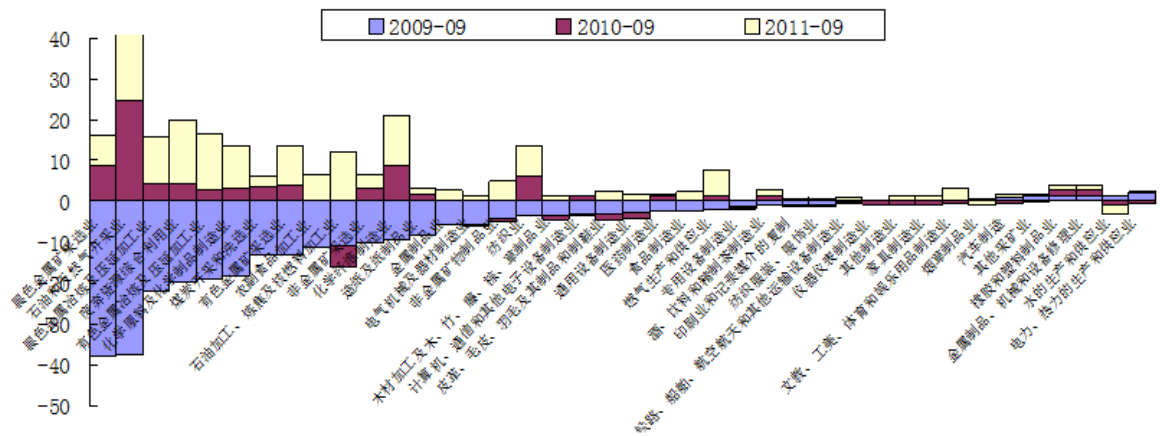


图 22：各行业供给端冲击的年度变化情况（四万亿时期）

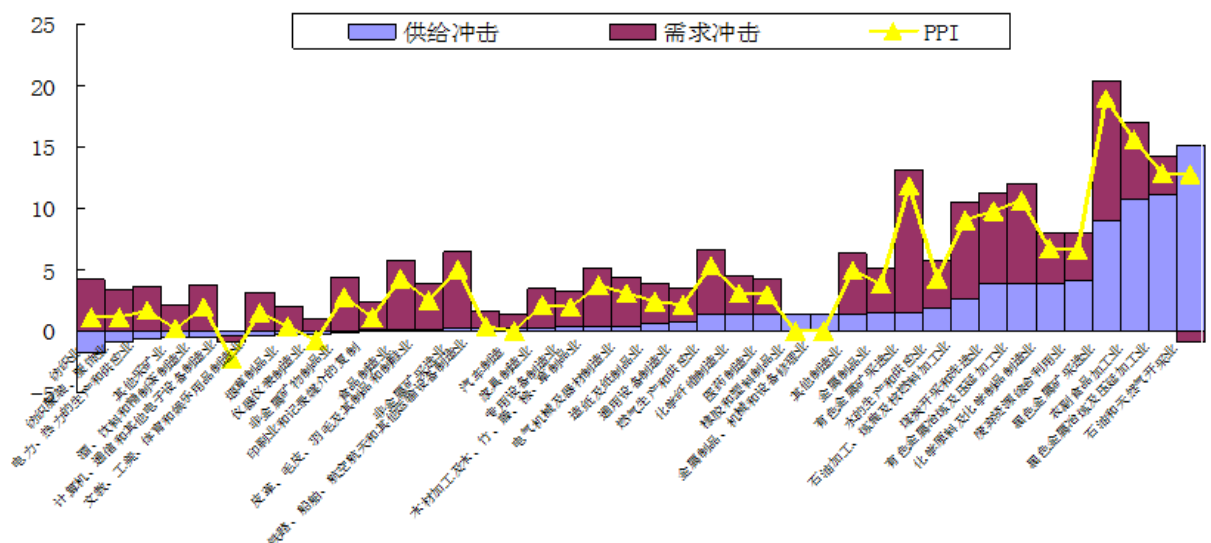


图 23：各行业供给与需求冲击与各行业 PPI（金融危机前时期）

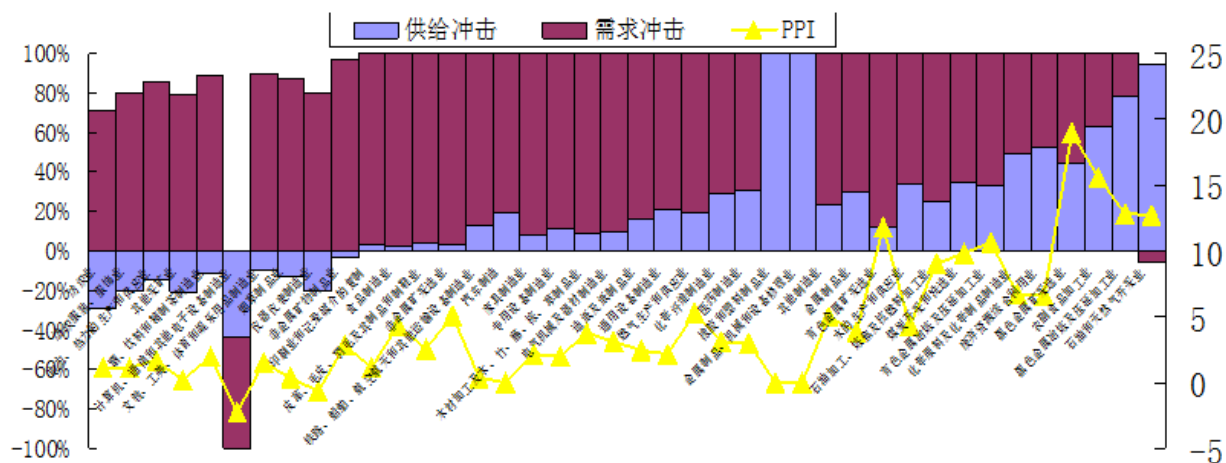


图 24: 各行业供给与需求冲击对 PPI 的贡献程度（金融危机前时期，PPI 右轴）

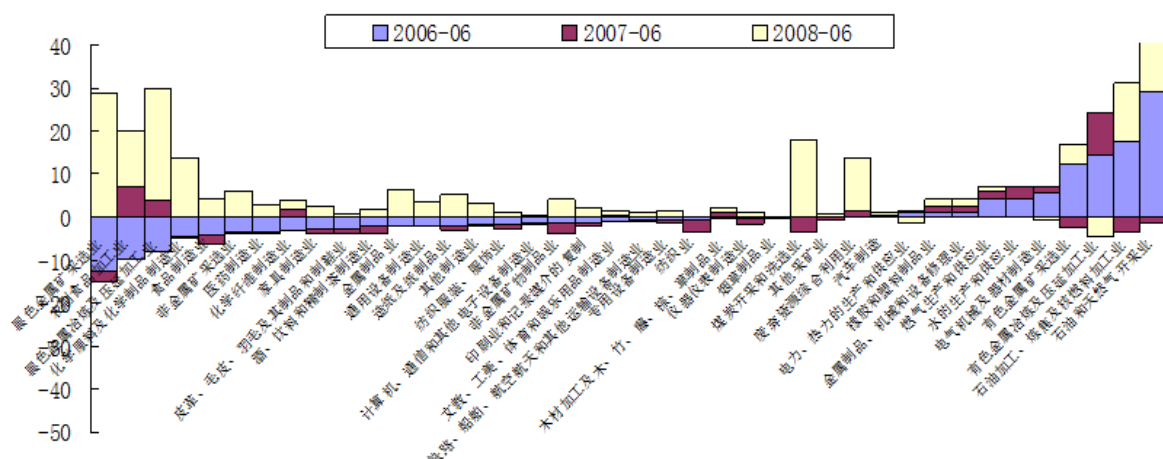


图 25: 各行业供给端冲击的年度变化情况（金融危机前时期）

三、债务视角看经济周期——企业杠杆率依然处于高点

3.1 我国各部门债务的历史演进

2009 年以来，我国经济增长驱动因素已经从危机前的贸易+投资双向驱动向后危机时代的投资单极驱动转换。从我国债务的动态演进轨迹来看，2009 年之后，我国宏观杠杆率有了显著上升，此后一路上行，直至近期的 225%。横向来看，我国杠杆率总水平已经超过了新兴市场国家的均值，接近美日欧等发达国家经济体。

从债务结构来看，我国高负债率主要来自于政府部门的公共债务和非金融企业债务。经过 2015 年接近 3 万亿的地方债务置换，政府债务水平有所下降，目前与新兴市场国家均值接近，远低于发达国家，40% 的负债率也低于一般公认的 60% 警戒线。非金融企业杠杆率，不仅远高于所有国家，债务增长也在不断加速，成为我国债务风险最为集中的部门。此外，

居民部门债务占比不大但近年来增长较快。

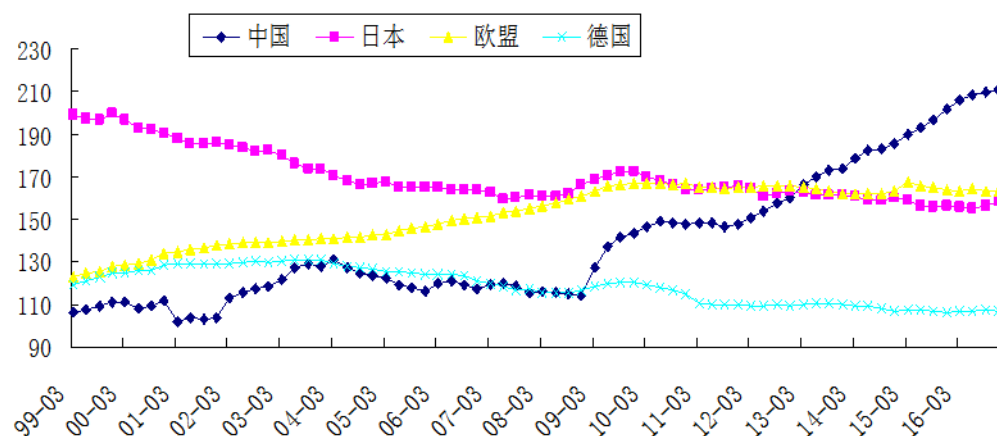


图 26: 各主要经济体的非金融私人部门债务情况

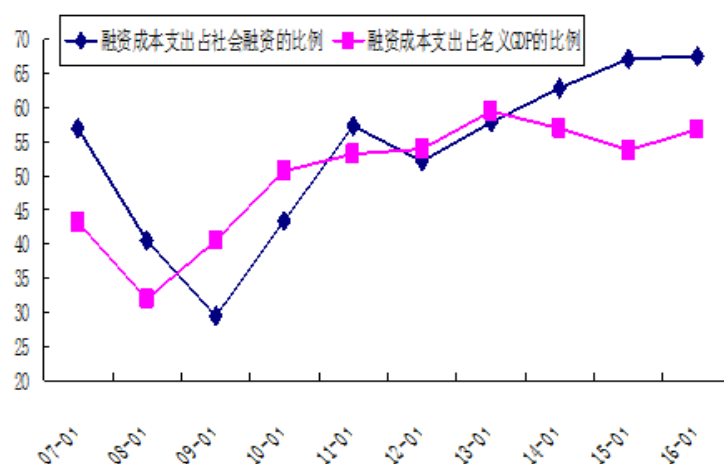


图 27: 非金融部门融资成本支出

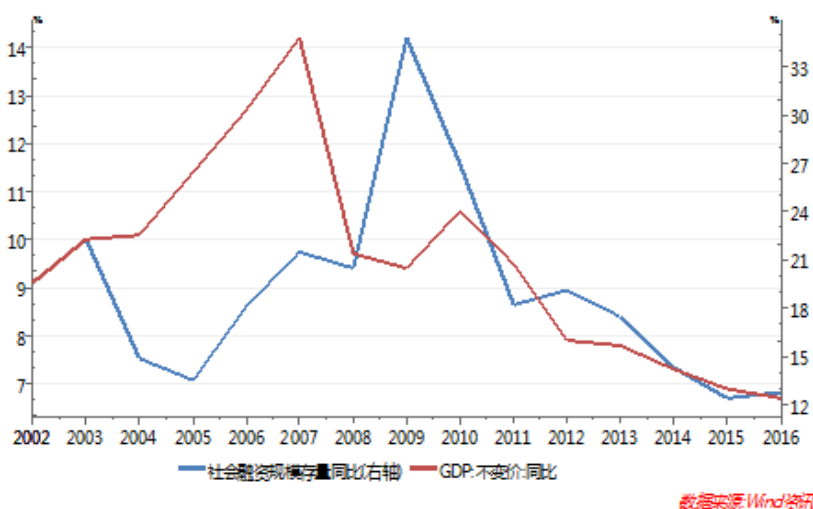


图 28: 社会融资规模与经济增长

3.2 我国非金融企业部门债务的主要特点

我国企业的债务主要集中在贷款和债券方面。从贷款和债券数据方面看，我国企业部门债务的绝大部分来自国有企业负债，占 80% 左右。从 2008 年以来企业新增贷款的行业分布看，主要分布在工业、材料、公用事业和能源等领域；从当前存量债务的行业分布情况看，主要分布在公用、铁路、矿产、运输、石油天然气等行业。

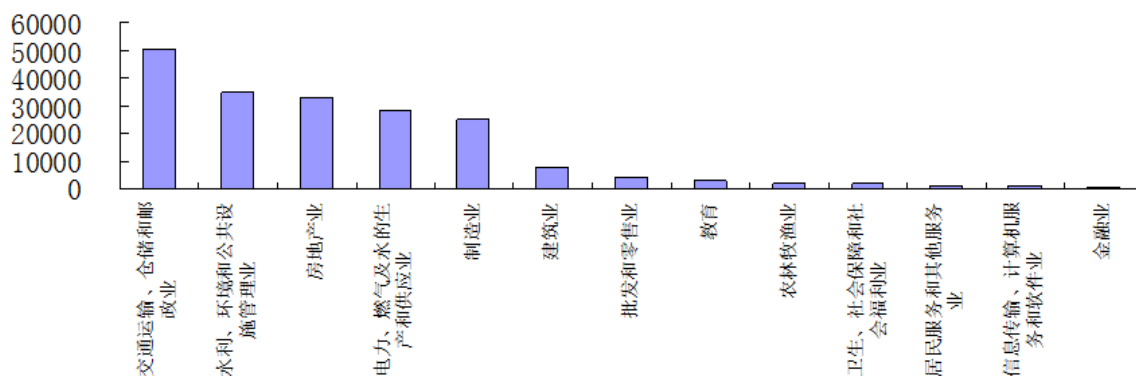


图 29：金融机构中长期贷款实际投向

3.2.1 我国企业杠杆率变化的历史沿革

上世纪 90 年代以来的加杠杆。改革开放初期，我国企业负债率普遍处于低位，但经过 10 多年不断累积，特别是 1992 年以后全国性的投资热潮涌现，企业负债率从 90 年代中后期开始加速上升，这其中很多国有、民营企业出现了资金链断裂，陷入资不抵债的境地，而且形成了以“三角债”为主要特征的企业债务结构。1997 年亚洲金融危机的冲击使得我国加大了扩张内需的力度，国内企业债务率继续攀升。到 2000 年至 2001 年，国家开始采取破产核销呆坏账、债转股、通过上市公司增资扩股等方式，债务杠杆率重新有所回落。

2001-2007 年的去杠杆。这一阶段是我国企业资产负债率有效降低的黄金时期。这最主要是得益于 2001 年我国加入 WTO 后，经济快速增长的红利带动了各行业领域的迅速发展。从 2001 年到 2007 年，快速的信贷扩张也并未导致过度杠杆化。2006 年经济初现过热的苗头，企业杠杆率再次回升。2007 年通胀风险开始受到关注，企业杠杆率重新回落到 2001 年水平。

2009 年以来的加杠杆。2008-2009 年国际金融危机的外部冲击下，我国推出大规模刺激政策，产能扩张是以负债率提升作为基础的。这一阶段我国各部门负债率均出现了显著攀升，其中企业和地方政府负债占 GDP 的比重年均分别上升 6% 和 1.36%，企业债务增速远大于地方政府债务增速。经济增速放缓，产能严重过剩，盈利能力下降，财务与利息费用持续超出

利润增速，导致企业负债居高不下。2016 年以来，去产能推进与经济回暖，使得部分去产能行业利润得到空前改善，但从整个非金融企业部门来看，行业利润是分化的，广大中下游行业利润没有得到有效改善，非金融企业整体杠杆率在 2016 年仍在上升。

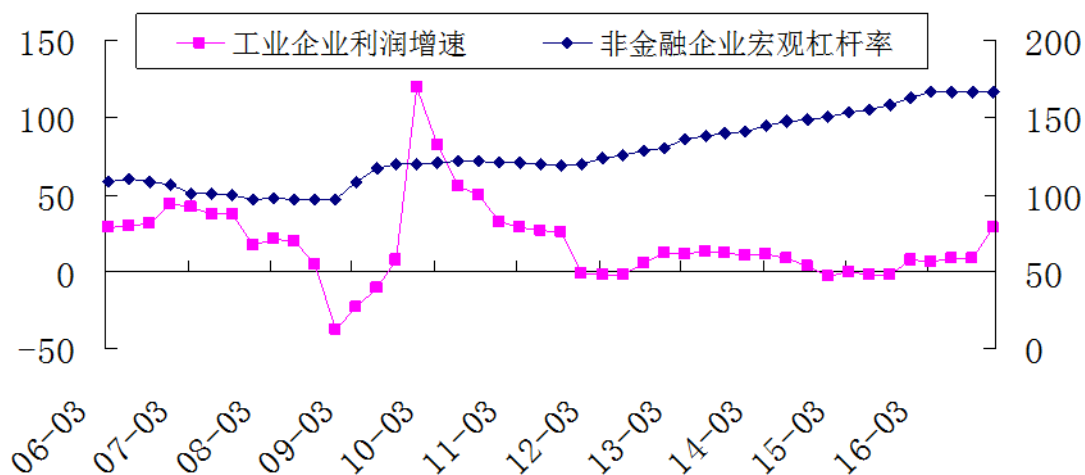


图 30：企业债务与盈利能力

3.2.2 国有与民营企业的杠杆率分化

从企业的属性来看，2008 年以后随着经济实质性的转差，国有、民营企业和各自主导行业的微观负债率出现了明显的背离，国有企业负债率逆经济周期显著上升，民营企业负债率则顺周期下行。总体盈利能力系统性下滑，其我国国有企业下滑最为明显，这与其高负债率与高融资成本、过剩产能突出有直接关系。民营企业盈利虽有下滑，但依然在所有属性的企业中高居首位。民营企业多涉及更具市场化竞争的行业和领域，其自身的灵活调整与市场化机制运作，有利于其在所属领域的市场出清与价格灵活调整，规避了逆经济周期出现的高负债率与低效投资等问题。

从行业的属性来看，高负债率行业也大都与国企占主导的行业重合。特别是在能源、钢铁、基础设施建设以及房地产行业，在 2009 年之后有了显著地跃升，显示出逆经济周期调控在行业层面的干预和影响。

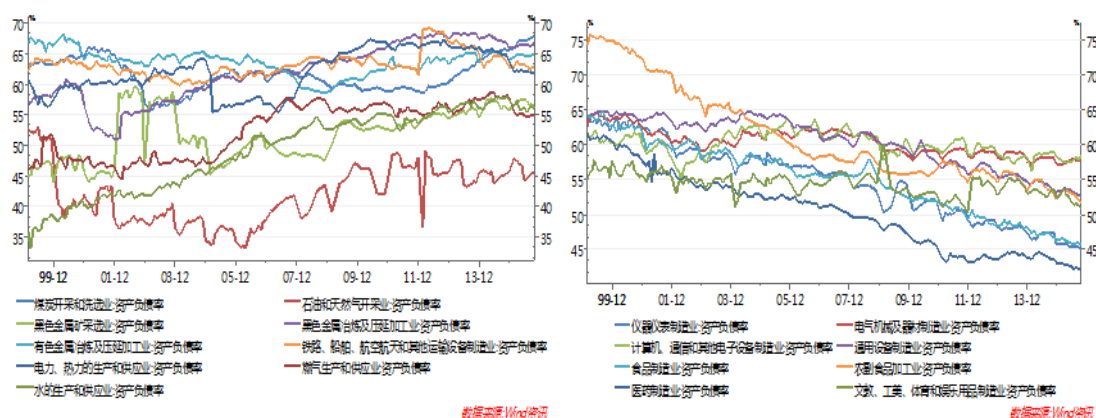


图 31：国企主导行业与民营经济活跃行业的负债情况

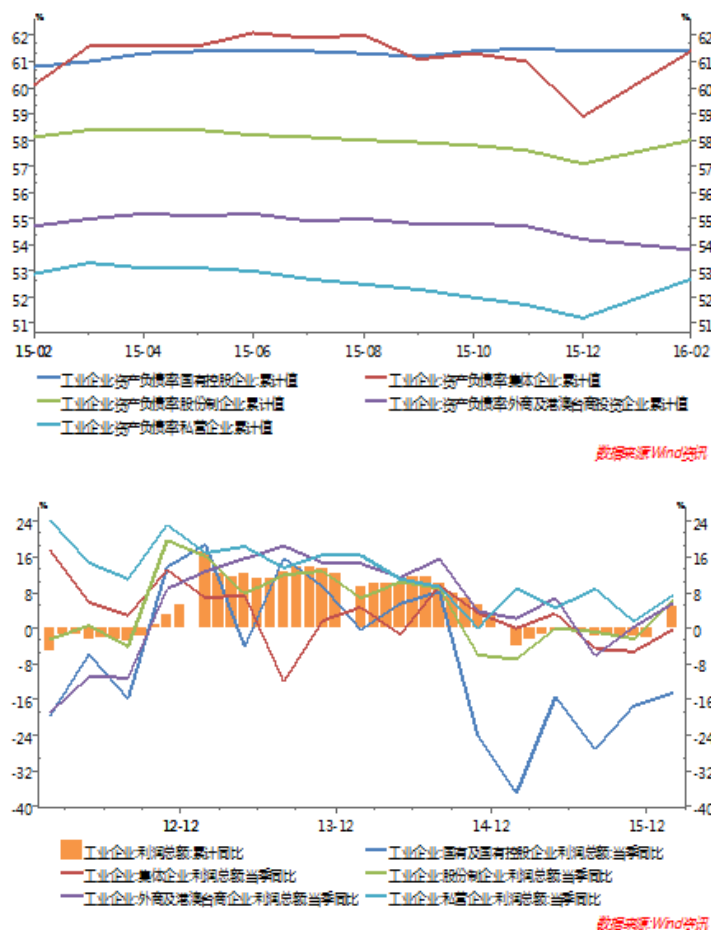


图 32：不同属性工业企业的资产负债率与盈利情况比较

3.3 我国尚未经过完整的债务出清周期

总的来看，我国债务总体水平虽然可控，但增速过快，各部门债务存在显著的不平衡。2009 年时非金融企业、政府部门债务杠杆率快速上升，居民部门债务较低，但 2016 年居民部门加杠杆开始加速。值得注意的是，我国债务主体来自于企业和融资平台，债务投向主要

是生产和投资领域，这与部分发达国家以居民消费为债务主体、债务主要投向消费领域有着很大的差别；我国外部债务比例显著低于新兴市场国家，外部债务风险敞口很小，较低的外部债务比例也为我国债务问题的处置提供了较大的回旋余地。

金融危机以来，我国宏观杠杆率仍处于上行阶段，没有任何迹象显示我国经历了完整的债务周期。2009 年以来，市场出清较为彻底、总体债务率下降最为明显的只有美国。特别是金融危机前高杠杆的金融部门、家庭部门，负债率有了显著下降。非金融企业债务也呈现出温和的下降，政府债务则有所上升。对比其他国家，无论是欧日还是新兴市场国家，总体债务率均处于上升态势。从这一角度看，降低债务总负担并不容易，美国量化宽松政策最为坚决，但市场出清也作为彻底；欧洲、日本不仅在货币宽松上表现出犹豫和妥协，其在处理欧洲主权债务危机、日本“僵尸型”企业的过程中也受到更多非市场化因素的干扰，最终导致债务负担依然过重，高负债部门没有实质性的改善。实际上，欧洲经济本轮回暖主要来自两个重要因素：2015 年以来的货币条件宽松与 2016 年中国经济需求扩张拉动，其私人部门债务出清程度相对美国来讲并不明显。

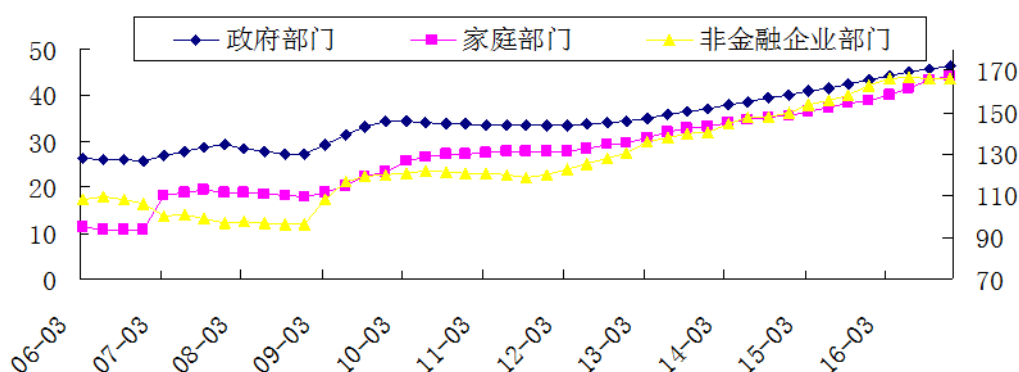


图 33: 我国各部门债务情况（非金融企业，右轴）

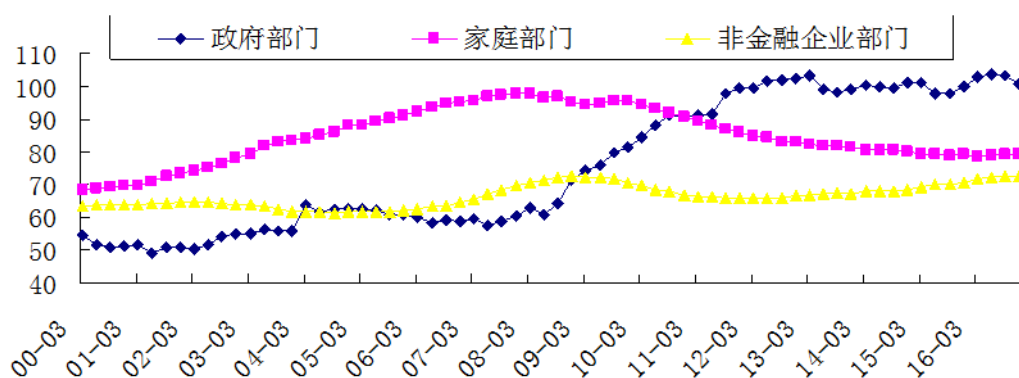


图 34: 美国各部门债务情况

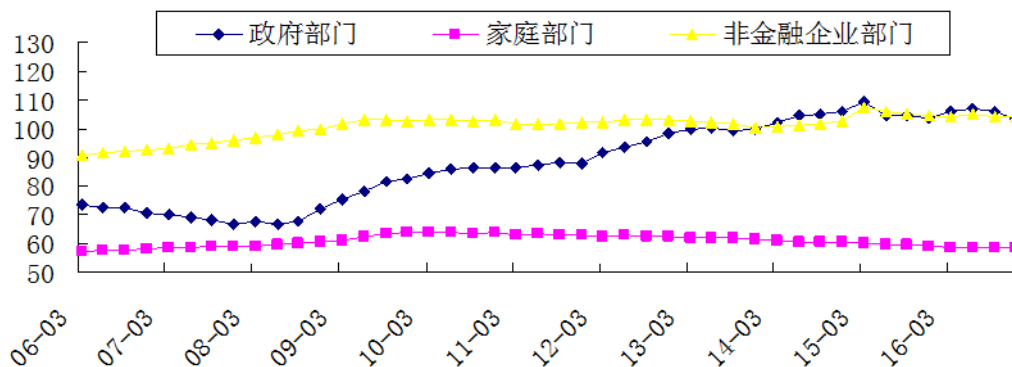


图 35: 欧元区各部门债务情况

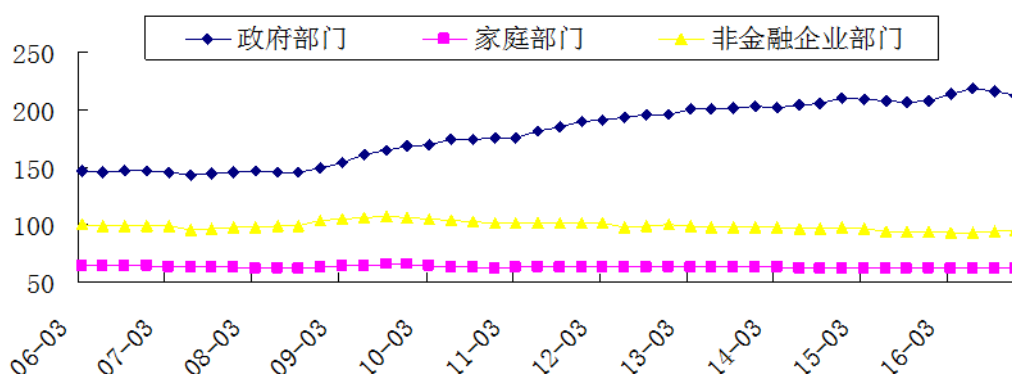


图 36: 日本各部门债务情况

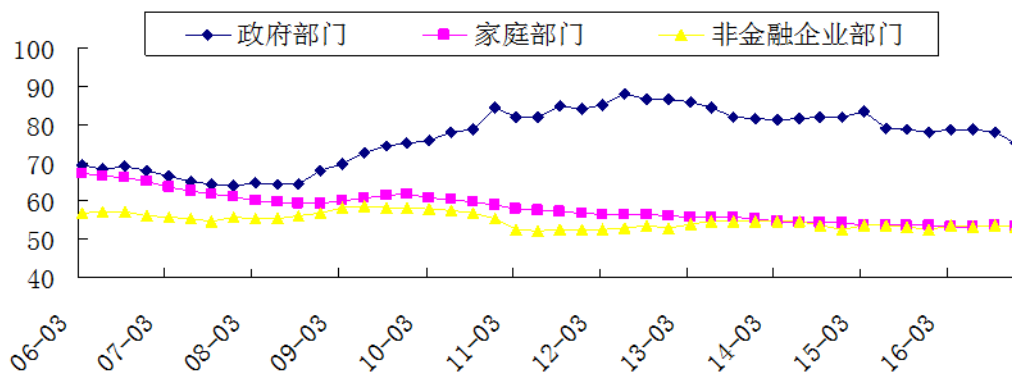


图 37: 德国各部门债务情况

四、供给端改革是解决社会主要矛盾与经济新周期开始的必由之路

习总书记在我国共产党第十九次全国代表大会报告中明确指出：“中国特色社会主义进入新时代，我国社会主要矛盾已经转化为人民日益增长的美好生活需要和不平衡不充分的发展之间的矛盾。我国稳定解决了十几亿人的温饱问题，总体上实现小康，不久将全面建成小

康社会，人民美好生活需要日益广泛，不仅对物质文化生活提出了更高要求，而且在民主、法治、公平、正义、安全、环境等方面的要求日益增长。同时，我国社会生产力水平总体上显著提高，社会生产能力在很多方面进入世界前列，更加突出的问题是发展不平衡不充分，这已经成为满足人民日益增长的美好生活需要的主要制约因素”。

从这段表述来看，结合我国当前经济现状，未来政策导向应当是更多以结构均衡和扩大有效供给为导向的，即在现有经济存量基础上，着力推进结构的优化与均衡。通过供给端结构性的有效调整，提升全要素生产率和经济内生动能，最终实现经济潜在增速在更高质量上的回升，实现跨越式发展。历次的经验表明，供给端的结构改革与调整是经济新周期开始、系统性提升全要素生产率和潜在产出的必由之路。从改革开放以来我国全要素生产率的变化历程来看，大致有三次显著地提升：第一次是上世纪 80 年代在农村开展的家庭联产承包责任制和搞活集体经济，激活了农业生产；第二次是 1992 年邓小平南巡、确立社会主义市场经济体制，激发了随后的全国投资热潮；第三次是 2001 年我国加入世界贸易组织，贸易比较竞争优势得以发挥，是我国彻底摆脱了 1997 年亚洲金融危机的阴霾。当前，我国提出的结构性改革正是为了实现第四次全要素生产率全面提升、经济转型实现跨越发展。如果我国经济能够转型成功，我国未来潜在产出增长率仍有一定提升空间。从近几十年的经验看，改革开放的持续推进对我国潜在增长水平产生了巨大影响。受劳动力供给趋紧、经济发展方式转变等影响，潜在增长速度有可能会呈现阶段性放缓态势，此时保持经济平稳较快发展关键是要提升生产效率和经济活力，通过向改革要动力，向结构调整要动力，向改善民生要动力，释放巨大的改革红利，促进经济持续健康发展。

供给端改革是解决新时期社会主要矛盾的有效途径，也是经济新周期开始的必由之路。事实上，我国经济领域进行的一系列深化市场改革正是我国经济实现长期高速增长的一个十分重要的基础性条件，历次经济领域大的改革都进一步释放出我国生产要素的活力。需求端的拉动尽管也可以推动经济增长，创造出多重经济周期，但很难对处于供给端的经济结构的优化调整起到积极作用。单纯强调需求端拉动的经济周期，不仅不能实现我国经济转型升级的长远目标，也不利于新时期社会主要矛盾的解决。因此，我们应当更多的从供给端来观察和理解经济新周期。前文所述的从工业领域去产能角度看经济新周期即使供给端的视角，但这远远不是供给端的全部内涵。供给端改革涉及的内容丰富、层次多样、领域众多，是一个复杂的系统工程。当前，我国正处在转变发展方式、优化经济结构、转换增长动力的关键时期，经济已经由高速增长阶段向高质量发展阶段转变，建设现代化经济体系是跨越关口的迫切要求和我国发展的战略目标。正如习总书记所指出的，“以供给侧结构性改革为主线，推

动经济发展质量变革、效率变革、动力变革，提高全要素生产率，着力加快建设实体经济、科技创新、现代金融、人力资源协同发展的产业体系，着力构建市场机制有效、微观主体有活力、宏观调控有度的经济体制，不断增强我国经济创新力和竞争力”。

监管压力、经济周期与宏观审慎政策效果

马勇¹ 姚驰²

【摘要】本文基于我国 52 家主要银行 2007-2015 年的面板数据，考察了监管压力和经济周期对宏观审慎政策效果的影响。相关实证结果表明：（1）监管压力的上升能够显著促使银行增加资本缓冲，逆周期的宏观审慎政策在总体是有效的；（2）监管压力的上升会促使银行加快其资本缓冲的调整速度，这在城市商业银行和农村商业银行等中小银行表现尤为明显；（3）经济周期会对宏观审慎政策的有效性产生一定影响，但这一影响在不同性质的银行中有所不同：对于国有和股份制商业银行，经济上行期的政策效果相对较弱，而在经济下行期，政策效果相对较强；对于城市和农村商业银行，经济周期的影响恰好相反；（4）在顺周期性机制下，银行行为存在过度承担风险以获取高收益的倾向，通过提升监管压力可以有效抑制这一倾向，从而促使银行降低风险，提高稳定性。

【关键词】资本缓冲 监管压力 经济周期 宏观审慎政策

一、引言与文献综述

《巴塞尔协议 III》将逆周期资本缓冲作为宏观审慎的重要工具引入政策框架，要求银行计提 2.5% 的留存资本缓冲以及 0~2.5% 的逆周期资本缓冲，从而使银行在经济上行期计提必要的超额资本缓冲，以便在经济下行期释放资本缓冲，进而达到提升银行体系稳定性的目的。在我国 2012 年出台的《商业银行资本管理办法（试行）》中，也明确提出了逆周期资本缓冲的标准。应该说，逆周期资本缓冲作为一项重要的宏观审慎工具，研究其对银行资本缓冲调整行为的影响，以及在规避顺周期性问题方面的有效性，对于我国宏观审慎政策框架的构建具有重要的理论和现实意义。

自《巴塞尔协议 III》提出将逆周期资本缓冲作为宏观审慎工具以来，许多学者对逆周期资本缓冲的适用性和有效性进行了研究。比如，科菲内等人（Coffinet et al）研究了资本缓冲、信贷增长和产出缺口之间的关系，其研究结果显示，逆周期资本监管有利于平滑信贷

¹马勇，中国人民大学中国财政金融政策研究中心

²姚驰，中国人民大学财政金融学院

增长。希门尼斯等人（Jiménez et al）的研究也得出了类似的结论，他们的研究发现，银行持有的逆周期资本缓冲能够平滑信贷周期，从而在经济下行时期对信贷供给产生支撑作用。在戈捷等人（Gauthier et al）的研究中，宏观审慎政策不仅能够降低单个银行的违约概率，还能够降低系统性危机发生的可能性。克拉森斯等人（Claessens et al）对 48 个国家中约 2800 家银行的研究显示，逆周期资本缓冲能够降低银行杠杆和抑制资产扩张。巴斯滕和科赫（Basten and Koch）研究了逆周期资本缓冲对银行抵押贷款定价的影响，他们发现逆周期资本缓冲改变了抵押贷款的结构，实现了将抵押贷款由缺乏弹性的银行转向弹性充足的银行的积极效果。西内和阿德南（Sine and Adnan）基于土耳其商业银行 2002-2012 年的季度数据，发现银行违约风险对资本缓冲具有正向冲击效应，而资本缓冲对违约风险具有负向冲击效应，同时，盈利越高的银行通常会持有更少的资本缓冲，并面临更小的风险。在贝内斯和库姆霍夫（Benes and Kumhof）的研究中，引入逆周期资本缓冲工具能够减少政策当局在政策利率上进行逆周期调整的需要。玛乌戈热塔等人（Małgorzata et al）通过对 60 多个国家的数据进行研究发现，宏观审慎政策能够有效抑制银行资本的顺周期性对信贷的影响，因此，引入更为严格的资本监管要求有助于抑制银行体系的系统性风险。赫苏和莱（Hessou and Lai）研究了额外资本缓冲要求对加拿大信用合作社审慎监管的重要性，其基于加拿大 1996-2014 年 100 家信用合作社的研究发现，低资本化的信用合作社在经济繁荣期间增加了风险加权资产，但并没有相应地增加额外资本。

除针对逆周期资本缓冲有效性的研究之外，另外还有一些研究重点探讨了资本缓冲和经济周期之间的关系。比如，约克佩和米尔恩（Jokipii and Milne）基于欧盟国家的研究发现，银行资本缓冲与经济周期之间存在负相关关系，同时，大型商业银行和储蓄银行的资本缓冲存在顺周期性，而小型合作银行的资本缓冲则存在逆周期性。丰塞卡和冈萨雷斯（Fonseca and González）通过对 70 个国家 1337 家银行的样本进行实证分析，发现在 7 个国家中，资本缓冲与经济周期存在负相关关系，在 5 个国家中为正相关关系，而在其他国家中并没有得到两者之间显著的关系。本杰明等人（Benjamin et al）基于巴西银行业机构 2000-2010 年间的数据分析表明，银行资本缓冲与经济周期之间存在负相关关系，在经济下行时期，银行会持有更多的资本缓冲。在加西亚·苏阿萨等人（Garcia-Suaza et al）的研究中，银行资本缓冲不仅与经济周期之间存在负相关关系，而且小型银行和大型银行在经济周期中持有资本缓冲的行为还具有非对称性。不过，科菲内等人（Coffinet et al）基于法国 1993-2009 年的数据分析表明，法国银行的资本缓冲具有顺周期性，且资本缓冲和信贷增长之间存在因果关系。石蒙

(Shim) 通过研究宏观经济、银行资本缓冲和资产组合风险之间的关系，发现银行资本缓冲和经济周期之间存在负相关关系，从而使得银行在实体经济衰退期能更好的抵御风险。卡瓦略等人 (Carvalho et al) 通过对拉丁美洲及加勒比地区国家的实证研究发现，在其研究样本中，有 5 个国家的银行的资本缓冲呈现顺周期性，6 个国家呈现逆周期性，并指出在调整成本较低和监管相对宽松的地区，资本缓冲更倾向于顺周期性。

在针对中国的研究方面，李文泓和罗猛通过对我国 16 家商业银行 1998-2008 年的资本充足率和经济周期之间的关系进行实证分析，发现资本充足率的变化具有顺周期性。陈雨露和马勇基于狭义信贷/GDP、广义信贷/GDP 和社会融资规模/GDP 三个不同的“挂钩变量”，对逆周期资本缓冲在中国的实施方案进行了模拟分析，相关结果表明：随着中国的金融结构在 2002 年和 2006 年先后出现两次显著的改变，狭义信贷越来越难以反映整个金融体系的实际信用扩张水平，相比之下，广义信贷和社会融资规模更适合作为逆周期资本缓冲的“挂钩变量”。蒋海等基于我国 16 家上市银行 1998-2011 年的非平衡面板数据，发现我国上市银行的资本缓冲具有显著的逆周期性特征。党宇峰等的研究也得到了类似的结论。邹传伟认为，逆周期资本缓冲能够降低银行的破产概率，同时在消除信贷供给的顺周期性方面也有一定效果。在许坤和汪航的研究中，监管压力可以促进银行增加资本缓冲，但增加逆周期资本缓冲对信贷增长的抑制作用并不显著。

总体而言，现有文献主要是从资本缓冲的周期性来分析逆周期资本缓冲的适用性与有效性，但在这一问题上目前并没有得到一致的结论。同时，现有文献对包含资本缓冲的宏观审慎政策的有效性研究还比较少。有鉴于此，本文在现有文献的基础上进行以下拓展研究：一是通过构建量化的监管压力指标，分析其对银行持有资本缓冲行为的影响，从而分析宏观审慎政策的有效性；二是通过构建资本缓冲滞后项与监管压力的交叉项，分析监管压力对银行资本缓冲调整速度的影响；三是通过引入经济周期变量，分析在经济周期的不同阶段，宏观审慎政策的有效性是否存在差异。此外，从数据基础来看，本文的分析样本不仅包括规模较大的上市银行，也包括城市商业银行和农村商业银行，从而可以在相对更大的范围内检验监管压力、经济周期和宏观审慎政策效果之间的关系，同时还能对不同性质和不同规模的银行行为进行差异化分析。本文其余部分的结构如下：第二部分介绍模型设定、估计方法与研究样本；第三部分进行实证分析和进行稳健性检验；文章最后进行总结，并给出简要的政策启示。

二、模型设定、估计方法与数据描述

（一）模型设定和估计方法

为研究资本缓冲政策带来的监管压力和经济周期对银行审慎行为（持有资本缓冲的变动）的影响，设定如下形式的动态面板模型：

$$\Delta BUF_{i,t} = \alpha_{i,t} + \beta_1 BUF_{i,t-1} + \beta_2 P_{i,t} + \beta_3 BUF_{i,t-1} \times P_{i,t} + \beta_4 BUF_{i,t-1} \times P_{i,t} \times CYCLE + \beta_5 X_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中，下标 i 表示银行， t 表示时间， $\Delta BUF_{i,t}$ 表示资本缓冲的变动， P 表示监管压力， $CYCLE$ 表示经济周期， $X_{i,t}$ 表示其它可能对被解释变量产生影响的控制变量集合， $\varepsilon_{i,t}$ 为误差项。在模型中，笔者引入监管压力与资本缓冲滞后项的交叉项，以考察在上一期资本缓冲水平的基础上，监管压力对银行资本缓冲的调整速度的影响。同时，引入资本缓冲滞后项、监管压力和经济周期的交叉项，以考察经济周期对宏观审慎政策（资本缓冲要求所带来的监管压力）有效性的影响。模型中各具体变量的选取与计算方法将在下文进行说明。

对于含有固定效应、内生变量及前定变量的动态面板数据，标准的估计方法是采用广义矩估计（GMM）。GMM 估计能较好地处理时间效应和个体效应，同时，通过选取变量滞后项作为工具变量，还能解决模型估计存在的内生性问题。

阿雷拉诺和邦德（Arellano and Bond）提出一阶差分 GMM 估计的方法。^[23] 采用变量的滞后项作为工具变量引入差分方程，通过差分可以消除固定效应。同时，选取合适的工具变量也可以解决内生性问题。一阶差分 GMM 估计的矩条件为：

$$E\left[(\varepsilon_{i,t} - \varepsilon_{i,t-1})Z_{i,t-j}\right] = 0 \quad j = 2, 3, \dots, t = 2008, \dots, 2015 \quad (2)$$

式中 $Z_{i,t}$ 为方程中任一变量，变量的二阶滞后项作为差分方程的工具变量。阿雷拉诺和博维尔（Arellano and Bover）、布伦德尔和邦德（Blundell and Bond）进一步提出，引入差分变量的滞后项作为水平方程的工具变量。^{[24] [25]} 水平方程的矩条件为：

$$E\left[\varepsilon_{i,t}\Delta Z_{i,t-j}\right] = 0 \quad j = 1, 2, \dots, t = 2008, \dots, 2015 \quad (3)$$

差分方程和水平方程的矩条件相结合，就得到了系统广义矩估计（System GMM）。由于系统 GMM 采用了更为严格的矩条件，因此能够得到更加有效的估计。因此，本文也采用系统广义矩估计（GMM）方法对回归模型进行估计。

在实际回归过程中，GMM 估计需要做两项基本检验：一是过度识别的 Hansen 检验，罗德曼（Roodman）指出，在大量工具变量可选择的情况下，需要警惕动态面板数据估计中的过度识别问题，^[26] 而 Hansen 检验被广泛应用于动态面板数据估计的过度识别检；二是二阶序列相关的 AR（2）检验。由于工具变量的有效性取决于误差项 $\varepsilon_{i,t}$ 是否存在序列相关，阿

雷拉诺和邦德 (Arellano and Bond) 提出用 t 统计量来检验误差项的一阶差分是否存在二阶序列相关, 如果误差项序列不相关, 那么误差项的差分就不存在二阶序列相关。^[23] 为确保回归结果有效, 本文在回归中均报告了 Hansen 检验和 AR (2) 检验的结果。

(二) 变量说明

1. 被解释变量。

商业银行在经营过程中会持有一定的资本缓冲以抵御风险。同时, 在不对称信息存在的情况下, 资本缓冲的多少通常被视为银行风险的一个重要信号, 而高风险银行将面临更好的融资成本, 因此, 银行具有持有更高资本缓冲以降低融资成本的激励。不过, 由于持有资本缓冲又不可避免地会增加额外的成本, 因此, 银行需要在持有额外资本缓冲的收益和成本之间进行权衡。此外, 监管部门对银行资本缓冲通常也有明确的要求, 为达到监管要求和避免监管惩罚, 银行也会有持有资本缓冲的压力。由于宏观审慎政策的目的在于降低金融系统的风险, 防范系统性金融危机, 因此, 银行持有资本缓冲的增加可以被视为宏观审慎政策有效性的一种体现。综合上述考虑, 同时参考已有文献的做法, 本文选取银行资本缓冲的变动作为被解释变量来反映宏观审慎政策的有效性。根据中国银监会 2012 年公布的《商业银行资本管理办法 (试行) 》, 商业银行资本充足率不得低于 8%。据此, 银行资本缓冲的计算公式为: 资本缓冲 (BUF) = 银行资本充足率 - 8%, 而资本缓冲变动的计算公式为:

$$\Delta BUF_{i,t} = BUF_{i,t} - BUF_{i,t-1}。$$

2. 监管压力的测度。

市场化改革之后, 根据监管要求, 大多数商业银行的资本充足率都高于最低要求的 8%, 同时保持着一定的资本缓冲 (capital buffer)。因此, 同样的资本充足率下, 不同银行 (或不同时期) 所面临的监管压力会有所不同。参考过往文献, 本文采用绝对资本缓冲指标来设置监管压力虚拟变量, 具体方法为: 采用商业银行资本充足率减去监管部门最低资本要求和样本期内银行资本充足率标准差, 得到的数值作为绝对资本缓冲指标 abf (absolute capital buffer)。根据银监会 2012 年公布的《商业银行资本管理办法 (试行) 》中规定的商业银行 10.5% 的资本充足率要求和系统重要性银行 11.5% 的资本充足率要求, 绝对资本缓冲带指标 (abf) 的计算公式为:

$$abf_{i,t} = cap_{i,t} - stdv(cap_i) - 10.5\%(11.5\%)$$

其中, $stdv(cap_i)$ 为样本期内商业银行资本充足率的标准差。据此设置监管压力虚拟变量 P , 定义为: 若 $abf < 0$, 则 $P = 1$; 若 $abf > 0$, 则 $P = 0$ 。

3. 经济周期的测度。

显而易见, 银行持有资本缓冲的量与经济周期所处的状态可能存在一定关联, 从而对以资本缓冲为代表的宏观审慎政策的实际效果产生影响。为考察上述影响, 笔者在方程中引入经济周期变量。经济周期的具体计算方法为: 将样本期内各年的 GDP 增长率进行 HP 滤波处理, 得到的周期波动项作为经济周期的代理变量 (*CYCLE*)。同时, 引入经济上行期 (*BOOM*) 和经济下行期 (*BUST*) 的虚拟变量, 定义如下: 若 $CYCLE > 0$, 则 $BOOM = 1$; 若 $CYCLE < 0$, 则 $BUST = 1$ 。

4. 其它控制变量。

银行的资本缓冲除了受到监管压力和经济周期的影响之外, 还会受到其它一些因素的影响。部分地参考过往研究, 笔者对以下因素进行控制: 一是选取银行总资产 (取对数) 控制银行规模 (*TA*) 对资本缓冲的影响, 一般而言, 规模越大的银行, 越倾向于持有更少的资本缓冲; 二是选取存贷比 (*DLR*) 来控制银行存贷款结构对资本缓冲的影响; 三是选取银行总资产收益率 (*ROA*) 控制银行资产成本对资本缓冲的影响; 四是选取银行非利息收入与总资产的比值 (*NI*) 控制银行资产负债结构的影响; 五是选取银行不良贷款比例 (*NPL*) 控制银行信贷风险的影响; 六是选取 GDP 增长率控制宏观经济状况对银行资本缓冲的影响。

(三) 数据描述

基于数据的可获得性和完整性, 本文选取我国 52 家银行 (包括 5 家国有银行、11 家股份制商业银行、31 家城市商业银行和 5 家农村商业银行) 2007–2015 年的平衡面板数据进行回归分析。数据主要来源于国泰安数据库和 wind 数据库。对于部分缺失的数据, 通过查找各银行的年报予以补齐。表 1 给出了各变量的基本统计描述。

表 1 各变量的基本统计描述

变量	样本数	平均值	标准差	最小值	最大值
<i>BUF</i>	468	4.271	2.073	-3.980	15.08
<i>CYCLE</i>	468	0.000	1.038	-1.684	2.049
<i>TA</i>	468	11.39	0.833	9.941	13.35
<i>DLR</i>	468	0.674	0.089	0.371	1.003
<i>ROA</i>	466	1.210	0.734	0.049	14.53
<i>NI</i>	468	0.474	0.356	-0.167	2.615
<i>NPL</i>	468	1.363	1.587	0.000	23.57
<i>GDP</i>	468	9.300	2.106	6.900	14.20
<i>RISK</i>	468	0.604	0.097	0.208	0.975

三、实证分析与检验

在本部分,笔者对监管压力和经济周期对银行资本缓冲的影响进行实证分析。具体而言,首先基于前文的模型(1)进行回归分析,然后在此基础上进行各种稳健性检验。

(一) 基于总样本的基本回归结果

基于模型(1),笔者首先分析监管压力和经济周期对银行资本缓冲变动的影响。表2给出了相应的回归结果。其中,回归(1)包含资本缓冲滞后项、监管压力、资本缓冲滞后项与监管压力的交叉项以及资本缓冲滞后项、监管压力与经济周期的交叉项,同时加入了银行规模、存贷比、资产收益率、非利息收入、不良贷款率和GDP增速等作为控制变量。与此同时,为分别考察监管有效性在不同经济周期是否存在差异,分别在回归(2)中用经济上行期变量(BOOM)代替回归(1)中的经济周期变量(CYCLE),同时在回归(3)中用经济下行期变量(BUST)代替回归(1)中的经济周期变量(CYCLE)进行回归。

由表2的回归结果可以看出,资本缓冲的滞后项系数在3个模型中均为负,且在1%的置信水平上显著。这一结果说明,上一期的资本缓冲水平越高,银行在当期增加的资本缓冲就越少,而上期资本缓冲越少,则当期需要增加的就会越多。显而易见,这与现实中银行动态调整其资本缓冲的行为是一致的。对于本文重点关注的核心解释变量监管压力(P),其回归系数在3个方程中均显著为正,表明监管压力的上升能够显著促使银行增加其资本缓冲。根据前文设定,由于这种监管压力正是政策部门对逆周期资本缓冲的计提要求所带来的,因此,上述结果说明,以逆周期资本缓冲为代表的宏观审慎政策可以实现其预期目标,因而是有效的。同时,这一结果也意味着:对于那些资本充足率与监管部门最低资本要求距离较近的银行,逆周期资本缓冲的实施会显著增加其所面临的监管压力,从而促使其提高资本缓冲;相比之下,对于那些资本充足率(相对最低资本要求)较为充裕的银行,逆周期资本缓冲对其带来的资本压力较小。此外,从表2的结果还可以看到,资本缓冲滞后项与监管压力交叉项(LBUF*P)的系数显著为负,说明对于上一期留存资本缓冲较高的银行而言,监管压力对其资本缓冲调整的影响会相对更小。这一点不难理解,因为当面临监管压力时,上一期资本缓冲越少的银行,越需要增加更多的资本缓冲来达到监管要求和避免监管惩罚,因而其资本缓冲的调整速度会显著大于无监管压力的银行。

从经济周期的影响来看,资本缓冲滞后项(LBUF)、监管压力(P)和经济周期(CYCLE)这3个变量的交叉项(LBUF*P*CYCLE)系数在回归(1)中虽然并不显著,但数值为负,这说明经济周期的景气程度越高,监管压力越倾向于促使银行增加资本缓冲;反之,经济周期的景气程度越低(即经济越不景气),监管压力越倾向于促使银行减少(即释放)资本缓冲。显而易见,这一结果符合宏观审慎政策“以丰补歉”的逆周期调整思路,有助于平滑过度

的顺周期性行为。为对上述结果进行进一步确认，笔者在表2的回归(2)和回归(3)中，分别将经济周期变量(CYCLE)替换为经济上行期虚拟变量(BOOM)和经济下行期虚拟变量(BUST)，然后重新进行相关回归，相关结果显示：回归(2)和回归(3)中的交叉项系数分别为负和为正，说明在经济上行阶段，监管压力有加快银行资本缓冲调整速度的倾向；而在经济下行阶段则会在一定程度上减轻监管压力对银行资本缓冲调整的影响。上述结果同时也意味着，当经济上行期，银行持有额外资本缓冲的动力会有所下降，但由于逆周期资本缓冲的监管要求会使银行面临监管压力，从而促使其调整资本缓冲已满足政策要求。这也从一个侧面反映出，实施逆周期资本缓冲有助于降低银行的顺周期性行为。

在控制变量的影响方面，银行规模的系数为负且显著，说明规模较大的银行能够更好的优化投资组合，分散风险，所以会倾向于持有更少的资本缓冲。存贷比的系数显著为负，说明高杠杆经营的银行倾向于持有更少的资本缓冲。不良贷款率的系数显著为负，说明高不良贷款率的银行倾向于持有更低的资本缓冲，这一点不难理解：不良贷款会侵蚀银行的资本缓冲，从而使得两者存在负向相关关系。最后，从模型检验来看，表2中的3个回归均通过了Hansen检验和AR(2)检验，表明回归估计中所选取的工具变量有效，且不存在二阶序列相关问题，因而回归结果是可靠的。

表2 监管压力、经济周期与资本缓冲变动

	回归(1) <i>ΔBUF</i>	回归(2) <i>ΔBUF</i>	回归(3) <i>ΔBUF</i>
<i>LBUF</i>	-0.607*** (-4.724)	-0.641*** (-4.822)	-0.665*** (-5.018)
<i>P</i>	4.509*** (3.097)	4.162** (2.137)	3.947* (1.871)
<i>LBUF*P</i>	-1.249*** (-4.510)	-1.155*** (-3.392)	-1.160** (-2.575)
<i>LBUF*P*CYCLE</i>	-0.044 (-0.970)	-- --	-- --
<i>LBUF*P*BOOM</i>	-- --	-0.070 (-0.692)	-- --
<i>LBUF*P*BUST</i>	-- --	-- --	0.056 (0.508)
<i>TA</i>	-0.486*** (-2.687)	-0.497** (-2.340)	-0.483** (-2.200)
<i>DLR</i>	-2.125* (-1.889)	-2.065* (-1.691)	-1.910 (-1.599)
<i>ROA</i>	0.221 (1.576)	0.228 (1.505)	0.225 (1.473)

<i>NI</i>	0.383 (1.275)	0.348 (0.993)	0.330 (0.930)
<i>NPL</i>	-0.293*** (-3.822)	-0.273*** (-3.123)	-0.269*** (-2.874)
<i>GDP</i>	-0.015 (-0.206)	-0.039 (-0.570)	-0.034 (-0.470)
常数项	9.145*** (3.714)	9.375*** (3.731)	9.375*** (3.731)
AR(1)统计量	-3.032 (0.002)	-2.927 (0.003)	-2.837 (0.005)
AR(2)统计量	0.810 (0.418)	0.735 (0.462)	0.783 (0.434)
Hansen 统计量	3.908 (0.973)	5.113 (0.926)	5.091 (0.927)
样本数	364	364	364

(二) 分不同性质银行的子样本回归结果

考虑到不同规模和不同性质的银行对监管压力的容忍度和应对能力有所不同,从而导致政策有效性的不同,下面笔者进一步将总样本分为国有和股份制商业银行(共16家)、城市商业银行和农村商业银行(共36家)两个子样本分别进行回归,具体结果如表3所示。其中,回归(1)~(3)为基于国有和股份制商业银行子样本的回归结果,而回归(4)~(6)则为基于城市和农村商业银行的子样本进行的回归结果。

从表3的回归结果可以看到,在监管压力变量方面,两个子样本均显示出监管压力与资本缓冲之间存在正相关关系。但在城市和农村商业银行子样本中,监管压力的系数明显要大于国有和股份制商业银行,同时显著性也更高,这说明监管压力促使银行提高资本缓冲的作用在城市和农村商业银行中相对更为有效。这可能是因为国有及股份制商业银行由于自身实力更为雄厚,抗风险能力更强,同时其资本来源和转换的灵活性也相对更高,这些都使得这些它们持有资本缓冲的动机较之中小银行相对更小,因而对监管压力的反应较之城市和农村商业银行也相对更小一些。这一点在监管压力和资本缓冲滞后项的交叉项(LBUF*P)上也得到了部分印证:尽管交叉项系数在两个子样本中均为负,但在城市及农村商业银行子样本中,系数的绝对值更大,而且显著性更高,说明监管压力对银行提升其资本缓冲调整速度的作用,在城市和农村商业银行中表现得更加明显和有效。

在经济周期的影响方面,在城市和农村商业银行子样本中,回归结果与总样本中类似:在经济上行期,监管压力倾向于加强对银行资本缓冲调整速度的作用,而在经济下行期,这一作用会有所下降,但上述影响均不显著;而在国有和股份制商业银行的子样本中,经济上

行虚拟变量、监管压力和资本缓冲滞后项的交叉项 ($LBUF*P*BOOM$) 系数显著为正, 经济下行虚拟变量、监管压力和资本缓冲滞后项的交叉项 ($LBUF*P*BUST$) 系数显著为负, 这说明在经济上行阶段, 监管压力对国有和股份制商业银行加快资本缓冲调整速度的影响会出现显著弱化, 而在经济下行期则会显著加强。这可能是由于, 由于国有和股份制商业银行等大型银行具有“系统重要性”, 政策当局对其资本调整行为的关注度相对更高, 这使得政策影响在不同经济周期影响变得更为显著。最后, 模型检验显示, 表3中的所有回归均通过了 Hansen 检验和 AR (2) 检验, 表明相关估计结果是有效的。

表3 分不同性质银行的子样本回归结果

	国有和股份制商业银行			城市和农村商业银行		
	回归 (1)	回归 (2)	回归 (3)	回归 (4)	回归 (5)	回归 (6)
	ΔBUF	ΔBUF	ΔBUF	ΔBUF	ΔBUF	ΔBUF
$LBUF$	-0.376* (-1.904)	-0.325* (-1.785)	-0.354* (-1.924)	-0.415** (-2.181)	-0.493*** (-2.778)	-0.540*** (-3.474)
P	1.908* (1.798)	0.980 (1.239)	0.845 (1.078)	6.752** (2.120)	5.733* (1.820)	5.115* (1.954)
$LBUF*P$	-0.756** (-2.901)	-0.691*** (-3.654)	-0.332 (-1.591)	-1.749*** (-2.906)	-1.475** (-2.530)	-1.475** (-2.689)
$LBUF*P*CYCLE$	0.177 (1.632)	-- --	-- --	0.116 (0.224)	-- --	-- --
$LBUF*P*BOOM$	-- --	0.316*** (3.311)	-- --	-- --	-0.104 (-0.650)	-- --
$LBUF*P*BUST$	-- --	-- --	-0.317*** (-3.734)	-- --	-- --	0.130 (0.625)
TA	0.840 (0.830)	0.147 (0.159)	0.079 (0.107)	0.048 (0.096)	0.086 (0.203)	-0.089 (-0.193)
DLR	-1.306 (-0.254)	-2.457 (-0.793)	-2.979 (-1.004)	-4.793 (-1.386)	-5.699 (-1.558)	-6.249 (-1.622)
ROA	-0.025 (-0.520)	-0.006 (-0.270)	-0.001 (-0.053)	-0.413 (-0.490)	0.307 (0.427)	0.070 (0.088)
NI	0.418 (0.372)	0.265 (0.323)	0.330 (0.407)	0.200 (0.710)	0.525 (1.672)	0.553* (1.701)
NPL	-0.386 (-1.023)	0.016 (0.048)	0.051 (0.177)	-0.926 (-0.973)	-0.224 (-0.383)	-0.517 (-0.666)
GDP	0.127 (0.726)	0.028 (0.242)	0.017 (0.150)	0.261 (1.387)	0.205 (0.987)	0.176 (0.882)
常数项	-8.497 (-0.597)	1.336 (0.111)	2.652 (0.283)	4.231 (0.563)	3.521 (0.538)	6.938 (0.902)
AR(1)统计量	-1.887 (0.059)	-1.993 (0.046)	-2.024 (0.043)	-3.029 (0.002)	-3.195 (0.001)	-3.203 (0.001)
AR(2)统计量	-0.109	0.637	0.652	0.419	0.391	0.400

	(0.913)	(0.524)	(0.514)	(0.675)	(0.696)	(0.689)
Hansen 统计量	7.886	3.090	2.995	8.929	5.509	4.529
	(0.343)	(0.929)	(0.885)	(0.539)	(0.788)	(0.806)
样本数	112	112	112	216	216	216

（三）稳健性检验

为进一步分析上文结论的稳定性和可靠性，下面笔者从几个主要方面进行稳健性分析。

1. 基于不同估计方法的稳健性检验。在前文，笔者主要采用了系统 GMM 估计方法进行相关回归分析。考虑到不少研究也采用了二阶差分 GMM 估计方法来处理面板数据，因此，在本节中，笔者进一步通过二阶差分 GMM 估计来检验不同估计方法对实证结果可能的影响。基于二阶差分 GMM 估计的回归结果如表 4 所示。从表 4 的回归结果来看，核心解释变量系数的符号和显著性均与基本回归中的结果一致，只是回归系数的大小因不同的估计方法而略有差异。具体而言，监管压力的回归系数显著为正，说明监管压力的上升会促使银行增加资本缓冲。同时，资本缓冲滞后项和监管压力的交叉项（ $LBUF*P$ ）系数均显著为负，表明上一期资本缓冲越少（越充足）的银行，面临的监管压力越大（小），因而其资本缓冲的调整速度会相对越快（慢）。另外，与前文的结果一致，资本缓冲滞后项、监管压力和经济周期 3 个变量的交叉项（ $LBUF*P*CYCLE$ ）系数虽不显著，但数值为负，这说明存在较弱的证据表明：经济周期的景气程度越高，监管压力越倾向于促使银行增加资本缓冲；反之，则倾向于促使银行减少资本缓冲。最后，表 4 中的所有回归均通过了 Hansen 检验和 AR（2）检验，说明相关估计结果是有效的。总体而言，表 4 的回归结果表明，前文的基本结论在不同的回归方法下是稳健的。

表 4 稳健性检验：二阶差分 GMM 估计

	回归 (1)	回归 (2)	回归 (3)
	ΔBUF	ΔBUF	ΔBUF
$LBUF$	-0.562*** (-4.298)	-0.446** (-2.185)	-0.407** (-2.321)
P	2.419* (1.916)	3.163* (1.710)	2.913* (1.788)
$LBUF*P$	-0.967*** (-3.376)	-1.245*** (-2.959)	-1.045*** (-2.732)
$LBUF*P*CYCLE$	-0.005 (-0.082)	-- --	-- --
$LBUF*P*BOOM$	-- --	-0.025 (-0.180)	-- --
$LBUF*P*BUST$	-- --	-- --	-0.113 (-0.853)
AR(1)统计量	-3.255	-2.776	-2.809

	(0.001)	(0.006)	(0.005)
AR(2)统计量	1.079	0.696	1.107
	(0.281)	(0.486)	(0.268)
Hansen 统计量	8.104	8.564	3.374
	(0.704)	(0.574)	(0.948)
样本数	312	312	312

2. 宏观审慎监管有效性的其它度量方法。由于宏观审慎政策的目标是降低系统性风险，提高金融稳定性，因此，除分析银行的资本缓冲调整行为之外，还可以对银行的风险承担行为（RISK）进行分析，以进一步衡量宏观审慎政策的有效性。为此，笔者采用银行风险加权资产除以银行总资产的比例作为银行风险的度量指标（ $RISK = \text{风险加权资产} / \text{总资产} \times 100\%$ ），然后用该指标代替原模型中的资本缓冲进行回归分析，具体结果如表 5 所示。根据表 5 的回归结果，监管压力的回归系数为正显著，表明监管压力与银行风险正相关，这主要是因为，面临监管压力的银行通常正是那些承担着较高风险的银行。同时，监管压力与风险滞后项的交叉项系数显著为负，同时系数的绝对值要大于监管压力变量，这说明监管压力的存在会促使银行减少其风险行为。因此，总体而言，宏观审慎政策在降低银行风险方面是有效的。再从经济周期的影响来看，经济周期、监管压力和风险滞后项的交叉项（ $LRISK * P * CYCLE$ ）系数显著为正，同时，经济上行期变量与监管压力及风险滞后项的交叉项（ $LRISK * P * BOOM$ ）系数显著为正，经济下行期变量与监管压力及风险滞后项的交叉项（ $LRISK * P * BUST$ ）系数显著为负。这一结果说明，在经济上行阶段，银行通常会承担更高的风险以获取更多收益，这会部分弱化宏观审慎政策（在促使银行减少风险承担方面）的有效性；而在经济下行时期，银行的这一动机下降，宏观审慎政策（在促使银行减少风险承担方面）的有效性明显上升。

表 5 稳健性检验：宏观审慎政策有效性的其他代理变量

	回归 (1)	回归 (2)	回归 (3)
	$\Delta RISK$	$\Delta RISK$	$\Delta RISK$
<i>LRISK</i>	-0.464** (-2.145)	-0.252* (-1.811)	-0.276* (-1.882)
<i>P</i>	0.485** (2.634)	0.546** (2.327)	0.472** (2.058)
<i>LRISK * P</i>	-0.700** (-2.351)	-0.875** (-2.193)	-0.657* (-1.846)
<i>LRISK * P * CYCLE</i>	0.074*** (3.597)	--	--
<i>LRISK * P * BOOM</i>	--	0.098* (1.975)	--
<i>LRISK * P * BUST</i>	--	--	-0.105** (-2.227)

AR(1)统计量	-2.774 (0.006)	-2.377 (0.017)	-2.981 (0.003)
AR(2)统计量	0.452 (0.651)	-0.868 (0.385)	-0.786 (0.432)
Hansen 统计量	15.327 (0.121)	10.578 (0.227)	14.668 (0.100)
样本数	364	364	364

3. 对内生性问题的进一步检验。为进一步控制模型变量的内生性问题，笔者在基本回归的基础上，将所有解释变量均滞后一期进行回归。显而易见，从理论上讲，由于滞后的解释变量不可能引起当期被解释变量的变化，因而反向的因果关系并不存在。简言之，通过将解释变量滞后一期，经典的内生性问题（被解释变量可能反向成为解释变量的原因）可以得到前提性的控制，这有助于对模型所可能遭遇的内生性问题进行进一步分析和判断。表 6 给出了基于解释变量滞后变量的回归结果。从表 6 的结果可以看出，监管压力的系数始终显著为正，而资本缓冲滞后项和监管压力的交叉项系数始终显著为负，同时资本缓冲滞后项、监管压力和经济周期 3 个变量的交叉项系数为负。这些结论与前文基本回归中所得到的结论基本一致，说明在进一步控制了变量的内生性问题之后，本文的相关结论依然是有效的。

表 6 稳健性检验：对内生性问题的进一步分析

	回归 (1) ΔBUF	回归 (2) ΔBUF	回归 (3) ΔBUF
$LBUF$	-0.959*** (-2.689)	-0.879** (-2.026)	-0.956** (-2.492)
LP	5.764* (1.855)	5.808* (1.695)	4.904* (1.739)
$LBUF*LP$	-1.545* (-1.998)	-1.373* (-1.846)	-1.362* (-1.924)
$LBUF*LP*LCYCLE$	-0.303 (-0.879)	--	--
$LBUF*LP*LBOOM$	--	-0.223 (-0.603)	--
$LBUF*LP*LBUST$	--	--	0.184 (0.736)
AR(1)统计量	-0.946 (0.344)	-1.168 (0.243)	-1.067 (0.286)
AR(2)统计量	-1.204 (0.229)	-1.187 (0.235)	-1.232 (0.218)
Hansen 统计量	5.574 (0.695)	4.802 (0.684)	6.294 (0.710)
样本数	364	364	364

四、结论与政策启示

本文基于我国 52 家主要银行 2007-2015 年的面板数据，考察了监管压力和经济周期对宏观审慎政策效果的影响。相关实证结果表明：（1）监管压力的上升能够显著促使银行增加资本缓冲，逆周期的宏观审慎政策在总体是有效的；（2）监管压力的上升会促使银行加快其资本缓冲的调整速度，这在城市商业银行和农村商业银行等中小银行表现尤为明显；（3）经济周期会对宏观审慎政策的有效性产生一定影响，但这一影响在不同性质的银行中有所不同：对于国有和股份制商业银行，经济上行期的政策效果相对较弱，而在经济下行期，政策效果相对较强；对于城市和农村商业银行，经济周期的影响恰好相反；（4）在顺周期性机制下，银行行为存在过度承担风险以获取高收益的倾向，通过提升宏观审慎政策压力，可以有效抑制这一倾向，从而促使银行降低风险，提高稳定性。

根据上述结论，我们可以得到以下两个方面的基本启示：（1）逆周期资本缓冲政策在总体上是有效的，应结合我国银行业的实际情况，加快对逆周期资本缓冲工具的研发，并通过合理的机制设计，制定符合显示需要的逆周期资本调整政策；（2）经济周期会对银行的资本缓冲调整行为产生影响，因此宏观审慎政策应该充分考虑经济周期的影响，建立与宏观经济周期相关联的动态资本缓冲机制，提高政策的有效性。此外，需要指出的是，即使是同一个政策工具，对不同性质和规模的银行也可能产生不同的影响，因此，逆周期资本缓冲政策在实践中应充分重视这种差异性，从而制定出更具有针对性和有效性的政策实施方案。

参考文献

- [1] 陈雨露, 马勇. 宏观审慎监管: 目标、工具与相关制度安排 [J]. 经济理论与经济管理, 2012, (3).
- [2] J. Coffinet, V. Coudert, A. Pop, C. Pouvelle. Two-way Interplays between Capital Buffers and Credit Growth: Evidence from French Banks [J]. Journal of International Financial Markets, Institutions and Money, 2012, 22 (5).
- [3] G. Jiménez, S. Ongena, J. L. Peydro, J. S. Salas. Macroprudential Policy, Countercyclical Bank Capital Buffers and Credit Supply: Evidence from the Spanish Dynamic Provisioning Experiments [R]. National Bank of Belgium Working Paper, No.231, 2012.
- [4] C. Gauthier, A. Lehar, M. Souissi. Macroprudential Capital Requirements and Systemic Risk [J]. Journal of Financial Intermediation, 2012, 21 (4).
- [5] S. Claessens, S. R. Ghosh, R. Mihet. Macro-prudential Policies to Mitigate Financial System Vulnerabilities [J]. Journal of International Money and Finance, 2013, 39 (155).
- [6] C. C. Basten, C. Koch. Higher Bank Capital Requirements and Mortgage Pricing: Evidence from the Countercyclical Capital Buffer (CCB) [R]. BIS Working Paper, No.511, 2015.
- [7] K. B. Sine, K. Adnan. A Note on Bank Capital Buffer, Portfolio Risk and Business Cycle [J]. Ege Academic Review, 2015, 15 (1).
- [8] J. Benes, M. Kumhof. Risky Bank Lending and Countercyclical Capital Buffers [J]. Journal of Economic Dynamics and Control, 2015, 58(80).
- [9] O. Małgorzata, R. Sylwia, K. Iwona. Do Macroprudential Policy Instruments Affect the Link between Lending and Capital Ratio? – Cross-country Evidence [R]. Faculty of Management Working Paper, No.2, 2016.
- [10] H. T. Hessou, V. S. Lai. Basel III Capital Buffer Requirements and Credit Union Prudential Regulation: Canadian Evidence [J]. Journal of Financial Stability, 2017, 30.
- [11] T. Jokipii, A. Milne. The Cyclical Behaviour of European Bank Capital Buffers [J]. Journal of Banking & Finance, 2008, 32 (8).
- [12] A. R. Fonseca, F. González. How Bank Capital Buffers Vary Across Countries: The Influence of Cost of Deposits, Market Power and Bank Regulation [J]. Journal of Banking & Finance, 2010, 34 (4).
- [13] T. M. Benjamin, A. C. Noronha, D. Cajueiro. In Bank Capital Buffers, Lending Growth and Economic Cycle: Empirical Evidence for Brazil [C]. 2nd BIS CCA Conference on “Monetary policy, financial stability

- and the business cycle”, 2011.
- [14] A. F. García-Suaza, J. E. Gómez-González, A. M. Pabón, F. Tenjo-Galarza. The Cyclical Behavior of Bank Capital Buffers in an Emerging Economy: Size Does Matter [J]. *Economic Modelling*, 2012, 29 (5).
- [15] J. Shim. Bank Capital Buffer and Portfolio Risk: The Influence of Business Cycle and Revenue Diversification [J]. *Journal of Banking & Finance*, 2013, 37 (3).
- [16] O. Carvalho, A. Kasman, S. Kontbay-Busun. The Latin American Bank Capital Buffers and Business Cycle: Are they Pro-cyclical? [J]. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 2015, 36.
- [17] 李文泓, 罗猛. 关于我国商业银行资本充足率顺周期性的实证研究 [J]. *金融研究*, 2010, (2).
- [18] 陈雨露, 马勇. 中国逆周期资本缓冲的“挂钩变量”选择: 一个实证评估 [J]. *教学与研究*, 2012, (12).
- [19] 蒋海, 罗贵君, 朱滔. 中国上市银行资本缓冲的逆周期性研究: 1998-2011 [J]. *金融研究*, 2012, (9).
- [20] 党宇峰, 梁琪, 陈文哲. 我国上市银行资本缓冲周期性及其影响因素研究 [J]. *国际金融研究*, 2012, (11).
- [21] 邹传伟. 对 Basel III 逆周期资本缓冲效果的实证分析 [J]. *金融研究*, 2013, (5).
- [22] 许坤, 汪航. 逆周期资本缓冲、监管压力与宏观审慎管理有效性 [J]. *投资研究*, 2016, (6).
- [23] M. Arellano, S. R. Bond. Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations [J]. *Review of Economic Studies*, 1991, 58 (2).
- [24] M. Arellano, O. Bover. Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-components Models [J]. *Journal of Econometrics*, 1995, 68 (1).
- [25] R. Blundell, S. Bond. Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models [J]. *Economics Papers*, 1998, 87 (1).
- [26] D. Roodman. A Note on the Theme of Too Many Instruments [J]. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 2009, 71 (1).
- [27] N. Mora, A. Logan. Shocks to Bank Capital: Evidence from UK Banks at Home and Away [J]. *Applied Economics*, 2012, 44 (9).
- [28] 陈雨露, 马勇. 大金融论纲 [M]. 北京: 中国人民大学出版社, 2013.
- [29] 陈雨露, 马勇, 阮卓阳. 金融周期和金融波动如何影响经济增长与金融稳定 [J]. *金融研究*, 2016, (2).

离岸人民币区域影响力研究 ——基于信息溢出的视角

尹力博¹ 吴优²

【摘要】人民币离岸市场的建设与发展是推动人民币国际化的必经之路。本文通过探讨离岸人民币与中国周边国家（地区）货币的溢出效应及其时变特征来定量分析离岸人民币的区域影响力，进而给人民币国际影响力的发挥提供借鉴。实证结果表明：（1）离岸人民币已经具备了区域性影响力，并且较在岸人民币的影响程度更高；（2）新加坡元、新台币和韩元等对离岸人民币的溢出效应均较强，也就是说离岸人民币尚不能称得上是区域性的锚货币。相关结果为发展香港离岸人民币市场、完善汇率形成机制以及协调中国对周边国家（地区）经济政治政策提供政策依据。

【关键词】离岸人民币 区域影响力 溢出效应 锚货币

一、引言

伴随着中国成为世界第二大经济体以及全球最大的贸易国，境外市场对人民币的需求愈发旺盛，积极建设与发展离岸人民币市场具有重要意义。近年来，香港离岸人民币市场不断发挥着离岸人民币定价权的诸多角色。2011年，离岸人民币兑美元即期汇率定盘价的确立使其成为离岸市场人民币产品定价的参考汇率。2012年，离岸人民币衍生市场的诞生为确立离岸人民币产品价格提供了良好的竞价平台。2013年，人民币香港银行同业拆息的推出给离岸人民币贷款及利率合约提供了准确的定价参考。在金融全球化中，各国（地区）间金融市场的关联性将大大增强，香港离岸人民币市场的波动亦可能会对其他市场产生重大影响。

由此提出学术问题：作为人民币国际化进程中的关键环节和重要渠道，离岸人民币市场的定价效力究竟怎样？具体地，离岸人民币定价效力对周边国家的货币是否存在溢出效应以

¹尹力博，管理学博士，副教授，中央财经大学金融学院

²吴优，北京航空航天大学经济管理学院博士研究生

及溢出程度如何？如离岸人民币的定价效力未能表现出区域性主导货币的特征，则其究竟受到了哪些货币的影响？以上效应有无时变特征？在当前人民币国际化的大背景下，剖析清楚这些问题有助于我们从定量的角度认识离岸人民币的区域影响力，考察突发事件下的区域性货币信息溢出程度，进而为人民币离岸市场的后续建设提供经验证据和政策依据，对后危机时代货币政策的选择与汇率机制的安排具有重要的参考价值。

基于此，本文提出一个动态分析框架，选取离岸人民币和东盟国家货币以及上合组织成员国货币作为研究对象，从多维信息溢出的视角来分析离岸人民币的区域影响力，重点考察离岸人民币市场对中国周边国家货币的溢出效应及其时变特征。本文的贡献在于：（1）将离岸人民币市场置于区域性货币市场框架中，全面考察离岸人民币与周边国家货币的多维联动关系。通过提炼双边溢出效应指数来定量测度离岸人民币的区域影响强度和规模。（2）通过采用滚动回归分析方法提炼定价影响力的时变特征，有助于更深入地观察离岸人民币定价效率的动态演化，并考察突发事件对人民币区域性定价效力的冲击影响。而目前运用滚动回归分析方法研究离岸人民币影响力的文献尚不多见。（3）探讨离岸人民币受到部分国家货币波动溢出的影响，为离岸人民币尚不足以成为区域性锚货币提供新的证据，并为人民币离岸市场的进一步发展提供政策依据。（4）对比分析离岸与在岸人民币对周边国家货币的区域影响力，发现离岸人民币的区域影响力更加突出，两者间的差距为我们重新审视离岸、在岸人民币汇率形成的协调机制提供经验证据。

二、文献综述

目前国外学者对货币的溢出效应进行了许多有益的探索。已有文献较多针对欧元展开，这或许是因为对区域性货币单位的研究更能产生有意义的结论。Kitamura (2010)发现，欧元、英镑、瑞士法郎三种货币间存在相互关联性，但欧元在波动传导过程中占据着主导地位。Boero et al. (2011)分别考察了引入欧元前后，马克、英镑、瑞士法郎和日元等货币间的波动关系，发现引入欧元后货币间的相互波动关系要强于引入前。Antonakakis (2012)也得出了类似结论，并进一步发现极端事件的发生以及美元的升值也会对货币间的溢出形成影响。由此可见，经济实力越强、国际化程度越高的货币通常会成为溢出效应的净输出者。

针对其他主要货币的研究也有着类似的结论。例如，Frankel and Wei (1994)通过建立隐形货币篮子模型得出：1979-1992年间，美元在东亚9国货币篮子中占有极高的比重，东亚

地区已成为“事实上的美元区”。Wang and Yang (2009)发现日元贬值将引起澳元和英镑更大幅度的升值，而相反的效应却并不存在。

伴随着人民币与亚洲国家经贸往来的日益密切以及人民币国际化战略的不断推进，人民币区域影响力正在不断上升。很多研究工作都证实了这一点。例如：Shu et al. (2007)首次论证了人民币在亚洲的区域影响力，他们指出自 2005 年中国实施有管理的浮动汇率制度后，人民币在亚洲货币中正变得越来越重要。Henning (2012)认为东南亚四个主要经济体（新加坡、马来西亚、泰国和菲律宾）已经形成了松散但却有效的“人民币货币区”。不过也有学者的观点与此相反，如 Chow (2011)就指出人民币尚未成为区域性的锚货币。此外，Branson and Healy (2005)指出人民币影响亚洲国家货币的主要途径是贸易渠道，这一点与部分学者

（Subramanian and Kessler, 2013；Shu et al., 2015 等）提出的金融渠道有所不同，他们认为通过显性或隐性调整人民币进入亚洲国家货币篮子中，能保证在同中国出口商品结构，甚至产品和出口市场都相似的前提下维持竞争优势。

有些研究还指出人民币的影响力可能不仅仅局限在亚洲。Balasubramaniam et al. (2011)选取全球 132 种货币进行分析，发现有 34 种货币对人民币汇率变动敏感，因此人民币在全球汇率安排中可能发挥着潜在的重要作用。Subramanian and Kessler (2013)的研究表明，人民币的影响力正逐步上升为全球性的，特别是在 2010 年中期以后。这一扩大的影响既体现在全球范围钉住人民币的广度上，也体现在赋予人民币更高权重的深度上。

中国学者也对人民币影响力特别是区域影响力的问题展开了研究，但未形成一致性结论。简志宏和郑晓旭（2016）从空间和时间的双重维度得到人民币与除日元外的东亚货币保持着正相关关系，并且对泰铢、马来西亚林吉特的影响力相当显著，但仍然不能撼动美元在东亚货币中的主导地位。刘刚（2013）指出，金融危机后，美元在东亚地区仍然占据着主导地位，但人民币对部分东亚货币的影响已超过了美元，美元的地位正面临着挑战。此外，部分研究还认为，在 2005 年汇改后，由于人民币采取参照一篮子货币调整汇率的做法，使其与发达货币市场的联系显著增强，如赵华（2007）、丁剑平等（2009）。

梳理现有文献，我们可以发现国内外研究人民币影响力的文献已十分丰富，但却鲜有站在离岸人民币视角下定量分析离岸人民币影响力以及离岸市场发展对提升人民币影响力作用的文献。目前仅有：Shu et al. (2015)沿用 Frankel and Wei (1994)的分析框架，首次提出离岸人民币市场是人民币发挥对亚太区域货币影响力的一个重要市场。刘华等（2015）得出离岸人民币已经在东亚地区发挥着区域影响力的结论。但需要指出的是，Frankel and Wei (1994)的模型是建立在本国货币紧盯货币篮子且不允许汇率波动的严苛假设上的，而刘华等（2015）

的分析则过于简化。有鉴于此，本文尝试运用 Diebold and Yilmaz (2012)提出的方法来全面分析香港离岸人民币在亚洲地区的影响力。

三、模型与数据

(一) 模型

本文借鉴 Diebold and Yilmaz (2012)提出的方法来构造溢出指数。具体如下：

首先建立一个具有平稳协方差的滞后 p 期的 N 变量 VAR 模型：

$$X_t = \sum_{i=1}^p \phi_i X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

其中， $X_t = (x_{1,t}, \dots, x_{N,t})'$ ， ϕ_i 是 $N \times N$ 的系数矩阵，误差向量 ε_t 均值为零，协方差矩阵记为 Σ 。

假设该 VAR 模型具有平稳的协方差，故可将 (1) 式转换为移动平均的形式：

$$X_t = \sum_{i=0}^{\infty} A_i \varepsilon_{t-i} \quad (2)$$

其中，系数矩阵 A_i 满足递归形式 $A_i = \phi_1 A_{i-1} + \phi_2 A_{i-2} + \dots + \phi_p A_{i-p}$ ， A_0 为 $N \times N$ 维单位阵，且当 $i < 0$ 时， $A_i = 0$ 。

在上述模型的基础上，通过对协方差矩阵 Σ 进行方差分解，有助于我们将每一种货币的汇率变动预测误差的方差分解为源自系统内各货币的汇率部分，并将其归因于来自各货币的汇率变动冲击，即各货币汇率变动的溢出效应。

(1) 方差分解及溢出效应定义。为了衡量各货币间汇率变动的溢出效应和总溢出效应，先定义汇率变动的溢出效应：第 j 国货币的汇率 x_j 对第 i 国货币的汇率 x_i 的溢出效应是指 x_i 的 T 步（方差分解的期数）预测误差的方差受到来自 x_j 部分的冲击，其中 $i \neq j$ ，公式如下：

$$\theta_{ij}(T) = \frac{\sigma_{jj}^{-1} \sum_{t=0}^{T-1} (e_i' A_t \Sigma e_j)^2}{\sum_{t=0}^{T-1} (e_i' A_t \Sigma A_t' e_i)} \quad (3)$$

上市中的 σ_{ij}^{-1} 为第 j 个变量预测误差的标准差形式, e_i 为一个 $N \times 1$ 的向量, 其中第 i 个元素为 1, 其余元素为 0。 $\theta_{ij}(T)$ 代表变量 x_j 对变量 x_i 的溢出效应, 但必须注意的是

$\sum_{j=1}^N \theta_{ij}(T) \neq 1$, 因此对 $\theta_{ij}(T)$ 进行标准化:

$$\tilde{\theta}_{ij}(T) = \frac{\theta_{ij}(T)}{\sum_{j=1}^N \theta_{ij}(T)} \quad (4)$$

由此可得: $\sum_{j=1}^N \tilde{\theta}_{ij}(T) = 1$ 和 $\sum_{i,j=1}^N \tilde{\theta}_{ij}(T) = N$ 。

(2) 总溢出指数。通过上式我们可以得到总溢出效应的百分比形式 (即总溢出指数):

$$S(T) = \frac{\sum_{i,j=1, i \neq j}^N \tilde{\theta}_{ij}(T)}{\sum_{i,j=1}^N \tilde{\theta}_{ij}(T)} * 100 = \frac{\sum_{i,j=1, i \neq j}^N \tilde{\theta}_{ij}(T)}{N} * 100 \quad (5)$$

由 (5) 式可知, 在经过广义方差分解后, 将所得 $N \times N$ 矩阵中的所有元素加和作为总溢出指数的分母, 非对角线元素加和作为总溢出指数的分子。在本文中, 总溢出指数度量不同货币间汇率变动的总溢出效应程度, 可作为衡量汇率变动相关程度的量化指标。总溢出指数越高, 则汇率变动更多来源于不同货币间的信息溢出, 表明各国货币间的联系越紧密。

(3) 定向溢出指数。基于 (4) 式中的标准化 $\tilde{\theta}_{ij}(T)$, 我们还能探究各货币间汇率变动的定向溢出效应。其中, j 货币对 i 货币的定向溢出指数定义为:

$$S_{ij}(T) = \frac{\tilde{\theta}_{ij}(T)}{\sum_{i,j=1}^N \tilde{\theta}_{ij}(T)} * 100 = \frac{\tilde{\theta}_{ij}(T)}{N} * 100 \quad (6)$$

所有其他货币对 i 货币的定向溢出指数定义为:

$$S_{i\bar{j}}(T) = \frac{\sum_{j=1, i \neq j}^N \tilde{\theta}_{ij}(T)}{\sum_{i,j=1}^N \tilde{\theta}_{ij}(T)} * 100 = \frac{\sum_{j=1, i \neq j}^N \tilde{\theta}_{ij}(T)}{N} * 100 \quad (7)$$

i 货币对所有其他货币的定向溢出指数定义为:

$$S_{\bar{j}i}(T) = \frac{\sum_{j=1, i \neq j}^N \tilde{\theta}_{ji}(T)}{\sum_{i,j=1}^N \tilde{\theta}_{ji}(T)} * 100 = \frac{\sum_{j=1, i \neq j}^N \tilde{\theta}_{ji}(T)}{N} * 100 \quad (8)$$

而 i 货币对 j 货币的净溢出效应被定义为从 i 货币到 j 货币的溢出效应与从 j 货币到 i 货币的溢出效应之差。

(4) 动态溢出指数。为反映汇率变动溢出效应的动态特征, 本文还依据总溢出指数和定向溢出指数得到相应的动态时变图, 以便进一步研究各货币间汇率溢出效应的时变特征。

(二) 数据

本文的研究对象是各国货币的名义汇率。依据中国与周边国家(地区)的政治经济联系, 本文选取了东盟国家(地区)的货币, 包括文莱元(BND)、港币(HKD)、印度尼西亚卢比(IDR)、日元(JPY)、柬埔寨瑞尔(KHR)、韩元(KRW)、老挝基普(LAK)、缅甸元(MMK)、澳门币(MOP)、马来西亚林吉特(MYR)、菲律宾比索(PHP)、新加坡元(SGD)、泰铢(THB)、新台币(TWD)、越南盾(VND)以及上合组织成员国的货币, 包括印度卢比(INR)、吉尔吉斯斯坦索姆(KGS)、哈萨克斯坦坚戈(KZT)、巴基斯坦卢比(PKR)、俄罗斯卢布(RUB)、塔吉克斯坦索莫尼(TJS)、乌兹别克斯坦苏姆(UZS)。在人民币跨境贸易结算区域全面推广开来之前, 东盟以及香港、澳门地区就已经成为了境外的先行试点区域, 突出反映该区域与中国大陆经贸往来的密切性, 也反映出该区域对人民币的高度认可。此外, 新加坡和中国香港还成为了离岸人民币交易的重要境外市场。而上海合作组织则是第一个由中国主导创立的区域性国际组织。在后续的实证分析中, 我们将分别考察两大体系中的货币与离岸人民币在汇率上的整体关联以便全面衡量离岸人民币的区域影响力。

为全面考察这些货币的汇率波动对离岸人民币溢出的时变特征, 本文选取的时间范围是 2010/8/24-2015/12/31。对离岸人民币而言, 这个阶段恰好覆盖离岸人民币自有市场活跃交易以来的绝大部分数据。对其他国家货币而言, 该阶段能较好地控制金融危机和欧债危机对汇率波动的极端影响, 从而能准确分析各货币与离岸人民币间的溢出效应。本文选取的所有货币的名义汇率均取自 DataStream 数据库, 并且是以美元标价法下的日度收盘数据为准。

表 1 展示了离岸、在岸人民币以及中国周边国家 21 种货币名义汇率的描述性统计量指标, 表中的各汇率数据均经过对数差分处理。从统计指标可以看出, 所有货币的汇率变动率均具备“尖峰厚尾”特征, 同时 JB 统计量表明各序列均不服从正态分布。

表 1 离(在)岸人民币与中国周边国家(地区)货币汇率变动率的统计特征

	均值	标准差	最大值	最小值	偏度	峰度	JB 统计量
CNH	-0.000	0.001	0.027	-0.012	3.993	83.996	515025.300***
CNY	-0.000	0.001	0.016	-0.008	2.511	39.987	108327.170***
BND	0.000	0.003	0.032	-0.028	0.437	20.792	24672.868***
HKD	-0.000	0.000	0.002	-0.002	-0.272	24.428	35721.048***
IDR	0.000	0.004	0.043	-0.036	0.314	30.480	58741.966***
JPY	0.000	0.004	0.030	-0.020	0.798	9.854	3850.360***
KHR	-0.000	0.004	0.037	-0.038	0.047	19.851	22078.748***

KRW	-0.000	0.004	0.029	-0.021	0.580	8.503	2459.501***
LAK	-0.000	0.003	0.040	-0.036	0.279	47.457	153692.790***
MOP	-0.000	0.002	0.009	-0.011	-0.031	8.665	2495.137***
MYR	0.000	0.004	0.046	-0.042	0.205	28.969	52445.444***
PHP	0.000	0.003	0.016	-0.015	0.264	6.842	1169.374***
SGD	0.000	0.003	0.033	-0.031	0.642	28.714	51535.095***
THB	0.000	0.002	0.014	-0.012	-0.042	6.894	1179.221***
TWD	0.000	0.002	0.017	-0.016	0.194	12.812	7497.520***
VND	0.000	0.003	0.068	-0.014	10.017	267.810	5483385.200***
INR	0.000	0.004	0.032	-0.026	0.347	11.175	5485.728***
KGS	0.000	0.004	0.063	-0.063	0.358	132.732	1371722.000***
KZT	0.000	0.007	0.192	-0.064	19.062	497.004	20007706.000***
PKR	0.000	0.002	0.016	-0.019	-0.474	19.425	22061.196***
RUB	0.000	0.009	0.167	-0.099	2.921	72.312	394314.830***
TJS	0.000	0.006	0.092	-0.091	-0.947	185.918	2727207.800***
UZS	0.000	0.003	0.029	-0.029	0.081	35.099	83973.006***

四、实证结果分析

本文分别针对离岸人民币与东盟国家（地区）货币以及上合组织成员国货币的名义汇率进行建模，通过对模型预测误差的方差分解来构造汇率变动的溢出指数；同时还采用滚动回归分析方法刻画离岸人民币溢出效应的时变特征，从而对溢出程度和动态特性给予全景式定量分析。

（一）离岸人民币在东盟国家（地区）内的货币影响力分析

表 2 给出了离岸人民币与东盟国家（地区）货币间的汇率溢出程度。这里，东盟国家排除了 2012 年前没有统一汇率制度的缅甸（下同）。T 取为 6 和 12 天，表示溢出持续的时间。T=6 以下的 15 行表示在 6 天内受到的来自其他货币的溢出影响程度。最后一列表示受到其余 14 种货币的溢出影响的加总，即各行中除去自身影响以外的各个数字的加总。各列表示对外的溢出程度。

分别基于 6 和 12 天 2 个考察期，我们获得离岸人民币和 14 种货币相互之间的汇率溢出效应。在 6 天内，离岸人民币汇率中所受外部影响程度为 35.694%，离岸人民币对于外部的影响总和为 3.099%，15 种货币相互之间的影响为 46.040%。从 12 天的长期时间来看，离岸人民币受到东盟国家货币的溢出程度的高低顺序依次是：新加坡元（6.676%）、新台币（5.283%）、韩元（4.905%）、马来西亚林吉特（3.736%）、菲律宾比索（3.552%）、港币（3.420%）、泰铢（3.352%）、文莱元（2.841%）、印尼卢比（0.934%）、日元（0.391%）、澳门元（0.220%）、老挝基普（0.196%）、柬埔寨瑞尔（0.150%）、越南盾（0.041%），总和为 35.695%。离岸人民币对于外部的影响总和为 3.099%，15 种货币相互之间的汇率影响为 46.040%。可以看到，6 天以后离岸人民币对于外部的影响总和维持在 3.099%，而离岸人民币所受到的外部影响在 6 天后达到了 35.700%的程度。所以，在一周内的溢出效应信息已基本释放完毕，离岸人民

币的汇率波动有 35.700%来自外部，或者说东盟国家货币对于离岸人民币的汇率传导占到 35.700%。

在区分不同汇率制度下的溢出效应时，我们发现：离岸人民币与东盟国家中实行浮动汇率制的货币的溢出效应要明显高于实行固定汇率制的货币的溢出效应。依据表 3 和表 4，12 天内，离岸人民币与浮动汇率制下货币的溢出效应为 41.41%，与固定汇率制下货币的溢出效应则仅为 25.97%。同时，12 天内，来自浮动汇率制下货币的溢出效应为 25.772%，来自固定汇率制下货币的溢出为 17.607%，该结果表明离岸人民币受浮动汇率制下货币的影响程度要大幅高于固定汇率制下货币的影响。但是，在对外溢出层面上则呈现相反的结果，表现为离岸人民币对浮动汇率制下货币的溢出要低于对固定汇率制下货币的溢出，不过两者相差较小。此外，不同汇率制度下的溢出效应信息均是在一周内基本释放完毕的，这与前述总体溢出效应的结论一致。

为分析溢出效应的动态时变特征，我们基于 112 天滚动窗口和 12 天预测期描绘出总体溢出效应和方向性溢出效应的时变图。具体如下：

图 1 显示，离岸人民币与东盟国家货币的总体溢出效应在 2011 和 2012 年间呈波动上行特征，从 50%上升到 70%，特别是 2012 年下半年的上升幅度更加明显。这主要是因为，从 2012 年 9 月份起，中国与东盟的双边贸易逐渐回暖。2012 年 8 月，中国与东盟的累计进出口额为 322.97 亿美元，12 月份则增长到 402.27 亿美元，增长 24.55%。2013 年，受累于东盟地区经济增速放缓带来的双边贸易增速迟滞，加上 2014 年发生的两起“马航事件”，均给区域经济带来不小的影响。于是，总体溢出效应自 70%振荡下行到 2014 年 7 月份的 55%左右。而受多重利好消息的驱动，如：2014 年 10 月，亚投行的成立决议通过；2014 年 11 月，中国政府宣布出资成立丝路基金。这些举措将促使东盟各国与中国建立更深层次的联系，从而推动中国与“一带一路”沿线国家多领域的经济金融合作，进而使得人民币对相应国家的影响逐渐增强。此外，2014 年 11 月沪港通启程，则将内地同香港的资本市场紧密连接起来；2014 年 12 月 1 日，韩、中银行间韩元对人民币直接交易在韩国正式启动，加强了韩元与离岸人民币的直接联系，以上均使得东盟国家对离岸人民币的信心有增无减。因此，总体溢出效应自 2014 年年底以来表现为上升趋势。特别地，2015 年“8.11”汇改使得离岸人民币汇率出现巨幅波动，溢出效应迅速攀升，接近历史均值的 1.3 倍。这一方面表明中国与东盟的联系越来越紧密，相应地，人民币汇率波动与东盟国家货币的变动亦日益趋紧；另一方面也可在一定程度上反映出离岸人民币的区域影响力。

表 2 离岸人民币与东盟国家（地区）货币间的汇率溢出效应程度（单位：%）

T=考察天数	CNH	BND	HKD	IDR	JPY	KHR	KRW	LAK	MOP	MYR	PHP	SGD	THB	TWD	VND	本国受外部影响
T=6																
CNH	64.306 ^o	2.841 ^o	3.420 ^o	0.934 ^o	0.391 ^o	0.150 ^o	4.905 ^o	0.195 ^o	0.220 ^o	3.736 ^o	3.552 ^o	6.676 ^o	3.352 ^o	5.283 ^o	0.041 ^o	35.694 ^o
BND	1.344 ^o	29.323 ^o	1.986 ^o	3.892 ^o	1.409 ^o	0.066 ^o	7.602 ^o	0.732 ^o	3.998 ^o	11.709 ^o	5.768 ^o	20.905 ^o	5.633 ^o	5.212 ^o	0.420 ^o	70.677 ^o
HKD	2.909 ^o	5.069 ^o	58.32 ^o	2.118 ^o	0.148 ^o	0.187 ^o	7.531 ^o	0.080 ^o	0.761 ^o	3.935 ^o	4.932 ^o	7.175 ^o	3.830 ^o	2.816 ^o	0.191 ^o	41.680 ^o
IDR	1.205 ^o	7.234 ^o	1.729 ^o	52.067 ^o	0.167 ^o	0.631 ^o	5.054 ^o	0.052 ^o	0.277 ^o	12.549 ^o	4.780 ^o	9.510 ^o	3.466 ^o	1.155 ^o	0.125 ^o	47.933 ^o
JPY	0.512 ^o	2.774 ^o	0.781 ^o	0.057 ^o	84.589 ^o	0.095 ^o	1.038 ^o	0.438 ^o	1.613 ^o	0.152 ^o	0.407 ^o	3.698 ^o	2.282 ^o	1.380 ^o	0.185 ^o	15.411 ^o
KHR	0.229 ^o	0.319 ^o	0.173 ^o	0.793 ^o	0.606 ^o	82.454 ^o	0.023 ^o	5.451 ^o	4.944 ^o	0.620 ^o	1.347 ^o	0.290 ^o	0.515 ^o	2.098 ^o	0.138 ^o	17.546 ^o
KRW	2.297 ^o	9.012 ^o	3.659 ^o	3.121 ^o	0.706 ^o	0.121 ^o	31.213 ^o	0.067 ^o	0.297 ^o	9.824 ^o	10.222 ^o	13.37 ^o	6.774 ^o	9.223 ^o	0.092 ^o	68.787 ^o
LAK	0.301 ^o	1.633 ^o	0.053 ^o	0.170 ^o	0.331 ^o	4.711 ^o	0.096 ^o	80.099 ^o	6.163 ^o	0.137 ^o	0.056 ^o	0.570 ^o	1.336 ^o	2.064 ^o	2.281 ^o	19.901 ^o
MOP	0.245 ^o	8.505 ^o	0.571 ^o	0.260 ^o	1.076 ^o	4.653 ^o	0.160 ^o	7.389 ^o	67.187 ^o	0.069 ^o	0.049 ^o	1.068 ^o	0.985 ^o	4.637 ^o	3.146 ^o	32.813 ^o
MYR	2.045 ^o	12.264 ^o	2.012 ^o	7.218 ^o	0.312 ^o	0.317 ^o	9.187 ^o	0.006 ^o	0.281 ^o	30.473 ^o	8.976 ^o	16.006 ^o	6.212 ^o	4.633 ^o	0.057 ^o	69.527 ^o
PHP	1.911 ^o	7.346 ^o	3.035 ^o	3.374 ^o	0.437 ^o	0.742 ^o	11.469 ^o	0.003 ^o	0.344 ^o	10.352 ^o	35.843 ^o	10.507 ^o	9.250 ^o	5.242 ^o	0.145 ^o	64.157 ^o
SGD	2.609 ^o	18.605 ^o	2.726 ^o	4.723 ^o	1.520 ^o	0.106 ^o	10.393 ^o	0.132 ^o	0.594 ^o	13.632 ^o	7.404 ^o	26.216 ^o	6.445 ^o	4.845 ^o	0.050 ^o	73.784 ^o
THB	2.041 ^o	7.653 ^o	2.340 ^o	2.528 ^o	1.236 ^o	0.118 ^o	7.937 ^o	0.135 ^o	0.537 ^o	7.800 ^o	9.982 ^o	10.195 ^o	41.215 ^o	6.271 ^o	0.012 ^o	58.785 ^o
TWD	3.535 ^o	8.143 ^o	2.257 ^o	1.181 ^o	1.017 ^o	0.817 ^o	12.187 ^o	0.678 ^o	2.279 ^o	6.243 ^o	6.070 ^o	9.132 ^o	6.574 ^o	39.718 ^o	0.170 ^o	60.282 ^o
VND	0.215 ^o	1.581 ^o	0.100 ^o	0.263 ^o	0.074 ^o	1.030 ^o	0.019 ^o	4.021 ^o	5.512 ^o	0.105 ^o	0.059 ^o	0.221 ^o	0.016 ^o	0.326 ^o	86.458 ^o	13.542 ^o
本国对外溢出	3.099 ^o	13.465 ^o	3.598 ^o	4.436 ^o	1.365 ^o	1.990 ^o	11.238 ^o	2.807 ^o	4.029 ^o	11.711 ^o	9.211 ^o	15.832 ^o	8.207 ^o	7.992 ^o	1.021 ^o	46.040 ^o
T=12																
CNH	64.305 ^o	2.841 ^o	3.420 ^o	0.934 ^o	0.391 ^o	0.150 ^o	4.905 ^o	0.196 ^o	0.220 ^o	3.736 ^o	3.552 ^o	6.676 ^o	3.352 ^o	5.283 ^o	0.041 ^o	35.695 ^o
BND	1.344 ^o	29.323 ^o	1.986 ^o	3.892 ^o	1.409 ^o	0.066 ^o	7.602 ^o	0.732 ^o	3.998 ^o	11.709 ^o	5.768 ^o	20.905 ^o	5.633 ^o	5.212 ^o	0.420 ^o	70.677 ^o
HKD	2.909 ^o	5.069 ^o	58.319 ^o	2.118 ^o	0.148 ^o	0.187 ^o	7.531 ^o	0.081 ^o	0.761 ^o	3.935 ^o	4.932 ^o	7.175 ^o	3.830 ^o	2.816 ^o	0.191 ^o	41.681 ^o
IDR	1.205 ^o	7.234 ^o	1.729 ^o	52.066 ^o	0.167 ^o	0.631 ^o	5.054 ^o	0.052 ^o	0.277 ^o	12.549 ^o	4.780 ^o	9.510 ^o	3.466 ^o	1.155 ^o	0.125 ^o	47.934 ^o
JPY	0.512 ^o	2.774 ^o	0.781 ^o	0.057 ^o	84.587 ^o	0.095 ^o	1.038 ^o	0.439 ^o	1.613 ^o	0.152 ^o	0.407 ^o	3.698 ^o	2.283 ^o	1.380 ^o	0.185 ^o	15.413 ^o
KHR	0.229 ^o	0.319 ^o	0.173 ^o	0.793 ^o	0.606 ^o	82.451 ^o	0.023 ^o	5.451 ^o	4.945 ^o	0.620 ^o	1.347 ^o	0.290 ^o	0.515 ^o	2.099 ^o	0.138 ^o	17.549 ^o
KRW	2.297 ^o	9.012 ^o	3.659 ^o	3.121 ^o	0.706 ^o	0.121 ^o	31.212 ^o	0.068 ^o	0.297 ^o	9.824 ^o	10.222 ^o	13.371 ^o	6.774 ^o	9.223 ^o	0.092 ^o	68.788 ^o
LAK	0.302 ^o	1.633 ^o	0.053 ^o	0.170 ^o	0.331 ^o	4.710 ^o	0.096 ^o	80.093 ^o	6.161 ^o	0.138 ^o	0.056 ^o	0.571 ^o	1.339 ^o	2.066 ^o	2.280 ^o	19.907 ^o
MOP	0.246 ^o	8.505 ^o	0.571 ^o	0.260 ^o	1.076 ^o	4.653 ^o	0.160 ^o	7.390 ^o	67.18 ^o	0.070 ^o	0.049 ^o	1.070 ^o	0.987 ^o	4.638 ^o	3.146 ^o	32.820 ^o
MYR	2.045 ^o	12.264 ^o	2.012 ^o	7.218 ^o	0.312 ^o	0.317 ^o	9.187 ^o	0.006 ^o	0.281 ^o	30.473 ^o	8.976 ^o	16.006 ^o	6.212 ^o	4.633 ^o	0.057 ^o	69.527 ^o
PHP	1.912 ^o	7.346 ^o	3.035 ^o	3.374 ^o	0.437 ^o	0.742 ^o	11.469 ^o	0.003 ^o	0.344 ^o	10.352 ^o	35.843 ^o	10.507 ^o	9.250 ^o	5.242 ^o	0.145 ^o	64.157 ^o
SGD	2.609 ^o	18.604 ^o	2.726 ^o	4.723 ^o	1.520 ^o	0.106 ^o	10.393 ^o	0.132 ^o	0.594 ^o	13.632 ^o	7.404 ^o	26.216 ^o	6.445 ^o	4.845 ^o	0.050 ^o	73.784 ^o
THB	2.041 ^o	7.653 ^o	2.340 ^o	2.528 ^o	1.236 ^o	0.118 ^o	7.937 ^o	0.135 ^o	0.537 ^o	7.800 ^o	9.982 ^o	10.195 ^o	41.215 ^o	6.271 ^o	0.012 ^o	58.785 ^o
TWD	3.535 ^o	8.143 ^o	2.257 ^o	1.181 ^o	1.017 ^o	0.817 ^o	12.187 ^o	0.678 ^o	2.279 ^o	6.243 ^o	6.070 ^o	9.132 ^o	6.574 ^o	39.718 ^o	0.170 ^o	60.282 ^o
VND	0.215 ^o	1.581 ^o	0.100 ^o	0.263 ^o	0.074 ^o	1.031 ^o	0.019 ^o	4.024 ^o	5.512 ^o	0.105 ^o	0.059 ^o	0.221 ^o	0.017 ^o	0.327 ^o	86.453 ^o	13.547 ^o
本国对外溢出	3.099 ^o	13.464 ^o	3.598 ^o	4.436 ^o	1.365 ^o	1.990 ^o	11.238 ^o	2.807 ^o	4.029 ^o	11.710 ^o	9.211 ^o	15.832 ^o	8.207 ^o	7.992 ^o	1.021 ^o	46.040 ^o

表 3 浮动汇率制的东盟国家（地区）货币与离岸人民币的溢出效应程度（单位：%）

T=12	CNH	IDR	JPY	KRW	MYR	PHP	THB	TWD	本国受外部影响
CNH	74.228	1.089	0.422	5.814	4.321	3.971	3.850	6.305	25.772
IDR	1.438	64.68	0.211	6.320	15.641	6.023	4.296	1.391	35.32
JPY	0.531	0.072	93.712	1.146	0.179	0.396	2.498	1.465	6.288
KRW	3.187	4.270	0.948	42.288	13.486	14.041	9.029	12.752	57.712
MYR	2.921	10.472	0.457	13.442	43.978	13.111	8.889	6.731	56.022
PHP	2.366	4.368	0.498	14.892	13.41	45.86	11.703	6.904	54.14
THB	2.567	3.199	1.563	9.941	9.814	12.56	52.375	7.982	47.625
TWD	4.710	1.516	1.247	16.15	8.207	8.092	8.493	51.585	48.415
本国对外溢出	5.349	7.542	1.614	20.437	19.637	17.565	14.717	13.139	41.41

表 4 固定汇率制的东盟国家（地区）货币与离岸人民币的溢出效应程度（单位：%）

T=12	CNH	BND	HKD	KHR	LAK	MOP	SGD	VND	本国受外部影响
CNH	82.393	3.741	4.536	0.162	0.281	0.316	8.529	0.042	17.607
BND	2.338	49.898	3.414	0.146	1.259	6.583	35.682	0.680	50.102
HKD	4.037	6.792	78.025	0.270	0.113	1.055	9.453	0.254	21.975
KHR	0.221	0.332	0.210	87.174	6.357	5.237	0.320	0.148	12.826
LAK	0.294	1.594	0.047	5.292	83.545	6.363	0.498	2.366	16.455
MOP	0.271	9.001	0.616	5.042	8.002	72.619	1.078	3.373	27.381
SGD	5.161	36.536	5.332	0.176	0.254	1.110	51.346	0.086	48.654
VND	0.212	1.550	0.108	1.056	4.096	5.530	0.215	87.233	12.767
本国对外溢出	6.033	28.660	6.864	5.846	9.800	12.608	26.845	3.344	25.97

2011 年，东盟已经成为中国的第三大重要贸易伙伴，巨大贸易量的背后是跨境人民币的大规模使用和结算。2013 年，受东南亚最大的 3 个经济体经济增速放缓的影响，区域内

对人民币的需求明显降低，这可能是 2013--2014 年东盟国家货币对离岸人民币的溢出效应逐渐减弱的一个重要原因。但并不是所有的溢出改变都能用贸易变动来解释的。例如：2011 年 3 月 11 日，日本发生 9.0 级大地震，导致市场避险情绪高涨，但快速攀升的日元随后就遭到打压。因此，来自东盟国家对分担着部分避险功能的离岸人民币的需求增加促使溢出效应大幅攀升。至于 2014 年 9 月底的异常下滑，则可能是因为香港“占中事件”的爆发，由此引发的社会动荡显然影响到了投资者对持有离岸人民币的信心。加上大宗商品价格的持续下跌以及美国 9 月份就业数据稳定与转好的叠加影响更是导致溢出效应迅速跌入谷底。

离岸人民币对东盟国家（地区）货币的溢出基本呈振荡走势。但 2011 年的波幅较大，前期迅速拉升，后期大幅下调。前期是由人民币和日元在 3 月份的极端异常波动共同造成的。后期主要归咎于宏观因素：2011 年下半年，中国经济增速放缓，GDP 增速连续数个季度下滑。此外，2011 年 6 月 27 日正式公布的离岸人民币兑美元即期汇率定盘价也使得离岸人民币的调整变得有迹可循，从而减少了极端情况的出现。而 2014 年底的大幅下降则是因为外部环境的转变：2014 年 10 月底，美联储宣布结束量化宽松政策使得市场选择关注美元，加上国际大宗商品价格步入下行通道，更是强化了该趋势。

为更好地比较在岸与离岸人民币的区域影响力，我们还计算出在岸人民币与东盟国家货币间的汇率溢出程度，结果发现：在岸人民币受到的外部影响明显低于离岸人民币所受到的影响，并且在岸人民币对外部的影响程度也不及离岸人民币。此外，比较在岸人民币与不同汇率制度下货币的溢出效应，可得：在岸人民币与浮动汇率制下货币的溢出效应程度要强于固定汇率制下的货币。同时，在岸人民币与不同汇率制度下货币的溢出效应仍是明显低于离岸人民币的。图 1 和 2 也提供了类似的证据：虽然在总体溢出走势上，在岸与离岸人民币几乎完全一致。但是在方向性溢出上，不管是对外部的影响还是受外部的影响，在岸人民币的溢出效应程度均明显弱于离岸人民币。

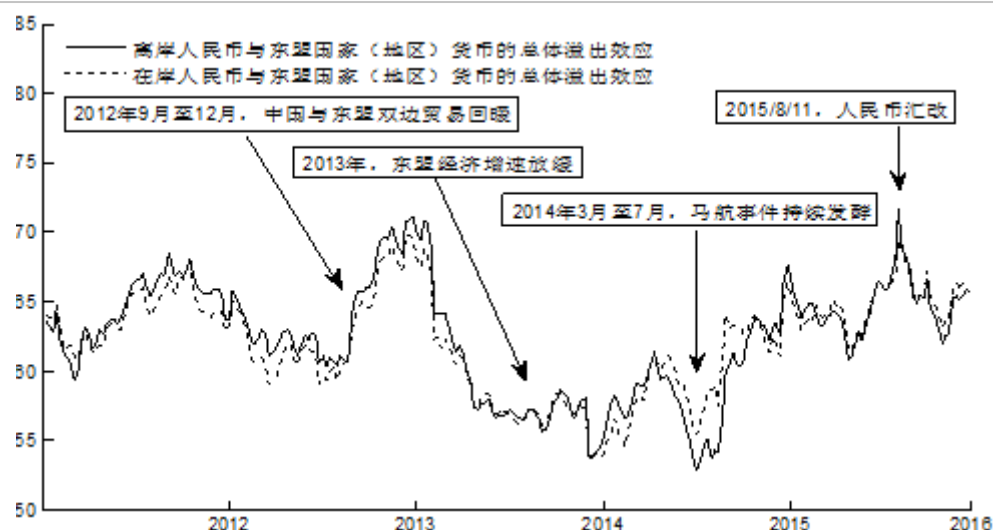


图1 离（在）岸人民币与东盟国家（地区）货币的总体溢出效应

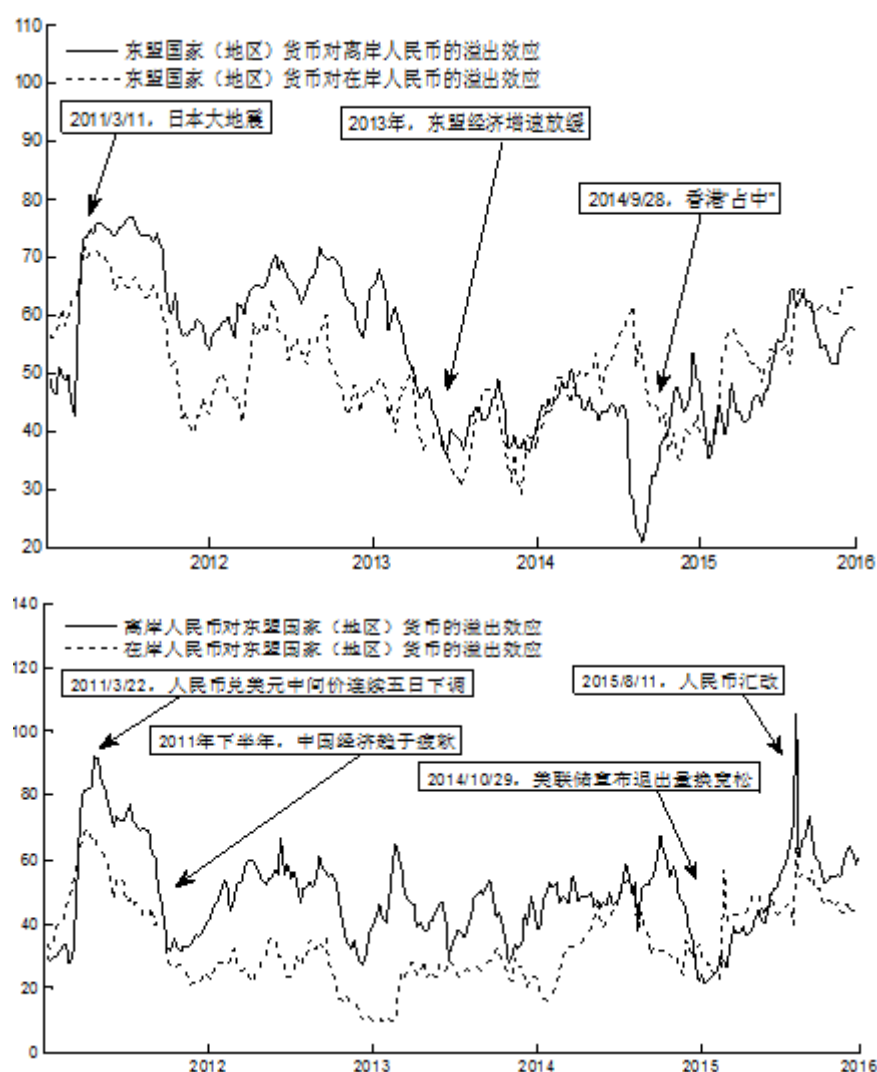


图2 离（在）岸人民币与东盟国家（地区）货币的方向性溢出效应

（二）离岸人民币在上合组织成员国内的货币影响力分析

表5给出了离岸人民币与上合组织成员国货币相互之间的汇率溢出程度。由于考察天数为6和12天的结果无明显差异,所以此处只展示12天的结果。不同于东盟国家货币对离岸人民币的溢出,12天内,离岸人民币受到上合组织成员国货币的汇率冲击仅为7.25%,而离岸人民币对外部的溢出则稳定在5%,显著高于对东盟国家货币的影响。至于在岸人民币与上合组织成员国货币间的汇率溢出程度,则明显弱于离岸人民币。具体地,12天内,在岸人民币受到的外部影响明显低于离岸人民币;同时在岸人民币对外部溢出的程度也不及离岸人民币。此外,综合比较不同汇率制度下的溢出效应,我们得到:(1)只有在浮动汇率制度下,离岸人民币对上合成员国货币的外部溢出效应才强于对东盟国家货币的溢出,并且离岸人民币与上合成员国货币的总体溢出程度仍然强于在岸人民币。而在固定汇率制度下,该结论不成立。(2)离岸、在岸人民币受到来自东盟国家货币的溢出强于上合成员国货币溢出的结论,不因汇率制度的差异而发生改变。

表5 离岸人民币与上合组织成员国货币间的溢出效应程度 (单位: %)

T=12	CNH	INR	KGS	KZT	PKR	RUB	TJS	UZS	本国受外部影响
CNH	92.754	4.297	0.473	0.465	0.102	1.693	0.062	0.155	7.246
INR	4.298	88.609	0.408	0.030	0.431	5.210	0.851	0.163	11.391
KGS	0.124	0.235	65.041	0.642	1.406	0.928	26.327	5.297	34.959
KZT	0.157	0.231	1.507	94.832	1.918	0.049	0.690	0.616	5.168
PKR	0.091	0.337	2.187	0.792	90.76	0.292	2.447	3.095	9.240
RUB	1.659	5.457	0.962	0.150	0.077	90.495	1.068	0.132	9.505
TJS	0.094	0.449	24.34	0.452	1.925	1.007	64.309	7.426	35.691
UZS	0.070	0.307	6.499	0.612	2.211	0.168	9.081	81.052	18.948
本国对外溢出	4.913	8.560	27.526	2.377	6.107	7.072	30.668	12.777	16.520

表6 浮动汇率制的上合成员国货币与离岸人民币的溢出效应程度 (单位: %)

T=12	CNH	INR	KGS	PKR	RUB	本国受外部影响
CNH	93.322	4.409	0.460	0.079	1.730	6.678
INR	4.407	89.454	0.431	0.417	5.290	10.546
KGS	0.182	0.355	95.95	2.154	1.358	4.050
PKR	0.080	0.365	2.472	96.775	0.308	3.225
RUB	1.712	5.566	0.979	0.080	91.662	8.338
本国对外溢出	19.436	32.574	13.223	8.314	26.453	6.570

表7 固定汇率制的上合成员国货币与离岸人民币的溢出效应程度 (单位: %)

T=12	CNH	KZT	TJS	UZS	本国受外部影响
CNH	99.399	0.389	0.052	0.159	0.601
KZT	0.120	98.794	0.492	0.594	1.206
TJS	0.124	0.415	89.108	10.353	10.892
UZS	0.074	0.591	10.12	89.215	10.785
本国对外溢出	1.358	5.944	45.410	47.288	5.870

依据图 3，2011-2014 年，离岸人民币与上合组织成员国货币间的总体溢出保持着较低的波动状态。仅 2012 年发生两次大幅波动：7 月份，人民币和卢比成为亚行贸易融资项目的结算货币；11 月份，美国宣布中国不是汇率操纵国。这些均给人民币带来正向刺激作用，相应地出现向上的溢出波动。2013 年，溢出效应逐渐下降，特别是 2013 年年中至 2014 年底，一直在底部运行。这主要是因为俄罗斯的经济蒙受巨大打击：受乌克兰危机爆发并持续发酵升级的影响，国际资本从俄罗斯疯狂抽逃。同时，2014 年年中以来，大宗商品特别是石油价格暴跌，与国际油价息息相关的卢布贬值步伐加快。而 2015 年，印度和俄罗斯年内频繁降息，加剧了货币波动性，使得溢出效应维持高位运行态势。

图 4（a）中，离岸人民币受到外部货币的溢出呈振荡状态。但在部分时点存在例外，如：（1）2012 年 7 月，溢出效应陡然攀升，并在一段时期内持续高位振荡。彼时，人民币和卢比正式成为亚行贸易融资项目的结算货币，此举显然提升了人民币的区域地位，促使市场选择增持人民币，并加大对卢比与人民币的关注。（2）2013 年，受内、外部多重因素影响，印度国内外资加速撤离，导致卢比持续贬值。同时，俄罗斯经济增速严重疲软。两大国经济的糟糕表现直接拉低了溢出效应。（3）2014 年 3 月，克里米亚公投加入俄罗斯引发欧美对俄罗斯的经济制裁。出于避险和便捷贸易往来的考虑，对人民币的需求急速攀升。因此，溢出效应在短时间内出现快速上涨。

离岸人民币对外部货币的溢出也基本维持振荡走势，但在部分时点出现大幅增加，代表性的有：（1）2013 年 10 月，中国良好的经济走势打消了市场对经济硬着陆的担忧。同期，美国 9 月份非农就业数据远不及预期，使得投资者纷纷抛售美元，增持人民币。（2）2015 年“8.11”汇改导致离岸人民币大幅贬值，从而引发极其巨大的外溢效应。此外，在岸人民币与上合组织成员国货币的溢出走势同离岸人民币基本一致，特别是总体溢出效应，两者几乎完全相同。但在方向性溢出上，离岸人民币则明显强于在岸人民币。

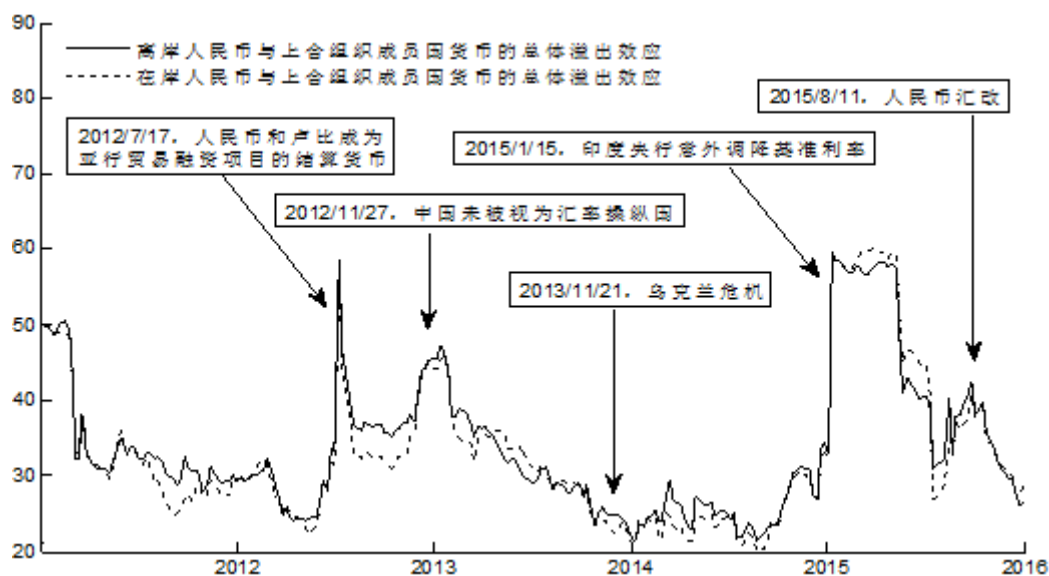


图 3 离（在）岸人民币与上合组织成员国货币的总体溢出效应

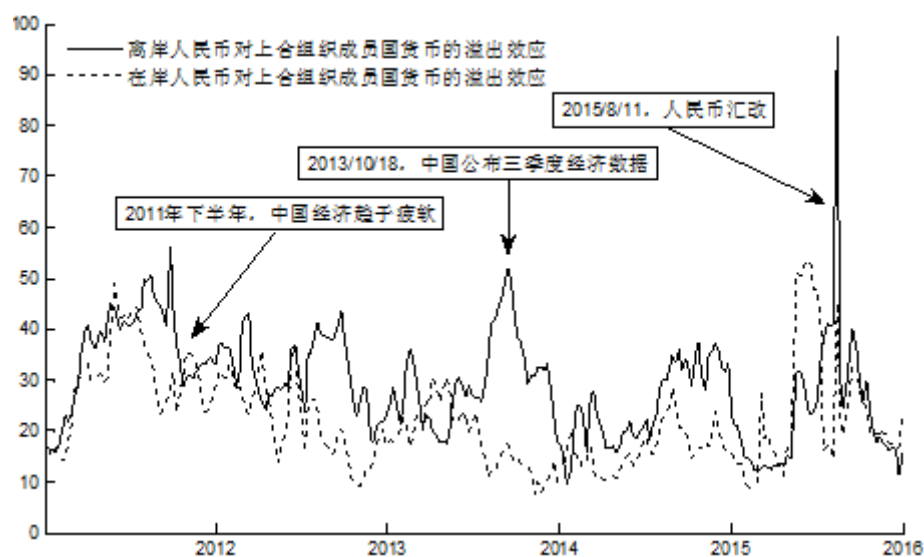
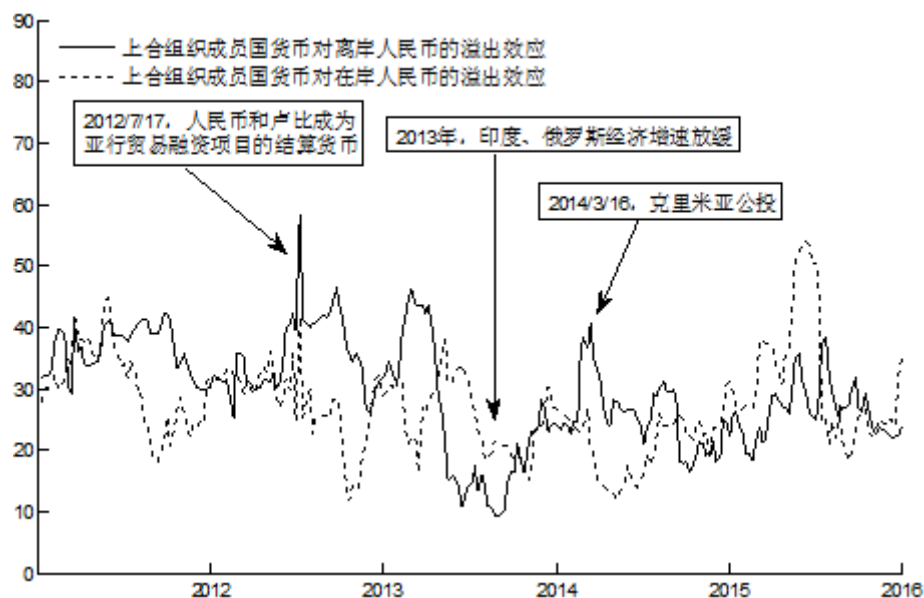


图4 离（在）岸人民币与上合组织成员国货币的方向性溢出效应

（三）“8.11”汇改事件对货币间溢出效应的影响

鉴于“8.11”汇改使得离岸人民币对周边国家货币的溢出效应大幅增强。因此，本文尝试借鉴 Diebold and Yilmaz (2014)提出的网络分析方法来剖析该重大事件的发生是如何影响到区域内各货币间的交叉溢出。具体地，我们选取离岸人民币与周边国家中的代表性货币作为分析对象，并以“8.11”事件发生前后两日内的 10 分钟数据作为分析基准。首先，依据溢出指数方法得到各代表性货币间的相互溢出效应，进而测算出各货币间的净溢出效应，以此作为网络分析中连接不同节点间有向边的权重；其次，节点的大小以国际清算银行在 2016 年公布的各货币的场外交易规模为依据；最后，构建网络的平均密度取决于离岸人民币与代表性货币间的总体溢出效应水平。

图 5 展示了离岸人民币与代表性货币在“8.11”汇改前后的网络溢出效应。对比可知：（1）事件的发生导致区域内网络溢出的密度显著增强，相应地，离岸人民币与代表性货币间的相互传染变得更频繁。具体地，离岸人民币波动溢出的直接传导途径大幅增加；部分货币，如港币、卢布和新台币等的直接传导途径均有所扩展；各货币相互间的间接传导路径更加趋于多样化。（2）离岸人民币存在着一定的区域影响力。事件发生前后离岸人民币对其他代表性货币均存在着直接传导途径，并且此类传导途径没有发生重大变化。因此，尽管汇改放大了网络溢出效应，但基本不改变离岸人民币已经发挥着重要影响的事实。（3）离岸人民币的区域影响力有待提升。汇改前，除离岸人民币具备着区域内中心溢出的地位外，新加坡元同样扮演着该角色，甚至丝毫不弱于离岸人民币。汇改后，新加坡元的强势溢出能力继续保持，港币的溢出能力显著增强。因此离岸人民币在周边国家中尚不足以成为绝对性的锚货币。

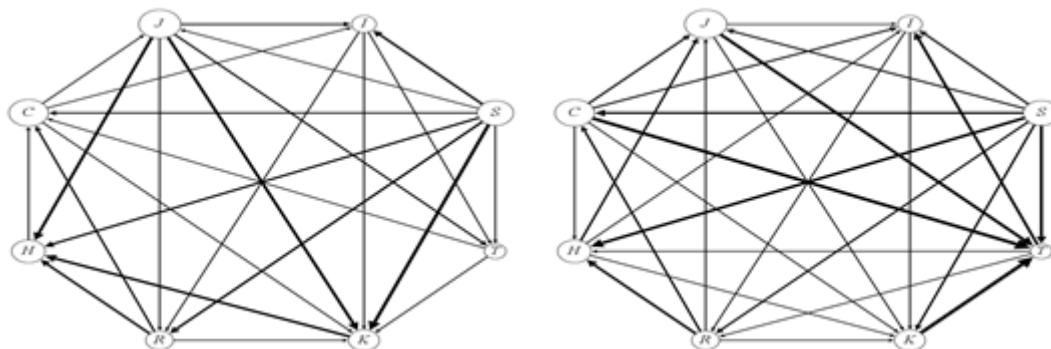


图5 “8.11”事件发生前后代表性货币间的网络溢出效应

（四）稳健性分析

考虑到美元对东盟及上合组织成员国货币的重要影响，我们引入美元汇率（以美元指数替代）作为控制变量重新度量离岸、在岸人民币的溢出效应。结果显示：静态溢出效应的

变化幅度不大且影响顺序未发生改变,同一预测期和滚动窗口下的动态溢出效应图亦未发生明显变化,同时溢出效应的信息在一周内基本释放完毕,因此美元的加入没有显著改变前述结论。此外,无论是东盟国家货币还是上合组织成员国货币,离岸人民币的溢出效应都要强于在岸人民币。在区别不同汇率制度下的稳健性分析中,我们得到了与总体溢出效应稳健性分析相同的结论。

在上述基础上,我们还分别调整了 VAR 模型滚动窗口长度以及预测方差的步长期限。结果发现:(1)设定滚动窗口为 100 天,预测期分别为 1、3、6 和 12 天的动态溢出图相差不多,并且相比原有的溢出效应图也未见显著变化。(2)设定预测期为 1 天,滚动窗口分别为 100、150 和 200 天的动态溢出效应图的运动轨迹几乎完全一致,与原图相比亦差别不大。因此,在调整 VAR 模型滚动窗口和预测期的层面上,本文的实证结论稳健。

五、结论及政策含义

囊括中国周边 21 个国家(地区)的货币,使用 2011-2015 年美元标价法下的汇率数据,本文基于 Diebold and Yilmaz (2012)模型考察了离岸人民币在中国周边国家的区域影响力以及对应的时变特征。结果发现:(1)无论是离岸还是在岸人民币,它们对东盟国家(地区)以及上合组织成员国的货币均存在着较高度度的溢出效应。这表明人民币的区域影响力已经凸现,并且相比在岸人民币,离岸人民币更胜一筹。(2)离岸和在岸人民币仍然受到两大体系中部分货币的强烈溢出效应,特别是来自新加坡元、新台币和韩元等的波动溢出,也就是说人民币尚不具备成为区域性的锚货币的绝对实力,这与徐奇渊和杨盼盼(2016)的结论有所不同。(3)离岸和在岸人民币对周边国家货币的溢出效应随时间推移而不断发生变化,这表明上述结论有着明显的时变特征,不过其对整体趋势无显著影响。只是在特定事件的冲击下,如 2015 年 8 月 11 日的人民币汇率改革,离岸人民币对周边 21 个国家货币的溢出呈现了异常的波动趋势,表现为短时间、强程度的对外溢出。

上述结论具有较强政策含义。(1)要继续建设香港离岸人民币市场:借助当前“一带一路”的倡议与推进、亚投行的发起与设立等契机,大力建设香港离岸人民币市场,有助于提升人民币的区域影响力,进而帮助人民币成长为区域性锚货币,这对中国自身的经济建设以及同周边国家的共同繁荣稳定都有着深远影响。(2)要重新审视当前的汇率形成机制:一方面,离岸和在岸人民币对周边国家货币的溢出效应走势基本趋同,说明人民币汇率形成机制相对完善,基本符合市场运行规律;另一方面,离岸人民币的溢出程度相对较高,说明有必

要协调好离岸与在岸人民币汇率形成机制，使两大市场间的差距不至于过分拉大。(3) 要认真选择对周边国家的经济政治政策：针对离岸人民币影响程度高的货币国，如新加坡、韩国等，接下来还需要进一步巩固双边合作机制、推动经贸往来深入发展。而对于目前影响程度低的货币国，如哈萨克斯坦、越南等，则需要积极推进双边合作、切实推动经贸往来。

参考文献

- [1] 丁剑平、赵亚英和杨振建, 2009,《亚洲股市与汇市联动:MGARCH模型对多元波动的测试》,《世界经济》第5期,第83~95页。
- [2] 简志宏和郑晓旭, 2016,《汇率改革进程中人民币的东亚影响力研究——基于空间、时间双重维度动态关系的考量》,《世界经济研究》第3期,第61~69页。
- [3] 刘刚, 2013,《东亚地区人民币集团形成进展判断——基于人民币对东亚货币汇率影响力的比较研究》,《经济科学》第2期,第70~80页。
- [4] 刘华、李广众和陈广汉, 2015,《香港离岸人民币汇率已经发挥影响力了吗?》,《国际金融研究》第10期,第3~11页。
- [5] 徐奇渊和杨盼盼, 2016,《东亚货币转向钉住新的货币篮子?》,《金融研究》第3期,第31~41页。
- [6] 赵华, 2007,《人民币汇率与利率之间的价格和波动溢出效应研究》,《金融研究》第3期,第41~49页。
- [7] Antonakakis, N. 2012. "Exchange Return Co-movements and Volatility Spillovers Before and After the Introduction of euro." *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*, 22(5): 1091~1109.
- [8] Balasubramaniam, V., I. Patnaik, and A. Shah. 2011. "Who Cares about the Chinese Yuan?" Working paper, New Delhi: National Institute of Public Finance and Policy, No. 89.
- [9] Boero, G., P. Silvapulle, and A. Tursunaliyeva. 2011. "Modelling the Bivariate Dependence Structure of Exchange Rates Before and After the Introduction of the Euro: a Semi-parametric Approach." *International Journal of Finance & Economics*, 16(4): 357~374.
- [10] Branson, W., and C. Healy. 2005. "Monetary and Exchange Rate Policy Coordination in ASEAN+1." NBER working paper, No. 11713.
- [11] Chow, H. K. 2011. "Is There a Yuan Bloc in East Asia?" Working Paper, Singapore Management University.
- [12] Diebold, F. X., and K. Yilmaz. 2012. "Better to Give than to Receive: Predictive Directional Measurement of Volatility Spillovers." *International Journal of Forecasting*, 28(1): 57~66.
- [13] Diebold, F. X., and K. Yilmaz. 2014. "On the Network Topology of Variance Decompositions: Measuring the Connectedness of Financial Firms." *Journal of Econometrics*, 182(1): 119~134.

- [14] Frankel, J. A., and S. J. Wei. 1994. "Yen Bloc or Dollar Bloc? Exchange Rate Policies of the East Asian Economies." In: *Macroeconomic linkages: Savings, exchange rates and capital flows*, University of Chicago Press, Eds. by T. Ito, & A. Krueger, pp.295~333.
- [15] Henning, C. 2012. "Choice and Coercion in East Asian Exchange Rate Regimes." Peterson Institute for International Economics working paper, No. 12~15.
- [16] Kitamura, Y. 2010. "Testing for Intraday Interdependence and Volatility Spillover among the Euro, the Pound and the Swiss Franc Markets." *Research in International Business and Finance*, 24(2): 158~171.
- [17] Shu, C., N. Chow, and J. Y. Chan. 2007. "Impact of the Renminbi Exchange Rate on Asian Currencies." *China Economic Issues*, Hong Kong Monetary Authority, No. 3/07.
- [18] Shu, C., D. He, and X. Cheng. 2015. "One Currency, Two Markets: the Renminbi's Growing Influence in Asia-Pacific." *China Economic Review*, 33: 163~178.
- [19] Subramanian, A., and M. Kessler. 2013. "The Renminbi Bloc is Here: Asia Down, Rest of the World to Go?" *Journal of Globalization and Development*, 4(1): 49~94.
- [20] Wang, J., and M. Yang. 2009. "Asymmetric Volatility in the Foreign Exchange Markets." *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 19(4): 597~615.

不确定性与中国出口增长

鲁晓东¹ 刘京军²

【摘要】本文针对近期中国出口波动幅度增加以及在危机期间贸易出现“过度反应”的事实，利用中国对 59 个主要贸易伙伴的出口数据以及出口目标国的宏观经济变量，研究了外部不确定性与中国出口波动的数量关系和因果关系。研究发现：(1)从数量关系上来看，不确定性和外部冲击会对中国出口产生负面影响，而且这个影响的量级在短期内要远远大于传统上所考虑的供给、需求以及汇率因素所产生的影响；(2)使用灾难数据作为工具变量的两阶段最小二乘法估计表明不确定性与中国出口增长存在着稳定的负向因果关系。(3)不确定性冲击对中国出口的影响具有异质性特征。这些发现意味着营造一个稳定有序的经济环境应该成为政策制定者的首要之选，而企业要着力对未来的需求形成科学有效的预判，以期对冲不确定性对出口增长的影响。

【关键词】不确定性 出口增长 灾难 二阶冲击

一、引言

在全球经济环境持续波动以及中国内部经济运行风险加剧的大背景下，2016 年 2 月的中国出口同比大跌 25.4%，这是 2009 年金融危机以来近 7 年的最大跌幅，同时也是中国外贸史上第三大降幅。而 3 月则录得 11% 的增长，出口的波动幅度之大令人错愕。其实，2015 年就已经显示出口增长波幅增大的端倪。2015 年中国出口月度同比增长率的方差从 2014 年的 9.49 跳跃至 19.72。出口波动性的增加说明贸易在经济不确定性面前显得格外脆弱。无独有偶，2008 年第四季度和 2009 年第一季度的次贷危机期间，全球贸易急剧收缩，从 2008 年 9 月到 2009 年 1 月，减少了 29%，而同期全球 GDP 只下降了 3%，即使我们放大考察周期，2008 年 4 月之后的 12 个月内，全球产出下降了 12%，而贸易规模则下降了 20% (Taglioni & Zavacka, 2012)。作为两个重要的宏观经济变量，贸易似乎比生产对经济晴雨的感知更为

¹鲁晓东，中山大学岭南学院、中国转型与开放经济研究所

²刘京军，中山大学岭南学院

敏感。因为外部危机往往伴随着负向的财富效应，消费和投资的欲望下降，因此产出下降，从而带动贸易下降，但是为什么贸易会下降的更多呢？

对于经济不确定性和贸易这种非常理的数量关系，各种传统的贸易理论显得非常无助，因为经典的贸易模型都是都构建在完全信息和充分理性的假定之下的。从实证角度来看，对双边贸易流量有着极好的解读效果的引力方程在不确定性陡增的情况下也彻底失去解释力（Novy & Taylor, 2014），这种更偏向静态和长期分析的方法使得其在处理不可预知的外部冲击时存在先天的不足。

针对这种贸易额“反应过度”问题，不同学者分别从存货投资角度（Novy & Taylor, 2014）、全球价值链整合所带来的“牛鞭子效应”（Zavacka, 2012）、金融抑制所导致的贸易融资困难（Amiti, 2012）以及新保护主义贸易政策（Ferrantino & Taglioni, 2014）等视角进行解释。但是，这种以实际经济变量作为切入点的研究可以解释贸易额减少的趋势，但是解释不了过度反应的问题。以上研究视角，无论是来自供给的，还是来自需求的，都可以认为是一阶冲击。出口对于经济冲击的过度反应说明还有一个二阶或者高阶冲击，它主要和不确定性所引发的心理和信心有关。

不确定性的现代定义最早由芝加哥著名经济学家 Knight（1921）给出，他认为不确定性是指对于未来的收益和损失等经济状况的分布范围和状态不能确知，或者说那些无法确定分布类型的风险即为不确定性。不确定性来源于经济参与人无法判断未来趋势的心理状态，并通过他们的行为放大为宏观现象。不确定性是一个广泛的概念，它可以指宏观经济变量（如 GDP、总消费、投资）的波动，也可以指企业收益率等微观经济变量的波动，也可以指诸如战争、气候变化等非经济事件。在实证研究中，沿着 Bloom(2009)开创的传统，大多数研究都习惯采用资产市场价格的变动作为不确定性的代理变量。其背后的逻辑有二：首先，即使不持有金融资产的人，往往也会非常关注金融市场的动态，因为他们往往把金融市场价格波动作为自己其他决策的依据；其次，从理论来讲，金融资产的价格是其未来现金流的贴现值，因此可以在一定程度上反应人们对未来的预期。根据金融市场的实践，信贷危机和信心危机往往交织在一起，同时发生。因此，宏观和微观不确定性具有典型的逆周期性（Baker & Bloom, 2013）。

关于贸易和不确定性的关系，目前的研究基本上还都局限在汇率波动性和贸易流量的关系上。基本结论是汇率的波动性对于贸易总量的影响“非常微弱且缺乏稳健性”。相比之下，信心危机对贸易额的冲击非常之大（Taglioni & Zavacka, 2012）。基于这个判断，本文试图探究不确定性以及信心等因素是如何影响中国出口增长的。图 1 绘制了 1990 年至今的中国总

出口同比增长率和芝加哥期权波动率指数的走势图,从中可以发现不确定性具有典型的逆周期特征:当不确定性较低时,中国出口额增长,当不确定性增加时,贸易则出现剧烈的萎缩。

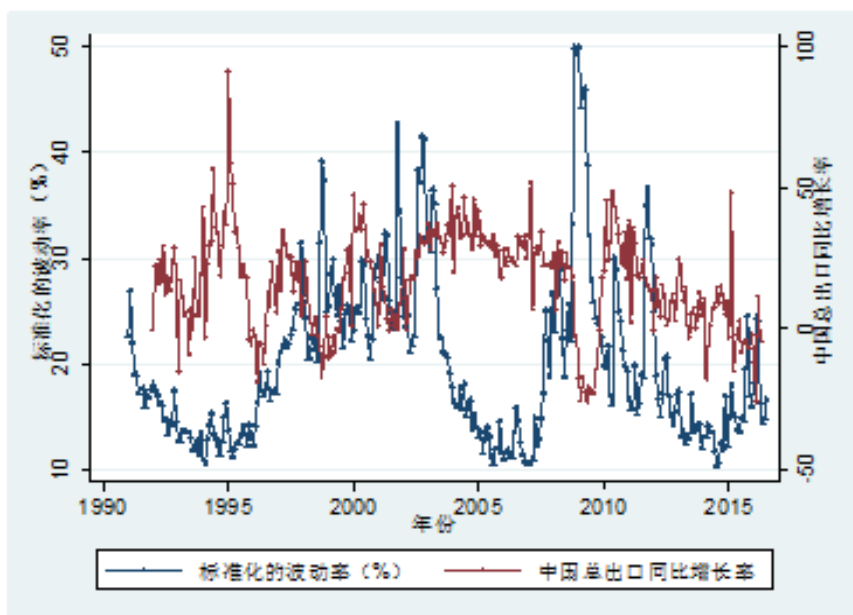


图1 不确定性与中国总出口波动

尽管图1直观地给出了二者的关系,但是仍然有两个问题悬而未决。首先,不确定性对中国出口的影响程度能否量化?另外,通过高频的时间序列数据能否发现其影响的持续期?第二,不确定性与中国出口这种关系具有因果性吗?如果有的话,那么是不确定性引发了中国出口的下降,还是中国出口的下降促成了不确定性上升,或者是某个第三方的因素同时引发了不确定性和中国出口的变化?总之,以上问题既有对不确定性和中国出口的数量关系刻画,也包括因果关系的解析。

本文在以下几个方面丰富和拓展了已有的研究。首先,在研究视角上,突破了原仅仅从供给和需求等实际经济变量来解读中国出口增长的研究范式,转而从外部不确定性解释中国出口总量的增长,将中国出口增长的影响因素由具体的经济变量冲击扩展至更具一般性的信心或心理冲击。这一点在当前内外部经济环境不确定性加剧的背景下显得尤为重要;其次,定量给出了不确定性对中国出口增长影响的深度和持续期,并横向对比了不确定性与汇率、需求和供给冲击对出口增长的影响的差异;第三,明确中国出口和不确定性之间的关系可以更好理解全球化潜在的负面影响(Rodrik, 2011),从而发现外部风险通过出口传导至中国的路径;第四,在研究方法上,利用自然灾害、恐怖袭击以及政治冲击等外生性冲击作为不确定性的工具变量,解决计量模型所潜在的内生性问题,从而准确识别了不确定性和中国出口增长的因果性。

二、文献综述

研究不确定性与贸易的关系,国外文献主要有两个研究序列。一个是将出口纳入一般(或局部)随机动态模型,通过分析国际贸易的动态化趋势并模拟一国的进出口路径。其中具有代表性的是: Ghironi & Melitz(2005)把国际贸易和真实经济周期模型结合起来分析国际经济周期和各宏观经济变量包括贸易量的波动; Waugh & Leibovici(2011)运用随机动态模型引入冲击来模拟美国的进口波动。对于中国的出口增长问题,已经有一些学者通过引入真实经济周期模型来解释中国的宏观经济波动,包括贸易的波动等(李浩等, 2007),但是他们着重分析的是贸易与 GDP 之间的相关关系,而非不确定性对于中国出口的冲击。

第二个研究序列主要是继承了 Bloom(2009)开创的利用资产价格波动作为不确定代理变量的方法,利用时间序列的向量自回归(VAR)模型模拟不确定性所产生的影响。这种方法一方面大大提升了对不确定性的度量精度,另一方面则使得该指标更加契合 Knight(1921)对于不确定性的界定。该方法创始之初主要用在经济增长领域,代表文献包括 Bloom(2009)、Baker and Bloom(2013)等。Taglioni and Zavacka(2012)首次将该方法引入国际贸易领域,利用美国的进出口数据,通过一个自回归分布滞后模型(ARDL)研究了不确定性与进出口之间的关系。发现美国内部的不确定性主要影响了其进口而非出口。贸易和不确定性之间的关系表现出极强的非线性和非凸性,也就是说,当不确定性的值达到某一个较高水平时(往往与极端事件相关联),其影响将会呈几何量级的增加。Novy and Taylor(2014)将贸易纳入 Bloom(2009)的经典模型,建立一个开放经济条件下的一般均衡模型。通过模拟方法发现由于企业对于国产和进口中间品的持有存在不同的存货成本,因此当遭受外部冲击时,贸易收缩的程度会比国内生产收缩的程度更大,从而解释了贸易对于不确定性的“过度反应”问题。

目前对于中国出口增长的解读经历了一个从宏观到微观的演变过程。出于对中国出口增长可持续性的担忧,既有的研究着重探讨中国出口增长的根源以及影响因素。根据研究方法和工具的差异可以分为两个阶段。第一个阶段主要使用总量出口数据,分别从外向型贸易转移、汇率制度、制度因素、国内外市场分割等研究影响中国出口增长的机制。

得益于微观出口数据可获得性的提高以及研究工具的发展,第二阶段的研究朝着精细化和微观化的方向迈进,逐步打通了中国总量出口与企业微观出口表现之间的通道。钱学锋和熊平(2010)从产品层面把中国出口增长分解为扩展边际和集约边际,利用 Tobit 模型研究了经济规模、多边阻力、固定成本、生产率水平、区域经济一体化、中间产品属性等对二元边际具备不同的影响机制;施炳展(2010)运用 Hummels and Klenow(2005)的方法从产品层

面上将中国出口增长分解为广度增长、数量增长和价格增长；陈勇兵等（2012）利用中国海关数据从企业层面将中国出口增长分解为扩展边际(出口企业数量)与集约边际(单位企业的平均出口额)，描述了中国企业出口动态和二元边际结构，并考察不同贸易成本的作用机制。毛其淋和盛斌(2013)利用 1998~2007 年高度细化的关税数据和工业企业大样本微观数据，实证考察了中国贸易自由化(包括产出关税减让与投入品关税减让)对企业出口动态影响的显著性与程度。

值得注意的是，随着中国融入全球化进程的加速以及全球经济不确定性的增强，近几年有学者开始尝试从贸易政策不确定性视角解释中国的出口变化。Handley et al.(2017)认为 2001 年中国加入 WTO 后，美国对华贸易政策的调整极大缓解了中国出口企业所面临的不确定性，该事件可以解释中国对美出口增长的 22-30%；Feng et al. (2017)利用中国企业对美国和欧盟的出口数据检验了中国加入 WTO 之后的政策不确定性缓解效应，发现政策不确定性的降低除了刺激企业出口规模之外，同时也会提升出口品质，改变企业的定价行为。

以上研究对于探究中国出口增长的秘密做了有益的科学的尝试，但是，无论是从贸易成本还是从贸易政策角度，都只能解释中国出口长期变化趋势，而无法刻画出口的短期波动，尤其是预测当内外部经济环境发生急剧恶化时出口流量的反应。尽管从政策不确定性的研究为解释中国出口增长提出新的研究视角，但是这些研究仍然局限在事件研究法（例如加入 WTO 或者某个区域一体化组织）的范围内，而无法对广泛存在于经济中的不确定性提供一般性的解读。本文试图将对影响中国出口的因素关注引向一个更具一般性的维度，从数量关系和因果关系两个维度丰富现有的研究框架，提升对中国出口增长的解释力。

三、不确定性对中国出口增长的影响：一个针对数量关系初步分析

根据 Bloom 不确定性指数的设计理念，股市的波动指代不确定性，而不确定性的大幅波动意味着冲击。这些冲击往往又是由外部事件引发的，例如次贷危机、地震等自然灾害、以及政治或暴力事件。不确定性无时无刻不存在于经济大环境中，是经济运行的常态之一，但是波动性冲击却是在极端情况下才出现的，因此可以预判二者对于出口等宏观变量所带来的影响是截然不同的。

本部分首先识别不确定性数据中是否存在冲击，即在某些特定时间段，股指方差的大幅上升。然后建立一个多变量 VAR 模型，通过绘制脉冲响应函数图来识别日常不确定性和冲

击对于出口的影响差异，然后再分别对比出口总额对于不确定性、汇率、供给和需求因素的不同响应。

（一）股票市场波动数据中的冲击存在性检验

波动和冲击的含义不同。波动是金融市场的常态，但是冲击并不是一种正常的情况。从数学上来讲，波动与变量的方差对应，代表了一种常态的不确定性，而冲击则代表了方差的跳跃点，需要比方差更高阶的矩才可以刻画出来。为了识别股票市场是否存在跳跃点，我们采用 Barndorff-Nielsen & Shephard(2006)所使用的非参数双幂次变差检验来完成估计。

本文首先对以芝加哥期权市场数据为基础构造的不确定性指标进行检验，对于月度数据，两种检验方法分别在 2.2%和 1.6%的水平上拒绝了“不存在跳跃点”的原假设；对于日度数据，两种方法都在 0.0%的显著性水平下拒绝了“不存在跳跃点”的原假设。

以上检验说明对于金融市场而言，波动中包含着很多跳跃点，接下来就需要具体识别这些冲击点。

（二）冲击点的识别

对于股票市场冲击点的识别，我们采用 Bloom(2009)的识别标准，具体识别过程如下：首先对不确定性指标进行 HP 去势处理，以消除变量中的季节性。然后找出那些波动性指标超过去势后标准差 1.65 倍的时间点，将这些点确定为冲击发生点。通过以上识别过程，我们分别发现了外部市场的冲击点及其对应的事件，如表 1 所示。从中我们可以发现，冲击持续的时间存在较大差异，有些冲击仅仅存在了一个月，但是有些冲击则持续了数月。在这种情况下，我们将冲击发生的第一个月作为冲击点。

表 1 股票市场主要冲击点识别（1990-2015）

序号	冲击起始点	冲击最高点	标准化的波动率峰值%	代表性事件	类型
1	1990 年 9 月	1990 年 10 月	31.12	第一次海湾战争	战争
2	1997 年 11 月	1997 年 12 月	31.53	亚洲金融危机	经济
3	1998 年 9 月	1998 年 10 月	39.24	俄罗斯债务违约、LTCM 破产	经济
4	2001 年 9 月	2001 年 10 月	42.69	911 恐怖事件	恐怖
5	2002 年 7 月	2002 年 11 月	41.4	安然公司破产	经济
6	2003 年 2 月	2003 年 3 月	36.54	第二次海湾战争	战争
7	2007 年 8 月	2008 年 11 月	50	雷曼兄弟倒闭	经济
8	2010 年 5 月	2010 年 6 月	30.03	希腊债务违约	经济
9	2011 年 8 月	2011 年 10 月	36.64	美国财政悬崖	经济

10	2015 年 9 月	2015 年 9 月	24.6	中国经济放缓	经济
11	2015 年 6 月	——	25.21	英国脱欧	政治

（三）波动和冲击对中国出口总额影响的比较分析：基于 VAR 模型的

为了测度不确定性冲击对出口的影响程度，本文基于 1990-2015 年宏观月度数据，构建了一个包括中国出口总额、中国对美国出口总额、Bloom 不确定性指数、标准普尔 500 指数、人民币实际有效汇率、全球需求、美国需求 和中国工业增加值等 8 个指标在内的 VAR 模型。

对所有的指标进行平稳性检验，ADF 检验的结果说明所有的变量都是一阶单整的非平稳变量，通过 HP 滤波（ $\lambda=129600$ ）的去季节性处理之后的变量均为平稳性变量，可以纳入 VAR 模型考察它们之间的关系。

1. 冲击和不确定性对出口的扰动

为了识别显著的外在事件冲击与正常的波动对于出口的不同影响，根据表 1 识别出来的 10 个不确定性冲击点发生的时间，我们构造一个冲击虚拟变量，该变量取 1 时表示存在不确定性冲击。将该变量纳入以上 VAR 模型，并绘制总出口额对于不确定性和冲击的正交脉冲响应图，如图 2 所示。

从图 2 中可以看出，无论是 Bloom 不确定性指数，还是事件冲击都对出口造成了负面的影响，但是二者响应的速度和深度有着显著不同。首先，出口对于冲击的响应时间发生的更早，基本上在第一期就出现下跌，小幅反弹后在第三期达到谷值，然后迅速收敛于零值。而出口对于不确定性的响应要晚，经过第一期的短暂时滞后开始直线下降，在第四期达到最低值，并持续缓慢地回归正常水平；第二，不确定性对于出口的影响幅度要大于短暂冲击对于出口的影响。

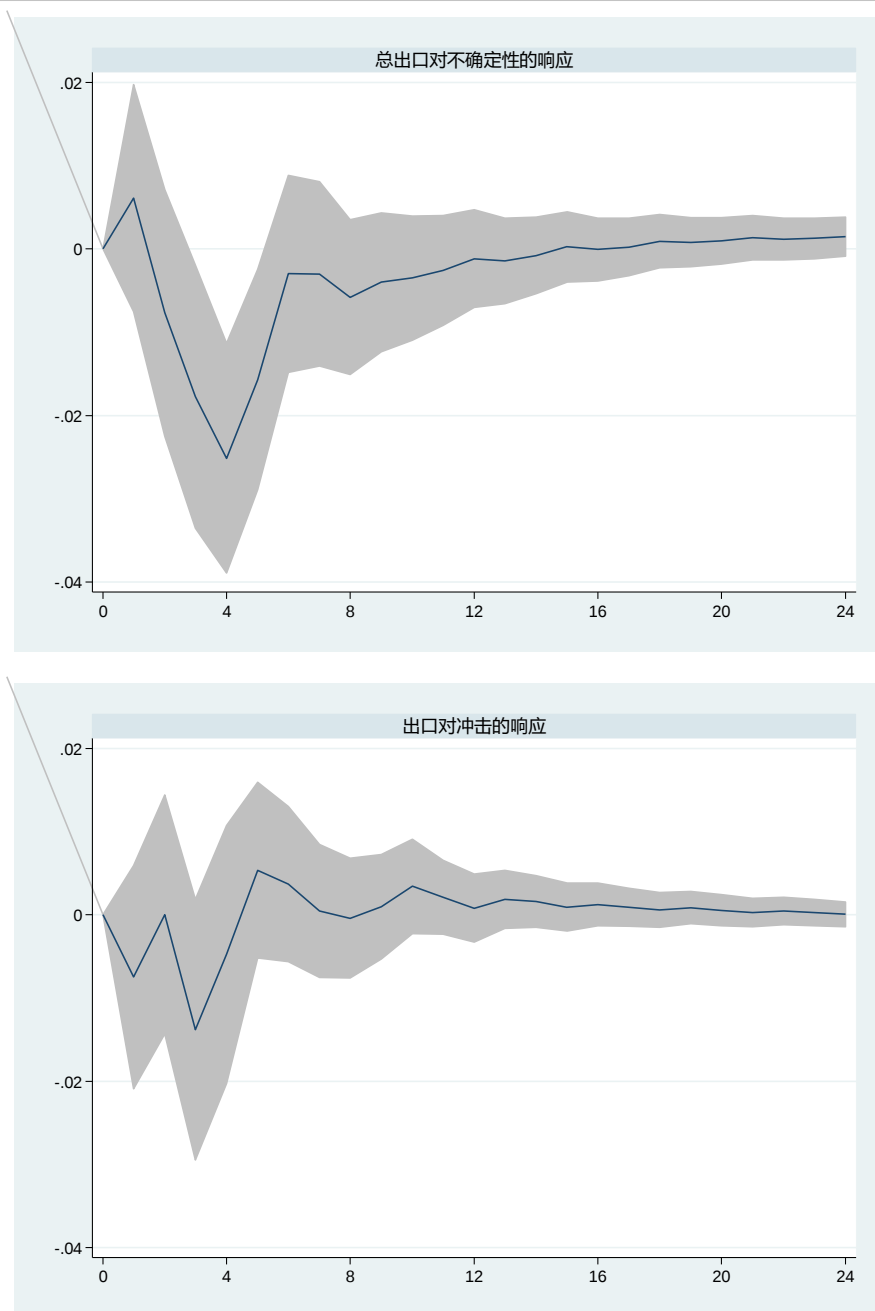


图2 出口对于正常波动和冲击的脉冲响应图

2. 总出口对不确定性冲击的响应

为了更清晰的对比各种因素对出口的影响路径及程度，我们对基于VAR模型生成的正交脉冲响应函数进行了标准化处理，使得响应函数能够以百分比的形式呈现，这样就可以将各种响应关系绘制在同一张图中进行直观的对比。图3刻画的是出口（左图是中国总出口，右图是中国对美出口）对于不确定性和汇率冲击的响应。

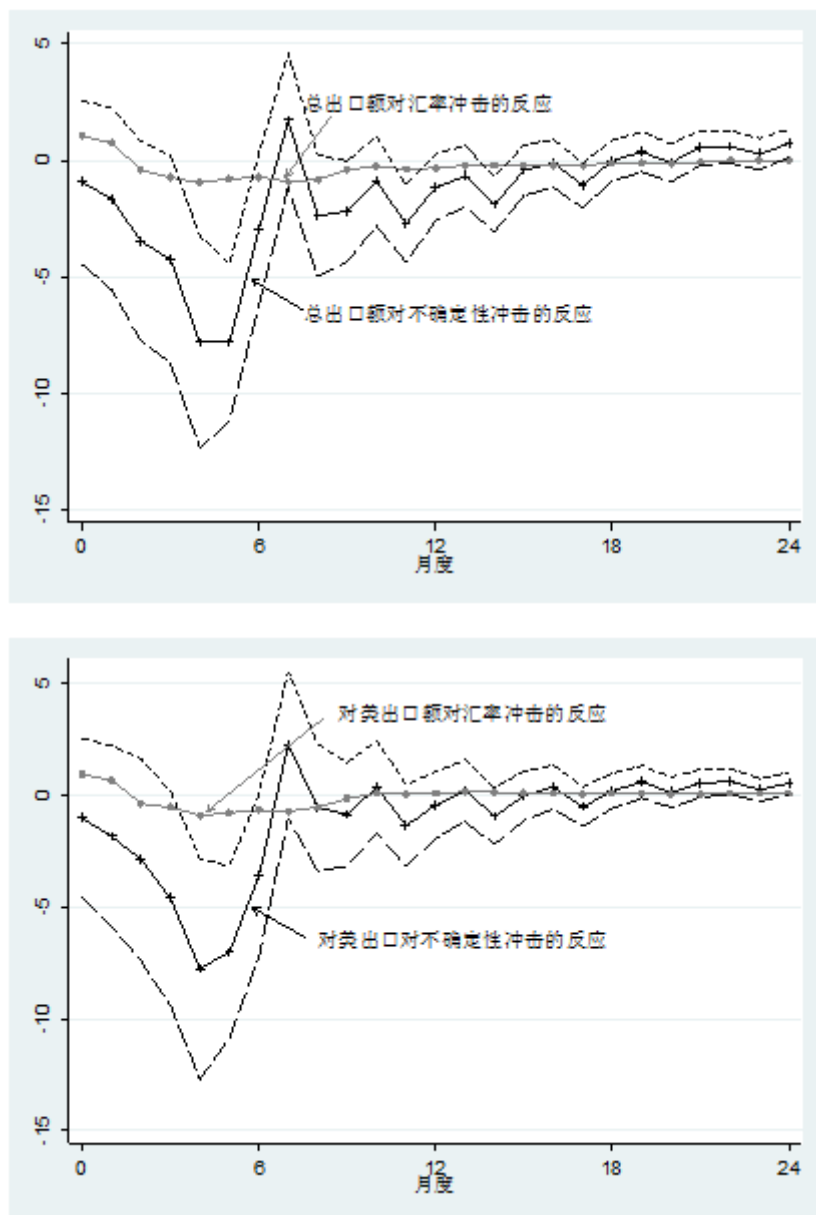


图 3 VAR 模型估计的不确定性对于中国总出口和对美国出口的影响

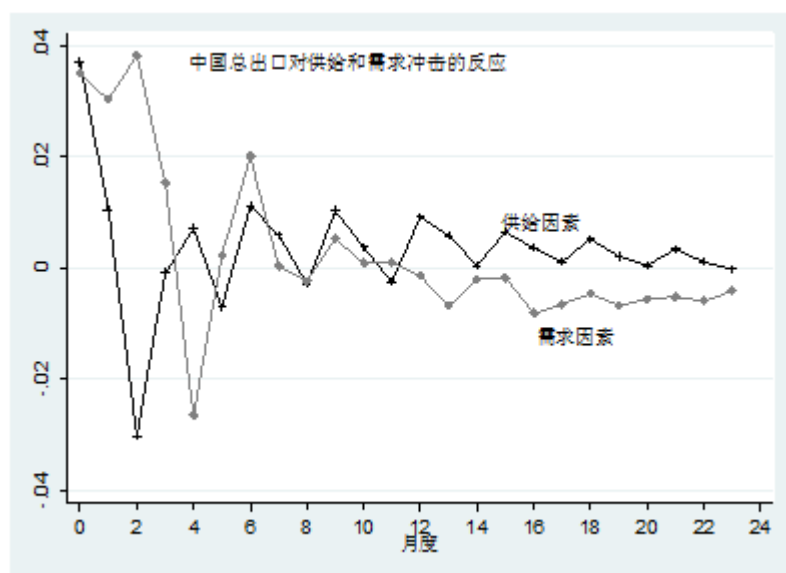
当发生 1% 的不确定性冲击后，总出口额迅速下跌，大约在 5 个月出现 8% 的最大跌幅，随后出现快速的复苏，在第 7 个月实现反弹，然后该影响以震荡的方式在第 18 个月左右逐渐消失。中国对美国的出口也表现出类似的过程，在冲击发生的第四个月出现最大的幅度（7.6%）的下降，然后迅速复苏并反弹，直至影响消失。上图中我们还标出了一个标准差的波动带（两条虚线之间），表明出口的上升和下跌在 5% 的水平上显著。

通过上图可以得出以下两个基本结论：第一，不确定性对于出口有着显著的负面影响，使得出口出现大约四到五个月的持续快速下跌；第二，相对于不确定性而言，汇率对于出口的影响并不显著。汇率贬值对于出口的拉动作用只体现在前两个月，而且幅度非常之小。这

佐证了“汇率的波动性对于贸易总量的影响”非常微弱且缺乏稳健性”的结论。相比之下，由 Bloom 不确定指数所测度的信心危机对贸易额的冲击非常之大。

3. 出口对供给和需求因素冲击的反应

接下来我们进一步分析供给和需求因素对于出口的影响，如图 4 所示。首先，与不确定性冲击相比，供需因素对于出口的短期影响无论在幅度上还是在持续期上都要小的多，例如，1%的外部需求增加只能引发最多 0.04% 的出口上升，而且持续期仅有 2 到 4 个月左右；其次，尽管供给和需求的正向冲击都会带来短期的出口增加，但是二者所产生的后续影响不同。相对于需求增加而言，供给增加所带来的出口额短期上升更为短暂，而且会在第二个月出现一个反向的“纠偏”，引出口额出现一定幅度的下降。从理论上讲，供给的增加容易引发价格上的恶性竞争，破坏市场的良性机制，从而使得出口在后续出现报复性下挫。而需求增加所带来出口上升则更为稳妥和良性。



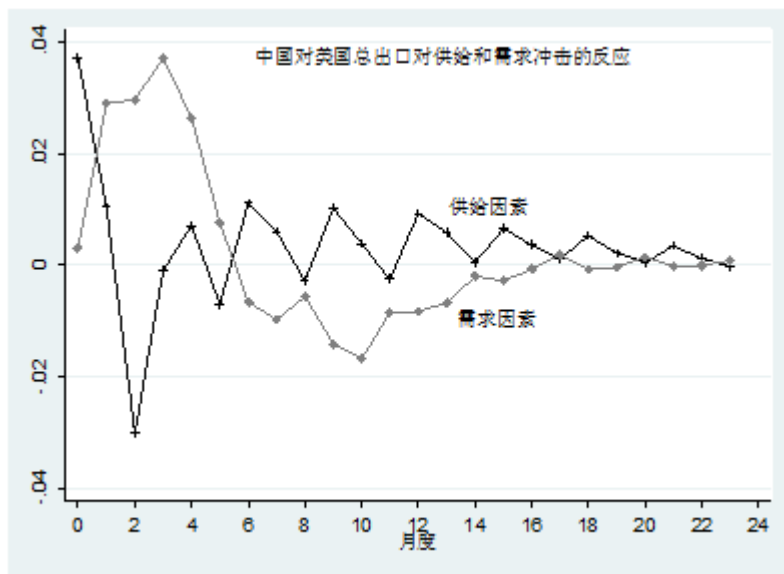


图 4 出口额对供给和需求因素冲击的反应

四、不确定性与中国出口增长：孰因孰果的探讨

通过 VAR 模型可以发现不确定性与中国出口增长存在显著的负向数量关系，但是，这个关系是否存在因果性？是不确定性导致了出口增长的波动，还是出口的波动增加了不确定性，抑或是某个第三方因素同时引发了二者的变化？

因果性的论证一直是宏观定量研究的难点，这是因为宏观变量大都是经过加总之后的总量指标，这些指标由于吸纳了经济周期性的成分而相互叠加，使得其方向性很难识别。正如 Koehlerlakot (2009) 所言：“宏观经济学的困难在于所有变量看上去都是内生的。”在这种情况下，关于变量之间因果性的处理一般采取以下两种方法：一是直接通过理论分析假定因果的方向；二是通过观察经济指标的时间序列特征，先发生的为因，而后发生的为果，基于 VAR 的 Granger 因果性检验就属于这一类方法。但是由于企业的投资和雇佣行为均具有前瞻性，这会打乱变量在不同时期独立同分布的假定，造成技术上不能克服的缺陷。

不确定性和中国出口同样具有“总量”数据的特征，因此亦面临着以上“内生性”的困扰。解决内生性问题的常见方法，主要包括工具变量(IV)、固定效应模型(FE)、倾向值匹配(PSM)、实验以及准实验(experiments and quasi-experiments)等等。在反事实因果分析框架下，实验或准实验方法最切近要义。但经济学中基于“总量数据”的宏观研究主题决定了无法使用实验方法，而其他方法也都具有较大的局限性。如固定效应模型只能消除跨时不变的干扰项，倾向值匹配方法则完全依赖于“可观测因素被忽略”的假说。相比较而言，对基于调查

数据的定量分析，工具变量方法具有独特优势，被称为定量分析中因果推断的“圣杯”（陈云松，2012）。

对于本文的论题而言，一个好的工具变量需要直接影响经济中的不确定性，同时对中国出口不产生直接影响。在上文中，我们以股指波动作为不确定性的代理变量，它更多地刻画的是一种心理状态，是宏观经济中对外部冲击事件反应最为敏感、最易感知晴雨的指标。因此对于工具变量选取，需要寻找那些外生于经济系统的事件。

基于这种考虑，本文选取了 59 个国家和地区的外生冲击作为不确定性的工具变量，这些外生冲击包括自然灾害、恐怖袭击、政变和暴力革命等事件，作为股票等金融资产收益率的水平以及波动的代理变量，以期能够分离冲击对中国出口的影响。假定某些外生冲击会改变金融资产收益率指数的水平值（一阶冲击），而另外一些外生冲击则改变了金融资产收益率的波动率（二阶冲击）。如果能够证明这些冲击通过不确定性指标传导到中国出口增长上，那么不确定性与中国出口之间的因果关系则得以有效识别。

五、因果关系识别：基于工具变量的 2SLS 估计

（一）数据来源及说明

1. 出口数据

考虑到本部分主要考察出口的波动性，因此应尽量使用高频数据。中国的出口季度数据来源于 WITS 数据库，包括中国与其他 59 个国家的进出口数据。为了充分考察中国出口的变动，本文分别使用季度同比和环比出口增长率，前者能够有效剔除季节性影响，而后者则能够更好地体现出口的短期变动。

2. 外部不确定性变量

外部不确定性变量是本部分的核心解释变量。与前文 VAR 模型对不确定性指标的构建思路一致，仍然使用各进口国的股票指数的方差作为不确定性的测度指标。为了保证结果的稳健性，进一步引入了外汇以及债券等其他金融资产收益率变动作为度量各国不确定性的辅助变量。具体而言，度量出口目的国不确定性主要考察如下数据：①股票市场指数；②汇率；③债券市场收益率；④股票回报率截面离差；⑤GDP 预测不一致数据。

3. 工具变量相关灾难冲击数据

为解决计量模型所潜在的内生性问题，我们利用外生性冲击作为工具变量。因此我们选取自然灾害、恐怖袭击、政变和暴力革命等事件，这些变量短期而言是外生性事件，这种

方法是目前研究不确定性问题的主流方法,例如 Jones & Olken (2005)利用国家领导人遭暗杀作为领导人更替的工具变量, Hoover & Perez (1994)利用油价变化作为累积生产率冲击的工具变量。其他研究如 Zussman & Nielsen (2008) 发现政治冲击对市场和资产价格有强烈的影响。Baker & Bloom(2013)以灾难作为不确定性的工具变量研究了后者对于经济增长的影响。

由于这些变量是作为工具变量使用,需要保证其具有充足的外生性,但是从长期来看,某些事件往往是可以预测的,这样其外生性往往会大打折扣。为此,本文借鉴 Baker & Bloom(2013)的媒体加权法进行修正。具体做法是,统计某个事件发生前 15 天和后 15 天媒体对该事件报道的变化,如果有超过 20% 的增加,则认为该事件具有一定的突然性,从而满足外生性条件。统计结果显示,对于所有事件,媒体报道率在事件发生前后平均增长了 39%。

另外,一个合格的工具变量应当满足工具变量只能通过内生变量渠道对因变量产生影响,这就意味着自然灾害、恐怖袭击等因素除了可能通过所谓外部不确定性影响中国出口贸易之外,不会直接对中国出口贸易产生影响。我们要承认的是灾难及社会事件必然会直接减少需求,例如灾难发生上交通等基础设施受损而使正常的交易受阻。但是我们仍然认为灾难指标是一个合宜的工具变量的原因是,灾难和政治事件总是发生在特定的区域和时点的,这些需求的减少相对于中国的整体出口量而言是微乎其微的,其更大的影响体现在该事件对消费信心的挫伤上,后者的影响程度和波及面要更深更广,因此满足工具变量和中国总出口不直接相关,而通过不确定性影响中国总出口的要求。

4. 控制变量

除了不确定性之外,出口波动还会受到诸多因素的影响。借鉴引力方程的思想,回归方程中还纳入了 GDP 增长率、人均 GDP 等变量 作为控制变量,以上数据来源于法国 CEPII 数据库。由于传统上对于不确定性的研究主要是围绕汇率波动展开的,而本文所强调的不确定性则要更加广泛,将中国与出口目标国的双边实际汇率的水平值和波动值加入回归方程是为了剔除汇率波动对中国出口波动的影响。双边汇率月度数据来源于 IMF 的 IFS 数据库。

(二) 计量模型设定

首先我们建立回归方程如下:

$$grow_ex_{jt} = \alpha_1 + \alpha_2 Uncer_{jt-1} + \beta X_{jt-1} + \eta_j + v_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

被解释变量为贸易总额月度平滑之后的季度或年度增长率。 $Uncer$ 分别表示五种外部不确定性变量。借鉴引力模型的思想, X_{it} 表示中国出口目标国的主要特征变量, 如进口国 GDP 等指标。 η 和 ν 分别代表出口市场和时点固定效应。变量的统计性特征如表 2 所示。

表 2 主要变量的描述性统计

变量类型	变量说明	观测值	均值	中位数	方差	最小值	最大值
	出口同比增长	4125	0.2	0.21	0.3	-1.55	1.98
不确定性	股指波动率	4693	0.014	0.012	0.010	0.002	0.149
	个股截面离差	2841	0.388	0.328	0.259	0.006	2.662
	债券波动率	2334	0.017	0.010	0.025	0	0.303
	汇率波动率	5067	0.007	0.005	0.013	0	0.246
	GDP 预测不一致	1493	0.657	0.632	0.45	-0.357	2.066
工具变量	自然灾害 I	5220	0.098	0	0.30	0	1
	政治事件 I	5220	0.001	0	0.04	0	1
	革命事件 I	5220	0.001	0	0.03	0	1
	恐怖袭击 I	5220	0.007	0	0.08	0	1
控制变量	GDP 增长率	4389	0.815	0.792	5.84	-29.23	23.07
	人均 GDP	4389	9.665	9.869	0.95	7.2	11.27
	汇率波动	4393	0.01	0.01	0.01	0	0.03
	双边汇率	4393	91.72	91.95	9.29	65.84	117.22

(三) 估计结果及分析

表 3 报告了对回归方程 (1) 的基准估计结果, 分别使用的是普通最小二乘估计和基于外部冲击工具变量的二阶段最小二乘估计。第 (1) 列使用环比的出口增长率作为被解释变量, 发现不确定性对于出口波动有着显著的负向影响。第 (2) 列换用同比出口增长率, 不确定性的回归系数由 -0.012 变为 -0.039, 说明不确定性对于年度数据影响更为显著。对于这种情况, 可能存在以下两个原因: 首先, 由于本文使用股票指数波动率作为不确定性的代理变量, 对于年度数据来说, 每年约有 255 个股票交易日, 而每季只有约 64 个交易日, 因此年度数据的方差肯定要大于季度数据方差。对于本文的数据而言, 59 个出口目标国的年度股票指数波动率的均值为 0.0138, 而季度平均标准差仅为 0.0093; 其次, 年度数据的周期更长, 意味着对不确定性因素的吸收更为充分。基于以上原因, 影响程度也从 -0.007 增加为 -0.018。

表 3 不确定对中国出口波动的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
估计方法	OLS	OLS	IV	IV	IV	IV
被解释变量	环比	同比	环比	同比	同比	同比
时间维度	季度	年度	季度	年度	年度	年度

不确定性指标	股指波动	股指波动	股指波动	股指波动	企业股票波动	主成分
波动率	-0.012*** (0.004)	-0.039** (0.016)	-0.181*** (0.027)	-0.525** (0.201)	-1.047*** (0.085)	-0.177*** (0.064)
GDP增长率	0.004** (0.002)	0.013*** (0.003)	0.003 (0.002)			0.012* (0.007)
人均GDP			-0.054*** (0.009)	-0.131*** (0.044)	-0.394*** (0.060)	0.400*** (0.023)
人民币汇率	-0.422*** (0.143)	0.189 (0.160)	-0.207 (0.179)	0.287 (0.249)	0.675*** (0.218)	0.535*** (0.195)
汇率波动	-0.017** (0.007)	-0.010*** (0.004)	0.034** (0.014)	-0.009** (0.004)	-0.012*** (0.005)	-0.013*** (0.004)
影响幅度	-0.007	-0.018	-0.097	-0.079	-0.18	-0.185
IV估计						
自然灾害			0.015 (0.068)	0.052 (0.081)	-0.016 (0.039)	-0.084 (0.099)
政治事件			0.150 (0.105)	-0.126 (0.108)	-0.155*** (0.051)	-0.263 (0.202)
革命事件			1.348*** (0.149)	1.643*** (0.117)	1.212*** (0.094)	2.888*** (0.513)
恐怖袭击			0.013 (0.028)	-0.031 (0.038)	-0.002 (0.023)	-0.045 (0.079)
F统计量	——	——	29.25	65.13	49.47	9.38
Hansen J 检验	——	——	1.515 (0.679)	3.523 (0.318)	3.469 (0.325)	3.193 (0.363)
观测值	3,724	3,953	3,724	3,958	2,881	2,877
国家数量	57	57	55	59	55	41
国别季度效应	是	是	是	是	是	是

出于对模型内生性的担忧,我们继续使用工具变量法验证之前的结论,这里的工具变量共有四组,分别是自然灾害、政治事件、革命和恐怖袭击。第一阶段的估计结果在表 3 中间部分呈现。如前面的估计相似,第(3)列和第(4)列是分别使用的是季度数据和年度数据进行检验。首先判定弱工具变量问题,这主要通过 F 统计量来完成。根据第一阶段的估计结果,F 统计量在 1%的置信水平下拒绝了“第一阶段回归中工具变量与自变量无关”的原假设,因此并不存在弱工具变量的问题。接下来判定工具变量的外生性,Sargan-Hansen 过度识别检验 接受了“所有工具变量都是外生的”原假设,也就是说工具变量与残差项不相关。从影响机制来说,这四类灾难事件对股票指数形成有效冲击,从而带来不确定性的变化。

再来观察单个工具变量的表现,四个工具变量中,只有暴力冲突事件显著为正,而其他三个变量的回归系数虽然为正但是都不显著,说明暴力冲突事件具备一定的突然性。对于自然灾害,我们的解释是由于地质、环境和大气等科技水平的提高,当代社会的自然灾害预警

技术已经非常成熟，在客观上降低了自然灾害的突然性和外生性，另外，由于国际救援以及灾后重建机制的日益成熟，也在一定程度上抵消了股票市场平均收益率的反应，因此并未引起不确定性的显著增加（Baker & Bloom, 2013）。而政治和恐怖袭击之所以没有体现较好的效果是因为有效数据偏少。

第二阶段回归的结果表明目标市场不确定性与中国出口增长存在着显著负向因果关系——不确定增加，中国出口增长下降。从影响程度上说，与 OLS 回归相比，工具变量法的回归系数大幅上升，不确定性上升一个标准差可以带来中国出口增长率下降 0.097%。由于被解释变量是出口的同（环）比增长率，而非出口的绝对值。因此 0.097% 这个看似微弱的变化如果对应到出口水平值上，则意味着约 7% 的下降，对于单因素来说，这个影响还是非常可观的。

尽管根据日交易数据计算的股票指数波动对于经济异动具有高敏感性的优点，但是由算法的缺陷使其无法完全代表整个资产市场的情绪变化。因此，本文接下来借鉴 Campbell et al. (2001) 的思路，使用个股的季度回报率截面离差作为不确定性的代理变量，进一步验证本文的假说，估计结果如表 3 第（5）列所示。结果显示：（1）回归系数仍然为负值，确认了之前验证的不确定导致了出口增长率下降的结论。（2）系数显著性下降，这是由于部分国家的个股数据不齐，从而造成了样本减少至 2881 个，使得回归的效能衰减；（3）估计系数为 -1.047，比前四次回归有了量级上的提升。说明覆盖面更广的个股截面离差指标更能捕捉不确定性变化对中国出口产生的冲击。

以上分别使用各国股票指数与个股季度测度经济中的不确定性。尽管二者背后的影响因素是不同的，但是都会受到不确定性的影响。基于这种考虑，接下来使用因子分析方法抽取两类指标中的共同因素以构建公共因子，以此作为不确定性的代理变量带入回归方程，并继续使用灾难数据进行二阶段最小二乘估计，结果如表 3 第（6）列所示。因子分析构建的不确定性变量进一步验证了前文的估计结果：不确定性显著地造成了中国出口增长率的下降。而且影响幅度上升，不确定性上升一个标准差可以造成中国出口增长率下降 0.185%。

综上，四次基于不同考量的工具变量估计的结果具有较强的一致性，它们至少在以下三个方面改进了原有的估计：首先，进一步确认了不确定性对于中国出口波动的因果关系；其次，与 OLS 估计相比，不确定性变量的估计系数拥有更高的绝对值，说明在考虑了基准模型的内生性问题后，工具变量估计对不确定性冲击给出了更为有效的识别；第三，模型通过了 Sargen-Hansen J 过度识别检验，说明本文所以灾难数据作为工具变量较好地捕捉了不确定性对于中国出口的短期冲击。

尽管如此,基于工具变量的两阶段最小二乘估计仍然存在一些技术问题。由于灾难在发展中国家发生的频率要远远高于发达国家,因此有理由怀疑,不确定性对发展中进口国的冲击效应相对于发达进口国将会更大,这种工具变量分布的非随机性就造成了局部平均处理效应(LATE)问题,使得表 3 中的线性估计未能正确地识别不确定性与中国出口的异质性因果效应。关于这一点我们将在接下来的稳健性检验中予以解决。

以上所选用的不确定性的代理变量,无论是股票指数方差还是个股收益率的截面离差,都是来自资本市场的指标。为了验证这一结果的客观性,我们进一步使用了企业股票波动、主权债券波动、汇率波动、GDP 预测不一致等四种变量作为不确定性的度量标准,并进行了基于工具变量的 2SLS 估计,结果均证明了不确定性与中国出口波动的负向因果关系。

(四) 稳健性检验及进一步的讨论

1. 稳健性检验

使用灾难数据作为工具变量的两阶段最小二乘法的估计表明,不确定性显著地造成了中国出口波动,二者之间存在的因果关系。为了保证这一结果的可靠性和稳定性,我们从以下几个方面进行稳健性检验:首先,之前为了保证各类灾难时间的外生性和突然性,我们使用媒体报道资料对灾难数据进行了修正。如果取消这一处理方式,结果将会怎样呢?表 4 的第(2)是取消媒体资料修正后的回归结果。通过与第(1)基准回归的对比,我们发现各估计系数略有波动,但符号和统计性检验保持了较好的稳定性,并未出现显著的偏移。其次,为了体现进口国在规模上的差异,我们使用进口国人口数作为权数,进行加权的两阶段回归(结果见表 4 第(3)列),估计结果与基准回归的估计结果相似。上述检验证明,本文的核心结论依然成立。

表 4 稳健性检验

	(1)	(2)	(3)
被解释变量	基准回归	非媒体修正	人口加权
波动率	-0.181*** (0.027)	-0.408** (0.162)	-0.635*** (0.158)
控制变量	是	是	是
F统计量	13.63	10.20	13.51
Hansen J 检验	2.523	3.834	2.957
P值	(0.478)	(0.280)	(0.394)
观测值	3,958	3,958	3,958
国家数量	59	59	59
国别-季度效应	是	是	是

2. 不确定性与中国出口波动的因果效应的异质性检验

无论是不确定性还是出口增长率，其均带有总量数据的特征。不确定性最先作用出口商和进口商等微观行为主体，影响他们的行为，然后在体现在出口额这些宏观变量上。从微观向宏观传导并非均匀发生的，而是一个非线性的过程。也就是说，只有当这种影响累计超过一定的门槛，其效应才会在总出口额中反映出来（Taglioni & Zavacka, 2012）。对于这种异质性最直接有效的验证方法就是通过分样本回归。我们从经济发展水平，进口规模以及贸易政策等维度对总样本进行分割，以验证不确定性与出口的因果效应的异质性。

表 5 因果效应的异质性检验

	按收入水平		按进口规模		按进入WTO前后	
	(1) 低收入	(2) 高收入	(3) 小	(4) 大	(5) WTO前	(6) WTO后
波动率	-0.529** (0.229)	0.192 (0.12)	-0.019** (0.006)	0.0978 (0.652)	-0.549*** (0.193)	-0.219 (0.322)
控制变量	是	是	是	是	是	是
F统计量	5.03	1.69	3.68	9.10	2.61	24.15
Hansen J 检验	4.284	0.408	2.183	3.356	3.407	2.02
P值	(0.232)	(0.523)	(0.337)	(0.187)	(0.333)	(0.367)
观测值	2311	1251	1,686	2,272	1,454	2,504
国家数量	36	13	29	29	56	59
国别-季度效应	是	是	是	是	是	是

第一，按照人均 GDP 的统计性特征，我们将人均 GDP 高于 25000 美元国家定义为高收入国家，其余定义为低收入国家，分别进行 2SLS 估计，结果如表 5 第（1）和第（2）列所示。由于已经使用人均 GDP 作为分类标准，因此在控制变量中将人均 GDP 对数值剔除。结果显示，低收入国家的不确定仍然显著影响中国出口，而在高收入国家中并未发现这种关系。说明中国对高收入国家的出口具有一定的稳定性，即使面对不确定性的侵袭也能保持相对的平稳。

第二，为了验证出口中的“大客户效应”，我们以对数季度进口总额的中位数 5.58 为界，将样本分为大进口国和小进口国两类，估计呈现在表 5 第（3）和第（4）列。结果表明不确定性与中国出口波动的因果关系显著地发生于小型进口国，而对于相对较大的进口国，未能通过显著性检验。这验证了“大客户效应”的存在，即中国对规模较大的国家的出口具有较强的延展性和抗干扰能力。

以上两个检验也回应了我们前文中表述的对基准全样本回归结果的担忧。由于灾难事件更多地发生在低收入国家和进口规模较小的国家，从而使得 2SLS 在技术上存在局部平均处理效应（LATE）的可能。通过分样本回归可以发现不确定性冲击在这类样本中显现的更为充分，从而破除了对局部平均处理效应的疑虑。

最后,考虑到政策变化是不确定性的重要构成要素,而对于中国出口而言,2001 年加入 WTO 是一个重要事件,它有效地破除了对于贸易政策不确定性的担忧。我们的问题是,在 WTO 规则的护航下,中国出口的平稳性是否有了显著增强?为此,我们以 2001 年作为分界点,分别对加入 WTO 前后的样本进行回归。结果呈现于表 5 第(5)和第(6)列,在加入 WTO 之前,不确定性显著地影响着中国出口的稳定性,加大了出口的波动幅度。而加入 WTO 之后,这种负向关系出现弱化,说明贸易政策的不确定性对出口的影响得到了有效的缓解。

六、结论及政策含义

本文针对近期中国出口波动幅度增加以及在危机期间贸易出现“过度反应”的事实,利用中国对 59 个主要贸易伙伴的出口数据以及出口目标国的宏观和灾难数据,研究了外部不确定性与中国出口波动的数量关系和因果关系。从数量关系上来看,不确定性和外部冲击会会对中国出口产生负面影响,而且这个影响的量级要远远大于传统上所考虑的供给、需求以及汇率因素所产生的影响;使用灾难数据作为工具变量的两阶段最小二乘法估计表明不确定性与中国出口波动存在着稳定的负向因果关系。

另外,本文还试图刻画出不确定性冲击到出口下降的传导路径。不确定性最先作用出口商和进口商等微观行为主体,影响他们的行为,然后再体现在出口额这些宏观变量上。从微观向宏观传导并非均匀发生的,而存在一个异质性效应。不确定性与中国出口增长的因果关系更显著地体现在中国与相对落后或者小型进口国的双边贸易中。虽然本文并未对中国出口的外部不确定的构成进行完整识别,但是可以确认的是,贸易政策的不确定性是其中的重要组成部分,加入 WTO 有效地缓解了不确定性对出口波动的影响。

以上发现可以形成以下政策性的启示。第一,鉴于外部不确定性对于中国出口波动的显著负面影响,营造一个稳定有序的经济环境应该成为政策制定者的首要之选。这种价值取向可以通过加强双边经济对话等形式来实现;第二,相对于不确定性,汇率波动等因素对中国出口的影响相对较小,因此不宜过分纠缠于人民币汇率问题,而应该将目标更多地转向价值链整合以及出口结构的优化;最后,积极参与国际双边或多边贸易对话,对接国际规则,是缓解外部不确定性的有效途径。在 WTO 在全球贸易体系的话语权日渐式微的今天,积极探究并试行 TPP、TTIP 以及 TISA 等高标准贸易规则将有利于减少政策不确定性,稳定中国的出口增长。

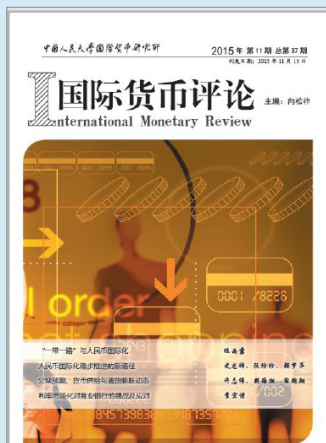
参考文献

- [1] 陈勇兵、陈宇媚和周世民, 2012:《贸易成本、企业出口动态与出口增长的二元边际》,《经济学(季刊)》第4期。
- [2] 陈云松, 2012:《逻辑、想象和诠释:工具变量在社会科学因果推断中的应用》,《社会学研究》第6期
- [3] 李浩, 胡永刚, 马知遥, 2007:《国际贸易与中国的实际经济周期——基于封闭与开放经济的RBC模型比较分析》,《经济研究》第5期。
- [4] 毛其淋、盛斌, 2013:《贸易自由化、企业异质性与出口动态——来自中国微观企业数据的证据》,《管理世界》第3期。
- [5] 钱学锋和熊平, 2008:《企业异质性、贸易成本与中国出口增长的二元边际》,《管理世界》第9期。
- [6] 施炳展, 2010:《中国出口增长的三元边际》,《经济学(季刊)》第4期。
- [7] Amiti M, Weinstein D, 2012, "Exports and financial shocks", *Journal of International Economics*, vol. 62, 277 – 287
- [8] Baker, Scott R., and Nicholas Bloom, 2013, "Does Uncertainty Drive Business Cycles? Using Disasters as Natural Experiments", NBER Working Paper 19475.
- [9] Barndorff-Nielsen and Shephard, 2006, "Econometrics of Testing for Jumps in Financial Economics Using Bipower Variation," *Journal of Financial Econometrics*, Vol.4, 1–30, 627-675.
- [10] Bloom, N., 2009, "The Impact of Uncertainty Shocks", *Econometrica*, Vol.77(3), 623–685.
- [11] Bloom, N., 2014, "Fluctuations in uncertainty", *The Journal of Economic Perspectives*, Vol. 28(2), 153-175.
- [12] Campbell, J., Lettau, M., Malkiel B. and Xu, Y., 2001, "Have Individual Stocks Become More Volatile? An Empirical Exploration of Idiosyncratic Risk", *Journal of Finance*, Vol.56, 1-43.
- [13] Feng Ling, Zhiyuan Lin and Deborah Swenson, 2017, "Trade Policy Uncertainty and Exports: Evidence from China's WTO Accession", *Journal of International Economics*, Vol.106, 20-36.
- [14] Ferrantino, M and D Taglioni, 2014, "Global Value Chains in the Current Trade Slowdown", *World Bank Economic Premise No. 137*, Washington, DC.
- [15] Ghironi Fabio, and Marc J. Melitz, 2005, "International Trade and Macroeconomic Dynamics with Heterogeneous Firms", *The Quarterly Journal of Economics*, Vol.120, 3 : 865- 915.
- [16] Haddow, A., Hare, C., Hooley, J. and Shakir, T., 2013, *Macroeconomic uncertainty: what is it, how can*

we measure it and why does it matter? Bank of England Quarterly Bulletin

- [17] Handley, K., & Limão, N., 2017, “Policy uncertainty, trade and welfare: theory and evidence for china and the U.S.”, *America Economic Review*, forthcoming.
- [18] Hoover, Kevin and Perez, Steven, 1994, “Post Hoc Ergo Propter Hoc one more: an evaluation of ‘Does Monetary Policy Matter’ in the spirit of James Tobin”, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 34, 89-99.
- [19] Hummels, D. and P. Klenow, 2005, “The Variety and Quality of a Nation’s Exports”, *American Economic Review*, Vol. 95, 704—23.
- [20] Jones, Ben and Olken, Ben, 2005, “Do Leaders Matter? National Leadership and Growth since World War II”, *Quarterly Journal of Economics*, Vol.120, 835-864.
- [21] Knight, Frank H., 1921, *Risk, Uncertainty, and Profit*. Boston, MA: Hart, Schaffner & Marx; Houghton Mifflin Company.
- [22] Kocherlakota, N., 2009, “Some thoughts on the state of macro”, Available at: <http://braddelong.posterous.com/narayana-kocherlakota-somethoughts-on-modern>.
- [23] Novy, D. and Taylor, A.M., 2014, “Trade and uncertainty”. National Bureau of Economic Research.
- [24] Ravn, M.O. and Uhlig, H., 2002, “On adjusting the Hodrick-Prescott filter for the frequency of observations.” *Review of economics and statistics*, Vol. 84, 371-376.
- [25] Rodrik, D., 2011, “Unconditional convergence”, *Social Science Electronic Publishing*, Vol.66(1), 143--168.
- [26] Taglioni, D., Zavacka, V., 2012, “Innocent Bystanders: How Foreign Uncertainty Shocks Harm Exporters”, Working Paper 149, European Bank for Reconstruction and Development.
- [27] Waugh, M. E. Leibovici, F., 2011, “Cyclical Fluctuations in International Trade Volumes”. New York University, Working Paper.
- [28] Zavacka, Veronika. 2012, “The Bullwhip Effect and the Great Trade Collapse.” European Bank for Reconstruction and Development Working Paper, No. 148.
- [29] Zussman, Assaf and Zussman, Noam and Nielsen, Morten, 2008, “Asset Market Perspectives on the Israeli-Palestinian Conflict”, *Economica*, Vol.75, 84-115.

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

厦门 国金

XFinTech

资产证券化专业服务商

ASSET BACKED SECURITIZATION SPECIALIST



0755-26418011



xft@xfintech.com.cn



深圳市南山区高新科技园南天路
2968号怡化金融大厦20楼