

# 国际货币评论

International Monetary Review

主编：张杰



红色金融的先驱者

金融脱实向虚的内在机理和推进供给侧结构性改革深化

中国宏观审慎监管沟通对金融资产价格的影响

金融开放、经济波动与金融波动

资本账户开放、汇率市场化改革与外汇市场风险

马德伦

王国刚

刘澜飏、郭子睿、王博

马勇、王芳

赵茜

顾问委员会：（按姓氏拼音排序）

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

编委会主任：张杰

编委会委员：（按姓氏拼音排序）

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

---

主 编：张杰  
副 主 编：何青 苏治 宋科  
编辑部主任：何青  
编辑部副主任：赵宣凯 安然  
责任编辑：黄辉煌  
栏目编辑：杨章轶  
美术编辑：张耘峒

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

红色金融的先驱者——马德伦 01

金融脱实向虚的内在机理和推进供给侧结构性改革深化——王国刚 06

中国宏观审慎监管沟通对金融资产价格的影响

——以股票市场为例——刘澜飏、郭子睿、王博 35

金融开放、经济波动与金融波动——马勇、王芳 52

金融市场化进程是否改变了中国货币政策不同传导渠道的相对效应?——战明华、李欢 81

资本账户开放、汇率市场化改革与外汇市场风险

——基于外汇市场压力视角的理论与实证研究——赵茜 100

# 红色金融的先驱者

马德伦<sup>1</sup>

**【编者按】**当我开始撰写红色金融系列文章的时候，我在心里不断地问自己一个问题：“在那样艰苦卓绝的年代，在那样浴血奋战的征程中，在那样经济贫瘠落后的地区，红色金融的创建者是怎样的一些人啊？”

历史的烽火烈焰腾腾，红色金融的先驱者有的清晰可见，有的只留下背影，如“为成立平江县工农银行敬告群众书”的作者，如 1926 年 12 月湖南柴山洲特别区第一农民银行的组织者，如许多红色根据地苏维埃银行的创建者。他们虽然没有留下名字，但他们的心血、智慧和牺牲，他们的实践、事迹和功绩，铸就了中国红色金融的灵魂。

我想起了毛泽民，中华苏维埃共和国国家银行的首任行长。作为毛主席的大弟弟，在毛主席 17 岁离开家投身民族解放大业时，年仅 14 岁的他，毅然退学，回到家中帮助父亲打理家务，支持自己的兄长一心革命。而在自己的父母去世后，本有一份殷实的家业可以守护，他毅然放弃，放弃了小家庭的温暖，为的是普天下人的幸福。他跟随毛主席走上革命道路，在长沙师范附小管理庶务时，他发现集市临散时，蔬菜等价格便宜。后来他又和农民订购，农民直接把粮食、蔬菜挑到学校，既便利了农民销售，又节约了开支，改善了教职工的伙食，得到了大家的称赞。他去安源路矿创办工人消费合作社、工人工资存入合作社，扩大经营资金；以略高于批发价出售生活日用品，让工人得到实惠，从而为党筹集活动经费。这些也展示了他异于常人的经济管理禀赋。他去广州、去武汉，为党的事业奔波。“4·12”反革命政变后，他去白色恐怖笼罩下的上海，把党的机关刊物《向导》的发行工作整顿得井井有条，保证了发行费用的回收。他把接收的共产国际经费想尽办法转为党中央的活动经费。他就任行长，在组织研究国家银行章程的同时，只用了短短不到两个月的时间，国家银行正式开业。

---

<sup>1</sup> 马德伦，中国人民大学国际货币研究所顾问委员、中国金融会计学会会长、中国人民银行原副行长；



图 1 陕甘宁边区银行

无论是在中央苏区，还是在长征路上，还是在陕甘宁革命根据地，他领导的国家银行千方百计筹集资金，发展经济，为战争和革命事业做出了突出贡献。

我想起了曹菊如。红色金融史上虽然有他的名字，但着墨不多。他是南洋华侨，在海外也有自己的安稳生活，但他回到祖国，回到了闽西，从闽西工农银行会计科长，到中华苏维埃国家银行业务处长，管理着信贷、汇兑、金银收兑、会计、出纳等各项业务。他两只手打算盘，工作中精益求精。我在猜想，国家银行 1932 年的全年全体总决算书的说明和报表设计就应该是他的杰作。因为国家银行的会计钱希均只有小学一年级文化。曹菊如从闽西到瑞金，从中央苏区经过长征到达陕北，从陕北到东北解放区，从东北到北京，这一路的革命历程，除了生与死的考验，对他而言还有始终不改的实事求是的思想作风。上个世纪 50 年代，他在担任中国人民银行行长时，重视知识，重视人才，对国家金融事业在海外的发展坚持了正确的指导方针和具体政策。尽管受到一系列打击，但保留并发展起来的中银香港、澳门和伦敦、新加坡等海外分行，才能成为今天我国金融走向国际的先导。

我想起了莫钧涛。幼年丧父的他，12 岁就小学辍学当了童工，在长江的小火轮上烧锅炉，在饭店的桌椅边端盘子，在武汉的码头上扛麻包，在英资的“怡和”银行里送票据。上个世纪 20 年代大革命的风起云涌，吸引了他。他在给恽代英当传令兵的同时，参加了武汉黄埔军校的学习，成为正式学员。汪精卫叛变革命后，黄埔军校解散，他按照党的指示，组织

工人纠察队。1928 年，党挑选一批工人到井冈山加入红军，他和几十人一起离开武汉，一路艰险，上到井冈山时只剩下不到 10 人。在红 28 团，他作战勇敢，有勇有谋，打到闽西时，手臂被炸断。缺了一只手的他，只好离开战斗部队。转业后，从红军医院到国家银行，他负责总务处。他对战斗中缴获的金银珠宝，费尽心机藏匿在“烂泥坑”。这些金银珠宝，在长征中发挥了重要作用。他受命印制国家银行钞票，从找人设计、千方百计准备印钞材料，到组织设备和人工，短短五个月的时间，就印制发行了近 100 万元国家银行货币。长征中，他负责后勤给养，被林伯渠派到右路军，结果在长征的路上，他多走了一年，到 1936 年 10 月才到达陕北。从延安到西安，从边区财政审计到接收国民政府给边区的补助，从陕甘宁边区银行到新中国成立后的人民银行西安分行，从西安到北京，从人民银行到上世纪 50 年代的农业银行，他的一生都献给了红色金融事业。



图 2 红军到达陕北

我想起了黄亚光。出身于富裕家庭，在台湾地区读过专科学校（那时的专科学校不亚于现在的大学）又在日本留学的他，本有优渥的生活，无忧的日子。但他早早参加了革命，上世纪 20 年代就是我党闽西某县的县委书记。在命悬一刻的时候，被毛泽民、莫钧涛等人解放出来，他在瑞金中华苏维埃政府文书科时，只是负责管理文件，给国家银行设计钞票。长征到达陕北，1938 年才重新入党。任陕甘宁边区银行副行长时，他每天夜以继日地工作，要发展边区经济，又要稳定货币；要维护边币的地位，又要打击法币的投机；要看边区的物价趋势，又要关注边币与法币汇率的涨跌。在丰富的实践中，他写下了大量日

记，生动地、翔实地记录了那一段历史。新中国成立后，他作为人民银行副行长和曹菊如行长一起，坚持真理，保护了总行和系统一大批知识分子干部，自己受到不公正处理，却毫无怨言。

红色金融的先驱者们很多很多，他们可歌可泣的事迹很多很多。我因掌握的资料有限，无法一一尽述。他们身上所展现的、所表达的精神境界，已经成为习总书记所概括的“跨越时空的井冈山精神”。

他们对党忠诚，血与火的洗礼，生与死的考验，他们不改初衷，坚定地跟党走，坚决执行党的命令，坚决落实党的要求。无论在苏区，在陕甘宁边区，在新中国，他们一以贯之。

他们理想信念坚定。为人民谋幸福，为民族谋复兴，始终是他们人生的唯一目标。他们中的每个人都有委屈，都有曲折。毛泽民在长征中被解除了职务，配备的马没有了，警卫没有了。是周恩来知道后，给了一个临时的任命。曹菊如在上世纪 50 年代受到了多次批评，那时的压力之大是我们无法想象的，但他保护干部，保护了我党宝贵的人才。莫钧涛长征中多走了一年，1955 年任农行副行长，行长乔培新资历比他低得多。莫钧涛在边区当处长时，乔培新只是普通干部，但莫钧涛坚决支持乔的工作，从不以资格老而自居。试想，以莫钧涛黄埔学习的经历，以他 1928 年上井冈山的资历，他在红军中若不是重伤截肢，一直在部队中征战，1955 年授衔时至少是中将吧。黄亚光呢？1926 年入党，上世纪 20 年代的县委书记，险被错杀。他们这些人，对党不讲委屈，不讲个人，只是一心一意为党的事业。

他们不畏困难，敢于开拓。从苏区创建工农银行到建立国家银行，从陕甘宁边区银行到新中国的人民银行。这一路，面对的困难一点没少，缺资金、缺物资、缺人才、缺制度、缺经济基础……他们一点点想办法，出主意，路一步步走，困难一点点地克服，从而逐步建立了红色金融体系。

他们善于学习，也善于在实践中总结提升。毛泽民读了四年私塾，曹菊如小学毕业，莫钧涛小学辍学，黄亚光日本留学，没有人学金融，学经济，学会计。但是我们从“告群众书”、从“国家银行章程”、从“1932 年国家银行全年全体总决算书”中，看到了他们的专业品质。看到这些，你能不佩服吗？

他们严于律己。经手的钱财、金银珠宝不计其数。在当时的条件下，管理并非严密，但他们无动于衷。他们并不富裕。在延安时，黄亚光因为革命，家道中落，他父亲去世

后，母亲生活异常困难，不得已借钱供养母亲。曹菊如家里孩子多，新中国成立后他当行长，谢绝了组织的困难救助。在苏区时，他们没有工资，仅有的一天 5 分钱的伙食补贴还要节省下来以支持革命。曹菊如的 6 个孩子中，只有养子在国务院机关事务管理局做了副处级，其余 5 个孩子都是工人。

他们有太多感人的品质。就是他们这些人，连同那些一起奋斗的人们，塑造了我们党的肌体，我们党的思想，我们党的理念，我们党的品质，我们党的事业。当历史从红色金融转向社会主义建设，转向改革开放，我们铭记历史的真谛，是汲取历史精华，继承先驱者的思想和精神财富，在中国特色社会主义建设中，在实现两个 100 年的奋斗历程中不忘初心，牢记使命，勇于担当，开创未来。

# 金融脱实向虚的内在机理和推进供给侧结构性改革深化

王国刚<sup>1</sup>

**【摘要】**金融脱实向虚是一个复杂的现象。近年来，中国经济运行中发生的是资金的脱实向虚。其直接成因在于，PPI持续负增长引致的实体经济面企业资产利润率降低和波动；深层成因在于，受体制机制制约，经济结构中的短板产业未能得到有效提升补足。进入 21 世纪以后，在实现温饱型小康的基础上，以“住行学”为主要内容的消费结构升级应成为经济结构调整的主要方向，但这些不平衡不充分问题至今没有得到有效解决。资金的脱实向虚是实体经济面供给侧结构性失衡的必然产物，它的解决也有赖于深化供给侧结构性改革的进展程度。这包括深化“住行学”领域的投资体制机制改革、金融体制机制改革和加大对外开放力度等。

**【关键词】**脱实向虚；“住行学”；结构性改革；

## 一、引言

2008 年美国金融危机以后，“金融脱实向虚”的说法在国际社会中不胫而走，且备受诟病。不论在理论界还是在实务界都有人将它与实体经济“空心化”、金融泡沫和金融风险等直接链接，并认为美国爆发金融危机深层成因就在于此。但也有人认为，金融与实体经济、虚与实难以清晰划分，“这两者间的边界越来越模糊且彼此渗透”<sup>2</sup>，过于简单地从“脱实向虚”中推导出“脱虚向实”有可能步入政策抉择误区，如果依此为依据，强制要求金融机构不顾具体情况地“服务实体经济”，很可能引致更加严重的经济金融后果。笔者认为，在人类几千年的经济发展（尤其是第一次产业革命以来的 200 多年历史发展）中，金融脱实向虚是一个复杂的经济现象，根据“实”与“虚”的内涵不同，金融脱实向虚有着多种类型，每种类型的内在机理和历史趋势差异甚大。近年来，中国经济运行中出现的是资金的脱实向虚，其直接成因在于，PPI持续负增长引致的实体经济面企业资产利润率降低和波动；深层成因在于，经济结构中的短板产业未能得到有效提升补足。它的解决有赖于深化供给侧结构性

<sup>1</sup> 王国刚，中国人民大学国际货币研究所学术委员，中国社科院学部委员；

<sup>2</sup> 参见李扬《“金融服务实体经济”辨》，载《经济研究》2017年第6期。

改革中消费升级的到位。

## 二、金融脱实向虚的主要类型、内在机理和历史趋势

在国民经济的庞大系统中，金融是一个不可或缺的构成部分，它与实体经济相辅相成、相得益彰、协同前行。实体经济的运行和发展持续地给金融发展以动力，实体经济创造的财富和价值支持了金融创新发展，因此，一旦脱离了实体经济，金融就将失去养分的支持和前行的方向；金融作为引导经济资源配置的机制，通过货币、信用、股权、信托、保险、租赁等作用，推进了实体经济的科技进步、资产重组、结构调整、市场拓展和风险化解，因此，一旦脱离了金融机制的支持，实体经济就将陷入举步维艰的境地。就此而言，金融与实体经济是有机融合的一个整体，密不可分，并不存在金融脱离实体经济的“脱实向虚”的内在机理。但另一方面，在经济体系中，金融又是与实体经济相对独立的一个子系统。这不仅意味着金融并非实体经济，金融有着自己的运行机制和发展规律，而且意味着金融发展有可能与实体经济不同步不协调，在某些条件下甚至可能偏离实体经济运行发展的内在要求。就此而言，金融有着脱离实体经济的“脱实向虚”的可能性。鉴此，有必要厘清金融脱实向虚的主要类型，弄清哪些类型是必然的，哪些类型是特殊条件下发生的短暂现象。

### （一）经济金融化进程中的“脱实向虚”

经济金融化是反映金融活动对国民经济活动影响程度的概念，在计量指标中包括金融相关率（即金融资产价值总量与实物资产价值总量的比率<sup>1</sup>）、金融业取得的 GDP 占 GDP 的比重、金融交易增长率与 GDP 增长率的对比等等。经济金融化以金融相关率为刻画指标。经济金融化的概念虽然在 20 世纪 70 年代以后才引起人们的关注，但它的起步可以追溯到几千年之前，迄今，它大致经历了商品→货币→资源货币化→权益资本化→资产证券化等几个阶段。

马克思认为，货币来源于商品交换的发展，作为一般等价物的货币从商品世界中分离出来以后，原先统一的商品世界就分离成了商品世界和货币世界，即“劳动产品分裂为有用物和价值物”<sup>2</sup>，由此，充当货币的商品主要发挥着货币职能，基本脱离了它作为商品时的使用价值。这标志着经济运行迈开了“脱实向虚”的步伐。几千年的人类历史发展中，不论

<sup>1</sup> 雷蒙德·W·戈德史密斯认为：“金融相关比率，它的定义是全部金融资产价值与全部实物资产（即国民财富）价值之比，这是衡量金融上层结构相对规模的最广义指标”。引自雷蒙德·W·戈德史密斯《金融结构与金融发展》，中译本，第 44 页，上海三联出版社和上海人民出版社 1994 年版。

<sup>2</sup> 引自马克思《资本论》第一卷，第 90 页，人民出版社 2004 年版。

货币载体如何变化，货币与商品的分离始终存在并发生于各国和地区经济活动中。货币的出现是商品交换的必然产物，它使得商品交换转变为商品流通，既便利了商品交易又推进了经济发展。这是“商品本性的规律通过商品占有者的天然本能表现出了”<sup>1</sup>的必然结果。

随着第一次产业革命的展开，资源的货币化成了一个令人瞩目的经济现象。内在机理是，土地等经济资源在非货币化的条件下是难以进入市场配置之中的，由此，价格功能、市场机制难以对各类经济资源的配置发挥作用，也就很难形成完整的市场经济体制。土地等经济资源的货币化的一个重要结果是，早先英国古典经济学中将资本、土地和劳动（相应地认为，利润、地租和工资是一切收入和商品价值的根本来源<sup>2</sup>）列为经济资源三要素，但在第二次产业革命（如 1870 年）以后的经济增长理论中经济资源的变量就仅剩资本和劳动了，即“土地”不见了。所以发生这种变化，基本成因不在于“土地”退出了经济资源的范畴，而在于随着市场经济的扩展，“土地”在货币化后加入了“资本”的范畴，因此，如果说早些时候“资本”代表着它所能购买到的设备、原料、厂房等生产资料的话，那么，在土地货币化后，“资本”也代表了它所能购买的土地。由资本和劳动构成的经济增长理论延续到了哈罗德-多马之后，1956 年索洛将技术进步引入了经济增长模型，为随后的新经济增长理论发展奠定了新的基础。

在经济资源货币化的过程中，权益（或收益）的资本化进程也在展开。从某种程度上可以说，权益资本化和资源货币化是同一进程的两个方面。权益资本化最突出地表现为土地权益的资本化和股权的资本化。在经济活动中，如果说各种产品都可以用“成本+利润”的方式大致计算出它们市场销价的话，那么，最不容易弄清销价的就是土地和股权了（这也是迄今为止人们依然对它们感到扑朔迷离而争论不休的主要原因）；但弄不清土地和股权的销价就难以使它们进入市场机制配置经济资源的范畴，市场机制的发挥一旦缺乏资本和土地等对象，也就基本进入了无用武之地。解决这些矛盾的方法与矛盾的产生大致同时出现。权益资本化的出现使得土地和股权有了符合市场机制的解决方案，它的基本要点是，将土地收益（如地租）或股权收益（如股息）与存款利率相对比来确定土地价格或股权（或股票）价格<sup>3</sup>。如果说在资源货币化中还能看到土地、资本等实物的话，那么，在权益资本化中直接对象是“收益”，它离实物又远了一步，由此，脱实向虚又迈进了一步。

---

<sup>1</sup>引自马克思《资本论》第一卷，第 105 页，人民出版社 2004 年版。

<sup>2</sup>例如，亚当·斯密说：“工资、利润和地租，是一切收入和一切可交换价值的三个根本源泉。”（引自亚当·斯密《国民财富的性质和原因的研究》，中译本，第 47 页，商务印书馆 1972 年版）

<sup>3</sup>参见马克思《资本论》第三卷中相关论述。

20 世纪 70 年代以后，在美国金融创新展开过程中，一些金融公司为了解决资产流动性困难，推出了资产证券化，即以信贷资产的现金流为基础、通过 SPV（特殊机制）将信贷资产纳入资产池并以此为条件公开发行对应金额的债券，此后，将发债获得的资金投入经营运作以保障公司经营的可持续性。20 世纪 80-90 年代，这一解决资产流动性的方法在美国的其他领域（包括金融领域和实体企业等）和欧洲许多国家普遍展开。如果说在权益资本化中“收益”来源于实体经济的经营运作，所以，它与实体经济尚能链接的话，那么，在资产证券化中，作为直接对象的信贷资产属于金融资产，就已远离实体经济了；在信贷资产的基础上，再实施证券化，就更远离实体经济（也就更虚）了。但这种“虚”缓解了金融公司的资产流动性，增强了它们服务于实体经济的能力，因此，形成了一种为“实”服务的“虚”，有其内在的合理性。

200 多年来，在实体经济快速发展且规模不断扩展的条件下，金融部门也在快速发展。在金融产品创新和金融交易创新的推进下，金融资产的增长速度快于国民财富的增长速度，由此，在货币化、资本化和证券化的基础上，随着互换、远期、期货和期权等金融衍生产品的问世和交易规模扩展，经济金融化现象日益引人注目。从发展阶段角度看，实际上，货币化、资本化和证券化均是推进经济金融化的过程，与此相比，经济金融化则不是一个可直接划分的金融“脱实向虚”的阶段。在 2008 年之前，金融相关率指标较多地用于判断和衡量一国或地区的金融发展程度，似乎该指标的数值越高，表明金融发展程度越高。但美国金融危机以后，由金融泡沫引致的金融相关率上升引起了各方的关注，由此，金融相关率的高低是否一定表示金融发展水平的高低就成为一个有待进一步厘清的问题。尽管如此，至少对发展中国家而言，经济金融化仍然是一个经济金融发展的客观趋势。

在经济金融化的同时，金融领域中的“脱实向虚”也在多个角度展开，从而，既丰富了“脱实向虚”的内涵，又强化了“脱实向虚”的效应，给人们造成了一种金融可以脱离实体经济成为一个独立运行过程的假象。这些“脱实向虚”主要包括：货币载体的脱实向虚、金融交易对象的脱实向虚、金融服务网点的脱实向虚和资金的脱实向虚等。

## （二）货币载体的脱实向虚

货币载体的脱实向虚大致经历了实物货币→纸币→电子货币等阶段。

货币从商品世界分离出来后，最初以商品实物为载体。在几千年的历史中，贝壳、布帛、青铜、金银等先后担任过货币的实物载体。随着纸张的问世和纸张质量的改善，货币的载体由贵金属转移到了纸张上，形成了纸币。纸币的出现，不仅揭示了货币内在的信用

机理，而且提高了货币的便捷性和使用效率，强力推进了商品交易（从而市场经济）的发展。货币的纸币化，从货币载体看，是一个“脱实向虚”的突出表现，即原先沉甸甸且具有价值含量的贵金属转变为一张轻飘飘且名不符实的纸币（纸币的标值与纸币的纸张价值相去甚远），但从推进商品交易角度看，它又是一个为实而虚的必然产物。现代纸币最初以银行券的形式面世。如果没有纸币的出现，仅靠以金银实物为载体的货币，在数量、便捷、安全、交割、保管等方面，要支持银行业及其他金融业的发展是很困难的，要支持第一次产业革命、第二次产业革命的高歌猛进也几乎是不可能的。

20世纪60年代以后，随着电子信息技术的发展，在计算机、电子信息传输技术、互联网等快速发展的条件下，以银行卡为载体的电子货币大规模地替代了纸币，成为主要的货币形式。原先在纸币上，人们对货币的存在尚有手感（纸币可触摸）、视觉（可直观地看到货币数字）等实感，但在电子货币上，这些实感都难以直接达到了（货币持有人必须用银行卡到专门的终端设备上查询，方才能够通过电子符号知晓其所持有的货币数额）。但这种纸币到电子货币的“脱实向虚”，既方便了货币持有者的各项交易活动、增强了货币保管的安全性、防范了假币伪币的发生几率，又提高了货币的卫生条件、强化了货币跨区支付能力、有效地保存了货币流程中的各种信息，因此，是一种以“虚”落“实”的过程。

货币作为市场经济条件下的一种经济机能，必然随着现代科技和信息技术的进一步发展而发展。一个突出的实例是，近年来，随着手机与互联网的链接技术的突破，通过手机终端展开电子货币支付交易的比重快速上升，与此对应，运用银行卡实现货币支付的比重随之下降。在科技和信息技术进一步发展条件下，未来也许还会出现替代电子技术的新技术，由此，货币的载体也可能从电子转向新载体<sup>1</sup>，这必然将更加促进货币载体的“虚”化。

### （三）金融交易对象的脱实向虚

金融交易对象的脱实向虚大致经历了现货交易→指数交易→指数期货交易→指数期权交易等阶段；同时，也存在着由虚向虚的延伸。

以股票交易为例，最初的股票交易是一种现货交易（如中国的沪深股市），随后，在股指发布的基础上，有了股指交易。如果说股票现货交易与每家上市公司的经营运作业绩还有着直接联系的话，那么，股指交易的活跃程度和股指交易走势就与一家家具体的上市公司经营运作业绩相距甚远了，由此，向“虚”迈出了重要一步。在股指交易的基础上，又衍

---

<sup>1</sup>关于数字货币是否属于货币载体的变化，需要另加研讨。

生出了股指期货和股指期权交易，交易对象更加远离现货，股指期货和股指期权的交易行情与一只只挂牌股票的交易行情已无多少直接联系，主要由介入股指期货和股指期权的多空双方预期及实力决定，由此，更“虚”了。支持金融期货和金融期权交易的人强调说，这些交易方式有利于发现价格（并运用一些模型予以证明）、化解风险和促进资源配置。持反对意见的人认为，迄今也没有人证明过金融期货和金融期权究竟发现了什么价格（例如，是股票交易的现货价格还是股指期货价格，股指期货价格是如何决定或引导一只只挂牌股票价格变化的，如此等等）？也没有人论证过，究竟股市风险是如何化解的（股票期货和股票期权是化解了某些投资者的市场操作风险还是股市整体风险或是其他具体风险）？但有一点是清楚的：股票现货交易延伸到股票期货和股票期权交易过程中，交易成本明显增加了，可是上市公司并不因此而增加经营业绩、它所能提供给股东分配的利润也不因此而增加。从这个角度看，股票期货和股指期权虽然活跃了股票市场的交投，但并没有支持实体经济（上市公司）的经营业绩，这种“虚”对“实”的意义有待进一步探究。

金融交易对象中还有一种“由虚向虚”的延伸现象。例如，近年来国际金融市场中出现的比特币交易→ICO 交易→比特币期货交易等。其中，比特币本来就是一种虚拟的金融交易对象（它本非交易媒介，也就不是货币），与实体经济没有任何实质性联系；在比特币基础上，再衍生出的 ICO 和比特币期货交易，使得比特币的“虚”进一步虚化，更令人琢磨不清了。

金融根植于实体经济，实体经济创造的价值是金融得以运行发展的养分，也是各种金融交易成本和收益的来源。金融交易对象的脱实向虚，在加大交易成本的同时并没有增强实体经济部门的价值创造能力，也难以增加实体经济部门向金融部门让渡的价值数量，由此，这种“向虚”的经济意义何在？值得深入反思。

#### （四）金融业态的脱实向虚

金融业态的脱实向虚主要表现为金融机构营业网点从物理网点→互联网→手机的变化。早些年，人们的金融交易几乎全部在金融机构的物理网点中实体店展开，随着电脑和电子技术的发展，越来越多的金融交易借助互联网渠道展开，由此，离柜率（即电子替代率）快速上升；近年来，随着手机功能的增强（尤其是手机上网功能的强化），越来越多的金融交易借助手机展开，离柜率进一步上升（在中国，银行业的平均离柜率从 2010 年的 45% 上升到 2017 年 85% 以上，有的商业银行已突破 90%），由此，展示出金融业态脱离实体店向线上发展的趋势。

这种金融业态的脱实向虚，借助于现代信息技术的发展，给客户带来了快捷省时的效应，减少了相关金融机构的经营成本，是金融业发展的必然趋势。随着信息技术的进一步提升，金融业态的向虚还将以新的形式深化拓展。

## （五）资金的脱实向虚

资金的脱实向虚，是指在经济金融运行中大量资金滞留于金融层面运作，未能落到实体经济，由此引致金融面的“资产荒”和实体面的“资金荒”的矛盾现象。在经济运行中，金融并不创造价值，金融运行中的各种费用、金融机构和金融产品投资者的收益均来自于实体经济部门创造的价值转移，因此，大量资金滞留于金融部门是缺乏实质意义的。不仅如此，大量资金滞留于金融部门，既弱化了实体经济创造财富和对应价值的能力，也增加了金融运行的成本，给经济和金融都带来了新的风险。毋庸置疑，在经济金融运行中，资金脱实向虚是一种异常现象。

在中国货币供应量中， $M_1$  的含义是  $M_0$ （流通中的货币）+ 企业等机构的活期存款。在经济金融运行中， $M_1$  的数额变化主要由实体企业的销售额、新增贷款数额、实体企业发行证券（债券和股票等）、非银行金融机构（和准金融机构）的活期存款等的变化所引致。 $M_1$  的主要构成部分是“活期存款”，它的主要用途在于满足交易中的款项支付。从表 1 中可见，进入 21 世纪以来的 18 年间， $M_1$  的增长速度明显高于同期的各项宏观经济指标（如 GDP 增长率、物价增长率、工业企业产出增长率、社会消费品增长率和居民收入增长率等）。与 1999 年相比，2017 年  $M_1$  增长了近 11 倍。如果说 2008 年之前  $M_1$  的快速增长还与经济高速增长有着较为密切的内在关联的话，那么，2008 年以后随着 4 万亿元投资刺激计划的实施，尤其是 2015 年以后，在经济增长从高速转向中高速区间的背景下， $M_1$  再次恢复到两位数以上增长就已偏离了与经济增长相协调的区间。从年度增量的具体数额看，2008 年之前，每年新增  $M_1$  的数额大致在 2 万亿元之内，这可用 GDP 增长率和经济总量的规模扩大予以解释，其中 2007 年新增  $M_1$  2.6 万亿元与当年的 GDP 增长率高达 14.2% 直接相关。与此相比，2015-2017 的 3 年间， $M_1$  的每年新增数额均在 5 万亿元以上（其中 2016 年达到 8.56 万亿元）就已难以再用实体经济面的交易规模扩展进行解释了。从资金来源看，实体企业产品销售款的回流数额引致的  $M_1$  增加额远低于每年新增 5 万亿元以上的规模；从资金使用看，实体企业产品销售额增量所需的资金增量也远低于每年 5 万亿元以上的  $M_1$  增加额。如果以正常条件下每年由实体企业产品销售额增加所需的资金量为 2 万亿元左右为计量，则 2015-2017 年间  $M_1$  增加额中有 14 万亿元以上的资金主要来源于非实体经济交易。

从机理上分析，这些更有可能来自于非银行金融机构、准金融机构和非金融机构等预期用于金融交易的安排，基本上属于脱实向虚的范畴。由此不难看出，2015 年以后的 3 年间，资金脱实向虚（从而“资产荒”）有着加重的趋势。

表 1 中国 M<sub>1</sub> 变化一览表 (1999-2017) 单位: 亿元, %

年份	M <sub>0</sub>	M <sub>1</sub>	M <sub>1</sub> 增量	M <sub>1</sub> 增长率
1999	13455.50	45837.30		
2000	14652.65	53147.15	7309.85	15.95
2001	15688.80	59871.59	6724.44	12.65
2002	17278.43	70882.19	11010.60	18.39
2003	19746.23	84118.81	13236.62	18.67
2004	21468.49	95971.01	11852.20	14.09
2005	24032.82	107279.91	11308.90	11.78
2006	27072.62	126028.05	18748.14	17.48
2007	30334.32	152519.17	26491.12	21.02
2008	34218.96	166217.13	13697.96	8.98
2009	38246.97	221445.81	55228.68	33.23
2010	44628.17	266621.50	45175.69	20.40
2011	50748.46	289847.70	23226.20	8.71
2012	54659.77	308664.23	18816.53	6.49
2013	58574.44	337291.05	28626.82	9.27
2014	60295.53	348056.41	10765.36	3.19
2015	63216.58	400953.44	52897.03	15.20
2016	68303.87	486557.24	85603.80	21.35
2017	70645.60	543790.15	57232.91	11.76

资料来源: 中国人民银行网站。

综上所述，经济运行和经济发展中的金融脱实向虚有着多种表现，是一个复杂的过程。其中，有些脱实向虚是市场机制作用、科技发展的必然结果，既符合金融发展的内在要求也符合实体经济发展的内在要求。与此不同，资金的脱实向虚，违背了金融机理也违背了实体经济的发展要求。因此，对中国经济运行和可持续发展来说，需要予以调整和防范的不是泛泛而谈的“金融脱实向虚”，而应是具体明确的“资金脱实向虚”。

## 二、资金脱实向虚的成因和效应

金融面上的资金有着明显的逐利取向。从理论上说，当实体企业的资产边际效率高于市场利率时，不论是实体企业还是其他的投资者都将增加投资，由此，资金会自然地流向实体企业，反之，则可能引致投资减少（或资金滞留于金融面）。在这一范畴内，资产边际收益率下降和市场利率的任一方变动都将引致投资取向和投资数量的变化。在市场利率不变时，资产边际收益率降低将削弱资金流向实体企业的动能；在资产边际收益率不变时，市场利率降低将激励资金流向实体企业的动能。另一方面，金融运作是一个持续性的过程，

从防范风险出发，投资者客观上要求资金运作有着较高的稳定性（即减少波动风险，尤其是减少大幅波动风险），由此，如果实体企业的资产边际收益率处于大起大伏波动态势（即便在某个时间段资产边际收益率大于市场利率）时，投资也可能因难以预期未来收益的稳定（或可靠）程度而减少。

销售价格（出厂价）的波动是影响实体企业资产利润率的一个主要因素。在经营成本不变的条件下，销售价格增长率越高则实体企业的资产利润率越高；在经营成本上升的条件下，如果销售价格增长率高于经营成本的上升幅度，则实体企业的资产利润率依然有着上升的趋势。从图 1 中可见，2012 年 2 月-2016 年 8 月工业企业的出厂价格(PPI) 增长率持续了 54 个月的负增长（月度同比最低点为 2015 年 9-12 月的-5.9%）。虽然就月度同比而言，PPI 均未超过-6%的负增长，但累计的负增长率却呈现持续下跌走势，其中，2016 年 2 月至 8 月的累计下跌值均在 89%以下，最低点为 2016 年 8 月的 87.58%。这意味着，如果将不同产业部门和不同地区之间的差异舍像，那么，在 2012 年 2 月份之前出厂价格中包含有 12% 左右毛利润的工业企业，到 2016 年 8 月就已经全部处于无利润或亏损境地了。2016 年 9 月以后，PPI 增长率由负转正。到 2018 年 3 月，PPI 增长率虽然延续了 18 个月的正增长，但依然未能完全消解 54 个月负增长引致的累计值为负的状况，与 2012 年 1 月相比，PPI 增长的累计值仅为 96.78%，即工业品出厂价格水平还未回到 2012 年 1 月份之前。

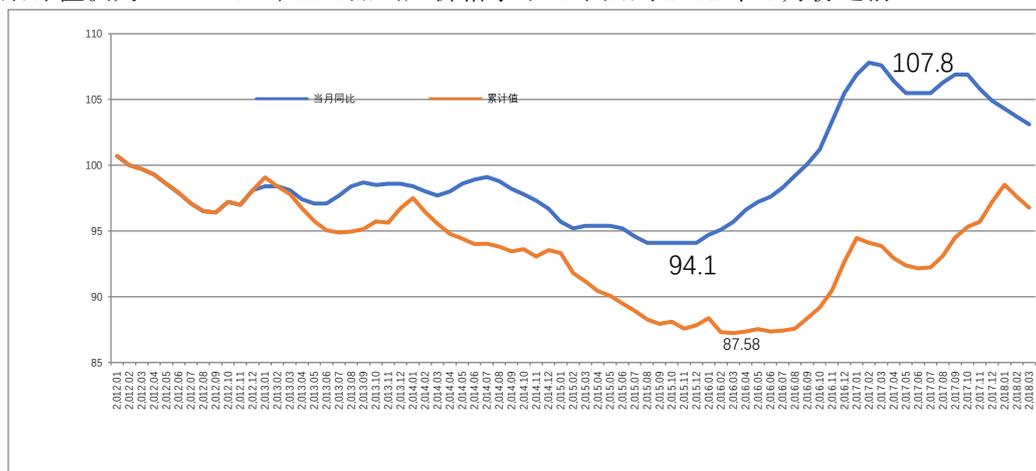


图 1 PPI 增长率走势图 (单位: %)

资料来源：国家统计局

PPI 增长率下行严重拖累了工业企业的资产利润率和利润增长率的提高。从图 2 中可见，与 PPI 负增长相对应，工业企业利润总额从 2012 年 2 月起步入了连续 8 个月的负增长区间。在此背景下，国务院等部门持续出台了一系列减税减费等政策，支持了工业企业利润总额在 2013 年的正增长。但情形并不乐观。2014-2015 年，国务院出台的进一步减税减费和减

息的政策给工业企业减负达到 1 万多亿元，按理说工业企业利润增长率应呈现正增长态势，但因 PPI 负增长的程度加大抵消了减负效应，结果是工业企业利润总额不增反减（从 2013 年的 68378.91 亿元分别减少到 2014 年的 68154.89 亿元和 2015 年的 66187.07 亿元<sup>1</sup>），利润增长率也呈负增长。2016 年以后，随着 PPI 增长率走势向上，工业企业的利润增长率才逐步回升。但工业企业利润增长率的上行趋势并不稳定，2017 年 2 月达到 31.5%，到 2018 年 2 月仅为 16.1%；同时，工业企业利润增长率回升主要得益于石油、煤炭和冶金等的价格回升，它在很大程度上由国际石油价格上行所拉动，并非制造业的劳动生产率提高、市场条件改善和技术进步所推动。工业企业利润增长率的起伏不定，意味着投资风险难以预期，由此，加重了资金进入实体企业的逡巡不前。在工业企业利润增长率的上下波动中，必然有一部分工业企业的利润由正转负，从而，经营运作步入亏损行列。从表 2 看，2012-2015 年的 4 年间，不论是工业企业亏损家数还是亏损额均呈上行态势，2016 年工业企业亏损家数虽然有所下降，但 2017 年又增加了，2018 年 2 月则达到了 2010 年以来的历史高点（即 81248 家）。这些变化的反复，使得投资者更加难以看清未来趋势，也就影响了了资金投入实体企业的动能。鉴于实体企业利润恢复态势依然未达到预期，2018 年 4 月 4 日，国务院常务会决定再次出台了给实体企业减负的五项措施，全年将减负 3000 亿元<sup>2</sup>。

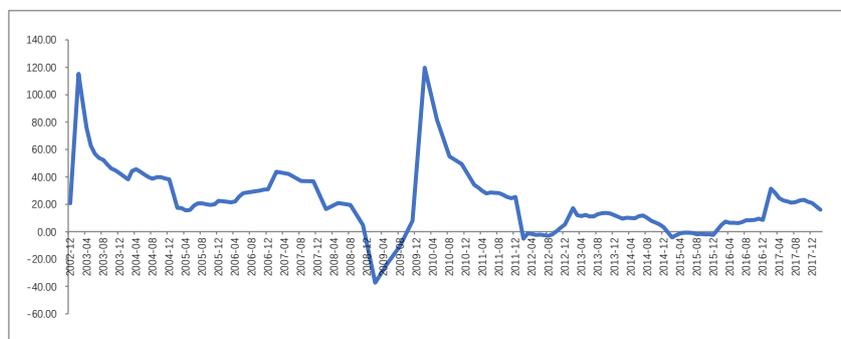


图 2 工业企业利润增长率走势图 (单位: %)

资料来源: Wind 资讯。

利润是实体企业抵御市场风险的第一道经济机制，即不论是售价下行还是经营成本提高，首当其冲的是利润减少。工业企业的利润增长率持续波动或负增长，直接意味着它们经营运作的风险增大和抵御市场风险的能力降低，由此，既强化了投资者的投资顾虑，也抑制了资金进入实体企业的步伐。

PPI 增长率下行以及由此引致的实体企业利润增长率下降，有着诸多负面效应，主要表

<sup>1</sup> 数据来源: 国家统计局编《中国统计年鉴(2017)》，第 419 页，中国统计出版社 2017 年版。

<sup>2</sup> 参见李彪《再派 3000 亿减负红包 国务院进一步减少涉企收费》，载《每日经济新闻》2018 年 4 月 5 日。

现在：

从消费品看，随着实体企业利润的减少和利润增长率的下行，职工收入提高的步速难免受到限制。图 3 显示，2010 年 3 月至 2018 年 3 月的 8 年间，城镇居民可支配收入增长率从 14.1% 降低到了 8%，减少了 6.1 个百分点。职工收入增长率的下降必然影响到他们的消费支出，由此，社会零售商品总额的增长率不免降低。图 3 显示，同期社会零售商品总额增长率从 18.8% 降低到 9.8%，减少了 9 个百分点（大致上每年下降 1 个多百分点）。消费品销售增长率的下降，降低了相关实体企业对生产资料（如设备、原辅材料等）投入的增长性需求，从而，压缩了资金投入的扩展空间，强化了 PPI 增长率上行的难度。

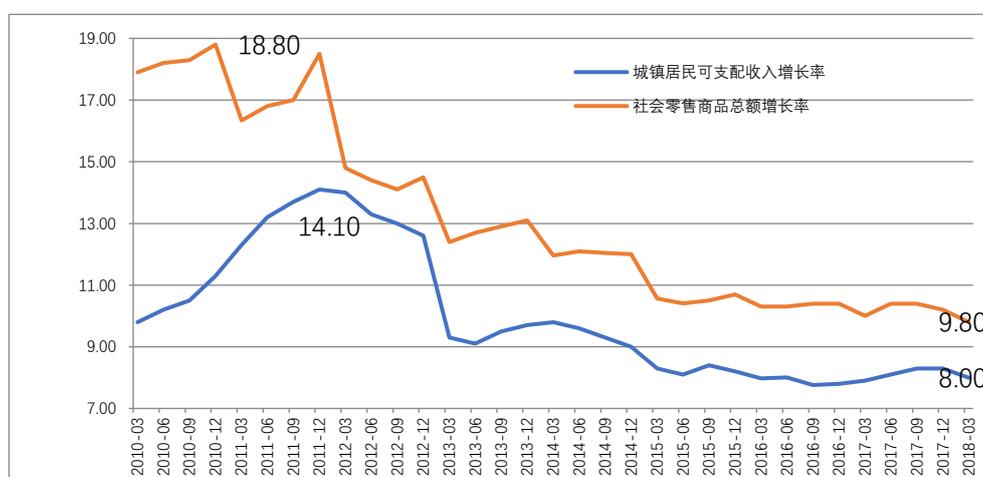


图 3 城镇居民可支配收入增长率与社会零售商品总额增长率走势图 (单位: %)

资料来源: Wind 资讯。

表 2 工业企业亏损家数和亏损额

时间	亏损家数 (家)	亏损额 (亿元)
2011.12	30624	3387.29
2012.12	40081	5922.08
2013.12	41842	5418.07
2014.12	42970	6917.80
2015.12	49264	9115.50
2016.12	45008	8173.60
2017.12	45454	6843.80
2018.02	81248	2011.20

资料来源: Wind 资讯。

从资本品看，在中国 GDP 的支出法中投资占比达到 45% 左右，即有 45% 左右的工业品是为了满足固定资产投资而生产的。投资回报率（或投资的本金回收期限）是进行固定资产投资可行性分析的一个基本指标。实体企业的利润负增长和利润增长率起伏不定意味着要准确预测和计量投资回报率更加困难，由此，要做出具有说服力的可行性报告供投资决策选择的难度明显提高。从图 4 看，2010 年以后，固定资产投资完成额的增长率就从 33.6%（2009 年 6 月）一路走低，到 2018 年 3 月仅为 7.5%；民间固定资产投资完成额增长率从

2011年6月的28.54%下降到2018年3月2.25%（最低为2017年9月的-2.68%）。这不仅意味着众多生产资本品的实体企业面对着销售市场扩展的乏力，从而，产出品销售愈加困难，而且意味着经济金融运行中有着越来越多的资金停留于金融层面寻找适合投资意愿机会，从而出现了愈加严重的“资产荒”。在这个过程中，形成了“投资不足→生产投资品的企业库存增加→投资品的价格下行→利润增长率进一步下降→投资更加不足→更多资金滞留于金融层面”的不良循环。与此同时，在投资方向不明的背景下，众多股权投资机构只能选择“持币观望”，将资金驻足于金融层面，既加重了“资产荒”，也加重了金融市场运作的稳定程度。

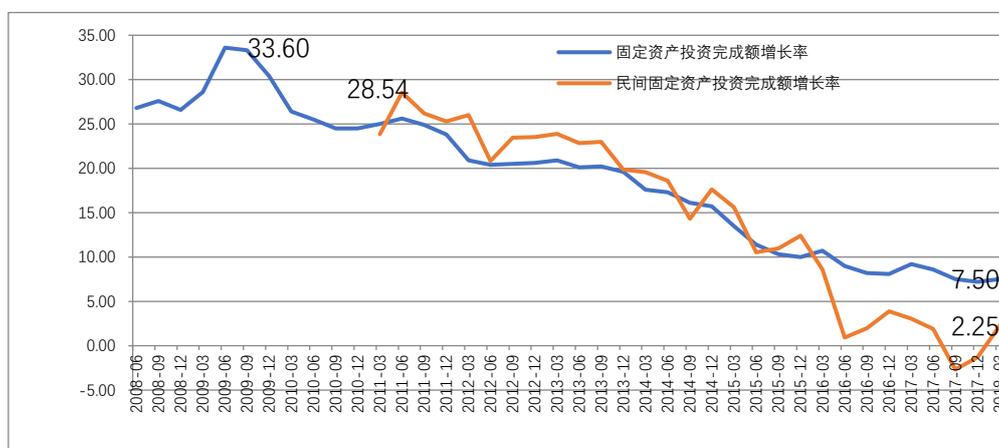


图 4 固定资产投资增长率和民间固定资产投资增长率（单位：%）

资料来源：Wind 资讯。

从金融面看，PPI 增长率持续下行的一个主要成因是实体企业的产成品库存增大。在库存增加条件下，降价成为众多实体企业的市场竞争选择，由此，引致出厂价格（PPI）下行，但这同时也就意味着实体企业的销售难度加大，营业收入回款不畅，到期贷款本息的偿付能力降低。由此产生三方面效应：一是商业银行等金融机构收回到期贷款本息的几率降低，影响到了金融层面的资金流动。2013 年“620”事件后，包括工、农、中、建、交在内的商业银行都选择了有效防范流动性不畅引致的风险对策，即将一部分资金滞留于金融层面运作。这不仅加重了实体企业“资金荒”的程度，也加重了金融层面“资产荒”的程度。二是一些金融机构担心一旦资金投放到实体企业难以如期收回将影响它们的后期运作，因此，选择了“轻资产”发展战略或操作策略，进一步强化了资金在金融层面的循环。三是实体企业从商业银行等金融机构获得贷款或其他资金的难度加大，在“现金为王”的引导下，一些实体企业倾向于“囤积”资金以备后用，由此，进一步加重了资金滞留于金融层面的程度。

大量资金滞留于金融层面循环，从各个角度寻求投资运作机会，不仅加大了金融风险，使得金融运作稳定程度降低，而且使得突发性金融事件的触发几率大大增加。

由上不难看出，要改变资金脱实向虚的倾向，关键在于提高实体企业的资产利润率，引导资金流向脱虚向实。在经营成本不变的条件下（降低经营成本不是一件容易之事，持续降低经营成本更非易事），要提高实体企业的资产利润率，就应争取 PPI 增长率为正的持续走势并将其维持在一个合理水平范围内，由此，必须深化供给侧结构性改革。

### 三、“补短板”的内涵与深化“结构性改革”

十九大报告指出：深化供给侧结构性改革，要“坚持去产能、去库存、去杠杆、降成本、补短板，优化存量资源配置，扩大优质增量供给，实现供需动态平衡”。在这些内容中，“去产能、去库存、去杠杆”均为减法，只有“补短板”是加法，是推进“优化存量资源配置，扩大优质增量供给，实现供需动态平衡”的关键所在，由此，需要弄清“短板”的具体内容和主要成因。

“短板理论”（又称“短边规则”）最初由美国管理学家彼得提出。他认为，由多块木板箍成的木桶所能盛水数量的多少最终取决于最短的那块木板的长度。将这一机理运用到经济结构的资源配置中，则意味着不论存量资源配置还是增量资源配置都受制于“短板”，由此，有效缓解或克服短板引致的资源配置瓶颈成为优化资源配置的重心。从经济运行和经济发展来看，资金（或金融）起着引导（或导向）资源配置的功能，但它本身并不决定实体经济部门的资源配置。从这个意义上说，要改变资金脱实向虚的倾向，实现其脱虚向实，不能停留于金融面上（换句话说，金融面上出现的资金脱实向虚，只是实体面上资金难以落到实处的镜像反映），而应具体地深入到实体经济面，即供给侧中的“结构性改革”。

从第一次产业革命以来的 250 多年历史看，尤其是从中国经济体制改革 40 年来的历程看，经济结构中的“补短板”主要由三方面机制引致：

第一，科技进步（尤其是科技革命引致的产业革命）。不论是马克思的经济周期理论还是西方经济周期理论中的中波（又称“朱格拉周期”）理论和长波（又称“康德拉季耶夫周期”）理论都建立在科技进步引致的固定资产更新、新产品生产、新市场拓展等的基础上。在实体企业中科技进步克服“短板”的效能，一方面具体地表现在产品（和服务，下同）上，即运用新设备提高了已有商品的生产效率（如推进了劳动生产率的提高等），或者运用新技术提高了已有产品的性能，或者运用新技术开发并生产了新产品（与此对应，不仅填补了

产品供给的市场空白，而且开发了新市场)；另一方面，具体地表现在经营管理上，即优化了生产流程和生产组织管理结构(对应的是减少了管理成本)，或者推进了规模经济(对应的是提高了资源利用效率)，或者推进了新的营销组织、营销方式和营销策略的形成。这些效能的直接结果是，在增强相关实体企业市场竞争力、调整市场供求结构的同时，降低了经营运作的成本，提高了资产利润率水平。

改革开放 40 年来，中国经济已大致走过了引进海外先进技术来缩小与发达国家科技(从而，产品、市场等)差距的阶段，由此，后发优势的潜力在已充分发挥基础上要进一步发掘难度越来越大。历史经验的启示是，为了保持国际竞争中的优势地位，发达国家不可能将最先进的科技(和相关产品)转让给发展中国家。现代信息技术中的摩尔定律，既揭示了信息技术进步的惊人速度，也揭示了“赢者通吃”的国际科技竞争后果。科技进步中国际竞争和国际禁运机制决定了，作为发展中大国的中国，以科技发展来“补短板”只能建立在“自力更生为主”的基础上。为此，积极推进科技进步是中国经济发展的一项基本国策。2013 年以来，国务院出台了一系列鼓励科技进步的政策，促成了“大众创业、万众创新”举措的落地，稳步推进着《中国制造 2025》行动纲领落实，由此，有利于充分发挥科技进步在“补短板”中的积极作用。

第二，产业关联机制的调整。在经济运行中，最终产品进入消费之前在客观上需要经过诸多产业部门之间连续且复杂的生产过程和销售过程，其中，相当多的时间、费用和损耗发生在产业部门的物流环节。例如，消费品从厂家到消费者的传递流程是厂家→一级批发商→二级批发商→零售商→消费者。在这些环节中，各级批发商和零售商均为法人机构，不仅有着各种经营运作成本(如场地、人工、仓储等)，而且有着明确的利润要求和缴税要求，同时，存在物流过程中由多次搬运、时间较长、保管不当、货物差错等因素引致的损耗和成本。在通常情况下这一切费用最终都将纳入到消费品价格中，由消费者承担。利用现代信息技术，通过互联网(以及在此基础上发展的物联网)机制，不仅可以有效提高组织效率，减少中间环节的各种成本，而且可以提高资源配置效率，在降低消费品价格(从而增加消费者消费剩余)的同时，增强相关产业部门之间的关联程度。另一方面，从振兴乡村发展战略角度看，通过互联网机制(包括利用手机联网机制)，可以将彼此分散的农户连为一体，既拓展乡村产品的销售市场，又发掘少人问津的山货，还可根据市场需求组织生产短缺的农产品，提高城乡产业关联度。鉴此，加快发展“互联网+”是积极有效的，也是一项长期政策。

第三，深化体制机制改革。在中国，迄今依然存在着一些本应成为“产业”的行业，它们的各种经济活动因体制机制的制约难以充分市场化（也难以发挥市场机制在这些领域资源配置中的决定性作用）或运用市场机制展开运作。其中，有三个问题需要厘清：

其一，产业与行业的区别。在中国，“行业”一词早已有之。在计划经济时代，它主要指国民经济运行中由同种性质的生产经营（或其他经济活动）单位所构成的组织结构体系，如工业、农业、商业等等。与此不同，“产业”是一个市场经济的概念。在市场经济中，“市场”历来就是产业市场，“产业”则是与市场对应的名称。例如，消费品市场与消费品产业、钢铁市场与钢铁产业、科技市场与科技产业等都是同一客观现象的两种等价概念，因此，既没有离开市场的产业，也没有离开产业的市场。从市场机制看，“产业”有着三方面特点：一是价格在竞争中形成。不论是卖方还是买方都不是价格的制定者，都只是价格的接受者。二是资本竞争。社会资本可以自由地流入该产业也可以自由地流出该产业。资本流入意味着该产业的供给能力提高，供求缺口缩小；资本流出意味着该产业供过于求的状况缓解，市场价格向均衡价格靠近。另一方面，资本在产业间流动带动了经济资源在产业间配置格局的变化，由此，既促进了科技进步和经济资源利用效率的提高，又优化着产业结构。三是优胜劣汰。优势产业和优势企业在资本流入的支持下得到快速发展，劣势产业和劣势企业则因资本流出而走向破产倒闭，退出市场。与此不同，中国的“行业”受到行政机制的保护，价格通常由政府部门（或卖方）决定，买方大多处于无力竞争境地；资本流动受到明显限制，基本不存在资本竞争；劣势行业和劣势企业在行政保护（和财政支持）下继续生存和拓展。经过 40 年的改革开放，中国大多数行业已成功实现了向产业的转换，但依然有一些应转为“产业”的部门继续保持着较强的“行业”特征。

其二，交易与市场。交易是市场的一个基本特征，有“交易”即有“市”<sup>1</sup>，但有“市”并非有“场”。“场”为机制、规律和内在要求。30 年计划经济时期，中国存在着诸如蔬菜市场、副食品市场、粮油市场和百货公司等，绝大多数消费品都通过买卖交易而实现（虽然一部分消费品需要凭票购买），然而，这些交易现象的存在，只是有“市”，它并不意味着中国已经有了市场经济。1992 年 10 月党的十四大报告提出，经济改革的目标是建立社会主义市场经济新体制；2013 年 10 月党的十八届三中决定中明确指出，经济体制改革的核心问题是处理好政府与市场的关系，要发挥市场机制在配置资源中的决定性作用，同时，更好地发挥

<sup>1</sup> 在中文中，“市”的基本字义包括：交易，商品买卖，集中买卖货物的固定场所等。

政府的作用。改革开放 40 年来，中国的市场经济有了长足发展，但依然不成熟不充分。在一些本应成为“产业”的领域中，尽管“交易”以普遍存在，可是计划经济思维和行政机制依然发挥着主导作用，市场机制的发挥还受到种种限制，因此，有着继续深化体制机制改革、发挥市场机制配置资源决定性作用的内在要求。

其三，公共品与私人品。在现代经济学认为，在市场中交易的产品应属于私人品，而公共品具有非竞争性、非排他性和不可分割性等特点，是不适合进入市场交易的。在经济活动中，多数产品的公共性质和私人性质易于区分，但也有一些产品的公共性质和私人性质并不易区分。这些不易区分的产品应属公共品还是私人品在很大程度上取决于制度的规定和体制机制的安排。例如，北京五环路在建成时是按照收费道路设计的，由此，最初的定位为私人品。但 2004 年 1 月按照北京市人大的决议，取消了收费，成为一条具有公共品性质的道路。又如，中国的高速公路均为收费公路，所以，属于私人品性质。但根据国务院规定，从 2012 年 9 月 30 日（中秋节）开始，每年的春节、清明节、劳动节和国庆节等四个重大节日，全国收费公路上小型客车可以免费通行，由此，在这个范围内，高速公路具有了公共品性质。再如，在社会医疗保险中，从个人缴费部分和看病费用由个人支付的部分看，它属于私人品；但从单位缴费部分和看病费用的报销部分看，它又带有一定程度的公共品性质。公共品中的资源配置难以充分运用市场机制来实现，更多地取决于政府财力（和类似的机制），由此，常常成为经济社会发展中的短板。与此不同，在私人品发展中，可通过充分发挥市场机制的作用，吸引和调动各方面社会资源，在较短的时间内改变供求缺口，满足居民和企业的需求。

十九大报告指出：在新时代我国社会主要矛盾已转变为“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”。就市场机制而言，供不应求的不平衡不充分必然表现为对应产品价格的上涨。价格上涨，通过相关企业和企业的利润增长引导着资源向这些产业和企业集中，提高它们的供给能力，推进供求缺口的收敛，因此，供给的不充分（或“短板”）不应成为长期现象。从这个角度说，一些事关人民群众消费的产品所以长期处于供求不平衡（或“短板”）境地，主要成因在于体制机制制约了资源的有效配置。就行政机制（或非市场机制）而言，供不应求既表现为众多人对产品供给的等候、排队、拥挤乃至冲突又表现为政府管理部门的政策调整和政策多变。另一方面，在供给“短板”的条件下，对应企业和企业的利润总额应通过价格机制呈现持续上行走势（只要这种“短板”还存在，利润增长率就还有上行空间），但前述工业企业利润增长率下降以及由此引致的固定资产投资

增长率下行等现象却与此相矛盾。究其成因，体制机制改革滞后首当其冲。因此，与科技进步、产业关联机制调整相比，对“补短板”而言，加大深化体制机制改革力度具有更为重要的意义。

#### 四、消费结构的短板与发挥投资的关键性作用

对任一国家或地区来说，内需总是由消费需求和投资需求两方面构成。中国是一个发展中大国，扩大内需更是一项基本国策。自十八大以来，中央就再三强调要协调和处理好消费与投资的关系。十九大报告再次强调：在深化供给侧结构性改革过程中，要“完善促进消费的体制机制，增强消费对经济发展的基础性作用。深化投融资体制改革，发挥投资对优化供给结构的关键性作用”。就横向视野看，消费和投资似乎是缺乏内在关联且属于争夺有限资源的两种相互矛盾的经济活动（对此，一些人强调要避免经济发展被投资所“绑架”；要降低投资增长率，提高消费增长率等等）；但从纵向连接看，消费和投资实际上是社会再生产流程中两个基本环节，不仅有着相互依赖相得益彰的内在联系，而且有着相互促进相辅相成的协同发展机制。自第一次产业革命以来，从工业生产线上下来的各种消费品均是前期工业投资（包括科研投资、固定资产投资、市场开发投资等等）的必然结果。就此而言，没有前期的工业投资，没有工业生产，就没有对应的消费品供给，消费需求也就不可能得到满足。在市场经济条件下，不论各产业（包括农业、工业和服务业等）供给运作的链条有多长，最终以满足消费为“出路”，即表现为市场供求的缺口状态。在供大于求条件下，对应部分的产品和产能将成为过剩，由此，价格下跌、利润减少（乃至亏损），既标志着结构失衡，又迫使产业和企业进行投资运作的调整；在供不应求的条件下，对应产品价格上行、利润高企，既导向着投资取向，又激励着投资的增长。

图 5 描述了 1978-2016 年的 38 年间中国 GDP 中的消费率、储蓄率和投资率占比的变化情况，从中可以看到：消费率占比在 2000 年达到 63.3% 的高点以后，进入 21 世纪以来处于持续走低态势，虽然 2012 年以后有所提高，但幅度依然有限（从 2011 年的 49.6% 提高到 2016 年的 53.6%），与此对应，储蓄率占比和投资率占比分别从 2000 年的 36.7% 和 34.3% 上升到 2016 年的 46.4% 和 44.2%。一个值得提出的问题是：难道在这十几年的时间内，就扩大消费、提高消费率，我们没有做任何努力吗？事实上，各级政府先后出台了改善农村居民消费条件、扩大他们的消费需求能力的政策（其中包括实施了村村通路工程、村村通电工程、村村通彩电工程和村村通电话工程等），多方面强化了社会保障机制（例如，实行了

城镇居民的医保制度和新的农村合作医疗制度、职工养老金保险制度和新型农村养老保险制度等），提高了低收入群体的最低工资标准和低保收入水平（例如，北京市的最低月工资标准，1999年9月1日起为400元，2011年1月1日已提高到1160元，2017年1月1日起又调整为2000元），实行了刺激消费政策（例如，2009年和2010年，为了抵御全球金融危机的冲击，扩大内需，实行了家电下乡、汽车以旧换新等措施，销售额高达数千亿元，其中财政补贴高达数百亿元），加大消费品的创新（2000年之后，各种家电、手机、电脑、服装和其他家庭用品不断创新），以至于可以说，能够扩大消费的举措均已实施，但消费率占比下降的趋势依然没有发生根本性改变。问题出在哪里？值得深究。

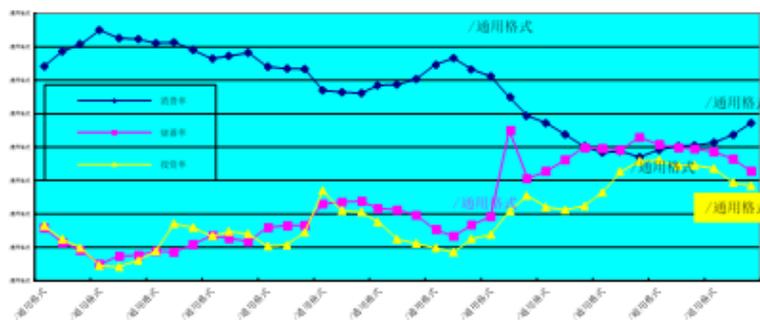


图 5 GDP 中的消费率、储蓄率和投资率占比  
资料来源：国家统计局

城乡居民的消费结构大致可分为“吃穿用”和“住行学”两大类。21 世纪之前的几十年内，“吃穿用”消费品的供给长期处于短缺状态，因此，“发展经济、保障供给”主要指的就是解决好城乡居民的吃饭、穿衣和家庭用品问题。1995 年（尤其是 1998 年）以后，与“吃穿用”相关的消费品市场发生了根本性逆转，除了一些从田间地头直接供给的产品（如蔬菜、水果、水产等）外，经过工业加工的消费品已全面供过于求，消费品市场由卖方市场转为买方市场（与此对应，中国经济第一次发生了比较严重的产能过剩和产品过剩）。2000 年是中国实现第一个 20 年发展战略目标——实现温饱型小康的收官之年。所谓温饱型小康，最直接的表现就是吃穿不愁，因此，“吃穿用”消费品的买方市场形成支持了温饱型小康的实现。按理说，在此基础上，城乡居民的消费结构就应向更高的要求升级，由此，经济结构也该逐步调整转变。然而，受几十年所形成的思维惯性制约和运作路径依赖的影响，我们的众多政策取向和内容依然滞留于努力扩大“吃穿用”的范围内，由此，导致经济结构失衡和矛盾丛生，难以满足城乡居民消费结构升级的需求。

从图6看，2000-2017的17年间，随着城乡居民收入水平的提高，在消费支出中“吃”所占的比重快速降低，由此，城镇居民家庭的恩格尔系数从39.4%降低到了28.6%；农村居民家庭的恩格尔系数从49.1%降低到了31.2%。从图7看，“穿”和“用”在城镇居民消费支出所占比重也呈下降趋势，其中，2000-2016的16年间，“衣着”占比从10.01%降低到7.03%，“家庭设备用品及服务”从7.49%降低到6.10%。由此提出了两个问题：一是城乡居民的消费结构是否应当继续停留在“吃穿用”的低水平层次？二是城乡居民消费结构中占比持续降低的内容是否可能成为市场持续扩大从而经济发展的重心所在？答案是显而易见的。

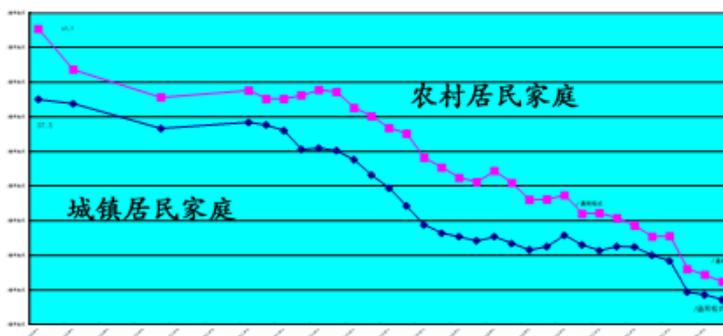


图6 恩格尔系数走势图

资料来源：国家统计局，Wind 资讯

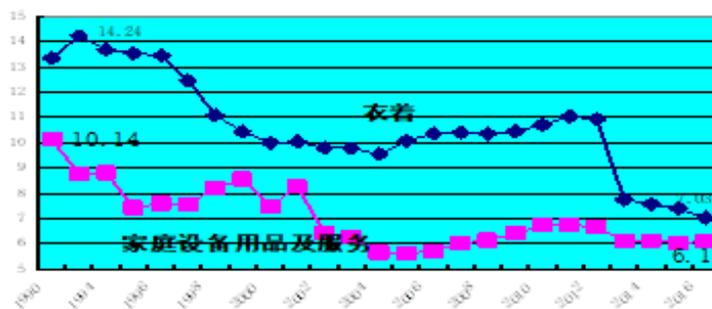


图7 城镇居民消费性支出中“穿”和“用”占比

资料来源：国家统计局，Wind 资讯

在城乡居民消费结构中，既然“吃穿用”呈下降趋势，那么，必然会有其他消费内容呈上升趋势（否则，各种消费相加不等于1）。从图8看，1990-2016的26年间，在城乡居民消费支出结构中“医疗保健”、“交通通信”、“教育文化娱乐服务”和“居住”的占比均呈上升趋势，其中，“医疗保健”占比从2.01%上升到7.64%，“交通通信”占比从1.20%上升到13.66%，“教育文化娱乐服务”占比从11.12%上升到11.19%，“居住”占比从6.98%上升到21.90%。为了表述的方便简洁，我们将这些消费内容称为“住行学”。其中，“住”指的是居住条件改善以及由此带动的新消费，“行”指的是医疗、保健、道路、通信、旅游等，“学”指的是教育、

文化、娱乐、体育等。就这些消费内容而言，在全国各地（大的城市如北京、上海，小的地区如乡村）在总体上均尚处于短缺境地。

党的十八大报告中指出：“要多谋民生之利，多解民生之忧，解决好人民最关心最直接最现实的利益问题，在学有所教、劳有所得、病有所医、老有所养、住有所居上持续取得新进展，努力让人民过上更好生活”<sup>1</sup>。这段话中的学有所教、病有所医、老有所养和住有

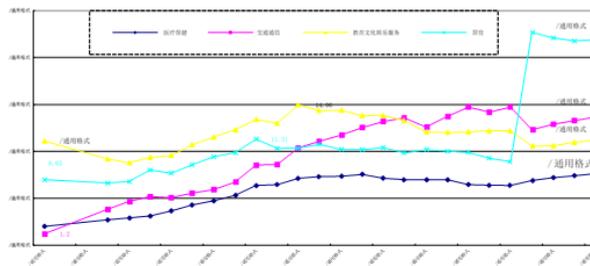


图 8 医疗教育等支出占城镇居民消费性支出中的比重

资料来源：国家统计局

所居与“住行学”在消费内容上是一致的。这些消费内容之所以成为“民生之利”、“民生之忧”，最基本的成因是供给短缺。由此，十八大报告中的这段话，既给“结构性改革”指明了方向，又给供给侧结构性调整指明了消费结构升级内容。但 2012 年之后的 5 年间，这一不平衡不充分问题显然没有得到有效的解决，鉴此，十九大报告需要再次提出：“增进民生福祉是发展的根本目的。必须多谋民生之利、多解民生之忧，在发展中补齐民生短板、促进社会公平正义，在幼有所育、学有所教、劳有所得、病有所医、老有所养、住有所居、弱有所扶上不断取得新进展，深入开展脱贫攻坚，保证全体人民在共建共享发展中有更多获得感，不断促进人的全面发展、全体人民共同富裕”。<sup>2</sup>

在现实生活中可以看到，一方面各中心城市的三甲医院人满为患，道路堵车现象越来越严重，众多家长为子女高考忧心忡忡（有人甚至已将子女高考的起跑线划到了妊娠期的胎教），一些城市开发商推出几百套住房（期房）而购房者高达数千人之多；另一方面，众多在购买“吃穿用”消费品中精打细算、与商家讨价还价的消费者，但在子女教育、家人治病上却勇于“一掷千金”，城镇住房价格在调控中屡创新高。一个值得深思的问题是，这些现象已延续了相当长的时间，为何迄今供求缺口不仅难以缩小反而有着不断扩展之势？有待厘清的内在机理有三：

第一，“住行学”所需的消费对象和消费条件不可能从天而降，它们只能来自于前期的

<sup>1</sup> 这段话在十八届二中全会和十八届三中全会上以近乎全文的方式被复述，足以见其重要程度。

<sup>2</sup> 引自习近平《决胜全面建成小康社会 夺取新时代中国特色社会主义伟大胜利——在中国共产党第十九次全国代表大会上的讲话》，第 23 页，人民出版社 2017 年 10 月版。

投资，由此，投资规模、投资增长等决定了“住行学”的供给能力和供给增长。但在强调“消费优先”的扩大内需中，出现了两种有失偏颇的认识：一是将消费与投资相对立，认为加大投资需求就必然缩减消费需求，由此，主张缩减投资以保障消费需求的扩大。二是将消费性投资与生产性投资相混淆，似乎投资的直接结果只能是增加生产能力，由此，在“去产能、去库存”的背景下，扩大投资简直就是与供给侧结构性改革背道而驰。对前一种认识而言，偏差首先在于对国民收入方程式理解的偏差。“消费+储蓄=消费+投资”或“储蓄=投资”说明，从产出看，决定投资数量的不是消费而是储蓄。在储蓄>投资的情况下，如果不能通过外贸顺差来解决，那么，结果就将是储蓄过剩，与此对应的则是产能过剩和产品过剩。这些过剩的存在，必然抑制社会再生产的扩大程度，影响国民收入的再创造。为此，如果削减不了储蓄规模（包括降低储蓄率），就不可能真正降低投资率。从图 5 看，2016 年 GDP 中的投资率占比达到 44.2%，这意味着有近 45%的工业产品属于资本品范畴，它们在实物形态上基本难以用于消费，由此，即便削减了投资，也不见得能够扩大消费（至多能使消费率因投资减少而“被”提高）。对后一种认识而言，偏差在于对“投资”的认识过于狭窄。受长期计划经济的“先生产后生活”影响，不少人一说到“投资”就想到工业投资（或生产性投资），由此，认为投资就是扩大生产能力。但满足“住行学”增长所需的投资实际上是一种非生产性投资（更准确说，属于消费性投资）。这些投资的直接结果不会增加生产能力，但可以有效增加消费对象和消费条件。

毛泽东在《论十大关系》中说，对新中国的工业发展来说，发展重工业是重中之重，但发展重工业有两条路选择：一是将有限的资金集中投入到重工业建设中，二是先发展轻工业和沿海工业，利用轻工业和沿海工业的资金周转快、利润高等优势，为发展重工业积累资金。选择前一条路属于假想发展重工业，选择后一条路才是真想发展重工业。在消费与投资的辩证关系中也存在着这种真想与假想的差别。

消费性投资增速下降的一个直接效应是，随时间延续和城乡居民收入增加，“住行学”需求的供给缺口持续扩大，愈益成为“民生之忧”的民生问题的同时，提供“住行学”建设投资的产业和企业的资产利润率呈下落走势，加重着消费性投资增速下降的趋势。

第二，公益性是否可以引入市场机制？在“住行学”中，医疗、教育、文化、体育等有着较为明显的公益性质，交通（如公交、地铁等）和道路带有公益性质或公共性质，住房也可能带有公益性质（如公租房），由此，对投资提出了具体要求。商业性投资以追求收益率为基本选择，而公益性投资常常缺乏利润，受此制约，要引入商业性投资几无可能。但

可用于公益性投资的资金又时常处于匮乏境地，由此看来，“住行学”供给短缺状况难以破解。事实上，如果不是局限于总概念，而是从市场细分角度看，“住行学”中的许多具体操作是可以引入市场机制，吸引商业性投资，从而，破解投资资金数量窘迫的。例如，公租房可以在房租稳定的基础上展开资产证券化，由此，促进前期投资解套和转为再投资。又如，大学教育可以引入学分缴费制，既提高学生重视学习质量的经济激励，又为教育投资提供可能的现金流预算选择和现金流管理策略。再如，医保范畴内的医疗设备、住院病房建设等可通过现金流折现的净现值计算方式吸引相关投资的介入。文化、体育、道路、交通、养老等方面借用市场机制的方式，不论是国内还是国外都已有许多可借鉴的成熟运作方式。对此，关键之点在于对应制度和政策的选择。

第三，价格对投资的吸引力。商业性投资以追求利润为基本目标，价格高低对企业的经营运作收益高低有着直接影响。公益性项目受供给价格的制约，虽然有现金流但缺乏足以吸引商业性投资的利润，所以，可吸引的投资资金不充分。市场条件下的价格和利润（或投资收益）至少有两种计算思维（从而计算方法）：一是财务思维，即以当期的价格减去运作成本得出利润。在金融市场不成熟的条件下，投资项目的预期回报率通常在这种财务思维方式下计算。二是资产思维，即以资产在长期运作中的净现值（即对应资产所产生的未来现金流的折现值与项目投资成本之间的差值）计算得出长期投资的回报。这种方式注重于资产的长期增值，而不特别强调当期的产品价格高低和利润水平高低。“住行学”中许多带有公益性特点的项目，在实践中，可以选择资产思维方式来吸引社会投资，增加消费对象和消费条件的供给。

从图 5-图 8 的内在机制看，2000 年实现了第一个 20 年发展战略目标（即温饱型小康）以后，中国经济就进入了消费结构升级带动经济结构调整的轨道，面对着与“吃穿用”相关的消费品（及其生产）从 1998 年以后就已进入供过于求的买方市场（从而，相关产业和企业的资产利润率的持续下行）格局，经济发展重心应转变到尚存严重供求缺口的“住行学”方面，加快加大与此相关的投资应是不二选择。但现实的情况是，受体制机制制约和各种认知惯性，与“住行学”相关的投资非但没有明显加速，而且屡屡遭受抑制。在这种背景下，GDP 中的总储蓄难以充分转化为总投资，在金融面上就必然表现为资金的脱实向虚。从这个意义上说，资金的脱实向虚是实体经济面供给侧结构性失衡的必然产物，由此，它的解决也有赖于深化供给侧结构性改革的进展程度。

## 五、缓解资金脱实向虚的可选之策

资金脱实向虚的现实，说明了中国经济运行中并不缺乏资金供给（即实体企业的资金紧缺不是由金融面上的资金供给不足引致的），也说明了这些资金并不缺乏实体企业的需求（即滞留于金融面上的资金不是无处可用），同时，形成资金脱实向虚的成因，既有来自于实体面的供给侧结构性失衡，也有来自于金融面的资金供给结构性失衡。因此，缓解资金脱实向虚（从而解决金融面“资产荒”和实体面“资金荒”的矛盾）是能够得到现实经济条件支持的，关键在于实体面结构性改革与金融面结构性改革的相互协调相互促进。鉴此，缓解资金脱实向虚的可选之策包括：

第一，深化“住行学”领域的投资体制机制改革。“住行学”中诸多内容和项目能否通过引入民间资本投资而改变供求缺口，在直接关系上，首先是由制度因素和体制机制因素决定的。如果将医疗、保健、教育、文化、体育、养老等在体制机制上简单地界定为由公共产品（或公共服务）领域，排斥社会投资的投入，那么，要解决它们的供给不足就将是一个十分困难的问题。但如果将它们界定为公益产品（或公益服务）且可引入市场机制来激励民间投资的介入，那么，不仅有利于缩小它们的供求缺口，而且有利于促进滞留于金融层面的资金流入这些实体经济领域，从而，改变资金脱实向虚的走向。

近年来，党中央、国务院出台了一系列促进社会投资进入“住行学”领域的政策。2010年5月7日，国务院《关于鼓励和引导民间投资健康发展的若干意见》（国发〔2010〕13号）<sup>1</sup>中明确强调“鼓励和引导民间资本进入法律法规未明确禁止准入的行业和领域”，同时，在第14-17条中指出：要鼓励民间资本参与发展医疗事业、教育和社会培训事业、发展社会福利事业、文化事业、旅游和体育产业等，并列举了可由民间资本兴办的具体投资项目和投资领域。2016年7月5日，中共中央、国务院出台了《关于深化投融资体制改革的意见》，强调要“进一步明确政府投资范围。政府投资资金只投向市场不能有效配置资源的社会公益服务、公共基础设施、农业农村、生态环境保护和修复、重大科技进步、社会管理、国家安全等公共领域的项目，以非经营性项目为主，原则上不支持经营性项目”；同时，强调要“鼓励政府和社会资本合作。各地区各部门可以根据需要和财力状况，通过特许经营、政府购买服务等方式，在交通、环保、医疗、养老等领域采取单个项目、组合项目、连片开发等多种形式，扩大公共产品和服务供给。要合理把握价格、土地、金融等方

<sup>1</sup>简称“促进民间投资36条”。

面的政策支持力度，稳定项目预期收益。要发挥工程咨询、金融、财务、法律等方面专业机构作用，提高项目决策的科学性、项目管理的专业性和项目实施的有效性”。尽管如此，但多年来并没有出现民间资本大规模向这些领域投入的现象，其中，体制机制制约是不可忽视的主要成因。

从体制机制改革角度看，要推进民间资本向这些领域集中投资，需要切实有效地解决如下几个问题：其一，去行政化。行政化既表现为从事医疗、教育、文化、体育、养老等运作机构大多有着明确的行政级别，也表现为这些领域的各种运作活动在相关政府行政机构的直接管理下展开。在行政机制发挥主要作用的条件下，行政领导不经意的一句话、行政部门不明智的一个表态都可能给投资方带来不必要的麻烦甚至引致投资的严重损失，同时，也意味着投资方缺乏对所投资项目的最基本发言权（更难说“运作权”和“人事权”了）。因此，要激励民间投资，就必须在运作机构、投资项目等方面去行政化，按照法治规则和市场规则，给投资方以必要的权利保障。其二，价格机制。在市场机制中，对投资者而言，价格既是投资方案形成的基本依据又是投资项目运作和投资结果计量的基本机制，对投资的全过程至关重要。但在行政机制影响下，各地方政府推出的医疗、教育、文化、体育、养老等投资项目，过多地关注可引入的投资数量，常常缺乏可使投资方计算投资成本、预测投资收益等的价格机制和保障价格的机制，从而，使得投资方踌躇不前。鉴此，要激励民间投资，就必须在投资政策和投资项目形成中明确相关价格的形成机制（例如，是按照市场机制形成还是按照行政定价形成）和价格运行的保障机制（例如，是法治机制还是行政管理或是财政安排），否则，投资者难以预测投资的具体风险和可选择的防范风险举措，也就难以做出投资决策。其三，平等机制。市场机制强调介入市场的各方交易者处于平等地位，市场信息公开、市场交易公平、市场监管公正。但从已有的实践看，在医疗、教育、文化、体育、养老等领域中，与国有事业单位相比，民营机构在诸多方面常常处于不平等待遇境地，不仅制约了它们的管理运作和投资收益，而且影响到它们的社会声誉和市场地位。这种平等机制不落实，就将制约民间投资的展开。其四，政策的可持续性。政策多变是运用行政机制管理的一个特点，其成因相当复杂。对投资方来说，政策多变是一个不可预期且不可抗逆的风险。在政策缺乏稳定性和可持续性条件下，投资者宁愿将资金投放于自己可控的金融层面也不愿投入相关实体项目，是一个带规律性的现象。要激励投资者向医疗、教育、文化、体育、养老等领域投资，就必须在政策层面给他们“吃定心丸”，建立政策变化引致的投资损失补偿机制，同时，建立和落实在这些领域投资和运作的负面清单

制度。

第二，深化“住行李”领域的金融体制改革。有效地将社会资金引入“住行李”领域，是缓解资金脱实向虚的重要举措，也是增加“住行李”领域投资、扩大其运作规模、提高其供给能力的重要举措。

对任何产业和企业而言，引入的资金在性质上均可分为资本性资金和债务性资金。资本性资金通过投资入股形成，债务性资金通过借贷形成。但不论是何种性质的资金，要进入产业都有着三个最基本的要求：一是资金的进入和退出有着合法渠道的安排。进入前先谋划好退出，是投资的一个重要规则。一旦发生资金只可进不能出，大量投资者将望而却步，则进入该产业的资金数量就将受到严重限制。二是收益权依法有保障。对出资人而言，投资、借贷均有风险，一旦发生亏损则风险自担。这是他们能够认可同时可以接受的。但如果在项目运作有收益的条件下，他们不能如期获得约定的回报（或者无权参与收益的分配），那么，他们从一开始就不会选择将资金投入（借入）这一产业之中（即便前期投入了，随后的各期也不再投入了）。三是资产的可交易。在资本投入的场合，对应资产权益的可转让可交易，是资本退出的一个重要渠道。如果资本投入所形成的资产权益不可转让（或不可交易），投资者可能从一开始就不会投资于这一产业。同理，在资金借贷场合，到期偿付本息是借贷方收回本金的基本渠道。如果不能收回本息，则借贷方从一开始就不会对这一产业投放借贷资金。在这三个基本要求满足的条件下，从金融体制改革角度看，需要有效解决好五个方面的问题：

其一，调整银行贷款的资产依据。对一般的工商企业而言，要获得银行贷款通常需要以其净资产为抵押品，银行贷款的数额与可抵押资产的数额成正比。但对医疗、教育、文化、体育、养老等领域的运作机构而言，要提供充分的可抵押资产在相当多场合是困难的，由此，需要从金融机制上予以调整。抵押贷款的内在机理是，一旦债务方不能偿付到期本息，债权方就可通过其抵押资产的出售来保障债权资金的回收。但实际上，用于偿付借款本息的不是资产，而是资产运作中的现金流。医疗、教育、文化、体育、养老等领域在运作中常常有着大量的现金流，以此为测算依据和保障机制，将贷款依据从抵押资产转为有保障的现金流，不论对推进医疗、教育、文化、体育、养老等领域的发展还是对拓宽银行贷款渠道都有着积极意义。由此，需要将贷款审核中“抵押资产”改换为“有保障的现金流”，将相关银行的关注点从资产收益率改换为现金流的流量和流速，将价值评估的重心从盈利水平改换为现金流趋势。

其二，调整发行公司债券和资产证券化的资产依据。与银行贷款相类似，长期来，公司债券的发行也建立在抵押资产基础上（虽然也有担保债券，但担保方也是以其净资产为抵押品来提供担保的），据此，医疗、教育、文化、体育、养老等领域中的运作机构要发行公司债券可能困难重重。在产业细分、流程细化的基础上，医疗、教育、文化、体育、养老等领域中一些运作机构有可能实行公司制，为发行公司债券提供法人机制的条件。但如果依然贯彻资产抵押原则，它们进入公司债券的可能性依然受到严重限制。可选择的替代性选择是，将发行公司债券中“抵押资产”条件改换为“有保障的现金流”，由此，扩展它们发债融资的能力。

资产证券化实际上不是将“资产”证券化了，而是将资产运作带来的“现金流”证券化了，据此，在以现金流为支持的公司债券发行（及其交易市场发展）的基础上，就可以推出以现金流为基础的资产证券化。对医疗、教育、文化、体育、养老等领域中运作机构来说，相对于净资产、盈利水平等而言，实现稳定的现金流是比较容易达到的，因此，有着更大的实行资产证券化的操作空间。

其三，鼓励股权投资。根据基金业协会的初步估计，到 2017 年 10 月，中国境内的股权投资机构已达 1.2 万家，管理的资本总额超过了 8.5 万亿元，位居全球第二。近年来，虽然一些股权投资机构的投资选择重心开始转向医疗、文化和养老等产业，但数量依然相当有限。要推进股权投资向医疗、教育、文化、体育、养老等领域聚焦，必须推进这些领域中可转制的运作机构向公司制转变<sup>1</sup>，但仅仅如此，依然不够，还需要深化两方面改革：一是思维方式转变，即不应将医疗、教育、文化、体育、养老等领域中的所有运作都看成是公益性运作（当然，更不应将它们都以“公共性”待之），而应认识到，其中的相当一部分运作是具有商业价值、可以实行公司制运作的。二是在政策层面上，应贯彻与一般工商业公司一视同仁的原则，不应将医疗、教育、文化、体育、养老等领域中公司制的机构另眼相待，尤其是不应将这些机构中的持股者列入另类。

其四，建立多层次股票市场体系。实行股票发行市场与交易市场相对分立的制度机制，改变将发股与上市混一的格局。一方面以信息公开披露的负面清单为基本抓手，建立股票发行的注册制，改变简单以股权结构、资产结构、盈利水平、产业定位等来界定公司是否可公开发股的核准制机制，同时，改革 20 多年来以市盈率水平界定发股价格的惯例；另一

<sup>1</sup> 在这方面，20 世纪 90 年代以来一批科研事业单位的公司制改革成效已经积累了丰富经验。

方面，建立以可交易性为核心的多层次股票交易市场体系，改革股票交易机制，完善股票上市规则、交易规则和退市规则，形成按照交易机制差异化所分立的各层次股票交易市场，以满足不同性质、不同产业、不同运作模式的各类公司股票进入市场交易的需要。

其五，积极推进公司并购。医疗、教育、文化、体育、养老等领域中的资产重组、公司并购，既包括在这些领域中的商业性资产与事业性资产的重组，各家公司之间的收购兼并，也包括在这些领域之外与这些领域之内发生的资产重组和公司并购。在现代信息技术、医疗技术、生物科学、人工智能和组织模式等发展中，综合运用各类技术的空间日益扩展，由此，通过资产重组、公司并购来突破医疗、教育、文化、体育、养老等领域中的一些技术难题或市场障碍，构建新的组织模式和商业模式，成为一种新的趋势。在这个过程中，由大型商业机构办事业机构（如央企办教育培训中心、医疗中心等等）、商业性机构购并事业性机构、商业性机构与事业性机构嵌入式合作、商业性机构通过外包式合作引入事业性机构等都是资产重组、公司并购的可能路径。要推进这些具体类型的资产重组、公司并购，就需要打破事业性机构的行政壁垒，将它们从财政资助框架中放出并投入到社会资助框架范畴，使它们的服务对象回归到社会。

第三，加大“住行学”领域的对外开放力度。“住行学”领域的供给主要属于服务业范畴，在很大程度上涉及到城市管理的体制机制。医疗、教育、文化、体育、养老等作为城市管理的重要内容，中国缺乏必要的经验和相关体制机制，发达国家则已有上百年的历史，因此，通过加大“住行学”领域的开放力度，既可引入海外资本扩展医疗、教育、文化、体育、养老等领域的运作规模，增加相关供给，又可扩大可借鉴的海外经验和体制机制选择范围，结合中国具体国情和相关城市的具体情况，完善管理体制机制，推进服务市场发展和服务机制创新，缩小与发达国家城市管理水平的差距。

## 参考文献

1. 党的十八大报告和十九大报告。
2. 马克思《资本论》第一卷和第三卷，人民出版社 2004 年版。
3. 雷蒙德·W·戈德史密斯《金融结构与金融发展》，中译本，上海三联出版社和上海人民出版社 1994 年版。
4. 李扬《“金融服务实体经济”辨》，载《经济研究》2017 年第 6 期
5. 王国刚《城镇化：中国经济发展方式转变的重心所在》，载《经济研究》2010 年第 12 期。
6. 亚当·斯密《国民财富的性质和原因的研究》，中译本，商务印书馆 1972 年版。

## **The Internal Mechanism of Finance Transfer from the Real Economy to the Fictitious Economy and Deepening Supply-Side Structure Reform**

**Guogang Wang**

**Abstract:** It is a complex phenomenon that finance transfer from the real economy to the fictitious economy. In recently years, in China's economical operation, the capitals transfer from the real economy to the fictitious economy. The direct reason is the PPI kept decreasing causing the reducing and fluctuation of the real-economy enterprises' profits. In deeply, because of mechanism constraint, the short-slab industries in the economic structure did not be effective elevated and complemented. After coming into the Twenty-first century, on the basis of enough-food-and-clothing type of well-off society, the main direction of the economic structure adjustment should be the upgrade of consumption structure, which is based on "housing-transportation-education" as the main content. However, until today, these imbalances and insufficient did not be effectively solved yet. Capitals transfer from the real economy to the fictitious economy is the inevitable outcome of the supply-side structural imbalance of the real economy, its solution also depends on progress of deepening supply-side structure reform. It includes deepening investment mechanism reform which is towards to "housing-transportation-education" fields, deepening financial mechanism reform and increasing the opening to the outside world.

**Key Words:** from the real economy to the fictitious economy; "housing-transportation-education", structure reform

# 中国宏观审慎监管沟通对金融资产价格的影响

## ——以股票市场为例

刘澜飏<sup>1</sup> 郭子睿<sup>2</sup> 王博<sup>3</sup>

**【摘要】**有效的宏观审慎监管沟通有助于发挥宏观审慎政策前瞻性和预防性的功能，抑制系统性风险的积累。本文利用 2009 年 4 月至 2016 年 12 月的数据，运用事件分析法研究了我国的宏观审慎监管沟通对股票市场收益率的影响以及影响机制。研究表明，乐观的宏观审慎监管沟通会对股票市场收益率产生显著的正面影响，悲观的宏观审慎监管沟通的警示作用并不显著，只有房地产行业指数表现出显著的负面反应，中性的宏观审慎监管沟通影响具有异质性。中国人民银行和银监会作为我国宏观审慎监管的机构，其沟通效果具有各自的特点，但都是通过协调渠道而非信号渠道发挥作用。为增强宏观审慎监管沟通的有效性，我国宏观审慎当局应该明晰沟通的内容，提高政策的透明度，并做到“言行一致”。

**【关键词】**宏观审慎监管;沟通类型;股票市场;事件分析法;

### 一、引言

危机爆发之后，国际组织、各国监管当局和学者们都要求使用宏观审慎监管来消除系统性风险、促进金融稳定。与货币政策不同，宏观审慎监管的操作目标、具体工具以及负责当局都不明确，而且，宏观审慎监管强调前瞻性和预防性（Gadanez.&Jayaram, 2015）。这都要求各国宏观审慎监管当局要加强宏观审慎监管的沟通，明晰权责提高宏观审慎监管的透明度，及时的为市场提供有关系统性风险的信息、分析和建议。

宏观审慎监管的沟通形式可以分为书面沟通和口头沟通。书面沟通主要是指各国央行发布的金融稳定报告，内容复杂全面，专业性较强，通常体现宏观审慎决策当局的观点。口头沟通是指各国央行官方发言人或领导以演讲、做报告、举办新闻发布会、接受采访等形式在公开场合发表关于宏观审慎监管或者系统性风险态度的沟通行为。口头沟通没有固

<sup>1</sup> 刘澜飏，南开大学金融学院，教授，博士生导师；

<sup>2</sup> 郭子睿，南开大学金融学院，博士研究生；

<sup>3</sup> 王博，南开大学金融学院，副教授；

定的期限，形式灵活，沟通的频率取决于市场状况。宏观审慎监管沟通具有逆周期性。在金融市场平静但金融风险不断累积时期，沟通的内容多为负面，目的在于警示投资主体约束风险承担的行为，降低风险偏好，表现为金融资产收益率的下降；在危机期间，沟通的内容多为乐观，以提振市场投资主体的信心，刺激金融资产收益率的上升。

当前我国的宏观审慎监管主要由人民银行负责。鉴于银行业在我国金融体系的主导地位，银行业风险很容易转变为系统性风险，因此，银监会也会进行宏观审慎监管的管理。那么，我国的宏观审慎监管沟通是否能够引导投资者形成正确的市场预期？人民银行和银监会分别作为宏观审慎监管的沟通主体，其沟通效果孰优孰劣？我国的宏观审慎监管沟通对金融资产收益率的影响是通过“信号渠道”还是“协调渠道”？研究这些问题对我国宏观审慎制度框架的建立具有重要的现实指导意义。

鉴于此，本文以股票市场为例研究我国的宏观审慎监管沟通对金融资产价格的影响，对上证指数、金融行业指数和房地产行业指数分别进行验证，并对不同类型的沟通和沟通主体进行对比分析。与已有的研究相比，本文的创新之处在于：第一，将金融稳定沟通聚焦于宏观审慎监管沟通，研究更有针对性。通过新闻检索的方法，建立了我国宏观审慎监管口头沟通的数据库；第二，分别研究央行宏观审慎监管沟通和银监会宏观审慎监管沟通的金融市场效应，检验不同沟通主体的有效性，为我国的宏观审慎制度框架完善提供证据；第三，实证研究中，我们采用多指标和多种检验方法，对比分析，增强结果的稳健性和可靠性。

## 二、文献综述

早期关于金融稳定政策沟通的研究大多是从理论的角度描述金融稳定报告的意义并提出改善金融稳定报告的框架和内容。Svensson（2003）认为央行通过金融稳定报告公布相关的金融风险指标，可以向投资者发出早期预警，确保金融稳定不会束缚货币政策的实施。Allen, Francke, 和 Swinburne（2004）认为发布金融稳定报告有助于政策当局履行金融稳定的职责。Cihak（2006, 2007）系统性的分析了金融稳定报告的发布原因、发布主体并评估了金融稳定报告的内容，认为金融稳定报告是央行关于金融稳定最明显可见的成果，有助于市场主体评估金融体系的稳定状况。

Oosterloo et al（2007）是第一个对金融稳定报告做了系统的实证分析。其实证结果发现，早期金融稳定报告包含的信息有限，并没有明显的促进银行业的稳健运营。Born et al

(2012) 的研究发现：金融稳定报告发布时间固定，可以较好的降低金融市场波动；口头沟通形式灵活，在危机期间沟通次数明显增加，但沟通之后金融市场的波动增加。而在金融市场平静时期，口头沟通可以降低金融市场的波动。Born et al (2013) 研究了过去 14 年 37 个央行的金融稳定报告和央行领导的演讲，结果发现：乐观的金融稳定报告可以显著的降低市场波动并带来正的超额收益，悲观的金融稳定报告影响较小；演讲和采访沟通对收益率的影响不显著，而且不能降低金融市场的波动率。但在金融危机期间，演讲和采访沟通会对金融市场的收益率和波动产生显著的影响。

目前关于中国人民银行宏观审慎监管沟通对金融资产价格的研究还比较少。国内的研究主要是围绕央行货币政策沟通对金融资产价格的影响，证明货币政策沟通可以作为我国的非常规货币政策工具（吴国培和潘再见，2014；朱宁等，2016；王博和刘翀，2016）。李云峰等（2014）使用事件分析法研究了 2005—2012 年中国的《金融稳定报告》对金融市场的影响。研究发现：金融稳定沟通在短期内可以引导股市收益朝中央银行合意的方向变化，但不能降低市场波动。万志宏和李凤（2015）采用国际对比的方法，分析了我国金融稳定沟通存在的不足。

### 三、研究设计、数据和模型设定

#### （一）待检验假说

由于投资者的认知偏误，在资产价格不断上涨的预期下，悲观的宏观审慎监管沟通很难起到警示作用（Born et al, 2013）。我国的股票市场以散户投资者为主，投资者对未来的预期多是基于适应性预期。当资产价格处于上涨时期，在羊群效应下，会推动股票价格继续上涨。因此，悲观的宏观审慎监管沟通很难发挥相应的作用。鉴于此，本文提出研究假说 1：

**假说 1：中国不同类型的宏观审慎监管沟通的股票市场效应具有非对称性，乐观沟通的效果要优于悲观沟通。**

中国人民银行一直采用多目标制，其关于宏观审慎监管的沟通比较笼统，市场很难区分人民银行何时承担稳定物价，何时承担金融稳定的职责。银监会是我国的银行业监管机构，负责单个银行以及整体银行业的稳健运行，以防范风险为第一要务，其沟通多为悲观和中性沟通。一旦银监会进行宏观审慎监管的乐观沟通，市场主体会理解为未来金融形势乐观，政策鼓励金融创新，市场风险偏好上升，推动金融资产的价格上涨。鉴于此，本文

提出研究假说 2:

**假说 2: 银监会宏观审慎监管的乐观沟通效果要强于央行宏观审慎监管的乐观沟通。**

金融危机之后, 各国纷纷强化宏观审慎监管制度框架。从各国的实践来看, 宏观审慎监管决策主体与央行之间的关系多是完全独立或者部分一体化, 二者并没有完全一体化。宏观审慎监管沟通之后很难伴随着货币政策的变化。对于采取多目标制的中国人民银行也是如此, 其加息降息主要针对物价和经济增长做出反应。鉴于此, 本文提出假说 3。

**假说 3: 我国的宏观审慎监管沟通主要通过协调渠道而非信号渠道发挥作用。**

## (二) 宏观审慎监管沟通的确定

2009 年 4 月, G20 峰会宣布成立金融稳定委员会作为全球金融稳定的宏观审慎监管国际组织, 并呼吁各国及国际社会采取宏观审慎的原则。我国人民银行在 2009 年第三季度的《中国货币政策执行报告》中首次提出“宏观审慎”一词, 并指出要“逐步建立起宏观审慎管理的制度并纳入宏观调控政策框架”。同年, 由银监会发布的《中国银行业年报》也开始提出宏观审慎监管。因此, 我国宏观审慎监管的沟通是从 2009 年 4 月开始的。

从沟通主体上, 我国的宏观审慎监管沟通可以分为人民银行沟通和银监会沟通; 从沟通形式上可以分为书面沟通和口头沟通。书面沟通包括中国人民银行发布的《金融稳定报告》和银监会发布的《中国银行业年报》, 每年各发布一次。口头沟通是指中国人民银行和银监会的官方发言人或领导以演讲、讲话、做报告、举办新闻发布会、接受采访等形式在公开场合发表关于宏观审慎监管或者系统性风险态度的沟通行为。我们选取中国人民银行行长周小川以及副行长、银监会主席以及副主席的口头沟通记为宏观审慎监管的口头沟通事件。具体方法为: 使用他们的姓名加上“宏观审慎监管”“系统性风险”“逆周期”“顺周期”“泡沫”等关键词, 在人民网上进行搜索, 选取 2009 年 4 月以后的新闻。为了保证能及时地衡量沟通行为的市场效应, 且不重复的计量某次沟通的市场效应, 我们只选取沟通的第一次新闻报道。

## (三) 宏观审慎监管沟通的量化

目前国内外学术界关于金融稳定沟通指数的构建方法主要有两大类。第一类是以文本分析为基础, 基于语言学原理, 判断文本出现的表达“乐观”、“悲观”以及“中性”词条的频数, 如果表达“乐观”的词条较多, 则认为政策当局对未来金融稳定的态度比较乐观。同理, 如果表达“悲观”的词条较多, 则认为对未来金融稳定的态度比较悲观。代表性研究有林建浩和赵文庆 (2015) 以及 Hansen & McMahon (2016) 等。第二类是变量赋值方法, 具体分

为-1、0、+1 赋值法和-2、-1、0、+1、+2 赋值法。一般情况下，负数表示悲观，数值越大，悲观层度越很；正数表示乐观，数值越大，乐观层度越大，0 表示中性。代表性研究有，Demiralp et al（2012）以及鲁臻和成明杰（2015）等。

本文对宏观审慎监管沟通的量化采取第二种方法。未采用第一种方法的主要原因在于，第一类方法是以文本分析为基础，仅仅能够考察《金融稳定报告》和《中国银行业报告》，而本文不仅分析书面沟通，还有口头沟通事件。另外，文本分析无法考虑上下文的语言环境，很难分析转折性的语气和观点。我们采用第二类方法对宏观审慎监管沟通进行赋值，具体为：

宏观审慎监管沟通主要表达了对未来金融稳定或者系统性风险的态度，根据政策意图可分为乐观沟通、中性沟通和悲观沟通。当沟通事件中出现“形势良好”、“加快金融创新”、“可以抵御外围冲击”、“有信心化解风险”、“存款保险制度快速推进”等词语，明确当前以及未来，我国不存在系统性风险，金融稳定良好，鼓励金融创新时，我们将其定义为乐观的沟通；当沟通事件中出现“金融稳定压力较大”、“提高风险意识”、“防范系统性风险任务艰巨”、“金融风险上升”、“加强金融监管”、“风险不容忽视”等词语，明确我国未来需要加强宏观审慎监管，或者未来系统性风险凸显时，我们将其定义为悲观的沟通；当沟通事件中没有明确的态度，或者只是客观的阐述宏观审慎监管的原理，我们将其定义为中性的沟通。对于中性沟通，不同的市场主体理解会有偏差，但市场中所有参与者的偏差可以互相抵消，最终市场不会出现明显的变化。根据沟通的态度，我们赋予不同的数值：乐观的沟通为+1，中性的沟通为 0，悲观的沟通为-1。

如果沟通信息在下午三点前发布，则认为此次沟通的影响在当天呈现；如果沟通信息在下午三点后发布，可认为市场没有时间对新信息做出反应，将此次沟通信息记在下一日。根据对宏观审慎监管沟通事件进行检索和分类，结果见表 1。可见，中国人民银行的沟通次数明显多于银监会的沟通次数，在所有的沟通中，中性沟通的次数较多。银监会作为我国银行业的监管机构，防风险是其第一要务，因此银监会的沟通多为中性和悲观沟通，其中悲观沟通的次数最多。

表 1 我国宏观审慎监管沟通意图统计

	乐观	中性	悲观	合计
中国人民银行	18	22	17	57
银监会	9	10	13	32
合计	27	32	30	89

#### （四）金融市场变量和数据

股票市场反应速度快，对沟通事件较为灵敏，其变化基本能够反应宏观审慎沟通事件对金融市场的影响。在具体指标选取上，我们以上证指数收益率变化作为研究对象。为增强结果的稳健性，我们还选取了金融行业指数收益率变化和房地产行业指数收益率变化作为对比研究对象。股票收益率的计算方式为： $Stock = \ln(P_t) - \ln(P_{t-1})$ 。上证指数收益率、金融行业指数收益率和房地产行业指数收益率分别记为：SH, Fin, Hou。为保证数据频率的一致性，股票市场数据我们采用日度数据，数据时间区间为2009年4月1日到2016年12月31日，数据来源于Wind。

除了研究我国宏观审慎监管沟通的市场反应，我们还研究了宏观审慎监管沟通市场反应的作用机制，即信号渠道还是协调渠道。这里，我们以上海银行间同业拆放利率（Shibor）为研究对象。如果我国宏观审慎监管沟通的市场反应是通过信号渠道发挥作用，那么宏观审慎监管沟通之后，Shibor会发生显著变化。如果Shibor不发生显著变化，那么说明我国宏观审慎监管沟通的市场反应是通过协调渠道发挥作用。为增强结果的稳健性，我们同时选取隔夜Shibor，3个月的Shibor和1年期的Shibor作为具体的研究指标。Shibor的变化等于给定交易日的Shibor值减去上一个交易日的值。隔夜Shibor变化，3个月的Shibor变化和1年期的Shibor变化分别简记为ONR, OMR和OYR。数据时间区间为2009年4月1日到2016年12月31日，数据来源于Wind。

#### （五）实证模型的设定

本文拟运用事件分析法研究宏观审慎监管沟通的股票市场反应。事件分析法是利用事前估计期的样本，计算出事件期的正常收益率，然后通过实际收益率减去正常收益率得到超额收益率，最后检验样本的平均超额收益率是否显著为零。由于本文的研究对象是股指收益率，因此我们采用常数均值收益模型来估计正常收益率。

假设 $[t_0, t_1-1]$ 为事前估计窗口， $[t_1, t_1+k]$ 为事件窗口， $r_{it}$ 为正常收益率， $R_{it}$ 为实际收益率， $AR_{it}$ 为超额收益率，则

$$r_{it_1+k} = \frac{1}{t_1 - t_0} \left( \sum_{t=t_0+k}^{t_1-1} R_{it} + \sum_{t=t_1}^{t_1+k-1} r_{it} \right)$$

事件窗口内的日超额收益率等于

$$AR_{it_1+k} = R_{it_1+k} - \frac{1}{t_1 - t_0} \left( \sum_{t=t_0+k}^{t_1-1} R_{it} + \sum_{t=t_1}^{t_1+k-1} r_{it} \right)$$

若  $k=0$ ，则上式可简化为事件发生当日的超额收益率

$$AR_{it_1} = R_{it_1} - \frac{1}{t_1 - t_0} \sum_{t=t_0}^{t_1-1} R_{it}$$

那么事件窗口的累计超额收益率

$$CAR_{it_1+w} = \sum_{w=0}^k AR_{it_1+w}$$

由于相邻两次宏观审慎沟通的最短间隔是 3 天，我们选取事件的时间窗  $K=3$ ，以保证任何两个事件窗的超额收益率是互不影响的。由于宏观审慎监管的沟通多为演讲、采访等口头形式，时间较为灵活，基本不会存在事件发生前信息泄露的情形。因此，我们将估计窗口设为事件发生前的 60 个交易日。

计算超额收益率之后，我们需要检验其显著性。检验方法通常包括非参数检验和参数检验。根据理论假设，在乐观沟通时，超常收益率（或累积超常收益率）的均值显著大于 0；悲观沟通时，超常收益率（或累积超常收益率）的均值显著小于 0；中性沟通时，超常收益率（或累积超常收益率）的均值显著等于 0。非参数检验的优点是不受累计超额收益率特定分布假设的影响，应用较广的是符号检验法。符号检验法以超额收益率的符号作为基础，要求乐观沟通的超额收益率（或累积超常收益率）符号为正的的比例大于 50%，悲观沟通的超额收益率（或累积超常收益率）符号为负的比例大于 50%，中性沟通的超额收益率为零的比例大于 50%或者非零的比例小于 50%。通过非参数符号检验，我们可以判断我国宏观审慎监管沟通事件对股票市场价格的影响方向是否与理论预期一致。根据 (Mackinlay, 1997)，相应的检验统计量为：

$$J = \left[ \frac{N^+}{N} - 0.5 \right] \frac{N^{0.5}}{0.5} \sim N(0,1)$$

其中， $N^+$ 表示超常收益率为正的样本观察值个数， $N$ 为样本总数。参数检验是一种功效检验，通过比较统计量的数值可以判断沟通事件对市场的影响程度，检验方法采用双侧  $t$  检验。

## 四、实证结果分析

### （一）我国宏观审慎监管沟通的总体效应

我们暂时不考虑不同沟通主体类型对金融市场的不同影响，将人民银行沟通和银监会

沟通作为同等的沟通事件，研究我国宏观审慎监管沟通的总体效应。由于不同的沟通事件蕴含着不同的态度，会对金融市场产生不同的影响。因此，我们分别研究我国宏观审慎监管乐观沟通、悲观沟通以及中性沟通对市场的影响，结果如表 2 所示。

表 2 我国宏观审慎监管沟通的总体效应

	非参数检验				参数检验			
	K=0	K=1	K=2	K=3	K=0	K=1	K=2	K=3
SH <sup>+1</sup>	2.117**	1.347*	2.117**	1.732**	2.752**	1.452	2.101**	1.606
Fin <sup>+1</sup>	2.502***	1.347*	2.117**	1.732**	2.644**	1.617	2.190**	2.089**
Hou <sup>+1</sup>	2.502***	0.962	2.117**	1.732**	2.672**	1.555	1.915*	1.665
SH <sup>-1</sup>	2.268**	0.378	0.756	0.756	-1.009	-0.580*	-0.534	-0.943*
Fin <sup>-1</sup>	1.900**	1.133	0.378	1.133	-1.321	-1.110	-0.936	-1.268*
Hou <sup>-1</sup>	2.268**	1.900**	1.133	1.133	-2.307**	-1.733**	-1.299**	-1.023
SH <sup>0</sup>	6.364***	6.364***	6.364***	6.364***	0.112	0.374	0.640	1.397
Fin <sup>0</sup>	6.364***	6.364***	6.364***	6.364***	0.354	0.348	0.911	1.582
Hou <sup>0</sup>	6.364***	6.364***	6.364***	6.364***	0.128	-0.337	0.075	1.069

注：SH<sup>+1</sup>、SH<sup>-1</sup>、SH<sup>0</sup> 分别表示在乐观沟通、悲观沟通、以及中性沟通情形下上证指数的超额收益率，其它的类推。K=0 表示为沟通事件当日的超额收益率，K=1, 2, 3 表示沟通事件后第二天，第三天以及第四天的变化。

我们先看宏观审慎监管乐观沟通的事件。非参的估计结果显示，无论是上证指数，金融行业指数还是房地产行业指数的正的超额收益率和累积超额收益率份额显著超过 50%。这说明我国的乐观的宏观审慎监管沟通给市场创造了额外的信息，对市场收益率产生显著的正面影响，这与理论预期一致。参数估计结果显示，所有的统计量符号为正，而且在 k=0 时，统计量显著而且值达到最大。这说明乐观的宏观审慎监管沟通确实给市场带来正面的影响，且这种影响在当天达到最大。这可能是由于乐观的宏观审慎监管沟通，向市场传递了未来金融市场风险较小，提振了投资者的信心。

然后是宏观审慎监管悲观沟通的事件。非参的估计显示，只有在 K=0 时期，上证指数，金融行业指数和房地产行业指数的超额收益率和累积超额收益率为负的比例显著超过 50%，也即是说悲观的宏观审慎监管沟通只在当天对市场产生显著的负面影响。参数估计的结果显示，所有统计量的符号为负，说明悲观的宏观审慎监管沟通对市场产生负面影响，但显著性没有表现明显的规律性，很多情形下是不显著的。只有房地产行业指超额收益率在沟通事件当日以及沟通后的两天显著为负。这可能是由于悲观的宏观审慎监管沟通一般发生在金融风险不断集聚期，通过沟通向市场传递金融风险正在不断增加，起到警示作用。但这种警示作用很难发挥作用，这与 (Born et al., 2013) 的研究结论一致。

最后是宏观审慎监管中性沟通的事件。非参的估计结果显示，无论是上证指数，金融行业指数还是房地产行业指数，在所有的事件窗口期内，超额收益率和累积超额收益率非零的比例显著超过 50%。也即是说，中性的宏观审慎监管沟通对金融市场的影响并非

中性。参数估计结果显示，在所有的窗口期内，统计量都不显著，金融市场的平均收益率和超额收益率为零。这似乎与非参估计的结果相矛盾，其实并不。非参估计只是根据符号来判断，而参数估计的结果依赖于金融市场对事件的反应程度。这说明每一次中性的宏观审慎监管沟通给市场可能带来正面影响也可能带来负面影响，但整体上来看，这些影响并不显著。这可能是由于，对于每一次的中性宏观审慎监管沟通，不同的市场主体有不同的理解。

总结来看，我国乐观的宏观审慎监管沟通会对市场产生显著的正面影响，这种影响在事件沟通当天达到最大。悲观的宏观审慎监管沟通对市场的负面影响并不显著，只有房地产行业指数表现出显著的负面反应。中性的宏观审慎监管沟通对市场的影响并非中性，但这种非中性影响整体并没有表现出显著的正面影响或者显著的负面影响，也即是每一次的中性宏观审慎监管沟通影响具有异质性。因而研究假说 1 得到验证。

## （二）央行宏观审慎监管沟通的市场效应

央行是我国宏观审慎监管的执行主体，其政策沟通占据了我国宏观审慎监管沟通的绝大部分。我们分别研究央行宏观审慎监管乐观沟通，悲观沟通以及中性沟通对市场的影响，结果如表 3 所示。

表 3 央行宏观审慎监管沟通的总体效应

	非参数检验				参数检验			
	K=0	K=1	K=2	K=3	K=0	K=1	K=2	K=3
SH <sup>+1</sup>	5.185***	5.185***	5.657***	5.185***	1.201	1.487	2.464**	2.237**
Fin <sup>+1</sup>	5.657***	4.714***	6.128***	5.185***	1.489	1.771*	2.676**	2.654**
Hou <sup>+1</sup>	6.128***	4.714***	6.128***	5.185***	1.531	1.616	2.175**	2.099 *
SH <sup>-1</sup>	1.698**	-0.728	0.243	0.243	-1.448	0.682	-0.725	0.082
Fin <sup>-1</sup>	1.213	-0.243	-0.243	1.213	-1.769*	-0.671	0.161	-0.866
Hou <sup>-1</sup>	1.698**	1.698**	0.243	0.728	-3.058***	-1.944*	-1.102	0.109
SH <sup>0</sup>	9.807***	9.807***	9.807***	9.807***	-0.532	-0.420	-0.068	0.322
Fin <sup>0</sup>	9.807***	9.807***	9.807***	9.807***	-0.476	-0.413	0.192	0.368
Hou <sup>0</sup>	9.807***	9.807***	9.807***	9.807***	-0.431	-0.846	-0.480	0.150

我们先看央行宏观审慎监管乐观沟通的事件。非参的估计结果显示，我国央行乐观的宏观审慎监管沟通给市场创造了额外的信息，对市场收益率产生显著的正面影响，这与理论预期一致。参数估计结果显示，在  $k=0$  和  $k=1$  时，统计量的符号为正，但都不显著；在  $k=2$  和  $k=3$  时，估计结果显著为正。这说明央行乐观的宏观审慎监管沟通对金融市场收益率产生正面的影响，但存在时滞。

然后是央行宏观审慎监管悲观沟通的事件。非参的估计结果显示，上证指数超额收益率为负的比例只在  $k=0$  时，也即事件沟通的当天，显著超过 50%；房地产行业指数的超额收益率为负的比例在  $k=0$  和  $k=1$  两天，显著超过 50%，金融行业指数在整个事件窗口期内

影响不显著。参数估计结果显示，房地产行业指数的超额收益率在  $k=0$  和  $k=1$  两天显著为负，金融行业指数的超额收益率只在  $k=0$  当天显著为负，而上证指数超额收益率统计量符号正负交替而且变化不显著。可见，央行悲观的宏观审慎监管沟通只对房地产行业指数产生了显著的负面影响，对上证指数和金融行业指数的影响不显著。这与我国整体的悲观宏观审慎监管沟通效应是一致的，从而说明该结论是稳健的。

最后是央行宏观审慎监管中性沟通的事件。非参的估计结果显示，无论是上证，金融行业还是房地产行业指数，在所有的事件窗口期内，累积超额收益率非零的比例显著超过 50%。也即是说，央行中性的宏观审慎监管沟通对金融市场收益率的影响并非中性。参数估计结果显示，在所有的窗口期内，统计量都不显著，说明每一次央行中性的宏观审慎监管沟通对市场可能带来正面影响也可能带来负面影响，但整体上来看，这些影响并不显著，金融市场的平均收益率和超额收益率为零。这与我国整体的中性宏观审慎监管沟通效应是一致的，从而说明该结论是稳健的。

总结来看，央行乐观的宏观审慎监管沟通会对金融市场收益率带来正面的影响，但这种影响发挥作用存在时滞，也即是说在沟通事件发生的第三天和第四天达到最大；央行悲观的宏观审慎监管沟通只对房地产行业指数收益率产生负面影响；研究假说 1 进一步得到验证。央行中性的宏观审慎监管沟通对市场的影响并非中性，但这种非中性影响整体并没有表现出显著的正面影响或者显著的负面影响，也即是每一次的中性宏观审慎监管沟通影响具有异质性。

在样本期间，我国中国人民银行行长一直是周小川先生。周小川先生既是央行货币政策委员会主席也是金融稳定措施的决策者。由于央行行长的特殊地位和权利，周小川先生的言论一直受到市场主体的关注。因此，我们将专门研究了周小川先生关于宏观审慎监管的沟通对金融市场收益率的影响。结果发现<sup>1</sup>：央行行长乐观的宏观审慎监管沟通会对金融市场收益率产生显著的正面影响，悲观的宏观审慎监管沟通只在当日对房地产行业指数产生显著的负面影响。值得指出的是，央行行长中性的宏观审慎监管沟通给市场带来的影响整体是负面的，但只有在事件沟通当天，对上证指数和金融行业指数产生的负面影响是显著的。

### （三）银监会宏观审慎监管沟通的市场效应

2009 年银监会发布的《中国银行业年报》是银监会首次正式提出宏观审慎监管。与央

---

<sup>1</sup> 受篇幅所限，具体的实证结果不再汇报。有兴趣的读者可以向作者索取。

行宏观审慎监管沟通不同的是，银监会作为我国银行业的监管机构，防风险是其首要任务，因而其沟通多为悲观和中性的沟通。下面，我们将分别研究银监会关于宏观审慎监管的乐观、悲观以及中性沟通对金融市场收益率的影响，结果如表 4 所示。

表 4 银监会宏观审慎监管沟通的市场效应

	非参数检验				参数检验			
	K=0	K=1	K=2	K=3	K=0	K=1	K=2	K=3
SH <sup>+1</sup>	14.333***	13***	13***	13***	3.443***	2.255*	2.094*	2.024*
Fin <sup>+1</sup>	14.333***	13.667***	13.667***	13.667***	2.583**	2.086*	1.608	1.663
Hou <sup>+1</sup>	13.667***	13***	13***	13.667***	2.393**	1.677	1.683	1.737
SH <sup>-1</sup>	0.832	0.832	0.277	0.832	-1.006	-1.731	-1.170	-2.365**
Fin <sup>-1</sup>	0.832	1.387*	0.832	0.832	-0.914	-2.101*	-1.540	-2.261**
Hou <sup>-1</sup>	0.832	0.832	0.277	1.508*	-1.407	-1.256	-1.080	-1.629
SH <sup>0</sup>	18.341***	18.341***	18.341***	18.341***	1.125	1.316	1.774	3.492***
Fin <sup>0</sup>	18.341***	18.341***	18.341***	18.341***	1.686	1.148	1.582	3.064**
Hou <sup>0</sup>	18.341***	18.341***	18.341***	18.341***	1.245	0.707	1.212	2.173*

我们先看银监会宏观审慎监管乐观沟通的事件。非参的估计结果显示，无论是上证指数，金融行业指数还是房地产行业指数超额收益率和累积超额收益率为正的份额显著超过 50%。这说明我国银监会乐观的宏观审慎监管沟通对市场收益率产生显著的正面影响。参数估计的结果显示，在事件沟通的当天，上证指数，金融行业指数和房地产行业指数收益率产生显著的正面反应；在事件沟通的次日，上证指数和金融行业指数收益率表现显著的正面反应，但影响的强度低于事件沟通的当日；在接下来的两天，只有上证指数累积超额收益率表现了显著的正面反应，但影响强度进一步递减。这说明银监会乐观的宏观审慎监管沟通确实对金融市场产生了显著的正面影响，影响强度逐日递减。

然后是银监会宏观审慎监管悲观沟通的事件。非参的结果显示，银监会悲观的宏观审慎监管沟通对市场没有产生显著的影响。参数估计的结果显示，只有 K=3 时，上证指数和金融行业指数累积超额收益率产生了显著的负面响应。可见，银监会悲观的宏观审慎监管沟通对市场基本不产生显著的影响。这可能是由于，银监会作为我国银行业的监管机构，以防风险为第一要责，在与市场沟通时较为保守多为负面沟通，市场对此习以为常，也即是说银监会悲观的宏观审慎监管沟通没有给金融市场创造额外的信息。

最后是银监会宏观审慎监管中性沟通的事件。非参的估计结果显示，无论是上证，金融行业还是房地产行业指数，在所有的事件窗口期内，累积超额收益率非零的比例显著超过 50%。也即是说，银监会中性的宏观审慎监管沟通对金融市场收益率的影响并非中性。参数结果表明，在事件沟通的前三天，宏观审慎监管的中性沟通没有对金融市场平均收益

率产生显著的影响。在  $k=3$ ，也即沟通的第四天，无论是上证，金融行业还是房地产行业指数，累计超额收益率都显著为正。这可能是由于一向谨慎保守的银监会，其中性沟通在某种层面上可以提振市场信心，但发挥作用需要时滞。

总结来看，银监会乐观的宏观审慎监管沟通会对金融市场收益率产生显著的正面影响，而且在沟通的前两天影响程度最大，随后逐日递减。与央行乐观的宏观审慎监管沟通相比，银监会的市场沟通反应更加迅速更加强烈，沟通效果更好，因此假说 2 得到验证；银监会悲观的宏观审慎监管沟通对金融市场收益率基本不产生影响，这可能是由于金融市场主体对银监会的沟通存在谨慎保守的预期，其悲观的沟通没有给金融市场创造额外的信息。而银监会中性沟通在某种层面上可以提振市场信心，但发挥作用需要时滞。

#### （四）信号渠道还是协调渠道？

宏观审慎监管沟通通过如下两种渠道影响金融资产价格：一种是“信号渠道”，另一种是“协调渠道”。信号渠道是指市场投资主体把货币当局关于金融稳定的沟通作为未来货币政策变化的一种预警信号。当货币当局认为当前金融风险较高时，会向市场传递金融稳定悲观的态度，市场主体预测货币当局会针对当前的金融风险采取相应的措施，从而投资者改变投资策略，金融市场的收益率发生变化（Fratzsch, 2008）。协调渠道是指市场不是完全有效的，政策当局比市场主体掌握更多的信息。政策当局关于未来金融稳定的沟通是向市场传递更多的信息，发挥协同的作用，降低不同市场主体之间的信息不对称，有助于消除市场主体的异质性预期，让资产价格更好的反映基本面的价值。信号渠道与协同渠道最大的区别在于，信号渠道伴随着货币政策的变化，协调渠道并没有相应的货币政策变化（Sarno and Taylor, 2001）。

我们通过检验宏观审慎监管沟通之后，Shibor 不同期限的值是否发生明显的变化来验证我国的宏观审慎监管沟通发挥作用的渠道。根据以上检验可知，符号检验超额收益是否为零时是依据超额收益率非零的比例是否大于 50%。我们知道，Shibor 作为银行间拆借利率反映了流动性供需的变化，即便没有宏观审慎监管沟通的发生，其值也会发生变化，也即出现超额收益率非零。如果超额收益既有大于零也有小于零的情形，很可能会出现符号检验显著非零，但参数均值检验显著为零的情形。所以我们这里只采用了参数检验。由于人民银行是我国的货币政策执行机构，这里我们主要汇报央行的宏观审慎监管沟通渠道结

果<sup>1</sup>。

表 5 央行宏观审慎监管沟通作用渠道的检验

	参数检验			
	K=0	K=1	K=2	K=3
ONR <sup>+1</sup>	0.267	0.155	0.104	0.057
OMR <sup>+1</sup>	1.407	1.416	1.469*	1.539*
OYR <sup>+1</sup>	1.082	1.377	1.444*	1.476*
ONR <sup>-1</sup>	0.471	0.310	0.350	0.449
OMR <sup>-1</sup>	-0.049	-0.036	-0.027	-0.012
OYR <sup>-1</sup>	-1.101	-1.094	-1.086	-1.079
ONR <sup>0</sup>	0.557	0.395	0.096	0.018
OMR <sup>0</sup>	1.226	1.063	0.962	0.894
OYR <sup>0</sup>	1.082	1.022	0.968	0.929

注：ONR<sup>+1</sup>、ONR<sup>-1</sup>、ONR<sup>0</sup> 分别表示在乐观沟通、悲观沟通、以及中性沟通情形下隔夜 Shibor 的超额收益率，其它的类推。

从理论上讲，中性的沟通代表央行对当前的金融稳定状况还是比较满意的，央行只有做出乐观或悲观的宏观审慎监管沟通之后，才有可能采取相应的货币政策。表 5 的实证结果显示，无论是悲观沟通还是乐观沟通，大多数的结果都是不显著，接受原假设超额收益率为零。也即是说在央行宏观审慎沟通事件之后，隔夜 Shibor，3 月 Shibor 和 1 年期 Shibor 都没有发生明显的变化。央行的宏观审慎监管沟通之后并没有伴随着货币政策的变化，其发挥作用主要通过协调渠道。这可能是由于央行是货币政策的制定和执行机构，虽然我国的人民银行是多目标制，但金融稳定只是其潜在目标，并没有成为其独立目标。这与（Born 等，2013）的研究结论一致。从而验证了研究假说 3。

## 五、结论与政策建议

本文通过事件分析法研究了我国宏观审慎监管沟通对股票市场上证指数、金融行业指数以及房地产指数收益率的影响以及影响机制。研究表明，我国乐观的宏观审慎监管沟通会对股票市场收益率产生显著的正面影响，这种影响在事件沟通当天达到最大。悲观的宏观审慎监管沟通对市场的负面影响并不显著，只有房地产行业指数表现出显著的负面反应。中性的宏观审慎监管沟通对市场的影响并非中性，但这种非中性影响整体并没有表现出显著的正面影响或者显著的负面影响，也即是每一次的中性宏观审慎监管沟通影响具有异质性。

<sup>1</sup> 我们也验证了银监会宏观审慎监管沟通的渠道，结果是稳健的。

中国人民银行和银监会作为我国宏观审慎监管的机构，其沟通效果具有各自的特点。通过比较可以发现：第一，无论央行还是银监会，其乐观的宏观审慎监管沟通效果要远远大于悲观的宏观审慎监管沟通效果。中性宏观审慎监管沟通的影响具有异质性。第二，央行乐观的宏观审慎监管沟通发挥作用具有一定的时滞，而银监会乐观的宏观审慎监管沟通发挥作用更为迅速。第三，央行悲观的宏观审慎监管沟通会对房地产行业指数产生短期的负面影响，但银监会悲观的宏观审慎监管沟通对市场基本没有任何的负面影响。第四，银监会中性的宏观审慎监管沟通在某种层度上可以提振市场信心，但发挥作用需要时滞。第五，无论人民银行还是银监会，其宏观审慎监管沟通都是通过协调渠道而非信号渠道发挥作用。

本文的结论具有明确的政策含义，有效的宏观审慎监管沟通有助于宏观审慎监管发挥前瞻性和预防性功能，抑制系统性风险的积累。为了增强宏观审慎当局沟通的有效性，应该注意如下两点：第一，明晰沟通的内容，提高政策的透明度。宏观审慎当局应该发挥人才和信息优势，及时的为市场提供有关系统性风险的信息、分析和建议，达到沟通真正的能为市场创造信息的目的；第二，宏观审慎当局需要“言行一致”。宏观审慎当局沟通引导市场预期形成后，实际的监管政策不能违背这一预期。尤其是在宏观审慎监管悲观沟通之后，应该采取相应的措施，降低金融风险。只有沟通经过证实，才能取得市场主体的信任，形成正确的预期。

## 参考文献

- [1] 鲁臻, 成明杰. 宏观经济形势影响央行货币政策沟通的效果吗——基于中国数据的实证分析[J], 宏观经济研究, 2015 (7): 52-58
- [2] 李云峰, 崔静雯, 白湘阳. 金融稳定沟通与金融市场稳定——来自中国《金融稳定报告》的证据[J], 宏观经济研究, 2014 (4): 97-104
- [3] 林建浩, 赵文庆. 中国央行沟通指数的测度与谱分析[J], 统计研究, 2015 (1): 52-58
- [4] 万志宏, 李凤. 中央银行金融稳定性沟通的国际比较与借鉴[J], 金融理论与实践, 2015 (7): 87—93
- [5] 王博, 刘翀. 央行沟通的金融市场效应——来自中国的证据[J], 经济学动态, 2016 (11): 22—32.
- [6] 吴国培, 潘再见. 中央银行沟通对金融资产价格的影响——基于中国的实证研究[J], 金融研究, 2014 (5): 34—47
- [7] 朱宁, 许艺焯, 邱光辉. 中央银行沟通对人民币汇率波动的影响[J], 金融研究, 2016 (11): 32—46.
- [8] Allen, Franklin, Francke,L. and Swinburne,M. Assessment of the Riksbank's Work on Financial Stability Issues[OL]. *Penning – och Valutapolitik*, 3/2004 (Stockholm: Sveriges Riksbank), available at [http://www.riksbank.se/upload/Dokument\\_riksbank/Kat\\_AFS/pv04\\_3\\_artikel1.pdf](http://www.riksbank.se/upload/Dokument_riksbank/Kat_AFS/pv04_3_artikel1.pdf).
- [9] Born,B. Michael.E and Marcel.F .Communicating About Macroprudential Supervision – A New Challenge for Central Banks[J]. *International Finance*, 2012vol. 15(2): 179–203.
- [10] Born,B.Michael.E and Marcel.F.(2013). Central bank communication on financial stability[J].*The Economic Journal* 2013:701—734.
- [11] Cihak, M. How do central banks write on financial stability?[R], Working Paper2006, International Monetary Fund.
- [12] Cihak,M. ‘Central banks and financial stability: a survey’, <http://ssrn.com/abstract=998335> (last accessed: 4 February 2013).
- [13] Demiralp,S .et al (2012) .Monetary policy communication in Turkey[J] , *European Journal Of Political Economy*, 2012Vol 28(4):540-556.
- [15] Fratzscher, M. Oral interventions versus actual interventions in FX markets: An event-study approach.*Economic Journal*, 2008,Vol.118, No.530.
- [16] Gadanez, B. Jayaram,K . Macroprudential policy frameworks, instruments and indicators: a review [R], *Ifc Bulletins Chapters*,2015(41).
- [17] Hansen, S. McMahan.M. Shocking language: Understanding the macroeconomic effects of central bank

communication[J], Journal of International Economics,2016.99(1):114-133.

[20] MacKinlay .A. Event Studies in Economics and Finance[J], Journal of Economic Literature, 1997, 35(1):13-39.

[20] Oosterloo, S. Haan, J. and Jong-A-Pin, R. Financial stability reviews: a first empirical analysis[J], Journal of Financial Stability, 2007,vol. 2(4): 337–355.

[21] Samo, L. and Taylor, M. Official intervention in the foreign exchange market: Is it effective, and if so, how does it work?[J]. Journal Of Economic Literature, 2001,Vol.39(3).

[22] Svensson, L. Monetary policy and real stabilization[R], Working Paper, National Bureau of Economic Research,2003 ,No. 9486.

# The Impact of China 's Macro - prudential Supervision Communications on Financial Asset Price

- A Case Study of Stock Market

Lanbiao Liu Zirui Guo Bo Wang

**Abstract:** Effective macro-prudential supervision and communication can make a contribution to the proactive and preventive functions of macro-prudential policies and suppressing the accumulation of systemic risks. Using the data from April 2009 to December 2016 and event study , this paper analysis the influence of macro-prudential supervision communication on the stock market rates and the mechanism of influence. Studies have shown that the optimistic communication of macro-prudential regulation will have a significantly positive impact on stock market returns, the effect of pessimistic communication is not significant, only the real estate sector index shows significantly negative reaction, and neutral communication effects of macro-prudential regulation have heterogeneity. The people's bank of China and the CBRC are the institutions of macro-prudential supervision in our country, and their communication effects have their own characteristics, but they all work through the channel of coordination rather than the channel of signs. In order to enhance the communication effectiveness of macro-prudential supervision , our macro-prudential authorities should extend the communication styles, clarify the content of communication, improve the transparency of the policy, and achieve the "consistency of words and actions".

**Keywords:** Macro-prudential supervision; Communication types; Stock market; Event-study

## 金融开放、经济波动与金融波动

马勇<sup>1</sup> 王芳<sup>2</sup>

**【摘要】** 迄今为止，关于金融开放与宏观经济和金融稳定之间关系的研究，不仅缺乏微观基础，而且经验结果也充满了争论。本文通过将金融开放因素引入动态随机一般均衡模型，为考察金融开放、经济波动和金融波动之间的内生性关系提供了明确的微观基础。基于模型模拟分析的结果显示：金融波动会随着金融开放度的提高而出现明显上升，而产出波动的上升则非常微弱。基于中国 1998-2015 年季度数据的经验分析进一步证实了上述模型推断，并且该结论在多种稳健性检验下均是成立的。

**【关键词】** 金融开放；经济波动；金融波动；

### 一、引言

大量研究表明，稳步有序的金融开放对推动金融发展和经济增长具有重要意义，因此，自二十世纪七八十年代以来，许多国家都将金融开放战略作为金融改革一揽子计划的重要支柱甚至是核心支柱之一。

从现有文献来看，尽管关于金融开放的经济增长效应已经产生了大量文献（Quinn和Toyoda，2008；Obstfeld，2009；Bekaert等，2011），但对于金融开放的稳定效应（即金融开放对宏观经济和金融稳定的影响）的研究却显得非常不足，并且在结论上也充满了分歧。早期研究倾向于认为，金融开放能够减少消费的波动，这主要是因为接触国际金融市场的便利可以增加个体之间风险分担的可能性，从而更好地实现跨期消费平滑（Obstfeld和Rogoff，2000）。持类似结论的还包括Devereux和Sutherland（2008）、Buch和Yener（2009）以及Kose等（2009）等。不过，也有研究得出了相反的结论，比如Levchenko（2005）认为，当国内风险分担受市场摩擦影响且这些风险具有特定性和可以被保险时，金融开放会减少家庭承受的风险分担量，从而加大消费的波动。Pancaro（2010）通过将房地产财富引入效用函数，发现金融开放度的上升会加大消费波动。Faia（2011）的研究也发现，提高资本账户开放度会加大消费波动，因为人们无法有效利用风险分担的机会。除

<sup>1</sup> 马勇，中国人民大学国际货币研究所特约研究员，中国人民大学财政金融学院教授；

<sup>2</sup> 王芳，中国人民大学国际货币研究所特约研究员，中国人民大学财政金融学院副教授；

金融开放对消费波动的影响之外，另外一些研究集中讨论了金融开放对产出波动的影响。比如，根据 Kalemli-Ozcan 等（2003）的研究，由于金融开放有助于规避生产风险，因而可以减少产出的波动。在 Loayza 和 Raddatz（2007）的研究中，金融开放能够减缓外部冲击的不利影响，从而有助于降低产出波动。Calderon 和 Schmidt-Hebbel（2008）的研究发现，在国内金融市场发展完善和债务水平较低的国家，产出波动会随金融开放度的上升而下降。然而，Levchenko 等（2009）基于产业层面的数据却得出了相反的结论：伴随金融自由化的金融开放虽然确实可以促进产出增长，但同时也伴随着产出波动的加大。Popov（2012）的研究也发现，金融开放度的提升显著增加了产出增长的负偏态（negative skewness），并且金融开放的产出波动成本随着贸易开放度的上升而增加。在较近的一项研究中，Larrain（2015）发现，资本账户开放会增加部门之间的工资不平等程度，特别是在金融需求旺盛的行业。

在金融开放对金融波动的影响方面，现有文献主要集中在资本账户开放对金融不稳定的影响方面，而基于一般均衡框架的正式理论建模则还比较少。事实上，在传统的经济学范式下，作为“华盛顿共识”的基石之一，伴随金融自由化的金融开放被认为有助于推动制度改革，从而有助于金融稳定（Williamson，2003）。然而，1997 年亚洲金融危机表明，资本账户的开放可能使亚洲国家脆弱的金融体系更容易遭受投机性攻击，从而影响金融稳定（Goldstein，1999）。根据 Mishkin（2006）的研究，金融开放可能会使资本流动变得更为容易，导致金融机构承担过多风险，这使得金融冲击更为迅速地在各国之间传导开来。然而，另外一些研究却指向了相反的结论，比如 Glick 和 Hutchison（2005）的研究认为，在控制了样本选择偏差之后，资本账户开放程度高的国家发生货币危机的可能性反而更低。Laureson 和 Tang（2005）基于中国数据的估计结果也显示，完全开放资本账户会使得非外商直接投资的资本流动（non-FDI capital flows）在 GDP 中所占的比重上升 4.6 个百分点，但这并不会导致明显的金融部门的不稳定。在相对更近期的研究中，Fratzscher（2012）认为，资本管制的加强主要是源于对汇率和宏观经济稳定的双重考虑。Bogdanov（2014）对 69 个国家 1980-2011 年的数据研究发现，保持资本账户的开放有助于降低汇率的波动性，同时资本流动管制措施对于短期和长期的资本流动波动性均无明显影响。在 Pundit 等（2015）的研究中，虽然有证据显示，资本账户开放和金融稳定之间存在着密切关联，但这种关联的符号和显著性却随着样本国家的不同而产生差异。在理论建模方面，尽管从早期的信贷周期理论和金融加速器理论，到近年来的金融经济周期理论（Christiano 等，2010；

Andres 和 Arce, 2012; Iacoviello, 2015), 都强调了金融因素在宏观经济和金融波动中的重要作用, 但这些文献基本都没有直接针对金融开放问题进行建模, 也没有分析金融开放如何影响宏观经济和金融体系的稳定。

总体来看, 尽管关于金融开放和宏观经济稳定之间关系的研究由来已久, 但无论理论模型还是经验研究, 均未得出一致的结论。同时, 现有关于金融开放的文献大都集中在研究金融开放对经济周期的影响方面, 少有文献重点讨论金融开放对金融波动的影响, 而 2008 年国际金融危机后的理论进展表明, 不考虑金融因素的宏观经济模型是不完善的 (Borio, 2014)。基于上述背景, 本文通过构建一个包含金融因素的动态随机一般均衡 (DSGE) 模型, 对金融开放、经济波动和金融波动之间的关系进行初步的理论和经验研究。较之已有文献, 本文主要尝试完成以下几个方面的工作: 一是通过将金融变量引入 DSGE 模型, 为研究金融和实体经济的关系提供一个基于一般均衡的模型框架; 二是通过在模型中引入金融开放度参数, 为研究金融开放度变化对宏观经济和金融波动的影响提供了一种可能的路径; 三是通过模拟和经验分析得出了金融开放度变化对经济和金融波动的影响, 这一方面有助于对现实中相关问题的理解, 同时也有助于为后续相关研究提供某些“抛砖引玉”式的初步理论支持。

本文其余部分的组织结构如下: 第二部分进行一般均衡框架下的理论建模, 将金融资产、金融开放、金融摩擦等相关金融因素引入 DSGE 模型; 第三部分对模型参数进行估计, 并对不同金融开放度下的经济和金融波动情况进行模拟分析; 第四部分对第三部分得出的基本结论进行进一步的经验分析和检验; 文章最后进行总结。

## 二、理论建模: 包含金融资产和金融开放的 DSGE 模型

本部分的主要目标是为研究金融开放对宏观经济和金融波动的影响提供一个初步的模型框架。为此, 我们首先在家庭部门建模中引入金融资产需求, 然后在国际金融市场建模中引入金融开放度参数, 从而初步构建一个包含金融变量和金融开放度因素的 DSGE 模型。

### (一) 家庭部门

在传统的 DSGE 建模中, 家庭部门的决策行为是在一定的预算约束条件下, 通过选择合适的消费、劳动和现金持有, 实现终生效用的最大化。然而, 在现实中, 特别是在现代经济条件下, 家庭部门的资产持有形式不仅包括现金, 还包括更为广泛的金融资产 (如股

票等)。因此, 一个更为现实的设定是在传统的家庭部门效用函数中引入金融资产的影响。

考虑金融资产的影响后, 家庭  $i$  的效用函数可以表示为:

$$\begin{aligned} \max E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t & \left[ \frac{C_{i,t}^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \frac{N_{i,t}^{1+\phi}}{1+\phi} + \frac{1}{1-\sigma_m} m_{i,t}^{1-\sigma_m} + \frac{1}{1-\sigma_f} f_{i,t}^{1-\sigma_f} \right] \\ \text{s.t. } C_{i,t} + \frac{M_{i,t}}{P_t} + \frac{B_{i,t}}{R_t P_t} + \frac{F_{i,t}}{R_t^f P_t} & \leq W_{i,t} N_{i,t} + \frac{M_{i,t-1}}{P_t} + \frac{B_{i,t-1}}{P_t} + \frac{F_{i,t-1}}{P_t} \end{aligned} \quad (1)$$

其中,  $\beta$  为跨期贴现因子,  $C_{i,t}$  和  $N_{i,t}$  分别为家庭  $i$  的消费和劳动, 参数  $\sigma$  和  $\phi$  分别为消费的跨期弹性系数和劳动力供给弹性的倒数;  $m_{i,t} = M_{i,t} / P_t$  为家庭  $i$  持有的实际货币量 ( $M_{i,t}$  为名义货币量),  $f_{i,t} = F_{i,t} / P_t$  为家庭  $i$  持有的实际金融资产 ( $F_{i,t}$  为名义金融资产), 参数  $\sigma_m$  和  $\sigma_f$  分别为货币和金融资产的需求弹性。在预算约束式中,  $W_{i,t}$  为工资水平,  $B_{i,t}$  为政府债券,  $P_t$  为价格水平,  $R_t$  为政府债券的利率,  $R_t^f$  为金融资产的收益率。参照标准文献的做法 (Christiano 等, 2005), 同质性家庭在对称均衡条件下满足:  $C_{i,t} = C_t$ ,  $N_{i,t} = N_t$ ,  $W_{i,t} = W_t$ ,  $B_{i,t} = B_t$ ,  $M_{i,t} = M_t$ ,  $F_{i,t} = F_t$ 。同时, 定义通胀  $\pi_t = P_t / P_{t-1}$ , 于是, 求解如上文 (1) 式所示的目标函数, 可得家庭部门效用最大化的一阶均衡条件为:

$$\frac{W_t}{P_t} = C_t^\sigma N_t^\phi$$

$$\frac{1}{R_t} = \beta E_t \left\{ \left( \frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\sigma} \left( \frac{P_t}{P_{t+1}} \right) \right\}$$

$$m_t^{-\sigma_m} = C_t^{-\sigma} \left( 1 - \frac{1}{R_t} \right)$$

$$f_t^{-\sigma_f} = C_t^{-\sigma} \left( \frac{1}{R_t^f} - \frac{1}{R_t} \right)$$

对上述四式分别进行对数线性化，可得家庭部门决策的最优化均衡条件为<sup>1</sup>：

$$w_t - p_t = \phi n_t + \sigma c_t \quad (2)$$

$$c_t = E_t c_{t+1} - \frac{1}{\sigma} (r_t - E_t \pi_{t+1}) \quad (3)$$

$$m_t = \frac{\sigma}{\sigma_m} c_t - \frac{1}{\sigma_m (R-1)} r_t \quad (4)$$

$$f_t = \frac{\sigma}{\sigma_f} c_t + \frac{R}{\sigma_f (R - R^f)} r_t^f - \frac{R^f}{\sigma_f (R - R^f)} r_t \quad (5)$$

其中，（2）式为劳动力供给方程，（3）式为跨期消费的欧拉方程，（4）式为货币需求方程，（5）式为金融资产需求方程。

## （二）企业部门

遵循标准文献的设定，企业部门包括最终厂商和中间厂商。其中，最终厂商由 $[0, 1]$ 区间上一系列连续的厂商构成，厂商 $j$ 在国内购买中间产品 $Y_{H,t}(j)$ 或者从国外进口中间产品 $Y_{F,t}(j)$ ，并在如下加总技术的约束下实现其成本支出的最小化：

$$Y_t = \left[ (1-\omega)^{\frac{1}{\eta}} \left( \left[ \int_0^1 Y_{H,t}(j)^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} dj \right]^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}} \right)^{\frac{\eta-1}{\eta}} + \omega^{\frac{1}{\eta}} \left( \left[ \int_0^1 Y_{F,t}(j)^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} dj \right]^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}} \right)^{\frac{\eta-1}{\eta}} \right]^{\frac{\eta}{\eta-1}}$$

其中， $j \in [0, 1]$ 为厂商标记。 $\eta$ 为贸易价格弹性， $\varepsilon$ 为同一个国家内所生产的中间产品之间的价格弹性， $\omega$ 为贸易开放度参数（最终产品中进口商品的比重）。最终厂商的支出最小化意味着国内外生产的中间品的价格指数分别为：

<sup>1</sup>小写字母表示对应变量的缺口值，即各变量相对于其稳态值的对数偏离： $x_t \equiv \log X_t - \log X$ ，

其中，不带时间下标 $t$ 的大写字母 $X$ 为对应变量的稳态值。后文同。

$$P_{H,t} = \left( \int_0^1 P_{H,t}(j)^{1-\varepsilon} dj \right)^{\frac{1}{1-\varepsilon}}, \quad P_{F,t} = \left( \int_0^1 P_{F,t}(j)^{1-\varepsilon} dj \right)^{\frac{1}{1-\varepsilon}}$$

上述价格指数所对应的综合价格指数为:

$$P_t = \left[ (1-\omega)P_{H,t}^{1-\eta} + \omega P_{F,t}^{1-\eta} \right]^{\frac{1}{1-\eta}} \quad (6)$$

对于国外市场, 假定采用同样的加总技术。同时, 根据一价定律, 有:

$$P_{F,t} = \varepsilon_t P_t^* \quad (7)$$

其中  $\varepsilon_t$  表示名义汇率,  $P_t^*$  为以外汇表示的进口品价格指数, 于是贸易条件  $S_t$  可定义为:

$$S_t = P_{F,t} / P_{H,t} \quad (8)$$

上述 (7) 式和 (8) 式的对数线性化形式分别为:

$$p_{F,t} = p_t^* + e_t \quad (9)$$

$$s_t = p_{F,t} - p_{H,t} \quad (10)$$

对 (6) 式进行对数线性化并结合 (10) 式, 可得:

$$p_t = (1-\omega)p_{H,t} + \omega p_{F,t} = p_{H,t} + \omega s_t \quad (11)$$

对 (11) 式进行差分, 可进一步得到:

$$\pi_t = \pi_{H,t} + \omega \Delta s_t \quad (12)$$

在中间品的生产方面, 参照标准文献, 假定中间品由垄断竞争的厂商提供, 其生产函数为:  $Y_t = A_t N_t^{1-\alpha}$ , 其中,  $A_t$  为技术因子,  $N_t$  为厂商雇佣的劳动,  $\alpha$  为产出的资本贡献份额。根据生产函数, 同时结合劳动供给方程 (2) 式以及后文的风险分担条件 (19) 式, 可以得到中间厂商的边际成本为:

$$mc_t = \frac{\phi}{1-\alpha} y_t - \frac{\phi+1}{1-\alpha} a_t + \frac{q_t}{1-\omega} \quad (13)$$

其中,  $a_t \equiv \log A_t - \log A$  服从 AR(1) 过程:  $a_t = \rho_a a_{t-1} + \varepsilon_t^a$ ,  $\varepsilon_t^a \sim i.i.d.N(0, \sigma_a^2)$ 。

在厂商定价机制方面，按照 Calvo（1983）定价法则，假定每个厂商的调价概率为  $1-\theta$ 。给定调价概率后，厂商的目标是要通过设定价格  $P_{H,t}(j)$  实现预期收益的最大化：

$$\max E_t \sum_{k=0}^{\infty} \theta^k \rho_{t,t+k} [Y_{t,t+k}(j)P_{H,t}(j) - W_{t+k}N_{t+k}(j)]$$

其中， $\rho_{t,t+k}$  为随机贴现因子， $Y_{t,t+k}(j)$  表示在  $t$  期的最优价格设定之后，厂商在  $t+k$  期的产品需求， $W_{t+k}$  为  $t+k$  期的单位工资水平。按照 Calvo-Yun 标准化处理（Calvo, 1983; Yun, 1996），可得到如下形式的前瞻性菲利普斯曲线：

$$\pi_{H,t} = \beta E_t \pi_{H,t+1} + \frac{(1-\theta)(1-\beta\theta)}{\theta} mc_t + \varepsilon_t^\pi \quad (14)$$

其中， $\varepsilon_t^\pi \sim i.i.d.N(0, \sigma_\pi^2)$  为成本推动冲击。将（13）式带入（14）式，可得如下形式的新凯恩斯菲利普斯曲线：

$$\pi_{H,t} = \beta E_t \pi_{H,t+1} + \frac{(1-\theta)(1-\beta\theta)}{\theta} \left( \frac{\phi}{1-\alpha} y_t - \frac{\phi+1}{1-\alpha} a_t + \frac{q_t}{1-\omega} \right) + \varepsilon_t^\pi \quad (15)$$

### （三）国际金融市场

根据 Galí 和 Monacelli（2005）的研究，在完全国际金融市场条件下，同一个投资标的以本币表示（即经过汇率转换后）的收益率应该相等，从而确保在市场均衡状态下满足无套利条件，这意味着：

$$E_t \Omega_{t,t+1} = E_t \left( \Omega_{t,t+1}^* \frac{e_t}{e_{t+1}} \right)$$

其中， $E_t \Omega_{t,t+1} = \frac{1}{R_t}$  和  $E_t \Omega_{t,t+1}^* = \frac{1}{R_t^*}$  分别为国内投资者和国外投资者投资于政府债券

的随机贴现率， $e_t$  为直接标价法下的名义汇率。利用该关系，结合国内外投资者的消费跨期均衡条件，可以得到如下等式：

$$\beta E_t \left\{ \left( \frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\sigma} \left( \frac{P_t}{P_{t+1}} \right) \right\} = E_t \Omega_{t,t+1} = \beta E_t \left\{ \left( \frac{C_{t+1}^*}{C_t^*} \right)^{-\sigma} \left( \frac{P_t^*}{P_{t+1}^*} \right) \frac{e_t}{e_{t+1}} \right\}$$

其中,  $C_t^*$  和  $P_t^*$  分别表示外国的消费和价格水平, 其余变量定义同前。对该式进行对数线性化, 可得:

$$c_t = c_t^* + \frac{1}{\sigma} q_t \quad (16)$$

其中,  $q_t$  为实际汇率。参考 Corsetti 等 (2013) 的做法, 不考虑国外变量的变化 ( $c_t^* = 0$ ), 可进一步得到:

$$c_t = \frac{1}{\sigma} q_t \Leftrightarrow \sigma c_t = q_t \quad (17)$$

此外, 在国际金融市场上, 根据一价定律和购买力平价条件, 可得到实际汇率和贸易条件满足如下对数线性化关系:

$$q_t = (1 - \omega) s_t \quad (18)$$

其中,  $\omega$  为贸易开放度参数,  $q_t$  为实际汇率。联立 (17) 和 (18) 式, 得到:

$$\sigma c_t = q_t = (1 - \omega) s_t \quad (19)$$

(19) 式即我们通常所说的风险分担条件。与此同时, 如果金融市场完全开放, 那么国内外的利率会通过如下无抛补利率平价条件紧密相连 (Galí 和 Monacelli, 2005):

$$r_t = r_t^* + E_t \Delta e_{t+1} \quad (20)$$

其中,  $E_t \Delta e_{t+1} = E_t e_{t+1} - e_t = E_t \Delta q_{t+1} + E_t \pi_{t+1} - E_t \pi_{t+1}^*$  为名义汇率在  $t$  期与  $t+1$  期之间的变化。应该指出, 在一个无摩擦的市场中, 本国利率总是等于外国利率加上均衡状态的名义汇率改变量, 此时 (20) 式始终成立。然而, 在大多数新兴市场经济体中, 由于交易成本、信息滞后等因素的影响, 金融市场存在摩擦, 导致本国利率对外国利率和汇率预期变化所做出的反应会存在延迟。此时, 式 (20) 可改写为:

$$r_t = \gamma r_{t-1} + (1 - \gamma)(r_t^* + E_t \Delta e_{t+1}) \quad (21)$$

其中,  $\gamma$  ( $0 \leq \gamma \leq 1$ ) 为利率调整的惯性参数, 可用来衡量金融摩擦程度:  $\gamma$  值越大, 表示本国利率的调整越缓慢, 从而金融市场中存在更多的摩擦; 反之, 在一个无摩擦的金融市场中, 本国利率能够迅速调整,  $\gamma$  的值会趋向于零。

除考虑金融摩擦的影响之外，为进一步在国际金融市场建模中引入金融开放度的影响，参照大部分文献的做法，我们先基于经典理论分别给出两种极端情况下（即金融市场完全开放和金融市场完全封闭条件下）的名义汇率和利率，然后，通过引入金融开放度参数，进一步将上述两种极端情况下的表达式扩展为一般情况下的通用表达式，用以描述任意金融开放度下名义汇率和利率的决定。

基于上述建模思路，首先，在金融市场完全开放和资本完全流动的假设下，名义汇率  $e_t$  由下式给出（Edwards 和 Khan, 1985）：

$$e_t = \alpha_1 e_{t-1} + \alpha_2 m_t - \alpha_3 y_t \quad (22)$$

其中， $\alpha_1$  为汇率调整的惯性，而  $\alpha_2$  和  $\alpha_3$  则用来衡量汇率对货币供应和产出的敏感度。

式（21）和式（22）分别描述了在一个完全开放的金融市场中，名义利率和汇率是如何决定的。相应地，在一个金融市场完全封闭的经济体中，汇率和名义利率分别由以下两式给出（Ahn, 1994）：

$$e_t = \alpha_4 e_{t-1} + \alpha_5 ca_t \quad (23)$$

$$r_t = \beta_1 r_{t-1} + \beta_2 m_t + \beta_3 y_t \quad (24)$$

其中， $ca_t$  为经常账户余额， $\alpha_4$  为名义汇率的持续性， $\alpha_5$  为名义汇率对经常账户变动的反应系数。由于式（21）-（22）和式（23）-（24）分别描述了在两种极端情况下（完全开放和完全封闭）名义利率和汇率是如何决定的，根据 Edwards 和 Khan（1985）的研究，在非完全开放的金融市场中，名义利率和汇率可由上述两种极端情况的加权结果表示。如果用  $\Gamma$  表示权重（即金融市场开放程度参数），结合（21）和（24）式，可得到如下包含金融开放度参数的名义利率表达式：

$$r_t = \Gamma[\gamma r_{t-1} + (1-\gamma)(r_t^* + E_t \Delta e_{t+1})] + (1-\Gamma)(\beta_1 r_{t-1} + \beta_2 m_t + \beta_3 y_t) \quad (25)$$

同理，结合（22）和（23）式，可得到如下包含金融开放度参数的名义汇率表达式：

$$e_t = \Gamma(\alpha_1 e_{t-1} + \alpha_2 m_t - \alpha_3 y_t) + (1-\Gamma)(\alpha_4 e_{t-1} + \alpha_5 ca_t) \quad (26)$$

当金融市场完全开放时， $\Gamma$  取值 1；反之，如果金融市场完全封闭，则  $\Gamma$  的值为 0；当  $\Gamma$  的值介于 0 到 1 之间时， $\Gamma$  的值越高，所对应的金融市场开放程度也越高。

#### （四）中央银行与货币政策

中央银行的行为由货币政策规则描述。为简化起见，参照大部分文献的做法，假定中央银行采取如下泰勒型的货币政策规则：

$$r_t = \rho_r r_{t-1} + (1 - \rho_r)(\phi_\pi \pi_t + \phi_y y_t + \phi_q q_t) + \varepsilon_t^r \quad (27)$$

其中， $\rho_r$  为利率平滑系数（ $0 < \rho_r < 1$ ）， $\phi_\pi$ 、 $\phi_y$  和  $\phi_q$  分别为中央银行利率对于通胀、产出和汇率的反应系数（与前文一致，均为缺口值）， $\varepsilon_t^r \sim i.i.d. N(0, \sigma_r^2)$  为利率冲击。根据（27）式，中央银行的利率政策主要对产出、通胀和汇率的波动做出反应，这与开放条件下货币政策主要致力于稳定产出、通胀和汇率的目标一致。

#### （五）市场均衡和包含金融资产的动态 IS 曲线

在开放条件下，市场出清要求本国的总产出等于国内外的消费总需求之和：

$$y_t = \omega c_{H,t}^* + (1 - \omega) c_{H,t} \quad (28)$$

其中， $c_{H,t}$  表示国内总消费； $c_{H,t}^*$  表示本国产品的国外消费。其中，国内总消费需求为：

$$c_{H,t} = c_t - \eta(p_{H,t} - p_t) = c_t + \eta \omega s_t \quad (29)$$

国外对本国产品的消费需求为：

$$c_{H,t}^* = c_t^* - \eta(p_{H,t} - p_t^*) = c_t^* + \eta(\psi_t + s_t) \quad (30)$$

其中， $\psi_t$  为一价定律缺口（law-of-one price gap）。参考 Galì 和 Monacelli（2005）和 Corsetti 等（2013）等的做法，将国外变量保持恒定，同时结合前面的风险分担条件（19）式，上述市场出清条件可进一步写为：

$$y_t = (1 - \omega)c_t + (2 - \omega)\eta s_t \quad (31)$$

根据（31）式，同时结合前文消费欧拉方程（3）式和金融资产需求方程（5）式，经推导和化简，可得到如下包含金融资产变量的动态 IS 曲线：

$$y_t = E_t y_{t+1} - \kappa(r_t - E_t \pi_{H,t+1}) + \frac{\kappa \bar{\omega}}{\sigma} (\sigma_f E_t \Delta f_{t+1} + \frac{R}{R^f - R} E_t \Delta r_{t+1}^f - \frac{R^f}{R^f - R} E_t \Delta r_{t+1}) \quad (32)$$

其中， $\kappa = (2 - \omega)\eta$ ， $\bar{\omega} = \frac{\sigma(2 - \omega)\eta - (1 - \omega)}{(2 - \omega)\eta}$ 。

此外，劳动力市场出清要求在给定的工资水平下，企业部门的劳动力总需求和家庭部门的劳动供给总量相等，即： $\int_0^1 N_{t,i} di = \int_0^1 N_{t,j} dj = N_t$ 。货币市场出清条件要求所有家庭加总的货币需求与中央银行的货币总供给相等，即： $\int_0^1 M_{t,i} di = M_t$ 。金融资产市场出清条件要求所有家庭加总的金融资产需求与市场的金融资产总供给相等，即： $\int_0^1 F_{t,i} di = F_t$ 。此外，当货币市场和金融资产市场同时出清时，家庭部门所持有的实际货币量和金融资产量将达到均衡状态，此时，通过联立家庭部门的均衡货币需求（4）式和均衡金融资产需求（5）式，可得到如下市场均衡条件下的金融资产收益率运动方程：

$$r_t^f = \frac{R^f - 1}{R - 1} r_t + \frac{\sigma_m (R - R^f)}{R} \left( \frac{\sigma_f}{\sigma_m} f_t - m_t \right) \quad (33)$$

### 三、金融开放对经济波动和金融波动的影响：数值模拟

在上一部分，我们通过构建包含金融因素的 DSGE 模型，为研究金融开放对宏观经济和金融波动的影响提供了一个具有微观基础的一般均衡分析框架。本部分的主要目标是对前文的模型进行估计，并在此基础上通过数值模拟，从理论角度考察金融开放度变化对经济和金融波动的影响。

#### （一）估计方法

在已有文献中，DSGE 模型的估计方法有多种，包括校准、广义矩估计、最大似然估计和贝叶斯估计等。根据 Lubik 和 Schorfheide（2005）、An 和 Schorfheide（2007）等的研究，在这些备选方法中，贝叶斯估计具有比较明显的优势：贝叶斯估计将实际数据和研究者的经验判断相结合，假定模型结构参数的可能值，然后根据样本数据通过似然函数对其进行修正。总体来看，相比其它估计方法，贝叶斯估计能够利用一般均衡方法来更好地克服潜在的模型识别和估计问题。此外，相对于广义矩估计和最大似然估计而言，贝叶斯估计在小样本情况下的估计结果也更为可靠（Fernández-Villaverde 和 Rubio-Ramirez，2004）。综合上述考虑，与大部分 DSGE 文献一致，本文亦采用贝叶斯方法对模型进行估计。

## （二）样本数据与先验分布

本文选取中国 1998 年 1 季度至 2015 年 4 季度的数据作为研究样本。之所以选择 1998 年 1 季度作为时间起点，主要是因为涉及资本账户的相关数据最早始于 1998 年。与此同时，考虑到本文重点考察的是金融开放的宏观效应，而中国的经济特别是金融体系的市场化改革主要是从 1998 年开始逐步启动的（以 1997 年底“第一次中央金融工作会议”的召开为基本标志），此后，包括逐步放松资本流动管制、促进利率和汇率的市场化、减少股权收购限制以及给外资提供更多的金融投资自由等一系列政策措施出台，推进了经济和金融体系的进一步市场化（陈雨露，2010；陈雨露和马勇，2013）。因此，可以认为从 1998 年开始，中国经济和金融体系更加符合市场化运行的特征。

在观察变量的选择上，由于观察变量的个数不能超过模型外生冲击的个数，而本文模型的动态系统共包含 3 个外生冲击（技术冲击、成本推动冲击和利率冲击），与这 3 个冲击相对应，以下 3 个变量作为贝叶斯估计所使用的观察变量：产出（实际 GDP）、通胀（CPI）和名义利率（银行同业拆借 7 天利率）。同时，由于模型中所有变量均为缺口值（各变量相对于其稳态值的对数偏离），故所有观察变量也都相应地先取对数，然后经去趋势处理（HP 滤波）以获得平稳变量。本文全部数据均来源于中经网统计数据库。

在贝叶斯估计中，如果所有参数都采用贝叶斯估计，将导致部分参数无法被有效识别，为此，需首先对一些常见的参数进行校准。首先，参照一般文献的做法，将贴现因子  $\beta$  校准为 0.99，对应 4% 的年均利率水平。外国商品和本国商品的替代弹性  $\eta$  根据 Lubik 和 Schorfheide（2007）的研究设定为 1。贸易开放度（进口比例）参数  $\omega$  根据样本期间对应比例的均值校准为 0.219。类似地，稳态条件下的金融资产收益率水平  $R^f$  采用样本期间的股票价格（上证综指）平均收益率进行校准，经计算该值为 2.85%。除上述校准参数外，模型其余参数均采用贝叶斯方法估计。表 1 给出了相关参数的先验分布。与大多数文献一致，假设消费跨期替代弹性的倒数  $\sigma$  服从先验均值为 2、标准差为 0.5 的伽马分布，劳动供给弹性的倒数  $\phi$  服从先验均值为 1、标准差为 0.2 的伽马分布。对于货币和金融资产的需求弹性  $\sigma_m$  和  $\sigma_f$ ，根据过往的经验研究，将其设置为先验均值为 3、标准差为 0.5 的伽马分布。企业生产函数中，参考大多数文献的做法（如黄贇琳，2005；陈彦斌等，2013），资本产出弹性  $\alpha$  设置为先验均值为 0.5、标准差为 0.2 的贝塔分布。在厂商定价机制方面，Calvo

价格黏性参数 $\theta$ 服从先验均值为 0.5、标准差为 0.2 的贝塔分布。对于本文新引入的金融开放度参数 $\Gamma$ 和金融摩擦参数 $\gamma$ ，由于它们的理论值均位于[0, 1]之间，因此，按照标准文献的做法，假设其服从先验均值为 0.5、标准差为 0.2 的贝塔分布。对于名义汇率方程（25）式和名义利率方程（26）式，参数 $\alpha_1$ 和 $\alpha_4$ 均用于衡量名义汇率的持续性，而 $\beta_1$ 则用于衡量名义利率的持续性，这些参数的理论值均位于[0, 1]之间，因此，假设其均服从先验均值为 0.5、标准差为 0.2 的贝塔分布。对于名义汇率对货币、产出和经常账户的弹性系数（ $\alpha_2$ 、 $\alpha_3$ 、 $\alpha_5$ ）以及名义利率对货币和产出的弹性系数（ $\beta_1$ 、 $\beta_2$ ），由于缺乏明确的先验信息，按照标准文献的做法，将其设定为先验均值为 1、标准差为 0.25 的正态分布。在货币政策规则参数方面，假定利率平滑系数 $\rho_r$ 服从先验均值为 0.5、标准差为 0.2 的贝塔分布，利率对通胀缺口的反应系数 $\phi_\pi$ 服从先验均值为 1.5、标准差为 0.5 的伽马分布，利率对产出缺口的反应系数 $\phi_y$ 以及利率对汇率缺口的反应系数 $\phi_q$ 均服从先验均值为 0.5、标准差为 0.2 的伽马分布。对于各外生冲击，均假定服从标准差为 1 的逆伽马分布。此外，所有一阶自回归过程的 AR(1)系数均服从均值为 0.5、标准差为 0.2 的贝塔分布。

### （三）参数估计结果

在表 1 的最后两列，我们给出了各参数的后验估计值和 90%置信区间。从表 1 可以看出，所有参数的估计值均显著不为零。其中，消费跨期替代弹性倒数 $\sigma$ 和劳动供给弹性倒数 $\phi$ 的后验估计值分别为 1.912 和 1.416，与标准文献的理论预期一致（Smets 和 Wouters, 2003）。货币需求弹性 $\sigma_m$ 的后验估计值为 2.858，略低于其先验均值；而金融资产需求弹性 $\sigma_f$ 的后验估计值则为 3.040，略高于先验均值。资本产出弹性 $\alpha$ 的估计值为 0.491，与已有文献 0.5 左右的估计值接近。Calvo 定价参数 $\theta$ 的估计值为 0.460，表明中国企业的调价频率约为 2 个季度。从货币政策参数来看，利率平滑系数 $\rho_r$ 的后验估计值为 0.456，表明利率政策在操作中存在一定程度的平滑；货币政策利率对产出和通胀的反应系数分别为 0.451 和 1.429，略低于先验均值，而对汇率的反应系数为 0.585，略高于先验均值。

对于本文重点关注的金融开放度参数 $\Gamma$ ，由于其理论分布区间为[0, 1]，而其先验估计值为 0.566，略高于均值水平 0.5，表明中国现阶段的金融开放程度在总体上处于中等略

偏上的水平。金融摩擦参数  $\gamma$  的后验估计值为 0.397，意味着约有 40% 左右的金融市场利率变动存在着延迟，表明中国的金融市场确实存在一定程度的摩擦，这与 Edwards 和 Khan（1985）等的理论预期一致。对于名义汇率方程（25）式和名义利率方程（26）式，参数  $\alpha_1$ 、 $\alpha_4$ 、 $\beta_1$  的估计值分别为 0.515、0.569、0.472，表明金融市场中名义汇率和名义利率调整均存在一定程度的惯性，且名义汇率调整的惯性略大于名义利率调整的惯性。此外，名义汇率对货币、产出和经常账户的弹性系数（ $\alpha_2$ 、 $\alpha_3$ 、 $\alpha_5$ ）的估计值分别为 0.953、1.044 和 1.081，而金融市场利率对货币和产出的弹性系数  $\beta_1$ 、 $\beta_2$  的估计值则分别为 0.921 和 1.036，这意味着汇率对经常账户的变动最为敏感，而金融市场利率则对产出的变动相对最为敏感。

表 1 模型参数的先验分布和贝叶斯后验估计结果

参数	先验分布*	先验均值	后验均值	90%置信区间
$\sigma$	Gamma[2, 0.5]	2	1.912	[1.131, 2.669]
$\phi$	Gamma[1, 0.2]	1	1.416	[1.079, 1.755]
$\sigma_m$	Gamma[3, 0.5]	3	2.858	[2.110, 3.564]
$\sigma_f$	Gamma[3, 0.5]	3	3.040	[2.315, 3.916]
$\alpha$	Beta[0.5, 0.2]	0.5	0.491	[0.467, 0.515]
$\theta$	Beta[0.5, 0.2]	0.5	0.460	[0.196, 0.601]
$\rho_r$	Beta[0.5, 0.2]	0.5	0.456	[0.164, 0.682]
$\phi_y$	Gamma[0.5, 0.2]	0.5	0.451	[0.146, 0.740]
$\phi_\pi$	Gamma[1.5, 0.5]	1.5	1.429	[0.678, 2.162]
$\phi_q$	Gamma[0.5, 0.2]	0.5	0.585	[0.235, 0.927]
$\Gamma$	Beta[0.5, 0.2]	0.5	0.566	[0.261, 0.875]
$\gamma$	Beta[0.5, 0.2]	0.5	0.397	[0.092, 0.688]
$\alpha_1$	Beta[0.5, 0.2]	0.5	0.515	[0.214, 0.823]
$\alpha_2$	Normal[1, 0.25]	1	0.953	[0.612, 1.298]
$\alpha_3$	Normal[1, 0.25]	1	1.044	[0.570, 1.484]
$\alpha_4$	Beta[0.5, 0.2]	0.5	0.569	[0.282, 0.880]
$\alpha_5$	Normal[1, 0.25]	1	1.081	[0.651, 1.522]
$\beta_1$	Beta[0.5, 0.2]	0.5	0.472	[0.139, 0.764]
$\beta_2$	Normal[1, 0.25]	1	0.921	[0.650, 1.260]
$\beta_3$	Normal[1, 0.25]	1	1.036	[0.656, 1.395]
$\rho_a$	Beta[0.5, 0.2]	0.5	0.775	[0.667, 0.903]
$\sigma_a$	Inv gamma[1, $\infty$ ]	1	0.194	[0.165, 0.228]
$\sigma_\pi$	Inv gamma[1, $\infty$ ]	1	0.647	[0.235, 1.127]

$\sigma_r$	Inv gamma[1, $\infty$ ]	1	0.552	[0.269, 0.822]
------------	-------------------------	---	-------	----------------

注：\*括号中的数字分别为先验均值和标准差。

#### （四）金融开放对经济波动和金融波动的影响：数值模拟

从前文的参数估计我们看到，中国的金融开放程度在总体上处于中等略偏上的水平。由于在未来的金融改革中，金融市场的进一步开放将是大概率事件（陈雨露，2010），因此，接下来一个自然而然的问题是：金融开放程度的提高将如何影响宏观经济和金融体系的稳定性？为从理论上回答这一问题，本部分我们通过进一步的数值模拟分析，考察金融开放程度变化对宏观经济波动和金融波动的影响。与主流文献的做法一致，这里我们采用产出波动作为宏观经济波动的代表，而金融波动则用金融资产收益率的波动来表示。

在数值模拟分析中，首先需要确定模拟实验的场景，然后基于这些场景进行相应的反事实分析（counterfactual analysis）。由于我们的研究目标是考察金融开放度变化对经济波动和金融波动的影响，因此，对应设置以下两个方面的模拟场景：

（1）金融开放度对经济波动的影响。给定金融开放度参数  $\Gamma \in [0, 1]$  在定义域内任意两个点上的取值  $\Gamma_i$  和  $\Gamma_j$ ， $\Gamma_i < \Gamma_j$ ，在其它因素不变的情况下，如果  $\Gamma_j$  下的经济波动程度比  $\Gamma_i$  下的经济波动程度更大，那么意味着经济波动会随着金融开放度的上升而增强；反之亦然。（2）金融开放度对金融波动的影响。给定金融开放度参数  $\Gamma \in [0, 1]$  在在定义域内任意两个点上的取值  $\Gamma_i$  和  $\Gamma_j$ ， $\Gamma_i < \Gamma_j$ ，在其它因素不变的情况下，如果  $\Gamma_j$  下的金融波动程度比  $\Gamma_i$  下的金融波动程度更大，那么意味着金融波动会随着金融开放度的上升而上升；反之亦然。

基于上述模拟场景设置，同时根据前文估计的 DSGE 模型，我们可以通过数值模拟分析，计算出不同金融开放度下的产出波动和金融波动情况，如图 1 和图 2 所示。为便于清晰呈现，在图 1 和图 2 中，我们主要给出了  $\Gamma = 0$ 、 $\Gamma = 0.3$ 、 $\Gamma = 0.566$ 、 $\Gamma = 0.8$ 、 $\Gamma = 1$  这 5 种代表性取值情况下的产出波动和金融波动情况<sup>1</sup>。从图 1 和图 2 的结果我们可以看出：随着  $\Gamma$  取值的增大，产出波动的幅度出现了轻微的上升（图 1），而金融波动的

<sup>1</sup>其中， $\Gamma = 0.566$  为前文估计的实际的金融开放度水平，此处作为一种基准参考使用。

幅度则出现了比较明显的上升（图 2）。因此，可以认为，根据图 1 和图 2 的模拟分析结果，金融开放对产出波动和金融波动均具有正向效应，但从程度上看，随着金融开放度的提高，产出波动的上升效应不太明显，而金融波动的上升效应则比较强。

需要指出的是，尽管图 1 和图 2 只给出了  $\Gamma = 0$ 、 $\Gamma = 0.3$ 、 $\Gamma = 0.566$ 、 $\Gamma = 0.8$ 、 $\Gamma = 1$  这 5 种代表性取值下的情况，但通过对  $\Gamma$  在  $[0, 1]$  之间进行连续取值（即  $\Gamma = 0, 0.1, 0.2, \dots, 1$ ），我们仍然可以得出一致的结论。具体而言，我们发现，随着  $\Gamma$  的取值变得更加密集（间隔点减小），发生变化的仅仅只是变量波动的数值幅度（随着  $\Gamma$  取值间隔减小而相应地变小），而“产出波动将随金融开放度的提高而轻微上升、金融波动将随金融开放度的提高而显著上升”的基本结论仍然成立。换言之，这一基本结论可以视为在一个连续变化的金融开放度谱上均成立，而不是局限于某些特定的点。

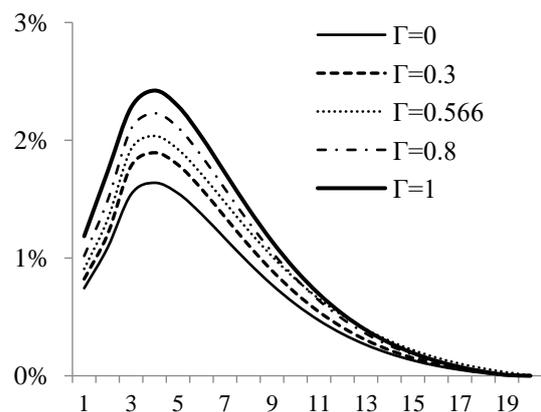


图 1 不同金融开放度取值下的产出波动

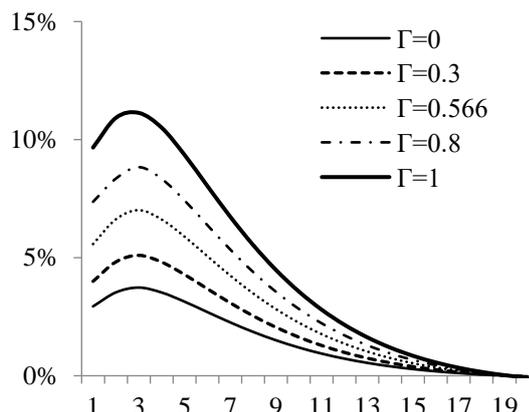


图 2 不同金融开放度取值下的金融波动

说明：图 1 和图 2 中纵轴为各变量偏离其稳态的百分比（%），横轴为时期（季度）。

#### 四、金融开放对经济波动和金融波动的影响：经验检验

在前一部分，我们通过数值模拟分析，从定性的角度初步得出了经济（产出）波动将随金融开放度的提高而轻微上升、金融波动将随金融开放度的提高而显著上升的基本结论。由于这一结论是建立在具有微观基础的 DSGE 模型分析基础之上的，因此，如果该结论在现实中也证明成立，那么关于金融开放对宏观经济和金融波动的影响这一问题，从微观基础到宏观表现将形成一个比较完整的且逻辑一致的解答。有鉴于此，本部分的主要目标是从经验分析的角度对第三部分的数值模拟结果进行进一步验证。经验分析所使用的样本

数据与前文保持一致，仍然是中国 1998-2015 年的季度数据，数据来源为中经网统计数据  
和 Wind 资讯。

### （一）回归模型

由于待检验的命题是金融开放程度变化对经济波动和金融波动的影响，因此，核心解  
释变量为金融开放度指标，而被解释变量则分别为经济波动指标和金融波动指标。不失一  
般性，设定如下形式的回归模型：

$$vol_t^y = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_{1i} vol_{t-i}^y + \sum_{j=0}^m \alpha_{2j} open_{t-j} + \alpha_3 vol_t^{cpi} + \varepsilon_t \quad (34)$$

$$vol_t^f = \beta_0 + \sum_{i=1}^n \beta_{1i} vol_{t-i}^f + \sum_{j=0}^m \beta_{2j} open_{t-j} + \beta_3 vol_t^{cpi} + u_t \quad (35)$$

其中，第一个方程为经济波动方程，第二个方程为金融波动方程，分别用以检验金融  
开放度对经济波动和金融波动的影响。变量波动性的计算参照标准文献的方法进行，即先  
使用HP滤波计算出各变量的缺口值，然后在此基础上取缺口值的绝对值作为波动性的代理  
变量。其中，与标准文献一致，经济波动用产出波动做为代表，而金融波动则用金融市场  
的波动性做为代表。在具体代理变量的选择上，产出波动  $vol_t^y$  用实际GDP缺口值的绝对值  
表示，而金融波动  $vol_t^f$  则用上证综指收益率缺口值的绝对值表示。 $open_t$  为金融开放度变  
量，参考一般文献的做法，用国际收支平衡表中“资本和金融项目”借贷方之和与GDP之比  
表示。<sup>1</sup>  $vol_t^{cpi}$  为通胀波动，用CPI缺口值的绝对值表示，用于控制价格波动可能对经济波  
动和金融波动产生的影响。 $n$ 和 $m$ 为回归变量的滞后阶数； $\alpha_0$ 和 $\beta_0$ 为各自回归方程的常数  
项； $\varepsilon_t$ 和 $u_t$ 为各自回归方程的残差项。最后，在回归之前，所有变量均经单位根检验，结  
果显示，所有变量均为平稳序列，可以直接进行回归分析。在估计方法的选择上，为确保  
估计结果稳健和可靠，参考标准文献的做法，我们使用广义矩估计（GMM）方法对上述回

<sup>1</sup>在现有文献关于金融开放的度量方法和指标中，既有基于制度变化的打分赋值法，也有从资本流动  
角度进行间接测度的方法。由于制度变化的数据常常不可得，且短期内的制度变化难以测度，因此，现有  
文献一般都从资本流动的角度对金融开放进行间接测度。本文也采用这种方法。需要指出的是，从理论上  
看，尽管资本流动并不是金融开放内容的全部，但却是金融开放中最具有实质性和关键性的部分，同时，  
一般而言资本流动水平越高的国家也通常具有更高的整体金融开放度。因此，综合考虑数据的可得性和代  
表性，从资本流动角度对金融开放进行测度总体上具有合理性。

归模型进行估计。与普通最小二乘法（OLS）和极大似然法（ML）等传统估计方法相比，GMM估计并不要求知道误差项的准确分布，同时允许误差项存在异方差和序列相关，因而得到的参数估计结果也较其它估计方法更为准确和有效。

## （二）回归结果

由于回归分析的主要目标是考察金融开放度对经济波动和金融波动的影响，因此，回归方程中的金融开放度变量（*open*）的系数符号和显著性是我们考察的重点。同时，根据季度数据的性质，当回归模型中存在变量的多个滞后项时，各滞后项的回归系数符号可能并不一致，在这种情况下，一般主要考察这些滞后项的累计效应，即通过对该变量各期回归系数进行加总来判断整个滞后期内的总效应（Karras, 1999; Berument et.al, 2007）。在具体滞后阶数的选择上，综合考虑模型优化和相关信息准则，当  $n=2$ 、 $m=4$  时模型最优，因此， $n$  和  $m$  的取值分别为 2 和 4。具体的回归结果如表 2 所示，其中，回归 1 和 3 为仅包含核心解释变量的结果，而回归 2 和 4 则为控制了通胀波动之后的回归结果。

从表 2 的回归结果可以看出，产出波动滞后项的累计系数（ $\sum_{i=1}^n \alpha_{1i}$ ）达到 0.8 以上且在 1% 置信水平上显著（“回归 1”和“回归 2”），表明产出波动存在很强的持续性特征；相比之

下，金融波动滞后项的累计系数（ $\sum_{i=1}^n \beta_{1i}$ ）在 0.2 左右且统计不显著（“回归 3”和“回归 4”），表明金融波动的持续性程度比较低。对于本文重点关注的金融开放度的累计系数，表 2 的回归结果表明：在产出波动回归方程中（“回归 1”和“回归 2”），金融开放度的累计系数

（ $\sum_{j=0}^m \alpha_{2j}$ ）虽然为正，但在数值上非常小且统计不显著，表明金融开放程度的提高仅对产出波动具有微弱的正影响；相比之下，在金融波动回归方程中（“回归 3”和“回归 4”），金

融开放度的累计系数（ $\sum_{j=0}^m \beta_{2j}$ ）超过 0.4 且在 1% 的置信水平上高度显著，表明随着金融开放程度的提高，金融波动水平将出现明显上升。从模型检验来看，在表 3 的所有回归方程中，GMM 估计的 J 统计量的伴随概率均显著大于 0.1，表明回归中的工具变量有效，回归结果是可靠的。总体来看，表 2 的回归结果进一步证实了前文模拟分析所得出的基本结论，

即产出波动将随金融开放度的提高而轻微上升，而金融波动则会随着金融开放度的提高而出现显著上升。

表 2 金融开放度、产出波动和金融波动的 GMM 估计结果

被解释变量	产出波动 ( $vol_t^y$ )		被解释变量	金融波动 ( $vol_t^f$ )	
解释变量	回归 1	回归 2	解释变量	回归 3	回归 4
常数项	0.000 (-0.123)	0.002 (0.382)	常数项	-0.065** (-2.429)	-0.112*** (-6.385)
$vol_{t-1}^y$	0.993*** (6.517)	0.896*** (6.767)	$vol_{t-1}^f$	-0.139 (-1.392)	-0.129** (-2.264)
$vol_{t-2}^y$	-0.146 (-1.466)	0.013 (0.259)	$vol_{t-2}^f$	0.336*** (3.910)	0.315*** (3.426)
$open_t$	0.021** (2.617)	0.022** (2.137)	$open_t$	-0.083 (-0.667)	-0.031 (-0.384)
$open_{t-1}$	-0.002 (-0.467)	0.005 (0.934)	$open_{t-1}$	0.340*** (3.904)	0.353*** (4.886)
$open_{t-2}$	-0.006 (-0.615)	-0.008 (- (0.892)	$open_{t-2}$	-0.033 (-0.247)	0.075 (0.894)
$open_{t-3}$	-0.001 (-0.667)	-0.007 (- (0.975)	$open_{t-3}$	-0.038 (-0.334)	-0.008 (- (0.091)
$open_{t-4}$	-0.010* (-1.700)	-0.010 (- (1.508)	$open_{t-4}$	0.261*** (2.899)	0.012 (0.156)
$vol_t^{cpi}$		0.098* (1.679)	$vol_t^{cpi}$		0.045* (1.752)
$\sum_{i=1}^n \alpha_{1i}$	0.846*** (71.669)	0.909*** (42.685)	$\sum_{i=1}^n \beta_{1i}$	0.196 (1.816)	0.186 (2.179)
$\sum_{j=0}^m \alpha_{2j}$	0.001 (0.122)	0.002 (0.006)	$\sum_{j=0}^m \beta_{2j}$	0.447*** (30.668)	0.401*** (56.292)
J-statistic [p-value]	7.144 [0.622]	8.295 [0.771]	J-statistic [p-value]	10.781 [0.931]	12.309 [0.952]
$R^2$	0.270	0.316	$R^2$	0.379	0.398

说明：(1)  $\sum_{i=1}^n \alpha_{1i}$  和  $\sum_{i=1}^n \beta_{1i}$  为被解释变量滞后项的回归系数之和， $\sum_{j=0}^m \alpha_{2j}$  和  $\sum_{j=0}^m \beta_{2j}$  为核心解释变量

( $open$ ) 及其滞后项的回归系数之和，系数和下方的括号内为系数和显著性检验 (Wald Test) 的 F 统计量；(2) 回归系数下方的括号内为 t 统计量；(3) \*\*、\*、\* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的置信水平上显著。下同。

### (三) 稳健性检验

为检验上述基本回归的结果是否稳健，根据研究目标和模型相关变量的性质，我们重点从剔除短期因素影响、考虑核心解释变量的不同滞后期以及划分不同时间子样本等方面进行稳健性检验。现具体说明如下：

(1) 为检验回归结果对于关键变量不同代理变量的稳健性，我们首先使用产出波动、金融波动和金融开放度的其他度量指标重新进行回归分析。其中，产出波动使用实际 GDP 增长率的 4 季度和 8 季度移动标准差作为新的度量指标，金融波动使用上证综指收益率的 4 季度和 8 季度移动标准差作为新的度量指标，而金融开放度则使用外资银行贷款占 GDP 的

比例作为新的代理变量。基于上述不同代理变量的回归结果如表 3 所示。从表 3 的结果可以看出，在所有基本不同代理变量的回归中，金融开放度的累计系数始终为正，但在产出波动回归方程中（“回归 5”和“回归 6”）数值较小且统计上不显著，而在金融波动回归方程中（“回归 7”和“回归 8”）则数值较大且统计上高度显著。这一结果表明，前文的相关基本结论在考虑核心变量的不同代理变量之后仍然成立。

表 3 稳健性检验（1）：基于核心变量的不同代理变量

被解释变量	产出波动 ( $vol_t^y$ )			被解释变量	金融波动 ( $vol_t^f$ )		
解释变量	回归 5 (产出波动使用 GDP 增长率的 4 季度移动标准差)	回归 6 (产出波动使用 GDP 增长率的 8 季度移动标准差)	回归 7 (金融开放度使用外资银行贷款比例)	解释变量	回归 8 (金融波动使用上证综指收益率的 4 季度移动标准差)	回归 9 (金融波动使用上证综指收益率的 8 季度移动标准差)	回归 10 (金融开放度使用外资银行贷款比例)
常数项	0.095 (0.721)	0.144 (1.502)	0.007** (2.554)	常数项	-0.802 (-0.487)	-2.570*** (-2.939)	-0.122 (-1.371)
$vol_{t-1}^y$	0.858*** (11.094)	1.416*** (11.740)	0.647*** (5.024)	$vol_{t-1}^f$	0.487*** (4.428)	0.649*** (8.480)	0.121* (1.973)
$vol_{t-2}^y$	-0.142*** (-2.734)	-0.543*** (-5.077)	0.214* (1.701)	$vol_{t-2}^f$	-0.113** (-2.063)	0.134* (1.686)	0.519*** (7.407)
$open_t$	-0.661 (-1.538)	-0.722 (-1.431)	-0.002 (-0.746)	$open_t$	-1.150 (-0.281)	-4.023 (-1.230)	-1.121*** (-5.373)
$open_{t-1}$	-0.254 (-0.617)	-0.193 (-0.678)	0.004** (2.125)	$open_{t-1}$	13.029*** (3.198)	8.234*** (5.033)	10.682*** (2.128)
$open_{t-2}$	0.194 (0.526)	0.288 (0.544)	0.005** (2.562)	$open_{t-2}$	8.724** (2.030)	12.791*** (3.310)	7.169*** (4.215)
$open_{t-3}$	0.315 (1.240)	0.161 (0.711)	0.003 (1.461)	$open_{t-3}$	-3.217 (-0.903)	-3.379 (-1.532)	-4.695 (-1.023)
$open_{t-4}$	0.486* (1.712)	0.495* (1.961)	-0.002 (-0.468)	$open_{t-4}$	-0.671 (-0.180)	-2.472 (-1.571)	-2.174 (-1.362)
$vol_t^{cpi}$	3.889 (1.603)	-1.634 (-0.610)	0.227*** (3.121)	$vol_t^{cpi}$	2.304*** (5.461)	1.243*** (8.347)	1.126** (2.362)
$\sum_{i=1}^n \alpha_{li}$	0.717*** (142.857)	0.873*** (274.357)	0.861*** (61.706)	$\sum_{i=1}^n \beta_{li}$	0.374*** (13.504)	0.784*** (526.815)	0.640*** (82.158)
$\sum_{j=0}^m \alpha_{2j}$	0.079 (0.781)	0.030 (0.022)	0.008 (0.357)	$\sum_{j=0}^m \beta_{2j}$	16.715*** (12.634)	11.150*** (30.597)	9.861*** (14.369)
J-statistic [p-value]	10.247 [0.804]	8.159 [0.518]	8.781 [0.845]	J-statistic [p-value]	12.144 [0.879]	11.577 [0.903]	11.527 [0.982]
$R^2$	0.598	0.910	0.356	$R^2$	0.592	0.892	0.316

(2) 为进一步剔除变量的短期变动因素对回归结果的影响，我们采用各变量的移动平均值（4 个季度移动平均值和 8 个季度移动平均值）作为新的代理变量重新进行回归，具体结果如表 4 所示。从表 4 的结果可以看出，无论是采用 4 个季度的移动平均值进行回归，还是采用 8 个季度的移动平均值进行回归，金融开放度的累计系数在所有回归中一致为正，但在产出波动回归方程中（“回归 11”和“回归 12”）数值较小且统计上不显著，而在金融波动回归方程中（“回归 13”和“回归 14”）则数值较大且统计上高度显著。这一结果表明，前文的基本结论在剔除了各变量潜在的短期变动因素之后仍然成立。

(3) 在基本回归中, 从模型优化的角度, 核心解释变量金融开放度的最优滞后期确定为 4 季度, 即  $m=4$ 。在稳健性检验中, 我们考虑通过适当减少或增加金融开放度的滞后期 (分别将  $m$  分别设定为 2 和 8), 进一步考察回归结果是否会因核心解释变量滞后期的不同设定而发生变化。从回归结果来看 (为节省篇幅, 具体结果此处略去, 需要可向作者索取), 无论是采用较短的滞后期 ( $m=2$ ), 还是采用较长的滞后期 ( $m=8$ ), 金融开放的累计系数在所有回归中依然一致为正, 同时该累计系数在产出波动回归方程中数值较小且统计上不显著、在金融波动回归方程中则数值较大且统计上高度显著的结果也并没有发生改变。换言之, 前文的基本结论在核心解释变量 (金融开放度) 不同滞后期的设置下依然是稳健的。

(4) 由于 2007 年源于美国的“次贷危机”从 2008 年开始波及全球并影响到中国, 为充分考虑这一重大事件的潜在影响, 我们将总样本划分为 1998-2007 和 2008-2015 两个子样本并分别进行回归, 以考察金融开放度对经济和金融波动的影响是否在危机前后发生了重大变化。从表 5 的回归结果可以看出, 不仅前文的基本结论 (即金融开放度上升对产出波动具有微弱的且统计不显著的正影响, 而对金融波动则具有较强的且统计上显著的正影响) 在两个子样本区间均成立, 而且我们还发现, 在第二个子样本区间 (2008-2015) 内, 金融开放度的累计系数进一步增大, 这意味着, 在经济和金融体系不稳定的危机后时期, 随着金融开放度的提高, 金融波动将出现更为明显的上升。

表 4 稳健性检验 (2): 剔除变量的短期变动因素

被解释变量	产出波动 ( $vol_t^y$ )		被解释变量	金融波动 ( $vol_t^f$ )	
解释变量	回归 11 (4 季度均 值)	回归 12 (8 季度均 值)	解释变量	回归 13 (4 季度均 值)	回归 14 (8 季度均 值)
常数项	-0.003 (-1.187)	-0.002*** (-3.019)	常数项	-0.057*** (-3.188)	-0.044*** (-7.792)
$vol_{t-1}^y$	1.513*** (13.727)	1.396*** (12.627)	$vol_{t-1}^f$	0.477*** (5.979)	0.714*** (17.668)
$vol_{t-2}^y$	-0.556*** (-5.601)	-0.471*** (-4.889)	$vol_{t-2}^f$	0.316*** (4.124)	0.162*** (3.876)
$open_t$	0.008** (2.432)	0.003 (1.521)	$open_t$	0.015 (0.797)	-0.037*** (-3.262)
$open_{t-1}$	0.002** (2.127)	-0.002* (-1.841)	$open_{t-1}$	0.071*** (3.217)	0.058*** (6.182)
$open_{t-2}$	-0.007** (-2.205)	-0.003 (-0.835)	$open_{t-2}$	0.010 (0.396)	0.039*** (3.808)
$open_{t-3}$	0.001 (0.316)	0.003*** (3.499)	$open_{t-3}$	0.071* (1.884)	0.005 (0.469)
$open_{t-4}$	0.000 (-0.122)	0.001 (0.397)	$open_{t-4}$	0.008 (0.510)	0.061*** (7.262)

$vol_t^{cpi}$	0.082*** (2.841)	0.026* (1.734)	$vol_t^{cpi}$	0.636* (1.872)	0.817*** (4.862)
$\sum_{i=1}^n \alpha_{1i}$	0.957*** (232.684)	0.925*** (179.206)	$\sum_{i=1}^n \beta_{1i}$	0.793*** (336.684)	0.876*** (654.091)
$\sum_{j=0}^m \alpha_{2j}$	0.004 (1.953)	0.002 (1.817)	$\sum_{j=0}^m \beta_{2j}$	0.175*** (32.551)	0.126*** (98.572)
$J$ -statistic [ $p$ -value]	10.382 [0.826]	9.575 [0.699]	$J$ -statistic [ $p$ -value]	12.119 [0.892]	11.426 [0.947]
$R^2$	0.901	0.959	$R^2$	0.855	0.925

表 5 稳健性检验 (3): 基于不同时间子样本的回归

被解释变量	产出波动 ( $vol_t^y$ )		被解释变量	金融波动 ( $vol_t^f$ )	
解释变量	回归 15 (1998-2007)	回归 16 (2008-2015)	解释变量	回归 17 (1998-2007)	回归 18 (2008-2015)
常数项	0.007** (2.225)	-0.010*** (-4.874)	常数项	-0.131*** (-3.994)	-0.232*** (- 6.385)
$vol_{t-1}^y$	0.246* (1.690)	0.319** (2.227)	$vol_{t-1}^f$	-0.405*** (-4.263)	-0.217*** (- 4.692)
$vol_{t-2}^y$	0.225* (1.942)	-0.120*** (- 3.684)	$vol_{t-2}^f$	0.025 (0.361)	0.081 (1.192)
$open_t$	-0.020** (-2.495)	-0.013*** (-3.482)	$open_t$	0.239* (1.858)	-0.059 (-1.389)
$open_{t-1}$	0.007 (0.792)	0.008 (0.689)	$open_{t-1}$	0.169** (2.327)	0.373*** (3.695)
$open_{t-2}$	0.016** (2.492)	0.011** (2.271)	$open_{t-2}$	0.379*** (4.384)	0.022 (0.367)
$open_{t-3}$	-0.004 (-0.594)	-0.009 (1.184)	$open_{t-3}$	-0.044 (-0.507)	0.111 (1.590)
$open_{t-4}$	0.011 (1.127)	0.010 (1.135)	$open_{t-4}$	-0.369*** (-4.902)	0.474*** (7.896)
$vol_t^{cpi}$	0.059* (1.962)	0.172** (2.321)	$vol_t^{cpi}$	2.152*** (3.697)	2.208* (1.879)
$\sum_{i=1}^n \alpha_{1i}$	0.471*** (13.162)	0.199 (0.814)	$\sum_{i=1}^n \beta_{1i}$	-0.380** (4.907)	-0.136 (1.682)
$\sum_{j=0}^m \alpha_{2j}$	0.010 (3.169)	0.007 (2.402)	$\sum_{j=0}^m \beta_{2j}$	0.374*** (25.628)	0.921*** (149.785)
$J$ -statistic [ $p$ -value]	7.956 [0.772]	8.132 [0.910]	$J$ -statistic [ $p$ -value]	7.174 [0.956]	8.082 [0.969]
$R^2$	0.589	0.638	$R^2$	0.515	0.676

总体来看, 上述稳健性检验结果表明, 虽然在不同的稳健性检验中, 回归系数的数值大小有所变化, 但我们所重点关注的核心变量 (即金融开放度的累计系数) 在所有回归中均一致保持为正, 且该累计系数在产出波动回归方程中数值较小且统计不显著, 而在金融波动回归方程中则数值较大且统计上高度显著。这意味着, 本文的基本结论在总体上是稳健的。

## 五、结论与政策启示

本文的主要目标是从理论建模和经验分析的双重角度，考察金融开放度变化对经济波动和金融波动的影响。为实现这一目标，本文采取了“分三步走”的递进论证结构：一是理论建模，即通过构建包含金融因素的新凯恩斯 DSGE 模型，为分析金融开放及其经济和金融稳定效应提供了一个基于一般均衡框架的理论基础；二是模拟分析，即通过对理论模型的贝叶斯估计和数值模拟分析，考察金融开放度对宏观经济波动和金融波动的影响，并初步得出了“金融波动会随着金融开放度的提高而出现明显上升，而产出波动的上升则非常微弱”这一基本结论；三是经验检验，即基于中国的实际数据对模拟分析所得到的结论进行回归分析，从而进一步确认相关结论在现实中的经验有效性。较之现有文献，本文的“边际贡献”主要有以下两个基本方面：一是在理论建模方面，本文通过将金融变量和金融开放因素引入 DSGE 模型，为研究不同金融开放度下的宏观经济和金融波动提供了一个初步的理论框架；二是在经验分析方面，本文通过模拟和经验分析得出了金融开放度变化对经济和金融波动的可能影响，这一方面有助于增进我们对现实中相关问题的理解，同时对理解中国的相关经济和金融问题也有一定帮助。

从本文结论的政策启示来看，考虑到大量文献已经证实金融开放对经济增长具有促进效应（Quinn 和 Toyoda, 2008; Gupta 和 Yuan, 2009; Bekaert 等, 2011），而本文则进一步从稳定的角度显示，金融开放虽然确实会明显增强金融市场的不稳定性，但却并不会对宏观经济的稳定性产生明显的负面影响。这意味着，金融开放的“双刃剑”效应主要表现在两个基本方面：一是可以促进经济增长（正面效应），二是可能对金融稳定产生威胁（负面效应）。对于广大发展中国家而言，在金融市场化的进程中，逐步开放金融体系将是一个大概率事件。金融开放一方面可以吸引国外的资本和技术，进而促进国内的投资、消费和经济增长，但在金融制度发展尚不健全的情况下，金融开放也可能导致投资过度 and 投机性繁荣，进而诱发金融不稳定。此外，金融开放以后，宏观经济政策和金融政策的实践效果也将越来越多地受到外部因素的影响，如何通过多种政策的协调和搭配提高政策的有效性是值得探讨的问题。

对于中国而言，由于“十八大”已经明确将稳步推进金融开放作为一项长期战略确定下来，因此，在实践中为尽可能地趋利避害，金融开放政策和宏观经济金融政策的制定应该在相互协调的基础上做好以下两个方面的工作：一是坚持逐步扩大金融开放的总体原则和

方向不变，充分发挥金融开放在长期中促进经济增长的积极作用；二是进一步完善金融宏观调控体系改革，采取更加积极主动的宏观管理策略，防止金融开放对金融体系的稳定性产生过度冲击。在具体做法上，可在保持金融开放节奏稳健有序的前提下，积极探索建立“货币政策+宏观审慎政策”的双支柱政策框架，通过货币政策和宏观审慎政策的相互协调配合，有效防范和化解系统性金融风险，从整体上维护金融稳定。

**参考文献：**

- [1] 陈彦斌、陈伟泽、陈军、邱哲圣（2013）：《中国通货膨胀对财产不平等的影响》，《经济研究》第8期。
- [2] 陈雨露（2010）：《人民币读本》，北京：中国人民大学出版社。
- [3] 陈雨露、马勇（2013）：《大金融论纲》，北京：中国人民大学出版社。
- [4] 黄贇琳（2005）：《中国经济周期特征与财政政策效应——一个基于三部门RBC模型的经验分析》，《经济研究》第6期。
- [5] Ahn, B. “Monetary Policy and the Determination of the Interest Rate and Exchange Rate in a Small Open Economy with Increasing Capital Mobility.” Federal Reserve Bank of St. Louis Working Paper No. 024A, 1994.
- [6] An, S. and Schorfheide, F. “Bayesian Analysis of DSGE Models.” *Econometric Reviews*, 2007, 26(2), pp.113-172.
- [7] Andres, J. and Arce, O. “Banking Competition, Housing Prices and Macroeconomic Stability.” *Economic Journal*, 2012, 122(565), pp.1346–1372.
- [8] Bekaert, G., Harvey, C. and Lundblad, C. “Financial Openness and Productivity.” *World Development*, 2011, 39(1), pp.1-19.
- [9] Berument, H., Konac, N. and Senay, O. “Openness and the Effectiveness of Monetary Policy: A Cross-country Analysis.” *International Economic Journal*, 2007, 21(4), pp.577-591.
- [10] Bogdanov, B. “Liberalized Capital Accounts and Volatility of Capital Flows and Foreign Exchange Rates.” *European Economy Economic Papers* No. 521, 2014.
- [11] Borio, C. “The Financial Cycle and Macroeconomics: What Have We Learnt?” *Journal of Banking and Finance*, 2014, 45, pp.182-198.
- [12] Buch, C. and Yener, S. “Consumption Volatility and Financial Openness.” *Applied Economics*, 2009, 42(28), pp.3635-3649.
- [13] Calderon, C. and Schmidt-Hebbel, K. “Openness and Growth Volatility.” *Bank of Chile Working Papers* No. 483, 2008.
- [14] Calvo, G. “Staggered Prices in a Utility Maximizing Framework.” *Journal of Monetary Economics*, 1983, 12(3), pp.383-398.
- [15] Christiano, L., Eichenbaum, M. and Evans, C. “Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy.” *Journal of Political Economy*, 2005, 113(1), pp.1-45.

- [16] Christiano, L., Motto, R. and Rostagno, M. "Financial Factors in Economic Fluctuations." European Central Bank Working Paper No. 1192, 2010.
- [17] Corsetti, G., Kuester, K. and Mueller, G. "Floats, Pegs and the Transmission of Fiscal Policy," In Luis Felipe Céspedes and Jordi Galí, eds., *Central Banking, Analysis, and Economic Policies, Volume 17: Fiscal Policy and Macroeconomic Performance*, pp. 235-281, Santiago: Central Bank of Chile, 2013.
- [18] Devereux, M. and Sutherland, A. "Financial Globalization and Monetary Policy." *Journal of Monetary Economics*, 2008, 55, pp. 1363-1375.
- [19] Edwards, S. and Khan, M. "Interest Rate Determination in Developing Countries: A Conceptual Framework." *IMF Staff Papers*, 1985, 32(3), pp. 377-403.
- [20] Faia, E. "Macroeconomic and Welfare Implications of Financial Globalization." *Journal of Applied Economics*, 2011, 14(1), pp. 119-144.
- [21] Fernández-Villaverde, J. and Rubio-Ramírez, J. "Comparing Dynamic Equilibrium Models to Data: A Bayesian Approach." *Journal of Econometrics*, 2004, 123 (1), pp. 153-187.
- [22] Fratzscher, M. "Capital Controls and Foreign Exchange Policy." *European Central Bank Working Paper No. 1415*, 2012.
- [23] Galí, J. and Monacelli, T. "Monetary Policy and Exchange Rate Volatility in a Small Open Economy." *Review of Economic Studies*, 2005, 72(3), pp. 707-734.
- [24] Glick, R. and Hutchison, M. "Capital Controls and Exchange Rate Instability in Developing Economies." *Journal of International Money and Finance*, 2005, 24 (3), pp. 387-412.
- [25] Goldstein, M. "The Asian Financial Crisis: Causes, Cures, and Systemic Implications." *Thunderbird International Business Review*, 1999, 41(6), pp. 721-728.
- [26] Gupta, N. and Yuan, K. "Financial Dependence and Growth: Evidence from Stock Market Liberalizations." *Review of Financial Studies*, 2009, 22(11), pp. 4715-4752.
- [27] Iacoviello, M. "Financial Business Cycles." *Review of Economic Dynamics*, 2015, 18(1), pp. 140-163.
- [28] Kalemli-Ozcan, S., Sorensen, B. and Yosha, O. "Risk Sharing and Industrial Specialization: Regional and International Evidence." *American Economic Review*, 2003, 93(3), pp. 903-918.
- [29] Karras, G. "Openness and the Effects of Monetary Policy." *Journal of International Money and Finance*, 1999, 18(1), pp. 13-26.

- [30] Kose, M., Prasad, E. and Terrones, M. “Does Financial Globalization Promote Risk Sharing?” *Journal of Development Economics*, 2009, 89(2), pp.258-270.
- [31] Larrain, M. “Capital Account Opening and Wage Inequality.” *Review of Financial Studies*, 2015, 28(6), pp. 1555-1587.
- [32] Laurenceson, J. and Tang, K. “China’s Capital Account Convertibility and Financial Stability.” *East Asia Economic Research Group Discussion Paper No. 5*, 2005.
- [33] Levchenko, A. “Financial Liberalization and Consumption Volatility in Developing Countries.” *IMF Staff Papers*, 2005, 52(3), pp.237-259.
- [34] Levchenko, A., Ranciere, R. and Thoenig, M. “Growth and Risk at the Industry Level: The Real Effects of Financial Liberalization.” *Journal of Development Economics*, 2009, 89, pp.210-222.
- [35] Loayza, N. and Raddatz, C. “The Structural Determinants of External Vulnerability.” *World Bank Economic Review*, 2007, 21(3), pp.359-387.
- [36] Lubik, T. and Schorfheide, F. “A Bayesian Look at the New Open Economy Macroeconomics,” in Mark Gertler and K. Rogoff, eds., *NBER Macroeconomics Annual*, Cambridge, MA: The MIT Press, 2005.
- [37] Lubik, T. and Schorfheide, F. “Do Central Banks Respond to Exchange Rate Movements? A Structural Investigation.” *Journal of Monetary Economics*, 2007, 54 (4), pp.1069-1087.
- [38] Mishkin, F. *The Next Great Globalization: How Disadvantaged Nations Can Harness Their Financial Systems to Get Rich*. Princeton: Princeton University Press, 2006, pp. 156-158.
- [39] Obstfeld, M. and Rogoff, K. “The Six Major Puzzles in Macroeconomics: Is There a Common Cause?”, in Ben Bernanke and Kenneth Rogoff, eds., *NBER Macroeconomics Annual*, Cambridge, MA: The MIT Press, 2000.
- [40] Pancaro, C. “Macroeconomic volatility after trade and capital account liberalization.” *World Bank Working Paper No. 5441*, 2010.
- [41] Popov, A. “Financial Openness and Output Fluctuations: Business Cycle Volatility or Disaster Risk?” *European Central Bank Working Paper No. 29*, 2012.
- [42] Pundit, M., Ramayandiy, A. and Baum, C. “Openness and Financial Stability.” *Ecomod Working Paper No. 8652*, 2015.
- [43] Quinn, D. and Toyoda, A. “Does Capital Account Liberalization Lead to Economic Growth? An Empirical Investigation.” *Review of Financial Studies*, 2008, 21(3), pp.1403-1449.

- [44] Smets, F. and Wouters,R. “An Estimated Dynamic Stochastic General Equilibrium Model of the Euro Area.”Journal of the European Economic Association, 2003, 1(5), pp.1123-1175.
- [45] Williamson, J. “The Washington Consensus and Beyond.”Economic and Political Weekly, 2003,38(15), pp. 1475-1481.
- [46] Yun, T., “Nominal Price Rigidity, Money Supply Endogeneity, and Business Cycles.”Journal of Monetary Economics, 1996,37(2), pp.345-370.

# Financial Openness, Economic Volatility, and Financial Volatility

Ma Yong Wang Fang

**Abstract:** Up till now, the literature on the relationship between financial openness and macroeconomic and financial stability not only lacks micro foundations but also yields mixed empirical results. This paper introduces financial openness into the Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE) model, which aims to provide a micro-founded framework for analyzing the endogenous relationship between financial openness, economic volatility and financial volatility. Our model simulation analysis shows that, as the level of financial openness increases, financial volatility would be significantly larger while the increase in output volatility is very small. This conclusion is further confirmed by the empirical analysis based on quarterly data of the Chinese economy over the period 1998-2015: while there is a significantly positive relationship between financial openness and financial volatility, the positive relationship between financial openness and output volatility turns out to be not significant. This result is proved to be valid across various robustness tests, giving additional credibility of the main conclusion of the paper.

**Key words:** financial openness, economic volatility, financial volatility

# 金融市场化进程是否改变了中国货币政策不同传导渠道的相对效应？

战明华<sup>1</sup> 李欢<sup>2</sup>

**【摘要】** 本文利用 SVAR 模型脉冲偏导分离技术，从利率市场化和影子银行两个维度测算了金融市场化进程对货币政策不同传导渠道相对地位的影响。实证结果揭示了中国货币政策传导的一些重要特征：第一，以信贷渠道为代表的数量化渠道效应要强于以利率和汇率渠道为代表的价格渠道，并且该结果没有因金融市场化的推进而改变。第二，利率市场化的推进主要强化了利率渠道的作用，但一定程度上弱化了其他渠道尤其是信贷渠道的作用。第三，影子银行的发展，强化了资产价格渠道的效应，而相对弱化了信贷渠道和利率渠道的效应。研究为在金融与实体经济市场仍存在一定程度摩擦的条件下，央行采用价格与数量货币政策调控方式有机结合的必要性与有效性，提供了实证支持。同时研究还表明，要充分发挥利率市场化改革完善货币政策价格传导机制的作用，既需要加强对各种形式金融创新的监管，还需要实体经济体系进一步市场化改革相配合。

**【关键词】** 货币政策传导渠道；SVAR；脉冲偏导分离技术

## 一、引言

货币政策目标的实现，取决于货币政策工具变动的冲击，将如何沿着不同的传导渠道影响各种微观主体的经济决策行为，不同的传导渠道会引起经济主体对政策冲击的不同反应。可见，测算货币政策不同传导渠道的相对独立效应，对于理解货币政策如何发挥作用、发挥作用背后的决定性因素以及优化货币政策操作，具有极为重要的意义。然而，由于经济结构的不同意味着构成不同传导渠道“介质”的不同，因而不同传导渠道的独立效应具有对经济结构的强敏感性。改革开放以来，中国经历了从计划经济向市场经济转型的波澜壮阔的伟大变革，十八届三中全会提出的全面深化市场化改革和供给侧结构性改革的宏伟战略举措，更进一步加速了中国市场机制的全方位完善与变革。伴随着市场化进程的是持续的

<sup>1</sup> 战明华，广东外语外贸大学金融学院教授、浙江理工大学材料与纺织学院博士生导师

<sup>2</sup> 李欢，博士研究生，浙江理工大学材料与纺织学院、浙江省经济信息中心，

经济结构变迁，这改变了货币政策传导的“介质”，从而影响了货币政策不同传导渠道的相对地位。考虑到市场化的内容方方面面，本文仅关注金融市场化进程所产生的如下影响：近些年来，随着金融市场化进程的推进，中国货币政策不同传导渠道的相对重要性发生了什么样的变化？不同的金融市场化变量对货币政策不同传导渠道的相对效应的影响，有着什么样的不同？这些变化背后的经济含义是什么？等。

中国的金融市场化改革始于 20 世纪 80 年代并经历了三个历史阶段（周小川，2015），经过逐步扩大利率波动幅度限制，分别于 2013 年和 2015 年完成了贷存款利率的市场化改革，存贷款利率波动区间基本放开。虽然中国的金融市场化改革取得了举世瞩目的巨大进步，但是目前在金融机构的准入和金融产品的开发方面，仍存在着较强的管控。显然，在金融产品开发受到严格管制的条件下，即便利率是市场化的，金融机构仍无法对金融产品进行准确的风险定价并提供足够多元化的金融服务。对此，近年来中国金融市场化进程的一个突出表现是为了规避金融管制，影子银行的迅速发展。根据穆迪的数据，影子银行融资一度达到中国 GDP 的 80%，相关研究也表明，影子银行的发展对中国货币政策的传导产生了重要影响（于泽等，2015；Funke et al., 2015）。鉴于金融产品与金融价格是金融市场化进程的两个集中表现，本文主要关注如下两个金融市场化维度对中国货币政策不同传导渠道相对效应的影响：一是利率市场化改革；二是影子银行的发展。

## 二、文献回顾与本文研究贡献

金融市场化所导致的金融管制与金融创新的发展，改变了经济主体的金融选择范围，从而极大的改变了货币政策影响实体经济的方式，一些研究对中国的情况进行了关注。David and Liu（2007）研究了制度变化有无改变中国货币政策与实际经济的关系问题。研究结果显示，随着制度变迁，利率对产出的影响更显著并且非国有部门对货币政策的反应更敏感。利用 1998 至 2006 年的月度数据，盛松成和吴培新（2008）对 1998 年货币政策中介目标改变以来，央行的“两中介目标，两调控对象”货币政策有效性进行了实证检验，得到了 M2 是货币政策重要指标，信贷渠道的重要性要远高于传统利率渠道的结论。通过构建现金先行 DSGE 模型，金中夏等（2013）分析了利率市场化对货币政策有效性的影响，并发现利率市场化增强了利率渠道的作用和强化了货币政策对实体经济影响的持续性。同样基于 DSGE 模型，从要素配置市场化和行业准入的角度，林仁文和杨熠（2014）考察了市场化改革通过经济结构变化而引起的货币政策有效性变化，认为货币政策工具选择对于

经济产权类型和改革时段都具有敏感性。Funke et al. (2015) 利用非线性的 DSGE 模型, 分析了利率自由化改革背景下影子银行对中国货币政策传导的影响。根据他们的结果, 利率管制将诱发影子银行的繁荣, 并由此弱化货币政策的传导, 利率自由化则有助于提高信贷与投资之间的关联度。虽然这些研究加深了我们对中国金融改革背景下货币政策传导的理解, 但是, 上述文献关注的并不是货币政策不同传导渠道的相对独立效应。

忽略货币政策不同渠道相对独立效应的一个原因是, 对不同货币政策传导渠道效应的测算是相当困难的, 这一点对于中国这样的具有复杂金融结构的新兴经济体尤其如此。货币政策影响实体经济的复杂传导过程在理论上常被视为一个“黑箱”, 故识别该过程的研究被称为打开“黑箱”的行为 (Bernanke and Mihov, 1998)。Mishkin (1996) 将“黑箱”中的传导路径定性化的归类为四大渠道: 资产价格渠道、信贷渠道、利率渠道和汇率渠道。这一研究虽明确指出了各传导渠道的变量与传导过程, 但仍不具有实证的可操作性。技术上, 货币政策传导渠道效应的识别方法主要有以下两种: 第一, 结构方程模型。King (1986) 较早采用此方法估计美国不同货币政策传导渠道的效应, 发现货币比银行信贷更好的预测了产出。然而, 这种方法对理论具有一定敏感性, 支撑模型的经济理论不同会使实证结果不稳定。第二, VAR 方法。该方法具有三大优势: 一是不过度依赖经济理论, 从而实证结果更加稳健。二是即使对货币政策传导机制的了解并不精确, 也可测量各渠道的传导效应。三是可以很好的解决货币政策实施和实体经济活动之间的联动性。Sun et al. (2010) 利用这一方法, 一定程度上证实了资产价格渠道、利率渠道和信贷渠道的存在。然而, 这两种方法通常仍只能测算货币政策的总体效应, 而不能区分各渠道的独立效应。对此, Ramey (1993) 采用新的技术巧妙解决了如何分离识别各货币政策传导渠道的相对效应问题。其核心思想是: 通过是否将某一传导渠道变量作为内生变量引入 VAR 模型, 来判断该渠道的传导效应是被“堵住”还是保持“畅通”。通过对比“堵住”与“畅通”两种情形下宏观经济变量对来自货币政策冲击的反应差异, 实现对不同渠道独立效应的分离测算。利用该方法, Morsink and Bayoumi (2001)、Disyatat and Vongsinsirikul (2003) 和 Aleem (2010) 分别研究了日本、泰国和印度的不同货币政策传导渠道的相对效应。但上述研究并未对技术方法的具体过程进行规范化的数理推导, 而且这些研究还显示, 实证结果对国家类型具有强敏感性。

借鉴上述方法, 本文尝试采用 SVAR 脉冲偏导分离技术对各货币政策传导渠道的独立效应进行分离识别。与已有研究相比, 本文的可能贡献如下: 第一, 给出了基于 SVAR 模

型脉冲偏导分离技术的规范数理推导过程，为此方法的标准化和在更一般意义上的应用奠定了基础。第二，利用 SVAR 模型替代通常的 VAR 模型，并基于经济理论对随机扰动向量的正交分解施加短期约束。第三，聚焦于中国的金融市场化进程是否，以及以何种方式影响不同货币政策传导渠道的相对效应，这为理解中国金融市场化对货币政策传导效应的影响，提供了一个新的观察视角。文章后面部分的结构安排如下：一是介绍脉冲偏导分离技术方法；二是测算基准模型下各渠道独立效应；三是分析利率市场化改革和影子银行发展对不同渠道独立效应的影响；最后是结论。

### 三、技术方法、变量与数据

作为分析的基础，本部分基于 Ramey (1993)、Disyatat and Vongsinsirikul (2003) 和 Aleem (2010) 的思想，利用建立在 SVAR 模型基础上的“脉冲偏导分离技术”，构造一个将不同货币政策渠道加以分离的规范数理分析框架。

#### (一) SVAR 模型设定与偏导分离技术

本文选用 AB 型的 SVAR 模型，其中矩阵 A、B 分别为简约式 VAR 和结构式 SVAR 模型对应的 VMA( $\infty$ ) 滞后算子。系统结构式模型设定如下：

$$A \begin{bmatrix} irl_t \\ M_t \\ X_t \\ sb_t \\ q_t \\ cpi_t \end{bmatrix} = \Gamma_1 \begin{bmatrix} irl_{t-1} \\ M_{t-1} \\ X_{t-1} \\ sb_{t-1} \\ q_{t-1} \\ cpi_{t-1} \end{bmatrix} + \dots + \Gamma_p \begin{bmatrix} irl_{t-p} \\ M_{t-p} \\ X_{t-p} \\ sb_{t-p} \\ q_{t-p} \\ cpi_{t-p} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \\ u_{3t} \\ u_{4t} \\ u_{5t} \\ u_{6t} \end{bmatrix} \quad t=1,2,\dots,T \quad (34)$$

模型中各变量的含义为： $irl$  代表利率市场化指标、 $M$  代表货币政策中间目标变量、 $X$  代表货币政策渠道变量、 $sb$  代表影子银行的发展水平、 $q$  代表产出水平、 $cpi$  代表价格水平。为简化偏导分离技术推导过程，以未考虑利率市场化和影子银行影响的基准模型为例，当在 SVAR 系统中控制货币政策渠道变量  $X$  时， $y_{it}=[M_t, X_t, q_t, cpi_t]^T$ 。将其代入式 (1)，得到  $y_q$  对货币政策冲击  $u_{M,t}$  的脉冲响应函数如下：

$$f_{q,M} = \frac{\partial y_{q,t+\eta}}{\partial u_{M,t}} = \lim_{\eta \rightarrow 0} \frac{y(u_{M,t+\eta}, u_{X,t}, u_{q,t}, u_{cpi,t}) - y(u_{M,t}, u_{X,t}, u_{q,t}, u_{cpi,t})}{\eta}$$

上式中， $\eta=0,1,\dots,p$ ， $t=1,2,\dots,T$ 。 $f_{q,M}$  表示在  $t$  时期，当  $y_{it}$  中其它变量各期扰动项都不变的条件下， $y_q$  对  $u_{M,t}$  一个单位冲击的响应。由求偏导的逻辑可知，此时  $y_q$  对  $M$  的脉冲冲

击响应值没有受到来自  $X$  扰动项的干扰，于是该渠道传导货币政策的效应因被“屏蔽”而处于“梗阻”状态。反之，当不在 SVAR 系统中控制货币政策渠道向量  $X$  时，则有  $y_t = [M_t, q_t, cpi_t]^T$ ，此时产出对来自货币政策冲击的脉冲响应函数为：

$$f_{q,M} = \frac{\partial y_{q,t+\eta}}{\partial u_{M,t}} = \lim_{\eta \rightarrow 0} \frac{y(u_{M,t+\eta}, u_{q,t}, u_{cpi,t}) - y(u_{M,t}, u_{q,t}, u_{cpi,t})}{\eta}$$

由于此时渠道变量  $X$  并未在求偏导的过程中被假定不变，因而该渠道处于“畅通”的状态。据此，通过对比“梗阻”与“畅通”两种情况下产出对货币政策的脉冲响应值，可以有效地识别和比较货币政策不同传导渠道的效应。

## （二）模型的识别

式（1）面临的一个基本问题是如何从简约式识别结构式模型，这需要对简约式模型的参数施加约束，本文利用变量递归排序方法解决这一问题。基本方法如下：第一，类似于 Kim and Roubini（2000），假定产出和一般价格水平在当期受所有变量的影响，但不会在当期影响其他变量，于是这两个变量排序位居最后。第二，进一步假定物价对来自于产出和货币政策传导渠道的冲击在当期没有反馈，因而物价将位居最后。这其中的原因是，一般来说，由于市场不完全性和价格粘性的存在，故物价对于来自货币政策传导渠道变量的冲击响应具有一定滞后性（Coleman，1996；刘斌，2009）。第三，假定利率市场化会影响其他变量，但是其他变量在短期内不影响利率市场化，故将利率市场化变量排在第一位。这主要是考虑到作为一种制度变迁，利率市场化的变化速度要远小于其他变量。第四，借鉴 Afrin and Wiemer（2017），将金融模块的变量置于实际经济变量之前，即假定金融变量会在当期影响实际变量，但反之则不成立。这一排序的理由是，从企业微观决策角度来看，无论是汇率、利率还是信贷条件的变化，都会立即影响企业的融资成本或信贷配给，从而影响宏观经济波动。但是，无论是货币当局还是金融中介机构的决策变化，通常都是建立在对实际经济变量滞后期的观察基础之上。第五，金融模块中的变量排序是：货币政策、货币政策渠道变量、影子银行。货币政策前置的原因是，汇率、信贷与影子银行在当期即受货币政策的影响，但货币当局须在观察后面变量的几期变动后才会做出决策。汇率放在货币政策变量之后，是考虑到中国的汇率仍是有管理条件下的浮动汇率制，变动范围受限且相对缺乏弹性。信贷放在货币政策后面的原因是，按照 Afrin and Wiemer（2017）的解释，货币政策的变动往往预示着未来经济走向，而无论是银行还是企业，都会根据这一指标来决定当期信贷的供给与需求。但反过来，当期信贷的变动对货币政策的当期变动影

响要小的多。影子银行放在最后的位置，是由于其作为一种规避监管行为，会受到前面其他所有因素的影响，但不会在当期影响前面变量。

### （三）变量定义

货币政策变量（ $M$ ）：货币政策工具的时变性与多样性很强，因此单一的货币政策工具很难刻画货币政策的变动（Sun, 2013），故能较好度量货币政策的指标为货币政策中间目标（Walsh, 2010, P21），这一般指的是利率或货币供应量。由于我国在 2013 年 7 月和 2015 年 10 月分别实现了基准贷款利率和存款利率的市场化，且较早的建立了银行间债券市场和同业拆借市场，因此本文选用货币市场利率（ $R$ ）作为货币政策变量。样本数据选取分为两个时段：2000-2007 年全国银行间市场债券质押式回购 7 天加权平均利率，2008-2016 年为上海银行间同业拆借利率（Shibor）。

宏观经济变量（ $q$ ）：类似于 Bernanke and Blinder（1992）、Afrin and Wiemer（2017）等，本文检验货币政策各渠道传导效应的宏观经济变量选择产出和物价。其中，价格变量选择居民消费价格指数（ $cpi$ ）。由于目前我国只公布 GDP 的季度数据而无月度数据，因此借鉴 Walsh（2010, P17），这里用工业增加值增长率（ $q$ ）作为产出的代理变量。

信贷渠道（ $loan$ ）：信贷渠道在广义和狭义上分别指企业资产负债表渠道和银行信贷渠道（Walsh, 2010, P504）。其中，企业资产负债表渠道虽然区分了企业内外资金，但未进一步区分外部资金的来源。比较而言，银行信贷渠道重点关注企业外部资金来源中的银行贷款，强调银行贷款是特殊的。鉴于银行信贷一直以来在中国企业的外部融资过程中占据主导地位（姚余栋、李宏瑾，2013），同时在样本期内中国银行的贷款大部分时间属于卖方市场并且施行相对较严格的利率管控，类似 Disyatat and Vongsinsirikul（2003），本文选用国内信贷总量（ $loan$ ）作为信贷渠道的代理变量。

资产价格渠道（ $sse$ 、 $hi$ ）：资产价格渠道主要包括证券市场渠道和不动产价格渠道。具体的，证券市场渠道主要基于托宾  $Q$  理论，货币政策变动通过改变股票等证券资产的相对收益率和需求量，进而改变托宾  $Q$  值，诱使企业增加或减少投资，最终影响总需求。不动产价格渠道主要包括房屋消费效应和家庭财富效应。货币政策变动通过改变不动产与金融资产的价格、影响微观经济主体的资产负债表等，作用于总需求。因此，基于 Bernanke and Gertler（1999）等的研究，本文中资产价格渠道的代理变量同时选用了上证综合指数（ $sse$ ）和国房景气指数（ $hi$ ），即当这两个变量同时作为内生性变量引入 VAR 系统时，资产价格渠道的传导效应被“梗阻”。

汇率渠道 (*rex*)：汇率渠道通常可通过进口商品的成本直接影响通货膨胀，同时通过汇率的变动影响贸易品、非贸易品以及进口原材料的相对价格，从而影响总需求和总供给。与成熟的市场经济体系相比，中国实行的是有管理的浮动汇率制度。尽管汇率的变动与货币政策之间的联系，不是通过货币市场短期利率变动进而引起资本跨国流动，但汇率波动和中央银行调整货币供应量以将汇率波动维持在一定区间的货币政策有关，并且汇率自身的波动也会引致诸如进口品价格变化、贸易品与非贸易品的相对价格改变等影响总供给和总需求的直接与间接效应。因此，本文中汇率渠道的代表变量选用人民币实际汇率指数 (*rex*)。

利率市场化水平 (*irl*)：实证上测算利率市场化水平的方法主要有以下两种：一是进行分时段研究。这种方法是按波动区间限制对利率市场化的阶段进行时段划分，每一时段代表利率市场化水平的一个阶段。二是根据不同因素的权重对利率市场化水平直接赋值。这种方法充分考虑到了综合利率水平形成的长期双轨制现实，但是，实际操作中并不能找到公认且具有代表性的衡量利率市场化的指标。因此，本文在后一种方法基础上，通过建立辅助回归方程计算利率市场化发展程度的指标 (*irl*)。具体的，选取金融机构月度各项贷款余额作为被解释变量 (*y*)，用月度用电量 (*EC*) 和 1 月期加权平均银行间债券或同业拆借利率 (*r<sub>0</sub>*) 为被解释变量做回归，利用得到的残差 *u* 计算“(*u-u* 的平均值)的绝对值/(*y-y* 的平均值)的绝对值”作为利率市场化的代理变量。采用这一计算方法的原因在于，在存在信贷配给条件下，从基本的信贷供需曲线的简单比较静态分析可知，如果利率没有市场化，那么均衡的贷款供给是常数，实际测算到的贷款量的变化都是需求变化引起的。因而，利率市场化程度越高，均衡贷款量的波动越取决于供给波动。

影子银行 (*sb*)：根据金融稳定理事会 (FSB) 的定义，影子银行是一种游离于银行监管体系之外的一种新的金融创新形式。在中国，广义的影子银行包括：银行理财产品、委托贷款、信托贷款、P2P 和各种民间借贷等 (巴曙松, 2014)。由于中国的公开统计数据没有关于影子银行发展的系统信息，因而关于影子银行发展的总体数据比较难以获得，穆迪给出的数据也只是季度数据且样本区间与本文差异较大。为了获得样本期内的月度数据，这里采用穆迪的核心影子银行定义来测算中国的影子银行发展水平 (*sb*)，即：影子银行规模=信托贷款+委托贷款+未贴现银行承兑汇票，数据样本区间为 2002 年 1 月至 2016 年 12 月。

#### (四) 数据说明

所有变量数据频率均为月度，基准模型中的宏观经济变量（ $q$  和  $cpi$ ）、货币政策中间目标变量（ $M2$  和  $R$ ）、货币政策各传导渠道代表变量（ $loan$ 、 $rex$ 、 $sse$  和  $hi$ ）等数据期限为 2000 年 1 月至 2016 年 12 月，非基准模型情况见具体说明。各时间序列数据均用 X12 方法进行了季节调整处理。变量数据的来源：国家统计局和中国人民银行官方网站公布的统计数据、wind 数据库、中经网统计数据库、上海证券交易所统计月报等。需要说明的是，2001 年 9 月和 2001 年 11 月的信贷月度缺失数据，是通过估计中国人民银行金融机构人民币信贷收支表的相应月份各项贷款数据得到的。为了弥补工业增加值增长率每年一月份数据的缺失，这里采用了指数平滑法估算补齐。

#### 四、利率市场化改革对货币政策各传导渠道相对效应影响

##### （一）基准模型下货币政策不同传导渠道的独立效应

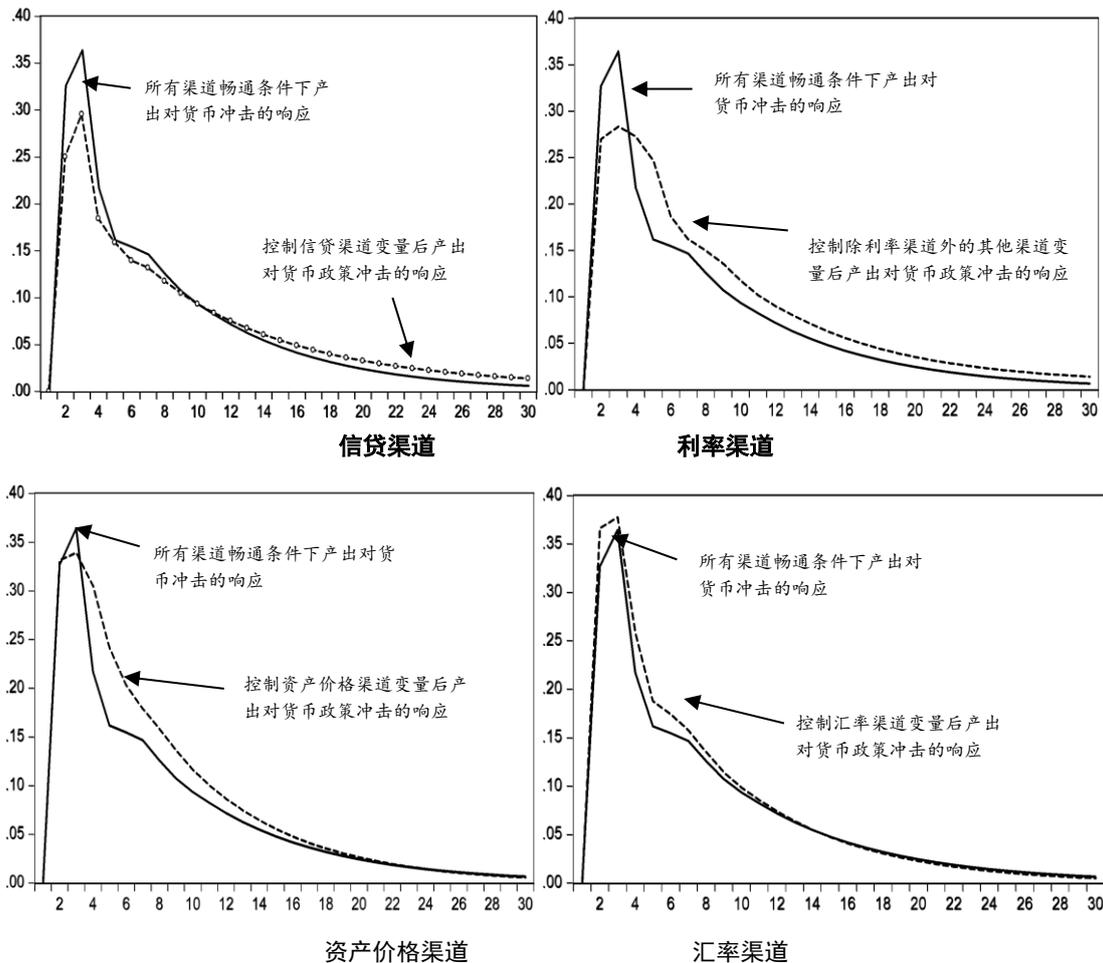


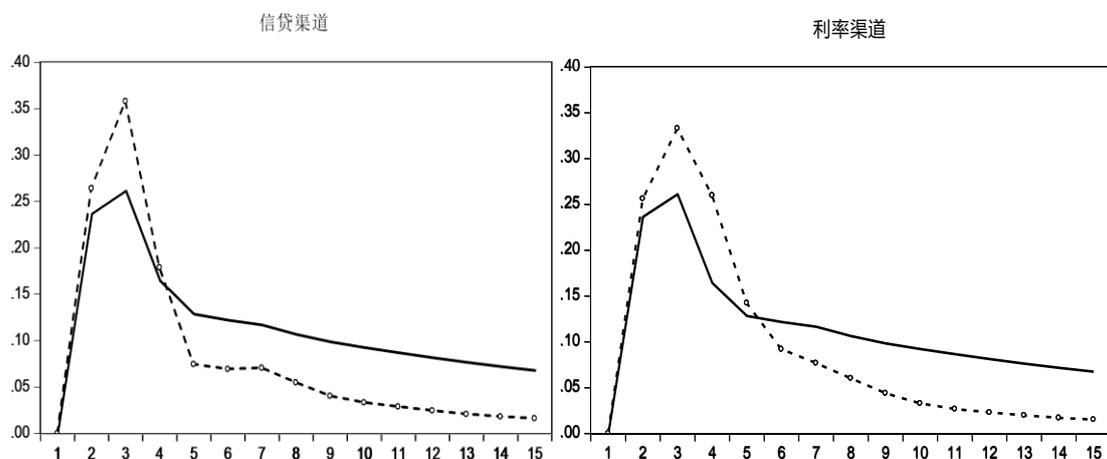
图1 货币政策各传导渠道的独立传导效应(Response of  $q$  to  $R$ )

作为比较的基础，研究须先给出不考虑利率市场化和影子银行条件下货币政策各个传导渠道的独立效应，图1报告了这一结果。由图1可得如下主要结论：

(1) 不同渠道在传导货币政策冲击时的作用有较大的差异。由图 1，以前 30 期产出对来自货币政策冲击的波动为比较基准，信贷渠道、利率渠道、资产价格渠道和汇率渠道的独立传导效应大约是 0.4544、0.1483、0.5613、0.0694 个单位，即资产价格渠道、信贷渠道、利率渠道和汇率渠道从大到小分别解释了来自货币政策冲击效应的 46%、37%、12% 和 6%，这一结论与相关研究结果一致（盛松成和吴培新，2008；姚余栋和李宏瑾，2013）。此外，资产价格渠道在货币政策传导中具有重要地位，反映了近年来中国房地产与股票市场在经济中所占的比重越来越大，股票与房地产市场的波动对货币政策变动具有很强敏感性的事实。这支持了在宏观审慎货币政策中介目标的选择中，须充分注意流动性引起的资产价格变动的观点（陆磊和杨骏，2016）。

(2) 以信贷渠道为代表的数量型渠道效应要大于以利率和汇率渠道为代表的价格型渠道。产生这一现象的原因主要有以下方面：第一，中国在样本期内实行利率管制。虽然我国贷存款利率已分别自 2013 年 7 月和 2015 年 10 月开始市场化，但是在样本期较长时段内贷存款利率仍然是受控的，企业无法通过管制的利率计算投资的机会成本，这抑制了传统利率渠道传导作用的发挥。第二，银行贷款对于企业外部融资具有特别的重要性。与其他国家相比，中国的银行贷款与 GDP 之比不仅远高于发达国家，也高于印度、泰国等新兴国家。这使得银行贷款供给的任何变化都会影响实体经济，进而增强信贷渠道的传导效应。第三，虽然货币政策汇率传导机制的弱化是近年来的全球现象（Gagnon and Ihrig, 2004），但是，中国汇率渠道弱化的机理与拉美国家并不相同，二者分别归因于汇率管理与央行稳定价格的政策选择。

## (二) 利率市场化对各传导渠道相对效应的影响



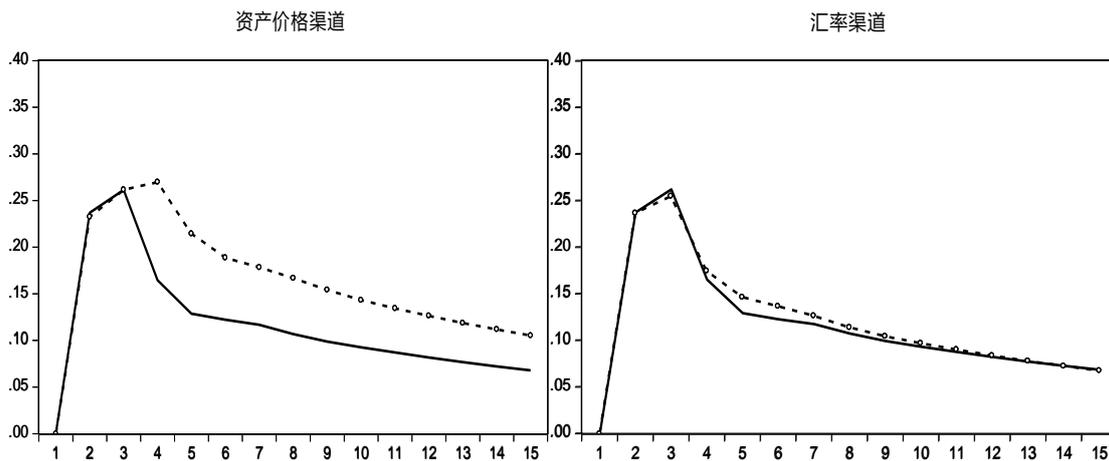


图2 引入利率市场化后各渠道的独立传导效应(Response of q to R; 2000-2016)

表1 利率市场化对货币政策不同传导渠道相对重要性的影响（基于产出）

渠道名称	引入利率市场化变量之前拓展模型中各渠道独立效应占比 (%) <sup>1</sup>	引入利率市场化变量之后拓展模型中各渠道独立效应占比 (%)	利率市场化引起的变异程度 (%)	显著的持续期间
信贷渠道	37	30	-7	5
利率渠道	12	21	+9	8
资产价格渠道	46	45	-1	5
汇率渠道	6	4	-1	4

图2和表1给出了利率市场化改革对货币政策不同传导渠道的影响效果。由图和表可得如下结论：

(1) 利率市场化改革对不同渠道的独立效应影响差异较大，利率渠道所受影响最大，资产价格渠道和汇率渠道影响较小。由表 1，各渠道所受影响大小的排序为：利率渠道>信贷渠道>资产价格渠道和汇率渠道。根据 Richard and Peter (2015)，货币政策利率渠道的效应取决于如下三个因素：一是政策目标利率向市场利率传递的速度；二是不同期限结构利率间的联动速度；三是市场利率的粘性。实证结果表明，近年来中国的利率市场化改革使得利率体系逐步完善，显著增强了货币政策通过利率价格机制影响微观经济主体的投资与消费行为，从而影响总需求的政策调控效果。与此相对应的是，利率市场化改革使得信贷渠道的作用有所下降，货币政策价格调控机制得到疏通，传导机制逐步由‘量’向‘价’转化，这证明利率市场化改革确实强化了利率这一价格机制在资源配置中的作用。

(2) 从脉冲响应图的具体变化轨迹来看，利率市场化改革的推进主要是显著影响了货

<sup>1</sup> 我们测算了不考虑利率市场化和影子银行的基准情况下各渠道的相对效应，限于篇幅，这里未予列出。

币政策的利率传导渠道。图 2 中的脉冲响应结果证实，利率市场化改革对货币政策利率渠道产生了显著且最大的正向影响，而没有显著改变其他渠道的脉冲响应变化趋势，这表明利率市场化水平的提高显著的增强了货币政策通过利率变动调控短期产出的功能。对于资产价格渠道，虽然近些年来中国家庭财富—收入比提高，因而货币政策通过影响资产价格而产生的家庭消费财富效应会有所增强，但另一方面，利率市场化改革的推进进一步完善了金融市场，因而货币政策对家庭财富效应的影响，更大比重的可以通过利率渠道来实现，二者的综合效应决定了资产价格渠道整体效应变化不大。对于汇率渠道，由于利率市场化改革过程中，中国仍一直实行有管理的浮动汇率制度，因此货币政策仍无法通过汇率有效影响国内外贸易品的替代和投入要素价格。这些结论表明，利率市场化程度的提高确实增强了基于标准理论对货币政策冲击效果的可预测性。

## 五、影子银行对货币政策各传导渠道相对效应影响

表2 影子银行对货币政策不同传导渠道相对重要性的影响（基于产出）

渠道名称	引入影子银行变量之前拓展模型中各渠道独立效应占比（%）	引入影子银行变量之后拓展模型中各渠道独立效应占比（%）	影子银行引起的变异程度（%）	显著的持续期间
信贷渠道	37	30	-7	4
利率渠道	12	11	-1	8
资产价格渠道	46	54	+8	3
汇率渠道	6	5	-1	6

图3和表2报告了影子银行对货币政策各渠道的影响，表3则总结了不同情形下货币政策各传导渠道相对效应的变化。综合来看可得如下结论：

（1）影子银行强化了资产价格渠道的作用，显著弱化了信贷渠道的作用。将表 2 的结果与其他渠道的结果比较可以发现，影子银行的存在，使得资产价格渠道的作用增加了约 8%，而使信贷渠道、利率渠道和汇率渠道的作用分别弱化了约 7%、1% 和 1%。对此可做如下解释：一是从影子银行融资供需过程来看，近几年来，中国的房地产市场和股票市场是大量影子银行融资的主要去处，影子银行的发展，与资产尤其是房地产价格的波动密切相关，“货币政策变动——影子银行资金供给变动——资产价格波动——成本权衡引起企业投资与财富效应引起家庭消费变动”的逻辑链条，强化了影子银行存在条件下资产价格渠道的作用。二是从金融创新的角度来看，影子银行是基于规避金融监管和实现制度套利而产生的一种新的信贷形式，在中央银行紧缩货币的条件下，传统银行系统的正规信贷供给减少，但影子银行系统则通过增大非常规的信贷供给而对正规信贷的供给减少予以弥补，从

而显著的弱化了传统信贷渠道的作用，这支持了相关研究的结论（于泽等，2015；Funke et al., 2015）。三是影子银行的发展，改变了金融市场的结构，减小了货币政策变动对市场利率形成的影响力，从而弱化了“货币政策变动——货币市场短期利率变动——其他期限结构利率变动——投资或消费变动——总需求变动”的传导链条。这些结果表明，从货币政策实施的角度来看，作为逃避监管的新的金融形式，影子银行的存在严重影响了货币政策实施的效果与可预测性。如果再考虑到影子银行的功能是在金融市场或某些特殊行业间空转套利（李波和伍戈，2011），而对经济长期增长至关重要的均衡资本形成没有正面效应，那么强化对影子银行的监管与控制，就不仅是货币政策有效实施所必须的，而且也是经济长期可持续发展的内在要求。金融市场的特质决定了金融市场化的过程不仅是一个资源配置调整过程，而且必然伴随着新的金融风险的产生，因此，麦金农（1997）所强调的金融自由化必须遵循一定次序的观点，对于新常态下的中国金融市场化改革仍具有重要参考价值。

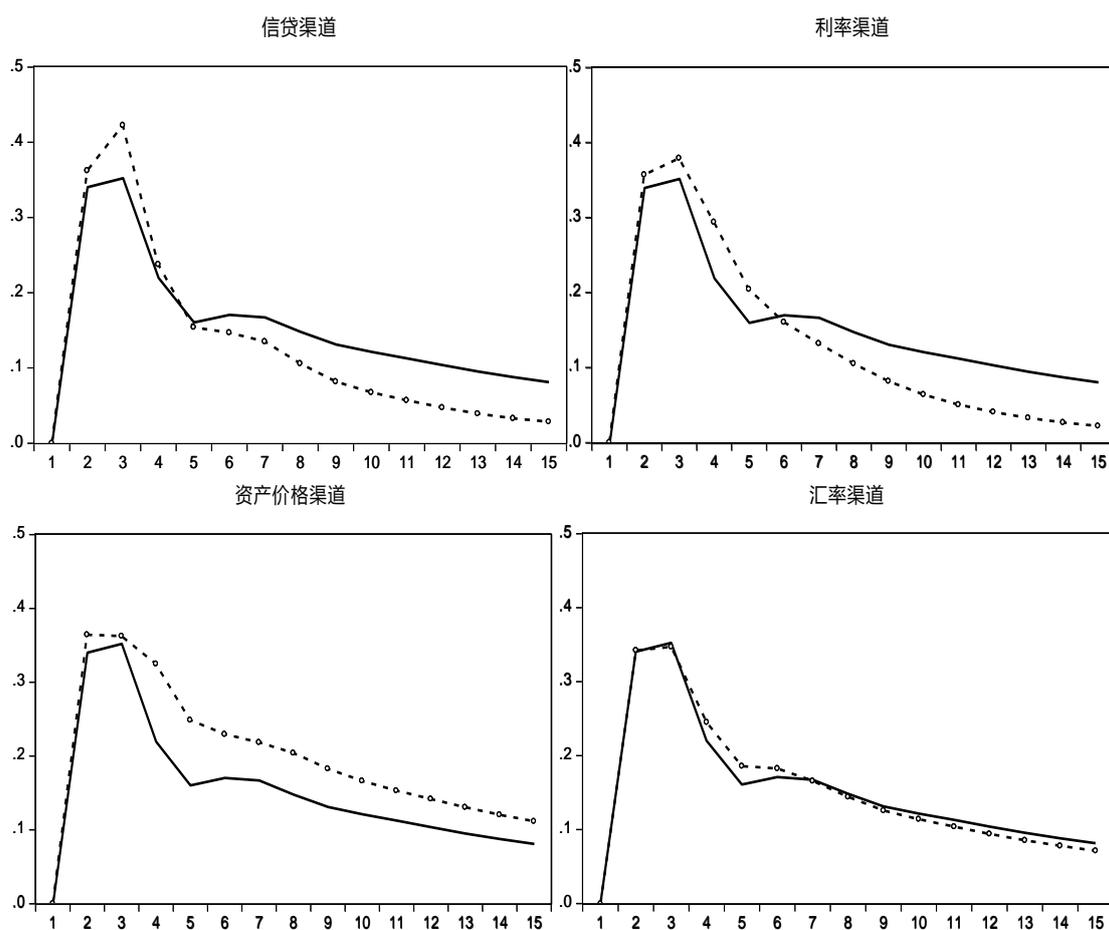


图3 引入影子银行后各渠道的独立传导效应 (Response of q to R; 2000-2016)

(2) 利率市场化改革虽然完善和推进了货币政策的价格传导机制，但关于影子银行的

实证结果表明,进一步发挥利率市场化改革成效,需要经济体系全面市场化改革的配合。表 3 中的结果表明,利率市场化改革使得利率渠道的传导效果提高了近 1 倍,这表明利率市场化改革对于优化货币政策的传导机制取得了一定成效。但是,进一步引入影子银行后的估计结果显示,利率市场化的效果被大大弱化。对于这一结果可从近几年中国经济运行特征得到比较好的解释:从中国的实际来看,虽然建立市场化的利率价格体系对于进一步全面推进市场化改革和优化资源的配置方式具有深远而广泛的意义,但是,一方面,由于与资金在商业银行体外循环相比,资金在商业银行体内的循环要支付更高的监督成本;另一方面,中国的要素与某些行业市场准入实际上并未实现完全的市场化,因此中国实体经济的产品市场在事实上仍存在着一定程度的分割,这一现象的后果是部分行业的利润率远高于其他行业,但也面临更高的风险。因而,不仅是体外资金,即便是商业银行内部的资金,为了应对利率市场化带来的资金成本高企和规避监管,也可能利用资管项目通过影子银行流入这些高收益与高风险同在的行业,这些资金对于中国证券和不动产资产价格的波动起到了重要的作用。从政策实施的角度来看,这意味着虽然利率市场化改革对于优化货币政策的传导机制起到了显著的促进作用,但其效果因影子银行等金融市场内部的套利行为而未得到充分发挥。要充分发挥利率市场化改革的作用,不仅需要不断强化对制度套利与技术冲击等所诱致的金融创新的监管,且还需要包括实体经济在内的进一步市场化改革相配合,而这正是党的十九大构建“市场机制有效、微观主体有活力”的经济体制战略部署,以及中央金融工作会议防控金融风险 and 深化金融改革的内在要求。

表 3 基准模型以及引入各影响因素之后的各渠道效应汇总对比情况(基于产出)

基准和拓展模型	信贷渠道	利率渠道	资产价格渠道	汇率渠道
基准模型:				
各渠道独立效应	0.4544	0.1483	0.5613	0.0694
各渠道相对效应	37%	12%	46%	6%
引入利率市场化变量后:				
各渠道独立效应	0.4928	0.3411	0.7409	0.0723
独立效应变动	(+0.0384)	(+0.1928)	(+0.1796)	(+0.0029)
各渠道相对效应	30%	21%	45%	4%
相对效应变动	(-7%)	(+9%)	(-1%)	(-1%)
引入影子银行变量后:				
各渠道独立效应	0.3728	0.1389	0.6634	0.0637
独立效应变动	(-0.0816)	(-0.0094)	(+0.1021)	(-0.0057)
各渠道相对效应	30%	11%	54%	5%
相对效应变动	(-7%)	(-1%)	(+8%)	(-1%)
同时引入利率市场化和影子银行变量后				
各渠道独立效应	0.2294	0.1423	0.7003	0.006
独立效应变动	(-0.225)	(-0.006)	(0.139)	(-0.0634)
各渠道相对效应	21%	13%	65%	1%

## 六、稳健性检验

前面分析方法的特点是并未直接测算利率渠道的效应，而是将利率渠道看作是 100% 与其他三个渠道效应之差，同时，技术方法也主要是直接利用了脉冲值的估计结果。为了保证结果的稳健性，这里采用直接测算利率渠道和运用方差分析的方法，来观察结果变化情况。限于篇幅，这里仅针对基准模型的结果进行分析，其他情形的方法与所得结论与此类似。具体的，我们选用 6 个月定期人民币实际存款基准利率 ( $r_d$ ) 作为利率渠道的代理变量进行方差分析。考虑到利率是微观主体投融资决策的信号，因而在 SVAR 变量排序中将  $r_d$  置前，其他变量排序同基准模型一致，结果见表 4。由表 4 可知，新的测算方法并未改变基准模型情形下的基本结论。具体的，利率渠道、汇率渠道、信贷渠道和资产价格渠道在 30 期内平均对产出波动解释比例的绝对值分别为 4.14%、3.44%、9.84% 和 11.78% (9.25%+2.53%)，即利率渠道、汇率渠道、信贷渠道和资产价格渠道在解释产出波动方面的相对效应占比分别为 14%、12%、34%、40%，这一结果与基准模型基本一致，表明前文的处理方法对于变量选择与脉冲响应技术选择是稳健的。

表4 不同预测期产出的方差分解表

预测期	S.E.	$r_d$	$rex$	$laon$	$hi$	$sse$	$q$
1	0.052205	0.351892	0.00846	8.503902	0.121523	0.01329	91.00093
2	0.055492	2.157253	0.293546	12.53206	3.312819	1.026151	80.67817
3	0.056565	2.853505	3.927711	11.0756	7.672318	0.922138	73.54873
4	0.056691	3.184065	3.867464	10.4284	9.298975	1.256677	71.96442
5	0.057118	3.39759	3.758339	10.09846	9.343439	1.653827	71.74835
6	0.057294	4.059076	3.727012	9.932024	9.559361	2.004177	70.71835
7	0.057519	4.295368	3.709738	9.81335	9.773876	2.120372	70.2873
8	0.057655	4.361839	3.687697	9.734943	9.826869	2.321049	70.0676
9	0.057794	4.418382	3.667789	9.689412	9.867941	2.487332	69.86914
10	0.057901	4.47023	3.656324	9.660963	9.899552	2.610242	69.70269
11	0.058002	4.491448	3.64813	9.640986	9.91865	2.702054	69.59873
12	0.058085	4.504737	3.641291	9.629729	9.926873	2.783233	69.51414
13	0.05816	4.515468	3.636547	9.626469	9.932956	2.844585	69.44397
14	0.058224	4.523426	3.633576	9.626064	9.937985	2.892047	69.3869
15	0.058281	4.528761	3.631489	9.628523	9.941328	2.928599	69.3413
16	0.05833	4.533118	3.630221	9.633796	9.943478	2.957274	69.30211
17	0.058373	4.536876	3.629732	9.641099	9.945334	2.978711	69.26825
18	0.05841	4.539988	3.629904	9.649642	9.946828	2.994666	69.23897
19	0.058442	4.542566	3.630555	9.659458	9.947985	3.006331	69.2131
20	0.05847	4.544815	3.631661	9.670361	9.948902	3.014608	69.18965
21	0.058494	4.546764	3.633172	9.68211	9.949649	3.020174	69.16813
22	0.058515	4.548436	3.635032	9.694545	9.950217	3.02367	69.1481
23	0.058533	4.549871	3.637194	9.707609	9.950615	3.025583	69.12913
24	0.058548	4.551103	3.639634	9.721199	9.950857	3.02631	69.1109
25	0.058561	4.552146	3.642322	9.735231	9.950949	3.026178	69.09317
26	0.058572	4.553016	3.645233	9.749642	9.95089	3.025456	69.07576

27	0.058582	4.553728	3.648344	9.764385	9.950685	3.02436	69.0585
28	0.058591	4.554295	3.651636	9.779408	9.950336	3.023068	69.04126
29	0.058598	4.554726	3.655094	9.794672	9.949847	3.021721	69.02394
30	0.058604	4.555031	3.658699	9.810143	9.949221	3.020432	69.00647
平均值		4.144317	3.436452	9.843806	9.252342	2.525144	70.79794

## 七、结论

利用基于 SVAR 模型的脉冲偏导分离技术, 本文识别与比较了中国不同货币政策传导渠道的独立效应, 并进一步分析了中国金融市场化改革的两大表征——利率市场化与影子银行, 对货币政策不同传导渠道独立效应的影响, 得到了一些有意义结论

第一, 不同渠道在传导货币政策冲击中所扮演的角色有着很大的区别。从总量来看, 货币政策各传导渠道的重要性从大到小排序为: 资产价格渠道、信贷渠道、利率渠道和汇率渠道。即使对利率市场化因素进行控制以后, 资产价格、信贷渠道和利率渠道也各占货币政策总效应的 45%、30% 和 21%。在控制影子银行的影响因素后, 虽然各渠道的绝对效应有所变化, 但相对效应排序基本未受影响。

第二, 以信贷渠道为代表的数量型渠道效应要强于以利率和汇率渠道为代表的价格型渠道, 且这并未随着金融市场化的推进而改变。这可能归因于利率渠道的传导效应和金融摩擦程度之间的紧密联系。理论上, 在存在较严重金融摩擦的情况下, 诸如信贷总量控制和量化宽松等货币政策操作, 仍是有存在必要且有效的, 这为 2008 年全球金融危机以来, 我国央行通过数量化的宽松货币政策来熨平经济下行波动的政策有效性提供了一种支持。

第三, 利率市场化的推进强化了利率渠道但弱化了信贷渠道的作用。根据实证结果, 利率市场化使利率渠道的效应增加了 9%, 而使信贷渠道的效应减少了 7%。这表明中国的利率市场化改革减少了金融摩擦并完善了市场化的利率体系, 从而增加了货币政策通过利率这一价格机制传导的效率, 而减少了对数量式的信贷渠道的依赖。不过, 从利率市场化改革对利率渠道和信贷渠道的绝对效应影响来看, 二者整体改变幅度仍相对较小, 这进一步说明货币政策价格传导机制作用的发挥, 不仅需要利率体系自身的市场化, 更需要整体经济市场化的全面推进。

第四, 影子银行的存在强化了货币政策资产价格渠道的作用, 而弱化了信贷渠道和利率渠道的作用。这一结果的产生原因有几个方面: 一是近几年来, 中国的影子银行融资极大的影响了房地产与股票市场等资产市场的价格波动, 从而强化了资产价格渠道的作用。二是作为规避金融抑制的金融创新形式, 在货币政策逆周期变动过程中, 影子银行的存在起到了对传统银行机构信贷供给的补充作用, 因而有效弱化了传统信贷渠道的作用。三是影

子银行的存在，弱化了利率期限结构传导链条，从而弱化了利率渠道的作用。

最后，本文的实证结论有着如下的政策含义：一是随着近年来房地产与证券市场规模的迅速扩大，资产价格渠道在货币政策传导中占有重要地位，且其地位并未随着利率市场化等因素的变化而变化，宏观审慎货币政策中介目标的选择应当充分重视流动性引起的资产价格变动。二是利率市场化改革显著完善了货币政策的价格传导机制，提高了货币政策的资源配置效率，但要充分发挥利率市场化改革的效果，不仅需要加强对各种制度套利和技术冲击所导致的各种金融创新的监管，而且需要进一步推进实体经济领域的市场化改革，没有实体经济领域的市场化改革配合，资金就会产生在金融体系内部空转套利的冲动，从而弱化利率市场化改革优化货币政策传导机制，进而降低服务实体经济的效果。当前中央大力推进的包括国企混合所有制改革等市场化改革举措，正契合了这一需求。三是在当前金融与实体经济市场仍存在一定程度摩擦的条件下，在加速完善价格传导机制的同时，仍需重视数量式的信贷传导渠道的重要性，货币政策调控仍应坚持价格式与数量式调控的有机结合。

## 参考文献

- [1] 巴曙松, 2013, 《应从金融结构演进角度客观评估影子银行》, 《经济纵横》第 4 期 27-30 页。
- [2] 金中夏、洪浩和李宏瑾, 2013, 《利率市场化对货币政策有效性和经济结构调整的影响》, 《经济研究》第 4 期 69-82 页。
- [3] 罗纳德.I.麦金农著, 周庭煜等译, 1997, 《经济市场化的次序 (第二版)》, 上海三联出版社。
- [4] 陆磊和杨骏, 2016, 《流动性、一般均衡与金融稳定的“不可能三角”》, 《金融研究》第 01 期 1-13 页。
- [5] 林仁文和杨熠, 2014, 《中国市场化改革与货币政策有效性演变》, 《管理世界》第 6 期 39-52 页。
- [6] 刘斌, 2009, 《物价水平的财政决定理论与实证研究》, 《金融研究》第 8 期 35-51 页。
- [7] 李波和伍戈, 2011, 《影子银行的信用创造功能及其对货币政策的挑战》, 《金融研究》第 12 期 77-84 页。
- [8] 盛松成和吴培新, 2008, 《中国货币政策的二元传导机制——“两中介目标, 两调控对象”模式研究》, 《经济研究》第 10 期 37-51 页。
- [9] 姚余栋和李宏瑾, 2013, 《中国货币政策传导信贷渠道的经验研究: 总量融资结构的新证据》, 《世界经济》第 3 期 3-32 页。
- [10] 于泽、陆怡舟和王闻达, 2015, 《货币政策执行模式、金融错配与我国企业投资约束》, 《管理世界》第 9 期 52-64 页。
- [11] 周小川, 2015, 《深化金融体制改革》, 《中国金融》第 22 期 58-61 页。
- [12] Aleem A..2010. “Transmission Mechanism of Monetary Policy in India”, *Journal of Asian Economics*, Vol.21(2):186-197.
- [13] Afrin S, Wiemer C..2017.“Monetary Policy Transmission in Bangladesh: Exploring the Lending Channel”, *Journal of Asian Economics*, Vol.49.
- [14] Bernanke, B. and Blinder A. S.1992.“The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission”, *American Economic Review*, Vol.82(4):901-921.
- [15] Bernanke B S, Mihov I.1998. “Measuring Monetary Policy”. Working Papers in Applied Economic Theory, 113(3):869-902.
- [16] Bernanke and Gertle, 1999, “Monetary Policy and Asset Price Volatility”, *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review*, 84(September):77-128.
- [17] David Dickinson and Jia Liu.2007.“The Real Effects of Monetary Policy in China: An Empirical

Analysis”, *China Economic Review*, Vol.(18):87-111.

[18] Disyatat P, Vongsinsirikul P.2003.“Monetary Policy and the Transmission Mechanism in Thailand”, *Journal of Asian Economics*, Vol.14(3):389-418.

[19] Funke M, Mihaylovski P, Zhu H.,2015, “Monetary Policy Transmission in China: A DSGE Model With Parallel Shadow Banking and Interest Rate Control”, Social Science Electronic Publishing, BOFIT Discussion Papers 9.

[20] Gagnon J E and Ihrig J..2004. “Monetary Policy and Exchange Rate Pass-through”, *International Journal of Finance & Economics*, Vol.9(4):315-338.

[21] James Morsink , Tamim Bayoumi.2001.“A Peek Inside the Black Box: The Monetary Transmission Mechanism in Japan”, IMF Staff Papers, 48(1):22-57.

[22] King, Robert G. ,Charles I. Plosser.1986. “Money as the Mechanism of Exchange”, *Journal of Monetary Economics*, (17):93-115.

[23] Lixin Sun, J.L. Ford, David G. Dickinson. 2010. “Bank Loans and the Effects of Monetary Policy in China: VAR/VECM Approach”, *China Economic Review*, Vol.(21):65-97.

[24] Mishkin F S.,1996. “The Channels of Monetary Transmission: Lessons for Monetary Policy”. Nber Working Papers.

[25] Ramey, V..1993.“How Important Is the Credit Channel in the Transmission of Monetary Policy?”, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, Vol.39 (Dec.):1-45.

[26] Richard Agénor, Peter J. Montiel. 2015.Development Macroeconomics (Fourth Edition), Published by Princeton University Press, ISBN 9780691130903.

[27] Sun R..2013. “Does Monetary Policy Matter in China? A Narrative Approach”, *China Economic Review*, (26):56-74.

[28] Soyoung Kim, Nouriel Roubini. 2000.“Exchange Rate Anomalies in the Industrial Countries: A Solution With a Structural VAR Approach”, *Journal of Monetary Economics*, 45(3):561-586.

[29] Walsh, C. E.,2010, “Monetary Theory and Policy”, MIT Press, ISBN: 9780262013772.

[30] Wilbur John Coleman.1996.“Money and Output: A Test of Reverse Causation”, *The American Economic Review*, 86(1):90-111.

# Does the financial liberalization change the independent effect of each monetary policy transmission channel in China?

Minghua Zhan HuanLi

**Abstract:** This paper estimates the influence of the financial marketization process on the relative importance of the different transmission channels of monetary policy from the aspects of interest rate liberalization and shadow banking, by using the separation technology in the SVAR model. Results provide a reasonable empirical description of important features of Chinese monetary policy transmission. First, the quantitative channels represented by the credit channel are more important than the price channels like the interest rate and the exchange rate channel, which does not change along the progress of the financial marketization. Second, the process of the interest rate marketization mainly strengthens the effect of the interest rate channel, while weakens the other channels, especially the credit channel. Third, the development of shadow banking system relatively strengthens the asset price channel, and weakens the credit channel and the interest rate channel. This paper provides the empirical support for the necessity and effectiveness of the combination of price and quantity monetary policy regulation, under the condition that certain degree of friction still exists between financial and real economy markets. At the same time, it also shows that in order to give full play to the interest rate liberalization reform and perfect price transmission mechanism of monetary policy, authorities not only need to strengthen the supervision of various forms of financial innovation, but also need for further market-oriented reform of the real economy.

**Keywords:** Monetary Policy Transmission Channels, SVAR, the separate technology in partial derivative

# 资本账户开放、汇率市场化改革与外汇市场风险

## ——基于外汇市场压力视角的理论与实证研究

赵茜<sup>1</sup>

**【摘要】**本文以外汇市场压力为切入点，考察资本账户开放对外汇市场风险的影响，并就汇率市场化改革与资本账户开放在影响外汇市场压力方面的交互作用进行探讨。通过构建跨国资产配置模型并进行实证，研究显示：在当前经济平稳发展时期，资本账户开放会通过引发资金净流入增大人民币升值压力，而汇率市场化改革则会削弱资本账户开放的这种影响，甚至可能造成贬值压力。本文结论表明，现阶段推进资本账户有序开放不会引发与货币危机相关的贬值风险，外汇市场主要面临货币升值风险，但汇率市场化改革却可能加剧货币贬值风险，二者相互配合才能有效释放外汇市场风险。因此，汇率市场化改革应与资本账户开放进程互相协调并择机推进，确保开放型经济的健康发展。

**【关键词】**资本账户开放；外汇市场压力；汇率市场化；

### 一、引言

近年来，中国始终坚持对外开放的基本国策，不断推进资本账户开放进程，努力推动形成全面开放的新格局。但是，作为当今世界最有争议和最难以理解的政策之一（Eichengreen, 2001），资本账户开放对中国经济的影响一直是学者们争论的焦点问题。特别是伴随着汇率市场化改革的推进，资本账户开放对外汇市场的影响开始得到越来越多的关注。不过从已有研究来看，学者们对资本账户开放与汇率市场化改革在影响外汇市场方面的交互作用关注不足，也没有考虑有管理的浮动汇率制下，资本账户开放对汇率的影响并不能实现有效、完全传导这一事实，亟待拓展与补充。基于此，本文立足中国资本账户开放与汇率制度改革交错并进的现实过程，从外汇市场压力的视角考察资本账户开放对外汇市场风险的影响，并就汇率市场化改革与资本账户开放影响外汇市场压力的交互作用机制进行探索，以期能更加全面、准确地对资本账户开放进程中的外汇市场风险进行探讨。

---

<sup>1</sup> 赵茜，经济学博士，中央财经大学国际经济与贸易学院讲师；

通常，外汇市场压力是指在理性预期假设下，如果货币当局不干预外汇市场，汇率可能发生的变动。观察到的汇率稳定并不代表汇率未承受变化的压力，相反，这种压力会持续积累，一旦爆发将会带来更大风险（靳玉英等，2013）。巨大的贬值压力是货币危机的前兆，而巨大的升值压力也将给一国经济发展造成隐患，学术界通常将外汇市场压力作为外汇风险测度的重要衡量指标（Panday，2015）。因此，研究资本账户开放对外汇市场压力的影响，并就汇率市场化改革在其中的作用进行考察，有助于分析和预判金融业开放对外汇市场风险的影响和特点，并为防范系统性金融风险提供理论参考。

## 二、文献综述

资本账户开放历来是学术界探讨的热点问题，学者们不仅关注资本账户开放的路径（张明，2016），还探讨了资本账户开放对经济增长和金融发展的影响（Trabelsi & Cherif，2016；郭桂霞和彭艳，2016）、资本账户开放对资本流动的影响（杨小海等，2017）以及资本账户开放对金融稳定的影响（黄均华，2017）等诸多问题。但在众多问题当中，资本账户开放对外汇市场的影响无疑是学者们关注较多的一个研究领域，主要是探讨资本账户开放对汇率的影响（He et al.，2012；Gabaix & Maggiori，2015；Maturu，2017），且多集中于浮动汇率制度国家。而外汇市场压力这一指标让研究固定汇率制度或中间汇率制度国家的外汇风险和货币市场失衡成为可能。

近年来，学者们开始实证考察资本账户开放如何通过影响投资者资产配置来对外汇市场压力产生影响。Akram & Byrne（2015）指出，资本账户开放可通过提升国内金融部门效率使产出增加，提升资产对境外投资者的吸引力，减小本币贬值压力。但也有学者持相反观点（Erten & Ocampo，2013），认为资本账户开放后投资者资产配置的便利性增强，从而可能带来大规模资本进出，使本币币值稳定性减弱、吸引力下降，最终增大本币贬值压力。同时，资本账户的开放也使本币暴露于国际投机风险当中，当投机资本大规模卖空本币时，本币也将面临巨大的贬值压力。可以看出，学者们的研究结果因样本不同而存在较大差异，尚未形成一致性的结论。这不仅难以对中国的实践提供有效的理论借鉴，更是缺乏对中国汇率市场化改革这一重要政策的考察，有待进一步探索和补充。

与国外学者相比，国内学者也尝试研究了中国资本账户开放和外汇市场压力的关系（张春宝和石为华，2015），但也未考虑中国的汇率市场化改革。虽然有学者通过分析汇率市场化改革的方向、实施顺序等问题（管涛，2016；陈创练等，2017），从理论上探讨汇率

市场化改革对人民币汇率的影响，但不仅缺乏像何启志（2017）这类运用实证方法的研究，而且较少涉及外汇市场压力的分析与探讨，研究尚处起步阶段。鉴于此，本文尝试突破现有研究的局限，从外汇市场压力入手，建立理论模型并进行实证分析，在研究资本账户开放对外汇市场压力影响的同时，就汇率市场化改革与资本账户开放在影响外汇市场压力的交互作用进行分析，更加全面、深入研究资本账户开放与外汇市场风险的关系。

本文与已有研究不同的之处在于：首先，在理论模型分析的基础上，通过构建资本账户开放度指标，直接研究了资本账户开放和汇率市场化改革对中国外汇市场压力而非汇率的影响；其次，通过机制分析实证研究了上述影响的传导渠道。第三，探索了汇率市场化改革与资本账户开放在影响外汇市场压力方面的交互作用，从而为我国有序推进资本账户开放、平稳进行汇率形成机制改革、防范金融风险提供有益的参考和建议。

### 三、理论模型分析

由前述文献综述可知，资本账户开放与汇率改革都会通过影响投资者的资产配置行为来对外汇市场压力产生影响，因此，本文借鉴 Blanchard et al.（2016，2017）关于不完美替代资产的配置模型的有关论述，引入资本账户开放程度  $k$  和外汇市场压力  $F$ ，建立中国开放经济进程中的资产配置模型，分析资本账户开放和汇率市场化改革对外汇市场压力的影响，具体如下：

#### （一）基本假设

Blanchard et al.（2016，2017）假定国内市场存在国内债券（ $B$ ）和非债券（ $N$ ），国外市场仅存在外国债券（ $B^*$ ），并且债券的收益率（ $R_B$  和  $R^*$ ）由央行调控决定，非债券的收益率（ $R_N$ ）由资本流动决定。国内外市场均由单位化的投资者组成，国内投资者的非货币形式财富  $W$  与国外投资者非货币形式的财富  $W^*$  相等。本文在上述假设的基础上，进一步增加：

资本账户开放程度  $k$ 。满足  $k \in [0,1]$ ， $k$  值越大，表示资本账户开放程度越高。

外汇市场压力  $F$ 。  $F=E+CB$ ，其中  $E$  为间接标价法下的汇率， $CB$  为央行干预对外汇市场压力的吸收。通过央行干预吸收的部分和汇率的变动即可反推外汇市场压力的大小。

#### （二）投资者行为

在基本假设的基础上，国内投资者投资非债券和外国债券的行为可通过下述两个方程

描述<sup>1</sup>:

$$N_D = [a + \beta(R_N - R_B) + k \times \beta(R_N - R^* \times E / E_{+1}^e)] \times W \quad (35)$$

$$B^*_D / E = k[b + \beta(R^* \times E / E_{+1}^e - R_B) + \beta(R^* \times E / E_{+1}^e - R_N)] \times W \quad (36)$$

其中, 下标 D 代表国内投资者对相应金融产品的需求,  $E_{+1}^e$  为预期汇率,  $a$ 、 $b$  为常数。 $\beta$  为投资者对收益率变动的反应系数。对非债券产品而言, 当资本账户部分开放时, 资金流动受限, 投资者对国内外资产收益率的变化并不能做出完全的反应, 实际的反应系数为  $k\beta$ ; 而对外国债券而言, 投资者的投资需求将直接受到资本账户开放程度的影响, 实际投资需求将等于  $k$  与资本账户完全开放下的真实需求的乘积。类似地, 可以得到外国投资者投资国内债券和非债券的行为方程:

$$B_F = k[c + \beta(R_B - R_N) + \beta(R_B - R^* \times E / E_{+1}^e + k \times S_B)] \times W^* \quad (37)$$

$$N_F = k[d + \beta(R_N - R_B) + \beta(R_N - R^* \times E / E_{+1}^e + k \times S_N)] \times W^* \quad (38)$$

其中, 下标 F 代表国外投资者对相应金融产品的需求,  $c$ 、 $d$  为常数。 $\beta$  为投资者对收益率变动的反应系数。 $S_B$  和  $S_N$  代表由于资产不能完美替代而导致的国内外投资者的投资差异。根据 Krugman et al. (2012)<sup>2</sup> 的研究, 在资产不完美替代的情况下, 国外投资者投资时不仅会关注资产收益率, 还会考虑投资风险等因素, 国内外资产因此存在风险溢价, 导致国内外投资者对国内和国外资产的投资行为存在差异。而根据 Blanchard et al. (2016, 2017) 的论述, 这种差异将全部通过  $S_B$  和  $S_N$  进行反映。因此, 如果中国相较于外国的风险溢价更低, 那么理性的外国投资者会认为中国的资产更具投资价值, 更愿意投资于中国资产, 即  $S_L > 0$ ,  $L=B$ ,  $N$ 。考虑到中国经济长期处于快速增长的时期, 特别是在金融危机之后的经济增长仍较为稳定, 投资风险相对较低, 因此本文设定  $S_L > 0$  成立。在此设定下, 资本账户开放程度  $k$  越高, 中国资本市场越成熟, 从而对国外投资者的吸引力越高。

### (三) 金融市场均衡

参考 Blanchard et al. (2016, 2017) 的研究, 定义初始状态为均衡状态, 故有:

<sup>1</sup> 国内外投资者对各自市场上债券的投资不对最后的均衡分析产生影响, 因此不再予以列示。

<sup>2</sup> International Economics: Theory and Policy – International Finance Part, 9th ed. (2012), by Paul R. Krugman, Maurice Obstfeld (USA) and Marc J. Melitz, published by Pearson education Asia LTD, pp:480-481.

$N_D = \bar{N}_D = aW$  ,  $N_F = \bar{N}_F = kdW^*$  ,  $B_F = \bar{B}_F = kcW^*$  ,  $B_D^*/E = \bar{B}_D^*/E = kbW$  。由于短期内非债券产品的供给不会增加, 因此:

$$(N_D - \bar{N}_D) + (N_F - \bar{N}_F) = 0 \quad (39)$$

即

$$(R_N - R_B) + k(R_N - R^* \times E / E_{+1}^e) + k[(R_N - R_B) + (R_N - R^* \times E / E_{+1}^e + k \times S_N)] = 0 \quad (40)$$

同时, 短期内资本与金融账户平衡, 因此:

$$(B_F - \bar{B}_F) + (N_F - \bar{N}_F) = (B_D^* - \bar{B}_D^*) / E \quad (41)$$

即

$$\begin{aligned} & (R_B - R_N) + (R_B - R^* \times E / E_{+1}^e + k \times S_B) + (R_N - R_B) + (R_N - R^* \times E / E_{+1}^e + k \times S_N) \\ & = (R^* \times E / E_{+1}^e - R_B) + (R^* \times E / E_{+1}^e - R_N) \end{aligned} \quad (42)$$

#### (四) 模型结论

联立式 (6)、式 (8), 并将  $F = E + CB$  代入, 有:

$$F = (R_B + \frac{3k^2 + k}{8k + 4} S_B + \frac{k^2 + k}{8k + 4} S_N) \times \frac{E_{+1}^e}{R^*} + CB \quad (43)$$

由于央行是否进行干预以及干预程度如何都会受到外汇市场压力的直接影响, 因此有  $CB = CB(F)$ 。回顾汇率市场化改革可以发现, 央行既希望不断减少干预, 允许汇率在市场自发运行下波动, 也希望发挥“看得见的手”的作用, 防止汇率暴涨暴跌, 维持汇率的相对稳定。在此原则下, 央行会选择部分干预的策略, 即对于任意方向的外汇市场压力变动, 央行干预均会吸收其中一部分, 因此有  $0 < \frac{dCB}{dF} < 1$ 。记  $F = F(k)$ , 并考虑到  $CB = CB(F)$ ,

则有:

$$\frac{dF}{dk} = \frac{(\frac{3k^2 + k}{8k + 4})' S_B + (\frac{k^2 + k}{8k + 4})' S_N}{1 - \frac{dCB}{dF}} \times \frac{E_{+1}^e}{R^*} = \frac{\frac{6k^2 + 6k + 1}{4(2k + 1)^2} S_B + \frac{2k^2 + 2k + 1}{4(2k + 1)^2} S_N}{1 - \frac{dCB}{dF}} \times \frac{E_{+1}^e}{R^*}$$

在  $k \in [0, 1]$  的区间上,  $\frac{6k^2 + 6k + 1}{4(2k + 1)^2} > 0$ ,  $\frac{2k^2 + 2k + 1}{4(2k + 1)^2} > 0$ ,  $S_B > 0$ ,  $S_N > 0$ ,

$R^* > 0$ , 并且  $1 - \frac{dCB}{dF} > 0$ 。虽然投资者对汇率的预期会存在变动, 但变动后的预期汇率

$E_{+1}^e$  仍为正数, 满足  $E_{+1}^e > 0$ 。因此, 其他条件不变时, 在  $k \in [0, 1]$  的区间上,  $\frac{dF}{dk} > 0$ ,

即外汇市场压力  $F$  与  $k$  呈现同向变动的关系。据此, 本文提出如下假设:

假设 1: 资本账户开放程度越高, 人民币外汇市场压力越大。

进一步地, 本文根据传导途径分析中国汇率市场化改革的影响。汇率市场化改革影响着市场参与者对人民币汇率的预期, 从而改变了投资者的外汇交易行为, 最终影响外汇市场压力。在汇率市场化改革之前, 人民币升值预期较强, 由于汇率市场化改革会使同质性预期降低, 即  $E_{+1}^e$  降低, 因此, 对于任意的  $k$ , 汇率改革均会导致  $F = F(k)$  减小, 即汇率市场化改革会降低  $k$  对  $F$  的影响。由此可知, 汇率市场化改革会降低资本账户开放对外汇市场压力的影响, 二者在影响外汇市场压力方面存在着替代作用。鉴此, 本文结合我国汇率市场化改革的不同类型, 提出如下假设:

假设 2: 汇率弹性区间扩大会减弱资本账户开放对外汇市场压力的影响。

假设 3: 汇率中间价改革会减弱资本账户开放对外汇市场压力的影响。

在提出上述研究假设后, 本文将进一步设计相应实证方案, 对研究假设进行分析和检验。

## 四、实证分析

### (一) 关键指标构建

#### 1. 资本账户开放的测度

目前普遍采用的两类度量资本账户开放度的方法为名义资本账户开放程度和实际资本账户开放程度。名义资本账户开放程度的度量来源于国际货币基金组织 (IMF) 1950 年起的外汇安排与外汇管制年度报告 (AREAER), 如果成员国某一项存在管制, 则标记为是, 否则为否。Klein (2003) 以及 Chinn & Ito (2008) 等学者均根据该报告设置了多个二值变量度量资本管制 (或资本账户开放) 程度。不过, 名义资本账户开放度缺乏季度或月度数据、难以度量实际管制效果, 因此本文将主要使用实际资本账户开放程度, 并参照 Lane & Milesi-Ferretti (2007)、Ma & McCauley (2014) 以及李巍和张志超 (2010) 等研究, 以国际收支平衡表中包括资本项下的直接投资、证券投资、其他投资在内的跨境资本流入与流出之和占 GDP 之比来对其进行衡量。

#### 2. 外汇市场压力

外汇市场压力的度量可分为模型依赖与非模型依赖两种方法, 多数学者采用了非模型依赖方法, 将观察到的汇率变动加上央行干预操作吸收的部分, 进而反推最初本国货币所

承受的币值变化压力。该度量方法有两种表现形式，一种是以双边利差、双边汇率收益率之差以及国际储备变化百分比的加权平均值来度量外汇市场压力，另一种没有将利差项包括在内，通常用于测度新兴市场国家外汇市场压力，这是因为新兴市场国家利率市场化程度较低、利率波动不频繁，央行也较少使用利率手段吸收外汇市场压力。本文以 Hegerty (2014) 提出的外汇市场压力指数为基础，同时构建不包含利差项和包含利差项的中国外汇市场压力指数并进行比较，以求得到更为客观、准确的衡量指标。指标构建如下所示，变量的具体说明在表 1 中进行列示：

$$EMP1_t = \Delta \ln e_t - \eta_1 \left( \frac{\Delta RES_t}{M_{t-1}} \right)$$

$$EMP2_t = \Delta \ln e_t - \eta_1 \left( \frac{\Delta RES_t}{M_{t-1}} \right) + \eta_2 \Delta r_t$$

表 1 EMP 相关变量说明

变量符号	变量含义	数据来源	计算
e	人民币兑美元名义汇率	CEIC 数据库	对 e 取对数再差分，得到汇率对数收益率 $\Delta \ln e_t$
RES	外汇储备额	国家外汇管理局网站	对 RES 进行差分，再除以上一期基础货币 M，得到外汇储备变化率 $\Delta RES_t$
M	基础货币	CEIC 数据库	$M_{t-1}$
$\Delta r$	中美利差	CEIC 数据库	Shibor 隔夜利率 r 减美国联邦基金利率 $r^*$
$\eta_1$	系数	作者计算而得	汇率收益率标准差除以外汇储备变化率的标准差
$\eta_2$	系数	作者计算而得	汇率收益率标准差除以利差标准差

上述两种人民币外汇市场压力的测算方法对压力走向的测算结果基本一致<sup>1</sup>。考虑到我国利率市场化改革尚在加速初期，使用不含利差项的测算方法更符合实际情况。不过为保证研究结论的可靠性，本文在使用不含利差项的测算方法的同时，也将使用包含利差项的方法进行稳健性检验。

## (二) 实证模型设计

参考 Erten & Ocampo (2013)、Akram & Byrne (2015) 对资本管制与外汇市场压力关系的研究，本文构建实证模型如下：

$$EMP1_t = \alpha + \beta_1 CAR_t + \beta_2 CPI_t + \beta_3 Trade_t + \beta_4 d(Industry)_t + \varepsilon_t \quad (44)$$

<sup>1</sup>限于篇幅，本文未报告测算结果，如有需要可向作者索取。

$$EMP1_t = \alpha + \beta_1 CAR_t + \beta_2 CPI_t + \beta_3 Trade_t + \beta_4 d(Industry)_t + \beta_5 D_t^1 + \beta_6 D_t^2 + \beta_7 D_t^1 * CAR_t + \beta_8 D_t^2 * CAR_t + \varepsilon_t \quad (45)$$

$$EMP1_t = \alpha + \beta_1 CAR_t + \beta_2 CPI_t + \beta_3 Trade_t + \beta_4 d(Industry)_t + \beta_5 D_t^3 + \beta_6 D_t^3 * CAR_t + \varepsilon_t \quad (46)$$

各方程中，EMP1 表示人民币面临的外汇市场压力，采用不含利差项的指数。该指数越大，说明人民币贬值压力越大。CAR 表示资本账户开放程度指数，采用比例法进行计算，D1、D2 和 D3 分别表示汇率市场化改革的虚拟变量，其他变量为控制变量。变量具体说明见表 2。

表 2 模型变量说明

变量符号	变量含义	计算方法
EMP1	外汇市场压力	详见前文 EMP1 指标的构建方法，后文将使用 EMP2 进行稳健性检验。
CAR	资本账户开放度	由于 CAR 计算所用数据为季度数据，因此首先对分子和分母进行季节调整，以剔除季节影响，进而使用 Constant match average 法将季度数据转化为月度数据。
Trade	贸易差额	贸易差额=出口-进口
CPI	通货膨胀率增长率	CPI 取对数再差分
d(Industry)	工业增加值增长量	可从 CEIC 数据库获得 2006 年 11 月及之前的月度数据，2006 年 11 月后的数据根据国家统计局发布的规模以上工业增加值同比、累积同比、季调环比数据计算。将计算出的工业增加值数据做季节调整以剔除季节影响，可得最终数据。

式（10）用于检验假设 1，考察资本账户开放程度对外汇市场压力的影响。式（11）用于检验假设 2，考察汇率弹性区间扩大改革与资本账户开放程度对外汇市场压力的交互影响。D1 和 D2 分别为 2012 年 4 月和 2014 年 3 月汇率弹性区间改革的虚拟变量，改革前取 0，改革后取 1。式（12）用于检验假设 3，考察 2015 年“8.11 汇率中间价改革”和资本账户开放程度对外汇市场压力的交互影响。D3 为 2015 年 8 月人民币汇率中间价改革的虚拟变量，改革前取 0，改革后取 1。

### （三）研究区间

考虑到金融危机的冲击可能引起人民币外汇市场压力的走势发生结构性变化，本文采用 2008 年 1 月—2017 年 3 月的月度数据进行实证分析，以确保在稳定、开放度不断提高的环境下考察资本账户开放对人民币外汇市场压力的影响。为进一步确保所选区间数据不存在突变点，本文采用 BLS 内生结构突变检验方法中的趋势突变循序检验方法进行检验，趋势突变模型为：

$$\Delta y_t = \rho y_{t-1} + \mu + \beta t + \gamma DT_t + \sum_{i=1}^p c_i \Delta y_{t-i} + u_t, \quad u_t \sim i.i.d(0, \sigma^2)$$

其中， $DT_t = \begin{cases} 0, & t \leq T_b \\ t - T_b, & t > T_b \end{cases}$ ， $T_b$  代表样本中待考察的突变点，通常在全部样本数据  $T$  的

( $0.15T, 0.85T$ ) 的范围内取值。据此，检验的取值区间为 2000 年 1 月-2017 年 3 月，检验结果如图 3 所示。

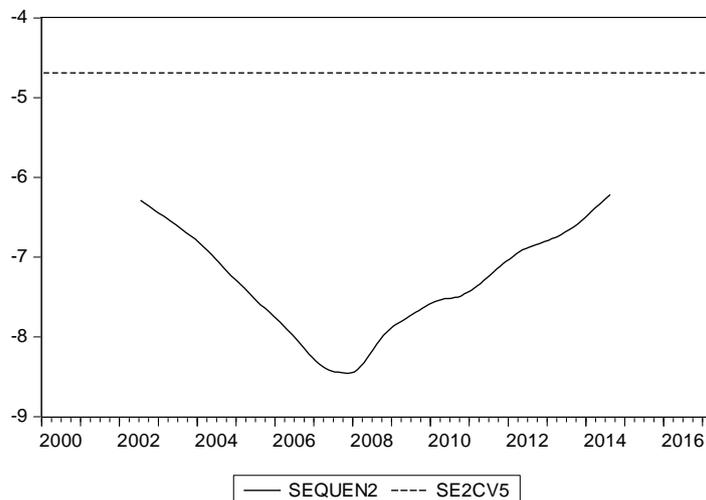


图 3 人民币外汇市场压力斜率突变循序检验结果

由于检验序列 SEQUEN2 的最低点低于 SE2CV5 表示的临界值，所以拒绝原假设，说明人民币外汇市场压力不但是趋势平稳过程，而且发生了趋势突变，取得最小 ADF 值所对应的样本点 2007 年 12 月就是可能的趋势突变点，实际突变点将从下一个时间点开始引入。因此，本文从 2008 年 1 月开始选取样本是合理的，研究区间上外汇市场压力不存在明显的结构性变化。

#### (四) 实证结果分析

##### 1. 平稳性检验

各时间序列变量 ADF 单位根检验结果如表 3 所示，在样本区间内，所选变量均为平稳序列。

表 3 ADF 单位根检验结果

变量	ADF 统计值	1%临界值	5%临界值	10%临界值	P值	结果
<i>EMP1</i>	-6.0014	-3.4908	-2.8879	-2.5809	0.0000	平稳
<i>EMP2</i>	-3.5301	-3.4931	-2.8889	-2.5815	0.0090	平稳
<i>CAR</i>	-3.8003	-3.4908	-2.8879	-2.5809	0.0039	平稳
<i>CPI</i>	-4.9235	-3.4919	-2.8884	-2.5812	0.0001	平稳
<i>Trade</i>	-5.0236	-3.4908	-2.8879	-2.5809	0.0000	平稳
<i>d(Industry)</i>	-12.2480	-3.4919	-2.8884	-2.5812	0.0000	平稳

##### 2. 实证结果说明

表 4 列示了资本账户开放度对人民币外汇市场压力的影响。可以看出，列 (1) 中 CAR 的系数显著为负，由于汇率为直接标价法，因此这一结果说明在当前阶段，资本账户开放

度的提高将会加剧人民币的升值压力，这与本文假设 1 的预期相符。列（2）为考虑汇率弹性区间改革后的回归结果。结果显示，在考虑了 2012 年 4 月和 2014 年 3 月的汇率弹性区间改革之后，CAR 的系数仍然显著为负，说明资本账户开放对外汇市场压力仍有显著的升值效应。比较两个交乘项的系数可以发现，D1\*CAR 的系数不显著而 D2\*CAR 的系数显著为负，说明虽然 2012 年汇改对资本账户开放升值效应的影响并不明显，但 2014 年的汇率弹性区间扩大改革政策却显著减弱了资本账户开放的升值效应，2014 年汇率制度改革的效果比 2012 年更为显著。这一结果表明在汇率市场化改革的过程中，汇率弹性区间扩大的影响随着改革进程和时间的推移变得愈发明显，弹性区间扩大会显著减弱资本账户开放对外汇市场压力的影响，从而验证了本文的假设 2。

列（3）为考虑 2015 年 8 月人民币中间价改革的回归结果。同样地，列（3）中 CAR 的系数仍然显著为负，而交乘项的系数则显著为正。这一结果说明 2015 年的汇率中间价改革显著削弱了资本账户开放对外汇市场压力的升值影响，甚至会带来贬值压力，汇率市场化改革和资本账户开放在影响外汇市场压力方面存在着替代作用，从而使假设 3 得到验证。这一结果还表明，中国 2015 年 8 月—2017 年上半年以来人民币兑美元的持续贬值很可能是汇率制度改革而非资本账户开放所造成，可以通过进一步扩大资本账户开放程度来缓解汇率市场化改革带来的不利影响。

表 4 资本账户开放对外汇市场压力影响的回归结果

变量	EMPI		
	(1)	(2)	(3)
Constant	0.2954 (0.9517)	0.7249* (1.7634)	0.6392** (2.1481)
CAR	-8.0722*** (-4.7307)	-9.8345*** (-4.4212)	-9.1483*** (-5.6382)
CPI	-3.9830 (-0.3014)	-5.2465 (-0.4319)	-5.1783 (-0.4407)
Trade	0.214*** (4.8553)	-0.904* (1.7545)	0.812* (1.7627)
d(Industry)	-0.0010 (-0.4444)	-0.0011 (-0.5386)	-0.0015 (-0.8067)
D1	—	-0.8292 (-0.9092)	—
D2	—	-1.0280 (-1.0470)	—
D3	—	—	-1.5111** (-2.1974)
D1*CAR	—	5.9449 (0.8174)	—
D2*CAR	—	14.6392* (1.7379)	—
D3*CAR	—	—	20.4017*** (3.6017)
R <sup>2</sup>	0.3751	0.5034	0.5158

注：\*表示 10%以下显著，\*\*表示 5%以下显著，\*\*\*表示 1%以下显著；括号内为 t 值。下同。

### 3. 稳健性检验

本文首先使用包含利差项的外汇市场压力指数 EMP2 替换 EMP1，同时使用弹性区间的实际数值 (D0) 直接回归。回归结果如表 5 所示。其中，列 (1) 为资本账户开放程度对外汇市场压力的回归结果，列 (2) 将汇率弹性区间改革加入回归方程，列 (3) 加入了人民币汇率中间价改革的虚拟变量，研究“8.11 汇改”如何改变资本账户开放对外汇市场压力的影响。结果显示，使用不同的外汇市场压力和汇率弹性区间的测度方法后，回归结果并未发生改变，资本账户开放对人民币兑美元的升值压力仍有显著影响，并且这种影响会因汇率的市场化改革而有所削弱，回归结果稳健。

此外，为解决内生性问题，本文将解释变量资本账户开放程度 (CAR) 滞后一期，回归结果如表 5 的列 (4) — (6) 所示。结果显示，上一期资本账户开放程度提高同样会显著影响本期外汇市场压力，促进人民币升值；汇率弹性区间改革和人民币汇率中间价改革等政策也将显著减弱上一期资本账户开放对人民币升值压力的影响，这进一步表明本文的回归结果稳健。

表 5 资本账户开放程度对外汇市场压力的影响的稳健性检验

变量	EMP2 (1)	EMP2 (2)	EMP2 (3)	EMP1 (4)	EMP1 (5)	EMP1 (6)
Constant	2.1407*** (5.8485)	3.4233*** (5.7847)	2.6159*** (7.0547)	0.3660 (1.2540)	0.6705 (1.3781)	0.5120* (1.7982)
CAR	-12.9074*** (-6.4149)	-23.4940*** (-6.4770)	-14.9165*** (-7.3776)	—	—	—
CAR (-1)	—	—	—	-8.4103*** (-5.3570)	-12.6245*** (-4.2227)	-8.4874*** (-5.6062)
CPI	10.3141 (0.6618)	8.2380 (0.5721)	8.9065 (0.6083)	-3.2573 (-0.2527)	-7.5629 (-0.6167)	-4.6921 (-0.3936)
Trade	0.174*** (3.3483)	0.831 (1.3578)	0.693 (1.2076)	0.215*** (5.0422)	0.110** (2.0897)	0.101** (2.1473)
d(Industry)	-0.143 (-0.0006)	-0.0001 (-0.0564)	-0.0004 (-0.1800)	-0.0013 (-0.6136)	-0.0007 (-0.3857)	-0.0012 (-0.7762)
D0	—	-1.7259*** (-3.3032)	—	—	-0.7481 (-1.5801)	—
D3	—	—	-2.5502*** (-2.9761)	—	—	-0.6353 (-0.7762)
D0*CAR	—	16.7882*** (4.2029)	—	—	—	—
D3*CAR	—	—	25.7215*** (3.6440)	—	—	—
D0*CAR (-1)	—	—	—	—	9.7649*** (2.6568)	—
D3*CAR (-1)	—	—	—	—	—	12.4899* (1.8849)
R <sup>2</sup>	0.3941	0.4945	0.4758	0.4046	0.4762	0.5029

### 4. 进一步研究：资本账户开放对外汇市场压力影响的机制分析

上述研究表明，当前经济平稳发展阶段，中国资本账户开放程度将会增大人民币的升

值压力，而汇率市场化改革将有效减弱这一影响。不过实际资本账户开放程度的提高既可能是资金流入增加所致，也可能是资金流出增加导致，因此资本账户开放对外汇市场压力产生影响的具体机制仍需要进一步探讨和研究。从影响机制上看，资本账户开放和汇率市场化改革均会对投资者行为产生影响，而投资者则会通过资产配置等行为影响资金流动方向，进而影响外汇供求，最终作用于外汇市场压力（Erten & Ocampo, 2013），当资金流入大于流出时，将会给本币带来升值压力，反之则带来贬值压力。基于此，本文将进一步构建实证模型，以资金净流入为研究对象，从投资者行为的角度实证考察资本账户开放对外汇市场压力的影响。由此提出如下假设：

假设 4：资本账户开放将促进资金净流入。

假设 5：汇率市场化改革将减少资金净流入。

在对假设 4 和假设 5 进行验证的基础上，本文将进一步考察资金净流入是否会使外汇市场的升值压力增大，提出如下假设：

假设 6：资金净流入将使人民币升值压力增大。

为检验上述假设，本文构建如下回归方程：

$$NetInflow_t = \alpha + \beta_1 I_t + \beta_2 CPI_t + \beta_3 Trade_t + \beta_4 d(Industry)_t + \beta_5 CAR_t + \varepsilon_t \quad (13)$$

$$NetInflow_t = \alpha + \beta_1 I_t + \beta_2 CPI_t + \beta_3 Trade_t + \beta_4 d(Industry)_t + \beta_5 D_t^1 + \beta_6 D_t^2 + \varepsilon_t \quad (14)$$

$$NetInflow_t = \alpha + \beta_1 I_t + \beta_2 CPI_t + \beta_3 Trade_t + \beta_4 d(Industry)_t + \beta_5 D_t^3 + \varepsilon_t \quad (15)$$

$$EMPI_t = \alpha + \beta_1 NetInflow_t + \beta_2 CPI_t + \beta_3 Trade_t + \beta_4 d(Industry)_t + \varepsilon_t \quad (16)$$

其中，式（13）用于检验假设 4，式（14）和式（15）用于检验假设 5，式（16）用于检验假设 6。NetInflow 表示资金净流入，将国际收支平衡表中资本与金融项下的直接投资、证券投资、金融衍生工具投资、其他投资的资产与负债之差除以国民生产总值（GDP）计算而成。而国内外利差水平、国内通货膨胀率、贸易差额、经济增长等变量则是已有研究中发现的影响资金净流入的主要因素，其中国内外利差水平（I）采用月度 SHIBOR 隔夜利率和美国联邦基金隔夜利率之差计算。ADF 检验显示，序列 NetInflow 和 I 均为平稳序列<sup>1</sup>。其他变量的定义和计算与前文相同。

表 6 为资本账户开放对外汇市场压力影响的机制分析检验结果。列（1）反映了资本账

<sup>1</sup>Netinflow 的 t 值为-3.6021，p 值为 0.0072；I 的 t 值为-2.9883，p 值为 0.0392。

户开放对资金净流入的影响，列（2）和列（3）分别反映了汇率弹性区间改革和中间价改革对资金净流入的影响，列（4）则反映了资金净流入对外汇市场压力的影响。从中可以看出，变量 CAR 的系数显著为正，汇率改革虚拟变量 D2 和 D3 的系数均显著为负，表明资本账户开放程度提高引起资金流入，汇率弹性区间扩大和中间价改革则会导致资金流出，从而验证了本文的假设 4 和假设 5。进一步地，列（4）中 Netinflow 的系数显著为负，表明资金净流入确实会增大外汇市场压力，从而验证了假设 6。在假设 4 至假设 6 得到验证的基础上，本文得到如下结论：资本账户开放程度提高会引起资金流入，进而给人民币带来升值压力，但汇率市场化改革通过引发资金流出来减缓资本账户开放带来的人民币升值压力，资本账户开放和汇率市场化改革均可以通过影响投资者行为，进而改变资金流动方向来对外汇市场压力产生影响。这为理解资本账户开放和汇率市场化改革影响外汇市场压力的影响机制提供了一种基于事实的研究证据。

表 6 资本账户开放对外汇市场压力影响的机制分析

变量	Netinflow	Netinflow	Netinflow	EMP1
	(1)	(2)	(3)	(4)
Constant	-0.0180 (-1.4953)	0.0249*** (4.1925)	0.0271*** (4.5307)	-0.8081*** (-4.2468)
NetInflow	—	—	—	-5.9659* (-1.8066)
CAR	0.2294*** (4.2353)	—	—	—
CPI	0.3492 (0.8901)	0.6344 (1.6380)	0.6831* (1.7506)	-9.3118 (-0.6478)
Trade	-0.0035*** (-2.6585)	-0.0007 (-0.4045)	-0.0024 (-1.6134)	0.238*** (4.8443)
d(Industry)	-0.148 (-0.2340)	-0.134 (0.8336)	-0.0671 (-0.1040)	-0.0003 (-0.1324)
I	0.0070*** (3.3777)	0.0042** (1.9890)	0.0022 (1.1146)	—
D1	—	-0.0090 (-1.3559)	—	—
D2	—	-0.0191** (-2.5325)	—	—
D3	—	—	-0.0263*** (-3.7666)	—
R <sup>2</sup>	0.2843	0.2808	0.2616	0.2648

## 五、结论与建议

本文以外汇市场压力为研究对象，从理论和实证两个方面考察了中国资本账户开放进程对外汇市场风险的影响以及汇率市场化改革在这一进程中的作用，并就影响机制进行了深入分析。研究发现：（1）资本账户开放会给人民币带来显著的升值压力，开放程度越高，升值压力越大；（2）汇率的市场化改革会显著削弱资本账户开放带来的升值影响，甚至会造成贬值压力；（3）资本账户开放和汇率市场化改革均会通过影响投资者行为而对外汇市

场压力产生作用，资本账户开放会造成投资者的资金净流入增加，推动人民币升值，而汇率市场化改革则会造成资金净流入减少，从而导致人民币贬值，二者在机制上相互影响、相互作用。

本文的上述结论具有如下重要的政策启示：

首先，在稳步推进资本账户开放的进程中，外汇市场的货币危机风险将得到有效释放，但应注意防范与资产价格上涨相关的货币升值风险的积聚。本文的研究表明，在当前经济平稳发展的时期，资本账户开放会引发资金的净流入、给人民币带来升值压力，这非但不会带来与本币贬值相关的货币危机风险，反而有助于化解该类风险。但持续的升值预期有可能持续推高国内的资产价格，在为经济体系积聚风险的同时，也不利于经济结构的调整。因此，在现阶段资本账户不断开放的过程中，应特别注意防范资产价格的快速上涨并进一步加强对各类投机行为的管理，抑制资金在金融体系内的空转，有序引导资金流向实体经济，防范经济风险积聚。

其次，央行进一步深化人民币汇率市场化改革，化解资本账户开放进程中投资者出现单边预期的潜在风险，保持人民币汇率在合理均衡水平上的基本稳定。本文机制研究表明，资本账户开放和汇率市场化改革都会通过影响投资者行为，进而改变资金净流入来对外汇市场压力产生影响。事实上，金融危机之后，在中国陆续推出自贸区试点、“沪港通”以及“债券通”等资本账户开放措施的背景下，随着外国投资者的资产配置渠道进一步拓宽，人民币汇率变动虽有波动起伏，但资金净流入的整体趋势没有改变，导致投资者容易产生人民币升值的单边预期。这就要求央行必须推动汇率的市场化改革，减缓资金净流入持续增加的态势，在资本账户开放的进程中进一步引导投资者形成合理预期，化解单边预期风险。

最后，汇率市场化改革应适应我国经济和金融市场对外开放的需要，选择合适的时机推动汇率市场化进程。实证研究表明，扩大汇率弹性区间以及中间价改革等措施都会减弱资本账户开放的升值影响，甚至会导致贬值压力的产生。因此，汇率市场化改革应与资本账户开放进程相协调，适应我国经济和金融市场对外开放的需要，注重在人民币存在较强升值压力时择机进行汇率的市场化改革，既有利于释放升值压力，更有助于防范本币大幅贬值的潜在风险，从而可以实现外汇市场压力在两个方向上的有效抵消，让风险积聚转变为风险释放，使央行在开放中化解风险成为可能。

## 参考文献

- [1] 陈创练, 姚树洁, 郑挺国, 欧璟华. 利率市场化, 汇率改制与国际资本流动的关系研究[J]. 经济研究, 2017 (4): 64-77
- [2] 管涛. 尊重价值规律: 人民币汇率形成机制改革未来之出路[J]. 金融研究, 2016 (2): 113-120
- [3] 郭桂霞, 彭艳. 我国资本账户开放的门槛效应研究[J]. 金融研究, 2016 (3): 42-58
- [4] 何启志. 新常态背景下汇率市场化改革与汇率波动性研究[J]. 国际金融研究, 2017 (3): 67-76
- [5] 黄均华. 资本账户开放对货币市场稳定性的影响——基于 PSTR 模型的全球比较证据[J]. 世界经济研究, 2017 (2): 3-11
- [6] 靳玉英, 周兵, 张志栋. 新兴市场国家外汇市场压力吸收方式的比较研究[J]. 世界经济, 2013 (3): 54-79
- [7] 李巍, 张志超. 汇率弹性, 外汇储备对消费需求 and 国内信贷的影响——基于资本账户开放的视角[J]. 金融评论, 2010 (5): 82-93
- [8] 杨小海, 刘红忠, 王弟海. 中国应加速推进资本账户开放吗? ——基于 DSGE 的政策模拟研究[J]. 经济研究, 2017 (8): 49-64
- [9] 张春宝, 石为华. 中国资本账户开放与外汇市场压力风险研究[J]. 世界经济与政治论坛, 2015 (4): 72-87
- [10] 张明. 中国资本账户开放: 行为逻辑与情景分析[J]. 世界经济与政治, 2016 (4): 139-155
- [11] Akram G M, Byrne J P. Foreign Exchange Market Pressure and Capital Controls[J]. Journal of International Financial Markets, Institutions and Money, 2015, 37: 42-53
- [12] Blanchard O, Ostry J D, Ghosh A R, et al. Are Capital Inflows Expansionary or Contractionary? Theory, Policy Implications, and Some Evidence[J]. IMF Economic Review, 2017, 65 (3): 563-585
- [13] Blanchard O, Ostry J D, Ghosh A R, et al. Do Capital Flows Need to Be Tamed? Capital Flows: Expansionary or Contractionary? [J]. The American Economic Review, 2016, 106 (5): 565-569
- [14] Chinn M D, Ito H. A New Measure of Financial Openness[J]. Journal of comparative policy analysis, 2008, 10 (3): 309-322
- [15] Eichengreen B. Capital Account Liberalization: What do Cross-Country Studies Tell Us? [J]. The world bank economic review, 2001, 15 (3): 341-365
- [16] Erten B, Ocampo J A. Capital Account Regulations, Foreign Exchange Pressure, and Crisis Resilience[J]. Initiative for Policy Dialogue Working Paper Series, 2013

- [17] Gabaix X, Maggiori M. International Liquidity And Exchange Rate Dynamics[J]. The Quarterly Journal of Economics, 2015, 130 (3): 1369-1420
- [18] Hegerty S W. Exchange Market Pressure, Commodity Prices, and Contagion in Latin America[J]. The Journal of International Trade & Economic Development, 2014, 23 (1): 56-77
- [19] Klein M W. Capital Account Openness and the Varieties Of Growth Experience[R]. National Bureau of Economic Research, 2003
- [20] Lane P R, Milesi-Ferretti G M. The External Wealth of Nations Mark II: Revised and Extended Estimates of Foreign Assets and Liabilities, 1970–2004[J]. Journal of international Economics, 2007, 73 (2): 223-250
- [21] Ma G, McCauley R N. Financial Openness of China and India: Implications for Capital Account Liberalisation[R]. Bruegel Working Paper, 2014
- [22] Maturu B O. Short Term Capital Flows and Pressure on the Exchange Rate in Kenya[J]. Advances in Economics and Business, 2017, 5 (5): 288-307
- [23] Panday A. Impact of Monetary Policy on Exchange Market Pressure: The Case of Nepal[J]. Journal of Asian Economics, 2015, 37: 59-71
- [24] Trabelsi M, Cherif M. The Causality Issue in the Financial Openness and Economic Growth Nexus: Empirical Evidence from Selected Emerging Countries: 1975-2011[J]. Journal of Applied Finance and Banking, 2016, 6 (1): 95-109

# Capital Account Liberalization, Exchange Rate Liberalization and the Risk of Foreign Exchange Market

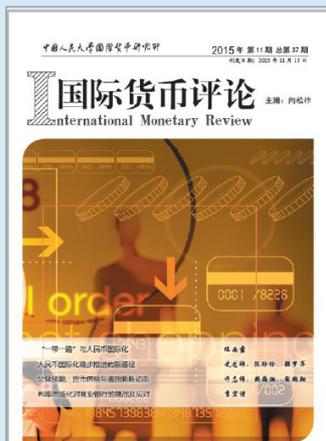
—A Theoretical and Empirical Analysis Based on Exchange Market Pressure

**Xi Zhao**

**Abstract:** This paper studies the impact of capital account liberalization on exchange market pressure, and further analyzes how exchange rate liberalization changes such impact. By developing a two-country portfolio model and conducting the empirical analysis, we find that capital account liberalization increases the appreciating pressure of RMB by causing net capital inflows at present. Also, exchange rate liberalization will weaken the appreciating effect of capital account liberalization. We conclude that capital account liberalization has more impact on appreciating risk rather than monetary crisis, while exchange market pressure has the opposite effects. So exchange rate liberalization and capital account liberalization should coordinate with each other to release exchange market pressure and ensure the healthy development of the economy.

**Key words:** Capital Account Liberalization, Exchange Market Pressure, Exchange Rate Liberalization

## 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

